

契约执行效率与地区出口绩效差异

——基于行业特征的经验分析

李坤望 王永进*

摘要 生产率差异是比较优势的重要来源,而契约执行效率又是决定行业生产率的制度因素之一。本文利用中国省区28个行业数据检验了契约执行效率对出口贸易的影响。实证结果显示,契约执行效率高的地区更倾向于专业化生产和出口契约密集度较高、物质资产专用性较强和人力资产专用性较弱的产品。在控制比较优势的其他影响因素及变量内生性之后,上述结论依然稳健。本文进一步指出,企业的一体化程度差异是解释上述结论的关键因素。

关键词 契约执行效率,资产专用性,出口绩效

一、引言

改革开放30年来,中国经济发展取得了举世瞩目的成就,对外贸易的扩张更是令人称奇。1978—2007年,我国经济以接近年均10%的速度快速增长,而对外贸易的年均增长率则达到了17.4%,远高于同期世界贸易6%的平均增长速度。与此同时,中国地区间出口贸易的差距也在逐渐拉大。2007年东部省份的平均出口额为9299018万美元,分别是中部和西部省份平均出口额的13倍和23倍,逐步扩大的地区贸易差距已经成为我国地区收入差距扩大的重要动因(兰宜生,2002;黄玖立和李坤望,2006;李斌和陈开军,2007)。从直觉上看,中国对外贸易的快速增长与国内的经济改革是分不开的,但目前研究中国对外贸易的文献主要围绕要素禀赋、FDI等因素,鲜有文献从制度的角度对此进行解释。事实上,虽然在中国进行经济活动要遵循国家统一颁布的法律法规,但是,由于中国现有法律体系尚不完善,再加上不同地区在地理、文化与经济发展水平以及领导执政能力等方面存在的不同,

*南开大学国际经济与贸易系。通信地址:李坤望,天津市和平区卫津路94号南开大学国际经济与贸易系,300071;电话:022-23502983;E-mail:likunwang@nankai.edu.cn。王永进,天津市和平区卫津路94号南开大学西区公寓8-B-9-405,300071;电话:13752175314;E-mail:yongjinwangnk@hotmail.com。本文曾在第八届国际贸易学科会议和第八届中国经济学会年会上宣读,作者感谢与会学者尤其是余森杰博士和葛赢教授对本文的建设性评论,感谢章泉博士对本文的宝贵建议。感谢匿名审稿人的建议。文责自负。

导致全国在契约执行方面存在明显的地区差异。¹因此,为了进一步挖掘中国对外贸易背后的影响因素,有必要考察地区契约执行效率差异对中国贸易流量和贸易结构的影响。

近年来,越来越多的文献强调契约实施、产权、投资者保护等制度因素对于解释经济体间绩效差异的重要性(La Porta *et al.*, 1998; Acemoglu *et al.*, 2001, 2002)。事实上,制度安排不仅对经济增长有重要影响,而且还会显著影响一国的比较优势和对外贸易结构。遗憾的是,传统贸易理论主要强调生产率差异、要素禀赋与收益递增对贸易模式的影响,忽略了生产率差异受制度因素影响这一事实,对制度与比较优势之间的联系机制也缺乏明确的解释。Williamson (1985)、Grossman and Hart (1986)以及 Hart and Moore (1990)等人开创的不完全契约理论,为建立契约制度与国际贸易的理论基础提供了思路。该理论指出,由于契约的不完全性,事前的专用性投资无法写入契约或无法向第三方(如法庭)证实,那么在事后的再谈判过程中投资方就会面临被“敲竹杠”(holdup)的风险,这就导致了投资的无效率。Levchenko (2007)、Costinot (2009)和 Acemoglu *et al.* (2007)等人则将该观点进一步延伸,并扩展了传统的比较优势理论,其主要观点是:契约不完全程度不仅取决于国家的契约质量,而且还依赖于行业的契约密集度。这就意味着,契约质量的不同不仅会导致国家间绝对技术水平的差异,而且更为重要的,还会对行业的相对技术水平和贸易结构产生重要影响。具体的,契约质量高的国家在契约密集型产业的行业拥有比较优势,从而倾向于生产和出口契约密集度高的产品。

通过借鉴不完全契约理论的研究成果,现有研究试图从不同的角度建立契约实施制度影响劳动生产率的水平,进而影响一国(地区)比较优势的理论联系。Levchenko (2007)最早阐述了契约制度影响比较优势的作用机制,他指出,由于不同行业对契约实施制度依赖性是有差异的,因此,在契约不完全的背景下,高契约密集度(或制度依赖性)行业的投资扭曲就更为严重。因此,契约质量高的地区将按照比较优势生产和出口契约密集度高的产品。在此基础上,Acemoglu *et al.* (2007)以及 Costinot (2009)分别证明,良好的契约实施制度有助于降低契约不完全程度,从而深化劳动分工和促进技术采用,并进一步提高劳动生产率,进而影响一国或地区的比较优势和贸易模式;Vogel (2007)则指出了另外一种作用机制:良好的制度可以缓解团队生产中道德风险从而促进劳动生产率提高和人力资本积累。

有关契约制度与国际贸易的经验文献中,Anderson and Marcouiller (2002)最早检验了政府治理对进口的影响,发现给定其他条件不变,政府透

¹ 世界银行出版的《中国营商环境报告2008》以及樊纲和王小鲁主编的《中国市场化指标》也充分说明了中国存在巨大的地区差异。

明度指数每提高 10%，进口量将增加 5%；进一步的，Ranjan and Lee (2007) 使用引力模型研究了经济自由度和政府治理等因素对不同类别产品双边贸易的影响，发现较之于同质产品，契约实施质量对差异化产品的影响更大。²Berkowitz *et al.* (2006) 的研究结论表明，制度质量高的国家倾向于出口复杂度高的产品并进口复杂度低的产品。Nunn (2007) 则使用产品层面的信息测算了不同行业的契约密集度，并得出结论，契约质量高的国家将更多地生产与出口那些契约密集度高的产品。

然而，上述研究都基于跨国数据，没有考虑到转型国家在体制转换的过程中地区制度变迁的不平衡性，尤其是各地区在执法效率时可能存在的差异性。正如世界银行在最近发布的《中国营商环境报告 2008》(*Doing Business in China 2008*) 中所指出的，“尽管中国的基本法律是全国性的，但是各地法院在强制执行契约的效率方面差异很大。在东南沿海地区，审理一件普通的商业纠纷案件平均花费 230 天时间，而在东北地区则需要 363 天时间，地方法院在系统的执行效率和信息透明度上都存在明显差异”。那么，先前关于契约制度与比较优势的研究能否用来解释中国地区出口结构差异？更具体地，契约执行效率的地区差异在多大程度上影响了地区出口绩效差异？

事实上，一个国家和地区的契约能否得到有效的执行，不仅取决于是否有法可依 (content of law)，而且还依赖于契约能否得到有效的执行 (enforcement of law)，而契约执行效率无疑是决定后者的重要因素 (Daniela, 2001)。尤其是在我国法律体系尚不完善的条件下，提高执法效率对契约的执行就具有格外重要的意义。正因为如此，许多学者强调，对于转轨国家而言，执法体系的构建比成文法体系的建立更重要 (戴治勇和杨晓维，2006)。由此，我们不难得出如下假说，即契约执行效率高的地区将会在契约密集型产业上拥有比较优势。具体言之，地区契约执行效率越高，则契约密集产业出口量就越大。

