



No.C2017013

2017-12-08

合约环境、合约密集度与企业出口方式

余淼杰 单敬雯¹

摘要 贸易中介商在国际贸易中扮演重要角色，它们的存在改变了贸易主体间的谈判格局，从而影响企业出口行为。本文利用 2000-2006 年中国工业企业数据库和海关贸易数据库，构建“差额分析法”，识别并计算国有及规模以上工业企业的出口方式和通过贸易中介商的间接出口份额，形成基础数据库。进一步通过实证研究发现：目的地国合约执行环境越好，我国对该国的间接出口份额下降，合约密集度更高的行业该份额下降程度更大；本地合约执行环境越好，企业间接出口份额提升，合约密集度更高的行业该份额提升程度反而更小。

关键词 贸易中介商 合约执行环境 合约密集度 差额分析法

一、引言

经典的国际贸易研究一般假设企业“直接”出口，即生产者直接销售商品给国外最终消费者，然而在现实世界里，生产者与消费者可能并不直接相遇，大量的跨国贸易是通过贸易中介商完成的（Bernard *et al.*，2010，2013；Crozet *et al.*，2012；Abel-Koch，2013；Lu *et al.*，2016）。在我国，进出口经营权长期管制，没有经营权的企业只能通过贸易中介

¹ 余淼杰：北京大学国家发展研究院教授。Email: mjyu@nsd.pku.edu.cn；单敬雯：中国人民银行，jwshan1991@163.com。

商实现出口，虽然近年来经营权逐步放开，但仍有大量企业选择通过中介商出口，Ahn *et al.* (2011) 的研究显示，2000-2005 年间我国通过贸易中介商的出口金额占总出口金额的 22%-35%。

由于贸易中介商的存在，企业可以在两种出口方式中进行选择：直接出口和通过贸易中介商间接出口。间接出口的企业可以享受到中介商带来的优势，例如，节约固定成本（拓展市场、销售渠道搭建等成本）、出口更加专业化、减轻信息不对称问题等；与此同时，间接出口的企业也需要付出一定代价，例如面临更高的变动成本（中介商服务费、路线迂回带来的运输费等）、失去直接与外部市场的互动和一手的信息反馈等。因此，贸易中介商的存在改变了企业出口的成本与收益，企业需要在两种出口方式中权衡选择。

此外，国际贸易所涉及的企业和消费者这两个主体分属于两个国家，增加了贸易主体间的谈判成本和违约风险，因而司法质量和合约执行保障程度对企业出口决策具有重要影响。贸易中介商的引入使这一问题更加有趣：一方面，中介商的存在能够降低本国企业和外国消费者的谈判成本和违约风险；但另一方面，中介商本身就是一个新的主体，会额外引入企业与中介商的谈判成本和违约风险。因而，企业所在地和出口目的地的合约环境都会影响到企业出口方式的选择，另外对于不同行业，这种影响也可能存在差异。

综上所述，贸易中介商在当前的国际贸易中广泛存在，它们会影响企业的出口收益和成本，改变企业的出口行为；特别地，贸易中介商相当于一个新的贸易主体，改变了直接出口方式下主体间的谈判格局。因此，在已有的关于合约环境与企业直接出口行为的研究中引入贸易中介商，具有重要的理论和现实意义。

本文与国际贸易领域的三支文献相关。第一支文献是在 Melitz (2003) 的基础上引入贸易中介商，从理论层面探讨异质性企业的出口方式选择。Akerman (2010) 和 Ahn *et al.*

(2011) 的模型假设企业出口需要支付固定成本和可变成本，贸易中介商能降低固定成本，但会带来额外的可变成本，因此企业会根据生产率选择出口方式。在此基础上，Lu *et al.* (2016) 考虑了企业同时参与直接出口和间接出口的情况，得到的结论是，随着生产率的提升，企业的出口行为依次是通过中介商间接出口、两种出口方式并存、直接出口。Crozet *et al.* (2012) 还在模型中引入了产品质量，认为提供高质量产品的企业倾向于直接出口。

第二支文献通过实证研究探讨了影响企业出口方式选择的因素，主要包括目的地国特征和出口企业自身特质等。目的地国特征包括目的地国距离、贸易壁垒、政府管制、市场规模、征收风险、合约执行环境等，总体结论是：对于越难进入的市场，出口企业越倾向于选择贸易中介商间接出口 (Akerman , 2010 ; Ahn *et al.* , 2011 ; 等) ; 出口企业自身特征包括生产率、规模、产品质量、产品种类、面临的融资约束等，总体结论是生产率越低、规模越小、产品质量越低、产品种类越多、面临融资约束越大的企业越倾向于选择贸易中介商间接出口 (Abel-Koch , 2013 ; Bai *et al.* , 2016 ; Bernard *et al.* , 2013 ; Chan , 2015 ; McCann , 2012 ; 茹玉骢和李燕 , 2014 ; 等)。

第三支文献是关于合约执行环境、行业合约密集度对企业出口方式选择的影响。合约执行环境是指一个地区遵守和履行书面合同的能力；行业合约密集衡量的是每个行业生产过程中使用的定制化中间投入品所占份额，行业合约密集度越高，说明该行业的定制化程度越高，需要上游供应商进行专用性投资以生产定制化的投入品，这种专用性投资越多，相应投入品的生产成本越低。由于定制化投入品难以转卖，下游厂商可能会对上游供应商“敲竹杠”，供应商进行专用性投资的积极性取决于合约保障执行的程度，因此高合约密集度行业的生产成本与合约执行环境关系密切。在目的地国合约执行环境对企业出口方式选

择的影响方面，Felbermayr 和 Jung (2008,2011) 发现随着目的地国物理资产没收风险的提升，企业通过外国中介商的间接出口份额增加；Bernard *et al.* (2011)、彭羽和刘慧 (2013) 发现目的国合约环境越差，企业通过本国中介商的间接出口份额增加。在本国合约执行环境对企业出口方式选择的影响方面，彭羽和刘慧 (2013) 认为厂商和中介商所在国的合约环境越好，企业越倾向于通过中介商出口，但他们并未使用数据证实；Abel-Koch (2013) 使用土耳其数据发现结果并不显著。此外，研究普遍认为合约密集度越高的行业，越倾向于直接出口。

尽管已有文献在合约环境对企业出口行为的影响研究中引入了贸易中介商，但仍有进一步的探索空间。第一，在研究内容方面，中介商的存在使得目的地国和本地合约环境均会对企业出口方式产生影响，但较少有文章通过实证研究比较过这两种影响的差异；对于不同行业，已有文献虽有研究过目的地国合约环境对不同行业出口方式影响的差异，但仅选取个别行业，代表性一般，同时尚未有文献探讨本地合约环境对不同行业出口方式影响的差异。第二，在影响机制方面，很少有文献在理论层面探讨合约环境对不同行业出口方式的影响存在差异的原因。第三，已有文献对中国数据探讨较少，更缺乏企业层面的研究，后者主要源于方法和数据的限制。事实上，研究中介贸易面临的重大难题即来自于方法和数据。已有文献对中国的研究主要使用两类方法：“直接问卷调查方法”和“推断方法”，两类方法各有利弊。第一，“直接问卷调查方法”主要通过调查问卷的形式，直接询问企业的出口方式，结果准确，但样本量过小，例如2012年世界银行关于中国企业出口方式的调查仅含600余家出口企业，无法反应我国工业企业全貌。第二，“推断方法”又分为“识别法”和“匹配法”(Ahn *et al.*, 2011; Bai *et al.*, 2016; 于春海和郑悦, 2014)，使用推断方法可以对我国工业企业进行大样本研究，但方法内含推断误差。除此之外，上述

几种方法分别对应不同的研究问题，“直接问卷调查方法”和“匹配法”主要研究企业自身特征对出口方式选择的影响，无法匹配出口目的地国特征；“识别法”由于无法识别出供应给中介商的具体出口企业，只能在加总层面研究目的国特征对出口方式选择的影响。

