

# 社会信任、不完全契约与长期经济增长\*

吕朝凤 陈汉鹏 Santos López-Leyva

**内容提要：**本文将不完全契约和社会信任引入包含 R&D 创新的经济增长模型，通过 Nash-Rubinstein 讨价还价谈判和 Bloom-Sadun-Reenen 信任模型来刻画企业、中间品厂商和技术创新的关系，在一个内生增长框架下研究了不完全契约条件下社会信任对经济增长的影响。研究发现，社会信任将会促进长期经济增长；不完全契约的实施会扩大其对长期增长率的正影响。在此基础上，使用 2000—2010 年中国省区 25 个工业行业数据，采用交互项计量模型，并运用两阶段最小二乘法进行计量检验。结果显示，在控制了 FDI、专业化以及社会信任水平的其他传导渠道后，该结论依然稳健。本文在为理解社会信任与经济增长的关系提供新视角的同时，也为政府加强社会诚信建设、促进长期经济增长提供了理论与经验支持。

**关键词：**社会信任 不完全契约 经济增长

## 一、引言

经济增长是经济学研究的核心命题，关于增长根源的争论一直伴随经济学发展而不断演化。早期文献强调生产要素的重要性，如物质资本、人力资本等。进入 21 世纪后，学术界开始强调正式制度因素的重要性（Acemoglu et al. 2001; Rodrik et al. 2004），指出它们是知识积累和技术创新的内在动力，完全有别于如物质与人力资本这样的实体性因素。最近，一些文献开始关注一些更深层的、嵌入文化或历史进程的非正式制度因素，如 Barro & McCleary (2003)、Campante & Drott (2015) 检验了宗教对经济增长的影响；Nunn (2009)、Spolaore & Wacziarg (2013) 考察了价值观与增长的关系，而作为非正式制度核心的信任更是得到了学术界的高度重视（Durlauf & Fafchamps, 2005; Dearmon & Grier 2009; Capie 2016）。然而，现有文献大多是借助社会资本的物质属性假说进行研究，在理论上缺少一个关于信任与增长关系的严谨的分析框架，实证上也缺少能准确测度信任对增长影响渠道的计量模型。本文基于已有文献，从不完全契约视角探讨社会信任对经济增长的影响及机制，以弥补现有研究的不足，为后续研究提供一个全新的视角。

学术界对于信任与增长的理论 and 数量关系，长期缺少足够重视。直到 21 世纪，Durlauf & Fafchamps (2005) 在 *Handbook of Economic Growth* 上发表的关于探讨社会资本的论文，首次对信任概念进行了总结，并提出“信任通常被理解为对其他个体行为的一个最高的期望和信念”，它既根源于经济主体特征、激励和教养的知识积累，也根源于经济个体间不断重复的交流行为。信任的重要意义在于，“它能够通过如激励主体分享收益、停止针锋相对的敌意行为等方式而提高一个国家或社会的经济运行效率”。因此，与社会资本其他范畴如社会规范、网络和合作必须由特定范围个体所形成不同，信任作用于整个国家或地区经济运行，并且能够对上述非制度因素的形成产生重要

\* 吕朝凤，西南财经大学经济学院，邮政编码：611130，电子信箱：Lyuchaofeng@126.com；陈汉鹏（通讯作者），中国社会科学院经济研究所，邮政编码：100836，电子信箱：hanpengchen@hotmail.com；Santos López-Leyva，墨西哥下加利福尼亚自治大学（蒂华纳分校）经济学与国际关系学院，电子信箱：sanlop1947@gmail.com。本研究获国家社会科学基金项目（17BJL035）的资助。作者感谢匿名审稿人的宝贵意见，文责自负。

影响。故而,社会信任的经济模型构建是有别于其他社会资本因素的模型建构方法的,这就为从理论上探讨社会信任与经济增长之间的关系带来了极大困难,也提出新的要求。但是,现有文献仍然沿袭了以前类似社会网络和社会规范模型的构建方法,采用类似资本运动方程的方式探讨信任及其函数对增长的影响,如 Akçomak & Weel(2009)、Agénor & Dinh(2015)。根据 Paxton(1999)很难想象信任能够类似资本一样无限增大,因此,这种处理方式存在明显的逻辑缺陷。最近,有学者尝试将信任与合作相结合,利用合作博弈模型来说明信任对收益的影响,如 Ahlerup et al.(2009)、Algan & Cahuc(2014)。但是,这种处理方式并不能构建起信任与经济增长的直接联系,更不能借助这一框架深入探讨信任对增长的影响效应及机制。事实上,正如 Arrow 所强调的,作为“润滑剂”的信任对经济的重要性,应该是促进市场交易的顺利完成,复杂且不完全的契约制度环境正是信任发挥作用的土壤。因此,要破解信任与增长之间的内在关系,引入不完全契约就显得极其关键。

国外学者对契约不完全的影响早已关注,如 Williamson(1985)、Grossman & Hart(1986)和 Hart & Moore(1990)等提出由于契约的不完全性,事前进行专用性投资的企业在事后再谈判过程中会面临被“敲竹杠”(hold-up)的风险;<sup>①</sup>Antràs(2005)和 Seidel(2015)指出契约不完全所导致的“敲竹杠”问题,会影响跨国公司的 FDI 决策与国际先进技术的扩散;Acemoglu et al.(2007)发现在不完全契约的环境中,契约宽泛而良好的实施可以降低交易成本,促进资本积累和新技术的使用与扩散;而 Aguirre(2017)结合内生增长模型,提出契约不完全是金融市场摩擦的重要根源,它使企业面临巨大的交易成本,最终抑制一个国家的技术创新与经济增长。然而,这些理论都是建立在“契约自我执行”假说基础上的,我们很难相信“复杂而难以证实”的不完全契约能够完美地自行实施(杨瑞龙和卢周来,2004;Baliga & Sjöström,2009)。实际上,由于在契约不完全经济中专用性投资的不可证实性,这些投资所带来的未来收益均不能准确确定,R&D 创新者在成功创新后所能够获得的收益自然也不能够确定。在这种环境中,契约双方彼此之间的信任就成为促进契约实施的一种“润滑剂”。如果一国的社会信任水平越高,契约对方就越相互信任,企业实施资产专用性投资后面临“敲竹杠”的可能性越小、获得收益的可能性则越大,其技术创新的动力自然就越强。可见,在不完全契约的条件下,引入社会信任,不仅可以深刻考察信任对经济增长的作用机制,而且可以理清契约不完全对技术创新的影响机理。然而,现有的文献并没有在不完全契约框架上探讨社会信任与经济增长的内在关系,更不用说在此基础上对它们之间的关系进行检验。

在内生增长理论和社会经济学快速发展推动下,越来越多的学者尝试从实证角度考察社会信任与经济增长之间的关系,尤其是社会信任影响经济增长的机制问题。Zak & Knack(2001)、Berggren et al.(2008)、Ahmad & Hall(2017)等考察了社会信任对经济增长的影响;Kaasa(2009)等考察了社会信任对 R&D 的影响。但是,由于在实证方法、解释变量等方面的差异,他们的结论存在较大差异。例如,Zak & Knack(2001)、Berggren et al.(2008)、Dearmon & Grier(2009)、Horváth(2013)、Safina(2015)、Lim et al.(2018)等采用 1950—2000 年间不同国家维度的跨国数据检验发现,社会信任对经济增长具有显著的正影响;Beugelsdijk & Van Schaik(2005)、Pervaiz(2015)分别利用 1950—1998 年欧洲国家、1990—2010 年 91 个国家的跨国面板数据,发现社会信任对经济增长的影响并不显著,甚至存在明显的负影响;Ahmad & Hall(2017)利用 World Value Survey 进行了检验,也发现社会信任对经济增长率并没有显著影响;Akçomak & Weel(2009)利用 1990—2002 年间 102 个欧洲地区数据,Dearmon & Grier(2009)则结合 Barro-Lee Education Dataset 和 World Value

<sup>①</sup> 关于不完全契约理论的形成及变迁的详细探讨,可以参见杨瑞龙、聂辉华、蒋士成、费方域等学者的相关文献。

Survey 数据,发现社会信任对经济增长并没有直接的影响,而是通过提高人力资本的方式增进一国的经济增长。可见,学术界关于社会信任与经济增长关系的检验结果存在较大的分歧。综合来看,分歧的焦点主要在于以下两点:一是,社会信任是否能够促进经济增长;二是,社会信任通过何种渠道影响经济增长,以及如何对该渠道的效应进行测度。为此,本文将采用交互项计量模型,以中国 2000—2010 年间的地区工业行业数据作为实证对象,检验在中国这一个典型的不完全契约制度环境下社会信任对其各省(市)经济增长率的影响,对以往文献做一个补充。

