

绿色信贷政策对高污染高耗能企业财务绩效和经营风险的影响

郝宇 颜杰*

摘要:绿色信贷政策是近年来我国为了解决资源环境问题、推动经济社会可持续发展所采取的重要政策之一,因而认识到绿色信贷政策的影响并采取措施进一步推动绿色信贷政策的发展至关重要。本文基于2005–2018年高污染高耗能行业的所有A股非ST上市公司的财务数据,分别选取前后三年、前后五年、前后七年作为面板数据时间跨度进行实证检验,探究绿色信贷政策在短期、中期、长期的三个阶段对高污染高耗能企业财务绩效和经营风险的影响,并运用改变行业界定方法、更换被解释变量、增加宏观经济变量、更换控制变量四种方法进行了稳健性检验。研究结果表明,绿色信贷政策在短期、中期、长期的三个阶段均是降低了高污染高耗能企业的财务绩效,增加了高污染高耗能企业的经营风险,此外,绿色信贷政策在短期、中期、长期的三个阶段对高污染高耗能企业财务绩效和经营风险的影响程度也有所不同。本文研究结论对于政府采取对企业激励措施以继续推进绿色信贷政策、银行规范贷款机制以及高污染高耗能企业进一步发展及转型都具有重要的借鉴意义和参考价值。

关键词:绿色信贷政策;高污染高耗能企业;财务绩效;经营风险

一、引言

我国改革开放以来,经济社会快速发展,人民生活水平不断提高,社会主义市场经济体制逐渐完善。然而,与此同时,生态环境污染逐渐增加,资源环境压力加大,严重影响经济健康发展与社会和谐。因而,在当今资源短缺、污染严重、生态恶化的大背景下,如何解决资源环境问题、进一步实行可持续发展战略便成为关系到人民福祉的重要问题(陈琪,2019)。

*郝宇,北京理工大学管理与经济学院,邮政编码:100081,电子信箱:haoyuking@163.com;颜杰(通讯作者),北京理工大学管理与经济学院,邮政编码:100081,电子信箱:18951396509@163.com。

本文系北京市社会科学基金研究基地项目重点项目“经济转型背景下京津冀地区人口结构性变化与雾霾关系的机理和实证研究”(17JDYJA009)的阶段性成果。感谢匿名审稿人的宝贵意见。文责自负。

近年来,我国颁布了一系列政策以解决资源环境问题、推动经济社会可持续发展,绿色信贷政策便是其中之一。

绿色信贷政策要求金融机构对企业发放贷款时,充分考虑企业经营业务对环境的影响,给予环境友好型企业适当的优惠政策,给予高污染高耗能企业一定的限制要求,以改善资源环境、促进经济社会持续健康发展(陈琪、张广宇,2019)。绿色信贷政策是实现节能减排目标和转变经济增长方式的重要手段,对促进经济与环境协调发展具有重大价值(Mengze et al.,2011)。2007年我国首次提出绿色信贷这一概念,2012年中国银监会发布《绿色信贷指引》,进一步推动我国绿色信贷政策的实施,这一政策对于我国解决经济发展与资源环境的矛盾有着重要意义。

绿色信贷政策实施后,高污染高耗能企业的贷款受到限制,是否会影响到其财务绩效和经营风险?另外,绿色信贷政策在实施后的不同时段中,高污染高耗能企业财务绩效和经营风险受影响的程度是否会有所不同?这两个方面便是本文要研究的内容。因此,本文基于2005-2018年属于高污染高耗能行业的所有A股非ST上市公司的财务数据,分别选取前后三年、前后五年、前后七年作为面板数据时间跨度进行实证检验,探究绿色信贷政策在短期、中期、长期的三个阶段对高污染高耗能企业财务绩效和经营风险的影响,并运用改变行业界定方法、更换被解释变量等四种方法进行了稳健性检验。研究结果表明,绿色信贷政策在短期、中期、长期的三个阶段均是降低了高污染高耗能企业的财务绩效,增加了高污染高耗能企业的经营风险,此外,绿色信贷政策在短期、中期、长期的三个阶段对高污染高耗能企业财务绩效和经营风险的影响程度也有所不同。

本文主要贡献在于:第一,丰富了绿色信贷政策与高污染高耗能企业财务绩效和经营风险的相关文献;第二,分别选取前后三年、前后五年、前后七年作为面板数据时间跨度进行实证检验,得出了绿色信贷政策在短期、中期、长期的三个阶段均是降低了高污染高耗能企业的财务绩效,增加了高污染高耗能企业的经营风险,此外,绿色信贷政策在短期、中期、长期的三个阶段对高污染高耗能企业财务绩效和经营风险的影响程度也有所不同的结论;第三,研究方法上运用改变行业界定方法、更换被解释变量、增加宏观经济变量、更换控制变量四种方法进行了稳健性检验,增强了研究结果的科学性与可靠性;第四,本文研究结论对于政府如何继续推进绿色信贷政策、银行如何规范贷款机制以及高污染高耗能企业如何进一步发展及转型都具有重要的借鉴意义和参考价值。本文内容安排如下:第二部分为文献综述,第三部分为理论分析与研究假设,第四部分为研究设计,第五部分为实证结果与分析,第六部分为结论与建议。

