

美国货币政策不确定性对中国出口企业创新的溢出效应*

杨铭 干杏娣

(复旦大学经济学院, 上海 200433)

摘要 : 本文利用 2000-2013 年中国工业企业数据库和高度细化的中国海关数据库匹配后的数据为样本, 研究美国货币政策不确定性对中国出口企业创新的溢出效应和作用机制。结果显示, 美国货币政策不确定性对中国出口企业创新存在促进作用, 平均来看美国货币政策不确定性上升 1%, 出口企业研发支出增加 0.051%, 新产品产值增加 0.187%, 并且企业出口强度越大, 这种促进作用越强。美国货币政策不确定性对竞争程度高的企业组的创新促进作用更强, 表明美国货币政策不确定性通过竞争机制促进中国出口企业创新。异质性检验表明, 融资约束越低, 企业得到补贴越多, 美国货币政策不确定性促进作用越强, 民营企业创新受到美国货币政策不确定性的促进作用显著大于国有企业和外资企业。

关键词 : 美国货币政策不确定性, 研发支出, 融资约束

中图分类号 : F830 **文献标识码** : A

1. 引言

改革开放以来, 中国经济取得了巨大的进步。中国已经成为制造业大国, 有着世界工厂之称, 我国制造业生产的产品已经销往世界各地, 但是对中国制造低水平、低附加值、低技术含量的批评一直不绝于耳。毫无疑问, 粗放型经济增长注定难以持续, 加快转变经济发展方式必然要求实施创新驱动的发展战略。从宏观上来看, 创新是民族进步的灵魂, 是一个国家兴旺发达的不竭动力, 当前我国人均 GDP 为 10000 美元左右, 在世界范围内处于中等收入国家行列, 要迈入高收入国家, 只有依靠社会层面持续不断的创新才能实现; 从微观角度来讲, 产品、服务和基础设施的创新已成为现代企业的生存和可持续发展的必要条件。党的十九大报告中已经指出要推进“中国制造”向“中国创造”转变, 标志着我国制造业的发展进入了一个新的阶段。

在所有的外国经济政策中, 美国货币政策的重要性尤其突出, 这主要是由美国在世界的经济地位决定的, 美国是世界最大的经济体, 美元是世界贸易的主要结算货币。中美之间的经贸关系紧密, 一方面, 中美两国是世界上最大的两个经济体, 二者存在极其密切的经贸往来; 另一方面作为世界上主要外汇储备货币的发行国, 美国的货币政策的影响能够通过实体、金融和预期渠道波及到全世界, 美国货币政策变动会给全球各国经济金融市场带来巨大的冲击, 中国自然也难免置身事外。因此, 美国货币政策的变化是全世界市场参与者关注的重要指标, 甚至成为影响其他国家制定经济政策的重要依据, 美国货币政策不确定性是世界范围内的经济政策不确定性的重要来源, 因而, 研究美国货币政策不确定性对我国企业创新的影响具有较为重要的理论和实践意义。

2. 文献综述

关于政策不确定性和企业创新之间的关系的问题很早就引起了学者的注意。Marcus(1981)认为政府的政策对企业创新有显著的影响, 但政策不确定性对企业创新的效应有待进一步的研究。随着相关研究的推进, 关于政策不确定性与企业创新之间的关系存在两

*基金项目: 作者感谢教育部人文社会科学重点研究基地复旦大学世界经济研究所重大项目“全球金融市场联动与中国经济增长研究”(16JJD790011)的资助。

种截然相反的结论。

一方面,一些文献的研究结论显示政策不确定性的升高会显著抑制企业的研发创新活动。Bhattacharya et al. (2017)对全世界范围内 43 个国家的政策不确定性与技术创新之间的关系进行了研究,他们用政府选举作为政策不确定性代理变量,结果表明在政策高度不确定性时期,以专利为基础衡量的创新活动显著下降,对于探索性的创新和创新密集型产业而言这种负面影响更为显著。Feng and Johnsson(2017)根据中国地方政府官员变化和上市公司层面的数据,研究了政治变化如何影响企业的研发投入,结果表明,研发活动的显著减少与地方领导人的变化有密切的关系,当新的政治领袖是从其他地方调任来的时候,研发活动的下降幅度更大,此外民营企业、经济薄弱地区的企业以及研发密集型企业的研发活动下降尤其明显。Johnstone 等(2009)用专利数量作为衡量创新代理变量,研究环境政策不确定性与环保技术创新之间的关系,结果发现在实物期权机制下环境政策的不确定性可以抑制对环保技术创新活动的投资。Liu 和 Ma(2016)检验了中国在 2001 年加入世贸组织而引起的贸易政策不确定性降低对公司创新的影响,结果表明不确定性的减少极大地促进了专利申请,原因在于贸易自由化在很大程度上消除了目标市场的政策不确定性,从而鼓励企业投资于创新。在国内研究方面,郝威亚等(2016)利用 1998-2009 年中国工业企业数据库,运用实物期权理论分析了经济政策不确定性对企业创新的影响机制,结果表明经济政策不确定性增加会导致企业推迟研发投入,从而抑制企业创新。

然而另一方面,一些学者的研究却发现政策不确定性对企业创新存在显著的促进作用。Brouwer (2000)在熊彼特的创新模型中引入“奈特不确定性”,模型显示不确定性可以激发创新的出现和扩散,并促使人力资本使用效率的不断提升。Atanassov et al. (2016)同样利用美国政府选举作为不确定性的代理变量,他们的研究发现,政府政策的不确定性刺激了公司层面的研发,相对于非选举年,公司在选举年的研发投入平均增加了 4.6%,并且在竞争激烈的选举中、在政治敏感度高、创新难度大的行业,以及在高增长空间的企业和产品市场竞争更激烈的企业中,不确定性的影响更大。在国内研究方面,顾夏铭等(2018)利用中国上市公司数据研究发现经济政策不确定性对上市公司的创新活动有激励效应,体现在经济政策不确定性正向影响上市公司研发投入和专利申请量。创新对出口企业具有十分重要的影响。一方面,企业只有通过不断的产品创新才能够持续满足国内外市场的需求,确保不被市场淘汰;另一方面,创新能显著促进企业全要素生产率提高,进而在中长期促进企业的出口;理论上,索洛残差作为全要素生产率的一种衡量方法,在新古典经济增长模型中一般代表了技术进步对经济增长的贡献;实证上,国外的大部分研究都证明了创新对企业全要素生产率的提升具有重要的促进作用(陈维涛等, 2018),在国内,王贵东(2017)的研究结果显示,以新产品产值衡量的创新对中国工业企业的全要素生产率有显著的正面影响,郑宝红和张兆国(2018)的研究表明,企业 R&D 投入的增加能显著促进我国上市公司全要素生产率的提高,陈维涛等(2018)也发现创新对企业全要素生产率有积极影响。

