

经济政策不确定性与 企业短债长用^{*}

李增福 陈俊杰 连玉君 李铭杰

摘要:本文阐明了经济政策不确定性(EPU)通过银行信贷配给影响企业短债长用的理论机制,并利用中国EPU指数和上市公司数据进行了实证检验。结果发现,EPU上升提高了企业的短债长用水平;进一步研究发现,在风险承担能力较强和长期融资能力较弱的企业中,EPU上升对其短债长用具有更为显著的影响;经济政策不确定下的短债长用对企业绩效影响不明显,但会增加企业的破产风险。上述结果有助于解释包括中国在内的转型国家的“债务期限结构”之谜,也提示政府有关部门关注当前经济政策不确定下的企业短债长用现象,拓宽企业长期融资渠道,防范金融风险。

关键词:经济政策不确定性 短债长用 投融资期限错配 信息不对称 信贷配给

DOI:10.19744/j.cnki.11-1235/f.2022.0013

一、引言

2015年以来,为了防范系统性金融风险,各级政府着力实施了一系列强有力的去杠杆政策,但对中国企业普遍存在的“短债长用”现象(表现为短期债务比例持续大幅高于短期资产比例、长期债务比例持续显著低于长期资产比例)及其背后隐含的风险却缺乏足够的关注。中国上市公司的短债长用程度从2000年到2019年均在23%以上,均值在27%以上^①。Fan等(2012)研究发现,中国上市公司的长期债务比例在所有39个样本国家中最低。短债长用会导致企业不断滚动短期债务来支持长期资产投资(胡援成、刘明艳,2011;钟凯等,2016;刘晓光、刘元春,2019),一旦企业资金链断裂,由违约风险引发的各类风险会蔓延至整个金融系统(白云霞等,2016)。这类期限错配问题日益成为中国各类系统性金融风险的根源(李杨,2014)。

前期学者认为,一系列宏观层面的制度缺陷是导致企业短债长用现象的主因,包括:金融市场结构不完善、利率期限结构不合理、货币政策不稳定等(白云霞等,2016;钟凯等,2016;王红建等,2018)。然而,从时间上来看,短债长用现象并未随着中国金融体系及结构的不断发展而弱化,这意味着除了金融制度方面的缺陷,应该还有其他因素。

我们关注到,在近几年企业短债长用程度高居不下的同时,中国经济政策不确定性(后文简称EPU)也在持续上升,并居于高位。近期研究也发现EPU会通过银行信贷作用于实体经济(宋全云等,2019)。因此,我们推测EPU的上升可能是当前企业短债长用持续高位的重要推动因素之一。

本文的理论分析表明,随着EPU的上升,银行和企业之间的信息不对称程度扩大,处于信息劣势的银行等金融机构会对企业实施更为严格的信贷配给。同时,EPU上升会提高长期融资项目的期限溢价,使信贷配给更多地作用于企业的长期信贷需求上。在银行等金融机构和企业的相互博弈下,银行倾向于以短期信贷来满足企业的长期投资需求。简言之,EPU上升会提高企业的短债长用水平。

本文通过中国经济政策不确定指数和上市公司数据研究发现,中国经济政策不确定性的上升显著提高了企业的短债长用程度。异质性分析表明,这种影响在风险承担能力较强和长期融资能力较弱的企业中更为明显。就经济后果而言,经济政策不确定环境下的短债长用对企业业绩的影响不明显,但会提高企业的破产风

^{*}本研究得到国家社会科学基金项目“混合所有制企业中非控股股东利益侵占行为及治理研究”(基金号:19BGL057)的资助。感谢工商银行广东分行李辉博士的建议,感谢华南师范大学张天华博士、潘正博士的指导以及博士生云锋、冯柳华、暨南大学博士生曾林的协助。文责自负。连玉君为本文通讯作者。

险,且这种影响具有一定的持续性。

本文的主要贡献归结为如下几个方面。其一,前期文献认为,中国企业长期普遍存在短债长用现象的宏观原因在于银行业竞争不充分、债券市场不发达等制度性因素(钟凯等,2016;白云霞等,2016;沈红波等,2019)。本文研究发现,在控制了上述制度性因素之后,经济政策不确定性依旧对企业的短债长用行为有显著且稳健的解释力,这是对前期文献的重要补充和发展。其二,Fan等(2012)发现转型国家企业的债务期限普遍低于发达国家,其中,中国企业的短期负债占总负债的比例高达90%,而在美国企业中却不足20%(刘海明、李明明,2020)。经济政策不确定性高和企业短期负债率高是转型国家的共同特征,本文对二者关系的揭示,有助于从一个新的角度解释中国等转型国家的“债务期限结构”之谜。其三,本文的研究还具有较强的现实意义。在当前世界处于百年未有之大变局背景下,中国经济政策不确定性持续上升,系统性金融风险加剧。本文的研究结果提示国家和政府有关部门要密切关注中国企业普遍存在的短债长用现象,加强政府、金融机构和企业的政策沟通,拓展企业长期融资渠道,防范可能出现的金融风险。

后文结构安排如下:第二部分为文献回顾及理论分析;第三部分是研究设计;第四部分为实证检验及结果分析;第五部分是进一步研究与发现;第六部分总结全文并提出政策建议。

二、文献回顾与理论分析

(一)文献回顾

1. 债务期限结构与短债长用

前期与债务期限结构相关的文献,主要集中于对中国上市公司“短期债务比例高、长期债务比例低”这一问题的讨论上。一部分文献从公司层面进行了研究(肖作平、廖理,2008;胡援成、刘明艳,2011;李泽广、马泽昊,2013);另一部分文献则着眼于市场化程度和货币政策等宏观层面(孙铮等,2005;刘海明、李明明,2020)。把债务期限结构的研究扩展到投资领域,即“短债长用”问题的研究,近年来才开始受到学者们的关注。研究发现董事高管责任保险(赖黎等,2019)、官员访问(邱穆青、白云霞,2019)等因素都会加剧企业的短债长用,而短债长用会恶化企业绩效并加大企业破产概率(刘晓光、刘元春,2019)。

与本文相关的是以下几篇从宏观层面研究短债长用的文献。白云霞等(2016)研究发现,中国普遍存在的短债长用现象主要源于我国金融市场结构不完备、利率期限结构不合理、货币政策不稳定等制度缺陷。钟凯等(2016)发现,紧缩性货币政策会加剧短贷长投,适度货币政策能缓解短贷长投程度。王红建等(2018)发现,利率市场化有助于缓解企业的融资约束,并抑制短债长用行为。

2. 经济政策不确定性与企业投融资行为

全球金融危机以后,各国为避免再次陷入衰退而加大了市场干预力度,频繁出台各类刺激性经济政策,这在经济增速下行、经济结构转型升级、市场化改革不断深化的中国尤为明显。这些经济干预政策使企业面临更大的不确定性(彭俞超等,2018),使其不得不更密切地关注政策变化,以调整自身的发展战略和经营决策(孙铮等,2005)。

前期学者从多个角度研究了EPU对企业投资和融资行为的影响。在投资方面,多数研究聚焦于EPU对投资行为的抑制作用(李凤羽、杨墨竹,2015;Gulen and Ion,2016;饶品贵等,2017;谭小芬、张文婧,2017;张成思、刘贯春,2018;刘贯春等,2019)。一方面,EPU上升会提高投资项目的“等待期权”价值,由于多数投资项目都具有不可逆性和沉没成本较高的特征,延迟投资的预期回报率随EPU上升而相对提高。这意味着,EPU上升时企业会减少当前投资(谭小芬、张文婧,2017),且资产可逆程度越低,EPU上升对固定资产投资的抑制作用越强(刘贯春等,2019)。另一方面,EPU上升会导致抵押品的市场价值下降,企业的融资可获得性降低,进而导致投资水平下降(谭小芬、张文婧,2017;才国伟等,2018)。值得说明的是,这里的投资主要是指以固定资产为主的长期资产投资,并未涉及投资的期限结构问题。

在融资方面,目前的研究主要集中在EPU对企业融资约束、融资成本和负债水平3个方面的影响。第一,

EPU上升会加重企业面临的融资约束(王红建等,2014;李凤羽、史永东,2016)。第二,EPU上升会提高企业的融资成本(Francis et al.,2014;Waisman et al.,2015)。原因在于,不确定性上升加剧了企业和债权人之间的信息不对称,债权人出于自我保护,会提高利率或加大贷款审批难度(宋全云等,2019)。第三,EPU上升会抑制贷款供给(白俊等,2020),降低企业的负债水平(宫汝凯等,2019;张成思、刘贯春,2018)。由于受到预算软约束、抵押资源、规模歧视的影响,负债率还会呈现国有企业负债率上升,非国有企业负债率下降的现象(纪洋等,2018)。此外,EPU上升使金融中介“惜贷”,企业面临更高的调整成本,使其被迫放缓资本结构的调整速度(王朝阳等,2018)。

从经济政策不确定性的文献发展来看,企业融资方面的研究并没有深入涉及到企业的负债结构;而投资方面的研究,基本结论是经济政策不确定性使企业长期投资下降。总体而言,虽然分别研究了企业的投资和融资,但并没有触及到投融资期限错配的问题。

总而言之,现有文献对短债长用现象,以及经济政策不确定性与企业投融资行为的关系都分别做了较为深入的探索,为本文提供了很好的理论铺垫和方法借鉴。在当前中国经济政策高度不确定、企业普遍存在短债长用的情况下,我们认为这两者之间的关系值得进一步研究。

(二)理论逻辑分析

本文的理论预期是:EPU提高了企业的短债长用水平。中国金融体系以银行为主导,银行信贷是微观经济主体的重要融资来源(Allen et al.,2005),也是EPU作用于实体经济的重要渠道(宋全云等,2019);在风险收益方面,银行与其它债权人的行为也具有一致性。因此,我们借鉴前期文献,在分析中以银行代表债权人,以便于简洁、清楚地阐述EPU影响企业短债长用的机理(刘晓光、刘元春,2019;白云霞等,2016;邱穆青、白云霞,2019)。

1. 经济政策不确定性上升会加剧银企双方的信息不对称程度

在给定银行与企业之间存在信息对称的情况下,二者之间通过价格机制(如利率)达到供需平衡。然而,当EPU上升时,两者的信息不对称关系和议价能力会发生变化。从信贷需求方来看,相对于银行等外部人,企业高管等内部人能更早地了解经济政策变动对企业经营状况、内在价值和未来业绩的影响,具有相对信息优势(张洪辉等,2020);从信贷供给方来看,EPU上升时银行判断企业投资机会好坏的能力会受到限制,识别企业实际还款能力和借贷风险的难度加大,从而处于信息劣势(田国强、李双建,2020)。因此,如图1所示,当EPU上升时,银企双方的信息不对称程度将会加大,导致代理成本上升、企业违约风险增加(Gilchrist et al.,2014;Nagar et al.,2019)。

2. 信息不对称导致银行对企业实施信贷配给

当EPU上升导致信息不对称程度增加时,如果银行在基础利率上要求更高的“风险溢价”来应对企业违约风险的上升,那么风险偏好强的企业更愿意接受这一高利率,而风险偏好弱的企业被挤出。由于贷款成本提高了,接受较高利率的企业在获得贷款后必然会追逐期望收益更高的高风险投资项目,银行贷款风险也随之增加。因此,在信息不对称下,利率并不能完全发挥配置资源的作用,银行会采用非价格手段配给资金,降低资金供给规模,形成信贷配给。虽然信贷市场上供不应求,但银行要求的利率会低于供求平衡时的利率。这有助于鼓励那些资信用高、只愿意接受低利率的企业申请借款,限制那些资信用低、愿意接受高利率的企业的借款行为,实现银行在信息不对称情况下的利润最大化(Stiglitz and Weiss,1981;Bester and Hellwing,1987)。

在信贷配给的结构上,长期贷款的期限比短期贷款更长。由于贷款的期限溢价水平取决于市场预期不确定性程度(王晓芳、郑斌,2015),EPU上升会增加银行长期贷款的期限溢价,这一期限溢价可能超出银行的风险承受能力。但同时EPU带来的信息不对称使银行不能通过提高利率来补偿长期贷款的违约风险。因此,如图1所

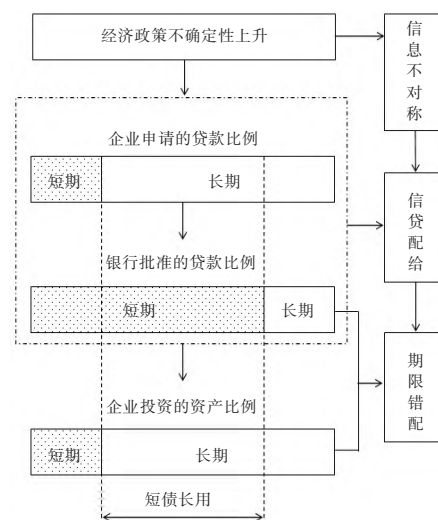


图1 理论逻辑示意图

示,当EPU上升时,相对于短期资金需求,企业的长期资金需求会受到更为严格的银行信贷配给,信贷供给缺口将主要体现为银行的长期贷款供给无法满足企业的长期投资需求。

3. 信贷配给迫使企业短债长用

随着EPU的上升,虽然银行等金融机构会因信息不对称加剧而加大对企业长期贷款需求的信贷配给,但如果企业资可抵债,金融机构仍可向企业发放短期贷款(Custodio et al., 2013)。对金融机构而言,短期贷款的监督成本相对较低(Rajan and Winton, 1995)。具体而言,长期贷款依赖于外部履约机制(孙铮等, 2005), EPU上升会强化这种依赖,从而增加金融机构在长期信贷中的监督成本。为了降低监督成本,银行等金融机构会在一定限度内默许企业进行有风险的“短债长用”行为,并通过多个短期信贷合约的“拼接”来阶段性地审视企业的经营状况,以适时调整债务合约,控制自身风险(赖黎等, 2019)。事实上,短期贷款收益的增加也可以在一定程度上弥补长期贷款减少导致的损失。因此,如图1所示,当EPU上升时,银行更倾向于以短期贷款满足企业的长期投资需求。由于发展中国家或者转型国家银行业竞争不充分,缺乏多层次的金融市场(钟凯等, 2016; 白云霞等, 2016; 沈红波等, 2019),企业也难以从其他渠道获得长期融资。最终,企业在一定程度上短债长用,以维持其投资上的最优决策^②。

