

汇率变动、融资约束与企业创新

摘要：本文基于 2001-2006 年匹配的海关数据库和工业企业数据库，探究了汇率变动对我国制造业出口企业创新活动的影响，并进一步区分处于不同融资约束状况下企业的异质反应。结果表明，企业层面实际有效汇率升值显著促进了企业研发支出活动增加，且企业受到的融资约束越轻，这种效应越明显。此外，人民币升值和贬值对企业研发投资的影响存在显著的不对称性。进一步研究发现，融资约束渠道主要存在于资本密集型行业的企业、私营企业和高度依赖外源融资行业的企业。本文在微观层面上证明了融资约束在企业创新活动中起到的重要作用，为加快金融市场化改革、改善企业融资环境提供了理论支持。

关键词：汇率变动 研发支出 融资约束 不对称效应

作者简介：

王雅琦，经济学博士，中央财经大学金融学院讲师，邮箱 yakisunny@126.com，电话：13120420600；

卢冰，中央财经大学金融学院，邮箱 lubing_1994@163.com，电话：18810120875；

通讯地址：北京市海淀区学院南路 39 号，邮编 100081。

感谢中央财经大学青年教师发展基金“害怕升值？—人民币汇率变动对于我国制造业影响的微观分析”（020250315030）的资助。

汇率变动、融资约束与企业创新

摘要: 本文基于 2001-2006 年匹配的海关数据库和工业企业数据库, 探究了汇率变动对我国制造业出口企业创新活动的影响, 并进一步区分处于不同融资约束状况下企业的异质反应。结果表明, 企业层面实际有效汇率升值显著促进了企业研发支出活动增加, 且企业受到的融资约束越轻, 这种效应越明显。此外, 人民币升值和贬值对企业研发投资的影响存在显著的不对称性。进一步研究发现, 融资约束渠道主要存在于资本密集型行业的企业、私营企业和高度依赖外源融资行业的企业。本文在微观层面上证明了融资约束在企业创新活动中起到的重要作用, 为加快金融市场化改革、改善企业融资环境提供了理论支持。

关键词: 汇率变动 研发支出 融资约束 不对称效应

Exchange rate movement, financial constraint and innovation

Abstract: Based on the industrial firm-level micro data and the highly disaggregated customs data from 2001 to 2006, we investigate the impact of exchange rate movement on innovation, and further explore the heterogeneous responses of firms with different level of financial constraint. Results show that the appreciation of firm-level real effective exchange rate (reer) greatly increases the level of R&D of firms, especially for those with lower level of financial constraint. We also prove the asymmetry effect of exchange rate movement on firm innovation. Besides, the role of financial constraint is magnified for firms in capital-intensive firms, private firms and firms in highly finance-dependence industrials. Our paper provides micro evidence on the important role of finance factor in the firm-level innovation, and strengthens the significance of financial marketization process aimed for a better financing environment.

Key words: Exchange Rate Movement; R&D; Financial Constraint; Asymmetry Effect

JEL: F31, F41, O32

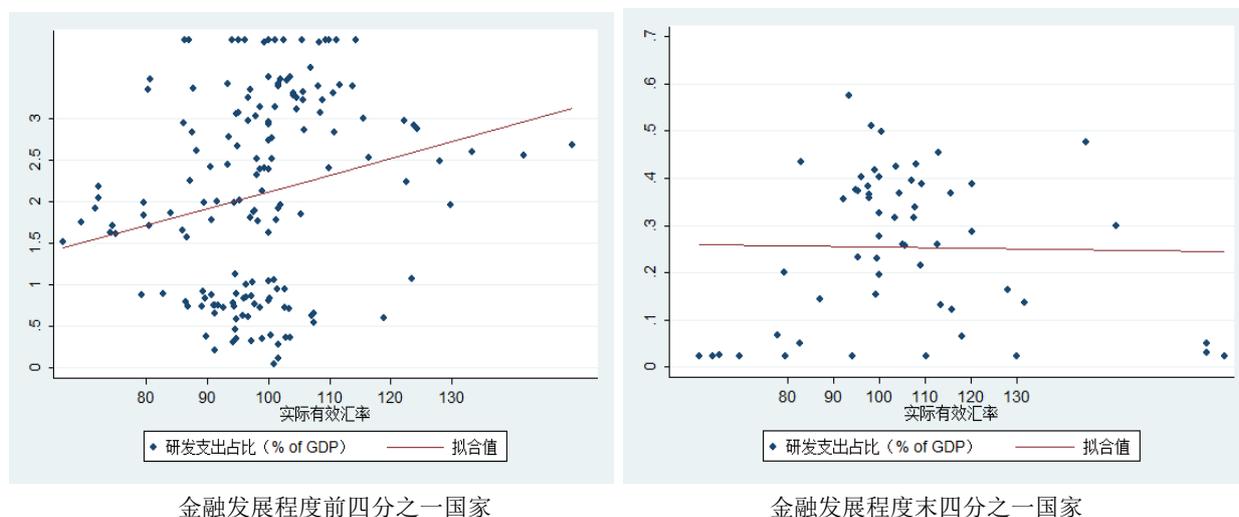
一、引言

创新是一个国家长期经济增长的重要驱动力,也是企业保持长期竞争优势的源泉(Solow, 1957; Porter, 1992)。2015年3月,国务院颁布了《关于大力推进大众创业万众创新若干政策措施的意见》,着重指出创新是形势所迫,创新是大势所趋。鉴于创新对国家和对企业的重要意义,许多文章研究了驱动或抑制创新的因素。大量文献指出,在面临负向冲击的时候,企业更倾向于增加研发支出用于创新行为,这是因为短期的负向冲击给企业提供一个机会来重新配置资源、改善效率(Schumpeter, 1942)。在衰退期,企业销售额下降,利润率降低,进行创新活动、采用新技术的机会成本会下降(Tang, 2010),因此负向冲击促进了企业的创新行为(Hall, 1993; Aghion和Saint-Paul, 1998; Bloom等, 2013)。还有一部分文献重点强调了融资因素对企业创新的重要作用。尽管创新对国家长期经济增长和企业竞争力提升具有重要意义,但由于创新活动是一项长期而复杂的过程,它蕴含

着众多不确定性，并伴随着很高的失败几率，因此创新活动的培育需要充足的金融支持（Tian 和 Wang, 2011）。Aghion等（2012）在前人模型的基础上引入信贷约束因素，发现对信贷约束严重的企业而言，企业在遭遇负向冲击时借款能力下降，无法筹集到足够的资金去支持研发行为，因此创新反而会受到抑制。也有一部分文献将贸易和创新相结合，戴觅和余淼杰（2011）指出在出口前有研发支出的企业，在出口后会拥有更高的吸收学习能力，因此获得更显著的生产率提升。

下图1展示了实际有效汇率（2010=100）、金融发展与一国研发支出占比（% of GDP）之间的关系。借鉴Aghion等（2009）的做法，我们用私人信贷总量占GDP的比重来衡量一国的金融发展水平^①。我们依据金融发展程度将国家分为四组，并分别考察前后各四分之一的国家组，结果分别列于图2左右两栏中。我们发现对于金融发展程度前四分之一的国家而言，实际有效汇率与该国研发支出占比存在明显的正相关关系，而对于金融发展程度较低的末四分之一国家，实际有效汇率与该国研发支出占比并无显著关系。在金融发展较好的地区，实际有效汇率升值与该国研发支出活动存在显著的正向关系。从微观角度来分析，汇率升值对出口企业而言，正是类似于一种负向冲击，出口企业面临的竞争加剧。此时，企业进行研发支出的机会成本会下降。为了提高产品质量，提升自身竞争力，企业会牺牲短期的利益而采用新技术，将资金研发支出等长期投资，而无法进行改革的企业则会被迫退出（Holmes等，2012；Tang，2010）。而金融因素制约着升值环境下企业能否顺利完成创新活动，从而促进企业升级转型，能获得充足资金支持的企业更有可能在面临负向冲击时增加研发活动。这是对图2中结果一个可能的解释。

图1 实际有效汇率与研发支出占比（% of GDP）的关系



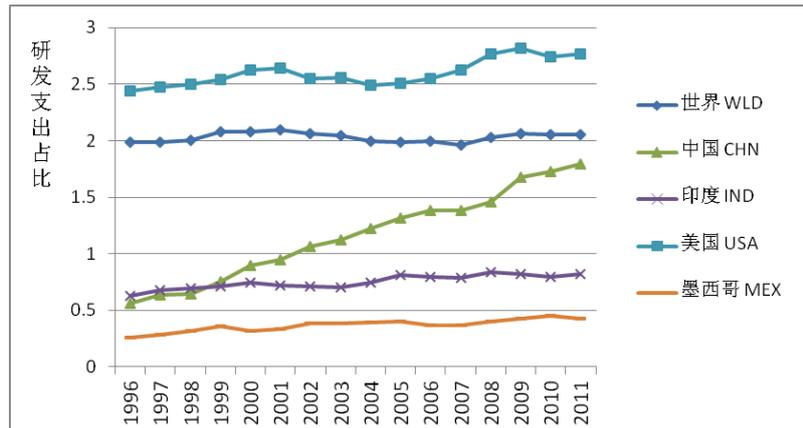
注：图1中的金融发展程度依据“私人信贷占GDP比重”来衡量。在依据金融发展程度对国家进行分组时，我们取各国在1996-2011年金融发展程度的均值进行比较。实际有效汇率和研发支出占比均进行1%缩尾处理。左栏汇报了高金融发展地区实际有效汇率与研发支出占比的关系，右栏汇报了低金融发展地区两者之间的关系。

下图2展示了中国和世界研发支出占GDP比重的变化趋势。从图2中可以看出，中国的研发支出占比自1996年以来呈现出高速增长的态势。并且与美国、印度等其他国家相比，呈现出更明显的增

^① 私人信贷总量数据、实际有效汇率指数来自于国际货币基金组织 IFS 数据库，国家 GDP 数据和研发支出占比数据来自于世界银行 WDI 数据库。

速。从1996年到2011年，中国研发支出占GDP比重从0.56%上升到1.8%，增加了两倍多。与此同时，中国的实际有效汇率也呈现出波动上升的态势，从1996年到2011年，中国的实际有效汇率大约升值20%。黄卫平和丁凯（2006）曾指出，加快汇率改革、形成更加弹性的人民币汇率有利于提升企业核心竞争力，增强企业自主创新的能力。结合对图1的分析，我们认为人民币汇率的变动可能是促进中国研发支出活动增强的一个可能原因，这也是本文想验证的一个结论。

