

## 汇率风险与企业出口

汪建新 李茜 杨晨

**摘要：**为了让人民币成为国际上的重要储备货币和投资贸易上的重要结算货币，增加人民币汇率机制的灵活性并控制由此而增加的汇率风险是人民币国际化中回避不了的问题。很多政策制定者和学者担忧：这是否会损害中国的对外贸易利益？本文在Melitz模型的框架下，在理论上分析了汇率风险对企业出口贸易的影响机理；在实证上使用中国2000—2008年的企业出口贸易和工业统计数据<sup>①</sup>，在不同的稳健情形下检验的结果表明：汇率风险对出口贸易有着相互冲突的作用力，双边汇率风险抑制了企业的出口行为，与除了出口目的地之外的其他目的地之间的多边汇率波动风险促进了企业的出口贸易；出口企业出口的产品种类和出口目的地越多，企业就会在不同的目的地之间优化分配出口资源，吸收双边汇率风险的负面冲击效应，从总体上推动贸易的发展。该论证为央行进一步放松人民币汇率浮动幅度的改革提供了理论上的支持。

**关键词：**人民币；汇率风险；出口贸易；第三地效应

[中图分类号] F752.62 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2019) 07-0156-19

### 引言

布雷顿森林体系奠定了全球30多年的相对稳定的汇率环境，但是在其崩溃之后，从20世纪70年代开始，不断提高的汇率风险给各国实体经济带来了诸多挑战，由此引发了诸多关于汇率风险对实体经济影响渠道和机理的研究。有些学者认为汇率波动会直接影响一国经济，并进而影响该国经济政策的制定，比如在采取浮动汇率制的国家，一个国家如果采取通货膨胀盯住机制，其央行就要不断根据汇率波动水平来频繁修订本国预期的通货膨胀目标<sup>②</sup>。但是也有学者认为汇率风险未必会影响一国经济，Obstfeld和Rogoff(2000)<sup>[1]</sup>在文中最先提出了“汇率脱节难

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“全球大宗商品定价机制演进与国际经贸格局变迁研究”(15ZDA058)。

[作者信息] 汪建新：上海对外经贸大学国际经贸学院国际商务系主任，博士、教授 201620 电子邮箱 wangjx@suibe.edu.cn；李茜：上海对外经贸大学国际经贸学院国际贸易学硕士研究生；杨晨：上海对外经贸大学国际经贸学院国际商务专业硕士研究生。

① 2008年的工业统计数据有缺陷，无法计算TFP。本文在控制企业特征时使用的是滞后一期的TFP，用不到2008年的TFP。

② 一个代表性的例子是：2008年的全球金融危机引起了全球几乎所有的包括外汇汇率在内的金融资产价格的大幅波动(Fratzcher, 2009; Melvin and Taylor, 2009)。很多的研究者认为本次金融危机对全球的不利影响的程度达到了20世纪30年代全球经济大萧条的水平，因而政府有必要介入外汇市场，干预外汇汇率的波动(Fratzcher, 2009; 2012)。

题”，即汇率和宏观加总变量之间存在着极为虚弱的关联，这里隐藏的一层含义是汇率对宏观经济变量没有解释能力，后来众多的文献纷纷对此进行了检验，很多文献也对中国的微观数据进行了检验。对中国汇率机制早期的争论集中在人民币是不是被低估了，比如 Li, ma 和 xu (2015)<sup>[2]</sup>、王雅琦等 (2015)<sup>[3]</sup> 以及汪建新等 (2015)<sup>[4]</sup> 研究了人民币升值或贬值对出口贸易的影响。

对人民币汇率风险影响中国对外贸易机理的研究具有现实意义。在实践上，央行不断放松人民币汇率管制，人民币汇率定价机制经历了一个从盯住美元汇率的制度转向不断放松汇率管制的汇改历程。央行对人民币汇率定价机制的改革释放出了人民币兑美元的汇率波动的空间，人民币兑美元的波动性迅速增大<sup>①</sup>，出口商面对着更加琢磨不定的汇率风险。可是文献中少有对人民币汇率风险冲击对外贸易的机理这样一个重要而紧迫问题的研究。

即使有一些文献研究了汇率风险对一国对外贸易的影响，但其观点并不一致，甚至互相矛盾。现有文献大都使用加总的贸易数据来检验，大部分的观点认为汇率风险对发达国家的贸易是正向影响的，对新兴发展中国家的贸易是不利的，也有一些学者的观点与此相反。例如很多的学者认为汇率风险和一国出口贸易之间的关系为负向的，如 Feenstra 和 Kendall (1991)<sup>[5]</sup>、Belenger 等 (1992)<sup>[6]</sup>、Kumar 和 Whitt (1992)<sup>[7]</sup>、Frankel 和 Wei (1993)<sup>[8]</sup>、Baharumshah 和 Brooks (2016)<sup>[9]</sup>；有些学者认为两者之间的关系是正向的，如 McKenzie 和 Brooks (1997)<sup>[10]</sup>、McKenzie (1998)<sup>[11]</sup>；也有学者认为两者之间没有显著的关系，如 Gagnon (1993)<sup>[12]</sup>、Daly (1998)<sup>[13]</sup>、Clark 和 Tamirisa (2004)<sup>[14]</sup>、Tenreyro (2007)<sup>[15]</sup>。也有学者的研究观点是混合的，比如 Asteriou、Kaan 和 Keith (2016)<sup>[16]</sup> 分析了汇率风险对墨西哥、印尼、尼日利亚和土耳其对外贸易额的影响。以上学者的研究有着两个重要特点：一是使用国别的加总的贸易额或者行业贸易额，二是使用双边的汇率风险。

后续的研究者注意到了这一点，一个改进是开始使用企业层级的数据来检验汇率风险的影响，比如 Héricourt 和 Nedoncelle (2016)<sup>[17]</sup> 研究了 1995—2009 年间法国企业出口和汇率风险之间的关系，提出汇率风险对总贸易额没有影响是因为大企业通过向多个目的地出口产品回避了汇率波动的影响。Tunç 和 Solakoglu (2016)<sup>[18]</sup> 使用了美国企业的数据研究了汇率风险对企业对外出口额在企业总销售额中所占比例的影响，在他们的研究里并没有证据证明，汇率风险对大企业的出口影响小，对小企业的影响大。也有一些国内学者做了研究。比如谭小芬、王雅琦和卢冰 (2016)<sup>[19]</sup> 研究了双边名义汇率波动对中国企业出口额、种类和结构的影响。上述文献的共同点是都研究了汇率风险对企业出口金额的影响，这遮掩了汇率风险通过对企业出口产品的价格等的作用而影响到企业出口的金额和利润，并进而影响到企业出口决策这一系列的影响机理；和本文研究相近的两篇文献 Héricourt 和

<sup>①</sup>即使在人民币盯住美元的汇率定价体制下，人民币汇率的定价机制也体现出一大特点：既固定又浮动，固定是指人民币盯住美元；浮动是指盯住的美元是国际货币，其汇率是自由浮动的。因而，人民币和其他货币之间通过美元这个渠道体现出了“浮动”的定价制度，美元是研究人民币汇率波动的“抓手”。

Poncet (2015)<sup>[20]</sup>以及 Héricourt 和 Nedoncelle (2016) 都只是研究了汇率风险对企业进入出口市场决策的影响,使用的计量方法是线性概率模型 LPM (Linear Probability Model),这一方面忽略了企业持续出口这一扩展边际,另一方面使用 LPM 实在无法考察汇率风险对企业出口决策的边际影响,而后者可能是更重要的决策影响变量。和谭小芬等 (2016) 等国内学者不同的是,本文引入了第三地的汇率风险对本地出口产品的影响,即“第三地效应”。

