

# 中国经济微观不确定性的测度及效应研究<sup>\*</sup>

刘蕴霆 朱彦頔

**摘要:**本文以 2003—2021 年我国 A 股上市企业的财务数据为样本,对中国微观经济不确定性进行测度并研究其对企业层面投资及宏观经济的效应。研究发现,微观不确定性提高会抑制企业投资水平,但这种抑制作用随着时间延长削弱,并在中长期反转。微观不确定性在短期主要通过实物期权与金融摩擦两种渠道影响企业投资水平。本文提出并验证了微观不确定性的资源分配渠道,此渠道在中长期会促进企业投资。微观不确定性在宏观层面效应与在微观方面一致,且表现为总需求冲击。本文深化了经济不确定性的度量及传导机制研究。在政策启示上,政策需要区分不确定性来源,关注企业层面不确定性,并且适度包容和引导市场中资源再分配,以为市场经济保驾护航。

**关键词:**微观不确定性 投资 资源分配 真实期权 金融摩擦

## 一、引言

近些年来,全球经济环境复杂多变,不确定性因素不断涌现。地缘政治、供应链冲击等因素加深了中国经济不确定性,不确定性对经济的影响也是政策制定者与学界关注的重要议题。因此,对中国经济不确定性的测度及研究其对中国经济运行状况的影响,有助于深入理解中国经济各部门在不确定性下的行为变化,也对政府如何采取适当的措施监控和应对经济不确定性的变化,保障经济平稳运行具有重要的指导意义。

根据 Knight(1921)的定义,不确定性是指经济主体无法预测的未来事件可能性。经济不确定性研究的关键问题之一是如何测度不确定性。现有文献从多个方面对不确定性进行测度并研究不确定性对经济的影响。如 Bloom(2009)的开创性工作通过股票市场的波动率指数(VIX)度量不确定性;Jurado et al(2015)通过对大量宏观变量构建因子预测模型并基于预测误差构建了不确定指数;Baker et al(2016)通过对新闻报纸上的关键词文本分析构造了经济政策不确定指数(EPU)。关于中国经济的不确定性研究大多使用 Baker et al(2016)提出的经济政策不确定性及宏观总体层面的不确定性(王义中、宋敏,2014;黄卓等,2018)作为中国经济不确定性的代理变量。

企业是市场经济的主体部分,国务院 2020 年关于新时代加快完善社会主义市场经济体制的意见中指出,“我国市场体系还存在市场激励不足、要素流动不畅、资源配置效率不高、微观经济活力不强等问题”。作为一个快速发展的经济体,我国产业中的重组和跨企业的资源再配置较发达国家更多(简泽,2011)。

本文将微观不确定性定义为企业层面盈利中不可预测部分的条件波动率;当微观不确定性增大时,企业间盈利能力、生产效率的差异也会增大,因此微观不确定性也可能通过影响企业间的资源配置进而产生整体经济波动。

本文首先通过上市公司的财务数据,对中国经济微观不确定性进行了度量,并且通过多个渠道

---

<sup>\*</sup> 刘蕴霆、朱彦頔(通讯作者),北京大学经济学院,邮政编码:100871,电子邮箱:yuntingliu@pku.edu.cn,yandi.zhu@stu.pku.edu.cn。基金项目:国家自然科学基金青年项目“企业生产率波动率,特质回报波动率与横截面股票回报的关联机制研究”(71903004)。感谢秦箬的助研工作和审稿人的意见,文责自负。

检验微观经济不确定性对实体经济的影响机制。在企业层面的研究发现,微观不确定性在短期会抑制企业投资。但这一效应并不持久,在中长期(半年后)反而会促进企业投资。在宏观层面的研究也发现我国微观经济不确定性在经济总体层面对经济总产出增速在短期内有显著抑制作用,但在中长期却表现为正向影响;进一步检验微观不确定性对企业投资的影响渠道发现,微观不确定性通过实物期权、金融摩擦与资源分配渠道影响投资。对于资本不可逆性更高、面临更强金融约束的企业,微观不确定性对企业投资的抑制作用更强。微观不确定性在短期通过实物期权、金融摩擦渠道对经济活动的影响为负。而资源分配机制是微观不确定性对在中长期对经济活动起促进作用的重要原因。微观不确定性增加加大了企业之间效率、盈利能力的差距,使得经济资源向盈利能力高的企业分配,在横截面上,微观不确定性在中长期对投资的促进作用对效率较高、盈利能力较强的公司更强,而对低盈利的公司则较弱。因此,微观不确定性增加在中长期可能促进了经济活动。此外,微观不确定性对总体价格和产出有同向影响,在宏观层面表现为总需求冲击。

当前,我国正处于经济转型、经济结构调整升级、进一步深化全面改革的关键时段,使用合适政策应对不确定性的变化具有重要意义。本文的研究表明,政策制定不仅需要关注宏观层面的不确定性,也需要聚焦到市场个体层面,关注企业微观层面的不确定性及其对经济整体的影响。基于微观层面的不确定性存在再分配效应,相关政策也面临权衡。一方面,政策可以减弱经济波动,降低失业及产出投资下降等。另一方面,当资源分配起作用时,政策的介入也会一定程度降低资源再分配过程的效率,政策介入的机会成本较高。因此,本文的研究对政策是否及如何应对不确定性、完善市场经济治理提供新的政策视角。

本文的贡献主要有三个方面:第一,本文系统地对中国经济的微观不确定性进行度量并研究其对经济波动的影响机制,填补了对中国经济这一问题的研究空白。第二,本文构建了微观不确定性对经济活动影响的理论分析框架,并创新地提出了微观不确定性对实体经济影响的资源分配渠道,扩充了不确定性对经济影响的传导机制。第三,本文的实证研究结果强调了从企业层面度量不确定性的意义,微观不确定性与常用的经济政策不确定性的特征及影响机制有所不同,微观不确定性对经济的负向影响更多体现在短期,表明政策对不确定性的监控和应对需要考虑不确定性的来源,仅从宏观层面考察和度量不能完全刻画不确定性对经济波动的影响。政策制定者也需要关注企业微观层面的不确定性及对经济整体的影响,市场经济具有韧性,在中长期需要适度包容市场中的再分配与资源调整,这些因素可能会对经济增长起到促进作用。

## 二、文献综述与理论分析

中国经济的不确定性研究往往采用 Baker et al(2016)的经济政策不确定性(EPU)作为不确定性的度量,并使用 EPU 指数对不确定性与企业投资等经济活动的关系进行相关实证研究(如李凤羽、杨墨竹,2015;饶品贵等,2017;谭小芬、张文婧,2017)。另外一些研究通过宏观层面的经济与金融数据度量不确定性。黄卓等(2018)通过 280 个经济金融变量度量中国金融市场的不确定性,王义中和宋敏(2014)采用 GDP 的条件方差作为不确定性的度量指标。

现有研究尚未对中国的微观不确定性进行系统研究,没有充分挖掘不同类型的不确定性可能对实体经济产生的不同影响。发达经济体的研究往往采用企业层面的分散程度度量不确定性(Bloom et al, 2018;Bachmann,2013)。Bloom et al(2018)采用横截面企业层面的财务信息、股票收益率、全要素生产率的分散程度等指标构建不确定性指数,并使用美国制造业企业数据估计微观不确定性并发现其往往在经济衰退期大幅上升。而关于微观不确定性对企业投资的传导机制,已有研究主要基于真实期权和金融摩擦理论。Bloom et al(2018)通过投资具有不可逆性的动态一般均衡模型强调了微观不确定性对经济周期的影响。Gilchrist et al(2014)发现不确定性增加时,企业的融资约束收紧并对企业投资有负向影响。作为发展中国家,我国经济结构仍在快速发展和调整,本文从 Schumpeter(1939)的经济增长理论出发,提出微观不确定性增大可能使得企业间盈利能力、生产效率的差异扩大并影响市场中的资源分

配这一理论假说。本文将在理论分析部分详细阐述微观经济不确定性对企业投资的这些机制。

在总体层面,不确定性冲击与宏观经济密切相关。现有研究(如 Bloom, 2009; Bachmann & Bayer, 2013 等)从总产出、物价水平、出口等多个角度研究了不确定性对经济的影响。由于不确定性的来源不同,不同类型经济不确定性对宏观经济影响可能存在差异。田磊和林建浩(2016)通过中国经济政策不确定性指数,考察了其宏观经济效应,发现经济政策不确定性对中国经济总产出的负面影响小于发达国家,但对价格水平有明显的负向效应。更细粒度的财政政策、货币政策、贸易政策不确定性均对产出有抑制作用,但影响大小存在明显差异(金春雨、张德园,2020;罗大庆、傅步奔,2020)。总体来看,在宏观效应层面,目前较多的发现是不确定性升高对经济活动有抑制作用,但不同来源的不确定性影响产出、消费、物价水平的强弱不同。本文从微观企业数据出发构造经济微观不确定性的度量,反映企业层面盈利水平的共同波动,也会影响宏观经济总体的波动。接下来本文将通过理论分析对微观经济不确定性对经济影响的机制进行详细阐述。

### (一)经济微观不确定性对企业投资的影响

经济环境是企业运行和发展的基础,经济不确定性会影响企业对未来的收益预期,从而影响投资决策。特别是在金融危机后,全球范围内经济不确定性升高,对经济的影响愈发明显。微观不确定性主要通过以下三个途径影响企业层面投资等行为。