二、文献综述

(一)绿色信贷政策

近年来,绿色信贷逐渐成为全球学者研究的一个热门话题。2007年我国首次提出绿色信

贷这一概念,2012年中国银监会发布《绿色信贷指引》,进一步推动我国绿色信贷政策的实施,这一政策对于我国解决经济发展与资源环境的矛盾有着重要意义。国内外的学者便在这一领域展开了广泛的研究。由于我国绿色信贷起步较晚,多数学者以绿色金融在国际上的发展历程作为基础,借鉴其他各国经验对我国绿色信贷的运行机制和政策规定提出建议,预计了可能产生的问题并提出了解决方案。杨帆等(2015)提出与发达国家相比,我国推进绿色金融的发展将面临信贷体制不健全和标准不完善的问题,金融机构缺乏具体的绿色信贷指导目录和环境风险评级标准,因此我国需要在法制层面上努力构建绿色信贷标准体系。黄东婷(2011)基于中国工商银行和中国建设银行的环保项目贷款数据,指出商业银行在商业利益的驱使下无法自觉遵守绿色信贷政策,因此政府部门要与商业银行共同努力建立问责机制,及时处罚违规银行的不良行为。曹明弟(2016)认为我国绿色信贷发展迅速、前景广阔,但由于我国某些企业固有性质的影响,社会资本参与绿色金融的意愿不强,建议成立国家层面的绿色金融领导小组或部际联席会议机制,来进一步强化中国金融学会绿色金融专业委员会的融合作用,为绿色金融的市场化发展和创新化发展创造良好的条件,推动中国绿色金融管理体制的变革创新。

(二)绿色信贷政策与绩效

绿色信贷政策与绩效方面,大多数的学者集中研究的是绿色信贷政策的实施对商业银行财务绩效的影响,学者们普遍认为绿色信贷可以有效改善银行财务绩效。张琳和廉永辉(2020)运用2007-2017年我国33家商业银行的非平衡面板数据,基于银行收入结构分解视角,实证检验绿色信贷对银行财务绩效的影响,研究结果显示,绿色信贷可以改善银行财务绩效,且对于规模较小和流动性较高的银行而言,改善作用更加显著。宋亚伟(2019)从绿色信贷制度体系的演进和商业银行履行社会责任的概况入手,探讨绿色信贷政策与商业银行财务绩效的关系,通过实证研究发现,商业银行执行绿色信贷政策能够有效地提高其财务绩效。除此之外,部分学者进一步地关注绿色信贷政策对银行财务绩效所带来短期效果与长期效果的不同之处。张长江和张玥(2019)的研究结果表明,虽然短期来看,实施绿色信贷对商业银行的财务绩效存在负向影响,然而长期来看,实施绿色信贷能够有效改善商业银行的财务绩效。颜廷峰等(2019)基于制度、技术和机构的视角,运用动态面板系统GMM模型进行实证分析,研究发现,绿色信贷能够提升银行财务绩效,但其提升效应短期效果微弱、长期效果明显。相较之下,以往学者较少探讨绿色信贷政策的实施对于相关企业财务绩效的影响。

(三)绿色信贷政策与风险

绿色信贷政策与风险方面,大多数的学者集中研究的是绿色信贷政策的实施对商业银行信贷风险的影响,学者们普遍认为绿色信贷可以有效降低银行信贷风险。雷博雯和时波

(2020)研究了绿色信贷对商业银行信贷风险的影响,研究结论表明,虽然短期来看,绿色信贷对商业银行信贷风险的影响相对较弱,然而长期来看,绿色信贷则有助于提高商业银行对信贷风险的管控能力,从而显著降低其信贷风险。孙光林等(2017)利用商业银行2008-2016年的季度数据,实证考察绿色信贷对银行信贷风险的作用效果,研究表明,绿色信贷对商业银行信贷风险具有显著的负向影响,商业银行实施绿色信贷能够有效抑制不良贷款率的攀升,从而有效降低其信贷风险。Cui等(2018)基于二十四家中国银行的五年数据,运用面板数据随机效应模型,通过实证分析得到绿色信贷政策能够显著降低银行信贷风险的结论。相较之下,以往学者较少探讨绿色信贷政策的实施对于相关企业经营风险的影响。

综上所述,对于绿色信贷政策与绩效和风险方面的相关研究,大多数的学者集中研究的是绿色信贷政策的实施对商业银行财务绩效和信贷风险的影响,而高污染高耗能企业作为绿色信贷政策的实施对象,以往学者对其鲜有研究。本文以高污染高耗能企业为研究主体,考察绿色信贷政策对其财务绩效和经营风险的影响。除此之外,还分别选取前后三年、前后五年、前后七年作为面板数据时间跨度,探究绿色信贷政策在短期、中期、长期的三个阶段对高污染高耗能企业财务绩效和经营风险的影响程度是否相同。

三、理论分析与研究假设

绿色信贷政策要求商业银行从环境约束的角度对企业信贷配给进行重新调整,使得商业银行贷款倾向于绿色项目,而对高污染高耗能项目进行限制(Zhang et al., 2011)。陈琪(2019)指出在高污染高耗能企业中,债务融资是重要的融资渠道,随着绿色信贷政策的推行与发展,一方面,商业银行对高污染高耗能企业的贷款规模下降,另一方面,高污染高耗能企业若想继续获得银行贷款,便要加大环境治理方面的资金投入,使企业债务融资成本增加。陈琪(2019)进而利用2007-2017年A股上市公司数据,采用双重差分模型,通过实证研究,得出绿色信贷政策使高污染高耗能企业贷款规模显著降低、贷款成本显著提高的结论。Wang和Zhu(2016)通过实证研究,证明了在绿色信贷政策下,企业承担了更高的债务融资成本,Wang和Zhu(2017)通过进一步实证检验发现,在绿色信贷政策实施后,高污染高耗能企业贷款规模显著下降。Liu等(2019)运用DID差分模型,通过实证研究,得到了绿色信贷政策使高污染高耗能企业债务融资能力显著下降的结论。因而,绿色信贷政策使得高污染高耗能企业债务融资成本增加,债务融资规模下降,企业融资能力减弱。

关于企业债务融资能力与企业财务绩效方面,部分学者通过实证检验,证明了两者存在正向的关系。Luo(2016)利用2001-2007年中国工业企业数据库进行了实证检验,结果表明,企业债务融资能力的增强能够显著提高企业的生产率,进而改善企业财务绩效。陈超等(2014)把企业债务融资能力作为调节变量,通过实证检验得出企业债务融资能力越强,研发

