

寻找制度的工具变量：
估计制度效应对中国经济增长的贡献

方颖^a 赵扬^b

a 厦门大学王亚南经济研究院，电话 0592-2181763，电子信箱 yifst1@gmail.com

b 厦门大学王亚南经济研究院，电话 0592-2186795，电子信箱 econbird@hotmail.com

通讯作者：方颖，厦门大学王亚南经济研究院，福建省厦门大学经济楼A306室，邮编 361005，
电话 0592-2181763，传真 0592-2187708，电邮 yifst1@gmail.com。

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、Mark Hoekstra、Alexis Leon、李宏彬、Marla Ripoll、魏尚进、文贯中和朱晓东等教授的建议与批评。方颖感谢复旦大学经济学院 985 项目的部分资助。作者排名以姓氏的汉语拼音为序。

寻找制度的工具变量：

估计制度效应对中国经济增长的贡献

摘要：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

In Search of Instruments for Institutions:

Estimating the Impact of Institutions on Chinese Economic Performance

Ying Fang^a and Yang Zhao^b

a Wang Yanan institute for Studies in Economics (WISE), Xiamen University.

b Wang Yanan institute for Studies in Economics (WISE), Xiamen University.

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 various robustness checks with addition of geographic and policy related variables.

Key words: Institution, Geographic factors, Economic Policy

JEL classification: O11, O53, P16

寻找制度的工具变量：

估计制度效应对中国经济增长的贡献

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。那么，究竟又是那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; 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，但也只有一定程度的经济增长才能为好的制度提供成长的环境。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”。

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。在西方历史中，不同的语言代表了不同的族源，从而有可能反映了不同制度的起源。Mauro（1995）利用这一差异作为各国腐败程度和政府效率的工具变量。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, et al. (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，我们试图建立制度在中国的工具变量，从而有效估计制度效应对中国经济增长的贡献。我们认为，1978年以来市场经济导向的改革可以被视作是滥觞于20世纪初期的向西方学习浪潮的一个继续。尽管在理论上而言，在全国范围以内，我们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，但仍然在不同的地区和城市间存在巨大的制度上的实际差异。这种差异反映了各地在实施和执行具体制度时的明显差异。为什么会出现这种差异呢？我们认为这是由于在历史上各地区对市场经济和西方影响的不同历史经验所造成的。对于市场经济和西方影响的不同历史经验能够反映目前各地区在市场经济执行和实施过程中的差异。我们采用20世纪初中国基督教初级教会小学注册人数在当地人口中的比例来作为制度的工具变量。基督教初级教会小学注册人数不仅反映了不同地区在历史上所受西方影响的大小，而且我们发现，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。利用上述工具变量和中国地级市数据，我们发现制度显著影响城市间的经济表现。在各种显著性检验中，制度效应仍然显著为正，并且估计值表现出一定程度的稳定性。

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。在第三部分中，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主要结果。第四部分试图比较制度、地理和经济政策对中国经济增长的边际贡献。最后是一个简短的结论。

二、寻找制度的工具变量

作为制度的一个合适工具变量，该工具变量不仅要能够解释各地区的制度差异，还必须符合外生性的要求，即该工具变量只能通过制度间接影响到经济增长，而不存在其它途径直接或间接地影响经济绩效。当存在两个以上工具变量的情况下，如对某一个或某几个工具变

量的外生性存有疑虑，经济学家通常可以采取“过度识别检验”来验证这些工具变量是否符合外生性假设。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，经济学家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 同时回归于制度和教会初级小学注册人数。如果工具变量仅通过制度间接影响经济增长，那么在上述回归方程中，在控制制度变量的情况下，工具变量应该对经济增长不显著。如表一所示，教会初级小学注册人数对人均 GDP 不显著，而制度则仍然显著。当人均 GDP 和它们分别回归时，两者都很显著。

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，我们有必要考虑所有教会初级小学注册人数可能影响各地经济增长的途径是否真正存在。