(三)理论模型

为进一步厘清EPU与企业短债长用之间的关系,本文借鉴Cateau (2007)、Bekaert等(2013)、Rocheteau等(2018)的研究,构建了一个关于EPU通过银行等金融机构提高企业短债长用程度的理论分析模型。

1. 模型设定

假定信贷市场中有企业e和金融机构b(以银行为例)两类市场主体。企业需要向银行申请贷款 m^e 用于A、B、C、D这4类长期资产投资项目。假定A项目是银行评估风险高,但企业评估风险低的项目,这类项目对企业而言的客观风险为 σ_a ; B项目是银行评估风险高,企业评估风险也高的项目,这类项目对企业而言的客观风险为 σ_b ,则有 $\sigma_b > \sigma_a > 0$; C项目是银行评估风险低,企业评估风险低的项目; D项目是银行评估风险低,企业评估风险高的项目。银行最终批准的总贷款为 m^b ,由长期贷款 l 和短期贷款 s 组成,即 $m^b = l + s$ 。在市场均衡时, $m^e = m^b$ 恒成立,但如果银行实施信贷配给,则有 $m^b < m^e$ 。

2. 经济政策不确定性上升时企业新增贷款的申请策略

当EPU上升时,信息不对称增加,信贷配给出现,银行评估风险低的C和D项目的贷款申请将最先被批准,其贷款金额为固定的 $\bar{c}$ 和 $\bar{d}$,为了简化分析,下文不再详细讨论C和D项目的贷款申请,并假定 $m^e = a + b$,其中 a 和 b 分别表示A和B项目的贷款申请金额。由于A和B项目的贷款申请能否被银行批准存在不确定性,企业需要根据项目的相对风险来确定每个项目的最优申请贷款金额。设 $\eta = \sigma_a / \sigma_b$, η 测度了企业视角下A项目相对于B项目的风险。

设企业投资无风险项目所获得的期望效用为 U_f^e ,如果用 a 资金投资A项目给企业带来的效用是 $U_a(a)$,那么企业投资A项目的超额效用为 $U_a(a) - U_f^e$; 类似地,企业投资B项目的超额效用为 $U_b(b) - U_f^e$ 。由于企业对B项目承担了更大的项目风险,所以投资B项目的边际效用大于A项目,即 $U_b'(\cdot) > U_a'(\cdot)$ 。对企业而言,A项目的客观风险 σ_a 越大,则投资A项目获得超额效用的概率越低;类似地,B项目也是如此。企业追求期望效用 $E(U^e)$ 最大化,则有:

$$E(U^e) = \max_{a, b \geq 0} \frac{U_a(a) - U_f^e}{\sigma_a} + \frac{U_b(b) - U_f^e}{\sigma_b} \quad (1)$$

$$\text{s.t. } a + b = m^e \quad (2)$$

求解可得:

$$\frac{db^*}{d\eta} = \frac{db^*}{dU_a^e} \frac{dU_a^e}{d\eta} = \frac{1}{\{U_a^e[\eta U_b^e(m^e - a)]\}^2} \frac{dU_a^e}{d\eta} > 0 \quad (3)$$

其中, b^* 为B项目的最优贷款申请金额,则A项目的最优贷款申请金额为 $a^* = m^e - b^*$ 。由此可得推论1:当

EPU上升时,A项目相对于B项目的风险增加会使企业减少A项目的贷款申请,增加B项目的贷款申请^③。

3. 经济政策不确定性上升时银行对新增贷款申请的审批策略

当企业调整其贷款申请策略后,根据序贯理性的行为准则和贝叶斯定理更新信念,银行会对此做出反应。在EPU上升时,信息不对称程度提高,会促使银行要求额外的风险溢价(Kaviani et al., 2020),该溢价通过短期贷款可以更灵活地转移到企业中,但却难以通过长期贷款转嫁给企业。这是因为银行在发放长期贷款时的合约期限更长且本金面临的道德风险更高。据此,可得推论2:当EPU上升时,银行会配合企业减少A项目的新增融资,批准企业对B项目新增的短期贷款申请,但拒绝企业对B项目新增的长期贷款申请^④。

如果企业申请长期贷款来支撑B项目,银行批准的总融资 m^b 将少于企业申请的总融资 m^e ,即银行的信贷配给行为会导致信贷市场无法出清。当EPU上升时,信息不对称的扩大增加了企业信贷质量恶化的可能性,根据Nini等(2009)、Gulen和Ion(2016)的研究,银行更倾向于对企业的资本支出进行限制,重新出清的信贷市场中企业被迫使用短期贷款来支撑B项目的资金需求。简言之,EPU上升会导致银企双方现有的信贷结构发生变化。

4. 银行贷款供给期限的结构性变化与企业短债长用

为了简化分析,设企业每隔固定时间为B项目新增的贷款恒为短期贷款 s_{b+} ,它可以持续提供现金流以满足企业对B项目的长期资产投资。设 $r > 0$ 为折现率,则为投资B项目提供的永续现金流 s_{b+} 的现值为:

$$s_{NPV} = \sum_{i=1}^{\infty} \frac{s_{b+}}{(1+r)^i} = \frac{s_{b+}}{r} \quad (4)$$

设加入 s_{NPV} 后,短期贷款 s 会增加,它包含原来恒为 $\bar{s}$ 的短期贷款存量和可变的 s_{NPV} :

$$s = \bar{s} + s_{NPV} = \bar{s} + \sum_{i=1}^{\infty} \frac{s_{b+}}{(1+r)^i} = \bar{s} + \frac{s_{b+}}{r} \quad (5)$$

对于已有的A、B项目,由于EPU加大了双方的信息不对称,银行无法直接确定项目的真实风险水平。同时,虽然EPU上升也导致银行期望的信贷利差扩大(Kaviani et al., 2020),但银行无法随意减少已有长期贷款的信贷额度。然而,银行可以决定给新增的贷款申请发放长期贷款还是短期贷款。若银行给企业发放长期贷款,假设对银行而言的客观风险为 σ_l ;若银行给企业发放短期贷款,设客观风险为 σ_s ,并有 $0 < \sigma_s < \sigma_l < +\infty$ 。

设银行投资无风险资产所获得的期望效用是 U_f^b ,如果银行发放长期贷款 l 给企业投资所带来的效用是 $U_l(l)$,那么银行发放长期贷款 l 给企业投资所带来的超额效用为 $U_l(l) - U_f^b$ 。类似地,银行发放短期贷款 s 给企业投资所带来的超额效用为 $U_s(s) - U_f^b$ 。长期贷款对银行而言的客观风险 σ_l 越大,银行从发放长期贷款 l 中获得超额效用的概率越低;类似地,短期贷款对银行而言的客观风险 σ_s 越大,银行从发放短期贷款 s 中获得超额效用的概率越低。银行追求期望效用 $E(U^b)$ 最大化,则有:

$$E(U^b) = \max_{l,s \geq 0} \frac{U_l(l) - U_f^b}{\sigma_l} + \frac{U_s(s) - U_f^b}{\sigma_s} \quad (6)$$

$$\text{s.t. } l+s=m^b \quad (7)$$

求解可得:

$$\frac{ds^*}{dU_s^b} = \frac{ds^*}{dU_s^b} \frac{dU_s^b}{dU_s^b} = (-1) \cdot \frac{dU_s^b}{dU_s^b} > 0 \quad (8)$$

其中, s^* 为银行最优的短期贷款发放数量。由此可知,短期贷款的边际效用增加会使银行通过持续的短期贷款供给来满足企业的贷款需求。可得推论3:当EPU上升时,企业的逆向选择和道德风险会导致银行短期贷款的边际效用增加。因此,银行会缩减企业的长期贷款份额,转而给予企业持续的短期资金来支撑需要长期投资的B项目^⑤,使“短债”得以“长用”。

5. 小结

总的来说,当EPU上升时,由于银企之间信息不对称程度提高,在被银行视为高风险的多个长期投资项目

中,企业会减少那些自身认为是低风险的长期项目,增加自身认为是高风险的长期项目,从而有机会获得更高收益。但这种逆向选择和道德风险被银行识别出来后,银行既需要尽可能地把EPU所带来的风险溢价转嫁给企业,又需要通过更频繁的监督来规避企业进一步的逆向选择和道德风险。因此,银行会拒绝为那些被双方都认定为高风险的长期项目提供长期贷款,但同意以持续的多个短期贷款组合来支持这类项目。这种“短债长用”的安排增加了短期贷款的边际效用,使得银行从现有的长期贷款供给转为持续的短期贷款供给。由此,本文提出如下假说:

研究假说:经济政策不确定性上升会提高企业的短债长用程度。

三、研究设计与数据变量

(一)数据来源

本文选取2000~2019年中国沪深A股上市公司年度数据作为研究样本。由于进一步研究中“风险承担能力”变量的构造需要用到当年及未来两年的数据。因此,在实际回归中样本的时间区间为2000~2017年。企业层面的财务数据来自国泰安数据库(CSMAR);宏观经济数据来源于国家统计局、中国人民银行、EPS数据库;经济政策不确定性程度采用由Baker等(2016)构建、经斯坦福大学和芝加哥大学联合公布的中国经济政策不确定指数来衡量^⑥。我们对数据作以下预处理:(1)剔除ST及金融行业样本;(2)剔除主要变量缺失的样本;(3)为排除极端值对实证结果的影响,对企业层面中的连续变量进行了双侧1%的缩尾处理。

(二)基准回归模型

为验证经济政策不确定性对企业短债长用程度的影响,本文建立如下基准回归模型:

$$SDLA_{i,t} = \alpha + \beta EPU_t + \gamma X_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

其中,下角标*i*代表公司,*t*代表年份;*SDLA*是指短债长用程度;*EPU*是指中国经济政策不确定性;*X_{i,t}*是一系列控制变量; μ_i 是公司的个体固定效应,用来捕捉不随时间改变的个体异质性特征; $\varepsilon_{i,t}$ 是随机干扰项。若系数 β 的估计值显著大于0,则说明企业短债长用程度会随着EPU上升而提高。

由于EPU会与时间固定效应产生完全共线性。因此,基准回归模型中没有控制年份的时间固定效应。但如果不控制年份虚拟变量,又有可能遗漏一些重要的不可观测因素。为此,本文借鉴彭俞超等(2018)、张成思和刘贯春(2018)、饶品贵等(2017)的做法,在控制变量中加入GDP增速、M2增速、物价指数、金融发展程度等宏观环境变量来尽可能缓解遗漏变量问题。后文也会对没有控制时间固定效应所造成的内生性影响进行深入探讨。

(三)变量定义

1. 被解释变量:短债长用(*SDLA*)

参考刘晓光和刘元春(2019)的做法,利用短期负债比例(短期负债/总负债)与短期资产比例(短期资产/总资产)之差来衡量企业的短债长用水平,指标数值越大意味着企业短债长用的程度越高。本文也注意到有学者使用“短贷长投”(钟凯等,2016)来衡量企业投融资期限错配程度,我们将在稳健性检验中使用该指标进行分析。

2. 核心解释变量:中国经济政策不确定性(*EPU*)

本文使用Baker等(2016)创建的经济政策不确定性指数(Economic Policy Uncertainty Index)来度量中国经济政策不确定性程度。该团队对中国香港最大的英文报纸《南华早报》进行文本分析,在新闻报道中搜寻有关经济政策波动的词条,识别每月刊发文章中与中国经济政策不确定性有关的文章占比,从而构建出该指数并每月对外公布。由于本文使用年度数据,我们对当年12个月的指数取算术平均数并除以100,得到中国经济政策不确定性指数的年度数据。

3. 控制变量(*X*)

控制变量包括企业特征和宏观经济两个层面。其中,企业特征层面的变量包括:企业规模、成长性、有形

资产比例、经营性现金流、经行业调整的总资产净利润率、非债务税盾、第一大股东持股比例、托宾Q；宏观经济层面的变量包括：GDP增长率、M2增长率、物价变动、地区金融发展程度。详细度量方法见表1。

(四)主要变量描述性统计

表2报告了主要回归变量的描述性统计结果。在样本期内,短债长用程度(*SDLA*)的均值为0.279、中位数为0.281,说明中国A股上市公司普遍存在短债长用现象。中国经济政策不确定性指数(*EPU*)最小值为0.557,最大值为3.648,标准差为0.914。各个变量的统计结果基本符合预期。

四、基准回归结果及分析

(一)经济政策不确定性与企业短债长用

表3报告了模型(9),即经济政策不确定性对企业短债长用影响的基准回归结果。第(1)、(2)列的被解释变量均为短债长用(*SDLA*)。其中,第(1)列只加入企业层面的控制变量,第(2)列中加入了宏观层面的控制变量。两列结果均显示,中国经济政策不确定性指数(*EPU*)的系数为正,且在1%的水平上显著,说明经济政策不确定性上升会提高企业短债长用程度,研究假说成立。

(二)内生性问题

由于年份虚拟变量与经济政策不确定性指数(*EPU*)存在多重共线性,本文在基准回归中没有控制时间固定效应。虽然本文在控制变量中加入了GDP增长率、M2增长率、物价变动等一系列宏观变量,但仍然可能无法消除时间效应对回归结果的影响,带来遗漏变量问题。基于此,本文进一步从控制经济波动本身带来的不确定性、其他政策不确定性、行业和地区的时变特征3个角度,尽可能缓解这一内生性问题。此外,考虑到宏观经济政策不确定性与微观企业的整体表现之间可能存在互为因果关系,本文使用美国经济政策不确定性作为工具变量,对基准回归模型进行两阶段OLS回归。

1. 遗漏变量问题

其一,剔除经济波动的影响。经济政策的变动往往是基于宏观经济周期的逆周期调整(纪洋等,2018),经济政策不确定性与宏观经济自身的不确定性相互联系、同时存在。因此,经济本身的不确定性可能是一个重要的遗漏变量,有必要将其分离开来。为此,借鉴张成思和刘贯春(2018)、刘贯春等(2019)的做法,本文使用每年内4个季度GDP实际增速的标准差来衡量经济波动所造成的不确定性。

