

不确定性冲击与企业投资动态 ——来自供给侧结构性改革的准自然实验

徐光伟¹, 孙 铮², 刘 星³

(1. 常州大学 商学院, 江苏 常州 213164; 2. 上海财经大学 会计与财务研究院, 上海 200433;
3. 重庆大学 经济与工商管理学院, 重庆 400030)

摘要: 文章利用特定事件提供的自然实验机会, 分析了不确定性冲击对企业投资行为的影响及机制。文章以上市公司 2013—2016 年季度数据建立双重差分模型证实, 在供给侧结构性改革政策实施后, 企业减少了实物资产投资, 增加了金融资产投资。不确定性冲击对受干预企业的固定资产投资和存货投资具有显著的负向影响。分组检验结果显示, 不确定性冲击对国有企业技术资产投资和存货投资的影响更加显著, 对民营企业固定资产投资的影响更大。不确定性冲击通过外部借款规模, 影响企业不同投资的支出水平。在减少企业实物资产投资、增加金融资产投资的同时, 不确定性冲击提升了公司的市场价值, 这印证了不确定性下微观主体的资本逐利动机。文章检验了不确定性冲击对微观企业不同资本形态投资的影响, 为当前不确定性事件的经济影响提供了有意义的参考。

关键词: 供给侧结构性改革; 不确定性; 实物资产投资; 金融资产投资; 准自然试验

中图分类号: F275.5 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2019)12-0086-13

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.2019.12.007

一、引言

后危机时代, 世界政治经济形势错综复杂, 尤其是 2016 年国际社会频频“爆冷”, 不确定性事件频发。英国“脱欧”、特朗普逆袭等“黑天鹅”事件给世界经济发展增添了更多的不确定因素。素有市场恐慌情绪之称的 *VIX* 指数在英国脱欧公投后升至高点 26.72, 周涨幅超过 25.45%。*VIX* 指数在 2016 年美国大选前夕升至英国脱欧公投以来的最高水平 23.01, 周涨幅为 41.72%。全球经济政策不确定性指数^①在 2016 年也不断创下历史新高, 分别超越了 2008 年和 2011 年的峰值, 并有进一步攀升之势。同时, 世界变局下的中国经济也正在经历一场结构性改革。外部国际环境动荡不安, 内部改革转型道阻且长, 中国经济未来仍面临多重不确定因素。自 2015 年 10 月以来, 反映中国经济政策不确定性的指数也呈现波动上升的趋势。不确定性的攀升会对经济增长产生怎样的影响? 不确定性冲击对经济增长的影响机制又是什么?

2008 年国际金融危机以来, 世界经济处于深度调整中, 不确定性研究再度升温。已有研究在不确定性的测量、成因与影响等方面取得了实质性进展。不确定性的测量方法主要有: 一是宏

收稿日期: 2018-09-01

基金项目: 国家自然科学基金重点项目(71232004); 江苏省社会科学基金项目(17GLC010)

作者简介: 徐光伟(1986—), 男, 安徽滁州人, 常州大学商学院副教授, 硕士生导师;

孙 铮(1957—), 男, 上海人, 上海财经大学会计与财务研究院教授, 博士生导师;

刘 星(1956—), 男, 河南镇平人, 重庆大学经济与工商管理学院教授, 博士生导师。

^① 这一指数由斯坦福大学和芝加哥大学的三位学者编制, 其数值越大表示不确定性越强。

观经济变量的波动性(Jurado 等, 2015); 二是企业横截面的离散度(Christiano 等, 2014); 三是分析师预测的离散度或主观不确定性(Bachmann 等, 2013); 四是新闻报纸中不确定性相关关键词出现的频率(Baker 等, 2016)。还有学者以国家选举年度或官员更替构造哑变量来衡量政治不确定性(Julio 和 Yook, 2012; 徐业坤等, 2013)。Baker 和 Bloom(2013)以自然灾害、恐怖袭击、政治事件等衡量不确定性, 利用自然实验方法估计了不确定性的影响。不确定性的测量方法推动了相关经验研究的开展, 但这些方法事实上并不是不确定性的真实测度, 而只是其替代衡量指标。不确定性的客观测量仍是相关研究的主要挑战之一(Bloom, 2014)。

不确定性对经济增长存在多种影响机制。一是实物期权效应。由于投资不完全可逆、存在调整成本, 未来不确定性上升会提高等待期权价值, 经济主体推迟投资活动直到拥有更多信息(Bernanke, 1983; Bloom, 2009; Bachmann 和 Bayer, 2013)。二是金融市场摩擦。国际金融危机期间, 资产价格波动与信贷利差扩大表明金融市场摩擦是不确定性影响宏观经济表现的重要渠道(Arellano 等, 2012; Christiano 等, 2014)。不确定性增加了资产风险, 导致信贷利差扩大、股权风险溢价上升。由于代理问题、道德风险等, 外部融资受到约束, 不确定性提高了资本成本, 减少了投资支出(Gilchrist 等, 2014)。三是风险厌恶。悲观的代理人在未来收益分布不确定时会表现出“模糊厌恶”心理, 从而减少投资支出。而对于乐观的代理人, 不确定性具有积极影响。大多数公司高管承担的个人风险难以有效分散, 当不确定性上升时, 风险厌恶心理使资本支出活动变得谨慎。Panousi 和 Papanikolaou(2012)的研究表明, 在 CEO 持股比例高的公司, 企业投资对异质波动更加敏感。四是增长期权效应。一项投资活动具有看涨期权特征时, 其投资成本有下限而未来收益无上限, 不确定性会增加看涨期权价值, 反而促进投资支出。Kraft 等(2013)研究发现, 托宾 Q 均值随公司层面的波动性增加而增加, 尤其是对于拥有更多增长期权的 R&D 密集型企业。Segal 等(2015)认为, 宏观经济不确定性对经济增长的影响依赖于其类型, “好的不确定性”对未来经济活动具有正向影响。五是 *Oi-Hartman-Abel* 效应。从理论上讲, 如果需求或成本是收益的凸函数, 那么两者的不确定性会增加未来预期收益(Oi, 1961; Hartman, 1972, 1976; Abel, 1983)。总体上, 不确定性对经济增长存在多种影响路径, 且影响可能是双向的。

