

临近古都是历史财富还是历史包袱?

马忠新

(深圳大学 经济学院中国经济特区研究中心, 广东 深圳 518061)

摘要:文章基于中国城市市场化的“制度-文化”因素溯源和分析,构建了“‘古都距离’-市场化进程-城市经济发展”的理论假说。研究认为,各城市因“古都距离”的差异而存在市场化阻滞的“制度-文化”历史因素差异,这种差异因文化传承性和制度变迁的路径依赖性而对改革开放以后城市的市场化进程和经济发展产生潜在影响。实证检验以“古都距离”作为市场化进程的历史工具变量,估计了市场化进程对城市经济增长的贡献,结果表明:受“古都距离”影响的城市市场化进程对人均 GDP 具有显著的正向影响,解释了城市人均 GDP 差异的 50% 以上;反事实假设实验估测:通过促进市场化进程提高城市人均 GDP 还存在约 46% 以上的整体增长空间。文章的研究从理论和实证上回答了“临近古都是历史财富还是历史包袱”的问题。

关键词: 市场化进程; 经济增长; “古都距离”

中图分类号: F061.3 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2020)02-0129-13

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.2020.02.009

一、引言

改革开放 40 年来,中国在创造城市发展奇迹的同时,城市发展的不平衡问题也日益突出。除了一些显而易见的东西部地区不平衡特征之外,我们也观察到一个有趣的现象:临近五大古都的城市的市场化进程相对缓慢,经济发展也相对落后,而远离五大古都的城市,其市场化进程和经济发展整体上更为快速。临近古都是历史财富还是历史包袱?中国城市的市场化进程及其经济发展是否存在源于历史上的制度文化的阻滞因素?通过解答这些问题,厘清城市市场化进程与经济发展之间的关系,对新时代的全面深化改革具有重要的现实意义。

现有的文献在这方面的研究已有一定的积累。Melo 等(1997)、Havrylyshyn 等(1998)、Elisabetta 等(2002)基于转型时期的跨国样本实证检验了市场化进程对经济增长的影响;王文举和范合君(2007)、Hsieh 和 Klenow(2009)、樊纲等(2011)、韦倩等(2014)、孙晓华等(2015)、邵传林(2016)、施震凯和王美昌(2016)、吕朝凤和朱丹丹(2016)基于中国省级数据从不同的角度论证了市场化进程对经济增长的显著影响,支持了市场化进程对地区经济发展至关重要的假说。但是,是市场化进程促进了经济增长,还是经济增长推动了市场化进程?还是某种因素同时推动了城市市场化进程和经济发展?这一问题并没有得到很好的回答。此外,梳理市场化进程影响因素的研究文献发现,现有的研究主要集中在顶层设计、对外开放、文化障碍、利益固化等方面,比如:田国强(2013)、陶一桃(2018)、阮建青和王凌(2017)、龚培河和俞伟(2018),鲜见有对市场化进程

收稿日期: 2018-12-22

基金项目: 国家社会科学基金重大项目(16ZDA003)

作者简介: 马忠新(1982-),男,广东深圳人,深圳大学经济学院(中国经济特区研究中心)博士研究生。

历史文化因素影响的研究。

本文研究借鉴了 Acemoglu 等(2001 和 2015)、Li 等(2019)的研究方法,结合对中国封建王朝制度文化辐射影响的历史研究,阐述了“‘古都距离’—市场化进程—城市经济发展”的内在逻辑。其边际贡献体现在:一是基于古都制度文化辐射影响的视角,考察了中国城市的市场化进程和经济发展不平衡问题的历史文化根源。二是以“古都距离”作为市场化进程的历史工具变量,克服了以往研究文献普遍存在的内生性问题,较为准确地估计了市场化进程对城市经济增长的贡献。三是以往的研究主要以省级或跨国样本为研究对象,实际上,城市之间的市场化进程和经济增长差异更为显著,本文以封建王朝文化可以触及的中东部 144 个地市级以上城市为研究对象,聚焦于城市层级的经济发展问题,拓展了该领域研究的范围和内容。四是引入 Acemoglu 等(2015)的反事实假设实验方法,基于实证结论估测了:通过推进市场化进程促进城市经济增长仍存在较大的发展空间。

余文的结构安排如下:第二部分是理论背景的阐述,并构建了“‘古都距离’—市场化进程—城市经济发展”的理论假说;第三部分是变量指标和估计模型的选择,阐述了本文研究所使用的变量指标和估计模型,以及相关选择的依据;第四部分是实证分析,阐述了工具变量的适用性,OLS、2SLS 估计及稳健性检验的结果,以及检验结果的进一步讨论。第五部分是本文的研究结论和政策启示。

二、理论背景与假说

(一)“古都距离”与市场化阻滞的制度—文化因素。古都是封建王朝制度文化的集聚核心,中国古代封建王朝的制度—文化都是以首都为核心向外围扩散和传播。刘麟生(1931)在《中国沿革地理浅说》一书中的第三章《历代建都考》云:“一国文明的集中地,便是都城。所谓文明,连经济的组织,艺术的研究,风俗的变化等等,都包括在内而言”。朱士光(2004)的研究认为:“古都文化是历史上一个王朝文化的代表和它所统治区域之文化中心,文化空间辐射力和时间穿透力强劲,在王朝或政权被更迭之后,经历时代沧桑的洗涤,这些古都所沉淀的历史文化,有时也会发生不同程度的嬗变,但也有不少精髓融入新王朝或新时代文化中,并继续发挥其影响作用。”根据现代自然地理学的距离衰减理论,地理要素间的相互作用与距离的平方成反比,尤其是在古代交通不便利的约束条件下,封建王朝文化对各个城市的影响会随着距离的增加而不断“衰减”,因此,“古都距离”可以作为封建王朝文化影响程度的合适度量指标。

儒教主张“高等”君子应该避免追求财富的思想,如:“君子喻于义,小人喻于利”等,这些伦理使中国商人的社会地位比较低,虽然儒教也有一些对市场经济发展有利的因素,然而负面影响起主要作用(马克斯·韦伯,2003)。参考 Li 等(2019)的梳理,有关儒家文化与市场经济的关系,哲学、社会学、经济学等多个学科都有着广泛的研究,也存在着较激烈的争论。一些学者(主要是新儒家)认为,市场经济与儒家文化存在一定的融合性,如:陈桂蓉(2001)、宋志明(2012)等。但儒家的核心思想(如义利观、重农轻商等)对市场化进程的阻滞作用基本是学界的共识。孔泾源(1993)的研究认为,儒家本土文化圈的制度变迁将民间商业精神约束于高度集权的中央计划经济体制内,而不是张扬于自由市场经济体制。章建刚(2000)认为,中国社会已经发生了极大的变化,市场经济已在缓慢地发育之中,而制度性、观念性建树又相对滞后,儒家伦理所起的作用更多是消极的、否定性的。郭为(2002)认为,儒家文化在王权至上的政治结构下是一种有效的制度安排,但儒家文化及其相应的制度安排遏止了企业家精神的诞生和成长,而企业家精神则是现代市场经济的根本要素。韦森(2004)的研究认为,发源于齐鲁大地传承下来的儒家文化本质上是