尽管越来越多的文献研究了创新与企业或市场特定特征之间的各种联系,但对政策如何影响创新活动的实证研究却相对较少。目前已经有一系列文献讨论一国经济政策不确定性对国内企业创新活动的影响,然而鲜有文章讨论国外的政策不确定性如何溢出到国内并影响国内企业创新行为。本文的贡献在于:首先,在前人研究的基础上,将政策不确定性对中国企业创新影响的研究扩展到了外部政策不确定性对国内企业的传导,在一定程度上补充了前人研究的不足;其次,对美国政策不确定性向国内企业传导的微观机制进行了初步的探索;最后,本文进一步从多个角度考察了美国货币政策不确定性对出口企业创新的异质性影响,对已有文献进行了重要补充。

3. 理论分析与研究假说

现有的文献中关于政策不确定性与企业投资的关系有两种截然不同的结果。一类研究表明,政策不确定性能显著抑制企业投资(Bhattacharya et al., 2017; Feng and Johnsson, 2017; 郝威亚等, 2016)。政策不确定性升高会抑制企业创新的结论可以通过实物期权理论得到很好的解释。企业的投资往往具有一定的不可逆性,即对投资做出调整会面临很高的成本。企业推迟投资一方面会减少当前的利润,但另一方面企业在等待同时可以获得关于未来不确定性的更多信息,从而避免错误投资给企业带来高昂的调整成本。不确定性增加了等待期权的价值,使推迟投资成为最佳选择,从而导致了不确定性对投资的抑制作用。在一些文献中,研发投入有时被认为是投资不可逆性的一个极具代表性的例子,它往往面临极高的调整成本,因为研发项目往往具有特定的目的,并且研发的很大一部分用于支付研究人员的薪水,如果项目失败,这部分成本是无法收回的。在这种情况下,不确定性对研发的不利影响可能比其他类型的投资更严重。

然而还有一类文献表明,政策不确定性对企业创新有显著的促进作用(Brouwer, 2000; Atanassov et al., 2016; 顾夏铭等, 2018)。尽管实物期权理论给政策不确定性抑制研发投入提供了一个合理的解释,但是后续的一些理论研究认为存在其他一些机制,使得企业在政策不确定的情况下会降低等待的意愿,并转而促使企业提前进行投资。Bloom and Reenen (2002)认为专利为公司提供了法律权利以防止竞争对手的模仿,阻止了潜在进入者进入市场,给企业带来了垄断性的优势,并且企业可以通过出售知识产权来补偿研发投资,这在一定程度上降低了研发投资的不可逆性,导致在政策不确定的情况下企业研发加速。另外研发投入往往是分阶段进行的,这会影响到企业在加速投资和等待投资之间的权衡。如果投资是一次性的而不是分阶段的,那么实物期权的存在会导致不确定性对投资的负面影响,原因在于不确定性的上升会提高实物期权的价值,而延迟投资的机会成本——企业无法获得提前投资带来的早期现金流——却不会提高,因为当企业得到关于未来不确定性的信息或者不确定性降低之后可以立刻进行一次性的投资;然而在分阶段投资的情况下,不确定性的上升会使得企业等待投资的机会成本也逐渐提高,因为如果在不确定性降低的时候企业仍然没有完成全部的投资,那么延迟初始投资会导致投资项目的现金流也发生延迟。延迟投资的机会成本和实物期权价值都会随着不确定性的上升而增加,二者的权衡之下可能促使企业在发生不确定性冲击时投资的意愿也会增强。研发投资的另一个关键特点是它不能独立于企业的战略思考。Kulatilaka and Perotti (1998)提出了一种战略增长期权模型,该模型表明在不完全竞争的情况下,增加的不确定性可能会鼓励企业当前对未来增长机会的投资。他们认为,在不确定的情况下,最初的投资可以获得未来的增长机会,这使得公司能够获得竞争优势。Weeds (2002)提出了一种带有研发竞争的实物期权模型,该模型表明由于战略竞争可能会导致竞争对手的先发制人的威胁,公司担心竞争对手可能会通过先采取行动来获得优势,当先发优势的预期收益超过了延迟的实物期权价值时,不确定性会导致企业提前进行研发投入。

通过以上的分析可以发现,政策不确定性对创新的影响尚未得到完全一致的结论,背后的理论机制也尚未完全明确。但通过相关的研究可以得到如下两点基本看法:(1)在实物期权机制作用下,政策不确定性会抑制企业的创新行为;(2)在竞争机制作用下,政策不确定性会促进企业的创新行为。以上两种机制的相对强度在不同时期、不同样本中极有可能会较大差别,因此政策不确定性对企业创新行为的影响也有所不同。

目前,美国货币政策不确定性对中国出口企业创新行为的影响尚不确定,但根据以上分析,本文可以得到两个竞争性研究假说:

Ha: 美国货币政策不确定性提高会抑制中国出口企业的创新行为,相关理论机制为实物期权机制。

Hb: 美国货币政策不确定性提高会促进中国出口企业的创新行为,预期的先发优势竞争机制。

4. 研究设计

4.1 数据来源

本文选取 2000-2013 年中国工业企业数据库和海关数据库相匹配之后的数据为样本来研究美国货币政策不确定性对企业创新的影响。参考佟家栋和李胜旗(2015)、郝威亚等(2016)的研究,本文采用企业的研发支出和新产品产值作为衡量企业创新的代理变量。本文使用的工业企业数据库只有 2005-2007 年以及 2010 年有研发支出这一项;同时在 2004 年、2008 年和 2011-2013 年并没有统计企业的新产品产值,因此本文研发支出的样本区间为 2005-2007 年以及 2010 年;新产品产值的样本区间为 2000-2003 年、2005-2007 年和 2009-2010 年。企业其他财务数据均来自中国工业企业数据库。本文使用的货币政策不确定性指数依然是由 Baker et al.(2016)共同测算的美国 MPU (Monetary Policy Uncertainty)指数。数据来源于网站 www.policyuncertainty.com。为了更好地匹配样本数据,本文参考 Gulen 和 Ion(2016)对月度 MPU 指数进行几何平均转化为年度的 MPU 指数。

