

进口、产品质量和出口价格汇率 传递率

王雅琦 余森杰*

摘要 基于 2000—2011 年的海关出口数据, 我们发现汇率变动时企业很少调整以人民币计价的出口产品价格。另外, 由于进口成本的影响, 进口中间品比例较高的企业汇率价格传递率较低。这一成本效应在同质化产品中较差异化产品更明显。我们的解释是出口企业会改变产品质量而减弱进口中间品的成本效应。另外, 我们还发现人民币升值时, 质量改变程度不同的产品出口金额和数量反应差异较大。这为我们理解人民币汇率变动对出口企业的异质性影响提供了新的参考。

关键词 汇率传递率, 产品质量, 中间品进口

DOI: 10. 13821/j. cnki. ceq. 2020. 02. 04

一、引言

自 2005 年汇率改革以来, 人民币汇率呈现出持续升值的态势, 截至 2011 年年底, 对美元名义汇率累计升值幅度达到 22%。¹ 学界对人民币持续升值的一种担忧是人民币升值会使得我国出口部门的传统的廉价资源和劳动密集型产品价格优势被削弱, 国外消费者对这些产品需求减少。根据国际收支弹性论, 只要汇率对进口价格的传递是完全而且迅速的, 那么本币升值会使得出口减少, 进口增加, 贸易盈余缩小 (Goldberg and Knetter, 1997)。基于此, 一些文献着重于估计各国进出口价格的汇率传递水平。许多国外的微观层面的实证研究表明, 汇率对进口价格的传递是不完全的。² 然而, 来自同样微观

* 王雅琦, 中央财经大学金融学院; 余森杰, 北京大学国家发展研究院。通信作者及地址: 余森杰, 北京市海淀区颐和园路 5 号北京大学国家发展研究院, 100871; 电话: (010) 62753109; E-mail: mjyu@nsd.pku.edu.cn。作者感谢国家自然科学基金项目 (71625007)、国家社会科学基金重大项目 (20ZDA050, 16AZD003)、国家自然科学基金青年基金项目 (71603300, 71703078) 以及中央财经大学“青蓝科研团队”的资助。

¹ 人民币汇率在 2011 年到 2014 年 2 月之间进入了震荡通道, 但总的趋势仍然保持升值。而在 2014 年 2 月之后由于央行打击汇率套利逆市场操作改变了投资者预期, 人民币进入了贬值通道。

² 早期的解释汇率对出口价格的不完全传递现象的研究有 Krugman (1986) 提出的依市定价理论。之后随着微观交易层面数据的可得, 越来越多的文献从企业异质性、产品异质性等层面来解释汇率对出口价格的不完全传递。例如, 从出口企业生产率 (Berman *et al.*, 2012)、出口产品质量 (Auer *et al.*, 2018; Chen and Juvenal, 2016) 以及进口强度 (Amiti *et al.*, 2014) 等层面进行的研究。

层面的中国研究却表明,汇率的出口传递效应接近完全。³例如,陈斌开等(2010)利用行业层面的数据发现总体上看,汇率变动时,我国出口厂商的产品价格变化不大。而基于更微观的海关交易层面的数据,盛丹和刘竹青(2017)、王雅琦等(2015)以及 Li *et al.* (2015) 都发现出口商定价对汇率变动不敏感。

已有的文献有三种关于出口企业面对汇率变动不调价的可能解释。然而,我们通过分析认为这三种解释的应用前提条件都不太符合中国出口部门的典型事实。第一种,中国出口企业的生产率较低。根据 Berman *et al.* (2012) 的研究,低 TFP 出口企业在面临汇率变动时会相对高 TFP 企业更少地调整价格。然而,根据已有的文献,我们发现近些年来中国出口企业的生产率提升明显。例如,Brandt *et al.* (2012) 指出,在 2000—2007 年,中国的制造业企业生产率(以 Olley-Pakes 方法估计)年均增长速度超过 15%。然而这并没有改变中国出口价格接近完全的汇率传递现象。同时,从企业生产率出发也无法解释我们看到的企业产品层面的汇率价格传递程度差异。第二种,中国出口企业的产品质量较低。根据已有文献(Auer *et al.*, 2018; Chen and Juvenal, 2016),出口产品质量越低,企业在面临汇率变动时会更少地调整价格。然而,这一点也与我们看到的近年来出口产品质量迅速提升并不一致。我们对比了已有的关于出口产品质量变化趋势的文献,如施炳展(2013)、施炳展和邵文波(2014)、李坤望等(2014)以及余森杰和张睿(2017)。这些文献考察了 2000—2006 年间中国企业出口产品质量变动趋势,得到的结论是 2000—2006 年中国出口产品质量呈现明显上升的趋势。而且我们在研究控制了产品质量效应后,仍然发现了企业产品层面显著的汇率传递效应差别。第三种,中国的进口强度较低。Amiti *et al.* (2014) 发现进口强度越高的出口商调价行为更为明显。然而,我们发现中国的进口强度相对较高。自中国加入 WTO 之后,中国的中间品进口量迅速增加。具体的,在我们的样本中,我们发现按照价值维度计算,中国 54% 的出口同时伴随有来自同一国的中间进口品交易。⁴按照进口强度这一角度来说,中国出口产品的汇率价格传递应该接近不完全,与我们所看到的实际情况不符合。

那么,如何解释微观层面中国出口产品价格接近完全的汇率传递现象?我们认为中国出口商的高中间品进口倾向与样本期间显著的质量提升共同创造了这一现象。进口中间品行为会从两个不同角度影响中国出口品价格。一

³ 本文中我们对汇率的出口传递效应衡量在微观层面,即企业—产品—国家层面的价格调整。加总价格的汇率传递完全程度既取决于本文中研究的出口企业的价格调整(集约边际),也取决于汇率对出口产品或者企业组成的改变(扩展边际)。

⁴ 如果按照从同一货币区域的进出口而言,中国将近 70% 的出口同时伴随有来自同一货币区域的中间进口品交易。

方面，汇率变化会影响那些从同一国家进口中间品的出口商的生产成本。我们称之为“边际成本渠道”。具体的说，当人民币汇率升值时，出口商的中间品进口成本下降，从而降低了出口的边际成本，对出口价格形成向下的压力。此时，出口产品的汇率传递程度将会减弱；这一渠道在 *Amiti et al.* (2014) 的研究中得以提出，也在我们的研究中得到了验证。另一方面，由于进口中间品的成本降低，出口商可选择的中间品种类将会增多，也可选择采购更高质量的中间品，因此可以生产出更高质量的出口品，从而可以拉高出口产品价格。我们将这一渠道称之为“质量改变渠道”。基于此，我们期望对于那些产品质量提升明显的产品，中间品进口渠道对于汇率传递程度的减弱会明显下降。由于中国过去多年出口产品质量提升明显，这也为中国企业在我们的样本期间（2000—2011年）面临汇率冲击时出口价格变动并不明显提供了一个可能的解释。

本文利用企业—产品层面的数据，从进口、产品质量和出口价格之间的关系解释了我们看到的中国出口价格接近完全的汇率传递现象。我们与其他估计微观层面汇率传递率的文献一致，发现中国出口价格短期的汇率传递率接近完全，在93%左右。进一步的研究发现，汇率变动对出口价格的影响，在产品质量提升程度上表现出较大差异。本文主要有三方面的贡献。第一，我们在微观层面估计了出口价格的汇率传递程度，并进一步指出中间品进口的边际成本渠道与出口产品质量变化的交互作用为我国出口商价格对汇率变动的不敏感性提供了可能的解释。*Li et al.* (2015) 同样利用海关数据指出中国的出口价格汇率传递率非常高，但是他们的文章并没有对此现象存在的原因进行分析。而我们的研究通过细致分析海关数据，发现中国出口存在高进口强度以及质量变化明显的两大特征，并进一步利用这两大特征对接近完全的汇率传递现象作出了解释。第二，我们发现人民币汇率变动对企业的出口作用会受到其质量提升情况的影响。在人民币升值时，那些经历了明显质量提升的出口产品其出口金额以及数量下降程度较其他产品明显轻。这为我们理解新时期人民币汇率水平变动对出口部门的具体政策影响提供了更丰富的参考依据。第三，我们在本文中首次应用随机系数模型 (*Wooldridge*, 2008) 来估计进口对汇率传递效应的差异性影响。基于此模型，我们较好地解决了进口份额在估计中的内生性问题，使得我们的回归估计结果较为准确。

本文余下部分的结构安排如下：第二部分为文献回顾，第三部分为基本事实与数据描述，第四部分为对出口价格汇率弹性的估计，第五部分为稳健性检验，第六部分是政策及结论分析。

二、文献回顾

我们的研究与三支文献有关。首先,我们的研究与企业的进口与出口决策相关性的研究有关。Bernard *et al.* (2007) 发现美国贸易部门中进口与出口联系较为紧密:出口企业中将近有 26% 的比例同时也从事进口活动。基于比利时企业数据,Amiti *et al.* (2014) 发现 78% 的出口企业同时也进口。我们的研究基于 2000—2011 年的数据考察了这一点,发现的出口与进口活动高关联的现象与之前的研究一致,并且更加明显。在我们的样本中,有超过 70% 的出口贸易额涉及从同一出口目的地进口中间投入品。