因此，本文旨在从以下方面开展研究：第一，在已有“匹配法”的基础上构建“差额分析法”，识别并计算我国工业企业数据库中每家企业的出口方式和间接出口份额，形成基础数据库；第二，研究了目的地国和本地合约执行环境对企业出口方式选择的影响；第三，引入行业合约密集度指标，探讨对于不同合约密集度的行业，合约环境对企业出口行为影响的差异；第四，对实证结果背后的理论机制进行了探讨。本文的结论主要有两点：目的地国合约执行环境越好，我国对该国的直接出口份额增加，通过贸易中介商间接出口份额下降，合约密集度更高的行业间接出口份额下降程度更大，反应更敏感；本地合约执行环境越好，企业间接出口份额上升，合约密集度更高的行业间接出口份额提升程度更小，反应更不敏感。

本文的创新点主要体现在：第一，在内容方面，相比于已有文献，本文的讨论更为完整，全面探讨了目的地国和本地合约环境对不同合约密集度行业出口方式的影响，使用我国全行业数据以反映全貌，并进一步对企业层面的数据进行探索；第二，在影响机制方面，本文在前人模型的基础上引入行业合约密集度，从销售过程中的谈判成本、生产过程中的成本等角度解释合约环境对不同行业出口方式的影响存在差异的原因；第三，在方法和数据方面，本文构建的“差额分析法”在前人的基础上区分出直接出口和间接出口两种出口方式并存的企业，并创新性地计算了每家企业的间接出口份额，在这一基础性的工作完成后，后续再研究企业特征对其出口方式选择的影响时，可以直接使用工业企业数据库，解决了当前所使用的“直接问卷调查方法”样本量过小的问题。

本文其余部分安排如下：第二部分介绍所用数据；第三部分构建“差额分析法”对企业出口方式进行识别，计算间接出口份额，并与已有的“识别法”结果进行比较；第四部分讨论合约执行环境对企业出口方式选择的影响，以及这种影响对于不同合约密集度行业的差异；最后部分是结论与展望。

二、数据

本文使用的数据主要包括中国工业企业数据库、中国海关贸易数据库、合约执行环境数据、行业合约密集度数据等。

中国工业企业数据库来源于国家统计局，包含全部国有企业和年销售额在 500 万元及以上的非国有工业企业，涵盖国民经济行业分类中的“采掘业”、“制造业”“电力燃气及水的生产和供应业”三个门类，占中国工业增加值近 95%，为了与海关贸易库数据进行匹配，本文使用 2000-2006 年数据。参考余淼杰（2011）的方法对原始数据进行处理，主要包括：剔除重要财务指标有遗漏的样本（如企业总资产、企业雇员、固定资产净值、工业总产值）；剔除雇员在 8 人以下的样本；剔除财务指标不合理的样本（例如，流动资产超过总资产、总固定资产超过总资产、固定资产净值超过总资产、成立时间无效）。

中国海关贸易数据库来源于中国海关总署，数据库对我国每一笔进出口贸易进行了详细记录，包括企业代码、进口来源国、出口目的地国、产品数量、单位及金额、产品类别，并区别了产品进出口类型、贸易方式等。

对于目的地国合约执行环境（Contract Enforcement）的衡量，本文主要使用 Kaufmann *et al.*（2004）提供的“法治质量指数（Rule of Law）”，该指数覆盖 199 个国家和地区，衡量了代理人对社会规则的信心和遵从程度，包括司法实践和司法程序的有效性和可预测

性、合约的可执行性等，较好地衡量了产权保护程度及合约环境质量，指标在-2.5-2.5 区间，数值越高代表合约执行环境越好，实证分析中将变量线性转化为 0-1 区间。此外，本文还使用了 Gwartney *et al.* (2003) 构建的“法律结构和产权保护 (Legal structure and security of property rights)”指数和世界银行《全球营商环境报告》中的“执行合同-与前沿水平的距离 (Enforcing Contracts-DTF)”指数进行稳健性检验。

对于本地合约执行环境的衡量，本文使用世界银行《2008 年中国营商环境报告》中的“合约执行时间”度量地区合约执行环境。该指标具体衡量了解决一个不复杂的商业纠纷（即原告提起上诉直到获得赔偿）需要的时间，时间越长，代表该地区司法效率越差，通过司法途径解决合同纠纷的成本越高，对合约的保障程度也就越低。由于该指标只统计了 2008 年我国 30 个主要城市的情况，因而后续实证分析中使用城市数据作为该省合约执行环境的代理变量。

行业合约密集度 (Contract Intensity) 的衡量参考 Nunn (2007)，将投入品分为“有公开交易所”、“有参考价格”、“差异化产品”三种类型。如果投入品在公开交易所交易，则定制化程度低，需要的专用性投资也低；如果投入品有参考价格，则定制化程度中等，需要中等的专用性投资；如果投入品既没有公开交易所，又没有参考价格，则该投入品定制化程度高，需要较高的专用性投资。进一步，文章使用投入产出表，构建了变量 z_i^{rs1} 、 z_i^{rs2} 衡量每个行业生产过程中使用的那些需要专用性投资的中间投入品所占份额，以代表行业的合约密集度，构建方法分别如式 (1) (2)。其中， θ_{ij} 代表行业 i 使用的所有中间投入品中投入品 j 的价值占比， $R_j^{neither}$ 代表投入品 j 中既没有公开交易所，也没有参考定价的比例， $R_j^{ref price}$ 代表投入品 j 中没有公开交易所但有参考定价的比例。 z_i^{rs1} 、 z_i^{rs2} 越大，代表

行业合约密集度越高，本文主要采用 z_i^{rs1} （宽松型）定义，并对 z_i^{rs1} （保守型）定义进行了稳健性检验。

$$z_i^{rs1} = \sum_j \theta_{ij} R_j^{neither} \quad (1)$$

$$z_i^{rs2} = \sum_j \theta_{ij} (R_j^{neither} + R_j^{ref\ price}) \quad (2)$$

其他主要的控制变量：GDP 数据来源于世界银行，关税数据来源于 UNCTDA 网站，固定贸易成本数据来源于世界银行《全球营商环境报告》，企业生产率数据来自于余森杰(2011)。

三、贸易中介商与企业出口方式识别

（一）“差额分析法”构建

关于贸易中介商和企业出口方式的大样本研究主要使用两种推断方法：“识别法”和“匹配法”。Ahn *et al.* (2011) 运用了“识别法”，将中国海关贸易数据库中所有出口企业分为两类：制造型直接出口企业和贸易中介商。其中，企业名称中含有“进出口”、“经贸”、“贸易”、“科贸”、“外经”字样的企业被认定是贸易中介商。于春海和郑悦(2014)运用了“匹配法”，基本逻辑是将中国海关数据库与中国工业企业数据库进行匹配：在工业库里有出口记录，并同时存在于海关库里的企业为“直接出口企业”；在工业库里没有出口记录，同时也没出现在海关库里的企业为“纯内销企业”；在工业库里有出口记录，但没有出现在海关库里的企业为“间接出口企业”，通过贸易中介商进行出口。进一步地，Bai *et al.* (2016) 还将工业库和海关库里记录的企业出口金额进行比较，认为当工业库记录的出口值大于在海关库记录的出口值时，该企业同时从事直接出口和间接出口，但该文章仅研究了个别行业，且在后续计算中仍将这类企业归入“直接出口企业”。

本文构建的“差额分析法”即是在已有的“匹配法”基础上进行改进。第一步，参考 Yu 和 Tian (2012) 对工业库和海关库中的企业进行匹配；第二步，对两个数据库中记录的出口金额进行差额分析，识别企业出口方式。基本原理是：工业库中记录的企业出口数据既包含直接出口到国外的，也包含出口给贸易中介商的，海关库中记录的只是直接出口数据，因而可以比较同家企业在两个数据库中出口额的差异，当差异超过一定阈值时，认为该企业既从事直接出口，也有部分商品通过中介商间接出口。具体地，根据 (3) 式计算企业间接出口份额，下标 i 代表企业， t 代表年份， X 代表出口金额，当计算出的间接出口份额小于阈值 15% 时²，认为该企业完全选择了直接出口这种方式，两个数据库中记录的出口金额差异仅来源于统计或汇率误差。“差额分析法”能够识别出那些同时选择直接和间接两种出口方式的企业，也将企业出口方式这一离散变量转化为企业间接出口份额这一连续变量，更准确地衡量企业出口方式的选择。

$$\text{间接出口份额} = \frac{X_{it}^{\text{工业}} - X_{it}^{\text{海关}}}{X_{it}^{\text{工业}}} \quad (3)^3$$