采用中国数据研究该问题具有无可比拟的优势。一方面,中国是最大的发展中国家,经济总量已经排名世界第二,而且中国地区间的经济发展差距巨大,为本文研究提供了一个天然的实验平台。另一方面,通过梳理现有国际文献发现:现有研究一般同时考虑社会环境如契约制度、金融制度等变化以及产业对社会环境的依赖程度,探讨制度变量对比较优势或对经济增长的影响,如 Nunn(2007)、Eichengreen et al.(2011)等。然而他们采用的都是跨国数据,忽略了一国内部不同地区社会信任水平的差异,如中国、意大利、美国、巴西等。正如张维迎和柯荣住(2002)在《信任及其解释》中指出的:中国社会信任水平的地区差异明显,广大东部沿海地区的社会信任水平远远高于其他地区。本文将从不完全契约的角度,考察中国不同地区的社会信任对地区经济增长的影响,以期缓解中国地区发展差距、促进地区经济协调发展提供一定政策建议。

文章的结构作如下安排:第二部分,将引入不完全契约和社会信任的经济增长模型,阐述社会信任作用于经济增长的机理;第三部分,构建实证模型、说明变量选取和数据来源;第四部分实证检验理论模型的基本命题;第五部分为结论和政策建议。

## 二、模型的构建

### (一) 居民

假设经济是由无限期生存、无弹性地供给单位劳动的个体组成。其代表性个体的效用函数如下:

$$U = \int_0^{\infty} e^{-\rho t} \frac{(c_t)^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} dt; \quad 0 < \sigma < 1, \rho < \rho \quad (1)$$

其中  $c_t$  表示第  $t$  期的消费,  $\sigma$  是消费跨期替代弹性的倒数,  $\rho$  是主观贴现率。

给定代表性个体的预算方程为:

$$\eta \dot{n}_t = W_t + \eta n_t (r_t - l(L_t)) + \Gamma_t - c_t \quad (2)$$

其中  $r_t$  表示第  $t$  期的利率水平,  $\eta$  是创新成本,  $n_t$  是人均中间品种类数量,  $\Gamma_t$  是红利,  $W_t$  是工资,  $l$  是人口增长率。给定  $l$  的变动方程如下:

$$l_t = L_t/L_t = a - bL_t; \quad a > b > 0 \quad (3)$$

其中  $L_t$  代表总人口。上式也被称为 Verhulst 方程,它表明人口增长率随总人口不断递减,总人口的变化趋势呈“倒 S 型”演化。由式(1)可得最优的消费增长率:

$$g_t = \frac{\dot{c}}{c} = \frac{1}{\sigma}(r_t - \rho - a + bL_t) \quad (4)$$

上式表明,利率和跨期替代弹性越高、贴现率越低,消费增长越快。总人口对经济增长率有正影响,且呈“倒 S 型”曲线演化,因此该模型呈现收敛趋势,可以克服传统 AK 模型中规模递增缺陷。

### (二) 最终产品生产

参考 Acemoglu et al.(2007) 给定厂商投入中间品  $x_i, i \in I = [0, N_t]$  和从市场完全的劳动力市场中雇佣劳动力  $L_t$  用于最终产品生产。其生产函数为 C-D 形式:

$$Y_t = AL_t^{1-\alpha} \left[ \int_0^{N_t} x_{it}^\alpha di \right]; 1 > \alpha > 0 \quad (5)$$

其中  $A$  为外生参数。(5) 式表明  $N_t$  种中间品存在替代关系。假设存在两类中间品: 第一类中间品  $x_{it}, i \in (\chi_t, N_t]$  是可观察、可证实的, 可以签订完全契约, 制造商可以直接在市场中购买; 第二类中间品  $x_{it}, i \in [0, \chi_t]$  是不可观察、不可证实的, 只能通过事后讨价还价谈判来确定收益, 它们由进行了资产专用性投资的中间品供应商提供。 $\bar{\chi} = \chi_t / N_t$  表示所有中间品中属于不完全契约中间品  $x_{it}, i \in [0, \chi_t]$  的比例。故而代表  $x_{it}, i \in [0, \chi_t]$  投入密集度的  $\bar{\chi}$  也就可以理解为  $Y_t$  的契约密集度 (Acemoglu et al., 2007)。 $\bar{\chi}$  越大, 表明产品  $Y_t$  中间品投入中不可签约部分越大。本文采用 Nash-Rubinstein 讨价还价来刻画制造商与中间品供应商双方之间的谈判过程, 该过程包括三个阶段:

阶段 1: 双方签订契约。由于  $x_{it}, i \in [0, \chi_t]$  为不可签约的, 因此契约中只能规定劳动力  $L_t$ 、中间资本品  $x_{it}, i \in (\chi_t, N_t]$  的投入数量以及企业对中间品供应商的一次性(事前)支付  $T_t$ 。阶段 2: 企业将  $x_{it}, i \in [0, \chi_t]$ 、 $x_{it}, i \in (\chi_t, N_t]$  和  $L_t$  投入生产。阶段 3: 企业出售产品, 获得总收益  $Y_t$ 。由于  $x_{it}, i \in [0, \chi_t]$  是不可签约的, 双方将通过纳什讨价还价 (Nash bargaining) 划分  $Y_t$ 。双方的讨价还价能力、偏好都是对称的, 并且赋予供应商的交易终止权。

满足上述三个阶段均衡的对称子博弈完美均衡 (SSPE 均衡) 求解如下:

首先, 确定事后收益分配规则。由于契约的不完全性和复杂性, 参考 Bloom et al. (2012), 假设在交易过程中, 制造商必须正确地解决  $F(\phi)$  份额的交易问题, 供应商解决  $1 - F(\phi)$  的问题, 从而使(由供应商所指定的)第三方能够以概率  $\phi$  投入  $x_{it}, i \in [0, \chi_t]$ ; 相反, 如果供应商认为交易问题未能正确解决, 则立即终止交易。交易完成后, 本文参照 Acemoglu et al. (2009), 假设如果投入  $x_{it}, i \in [0, \chi_t]$  被第三方证实, 则供应商得到所有收益 ( $Y_t^m = Y_t - T_t - W_t L_t - \int_{\chi_t}^{N_t} P_{it} x_{it} di$ ); 如果  $x_{it}, i \in [0, \chi_t]$  不能被第三方证实, 那么双方通过 Nash 讨价还价结果划分收益。由此可得中间品供应商在事后获得的预期收益  $Y_t^m$  和利润  $\pi_t^m$  分别为:

$$\begin{aligned} R_t^m &= [F(\phi)\lambda + (1 - F(\phi))] \phi Y_t^m - C(\phi) - \psi_t \\ &= [(F\lambda + 1 - F)\phi - \tilde{C}(\phi)] \times Y_t^m - \psi_t; \phi = (1 + \phi) / 2 \end{aligned} \quad (6)$$

$$\pi_t^m = R_t^m + T_t - \int_{\chi_t}^{N_t} P_{it} x_{it} di \quad (7)$$

其中  $\lambda$  为企业能够正确解决问题的概率, 它反映了供应商对制造商的信任水平 (Bloom et al., 2012)。即如果  $\lambda = 1$ , 则制造商是被信任的, 能够完全解决交易问题, 因而交易顺利完成。 $\tilde{C}(\phi)$  为供应商的单位交易成本, 给定其服从  $\tilde{C} = F(\phi)^2 / 2$ 。为了简化, 给定制造商需要解决的交易问题份额  $F(\phi) = \phi$ 。 $\psi_t$  为中间品供应商的沉没成本。基于(6)式、(7)式, 中间品供应商的利润最大化一阶条件如下:

$$[(F\lambda + 1 - F)\phi - \tilde{C}] \alpha AL_t^{(1-\alpha)} K_{mt}^{(\alpha-1)} = P_{mt} \phi = \frac{\lambda}{2} \frac{1}{2 - \lambda}; m \in [0, \chi_t] \quad (8)$$

(8) 式表明在契约不完全的条件下, 由于中间品  $x_{it}, i \in [0, \chi_t]$  是不可观察与契约不完全的, 其边际价格不同于完全市场中的边际成本定价方式; 而社会信任水平的上升会提高内生的概率  $\phi$ 。根据 Acemoglu et al. (2009), 后者可以理解为契约执行效率。

其次, 制造商将劳动力  $L_t$ 、中间资本品  $x_{it}, i \in [0, \chi_t]$  和  $x_{it}, i \in (\chi_t, N_t]$  投入生产, 获得如下产出:

$$Y_t = Y_t(x_{it}, i \in I, L_t) = AL_t^{1-\alpha} \left[ \int_0^{N_t} x_{it}^\alpha di \right] \quad (9)$$