本文研究的问题是人民币和出口目的地之间的汇率风险对中国企业出口行为的影响,试图完成以下三项工作:一是在 Melitz 模型的框架下,在理论上分析了汇率风险对企业出口贸易的影响机理,总结归纳汇率风险的直接和间接作用渠道,尤其是价格这个直接作用渠道在微观研究中的提出有利于明晰汇率风险是如何通过对价格的影响并进而影响企业的出口数量、金额乃至出口企业的盈利和出口决策等。更重要的是,价格这个直接渠道还有利于我们理解间接因素对企业出口的影响,比如文中的企业规模和 TFP。二是在实证研究中,本文把企业出口的集约边际分解到企业-产品-目的地层级的出口价格、数量和金额。现有的微观文献比如 Héricourt 和 Nedoncelle (2016)、Tunç 和 Solakoglu (2016) 仅仅实证研究了企业-目的地层级的出口金额,这样一个加总的被解释变量不仅揭示不出汇率风险的作用机理,而且易导致回归出现偏差。企业-产品-目的地层级的实证计量可以帮助我们看清楚汇率风险作用时的运动方向、趋势和速度。三是本文还特别研究了第三地的汇率风险所带来的影响,即“第三地效应”。

## 一、理论机制

在新新国际贸易理论分析框架下, Melitz (2003)<sup>[21]</sup>以美国国际贸易为分析对象,美元是其主要国际结算货币,没有考虑汇率因素<sup>①</sup>;但是在把 Melitz (2003) 所构造的模型应用到中国的出口贸易问题时,由于人民币并不是中国外贸中的主要结算货币,出口商需要把外币结售汇,因此产生的汇率转换就需要在改进的分析中引入汇率变量,以研究可能的汇率波动冲击对企业出口贸易的影响。在实践中,汇率风险通过影响出口企业的出口价格,进而影响到企业的出口数量、出口收益、出口利润以及企业出口与否的决策。出口价格是汇率风险影响企业出口的直接路径。另外,在中长期,随着汇率风险对企业出口价格的影响,企业也会相应调整企业的投资等中长期决策。

假设 1: 在支出转换机制和成本增加机制下,汇率风险对出口商品价格的影响为负向冲击效应,并且会通过企业的出口价格作用于企业的贸易行为和利益,比如企业的出口数量、出口金额和出口决策等。

<sup>①</sup>诸多文献证明了汇率风险对企业经营的影响,比如汇率风险对发展中国家企业投资决策的影响是负向的并且是显著稳健的 (Kandilov and Leblebicioğlu, 2011)<sup>[22]</sup>,汇率风险会直接影响企业从银行获得信贷资金的可得性 (Bernanke and Gertler, 1990)<sup>[23]</sup>,汇率风险会改变企业的相对生产成本和相对于其他企业的竞争力 (Kandilov and Leblebicioğlu, 2011; Klein, Schuh and Triest, 2003<sup>[24]</sup>; Sauer and Bohara, 2001<sup>[25]</sup>)。

在支出转换机制下，汇率风险会使得企业的出口定价面临着很大的不确定性，进而可以直接影响一国销售额、总的贸易额和利润以及是否出口的决策，价格是直接效应下的作用渠道。在一个国家内的众多企业都面临着类似“汇率风险冲击”的情形时，企业就会更多地购买本地产品或汇率波动风险小的国家产品而不是该外国国家产品，这里的“支出转换机制”<sup>①</sup>一定程度上会减少进口国家的进口量或者出口国家的出口数量、金额和出口与否的决策可能性。

在成本增加的机制下，为了应对汇率风险的冲击，企业不得不增加出口的变动成本和沉淀成本。汇率风险会增加出口企业以本国货币计价的贸易收益的风险，这相当于增加了出口的变动成本；汇率风险使得企业为了抵御该风险而不得不增加人力资源、专家咨询等无形资产的投资，这就类似于增加了企业出口的沉淀成本，由汇率波动风险带来的“成本增加机制”会直接影响企业的出口行为。

假说2：在从单一目的地转移到多目的地框架后，多目的地企业可以通过汇率波动的市场分配机制在不同的目的地之间分配出口额，比如把出口额更多地分配到远离相对较大的汇率风险的目的地；一个企业出口目的地越多，越有可能最小化汇率风险带来的不利影响，这就是“第三地效应”带来的影响。

从中国企业出口的数据来看，一些企业出口的目的地众多，单一目的地的汇率风险可能会对企业对该目的地的出口造成极大的负面影响。可是多目的地企业的生产效率非常高，其规模也很大（Benard et al., 2011）<sup>[26]</sup>。面对单个目的地的汇率冲击，多目的地企业通过把产品出口到许多目的地，并把产品出口到汇率波动较小的目的地，这样就有可能把汇率波动风险对企业出口金额和利润等加总变量的影响最小化。

假说3：汇率风险会通过企业的投资决策（比如规模、TFP）和贸易模式（比如出口产品种类和目的地）等间接渠道影响企业的价格、贸易额等出口利益。

母国和出口目的地之间的汇率风险会通过一些不太直接的渠道来影响一个企业的对外贸易流量，大多数的间接渠道源自影响中长期贸易流动的决策。由于汇率风险和汇率水平很难预测，相对于与国内替代类产品企业做交易，企业在做国际贸易时就很难对其与外国企业的未来贸易收入或支出流量做出一个可靠的判断。汇率水平在中长期的频繁波动会影响企业的直接投资决策和贸易模式，并进而影响（比如增加或减少）贸易量。

企业在中长期的直接投资体现为企业增加（减少）投资会增大（缩小）企业的规模；在研发方面的投资会提高企业的全要素生产率（TFP）。在中长期，企业规模的扩大会提高企业抗风险的能力；企业技术水平和TFP的提高会改善企业的生产效率，企业在国际市场上的竞争力会得到提高，可以吸收更多的汇率风险冲击。

---

<sup>①</sup>但是如果国际贸易中的交易是以本国货币计价，那对本国企业来说就不存在该效应。考虑到大多数国家的贸易都是以美元等国际货币计价，所以这里的理论分析的假设还是可靠的。



企业在贸易模式方面的决策则可以有多种,生产和出口多种类产品或者单一类产品,也可以选择向单一目的地或者多个目的地出口。一些本来向单一目的地出口产品的企业会选择向多个目的地的经销商出口,分散风险,从而整个企业会降低汇率风险带来的汇兑损失;有些企业也会增加出口产品的种类,最终的效应要看这些企业有没有相应增加出口的目的地,只有企业同时增加了出口的目的地,才会总体上降低汇率风险带来的不利影响。

## 二、变量、数据与描述性统计

### (一) 主要变量测算和数据来源

#### 1. 实际汇率

人民币和外币之间的实际汇率为两者之间的名义汇率水平(用  $ne_{chn}^d$  代表)乘以出口目的地或贸易伙伴的CPI(消费者价格指数)并除以中国(用  $chn$  代表)的CPI。年度名义汇率数据是中国和各贸易伙伴之间名义汇率的月度平均值,月度的汇率数据和年度的CPI数据来源于国际货币基金组织的国际金融统计数据库,即IFS(International Financial Statistics)数据库。实际汇率水平的上升意味着人民币相对于出口国目的地(用  $d$  表示)货币的实际贬值。第  $t$  年的实际汇率计算公式如下:

$$re_{chn,t}^d = ne_{chn,t}^d \times (CPI_t^d / CPI_{chn,t}) \quad (1)$$

#### 2. 双边和多边实际汇率风险

文中构建了两种实际汇率波动值来衡量企业面临的汇率风险:双边实际汇率波动值( $red$ )和多边实际汇率波动值( $wred$ )。前者使用本年中的人民币和外币之间的月度名义汇率,并按照公式(1)经过平减指数的处理后,成为月度的实际汇率波动值,然后再计算其年度的标准差。双边实际汇率波动值代表了两国(地区)之间的汇率风险,其值越大,企业面临的汇率风险冲击就越大。

多边实际汇率波动值并不是企业出口的所有目的地的加权平均实际汇率波动值,而是除了企业出口目的地  $d$  之外的其他所有目的地  $j$  的双边汇率波动值的加权平均值,权重( $\bar{\omega}$ )是除了  $d$  目的地之外的其他目的地的年度出口额在所有目的地的年度总出口额中所占的比重。在实证中为了克服可能的内生性,使用其滞后一月份额来计算加权平均值,其计算公式如下:

$$lwred_u = \sum_{j \neq d} \bar{\omega}_{jt-1} red_{j,t} \quad (2)$$

该指标主要用来检验其他目的地汇率波动对企业向出口目的地  $d$  出口影响的“第三地效应”。

#### 3. 各变量的数据来源

本文所使用的数据分为三大来源:首先,贸易方面的数据使用海关统计的2000—2008年间的企业层级的出口数据库,在对贸易数据处理的过程中,(1)本文参考Feenstra等(2014)<sup>[27]</sup>的方法,删除掉数据中条目缺失或者金额数量为0的数据。另外,还删除那些数量少于50个单位或者少于该产品类别平均数量1/4的