与既有文献相比，本文的贡献主要体现在两个方面：第一，我们使用中国省(市)的数据检验契约执行效率对地区出口比较优势的影响。一方面，来自一国内部的数据可以分离法律法规完善程度的影响，从而可以集中考察契约执行效率的作用；另一方面，由于跨国数据本身存在样本异质性，既有经验研究中很难剔除文化和语言等因素的影响，因此，估计的结果可能是有偏的。中国地区间契约执行效率的差异性为我们研究该问题提供了一个天然的试验平台。第二，为了考察契约执行效率对不同行业贸易影响的差异性，本文选取了行业契约密集度、物质资产专用性和人力资产专用性三类指标度量行业对契约执行效率的依赖程度，从而丰富了目前对制度和国际贸易的经

² 具体的，他们按照 Rauch(1999)的方法按产品差异化程度将产品分为三大类：机构交易产品(organised exchange)、参考价产品(reference priced)和差异化产品(differentiated goods)。

验研究, 并为我们理解中国的对外贸易提供一个新的研究视角。

本文的结构安排如下: 第二部分从理论上分析了契约制度影响出口绩效的微观机制; 第三部分对契约执行效率与制造业出口之间关系进行初步的经验观察; 第四部分对计量模型设定和数据进行说明; 第五部分给出了模型的估计结果; 最后是总结性评论。

二、不完全契约与出口比较优势: 理论分析

根据不完全契约理论, 由于契约的不完全性, 进行专用性资产投资的一方将无法获得全部的收益, 从而导致投资的低效率。因此, 地区契约执行效率的提高将有助于提高劳动生产率和出口竞争力, 由于不同行业对契约执行效率的依赖程度(即行业契约密集度)的不同, 意味着地区契约执行效率不仅会影响贸易的流量而且还会改变贸易结构。下面, 借助 Antràs (2005) 和 Acemoglu *et al.* (2009) 的方法对不完全契约与比较优势之间的关系从理论上进行简要分析, 并提出待检验的主要命题。

假设有两个国家, 本国和外国。本国企业在本国生产产品后出口到外国, 且生产过程中的契约是不完全的。外国的需求函数为:

$$y = Ap^{-1/(1-\alpha)}, \quad \sigma = 1/(1-\alpha) > 1, \quad (1)$$

其中, A 代表外国的市场规模; p 表示产品价格; σ 是消费者对差异化产品的需求弹性。由 (1) 式不难得出总收益函数为:

$$R = A^{1-\alpha} y^\alpha = Ap^{-\alpha/(1-\alpha)}. \quad (2)$$

本国企业生产函数为柯布-道格拉斯生产函数:

$$y = \left(\frac{h}{1-\eta}\right)^{1-\eta} \left(\frac{m}{\eta}\right)^\eta, \quad (3)$$

其中, h 和 m 分别为两种中间投入产品, h 和 m 的供应成本相同且为 c 。为表述方便, 我们将投入 h 和 m 的提供者分别称为制造商和供应商。为了刻画行业的契约密集度, 我们假定只有投入 m 在生产过程中面临契约不完全。 η 反映 m 投入密度程度的产业特征, m 投入的密集程度随产业不同而有差异, 同一产业内的中间品投入密度没有差异。 η 越大表示最终品 y 的生产更加密集地使用中间品投入 m 。由于南方国家的契约制度的不完全性, 契约的内容只能以一定的概率为法院所验证, m 的生产就会受到契约不完全的影响, 因此, η 作为 m 的投入密集度也就可以理解为 y 的契约密集度。 η 越大, 则表明产品 y 中间投入中不可签约部分所占比重越大, 因而这些行业将更容易受到当地契约执行效率的影响。

事件的过程分为三个阶段:

阶段 1 制造商和供应商签订契约，规定中间投入的投入数量以及供应商对制造商的一次性支付 T 。由于 m 是不可签约的，因此契约只能就 h 的投入数量做出规定。

阶段 2 中间投入 h 和 m 共同投入生产。

阶段 3 制造商将产品出售并获得收益 R 。在该阶段由于 m 的不可签约性，制造商和供应商将通过纳什讨价还价划分总收益，且双方的讨价还价能力是对称的。

对契约执行效率的刻画，我们参照 Acemoglu *et al.* (2009)，假定投入 m 可以被法庭证实的概率为 $\phi \in [0, 1]$ ，在这里 ϕ 用来衡量地区的契约制度的好坏， ϕ 越大表明该地区的契约执行效率越高。或者，我们可以将 $1 - \phi$ 理解为在发生敲竹杠行为时，中间产品供应商诉诸法律所需要承担的成本。由于契约的不完全，进行专用性投资的一方将面临在事后被敲竹杠的风险，此时，双方将不得不通过法律手段进行解决。在这一过程中，经济环境可能会发生改变、企业为了打赢官司需要雇佣律师并付出一定的费用、产品本身也可能会发生损耗，所有这些因素都会降低资产的价值。这样一来，进行资产专用性投资的一方将在讨价还价中处于不利的地位，因为，一旦谈判失败，诉诸法律的成本是高昂的。在事后讨价还价的过程中，如果投入 m 为法庭所证实，那么供应商得到所有收益 $(R - ch)$ ；如果投入 m 不能为法庭所证实，那么双方获得的收益由 Nash 讨价还价的结果确定。由此我们得到供应商在事后获得的预期收益为：

$$R_m = \bar{\phi}(R - ch), \quad \bar{\phi} = (1 + \phi)/2. \quad (4)$$

由上式可知， $\bar{\phi}$ 是 ϕ 的增函数，因此契约质量越高，则供应商获得的预期收益越大。

由 (2) 式、(3) 式和 (4) 式不难得到一阶条件：

$$cm = \eta \bar{\phi} \alpha R \quad \text{和} \quad ch = (1 - \eta) \alpha R. \quad (5)$$

将 (5) 式代入 (2) 式、(3) 式不难得到价格水平为：

$$p = \frac{c}{\alpha \bar{\phi}^\eta}. \quad (6)$$

(6) 式表明，与标准的边际成本定价公式相比，在契约不完全的条件下，中间生产过程中所面临的敲竹杠问题将会导致生产成本的上升和最终产品的价格发生扭曲，且 $\bar{\phi}^\eta$ 越小，扭曲程度越高 ($\bar{\phi} < 1$)。换言之，价格的扭曲程度取决于行业的契约密集度 η 和地区的契约质量 $\bar{\phi}$ 。由 (2) 式和 (6) 式容易得到出口总收益（出口总价值）为：

$$R = A(\alpha \bar{\phi}^\eta / c)^{a/(1-a)}. \quad (7)$$

对(7)式求偏导数我们不难得出如下结论:

命题1 $\partial R/\partial \bar{\phi} > 0$, 即契约执行效率 $\bar{\phi}$ 越高, 出口总额越大。

上述命题表明, 契约执行效率高的地区将出口更多。其基本含义是: 在契约不完善的条件下, 契约执行效率高的地区能够降低中间供应商诉诸法庭的成本, 从而提高其进行专用性投资的激励和劳动生产率水平, 并促进国际贸易。

命题2 $\partial^2 R/\partial \bar{\phi} \partial \eta > 0$, 即行业契约密集度 η 越高, 契约执行效率对出口总额的影响越大。

