

金融监管与商业信用供给

——基于资管新规的准自然实验

洪金明¹ 袁一辰¹ 江红²

(1.中国财政科学研究院研究生院,北京 100142;2.莱西姆大学克拉罗·雷托高等研究院,马尼拉 1002)

摘要:本文以2015—2021年我国沪深A股非金融业上市公司为样本,运用广义双重差分模型实证考察了资管新规实施对商业信用供给的影响。研究结果显示,资管新规实施后,前期金融化水平越高的企业商业信用供给增加越多,经过一系列稳健性检验后实证结果依然稳健。机制分析发现,资管新规的实施通过抑制企业金融化、降低经营风险和缓解融资约束提高企业商业信用供给。异质性分析表明,较高的市场地位削弱了资管新规实施对商业信用供给的影响,而较多的银行信用、较宽松的货币政策和较高的影子银行发展水平却能增强资管新规实施对商业信用供给的影响。进一步分析发现,资管新规实施主要促进了一年以内和对下游客户的商业信用供给;资管新规的实施通过促进商业信用供给助力企业实现主业发展。本文的研究表明实施资管新规能够推动实体经济的健康发展,推动供应链上下游企业协同发展,对金融更好服务于实体经济具有重要的政策意义。

关键词:金融监管;资管新规;商业信用供给;影子银行;企业金融化水平

中图分类号:F832.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2024)04-0056-14

一、引言

伴随着我国经济的持续增长,金融市场中的资产管理业务取得了较快的发展,由此推动了影子银行等非正规金融规模的迅速扩张,其规模在高峰时达到100.4万亿元^[1]。影子银行在一定程度上弥补了正规金融的缺陷,缓解了中小企业的融资约束,但助长了银行金融机构的监管套利行为^[2],导致实体经济出现“脱实向虚”的趋势,影响了金融服务实体经济的能力,甚至可能诱发系统性金融风险^[3]。党的二十大报告明确要求“加强和完善现代金融监管,强化金融稳定保障体系,依法将各类金融活动全部纳入监管”。2023年10月召开的中央金融工作会议提出“加快建设金融强国”,更加突出对全面加强金融监管、防范化解风险的要求。为有效治理影子银行业务以守住不发生系统性风险的底线,中国人民银行等四部门于2018年4月27日联合发布了《关于规范金融机构资产管理业务的指

收稿日期:2023-10-18

基金项目:国家统计局优选项目“数据资产会计核算问题研究(2023LY022)

作者简介:洪金明(1981—),男,江苏泰州人,中国财政科学研究院研究生院副研究员,博士;

袁一辰(1998—),男,山东平原人,中国财政科学研究院研究生院博士生;

江红(1998—),女,河南邓州人,莱西姆大学克拉罗·雷托高等研究院博士生。

导意见》(以下简称资管新规),旨在统一同类资产管理产品监管标准。资管新规是资产管理行业内首个统一的监管政策,能够规范金融机构资产管理业务,为金融强国建设奠定扎实的基础。

近年来,我国实体经济面临的外部环境日趋复杂。2024年政府工作报告提出“增强产业链供应链韧性和竞争力”,保持产业链供应链稳定对实体经济发展起着至关重要的作用。作为稳定产业链供应链的重要举措,也是产业链供应链上重要的资金配给机制,商业信用供给在全球范围内被广泛使用。企业商业信用供给的决策不但需要考虑企业自身的经济实力,还需要结合企业的外部经营环境。研究表明,货币政策^[4]、经济政策不确定性^[5]、社会保险法的实施^[6]等均能影响企业商业信用供给。那么,资管新规作为重要的外部监管环境因素是否影响前期金融化水平高企业的商业信用供给?这种影响通过何种机制产生作用?这种影响在不同的情境下是否存在差异?为回答这些问题,本文以2015—2021年我国沪深A股市场非金融行业上市公司为样本,运用广义双重差分模型进行实证研究。

本文存在以下三方面的边际贡献。(1)丰富金融监管对微观企业商业信用供给决策的影响研究。已有文献主要研究了资管新规如何影响企业融资^[7]、实体投资^[8]、企业集团内部资本市场资源配置^[9]等。本文从供应链视角考察资管新规对企业商业信用供给的影响,并从企业金融化、经营风险和融资约束等角度探讨了影响机制,深化了中国式金融监管对实体企业财务行为影响的认识。(2)拓宽商业信用供给的外部影响因素研究。现有研究表明货币政策^[4]、经济政策不确定性^[5]、社会保险法^[6]等能够影响企业的商业信用供给。本文从金融监管的角度考察资管新规实施对商业信用供给主体及其期限的影响,并深入分析了不同情境下资管新规影响的差异性,丰富了外部监管环境对商业信用的影响及不同情境下的差异性。(3)研究结论具有较强的政策意义。本文的研究表明资管新规的实施促进商业信用供给能够提升主业的发展,表明有效的金融监管能够促进实体企业的发展,为金融监管的有效性提供了较好的经验证据。

二、文献回顾

金融监管实施的效果一直是金融领域关注的重要内容,已有文献形成了两种对立观点。第一种是金融监管有效观。研究发现金融监管在维护金融稳定^[10]、缓解宏观经济波动^[11]、促进实体经济发展^[12]等宏观层面,以及提高审计质量^[13]、增加实体投资^[8]、促进企业集团内部资本市场资源再配置^[9]等微观方面具有积极作用。第二种是金融监管无效观。研究表明,金融监管在促进影子银行膨胀^[14]、提高银行业风险^[15]、抑制产出^[16]、降低利率传导效率^[17]等宏观层面,以及抬升企业融资成本^[7]、加剧民营企业融资约束^[18]等微观层面具有消极作用。可见,金融监管是一把双刃剑,可能对实体企业产生不同的影响。在金融监管的政策中,资管新规属于一种重要的举措,对实体经济的财务行为有着关键的影响。

商业信用供给作为企业促销的重要手段,学者们对其影响因素开展了大量的实证研究。从企业层面看,议价能力^[19]、客户关系型交易^[20]、数字化转型^[21]、资金实力^[22]等方面均能对企业商业信用供给产生重要的影响。从外部环境看,企业商业信用供给受到货币政策^[4]、股票市场^[23]、政策不确定性^[5]等方面的影响。然而,目前少有文献关注金融行业监管政策可能会对商业信用供给产生何种影响,尽管已有研究从首次公开发行、股票流动性、金融危机等角度展开了商业信用供给有关研究,但也仅关注到金融领域的有关现象或行为。本文基于供应链视角探究资管新规实施的效果,既可以提供金融监管有效性的经验证据,又可以拓宽商业信用供给影响因素的研究。