4.2 模型设定

为研究美国货币政策不确定性如何影响我国出口企业的创新,参考顾夏铭等(2018)、王雅琦和卢冰(2018)的相关研究,本文构建了如下回归模型:

$$\begin{aligned} \text{LnR_}d_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \text{LnMPU}_t * \chi_{i,t-1} + \beta_2 \chi_{i,t-1} + \beta_3 \text{Roa}_{i,t-1} + \beta_4 \text{LnAsset}_{i,t-1} \\ & + \beta_5 \text{Lev}_{i,t-1} + \beta_6 \text{Age}_{i,t} + \sum \text{Year}_t + \sum \text{Industry}_i + u_i + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (4-1)$$

$$\begin{aligned} \text{LnNew}_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \text{LnMPU}_t * \chi_{i,t-1} + \beta_2 \chi_{i,t-1} + \beta_3 \text{Roa}_{i,t-1} + \beta_4 \text{LnAsset}_{i,t-1} \\ & + \beta_5 \text{Lev}_{i,t-1} + \beta_6 \text{Age}_{i,t} + \sum \text{Year}_t + \sum \text{Industry}_i + u_i + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (4-2)$$

其中 R_d 表示企业的研发支出, New 表示企业的新产品产值,由于数据中有大量研发支出和新产品产值为 0 的企业,因此本文将研发支出与新产品产值加 1 后再取自然对数以避免大量样本的损失。 LnMPU_t 表示美国货币政策不确定性, $\chi_{i,t-1}$ 表示企业 i 的出口强度,为避免内生性问题,这里采用出口强度滞后一期值。交互项 $\text{LnMPU}_t * \chi_{i,t-1}$ 表示企业面临的美国货币政策不确定性风险的程度,这是本文的核心解释变量,正如在国内销售的企业会受到本国经济政策不确定性的影响,参与出口的企业同样也会受到世界经济政策不确定性的影响,美国货币政策不确定性可以在很大程度上代表世界经济政策不确定性,并且出口企业受到的美国货币政策不确定性的影响与企业出口强度成正比。控制变量方面, $\text{Roa}_{i,t-1}$ 表示企业的总资产收益率, $\text{LnAsset}_{i,t-1}$ 表示总资产的对数值,在这里用以衡量企业规模, $\text{Lev}_{i,t-1}$ 表示企业的资产负债率,为避免内生性,这些变量均采用滞后一期的值。 $\text{Age}_{i,t}$ 表示企业年龄, Year 和 Industry 分别表示年份和行业虚拟变量。如果最终的回归系数 β_1 显著大于 0,则表明美国货币政策不确定性冲击能够促进中国出口企业创新,如果回归系数 β_1 显著小于 0 则相反,如果回归系数 β_1 不显著,则表明美国货币政策不确定性对中国出口企业的创新行为不存在显著影响。

值得注意的是,许多文献都表明中国经济政策不确定性对中国企业的创新有显著的影响(郝威亚等, 2016; 顾夏铭等, 2018),本文在式(4-1)和式(4-2)中都加入了时间固定效应,从而控制了中国经济政策不确定性的影响,避免了遗漏中国经济政策不确定性变量导致的内生性问题。

本文中相关的变量定义如表 4-1 所示。为了避免极端值对研究的干扰,对企业研发支出和新产品产值都进行了 1% 的缩尾处理。样本区间内企业研发支出和新产品产值的描述性统计如表 4-2 所示。

表 4-1 变量定义

变量	变量定义
R_d	企业研发支出，来源于工业企业数据库
New	新产品产值，来源于工业企业数据库
$LnMPU$	月度 MPU 指数经几何平均后得到的年度 MPU 指数的对数值
χ	企业出口强度，等于企业出口额与总销售额之比
Roa	总资产收益率，等于总利润除以总资产
$Size$	企业规模，等于企业总资产的自然对数
Lev	企业资产负债率，等于总负债除以总资产
Age	企业年龄

表 4-2 变量的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
LnR_d	174,713	1.057	2.496	0.000	9.717
$LnNew$	312,499	1.366	3.471	0.000	12.850
$LnMPU$	502,253	4.733	0.324	4.211	5.181
χ	502,253	0.260	0.197	0.000	0.705
Roa	502,253	0.071	0.144	-0.232	0.799
$Size$	502,253	10.613	1.454	7.756	14.776
Lev	502,253	0.580	0.296	0.023	0.998
Age	502,253	9.180	7.846	0.000	49.000

5. 实证结果

5.1 基准回归

表 5-1 基准回归

	(1)研发支出	(2)新产品产值
$LnMPU_t * \chi_{t-1}$	0.195* (0.119)	0.720*** (0.147)
χ_{t-1}	-1.674*** (0.532)	-4.100*** (0.674)
Roa_{t-1}	0.967*** (0.052)	0.615*** (0.061)
$Size_{t-1}$	0.609*** (0.005)	0.636*** (0.006)
Lev_{t-1}	0.025 (0.026)	0.323*** (0.029)
Age_{t-1}	0.029*** (0.001)	0.051*** (0.001)
常数项	-4.302*** (1.579)	-2.459 (2.329)
时间固定效应	是	是
行业固定效应	是	是
R^2	0.219	0.135
观测值	121,013	198,108

注：括号内为回归系数的稳健标准误，*、** 和 *** 分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著，本文后续表格相同，不再赘述。

表 5-1 报告了基准回归结果。第(1)列报告了模型(4-1)的回归结果。从中可以看到交互项 $\text{LnMPU}_i^* \chi_{i,t-1}$ 的回归系数显著为正,表明美国货币政策不确定性的提高能够显著提升企业的研发支出。第(2)列检验了美国货币政策不确定性对企业新产品产值的影响,可以看到交互项 $\text{LnMPU}_i^* \chi_{i,t-1}$ 的回归系数也显著为正,表明美国货币政策不确定性的提高能够显著促进企业新产品产值的增加。平均来看,美国货币政策上升 1%将导致企业研发支出增加 0.051%,新产品产值增加 0.187%。与此同时,随着企业出口强度的增加,美国货币政策不确定性对企业研发的促进作用也会逐渐增强。具体来看,对于出口强度处于 95%分位数上的企业而言,出口强度为 51.36%,美国货币政策不确定性提高 1%将导致企业的研发支出增加 0.1%,新产品产值增加 0.37%;而对于出口强度处于 5%分位数上的企业而言,出口强度为 0.33%,美国货币政策不确定性提高 1%将导致企业研发支出只增加 0.00064%,新产品产值增长只有 0.0024%。这说明当面对同样的美国货币政策不确定性变动时,企业的出口强度越大,对创新的促进作用越强。

