

中国货币政策不确定性与新企业进入*

——基于随机波动率区制转换模型的货币政策不确定性测算

黄实磊¹

摘要 货币政策不确定性代表了货币政策调整的潜在成本,本文基于广延边际效应视角,综合实物期权机制和金融摩擦机制考察货币政策不确定性对新企业进入的影响。本文基于随机波动率区制转换模型测算中国货币政策不确定性,并利用中国工业企业数据库测算城市-行业层面的新企业进入率。研究结果表明,货币政策不确定性显著降低了新企业进入率,实物期权机制和金融摩擦机制是货币政策不确定性抑制新企业进入的有效传导渠道。从实物期权机制来看,行业资产不可逆性和行业进入门槛分别加剧和减弱了货币政策不确定性的抑制作用;进一步,本文将风险感知视角引入实物期权机制,发现宏观经济环境改善能够缓解货币政策不确定性的抑制作用,感知不确定性加剧了货币政策不确定性的抑制作用。从金融摩擦机制来看,宏观信贷资源可得性和地区金融发展程度能够缓解货币政策不确定性的抑制效应;进一步,本文将企业所有制性质作为融资约束的划分依据,发现货币政策不确定性抑制新企业进入的作用对非国有企业更突出。研究结论对于理解货币政策不确定性的广延边际效应、防范化解重大风险和优化货币政策调控具有重要启示。

关键词 货币政策不确定性;新企业进入;实物期权;金融摩擦;感知不确定性

0 引言

货币政策是宏观调控的核心,而不确定性是货币政策的一个本质特征:不但纷繁复杂的经济形势增加了货币政策调控难度和客观不确定因素,而且中国货币政策本身具有明显的“相机而动”特征。例如,2011年到2015年,为了应对国内外复杂多变的经济形势,中央政府密集出台了多项货币政策措施,包括短期流动性调节工具、常备借贷便利、中期借贷便利、抵押补充贷款等(何德旭等,2020)。这种政策模式使得货币政策具有充分的灵活性,但也不利于经济主体对货币政策的预期,加剧货币政策不确定性,影响经济持续稳定健康发展(祝梓翔等,2020)。货币政策不确定性无疑会打击市场信心,导致企业和家庭增加预防性储蓄、减少投资和消费,银行放贷意愿减退(祝梓翔等,2020;周晔和王亚梅,

* 作者感谢2023年第一届全国应用经济学研究生30人论坛、2023年第一届经济政策评估论坛、2023年全国数量经济学博士生学术论坛参与者以及匿名审稿人的意见与建议。

¹ 黄实磊,安徽大学大数据与统计学院讲师,E-mail:25081@ahu.edu.cn.

2021)。2020年中国货币政策执行报告强调“稳健的货币政策要灵活精准、合理适度，坚持稳字当头，不急转弯，把握好政策时度效，处理好恢复和防范风险的关系，保持好货币政策空间的持续性”。因此，分析货币政策不确定性的经济影响对于防范化解重大风险、优化货币政策调控具有明显的政策意义。

货币政策不确定性代表了货币政策调控的潜在成本，评估货币政策不确定性及其经济后果已成为学界研究的一个热门话题(王立勇和王申令,2020;刘慧和张勇,2022)。值得注意的是，现有研究捕捉的多是政策不确定性对于在位企业生产和投资行为的集约边际的影响，并未体现政策不确定性对于企业进入和退出动态的广延边际的作用(Cui and Li, 2023; Fasani et al., 2023)。企业进入和退出动态是实现市场选择和推动创新与经济增长的微观基础(李坤望和蒋为,2015; Brandt et al., 2012)，部分学者也开始注意到，企业进入与退出动态是外部冲击影响宏观经济波动的重要传导机制(Fasani et al., 2023)。遗憾的是，关于政策不确定性如何影响新企业进入的研究却并不充分(Cui and Li, 2023)。因此，为了更好地理解货币政策不确定性与实体经济运行的关系，深化现有研究，需要系统考察企业进入是否受到和如何受到货币政策不确定性影响。

本文从实物期权理论和金融摩擦理论分析了货币政策不确定性影响新企业进入的传导机制。本文利用带有随机波动率的区制转换模型构建中国的货币政策规则方程，测算货币政策不确定性，利用1998—2015年中国工业企业数据库得到各年度城市-行业(两位行业代码代表的制造业行业大类)层面的新企业(企业年龄不超过2年)进入率。研究证实，货币政策不确定性会抑制新企业进入。从实物期权机制角度，行业资产不可逆性和行业进入门槛分别增大和减少了货币政策不确定性对企业进入的负向作用；进一步，将风险感知视角引入实物期权渠道，研究发现宏观经济环境改善和感知不确定性分别减弱和加剧了货币政策不确定性的负向作用。从金融摩擦机制角度，宏观信贷资源可得性和地区金融发展程度缓解了货币政策不确定性的负向作用；进一步，将企业所有制性质作为融资约束的划分依据，结果显示货币政策不确定性抑制新企业进入的效应对于非国有企业更突出。

本文边际贡献在于：第一，本文从企业进入动态探究货币政策不确定性的广延边际效应，研究表明货币政策不确定性抑制了新企业进入，拓展了货币政策不确定性研究边界，加深了货币政策不确定性影响实体经济的传导机制的理解。与之密切关联的两篇文献是Cui and Li(2023)、Fasani et al.(2023)。Fasani et al.(2023)利用美国数据从宏观层面考察了企业进入退出动态作为货币政策不确定性影响宏观经济波动的传导机制的作用，与之相比，本文利用中国工业企业数据库，从城市-行业-年度层面考察了中国货币政策不确定性对于新企业进入的影响，丰富了中国情景下城市-行业-年度层面的证据；Cui and Li(2023)利用中国数据从城市-行业-年度层面考察了贸易政策不确定性对于企业进入的影响，与之相比，本文将研究对象聚焦到货币政策不确定性，丰富了政策不确定性影响企业进入的文献。第二，本文区分了客观性货币政策不确定性和主观性货币政策不确定性两种视角，将货币政策本身的不确定性和受到货币政策传导过程和经济主体感知因素影响、由经济主体感知到的货币政策不确定性区分开来，有助于加深对于不同测算方法得到的货币政策不确定性指数内涵的理解、改进货币政策不确定性指标测算。与之关联的两篇文献是刘贯春等(2022)、Beckmann and Czudaj(2023)。刘贯春等(2022)强调了风险感知

因素对于政策不确定性经济效应的影响;Beckmann and Czudaj(2023)明确提出了货币政策感知不确定性的概念,从货币政策的媒体传播渠道角度构建货币政策感知不确定性指标,发现感知不确定性会加剧货币政策不确定性的负向冲击。本文利用货币政策规则方程和随机波动率区制转换模型测算了中国货币政策不确定性指数,用来衡量货币政策本身的不确定性;从货币政策的媒体传播渠道和地区风险厌恶程度两个角度寻找货币政策感知不确定性的代理变量,用来衡量货币政策传导过程和经济主体感知因素的影响,为理解货币政策不确定性的内涵和货币政策不确定性测算带来了新视角。第三,本文实证检验了货币政策不确定性影响新企业进入的实物期权机制和金融摩擦机制。检验实物期权机制时,本文不但考虑了行业资产不可逆性和行业进入门槛,而且考虑了风险感知因素对于等待期权价值的影响,从宏观经济环境、货币政策的媒体传播渠道和地区风险厌恶程度等多个角度来刻画风险感知效应,加深了对于实物期权机制的理解,为检验实物期权机制带来了新思路;检验金融摩擦机制时,本文从宏观信贷资源可得性、地区金融发展程度和企业所有制性质等多个维度更加充分地刻画了企业面临的金融摩擦程度,丰富了金融摩擦机制的经验证据。