其次,我们的研究与企业的进口对企业生产率的影响的研究有关。目前有不少文献指出进口中间投入品能够显著提升企业绩效。Gopinath and Neiman (2014) 基于阿根廷海关数据发现,本币贬值导致的进口中间成本上升是解释 2000—2002 年间阿根廷制造业部门企业生产率下降的最主要原因。Halpern *et al.* (2015) 利用匈牙利企业数据发现 1993—2002 年间匈牙利企业生产率增长的 1/4 由进口中间投入品贡献。Chen *et al.* (2017) 利用中国数据发现,进口中间投入品能够显著增加进口企业的研发强度。许家云等 (2017) 指出中间品进口能够有效提升中国出口产品质量。还有一些文章则考虑了中间投入品关税下降对企业绩效的影响 (Yu, 2015; Fan *et al.*, 2015)。同样利用中国数据,Fan *et al.* (2015) 发现中间投入品关税下降使得企业提升出口产品质量,从而提升了出口产品的价格。我们的研究发现了类似的结论:进口成本的下降会使得出口企业升级产品质量,提升产品价格。这也是我们提到的“质量改变渠道”。而不同的地方是,我们关注的是汇率的价格传递效应,而非关税。

最后,我们的研究与汇率对出口产品的价格传递效应有关。从 20 世纪 80 年代开始,学者们就汇率对产品价格的传递效应做了大量研究。文献发现,进口价格的汇率传递性远远小于 1。⁵ 近年来,随着企业数据的可得性增加,越来越多的研究从微观层面开始研究汇率传递效应的差异性。具体来说,这些研究认为企业生产率 (Berman *et al.*, 2012; Li *et al.*, 2015)、出口产品质量 (Chen and Juvenal, 2016; Auer *et al.*, 2018; 王雅琦等, 2015)、配送成本 (Berman *et al.*, 2012; Chatterjee *et al.*, 2013)、进口中间品强度 (Amiti *et al.*, 2014; Bernini and Tomasi, 2015; 韩剑等, 2017) 是可能影响企业出口价格汇率传递性的主要因素。已有的文献从质量异质性角度考虑了汇率对出口产品价格的传递效应的差异。例如,Chen and Juvenal (2016) 基于阿根

⁵ 相关文献回顾可参见 Burstein and Gopinath (2014)。

廷红酒行业的数据发现高质量出口产品价格相对低质量出口产品价格汇率传递系数更低。Auer *et al.* (2018) 基于欧洲汽车行业的数据也发现了类似的结论。而王雅琦等 (2015) 则基于中国海关全样本数据发现在中国同样存在出口产品质量越高, 其汇率的价格传递系数越低的现象。

我们的文章与之前的文献有一定的联系。我们在研究中同样地发现了中间品进口的边际成本效应。而我们的研究与其不同之处在于, 我们发现汇率变动会同时改变出口商从同一目的地的中间品进口行为, 并进一步改变出口产品质量以及出口产品价格。由于汇率的边际成本效应与质量提升效应对出口价格变动的方向相反, 我们看到边际成本效应在质量提升空间越大的产品样本中表现越弱。

三、数据来源与描述统计

本文主要使用中国海关总署的企业—产品层面交易数据。这一数据记载了2000—2011年中国所有出口进口企业的每一条出口交易信息, 包括企业代码、出口产品的HS编码、出口数量、出口价值、出口方式和目的地。原始的交易数据在2007年前以月度频率记录, 而在2007年及之后以年度频率记录。我们在处理的过程中将所有的样本都统一叠加到了年度频率。另外, 中国海关采用的商品分类标准五年一变。为了使前后分类保持一致, 我们利用联合国统计部门提供的商品分类标准对应表进行统一。⁶ 整套数据统一采用HS2002分类标准。我们对一个产品的定义在HS6位标准上。

在研究中, 我们基准回归中使用的汇率、消费者价格指数来自世界货币基金组织的国际金融统计数据库, 使用的真实国内生产总值以及人均国内生产总值来自Penn World Tables (PWT 8.0)。我们使用的双边实际汇率的构造方式如下:

$$rer_{ct} = \frac{NR_{ct} P_{ct}}{P_{CH,t}}$$

其中, NR_{ct} 是国家 c 对人民币的名义汇率, 以直接标价法表示。 P_{ct} 是出口国 c 的消费者物价水平, $P_{CH,t}$ 是中国的消费者物价水平。我们将所有的实际汇率都转化成了一个指数, 使其基期为2000年 ($rer_{ct} = 1$)。 rer_{ct} 的数值变大意味着人民币对外币的实际贬值。

在表1中, 我们给出了本文各年份的样本个数分布。我们将出口商样本

⁶ 在2002年以前, 中国海关采用的商品分类标准为HS1996。而2002年以后2007年以前, 中国海关采用的分类标准为HS2002。2007年以后到2011年, 中国海关采用的分类标准为HS2007。商品分类统一标准对应表来源于联合国统计署: <https://unstats.un.org/unsd/trade/classifications/correspondence-tables.asp>, 访问日期: 2018年3月16日。

分成了有从同一目的地中间品进口活动的出口商和无此类活动的出口商,并分别计算了每年样本个数以及频率占比。如表 1 所示,我们可以看到在 2000—2011 年间,出口企业的交易数目迅速上升。2008—2011 年四年样本个数占总样本的将近 50%。另一个有趣的现象是,从同一出口目的地进口中间品的交易数目占比逐渐下降,从 2000 年的 40% 下降到了 2011 年的 13%。平均而言,在 2000—2011 年间,有 20% 的出口交易会同时从同一目的地进口中间品。

表 1 分年份海关数据样本统计描述

年份	频率	占比	有中间品进口的出口交易		无中间品进口的出口交易	
			频率	占比	频率	占比
2000	1 752 138	2.71	694 206	0.40	1 057 932	0.60
2001	1 974 590	3.05	738 904	0.37	1 235 686	0.63
2002	2 488 521	3.84	886 437	0.36	1 602 084	0.64
2003	3 102 250	4.79	989 125	0.32	2 113 125	0.68
2004	3 854 724	5.95	1 075 380	0.28	2 779 344	0.72
2005	4 872 929	7.53	1 179 781	0.24	3 693 148	0.76
2006	5 919 581	9.14	1 237 241	0.21	4 682 340	0.79
2007	6 970 694	10.77	1 191 700	0.17	5 778 994	0.83
2008	7 422 004	11.46	1 170 648	0.16	6 251 356	0.84
2009	7 659 821	11.83	1 147 096	0.15	6 512 725	0.85
2010	9 247 242	14.28	1 288 968	0.14	7 958 274	0.86
2011	9 487 778	14.65	1 224 464	0.13	8 263 314	0.87
2000—2011	64 752 272		12 823 950	0.20	51 968 322	0.80

注:观测值单位按照企业—产品—出口目的地—年份进行分类。其中产品的定义标准为 HS6 位码水平。

在表 2 的上半部分,我们分别列出了两种出口商的出口表现。从总出口金额、出口目的地个数以及出口产品种类数这三个指标来看,有进口的出口商比无进口的出口商其出口总金额更大、出口目的地与出口产品种类数目都更多。在表 2 的下半部分,我们列出了出口产品价格的统计性描述。我们首先列出了全样本的出口产品价格分布。我们按照两种层次计算了出口产品价格。一种是按照企业—产品层面计算了出口产品价格,另一种是按照企业—产品—国家层面计算了出口产品价格。我们分别列出了无进口中间品的出口商和有进口中间品的出口商的出口产品价格分布。我们发现无论在哪一个层面,出口产品价格从 2000 年到 2011 年都经历了明显的上升。另外,我们还发现有进口中间品的出口商相对无进口中间品的出口商其出口产品价格上升

得更快。一个可能的解释是，有进口中间品的出口商更可能提升自身产品质量，从而其出口产品价格提升更快。进一步地，我们还按照 Rauch (1999) 的分类，将出口产品分为了同质化产品和异质化产品。同样，我们在两种产品分类中发现出口价格在样本期间都经历了上升，而且有进口中间品的出口商相对无进口中间品的出口商出口产品价格上升得更快。

表2 进口中间品的出口商与不进口中间品的出口商指标对比

	无进口出口商		有进口出口商	
总出口金额（以美元计）	1 977 618		8 038 492	
出口目的地个数	7		10	
出口产品种类数（HS6 位码）	27		35	
出口产品价格（以中位数计）	2000 年	2011 年	2000 年	2011 年
企业—产品层面	1.55	2.68	2.13	5.4
企业—产品—国家层面	1.58	3.45	2.33	7.55
同质化产品				
企业—产品层面	1.48	4.83	2.20	7.99
企业—产品—国家层面	1.53	6.51	2.28	9.11
异质化产品				
企业—产品层面	1.73	2.91	2.34	6.00
企业—产品—国家层面	1.95	3.8	2.44	8.25

注：观测值单位按照企业—产品—出口目的地—年份进行分类。此表对应的有进口的出口商划分为出口商同时从国外进口中间品。总出口金额、出口目的地个数、出口产品种类数以及出口产品价格的观测值都以中位数计。产品差异化程度按照 Rauch (1999) 进行分类。