第一,实物期权理论认为,在投资具有不可逆性的情况下,企业的投资机会可以看作一个看涨期权。企业在当前或未来进行投资间权衡取舍,根据预期盈利的差异选择投资时机。当投资机会的现值大于投资成本与当前投资期权的价值之和时,企业才会进行投资。当不确定性提高时,“等待至未来投资”的期权价值随之上升。若企业选择即时投资,将放弃升值的期权价值,因而倾向于推迟投资,直至不确定性缓解后开始扩大投资以满足被抑制的需求(Bernanke, 1983)。依据实物期权理论, Pindyck & Solimano(1993)、Caballero & Pindyck(1996)在研究行业和总体投资行为的均衡模型中讨论了不确定性冲击的影响,发现其在短期内对投资存在负向作用。Bloom(2007)也发现在实物期权效应下,投资动态在短期内受不确定性的影响较大,但长期来看不太显著。

实物期权理论的核心在于资本的不可逆性。企业投资,特别是资本不可逆程度高的固定资产投资,往往具有回收周期长、难以变现的特点,因而企业会更加谨慎、重视“等待”的期权价值。与之相反,若投资是完全可逆的,企业不需要承担处置资产时的交易成本与沉没成本,从而没有延迟投资的动机,投资决策不再受经济不确定性的影响。因此,若经济不确定性通过实物期权渠道影响企业投资,其影响程度将随企业资产可逆程度的提高减小。实证上, Gulen & Ion(2016)、谭小芬和张文婧(2017)考察了经济政策不确定性在企业资本不可逆程度上的异质性作用,验证了实物期权渠道的存在。基于实物期权理论,本文提出研究假说 1:

假说 1:微观经济不确定性通过实物期权渠道影响企业投资水平。企业资本不可逆程度越高,企业投资受到的抑制作用越强。

第二,当不确定性上升时,金融摩擦也可能是影响不确定性传导的重要机制。金融摩擦主要体现在企业获得资金的价格以及可获得资金的数量限制。资金借贷双方的信息不对称使得企业的融资成本高于内部融资成本。并且由于借款者存在道德风险问题,借款者往往被要求提供抵押品作为获得贷款的条件(Bernanke et al, 1999),因而任何对抵押品价值产生影响的因素也会增加金融摩擦。而当经济环境的不确定性提高的时候,一方面,银行评估企业的风险和偿付能力、监测企业投资项目困难程度增加,会要求更高的融资溢价,使得融资成本增加(Gilchrist et al, 2014)。另一方面,银行等贷款者往往要求抵押品以降低其放贷的风险。不确定性的增加会使得企业的下行的风险增加,从而降低外部投资者对企业的预期,导致公司股价下跌。债权人将要求更多的抵押品以降低贷款违约的损失。抵押品要求的增加可能引起作为投资主要资金来源之一的贷款额度下降,进而使得企业削减投资规模或维持投资的成本增加(饶品贵等, 2017)。

实证上, Gulen & Ion(2016)的研究观察到在不可逆程度低的企业中,经济政策不确定性对企业

投资依然存在一定的负向效应,这表明由实物期权引致的拖延效应可能并不是经济政策不确定性影响企业投资的唯一机制。谭小芬和张文婧(2017)验证了经济政策不确定性通过实物期权和金融摩擦两种渠道抑制了中国企业投资。由于微观经济不确定性与企业盈利水平紧密相关,不确定性升高将加剧企业面临的融资约束,因此本文提出研究假说2:

假说2:微观经济不确定性通过金融摩擦渠道影响企业投资水平。企业面临的金融约束越强,企业投资受到的抑制作用越强。

第三,微观经济的不确定性可通过资源分配效应影响实体经济。资源分配机制最早可追溯至Schumpeter(1939),熊彼特式增长指出经济下行期会产生清理效应:创新企业发展而落后企业淘汰,负向经济波动也可能促进了经济增长。方福前等(2017)提出,改革开放以来,短期的经济波动使得低效率企业、低效率投资项目被淘汰,企业的资源配置得到优化,这样的资源分配效应在中长期促进了我国经济增长。简泽(2011)发现,相比于欧美国家,我国产业产出创造率与破坏率更高,制造业各产业经历了大规模的跨企业资源再配置。与此同时,作为发展中国家,我国经济政策仍在不断探索、调整,产业迭代发展迅速。因此,相比于发达经济体,资源分配效应在我国可能更加明显。

当企业微观不确定性上升时,横截面上企业间的盈利能力差异会拉大,好的企业会增加投资,而经营不善的企业受到投资不可逆的约束,无法及时处理较低效率的资产。经济整体上的资源错配增加,资源分配将逐渐从低效率的公司向高效率的公司转移(Bloom et al,2018)。因此,微观不确定性的上升可加深资源从低效率的公司向高效率的公司转移,从而在整体的表现为对投资和经济活动的促进作用。对于微观不确定性对中国经济的影响,尽管短期真实期权渠道以及金融摩擦渠道可能占主导,但基于我国的产业和体制特征,从中长期来看资源分配效应可能占据主导作用,从而在总体上表现为投资的增长。鉴于此,本文提出以下研究假说3:

假说3:微观经济不确定性在短期会降低投资,但微观不确定性的再分配效应可能在中长期促进投资。并且上述效应在盈利、效率较高的企业中更为明显。

### (二)微观不确定性的宏观影响

从总需求和总供给的角度出发,Basu & Bundick(2017)强调不确定性冲击的预防性储蓄效应,认为经济不确定性不仅会使企业投资风险增加、融资约束增强,而且会使家庭为应对未来收入波动增加储蓄,从而表现为以企业投资和家庭消费为代表的社会总需求减少,因此不确定性对经济的影响主要表现为总需求冲击。Leduc & Liu(2016)在新凯恩斯模型中引入劳动力市场摩擦,表明不确定性冲击像一种总需求冲击,会提高失业率并降低通货膨胀。微观不确定性如前文所述,亦是影响企业的投资需求,并不是通过技术进步等因素影响总供给,对宏观经济整体的影响可能与其他类型不确定性类似,而表现为总需求冲击(Basu & Bundick,2017)。因此,微观不确定性的冲击对产出以及价格可能有着同向的反应,表现为总需求冲击。由此本文提出研究假说4:

假说4:微观不确定性表现为总需求冲击,对产出与价格有同向的反应。

## 三、中国微观经济不确定性的度量

本文对微观不确定的度量主要基于Jurado et al(2015)的方法。每个微观层面的经济变量 $y_j(j=1, 2, \dots, N_y)$ 在未来 $h$ 期不确定性 $u_{j,t}^y(h)$ 定义为未来 $h$ 期的预测误差的条件波动率:

$$u_{j,t}^y(h) = \sqrt{E\{[y_{j,t+h} - E(y_{j,t+h} | I_t)]^2 | I_t\}} \quad (1)$$

其中, $I_t$ 表示截至时间 $t$ 所有可用信息集, $E(y_{j,t+h} | I_t)$ 为对经济变量未来 $h$ 期的预测值。上式(1)通过不可预测的误差 $v_{j,t+h}^y = y_{j,t+h} - E(y_{j,t+h} | I_t)$ 的条件波动率度量不确定性。不可预测部分的不确定性不仅与经济决策更相关,也在计量方面更有优势<sup>①</sup>。

<sup>①</sup>Jurado et al(2015)列举了几点,比如不受金融市场情绪影响、不受共同因子的载荷不同影响等。

在计算不确定性时需要每个变量  $y_j$  计算条件期望,为此需要通过预测因子建立回归方程,得到经济变量  $y_j$  未来各期的预测值。记  $X_t = \{X_{1,t}, X_{2,t}, \dots, X_{n,t}\}$  为在  $t$  时刻信息集中的  $n$  维预测变量,为了避免  $X_t$  中变量过多同时尽可能地提取预测信息,本文采用主成分分析法,从  $X_t$  中得到公共因子  $F_t$  作为预测方程的解释变量。这样既满足了  $X_t$  包含充分信息的要求,又能大大减少解释变量的个数。故假设每个预测变量  $X_{i,t}$  具有如下的结构:

$$X_{i,t} = \Delta_i^F F_t + e_{i,t}^X \quad (2)$$

其中,  $F_t$  为所有预测变量  $X_t$  的共同因子,  $\Delta_i^F$  为预测变量  $i$  的公共因子载荷。为了估计预测误差,利用共同因子构建以下预测模型:

$$y_{j,t+1} = \varphi_j^y(L)y_{j,t} + \varphi_j^F(L)F_t + \varphi_j^W(L)W_t + v_{j,t+1}^y, v_{j,t+1}^y \sim N(0, (\sigma_{j,t+1}^y)^2) \quad (3)$$

其中,等式右边包含每个因变量的自回归项  $y_{j,t}$ , 共同因子的滞后项  $F_t$ , 以及共同因子的平方项  $W_t$  控制非线性效应。  $\varphi_j^y(L)$ ,  $\varphi_j^F(L)$ ,  $\varphi_j^W(L)$  分别为各项滞后  $L$  期的系数矩阵多项式。通过线性回归估计(3)式,即可得到经济变量  $y_{j,t}$  中的不可预测成分  $v_{j,t+1}^y$ 。进一步通过随机波动率模型建模预测误差  $v_{j,t+1}^y$  的条件波动率  $\sigma_{j,t+1}^y$ 。假设条件波动率的对数服从 1 阶自回归过程:

$$\log(\sigma_{j,t+1}^y)^2 = \alpha_j^y + \beta_j^y \log(\sigma_{j,t}^y)^2 + \tau_j^y \eta_{j,t+1}^y, \eta_{j,t+1}^y \sim N(0, 1) \quad (4)$$

