

---

---

# 契约执行效率与省区产业增长： 来自中国的证据

蒋冠宏 蒋殿春 王晓尧\*

---

**内容提要** 契约制度是国家或地区发展的“软实力”和“比较优势”。本文基于 Acemoglu 等契约与技术采用模型,从理论上分析了不完全契约影响产业增长的微观机制。理论分析表明,在不完全契约条件下,契约执行效率对产业增长有积极影响,契约依赖密集型产业在契约执行效率高的地区增长更快。在此基础上,我们用 2000~2007 年中国 29 个省区 21 个工业行业数据进行了经验研究,发现在控制了其他因素后,契约执行效率对产业增长有显著影响,契约依赖密集型产业在契约执行效率高的地区增长更快。在用工具变量克服内生性后,结论仍然稳健。因此,提高地区契约执行效率,有助于缓解中国产业增长的地区差距,促进地区协调发展。

**关键词** 契约制度 契约密度 产业增长

---

## 一 引言

改革开放后,中国经济取得了举世瞩目的成就。但是,日益拉大的地区差距引起了学术界的广泛关注(范剑勇,2006;刘修岩等,2007)。如图 1 所示,中国产业增长存在较大地区差距,其中江苏、山东和广东的增长率最高,达到年均 45% 以上,而一些西

---

\* 蒋冠宏(通讯作者)、蒋殿春、王晓尧:南开大学经济学院国际经济研究所 天津市南开区卫津路 94 号南开大学经济学院国际经济研究所 300071 电子信箱:jiangguanhong2009@163.com(蒋冠宏);jdc@nankai.edu.cn(蒋殿春);xiaoraowang@163.com(王晓尧)。

本文受教育部人文社科重大项目(2008JJD790126)资助。作者感谢两位匿名审稿人的宝贵建议,当然文责自负。

部省份如甘肃、宁夏和新疆等,年均增长率却在5%以下。因此,地区间逐渐拉大的产业增长差距,引起了一系列的经济和社会问题。而探究其原因,已成为理论界迫切需要解决的课题。目前,学术界主要从以下两方面来研究:其一,基于空间技术、知识溢出或“动态外部性”(dynamic externality)分别从专业化(specialization)、多样化(diversity)和竞争性(competition)等方面来研究;其二,基于市场规模效应和要素禀赋,分别从市场规模、人力资本和外商直接投资等方面来研究。但是,这些研究忽略了中国转型过程中各地区“契约执行效率”存在较大差距的客观现实,更没有从这一角度来研究其对产业增长的影响。

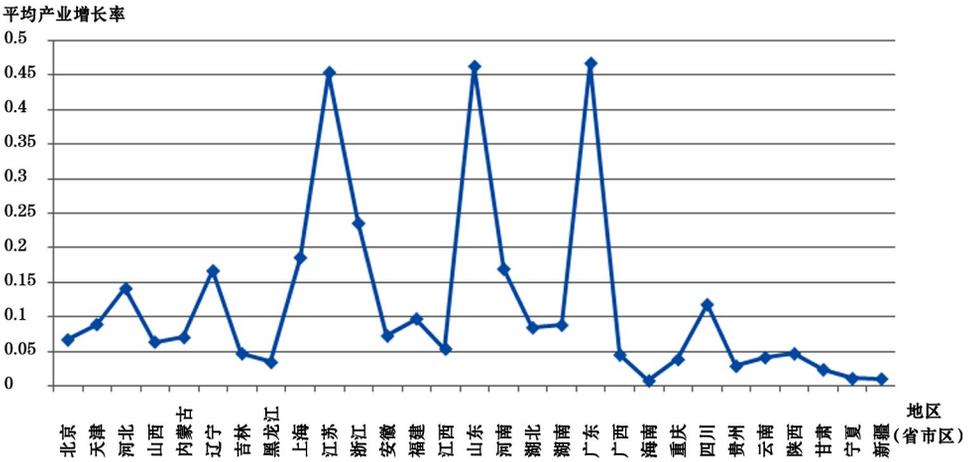


图1 地区产业增长率

说明:数据来源《中国工业经济统计年鉴》,经作者计算而得,产业增长率为2000~2007年平均增长率。

不完全契约(incomplete contract)导致事前投资无法或不完全写入契约,引发事后收益(ex post revenue)分配需要双方谈判,谈判结果取决于双方的谈判能力,因此事后谈判可能存在“敲竹杠”(holdup)风险,从而使得投资无效率(under-investment)(Williamson,1985;Grossman和Hart,1986;Hart和Moore,1990)。目前研究表明,契约不完全程度不仅取决于契约制度,而且还依赖于产业契约依赖程度,契约依赖密集型产业往往在契约制度较好的国家或地区具有比较优势(Levchenko,2007;Nunn,2007)。然而在转型时期,中国各地不仅经济发展水平存在差距,而且“契约执行效率”也存在

较大差异。改革开放后,中国司法体系进行了改革,依法治国理念深入人心。但是,中国正处于两个转型时期,即从“传统农业社会”向“现代工业社会”转型和从“计划经济体制”向“市场经济体制”转型。因此,在中国“传统思想”和“现代法制精神”并存,“计划行为”和“自由市场”同在。同时,中国地域广阔,地区间传统文化和人文风俗存在较大差异。所以,虽然中国实行统一的法律体系,但是契约执行效率仍然存在较大差异。如在东南沿海,审理一件普通商业纠纷案件平均花费 230 天时间,而东北地区则需要 363 天时间,而且地方法院系统的执行效率和信息透明度也存在着明显差异。<sup>①</sup> 因此,针对中国各地区契约执行效率的差异,我们从产业契约依赖的角度来研究契约执行效率对产业增长的影响是有意义的。

与以往研究相比,我们主要做了以下工作:首先,基于 Acemoglu 等(2007)契约与技术采用模型,阐述了不完全契约影响产业增长的微观机理,从而为经验检验提供理论基础。其次,针对中国各地契约执行效率差异这一客观事实,我们参照 Nunn(2007)的研究方法,基于地区特征和产业特征交互影响的非线性倍差计量模型(Different-in-Different, DID),采用省区产业层面数据,检验了契约执行效率对产业增长的影响。经过检验我们发现,在控制了其他因素后,契约执行效率对产业增长有显著影响,契约依赖密集型产业在契约执行效率高的地区增长更快。最后,利用工具变量解决内生性问题后,我们的结论仍然稳健。这为研究中国产业增长的地区差距提供了新视角。因此,改善契约执行效率有助于地区协调发展。

本文接下来的结构安排为:第二部分为文献综述;第三部分为理论分析,探讨契约制度影响产业增长的微观机制,并提出相关假说;第四部分为计量模型的构建和数据说明;第五部分为计量检验和解释;最后为全文总结。