图1中我们给出了中国对主要贸易伙伴的双边实际汇率指数走势。我们分别绘制了中国对美国、日本、韩国、德国和英国的双边实际汇率指数走势。在我们的样本中，这五个国家为中国的出口和进口的主要市场⁷：美国（出口第一，进口第三）；日本（出口第二，进口第一）；韩国（出口第三，进口第二）；德国（出口第四，进口第四）；英国（出口第六，进口第二十二）。从图1中我们可以看到自2006年起，人民币实际汇率对各主要贸易伙伴呈现升值态势。而中国对主要贸易伙伴的双边实际汇率指数走势差异较大。人民币对德国马克、英镑和韩元的实际汇率升值幅度较大，而对美元和日元实际汇率升值幅度较小。

⁷ 我们在此排名中刨除了香港和台湾地区。

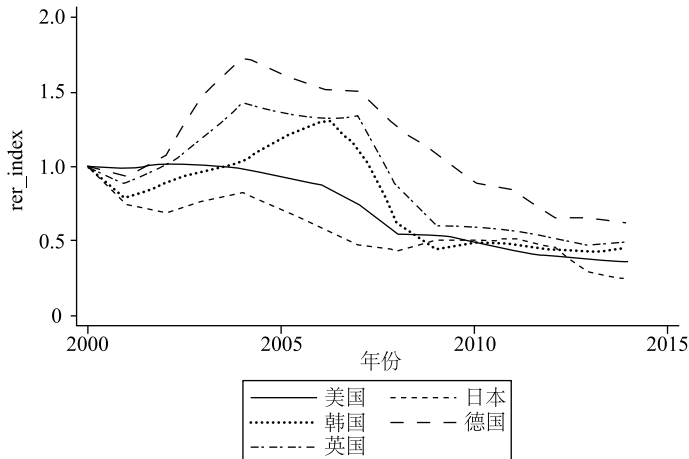


图1 中国对主要贸易伙伴的双边实际汇率指数走势

注: rer_index 代表人民币实际汇率指数。 rer_index 上升表示人民币实际汇率贬值。双边实际汇率指数为作者根据双边实际汇率计算得到。在图中, 我们将人民币实际汇率指数的基期都固定在 2000 年 (指数=1, 2000 年)。

四、基准回归

在此部分, 我们将讨论本文的实证设定以及给出一些基准结果分析。我们的主要核心是分析出口商的进口行为对汇率传递效应的影响。我们将分两条渠道来探讨此影响。首先, 我们将讨论出口商的进口行为对汇率传递效应的“边际成本渠道”。接下来, 我们将探讨出口商的进口行为对汇率传递效应的“质量改变渠道”以及其对“边际成本渠道”的削弱作用。

(一) 计量经济模型设定

考虑到本文分析的核心变量 (汇率、价格) 几乎都是非稳定序列, 因此我们遵循文献的做法 (Goldberg and Knetter, 1997), 在基准模型中采用一阶对数差分的模型设定。具体而言, 我们的基准回归方程设定如下:

$$\Delta \ln Exportprice_{fpc} = \alpha + \beta_1 \Delta \ln RER_{ct} + \beta_2 (IM_{fct} \times \Delta \ln RER_{ct}) + \beta_3 IM_{fct} + \gamma Z_{ct} + v_{fpc} + \lambda_t + \epsilon_{fpc}.$$

上式中, f 代表出口企业, p 代表按照 HS6 位码分类的商品, c 代表出口目的国 (地区), t 代表时间。 $\Delta \ln Exportprice_{fpc}$ 代表在第 t 年企业 f 出口到出口目的国 (地区) c 商品 p 的单位价格⁸ 的一阶对数差分。 $\Delta \ln RER_{ct}$ 为

⁸ 单位价格都是出口额除以出口数量计算得到。海关数据库中企业出口数量的单位会有少数不统一的地方, 比如说有的出口交易使用千克为单位, 有的出口交易使用克为单位。我们在回归中将这这些样本予以删除。

第 t 年中国对出口目的国 c 的双边实际汇率（直接标价法， $\Delta \ln RER_{ct}$ 大于零代表人民币对 c 国货币贬值）。 IM_{fct} 是出口商 f 从出口目的地 c 进口中间品的状态。如若出口商 f 同时从出口目的地 c 进口中间品，则 $IM_{fct} = 1$ ，否则， $IM_{fct} = 0$ 。 Z_{ct} 为一系列出口目的地的特征变量。具体地，我们控制了出口目的地的实际国内生产总值和人均实际国内生产总值。 v_{fpc} 为企业—产品—出口目的地的固定效应。加入这一固定效应可以控制不随时间改变的国家—企业—产品层面特征（如距离、文化、消费者偏好等）对企业定价行为的影响。 λ_t 代表了年份固定效应，即对所有出口企业者都面临的共同冲击，包括国内物价水平和经济走势等信息。 ϵ_{fpct} 表示误差项。

（二）回归结果

基准模型的回归结果列于表 3 中。表 3 的第（1）列和第（2）列都采用全样本进行估计。第（1）列控制了企业—国家—出口产品两个维度的固定效应。第（2）列控制了出口国—产品和年份两个维度的固定效应。我们可以看到第（1）列和第（2）列的结果并没有显著差异：人民币贬值 1%，在平均意义上企业出口价格仅仅上调约 0.06%—0.07%。这就意味着，汇率对出口价格的传递效应不超过 93%（ $=1-0.07$ ），显著高于文献中对其他国家的估计结果。例如，Amiti *et al.*（2014）采用比利时的数据发现出口价格的汇率弹性约为 0.2（即汇率的出口价格传递效应为 80%），而 Berman *et al.*（2012）采用法国企业数据发现出口价格弹性约为 0.13（即汇率的出口价格传递效应为 87%）。

表 3 基准回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本	全样本	非进口	进口		
汇率	0.070*** (17.71)	0.061*** (26.81)	0.046*** (9.62)	0.103*** (11.62)	0.055*** (18.39)	0.052*** (17.46)
汇率×进口					0.052*** (10.33)	0.005*** (12.80)
进口					0.001 (1.61)	0.000*** (4.12)
人均 GDP	0.017 (1.47)	0.005 (0.99)	0.046*** (2.72)	0.053 (1.24)	0.044*** (3.93)	0.043*** (3.89)
GDP	-0.013 (-1.33)	-0.010** (-2.54)	-0.038** (-2.41)	-0.071* (-1.88)	-0.039*** (-3.89)	-0.039*** (-3.87)
固定效应						
企业—国家—产品	是	否	是	是	是	是

(续表)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本	全样本	非进口	进口		
国家—产品	否	是	否	否	否	否
时间	是	是	是	是	是	是
观测值个数	15 503 857	15 503 857	11 030 248	4 473 609	15 503 857	15 503 857
R 方	0.477	0.019	0.536	0.476	0.477	0.477

注：括号内为 t 值。*、**、***表示在 10%、5%、1%水平上显著。出口价格和实际汇率都采取对数一阶差分。出口价格的单位为人民币。列 (1)、(2)、(5)、(6) 的回归使用了全样本。列 (3)、(4) 的回归样本分别为无中间品进口的出口样本和有中间品进口的出口样本。列 (5)、(6) 对应的进口指标分别为虚拟变量与进口金额。稳健误差聚类水平为企业层面。

为了研究出口价格的汇率弹性是否对于有无进口的出口存在差异，我们在列 (3) — (6) 进行了进一步的检验。在列 (3) 和 (4) 我们分别采用了无中间品进口的出口样本和有中间品进口的出口样本进行回归。对应的有进口的出口交易划分为出口商同时从同一出口目的地进口中间品。回归结果显示，有进口的出口交易相对无进口的出口交易其汇率传递率显著要低：有进口的出口交易汇率传递率约为 90%，而无进口的出口交易汇率传递率约为 95%。我们在列 (5) 和列 (6) 进一步分别采用了汇率与进口虚拟变量、进口金额的交叉项作了检验。根据列 (5) 交叉项之前的系数，我们发现进口的出口交易值比无进口的出口交易值的汇率传递率低 5% 左右。这一系数的大小与我们在列 (3) 和列 (4) 中发现的结果基本一致。我们在列 (6) 中采用了进口金额值。交叉项前的系数仍然支持了我们之前的结论：有进口的出口交易其汇率传递率相对无进口的出口交易较低。具体地，我们发现对于进口额处于 5% 分位数的样本来说，其出口汇率传递率为 95% ($=1-0.054$)；而对于进口额处于 95% 分位数的样本来说，其出口汇率传递率为 86% ($=1-0.054-0.005 \times 16.7$)⁹。Amiti *et al.* (2014) 也作了类似的分析。他们发现当进口强度从样本的 5% 上升到了 95% 分位数时，出口汇率传递率从 87% 下降到了 64%。

与 Amiti *et al.* (2014) 的结果相比较，我们发现进口状况的变动在我们的设定中对于汇率传递率的差异显然解释能力要弱一些。我们认为这里可能影响进口产品的边际成本效应的是质量改变效应。如果某类产品其质量提升空间较大时，我们之前所述的质量改变效应就会发挥作用。进一步地，我们分产品检验了进口行为对出口汇率弹性的影响。我们按照 Rauch (1999) 将产品分为了同质化产品和异质化产品两大类。我们认为同质化产品相对于异质化产品的质量提升空间相对要小 (Fan *et al.*, 2015)。