图2 世界各国研发支出占比（% of GDP）变化趋势



结合上述分析和前人的研究思路，本文采用2001-2006年^①中国海关数据库和工业企业数据库的匹配数据，研究了汇率变动对我国出口制造业企业创新行为的影响，并进一步考察不同融资约束水平下的企业对汇率变动表现出的异质反应。我们发现人民币升值显著促进了企业的研发支出，这一效应对融资约束较轻的企业更为明显。此外，汇率变动对企业研发支出的作用存在显著的不对称性，人民币升值对企业创新有显著的促进作用，但汇率贬值不会对企业研发支出产生显著影响。采用中国微观数据研究这一问题具有特殊的意义。第一，中国自加入WTO以来，贸易总额呈现出不断攀升的态势，目前出口总额已跃居世界第一位。与此同时，我国出口贸易在结构方面还存在着产品技术含量低、出口附加值不高、创新能力较差等问题。第二，中国的汇率走势目前已进入“新常态”，在微观层面上细致分析汇率变动对企业表现的影响一直是政策制定者所关心的话题。第三，目前中国经济增长需要新的驱动和引擎，过去粗放式的发展模式难以为继，创新将是中国保持长期经济增长的重要驱动力。研究汇率变动对创新的影响，具有重大的理论和实践意义。

本文的贡献有以下几点。第一，文章可能是国内第一篇采用企业层面的实际有效汇率研究汇率和创新关系的文章。近年来，关于贸易自由化和企业创新的相关理论和实证经验表明企业在面临竞争加剧、销售额减少等负向冲击时会调整自身的出口行为（田巍和余淼杰，2013），但尚未有文献对人民币升值和企业创新之间的关系进行全面细致的分析。本文研究在一定程度上可以为企业研发支出如何应对汇率冲击的话题提供来自中国的证据。第二，文章采用微观数据来研究汇率与创新之间的关系，缓解了采用宏观数据可能带来的内生性问题。一国为了促进该国创新能力水平提升，可能会采用改变自身的汇率制度的方式，这会导致汇率与创新之间互为因果的内生性问题。而对微观

^① 本文数据之所以截止于2006年，有如下两点考虑。第一，2006年之后的工业企业数据库存在大量财务变量缺失的问题，数据质量较差。第二，2006年之后，中国汇率呈现出持续升值的态势，企业可以预期到人民币汇率处于强烈的升值区间，这可能会导致我们的研究结果受到内生性问题的干扰。而在2005年汇改之前，人民币汇率有升值区间也有贬值区间，此时汇率冲击对企业而言更加外生，在一定程度上缓解了内生性问题。

企业而言，它所受到的汇率变动冲击可以认为是严格外生，微观企业主体的行为不太可能会影响到其面临的汇率水平。此外，文章通过采用工业企业数据库和海关数据库的匹配数据可以根据每家企业出口的具体情况计算出企业层面的实际有效汇率，从而更精确的刻画了每一家微观企业直接面临的汇率变动冲击。第三，我们将融资约束因素纳入考虑范围，用多个维度衡量企业所受到的融资约束状况，在信贷约束框架下分析企业在面临汇率冲击时表现出的不同反应，从而进一步探究融资约束在企业创新中起到的重要作用。第四，文章进行了大量细致的稳健性检验，不仅考虑了企业面对升值和贬值做出的不同反应，而且发现对处于不同资本密集度和不同融资需求行业的企业而言，汇率对研发支出的促进作用也存在明显差异。此外，企业性质也会对结果产生了显著的影响。这些都说明了企业异质性对升值的作用产生巨大的影响。

本文余下部分的结构安排如下：第二部分为文献回顾与理论机制，第三部分是数据描述和模型设定，第四部分是对升值促进企业研发支出效应的估计，第五部分是结论与建议。

二、文献综述与理论机制

（一）文献综述

第一类文章研究了汇率变动对出口企业行为的影响。Li等（2015）在企业层面上研究了人民币汇率变动对中国出口商出口行为的影响，他们发现以人民币计价的商品价格受汇率变动影响很小，汇率传递率较高，但出口数量显著受到了汇率变动的冲击。拥有高生产率的企业其汇率传递率相对降低，但仍处于很高的水平。进口密集度、运输成本、目的地国家收入水平、企业性质等企业异质性也对汇率变动的效应产生显著影响。Chatterjee等（2013）研究了汇率冲击对多产品企业出口行为的影响。文章首先构建了理论模型，该模型的一个重要假设是每一个企业均存在着产品梯度（product ladder），即企业拥有一种生产效率最高的核心产品（core product）。面对汇率贬值冲击，在产品分布上企业的产品集中程度会下降，即企业会出口更多非核心产品。这表明在汇率贬值后，企业出口篮子中非核心产品相对核心产品的重要性上升，企业面对汇率冲击开始重新配置自身资源。之后文章采用1997-2006年高度细化的巴西海关数据进行实证检验，得到了与上述一致的结论。Baggs等（2009）应用加拿大在1986年到1997年企业层面的数据研究汇率变动对企业表现的影响，发现升值会显著降低销售额、利润率和生存概率。余淼杰和王雅琦（2015）发现人民币升值会显著降低企业出口产品种类，企业将倾向于出口更有效率的产品。许家云等（2015）采用2000-2007年中国海关数据和工业企业数据库的匹配数据，研究了人民币汇率变动对企业出口产品质量的影响，发现人民币升值显著促进了企业出口产品质量的提高，但是企业生产率水平、融资约束、所有制和贸易方式的不同会显著影响人民币升值的作用。这说明面临升值冲击，企业会将资源倾斜到研发高质量产品上，通过更新产品质量提升自身出口竞争力。

大量文献重点研究了汇率升值对行业或企业层面生产率的影响。Tomlin（2014）研究了加拿大农具行业，发现汇率升值降低了工厂，尤其是生产能力较差工厂的生存概率，从而提升了行业整体的生产率。Tang（2010）通过构建理论模型，推导出汇率升值带来的竞争压力如何导致企业通过采用新技术的渠道来提升生产率。此外，模型预测在升值期间，高度依赖出口的行业会出现市场集中度和生产率提升高度的正相关。这是因为生产率提升的边际利益对拥有较大市场份额的企业来说更为明显。文章之后利用1997年到2006年加拿大制造业企业的数据，发现了与模型预测相一致的结论。在控制了一系列行业特征变量后，加拿大在2002到2006年的货币升值阶段拥有更高的平均劳动生产

率增长率。在国际贸易程度比较高的行业中，越是集中的行业其劳动生产率拥有越高的增长。Ekholm等（2012）采用挪威微观企业数据，发现出口制造业企业在挪威货币在2000年左右升值后经历了生产率提升，这种提升主要来自于技术进步和雇佣人数的降低。Fung（2008）探究了台湾企业对货币升值在生产率上的反应，发现在升值后，台湾企业的生产率得到提高，这种提高主要来源于低效率企业的退出和存活下来企业更大的生产规模。这些文章的重点都在于汇率变动对TFP的影响，而没有涉及到企业创新层面，本文则填补了文献在这一方向上的空白。

第二类文章从多个角度研究了企业层面的创新和研发投资行为。众多学者认为在面临负向冲击时，由于机会成本降低，企业更倾向于进行研发支出等长期投资（Hall，1993；Aghion等，1998；Bloom等，2007）。Bloom等（2013）从trapped factor角度考虑创新的决定因素。在他们的模型中，生产要素（比如熟练劳动力）要么被用于生产，要么被用于创新。因为投资的沉没成本，生产要素陷入生产旧产品的“陷阱”中。在模型中，与低工资国家贸易的自由化减少了生产旧产品的利润率，因此创新的机会成本下降。“中国冲击”等负向冲击更有可能导致创新的产生，而和高工资国家实行自由贸易并不能带来创新的增加。EABøder等（2015）利用挪威的工业企业数据库、海关数据库和企业R&D调查数据，利用倍差法研究了研发成本冲击对企业研发支出、进口中间品以及对企业表现的影响。文章利用2002年挪威对一部分企业的研发行为进行补贴这一自然事件，发现研发成本降低促进了研发支出增加，而且也增加了进口中间品投入。这种R&D和中间产品进口的互补关系通过企业的利润进行关联。

金融因素是在考虑企业R&D支出时一个重要的因素。如果无法获得充足的资金支持，企业将没有办法进行创新活动。因此一部分学者将融资约束、金融发展等因素纳入考虑范围。Aghion等（2012）在前人的基础上通过将不完全信贷市场与信贷约束引入模型，并采用1993-2004年法国企业层面的面板数据来分析商业周期下信贷约束和企业研发支出行为。文章发现在不存在信贷约束的情况下，R&D投资占总投资额的比重为逆周期。这是因为在企业处于衰退期时，其研发支出的机会成本降低，企业将更多资金用于研发支出。但当企业存在严重信贷约束时，该比重变为顺周期。这种效应对于处在更依赖外源融资行业的企业而言更为显著。此外，文章还提出对于受到严重信贷约束的企业，R&D投资的变化存在着不对称性。在销售额减少的年份企业R&D份额减少，但在销售额增加的年份，企业并不会增加研发支出。最后，文章发现对于信贷约束企业更强的企业而言，平均的R&D比重和生产率增长与销售额的波动呈现出更大的负相关关系。Egger和Keuschnigg（2015）则将贸易、企业的创新活动和金融因素结合构建理论模型，强调企业外源融资可得性对创新的影响。在他们的模型中，异质企业会选择是否要进行创新活动。与一般企业相比，创新企业更有生产力，拥有着更多的投资机会，并且面对必需的有形投资时只有更低的自有资金。因此，创新企业面临着更严重的融资约束。金融部门的效率和一个国家金融机构的发展决定着企业的研发支出强度以及该国生产创新产品的比较优势。文章阐述了政府的研发补贴和金融部门的发展通过提升外源融资的可得性，支持了创新产业的发展并且提升国家福利。

在国内，戴觅和余淼杰（2011）利用2001-2007年工业企业数据库，通过倾向得分匹配的计量方法，研究了企业研发支出、出口与生产率提升之间的联系，发现企业在出口前的研发支出行为可以显著提高企业在出口之后学习吸收新技术的能力，从而得到更大的生产率进步。张杰等（2012）通过2001-2007年中国工业企业数据库，细致研究了融资约束中国企业R&D投入的影响，发现融资约束显著抑制了民营企业的R&D投入，并且企业R&D投入主要的融资渠道是自身现金流、商业信贷和注册资本金增加。企业规模、企业年龄、是否出口等因素对企业研发R&D投入的融资渠道产生显著差

异。文章同时发现与政府建立关联可以帮助企业获得银行贷款并将之作为R&D投入来源。纵观国内外文献，虽然研究企业创新的文章非常多，但能从企业层面直接将人民币升值、融资约束与企业创新联系起来的文章，目前还非常稀缺。

（二）理论机制

Schumpeter（1942）提出负向冲击更有可能增加企业的研发支出。这是因为负向冲击给企业提供了一种机制来改良机构效率低下的问题，并鼓励企业进行创新，重新分配资源到更有效率的产品和市场上。这种净化效应（cleansing effect）同时会使得无法创新、改革的企业被迫退出市场。衰退是短期的，它们可以重建经济体系从而使之拥有更高的效率。Holmes等（2012）基于实证观察发现采用新技术在一开始往往会带来破坏性后果，这是因为技术的转换通常伴随着很高的边际成本，从而降低了企业利润。Tang（2010）在模型中也沿用了破坏性技术转换的假设来阐述。在他的模型中，采用新技术的一个代价就是利润的损失，因为技术转换过程会伴随着临时的高边际成本。当汇率升值时，企业的利润率降低，因此采用新技术造成的利润损失也会降低。