1 文献综述与理论分析

1.1 文献综述

不确定性的核心特征是不可预测性,即经济主体无法准确预见未来的发展变化(祝梓翔等,2020)。货币政策不确定性即货币政策的不可预测性。现有研究对于货币政策不确定性的理解包括两种视角:一是客观性货币政策不确定性,即产生于政策制定过程中,由于货币政策当局频繁调整货币政策,经济主体无法准确预测货币政策调整的时机和内容,难以形成针对货币政策的稳定一致性预期而造成的不确定性(张杰和庞瑞芝,2022);二是主观性货币政策不确定性,即受到货币政策传导过程和经济主体感知偏差等因素影响,由经济主体感知到的货币政策不确定性(王立勇和王申令,2020;刘慧和张勇,2022)。本文认为,货币政策不确定性概念的核心是货币政策调控的代价或潜在成本(王立勇和王申令,2020),货币政策传导过程和经济主体感知偏差等因素属于货币政策向微观主体传导的链条(Beckman and Czudaj,2023),需要与货币政策本身的不确定性进行区分。本文对货币政策不确定性的理解将遵循客观性货币政策不确定性的视角。

货币政策不确定性测算包括基于市场的测算、基于新闻媒体信息的测算和基于货币政策规则方程的测算三种思路。不同测度方法的适用条件和指标内涵不同,学界使用较多的是基于新闻媒体信息的测算和基于货币政策规则方程的测算,两种测度方法得到的测算结果的具体内涵可以从客观性不确定性和主观性不确定性的角度得到理解(王立勇和王申令,2020)。客观性不确定性为系统本身的变化(刘慧和张勇,2022),主观性不确定性为经济主体主观感受到的不确定性,受到经济主体的感知偏差和情绪因素影响(洪永淼等,2023;Beckman and Czudaj,2023)。货币政策规则方程是货币政策当局决策行为和系统性反应的依据(Chen et al., 2018),基于货币政策规则方程的测算能够分离货币政策的内生冲击(可预测部分)和外生冲击(不可预测部分),并利用外生冲击的随机波动率来衡量不确定性(Gao et al., 2022),反映的是货币政策本身的不确定性。利用新闻媒体文本

数据编制的货币政策不确定性指数更多捕捉的是经济主体对货币政策不确定性的感知；Husted et al. (2020)认为基于新闻报纸的测算暗含了新闻报纸内容能够反映读者感知和新闻报道会影响公众感知的假定，基于新闻报纸构建的货币政策不确定性指数之所以能够带来关于货币政策不确定性的新信息，是因为其包含了其他货币政策不确定性指数未涉及的群体的感知；Beckmann and Czudaj(2023)明确区分了不确定性和感知不确定性，认为媒体报道中关于货币政策的讨论是货币政策不确定性的传播机制，并用媒体报道中货币政策话题比率与基于调查得到的货币政策不确定性的乘积来衡量感知不确定性。因此，有充分理由认为基于货币政策规则方程的测算衡量了货币政策本身的不确定性，基于新闻媒体的测算更接近于经济主体对货币政策不确定性的感知。

货币政策不确定性对宏观经济运行和微观主体行为存在显著不利影响。从宏观层面，Husted et al. (2020)研究发现货币政策不确定性会导致产出下降和借贷成本上升；Beckmann and Czudaj(2023)区分了不确定性和感知不确定性，研究发现货币政策不确定性会抑制产出增长，由媒体传播决定的感知不确定性会加剧货币政策不确定性的负向影响；王博等(2019)利用中国数据研究发现，货币政策不确定性会导致违约风险上升和产出下降。从微观层面，Husted et al. (2020)研究发现货币政策不确定性会通过实物期权机制和金融摩擦机制抑制企业投资；李力和黄新飞(2022)研究发现货币政策不确定性会增加商业银行的不良贷款率，抑制商业银行信贷活动，对实体经济活动带来紧缩效应。

1.2 理论分析

1.2.1 货币政策不确定性与新企业进入

货币政策不确定性影响新企业进入的传导机制可以从实物期权理论和金融摩擦理论得到解释。

实物期权理论认为，当投资是部分或完全不可逆的，且投资者可以选择投资时机时，不确定性条件下的投资机会可以视作一项看涨期权(Dixit and Pindyck, 1994)。企业进行不可逆投资支出就意味着执行了投资期权，放弃了等待新信息或未来更好投资机会的权利。等待的权利对企业来说是有价值的，是企业投资需要承担的机会成本，只有当投资收益大于当前投资成本(执行价格)和等待的价值(期权价值)时，企业才会选择现在进行投资(李凤羽和杨墨竹, 2015)。不确定性条件下的企业投资会更加谨慎，企业倾向于选择观望直至不确定性减少或新信息出现，继而延迟和缩减当前投资。等待的价值与不确定性正相关，随着不确定性上升，等待的价值也会增加(Dixit and Pindyck, 1994)。创业者决定创办新企业的决策取决于未来收益和进入成本的比较(Cui and Li, 2023)，货币政策不确定性会影响创业者对于未来收益的预期，形成等待期权效应：首先，货币政策不确定性增加会扰乱经济主体对于货币政策的稳定预期，使得经济主体不能预测未来利率波动和通货膨胀情况，导致未来现金流贴现值的不确定性(Fasani et al., 2023)；其次，由于公众会依据货币政策的调整来研判经济形势，货币政策不确定性将引发经济主体对未来经济形势的不确定性预期(何德旭等, 2020)，直接影响企业进入决策。如果企业不确定未来收益是否能够覆盖进入成本，为规避价值下降所造成的损失，企业将采取等待观望策略，延迟进入市场。Fasani et al. (2023)利用 FAVAR 模型，从宏观层面分析发现，货币政策不确

定性会抑制企业进入和加速企业退出。

金融摩擦理论从信贷约束角度分析不确定性对企业投资决策的影响。由于信息不对称和代理问题,信贷约束是新企业建立或创业活动普遍面临的障碍。现代金融体系由银行主导,在不确定性冲击下,银行面临的违约风险会上升。出于规避风险的考虑,银行会缩减信贷规模、增加信贷利差、收紧信贷标准、延迟信贷发放,表现出明显的“惜贷”和“慎贷”行为(顾海峰和于家珺,2019)。同时,不确定性还会增加贷款人和借款人之间的信息不对称程度,导致银行准确评估借款者的借贷风险和实际偿付能力的难度增加,银行发放贷款时的风险识别水平下降,贷款意愿减退,贷款更加谨慎(顾海峰和于家珺,2019)。Christiano et al. (2014)构建了一个包含金融摩擦的 DSGE 模型,证实风险冲击会增加信贷利差,降低企业家所能获取的信贷资源,由此造成企业家投资下降,进而导致产出、消费和企业家资产价格的下降,形成金融加速器效应。货币政策不确定性更是直接影响着金融市场风险和银行信贷决策。王博等(2019)将货币政策的随机波动率纳入 Christiano et al. (2014)的 DSGE 模型中,研究发现货币政策不确定性冲击会增加银行面临的违约风险,且随着违约风险上升,货币政策不确定性对实体经济的紧缩效应也会更大。周晔和王亚梅(2021)利用 Huang and Luk(2020)构建的货币政策不确定性指数研究发现,货币政策不确定性会降低银行流动性创造。因此,货币政策不确定性将增加企业融资难度和融资成本,加剧信贷约束程度,限制新企业进入。由此,得到待检验假说 1。

假说 1: 货币政策不确定性会降低企业进入率。

1.2.2 货币政策不确定性、实物期权与新企业进入

为了检验货币政策不确定性影响新企业进入的实物期权渠道,本文借鉴谭小芬和张文婧(2017)、Cui and Li(2023)、刘贯春等(2022)的做法,从实物期权价值效应和风险感知因素两个角度进行考察。

