经济政策不确定性与企业金融化

彭俞超， 韩 珣， 李建军

[摘要] 当前中国出现的经济“脱实向虚”问题引起了学术界的广泛关注。国内外研究均表明，经济政策不确定性上升将显著抑制企业实体经济投资，那么，此消彼长，企业金融化是否也是经济政策不确定性上升的结果？本文采用 2007—2015 年沪深两市上市公司的季度数据，利用实证分析解答了这一问题。分析结果表明：总体看，经济政策不确定性上升显著抑制了企业金融化趋势。分地区和行业看，经济政策不确定性对企业金融化趋势的抑制效应在中西部地区、竞争更激烈的行业更为显著。进一步的研究表明，经济政策不确定性提高不仅会对企业金融资产投资的总量造成影响，还会对企业金融资产配置结构产生影响。企业出于金融市场风险和经营风险的考虑，会减持投机性金融资产，并且增持保值性金融资产。本文还发现，受融资约束更弱的企业，其金融化趋势受经济政策不确定性上升的抑制作用更大。这表明中国企业金融化的主要动机是利润追逐，而非预防性储蓄。本文的研究对政府引导经济“脱虚向实”有一定的参考价值。

[关键词] 经济政策不确定性； 金融化； 金融资产配置

[中图分类号]F120 [文献标识码]A [文章编号]1006-480X(2018)01-137-19

一、引言

近年来，中国经济出现了显著的“脱实向虚”趋势：一方面，金融发展逐渐偏离了服务实体经济的本源，不断将资金配置到金融体系内部，导致金融空转；另一方面，越来越多的非金融企业脱离原有主营业务，大量依靠投资于虚拟经济①来盈利，即企业金融化②。据 Wind 数据统计显示，2016 年有 767 家上市公司购买了银行理财产品、证券公司理财产品、信托贷款、私募等金融产品，总金额达 7268.76 亿元(王国刚，2017)。一些国有上市公司已经成为名副其实的信用中介，利用获得的廉价银行贷款从事放贷和金融资产投资活动。非金融企业金融化会导致实体经济与虚拟经济之间的风险

[收稿日期] 2017-10-10

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“金融排斥、金融密度与信息化普惠金融体系研究”(批准号14DA044)；中国博士后科学基金面上项目“金融部门与实体经济背离的原因及对策研究”(批准号 2016M600156)。

[作者简介] 彭俞超，中央财经大学亚投行研究中心研究人员，中国人民大学财政金融学院博士后；韩珣，中央财经大学金融学院博士研究生；李建军，中央财经大学金融学院院长，教授，博士生导师。通讯作者：彭俞超，电子邮箱：yuchao.peng@ruc.edu.cn。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见，当然文责自负。

① 按照黄群慧(2017)的划分，虚拟经济主要包括金融与房地产业。

② 文献中将金融化界定为金融资本和金融部门规模的不断膨胀，主要表现在金融部门在经济运行中的地位不断提升，非金融企业与金融部门之间的相互依赖性加深，以及利润资本积累来自于金融渠道的比重不断提高这三个层面上(Krippner，2005；张成思和张步昙，2015)。与杜勇等(2017)类似，本文把企业金融化界定为企业将更多资源投资于金融资产的行为和趋势。

联动性增强,系统性金融风险积聚,不利于宏观经济环境的稳定。虚拟经济的过度膨胀必然会造成系统的不稳定,历次金融危机的发生都归结于虚拟经济的过度膨胀(成思危,2015)。面对严峻的现实,党的十九大报告明确指出,要"深化金融体制改革,增强金融服务于实体经济的能力,健全货币政策和宏观审慎政策双支柱调控框架,完善金融监管体系,守住不发生系统性风险的底线"。因此,探索企业金融化的影响因素,有针对地制定政策抑制非金融企业金融化趋势,引导金融回归实体经济,对于防范金融系统性风险、促进经济健康可持续发展具有重要的理论和现实意义。

中国处于并长期处于经济转型时期,不断坚持改革开放,以一系列经济政策推动经济转型升级,是中国经济赖以持续发展的根本动力。频繁推出经济政策必然会引起经济政策不确定性的提高。根据 Baker et al.(2016)的数据,中国的经济政策不确定性指数自 2012 年以来不断上升,这与中国近年来推出的一系列供给侧结构性改革政策有关。国内外学者均发现,经济政策不确定性上升将会抑制企业固定资产投资、研发投资等实体经济投资活动(Gulen and Ion,2016;谭小芬和张文婧,2017)。从直觉上看,实体经济投资下降,就可能会伴随着企业金融资产投资的上升,因而,经济政策不确定性上升可能会加剧企业金融化趋势和经济"脱实向虚"。然而,经济政策不确定性的上升也可能会降低银行的放贷意愿、加剧金融资产价格波动,从资金供给和资产质量两个角度抑制企业金融化。有鉴于截然相反的两种可能性,本文尝试给出自己的回答,利用中国上市公司的微观数据,实证检验经济政策不确定性对企业金融化的影响。厘清经济政策不确定性对企业金融化的影响,对中国政府实施经济政策的方式有较强的参考价值和实践意义。

虽然中国已经具有了一定的企业金融化趋势,但关于企业金融化问题的学术研究并不多。这些研究主要集中于企业金融化的影响和动机两个方面。关于企业金融化的影响,现有研究主要发现,非金融企业金融化会降低企业实体投资,抑制企业的技术创新能力等(谢家智等,2014),对企业绩效没有显著影响(李建军和马思超,2017),弱化货币政策对实体经济的提振效果(张成思和张步昙,2016)等。关于企业金融化的动机,现有研究主要从金融欠发达国家的信贷约束、金融行业高额利差收益以及金融监管缺失等角度对企业金融化给出了解释(王永钦等,2015;宋军和陆旸,2015;韩珣等,2017)。还有一些研究从"蓄水池"理论和"投资替代"理论阐释了企业金融化趋势不断增强的原因(Demir,2009;胡奕明等,2017;杜勇等,2017)。但是,鲜有研究从经济政策不确定性的角度探索企业金融化的原因。

关于经济政策不确定性对企业行为的影响,国内外研究主要关注了经济政策不确定性与企业投资规模和投资效率之间的关系,尤其是经济政策不确定性对企业生产性投资的影响(Julioand Yook,2012;Gulen and Ion,2016;谭小芬和张文婧,2017)。此外,还有一些研究分别从经济政策不确定性对技术创新、风险承担以及现金持有水平等方面展开探讨(Demir and Ersan,2017)。但是,鲜有研究探索经济政策不确定性与企业金融化行为之间的关系。经济政策不确定性提高会增加企业经营风险,增强企业预防性储蓄动机,促进企业金融化;同时,经济政策不确定性提高也可能加大企业融资难度,抑制企业资金来源,加剧金融市场波动,抑制金融资产的流动性,从而抑制企业金融化。有鉴于此,本文拟弥补现有研究的不足,实证分析经济政策不确定性对企业金融资产配置行为的影响及其机制。

利用 2007 年第一季度到 2015 年第四季度沪深两市 A 股非金融上市公司的财务数据,本文实证检验了经济政策不确定性上升对企业金融化趋势的影响。为了克服内生性问题,除了采用固定效应模型外,本文还采用了工具变量法和两阶段系统矩估计法(System-GMM)对模型进行了稳健性检验。随后,本文从区域、行业竞争程度、融资约束程度等角度,探索了经济政策不确定性上升对企业

金融化趋势的异质性影响。与已有研究相比,本文的边际贡献在于:弥补现有研究的不足,分析了经济政策不确定性对企业金融资产配置的影响,具有一定的前沿性和创新性;进一步确认了中国企业金融化的动机,即中国企业持有金融资产的主要动机是利润追逐而非预防性储蓄;论证了经济政策不确定性上升并非是企业金融化的原因,否定了频繁经济政策导致"脱实向虚"的观点,对中国的经济政策制定有一定的现实意义。

本文余下的部分安排如下:第二部分回顾了相关文献并提出了研究假设,第三部分给出了研究设计并介绍了研究数据,第四部分为实证结果分析,第五部分讨论了中国非金融企业金融化的动机及其形成机制;第六部分是结论与政策建议。

