



No.C2017014

2017-12-08

进口、产品质量和出口价格汇率传递率

王雅琦 余淼杰*

摘要 :基于高度细化的企业-产品层面海关出口交易数据,本文考察了 2000-2011 年间人民币汇率变动对中国出口产品价格的差异化影响。我们发现以人民币计价的出口产品价格受到汇率冲击的影响很低。通过进一步的研究,我们发现汇率变化时,出口企业会相应地改变企业的出口产品质量,并减弱进口中间品的成本效应。我们的数据显示,大出口商占据出口的份额较高,且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,我们还发现汇率变化时,出口企业会显著改变其产品来源地为发达国家的中间品进口行为。但出口商对来源地为发展中国家的中间品进口行为对汇率变化并不敏感。

关键词 : 汇率传递率 产品质量 中间品进口

一、引言

汇率是一种货币表示的另一种货币的相对价格。一国政府往往利用汇率改革引导资源在不同企业间、行业间流动,促进整体经济的产业结构更加合理。2005 年以来,人民币汇率形成机制不断完善。自 2005 年汇率改革以来,人民币汇率呈现出持续升值的态势,截止 2011 年年底,对美元名义汇率累计升值幅度达到 22%^①。学界对人民币的持续升值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认为,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 和 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,汇率对出口价格的传递是不完全的。^②然而,来自同样微观层面的中国研究却表明,汇率对中国出口产品的价格传递是接近完全的。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、刘竹青 (2017)、王雅琦等 (2015) 以及 Li et al.(2015) 都发现中国的出口价格存在接近完全的汇率传递,传递率高达 95%

* 王雅琦,中央财经大学金融学院,邮箱: yakisunny@126.com。余淼杰,通讯作者,北京大学国家发展研究院,邮箱: mjyu@nsd.pku.edu.cn。作者感谢国家杰出青年基金项目《国际贸易与中国经济转型发展》(项目编号:71625007)、国家自然科学基金面上项目(7157006)、2015 年度教育部人文社科重点研究基地重大项目(15JJD780001)以及国家自然科学基金青年项目(71603300)的资助。文责自负。

左右。

已有的文献主要存在三种关于汇率对中国出口产品价格接近完全的传递的解释。然而，我们通过分析认为这三种解释都并不与中国出口部门的实际情况相一致。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。例如，Brandt et al.(2012)等指出，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 等，2014；Chen 和 Juvenal,2016）等的文献，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、邵文波（2014）、李坤望等（2014）以及余淼杰、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。而且我们在研究中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于同一国的中间进口品交易。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波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维度上表现出较大差异。本文主要有三方面的贡献。第一，我们讨论为何中国产品出口价格汇率传递程度如此之高时发现，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在出口产品价格汇率传递率的差异上具有很强的解释能力。尽管国内外文献近年来也有关于质量（Chen 和 Juvenal,2016;王雅琦等，2015）以及中间品进口（Amiti et al.,2014）对出口价格汇率弹性的影响的分别研究，但如之前所讨论的，

它们并不能无法很好的回答为何我们看到中国出口价格接近完全的汇率传递程度。而我们的研究基于中国数据的特征，将质量和进口中间品行为两者的交互作用纳入分析，可以为理解中国出口价格接近完全的汇率传递程度提供一个可能的解释。第二，由于引入了质量提升空间这一因素，我们可以回答为何在我们的数据中看到的同质化和差异化产品的显著的汇率价格传递程度差异。而这一问题并没有在其他文献中得以提出以及详细讨论。第三，我们的研究还发现，汇率变动除了在价格、数量上会影响企业的出口，进一步的，它还会通过中间品进口渠道影响企业产品质量。而产品之间正是由于质量提升空间的不同，使其呈现出了较大的汇率价格传递程度差异。而我们同时也发现，虽然存在接近完全的汇率价格传递，但是人民币升值时，那些经历了明显质量提升的出口产品其出口数量下降程度较其他产品明显轻。这对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多的参考依据。

本文余下部分的结构安排如下：第二部分为文献回归；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；第六部分为进一步的讨论，最后第七部分为政策及结论分析。

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。而 Manova 和 Zhang (2012) 利用中国 2005 年的海关数据发现超过一半以上的贸易企业同时从事进口和出口活动。我们的研究也基于 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% 的出口贸易额涉及到从同一出口目的地进口中间投入品。

还有一些文献研究了进口行为对出口表现的影响。例如，Feng, Li 和 Swenson (2016) 认为进口中间投入品有助于出口商提高出口表现。基于 2002-2006 年中国海关交易数据，他们发现增加进口中间品的出口企业相对其他出口企业其出口量会扩张，而其出口种类数目也会增加。另外，Amiti et al. (2014) 利用比利时海关数据，发现比利时的出口商中进口比例非常高。进一步地，他们研究发现中间品进口强度越高的企业其出口产品价格汇率传递程度越低。这对应的是我们研究中发现的“边际成本渠道”。然而，我们的研究提出了另外一个影响渠道——“质量改变渠道”。我们认为中间品进口在出口产品价格汇率传递效应上的作用在我国较弱与我国出口部门近年来经历了明显的质量提升有关。

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。Kugler 和 Verhoogen (2009) 基于哥伦比亚企业数据发现，进口企业比非进口企业在产出、工资以及生产效率上表现更为突出。Gopinath 和 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的生长的四分之一由进口中间投入品贡献。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 (Amiti 和 Konings, 2007; Topalova 和 Khandelwal, 2011; Yu, 2015; Fan et al., 2015)。例如，Yu (2015) 发现中间投入品关税下降显著地提高了中国企业的生产率。据 Yu (2015) 测算，产成品关税下降和中间投入品关税下降