## 二 文献综述

关于中国产业增长及地区差距的研究,现有文献可分为两类,分别从探究产业增长性质和产业增长的影响因素两方面加以研究。一方面,针对日益拉大的地区产业增长差距,部分学者利用技术进步、知识外溢或“动态外部性”理论,试图确定是专业化、多样化还是竞争性主导了产业增长。专业化又称为“马歇尔”(Marshall)外部性,重视专业化分工对产业增长的促进作用。多样化又称为“雅各布”(Jacobs)外部性,强调同

<sup>①</sup> 资料来源:世界银行出版的《中国营商环境报告 2008》。

一区域的多产业集中,有利于知识的交叉融合和跨部门传播,从而有利于产业增长。而竞争性,则主要源于“波特”(Porter)的市场竞争力优势,强调产业的市场竞争力优势促进了产业增长。Mody 和 Wang(1997)利用中国沿海 7 省 23 个行业(1985 ~ 1989)数据研究表明,专业化对中国产业增长有负面影响,而竞争性则有助于产业增长。Battiste(2002)利用中国 1988 ~ 1997 年 29 个省 30 个行业的细分数据研究发现,多样化和竞争性有利于产业增长,而专业化对产业增长的影响是负面的。Gao(2004)对 1985 ~ 1993 年中国各省 32 个工业部门的增长率进行了研究,并没有发现产业专业化、多样化以及竞争性对产业增长的显著促进作用。薄文广(2007)利用中国 1994 ~ 2007 年 29 个省区 25 个行业的面板数据,研究发现产业的多样化和竞争性对产业增长有显著的正向作用,但产业多样化与产业增长存在着“非线性”关系,产业多样化程度较低时,对产业增长作用是负面的。总之,从产业的“动态外部性”看,大多数学者认为产业的多样化和竞争性有助于产业增长,而专业化的作用则是负面的。

另一方面,众多学者从市场规模、人力资本、外商直接投资以及市场化程度等因素来研究中国产业增长的地区差距。黄玖立和黄俊立(2008)基于 1990 ~ 1997 年中国省区的细分产业数据,考察了市场规模对省区产业增长的影响,发现市场规模对省区产业增长有显著正向作用,并认为市场规模差异是东西部产业增长差异的重要原因之一。黄玖立和冼国明(2009a)研究了省区人力资本差异对产业增长的影响,发现人力资本推动了中国产业增长,这种推动作用是通过产业的技能劳动投入特征实现的。由于各产业技能劳动投入密度的差异,从而导致地区人力资本水平转化为对产业增长的差异。黄玖立和冼国明(2009b)基于中国金融融资市场的“歧视性”,认为外商直接投资有助于缓解产业的外部融资约束,并利用 1999 ~ 2006 年的数据研究表明 FDI 对地区产业增长有显著促进作用,直接揭示了 FDI 依赖型产业在 FDI 密集地区增长更快。盛丹和王永进(2011)从市场化和产业技术复杂度的角度研究了中国省区的产业增长差异,认为市场化有助于减少技术复杂行业中间产品的交易成本,从而使得技术复杂的产业能够在市场化程度高的地区增长更快。

上述关于中国产业增长的研究,从产业层面揭示了地区产业增长的源泉,加深了我们对这一问题的理解。但是,这些研究只是从产业的“动态外部性”、“市场规模”、“人力资本”、“外商直接投资”以及“市场化”角度来探讨产业增长的地区差异,而忽略了中国各地区“契约执行效率”存在较大差异这一客观事实。由 Hart 和 Moore(1990)等人开创的不完全契约理论指出,契约的不完全导致事前的专用性投资(relation-ship-specific investments)无法写入合约,从而引发事后利益分配过程中投资者有

被“敲竹竿”(holdup)的风险,因此专用性投资往往是无效率的(under-investment)。而良好的契约制度可以降低交易成本,深化劳动分工,促进企业采用更加先进的技术,从而提高生产效率(Acemoglu等,2007)。最近的研究也表明,国家的契约执行效率对契约依赖密集型产业有重要影响。它不仅影响一国的技术水平,而且也影响产业的经济效益,因此契约执行效率是国家产业发展的比较优势(Levchenko,2007;Nunn,2007)。所以,针对中国各地区契约执行效率的差异,我们从契约角度来研究中国省区产业增长差距是有意义的。

### 三 理论分析

技术进步是产业增长的最终动力,而技术进步需要更多的专业化中间产品投入(Acemoglu等,2007)。企业采用新技术后,需要和中间产品厂商签订合同以确保中间产品的有效投资。然而,在契约不完全情况下,很容易导致中间投入品厂商被“敲竹竿”,从而使得投资无效率(Williamson,1985)。因此,提高契约执行效率有助于降低交易成本,激励企业采用更加先进的技术,从而促进产业增长。基于此,本文利用Acemoglu等(2007)的技术和契约采用模型,从理论上分析了契约不完全影响产业增长的微观机制,并提出了检验假设,为经验研究提供理论基础。

#### (一)消费与生产

消费者服从传统CES效用函数。企业技术选择决定了其生产模式,采用技术越复杂,中间投入品越多,专业化越强(Acemoglu等,2007)。根据Acemoglu等(2007)的方法,我们用企业需要中间产品数量来表示企业选择的技术水平。企业的生产函数具体为:

$$q = N^{\kappa+1-1/\alpha} \left[ \int_0^N X(j)^\alpha dj \right]^{1/\alpha}, \quad 0 < \alpha < 1, \quad \kappa > 0 \quad (1)$$

其中, $N$ 表示企业投入中间产品数量, $X(j)$ 为企业投入的中间产品, $\alpha$ 为中间投入品的互补程度,则 $1/(1-\alpha)$ 为中间投入品的替代弹性。同时,我们应该注意,中间投入品的互补性越强,表示其替代性越差,则企业越依赖于专用性投资提供中间投入,从而越依赖于契约以约束中间投入厂商,以防止中间投入厂商的投资不足(Klein等,1978;Williamson,1985)。因此, $\alpha$ 表示企业的契约依赖程度, $\alpha$ 越大表明中间投入品的替代性越大,从而企业对契约的依赖越弱。反之,则表明企业对契约的依赖越强。 $\kappa$ 表示技术的规模经济程度。同时,企业采用技术 $N$ 时,需要花费 $C(N)$ 单位的成本。

中间投入品厂商需要承担专用性投资,且专用性投资的边际成本为  $c_x$ 。如果中间投入品厂商不通过专用性投资,而是在市场上公开交易的话,其获得的利润为  $w_0$ 。假设中间投入品生产商的生产函数服从 C-D (Cobb-Douglas) 函数。企业和中间投入品厂商通过契约完成交易。企业支付给中间投入品厂商的报酬包括两部分:投资之前支付  $\tau(j)$ , 投资之后支付  $s(j)$ 。

(二) 完全契约下的均衡

完全契约下,企业控制着中间投入厂商的投资。企业在选择技术水平  $N$  时,给中间投入品厂商  $j \in [0, N]$  提供  $[\{x(i, j)\}_{i \in [0, 1]}, \{s(j), \tau(j)\}]$  的合约。如果中间投入品厂商接受这个合约,进行  $x(i, j)$  的投资,其就能获得  $\{s(j), \tau(j)\}$  的收益。根据 Acemoglu 等(2007)可知:

$$\partial N^* / \partial \alpha = 0, \partial x^* / \partial \alpha = 0 \tag{2}$$