（此处插入表 1）

首先，在 1920 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通过除制度以外的其它途径影响到经济增长，从而它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中出现了基督教的传教活动。¹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。

¹ 义和团运动曾使传教活动一度中断，但很快在义和团运动被镇压后恢复起来。

我们的第二个顾虑在于，教会初级小学注册人数是否反映了各地早期的人力资本？Glaeser 等人对采用欧洲早期殖民者死亡率作为工具变量提出批评，认为早期殖民者死亡率反映了历史的人力资本。我们选择的工具变量有没有可能通过历史的人力资本而影响到经济的增长呢？我们发现，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），不足以反映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。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）。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。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宗教的因素。

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 1。

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 (2003, 2004) 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。

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。

(此处插入表 2)

(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。

(此处插入表 3)

表 3 报告了两阶段最小二乘法估计的结果，制度效应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，显现制度变量的 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 7.77²。Anderson Canonical Correlation LR 检验 (Hall, et al., 1996) 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³。

(此处插入表 4)

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⁴来衡量。我们发现，在加入各种控制变量后，制度对于经

² 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。

³ 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。

⁴ 我们计算的国民收入包括农业总产值和工业增加值。因为没有 1985 年农业增加值的数据，考虑到农业部门增加值比例较低，所以采用农业总产值数据代替。

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。

（此处插入表 5）

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。

四、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，经济政策到底在一国或一地区的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 比较了制度效应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，制度对中国经济增长的效应仍然显著并稳定的发挥作用。

(此处插入表 6)

(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⁵，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 2004 年的投资率。回归结果显示，制度效应仍然显著为正，估计值范围在 3.383 和 4.393 之间。除 2004 年投资率以外，所有其它政策变量都不显著。

(此处插入表 7)

⁵ 我们的所有回归都包含了常数项。

五、 结论

估计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制度质量的工具变量，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。如果制度的质量提高 0.01，那么就可以提高该地区 4.23% 的 Log 人均 GDP。在控制初始经济发展水平、历史人力资本、各类地理变量和政策变量后，制度对于经济增长的边际贡献仍然显著为正，而且其估计值表现出一定的稳定性。

参考文献

- [1] Acemoglu, Daron, Simon Johnson, "Unbundling Institutions", *Journal of Political Economy*, 2006, 113, 949-995.
- [2] Acemoglu, Daron, Simon Johnson and James Robinson, "Institutions as the Fundamental Cause of Long-Run Growth", 2004, in *Handbook of Economic Growth*, Elsevier.
- [3] Acemoglu, Daron, Simon Johnson and James Robinson, "The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation", *American Economic Review*, 2001, 91(5), 1369-1401.
- [4] Au, Chun-Chung and Vernon Henderson, "How Migration Restrictions Limit Agglomeration and Productivity in China", *Journal of Development Economics*, 2006, 80(2), 350-388.
- [5] Barro, Robert J., "Economic Growth in a Cross-Section of Countries", *Quarterly Journal of Economics*, 1991, 106(2), 407-443.
- [6] Barro, Robert J., "Inequality and Growth in a Panel of Countries", *Journal of Economic Growth*, 2000, 5, 5-32.
- [7] Barro, Robert J. and Rachel M. McCleary, "Religion and Economic Growth", Working Paper, Harvard University, 2003.
- [8] Barro, Robert J. and Rachel M. McCleary, "Which Countries Have State Religions?", Working Paper, Harvard University, 2005.
- [9] Bloom, David E. and Jeffrey D. Sachs, "Geography, Demography and Economic Growth in Africa", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1998, 2, 207-273.