两者共同解释了中国企业至少 14.5%的生产率进步。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 1^③。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;Ma et al.,2015)、出口产品质量(Chen 和 Juvenal,2016, 王雅琦等, 2015)、市场份额(Auer 和 Chaney,2009;Auer,2014;Devereux et al.,2017)、配送成本 (Berman et al,2012; Chatterjee,2013)、进口中间品强度(Amiti et al.,2014; Bernini 和 Tomasi,2015)是可能影响企业出口价格汇率传递性的主要因素。

我们的文章主要考虑中间品进口以及产品质量提升程度对出口产品的汇率价格传递效应产生的影响。研究出口产品质量与汇率价格传递效应的文献认为出口产品质量越高, 出口产品价格的汇率传递程度越弱。例如, Chatterjee 等 (2013) 认为高质量的产品相对应的在出口目的地的配送成本越高。因此, 在汇率变动时, 其需求对出厂价格的变化不敏感。在我们的研究中, 我们也发现了一致的结论。当汇率变动导致进口中间品成本下降时, 出口企业会增加企业出口产品质量, 从而在产品价格上呈现出更弱的汇率传递程度。而研究中间品进口对汇率传递效应影响的文献认为, 汇率变动会通过中间品进口影响出口商的边际成本, 从而改变出口产品价格。

例如, Amiti et al.(2014)发现当出口商的进口中间品强度更高时, 汇率变动通过更显著地改变出口商的边际成本使出口企业的汇率传递效应更弱。我们的文章与之有一定的联系。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更弱。

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一^④。整套数据统一采用 HS2002 分类标准。我们对一个产品的定义在 HS 6 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于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于 Penn World Tables (PWT 8.0)。我们使用的双边实际汇率的构造方式如下：

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

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 ($rer_{c,2000}=1$)。 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。2006-2011 六年样本个数占总样本的超过 70%。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		无中间品进口的出口	
			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

说明：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 HS 6 位码水平。

在表 2 中，我们进一步给出了出口行为和进口行为的相关性。我们分别给出了两种定义下的从同一目的地进口中间品的出口商划分。在表 2 中，我们按照之前的定义，认为出口商同时从同一出口目的地进口中间品就为有进口的出口交易，反之，则是无进口的出口交易。按照这种划分，我们可以看到，从出现频率上看约有 20% 的出口交易涉及从同一出口目的地进口中间品，而从出口金额上看，有超过 50% 的出口交易涉及从同一出口目的地进口中间品。

表 2.出口行为与进口行为相关性

	频率	金额
有进口的出口交易	19.80%	54.44%
无进口的出口交易	80.20%	45.56%

说明：观测值单位按照企业-产品-出口目的地-年份进行分类。表中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。

从表 2 中，我们不仅可以看出有大量出口交易涉及从同一出口目的地进口中间品，同时这些交易金额也相对较大。一个值得关注的问题是，进口中间品的出口商是不是与不进口中间品的出口商表现迥然不同。我们在表 3 中利用一下企业层面的指标证实了这一点。在表 3 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 3 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的更快。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地更快。

表 3.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（HS 6 位码）	27		35	
出口产品价格（以中位数计）	2000	2011	2000	2011
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
<i>同质化产品</i>				
企业—产品层面	1.48	4.83	2.2	7.99
企业—产品—国家层面	1.53	6.51	2.28	9.11
<i>异质化产品</i>				
企业—产品层面	1.73	2.91	2.34	6
企业—产品—国家层面	1.95	3.8	2.44	8.25

说明：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。

另外一个有趣的观察是异质化产品价格上升的幅度相对同质化产品价格上升的幅度要低。这与我们在加总层面发现的两类产品价格指数波动的趋势一致。下图 1 中我们绘制了同质 / 异质化产品指数与实际汇率走势。中国出口产品的加权价格指

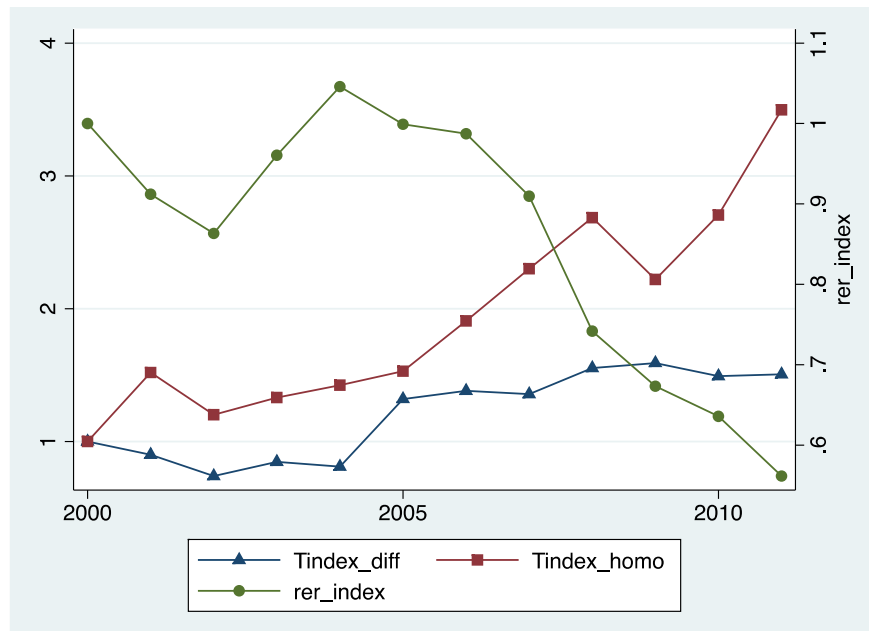
数为 Tornqvist 指数(Feenstra 和 Weinstein, 2017)。计算方法如下:

$$Tindex_{ct} = \prod_{c,t} \left(\frac{uv_{c,k,t}}{uv_{c,k,t-1}} \right)^{w_{k,t}}$$

