

## 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\*

方颖 赵扬

**内容提要：**本文旨在建立制度的合适工具变量，从而能够正确估计制度对中国经济增长的贡献。我们提出以中国 1919 年基督教教会初级小学的注册学生人数作为制度的工具变量，并详细论述工具变量的相关性和外生性诸条件。通过两阶段最小二乘法，我们发现制度对中国经济的贡献显著为正。在控制了地理因素和政府政策效应等变量以后，制度对经济增长的效应仍然最为显著。

**关键词：**制度、地理因素、政策效应

#### 一、引言

中国经济的持续高速发展已经成为人类社会的一个奇迹，探寻中国经济增长的源泉也成为经济学家共同关注的热点。大量的已有文献专注于储蓄率、人力资本积累、FDI 等因素对中国经济增长的贡献。这些因素固然重要，但是它们可以看作是生产函数中的直接投入。它们的改善与其说是经济增长的源泉，不如说是经济增长本身。那么，究竟又是哪些因素导致中国得以拥有更高的投资率、更好的人力资本积累和吸引更多的 FDI 呢？本文的工作在于寻找中国经济增长中更为基本的长期因素。

到底是什么决定了地区间经济绩效的长期差异？在国际经济学界，这仍然是一个有争议性的话题。一部分经济学家（North and Thomas, 1973; North, 1981; North, 1990; Acemoglu, Johnson and Robinson, 2001, 2004）强调制度对经济增长的决定性作用，而另一部分经济学家则认为地理是决定经济增长的更基本因素（Diamond, 1997; Sachs and Warner, 1995, 1997; 文贯中, 2005）。上述不同的观点各有其自成体系的理论依据，而争议性部分来源于经济学家在实证研究中无法准确估计制度和地理对于经济增长的边际贡献。困难在于，从理论上而言，好的制度可以促进经济增长，但同时制度也可能是经济增长的结果，较发达的经济体往往可以提供更好的环境以促进制度向更优的方面发展。换言之，在估计制度对经济增长的贡献时，制度是一个“内生变量”，因此普通的最小二乘法得到的估计不是一致性的结果。

为了准确地估计制度对经济增长的作用，经济学家必须为制度寻找合适的“工具变量”：它们可以解释制度本身的变化（“工具变量”的相关性），但除去制度这一唯一的途径以外，它们不会直接或间接地影响经济增长（“工具变量”的外生性）。已有的文献可以视作一个不断寻找制度“工具变量”的过程。Mauro（1995）选取语言的多样性指标作为前欧洲殖民地

---

\*作者排名以姓氏的汉语拼音为序。方颖，厦门大学王亚南经济研究院、教育部计量经济学重点实验室（厦门大学）和福建省统计科学重点实验室，邮政编码：361005，电邮：[yifst1@xmu.edu.cn](mailto:yifst1@xmu.edu.cn)。赵扬，中国国际金融有限公司研究部，电邮：[econbird@hotmail.com](mailto:econbird@hotmail.com)。方颖感谢国家自然科学基金面上项目（70971113）和厦门大学中央高校基本科研业务费专项基金（2010221092）的资助。作者感谢 Thomas Rawski 教授提供关于中国基督教早期历史数据的信息，也感谢 Chun-chun Au 和 Vernon Henderson 教授允许我们分享他们所建立的中国地级市地理因素方面的数据。此外，作者感谢 Daniel Berkowitz、Lorent Brandt、韩朝华、Mark Hoekstra、Alexis Leon、李宏彬、李建德、Marla Ripoll、魏尚进、文贯中和朱晓东等教授的建议与批评，感谢香港金管局、芬兰银行、CES 长沙会议、Coase Workshop 新加坡和厦门会议、Econometric Society summer meeting（Duke University）和美国经济学年会（丹佛）等相关会议的组织者和参会人，同时感谢匿名审稿人的宝贵建议。文责自负。

区各国腐败程度和政府效率的工具变量。Mauro 认为原殖民地国家目前使用西欧殖民者语言的人口比重在一定程度上代表了西欧对当地的影响,而现代市场经济以及民主制度等是起源于西欧的。因此,西欧对殖民地的影响可以作为制度好坏的解释之一。Hall and Jones (1999) 则把各个国家到赤道的距离作为制度的工具变量。他们认为到赤道的距离大致反映了各国受西方影响的深浅,从而可以反映不同制度的变化。但是,不少经济学家(Bloom and Sachs, 1998; Gallup, et al., 1998) 认为各国到赤道的距离还同时通过气候和地理等因素影响到经济增长,从而不符合工具变量外生性的要求。Acemoglu, Johnson and Robinson (2001) 建议把欧洲早期殖民者在各殖民地的死亡率作为制度的工具变量。如果早期殖民者在某地的死亡率较低,他们就倾向于向该地区移民,从而建立起仿效母国的制度。反之,如果死亡率较高,他们则倾向于在该地区建立掠夺性的殖民政府,尽可能将该地区的资源转移到母国。即使这些殖民地陆续获得了独立的权利,但由于制度的持续性,独立后的政府在很大程度上会延续原先坏的制度。但是, Glaeser et al. (2004) 认为早期殖民者死亡率的分布和当代流行疾病的分布相关,从而无法区分究竟是制度还是地理性的流行病分布决定了经济增长。另一方面,早期殖民者的死亡率也反映了各地区移入的人力资本,而后者也可能决定经济发展的不同路径。