一种农耕文化,不具备商业精神这一市场经济运营的前提条件。胡敏中(2013)认为儒家伦理长期以来一直是影响中国民众社会生活的主流道德观和价值观,但是在市场经济条件下,它存在明显的不适应之处。

综上分析,以儒家文化为主导的封建王朝制度文化,对各城市的辐射和影响随着“古都距离”的增加而衰减,因而造成各城市市场经济制度文化因素的历史差异。

(二)市场化阻滞的制度—文化历史因素与城市市场化进程。孔泾源(1993)指出,市场经济的制度变迁终究内在着并或迟或早地要以其特定的形式创造出市场经济成长和民间商业精神理性化的制度性条件。自公元前221年秦始皇统一全国,到公元1912年民国建立,我国经历了2132年的封建王朝统治,封建社会的正式制度虽然被摧毁,但作为非正式制度的封建王朝文化已根植在社会文化之中,影响改革开放以来经济主体的行为和选择。首先,市场化阻滞的制度—文化因素与城市市场化进程的内在逻辑首先体现在文化的传承性,文化是在民族、宗教和社会团体中代代相传且几乎不变的传统信仰与价值(Guiso等,2006)。根据马克斯·韦伯(1987和2003)的观点,文化价值据以构成行动的脉络的各种方式,虽然艰深晦涩难以直观,但它经常在经历重大结构变迁(工业化、城市化)之后仍能存活延续,其有效性使它成为一种能连接过去与现在的力量。其次,市场化阻滞的制度—文化因素与城市市场化进程的内在逻辑体现在制度变迁的路径依赖性上,根据诺斯等新制度经济学的观点,制度变迁具有路径依赖性,尽管经历了37年的民国时期和29年的新中国计划经济时期,改革开放后各城市的市场经济制度建立,仍然会在一定程度上受封建王朝的制度体系“残留”的影响。珠三角城市的崛起除了政策因素之外,在一定程度上得益于:地理上远离中原儒家文化,改革阻滞力相对较小,因而更快地推动了市场化进程。而另一个市场经济发达的江浙地区属于吴越文化,同样远离中原儒家文化,且受战争破坏较小,商品经济发育具有连续性,企业家的市场经济意识强,容易出现工商并重的局面(高波,2007)。此外,市场经济制度“驻存”的内在逻辑也得到了Acemoglu等(2001)、董志强等(2012)、方颖和赵扬(2011)等经典文献的支撑。

(三)构建“‘古都距离’—市场化进程—城市经济增长”的理论假说。基于对市场化阻滞的制度—文化因素的溯源和探讨,本文建立的理论逻辑是:“古都距离”决定了封建王朝文化对首都以外地区的影响程度,以儒家文化为主导的封建王朝制度—文化对各城市辐射随着“古都距离”的增加而衰减,进而引起各城市市场化阻滞的制度—文化因素的差异,由于文化传承性和制度变迁的路径依赖性,这些历史上的制度文化因素对改革开放后的城市市场化进程和经济增长产生潜在的影响。构建假说的逻辑如图1所示。

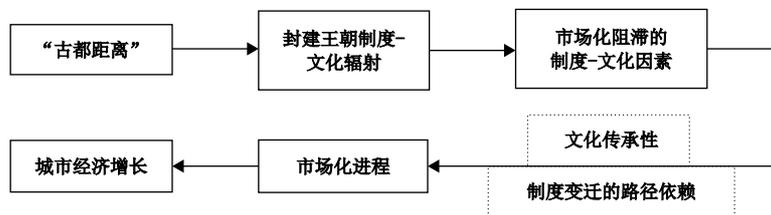


图1 理论假说逻辑图

三、指标选择与估计模型

(一)变量与数据指标选择。本文关注的被解释变量是城市经济发展水平,核心解释变量是各个城市的市场化进程,并选择“古都距离”作为工具变量,下一节会对“古都距离”作为工具变量的潜在实证问题进行阐述,以下是变量指标体系选择的说明。

1. 城市发展水平的指标选择。人均 GDP 作为国家或地区经济发展水平的度量指标在研究文献中被广泛采用,如: Acemoglu 等(2001)、董志强(2012)等,但由于我国地方政府的政绩考核和晋升竞争的存在(Xu, 2011), GDP 数据的真实性一直饱受质疑,最新的研究中,有些学者采用人均金融结构存款或区域灯光数据对人均 GDP 进行替代或稳健性验证,但本文认为区域灯光数据无法排除地方政府对灯光政绩的偏好以及电力能源的资源禀赋的影响,对城市经济发展水平的度量不够客观,而人均 GDP 金融结构存款作为 GDP 的“含金量”,人均居民存款作为“民富”的衡量指标,两者的原始数据来源于金融系统,较为稳定可靠。因此,本文的城市经济发展水平除了选择人均 GDP 之外,还选择了人均金融机构存款和人均居民存款数据验证其稳健性。数据来源于《2017 年中国城市统计年鉴》。

2. 市场化进程的指标选择。De Melo 等(2001)最早从内部市场、外部市场和私有化三个方面构造市场化转轨的转型指标。我国市场化进程的度量指标主要引用樊纲等(2001 和 2011)的经典研究文献;此外,孙倩等(2014)也提出市场发育水平不仅包括单纯的市场化,还应包括国际和国内市场一体化。基于以上研究文献,并结合地市级城市相关数据的可获得性,我们选择的指标体系包括:企业市场化、资源配置市场化、市场一体化、政府规模和政府透明度五个子指标。企业市场化使用私营和个体企业从业人员占人口的比重表示;资源配置市场化使用单位地方财政支出的 GDP 表示,也即: GDP 与政府地方财政支出的比值;有关市场一体化,根据孙倩等(2014)的研究,国内地市之间的一体化已经基本完成,差别较小,本文予以忽略,主要考察国际市场一体化,采用对外贸易开放度的数据;政府规模采用总人口与公共管理和社会组织从业人员的比例;以上指标的原始数据来源于《2017 中国城市统计年鉴》和各城市 2017 年的《国民经济和社会发展统计公报》。政府透明度采用由清华大学公共管理学院公共经济、金融与治理研究中心发布的《2017 中国市级政府财政透明度研究报告》。