二、文献回顾与研究假设

1. 文献回顾

Epstein(2006)认为,金融化是指金融部门的规模、地位和影响力不断提升的现象。随着金融化趋势的日益凸显,来源于金融投机和投资活动的利润占 GDP 的比重将不断提高(Krippner,2005;鲁春义和丁晓钦,2016)。从利润积累方式看,金融化反映了资本集聚不再依赖于剩余价值的生产和交换,而逐渐变为由金融资本增殖占主导的演化过程。蔡明荣和任世驰(2014)从企业层面对金融化的概念进行界定,认为金融化反映了企业重视资本运作而忽视生产性投资的行为,以及来自金融渠道的利润占总利润比重不断提高的现象。目前,已有较多研究对非金融企业从事金融资产投资的动机和影响因素展开了深入的探讨。宋军和陆旸(2015)利用 Penman-Nissim 方法,从资产和收益中剥离出金融资产和金融收益,研究发现企业绩效与企业金融资产投资比重之间呈现正 U 型曲线关系,绩效较高的企业因资金充裕而增加了企业金融投资,绩效较低的企业由于缺乏实体经济投资机会而增加了金融投资,而企业绩效中等的企业较少持有金融资产。谢家智等(2014)利用中国制造业上市公司的数据分析了企业金融化对技术创新的影响,实证结果表明制造业企业金融化会显著抑制企业技术创新活动。经济金融化不仅会影响企业投融资行为,还会对宏观经济的平稳运行造成一定的负面影响。张成思和张步昙(2016)通过构建金融环境下的企业投资决策模型,剖析了金融化对实体投资率的影响,研究发现经济金融化会显著降低实体投资率,并弱化货币政策提振实体经济的作用。此外,彭俞超等(2017)的研究表明,降低企业实际税负将能够抑制中国企业的金融化趋势。

随着中国"三去一降一补"的推进、利率市场化改革的深化和国外政治经济局势的变化,处于不同行业和不同发展阶段的企业将面临更大的经济政策不确定性,这种不确定性是企业难以规避的风险,将对金融资产配置行为产生影响(王红建等,2014)。然而,现阶段很少有文献关注到经济政策不确定性对企业金融资产投资行为的影响。

经济政策不确定性是指政府未明确经济政策预期、政策执行和政策立场变更的指向和强度引致的不确定性(Le and Zak,2006;Gulen and Ion,2016)。Baker et al.(2016)的数据显示,2008 年美国次贷危机后,世界各国经济政策不确定性均大幅提高。金融危机后,政府对经济干预的频率和幅度有所增强。这种干预政策大多是相机抉择的,导致企业和家庭在决策的过程中面临更大的不确定性。中国长期处于经济结构转型的过程之中,政府频繁地推出经济改革政策,将会造成经济政策不确定性上升。例如,央行近年来创设了较多创新型的结构性货币政策(彭俞超和方意,2016),造成了货币政策不确定性的提高,为金融机构和市场合理预期货币政策走向带来了困难(郭豫媚等,2016)。国内外很多学者探讨了经济政策不确定性对居民和企业微观行为机制的影响。陈国进等(2017)将内生的消费习惯引入经济政策不确定性资产定价模型中,研究发现经济政策不确定性将

通过企业利润率、家庭消费和风险资产投资比例三种途径影响企业账面价值和股票价格。经济政策不确定性还会通过影响资金成本和资本边际收益率而影响企业的投资行为，并且表现出逆周期性和行业非对称性(陈国进和王少谦,2016)。经济政策不确定性的提高不仅会影响企业生产性投资和技术创新行为,还会导致金融市场和银行业系统性风险的增加,最终对企业金融资产投资行为产生影响(Pastor and Veronesi,2012;Pastor and Versonesi,2013)。此外,还有研究利用中国企业的数据发现，中国经济政策不确定性的上升将通过实物期权渠道抑制实体经济投资的规模和效率(饶品贵等,2017;谭小芬和张文婧,2017)。现有研究从不同角度探索了经济政策不确定性对企业投资、技术创新等经济活动的影响,但忽略了企业的金融投资行为。企业金融化对企业部门的生产经营和投融资活动会产生一定的冲击，探究经济政策不确定性的上升对企业金融资产配置在总量和结构上的影响,并且有效识别企业金融化动机,对于抑制经济"脱实向虚"、防范系统性金融风险具有重要现实意义。

2. 研究假设

(1)经济政策不确定性与企业金融化。金融资产具有双重属性:它既是一种流动性贮藏工具,也是一种投资机会。在经营过程中,企业未来的收入、成本以及现金流都存在着不确定性,为了应对未来可能的流动性短缺,企业将会持有一部分的现金和短期金融资产,以减少资金链断裂对生产经营活动的负面冲击(Opler et al.,1999)。经济政策不确定性上升将导致未来的市场需求更加难以准确预测,进而导致企业现金流的不确定性增加,强化了企业的预防性储蓄动机。经理人更倾向于通过增持大量流动性资产和营运资本管理来应对外部环境对主营业务的不利冲击，进而降低企业经营风险(Bloom et al.,2010;王红建等,2014;李浩举等,2016)。与固定资产投资相比,包括现金在内的金融资产具有较强的流动性。当面临资金短缺时,企业能够及时地出售金融资产以获得资金补充,以应对可能发生的流动性危机。此外,金融资产投资具有分散风险的功能,远期、期权等衍生品具备套期保值的功能,经济政策不确定性的上升也会促进企业持有金融资产,以实现分散和对冲风险的目的。因此,当经济政策不确定性上升时,企业为了应对现金流不确定性,降低经营风险,将提高金融资产的持有比例(Duchin et al.,2017),进而导致企业金融化趋势增强。

然而,经济政策不确定性的上升也可能抑制企业金融化趋势,其作用机制主要包括以下几个方面。一是从企业角度看,经济政策不确定性上升会引起股票市场的大幅波动,提高投资者的风险溢价水平和融资成本,从而导致风险规避的经理人从事金融资产投融资活动的意愿下降(陈国进等,2017)。二是从债权人角度看,经济政策不确定性会增加金融体系的系统性风险,银行受到经济政策噪音信号和借贷主体羊群效应的干扰,很难准确识别出融资方的真实还款能力和实际借贷风险,进而会缩小贷款规模。银行惜贷现象使得企业的融资能力受到限制,加剧企业的融资约束,进而导致非金融企业的金融资产投资规模下降(Baum et al.,2009)。三是经济政策不确定性上升会引起金融资产价格的波动性上升、流动性下降,导致企业基于"预防性储蓄动机"而持有金融资产的意愿有所减弱,进而抑制企业金融化行为。[①]四是金融监管政策不确定性也将抑制企业金融资产投资。金融监

① 如果企业基于"预防性储蓄"动机持有金融资产,经济政策不确定性的上升对企业金融化的影响是不确定的。经济政策不确定性的上升会导致企业未来生产经营的不确定性提高,因此,企业更倾向持有现金和短期金融资产以应对未来可能发生的流动性危机,在这种机制下,经济政策不确定性的提高将强化企业金融化趋势。然而,经济政策不确定性的上升也会导致金融资产价格不断波动,影响短期金融资产的流动性储备功能,因此,企业也可能会降低金融资产投资规模,进而抑制企业金融化趋势。在假设 1 中,企业"预防性储蓄"动机对企业金融化趋势的两种截然相反作用,使得本文很难识别企业金融化的动机,但是在假设 2 和假设 3 中,企业金融化的动机可以得到有效的识别。

管政策是经济政策的内容之一,当金融监管政策的不确定性上升时,一些监管套利形成的金融资产可能会在未来受到监管政策的影响而难以兑付,其资产价格也将因持有者的抛售而遭遇大幅下跌,因而,企业将减少对非货币金融资产的持有,提高对现金的持有。

综合以上两类不同的观点,本文提出:

H1a:随着经济政策不确定性的提高,企业持有金融资产的增长率将不断上升,即企业金融化趋势将不断增强。

H1b:随着经济政策不确定性的提高,企业持有金融资产的增长率将不断下降,即企业金融化趋势将不断减弱。

(2)经济政策不确定性与企业金融资产配置结构。企业基于流动性管理、金融市场风险以及货币市场环境的考虑,会将闲置资金投资于流动性不同、期限不同的金融资产,以实现流动性储备以及金融资产投资的目的(杨筝等,2017)。如果企业从事金融资产投资是出于预防性储蓄的动机,那么,经济政策不确定性的上升可能会导致企业将更多的资金配置到流动性较强、容易变现的短期金融资产,并且出售流动性较差、难以变现的长期金融资产。即使金融市场波动导致短期金融资产的流动性储备功能下降,企业也不会选择增持长期金融资产,而是增持流动性更强的现金。相反,如果企业从事金融资产投资是出于利润追逐的动机,则在面对不断增加的经济政策不确定性时,企业会选择自利的投资策略,通过将资金从交易性金融资产、可供出售金融资产等短期投机性资产,转移到衍生金融资产、长期股权投资等长期、保值型金融资产,以实现降低利润波动以及任期内自身收益最大化的目标。换言之,经济政策的不确定性会影响企业在流动性、期限结构不同的金融资产之间的配置。在两种不同的动机下,企业持有金融资产结构受经济政策不确定性的影响是截然相反的,因而,本文可以借助这一机制来识别企业金融化的主要动机。基于以上分析,本文提出:

H2a:随着经济政策不确定性的上升,相对于长期金融资产,企业短期金融资产增长率上升更快。

H2b:随着经济政策不确定性的上升,相对于长期金融资产,企业短期金融资产增长率上升更慢。

(3)融资约束异质性。在中国当前存在金融抑制的环境下,正规金融机构具有较严重的信贷配给行为(Allen et al.,2005),导致不同类型的企业受到歧视性的融资约束。其中,国有企业、大规模企业具有较强的融资优势,能够从资本市场和银行募集到足够的、甚至是超过其生产经营所需的资金,而民营企业、小规模企业难以从正规金融体系获得融资。受融资约束程度不同的企业在配置金融资产时的行为和动机可能也是不同的。受融资约束较强的企业,很难从外部融入资金,从而会倾向于以预防性储蓄的动机持有现金和金融资产。受融资约束较弱的企业,资金相对充裕,有更强的动机投资于金融资产获利。

前文提到,当企业出于预防性储蓄动机从事金融资产投资的情况下,经济政策不确定上升既可能通过增强企业未来的现金流不确定性而促进企业金融化,也可能通过降低金融资产流动性而抑制企业金融化。但是,无论是哪种机制,对于融资约束较强的企业而言,其金融化行为都将对经济政策不确定性更敏感。在第一种机制占主导时,经济政策不确定性上升提高了企业未来收入和现金流的不确定性,企业需要提高预防性储蓄。对于那些受融资约束强的企业而言,从外部获得融资十分困难,持有更多的流动性资产就是更理性的选择。因而,受融资约束越强的企业对经济政策不确定性上升更敏感。在第二种机制占主导时,经济政策不确定性的上升会影响短期金融资产的流动性储备功能,导致企业减少金融资产的持有,而增持现金。由于受融资约束强的企业较受融资约束弱的企业持有更多的流动性,因此,在金融资产的流动性储备功能下降时,对应地,受融资约束强的企业也需要卖出更多的金融资产。因而,受融资约束越强的企业对经济政策不确定性上升更敏感。也就

是说,如果受融资约束更强企业的金融化行为对经济政策不确定性上升更敏感,那么无论是哪条机制占主导,都表明企业金融化的主要动机是预防性储蓄。

与受融资约束较重的企业不同,受融资约束较轻的企业容易从银行获得贷款,从而它们的预防性储蓄动机较弱。国有大规模企业很容易从资本市场融入超过其生产经营活动需要的现金,金融资产投资意愿更为强烈(韩珣等,2017)。在金融市场回报率相对较高时,这些企业有强烈的动机将从银行获得的廉价资金投资于金融资产中,获取较高的利润。金融资产的投资期限较短,收益实现较快,且收益率较高,因而受融资约束较轻的企业受利润追逐动机驱动而从事金融资产投资的现象更加普遍。然而,经济政策不确定性的上升会导致银行出于对未来风险的担忧,减少总信贷供给,银行惜贷现象更加明显。受融资约束较轻的企业从事金融资产投资的资金主要依赖于银行和资本市场,经济政策不确定性的上升导致其资金来源受到限制,因此,融资约束较轻的企业相较于融资约束程度较高的企业,金融资产投资增长率将会下降更多。此外,受融资约束程度较轻的企业,融资结构中外源融资占比更高,因此,经济政策不确定性的上升对融资约束较弱企业的融资成本加成效应高于融资约束程度较重的企业,从而导致前者金融化趋势受到抑制的程度高于后者。综上所述,如果"利润追逐动机"占主导,则对于受融资约束较弱的企业而言,随着经济政策不确定的上升,它们的企业金融化程度将下降更多,即企业金融化对经济政策不确定性上升更敏感。

综合以上两方面,本文提出:

H3a:受融资约束程度较重的企业相较于受融资约束程度轻的企业,其金融化趋势对经济政策不确定性的变动更加敏感。

H3b:受融资约束程度较轻的企业相较于受融资约束程度重的企业,其金融化趋势对经济政策不确定性的变动更加敏感。

三、研究设计与研究数据

1. 样本选择与数据来源

本文选取2007年第一季度到2015年第四季度沪深两市A股上市公司的财务数据作为研究样本,并剔除ST、PT以及金融行业的样本[①]。关于经济政策不确定性,本文采用Baker et al.(2016)根据《南华早报》关键词搜索测算得到的指数[②],即《南华早报》中同时包括"中国"、"经济"、"不确定性"以及"政策"四个关键词的相关报道的数量占当月文章总数量的比重。目前,国内外较多研究都使用该指标分析了经济政策不确定性对企业投资、企业创新以及宏观经济效应的影响(Wang et al.,2014;李凤羽和杨墨竹,2015;田磊和林建浩,2016)。企业财务数据来自国泰安上市企业数据库(CSMAR),宏观经济数据来国家统计局。为了消除极端值对实证分析的干扰,本文对企业层面的连续变量进行了1%的双侧缩尾处理。

2. 实证模型与变量定义

参考刘珺等(2014),本文将交易性金融资产、衍生金融资产、可供出售金融资产、持有至到期投

① 上市公司的融资约束可能较轻,因而选择上市公司作为样本可能存在一定的样本选择偏差。但是,诸如工业企业数据库等非上市企业数据的数据频率较低,与经济政策不确定性(时间序列指标)匹配将损失大量的信息,引起估计结果的偏差。而且,国内外已有大量研究采用上市公司数据研究企业的现金持有、投资等问题,包括研究经济政策不确定性对企业投资行为的影响。故本文参考相关文献的做法,选择季度频率的上市公司数据作为样本。

② 数据来源于www.policyuncertainty.com/china_monthly.html。

资和投资性房地产等五个科目划分为金融资产。需要指出的是,除了这五个科目以外,长期股权投资中对金融机构的股权也属于企业持有的金融资产(宋军和陆旸,2015)。但是,季度的财务报表数据中仅披露加总的长期股权投资,企业对金融机构的长期股权投资需要从上市公司的年度财务报表附注中筛选得到,也就是说,这一数据是年度频率的。考虑到本文其他指标均为季度数据,两者不能加总,因此,本文在经济政策不确定性与企业金融化的基准回归中,暂不考虑企业对金融机构的长期股权投资。在对金融资产配置结构的分项检验中,本文也实证检验了经济政策不确定性对这部分投资的影响。

为了研究经济政策不确定性上升对企业金融化趋势的影响(H1a 和 H1b),本文建立了如下实证模型:

$$G_F_{i,t}=\alpha F_{i,t-1}+\beta EPU_t+\rho X_{i,t}+Quarter+\mu_i+\varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,下角标 i 代表企业,t 代表季度。被解释变量 G_F 是企业金融资产投资增长率,用来衡量企业金融化趋势[①],具体采用企业持有金融资产规模自然对数值的一阶差分(乘以 100)来度量。F 是企业持有金融资产的水平值,用企业金融资产自然对数值(乘以 100)度量。控制滞后一期的金融资产水平值,是为了捕捉企业金融化的均值收敛特征。若系数 α 显著小于 0,则表明金融化水平较低的企业,其金融化的速度更快。

EPU 表示经济政策不确定性,是本文的核心解释变量,采用当季度三个月指数的平均值(除以 100)来衡量。若 β 的估计值显著大于 0,则表明经济政策不确定性提高会加剧企业金融化趋势(H1a);反之,若 β 的估计值显著小于 0,则表明经济政策不确定性上升会抑制企业金融化趋势(H1b)。

$X_{i,t}$ 是一系列控制变量,包含了影响企业金融化的其他因素,包括企业和宏观两个层面。在企业层面,本文首先控制了金融与实体经济相对收益率(*Return_Gap*),用金融收益率与实体收益率之比来度量。借鉴张成思和张步昙(2016)的方法,金融收益率采用投资收益、公允价值变动损益、净汇兑收益之和扣除对联营和合营企业的投资收益后,除以金融资产总额来衡量,实体收益率则根据营业收益扣减营业成本、营业税金及附加、期间费用和资产减值损失后,除以经营资产总额来衡量。本文接着控制了金融与实体投资的相对风险(*Risk_Gap*),采用金融收益率三个季度滚动标准差与实体收益率三个季度滚动标准差之比来衡量。此外,本文还控制了企业层面影响企业投资的其他因素,包括公司规模(*Size*)、托宾 *Q*(*TobinQ*)、盈利能力(*ROA*)、成长性(*Salesgrowth*)、财务杠杆率(*Lev*)等。在宏观层面,本文控制了经济发展和货币政策等因素,包括实际 GDP 环比增速(*GDP*)、M2 增长率(*M2growth*)、银行贷款利率(*Loanrate*)等。详细的变量度量如表 1 所示。