为得到  $\sigma_j^y$  的多期预测,需要提供公共因子  $F_t$  的动态方程。本文假设每一个公共因子满足 1 阶自回归过程,其残差波动率也满足 1 阶自回归过程:

$$F_{t+1} = \phi^F(L)F_t + v_{t+1}^F, v_{t+1}^F \sim N(0, (\sigma_{t+1}^F)^2) \quad (5)$$

$$\log(\sigma_{t+1}^F)^2 = \alpha^F + \beta^F \log(\sigma_t^F)^2 + \tau^F \eta_{t+1}^F, \eta_{t+1}^F \sim N(0, 1) \quad (6)$$

采用马尔科夫链—蒙特卡洛算法估计出上述随机波动率模型,可以得到对预测误差的波动率  $\sigma_{j,t}^y$  和公共因子的波动率  $\sigma_t^F$  的估计,多期的预测误差的方差可通过递归计算得到。

最后,根据式(3)–(6)估计结果,得到每一个微观经济变量  $y_j$  在未来  $h$  期预测误差的波动率,即为该变量的不确定性度量,  $u_{j,t}^y(h)$ 。通过对每个经济变量的不确定性赋权加总,得到中国微观经济不确定性的度量  $U_t(h)$ :

$$U_t(h) = \sum_{j=1}^{N_y} w_j u_{j,t}^y(h) \quad (7)$$

其中,  $w_j$  为每个经济变量的权重。依据第一主成分确定式(7)中各变量的权重  $w_j$ , 得到整体的微观不确定性指数  $MU_t(h)$ 。

1. 数据与变量选取。考虑数据的可获得性以及完整性,为得到对中国经济微观不确定性具有时效性的度量值,本文的研究样本为我国 A 股上市企业<sup>①</sup>, 数据来源为国泰安数据库和 Wind 数据库,数据区间为 2002 年 3 月至 2021 年 12 月的所有季度数据<sup>②</sup>。本文对数据进行了如下处理:(1)去除金融业,房地产业企业;(2)根据中国证监会行业划分标准,去除 2002 年至 2021 年间所属行业发生过变化的企业,从而保证企业投资行为的连续性;(3)去除 ST 和 \*ST 的企业;最终本文共得到 557 家企业。企业数量最多的行业依次为:制造业,批发和零售业,电力、热力、燃气及水生产和供应业,交通运输、仓储和邮政业,信息传输、软件和信息技术服务业。

为对中国的微观不确定进行度量,本文基于企业层面的经济变量  $y_{j,t}$  构建预测模型。 $y_{j,t}$  的选择

<sup>①</sup>在后续分析中,我们发现公司大小并不显著影响微观不确定性的度量,并且在后文微观不确定性的宏观效应分析中,微观不确定性对宏观总体数据具有显著且与企业层面一致的影响,进一步佐证本文的微观不确定性指标具有参考性和普遍性。

<sup>②</sup>由于计算同比盈利变动额需要滞后 4 期数据以及预测模型(4)中构建的 AR(2)模型,本文最终获得的微观不确定性指数为 2003 年 9 月至 2021 年 12 月。

参考 Jurado et al(2015)中微观层面的经济变量设定,采用我国 A 股上市企业经过资产总量调整后的盈利变动额,即:

$$y_{j,t} = \frac{EBIT_{j,t} - EBIT_{j,t-4}}{0.5S_{j,t} + 0.5S_{j,t-4}} \quad (8)$$

其中,  $EBIT_{j,t}$  为企业  $j$  在第  $t$  期的息税前利润,  $S_{j,t}$  为企业的营业总收入。考虑到企业营收的季度效应,息税前利润使用前一年同季度的变动额,营业总收入则使用平均值。在实证中,为剔除微观经济变量  $y_{j,t}$  中的可预测成分,一方面要考虑截面上微观企业层面的公共因子,另一方面要去除宏观经济层面的运行状况对企业层面的影响。

本文从企业调整后的盈利变动额  $y_{j,t}$  ( $j=1,2,\dots,557$ ) 中提取共同因子  $F_{t,firm}$  和平方项  $W_{t,firm}$ , 并以此刻画企业层面盈利的不确定性的共同成分。按照 Bai & Ng (2002) 建议的准则,本文选择企业层面的公共因子  $F_{firm}$  共 5 个,企业盈利变量二次项的公共因子  $W_{firm}$  共 2 个。同样采用主成分分析法从一系列宏观经济变量中提取公共因子  $F_{t,macro}$  和平方项  $W_{t,macro}$ 。<sup>①</sup> 最终本文使用的公共预测因子集合为  $[F_{firm}, W_{firm}, F_{macro}, W_{macro}]$ 。基于经济变量自回归项和公共因子集合估计式(3),得到微观经济变量中不可预测的部分。再利用马尔科夫链—蒙特卡罗算法(MCMC)估计出随机波动率模型(4)至(6)的系数,得到每个微观经济变量  $y_{j,t}$  在未来  $h$  期的不确定性  $u_{j,t}^y(h)$ 。最后对各企业估计得到的不确定性进行加总,权重  $w_j$  依据主成分分析法确定,最终得到未来  $h$  期的微观不确定性。本文构造了 6 期( $h=1,2,\dots,6$ )的不确定性指数  $MU_t(h)$ 。

2. 微观经济不确定性。图 1 是未来 1 个季度( $h=1$ )和未来 6 个季度( $h=6$ )时的微观不确定性指数的走势。从图中可以看出,微观不确定性指数走势与我国经济发展趋势一致。2003 年我国经济受到“非典”严重影响,居民消费意愿低迷、企业投资需求下降,经济增长动力不足,未来不确定性较高。2008 年,随着全球金融危机的爆发,我国出口大幅下降,经济发展遭到冲击。从图中可以看出,2008 年全年不确定性指数处于攀升状态,并在 2009 年一季度达到峰值。由于我国颁布“四万亿财政刺激计划”并采取了一系列救市政策,从 2009 年二季度开始,经济不确定性开始回落。2010 年至 2015 年,我国积极转变经济增长方式,实施稳健的货币政策和财政政策,经济不确定性一直位于低位波动。2015 年是 2000 年以来中国经济较困难的时刻,全部经济指标全面下滑。投资增速下行,出口和工业企业利润同比 1999 年以来第一次负增长。2015 年 5 月和 8 月,我国 A 股市场出现了两次熔断。从图中看,从 2015 年一季度开始,经济不确定性不断攀升,并具有一定的长尾效应,直到 2016 年三季度才有下降趋势。2018 年 3 月,美国正式批准对中国 600 亿美元商品征收关税,同年 7 月宣布对中国 300 亿美元商品加征 25% 关税,9 月正式对 2000 亿美元中国进口商品征收 10% 关税,并宣布这一比例将在 2019 年 1 月 1 日上调至 25%,中美贸易摩擦升级。从 2018 年三季度开始,经济不确定性继续走高。到 2019 年末,新冠疫情暴发,国内经济几乎停摆,经济不确定性在 2020 年一季度达到近 20 年来的峰值,并从 2020 年至 2021 年一直维持在高位。综上所述,本文测算的微观经济不确定性基本符合我国经济事实。并且从图中可以观察到,未来一个季度( $h=1$ )的不确定性相比长期不确定性( $h=6$ )均值较小,波动更明显,这是因为短期的经济预测更容易受到突发事件的影响,波动性更大,而长期预测的误差更大,所以不确定性更高。

进一步,本文将微观不确定性  $MU$  指数与常见经济不确定性度量进行对比。图 2(上)是未来一个季度的微观不确定性  $MU_1$  与经济政策不确定性  $EPU$  的走势对比。参考饶品贵(2017)的做法,使用月度  $EPU$  的加权平均指数作为季度  $EPU$ ,具体计算方式为  $EPU = (3EPU_t + 2EPU_{t-1} + EPU_{t-2})/6$ 。总体来看,两指数间的相关系数为 0.39,说明两者反映的信息有显著差异。

直接计算横截面各经济变量的标准差是另一种常用的经济不确定度量方式(Bloom et al,

<sup>①</sup>由于宏观因子不显著影响微观不确定性的度量结果,出于篇幅考虑不展示宏观变量的具体处理,相关结果可向作者索取。

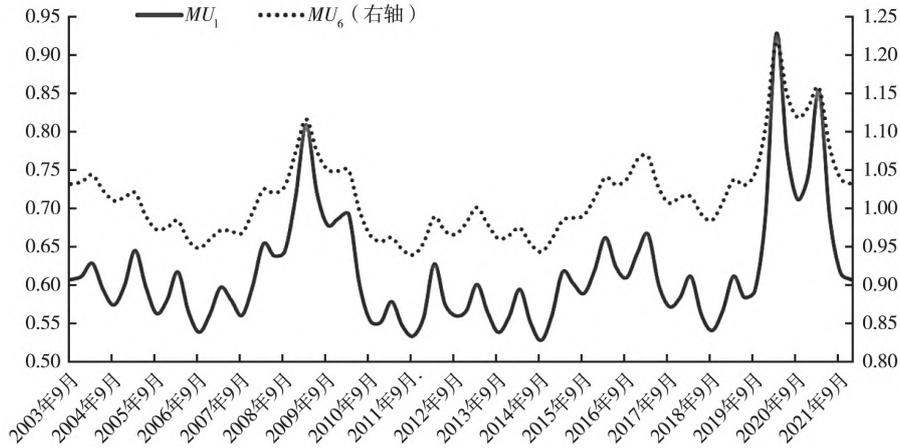


图1 微观经济不确定性( $MU_1, MU_6$ )走势

2018),这种方法不考虑经济变量的可预测性,主要通过横截面信息捕捉当期的经济波动。参考前文做法,在各季度计算企业经过资产总量调整后的盈利变动额(式(7))的横截面标准差,作为经济不确定性的度量,记作  $MU_{sd}$ 。图2(下)展示了  $MU_1$  和  $MU_{sd}$  的走势对比。由于没有考虑经济变量的可预测性,使用当前经济变量波动计算的不确定性波动更大、季节性更强。尽管使用了相同的经济变量,两者有类似的走势,但相关系数仅为 0.62。这反映了本文使用未来预测误差的条件方差作为不确定性度量的能够捕捉当期横截面分布以外的信息。