其二,剔除其他政策不确定性的影响。一些重大政治事件发生

表1 变量定义

变量符号	变量名称	度量方法
<i>SDLA</i>	短债长用	(短期负债/总负债)-(短期资产/总资产)
<i>EPU</i>	中国经济政策不确定性	经济政策不确定性指数每年12个月数据的算术平均值/100
<i>Size</i>	企业规模	总资产加1后取自然对数
<i>Growth</i>	成长性	(本期营业收入-上期营业收入)/上期营业收入
<i>Tang</i>	有形资产比例	固定资产/总资产
<i>Cfo</i>	经营性现金流	经营活动产生的现金流量净额/总资产
<i>ROA</i>	总资产净利润率	净利润/总资产,经年度行业调整
<i>Ndts</i>	非债务税盾	折旧摊销/总资产
<i>Top1</i>	第一大股东持股比例	第一大股东持股百分比/100
<i>TobinQ</i>	托宾Q	市场价值/总资产
<i>GDP</i>	GDP增长率	(本期实际GDP-上期实际GDP)/上期实际GDP
<i>M2</i>	M2增长率	(本期货币供给量-上期货币供给量)/上期货币供给量
<i>FPI</i>	物价变动	固定资产投资价格指数/100
<i>FD</i>	地区金融发展程度	各省金融机构贷款余额/各省GDP

表2 主要变量描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>SDLA</i>	21454	0.279	0.201	-0.289	0.281	0.748
<i>EPU</i>	18	1.493	0.914	0.557	1.240	3.648
<i>Size</i>	21454	21.94	1.251	19.77	21.74	27.12
<i>Growth</i>	21454	0.203	0.363	-0.494	0.141	2.055
<i>Tang</i>	21454	0.404	0.178	0.019	0.397	0.805
<i>Cfo</i>	21454	0.050	0.071	-0.165	0.048	0.248
<i>ROA</i>	21454	0.014	0.077	-0.278	0.009	0.409
<i>Ndts</i>	21454	0.025	0.016	0.001	0.022	0.076
<i>Top1</i>	21454	0.371	0.157	0.032	0.352	0.886
<i>TobinQ</i>	21454	1.945	1.259	0.153	1.557	31.40
<i>GDP</i>	18	0.093	0.020	0.068	0.092	0.142
<i>M2</i>	18	0.137	0.031	0.083	0.135	0.221
<i>FPI</i>	18	1.021	0.030	0.976	1.013	1.089
<i>FD</i>	558	1.154	0.406	0.537	1.082	3.085

注:限于篇幅,后文涉及到的其他变量的描述性统计未报告于正文中,详细内容参见《管理世界》网络发行版附录(二)附表1。

表3 经济政策不确定性对企业短债长用的影响

变量	(1)	(2)
	<i>SDLA</i>	<i>SDLA</i>
<i>EPU</i>	0.0079*** (0.002)	0.0093*** (0.002)
<i>Size</i>	-0.0417*** (0.004)	-0.0413*** (0.004)
<i>Growth</i>	0.0046 (0.003)	0.0027 (0.003)
<i>Tang</i>	0.0206 (0.025)	0.0190 (0.025)
<i>Cfo</i>	0.1241*** (0.019)	0.1266*** (0.020)
<i>ROA</i>	0.0177 (0.015)	0.0156 (0.015)
<i>Ndts</i>	4.0129*** (0.303)	3.9726*** (0.303)
<i>Top1</i>	-0.0568** (0.028)	-0.0499* (0.029)
<i>TobinQ</i>	0.0023* (0.001)	0.0028** (0.001)
<i>GDP</i>		0.3512*** (0.099)
<i>M2</i>		-0.3010*** (0.046)
<i>FPI</i>		-0.0683** (0.033)
<i>FD</i>		-0.0205* (0.011)
Constant	1.0798*** (0.083)	1.1725*** (0.105)
个体固定效应	是	是
样本数	21454	21454
Adj_R ²	0.568	0.570

注:括号内为公司层面上聚类调整后的稳健标准误。***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著。

前后,往往伴随着经济政策不确定性的上升。前期有学者认为政府官员变动使当地财政、货币、产业等政策发生变化,因而将地区领导人变动所造成的政策不确定性等同于经济政策不确定性(Julio and Yook, 2012)。有学者直接使用地方领导人变更来直接研究政策不确定性与企业投资的关系(才国伟等, 2018)。也有学者认为在研究当中有必要将政策不确定性和经济政策不确定性区别开来(饶品贵、徐子慧, 2017)。本文试图剔除当地政府官员变动的影响,仅考察经济政策不确定性对企业短债长用的影响。借鉴申宇等(2020)、陈德球和陈运森(2018)的做法,本文以地级市领导人更替来衡量政策不确定性,将当年企业所属地级市的市委书记是否发生更替的虚拟变量(*CityTurn*)作为控制变量放入回归模型。

其三,考虑行业和地区的时变特征。经济在行业和地区上的周期性波动也有可能给回归结果带来估计偏差,在考虑中国整体的宏观经济因素后,我们还需要尽可能将企业所处行业和经济波动因素分离开来。借鉴张成思和刘贯春(2018)的做法,本文进一步控制行业和企业所处地级市的时变特征^⑦。

表4第(1)列为增加控制以上3种遗漏变量后的回归结果,EPU的系数依然在1%的水平上显著为正,支持本文研究假说。

2. 反向因果问题

在本文中,经济政策不确定性对于单个微观企业而言是外生的,但由于政府部门频繁调控宏观经济政策的依据正是微观企业的整体表现(张成思、刘贯春, 2018),同时本文所使用的中国A股上市公司样本代表着中国经济的整体发展状况,因而仍可能存在反向因果问题。

工具变量检验可在一定程度上缓解上述提到的遗漏变量问题,也可缓解反向因果问题。因此,本文使用工具变量法进行估计。由于美国经济政策是影响中国经济政策制定和实施的重要因素,并且美国经济政策的不确定性会通过影响中国经济政策的不确定性来影响中国企业行为(Wang et al., 2014; 彭俞超等, 2018; 张成思、刘贯春, 2018; 田国强、李双建, 2020)。因此,本文借鉴田国强和李双建(2020)、申宇等(2020)的做法,选取美国经济政策不确定性指数的滞后一期作为中国经济政策不确定性的外生工具变量进行检验。表4第(2)列报告了工具变量法的检验结果,本文结论仍然成立。

(三)其他稳健性检验

在前文基础上,本文从解释变量的度量、被解释变量的度量、进一步控制时间效应、使用季度数据、替换模型等5个方面对结果进行进一步的稳健性检验。

1. 解释变量:经济政策不确定性表征指标的替换

由于EPU指数的原始数据为月度数据,而本文主要使用企业的年度数据,在匹配时可能存在测量误差。因此,本文借鉴Gulen和Ion(2016)、李凤羽和杨墨竹(2015)的做法,改变中国经济政策不确定性指标的度量方式,为越接近年末的月份的指数赋予越高权重,使用加权平均法重新计算中国经济政策不确定性指数(*EPU_Wei*),每个月份的权重依次为1/78、2/78、3/78……11/78、12/78。另外也取当年最后一个月,即12月的数据作为当年数据的代理指标(*EPU_Dec*)。表4的第(3)、(4)列分别报告了使用加权平均法和12月数据度量EPU的结果,结果依然稳健。

2. 被解释变量:短债长用表征指标的替换

对于度量企业投融资期限结构错配的指标,现有文献尚未有统一的标准。本文利用钟凯等(2016)的“短贷长投”(SFLI)指标替换“短债长用”(SDLA)指标进行稳健性检验。其度量方法为:[(购建固定资产、

表4 内生性问题和稳健性检验

问题类型	遗漏变量	反向因果	替换自变量		替换因变量	时间效应	季度数据	动态面板	变化模型
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	<i>SDLA</i>	<i>SDLA</i>	<i>SDLA</i>	<i>SDLA</i>	<i>SFLI</i>	<i>SDLA</i>	<i>SDLA</i>	<i>SDLA</i>	Δ <i>SDLA</i>
<i>EPU</i>	0.0107*** (0.002)	0.0587*** (0.006)			0.0028** (0.001)	0.0107** (0.004)	0.0063*** (0.001)	0.0106** (0.005)	
<i>EPU_Wei</i>			0.0074*** (0.001)						
<i>EPU_Dec</i>				0.0020*** (0.001)					
Δ <i>EPU</i>									0.0021* (0.001)

注:括号内第(6)列为年份层面上聚类调整后的稳健标准误,其余为公司层面上聚类调整后的稳健标准误。***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著。限于篇幅未列示控制变量、3种遗漏变量、反向因果问题的工具变量第一阶段回归和弱工具变量检验、动态面板回归的因变量滞后项和自相关检验及过度识别检验等详细结果,参见《管理世界》网络发行版附录(三)附表2~附表7。

无形资产和其他长期资产支付的现金)-(长期借款本期增加额+本期所有者权益增加额+经营活动产生的现金流量净额+处置固定资产无形资产和其他长期资产收回的现金净额)/总资产。表4第(5)列报告了替换被解释变量后的结果,结果依然稳健。

3. 进一步考虑时间效应

在基准回归分析中,虽然我们已经通过控制多个宏观变量来缓解由于未控制时间固定效应而可能导致的遗漏变量问题,但仍需要进一步考虑时间因素对回归结果的影响。借鉴申宇等(2020)的做法,本文对基准回归结果采用时间维度上的聚类标准误,结果如表4第(6)列所示,结论依然成立。

4. 使用季度数据

使用季度数据可以扩展样本数量,但在审计要求上没有年度数据严格。因此,季度数据的回归可以和年度数据形成互补。本文尝试使用季度数据对基准回归进行检验,并在回归中加入季度虚拟变量。结果如表4第(7)列所示,结论依然成立^⑧。

5. 模型替换:动态面板GMM估计和变化模型检验

考虑到企业的投融资决策具有连续性,前期的被解释变量可能会对后期的被解释变量产生影响。为消除这一影响,本文将滞后一期的被解释变量纳入到模型当中进行动态面板GMM估计。滞后一期的短债长用程度对当期的短债长用程度有显著的正向影响,但并不改变EPU对短债长用的基本结论,结果如表4第(8)列所示。

此外,为了进一步检验是由于EPU的变化引起了企业短债长用程度的变化,本文使用变化模型进行检验,对模型中的重要变量进行一阶差分,以前后两年短债长用的变化(ΔSDA)作为被解释变量、前后两年EPU指数的变化(ΔEPU)作为解释变量,重新回归之后结果依然稳健,结果如表4第(9)列所示。

五、进一步研究与发现

(一)什么样的企业在经济政策不确定性上升时更倾向于短债长用?

从前文分析及回归结果得出,EPU上升提高了企业的短债长用程度。根据本文的理论分析,造成这一现象的原因是EPU扩大了银企双方的信息不对称程度,进而导致信贷配给加剧。企业的风险承担能力和长短期融资能力的差异是影响信息不对称和信贷配给发挥作用的重要因素。因此,具有不同风险承担能力和长短期融资能力的企业有可能在EPU与短债长用的关系中具有不同的表现,本节对此进行检验。

1. 风险承担能力差异

当EPU上升时,风险承担能力强、偏好风险的企业有可能将不确定性视为潜在发展“机遇”(Segal et al., 2015),具有更强的投资需求。由于长期投资需求的风险更高,银行将对偏好风险的企业的长期投资需求实施更为严格的信贷配给,导致其长期投资需求与长期资金供给之间的缺口更大。在银企相互博弈下,这些缺口部分将通过短期贷款来满足,形成更高程度的短债长用。因此,风险承担能力不同的企业会表现出不同程度的“短债长用-EPU”敏感性。

与此同时,处于竞争性行业的企业可能具有更强的风险偏好^⑨。为避免被同行淘汰或抢占更多的市场份额,这些企业有更强的动机去捕捉不确定性中的潜在机遇,承担更高的风险(李小荣、张瑞君,2014)。行业内竞争会使企业管理者在不确定性中表现出强烈的风险承担意愿(Li and Tang, 2010)。

因此,本文预期,风险承担能力强和行业竞争程度高的企业,在EPU上升时会有更高程度的短债长用。我们建立如下模型进行检验:

$$SDLA_{it} = \alpha + \beta_1 EPU_{it} \times Risk_{it} + \beta_2 Risk_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

$$SDLA_{it} = \alpha + \beta_1 EPU_{it} \times HHI_{it} + \beta_2 HHI_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

其中, $Risk$ 是衡量企业风险承担能力的代理变量,参考刘志远等(2017)的做法,以经过年度行业均值调整的ROA的未来3年($t \sim t+2$ 期)滚动标准差进行度量^⑩。 $Risk$ 数值越大,企业风险承担能力越大,越偏好风险,反

之则风险承担越小,越厌恶风险; HHI 是行业竞争程度的代理变量,根据企业的营业收入计算的行业赫芬达尔指数,数值越小,企业所处行业的竞争越激烈(彭俞超等,2018)。

本文在基准回归模型(9)的基础上建立模型(10)和模型(11),分别加入经济政策不确定性(EPU)与企业风险承担水平($Risk$)和行业竞争程度(HHI)的交互项。但与模型(9)不同,模型(10)和模型(11)更加关注交互项的系数 β_2 。借鉴刘贯春等(2019)的做法,本文模型(10)和模型(11)中纳入年份的时间固定效应 λ_t 。虽然此时包括 EPU 一次项在内的全国层面的时间序列变量^⑩将会被时间固定效应 λ_t 吸收,但纳入时间固定效应可以更加有力地控制时间截面上的宏观经济政策冲击、货币政策等遗漏变量的影响。

回归结果如表5第(1)、(2)列所示。 EPU 与风险承担能力的交互项系数为0.0762,在10%的水平上显著为正,说明在面临 EPU 上升时,风险承担能力强、偏好风险企业更可能选择具有高流动性风险的短债长用策略; EPU 与行业竞争程度的交互项系数为-0.0279,在10%的水平上显著为负,说明在 EPU 上升时,行业竞争激烈的企业更倾向于短债长用。