在控制变量方面,企业总资产收益率的回归系数显著为正,表明企业盈利能力的提高能够给企业提供充足的资金用于研发创新活动。企业规模的回归系数显著为正,表明随着企业规模的扩大,企业的研发支出和新产品产值也会呈现上升的趋势。企业年龄的回归系数显著为正,企业的年龄在一定程度上代表了企业的学习能力(Moyen and Platikanov, 2013),因此企业年龄越大,也研发能力越强,相应的研发投入和新产品产值也越高。

表 5-2 渠道检验

	研发支出		新产品产值	
	(1)竞争程度高	(2)竞争程度低	(3) 竞争程度高	(4) 竞争程度低
$\text{LnMPU}_i^* \chi_{i,t-1}$	0.338** (0.140)	0.140 (0.116)	0.819*** (0.181)	0.540** (0.239)
$\chi_{i,t-1}$	-2.496*** (0.630)	-2.013** (0.880)	-4.247*** (0.827)	-3.544*** (1.094)
$\text{Roa}_{i,t-1}$	0.515*** (0.059)	1.512*** (0.089)	0.361*** (0.071)	0.895*** (0.102)
$\text{Size}_{i,t-1}$	0.469*** (0.006)	0.717*** (0.008)	0.466*** (0.008)	0.766*** (0.009)
$\text{Lev}_{i,t-1}$	0.065** (0.030)	-0.025 (0.042)	0.321*** (0.036)	0.313*** (0.047)
$\text{Age}_{i,t}$	0.028*** (0.001)	0.030*** (0.001)	0.046*** (0.001)	0.054*** (0.001)
常数项	-4.424*** (0.077)	-5.186*** (1.792)	-4.943*** (0.101)	-3.535 (2.579)
时间固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
组间差异		0.198*		0.279*
R^2	0.175	0.227	0.102	0.147
观测值	61,566	59,447	61,566	59,447

5.2 渠道检验

接下来,本文继续探究美国货币政策不确定性对中国出口企业创新的作用渠道。从基准回归的结果可以发现,美国货币政策不确定性的提高可以促进中国出口企业创新,这表明其中的关键作用机制并非实物期权理论,因为如果实物期权机制起到主导性的作用,那么不确定性的升高将会抑制企业研发的投入。在实物期权理论之外,竞争机制对企业创新存在十分重要的促进作用,那么这是否是美国货币政策不确定性促进中国出口企业创新的关键机制呢?从现实角度分析,面临美国货币政策不确定性的冲击,企业的出口将会受到一定的负面

影响, 出口市场的竞争加剧, 同时为弥补企业在出口市场的损失, 企业将加强国内市场的销售, 从而国内市场的竞争也会加剧, 竞争加剧能够激发企业的创新动力从而加快推出新的产品。如果这一逻辑成立, 那么我们应该观察到在竞争程度比较高的行业, 这一效应会更加明显。为验证这一点, 本文采用赫芬达尔指数(HHI)作为衡量行业竞争程度的指标, 行业 j 在第 t 年的赫芬达尔指数为 $hhi_{j,t} = \sum (X_{i,j,t} / \sum X_{i,j,t})^2$, 其中 $X_{i,j,t}$ 表示在第 t 年行业 j 中企业 i 的销售额。赫芬达尔指数越大, 行业竞争程度越低。本文根据样本企业所在行业的 HHI 指数的中位数进行划分, 低于中位数的行业划分为竞争程度较高的一组, 高于中位数的设定为竞争程度较低的一组。两组样本均按照模型(4-1)和模型(4-2)进行回归。

表 5-2 报告了美国货币政策不确定性对不同竞争性行业企业创新投入和产出的影响。从回归结果可以发现, 在研发支出方面, 对于竞争程度较高的一组, 交互项 $\text{LnMPU}_t * \chi_{i,t-1}$ 的回归系数显著为正, 而对于竞争程度较低的一组交互项 $\text{LnMPU}_t * \chi_{i,t-1}$ 的回归系数并不显著。借鉴谭小芬和张文婧(2017), 采用 Bootstrap 自助法检验组间差异显示二者的差异显著。即行业的竞争程度越大, 企业研发支出的受美国货币政策不确定性的促进作用越强。在新产品产值方面也能观察到类似的结果, 对于竞争程度较高的一组, 交互项 $\text{LnMPU}_t * \chi_{i,t-1}$ 的回归系数为 0.819 显著为正, 而对于竞争程度较低的一组交互项 $\text{LnMPU}_t * \chi_{i,t-1}$ 的回归系数为 0.540, 明显小于竞争程度较高样本, 采用 Bootstrap 自助法也显示二者的组间差异显著即行业的竞争程度越大, 企业新产品产值的受美国货币政策不确定性的促进作用越强。这一结果证明了上文的猜想, 即竞争机制是美国货币政策不确定性促进中国企业创新的重要机制之一。以上实证结果证明了假说 Hb 的正确性。

5.3 稳健性检验

1. 采用不同的 MPU 替代变量

本文在这里依然采用 Baker 等人利用 Access World News 数据库中几百家美国报纸计算得到的美国 MPU 指数代替原来的指数进行稳健性检验, 并将其设为 MPU_A。检验结果如表 5-3 所示。从表中的回归结果可以发现, 使用了不同的美国货币政策不确定性替代变量后, 交互项 $\text{LnMPU}_A * \chi_{i,t-1}$ 的回归系数均显著为正, 稳健性检验的结论与前文的结论不存在显著差异, 研究结论保持不变。

2. 更换模型设定

由于在样本数据中存在大量新产品产值为 0 的样本, 因此采用 OLS 模型进行回归可能会产生样本选择性偏差的问题。Tobit 模型也是用来解决样本选择性偏差问题的常用模型, 因此本文采用 Tobit 模型对式(4-1)和式(4-2)重新进行估计作为稳健性检验。另外参考李志远和余淼杰(2013)、王雅琦和卢冰(2018)针对“零贸易量”问题所做的处理, 本文进一步采用修正后的泊松伪最大似然法检验(PPML)进行估计。回归结果如表 5-4 所示。