三、理论分析与研究假设

近年来,我国实体经济面临产能过剩、供给侧和需求侧结构性失衡等矛盾^[3],越来越多的非金融企业出于盈利的考虑,开始加大对金融领域的投资力度,或是开展影子银行业务,即实体投资与金融投资之间巨大的收益率差距驱动了企业金融化。影子银行由于缺乏有效的监管,会加剧金融领域的

潜在风险。在守住不发生系统性金融风险底线的要求下,资管新规的实施加大了影子银行业务的管理力度,限制了企业借助资产管理业务从事影子银行活动,在一定程度上降低了企业的盈利能力。为此,企业会采取相关的措施提升盈利空间。此时,资管新规的实施会促进企业的实体投资,从而增强盈利基础。商业信用供给作为企业促进销售的重要手段,同样可以提高企业盈利能力,它是否会受到资管新规的影响值得探讨。本文认为,资管新规的实施能够抑制企业金融化、降低经营风险、缓解融资约束进而提高商业信用供给水平,最终提高企业的盈利能力。

首先,资管新规通过抑制企业金融化提高商业信用供给的意愿。资管新规的实施能够遏制多层嵌套、解决期限错配、打破刚性兑付,从金融投资渠道和投资意愿两方面限制了企业借助资管产品进行金融领域的投资,从而抑制了企业金融化。第一,为了实现监管套利,企业往往会选择通道业务,采取多层嵌套的方式使其放贷行为合规化^[8]。资管新规明确规定采取穿透式监管,资产管理产品如存在多层嵌套,向上需要识别出产品的最终投资者,而向下则需要识别出产品的底层资产。这一规定限制了企业借助资产管理业务参与影子银行活动的渠道^[16]。第二,资管新规强调加强资管产品久期管理,规定了封闭式资管产品的90天期限下限,其目的在于降低期限错配风险,这无疑将显著延长企业在资管产品上的金融投资时间,增加了投资的不确定性。由于金融投资的高风险性,企业更愿意参与短期金融投资^[24],从而降低了企业从事资产管理相关金融投资的积极性。第三,资管新规打破了刚性兑付,即便出现兑付困难也不允许金融机构垫资兑付。在没有资管产品发行机构背书的情况下,产品收益情况完全取决于市场,投资风险进一步加大,更加弱化了企业对资管产品的投资意愿。资管新规的实施抑制了企业金融化,影响了企业的获利能力。根据资源配置理论,当原有盈利渠道受限时,企业有动机将资源转而投向其他方面。已有研究指出,商业信用供给可以实现降低企业交易成本^[25]、减少客户流失风险^[26]、提高企业经营收入^[27]等作用,能够更好地促进业绩提升。因此,企业有动力和意愿扩大商业信用供给,通过放宽商业信用促进销售,做大做优做强主业直接获得更为稳定的利润和现金流,这有助于弥补金融化抑制后的盈利基础。

其次,资管新规通过降低经营风险提高商业信用管理的能力。影子银行体系存在高杠杆、高信息不对称和法律主体不明等特征,其投资风险相较传统金融投资更高。实体企业在金融资产合理配置和风险管控等方面存在欠缺,难以驾驭复杂的风险管理能力,需要较高的风险承担水平^[28],非金融企业参与影子银行活动将显著提升经营风险^[3]。商业信用供给尽管可以促进销售,但同样也面临着被客户拖欠款项的风险等。同时,商业信用供给意味着较高的成本,主要包括机会成本、管理成本和坏账成本。企业提供商业信用供给既会增加应收款项的规模,提高发生坏账的风险,又会增加自身资金被占用的数量,加大营运资金周转的压力。而资管新规的实施旨在限制影子银行业务,能够降低企业经营风险,使得企业有更多的资源从事其他业务风险管理,有效的风险管理能降低商业信用供给的潜在损失,从而提高商业信用供给水平。

最后,资管新规通过缓解融资约束提高企业商业信用供给的能力。资管新规实施能够从降低融资成本和提高资金可得性两方面缓解企业融资约束。一方面,资管新规实施可能降低企业融资成本。资管新规打破刚性兑付,加快理财产品的预期收益型向净值型的转化,市场无风险利率对理财产品收益预期的锚定逐渐发生改变^[8]。曾经作为市场无风险利率参考对象的理财产品收益预期下降将可能引致无风险利率的下降,进而降低企业融资成本。另一方面,资管新规实施可能提高企业资金可得性。由于影子银行业务的高收益性,企业往往更愿意将资金投入金融领域,存在大量的融资需求。资管新规的实施抑制影子银行业务领域的投资渠道,原本投资于金融领域的资金将被用于满足企业其他方面的资金需求。企业涉足金融投资会提高企业的股价崩盘风险,加大企业的融资难度。资管新规的实施在很大程度上降低了有关风险,提高了企业融资能力。企业对外提供商业信用需要良好的流动性和充足的营运资金为前置条件^[29],融资约束的缓解既可以将原本投资于金融化领域的资金用于商业信用供给方面,也可以通过更便利的融资渠道获取更多资金,从而提高企业的商业信用供给能力。

综合以上分析,前期金融化水平越高的企业在资管新规实施后越能够抑制金融化水平、降低经营风险和缓解融资约束,这有助于企业增加商业信用供给的意愿和能力。因此,本文提出如下假设:资管新规实施以后,前期金融化水平高的企业商业信用供给将显著增加。

四、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文选取 2015—2021 年我国沪深 A 股非金融业上市公司为研究对象。参考已有研究,本文对初始样本进行如下筛选:(1)剔除金融行业上市公司;(2)剔除 ST、*ST、PT 的上市公司;(3)剔除关键数据存在缺失的上市公司;(4)剔除不满足政策处理前有三年观测值和政策处理后至少有一年观测值的上市公司。为避免极端值的影响,本文对所有连续变量进行上下 1% 的缩尾处理。企业财务数据来自 CSMAR 数据库,地区金融发展有关数据来自中国人民银行网站。

(二)模型设定和变量定义

本文主要研究资管新规的政策实施效果,但资管新规的适用对象是资产管理业务,并不存在传统双重差分模型中的处理组和控制组^[8]。然而,资管新规可能对不同金融化水平的企业产生不同的影响。本文借鉴李青原等(2022)构建的广义双重差分模型^[8],即以政策冲击前的企业金融化程度区分实验组和控制组,对研究假设进行实证检验。

$$TC_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{PreFin} \times \text{Post}_{i,t} + \sum \beta_i \text{Controls} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