1) 实物期权价值效应

从实物期权理论角度,货币政策不确定性冲击下,新企业延迟进入的等待期权价值依赖于两个核心假设:一是投资是部分或完全不可逆的,因而企业变更投资决策时投资成本是部分或完全沉没的,采取等待观望策略可以规避坏消息造成的损失;二是新企业拥有延迟进入市场的可能性,因而潜在进入者能够选择进入市场的时机,获取等待新信息的收益。因此,可以得到的两个推论是:第一,当进入市场的成本完全可逆,潜在进入者可以随时收回投资成本时,延迟投资将没有任何价值,潜在进入者将没有等待的动机。换言之,随着行业资产不可逆性的增大,等待的期权价值上升,货币政策不确定性抑制新企业进入的效应会更明显(Dixit and Pindyck, 1994)。第二,当市场进入门槛较高,在位企业市场垄断势力较大时,新企业延迟进入的机会将被挤压,即使新企业选择延迟进入,也将难以获取等待新信息的收益(Cui and Li, 2023)。极端情形下,当进入市场的门槛过高时,延迟投资和等待新信息的收益将完全由在位企业获得,潜在进入者将没有延迟投资的机会,且有可能为了及时抓住在位企业延迟投资释放出的市场机会更快进入市场。因此,随着进入门槛的提高,潜在进入者能够选择进入市场时机的可能性降低,货币政策不确定性对企业进入的负向作用会减弱。Cui and Li(2023)研究发现,进入门槛高和资产不可逆性小的行业,贸易政策不确定性降低对企业进入的正向作用更小。由此,得到假说 2。

假说2：随着行业不可逆性程度增大，货币政策不确定性对企业进入的负向作用会更明显；随着行业进入门槛增大，货币政策不确定性对企业进入的负向作用会减弱。

2) 风险感知效应

基于“动物精神”理论将风险感知视角引入实物期权机制。“动物精神”理论认为，不确定性冲击的经济效应的强弱受到经济主体风险感知因素的影响(刘贯春等,2022;洪永森等,2023)。感知代表了个体认识和解释世界的过程,个体根据掌握的有限知识对未来状态形成主观预期并做出决策;由于获得、吸收和处理信息的能力的有限性与认知水平的有限性,经济主体的感知是不完美的,感受到的不确定性也会因外界环境和信息存在差异(刘贯春等,2022)。刘贯春等(2022)从风险感知视角解释了经济衰退时期经济政策不确定性对投资的负向影响更为凸显的原因,即宏观经济改善会降低企业家感知到的外部政策风险,经济政策不确定性引致的等待期权价值会更小。Beckman and Czudaj(2023)认为公众对媒体信息的关注会使得媒体成为货币政策冲击得以传播和放大的重要传导渠道;媒体报道中关于货币政策的讨论会影响公众的货币政策不确定性感知,增大货币政策不确定性对产出增长和股票回报率的负向作用。将风险感知引入实物期权机制后可以推断:第一,企业进入对货币政策不确定性的敏感度会因宏观经济环境而改变,经济衰退时期,企业家风险感知越强烈,等待期权价值越大(刘贯春等,2022),货币政策不确定性抑制新企业进入的作用越突出;第二,货币政策不确定性抑制新企业进入的作用受到感知不确定性的影响,企业家感知不确定性越大,等待的期权价值随货币政策不确定性上升而增加的幅度越大,货币政策不确定性抑制企业进入的作用更突出。由此,得到待检验假说3。

假说3：宏观经济衰退时期,货币政策不确定性抑制新企业进入的作用更突出;进一步,感知不确定性会加剧货币政策不确定性抑制企业进入的作用。

1.2.3 货币政策不确定性、金融摩擦与新企业进入

为了检验货币政策不确定性影响新企业进入的金融摩擦机制,本文借鉴谭小芬和张文婧(2017)、Husted et al.(2020)的思路,观察企业面临的信贷约束程度是否会加剧货币政策不确定性抑制新企业进入的效应,继而验证金融摩擦机制。

1) 金融发展程度

从金融摩擦机制角度看,货币政策不确定性对信贷约束的作用会因金融发展程度而变化。首先,金融发展影响信贷资源可得性。金融市场越发达,融资方式和融资渠道越多样化,资金供给更为充裕,企业家能够获得的信贷资源越多,货币政策不确定性的影响程度越微弱。其次,金融发展影响融资效率和风险分散。金融发展有利于增加资本流动性,降低交流和沟通成本,减少信息不对称程度;而且多样化的市场更能有效分散风险,随着金融发展提升,金融机构和金融市场对不确定性冲击的吸收能力会增加(曾松林等,2022)。顾海峰和于家珺(2019)研究显示,信贷环境景气程度会减弱经济政策不确定性对银行主动风险承担的抑制作用。曾松林等(2022)研究发现,本国金融发展程度能有效缓解经济政策不确定性冲击导致的跨境银行资本撤回。谭小芬和张文婧(2017)研究发现,信贷资金较为充裕的时期,经济政策不确定性对企业投资的抑制效应会下降;进一步,地区信贷市场环境越好,经济政策不确定性的抑制效应也会降低。由此,得到待检验假说4。

假说4：货币政策不确定性抑制企业进入的效应会因金融发展程度上升而减弱。

2) 企业所有制性质

根据金融摩擦理论,融资约束是解释货币政策不确定性抑制新企业进入的核心作用机制。就中国而言,不同所有制企业面临的融资约束存在显著差异,企业投资决策受到货币政策不确定性的影响程度亦不相同。国有企业享有天然的政治联系,具有政府部门的隐性担保,资金和政策方面都比非国有企业具有更多的支持,获得政府补贴、银行贷款和股市融资等时更具优势,更受信贷部门青睐,所受到的融资约束较小(纪洋等,2018)。因此,得到待检验假说 5。

假说 5: 货币政策不确定性抑制新企业进入的作用对非国有企业更明显。

2 计量模型、变量设计与数据来源

2.1 计量模型

基于前文理论分析,为检验货币政策不确定性对新企业进入的影响,利用中国工业企业数据库得到城市-行业层面的新企业进入率,构建如下计量模型:

$$\text{Entry}_{cit} = \beta_0 + \beta_1 \text{MPU}_{t-1} + \gamma X_{c,t-1} + \varphi M_{t-1} + \mu_{ci} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, t 为年份, i 为行业(两位行业代码代表的制造业行业大类), c 为城市; Entry_{cit} 为城市 c 行业 i 第 t 年的新企业进入率; MPU_{t-1} 为滞后一期的货币政策不确定性指标; $X_{c,t-1}$ 为滞后一期的城市层面的控制变量; M_{t-1} 为宏观层面的控制变量; μ_{ci} 为城市-行业固定效应; ε_{it} 为误差项。参考陈建伟等(2021)、刘贯春等(2022),为了减少模型内生性,同时考虑到企业家是通过观察过去的货币政策不确定性和其他环境经济因素形成对于未来的预期,进而做出是否创建新企业的决策,核心解释变量和控制变量使用滞后一期。需要说明的是,由于 MPU 是时间序列变量,直接控制时间固定效应将导致 MPU 的效应被时间固定效应完全吸收而无法识别,因此本文借鉴李增福等(2022)的做法,添加一系列宏观层面的控制变量来控制不随城市-行业变化的时变宏观因素的影响,排除经济周期波动效应的干扰。考虑到地区层面的集聚性,所有回归系数标准误都进行城市层面的聚类调整。

2.2 变量设计

2.2.1 被解释变量: 新企业进入率

基于中国工业企业数据库,现有文献界定进入企业的方式包括两种:一是将第 t 期存在而第 $t-1$ 期不存在的企业界定为第 t 期进入企业,如毛其淋和盛斌(2013)、李坤望和蒋为(2015);二是利用中国工业企业数据库中企业开业成立年份数据,将开业成立时间两年以内的企业界定为新成立企业,如 Brandt et al. (2012)、陈建伟等(2021)。由于中国工业企业数据库只包括所有国有企业和规模以上非国有企业,采用第一种方式界定进入企业可能存在“伪进入”情况,即新进入企业可能是过去已经存在而未达到规模以上标准,但现在达到标准的企业,第二种方式利用了企业开业成立年份数据,能够较好地避免“伪进入”情况。同时,考虑到中国工业企业数据库样本占据了全国工业企业的绝大部分比例,涵盖的企业产值能够占到中国工业产值的 95% 左右,因此,由第二种方式得到的测算指标可以较好地反映中国制造业企业的动态变化情况。具体地,参考 Brandt et al. (2012)、陈建伟等(2021),新企业进入率指标具体测度方式如下

$$\text{EntryProd}_{cit} = \frac{c \text{ 城市 } i \text{ 行业第 } t \text{ 年新成立企业总产值}}{c \text{ 城市 } i \text{ 行业第 } t \text{ 年所有企业总产值}} \quad (2)$$

$$\text{EntrySale}_{cit} = \frac{c \text{ 城市 } i \text{ 行业第 } t \text{ 年新成立企业销售产值}}{c \text{ 城市 } i \text{ 行业第 } t \text{ 年所有企业销售产值}} \quad (3)$$

$$\text{EntryEmpl}_{cit} = \frac{c \text{ 城市 } i \text{ 行业第 } t \text{ 年新成立企业就业人员}}{c \text{ 城市 } i \text{ 行业第 } t \text{ 年所有企业就业人员}} \quad (4)$$