- [10] Diamond, Jared, *Guns, Germs and Steel*, New York and London: W.W. Norton & Co. 1997.
- [11] Dollar, David and Aart Kraay, "Institutions, Trade, and Growth", *Journal of Monetary Economics*, 2003, 50, 133-162.
- [12] Easterly, William, *The Elusive Quest for Growth*, Boston: MIT Press, 2002.
- [13] Feuerwerker, Albert, "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, 1983.
- [14] Gallup, John L., Andrew D. Mellinger and Jeffrey D. Sachs, "Geography and Economic Development". NBER Working Paper No.6849. 1988.
- [15] Glaeser, Edward L., Rafael LaPorta, Florencio Lopez de Silanes, and Andrei Shleifer, "Do Institutions Cause Growth?", *Journal of Economic Growth*, 2004, 9, 271-303.
- [16] Hall, Alastair R. Glenn D. Rudebusch and David W. Wilcox, "Judging Instrument Relevance in Instrumental Variables Estimation", *International Economic Review*, 1996, 37, 2, 283-298.
- [17] Hall, Robert and Charles Jones, "Why Do Some Countries Produce So Much More Output Per Worker Than Others?", *Quarterly Journal of Economics*, 1999, 83-116.
- [18] Han, Kiang-wen, "Chinese Students and Religion", edited by Frank Rawlinson, *The China Christian Year Book 1932-1933*, Shanghai: Christian Literature Society, 1934.
- [19] Lee, Howson, "New Educational Trends" edited by Frank Rawlinson, *The China Christian Year Book 1932-1933*, Shanghai: Christian Literature Society, 1934.
- [20] Main, Idabelle Lewis, "Christian Education", edited by Frank Rawlinson, *The China Christian Year Book 1932-1933*, Shanghai: Christian Literature Society, 1934.
- [21] Mauro, Paulo, "Corruption and Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 1995, 110(3), 681-712.
- [22] McArthur, John W. and Jeffrey D. Sachs, "Institutions and Geography: Comment on Acemoglu, Johnson and Robinson (2000)", NBER Working Paper No.8114, 2001.
- [23] McCleary, Rachel M. and Robert J. Barro, "Religion and Political Economy in an International Panel", Working Paper, Harvard University, 2003.
- [24] Molton T. Stauffer et al., *The Christian Occupation of China: A General Survey of the Numerical Strength and Geographical Distribution of the Christian Forces in China Made by Special Committee on Survey and Occupation China Continuation Committee 1918-1921*,

Shanghai: China Continuation Committee, 1922.

[25] 倪鹏飞, 《中国城市竞争力报告》, 社会科学文献出版社, 2004 年和 2005 年。

[26] North, Douglass C. and Thomas, Robert P., *The Rise of the Western World: A New Economic History*, Cambridge: Cambridge University Press, 1973.

[27] North, Douglass C., *Structure and Change in Economic History*, New York: W.W. Norton&Co., 1981.

[28] North, Douglass C., *Institutions, Institutional Change, and Economic Performance*, Cambridge: Cambridge University Press, 1990.

[29] Sachs, Jeffrey D. and Andrew M. Warner, "Economic Reform and the Process of Global Integration", *Brooking Papers on Economic Activity*, 1995, 1-118.

[30] Sachs, Jeffrey D. and Andrew M. Warner, "Sources of Slow Growth in African Economies", *Journal of African Economies*, 1997, 6(3), 335-376.

[31] 文贯中, “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, 519-540。

[32] Yu, Yingshi, "Life and Immortality in the Mind of Han China", *Harvard Journal of Asiatic Studies*, 25, 1964.

表 1 验证工具变量的外生性

A.OLS: 以人均 GDP 为应变量			
制度	1.921 ^{***}		1.522 ^{**}
	(0.678)		(0.726)
教会初级小学注册数 (1919 年)		0.18 ^{**}	0.12
		(0.08)	(0.084)
R ²	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 ²	0.038	0.001	0.05

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。以上两点适用于本文中所有统计数据列表。

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 (4842)	8.996	11.004
平均产权保护制度指数（2002 年和 2003 年）	0.6509 (0.979)	0.5035	0.896
教会初级小学注册数（1919 年）	0.7225 (0.8465)	0.0138	4.2022