投入对企业财务绩效的提升越大的结论。李燕和安焱(2018)利用沪深A股2007-2015年文化创意企业的财务数据进行了实证检验,结果表明,企业内源融资能力和外源融资能力的加强均有助于文化创意企业财务绩效的提升。

综上所述,绿色信贷政策使得高污染高耗能企业债务融资成本增加,债务融资规模下降,企业融资能力得到削弱,而企业融资能力的降低不利于企业财务绩效的提升。因此,基于以上分析,我们提出假设1:

H1:绿色信贷政策会降低高污染高耗能企业的财务绩效。

经营杠杆是评价企业经营风险的重要经济指标,经营杠杆的大小由经营杠杆系数反映,主要受到固定成本、变动成本和销售收入的影响,企业生产产品的固定成本和变动成本越高、销售收入越低,经营杠杆系数越大,企业经营风险越大。随着绿色信贷政策的推行与发展,高污染高耗能企业债务融资规模下降(陈琪,2019)。顾婧等(2015)通过实证研究发现,企业债务融资规模与年销售收入成正比,因此,在绿色信贷政策下,高污染高耗能企业的年销售收入降低,使得企业经营杠杆系数变大,加大了企业的经营风险。

2012年出台的《中国银监会关于印发绿色信贷指引的通知》规定,对于高污染高耗能企业进行信贷控制,各商业银行要将企业环保情况作为审批贷款的必备条件之一,严格进行贷款审批。连莉莉(2015)指出这一规定使得高污染高耗能企业向商业银行申请贷款时,必须加大环境方面信息披露力度,提高降污、治污水平,才能成功申请到商业银行贷款。因而在绿色信贷政策下,高污染高耗能企业向商业银行申请贷款时,其信息披露成本和环境保护、污染防治等方面的费用增加,即企业的债务融资成本增加。而债务融资成本是企业生产产品的固定成本的一部分,因此,在绿色信贷政策下,高污染高耗能企业生产产品的固定成本增加,使得企业经营杠杆系数变大,加大了企业的经营风险。

综上所述,一方面,绿色信贷政策使得高污染高耗能企业债务融资规模下降,而企业债务融资规模下降使得企业年销售收入降低;另一方面,绿色信贷政策使得高污染高耗能企业向商业银行申请贷款时,其信息披露成本和环境保护、污染防治等方面的费用增加,即企业的债务融资成本增加,而债务融资成本作为企业生产产品的固定成本的一部分,因而绿色信贷政策增加了高污染高耗能企业的固定成本。两方面共同作用下,使得企业经营杠杆系数变大,加大了企业的经营风险。因此,基于以上分析,我们提出假设2:

H2:绿色信贷政策会增加高污染高耗能企业的经营风险。

四、研究设计

(一)样本选取和数据来源

本文基于2005-2018年属于高污染高耗能行业的652家A股非ST上市公司的财务数据,

分别选取前后三年、前后五年、前后七年作为面板数据时间跨度进行实证检验。本文界定高污染高耗能行业为工业内部能耗排名前十的行业,包括煤炭采选业、石油和天然气开采业、纺织业、造纸及纸制品业、石油加工及炼焦业、化学原料及制品制造业、非金属矿物制品业、黑色金属冶炼及压延加工业、有色金属冶炼及压延加工业、电力蒸汽热水生产供应业。参考前人研究,本文对样本进行了如下处理:(1)剔除了ST的样本公司;(2)剔除了数据存在缺失值的样本;(3)为控制极端异常值的影响,本文对所有连续变量进行了上下1%分位数的 Winsorize 缩尾处理。本文的财务数据均来自于CSMAR数据库,数据处理通过Stata/SE 15.1完成。

(二)变量定义

(1)被解释变量。参考前人研究,本文采取总资产净利润率衡量企业的财务绩效,采取经营杠杆衡量企业的经营风险,两个被解释变量间相互独立。本文文末稳健性检验中,增设资产报酬率衡量企业的财务绩效。

(2)解释变量。2012年银监会颁布的《绿色信贷指引》是近年来对绿色信贷政策规定最为具体、最具有代表性的文件,并且在研究期间内,政府没有颁布更多更详细的有关绿色信贷政策的文件。因此,本文借鉴陈琪和张广宇(2019)的研究方法,采用设置虚拟变量的方法衡量绿色信贷政策,即2012年以前该变量取值为0,2012年及以后该变量取值为1。

(3)控制变量。参考以往与企业财务绩效、企业经营风险研究相关的文献,本文设置了公司规模、资产负债率、总资产周转率、净利润增长率、营业收入增长率、股权性质等控制变量来控制其他因素对企业财务绩效和经营风险的影响,使得回归结果更加准确。另外,本文文末稳健性检验中,增设流动比率、存货周转率、利润总额增长率三个变量替代原有控制变量,新设省级人均实际GDP和企业家信心指数两个控制变量。所有变量的具体计算方法如表1所

表1 变量定义

变量类型	变量符号	变量名称	变量定义
被解释变量	ROTA	总资产净利润率	净利润/平均总资产
	OLEV	经营杠杆	息税前利润变动率/产销业务量变动率
解释变量	Policy	绿色信贷政策	虚拟变量,在2012年之前取0,2012年之后取1(含2012年)
控制变量	lnsize	公司规模	年末总资产的自然对数
	Lev	资产负债率	年末总负债/总资产
	Tato	总资产周转率	营业收入净额/平均资产总额
	Profit	净利润增长率	本年年末净利润/上年年末净利润
	Revenue	营业收入增长率	本年年末营业收入/上年年末营业收入
	State	股权性质	公司股权性质为国有时为1,否则为0
稳健性检验变量	lnGDP	省级人均实际GDP	省级人均实际GDP的对数
	Conf	企业家信心指数	企业家信心指数
	ROA	资产报酬率	(净利润+利息费用+所得税)/平均资产总额
	Tr	流动比率	年末流动负债/年末流动资产
	It	存货周转率	营业收入/存货平均余额
	Np	利润总额增长率	本年年末利润总额/上年年末利润总额