其中 $w_{k,t}$ 表示商品 k 在 c 国从中国进口价值中占的份额。 $w_{k,t}$ 采取的是 t 期和 $t-1$ 期的简单平均值。即, $w_{k,t} = 0.5 * (share_{c,k,t} + share_{c,k,t-1})$ 。将权重为当期出口份额和上期出口份额的平均可以起到平滑作用, 避免因为某一期的异常值对于商品 k 在所有出口商品中的份额的干扰。 $uv_{c,k,t}$ 代表的是 t 期中国出口到国家 c 商品 k 的单位价值。图中的数据来源为 BACI 数据库和国际金融年鉴(IFS)。BACI 数据库由法国国际经济研究中心(CEPII)提供, 覆盖了 1995 年以后 200 多个国家的双边贸易价值和数量。其商品分类标准采取的也是 HS6 位码系统, 分类标准为 HS2002。我们将三个指数的基期都定为 2000 年 (指数=1, 2000 年)。

从图 1 中, 我们可以看出在我们的样本期间, 人民币实际有效汇率指数从 2006 年开始经历了较快的升值过程。从数值上看, 人民币实际有效汇率指数从 2005 年的 1.03 上升到了 2011 年的 0.58, 上升幅度高达 44%。与此同时, 我们看到同质化产品和差异化产品的出口价格指数经历了差异较大的变动过程。同质化产品经历了较快的价格上升, 从 2000 年到 2011 年上升幅度高达 40%。差异化产品的价格相对较为稳定, 与人民币汇率走势的相关性在图中并没有那么明显。这与 Gopinath 等 (2011) 发现的现象颇为一致。Gopinath 等 (2011) 发现在贸易危机 (2008-2009 年) 期间, 差异化产品的出口价格指数相对于同质化产品更为稳定。

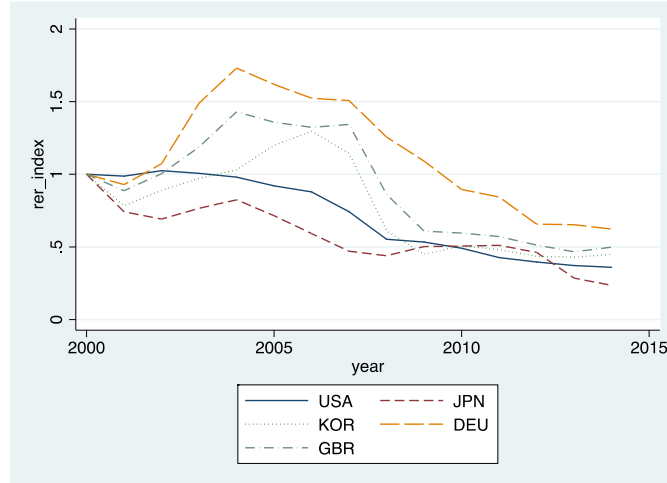
图 1. 同质 / 异质化产品价格指数与实际汇率指数



说明: Tindex_diff 与 Tindex_homo 分别代表按照 Tornqvist 指数构建的出口产品价格指数。出口产品价格以人民币计。产品差异化程度按照 Rauch(1999)进行分类。rer_index 代表人民币实际有效汇率指数。rer_index 上升表示人民币实际汇率贬值。在图中, 我们将三个指数的基期都固定在 2000 年 (指数=1, 2000 年)。

图 2 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：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 2 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。

图 2.中国对主要贸易伙伴的双边实际汇率指数走势



说明：er_index 代表人民币实际汇率指数。er_index 上升表示人民币实际汇率贬值。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：

$$\Delta \ln \text{Exportprice}_{fpc,t} = \alpha + \beta_1 \Delta \ln \text{RER}_{ct} + \beta_2 (IM_{fct} * \Delta \ln \text{RER}_{ct}) + \beta_3 IM_{fct} + \gamma Z_{ct} + v_{fpc} + \lambda_t + \varepsilon_{fpc,t} \quad (1)$$

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。 $\Delta \ln \text{Exportprice}_{fpc,t}$ 代表在第 t 年企业 f 出口到出口目的国（地区）c 商品 p 的单位价值的一阶对数差分。 $\Delta \ln \text{RER}_{ct}$ 为第 t 年中国对出口目的国 c 的双边实际汇率（直接标价法， $\Delta \ln \text{RER}_{ct}$ 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国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

基于 (1) 式的回归结果列于表 4 中。表 4 的第一列和第二列都采用全样本进行估计。第一列控制了企业-国家-出口产品和年份两个维度的固定效应。第二列控制了出口国-产品和年份两个维度的固定效应。我们可以看到第一列和第二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 等 (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 等 (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 4. 中间品进口和汇率传递率

	(1) 全样本	(2) 全样本	(3) 非进口	(4) 进口	(5)	(6)
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		是	是	是	是
国家-产品		是				
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

说明: 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。(3)、(4) 列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。稳健误差项水平为企业层面。

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、进口金额交叉项作了检验。根据列(5)交叉项之前的系数,我们发现对于有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*16.7)^⑤。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显著弱一些。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显著效应。进一步地,我们分产品检验了进口行为对与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)。