从表中可以看出, 交互项 $\text{LnMPU}_t * \chi_{i,t-1}$ 的回归系数均显著为正, 稳健性检验的结论与前文的结论不存在显著差异, 研究结论保持不变。

3. 控制其他变量的影响

首先, 根据王雅琦和卢冰(2018)的研究, 企业的实际有效汇率能够通过竞争渠道与中间品进口渠道影响出口企业研发。为控制企业实际有效汇率对企业创新的影响, 本文在基准回归的基础上加入企业实际有效汇率, 重新对基准模型进行回归, 回归结果如表 5-5 的(1)、(2)两列所示。从中可以发现现在考虑了企业实际有效汇率的影响之后, 交互项 $\text{LnMPU}_t * \chi_{i,t-1}$ 的回归系数依然显著为正, 与基准回归的结论相同, 表明本文的结论是稳健的。其次, 根据 Aghion (2009)的研究, 汇率波动会影响出口企业研发的概率, 同时根据前文的研究结论, 美国货币政策不确定性是影响企业出口汇率波动的重要因素, 因此为排除汇率波动的影响, 本文在基准回归的基础上加入企业出口汇率波动对其加以控制并重新进行实证检验, 检验结果

表 5-3 稳健性检验：采用其他 MPU 替代变量

	(1)研发支出	(2)新产品产值
$\ln MPU_{it} * \chi_{i,t-1}$	0.796*** (0.251)	0.818*** (0.130)
$\chi_{i,t-1}$	-4.091*** (1.038)	-2.707*** (0.563)
$Roa_{i,t-1}$	0.967*** (0.052)	0.624*** (0.061)
$Size_{i,t-1}$	0.609*** (0.005)	0.636*** (0.006)
$Lev_{i,t-1}$	0.024 (0.026)	0.325*** (0.029)
$Age_{i,t}$	0.029*** (0.001)	0.050*** (0.001)
常数项	-4.295*** (1.579)	-2.232 (2.329)
时间固定效应	是	是
行业固定效应	是	是
R^2	0.219	0.135
观测值	121,013	198,108

表 5-4 稳健性检验：更换模型设定

	Tobit 模型		PPML 模型	
	(1)研发支出	(2)新产品产值	(3)研发支出	(4)新产品产值
$\ln MPU_{it} * \chi_{i,t-1}$	2.863*** (0.636)	5.470*** (0.990)	0.742*** (0.112)	0.616*** (0.105)
$\chi_{i,t-1}$	-16.984*** (2.868)	-30.212*** (4.531)	-4.159*** (0.507)	-3.442*** (0.481)
$Roa_{i,t-1}$	4.683*** (0.291)	2.790*** (0.434)	0.856*** (0.048)	0.429*** (0.043)
$Size_{i,t-1}$	2.506*** (0.028)	3.177*** (0.039)	0.457*** (0.004)	0.380*** (0.004)
$Lev_{i,t-1}$	0.276* (0.145)	2.437*** (0.205)	0.003 (0.025)	0.262*** (0.021)
$Age_{i,t}$	0.076*** (0.004)	0.188*** (0.005)	0.009*** (0.000)	0.015*** (0.000)
常数项	-25.384*** (6.443)	-31.262*** (9.957)	-3.437*** (0.434)	-1.768*** (0.043)
时间固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
LR	22811.71***	21337.17***		
R^2			0.247	0.162
观测值	121,013	198,108	121,013	198,108

如表 5-5 的(3)、(4)两列所示。从回归结果中可以看出在交互项 $\ln MPU_{it} * \chi_{i,t-1}$ 的回归系数依然显著为正,与基准回归的结论相同,表明在考虑了汇率波动的影响之后结论依然是稳健的。最后考虑到创新水平在不同的省份可能存在一定的差异,例如东部沿海地区一直都是我国经济最为发达的地区,创新活动十分活跃,相比之下西部地区的创新活动则相对迟缓,因此为排除省份因素对企业创新的干扰,本文在基准回归的基础上加入省份固定效应,回归结果如表 5-5 的(5)、(6)两列所示。从中可以发现交互项 $\ln MPU_{it} * \chi_{i,t-1}$ 的回归系数依然显著为正,表明在考虑了省份因素之后本文的结论依然是稳健的。但是回归系数显著小于基准回归中对应的回归系数大小,表明省份因素确实对企业创新产生一定的影响。

表 5-5 稳健性检验：控制其他变量

	控制实际有效汇率		控制汇率波动		控制省份固定效应	
	(1)研发支出	(2)新产品产值	(3)研发支出	(4)新产品产值	(5)研发支出	(6)新产品产值
$LnMPU_i^* \chi_{i,t-1}$	0.214*	0.713***	0.205*	0.712***	0.160*	0.386**
	(0.118)	(0.147)	(0.118)	(0.147)	(0.087)	(0.103)
$\chi_{i,t-1}$	-1.730***	-4.034***	-1.687***	-4.023***	0.027	-2.125***
	(0.532)	(0.673)	(0.532)	(0.672)	(0.379)	(0.455)
$Lnreer_{i,t}$	-0.537***	-0.884***	-0.520***	-0.805***		
	(0.031)	(0.038)	(0.032)	(0.039)		
$Volatility_{i,t}$			0.028**	0.087***		
			(0.012)	(0.011)		
$Roa_{i,t-1}$	0.915***	0.531***	0.914***	0.517***	1.016***	0.572***
	(0.052)	(0.061)	(0.052)	(0.061)	(0.053)	(0.060)
$Size_{i,t-1}$	0.611***	0.639***	0.611***	0.639***	0.609***	0.645***
	(0.005)	(0.006)	(0.005)	(0.006)	(0.005)	(0.006)
$Lev_{i,t-1}$	-0.016	0.264***	-0.015	0.265***	-0.030	0.070**
	(0.026)	(0.029)	(0.026)	(0.029)	(0.026)	(0.029)
$Age_{i,t}$	0.029***	0.051***	0.029***	0.051***	0.030***	0.053***
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
常数项	-2.020	1.398	-2.136	0.895	-2.673	-3.069
	(1.583)	(2.331)	(1.584)	(2.332)	(2.211)	(3.196)
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	否	否	否	否	是	是
R^2	0.221	0.137	0.221	0.138	0.235	0.185
观测值	121,013	198,108	121,013	198,108	121,013	198,108