⁹ 我们还采用了进口变量的滞后一期值进行回归，得到的结果非常相近。因篇幅原因，不再汇报结果。

我们在表4中汇报了区分同质化产品和差异化产品的出口价格汇率弹性估计结果。我们发现同质化产品和异质化产品其进口中间品对出口价格汇率弹性的影响具有显著差异。我们在列(1)和(2)中使用的产品差异化程度分类标准为Rauch(1999)。按照Rauch(1999)的分类标准,我们利用虚拟变量将产品分为同质化产品(产品差异化=0)和差异化产品(产品差异化=1)。按照列(1)和列(2)的结果,我们发现同质化产品,进口中间品的样本比不进口中间品的样本其汇率传递率低24%。而对于差异化产品,进口中间品的样本比不进口中间品的样本其汇率传递率仅仅低5.6%。而当进口金额从样本的5%分位数上升到样本95%的分位数水平时,同质化产品样本的汇率传递率从96%(=1-0.044)下降到71%(=1-0.015×16.7-0.044);而差异化产品样本的汇率传递率则从96%仅仅下降到87%(=1-0.005×16.7-0.044)。进一步地,我们在列(3)—(6)分别使用研发支出强度和GM指数作为产品差异化程度的构建指标。¹⁰我们的数据来自Kugler and Verhoogen(2012)。根据Kugler and Verhoogen(2012)的结论,行业研发支出强度和Gollop-Monahan(GM)指数越高,则意味着此行业产成品差异化程度越高。我们基于列(3)—(6)得到的结论与之前列(1)、(2)一致:进口中间品对于出口价格汇率弹性的影响在同质化产品中显著高于差异化产品。

表4 同质化产品和差异化产品出口价格汇率弹性差异

			研发支出强度		GM指数	
	进口金额	虚拟变量	进口金额	虚拟变量	进口金额	虚拟变量
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
汇率	0.044***	0.048***	0.053***	0.052***	0.053***	0.052***
	(6.10)	(7.05)	(11.05)	(10.44)	(11.04)	(10.43)
汇率×进口	0.015***	0.239***	0.101***	0.009***	0.088***	0.007***
	(2.62)	(2.95)	(5.14)	(5.78)	(5.26)	(5.72)
汇率×进口	-0.010*	-0.183**	-1.098*	-0.115**	-0.032	-0.003
×产品差异化	(-1.76)	(-2.26)	(-1.70)	(-2.39)	(-0.99)	(-1.43)

¹⁰ 研发支出强度的定义为(研发支出+广告支出)/销售额。GM指数的构建方式为: $GM_k = \sum_{j, k, t} w_{jt} \left(\sum_i \frac{|s_{ijkt} - \bar{s}_{ikt}|}{2} \right)^{\frac{1}{2}}$ 。其中*i*, *j*, *k*, *t*分别代表投入品、企业、行业和年。*s_{ijkt}*为行业*k*中的企业*j*在*t*年花在投入品*i*上的支出份额。 \bar{s}_{ikt} 为行业*k*中的所有企业花在投入品*i*上的平均支出份额。*w_{jt}*为*t*年企业*j*在行业*k*中的市场份额。此方法的构建基于Bernard and Jensen(2007)。原始的数据为ISIC第二版的四位码分类,我们利用UN COMTRADE提供的对应表将其统一到HS2002分类的六位码水平。

(续表)

	研发支出强度						GM 指数					
	进口金额		虚拟变量		进口金额		虚拟变量		进口金额		虚拟变量	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)						
进口	0.000***	0.001	0.001	0.000**	0.001	0.000**	(2.69)	(0.71)	(1.10)	(2.40)	(1.12)	(2.42)
固定效应												
企业—国家—产品	是	是	是	是	是	是						
时间	是	是	是	是	是	是						
观测值个数	7 325 338	7 325 338	12 952 200	12 952 200	12 952 200	12 952 200						
R 方	0.449	0.449	0.475	0.475	0.475	0.475						

注：括号内为 t 值。*、**、***表示在 10%、5%、1%水平上显著。出口价格和实际汇率都采取对数一阶差分。出口价格的单位为人民币。我们在所有回归中都控制了当期的真实 GDP 水平和人均真实 GDP 水平。列 (1)、(3)、(5) 的回归使用的进口变量为当期进口金额。列 (2)、(4)、(6) 的回归使用的进口变量为当期进口虚拟变量。稳健误差聚类水平为企业层面。

(三) 产品质量改变渠道

基于之前的讨论，我们认为导致进口中间品对同质化产品和差异化产品出口价格汇率弹性产生显著不同影响的原因是两类产品的质量改变空间不同。我们认为，差异化产品相对于同质化产品而言，其质量改变空间要更大，使得中间品进口的“质量改变效应”发挥更明显，从而抵消了部分中间品进口的“边际成本效应”。为了证实“质量改变效应”的存在，我们对基准回归方程作了一定的修改：

$$\Delta \ln \text{Export price}_{fpc} = \alpha + \beta_1 \Delta \ln \text{RER}_{ct} + \beta_2 (\text{IM}_{fct} \times \Delta \ln \text{RER}_{ct}) + \beta_3 (\tilde{\text{Q}}_{fpc} \times \Delta \ln \text{RER}_{ct}) + \beta_4 (\text{IM}_{fct} \times \tilde{\text{Q}}_{fpc}) + \beta_5 (\text{IM}_{fct} \times \Delta \ln \text{RER}_{ct} \times \tilde{\text{Q}}_{fpc}) + \beta_6 \text{IM}_{fct} + \gamma Z_{ct} + \nu_{pc} + \lambda_t + \varepsilon_{fpc} .$$

具体地，我们在基准回归的基础上引入了一个由汇率、进口行为和质量改变的三项交叉项。我们对质量改变的度量构建如下：

$$\tilde{\text{Q}}_{fpc} = \frac{1}{(T_{fpc} - 1)} \sum_{t=1}^{T_{fpc}} \Delta \ln \text{Q}_{fpc} ,$$

其中 Q_{fpc} 为出口企业 f 在 t 年出口到目的地国家 c 产品 p 的质量。 T_{fpc} 为出口企业 f 在 t 年出口到目的地国家 c 产品 p 的总持续期数。 Q_{fpc} 的构建方式参考 Khandelwal *et al.* (2013) 和 Fan *et al.* (2015)。其背后的逻辑是利用单价

和销量信息来测算产品质量。¹¹如果两种产品价格相同，但其中一种产品销量更高，则意味着这种产品质量更高。其具体估计公式如下：

$$\ln \text{Export quantity}_{f\text{pct}} = \sigma \ln(\text{Export price}_{f\text{pct}}) + \varphi_p + \varphi_{ct} + \varepsilon_{f\text{pct}},$$

其中 φ_p 、 φ_{ct} 分别代表商品与国家—时间层面的固定效应。对上式用 OLS 估计，并取残差 $\tilde{\varepsilon}_{f\text{pct}}$ 。可以看到，这一残差衡量了在扣除价格因素后，同一商品类别中销售量的差异。在消费者的购买决策仅基于产品质量与价格的前提下，这种差异只能来自产品质量。因此， $\tilde{\varepsilon}_{f\text{pct}}$ 可以作为衡量产品质量的指标。 σ 是产品的替代弹性。我们在基准回归中使用了 Broda and Weinstein (2006) 分行业值的中位数和均值进行回归。

另外，我们还在表 5 中列出了分样本的出口商产品质量和中间品进口增长趋势。具体的，我们采取了两种对样本进行分类的方法。我们首先按照出口商的大小进行分类。我们将出口金额位于当年 75% 分位数水平以上的出口商定义为大出口商；出口金额位于当年 75% 分位数水平以下的出口商定义为小出口商。这两组出口商占出口总额的比例分别为 75% 和 25%，表明我国出口金额高度集中在大出口商上。¹²另外，我们发现大出口商相对小出口商的质量增长率和进口量显著要高。接着，我们将样本按照出口目的地的收入水平进行分类。我们将收入水平位于 50% 分位数水平以上的国家列为高收入国家¹³，将其余的国家列为低收入国家。我们发现中国约占 90% 的出口其目的地是高收入国家，而仅有 10% 的出口目的地为低收入国家。另外，我们发现出口到高收入国家的产品质量增长率显著比出口到低收入国家的产品质量增长率要高。与我们的结论一致，余森杰和张睿 (2017) 发现在跨国层面上，中国出口产品质量与其出口目的地收入水平存在显著的正相关性。另外，Hallak and Schott (2011) 以及 Feenstra and Romalis (2014) 等研究也均发现进口国收入与其进口产品质量正相关。另外，我们也发现目的地为高收入国家的出口商其中间品进口量高于目的地为低收入国家的出口商。

¹¹ 我们在回归中使用质量的样本期间差分均值替代当期差分值的目的是减少内生性问题，以及满足之后 Heckman 选择方程中的外生性要求。这一做法与 Bernini and Tomasi (2015) 的做法类似。另外，我们在稳健性检验部分分别使用了质量改变的极差以及质量改变的当期值进行分析，基准结论也未发生变化。感谢匿名审稿人的指出。

¹² 在分析中我们还尝试了另外几种分类方法，例如将大出口商定义为出口商当年出口金额是否位于样本分位数的 90% 以上，将小出口商定义为当年出口金额是否位于样本的 25% 以下。得到的统计性描述与分析结果都较为稳健。我们在此选择了一种比较常用的划分方式进行汇报。

