

中国省区经济差距的内生制度根源

徐现祥 李 郇*

摘 要 许多人都相信我国省区经济差距与制度变迁(渐进改革)有关,但为制度内生性等问题所困,严谨的实证分析并不多见。本文尝试实证分析各省区内生的社会基础设施(由制度、政策等构成)的差异在省区经济差距中的作用。具体而言,我们找到了反映各省区历史上曾拥有的发展市场经济软环境的数据,并视其为工具变量,从而把各省区当今的社会基础设施内生,结果发现,各省区经济绩效的差异可稳健地归因于其内生的社会基础设施的差异。

关键词 工具变量,内生制度,省区经济差距

一、引 言

为什么经济体间的经济绩效存在巨大差异?这是经济增长理论研究的核心问题之一,人们通常从生产要素的角度(如自然资源、物资资本、人力资本和技术进步等)来解释,但最新理论进展则倾向归因于内生的由制度、政策等构成的社会基础设施(Social Infrastructure)。¹

就我国而言,改革开放25年来,经济快速增长,创造了一个增长奇迹,但省区间的经济差距却不断拉大。在理论上,林毅夫等(1994)令人信服地论证了改革开放与我国经济增长奇迹之间的内在联系。就我国省区差距而言,人们目前主要采用Barro回归方程分析初始值、人力资本、发展战略选择、私有企业、外商投资、优惠政策等对我国省区经济增长速度的影响(Jian等,1996;Chen和Fleisher,1996;蔡昉,2002;Démurger等,2002;林毅夫等,2003)。另外,随着樊纲、王小鲁从2001年起逐年发布《各地区市场化相对进程报告》,人们已开始定量分析市场化进程与省区经济差距的关系,如王小鲁、樊纲(2004)和周业安等(2004)。但综观我国现有的文献,还存在如下有待改进的地方:

现有的研究主要是采用Barro回归方程定量分析我国省区经济增长速度

* 徐现祥,中山大学岭南学院;李郇,中山大学地理科学与规划学院。通讯作者及地址:徐现祥,中山大学岭南学院,510275;电话:(020)84112173;E-mail:Lnsxuxx@zsu.edu.cn。本文曾先后在2004年全国博士生学术论坛经济学分论坛、发展经济学论坛、中山大学经济研究所岭南学者研讨和第四届经济学年会上交流,得到北京大学林毅夫、北京师范大学李由、暨南大学刘汉民和中山大学舒元、王美今、陈浪南等人的评论;本文的研究得到广东省自然科学基金项目(编号:05300601)、中山大学桐山基金青年项目(2004)和中山大学“985工程”产业与区域发展研究哲学社会科学创新基地(编号:105203200400010)的资助,在此表示真诚的感谢。另外,还要感谢匿名审稿人及姚洋对本文提出的建设性的修改意见。当然作者文责自负。

¹ Engerman, Sokoloff(2003)对制度内生性问题作了细致的讨论。

的决定因素,而没有直接探索省区经济水平的决定因素。而后者恰是目前文献进展的方向,这主要是因为,经济绩效水平的高低更直接关系到经济活动主体的福利状况;大量的实证分析都揭示了外生参数的变化具有水平效应,没有增长效应;Quah(1996)更是明确指出,Barro回归方程所刻画的条件 β 趋同分析框架偏离了研究经济增长和趋同的初衷,因为趋同分析应关注的是每个经济体与其他经济体的横向比较,而不是与其自身稳定状态的比较。

更为要紧的,人们在尝试定量分析市场化进程与省区经济绩效之间关系时,忽视了制度变迁是内生的。从我国的现实看,改革是利益的再调整,是全国人民在中国共产党的领导下共同努力推进的;从理论的角度看,由于传统经济体内在的三位一体性质,1978年后的渐进改革具有内在逻辑上的有序性和不可逆性(林毅夫等,1994);从实证分析的角度看,忽视制度变迁的内生性意味着,即使能够准确地刻画各个省区的市场化进程,经典回归方法的估计结果也是有偏的。这也是最新理论进展致力于寻找相对于制度选择更加外生的变量从而把制度内生的原因之一。

本文以经济增长文献的最新进展和我国经济史文献对新民主主义经济历史作用的认识为基础,着重就上述不足之处展开讨论,提出了一个分析我国省区经济差距内生制度根源的理论假说,即当今各省区内生的社会基础设施的差异决定了其当今经济绩效的差异。所谓社会基础设施,按照Hall和Jones(1999)的定义,是由制度、政策等构成的经济发展的软环境。在实证分析中,我们把“三大改造”前私营工业发展情况视为当今各省区社会基础设施的工具变量,从而把各省区当今的社会基础设施内生。实证分析结论支持我们的理论假说。

以下部分的结构安排是,首先提出一个可供检验的分析我国省区经济差距内生制度根源的理论假说,接着详细地实证检验该假说,最后是结论性评述。

二、理论假说

(一) 文献综述

制度经济学一直强调制度在经济发展中的根本性作用,如诺斯(1994)强调有效的制度安排能够降低交易成本,缩小个人行为的私人收益与社会收益间的差距,从而使社会产出最大化;奥尔森(2001)则从集体行动的逻辑出发把经济增长、社会发展的最终根源聚焦到分利集团上。Lin和Nugent(1994)对此从理论和实证两个方面作了详细的综述,并明确指出由于缺乏数据以及发达国家的经济学家很少关注,严谨的实证分析非常少,而且当时的实证分析文献大都忽视了或无力解决制度内生的问题。²

² “Most of the Empirical Evidence Reviewed in This Chapter is Anecdotal in Nature. Rigorous Empirical Analyses are Rare.”(Lin and Nugent, 1994, p. 60)

随着数据问题的解决,最新的理论进展倾向于寻找相对于制度更加外生的变量,例如地理位置与资源禀赋、历史传统等,把制度内生,进而采用跨国数据实证分析内生制度在经济发展中的根本性作用。如 Hall 和 Jones (1999) 认为,当今的制度或多或少都受西欧的影响,因此就从每个经济体的地理位置(纬度)和母语(如说英语人口的比重等)的角度把制度内生;Barro (1997)、Barro 和 Mccleary (2002, 2003) 遵循韦伯的思路,强调宗教传统对制度绩效的作用;比较有影响的是 Acemoglu、Johnson 和 Robinson (2001, 2002) 的工作,他们认为欧洲殖民者在殖民地的死亡率或人口密度影响到殖民地的制度建设,殖民者的制度建设将影响殖民地独立后的制度选择和绩效,从而间接影响当今的经济增长和发展。另一方面,最新的文献进展还尝试把制度具体化。如把制度具体化为法律体系、产权制度(Property Rights Institutions)、合约制度(Contracting Institutions)和公民权等,同样采用地理因素、历史传统等外生变量把具体化的制度内生,定量分析这些具体制度在经济发展、投资、金融发展中的作用(Engerman、Sokoloff, 2001; Rodrik, Subramanian, and Trebbis, 2002; Acemoglu、Johnson, 2003; Easterly and Levine, 2003)。

