

货币政策不确定性、银行信贷与企业资本结构动态调整*



何德旭¹ 张雪兰² 王朝阳¹ 包慧娜³

(1. 中国社会科学院财经战略研究院, 北京 100028;

2. 中南财经政法大学金融学院, 湖北 武汉 430073;

3. 有色金属技术经济研究院, 北京 100080)

内容提要: 本文基于银行间质押式债券回购 7 天加权平均利率的日度数据, 采用随机波动模型刻画了中国 2000—2017 年的货币政策不确定性指数的变动, 在厘清货币政策不确定性经由银行信贷影响企业资本结构动态调整机制的基础上, 采用 PVAR 脉冲响应分析描述了中国经济与之相对应的典型事实, 并以非金融类上市公司为样本加以检验。研究表明: 高货币政策不确定性影响银行信贷决策, 继而阻碍企业资本结构动态调整, 因而重视货币政策二阶矩对实体经济的影响, 提高货币政策的透明度和前瞻性指引能力、降低货币政策的不确定性势在必行。

关键词: 货币政策不确定性 银行信贷 资本结构动态调整 随机波动

中图分类号: F822.1 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—5766(2020)07—0005—18

无论中央银行沟通如何清晰高效, 不确定性始终与货币政策如影随形 (Kurov 和 Stan, 2018)^[1]。正如美联储前主席 Greenspan(2003)^[2] 所强调的, “不确定性不仅仅是货币版图的一个重要特征, 而且是这一版图的决定性特征”^①。2008 年全球金融危机爆发以后, 这一特征更是展现得淋漓尽致——为有效应对世界经济深度调整和再平衡的新常态, 大量“非常规”的货币政策不断涌现。同期, 面对全球经济金融局势的骤变, 中国坚持“有效市场”与“有为政府”相结合, 开启“非常规货币政策”调节, 创新流动性管理工具, 并有机搭配多种短中长期货币政策工具“削峰填谷”, 指导金融机构扩大信贷总量, 支持宏观经济平稳较快发展。实践证明, 非常规货币政策有助于抑制实体经济衰退 (Shibamoto 和 Tachibana, 2013)^[3], 但与之相伴的货币政策不确定性所带来的潜在影响不容忽视。以欧洲央行为例, 其本意是刺激资金流向实体经济、提振经济增长, 结果反而打击了市场信心, 导致银行放贷动力不足, 企业和居民囤积现金 (Talk, 2016)^[4] ②; 马骏和管涛(2018)^[5] 在回顾中国货币政策框架转型时认为, 中国货币政策的决策机制倾向于频繁使用短期经济刺激手

收稿日期: 2019 - 12 - 12

* **基金项目:** 国家社会科学基金重大研究专项项目“降低发生债务危机风险研究”(18VFH006); 国家社会科学基金青年项目“货币政策、资本结构与促进产业向中高端升级研究”(15BJY161)。

作者简介: 何德旭, 男, 研究员, 博士生导师, 研究领域是金融改革与发展, 电子邮箱: hedexu@vip.sina.com; 张雪兰, 女, 教授, 博士生导师, 研究领域是金融结构与金融发展, 电子邮箱: cresta@126.com; 王朝阳, 男, 研究员, 硕士生导师, 研究领域是货币政策, 电子邮箱: wangcy@aliyun.com; 包慧娜, 女, 研究员, 研究领域是公司金融, 电子邮箱: 401212661@qq.com。通讯作者: 张雪兰。

①来源: <https://www.federalreserve.gov/boarddocs/speeches/2003/20030829/default.htm>。

②来源 《华尔街日报》(The Wall Street Journal) 2016 年 8 月 9 日援引摩根士丹利首席跨资产策略师 Andrew Sheets 的观点, 人们只会在对未来有信心时才增加借贷和支出, “但是引入负利率, 进入未知的领域, 政策实际上打击了信心”。

段,忽视经济的长期可持续性和稳定性,最终体现为中国货币发行量的持续高速增长、宏观杠杆率持续大幅上升、房地产泡沫的反复出现。那么,货币政策的不确定性是否使资金淤积在银行体系,继而导致其传导效果出现偏差?

近年来,对货币政策传导实际效果偏离预期的关注引发了部分学者对货币政策不确定性问题的探讨,但研究大多集中在宏观层面,如发现货币政策不确定性可能会引起名义利率和经济增长率的下降(Jordà 和 Salyer, 2003^[6]; Sinha, 2016^[7]),影响失业率以及产出水平(Herro 和 Murray, 2011^[8]; Huang, 2016^[9]),抑制外国直接投资流入(Albulescu 和 Ionescu, 2018)^[10],影响货币政策的金融市场传导(De Pooter 等, 2020)^[11]。对于货币政策的频繁调整如何影响微观企业的财务决策,特别是决定企业获利能力甚至生存能力的资本结构动态调整问题,学界鲜有探讨。有鉴于此,在“必须更加重视打通货币政策传导机制”^①的背景下,本文拟以货币政策不确定性为研究对象,刻画并考察其是否及如何影响银行信贷决策进而作用于微观企业资本结构动态调整,以期为落实党中央提出的“坚定执行稳健的货币政策”、提高金融服务实体经济的效率提供借鉴。

本文可能的边际贡献在于:其一,长期以来,经济政策不确定性(EPU)在很大程度上被视为匀质的(Bordo 等, 2016^[12]; Creal 和 Wu, 2017^[13]),鲜有对于不同类型的政策不确定性如何影响微观企业,以及这一过程和结果是否存在差异的探究。本文以银行间质押式债券回购利率为基础,采用随机波动模型刻画中国货币政策的二阶矩特征,并结合中国政策实践加以回溯验证,有助于进一步把握中国货币政策波动的特征,对当前政策不确定性作用于经济波动的研究形成有益补充。其二,立足间接融资占据金融体系主导地位这一实际,从银行信贷决策的视角分析货币政策不确定性变化对于微观企业资本结构动态调整的影响,试图解释货币金融与实体经济割裂程度加剧的宏观政策成因,拓展了现有宏观经济与微观企业行为问题的研究框架,对于进一步打通货币政策传导机制、促进金融与实体经济的良性循环具有参考意义。

一、中国货币政策不确定性的刻画(2000—2017年)

1. 测算方法与指标选取

由于大部分的政策利率变化是货币政策的系统组成部分,内在地反映了经济发展以及政策制定者对未来期望的变化,估测货币政策对宏观经济变量的因果效应成为一大研究挑战。对此,一个可能的解决方案是使用 Romer 和 Romer(2004)^[14]提出的描述性方法(narrative approach);另一种解决方案则是使用高频的方法来捕捉货币政策的变化,其优点在于不仅可以讨论货币政策变化对资产价格等经济变量的影响,也可探讨前瞻性指引的成效(Gerko 和 Rey, 2017)^[15]。更重要的是,后者并不要求对央行的反应函数做出假设,也不要求金融市场参与者拥有央行真实反应函数的全部信息,而是基于经济状况合理地预期主要政策工具的变化,并通过市场利率加以体现,金融市场的高频信息可以有效地把不确定的成分与预期的成分相分离,继而识别出货币政策的不确定性(Kamber 和 Mohanty, 2018)^[16]。相较于 ARCH 类模型,随机波动模型在捕捉金融时间序列波动及变量预测方面表现更为优异(张世英等, 2014^[17]; Huang, 2016^[9]),故本文采用标准随机波动模型识别货币政策的不确定性。

对于指标的选择,一般认为,短期利率未来走势的不确定性代表了货币当局政策预期路径的不确定性,因而能够代表货币政策的立场,短期基准利率的时变波动性也因此用于衡量货币政策不确

^① 2018年8月2日,国务院金融稳定发展委员会召开第二次会议,明确提出要“面对实体经济融资难、融资贵的问题,必须更加重视打通货币政策传导机制,提高服务实体经济的能力和水平”(李丹丹, 2018)^[18]。

定性(Huang, 2016)^[9]①。综合考量市场化程度、市场参与主体、成交量、交易工具期限、政策传导性等因素,可用于测度中国货币政策不确定性的短期基准利率指标主要有上海银行间同业拆借利率(Shibor)、中国同业拆借利率(Chibor)以及债券质押式回购利率(Repo)。为避免 Shibor 因成立时间尚短②引起小样本误差,加之考虑到 Chibor 交易量及成交活跃程度有限、市场代表性不强,本文在 Repo 中选择传导效率高且最有市场均衡意义的七天加权平均利率(R007)(马骏和管涛, 2018)^[5]作为货币政策立场的衡量指标,采用 SV 模型对其波动性加以测算,以刻画货币政策不确定性。数据来源为万得(Wind)数据库。

2. 估计方法的选择与实现

如前所述,本文采用标准 SV 模型模拟货币政策的波动过程。其表达式如下:

$$r_t = \exp\left(\frac{\theta_t}{2}\right)\varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, 1) \quad (1)$$

$$\theta_t = \mu + \phi(\theta_{t-1} - \mu) + \eta_t, \eta_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (2)$$

潜在波动 θ_t 的分布为:

$$\theta_t \sim N(\mu, \sigma^2), \sigma^{-2} = \sigma^2 / (1 - \phi^2) \quad (3)$$