示。最后,本文基于理论分析与初步推测,给出解释变量与控制变量的预期符号表,具体结果如表2所示。

表2 解释变量与控制变量的预期符号

	<i>Policy</i>	<i>lnsize</i>	<i>Lev</i>	<i>Tato</i>	<i>Profit</i>	<i>Revenue</i>	<i>State</i>
<i>ROTA</i>	负	正	负	正	正	正	负
<i>OLEV</i>	正	负	正	负	负	负	正

(三)模型构建

本文基于2005–2018年属于高污染高耗能行业的652家A股非ST上市公司的财务数据,分别选取前后三年、前后五年、前后七年作为面板数据时间跨度进行实证检验。本文采用模型(1)来检验绿色信贷政策对高污染高耗能企业财务绩效的影响,其中 α_1 是本文所要观测的重要系数,如果该系数显著为负,则证明了绿色信贷政策降低了高污染高耗能企业的财务绩效,从而证明了H1。本文采用模型(2)来检验绿色信贷政策对高污染高耗能企业经营风险的影响,其中 β_1 是本文所要观测的重要系数,如果该系数显著为正,则证明了绿色信贷政策增加了高污染高耗能企业的经营风险,从而证明了H2。

$$ROTA = \alpha_0 + \alpha_1 \times Policy + \alpha_2 \times lnsize + \alpha_3 \times Lev + \alpha_4 \times Tato + \alpha_5 \times Profit + \alpha_6 \times Revenue + \alpha_7 \times State + \Sigma Controls + \mu_i \quad (1)$$

$$OLEV = \beta_0 + \beta_1 \times Policy + \beta_2 \times lnsize + \beta_3 \times Lev + \beta_4 \times Tato + \beta_5 \times Profit + \beta_6 \times Revenue + \beta_7 \times State + \Sigma Controls + \mu_i \quad (2)$$

(四)实证方法

最小二乘虚拟变量(LSDV)估计方法适用于自变量为虚拟变量的面板数据模型,在OLS估计中,假设每个样本具有相同的截距项,而LSDV估计方法则可以给不同的样本以不同的截距项,能够极大地减少面板数据估计中存在的误差。本文设置绿色信贷政策(*Policy*)此解释变量为虚拟变量,采取2005–2018年上市公司面板数据进行实证检验,因此,本文借鉴刘婷婷(2017)、林峰和赵焱(2018)等文献的研究方法,运用最小二乘虚拟变量(LSDV)估计方法,对上述模型(1)与模型(2)进行实证检验。

五、实证结果与分析

(一)描述性统计

表3为变量的描述性统计分析。在被解释变量方面,高污染高耗能企业总资产净利润率(*ROTA*)最小值为-0.21,最大值为0.22,表明有的企业盈利较好,有的企业亏损较大;经营杠杆(*OLEV*)最小值为1.04,最大值为6.29,表明各个企业经营风险有所差距。在解释变量方面,绿

色信贷政策(*Policy*)平均值为0.59,表明样本中有59%的数据处于绿色信贷政策实施后,样本中有41%的数据处于绿色信贷政策实施前。在其他变量方面,表明各个公司企业规模、偿债能力、营运能力、成长能力差距较大。

表3 变量的描述性统计分析

变量符号	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>ROTA</i>	5739	0.04	0.06	-0.21	0.22
<i>OLEV</i>	5556	1.76	0.81	1.04	6.29
<i>Policy</i>	6073	0.59	0.49	0	1
<i>lnsize</i>	6073	22.24	1.41	19.55	26.30
<i>Lev</i>	6073	0.48	0.21	0.06	0.98
<i>Tato</i>	5739	0.72	0.48	0.09	2.63
<i>Profit</i>	5739	-0.34	5.34	-35.69	14.90
<i>Revenue</i>	5737	0.18	0.40	-0.52	2.61
<i>State</i>	5223	0.66	0.47	0	1
<i>lnGDP</i>	6073	10.30	0.60	8.42	11.54
<i>Confi</i>	6073	123.37	8.28	110.23	141.93
<i>ROA</i>	6066	0.07	0.07	-0.18	0.33
<i>Tr</i>	6073	1.75	2.01	0.19	12.79
<i>It</i>	6069	11.76	23.88	0.58	204.67
<i>Np</i>	5739	-0.16	4.62	-29.53	16.75

(二)相关性分析

表4 绿色信贷政策对高污染高耗能企业财务绩效的影响模型相关性分析

	<i>ROTA</i>	<i>Policy</i>	<i>lnsize</i>	<i>Lev</i>	<i>Tato</i>	<i>Profit</i>	<i>Revenue</i>	<i>State</i>
<i>ROTA</i>	1.000							
<i>Policy</i>	-0.006	1.000						
<i>lnsize</i>	0.043	0.169	1.000					
<i>Lev</i>	-0.420	-0.147	0.367	1.000				
<i>Tato</i>	0.165	-0.101	-0.025	-0.056	1.000			
<i>Profit</i>	0.487	-0.001	0.027	-0.136	0.060	1.000		
<i>Revenue</i>	0.290	-0.092	0.033	0.002	0.147	0.219	1.000	
<i>State</i>	-0.078	-0.084	0.289	0.237	0.023	-0.031	-0.034	1.000