再次, 中间品供应商的(参与)约束为:

$$R_t^m + T_t \geq \int_0^{\chi_t} P_{it} x_{it} di \quad (10)$$

最后, 企业与供应商签订协议, 规定  $x_{it}$ ,  $i \in (\chi_t, N_t]$ ,  $L_t$  和  $T_t$  投入数量, 以实现利润最大化, 即:

$$\text{Max}_{L_t, x_{it}, i \in (\chi_t, N_t], T_t} \bar{\pi}_t = Y_t(x_{it}, i \in I, L_t) - W_t L_t - R_t^m - T_t - \int_{\chi_t}^{N_t} P_{it} x_{it} di \quad (11)$$

s. t. (6) 式、(10) 式

由此可得:

$$(1 - \alpha) Y_t(x_{it}, i \in I, L_t) / L_t = W_t; \alpha A L_t^{(1-\alpha)} x_{it}^{(\alpha-1)} = P_{it}; i \in (\chi_t, N_t]; \frac{16 - 8\lambda}{8 - 4\lambda - \lambda^2} \psi_t = T_t \quad (12)$$

(12) 式表明由于中间品  $x_{it}$ ,  $i \in (\chi_t, N_t]$  是可观察与契约完全的, 其边际价格与完全市场中标准的边际成本定价公式完全相同;  $T_t$  由供应商在交易过程中所面临的沉没成本决定, 而地区企业间的彼此互信会提高企业的支付水平。

给定  $\{P_{it}, i \in I; W_t\}$  的条件下, 同时满足 (6) 式、(8) 式—(10) 式、(12) 式的内生变量  $\{x_{it}, i \in [0, \chi_t]; x_{jt}, j \in (\chi_t, N_t]; W_t; L_t; T_t; \phi\}$  即是上述模型的 SSPE 均衡解。

另外, 假设通过红利分配的方式, 竞争性企业在均衡处将剩余利润分配给其债券持有者, 即:

$$\bar{\pi}_t = \frac{1}{2} \left( 1 - \frac{\lambda^2}{8 - 4\lambda} \right) \alpha A L_t^{1-\alpha} \int_0^{\chi_t} x_{it}^\alpha di - \psi_t = \bar{\Gamma}_t T \quad (13)$$

由此可得厂商的均衡解为: SSPE 均衡解加上红利  $\{\Gamma_t = \bar{\Gamma}_t T / L_t\}$ 。

### (三) 中间品生产和 R&D 创新

假设中间品  $i$  的发明者拥有生产和销售中间品  $x_i$  的垄断权。其生产函数是线性的, 成本为边际成本 1。假设中间品在发明和生产过程中, 面临着不确定性与信息不对称。本文给定其为可签约或不可签约中间品的概率密度, 在  $[0, N_t]$  上服从连续分布。可得, 对于任一中间品  $x_{it}$ ,  $i \in I$ , 中间商发明后可获得报酬的现值期望为:

$$\max_{x_{iv}, j \in I, v \in (t, \infty)} V_t = \int_t^\infty \frac{1}{N_t} \left( \int_0^{\chi_t} P_{iv} x_{iv} - x_{iv} di + \int_{\chi_t}^{N_t} P_{jv} x_{jv} - x_{jv} dj \right) e^{-\bar{r}(v, t) \times (v-t)} dv \quad (14)$$

其中  $\bar{r}(v, t) = [1 / (v - t)] \int_t^v \bar{r}(v, t) dv$ 。可得, 在  $v$  期的利润最大化条件为:

$$\alpha \alpha \frac{1}{2} \left( 1 + \frac{\lambda^2}{2 - \lambda} \frac{1}{4} \right) A L_v^{(1-\alpha)} x_{iv}^{(\alpha-1)} = 1; \alpha \alpha A L_v^{(1-\alpha)} x_{jv}^{(\alpha-1)} = 1; i \in [0, \chi_t]; j \in (\chi_t, N_t] \quad (15)$$

(15) 式表明  $\lambda$  越大或社会信任水平越高,  $x_{iv}$ ,  $i \in [0, \chi_t]$  越大, 即信任程度提高可以扩大中间品  $x_{iv}$ ,  $i \in [0, \chi_t]$  生产。利用 (15) 式和对称性, 可得最优解  $x_{iv}^*$ ,  $i \in [0, N_t]$ ,  $v \in (t, \infty)$ 。发明者的期望净现值为:

$$V_t = (1 - \alpha) (\alpha)^{\frac{1+\alpha}{1-\alpha}} (A)^{\frac{1}{1-\alpha}} \left[ (1 - \bar{\chi}) + \bar{\chi} \frac{1}{2} \left( 1 + \frac{\lambda^2}{2 - \lambda} \frac{1}{4} \right) \right] \int_t^\infty L_t e^{-\bar{r}(v, t) \times (v-t)} dv \quad (16)$$

(16) 式表明社会信任水平越高, 中间品供应商的创新收益越大, 技术创新激励也越大。假设发明者是自由进入的, 个体均可支付 R&D 成本  $\eta$  而获得净期望现值。结合 (3) 式, 在均衡处可得:

$$r_t = \frac{1 - \alpha}{\eta} (\alpha)^{\frac{1+\alpha}{1-\alpha}} (A)^{\frac{1}{1-\alpha}} \left[ (1 - \bar{\chi}) + \bar{\chi} \frac{1}{2} \left( 1 + \frac{\lambda^2}{2 - \lambda} \frac{1}{4} \right) \right] L_t \quad (17)$$

结合 (17) 式, 对 (4) 式求偏导数, 可得如下两个命题:

命题 1:  $\partial g / \partial \lambda > 0$ , 即社会信任水平  $\lambda$  越高, 经济增长率越高。

命题 1 表明, 一个国家或地区的社会信任水平越高, 经济增长越快。其经济学解释是: 在契

约不完全的经济中,较高社会信任水平的地区能够提高中间品供应商在进行复杂的、需要第三方参与的不完全契约交易过程中契约执行的效率,从而缓解他们进行专用性投资所面临的交易成本,提高市场中的中间品交易,激励他们进行更多的 R&D 技术创新,从而促进地区的经济增长。

命题 2:  $\partial^2 g / \partial \lambda \partial \bar{\chi} > 0$ , 即契约密集度  $\bar{\chi}$  越高, 社会信任水平对经济增长率的影响越大。

命题 2 表明, 一个地区的社会信任水平越高, 不但经济增长越快, 而且其契约密集度型的行业会拥有更大的增长优势。其基本含义是: 在契约不完全存在时, 一个行业的密集度越高, 则在生产中必须签订不完全契约的、需要第三方参与的部分越多, 该行业对地区社会信任水平的反应越敏感。因此, 契约密集型行业在社会信任水平较高的地区, 将具有更高的经济增长率。

### 三、模型与数据

#### (一) 计量模型

本文的计量检验需要同时结合地区特征(社会信任)与行业特征(契约密集度)来验证两个理论命题(Nunn 2007; Seitz & Watzinger 2017), 传统线性估计方法无法实现。参照 Rajan & Zingales (1998)、Eichengreen et al. (2011), 采用行业特征和地区特征的交互项作为关键解释变量。该方法在跨国契约制度与比较优势、与 R&D 投资、金融发展与产业增长研究中已获得广泛应用(Nunn, 2007; Eichengreen et al. 2011; Seitz & Watzinger 2017)。模型设定如下:

$$g_{ic} = \beta_i + \beta_c + \beta_1 z_i \lambda_c + \Gamma' X_{ic} + \varepsilon \quad (18)$$

其中  $i$  和  $c$  分别代表行业和地区;  $g_{ic}$  为地区行业的经济增长率, 测度公式为  $g_{ic} = (\ln Y_{i,t}^c - \ln Y_{i,t-1}^c) / t$ ,  $Y_{i,t}^c$  为第  $t$  期  $c$  地区  $i$  行业的实际 GDP;  $\ln Y_{i,t-1}^c$  为期初实际 GDP  $Y_{i,t-1}^c$  的对数;  $z_i$  表示行业  $i$  的契约密集度;  $\lambda_c$  为地区  $c$  的社会信任水平; 其他控制变量则由  $X_{ic}$  代表;  $\varepsilon$  为误差项;  $\beta_i$ 、 $\beta_c$  分别代表行业、地区的固定效应。本文关注的焦点是社会信任水平与契约密集度的交互项( $z_i \lambda_c$ )的估计系数  $\beta_1$ 。若  $\beta_1$  显著为正, 则表示契约密集行业在社会信任水平高的地区相对增长更快, 从而通过各个行业在契约密集程度上的差异, 地区间的社会信任水平差异转化为产业的增长率差异, 社会信任具有“增长效应”。<sup>①</sup> 这就同时验证了本文的两个主要结论。

为考察估计结果的稳健性, 增加了其他的控制变量: 期初实际 GDP 对数( $\ln(Y_{ic}^0)$ )、人力资本  $H_c$  与其密集度  $h_i$  交叉项( $h_i H_c$ )、自然资源  $N_c$  与其密集度  $n_i$  交叉项( $n_i N_c$ )、外商直接投资对数( $FDI_{ic}$ )、代表市场竞争程度的企业数量对数( $Num_{ic}$ )、专业化( $Spec_{ic}$ )以及多样化( $Div_{ic}$ )。