$y_t | \theta_t$ 的分布为:

$$y_t | \theta_t \sim N(0, \exp\theta_t), t = 1, 2, L, n \quad (4)$$

其中, r_t 为 t 时刻的对数收益率; θ_t 服从一个 AR(1) 过程,是潜在波动的对数形式; ε_t 与 η_t 均服从正态分布,且为互不相关的白噪声过程; σ 是度量波动扰动的标准差; ϕ 反映的是当前波动对未来波动的影响,为波动的持续性参数,令 $|\phi| < 1$,即 SV 模型的方差是平稳的。

设定贝叶斯模型所有未知变量 $\varepsilon, \phi, \sigma^2$ 以及未知状态 $\theta_{0:n}$ 的联合先验分布 $p(\theta)$,得到未知变量联合后验分布为:

$$p(\mu, \phi, \sigma^2, \theta_{1:n}) = p(\mu, \phi, \sigma^2) p(\theta_0 | \mu, \sigma^2) \prod_{t=1}^n p(\theta_t | \theta_{t-1}, \mu, \phi, \sigma^2) \quad (5)$$

假设参数 $\varepsilon, \phi, \sigma^2$ 先验独立,令 $\phi = 2\phi^* - 1$,先验分布联合密度函数为:

$$\phi \sim B(20, 1.5), \sigma^2 \sim G_a(2.5, 0.025), \mu \sim N(0, 10), \theta_0 \sim N(\mu, \sigma^2) \quad (6)$$

根据贝叶斯定理,未知变量的联合后验分布为:

$$p(\mu, \phi, \sigma^2, \theta_{1:n} | y_{1:n}) \propto p(\mu) p(\phi) p(\sigma^2) p(\theta_0 | \mu, \sigma^2) \prod_{t=1}^n p(\theta_t | \theta_{t-1}, \mu, \phi, \sigma^2) * \prod_{t=1}^n p(y_t | \theta_t) \quad (7)$$

鉴于用马尔可夫链蒙特卡洛法估计出来的参数的精度要优于其他估计方法(Jacquier 等, 1994)^[20],以及 Gibbs 抽样算法的显著优势③,本文选择基于 Gibbs 抽样的马尔可夫链蒙特卡洛法,使用 WINBUGS14.0 对 SV 模型进行估计。参照 Meyer 和 Yu(2000)^[21],首先对 R007 日度数据进行取对,作为 $r_{0:n}$ 引入模型,利用软件自动生成初始值。为保证马尔科夫链达到一个平稳态,先对参数进行 5000 次迭代退火,再舍弃原来的迭代,进行 50000 次迭代运算,最终得到对数波动性指标 θ_t

① 货币的供给和需求变动也是货币政策不确定性的重要成因和来源(Kaminska 和 Roberts-Sklar, 2018)^[19],货币政策的立场同样也可以用货币供应的波动来描述(Huang, 2016)^[9],因此货币供应量增长的时变波动指标也可以用来衡量货币政策不确定性程度。但是中国的货币供应量指标只有年月季度的低频数据,用于 SV 模型的参数估计样本量太小,不能保证指标估计结果的准确性。基于对测算结果稳健性的考虑,本文同样基于数量型货币政策对中国货币政策不确定性指标进行了测算和实证,并作为本文实证的稳健性检验结果。

② Shibor 正式运行始于 2007 年 1 月 4 日。

③ 尽管 Gibbs 抽样方法是 Metropolis-Hastings 算法的特例,但由于其更加简单方便,应用更加广泛,被认为是一种特殊的模拟技术而区别于抽样算法。Gibbs 抽样算法的一个显著优势是在每一迭代步骤中,随机值必须从相同维数的分布中所产生,通常这些条件分布有确切的形式,随机数可以容易地通过使用统计与计算机软件中的标准函数进行模拟。

的平均值,其指数^①即可表征货币政策不确定性。

3. 测算结果与分析

货币政策不确定性指标数据的走势如图 1 所示,其波动反映了货币政策调整的节奏与力度,如果货币政策微调或调整频度较低,则货币政策不确定性下降或处于较低水平;反之,货币政策调整频度较高、幅度较大,则货币政策不确定性上升或处于较高水平。例如,2011—2015 年,面对复杂多变的内外经济形势,中国密集出台和实施了一系列货币政策措施,包括搭配央行票据、正回购和逆回购操作,相继创设短期流动性调节工具(SLO)、常备借贷便利(SLF)、中期借贷便利(MLF)、抵押补充贷款(PSL)等多种创新性货币政策工具,引入差别准备金动态调整机制,实施定向降准,多次调整存款准备金率、人民币存贷款基准利率及存贷款利率浮动区间等,因而中国这一时期的货币政策不确定性一直维持在 1~3 的较高水平,直到 2015 年下半年才开始回落^②。这说明本文所测算的货币政策不确定性指数能够在一定程度上反映中国货币政策的波动程度。

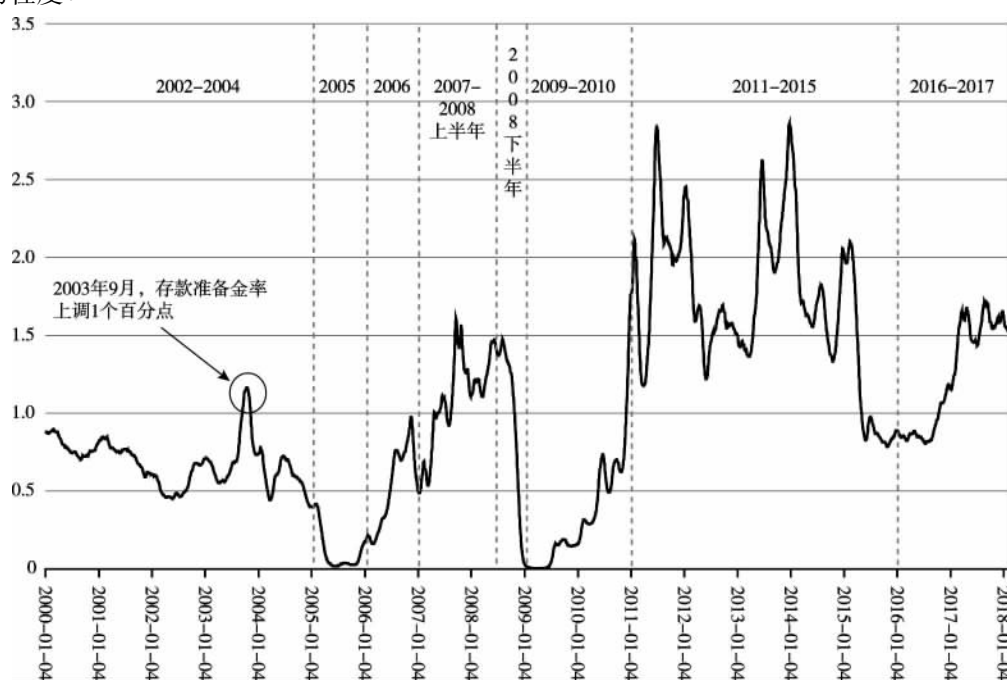


图 1 货币政策不确定性走势

资料来源:本文绘制

二、逻辑推断与典型事实

1. 逻辑分析与研究假设

中国货币政策主要通过银行信贷渠道作用于实体经济。而在改善货币政策传导机制方面,建立对银行的激励机制,缓解银行信贷供给端的约束,也一直是我国货币政策着力点(陈果静和易纲,2019)^[22]。据此推断,银行信贷渠道应当是中国货币政策不确定性影响企业资本结构动态调整不可或缺的作用路径。

^① 前文已经提到, θ_t 是潜在波动的对数值,所以这里要先进行指数化处理。

^② 篇幅所限,此处仅对 2011—2015 年货币政策不确定性指数略加说明。结合历年货币政策执行报告所做的更详细说明备索。

(1) 货币政策不确定性与银行信贷。主要有两条影响渠道:

1) 真实期权及不作为渠道。一方面,根据真实期权(real option) 文献,在高度不确定的政策环境下,若存在固定的不可逆成本,拖延的价值就会上升(Dixit 和 Pindyck, 1994) ^[23]。由于银行贷款的等待期权价值随货币政策不确定性的上升而增加,银行往往更倾向于推迟放贷或收紧信贷规模、提高贷款利率(Alessandri 和 Bottero, 2017) ^[24]。另一方面,“不作为经济学”认为,不确定性导致一个中央不作为区,随着不确定性的增大,由于非凸性调整成本增加,这一不作为区不断扩大(Stokey, 2008) ^[25]。Nakamura 和 Steinsson(2018) ^[26] 对美国金融市场的研究提供了经验证据,研究发现,当货币政策不确定性处于较低水平时,给定一个货币政策冲击,一级交易商及其他投资者会更积极地调整利率头寸。据此推断,随着货币政策不确定性的上升,银行对未来的流动性需求难以形成稳定的预期,银行管理者的不作为区将不断扩大,其信贷决策则表现为推迟放贷、缩减贷款规模。在早期的研究中, Baum 等(2009) ^[27] 以美国 1986—2000 年数据为样本,证实了银行信贷决策受金融部门不确定性(以日利率的季度波动为衡量指标) 的影响。