表 1 “差额分析法”识别企业出口方式

出口方式	工业库	海关库	出口数据比较	含义	间接出口份额	直接出口金额	间接出口金额
1	有出口 $X_{it}^{\text{工业}}$	有出口 $X_{it}^{\text{海关}}$	$\frac{ X_{it}^{\text{工业}} - X_{it}^{\text{海关}} }{X_{it}^{\text{工业}}} < 15\%$	完全直接出口	0	$X_{it}^{\text{海关}}$	0
2	有出口 $X_{it}^{\text{工业}}$	有出口 $X_{it}^{\text{海关}}$	$\frac{X_{it}^{\text{工业}} - X_{it}^{\text{海关}}}{X_{it}^{\text{工业}}} \geq 15\%$	部分直接出口+ 部分间接出口	$\frac{X_{it}^{\text{工业}} - X_{it}^{\text{海关}}}{X_{it}^{\text{工业}}}$	$X_{it}^{\text{海关}}$	$X_{it}^{\text{工业}} - X_{it}^{\text{海关}}$
3	有出口	无记录		完全间接出口	100%	0	$X_{it}^{\text{工业}}$

²文章还对 10%、20% 阈值进行了稳健性检验

³工业库数据单位为“千元人民币”，海关库数据单位为“美元”，需要进行汇率换算

$$4 \quad \begin{array}{cc} \text{有出口} & \text{有出口} \\ X_{it}^{\text{工业}} & X_{it}^{\text{海关}} \end{array} \quad \frac{X_{it}^{\text{海关}} - X_{it}^{\text{工业}}}{X_{it}^{\text{工业}}} \geq 15\% \quad \begin{array}{l} \text{制造型企业,} \\ \text{同时是中介商} \end{array}$$

比较而言，已有文献的“识别法”能够识别出海关库中的出口企业哪些为制造商、哪些为贸易中介商，本文构建的“差额分析法”则能够识别出工业库中所有制造型企业的出口方式：完全直接出口、直接出口+间接出口两种方式并存、完全间接出口，两种方法在加总层面上具有内在关联性，如图 1。具体而言，使用“识别法”并进行加总，可得到国家层面的出口结构，即制造型企业直接出口和通过贸易中介商间接出口的金额占比；使用“差额分析法”虽然识别出的是企业个体层面的出口方式，但分析其贸易流可发现，完全直接出口企业和两种方式并存企业的直接出口部分会在海关库里“制造型直接出口企业”出口数据中得以反映；完全间接出口企业和两种方式并存企业的间接出口部分，则是在海关库里“贸易中介商”出口数据中得以反映，因而可以通过表 1 后两列对“差额分析法”计算结果进行加总，并与“识别法”结果进行比较。

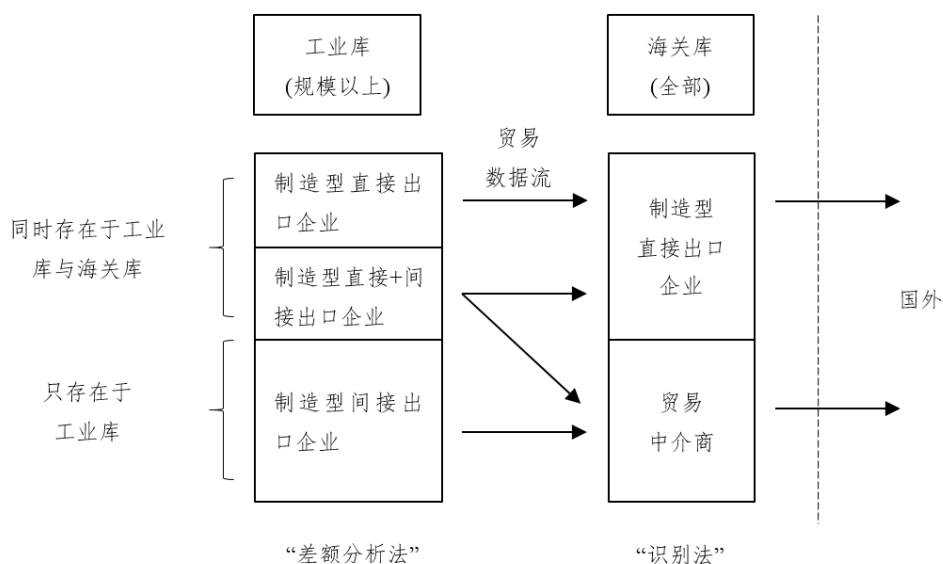


图 1 “识别法”与“差额分析法”的内在关联

(二) 企业出口方式识别结果

使用“差额分析法”可将出口企业分为四类：类别1完全直接出口企业、类别2直接出口和间接出口两种方式并存的企业、类别3完全间接出口企业、类别4制造商同时兼任贸易中介商。结果显示，完全选择间接出口的企业数量较多，占比达到56.1%，且没有体现出明显的时间趋势；完全选择直接的出口企业与两种出口方式并存的企业数量相近，占比分别为19.0%和18.1%。进一步，对“差额分析法”结果进行加总层面的计算，与已有的“识别法”进行比对，结果如表3。

表2 2000-2006年间各工业企业出口方式类型数量

年份	变量	类别1	类别2	类别3	类别4	总计
		完全直接出口	直接+间接出口	完全间接出口	制造商+中介商	
2000	企业数量	5 379	6 582	21 844	2 036	35 841
	占比	15.0	18.4	61.0	5.7	100
2001	企业数量	5 835	6 938	23 116	3 960	39 849
	占比	14.6	17.4	58.0	10.0	100
2002	企业数量	7 747	8 672	25 270	3 102	44 791
	占比	17.3	19.4	56.4	6.9	100
2003	企业数量	9 298	10 334	27 497	3 620	50 749
	占比	18.3	20.4	54.2	7.1	100
2004	企业数量	17 432	13 469	40 734	4 822	76 457
	占比	22.8	17.6	53.3	6.3	100
2005	企业数量	14 871	13 220	42 498	4 783	75 372
	占比	19.7	17.5	56.4	6.4	100
2006	企业数量	15 590	13 568	44 739	5 088	78 985
	占比	19.7	17.2	56.6	6.4	100
总计	企业数量	76 152	72 783	225 698	27 411	402 044
	占比	19.0	18.1	56.1	6.8	100

表3 “差额分析法”计算的我国直接出口、间接出口金额（百万美元）

年份	直接出口金额	中介商出口金额	总出口金额	中介商出口占比	“识别法”	Ahn <i>et al.</i>
2000	78 075	102 984	181 059	57%	32%	35%
2001	98 324	110 375	208 700	53%	30%	32%
2002	113 184	137 303	250 487	55%	27%	29%
2003	158 857	185 694	344 551	54%	24%	26%
2004	247 887	263 583	511 470	52%	22%	24%

2005	286 297	330 871	617 168	54%	21%	22%
2006	340 556	461 212	801 768	58%	21%	

理论上，“差额分析法”和“识别法”在国家加总层面计算的间接出口份额应该相近，但实际计算结果却有较大差异，主要原因可能有两个方面：第一，差异源于各自方法内含的推断误差。两种方法共同的误差在于，一些出口企业是通过外国的贸易中介商进行出口，但这部分企业在两种方法中均识别为“直接出口企业”，从而造成对间接出口的低估。除此之外，“识别法”的误差主要在于，一些贸易中介商名称中未必含有识别所用到的五类特殊字符，因而会对中介商出口份额造成低估；“差额分析法”的误差主要来源于匹配过程，对于那些在工业库里有出口记录而在海关库里没有出现的企业，本方法认定为“间接出口企业”，但这其中有一部分是由于匹配失败造成的，这种技术性匹配误差导致对间接出口企业数量和金额的高估。两种方法各自内含的推断误差一个低估、一个高估，因而结果存在差异。第二，“识别法”使用海关数据库，得到的间接出口份额反映了我国全部出口企业整体情况，而“差额分析法”研究的样本是国有及规模以上工业出口企业，得到的间接出口份额只反映了这类规模较大的企业情况，因而二者的结果也存在差异。