式(1)中,i 和 t 分别表示企业个体和年份。TC 为商业信用供给,参考陆正飞和杨德明(2011)的研究^[30],使用应收账款、应收票据和预付账款三者之和占总资产的比例衡量商业信用供给(TC)。PreFin×Post 作为解释变量,参考李青原等(2022)的研究^[8],本文以资管新规实施前三期企业金融化水平的均值来衡量企业受资管新规影响的程度,将其命名为 PreFin。对于金融化水平的度量,本文使用交易性金融资产、买入返售金融资产、可供出售金融资产、持有至到期投资和投资性房地产之和占总资产的比例衡量。同时,因为资管新规自 2018 年开始实施,本文将时间变量 Post 设定为 2018 年及以后取 1,否则取 0。

参考已有关于商业信用供给的研究,本文选取企业规模(Size)、资产负债率(Lev)、总资产净利率(ROA)、经营活动现金流(OCF)、成长性(Growth)、议价能力(Power)、产权性质(SOE)、董事会规模(Board)、独立董事占比(Rind)、第一大股东持股比例(TopOne)和企业年龄(Age)作为控制变量,同时控制企业个体(Firm)和年份(Year)固定效应。具体的变量定义如表 1 所示。

表 1 变量定义

变量名称	变量符号	变量定义
商业信用供给	TC	(应收账款+应收票据+预付账款)/总资产
受资管新规影响程度	PreFin	政策实施前三期金融化水平的均值
时间	Post	2018 年及以后取 1,否则取 0
资管新规政策效应	PreFin×Post	PreFin 和 Post 的交乘项
企业规模	Size	期末总资产的自然对数
资产负债率	Lev	总负债/总资产
总资产净利率	ROA	净利润/总资产
经营活动现金流	OCF	经营活动现金净流量/总资产
成长性	Growth	(本期营业收入-上期营业收入)/上期营业收入
议价能力	Power	营业收入在同年度同行业中占比
产权性质	SOE	国有企业取 1,非国有企业取 0
董事会规模	Board	董事会总人数
独立董事占比	Rind	独立董事人数/董事会总人数
第一大股东持股比例	TopOne	第一大股东持股数/总股本
企业年龄	Age	观测年份-成立年份

本文重点关注交乘项 PreFin×Post 的估计系数 β_1 ,若 β_1 大于零且在统计学上显著,说明资管新

规实施以后,前期金融化水平越高的企业商业信用供给增加越多,表明本文的研究假设成立。

五、实证结果与分析

(一)描述性统计

表 2 列示了主要变量的描述性统计结果。TC 的平均值为 0.162,即观测期内样本企业的商业信用供给占总资产的比例平均为 16.2%,平均而言商业信用供给规模较大;其最大值为 0.543,最小值为 0.002,说明样本中企业商业信用供给的差异较大。PreFin 的平均值为 0.038,表示样本企业的前期金融化程度平均水平为 3.8%。Post 的平均值为 0.570,表明资管新规实施后的样本占比为 57%,样本分布较为均衡。其他变量的描述性统计结果与已有研究基本一致。

表 2 描述性统计

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
TC	16568	0.162	0.121	0.002	0.543
PreFin	16568	0.038	0.062	0	0.353
Post	16568	0.570	0.495	0	1
PreFin×Post	16568	0.021	0.051	0	0.353
Size	16568	22.533	1.294	20.030	26.458
Lev	16568	0.439	0.199	0.063	0.900
ROA	16568	0.028	0.073	-0.360	0.188
OCF	16568	0.010	0.029	-0.024	0.217
Growth	16568	0.167	0.430	-0.597	2.724
Power	16568	0.006	0.016	0	0.119
SOE	16568	0.378	0.485	0	1
Board	16568	8.503	1.686	3	17
Rind	16568	0.378	0.055	0.333	0.571
TopOne	16568	0.331	0.143	0.081	0.721
Age	16568	19.808	5.531	5	54

(二)基准回归

表 3 展示了回归分析结果。第(1)列为不添加控制变量的回归结果,交乘项 PreFin×Post 的系数为 0.086,且在 1%的水平上显著,说明资管新规实施能够提高前期金融化水平高的企业商业信用供给,初步验证了本文的假设。第(2)列为加入了全部控制变量后的回归结果,交乘项 PreFin×Post 的系数为 0.087,仍然在 1%的水平上显著,表明前期金融化水平高的企业在资管新规实施后商业信用供给平均增加 8.7%,本文假设得到验证。

表 3 基准回归

变量	(1)	(2)
	TC	TC
PreFin×Post	0.086*** (8.752)	0.087*** (8.749)
Controls	No	Yes
Year FE	Yes	Yes
Firm FE	Yes	Yes
N	16568	16568
Adj_R ²	0.821	0.824

注: *、** 和 *** 分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平,括号内为 t 值。下表同。

(三)稳健性检验

1. 替换被解释变量

本文分别用营业收入和营业成本对应收账款、应收票据和预付账款之和进行标准化处理,并命名为 TC2 和 TC3,代入模型(1)中进行回归。回归结果如表 4 第(1)(2)列所示,交乘项 PreFin×Post 的系数分别为 0.214 和 0.410,且在 1%的水平上显著,与基准回归结果相符。

2. 替换解释变量

(1)改变前期金融化水平衡量方式。本文以交易性金融资产、衍生金融资产、可供出售金融资产、持有至到期投资和投资性房地产之和占总资产的比例衡量金融化水平,并对 2018 年之前三期金融化水平取均值得到 PreFin2,与 Post 交乘得到 PreFin2×Post 代入模型(1)中进行回归。回归结果如表

4 第(3)列所示,交乘项 $\text{PreFin2} \times \text{Post}$ 的系数为 0.106,且在 1%的水平上显著,与基准回归结果相符。

本文以交易性金融资产、买入返售金融资产、可供出售金融资产、发放贷款及垫款和持有至到期投资之和占总资产的比例衡量金融化水平,并对 2018 年之前三期金融化水平取均值得到 PreFin3 ,与 Post 交乘得到 $\text{PreFin3} \times \text{Post}$ 代入模型(1)中进行回归。回归结果如表 4 第(4)列所示,交乘项 $\text{PreFin3} \times \text{Post}$ 的系数为 0.109,且在 1%的水平上显著,与基准回归结果相符。

(2)改变政策处理时间定义。考虑到资管新规出台时间为 2018 年 4 月,其效果可能无法在当年完全显现,存在滞后效应,因此本文将政策处理时间定义为资管新规实施(不含当期)后各期,重新定义时间变量 Post2 ,即 Post2 在 2019 年及以后取 1,否则取 0。本文将 Post2 与 PreFin 进行交乘得到 $\text{PreFin} \times \text{Post2}$ 代入模型(1)中进行回归。回归结果如表 4 第(5)列所示,交乘项 $\text{PreFin} \times \text{Post2}$ 的系数为 0.106,且在 1%的水平上显著,与基准回归结果相符。