在本文中,我们试图利用城市数据寻找产权保护制度在中国的工具变量,从而有效估计产权保护对中国各城市经济增长的贡献。上述英文文献虽然使用了不同的工具变量,但是有一个共同点,即认为大多数国家的产权保护制度或者现代市场经济制度都或多或少受到西欧的影响<sup>①</sup>。我们认为,虽然我国目前的社会主义市场经济制度是始于 1978 年十一届三中全会所确定的改革开放路线,但在一个更为广阔的历史尺度里,我们会发现我国现代市场经济导向的改革其实构成了 19 世纪中期以来“洋为中用”的一部分。从大的历史视角而言,改革开放可以看作我国近代以来不断向西方发达国家学习的历史进程的一部分。因此,我们可以利用历史上我国各地区受西方影响的不同程度作为我国目前产权保护制度的一个工具变量。

目前的文献主要是研究不同国家之间的制度差异对经济绩效的影响。那么,在我国一国之内,各城市之间是否存在着制度的差异呢? 尽管我国各地区执行统一的法律制度和实行共同的社会主义市场经济制度,但是我们发现不同的地区和城市间仍然存在制度上的巨大差异。North (1990) 认为制度不仅包括了法律法规以及契约合同这些正规约束,同时还包括了文化习俗传统规范等非正规约束(informal constraints),而决定经济绩效的,不仅是制度还包括制度的执行和对制度的普遍理解与尊重。我国各城市虽然从属于大致相同的法律制度和社会主义市场经济这一基本社会制度,但是各城市之间的非正规约束仍然存在很大差异,各地在实施和执行具体制度时的差异更加明显。

为什么会出现这种制度实施上的差异呢? 产权制度的实施主体难道不是遵从于同一部法律的地方政府和地方法院吗? 首先,我国地方政府和法院虽然遵从同样的法律,但是同时又存在具有浓厚地方色彩的地方性法规和行政规章,而这些地方性法规和规章同样是制度实施的重要部分,甚至是决定一个地区制度实施完善程度的关键。其次,产权保护的主体固然是政府和法院,但另一部分同样重要的内容是文化习俗、传统规范和历史积淀。当我们把研究的视角从跨国研究转向中国内部各地区的研究时,由于一国内部执行统一的法律制度和共同的社会主义市场经济体系,我们对于产权制度差异的观察重点也就不得不侧重于上述的第二个方面,即由于文化习俗、传统规范和历史积淀的不同所引起的在产权保护方面的非正规约束。同时,我们可获得的对各地产权保护的度量,通常是问卷调查的结果,问卷内容大多以被调查者对产权保护的主观感受为主,而被调查者所能感受到的往往也是在相同的法律体系下各个城市所表现出来的基层政府官员和普通市民对于市场制度不同的执行能力、理解能

---

<sup>①</sup>上述西方文献存在以偏概全的问题,比如俄罗斯形成自己独特的产权保护制度(如庄园主的土地权力等),就和西欧的殖民历史无关。作者感谢匿名审稿人指出这一点。

力，以及对于产权保护的自觉的认同与尊重的氛围。这些产权制度实施的差异可以追源于各个地区关于市场经济和西方影响的不同历史经验所形成的历史积淀。之所以把这种影响称之为“历史积淀”，是因为通过人际和代际的传播和潜移默化，这种影响表现出强韧的持续性，内化为一个地区深层的文化和社会风尚。尽管这种历史积淀曾在一段时期内受到计划体制的压抑，但当市场化取向的经济改革开始后，这种潜在的文化和风尚又会得风气之先，重新发挥其社会作用，影响地方制度的实施，引导地区的经济发展。因此，我们认为 19 世纪以来我国各地区受西方影响的程度可以作为目前我国各地区产权保护制度实施程度的一个工具变量。

如何衡量我国不同地区历史上受西方影响的程度呢？我们采用 20 世纪初中国不同城市基督教初级教会小学（Christian lower primary schools）注册人数在当地人口中的比例作为对该地区历史上所受西方影响的测度。选取这一变量有以下几个理由。首先，基督教对中国来说是西方的文化传统。一个地区受西方影响越大，则很可能入读教会小学的人口比例就越大。其次，这一变量和各地的经济水平并不直接相关，符合工具变量的要求。历史上的西方影响在中国不同地区的分布有可能和该地区经济水平直接相关，比如早期西方人到中国来可能会聚居在当时交通便利经济发达的地区，而当时该地区的交通和经济水平都有可能直接影响到其现在的经济绩效。相比而言，20 世纪初基督教教会小学在中国的分布同当时中国各城市的经济发展状况相关度并不高，也不会因此而直接影响到目前我国各城市的经济绩效。此外，基督教初级教会小学注册人数不仅反映了不同地区历史上所受西方影响的大小，而且这些学校除了小部分课程以圣经学习为主，大部分课程是关于公民、法律、西方政治制度和自然科学的启蒙教育，有助于培养现代市场经济所需要的公民和法律意识，能够作为一种历史积淀持续影响该地区市场经济活动的深层次制度环境。利用上述工具变量和中国地级市数据，我们发现产权制度的实施程度显著影响我国不同地区的经济表现。在各种稳健性检验中，制度效应显著为正，并且估计值表现出相当的稳定性。