尽管不确定性相关研究成果丰硕, 但是学者在不确定性测量与影响机制方面未达成共识。对于不确定性的概念, 目前尚未形成统一的认识。Knight(1921)将不确定性与风险概念进行比较, 指出人们不能预测不确定性事件发生的概率。Jurado 等(2015)认为, 不确定性是经济主体不可预测、扰动的条件方差。以宏观微观经济变量的波动性来测量不确定性, 能够捕捉它对经济增长的事后影响, 但是存在较大噪音。一方面, 我们无法区分是源于不确定性冲击还是其他因素造成的经济波动; 另一方面, 不确定性与经济波动之间可能互为因果关系。不确定性与经济波动之间存在内生性关系, 难以有效分离不确定性的“真实”影响。而以分析师预测的不一致性来测度不确定性, 不仅囿于调查方法的局限性, 而且在测量的精确性上容易遭受质疑。Baker 等(2016)开发的经济政策不确定性指数得到了广泛的应用。以主流新闻报纸中出现的相关关键词来衡量不确定性则缺乏必要的理论支撑。因此, 不确定性的定义模糊造成其内涵与外延不明晰, 给测量与因果关系研究带来了困境。

利用外生事件创造的自然实验机会可以很好地检验不确定性冲击造成的影响。使用自然实验方法研究不确定性的优势在于: 首先, 检验一个具体的不确定性事件的影响, 避免了上述关于不确定性测量问题的困扰。其次, 使用外生事件作为不确定性冲击的研究工具, 有效地解决了内生性问题。这是因为外生事件(如自然灾害、恐怖袭击、政治经济事件等)无法预知, 难以预测事件发生的概率。此外, 突发的外生事件能在短期内观测到其冲击效应, 利用双重差分模型能有效分离出不确定性事件的经济影响。Baker 和 Bloom(2013)的研究显示, 使用自然灾害、恐怖袭

击、意外政治冲击等作为股市波动的代理变量,能很好地识别不确定性冲击对经济增长的影响。

对于不确定性对经济增长的影响机理,现有文献从不同视角、利用不同方法做出了诠释,存在多种解释。作为一个比较宽泛的概念,不确定性的变化源自自然与社会中的各种突发事件。不确定性的不同来源对同一经济活动可能产生不同影响。Segal等(2015)将不确定性分为“好的”与“坏的”不确定性,检验发现两者对经济增长具有相反的影响。因此,在影响机制分析中,需要明晰不确定性的具体来源,以及对不同经济活动来说是“好消息”还是“坏消息”。此外,揭示不确定性对经济增长的影响机理,需要打开中间多个“黑箱”。分析宏观不确定性对微观企业行为的影响,能为不确定性的影响机制研究提供更加直接的经验证据。

本文正是利用我国当前供给侧结构性改革政策提供的自然实验契机,分析了不确定性冲击对微观企业投资行为的影响及机制。本文选择2013—2016年上市公司季度数据建立双重差分模型证实,不确定性冲击减少了企业的实物资产投资,增加了金融资产投资。不确定性冲击主要通过外部长短期借款,影响企业投资支出。在减少企业实物资产投资、增加金融资产投资的同时,不确定性冲击提升了公司的市场价值,这印证了微观主体的资本逐利动机。

本文的主要贡献体现在:(1)将企业投资活动细分为实物资产投资与金融资产投资,研究了不确定性冲击对企业不同投资活动的影响,试图打开企业资本配置内部结构的“黑箱”,从而深化了企业投资行为的研究内容。(2)以特定经济事件作为不确定性的具体来源,利用双重差分模型有效识别了不确定性的经济影响,为不确定性与经济增长之间的因果关系以及内在作用机制研究提供了更加直接的经验证据。(3)本文的研究不仅丰富了宏观经济政策与微观企业行为互动关系领域的研究成果,而且为当前供给侧结构性改革、宏观经济“脱实向虚”等问题提供了有意义的参考。

二、理论分析与研究假设

(一)不确定性对企业实物资产投资的影响

不确定性与风险的区别在于人们能不能预测未来事件发生的概率(Knight, 1921)。由于不确定性事件无法被预知,其突如其来的“震撼”让人们感到“惊讶”。以VIX指数反映未来市场的隐含波动率,突发的不确定性事件导致恐慌性指数飙升。同时,VIX指数也具有反周期特征(Bloom, 2014)。经济处于萧条期,VIX指数上升;而经济处于繁荣期,VIX指数变小。大量研究基于实物期权理论,支持不确定性对经济增长的负向影响(Bernanke, 1983)。不确定性上升通过减少雇员、投资、产出、消费和贸易等行为,损害了短期经济增长。

对于不确定性与企业投资的关系,实物期权理论指出,对未来投资收益状况缺少信息让等待更有价值。企业可将投资活动看作一系列期权组合。当缺少投资机会时,企业可能“静观其变”,等待市场出现更多积极的信号,以免做出错误的投资决策。这是因为,一旦投资失败,实物资产投资面临高额的退出成本。Cooper和Haltiwanger(2006)发现,投资调整成本超过资本价值的一半。此外,专用性资产改变经济用途不仅无法获取可占用性准租,而且投资成本可能会蒙受重大损失。正是由于投资的不完全可逆性,未来收益不确定性的上升会推迟企业投资活动。

不确定性不仅通过调整成本作用于投资活动,而且会提高企业的人力成本与资金成本,从而减弱投资的积极性。企业扩大投资规模不仅需要固定资产等实物资产投入,还需要招募新员工。在新劳动法的保护机制下,企业的人力成本更具粘性(刘媛媛和刘斌, 2014),投资失败后辞退员工的成本显著上升。招募员工过程中发生的相关成本随投资退出而沉没。当不确定性较高时,企业更愿意聘请兼职人员来替代正式员工,以降低人力成本(Valletta和Bengali, 2013)。

不确定性还可能通过风险溢价、融资成本路径作用于投资成本,从而影响企业投资水平。

Arellano 等(2011)以及 Christiano 等(2014)指出,国际金融危机期间,金融市场摩擦是市场波动影响宏观经济产出的渠道。不确定性导致资产风险上升,提高了外部融资成本。对于受融资约束的企业,不确定性的影响更加显著。Gilchrist 等(2014)发现,异质性波动是企业债券信用利差的重要决定因素,且与资本形成率下降相关。而一旦将信用利差信息考虑在内,不确定性对企业投资的影响会减弱。这说明信用利差的变化是不确定性影响企业投资的中介路径。可见,不论是投资调整成本、人力成本还是融资成本,不确定性都会通过提高投资成本而影响企业的实物资产投资。