尽管存在一定的技术性匹配误差，但“差额分析法”仍具有贡献意义。首先，该方法的结果说明，我国在2000-2006年间的间接出口份额应大于已有文献提出的22%-35%，贸易中介商在我国出口中扮演的角色比已有认知更为重要；更具有意义的是，“差额分析法”识别出我国全部国有及规模以上工业出口企业的出口方式，并计算了每家企业通过中介商间接出口的份额，这为研究企业特征对出口方式选择的影响提供了基础性数据支持，弥补了目前这类研究主要采用的直接问卷调查法样本量过小、无法反映工业企业全貌的不足。

最后，表4总结比较了各类型出口企业的特征。完全采用直接出口方式的企业总产值、出口值、附加值、生产率的均值均在1%的显著性水平上高于完全采用间接出口方式

的企业，这说明规模越小、生产率越低的企业越倾向于通过贸易中介商帮助自己实现出口，与已有文献的理论基本吻合。但有趣的是，通过对完全采用直接出口方式的企业与两种出口方式并存企业的比较发现，在总产值、雇员人数、附加值方面，两种出口方式并存企业的均值在 1%显著性水平上高于完全直接出口企业，这种结果的原因可能在于，对于规模很大的企业，完全通过直接出口方式可能无法满足其全部出口需求，它们也需要中介商的帮助，实现出口更丰富的产品到更多的国家。在贸易方式比较方面，完全使用直接出口方式的企业加工贸易份额的均值在 1%显著性水平上高于两种出口方式并存的企业，这说明更高的加工贸易参与程度与更高的直接出口参与度相关联。

表 4 2000-2006 年各类出口企业特征

出口方式=1 (完全采用直接出口)						
变量名	观测值	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
总产值	74 670	152 957	681 570	33 970	890	1.39e+07
出口金额	74 670	72 268	291 938	17 793	5	4.51e+06
雇员人数	74 670	454	1 113	199	10	52156
附加值	74 670	37 513	170 024	8 007	0	3.81e+06
Ln(TFP)	49 199	1.11	0.37	1.09	-1.32	11.78
加工贸易份额	76 152	0.39	0.44	0.09	0	1
出口方式=2 (部分直接出口+部分间接出口)						
变量名	观测值	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
总产值	71 820	167 062	680 821	42 554	890	1.39e+07
出口金额	71 820	73 490	241 295	23 923	5	4.51e+06
雇员人数	71 820	609	2214	240	10	157213
附加值	71 820	42 369	175 109	10 278	0	3.81e+06
Ln(TFP)	49 165	1.10	0.38	1.09	-1.36	10.43
加工贸易份额	72 783	0.34	0.44	0	0	1
出口方式=3 (完全采用间接出口)						
变量名	观测值	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
总产值	222 209	122 794	690 308	21 628	890	1.39e+07
出口金额	222 209	37 675	180 124	9 974	5	4.51e+06
雇员人数	222 209	453	2 293	150	10	165878
附加值	222 209	33 087	190 612	5 451	0	3.81e+06
Ln(TFP)	113 557	1.07	0.41	1.06	-1.87	9.93
出口方式=4 (制造商+中介商)						

变量名	观测值	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
总产值	26 468	114 574	562 355	24 912	890	1.390e+07
出口金额	26 468	33 993	166 894	8 743	5	4.510e+06
雇员人数	26 468	430	1 188	200	10	78064
附加值	26 468	31 151	150 343	6 892	0	3.809e+06
Ln(TFP)	16 985	1.18	0.44	1.15	-1.30	8.63

注：为避免极端值影响，对总产值、出口金额、附加值替换尾部 0.1%观测值；观测值数量与表 2 存在差异的原因在于，剔除了附加值为负数的观测值；总产值、出口金额、附加值的单位为千元。

四、合约执行环境对企业出口方式的影响

（一）目的地国合约执行环境对企业出口方式选择的影响

研究目的地国合约执行环境对企业出口方式的影响，无法直接使用企业层面的数据，原因在于，对于完全参与或部分参与间接出口的企业，无法获得其通过贸易中介商间接出口到的目的地国信息。因此，在研究关于目的地国特征对企业出口方式选择的影响时，仍使用“识别法”并加总到国家-产品层面，得到 2000-2006 年间我国向各个目的地国各个行业的总出口中通过贸易中介商的间接出口份额，作为被解释变量 $Intershare$ ，基准回归设定如式（4）。其中，下标 c 代表目的地国， h 代表 HS2 位产品⁴， t 代表年份， ROL 代表目的地国合约执行环境“法治质量指数”； $lngdp$ 代表目的地国 GDP 的对数，衡量市场规模； $tariff$ 是目的地国对中国产品的关税， $lndist$ 是目的地国与中国的地理距离的对数，这两个变量衡量出口的可变成本； $docuD$ 是目的地国进口所需文件数的虚拟变量，当所需文件数大于平均值时取 1，反之取 0，衡量出口的固定成本。

$$Intershare_{cht} = \beta_0 + \beta_1 * ROL_{ct} + \beta_2 * lngdp_{ct} + \beta_3 * tariff_{cht} + \beta_4 * lndist_c + \beta_5 * docuD_c + \alpha_h + \eta_t + u_{cht} \quad (4)$$

⁴ 对 HS4 位产品进行稳健性检验

在基准回归的基础上，进一步加入行业合约密集度虚拟变量与目的地国合约执行环境的交互项。首先，按照式（5）将行业分成两组：高合约密集度行业、低合约密集度行业，当某行业合约密集度大于平均合约密集度时，归入高合约密集度行业组，虚拟变量为 1，反之则为 0。其中，*fraclib*使用 Nunn（2007）计算的行业合约密集度（宽松型）⁵。

$$fraclibD = \begin{cases} 1, & \text{if } fraclib \geq mean(fraclib) \\ 0, & \text{if } fraclib < mean(fraclib) \end{cases} \quad (5)$$

$$Intershare_{cht} = \beta_0 + \beta_1 * ROL * fraclibD_{cht} + \beta_2 * ROL_{ct} + \beta_3 * fraclibD_h + \beta_4 * lngdp_{ct} + \beta_5 * tariff_{cht} + \beta_6 * lndist_c + \beta_7 * docuD_c + \alpha_h + \eta_t + u_{cht} \quad (6)$$

主要变量的描述性统计如表 5。合约执行环境指标数值越大，代表对合约的保障实施程度越好；行业合约密集度指标数值越大，代表行业合约密集度越高，行业生产需要较多的定制化中间投入品。

表 5 主要变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
间接出口份额	87 357	0.47	0.33	0	1
合约环境	86 812	0.51	0.20	0.02	0.90
行业合约密集度	83 579	0.45	0.16	0.11	0.82
Ln(GDP)	84 091	24.03	2.28	17.96	30.26
关税	54 918	12.48	16.47	0	1506
Ln(距离)	79 000	8.44	0.56	6.63	9.39
进口文件数虚拟变量	77 091	0.37	0.48	0	1

表 6 的（1）-（3）列是式（4）的回归结果。由于目的地国合约执行环境随年份变化较小，因而列（1）使用 2006 年截面数据，列（2）-（3）使用 2000-2006 年数据，分别控制产品、年份固定效应，用以控制销售不同产品和在不同年份中，企业对贸易中介商需求的内含差异，由于合约执行环境随时间变动小，因而不控制国家固定效应。（1）-（3）列

⁵ 对保守型行业密集度进行稳健性检验

结果显示，目的地国合约执行环境越好，我国对该国的直接出口份额增加，通过贸易中介商间接出口份额下降。在其他条件不变时，合约执行环境衡量指标每提高一单位，我国对该国的间接出口份额下降 8.3 个百分点。此外，控制变量的系数显示，对于越容易进入的市场（规模大、距离近、关税低、进口手续不复杂），我国出口商越倾向于直接出口，通过贸易中介渠道的间接出口份额下降，这与已有的文献结果相似。

表 6 的（4）-（6）列加入了行业合约密集度虚拟变量与目的地国合约执行环境的交互项，探讨目的地国合约环境对定制化程度不同的行业出口方式影响的差异。列（4）在控制了国家、产品固定效应后直接加入交互项，其他两列分别控制了产品固定效应、产品和年份固定效应。结果显示，交互项系数负向显著，即对于合约密集度更高的行业，目的地国合约执行环境对间接出口份额的负向影响更大，企业出口方式的选择对目的地国合约环境变动的反应更为敏感，平均而言，目的地国合约执行环境衡量指标每提高一单位，高合约密集度行业组间接出口份额下降幅度比低合约密集度行业组显著大 6.6 个百分点。