2) 信息不对称渠道。货币政策从量、价两个方面影响银行信贷,是银行信贷期望收益预测的重要参数(Baum 等, 2009) ^[27]。货币政策调整频度越高,估测贷款真实收益的准确度将因噪音信号波动方差加大而下降(邱兆祥和刘远亮, 2010) ^[28], 银行将被迫调整资产负债结构,降低贷款占资产的比重。而货币政策的频繁调整导致资产的市场价格波动剧烈(Allen 和 Gale, 1998) ^[29], 更进一步加剧银企之间的信息不对称。尤其在银行普遍倚重以抵押物作为第二还款来源的情况下,资产价格的频繁波动更易引发信贷管理人员的决策偏差。另一方面,在货币政策变动频繁的背景下,企业经营管理决策失误概率加大,继而提高了银行贷款违约概率(张琳等, 2015) ^[30], 加之货币政策变动频繁可能造成银行负债成本上升或加剧银行资产负债结构的不匹配,从而促使银行提高信审标准、审慎放贷,并提高贷款利率以平衡收益与风险,继而使得企业融资成本增加。

(2) 银行信贷与企业资本结构动态调整。受制于外部宏观经济环境、公司内部各利益主体之间对控制权和利益的博弈,加之信息不对称与交易成本的存在,企业实际的资本结构不可避免地会偏离其目标水平^①,即最优资本结构(Frydenberg 等, 2011) ^[31]。企业通常视经营环境变化,以最优资本结构为锚,对资本结构进行动态调整,以最大化其价值(姜付秀和黄继承, 2011) ^[32]。而作为重要的外部资金供给来源,银行贷款的可得性及成本无疑对企业资本结构调整起着决定性影响(Graham 和 Leary, 2011) ^[33]。Kahle 和 Stulz(2013) ^[34] 发现,金融危机期间,由于信贷供给压缩,依赖于银行贷款的公司不得不减少举债及资本支出。Shen 等(2015) ^[35] 证实,中国 2009—2010 年的信贷放量增长期间,银行信贷可得性的差异导致了企业杠杆率变动的差异。近期以美国为背景的研究甚至证实了银行信贷供给总量波动对新的股权资本供给的影响(Bergbrant 等, 2017) ^[36], 进而作用于企业杠杆率,从另一方面为银行信贷与企业资本结构调整的关联提供了经验证据支持。

综合已有文献研究结论,货币政策频繁变动所致的不确定性增加会影响银行的信贷决策,导致银行信贷规模下降、银行信贷利率上升,继而增加企业的融资难度和融资成本。企业外部融资未能

^① 造成实际资本结构偏离目标资本结构的主要原因是市场摩擦引致的资本调整成本,后者负向影响资本调整速度。具体而言,调整成本是一系列影响企业价值的成本,如包含各种费用的固定成本以及由于资本市场不完善导致的制度成本。前者指的是企业进行资本结构调整所需要的各种成本和费用,后者则源于资本市场中的摩擦和效率低下。企业在资本结构出现偏离时,会在资本调整收益和资本调整成本之间进行权衡——如果调整成本高于调整所带来的收益,资本结构的偏离就不会得到纠正;反之,实际资本结构就会更快地接近目标资本结构。

按预期落实提高了企业调整资本结构的制度成本,融资成本增加则加大了资本结构调整的固定成本,最终阻碍了企业资本结构向最优资本结构的复归,资本结构的调整速度也因而随之下降^①。理论框架如图 2 所示。

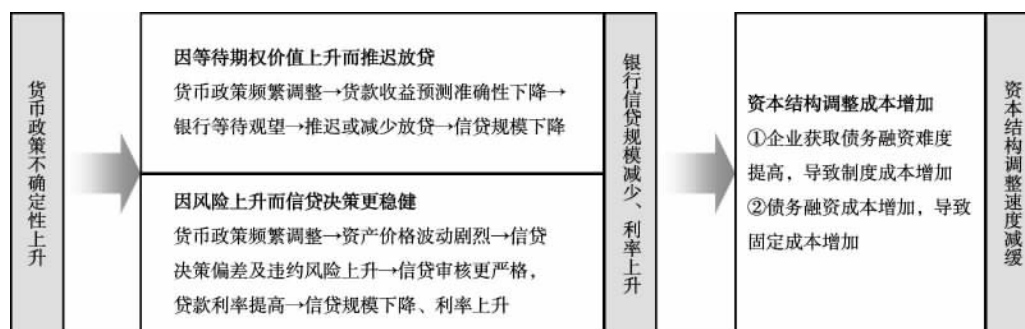


图 2 货币政策不确定性影响企业资本结构调整的银行信贷渠道

资料来源: 本文绘制

因此,本文提出如下研究假设:

H_1 : 货币政策不确定性阻碍企业资本结构动态调整,货币政策不确定性越高,企业资本结构调整速度越慢。

H_2 : 货币政策不确定性通过银行信贷这一中介渠道影响企业资本结构调整速度。

H_{2a} : 货币政策不确定性上升导致银行信贷规模下降,继而引起企业资本结构调整速度下降,即银行信贷规模是货币政策不确定性与企业资本结构调整速度这一因果关系的中介变量。

H_{2b} : 货币政策不确定性上升导致银行信贷利率上升,继而引起企业资本结构调整速度下降,即银行信贷利率是货币政策不确定性与企业资本结构调整速度这一因果关系的中介变量。

2. 货币政策不确定性、银行信贷与企业资本结构调整: 基于 PVAR 模型的脉冲响应分析

由于企业资本结构调整速度通过部分调整模型加以描述^②,故此处通过建立两个三变量面板向量自回归模型 PVAR($m-cr-l$) 与 PVAR($m-lr-l$),采用 2000—2017 年年度数据探究货币政策不确定性(m)通过银行信贷规模(cr)以及银行信贷利率(lr)对企业资本结构(l)的影响。其中, m 使用前文计算所得的货币政策不确定性指数年度平均值; cr 为金融机构信贷余额年度增长比率,原始数据来源于中国人民银行网站; lr 以金融机构加权平均贷款利率为代理变量,数据来源为万得(Wind)数据库^③。

(1) 格兰杰因果检验。结果如表 1 所示: 货币政策不确定性(m)是企业资本结构的因(原假设(7)),且为银行信贷规模和银行信贷利率的因(原假设(4));银行信贷规模(cr)和银行信贷利率(lr)能够影响企业资本结构(l)(原假设(8));且货币政策不确定性(m)与银行信贷规模(cr)/利率

^① 已有文献证实了资本结构调整成本对资本结构调整速度的负向影响。例如,Faulkender 等(2012)^[37]的研究表明,大量现金流变现将降低杠杆调整成本并加快调整速度;Lockhart(2009)^[38]亦指出,再次获得信贷额度与更快的资本结构调整速度相关,这也是由于调整成本较低;Öztekin 和 Flannery(2012)^[39]所做的跨国研究亦表明,更好的制度意味着更低的资本结构调整成本,继而加快了资本结构调整速度。

^② 详见本文第三部分。

^③ 受数据可得性限制,因 wind 数据库中金融机构加权平均贷款利率数据起始于 2008 年,故 lr 的数据区间为 2008—2017 年。

(*lr*) 均可同时影响企业资本结构(*l*) (原假设(9))。以上检验结果^①为前文提出的研究假设提供了初步支撑。

(2) 脉冲响应分析。对 $m-cr-l$ 和 $m-lr-l$ 两组 PVAR 模型所作的正交化脉冲响应结果如图 3 所示,基于 BIC 准则确定的滞后阶数为 2,置信区间为 5% ~ 95%。

表 1 格兰杰因果检验

原假设编号及描述	PVAR($m-cr-l$)			PVAR($m-lr-l$)		
	chi2	df	Prob > chi2	chi2	df	Prob > chi2
(1) cr/lr 不是 m 的格兰杰因	3640.9	5	0.000	5411.1	2	0.000
(2) l 不是 m 的格兰杰因	8.9	5	0.114	10.6		0.005
(3) $cr/lr, l$ 不能同时是 m 的格兰杰因	3818.1	10	0.000	5479.2	3	0.000
(4) m 不是 cr/lr 的格兰杰因	1407.3	5	0.000	9496.6	2	0.000
(5) l 不是 cr/lr 的格兰杰因	11.2	5	0.048	11.8	2	0.003
(6) m, l 不能同时是 cr/lr 的格兰杰因	1421.3	10	0.000	9576.3	4	0.000
(7) m 不是 l 的格兰杰因	12.8	5	0.026	23.4	2	0.000
(8) cr/lr 不是 l 的格兰杰因	9.5	5	0.090	14.9	2	0.001
(9) $m, cr/lr$ 不能同时是 l 的格兰杰因	35.0	10	0.000	27.3	4	0.000