本文的具体安排如下：第二部分详细讨论我们所采用的工具变量是否满足外生性的要求；第三部分则利用两阶段最小二乘法估计制度效应对中国经济增长的贡献，我们首先对本文使用的数据给出具体说明，然后讨论计量模型和其结果；第四部分试图比较制度、地理因素和经济政策对中国经济增长的影响；最后是结论部分。

## 二、寻找制度的工具变量

作为一个合适的描述产权制度的工具变量，该变量不仅要能够解释各地区产权制度的差异，还必须符合外生性的要求，即该工具变量只能通过产权制度间接影响经济增长，而不能通过其它途径影响到经济绩效。如果存在两个以上工具变量，可以采取“过度识别检验”来验证这些工具变量是否符合外生性假设，但是在“恰度识别”（工具变量的个数和“内生性”变量的个数相等）的情况下，则无法从统计上来验证工具变量的外生性假设。作为一个替代方法，我们把人均 GDP 同时回归于产权制度和教会初级小学注册人数。如果工具变量仅通过产权制度间接影响经济增长，那么在上述回归方程中，在控制产权制度的情况下，工具变量应该对经济增长不显著。如表 1 所示，教会初级小学注册人数对人均 GDP 不显著，而产权制度仍然显著。当人均 GDP 和它们分别回归时，两者则都很显著。这说明我们的工具变量并不直接影响到人均 GDP，而仅仅通过产权制度影响人均 GDP。

当然，我们也必须认识到，在上述回归模型中，可能导致工具变量不显著的原因很多。比如，我们所使用的样本量较小，这也可能导致工具变量在回归中变得不显著。因此，我们必须考虑是否存在其它途径导致教会初级小学注册人数影响到当地的经济绩效。

首先，在我们所考察的上个世纪二十年代，基督教在中国的传教活动是否和各地到沿海

的距离相关？虽然各地到沿海的距离是一个纯粹的地理变量，但它会影响到各地区的 FDI、进出口和其它一些未知的经济变量。尽管在许多文献中，到沿海的距离经常被用作制度的工具变量。但在一个简单的计量经济模型中，如果无法有效控制这些因素，各地到沿海的距离也会变成一个“内生变量”。如果我们的工具变量和各地到沿海的距离相关，那就意味着教会初级小学注册人数可以通过除制度以外的其它途径影响到经济增长，从而不是一个合格的工具变量。从基督教在华传教的早期历史来看，最初的传教活动确实是从沿海开始的。但在 1860 年中法天津条约以后，当时的清政府被迫授予西方列强在中国自由传教的权利。因此在很短的时期内，基督教在华的地理分布出现了很大的变化，几乎在绝大部分乡镇和城市出现了基督教的传教活动<sup>②</sup>。据 Feuerwerker (1983) 的研究，在 1899 年，中国当时所有的 1704 个县中仅有 106 个县没有基督教的传教活动。我们所使用的基督教数据主要集中在 1919 年。该年代被称作是基督教在华传教的“黄金年代”，我们没有发现基督教在当时的地理分布和各地到沿海的距离相关。我们将教会初级小学注册人数和各地到沿海的距离回归，如表 1 所示，我们没有发现教会初级小学注册人数和各地到沿海的距离显著相关。在使用两阶段最小二乘法估计制度对经济增长的效应时，我们也把各地到沿海的距离作为控制变量，我们依然发现制度效应是稳定显著的。

A. OLS: 以人均 GDP 为应变量			
制度	1.921 <sup>***</sup>		1.522 <sup>**</sup>
	(0.678)		(0.726)
教会初级小学注册数 (1919 年)		0.18 <sup>**</sup>	0.12
		(0.08)	(0.084)
R <sup>2</sup>	0.15	0.10	0.18
B. OLS: 以教会初级小学注册数 (1919) 为应变量			
到沿海距离	-0.0374		
	(0.27)		
历史人力资本		0.005	
		(0.02)	
R <sup>2</sup>	0.038	0.001	

注：(1) 圆括号内的数值为经过 White 异方差调整的标准差；(2) \*代表 10%显著度，\*\*代表 5%显著度，\*\*\*代表 1%显著度。除非特别注明，以上两点适用于本文中所有统计数据列表。