一国的合约执行环境主要与当地的法治制度、监管体系等有关，具有长期稳定性，因而该变量经济表现相对外生。为了使研究更为严谨，本文采用司法制度的起源作为一国合约执行环境的工具变量。司法制度起源可分为五类：英国普通法、法国民法、德国民法、社会主义法律体系、斯堪的纳维亚法。英美法系又称普通法系，法国民法、德国民法及斯堪的纳维亚法属于大陆法系，其中德国民法和斯堪的纳维亚法系在给予投资者的法律权益、法律执行质量等方面较为类似，可归为同一类（拉菲·拉波塔等, 2002）。本文使用司法制度起源是否为德国民法或斯堪的纳维亚法的虚拟变量作为合约执行环境的工

具变量⁶，起源于其他法律体系的国家作为对照组。回归结果如表 7，说明本文主要结论不受内生性的影响，具有较好的稳健性。

表 6 的地国合约执行环境、行业合约密集度与间接出口份额（基准回归结果）

因变量：间接出口份额	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
合约执行环境	-0.078**	-0.067**	-0.083***		-0.033	-0.048
	(-2.44)	(-2.43)	(-3.13)		(-0.99)	(-1.53)
行业合约密集度虚拟变量					-	-
合约执行环境*行业合约密集度虚拟变量				-0.069**	-0.065**	-0.066**
				(-2.56)	(-2.39)	(-2.43)
Ln(GDP)	-0.022***	-0.021***	-0.019***	-0.148***	-0.021***	-0.019***
	(-7.15)	(-8.68)	(-8.34)	(-12.56)	(-8.70)	(-8.35)
关税	0.002***	0.001***	0.000***	0.000***	0.001***	0.000***
	(5.10)	(3.80)	(3.09)	(2.80)	(3.73)	(2.99)
Ln(距离)	0.025***	0.031***	0.032***	-0.261***	0.031***	0.032***
	(3.46)	(4.11)	(4.14)	(-9.68)	(4.09)	(4.13)
进口文件数虚拟变量	0.004	0.021**	0.025**	0.096***	0.021**	0.025**
	(0.33)	(2.15)	(2.58)	(4.55)	(2.14)	(2.57)
国家固定效应		否	否	是	否	否
产品固定效应		是	是	是	是	是
年份固定效应		否	是	否	否	是
观测值	8 105	49 263	49 263	49 263	49 263	49 263
R 平方	0.052	0.124	0.145	0.157	0.124	0.145

注：括号内为聚类到目的地国水平后的稳健 t 估计值；***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平下显著

表 7 目的地国合约执行环境与间接出口份额（工具变量回归结果）

因变量：间接出口份额	(1)	(2)	(3)	(4)
合约执行环境	-0.203***	-0.216***	-0.164***	-0.173***
	(-8.05)	(-8.56)	(-5.09)	(-5.42)
行业合约密集度虚拟变量			-0.115**	-0.106**
			(-2.45)	(-2.29)
合约执行环境*行业合约密集度虚拟变量			-0.073**	-0.081***
			(-2.41)	(-2.69)
Ln(GDP)	-0.018***	-0.016***	-0.018***	-0.016***

⁶实际回归中发现，如果加入两组或以上司法制度起源同时作为工具变量，无法通过过度识别检验

	(-17.90)	(-16.67)	(-17.91)	(-16.68)
关税	0.000***	0.000**	0.000***	0.000**
	(4.15)	(2.36)	(4.03)	(2.18)
Ln(距离)	0.027***	0.028***	0.027***	0.028***
	(11.61)	(12.24)	(11.59)	(12.22)
进口文件数虚拟变量	0.003	0.008*	0.003	0.008*
	(0.72)	(1.76)	(0.71)	(1.76)
产品固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	否	是	否	是
观测值	49 263	49 263	49 263	49 263
R 平方	0.120	0.141	0.120	0.141
一阶段回归情况：				
IV1：法律起源为德国法或斯堪的纳维亚法	0.208***	0.208***	0.208***	0.208***
	(77.50)	(76.94)	(55.17)	(54.75)
IV2：法律起源为德国法或斯堪的纳维亚法*			0.323***	0.323***
行业合约密集度虚拟变量			(97.64)	(96.88)
一阶段 F 值	389.12	366.80		
最小特征值 F 统计量			2540.88	2534.96

注：IV1 报告的是“法治质量指数”作为因变量，法律起源作为自变量的一阶段回归系数，IV2 报告的是法治质量指数与行业合约密集度虚拟变量的交互项作为因变量，法律起源与行业合约密集度虚拟变量的交互项作为自变量的一阶段回归系数，一阶段 F 统计量显著大于 10，最小特征值 F 统计量显著。括号内为聚类到目的地国水平后的稳健 t 估计值；***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平下显著。

(二) 本地国合约执行环境对企业出口方式选择的影响

研究本地合约执行环境对企业出口方式选择的影响可以直接使用“差额分析法”计算得到的企业层面数据。本文使用完全采用直接出口方式和两种出口方式并存的两类企业子样本，不研究完全采用间接出口方式的企业，主要原因在于“差额分析法”识别出来的完全间接出口企业含有技术性匹配误差，可能造成对这类企业的高估。基准回归设定如式(7)，下标 i 代表企业， p 代表企业所在省份， j 代表企业所在行业， t 代表年份；被解释变量“企业间接出口份额 Intershare”通过前文构建的“差额分析法”计算得到；CET 代表本地合约执行环境，使用企业所在省份的“合约执行时间”衡量；其他控制变量还包括： $\ln ov$ 代表企业总产值的对数， $\ln age$ 代表企业存续期的对数， $\ln tfp$ 代表企业生产率的对数，FIE、SOE 是企业类型的虚拟变量，FIE=1 为外资企业，SOE=1 为国有企业， $pext$ 代

表加工贸易份额。在基准回归的基础上，进一步加入行业合约密集度虚拟变量与本地合约执行环境的交互项，如式（8）。

$$Intershare_{it} = \beta_0 + \beta_1 * CET_p + \beta_2 * lnov_{it} + \beta_3 * lnage_{it} + \beta_4 * lntfp_{it} + \beta_5 * FIE_i + \beta_6 * SOE_i + \beta_7 * pext_{it} + \alpha_j + \eta_t + u_{it} \quad (7)$$

$$Intershare_{it} = \beta_0 + \beta_1 * CET * fraclibD_{pj} + \beta_2 * fraclibD_j + \beta_3 * CET_p + \beta_4 * lnov_{it} + \beta_5 * lnage_{it} + \beta_6 * lntfp_{it} + \beta_7 * FIE_i + \beta_8 * SOE_i + \beta_9 * pext_{it} + \alpha_j + \eta_t + u_{it} \quad (8)$$

主要变量的描述性统计如表 8，在后续回归中，为方便比较，将关键自变量合约执行时间乘以（-1）标准化，使得无论是目的地国还是本地，合约执行环境衡量指标越大，均代表对合约的保障实施程度越好。

表 8 主要变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
间接出口份额	146 730	0.30	0.37	0	0.99
合同执行时间（年）	146 730	0.61	0.25	0.31	1.48
总产值	146 730	173425	1.23e+06	0	1.61e+08
存续期	146 730	9.19	9.68	0	168
TFP	97 144	6.47	458.20	0.26	130 660
外资企业虚拟变量	146 730	0.66	0.47	0	1
国有企业虚拟变量	146 730	0.02	0.15	0	1
加工贸易份额	146 730	0.37	0.44	0	1

式（7）的回归结果如表 9 中（1）-（3）列，本地合约执行环境越好，企业间接出口份额上升，具体而言，在其他条件不变时，本地合约执行时间每减少 1 年，本地企业间接出口份额提升 11.9 个百分点。

其他控制变量的回归结果显示，TFP 越高的企业越倾向于直接出口，这与已有理论研究文献结果一致。与已有文献结果不同的是，本文发现产值越高的企业间接出口比例越高，而已有研究普遍认为规模越大的企业越倾向于直接出口，这种差异的主要原因在于：