在回归模型(1)中,μ_i 是企业固定效应,用来捕捉企业不随时间改变的个体异质性特征,降低模型遗漏解释变量的可能性。由于 *EPU* 是时间序列变量,因而,模型中不能控制时间固定效应,但是,考虑到企业金融投资增长率可能具有一定的季节特征,本文在模型中控制了季节的虚拟变量(*Quarter*)。$\varepsilon_{i,t}$ 是未观测到的残差项。在实证分析中,本文采用了聚类稳健标准误,将标准误聚类到行业层面。

为了检验经济政策不确定性与企业金融资产配置结构的关系(H2a 和 H2b),本文利用回归模

① 值得指出的是,本文采用金融资产增长率来度量企业金融化,而没有采用类似于企业投资的传统度量方式(投资与资产之比)。这是因为,企业金融化趋势反映了企业持有金融资产不断上升的过程,水平值的变化并非是本文重点关心的问题。企业金融资产增长率的高低反映了金融化的速度,故本文以金融资产增长率来度量企业金融化。

表 1　　变量定义

变量	描述	测算方法
G_F	金融资产投资增长率(%)	本期与上期金融资产自然对数值之差×100
F	金融资产对数值	本期金融资产的自然对数值×100
EPU	经济政策不确定性	当季度三个月算术平均值/100
Return_Gap	金融与实体相对收益率	金融收益率/实体收益率
Risk_Gap	金融与实体相对风险	金融收益率三个季度滚动标准差与实体收益率三个季度滚动标准差之比
Size	公司规模	总资产的自然对数值
TobinQ	托宾 Q	市值与总资产的比值
ROA	盈利能力(%)	净利润/总资产
Salesgrowth	企业成长性(%)	本期主营业务收入/上期主营业务收入−1
Lev	企业财务杠杆率(%)	总负债/总资产
GDP	实际 GDP 环比增速(%)	本季度实际 GDP/上季度实际 GDP−1(季度调整)
Loanrate	贷款利率水平	1 年期银行贷款利率
M2growth	M2 增长率(%)	本季度货币供给量/上季度货币供给量−1
G_Trade	交易性金融资产增长率(%)	本期与上期交易性金融资产自然对数值之差
G_Deriv	衍生金融资产增长率(%)	本期与上期衍生金融资产自然对数值之差
G_AvaiSale	可供出售金融资产增长率(%)	本期与上期可供出售金融资产自然对数值之差
G_Maturity	持有至到期投资增长率(%)	本期与上期持有至到期投资自然对数值之差
G_Invrealestate	投资性房地产增长率(%)	本期与上期投资性房地产自然对数值之差
G_Equityinv	长期股权投资增长率(%)	本期与上期对金融机构长期股权投资自然对数值之差
UnCon_Size	融资约束代理变量 1:公司规模	当公司规模大于同年同行业的中位数取 1,否则取 0
UnCon_Sales	融资约束代理变量 2:销售额	当公司销售额大于同年同行业的中位数取 1,否则取 0
UnCon_KZ	融资约束代理变量 3:KZ 指数	当 KZ 指数小于同年同行业的中位数取 1,否则为 0

型(1),进一步分别检验了经济政策不确定性上升对不同类型金融资产增长率的不同影响。金融资产可以划分为交易性金融资产(*G_Trade*)、衍生金融资产(*G_Deriv*)、可供出售金融资产(*G_AvaiSale*)、持有至到期投资(*G_Maturity*)和投资性房地产(*G_Invrealestate*)五部分。同时,本文还考虑了企业对金融机构的长期股权投资(*G_Equityinv*),具体包括企业对银行、证券公司、保险公司、基金公司、信托公司、资产管理公司、房地产公司长期股权投资等。具体的变量定义如表 1 所示。

为了检验经济政策不确定性与企业金融化的关系如何受到融资约束的影响 (H3a 和 H3b),本文构建了如下回归方程:

$$G_F_{i,t}=\alpha F_{i,t-1}+\beta EPU_t+\gamma EPU_t\times UnCon_{i,t}+\delta UnCon_{i,t}+\rho X_{i,t}+Quarter+\mu_i+\varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中,*UnCon* 是企业融资约束的虚拟变量,*UnCon*=1 表示企业受到的融资约束较弱,*UnCon*=0 表示企业受到的融资约束较强。本文采用了两类方法来度量企业融资约束;第一类方法采用企业规模来划分融资约束程度的高低(Guariglia and Mateut,2010),具体可以采用采用资产规模和销售额两种方法作为企业规模的代理变量,分别记为 *UnCon_Size* 和 *UnCon_Sales*。本文把规模大于同年同

行业中位数的企业设定为受融资约束较轻的企业(虚拟变量取值为 1),其余企业设定为受融资约束较重的企业(虚拟变量取值为 0)。第二类方法则使用 KZ 指数(Kaplan and Zingales,1997)。类似地,本文也将 KZ 指数转化为虚拟变量,记为 *UnCon_KZ*。在模型(2)中,本文添加了经济政策不确定性和融资约束的交乘项 $EPU_t \times UnCon_{i,t}$。

根据模型设定,由于 *UnCon* 是虚拟变量,系数 β 和系数 $\beta+\gamma$ 就分别代表了经济政策不确定性对受融资约束较严重企业和受融资约束较轻企业的金融化趋势的影响。通过比较这两个系数,本文能够准确识别企业金融化是出于“预防性储蓄动机”,还是“利润追逐动机”,具体识别动机的方法如表 2 所示。

表 2　　融资约束异质性与企业金融化动机的识别

企业金融化动机	*EPU* 上升对金融化趋势的影响	回归方程系数
预防性储蓄动机	促进	$\beta>0$; $\gamma<0$
	抑制	$\beta<0$; $\gamma>0$
利润追逐动机	抑制	$\beta<0$; $\gamma<0$
—	—	$\beta>0$; $\gamma>0$

如果企业出于预防性储蓄动机,如前文所述,经济政策不确定性的上升可能会对企业金融化有截然相反的两种影响。第一种情况下,企业为了防止经济政策不确定性的上升对未来经营风险的负面影响,那么企业可能会增持金融资产,以实现分散风险和流动性储备的功能。在这种机制的影响下,相较于受融资约束较轻的企业,受融资约束程度较重的企业的金融资产规模将会增长更快,因而,方程(2)中 *EPU* 的系数 β 将大于 0,但 *EPU* 与 *UnCon* 交乘项的系数 γ 将小于 0。第二种情况下,如果经济政策不确定性上升导致金融资产波动性增加,短期金融资产的流动性储存和变现能力下降,那么,企业将减少金融资产的持有。而且,受融资约束重的企业,其金融资产规模增长率下降趋势更为明显,*EPU* 的系数 β 将小于 0,但 *EPU* 与 *UnCon* 交乘项的系数 γ 将大于 0。

假设企业是基于“利润追逐动机”持有金融资产,那么,经济政策不确定性上升将提高金融市场波动性,减少银行信贷供给,从资金供给和金融资产质量两个方面抑制企业金融化趋势。融资约束较轻的企业因资金充裕而持有的金融资产较多,当面临经济政策不确定性上升时,其金融化资产规模下降的程度将更大,进而使得回归方程(2)中 *EPU* 的系数 β 小于 0,且 *EPU* 与 *UnCon* 交乘项的系数 γ 也小于 0。从理论上讲,无论在“预防性储蓄动机”,或者“利润追逐动机”下,都不会出现 $\beta>0$ 且 $\gamma>0$ 的情况。因此,本文通过估计方程(2)中 β 和 γ 的系数,比较融资约束不同的企业对经济政策上升的敏感性差异,就能够准确地识别出中国企业金融化的动机。

由于模型可能存在因遗漏变量而引起的内生性问题,本文分别采用固定效应模型和工具变量法进行实证分析。对于工具变量的选取,Wang et al.(2014)认为,新兴国家的利率和汇率等宏观变量的波动与美国货币政策的出台和变更相关,并且,美国经济政策的不确定性只通过影响中国经济政策的不确定性来影响中国企业金融化行为,因而,他们选择美国经济政策不确定性的滞后项作为中国经济政策不确定性的工具变量。考虑到除了美国,欧洲、日本和韩国等其他主要经济体的经济政策不确定性也可能通过贸易渠道影响中国经济政策不确定性,进而影响中国的企业金融投资行为,但中国的金融投资行为难以影响他国的经济政策不确定性,本文在 Wang et al.(2014)的基础上对工具变量做出一定的改进,采用中国主要贸易国经济政策不确定性的贸易份额加权平均值作