观察值。(2) 海关企业层级的数据为月度出口数据,统计了企业在每一年每一月份在以上条目下的出口数据,企业在一年内可能在多个月份对同一目的地出口不同数量和金额的8分位层级的HS编码的产品。在数据处理中,我们把月度数据加总为年度数据,分为三种情景:企业-产品-目的地、企业-目的地和企业层级。企业-产品-目的地层级的数据是加总企业向特定目的地出口的HS8分位层级的产品数量和金额;单位价值是金额除以数量。企业-目的地层级的数据包含企业向某一目的地出口的多种产品的数据,因而在处理时只能得到企业向该目的地出口的所有产品的总金额。企业层级的数据包含企业向不同目的地出口的多种产品的数据,在处理后可以得到企业向国际市场出口的总金额。(3) 在做过加总后处理的贸易层面的数据中,我们分别统计了企业在每一年出口的不同目的地数量和企业出口的8分位层级的不同HS编码产品的种类。其次,规模以上工业数据库使用国家统计局调查的2000—2008年的企业数据库,本文主要使用该数据库和企业贸易层面的海关数据相匹配来做稳健性统计检验。匹配方法是分别选用企业的中文名称以及企业的电话号码和邮政编码做关键词来进行匹配,以规避单一关键词匹配可能带来的偏差。最后,出口目的地的人均实际GDP来自世界银行的世界发展指数数据库<sup>①</sup>;中国和出口目的地的年度CPI数据、月度双边名义汇率数据来自国际货币基金组织的IFS数据库<sup>②</sup>。

## (二) 描述性统计

实证中主要变量的自然对数值和其一阶差分的汇总统计由表1和表2给出。在表1中,数据表中的证据表明:出口企业在出口行为、规模和贸易模式上是高度异质的,这意味着统计数据的标准方差很大。出口企业在企业-产品-目的地、企业-目的地和企业层级的平均值和中位数都不大,样本中的中小出口企业所占的比例较大。企业出口的平均目的地数量是39个,中位数是32个,这比欧洲企业出口的目的地数量要多。根据Héricourt和Nedoncelle(2016)对法国出口企业数据的研究,法国企业出口目的地的平均数量约为20个,中位数近14个。两相比较,中国企业出口的目的地数量约为法国出口企业的2倍,目的地数量的增加意味着出口企业要面临着更多的风险暴露。另外,在汇率波动或风险方面,实际汇率波动值和以滞后期份额计算的加权平均实际汇率波动值的平均值、中位数和方差有着明显的差别,这表明“第三地效应”有着显著的统计和经济意义。表2中为表1中主要变量的一阶差分,主要是用它们来计算汇率波动或者汇率风险的弹性系数,考察汇率波动值是完全传递还是不完全传递。该弹性系数有助于判定央行调整汇率波动幅度所带来的汇率风险的真正承担者。

<sup>①</sup>数据下载链接: <https://data.worldbank.org/data-catalog/world-development-indicators> (访问时间2018-03-06)。

<sup>②</sup>数据下载链接: <http://data.imf.org/?sk=388DFA60-1D26-4ADE-B505-A05A558D9A42&slid=1479331931186> (访问时间2018-03-06)。

表1 主要变量自然对数的描述性统计值

变量名	变量的中文含义	N	mean	p50	min	max	sd
lnred	1年期实际汇率波动值	32 000 000	0.095 9	0.017 3	0.000 0	1.623 4	0.136 4
lnregh5	GRACH5年期实际汇率波动值	32 000 000	0.256 4	0.076 0	0.000 0	2.051 0	0.347 7
lnlured	滞后期份额计算的加权平均实际汇率波动值	26 000 000	0.083 8	0.072 4	0.000 0	1.623 5	0.070 2
lnlwregh5	滞后期份额计算的加权平均GRACH5年期实际汇率波动值	26 100 000	0.260 0	0.229 0	0.000 0	2.051 2	0.194 1
lnre	实际有效汇率	32 000 000	1.233 0	1.055 1	0.000 3	3.244 5	0.953 5
lnv_chd	企业-产品-目的地层级的出口金额	32 000 000	9.162 5	9.096 6	0.693 1	22.331 2	2.159 4
lnq_chd	企业-产品-目的地层级的出口数量	32 000 000	8.348 9	8.294 0	3.912 0	23.488 6	2.253 0
lnuv_chd	企业-产品-目的地层级的出口单位价值	32 000 000	0.813 6	0.756 1	-13.042 3	14.493 9	1.637 0
lnv_cd	企业-目的地层级的出口金额	32 000 000	12.596 8	12.598 7	0.693 1	23.646 5	2.416 6
lnvades	企业出口目的地数量	32 000 000	3.197 4	3.465 7	0.000 0	4.948 8	1.169 6
lnvahs	企业出口产品种类 (HS6 层级)	32 000 000	4.105 3	4.510 9	0.000 0	7.742 8	1.814 9
lnprgdp	出口目的地的人均实际 GDP	25 400 000	4.143 3	4.502 9	2.132 4	4.935 2	0.600 2

注：各年度中国企业总出口目的地数量分别为：2000年151个，2001年155个，2002年157个，2003年158个，2004年158个，2005年164个，2006年163个，2007年168个，2008年169个。本文此处报告和使用的是企业在HS6层级的出口产品种类，因为如果使用HS8层级的，在实践上产品种类在此层次并没有根本性差别，在经济意义上也没有必要使用HS8层级的产品种类。

### 三、汇率风险对企业出口贸易的影响机理

#### (一) 汇率风险对企业出口集约边际的影响机理检验

在理论部分的机制下，并为了消除变量间的相互作用引起的多重共线性问题，借鉴 Li, Ma 和 Xu (2015) 构建计量模型的思路，本部分从下面的回归模型开始：

$$\ln ex_{idt} = \alpha + \beta_1 \ln red_{dt-1} + \beta_2 \ln lured_{dt-1} + \beta_3 \ln re_{dt} + \beta_4 \ln red_{dt-1} \times z_{it-1} + \beta_5 + \lambda_{id} + \eta_t + \varphi_n + \varepsilon_{idt} \quad (3)$$

其中  $ex_{idt}$  为企业  $i$  在第  $t$  年向目的地  $d$  的出口行为。企业的出口行为用集约边际和扩展边际度量<sup>①</sup>，出口的集约边际的测量为：企业在第  $t$  年出口到目的地  $d$  的 8 分位 HS 编码产品的出口单位价值、数量和金额的自然对数。 $\ln red_{dt-1}$  和  $\ln lured_{dt-1}$  分别为人民币和出口目的地货币之间的双边汇率波动以及企业的多边汇率波动的滞后一期值。 $\ln re_{dt}$  为中国和出口目的地间的实际有效汇率，代表了中国和出口目的地间的相对价格指数。 $z_{it-1}$  表示出口企业的异质性特征的滞后一期，包括企业出口的产品种类 ( $\ln vahs_{it-1}$ ) 和企业出口的目的地数量 ( $\ln vades_{it-1}$ )。 $\ln prgdp_{dt}$  表示出口目的地的人均实际 GDP，代表目的地市场消费水平，以上变量都取自然对数。 $\lambda_{id}$

<sup>①</sup>本文在实证中还分别检验了双边汇率风险对工业库中的规模以上企业的运营利润和企业总利润的影响，结果显示双边汇率风险降低了企业的利润率。为了突出本文论证的逻辑重点，我们并没有报告该回归结果。

控制了企业-产品-目的地固定效应。 $\eta_i$  为年份哑变量,控制了年份固定效应。 $\varphi_n$  代表行业固定效应。 $\varepsilon_{it}$  为残差项。在以上回归模型中,有两点值得注意:一是为了避免可能的内生性,双边和多边汇率风险等变量均选择滞后一期值;二是在 Berman 等 (2012)<sup>[28]</sup>、Cheung 和 Sengupta (2013)<sup>[29]</sup> 以及 Héricourt 和 Poncet (2015) 等的实证文献中,实际有效汇率和其波动性是外生变量,本文亦是如此假定。