总之,最新文献进展的分析框架是一致的,即致力于寻找相对于制度更加外生的变量把制度内生,进而分析内生制度在经济发展中的更本性作用,如图 1 所示。



图 1 一般分析框架

(二) 理论假说

由图 1 可知,要定量分析制度对我国省区经济绩效的影响,同样需要一组外生变量把制度内生,本文尝试从我国 1949—1956 年间实行的新民主主义经济中寻找。³ 我们的理论假说基于以下三个假定:

³ 1948 年 9 月召开的中共中央政治局会议确定了“新民主主义经济”概念。毛泽东在会议的报告中说,“我们政权的性质前面已经讲过,是无产阶级领导的、以工农联盟为基础的人民民主专政。我们的社会经济呢?有人说是‘新资本主义’。我看这个名词是不妥当的,因为它没有说明在我们社会经济中起决定作用的东西是国营经济、公营经济。农村个体经济加上城市私人经济在数量上是大的,但是不起决定作用。我们国营经济、公营经济,在数量上较小,但它是起决定作用的。我们的社会经济还是叫‘新民主主义经济’好”(《毛泽东文集》,第 5 卷,第 139 页。北京:人民出版社,1996 年。转引自吴承明和董志凯(2001, 第 133 页))。

假设 1: 我国各省区当今的经济绩效取决于各省区当今的经济体制改革。

林毅夫等人(1994)令人信服地论证了改革开放与我国经济增长奇迹之间的内在联系, 本文假定在省区层面上二者的内在联系仍然存在。其实, 周业安等(2004)、王小鲁等(2004)已尝试定量分析各省区市场化进程与其经济绩效之间的关系。

假设 2: 我国当今的制度变迁与建国初期曾实行的新民主主义经济有内在的联系。

从我国 50 多年来对经济模式的选择和转化来看, 新中国的经济发展明显呈现出 1949—1956 年、1957—1978 年、1979 年以后三个发展阶段(辛石, 1994; 赵德馨, 2000)。在这三个阶段, 所有制结构的变化是: 国营经济领导下的多种所有制并存→单一的公有制→以公有制为主体的多种所有制并存; 配置资源方式的变化是: 市场经济加计划→单一计划经济→市场经济加计划。这些呈现对新民主主义经济的复归⁴。吴承明、董志凯(2001, 第 159 页)在评价新民主主义经济思想的历史作用时明确指出, “1978 年以后的改革开放和邓小平提出的中国特色的社会主义, 与中国共产党所创造并实行过的新民主主义经济思想是有历史联系的。”其实, 这种历史联系也明显地反映在从 1949 年的《共同纲领》到 2004 年间我国宪法的不断修正上。另一方面, 从经济活动主体的角度看, 1956 年完成三大改造, 1978 年开始进行改革开放。这意味着两个重大历史事件是在一代人的时间内发生的, 而且是相当一部分人亲身经历的。武力(1999)明确指出, 有关这两个重大历史事件的理论“都是在一代人身上形成的, 领导和参与中国特色社会主义理论的邓小平、陈云等一大批党的领导人也是新民主主义理论形成的主要参与者”。因此, 我们很难说, 当今的制度变迁不存在新民主主义经济的历史烙印。

假设 3: 私营工商业是新民主主义经济的重要组成部分, 反映了各省区在历史上曾拥有的发展市场经济的软环境。

在新民主主义经济时期, 实行的是在国营经济领导下的 5 种经济成分并存。国营经济作为国家计划的执行者, 市场机制对他们的调节作用很小; 个体经济和私人资本主义经济作为独立的商品生产者和经营者, 在建国初期基本上由市场调节, 围绕市场而进行生产、经营, 随着加工订货、全行业公私合营, 私人资本主义经济和市场配置机制等逐步消失,⁵从此新民主主义经济退出了历史的舞台。因此, 各省区在新民主主义经济时期私营工业的发展情况反映了各自曾拥有的发展市场经济的软环境。

⁴ 我国的经济史文献称之为复归论、补课论或否定之否定的“之”字发展理论等, 对这些文献的综述, 已超出本文的研究范围, 感兴趣的读者可参阅杨家志(1994; 1996; 1997; 1998); 成保良(1996); 赵德馨(1997; 2000); 武力(1999)等。对建国初期的新民主主义经济感兴趣的读者可参阅吴承明和董志凯(2001)。

⁵ 论述这个阶段计划和市场消长关系的文献很多, 比如卢松(1997)、武力(1999)和江秀平(2002)等。

基于以上三个假设,特别是与新民主主义经济的历史联系,我们提出一个分析我国省区经济差距内生制度根源的假说,即视三大改造前私营工业发展情况为当今各省区社会基础设施的工具变量,把各省区当今的社会基础设施内生,而各省区内生的当今社会基础设施的差异决定了其当今经济绩效的差异,如图2所示。在图2中,我们使用社会基础设施,而不是制度变迁或市场化进程等术语,主要是因为,在增长文献中,这种由制度、政策等构成的软环境被称为社会基础设施(Hall和Jones,1999),而且我国的经济体制改革也旨在改善各省区经济有效运行的软环境。在以下部分,我们将重点实证分析上述理论假说是否与我国的现实吻合。

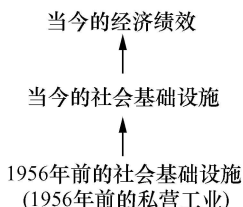


图2 理论假说

三、制度与绩效: OLS

(一) 回归方程的设定

我们将采用的回归方程为

$$\ln(y) = c + \beta R + BX + \epsilon \quad (1)$$

其中,其中 y 是每个省区的劳均实际 GDP, R 和 X 分别是每个省区的社会基础设施指标和控制变量, ϵ 是扰动项。本文最感兴趣的系数是 β , 它反映了社会基础设施对社会经济绩效的影响程度。

式(1)是经济增长文献中分析制度与经济绩效关系最常见的实证模型,如 Hall 和 Jones (1999)、Acemoglu et al (2002) 都是采用这种半对数回归方程。