其中,新成立企业是开业成立时间 2 年内(含 2 年)的企业;总产值是以当年价格计算的工业总产值,销售产值是以当年价格计算的工业销售产值,按年度分地区分行业将企业数据汇总计算得到;EntryProd_{cit}、EntrySale_{cit}、EntryEmpl_{cit} 分别表示按企业总产值、企业销售产值和企业就业人员计算得到的新企业进入率指标。

2.2.2 解释变量：货币政策不确定性

考虑到研究期间中国货币政策主要采用数量型调控(Chen et al., 2018;李力和黄新飞, 2022),本文参考 Gao et al. (2022),利用 Chen et al. (2018)提出的区制转换模型来描述中国的数量型货币政策规则,并用随机波动率模型来刻画货币政策不确定性的时变过程,具体模型为

$$g_{m,t} = \gamma_0 + \gamma_m g_{m,t-1} + \gamma_\pi (\pi_{t-1} - \pi^*) + \gamma_{x,t} (g_{x,t-1} - g_{x,t-1}^*) + \exp\left(\frac{h_{m,t}}{2}\right) \varepsilon_{m,t} \quad (5)$$

$$\gamma_{x,t} = \begin{cases} \gamma_{x,a} & \text{如果 } g_{x,t-1} - g_{x,t-1}^* \geq 0 \\ \gamma_{x,b} & \text{如果 } g_{x,t-1} - g_{x,t-1}^* < 0 \end{cases} \quad (6)$$

$$h_{m,t} = \rho h_{m,t-1} + (1 - \rho) h_m^* + \eta \varepsilon_{h,t} \quad (7)$$

其中, $g_{m,t}$ 为第 t 期 M2 增长率; $g_{m,t-1}$ 为 $t-1$ 期 M2 增长率; π_{t-1} 为 $t-1$ 通货膨胀率; π^* 为目标通货膨胀率; $g_{x,t-1}$ 为 $t-1$ 期 GDP 增长率, $g_{x,t-1}^*$ 为目标 GDP 增长率; $\varepsilon_{m,t}$ 和 $\varepsilon_{h,t}$ 互相独立且服从标准正态分布。参考 Chen et al. (2018)的做法,目标通货膨胀率用 $t-2$ 期的通货膨胀率衡量,目标 GDP 增长率则来自政府工作报告。

式(5)利用了我国货币政策的两个事实来分离货币政策的可预测部分和不可预测部分:一是中国货币政策的核心目标是稳增长和稳物价;二是 1999 年以来,M2 增长是央行最为重要的货币中介目标。式(6)反映经济增长目标得到实现和未得到实现时,央行会采取不同的调整策略。 $h_{m,t}$ 捕捉了 M2 增长不可预测部分的时变波动率,式(7)描述了 $h_{m,t}$ 的波动过程, $h_{m,t}/2$ 能够用来衡量货币政策不确定性。

式(5)到式(7)的估计存在两种策略。第一种策略使用两步法,即先估计货币政策规则方程中的系数,然后得到残差,计算残差的随机波动率。第二种策略源于 Hosszejni and Kastner(2021)提出的带回归元的随机波动率模型,同时估计货币政策规则方程中的系数和残差的随机波动率。本文使用带回归元的随机波动率模型来估计货币政策不确定性,两步法得到的货币政策不确定性则作为稳健性检验。此外,参考 Li et al. (2020),考虑到经济稳定运行逐渐得到中国政府重视,币值稳定和去杠杆成为中国政府货币政策的优先考虑事项,本文也将实际有效汇率指数和利用 HP 滤波法去趋势后的实体经济部门杠杆率添加到货币政策规则方程,由此得到中国货币政策不确定性衡量指标作为稳健性检验。参考 Chen et al. (2018)、Gao et al. (2020),考虑货币政策是依季度调整的,并且央行是于

1999 年正式将货币政策由控制银行信贷转为控制 M2 增长,同时为了避免 COVID-19 冲击对估计的影响,式(5)到式(7)的估计区间为 1999 年第 1 季度到 2019 年第 4 季度,年度货币政策不确定性指标(MPU_SV)由当年各季度货币政策不确定性指标取均值得到。

2.2.3 机制检验变量

1) 行业资产不可逆性和行业进入门槛

本文借鉴李凤羽和杨墨竹(2015),用固定资产占总资产比重衡量企业资产不可逆程度,求各行业的企业资产不可逆程度中位数作为行业资产不可逆性的衡量指标(IR)。本文借鉴 Cui and Li(2023),计算城市-行业层面赫芬达尔指数(HHI)来衡量进入门槛,赫芬达尔指数越大,越有可能阻碍新企业进入。

2) 宏观经济环境

本文借鉴刘贯春等(2022),利用宏观经济增速(MacGrowth)和宏观经济景气指数-先行指数(Leading)作为宏观经济环境的衡量变量。

3) 感知不确定性

直接衡量感知不确定性较为困难,本文另辟蹊径,分别从货币政策的媒体传播渠道和地区风险厌恶程度两个角度寻找感知不确定性的代理变量。

一方面,由于获取、吸收和处理信息的成本,公众并不会花费时间持续跟踪实时数据来判断宏观经济形势,而是通过媒体接受信息形成对于宏观经济的认知(Beckmann and Czudaj,2023)。借鉴 Beckmann and Czudaj(2023)利用货币政策媒体报道构建货币政策不确定性感知的做法,本文使用 Huang and Luk(2020)利用中文报纸数据构建的货币政策不确定性指数,将月度数据取平均值转化为年度数据后取对数作为货币政策的感知不确定性的第一个代理变量(MPU_HL)。媒体报道中关于货币政策不确定性的讨论越多,公众对于货币政策不确定性的感知程度也会更强烈。

另一方面,经济主体的风险厌恶程度直接影响着风险感知程度,越是风险厌恶的个体,风险感知越强烈。保险是个体规避风险的行为表现,因此保险购买蕴含着经济主体风险厌恶的信息。从地区层面,地区保险消费则蕴含着地区风险厌恶程度的信息。地区保险消费不但受到地区风险厌恶程度的影响,还包含了风险厌恶之外其他经济社会因素的作用,本身无法直接有效衡量地区风险厌恶程度。本文将计算实际保险消费与由当地社会经济条件决定的预期保险消费之间的差异得到超额保险消费,作为地区风险厌恶程度的衡量。考虑到国内保险市场由寿险消费主导。本文用各省寿险保险密度(2000 年不变价)对当地经济与社会因素变量进行回归^①,回归残差即为超额保险消费,可以用来衡量地区风险厌恶程度(RiskAver,万元)。

4) 金融发展程度

借鉴谭小芬和张文婧(2017),本文在全国层面使用人民币贷款同比增速(CreditG)作为反映信贷松紧情况的指标,在地区层面使用城市年末金融机构存贷款余额与国内生产

^① 经济金融因素包括:各省人均国内生产总值对数(2000 年不变价)、居民消费价格指数、产业结构(第二产业比重和第三产业比重)、城镇化率(城镇人口比例)、金融发展程度(金融机构年末存款余额与国内生产总值比和金融机构年末贷款余额与国内生产总值比)、公共基础设施(公路里程与区域面积比)、固定资产投资(全社会固定资产投资对数 2000 年不变价)、公共财政支出(地方财政支出与国内生产总值比)、人均储蓄(人均城乡储蓄存款 2000 年不变价);社会人口因素包括:人口死亡率、老年抚养比、少儿抚养比、平均家庭人口规模、教育水平(普通高校在校学生数对数)、城镇居民基本医疗保险基金支出 2000 年不变价对数值。