#### (二) 变量测度

##### 1. 社会信任水平

针对社会信任水平  $\lambda_c$ , 本文采用张维迎和柯荣住(2002)对中国 31 个省(市)社会信任程度的调查结果, 并用他们估算的地区社会信任指数对数度量各省(市)的实际社会信任水平( $R\lambda_c$ )。这一结果是源自于张维迎和柯荣住(2002)对 15000 多家公司的详细问卷调查。在调查中, 有关信任的问题设计为“根据您的经验, 您认为哪五个地区的企业比较守信用(按顺序排列)?”相比起 World Values Survey 的问题设计“不同个体的交往对象差异性的影响”(Berggren et al., 2008; Horváth, 2013) 这一设计有两个优势: 一是, 结果更具复杂性, 即调查答案不是绝对的, 地区信任

<sup>①</sup> 需要注意的是, 该模型是“双差分法”估计的变形, 系数  $\beta_1$  揭示的并不是地区社会信任水平和工业行业经济增长率之间的线性关系。

具有相对特征(张维迎和柯荣住 2002);另一方面,避免了不同个体交往对象差异的影响。<sup>①</sup>

考虑到上述指数的相对性特征,并基于 Hall & Jones(1999),本文进一步构建了各省(市)社会信任水平的(横向)相对指数,即  $\lambda_c = R\lambda_c / \text{Max}\{R\lambda_c\}$ 。

## 2. 契约密集度

Nunn(2007)提出了计算一国工业行业契约密集度  $z_i$  的公式,即  $z_i = \sum_j \theta_{ij} R_j^{\text{neither}}$ ,其中  $\theta_{ij} = F_{ij} / F_i$ ,  $F_{ij}$  表示行业  $j$  在行业  $i$  中的投入量,  $F_i = \sum_j F_{ij}$  是行业  $i$  总的投入量。  $R_j^{\text{neither}}$  是行业  $j$  中既非“机构交易产品”也没有“参考价格”产品所占比重,这个比重越大表明行业  $j$  的市场越“薄”,涉及不完全契约的专用性交易越密集。因此,该指数可以理解为行业  $i$  所面临的不完全契约密集程度。Nunn(2007)利用美国工业行业数据,估算出了美国 381 个行业的契约密集度指数。

虽然利用中国投入产出表可以计算  $F_{ij}$  和  $F_i$ ,但是中国当前缺少  $R_j^{\text{neither}}$  的统计数据,无法测算出  $z_i$ 。因此,本文采用 Nunn(2007)所整理的美国工业行业契约密集度,并依照中国工业行业分类进行相应调整。

## 3. 其他变量

对人力资本密度  $h_i$ ,本文选取 R&D 科技人员与全行业从业人员的万分比来测度;针对自然资源密集度  $n_i$ ,选取采矿业投入与全行业增加值的比例测度。对人力资本禀赋  $H_c$ ,选取地区的平均受教育年限测度;<sup>②</sup>针对自然资源禀赋  $N_c$ ,选取地区工业总产值中采矿业所占比重来近似测度。专业化指数的度量采用区位商方法,即  $\text{Spec}_{ic} = (Y_{ic}/Y_c) / (Y_i/Y)$ ,其中  $Y_{ic}$  代表地区  $c$  的行业  $i$  产出值,  $Y_c = \sum_i Y_{ic}$  是地区  $c$  的总产出,  $Y_i = \sum_c Y_{ic}$  是行业  $i$  的全国总产出,  $Y = \sum_c \sum_i Y_{ic}$  是全国全部行业产出的总和;多样化指数则由如下公式测度:  $\text{Div}_{ic} = \{ \sum_{j \neq i} [Y_{jc} / (Y_c - Y_{ic})]^2 \}^{-1} / \{ \sum_{j \neq i} [Y_j / (Y - Y_i)]^2 \}^{-1}$ 。

### (三) 数据说明

本文选取 2000—2010 年中国各省各行业工业数据,包括总产值、增加值、企业数量、从业人口等,来自《中国工业经济统计年鉴》。基于数据可得性,样本为 31 个省(市)的数据。我们采用工业总产值替代工业产出,采用的折算指标是相应年份的《中国统计年鉴》公布的 PPI 指数。各省(市)的社会信任指数来自张维迎和柯荣住(2002)。将港澳台资本与外商资本定义为总 FDI 资本,并选择 2004 年总 FDI 数据以及 2005 年的专业化和多样化指数作为度量指标。各地区 2008 年的从业人员教育水平数据,来自《中国人口统计年鉴》,各行业 2008 年的 R&D 人员数据则来自《中国工业经济统计年鉴》。各行业的 2007 年自然资源投入密集度来自《中国投入产出表》,通过整理获得各地区 2007 年的自然资源禀赋的数据。

参考《中国工业统计年鉴》中对于行业的划分标准来选取行业变量。为了匹配本文所整理的 Nunn(2007)契约密集度数据,选取 2000 年《中国工业统计年鉴》公布的 25 个行业作为研究对象。<sup>③</sup> 表 1 汇报了各变量的统计特征。

<sup>①</sup> 本文还将在稳健性检验中采用 2003 年的中国社会综合调查(CGSS)数据作为地区社会信任水平的替代指标,以增强实证结果的稳健性。

<sup>②</sup> 具体测度如下: (小学受教育人数  $\times 6$  + 中学受教育人数  $\times 9$  + 高中受教育人数  $\times 12$  + 高等教育受教育人数  $\times 16$ ) / 劳动力总量。

<sup>③</sup> 具体行业如下: 煤炭开采和洗选业,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,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,以及电力、热力的生产和供应业。

表 1 各变量的描述统计

	变量含义	样本量	均值	最大值	最小值	标准差
$g_{ic}$	经济增长率	734	0.177	0.864	-0.426	0.104
产业特征变量						
$z_i$	契约密集度	27	0.421	0.864	0.068	0.222
$n_i$	自然资源密集度	27	0.333	3.468	0.002	0.706
$h_i$	人力资本密集度	27	3.288	7.549	0.765	1.927
地区特征变量						
$\lambda_c$	社会信任水平	31	0.551	1.000	0.184	0.208
$H_c$	人力资本禀赋	31	8.560	11.752	4.295	1.339
$N_c$	自然资源禀赋	31	0.283	0.245	0.004	0.915
其他变量						
$Num$	企业数量对数	837	1.718	20.560	0.010	2.587
$FDI$	FDI 对数	837	0.425	6.311	-5.253	2.179
$Spec$	专业化	837	1.283	19.343	0.000	1.951
$Div$	多样化	837	0.0002	0.028	0.00001	0.002
$\ln(Y^0)$	期初产出对数	748	3.139	7.498	-4.938	1.876

#### 四、实证结果

##### (一) 初步观测

在计量检验前,本文利用 2000—2010 年间各省(市)的工业增长率、工业行业增长率,以及社会信任水平数据,先从总量角度大致观察了社会信任与增长之间的关系。图 1、2 显示了地区社会信任水平与经济增长率、地区社会信任水平和高与低契约密集度行业产出增长率差距的关系。显然,社会信任水平与后两者之间均呈现出明显的正相关关系,即一个地区的社会信任水平较高,其经济增长率也较高,并且所对应的高低契约密集度行业产出增长率的差距值也相对较高。这与本文的两个推论是一致的。

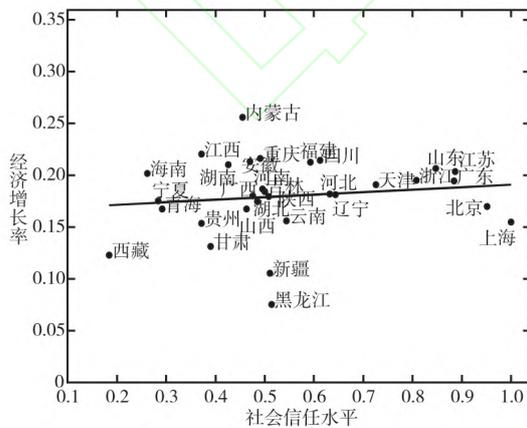


图 1 社会信任水平与经济增长的关系

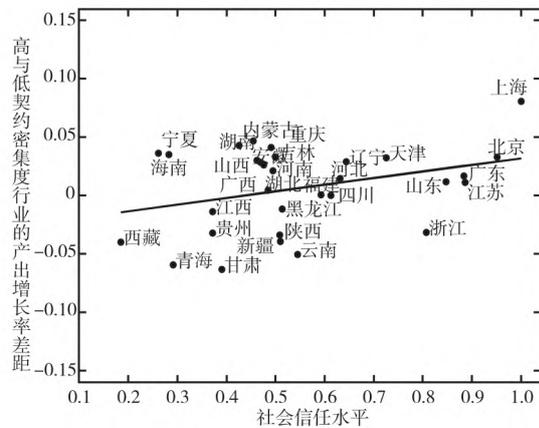


图 2 社会信任与高和低契约密集度行业增长率的关系

注: 本文根据行业的契约密集度进行排序, 选择 25 个行业中排名前 12 个行业作为契约密集行业。

## (二) 初步回归和两阶段最小二乘法回归结果

表 2—I 为回归方程(19)的最小二乘回归结果。本文采用固定效应模型,以控制地区和行业的个体差异。为了处理各省(市)产业间潜在的异方差,采用 White 稳健标准误。同时,用逐步回归法克服多重共线性问题。<sup>①</sup>