<sup>②</sup> 传教活动曾经由于义和团运动而一度中断，但在义和团运动被镇压后很快得到了恢复。

第二个疑虑在于,教会学校的选址是否反映当时各地区的经济和交通条件?教会初级小学注册人数是否和当时各地区的经济发展水平相关联,从而影响各地区目前的经济发展水平?首先,我们认为,由于宗教尤其是基督教的特殊性,传教活动和教会学校的选址更多地取决于传教士的宗教信仰和布道热情,而与各地的经济发展甚至交通条件不直接相关。在基督教在华传教的早期历史中,传教活动不仅在沿海地区十分活跃,而且在边远偏僻地区仍然十分频繁。虔诚的教士往往更有兴趣在经济条件和交通条件困难的地区进行传道。传教活动在地理上的广泛分布符合我们关于传教活动目的性的判断。其次,更直接的方法是,利用反映当时城市经济发展水平的变量,将它和教会学校学生比例做简单的回归,看两者之间是否在统计上存在相关性。我们计算了47个样本城市在1919年的人口密度(每平方公里的人口数)指标,以此反映当时各地区的经济发展水平<sup>③</sup>。通过两个简单的线性回归:其一、将教会学校的学生比例(被解释变量)和历史人口密度(解释变量)回归,得到估计系数为-0.7, p 值为 0.54, R<sup>2</sup> 为 0.0084,我们发现两者之间在统计上不存在相关性;其二、将目前的 log 人均 GDP(被解释变量)和历史人口密度(解释变量)回归,得到估计系数为 0.17, p 值为 0.008, R<sup>2</sup> 为 0.1458,即历史的人口密度数据和当代经济发展水平之间存在显著的相关关系。根据以上两点分析,我们发现历史上的人口密度和当代的经济发展水平显著相关。但没有明确的证据显示教会学校注册学生比例和当时的城市经济发展水平之间存在明显的相关关系。

我们的第三个顾虑在于,教会初级小学注册人数是否反映了各地区20世纪早期的人力资本? Glaeser et al. (2004) 对采用欧洲早期殖民者死亡率作为制度工具变量的方法提出批评,认为历史死亡率会通过人力资本而不是制度来影响现在的经济。我们选择的工具变量也许存在类似的问题。然而,我们发现这一顾虑不会影响到我们的工具变量的有效性。20世纪早期基督教初级小学注册学生人数仅占当时政府公立小学人数的4%左右(Feuerwerker, 1983),不足以影响到当时各地人力资本的情况。我们把1919年各地所有小学(包括公立和教会小学)注册学生数作为各地历史人力资本的替代,将它与教会初级小学注册人数回归,发现两者之间不存在显著的相关性(见表1)。我们同时也把上述的各地区历史人力资本作为控制变量,发现制度对经济增长的效应仍然显著,其估计值和不包含历史人力资本的情况相比,也表现出相当的稳定性。

最后,韦伯认为,基督教新教伦理和资本主义精神的产生密切相关。当我们使用早期教会初级小学注册人数作为工具变量时,我们必须考虑我们的工具变量是否也包含了宗教因素对经济表现的作用?通过对历史事实的梳理,我们发现教会学校的学生并不表现出明显的宗教倾向。除去小部分以圣经学习为主的宗教课程外,教会小学的大部分课程都是关于公民、法律、西方政治制度和自然科学等启蒙内容。这些启蒙教育有助于培养现代市场经济所必需的公民意识和法律意识,并且作为一种历史积淀持续影响着不同地区市场经济的深层次制度环境。应中国政府的要求,远在1927年之前,教会小学中圣经学习的规定时间就被大大减少了(Main, 1934)。Lee (1934) 的研究指出,新的课程更多地侧重于公民教育和中文学习。Han (1934) 的调查则认为,从总体上而言,宗教在中国教会学校学生的生活和思想中没有重要的影响。此外,Barro and McCleary (2003, 2005) 的研究发现,除了宗教关于上帝、天堂和地狱的信念与经济增长正相关以外,其它宗教信念和宗教活动对于经济绩效并无显著影响或仅是负影响。在控制了天堂和地狱的宗教差异后,他们发现基督教新教徒在人口中的比例和经济绩效负向相关(Barro and McCleary, 2003)。具体到中国而言,余英时(Yu, 1964)认为中国人在佛教传入很早以前就已经形成了关于天堂和地狱的传统观念,和基督教没有直接关系。综上所述,基督教小学应该不会直接影响到我国目前各城市的经济水平。我们的研究利用早期教会初级小学的注册学生作为制度的工具变量,发现制度对于经济增长的

<sup>③</sup>通过人口密度反映城市的历史经济发展水平在经济学文献中不乏其例,著名的有 Acemoglu, Johnson and Robinson (2002) 等。

贡献显著为正。与 Barro 和 McCleary 的研究结论相印证，我们没有发现我们的工具变量反映了基督教的因素。

### 三、估计制度效应的计量模型

#### (一) 使用数据的说明

本文主要使用中国 47 个地级市或地级以上城市的相关数据，其中最重要的是 47 个城市制度质量的度量，以及基督教教会初级小学注册学生数的构建。在本节中，我们将主要就上述两个变量的建立进行说明，其余变量的来源可参见附录一。