总值比值(FinD)作为衡量地区金融发展规模的指标。

2.2.4 控制变量

参考现有文献,本文设定地区层面控制变量包括:(1)年末总人口对数(lnPoP,万人);(2)在岗职工平均工资对数(lnWage,2000年不变价,元);(3)人均GDP对数(lnPerGDP,2000年不变价,元);(4)实际使用外资金额对数(lnFDI,2000年不变价,元);(5)第二产业、第三产业增加值占国内生产总值比重(Second,Third);(6)中央财经大学测算的各省实际人均劳动力人力资本(HC,千元)。宏观层面控制变量包括:①实际GDP增速(MacGrowth);②全国实际GDP增速滚动窗口的6期标准差(MacVio);③M2增速(M2g);④固定资产投资价格指数(PI);⑤国有及国有控股企业资产占工业企业总资产比重(Reform)。

2.3 数据来源

本文使用的企业数据来源于EPS数据库公布的中国工业企业数据库,时间跨度为1998—2015年。为了与现有文献进行比较,本文选取制造业企业进行分析。本文将四位数行业代码统一至GB/T 4574—2002,对部分成立年份缺失的样本进行填补,并删除数据异常的样本,按年度分地区分行业将企业数据汇总,得到城市-行业层面的年度新企业进入率数据。本文货币政策不确定性测算数据来自上海SAIF宏观金融研究中心。本文城市层面和宏观层面的控制变量数据来源于CNRDS和EPS统计数据库。将所有数据合并后,获得289个城市30个制造业两位数行业2002年到2015年95654个城市-行业观测。

2.4 描述性统计分析

表1汇报了2002年到2015年变量描述统计结果。用工业总产值、工业销售产值和就业人员计算的新企业进入率测算结果比较接近,说明不同指标具有较好的一致性。用工业总产值、工业销售产值和就业人员计算的新企业进入率平均值为14.64%、14.58%和15.12%,也与陈建伟等(2021)用工业总产值、工业销售产值和就业人员测算的1999—2013年城市-行业层面新企业进入率平均值14.14%、14.07%和15.15%接近,说明本文测算得到的新企业进入率结果是合理的。

表 1 描述统计结果

	变量	平均值	标准差	最小值	最大值	观测值数
被解释变量	EntryProd	0.146	0.234	0	1	86381
	EntrySale	0.146	0.234	0	1	86256
	EntryEmpl	0.151	0.229	0	1	90248
解释变量	L.MPU_SV	4.186	0.118	4.025	4.476	14
地区层面控制变量	L.lnPop	5.838	0.697	2.771	8.124	3920
	L.lnWage	9.688	0.462	2.231	12.190	3898
	L.lnPerGDP	9.537	0.753	4.252	12.523	3912
	L.lnFDI	11.009	1.892	2.687	15.723	3745
	L.Second	48.372	11.402	2.660	99.970	3916
	L.Third	36.093	8.466	8.580	85.400	3917
	L.HC	107.740	64.216	33.705	454.196	429

续表

	变量	平均值	标准差	最小值	最大值	观测值数
宏观层面控制变量	L. MacGrowth	9.876	1.918	7.426	14.231	14
	L. MacVio	1.439	0.505	0.646	2.157	14
	L. M2g	17.169	3.948	11.012	28.423	14
	L. PI	2.387	0.292	1.994	2.766	14
	L. Reform	47.281	8.122	38.808	64.919	14
机制检验变量	IR	0.312	0.069	0.139	0.466	388
	HHI	0.271	0.231	0.002	1	74583
	MacGrowth	9.783	2.026	7.041	14.231	14
	Leading	101.009	2.074	97.900	105.400	14
	MPU_HL	4.647	0.584	3.802	5.429	14
	RiskAver	0	0.015	-0.062	0.085	429
	CreditG	17.257	4.916	13.300	31.300	13
	FinD	2.023	1.015	0.508	13.530	3624

注:L.代表滞后一期。被解释变量 EntryProd、EntrySale、EntryEmpl 为城市-行业数据;L. MPU_SV、MPU_HL、CreditG、L. MacGrowth、L. MacVio、L. M2g、L. PI、L. Reform 为宏观时间序列变量,IR 为行业变量,CreditG 数据从 2003 年开始才能获取;FinD、L. lnPop、L. lnWage、L. lnPerGDP、L. lnFDI、L. Second、L. Third 为城市数据,FinD 数据从 2003 年开始才能获取;RiskAver、L. HC 为省份数据。

3 实证分析结果

3.1 基准回归结果

表 2 汇报了基准模型回归结果。表 2 列(1)到列(3)只控制了城市-行业固定效应,表 2 列(4)到列(6)添加了控制变量。表 2 列(1)和列(4)使用 EntryProd 为因变量,表 2 列(2)和列(5)使用 EntrySale 为因变量,表 2 列(3)和列(6)使用 EntryEmpl 为因变量。观察回归结果可知,无论是否添加控制变量,货币政策不确定性对新企业进入率 EntryProd、EntrySale、EntryEmpl 回归系数都 1%水平显著为负,说明货币政策不确定性的确会抑制新企业进入。利用表 1 描述性统计结果,计算标准化回归系数(估计系数 \times 解释变量标准差 \div 被解释变量标准差),得到表 2 列(1)到列(6)标准化回归系数分别为-0.191、-0.190、-0.106、-0.093、-0.091、-0.077,经济意义明显。因此,无论统计显著性还是经济显著性,货币政策不确定性对新企业进入率的负向影响都值得关注,验证研究假说 1。

表 2 货币政策不确定性影响新企业进入的基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	EntryProd	EntrySale	EntryEmpl	EntryProd	EntrySale	EntryEmpl
L. MPU_SV	-0.380*** (0.015)	-0.376*** (0.015)	-0.205*** (0.012)	-0.185*** (0.014)	-0.182*** (0.014)	-0.149*** (0.014)
控制变量	否	否	否	是	是	是
城市-行业固定效应	是	是	是	是	是	是

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	EntryProd	EntrySale	EntryEmpl	EntryProd	EntrySale	EntryEmpl
样本量	86199	86074	90066	83239	83117	86822
R2 值	0.275	0.275	0.279	0.315	0.315	0.334

注:L. 代表滞后一期,()号为城市层面的聚类稳健标准误。***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

3.2 稳健性检验^①

为验证基准回归结果的可靠性,本文进行了一系列稳健性检验。

第一,模型内生性。一方面,本文参考李增福等(2022),从控制城市和行业时间趋势、排除货币政策不确定性的逆周期性和经济周期波动效应、排除其他经济政策不确定性的影响三个角度予以考察:其一,控制行业时间趋势和城市时间趋势,进一步控制时间效应的影响;其二,排除货币政策不确定性的逆周期性和经济周期波动效应,将企业家信心指数和城市市场潜力添加到控制变量,控制经济预期和地区市场规模的作用;其三,排除其他经济政策不确定性的影响,将 Huang and Luk(2020)构建的财政政策不确定性、贸易政策不确定性和汇率政策不确定性指数添加到控制变量。

另一方面,虽然宏观经济政策对于微观企业进入相对而言是外生的,但由于政府部门调整货币政策的依据正是微观企业行为的整体表现,因此两者仍然存在微弱的反向因果关系。为此,借鉴周晔和王亚梅(2021)、李增福等(2022),考虑到中美货币政策的联动性,且美国货币政策不确定性不会直接影响中国企业进入,本文选取 Husted et al.(2020)构建的美国货币政策不确定性指数作为工具变量,进行工具变量估计。

第二,排除经济刺激政策的影响。货币政策不确定性于2009年达到峰值,与此同时,货币政策外生冲击也于2009年达到峰值,这是“四万亿经济刺激计划”出台导致的。为了排除基准结果是由2009年货币政策不确定性峰值驱动的可能,本文进行了两个检验:其一,删除2009年和2010年的样本,排除经济刺激计划的影响;其二,将货币政策外生冲击添加至控制变量。

第三,重新界定新进入企业。稍微收紧新进入企业界定标准,将开业成立时间1年以内的企业界定为新进入企业。

第四,调整货币政策不确定性衡量方式。首先,使用加权平均法重新计算年度货币政策不确定性:第一、二、三、四季度权重分别为1/10、2/10、3/10、4/10。其次,利用两步法得到的货币政策不确定性指标进行回归。此外,本文参考 Li et al.(2020),将实际有效汇率指数和实体经济部门杠杆率添加到货币政策规则方程,由此得到中国货币政策不确定性衡量指标。