有关市场化进程综合指标的计算,樊纲等人(2011)指出,其研究团队早期发布的市场化进程指标使用主成分分析法核算,为了保证跨期市场化进程的可比性,后期发布的指标使用算术平均法计算综合指标值。本文使用算术平均法计算得到市场化进程 I;使用主成分分析法降维处理得到市场化进程 II。在实证分析中分别使用市场化进程 I 和市场化进程 II 进行回归,以获得更稳健的结论。

3. “古都距离”的指标构建。中国古都有“四大古都”“五大古都”和“六大古都”等多种提法,但“五大古都”之说获得更多的认可,刘麟生(1931)在《历代建都考》中最早提出了“中国五大名都”之说,并从建都次数、建都历时乃至地理形势多个方面进行比较排序,遴选出中国的五大名都。中国台湾地区学者王恢(1976)在《中国历史地理》(上册)中云:“西安、洛阳、开封、北平、南京,是历代政治的中枢,国家安危、民族盛衰所系,刊为首编”,正式提出了“五大古都”。考虑到各个古都城市作为古都的时间长短不同,同时考虑了作为古都的时间与当今的“时间距离”也不同,这些都会带来封建王朝文化“残留”程度的差异,因此,参考 Acemoglu 等(2015)、Li 等(2019)所构造的距离指标,选择古都城市(j)作为古都的时长 T_j 和最后作为古都的年份距离当今的时长 N_j 构建“古都距离”的权重。此外,本文也剔除了非儒家文化主导的朝代和非统一的朝代影响,以期捕获更客观的“古都距离”的影响。假定城市距离古都 $j(j=1, 2, 3, 4, 5)$ 的距离为 D_j , 获得的“古都距离”记为 CAD_1 , 同时,也以距离五大古都距离的算术平均获得城市“古都距离”记为 CAD_2 , 作为稳健性检验工具变量使用。计算模型如模型(1)和(2)。

$$CAD_1 = (D_1 \times T_1 / N_1 + D_2 \times T_2 / N_2 + D_3 \times T_3 / N_3 + D_4 \times T_4 / N_4 + D_5 \times T_5 / N_5) / 5 \quad (1)$$

$$CAD_2 = (D_1 + D_2 + D_3 + D_4 + D_5) / 5 \quad (2)$$

4. 控制变量的选择。戴维·罗默(2009)指出,资本、劳动(收入决定因素)的差异在很大程度上来源于豪尔和琼斯所谓的社会基础结构。市场化、制度、文化和交通等社会基础结构因素决定了一个城市的劳动、资本等要素资源的集聚,因而本文在考虑控制变量时主要考虑社会基础结构层面的因素,而没有重复考虑要素资源投入层面的因素,这种控制变量的选择方法在 Acemoglu 等(2001)、方颖和赵扬(2011)、董志强等(2012)等经典文献中也得到印证。具体选择地理纬度、距海岸的距离、产业结构、交通基础设施、创新活力、语言文化和自然资源七个控制变量。地理纬度以市中心的纬度表示,用来控制地理纬度引起的自然环境影响;距海岸的距离以市政府与最近海港的直线距离表示,用来控制因临近海洋所带来的海运成本和优惠政策的影响;地理纬度、距海岸的距离的数据来源于地图测量。产业结构以第二产业和第三产业产值占 GDP 比例表示,以控制产业结构差异的影响;交通基础设施采用城市道路密度(道路总长与土地面积的比值)表示,以控制交通基础设施差异的影响;创新活力以人均专利申请数表示,用以控制创新活力差异的影响;产业结构、交通基础设施、专利申请数据根据《中国城市统计年鉴》和各省市统计年鉴数据整理。语言文化以方言的多样化指数表示,用以控制语言文化差异的影响,数据来自中山大学岭南学院产业与区域经济研究中心公布的《中国方言数据》。自然资源以是否属于“资源型城市”构建虚拟变量,以控制自然资源禀赋的影响,数据来源于国务院公布的“全国资源型城市名单”。表 1 报告了核心解释变量与各控制变量之间的相关系数,产业结构、交通基础设施和专利申请与市场化进程的相关性大于 0.5,但小于 0.8,可能存在一定程度的多重共线性问题,其他控制变量之间的相关性很小。

表 1 核心解释变量与控制变量之间的相关系数

相关系数	市场化进程	地理纬度	距海岸的距离	产业结构	交通基础设施	专利申请	方言多样性	自然资源
市场化进程	1.000	0.066	-0.452	0.726	0.617	0.648	0.005	-0.178
地理纬度	0.066	1.000	-0.190	0.156	0.099	-0.130	0.063	0.202
距海岸距离	-0.452	-0.190	1.000	-0.298	-0.447	-0.398	-0.009	0.224
产业结构	0.726	0.156	-0.298	1.000	0.551	0.453	-0.008	-0.012
交通基础设施	0.617	0.099	-0.447	0.551	1.000	0.661	-0.059	-0.168
创新活力	0.648	-0.130	-0.398	0.453	0.661	1.000	-0.087	-0.415
方言多样性	0.005	0.063	-0.009	-0.008	-0.059	-0.087	1.000	-0.092
自然资源	-0.178	0.202	0.224	-0.012	-0.168	-0.415	-0.092	1.000

(二)变量的描述性统计。考虑封建王朝文化的传播受当时的交通、通讯等历史条件的约束,本文只考察了封建王朝文化可能较大触及的北京市、天津市、河北省、山西省、江苏省、浙江省、安徽省、江西省、山东省、河南省、湖北省、湖南省和陕西省等 13 个省份的 144 个地市级以上城市,东北、西部、南部各省由于路途遥远,在古代交通和通讯不便的约束条件下,封建王朝文化的影响非常小,不宜作为本文的考察对象,予以忽略。表 2 报告了 2016 年 144 个城市的人均 GDP、市场化进程、“古都距离”及 7 个控制变量数据的描述性统计。人均 GDP 的统计分析显示:最大值是最小值的 9.30 倍($e^{12.008} / e^{9.778}$),说明城市之间存在较大的发展差距。

表 2 主要变量的描述性统计

	变量指标(取对数)	符号	N	最小值	最大值	平均值	标准差
被解释变量	人均 GDP	Ln(AGDP)	144	9.778	12.008	10.826	0.492
	人均金融机构存款	Ln(AFD)	144	9.854	13.789	11.110	0.709
	人均居民存款	Ln(APD)	144	9.649	12.233	10.509	0.495