由(2)式可得:  $\partial \pi(N^*, x^*) / \partial \alpha = 0$  ( $\pi(N^*, x^*)$  为企业利润函数), 其经济含义是: 在完全契约情况下, 企业的契约依赖不影响企业利润。因此, 我们得到本文的引理 1。

**引理 1:** 在完全契约情况下, 企业的契约密度不影响其利润水平。

(三) 不完全契约下的均衡

1. 不完全契约的引入

在不完全契约情况下, 假如存在一个  $\mu \in [0, 1]$ , 使得任何一个中间投入品  $j$  所涉及到的  $i$  ( $0 \leq i \leq \mu$ ) 投资都可观察, 因此是可以签订契约的。而对于  $i$  ( $\mu < i \leq 1$ ) 则是不可观察, 因此不能通过签订契约来确保中间投入厂商的投资  $x(i, j)$ 。所以, 企业面临契约不完全 (incomplete contracts) 的经济环境, 其中企业的生产中有  $\mu$  部分可以通过契约来保证  $x(i, j)$  的投资, 而  $1 - \mu$  部分是不能通过契约完成的。因此,  $\mu$  表示一个地区的契约执行效率。在不完全契约情况下, 中间投入厂商选择他们的投资水平, 并有可能对企业“敲竹竿”, 以期能够获得更多事后收益  $s(j)$ , 但事后收益的分配取决于双方的谈判能力 (Hart 和 Moore, 1990)。根据 Acemoglu 等(2007), 采用夏普利值 (Shapley Value) (Shapley, 1953) 来确定双方博弈的事后收益。

2. 不完全契约下均衡的确定

根据夏普利值确定企业和中间投入厂商的收益分配, 可以得到企业的利润函数, 具体如下:

$$\pi[\alpha, \mu] = AZ(\alpha, \mu) N^{1+(\beta(\kappa+1)-1)/(1-\beta)} - C(N) - N\tau \tag{3}$$

因此,企业所获利润是契约质量  $\mu$  和企业契约依赖  $\alpha$  的函数。其中,  $Z(\alpha, \mu)$  的表达式如下:

$$Z(\alpha, \mu) = (1 - \beta)\beta^{\beta\mu/(1-\beta)} [\alpha(1 - \gamma)]^{\beta(1-\mu)/(1-\beta)} \times \\ \left[ \frac{1 - \alpha(1 - \gamma)(1 - \mu)}{1 - \beta(1 - \mu)} \right]^{(1-\beta(1-\mu))/(1-\beta)} c_x^{-\beta/(1-\beta)}$$

上式表示完全契约与非完全契约的企业利润偏差。这个偏差取决于契约质量和企业契约依赖。将  $\zeta_\mu(\alpha, \mu)$ ,  $\zeta_\alpha(\alpha, \mu)$  分别表示  $Z(\alpha, \mu)$  相对于  $\mu, \alpha$  的弹性。根据 Acemoglu 等(2007), 可得到如下两个结论:

- (1)  $\zeta_\mu(\alpha, \mu) > 0$  和  $\zeta_\alpha(\alpha, \mu) > 0$ ;
- (2)  $\partial\zeta_\mu(\alpha, \mu)/\partial\alpha < 0$  和  $\partial\zeta_\alpha(\alpha, \mu)/\partial\mu < 0$ 。

上式表达了两层意思。其一,  $Z(\alpha, \mu)$  的弹性系数与契约质量成正比, 与企业的契约依赖密度成反比。这说明契约质量改善和企业契约依赖下降都会增加企业利润。其二, 契约依赖密集型企业随着契约质量改善, 企业利润增加更快。因此, 上述两个结论的经济含义是: 契约质量改善和企业契约依赖下降可以增加企业利润; 契约依赖密集型企业在契约质量好的地区利润增长更快。所以, 我们就得到引理 2。

**引理 2:** 在不完全契约条件下, 契约质量改善可以增加企业利润, 契约依赖密集型企业 在契约执行效率高的地区增长更快。

根据引理 1 和 2, 我们提出本文的检验假说如下:

在不完全契约条件下, 契约依赖密集型产业在契约执行效率高的地区增长更快。

## 四 模型设定和数据说明

### (一) 计量模型

契约执行效率对产业增长的影响是契约质量和产业契约依赖交互影响的结果, 利用普通线性计量模型无法识别这一传导机制。因此, 我们采用 Nunn(2007) 的方法, 引入地区契约执行效率和产业契约依赖的交互项, 设立倍差非线性计量模型, 以识别地区契约执行效率对产业增长的影响。上节的理论分析表明, 在不完全契约条件下, 产业契约依赖越大, 则在契约执行效率高的地区增长越快。因此, 我们关键要观察地区契约执行效率和产业契约依赖的交互项系数。如果该系数显著为正, 则本文提出的检

验假说得到验证。具体而言,我们的模型设定如下:

$$G_{ik} = \alpha_i + \alpha_k + \beta z_i * Q_k + \eta \ln(Y_{ik}^{2000}) + \sum_{j=1}^n \theta_j C_{ik}^j + \xi_{ik} \quad (4)$$

其中  $i$ 、 $k$  分别表示产业和地区,  $\alpha_i$ 、 $\alpha_k$  表示产业和地区的固定效应。 $G_{ik}$  表示地区  $k$  产业  $i$  的增长率。 $Y_{ik}^{2000}$  为地区  $k$  产业  $i$  的初始增加值,即 2000 年地区  $k$  产业  $i$  的增加值。加入该项的原因有两个:其一,是为了控制行业不可观察的初始禀赋差异对其增长率的影响;其二,是为了观察在研究期间内,地区产业增长的收敛或发散情况。 $z_i$  为产业的契约密度,  $Q_k$  为地区的契约执行效率。如果  $\beta$  系数为正,则验证了本文提出的检验假说,即契约依赖密集型产业在契约执行效率高的地区增长更快。 $\xi_{ik}$  为模型的误差项。

根据以往研究,各地区产业增长还受到其他因素影响,忽略这些因素可能导致估计结果有偏。因此,为了稳健起见,我们引入控制变量  $C_{ik}$ ,具体包括:产业的竞争性 ( $comp$ )、产业的多样化 ( $div$ )、产业的专业化 ( $spe$ )、地区人力资本和产业人力资本依赖的交互项、地区资源禀赋和产业资源依赖的交互项。

## (二)内生性问题

契约制度对经济绩效的内生性问题,在文献中得到了广泛关注,如果不解决将会导致模型估计有偏。契约制度内生性的原因是产业增长和契约执行效率可能存在双向因果关系。地区产业增长影响契约执行效率的一个可能机制为:地区产业增长可能会引致对良好契约制度的需求,因而促进契约执行效率的提高。基于此,我们用工具变量解决可能存在的内生性问题。我们选择的两个工具变量为 1999 年市场化指数 (IV1) 和三大改造前 (1956 年) 非国有经济比重 (IV2),并使用两阶段工具变量法 (2SLS) 进行估计。我们选择这两个工具变量的原因如下:

第一,工具变量选择的原则是工具变量与内生变量相关,但是与因变量没有直接关系,而是通过内生变量间接影响因变量。契约执行效率的提高有利于依赖契约的市场经济发展,而市场化的提高促进了私营经济发展,催生了商业文化,从而有利于契约执行效率的提高。1999 年市场化指数是历史数据,不会对现在的产业增长有直接影响。但是 1999 年的市场化指数反映了历史上的契约制度水平,而历史上契约制度对现在的契约制度有直接影响(徐现祥等,2007)。

第二,私营经济依赖信用、市场和契约。欧美商业文明的崛起就在于较早引入了现代法制体系,特别是商业法制体系。私营经济的发展需要透明和高效的法制以规范市场主体的行为。所以,私营经济的发展水平衡量了法制的完善程度和执行效率,因而衡量了契约执行效率。三大改造前的非国有经济比重反映了历史上的制度,而制度

演化需要漫长的时间,且具有路径依赖和历史延续性,因而历史上的制度对现在制度有直接影响。于是,我们认为,三大改造前的非国有经济比重与现在的契约执行效率有一定联系,因而我们将其作为工具变量。

### (三)变量的度量

1. 产业增长率。参照目前主要文献,依据 Rajian 和 Zingales(1998)度量产业增长的方法,我们将 2000~2007 年产业工业增加值的平均增长率作为该产业的增长率。其计算公式如下:

$$G_{ik} = (1/8)(\ln Y_{ik}^{2007} - \ln Y_{ik}^{2000}) \quad (5)$$

其中  $Y_{ik}^{2007}$  表示  $i$  产业在  $k$  地区 2007 年的工业增加值,同样  $Y_{ik}^{2000}$  表示相应地区和产业在 2000 年的工业增加值。由于  $Y_{ik}^{2000}$  是以 1990 年的不变价格计算,所以  $Y_{ik}^{2007}$  也折算成 1990 年的不变价格。

2. 地区契约执行效率。契约制度与司法制度的立法精神紧密相连。司法制度的起源不一致,可能会导致契约执行效率的差异。如英国海洋法系、法国大陆法系、斯堪的维亚法系以及社会主义法系由于法律起源的差异,可能会导致契约执行效率的差异(Nunn,2007)。中国是统一的国家,实施统一的法制体系。然而,中国正处于转型时期,法制制度还不健全,“依法治国”的理念还未得到切实贯彻。同时,中国地域广阔,各地区经济、文化和人文风俗存在较大差异。所以,虽然中国法制统一,但各地区的契约执行效率仍然存在较大差异。如各地区处理商业纠纷案件时所花费时间、所需成本、透明度和公正性等都存在较大差异。<sup>①</sup> 所以,我们用各地区强制执行合同效率来表示该地区的契约执行效率。各地区强制执行合同效率的数据来自世界银行出版的《2008 中国营商环境报告》,该数据包括强制执行合同的时间、成本和效率排名。<sup>②</sup>

3. 产业契约密度。我们采用 Nunn(2007)的定义方法,来确定产业的契约密度。具体定义方法如下:

$$z_i^1 = \sum_j \theta_{ij} R_j^{neither} \quad (6)$$

$$z_i^2 = \sum_j \theta_{ij} (R_j^{neither} + R_j^{refprice}) \quad (7)$$

① 根据世界银行出版的《2008 中国营商环境报告》。

② 强制执行合同效率是衡量司法系统解决商业纠纷的效率。该数据是由一项商业支付纠纷提交到当地法院处理后一步步的进展状况得出的。同时,还要根据研究民事诉讼法以及其他法院规则制度,并调查当地诉讼律师和法官来收集的。强制执行合同的时间是指:从原告向法院提起诉讼算起到获得清偿为止,在这段时间所花费的天数,其中包括审理天数和期间等待天数。强制执行合同的成本是指诉讼成本占标的物价值的百分比,其中假设标的物为该省(直辖市)人均国民生产总值的 200%。成本只包括律师要求的正规成本,含诉讼费和平均律师费。

其中  $\theta_{ij} = \mu_{ij}/\mu_i$ ,  $\mu_{ij}$  表示行业  $i$  所投入的  $j$  产品值,  $\mu_i$  表示行业  $i$  所有投入的值。 $R_j^{neither}$  表示既不通过组织机构交易(organized exchange)也不通过参考价格(reference price)买卖的  $j$  投入品比重。其思想是,如果中间产品中既不通过组织机构交易也不通过参考价格买卖的比重越多,则表示中间投入越需要依赖专用性投资,从而契约依赖越多。 $R_j^{refprice}$  表示只通过参考价格买卖,但是不通过组织机构交易的  $j$  投入品比重。因此,  $z_i^1$ 、 $z_i^2$  分别表示两个维度的行业契约依赖密度。由于数据的可获得性,我们直接采用 Nunn(2007)的数据。当然,采用他的数据还有一个重要的原因。Nunn(2007)的数据是利用美国细分行业数据计算,而美国是世界上契约执行效率最高的国家之一。美国契约制度的高效率使得产业契约依赖处于最理想状态。它就像牛顿力学里的“无摩擦世界”,为我们的研究提供了参照系。因此,我们参照 Levchenko(2011)和 Feenstra 等(2012)的方法,将 Nunn(2007)细分行业数据,与本文 21 个行业进行归并,从而获得行业的契约依赖密度。需要说明的是:行业契约依赖取决于行业特征,因而其契约密度是长期不变的。所以,我们界定的行业契约密度是参照投入产出表,利用一年行业投入数据所计算的契约密度,而不是多年平均的。

4. 产业的专业化指标。沿用 Gao(2004)的定义用产业的区位商来表示该产业的专业化水平,其计算公式如下:

$$SPE_{ik} = (y_{ik}/y_k)/(y_i/y) \quad (8)$$

其中  $y_{ik}$  表示产业  $i$  地区  $k$  的产出,  $y_k = \sum_i y_{ik}$  表示区域  $k$  的总产出,  $y_i = \sum_k y_{ik}$  表示产业  $i$  的全国总产出,  $y = \sum_k \sum_i y_{ik}$  表示全国所有产业的总产出。

5. 产业的多样化指标。多样化指数来自赫希曼—赫芬达尔指数, Henderson 等(1995)将其定义为各产业相对本产业之外所有产业的份额平方和来表示,为了更加精确地表示,本文采用 Gambes(2000)的方法将其定义如下:

$$DIV_{ik} = \sum_{j \neq i} (y_j/(y - y_i))^2 / \sum_{j \neq i} (y_{jk}/(y_k - y_{ik}))^2 \quad (9)$$