2. 长短期融资能力差异

在 EPU 冲击下,银行对企业的长期资金需求进行信贷配给,如果企业没有足够的融资谈判能力与金融机构协商,就只能在此信贷配给下被迫使用短债来替代长债。因此,长期融资能力弱、短期融资能力强的企业,在 EPU 冲击下可能具有更高的短债长用程度。但也存在另一种可能,即在 EPU 上升时,不确定性风险增加会使得长期信贷利率升高,长短期利差扩大。虽然质量好的企业仍可能有能力以较高的长期利率获取长期信贷,支持长期资产投资,但长短期利差的扩大会诱导企业节约融资成本。只要企业有能力通过借新还旧、贷款展期、银行债转股等方式降低短期偿付压力,就可以更多地使用短期债务来进行长期资产投资。在这种情形下,短期债务融资能力强、长期债务融资能力也强的企业也倾向于短债长用。因此,存在两种竞争性的预期:(1)在 EPU 上升时,短期债务融资能力强、长期债务融资能力弱的企业更倾向于短债长用,是被动地接受“信贷配给”;(2)在 EPU 上升时,短期债务融资能力强、长期债务融资能力也强的企业更倾向于短债长用,是主动地“节约成本”。

与此同时,相对于国有企业,非国有企业的融资能力往往更弱^⑪。国有企业具有天然的“预算软约束”,即使 EPU 上升提高了长期债务融资违约风险,容易造成企业经营不善、资不抵债,政府仍然可以通过给予国有企业财政补贴和隐性担保使其不易破产,降低债权人的借贷风险(林毅夫等,2004)。同时,由于中国金融市场仍以国有银行等金融机构为主导,国有企业即使面对较高的 EPU ,也可以通过政府干预国有金融机构的信贷决策来获得更为长期的债务融资(余明桂、潘红波,2008),不需要大幅增加“短债”来满足“长用”。因此,如果“信贷配给”预期成立,非国有企业在面临 EPU 上升时,其短债长用的提高幅度会大于国有企业。为此,本文建立如下模型进行检验:

$$SDLA_{i,t} = \alpha + \beta_2 EPU_t \times SF_{i,t} + \beta_3 SF_{i,t} + \beta_4 EPU_t \times LF_{i,t} + \beta_5 LF_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (12)$$

$$SDLA_{i,t} = \alpha + \beta_2 EPU_t \times SOE_{i,t} + \beta_3 SOE_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (13)$$

其中, SF 和 LF 分别是企业短期和长期债务融资能力的代理变量,借鉴Denis和McKeon(2012)、王红建等(2018)估计目标资产负债率后取残差的方法进行计算,数值越大,融资能力越强^⑫。若模型(12)中的系数 β_2 显著为正且 β_4 显著为负,则信贷配给的预期成立;若系数 β_2 显著为正且 β_4 显著为正,则节约成本的预期成立; SOE 是根据企业所有制性质划分国企和非国企的虚拟变量,当企

表5 风险承担能力、长短期融资能力差异的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$SDLA$	$SDLA$	$SDLA$	$SDLA$
$EPU \times Risk$	0.0762* (0.043)			
$Risk$	0.1095 (0.112)			
$EPU \times HHI$		-0.0279* (0.015)		
HHI		-0.1371*** (0.033)		
$EPU \times SF$			0.0557*** (0.016)	
SF			0.1003*** (0.036)	
$EPU \times LF$			-0.0394* (0.023)	
LF			-1.2488*** (0.050)	
$EPU \times SOE$				-0.0132*** (0.003)
SOE				0.0502*** (0.011)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本数	21454	21454	21454	21454
Adj_R ²	0.597	0.597	0.760	0.597

注:括号内为公司层面上聚类调整后的稳健标准误。

*** ** *分别表示在1%、5%、10%水平上显著。控制变量包含基准回归中的公司和宏观层面控制变量以及内生性问题中的3种遗漏变量,限于篇幅未列示详细结果,参见《管理世界》网络发行版附录(八)附表12。

业为国企时取值为1,否则为0。若信贷配给预期成立,则模型(13)的系数 β_2 应显著为负。

回归结果如表5第(3)、(4)列所示。 EPU 与 SF 的交互项系数为0.0557且在1%的水平上显著, EPU 与 LF 的交互项系数为-0.0394且在10%的水平上显著,说明短期债务融资能力强、长期债务融资能力弱的企业,在 EPU 上升时更有动机进行短债长用,支持“信贷配给”预期,“节约成本”预期不成立; EPU 与 SOE 的交互项系数为-0.0132且在1%的水平上显著,说明在面临较高的 EPU 时,非国有企业的短债长用提高幅度会大于国有企业。

我们也注意到, SOE 的一次项系数 β_3 为0.0502且在1%的水平上显著,说明在不考虑 EPU 因素时,国有企业本身的短债长用程度明显高于非国有企业。这是因为,虽然国有企业往往具有更长的债务期限和融资能力(李健、陈传明,2013),但国有投资项目的社会性质和低盈利特点会导致国有企业有较强的再融资需求,且国有企业进行短债长用时的再融资风险也较低;加上国有企业更可能过度投资,其获得的长期融资并不能满足长期投资扩张的需求,因而会形成国有企业“长期融资多+短债长用程度高”的特征(白云霞等,2016)。然而,这并不影响本文的结论: EPU 对非国有企业的短债长用程度影响更大。

(二)经济政策不确定下的短债长用会带来什么样的经济后果?

这一部分我们关注的问题是 EPU 导致的短债长用加剧会带来什么样的经济后果。这关乎对“短债长用”现象的价值判断。一方面,短债长用本质上是融资和投资的期限错配,信贷资金存在现金流断裂风险,从而增加企业破产风险;另一方面,由于短债长用是企业在信贷配给下的被动行为,是一个偏离了其最优决策的次优选择,可能会对企业业绩产生负面影响。此外,经济政策不确定下短债长用对这两方面的影响还可能存在滞后性,使得这两种负面影响具有一定的持续性。为此,本文建立如下模型对经济后果进行检验:

$$Z_score_{i,t}/Z_score_{i,t+1} = \alpha + \beta_1 EPU_t \times SDLA_{i,t} + \beta_2 SDLA_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (14)$$

$$ROA_{i,t}/ROA_{i,t+1} = \alpha + \beta_1 EPU_t \times SDLA_{i,t} + \beta_2 SDLA_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (15)$$

其中, Z_score 是参考Altman(1968)计算的 Z 得分,用来衡量企业的破产风险, Z 得分越小,企业破产概率越大^④; ROA 为经行业调整的总资产净利润率,用来衡量企业业绩,由于 ROA 原本是控制变量之一,为避免多重共线性,在检验对企业绩效的影响时改为控制 ROA 的滞后一期。为检验影响过程是否存在滞后性和持续性,本文分别对当期(t)和下一期($t+1$)的因变量进行回归。 $EPU \times SDLA$ 是经济政策不确定性与短债长用的交互项, β_1 是我们关注的系数。模型(14)和模型(15)也控制了时间固定效应 λ_t ,因而没有控制 EPU 的一次项和全国层面的时间序列宏观控制变量。

表6第(1)、(2)列报告了对于企业破产风险的回归结果。在对当期破产风险(Z_score_t)的回归结果中, EPU 与短债长用的交互项系数为-0.2336且在1%的水平上显著,说明短债长用的出现会加剧经济政策不确定性对企业破产风险的负面影响。在对下一期破产风险(Z_score_{t+1})的回归结果中,交互项系数为-0.1145且在10%的水平上显著,说明这一负面影响虽然会随着时间推移有所减弱,但仍具有一定的持续性;第(3)、(4)列报告了对于企业绩效的回归结果,交互项系数为负但并不显著,说明短债长用有可能成为经济政策不确定性损害企业绩效的渠道之一,但目前这一影响并不明显。

六、结论与政策建议

本文从经济政策不确定性的角度研究了中国企业普遍且长期存在的“短债长用”现象。我们的理论分析表明, EPU 上升会使处于信息劣势一方的银行等金融机构,加强对具有更高期限溢价的长期资金的信贷配给,企业的长期投资需求得不到足够的长期资金支持,从而被迫进行短债长用。基于中国A股上市公司的实证分析表明, EPU 上升提高了企业的短债长用程度。进一步研究

表6 经济后果检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Z_score_t	Z_score_{t+1}	ROA_t	ROA_{t+1}
$EPU \times SDLA$	-0.2336*** (0.067)	-0.1145* (0.067)	-0.0008 (0.002)	-0.0001 (0.003)
$SDLA$	-0.3112* (0.184)	-0.0560 (0.174)	-0.0054 (0.006)	-0.0073 (0.007)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本数	21442	18732	21454	18741
Adj_R ²	0.707	0.702	0.292	0.286

注:括号内为公司层面上聚类调整后的稳健标准误。
***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著。企业绩效检验中控制的 ROA 为滞后一期。控制变量包含基准回归中的公司和宏观层面控制变量以及内生性问题中的3种遗漏变量,限于篇幅未列示详细结果,参见《管理世界》网络发行版附录(九)附表13。

发现,在风险承担能力较强和长期融资能力较弱的企业中,EPU上升对短债长用的提高幅度更大;经济政策不确定下的短债长用对企业绩效的影响不明显,但会增加企业破产风险。

在理论方面,本文拓展了经济政策不确定性和短债长用两支文献的发展,有助于在理论上解释中国及转型国家的短债长用之谜;在实践方面,对国家相关政策的制定和实施有较强的借鉴意义。

其一,国家及政府相关部门在宏观经济政策高度不稳定时期,不仅要关注地方政府债务和企业债务的高杠杆带来的风险,也要关注中国企业普遍存在的投融资期限结构错配问题及其蕴含的企业财务风险,其中要特别关注非国有企业和竞争激烈行业的短债长用现象。其二,在经济政策不确定下,风险承担能力较强和长期融资能力较弱的企业,会更多地进行短债长用。政府的货币政策和财政政策,不仅要在经济波动时期关注企业短期流动性风险,也要关注企业长期投资的需求。其三,由于经济政策种类繁多、政策沟通不及时等,金融机构和企业经营决策者的信息不对称程度增加。国家在落实宏观调控的同时,要加强政府、金融机构与实体企业之间的政策沟通,加快信息传递速度,降低经济政策不确定性带来的风险。其四,央行创造的新型金融工具可以缓解企业在经济政策不确定下对于长期投资的融资约束。2018年12月,央行创设了定向中期借贷便利(TMLF)工具,增强了金融机构对企业特别是民营和中小企业的长期信贷供给能力。也可进一步考虑借鉴日本、欧盟为促进经济复苏而实行的央行购买企业债券的政策,缓解经济政策不确定时期的信贷配给和投融资期限错配,支持实体经济稳定健康发展。

(作者单位:李增福、李铭杰,华南师范大学经济与管理学院;陈俊杰,东南大学经济管理学院;连玉君,中山大学岭南学院)

注释

①参考刘晓光和刘元春(2019)的度量方法进行计算:(短期负债/总负债)-(短期资产/总资产)。

②在银行的受托支付原则下,短期贷款是不能用于长期投资的。但在实际操作中,企业和银行往往会打政策“擦边球”,主要通过两种方式来实现短债长用的目的。其一,以流动资金的名义从银行借入短期贷款,企业在长期投资尚未完成、未产生现金流时,用经营性现金流来偿还“短债”;用“续贷”、“借新还旧”来延续“短债”,从而实现不断的“短债长用”(刘晓光、刘元春,2019)。其二,在国家政策收紧之后,由于发行短期债券的用途更为宽泛一些,企业可以通过发行短期债券融入短期资金,进行长期投资;短期债券到期后,企业在长期投资尚未产生现金流的情况下,会向银行申请短期贷款,偿还短期债券;短期贷款到期,又通过发行短期债券,偿还短期贷款。从而实现短期资金的滚动,达到长期投资的目的。

③限于篇幅,推论1的详细证明过程见《管理世界》网络发行版附录(一)“1.推论1的证明”。

④限于篇幅,推论2的详细证明过程见《管理世界》网络发行版附录(一)“2.推论2的证明”。

⑤限于篇幅,推论3的详细证明过程见《管理世界》网络发行版附录(一)“3.推论3的证明”。

⑥数据来源:www.policyuncertainty.com。

⑦本文采用证监会2012版《上市公司行业分类指引》对行业进行划分。由于制造业企业占比较大,本文参考黄梅和夏新平(2009)的做法,将制造业细分至大类,其他行业按门类划分。

⑧由于从2002年开始中国上市公司才被要求披露季报。因此,本文在季度数据回归使用的样本从2002年开始。

⑨我们的实证检验也支持了这一结论,结果见《管理世界》网络发行版附录(四)附表8。

⑩以未来3年滚动极差作为代理变量时结果保持一致,结果见《管理世界》网络发行版附录(五)附表9。

⑪包括经济政策不确定性指数的一次项EPU、GDP增速、M2增长率、物价变动FPI、经济波动本身的不确定性。

⑫我们的实证检验也支持了这一结论,结果见《管理世界》网络发行版附录(六)附表10和附表11。

⑬由于我们需要检验在经济政策不确定性上升时,企业的短期、长期债务融资能力分别对短债长用产生不同的作用,从而判定是被动的“信贷配给”还是主动的“节约成本”。但传统的KZ指数、SA指数、投资—现金流敏感性模型、现金—现金流敏感性模型、公司规模、销售收入等指标仅能测度企业总体的融资能力,并不能准确区分出短期债务融资能力和长期债务融资能力。因此,本文借鉴Denis和McKeon(2012)、王红建等(2018)估计目标资本结构然后取残差的方法,分离出短期和长期债务融资能力。限于篇幅,具体变量构建方法见《管理世界》网络发行版附录(七)。

⑭Z得分的计算方式为:1.2×(营运资本/总资产)+1.4×(留存收益/总资产)+3.3×(息税前利润/总资产)+0.6×(所有者权益/总负债)+0.999×(营业收入/总资产)。