续表2 主要变量的描述性统计

	变量指标(取对数)	符号	N	最小值	最大值	平均值	标准差
核心解释变量	市场化进程 I	$\text{Ln}(MAP_i)$	144	0.980	7.843	4.976	1.222
	市场化进程 II	$\text{Ln}(MAP_{it})$	144	2.066	4.707	3.338	0.539
工具变量	“古都距离”	$\text{Ln}(CAD)$	144	4.892	6.109	5.490	0.346
控制变量	地理纬度	$\text{Ln}(X_1)$	144	3.230	3.704	3.488	0.113
	距海岸的距离	$\text{Ln}(X_2)$	144	0.095	7.038	5.480	1.395
	产业结构	$\text{Ln}(X_3)$	144	4.345	4.600	4.497	0.061
	交通基础设施	$\text{Ln}(X_4)$	144	3.632	10.010	7.363	1.131
	创新活力	$\text{Ln}(X_5)$	144	5.749	12.150	8.613	1.291
	语言文化	$\text{Ln}(X_6)$	136	0.001	0.772	0.302	0.237
	自然资源	$\text{Ln}(X_7)$	144	0.000	1.000	0.403	0.492

图2是144个中东部城市的人均GDP对比地图,直观地显示了城市贫富差距与古都空间分布的关系,也即:由五大古都所围成的区域及其附近地区,人均GDP普遍较低,换言之,与五大古都的平均距离越近的城市整体较为贫穷;反之,则更为繁荣。

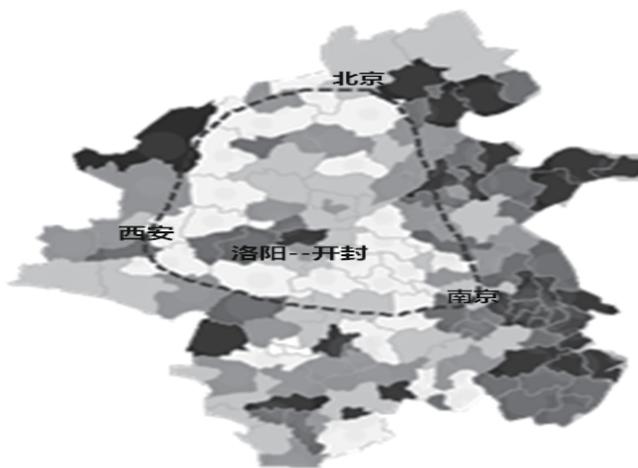


图2 古都分布与经济发展水平差异的空间特征
(颜色越深代表人均GDP越高)

(三)估计模型的设定。从以往的研究文献看,多数学者在研究市场化进程与地区经济增长差异的关系时,主要利用OLS方法,如:张建清等(2014)、韦倩等(2014)、孙晓华等(2015)。但本文认为,以往研究文

献并未很好地处理核心解释变量与被解释变量之间的内生性问题。在近些年研究经济发展差异的实证文献中,寻找合适的外生工具变量进行IV估计的研究思路,获得了广泛的应用和认可,代表性的文献包括:Acemoglu等(2001)、方颖和赵扬(2011)、董志强等(2012)、张浩然(2018)等。考虑到市场化进程与城市经济发展水平之间可能存在的内生性问题,本文采用IV估计进行实证研究。在具体的模型设定上采用对数模型的形式,主要基于以下三点考虑:一是各解释变量和被解释变量的量纲的巨大差异,以及OLS回归对残差项正态分布的要求,取对数值之后数据量纲较为一致,且残差项更趋近于正态分布;二是对数模型所估计出的系数具有一定的经济意义,即可以为我们研究被解释变量对解释变量的弹性提供有用的信息;三是相关的经典文献多采用对数模型,如Acemoglu等(2001)、方颖和赵扬(2011)、董志强等(2012)等。估计模型设定如模型(3)和(4):

$$\text{Ln}(AGDP_i) = c + \alpha \times \text{Ln}(MAP_i) + \beta \times \text{Ln}(X_i) + \mu_i \quad (3)$$

$$\text{Ln}(MAP_i) = c + \Phi \times \text{Ln}(CAD_i) + \theta \times \text{Ln}(X_i) + \eta_i \quad (4)$$

其中: $AGDP_i$ 是各个城市的人均GDP, MAP_i 是各个城市的市场化进程, CAD_i 是各个城市的“古都距离”,代表市场化进程的历史工具变量。 X_i 为控制变量,包含除市场化进程之外的社会基础结

构因素向量。 α 、 β 为 2SLS 回归的估计系数, Φ 、 θ 为 2SLS 第一阶段回归的估计系数, μ_i 、 η_i 为随机变量。

四、实证分析

(一) 工具变量的适用性分析。

1. 工具变量的外生性阐述和检验。根据历史学、古都学的相关研究文献, 古都的选择与政治、社会、自然和风水等因素相关, 经济因素的考量较少。如: 马强(2009)的研究认为, 古代定都与迁都的影响因素多为政权安全方面, 如“被山襟河, 四关拱卫”, 正是关中(长安)在中国古代能够长期作为帝都的重要原因。蔡小平和方志远(2011)的研究认为, 明朝最终定都北京除了战略位置重要之外, 更多的是因为当时南京地震频发。卢海鸣(2002)认为风水因素是与自然因素和社会因素并列的又一重要因素, 在古都选址中起着重要的作用, 建康确立为古都就是风水因素发挥重要作用的一个显例。因此, 从经济意义上分析, “古都距离”作为工具变量具有较明显的外生性特征。

此外, 参考 Acemoglu 等(2001)、方颖和赵扬(2011)的研究文献, 工具变量的外生性在实证检验上需要满足: 工具变量与扰动项不相关, 即满足“工具变量只有通过核心解释变量影响被解释变量”的排他性条件, 本文参照以上研究文献的方法进行了排他性检验, 检验结果如表 3。表 3 的第(1)、(2)列的结果表明, 工具变量与核心解释变量分别对被解释变量进行回归时, 都在 1% 的置信水平下显著; 第(3)列的结果表明, 工具变量与核心解释变量同时对被解释变量进行回归时, 核心解释变量具有 1% 的显著性, 但工具变量不再具有显著性, 这说明工具变量在很大程度上不是通过其他因素影响被解释变量, 而是通过核心解释变量这一路径影响被解释变量, 即工具变量与扰动项不相关。