¹³ 我们同样尝试了按照收入水平的 75% 以及一国人均收入是否超过 1 万美元对国家进行分类，其得到的统计性描述与表中较为一致。

表5 分样本质量和进口增长趋势

	质量增长率	进口量	出口占比
大出口商	13.42%	13.96	75%
小出口商	-3.93%	8.75	25%
高收入国家	2.30%	10.21	90%
低收入国家	1.53%	9.44	10%

注：所有数值由作者根据海关数据计算。大出口商和小出口商的划分分别为出口商当年出口金额是否位于样本分位数75%分位数。高收入国家和低收入国家的划分标准为国家人均收入水平为样本国家收入水平的50%分位数。进口量数值为对数值。

另外，在识别中我们还遇到了可能的内生性挑战。出口商的中间品进口行为 IM_{fct} 可能受到企业出口行为的影响。已有部分文献发现出口目的地、出口质量的不同会影响企业的中间品选择。例如，Bastos *et al.* (2018) 发现企业出口目的地越富有，出口价格越高，其愿意为中间品支付更高的价格。而 Kugler and Verhoogen (2009) 发现进口企业通常会愿意为进口投入品比国内投入品支付更高的价格。给定中国出口企业的进口中间品一般比国内中间品贵，我们认为出口产品价格更高的企业会更倾向于从国外进口中间品。基于此， IM_{fct} 可能是一个内生变量。 IM_{fct} 与其系数 β_6 以及其交叉项前对应的系数 β_2 、 β_4 、 β_5 相关，使其直接估计出来的系数可能不一致。根据 Heckman and Vytlacil (1998) 以及 Yu (2015) 的处理办法，我们将 IM_{fct} 换成由 Heckman 选择方程所预测的进口倾向变量。具体地，我们采用了以下的设定：

$$IM_{fct} = E(IM_{fct} | Z_{fct}) + \epsilon_{fct},$$

其中 $E(\epsilon_{fct} | Z_{fct}) = 0$ 。 Z_{fct} 是 Heckman 选择方程中的外生变量。具体的，我们使用了企业层面的关税、进口国人均 GDP、进口国 GDP 来预测企业从某国的中间品进口行为。我们对中间品进口关税的构建方式为： $FIT_{fct} = \sum_{p=1}^N \omega_{fpc} \times \tau_{pt}$ 。 τ_{pt} 为中国某种 HS6 类产品征收的进口关税数据。数据来源为 WTO 的贸易分析系统。 ω_{fpc} 为企业 f 的产品 p 占企业 f 从国家 c 进口中间品的份额。然而这一进口权重是一个内生的值，会受到企业面临进口关税的影响，也与企业的进口金额相关。企业面临的对某种产品的进口关税越高，其进口份额会越低。如果我们使用当期进口份额来构建企业面临的进口关税，我们会相对低估企业实际面临的进口关税。因此，参考 Yu (2015)，我们使用了不随时间变化的进口权重来构建进口关税。表 6 中我们用了样本的初期进口权重来构建进口关税。为了减轻内生性，我们使用了滞后一期的关税。我们还使用了进口年限作为排除变量 (excluded variable)。进口年限为企业现今距其从

进口国最初进口年份的时间，我们用其来度量企业的进口经验。之前有一些针对出口商的研究发现，出口商企业年限越长，其参与出口的概率越大 (Amiti and Davis, 2011)。我们在回归中还加入了一个排除变量，进口成本。进口成本对应企业的进口目的国内的出口商所面临的平均出口成本。¹⁴这一成本为固定成本，我们认为它仅仅影响是否进口，并不会影响企业选择进口之后的具体进口量。

表6 进口的自选择方程

	(1)	(2)
	进口金额	选择方程
关税	-0.127*** (-339.18)	-0.029*** (-345.43)
进口成本		-0.054*** (-12.76)
进口年限		-0.097*** (-517.41)
逆米尔斯比		1.166*** (116.17)
固定效应		
国家	是	是
时间	是	是
观测值个数	9 632 516	9 632 516

注：括号内为 t 值。*、**、***表示在 10%、5%、1%水平上显著。出口成本和进口年限都使用滞后一期值。我们在所有回归中都控制了当期的真实 GDP 水平和人均真实 GDP 水平。本表使用的关税构建的进口权重为样本的初期值。

表6给出了 Heckman 选择方程的估计结果。我们发现，一国的进口关税越高，企业从此国的进口概率越低。另外，我们看到一国的出口商通关成本越高，企业的进口概率也越低。然而我们在回归中发现进口年限与进口概率是负相关关系。我们对此的解释为进口年限越短的企业可能正处于进口网络扩张期，而进口年限较长的企业可能进口关系较为稳定，越不容易拓展新的市场。¹⁵另外，当我们将排除变量进口成本和进口年限纳入第二步进口金额的回归中时，我们发现进口成本和进口年限之前的系数非常小，对进口金额变

¹⁴ 中国进口关税数据来自 <http://tariffdata.wto.org/ReportersAndProducts.aspx>，访问日期：2018年3月5日。一国出口商面临的出口成本数据来自世界银行的投资环境数据，<http://data.worldbank.org/indicator/IC.EXP.CSDC.CD?>，访问日期：2018年3月5日，其具体度量的是一国出口商通关的所用成本。

¹⁵ 我们在数据中通过计量回归分析看到当进口年限越短时，企业越有可能拓展新的市场以及净增加进口市场数目。

化的解释力量很弱(低于0.01)。因此,进口年限和进口成本是 Heckman 选择方程第二步排除变量的合适选择。我们将预测所得的进口倾向变量代入上述方程中,得到:

$$\begin{aligned} \Delta \ln Exportprice_{fpc} = & \alpha + \beta_1 \Delta \ln RER_{ct} + \beta_2 \times E(IM_{fct} | Z_{fct}) \times \Delta \ln RER_{ct} + \\ & \beta_3 (\tilde{Q}_{fpc} \times \Delta \ln RER_{ct}) + \beta_4 \times E(IM_{fct} | Z_{fct}) \times \tilde{Q}_{fpc} + \\ & \beta_5 \times E(IM_{fct} | Z_{fct}) \times \Delta \ln RER_{ct} \times \tilde{Q}_{fpc} + \\ & \beta_6 E(IM_{fct} | Z_{fct}) + \gamma Z_{ct} + v_{pc} + \lambda_t + \delta_{fpc}, \end{aligned}$$

其中 $\delta_{fpc} = (\beta_2 \times \Delta \ln RER_{ct} + \beta_4 \times \tilde{Q}_{fpc} + \beta_5 \times \Delta \ln RER_{ct} \times \tilde{Q}_{fpc} + \beta_6) \times \epsilon_{fct} + \epsilon_{fpc}$ 。

基于“质量改变效应”,我们应该期望在三项交叉项之前的系数 β_5 为负:对于质量改变空间越大的产品(如差异化产品)¹⁶,中间品进口对出口价格弹性的影响越小。我们在表7中列出了基于这一设定的回归结果。表7的回归结果支持了我们的分析。我们比较产品质量改变程度高(位于样本95%分位数)、低(位于样本5%分位数)的两类样本进口行为对出口产品价格弹性的影响。对于产品质量改变程度低且进口强度低(位于样本5%分位数)的出口企业,其汇率传递率为99%。而当此类企业的进口强度提至样本95%分位数时,其汇率传递率为83%,下降了16%(=0.133×2.1×0.34+0.182×0.34)。另外,给定高进口强度,当出口企业的产品质量改变程度高时,其汇率传递率又上升10%(=0.133×4.2×0.51-0.044×4.2),增加到了93%。

表7 进口、产品质量和出口产品价格弹性:使用初始期关税

	进口值			进口虚拟变量		
	质量1	质量2	差异化	质量1	质量2	差异化
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
汇率	-0.270***	-0.255***	-0.315***	0.024***	0.029***	0.006
	(-7.62)	(-7.17)	(-8.02)	(3.18)	(3.98)	(0.74)
汇率×进口×产品质量变化	-0.011***	-0.018***		-0.133***	-0.079***	
	(-5.50)	(-10.01)		(-5.63)	(-4.21)	
汇率×进口×产品差异化			-0.009***			-0.527***
			(-5.95)			(-7.87)

¹⁶ 差异化产品相较于同质化产品而言,消费者的质量偏好差异较大。

(续表)

	进口值			进口虚拟变量		
	质量 1	质量 2	差异化	质量 1	质量 2	差异化
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
汇率×产品质量变化	0.173*** (5.53)	0.279*** (10.01)		0.044*** (5.58)	0.026*** (4.17)	
汇率×进口	0.023*** (10.00)	0.022*** (9.64)	0.035*** (12.34)	0.182*** (8.79)	0.176*** (8.47)	0.750*** (10.76)
进口×产品质量变化	0.006*** (42.40)	0.006*** (53.47)		0.031*** (22.29)	0.063*** (58.57)	
进口	0.002*** (6.82)	0.002*** (6.48)	0.001*** (2.83)	-0.012*** (-6.89)	-0.009*** (-5.21)	-0.010*** (-4.94)
产品质量变化	-0.002 (-1.13)	-0.031*** (-16.78)		0.079*** (159.68)	0.046*** (124.25)	
固定效应						
国家—产品	是	是	是	是	是	是
时间	是	是	是	是	是	是
观测值个数	5 958 996	5 958 996	5 413 483	5 958 996	5 958 996	5 413 483
R 方	0.105	0.108	0.019	0.105	0.109	0.019