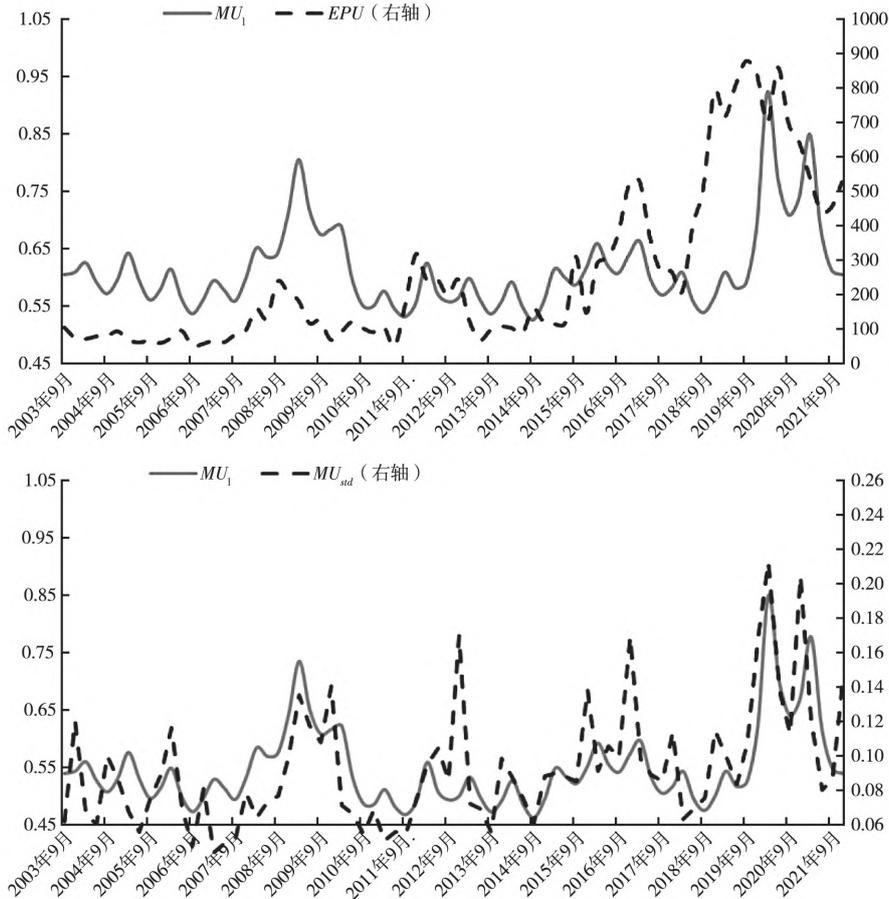


图2 微观经济不确定性( $MU$ )、经济政策不确定性( $EPU$ )与横截面标准差( $MU_{sd}$ )对比

#### 四、微观经济不确定性对企业投资的影响

##### (一) 微观不确定性对企业投资的影响

在微观企业层面,为检验微观不确定性对企业投资水平的影响,借鉴 Gulen & Ion(2016)的研究,加入必要的控制变量,建立如下的基准回归方程:

$$Inv_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 MU_{t-l} + \gamma X_{i,t} + \delta_1 EPU_t + \delta_2 GDP_{t-1} + QRT_t + \alpha_i + \epsilon_{i,t} \quad (9)$$

其中,  $Inv_{i,t}$  为企业  $i$  在第  $t$  期的投资率;参考 Baker et al(2016)、饶品贵等(2017)的做法,本文将企业投资,记作  $Inv_{it}$  定义为现金流量表中“购建无形资产、固定资产和其他长期资产支付的现金”与“处置无形资产、固定资产和其他长期资产收回的现金净额”的差额,并经过当期资产总额的调整,得到企业投资水平。本部分沿用第三部分中构造微观经济不确定所用的企业数据,最终共得到 557 家企业,40104 组企业季度观测值,样本覆盖 2003 年 9 月至 2021 年 12 月。为消除异常值的影响,对所有连续型变量进行前后 1% 的缩尾处理。表 1 展示了主要变量的计算方法及描述性统计量。

式(9)右边的变量  $MU_{t-l}$  为本文构造的微观经济不确定性,  $l$  为滞后阶数;  $X_{i,t}$  为一系列企业层面控制变量,包括企业现金流  $CF$ , 企业销售增长率  $SG$ , 企业的托宾  $Q$ , 以及资产收益率  $ROA$  等;  $EPU$  为 Baker et al(2016)构建的中国经济政策不确定性指数,现有研究发现经济政策不确定对企业投资有抑制作用(如饶品贵等,2017),本文对此加以控制;  $GDP_{t-1}$  用于控制宏观经济的影响,使用滞后一期的  $GDP$  同比增长率衡量;  $QRT_t$  为季度虚拟变量,用于控制企业投资的季节波动;  $\alpha_i$  为企业层面的固定效应,控制企业层面其他不可观测变量;  $\epsilon_{i,t}$  为随机波动项。本文的回归系数标准差均采用在企业层面聚类(cluster)的稳健估计。

表 1 描述性统计

变量	含义	平均值	标准差	最小值	最大值	计算方法
$Inv$	投资率	0.029	0.038	-0.108	0.318	(购建固定资产支付的现金-处置固定资产回收的现金)/总资产
$MU_1$	微观不确定性	0.617	0.074	0.528	0.928	参见本文第三部分
$EPU$	经济政策不确定性	146.1	111.8	39.97	506.3	来自 Baker et al(2016)
$Size$	企业规模	22.26	1.333	19.34	26.82	总资产的对数
$Age$	企业年限	16.79	6.214	2	40	当前年份-企业成立年份
$TQ$	托宾 Q	1.996	1.340	0.495	14.65	企业总市值/总资产
$CF$	现金流	0.026	0.064	-0.219	0.341	经营活动现金流/总资产
$LEV$	负债率	0.510	0.201	0.0610	1.445	总负债/总资产
$ROA$	资产收益率	1.501	3.766	-32.93	30.50	净利润/总资产
$PPE$	固定资产占比	0.291	0.180	0.007	0.811	固定资产/总资产
$SG$	销售增长率	0.176	0.500	-0.788	8.923	季度销售额同比增长率
$DEP$	折旧率	4.222	2.514	0.740	31.77	固定资产折旧/固定资产
$SINV$	固定资产流动性	0.732	3.066	-2.054	62.49	处置固定资产现金/固定资产

表 2 分别报告了未来 1 季度( $h=1$ )、未来半年( $h=2$ )、未来 1 年( $h=4$ )和未来一年半( $h=6$ )的微观经济不确定性对下季度企业投资水平的影响,即式(9)的估计结果。通过 Hausman 检验,本文的面板回归选用固定效应模型。从列(1)可以看到,未来 1 季度的经济不确定性与企业投资水平在 1% 的显著水平上负相关,回归系数为 -2.432;由回归(2)至(4)可得,未来各期的微观经济不确定性都对企业投资水平有显著抑制作用。从回归结果来看,微观经济不确定性的提高会显著降低企业的投资水平。此外,经济不确定性与企业投资水平的相关系数随着不确定性的期限延长而递减,这表明企业的投资行为对于短期内经济的不确定性更加敏感。

从控制变量来看,企业现金流水平  $CF$  显著为正,说明企业自由现金流显著影响企业的投资行为。 $ROA$  和  $SG$  显著为正,说明企业的盈利能力和经营情况越好,越倾向进行投资行为。 $GDP$  显著为正,证明在好的宏观环境下企业更倾向进行投资。 $EPU$  的系数显著为负,说明政策不确定性的提高对企业投资水平有抑制作用。而在控制了  $EPU$  之后,微观不确定性  $MU$  的系数仍显著为负,表明微观不确定性刻画了经济政策不确定性以外的信息。

表 2 经济不确定性对企业投资的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
变量	因变量: $INV$			
$MU_1$	-2.432*** (-6.77)			
$MU_2$		-1.856*** (-5.25)		
$MU_4$			-1.651*** (-3.73)	
$MU_6$				-1.893*** (-3.19)
$CF$	8.036*** (11.32)	8.063*** (11.33)	8.075*** (11.33)	8.073*** (11.32)
$ROA$	0.056*** (4.54)	0.057*** (4.61)	0.058*** (4.68)	0.058*** (4.71)
$SG$	0.386*** (5.74)	0.388*** (5.76)	0.390*** (5.79)	0.391*** (5.81)
$TQ$	0.054 (1.64)	0.055* (1.67)	0.055* (1.67)	0.054 (1.64)
$GDP$	0.027*** (3.08)	0.029*** (3.28)	0.030*** (3.38)	0.029*** (3.28)
$\ln EPU$	-0.644*** (-10.96)	-0.647*** (-10.81)	-0.653*** (-10.51)	-0.655*** (-10.15)
季度变量				
Q2	0.975*** (28.94)	0.994*** (29.33)	1.014*** (29.85)	1.021*** (30.19)
Q3	0.721*** (8.03)	0.740*** (8.13)	0.759*** (8.24)	0.766*** (8.30)
Q4	1.893*** (16.08)	1.913*** (16.18)	1.933*** (16.30)	1.941*** (16.39)
常数项	5.804*** (16.06)	5.740*** (14.95)	5.844*** (12.83)	6.216*** (10.76)
观测值	39545	39545	39545	39545
调整后的 $R^2$	0.304	0.303	0.303	0.303