本文的样本不包含完全采用间接出口方式的企业，只研究两种出口方式并存和完全采用直接出口方式的企业，这两类企业本身规模已经达到一定程度，可以承担直接出口的固定成本，如果规模再进一步扩大，企业自身精力可能有限，不得不诉诸于贸易中介商以便进一步扩大出口。在存续期方面，Bilkey 和 Tesar (1977) 认为年轻的企业会先通过贸易中介商间接出口，在积累一定客户和国际品牌经验后再直接出口，因而存续期越高，间接出口份额越低，但实际很多研究并未发现上述结果 (Abel-Koch, 2013; 茹玉骢和李燕, 2014)，主要原因是企业年龄只是在国外市场经验的粗略代理变量。本文结果显示，存续期越高的企业，其间接出口份额显著提高，在控制了时间固定效应后，这一结果并不显著。

此外，外资企业间接出口份额显著低于非外资企业，原因在于外资企业与外国市场联系更为密切，进入外国市场的固定出口成本也相对较低；在只控制行业固定效应时，国有企业间接出口份额显著高于非国有企业，原因可能在于国家对于国有企业直接出口有一定限制，部分国有企业只能通过贸易中介商完成出口，而这一政策限定在我国加入 WTO 后逐年放开，因而加入时间固定效应后，结果变得不显著，因此，除去外界政策限制的影响，国有企业和非国有企业在间接出口参与度方面并没有显著差异；另外，加工贸易份额越高的企业，间接出口份额越低，直接出口参与度较高。这一部分的研究结论已有文献几乎没有涉及。

加入与行业合约密集度虚拟变量的交互项后，结果如列 (4) - (5)，交互项系数负向显著，即对于合约密集度更高的行业，本地合约执行环境变好，其间接出口份额提升程度更小，在其他条件不变时，本地合约执行时间每减少 1 年，平均而言，高合约密集度行业的间接出口份额提升程度比低合约密集度行业显著低 9.1 个百分点，即对于高合约密集度的行业，出口方式的选择对本地合约环境变动的反应更不敏感。

表 9 本地合约执行环境、行业合约密集度与间接出口份额回归结果

因变量：间接出口份额	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
合约执行环境	0.061*** (9.33)	0.117*** (15.63)	0.119*** (15.91)	0.179*** (14.29)	0.179*** (14.30)
行业合约密集度虚拟变量				-	-
合约执行环境*行业合约密集度虚拟变量				-0.096*** (-5.55)	-0.091*** (-5.24)
Ln(总产值)		0.023*** (14.96)	0.024*** (15.54)	0.022*** (12.30)	0.023*** (12.67)
Ln(存续期)		0.004** (2.07)	0.003 (1.30)	0.005* (1.94)	0.003 (1.32)
Ln(TFP)		-0.019*** (-3.72)	-0.013*** (-2.74)	-0.018*** (-2.97)	-0.014** (-2.40)
外资企业虚拟变量		-0.135*** (-33.38)	-0.135*** (-33.66)	-0.132*** (-26.74)	-0.132*** (-26.86)
国有企业虚拟变量		0.037*** (2.76)	0.017 (1.23)	0.022 (1.37)	0.004 (0.25)
加工贸易份额		-0.033*** (-6.63)	-0.042*** (-8.37)	-0.041*** (-6.80)	-0.048*** (-7.93)
行业固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	否	是	否	是
观测值	146 730	96 007	96 007	63 375	63 375
R 平方	0.058	0.085	0.093	0.085	0.092

注：括号内为聚类到企业水平后的稳健 t 估计值；***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平下显著。

(三) 小结与讨论

总结起来，本部分的结论主要有两点：(1) 目的地国合约执行环境越好，我国对该国的直接出口份额增加，通过贸易中介商间接出口份额下降，合约密集度更高的行业间接出口份额下降程度更大，反应更敏感；(2) 本地合约执行环境越好，企业通过贸易中介商间接出口份额上升，合约密集度更高的行业间接出口份额提升程度更小，反应更不敏感。

本文基于 Ahn *et al.* (2011) 理论模型对上述两个结论进行解释。该模型假设：在出口成本方面，如果企业直接出口到目的地国 j ，需要支付固定出口成本 f_x^j 和可变出口成本 τ^j ；如果企业选择通过贸易中介商出口，那么首先需要支付一个全球性的固定成本 $f_i (f_i < f_x^j, \forall j)$ ，，

只要支付了 f_i 就可以间接出口到任意目的国⁷；在收益方面，间接出口需要支付给中介商服务费，这部分费用最终会转嫁给消费者，造成最终品售价提升、需求下降，从而导致企业间接出口收益小于直接出口收益。因此，企业利润和生产率的关系如图 2，临界生产率 ϕ_i 代表企业在支付 f_i 以实现间接出口到所有市场与不出口这两种决策间无差异，当企业生产率小于 ϕ_i 时，企业不足以支付间接出口的固定成本，只能服务于国内市场；当生产率位于 $[\phi_i, \phi_x^j]$ 时，企业间接出口到市场 j；当生产率大于 ϕ_x^j 时，企业直接出口到市场 j。

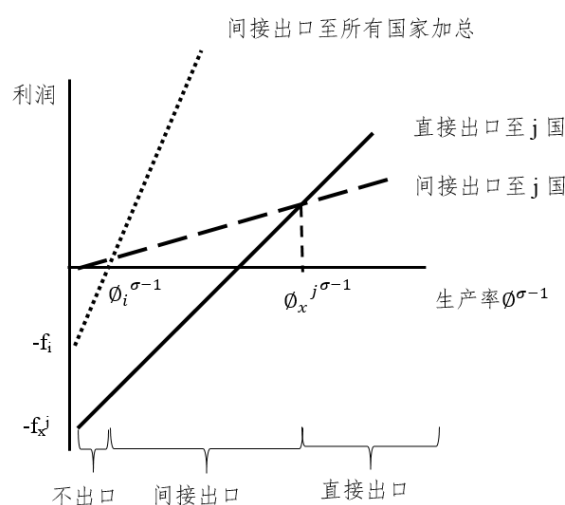


图 2 企业利润和生产率关系图

结论（1）背后的逻辑在于，当目的地国合约执行环境改善时，本国厂商与目的地国客户的直接谈判成本和违约风险下降，直接出口固定成本下降⁸，直接出口利润曲线向上平移，如图 3 所示，部分原来选择间接出口的企业可以转变为直接出口以增加出口收益，使得间接出口份额下降。行业合约密集度衡量的是生产过程中的定制化程度，与销售的定制

⁷可理解为参与间接出口的成员费

⁸根据 Bernard *et al.* (2011)，目的地国合约环境会影响“国家层面”的固定出口成本，实则对直接出口、间接出口固定成本都会产生影响，但由于中介商本身可以利用“范围经济”平摊每种商品的固定成本，因而目的国合约执行环境的变动对直接出口固定成本的影响更为明显，从而缩小了直接出口与间接出口固定成本间的相对差异

化程度关联度很高，因而合约密集度越高的行业专用性更强，只为特定的客户设计制造，也就更依赖于合约执行环境。这类行业直接出口的固定成本中，与目的地国合约执行环境相关的成本占比更高，因而当目的地国合约环境改善时，直接出口固定成本减小幅度更大，带来的间接出口份额下降幅度也就更大。