组合(1)为不考虑其他控制变量的回归结果,组合(2)是加入其他所有控制变量之后的回归结果。结果表明,社会信任水平和契约密集度的交互项显著为正且在 10% 水平上显著,表明对于契约密集型行业,工业企业在高社会信任水平地区进行关系型交易时所签订不完全契约会拥有较高的执行效率,交易成本较低,市场交易更大,促进了地区长期经济增长,社会信任对省区经济具有“增长效应”。

内生性会导致 OLS 估计出现严重偏倚。社会信任水平可能导致内生性问题:一方面,经济发展所带来的、包括社会规范和社会网络在内的社会变迁,可能会对居民关系网络产生重要影响;另一方面,遗漏变量可能导致内生性问题。通常采用工具变量法解决内生性问题。适合的工具变量需满足两个条件:外生性和高度相关性。参考现有的研究,本文采用 20 世纪初中国各省区基督教初级教会小学注册学生数( $CLPS_c$ )、各省(市)1937 年公路网密度( $RI_c$ )作为工具变量来克服内生性问题。选择依据如下:其一,鸦片战争后,中国开始重视吸收西方国家的经验,逐步建立起以通商口岸为中心的近代市场体系(刘佛丁和王玉茹,1996),并不断构建能够支持市场发展的社会信任与社会规范体系。而 20 世纪初中国不同省区基督教初级教会小学大部分课程正是关于西方制度、公民、法律等的启蒙教育,有助于培养现代市场经济所需的公民和法律意识(方颖和赵扬,2011),能够持续影响该地区社会信任变迁的深层次制度环境。<sup>②</sup>其二,各地区历史上所拥有的便利交通,可以通过促进个体间持续而良性的沟通,成为建立起长期信任的重要基础。为了捕获各地区历史上所拥有的交通便利程度,本文采用《中国公路史(第一册)》公布的 1937 年各省(市)公路网密度对数进行度量。<sup>③</sup>其三,20 世纪初期各地区基督教初级教会小学注册学生数、1937 年各省区公路网密度均是历史数据,与当前经济增长率之间数量关系甚小。

对社会信任水平的 Durbin-Wu-Hausman 检验拒绝“该变量是外生”原假设。当然,采用 TSLS 来克服内生性,还需要确保工具变量满足弱识别、识别不足和过度识别检验,它们所分别对应的 LM、Wald F、Hansen J 统计量的统计值及相伴概率检验结果表明,本文工具变量严格外生,与内生变量高度相关,是强工具变量,能够有效处理模型的内生性问题。

表 2—II 中两阶段最小二乘(TSLS)估计结果显示,社会信任和契约密集度交互项的估计系数是正的,并且至少通过了 1% 显著水平的检验,表明社会信任的确是一国或地区长期经济增长的一个重要原因;而契约密集度提高,可以放大社会信任对经济增长率的正影响。与表 2—I 的结果相比,表 2—II 中两者交互项的估计系数值和显著性大幅提高了。这表明,社会信任的内生性使得传统 OLS 的估计结果下偏,从而倾向于低估社会信任水平对经济增长率的影响。

另外,观察表 2—II 还可以发现,FDI、市场竞争以及专业化均显著为正,表明 FDI、市场竞争和

① 限于篇幅,文中只报告了未加控制变量和加入全部控制变量的回归结果。

② 中国各省份 20 世纪初期基督教初级小学学生数来自 Continuation Committee 所编著的针对中国基督教事业的大型调查报告(Stauffer et al.,1922)。通过整理,本文统计出了除青海、新疆外,中国大陆 29 个省区 1919 年基督教初级小学学生人数。由于该调查报告并未单独列出青海、新疆两省的数据,本文分别参考房建昌和尹方才对青海与新疆地区的民国时期的基督教会情况的整理结果。

③ 由于《中国公路史(第一册)》未报告重庆、海南两省的公路里程数,本文整理发现重庆在 20 世纪 30—40 年代间大概通车里程为 600 余公里,该数字正好与《新中国 60 年统计资料汇编》报告的 1949 年重庆市公路里程数基本一致;根据《海南日报》报导海南已筑公路 3000 余公里,而《海南岛志》揭示其并未完全通车,其通车里程超过 1000 公里且远远小于 2000 公里,考虑到民国政府时期存在严重的统计虚报,估计海南通车里程约为 1000 公里。

专业化程度差异均是导致地区工业行业长期增长率差异的重要因素,专业化程度的估计系数显著为正,暗示中国经济中产业正向的技术溢出效应显著;初始产出显著为负,表明地区工业行业的增长趋势呈现出了“收敛特征”;人力资本禀赋与其密集度的交互项、多样化都不显著,表明两者不是影响地区经济增长的因素;另外,自然资源禀赋与其密集度的交互项的显著性比较混合,对于自然资源禀赋差异是否是导致地区增长率差异的重要因素,还需做进一步的检验。

表2 回归结果

第二阶段										
	I 初步回归		II IVSLS 回归		III 稳健性检验 (一)——新的 社会信任指标		IV 稳健性检验 (二)——增加值		V 稳健性检验 (三)——改变 契约密集度	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
$z_i \lambda_c$	0.173 ** (2.279)	0.249 *** (3.033)	0.363 *** (2.713)	0.591 *** (4.283)	0.803 ** (2.035)	1.201 *** (3.243)	0.413 ** (2.348)	0.864 *** (4.703)	0.278 ** (1.975)	0.345 ** (2.54)
$\ln(Y)$		-0.049 *** (-6.612)		-0.051 *** (-7.408)		-0.046 *** (-8.266)		-0.068 *** (-9.484)		-0.048 *** (-6.1)
$n_i N_c$		0.022 (1.511)		0.007 (0.455)		0.021 (1.123)		-0.018 (-1.048)		0.031 ** (2.28)
$h_i H_c$		0.0004 (0.422)		-0.001 (-0.934)		-0.001 (-0.541)		-0.006 *** (-2.670)		0.0005 (0.45)
$FDI$		0.007 *** (2.646)		0.006 ** (2.313)		0.006 ** (2.369)		0.001 (0.467)		0.007 *** (2.76)
$Com$		0.005 *** (3.436)		0.004 *** (2.818)		0.004 *** (2.992)		0.029 *** (4.229)		0.005 *** (3.37)
$Spec$		0.011 *** (2.700)		0.012 *** (3.119)		0.016 *** (4.052)		0.029 *** (5.243)		0.011 *** (2.71)
$Div$		-0.004 (-0.119)		-0.008 (-0.251)		-0.060 *** (-3.966)		-0.188 * (-1.919)		0.018 (0.57)
Dubin-Wu-Hausman 检验			8.797 (0.006)	9.021 (0.005)	8.110 (0.008)	14.492 (0.001)	2.935 (0.097)	17.531 (0.000)	5.547 (0.025)	11.354 (0.002)
$R^2$	0.414	0.554	0.408	0.538	0.465	0.559	0.308	0.453	0.406	0.543
样本量	734	734	734	734	679	679	544	544	734	734
工具变量										
$z_i CLPS_c$			√	√	√	√	√	√	√	√
$z_i RI_c$			√	√	√	√	√	√	√	√
第一阶段										
$R^2$			0.953	0.956	0.956	0.957	0.953	0.956	0.982	0.983
F			573.145	303.088	1131.003	437.070	413.291	212.232	3533.845	1578.967

注:括号内是t值,\*\*\*、\*\*和\*分别代表通过1%、5%和10%的显著性检验。本文借鉴了Nunn(2007)构造工具变量。 $R^2$ 与F分别代表对 $z_i \lambda_c$ 第一阶段回归的拟合优度与F统计量(Nunn 2007)。

### (三) 稳健性分析

#### 1. 采用社会信任指数排名和 CGSS 调查数据的估计结果

上文采用张维迎和柯荣住(2002)公布的中国各省(市)信任指数对数作为地区社会信任水平的测度指标。使用这一指数的好处在于避免了个体的交往对象差异的影响(张维迎和柯荣住, 2002)。需要指出的是, 他们的调查对象是公司, 无法刻画作为企业行为主体的居民之间的信任程度; 同时, 他们的方法在测度大量外来人口地区社会信任水平时, 可能会产生偏差, 而中国东南部的省(市)正是外来人口涌入的密集性地区。因此, 可能存在一定偏误。