为工具变量。[①]具体地,本文选取美国、日本、韩国、英国、法国、德国、意大利这七个国家的经济政策不确定性指数,以中国对这些国家的进出口总额占比作为权重,使用加权平均方法得到了中国政策不确定性的工具变量。最后,本文还采用了两阶段系统 GMM 方法对模型进行了稳健性检验。

四、实证结果分析

1. 基准回归

表 3 报告了经济政策不确定性对企业金融化影响的基准回归结果。在第(1)列中,本文控制了企业层面的控制变量,采用固定效应模型进行估计。经济政策不确定性(*EPU*)系数为–3.79,且在 1%的统计水平上显著。这表明,经济政策不确定性越高时,企业金融化趋势会越弱。考虑到一些宏观经济变量会同时对经济政策不确定性和企业金融化造成影响,为了防止遗漏变量,第(2)列在第(1)的基础上新增了 GDP 增长率、M2 增长率和利率等宏观层面的控制变量。经济政策不确定性的系数变为–3.41,仍然在 1%的统计水平上显著。

为了进一步克服潜在内生性对实证结果的影响, 本文以七国加权平均的经济政策不确定性为中国经济政策不确定性的工具变量,采用两阶段最小二乘法对模型进行了估计,结果如表 3 第(3)、(4)列所示。Anderson 检验(p 值)和 Cragg–Donald Wald 检验(F 值)均表明本文选取的工具变量是有效的。与固定效应模型下的结果一致,*EPU* 的系数均在 1%的统计水平上小于 0,也就是说,本文的回归结果是稳健的。以第(4)列的结果为例,粗略计算可知,经济政策不确定性每增加 1 个标准差(0.41),企业金融资产投资增长率会下降 3.4 个百分点。由此可见,无论是从统计意义上还是经济意义上看,经济政策不确定性上升均对企业金融化程度有显著的抑制作用,这支持了假设 1b,而反对了假设 1a。经济政策不确定性的上升并不是中国经济“脱实向虚”的原因,频繁推出的经济政策在阻碍实体经济投资活动的同时,也对企业金融化起到一定的抑制作用。

2. 地区和行业的异质性

由于资源禀赋和政策力度的差异,中国经济发展长期存在着区域失衡的问题。不同地区经济发达程度、金融市场完善程度以及金融中介发育程度存在较大差异,因而经济活动对经济政策不确定性的敏感程度也不相同。为了考察经济政策不确定性上升对不同地区企业金融化的异质性影响,本文将样本分为东部、中西部两个子样本,分别对基准模型进行回归,实证结果如表 4 所示。表 4 第(1)、(2) 列分别报告了东部、中西部地区经济政策不确定性对企业金融化影响的固定效应回归结果。在东部和中西部地区的两个子样本中,经济政策不确定性的系数均在 1%的统计水平显著小于 0,但是,在中西部地区子样本中经济政策不确定性系数的绝对值更大。考虑到模型可能的内生性问题,表 4 第(3)、(4)列报告了采用七国贸易加权后的经济政策不确定性指数作为工具变量的 2SLS 估计结果。在东部地区和中西部地区两个子样本中,经济政策不确定性(*EPU*)的系数分别为–7.79 和–9.10,且均在 1%的统计水平下显著。这与固定效应模型的结果保持了一致。以上结果均表明,经济政策不确定性上升对企业金融化的抑制作用在中西部地区更强。

要素资源禀赋、地区倾向性政策以及市场化进程的差异导致了中国地区发展严重失衡。中西部地区普遍存在地理环境恶劣、制度环境较差和经济欠发达等问题,缺乏良好的实体投机机会,而金融投资不受地理条件约束的特点, 使得中西部地区的金融资产投资与实体投资相比更加活跃。而且,中西部地区受限于经济发达程度、金融市场化程度以及中介和法律市场的完善程度的影响,应对政府政策出台和实施引致的市场需求更迭、产业结构变迁和制度设计变更的能力较差,进而对经

① 需要指出的是,即便采用 Wang et al.(2014)的工具变量,也能够得到与本文一致的结论。

表 3　　经济政策不确定性对企业金融化的影响

因变量:*G_F*	(1)	(2)	(3)	(4)
	FE	FE	2SLS	2SLS
EPU	−3.7909***	−3.4149***	−10.0728***	−8.1995***
	(0.4140)	(0.4080)	(0.7210)	(0.7250)
观测值	32523	32523	32412	32412
R^2	0.1326	0.1367	0.1279	0.1340
企业层面控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
宏观层面控制变量	No	Yes	No	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
季节效应	Yes	Yes	Yes	Yes
Anderson 检验			0.0000	0.0000
Cragg−Donald 检验			2.6e+04	2.6e+04

注:括号内为聚类到行业层面的稳健标准误,***、**、* 分别表示 1%、5%、10%统计水平下显著。受篇幅限制,本文未报告控制变量的回归系数,详见《中国工业经济》官网(http://www.ciejournal.org)附录,下同。

表 4　　经济政策不确定性对企业金融化影响的地区差异

因变量:*G_F*	(1) FE 东部	(2) FE 中西部	(3) 2SLS 东部	(4) 2SLS 中西部
EPU	−3.4038***	−3.4548***	−7.7892***	−9.1009***
	(0.5090)	(0.7940)	(0.8760)	(1.2870)
观测值	22163	10360	22084	10328
R^2	0.1409	0.1299	0.1387	0.126
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
季节效应	Yes	Yes	Yes	Yes
Anderson 检验			0.0000	0.1262
Cragg−Donald 检验			1.8e+04	8269.972

注:括号内为聚类到行业层面的稳健标准误,***、**、* 分别表示 1%、5%、10%统计水平下显著。

济政策不确定性的变动更加敏感。因此,经济政策不确定性对企业金融化的影响存在区域差异,即经济政策不确定性对中西部所在企业的金融化程度的抑制作用强于对东部发达地区的抑制作用。

经济政策不确定性对企业金融化的影响除了存在区域性差异,也可能与所处行业的竞争程度有关。关于衡量行业竞争程度的指标,本文按照销售额计算了赫芬达尔指数,将赫芬达尔指数低于中位数的行业划分为竞争激烈的行业,高于中位数的行业划分为竞争程度较弱的行业。[①]基于不同的子样本,分别对基准模型进行实证检验,可以得到如表 5 所示的实证结果。

① 出于稳健性考虑,本文也测算了基于公司总资产规模的赫芬达尔指数,并基于该指数对样本进行分组,最终得到的结果与表 5 保持了一致。详见《中国工业经济》网站(http://www.ciejournal.org)附录。

表5左边两列和右边两列分别是固定效应模型和工具变量法的回归结果。在第(1)列中,经济政策不确定性的系数为-3.89,且在1%的水平上显著;在第(2)列中,经济政策不确定性的系数不显著。这表明,在市场竞争程度更强的行业,经济政策不确定性上升对企业金融化的抑制作用更强。这是因为,在市场竞争程度较低的行业中,企业具有一定的垄断性,具有充分的市场控制力,对上下游关联企业的议价能力较强。当经济政策不确定性上升时,企业能够通过合理安排投融资结构,利用其市场力量对冲经济政策不确定性上升带来的负面影响,承担一定的金融市场风险。此外,市场竞争程度较低的行业,大多是国有企业占主导的行业。国有企业与政府关系密切,具有信息优势,当经济政策不确定性提升时,它们仍然能够获得相对准确的政策信息,从而较少减持企业金融资产。换言之,在市场竞争程度高的行业,企业对经济政策更加敏感,因而,经济政策不确定性上升将引致企业经营环境发生较大改变,从而更大程度上抑制了它们的金融化趋势。

第(3)、(4)列报告了两阶段最小二乘法的回归结果,虽然在竞争程度较低的子样本中,经济政策不确定性的系数在1%的统计水平上显著小于0,但是其系数的绝对值仍然显著小于竞争程度较高的子样本的情况,与固定效应模型下的结果类似。

综合以上两类异质性分析的结果,本文发现,在对经济政策变动更加敏感的中西部地区、竞争程度高的行业,经济政策不确定性上升对企业金融化的抑制作用更大。这确认了本文关于企业金融化动机的判断。在预防性储蓄动机下,企业若对经济政策变动更加敏感,则企业应当持有更多的金融资产;在利润追逐动机下,企业若对经济政策变动更加敏感,则企业应当持有更少的金融资产。显然,本文的实证结论支持了后者,即企业金融化的利润追逐动机。