参考文献

- (1)白云霞、邱穆青、李伟:《投融资期限错配及其制度解释——来自中美两国金融市场的比较》,《中国工业经济》,2016年第7期。
- (2)白俊、孙芸芸、刘倩:《经济政策不确定性与委托贷款供给:“明哲保身”还是“行险侥幸”》,《金融经济研究》,2020年第6期。
- (3)才国伟、吴华强、徐信忠:《政策不确定性对公司投融资行为的影响研究》,《金融研究》,2018年第3期。
- (4)陈德球、陈运森:《政策不确定性与上市公司盈余管理》,《经济研究》,2018年第6期。
- (5)官汝凯、徐悦星、王大中:《经济政策不确定性与企业杠杆率》,《金融研究》,2019年第10期。
- (6)胡援成、刘明艳:《中国上市公司债务期限结构影响因素:面板数据分析》,《管理世界》,2011年第2期。

- (7) 黄梅、夏新平:《操纵性应计利润模型检测盈余管理能力的实证分析》,《南开管理评论》,2009年第12期。
- (8) 纪洋、王旭、谭语嫣、黄益平:《经济政策不确定性、政府隐性担保与企业杠杆率分化》,《经济学(季刊)》,2018年第2期。
- (9) 赖黎、唐芸茜、夏晓兰、马永强:《董事高管责任保险降低了企业风险吗?——基于短贷长投和信贷获取的视角》,《管理世界》,2019年第10期。
- (10) 李凤羽、史永东:《经济政策不确定性与企业现金持有策略——基于中国经济政策不确定指数的实证研究》,《管理科学学报》,2016年第6期。
- (11) 李凤羽、杨墨竹:《经济政策不确定性会抑制企业投资吗?——基于中国经济政策不确定指数的实证研究》,《金融研究》,2015年第4期。
- (12) 李健、陈传明:《企业家政治关联、所有制与企业债务期限结构——基于转型经济制度背景的实证研究》,《金融研究》,2013年第3期。
- (13) 李小荣、张瑞君:《股权激励影响风险承担:代理成本还是风险规避?》,《会计研究》,2014年第1期。
- (14) 李杨:《完善金融的资源配置功能:十八届三中全会中的金融改革议题》,《经济研究》,2014年第1期。
- (15) 李泽广、马泽昊:《契约环境、代理成本与企业投资—债务期限关系》,《管理世界》,2013年第8期。
- (16) 刘贯春、段玉柱、刘媛媛:《经济政策不确定性、资产可逆性与固定资产投资》,《经济研究》,2019年第8期。
- (17) 刘海明、李明明:《货币政策对微观企业的经济效应再检验——基于贷款期限结构视角的研究》,《经济研究》,2020年第2期。
- (18) 刘晓光、刘元春:《杠杆率、短债长用与企业表现》,《经济研究》,2019年第7期。
- (19) 刘志远、王存峰、彭涛、郭瑾:《政策不确定性与企业风险承担:机遇预期效应还是损失规避效应》,《南开管理评论》,2017年第6期。
- (20) 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。
- (21) 彭俞超、韩珣、李建军:《经济政策不确定性与企业金融化》,《中国工业经济》,2018年第1期。
- (22) 邱穆青、白云霞:《官员访问与企业投融资期限错配》,《财经研究》,2019年第10期。
- (23) 饶品贵、徐子慧:《经济政策不确定性影响了企业高管变更吗?》,《管理世界》,2017年第1期。
- (24) 饶品贵、岳衡、姜国华:《经济政策不确定性与企业投资行为研究》,《世界经济》,2017年第2期。
- (25) 沈红波、华凌昊、郎宁:《地方国有企业的投融资期限错配:成因与治理》,《财贸经济》,2019年第1期。
- (26) 申宇、任美旭、赵静梅:《经济政策不确定性与银行贷款损失准备计提》,《中国工业经济》,2020年第4期。
- (27) 宋全云、李晓、钱龙:《经济政策不确定性与企业贷款成本》,《金融研究》,2019年第7期。
- (28) 孙铮、刘凤委、李增泉:《市场化程度、政府干预与企业债务期限结构——来自我国上市公司的经验证据》,《经济研究》,2005年第5期。
- (29) 谭小芬、张文婧:《经济政策不确定性影响企业投资的渠道分析》,《世界经济》,2017年第12期。
- (30) 田国强、李建建:《经济政策不确定性与银行流动性创造:来自中国的经验证据》,《经济研究》,2020年第11期。
- (31) 王朝阳、张雪兰、包慧娜:《经济政策不确定性与企业资本结构动态调整及稳杠杆》,《中国工业经济》,2018年第12期。
- (32) 王红建、李青原、邢斐:《经济政策不确定性、现金持有水平及其市场价值》,《金融研究》,2014年第9期。
- (33) 王红建、杨笋、阮刚铭、曹瑜强:《放松利率管制、过度负债与债务期限结构》,《金融研究》,2018年第2期。
- (34) 王晓芳、郑斌:《期限溢价、超额收益与宏观风险不确定性——基于银行间国债市场的分析》,《南开经济研究》,2015年第3期。
- (35) 肖作平、廖理:《公司治理影响债务期限水平吗?——来自中国上市公司的经验证据》,《管理世界》,2008年第11期。
- (36) 余明桂、潘红波:《政治关系、制度环境与民营企业银行贷款》,《管理世界》,2008年第8期。
- (37) 张成思、刘贯春:《中国实业部门投融资决策机制研究——基于经济政策不确定性和融资约束异质性视角》,《经济研究》,2018年第12期。
- (38) 张洪辉、平帆、章琳一:《经济政策不确定性与内部人寻租:来自内部人交易超额收益的证据》,《会计研究》,2020年第6期。
- (39) 钟凯、程小可、张伟华:《货币政策适度水平与企业“短贷长投”之谜》,《管理世界》,2016年第3期。
- (40) Allen, F., Qian, J. and Qian, M., 2005, “Law, Finance, and Economic Growth in China”, *Journal of Financial Economics*, 77(1), pp.57~116.
- (41) Altman, E., 1968, “Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy”, *Journal of Finance*, 23(4), pp.589~609.
- (42) Baker, S. R., Bloom, N. and Davis, S. J., 2016, “Measuring Economic Policy Uncertainty”, *Quarterly Journal of Economics*, 131(4), pp.1593~1636.
- (43) Bekaert, G., Hoerova, M. and Duca, M. L., 2013, “Risk, Uncertainty and Monetary Policy”, *Journal of Monetary Economics*, 60(7), pp.771~788.
- (44) Bester, H. and Hellwig, M., 1987, *Moral Hazard and Equilibrium Credit Rationing: An Overview of the Issues*, Agency Theory, Information, and Incentives, New York: Springer Berlin Heidelberg, pp.135~166.
- (45) Cateau, G., 2007, “Monetary Policy under Model and Data-Parameter Uncertainty”, *Journal of Monetary Economics*, 54(7), pp.2083~2101.
- (46) Custodio, C., Miguel, F. and Luis, L., 2013, “Why are US Firms Using More Short-term Debt?”, *Journal of Financial Economics*, 108(1), pp.182~212.
- (47) Denis, D. J. and McKeon, S. B., 2012, “Debt Financing and Financial Flexibility Evidence from Proactive Leverage Increases”, *Review of Financial Studies*, 25(6), pp.1897~1929.
- (48) Fan, J. P. H., Titman, S. and Twite, G., 2012, “An International Comparison of Capital Structure and Debt Maturity Choices”, *Journal of Financial & Quantitative Analysis*, 47, pp.23~56.

(下转第143页)

部门为核心,建立“统一接入、统一治理、统一服务”数据治理系统,为应急管理工作提供稳定、安全、高效地支撑和服务,出台规范化数据安全使用条例。此外,中共中央新闻发布制度是政府层面有益的制度探索,进一步细化完善新闻发布制度能够从国家整体视角来规范信息的整合与发布,规避舆论与信息使用不当的风险。

(作者单位:吉林大学行政学院)

注释

①⑤⑥《习近平谈治国理政》第三卷,外文出版社,2020年。

②《中华人民共和国突发事件应对法》,2007年8月30日第十届全国人民代表大会常务委员会第二十九次会议通过。

③《中共中央关于深化党和国家机构改革的决定》,新华社北京3月4日电,2018年3月4日, http://www.gov.cn/zhengce/2018-03/04/content_5270704.htm。

④中共中央办公厅国务院办公厅《应急管理部职能配置、内设机构和人员编制规定》。

⑦习近平在首个全民国家安全教育日之际作出重要指示,人民网,2016年4月15日, <http://cpc.people.com.cn/n1/2016/0415/c64094-28278100.html>。

⑧习近平:坚持总体国家安全观 走中国特色国家安全道路,人民网,2014年4月16日, <http://politics.people.com.cn/n/2014/0416/c1024-24900227.html>。

⑨中华人民共和国应急管理部,习近平主持中央政治局第十九次集体学习, https://www.mem.gov.cn/xw/ztzl/xxzl/201911/t20191130_341797.shtml。

⑩《中共中央关于党的百年奋斗重大成就和历史经验的决议》,新华社北京,2021年11月16日电, http://www.gszg.gov.cn/2021-11/16/c_1128070620.htm。

⑪参见王钦敏(2020)。

参考文献

(1)曹海峰:《新时期国家应急预案体系再定位与系统重构》,《国家行政学院学报》,2018年第6期。

(2)石伟:《国家治理与中国特色新型智库的制度保障》,《行政管理改革》,2021年第1期。

(3)童星:《中国应急管理的演化历程与当前趋势》,《公共管理与政策评论》,2018年第6期。

(4)王钦敏:《发展电子政务是提升国家治理能力的重要抓手》,《学习时报》,2020年第1期。

(5)薛澜、刘冰:《应急管理体系新挑战及顶层设计》,《国家行政学院学报》,2013年第1期。

(6)钟开斌:《组建应急管理部的现实意义》,《紫光阁》,2018年第4期。

(7)朱正威、吴佳:《新时代中国应急管理:变革、挑战与研究议程》,《公共管理与政策评论》,2019年第4期。

(8)张勤、张书茜:《志愿服务参与应急管理的能力提升探析》,《中国行政管理》,2016年第5期。

=====

(上接第89页)

(49) Francis, B. B., Hasan, I. and Zhu, Y., 2014, “Political Uncertainty and Bank Loan Contracting”, *Journal of Empirical Finance*, 29, pp.281~286.

(50) Gilchrist, S., Sim, J. W. and Egon, Z., 2014, “Uncertainty Financial Frictions and Investment Dynamics”, NBER Working Papers, No.20038.

(51) Gulen, H. and Ion, M., 2016, “Policy Uncertainty and Corporate Investment”, *Review of Financial Studies*, 29(3), pp.523~564.

(52) Julio, B. and Yook, Y., 2012, “Policy Uncertainty and Corporate Investment Cycles”, *Journal of Finance*, 67(1), pp.45~83.

(53) Kaviani, M., Kryzanowski, L., Maleki, H. and Savor, P. G., 2020, “Policy Uncertainty and Corporate Credit Spreads”, *Journal of Financial Economics*, 138(3), pp.838~865.

(54) Li, J. and Tang, Y., 2010, “CEO Hubris and Firm Risk Taking in China: The Moderating Role of Managerial Discretion”, *Academy of Management Journal*, 53(1), pp.45~68.

(55) Nagar, V., Schoenfeld, J. and Wellman, L., 2019, “The Effect of Economic Policy Uncertainty on Investor Information Asymmetry and Management Disclosures”, *Journal of Accounting and Economics*, 67(1), pp.36~57.

(56) Nini, G., Smith, D. C. and Sufi, A., 2009, “Creditor Control Rights and Firm Investment Policy”, *Journal of Financial Economics*, 92(3), pp.400~420.

(57) Rajan, R. and Winton, A., 1995, “Covenants and Collateral as Incentives to Monitor”, *Journal of Finance*, 50(4), pp.1113~1146.

(58) Rocheteau, G., Wright, R. and Zhang, C., 2018, “Corporate Finance and Monetary Policy”, *American Economic Review*, 108, pp.1147~1186.

(59) Segal, G., Shaliastovich, I. and Yaron, A., 2015, “Good and Bad Uncertainty: Macroeconomic and Financial Market Implications”, *Journal of Financial Economics*, 117(2), pp.369~397.

(60) Stiglitz, J. E. and Weiss, A., 1981, “Credit Rationing in Markets with Imperfect Information”, *American Economic Review*, 71, pp.393~410.

(61) Waisman, M., Ye, P. and Zhu, Y., 2015, “The Effect of Political Uncertainty on the Cost of Corporate Debt”, *Journal of Financial Stability*, 16, pp.106~117.

(62) Wang, Y., Chen, C. R. and Huang, Y. S., 2014, “Economic Policy Uncertainty and Corporate Investment: Evidence from China”, *Pacific-Basin Finance Journal*, 26, pp.227~243.

Economic Policy Uncertainty and Corporate Short-term Debt for Long-term Use

Li Zengfu^a, Chen Junjie^b, Lian Yujun^c and Li Mingjie^a

(a. School of Economics and Management, South China Normal University; b. School of Economics and Management, Southeast University; c. Lingnan College of Sun Yat-sen University)

Summary: The short-term debt for long-term use is referred to as a firm's financial phenomenon that the proportion of short-term debt is significantly higher than that of short-term assets while the proportion of long-term debt is significantly lower than that of long-term assets. The short-term debt for long-term use will lead to the continuous rolling of short-term debt to support long-term asset investment. Once the enterprise capital chain is broken, various risks caused by default risk will spread to the whole financial system. Early scholars suggest that the macro-level institutional defects are the major reason for the serious phenomenon of the short-term debt for long-term use among Chinese enterprises. We are concerned about the fact that China's economic policy uncertainty (EPU) has been at a high level in recent years. Besides, several studies have found that the rise of EPU leads to financial market shocks and increases the risk of the financial crisis. Thus, we speculate that EPU may be one of the important driving factors behind the short-term debt for long-term use in China. In this paper, we attempt to investigate the impact of economic policy uncertainty on the short-term debt for long-term use of enterprises.

The theoretical analysis shows that with the increase of EPU, the degree of information asymmetry between financial institutions (e.g., banks) and enterprises expands, and financial institutions in information disadvantage implement more strict credit rationing to enterprises. In the game between financial institutions and enterprises, financial institutions use short-term debt to satisfy the needs for the enterprises' long-term investments. Thus, the rise of EPU will increase the short-term debt for long-term use.