(二) 变量、数据来源与描述性统计

各省区的劳均实际 GDP 来源于《新中国 50 年统计资料汇编》,由于其最新数据是 1998 年,本文的样本区间就是 1998。变量的统计描绘见表 1,相关系数矩阵见附表 A。

表 1 统计描述

变量名	最大	最小	中位数	平均值	标准差
社会基础设施	1	0.0011	0.0300	0.0980	0.1893
劳均实际 GDP	23819.95	696.46	3326.98	4317.08	4474.31
樊纲等人的市场化指数	8.29	1.91	5.65	5.42	1.60
三大改造前的私营工业	567632.0	284.00	13592.00	44845.78	108179.4

目前还没有直接量化社会基础设施的方法,人们主要采用 Political Risk Services 数据库中的一个或几个指标作为社会基础设施的代理变量,从而把全球 130 个国家或地区的社会基础设施量化⁶。如, Hall 和 Jones (1999) 采用两个指标度量社会基础设施,一个是衡量制度政策等鼓励人们从事生产活动的程度,称为“政府反转移政策”(Government Antidiversion Policies, 简称 GADP),来源于 Political Risk Services 数据库中的前 5 项指标⁷;另一个是开放度,刻画经济体对外开放和参与全球市场竞争的程度。

在国内,度量我国改革进程的问题一直是人们关注的热点。度量方法大致有两种:一种是累计某一段时间出台的改革措施数量,如 Démurger 等 (2002);另一种构造相对指标,樊纲等建议采用相对指数度量我国省区的市场化进程。相对指数“并不表明各地区本身‘离纯粹的市场经济还有多远’,而只是在比较各地区在朝市场经济过渡的进程中谁的市场化改革程度相对更高些,谁相对更低些”(樊纲等, 2001: 第 8 页)。

在本文,为了与现有相关文献保持一致,我们将结合樊纲 (2001)、Hall 和 Jones (1999) 的方法构造我国各省区社会基础设施的(横向)相对指数⁸,即

$$\text{社会基础设施} = (\text{开放度} + \text{GADP}) / 2$$

其中, $\text{开放度} = EXIM_i / \max(EXIM_i)$, $\text{GADP} = CFI_i / \max(CFI_i)$ 。EXIM 和 CFI 分别表示 1998 年全国各省区的进出口总额和累计外商投资总额,来源于《中国统计年鉴》(1999)。有三点值得强调:第一,我们对开放度的度量并不是进出口占 GDP 的比重,是因为,我们旨在横向度量各省区参与国际经济的程度;第二,文献中对社会基础设施的度量通常来源于为外商投资服务的 Political Risk Services 数据库,我们没有找到我国各省区的相关数据,但外商在我国各省区的累计投资显然反映了当地的投资环境,因此我们采用各省区的累计外商投资额表示 GADP;最后,我们对开放度和 GADP 赋予了相同的权重,坦白地说,我们目前没有理由说,一定可以这么做,但这至少是一个尝试⁹。

(三) 回归结果

表 2 报告了式 (1) 的 OLS 回归结果。从第 1 列看,就全国 29 个省区而言,经济绩效与社会基础设施之间具有很强的正相关关系,图 3 也揭示了这

⁶ Political Risk Services 主要是为外商投资服务的,在原始数据库中该指标被分解为 24 类。据 Acemoglu 等人(2001)考证,这些数据于 1995 年首次被经济学文献所采用。

⁷ Acemoglu *et al.* (2001) 和 Barro(1998) 等仅采用了其中的一个指标。

⁸ 樊纲等(2001)是通过五个方面共 19 个指标和分指标构,运用主成分分析法计算形成一个指数。本文主要参照 Hall 和 Jones(1999)的做法采用两个指标构造(横向)相对指数,是一种简化的做法。

⁹ 由后面的分析可知,这种简单指数的解释能力非常强。

一点¹⁰。回归方程 (1) 的拟合度为 56.5%，这意味着，整体而言，省区经济绩效差异的一半与本文构造的相对基础设施的差异有关。为了对其影响有进一步的感性认识，我们不妨比较上海和青海的情况。

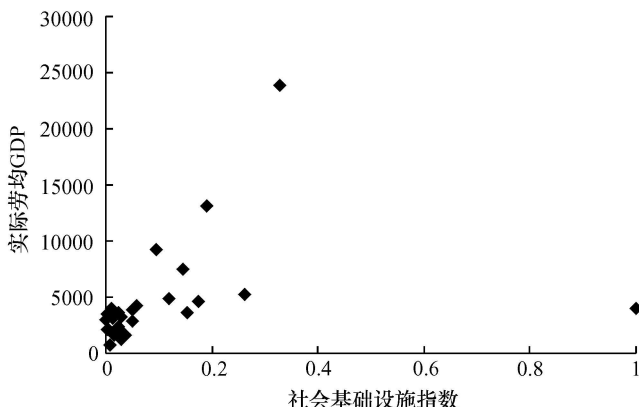


图3 劳均实际 GDP 与社会基础设施的散点图

在 1998 年，上海社会基础设施指数是 0.3278，而青海是 0.0014，回归方程 (1) 中的回归系数 6.48 意味着二者对数形式的劳均实际 GDP 的差距是 2.11，即上海的劳均实际 GDP 将是青海的 7.3 倍 ($e^{2.11} - 1 \approx 7.3$)。实际上，上海的劳均实际 GDP 是青海的 11.4 倍。因此，如果表 2 中的回归结果揭示了社会基础设施与经济绩效之间的因果关系，那么上海与青海在经济绩效上一半的差距可归因于二者在社会基础设施上的差异。

表 2 OLS 回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
常数	7.64	7.62	7.27	8.33	8.05	8.36
制度	6.48 (5.9)***	4.03 (2.3)**			7.65 (5.5)***	4.80 (2.9)***
东部		0.53 (1.75)*		1.38 (5.3)***		0.80 (2.6)**
樊纲市场化指数			0.15 (1.84)**	-0.14 (-1.77)*	-0.10 (-1.24)	-1.67 (-2.3)**
R ²	0.565	0.611	0.111	0.575	0.598	0.687
F 值	35.0***	20.4***	3.4*	18***	19***	18***
观察值个数	29	29	29	29	28	28
White 异方差 检验	0.08(0.92)	0.60(0.62)	0.72(0.49)	1.01(0.40)	0.24(0.91)	0.33(0.89)
	0.17(0.92)	1.95(0.58)	1.53(0.47)	3.15(0.37)	1.12(0.89)	1.95(0.86)