资料来源: 本文整理

在 $m-cr-l$ 的 PVAR 模型中: ①图 3(a) 显示, 货币政策不确定性(m) 的一个标准差的冲击, 对企业资本结构(l) 带来显著的负向影响, 初步验证研究假设 H_1 ; ②图 3(b) 表示货币政策不确定性(m) 的一个标准差冲击会给银行信贷规模(cr) 带来长期的负向影响; ③图 3(c) 显示, 在给银行信贷规模(cr) 一个标准差冲击后, 企业资本结构(l) 会受到长期的正向影响, 即银行信贷规模的上升会对企业资本结构产生正向影响, 初步验证了研究假设 H_{2a} 。在 $m-lr-l$ 的 PVAR 模型中: ①图 3(d) 表明, 在给货币政策不确定性(m) 一个标准差的冲击之后, 企业资本结构(l) 会受到短期的负向影响^②, 初步支持了研究假设 H_1 ; ②图 3(e) 显示, 货币政策不确定性(m) 一个标准差的冲击会对对贷款利率(lr) 产生长期的正向影响, 表明货币政策不确定性增加促使银行提高信贷利率水平; ③图 3(f) 显示, 在给贷款利率(lr) 一个单位的冲击后, 企业资本结构(l) 在短期内受到负向影响^③, 表明银行信贷利率的上升会在短期内对企业资本结构产生负向影响, 初步验证了研究假设 H_{2b} 。

① 与此同时, 本文注意到, 表 1 显示出这样两个结果: (1) “ cr/lr 不是 m 的格兰杰因”的原假设显著被拒绝, 表明 cr/lr 是 m 的格兰杰因, 这说明银行信贷规模和银行贷款利率也能在一定程度上反向影响货币政策不确定性, 其可能原因是, 银行信贷规模以及银行贷款利率的过高或过低都会引起货币政策制定者更多的关注, 继而通过调整货币政策来加以调控引导; (2) “ l 不是 cr 的格兰杰因”的原假设在 5% 的水平上被拒绝, 和“ l 不是 lr 的格兰杰因”的原假设在 1% 的水平上被拒绝, 表明 l 是 cr/lr 的格兰杰因, 说明企业资本结构也能在一定程度上影响银行信贷规模/银行贷款利率, 其原因可能在于资本结构影响企业偿债能力和偿债风险, 是银行信贷决策所考量的重要财务指标。本文致力于为货币政策不确定性影响银行信贷继而企业资本结构动态调整提供一种逻辑解释, 对于上述双向因果关系所致的内生性问题, 本文在后续的实证分析部分采用广义矩估计加以处理。

② 在第 2 期以后的长期范围内, 0 轴几乎全都被包括在 5% ~ 95% 的置信区间之内, 表明 m 对 l 的长期影响较小, 在结论分析中可以忽略。更重要的是, 根据 Friedman(1968)^[43], 货币政策的局限性决定了对其实效用的考察应着眼于短期。

③ 在第 2 期以后的长期范围内, 0 轴几乎全都被包括在 5% ~ 95% 的置信区间之内, 表明 lr 对 l 的长期影响较小, 在结论分析中可以忽略。况且, 货币政策的效果一般从短期内加以考察。

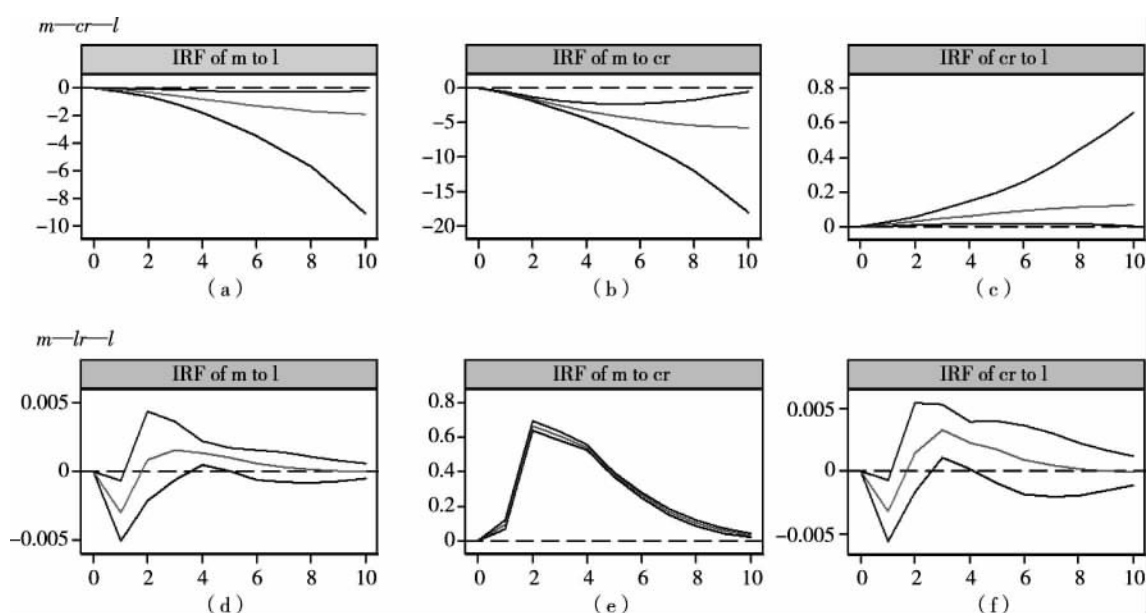


图3 正交化脉冲响应图

注: 执行 200 次迭代的蒙特卡洛模拟每一侧误差为 5%

资料来源: 本文绘制

综上,基于 2000—2017 年中国经济金融现实的刻画表明,货币政策不确定性程度的上升会引起银行信贷规模相对紧缩及银行信贷利率的相对上扬,进而影响企业的资本结构及其调整行为。接下来,本文将运用 Baron 和 Kenny(1986)^[40] 提出的因果步骤法^①,对研究假设做进一步检验。

三、研究设计与实证检验

1. 模型设定与数据来源

参照 Flannery 和 Rangan(2006)^[41]、Huang 和 Ritter(2009)^[42] 等的做法,本文采用部分调整模型^②描述资本结构的动态调整过程。

$$l_{i,t} - l_{i,t-1} = v_{i,t}(l_{i,t}^* - l_{i,t-1}) \quad (8)$$

其中, $l_{i,t}$ 、 $l_{i,t}^*$ 、 $v_{i,t}$ 分别为企业 i 在 t 期的资本结构、目标资本结构和资本结构调整速度。 $l_{i,t}$ 以企业总负债占总资产之比^③为代理变量; $l_{i,t}^*$ 通过线性函数拟合得到。具体如式(9)所示:

$$l_{i,t}^* = \alpha C_{i,t} + \beta M_t + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

其中, $C_{i,t}$ 为涵盖企业 i 在 t 期的有形资产率(f)、资产流动性(li)、总资产收益率(pr)、融资约

① 因果步骤法的原理是:①将自变量对因变量回归,回归系数显著则证明主效应存在;②将自变量对中介变量回归,回归系数显著即证明存在自变量对中介变量的影响;③将自变量、中介变量同时对因变量进行回归,中介变量系数应当显著,自变量系数不显著或者变小。同时满足上述三个条件即存在中介效应。

② 由于调整成本的存在,企业的实际资本结构和最优水平之间的偏离不能立刻消除,可能需要一个较长的时期,这个时期内企业资本结构的偏离只能部分被纠正,因此这个期间资本结构的调整只能是部分调整,实际资本结构不能迅速地完全地达到最优水平。部分调整模型能够全面真实地反映企业资本结构动态调整的基本原理,在研究中得到了广泛的应用。

③ 关于资本结构的测度,已有文献主要采用有息负债和负债总额占总资产的比例两种形式来表示,前者主要衡量了公司有息债务增加而产生的主动负债,而后者还考虑了因公司应付账款增加而带来的被动负债(刘贯春等,2019)^[45]。故参照姜付秀和黄继承(2011)^[32]、王朝阳等(2018)^[46] 的做法,采用总负债占总资产的比例作为资本结构的代理变量。

束程度(fc)等财务特征及行业杠杆中值(me)、按年度行业测算的 ROA 的标准差(sd)等行业特征指标; M_t 为企业家信心指数(ee),作为第 t 期的宏观代理变量。

将式(9)代入式(8),整理可得:

$$l_{i,t} = (1 - v_{i,t}) l_{i,t-1} + \alpha C_{i,t} + \beta M_t + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

根据图 2 所示之作用路径图,本文基于银行信贷规模(cr)和信贷利率(lr)两个观察视角,分别建立两组资本结构动态调整的扩展模型,对研究假设进行验证。

(1) 扩展模型①——银行信贷规模视角($m - cr - v$)。参照盛明泉等(2012)^[44],为考察货币政策不确定性(m)对企业资本结构调整速度的影响,本文将调整速度 v' 表示为 $v' = v - \delta m$,代入式(10),得到式(11)。

$$l_{i,t} = (1 - v_{i,t}) l_{i,t-1} + \delta m \times l_{i,t-1} + \alpha C_{i,t} + \beta M_t + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

其中, $m \times l_{i,t-1}$ 系数的相反数 $-\delta$ 即可表征货币政策不确定性对企业资本结构调整速度的影响及其在中介效应因果步骤检验中的总效应。同理,将调整速度 v' 表示为 $v' = v - \lambda cr$,代入式(10),得到式(12),探索银行信贷规模(cr)对资本结构调整速度(v)的影响。

$$l_{i,t} = (1 - v_{i,t}) l_{i,t-1} + \lambda cr \times l_{i,t-1} + \alpha C_{i,t} + \beta M_t + \varepsilon_{i,t} \quad (12)$$