### 1. 集约边际:企业-产品-目的地层级的单位价值、数量和金额<sup>①</sup>

表 2 和表 3 报告了汇率风险对企业-产品-目的地层级的出口产品单位价值、数量和金额影响的估计,表 2 为基准回归结果,它区分为全样本和出口目的地中除了美国之外的交易样本;表 3 加入了企业出口 HS6 层级的产品种类和目的地数量与双边汇率风险的交互项。表 2 和表 3 实则把汇率风险对企业出口金额的影响分解为对出口单位价值和出口数量的影响两部分,从中总结汇率风险影响出口的机理。另外,表 2 和表 3 中都控制了年份哑变量、出口目的地、产品和企业的固定效应以及行业固定效应,各列中包括了出口目的地的人均实际 GDP。表 2 和表 3 主要回归变量的系数在方向和程度上基本相近。

表 2 中的列 (3) 表明双边汇率风险对企业向特定目的地出口的 HS8 分位层级的产品的金额是显著负影响的,其原因在于汇率风险造成了出口单位价值和出口数量的双下降。在表 2 中的全样本中,在平均效应上,双边汇率风险每上升 10%,企业向特定目的地出口的 HS8 分位层级的产品的金额约减少 0.68%。对应地,可以看到,在双边汇率风险上升 10%的情形下,表 2 的列 (3) 中双边汇率风险对出口

表 2 汇率风险对企业-产品-目的地层级出口集约边际影响的基准回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$\ln w\_chd$	$\ln q\_chd$	$\ln v\_chd$	$\ln w\_chd$	$\ln q\_chd$	$\ln v\_chd$
	全样本			除美国之外目的地样本		
$\ln red$	-0.0311*** (-7.55)	-0.0366*** (-3.76)	-0.0676*** (-7.15)	-0.0274*** (-6.33)	0.0162* (1.68)	-0.0112 (-1.20)
$\ln lured$	0.0202 (1.30)	0.181*** (7.16)	0.201*** (7.50)	0.0134 (0.86)	0.292*** (11.56)	0.305*** (11.12)
$\ln re$	0.0316*** (7.56)	0.0805*** (8.12)	0.112*** (11.78)	0.0249*** (5.72)	0.0379*** (4.16)	0.0627*** (7.25)
$\ln prgd p$	0.399*** (12.06)	1.102*** (11.91)	1.501*** (17.61)	0.384*** (11.88)	0.949*** (11.38)	1.333*** (17.27)
年份效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
企业-产品-出口目的地固定效应	是	是	是	是	是	是
N	21 103 036	21 103 036	21 103 036	18 805 779	18 805 779	18 805 779
R <sup>2</sup>	0.707	0.362	0.337	0.714	0.375	0.341

注:  $t$  statistics in parentheses; \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ ; 稳健标准误差聚集在公司层级 (Robust standard errors clustered at firm level)。

①企业-产品-目的地层级出口金额是指企业在某年向某个特定目的地出口特定产品 (8 位 HS 编码) 的金额,比如某企业在 2008 年向美国出口的棉制印花床单 (HS 编号为 63022110) 的金额。



金额的冲击可以分解为：列（1）中的出口产品单位价值下降了0.31%，列（2）中的出口产品数量下降了0.37%。当然，这个回归结果有可能是稳健的，在此三列的回归结果中都没有控制双边汇率风险和企业异质特征的交互项，尤其在此处的极其微观层级，可能产生回归偏差。

表3中控制了汇率风险和企业异质性特征的交互项，根据表3各列中的第一行的出口产品单位价值和出口产品数量的回归系数的大小和符号，从中可以推出：在“支出转换机制”和“成本增加机制”的作用下，双边汇率风险对企业出口到目的地的单个产品具有极强的贸易抑制效应，不仅抑制出口产品的定价，而且抑制出口产品的数量。特别地，中国和出口目的地间的双边汇率波动风险对中国这样一个新兴市场经济体中的出口企业的抑制力度更强，在表3的列（6）中，双边汇率波动每上升10%，企业单一产品向特定目的地出口的金额就会下降4.3%。在一个金融市场并不是很成熟的发展中国家，企业单一产品的出口对汇率的波动会更加敏感。

表3 控制企业出口目的地和产品种类等异质性特征和交互项的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnuv_chd		lnq_chd		lnv_chd	
lnred	-0.0312*** (-7.58)	-0.0538*** (-4.05)	-0.0334*** (-3.42)	-0.376*** (-11.28)	-0.0646*** (-6.81)	-0.430*** (-15.64)
lnlvred	0.0221 (1.41)	0.0249 (1.58)	0.117*** (4.63)	0.122*** (4.81)	0.139*** (5.14)	0.147*** (5.44)
lnre	0.0317*** (7.57)	0.0334*** (7.89)	0.0801*** (8.09)	0.0679*** (6.80)	0.112*** (11.76)	0.101*** (10.63)
lnlvades	0.00157 (0.76)	0.00462** (2.14)	0.0717*** (21.18)	0.0380*** (10.60)	0.0732*** (21.39)	0.0427*** (11.70)
lnlvahs	-0.00923*** (-4.57)	-0.0125*** (-5.98)	-0.0402*** (-12.64)	-0.0219*** (-6.73)	-0.0494*** (-14.53)	-0.0344*** (-9.97)
lnprgdp	0.401*** (12.13)	0.399*** (12.08)	1.082*** (11.71)	1.065*** (11.53)	1.483*** (17.42)	1.464*** (17.19)
lnlvades×lnred		-0.0273*** (-6.42)		0.298*** (29.43)		0.271*** (29.04)
lnlvahs×lnred		0.0285*** (9.12)		-0.163*** (-19.37)		-0.134*** (-19.55)
年份效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
企业-产品-出口目的地固定效应	是	是	是	是	是	是
N	21 101 151	21 101 151	21 101 151	21 101 151	21 101 151	21 101 151
R <sup>2</sup>	0.707	0.707	0.362	0.362	0.337	0.337

注：t statistics in parentheses; \* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01; 稳健标准误聚集在公司层级 (Robust standard errors clustered at firm level)。

对应地，在表2和表3中，我们发现除了出口目的地之外的多边汇率波动风险对企业出口产品的金额和出口数量有着正面的影响。在表3的列（5）和列（6）中，与其他目的地间的多边汇率波动上升10%，向特定目的地市场出口的8分位编码的HS种类产品的金额平均增加了1.39%和1.47%。换句话说：其他目的地和中国之间的双边汇率波动风险越剧烈，企业向特定目的地出口的金额会越多，也就是文献中所定义的“第三地效应”。这里隐含着一个重要的悖论：汇率

风险是一个矛盾的复合体，既抑制贸易又推动贸易；贸易抑制愈强烈，贸易促进愈强烈。那怎么来理解这个汇率波动风险的悖论？双边汇率风险是国际商务环境中的金融因素，其贸易抑制效应是外生的；而贸易促进效应是内生的，是企业根据各个目的地配置出口资源的能力的体现和结果。汇率波动风险的最终效应在很大程度上取决于企业的异质性特征体现出来的出口能力。

表3中的回归控制了出口企业的两大异质性特征：企业出口的产品种类和企业出口的目的地数量。出口产品的种类和出口目的地的数量体现了企业的出口能力、规模和技术水平。在文献中，大企业出口的产品种类多（Eaton et al., 2004）<sup>[30]</sup>，企业出口种类越多，其生产率也就越高（Bernard et al., 2011；彭国华和夏帆，2013<sup>[31]</sup>）。现有文献中较多地关注了出口目的地选择所体现的出口企业异质性特征，比如 Shevtsova（2015）<sup>[32]</sup>等学者提出，出口目的地的选择会对企业生产率产生重要影响；出口到发达国家的企业更容易学习到先进的技术，最终提高企业的生产率。在面临着双边汇率波动的风险冲击时，在企业—产品—目的地层面，企业需要在产品种类、目的地多样性和最优出口之间优化配置资源，表3中的6个计量方程都控制了企业出口的产品种类和出口目的地数量。在表3中的列（6）中，企业出口产品种类与双边汇率风险的交互系数为负，而企业出口目的地数量与双边汇率风险的系数为正，一个可能的解释是从市场规律来看，结合表3中的列（2）和列（4）中的交互项系数可以发现，在面临双边汇率波动冲击时，企业出口产品种类越多，企业对特定产品的定价就越高，相应地其出口数量会下降；企业该产品出口目的地越多，其特定产品对该目的地的定价就会下降，出口数量会上升，也就是说市场价格在中间起着作用。另一个可能的解释是：要把企业出口的产品种类和企业出口的目的地数量联合起来分析，在中国海关统计的企业层级2000—2008年数据样本中，有64.17%的企业既是产品种类多又是出口目的地数量多的国际贸易主体，即产品种类和出口目的地数都在2个以上，多产品种类企业一定是多目的地出口企业，反之亦然。出口产品种类多并且出口目的地数量多的企业有能力化解双边汇率风险冲击，产生“贸易扩大效应”。此类型企业通过向特定目的地增加出口产品的种类或者把特定产品出口到不同的目的地，合理规避了汇率风险，在出口单位价值、数量和金额上都扩大了贸易的规模。