注：***、**、* 分别表示通过显著水平为 1%、5% 和 10% 的统计检验；东部是不包括广西在内的 11 个东部沿海省区；樊纲指数来源于樊纲等 (2001)；在 White 异方差检验中，第一、二行分别是 F 检验和 LM 检验，括号内是零假设成立的概率；我们构造了 30 个省区的制度指数，但在实证分析过程中，剔除了广东省这个异常点 (见图 3)，所以样本是 29 个，樊纲等人构造的指数是不包括西藏在内的，所以也是 29 个。

¹⁰ 从图 3 上看，制度指数为 1 的省区显然是一个异常点，如果我们剔除该点，图 3 非常直观地揭示了制度与经济绩效之间的关系。这个异常点是广东省。

在考察我国省区差距的文献中,人们已发现我国省区间的经济差距越来越主要是由于沿海内地间的(组间)差距造成的(林毅夫等,1998;蔡昉等,2002)。为控制地理因素的影响,我们在第2列中引入东部控制变量,从回归结果看,社会基础设施的回归系数仍然显著。东部虚拟变量本身也显著,符号与现有文献的发现一致。

第3、4列采用樊纲等(2001)构造的市场化相对进程指数,分析其与各省区经济绩效的关系。从回归方程(3)可知,樊纲等人的相对指数与各省区的经济绩效显著正相关。但令人遗憾的是,这个结论不稳健。当我们控制了地理位置的影响后,由第4列的回归结果可知,二者呈现显著的负相关关系,即当其他条件不变时,经济体市场化进程相对越快,经济绩效就越差。显然,这与现实向左。

另外,我们把樊纲等人的指数作为控制变量,从回归方程(5)和(6)的结果看,基础设施的回归系数略有变化,仍然非常显著;樊纲等人的指数的回归系数仍然为负号。

最后,我们检验了回归方程中的异方差情况。在截面分析中,有时难免会出现异方差,但在表2的所有回归分析中,由White异方差检验结果可知,我们无法拒绝零假设,即经济体中不存在异方差。

总之,表2中的回归结果揭示了我国省区的社会基础设施水平与其经济绩效高度正相关的现象。但是,到目前为止,我们还不能够把各省区经济绩效上的差异归因于各自在社会基础设施上的差异。原因是,我国的经济体制改革是内生的,而且富裕的经济体可能倾向于也有能力提供更加有效的社会基础设施,这是其一;其二,从方法论的角度看,不可否认造成省区经济绩效差异的原因是多方面的,忽略这些变量,难免会造成 R 与 ϵ 相关,从而违背了最小二乘法的经典假定。

从实证分析的角度看,这些问题所带来的后果是,表2中的OLS回归结果有偏,但如果能够找到合适的工具变量,把制度内生,就能够解决上述问题。下面我们将对此加以重点讨论。

四、社会基础设施的内生

(一) 回归方程的设定

在本小节,我们尝试把三大改造前私营工业发展情况视为当今各省区社会基础设施的工具变量,从而把社会基础设施内生,即

$$R = c_1 + \beta_1 H + B_1 X + \epsilon_1. \quad (2)$$

式(2)中, R 是当今各省区社会基础设施的度量, H 是历史上各省区社会基础设施的度量,主要用1949—1956年间各省区私营工业的最大实际总产

值来表示。¹¹式(2)旨在把我国各省区当今的社会基础设施内生, 实证检验假设2和假设3。

(二) 数据来源及回归结果

1949—1956年间各省区私营工业发展情况来源于《中国资本主义工商业的社会主义改造》资料丛书¹²。我们主要采用各省区工业总产值, 货币单位是新人民币¹³。在原始数据中, 河北和浙江是按照1957年不变价格计算, 其他省区都是按照1952年不变价格计算。数据的统计性描述见表1和附表A。

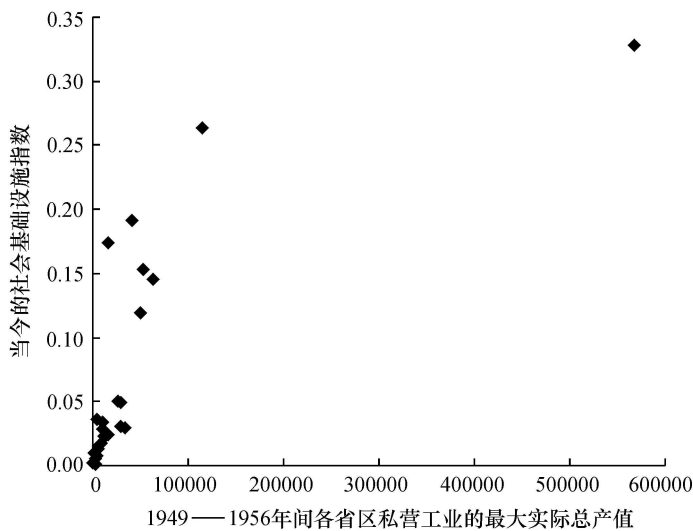


图4 社会基础设施的决定

图4是当今社会基础设施指数与其工具变量的散点图。从图形上看,二者正相关,即在1949—1956年私营工业最大总产值越大,当今社会基础设施就越有效。从表3中第1列的回归结果看,二者确实是显著正相关,拟合度为55%。引入地理因素、市场化指数等变量后,由表3中的第2、3列可知, H 回归系数的符号为正号,仍然非常显著;而樊刚等人构造的市场化指数并不显著。

¹¹ 在下面的实证分析过程中,我们还采用了平均值,但结果是一致的。

¹² 这套丛书分为中央卷和地方卷(不包括海南和西藏)。中央卷,由中央编辑委员会负责征集、整理、编纂;地方卷,分别以省、自治区、直辖市的党委党史部门和统战部门为主,吸收各有关部门——档案馆、统计局、工商局、轻工局、商业局、银行、税收等单位参加组成的编纂领导小组负责组织、征集、整理、编纂。丛书各卷由全国资料丛书编辑部负责审定。整套丛书的编纂工作,1987年5月由中共中央党史资料征集委员会和中共中央统战部共同领导。1988年7月,中共中央党史资料征集委员会和中共中央党史研究室同时撤销,组成新的中共中央党史研究室后,丛书编纂工作由中共中央统战部领导。