对企业而言，汇率升值冲击正类似于“负向冲击”。当面临本币升值时，如果企业无法及时调整产品的本币价格，以外币计价的产品价格会上升，企业产品竞争力下降。与此同时，因为竞争力加剧，企业的利润率降低，流动性下降。此时企业进行研发支出的机会成本会下降。为了提高产品质量，提升自身竞争力，企业会将更多资金用于研发支出等长期投资。

假设一：企业在面临汇率升值时会增加研发支出。

Aghion等（2012）进一步提出，Schumpeter（1942）的观点隐含着一个重要的前提，那就是企业可以筹集到足够的资金来重新组织它们的活动从而产出新产品或者进入新的市场。在不存在信贷约束的前提下，投资决策实际是由机会成本效应来决定：长期创新投资的机会成本在衰退时期比在繁荣时期要低。因此，长期投资占比应该是逆周期，但是短期投资的占比应该是顺周期。但是当存在信贷约束时，企业由于无法筹到足够的资金去创新，这种效应会出现翻转。假设企业可以在短期投资和长期投资如研发投资支出之间进行选择，而创新又需要企业能够在流动性冲击中存活下来，为了克服流动性冲击，企业只能依靠短期的收入加上借贷。每当企业遭遇负向冲击时，其短期收入减少，企业借款的能力也会下降。这意味着负向冲击会抑制信贷约束企业的研发支出和创新行为，导致信贷约束企业的研发支出占比预期呈现出顺周期的特征。

当企业面临汇率升值时，融资约束较轻的企业会通过增加研发支出等长期投资的方式提升自身竞争力，但是受到严重融资约束的企业由于无法通过内源融资或外源融资的方式筹集到创新所需的资金，再加上汇率冲击导致的利润下滑等原因而陷入困境，因此不会将太多资金用于研发支出。

假设二：在面临汇率升值时，融资约束越轻的企业研发支出增加越多。

在上述两个假设中，我们重点分析了升值对企业研发支出变动的渠道，以及融资约束在这种影响中的作用。以往一些学者提出汇率升值和贬值可能会对企业造成不对称的效应（Aghion等，2012；Baggs，2013）。当汇率贬值时，由于企业的流动性会相对充足，企业会将更多的精力用于扩大生产、增加销售份额，从而获取更多利润。因此我们预计面对本币贬值的冲击，企业没有动力去增加创新投入，此时融资约束渠道的重要性相对汇率升值时会有所下降。汇率变动对企业研发支出的影响在升值阶段会更为显著。因此我们做出如下第三个假设：

假设三：汇率变动对企业创新的影响存在不对称性：汇率升值促进了企业研发支出增加，而汇率贬值不会对企业研发支出产生显著影响。

三、数据描述与模型设定

(一) 数据描述

本文实证分析所用数据为 2001-2006 年中国海关数据库和中国工业企业数据库的匹配数据。海关数据来自中国海关总署，中国工业企业数据库来自国家统计局。由于两套数据库的企业编码存在较大差异，我们参照 Upward 等（2013）的方法将两套数据库进行合并。此外由于工业企业数据库中存在着一些错误，我们对匹配之前的工业企业数据库进行如下处理。第一，删除雇佣人数小于 8 的样本；第二，删除销售额、工业增加值、总资产、固定资产、所有者权益、总产出、总工资为负值或缺失值的样本；第三，删除年龄小于 0 或者大于 50 的样本；第四，删除出口比率小于 0 或大于 1 的样本；第五，删除研发支出额为缺失值的样本。由于工业企业数据中在 2004 年没有汇报企业的研发支出值，因此我们的样本包括的实际区间段为 2001 年-2003 年和 2005 年-2006 年。此外，由于工业企业数据库中的 CIC 行业分类在 2002 年之后出现了变更，我们根据 Brandt（2012）的方法将 2002 年前后的 CIC 4 位行业代码进行统一。我们最终得到了超过 6 万家制造业出口企业的匹配数据。

(二) 企业层面实际有效汇率

我们借鉴李宏彬等（2011）的方法来构建企业层面的实际有效汇率（ $reer_{it}$ ）。企业 i 在第 t 期面临的 $reer_{it}$ 定义如下：

$$reer_{it} = \prod_{j=1}^n \left(\frac{E_{jt}}{E_{j0}} * \frac{CPI_{jt}}{CPI_{jt}} \right)^{w_{jt}}, \sum_{j=1}^n w_j = 1 \quad (1)$$

其中， E_{jt} 表示在第 t 期外币 j 与人民币的汇率，在这里我们采用直接标价法，即一单位的外币可以兑换的人民币。 E_{j0} 表示在基期外币 j 与人民币的汇率，本文将基期定在 2000 年。 CPI_t 指在第 t 期中国的居民消费价格指数(2000=100)， CPI_{jt} 指在第 t 期 j 国的居民消费价格指数(2000=100)。 w_{jt} 表示的是第 t 期出口到国家 j 的货物价值占企业 i 总出口价值的份额。企业在进行研发决策时，有可能会涉及到出口国目的地的变更，从而影响到出口到各个国家的权重，进而影响到企业层面的实际有效汇率，造成回归的内生性问题。为了避免这一可能的内生性问题，我们将 w_{jt} 取各个企业在样本区间的均值，即出口份额不随时间变动。在基期时 $reer_{it}$ 为 1， $reer_{it}$ 上升表示企业面对实际有效汇率贬值， $reer_{it}$ 下降表示企业面对的实际有效汇率升值。本文中所用到的双边汇率数据和居民消费价格指数均来自国际货币基金组织的国际金融统计数据数据库。

(三) 企业创新衡量

在本文中，我们采用企业研发支出变量来表征企业的创新行为。我们设定研发支出强度为企业研发支出与当年销售额的比值乘以 100。为了保证结果的稳健性，我们还采用研发支出的对数值作为另一个衡量企业创新的指标^①。下表 1A 和表 1B 分年份汇报了企业层面实际有效汇率和创新指标的描述性统计。从表中可以看出，企业的实际有效汇率在样本区间呈现出波动态势，而企业的研发支出强度和研发支出额都呈现出上升态势。2006 年与 2001 年相比，企业平均研发支出强度从 0.13% 提高到 0.2%，大约提高了 53.8%；研发支出额均值从 202 提高到 324，大约提高了 60.3%。与此同时，我们还分别选取纺织行业、机械行业作为中国出口传统行业和高技术密集度行业的代表，分别

^① 由于研发支出存在值为 0 的情况，因此我们将研发支出值加 1 后再取对数。

汇报了这两类行业中企业的实际有效汇率和研发活动的描述性统计。从表 1B 中可以看出，纺织行业的研发活动水平整体较低，研发支出强度的均值仅为 0.04，而机械行业的研发支出强度均值为 0.33，明显高于全样本的均值 0.16。

表 1A 实际有效汇率描述性统计

年份	企业层面实际有效汇率					
	全样本		纺织行业企业		机械行业企业	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
2001	0.93	0.07	0.91	0.05	0.93	0.07
2002	0.89	0.10	0.87	0.09	0.88	0.10
2003	0.91	0.13	0.89	0.13	0.89	0.14
2005	0.94	0.19	0.93	0.20	0.91	0.19
2006	0.90	0.20	0.89	0.20	0.87	0.20
总计	0.91	0.16	0.90	0.17	0.89	0.16

注：企业层面实际有效汇率定义参照公式（1），该指标经过前后 1%缩尾处理。表中纺织行业选取了工业企业数据库行业分类前两位为“17”和“18”的行业，即“纺织业”和“纺织服装、鞋、帽制造业”，机械行业选取了行业分类前两位为“39”、“40”和“41”的行业，即“电气机械及器材制造业”、“通信设备、计算机及其他电子设备制造业”和“仪器仪表及文化、办公用机械制造业”。

表 1B 研发支出描述性统计

年份	企业研发支出强度均值			企业研发支出值均值		
	全样本	纺织行业	机械行业	全样本	纺织行业	机械行业
2001	0.13	0.03	0.23	202	35	370
2002	0.15	0.04	0.26	218	40	438
2003	0.15	0.04	0.29	219	43	426
2005	0.16	0.03	0.34	262	57	526
2006	0.19	0.05	0.40	324	89	639
总计	0.16	0.04	0.33	259	58	511

注：企业研发支出强度为企业研发支出额与企业销售额的比值乘以 100，企业研发支出值单位为千元。表中变量均经过前后 1%缩尾处理。此处纺织行业选取了工业企业数据库行业分类前两位为“17”和“18”的行业，即“纺织业”和“纺织服装、鞋、帽制造业”，机械行业选取了行业分类前两位为“39”、“40”和“41”的行业，即“电气机械及器材制造业”、“通信设备、计算机及其他电子设备制造业”和“仪器仪表及文化、办公用机械制造业”。

（四）融资约束

现有文献对企业融资约束衡量的指标并没有统一的看法。结合 Love（2007），张杰等（2012）的做法，我们采用企业的现金流指标来衡量企业受到的融资约束状况。我们定义企业 i 在第 t 期现金

流 $cashflow_{it}$:

$$cashflow_{it} = (pi_op_{it} + depret_{it}) / asset_{it} \quad (2)$$

其中 pi_op_{it} 表示企业的营业利润， $depret_{it}$ 表示企业当年折旧额， $asset_{it}$ 表示企业当年的总资产。为了减轻企业现金流随时间变动带来的内生性问题，我们取企业在样本期间现金流的均值来衡量企业所受到的融资约束状况。企业现金流指标越高，代表企业越可以通过自身的盈利来进行内源融资，该企业所受到的融资约束越轻。为了保证结果的稳健性，我们还采用企业的现金比率指标和有形资产比例来衡量企业所受的融资约束。我们定义企业现金比率=（流动资产-存货-应收账款）/总资产，定义有形资产比率=有形资产/总资产。与现金流指标类似，我们同样取上述两个指标在企业样本区间内的均值。现金比率越高，代表企业资产流动性越强，遭遇流动性冲击的可能性较小，因此现金比率越大，企业融资约束越轻。由于在申请银行贷款时无形资产不可以用于抵押，因此企业的有形资产比率越高，代表企业可用于抵押贷款的抵押物比例越高，企业受到的融资约束越轻。表 2 汇报了三个融资约束指标的分位数分布状况。从表中可以看出，位于中位数的企业现金流大约为 0.07，现金比率大约为 18.9%，有形资产比率为 99.5%。

表 2 企业融资约束指标分布情况

分布	现金流	现金比率	有形资产比率
5%	-0.020	0.037	0.888
10%	0.004	0.060	0.924
50%	0.070	0.189	0.995
90%	0.209	0.423	1
95%	0.282	0.509	1