注：括号内为 t 值。*、**、***表示在 10%、5%、1%水平上显著。出口价格和实际汇率都采取对数一阶差分。出口价格的单位为人民币。我们在所有回归中都控制了当期的真实 GDP 水平和人均真实 GDP 水平。列 (1)、(2)、(3) 的回归使用的进口变量为 Heckman 方程预测的进口金额。列 (2)、(4)、(6) 的回归使用的进口变量为 Heckman 方程预测的进口虚拟变量。质量 1、质量 2 分别为使用替代弹性中位数和均值所估计的质量的平均变化速度。产品差异化程度的分类参考 Rauch (1999)。稳健误聚类水平为企业层面。

五、稳健性检验

本部分我们用了不同的模型设定和指标来检验我们结论的稳健性。总的来说，稳健性回归的结果支持了我们之前的结论。我们在表 8 的列 (1) — (4) 尝试使用了不同的样本以检验我们基本结论的稳健性。我们的基准设定中包括了大量的多产品、多目的地的出口样本。当一国目的地货币汇率相对

人民币变动(比如升值)时,中国出口企业到该目的地的出口量将会减少,企业会更集中出口核心产品(Bernard *et al.*, 2011; Mayer *et al.*, 2014)。而由汇率变动引起的产品种类、目的地的变化可能会影响我们对出口产品价格汇率传递率的识别(Berman *et al.*, 2012)。因此,我们在列(1)中仅仅保留了单产品的出口企业样本,即企业在样本期间对某一出口地仅出口一种产品。另外,在列(2)中,我们仅仅保留了核心产品的出口样本。核心产品的定义为出口企业对某一目的地出口量最高的产品。我们看到,在将出口样本限制在单产品或核心产品时,我们的核心结论仍然成立。另外,考虑到贸易商的定价行为可能区别与一般的出口商,我们在列(3)中也将所有贸易商剔除进行回归。¹⁷我们发现在剔除贸易商之后,产品质量变化对于汇率传递率的影响相比基准回归结果更加显著了。我们发现金融危机期间(2008—2009)中国出口商进口量和出口产品质量都大幅下降。在这一期间,大多数出口商仍然面临着人民币升值。这似乎与我们之前的分析不太一致。然而,部分文献指出这一期间的产品质量变动和进口量变动可能是主要来自贸易融资的大幅萎缩¹⁸。因此,为了排除这一异常时期对我们结果估计的影响,我们在列(4)中删除了金融危机时期(2008—2009)的所有观测样本。我们发现列(4)的结果与之前基本一致。而且在删除金融危机样本之后,我们对汇率之前的系数,发现汇率对产品价格的影响进一步加强。¹⁹

表8 稳健性检验

	单产品 样本	核心产品 样本	剔除 贸易商	删除金融 危机	控制边际 成本渠道	进口中间品 强度	质量 差异度	质量变动 新指标
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
汇率	0.041*	0.095***	0.044**	0.001	0.032***	0.079***	0.030**	-0.047***
	(1.68)	(12.85)	(2.22)	(0.05)	(2.80)	(3.17)	(2.07)	(-4.21)
汇率×进口	-0.135**	-0.081***	-0.195***	-0.244***	-0.169***	-0.063	-0.004*	-0.160***
×产品质量变化	(-2.26)	(-3.52)	(-8.09)	(-8.16)	(-6.70)	(-1.41)	(-1.70)	(-8.89)

¹⁷ 贸易商的剔除方法与 Tang and Zhang (2012) 中提到的一致。具体的,我们在海关数据中的企业名称中搜索“贸易”“外贸”“外经”“进出口”“经贸”“工贸”和“可贸”等字眼。一旦企业名称包含此类字眼,我们便认为此出口商为贸易商。

¹⁸ 例如, Contessi and De Nicola (2012) 发现在2008年全球金融危机期间,贸易融资解释了大概30%的贸易萎缩。

¹⁹ 我们在稳健性检验中尝试了删除中国加入WTO前的样本(即2000年和2001年的样本)进行检验。我们发现系数大小和显著性与基准结果相比并未发生太大变化。感谢匿名审稿人的建议。

(续表)

	单产品 样本	核心产品 样本	剔除 贸易商	删除金融 危机	控制边际 成本渠道	进口中间品 强度	质量 差异度	质量变动 新指标
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
汇率	0.045**	0.027***	0.066***	0.088***	0.060***	0.016	-0.000	0.059***
×产品质量变化	(2.00)	(4.03)	(7.16)	(7.55)	(6.30)	(0.77)	(-0.19)	(8.32)
汇率×进口	0.101	0.001	0.196***	0.219***	0.141***	-0.035	0.216***	0.343***
	(1.55)	(0.08)	(3.51)	(5.79)	(4.13)	(-0.76)	(5.24)	(10.45)
进口	0.018***	0.006***	0.001	0.006*	0.006**	0.011***	0.001***	-0.020***
×产品质量变化	(3.88)	(5.20)	(0.80)	(1.96)	(2.08)	(3.86)	(2.81)	(-6.02)
进口	-0.056***	-0.058***	-0.028***	-0.035***	-0.028***	0.008***	-0.026***	-0.124***
	(-9.19)	(-14.81)	(-6.90)	(-7.69)	(-7.14)	(2.79)	(-6.57)	(-27.13)
产品质量变化	0.072***	0.069***	0.086***	0.089***	0.055***	0.076***	-0.000	0.107***
	(40.40)	(111.57)	(146.27)	(66.96)	(26.62)	(58.01)	(-1.20)	(82.49)
边际成本					0.089***			
					(70.67)			
固定效应								
国家产品	是	是	是	是	是	是	是	是
时间	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	5 958 996	5 958 996	5 413 483	4 682 388	5 937 629	391 739	6 789 062	5 901 004
R方	0.105	0.108	0.019	0.113	0.105	0.145	0.021	0.348

注：括号内为 t 值。*、**、***表示在 10%、5%、1%水平上显著。出口价格和实际汇率都采取对数一阶差分。出口价格的单位为人民币。我们在所有回归中都控制了当期的真实 GDP 水平和人均真实 GDP 水平。列 (1)、(2)、(3) 的回归使用的进口变量为 Heckman 方程预测的进口金额。列 (2)、(4)、(6) 的回归使用的进口变量为 Heckman 方程预测的进口虚拟变量。我们这里使用的产品质量变化为上文定义的质量 1。稳健误聚类水平为企业层面。

我们在列 (5) — (8) 尝试了另外两种稳健性检验。首先，我们在基准回归中控制了边际成本的渠道。我们对边际成本的度量为进口品价格，构造

方式参考了 *Amiti et al.* (2014)²⁰。我们认为汇率会通过进口中间品影响边际成本,同时也会通过进口中间品改变出口产品质量而影响最终的出口产品价格,而两个作用方向正好是相反的。所以,当我们控制住边际成本渠道时,汇率通过进口中间品改变出口产品质量的影响会更为显著。我们在表8的列(5)中展示了这一结果。我们发现在控制了边际成本这一渠道之后,汇率通过进口中间品改变出口产品质量的影响的确更为显著。其次,我们更换了进口中间品和质量差异的衡量指标。在表8的列(6),我们使用从某一国进口中间品占生产所使用中间品总量的比例作为进口中间品的衡量。由于要使用到出口商的总中间品投入数据,我们需要用到工业企业数据库与海关库的合并。具体的合并方法参考 *Yu* (2015)。合并过后,我们的样本量显著减少。在合并后的样本中,我们发现我们的回归各项系数仍然与基准结果保持一致,只是显著性有所下降。在表8的列(7)和(8)我们更换了质量差异度的衡量指标。具体地,在表8的列(7),我们使用企业出口到某目的国某产品样本期间质量的最高值和最低值之差(极差)来衡量产品的质量改变差异。在列(8),我们使用了本期的质量变动来作为产品质量改变差异的度量。我们发现使用新的指标来衡量质量改变差异也并不会影响我们的基本结论。

我们在表9中考虑了不同样本的回归结果。我们发现大出口商的出口价格汇率传递率(92%)比小出口商(94%)略低。而产品质量变化对于进口成本效应的削弱作用在大出口商和小出口商样本中都很明显。另外,我们按照出口目的地将样本分为目的地为高收入国家和低收入国家的出口样本。我们发现出口到高收入国家的汇率传递率(92%)显著比出口到低收入国家的汇率传递率(98%)低。我们认为此现象可能与中国出口商出口到高收入国家的产品质量提升一般比出口到低收入国家的产品质量提升快有关系(见表5统计描述结果)。另外,我们发现对于出口到低收入国家的样本,质量变化对于进口成本效应的削弱效应不再明显。我们认为一个可能的解释是出口到低收入国家的样本其产品质量以及产品价格提升空间可能受到出口目的地消费者收入水平的制约,因此两者对汇率的变动较为不敏感。

我们文中探讨的质量改变渠道为汇率变化时会影响出口商的中间品进口行为,从而形成与进口成本相反的价格变动,抵消中间品进口在汇率传递中的进口成本效应。我们在表10中检验了这一渠道。我们考察了汇率变动对中

²⁰ 具体的构造方式为: $\Delta mc_{ft} = \sum_{c \in C_{ft}} \sum_{p \in M_{ft}} w_{fpct} \Delta \log U_{fpct}$ 。其中 U_{fpct} 是企业 i 从国家 j 进口中间品 p 的单位价格(以人民币计价)。 w_{fpct} 是企业中间进口品占总成本份额 t 期和 $t-1$ 期的平均值。 C_{ft} 和 M_{ft} 分别代表企业 f 在 t 期进口来源国和中间进口品的集合。