## 2. 稳健性讨论<sup>①</sup>

### （1）对贸易中间商和非贸易中间商的影响

在我国传统的外贸经营体制下，有些专业外贸公司专门从事进出口贸易，即贸易中间商；非贸易中间商大部分是既从事生产制造业务，也从事对外贸易的企业。

<sup>①</sup>在本文的稳健性讨论部分，除了文中的讨论外，本文还分别做了以下的稳健性检验：a. 分所有制；b. 分国内企业和外资企业；c. 分加工贸易和一般贸易方式；d. 把双边汇率风险除以企业出口份额加权的所有目的地的汇率波动风险均值，即相对汇率风险；e. 区分不同出口目的地，分为了OECD和非OECD样本。以上结果共同点是双边汇率风险的影响是稳健的，多边汇率波动风险对企业出口产品的数量和出口金额的影响是稳健的。另外，本文还实证分析了汇率风险对企业—目的地层级和企业层级的出口金额的影响，所得结果也是稳健的。为了保证文中论证的重点和主线的明晰，在文中并没有报告这些结果。

Ahn、Khandelwal 和 Wei (2011)<sup>[33]</sup>给出了一个文献中广泛采用的识别贸易中间商的方法，即在企业中文名字中包含有“进出口”“经贸”“贸易”“科贸”和“外经”，就可以认为是贸易中间商。当然这个方法可能会有一些遗漏，比如专门从事外贸的公司或企业名称中未必包含以上字眼。经统计，在我国海关统计的2000—2008年的企业层级的贸易数据中，贸易中间商的数量在总的贸易商中平均占比20.2%；其出口金额在总出口金额中的平均占比为19.79%。

表4分贸易中间商和非贸易中间商样本分别报告了汇率风险对企业出口的影响。表4中的结果验证了双边汇率风险的贸易抑制效应和多边汇率风险的贸易促进效应或“第三地效应”。对比贸易中间商和非贸易中间商样本的回归系数，可以发现：汇率风险对贸易中间商的“第三地效应”要大于对非贸易中间商的影响，而其贸易抑制效应小于对非贸易中间商的。之所以造成差别影响，是因为贸易中间商掌握的信息优势是一种重要的“信息专用资产”，有两大重要作用：降低国际贸易中的交易成本和扩展或创造了市场需求。

表4 汇率风险对贸易中间商和非贸易中间商的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnuv_chd	lnq_chd	lnv_chd	lnuw_chd	lnq_chd	lnv_chd
	贸易中间商			非贸易中间商		
lnred	-0.034 1 (-1.44)	-0.105 * (-1.89)	-0.139 *** (-3.03)	-0.042 0 ** (-2.42)	-0.569 *** (-12.85)	-0.611 *** (-16.99)
lnhwred	0.017 2 (0.57)	0.197 *** (3.94)	0.214 *** (4.23)	0.024 1 (1.27)	0.125 *** (4.27)	0.149 *** (4.46)
lnre	0.042 9 *** (6.27)	0.035 2 ** (2.35)	0.078 1 *** (5.43)	0.025 2 *** (5.06)	0.098 3 *** (7.72)	0.124 *** (10.04)
lnlvades	0.014 1 *** (2.83)	0.063 0 *** (8.54)	0.077 1 *** (10.11)	0.001 19 (0.50)	0.030 7 *** (7.50)	0.031 9 *** (7.54)
lnlvahs	-0.020 8 *** (-4.49)	-0.031 5 *** (-4.86)	-0.052 3 *** (-7.25)	-0.006 60 *** (-2.84)	-0.027 2 *** (-6.96)	-0.033 8 *** (-8.33)
lnlvades_red	-0.003 52 (-0.40)	0.154 *** (8.81)	0.151 *** (9.45)	-0.018 4 *** (-3.61)	0.328 *** (26.52)	0.309 *** (26.69)
lnlvahs_red	0.002 25 (0.32)	-0.094 7 *** (-6.33)	-0.092 5 *** (-7.12)	0.022 4 *** (5.04)	-0.152 *** (-12.31)	-0.129 *** (-13.36)
lnprgdp	0.518 *** (11.19)	1.235 *** (11.86)	1.753 *** (17.35)	0.210 *** (4.67)	0.992 *** (6.56)	1.203 *** (8.59)
年份效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
企业-产品-出口目的地固定效应	是	是	是	是	是	是
N	9 970 493	9 970 493	9 970 493	11 130 071	11 130 071	11 130 071
R <sup>2</sup>	0.652	0.331	0.301	0.746	0.393	0.352

注：t statistics in parentheses；\* p<0.1，\*\* p<0.05，\*\*\* p<0.01；稳健标准误聚集在公司层级（Robust standard errors clustered at firm level）。

(2) GRACH 法计算新的汇率波动变量

除了前文所使用的汇率风险具体的构建方法外，文献里尚有众多计算汇率风险

的方法,但对于哪一个是最适用的尚无统一观点(Clark, Tamirisa and Wei, et al., 2004)。不同的计算方法所考虑的因素不同。在稳健性检验上,我们选用很多文献(Clark, Tamirisa and Wei, et al., 2004; Kandilov and Leblebicioğlu, 2011)所使用的GRACH模型来计算汇率不确定性,其计算公式如下:

$$\begin{aligned} 100\Delta\ln re_{dzm} &= \varphi_0 + \xi_{dzm} \\ \xi_{dzm} | I_{zm-1} &\sim N(0, h_{zm}) \\ h_{zm} &= \delta_0 + \delta_1 \xi_{dzm-1}^2 + \delta_2 h_{zm-1} \end{aligned} \quad (4)$$

其中,  $re_{dzm}$  为中国和出口目的国  $d$  之间在  $z$  年 ( $z = t - 1, \dots, t - 5$ ) 的月度  $m$  的实际汇率。文中需要估计 5 个 (共 5 年) GRACH (1, 1) 模型,我们使用每个国家配对数据的最后一个月份估计的标准差来作为我们的双边实际汇率风险  $regh5_{dt}$  的估计值。比如 2002 年的实际汇率风险的估计值就是使用 1997—2001 年间的实际汇率数据和 GRACH (1, 1) 模型估计出来的 2001 年 12 月份的标准方差值。使用这种方法估计出来的实际汇率风险实际上是条件标准方差,反映了汇率在中长期的波动值。