表 5. 同质化产品和差异化产品汇率传递率差异

	(1)	(2)	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
汇率	0.044*** (6.10)	0.048*** (7.05)	0.053*** (11.05)	0.052*** (10.44)	0.053*** (11.04)	0.052*** (10.43)
汇率*进口	0.015*** (2.62)	0.239*** (2.95)	0.101*** (5.14)	0.009*** (5.78)	0.088*** (5.26)	0.007*** (5.72)
汇率*进口* 产品差异化	-0.010* (-1.76)	-0.183** (-2.26)	-1.098* (-1.70)	-0.115** (-2.39)	-0.032 (-0.99)	-0.003 (-1.43)
进口	0.000*** (2.69)	0.001 (0.71)	0.001 (1.10)	0.000** (2.40)	0.001 (1.12)	0.000** (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

说明: 括号内为 t 值。*、**、***表示在 10%、5%、1%水平上显著(下表同)。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。稳健误差类水平为企业层面。

我们在表 5 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低仅仅 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 Gollop-Monahan(GM)指数作为产品差异化程度的构建指标。我们的数据来自于 Kugler 和 Verhoogen(2012)[®]。根据 Kugler 和 Verhoogen(2012)的结论,行业研发支出强度和 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(1)、(2)列一致: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。面临汇率冲击,差异化产品的价格调整幅度,远远低于同质化产品的价格调整幅度。换句话说,以本币计价,差异化产品价格的稳定性显著高于同质化产品价格的稳定性。这一点与 Gopinath et al.(2011)的研究结论较为一致。

(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:

$$\begin{aligned} \Delta \ln \text{Exportprice}_{fpc} = & \alpha + \beta_1 \Delta \ln \text{RER}_{ct} + \beta_2 (IM_{fct} * \Delta \ln \text{RER}_{ct}) + \beta_3 (\tilde{Q}_{fpc} * \Delta \ln \text{RER}_{ct}) \\ & + \beta_4 (IM_{fct} * \Delta \ln \text{RER}_{ct}) + \beta_5 (IM_{fct} * \Delta \ln \text{RER}_{ct} * \tilde{Q}_{fpc}) + \beta_6 IM_{fct} + \gamma Z_{ct} + v_{pc} + \lambda_t + \varepsilon_{fpc} \end{aligned} \quad (2)$$

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:

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

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 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 等(2013)和 Fan 等(2015)。其背后的逻辑是利用单价和销量信息来测算产品质量。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:

$$\ln \text{Exportquantity}_{fpc} = \sigma \ln (\text{Exportprice}_{fpc}) + \varphi_p + \varphi_{ct} + \varepsilon_{fpc}$$

φ_p 、 φ_{ct} 分别代表商品与国家一时间层面的固定效应。对上式用 OLS 估计,

并取残差 $\tilde{\varepsilon}_{fpct}$ 。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，这种差异只能来自于产品质量。因此， $\tilde{\varepsilon}_{fpct}$ 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 和 Weinstein(2006)分行业值的中位数和均值进行回归。

我们在表 6 中列出了样本的质量变化和进口量增长趋势。我们对出口产品质量的衡量指标为使用的增长率衡量定义为上文中定义的 $\Delta \ln Q_{fpct}$ 。我们对出口企业的进口量增长速度为 $\Delta \ln IM_{ft}$ ，即出口企业在当年从国外进口的中间品金额（以人民币计价）的增长速度。在我们的考察区间，平均而言，出口企业的质量和进口量分别以年化 2.1% 以及 5.67% 的速度进行增长。对于出口产品质量而言，其在 2000-2007 年增长速度尤其迅速，达到了年均 12% 的增长速度。而在 2008 年金融危机之后，出口产品质量的增长速度大幅下降。其中的一个重要的原因可能是金融危机期间国外进口中间品供给能力大幅下降。我们在右侧的出口商的中间品进口量增长速度数据中找到了相应的证据。在 2008-2009 年，出口商的中间品进口大幅下挫，下滑幅度两年累计超过 20%。为排除这两年的特殊效果，我们在表 6 的最后一行列出了刨除金融危机时段之后重新计算的出口商的产品质量和中间品进口量的年化增长率 2。在排除金融危机时段的样本之后，出口商的产品质量和中间品的年化增长率显著增加，分别为 7.8% 以及 9.9%。

表 6. 质量和中间品进口量变化趋势

年份	质量（增长率）	进口量（增长率）
2001	16.70%	-3.85%
2002	13.12%	5.75%
2003	24.27%	16.09%
2004	4.35%	21.41%
2005	9.97%	9.52%
2006	-0.25%	7.31%
2007	16.56%	6.08%
2008	-16.23%	-5.27%
2009	-23.88%	-17.01%
2010	-10.41%	22.49%
2011	0.20%	6.62%
年化增长率 1	2.07%	5.67%
年化增长率 2	7.79%	9.87%

说明：所有数值根据海关数据由作者计算。年化增长率 1 为样本期间年均增长速度的几何平均值。年化增长率 2 为刨除金融危机（2008-2009）样本之后计算的年均增长速度的几何平均值。

另外，我们还在表 7 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 25% 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 2%，表明我国出口金额高度集中在大出口商上。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，我们将按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发达国家^⑦，将其余的国家列为发展中国家。我们发现中国约占 90%的出口其目的地是发达国家，而仅有 10%的出口目的地为发展中国家。另外，我们发现出口到发达国家的产品质量增长率显著比出口到发展中国家的产品质量增长率要高。与我们的结论一致，余淼杰和张睿（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 和 Schott(2011)以及 Feenstra 和 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发达国家的出口商其中间品进口量显著高于目的地为发展中国家的出口商。

表 7.分样本质量和进口增长趋势

	质量增长率	进口金额	出口占比
大出口商	13.42%	13.96	75%
小出口商	-38.21%	7.27	2%
发达国家	2.30%	10.21	90%
发展中国家	1.53%	9.44	10%

说明：所有数值根据海关数据由作者计算。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%和 25%分位数。发达国家和发展中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。进口金额数值为对数值。