其中, $cr \times l_{i,t-1}$ 系数的相反数 $-\lambda$,反映的是企业资本结构调整速度所受到的银行信贷规模的影响。

进一步地,将调整速度 v' 表示为 $v' = v - \delta m - \lambda cr$,代入式(10),得到式(13),用以检验中介变量 cr 对因变量 v 的作用。

$$l_{i,t} = (1 - v_{i,t}) l_{i,t-1} + \delta m \times l_{i,t-1} + \lambda cr \times l_{i,t-1} + \alpha C_{i,t} + \beta M_t + \varepsilon_{i,t} \quad (13)$$

根据 Baron 和 Kenny(1986)^[40],测算出式(13)中的系数 δ 及 λ ,即可得到自变量 m 对因变量 v 的作用系数 $-\delta$ 、中介变量 cr 对因变量 v 的作用系数 $-\lambda$,从而能够检验银行信贷规模(cr)在货币政策不确定性影响资本结构调整速度过程中的中介效应。

(2) 扩展模型②——银行信贷利率视角($m - lr - v$)。同前述步骤,将调整速度 v' 表示为 $v' = v - \gamma lr$,代入式(10),得到式(14),可考察银行信贷利率(lr)对企业资本结构调整速度的影响。

$$l_{i,t} = (1 - v_{i,t}) l_{i,t-1} + \gamma lr \times l_{i,t-1} + \alpha C_{i,t} + \beta M_t + \varepsilon_{i,t} \quad (14)$$

为进一步检验中介变量 lr 对因变量 v 的效应,本文将调整速度 v' 表示为 $v' = v - \delta m - \gamma lr$,代入式(10),得到式(15)。

$$l_{i,t} = (1 - v_{i,t}) l_{i,t-1} + \delta m \times l_{i,t-1} + \gamma lr \times l_{i,t-1} + \alpha C_{i,t} + \beta M_t + \varepsilon_{i,t} \quad (15)$$

其中, $lr \times l_{i,t-1}$ 系数的相反数 $-\gamma$ 表征的是企业资本结构调整速度所受到的银行信贷利率的影响。测算出式(15)中的系数 δ 及 γ ,即可得到自变量 m 对因变量 v 的作用系数 $-\delta$ 、中介变量 lr 对因变量 v 的作用系数 $-\gamma$,从而能够检验银行信贷利率(lr)在货币政策不确定性影响资本结构调整速度过程中的中介效应。

本文以 2000—2017 年非金融类 A 股上市公司为研究样本,数据类型为年度数据。关键变量货币政策不确定性(m)、银行信贷规模(cr)与银行信贷利率(lr)^①的数据来源前文均已交待,此处不再赘述,其他变量数据均来源于万得(wind)数据库中上市公司的历年合并财务报表。为了保证实证分析的可行性和有效性,参考 Faulkender 等(2012)^[37],本文剔除了关键变量缺失、关键指标值异常、观测值个数少于 5 的样本及 * ST 公司样本,为减少离群值的影响,本文还剔除了关键指标极端值,并使用 winsorize 对变量进行 1% 分位和 99% 分位的缩尾处理。

① 由于 wind 数据库中金融机构贷款加权平均利率只有 8 年数据,因此本文选用剔除通货膨胀(贷款加权平均利率 - 通货膨胀率)的 3~5 年贷款基准利率作为此处实证的 lr 指标。

2. 实证分析

(1) 描述性统计与相关分析。描述性统计分析结果如表 2 所示,其中,货币政策不确定性、银行信贷规模与银行信贷利率为宏观层面的年度数据,故均只有 18 个样本量。

表 2 变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
企业杠杆(l)	41637	0.458	0.208	0.055	1.017
货币政策不确定性(m)	18	1.129	0.589	0.081	1.968
银行信贷规模(cr)	18	0.156	0.049	0.060	0.317
银行信贷利率(lr)	18	0.034	0.014	0.012	0.065
有形资产率(f)	40691	0.242	0.172	0.003	0.744
盈利能力(pr)	41637	0.056	0.072	-0.216	0.298
流动性(li)	41636	0.580	0.212	0.089	0.972
融资约束(fc)	41637	3.408	1.533	-0.342	9.179
行业杠杆中值(me)	41637	0.457	0.107	0.250	0.694
收益波动率(sd)	41532	0.098	0.113	0.024	0.847
企业家信心指数(ee)	41637	0.994	0.028	0.943	1.033

资料来源: 本文整理

总体而言,除有形资产(f)以及流动性(li)因存在互补关系而相关系数较高外,其余变量相关系数(如表 3 所示)均小于 0.5,加之方差膨胀因子(如表 4 所示)均值非常小,故可排除多重共线性的影响。

表 3 变量相关系数

变量	m	cr	lr	f	pr	li	fc	me	sd	ee
m	1.000									
cr	-0.460	1.000								
lr	0.234	-0.379	1.000							
f	-0.134	0.012	0.045	1.000						
pr	0.062	0.079	-0.034	-0.146	1.000					
li	0.074	0.020	-0.016	-0.745	0.223	1.000				
fc	0.082	-0.069	-0.062	0.107	-0.236	-0.223	1.000			
me	-0.248	0.116	0.015	0.072	-0.197	-0.052	0.192	1.000		
sd	-0.130	0.079	0.093	-0.047	0.000	0.071	-0.105	0.071	1.000	
ee	-0.040	-0.145	-0.218	-0.002	0.029	0.017	0.000	0.088	0.012	1.000

资料来源: 本文整理

表 4 方差膨胀因子检验

变量	<i>lr</i>	<i>li</i>	<i>f</i>	<i>cr</i>	<i>ee</i>	<i>fc</i>	<i>me</i>	<i>pr</i>	<i>sd</i>	Mean VIF
VIF	2.41	2.29	1.35	1.34	1.16	1.16	1.14	1.13	1.05	1.450
1/VIF	0.415	0.437	0.742	0.747	0.860	0.866	0.879	0.886	0.957	

资料来源: 本文整理

(2) 回归分析。扩展模型($m - cr - v$ 和 $m - lr - v$) 中均包含被解释变量 l 的一阶滞后项, 加之本文采用的数据是 n 大 T 小的短面板, 因其大样本性质建立在给定时间维度 T 的情况下, 让横截面维度 n 趋于无穷, 且模型可能因遗漏变量等问题导致内生性问题, 故参考张卫东 (2007)^[47]、龚朴和张兆芹 (2014)^[48] 的做法, 采用广义矩估计 (GMM) 进行实证检验, 且将除公司特征以外的控制变量的二阶滞后项作为工具变量加入回归 (Drobetz 等, 2007)^[49]。结果如表 5 所示:

表 5 扩展的资本结构动态调整 $m - cr - v/m - lr - v$ 模型的参数估计

变量	$m - v$	$m - cr - v$		$m - lr - v$	
	(1) l	(2) l	(3) l	(4) l	(5) l
l_{-1}	0.785 *** (191.382)	0.805 *** (180.805)	0.803 *** (151.000)	0.786 *** (197.284)	0.784 *** (189.283)
$m \times l_{-1}$	0.011 *** (8.187)		0.009 *** (5.835)		0.008 *** (5.221)
$cr \times l_{-1}$		-0.093 *** (-6.154)	-0.054 *** (-3.262)		
$lr \times l_{-1}$				0.429 *** (7.447)	0.321 *** (5.332)
f	-0.033 *** (-4.159)	-0.040 *** (-4.948)	-0.036 *** (-4.533)	-0.044 *** (-5.601)	-0.037 *** (-4.735)
pr	-0.320 *** (-27.640)	-0.304 *** (-25.550)	-0.319 *** (-27.599)	-0.309 *** (-26.397)	-0.320 *** (-27.954)
li	-0.125 *** (-16.885)	-0.126 *** (-16.882)	-0.125 *** (-17.115)	-0.128 *** (-17.777)	-0.125 *** (-17.101)
fc	-0.002 *** (-3.438)	-0.002 *** (-2.844)	-0.002 *** (-3.246)	-0.000 (-0.389)	-0.001 ** (-2.043)
me	0.229 *** (26.081)	0.220 *** (25.659)	0.227 *** (26.432)	0.211 *** (25.217)	0.223 *** (25.567)
sd	0.010 ** (2.459)	0.009 ** (2.264)	0.009 ** (2.180)	0.003 (0.810)	0.005 (1.237)

续表 5

变量	$m-v$	$m-cr-v$		$m-lr-v$	
	(1) l	(2) l	(3) l	(4) l	(5) l
ee	-0.051*** (-3.844)	-0.069*** (-5.122)	-0.063*** (-4.623)	-0.043*** (-3.177)	-0.040*** (-3.012)
$_{-cons}$	0.139*** (9.629)	0.164*** (11.186)	0.149*** (10.150)	0.134*** (9.154)	0.126*** (8.777)
AR(1)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR(2)	0.829	0.833	0.819	0.723	0.741
N	38149	38149	38149	38149	38149

注:***、**、* 分别表示参数的估计值在 1%、5%、10% 的统计水平上显著;括号内的数值为 t 统计值

资料来源:本文整理。

由表 5 可知:①货币政策不确定性越高,越不利于企业资本结构动态调整。模型(1)表明,货币政策不确定性负向影响资本结构调整速度(系数为 -0.011),说明货币政策不确定性程度上升会阻碍企业资本结构动态调整,支持了研究假设 H_1 ,表明货币政策作为“预期管理的艺术”(Woodford, 2003)^[50],其前瞻性指引的有效发挥依赖于公众对央行政策的理解和信任程度,而这显然受到货币政策不确定性上升的负面影响。货币政策传导的预期效应已经证实,公众往往根据货币政策工具的变化来研判经济形势,货币政策不确定性的上升所导致的企业预期不稳定会直接影响到企业经营管理行为,阻碍其资本结构动态调整。