注：表 2 汇报了企业融资约束指标在各个分位数的分布情况。为了避免内生性问题，企业融资约束指标均取企业在样本区间的均值汇报。上述变量都经过前后 1% 缩尾处理。现金流、现金比率和有形资产比率构造方式详见公式 (2)。

（五）其他控制变量

本文其他控制变量说明如下：（1）企业规模，本文采用企业销售额的对数来表征企业规模。我们预计规模较大的企业会拥有较高的研发支出额，但同时研发支出强度会降低。（2）工资水平，本文采用企业人均工资的对数来代表企业的平均工资水平。预期工资水平越高的企业研发支出和研发支出强度会更高。（3）企业职工，本文采用企业雇佣人数的对数代表企业的职工数。（4）企业年龄，本文采用企业年龄的对数代表企业的年龄，为了进一步控制企业年龄与研发支出之间可能的非线性关系，本文控制了企业年龄的平方的对数。（5）资本密集度，本文采用企业人均资本的对数代表企业的资本密集度。预计资本密集度越高，企业研发支出越高。（6）出口密集度，本文采用企业出口额占总销售额的比例代表企业的出口密度。下表 3 汇报了本文关键变量的描述性统计。从表中可以看出，企业平均拥有 416 名员工，企业年龄为 8.6 年，有 52.4% 的销售由出口贡献。

表 3 控制变量描述性统计

变量	观测值个数	均值	最小值	最大值	标准差
企业规模（对数）	155425	10.61	8.36	14.43	1.29
工资水平（对数）	155425	2.58	0.80	4.37	0.61
企业职工	155425	416	8	4331	654
企业年龄	155425	8.6	0	49	8.19
资本密集度（对数）	155425	3.71	0.32	6.87	1.33
出口密集度	155425	0.524	0	1	0.414

注：表中变量均经过前后 1% 缩尾处理。企业规模、工资水平和资本密集度经过对数化处理。各控制变量定义详见正文。

（六）计量模型设定

本文主要目的是探究汇率变动对企业研发支出的影响，并考虑融资约束异质性企业面对汇率变动时的不同反应。我们采取的回归设定如下：

$$RD_{it} = \alpha \ln reer_{it} + \beta \ln reer_{it} \times fc_i + \phi Z_{it} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中 RD_{it} 为企业 i 在第 t 期的研发支出强度和研发支出额。 $reer_{it}$ 为企业 i 的实际有效汇率， fc_i 表示企业 i 的现金流、现金比率和有形资产比率。 Z_{it} 表示企业层面的一系列控制变量，包括企业规模、工资水平、企业职工数、年龄、资本密集度、出口密集度等。

四、实证结果分析

（一）基准回归结果

我们的基准结果汇报在表 4 中。表 4 的第（1）列-第（2）列汇报了研发支出强度受汇率变动的影 响。在第（1）列中，我们没有加入控制变量，只控制了企业固定效应和年份固定效应，发现实际有效汇率前面的系数在 1% 的水平上显著为负，这说明人民币升值会显著促进企业研发支出强度的增加。这里需要说明的是，关于升值、贬值对企业研发异质的影响，我们在后续实证部分会进行讨论。在第（2）列中，我们加入了控制变量，发现实际有效汇率前面的系数仍然显著为负，但系数大小略有减少。根据第（2）列结果可以看出，实际有效汇率每降低（表示汇率升值）一个标准差（0.16），企业研发支出强度大约提高 0.0112（均值为 0.16）。表 4 中第（3）列-第（4）列汇报了因变量为研发支出额时的回归结果，我们发现了与因变量为研发支出强度时类似的结论。实际有效汇率每降低一个标准差，企业研发支出额大约增加 2.56%。从控制变量的系数来看，雇佣工人数前的系数显著为正，表明工人数越多，企业研发支出强度越高。企业年龄前的系数显著为负，表明样本内的企业年龄越大，越不会将资金用于研发支出。工资水平和资本密集度前的系数显著为正，说明工资水平越高、资本密集度越高的企业，越倾向于增加研发支出。企业规模前的系数，当因变量为研发支出强度时显著为负，当因变量为研发支出额时显著为正，说明大规模企业研发支出虽然高，但占销售

额的比例更小。

表 4 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	研发支出强度		研发支出额	
实际有效汇率	-0.0708*** (-4.32)	-0.0682*** (-4.11)	-0.2135*** (-4.21)	-0.1599*** (-3.13)
雇佣工人数		0.0678*** (11.89)		0.2468*** (14.04)
年龄		-0.0362*** (-3.65)		-0.0968*** (-3.16)
年龄平方项		0.0020 (0.71)		0.0122 (1.39)
企业规模		-0.0318*** (-7.83)		0.1880*** (15.00)
工资水平		0.0182*** (4.62)		0.0712*** (5.85)
资本密集度		0.0270*** (7.95)		0.1006*** (9.61)
出口密集度		0.0059 (0.77)		0.0445* (1.89)
常数项	0.1946*** (12.38)	0.0677 (1.50)	0.9716*** (19.97)	-2.7431*** (-19.73)
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值个数	158,114	155,425	158,284	155,425
R^2	0.0033	0.0053	0.0063	0.0153

注：括号内为 t 值，误差为稳健值。该表中*表示 10%水平上显著，**表示 5%水平上显著，***表示 1%水平上显著。该表中回归方程均控制了企业固定效应和年份固定效应，企业研发支出强度为企业研发支出额与企业销售额的比值乘以 100，研发支出额为企业当年研发支出值加 1 后取对数，各自变量均取对数形式。

(二) 加入融资约束指标

从上文的分析可以看出，当不考虑企业的融资约束水平时，汇率变动对企业研发活动的影响虽然显著，但绝对影响程度并不高，其系数的绝对值仅为 0.0682 和 0.1599。基于理论机制部分阐述，汇率升值对企业研发活动的促进活动主要存在于融资约束较轻的企业，因此我们进一步在回归方程中考虑融资约束因素，探究处于不同融资约束水平下企业的异质反应。表 5 汇报了加入融资约束和汇率交叉项的回归结果。表 5 中第 (1) - (3) 列汇报了因变量为研发支出强度时的结果。我们发现实际有效汇率前的系数不再显著，而三个汇率和融资约束指标的交叉项则均在 1%水平上显著为负，即融资约束越轻的企业在面临人民币升值时研发支出增加越大。这说明融资约束渠道对汇率和研发支出的关系产生了重要的影响。在第 (4) - (6) 列中，当因变量为研发支出额时，我们得到了类似的结论。

具体而言，对现金流处于 95%分位数的企业而言（现金流=0.282），实际有效汇率每降低（表示汇率升值）一个标准差（0.16），企业研发支出强度平均增加 0.0224^①，研发支出额平均增加 5.56%^②。考虑到样本中企业的研发支出强度的均值仅为 0.16，0.0224 大约相当于研发支出强度均值的 14%，这一变化幅度较为明显。而对于现金流处于 5%分位数的企业而言（现金流=-0.02），实际有效汇率每降低一个标准差，研发支出强度的变化幅度为-0.0015^③，研发支出额的变化幅度为-0.39%^④，这表明融资约束最严重的企业在面临人民币升值时反而会减少研发活动。这一结论与 Aghion（2012）的结论相吻合。在衰退时期，融资约束较轻的企业会增加研发支出投资，而受到严重信贷约束的企业会减少研发支出。

表 5 汇率变动对企业研发支出的影响——融资约束的作用

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		研发支出强度			研发支出额	
实际有效汇率	-0.0005 (-1.18)	-0.0005 (-1.05)	-0.0005 (-1.00)	-0.0002 (-0.13)	-0.0001 (-0.08)	-0.0000 (-0.00)
实际有效汇率*	-0.4949*** (-3.64)			-1.2320*** (-2.93)		
实际有效汇率*		-0.2425*** (-3.75)			-0.4752** (-2.38)	
实际有效汇率*			-0.0690*** (-4.00)			-0.1643*** (-3.08)
有形资产比例						
雇佣工人数	0.0678*** (11.91)	0.0677*** (11.88)	0.0678*** (11.89)	0.2470*** (14.05)	0.2468*** (14.04)	0.2468*** (14.04)
年龄	-0.0364*** (-3.67)	-0.0365*** (-3.68)	-0.0362*** (-3.65)	-0.0972*** (-3.18)	-0.0976*** (-3.19)	-0.0968*** (-3.16)
年龄平方项	0.0021 (0.72)	0.0021 (0.74)	0.0020 (0.71)	0.0123 (1.40)	0.0124 (1.41)	0.0122 (1.39)
企业规模	-0.0317*** (-7.80)	-0.0318*** (-7.83)	-0.0318*** (-7.83)	0.1884*** (15.03)	0.1882*** (15.02)	0.1880*** (15.00)
工资水平	0.0183*** (4.63)	0.0182*** (4.62)	0.0182*** (4.62)	0.0713*** (5.86)	0.0713*** (5.85)	0.0712*** (5.85)
资本密集度	0.0270*** (7.95)	0.0269*** (7.94)	0.0270*** (7.95)	0.1006*** (9.61)	0.1005*** (9.60)	0.1006*** (9.61)
出口密集度	0.0063 (0.82)	0.0060 (0.79)	0.0059 (0.77)	0.0453* (1.93)	0.0451* (1.92)	0.0445* (1.89)
常数项	0.0452 (1.03)	0.0542 (1.22)	0.0673 (1.49)	-2.7909*** (-20.70)	-2.7966*** (-20.46)	-2.7429*** (-19.70)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值个数	155,425	155,425	155,425	155,425	155,425	155,425

^① 计算方法： $(-0.16) * (-0.0005) + (-0.16) * 0.282 * (-0.4949) = 0.0224$

^② 计算方法： $(-0.16) * (-0.0002) + (-0.16) * 0.282 * (-1.2320) = 5.56\%$

^③ 计算方法： $(-0.16) * (-0.0005) + (-0.16) * (-0.02) * (-0.4949) = -0.0015$

^④ 计算方法： $(-0.16) * (-0.0002) + (-0.16) * (-0.02) * (-1.2320) = -0.39\%$

R^2	0.0053	0.0053	0.0054	0.0152	0.0152	0.0153
-------	--------	--------	--------	--------	--------	--------

注：括号内为 t 值，误差为稳健值。该表中*表示 10%水平上显著，**表示 5%水平上显著，***表示 1%水平上显著。该表中回归方程均控制了企业固定效应和年份固定效应，企业研发支出强度为企业研发支出额与企业销售额的比值乘以 100，研发支出额为企业当年研发支出值加 1 后取对数，实际有效汇率和各控制变量均取对数形式。为了避免内生性问题，现金流、现金比率和有形资产比率均取各企业在样本期间的均值计算。现金流、现金比率和有形资产比例指标越高表示企业受到的融资约束越轻。