表4列示了回归模型(1)主要变量的相关性分析结果,解释变量之间的相关系数均小于0.5,表示不存在多重共线性。

表5 绿色信贷政策对高污染高耗能企业经营风险的影响模型相关性分析

	<i>OLEV</i>	<i>Policy</i>	<i>Insize</i>	<i>Lev</i>	<i>Tato</i>	<i>Profit</i>	<i>Revenue</i>	<i>State</i>
<i>OLEV</i>	1.000							
<i>Policy</i>	0.005	1.000						
<i>Insize</i>	0.063	0.169	1.000					
<i>Lev</i>	0.150	-0.147	0.367	1.000				
<i>Tato</i>	-0.056	-0.101	-0.025	-0.056	1.000			
<i>Profit</i>	-0.213	-0.001	0.027	-0.136	0.060	1.000		
<i>Revenue</i>	-0.160	-0.092	0.033	0.002	0.1467	0.219	1.000	
<i>State</i>	0.115	-0.084	0.289	0.237	0.023	-0.031	-0.034	1.000

表5列示了回归模型(2)主要变量的相关性分析结果,解释变量之间的相关系数均小于0.5,表示不存在多重共线性。

(三)内生性分析

内生性问题指的是模型中的一个或多个解释变量与随机扰动项相关,通常来说,其产生原因主要是回归模型遗漏变量、解释变量和被解释变量相互作用、样本选择存在偏差等。本文主要考虑解释变量和被解释变量间可能存在相互影响、互为因果的作用,因而在模型回归前先对其进行内生性检验。Hausman 检验是检验回归模型中解释变量是否存在内生性的常用方法,Hausman 检验的原假设为:所有解释变量均为外生变量,如果检验结果显示原假设被拒绝,则表明模型中存在内生解释变量,反之,如果检验结果显示原假设被接受,则表明模型中不存在内生解释变量。本文运用stata软件进行Hausman 检验,得到模型(1)与模型(2)的p值分别为0.2225和0.7845,均远大于0.05,接受了原假设,因此,本文模型(1)与模型(2)的解释变量与被解释变量间不存在内生性。

(四)回归结果分析

表6列示了在前后三年、前后五年、前后七年面板数据时间跨度下,绿色信贷政策对高污染高耗能企业财务绩效和经营风险的影响模型回归结果。解释变量方面,在假设1中,绿色信贷政策(*Policy*)与企业财务绩效(*ROTA*)的回归系数分别为-0.013、-0.015、-0.014,全部在1%的水平上显著为负,说明绿色信贷政策降低了高污染高耗能企业的财务绩效,研究结果证明了H1;在假设2中,绿色信贷政策(*Policy*)与企业经营风险(*OLEV*)的回归系数分别为0.126、0.148、0.115,前后三年在5%的水平上显著为正,前后五年和前后七年均在1%的水平上显著为正,说明绿色信贷政策增加了高污染高耗能企业的经营风险,研究结果证明了H2。此外,绿色信贷政策(*Policy*)与企业财务绩效(*ROTA*)和经营风险(*OLEV*)的回归系数均是相比短期而言,在中期内变大,在长期内变小。说明在中期内,随着时间的推移,绿色信贷政策得到更严格和更全面的贯彻落实,因而绿色信贷政策对企业财务绩效的抑制作用和对企业经营风

表6 绿色信贷政策对高污染高耗能企业财务绩效和经营风险的影响模型回归

变量	前后三年		前后五年		前后七年	
	H1 <i>ROTA</i>	H2 <i>OLEV</i>	H1 <i>ROTA</i>	H2 <i>OLEV</i>	H1 <i>ROTA</i>	H2 <i>OLEV</i>
<i>Policy</i>	-0.013*** (-4.13)	0.126** (2.37)	-0.015*** (-5.83)	0.148*** (3.10)	-0.014*** (-10.20)	0.115*** (2.67)
<i>Insize</i>	0.015*** (3.07)	-0.160* (-1.95)	0.012*** (4.45)	-0.050 (-0.97)	0.010*** (18.96)	-0.036 (-1.07)
<i>Lev</i>	-0.169*** (-8.35)	0.462* (1.65)	-0.152*** (-12.92)	0.225 (1.00)	-0.128*** (-36.15)	0.272 (1.53)
<i>Tato</i>	0.028*** (3.75)	-0.390*** (-2.76)	0.034*** (6.27)	-0.276*** (-2.69)	0.010*** (7.94)	-0.242*** (-3.40)
<i>Profit</i>	0.003*** (11.1)	-0.086*** (-6.35)	0.003*** (15.70)	0.093*** (-8.79)	0.004*** (35.72)	-0.075*** (-10.64)
<i>Revenue</i>	0.011*** (3.96)	0.025 (-0.50)	0.016*** (6.57)	-0.032 (-0.74)	0.026*** (16.05)	-0.084** (-2.36)
<i>State</i>	0.027*** (4.39)	-0.023 (-0.24)	0.024*** (6.96)	0.011 (0.20)	-0.006*** (-3.96)	0.058 (1.27)
N	2305	2101	3737	3345	5091	4597
Adj-R ²	0.7059	0.5342	0.6232	0.4294	0.4485	0.3756
Mean VIF	1.12	1.16	1.13	1.15	1.14	1.16

注:括号内为t值,***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。下表同。

险的强化作用加强,在长期内,受到绿色信贷政策影响,高污染高耗能企业积极地采取健全环境治理机制、改变经营发展方式等措施来获得绿色贷款、改善企业状况,因而绿色信贷政策对企业财务绩效的抑制作用和对企业经营风险的强化作用减弱。