②银行信贷规模越大,越有利于企业资本结构动态调整。模型(2)显示, $cr \times l_{-1}$ 的系数在 1% 的水平上显著为负,值为 -0.093 ,即银行信贷规模对资本结构调整速度的影响系数为 0.093 ,说明银行信贷规模越大,企业的资本结构调整速度越快,进一步支持了研究假设 H_{2a} 。这不仅与长期以来银行信贷作为企业最重要的资金来源①、多层次资本市场的发展亟待推进有关,也印证了 Shen 等(2015)^[35]对中国企业资本结构的观察——正是信贷可得性的差异,导致了企业杠杆率变化的差异。模型(3)中, $m \times l_{-1}$ 的系数 δ 与 $cr \times l_{-1}$ 的系数 λ 分别为 0.009 和 -0.054 ,即货币政策不确定性、银行信贷规模对资本结构调整速度的影响系数为 -0.009 与 0.054 ,表明货币政策不确定性的上升削弱了银行提供信贷的意愿,企业的资本结构调整成本因此增大,从而导致企业资本结构调整速度放缓。

③银行信贷利率越高,企业资本结构调整速度越慢。模型(4)中, $lr \times l_{-1}$ 的系数为 0.429 ,在 1% 的水平上显著为正,即银行信贷利率对资本结构调整速度的影响系数为 -0.429 ,支持研究假设 H_{2b} 。与模型(3)相比,信贷利率对企业资本结构调整速度的影响大于信贷规模的影响,其可能原因是贷款利率在很大程度上决定了企业向银行贷款的融资成本,而企业负债是为了扩大再生产及持续经营,若贷款项目收益率低于银行贷款利率,则企业将缺乏举债的动机;另一方面,在经济转型过程中,随着企业经营成本上升、利润率下降,也势必提高企业对贷款利率的敏感度②。模型(5)

① 尽管由于数据可得性的限制,本文选取的样本企业为上市公司,然而,Shen 等(2015)^[35]发现,中国大型企业更依赖于银行融资,银行贷款是其最重要的外部融资来源。

② 时任工业和信息化部规划司司长罗文在 2017 年 4 月接受《学习时报》采访时指出,“工业行业平均利润率在 6% 左右”,且“中国劳动力、原材料、土地等要素成本快速攀升,在很大程度上增加了制造企业的生产成本”^[55]。

中, $m \times l_{-1}$ 的系数 δ 与 $lr \times l_{-1}$ 的系数 γ 分别为 0.008 和 0.321, 说明在考虑银行信贷规模中介效应的作用下, 货币政策不确定性以及银行信贷利率对资本结构调整速度的影响系数分别为 -0.008 与 -0.321 。

④货币政策不确定性经由银行信贷渠道影响企业资本结构动态调整, 具体表现为两个方面: 第一, 银行信贷规模是货币政策不确定性影响企业资本结构动态调整的中介变量。根据 Baron 和 Kenny(1986)^[40], 引入中介变量银行信贷规模(cr)后, 货币政策不确定性(m)对资本结构调整速度(v)的影响系数绝对值由 0.011 下降为 0.009; 引入自变量货币政策不确定性(m)后, 中介变量银行信贷规模(cr)系数绝对值从 0.093 下降至 0.054。结合前文脉冲响应分析中货币政策不确定性(m)负向影响银行信贷规模(cr)的结论^①, 可确认银行信贷规模在货币政策不确定性-企业资本结构调整速度这一因果关系中发挥中介作用。第二, 银行信贷利率是货币政策不确定性影响企业资本结构动态调整的中介变量, 其依据是: 引入银行信贷利率(lr)作为中介变量之后, m 对资本结构调整速度(v)的影响系数绝对值从 0.011 下降为 0.008; 引入自变量货币政策不确定性(m)后, 中介变量银行信贷利率(lr)的系数绝对值从 0.429 下降为 0.321。由此可知, 银行信贷利率在货币政策波动引致的不确定性与企业资本结构调整速度之间扮演着中介的角色。因此, 本文的研究假设 H_2 得到证明。

上述研究发现与 Taylor(2017)^[51]、Cochrane(2018)^[52]对非常规货币政策的质疑是契合的, 全球金融危机之后“大衰退”很大程度上与各国央行表现出越来越明显的相机抉择倾向相关, 呼应了徐忠等(2018)^[53]关于“只有明显降低短期利率的波动性, 商业银行才有意愿使用某种短期利率作为定价基础”的论断。换言之, 货币政策不确定性的下降, 可在一定程度上增强投资、消费对利率的敏感性, 有助于畅通货币政策传导。

3. 稳健性检验

(1) 将基于价格型货币政策计算的货币政策不确定性指数替换为基于数量型货币政策计算的货币政策不确定性指数。货币政策不确定性来源于货币供给和需求的变动(Kaminska 和 Roberts-Sklar, 2018)^[19], 货币供应波动可用于描述货币政策立场(Huang, 2016)^[9], 加之中国货币政策中介目标框架正处于由数量型向价格型转变的过程中, 所以本文在稳健性检验中采用货币供应量增长的时变波动指标衡量货币政策不确定性程度。以 M2 增长率衡量货币政策立场(Jordà 和 Salyer, 2003^[6]; 苏桂芳和胡日东, 2010^[54]), 并使用 SV 模型基于月度数据测算货币政策不确定性指标 $mm2$, 再纳入回归。检验结果(如表 6 所示)支持了此前的实证研究结论。

表 6 资本结构调整速度回归: 基于 M2 增长率测算 m

变量	(1) l	(2) l	(3) l	(4) l	(5) l
l_{-1}	0.967 *** (34.156)	0.805 *** (180.805)	0.957 *** (25.228)	0.786 *** (197.284)	0.940 *** (32.429)
$mm2 \times l_{-1}$	-0.024 *** (-6.307)		-0.019 *** (-3.568)		-0.020 *** (-5.170)

① 前文格兰杰因果检验及脉冲响应分析已得到 m 能够负向影响 cr 的结论, 验证了因果步骤法的“自变量影响中介变量”的条件, 故此处不再用回归分析进行验证, 下同。

续表 6

变量	(1) <i>l</i>	(2) <i>l</i>	(3) <i>l</i>	(4) <i>l</i>	(5) <i>l</i>
$cr \times l_{-1}$		-0.093*** (-6.154)	-0.039* (-1.717)		
$lr \times l_{-1}$				0.429*** (7.447)	0.364*** (6.238)
<i>control</i>	YES	YES	YES	YES	YES
AR(1)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR(2)	0.834	0.833	0.795	0.723	0.740
N	38149	38149	38149	38149	38149

注:***、**、* 分别表示参数的估计值在 1%、5%、10% 的统计水平上显著;括号内的数值为 t 统计值

资料来源: 本文整理

(2) 考虑到货币政策传导过程中可能存在时滞效应,本文取滞后一期的货币政策不确定性 lm , 替换当期的货币政策不确定性,重新进行拟合回归,结果如表 7 所示。自变量与中介变量的显著性并没有发生改变,说明即便在商业银行将政策利率向贷款利率传导的机制尚不畅通的情况下(陈周阳,2018)^[56],货币政策不确定性经由银行信贷渠道影响企业资本结构调整的因果关系仍然稳健有效。

以上稳健性检验结果支持了本文所提出的研究假设,呼应了 Mishkin (2009)^[57]、Bindseil (2014)^[58] 提出的观点,即平稳可控是货币政策工具和操作目标选择的重要标准之一。正如弗里德曼(2016)^[59] 所说,“核心问题不是要去构建一个高度灵敏的工具用以不断抵消由其他因素所引致的不稳定,而是要去防止货币安排自身成为导致不稳定的首要源头”“消除货币政策的不稳定性和不确定性的风险远比保持货币政策的灵活性要紧迫得多”。

表 7 资本结构调整速度回归:取 m 滞后一期值

变量	(1) <i>l</i>	(2) <i>l</i>	(3) <i>l</i>	(4) <i>l</i>	(5) <i>l</i>
l_{-1}	0.783*** (175.690)	0.805*** (180.805)	0.800*** (155.112)	0.786*** (197.284)	0.783*** (178.857)
$lm \times l_{-1}$	0.016*** (7.846)		0.014*** (7.707)		0.011*** (5.638)
$cr \times l_{-1}$		-0.093*** (-6.154)	-0.068*** (-4.390)		
$lr \times l_{-1}$				0.429*** (7.447)	0.302*** (5.071)
<i>control</i>	YES	YES	YES	YES	YES
AR(1)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR(2)	0.764	0.833	0.766	0.723	0.730
N	38149	38149	38149	38149	38149