表 4 稳健性检验:替换变量衡量方式

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	TC2	TC3	TC	TC	TC
$\text{PreFin} \times \text{Post}$	0.214 *** (5.411)	0.410 *** (5.637)			
$\text{PreFin2} \times \text{Post}$			0.106 *** (10.618)		
$\text{PreFin3} \times \text{Post}$				0.109 *** (7.649)	
$\text{PreFin} \times \text{Post2}$					0.106 *** (10.584)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	16568	16568	16568	16568	16568
Adj_R ²	0.764	0.761	0.824	0.824	0.824

3.改变样本观测区间

(1)剔除政策处理当期。本文剔除 2018 年的样本后使用原交乘项 $\text{PreFin} \times \text{Post}$ 进行回归。回归结果如表 5 第(1)列所示,交乘项 $\text{PreFin} \times \text{Post}$ 的系数为 0.111,且在 1%的水平上显著,与基准回归结果相符。

(2)剔除受新型冠状病毒肺炎疫情影响年份。为排除新型冠状病毒肺炎疫情影响,本文剔除 2020 年及以后的样本后使用原交乘项 $\text{PreFin} \times \text{Post}$ 进行回归。回归结果如表 5 第(2)列所示,交乘项 $\text{PreFin} \times \text{Post}$ 的系数为 0.055,且在 1%的水平上显著,与基准回归结果相符。

4.使用制造业行业样本

制造业行业企业生产经营过程中涉及较多的原材料购买和产品销售,因而可能会更多地使用商业信用供给。本文选择检验制造业行业样本,只保留证监会行业分类为制造业的样本进行回归。回归结果如表 5 第(3)列所示,交乘项 $\text{PreFin} \times \text{Post}$ 的系数为 0.127,且在 1%的水平上显著,与基准回归结果相符。

5.倾向得分匹配

为了缓解样本选择偏误的影响,本文采用最近邻卡尺匹配法以基准回归中的控制变量为协变量按照 1:1 对全样本进行匹配。表 5 第(4)列是匹配后样本的回归结果,交乘项 $\text{PreFin} \times \text{Post}$ 的系数为 0.081,且在 1%的水平上显著,与基准回归结果相符。

6. 排除替代性解释

资管新规对市场整体产生了极强的资金紧缩效应,供应链上下游企业会因资管新规出台而出现融资不畅,其流动性压力的上升增加商业信用融资的需求,也会表现为供应商企业商业信用供给的上升。为排除这种替代性解释,本文按照客户集中度高低对模型(1)进行分组回归,表5第(5)列为客户集中度高组,表5第(6)列为客户集中度低组。回归结果显示,资管新规对前期金融化水平较高企业商业信用供给的促进作用在客户集中度低组与高组同样显著。对于客户集中度低的企业,其在提供商业信用时无需过多考虑客户是否急需资金,然而在资管新规实施后依然提高了商业信用供给水平,这也就推翻了前面的替代性解释,因此可以认为,资管新规促进前期金融化水平较高企业对外提供商业信用并非是受下游企业影响,而是企业做出的主动选择。

表5 稳健性检验:变更回归样本及排除替代性解释

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	TC	TC	TC	TC	TC	TC
PreFin×Post	0.111*** (9.991)	0.055*** (4.983)	0.127*** (7.568)	0.081*** (5.542)	0.055*** (3.978)	0.137*** (7.306)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	14139	11953	10385	7302	8692	7876
Adj_R ²	0.810	0.857	0.802	0.826	0.815	0.860

7. 平行趋势检验

本文采取事件研究法进行平行趋势检验。首先设置虚拟变量 Pre_3、Pre_2、Current、Post_1、Post_2、Post_3,分别在政策处理前三期、前二期、当期、后一期、后两期、后三期取1(为避免多重共线性选取政策实施前一期为基准组,不再放入回归模型),其他时间取0,之后分别与 PreFin 交乘,并将交乘项全部加入模型(1)进行回归。图1为根据上述回归结果绘制的平行趋势检验图。结果表明,资管新规实施前时间虚拟变量的回归系数无异于0,而资管新规实施后时间虚拟变量的回归系数显著异于0且为正数,说明平行趋势假定得到满足,并增强了研究结论的可靠性。

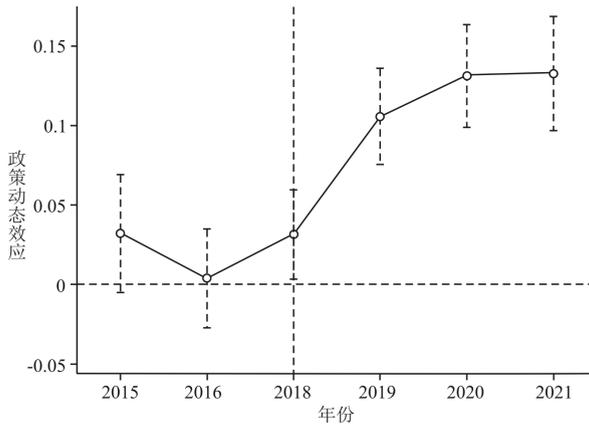


图1 平行趋势检验

8. 安慰剂检验

为了避免研究结果受到某些不可观测因素的影响,本文采用间接思路反证不可观测因素的影响。具体做法是随机生成资管新规生效时间,并将此过程重复500次,观察500次重复试验中交乘项 PreFin×Post 的估计系数,检验结果如图2所示。结果表明,估计系数分布集中在0附近,而主回归的估计系数0.087,远在虚拟解释变量系数的范围之外。安慰剂检验结果在一定程度上排除了其他政策对商业信用供给的影响。

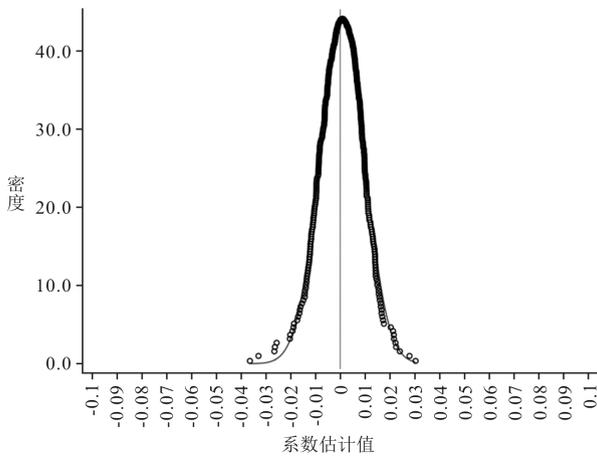


图2 安慰剂检验

(四) 机制分析

为了检验资管新规促进前期金融化水平较高企业的商业信用供给的作用机制,本文首先构建模型(2)来检验资管新规实施对企业金融化水平、经营风险和融资约束的影响,然后按照年度行业中位数,将企业上述三方面分为高、低两组对模型(1)进行分组检验。模型(2)的具体形式如下:

$$M_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{PreFin} \times \text{Post}_{i,t} + \sum \alpha_j \text{Controls} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