一些研究直接检验了经济政策不确定性与企业投资之间的关系。Gulen 和 Ion(2016)研究证实,政策不确定性与公司资本投资负相关,金融危机期间公司投资下滑主要归因于政策不确定性,而且这种效应在投资不可逆、受融资约束的公司中更加显著。Julio 和 Yook(2012)研究发现,在政府换届选举年度,企业资本支出减少。贾倩等(2013)也发现在官员变更当年,企业会显著减少投资。李凤羽和杨墨竹(2015)发现,不确定性上升会抑制企业投资,而且这种抑制作用在国际金融危机后更加明显。外部经济政治环境是企业投资决策的重要影响因素。国际金融危机爆发后,世界各国政府加强了对市场的干预。频繁的经济政策调整造成经济主体难以形成稳定预期,影响企业投资的积极性。尤其是转型经济国家,市场经济制度尚不完善,国家宏观调控经验相对不足,而且缺乏有效的信息披露与市场沟通机制。在政策出台之前,准备工作往往不足,也没有充分考虑对市场造成的冲击。因此,经济政策不确定性上升通常对市场主体产生负向影响。基于上述分析,本文提出以下假设:

假设 1: 不确定性上升导致企业实物资产投资减少。

(二)不确定性对企业金融资产投资的影响

如果某项投资活动具有看涨期权特征,则其投资成本可以视为期权价格,市场价格与执行价格、期权价格的差值(看涨期权净损益)可视为投资收益。看涨期权净损益的主要特征是,投资净损失有下限,但潜在的净收益却没有上限。以市场波动反映的不确定性上升时,市场价格低于执行价格,投资最多亏损期权价格。而市场价格波动幅度越大,看涨期权价值反而越高。因此,增长期权观点认为,如果投资成本有限而收益无限,不确定性上升反而会刺激企业投资。Kraft 等(2013)研究了增长期权与公司价值之间的关系,发现公司托宾 Q 均值随其波动性上升而增加,尤其是 $R\&D$ 投资密集型企业具有更多的增长期权。

与存货、固定资产等实物资产投资相比,企业金融资产投资主要是虚拟经济投资。宏观不确定性上升会加剧金融市场波动,股票、债券、期权、期货等市场容易出现“猴市”。刘庆富和华仁海(2012)的研究表明,重大风险事件对商品期货市场的收益和波动均存在显著的冲击。市场主体无法预测未来事件发生的概率,乐观与悲观投资者充斥市场造成市场分化严重。市场波动给金融资产投资者带来风险的同时,也可能带来丰厚的收益。投资者不仅在市场上涨过程中获得买入持有收益,也能在市场下跌过程中获得卖空收益。张普和吴冲锋(2010)指出,股价波动不仅可能表现为风险,也可能表现为价值。因此,不确定性对金融资产投资可能具有正向效应。大量的不确定性事件显示,“坏消息”在短期内对金融市场产生严重的负向冲击,但信息披露之后市场很快恢复平静;而“好消息”在短期内对市场来说是利好,但之后也很快恢复稳定。Segal 等(2015)的研究表明,不论是“好的”还是“坏的”不确定性,都会导致风险溢价。

企业的金融资产投资比固定资产投资具有较高的流动性,投资过程中发生的交易成本和调整成本较小。此外,金融资产相对于实物资产具有较低的专用性。金融资产投资不会产生高额的投资成本,未来公允价值变动、投资收益将为投资者带来直接的经济利益。成本是企业实物资产投资决策的重要考量因素,而对于金融资产投资,投资者更加关注未来潜在的收益空间。因

此,投资成本与收益对企业实物资产与金融资产投资的影响具有非对称性。根据不确定性的 *Oi-Hartman-Abel* 效应,如果企业能够根据市场情况随时扩大或缩减投资规模,则不确定性上升会提高企业投资预期收益。金融资产投资具有较高的弹性,企业可以根据市场行情追加投资或减持。在宏观不确定性上升时,金融资产投资具有的增长期权效应反而会刺激企业增加投资。

企业不同的投资活动具有一定的替代效应与互补效应。当外部不确定性上升时,实物资产投资的实物期权效应会推迟企业投资。为了等待投资机会,企业会储备更多的流动性。王义中和宋敏(2014)指出,宏观经济不确定性会通过外部需求、流动性资金需求和长期资金需求对企业投资产生影响。李凤羽和史永东(2016)研究发现,在经济政策不确定性上升时,企业会增持现金。这说明企业存货、固定资产等实物资产投资与现金持有行为之间存在一定的替代效应。企业缺少实物资产投资机会导致闲置资金被配置给高流动性资产。尤其是国际金融危机之后,世界经济复苏乏力,货币超发导致资产泡沫不断膨胀。宽松的宏观政策在推高资产价格的同时,也给金融资产投资带来较高的收益。张永冀等(2016)的研究显示,政策不确定性上升导致企业的金融资产显著增加,而经营资产显著减少。

作为不确定性的具体来源,经济政策不确定性也是企业金融资产投资的重要外部影响因素。对于转型经济国家,金融市场快速发展、市场规模迅速扩大,企业可以通过金融市场提高资金使用效率。但在弱式有效市场中,国家货币政策、财政政策以及具有广泛影响的经济改革政策会影响金融市场的走势。无法预知的经济政策常常对市场产生冲击,由于政策实施缺乏一定的市场沟通机制,市场主体更容易产生不确定心理预期。因此,经济政策不确定性对市场主体的金融资产投资会产生重要影响。基于上述分析,本文提出以下假设:

假设 2: 不确定性上升导致企业金融资产投资增加。

三、研究设计

(一)样本选择。考虑到政府换届选举之后宏观经济政策调控思路具有重大转变,本文选取 2013 年第 1 季度至 2016 年第 4 季度的沪深 A 股公司数据。我们按照以下原则筛选出需要的研究样本:(1)剔除金融与保险行业,即中国证监会 2012 年分类中代码为 *J* 的行业;(2)剔除 *ST*、*PT* 上市公司样本;(3)剔除财务报告季度数据缺失的公司。我们最终得到 2013 年第 1 季度至 2016 年第 4 季度 16 个季度、2 231 家上市公司的平衡面板数据,共 35 696 个观测值。公司财务数据来自 CSMAR 和 Wind 数据库。

(二)研究方法。为了分析不确定性冲击对企业投资的影响,本文使用 *DID* 方法来检验供给侧结构性改革政策前后,企业固定资产、技术资产、金融资产以及存货投资的动态变化情况。供给侧结构性改革的首要任务是“去产能”,对传统制造业的实体投资活动冲击较大。尤其是钢铁和煤炭行业是“去产能”任务的重中之重,随着产能化解任务的层层落实,传统产业的投资增速下降。相对而言,高新技术产业、战略性新兴产业、现代服务业等受供给侧结构性改革政策的影响较小。因此,本文将传统制造业作为干预组,其他行业为控制组,利用 *DID* 方法来分析供给侧结构性改革对干预组与控制组的不同影响。