¹³ 新人民币1元=旧币1万元。

表3 当今社会基础设施的决定

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
常数	0.043	0.016	-0.007	-0.006	-0.006	-0.007
H	5.94E-07 (5.5)***	3.62E-07 (5.7)***	3.64E-07 (5.7)***			
东部		0.12 (8.0)***	0.11 (5.6)***	0.11 (5.7)***	0.11 (5.7)***	0.11 (5.7)***
樊刚市场化指数			0.005 (0.95)	0.005 (0.88)	0.005 (0.91)	0.005 (0.96)
AH5056				6.25E-07 (5.9)***		
AH5254					4.43E-07 (5.8)***	
H1953						3.66E-07 (5.8)***
R ²	0.555	0.883	0.887	0.891	0.891	0.891
F值	30***	87***	58***	60***	60***	60***
观察值个数	26	26	26	26	26	26

注：估计方法是OLS；H1953表示各省区相应年份的私营工业实际总产值；AH5056和AH5254分别是1950—1956和1952—1954年间实际私营工业总产值的平均值；《中国资本主义工商业的社会主义改造》资料丛书地方卷本来不包括西藏和海南，我们也没有找到天津的数据，另外，广东省的社会基础设施指数是个异常点，所以样本最终是26个。

需要强调指出的是，我们选择各省区1949—1956年间私营工业的最大实际总产值作为当今各省区社会基础设施的工具变量，主要是考虑到这样能够较好地反映三大改造前各省区社会基础设施的有效程度。从历史上看，新中国成立后，私营工业迅速恢复发展，到1953年左右达到了高潮；之后随着党和政府采取了一系列措施加强原材料掌握以及实行全行业公私合营，私营工业逐渐（暂时）退出了历史舞台。这表明，在1949—1956年间私营工业的发展历程是倒U型的，选择其最大值可能更利于揭示各省区历史上社会基础设施潜在的最大有效程度。而事实上，在1949—1956年间，各省区私营工业实际总产值的最大值绝大多数是出现在1953年。从表3中的回归结果看，比较第3列和第6列就会发现，二者几乎完全相同。

为了稳妥起见，我们同时还采用了其他形式的工具变量，比如私营工业在1950—1956年间和1952—1954年间实际总产值的平均值等。¹⁴由附表A可知，三种工具变量间高度正相关，相关系数超过了0.99。另外，就三种工具变量对社会基础设施的解释能力而言，由表3中的第3、4、5列可知，三种工具变量都非常显著，只是回归系数的大小略有差异。由下节的分析可知，“这些差异”并不妨碍内生制度在省区经济差距中的作用。

¹⁴ 匿名审稿人认为，“单独年份的变量容易产生有偏估计，建议也采用平均值变量”。对此建议，在此表示感谢。另外，我们之所以采用1950—1996年间的平均值，是因为部分省区缺失1949年的数据。

五、制度与经济绩效: IV

(一) 制度与经济绩效: IV 结果

现在, 我们把式 (1) 中的 R 内生, 采用两阶段最小二乘法 (TSLS) 重新估计式 (1), 实证检验我国各省区当今的经济差距可否归因于内生的社会基础设施, 结果见表 4。

表 4 报告了采用 TSLS 重新估计的式 (1) 中的 β , 由第 1 列可知, 重新估计的结果是 7.35, 能够通过显著水平为 1% 的统计检验, 大于 OLS 估计的结果 (见表 2 中的第 1 列)。这意味着度量制度中存在的测量误差等问题确实造成 OLS 估计结果有偏¹⁵。但我们采用 TSLS 估计的结果是否具有实质性的经济含义? 即新的估计结果是否意味着社会基础设施上的差异能够解释各省区经济绩效差异的绝大部分? 我们不妨再次比较上海和青海的情况。在 1998 年, 上海的制度指数是 0.3278, 而青海是 0.0014, 回归系数 7.34 意味着上海的劳均实际 GDP 将是青海的 10 倍, 非常接近上海与青海在劳均实际 GDP 的真实差距 (11.4 倍)。当然, 我们在解释时要特别小心, 因为上海与青海在社会基础设施上的差距也可能存在测量误差。但是, 无论如何, 当社会基础设施内生后, 我们可把二者在经济绩效上的绝大部分差异归因于其对社会基础设施上的差距。

表 4 中的第 2 列揭示了, 引入控制变量——地理因素并没有改变社会基础设施与经济绩效之间的关系。社会基础设施的估计系数是 7.62, 符号没有改变, 仍然能够通过显著水平为 1% 的统计检验。与相应的 OLS 估计结果 (表 2 中的第 2 列) 相比, 地理因素本身的估计结果发生了“根本性”的变化, 即符号从正号变为负号, 而且不显著。这个结果揭示了, 现有文献之所以发现我国省区经济绩效的差异可以归因于地理位置因素, 是因为它与各省区的社会基础设施相关, 确切的说, 它与决定社会基础设施的工具变量相关。因此, 当我们尝试剔除地理因素而保持工具变量不变, 估计结果见表 4 中的第 3 列, 社会基础设施的估计系数只是略微改变。

表 4 TSLS 回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
常数	7.52	7.53	7.53	8.33	7.53	7.53	8.33
制度	7.35	7.62	7.19	7.48	7.22	7.37	7.32
	(5.0)***	(2.8)***	(6.3)***	(3.0)***	(5.1)***	(2.7)**	(2.96)***

¹⁵ 在实证分析过程中, 我们还选择 1949—1955 年间其他年份的私用工业总产值作为工具变量, 估计结果与表 4 中的第 1 列类似。为了节省版面, 我们没有报告这些估计结果。

(续表)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
东部 (Deast)		-0.08 (-0.17)		0.33 (0.73)		-0.04 (-0.09)	0.35 (0.79)
樊纲市场化 指数(Fan98)				-0.18 (-2.3)**			-0.17 (-2.3)**
R ²	0.595	0.591	0.599	0.672	0.598	0.596	0.674
F 值	25***	18***	39***	16***	26***	18	18***
观察值个数	26	26	26	26	26	26	26
工具变量	H	H, Deast	H, Deast	H, Deast, Fan98	AH	AH, Deast	AH, Deast, Fan98
White 异方差 检验	0.23(0.80) 0.51(0.77)	0.13(0.93) 0.47(0.93)	0.22(0.80) 0.49(0.78)	0.17(0.97) 1.07(0.96)	0.22(0.80) 0.49(0.78)	0.13(0.94) 0.47(0.93)	0.17(0.97) 1.09(0.96)

注：本表报告的是采用 TSLS 估计的第二阶段结果；其他同前。

表 4 中的第 4 列是，我们引入樊纲等（2001）构造各地区市场化进程相对指数后的估计结果。与第 1 列的结果相比，社会基础设施的估计系数只是略微改变，依然非常显著；地理位置的估计结果还是不显著；从樊纲等构造的指数的估计结果看，符号还是显著为负号，与人们的直观感觉相左。