式(2)中,M 分别代表企业金融化水平(Fin)、经营风险(Risk)和融资约束(WW)。金融化水平使用交易性金融资产、买入返售金融资产、可供出售金融资产、持有至到期投资和投资性房地产之和占总资产的比例衡量;经营风险使用经行业均值调整的总资产收益率三年滚动计算的标准差衡量;融资约束使用 WW 指数衡量。其余变量含义与上文所述一致。

1. 资管新规的实施能够抑制企业金融化

资管新规要求实施“穿透式”监管,导致企业借助通道业务将放贷资金包装成合法合规金融投资的渠道收窄;同时,打破刚性兑付和解决期限错配的规定使得企业参与资产管理业务的风险明显放大,出于风险规避动机企业将减少相关金融投资。资管新规的实施将从收窄投资渠道和削弱投资意愿两方面发挥作用,使企业金融化水平降低。根据资源配置理论,企业会选择将原本用于金融投资的资金应用于其他方面以谋求自身收益最大化。对外提供商业信用具有降低交易成本、维持客户关系、缓解信息不对称等等多方面积极作用,企业有理由将原本用于金融投资的资金转而用于对外提供商业信用,从而促进企业的销售。

检验结果见表6 Panel A 第(1)列。交乘项 $\text{PreFin} \times \text{Post}$ 的系数为-0.259,且在1%的水平上显著,说明资管新规实施对前期金融化水平高的企业产生显著作用,抑制了其金融化水平,这有助于减轻金融投资对企业经营性投资所需资金的占用,有利于促进企业增加商业信用供给。结果表明资管新规的实施在遏制企业“脱实向虚”方面取得显著成效,为中国式金融监管有效性提供微观证据。Panel B 第(1)(2)列展示了按照金融化水平分为高、低两组后的检验结果,资管新规实施对商业信用供给的促进作用在金融化水平低组更强,且组间系数差异的检验结果在1%的水平上显著。结果表明,资管新规实施能够通过抑制企业金融化促进商业信用供给。

2. 资管新规的实施能够降低经营风险

资管新规可以抑制企业参与影子银行活动,从而规避影子银行带来的较高经营风险,这将使企业获得更为稳定的现金流,提高企业的商业信用供给能力。较低的经营风险同时也可以使企业不必更多地担忧因对方违约导致的资金风险,从而放松对商业信用政策的严格把控,增强企业的商业信用供给意愿。因此,资管新规的实施将可能通过降低企业经营风险而促进商业信用供给。

检验结果见表6 Panel A 第(2)列。交乘项 $\text{PreFin} \times \text{Post}$ 的系数为-0.032,且在1%的水平上显

著,说明资管新规实施对前期金融化水平高的企业产生显著作用,降低了其经营风险,结果表明资管新规的实施能够抑制影子银行业务,有助于企业防范风险。Panel B第(3)(4)列展示了按照经营风险分为高、低两组后的检验结果,资管新规实施对商业信用供给的促进作用在经营风险低组更大,且组间系数差异的检验结果在1%的水平上显著。结果证明,资管新规实施能够通过降低企业经营风险促进商业信用供给。

3. 资管新规的实施能够缓解融资约束

资管新规实施一方面可以导致曾经作为无风险利率参考对象的理财产品收益预期出现下降,引致无风险利率下降,从而降低企业融资成本;另一方面可以使企业金融投资退场加速,导致实体经济领域可用资金增多。此外,资管新规的实施将直接抑制企业参与金融投资,使企业风险水平明显下降,一定程度上减轻了企业外部投资者的顾虑,强化了投资意愿,从而提高企业的资金可得性。因此,资管新规实施可能从降低融资成本和提高资金可得性两方面缓解企业融资约束。融资约束得到缓解后,企业的资金充裕度将出现提高,对外提供商业信用则受自身资金充裕度的影响,资金充裕的企业将可能增加商业信用供给。

检验结果见表6 Panel A第(3)列。交乘项 $PreFin \times Post$ 的系数为-0.020,且在1%的水平上显著,说明资管新规实施后前期金融化水平高的企业融资约束得到明显缓解,意味着这类企业将会以更低的成本融入更多资金,提高自身资金充裕度,有利于增加商业信用供给。Panel B第(5)(6)列展示了按照融资约束程度分为高、低两组后的检验结果,资管新规实施对商业信用供给的促进作用在融资约束程度低组更大,且组间系数差异的检验结果在1%的水平上显著。结果证明,资管新规实施能够通过缓解企业融资约束促进商业信用供给。

表6 机制检验

Panel A												
变量	(1)		(2)		(3)							
	Fin		Risk		WW							
PreFin×Post	-0.259***		-0.032***		-0.020***							
	(-12.501)		(-3.455)		(-3.065)							
Controls	Yes		Yes		Yes							
Year FE	Yes		Yes		Yes							
Firm FE	Yes		Yes		Yes							
N	16568		16550		16567							
Adj_R ²	0.652		0.503		0.888							
Panel B												
变量	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)	
	Fin		Risk		Risk		Risk		WW		WW	
	高	低	高	低	高	低	高	低	高	低	高	低
PreFin×Post	0.078***	0.406***	0.056***	0.108***	0.056***	0.108***	0.080***	0.080***	0.080***	0.080***	0.091***	0.091***
	(6.093)	(4.030)	(3.185)	(6.791)	(3.185)	(6.791)	(5.039)	(5.039)	(5.039)	(5.039)	(6.264)	(6.264)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	8245	8323	8268	8282	8268	8282	8244	8244	8244	8244	8323	8323
Adj_R ²	0.849	0.840	0.794	0.881	0.794	0.881	0.815	0.815	0.815	0.815	0.871	0.871
组间系数差异	11.08***		7.87***		7.87***		9.08***		9.08***		9.08***	