为了进一步探究融资约束渠道的作用，我们将所有企业按照现金流均值的高低排序，设定一系列的虚拟变量，进一步探究处于不同融资约束下的企业在面临汇率变动时的异质反应。表 6 汇报了加入现金流虚拟变量的回归结果^①。第（1）列-第（3）列描述了研发支出强度的变化情况。第（1）列中，我们将现金流处于 25%水平以下的企业作为融资约束严重的企业设置虚拟变量，并将该虚拟变量与实际有效汇率做交叉。实际有效汇率前面的系数反映了不受融资约束企业的情况，而实际有效汇率和交叉项前面的系数的代数和反应了受到融资约束企业的反应。我们发现实际有效汇率前面的系数显著为负，而交叉项前的系数显著为正，且交叉项系数的绝对值大于实际有效汇率前面的绝对值。这进一步印证了我们之前的观点，不受融资约束的企业面对人民币升值时会增加研发活动，而受到融资约束的企业在人民币升值时反而会减少研发活动。在第（2）列中我们将受到融资约束的标准从 25%变为 50%，发现交叉项前的系数仍然显著为正。之后，为了进一步验证融资约束的作用，我们按照现金流均值大小将样本中所有企业分为 4 个分位区间，即 0-25%，25%到 50%，50%到 75%，75%到 100%，并设定分位区间虚拟变量与汇率指标的交叉项。通过观察该交叉项的指标，可以推算出位于不同现金流区间的企业面临升值冲击时在研发活动上表现出的不同反应。根据第（3）列汇报的结果，我们发现人民币实际有效汇率和各个分位区间虚拟变量的交叉项均显著为负。这表明随着现金流逐步增大，人民币升值对研发支出的促进作用也越来越强。第（4）列-第（6）列汇报了因变量为研发支出额时的结果，其结论与前三列类似，此处不再赘述。

表 6 加入融资约束虚拟变量

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	研发支出强度			研发支出额		
实际有效汇率	-0.0955*** (-5.14)	-0.1097*** (-4.82)	0.0315 (0.90)	-0.2276*** (-3.97)	-0.2670*** (-3.81)	0.0878 (0.82)
实际有效汇率*现金流 流小于 25%	0.1271*** (3.25)			0.3155*** (2.62)		
实际有效汇率*现金流 流小于 50%		0.0873*** (2.66)			0.2254** (2.23)	
实际有效汇率*现金流 流介于 25%-50%			-0.1109** (-2.41)			-0.2488* (-1.75)
实际有效汇率*现金流 流介于 50%-75%			-0.1001** (-2.16)			-0.3661** (-2.56)
实际有效汇率*现金流 流介于 75%-100%			-0.1789*** (-3.71)			-0.3371** (-2.27)

^①此处碍于篇幅我们只汇报了融资约束指标为现金流时的回归结果。

雇佣工人数	0.0677*** (11.89)	0.0677*** (11.89)	0.0678*** (11.90)	0.2468*** (14.04)	0.2467*** (14.03)	0.2467*** (14.03)
年龄	-0.0360*** (-3.63)	-0.0361*** (-3.64)	-0.0360*** (-3.63)	-0.0963*** (-3.15)	-0.0965*** (-3.16)	-0.0963*** (-3.15)
年龄平方项	0.0020 (0.70)	0.0020 (0.72)	0.0020 (0.70)	0.0121 (1.38)	0.0122 (1.40)	0.0121 (1.38)
企业规模	-0.0319*** (-7.85)	-0.0318*** (-7.83)	-0.0318*** (-7.84)	0.1878*** (14.99)	0.1880*** (15.00)	0.1879*** (14.99)
工资水平	0.0183*** (4.63)	0.0182*** (4.61)	0.0183*** (4.63)	0.0713*** (5.86)	0.0712*** (5.84)	0.0712*** (5.85)
资本密集度	0.0269*** (7.93)	0.0269*** (7.94)	0.0269*** (7.93)	0.1004*** (9.59)	0.1005*** (9.60)	0.1004*** (9.59)
出口密集度	0.0059 (0.78)	0.0059 (0.78)	0.0058 (0.77)	0.0446* (1.90)	0.0446* (1.90)	0.0447* (1.90)
常数项	0.0660 (1.47)	0.0671 (1.49)	0.0672 (1.49)	-2.7473*** (-19.76)	-2.7445*** (-19.74)	-2.7462*** (-19.75)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值个数	155,425	155,425	155,425	155,425	155,425	155,425
R^2	0.0055	0.0054	0.0055	0.0153	0.0153	0.0153

注：括号内为 t 值，误差为稳健值。该表中*表示 10%水平上显著，**表示 5%水平上显著，***表示 1%水平上显著。该表中回归方程均控制了企业固定效应和年份固定效应，企业研发支出强度为企业研发支出额与企业销售额的比值乘以 100，研发支出额为企业当年研发支出值加 1 后取对数，实际有效汇率和各控制变量均取对数形式。在第（1）列和第（4）列中，我们将现金流均值低于全样本 25%的企业设定为受到融资约束的企业，在第（2）列和第（5）列中，我们将现金流均值低于全样本 50%的企业设定为受到融资约束的企业，在第（3）和第（6）列中，我们根据企业现金流均值高低将所有企业划分为四组并设定虚拟变量与汇率指标做交叉。

（三）拓展分析——升贬值效应不对称性分析

在之前解释交叉项结论的含义时，我们并没有仔细区分升贬值的差异。实际上，实际有效汇率和融资约束指标前的系数显著为负，既可以诠释为出融资约束较轻的企业在人民币升值时会更多增加研发支出，也可以理解为贬值时融资约束较轻的企业会更大幅度的减少研发支出。显然，第二个结论与我们之前的机制阐述并不相符。具体而言，当人民币贬值时，企业受到正向冲击，流动性变得更为宽裕，企业会将更多精力放在扩大生产、增加销售份额上，而没有动力去增加或减少研发支出。此外，在贬值时预期出口企业的融资状况都得到或多或少的缓解。因此我们预期在贬值区间，融资约束渠道的作用会变小，人民币贬值不会通过融资约束渠道对企业研发支出产生显著影响。为了验证这一想法，我们根据企业每年的汇率变动情况设置虚拟变量，并将升贬值虚拟变量和企业融资约束指标交叉，观察交叉项前面的系数。我们预期贬值虚拟变量和企业融资约束交叉项的系数不再显著。表 7 汇报了区分升值贬值效应后的回归结果。第（1）-第（2）列汇报了研发支出强度在面临升值和贬值时的异质反应。我们发现升值虚拟变量和现金流交叉项的系数显著为正，这说明在面临升值冲击时，现金流指标越高的企业面临的融资约束越轻，其研发支出强度提升越快。而贬值虚拟变量和现金流交叉项的系数虽然也在 5%水平上显著为负，但其系数要远低于升值虚拟变量与现金流的交叉项。这说明汇率变动对企业研发活动的影响在升值时更为显著。第（3）列-第（4）列汇报

了因变量为引发支出额时的结果。我们同样发现升值虚拟变量和现金流交叉项显著为正，而贬值虚拟变量和现金流的交叉项则变得不再显著。这与我们的预期相一致，人民币汇率主要通过升值渠道显著促进了企业的研发活动。

表 7 升值贬值不对称性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	研发支出强度		研发支出额	
升值	-0.0077 (-1.58)		-0.0032 (-0.21)	
升值*现金流	0.1073*** (2.90)		0.2138* (1.87)	
贬值		0.0022 (0.53)		-0.0109 (-0.85)
贬值*现金流		-0.0437** (-1.97)		-0.0551 (-0.81)
雇佣工人数	0.0675*** (11.84)	0.0678*** (11.89)	0.2459*** (13.98)	0.2464*** (14.01)
年龄	-0.0378*** (-3.78)	-0.0377*** (-3.76)	-0.1049*** (-3.40)	-0.1047*** (-3.39)
年龄平方项	0.0023 (0.82)	0.0023 (0.81)	0.0139 (1.58)	0.0139 (1.57)
企业规模	-0.0317*** (-7.81)	-0.0317*** (-7.81)	0.1876*** (14.96)	0.1877*** (14.97)
工资水平	0.0182*** (4.62)	0.0183*** (4.63)	0.0711*** (5.84)	0.0712*** (5.85)
资本密集度	0.0268*** (7.90)	0.0269*** (7.93)	0.1000*** (9.55)	0.1002*** (9.57)
出口密集度	0.0065 (0.85)	0.0065 (0.86)	0.0450* (1.91)	0.0451* (1.92)
常数项	0.0057 (0.14)	0.0056 (0.13)	-2.8815*** (-22.20)	-2.8710*** (-21.93)
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值个数	155,435	155,435	155,435	155,435
R^2	0.0052	0.0052	0.0152	0.0152

注：括号内为 t 值。误差为稳健值。该表中*表示 10%水平上显著，**表示 5%水平上显著，***表示 1%水平上显著。该表中回归方程均控制了企业固定效应和年份固定效应，企业研发支出强度为企业研发支出额与企业销售额的比值乘以 100，研发支出额为企业当年研发支出值加 1 后取对数，实际有效汇率和各控制变量均取对数形式。若企业当年实际有效汇率升值，则升值虚拟变量取值为 1，贬值虚拟变量取值为 0。

(四) 稳健性检验

1. 子样本检验

(1) 区分行业资本密集度

在之前的分析中，我们发现了汇率升值显著促进了企业层面研发支出活动的增强。融资约束严重的企业，其研发投入反而呈现出顺周期的特征，即在升值冲击时研发投入降低。但实际上，对于不同资本密集度行业的企业而言，该效应可能存在着较大的差异。企业的创新活动需要资本的支持，我们预计处于高资本密集度行业的企业在受到负向冲击时更倾向于增加研发投入。这是因为对机械、电子等资本密集度较高的高科技行业而言，其平均研发活动更加强烈（见表 1B），并且企业生产的产品具有更高的技术含量。企业的创新能力在该行业中拥有着更重要的作用。而对于纺织行业等传统的劳动密集型行业而言，其产品技术含量相对较低，利润率也较低，主要是依靠低价等策略占领市场，因此面临汇率升值冲击时企业可能不会大幅调整自身的研发水平。我们依据数据中各行业资本劳动比的中值大小对行业的资本密集度进行排序，并将所有行业区分为资本密集型行业和劳动密集型行业^①，并分别针对资本密集行业和劳动密集行业进行子样本回归。下表 8 汇报了区分资本密集型行业和劳动密集型行业的回归结果，我们发现当因变量为研发支出强度时，汇率升值对企业研发支出的作用主要存在于资本密集型行业中，这一效应在更换了融资约束指标之后依然成立。在劳动密集型行业中，实际有效汇率和现金流指标的交叉项系数大幅减小，当融资约束指标更换为现金比率后，交叉项甚至变得不再显著。当因变量为研发投入额时，我们得到了类似的结论。这说明汇率升值对企业研发投入的促进效用主要存在于资本密集型行业。