另外，我们进一步在回归中处理了可能的内生性问题。出口商的中间品进口行为为 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(2016)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 和 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 和 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：

$$IM_{fct} = E\left(IM_{fct} | Z_{fct}\right) + \dot{o}_{fct}$$

其中 $E\left(\dot{o}_{fct} | Z_{fct}\right) = 0$ 。 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：

$$FIT_{fct} = \sum_{p=1}^N w_{fpc} * \tau_{pt} \quad \tau_{pt} \text{ 为}$$

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。 w_{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 Topalova 和 Khandelwal(2011) 和 Yu(2015),我们使用了两种不随时间变化的进口权重来构建进口关税。表 8 的一二列，我们使用了样本期间的进口权重均值来构建进口关税；表 8 中的三四列，我们只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。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 和 Davis,2011)。我们在回归中还加入了一个排除变量（excluded variable），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[®]。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 8. 进口的自选择方程

	(1)	(2)	(3)	(4)
	进口金额	选择方程	进口金额	选择方程
关税	-0.073*** (-188.33)	-0.009*** (-91.94)	-0.127*** (-339.18)	-0.029*** (-345.43)
出口成本		-0.061*** (-14.45)		-0.054*** (-12.76)
进口年限		-0.095*** (-508.37)		-0.097*** (-517.41)
逆米尔斯比		1.244*** (119.85)		1.166*** (116.17)
固定效应				
国家	是	是	是	是
时间	是	是	是	是
观测值个数	9,632,516	9,632,516	9,632,516	9,632,516

说明：括号内为 t 值。*、**、***表示在 10%、5%、1%水平上显著（下表同）。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。列（1）、（2）的回归使用的关税构建的进口权重为样本的期间均值。列（3）、（4）的回归使用的关税构建的进口权重为样本的初期值。

表 8 给出了 Heckman 选择方程的估计结果。从表 8 的列(2)和列(4)中我们发现，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。另外，当我们将排除变量出口成本纳入第二步进口金额的回归中，我们发现出口成本和进口年限之前的系数非常小，对进口金额变化的解释力量很弱（低于 0.01）。因此，出口成本是 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：

$$\begin{aligned}
 \Delta \ln \text{Exportprice}_{fpc} = & \alpha + \beta_1 \Delta \ln RER_{ct} + \beta_2 * E(IM_{fct} | Z_{fct}) * \Delta \ln RER_{ct} + \beta_3 (\tilde{Q}_{fpc} * \Delta \ln RER_{ct}) \\
 & + \beta_4 * E(IM_{fct} | Z_{fct}) * \Delta \ln RER_{ct} + \beta_5 * E(IM_{fct} | Z_{fct}) * \Delta \ln RER_{ct} * \tilde{Q}_{fpc} \\
 & + \beta_6 E(IM_{fct} | Z_{fct}) + \gamma Z_{ct} + \nu_{pc} + \lambda_t + \delta_{fpc}
 \end{aligned}
 \tag{3}$$

$$\text{其中 } \delta_{fpct} = (\beta_2 * \Delta \ln RER_{ct} + \beta_5 * \Delta \ln RER_{ct} * \tilde{Q}_{fpc} + \beta_6) * \delta_{fct} + \varepsilon_{fpct}$$

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），中间品进口对出口价格弹性的影响越小。我们在表9中列出了基于这一设定的回归结果。表9的回归结果支持了我们的分析。根据表9列（1）的结果，我们发现对于进口概率低（0.17，位于进口概率分布的5%分位数），的以及产品质量提升程度低（位于产品质量改变程度的5%分位数，-2.1）的出口企业其汇率的价格传递效应为99%（ $=1-0.046-0.17*2.1*0.17+0.057*2.1-0.12*0.17$ ），接近完全传递。而当出口企业的进口概率为0.51（位于进口概率分布的95%分位数）时，出口价格的汇率传递效应为83%，下降16%（ $=0.17*2.1*0.34+0.12*0.34$ ）。而在此进口概率水平上，当产品质量提升程度增加到2.1（位于产品质量改变程度的95%分位数），我们发现出口价格的汇率传递效应为95.5%，上升12.5%（ $=0.17*0.51*4.2-0.057*4.2$ ）。我们基于进口金额的回归（列(4)-(6)）也基本支持了我们的结论。

表9. 进口、产品质量和出口产品价格弹性

	(1)	(2)		(3)	(4)		(5)	(6)	
	质量 1	质量 2	差异化	质量 1	质量 2	差异化	质量 1	质量 2	差异化
汇率	0.046*** (5.59)	0.049*** (6.06)	0.021** (2.30)	-0.454*** (-7.29)	-0.465*** (-7.47)	-0.538*** (-7.55)			
汇率*进口*产品质量变化	-0.170*** (-8.16)	-0.139*** (-8.74)		-0.018*** (-5.24)	-0.021*** (-6.61)				
汇率*进口*产品差异化			-0.539*** (-7.87)						-0.013*** (-5.47)
汇率*产品质量变化	0.057*** (7.66)	0.050*** (8.87)		0.284*** (5.11)	0.331*** (6.43)				
汇率*进口	0.120*** (5.11)	0.121*** (5.17)	0.723*** (10.02)	0.034*** (8.68)	0.035*** (8.95)	0.053*** (10.43)			
进口*产品质量变化	0.011*** (7.56)	0.031*** (28.50)		0.001*** (4.51)	0.000 (1.05)				
进口	-0.027*** (-12.63)	-0.023*** (-10.65)	-0.019*** (-8.00)	0.000 (0.50)	0.001 (1.64)	-0.001 (-0.90)			
产品质量变化	0.085*** (163.19)	0.056*** (143.56)		0.069*** (14.85)	0.062*** (12.38)				
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	5,959,138	5,959,138	5,413,567	5,959,138	5,959,138	5,413,567			
R 方	0.105	0.108	0.019	0.105	0.108	0.019			