本文关注的重点是考察地区契约执行效率差异对行业出口差异的影响, 即契约执行效率对出口绩效的影响。命题2的结论表明, 契约执行效率高的地区不仅出口总额更大, 而且从行业层面来看, 这些地区还将更多地出口高契约密集度行业的产品。该命题背后的经济学解释是: 一个行业的契约密集度越高 (η 越大), 行业中不可签约部分在总投入中所占比重越高, 则该行业对地区契约执行效率的反应将更加敏感。因此, 契约执行效率高的地区将在契约密集型行业拥有出口比较优势。

三、初步的经验观察

在进行正式的计量检验之前, 我们先作一下初步的经验观察, 以便于从直观上对契约执行效率与出口之间的关系有一个大致的了解, 并为接下来的计量分析奠定基础。

首先, 我们按照 Nunn (2007) 提供的契约密集度对行业进行排序。所谓契约密集度指的是不同行业对契约执行效率的敏感度, 该指标取值越大, 表明该行业受契约执行效率的影响程度越高。在此基础上, 我们将行业分为两类: 契约密集行业 (高于中位数的行业) 和非契约密集行业 (低于中位数的行业)。然后, 计算契约密集行业出口在各地区制造业出口中所占比重。在图1中, 我们将该比重与各地区的契约执行效率的关系以散点图的形式呈现出来。图1表明, 从总体上来看, 契约执行效率与契约密集度行业的出口比重之间呈明显的正相关关系。契约密集行业出口较多的地区也大多是契约执行效率较高地区, 如上海、北京、广州和浙江等地。这与理论模型的推断是相符合的。

其次, 为了考察契约执行效率对地区出口结构的影响, 我们先按照地区的契约执行效率对地区进行排序, 并用 t 表示其序号, 然后找到其对应的高契约密集度行业的出口比重 y_t 。在这里, 我们并不打算直接对 t 和 y_t 进行回归, 而是采用 Daniels (1950) 所介绍的 Daniels 趋势检验判断两者的关系。因为

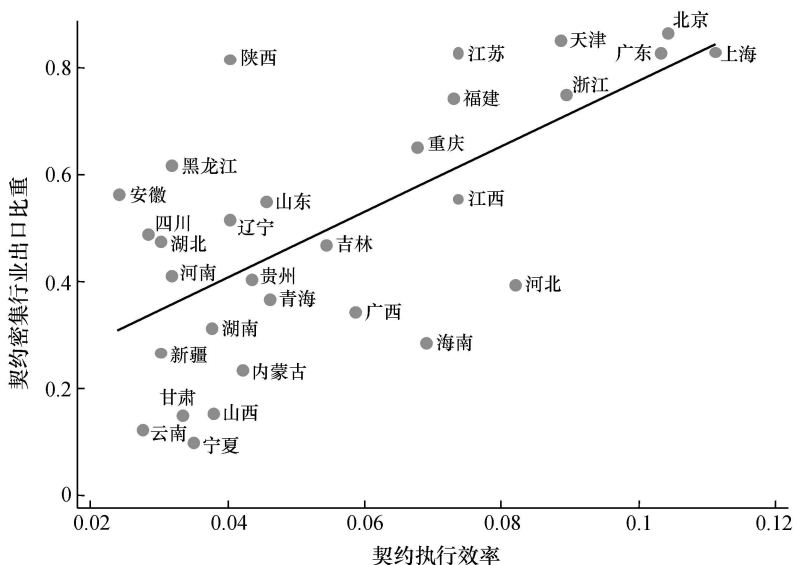


图1 契约执行效率与契约密集行业出口比重

前者要求回归的残差项服从正态分布，而对于很多样本来说这一条件并不能严格满足。具体做法是，对 y_i 进行排序并找出其秩 $R(y_i)$ ，然后按照公式(8)计算 Spearman 相关系数，如果该系数为正且具有统计的显著性，那么说明两个变量之间存在正相关关系。

$$\rho = \frac{\sum_{i=1}^n \{R(y_i) - [n+1]/2\} \{R(x_i) - [n+1]/2\}}{n(n^2 - 1)}. \quad (8)$$

计算结果显示，地区契约执行效率与高契约密集度行业出口之间的 Spearman 相关系数为 0.57，且其相伴概率为 0.001，小于 1%，接受两者存在正相关关系的结论。

为了更好地考察契约执行效率与行业出口之间的关系，我们按照(8)式的方法，进一步计算 28 个制造行业的分行业 Spearman 相关系数 ρ_i 及其对应的相伴概率，并将其与行业的契约密集度一并列在表 1 中。行业的 Spearman 相关系数可以衡量地区契约执行效率与行业出口之间的相关关系，如果该系数越大，则表明该行业与契约执行效率的相关性越大。

为了便于比较，我们对所有行业按照契约密集度进行排序，排名越靠前的行业，其契约密集度越高。比如如果行业代码为 1，表明该行业的契约密集度在所有行业中排名第一。

表1 行业出口与地区契约执行效率的 Spearman 系数

行业代码 (排序)	契约 密集度	Spearman 系数	P-value	行业代码 (排序)	契约 密集度	Spearman 系数	P-value
1	0.9953	0.6722	0.0031	15	0.9099	0.1717	0.4448
2	0.9848	0.5988	0.0025	16	0.8851	0.5055	0.0164
3	0.9846	0.4192	0.0264	17	0.8837	0.4605	0.0104
4	0.9832	0.537	0.0027	18	0.8837	0.4468	0.0151
5	0.9808	0.5214	0.0037	19	0.8837	0.1859	0.4603
6	0.9602	0.5923	0.0018	20	0.8634	0.5485	0.015
7	0.9748	0.4561	0.0129	21	0.8634	0.4301	0.0223
8	0.9634	0.4545	0.0506	22	0.8479	0.5257	0.0058
9	0.9634	0.5634	0.0022	23	0.8162	0.3317	0.0788
10	0.9602	0.4027	0.0303	24	0.8162	0.1299	0.5019
11	0.9486	0.2761	0.1397	25	0.6698	0.3804	0.0552
12	0.9446	0.5243	0.0042	26	0.6308	0.3853	0.0355
13	0.9230	0.5058	0.0099	27	0.5573	0.3853	0.0355
14	0.9100	0.6532	0.0013	28	0.4832	0.2126	0.2683

注:行业代码1—28依次代表的行业分别为:印刷业和记录媒介的复制(1),塑料制品业(2),交通运输设备制造业(3),通信设备、计算机及其他电子设备制造业(4),专用设备制造业(5),仪器仪表及文化、办公用机械制造业(6),通用设备制造业(7),石油加工、炼焦及核燃料加工业(8),非金属矿物制品业(9),电气机械及器材制造业(10),饮料制造业(11),金属制品业(12),橡胶制品业(13),家具制造业(14),纺织服装、鞋、帽制造业(15),造纸及纸制品业(16),化学原料及化学制品制造业(17),医药制造业(18),化学纤维制造业(19),文教体育用品制造业(20),工艺品及其他制造业(21),皮革、毛皮、羽毛(绒)及其制品业(22),黑色金属冶炼及压延加工业(23),有色金属冶炼及压延加工业(24),木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业(25),农副食品加工业(26),食品制造业(27),烟草制品业(28)。