表 8 分行业资本密集度

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	研发支出强度				研发支出额			
	资本密集	资本密集	劳动密集	劳动密集	资本密集	资本密集	劳动密集	劳动密集
实际有效汇率	-0.0001 (-0.13)	-0.0001 (-0.09)	-0.0010** (-2.21)	-0.0010** (-2.16)	-0.0010 (-0.36)	-0.0010 (-0.39)	-0.0010 (-0.68)	-0.0010 (-0.66)
实际有效汇率 *现金流	-0.4632** (-2.20)		-0.2906* (-1.76)		-1.4327** (-2.30)		-0.4140 (-0.73)	
实际有效汇率 *现金比率		-0.2483** (-2.35)		-0.1043 (-1.43)		-0.5081 (-1.63)		-0.1476 (-0.59)
雇佣工人数	0.0914*** (9.87)	0.0915*** (9.88)	0.0259*** (3.94)	0.0257*** (3.91)	0.3323*** (12.12)	0.3327*** (12.13)	0.1172*** (5.20)	0.1169*** (5.19)
年龄	-0.0476*** (-2.93)	-0.0476*** (-2.93)	-0.0211* (-1.81)	-0.0210* (-1.80)	-0.1638*** (-3.40)	-0.1647*** (-3.42)	-0.0235 (-0.59)	-0.0234 (-0.58)
年龄平方项	0.0015 (0.33)	0.0015 (0.34)	0.0056 (1.53)	0.0056 (1.52)	0.0175 (1.32)	0.0177 (1.33)	0.0055 (0.43)	0.0054 (0.43)
企业规模	-0.0491*** (-7.50)	-0.0492*** (-7.52)	-0.0095** (-1.98)	-0.0095** (-1.99)	0.2005*** (10.35)	0.2003*** (10.34)	0.1497*** (9.11)	0.1497*** (9.11)
工资水平	0.0243*** (3.90)	0.0243*** (3.90)	0.0069 (1.51)	0.0069 (1.51)	0.0927*** (5.01)	0.0927*** (5.01)	0.0441*** (2.80)	0.0441*** (2.80)
资本密集度	0.0380*** (6.68)	0.0380*** (6.68)	0.0097*** (2.59)	0.0097*** (2.58)	0.1418*** (8.42)	0.1419*** (8.43)	0.0392*** (3.04)	0.0391*** (3.04)

^①行业划分依据工业企业数据库中的 CIC4 位编码。行业资本劳动比中位数在前 50% 的企业被划分为资本密集型行业，其余行业被划分为劳动密集型行业。

出口密集度	0.0155 (1.20)	0.0153 (1.18)	-0.0055 (-0.67)	-0.0056 (-0.68)	0.0921** (2.40)	0.0922** (2.40)	-0.0076 (-0.27)	-0.0077 (-0.27)
常数项	0.1036 (1.44)	0.1111 (1.53)	0.0409 (0.81)	0.0411 (0.80)	-3.2773*** (-15.35)	-3.3063*** (-15.37)	-1.7937*** (-10.35)	-1.7936*** (-10.14)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值个数	85,063	85,063	70,362	70,362	85,063	85,063	70,362	70,362
R^2	0.0073	0.0073	0.0020	0.0020	0.0192	0.0191	0.0078	0.0078

注：括号内为 t 值。误差为稳健值。该表中*表示 10%水平上显著，**表示 5%水平上显著，***表示 1%水平上显著。该表中回归方程均控制了企业固定效应和年份固定效应，企业研发支出强度为企业研发支出额与企业销售额的比值乘以 100。实际有效汇率和各控制变量均取对数形式。第（1）、（2）、（5）、（6）列汇报了资本密集型行业子样本的回归结果，第（3）、（4）、（7）、（8）列汇报了劳动密集型行业子样本的回归结果。

（2）区分企业性质

在中国的特殊背景下，企业性质会影响企业所受到的融资约束状况。李宏彬等（2011）发现在面临人民币升值冲击时，私营企业受到的冲击最大。这是因为在我国尚不完善的信贷市场之下，国有企业可以优先从大型国有商业银行中取得贷款，外资企业也可以通过外资银行或者母公司处获得资金支持。私营企业的融资环境最不理想，受到的信贷约束最为严重。为了探究企业性质对我们之前结论的影响，我们将所有企业按照类型划分为国有企业、私营企业和外资企业并进行子样本回归。我们预计对私营企业样本而言，由于其受到的信贷约束较重，其研发支出行为在更大程度上取决于其融资能力，融资约束和实际汇率的交叉项系数应该最为显著。表 9 汇报了分企业性质子样本回归的结果。我们发现对国有企业而言，汇率变动并未通过融资约束渠道对企业的研发支出强度产生显著影响。当面临汇率变动冲击时，由于国有企业整体融资环境较好，可以通过外部借贷等方式应对汇率变动给企业带来的影响，因而企业研发支出强度没有显著受到影响。我们同时发现对外资企业而言，汇率变动同样不对企业的研发行为产生显著影响，一方面可能是因为外资企业可以通过外资银行或者母公司融资，另一方面 余淼杰等（2011）提到我国的加工贸易基本由外资企业主导，中国的加工贸易普遍存在着技术含量较低、创新能力不足。因此加工贸易的企业在面临汇率冲击时研发支出变化不大。与我们的预期相符合，私营企业对汇率变动最为敏感，融资约束和实际有效汇率的系数显著为负，说明融资约束越轻的私营企业，在面临人民币升值时会越大程度上增加研发活动。

表 9 区分不同企业类型

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	国有	私营	外资	国有	私营	外资
	研发支出强度					
实际有效汇率	-0.0006 (-0.46)	-0.0008 (-1.26)	0.0001 (-0.15)	-0.0005 (-0.39)	-0.0008 (-1.20)	0.0002 (-0.21)
实际有效汇率*现金流	-0.6258 (-1.27)	-0.6644** (-2.35)	-0.2057 (-1.29)			
实际有效汇率*现金比率				-0.3281 (-1.57)	-0.2674** (-1.97)	-0.1134 (-1.47)
雇佣工人数	0.1228***	0.0989***	0.0554***	0.1229***	0.0989***	0.0553***

	-5.28	-6.49	-9.34	-5.29	-6.5	-9.32
年龄	-0.021	-0.0523*	-0.0317***	-0.0214	-0.0523*	-0.0317***
	(-0.55)	(-1.92)	(-2.93)	(-0.56)	(-1.92)	(-2.94)
年龄平方项	-0.0005	0.0085	0.0056	-0.0004	0.0085	0.0057
	(-0.06)	-1.07	-1.34	(-0.05)	-1.07	-1.35
企业规模	-0.0521***	-0.0515***	-0.0282***	-0.0521***	-0.0514***	-0.0283***
	(-3.20)	(-4.57)	(-6.73)	(-3.20)	(-4.56)	(-6.75)
工资水平	0.0373**	0.0177	0.0187***	0.0374**	0.0176	0.0186***
	-2.27	-1.58	-4.67	-2.28	-1.57	-4.66
资本密集度	0.0315**	0.0374***	0.0206***	0.0314**	0.0374***	0.0206***
	-2.21	-4.32	-5.75	-2.2	-4.32	-5.75
出口密集度	0.029	0.0178	-0.0022	0.0279	0.018	-0.0022
	-0.82	-0.88	(-0.28)	-0.78	-0.89	(-0.29)
常数项	-0.0005	0.0522	0.0208	0.0223	0.0452	0.0268
	(-0.00)	-0.45	-0.46	-0.12	-0.39	-0.58
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值个数	25,719	30,959	98,747	25,719	30,959	98,747
R^2	0.0124	0.0102	0.0036	0.0124	0.0100	0.0036

注：括号内为 t 值。误差为稳健值。该表中*表示 10%水平上显著，**表示 5%水平上显著，***表示 1%水平上显著。该表中回归方程均控制了企业固定效应和年份固定效应，企业研发支出强度为企业研发支出额与企业销售额的比值乘以 100。实际有效汇率和各控制变量均取对数形式。第（1）、（4）列汇报了国有企业子样本的回归结果，第（2）、（5）列汇报了私营企业子样本的回归结果，第（3）、（6）列汇报了外资企业子样本的回归结果。

2. 内生性问题检验

在之前的实际有效汇率指标计算中，为了控制企业研发支出对企业实际有效汇率的反向作用，我们将企业出口到各个国家的权重取企业在样本期间的均值，从而缓解了企业研发投资和企业实际有效汇率之间可能存在的互为因果的效应。而文章另一个可能的内生性问题来源是企业的投资结构和融资约束可能共同受到某种被忽略的因素的影响。由于我们同时固定了企业固定效应和年份固定效应，因此这一因素只可能是企业-年份维度上的变量。为了解决这一可能存在的内生性问题，我们借鉴了 Rajan 和 Zingales (1998) 构造的部门层面的外源融资需求指标（External Finance Dependence Indicator）。由于这一行业层面的指标是根据美国对应行业里所有企业的中位数计算得来，因此可以认为既与中国相应行业的指标值高度相关，又可以保证该指标对中国企业而言是严格外生的。我们根据这一行业指标，将所有企业所在的行业区分为高外源融资需求行业 and 低外源融资需求行业，并进行子样本回归。这样的设定基于以下考虑，如果我们之前担心的内生性问题非常严重，那么这一内生性问题不会影响到按照美国行业数据区分的子样本结果，即按照行业融资需求指标值划分的两个子样本结果不会出现太大差异。如果我们发现之前得到的结论在高度依赖外源融资的行业更为显著，这在一定程度上可以说明内生性问题并不十分严重。

表 10 汇报了区分行业融资需求指标的回归结果。第（1）列-第（4）列根据行业对外源融资的依赖程度划分子样本，我们发现融资约束渠道对于高度依赖于外源融资的行业来说更为显著。为了

保证结果的稳健性，我们还按照不同行业抵押品的比例进一步划分子样本进行回归。第（5）列-第（8）列的结果表明，对抵押品比例较低的行业而言融资约束渠道更为显著。该结果在一定程度上说明了之前的结果并没有在很大程度上受到内生性问题的困扰。