表 3 排他性约束检验与内生性检验结果

被解释变量: 人均 GDP				
检验项目	排他性约束检验			内生性检验
解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln(MAP_t)$	0.323*** (15.984)		0.315*** (15.298)	0.422*** (12.989)
$\ln(CAD_t)$		0.366*** (3.176)	0.115 (1.580)	
e				-0.131*** (-3.592)
C	9.221*** (89.189)	8.816*** (13.899)	8.626*** (22.091)	8.728*** (52.214)
R^2	0.64	0.598	0.644	0.657
F	255.476	10.088	130.336	138.196
N	144	144	144	144

(1)***、**和*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著水平, 圆括号内为 t 值, 下文所有表格均适用此条注释。(2) 根据 Hausman(1978)的检验, 工具变量($\ln CAD_t$)对核心解释变量($\ln MAP_t$)回归获得的残差(e), 使用残差(e)和核心解释变量($\ln MAP_t$)同时对被解释变量回归, 根据残差(e)的系数显著性判断内生性问题。

2. 弱工具变量的阐述和检验。“古都距离”与城市的市场化进程之间的内在逻辑已在本文第二部分进行了阐述。表 4 中的第一阶段估计结果显示, 工具变量与核心解释变量均在 1% 的置信水平下显著相关, 且 F 统计量远大于 10 (分别为 14.959、56.010、54.375、52.670、47.163 和 40.970), 进一步消除了对弱工具变量的担心。此外, 由于本文构建的模型中, 工具变量的数量等于解释变量的数量, 因此该模型为恰好识别模型, 不存在过度识别问题。

表4 2SLS第一阶段估计结果

被解释变量: 市场化进程 I(LnMAP _i)						
解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Ln(CAD _i)	1.606*** (2.663)	1.194*** (2.765)	1.555*** (3.749)	1.197*** (2.958)	1.402*** (3.475)	1.392*** (3.421)
LnX1	4.084** (2.256)	2.255* (1.732)	3.329*** (2.664)	3.059** (2.569)	3.307*** (2.779)	3.265*** (2.704)
LnX2	-0.224** (-2.414)	-0.111* (-1.666)	0.005 (0.068)	0.002 (0.030)	0.056 (0.823)	0.053 (0.770)
LnX3		13.028*** (11.658)	10.334*** (8.469)	9.688*** (8.264)	10.351*** (8.647)	10.315*** (8.517)
LnX4			0.304*** (4.351)	0.136* (1.727)	0.145* (3.607)	0.143* (1.771)
LnX5				0.258*** (3.940)	0.242*** (3.607)	0.248*** (3.421)
LnX6					0.219 (0.899)	0.228 (0.920)
LnX7						0.032 (0.235)
C	-16.860* (-1.727)	-67.4211	-63.911*** (-8.230)	-59.066*** (-7.888)	-64.322*** (-8.447)	-64.003*** (-8.245)
R ²	0.227	0.606	0.651	0.684	0.705	0.703
F	14.959	56.010	54.375	52.670	47.163	40.970
N	144	144	144	144	144	144

(二) OLS 和 2SLS 估计。以中东部 144 个地市级以上城市为研究单元, 本文首先使用 OLS 方法对市场化进程的经济效应进行检验。表 5 报告了基于模型(3)的 OLS 估计结果, 第(1)列至第(6)列分别是逐渐加入控制变量的估计结果, 结果表明, 市场化进程对城市经济发展水平影响显著, 估计系数分别为 0.293、0.173、0.146、0.131、0.140 和 0.143, 置信水平均为 1%。但是, OLS 估计无法克服市场化进程与城市经济发展之间的内生问题, 也即: 无法回答是市场化进程促进了城市经济发展, 还是城市经济发展推动了市场化进程, 且表 3 第(4)列的 Hausman 检验显示: 残差估计值 e 的系数在 1% 的置信水平下具有显著性, 说明核心解释变量与被解释变量之间存在显著的内生性问题, 因此, 仅仅使用 OLS 估计可能会得到有偏误的估计结果, 以“古都距离”为工具变量进行 2SLS 估计十分必要。

表5 OLS估计结果

被解释变量: 人均 GDP(LnADP)						
解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
LnMAP _i	0.293*** (13.283)	0.173*** (6.299)	0.146*** (5.285)	0.131*** (4.435)	0.140*** (4.528)	0.143*** (4.714)
LnX1	-0.212 (-0.979)	-0.419** (-2.145)	-0.417** (-2.218)	-0.339* (-1.732)	-0.216 (-1.040)	-0.155 (-0.749)
LnX2	-0.060*** (-3.071)	-0.069*** (-3.949)	-0.054*** (-3.110)	-0.052*** (-2.964)	-0.044** (-2.381)	-0.038** (-2.075)
LnX3		3.232*** (6.219)	2.872*** (5.617)	2.930*** (5.728)	2.880*** (5.255)	2.981*** (5.513)
LnX4			0.084*** (3.442)	0.067** (2.480)	0.048* (1.719)	0.054* (1.935)
LnX5				0.034 (1.380)	0.041 (1.590)	0.018 (0.680)
LnX6					-0.062 (-0.696)	-0.094 (-1.062)
LnX7						-0.113** (-2.330)
C	10.441*** (13.047)	-2.732 (-1.223)	-1.681 (-0.774)	-2.318*** (-1.047)	-2.506 (-1.060)	-3.014 (-1.290)
R ²	0.659	0.731	0.75	0.752	0.751	0.759
F	92.935	98.125	86.998	73.290	59.110	54.189
N	144	144	144	144	144	144

表 6 为 2SLS 的估计结果, 第(1)列以地理纬度和距海岸的距离为控制变量, 以“古都距离”为工具变量的实证结论表明, 市场化进程对城市经济发展具有显著的正效应; 第(2)列至第(6)列

报告了分别加入产业结构、交通基础设施、创新活力、语言文化和自然资源作为控制变量的估计结果,市场化进程对城市经济发展一直保持1%的显著水平,且估计系数变化很小(分别为0.332、0.302、0.337、0.372、0.332和0.360),但与OLS估计的系数相比,明显更大,说明忽略内生性问题会低估市场化进程的经济效应。此外,各控制变量的符号与预计结果一致:地理维度(LnX1)的影响为负,说明南方比北方经济发展更好的经济事实;距海岸的距离(LnX2)的影响为负,说明沿海地区凭借地理和区位优势而优先发展的经济特征;产业结构(LnX3)为正,说明产业结构升级与经济发展水平正相关;交通基础设施(LnX4)为正,说明交通基础设施对经济发展的影响为正;专利申请的影响非常不显著,可能是专利申请与市场化进程、交通基础设施存在多重共线性有关;方言多样性的影响为正说明,方言多样性限制了技术的传播进而对城市经济发展产生负向的影响;自然资源的影响说明了经济发展的资源“诅咒”效应。但这些控制变量整体上显著性都不高,可能的原因是样本量较小,但与核心解释变量的显著性(均为1%的置信水平)比较,从另一个角度说明了市场化进程对城市经济发展具有极其显著的影响。