表 5 报告了使用 GRACH 模型计算的汇率风险的替代变量的基本回归和加入企业异质性特征的结果,分别检验了使用新的双边汇率风险值和多边汇率风险值对企

表 5 GRACH 方法计算的 5 年期汇率风险对全样本集约边际的影响结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$\ln w\_chd$	$\ln q\_chd$	$\ln v\_chd$	$\ln w\_chd$	$\ln q\_chd$	$\ln v\_chd$
	基准回归			加入产品种类、目的地数量异质特征项		
$\ln regh5$	-0.006 19*** (-3.12)	-0.015 1*** (-3.23)	-0.021 3*** (-4.85)	-0.016 1*** (-3.06)	-0.140*** (-10.46)	-0.156*** (-13.96)
$\ln lwregh5$	0.000 605 (0.09)	0.035 1*** (3.45)	0.035 7*** (3.57)	0.004 36 (0.65)	-0.011 8 (-1.15)	-0.007 44 (-0.74)
$\ln re$	0.026 0*** (6.57)	0.073 8*** (7.89)	0.099 8*** (11.18)	0.027 4*** (6.85)	0.070 2*** (7.50)	0.097 6*** (10.98)
$\ln prgd p$	0.408*** (12.24)	1.127*** (11.84)	1.535*** (17.43)	0.409*** (12.27)	1.088*** (11.45)	1.497*** (17.02)
$\ln lvades$				0.004 03* (1.89)	0.040 1*** (11.27)	0.044 1*** (12.22)
$\ln lvahs$				-0.012 4*** (-6.03)	-0.022 2*** (-6.89)	-0.034 6*** (-10.19)
$\ln lvades \times \ln regh5$				-0.0111*** (-6.28)	0.117*** (28.87)	0.106*** (28.17)
$\ln lvahs \times \ln regh5$				0.011 4*** (9.01)	-0.065 2*** (-19.32)	-0.053 8*** (-19.22)
年份效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
企业-产品-出口目的地固定效应	是	是	是	是	是	是
N	21 193 868	21 193 868	21 193 868	21 191 689	21 191 689	21 191 689
R <sup>2</sup>	0.707	0.363	0.337	0.707	0.363	0.338

注:  $t$  statistics in parentheses; \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ ; 稳健标准误聚集在公司层级 (Robust standard errors clustered at firm level)。

业-产品-目的地、企业-目的地和企业层级的出口金额的影响，与此同时还检验了对企业-产品-目的地层级的出口单位价值和出口数量的影响，以便理解汇率风险的影响机理。各列的回归结果都是稳健的，从数量上看，双边汇率风险的贸易抑制效应和前面的表2和表3中的是一致的；尽管表5中列（3）系数的数值变小了，但是多边汇率波动风险对贸易的支持效应依然显著地存在着；多产品种类和多目的地与双边汇率风险的交互项的回归系数与表2、表3中的结果非常类似，目的地和出口产品种类多的企业在双边汇率波动风险加剧时，会优先向汇率风险小的目的地出口更多的产品种类。

### （3）控制工业企业库中的企业异质性特征后的集约边际的检验结果<sup>①</sup>

本部分把2000—2008年中国海关统计的企业层级的贸易数据库和国家统计局的规模以上企业的调查数据库合并匹配，控制企业的异质性特征并来检验汇率风险对企业出口集约边际影响的稳健性。在匹配完两个数据库之后，我们分别控制了企业的规模、全要素生产率和企业的信贷约束三个特征变量，使用它们滞后一期的自然对数来表示，以避免可能的内生性。它们分别为：企业的总资产自然对数的滞后一期（用 $\ln zczj$ 表示）；企业的全要素生产率（TFP）自然对数的滞后一期（用 $\ln tfp$ 表示），用OP方法来计算；企业的信贷约束自然对数的滞后一期（用 $\ln fin$ 表示），用利息支付除以固定资产的比例来衡量企业获取外部信贷资金（银行贷款）的约束程度。

表6中分别加入了企业TFP和企业规模与双边汇率风险的交互项。表6第1行报告了双边汇率风险的回归系数，符号的方向显示双边汇率风险对企业-产品-目的地层级的出口集约边际有着很强的贸易抑制效应。第3行的多边汇率风险的回归系数表明，“第三地效应”在企业-产品-目的地层级的出口金额和数量是非常显著且正向的，可是在企业-产品-目的地层级的出口单位价值的回归系数不显著。在这里我们看到了“小样本”和“大样本”的结论是一致的。本部分是合并的数据库，它是小样本，样本中的企业大多是国家统计局定义的“规模以上企业”；而大样本是中国所有出口制造业产品的企业组成的全样本，各种规模和特征的企业都在。两组样本在数量、结构和特征等统计上的差异可能会影响稳健性检验结论的经济含义。但是要看到，在此处，统计上的差异所带来的偏差在企业-产品-目的地层级完全优化了，大小样本的企业根据各个潜在出口目的地汇率风险的大小，排定出口顺序和分配出口资源、优化出口产品种类和规模以最大化企业出口的利益。

表6的其他行分别报告了企业规模和全要素生产率是否会影响双边汇率风险与企业出口的关系。通过对其中显著性系数的分析可以看到：给定目的地的需求条件，随着双边汇率风险的增加，规模大的企业和全要素生产率高的企业会提高出口产品的定价以吸收外来汇率风险的冲击；全要素生产率高的企业有能力多出口产品的数量，从而提高出口的金额。这是因为全要素生产率高的企业，在面对外来汇率

<sup>①</sup>特别强调，本部分在检验中针对GRACH方法计算出来的5年期的汇率波动进行了检验，结果是稳健的，但为了保证文章论证突出重点，并没在本文中报告。



风险冲击时,由于其技术水平较高,生产和出口的产品的质量 and 竞争力也相对较高,在激烈的市场竞争中,它们会利用由此产生的市场势力而提高其出口产品的价格,消费者也愿意购买这些技术和质量较高的产品<sup>①</sup>。

表6 控制 TFP、信贷约束和企业规模等企业异质性特征后的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	lnw_chd			lnq_chd			lnv_chd		
	加入 TFP 交互项	加入企业规模交互项	加入 TFP、企业规模交互项	加入 TFP 交互项	加入企业规模交互项	加入 TFP、企业规模交互项	加入 TFP 交互项	加入企业规模交互项	加入 TFP、企业规模交互项
lnred	-0.105*** (-4.50)	-0.128*** (-2.64)	-0.179*** (-3.48)	-0.431*** (-5.98)	-0.184 (-1.42)	-0.428*** (-3.01)	-0.536*** (-7.71)	-0.312** (-2.47)	-0.607*** (-4.36)
lnlured	-0.00206 (-0.08)	-0.000668 (-0.03)	-0.00101 (-0.04)	0.207*** (4.75)	0.209*** (4.79)	0.207*** (4.76)	0.205*** (4.76)	0.208*** (4.84)	0.206*** (4.79)
lnre	0.0190*** (2.91)	0.0183*** (2.80)	0.0185*** (2.82)	0.148*** (8.77)	0.148*** (8.71)	0.148*** (8.76)	0.167*** (10.27)	0.166*** (10.16)	0.167*** (10.22)
lnnefin	-0.00260 (-0.21)	-0.00259 (-0.21)	-0.00256 (-0.21)	-0.0133 (-0.53)	-0.0134 (-0.53)	-0.0133 (-0.53)	-0.0159 (-0.68)	-0.0160 (-0.68)	-0.0159 (-0.68)
lnnfp	0.00486 (0.75)	0.0122* (1.96)	0.00572 (0.88)	0.0121 (1.00)	0.0433*** (4.24)	0.0120 (1.00)	0.0169 (1.41)	0.0556*** (5.37)	0.0178 (1.49)
lnnzcj	0.0135*** (3.27)	0.0123*** (2.95)	0.0126*** (3.01)	0.0728*** (10.13)	0.0717*** (9.81)	0.0728*** (9.97)	0.0863*** (12.42)	0.0840*** (11.90)	0.0853*** (12.10)
lnnfp_red	0.0591*** (3.55)		0.0522*** (3.16)	0.251*** (4.78)		0.251*** (4.85)	0.310*** (6.13)		0.303*** (6.16)
lnprgdp	-0.0330 (-0.64)	-0.0293 (-0.57)	-0.0307 (-0.60)	0.770*** (5.09)	0.777*** (5.14)	0.770*** (5.08)	0.737*** (5.23)	0.748*** (5.31)	0.740*** (5.24)
lnnzcj_red		0.00951* (2.15)	0.00768* (1.74)		0.00852 (0.72)	-0.000291 (-0.03)		0.0180 (1.55)	0.00739 (0.66)
年份效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
企业-产品-出口目的地固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
N	2 982 548	2 982 548	2 982 548	2 982 548	2 982 548	2 982 548	2 982 548	2 982 548	2 982 548
R <sup>2</sup>	0.796	0.796	0.796	0.433	0.433	0.433	0.336	0.336	0.336

注: *t* statistics in parentheses; \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ ; 稳健标准误聚集在公司层级 (Robust standard errors clustered at firm level)。