参照 Gulen 和 Ion(2016)、李凤羽和杨墨竹(2015)以及张永冀等(2016)的研究,本文构建了以下计量分析模型:

$$\begin{aligned}
 y = & \alpha_0 + \beta_1 Policy + \beta_2 Group + \beta_3 Policy \times Group + \beta_4 TQ_{t-1} + \beta_5 CF_{t-1} + \beta_6 SG_{t-1} \\
 & + \beta_7 Profit_{t-1} + \beta_8 NWC_{t-1} + \beta_9 FC + \beta_{10} Lev_{t-1} + \beta_{11} Bal + \beta_{12} Sep + \beta_{13} SR_{t-1} \\
 & + \beta_{14} Age + \beta_{15} State + \beta_{16} Size_{t-1} + \Sigma QRT + \varepsilon
 \end{aligned} \quad (1)$$

(三) 变量说明

1. 因变量。本文将因变量企业投资区分为实物资产投资和金融资产投资。具体而言,我们将企业投资细分为固定资产投资(Fix)、技术资产投资(Tec)、金融资产投资(Fin)和存货投资(Inv)。其中,固定资产投资、技术资产投资和存货投资属于实物资产投资。

2. 自变量。(1)政策哑变量($Policy$)。供给侧结构性改革政策于2015年11月提出,考虑到本文研究上市公司季度数据,在2016年第1季度之后,政策哑变量($Policy$)取值为1,之前取值为0。(2)分组哑变量($Group$)。供给侧结构性改革以“去产能”为主要任务,对钢铁、煤炭等传统制造业的影响较大。因此,本文根据2012年上市公司行业分类指引,将行业代码以B、C开头的设为干预组,其他行业设为控制组。对于干预组样本, $Group$ 取1,否则取0。

3. 控制变量。(1)投资机会(TQ)。新古典经济学认为,在完美无摩擦的市场中,企业投资决策只取决于投资机会。投资的边际价值等于边际成本时,企业处于最优投资水平。通常以托宾 Q 均值来反映企业投资机会。(2)现金流量(CF)。现实中,企业投资决策不仅取决于投资机会,还与现金流量相关。由于信息不对称,企业面临外部融资约束时,投资与自由现金流之间的敏感性增强。现金流量(CF)以经营活动产生的现金流量除以总资产来表示。由于本文数据均为季度数据,我们设置了虚拟变量 QRT 来控制季节性影响。变量定义见表1。

表1 变量定义

变量名称	变量符号	变量说明
固定资产投资	Fix	固定资产投资(Fix)=固定资产投资净额/总资产, 固定资产投资净额=固定资产净额+在建工程净额+工程物资+固定资产清理+生产性生物资产净额+油气资产净额
技术资产投资	Tec	技术资产投资(Tec)=技术资产投资净额/总资产, 技术资产投资净额=无形资产净额+开发支出+商誉净额
金融资产投资	Fin	金融资产投资(Fin)=金融资产投资净额/总资产, 金融资产投资净额=货币资金+相关金融资产-相关金融负债。由于无法区分应收、应付科目性质,我们都列为金融资产投资
存货投资	Inv	存货投资(Inv)=存货净额/总资产, 存货净额取自资产负债表中的存货项目
政策哑变量	$Policy$	供给侧结构性改革政策于2015年第4季度提出,样本处在2016年第1季度之后则取1,否则取0
分组哑变量	$Group$	根据2012年上市公司行业分类指引,行业代码以B、C开头的为干预组,其他行业为控制组。干预组样本的 $Group$ 取1,控制组样本取0
投资机会	TQ	以托宾 Q 值来衡量
现金流量	CF	经营活动产生的现金流量/总资产
销售增长率	SG	(本季度营业收入-上一季度营业收入)/上一季度营业收入
经营业绩	$Profit$	营业利润/总资产
营运资本	NWC	(流动资产-流动负债)/总资产
融资约束	FC	发放现金股利, FC 取0,否则取1
财务杠杆	Lev	(流动负债+非流动负债)/总资产
股权制衡度	Bal	第一大股东持股比例/第二至第十大股东比例
两权分离度	Sep	公司实际控制人的控制权与现金流权的差值
股票收益率	SR	考虑现金红利再投资的个股季度回报率
上市年限	Age	在沪深证券交易所上市的年数
公司性质	$State$	国有性质取1,非国有性质取0
公司规模	$Size$	总资产的自然对数
季节因素	QRT	设置季度哑变量

四、基本回归分析

(一)描述性统计。表2报告了主要变量的描述性统计结果。固定资产投资变化 ΔFix 的均值为-0.0108,技术资产投资变化 ΔTec 的均值为-0.0018,存货投资变化 ΔInv 的均值为-0.0076,表明

2013-2016年企业实物资产投资总体上减少。金融资产投资变化 ΔFin 的均值为 0.0212, 与实物资产投资相反, 金融资产投资增加。政策哑变量 (*Policy*) 的均值为 0.3333, 说明三分之一的样本处在供给侧结构性改革政策之后。分组哑变量 (*Group*) 的均值为 0.6481, 说明 64.81% 的样本属于干预组。

表 2 变量描述性统计

变量	均值	中值	最大值	最小值	标准差	观测值
ΔFix	-0.0108	-0.0032	0.1066	-0.2100	0.0416	26 772
ΔTec	-0.0018	-0.0004	0.0359	-0.0495	0.0100	26 772
ΔFin	0.0212	0.0053	0.6813	-0.3394	0.1463	26 772
ΔInv	-0.0076	-0.0005	0.0748	-0.1317	0.0280	26 772
<i>Policy</i>	0.3333	0	1	0	0.4714	26 772
<i>Group</i>	0.6481	1	1	0	0.4776	26 772

表 3 报告了政策哑变量 (*Policy*) 的分组描述性统计结果。供给侧结构性改革政策之后, ΔFix 的均值-0.0146、中值-0.0044 分别小于之前的-0.0089、-0.0027, ΔTec 的均值-0.0023 也小于之前的-0.0015。 ΔFin 的均值和中值在供给侧结构性改革政策之后分别为 0.0383 和 0.0163, 大于之前的 0.0127 和 0.0003。与 ΔFix 和 ΔTec 的情况一致, ΔInv 的均值和中值在供给侧结构性改革政策之后分别为-0.0091 和-0.0009, 小于之前的-0.0068 和-0.0004。