间品进口种类数目以及进口产品单价的影响。由于进口产品个数为整数，我们在表10的列(1) — (3)采取了负二项分布回归。我们发现人民币相对其他货币升值时，出口商的进口产品个数明显增加，而对那些质量提升表现越为明显的出口商这一效应越为明显。另外，我们在列(2)、(3)分别按照进口中间品来源地的收入水平分成两组。我们发现汇率变动对于来源地为高收入国家的进口种类数目以及产品差异影响较来源地为低收入国家的中间品进口更为明显。我们在表10的列(4) — (6)检验了汇率变动对于中间品进口单价的影响。我们发现当人民币相对其他货币升值时，对于那些产品质量提升比较多的出口商，他们的中间品进口单价较为稳定。一个可能的解释是这些出口商在同类商品中选择了质量更高的中间品进口，即进行了进口中间品的质量升级。而当我们同样把中间品进口按照来源国收入水平进行分类时，我们发现可能存在的进口中间品质量升级现象对来自高收入国家的进口中间品更为明显，而对来自低收入国家的进口中间品并不显著。

表9 考虑不同样本

	大出口商	大出口商	小出口商	小出口商	高收入国	高收入国	低收入国	低收入国
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
汇率	0.081***	0.037**	0.062***	0.049***	0.077***	0.060***	0.015	-0.027
	(9.72)	(2.20)	(12.91)	(3.60)	(17.40)	(5.14)	(1.56)	(-0.67)
汇率×进口		-0.076**		-0.203***		-0.164***		-0.040
×产品质量变化		(-1.97)		(-6.88)		(-6.56)		(-0.43)
汇率		0.035**		0.067***		0.058***		-0.030
×产品质量变化		(2.57)		(5.90)		(5.96)		(-1.08)
汇率×进口		0.145***		0.108***		0.090***		0.113
		(2.70)		(2.90)		(2.70)		(0.85)
进口		-0.001		0.013***		0.014***		0.010
×产品质量变化		(-0.37)		(5.38)		(5.16)		(1.34)
进口		-0.035***		-0.023***		-0.028***		-0.021*
		(-5.47)		(-6.82)		(-8.32)		(-1.82)
产品质量变化		0.088***		0.088***		0.085***		0.096***
		(50.90)		(89.99)		(69.73)		(41.07)

(续表)

	大出口商	大出口商	小出口商	小出口商	高收入国	高收入国	低收入国	低收入国
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
固定效应								
国家—产品	是	是	是	是	是	是	是	是
时间	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值个数	5 359 163	3 439 279	10 144 694	3 390 279	13 202 581	6 405 478	2 301 276	424 080
R 方	0.466	0.099	0.544	0.128	0.468	0.100	0.547	0.174

注：括号内为 t 值。*、**、***表示在 10%、5%、1%水平上显著。出口价格和实际汇率都采取对数一阶差分。出口价格的单位为人民币。我们在所有回归中都控制了当期的真实 GDP 水平和人均真实 GDP 水平。大出口商和小出口商的划分分别为出口商当年出口金额是否位于样本分位数 75%分位数。高收入国家和低收入国家的划分标准为国家人均收入水平为样本国家收入水平的 50%分位数。回归使用的进口变量为 Heckman 方程预测的进口虚拟变量。我们这里使用的产品质量提升变化为上文中定义的质量 1。稳健误差类水平为企业层面。

表 10 汇率对中间品进口的影响

	进口产品个数			进口产品单价		
	高收入	低收入		高收入	低收入	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
汇率	-0.183*** (-30.97)	-0.187*** (-30.66)	-0.133*** (-3.84)	0.392*** (14.89)	0.396*** (14.09)	-0.069 (-0.38)
汇率×产品质量变化	-0.014*** (-3.28)	-0.013*** (-2.97)	0.001 (0.04)	-0.024*** (-4.34)	-0.041*** (-5.24)	0.066 (0.79)
产品质量变化	0.001 (0.94)	0.002 (1.58)	-0.010** (-2.21)			
随机效应	是	是	是			
固定效应						
企业—国家—产品				是	是	是
时间				是	是	是
观测值个数	1 221 844	1 148 258	73 586	1 189 744	1 161 104	28 640
R 方				0.010	0.011	0.011

注：括号内为 t 值。*、**、***表示在 10%、5%、1%水平上显著。进口价格的单位为人民币。我们在所有回归中都控制了当期的真实 GDP 水平和人均真实 GDP 水平。高收入国家和低收入国家的划分标准为国家人均收入水平为样本国家收入水平的 50%分位数。我们这里使用的产品质量变化为上文中定义的质量 1。稳健误差类水平为企业层面。

出口产品价格接近完全的汇率传递程度意味着汇率的变动将基本被外国消费者吸收。当人民币升值时，这意味着外国消费者面临的中国出口品价格（以当地货币计）将显著上升，将会对其需求造成负面影响。这也是人民币升值下的中国出口商的主要压力。然而，这一压力会随着产品质量提升而减弱。表11中我们估计了人民币汇率变动对中国出口的异质性影响。我们在表11的列（1）、（3）和列（2）、（4）分别汇报的是使用替代弹性中位数和平均值估计出的两种质量变化。基于列（1）、（3）的结果，我们发现当人民币升值10%时，产品质量提升程度高的出口产品（2.1，位于质量分布的95%分位数）其出口数量和出口金额（以人民币计）分别下降7.4%和6.9%；而产品质量提升程度低的出口产品（-2.1，位于质量分布的95%分位数）其下降数值分别为11.8%和8.8%。

表11 汇率对出口的异质性影响

	出口数量 (1)	出口数量 (2)	出口金额 (3)	出口金额 (4)
汇率	0.959*** (2.64)	0.384 (1.06)	0.787** (2.13)	0.176 (0.48)
汇率×产品质量变化	-0.106*** (-4.64)	-0.124*** (-4.96)	-0.045*** (-3.00)	-0.057*** (-3.25)
汇率×进口	-0.039* (-1.70)	0.004 (0.18)	-0.029 (-1.23)	0.017 (0.73)
进口×产品质量变化	0.017*** (8.30)	0.019*** (8.67)	0.121*** (7.49)	0.144*** (7.94)
进口	-0.013*** (-2.88)	-0.015*** (-3.57)	-0.013*** (-2.95)	-0.016*** (-3.46)
产品质量变化	-0.014 (-0.43)	0.026 (0.73)	0.077*** (13.27)	0.118*** (17.88)
固定效应				
国家—产品	是	是	是	是
时间	是	是	是	是

(续表)

	出口数量	出口数量	出口金额	出口金额
	(1)	(2)	(3)	(4)
观测值个数	3 344 021	3 344 021	3 344 021	3 344 021
R 方	0.055	0.073	0.040	0.054

注：括号内为 t 值。*、**、***表示在 10%、5%、1%水平上显著。出口金额的单位为人民币。我们在所有回归中都控制了当期的真实 GDP 水平和人均真实 GDP 水平。我们这里使用的产品质量变化为上文定义的质量 1。稳健误差聚类水平为企业层面。

六、结 论

本文利用 2000—2011 年的海关交易数据，重新检验了人民币汇率变动对出口价格的影响。研究表明，中国的出口产品价格汇率传递率基本接近完全传递，接近 93%。换句话说，以本币计价的出口价格并不会随着人民币汇率变化而显著变动。人民币汇率变动 1%，以人民币标价的企业出口价格变动比例仅在 0.07% 左右。中国接近完全的汇率传递现象明显异于来自其他国家的汇率价格的不完全传递结论。我们结合中国出口数据中高进口比例以及出口质量提升速度较快的特征为中国出口接近完全的汇率传递现象提供了一个可能的解释。

与已有文献一致，我们发现当出口商的进口增加时，由于成本效应的存在，出口价格对汇率变动反应会更为明显。而通过进一步研究，我们发现这一效应会由于出口商内生的质量选择而被削弱。当人民币汇率相对升值时，出口企业的进口成本下降，然而出口企业会选择生产更高质量的产品，从而提升出口产品价格，抵消掉了部分汇率对于进口成本的影响。具体地，对进口概率高的出口企业，质量提升速度从样本的 5% 分位数上升到 95% 分位数，其汇率的价格传递率将会从 83% 上升到 93%。给定我们的样本中，大出口商占据出口的份额较高，且其对应的进口中间品比例以及产品质量提升速度都较高。我们认为这可能解释了在企业—产品层面，以本币计价的出口商价格对汇率反应不敏感的现象。另外，我们还发现汇率升值时，对质量提升程度较高的出口企业，其会更多地增加进口中间品种类数目以及提升进口中间品质量。这一效应对于从高收入国家进口中间品的出口企业更为明显。