制度是一个相当广义的概念，可以包括从法律到文化等很多内容。根据 North and Thomas (1973) 和 North (1981, 1990) 等的观点，产权保护是所有制度中最能解释经济绩效的关键。本文的制度度量即采取倪鹏飞 (2004, 2005) 所编制的“产权保护制度指数”。它包含三个分项指数：非规范收费收敛程度、盗版知识产品状况和法院体系保证履约状况。每个分项指数取值都在 0 和 1 之间。三个分项指数根据一定的权数综合成产权保护制度指数，取值也在 0~1 之间。每个指数的计算都是在问卷调查的基础上完成的。问卷调查涵盖了一系列关于城市产权保护方面的主观问题。每个城市发放 2000 份问卷，受访对象包括学者、企业家和随机抽取的普通市民。最后利用主成分分析法，计算各相关指数。无论在问卷设计还是在指数计算等方面，倪鹏飞的产权保护制度指数都和国际学术界流行的方法很接近，如 Acemoglu 等人所采用的由 Political Risk Service 编制的“防止产权侵占指数”(an index of protection against expropriation)。本文所使用的制度度量是倪鹏飞所编制的 2002 年和 2003 年产权保护制度指数的平均数。

表 2 主要变量的描述性统计量

	样本均值	最小值	最大值
2003 年 Log 人均 GDP	10.048 (0.4842)	8.996	11.004
平均产权保护制度指数 (2002 年和 2003 年)	0.6509 (0.0979)	0.5035	0.896
教会初级小学注册数 (1919 年)	0.7225 (0.8465)	0.0138	4.2022

注：园括号内数值为样本方差。

1919 年各城市基督教教会初级小学的学生注册人数是根据基督教 Continuation Committee 在 1920 年的大型调查报告计算而得。该报告包含了各个县在 1919 年教会初级和高级小学的学生注册人数。由于高级小学的数据不完全，所以本文仅采取初级小学的数据。尽管近一个世纪以来，中国的地级市行政区划变动频繁，但县一级的行政区划是相对稳定的。

我们以县为单位，依据 2003 年地级市行政区划来建立各地级市早期教会初级小学注册学生数的数据。该调查报告也提供了当时各县的大致人口数，我们据此计算出每千人中的教会初级小学注册学生数，并以此作为我们的工具变量。

和已有的文献相一致，我们采用 LOG 人均 GDP 作为经济绩效的度量。由于制度的度量是 2002 年和 2003 年的平均值，与此相适应，我们采用 2003 年的 LOG 人均 GDP 来衡量各城市经济发展水平的差异。该数据可从 2004 年的《中国城市统计年鉴》中获得。表 2 列举了上述三个变量的主要描述性统计量。

## (二) 主要计量模型及结果

本文用以下的计量经济模型估计制度对中国经济增长的效应：

$$y_i = a + \beta S_i + \theta X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$S_i = b + \gamma Z_i + \delta X_i + v_i \quad (2)$$

其中， $y_i$  代表各城市在 2003 年的 Log 人均 GDP， $S_i$  是各城市在 2002 年和 2003 年的平均产权保护制度指数， $Z_i$  则是各城市 1919 年底每千人中基督教教会初级小学的注册学生人数， $X_i$  代表了其它控制变量。Mauro (1995)、Hall and Jones (1999)、Acemoglu, et al. (2001)、Dollar and Kraay (2003) 等都采用了相似的计量模型来估计制度效应。我们采用两阶段最小二乘法 (2SLS) 来估算产权保护制度对于经济增长的效应。控制变量同时出现在两阶段回归中。

表 3 制度效应的 2SLS 估计

<b>A: 2SLS</b>	
制度效应	4.230** (1.940)
<b>B: 第一阶段回归</b>	
教会初级小学注册数 (1919 年)	0.044*** (0.015)
R <sup>2</sup>	0.14
F	7.77
Anderson canonical correlation LR test	7.491
P 值	[0.006]

表 3 报告了两阶段最小二乘法估计的结果，产权保护制度对于经济增长的边际贡献为 4.23，而且显著度在 5% 以内。如果一个城市的平均产权保护制度指数能够提高 0.01，那么该城市的 Log 人均 GDP 可以增长 4.23%。举例而言，如果天津的产权保护 (0.64) 提高到北京的水平 (0.68)，那就意味着天津的 Log 人均 GDP 可以增长 17% 左右。表 1 中制度效应的 OLS 估计值仅为 1.921，远小于两阶段最小二乘法估计值，显现产权保护的 OLS 估计存在很大的偏差。在第一阶段回归中，教会初级小学注册学生人数显著和制度变量正相关，显

著度在 1% 以内, 而 F 检验值为 7.77<sup>④</sup>。Anderson Canonical Correlation LR 检验的 p 值为 0.006, 显著否定了第一阶段回归存在识别问题的原假设<sup>⑤</sup>。

表 4 制度效应的显著性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
<b>A:2SLS</b>				
制度效应	3.599*	4.304**	4.115**	3.621*
	(2.184)	(1.983)	(1.954)	(2.199)
到沿海距离	-0.027			-0.021
	(0.024)			(0.021)
历史人力资本		-0.010		
		(0.013)		
经济发展的初始水平(1985 年)			0.566	0.550
			(0.542)	(0.498)
<b>B:第一阶段回归</b>				
教会初级小学注册数 (1919 年)	0.036**	0.043**	0.042***	0.037**
	(0.015)	(0.015)	(0.014)	(0.014)
到沿海距离	-0.007**			-0.005**
	(0.002)			(0.002)
历史人力资本		0.003		
		(0.002)		
经济发展的初始水平(1985)			0.196***	0.167***
			(0.064)	(0.064)
R <sup>2</sup>	0.025	0.19	0.29	0.35