控制变量方面,为了增强研究结论的科学性与准确性,以前后七年的面板数据时间跨度进行分析。在假设1中,企业规模(*Insize*)的回归系数显著为正,企业规模越大,现金转换周期越短,盈利能力越强,财务绩效越好(Dalci et al., 2019);资产负债率(*Lev*)的回归系数显著为负,Wang(2016)提出,资产负债率越低,企业还本付息能力越强,财务绩效越好;总资产周转率(*Tato*)的回归系数显著为正,总资产周转率的提高可以反映现金周期的缩短,上市公司可以通过加速现金周转、缩短现金周期提高公司财务绩效(袁卫秋, 2012);净利润增长率(*Profit*)的回归系数显著为正,李多和吴永立(2014)通过实证检验,得到了净利润增长率越大,企业财务绩效越好的结论;营业收入增长率(*Revenue*)的回归系数显著为正,袁卫秋(2012)提出具有持续经营能力和快速发展能力的企业盈利能力较强,营业收入增长率是企业经营能力的衡量指标之一,因而营业收入增长率越高,企业财务绩效越好;股权性质(*State*)的回归系数在前后三年和前后五年里显著为正,但在前后七年里显著为负,这种差异可能由于在绿色信贷政

策实施的短期和中期里,政策效果存在不稳健性。以该变量在政策实施前后七年中的回归结果进行分析,系数显著为负,说明在高污染高耗能行业中,非国有企业比国有企业财务绩效要好,国家政策对民营企业和外资企业等非国有企业的扶持力度相对较弱,因此他们更加重视积极发展自身(李建林,2017)。

在假设2中,总资产周转率(*Tato*)的回归系数显著为负,总资产周转率反映了企业的周转能力,企业周转能力越强,其面对市场风险的应变能力越强,经营风险越小(桑子涵,2010);净利润增长率(*Profit*)的回归系数在前后五年中显著为正,可能由于政策效果在不同时期不稳健性所致,而在前后三年和前后七年中显著为负,因为净利润增长率是衡量企业成长能力的重要指标,良好的企业成长能力有利于企业合理高效地利用内外部资源,在外部环境的不确定性中保持自身稳定发展,消除经营中的风险隐患,降低经营风险(Xu,2016);营业收入增长率(*Revenue*)的回归系数在前后三年和前后五年里不显著,可能由于在短期和中期内政策对企业经营风险的影响尚未明确显现出来。在前后七年样本期内该系数估计值显著为负,可能因为高营业收入增长率表明企业拥有较高的销售水平和较多的销售数量。肇英杰(1999)发现高销售水平下经营杠杆系数更小,经营风险更低,杜媛和方秀凤(2014)指出实际销量越高,经营风险越低。

(五)稳健性检验

为了确保研究结论的可靠性,本文以前后七年的面板数据时间跨度进行分析,从以下四个方面进行稳健性检验:

(1)改变行业界定方法。纵观前人文献,不同学者对于高污染高耗能行业界定方法不同,因而考虑到样本的选取方法可能会对研究结果产生偏差,本文进行行业样本更换,重新进行回归。本文之前界定高污染高耗能行业为工业内部能耗排名前十的行业,现在重新采用国家统计局《国民经济和社会发展统计公报》的界定方法,选取石油加工炼焦和核燃料加工业,化学原料和化学制品制造业,非金属矿物制品业,黑色金属冶炼和压延加工业,有色金属冶炼和压延加工业,电力、热力生产和供应业六大行业作为高污染高耗能行业,得到所有A股非ST上市公司共有507家。检验结果如表7所示,绿色信贷政策(*Policy*)与企业财务绩效(*ROTA*)的回归结果与基准回归完全相同,回归系数均为-0.014,均在1%的水平上显著为负,绿色信贷政策(*Policy*)与企业经营风险(*OLEV*)的回归结果与基准回归存在略微差距,但依旧在5%的水平上显著为正。

(2)更换被解释变量。以往关于对企业财务绩效研究的相关文章,不同学者对于企业财务绩效定义方法不一,但是大多数学者常采用的指标有总资产净利润率和资产报酬率。因而考虑到被解释变量的定义方法可能会对研究结果产生偏差,本文对模型(1)中的被解释变量进行更换,重新进行回归。前文采用总资产净利润率(*ROTA*)定义企业财务绩效,现在采用资

产报酬率(*ROA*)定义企业财务绩效。检验结果如表7所示,绿色信贷政策(*Policy*)与企业财务绩效(*ROA*)的回归结果与基准回归差距极小,基准回归系数为-0.014,此处回归系数为-0.015,均在1%的水平上显著为负。

表7 改变行业界定方法、更换被解释变量、增加宏观经济变量的稳健性检验

变量	(1)		(2)	(3)
	<i>ROTA</i>	<i>OLEV</i>	<i>ROA</i>	<i>ROTA</i>
<i>Policy</i>	-0.014*** (-3.03)	0.107** (2.03)	-0.015*** (-5.60)	-0.005* (-1.73)
<i>lnsize</i>	0.017*** (4.10)	-0.043 (-1.04)	0.011*** (4.70)	0.012*** (4.86)
<i>Lev</i>	-0.203*** (-9.08)	0.365 (1.64)	-0.131*** (-11.45)	-0.154*** (-15.79)
<i>Tato</i>	0.046*** (6.08)	-0.300** (-3.55)	0.045*** (7.32)	0.035*** (7.34)
<i>Profit</i>	0.004*** (11.24)	0.078*** (-8.90)	0.004*** (18.72)	0.004*** (19.54)
<i>Revenue</i>	0.021*** (3.93)	0.081* (-1.92)	0.025*** (9.06)	0.018*** (7.73)
<i>State</i>	0.025*** (5.23)	0.026 (0.45)	-0.001 (-0.27)	0.017*** (6.39)
<i>lnGDP</i>				0.009* (-1.64)
<i>Conf_i</i>				0.001*** (3.92)
N	3800	3430	5091	5091
Adj-R ²	0.4552	0.3830	0.5475	0.5937
Mean VIF	1.16	1.18	1.14	1.38

(3)增加宏观经济变量。苏冬蔚和连莉莉(2018)指出,2018年金融危机后,我国推出一系列的经济刺激政策,以促进企业的持续稳定发展。因此,本文参考前人研究,考虑宏观经济政策对企业财务绩效的影响,加入省级人均实际GDP和企业家信心指数作为控制变量进而重新估计模型(1)。检验结果如表7所示,绿色信贷政策(*Policy*)与企业财务绩效(*ROTA*)的回归结果与基准回归略有差异,但依旧在10%的水平上显著为负。