注:***、**、* 分别表示参数的估计值在 1%、5%、10% 的统计水平上显著;括号内的数值为 t 统计值

资料来源: 本文整理

四、结论与启示

中国经济步入以高质量发展为诉求的新时代,洞悉货币政策赖以运行的微观基础,是进一步疏通货币政策传导机制、增强服务实体经济能力的关键。在此背景下,本文运用随机波动模型刻画十余年来中国货币政策不确定性的发展,建构了货币政策不确定性经由银行信贷渠道作用于微观企业资本结构动态调整的逻辑分析框架,并应用面板向量自回归模型描绘了中国经济金融对应的典型事实,在此基础上,以 2000—2017 年中国沪深两市非金融类上市公司的年度数据为实证研究样本加以检验。研究表明,货币政策不确定性通过真实期权及不作为渠道、信息不对称渠道影响银行信贷利率及信贷规模,继而影响微观企业资本结构动态调整。当货币政策不确定性上升时,银行往往倾向于推迟或者谨慎放贷,提高审贷标准及利率水平,从而加大了企业资本结构调整成本,降低了其资本结构调整速度。

上述研究结论响应了 Friedman(1968)^[43]对货币政策应当如何操作所提出的第二个要求——货币当局要避免货币政策的急剧变动,因为稳定的货币政策“有利于进取心、独创精神、创造力、克勤克俭等基本要素的有效运转,而这些基本要素正是经济增长的真正源泉”。因而,保持货币政策的稳健性,对于进一步疏通货币政策传导机制、增强服务实体经济能力具有重要意义:第一,充分重视货币政策的不确定性经由银行信贷渠道传导对实体经济产生的负面影响,切实做到“坚定执行稳健的货币政策”。本文的研究结果显示,货币政策波动的加剧往往伴随着银行信贷增长的相对减弱及企业贷款成本的相对增加,继而对企业资本结构的动态调整构成了负面阻滞。因而,货币政策当局应避免在贯彻“货币匹配经济”这一稳健中性货币政策的核心逻辑的同时,因政策变动过频而使货币政策陷入“推绳子(push on a string)”^①的境地。第二,注重货币政策的稳定性和连贯性,提高货币政策的透明度和前瞻性指引能力,充分发挥降低货币政策的不确定性在缓解银行信贷供给端的约束、促进“稳杠杆”中的积极作用。当下迫切任务之一,是在推动市场利率和贷款基准利率(LPR)“两轨合一轨”的进程中,进一步完善利率走廊操作框架,提升其透明度、可信度,结合日常的公开市场操作,有效开展利率引导、稳定市场预期,为宏观经济的转型升级营造平稳政策环境。

本文主要不足之处在于:尽管近期越来越多的研究证实了中国货币政策利率传导渠道的有效性(Chen 等,2017)^[60],使用高频数据描绘货币政策波动亦可有效分离货币政策的预期与不确定成分(Kamber 和 Mohanty,2018)^[16],但使用 R007 测算的货币政策不确定性指数显然难以概括货币政策不确定性的全貌,加之囿于数据可得性,本文考察区间相对较短,未来仍有必要在完善货币政策不确定性刻画方法及拓延分析区间的基础上将研究做更为深入的推进。

参考文献

- [1] Kurov, A., and R. Stan. Monetary Policy Uncertainty and the Market Reaction to Macroeconomic News [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2018, (86): 127 - 142.
- [2] Greenspan, A. Monetary Policy under Uncertainty [EB/OL]. At a Symposium Sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas City, Jackson Hole, Wyoming, 2003 - 08 - 29. <https://www.federalreserve.gov/boarddocs/speeches/2003/20030829/default.htm>.
- [3] Shibamoto, M., and M. Tachibana. The Effect of Unconventional Monetary Policy on the Macro Economy: Evidence from Japan's Quantitative Easing Policy Period [R]. Discussion Paper Series DP2013 - 12, Research Institute for Economics & Business Administration,

① “推绳子(push on a string)”是货币政策限制和中央银行无能为力的隐喻。货币政策有时只能在一个方向上发挥作用,因为企业和家庭如果不愿意就不会被迫花钱。如果银行认为放贷风险太大而且私营部门因经济不确定性想要储蓄更多,那么增加货币基数和银行储备将不会对刺激经济产生效果。Varian(2003)^[61]曾援引凯恩斯这一说法。

Kobe University,2013.

- [4] Talk,M. Negative Interest Rates: Have They Backfired Already? [N]. The Wall Street Journal,2016 -08 -09.
- [5] 马骏,管涛. 利率市场化与货币政策框架转型 [M]. 北京: 中国金融出版社,2018.
- [6] Jordà,O. ,and K. D. Salyer. The Response of Term Rates to Monetary Policy Uncertainty [J]. Review of Economic Dynamics,2003 , 6,(4) :941 -962.
- [7] Sinha,A. Monetary Policy Uncertainty and Investor Expectations [J]. Journal of Macroeconomics,2016,(47) :188 -199.
- [8] Herro,N. ,and J. Murray. Dynamics of Monetary Policy Uncertainty and the Impact on the Macroeconomy [J]. Economics Bulletin, 2011,33,(1) :257 -270.
- [9] Huang,S. Essays on Measuring Monetary Policy Uncertainty and Forecasting Business Cycle [D]. PhD Dissertation,University of Kansas,2016.
- [10] Albulescu,C. T. ,and A. M. Ionescu. The Long-run Impact of Monetary Policy Uncertainty and Banking Stability on Inward FDI in EU Countries [J]. Research in International Business and Finance,2018,(45) :72 -81.
- [11] De Pooter,M. ,G. Favara,M. Modugno,and J. Wu. Monetary Policy Uncertainty and Monetary Policy Surprises [R]. Finance and Economics Discussion Series 2020 -032,Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System, March 2020,https://doi.org/10.17016/FEDS.2020.032.
- [12] Bordo,M. D. ,J. V. Duca,and C. Koch. Economic Policy Uncertainty and the Credit Channel: Aggregate and Bank Level U. S. Evidence Over Several Decades [J]. Journal of Financial Stability,2016,(26) :90 -106.
- [13] Creal,D. D. ,and J. C. Wu. Monetary Policy Uncertainty and Economic Fluctuations [J]. International Economic Review,2017, 58,(4) :1317 -1354.
- [14] Romer,C. D. ,and Romer,D. H. A New Measure of Monetary Shocks: Derivation and Implications [J]. American Economic Review,2004,4,(4) :1055 -1084.
- [15] Gerko,E. ,and H. L. Rey. Monetary Policy in the Capitals of Capital [J]. Journal of the European Economic Association,2017,15, (4) :721 -745.
- [16] Kamber,G. ,and M. Mohanty. Do Interest Rates Play a Major Role in Monetary Policy Transmission in China? [R]. BIS Working Paper, No 714,2018.
- [17] 张世英,樊智,郭名媛. 协整理论与波动模型: 金融时间序列分析及应用 [M]. 北京: 清华大学出版社,2014.
- [18] 李丹丹. 解读国务院金融稳定发展委员会第二次会议: 打通货币政策传导机制被摆至更突出位置 [N]. 上海证券报,2018 -08 -03.
- [19] Kaminska,I. ,and M. Roberts-Sklar. Volatility in Equity Markets and Monetary Policy Uncertainty [J]. Journal of Empirical Finance,2018,(45) :68 -83.
- [20] Jacquier,E. ,N. G. Polson,and P. E. Rossi. Bayesian Analysis of Stochastic Volatility Models with Fat-Tails and Correlated Errors [J]. Journal of Econometrics,2004,122,(1) :185 -212.
- [21] Meyer,R. ,and J. Yu. BUGS for a Bayesian Analysis of Stochastic Volatility Models [J]. Econometrics Journal,2000,3,(2) :198 -215.
- [22] 陈果静,易纲. 实施好稳健的货币政策 提高金融体系服务实体经济能力 [N]. 经济日报,2019 -01 -09.
- [23] Dixit,A. K. ,and R. S. Pindyck. Investment under Uncertainty [M]. Princeton University Press,1994.
- [24] Alessandri,P. ,and M. Bottero. Bank Lending in Uncertain Times [R]. Temi di discussione (Economic Working Papers) 1109, Bank of Italy,Economic Research and International Relations Area,2017.
- [25] Stokey,N. L. The Economics of Inaction: Stochastic Control Models with Fired Costs [M]. Princeton University Press,2008.
- [26] Nakamura,E. ,and J. Steinsson. High Frequency Identification of Monetary Non-Neutrality: The Information Effect [J]. Quarterly Journal of Economics,2018,133,(3) :1283 -1330.
- [27] Baum,C. F. ,M. Caglayan,and N. Ozkan. The Second Moments Matter: The Impact of Macroeconomic Uncertainty on the Allocation of Loanable Funds [J]. Economics Letters,2009,102,(2) :87 -89.
- [28] 邱兆祥,刘远亮. 宏观经济不确定性与银行资产组合行为: 1995—2009 [J]. 北京: 金融研究,2010,(11) :34 -44.
- [29] Allen F. ,and D. Gale. Optimal Financial Crises [J]. Journal of Finance,1998,53,(4) :1245 -1284.
- [30] 张琳,廉永辉,辛兵海. 宏观经济不确定性、银行异质性和信贷供给 [J]. 西安: 当代经济科学,2015,(4) :60 -71.
- [31] Frydenberg,S. ,and H. Baker,and G. Martin. Capital Structure and Corporate Financing Decisions: Theory, Evidence, and Practice [M]. New Jersey: John Wiley & Sons Inc,2011.
- [32] 姜付秀,黄继承. 市场化进程与资本结构动态调整 [J]. 北京: 管理世界,2011,(3) :124 -134.