表 3 还报告了分组哑变量 (*Group*) 的分组描述性统计结果。干预组中 ΔFix 的均值-0.0112、中值-0.0049 分别小于控制组的-0.0100、-0.0014。但干预组中 ΔTec 的均值-0.0017 大于控制组的-0.0019。在干预组中, ΔFin 的均值和中值分别为 0.0181 和 0.0037, 小于控制组 0.0269 和 0.0079。与 ΔFix 的情况一致, 干预组中 ΔInv 的均值和中值小于控制组。

表 3 主要变量分组描述性统计

变量	均值	中值	最大值	最小值	标准差	观测值	均值	中值	最大值	最小值	标准差	观测值
	<i>Policy</i> =1						<i>Policy</i> =0					
ΔFix	-0.0146	-0.0044	0.1066	-0.2100	0.0401	8924	-0.0089	-0.0027	0.1066	-0.2100	0.0422	17 848
ΔTec	-0.0023	-0.0004	0.0359	-0.0495	0.0095	8924	-0.0015	-0.0004	0.0359	-0.0495	0.0102	17 848
ΔFin	0.0383	0.0163	0.6813	-0.3394	0.1512	8924	0.0127	0.0003	0.6813	-0.3394	0.1431	17 848
ΔInv	-0.0091	-0.0009	0.0748	-0.1317	0.0269	8924	-0.0068	-0.0004	0.0748	-0.1317	0.0285	17 848
	<i>Group</i> =1						<i>Group</i> =0					
ΔFix	-0.0112	-0.0049	0.1066	-0.2100	0.0426	17352	-0.0100	-0.0014	0.1066	-0.2100	0.0397	9 420
ΔTec	-0.0017	-0.0007	0.0359	-0.0495	0.0099	17352	-0.0019	-0.0001	0.0359	-0.0450	0.0102	9 420
ΔFin	0.0181	0.0037	0.6813	-0.3394	0.1410	17352	0.0269	0.0079	0.6813	-0.3394	0.1555	9 420
ΔInv	-0.0083	-0.0027	0.0748	-0.1317	0.0286	17352	-0.0062	-0.0000	0.0748	-0.1317	0.0269	9 420

(二) 回归分析。表 4 报告了全样本双重差分检验结果。列(1)、列(3)、列(5)和列(7)中 *Policy* 的回归结果表明, 不确定性事件对企业实物资产投资具有负向影响, 但增加了金融资产投资。列(1)和列(7)中 *Group* 的系数显著为负, 说明干预组中企业固定资产投资与存货投资下降更加明显。列(2)中 *Policy* 和 *Group* 的交乘项系数显著为负, 说明不确定性事件对干预组企业的固定资产投资具有显著的负向影响。列(4)和列(6)中的交乘项系数符合预期, 但不显著。列(8)中的交乘项系数显著为负, 说明不确定性事件对干预组企业的存货投资具有显著的负向影响。

表 4 不确定性冲击与企业投资动态

	ΔFix		ΔTec		ΔFin		ΔInv	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Constant</i>	-0.0857*** (-13.367)	-0.0866*** (-13.513)	-0.0159*** (-10.061)	-0.0159*** (-10.031)	0.2782*** (12.812)	0.2775*** (12.776)	-0.0162*** (-3.651)	-0.0168*** (-3.792)
<i>Policy</i>	-0.0040*** (-6.699)	-0.0004 (-0.416)	-0.0003** (-2.256)	-0.0005** (-2.062)	0.0216*** (10.655)	0.0241*** (7.426)	-0.0018*** (-4.351)	0.0006 (0.909)
<i>Group</i>	-0.0013** (-2.248)	0.0006 (0.851)	-0.0001 (-0.699)	-0.0000 (-0.111)	-0.0019 (-1.022)	-0.0007 (-0.291)	-0.0018*** (-4.544)	-0.0005 (-1.156)
<i>Policy×Group</i>		-0.0056*** (-4.840)		0.0002 (0.834)		-0.0038 (-0.9892)		-0.0037*** (-4.655)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>adj. R</i> ²	0.042	0.043	0.021	0.021	0.088	0.088	0.023	0.024
<i>F</i>	59.37***	59.37***	28.75***	27.27***	128.15***	121.46***	32.60***	32.05***
<i>N</i>	26 722	26 722	26 722	26 722	26 722	26 722	26 722	26 722

注: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$, 括号内为 t 值。

考虑到不同产权性质的上市公司对宏观经济政策的反应不同,我们进一步将样本分为国有企业和民营企业,分别进行了双重差分检验。表 5 报告了国有企业的双重差分检验结果,*Policy* 和 *Group* 的回归结果与全样本检验结果基本一致。列(2)中 *Policy* 和 *Group* 的交乘项系数仍显著为负,但显著性下降。列(4)中的交乘项系数仍显著为正,其他结果与上文一致。表 6 报告了民营企业的双重差分检验结果,*Policy* 和 *Group* 的回归结果保持不变。列(2)中的交乘项系数仍显著为负,列(4)和列(6)中的交乘项系数仍然不显著,列(8)中的交乘项系数显著性下降。分组检验和 *Chow* 检验表明,不确定性事件对民营上市公司固定资产投资的影响更加显著。供给侧结构性改革能够显著改善国有上市公司的技术资产投资,减少存货投资。供给侧结构性改革以来,所有企业的金融资产投资都显著增加。

表 5 国有企业的双重差分检验

	ΔFix		ΔTec		ΔFin		ΔInv	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Constant</i>	-0.0720*** (-8.076)	-0.0729*** (-8.159)	-0.0077*** (-3.675)	-0.0075*** (-3.574)	0.1684*** (5.650)	0.1664*** (5.577)	0.0124** (2.078)	0.0112* (1.864)
<i>Policy</i>	-0.0019** (-2.229)	-0.0003 (-0.205)	-0.0002 (-0.764)	-0.0006** (-2.012)	0.0130*** (4.484)	0.0172*** (4.174)	0.0000 (0.003)	0.0027*** (3.210)
<i>Group</i>	-0.0018** (-2.289)	-0.0008 (-0.788)	0.0001 (0.462)	-0.0002 (-0.803)	-0.0025 (-0.928)	0.0002 (0.055)	-0.0011** (-2.078)	0.0006 (0.863)
<i>Policy×Group</i>		-0.0031* (-1.918)		0.0008** (2.075)		-0.0078 (-1.434)		-0.0049*** (-4.513)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>adj. R</i> ²	0.043	0.044	0.018	0.018	0.078	0.078	0.031	0.033
<i>F</i>	27.30***	25.99***	11.55***	11.15***	50.43***	47.74***	19.42***	19.51***
<i>N</i>	10 812	10 812	10 812	10 812	10 812	10 812	10 812	10 812