(4)更换控制变量。为了防止控制变量选取的不同对回归结果造成的偏差,本文采取更换控制变量的方法,选取流动比率(*Cr*)更换资产负债率(*Lev*)、存货周转率(*It*)更换总资产周转率(*Tato*)、利润总额增长率(*Np*)更换净利润增长率(*Profit*),重新进行回归分析。检验结果如表8所示,绿色信贷政策(*Policy*)与企业财务绩效(*ROTA*)的回归系数为-0.010,在1%的水平上显著为负,绿色信贷政策(*Policy*)与企业经营风险(*OLEV*)的回归系数为0.101,在5%的水平上显著为正。总体来说,与基准回归模型差距不大,表明绿色信贷政策确实降低了高污染

高耗能企业的财务绩效,增加了高污染高耗能企业的经营风险。

综上所述,以上四种稳健性检验方法均得到了很好的结果,表明本文研究结论具有较好的稳健性。

表 8 更换控制变量的稳健性检验

变量	(4)	
	<i>ROTA</i>	<i>OLEV</i>
<i>Policy</i>	-0.010*** (-2.76)	0.101** (2.32)
<i>lnsize</i>	0.006* (1.68)	-0.001 (-0.01)
<i>Cr</i>	0.009*** (5.36)	-0.028* (-1.90)
<i>It</i>	0.001*** (2.61)	-0.001 (-1.11)
<i>Np</i>	0.006*** (15.03)	-0.067*** (-8.53)
<i>Revenue</i>	0.029*** (6.98)	-0.143*** (-4.00)
<i>State</i>	-0.009*** (-3.06)	0.113*** (3.38)
N	5087	4596
Adj-R ²	0.3894	0.3579
Mean VIF	1.13	1.15

六、结论与建议

本文基于2005-2018年属于高污染高耗能行业的A股非ST所有上市公司财务数据,分别选取前后三年、前后五年、前后七年作为面板数据时间跨度进行实证检验,探究绿色信贷政策在短期、中期、长期的三个阶段对高污染高耗能企业财务绩效和经营风险的影响,并运用变换行业界定方法、更换被解释变量等四种方法进行了稳健性检验。本文研究结论如下:(1)绿色信贷政策降低了高污染高耗能企业的财务绩效,对国有企业财务绩效的抑制作用更加明显,并且在短期、中期、长期的三个阶段里影响程度有所不同,相比短期而言,绿色信贷政策对企业财务绩效的抑制作用在中期内加强、在长期内减弱。(2)绿色信贷政策增加了高污染高耗能企业的经营风险,并且在短期、中期、长期的三个阶段里影响程度有所不同,相比短期而言,绿色信贷政策对企业经营风险的强化作用在中期内加强、在长期内减弱。根据以上结论,本文针对银行、企业、政府三个主体,提出如下建议:

银行层面上,一方面,在高污染高耗能企业申请贷款时,银行需要加强对其检查力度,避免部分企业因短期经营不善而通过伪造信息等途径来取得贷款;另一方面,商业银行也需提高自身对信息审核的专业能力,可以建立信息管理平台,实现银行之间企业信息的整合、传播与分享,为绿色信贷政策的落实保驾护航。

企业层面上,在绿色信贷政策推进的过程中如何提高企业的内生动力至关重要。一方面,长期来看,高质量的环境信息披露有利于企业绩效持续增长(山国利,2018),因此,企业需要建立健全环境信息披露机制,加强企业的内部控制管理,全面、准确地披露相关的环境信息,最终实现企业与社会的双赢;另一方面,企业需要加速转型升级,不断提高科技创新水平,积极引进绿色发展技术,促进企业绿色高效发展。

政府层面上,由于绿色信贷政策对高污染高耗能企业的财务绩效和经营风险方面具有一定负面作用,在企业自主进行技术升级和改造的基础上,政府也要实施一定的激励政策,以调动企业的积极性,提高绿色信贷政策的经济效率。比如,政府可以给予高污染高耗能企业的环境工程项目和科技研发项目一定的税收优惠和直接补助,以减少企业的亏损、提高企业的积极性,进而推动高污染高耗能企业绿色发展进程。

参考文献:

- [1] 曹明弟. 中国绿色金融管理体制机制创新的思考[J]. 环境保护, 2016, 44(19): 14-17.
- [2] 陈超, 赵武阳, 潘晶晶. 研发投入、融资能力与公司业绩——来自中国工业企业的大样本证据[J]. 研究与发展管理, 2014, 26(03): 1-11.
- [3] 陈琪. 中国绿色信贷政策落实了吗? ——基于“两高一剩”企业贷款规模和成本的分析[J]. 当代财经, 2019, (03): 118-129.
- [4] 陈琪, 张广宇. 绿色信贷对企业债务融资的影响研究——来自重污染企业的经验数据[J]. 财会通讯, 2019, (08): 36-40.
- [5] 杜媛, 方秀凤. 经营风险程度的度量方法探讨[J]. 统计与决策, 2014, (05): 24-28.
- [6] 顾婧, 李慧丰, 倪天翔. 科技型中小企业融资障碍因素研究——来自成都科技型中小企业的经验证据[J]. 科技管理研究, 2015, 35(03): 97-101.
- [7] 黄东婷. 我国绿色信贷的发展现状与思考[J]. 市场论坛, 2011, (1): 58-60.
- [8] 雷博雯, 时波. 绿色信贷对商业银行绩效与流动性风险的影响[J]. 金融理论与实践, 2020, (03): 26-31.
- [9] 李多, 吴永立. 社会责任与企业财务绩效关系的实证研究——基于石化行业上市公司数据分析[J]. 会计之友, 2014, (33): 46-49.
- [10] 李建林. 不同企业性质下企业社会责任对财务绩效影响关系分析[J]. 商业经济研究, 2017, (09): 114-116.
- [11] 李燕, 安焯. 文化创意上市企业无形资产资本化、融资能力与经济绩效[J]. 商业研究, 2018, (06): 143-150.
- [12] 连莉莉. 绿色信贷影响企业债务融资成本吗? ——基于绿色企业与“两高”企业的对比研究[J]. 金融经济研究, 2015, 30(05): 83-93.
- [13] 林峰, 赵焱. 政府债务会影响财政支出的乘数效应吗? ——来自跨国面板数据的经验证据[J]. 财经研究, 2018, 44(02): 58-74.
- [14] 刘婷婷. R&D投入、创新机制与经济增长——新技术指标体系下的理论分析与实证检验[J]. 南开经