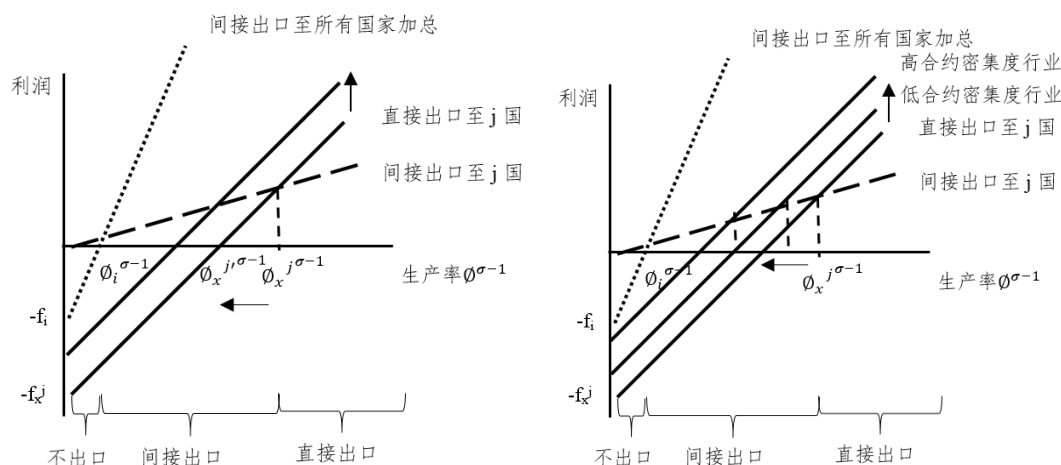


图3 企业利润和生产率关系图（目的地国合约执行环境改善）

结论（2）背后的逻辑在于，当本地合约执行环境改善时，本国厂商与本国中介商的谈判成本和违约风险下降，间接出口固定成本下降，间接出口利润曲线向上平移如图4，部分原来无法出口的内销企业也可通过贸易中介商的渠道实现间接出口，间接出口份额提升。对于高合约密集度行业，生产过程中定制化投入高，根据 Nunn (2007)，当本地合约执行环境改善时，上游生产定制化投入品的厂商会增加专用性投资，使得投入品生产成本下降，从而带来最终品的生产成本下降。因而对于合约密集度高的行业，本地合约环境的改善同时带来两种效应：（1）与贸易中介商的谈判成本和违约风险下降，间接出口固定成本下降，部分原本不出口的企业可以参与间接出口，使得间接出口份额提升；（2）生产成本下降，直接出口和间接出口的可变收益提升，部分原本采用间接出口方式的企业可以选择直接出口，使得间接出口份额下降。实证结果显示，效应（1）作用大于效应（2），即对

于高合约密集度行业，本地合约环境的改善，最终带来的结果是间接出口份额提升，但由于效应（2）的存在，高合约密集度行业的间接出口份额提升幅度小于低合约密集度行业。

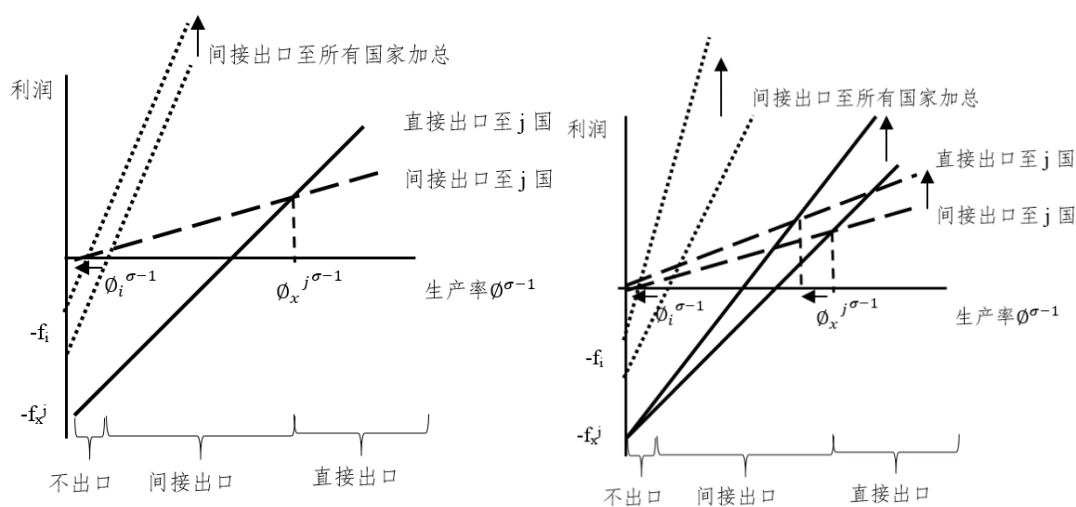


图 4 企业利润和生产率关系图（左图为所有行业；右图为高合约密集度行业）

（四）更多稳健性检验

使用 HS4 位产品划分标准、目的国合约执行环境其他两个衡量指标“法律结构和产权保护”指数与“执行合同-与前沿水平的距离”以及行业合约密集度“保守型”划分标准进行稳健性检验，结果如表 10-11。使用 20%替代 15%作为直接出口与两种出口方式并存的区分阈值，结果如表 12-13，此外本文还使用了 10%阈值进行稳健性检验，结论类似。

表 10 目的地国合约执行环境与间接出口份额（HS4 位产品）

因变量：间接出口份额	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
合约执行环境 1 (法治质量指数)	-0.085*** (-3.56)	-0.100*** (-4.40)				
合约执行环境 2 (法律结构和产权保护)			-0.078*** (-2.96)	-0.087*** (-3.41)		
合约执行环境 3 (执行合同-与前沿水平距离)					-0.119*** (-3.98)	-0.120*** (-3.99)
Ln(GDP)	-0.021*** (-10.09)	-0.020*** (-9.61)	-0.022*** (-9.25)	-0.021*** (-8.72)	-0.022*** (-10.31)	-0.022*** (-10.24)
关税	0.000***	0.000*	0.000**	0.000	0.000***	0.000***

	(2.77)	(1.76)	(2.46)	(1.63)	(2.77)	(2.72)
Ln(距离)	0.036***	0.038***	0.035***	0.037***	0.033***	0.034***
	(4.81)	(5.10)	(4.36)	(4.50)	(5.24)	(5.26)
进口文件数虚拟变量	0.021**	0.026***	0.026***	0.032***	0.017**	0.018**
	(2.57)	(3.20)	(2.75)	(3.41)	(2.00)	(2.05)
产品固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	否	是	否	是	否	是
观测值	367 801	367 801	336 699	336 699	171 234	171 234
R 平方	0.130	0.142	0.136	0.147	0.155	0.155

注：括号内为聚类到目的国水平后的稳健 t 估计值；***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平下显著。

表 11 目的地国合约执行环境、行业合约密集度虚拟变量与间接出口份额（HS4 位产品）

因变量：间接出口份额	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
合约执行环境*行业合约密集度	-0.072***	-0.061***	-0.063***			
虚拟变量(宽松型)	(-5.39)	(-4.17)	(-4.38)			
合约执行环境*行业合约密集度				-0.069***	-0.056***	-0.058***
虚拟变量(保守型)				(-4.38)	(-3.24)	(-3.42)
合约执行环境		-0.042	-0.055**		-0.044*	-0.058**
		(-1.64)	(-2.30)		(-1.70)	(-2.33)
行业合约密集度虚拟变量 (宽松型)		-	-			
行业合约密集度虚拟变量 (保守型)					-	-
Ln(GDP)	-0.150***	-0.021***	-0.020***	-0.150***	-0.021***	-0.020***
	(-18.30)	(-10.08)	(-9.59)	(-18.30)	(-10.07)	(-9.59)
关税	0.000*	0.000***	0.000*	0.000*	0.000***	0.000*
	(1.96)	(2.72)	(1.70)	(1.95)	(2.72)	(1.70)
Ln(距离)	-0.276***	0.036***	0.038***	-0.276***	0.036***	0.038***
	(-14.86)	(4.77)	(5.06)	(-14.86)	(4.77)	(5.06)
进口文件数虚拟变量	0.116***	0.021**	0.026***	0.116***	0.021**	0.026***
	(7.92)	(2.56)	(3.19)	(7.92)	(2.56)	(3.19)
国家固定效应	是	否	否	是	否	否
产品固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	否	否	是	否	否	是
观测值	367 801	367 801	367 801	367 801	367 801	367 801
R 平方	0.150	0.130	0.142	0.150	0.130	0.142

注：前三列使用行业合约密集度“宽松型”划分方法，后三列使用行业合约密集度“保守型”划分方法。括号内为聚类到目的国水平后的稳健 t 估计值；***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平下显著

表 12 2000-2006 年间各工业企业出口方式类型数量 (20%阈值)