(五) 异质性分析

1. 基于市场地位的异质性检验

陈世来和李青原(2023)指出,看似主动的商业信用供给实际是一种被动让利,且存在债务拖欠导

致的强制性信用,在此背后隐藏着企业非自愿成分,这种非自愿成分源自市场势力的差异^[31]。客户的议价能力是供应商进行商业信用配给决策时考虑的重要因素。通常而言,市场地位高、议价能力强的企业会从供应商处获得更多的商业信用^[32]。根据买方市场理论,强势买方在交易谈判中利用自身优势,迫使卖方提供更多的商业信用,说明市场地位会对商业信用供给决策产生影响。据此推测,当企业自身的市场地位越高时,越不会过多依赖商业信用供给来维系客户关系、促进销售,此时资管新规实施对商业信用供给的促进作用越弱。

为验证以上推测,本文参考邢立全和陈汉文(2013)的做法^[33],选取勒纳指数衡量企业的市场地位(Status),勒纳指数=(营业收入-营业成本-销售费用-管理费用)/营业收入,勒纳指数的值越大说明企业市场地位越高。本文将 Status 与 PreFin×Post 交乘,并将 Status 与交乘项 PreFin×Post×Status 加入模型(1)中进行回归,结果如表 7 第(1)列所示。在表 7 第(1)列中,以 Hetero 表示 Status,交乘项 PreFin×Post×Hetero 的系数为-0.103,且在 5%的水平上显著。回归结果说明对于市场地位越高的企业,资管新规实施对商业信用供给的促进作用越弱。

2. 基于银行信用规模的异质性检验

根据再分配理论,商业信用本质上是企业将自身从银行等金融机构获取的正规信用进行再分配,再分配的对象主要是难以获取正规信用的企业。一方面,银行信用可以直接增加企业商业信用供给能力。作为商业信用的资金来源,企业正规信用规模越大则对外提供商业信用越多^[31]。陆正飞和杨德明(2011)研究表明,银行贷款的便利性使供应商更加倾向于提供商业信用^[30]。另一方面,通过银行信用获取的资金需要寻找新的资金去向。当企业具有银行信用规模优势时,会将超出自身生产经营所需的资金投向影子银行业务^[34]。资管新规实施后,银行信用规模大的企业难以将这部分资金投向影子银行,此时投向商业信用供给促进销售是一个良好选择。据此推测,企业的银行信用规模越大,资管新规实施对商业信用供给的促进作用越强。

为验证以上推测,本文参考张会丽和王开颜(2019)的做法^[35],考虑到短期借款与流动资产配置的适配性,采用短期借款占总资产的比例衡量银行信用(BC)。本文将 BC 与 PreFin×Post 交乘,并将 BC 与交乘项 PreFin×Post×BC 加入模型(1)中进行回归,结果如表 7 第(2)列所示。在表 7 第(2)列中,以 Hetero 表示 BC,交乘项 PreFin×Post×Hetero 的系数为 0.323,且在 1%的水平上显著。回归结果说明对于银行信用规模越大的企业,资管新规实施对商业信用供给的促进作用越强。

3. 基于货币政策的异质性检验

货币政策作为重要的经济政策将对商业信用供给产生重要影响。闫先东和朱迪星(2018)指出,货币政策能够改变企业的融资环境和融资行为,进而对企业投资决策产生影响^[36]。货币政策宽松程度与商业信用供给呈现同向变动,即宽松的货币政策更有助于实现商业信用的再配置,同时这也说明了货币政策宽松时期商业信用供给由供给侧推动形成。在货币政策宽松时期,企业具有低廉的融资成本,易于获取资金。为了促成产品的尽快销售,企业愿意提供更多的商业信用。考虑到宽松的货币政策可能会给企业商业信用供给带来的影响,且当资管新规实施后企业融入的大量低成本资金难以用于资管业务,将更有可能选择将其投向商业信用供给方面。因此可以推测,货币政策越宽松,资管新规实施对商业信用供给的促进作用越强。

为验证以上推测,本文参考陆正飞和杨德明(2011)的做法^[30],定义货币政策变量 Policy=(M2 增长率-GDP 增长率-CPI 增长率),该值越大表明货币政策越宽松。本文将 Policy 与 PreFin×Post 交乘,并将交乘项 PreFin×Post×Policy 加入模型(1)中进行回归,结果如表 7 第(3)列所示。在表 7 第(3)列中,以 Hetero 表示 Policy,交乘项 PreFin×Post×Hetero 的系数为 0.007,且在 1%的水平上显著。回归结果说明货币政策越宽松,资管新规实施对商业信用供给的促进作用越强。

4. 基于影子银行发展水平的异质性检验

企业金融化除了受到自身特征的影响外,还受到外部环境的影响。地区层面的影子银行发展水平影响并反映着本地区内企业的金融化程度。当某地区影子银行发展水平越高时,往往意味着该地

区内的企业更倾向于参与影子银行活动,导致企业呈现更强的金融化趋势。资管新规的出台能够对企业影子银行业务起到抑制作用,降低企业金融化水平。企业所处地区的影子银行发展水平越高,其金融化水平在资管新规实施后越会被明显的抑制,进而将原本投资于影子银行业务领域的资金用于商业信用供给。因此可以推测,地区影子银行发展水平越高,资管新规实施对商业信用供给的促进作用越强。

为验证以上推测,本文参考李青原等(2022)的做法^[8],以某地区社会融资规模中委托贷款、信托贷款、未贴现银行票据三者之和占比表示该地区影子银行发展水平(SB)。本文将 SB 与 PreFin×Post 交乘,并将 SB 与交乘项 PreFin×Post×SB 加入模型(1)中进行回归,结果如表 7 第(4)列所示。在表 7 第(4)列中,以 Hetero 表示 SB,交乘项 PreFin×Post×Hetero 的系数为 0.084,且在 5%的水平上显著。回归结果说明影子银行发展水平越高,资管新规实施对商业信用供给的促进作用越强。

表 7 异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	TC	TC	TC	TC
PreFin×Post	0.098 *** (7.628)	0.065 *** (5.701)	0.077 *** (7.254)	0.096 *** (8.958)
Hetero	0.050 *** (5.953)	0.067 *** (5.104)	-0.001 *** (-2.772)	-0.003 ** (-2.489)
PreFin×Post×Hetero	-0.103 ** (-2.573)	0.323 *** (2.835)	0.007 *** (2.639)	0.084 ** (2.424)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm FE	Yes	Yes	Yes	Yes
N	16568	16568	16568	16568
Adj_R ²	0.824	0.824	0.824	0.824

(六)进一步分析

1.划分商业信用供给结构

为了进一步探究资管新规实施对商业信用供给的影响,本文将商业信用供给按照时间和种类两个维度进行细分。在时间方面,商业信用供给被分为一年以内和一年以上两类;在种类方面,商业信用供给被分为应收账款、应收票据、预付账款三类。本文分别将细分后的商业信用供给作为被解释变量继续利用模型(1)进行回归分析^①。