济研究,2017,(03):139-153.

- [15] 桑子涵. 我国上市公司经营风险预警机制研究[J]. 中国经贸导刊,2010,(16):53.
- [16] 山国利. 企业治理、环境信息披露与债务融资[J]. 财会通讯,2018,(12):97-101.
- [17] 苏冬蔚,连莉莉. 绿色信贷是否影响重污染企业的投融资行为?[J]. 金融研究,2018,(12):123-137.
- [18] 孙光林,王颖,李庆海. 绿色信贷对商业银行信贷风险的影响[J]. 金融论坛,2017,22(10):31-40.
- [19] 宋亚伟. 绿色信贷对商业银行财务绩效的影响机制分析[J]. 新金融,2019,(09):42-47.
- [20] 颜廷峰,徐旭初,任森春. 绿色信贷与银行财务绩效——基于制度、技术和机构的视角[J]. 江西社会科学,2019,39(07):63-72.
- [21] 杨帆,邵超峰,鞠美庭. 我国绿色金融发展面临的机遇、挑战与对策分析[J]. 生态经济,2015,31(11):85-87,113.
- [22] 袁卫秋. 营运资本管理表征变量对公司绩效影响的定量分析[J]. 现代财经(天津财经大学学报),2012,32(03):95-108.
- [23] 张长江,张玥. 绿色信贷能提高商业银行绩效吗? ——基于绿色声誉的中介效应[J]. 金融发展研究,2019,(07):70-76.
- [24] 张琳,廉永辉. 绿色信贷如何影响商业银行财务绩效? ——基于银行收入结构分解的视角[J]. 南方金融,2020,(02):45-56.
- [25] 肇英杰. 经营风险计量与经营杠杆应用[J]. 财会研究,1999,(01):20-22.
- [26] Cui, Y., S. Geobey, O. Weber, and H. Lin. The Impact of Green Lending on Credit Risk in China[J]. Sustainability,2008,10(6):1-16.
- [27] Dalci, I., C. Tanova, H. Ozyapici, and M. A. Bein. The Moderating Impact of Firm Size on the Relationship between Working Capital Management and Profitability[J]. Prague Economic Papers, 2019, (3): 296-312.
- [28] Liu, X., E. Wang, and D. Cai. Green Credit Policy, Property Rights and Debt Financing: Quasi-natural Experimental Evidence from China[J]. Finance Research Letters, 2019, 29: 129-135.
- [29] Luo, Q. Analysis on the Impact of Financing Capacity on Chinese Enterprises' Productivity[R]. 2016.
- [30] Mengze, H., L. Wei, and Z. Bi. Analysis of China's Green Credit Policy Towards Green Economic Growth [R]. 2011.
- [31] Wang, L. and Y. Zhu. Green Credit Policy, Accounting Information Quality and Debt Cost[R]. 2016.
- [32] Wang, L. and Y. Zhu. Green Credit Policy and the Maturity of Corporate Debt[M]. Singapore: Springer, 2017.
- [33] Wang, L. Dynamic Capital Structure Adjustment: Theory and Tests[R]. 2016.
- [34] Xu, H. F. Operating Risk, Performance and Executive Compensation in China's State-owned Companies[R]. 2016.
- [35] Zhang, B., Y. Yang, and J. Bi. Tracking the Implementation of Green Credit Policy in China: Top-down Perspective and Bottom-up Reform[J]. Journal of Environmental Management, 2011, 92(4): 1321-1327.

The Influence of Green-credit Policy on the Financial Performance and Operating Risk of Enterprises with High Pollution and Energy Consumption

Hao Yu and Yan Jie

(School of Management and Economics, Beijing Institute of Technology)

Abstract: Green credit policy is one of the important policies for solving the resource and environmental issues, promoting sustainable economic and social development in recent years for China. Therefore, it is important to recognize the impact of green credit policies and take measures to further promote the development of green credit policies. Based on financial data from 2005 to 2018 of all A-share and non-ST listed enterprises with high pollution and energy consumption, this study respectively takes three years, five years and seven years as the time span of panel data for empirical test to explore the influence of green-credit policy on the financial performance and operating risk of these enterprises in the short-term, medium-term and long-term, and then takes four methods for the robustness test, include changing the definition of industries, changing dependent variable, adding macroeconomic variables and changing control variables. The results indicate that the green-credit policy reduces the financial performance of enterprises with high pollution and energy consumption and significantly increases the operating risk of them in the short-term, medium-term and long-term. Moreover, the influences of green-credit policy on the financial performance and operating risk of enterprises with high pollution and energy consumption in the short-term, medium-term and long-term are quite different. The conclusion of this study is of great significance and has remarkable reference values for the government to continue promoting the green credit policy, the bank to standardize the loan mechanism, and the enterprises with high pollution and energy consumption to accelerate transformation and upgrading.

Keywords: Green-credit Policy; Enterprises with High Pollution and Energy Consumption; Financial Performance; Operating Risk

JEL Classification: G32, Q56

(责任编辑:卢玲)