6. 异质性分析

6.1 融资约束异质性

企业的研究开发和创新活动离不开大量资金的投入，融资约束衡量了企业获得资金的难易程度。面临较高融资约束的企业较难获得资金从而对研发和创新产生显著的抑制作用。Canepa and Stoneman (2008)利用欧洲 CIS (Community Innovation Surveys)数据研究了融资约束对英国和欧洲其他地区创新的影响，结果表明融资约束确实会影响欧洲的创新活动，这种影响在高科技行业和以市场为基础的小型企业中更为严重。Costa et al. (2015) 发现面临融资约束，企业放弃创新性项目的概率大幅度升高。Cornaggia et al. (2015) 利用美国的相关数据发现，放松银行业的管制放宽了对高度依赖外部融资的私营公司的信贷，缓解了它们的融资约束，从而促进了这类企业的创新。Gorodnichenko and Schnitzer (2011) 认为金融发展程度低下导致的融资约束高企是发展中国家科技水平难以超越发达国家的重要原因。综上所述，本文有必要检验融资约束对中国企业创新的影响。

本文根据样本企业 SA 指数的中位数进行划分，SA 指数越大表示企业的融资约束越高。因此低于中位数的企业划分为融资约束较低的一组，高于中位数的设定为融资约束较高的一组。两组样本均按照模型(4-1)和模型(4-2)进行回归，回归结果如表 6-1 所示。从回归结果可以发现，在研发支出方面，对于低融资约束样本，决策模型中交互项 $LnMPU_i^* \chi_{i,t-1}$ 的回归系数为 0.591 且在 1% 的置信水平上显著，相比之下，高融资约束样本决策模型中交互项 $LnMPU_i^* \chi_{i,t-1}$ 的回归系数并不显著，组间差异检验也表明二者的差异显著。这表明面对相同

表 6-1 异质性分析：融资约束异质性

	研发支出		新产品产值	
	(1) 低融资约束	(2) 高融资约束	(3) 低融资约束	(4) 高融资约束
$\text{LnMPU}_i^* \chi_{i,t-1}$	0.591*** (0.200)	-0.182 (0.134)	0.960*** (0.250)	0.531*** (0.173)
$\chi_{i,t-1}$	-3.727*** (0.900)	0.227 (0.602)	-5.546*** (1.141)	-2.909*** (0.790)
$\text{Roa}_{i,t-1}$	1.156*** (0.095)	0.740*** (0.055)	0.721*** (0.110)	0.524*** (0.067)
$\text{Size}_{i,t-1}$	0.609*** (0.010)	0.428*** (0.008)	0.651*** (0.012)	0.465*** (0.010)
$\text{Lev}_{i,t-1}$	-0.054 (0.048)	0.086*** (0.026)	0.400*** (0.055)	0.267*** (0.032)
$\text{Age}_{i,t}$	0.052*** (0.004)	0.042*** (0.001)	0.052*** (0.004)	0.068*** (0.001)
常数项	-5.704*** (0.742)	-3.563*** (1.264)	-8.017*** (0.826)	-1.918 (1.973)
时间固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
组间差异		0.773**		0.429*
R^2	0.204	0.214	0.110	0.157
观测值	60,455	60,558	99,383	99,543

的美国货币政策不确定性冲击，具有较低融资约束的企业有更多的资金用于研发创新活动，创造新产品的可能性更大。在新产品产值方面，可以看到低融资约束样本的交互项 $\text{LnMPU}_i^* \chi_{i,t-1}$ 的回归系数为 0.960，且在 1% 的置信水平上显著，相比之下高融资约束样本对应的回归系数为 0.531，在 5% 的置信水平上显著，明显要小于低融资约束样本，同时组间差异检验也显著，这表明面对相同的美国货币政策不确定性冲击，具有较低融资约束的企业不仅研发支出水平更大，创造出新产品的规模也会更大。

6.2 补贴异质性

既然资金是影响企业创新的重要因素，那么如果企业能够得到补贴收入，企业将有更多的资金用于研发创新活动，从而可能对创新产生一定的促进作用。目前许多文献都证明了补贴对企业的研发创新有一定的正面影响。Lach (2000) 利用以色列的制造业数据发现，政府补贴可以促进企业的长期研发支出，平均每增加 1 美元的研发补贴，企业的长期研发支出将增长 0.41 美元。解维敏等(2009)的实证研究表明上市公司的研发支出与政府的研发补贴正相关。Jeff 和 Le (2015) 利用新西兰的数据研究补贴与企业创新之间的关系，发现在 2005 年至 2009 年期间，研发补助金的接收大大增加了制造和服务行业的公司申请专利的可能性。

本文根据样本企业是否存在补贴收入将样本划分为无补贴样本和有补贴样本两组。两组样本均按式(4-1)和式(4-2)进行回归，回归结果如表 6-2 所示。从回归结果可以发现，在研发支出方面，对于没有补贴的样本，模型中交互项 $\text{LnMPU}_i^* \chi_{i,t-1}$ 的回归系数为 -0.796 且在 1% 的置信水平上显著，相比之下，有补贴的样本决策模型中交互项 $\text{LnMPU}_i^* \chi_{i,t-1}$ 的回归系数为 1.768 且在 1% 的置信水平上显著，明显大于没有补贴的样本，同时组间差异检验也显著。这表明面对相同的美国货币政策不确定性冲击，有补贴的企业由于资金更为充裕，能够将更多的资金用于研究开发创新活动。在新产品产值规模方面，可以看到没有补贴的样本的交互项 $\text{LnMPU}_i^* \chi_{i,t-1}$ 的回归系数显著为负，相比之下有补贴的样本对应的回归系数为 2.667，且在 1% 的置信水平上显著，明显大于没有补贴的样本对应的系数，同时组间差异检验也显著，这表明面对相同的美国货币政策不确定性冲击，有政府补贴的企业不仅研发支出水平更大，创造出新产品的规模也会更大。