表 3 制度效应的 2SLS 估计

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

表 4 制度效应的显著性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
A:2SLS				
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:第一阶段回归				
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 ²	0.025	0.19	0.29	0.35

表 5 不同的制度度量

	(1)	(2)	(3)
A: 2SLS			
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: 第一阶段回归			
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)
R²	0.14	0.06	0.12

表 6 地理与制度

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
A: 2SLS					
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: 第一阶段回归					
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 ²	0.14	0.14	0.15	0.14	0.28

表 7 政策效应与制度

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
A:2SLS						
制度效应	3.866 [*] (2.294)	4.405 ^{**} (2.098)	4.249 ^{***} (2.167)	4.393 ^{**} (2.302)	4.035 [*] (2.291)	3.383 ^{**} (1.534)
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 虚拟变量			-0.004 (0.166)	0.002 (0.165)		
政府消费/GDP					0.999 (3.524)	
投资率(2004)						-1.438 ^{**} (0.717)
B:第一阶段回归						
教会初级小学注册数 (1919)	0.035 ^{**} (0.015)	0.041 ^{**} (0.015)	0.042 ^{**} (0.016)	0.040 ^{**} (0.016)	0.038 ^{**} (0.016)	0.051 ^{***} (0.015)
西部虚拟变量	0.055 (0.533)					
东部虚拟变量	0.107 ^{***} (0.035)					
沿海开放城市虚拟变量		0.040 (0.030)		0.039 (0.031)		
直辖市或副省级城市 虚拟变量			0.012 (0.028)	0.009 (0.028)		
政府消费/GDP					0.699 (0.510)	
投资率(2004)						0.272 [*] (0.137)
R ²	0.30	0.17	0.15	0.18	0.18	0.21

A1 数据与来源

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 ⁽²⁾	中国城市统计年鉴(2004)

A2 主要数据

城市	2003年 LOG人均GDP	平均制度 保护指数	每千人教会初 级小学注册数 (1919)	城市	2003年 LOG人均GDP	平均制 度保护 指数	每千人教会 初级小学注 册数(1919)
深圳	10.90	0.716	3.354	广州	10.78	0.526	0.810
温州	9.71	0.703	0.363	烟台	9.91	0.656	1.352
宁波	10.39	0.874	0.605	重庆	8.99	0.612	0.207
上海	10.75	0.857	0.867	成都	9.80	0.662	0.657
嘉兴	10.75	0.768	0.236	威海	10.42	0.549	0.389
湖州	9.85	0.672	0.375	珠海	10.98	0.68	0.744
绍兴	10.13	0.810	0.342	南昌	9.57	0.625	0.304
中山	10.50	0.667	0.744	合肥	9.27	0.558	0.123
台州	9.80	0.609	0.202	石家庄	9.62	0.614	0.033
苏州	10.77	0.756	0.566	大连	10.28	0.632	0.204
厦门	10.46	0.896	4.202	长沙	9.60	0.551	0.580
杭州	10.39	0.716	0.807	海口	9.72	0.567	0.322
青岛	10.06	0.824	2.674	西安	9.41	0.646	0.520
北京	10.37	0.679	1.222	昆明	9.69	0.529	0.640
东莞	11.00	0.636	0.707	天津	10.18	0.641	0.415
舟山	9.780	0.699	0.216	武汉	9.97	0.503	1.198
南通	9.46	0.725	0.013	福州	9.92	0.580	2.471
常州	10.17	0.641	0.303	沈阳	10.05	0.519	0.597
无锡	10.67	0.682	0.326	长春	9.83	0.58	0.133
泉州	9.82	0.608	1.233	秦皇岛	9.56	0.689	0.637
佛山	10.60	0.646	0.141	哈尔滨	9.60	0.532	0.262
南京	10.21	0.719	0.875	郑州	9.74	0.517	0.195
济南	10.06	0.633	0.336	徐州	9.20	0.524	0.292
惠州	9.94	0.558	0.148				