## (二) 扩展性讨论: 对企业进入目的地市场和持续出口的影响

在很多企业都是多产品种类和多目的地出口商的情形下,一个很自然的现实就是出口企业在扩展边际上的调整和在集约边际上的调整是相互作用的。在此部分,参照 Berman 等 (2012) 的方法,把出口企业的扩展边际分为两类:新进入目的地市场出口 (用 enter 表示) 和持续向目的地市场出口 (用 main 表示)。前者的意思是当企业在  $t-1$  年不出口到目的地  $d$ , 而  $t$  年出口到目的地  $d$  时取 1; 后者的意思是当企业在  $t-1$  和  $t$  年出口到目的地  $d$  时取 1, 否则取 0。在估计双边汇率风险对企

<sup>①</sup>这个结论尤其在 2008 年全球金融危机之后的一些生产率、技术水平和出口质量较高的企业身上都体现出来了,比如苹果、华为等。

业扩展边际的影响时，我们选择使用三种计量方法：Logit 模型、Probit 模型和 LPM 模型；在数据样本上，分别选择了全样本和工业企业数据库与海关数据库合并数据库样本来验证汇率风险对企业在国际市场上出口决策的影响。

现有的一些文献，比如 Berman 等（2012）都表明了企业的异质性特征和出口目的地市场需求方面的因素等指标会影响到企业选择出口目的地的决策。在全样本数据计量分析中，我们控制了企业的一系列异质性特征，如出口产品种类、出口目的地数量等的滞后一期变量；在工业企业数据库与海关数据库合并数据库样本中，我们控制了企业的全要素生产率、信贷约束指标以及企业的规模等的滞后一期变量。此外，还控制了双边目的地之间的实际有效汇率水平、目的地市场的人均实际 GDP 以及企业-产品-目的地固定效应和年份固定效应。以上的控制变量和固定效应与计量方法的配合使用很好地降低了回归估计的偏差。在全样本回归的表 7 中，由于使用滞后一期变量来作为控制变量，企业是否进入国际市场的计量模型就仅控制了汇率、目的地的人均实际 GDP 和固定效应，这有可能使得结果不稳健；可是在表 8 的合并库的回归中，控制了更多的企业异质性特征变量，所得的结果表明表 7 的回归结果是稳健的。此外，在使用 Probit 模型做计量的过程中，控制了企业-目的地固定效应可能会带来参数估计上的偏差——一方面，我们控制了更多的企业异质性特征；另一方面，也使用了另外两种计量方法来相互佐证回归的结果。

表 7 对制造业全样本数据扩展边际的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)
	Logit 模型		Probit 模型		LPM 模型	
	enter	main	enter	main	enter	main
lnred	-0.930*** (-62.00)	-0.302*** (-21.93)	-0.154*** (-34.35)	-0.178*** (-21.26)	-0.132*** (-70.26)	-0.0555*** (-20.01)
lnre	0.511*** (39.68)	0.158*** (14.87)	0.00629*** (9.86)	0.0923*** (14.17)	0.0469*** (36.42)	0.0362*** (16.35)
lnprgdp	38.44*** (282.61)	3.302*** (49.88)	0.0480*** (50.33)	2.021*** (50.73)	4.571*** (271.40)	0.767*** (58.89)
lnlured		1.623*** (65.57)		0.947*** (64.94)		0.135*** (24.95)
lnlvades		0.859*** (304.45)		0.509*** (316.89)		0.249*** (327.96)
lnlvahs		-0.0952*** (-52.66)		-0.0531*** (-48.03)		0.00131* (1.94)
边际效应 lnred	-0.219*** (-62.08)	-0.071*** (-21.92)	-0.059*** (-34.44)	-0.068*** (-21.26)		
年份效应	是	是	是	是	是	是
企业-产品 固定效应					是	是
出口目的地 固定效应	是	是	是	是	是	是
N	4 724 825	7 894 104	4 758 717	7 894 104	6 415 606	7 954 058
R <sup>2</sup>					0.451	0.289

注：t statistics in parentheses；\* p<0.1，\*\* p<0.05，\*\*\* p<0.01；稳健标准误聚集在公司层级（Robust standard errors clustered at firm level）。

表7和表8的回归结果证实了我们理论上的猜想,即中国和出口目的地之间的双边汇率风险降低了企业进入新的国际市场目的地和持续向特定目的地市场出口的概率。在边际效应上,以表7中的Logit模型回归的结果为例,中国和目的地之间的双边汇率风险每增加10%,企业选择进入一个新的国际市场的概率就会下降2.19%,企业在一个特定目的地市场选择持续出口的概率就会下降0.71%。双边汇率风险对企业扩展边际的冲击又再次支持了前文所分析的汇率风险的贸易抑制效应,双边汇率风险不仅抑制了现有企业的出口规模,而且抑制了企业进入新的国际市场。表7和表8中还展现了多边汇率风险的贸易促进效应,也就是文献中的“第三地效应”,即企业出口目的地之外的其他第三方市场和中國之间的双边汇率风险越大,企业越有可能保持在现有目的地市场上的出口行为。

表8 对工业企业数据库与海关数据库合并样本数据扩展边际的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Logit 模型		Probit 模型		LPM 模型	
	enter	main	enter	main	enter	main
<i>lnred</i>	-1.477*** (-36.52)	-0.344*** (-12.75)	-0.793*** (-36.57)	-0.204*** (-12.46)	-0.266*** (-33.49)	-0.0831*** (-14.20)
<i>lnre</i>	0.740*** (19.49)	0.128*** (6.00)	0.406*** (23.49)	0.0753*** (5.79)	0.124*** (22.77)	0.0332*** (6.96)
<i>lnnefn</i>	-0.296*** (-7.78)	-0.193*** (-8.19)	-0.178*** (-7.74)	-0.120*** (-8.39)	-0.0410*** (-3.62)	0.0100 (1.43)
<i>lnntfp</i>	-0.0161 (-1.28)	0.0010 (0.11)	-0.0089 (-1.15)	-0.0004 (-0.07)	-0.0302*** (-5.99)	0.0303*** (9.98)
<i>lnzcyj</i>	-0.004 (-1.24)	0.0134*** (5.54)	-0.002 (-1.32)	0.00824*** (5.67)	-0.0488*** (-16.32)	0.0517*** (25.43)
<i>lnprgdp</i>	45.28*** (129.20)	5.923*** (42.67)	25.08*** (142.57)	3.600*** (43.28)	8.673*** (153.81)	1.521*** (50.13)
<i>lnlwred</i>		0.981*** (24.03)		0.583*** (23.97)		0.310*** (19.95)
边际效应 <i>lnred</i>	-0.359*** (-36.52)	-0.079*** (-12.74)	-0.309*** (-36.57)	-0.076*** (-12.46)		
年份效应	是	是	是	是	是	是
产品固定效应					是	是
企业-出口目的地固定效应	是	是	是	是	是	是
N	786 085	1 630 830	786 085	1 630 830	788 207	1 635 009
R <sup>2</sup>					0.225	0.186

注: *t* statistics in parentheses; \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ ; 稳健标准误聚集在公司层级 (Robust standard errors clustered at firm level)。

## 四、结 论

本文的论证为研究汇率风险对中国企业出口的影响提供了一手的证据。为了探究汇率风险影响出口贸易的内在机理,我们把企业出口的集约边际分解到企业-产品-目的地层级的金额、单位价值和数量;把企业出口的扩展边际区分为新进入国际市场和持续出口。从机理上讲,价格是汇率风险作用出口贸易的直接渠道,双边汇率风险增加了企业向该目的地出口定价的不确定性和出口的成本,由此的“支出转换机制”和“成本增加机制”降低了企业出口数量、销售额和企业是否进入国际市场的决策等。但当从一个目的地转向多个目的地时,在市场分配机制下,企业会选择向汇率风险小的目的地出口。另外,我们还重点研究了一些间接渠道的异质性作用机理,即企业在中长期的投资决策和贸易模式与汇率风险的交互项的影响力。

本文使用了2000—2008年的中国企业层级的贸易数据和工业统计数据,在经过诸多稳健性检验之后,我们的证据揭示了汇率风险与出口贸易之间有着相互冲突的作用力。一方面,双边汇率风险会抑制出口的集约边际和企业进入国际市场和持续出口的决策,即贸易抑制效应;另一方面,与除了出口目的地之外的其他目的地间的多边汇率风险对企业出口有着正向的促进作用,与其他目的地间的汇率风险越大,企业越会保持和增加在现有目的地市场的出口行为,即“第三地效应”。此外,出口企业出口的产品种类和出口目的地越多,企业就越会在不同的目的地之间优化分配出口资源,吸收双边汇率风险的负面冲击效应,从总体上推动贸易的发展,即贸易扩大效应。