注: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$, 括号内为 t 值。

表6 民营企业的双重差分检验

	ΔFix		ΔTec		ΔFin		ΔInv	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Constant</i>	-0.0996*** (-9.896)	-0.0988*** (-9.819)	-0.0265*** (-10.418)	-0.0264*** (-10.407)	0.3708*** (10.805)	0.3713*** (10.818)	-0.0384*** (-5.432)	-0.0382*** (-5.397)
<i>Policy</i>	-0.0056*** (-6.689)	-0.0003 (-0.200)	-0.0006*** (-2.819)	-0.0005 (-1.189)	0.0287*** (10.040)	0.0319*** (6.222)	-0.0032*** (-5.428)	-0.0016 (-1.506)
<i>Group</i>	-0.0003 (-0.413)	0.0019** (1.984)	0.0001 (0.554)	0.0002 (0.715)	-0.0021 (-0.776)	-0.0008 (-0.234)	-0.0019*** (-3.280)	-0.0012* (-1.742)
<i>Policy×Group</i>		-0.0071*** (-4.249)		-0.0002 (-0.459)		-0.0043 (-0.758)		-0.0021* (-1.827)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>adj. R²</i>	0.043	0.044	0.025	0.025	0.097	0.097	0.022	0.022
<i>F</i>	37.71***	36.66***	22.35***	21.12***	89.07***	84.15***	19.47***	18.58***
<i>N</i>	15 188	15 188	15 188	15 188	15 188	15 188	15 188	15 188

注:*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$, 括号内为 t 值。

五、进一步分析

(一)借款规模的中介效应。为了分析宏观经济政策不确定性事件对企业投资行为的影响机理,本文构建了企业借款规模变量。资产负债表中短期借款与长期借款能够反映企业的外部借款情况,所以我们以上述科目之和除以总资产表示。为了检验供给侧结构性改革是否通过借款规模而影响企业投资活动,本文建立了如下中介模型:

$$\begin{aligned} \Delta Loan = & \alpha_0 + \beta_1 Policy + \beta_2 Group + \beta_3 Policy \times Group \\ & + \beta_4 TQ_{t-1} + \beta_5 CF_{t-1} + \beta_6 SG_{t-1} + \beta_7 Profit_{t-1} + \beta_8 NWC_{t-1} \\ & + \beta_9 FC + \beta_{10} Lev_{t-1} + \beta_{11} Bal + \beta_{12} Sep + \beta_{13} SR_{t-1} \\ & + \beta_{14} Age + \beta_{15} State + \beta_{16} Size_{t-1} + \Sigma QRT + \varepsilon \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} y = & \alpha_0 + \beta_1 Policy + \beta_2 Group + \beta_3 Policy \times Group + \beta_4 \Delta Loan \\ & + \beta_5 Policy \times Group \times \Delta Loan + \beta_6 TQ_{t-1} + \beta_7 CF_{t-1} + \beta_8 SG_{t-1} \\ & + \beta_9 Profit_{t-1} + \beta_{10} NWC_{t-1} + \beta_{11} FC + \beta_{12} Bal + \beta_{13} Sep \\ & + \beta_{14} SR_{t-1} + \beta_{15} Age + \beta_{16} State + \beta_{17} Size_{t-1} + \Sigma QRT + \varepsilon \end{aligned} \quad (3)$$

表7 报告了借款规模的中介效应检验结果。其中,列(1)和列(2)检验了供给侧结构性改革对企业借款规模变化的影响。变量 *Policy* 的系数显著为负, *Group* 不显著, *Policy* 和 *Group* 的交乘项系数显著为正。这说明供给侧结构性改革后,虽然干预组企业的借款规模下降较少,但是整体上企业借款规模出现显著下降。列(3)至列(10)进一步检验了供给侧结构性改革以及企业借款规模变化对企业投资动态的影响。变量 $\Delta Loan$, 对企业实物资产投资具有显著的正向影响,对金融资产投资具有显著的负向影响,且模型的显著性有所增强。长短期借款是企业外部融资的重要来源,供给侧结构性改革后,“去杠杆”政策叠加金融强监管降低了实物资产投资的借款规模。双重紧缩政策减少了企业实物资产投资的支配资金,同时考虑到流动性需求,企业储备了更多的流动性资产。因此,供给侧结构性改革降低了企业的外部借款规模,抑制了实物资产投资,导致资金投向流动性更强的金融资产。

表 7 借款规模的中介效应检验

	$\Delta Loan$		ΔFix		ΔTec		ΔFin		ΔInv	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
<i>Constant</i>	-0.0300** (-2.228)	-0.0290** (-2.154)	-0.0825*** (-13.062)	-0.0835*** (-13.211)	-0.0152*** (-9.724)	-0.0152*** (-9.738)	0.1816*** (8.971)	0.1811*** (8.943)	-0.0042 (-0.954)	-0.0049 (-1.112)
<i>Policy</i>	-0.0038*** (-3.024)	-0.0075*** (-3.675)	-0.0038*** (-6.333)	0.0000 (-0.008)	-0.0003* (-1.915)	-0.0004* (-1.672)	0.0159*** (8.345)	0.0159*** (5.213)	-0.0012*** (-2.962)	0.0013** (1.984)
<i>Group</i>	-0.0000 (-0.035)	-0.0019 (-1.312)	-0.0012** (-2.195)	0.0007 (1.019)	0.0001 (0.765)	0.0000 (0.287)	-0.0033* (-1.855)	-0.0033 (-1.541)	-0.0016*** (-4.022)	-0.0003 (-0.580)
<i>Policy×Group</i>		0.0056** (2.288)		-0.0057*** (-5.005)		0.0001 (0.287)		-0.0004 (-0.122)		-0.0039*** (-4.922)
$\Delta Loan$			0.0412*** (13.566)	0.0396*** (11.726)	0.0078*** (10.418)	0.0094*** (11.301)	-0.5913*** (-60.701)	-0.5758*** (-53.181)	0.0204*** (9.633)	0.0210*** (8.930)
<i>Policy×Group×ΔLoan</i>				0.0097 (1.260)		-0.0084*** (-4.434)		-0.0805*** (-3.266)		-0.0024 (-0.448)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>adj. R²</i>	0.016	0.016	0.049	0.050	0.025	0.026	0.190	0.190	0.015	0.016
<i>F</i>	23.19***	22.20***	69.81***	64.26***	34.65***	32.21***	310.69***	280.26***	20.64***	19.81***
<i>N</i>	26 722	26 722	26 722	26 722	26 722	26 722	26 722	26 722	26 722	26 722