由表1给出的结果可知,从总体上看,契约密集度较高的行业所对应的 Spearman 系数也越大。具体地,契约密集度最高的印刷业和记录媒介的复制业,该行业出口与契约执行效率的 Spearman 相关系数为 0.6722,在所有行业中是最高的。契约密集度最低的行业是烟草制品业,该行业所对应的 Spearman 相关系数为 0.2126,排名第 25,与其契约密集度排名基本吻合。

最后,参考 Nunn (2007),我们根据地区出口结构和行业契约密集度推断各地的契约质量(下文称为事后契约质量),然后比较地区契约执行效率与事后契约质量之间的关系,如果两者正相关,则之前的结论得到验证。地区契约密集度计算公式为:

$$Z_k = \sum_i \vartheta_{ik} z_i, \quad (9)$$

其中, ϑ_{ik} 为地区 k 行业 i 出口在地区 k 出口中所占比重, z_i 为行业的契约密集度。由 Z_k 的计算公式可知,高契约密集度行业出口所占比重越高,则 Z_k 取值越大。在此基础上,图2给出了 Z_k 与各地契约执行效率之间的散点图。

图2表明, Z_k 与事后契约质量之间呈明显正相关关系,契约执行效率最高的上海、北京和广东等地,其所对应的事后契约质量也是最高的。以上的观察初步验证了我们的结论,即倚重契约执行的行业将在契约执行效率较高

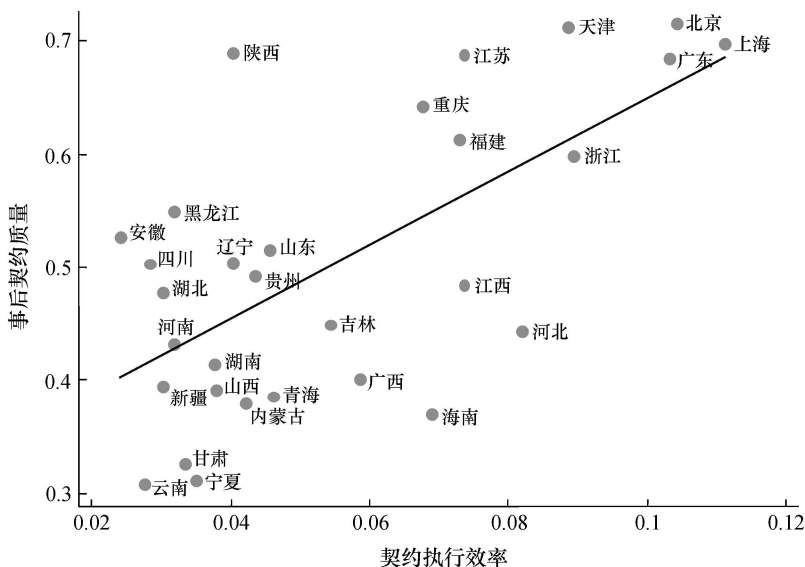


图2 契约执行效率与事后契约质量

的地区获得更快的发展。

四、计量模型与数据说明

在第二节的理论分析中，我们考察了契约质量对地区出口比较优势之间的关系，得出契约质量越高的地区在契约密集产品上拥有比较优势的结论，第三节的初步经验分析也支持了该结论。接下来，我们将通过计量分析进一步检验地区契约执行效率与出口比较优势之间的关系。

(一) 计量模型设定

正如我们在前文中所指出的，地区出口差异是地区契约执行效率与行业契约密集度两方面因素共同作用的结果，使用普通的估计方法无法对其估计。我们在估计方程中引入了行业特征和地区特征的交互项，若行业契约密集度与地区契约执行效率变量的系数为正，则意味着地区契约执行效率的提高对契约密集度行业出口的作用更大。本文的计量模型中引入交互项的方法源自Nunn (2007)，该文通过在计量模型中引入行业特征和国家特征的交互项，研究了跨国契约制度差异对出口比较优势的影响，认为契约质量高的国家在高契约密集度行业的出口比较优势越大。如果该论断成立，则交互项系数为正。其研究框架与本文的分析思路一致。具体地，我们采用如下方程进行计量估计：

$$\ln ex_{ik} = \alpha_i + \alpha_k + \beta_1 z_i Q_k + \beta_2 p_i Q_k + \beta_3 h_i Q_k + \xi' C_{ik} + \epsilon_{ik}, \quad (10)$$

其中, i 和 k 分别表示行业和地区; α_i 和 α_k 表示行业固定效应和地区固定效应; ϵ_{ik} 为误差项; ex_{ik} 为地区 k 行业 i 的出口值; z_i 为行业 i 中间投入的契约密集度; p_i 是行业的物质资产专用性; h_i 是行业的人力资产专用性;³ Q_k 是地区 k 的契约执行效率指标, 即该地区执行契约成本与标的物价值比值的倒数; C_{ik} 为其他控制变量。若 $p_i Q_k$ 项的估计系数为正, 则表明, 契约执行效率高的地区将会在物质资产专用性强的行业拥有出口比较优势。同理, 若 $h_i Q_k$ 项的估计系数为正, 则意味着, 契约执行效率高的地区在人力资产专用性强的行业拥有出口比较优势。反之则反是。

在下文中, 我们首先以不包括控制变量的 (10) 式作为基准模型进行估计, 然后不断加入控制变量, 以检验结果的稳健性。在稳健性检验中, 我们进一步在 (10) 式中加入以下控制变量: 外商投资的对数 (FDI_{ik})、人力资源密度 (HI_i) 和人力资源禀赋 (HE_k) 的交互项、自然资源密度 (RI_i) 和自然资源禀赋 (RE_k) 的交互项以及附加值率 (VA_i) 与人均 GDP 对数 (GDP_k) 的交互项。

之所以选择上述控制变量, 主要基于以下几方面的考虑: 首先, 从目前我国对外贸易的主体来看, 外商投资企业的出口已经达到我国总出口的一半以上, 以 2007 年为例, 外商投资企业出口 6 955.2 亿美元, 占全国出口的 57.1%。因此, 应该控制外商投资 (FDI_{ik}) 的影响。其次, 传统要素禀赋理论认为, 某种要素丰裕的地区会专业化生产密集使用该要素的产品, 因此, 我们要进一步控制要素密集度与要素禀赋的交互项, 如果要素禀赋成立, 那么该项系数应显著为正。最后, 人均收入高的地区更多地生产附加值率高的产品, 因此我们还要控制附加值率 (VA_i) 与人均 GDP 对数 ($\ln GDP_k$) 的交互项的影响。

内生性问题是导致最小二乘估计有偏和不一致的重要原因。在这里, 贸易量与契约执行效率之间可能存在双向因果关系, 即贸易量的增加可能有助于提高契约执行效率。正如 Nunn (2007) 指出的, 专业化生产契约密集型产品提高了其对契约质量的需求, 从而促进好的契约制度的建立和维持, 因此契约执行效率有可能是内生变量。为了尽可能地降低估计的偏倚, 在下文中我们使用工具变量克服契约执行效率的内生性问题。具体的, 我们采用各省份的 1999 年市场化指数 (MI_k)、2000 年的信任指数 (CI_k) 和三大改造前 (1955 年) 中国私营经济比重 (PE_k) 作为契约执行效率的工具变量, 并采用