本文主要是尝试把三大改造前私营工业发展情况视为当今各省区社会基础设施的工具变量，定量分析我国省区经济差距的内生制度根源。表 4 中的回归方程（1）—（4）是采用各省区私营工业在 1949—1956 年间实际总产值的最大值作为工具变量，现在我们采用 1950—1956 年间的平均值作为工具变量，结果见表 4 中的回归方程（5）—（7）。¹⁶对比这些回归方程就会发现，无论采用最大值还是平均值作为工具变量，最终结果并没有实质性差异。其实，由附表 A 可知，1949—1956 年间的最大值、1950—1956 年间的平均值和 1952—1953 年间的平均值之间高度相关，相关系数超过了 99%。因此，我们有理由相信，这三个工具变量的回归结果不会存在实质性差异。

最后，我们做了 White 异方差检验。从表 4 中的最后一行看，无法拒绝零假设，即表 4 中的所有回归结果都不存在异方差。

（二）稳健性检验

在以上小节的分析中，我们引入地理因素和樊纲等构造的我国市场化进程的两个控制变量，社会基础设施的估计系数只是略微改变，而且非常显著。但为了稳健起见，我们将进一步检验工具变量是否对当今的经济绩效产生直接的影响，接着讨论进一步引入经济发展战略选择变量和人力资本后，我们的发现是否还稳健。

表 4 中结论的可靠性是建立在工具变量不会直接影响各省区当今的经济绩效的基础上。从历史上看，我国早在 1956 年就已经完成了对私营工业的社

¹⁶ 在实际分析过程中，我们同时尝试采用了 1952—1954 等年份的平均值，结果与表 4 中的（5）—（7）非常类似，我们没有报告。

会主义改造, 显然无法对当今各省区的经济绩效产生任何直接的影响。

表 5 TOLS 回归结果的进一步检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
制度	5.96 (2.6)**	9.31 (3.2)***	8.66 (5.2)***	7.42 (2.4)**
东部 (Deast)		-0.12 (-0.27)		0.34 (0.71)
樊纲市场化指数 (Fan98)				-0.18 (-1.9)*
Log(H)	0.09 (1.0)	-0.1 (-1.2)	-0.1 (-1.2)	0.004 (0.04)
R ²	0.45		0.673	0.703
观察值个数	26	26	26	26
工具变量	H	H, Deast	H, Deast	H, Deast, Fan98

注: 本表报告的是采用 TOLS 估计的第二阶段结果, 前 4 列是在表 4 中前 4 列的回归元中直接引入 Log(H), 从而考察工具变量对各省区经济绩效的直接影响程度; 其他同前。

但为了稳健起见, 我们做了进一步的检验,¹⁷即在表 4 中的回归方程中引入对数形式的 H, 作为一个外生变量。该检验背后的逻辑非常直观, 如果工具变量对各省区的经济绩效具有直接的影响, 那么, 我们在表 4 中的回归方程中引入该变量必然显著, 而且符号为正号。但从表 5 中的检验结果看, Log(H) 的估计系数非常不显著, 符号也是有正号有负号; 另一方面, 社会基础设施的估计系数略微改变, 而且仍然非常显著。这说明, 1949—1956 年间私营工业最大实际总产值只能通过影响各省区当今的社会基础设施来间接影响各省区当今的经济绩效, 而不能产生直接的影响。

表 6 发展战略选择的影响

	OLS			TOLS		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
常数	8.14	8.04	9.04	7.75	7.83	8.87
制度	5.19 (3.9)***	3.49 (1.78)*	3.93 (2.25)**	6.81 (3.55)***	7.19 (2.54)**	6.82 (2.76)**
东部		0.42 (1.19)	0.72 (2.16)**		-0.16 (-0.33)	0.26 (0.62)
樊纲市场化指数			-0.19 (-2.67)**			-0.19 (2.62)**
发展战略选择	-0.12 (-1.79)*	-0.10 (-1.44)	-0.12 (-2.04)**	-0.06 (-0.66)	-0.06 (-0.92)	-0.10 (1.55)

¹⁷ 在发展经济学论坛上, 林毅夫指出本文所采用的三大改造前私营工业总产值是不是真正的外生工具变量问题。不可否认, 1956 年前的私营工业是人们在共产党的领导下努力恢复发展的结果, 在当时而言, 显然是内生的。但对改革开放后的经济发展而言, 三大改造前的私营工业已经退出了历史舞台; 而且较规范的计量检验也揭示了, 三大改造前私营工业总产值对当今的经济绩效而言是外生的。

(续表)

	OLS			TSLS		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
R^2	0.629	0.650	0.736	0.620	0.615	0.716
F 值	20***	14***	15***	18***	13***	14***
观察值个数	27	27	27	26	26	26
White 异方差 检验	0.22(0.93) 1.03(0.91)	0.52(0.76) 2.99(0.70)	0.64(0.72) 5.16(0.64)	0.32(0.86) 1.51(0.82)	0.20(0.96) 1.27(0.94)	0.34(0.92) 3.03(0.88)

注：发展战略选择指标来源于北京大学中国经济研究中心发展战略研究组(2000)中的表1，采用的是1990—1999年间的平均数；原始数据没有提供海南和西藏发展战略选择指标。

现在，我们考察发展战略选择的影响。林毅夫等一直强调经济发展战略选择对资本积累、技术进步和经济发展的影响(林毅夫, 2002; 林毅夫、刘培林, 2003)。因此，我们进一步引入林毅夫所采用的经济发展战略选择指数，考察社会基础设施对各省区经济增长绩效的解释能力是否还稳健。

不妨先看 OLS 的估计结果，由表 6 中的前三列可知，引入发展战略选择指标后，与表 2 中的结果相比，回归系数明显变小，但社会基础设施仍然显著。就发展战略选择指标的回归结果看，回归系数的符号都是负号，整体而言，较显著，这与林毅夫等人的发现是一致的。因此，从 OLS 的估计结果看，当我们控制了地理因素、市场化相对进程以及发展战略选择后，社会基础设施水平与各省区的经济发展水平显著正相关。