表6 2SLS第二阶段估计结果

被解释变量:人均GDP(LnADP)						
解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
LnMAP _{<i>t</i>}	0.332*** (2.896)	0.302** (2.038)	0.337*** (2.849)	0.372** (2.137)	0.332** (2.305)	0.360*** (2.907)
LnX1	-0.204 (-0.837)	-0.295 (-1.033)	-0.249 (-0.944)	-0.324 (-1.309)	-0.154 (-0.617)	-0.075 (-0.303)
LnX2	-0.045 (-0.911)	-0.038 (-0.938)	-0.021 (-0.774)	-0.020 (-0.741)	-0.025 (-1.036)	-0.015 (-0.610)
LnX3		1.519 (0.788)	0.745 (0.555)	0.483 (0.276)	0.799 (0.523)	0.659 (0.463)
LnX4			0.035 (0.781)	0.050 (1.304)	0.035 (0.934)	0.039 (1.172)
LnX5				-0.039 (-0.623)	-0.015 (-0.296)	-0.048 (-0.996)
LnX6					-0.103 (-0.889)	-0.145 (-1.334)
LnX7						-0.129** (-2.236)
C	10.130*** (7.752)	3.728 (0.518)	6.520 (1.247)	8.008 (1.081)	6.163 (0.964)	6.645 (1.114)
R ²	0.651	0.688	0.663	0.632	0.675	0.663
F	36.933	77.484	62.411	48.185	44.213	37.795
N	144	144	144	144	144	144

(三)稳健性检验。表6的估计结果已经说明了增加控制变量之后实证结果的稳健性,为了进一步消除对实证结果稳健性的疑虑,本文还选择更换变量数据的方法进一步验证稳健性,表7的第(1)列展示了改变核心解释变量数据的核算方法(使用主成分分析法代替算术平均法)的估计结果,第(2)、(3)列分别展示了使用人均金融机构存款Ln(AGDP)和人均居民存款Ln(APD)代替人均GDP作为被解释变量的估计结果。估计结果显示:核心解释变量(市场化进程)分别在5%、1%和1%的置信水平影响被解释变量(城市经济发展水平),核心解释变量估计系数的变化因变量数据的量纲差异而发生改变,也与预判相符。第(4)和(5)列是以Ln(CAD₂)替代Ln(CAD₁)作为工具变量的估计结果,结果显示,更换工具变量构建方法的估计结果分别与表6第(6)列、表4第(6)列)的估计结果差别微小。以上检验结果表明,更换变量的指标数据,实证结论仍十分稳健。

表7 稳健性检验结果

被解释变量	Ln(AGDP)	Ln(APD)	Ln(GDP)	LnMAP _{<i>t</i>}
解释变量	(1)2SLS	(2)2SLS	(3)2SLS	(4)2SLS
LnMAP _{<i>t</i>}		0.731*** (3.674)	0.567*** (3.683)	0.271*** (3.000)

续表7 稳健性检验结果

被解释变量	Ln(<i>AGDP</i>)	Ln(<i>AFD</i>)	Ln(<i>APD</i>)	Ln(<i>GDP</i>)	Ln <i>MAP_t</i>
Ln <i>MAP_{it}</i>	0.896 ^{**} (2.324)				
Ln(<i>CAD₂</i>)					1.396 ^{***} (4.160)
Ln <i>X</i> ₁	0.307(0.814)	0.987 ^{**} (2.476)	0.978 ^{***} (3.176)	-0.108(-0.500)	2.129 ^{**} (2.590)
Ln <i>X</i> ₂	-0.002(-0.043)	0.079 [*] (1.946)	0.032(1.026)	-0.025(-1.170)	0.034(0.570)
Ln <i>X</i> ₃	1.573(1.108)	-0.984(-0.430)	-0.960(-0.543)	1.607(1.500)	9.584 ^{***} (7.900)
Ln <i>X</i> ₄	0.028(0.636)	-0.077(-1.422)	-0.099(-2.366)	0.045(1.550)	0.208 ^{**} (2.500)
Ln <i>X</i> ₅	-0.092(-1.209)	0.016(0.207)	-0.036(-0.594)	-0.021(-0.550)	0.256 ^{***} (3.660)
Ln <i>X</i> ₆	-0.088(-0.669)	-0.281(-1.606)	-0.201(-1.490)	-0.124(-1.330)	0.199(0.820)
Ln <i>X</i> ₇	-0.117(-1.625)	-0.192 ^{**} (-2.064)	-0.130 [*] (-1.803)	-0.123 ^{**} (-2.440)	0.042(0.310)
<i>C</i>	0.369(0.073)	8.614(0.898)	9.569(1.291)	2.701(0.600)	-60.758 ^{***} (-9.360)
<i>IV</i>	Ln(<i>CAD₁</i>)	Ln(<i>CAD₁</i>)	Ln(<i>CAD₁</i>)	Ln(<i>CAD₂</i>)	
<i>R</i> ²	0.473	0.592	0.498	0.742	0.732
<i>N</i>	144	144	144	144	144

注: 市场化进程 I 是各子指标的算术平均数, 市场化进程 II 是使用主成分分析法计算各子指标的所得数值。

(四)实证结论的进一步讨论。

1. 市场化进程对城市发展差异影响程度的讨论。根据 Acemoglu 等(2001)的估计方法, 以人均 *GDP* 的最小值(阜阳市)、中位数(常德市)和最大值(东营市)为比较样本, 定量考察市场化进程对人均 *GDP* 的影响程度。根据表 6 中回归(6)所估计的系数(0.360), 中位数(常德市)和最小值(阜阳市)的市场化进程指标的差异为 1.815, 由此估计出因市场化进程差异而引起的有关 *GDP* 差异应该是 0.653(1.815×0.360), 而实际上两者的人均 *GDP*(取对数)差异为 1.053, 由市场化进程引起的人均 *GDP* 差异占实际人均 *GDP* 差异的 62.051%, 换言之, 市场化进程解释了常德和阜阳两市 62.051% 的经济发展差异。用相同计算方法可得, 市场化进程解释了中位数(常德市)和最大值(东营市)人均 *GDP* 差异的 51.997%, 也解释了最小值(阜阳市)和最大值(东营市)人均 *GDP* 差异的 53.139%。定量分析结果如表 8 所示。综上所述, 市场化进程解释了以上考察样本城市人均 *GDP* 差异的 50% 以上。