我们的研究为理解近年来汇率政策的影响以及出口企业对汇率变动的反应提供了新的参考。过去部分观点认为我国出口产品质量低或者出口企

业生产率低是解释我国出口价格接近完全的汇率传递现象的主要原因。而通过研究我国出口产品质量以及进口行为的变动趋势,我们发现样本期间我国出口产品质量提升明显,而这显著地削弱了汇率对进口成本产生的影响。2004—2011年,人民币汇率保持着持续的升值趋势。我们发现,虽然人民币升值对出口企业造成了成本竞争力的劣势,但是在此升值通道过程中,中国出口商通过进口更多以及更高质量的中间投入品,提升了产品质量,使得其以本币计价的出口产品价格保持了相对稳定。而且我们还发现质量提升较为明显的产品在人民币升值时其出口数量和出口金额下降幅度明显较小。从这个意义上说,出口企业如何将人民币升值的压力成功地转化为产品质量升级的动力,是未来中国制造业在世界市场保持竞争优势的重要命题。

参 考 文 献

- [1] Amiti, M., and D. Davis, "Trade, Firms, and Wages: Theory and Evidence", *Review of Economic Studies*, 2011, 79 (1), 1-36.
- [2] Amiti, M., and J. Konings, "Trade Liberalization, Intermediate Inputs, and Productivity: Evidence from Indonesia", *American Economic Review*, 2007, 97 (5), 1611-1638.
- [3] Amiti, M., O. Itskhoki, and J. Konings, "Importers, Exporters and Exchange Rate Disconnect", *American Economic Review*, 2014, 104, 1942-1978.
- [4] Auer, R. T. Chaney, and P. Sauré, "Quality Pricing-to-Market", *Journal of International Economics*, 2018, 110, 87-102.
- [5] Bastos, P., J. Silva, and E. Verhoogen, "Export Destinations and Input Prices", *American Economic Review*, 2018, 108 (2), 353-392.
- [6] Berman, N., P. Martin, and T. Mayer, "How Do Different Exporters React to Exchange Rate Changes?", *Quarterly Journal of Economics*, 2012, 127 (1), 437-492.
- [7] Bernard, A., J. Jensen, S. Redding, and P. Schott, "Firms in International Trade", *Journal of Economic Perspectives*, 2007, 21 (3), 105-130.
- [8] Bernard, A., and J. Jensen, "Firm Structure, Multinationals, and Manufacturing Plant Deaths", *Review of Economics and Statistics*, 2007, 89 (2), 193-204.
- [9] Bernard, A., S. Redding, and P. Schott, "Multi-product Firms and Trade Liberalization", *Quarterly Journal of Economics*, 2011, 126 (3), 1271-1318.
- [10] Bernini, M., and C. Tomasi, "Exchange Rate Pass-through and Product Heterogeneity: Does Quality Matter on the Import Side?", *European Economic Review*, 2015, 77, 117-138.
- [11] Brandt, L., J. Van Biesebroeck, and Y. Zhang, "Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing", *Journal of Development Economics*, 2012, 97 (2), 339-351.
- [12] Broda, C., and D. Weinstein, "Globalization and the Gains from Variety", *Quarterly Journal of*

- Economics*, 2006, 121 (2), 541-585.
- [13] Burstein, A., and G. Gopinath, "International Prices and Exchange Rates", in Gopinath, G., E. Helpman, and K. Rogoff (eds.), *Handbook of International Economics*, Elsevier, 2014, 4, 391-451.
- [14] Chatterjee, A., R. Dix-Carneiro, and J. Vichyanond, "Multi-Product Firms and Exchange Rate Fluctuations", *American Economic Journal: Economic Policy*, 2013, 5 (2), 77-110.
- [15] 陈斌开、万晓荔、傅雄广, "人民币汇率、出口品价格与中国出口竞争力——基于产业层面数据的研究", 《金融研究》, 2010年第12期, 第30—42页。
- [16] Chen, N., and L. Juvenal, "Quality, Trade, and Exchange Rate Pass-through", *Journal of International Economics*, 2016, 100 (42), 61-80.
- [17] Chen, Z., J. Zhang, and W. Zheng, "Import and Innovation: Evidence from Chinese Firms", *European Economic Review*, 2017, 94, 205-220.
- [18] Contessi, S., and F. De Nicola, "Access to Credit and Export through the Trade Collapse: A Portrait of Firms in 36 Countries", Federal Reserve Bank of St. Louis Working Papers, 2012.
- [19] Fan, H., Y. Li, and S. Yeaple, "Trade Liberalization, Quality and Export Prices", *Journal of International Economics*, 2015, 95 (2), 250-262.
- [20] Goldberg, P. K., and M. M. Knetter, "Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned?", *Journal of Economic Literature*, 1997, 35 (3), 1243-1272.
- [21] Gopinath, G., and B. Neiman, "Trade Adjustment and Productivity in Large Crises", *American Economic Review*, 2014, 104 (3), 793-831.
- [22] Halpern, L., M. Koren, and A. Szeidl, "Imported Inputs and Productivity", *American Economic Review*, 2015, 105 (12), 3660-3703.
- [23] 韩剑、郑秋玲、邵军, "多产品企业、汇率变动与出口价格传递", 《管理世界》, 2017年第8期, 第14—26页。
- [24] Heckman, J., and E. Vytlacil, "Instrumental Variables Methods for the Correlated Random Coefficient Model: Estimating the Average Rates of Return to Schooling When the Return is Correlated with Schooling", *Journal of Human Resources*, 1998, 33 (4), 974-987.
- [25] Khandelwal, A. K., P. K. Schott, and S. Wei, "Trade Liberalization and Embedded Institutional Reform: Evidence from Chinese Exporters", *American Economic Review*, 2013, 103 (6), 2169-2195.
- [26] Krugman, P. R., *Strategic Trade Policy and the New International Economics*. Cambridge: MIT Press, 1986.
- [27] Kugler, M., and E. Verhoogen, "Plants and Imported Inputs: New Facts and an Interpretation", *American Economic Review*, 2009, 99 (2), 501-507.
- [28] Kugler, M., and E. Verhoogen, "Prices, Plant Size, and Product Quality", *Review of Economic Studies*, 2012, 79 (1), 307-339.
- [29] Li, H., H. Ma, and Y. Xu, "How Do Exchange Rate Movements Affect Chinese Exports? A Firm-Level Investigation", *Journal of International Economics*, 2015, 97, 148-161.
- [30] 李坤望、蒋为、宋立刚, "中国出口产品品质变动之谜: 基于市场进入的微观解释", 《中国社会科学》, 2014年第3期, 第80—103+206页。

- [31] Mayer, T., M. J. Melitz, and G. I. P. Ottaviano, "Market Size, Competition, and the Product Mix of Exporters", *American Economic Review*, 2014, 104 (2), 495-536.
- [32] Olley, G. S., and A. Pakes, "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry", *Econometrica*, 1996, 64, 1263-1297.
- [33] Rauch, J. E., "Networks versus Markets in International Trade", *Journal of International Economics*, 1999, 48 (1), 7-35.
- [34] 盛丹、刘竹青, "汇率变动、加工贸易与中国企业的成本加成率", 《世界经济》, 2017年第1期, 第3—24页。
- [35] 施炳展, "中国企业出口产品质量异质性: 测度与事实", 《经济学》(季刊), 2013年第13卷第1期, 第263—284页。
- [36] 施炳展, 邵文波, "中国企业出口产品质量测算及其决定因素——培育出口竞争新优势的微观视角", 《管理世界》, 2014年第9期, 第90—106页。
- [37] Tang, H., and Y. Zhang, "Quality Differentiation and Trade Intermediation", Working Paper, 2012.
- [38] 王雅琦、戴觅、徐建炜, "汇率、产品质量与出口价格", 《世界经济》, 2015年第5期, 第17—35页。
- [39] Wooldridge, J., "Instrumental Variables Estimation of the Average Treatment Effect in the Correlated Random Coefficient Model", in Fomby, T., R. Carter Hill, D. L. Millimet, J. A. Smith, and E. J. Vytlačil (eds.), *Modelling and Evaluating Treatment Effects in Econometrics (Advances in Econometrics, Vol. 21)*, 2008, 93-116, Bingley: Emerald Group Publishing Limited.
- [40] 许家云、毛其淋、胡鞍钢, "中间品进口与企业出口产品质量升级: 基于中国证据的研究", 《世界经济》, 2017年第3期, 第52—75页。
- [41] Yu, M., "Processing Trade, Tariff Reductions and Firm Productivity: Evidence from Chinese Firms", *Economic Journal*, 2015, 125 (585), 943-988.
- [42] 余森杰、张睿, "人民币升值对出口质量的提升效应: 来自中国的微观证据", 《管理世界》, 2017年第5期, 第28—40页。

Import, Product Quality and Exchange Rate Pass-Through

YAQI WANG

(Central University of Finance and Economics)

MIAOJIE YU*

(Peking University)

Abstract In this paper we investigate the differential impact of exchange rate movement on Chinese export price during 2000—2011 based on custom transaction data. We find that the pervasive intermediate input imports of exporters significantly decrease the exchange rate pass-through into import price more among homogeneous goods than differentiated goods. Exporters will adjust their exports' quality facing exchange rate movement, weakening the impacts of importing cost change. Besides, we find both export quantity and value decreases by different magnitudes for products with different quality upgrading performance. Our finding present new interpretation for the impacts of RMB exchange rate movement on Chinese exports.

Key Words exchange rate pass-through, Chinese product quality, intermediate input

JEL Classification F14, F31, F40

* Corresponding Author: Miaojie Yu, National School of Development, Peking University, No. 5 Yi-HeYuan Road, Haidian District, Beijing, 100871, China; Tel: 86-10-62753109; E-mail: mju@nsd.pku.edu.cn.