第五,随机误差注入检验。为进一步排除被解释变量测量误差的影响,本文参考陈建伟等(2021)的做法,生成一个均匀分布于[0.8,1.2]之间的随机变量,与被解释变量相乘得到新的变量,代表被解释变量被引入±20%的误差;用新得到的变量与解释变量和控制变量回归,重复200次,将回归得到的系数与标准误绘制成密度图。如果测量误差与核心解释变量无关,则测量误差的存在不会影响系数估计,但会影响标准误估计。本文进行的

^① 限于篇幅,稳健性检验结果未报告,备索。

200 次模拟回归结果很好地符合了这一推断,回归系数均值与基准回归结果基本一致,并且 200 次模拟回归结果的回归系数都显著为负,估计系数标准误均值与原标准误差差异较大。

第六,更换估计模型。考虑到被解释变量企业进入率是 $[0,1]$ 范围内的截取变量,因此本文进一步使用面板随机效应 Tobit 模型检验货币政策不确定性的影响。

上述稳健性检验结果都印证了基准回归的结论,即货币政策不确定性会抑制企业进入。

3.3 货币政策不确定性、实物期权与新企业进入

3.3.1 实物期权价值效应

实物期权理论表明,货币政策不确定性引致企业进入减少的一个渠道是等待的期权价值。等待的期权价值取决于投资的不可逆性和延迟投资的机会,随着投资的不可逆性或延迟投资的机会增大,等待的期权价值也会增大。分别将行业资产不可逆性和行业赫芬达尔指数与货币政策不确定性的交互项纳入回归:表 3 列(1)到列(3)结果显示,货币政策不确定性与行业资产不可逆性交互项系数显著为负,说明随着行业资产不可逆性程度增大,货币政策不确定性抑制企业进入的效应越大。表 3 列(4)到列(6)结果显示,对于 EntryProd 和 EntrySale 为因变量的情形,货币政策不确定性与行业赫芬达尔指数交互项系数显著为正,对于 EntryEmpl 的情形,货币政策不确定性与行业赫芬达尔指数交互项系数为正, p 值为 0.173;说明随着行业集中度增加,行业进入门槛增加,潜在进入者延迟投资的机会减少,货币政策不确定性抑制企业进入的效应也会降低。由此,验证了研究假说 2,为实物期权机制提供了经验证据。

表 3 行业资产不可逆性和行业进入门槛的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	EntryProd	EntrySale	EntryEmpl	EntryProd	EntrySale	EntryEmpl
L. MPU_SV	-0.034 ** (0.016)	-0.032 ** (0.016)	-0.019 (0.017)	-0.091 *** (0.015)	-0.088 *** (0.015)	-0.059 *** (0.016)
L. MPU_SV×IR	-0.428 *** (0.156)	-0.421 *** (0.155)	-0.452 *** (0.168)			
IR	-0.682 *** (0.036)	-0.679 *** (0.036)	-0.678 *** (0.036)			
L. MPU_SV×HHI				0.148 ** (0.052)	0.152 ** (0.053)	0.069 (0.050)
HHI				-0.119 *** (0.012)	-0.117 *** (0.012)	-0.099 *** (0.010)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市-行业固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	81792	81670	80646	70614	70533	68584
R2 值	0.324	0.323	0.344	0.347	0.347	0.377

注:L.代表滞后一期,()号内为城市层面的聚类稳健标准误。***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

3.3.2 风险感知效应

基于动物精神理论,将风险感知视角引入实物期权机制:不确定性条件下,等待的期

权价值随不确定性增加而变化的敏感度会因企业家风险感知程度而改变。首先,宏观经济改善会降低企业家外部政策风险感知(刘贯春等,2022)。宏观经济衰退时期,企业家风险感知更强烈,货币政策不确定性抑制新企业进入的负向作用也会更明显。表 4 回归结果显示,货币政策不确定性指数与宏观经济增速和宏观经济景气指数-先行指数交互项系数都显著为正,说明宏观经济环境改善会降低货币政策不确定性对企业进入的负向影响。

表 4 宏观经济环境的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	EntryProd	EntrySale	EntryEmpl	EntryProd	EntrySale	EntryEmpl
L. MPU_SV	-0.257*** (0.015)	-0.254*** (0.015)	-0.227*** (0.014)	-0.199*** (0.014)	-0.196*** (0.014)	-0.176*** (0.014)
L. MPU_SV×MacGrowth	0.131*** (0.008)	0.131*** (0.008)	0.132*** (0.007)			
MacGrowth	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)			
L. MPU_SV×Leading				0.100*** (0.009)	0.099*** (0.009)	0.099*** (0.009)
Leading				-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.003*** (0.001)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市-行业固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	83239	83117	86822	83239	83117	86882
R2 值	0.318	0.318	0.337	0.317	0.317	0.336

注:L.代表滞后一期,()号为城市层面的聚类稳健标准误。***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

进一步,将感知不确定性代理变量与货币政策不确定性交互项纳入回归。第一,根据货币政策的媒体传播渠道,表 5 列(1)到列(3)回归结果显示,基于货币政策规则方程的货币政策不确定性与基于媒体报道构建的货币政策不确定性指数交互项系数显著为负,说明随着关于货币政策不确定性的媒体报道增加,经济主体感知到的货币政策不确定性越大,货币政策不确定性抑制企业进入的效应越大。第二,根据地区风险厌恶程度,表 5 列(4)到列(6)回归结果显示,对于 EntryProd 和 EntrySale,货币政策不确定性指数与超额保险消费的交互项系数显著为负,对于 EntryEmpl,货币政策不确定性指数与超额保险消费的交互性系数不显著,但符号为负;说明超额保险消费越大的地区,经济主体分散和转移风险的意愿越强烈,货币政策不确定性的风险感知越强烈,货币政策不确定性抑制企业进入的作用越突出。由上述结果可见,研究假说 3 得到验证。

表 5 感知不确定性的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	EntryProd	EntrySale	EntryEmpl	EntryProd	EntrySale	EntryEmpl
L. MPU_SV	-0.136*** (0.019)	-0.133*** (0.019)	-0.097*** (0.018)	-0.167*** (0.016)	-0.164*** (0.016)	-0.130*** (0.015)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	EntryProd	EntrySale	EntryEmpl	EntryProd	EntrySale	EntryEmpl
L. MPU_SV×MPU_HL	-0.582*** (0.033)	-0.575*** (0.033)	-0.593*** (0.033)			
MPU_HL	-0.021*** (0.006)	-0.021*** (0.006)	-0.025*** (0.006)			
L. MPU_SV×RiskAver				-4.523*** (1.358)	-4.565*** (1.349)	-0.684 (0.812)
RiskAver				-0.328** (0.163)	-0.326** (0.164)	-0.392*** (0.144)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市-行业固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	83239	83117	86822	83239	83117	86822
R2 值	0.321	0.320	0.340	0.315	0.315	0.334

注:L.代表滞后一期,()号为城市层面的聚类稳健标准误。***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

3.4 货币政策不确定性、金融摩擦与新企业进入

3.4.1 金融发展程度

如果金融摩擦引起的信贷约束是货币政策不确定性抑制企业进入的传导渠道,那么随着金融发展水平提升,金融资源可得性和金融市场吸收不确定性冲击的能力增加,货币政策不确定性的负向作用会有所减弱。表6列(1)到列(3)回归结果显示,货币政策不确定性指数与人民币贷款增速的交互项系数显著为正,说明宏观层面的信贷资源可得性有利于缓解企业进入的信贷约束,继而减弱货币政策不确定性对企业进入的负向作用。表6列(4)到列(6)结果显示,货币政策不确定性指数与城市金融发展水平交互项系数为正:当被解释变量为EntryProd和EntrySale时,交互项系数5%水平和1%水平显著,当被解释变量为EntryEmpl时,交互项系数*p*值为0.154;说明金融发展水平越好的地区,货币政策不确定性对新企业进入的抑制效应越小。由此,研究假说4得到验证。