表 8 市场化进程对城市发展差异影响程度的定量分析

三个考察样本城市人均 <i>GDP</i> 和市场化进程的指标值		
	人均 <i>GDP</i> 取对数	综合市场化进程 I
阜阳市(最小值)	9.778	2.981
常德市(中位数)	10.831	4.796
东营市(最大值)	12.008	6.497
由市场化进程解释的 <i>GDP</i> 差异的百分比		
最小值-中位数城市	“中位数-最大值”城市	“最小值-最大值”城市
62.051%	51.997%	53.139%

注: 在考察的 144 个地市级以上城市中, 人均 *GDP* 最小的城市为阜阳市, 中位数城市为常德市, 最大值城市为东营市。

2. 反事实假设实验的讨论。为了进一步评估这些估计结果, 参考 Acemoglu 等(2015)的研究方法, 本文进行如下两个反事实假设实验: 一是把所有市场化进程小于人均 *GDP* 中位数(常德市)的样本城市提升到常德市的市场化进程水平, 二是把所有样本城市的市场化进程提高到人均 *GDP* 最大值(东营市)的水平。考察在这两个反事实实验中, 市场化进程对经济发展水平产生的影响, 计算结果见表 9 所示。假设市场化进程小于常德市的城市全部提升常德市的市场化进程水平, 则所有样本城市的人均 *GDP* 平均值将从 50 764 元增加至 66 642 元, 增加 9.674%; 假如全部样本城市的市场化进程提高至东营市的水平, 全部样本城市的人均 *GDP* 平均值将增加至 88 995 元, 比实际平均值增加 46.461%, 换言之, 通过促进市场化进程提高样本城市的人均 *GDP* 至少还有 46.461% 的上升空间。

表 9 反事实实验估计结果

反实验的假设	各样本城市人均 GDP 平均值	人均 GDP 增长至	提升百分比
所有市场化进程低于常德市的城市提升至常德市的水平	60 764 元	66 642 元	9.674%
所有市场化进程低于东营市的城市提升至东营市的水平	60 764 元	88 995 元	46.461%

注: 以上计算使用了表 6 中回归(6)所报告的回归系数(0.360), 计算过程限于篇幅不再展示。

五、主要结论与政策启示

本文以中国历史上封建王朝帝都文化能够较大程度辐射到的中东部地区 144 个地市级以上城市为研究对象, 考察了城市贫富差异与古都空间分布密切相关的特征, 基于对市场化阻滞的制度—文化因素的溯源和探讨, 构建了“‘古都距离’—市场化进程—城市经济发展”的理论假说, 即“古都距离”决定了封建王朝文化对首都以外地区的影响程度, 以儒家文化为主导的封建王朝“制度—文化”对各城市的辐射随着与“古都距离”的增加而衰减, 导致了各城市市场化阻滞的制度—文化因素的差异。由于文化传承性和制度变迁的路径依赖特征, 这些历史上的制度文化因素对改革开放后城市的市场化进程和经济发展产生了潜在的影响。

本文以“古都距离”作为市场化进程的历史工具变量, 估计了市场化进程对城市经济增长的贡献, *IV* 估计克服了以往研究文献中因内生性而存在的估计偏误问题。2SLS 估计结果表明: 城市的市场化进程对人均 GDP 具有显著的正向的经济效应, 市场化进程每提升 1%, 人均 GDP 约提升 0.360%。增加控制变量, 更换被解释变量指标, 或改变核心解释变量指标的核算方法, 实证结论都十分稳健。根据实证结论, 本文进一步定量讨论了市场化进程对人均 GDP 的影响程度: 市场化进程解释了常德和阜阳两市 62.051% 的经济发展差异, 解释了常德和东营两市人均 GDP 差异的 51.997%, 解释了阜阳和东营两市人均 GDP 差异的 53.139%。此外, 本文借鉴 Acemoglu 等(2015)的反事实实验方法, 估计了通过加快市场化进程提升经济发展水平的空间, 假设市场化进程小于常德市的样本城市全部提升至常德市的市场化进程水平, 则全部样本城市(144 个)的人均 GDP 的平均值将比实际平均值增加 9.674%; 假如全部样本城市的市场化进程提高至东营市的水平, 则全部样本城市人均 GDP 的平均值将增加 46.461%。

本文的研究从理论和实证上回答了“临近古都是历史财富还是历史包袱”的问题, 即距离五大古都综合距离越近, 内涵于制度和文化之中的市场化阻滞力越大, 从而成为影响这些城市的市场化进程和经济发展的“历史包袱”。本文虽然从历史文化的视角构建了理论假说, 阐述了“古都距离”对城市的市场化改革和发展的影响, 但并非主张城市的市场化改革和发展完全由“古都距离”决定。相反, 在封建王朝帝都文化影响较深的地区, 加快培植先进的市场经济文化和企业家精神, 以消减帝都文化的“残留”, 营造有利于市场化改革“推陈出新”的文化氛围, 减小市场化改革的制度—文化阻滞力, 这对临近古都的落后地区加快实现贫富差异逆转至关重要。

主要参考文献:

- [1]蔡小平, 方志远. 南京地震与明朝定都[J]. 江西社会科学, 2011, (4): 146—151.
- [2]戴维·罗默. 高级宏观经济学[M]. 王根蓓译. 上海: 上海财经大学出版社, 2009: 104-106.
- [3]董志强, 魏大海, 汤灿晴. 制度软环境与经济发展——基于 30 个大城市营商环境的经验研究[J]. 管理世界, 2012, (4): 9—20.
- [4]樊纲, 王小鲁, 张立文. 中国各地区市场化进程相对指数 2000 年报告[J]. 经济研究, 2001, (7): 3—11.
- [5]樊纲, 王小鲁, 马光荣. 中国市场化进程对经济增长的贡献[J]. 经济研究, 2011, (9): 4—16.
- [6]方颖, 赵扬. 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[J]. 经济研究, 2011, (5): 138—148.