This paper selects the annual data of China's Shanghai and Shenzhen A-share listed companies from 2000 to 2019 as the research sample, and uses the uncertainty index of China's economic policy constructed by Baker et al. (2016) to measure the degree of economic policy uncertainty. The financial data is from the Guotaian database (CS-MAR); Macroeconomic data comes from the National Bureau of statistics, the People's Bank of China and EPS database. We use the individual fixed effect model to test the impact of economic policy uncertainty on the short-term debt for long-term use of enterprises, and use a variety of measurement methods such as instrumental variables to overcome the endogeneity.

Our findings suggest that the rise of EPU significantly raises the short-term debt for long-term use. We further find that, among companies with stronger risk-taking capabilities and weaker long-term financing capabilities, the rise of EPU has a larger positive impact on the short-term debt for long-term use. We find that EPU has little impact on a firm's performance, but it significantly increases the bankruptcy risk.

The main contributions of this paper are as follows. First, a high degree of EPU aggravates the short-term debt for long-term use among enterprises. This finding is an important supplement and development to the previous literature. Second, our study reveals a relationship between EPU and the short-term debt for long-term use, which helps explain a puzzle of the debt maturity structure in China from a new perspective. Third, our findings imply that, to prevent possible financial risks, the governments should pay close attention to the common phenomenon of the short-term debt for long-term use among Chinese enterprises, strengthen the policy communication among governments, financial institutions, and enterprises, and expand long-term financing channels for enterprises.

Keywords: economic policy uncertainty; short-term debt for long-term use; maturity mismatch of investment and financing; asymmetric information; credit rationing

JEL Classification: G32, G38

附录(一)理论模型的详细证明过程

1. 推论 1 的证明

可以发现,当 σ_a, σ_b 有限时,最优的 a 是 η 的减函数,最优的 b 是 η 的增函数。以下作详细讨论:
将约束条件变形后代入目标函数中,可以得到一阶条件:

$$\frac{dE(U^*)}{da} = \frac{U'_a(a)}{\sigma_a} - \frac{U'_b(m^* - a)}{\sigma_b} = 0 \quad (A1)$$

即:

$$U'_a(a) = \frac{U'_b(m^* - a)}{\sigma_b} \sigma_a \quad (A2)$$

企业投入 A 项目的资金的最优值 a^* 为:

$$a^* = U_a^{-1} \left[\frac{U'_b(m^* - a)}{\sigma_b} \sigma_a \right] \quad (A3)$$

a^* 使得企业获得最大期望效用:

$$\left. \frac{d^2 E(U^*)}{da^2} \right|_{a=a^*} = \frac{U''_a(a^*)}{\sigma_a} + \frac{U''_b(m^* - a^*)}{\sigma_b} < 0 \quad (A4)$$

利用 η 的定义和反函数导数与原函数导数的关系,可以得到:

$$\begin{aligned} a^* &= U_a^{-1} \left[\frac{U'_b(m^* - a)}{\sigma_b} \sigma_a \right] \\ &= U_a^{-1} \left[\eta U'_b(m^* - a) \right] \\ &= \frac{1}{U_a \left[\eta U'_b(m^* - a) \right]} \end{aligned} \quad (A5)$$

可知当 σ_a, σ_b 有限时, a^* 是 η 的减函数:

$$\frac{da^*}{d\eta} = \frac{da^*}{dU'_a} \frac{dU'_a}{d\eta} = - \frac{1}{\left\{ U_a \left[\eta U'_b(m^* - a) \right] \right\}^2} \frac{dU'_a}{d\eta} < 0 \quad (A6)$$

企业投入 B 项目的资金的最优值 b^* 为:

$$\begin{aligned} b^* &= m^* - a^* \\ &= m^* - \frac{1}{U_a \left[\eta U'_b(m^* - a) \right]} \end{aligned} \quad (A7)$$

可知当 σ_a, σ_b 有限时, b^* 是 η 的增函数:

$$\frac{db^*}{d\eta} = \frac{db^*}{dU'_a} \frac{dU'_a}{d\eta} = \frac{1}{\left\{ U_a \left[\eta U'_b(m^* - a) \right] \right\}^2} \frac{dU'_a}{d\eta} > 0 \quad (A8)$$

当 σ_a, σ_b 的其中之一趋近于无穷时, $a=0$ 。以下作详细讨论:

一般而言, $\sigma_a, \sigma_b \in \Sigma$, Σ 为有界正数集,但 σ_a 和 σ_b 只要其中之一趋近于无穷大,另外一个也趋近于无穷大。这可以分为两种情况来讨论:

第一,当 $\sigma_b \rightarrow \infty$ 时,有 $\sigma_a \rightarrow \infty$ 。B 项目的客观风险 σ_b 只包含项目本身的客观风险 σ^b_b ,但是 A 项目的客观风险 σ_a 既包含了项目本身的客观风险 σ^a_a ,也包含了由于银行和企业的风险认知差异而导致的银行中止贷款的风险 σ^d_a 。当项目的客观风险有界时,该风险主要表现为项目本身的风险,即 $\sigma^a_a \gg \sigma^d_a, \sigma_a \approx \sigma^a_a, \sigma_b \approx \sigma^b_b, \sigma^b_b > \sigma^a_a$ 也可以像上文那样近似地写为 $\sigma_b > \sigma_a$ 。但当项目的客观风险无界时,这些近似关系都不成立。因为银行对 A 项目的风险和 B 项目的风险认知是一致的,所以银行在只有 B 项目的风险可以被参考时, σ^d_a 取决于银行对于 B 项目风险评估。设 E^b 为银行的期望算子, E^a 为企业的期望算子,企业会预期银行对 B 项目的风险评估结果 $E^b(\sigma_b)$ 和 A 项目的客观风险 σ^a_a 之间的差,进而确定 σ^d_a ,换言之之, $\sigma^d_a = E^a[E^b(\sigma_b) - \sigma^a_a | \sigma_b \rightarrow \infty]$,可以看出即使 σ^a_a 只是有限增长, σ^d_a 也会无穷增大, σ^a_a 和 σ^d_a 的叠加使得 $\sigma_a \rightarrow \infty$ 且 σ_a 趋于无穷大的速度比 σ_b 快。

第二,当 $\sigma_a \rightarrow \infty$ 时,有 $\sigma_b \rightarrow \infty$ 。这又可以分 3 种情况来分析:当 $\sigma^d_a \rightarrow \infty$ 时, $\sigma_b \rightarrow \infty$;当 $\sigma^a_a \rightarrow \infty$ 时, $\sigma_b \rightarrow \infty$;当 $\sigma^d_a \rightarrow \infty$ 且 $\sigma^a_a \rightarrow \infty$ 时, $\sigma_b \rightarrow \infty$ 。首先,从上面的分析可知 $\sigma_b \rightarrow \infty$ 是 $\sigma^d_a \rightarrow \infty$ 的必要条件,所以 $\sigma^d_a \rightarrow \infty$ 蕴涵 $\sigma_b \rightarrow \infty$ 。其次,当 $\sigma^a_a \rightarrow \infty$ 时,由 $\sigma^b_b > \sigma^a_a$,得 $\sigma_b \rightarrow \infty$ 。最后,当 $\sigma^d_a \rightarrow \infty$ 且 $\sigma^a_a \rightarrow \infty$ 时,综合以上两种分析,得 $\sigma_b \rightarrow \infty$ 。

综上所述,可知 σ_a, σ_b 只要其中之一趋于无穷大, σ_a, σ_b 就会同时趋于无穷大,且 σ_a 趋于无穷大的速度比 σ_b 快。

当项目对企业而言的客观风险趋于无穷大的时候,也就是当 $1/\sigma_b$ 和 $1/\sigma_a$ 其中之一趋近于 0 时, $1/\sigma_b$ 是 $1/\sigma_a$ 的低阶无穷小。

这是因为 σ_a, σ_b 只要其中之一趋于无穷大, σ_a, σ_b 就会同时趋于无穷大,且 σ_a 趋于无穷大的速度比 σ_b 快。可以推出以下等价表述:

当 $1/\sigma_b$ 和 $1/\sigma_a$ 其中之一趋近于 0 时, $1/\sigma_b$ 是 $1/\sigma_a$ 的低阶无穷小。

$\Leftrightarrow$ 当 $1/\sigma_b$ 和 $1/\sigma_a$ 都趋近于 0 时, $1/\sigma_b$ 是 $1/\sigma_a$ 的低阶无穷小。

$\Leftrightarrow$ 当 $1/\sigma_b$ 和 $1/\sigma_a$ 都趋近于 0 时, $1/\sigma_b$ 趋近于 0 的速度比 $1/\sigma_a$ 慢。

$\Leftrightarrow \lim_{1/\sigma_b \rightarrow 0} \frac{1/\sigma_b}{1/\sigma_a} = \infty$

$$\Leftrightarrow \lim_{\sigma_a, \sigma_b \rightarrow \infty} \frac{1/\sigma_b}{1/\sigma_a} = \infty$$

$$\Leftrightarrow \text{当 } \sigma_a, \sigma_b \rightarrow \infty, \eta \rightarrow \infty$$

而当 $\eta \rightarrow \infty$ 时, a 的极限值为 0:

$$\lim_{\eta \rightarrow \infty} a = \lim_{\eta \rightarrow \infty} \frac{1}{U_a[\eta U_b(m^* - a)]} = 0 \quad (\text{A9})$$

此外,经济政策不确定性提高使得银行调高对B项目的风险预期 $E^b(\sigma_b)$, 根据 $\sigma_a^d = E^b[E^b(\sigma_b) - \sigma_a^p]$, 即使A项目本身的客观风险 σ_a^p 不变, 由于银行和企业的风险认知差异而导致的银行中止贷款的风险 σ_a^d 也会增加, 所以A项目的客观风险 σ_a 会增加。然而由于B项目的客观风险 σ_b 没有发生改变, 所以A项目相对于B项目的风险 η 会增加。

2. 推论2的证明

设 Δ^-a 代表A项目的新增贷款额为负, $\Delta^{0+}a$ 代表A项目的新增贷款额为零或为正, Δ^+b 代表B项目的新增贷款额为正, $\Delta^{0-}b$ 代表B项目的新增贷款额为零或为负。 $P(\Delta^-a|A)$ 代表在银行知道是A项目的条件下, A项目的新增贷款额为负的概率; $P(A|\Delta^-a)$ 代表在知道A项目的新增贷款额为负的条件下, 银行判断该项目是A项目的概率; $P(\Delta^-a)$ 代表A项目的新增贷款额为负的概率; $P(A|\Delta^{0+}a)$ 代表在知道A项目的新增贷款额为零或为正的条件下, 银行判断该项目是A项目的概率; $P(\Delta^{0+}a)$ 代表A项目的新增贷款额为零或为正的条件下, 银行判断该项目是A项目的概率; $P(\Delta^+b|B)$ 代表在银行知道是B项目的条件下, B项目的新增贷款额为零或为负的概率; $P(B|\Delta^+b)$ 代表在知道B项目的新增贷款额为零或为负的条件下, 银行判断该项目是B项目的概率; $P(\Delta^+b)$ 代表B项目的新增贷款额为零或为负的概率; $P(B|\Delta^{0-}b)$ 代表在知道B项目的新增贷款额为零或为正的条件下, 银行判断该项目是B项目的概率; $P(\Delta^{0-}b)$ 代表B项目的新增贷款额为零或为正的条件下, 银行判断该项目是B项目的概率。在银行得知企业的行为后, 可以根据企业的贷款申请变动来判断哪些是A项目, 哪些是B项目。在经济政策不确定性提高的时候, 企业的最优选择是减少A项目的贷款申请, 增加B项目的贷款申请, 因此银行就知道增加申请的是B项目, 减少申请的是A项目, 换言之, $P(A|\Delta^-a) = 1$, $P(A|\Delta^{0+}a) = 0$, $P(B|\Delta^+b) = 1$, $P(B|\Delta^{0-}b) = 0$ 。因为企业的新增贷款额为实数, 所以 $P(\Delta^-a)$ 和 $P(\Delta^{0+}a)$ 是互为对立事件, $P(\Delta^+b)$ 和 $P(\Delta^{0-}b)$ 是互为对立事件, 即 $P(\Delta^-a) + P(\Delta^{0+}a) = 1$, $P(\Delta^+b) + P(\Delta^{0-}b) = 1$ 。

根据贝叶斯定理和上述分析, 可以得到:

$$\begin{aligned} P(\Delta^-a|A) &= \frac{P(A|\Delta^-a)P(\Delta^-a)}{P(A|\Delta^-a)P(\Delta^-a) + P(A|\Delta^{0+}a)P(\Delta^{0+}a)} \\ &= \frac{P(A|\Delta^-a)P(\Delta^-a)}{P(A|\Delta^-a)P(\Delta^-a) + P(A|\Delta^{0+}a)[1 - P(\Delta^-a)]} \\ &= \frac{1 \times P(\Delta^-a)}{1 \times P(\Delta^-a) + 0 \times [1 - P(\Delta^-a)]} \\ &= \frac{1 \times P(\Delta^-a)}{1 \times P(\Delta^-a)} \\ &= 1 \end{aligned} \quad (\text{A10})$$

$$\begin{aligned} P(\Delta^+b|B) &= \frac{P(B|\Delta^+b)P(\Delta^+b)}{P(B|\Delta^+b)P(\Delta^+b) + P(B|\Delta^{0-}b)P(\Delta^{0-}b)} \\ &= \frac{P(B|\Delta^+b)P(\Delta^+b)}{P(B|\Delta^+b)P(\Delta^+b) + P(B|\Delta^{0-}b)[1 - P(\Delta^+b)]} \\ &= \frac{1 \times P(\Delta^+b)}{1 \times P(\Delta^+b) + 0 \times [1 - P(\Delta^+b)]} \\ &= \frac{1 \times P(\Delta^+b)}{1 \times P(\Delta^+b)} \\ &= 1 \end{aligned} \quad (\text{A11})$$