表 4 报告了部分显著性检验的结果。在 2SLS 回归中, 我们分别加入一些控制变量: 各城市到沿海的距离、历史人力资本和各城市经济发展的初始水平。各城市经济发展的初始水平以 1985 年的 Log 人均国民收入来衡量。我们发现, 在加入各种控制变量后, 制度对于经济增长的效应仍然显著, 并且估计值保持在相对稳定的范围以内, 而其它控制变量对经济绩效的影响都变得不显著了。

为了检验不同的制度度量是否会产生不同的结果, 表 5 报告了不同的制度度量对于经济增长的效应。不同的制度度量都来自于倪鹏飞的报告。其中, 制度竞争力指数包含了五个分项指数: 产权保护制度指数、个体经济决策自由度指数、市场发育程度指数、政府审批与管理指数和法制健全程度指数。制度竞争力指数涵盖了较广义的制度概念, 但由于部分分项指数的定义与国际的流行标准有所不同, 所以本文还是以产权保护制度指数作为主要的制度变量。另外, 非规范收费收敛程度已经包含在产权保护制度指数内, 但通常也被用来衡量政府的效率, 所以在表 5 中单独作为制度的一个度量来进行考察。所有的制度度量都显著地和经

<sup>④</sup> 一般认为, F 值在 10 以上是比较理想的状况。考虑到可能存在的“弱工具变量 (weak instruments)”问题, 我们同时也计算了“有限信息最大似然估计值 (LIML)”。LIML 估计值一般受弱工具变量的影响较少。但我们发现, LIML 估计值和 2SLS 估计值没有明显差异。

<sup>⑤</sup> 第一阶段回归存在识别问题 (identification problem) 的原因很多, 比如弱工具变量也会导致无法识别的问题。



济表现正相关。有趣的是，我们发现制度效应的边际贡献和制度度量的涵盖范围正相关。制度竞争力的边际贡献为 5.546，产权保护制度指数的边际贡献是 4.23，而非规范收费收敛程度的边际效应仅为 2.42。

表 5 不同的制度度量

	(1)	(2)	(3)
<b>A: 2SLS</b>			
产权保护制度指数	4.23** (1.94)		
制度竞争力指数		5.546* (2.89)	
非规范收费收敛程度			2.42* (1.24)
<b>B: 第一阶段回归</b>			
产权保护制度指数	0.044*** (0.015)		
制度竞争力指数		0.033** (0.018)	
非规范收费收敛程度			0.077** (0.029)
$R^2$	0.14	0.06	0.12

#### 四、产权保护制度、地理与政策效应

作为影响经济增长的长期因素，究竟是产权保护制度效应还是地理因素在决定各地区不同的经济绩效时发挥更重要的作用？这在国际学术界中一直是一个争论不休的话题。此外，和制度相比，经济政策到底在经济增长中扮演什么角色，也是一个尚无定论的课题。Glaeser, et al. (2004) 就批评现有的大部分制度度量很难区分制度得分的增加是真正来源于制度的改善，还是仅仅因为专制的独裁者推行了有利于经济发展的政策。在本部分中，我们将在现有的计量模型框架中比较制度、地理和经济效应对于中国经济增长的相对贡献。

##### (一) 制度效应与地理因素

表 6 比较了产权保护和各类地理因素对于中国经济增长的影响。我们依次控制了各城市的纬度、年平均气温、年平均降水量和以长江为界的南北方城市的虚拟变量。不同的纬度、年均气温和年均降水影响到各地的农业条件，历来在文献中被视作重要的经济地理变量 (Diamond, 1997; Hall and Jones, 1999; Acemoglu, et al., 2001, 2004; Easterly, 2002)。Diamond (1997) 认为以长江为界的南北方划分是中国重要的文化地理变量。我们把上述地理因素分别作为控制变量加入到计量模型中。我们发现制度仍然对经济增长的贡献显著为正，其估计值分别在 3.4 和 3.95 之间，基本保持相对稳定。而除年均气温对经济绩效显著为正以外，其余地理因素都对经济表现没有显著影响。当把所有地理变量作为控制变量同时加入到 2SLS 回归中，制度效应还是显著为正，其估计值为 3.479，而所有地理变量都变得不显著了。各城市到沿海的距离也是一个重要的经济地理变量。表 4 的结果显示，制度效应仍然显著，其

估计值是 3.599，而到沿海的距离并不显著。由于我们所使用的地理变量非常有限，因此无法全面衡量地理因素在决定中国地区间经济差距中所起的作用。我们的研究结果仅表明，在控制了有限的地理变量以后，产权保护对中国经济增长的效应仍然显著并稳定的发挥作用。