6. 产业的竞争性指标。市场竞争性指标表示产业面临的市场竞争程度。它的含义是相对于全国平均水平,特定地区和行业的企业平均规模越小,则表明特定地区该行业的企业数目越多,因而行业竞争越激烈。所以,我们用如下的公式来计算产业的市场竞争程度:

$$COM_{ik} = (n_{ik}/y_{ik})/(n_i/y_i) \quad (10)$$

其中  $n_{ik}$  表示产业  $i$  在地区  $k$  的企业数量,  $n_i$  表示全国  $i$  产业的企业数量。该指标表示相对于全国该产业的平均企业规模,地区  $k$  产业  $i$  的企业平均规模。该指标越

大,则表明与全国平均规模相比,地区  $k$  产业  $i$  的企业平均规模越小,因而在地区  $k$  产业  $i$  的市场竞争越激烈(Glaeser 等,1992)。

7. 其他控制变量定义如下:产业  $i$  的人力资本依赖密度以科技人员占该产业总就业人数的比重表示,取 2000~2007 年的平均值;产业  $i$  的自然资源依赖密度以该产业自然资源投入占有所有中间投入的比重来表示,其中自然资源包括煤炭、石油、黑色金属矿产、有色金属矿产和非金属矿产;地区  $k$  的自然资源禀赋以上述自然资源产值占该地区年末 GDP 比重来表示,取 2003~2007 年的平均值;地区  $k$  的人力资本禀赋用该地区 6 岁以上人口的平均受教育年限来表示,取 2000~2007 年的平均值,具体的计算公式为:

$$R = (\text{小学受教育人数} \times 6 + \text{中学受教育人数} \times 9 + \text{高中受教育人数} \times 12 + \text{大专以上的受教育人数} \times 16) / \text{总受教育人数}$$

#### (四)数据来源

各地区产业的工业增加值、总产出、企业数量、年末就业人数均来自各年度的《中国工业经济统计年鉴》。各地区受教育人数来自《中国统计年鉴》。各产业的科技人员数量来自《中国科技统计年鉴》。各产业的自然资源密度数据来自《2002 年投入产出表》,经作者计算得到。各地区的契约执行效率来自世界银行《2008 中国营商环境报告》。1999 年的市场化指数来自樊纲和王小鲁(2001)。三大改造前(1956 年)的非国有经济比重数据来自《新中国 55 年资料汇编》。

根据数据的可获得性,排除西藏和青海,因此样本为 29 个地区。在选择行业时,考虑到地域依赖较强的自然资源开采行业,排除了自然资源开采行业以及相关公用事业行业,所以本文选择了 21 个行业。具体如下:电力热力的生产和供应、农副食品加工业、食品制造业、饮料制造业、烟草制品业、纺织业、造纸及纸制品业、石油加工、炼焦及核燃料加工业、化学原料及化学制品制造业、医药制造业、化学纤维制造业、非金属矿物制品业、黑色金属冶炼及压延加工业、有色金属冶炼及压延加工业、金属制品业、通用设备制造业、专用设备制造业、交通运输设备制造业、电气机械及器材制造业、通信设备、计算机及其他电子设备制造业、仪器仪表及文化办公用机械制造业。

#### (五)数据统计描述

在正式回归之前,先看统计分析,以便对地区契约执行效率和产业增长之间的关系有一个整体认识,为后面的研究提供经验依据。图 2 和图 3 分别为产业平均增长率、契约密集型产业平均增长率与契约执行效率之间的关系。

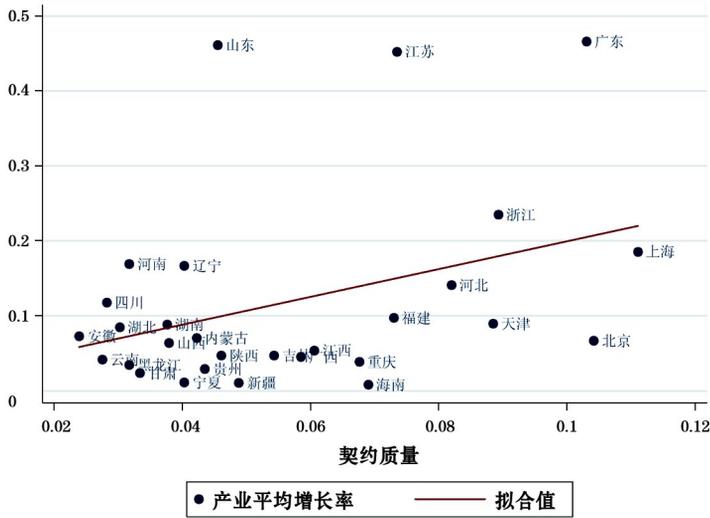


图2 产业平均增长率与契约质量的散点图

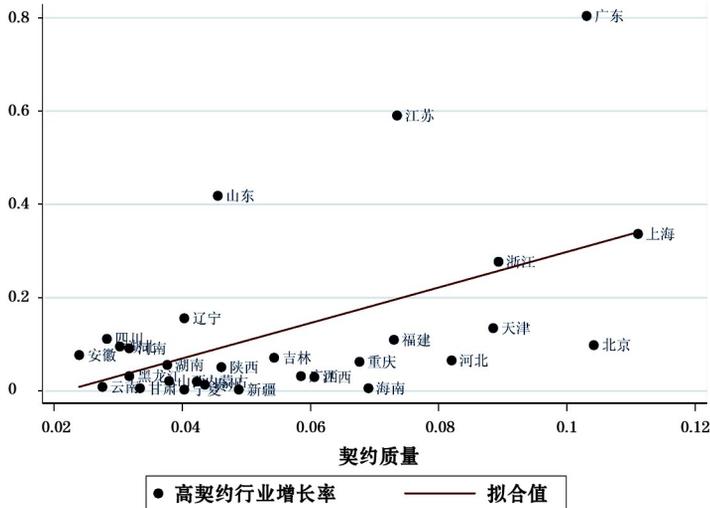


图3 契约密集型行业平均增长率与契约质量的散点图

说明:关于契约密集型行业,本文选择契约密度在中位数以上的各行业。具体包括:饮料制造行业、通用设备制造业、专用设备制造业、交通运输设备制造业、电气机械及器材制造业、通信设备制造业和仪器仪表制造业。需要说明的是,我们也将契约密度在平均值以上的行业界定为契约密集型行业,但结论与图3一致,基于篇幅这里没有报告。备案。

由图2和图3可见,拟合值的斜率为正。因此,从总体上看,我们不难得出两点直观认识:其一,产业增长与契约质量正相关;其二,契约密集型产业在契约执行效率高的地区增长更快。以上两点从直观上证实了我们的理论分析,与本文提出的检验假设相符。

表1报告了主要变量的统计描述。其中Q1是各地区强制执行合同成本(倒数),Q1的最大值为0.111,最小值为0.020,前者是后者的5倍。由此可见,中国地区间契约执行效率存在较大差异。