注:为方便展示,所有表中展示系数为原始系数 $\times 100$ 的结果;括号内为聚类到公司层面的  $t$  统计量; \*、\*\*和\*\*\*分别代表在 10%、5%和 1%的水平上显著。下表同。

进一步,为排除同期内生性并考查微观不确定性对企业投资的动态影响,本文考虑不同滞后期的  $MU$ ,实证中设定滞后期  $l=0,1,2,3$ 。表 3 中(1)至(4)列分别展示了滞后期  $l=0,1,2,3$  下  $MU_{1,t-l}$  对企业投资的影响,(5)至(8)展示了  $MU_{6,t-l}$  的对应结果。可以看到,在短期内经济不确定性对企业投资有抑制作用,特别是在下一个季度后效应最强。但在中长期(半年后),反而会促进企业投资。相比之下, $GDP$  同比增长率代表的宏观经济情况对企业投资水平有稳定的促进作用,长期经济不确定性  $MU_6$  的结果与  $MU_1$  类似,但整体系数更小。

与饶品贵等(2017)、谭小芬和张文婧(2017)的研究一致,本文发现经济政策不确定性 EPU 对投资的负向作用在不同的滞后阶数下均显著为负。而微观不确定性在中长期对投资促进作用这一发现与经济政策不确定性指数 EPU 会在短期与中长期均抑制企业投资显著不同。本文将通过资源分配理论以及相关机制进行检验。

表 3 经济不确定性对企业投资的动态影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
变量	因变量: INV				因变量: INV			
$MU_{1,t-t}$	-2.432*** (-6.77)	-3.595*** (-9.81)	3.610*** (9.54)	4.558*** (11.20)				
$MU_{6,t-t}$					-1.893*** (-3.19)	-3.302*** (-5.54)	2.440*** (4.35)	4.204*** (7.10)
GDP	0.027*** (3.08)	0.026*** (2.97)	0.038*** (4.70)	0.016** (1.97)	0.029*** (3.28)	0.027*** (3.03)	0.043*** (5.21)	0.029*** (3.52)
lnEPU	-0.644*** (-10.96)	-0.602*** (-10.28)	-0.770*** (-13.29)	-0.881*** (-14.70)	-0.655*** (-10.15)	-0.605*** (-9.38)	-0.719*** (-11.43)	-0.843*** (-12.88)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
季度效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	39545	39545	38988	38431	39545	39545	38988	38431
调整后 R <sup>2</sup>	0.304	0.306	0.305	0.308	0.303	0.304	0.302	0.305

(二)影响机制分析

基于本文第二部分的理论分析,微观不确定性可能通过实物期权、金融摩擦和资源分配三种渠道影响企业投资,这里分别对相应机制进行检验。

1. 实物期权机制。本文首先检验经济不确定性通过实物期权渠道对企业投资水平的影响。依据实物期权理论,经济不确定性提高会促使企业推迟投资决策。进一步,投资的不可逆性会增加延迟的动机。如果是通过实物期权渠道传导,那么资本不可逆程度更高的企业受到不确定性冲击的影响将更大。为了衡量实物期权诱导的延迟效应的作用,本文在基准回归式中引入资本不可逆程度的代理指标以及其与微观不确定性指数的交互项,检验投资不可逆性是否会影响微观不确定性和企业投资之间的关系。

$$Inv_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 MU_t + \beta_2 IR_{i,t} + \beta_3 MU_t \cdot IR_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \delta_1 EPU_t + \delta_2 GDP_{t-1} + QRT_t + \alpha_i + \epsilon_{i,t} \quad (10)$$

其中,  $IR_{i,t}$  为企业资本不可逆程度指标。本文通过三个角度度量企业资产不可逆性。一是固定资产占比(PPE)。固定资产与总资产比率较高的公司往往严重依赖实物资本,并且会发现资产剥离的成本很高(Gulen & Ion,2015)。同时固定资产的回收周期较其他资产更长,因此,固定资产资产占比越高的企业面临更高的调整成本,资本不可逆程度更高。此外,本文从沉没成本的角度衡量资产不可逆性。参考 Husted et al(2020),本文使用两个代理指标:固定资产折旧(DEP)和二手市场流动性(SINV)。根据 Farinas & Ruano(2005)的相关结论,资本折旧速度快、二手市场流动性高的企业,面临的沉没成本相对较低,进而反映企业更低的资产不可逆性。

表 4 展示了实物期权机制的检验结果。我们重点关注资本不可逆性与经济不确定对企业投资的交互作用。可以看到,更高的固定资产占比会使得企业在不确定性升高时更倾向于减少投资。列(2)(3)则反映出当企业资本可逆性更高时受到经济不确定性的影响会降低。这一系列结果验证了实物期权渠道的有效性,即假说 1。

表 4 验证实物期权渠道的回归结果

	(1)	(2)	(3)
	固定资产占比	固定资产折旧	二级市场流动性
$MU_{i,t}$	-1.610*** (-2.83)	-4.875*** (-8.66)	-4.683*** (-11.58)
$MU_{i,t} \cdot IR_{i,t}$	-8.458*** (-4.50)	0.171* (1.93)	0.285*** (2.78)
$IR_{i,t}$	-0.316 (-0.22)	-0.133** (-2.05)	-0.252*** (-3.99)
控制变量	是	是	是
固定效应	是	是	是
季度效应	是	是	是
观测值	39545	39536	35978
调整后 R <sup>2</sup>	0.331	0.313	0.328

2. 金融摩擦机制。金融摩擦理论强调,不确定性的增加会使得企业的债务融资成本升高、可获得资金减少,从而导致投资减少(如 Gilchrist et al, 2014)。因此,对于面临更多财务约束的公司来说,微观不确定性  $MU$  对投资的负面影响预计会更大。类似的,本文在基准回归中引入企业面临的金融摩擦程度指标  $FF_{i,t}$  以及其与微观不确定性指标的交互项:

$$Inv_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 MU_t + \beta_2 FF_{i,t} + \beta_3 MU_t \cdot FF_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \delta_1 EPU_t + \delta_2 GDP_{t-1} + QRT_t + \alpha_i + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

本文使用四种金融摩擦程度  $FF_{i,t}$  的代理指标:企业规模( $Size$ ),企业规模大的公司往往面临更低的融资约束,从而反映了更低的金融摩擦;企业成立年限( $Age$ ),成立时间早的公司有更好的信用积累,在一定程度上反映了企业的融资能力(Hadlock & Pierce, 2010);SA 综合指数, Hadlock & Pierce(2010)提出的综合考虑企业规模和企业成立年限度量企业面临的金融约束;企业负债率( $LEV$ ),负债率反映了一个企业的债务情况,高负债公司往往更难获得新的贷款,受到更高的外部融资约束。

依据金融摩擦理论,融资约束程度越大的企业更容易受到经济不确定性的影响。表 5 列(1)至(4)的回归结果验证了这一渠道。对于企业规模、企业成立年限和 SA 综合指数而言,其数值越大表示企业受到的融资约束越小,  $FF_{i,t}$  与  $MU$  的交叉项系数均正向显著。由此说明经济政策不确定性上升时,金融摩擦程度越小的企业投资下滑的幅度越小。以负债率度量的  $FF_{i,t}$  与  $MU$  的交互项则负向显著,表明企业层面更高的金融摩擦成本加剧了经济政策不确定性对企业投资的负向作用,本文研究假说 2 得到了验证。

表 5 验证金融摩擦渠道的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	企业规模	企业成立年限	SA 综合指数	负债率
$MU_{i,t}$	-16.497*** (-3.16)	-21.303*** (-19.14)	-4.045*** (-11.64)	-0.651** (-2.12)
$MU_{i,t} \cdot FF_{i,t}$	0.559** (2.45)	0.755*** (14.25)	0.163*** (2.60)	-4.347*** (-7.40)
$FF_{i,t}$	-0.867*** (-4.70)	-0.668*** (-16.37)	-0.449*** (-5.14)	1.627*** (3.04)

续表 5

	(1)	(2)	(3)	(4)
	企业规模	企业成立年限	SA 综合指数	负债率
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
季度效应	是	是	是	是
观测值	39545	39540	39540	39545
调整后 R <sup>2</sup>	0.330	0.348	0.328	0.324

3. 资源分配机制。最后,本文从两个角度检验微观不确定性冲击的资源分配效应。从横截面看,微观不确定冲击下企业间差异扩大,好的企业会增加投资,而经营不善的企业受到投资不可逆的约束,无法及时处理较低效率的资产,从而投资减少。借鉴辛清泉等(2007)和饶品贵等(2017)的方法,使用企业层面的特征估计企业的正常投资水平,偏离的部分则反映了企业投资过度或投资不足,偏离越大投资效率越低。若微观不确定性冲击促进了企业间的资源再分配,则过度投资的企业应减少投资,投资不足的企业会增加投资,进而整体的投资效率得到改善。考虑投资回归方程:

$$Inv_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 i_{t-1} + \beta_2 TQ_{i,t-1} + \beta_3 CF_{i,t-1} + \beta_4 LEV_{i,t-1} + \beta_5 Inv_{i,t-1} + QRT_t + \varepsilon_{i,t} \quad (12)$$

上式(12)回归得到残差,反映企业的投资与正常投资额之间的偏离。将残差的绝对值记为无效投资额(*ABSRINV*);若残差大于0则认为企业过度投资,记为投资过度变量(*OINV*);若残差小于0,则记作投资不足变量(*UINV*)。将以上三个投资偏离变量(*ABSRINV*,*OINV*和*UINV*)分别作为因变量拟合回归模型(9)式得到:

$$ABSRINV, OINV \text{ or } UINV_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 MU_{t-1} + \gamma X_{i,t} + \delta_1 EPU_t + \delta_2 GDP_{t-1} + QRT_t + \alpha_i + \varepsilon_{i,t} \quad (13)$$