注: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$, 括号内为 t 值。

(二)不确定性的经济后果。本文还分析了供给侧结构性改革以及企业投资活动对公司价值的影响,以检验经济政策不确定性的经济后果。本文建立了如下检验模型:

$$TQ_t = \alpha_0 + \beta_1 Policy + \beta_2 Group + \beta_3 Policy \times Group + \beta_4 \Delta Fix_{t-1} + \beta_5 Policy \times Group \times \Delta Fix_{t-1} + \beta_6 Lev_{t-1} + \beta_7 State + \beta_8 Size_{t-1} + \Sigma QRT + \varepsilon \quad (4)$$

其中,公司价值以托宾 Q 值来衡量,托宾 Q 值等于市值除以总资产。结果显示,变量 *Policy* 的系数显著为正,说明供给侧结构性改革对公司价值具有提升作用。*Group* 的系数显著为负,说明与控制组相比,干预组的公司价值较低。其原因在于,控制组企业大多属于传统制造业,尤其是产能严重过剩行业的企业,销售价格大幅下滑、产品质量良莠不齐导致公司投资价值降低。*Policy* 和 *Group* 的交乘项不显著。此外, ΔFix 、 ΔTec 和 ΔInv 的系数均显著为负,说明当前实物资产投资对企业价值具有负向影响。 ΔFin 的系数显著为正,再次证实了企业存在“脱实向虚”的动机。*Policy*、*Group* 与 ΔFix 的交乘项系数显著为正,说明在供给侧结构性改革后,干预组企业的固定资产投资提升了公司价值。而 *Policy*、*Group* 与 ΔFin 的交乘项系数显著为负,说明供给侧结构性改革后,干预组企业的金融资产投资降低了公司价值。总体上看,供给侧结构性改革虽然对企业的短期行为造成了冲击,但是对其长远发展具有积极作用。因此,分析不确定性的经济后果需明晰其具体“来源”,识别不确定性事件是“好消息”还是“坏消息”,以及短期与长期效应。

(三)稳健性检验。第一,本文使用普通 *OLS* 方法进行了回归,检验结果与上文一致。第二,本文利用前期研究数据重新构造了因变量,以现金流量表中投资支出的现金、无形资产和开发支出之和、金融资产投资减去公允价值变动损益重新进行了回归,研究结果不变。第三,将 2012 年证监会行业代码 *C* 中的化学原料及化学制品制造业、化学纤维制造业、橡胶和塑料制品业、非金属矿物制品业、黑色与有色金属冶炼及压延加工业、金属制品业、通用设备制造业作为处理组,重新利用双重差分模型进行了检验,研究结果与上文一致。第四,我们对双重差分模型进行了稳健性检验,证实供给侧结构性改革之前处理组和控制组的变化趋势一致。

六、结 论

当前,经济全球化遭遇巨大挑战,世界经济发展面临较大的不确定性。宏观经济环境的不确定性上升对企业行为会产生怎样的影响?本文利用供给侧结构性改革提供的自然实验机会,检验了不确定性冲击对企业投资行为的影响。本文利用2013—2016年沪深A股公司季度数据进行实证分析发现:(1)不确定性显著减少了企业的固定资产、技术资产和存货等实物资产投资,但增加了金融资产投资,而且这种现象在传统制造业企业中表现得更加明显。不确定性对传统制造业企业的固定资产投资和存货投资具有显著的负向影响。(2)在国有企业中,不确定性对传统制造业企业的技术资产投资和存货投资具有显著影响。而在民营企业中,不确定性对传统制造业企业的固定资产投资具有显著影响。(3)供给侧结构性改革后,企业的外部融资能力受到约束,影响其在不同类型资产上的配置决策。(4)供给侧结构性改革总体上有助于提升公司价值,这种提升作用体现在金融资产投资上。

本文的启示主要有:(1)供给侧结构性改革政策的提出在短期内对市场产生了一定的负向冲击。因此,重大的宏观调控政策转变需要事前加强市场沟通,事后合理引导市场预期,避免市场反应过度。(2)宏观不确定性事件对企业行为产生冲击时,应明晰不确定性的具体来源、影响范围、程度与路径,识别不确定性对不同行业、不同企业的影响大小与机制。(3)对于不同形态的资产投资活动,不确定性的影响路径不同。根据实物期权效应,不确定性上升,实物资产投资变得谨慎。而根据增长期权效应,不确定性上升,金融资产投资变得活跃。(4)供给侧结构性改革的目标是加大结构性改革力度,矫正要素配置扭曲,扩大有效供给,提高供给结构适应性和灵活性,提高全要素生产率。但“三去一降一补”短期内无法提升实体经济的投资回报率,传统产业退出的闲置资金可能涌向金融、房地产领域,产生“脱实向虚”问题。

本文的不足之处在于:(1)不确定性的概念比较宽泛,供给侧结构性改革政策的提出能否被看作是不确定性事件还值得商榷。(2)供给侧结构性改革对传统产业投资的影响是政策的作用,还是其带来的不确定性冲击的后果,本文并未做出合理区分。(3)供给侧结构性改革具有全局性影响,虽然首要任务是化解传统产业的过剩产能,但是无法将所有企业确切地划分为干预组和控制组。因此,本文将采矿业和制造业归为干预组进行双重差分检验具有一定的主观性。(4)宏观经济政策不确定性对微观企业投资行为的影响是否还存在其他可能路径,未来需要进一步深入探究。

参考文献:

- [1]贾倩,孔祥,孙铮.政策不确定性与企业投资行为——基于省级地方官员变更的实证检验[J].财经研究,2013,(2): 81-91.
- [2]李凤羽,史永东.经济政策不确定性与企业现金持有策略——基于中国经济政策不确定指数的实证研究[J].管理科学学报,2016,(6): 157-170.
- [3]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.
- [4]刘庆富,华仁海.重大风险事件对中国商品期货市场的冲击效应——基于学生分布的随机波动模型[J].数量经济技术经济研究,2012,(5): 89-103.
- [5]刘媛媛,刘斌.劳动保护、成本粘性与企业应对[J].经济研究,2014,(5): 63-76.
- [6]王义中,宋敏.宏观经济不确定性、资金需求与公司投资[J].经济研究,2014,(2): 4-17.