表 10 区分不同融资需求行业

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	研发支出强度							
	外源融资需求				抵押物比例			
	高	低	高	低	高	低	高	低
实际有效汇率	-0.0007 (-1.07)	-0.0002 (-0.44)	-0.0007 (-0.95)	-0.0002 (-0.41)	-0.0004 (-0.84)	-0.0021* (-1.66)	-0.0004 (-0.74)	-0.0019 (-1.56)
实际有效汇率 *现金流	-0.7642*** (-3.74)	-0.0227 (-0.14)			-0.3066 (-1.52)	-0.6020*** (-3.19)		
实际有效汇率 *现金比率			-0.3411*** (-3.51)	-0.0370 (-0.47)			-0.2020** (-2.22)	-0.3039*** (-3.26)
雇佣工人数	0.0775*** (8.63)	0.0340*** (5.06)	0.0772*** (8.60)	0.0340*** (5.06)	0.0508*** (6.02)	0.0745*** (9.33)	0.0505*** (5.98)	0.0745*** (9.33)
年龄	-0.0492*** (-3.07)	-0.0207* (-1.77)	-0.0495*** (-3.09)	-0.0206* (-1.76)	-0.0329** (-2.27)	-0.0290** (-2.01)	-0.0329** (-2.27)	-0.0289** (-2.01)
年龄平方项	0.0030 (0.63)	-0.0006 (-0.16)	0.0030 (0.64)	-0.0006 (-0.17)	0.0007 (0.16)	-0.0017 (-0.42)	0.0008 (0.17)	-0.0017 (-0.42)
企业规模	-0.0285*** (-4.36)	-0.0165*** (-3.47)	-0.0285*** (-4.36)	-0.0166*** (-3.49)	-0.0282*** (-4.70)	-0.0301*** (-5.20)	-0.0283*** (-4.72)	-0.0303*** (-5.24)
工资水平	0.0203*** (3.22)	0.0117*** (2.59)	0.0202*** (3.22)	0.0117*** (2.59)	0.0118** (2.04)	0.0230*** (4.17)	0.0117** (2.02)	0.0230*** (4.17)
资本密集度	0.0301*** (5.71)	0.0138*** (3.42)	0.0299*** (5.68)	0.0138*** (3.43)	0.0181*** (3.63)	0.0299*** (6.27)	0.0179*** (3.60)	0.0300*** (6.29)
出口密集度	0.0132 (1.10)	0.0005 (0.06)	0.0128 (1.06)	0.0004 (0.05)	0.0118 (1.08)	0.0011 (0.10)	0.0115 (1.05)	0.0009 (0.09)
常数项	0.0078 (0.11)	0.0418 (0.80)	0.0118 (0.17)	0.0481 (0.90)	0.0998 (1.55)	0.0086 (0.14)	0.1194* (1.83)	0.0184 (0.29)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值个数	88,448	66,977	88,448	66,977	67,209	88,216	67,209	88,216
R^2	0.0077	0.0019	0.0077	0.0019	0.0047	0.0055	0.0048	0.0055

注：括号内为 t 值。误差为稳健值。该表中*表示 10%水平上显著，**表示 5%水平上显著，***表示 1%水平上显著。括号内为 t 值。误差为稳健值。该表中*表示 10%水平上显著，**表示 5%水平上显著，***表示 1%水平上显著。该表中回归方程均控制了企业固定效应和年份固定效应，企业研发支出强度为企业研发支出额与企业销售额的比值乘以 100。实际有效汇率和各控制变量均取对数形式。该表中第（1）-（4）列根据行业对外源融资的依赖程度划分子样本，第（5）-（8）列根据行业抵押品的比例划分子样本。

3.回归设定检验

文章另一个可能存在的问题在于工业企业数据库中企业的研发支出值存在大量取值为 0 的情况，研发支出值为 0 的观测值大约占到了总观测值的 83%。由于我们采用线性模型来估计汇率变

动对企业研发活动的影响，这一事实的存在可能导致我们估计的结果出现偏误。为了解决这一问题，我们采用三种方式来进行检验。首先，我们将所有企业区分为样本期间（2001-2006年）有研发活动的企业和无研发活动的企业，并仅选取有研发活动的企业进行子样本回归。表 11 的第（1）-（3）列汇报了样本期间有研发支出行为企业的回归结果，我们发现实际有效汇率与融资约束指标前的系数依然显著为负。这说明对于有研发支出企业的子样本而言，我们之前得到的结论依然成立。第二，我们删除了样本中所有研发支出值为 0 的观测值，仅保留研发支出为正数的观测值进行子样本检验。表 11 第（4）-（6）列汇报了删除所有研发支出值为 0 的观测值之后子样本的回归结果，可以看出我们的结论依然保持高度的稳健性。第三，我们设定了研发支出虚拟变量，如果企业在某年研发支出值为正数，则该虚拟变量取值为 1，否则取值为 0，并将研发支出虚拟变量作为因变量分别进行 Logit 和 Probit 回归，自变量与主体部分保持一致。回归控制了行业固定效应和年份固定效应。表 11 第（7）、（8）列分别汇报了 logit 模型和 Probit 模型的回归结果，在两个模型中，实际有效汇率和融资约束指标的交叉项均显著为负，更换模型之后的回归结果也基本支持了主体部分的结论。

表 11 回归设定稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	研发支出强度						研发支出虚拟变量	研发支出虚拟变量
	删除样本期间无研发的企业样本			删除所有研发支出值为 0 的观测值			logit 模型	probit 模型
实际有效汇率	-0.0016 (-1.11)	-0.0015 (-1.01)	-0.0013 (-0.92)	-0.0011 (-0.47)	-0.0011 (-0.43)	-0.0011 (-0.44)	-0.0006 (-0.39)	-0.0003 (-0.32)
实际有效汇率*现金流	-1.1030** (-2.57)			-1.8399*** (-2.59)			-0.2481*** (-2.91)	
实际有效汇率*现金比率	-0.5163*** (-2.58)			-0.6456** (-2.06)				
实际有效汇率*有形资产比例	-0.1572*** (-2.94)			-0.1618* (-1.88)				
雇佣工人数	0.2342*** (11.99)	0.2343*** (12.00)	0.2346*** (12.01)	0.3112*** (8.68)	0.3112*** (8.68)	0.3120*** (8.70)	0.3513*** (30.77)	0.2057*** (32.54)
年龄	-0.0881*** (-2.63)	-0.0888*** (-2.65)	-0.0886*** (-2.64)	-0.0612 (-1.06)	-0.0623 (-1.07)	-0.0619 (-1.07)	-0.3166*** (-11.02)	-0.1981*** (-12.56)
年龄平方项	0.0081 (0.96)	0.0084 (0.99)	0.0083 (0.98)	0.0018 (0.14)	0.0022 (0.16)	0.0022 (0.16)	0.1303*** (18.57)	0.0779*** (19.87)
企业规模	-0.1392*** (-9.77)	-0.1394*** (-9.78)	-0.1399*** (-9.81)	-0.3876*** (-14.62)	-0.3871*** (-14.60)	-0.3878*** (-14.62)	0.1982*** (19.48)	0.1123*** (19.87)
工资水平	0.0741*** (5.36)	0.0742*** (5.36)	0.0742*** (5.36)	0.1131*** (4.48)	0.1125*** (4.46)	0.1128*** (4.47)	0.2528*** (18.22)	0.1381*** (18.00)
资本密集度	0.0817*** (6.94)	0.0817*** (6.94)	0.0818*** (6.95)	0.1173*** (5.24)	0.1174*** (5.24)	0.1179*** (5.27)	0.0847*** (11.43)	0.0505*** (12.48)
出口密集度	0.0174 (0.59)	0.0160 (0.54)	0.0156 (0.53)	-0.0538 (-0.88)	-0.0547 (-0.89)	-0.0543 (-0.89)	-0.6015*** (-29.93)	-0.3234*** (-29.30)
常数项	0.3993*** (2.60)	0.4102*** (2.65)	0.4488*** (2.85)	2.8343*** (9.64)	2.8060*** (9.51)	2.8158*** (9.43)	-6.6928*** (-80.95)	-3.7733*** (-83.83)

企业固定效应	是	是	是	是	是	是	否	否
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	否	否	否	否	否	否	是	是
观测值个数	42,205	42,205	42,205	26,069	26,069	26,069	155,543	155,425
R^2	0.0171	0.0171	0.0172	0.0392	0.0390	0.0389		
Log Likelihood							-58482.827	-58553.402

注：括号内为 t 值。误差为稳健值。该表中*表示 10%水平上显著，**表示 5%水平上显著，***表示 1%水平上显著。括号内为 t 值。误差为稳健值。该表中*表示 10%水平上显著，**表示 5%水平上显著，***表示 1%水平上显著。该表中第（1）-（6）列控制了企业固定效应和年份固定效应，第（7）、（8）列控制了行业固定效应和年份固定效应。企业研发支出强度为企业研发支出额与企业销售额的比值乘以 100，实际有效汇率和各控制变量均取对数形式。第（1）-（6）列汇报了删除了无研发行为的企业或研发支出值为 0 的观测值后的子样本回归结果，第（7）、（8）列分别汇报了因变量为研发支出虚拟变量的 Logit 和 Probit 模型回归结果。

4.控制进口渠道

中国出口长期以来存在着“大出大进”的现象，即很多出口商同时也存在着进口行为。当人民币汇率升值时，企业的进口行为同样会受到影响。在之前的讨论中，我们并没有区分有进口行为的企业和没有进口行为的企业，这可能会影响结果的可靠性。为了排除进口渠道的干扰，我们将海关数据库中的出口数据库和进口数据库进行匹配，区分出样本中有进口行为的企业，并设定进口虚拟变量。如果企业在样本期间存在进口行为，我们将进口虚拟变量设定为 1，反之设定为 0。通过将进口虚拟变量与实际有效汇率的交叉项放入回归方程式中，我们可以观察在控制进口渠道后，融资约束与实际有效汇率的交叉项是否依然显著。下表 12 汇报了控制进口渠道后的回归结果。第（1）-（3）列汇报了因变量为研发支出时的回归结果，我们发现当控制了进口渠道后，实际有效汇率和融资约束指标的交叉项依然显著为正，并且在更换了融资约束指标后，结论依然保持高度稳健。当因变量为研发支出额时，我们的到了类似的结论。与此同时，实际有效汇率与进口之间的虚拟变量显著为正，说明在面临人民币汇率升值时，有进口行为的企业研发支出增加的幅度更小。一个可能的解释是中国贸易中存在很大比例的加工贸易，有进口行为的企业很有可能从事加工贸易，附加值含量相对较低。以往一些文献发现了加工贸易是造成中国生产率之谜的重要原因（戴觅等，2014），加工贸易企业生产率较低，并且产品存在着附加值较低、技术含量不高、研发水平较低等特点，因此加工贸易商当面临汇率冲击时研发支出增加相对较慢。

表 12 控制进口渠道

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	研发支出强度			研发支出额		
实际有效汇率	-0.0005 (-1.17)	-0.0005 (-1.03)	-0.0005 (-0.96)	-0.0002 (-0.13)	-0.0001 (-0.06)	0.0001 (0.05)
实际有效汇率* 现金流	-0.5500*** (-4.00)			-1.4651*** (-3.46)		
实际有效汇率* 现金比率	-0.2759*** (-4.21)			-0.6106*** (-3.02)		
实际有效汇率* 有形资产比例	-0.0803*** (-4.56)			-0.2102*** (-3.87)		