³ 所谓资产专用性, 指的是一种资产一旦投入某种用途, 就具有某种程度上的不可逆性, 即如果改作其他用途, 则必须支付一定的成本。

工具变量两阶段最小二乘法 (TSLS) 来估计。⁴

我们选取以上三个工具变量，主要是基于以下三点考虑：

(1) 市场化指数、信任指数以及私营经济比重都是与地区契约执行效率密切相关的变量。一方面地方契约执行效率越高，则越有助于市场化和社会信任机制的建立与维持，私营经济也越活跃；另一方面，市场化指数、信任指数以及私营经济比重越高越有助于提高契约的执行效率。

(2) 我们选取的市场化指数、信任指数以及私营经济比重都是历史上的数据，而契约执行效率的数据来自 2006 年的调查，中间的时间间隔较长，显然，当前的对外贸易和经济发展水平不会影响到历史上的制度变量。因此，我们选取的工具变量与内生变量具有弱相关性。

(3) 在大样本条件下，增加工具变量通常会得到更有效的估计结果 (Wooldbridge, 2002)。本文样本满足大样本条件，因此，我们选择将市场化指数、信任指数以及私营经济比重同时作为契约执行效率的工具变量。

(二) 数据说明

(1) 契约执行效率相关数据取自世界银行网站的《中国营商环境报告 2008》，由于缺少西藏数据，因此本文的数据仅包括 30 个省（市）。其中，各省的契约执行效率根据相对应的省会城市执行契约成本相关数据计算得到。⁵ 各省（市）高等教育在校人数数据取自《中国统计年鉴 2004》。1999 年各省（市）市场化指数取自樊纲和王小鲁（2001）主编的《中国市场化指数：各地区市场化相对进程报告》，信任指数取自张维迎和柯荣柱的《信任及其解释：来自中国的跨省调查分析》。三大改造前的私营经济所占比重采用非国有和集体经济占工业总产值的比重度量，相应数据来源于《新中国 50 年统计资料汇编》。

(2) 为了与行业契约密集度指数的分类标准保持一致。本文所使用的中国各省份分行业的出口交货、外商资本、采矿业的产出、科技人员数以及行业从业人员数数据均来自《中国经济普查年鉴 2004》，由于无法获得采矿业的部门间契约密集度的指标，本文经验分析选取中国 30 个省（市）的 28 个制造

⁴ 徐现祥和李娜(2005)最早采用三大改造前中国私营经济的重要性作为各省社会基础设施的工具变量。他们认为，我国当今的制度变迁与建国初期曾实行的新民主主义经济有内在的联系，私营工商业是新民主主义经济的重要组成部分，反映了各省区在历史上曾拥有的发展市场经济的软环境。因此，采用这一指标作为工具变量是合理的。

⁵ 《中国营商环境报告 2008》基于对法律法规的搜集，经过对 1000 余名政府官员、律师和其他从事日常法律法规的管理和咨询服务的专业人士的问卷调查和验证，建立了各省会和直辖市的“营商环境”指标数据库。该报告收集采用相同的标准条件假设，收集过程透明且易于复制，所以该数据具有较高的可靠性和可比性。

业分行业数据进行分析。⁶ 其他行业特征数据取自《中国工业统计年鉴 2004》和 2002 年投入产出表。

(三) 指标度量

我们将使用两类共四种指标来度量行业的契约密集度：契约密集度 z_i^{rs1} 和 z_i^{rs2} ，物质资产专用性 p_i 和人力资产专用性 h_i (Alt *et al.*, 1999)。

1. 契约密集度

考虑到数据的可获得性，对 z_i^{rs1} 和 z_i^{rs2} 的度量我们采用 Nunn (2007) 的数据，这两个指标构造如下：

$$z_i^{rs1} = \sum_j \theta_{ij} R_j^{\text{neither}}, \quad (11)$$

$$z_i^{rs2} = \sum_j \theta_{ij} (R_j^{\text{neither}} + R_j^{\text{reference}}), \quad (12)$$

其中 $\theta_{ij} \equiv u_{ij}/u_i$ ， u_{ij} 表示部门 i 使用的部门 j 的投入量。 $u_i = \sum_j u_{ij}$ 表示部门 i 使用的所有部门的投入总和。 R_j^{neither} 表示部门 j 中既非“机构交易产品”(organized exchanges) 也没有“参考价格”(reference price) 的产品所占比重，该比重越高表明部门 j 的市场越“薄”。相应地， $R_j^{\text{reference}}$ 表示部门 j 中不是“机构交易产品”但是存在“参考价格”的产品所占比重。 z_i^{rs1} 和 z_i^{rs2} 综合反映了行业 i 的中间投入的契约密集度情况，其取值越高表明该行业契约密集度越高，从而越容易受到不完全契约的影响。

2. 物质资产、人力资产专用性

Joskow (1988) 将 Williamson (1983) 的资产专用性总结为四种类型：地点专用性 (site specificity)、物质资产专用性 (physical specificity)、人力资产专用性 (human specificity) 和特定资产专用性 (dedicated assets specificity)。由于缺乏度量地点专用性和特定资产专用性的数据，这里我们仅讨论物质资产专用性和人力资产专用性。

遵循交易成本经济学对资产专用性的处理方法 (Shelanski and Klein, 1995)，我们分别使用行业的 R&D 密集度与工作非流动性 (job immobility) 来测度行业的物质资产与人力资产的专用性程度 (Alt *et al.*, 1999)。具体来说，我们采用行业大中型企业研发支出占工业增加值的比值来度量行业的物质资产专用性指数 p_i 。工作流动性采用 1998—2002 年的职工人数的平均变动率来度量，工作流动性越高表明资产专用性越弱。因此，我们在工作流动性

⁶ 尽管契约执行效率采用的是 2006 年的数据，与其他数据有一定的时间间隔。但是，由于制度变迁的过程是漫长的，且具有路径依赖特征。在制度变迁的漫长历史中，两年的时间是短暂的，因此，各地契约执行效率不会发生显著变化。作者采用 2007 年的出口贸易数据进行回归的结果基本没有变化，但数据样本会有所缺失，因此，我们仍然采用 2004 年的数据进行回归。

指标前取负数从而得到工作非流动性，即人力资产专用性 h_i 。

3. 其他变量

我们用各地执行契约费用占标的物比重的倒数测度契约执行效率，用各地高等教育在校人数占人口的比重表示人力资本禀赋，用各地采矿业的产出度量自然资源禀赋。产业自然资源投入密度用所有矿采业的总投入比例表示。⁷产业的人力资本密度用科技人员在全行业从业人数中的比重表示。

表 2 和表 3 分别报告了主要变量的描述统计以及行业特征变量的相关系数矩阵。

表 2 变量统计描述

	单 位	均 值	最 大 值	最 小 值	标 准 差
ex_{ik}	亿元	57.23863	5615.43	0.01	284.1578
FDI_{ik}	亿元	12.99464	442.68	0.01	34.64183
Q_k	1	0.055088	0.111111	0.023923	0.025441
HE_k	亿元	103.5954	312.0571	38.52759	65.91092
RE_k	亿元	376.4957	1873.3	2.34	421.97
GDP_k	亿元	2.205065	3.387213	1.202572	0.413408
MI_k	1	5.90736	8.1	2.34	1.267275
CI_k	1	41.03949	218.9	4.1	50.38627
PE_k	1	6.035093	60.1	0	11.76963
z_i^{rs1}	1	0.497329	0.85874	0.240284	0.205514
z_i^{rs2}	1	0.881806	0.984788	0.483153	0.116216
p_i	1	0.539816	2.092747	0.223783	0.363414
h_i	1	0.06675	0.00993	0.10951	0.025968
HI_i	1	0.032834	0.086481	0.004147	0.02334
RI_i	1	0.165231	0.638434	0.048426	0.126842
VA_i	1	3.964489	9.855343	1.916819	2.071006