说明：括号内为 t 值。*、**、***表示在 10%、5%、1%水平上显著（下表同）。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 方程预测的进口概率。列 (4)、(5)、(6) 的回归使用的进口变量为 Heckman 方程预测的进口金额。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)。稳健误差聚类水平为企业层面。

五、稳健性检验

本节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。

在表 10 中，我们尝试使用了用初期份额构造的关税份额来预测企业的中间品进口行为。表 10 的回归结果基本与表 9 类似，支持了我们之前的分析。我们比较产品质量改变程度高（位于产品质量改变程度的 75%分位数,0.46）和产品质量改变程度低（位于产品质量改变程度的 25%分位数,-0.53）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的产品，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 25.2% ($=0.182+0.133*0.53$)；对于产品质量改变程度高的产品，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 12.1% ($=0.182-0.133*0.46$)。

表 10. 进口、产品质量和出口产品价格弹性:使用初始期关税

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	质量 1	质量 2	差异化	质量 1	质量 2	差异化
汇率	0.024*** (3.18)	0.029*** (3.98)	0.006 (0.74)	-0.270*** (-7.62)	-0.255*** (-7.17)	-0.315*** (-8.02)
汇率*进口*产品质量变化	-0.133*** (-5.63)	-0.079*** (-4.21)		-0.011*** (-5.50)	-0.018*** (-10.01)	
汇率*进口*产品差异化			-0.527*** (-7.87)			-0.009*** (-5.95)
汇率*产品质量变化	0.044*** (5.58)	0.026*** (4.17)		0.173*** (5.53)	0.279*** (10.01)	
汇率*进口	0.182*** (8.79)	0.176*** (8.47)	0.750*** (10.76)	0.023*** (10.00)	0.022*** (9.64)	0.035*** (12.34)
进口*产品质量变化	0.031*** (22.29)	0.063*** (58.57)		0.006*** (42.40)	0.006*** (53.47)	
进口	-0.012*** (-6.89)	-0.009*** (-5.21)	-0.010*** (-4.94)	0.002*** (6.82)	0.002*** (6.48)	0.001*** (2.83)
产品质量变化	0.079*** (159.68)	0.046*** (124.25)		-0.002 (-1.13)	-0.031*** (-16.78)	
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	0.109	0.019	0.105	0.108	0.019
-----	-------	-------	-------	-------	-------	-------

说明：括号内为 t 值。*、**、***表示在 10%、5%、1%水平上显著（下表同）。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 方程预测的进口概率。列（4）、（5）、（6）的回归使用的进口变量为 Heckman 方程预测的进口金额。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。

我们在表 11 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（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^⑨。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，部分文献指出期间的产品质量变动和进口量变动可能是主要来自于贸易融资的大幅萎缩。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 年）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。

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)。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 11 的列（5）中展示了这一结果。我们发现在控制了编辑成本这一渠道之后，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 11 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 11 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 11 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。

表 11. 更换指标和样本

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
--	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----

	单产品样本	核心产品样本	剔除贸易商	剔除金融危机	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
汇率	0.041* (1.68)	0.095*** (12.85)	0.044** (2.22)	0.001 (0.05)	0.032*** (2.80)	0.079*** (3.17)	0.030** (2.07)	-0.047*** (-4.21)
汇率*进口*产品质量	-0.135** (-2.26)	-0.081*** (-3.52)	-0.195*** (-8.09)	-0.244*** (-8.16)	-0.169*** (-6.70)	-0.063 (-1.41)	-0.004* (-1.70)	-0.160*** (-8.89)
汇率*产品质量	0.045** (2.00)	0.027*** (4.03)	0.066*** (7.16)	0.088*** (7.55)	0.060*** (6.30)	0.016 (0.77)	-0.000 (-0.19)	0.059*** (8.32)
汇率*进口	0.101 (1.55)	0.001 (0.08)	0.196*** (3.51)	0.219*** (5.79)	0.141*** (4.13)	-0.035 (-0.76)	0.216*** (5.24)	0.343*** (10.45)
进口*产品质量	0.018*** (3.88)	0.006*** (5.20)	0.001 (0.80)	0.006* (1.96)	0.006** (2.08)	0.011*** (3.86)	0.001*** (2.81)	-0.020*** (-6.02)
进口	-0.056*** (-9.19)	-0.058*** (-14.81)	-0.028*** (-6.90)	-0.035*** (-7.69)	-0.028*** (-7.14)	0.008*** (2.79)	-0.026*** (-6.57)	-0.124*** (-27.13)
产品质量	0.072*** (40.40)	0.069*** (111.57)	0.086*** (146.27)	0.089*** (66.96)	0.055*** (26.62)	0.076*** (58.01)	-0.000 (-1.20)	0.107*** (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

说明：括号内为 t 值。*、**、***表示在 10%、5%、1%水平上显著（下表同）。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。除列(6)其他所有列回归使用的进口变量为 Heckman 方程预测的进口金额。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。

我们在表 12 中继续根据样本特性考虑了不同子样本的回归结果。我们发现大出口商（出口量位于总样本的 75%分位数）的出口价格汇率传递率比小出口商（出口量位于总样本的 25%分位数）（96%）略低 4%（=92%-96%）。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发达国家和发展中国家的出口样本。我们发现出口到发达国家的汇率传递率（92%）显著比出口到发展中国家的汇率传递率（98%）低。我们认为此现象可能与中国出口商出口到发达国家的产品质量一般比出口到发展中国家的产品质量提升快有关系。另外，我们发现对于出口到发展中国家的样本，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发展中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。