若微观不确定性冲击使得投资效率得到改善,则 *MU* 对无效投资额的影响系数应为负。同时, *MU* 会对投资过度变量有负向影响,但对投资不足变量有正向影响。

表6展示了回归式(13)的估计结果。对企业的无效投资额(列1)的回归结果表明,微观经济不确定性提升对无效投资额有显著的负向影响,系数在1%水平上显著。微观不确定性对整体的投资效率有促进作用。相比之下,宏观经济的改善会提升企业的无效投资,这可能是由于企业对未来形势过于乐观的结果。经济政策不确定性指数(*EPU*)在整体上对投资效率有改进作用,但显著性较微观不确定性更弱。进一步考查过度投资企业与投资不足企业对微观不确定性的反应。一方面,微观不确定性上升使得投资过度企业减少投资,对 *OINV* 有显著负向影响;另一方面,投资不足企业会增加投资,两者均在1%水平上显著。与之相比,宏观经济情况与经济政策不确定性指数只对投资过度企业有显著影响。经济政策不确定性(*EPU*)促进了投资过度企业的效率提升,但对投资不足企业(*UINV*)影响为负且系数不显著。这反映了微观经济不确定性更稳健的资源再配置效应,在不同分组下都对对企业投资效率有改善。研究假说3得到验证。

表6 微观不确定性对投资效率的影响

	(1)	(2)	(3)
变量	<i>ABSRINV</i>	<i>OINV</i>	<i>UINV</i>
<i>MU</i> <sub>1</sub>	-3.553*** (-10.16)	-4.364*** (-9.66)	0.298** (2.33)
<i>GDP</i>	0.029*** (3.65)	0.044*** (4.02)	-0.001 (-0.44)
ln <i>EPU</i>	-0.522*** (-9.67)	-0.604*** (-9.10)	-0.002 (-0.16)

续表 6

	(1)	(2)	(3)
变量	<i>ABSRINV</i>	<i>OINV</i>	<i>UINV</i>
控制变量	是	是	是
固定效应	是	是	是
季度效应	是	是	是
观测值	39545	28352	11179
调整后 R <sup>2</sup>	0.275	0.256	0.200

从动态影响来看,资源再分配效应使得微观经济不确定性可能在中长期促进总投资。当微观不确定性上升时,企业间的效率、盈利能力差距扩大,资源从低效率的公司向高效率的公司转移,因此,优质企业在短期内更不容易受到微观不确定性的影响,并且在中长期,随着劣质企业被淘汰,优质企业会进一步提升生产规模、占据市场,从而提高投资水平。微观经济不确定性在中长期促进总投资的效应在盈利较高的企业中应更为明显。为检验这一结果,在每一个季度按照企业资产收益率 ROA 的五分位数分组,得到分组变量  $QROA = 1, 2, 3, 4, 5$ 。考查盈利能力最好 ( $QROA = 5$ ) 和盈利能力最差 ( $QROA = 1$ ) 的企业对微观不确定性的动态反应。为防止微观不确定性  $MU$  对企业营业能力的内生影响,在分组时采用滞后一期的  $QROA$ , 式(9)变为:

$$Inv_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 MU_{t-1} + \gamma X_{i,t} + \delta_1 EPU_t + \delta_2 GDP_{t-1} + QRT_t + \alpha_i + \epsilon_{i,t}, \quad \text{if } QROA_{i,t-1} = 1 \text{ or } 5 \quad (14)$$

若资源分配效应成立,预期优质企业在短期内受到微观不确定性冲击的投资抑制作用更小,且在中长期投资增长更大。

表 7 展示了相应结果。在短期内,微观不确定性对企业投资有抑制作用,但高 ROA 组受到的影响较低 ROA 组更小。对高盈利企业而言, $MU$  对企业投资的同期影响为  $-0.397$ ,在统计上不显著。相比之下低盈利企业受到的影响系数为  $-2.588$ ,在 1% 水平上显著。在中长期,微观经济不确定性对高盈利企业的投资促进作用更强。对不同盈利状况企业而言,微观不确定性对企业一年后的投资水平影响系数分别为 6.051 和 5.127。因此,微观不确定性的再分配效应在中长期促进投资,并且上述效应在盈利较高的企业中更为明显。相比之下,经济政策不确定性  $EPU$  对不同盈利能力企业的影响结果相似,且对高盈利企业的投资抑制作用更强,这反映了微观经济不确定性资源再分配效应的独特性。这一结果进一步验证了本文假说 3。

表 7 微观不确定性对不同盈利水平企业投资动态影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
变量	高 ROA 组				低 ROA 组			
$MU_{1,t}$	-0.397 (-0.54)				-2.588*** (-3.66)			
$MU_{1,t-1}$		-2.902*** (-4.30)				-3.203*** (-4.42)		
$MU_{1,t-2}$			3.961*** (5.08)				3.473*** (4.61)	
$MU_{1,t-3}$				6.051*** (6.96)				5.127*** (5.68)
$\ln EPU$	-0.962*** (-7.00)	-0.739*** (-6.28)	-0.981*** (-7.75)	-1.169*** (-8.95)	-0.639*** (-5.89)	-0.519*** (-5.26)	-0.811*** (-7.51)	-0.916*** (-8.33)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
季度效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	7863	7748	7637	7527	7932	7815	7704	7591
调整后 R <sup>2</sup>	0.383	0.382	0.374	0.379	0.370	0.372	0.372	0.386

(三) 稳健性检验

1. 子样本分析。由于数据可得性及财务数据规范性的限制,参考谭小芬和张文婧(2017)、张成思和刘贵春(2018)等经济政策不确定性对企业投资的研究,本文选用了我国上市公司的数据进行分  
析。但同时,中小微企业在国民经济中也发挥着重要作用。本文主要发现应当对企业规模稳健才能  
更好地反映对整体国民经济的影响。基于此,本文选择全样本中规模最小的 20% 企业进行分析,检  
验主要结论是否在中小企业中依旧稳健。按照第三部分中的步骤,仅使用小规模企业对微观不确定  
性进行估计。图 3 中分别展示了全样本中估计的微观不确定性  $MU_1$  及小规模企业样本中估计的结  
果  $MU_{1s}$ 。两者的走势几乎一致,相关系数为 0.88。

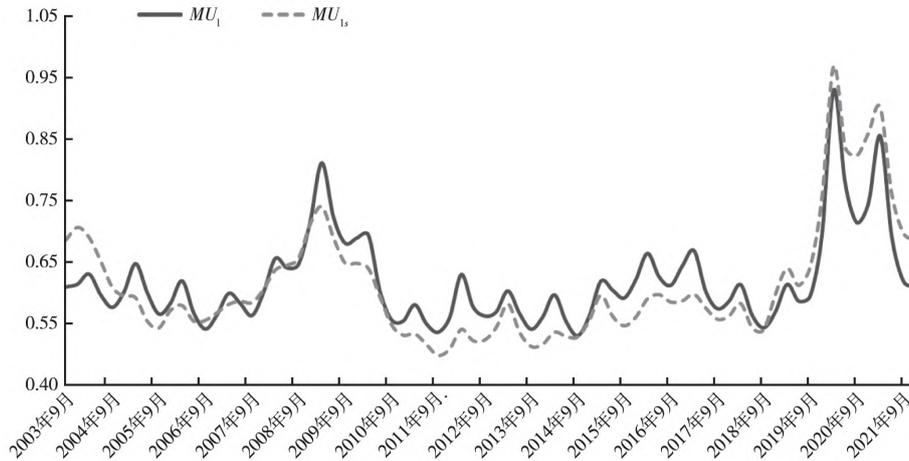


图 3 全样本微观不确定和小规模企业微观不确定性

进一步,表 8 展示了在小规模企业中,微观经济不确定性对企业投资的动态影响。列(1)至(4)分别展  
示了滞后期  $l=0,1,2,3$  下  $MU_{1,t-l}$  对企业投资的影响,列(5)至(8)展示了  $MU_{6,t-l}$  的对应结果。可以看到,  
微观不确定性对小规模企业的影响与全样本基本一致,在短期内表现为负向影响,但在中长期有促进作  
用。相比于全样本回归系数,小规模企业在短期内受到微观经济不确定性的抑制作用更强:表 4 中全样本  
 $MU_{1,t}$  系数为 -2.432,而小规模企业中这一系数为 -3.627。这反映出中小企业在面对微观经济不确定性  
时,短期内受到更大冲击,因此大幅减少投资。在中长期,相比于全样本中  $MU_{1,t-3}$  的系数 3.610,小规模企  
业的系数 2.525 也更小。这可能是由于中小企业盈利水平更低,容易被高盈利、投资效率高的优质企业替  
代,这一结果符合本文提出的资源配置效应。因此,本文主要结论在规模最小的 20% 子样本中依旧稳健。

表 8 经济不确定性对小规模企业投资的动态影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	因变量: $INV$				因变量: $INV$			
$MU_{1,t-l}$	-3.627*** (-4.39)	-4.603*** (-5.37)	2.525*** (2.87)	3.407*** (3.75)				
$MU_{6,t-l}$					-3.351** (-2.45)	-4.752*** (-3.41)	1.284 (0.99)	3.012** (2.31)
$\ln EPU$	-0.242** (-2.33)	-0.203* (-1.95)	-0.377*** (-3.86)	-0.467*** (-4.66)	-0.239** (-2.13)	-0.188* (-1.65)	-0.319*** (-3.07)	-0.430*** (-4.01)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
季度效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	7949	7949	7840	7727	7949	7949	7840	7727
调整后 $R^2$	0.350	0.353	0.344	0.350	0.348	0.350	0.342	0.348