按照林毅夫等(1994)把发展战略选择视为外生，但社会基础设施是按照式(2)内生的，估计结果见表 6 中的第 5 列。现在，社会基础设施的估计系数是 6.81，比表 4 中基准回归结果略低，但非常显著；发展战略选择的回归系数还是负号，但不显著。一个可能的解释是，OLS 回归之所以发现我国省区经济绩效的差异与其自身发展战略选择相关，是因为后者与各省区的社会基础设施相关，或与决定社会基础设施的工具变量相关。在第 6 列，我们引入了所有的控制变量，并视为外生。从回归结果看，尽管我们加入这么多外生控制变量，社会基础设施仍旧非常显著。

最后，我们考察人力资本的影响。内生经济增长理论探讨了具有外部性的人力资本在经济增长中的作用，如 Lucas(1988)。从实证的角度看，引入人力资本能够增进新古典经济增长理论对现实的解释能力，如 Mankiw 等(1992)。国内的增长文献也强调人力资本在省区经济差距中的作用，如蔡昉等(2002)。因此，我们进一步引入人力资本，考察社会基础设施对各省区经济增长绩效的解释能力是否还稳健，¹⁸结果见表 7。

¹⁸ 匿名审稿人建议进一步考察人力资本对省区经济差距的影响，对此，我们在此表示感谢。但需要强调的是，人们通常把经济差距归因于生产要素和技术水平的差异，而 Hall 和 Jones(1999)的社会基础设施假说则强调，各个经济体社会基础设施的不同决定了各个经济体生产要素和技术水平的差异，进而决定了经济体收入水平的差异。因此，从这种意义上说，我们表 7 中的分析可能还是初步的。

在表 7 中, 我们报告了 OLS 和 TSLS 的估计结果, 分别与表 2 和表 4 对比可知, 引入人力资本指标后, 社会基础设施的回归系数明显变小, 但仍然非常显著; 而且 TSLS 估计值的大小同样也略高于 OLS 的估计结果。就人力资本的回归结果看, 回归系数显著为正, 与现有文献的发现一致。

表 7 人力资本的影响

	OLS			TSLS		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
常数	6.58	6.62	6.29	5.78	5.79	6.47
制度	4.98 (4.3)***	2.91 (1.75)*	2.91 (2.89)***	5.07 (3.53)***	5.02 (2.23)**	4.51 (2.78)**
东部		0.47 (1.69)	0.74 (4.14)***		0.02 (0.06)	0.51 (1.87)*
樊纲市场化指数			-0.20 (-4.53)***			-0.20 (4.34)***
人力资本	0.18 (2.6)**	0.17 (2.5)**	0.35 (6.94)***	0.28 (3.78)***	0.28 (3.66)***	0.32 (5.70)***
R ²	0.653	0.688	0.899	0.779	0.780	0.889
F 值	24***	18***	51***	37***	27***	43***
观察值个数	29	29	28	26	26	26

注: 人力资本是指 1998 年各省区 6 岁及以上人口平均受教育年数, 来源于徐现祥和舒元 (2004)。

通过以上分析, 我们发现, 我国省区间经济绩效的差异在很大程度上可归因于各省区内生的社会基础设施的差异, 而且这个结论是相当稳健的。

六、结论性评述

许多人都相信我国省区经济绩效的差距与制度变迁 (渐进改革) 有关, 但由于为制度内生性问题所困, 严谨的实证分析并不多见。本文以经济增长文献的最新进展和我国经济史文献对新民主主义经济历史作用的认识为基础, 提出了一个分析我国省区经济差距内生制度根源的理论假说, 即各省区内生的当今社会基础设施的差异决定了其当今经济绩效的差异。在实证分析中, 我们采用 1949—1956 年间私营工业最大实际总产值等反映各省区历史上曾拥有的发展市场经济的软环境, 并视其为工具变量, 从而把各省区当今的社会基础设施内生, 在此基础上分析内生的社会基础设施的经济绩效, 主要发现如下:

各省区经济绩效的差异可以归因于其在内生的社会基础设施上的差异, 当我们控制了地理因素、发展战略选择以及樊纲等人所度量的市场化进程指数等之后, 这个结论依然成立。

各省区在 1949—1956 年间私营工业发展情况与其当今的社会基础设施确实显著相关, 我们可把其视为当今各省区社会基础设施的工具变量。

另外,本文的分析可能有助于人们对地理位置、发展战略选择等对经济增长影响机制的理解。我们采用 OLS 的估计结果显示,二者对我国省区经济绩效的影响是显著的,与我国现有文献的发现一致。但采用工具变量把制度内生后,二者的估计系数根本不显著。这意味着,二者对经济绩效的影响可能不是直接的,而是间接的,比如通过影响各省区的制度变迁进而影响各省区的经济绩效。其实,Acemoglu、Johnson 和 Robinson (2001),Easterly 和 Levine (2002) 以及 Rodrik、Subramanian 和 Trebbis (2002) 在跨国分析中已发现地位因素的作用是间接的。

总之,本文的发现是稳健的,有力地支持了我们的理论假说。需要明确的是,从历史的角度把制度内生,旨在更好地定量分析其对经济绩效的影响,并不意味着不存在制度变迁。因为我们是从横比的角度度量社会基础设施的。

附表 A 相关系数矩阵

	社会基础设施	樊刚市场化指数	发展战略选择指数	人力资本	1949—1956 年间 私营工业最大 实际总产值	1950—1956 年间 私营工业平均 实际总产值	1952—1954 年间 私营工业平均 实际总产值
社会基础设施	1.0000	0.6100	-0.5953	0.5253	0.7448	0.7567	0.7488
樊刚市场化指数	0.6100	1.0000	-0.5038	0.3848	0.2868	0.3035	0.2922
发展战略选择指数	-0.5953	-0.5038	1.0000	-0.6432	-0.3832	-0.3917	-0.3857
人力资本	0.5253	0.3848	-0.6432	1.0000	0.4502	0.4427	0.4452
1949—1956 年间私营 工业最大实际总产值	0.7448	0.2868	-0.3832	0.4502	1.0000	0.9993	0.9997
1950—1956 年间私营 工业平均实际总产值	0.7567	0.3035	-0.3917	0.4427	0.9993	1.0000	0.9997
1952—1954 年间私营 工业平均实际总产值	0.7488	0.2922	-0.3857	0.4452	0.9997	0.9997	1.0000

参考文献

- [1] Acemoglu, D., and S. Johnson, "Unbounding Institutions", NBER Working Paper, W9934, 2003.
- [2] Acemoglu, D., J. Robinson and S. Johnson, "Reversal of Fortune: Geography and Institutions in the Making of the Modern World Income Distribution", *Quarterly Journal of Economics*, 2002, 117, 1231—1294.
- [3] Acemoglu, D., J. Robinson and S. Johnson, "The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation", *American Economic Review*, 2001, 91, 1369—1401.
- [4] Alesina, A., A. Devleeschauwer, W. Easterly, S. Kurlat and R. Wacziarg, "Ractionalization", NBER Working Paper, W9411, 2002.
- [5] 奥尔森,《国家兴衰探源》(中译本)。北京:商务印书馆,2001年。
- [6] Barro, R., and R. McCleary, "Religion and Economic Growth", NBER Working Paper, W9682, 2003.
- [7] Barro, R., and R. McCleary, "Religion and Political Economy in an International Panel", NBER Working Paper, W8931, 2002.