表 12.出口商规模和出口目的地

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	大出口商	大出口商	小出口商	小出口商	发达国家	发达国家	发展中国家	发展中国家

汇率	0.081*** (9.72)	0.037** (2.20)	0.043*** (3.11)	0.080** (2.20)	0.077*** (17.40)	0.060*** (5.14)	0.015 (1.56)	-0.027 (-0.67)
汇率*进口		-0.076** (-1.97)		-0.178** (-2.54)		-0.164*** (-6.56)		-0.040 (-0.43)
*产品质量变化								
汇率		0.035** (2.57)		0.077*** (2.79)		0.058*** (5.96)		-0.030 (-1.08)
*产品质量变化								
汇率*进口		0.145*** (2.70)		-0.009 (-0.10)		0.090*** (2.70)		0.113 (0.85)
进口		-0.001 (-0.37)		0.029*** (5.61)		0.014*** (5.16)		0.010 (1.34)
*产品质量变化								
进口		-0.035*** (-5.47)		-0.001 (-0.12)		-0.028*** (-8.32)		-0.021* (-1.82)
产品质量变化		0.088*** (50.90)		0.157*** (4.74)		0.085*** (69.73)		0.096*** (41.07)
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	2,502,575	564,271	13,202,581	6,405,478	2,301,276	424,080
R 方	0.466	0.099	0.682	0.187	0.468	0.100	0.547	0.174

说明：括号内为 t 值。*、**、***表示在 10%、5%、1%水平上显著（下表同）。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%分位数以上和 25%分位数以下。发达国家和发展中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。稳健误差聚类水平为企业层面。

六、进一步的讨论

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 13 中检验了这一渠道。我们考察了汇率变动对中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 13 的列(1)-(3)采取了负二项分布回归。我们发现人民币相对其它货币升值时，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发达国家的进口种类数目以及产品差异影响较来源地为发展中国家的中间品进口更为明显。我们在表 13 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它货币升值时，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发达国家的进口中间品更为明显，而对来自发展中国家的进口中间品并不显著。

表 13.汇率对中间品进口的影响

	(1)	(2)		(3)	(4)		(5)	(6)
		进口产品个数		发展中	进口产品单价		发达	发展中
		发达	发展中		发达	发展中		
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		

说明：括号内为 t 值。*、**、***表示在 10%、5%、1%水平上显著（下表同）。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。发达国家和发展中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。稳健误差项水平为企业层面。

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，我们发现这一压力会随着产品质量提升而减弱。表 14 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 14 的（1）、（3）列和（2）、（4）列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（1）、（3）列的结果，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% 以及 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 5%分位数）其下降数值分别为 11.8%和 8.8%。

表 14.汇率对出口的异质性影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	出口数量	出口数量	出口金额	出口金额
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
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

说明：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。稳健误差聚类水平为企业层面。

七、 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 96%。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。这一效应对于从发达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 年到 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 Davis, D., 2011, “Trade, Firms, and Wages: Theory and Evidence”, *Review of Economic Studies*, 79(1), pp. 1–36.
- (2) Amiti, M. and Konings, J., 2007, “Trade Liberalization, Intermediate Inputs, and Productivity: Evidence from Indonesia”, *American Economic Review*, 97(5), pp. 1611–38.
- (3) Amiti, M., Itskhoki, O. and Konings, J., 2014, “Importers, Exporters and Exchange Rate Disconnect”, *American Economic Review*, 104, pp.1942-1978.
- (4) Auer, R, Chaney,T. and Sauré,P.,2014,“Quality Pricing-To-Market”, CEPR Discussion Paper No. DP10053.
- (5) Bastos,P. and Silva,J. and Verhoogen,E.,2016,“Export Destinations and Input Prices”, World Bank Policy Research Working Paper Series No.6914.
- (6) Berman, N., Martin, P. and Mayer, T., 2012, “How Do Different Exporters React to Exchange Rate Changes”? *Quarterly Journal of Economics*, 127(1), pp.437-492.
- (7) Bernard, A., Jensen,J., Redding,S. and Schott,P.,2007,“Firms in International Trade”, *Journal of Economic Perspectives*, 21(3):105-130.
- (8) Bernard, A. and Jensen,J.,2007, “Firm Structure, Multinationals, and Manufacturing Plant Deaths”, *Review of Economics and Statistics*, 89 (2), 193–204.
- (9) Bernini M. and Tomasi C.“Exchange Rate Pass-through and Product Heterogeneity: Does Quality Matter on the Import Side”?,2015,*European Economic Review*, 77, pp.117-138.
- (10) Brandt, L.,Van Biesebroeck, J. and Zhang, Y.,2012,“Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing”, *Journal of Development Economics*, 97(2), pp. 339-351.
- (11) Broda, C. and Weinstein, D., 2006, “Globalization and the Gains from Variet,” *Quarterly Journal of Economics*, 121(2), pp. 541-585.
- (12) Burstein, A. and Gopinath, G., 2012, “International Prices and Exchange Rates.” *Handbook of International Economics IV*.
- (13) Chatterjee, A., Dix-Carneiro, R. and Vichyanond, J., 2013, “Multi-Product Firms and Exchange Rate Fluctuations”, *American Economic Journal: Economic Policy*, 5(2), pp.77-110.
- (14) Chen N. and Juvenal L., 2016, “Quality, Trade, and Exchange Rate Pass-through”, *Journal of International Economics*, 100(42), pp.61-80.
- (15) Fan, H., Li Y. and Yeaple, S., 2015, “Trade Liberalization, Quality and Export Prices”, *Journal of International Economics*, 95(2), pp.250-262.
- (16) Feenstra, R. C., and D.E. Weinstein.,2017, “Globalization, Markups and U.S. Welfare”, *Journal of Political Economy*, forthcoming.
- (17) Feenstra, R. C. and Romalis, J.,2014, “International Prices and Endogenous Quality.” *Quarterly Journal of Economics*, 129(2), 477-527.
- (18) Feng,L., Li Z. and Deborah L.,2016, “The Connection between Imported Intermediate Inputs and Exports: Evidence from Chinese Firms”, *Journal of International Economics*, 101, pp.86-101.
- (19) Goldberg, P.K. and Knetter, M.M. ,1997, “Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned”? *Journal of Economic Literature*, 35(3), pp.1243-1272.
- (20) Gopinath, G., Itskhoki O. and Neiman, B. ,2012, “Trade Prices and the Global Collapse of 2008-2009.” *IMF Economic Review*, 60(3), pp.303-328.