表 6 地理与制度

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<b>A: 2SLS</b>					
制度效应	3.559*	3.400**	3.949**	3.950**	3.479*
	(1.874)	(1.923)	(1.867)	(2.057)	(1.932)
纬度	-0.016				0.034
	(0.011)				(0.060)
年均气温		0.027*			0.712
		(0.016)			(0.079)
年均降水量			0.026		0.004
			(0.020)		(0.032)
南北方虚拟变量				0.142	0.016
				(0.178)	(0.300)
<b>B: 第一阶段回归</b>					
教会初级小学注册数（1919 年）	0.043**				0.042**
	(0.016)	(0.016)	(0.016)	(0.015)	(0.016)
纬度	-0.035				0.016
	(0.225)				(0.010)
年均气温		0.001			0.018
		(0.003)			(0.013)
年均降水量			-0.002		-0.006
			(0.003)		(0.005)
南北方虚拟变量				0.039	0.104**
				(0.027)	(0.046)
R <sup>2</sup>	0.14	0.14	0.15	0.14	0.28

## （二）制度效应与经济政策效应

表 7 将各类经济政策变量作为 2SLS 回归中的控制变量。改革开放以来，国家对于不同地区长期实行了不同的政策。我们试图通过一系列的虚拟变量来代表不同地区的政策差异。首先，我们分别设置了东部城市虚拟变量和西部城市虚拟变量。为了避免多重共线性<sup>⑥</sup>，我们略去了中部城市虚拟变量。其次，为了反映国家对沿海城市的投入，我们设置了沿海开放城市虚拟变量。在一个由计划经济向市场经济转型的过程中，城市的不同政治级别反映了和中央就经济政策讨价还价的能力。我们为此设置了直辖市和副省级城市的虚拟变量。在经济增长文献中，经济学家通常用政府消费占当地 GDP 的比重来代表政府对地方经济的干预程度（Barro, 1991, 2000）。最后，我们也控制了 2003 年政府消费占各地 GDP 的比重。回归结果显示，制度效应仍然显著为正，估计值范围在 3.866 和 4.393 之间，而所有其它政策变量都不显著。

<sup>⑥</sup> 我们的所有回归都包含了常数项。

表 7

政策效应与制度

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<b>A:2SLS</b>					
制度效应	3.866 <sup>*</sup>	4.405 <sup>**</sup>	4.249 <sup>***</sup>	4.393 <sup>**</sup>	4.035 <sup>*</sup>
	(2.294)	(2.098)	(2.167)	(2.302)	(2.291)
西部虚拟变量	-0.413				
	(0.320)				
东部虚拟变量	0.056				
	(0.338)				
沿海开放城市虚拟变量		-0.119			
		(0.197)			
直辖市或副省级城市			-0.004	0.002	
			(0.166)	(0.165)	
政府消费/GDP					0.999
					(3.524)
<b>B:第一阶段回归</b>					
教会初级小学注册数 (1919)	0.035 <sup>**</sup>	0.041 <sup>**</sup>	0.042 <sup>**</sup>	0.040 <sup>**</sup>	0.038 <sup>**</sup>
	(0.015)	(0.015)	(0.016)	(0.016)	(0.016)
西部虚拟变量	0.055				
	(0.533)				
东部虚拟变量	0.107 <sup>***</sup>				
	(0.035)				
沿海开放城市虚拟变量		0.040		0.039	
		(0.030)		(0.031)	
直辖市或副省级城市			0.012	0.009	
			(0.028)	(0.028)	
政府消费/GDP					0.699
					(0.510)
R <sup>2</sup>	0.30	0.17	0.15	0.18	0.18

## 五、结论

估计产权保护制度对于中国经济增长的贡献具有十分重要的理论意义和政策意义。本文的主要贡献在于建立了中国地级市产权制度实施程度的工具变量，即以 1919 年各城市每千人中基督教教会初级小学注册学生人数作为产权保护制度的工具变量，并详细论证该工具变量的适用性。我们的研究发现，制度对于中国经济增长的边际贡献显著为正。如果在我们的度量中，产权制度实施的完善程度提高 0.01 个单位，那么该地区人均 GDP 可提高 4.23%。这一结果可以通过不同的稳健性检验：在控制初始经济发展水平、历史上的人力资本、各类地理变量和经济政策变量后，制度对于经济增长的贡献仍然显著为正，而且其估计值表现出一定的稳定性。

数据描述	来源
2003 年 Log 人均 GDP	中国城市统计年鉴(2004)
各类制度度量	倪鹏飞(2004, 2005)
教会初级小学注册数 (1919 年)	Continuation Committee(1922)
到沿海距离	Au and Henderson(2002)
初级小学注册总数	Continuation Committee(1922)
经济发展的初始水平(1985 年人均国民收入)	中国城市统计年鉴(1986)
纬度	Au 和 Henderson(2002)
年均气温(摄氏度)	若干中国省份统计年鉴(2004)
年均降水量(毫米)	若干中国省份统计年鉴(2004)
2003 年政府消费与 GDP 比率	中国城市统计年鉴(2004)
各城市人口密度 (1919 年)	Continuation Committee(1922)