表 1 统计描述

变量	名称	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>G</i>	产业增长率	609	0.120	0.220	-0.070	2.770
<i>z1</i>	产业契约密度(1)	21	0.480	0.230	0.060	0.860
<i>z2</i>	产业契约密度(2)	21	0.860	0.150	0.440	1.000
<i>Q1</i>	地区契约质量	29	0.060	0.020	0.020	0.110
<i>lny</i>	产业初始增加值	605	2.540	1.570	-3.910	6.360
<i>he</i>	地区人力资本	29	8.820	0.660	7.720	10.95
<i>hi</i>	产业人力资本依赖	21	0.030	0.020	0.010	0.060
<i>re</i>	地区资源禀赋	29	0.080	0.080	0.000	0.320
<i>ri</i>	产业资源依赖	21	0.100	0.200	0.000	0.720
<i>comp</i>	产业竞争性	608	1.970	4.230	0.090	76.09
<i>div</i>	产业多样化	606	0.670	0.220	0.220	1.100
<i>spe</i>	产业专业化	608	1.130	1.290	0.000	17.93

## 五 模型检验和结果分析

### (一)初步回归

首先,我们检验地区契约执行效率对产业增长的影响。具体检验结果见表2。为了检验稳健性,我们加入其他控制变量。从检验结果看,地区契约执行效率对产业增长有显著正向促进作用。这符合我们的理论分析。

为了检验本文的核心结论,我们利用模型(4)进行了初步回归分析,具体结果见表3。检验过程中,通过逐步加入控制变量,以检验估计结果的稳健性。从检验结果看, $z1 \times Q1$ 的系数显著为正,且随着控制变量的加入显著性不变,说明检验结果具有稳健性。因此,我们可以认为,契约依赖密集型行业在契约执行效率高的地区增长更快。这个结论与我们的理论分析相符,证实了本文提出的检验假说。从而说明,在不完全契约条件下,契约执行效率是地区或国家产业发展的比较优势,这不仅支持了Nunn(2007)的检验结论,而且更进一步说明,地区或国家的契约执行效率提高将推动契约密集型产业的更快增长。

表 2	初始回归(1)		
	(1)	(2)	(3)
Q1	0.373 <sup>***</sup> (8.81)		
Q2		46.210 <sup>***</sup> (8.86)	
Q3			1.369 <sup>***</sup> (3.48)
lny	0.056 <sup>***</sup> (7.98)	0.058 <sup>***</sup> (8.40)	0.081 <sup>***</sup> (12.15)
hexhi	0.203 (0.64)	0.287 (0.90)	-0.626 <sup>*</sup> (-1.67)
rexri	0.103 (0.29)	-0.045 (-0.12)	0.228 (0.59)
spe	0.013 <sup>**</sup> (2.19)	0.014 <sup>**</sup> (2.29)	0.004 (0.57)
comp	0.006 <sup>***</sup> (2.72)	0.006 <sup>***</sup> (2.89)	0.008 <sup>***</sup> (3.38)
div	0.143 <sup>***</sup> (4.05)	0.062 <sup>*</sup> (1.84)	0.103 <sup>***</sup> (2.64)
常数项	-0.319 <sup>***</sup> (-4.28)	-0.396 <sup>***</sup> (-5.20)	-0.219 <sup>***</sup> (-2.80)
产业固定效应	YES	YES	YES
地区固定效应	NO	NO	NO
样本数	603	603	603
调整后的 R <sup>2</sup>	0.450	0.451	0.388

说明:Q1、Q2、Q3 是分别用地区契约执行的成本、时间和效率排名表示的地区契约执行效率。括号内为回归系数的 t 值,\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。同时,使用稳健标准差(Robust)获得 t 值,稳健标准差得到的 t 值比普通标准差要小,因而抑制了异方差问题对 t 值的干扰,使得结论更加可信。下表同。

地区产业增长的“马歇尔”外部性不明显,与以往研究相符,说明中国产业结构的专业化程度不够,还没有达到“马歇尔”外部性效应发挥的水平。因此,产业的专业化程度对产业增长的作用不明显。

地区人力资本和产业人力资本依赖的交互项(hexhi)系数为正,但是不显著。对

从其他控制变量看,lny 的系数显著为正,且随着其他变量的加入具有稳健性。这说明两个问题:其一,产业初始禀赋条件对产业后期增长有正向促进作用;其二,中国产业增长差距并没有随着时间的推移而收敛。这与近年来产业增长区域差距拉大的现象相符。

产业竞争性指标(comp)显著为正。这说明“波特”竞争溢出效应对产业增长有正向促进作用。这与 Mody 和 Wang (1997) 以及 Batisse (2002) 的研究结论一致。因此,产业竞争性是地区产业增长的积极因素。产业多样化指标(div)显著为正,这说明产业的多样性促进了地区产业增长,地区产业增长的“雅各布”外部性作用明显。该结论也与 Batisse (2002) 得到的结论一致。因此,产业的多样化促进了地区产业增长。产业的专业化(spe)指标系数为正,但是不显著。这说明地

此一个可能的解释是:①中国目前的产业结构还处于比较低端的发展阶段,产业增长更多的依赖物质要素投入,但对高素质的人力资本要素投入并不敏感。这也说明,中国加快产业结构升级,将产业增长的动力从依靠要素投入转变为依靠生产效率提高的必要性。

地区自然资源禀赋和产业的资源依赖( $rexri$ )系数为负,但是不显著。这说明地区资源禀赋对产业增长的促进作用并不明显。这可能的原因是,中国改革开放后大力发展基础设施,便利的交通运输条件大大降低了自然资源跨地区运输的成本,因此产业增长不受地区自然资源禀赋的约束。

表 3 初始回归(2)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$z1 \times Q1$	0.989 *** (6.87)	0.943 *** (6.57)	0.955 *** (6.79)	0.953 *** (6.77)	0.947 *** (6.72)	0.952 *** (6.72)
$lny$	0.054 *** (7.12)	0.066 *** (7.79)	0.059 *** (6.99)	0.054 *** (5.12)	0.053 *** (4.99)	0.053 *** (4.99)
$comp$		0.006 *** (3.10)	0.005 ** (2.26)	0.005 ** (2.17)	0.005 ** (2.11)	0.005 ** (2.10)
$div$			0.604 *** (4.98)	0.590 *** (4.82)	0.580 *** (4.72)	0.579 *** (4.71)
$spe$				0.005 (0.78)	0.006 (0.82)	0.006 (0.85)
$hexhi$					0.750 (1.21)	0.746 (1.20)
$rexri$						-0.125 (-0.34)
常数项	-0.204 *** (-4.16)	-0.241 *** (-4.82)	-0.801 *** (-6.53)	-0.780 *** (-6.20)	-0.898 *** (-5.65)	-0.898 *** (-5.64)
产业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
地区固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本数	605	605	603	603	603	603
调整后的 $R^2$	0.509	0.516	0.537	0.536	0.537	0.536