- (21) Gopinath, G. and Neiman, B.,2014, “Trade Adjustment and Productivity in Large Crises”, *American Economic Review*, 104(3), pp.793-831.
- (22) Hallak, J. C. and Schott, P. K.,2011, “Estimating Cross-Country Differences in Product Quality”, *Quarterly Journal of Economics*, 126(1), 417-474.
- (23) Halpern L., Koren M. and Szeidl, A.,2015, “Imported Inputs and Productivity”, *American Economic Review*, 105(12), pp.3660-3703.
- (24) Heckman, J. and Vytlacil E., 1998, “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*, 33(4), pp. 974–87.
- (25) Khandelwal, A.K., Schott. P.K. and Wei, S., 2013, “Trade Liberalization and Embedded Institutional Reform: Evidence from Chinese Exporters”, *American Economic Review*, 103(6), pp. 2169-95.
- (26) Krugman, P., 1986, “Strategic Trade Policy and the New International Economics”, MIT Press, Cambridge.
- (27) Kugler, M. and Verhoogen,E. ,2009,“Plants and Imported Inputs: New Facts and an Interpretation”, *American Economic Review*, 99 (2), pp. 501–507.
- (28) Kugler, M. and Verhoogen,E. ,2012,“Prices, Plant Size, and Product Quality”, *Review of Economic Studies*, 79 (1), 307–339.
- (29) Li, H., Ma, H. and Xu Y., 2015, “How Do Exchange Rate Movements Affect Chinese Exports? A Firm-Level Investigation”, *Journal of International Economics*, 97, pp.148-161.
- (30) Manova, Kalina and Zhang Z., 2012, “Export Prices across Firms and Destinations”, *Quarterly Journal of Economics*, 127(1), pp.379-436.
- (31) Mayer, T., Melitz, M. J., Ottaviano, G. I. P., 2014, “Market Size, Competition, and the Product Mix of Exporters”, *American Economic Review*, 04(2), 495-536.
- (32) Olley, Steven and Pakes, A., 1996, “The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry”, *Econometrica*, 64, pp.1263-1297.
- (33) Rauch, James E. “Networks versus Markets in International Trade”,1999, *Journal of International Economics*, 48 (1), pp.7-35.
- (34) Tang, H. and Zhang Y., 2012, “Quality Differentiation and Trade Intermediation”, Technical Report.
- (35) Topalova, P. and Khandelwal A., 2011, “Trade liberalization and Firm Productivity: The Case of India”, *Review of Economics and Statistics*, 93(3), pp. 995–1009.
- (36) Yu, M., 2015, “Processing Trade, Tariff Reductions and Firm Productivity: Evidence from Chinese Firms”, *Economic Journal*, 125(585), pp. 943-988.
- (37) 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》,《金融研究》,2010年第12期。
- (38) 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。
- (39) 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。
- (40) 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。
- (41) 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。
- (42) 余淼杰、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》,

Import, Product Quality and Exchange Rate Pass-through

Abstract

Based on highly disaggregate firm-product level custom transaction data, our paper investigates the differential impact of exchange rate movement on Chinese export price during 2000-2011. We find that the exchange rate pass-through in China is nearly complete. Exporters seldom adjust their export prices towards exchange rate shock. In further study, we find exporters will adjust their exports' quality facing exchange rate movement, weakening the impacts of importing intermediate inputs' marginal cost. Large exporters dominate Chinese export, and are associated with high import intermediate input intensity and export quality upgrading. This helps explain the insensitivity of Chinese export price toward exchange rate movement. Besides, we also find that, exporters would significantly alter their intermediate input sourcing from developed countries. While intermediate inputs from developing countries are insensitive to exchange rate movements.

^① 人民币汇率在 2012 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 等, 2014; Chen 和 Juvenal, 2016) 以及进口强度 (Amiti et al, 2014) 等等。

^③ 相关文献回顾可参见 Burstein 和 Gopinath (2012)。

^④ 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/cr/registry/regdnld.asp?Lg=1>

^⑤ 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。

^⑥ 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：

$$GM_k = \sum_{j,k,t} w_{jt} \left(\sum_i \frac{|s_{ijt} - \bar{s}_{ikt}|}{2} \right)^{\frac{1}{2}}$$

其中 i, j, k, t 分别代表投入品、企业、行业 and 年。 s_{ijt} 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 和 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。

^⑦ 我们同样尝试了按照收入水平的 75% 进行分类，其得到的统计性描述与表中较为一致。

^⑧ 中国进口关税数据来自于 <http://tariffdata.wto.org/ReportersAndProducts.aspx>。一国出口商面临的出口成本数据来自于世界银行的投资环境数据，<http://data.worldbank.org/indicator/IC.EXP.CSDC.CD?> 其具体度量的是一国出口商通关所用成本。

^⑨ 贸易商的剔除方法与 Tang 和 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。