表5　　经济政策不确定性对企业金融化影响的行业差异

因变量:*G_F*	(1) FE 竞争程度较高	(2) FE 竞争程度较低	(3) 2SLS 竞争程度较高	(4) 2SLS 竞争程度较低
EPU	-3.8918***	-0.8870	-8.9884***	-3.3325**
	(0.4180)	(0.8730)	(0.8010)	(1.6740)
观测值	27490	5033	27375	5010
R^2	0.1413	0.1325	0.1383	0.1316
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
季节效应	Yes	Yes	Yes	Yes
Anderson 检验			0.0000	0.0000
Cragg-Donald 检验			2.2e+04	4261.490

注:括号内为聚类到行业层面的稳健标准误,***、**、*分别表示1%、5%、10%统计水平下显著。

3. 经济政策不确定性与企业金融资产配置结构

经济政策不确定性提高不仅会影响企业金融化程度,也会影响金融资产配置结构。不同类型的金融资产因期限、流动性的不同,受经济政策不确定性的影响也不同。为了检验H2a和H2b,本文估计了经济政策不确定性提高对不同类型金融资产增长率的影响,实证结果如表6所示。

表 6 第(1)—(6)列分别给出了经济政策不确定性提高对交易性金融资产、衍生金融资产、可供出售金融资产、持有至到期投资、投资性房地产和长期股权投资影响的回归结果。对于交易性金融资产和可供出售金融资产而言,经济政策不确定性(*EPU*)的回归系数分别为–5.24 和–6.13,且均在1%的水平下显著;对于企业投资于金融部门的长期股权投资而言,经济政策不确定性(*EPU*)的系数为 10.46,且在 5%的统计水平下显著为正;对于衍生金融资产、持有至到期投资和投资性房地产而言,经济政策不确定性(*EPU*)的系数不显著。这表明,经济政策不确定性提高显著抑制了企业对投机性强的短期金融资产的持有,而促进了企业对长期保值资产的持有。为了克服模型因遗漏变量导致的内生性问题,本文贸易份额加权平均的七国经济政策不确定性作为工具变量进行回归,得到了与表 6 一致的回归结果(见表 7)。

以上实证结果验证了 H2b,即经济政策不确定性的提高将抑制短期金融资产增长率上升,促进长期金融资产增长率提高,导致金融资产配置结构由投机性、短期金融资产向保值性、长期金融资产转移。这一结论能够帮助本文进一步识别企业金融化的动机。当企业金融化以预防性储蓄为目的时,企业为了应对不断上升的经济政策不确定性,应当增持流动性更强的短期金融资产,对应地,减持流动性较差的长期金融资产。当企业金融化以利润追逐为目的,企业为了应对不断上升的经济政策不确定性,会卖出受金融市场影响较大的短期投机型金融资产,增持相对保值的长期金融资产。显然,本文的实证结论支持了后者。

此外,这一结论也能够帮助本文识别金融市场风险的影响渠道。经济政策不确定性上升抑制企业金融化的主要渠道包括抑制银行信贷(资金来源)和提高金融市场风险(金融资产质量)两个方面。抑制银行信贷显然主要影响企业金融化的整体规模,而对企业金融化的结构影响不大。对不同资产类型的回归结果进行比较,能够控制住银行信贷渠道,单独分析金融市场风险的渠道。回归结果表明,企业在面临经济政策不确定性上升时,减持了波动更大的短期金融资产,增持相对稳定的房地产,证明了金融市场风险渠道的存在性,即经济政策不确定性上升会通过影响金融资产价格波动,抑制企业金融化。

4. 融资约束异质性

上述实证结果均已表明,经济政策不确定性的上升会抑制企业金融化趋势。为了进一步弄清楚企业金融化行为背后的逻辑,本文还采用融资约束与经济政策不确定性(*EPU*)的交互项来识别非

表 6　　经济政策不确定性对企业金融化影响的资产差异

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	G_Trade	*G_Deriv*	*G_AvaiSale*	*G_Maturity*	*G_Invrealestate*	*G_Equityinv*
EPU	–5.2449***	5.4230	–6.1284***	–1.5523	0.0142	10.4570**
	(1.1670)	(9.8090)	(0.5750)	(1.4530)	(0.2190)	(4.0010)
观测值	10031	100	14688	2327	21624	2764
R^2	0.218	0.727	0.124	0.165	0.072	0.038
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
季节效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注:括号内为聚类到行业层面的稳健标准误,***、**、* 分别表示 1%、5%、10%统计水平下显著。

表 7　　经济政策不确定性对企业金融化影响的资产差异:工具变量法

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	G_Trade	*G_Deriv*	*G_AvaiSale*	*G_Maturity*	*G_Invrealestate*	*G_Equityinv*
EPU	−6.3253***	−57.6107	−15.2816***	−2.2071	0.1204	27.4415**
	(2.043)	(53.463)	(1.079)	(2.902)	(0.375)	(10.710)
观测值	9897	91	14578	2274	21581	2680
R^2	0.2180	0.7023	0.1136	0.1648	0.0721	0.0312
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
季节效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Anderson 检验	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Cragg−Donald 检验	7592.427	17.059	1.1e+04	1272.750	1.7e+04	429.939

注:括号内为聚类到行业层面的稳健标准误,***、**、* 分别表示 1%、5%、10%统计水平下显著。

金融企业金融化的动机,得到的回归结果如表 8 所示。

表 8 中第(1)—(3)列是固定效应模型的回归结果,第(4)—(6)列是工具变量法的回归结果。本文分别引入了三个融资约束指标与经济政策不确定性(*EPU*)的交乘项,来考察经济政策不确定性提升对受融资约束程度不同企业的金融化趋势的异质性影响。可以看到,在(1)—(3)列中,融资约束(轻)与 *EPU* 交乘项的系数均小于 0,且规模虚拟变量和销售额虚拟变量与融资约束(轻)的交乘系数都至少在 5%的统计水平上显著,而经济政策不确定性(*EPU*)本身的系数也显著为负。这表明,经济政策不确定性上升会显著抑制企业金融化趋势,并且对于融资约束较弱的企业(*UnCon*=1)而言,其抑制作用更强。采用工具变量法的回归结果如第(4)—(6)列所示,融资约束(轻)与 *EPU* 交乘项的系数均显著小于 0,与固定效应模型的结果基本一致。

受融资约束严重的企业具有较强的动机持有流动性资产作为预防性储蓄。根据前文的分析,如果企业基于预防性储蓄动机而增持金融资产,那么,融资约束程度高的企业的金融资产投资增长率对经济政策不确定性的变动更加敏感。实证结果并未支持这一判断,即 H3a 没有得到验证。也就是说,中国企业金融化行为的主要动机并不是预防性储蓄。从另一个角度看,如果企业持有金融资产是以利润追逐为目的,那么,当经济政策不确定性上升时,这些企业就会因金融资产收益的不确定性增加和银行信贷总供给的减少而降低对金融资产的持有, 企业持有金融资产的增长率将下降更多。表 8 的实证结果支持了这一分析,即 H3b 得到了验证。综上所述,进一步从融资约束异质性的角度看,利润追逐仍然是中国企业金融化的主要动机,而预防性储蓄动机得不到任何实证结果的支持。

5. 稳健性检验

(1)内生性问题。在基准模型中,本文添加了较多的控制变量,且控制了企业固定效应和季节效应,尽可能削弱遗漏解释变量可能带来的内生性问题。即便如此,出于稳健性考虑,本文将七国贸易加权后的国外经济政策不确定性指数作为中国经济政策不确定性的工具变量, 采用两阶段最小二乘法对模型进行了重新估计,得到了一致的结论。为了减少工具变量选择带来的影响,本文进一步采用备选的工具变量,对经济政策不确定性与企业金融化的关系重新进行了估计。全球经济政策不

表 8　　融资约束、经济政策不确定性与企业金融化

因变量：*G_F*	(1) FE	(2) FE	(3) FE	(4) 2SLS	(5) 2SLS	(6) 2SLS
EPU	−2.4147***	−2.1689***	−2.8366***	−5.8346***	−6.6197***	−7.2149***
	(0.6200)	(0.5610)	(0.5760)	(1.0740)	(1.0770)	(0.9800)
UnCon_Size·EPU	−1.6876**			−3.8980***		
	(0.7990)			(1.2980)		
UnCon_Size	2.4765			6.2606**		
	(2.5440)			(2.9360)		
UnCon_Sale·EPU		−2.0456**			−2.5005*	
		(0.8370)			(1.3000)	
UnCon_Sale		−1.3643			−0.2663	
		(2.9550)			(2.8190)	
UnCon_KZ·EPU			−1.1484			−2.2300*
			(0.7340)			(1.2890)
UnCon_KZ			3.1088*			4.1375*
			(1.6790)			(2.4650)
R^2	0.1370	0.1370	0.1380	0.1340	0.1344	0.1350
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
季节效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Anderson 检验				0.0000	0.0000	0.0000
Cragg-Donald 检验				1.2e+04	1.2e+04	1.2e+04