2. 控制经济预期。企业在进行投资决策时,不仅仅考虑到自身财务状况与当前宏观经济情况,宏观经济的预期也有可能影响投资决策。为了进一步控制宏观经济预期的影响,本文使用宏观经济景气指数(先行指数)作为未来经济增长的预期,使用未来物价预期指数作为预期通货膨胀,并通过 CICI 综合指数控制投资者情绪。表 9 展示了加入经济预期变量后的估计结果,(1)至(3)列自变量为当期经济不确定性指数  $MU$ , (4)至(6)列为滞后一期的  $MU$  指数。在控制宏观经济预期后,经济不确定性指数仍然对企业投资有抑制作用,本文结论依旧稳健。同时,宏观经济景气指数与未来物价预期指数会显著促进企业投资,这与直观预期一致。投资者情绪指数对企业投资有抑制作用,这可能反映了金融投资与实体投资的替代作用。

表 9 控制经济预期后微观不确定性对企业投资的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	因变量: $INV$			因变量: $INV$		
$MU_1$	-1.491*** (-3.91)			-2.765*** (-6.59)		
$MU_2$		-0.995*** (-2.69)			-2.101*** (-5.17)	
$MU_4$			-0.617 (-1.36)			-1.836*** (-3.71)
$Exp\_Macro$	0.035*** (3.85)	0.050*** (5.77)	0.037*** (4.16)	0.051*** (5.91)	0.038*** (4.40)	0.050*** (5.97)
$Exp\_CPI$	0.026*** (6.29)	0.017*** (3.60)	0.027*** (6.48)	0.020*** (4.18)	0.029*** (6.86)	0.023*** (4.96)
$CICI$	-0.062*** (-12.31)	-0.059*** (-11.98)	-0.063*** (-12.58)	-0.061*** (-12.26)	-0.064*** (-12.78)	-0.062*** (-12.46)
控制变量	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是
季度效应	是	是	是	是	是	是
观测值	39545	39545	39545	39545	39545	39545
调整后 $R^2$	0.312	0.313	0.311	0.312	0.311	0.312

本文的研究结果强调微观经济不确定性相比于其他经济不确定性度量具有更强的资源分配效应,这使得微观不确定性在短期内对企业投资有抑制作用,但在中长期促进企业投资,且这种效应在盈利能力更强的企业中更为明显。表 10 展示了在控制经济预期变量后,微观不确定性对不同盈利能力企业的动态影响。在不同盈利状况的企业中,微观不确定性对企业投资都表现出短期抑制,中长期促进的影响。且盈利能力更强的企业在短期内受到的负向冲击更小、中长期投资水平提升更大。控制了经济预期后,在短期内,微观不确定性冲击对高 ROA 组企业系数为负,但不再显著或边际显著。这反映企业在投资决策时考虑了宏观经济预期,能对微观不确定性冲击做出恰当的反应。本文的主要结论依旧稳健。

表 10 控制经济预期后微观不确定性对不同盈利能力企业的动态影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	高 ROA 组				低 ROA 组			
$MU_{1,t}$	-0.081 (-0.11)				-2.174*** (-2.97)			
$MU_{1,t-1}$		-1.800** (-2.20)				-2.773*** (-3.33)		
$MU_{1,t-2}$			8.406*** (7.68)				7.708*** (7.67)	

续表 10

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
变量	高 ROA 组				低 ROA 组			
$MU_{1,t-3}$				7.967*** (8.32)				6.786*** (6.64)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
季度效应	是	是	是	是	是	是	是	是
经济预期	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	7863	7748	7637	7527	7932	7815	7704	7591
调整后 R <sup>2</sup>	0.386	0.384	0.386	0.387	0.373	0.373	0.386	0.391

### 五、微观经济不确定性对宏观经济的影响

为研究微观经济不确定性对宏观经济的影响,本文使用结构化向量自回归模型(SVAR)进行建模,并考查微观经济不确定性对宏观经济变量的脉冲响应。具体而言,考虑  $MU_1$  指标、GDP 同比增速、CPI 同比增速、M2 同比增速的四变量经济系统,记作:  $Z_t = [MU_1, GDP, CPI, M2]^t$ 。

本文的宏观经济数据借鉴 Higgins et al(2016)和林建浩等(2021),采用由宏观金融研究中心公布的季度宏观经济数据。SVAR 模型设定如下:

$$AZ_t = \Gamma_1 Z_{t-1} + \Gamma_2 Z_{t-2} + \dots + \Gamma_p Z_{t-p} + \omega_t \quad (15)$$

其中,  $\Gamma_1, \Gamma_2, \dots, \Gamma_p$  为自回归系数矩阵,阶数  $p$  由 BIC 准则确定;  $\omega_t$  为相互独立的结构化冲击。但在实际估计中,只能对  $Z_t$  序列进行向量自回归:

$$Z_t = B_1 Z_{t-1} + B_2 Z_{t-2} + \dots + B_p Z_{t-p} + \mu_t \quad (16)$$

为重构出结构性冲击  $\omega_t$ ,需要估计系数矩阵  $A$ ,进而由  $\mu_t = A^{-1}\omega_t$  关系解出  $\omega_t$ 。为此,本文对系数矩阵  $A$  施加短期约束。对于各变量的排序,祝梓翔等(2021)通过冲击约束和异方差约束分析认为经济政策不确定性可视为经济波动的外生因素,同时参考 Baker et al(2016)以及 Huang & Luk(2020)等对经济政策不确定的研究,本文将微观经济不确定性视为同期外生变量,并可对同期宏观经济变量产生影响。对于宏观经济变量的排序,参考戴国强和张建华(2009)的设定,假设产出增速冲击可对当期通货膨胀增长率产生影响;当期产出增速及通货膨胀增长率冲击对货币政策有同期影响。基于 Cholesky 分解设定矩阵  $A$  为:

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 \end{bmatrix}$$

实证中,依据 BIC 准则选择模型阶数为 2 阶。为对比微观经济不确定和经济政策不确定对宏观经济的影响差异,本文建立 EPU 指数、GDP 同比增速、CPI 同比增速、M2 同比增速的四变量经济系统,模型阶数为 2 阶。图 4 展示了一单位标准差  $MU_1$  和 EPU 冲击对 GDP、CPI 和 M2 的脉冲响应,虚线为 90% 置信区间。可以看到,微观经济不确定性  $MU_1$  在短期内会抑制宏观经济增长,但在中长期有正向效应。这反映微观经济不确定性会延迟企业投资、消费行为,从而导致宏观经济增速下降。 $MU_1$  对物价水平的影响与产出类似,同样表现出短期抑制,长期促进的效果。因此,微观经济不确定性导致产出和价格同向运动,在短期均有负向影响。这一结果验证了不确定性冲击是总需求冲击(Leduc & Liu, 2016),研究假说 4 得以验证。与此同时,在微观经济不确定性冲击下,货币供应量

M2 明显增加,且响应时间滞后于产出和通胀的变化。这反映出我国货币政策制定过程中对没有考虑微观经济不确定性,微观经济不确定性是通过产出和通胀进一步影响货币政策,这一发现与赵文佳和梁焱焱(2020)一致。总体而言,微观不确定性对中长期产出正向的影响特征与企业层面的结果一致,佐证了本文提出的资源分配效应<sup>①</sup>。

与微观经济不确定性相比,经济政策不确定性 EPU 对产出有持续的负向影响。在短期内,由于价格黏性对物价水平有微弱正向影响,但整体为负向影响。因此,经济政策不确定性同样为总需求冲击,但在中长期影响不会反转。这反映与经济政策不确定性相比,微观经济不确定性具有更强的资源配置效应:经济的短期波动使得资源在优质企业与劣质企业中重新分配,最终提高产出水平。