年份	变量	类别 1	类别 2	类别 3	类别 4	总计
		完全直接出口	直接+间接出口	完全间接出口	制造商+中介商	
2000	企业数量	6 034	6 158	21 844	1 805	35 841
	占比	16.8	17.2	61.0	5.0	100
2001	企业数量	6 959	6 624	23 116	3 150	39 849
	占比	17.5	16.6	58.0	7.9	100
2002	企业数量	8 648	8 132	25 270	2 741	44 791
	占比	19.3	18.2	56.4	6.1	100
2003	企业数量	10 418	9 659	27 497	3 175	50 749
	占比	20.5	19.0	54.2	6.3	100
2004	企业数量	19 037	12 471	40 734	4 215	76 457
	占比	24.9	16.3	53.4	5.5	100
2005	企业数量	16 533	12 183	42 498	4 158	75 372
	占比	21.9	16.2	56.4	5.5	100
2006	企业数量	17 342	12 448	44 739	4 456	78 985
	占比	22.0	15.9	56.6	5.6	100
总计	企业数量	84 971	67 675	225 698	23 700	402 044
	占比	21.1	16.8	56.1	5.9	100

表 13 本地合约执行环境、行业合约密集度与间接出口份额回归结果 (20%阈值)

因变量：间接出口份额	(1)	(2)	(3)	(4)
合约执行环境	0.116*** (15.56)	0.118*** (15.85)	0.179*** (14.32)	0.179*** (14.35)
行业合约密集度虚拟变量			-	-
合约执行环境*行业合约密集度虚拟变量			-0.096*** (-5.57)	-0.091*** (-5.29)
Ln(总产值)	0.023*** (15.30)	0.024*** (15.89)	0.023*** (12.59)	0.024*** (12.98)
Ln(存续期)	0.004** (2.11)	0.003 (1.42)	0.005* (1.95)	0.004 (1.39)
Ln(TFP)	-0.019*** (-3.87)	-0.015*** (-2.96)	-0.019*** (-3.13)	-0.016*** (-2.62)
外资企业虚拟变量	-0.134*** (-33.30)	-0.135*** (-33.59)	-0.131*** (-26.62)	-0.131*** (-26.75)
国有企业虚拟变量	0.037*** (2.74)	0.017 (1.27)	0.021 (1.32)	0.004 (0.23)
加工贸易份额	-0.034***	-0.042***	-0.042***	-0.049***

	(-6.84)	(-8.58)	(-7.05)	(-8.18)
行业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	否	是	否	是
观测值	98 159	98 159	64 709	64 709
R 平方	0.083	0.091	0.083	0.090

注：括号内为聚类到企业水平后的稳健 t 估计值；***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平下显著。

五、结论与展望

本文首先构建了“差额分析法”，识别出 2000-2006 年间我国国有及规模以上工业企业的出口方式，并计算其通过贸易中介商间接出口的份额，形成基础数据库。接下来，在已有的关于合约执行环境与企业直接出口行为的研究中引入贸易中介商，研究合约环境对企业出口方式选择的影响，主要发现：目的地国合约执行环境越好，我国对该国的直接出口份额增加，通过贸易中介商间接出口份额下降，合约密集度更高的行业间接出口份额下降程度更大，反应更敏感；本地合约执行环境越好，企业通过贸易中介商间接出口份额上升，合约密集度更高的行业间接出口份额提升程度更小，反应更不敏感。

接下来的研究展望主要有两个方面：第一，在内容上，“差额分析法”识别和计算出了我国国有及规模以上工业企业出口方式和间接出口份额，后续的研究可以基于此数据库，探索我国企业自身特征对出口方式选择和中介贸易参与度的影响；第二，在数据和方法上，本文并未把目的地国和本地合约环境同时加入模型，这主要是由于数据本身的限制，未来如果能获取更为细致的间接出口企业与贸易中介商对应数据，或是能够构建估算方法估算企业间接出口面对的目的地国合约环境，则能同时研究两地合约环境对企业出口方式的影响；另外，本文构建的“差额分析法”存在一定的技术性匹配误差，导致对完全采用间接出口方式的企业的高估，如果能够进一步提高匹配效率和精度，将会使企业出口方式的识别更为准确。

参考文献

- [1] Abel-Koch , J. , "Who Uses Intermediaries in International Trade? Evidence from Firm-level Survey Data" , *The World Economy* , 2013 , 36(8) , 1041-1064.
- [2] Ahn ,J. , A. Khandelwal , and S. Wei , "The role of intermediaries in facilitating trade" , *Journal of International Economics* , 2011 , 84(1) , 73-85.
- [3] Akerman , A. , "A theory on the role of wholesalers in international trade based on economies of scope" , *Research Papers in Economics* , 2010 , 1.
- [4] Bai , X. , K. Krishna , and H. Ma , "How you export matters: Export mode, learning and productivity in China" , *Journal of International Economics* , 2017 , 104 , 122-137.
- [5] Bernard , A. , J. Jensen , S. Redding , and P. Schott , "Wholesalers and Retailers in US Trade" , *American Economic Review* , 2010 , 100(2) , 408-413.
- [6] Bernard , A. , M. Grazzi , and C. Tomasi , "Intermediaries in international trade: Direct versus indirect modes of export" , *National Bureau of Economic Research* , 2011.
- [7] Bernard , A. , M. Grazzi , and C. Tomasi , "Intermediaries in international trade: margins of trade and export flows" , *Unpublished manuscript* , 2013.
- [8] Bilkey , W. , and G. Tesar , "The export behavior of smaller-sized Wisconsin manufacturing firms" , *Journal of international business studies* , 1977 , 93-98.
- [9] Chan , J. , "Trade Intermediation, Financial Frictions, and the Gains from Trade" , *Stanford Institute for Economic Policy Research* , 2015.
- [10] Crozet , M. , G. Lalanne , and S. Poncet , "Wholesalers in international trade" , *European Economic Review* , 2013 , 58 , 1-17.

- [11] Felbermayr , G. , and B. Jung , "Trade intermediaries, incomplete contracts, and the choice of export modes" , *University of Tübingen , School of Business and Economics* , 2008.
- [12] Felbermayr , G. , and B. Jung , "Trade intermediation and the organization of exporters" , *Review of International Economics* , 2011 , 19(4) , 634-648.
- [13] Gwartney , J. , R. Lawson , and S. Norton , "Economic freedom of the world 2003 annual report" , *The Fraser Institute* , 2003.
- [14] Kaufmann ,D. ,A. Kraay ,and M. Mastruzzi , "Governance Matters III: Governance Indicators for 1996-2002" , *World Bank Working Paper* , 2004.
- [15] 拉菲·拉波塔、弗洛伦西奥·洛佩·德·西拉内斯、安德列·施莱弗、罗伯特·W·维什尼、张鸣飞、姜家杭、杨涛、林丽霞、侯凤坤 , "法律与金融(上) " , *经济导刊* , 2002 年第 1 期 , 第 23-30 页。
- [16] 李宏兵 , "企业异质性与贸易中介理论研究新进展" , *西部论坛* , 2012 年第 22 卷第 3 期 , 第 62-67 页。
- [17] Lu , J. , Y. Lu , Y. Sun , and Z. Tao , "Intermediaries, Firm Heterogeneity and Exporting Behavior" , *The World Economy* , 2016.
- [18] McCann ,F. , "Indirect exporters" , *Journal of Industry, Competition and Trade* , 2013 , 13(4) , 519-535.
- [19] Nunn , N. , "Relationship-specificity, incomplete contracts, and the pattern of trade" , *The Quarterly Journal of Economics* , 2007 , 122(2) , 569-600.
- [20] 彭羽、刘慧 , "资产专用性、合约环境与企业出口模式的选择——一个新新贸易理论框架下的分析视角" , *上海经济研究* , 2013 年第 4 期 , 第 50-58 页。
- [21] 綦建红、李丽 , "贸易中介研究的最新进展与评述" , *国际贸易问题* , 2016 年第 2 期 ,

第 167-176 页。

[22] 茹玉骢、李燕，“电子商务、贸易中介与企业出口方式选择”，*浙江学刊*，2014 年第 6 期，第 177-184 页。

[23] Spulber, D., “Market microstructure and intermediation”, *The Journal of Economic Perspectives*, 1996, 10(3), 135-152.

[24] 于春海、郑悦，“所有权结构、贸易模式与出口-生产率关系——理论与中国实证”，中国人民大学国家发展与战略研究院专题研究报告，2014 年 9 月总期第 30 期。

[25] Yu, M., “Processing trade, tariff reductions and firm productivity: evidence from Chinese firms”, *The Economic Journal*, 2015, 125(585), 943-988.

[26] Yu, M., and W. Tian, “China’s Processing Trade: A firm-level analysis”, *Rebalancing and Sustaining Growth in China*, 2012, 111-148.