表 3 行业特征变量的相关系数矩阵

	z_i^{rs1}	z_i^{rs2}	p_i	h_i	HI_i	RI_i	VA_i
z_i^{rs1}	1						
z_i^{rs2}	0.501	1					
p_i	-0.19	-0.255	1				
h_i	-0.013	0.135	0.26	1			
HI_i	0.126	0.279	-0.146	0.357	1		
RI_i	-0.331	0.137	0.089	0.268	0.05	1	
VA_i	-0.169	0.063	0.297	0.472	-0.066	0.488	1

⁷ 具体为煤炭采选业、石油和天然气开采业、黑色金属矿采选业、有色金属矿采选业和其他矿采业的产出。

五、计量结果

(一) 初步回归结果

先对不包括控制变量的模型进行初步检验。为了控制各地区和行业的个体差异性,我们采用地区和行业固定效应方法进行估计,表4报告了该估计结果。表4的前4列给出了对契约执行效率相关交互项单独进行回归的结果,第5、6列报告了所有交互项一起回归的结果。

由表4可知,契约密集度交互项和物质资产专用性交互项的系数显著为正,虽然在控制了 $z_i \times Q_k$ 交互项之后部门内物质资产专用性交互项 $ps_i \times Q_k$ 的系数统计上变得不显著,但是其符号依然为正。这与理论的预期是一致的,说明契约密集度高的行业更容易受到契约执行效率的影响。但人力资产专用性交互项的估计系数则令人感到吃惊,其取值不仅为负数,而且其统计显著性也较高,这似乎与理论的预期恰好相反。另外,由表3所汇报的相关系数矩阵可知, z_i 与 p_i 和 h_i 之间具有较低的相关系数。以 z_i^{rs1} 为例,该变量与 p_i 及 h_i 的相关系数均比较低,分别为-0.19和-0.013, p_i 及 h_i 的相关系数为0.26(见表3),这说明,契约执行效率对出口贸易的影响随行业人力资本专用性程度的增强而减弱的这一结果,并不是由于 h_i 与 z_i 以及 p_i 之间的共线性所致。

表4 初步回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$z_i^{rs1} \times Q_k$	51.766*** (5.02)				46.041*** (4.056)	
$z_i^{rs2} \times Q_k$		58.96*** (3.61)				52.25*** (2.906)
$p_i \times Q_k$			0.02*** (3.13)		0.01 (1.12)	0.01 (1.625)
$h_i \times Q_k$				-223.45*** (-2.63)	-219.32*** (-2.63)	-252.91*** (-2.99)
调整的 R^2	0.63	0.63	0.63	0.63	0.64	0.64
观察值	735	735	735	735	735	735

注:括号内为回归系数的 t 值;***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

针对这一似乎是“有悖常理”的结论,我们不禁要问:出现该结论是不是因为我们忽略了重要解释变量、样本异常值以及变量的内生性?在考虑到上述诸多因素之后,表4中的结论是否依然成立?如果是,其背后的经济解释是什么?基于此,我们进一步进行了稳健性和内生性分析。

(二) 稳健性分析

这一部分进一步讨论基准模型估计结果的稳健性和敏感度。为了考察结论是否具有稳健性，我们从三个角度展开分析：一是采用契约执行效率的不同指标进行估计；二是逐步加入控制变量；三是剔除异常值后重新估计结果。不管采取何种方法，估计结果都是稳健的。

首先，我们分别采用诉讼费、律师费和强制执行契约的成本占标的物比重的倒数作为契约执行效率指标。表 5 报告了分别使用这三种替代指标进行估计的结果。由表 5 的结果可知，整体上看，契约密集度交互项的系数仍显著为正，人力资产专用性交互项的系数的显著性有所降低，但依然为负数，物质资产专用性交互项系数为正。总体而言，模型的主要结论是稳健的。

表 5 稳健性检验 I: 使用契约执行效率的不同指标

	指标 1		指标 2		指标 3	
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
$z_i^{rs1} \times Q_k$	15.24*** (3.12)		79.47*** (4.24)		3.79*** (3.28)	
$z_i^{rs2} \times Q_k$		52.25*** (2.90)		71.94** (2.42)		2.54 (1.26)
$p_i \times Q_k$	0.00 (0.55)	0.01 (1.62)	0.01* (1.90)	0.01** (2.31)	2.11*** (-3.00)	0.00* (1.84)
$h_i \times Q_k$	-70.20* (-1.95)	-252.91*** (-2.99)	-223.92 (-1.48)	-266.08* (1.73)	-6.83 (-0.67)	-21.03** (-2.21)
调整的 R^2	0.64	0.64	0.64	0.63	0.64	0.64
观察值	735	735	735	735	735	735

注：括号内为回归系数的 t 值；***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

其次，我们在 (1) 式基础上逐渐加入控制变量，并在表 6 中报告了估计的结果。由表 6 可知：(1) 加入控制变量后，契约执行效率与契约密集度交互项的回归系数依然为正，且在 5% 的统计水平上显著，这表明，契约执行效率对出口比较优势的影响是稳健的。(2) FDI 项系数显著为正，表明各地区各行业的 FDI 水平显著促进了出口贸易，这与我们直观上的感觉是相符合的。(3) 人力资源交互项和自然资源交互项符号为正，表明某种要素丰裕的地区倾向于出口密集使用该要素的产品，也与理论相符。但是，这两项回归系数在统计上并不显著，这表明，人力资源禀赋并没有对我国地区出口贸易产生显著影响。(4) 增加值与人均 GDP 乘积项系数为正，说明经济发展水平高的地区倾向于更多地生产和出口增加值率高的产品。此外，在所有控制变量中，除 FDI 项以外，其他控制变量的系数都没有显著性，这就意味着较之于传统的要素禀赋理论，制度比较优势理论能够更好地解释中国地区出口差异性。

表6 稳健性检验 II:加入控制变量

	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)
$z_i^{rs1} \times Q_k$	21.77** (2.13)		22.13** (2.15)		21.55** (2.08)		21.20** (2.05)	
$z_i^{rs2} \times Q_k$		50.30*** (2.76)		50.36*** (2.763)		51.84*** (2.834)		48.68*** (2.658)
$p_i \times Q_k$	0.01 (1.61)	0.01 (1.48)	0.01 (1.28)	0.01 (1.28)	0.01 (1.29)	0.01 (1.22)	0.01 (1.12)	0.01 (1.09)
$h_i \times Q_k$	-180.37** (-2.47)	-217.17*** (-2.91)	-186.73** (-2.45)	-219.72*** (-2.84)	-182.68*** (-2.39)	-213.67*** (-2.761)	-171.28** (-2.235)	-199.16** (-2.56)
FDI _{it}	0.45*** (10.64)	0.45*** (10.73)	0.45*** (10.59)	0.45*** (10.69)	0.45*** (10.59)	0.45*** (10.70)	0.45*** (10.69)	0.45*** (10.80)
HI _i × HE _k			0.01 (0.30)	0.01 (0.12)	0.01 (0.30)	0.01 (0.14)	0.01 (0.31)	0.01 (0.14)
RI _i × RE _k					0.00 (0.51)	0.00 (0.98)	0.00 (0.72)	0.00 (1.14)
GDP _k × V _i							1818.91 (1.05)	1984.53 (1.15)
调整的 R ²	0.72	0.72	0.72	0.72	0.72	0.72	0.72	0.72
观察值	735	735	626	626	626	626	626	626