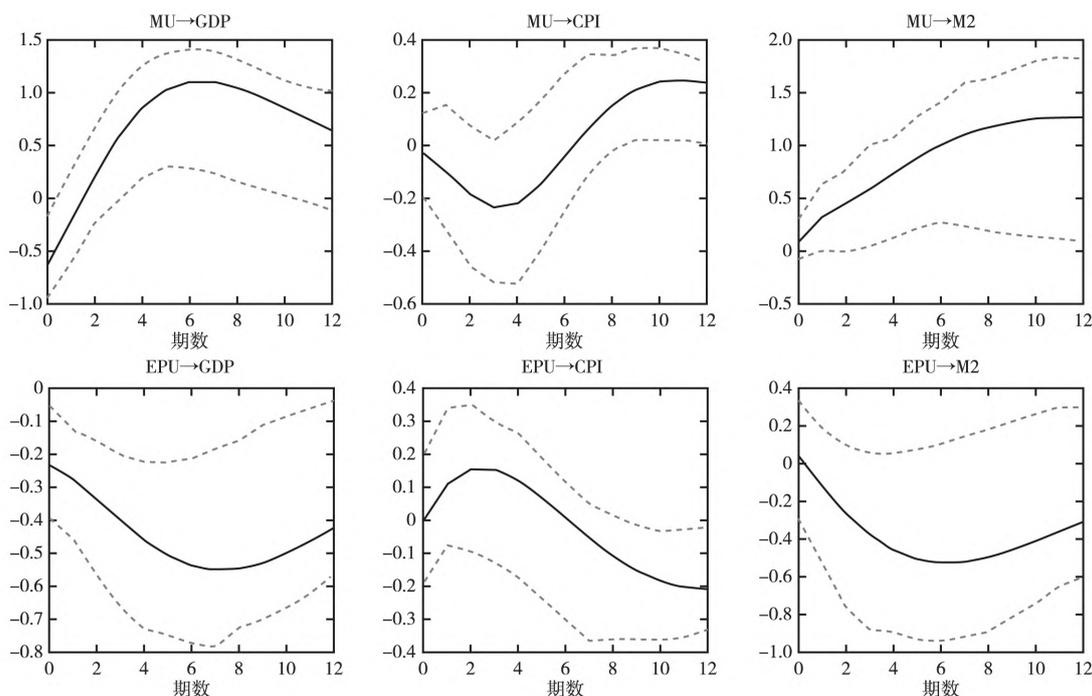


图4 微观经济不确定性(MU)和经济政策不确定性(EPU)对宏观经济的影响

## 六、结论与启示

本文基于2003—2021年A股上市公司财务数据构建了中国微观经济不确定性指数,并探讨了微观不确定性对宏观层面经济变量的及在微观层面企业投资的影响。结果表明,微观经济不确定性较好地反映了我国经济波动,并且微观经济不确定性在波动规律与传导机制上与经济政策不确定性(Baker et al, 2016)不同。微观经济不确定性上升在短期内对产出和价格水平有负向影响,但在中长期(半年后)这一效应反转。在短期内,微观经济不确定性主要通过实物期权和金融摩擦两个渠道会抑制企业投资水平。本文创新地提出了资源分配机制,通过投资效率、盈利水平差异等实证分析验证了资源配置效应的理论假设,并解释了微观不确定性在中长期对企业投资的促进作用;对宏观经济变量的结构向量自回归分析得到的结果也与在微观层面分析得到的一致,微观不确定性在短期对产出和价格有负向的影响,但在中长期表现为正向的影响,因此微观不确定性也表现为总需求冲击。

基于以上发现,本文提出以下政策启示:(1)不同类别经济不确定性对企业行为及宏观经济的影响可能存在差异,微观经济不确定性与当前较多研究的经济政策不确定性不同,其存在更强的资源

<sup>①</sup>笔者也从不同模型设定、使用局部投影的方法、替代关键变量和增加控制变量等多个角度验证了上述总体结果的稳定性。

配置效应,使得不确定冲击对企业投资及宏观产出水平的负向影响在中长期反转。因此,企业应合理应对经济微观不确定性冲击,过多的政策干预反而有可能降低资源再分配过程的效率。政策制定者应对不同经济不确定性加以区分,从而更好引导市场,优化政策。(2)对不确定性的度量和应对不应仅关注宏观层面,不同类型的不确定性可能对经济影响具有不同的传导机制及大小,政策制定者需要从企业层面关注和引导不确定性。(3)本文进一步验证了经济不确定性向实体经济传导的实物期权和金融摩擦渠道。一方面,可以推动资产交易市场建设、改善相应机制,提高企业固定资产处置效率。另一方面,应当改善企业融资环境,拓宽中小企业融资渠道,缓解金融市场摩擦。从这两方面着手,有助于减轻经济不确定性对企业投资及产出的显著抑制作用。

#### 参考文献:

- 戴国强 张建华,2009:《货币政策的房地产价格传导机制研究》,《财贸经济》第12期。
- 方福前 邢炜 王康,2017:《中国经济短期波动对长期增长的影响——资源在企业间重新配置的视角》,《管理世界》第1期。
- 黄卓 邱晗 沈艳 童晨,2018:《测量中国的金融不确定性——基于大数据的方法》,《金融研究》第11期。
- 简泽,2011:《企业间的生产率差异、资源再配置与制造业部门的生产率》,《管理世界》第5期。
- 金春雨 张德园,2020:《中国不同类型经济政策不确定性的宏观经济效应对比研究》,《当代经济科学》第2期。
- 林建浩 陈良源 罗子豪 张一帆,2021:《央行沟通有助于改善宏观经济预测吗?——基于文本数据的高维稀疏建模》,《经济研究》第3期。
- 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》,《金融研究》第4期。
- 罗大庆 傅步奔,2020:《中国货币政策不确定性对宏观经济的影响——基于混合货币政策规则的分析》,《世界经济文汇》第4期。
- 饶品贵 岳衡 姜国华,2017:《经济政策不确定性与企业投资行为研究》,《世界经济》第2期。
- 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》,《世界经济》第12期。
- 田磊 林建浩,2016:《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》,《南开经济研究》第2期。
- 王义中 宋敏,2014:《宏观经济不确定性、资金需求与公司投资》,《经济研究》第2期。
- 辛清泉 林斌 王彦超,2007:《政府控制、经理薪酬与资本投资》,《经济研究》第8期。
- 赵文佳 梁焱焱,2020:《我国经济不确定性度量及其非线性经济效应》,《经济科学》第4期。
- 祝梓翔 车明 邓翔,2021:《中国的经济政策不确定性内生于经济波动吗?》,《经济学动态》第1期。
- 张成思 刘贯春,2018:《中国实业部门投融资决策机制研究——基于经济政策不确定性和融资约束异质性视角》,《经济研究》第12期。
- Bai, J. & S. Ng(2002), "Determining the number of factors in approximate factor models", *Econometrica* 70(1):191—221.
- Bachmann, R. & C. Bayer(2013), "'Wait-and-See' business cycles?", *Journal of Monetary Economics* 60(6):704—719.
- Baker, S. R. et al(2016), "Measuring economic policy uncertainty", *Quarterly Journal of Economics* 131(4):1593—1636.
- Basu, S. & B. Bundick(2017), "Uncertainty shocks in a model of effective demand", *Econometrica* 85(3): 937—958.
- Bernanke, B. S. (1983), "Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment", *Quarterly Journal of Economics* 98(1): 85—106.
- Bernanke, B. S., M. Gertler & S. Gilchrist(1999), "The financial accelerator in a quantitative business cycle framework", in: J. B. Taylor & M. Woodford(eds), *Handbook of Macroeconomics*, Elsevier.
- Bloom, N. (2007), "Uncertainty and the dynamics of R&D", *American Economic Review* 97(2): 250—255.
- Bloom, N. (2009), "The impact of uncertainty shocks", *Econometrica* 77(3): 623—685.
- Bloom, N. et al(2018), "Really uncertain business cycles", *Econometrica* 86(3):1031—1065.
- Caballero, R. J. & R. S. Pindyck(1996), "Uncertainty, investment, and industry evolution", *International Economic Review* 37(3):641—662.
- Farinas, J. C. & S. Ruano(2005), "Firm productivity, heterogeneity, sunk costs and market selection", *International Journal of Industrial Organization*, 23(7): 505—534.
- Gilchrist, S., J. W. Sim & E. Zakrajšek(2014), "Uncertainty, financial frictions, and investment dynamics", NBER Working Paper, No. w20038.
- Gulen, H. & M. Ion(2016), "Policy uncertainty and corporate investment", *Review of Financial Studies* 29(3): 523—564.
- Hadlock, C. J. & J. R. Pierce(2010). "New evidence on measuring financial constraints: Moving beyond the KZ in-

- dex*", *Review of Financial Studies* 23(5): 1909–1940.
- Huang, Y. & P. Luk(2020), "Measuring economic policy uncertainty in China", *China Economic Review* 59: 1–18.
- Husted, L. , J. Rogers & B. Sun(2020), "Monetary policy uncertainty", *Journal of Monetary Economics* 115: 20–36.
- Higgins, P. , T. Zha & W. Zhong(2016), "Forecasting China's economic growth and inflation", *China Economic Review* 41: 46–61.
- Jordà, O. (2005), "Estimation and inference of impulse responses by local projections", *American Economic Review* 95(1): 161–182.
- Jurado, K. , S. C. Ludvigson & S. Ng(2015), "Measuring uncertainty", *American Economic Review* 105(3): 1177–1216.
- Knight, F. H. (1921), *Risk, Uncertainty, and Profit*, Houghton Mifflin.
- Leduc, S. & Z. Liu(2016), "Uncertainty shocks are aggregate demand shocks", *Journal of Monetary Economics* 82:20–35.
- Pindyck, R. S. & S. Solimano(1993), "Economic instability and aggregate investment", *NBER Macroeconomics Annual* 8:259–303.
- Schumpeter, J. A. (1939), *Business Cycles: A Theoretical, Historical, and Statistical Analysis of the Capitalist Process*, McGraw-Hill.
- Yan, C. S. & F. C. Luis(2013), "The impact of uncertainty shocks in emerging economies", *Journal of International Economics* 90(2):316–325.

### Research on the Measurement and Effect of China's Microeconomic Uncertainty

LIU Yunting ZHU Yandi  
(Peking University, Beijing, China)

**Abstract:** Based on data of China's A-share listed enterprises from 2003 to 2021, this paper measures the microeconomic uncertainty in China and studies its effect on firm-level investment and macroeconomy. We find at the micro level, the increase of microeconomic uncertainty will reduce investment, but this effect will weaken over time, and reverse in the medium and long run. In the short run, microeconomic uncertainty affects investment mainly through real options and financial friction channels. We propose and validate a resource allocation channel through which firms increase investment in the medium and long run. Moreover, the impact of microeconomic uncertainty on macroeconomic variables, reflected as aggregate demand shocks, is consistent with empirical results at the firm level. This paper enriches angles of measuring economic uncertainty and understandings of its transmission mechanisms. In terms of policy implications, our research suggests that government policy needs to differentiate between different types of economic uncertainty, pay attention to uncertainty at the microeconomic level, and properly monitor and facilitate resource allocation in the economy.

**Keywords:** Microeconomic Uncertainty; Investment; Resource Allocation; Real Option; Financial Friction

(责任编辑:陈建青)

(校对:何伟)