在政策意义上,央行等政策制定者应审慎地评估汇率风险的作用。在现有的央行汇改情形下,人民币和美元之间的双边汇率风险确实增强了中国与所有目的地间的汇率风险,汇率风险确实冲击了企业向特定目的地的出口贸易,但是“第三地效应”又使得出口企业可以最小化和优化汇率风险的负面冲击影响。实际上,虽然人民币汇率风险增加了,但是中国对美国和世界其他国家的出口量却没有下降。也就是说,人民币和其他目的地间汇率风险在边际意义上并不会对中国的对外贸易造成太大的负面影响。希望我们的研究能为央行进一步放松人民币汇率浮动幅度的改革提供了理论上的支持。

### [参考文献]

- [1] OBSTFELD M, ROGOFF K. The Six Major Puzzles in International Macroeconomics: Is There A Common Cause? [J]. NBER Macroeconomics Annual, 2000, 15(15): 339-90.
- [2] LI H, MA H, XU Y. How Do Exchange Rate Movements Affect Chinese Exports? — A Firm-level Investigation [J]. Journal of International Economics, 2015, 97(1): 148-61.
- [3] 王雅琦,戴觅,徐建炜. 汇率、产品质量与出口价格 [J]. 世界经济, 2015(5): 17-35.
- [4] 汪建新,黄鹏. 信贷约束、资本配置和企业出口产品质量 [J]. 财贸经济, 2015, 36(5): 84-95.
- [5] FEENSTRA R C, KENDALL J D. Exchange Rate Volatility and International Prices [J]. Social Science Electronic Publishing, 1991,
- [6] BÉLANGER D, GUTIÉRREZ S, RACETTE D, et al. The Impact of Exchange Rate Variability on Trade Flows:

- Further Results on Sectoral U. S. Imports from Canada [J]. *The North American Journal of Economics and Finance*, 1992, 3(1): 61-82.
- [7] KUMAR V, WHITT J A, JR. Exchange Rate Variability and International Trade [J]. *Economic Review – Federal Reserve Bank of Atlanta*, 1992, 77(3): 17.
- [8] FRANKEL J A, WEI S-J. Emerging Currency Blocs [J]. *National Bureau of Economic Research Working Paper Series*, 1993, No. 4335.
- [9] HOOY C W, BAHARUMSHAH A Z, BROOKS R D. The Effect of Exchange Rate Volatility on the Nexus of Technology Sophistication and Trade Fragmentation of ASEAN5 Exports to China [J]. 2016, 17(3): 206-28.
- [10] MCKENZIE M D, BROOKS R D. The Impact of Exchange Rate Volatility on German-US Trade Flows [J]. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 1997, 7(1): 73-87.
- [11] MCKENZIE M D. The Impact of Exchange Rate Volatility on Australian Trade Flows [J]. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 1998, 8(1): 21-38.
- [12] GAGNON J E. Exchange Rate Variability and the Level of International Trade [J]. *Journal of International Economics*, 1993, 34(3): 269-87.
- [13] DALY K. Does Exchange Rate Volatility Impede the Volume of Japan's Bilateral Trade? [J]. *Japan and the World Economy*, 1998, 10(3): 333-48.
- [14] CLARK P, TAMIRISA N, WEI S-J, et al. Exchange Rate Volatility and Trade Flows—some New Evidence [J]. *IMF Occasional Paper*, 2004: 235.
- [15] TENREYRO S. On the Trade Impact of Nominal Exchange Rate Volatility [J]. *Journal of Development Economics*, 2007, 82(2): 485-508.
- [16] ASTERIOU D, MASATCI K, PİLBEAM K. Exchange Rate Volatility and International Trade: International Evidence from the MINT countries [J]. *Economic Modelling*, 2016, 58:133-40.
- [17] HÉRICOURT J, NEDONCELLE C. How Multi-Destination Firms Shape the Effect of Exchange Rate Volatility on Trade: Micro Evidence and Aggregate Implications [J]. *CEPII Working Papers*, 2016,
- [18] TUNÇ C, SOLAKOĞLU M N. Does Exchange Rate Volatility Matter for International Sales? Evidence from US Firm Level Data [J]. *Economics Letters*, 2016, 149:152-6.
- [19] 谭小芬, 王雅琦, 卢冰. 汇率波动、金融市场化与出口 [J]. *金融研究*, 2016, (3): 15-30.
- [20] HÉRICOURT J, PONCET S. Exchange Rate Volatility, Financial Constraints, and Trade: Empirical Evidence from Chinese Firms I [J]. *The World Bank Economic Review*, 2015, 29(3): 550-78.
- [21] MELITZ M J. The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity [J]. *Econometrica*, 2003, 71(6): 1695-725.
- [22] KANDILOV I T, LEBLEBICIOĞLU A. The Impact of Exchange Rate Volatility on Plant-level Investment: Evidence from Colombia [J]. *Journal of Development Economics*, 2011, 94(2): 220-30.
- [23] BERNANKE B, GERTLER M. Financial Fragility and Economic Performance [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1990, 105(1): 87-114.
- [24] KLEIN M W, SCHUH S, TRIEST R K. Job Creation, Job Destruction, and the Real Exchange Rate [J]. *Journal of International Economics*, 2003, 59(2): 239-65.
- [25] SAUER C, BOHARA A K. Exchange Rate Volatility and Exports: Regional Differences between Developing and Industrialized Countries [J]. *Review of International Economics*, 2001, 9(1): 133-52.
- [26] BERNARD A B, REDDING S J, SCHOTT P K. Multiproduct Firms and Trade Liberalization [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2011, 126(3): 1271-318.
- [27] FEENSTRA R C, LI Z, YU M. Exports and Credit Constraints under Incomplete Information: Theory and Evidence from China [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2014, 96(4): 729-44.
- [28] BERMAN N, MARTIN P, MAYER T. How do Different Exporters React to Exchange Rate Changes? [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2012, 127(1): 437-92.



- [29] CHEUNG Y-W, SENGUPTA R. Impact of Exchange Rate Movements on Exports: An Analysis of Indian non-financial Sector Firms [J]. *Journal of International Money and Finance*, 2013, 39(Supplement C): 231-45.
- [30] EATON J, KORTUM S, KRAMARZ F. Dissecting Trade: Firms, Industries, and Export Destinations [J]. *The American Economic Review*, 2004, 94(2): 150-4.
- [31] 彭国华, 夏帆. 中国多产品出口企业的二元边际及核心产品研究 [J]. *世界经济*, 2013(2): 42-63.
- [32] SHEVTSOVA, YEVGENIYA. International Trade and Productivity: The Role of Industry and Export Destination [J]. *Mpra Paper*, 2015.
- [33] AHN J B, KHANDELWAL A K, WEI S J. The Role of Intermediaries in Facilitating Trade [J]. *Journal of International Economics*, 2011, 84(1): 73-85.

(责任编辑 武 齐)

## RMB Exchange Rate Volatility and Enterprises' Export

WANG Jianxin LI Qian YANG Chen

**Abstract:** There were two very important arguments about the RMB exchange rate mechanism in the process of RMB internationalization: early debate focused on whether the renminbi was underestimated and the recent debate focused on the flexibility of the exchange rate mechanism in China. In this paper, under the framework of Melitz model, the paper analyzed the influence mechanism of exchange rate volatility on the export of enterprises. In the empirical application, based on the data of the export trade and industrial statistics of enterprises in China from 2000 to 2008, the empirical results show that exchange rate volatility has conflicting effects on export trade. Bilateral exchange rate volatility suppresses the export behavior of enterprises and the fluctuation of multilateral exchange rate among other destinations except export destinations promotes the export of enterprises. The more types of export products and export destinations, the more the enterprises will optimize the distribution of export resources among different destinations, and absorb the negative impact of bilateral exchange rate volatility, which will promote the development of trade as a whole.

**Keywords:** RMB; Exchange Rate Volatility; Enterprises' Export; Third-country Effect