① 需要说明的是,部分现有文献研究认为中国各地人力资本的差异是中国产业增长区域差异的决定因素之一,即人力资本促进了产业增长,如黄玖立和冼国明(2009a,b)。本文的结论与该文献结论有差异。这可能与人力资本衡量的指标差异有关。

(二) 稳健性检验

为了检验结论的稳健性,我们采用不通过组织交易但是通过参考价格买卖的产业契约密度( $z2$ ),进行稳健性检验。具体见表4。从表4的回归结果看,检验的核心观察变量( $z2 \times Q1$ )系数为正,且在1%水平上显著。加入其他控制变量后,稳健性不变。这说明本文的检验结论稳健,也再次证明了我们提出的检验假设。即契约依赖密集型产业在契约执行效率高的地区增长更快。从其他控制变量看,系数符号和显著性都没有根本变化,因此不再赘述。

表4 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$z2 \times Q1$	0.975 *** (4.35)	0.916 *** (4.11)	0.953 *** (4.35)	0.944 *** (4.30)	0.940 *** (4.29)	0.940 *** (4.28)
$\ln y$	0.056 *** (7.33)	0.067 *** (8.11)	0.063 *** (7.30)	0.059 *** (5.49)	0.057 *** (5.34)	0.057 *** (5.32)
$comp$		0.007 *** (3.36)	0.006 ** (2.50)	0.005 ** (2.42)	0.005 ** (2.35)	0.005 ** (2.35)
$div$			0.606 *** (4.89)	0.595 *** (4.75)	0.583 *** (4.64)	0.583 *** (4.64)
$spe$				0.004 (0.61)	0.005 (0.65)	0.004 (0.61)
$hexhi$					0.870 (1.37)	0.873 (1.37)
$re \times ri$						0.114 (0.30)
常数项	-0.208 *** (-4.12)	-0.250 *** (-4.84)	-0.813 *** (-6.45)	-0.795 *** (-6.16)	-0.932 *** (-5.72)	-0.932 *** (-5.71)
产业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
地区固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本数	605	605	603	603	603	603
调整后的 R <sup>2</sup>	0.485	0.494	0.515	0.514	0.515	0.514

说明:表中  $Q1$  为地区契约执行效率的成本,我们也用地区契约执行效率的时间和效率排名(即  $Z2 \times Q2$  和  $Z2 \times Q3$ )进行了稳健性检验,但结论与上表一致,为了节约篇幅本文没有报告。备案。

(三) 工具变量检验

如上所述,地区契约执行效率可能存在内生性,而内生性导致估计结果有偏,从而

影响本文结论的可信度,为了消除内生性问题,我们选择 1999 年中国各地的市场化指数和三大改造前(1956 年)非国有经济比重作为工具变量,采用两阶段工具变量法(2SLS)进行检验。我们报告了第一阶段检验的 F 值、偏回归  $R^2$  和 Sargan 检验,分别从弱识别和过度识别两方面检验了工具变量的有效性。具体见表 5。

表 5 工具变量检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$z1 \times IV$	5.958 *** (4.54)	5.027 *** (3.81)	4.918 *** (3.78)	4.870 *** (3.74)	4.704 *** (3.50)	4.809 *** (3.49)
$\ln y$	0.054 *** (7.25)	0.067 *** (7.94)	0.061 *** (7.26)	0.056 *** (5.40)	0.056 *** (5.37)	0.056 *** (5.38)
$comp$		0.007 *** (3.12)	0.005 ** (2.31)	0.005 ** (2.23)	0.005 ** (2.22)	0.005 ** (2.20)
$div$			0.548 *** (4.57)	0.535 *** (4.42)	0.531 *** (4.39)	0.530 *** (4.37)
$spe$				0.005 (0.79)	0.005 (0.81)	0.006 (0.86)
$hexhi$					0.342 (0.54)	0.325 (0.51)
$re \times ri$						-0.172 (-0.46)
常数项	-0.302 *** (-5.45)	-0.321 *** (-5.80)	-0.826 *** (-6.79)	-0.805 *** (-6.46)	-0.856 *** (-5.47)	-0.856 *** (-5.46)
产业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
地区固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
第一阶段 F 值	651.92 (0.00)	634.93 (0.00)	636.73 (0.00)	635.00 (0.00)	594.24 (0.00)	569.88 (0.00)
偏回归 $R^2$	0.702	0.697	0.699	0.699	0.685	0.676
Sargan 检验	0.036 (0.85)	0.031 (0.86)	0.028 (0.87)	0.023 (0.88)	0.004 (0.95)	0.003 (0.95)
样本量	605	605	603	603	603	603
调整后的 $R^2$	0.483	0.491	0.508	0.508	0.507	0.506
Wald 检验	672.720	693.430	740.130	741.560	742.670	742.790

说明:上表为两阶段工具变量法(2SLS)的第二阶段估计结果,被解释变量为地区产业增长率,其中工具变量 IV 包括两个工具变量,即 1999 年各地区的市场指数( $IV1$ )和三大改造前(1956 年)各地区的非国有经济比重( $IV2$ )。括号内为 Z 值,\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。需要说明的是,我们也用  $z2 \times IV$  进行了检验,但是结论与上表一致,为了节约篇幅,这里没有报告。备案。

首先来看工具变量的弱识别和过度识别检验。第一阶段检验的 F 值均远大于 10, 偏回归  $R^2$  远大于 0.1, 因而我们可以认为工具变量不存在弱识别问题。从过度识别检验来看, Sargan 检验的伴随概率均大于 0.8, 故接受原假设, 即工具变量不存在过度识别。因此, 我们的工具变量选择是恰当的。

从检验结果看, 核心解释变量, 即地区的契约执行效率和产业的契约依赖密度的交互项系数为正, 且在 1% 水平上显著, 加入其他控制变量后仍然稳健。同时, 我们还发现, 工具变量估计的系数增大。这说明内生性问题, 导致初始估计结果下偏。因此, 我们用工具变量解决内生性问题是有效的。<sup>①</sup> 总之, 工具变量估计的结果稳健。其他控制变量系数符号、显著性没有根本变化, 且稳健。所以我们总结如下:

1. 地区契约执行效率对产业增长有显著的正向促进作用, 契约依赖密集型产业在契约执行效率高的地区增长更快。这证实了本文的理论分析和检验假说。因此, 契约执行效率的提高有助于本国产业经济绩效的提高, 增加产业竞争力。

2. 从产业的“动态外部性”看, 产业的“波特”竞争效应显著促进了地区产业增长, 说明市场竞争力仍然是产业增长的持久动力。产业的“雅各布”多样化效应, 同样促进了地区产业增长, 说明产业多样化带来的知识和技术跨行业交叉流动, 显著促进了产业增长。上述两个效应, 与近年来的研究结论一致。但是, 产业的“马歇尔”专业化外部性, 对地区产业增长的促进作用不明显。