表 6-2 异质性分析：补贴异质性

	研发支出		新产品产值	
	(1) 无补贴	(2) 有补贴	(3) 无补贴	(4) 有补贴
$\ln MPU_t * \chi_{i,t-1}$	-0.796*** (0.255)	1.768*** (0.185)	-0.871*** (0.205)	2.667*** (0.249)
$\chi_{i,t-1}$	2.785** (1.118)	-9.303*** (0.873)	3.006*** (0.922)	-13.221*** (1.172)
$Roa_{i,t-1}$	0.725*** (0.054)	1.393*** (0.115)	0.513*** (0.071)	0.695*** (0.106)
$Size_{i,t-1}$	0.477*** (0.006)	0.740*** (0.010)	0.485*** (0.007)	0.766*** (0.010)
$Lev_{i,t-1}$	0.037 (0.027)	-0.154*** (0.056)	0.176*** (0.033)	0.477*** (0.054)
$Age_{i,t}$	0.024*** (0.001)	0.032*** (0.002)	0.047*** (0.001)	0.051*** (0.002)
常数项	-4.455** (1.961)	-3.994 (2.603)	-0.971 (2.959)	-3.764 (3.683)
时间固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
组间差异		2.564***		3.538***
R^2	0.174	0.274	0.109	0.162
观测值	80,773	40,240	118,728	79,380

6.3 所有制异质性

在我国，企业的所有制是企业异质性的重要来源，存在众多规模巨大国有企业是中国经济的重要特点。在中国，国有企业控制着国民经济命脉，在金融、通讯、能源、材料等许多领域占有绝对的垄断地位。一方面，一般认为垄断地位导致国有企业的创新动力不足，创新成果不如民营企业，但另一方面，国有企业拥有大量民营企业难以企及的资源，在我国，商业银行贷款主要流向国有企业(卢峰和姚洋，2004)，国有企业更易获取长期贷款来支持长周期创新(顾夏铭等，2018)，同时国有企业相比于民营企业往往能够得到更多的政府补贴，能够提供更多的资金用于研发，这对于国有企业的创新是十分有利的条件。根据以上分析可知，在我国民营企业 and 国有企业存在较大差异，因此有必要研究美国货币政策不确定性冲击对不同所有制企业创新的影响。

本文按照企业的注册类型将企业分为国有企业、外资(含港澳台资)企业和民营企业三组。三组样本均按式(4-1)和式(4-2)进行回归，回归结果如表 6-3 所示。从表中可以看到，在企业研发支出方面，国有企业和外资企业样本的交互项 $\ln MPU_t * \chi_{i,t-1}$ 均不显著，表明美国货币政策不确定性对国有企业和外资企业的研发支出没有显著影响，而民营企业样本对应的回归系数为 0.684，且在 1% 的置信水平上显著，这意味着面对同样的美国货币政策不确定性冲击，民营企业研发支出的增长幅度显著大于国有企业和外资企业，这可能是由于面对不利的市场环境，国有企业在垄断地位、体制优势和政府支持等方面的原因导致其受到的冲击较小，创新动力不足，但民营企业只有加速创新才能够生存下来；而对外资企业而言，其研发基地一般不会设在中国，新产品也一般不会首先在中国生产，因此美国货币政策不确定性冲击对在中国的外资企业研发的影响弱于民营企业。在新产品产值方面，国有企业和外资企业样本的交互项 $\ln MPU_t * \chi_{i,t-1}$ 均不显著，相比之下，民营企业样本对应的回归系数为 2.344，且在 1% 的置信水平上显著，这表明美国货币政策不确定性冲击能显著促进民营企业创新规模的增长，而国有企业和外资企业受到的影响并不显著。这一结果与研发支出方面的结果相一致。

表 6-3 异质性分析：所有制异质性

	研发支出			新产品产值		
	(1) 国有	(2) 外资	(3) 民营	(4) 国有	(5) 外资	(6) 民营
$\ln MPU_i^* \chi_{i,t-1}$	-0.316 (0.436)	-0.239 (0.147)	0.684*** (0.217)	0.328 (0.563)	-0.201 (0.165)	2.344*** (0.329)
$\chi_{i,t-1}$	1.191 (1.961)	0.573 (0.658)	-3.094*** (0.993)	-1.557 (2.578)	0.507 (0.753)	-9.927*** (1.516)
$Roa_{i,t-1}$	1.587*** (0.214)	0.975*** (0.058)	0.662*** (0.103)	1.512*** (0.258)	0.665*** (0.064)	-0.035 (0.131)
$Size_{i,t-1}$	1.043*** (0.016)	0.482*** (0.006)	0.643*** (0.011)	1.236*** (0.018)	0.443*** (0.007)	0.701*** (0.015)
$Lev_{i,t-1}$	-0.857*** (0.095)	0.137*** (0.028)	-0.708*** (0.057)	-0.643*** (0.109)	0.248*** (0.031)	-0.242*** (0.076)
$Age_{i,t}$	0.012*** (0.002)	0.008*** (0.002)	0.014*** (0.002)	0.025*** (0.002)	0.011*** (0.002)	0.022*** (0.003)
常数项	-5.828** (2.811)	-7.420*** (2.008)	-5.767*** (2.154)	-6.095 (4.252)	-4.114*** (1.272)	-3.238 (3.379)
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
R^2	0.364	0.156	0.173	0.259	0.071	0.086
观测值	17,204	73,462	30,347	29,799	123,701	42,450

7. 结论与政策建议

本文利用 2000-2013 年中国工业企业数据库和中国海关数据库匹配之后的数据研究美国货币政策不确定性对中国出口企业创新的溢出效应和作用机制,选择企业的研发投入和新产品产值作为创新活动的代理变量,检验美国货币政策不确定性对中国出口企业创新活动的影响。结果显示,美国货币政策不确定性对中国出口企业的创新存在促进作用,并且企业的出口强度越大,这种促进作用越强。美国货币政策不确定性对竞争程度高的企业创新的促进作用更强,这一结果表明美国货币政策不确定性可以通过竞争机制促进中国出口企业的创新。最后,引入企业特征的分析表明,美国货币政策不确定性对不同特征的中国出口企业的创新研发活动具有显著的异质性影响,企业融资约束越低,企业得到的补贴越多,这种促进作用越强,同时在美国货币政策不确定性冲击下,民营企业创新受到的促进作用显著大于国有企业和外资企业。