- [8] Barro, R., *Determinants of Economic Growth*. Cambridge, MA: The MIT Press, 1997.
- [9] 蔡昉,《制度、趋同与人文发展》。北京:中国人民大学出版社,2002年。
- [10] Chen Jian And B., Fleisher, “Regional Income Inequality And Economic Growth In China”, *Journal of Comparative Economics*, 1996, 22, 141—164.
- [11] 成保良,“张闻天新中国经济构成思想的现实意义”,《北京社会科学》,1996年第4期,第95—105页。
- [12] Démurger等,“地理位置与优惠政策对中国地区经济发展的相关贡献”,《经济研究》,2002年第9期,第14—23页。
- [13] Easterly, W., and R., Levine, Tropics, Germs and Crops, “How Endowments Influence Economic Development”, NBER Working Paper W9106, 2002.
- [14] Engerman, S., and K. Sokoloff, “Institutional and Non-Institutional Explanations of Economic Differences”, NBER Working Paper, W9989, 2003.
- [15] Engerman, S., and K. Sokoloff, “The Evolution of Suffrage Institutions in the New World”, NBER Working Paper, W9934, 2001.
- [16] 樊纲、王小鲁,《中国市场化指标》。北京:经济科学出版社,2001年。
- [17] Hall, R. and C. Jones, “Why Do Some Countries Produce So much More Output per Worker than Others?” *Quarterly Journal of Economics*, 1999, 114, 83—116.
- [18] Jian LunTian, J. Sachs and A. Warner, “Trends in Regional Inequality in China”, *China Economic Review*, 1996, 7(1), 1—21.
- [19] 江秀平,“五十年代市场与政府配置资源作用的消长”,《中国社科院研究生院学报》,2002年第5期,第64—72页。
- [20] Lin, Justin Yifu and Jeffrey B. Nugent, “Institutions and Economic Development”, *Handbook of Development Economics*, 1994, 3A, Chapter 38.
- [21] 林毅夫、蔡昉、李周,《中国经济增长奇迹》。上海:上海三联出版社出版,1994年
- [22] 林毅夫、刘培林,“经济发展战略对劳均资本积累和技术进步的影响”,CCER讨论稿 C2003001, 2003年
- [23] 林毅夫、刘培林,“中国的经济发展战略与地区收入差距”,《经济研究》,2003年第3期,第19—25页。
- [24] Lucas, R., “On the Mechanics of Economics Development”, *Journal of Monetary Economics*, 1988, 22, 3—42.
- [25] Mankiw, N. G., D. Romer and D. Weil, “A Contribution to the Empirics of Economic Growth”, *Quarterly Journal of Economics*, 1992, 107, 407—437.
- [26] 诺斯,《经济史中的结构与变迁》。上海:上海三联出版社,1994年
- [27] 庞松,“五十年代党对计划与市场关系认识的演变”,《教学与研究》,1997年第1期,第28—33页。
- [28] Quah, D., Twin Peaks, “Growth and Convergence in Models of Distribution Dynamics”, *The Economic Journal*, 1996, 106, 1045—1055.
- [29] Rodrik, D., A. Subramanian and F. Trebbi, “Institutions Rule: The Primacy of Institutions over Geography and Integration in Economic Development”, NBER Working Paper, W9305, 2002.
- [30] 王小鲁、樊纲,“中国地区差距的变动趋势和影响因素”,《经济研究》,2004年第1期,第33—44页。
- [31] 吴承明、董志凯,《中华人民共和国经济史》(第一卷)。北京:中国财政经济出版社,2001年。
- [32] 武力,“中华人民共和国50年经济发展与制度变革论析”,《当代中国史研究》,1999年第5期,第54—69页。
- [33] 辛石,“传统市场与市场经济研究述评(四)”,《中国经济史研究》,1994年第4期,第54—84页。

- [34] 徐现祥、舒元,“中国省区经济增长分布的演进”,《经济学(季刊)》,2004年第3卷第3期,第619—638页。
- [35] 杨家志,“‘复归说’与当代中国方程式的解”,《中南财经大学学报》,1996年第1期,第1—16页。
- [36] 杨家志,“马寅初的‘团团转’与中国主体哲学的嬗变——中国当前改革中的新民主主义发展模式的复归与复归说的哲学基础(下)”,《中南财经大学学报》,1998年第4期,第24—39页。
- [37] 杨家志,“社会主义初级阶段与新民主主义发展模式的复归”,《中南财经大学学报》,1994年第5期,第1—7页。
- [38] 杨家志,“中国当前改革中的新民主主义发展模式的复归趋势与‘复归说’的哲学基础(上)”,《中南财经大学学报》,1997年第1期,第16—53页。
- [39] 赵德馨,“何谓‘复归’——我与杨家志教授的学术切磋”,《中南财经大学学报》,1997年第1期,第1—15页。
- [40] 赵德馨,“中国经济50年发展的路径、阶段与基本经验”,《中国经济史研究》,2000年第1期,第73—85页。
- [41] 中国经济研究中心发展战略组,《关于技术选择指数的测量与计算》,CCER讨论稿C2002003,2002
- [42] 周业安、冯兴元、赵坚毅,“地方政府竞争与市场秩序的重构”,《中国社会科学》,2004年第1期,第56—65页。

Endogenous Institutions and Provincial Disparity in China

XIANXIANG XU XUN LI

(*Sun Yat-Sen University*)

Abstract What are the fundamental causes of the large difference in income per capita or per labor across provinces in China? In this paper, we focus on the differences in institutions and policies, or what Hall and Jones (1999) call “social infrastructure”. We propose a testable hypothesis that the current disparity across provinces is fundamentally determined by the current endogenous social infrastructure. Using the development of private industry before 1956 as instruments for current social infrastructure, we find large effects of endogenous social infrastructure on current income per labor. This relationship is robust after controlling for geography, NERI index of liberalization, and Lin’s technological choice index as the proxy for a province’s development strategy.

JEL Classification O11, P26, C31