实际有效汇率*	0.0179***	0.0189***	0.0201***	0.0759***	0.0765***	0.0814***
进口虚拟变量	(2.96)	(3.10)	(3.29)	(4.07)	(4.08)	(4.32)
雇佣工人数	0.0671***	0.0669***	0.0669***	0.2438***	0.2434***	0.2432***
	(11.76)	(11.73)	(11.72)	(13.85)	(13.83)	(13.82)
年龄	-0.0367***	-0.0368***	-0.0365***	-0.0985***	-0.0989***	-0.0979***
	(-3.70)	(-3.71)	(-3.68)	(-3.22)	(-3.23)	(-3.20)
年龄平方项	0.0022	0.0022	0.0021	0.0127	0.0128	0.0126
	(0.76)	(0.78)	(0.75)	(1.45)	(1.46)	(1.44)
企业规模	-0.0322***	-0.0323***	-0.0324***	0.1862***	0.1859***	0.1855***
	(-7.91)	(-7.96)	(-7.98)	(14.85)	(14.83)	(14.79)
工资水平	0.0182***	0.0181***	0.0181***	0.0708***	0.0707***	0.0706***
	(4.60)	(4.59)	(4.58)	(5.82)	(5.81)	(5.80)
资本密集度	0.0266***	0.0266***	0.0266***	0.0991***	0.0991***	0.0991***
	(7.85)	(7.83)	(7.84)	(9.47)	(9.46)	(9.46)
出口密集度	0.0058	0.0056	0.0054	0.0435*	0.0431*	0.0423*
	(0.76)	(0.73)	(0.70)	(1.85)	(1.83)	(1.80)
常数项	0.0500	0.0614	0.0781*	-2.7706***	-2.7674***	-2.6993***
	(1.14)	(1.38)	(1.73)	(-20.54)	(-20.22)	(-19.33)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值个数	155,425	155,425	155,425	155,425	155,425	155,425
R^2	0.00543	0.00544	0.00548	0.0154	0.0154	0.0154

注：括号内为 t 值。误差为稳健值。该表中*表示 10%水平上显著，**表示 5%水平上显著，***表示 1%水平上显著。括号内为 t 值。误差为稳健值。该表中*表示 10%水平上显著，**表示 5%水平上显著，***表示 1%水平上显著。该表中回归方程均控制了企业固定效应和年份固定效应，企业研发支出强度为企业研发支出额与企业销售额的比值乘以 100，研发支出额为企业当年研发支出值加 1 后取对数，实际有效汇率和各控制变量均取对数形式。该表汇报了控制住进口渠道后的回归结果。

五、结论

本文利用 2001-2006 年匹配的海关数据库和工业企业数据库，检验了人民币汇率变动对我国出口企业创新行为的影响，并进一步探究了处于不同融资约束状态的企业在面临冲击时的异质反应。研究表明，企业面临的实际有效汇率升值时，企业会显著增加研发支出，融资约束越轻的企业研发支出增加越明显。具体而言，对融资约束最轻的企业而言，实际有效汇率每升值 1 个标准差，企业研发支出强度平均增加 0.0224（相当于均值的 14%），研发支出额平均增加 5.56%。在采用了多个融资约束指标进行回归之后，我们得到了一致的结论。进一步研究发现，对于受到严重信贷约束的企业而言，他们的研发支出投资呈现出顺周期特征，即面临升值冲击时反而会减少创新投入。此外，升值和贬值对企业创新行为的影响存在较强的不对称性。当实际有效汇率升值时，融资约束较轻的企业会显著增加研发活动，但当贬值时，企业却不会同等幅度的减少研发支出甚至研发支出的变化并不显著，贬值的作用不如升值的效应强烈。升值和贬值对企业创新的影响呈现出明显的不对称性。

接下来一系列稳健性检验表明，融资约束确实是影响企业在汇率冲击下研发投资决策的重要因素。在进行了子样本检验、控制内生性问题、更换模型设定、控制进口渠道后，我们的结论依然保持高度稳健，并且融资约束渠道主要存在于处于资本密集型行业的企业、私营企业和高度依赖外源

融资的行业的企业。

本文的研究具有重要的政策意义。第一，根据传统的贸易理论，人民币升值会抑制出口企业表现，对我国出口导向型经济产生负面影响。本文从另一个视角探究了人民币升值可能对我国出口带来的正向效应。通过人民币升值冲击，企业将更多的资金用于创新行为，采用新技术、新工艺等提升产品质量，提升自身竞争力。从这一效应来看，人民币适度升值有利于中国出口结构调整，缓解中国过往粗放式以低价低利润渠道占领市场的策略，提升“中国制造”的含金量。第二，正如张杰（2012）所提到的，中国现阶段金融市场化改革并没有有效缓解金融体制对民营企业发展的抑制效应，融资渠道仍是制约着中国企业进行创新活动的重要因素。人民币升值是否会促进企业研发，很大程度上取决于企业本身受到的融资约束状况。因此中国有必要继续大力推进金融市场化改革，发展多层次的资本市场，减轻企业面临的信贷约束，为企业尤其是民营企业进行创新活动提供更加充足的资金支持，从而促进中国长远的经济发展。第三，在企业层面上，出口企业也应加强自身经营管理，面对汇率变动的新常态，努力提升利润率，保持企业自身流动性的充足，减缓自身的融资约束，从而有能力将更多资金用于研发支出，提高产品质量和技术含量，进一步提升自身竞争力，形成良性循环。

参考文献

- [1] 戴觅、余淼杰：《企业出口前研发投入、出口及生产率进步——来自中国制造业企业的证据》，《经济学（季刊）》2011年第1期。
- [2] 戴觅、余淼杰、Madhura Maitra：《中国出口企业生产率之谜：加工贸易的作用》，《经济学（季刊）》2014年第2期。
- [3] 黄卫平、丁凯：《以汇率改革带动产业结构优化升级》，《前线》2006年第5期。
- [4] 李宏彬、马弘、熊艳艳、徐嫻：《人民币汇率对企业进出口贸易的影响——来自中国企业的实证研究》，《金融研究》2011年第2期。
- [5] 田巍、余淼杰：《企业出口强度与进口中间品贸易自由化：来自中国的实证研究》，《管理世界》2013年第1期。
- [6] 许家云、佟家栋、毛其淋：《人民币汇率、产品质量与企业出口行为》，《金融研究》2015年第3期。
- [7] 余淼杰、王雅琦：《人民币汇率变动与企业出口产品决策》，《金融研究》2015年第4期。
- [8] 张杰、芦哲、郑文平、陈志远：《融资约束、融资渠道与企业 R&D 投入》，《世界经济》2012年第10期。
- [9] Aghion, P., P. Bacchetta, R. Ranciere, and K. Rogoff, 2009, “Exchange Rate Volatility and Productivity Growth: The Role of Financial Development”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 56(4), pp. 494~513.
- [10] Aghion, P., P. Askenazy, N. Berman, G. Cetto and L. Eymard, 2012, “Credit Constraints and the Cyclicalities of R&D investment: Evidence from France”, *Journal of the European Economic Association*, Vol. 10(5), pp. 1001~1024.
- [11] Aghion, P. and G. Saint-Paul, 1998, “Virtues of Bad Times Interaction between Productivity Growth and Economic Fluctuations”, *Macroeconomic Dynamics*, Vol. 2(03), pp.322~344.
- [12] Baggs, J., E. Beaulieu and L. Fung, 2009, “Firm Survival, Performance, and the Exchange Rate”, *Canadian Journal of Economics*, Vol. 42(2), pp. 393~421.
- [13] Baggs, J., L. Fung and B. Lapham, 2013, “Exposure of Canadian Retailers to Cross-Border Shopping”, Working Paper.
- [14] Bloom, N., 2007, “Uncertainty and the Dynamics of R&D”, *American Economic Review*, Vol. 97(97), pp. 250~255.
- [15] Bloom, N., P. M. Romer, S. J. Terry and J. V. Reenen, 2013, “A Trapped-factors Model of Innovation”, *The American Economic Review*, Vol. 103(3), pp. 208~213.
- [16] Bøder, E. A., A. Moxnes and K. H. Ulltveitmo, 2015, “R&D, International Sourcing, and the Joint Impact on Firm Performance”, *American Economic Review*, Vol. 105(12), pp. 3704~3739.

- [17] Chatterjee, A., R. Dix Carneiro and J. Vichyanond, 2012, “Multi-product Firms and Exchange Rate Fluctuations”, *American Economic Journal Economic Policy*, Vol. 5(2), pp. 77~110.
- [18] Egger, P. and C. Keuschnigg, 2015, “Innovation, Trade and Finance”, *American Economic Journal: Microeconomics*, Vol. 7(2), pp. 121~157.
- [19] Ekholm, K., A. Moxnes and K. H. Ulltveit-Moe, 2012, “Manufacturing Restructuring and the Role of Real Exchange Rate Shocks: A Firm-level Analysis”, *Journal of International Economics*, Vol. 86(1), pp. 101~117.
- [20] Fisman, R. and I. Love, 2007, “Financial Dependence and Growth Revisited”, *Journal of the European Economic Association*, Vol. 5(2-3), pp. 470~479.
- [21] Fung, L., 2008, “Large Real Exchange Rate Movements, Firm Dynamics, and Productivity Growth”, *Canadian Journal of Economics*, Vol. 41(2), pp.391~424.
- [22] Hall, B. H., 1993, “The Stock Market's Valuation of R&D Investment during the 1980's”, *The American Economic Review*, pp. 259~264.
- [23] Holmes, T. J., D. K. Levine and J. A. Schmitz Jr, 2012, “Monopoly and the Incentive to Innovate When Adoption Involves Switchover Disruptions”, *American Economic Journal: Microeconomics*, Vol. 4(3), pp. 1~33.
- [24] Li, H., H. Ma and Y. Xu, 2015, “How do Exchange Rate Movements Affect Chinese exports? — A Firm-level Investigation”, *Journal of International Economics*, Vol. 97(1), pp. 148~161.
- [25] Porter, M., 1992, “Capital Disadvantage: America’s Failing Capital Investment System”, *Harvard Business Review*, Vol. 70, pp. 65~82.
- [26] Rajan, R. G. and L. Zingales, 1998, “Financial Dependence and Growth”, *American Economic Review*, Vol. 88(3), pp. 559~86.
- [27] Schumpeter, J. A., 1942, “Socialism, Capitalism and Democracy”, New York: Harper and Brothers. (Harper Colophon edition, 1976.)
- [28] Solow, R. M., 1957, “Technical Change and the Aggregate Production Function”, *The Review of Economics and Statistics*, pp. 312~320.
- [29] Tang, Y., 2010, “Does Productivity Respond to Exchange Rate Appreciations? A Theoretical and Empirical Investigation”, *Bowdoin College Working Paper*.
- [30] Tian, X. and T. Y. Wang, 2011, “Tolerance for Failure and Corporate Innovation”, *Review of Financial Studies*, Vol. 27(1), pp. 211~255.
- [31] Tomlin, B., 2014, “Exchange Rate Fluctuations, Plant Turnover and Productivity”, *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 35(C), pp. 12~28.
- [32] Upward, R., Z.Wang and J. Zheng, 2013, “Weighing China’s Export Basket: the Domestic Content and Technology Intensity of Chinese Exports”, *Journal of Comparative Economics*, Vol. 41(2), pp.527~543.