设 Δa 代表A项目的新增贷款, $U_{\Delta a}^b(\Delta a)$ 代表银行对企业申请A项目的新增贷款的效用, $U^b(X_R)$ 代表经济政策不确定性提高带来的额外的风险溢价的效用, $U_{\Delta b}^b(\Delta b)$ 代表银行对企业申请B项目的新增贷款的效用。在经济政策不确定性提高时, 银行会增加额外的风险溢价 X_R (Kaviani et al., 2020), 该溢价通过短期贷款可以更灵活地转移到企业中, 设 β 代表转移率, 且 $\beta \in (0, 1]$, 此时银行获得效用 $U^b(\beta X_R)$; 但难以通过长期贷款转移到企业中, 致使银行损失效用 $U^b(X_R)$ 。这是因为银行在发放长期贷款时合同期限更长且本金面临的道德风险更高。银行对企业申请A、B项目新增贷款的效用为:

$$U_{\Delta a}^b(\Delta a) = \begin{cases} -U^b(X_R) & \text{if } \Delta a > 0, \text{使用长期贷款} \\ U^b(\beta X_R) & \text{if } \Delta a > 0, \text{使用短期贷款} \\ 0 & \text{if } \Delta a \leq 0 \end{cases} \quad (\text{A12})$$

$$U_{\Delta b}^b(\Delta b) = \begin{cases} -U^b(X_R) & \text{if } \Delta b > 0, \text{使用长期贷款} \\ U^b(\beta X_R) & \text{if } \Delta b > 0, \text{使用短期贷款} \\ 0 & \text{if } \Delta b \leq 0 \end{cases} \quad (\text{A13})$$

银行在计算企业减少A项目融资的期望效用时, 先计算该项目是A项目的概率 $P(A)$, 然后计算在该项目是A项目的条件下, 企业申请减少A项目融资的概率 $P(\Delta^-a|A)$, 最后计算企业申请减少A项目融资银行所能获得的效用 $U_{\Delta a}^b(\Delta^-a)$ 。

A项目融资减少时, 银行获得的期望效用 $E[U_{\Delta a}^b(\Delta^-a)]$ 为:

$$E[U_{\Delta a}^b(\Delta^-a)] = P(A)P(\Delta^-a|A)U_{\Delta a}^b(\Delta^-a) = P(A) \times 1 \times 0 = 0 \quad (\text{A14})$$

附图1有助于直观理解短期贷款的边际效用增加的过程。银行的期望回款本金为 M_0 。当经济政策不确定性较低的时候,借鉴Bekaert等(2013),设定两种状态:若企业处于好的状态,在到期时可以归还约定本息,那么银行可以获得期望利差,此时贷款的公允价值为上界 M_{up}' ;若企业处于差的状态,无法正常归还本金,那么银行要为贷款增加拨备,此时贷款的公允价值为下界 M_{low}' 。由此可知按公允价值计量的贷款资产的波动区间为 $[M_{low}', M_{up}']$,相应的效用波动区间为 $[U(M_{low}'), U(M_{up}')]$,风险溢价为 $R' > 0$ 。如果经济政策的不确定性提高,那么银行期望的信贷利差会上升(Kaviani et al., 2020),此时贷款资产的上界上升为 M_{up}'' ,但由于经济政策不确定性提高带来了更大的贷款损失风险,所以下界下降为 M_{low}'' ,按公允价值计量的资产波动区间扩大为 $[M_{low}'', M_{up}'']$,相应的效用波动区间扩大为 $[U(M_{low}''), U(M_{up}'')]$,经济政策不确定性的提高带来了额外的风险溢价,风险溢价上升为 $R'', R'' > R'$ 。如果此时银行决定不发放长期贷款而发放短期贷款给企业投资,那么以不同期限贷款数量为权重的加权平均贷款利差将调整,设贷款资产的上界下降为 M_{up}''' ,由于发放短期贷款可以更灵活地将由经济政策不确定性带来的风险溢价转移给企业并可以进行更频繁的还本监控,所以可以降低长期的贷款损失风险,因此贷款资产的下界上升为 M_{low}''' ,按公允价值计量的贷款资产波动区间缩小为 $[M_{low}''', M_{up}''']$,相应的效用波动区间缩小为 $[U(M_{low}'''), U(M_{up}''')]$ 。如果银行只可以将额外的风险溢价向企业转移一部分,那么剩余的风险溢价为 $R''', R''' < R''$,这个过程带来了短期贷款边际效用的增加。如果银行可以完全将额外的风险溢价向企业转移,那么剩余的风险溢价为 $R', R' < R''$,这个过程带来了更大的短期贷款边际效用的增加。

附录(二)所有变量的描述性统计

附表1 所有变量描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>SDLA</i>	21454	0.279	0.201	-0.289	0.281	0.748
<i>EPU</i>	18	1.493	0.914	0.557	1.240	3.648
<i>Size</i>	21454	21.94	1.251	19.77	21.74	27.12
<i>Growth</i>	21454	0.203	0.363	-0.494	0.141	2.055
<i>Tang</i>	21454	0.404	0.178	0.019	0.397	0.805
<i>Cfo</i>	21454	0.050	0.071	-0.165	0.048	0.248
<i>ROA</i>	21454	0.014	0.077	-0.278	0.009	0.409
<i>Ndts</i>	21454	0.025	0.016	0.001	0.022	0.076
<i>Top1</i>	21454	0.371	0.157	0.032	0.352	0.886
<i>TobinQ</i>	21454	1.945	1.259	0.153	1.557	31.40
<i>GDP</i>	18	0.093	0.020	0.068	0.092	0.142
<i>M2</i>	18	0.137	0.031	0.083	0.135	0.221
<i>FPI</i>	18	1.021	0.030	0.976	1.013	1.089
<i>FD</i>	558	1.154	0.406	0.537	1.082	3.085
<i>GDP_sd</i>	18	0.619	0.560	0.0500	0.562	2.125
<i>CityTurn</i>	21454	0.217	0.412	0	0	1
<i>Risk</i> (标准差)	21454	0.025	0.027	0.002	0.017	0.165
<i>Risk2</i> (极差)	21454	0.048	0.050	0.003	0.033	0.306
<i>HHI</i>	343	0.199	0.201	0.009	0.133	1
<i>SF</i>	21454	0.001	0.086	-0.464	-0.002	0.580
<i>LF</i>	21454	0	0.056	-0.301	-0.005	0.393
<i>SOE</i>	21454	0.444	0.497	0	0	1
<i>Z_score</i>	21442	2.743	2.086	0.111	2.189	13.26

注:此处除对应正文表2报告的主要变量描述性统计之外,还涉及到遗漏变量问题、异质性分析、经济后果检验的相关变量的描述性统计,包含:经济波动造成的不确定性(*GDP_sd*)、地方领导人更替的虚拟变量(*CityTurn*)、企业风险承担能力(*Risk*标准差、极差)、行业竞争程度(*HHI*)、短期融资能力(*SF*)、长期融资能力(*LF*)、所有制虚拟变量(*SOE*)、长期投资规模(*Inv*)、破产风险(*Z_score*)。

附录(三)内生性问题和稳健性检验的详细结果

1. 内生性问题——遗漏变量问题

附表2 遗漏变量的处理

变量	(1)
	<i>SDLA</i>
<i>EPU</i>	0.0107*** (0.002)
<i>Size</i>	-0.0331*** (0.005)
<i>Growth</i>	0.0022 (0.003)
<i>Tang</i>	0.0245 (0.024)
<i>Cfo</i>	0.1326*** (0.019)
<i>ROA</i>	-0.0017 (0.015)
<i>Ndts</i>	3.8895*** (0.287)
<i>Top1</i>	-0.0741*** (0.028)
<i>TobinQ</i>	0.0039*** (0.001)

<i>GDP</i>	0.4436*** (0.112)
<i>M2</i>	-0.6668*** (0.078)
<i>FPI</i>	-0.1736*** (0.039)
<i>FD</i>	0.0112 (0.013)
<i>GDP_sd</i>	0.0204*** (0.004)
<i>CityTurn</i>	-0.0012 (0.002)
<i>Constant</i>	1.0925*** (0.125)
行业、地级市时变特征	是
个体固定效应	是
样本数	21454
Adj_R ²	0.591

注:括号内为公司层面上聚类调整后的稳健标准误。***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著。*GDP_sd*为每年内4个季度GDP实际增速的标准差,衡量经济波动所造成的不确定性;*CityTurn*为当年企业所属地级市的市委书记是否发生更替的虚拟变量,衡量其他政策不确定性。

2. 内生性问题——反向因果问题

工具变量的第一阶段模型为:

$$EPU_{i,t}(\text{中国}) = \alpha + \beta EPU_{i,t-1}(\text{美国}) + \gamma X_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t}$$

其中,模型的控制变量(*X*)与基准回归保持一致,并逐次增加对经济波动(*GDP_sd*)、其他政策不确定性(*CityTurn*)、行业和地区时变特征等遗漏变量的控制。

附表3 工具变量回归(第一阶段)

变量	(1)
	<i>EPU</i> (中国)
<i>EPU</i> (美国滞后一期)	-0.7144*** (0.010)
<i>Size</i>	0.0511*** (0.011)
<i>Growth</i>	0.0551*** (0.013)
<i>Tang</i>	-0.3815*** (0.048)
<i>Cfo</i>	0.3648*** (0.076)
<i>ROA</i>	0.2481*** (0.037)
<i>Ndts</i>	2.3796*** (0.603)
<i>Top1</i>	-0.6037*** (0.066)
<i>TobinQ</i>	-0.0596*** (0.006)
<i>GDP</i>	-27.4233*** (0.252)
<i>M2</i>	6.5362*** (0.168)
<i>FPI</i>	11.6703*** (0.093)
<i>FD</i>	0.8461*** (0.041)
<i>GDP_sd</i>	-0.2783*** (0.009)
<i>CityTurn</i>	0.1419*** (0.012)
行业、地级市时变特征	是
个体固定效应	是
样本数	21454

注:括号内为公司层面上聚类调整后的稳健标准误。***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著。

附表4 工具变量回归(第二阶段)

变量	(1)
	<i>SDLA</i>
<i>EPU</i>	0.0587*** (0.006)
<i>Size</i>	-0.0372*** (0.005)
<i>Growth</i>	0.0000 (0.003)

<i>Tang</i>	0.0445* (0.024)
<i>Cfo</i>	0.1169*** (0.020)
<i>ROA</i>	-0.0194 (0.015)
<i>Ndts</i>	3.7455*** (0.287)
<i>Top1</i>	-0.0403 (0.029)
<i>TobinQ</i>	0.0048*** (0.001)
<i>GDP</i>	1.3409*** (0.174)
<i>M2</i>	-0.6186*** (0.076)
<i>FPI</i>	-0.5764*** (0.072)
<i>FD</i>	-0.0238* (0.013)
<i>GDP_sd</i>	0.0200*** (0.004)
<i>CityTurn</i>	-0.0074*** (0.002)
行业、地级市时变特征	是
个体固定效应	是
样本数	21454
Cragg-Donald F 值	1205.009

注:括号内为公司层面上聚类调整后的稳健标准误。***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著。

3. 其他稳健性检验——变量替换、时间效应、季度数据

附表5 其他稳健性检验(替换解释变量、替换被解释变量、时间维度聚类、季度数据)

变量	(1) 短债长用(<i>SDLA</i>)	(2) 短债长用(<i>SDLA</i>)	(3) 短贷长用(<i>SFLI</i>)	(4) 短债长用(<i>SDLA</i>)	(5) 短债长用(<i>SDLA</i>)
<i>EPU</i>			0.0028** (0.001)	0.0107** (0.004)	0.0063*** (0.001)
<i>EPU_Wei</i>	0.0074*** (0.001)				
<i>EPU_Dec</i>		0.0020*** (0.001)			
<i>Size</i>	-0.0329*** (0.005)	-0.0325*** (0.005)	-0.0436*** (0.003)	-0.0331*** (0.007)	-0.0481*** (0.005)
<i>Growth</i>	0.0025 (0.003)	0.0025 (0.003)	-0.0595*** (0.004)	0.0022 (0.005)	-0.0028** (0.001)
<i>Tang</i>	0.0230 (0.024)	0.0213 (0.024)	0.0918*** (0.011)	0.0245 (0.016)	0.4274*** (0.028)
<i>Cfo</i>	0.1344*** (0.019)	0.1357*** (0.019)	-0.9271*** (0.016)	0.1326*** (0.026)	0.1118*** (0.016)
<i>ROA</i>	-0.0010 (0.015)	0.0027 (0.015)	-0.1133*** (0.013)	-0.0017 (0.015)	0.0004 (0.005)
<i>Ndts</i>	3.9087*** (0.287)	3.9200*** (0.287)	1.0681*** (0.139)	3.8895*** (0.203)	3.7255*** (0.701)
<i>Top1</i>	-0.0764*** (0.028)	-0.0796*** (0.028)	0.1100*** (0.016)	-0.0741*** (0.021)	-0.0467* (0.026)
<i>TobinQ</i>	0.0037*** (0.001)	0.0037*** (0.001)	-0.0065*** (0.001)	0.0039 (0.003)	0.0071*** (0.002)
<i>GDP</i>	0.3933*** (0.112)	0.2834*** (0.109)	-0.4496*** (0.081)	0.4436** (0.202)	-0.1294** (0.050)
<i>M2</i>	-0.6843*** (0.078)	-0.6828*** (0.078)	0.1986*** (0.061)	-0.6668** (0.244)	-0.1442*** (0.054)
<i>FPI</i>	-0.1381*** (0.038)	-0.1008*** (0.038)	0.2969*** (0.040)	-0.1736* (0.092)	-0.0665** (0.028)
<i>FD</i>	0.0171 (0.013)	0.0187 (0.013)	-0.0149* (0.008)	0.0112 (0.016)	0.0095 (0.013)
<i>GDP_sd</i>	0.0215*** (0.004)	0.0211*** (0.004)	-0.0145*** (0.003)	0.0204 (0.013)	-1.2683*** (0.252)
<i>CityTurn</i>	-0.0007 (0.002)	-0.0003 (0.002)	-0.0048** (0.002)	-0.0012 (0.003)	-0.0007 (0.002)
<i>Constant</i>	1.0570*** (0.125)	1.0284*** (0.126)	0.5823*** (0.074)	1.0925*** (0.166)	1.3969*** (0.125)
行业、地级市时变特征	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是