注:括号内为回归系数的 t 值;***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

最后,为了剔除样本异常值对估计结果的影响,我们借鉴 Nunn (2007) 的方法,剔除残差大于 2.0 的样本,并在表 7 中给出了估计结果。由表 7 报告的结果可知,在剔除异常值后,(21)式和(22)式的可决系数有明显提高,契约密集度交互项的系数取值增大,显著性大幅提高,物质资产专用性和人力资产专用性交互项系数的绝对值以及显著性都略有下降,但是系数符号没有变化。

表7 稳健性检验 III:剔除残差绝对值大于 2.0 的样本

	(21)	(22)
$z_i^{rs1} \times Q_k$	48.12*** (5.97)	
$z_i^{rs2} \times Q_k$		56.40*** (4.29)
$p_i \times Q_k$	0.00 (0.55)	0.01 (1.18)
$h_i \times Q_k$	-113.76* (-1.83)	-155.59** (-2.46)
调整的 R ²	0.80	0.80
观察值	626	626

注:括号内为回归系数的 t 值;***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

表 8 报告了使用 1999 年市场化指数 (MI_k)、2000 年的信任指数 (CI_k) 和三大改造前中国私营经济比重 (PE_k) 作为契约执行效率的工具变量进行两阶段最小二乘估计的结果。由此可知,不管是否加入控制变量,物质资产专用性和人力资产专用性交互项系数的绝对取值和显著性都有了明显提高,尽

管契约密集度交互项系数的显著性和取值有升有降，但系数的符号和显著性没有实质变化。这与上文分析的基本结论是吻合的。

表8 面板IV两阶段最小二乘估计结果

	不加控制变量		加入控制变量	
	(23)	(24)	(25)	(26)
$z_i^{rs1} \times Q_k$	58.74*** (4.23)		23.74 (1.52)	
$z_i^{rs2} \times Q_k$		66.65*** (3.84)		38.71** (2.05)
$p_i \times Q_k$	0.03*** (3.29)	0.02** (2.54)	0.02*** (2.11)	0.02** (2.35)
$h_i \times Q_k$	-615.20** (-4.78)	-568.10*** (-4.47)	-337.37*** (-3.02)	-371.97*** (-3.26)
FDI _{ik}			0.44*** (10.21)	0.44*** (10.36)
HI _i × HE _k			-0.01 (-0.17)	-0.01 (1.00)
RI _i × RE _k			0.00 (0.38)	0.00 (0.77)
GDP _k × VA _i			905.09 (0.51)	969.05 (0.54)
调整的 R ²	0.62	0.62	0.71	0.71
观察值	735	735	626	626

注：括号内为回归系数的 t 值；***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

(三) 对估计结果的进一步讨论

由以上的估计结果可知，契约执行效率对出口比较优势的影响随行业契约密集度的降低和物质资产专用性的提高而增强，这与理论的预期是非常一致的。但是，其影响随行业人力资产专用性的提高而减弱这一点似乎与现有理论不符。此外，我们还发现上述结论不仅在统计上是显著的，而且是稳健的和有效的。

鉴于此，在接下来的分析中，我们将尝试解释为什么契约执行效率对出口比较优势的影响随行业人力资产专用性的增强而减弱这一“反常”结果。我们认为，出现上述结论的一个很可能的原因是，上述的分析没有考虑到企业的适应性行为，即在契约不完全的条件下，人力资产专用性高的企业可能会采取一体化的方式来消除契约不完全的影响，这样一来，契约不完全对人力资产专用性高的产业的出口影响较小这一结论也就显得顺理成章了。但是，以上分析毕竟只是理论的推理，该解释是否合理取决于其能否被实证研究所证实。接下来，我们将上述解释分解为两个假说。

假说 1 人力资产专用性程度越高，该行业的一体化程度越高。

假说 2 相对于一体化程度较低的行业而言, 契约执行效率对一体化程度较高的行业出口贸易的影响较小。

显然, 如果实证检验不能推翻上述两个假说, 则契约执行效率对出口贸易量的影响随行业人力资产专用性的增强而减弱这一“反常”结论可以由企业一体化程度的行业差异来解释, 从而我们所提出的理论解释是合理的。为了对这两个假说进行检验, 我们必须找到度量一体化程度的合理指标。通常而言, 一体化程度越高, 则企业的管理费用越高。因此, 我们选取管理费用占工业增加值的比重来度量一体化的程度 (VI_i)。接下来, 我们将分别对如下两个方程进行估计:

$$VI_i = c + \gamma_1 h_i + \epsilon_i, \quad (13)$$

$$\ln ex_{it} = c_i + c_k + \gamma_2 VI_i Q_k + \kappa \zeta_{ik} + \epsilon_{it}, \quad (14)$$

其中, (13) 式为一体化方程; (14) 式中 c 、 c_i 和 c_k 为常数项, ϵ_i 和 ϵ_{it} 为误差项, ζ_{ik} 为其他控制变量。如果我们上述提出的解释合理, 那么应有 $\gamma_1 > 0$, $\gamma_2 < 0$ 。

表 9 的第一列和后四列分别报告了对 (13) 式和 (14) 式的估计结果, 由估计结果可以清楚地看出, 在一体化方程估计结果 (27) 中, 人力资本专用性的系数显著为正, 这说明人力资产专用性越强, 该行业的一体化程度越高; 一体化程度与契约执行效率交互项的系数显著为负, 而且在控制了其他变量后, 结论没有发生实质性变化, 这就印证了本文给出的解释。

表 9 对结果的进一步讨论

	(27)	(28)	(29)	(30)	(31)	(32)
h_i	32.96*** (13.66)					
$VI_i \times Q_k$		-4.22*** (-3.77)	-3.68*** (-3.20)	-3.64*** (-3.15)	-3.59*** (-3.11)	-3.03** (-2.58)
FDI_{it}			0.46*** (10.84)	0.45*** (10.75)	0.45*** (10.76)	0.46*** (10.86)
$HI_i \times HE_k$				0.01 (0.48)	0.01 (0.51)	0.01 (0.50)
$RI_i \times RE_k$					0.00 (0.95)	0.00 (0.50)
$GDP_k \times VA_i$						1838.32 (1.05)
调整的 R^2	0.17	0.63	0.71	0.71	0.71	0.71
观察值	870	735	626	626	626	626

注: 括号内为回归系数的 t 值; **、* 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

六、总结性评论

本文利用中国省区的28个行业数据分析了契约执行效率对地区出口绩效差异的影响。我们使用历史上的市场化指数、信任指数以及私营经济比重三个变量作为契约执行效率的工具变量，从而控制了变量的内生性问题。传统贸易理论强调技术差异与要素禀赋对专业分工和比较优势的决定作用，本文的研究则证实，契约执行效率是中国地区出口比较优势的重要决定因素，在控制其他变量以及内生性问题之后，这一结果依然稳健。