划分时间的回归结果显示,对于一年以内的商业信用供给,PreFin×Post 的系数在 1%的水平上显著为正;对于一年以上的商业信用供给,PreFin×Post 的系数并不显著。回归结果说明资管新规实施后,前期金融化水平高的企业会更倾向于提供一年以内的短期商业信用。可能的原因是,与长期商业信用供给相比,企业提供短期商业信用供给面临的坏账风险更低,更符合最优化的商业信用供给决策。

划分种类的回归结果显示,对于应收账款和应收票据,PreFin×Post 的系数均在 1%的水平上显著为正;对于预付账款,PreFin×Post 的系数不显著。回归结果说明前期金融化水平高的企业在资管新规实施后更倾向于通过应收账款和应收票据提供商业信用,旨在实现促进销售的经营性动机。

2.基于主业发展的经济后果检验

根据上文分析,资管新规实施后企业借助资产管理业务攫取高额金融投资收益的渠道收窄,从而影响自身盈利能力,更有动机对外提供商业信用以谋求自身主营业务发展、提升盈利能力。为此,本文设定模型(3)进行检验。

$$\text{Main}_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{PreFin} \times \text{Post}_{i,t} + \gamma_2 \text{TC}_{i,t} + \gamma_3 \text{PreFin} \times \text{Post} \times \text{TC}_{i,t} + \sum \gamma_j \text{Controls} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

式(3)中,Main 代表与企业主业有关的财务指标,本文选择以下两个指标进行衡量。一是主业收

入(Lnincome),对营业收入取自然对数得到;二是主业获利率(MainPerf),参考王怀明和王成琛(2020)的研究^[37],使用(营业利润-投资收益+对联营和合营企业的投资收益-公允价值变动收益)/营业收入计算得到。PreFin×Post×TC为商业信用供给与本文基准回归中解释变量的交乘项,重点关注该项前的系数 γ_3 ,回归结果见表8。

表 8 经济后果分析

变量	(1)	(2)
	Lnincome	MainPerf
TC	1.310*** (17.917)	0.023 (0.852)
PreFin×Post	-0.955*** (-9.274)	0.077 (1.372)
PreFin×Post×TC	4.750*** (6.349)	0.617* (1.889)
Controls	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes
Firm FE	Yes	Yes
N	16567	16568
Adj_R ²	0.968	0.753

表8第(1)列的因变量为主业收入,交乘项 PreFin×Post×TC 的系数在 1%的水平上显著;第(2)列的因变量为主业获利率,交乘项 PreFin×Post×TC 的系数在 10%的水平上显著。结果表明资管新规的实施在促进商业信用供给的基础上进一步提升企业的主营业务能力,无论是以营业收入衡量还是以主业获利率衡量,企业在主业增长方面均呈现出强劲动力,更加聚焦于主营业务提质增效。

六、结论与启示

为了探究资管新规实施对商业信用供给的影响,本文以我国沪深 A 股上市公司 2015—2021 年的数据为样本进行实证研究。研究结果显示,前期金融化水平越高的企业在资管新规实施后商业信用供给的增加越多。在经过替换变量衡量方式、变更回归样本、平行趋势检验以及安慰剂检验等一系列稳健性检验后,本文的研究结果依然稳健。对于前期金融化水平较高的企业,资管新规实施能够通过抑制企业金融化、降低经营风险和缓解融资约束进而增加商业信用供给。异质性分析发现,企业自身较高的市场地位会削弱资管新规实施对前期金融化水平较高企业的商业信用供给的促进作用,而在银行信用越多、货币政策越宽松、所在地影子银行发展水平越高的条件下,资管新规实施对前期金融化水平较高的企业的商业信用供给的促进作用越强。本文的进一步研究表明,资管新规实施对前期金融化水平较高的企业的商业信用供给的促进作用主要表现在一年以内的商业信用供给以及对下游客户的商业信用供给;同时,前期金融化水平较高的企业在资管新规实施后商业信用供给增加能够扩大主业规模和提升获利能力,从而支持了商业信用供给增加是出于经营性动机的观点。

本文研究结论表明资管新规的实施能够促进实体企业的良性发展,进一步证实了有效金融监管措施的重要性。因此,本文得出如下启示。第一,提高金融监管的有效性和针对性。在影子银行业务无序扩张的情况下,国家出台的资管新规能及时规范和引导影子银行业务,有效防范金融领域无序扩张所蕴藏的系统性风险。实体企业在金融化投资受限的情况下积极投身于主业的发展,通过商业信用供给扩张主业规模、提高主业利润。所以,金融监管要围绕潜在金融风险的痛点及时出台相关政策,从源头抑制无序发展的金融业务,降低金融套利的空间,通过强有力的监督措施保障政策的顺利实施。第二,切实维护企业的市场主体地位。在有效的金融监管措施下,企业作为市场主体围绕自身的利益会采用相关的措施。本文研究发现资管新规实施后企业提高商业信用供给进而能够促进主业的发展。所以,金融监管要以市场为导向,重点从宏观领域规范和引导金融市场的健康有序发展,为企业的经营发展提供良好的环境,不能干涉企业的具体经营业务,充分发挥市场在资源配置中的决定

性作用。第三,金融监管政策实施应因地制宜。考虑到金融监管政策会受到不同的企业、不同的环境等方面的影响,政策执行过程中要做到统筹兼顾、点面结合,在确保政策在全局范围内得到贯彻执行的前提下,要关注部分重点监管对象,有的放矢地加强监管力度,以因地制宜和精准施策赋予政策更强的生命力,最大程度上取得监管成效。

注释:

①限于篇幅,回归结果未展示,留存备案。

参考文献:

- [1] 中国银保监会政策研究局课题组,中国银保监会统计信息与风险监测部课题组.中国影子银行报告[J].金融监管研究,2020(11):1—23.
- [2] 孙继国.金融科技、主业投资与企业影子银行化[J].中南财经政法大学学报,2023(6):66—75.
- [3] 李建军,韩珣.非金融企业影子银行化与经营风险[J].经济研究,2019(8):21—35.
- [4] Love, I., Preve, L.A., Sarria, A. V. Trade Credit and Bank Credit: Evidence from Recent Financial Crises [J]. Journal of Financial Economics, 2007, 83(2): 453—469.
- [5] 陈胜蓝,刘晓玲.经济政策不确定性与公司商业信用供给[J].金融研究,2018(5):172—190.
- [6] 陈胜蓝,岳娟娟,张浩天.社会保险缴费与公司商业信用供给[J].金融论坛,2022(12):30—37
- [7] 蒋敏,周炜,宋杨.影子银行、《资管新规》和企业融资[J].国际金融研究,2020(12):63—72.
- [8] 李青原,陈世来,陈昊.金融强监管的实体经济效应——来自资管新规的经验证据[J].经济研究,2022(1): 137—154.
- [9] 汤晨,饶品贵,李晓溪.金融强监管与企业集团内部资本市场资源配置——来自资管新规的经验证据[J].中国工业经济,2024(1):131—149.
- [10] Kara, G.I., Ozsoy, S.M. Bank Regulation under Fire Sale Externalities[J].The Review of Financial Studies, 2020, 33(6): 2554—2584.
- [11] 马勇,吕琳.影子银行、金融监管与宏观稳定[J].管理科学学报,2022(6):1—21.
- [12] 王博峰.金融监管对中国实体经济增长的影响研究[J].财经论丛,2021(8):47—58.
- [13] 赵峰,张甜甜,马光明等.金融衍生品监管与企业审计——基于中国金融衍生品监管指数的实证分析[J].财经经济,2021(3):77—95.
- [14] Buchak, G., Matvos, G., Piskorski, T., Seru, A. Fintech, Regulatory Arbitrage, and the Rise of Shadow Banks[J].Journal of Financial Economics, 2018, 130(3): 453—483.
- [15] 郁芸君,张一林,彭俞超.监管规避与隐性金融风险[J].经济研究,2021(4):93—109.
- [16] 彭俞超,何山.资管新规、影子银行与经济高质量发展[J].世界经济,2020(1):47—69.
- [17] 刘冲,庞元晨,刘莉亚.结构性货币政策、金融监管与利率传导效率——来自中国债券市场的证据[J].经济研究, 2022(1):122—136.
- [18] 赵亮,沈坤荣,周菲.信贷配给、影子银行监管与中国民营企业融资[J].金融评论,2021(2): 12—30.
- [19] Fabbri, D., Klapper, L.F. Bargaining Power and Trade Credit[J]. Journal of Corporate Finance, 2016, 41 (12): 66—80.
- [20] 章铁生,李媛媛.客户关系型交易、产品独特性与商业信用供给[J].会计与经济研究,2019(1):86—102.
- [21] 祁怀锦,魏禹嘉,刘艳霞.企业数字化转型与商业信用供给[J].经济管理,2022(12):158—184.
- [22] Shenoy, J., Williams, R. Trade Credit and the Joint Effects of Supplier and Customer Financial Characteristics[J]. Journal of Financial Intermediation, 2017, 29(1):68—80.
- [23] Shang, C. Trade Credit and Stock Liquidity[J].Journal of Corporate Finance, 2020, 62(6):101586.
- [24] 谭德凯,田利辉.民间金融发展与企业金融化[J].世界经济,2021(3):61—85.
- [25] Schwartz, R. A. An Economic Model of Trade Credit[J].Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1974, 9(4): 643—657.
- [26] 余明桂,潘红波.金融发展、商业信用与产品市场竞争[J].管理世界,2010(8):117—129.
- [27] 王竹泉,孙兰兰.市场势力、创新能力与最优商业信用供给[J].山西财经大学学报,2016(10):36—46.
- [28] 吴安兵,龚星宇,陈创练,等.非金融企业影子银行化的风险承担效应:内在机制与经验证据.中国工业经济, 2023(4):174—192.

- [29] 胡泽,夏新平,余明桂.金融发展、流动性与商业信用:基于全球金融危机的实证研究[J].南开管理评论,2013(3):4—15.
- [30] 陆正飞,杨德明.商业信用:替代性融资,还是买方市场? [J].管理世界,2011(4):6—14.
- [31] 陈世来,李青原.IPO、商业信用供给与企业绩效[J].南开管理评论,2023(4):66—76.
- [32] Giannetti, M., Burkart, M., Ellingsen, T. What You Sell is What You Lend? Explaining Trade Credit Contracts[J]. The Review of Financial Studies,2011,24(4):1261—1298.
- [33] 邢立全,陈汉文.产品市场竞争、竞争地位与审计收费——基于代理成本与经营风险的双重考量[J].审计研究,2013(3):50—58.
- [34] 刘珺,盛宏清,马岩.企业部门参与影子银行业务机制及社会福利损失模型分析[J].金融研究,2014(5):96—109.
- [35] 张会丽,王开颜.行业竞争影响企业商业信用提供吗? ——来自中国 A 股资本市场的经验证据[J].中央财经大学学报,2019(2):64—73.
- [36] 闫先东,朱迪星.货币政策与企业投融资行为:基于最新文献的述评[J].金融评论,2018(3):94—111.
- [37] 王怀明,王成琛.主业盈利能力、高管激励与企业金融化[J].商业研究,2020(8):99—106.

Financial Regulation and Trade Credit Supply: Quasi Natural Experiments Based on New Asset Management Regulations

HONG Jinming¹ YUAN Yichen¹ JIANG Hong²

(1. Graduate School, Chinese Academy of Fiscal Sciences, Beijing 100142, China;

2. Claro M. Recto Academy of Advanced Studies, Lyceum of the Philippines University, Manila 1002, Philippines)

Abstract: Taking non-financial listed companies in China's Shanghai and Shenzhen A-shares market from 2015 to 2021 as samples, this paper uses a generalized difference-in-difference model to examine the impact of the implementation of new asset management regulations on trade credit supply. The results show that after the implementation of the new asset management regulations, the higher level of enterprises' financialization in the early stage, the more trade credit supply increases. After a series of robustness tests, the empirical results remain robust. Mechanism analysis shows that the new asset management regulations increase enterprises' trade credit supply by inhibiting corporate financialization, reducing operational risks, and alleviating financing constraints. Heterogeneity analysis shows that a higher market position weakens the impact of the implementation of new asset management regulations on trade credit supply, while larger bank credit, looser monetary policies, and higher levels of shadow banking development can enhance the impact of the implementation of new asset management regulations on trade credit supply. Further analysis reveals that the implementation of the new asset management regulations mainly promotes the supply of trade credit within one year and to downstream customers; The implementation of the new asset management regulations helps enterprises achieve their main business development by promoting the trade credit supply. The research indicates that the new asset management regulations can promote the healthy development of the real economy, assist upstream and downstream enterprises in the supply chain in driving the coordinated development, and have important policy implications for better financial service for the real economy.

Key words: Financial Regulation; New Asset Management Regulations; Trade Credit Supply; Shadow Banking; Corporate Financialization Level

(责任编辑:郭 策)