为了克服他们的测度偏误, 本文分别采用 2003 年中国社会综合调查(CGSS)对中国除西藏、青海和宁夏三个地区之外的 28 个省(市) 5498 个居民关于“一般说来, 您对现在社会上的陌生人是否信任?”问题的调查结果, 并参考 Zak & Knack(2001)、Ahmad & Hall(2017), 采用一个地区所有居民扣除回答为“不信任”和“非常不信任”居民之后的比率作为测度指标, 进一步验证本文社会信任指标选择的稳健性; 以及参考当前 UNCATD 的制度变量测度的排序法, 采用张维迎和柯荣住(2002)公布的中国各省(市)信任指数排名作为社会信任水平的替代指标, 从而在最大程度上降低对信任的具体测度偏倚。<sup>①</sup>采用前一指标的估计结果见表 2—III, 结果显示社会信任指标的不同选择并没有对估计结论产生影响, 本文的主要结论是稳健的。

#### 2. 采用增加值作为产出测度指标的回归结果

前文使用工业行业产值作为产出的测度。使用这一指标可以克服数据长度不够的问题, 扩大数据的行业宽度。中国工业行业的产出数据统计难度较大, 企业上报统计数据时对口径的解释也可能出错。为此, 参考 Rajan & Zingales(1998), 利用 2001、2008 年公布的工业行业增加值和 2002 年、2012 年中国地区投入产出表公布的各省(市) 21 个工业行业的增加值数据, 分别选取 2000—2007 年间和 2002—2012 年间各省(市)的工业增加值作为产业增长率的测度指标。<sup>②</sup>计算中国各省(市)行业的产出增长率。其 TSLS 估计的结果见表 2—IV。<sup>③</sup>表 2—IV 中社会信任水平交互项的系数仍显著为正, 其他系数的符号和解释力也与表 2—II 基本一致。由此, 本文认为社会信任水平与经济增长关系是稳健的, 计量结果没有受到产出指标选择的影响。

#### 3. 契约密集度指标的测度问题

前文用 Nunn(2007)定义的第一个契约密集度指标, 因为这一指标可以测度产业中既不是“机构交易产品”也没有“参考价格”的中间品数量, 能够更好地捕捉到产业中关系型交易的密集程度。但是 Nunn(2007)也承认, 有些中间品虽然有“参考价格”, 但也属于“机构交易产品”, 它们也能够一定程度上反映产业中的关系型交易密集程度。下面, 采用 Nunn(2007)的第二契约密集度指标测度产业的契约密集度, 测度公式为:  $z_i = \sum_j \theta_{ij} (R_j^{neither} + R_j^{ref\ price})$ , 其中  $R_j^{ref\ price}$  是行业  $j$  中不是“机构交易产品”、但有“参考价格”产品的占比。

在引入新的契约密集度与社会信任水平的交互项之后, 重新对模型(19)进行 IV-TSLS 估计, 结果见表 2—V。可见社会信任水平交互项仍显著为正。这表明从不完全契约视角考察信任与契约的关系具有较强逻辑基础, 不会受到契约密集度指标选取的影响; 社会信任与不完全契约理论相互融合能够很好地解释中国地区间当前所存在的巨大发展差距问题以及地区工业增长的结构性问题。

<sup>①</sup> 由于篇幅限制, 省略选择行业增长率估计结果的报告。但需要指出的是: 通过对估计结果发现, 其与采用 2002—2012 年间各省(市)的工业增加值作为产业增长率的测度指标时结论一致, 表明本文的主要结论非常稳健。具体结果备索。

<sup>②</sup> 由于《中国工业经济统计年鉴》2008 年之后不再列入各行业的工业增加值指标, 本文测算的地区工业行业增加值的增长率只能是 2000—2007 年间的的结果。

<sup>③</sup> 篇幅限制, 省略选取 2000—2007 年各省(市)工业增加值作为行业增长率估计结果的报告。通过对比结果可得, 其与采用 2002—2012 年间各省(市)的工业增加值作为产业增长率的测度指标时得到结论一致, 表明本文主要结论非常稳健。

差异。

#### 4. 考虑了社会信任与契约执行效率之间关系问题

上述结果表明,社会信任和契约密集度相结合共同决定了一个国家或地区的经济增长率。理论模型也说明了社会信任能够通过提高涉及关系型交易的不完全契约的执行效率而提高经济增长率。该模型预言,契约执行的效率是内生于地区社会信任水平的。那么,根据 Nunn(2007),如果控制了契约执行效率与契约密集度交互项,社会信任与契约密集度交互项变得不再显著,或者估计系数大幅度下降,这就表明相比社会信任,契约执行效率才是通过契约密集度影响经济增长的根本原因。

为此,参照 Nunn(2007),在模型中引入了契约执行效率与契约密集度的交互项<sup>①</sup>,以检验社会信任与契约执行效率之间何者才是通过代表交易型不完全契约密集程度影响经济增长的原因。<sup>②</sup>具体结果见表3—I。观察可见,各组合中社会信任水平交互项的系数仍显著为正,并且相比表2—II,该项系数估计值反而增大了;相反,契约执行效率交互项系数估计值为负。另外,除多样化指标,其他变量系数的符号和解释力与表2—II基本一致。这表明社会信任与经济增长之间的关系不会受到契约执行效率的影响,相比契约执行效率,社会信任才是通过扩大涉及不完全契约的关系型交易而推动经济增长的根本原因。

#### 5. 社会信任水平影响的地区性差异问题

在中国,社会信任似乎具有典型的区域性特征。张维迎和柯荣住(2002)发现,沿海省(市)的社会信任水平要远远高于内地省区的。这里值得考察的是,他们公布的信任指数是否隐藏了这一区域性特征。为此,我们在式(19)基础上加入代表内地省区的虚拟变量( $In$ ),以控制社会信任水平对我国沿海和内地省区行业经济增长率的影响差异,工具变量 TOLS 回归结果见表3—II。

与表2—II对比,可得:(1)契约密集度和社会信任的交互项在各组合中都在1%水平显著为正,其估计系数在各组合中都有所提高,表明控制区域差异不会影响本文模型的回归结果,社会信任对各省(市)经济增长的影响效应并不是源自于社会信任的区域性特征。(2)各组合中契约密集度、社会信任水平与内地省区的交叉项的系数为正、 $In$ 的系数为负,说明内地省区社会信任水平对行业增长率的影响程度并不一定会比沿海的高,位于沿海省(市)的产业增长率也并不一定会比内地省区的高。其他变量的估计系数基本不变。因此,模型的回归结果是稳健的。

#### (四) 影响渠道分析

社会信任作为测度一个国家或地区经济个体对其他个体行为的最高期望和信念高低的指标,其越大表明该地区内部经济个体间对彼此行为有较高的期望,进而导致在因契约不完全进行关系型交易时经济个体能够对第三方的参与更具期望。究其原因,主要在于因为信息不完全,交易双方往往缺少对第三方行为的充分知识,此时,就需要通过对社会个体行为的普遍性预期来对其行为进行推断。因此,本文提出,社会信任通过提高复杂且需要第三方参与的不完全契约交易过程中契约执行的效率,降低交易成本、扩大市场交易、提高经济利润,从而促进一个国家或地区的技术创新和增进其长期经济增长。而其模型表现是:社会信任结合由关系型交易所代表的不完全契约密集度共同影响经济增长率。

为此,本文借鉴 Nunn(2007),引入人力资本密集度与社会信任交互项,来控制社会信任这一渠道的影响。即如果引入这个交互项之后,该交互项显著为正,而社会信任与契约密集度交互项估计

<sup>①</sup> 本文参照 Nunn(2007),采用各省份相应省会城市合同执行成本的逆向指标( $\ln(50 - cost_{ic})$ )来测度中国30个省(市)的契约执行效率。该数据选自于世界银行在大型调查的基础上编著的《2008中国营商环境报告》。

<sup>②</sup> 二者的相关系数为0.66。虽然契约执行效率交互项系数不显著,但其估计值均为负数,这符合本文模型预期。

系数变小或者变得不再显著,表明社会信任更多地是通过扩大人力资本增长绩效方式而促进增长,将社会信任和两部门增长模型相互结合更适合用来解释中国经济增长。

对于引入该交叉项之后的估计结果见表 3—Ⅲ。其表明: 相比表 2—Ⅱ, 表 3—Ⅲ的组合中, 社会信任水平交互项的估计系数显著为正, 估计值几乎没有下降; 相反, 各组合中人力资本密集度与社会信任的交叉项均不显著, 表明信任并没有通过扩大人力资本增长绩效的渠道来影响经济增长, 也说明信任并没有如强调“人力资本渠道”文献所预言的一样——对经济增长率的正影响会随着行业人力资本量的上升而增加。这就暗示相比人力资本渠道, 社会信任可能更多地是通过影响市场交易这一渠道来影响经济增长的。