- [33] Graham, J. R. , and M. T. Leary. A Review of Empirical Capital Structure Research and Directions for the Future [J]. Annual Review of Financial Economics, 2011, 3, (1) : 309 – 345.
- [34] Kahle, K. M. , and R. M. Stulz. Access to Capital, Investment, and the Financial Crisis [J]. Journal of Financial Economics, 2013, 110, (2) : 280 – 299.
- [35] Shen, J. , M. Firth, and W. P. H. Poon. Bank Loan Supply and Corporate Capital Structure: Recent Evidence from China [C]. Paper presented at Journal of Law, Finance, and Accounting (JLFA) 2015 International Conference, Hong Kong, 2015 – 06 – 02. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2547860.
- [36] Bergbrant, M. C. , D. Bradley, and D. M. Hunter. Does Bank Loan Supply Affect the Supply of Equity Capital? Evidence from New Share Issuance and Withdrawal [J]. Journal of Financial Intermediation, 2017, (29) : 32 – 45.
- [37] Faulkender, M. , M. J. Flannery, K. W. Hankins, and J. Smith. Cash Flows and Leverage Adjustments [J]. Journal of Financial Economics, 2012, 103, (3) : 632 – 646.
- [38] Lockhart, G. B. Cr Lines, Cash Holdings, and Capital Structure [D]. PhD Dissertation, University of Florida, 2009.
- [39] Öztekin, Ö. , and M. J. Flannery. Institutional Determinants of Capital Structure Adjustment Speeds [J]. Journal of Financial Economics, 2012, (103) : 88 – 112.
- [40] Baron, R. M. , and D. A. Kenny. The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations [J]. Journal of Personality and Social Psychology, 1986, 51, (6) : 1173 – 1182.
- [41] Flannery, M. J. , and K. P. Rangan. Partial Adjustment Toward Target Capital Structures [J]. Journal of Financial Economics, 2006, 79, (3) : 469 – 506.
- [42] Huang, R. , and J. R. Ritter. Testing Theories of Capital Structure and Estimating the Speed of Adjustment [J]. Journal of Financial & Quantitative Analysis, 2009, 44, (2) : 237 – 271.
- [43] Friedman, M. The Role of Monetary Policy [J]. American Economic Review, 1968, 58, (1) : 1 – 17.
- [44] 盛明泉, 张敏, 马黎珺, 等. 国有产权、预算软约束与资本结构动态调整 [J]. 北京: 管理世界, 2012, (3) : 151 – 157.
- [45] 刘贯春, 刘媛媛, 闵敏. 经济金融化与资本结构动态调整 [J]. 天津: 管理科学学报, 2019, (3) : 71 – 89.
- [46] 王朝刚, 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 [J]. 北京: 中国工业经济, 2018, (12) : 134 – 151.
- [47] 张卫东. 线性模型中的 GMM 距离检验及其与 LR、LM 和 Wald 检验的关系 [J]. 北京: 数量经济技术经济研究, 2007, (9) : 157 – 160.
- [48] 龚朴, 张兆芹. 资本结构动态调整速度的异质性研究 [J]. 北京: 管理评论, 2014, (9) : 11 – 21.
- [49] Drobetz, W. , P. Pensa, and G. Wanzenried. Firm Characteristics, Economic Conditions and Capital Structure Adjustments [R]. Working Papers, Faculty of Business and Economics, University of Basel, 2007.
- [50] Woodford, M. Inflation Targeting and Optimal Monetary Policy [R]. Prepared for the Annual Economic Policy Conference, Federal Reserve Bank of St. Louis, 2003.
- [51] Taylor, J. B. Rules Versus Discretion: Assessing the Debate Over the Conduct of Monetary Policy [C]. NBER Working Paper No. 24149, National Bureau of Economic Research, 2017.
- [52] Cochrane, J. The Radical Implications of Stable Quiet Inflation at the Zero Bound [A]. in the Structural Foundation of Monetary Policy [M]. Bordo, M. , J. Cochrane, and A. Seru, (ed) , 89 – 104, Standard: Hoover Institution Press, 2018.
- [53] 徐忠, 纪敏, 牛慕鸿, 李宏瑾. 中国货币政策转型: 转轨路径与危机反思 [M]. 北京: 经济管理出版社, 2018.
- [54] 苏栳芳, 胡日东. 货币增长不确定性与通货膨胀不确定性——“波动溢出”假说与实证检验 [J]. 上海: 财经研究, 2010, (4) : 124 – 133.
- [55] 罗文, 刘志魁, 李兴浩. 实体经济转型升级的出路在何方 [N]. 学习时报, 2017 – 04 – 24.
- [56] 陈周阳. 马骏谈货币政策传导机制和结构性去杠杆 [N]. 金融时报, 2018 – 08 – 07.
- [57] Mishkin, F. S. The Economics of Money, Banking and Financial Markets [M]. Pearson Education and Addison-Wesley, 2009.
- [58] Bindseil, U. Monetary Policy Operations and the Financial System [M]. New York: Oxford University Press, 2014.
- [59] 米尔顿·弗里德曼. 货币稳定方案(第十版) [M]. 刘国晖, 王晗霞译. 北京: 中国人民大学出版社, 2016.
- [60] Chen, H. , K. Chow, and P. Tillmann. The Effectiveness of Monetary Policy in China: Evidence from a Qual VAR [J]. China Economic Review, 2017, (43) : 216 – 231.
- [61] Varian, H. R. Dealing with Deflation [N]. The New York Times, 2003 – 06 – 05.

Uncertainty in Monetary Policy, Banking Credit and the Dynamic Adjustment of Enterprises' Capital Structure

HE De-xu¹, ZHANG Xue-lan², WANG Chao-yang¹, BAO Hui-na³

(1. National Academy of Economic Strategy, Chinese Academy of Social Science, Beijing, 100028, China;

2. School of Finance, Zhongnan University of Economics & Law, Wuhan, Hubei, 430073, China;

3. China Nonferrous Metals Techno-Economic Research Institute, Beijing, 100080, China)

Abstract: No matter how clear and efficient the central bank's communication is, uncertainty always goes hand in hand with monetary policy. However, little is known and also rarely discussed on whether and how the monetary policy fluctuation affects the financing behavior as well as the decisions of micro-enterprises, especially the dynamic adjustment of the capital structure which determines the profitability and even the survivability of enterprises. In view of this, this paper takes the uncertainty caused by frequent monetary policy adjustment as the research object, and describes and examines whether and how it affects bank loan decision-making and then the dynamic adjustment of the micro-enterprise capital structure, with a view to further unblocking monetary policy transmission channels and improving the efficiency of financial system to serve the real economy.

This paper first uses a stochastic volatility model, based on the 7-day weighted average interest rate of the inter-bank repurchase agreement, to calculate China's monetary policy uncertainty index from 2000 to 2017. Secondly, based on the literature review, it clarifies the role of monetary policy uncertainty in affecting bank credit scale and interest rate and the speed of corporate capital structure adjustment, and outlines typical facts with panel data pulse response. And then, a framework is proposed that the uncertainty of monetary policy affects the loan rate and credit scale through real options, inaction channels, and information asymmetry channels, which in turn affects the dynamic adjustment of micro-enterprise capital structure. Specifically, the increased uncertainty caused by frequent changes in monetary policy will affect the bank's credit decisions, resulting in a decline in bank credit scale and an increase in bank loan rates, which in turn will increase the difficulty and cost of financing for enterprises. The inability of corporate financing to increase the cost of capital structure adjustment in a timely manner increases the fixed cost of capital structure adjustment, which in turn hinders the rebalancing of corporate capital structure and the speed of capital structure adjustment decreases accordingly. Then, based on the annual data of non-financial listed companies in Shanghai and Shenzhen, China, from 2000 to 2017, this paper uses a partial adjustment model to describe the dynamic adjustment process of the capital structure. Based on this, it empirically tests the above research hypothesis. The research results support the research hypothesis that the uncertainty of monetary policy affects the bank credit scale and interest rate and then the dynamic adjustment speed of corporate capital structure.

The research conclusions of this paper respond to Friedman (1968)'s second requirement on how monetary policy should operate—monetary authorities should always avoid sharp changes in monetary policy. Therefore, maintaining the stability of monetary policy is of great significance to further unblock the transmission mechanism of monetary policy and enhance the ability to serve the real economy: First, pay full attention to the negative impact of monetary policy uncertainty on the real economy through the transmission of bank credit channels to effectively implement the prudent monetary policy. Second, pay attention to the stability and coherence of monetary policy, improve the transparency and forward-looking guidance of monetary policy, and give full play to the positive role of reducing the uncertainty of monetary policy in easing the constraints on the credit supply side of the bank and promoting “stabilization of leverage”.

The main disadvantage of this paper is that the monetary policy uncertainty index measured using the 7-day weighted average interest rate of the inter-bank repurchase agreement is difficult to summarize the full picture of the uncertainty of monetary policy, coupled with the limited availability of data. It is still necessary to further advance the research on the basis of improving the method of characterizing the uncertainty of monetary policy and extending the analysis interval.

Key Words: uncertainty in monetary policy; bank lending; dynamic adjustment of capital structure; stochastic volatility

JEL Classification: E51, G21, G32

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2020.07.001

(责任编辑:张任之)