### 参考文献

- 倪鹏飞, 2004 年和 2005 年:《中国城市竞争力报告》, 社会科学文献出版社。
- 文贯中, 2005:《中国的疆域变化与走出农本社会的冲动》,《经济学季刊》, 2005 年第 4 卷第 2 期。
- Acemoglu, D. and Johnson S., 2006, “Unbundling Institutions”, *Journal of Political Economy*, 113, 949-995.
- Acemoglu, D., Johnson S. and Robinson, J., 2004, “Institutions as the Fundamental Cause of Long-Run Growth”, *Handbook of Economic Growth*, Elsevier.
- Acemoglu, D., Johnson S., and Robinson, J., 2001, “The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation”, *American Economic Review*, 91, 1369-1401.
- Acemoglu, D., Johnson S. and Robinson, J., 2002, “Reversal Fortune: Geography and Institutions in the Making of Modern World Income Distribution”, *Quarterly Journal of Economics*, 117, 1231-1294.
- Au, C. and Henderson, V., 2006, “How Migration Restrictions Limit Agglomeration and Productivity in China”, *Journal of Development Economics*, 80, 350-388.
- Barro, R. J., 1991, “Economic Growth in a Cross-Section of Countries”, *Quarterly Journal of Economics*, 106, 407-443.
- Barro, R. J., 2000, “Inequality and Growth in a Panel of Countries”, *Journal of Economic Growth*, 5, 5-32.
- Barro, R. J. and McCleary, R., 2003, “Religion and Economic Growth”, Working Paper, Harvard University.
- Barro, R. J. and McCleary, R., 2005, “Which Countries Have State Religions?” Working Paper, Harvard University.
- Bloom, D. E. and Sachs, J.D., 1998, “Geography, Demography and Economic Growth in Africa”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 207-273.
- Diamond, J., 1997, “Guns, Germs and Steel”, New York and London: W.W. Norton & Co.
- Dollar, D. and Kraay, A., 2003, “Institutions, Trade, and Growth”, *Journal of Monetary Economics*, 50, 133-162.
- Easterly, W., 2002, “The Elusive Quest for Growth”, Boston: MIT Press.

Feuerwerker, A., 1983, "The Foreign Presence in China", edited by John K. Fairbank, The Cambridge History of China Volume 12: Republican China 1912-1949, Part 1, Cambridge: Cambridge University Press.

Gallup, J.L., Andrew D., Mellinger, C. and Sachs, J.D., 1988, "Geography and Economic Development", NBER Working Paper No.6849.

Glaeser, E. L., LaPorta, R., Lopez de Silanes, F. and Shleifer, A., 2004, "Do Institutions Cause Growth?" *Journal of Economic Growth*, 9, 271-303.

Hall, A.R., Rudebusch, G.D. and Wilcox, D.W., 1996, "Judging Instrument Relevance in Instrumental Variables Estimation", *International Economic Review*, 37, 2, 283-298.

Hall, R. and Jones, C., 1999, "Why Do Some Countries Produce So Much More Output Per Worker Than Others?" *Quarterly Journal of Economics*, 114, 83-116.

Han, K., 1934, "Chinese Students and Religion", edited by Frank Rawlinson, "The China Christian Year Book 1932-1933", Shanghai: Christian Literature Society.

Lee, H., 1934, "New Educational Trends", edited by Frank Rawlinson, "The China Christian Year Book 1932-1933", Shanghai: Christian Literature Society.

Main, I.L., 1934, "Christian Education", edited by Frank Rawlinson, "The China Christian Year Book 1932-1933", Shanghai: Christian Literature Society.

Mauro, P., 1995, "Corruption and Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 110, 681-712.

McArthur, J.W. and Sachs, J.D., 2001, "Institutions and Geography: Comment on Acemoglu, Johnson and Robinson (2000)", NBER Working Paper No.8114.

McCleary, R.M. and Barro, R., 2003, "Religion and Political Economy in an International Panel", Working Paper, Harvard University.

North, D.C. and Robert P.T., 1973, "The Rise of the Western World: A New Economic History", Cambridge: Cambridge University Press.

North, D.C., 1981, "Structure and Change in Economic History", New York: W.W. Norton & Co.

North, D.C., 1990, "Institutions, Institutional Change, and Economic Performance", Cambridge: Cambridge University Press.

Sachs, J.D. and Warner, A.M., 1995, "Economic Reform and the Process of Global Integration", *Brooking Papers on Economic Activity*, 1-118.

Sachs, J.D. and Warner, A.M., 1997, "Sources of Slow Growth in African Economies", *Journal of African Economies*, 6, 335-376.

Yu, Y., 1964, "Life and Immortality in the Mind of Han China", *Harvard Journal of Asiatic Studies*, 25, 80-122.

## Looking for Instruments for Institutions:

### Estimating the Impact of Property Rights Protection on Chinese Economic Performance

Ying Fang and Yang Zhao

(Xiamen University, China International Capital Corporation Limited)

**Abstract:** This paper estimates the impact of institutions on economic performance in China. We use the enrollment in Christian missionary lower primary schools in China in 1919 as the instrument for current institutions. Employing the two-stage least squares method, we find that the impact of institutions on Chinese economic growth is positive and statistically significant. The result survives from various robustness checks with addition of geographic and policy related variables.

**Key Words:** Institution, Geographic factors, Economic Policy

**JEL Classification:** O11, O53, P16