注：括号内为聚类到行业层面的稳健标准误，***、**、* 分别表示 1%、5%、10%统计水平下显著。

确定性会影响中国的经济政策不确定性，但是并不直接影响中国企业的金融化行为，本文采用全球经济政策不确定性作为中国经济政策不确定性的备选工具变量，采用两阶段最小二乘法的回归结果与基准模型保持了一致。

此外，由于本文的回归模型属于动态面板模型，因此，本文还采用了两阶段系统 GMM 来处理内生性问题。本文将所有的变量均视为内生变量，将行业虚拟变量视为外生变量，并采用经济政策不确定性、金融与实体相对收益率、财务杠杆率等变量的滞后项作为 GMM 型工具变量，并采用了稳健标准误。受限于篇幅，本文未在正文中报告回归结果。在回归结果中，经济政策不确定性的系数在 1%的统计水平上显著为负，说明经济政策不确定性的上升会抑制企业金融资产投资趋势，进一步证明了本文的结论是稳健的。

(2)经济政策不确定性的不同度量方式。在基准模型中，本文采用当季度三个月经济政策不确定性的平均值作为当季度该指数的度量。为了保证实证结果的有效性和科学性，本文另外采用两种方法测算了经济政策不确定性。一方面，考虑到金融投资对经济政策不确定性的反应时间较短，在稳健性检验中，本文采用当季度最后一月的指数作为当季的代理指标；另一方面，参考 Gulen and Ion(2016)，以 1/6、2/6 和 3/6 分别作为每季度中第一月、第二月和第三月 *EPU* 指数的权重，采用加权平均的方法计算了当季度经济政策不确定性的代理指标。无论采用哪种测算方法，实证结果均与基准模型的回归结果保持一致。

五、进一步讨论:中国企业金融化动机形成的原因

金融资产具有流动性和投资的双重属性,因而,从理论上讲,企业金融化可能存在预防性储蓄和利润追逐两种不同的动机。Duchin et al.(2017)的研究均发现,在发达国家,企业主要是以预防性储蓄作为主要动机。但本文的实证分析结果均表明,中国企业金融化的动机是利润追逐,而非预防性储蓄。为什么中国企业金融化的动机会和其他国家的企业不同?本文认为,这与银行信贷供给歧视、金融市场不完善以及民间实体投资环境不佳等因素有关。

在中国国有银行垄断经营、金融行业准入门槛较高的背景下,优质信贷资源大多流向国有企业、大规模企业,而对经济增长贡献较大的中小企业很难从主流金融机构获得信贷支持(Allen et al.,2005)。信贷资源从金融机构到企业的初次配置存在严重的供求失衡。一方面,国有企业很容易从资本市场融入超过其生产经营需要的资金,大量资金在企业内部闲置,金融资产投资需求旺盛;另一方面,中小企业因抵押品价值较低、信息不对称等问题难以从银行获得低息、长期的贷款支持,融资意愿强烈(徐军辉,2013;韩珣等,2017)。垄断和融资地位不平等导致企业的过度借贷行为,金融市场高额的利差收益使得企业更愿意将超募资金投向各类金融资产投资。国有大规模企业等融资优势方能够利用股权融资、债权融资等方式融入超过其自身生产经营所需的资金,转而通过购买股票、债券、银行理财产品、委托贷款等方式从事各类金融资产投资活动(刘珺等,2014),非金融部门金融化趋势日益明显。因此,主流金融机构的信贷配给在一定程度上诱发了企业之间自发形成的信贷资金二次配置,从而强化了融资约束较轻的企业的逐利性金融资产投资行为。这与 Shin and Zhao(2013)和王永钦等(2015)所提出的原因一致。

中国金融市场不发达,股票市场和债券市场的大幅波动使得短期金融资产很难成为企业流动性管理的选择。金融市场的良好金融功能是金融市场能够发挥作用的前提(彭俞超,2015)。作为预防性储蓄的金融资产,应该具有较强的变现能力和相对稳定的价格。然而,中国的金融市场不够完善,金融资产品类不全,且金融资产价格波动较大,导致金融资产不足以满足预防性储蓄的要求。现金作为公司流动性最强的资产,其价值几乎不受金融市场波动的影响,能够防范财务危机的发生。中国金融生态环境的好坏将对公司现金策略产生直接影响。在外部金融市场发育程度较低的情况下,企业超额持有现金具有更高的现金价值效应(潘俊等,2015),这时,企业将更倾向于持有现金、银行存款等变现能力和流动性更强的货币资金以应对经济政策不确定性的上升可能给经营活动带来的负面影响。也就是说,要增强金融资产的预防性储蓄功能,必须要提高金融市场的完备性和金融资产的流动性。

中国政府投资比重一直处于较高水平,在一定程度挤出了民间的实体经济投资。政府贷款会推高利率,挤占私人信贷资源,从而降低民间投资。政府的预算赤字也会通过降低资本形成率而对私人投资产生负面影响。现有研究指出,政府投资规模的增加与民间投资整体呈负相关关系,即政府投资会挤出民间投资,造成民间投资意愿降低(扈文秀和孔婷婷,2014)。蔡晓慧和茹玉骢(2016)研究发现,短期中政府基础设施投资会提高企业融资成本,进而抑制企业研发活动,从而对企业民间投资形成挤出效应。2008 年美国次贷危机发生后,中国政府实施了扩张性财政政策和货币政策,并通过利率、价格和资金传导机制挤出民间投资,进而导致中国民间投资意愿较弱。此外,实体经济长期疲软,投资收益率持续下滑,导致企业从事生产性投资的积极性有所减弱,金融资产成为其释放流动性、弥补生产性亏损的替代性选择。由此可见,实体投资环境的恶化和投资机会的减少,也是进一步强化企业金融化趋势的重要原因。

六、主要结论和政策建议

本文采用 Baker et al.(2016)构建的经济政策不确定性指数,利用沪深两市 A 股非金融行业上市公司 2007 年第一季度至 2015 年第四季度的数据,实证检验了经济政策不确定性上升对企业金融化的影响。实证结果表明:①经济政策不确定性上升不仅不是企业金融化的原因,而且还会抑制企业金融化。一方面,从企业角度看,经济政策不确定性的提高会导致金融市场风险增加,通过降低金融资产质量抑制了企业金融化趋势;另一方面,从债权人角度看,经济政策不确定性的提高导致银行发放贷款更加谨慎,通过降低资金供给抑制了企业金融化趋势。②处于不同地区和行业的企业的金融资产投资行为受经济政策不确定变动的敏感程度存在较大差异。经济政策不确定性上升对企业金融化趋势的抑制作用在中西部地区、竞争更激烈的行业更为显著。③经济政策不确定性对企业金融化程度的影响不仅存在规模效应,也具有结构调整效应。经济政策不确定性的提升会影响金融资产配置结构,具体表现在投机性、短期金融资产向保值性、长期金融资产的转移。④对于融资约束较弱的企业而言,其金融化趋势对经济政策不确定性的上升更加敏感,支持了企业金融化的利润追逐动机。多种模型设定和变量度量均不改变上述结论。

本文的研究结论对于重新审视和解决中国现阶段虚实相悖、杠杆率高企以及金融资产投资乱象等问题提供了新的思路。经济政策不确定性上升并非是中国企业金融化的动因,也并未对企业金融化趋势造成恶化的影响。要解决经济“脱实向虚”的问题,应从根本上消除信贷歧视,提高金融支持实体经济的力度,提高资金配置效率;应完善金融市场,提高金融市场和金融资产的功能属性;进一步积极改善民间投资环境,使企业能够从实体经济中获得较高的收益。只有使金融回归本源,服从服务于实体经济,才能促进金融与经济的协调发展。