季度虚拟变量	否	否	否	否	是
样本数	21454	21454	18395	21454	72794
Adj_R ²	0.591	0.590	0.377	0.591	0.659

注:第(1)~(3)列和第(5)括号内为公司层面上聚类调整后的稳健标准误,第(4)列括号内为时间年份维度上的聚类标准误。***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著。在使用季度数据的回归中(对应正文表4第7列),对于部分变量的调整,本文的做法是:中国经济政策不确定性(*EPU*)使用每季度3个月的算术平均值并除以100;借鉴张成思和刘贯春(2019)、刘贯春等(2019)的做法,经济波动造成的不确定性(*GDP_sd*)的度量方式为GDP增长率的六期滑动窗口标准差;GDP、M2增速使用季度环比增速进行度量。

4. 其他稳健性检验——动态面板 GMM 估计

附表 6 其他稳健性检验(动态面板 GMM 估计)

变量	(1)
	<i>SDLA</i>
<i>L.SDLA</i>	0.6018*** (0.024)
<i>EPU</i>	0.0106** (0.005)
<i>Size</i>	0.0043 (0.017)
<i>Growth</i>	0.0033 (0.055)
<i>Tang</i>	0.0039 (0.145)
<i>Cfo</i>	-0.0260 (0.403)
<i>ROA</i>	0.5080*** (0.108)
<i>Ndts</i>	1.6156 (2.481)
<i>Top1</i>	0.1143 (0.093)
<i>TobinQ</i>	-0.0053 (0.005)
<i>GDP</i>	0.2913 (0.320)
<i>M2</i>	0.5752*** (0.178)
<i>FPI</i>	0.2097 (0.137)
<i>FD</i>	-0.0513** (0.021)
<i>GDP_sd</i>	-0.0342*** (0.008)
<i>CityTurn</i>	-0.0052* (0.003)
AR(1) P 值	0.000
AR(2) P 值	0.122
Hansen P 值	0.158
样本数	16502

注:括号内为公司层面上聚类调整后的稳健标准误。***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著。

5. 其他稳健性检验——变化模型

附表 7 其他稳健性检验(变化模型检验)

变量	(1)
	$\Delta SDLA$
ΔEPU	0.0021* (0.001)
$\Delta Size$	-0.0503*** (0.009)
<i>Growth</i>	0.0065 (0.004)
$\Delta Tang$	0.1932*** (0.019)
ΔCfo	0.1315*** (0.015)
ΔROA	0.0175* (0.010)
$\Delta Ndts$	1.7807*** (0.208)
$\Delta Top1$	-0.0536** (0.027)
$\Delta TobinQ$	0.0029** (0.001)

<i>GDP</i>	-0.2291*** (0.069)
<i>M2</i>	0.2426*** (0.071)
<i>FPI</i>	0.2160*** (0.046)
ΔFD	-0.0314** (0.013)
<i>GDP_sd</i>	-0.0224*** (0.004)
<i>CityTurn</i>	-0.0056** (0.002)
<i>Constant</i>	-0.2086*** (0.049)
样本数	20,361
Adj_R ²	0.060

注:括号内为公司层面上聚类调整后的稳健标准误。***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著。在变化模型检验中,由于过度差分容易使变量信息丢失并难以解释,本文未对原有已使用差分方法计算的变量进行再差分,这些变量包括:成长性(营业收入增长率,*Growth*)、GDP增长率(*GDP*)、M2增长率(*M2*)、物价变动(固定资产投资价格增长率,*FPI*)、经济波动本身的不确定性(GDP增长率的标准差,*GDP_sd*)。此外,由于其他政策不确定性(地级市领导人是否发生更替,*CityTurn*)是虚拟变量,本文亦未进行差分。其余变量均进行一阶差分后进行回归。

附录(四)行业竞争程度与企业风险承担的关系

附表8 行业竞争程度与企业风险承担的关系

变量	(1)
	<i>Risk</i>
<i>HHI</i>	-0.0223*** (0.007)
<i>Size</i>	-0.0027*** (0.000)
<i>Age</i>	0.0019*** (0.000)
<i>Lev</i>	0.0018 (0.002)
<i>Rgl</i>	0.0146*** (0.005)
<i>Growth</i>	0.0010 (0.001)
<i>ROA</i>	-0.0240*** (0.004)
<i>Constant</i>	0.0800*** (0.007)
行业固定效应	是
年份固定效应	是
样本数	21451
Adj_R ²	0.089

注:括号内为公司层面上聚类调整后的稳健标准误。***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著。此处控制变量为企业规模(*Size*)、企业年龄(*Age*)、资产负债率(*Lev*)、管理费用率(*Rgl*)、企业成长性(*Growth*)、总资产净利润率(*ROA*)。并且控制了行业固定效应和年份固定效应。用赫芬达尔指数衡量的行业竞争程度(*HHI*),其系数为-0.0223并在1%的水平上显著,说明行业竞争程度越高,企业风险承担水平越高。

附录(五)使用经年度行业均值调整后的未来3年ROA滚动极差衡量企业风险承担能力的详细结果

附表9 使用经年度行业均值调整后的未来3年ROA滚动极差衡量企业风险承担能力

变量	(1)
	<i>SDLA</i>
<i>EPU</i> × <i>Risk2</i>	0.0421* (0.023)
<i>Risk2</i>	0.0540 (0.060)
<i>Size</i>	-0.0356*** (0.005)
<i>Growth</i>	0.0029 (0.003)
<i>Tang</i>	0.0255 (0.024)
<i>Cfo</i>	0.1343*** (0.019)
<i>ROA</i>	-0.0204 (0.016)

<i>Ndts</i>	3.6452*** (0.285)
<i>Top1</i>	-0.0609** (0.028)
<i>TobinQ</i>	0.0023 (0.001)
<i>FD</i>	-0.0094 (0.017)
<i>CityTurn</i>	0.0002 (0.002)
<i>Constant</i>	0.9761*** (0.115)
行业、地级市时变特征	是
个体固定效应	是
年份固定效应	是
样本数	21454
Adj_R ²	0.597

注:括号内为公司层面上聚类调整后的稳健标准误。***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著。

附录(六)是否为国有企业与长、短期融资能力的关系

以下为国有和非国有企业在长、短期融资能力差异上的T检验。在长期融资能力和短期融资能力的均值的比较上,国有企业均显著比非国有企业显著更高。

1. 长期融资能力在国有企业和非国有企业中的组间差异

附表 10 长期融资能力在国有企业和非国有企业中的组间差异

组别	样本数	均值	均值差异	T统计量	显著性
非国有企业	11937	-0.0011341	-0.002297	-2.9356	0.0033
国有企业	9517	0.001163			

2. 短期融资能力在国有企业和非国有企业中的组间差异

附表 11 短期融资能力在国有企业和非国有企业中的组间差异

组别	样本数	均值	均值差异	T统计量	显著性
非国有企业	11937	-0.0005593	-0.0029952	-2.5504	0.0108
国有企业	9517	0.002436			

附录(七)长短期债务融资能力变量的构建方式

首先,定义短期资产负债率 $SLev$ (一年内到期的负债与总资产之比)和长期资产负债率 $LLev$ (超过一年到期的负债与总资产之比)。然后,使用如下模型分别估计短期目标资产负债率和长期目标资产负债率:

$$SLev_{i,t} = \alpha + \sum \beta_j Control_{i,t-1} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (A25)$$

$$LLev_{i,t} = \alpha + \sum \beta_j Control_{i,t-1} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (A26)$$

其中, $Control$ 是一组决定长短期资产负债率的公司特征变量,包括经行业调整的总资产净利润率(ROA)、有形资产比例($Tang$)、总资产的自然对数($Size$)、第一大股东持股比例($Top1$)。模型(A25)中还包括短期资产负债率的行业中位数($SLev_ind$),模型(A26)中包括长期资产负债率的行业中位数($LLev_ind$)。另外还加入了企业个体 μ_i 和年份时间 λ_t 的固定效应。本文使用企业实际短期资产负债率($SLev_{i,t}$)和长期资产负债率($LLev_{i,t}$),分别减去模型中估计的目标短期资产负债率($SLev^*_{i,t}$)和目标长期资产负债率($LLev^*_{i,t}$),从而得出短期债务融资能力($SF_{i,t}$)和长期债务融资能力($LF_{i,t}$)指标。该残差大于0代表长短期负债过度、小于0代表长短期负债不足。因此,指标数值越大意味着债务融资能力越强、数值越小意味着债务融资能力越弱。

附录(八)风险承担能力、长短期融资能力差异的详细结果

附表 12 风险承担能力、长短期融资能力差异的影响

变量	(1) 短债长用($SDLA$)	(2) 短债长用($SDLA$)	(3) 短债长用($SDLA$)	(4) 短债长用($SDLA$)
$EPU \times Risk$	0.0762* (0.043)			
$Risk$	0.1095 (0.112)			
$EPU \times HHI$		-0.0279* (0.015)		
HHI		-0.1371*** (0.033)		
$EPU \times SF$			0.0557*** (0.016)	
SF			0.1003*** (0.036)	
$EPU \times LF$			-0.0394* (0.023)	
LF			-1.2488*** (0.050)	

<i>EPU</i> × <i>SOE</i>				-0.0132*** (0.003)
<i>SOE</i>				0.0502*** (0.011)
<i>Size</i>	-0.0356*** (0.005)	-0.0367*** (0.005)	-0.0320*** (0.004)	-0.0371*** (0.005)
<i>Growth</i>	0.0029 (0.003)	0.0030 (0.003)	-0.0005 (0.003)	0.0026 (0.003)
<i>Tang</i>	0.0256 (0.024)	0.0231 (0.024)	0.0404* (0.021)	0.0253 (0.024)
<i>Cfo</i>	0.1343*** (0.019)	0.1346*** (0.019)	0.0454*** (0.015)	0.1320*** (0.019)
<i>ROA</i>	-0.0203 (0.016)	-0.0256 (0.016)	-0.0182 (0.013)	-0.0239 (0.016)
<i>Ndts</i>	3.6454*** (0.285)	3.6743*** (0.284)	3.5486*** (0.245)	3.6312*** (0.282)
<i>Top1</i>	-0.0609** (0.028)	-0.0669** (0.028)	-0.0802*** (0.024)	-0.0602** (0.028)
<i>TobinQ</i>	0.0023 (0.001)	0.0019 (0.001)	0.0033*** (0.001)	0.0024 (0.001)
<i>FD</i>	-0.0093 (0.017)	-0.0057 (0.017)	-0.0112 (0.014)	-0.0066 (0.016)
<i>CityTurn</i>	0.0002 (0.002)	0.0001 (0.002)	0.0021 (0.002)	0.0002 (0.002)
<i>Constant</i>	0.9765*** (0.115)	1.0179*** (0.116)	0.9114*** (0.102)	0.9987*** (0.116)
行业、地级市时变特征	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本数	21454	21454	21454	21454
Adj_R ²	0.597	0.597	0.760	0.597

注：括号内为公司层面上聚类调整后的稳健标准误。***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著。

附录(九)经济后果的详细结果

附表 13 经济后果检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Z_{score}_t	Z_{score}_{t+1}	ROA_t	ROA_{t+1}
<i>EPU</i> × <i>SDLA</i>	-0.2336*** (0.067)	-0.1145* (0.067)	-0.0008 (0.002)	-0.0001 (0.003)
<i>SDLA</i>	-0.3112* (0.184)	-0.0560 (0.174)	-0.0055 (0.006)	-0.0075 (0.007)
<i>Size</i>	-0.6919*** (0.046)	-0.4539*** (0.043)	-0.0012 (0.001)	-0.0086*** (0.002)
<i>Growth</i>	-0.1311*** (0.030)	-0.0558* (0.029)	0.0164*** (0.001)	0.0149*** (0.002)
<i>Tang</i>	-2.2031*** (0.179)	-1.0255*** (0.160)	-0.0274*** (0.006)	-0.0170*** (0.006)
<i>Cfo</i>	1.2115*** (0.178)	1.3509*** (0.172)	0.1314*** (0.011)	0.0809*** (0.010)
<i>ROA</i>	2.4508*** (0.169)	1.1286*** (0.138)	-0.0385*** (0.009)	-0.0585*** (0.010)
<i>Ndts</i>	3.2358 (2.148)	2.1615 (2.012)	-0.5209*** (0.085)	-0.1416* (0.085)
<i>Top1</i>	0.5373** (0.224)	0.5245** (0.217)	0.0448*** (0.009)	0.0418*** (0.011)
<i>TobinQ</i>	-0.0164 (0.027)	0.0186 (0.025)	0.0052*** (0.001)	0.0037*** (0.001)
<i>FD</i>	0.0912 (0.136)	0.1923 (0.139)	0.0077 (0.006)	-0.0010 (0.006)
<i>CityTurn</i>	-0.0179 (0.017)	-0.0111 (0.020)	0.0004 (0.001)	0.0009 (0.001)
<i>Constant</i>	18.5815*** (1.078)	12.4255*** (1.026)	0.0196 (0.034)	0.1871*** (0.036)
行业、地级市时变特征	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本数	21442	18732	21454	18741
Adj_R ²	0.707	0.702	0.292	0.286

注：括号内为公司层面上聚类调整后的稳健标准误。***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著。企业绩效检验中控制的ROA为滞后一期。

参考文献

- (1)刘贯春、段玉柱、刘媛媛:《经济政策不确定性、资产可逆性与固定资产投资》,《经济研究》,2019年第8期。
- (2)张成思、刘贯春:《中国实业部门投融资决策机制研究——基于经济政策不确定性和融资约束异质性视角》,《经济研究》,2018年第12期。
- (3)Bekaert, G., Hoerova, M. and Duca, M. L., 2013, “Risk, Uncertainty and Monetary Policy”, *Journal of Monetary Economics*, 60(7), pp.771~788.
- (4)Kaviani, M., Kryzanowski, L., Maleki, H. and Savor, P. G., 2020, “Policy Uncertainty and Corporate Credit Spreads”, *Journal of Financial Economics*, 138(3), pp.838~865.