表6 宏观信贷资源可得性和地区金融发展程度的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	EntryProd	EntrySale	EntryEmpl	EntryProd	EntrySale	EntryEmpl
L. MPU_SV	-0.039** (0.019)	-0.038** (0.019)	-0.004 (0.018)	-0.159*** (0.015)	-0.157*** (0.015)	-0.121*** (0.014)
L. MPU_SV×CreditG	0.072*** (0.006)	0.071*** (0.006)	0.069*** (0.006)			
CreditG	-0.005*** (0.000)	-0.005*** (0.000)	-0.005*** (0.000)			
L. MPU_SV×FinD				0.025** (0.010)	0.026** (0.010)	0.011 (0.008)
FinD				-0.013** (0.006)	-0.014** (0.006)	-0.011** (0.005)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	EntryProd	EntrySale	EntryEmpl	EntryProd	EntrySale	EntryEmpl
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市-行业固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	76930	76808	80509	76429	76307	80008
R ² 值	0.340	0.340	0.360	0.336	0.336	0.355

注：L_t 代表滞后一期，()号内为城市层面的聚类稳健标准误。***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

3.4.2 企业所有制性质

不同所有制性质的企业面临的融资约束程度不同，采取进入市场决策时对不确定性的反应也会有所差异。国有企业具有天然的政治联系，享有政府的隐性担保，经营更为稳健，银行对其贷款意愿更强，放贷条件更为宽松（纪洋等，2018）。分别统计国有企业和非国有企业分年度“城市-行业”层面新企业进入率，表7汇报了回归结果。结果显示，无论是国有企业还是非国有企业，货币政策不确定性对新企业进入率的回归系数都显著为负，验证了前文结论的稳健性。且组间系数差异显著，说明货币政策不确定性抑制新企业进入的作用对非国有企业更明显。由此，研究假说5得到验证。

表7 企业所有制性质分组回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	国有企业 EntryProd	非国有企业 EntryProd	国有企业 EntrySale	非国有企业 EntrySale	国有企业 EntryEmpl	非国有企业 EntryEmpl
L _t MPU_SV	-0.141*** (0.019)	-0.197*** (0.015)	-0.141*** (0.019)	-0.194*** (0.015)	-0.095*** (0.018)	-0.160*** (0.014)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市-行业固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	45261	80998	45263	80876	45923	84025
R ² 值	0.247	0.328	0.247	0.327	0.257	0.344
组间系数差异检验	-0.056***		-0.052***		-0.064***	

注：L_t 代表滞后一期，()号内为城市层面的聚类稳健标准误。***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

4 结论与启示

本文将研究视角聚焦于货币政策不确定性，从实物期权理论和金融摩擦机制角度论证了货币政策不确定性对于新企业进入的影响和机制。计量结果显示：第一，与理论分析一致，货币政策不确定性显著降低了新企业进入率。第二，从实物期权机制角度，行业资产不可逆性和行业进入门槛分别加剧和减弱了货币政策不确定性的负向作用；将风险感知视角引入后，宏观经济环境改善有利于缓解货币政策不确定性的负向作用，而感知不确定性加剧了货币政策不确定性的负向作用。第三，从金融摩擦机制角度，宏观信贷资源可得性和金融发展程度能够缓解货币政策不确定性的负向作用；用企业所有制性质作为融资约束的划分依据，货币政策不确定性抑制新企业进入的效应对于非国有企业更突出。

根据理论分析和计量分析结果，本文政策启示如下：

第一,注重货币政策的稳定性和一致性,加强货币政策沟通力度和政策调控的透明度,做好经济主体的前瞻性指引和公众预期管理。首先,央行需要明确货币政策总体目标,完善货币政策中介目标的锚定方式,保持货币供应增速与名义GDP增速基本匹配,引导公众形成稳定一致预期的同时约束自身的政策行为;其次,央行需要注重货币政策调整的稳定性,提升自身预测未来经济形势的能力,减少后续随机调整货币政策的频率,控制货币政策工具的使用节奏,有效保持货币政策的稳定性和延续性,使得公众能够更好地理解货币政策;此外,央行需要实行更有效的货币政策沟通机制,探索更为多样化的货币政策沟通渠道,主动向公众传递有关政策意图和未来政策路径的信息,提高信息沟通的准确度和可信度,帮助公众理解货币政策调整的原因和反应机制,有效实现预期管理。

第二,政府调整货币政策时,应当重视货币政策不确定性抑制新企业进入的广延边效应,着重关注资产可逆性低但至关重要的行业,如农副食品加工业,食品制造业,饮料制造业,木材加工及木、竹、藤、草制品业,印刷业,非金属矿物制造业等^①。

第三,政府应当意识到经济主体的风险感知因素对于货币政策不确定性冲击的放大效应。首先,经济衰退时期更要注重货币政策调控的一致性和稳定性,加强关于未来货币政策立场的表态,作出更为明确的货币政策执行承诺,增加货币政策调控透明度,完善信息披露制度,减少创业者的不确定感,避免因货币政策调整带来的不确定性造成更大损失;其次,要着力打造良好的营商环境,向市场释放积极信号,正确引导和合理利用媒体传播渠道向公众传递信息,增加信息的透明度和开放度,避免负面情绪渲染,提振企业家信心和风险承担意愿,降低经济主体投资顾虑。

第四,政府应当意识到信贷市场摩擦对于货币政策不确定性冲击效应的传递和放大作用。首先,要完善金融机构信贷风险防控体系建设,加强金融机构流动性监测,提升金融市场信贷资源配置效率和风险管理能力,适当放松金融市场准入机制,增加金融市场丰富性和多样性,充分发挥金融发展缓解不确定性冲击的作用;其次,要完善新创企业融资支持政策制度,建立专门服务于新创企业融资的金融机构,减缓新创企业面临的融资约束困境,并着重纠正银行信贷配置过程中的所有制偏好,对非国有企业予以更充分的支持,助力民营经济的发展。

参考文献

陈建伟,苏丽锋,郭思文. 2021. 进口渗透、需求异质性与企业进入[J]. 中国工业经济, (7): 175-192.

Chen J W, Su L F, Guo S W. 2021. Import penetration, demand heterogeneity and firm entry[J]. *China Industrial Economics*, (7): 175-192. (in Chinese)

顾海峰,于家珺. 2019. 中国经济政策不确定性与银行风险承担[J]. 世界经济, 42(11): 148-171.

Gu H F, Yu J J. 2019. China's economic policy uncertainty and bank's risk-taking[J]. *The Journal of World Economy*, 42(11): 148-171. (in Chinese)

何德旭,张雪兰,王朝阳,等. 2020. 货币政策不确定性、银行信贷与企业资本结构动态调整[J]. 经济管理, 42(7): 5-22.

He D X, Zhang X L, Wang C Y, et al. 2020. Uncertainty in monetary policy, banking credit and the dynamic adjustment of enterprises' capital structure[J]. *Business and Management Journal*, 42(7): 5-22. (in Chinese)

^① 刘贯春等(2019)行业资产可逆性排名倒序的10个行业是畜牧业、渔业、燃气生产和供应业、纺织业、农业、卫生业、餐饮业、林业、木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业、家具制造业,本文结果与之类似。