〔参考文献〕

〔1〕蔡明荣,任世驰. 企业金融化:一项研究综述[J]. 财经科学, 2014,(7):41-51.
〔2〕蔡晓慧,茹玉骢. 地方政府基础设施投资会抑制企业技术创新吗?——基于中国制造业企业数据的经验研究[J].管理世界, 2016,(11):32-52.
〔3〕陈国进,王少谦. 经济政策不确定性如何影响企业投资行为[J]. 财贸经济, 2016,(5):5-21.
〔4〕陈国进,张润泽,赵向琴. 政策不确定性、消费行为与股票资产定价[J]. 世界经济, 2017,(1):116-141.
〔5〕成思危. 虚拟经济不可膨胀[J]. 资本市场, 2015,(1):8.
〔6〕杜勇,张欢,陈建英. 金融化对实体企业未来主业发展的影响:促进还是抑制[J]. 中国工业经济, 2017,(12):113-131.
〔7〕郭豫媚,陈伟泽,陈彦斌. 中国货币政策有效性下降与预期管理研究[J]. 经济研究, 2016,(1):28-41.
〔8〕韩珣,田广宁,李建军.非金融企业影子银行化与融资结构[J]. 国际金融研究, 2017,(10):44-51.
〔9〕扈文秀,孔婷婷. 政府投资对民间投资的影响效应——基于中国经济的实证研究[J]. 国际金融研究, 2014,(11):87-96.
〔10〕胡奕明,王雪婷,张瑾. 金融资产配置动机:“蓄水池”或“替代”?——来自中国上市公司的证据[J]. 经济研究, 2017,(1):181-194.
〔11〕黄群慧. 论新时期中国实体经济的发展[J]. 中国工业经济, 2017,(9):5-24.
〔12〕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[J]. 金融研究, 2015,(4):115-129.
〔13〕李浩举,程小可,郑立东. 经济政策不确定性、营运资本管理与企业价值[J]. 中央财经大学学报, 2016,(3):72-81.
〔14〕李建军,马思超. 中小企业过桥贷款投融资的财务效应——来自中国中小企业板上市公司的证据[J]. 金融研究,

2017,(3):116–129.
〔15〕刘珺,盛宏清,马岩. 企业部门参与影子银行业务机制及社会福利损失模型分析[J]. 金融研究, 2014,(5):96–109.
〔16〕鲁春义,丁晓钦. 经济金融化行为的政治经济学分析——一个演化博弈框架[J]. 财经研究, 2016,(7):52–62.
〔17〕潘俊,王亮亮,吕雪晶. 金融生态环境、内部资本市场与公司现金策略[J]. 管理评论, 2015,(5):58–69.
〔18〕彭俞超. 金融功能观视角下的金融结构与经济增长——来自 1989—2011 年的国际经验[J]. 金融研究, 2015,(1):32–49.
〔19〕彭俞超,方意. 结构性货币政策、产业结构升级与经济稳定[J]. 经济研究, 2016,(7):29–42.
〔20〕彭俞超,刘代民,顾雷雷. 减税能缓解经济“脱实向虚”吗?——来自上市公司的证据[J]. 税务研究, 2017,(8):93–97.
〔21〕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[J]. 世界经济, 2017,(2):27–51.
〔22〕宋军,陆旸. 非货币金融资产和经营收益率的 U 形关系——来自中国上市非金融公司的金融化证据[J]. 金融研究, 2015,(6):111–127.
〔23〕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[J]. 世界经济, 2017,(12):3–26.
〔24〕田磊,林建浩. 经济政策不确定性兼具产出效应和通胀效应吗?来自中国的经验证据[J]. 南开经济研究, 2016,(2):3–24.
〔25〕王国刚. “去杠杆”:范畴界定、操作重心和可选之策[J]. 经济学动态, 2017,(7):16–25.
〔26〕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[J]. 金融研究, 2014,(9):53–68.
〔27〕王永钦,刘紫寒,李嫦. 识别中国非金融企业的影子银行活动——来自合并资产负债表的证据[J]. 管理世界, 2015,(12):24–40.
〔28〕谢家智,王文涛,江源. 制造业金融化、政府控制与技术创新[J]. 经济学动态, 2014,(11):78–88.
〔29〕徐军辉. 中国式影子银行的发展及其对中小企业融资的影响[J]. 财经科学, 2013,(2):11–20.
〔30〕杨筝,刘放,王红建. 企业交易性金融资产配置:资金储备还是投机行为[J]. 管理评论, 2017,(2):13–25.
〔31〕张成思,张步昙. 再论金融与实体经济:经济金融化视角[J]. 经济学动态, 2015,(6):56–66.
〔32〕张成思,张步昙. 中国实业投资率下降之谜:经济金融化视角[J]. 经济研究, 2016,(12):32–46.
〔33〕Allen, F., J. Qian, and M. Qian. Law Finance and Economic Growth in China [J]. Journal of Financial Economics, 2005,77(1):116–157.
〔34〕Baker, S., N. Bloom, and S. Davis, Measuring Economic Policy Uncertainty [J]. Quarterly Journal of Economics, 2016,131(4):1593–1636.
〔35〕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.
〔36〕Bloom, N., S. Bond, and J. V. Reenen. Uncertainty and Investment Dynamics [J]. Review of Economic Studies, 2010,74(2):391–415.
〔37〕Demir, F. Financial Liberalization, Private Investment and Portfolio Choice: Financialization of Real Sectors in Emerging Markets[J]. Journal of Development Economics, 2009,88(2):314–324.
〔38〕Demir, E., and O. Ersan. Economic Policy Uncertainty and Cash Holdings: Evidence from BRIC Countries [J]. Emerging Markets Review, 2017,33(1):189–200.
〔39〕Duchin, R., T. Gilbert, J. Harford, and C. Hrdlicka. Precautionary Savings with Risky Assets: When Cash is not Cash[J]. The Journal of Finance, 2017,72(2):793–852.
〔40〕Epstein, G. A. Financialization and the World Economy[M]. Edward Elgar, 2006.
〔41〕Guariglia, A., and S. Mateut. Inventory Investment, Global Engagement, and Financial Constraints in the UK: Evidence from Micro Data[J]. Journal of Macroeconomics, 2010,32(1):239–250.
〔42〕Gulen, H., and M. Ion. Policy Uncertainty and Corporate Investment [J]. The Review of Financial Studies,

2016,29(3):523-564

〔43〕Julio, B., and Y. Yook. Political Uncertainty and Corporate Investment Cycles [J]. The Journal of Finance, 2012,67(1):45-83.

〔44〕Kaplan, S. N., and L. Zingales. Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints[J]. Quarterly Journal of Economics, 1997,112(1):169-215.

〔45〕Krippner, G. R. The Financialization of the American Economy[J]. Socio-Economic Review, 2005,3(2):173-208.

〔46〕Le, Q. V., and P. J. Zak. Political Risk and Capital Flight [J]. Journal of International Money & Finance, 2006,(25):308-329.

〔47〕Opler, T., L. Pinkowitz, and R. Stulz. The Determinants and Implications of Corporate Cash Holdings [J]. Journal of Financial Economics, 1999,52(1):3-46.

〔48〕Pastor, L., and P. Veronesi. Uncertainty about Government Policy and Stock Prices[J]. The Journal of Finance, 2012,67(4):1219-1264.

〔49〕Pastor, L., and P. Veronesi. Political uncertainty and Risk Premier [J]. Journal of Financial Economics, 2013, 110(3):520-545

〔50〕Shin, H. S., and L. Zhao. Firms as Surrogate Intermediaries: Evidence from Emerging Economics[R]. Princeton Working Paper, 2013.

〔51〕Wang, Y., C. R. Chen, and Y. S. Huang. Economic Policy Uncertainty and Corporate Investment: Evidence from China[J]. Pacific-Basin Finance Journal, 2014,26(3):227-243.

Economic Policy Uncertainty and Corporate Financialization

PENG Yu-chao[1,2], HAN Xun[3], LI Jian-jun[3]

(1. AIIB Institute, Central University of Finance and Economics, Beijing 100081, China;
2. School of Finance, Renmin University of China, Beijing 100872, China;
3. School of Finance, Central University of Finance and Economics, Beijing 100081, China)

Abstract: Recent economy in China has driven from entity to virtual which has drawn much attention in academia. Both domestic and foreign studies have shown that increase in economic policy uncertainty (EPU) would restrain real sector investment. Is corporate financialization the result of economic policy uncertainty rising? This paper uses the empirical quarterly data of all"A" share listed companies from 2007 to 2015, to empirically answer the question. The results show that, in general, increase in EPU would restrain financialization trend. In terms of region and industry, the negative effect of EPU on corporate financialization is more pronounced in the middle and western regions, and industries of intense competition. Further analysis shows that EPU will not only impact enterprises' financial investment scale, but also will affect financial assets structure. Firms would reduce the investment level of speculative financial asset, and increase long-term value reserving financial investment in consideration of financial market risk and business risk. Finally, the paper also finds that, enterprises' financialization trend with lower financial constraint, is more sensitive to the rise of economic uncertainty, which suggests that speculating is the essential motivation of enterprises' financialization in China, rather than precautionary saving. The paper provides some reference for government to lead corporate investment back to real sector.

Key Words: economic policy uncertainty; financialization; financial asset allocation

JEL Classification: E50 G32 G30

〔责任编辑:姚鹏〕