一些金融文献则揭示, “融资难”是一个在当今世界极其普遍的经济现象, 如 Eichengreen et al. (2011)。而缺少必要的社会信任是导致这一现象发生的“幕后黑手”。为此, 我们分别引入融资约束与社会信任交叉项、信贷约束度与社会信任交叉项, 来控制社会信任这两个渠道的影响。即如果这两个交互项显著为正, 而社会信任与契约密集度交互项估计系数变小或者变得不再显著, 表明社会信任更多的是通过缓解融资约束或信贷约束的方式影响增长, 将社会信任和融资模型相互结合更适合解释中国经济增长。引入该交叉项之后的估计结果见表 3—Ⅳ、3—Ⅴ。可以看出: 相比表 2—Ⅱ, 表 3—Ⅳ、Ⅴ的组合中, 社会信任交互项的系数显著为正, 且估计值增大了; 相反, 各组合中社会信任与外部融资依赖度、外部信贷依赖度的交叉项均不显著, 表明信任不是通过缓解企业融资或增进企业信贷支撑的渠道来影响经济增长, 也说明信任对经济增长率的正影响不会随着行业融资或信贷依赖度的上升而增加, 这不同于一些文献所强调的“融资或信贷约束缓解”的观点。说明相比融资约束缓解渠道和信贷约束缓解渠道, 社会信任更多的是通过影响市场中关系专用性交易这一渠道影响经济增长。

表 3

回归结果

第二阶段										
	I 稳健性检验 (四)——契约 执行效率		II 稳健性 检验(五)		III 稳健性检验 (六)——人力 资本密集度		IV 稳健性 检验(七)—— 融资约束		V 稳健性 检验(八)—— 信贷约束	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
$z_i \lambda_c$	0.415 <sup>***</sup> (2.584)	0.757 <sup>***</sup> (4.811)	0.358 <sup>**</sup> (2.283)	0.600 <sup>***</sup> (3.66)	0.355 <sup>***</sup> (2.625)	0.515 <sup>***</sup> (3.820)	0.384 <sup>***</sup> (2.790)	0.533 <sup>***</sup> (3.585)	0.363 <sup>***</sup> (2.71)	0.543 <sup>***</sup> (3.798)
$z_i Q_c$	-0.028 (-0.586)	-0.077 <sup>*</sup> (-1.870)								
$z_i \lambda_c \times In$			0.030 (0.357)	0.126 (1.55)						
$In$			-0.105 (-1.248)	-0.079 (-0.99)						
$h_i \lambda_c$					-0.003 (-0.635)	0.002 (0.459)				
$id_i \lambda_c$							-0.014 (-0.657)	0.004 (0.191)		
$bl_i \lambda_c$									-0.069 (-0.20)	0.160 (0.614)

续表3

第二阶段										
	I 稳健性检验 (四)——契约 执行效率		II 稳健性 检验(五)		III 稳健性检验 (六)——人力 资本密集度		IV 稳健性 检验(七)—— 融资约束		V 稳健性 检验(八)—— 信贷约束	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
$\ln(Y)$		-0.053*** (-8.446)		-0.051*** (-7.46)		-0.065*** (-8.694)		-0.065*** (-8.703)		-0.065*** (-8.731)
$n_i N_c$		0.015 (0.991)		0.014 (0.99)		0.004 (0.289)		0.001 (0.074)		0.002 (0.131)
$h_i H_c$		-0.001 (-1.069)		-0.001 (-0.88)		—		-0.001 (-1.273)		-0.001 (-1.194)
$FDI$		0.005* (1.865)		0.006** (2.34)		0.005** (2.106)		0.005** (2.089)		0.005*** (1.979)
$Com$		0.004 (2.236)		0.005*** (3.09)		0.032*** (3.721)		0.032*** (3.824)		0.032*** (3.831)
$Spec$		0.017*** (5.150)		0.012*** (3.25)		0.012*** (3.170)		0.012*** (3.222)		0.012*** (3.181)
$Div$		-0.415*** (-3.614)		-0.009 (-0.28)		0.001 (0.028)		0.006 (0.187)		0.007 (0.229)
Dubin-Wu-Hausman 检验	12.226 (0.002)	21.002 (0.000)	3.164 (0.057)	4.231 (0.024)	4.419 (0.021)	9.603 (0.001)	6.033 (0.006)	4.822 (0.015)	4.893 (0.015)	4.174 (0.025)
$R^2$	0.416	0.541	0.408	0.534	0.410	0.561	0.408	0.560	0.408	0.559
样本量	723	723	734	734	734	734	734	734	734	734
工具变量										
$z_i CLPS_c$	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
$z_i RI_c$	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
$z_i CLPS_c$ $\times In$			✓	✓						
$z_i RI_c \times In$			✓	✓						
$h_i CLPS_c$					✓	✓				
$h_i RI_c$					✓	✓				
$id_i CLPS_c$							✓	✓		
$id_i RI_c$							✓	✓		
$bl_i CLPS_c$									✓	✓
$bl_i RI_c$									✓	✓

续表 3

第二阶段										
	I 稳健性检验(四) ——契约执行效率		II 稳健性检验(五)		III 稳健性检验(六) ——人力资本密集度		IV 稳健性检验(七) ——融资约束		V 稳健性检验(八) ——信贷约束	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
第一阶段										
R <sup>2</sup>	0.952	0.956	0.961	0.964	0.953	0.954	0.953	0.955	0.953	0.955
F	439.142	250.482	1102.781	375.275	558.686	341.261	553.646	278.117	549.707	280.502
R <sub>#</sub> <sup>2</sup>			0.977	0.978	0.948	0.948	0.932	0.934	0.984	0.985
F <sub>#</sub>			11097.372	4104.640	527.402	480.603	165.659	117.886	4720.335	2143.761

注: 表 3—II、III、VI、V 中 R<sub>#</sub><sup>2</sup>和 F<sub>#</sub>分别代表的是对  $z_i\lambda_c \times \ln h_i\lambda_c \setminus id_i\lambda_c \setminus bl_i\lambda_c$  第一阶段回归的拟合优度与 F 统计量。

## 五、结论

本文以不完全契约分析框架为基础,从理论上考察了社会信任影响长期经济增长的微观机制,发现社会信任不仅能够促进经济增长,而且还能够通过行业契约密集度影响经济增长的产业结构特征。因此,社会信任水平的提高有助于推动一国或地区经济的长期增长,并且不完全契约的广泛实施会进一步扩大社会信任对长期增长率的正影响。基于理论分析,本文采用 2000—2010 年中国 30 个省(市)的 25 个行业数据,采用交互项计量模型,并运用工具变量两阶段最小二乘法对理论分析的主要结论进行了检验。结果显示,社会信任水平可以显著促进中国省区的经济增长,且这一促进效应随着行业契约密集度的增大而提高。说明较高的社会信任水平对于中国经济的长期增长具有较好的解释力,而地区在社会信任上的明显差异对中国当前面临的巨大地区发展差距问题具有较好的解释力。同时,还发现:在控制了社会信任之后,契约执行效率对经济增长的影响不再显著;社会信任影响中国增长的主要渠道是促进涉及关系型交易的不完全契约的执行效率、降低市场交易成本,而非缓解中国企业所面临的融资或信贷约束、扩大人力资本的正影响效应。

本文的政策含义在于:全面推动诚信社会建设有助于中国市场经济的有效运转,提高经济增长的速度和质量,缓解当前巨大的地区发展差距问题。根据“不完全契约”理论,复杂的不完全契约是普遍存在(North, 1990),高效实施的不完全契约可以缓解企业进行资本专用性投资所面临的“敲竹杠”问题、降低其交易成本,从而提升经济运行效率,提高企业可获得的经济利润,由此产生的经济利润将能够促使一国或地区企业进行更多的技术创新,从而带动整个经济的产业结构升级和生产率水平的提高。因此,高效地执行不完全契约,能够促进长期经济增长。

### 参考文献

- 方颖、赵扬 2011 《寻找制度的工具变量:估计产权保护对中国经济增长的贡献》,《经济研究》第 5 期。
- 刘佛丁、王玉茹 1996,《中国近代的市场发育与经济增长》,高等教育出版社。
- 杨瑞龙、卢周来 2004 《正式契约的第三方实施与权力最优化》,《经济研究》第 5 期。
- 张维迎、柯荣住 2002 《信任及其解释:来自中国的跨省调查分析》,《经济研究》第 10 期。
- 中国公路交通史编审委员会,1990 《中国公路史(第一册)》,人民交通出版社。
- Acemoglu D., J. Robinson, and S. Johnson 2001, “The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation”, *American Economic Review* 91, 1369—1401.
- Acemoglu D., P. Antràs, and E. Helpman, 2007, “Contracts and Technology Adoption”, *American Economic Review*, 97(3), 916—943.
- Agénor, P. R., and H. T. Dinh, 2015, “Social Capital, Product Imitation and Growth with Learning Externalities”, *Journal of Development Economics*, 114, 41—54.