具体而言，契约执行效率对出口的影响随行业契约密集度以及物质资产专用性的增大而增强。这表明，随着契约执行效率的改善，高契约密集度及高物质资产专用性行业在生产和出口中所占比重将会上升。由于这些行业产品质量和工资水平相对较高，这一方面解释了改革开放以后中国出口产品质量的大幅提升(Rodrik, 2006)，也说明中国地区契约执行效率的不平衡发展是地区差距不断拉大的重要原因。本文另一个有趣的发现是，契约执行效率的提高不仅不会促进高人力资产专用性行业的出口，而且还会对其起到相反的作用。对该“反常”结果进一步分析的结果表明，人力资产专用性较高的行业往往一体化水平也比较高，而一体化则被认为是解决契约不完全的有效途径之一。

本文对于从制度环境因素的角度思考中国地区差距和对外贸易问题提供了一些启示。一方面，自改革开放以来，中国总体契约执行效率不断提高，这是推动中国出口数量扩张和质量升级的重要动力；另一方面，地区契约执行效率差距的拉大，不仅导致了中国地区出口的巨大差异，而且也成为地区差距拉大的重要原因。鉴于此，我们在继续深化改革的同时，应该注意地区间的协调发展，尤其是加快推进落后地区的市场化进程，进一步健全完善司法体系，提高执法效率，以推动我国经济又快又好地发展。

参考文献

- [1] Acemoglu, D., P. Antras, and E. Helpman, "Contracts and Technology Adoption", *American Economic Review*, 2007, 97(3), 916—943.
- [2] Acemoglu, D., S. Johnson, and T. Mitton, "Determinants of Vertical Integration: Financial Development and Contracting Costs", *Journal of Finance*, 2009, 64(3), 1251—1290.
- [3] Acemoglu, D., S. Johnson and J. Robinson, "Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation", *American Economic Review*, 2001, 91(5), 1369—1401.

- [4] Acemoglu, D., S. Johnson, and J. Robinson, "Reversal of Fortune: Geography and Institutions in the Making of the Modern World Income Distribution", *Quarterly Journal of Economics*, 2002, 117(4), 1231—1294.
- [5] Alt, J., F. Carlsen, P. Heum, and K. Johansen, "Asset Specificity and the Political Behavior of Firms: Lobbying for Subsidies in Norway", *International Organization*, 1999, 53(1), 99—116.
- [6] Anderson, J., and D. Marcouiller, "Insecurity and the Pattern Of Trade: An Empirical Investigation", *Review of Economics and Statistics*, 2002, 84(2), 342—352.
- [7] Antràs, P., "Incomplete Contracts and the Product Cycle", *American Economic Review*, 2005, 95(4), 1054—1073.
- [8] Berkowitz, D., J. Moenius, and K. Pistor, "Trade, Law, and Product Complexity", *Review of Economics and Statistics*, 2006, 88(2), 363—373.
- [9] Costinot, A., "On the Origins of Comparative Advantage", *Journal of International Economics*, 2009, 77(2), 255—264.
- [10] 戴治勇、杨晓维, "间接执法成本、间接损害与选择性执法", 《经济研究》, 2006年第9期, 第94—101页。
- [11] Daniels, H., "Rank correlation and population models", *Journal of the Royal Statistical Society (Series B)*, 1950, 12(2), 171—181.
- [12] 樊纲、王小鲁, 《中国市场化指数:各地区市场化相对进程报告》。北京:经济科学出版社, 2001。
- [13] Grossman, S., and O. Hart, "The Costs and Benefits of Ownership: A Theory of Vertical and Lateral Integration", *Journal of Political Economy*, 1986, 94(4), 691—719.
- [14] Hart, O., and J. Moore, "Property Rights and Nature of the Firm", *Journal of Political Economy*, 1990, 98(6), 1119—1158.
- [15] Howard, S., and P. Klein, "Empirical Research in Transaction Cost Economics: A Review and Assessment", *Journal of Law, Economics, and Organization*, 1995, 11(2), 35—61.
- [16] 黄玖立、李坤望, "出口开放、地区市场规模和经济增长", 《经济研究》, 2006年第6期, 第27—38页。
- [17] Joskow, P., "Asset Specificity and the Structure of Vertical Relationships: Empirical Evidence", *Journal of Law, Economics, and Organization*, 1988, (1), 95—117.
- [18] 兰宜生, "对外贸易对我国经济增长及地区差距的影响分析", 《数量经济技术经济研究》, 2002年第7期, 第119—121页。
- [19] La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, A. Shleifer, and R. Vishny, "Law and Finance", *Journal of Political Economy*, 1998, 106(6), 1113—1155.
- [20] Levchenko, A., "Institutional Quality and International Trade", *Review of Economic Studies*, 2007, 4(3), 791—819.
- [21] 李斌、陈开军, "对外贸易与地区经济差距变动", 《世界经济》, 2007年第5期, 第25—32页。
- [22] Lopez-de-Silanes, F., A. Shleifer, and R. Vishny, "Legal Determinants of External Finance", *Journal of Finance*, 1997, 2(3), 1131—1150.

- [23] Nunn, N., "Relationship-Specificity, Incomplete Contracts, and the Pattern of Trade", *Quarterly Journal of Economics*, 2007, 122(2), 569—600.
- [24] Ranjan, P., and J. Lee, "Contract Enforcement and International Trade", *Economics and Politics*, 2007, 19(2), 191—218.
- [25] Rauch, J., "Networks versus Markets in International Trade", *Journal of International Economics*, 1999, 8(1), 7—35.
- [26] Rodrik, D., "What's So Special about China's Exports?" *China and World Economy*, 2006, 14(5), 1—19.
- [27] Vogel, J., "Institutions and Moral Hazard in Open Economies", *Journal of International Economics*, 2007, 71(2), 495—514.
- [28] Williamson, O., "Credible Commitments: Using Hostages to Support Exchange", *American Economic Review*, 1983, 73(4), 19—40.
- [29] Williamson, O., *The Economic Institution of Capitalism*. New York: Free Press, 1985.
- [30] Wooldridge, J., *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, Massachusetts: MIT Press, 2002.
- [31] 徐现祥、李郇, "中国省区经济差距的内生制度根源", 《经济学(季刊)》, 2005年第6卷第1期, 第83—100页。
- [32] 杨瑞龙、聂辉华, "不完全契约理论: 一个综述", 《经济研究》, 2006年第2期, 第104—115页。
- [32] 张维迎、柯荣柱, "信任及其解释: 来自中国的跨省调查分析", 《经济研究》, 2002年第10期, 第59—96页。

Contract Enforcement and Regional Export Performance: Empirical Analysis Based on Industry Characteristics

KUNWANG LI YONGJIN WANG
(Nankai University)

Abstract Contract enforcement is an important determinant of comparative advantage. Based on China's cross-province and cross-industry data, this paper investigates the effect of contract enforcement on provincial export comparative advantage. We find that: provinces with high degree of efficiency in contract enforcement specialize in industries with high con-

tract intensity, high specific physical asset, and low specific human capital. This paper also shows that industries with high specific human capital tend to be integrated, which alleviates the effect of incomplete contract.

JEL Classification F14, L14, D23