根据以上得到的结论,本文的研究具有一定的政策指导意义。首先,高的融资约束对企业创新有一定的负面作用,因此如何解决企业的融资难题,降低企业的融资难度和融资成本,从而促进中国企业研发创新,这是相关政策应着重考虑的问题。其次,政府补贴对企业的研发创新有显著的促进作用,因此政府应对创新型企业 and 企业的创新项目提供更多的资金支持,以此改善企业的经营条件,促进企业进行高质量创新活动。第三,面临美国货币政策不确定性的冲击,民营企业创新的表现显著好于国有企业,这可能与国有企业的垄断地位导致创新动力不足有关。以民营企业为主体的中小企业,是我国数量最大、也最具创新活力的企业群体,相关数据显示,在我国,中小企业贡献了 70% 的技术创新。鼓励中小企业的发展,为中小企业的经营创造良好的政策和经济环境对提升我国的创新能力意义重大。

参考文献

- [1] 陈维涛、严伟涛、庄尚文, 2018:《进口贸易自由化、企业创新与全要素生产率》,《世界经济研究》第 8 期
- [2] 顾夏铭、陈勇民、潘士远, 2018:《经济政策不确定性与创新——基于我国上市公司的实证分析》,

《经济研究》第2期。

[3] 郝威亚、魏玮、温军, 2016: 《经济政策不确定性如何影响企业创新——实物期权理论作用机制的视角》, 《经济管理》第10期。

[4] 卢峰、姚洋, 2004: 《金融压抑下的法治、金融发展和经济增长》, 《中国社会科学》第1期。

[5] 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。

[6] 佟家栋、李胜旗, 2015: 《贸易政策不确定性对出口企业产品创新的影响研究》, 《国际贸易问题》第6期。

[7] 王贵东, 2017: 《中国制造业企业的垄断行为: 寻租型还是创新型》, 《中国工业经济》第3期。

[8] 王雅琦、卢冰, 2018: 《汇率变动、融资约束与出口企业研发》, 《世界经济》第7期。

[9] 解维敏、唐清泉、陆姗姗, 2009: 《政府 R&D 资助, 企业 R&D 支出与自主创新——来自中国上市公司的经验证据》, 《金融研究》第6期。

[10] 郑宝红、张兆国, 2018: 《企业所得税率降低会影响全要素生产率吗?》, 《会计研究》第5期。

[11] Atanassov, J., B. Julio, and T. Leng, 2015, “The Bright Side of Political Uncertainty: The Case of R&D”, Working Paper.

[12] Bloom, N., and J. V. Reenen, 2002, “Patents, Real Options, and Firm Performance”, *Economic Journal*, 112(478): 97-116.

[13] Baker, S. R., N. Bloom, and S. J. Davis, 2016, “Measuring Economic Policy Uncertainty”, *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4): 1593-1636.

[14] Brouwer M. Entrepreneurship and uncertainty: innovation and competition among the many[J]. *Small Business Economics*, 2000, 15(2): 149-160.

[15] Bhattacharya, U., P. Hsu, X. Tian, and Y. Xu, 2017, “What Affects Innovation More: Policy Or Policy Uncertainty?”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 52(05): 1869-1901.

[16] Canepa, A., and P. Stoneman, 2007, “Financial Constraints to Innovation in The UK and other European Countries: Evidence From CIS2 And CIS3”, University of Warwick Working Paper.

[17] Cornaggia, J., Y. Mao, X Tian, and B. Wolfe, 2015, “Does Banking Competition Affect Innovation?”, *Journal of Financial Economics*, 115(1): 189-209.

[18] Costa, M. T., J Garc í-Quevedo. and A. Segarra, 2015, “Energy efficiency determinants: An empirical analysis of Spanish innovative firms”, *Energy Policy* 83:229-239.

[19] Feng, X., and A. C. Johansson, 2017, “Political Uncertainty and Innovation in China”, Stockholm School of Economics Asia Working Paper No. 44.

[20] Gulen, H., and M. Ion, 2016, “Policy Uncertainty and Corporate Investment”, *Review of Financial Studies*, 29(3): 523-564.

[21] Gorodnichenko, Y., and M. Schnitzer, 2011, “Financial Constraints and Innovation: Why Poor Countries Don't Catch Up”, NBER Working Paper No.15792.

[22] Johnstone, N., I. Haščič and M. Kalamova, 2009, “Environmental Policy Uncertainty and Innovation In Environmental Technologies”, Working paper.

[23] Kulatilaka, N., and E. Perotti, 1998, “Strategic growth options”, *Management Science*, 44(8): 1021-1031.

[24] Lach, S., 2000, “Do R&D Subsidies Stimulate or Displace Private R&D? Evidence from Israel”, NBER Working Paper No. 7943.

[25] Liu Q, Ma H. Trade policy uncertainty and innovation: Firm level evidence from China's

WTO accession[J]. Working Paper, 2016.

[26] Moyen, D., and S. Plantikanov, 2013, “Corporation Investments and Learning”, Review of Finance, 17(4):1437-1488.

[27] Marcus A A. Policy uncertainty and technological innovation[J]. Academy of Management Review, 1981, 6(3): 443-448.

[28] Weeds, H., 2002., “Strategic Delay in a Real Options Model of R&D Competition”, Review of Economic Studies, 69(3): 729-747.

The Spillover Effect of the Uncertainty of U.S. Monetary Policy on the Innovation of Chinese Export Enterprises

Gan Xingdi Yang Ming

(School of Economics, Fudan University, Shanghai 200433)

Abstract: This paper uses the data obtained after matching the Chinese industrial enterprise database and the highly detailed Chinese customs database from 2000 to 2013 as a sample to study the spillover effect and mechanism of the US monetary policy uncertainty on the innovation of Chinese export enterprises. The results show that the uncertainty of U.S. monetary policy promotes the innovation of Chinese export companies. The uncertainty of U.S. monetary policy has increased by 1% on average, the R&D expenditure of export companies has increased by 0.051%, and the output value of new products has increased by 0.187%. The greater the export intensity, the stronger this promotion. The uncertainty of U.S. monetary policy has a stronger effect on the innovation of highly competitive business groups, indicating that the uncertainty of U.S. monetary policy can promote the innovation of Chinese export companies through the competition mechanism. The heterogeneity test shows that the lower the financing constraints, the more subsidies companies receive, and the stronger the promotion of the uncertainty of U.S. monetary policy. The innovation of private enterprises is significantly greater than that of state-owned enterprises and foreign-funded enterprises.

Keywords: US monetary policy uncertainty, R&D expenditure, financing constraints

作者简介: 干杏娣: 复旦大学世界经济研究所教授, 博士生导师。主要研究方向: 国际金融, 中国金融政策与市场。Email: ganxd@163.com。