- [7]徐业坤, 钱先航, 李维安. 政治不确定性、政治关联与民营企业投资——来自市委书记更替的证据[J]. 管理世界, 2013, (5): 116–130.
- [8]张普, 吴冲锋. 股票价格波动: 风险还是价值?[J]. 管理世界, 2010, (11): 52–60.
- [9]张永冀, 黄莎, 常国珍. 经济政策不确定性与企业“脱实向虚”[R]. 工作论文, 2016.
- [10]Abel A B. Optimal investment under uncertainty[J]. *The American Economic Review*, 1983, 73(1): 228–233.
- [11]Arellano C, Bai Y, Kehoe P. Financial markets and fluctuations in uncertainty[R]. Federal Reserve Bank of Minnesota Research Department Staff Report, 2011.
- [12]Arellano C, Bai Y, Zhang J. Firm dynamics and financial development[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2012, 59(6): 533–549.
- [13]Bachmann R, Bayer C. ‘Wait-and-see’ business cycles?[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2013, 60(6): 704–719.
- [14]Bachmann R, Elstner S, Sims E R. Uncertainty and economic activity: Evidence from business survey data[J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2013, 5(2): 217–249.
- [15]Baker S R, Bloom N. Does uncertainty reduce growth? Using disasters as natural experiments[R]. NBER Working Paper No.19475, 2013.
- [16]Baker S R, Bloom N, Davis S J. Measuring economic policy uncertainty[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131(4): 1593–1636.
- [17]Bernanke B S. Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1983, 98(1): 85–106.
- [18]Bloom N. The impact of uncertainty shocks[J]. *Econometrica*, 2009, 77(3): 623–685.
- [19]Bloom N. Fluctuations in uncertainty[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2014, 28(2): 153–176.
- [20]Christiano L J, Motto R, Rostagno M. Risk shocks[J]. *American Economic Review*, 2014, 104(1): 27–65.
- [21]Cooper R W, Haltiwanger J C. On the nature of capital adjustment costs[J]. *The Review of Economic Studies*, 2006, 73(3): 611–633.
- [22]Gilchrist S, Sim J W, Zakrajšek E. Uncertainty, financial frictions, and investment dynamics[R]. NBER Working Paper No.20038, 2014.
- [23]Gulen H, Ion M. Policy uncertainty and corporate investment[J]. *Review of Financial Studies*, 2016, 29(3): 523–564.
- [24]Hartman R. The effects of price and cost uncertainty on investment[J]. *Journal of Economic Theory*, 1972, 5(2): 258–266.
- [25]Hartman R. Factor demand with output price uncertainty[J]. *American Economic Review*, 1976, 66(4): 675–681.
- [26]Julio B, Yook Y. Political uncertainty and corporate investment cycles[J]. *The Journal of Finance*, 2012, 67(1): 45–83.
- [27]Jurado K, Ludvigson S C, Ng S. Measuring uncertainty[J]. *American Economic Review*, 2015, 105(3): 1177–1216.
- [28]Knight F H. Risk, uncertainty and profit[M]. Boston, New York: Houghton Mifflin Company, 1921.
- [29]Kraft H, Schwartz E S, Weiss F. Growth options and firm valuation[R]. NBER Working Paper No.18836, 2013.
- [30]Oi W Y. The desirability of price instability under perfect competition[J]. *Econometrica*, 1961, 29(1): 58–64.
- [31]Panousi V, Papanikolaou D. Investment, idiosyncratic risk, and ownership[J]. *The Journal of Finance*, 2012, 67(3): 1113–1148.
- [32]Segal G, Shaliastovich I, Yaron A. Good and bad uncertainty: Macroeconomic and financial market implications[J]. *Journal of Financial Economics*, 2015, 117(2): 369–397.
- [33]Valletta R, Bengali L. What’s behind the increase in part-time work?[R]. FRBSF Economic Letter No.2013-24, 2013.

Uncertainty Impacts and Investment Dynamics: A Quasi-natural Experiment from China's Supply-Side Structural Reform

Xu Guangwei¹, Sun Zheng², Liu Xing³

(1. Business School, Changzhou University, Changzhou 213164, China;

2. Institute of Accounting and Finance, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China;

3. College of Economics and Business Administration, Chongqing University, Chongqing 400030, China)

Summary: In the post-crisis era, the uncertainties faced by the changing world economy are increasing. How does the rising uncertainty affect economic development? Existing studies have made substantial progress in the measurement, causes and effects of uncertainty, but no consensus has yet been reached. Based on the real option effect, the rising uncertainty increases the cost of the real asset investment and reduces the investment expenditure. Based on the growth option effect, the rising uncertainty increases the financial asset investment. This paper uses the natural test provided by China's supply-side structural reform policy to analyze the mechanism of uncertainty impacts on the micro-enterprise investment behavior. Based on the 2013-2016 quarterly data of China's A-share listed companies, we construct a double difference model for empirical testing. The increase in uncertainty significantly reduces the investment in fixed assets, technology assets and physical assets of enterprises, but increases the investment in corporate financial assets. This phenomenon is more obvious in the intervention group. The results of the double-difference model test support that uncertainty has a significant negative impact on the fixed asset investment and inventory investment of the intervention group. Among state-owned enterprises, uncertainty has a significant impact on the technology asset investment and inventory investment of the intervention group. Among private enterprises, uncertainty has a significant impact on the fixed asset investment of the intervention group. After the supply-side structural reform policy, corporate external borrowing financing is constrained, further inhibiting corporate physical asset investment activities. On the contrary, enterprises have increased the scale of the financial asset investment after the supply-side structural reform policy. This possible intermediary path is that the external financing ability of enterprises is constrained and affects the allocation orientation on different assets. In general, the supply-side structural reform policy contributes to the company's value. However, the current investment activities of fixed assets, technology assets, inventory physical assets do not contribute to the company's value. The financial asset investment is conducive to the company's value growth, confirming the micro-subjects to follow the capital profit-seeking motives. The test is re-examined with a variety of robustness tests. The results are consistent with the previous ones, indicating that the research conclusions in this paper are robust and reliable. This paper examines the uncertainty impacts on the different capital forms of micro-enterprise investment by using policy events, and provides more direct empirical evidence for the study of uncertainty causality and a meaningful reference for the economic impact of the current global uncertain events.

Key words: supply-side structural reform; uncertainty; physical asset investment; financial asset investment; quasi-natural experiment

(责任编辑 康健)