- 洪永淼, 刘伟奇, 薛涧坡. 2023. 政府与市场心理因素的经济影响及其测度[J]. 管理世界, 39(3): 30-51.
- Hong Y M, Liu F Q, Xue J P. 2023. Measurement of psychological factors and their economic impact in the relationship between government and market[J]. *Journal of Management World*, 39(3): 30-51. (in Chinese)
- 纪洋, 王旭, 谭语嫣, 等. 2018. 经济政策不确定性、政府隐性担保与企业杠杆率分化[J]. 经济学(季刊), 17(2): 449-470.
- Ji Y, Wang X, Tan Y Y, et al. 2018. Economic policy uncertainty, implicit guarantee and divergence of corporate leverage rate[J]. *China Economic Quarterly*, 17(2): 449-470. (in Chinese)
- 李凤羽, 杨墨竹. 2015. 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[J]. 金融研究, (4): 115-129.
- Li F Y, Yang M Z. 2015. Can economic policy uncertainty influence corporate investment? The empirical research by using China economic policy uncertainty index[J]. *Journal of Financial Research*, (4): 115-129. (in Chinese)
- 李坤望, 蒋为. 2015. 市场进入与经济增长——以中国制造业为例的实证分析[J]. 经济研究, 50(5): 48-60.
- Li K W, Jiang W. 2015. Market entry and economic growth: evidence from Chinese manufacturing industry[J]. *Economic Research Journal*, 50(5): 48-60. (in Chinese)
- 李力, 黄新飞. 2022. 货币政策不确定性与商业银行风险承担研究[J]. 系统工程理论与实践, 42(4): 847-864.
- Li L, Huang X F. 2022. Research on monetary policy uncertainty and commercial banks' risk-taking[J]. *Systems Engineering—Theory & Practice*, 42(4): 847-864. (in Chinese)
- 李增福, 陈俊杰, 连玉君, 等. 2022. 经济政策不确定性与企业短债长用[J]. 管理世界, 38(1): 77-89, 143.
- Li Z F, Chen J J, Lian Y J, et al. 2022. Economic policy uncertainty and corporate short-term debt for long-term use[J]. *Journal of Management World*, 38(1): 77-89, 143. (in Chinese)
- 刘贯春, 张军, 刘媛媛. 2022. 宏观经济环境、风险感知与政策不确定性[J]. 世界经济, 45(8): 30-56.
- Liu G C, Zhang J, Liu Y Y. 2022. Macroeconomic environment, risk perception and policy uncertainty[J]. *The Journal of World Economy*, 45(8): 30-56. (in Chinese)
- 刘慧, 张勇. 2022. 货币政策不确定性的定义、测度及成因分析[J]. 经济学动态, (6): 61-79.
- Liu H, Zhang Y. 2022. Definition, measurement and cause of monetary policy uncertainty[J]. *Economic Perspectives*, (6): 61-79. (in Chinese)
- 谭小芬, 张文婧. 2017. 经济政策不确定性影响企业投资的渠道分析[J]. 世界经济, 40(12): 3-26.
- Tan X F, Zhang W J. 2017. The transmission mechanism analysis of the impact of economic policy uncertainty on corporate investment[J]. *The Journal of World Economy*, 40(12): 3-26. (in Chinese)
- 王博, 李力, 郝大鹏. 2019. 货币政策不确定性、违约风险与宏观经济波动[J]. 经济研究, 54(3): 119-134.
- Wang B, Li L, Hao D P. 2019. Monetary policy uncertainty, default risks and macroeconomic fluctuations[J]. *Economic Research Journal*, 54(3): 119-134. (in Chinese)
- 王立勇, 王申令. 2020. 货币政策不确定性研究进展[J]. 经济学动态, (6): 109-122.
- Wang L Y, Wang S L. 2020. Research progress on monetary policy uncertainty[J]. *Economic Perspectives*, (6): 109-122. (in Chinese)
- 曾松林, 刘周熠, 黄赛男. 2022. 经济政策不确定性、金融发展与双边跨境银行资本流动[J]. 国际金融研究, (10): 61-71.
- Zeng S L, Liu Z Y, Huang S N. 2022. Economic policy uncertainty, financial development and bilateral cross-border banking capital flows[J]. *Studies of International Finance*, (10): 61-71. (in Chinese)
- 张杰, 庞瑞芝. 2022. 货币政策不确定性、纵向产业结构与杠杆率分化[J]. 经济学报, 9(4): 88-123.
- Zhang J, Pang R Z. 2022. Monetary policy uncertainty, vertical structure of industries and divergence of leverage ratio[J]. *China Journal of Economics*, 9(4): 88-123. (in Chinese)
- 周晔, 王亚梅. 2021. 货币政策不确定性与商业银行流动性创造关系研究: 兼论流动性创造的周期效应[J]. 经济学家, (9): 78-88.
- Zhou Y, Wang Y M. 2021. Research on the relationship of monetary policy uncertainty and commercial bank liquidity creation—On the periodic effect of liquidity creation[J]. *Economist*, (9): 78-88. (in Chinese)

- 祝梓翔, 高然, 邓翔. 2020. 内生不确定性、货币政策与中国经济波动[J]. *中国工业经济*, (2): 25-43.
- Zhu Z X, Gao R, Deng X. 2020. Endogenous uncertainty, monetary policy and China's economic fluctuation[J]. *China Industrial Economics*, (2): 25-43. (in Chinese)
- Baker S R, Bloom N, Davis S J. 2016. Measuring economic policy uncertainty[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4): 1593-1636.
- Beckmann J, Czudaj R L. 2023. Perceived monetary policy uncertainty[J]. *Journal of International Money and Finance*, 130: 102761.
- Brandt L, Van Biesebroeck J, Zhang Y F. 2012. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing[J]. *Journal of Development Economics*, 97(2): 339-351.
- Chen K J, Ren J, Zha T. 2018. The nexus of monetary policy and shadow banking in China[J]. *American Economic Review*, 108(12): 3891-3936.
- Christiano L J, Motto R, Rostagno M. 2014. Risk shocks[J]. *American Economic Review*, 104(1): 27-65.
- Cui C T, Li L S Z. 2023. Trade policy uncertainty and new firm entry: Evidence from China[J]. *Journal of Development Economics*, 163: 103093.
- Dixit A K, Pindyck R S. 1994. Investment under uncertainty[M]. United Kingdom; Princeton University Press.
- Fasani S, Mumtaz H, Rossi L. 2023. Monetary policy uncertainty and firm dynamics[J]. *Review of Economic Dynamics*, 47: 278-296.
- Gao R, Zhu Z X, Lin J H. 2022. Consumption-investment comovement and the dynamic impact of monetary policy uncertainty in China[J]. *Economic Modelling*, 113: 105908.
- Gulen H, Ion M. 2016. Policy uncertainty and corporate investment[J]. *The Review of Financial Studies*, 29(3): 523-564.
- Hosszejni D, Kastner G. 2021. Modeling univariate and multivariate stochastic volatility in R with stochvol and factorstochvol[J]. *Journal of Statistical Software*, 100(12): 1-34.
- Huang Y, Luk P. 2020. Measuring economic policy uncertainty in China[J]. *China Economic Review*, 59: 101367.
- Husted L, Rogers J, Sun B. 2020. Monetary policy uncertainty[J]. *Journal of Monetary Economics*, 115: 20-36.
- Li L, Tang Y, Xiang J J. 2020. Measuring China's monetary policy uncertainty and its impact on the real economy[J]. *Emerging Markets Review*, 44: 100714.

Monetary Policy Uncertainty and New Firm Entry in China: Measuring Monetary Policy Uncertainty with the Stochastic Volatility Regime-Switch Model

Shilei Huang

(School of Big Data and Statistics, Anhui University)

Abstract Monetary policy uncertainty represents the implicit costs for monetary policy adjustment. With the extensive margin perspective, this study focuses on how monetary policy uncertainty affects new firm entry through the real options and financial friction channels. Using a regime-switch model with stochastic volatility to measure the monetary policy uncertainty in China and using the Chinese Industrial Enterprises Database to measure the new firm entry rate at the city-industry-year level, the empirical results show that the monetary policy uncertainty significantly inhibits the new firm entry, the result is robust to endogeneity test and robustness tests. The real option mechanism and the financial friction

mechanism are effective transmission channels that monetary policy uncertainty inhibits the new firm entry. From the real options theory perspective, the inhibitory effect is more pronounced in industries with higher asset irreversibility or lower entry barriers. Further, extending the real options theory from the risk perception perspective, the results show that improvement in the macroeconomic environment weakens the inhibitory effect, and perceived uncertainty magnifies the inhibitory effect. From the financial frictions theory, the results show that the macro credit resources availability and the regional financial development mitigate the inhibitory effect. Further, using the ownership type to proxy for financial constraints, the result shows that the inhibitory effect is stronger among non-state firms. The study enriches the understanding of the extensive marginal effect of monetary policy uncertainty, and has important implications for preventing and resolving risks and optimizing monetary policy operation.

JEL Classification D22, E52, L26