3. 从产业的投入要素看, 地区人力资本和自然资源禀赋对产业增长的促进作用不明显。其可能的原因有: 其一, 中国整体产业结构决定了当前的产业增长主要依靠物质要素投入, 而不是生产效率的提高, 因而人力资本的投入对产业增长的影响不明显; 其二, 中国基础设施的完善, 大幅降低了自然资源的运输成本, 因而自然资源禀赋不是地区产业增长的约束。

4. 我们从经验检验发现, 中国产业增长的地区差距并没有收敛, 且差距显著扩大, 这其中的原因需要高度关注。

---

<sup>①</sup> 需要说明的是, 工具变量检验中  $z1 \times IV$  的系数远大于表 3 和 4 中的该交互项系数。对此可能的解释有以下两点。第一, 内生性问题。契约执行效率的内生性问题可能导致普通最小二乘估计向下偏移, 从而低估契约执行效率对产业增长的促进作用。第二, 工具变量的数值问题。与各地区契约执行的成本相比, 三大改造前的非国有经济比重的数值和 1999 年的市场化指数普遍较大。如地区契约执行效率的均值为 0.056, 而三大改造前的非国有经济比重和 1999 年的市场化指数的均值分别为 0.578 和 5.258。在二阶段工具变量估计过程中, 用较大的工具变量替换较小的内生变量会增大契约执行效率对产业增长的贡献, 从而导致估计系数的大幅度增加。

## 六 总结

本文以 Acemoglu 等(2007)的契约与技术采用模型为基础,从理论上分析了契约执行效率影响产业增长的微观机制。我们的分析表明,在不完全契约条件下,契约执行效率的提高有助于产业增长,契约依赖密集型产业在契约执行效率高的地区增长更快。基于理论分析,我们利用 2000~2007 年 29 个省区的 21 个行业数据,采用倍差的非线性计量模型,引入地区契约执行效率和产业契约依赖的交互项进行了经验检验。检验发现,在控制其他影响产业增长的因素后,地区契约执行效率对产业增长有正向的促进作用,契约依赖密集型产业在契约执行效率高的地区增长更快,这与我们的理论分析一致。最后,解决可能存在的内生性问题后,结论仍然稳健。因此,不管从理论分析还是经验检验,我们得出的结论是地区契约执行效率的提高有助于产业增长,且对契约依赖密集型产业意义更加重大。

契约制度是国家或地区发展的“软实力”和“比较优势”。针对中国日益扩大的地区产业增长差距,学术界从多角度给出了解释。但是,都没有从契约制度层面来探求产业增长的微观机制。我们从契约执行效率角度对这一问题给出了新的解释,拓宽了对该问题认识的视角。我们认为,在不完全契约情况下,契约制度的改善可以从微观层面改善企业的激励机制,促进企业发展,进而推动产业增长。所以,改善地区契约制度质量,提高商业司法审判效率,公正、公开和透明地执行国家法律政策,有助于缓解地区差距,促进中国产业结构的协调发展。

### 参考文献:

- 薄文广(2007):《外部性与产业增长—来自中国省级面板数据的检验》,《中国工业经济》第 1 期。
- 樊刚、王小鲁(2001):《中国市场化指数:各地区市场化相对进程报告》,经济科学出版社。
- 范剑勇(2006):《产业集聚与地区间劳动生产率差异》,《经济研究》第 11 期。
- 黄玖立、黄俊立(2008):《市场规模与中国省区的产业增长》,《经济学(季刊)》第 7 卷第 4 期。
- 黄玖立、冼国明(2009a):《人力资本与中国省区的产业增长》,《世界经济》第 5 期。
- (2009b):《FDI、融资依赖与中国产业增长:中国省区的证据》,《世界经济文汇》第 3 期。
- 刘修岩、殷醒民和贺小海(2007):《市场潜能与制造业空间集聚:基于中国地级城市面板数据的经验分析》,《世界经济》第 11 期。
- 盛丹、王永进(2011):《市场化、技术复杂度与中国省级区域的产业增长》,《世界经济》第 6 期。
- 徐现祥、王贤林和舒元(2007):《地方官员与经济增长—来自中国省长、省委书记交流的证据》,《经济研究》第 1 期。

- Acemoglu, D. ; Antras, P. and Helpman, E. "Contracts and Technology Adoption." *American Economics Review*, 2007, 97, pp.916-943.
- Batisse, C. "Dynamic Externalities and Local Growth: A Panel Data Analysis Applied to Chinese Provinces." *China Economic Review*, 2002, 13, pp.231-251.
- Feenstra, R. C. , Hong, Chang. , Ma, Hong. and Spencer, B. J. "Contractual Versus Non-Contractual Trade: The Role of Institutions in China." NBER Working Paper, 2012, W17728.
- Gambes, Pierre-Philippe. "Economic Structure and Local Growth: France, 1984-1993." *Journal of Urban Economics*, 2000, 47, pp.329-355.
- Gao, T. "Regional Industrial Growth: Evidence from Chinese Industrial." *Regional Science and Urban Economics*, 2004, 34(1), pp.101-124.
- Glaeser, E. ; Kallal, H. D. ; Scheinkman, J. A. and Shleifer, A. "Growth in Cities." *Journal of Political Economy*, 1992, 100(6), pp.1126-1152.
- Grossman, S. and Hart, O. "The Cost and Benefits of Ownership: A Theory of Vertical and Lateral Integration." *The Journal of Political Economy*, 1986, 94, pp.691-719.
- Hart, O. and Moore, J. "Property Rights and the Nature of the Firm." *Journal of Political Economy*, 1990, 98, pp.1119-1158.
- Henderson, V. , Kuncoro, A. and Turner, M. "Industry Development in Cities." *Journal of Political Economy*, 1995, 103, pp.1067-1090.
- Levchenko, A. "Industrial Quality and International Trade." *Review of International Economics*, 2007, 39, pp.335-351.
- Levchenko, A. "International Trade and Institutional Change." NBER Working Paper, 2011, W17657.
- Klein, B. G. ; Grawford, R. and Alchian, A. A. "Vertical Integration, Appropriable Rents, and the Competitive Contracting Process." *Journal of Law and Economics*, 1978, 21(2), pp.297-326.
- Mody, A. and Wang, F. "Explaining Industrial Growth in Coastal China Economic Reform and What Else." *World Bank Economic Review*, 1997, 11(2), pp.293-325.
- Nunn, N. "Relationship-Specificity, Incomplete Contracts, and the Pattern of Trade." *The Quarterly Journal of Economics*, 2007, 122, pp.569-600.
- Rajian, R. G. and Zingales, L. "Finance Dependence and Growth." *American Economic Review*, 1998, Vol. 88, pp.559-586.
- Shapley, Lloyd S. "A Value for N-Person Games," in A. W. Tucher, and Robert D. Luce, eds. , *Contribution to the Theory of Game*. Princeton University Press, 1953, pp.31-40,
- Williamson, O. "The Economic Institution of Capitalism." *New York Free Press*, 1985.

(截稿:2012年8月 实习编辑:贾中正)