- Aguirre A. 2017, "Contracting Institutions and Economic Growth" *Review of Economic Dynamics* 24 ,192—217.
- Ahlerup P. O. Olsson , and D. Yanagizawa 2009, "Social Capital vs Institutions in the Growth Process" *European Journal of Political Economy* ,25 ,1—14.
- Ahmad M. and S. G. Hall 2017, "Trust-based Social Capital ,Economic Growth and Property Rights: Explaining the Relationship" , *International Journal of Social Economics* ,44( 1) 21—52.
- Allchin D. 2009, "The Evolution of Morality" , *Evolution: Education and Outreach* ,2 ,590—601.
- Antràs P. 2005, "Incomplete Contracts and the Product Cycle" *American Economic Review* 95( 4) ,1054—1073.
- Baliga S. and T. Sjöström 2009, "Contracting with Third Parties" *American Economic Journal: Microeconomics* ,1 ( 1) ,75—100.
- Barro R. J. and R. McCleary 2003, "Religion and Economic Growth" , *Harvard University Working Paper*.
- Bartolini S. and F. Sarracino 2015, "The Dark Side of Chinese Growth" , *World Development* Vol 74( c) 335—351.
- Beugelsdijk S. and T. Van Schaik 2005, "Social Capital and Growth in European Regions: An Empirical Test" , *European Journal of Political Economy* 21( 2) 301—324.
- Berggren N. M. Elinder and H. Jordahl 2008, "Trust and Growth: A Shaky Relationship" , *Empirical Economics* 35 ,251—74.
- Bloom N. R. Sadun and J. Van Reenen ,2012, "The Organization of Firms Across Countries" , *Quarterly Journal of Economics* ,127 ( 4) ,1663—1705.
- Bolton P. and M. Dewatripont 2005, "Contract Theory" , Cambridge , MA: The MIT Press.
- Campante F. and D. Y. Drott 2015, "Does Religion Affect Economic Growth and Happiness? Evidence from Ramadan" , *Quarterly Journal of Economics* ,130 ( 2) 615—658.
- Capie F. 2016, "Trust , Financial Regulation , and Growth" , *Australian Economic History Review* 56( 1) ,100—112.
- Durlauf S. N. and M. Fafchamps 2005, "Social Capital" , in P. Aghion and S. N. Durlauf ( ed. ) , *Handbook of Economic Growth* , Amsterdam: Elsevier.
- Eichengreen B. R. Gullapalli and U. Panizza 2011, "Capital Account Liberalization , Financial Development and Industry Growth: A Synthetic View" , *Journal of International Money and Finance* 30 ,1090—1106.
- Grossman S. and O. Hart ,1986, "The Costs and Benefits of Ownership" *Journal of Political Economy* 94( 4) 691—719.
- Guiso L. P. Sapienza and L. Zingales 2004, "The Role of Social Capital in Financial Development" , *American Economic Review* 94 ( 3) 526—556.
- Hall R. E. and C. I. Jones ,1999, "Why Do Some Countries Produce So Much More Output per Worker than Others?" , *Quarterly Journal of Economics* ,114( 1) 83—116.
- Hart O. , and J. Moore ,1990, "Property Rights and Nature of the Firm" , *Journal of Political Economy* 98( 6) ,1119—1158.
- Horváth R. 2013, "Does Trust Promote Growth?" , *Journal of Comparative Economics* ,41 ,777—788.
- Kaasa A. 2009, "Effects of Different Dimensions of Social Capital on Innovative Activity" , *Technovation* 29 218—233.
- Lim S. A. M. Morshed and C. Khun 2018, "Trust and Macroeconomic Performance" , *Economic Modelling* 68 293—305.
- Nunn N. 2007, "Relationship-specificity , Incomplete Contracts , and the Pattern of Trade" , *Quarterly Journal of Economics* ,122 ( 2) , 569—600.
- Nunn N. 2009. "The Importance of History for Economic Development" , *Annual Review of Economics* ,1 65—92.
- Paxton P. ,1999, "Is Social Capital Declining?" *American Journal of Sociology* ,105 88—127.
- Pervaiz Z. and A. R. Chaudhary 2015, "Does Trust Matter for Economic Growth and Human Development? Empirical Evidence from a Panel of Countries" *Pakistan Journal of Commerce and Social Sciences* 9( 3) 916—927.
- Rajan R. and L. Zingales ,1998, "Financial Dependence and Growth" *American Economic Review* 88( 3) 559—586.
- Rodrik D. A. Subramanian and F. Trebbi 2004, "Institutions Rule" *Journal of Economic Growth* 9( 2) ,131—165.
- Safina D. 2015, "Trust and Economic Growth in Russian Society" , *Procedia Economics and Finance* 24 563—567.
- Seidel T. 2015, "Foreign Market Entry Under Incomplete Contracts" , *World Economy* 38( 6) 899—912.
- Seitz M. and M. Watzinger 2017, "Contract Enforcement and R&D Investment" , *Research Policy* ,13( 11) 2341—2348.
- Spolaore E. and R. Wacziarg 2013, "How Deep are the Roots of Economic Development" *Journal of Economic Literature* 51( 2) , 325—369.
- Stauffer M. T. , C. T. Wong , and M. G. Tewksbury ,1922, "The Christian Occupation of China" , Shanghai: China Con-tinuation Committee.
- Williamson O. ,1985 , *The Economic Institution of Capitalism* , New York: Free Press.
- Zak P. J. , and S. Knack 2001, "Trust and Growth" , *Economic Journal* ,111 295—321.

## Social Trust , Incomplete Contracts and Long-term Growth

LYU Chaofeng<sup>a</sup> , CHEN Hanpeng<sup>b</sup> and Santos López-Leyva<sup>c</sup>

( a: South-Western University of Finance and Economics; b: Chinese Academy of Social Sciences;

c: Autonomous University of Baja California)

**Summary:** Economic growth is a core issue of economic research. The debate about the roots of economic growth has evolved with the development of economics. Early studies focused on factors of production , stressing the role of the accumulation of human and physical capital in growth. Since the beginning of the 21st century , economists have emphasized the importance of formal institutions as argued by Acemoglu et al. ( 2001) and Rodrik et al. ( 2004) . Recently , the focus has shifted to the role of informal institutions , which are deeper rooted in society and embedded in the culture and history of a country. This strand of the literature includes Barro & McCleary ( 2003) , Campante & Drott ( 2015) , Nunn ( 2009) , and Spolaore & Wacziarg ( 2013) . Trust , the core of informal institutions , has received attention from Durlauf & Fafchamps ( 2005) , Dearmon & Grier ( 2009) , and Capie ( 2016) .

In this paper , we introduce the trust model proposed by Bloom et al. ( 2012) into the incomplete contracts framework to construct an endogenous growth model with social trust , incomplete contracts , and technological innovation. This allows us to discuss the impact of social trust on the economic growth of a country or region from the perspective of incomplete contracts. The model suggests that in an economy with incomplete contracts , increasing social trust promotes long-run growth. Increased contract intensity strengthens the positive effect of social trust on growth. This finding shows that social trust both promotes economic growth and influences the characteristics of the industrial composition of economic growth through the contract intensity of industries.

Based on the theoretical research , we use an interaction econometric model with data from 27 industries in 31 Chinese provinces from 2000 to 2010 to test two main predictions of the model. We use two historical variables , the number of registered students in Christian Lower Primary Schools at the beginning of the 20th century and the density of the provincial road network in 1937 , to effectively control for the endogeneity problem of social trust. The empirical results show that social trust is an important determinant of economic growth in China's provinces and that the positive effect of social trust on economic growth increases with the industrial contract intensity. This conclusion is robust after controlling for variables such as foreign direct investment and specialization and for other transmission channels of social trust. While this finding provides a new perspective for understanding the relationship between social trust and economic growth , it also suggests that the high level of social trust explains the long-term growth of China's economy and that differences in regional social trust have explanatory power for the huge regional development gaps in China.

We have several additional findings. First , after controlling for social trust , contract enforcement no longer has a significant positive effect on economic growth. This implies that the relationship between social trust and economic growth is not affected by contract implementation and that social trust supports economic growth by allowing for relational transactions involving incomplete contracts. Second , the main channel through which social trust affects China's economic growth is the reduction in transaction costs and the promotion of market trades and not the amplification of the effect of human capital on economic growth , the easing of credit constraints or the decrease in financing dependence. This finding differs from those of Akçomak & Weel ( 2009) & Dearmon and Grier ( 2009) and provides a new view for understanding the relationship between social trust and China's economic growth. Finally , the effect of social trust on industry growth rates in China's coastal provinces is almost the same as it is in interior provinces , which shows that the reason for the economic development gap between China's coastal and interior areas lies in the differences in social trust between the provinces of these areas.

These findings suggest that social trust is an important determinant of economic growth , that the continuous increase in social trust has become an engine of China's rapid economic growth and that the huge differences in social trust in different Chinese provinces is an important factor explaining unbalanced development in China. The Chinese government should promote better levels of regional social trust and improve the contract intensity of industries to give full play to the positive effect of social trust on long-term growth.

**Keywords:** Incomplete Contract; Social Trust; Long-term Growth

**JEL Classification:** O41 , G10 , L14

( 责任编辑: 王利娜) ( 校对: 南山)