- [7]高波. 文化、文化资本与企业家精神的区域差异[J]. *南京大学学报(哲学·人文科学·社会科学)*, 2007, (5): 38-47.
- [8]龚培河, 俞伟. 全面深化改革阻力及应对[J]. *宁夏社会科学*, 2018, (1): 53-57.
- [9]郭为. 儒家文化的制度视角与企业家精神[J]. *江汉论坛*, 2002, (10): 24-27.
- [10]胡敏中. 儒家伦理与市场社会[J]. *江汉论坛*, 2013, (2): 50-52.
- [11]卢海鸣. 试论六朝定都建康的风水因素[J]. *南京社会科学*, 2002, (4): 42-45.
- [12]吕朝凤, 朱丹丹. 市场化改革如何影响长期经济增长?——基于市场潜力视角的分析[J]. *管理世界*, 2016, (2): 32-44.
- [13]马克思·韦伯. 中国的宗教: 儒教与道教[M]. 洪天富译. 南京: 江苏人民出版社, 2008: 38-49.(请核对年份)
- [14]马强. 唐宋时期关于定都与迁都之议[J]. *人文杂志*, 2009, (1): 137-143.
- [15]阮建青, 王凌. 语言差异与市场制度发展[J]. *管理世界*, 2017, (4): 80-91.
- [16]邵传林. 中国式分权、市场化进程与经济增长[J]. *统计研究*, 2016, (3): 63-71.
- [17]施震凯, 王美昌. 中国市场化进程与经济增长: 基于贝叶斯模型平均方法的实证分析[J]. *经济评论*, 2016, (1): 26-38.
- [18]宋志明. 儒学与市场经济兼容——现代新儒家的新视角[J]. *齐鲁学刊*, 2012, (4): 5-9.
- [19]孙晓华, 李明珊, 王响. 市场化进程与地区经济发展差距[J]. *数量经济技术经济研究*, 2015, (6): 39-55.
- [20]陶一桃. 从经济特区谈中国道路的实质与内涵[J]. *社会科学战线*, 2018, (6): 22-31.
- [21]田国强. 十八大与中国改革的未来之路[J]. *经济研究*, 2013, (3): 14-16.
- [22]王文举, 范合君. 我国市场化改革对经济增长贡献的实证分析[J]. *中国工业经济*, 2007, (9): 48-54.
- [23]韦森. 从传统齐鲁农耕文化到现代商业精神的创造性转化[J]. *东岳论丛*, 2004, (6): 5-12.
- [24]韦倩, 王安, 王杰. 中国沿海地区的崛起: 市场的力量[J]. *经济研究*, 2014, (8): 170-183.
- [25]张浩然. 日照间距约束、人口密度与中国城市增长[J]. *经济学(季刊)*, 2018, (1): 333-354.
- [26]章建刚. 儒家伦理、市场伦理和普遍伦理[J]. *哲学研究*, 2000, (2): 35-42.
- [27]朱士光. 古都文化与现代城市文明[J]. *江汉论坛*, 2004, (8): 91-94.
- [28]Acemoglu D, García-Jimeno C, Robinson J A. State capacity and economic development: A network approach[J]. *American Economic Review*, 2015, 105(8): 2364-2409.
- [29]Acemoglu D, Johnson S, Robinson J A. The colonial origins of comparative development: An empirical investigation[J]. *American Economic Review*, 2001, 91(5): 1369-1401.
- [30]Elisabetta F, Raiser M, Sanfey P. Defying the odds: Initial conditions, reforms, and growth in the first decade of transition[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2002, 30(2): 229-250.
- [31]Guiso L, Sapienza P, Zingales L. Does culture affect economic outcomes?[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2006, 20(2): 23-48.
- [32]Havrylyshyn O, Izvorski I, van Rooden R. Recovery and growth in transition economies 1990-97: A stylized regression analysis[J]. IMF Working Paper, 1998.
- [33]Hsieh C T, Klenow P J. Development accounting[J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2010, 2(1): 207-223.
- [34]Li R Y, Ma Z Y, Chen X R. Historical market genes, marketization and economic growth in China[J]. *Economic Modelling*, 2019.
- [35]de Melo M, Denizer C, Gelb A, et al. Circumstance and choice: The role of initial conditions and policies in transition economies[J]. *The World Bank Economic Review*, 2001, 15(1): 1-31.
- [36]Xu C G. The fundamental institutions of china's reforms and development[J]. *Journal of Economic Literature*, 2011, 49(4): 1076-1151.

Is “Near the Ancient Capital” Historical Wealth or Historical Burden?

Ma Zhongxin

(School of Economics, Shenzhen University, Shenzhen 518061, China)

Summary: This paper takes 144 cities in the eastern and central China that can be largely radiated by feudal dynasty culture as the research object, and finds that the difference between rich and poor cities is closely related to the spatial distribution of ancient capitals. Based on the traceability and exploration of the historical factors about institution and culture, we establish the theoretical hypothesis of “distance from ancient capitals—marketization—urban economic growth”, that is, “distance from ancient capitals” determines the degree of the influence of feudal dynasty culture on cities outside the capital, and the feudal dynasty’s system-culture radiation which is dominated by Confucian culture decay with the increase of “distance from ancient capitals”, which leads to differences in the institutional-cultural factors that hinder the marketization of cities. Due to cultural heritage and the path dependence of institutional change, these historical institution-culture factors have potentially affected the marketization and economic growth of cities from 1978 to now.

The empirical research uses the “distance from ancient capitals” as a historical tool variable of marketization, estimates the contribution of the marketization process to urban economic growth, and overcomes the problem of estimation bias due to endogeneity. The 2SLS estimation results show that the marketization of cities has a significantly positive effect on per capita GDP. The marketization has increased by 1%, and the per capita GDP has increased by about 0.360%. When we add the control variables, or change the calculation methods of variables, empirical conclusions are very robust. Based on the research conclusions, this paper further quantitatively discusses the impact of marketization on per capita GDP: The marketization explains 62.051% of the difference of per capita GDP between Changde and Fuyang, 51.997% of the difference of per capita GDP between Changde and Dongying, and 53.139% of the difference of per capita GDP between Fuyang and Dongying. In addition, this paper uses the method of counterfactual fact which is used in the paper of Acemoglu, et al. (2015) to estimate the space for increasing the level of economic growth through accelerating marketization. If the marketization of all cities, which is less than that of Changde, would be promoted to the level of Changde, the per capita GDP of cities (144) will increase by 9.674% from the actual level. If the marketization of all cities would be promoted to the level of Dongying, the average per capita GDP of all cities will increase by 46.461%.

This paper theoretically and empirically answers the question that “near the ancient capital” is historical wealth or historical burden, that is to say, the closer the comprehensive distance from the five ancient capitals is, the greater the blocking force of marketization in the system and culture is, which becomes the “historical burden” that affects the marketization process and economic development of these cities.

Key words: marketization process; economic growth; “distance from ancient capitals”

(责任编辑 许 柏)