

【统计应用研究】

# 省际文化资本存量估算与经济增长效应研究

张梁梁<sup>1</sup>, 袁凯华<sup>2</sup>

(1. 长安大学 经济与管理学院, 陕西 西安 710064; 2. 厦门大学 经济学院, 福建 厦门 361005)

**摘要:**通过构建包含文化资本的内生经济增长模型,验证文化资本对长期经济增长的影响机制。在借鉴前人研究成果的基础上,将文化以资本的形式具体量化,在永续盘存法框架下估算出中国省际文化资本存量,并证明其存在较强的空间集聚现象。实证研究表明:现阶段中国文化资本对经济增长具有显著的促进作用,但不能排除两者存在非线性关系的可能性;分区域研究表明:中部地区文化资本产出弹性最高、西部地区次之、东部地区因文化资本过度集聚反而出现不显著的情况,这意味着不仅要加大文化领域的投入,还更应该合理配置文化资本在地区间的比重,以实现全局利益最优的目标。

**关键词:**文化资本;经济增长;存量估算;空间误差模型

**中图分类号:**F062.6 **文献标志码:**A **文章编号:**1007-3116(2018)05-0039-11

## 一、引言

经济增长的动力源泉与绩效差异是经济学永恒的研究热点。然而,可开发利用的资源终究有限,环境约束日益收紧,物质资本与劳动力供给亦不可能无限增加,传统生产要素已无法完美解释为何初始资源禀赋类似的国家和地区经济增长水平却大相径庭。为此,经济学家开始尝试从社会文化差异的视角寻求长期经济增长的内在动力,以完善不同地区间经济增长和绩效差异的解答,然而文化因素依旧未能恰如其分地融入主流经济学科:一方面,文化因素作为意识形态的非物化存在,很难找到合适指标将其准确测度;另一方面,文化要素作用于经济发展其他生产要素的机制和方向不确定,导致其经济性分析莫衷一是。在互联网技术盛行、高科技飞速发展、外来文化对本土文化剧烈冲击的大环境下,综合考察文化因素各方面效应的难度加大,当然这也预示着深入研究该领域的迫切性与重大的现实意义。

亚当·斯密、约翰·穆勒、马歇尔等经济学先贤

很早就注意到了文化因素对社会经济的影响,但他们的理论始终将文化视为经济活动对人们价值观的约束和规范。马克斯·韦伯在其著作《新教伦理与资本主义精神》中指出,资本主义经济伦理观对近代资本主义形成和发展具有决定性作用,它极大促进了市场经济体制的健全完善,是现代西方经济制度形成的基石。随着 World Values Survey(WVS)数据的完善,国外有关文化的相关研究逐渐丰富,但大部分研究仍是从定性的角度出发,说明文化通过影响市场经济中微观个体的价值观、行为准则以及处世之道作用于经济发展,而将文化视为经济发展过程中独立的生产要素,并以资本形式衡量文化的最早学者是法国的 Bourdieu,他将广义的文化资本定义为任何与文化及其活动相关的有形或无形的资产,由此归纳出文化资本的三种表现形式,即身体形态文化资本(如学识、技能、品味等)、客观形态文化资本(如书画、古董和工具)以及体制形态的文化资本(如证书、学历)<sup>[1]241-258</sup>;Throsby又进一步赋予了文化以经济学含义,认为文化资本具有如其他资本

收稿日期:2017-09-15;修复日期:2018-01-09

基金项目:国家社会科学基金重点项目《我国能源开发利用的升级创新机制研究》(15AZD014);中央高校(长安大学)本科科研业务费专项资金资助项目《基于资本服务视角的公共投入效率差异对地区经济俱乐部收敛的传导路径研究》(300102238624)

作者简介:张梁梁,男,四川绵阳人,经济学博士,讲师,研究方向:数量经济学;

袁凯华(通讯作者),男,山东菏泽人,博士生,研究方向:国际贸易理论。

类型一般的价值积累和创造的功能<sup>[2]</sup>。

中国作为唯一延续至今的四大文明古国,传统文化对宏观政策和微观行为都产生了根深蒂固的影响,由此催生了一系列民族文化对经济和商业领域的探索研究<sup>[3]</sup>。同时,企业文化、组织文化、创新文化以及消费文化等立足于微观层面的文化领域研究也被广为涉及。国内对文化定性方面的研究,主要以文化作用于经济增长的理论概述和区域间文化比较与协调性研究为主,从价值观、社会关系、组织形式等多方面论述了文化可能作用于经济的途径<sup>[4-5]</sup>,而定量方面的研究则受限于文化测度的困难,一般以CHIP、CGSS等微观调查数据为基础,运用微观计量模型验证文化因素的重要性<sup>[6]</sup>。熊正德等试图从宏观统计数据中寻求有效的替代变量,或者构建一套具有可比性的文化评价体系,并运用统计学的方法赋予这些泛文化指标一定的权重,从而定量分析比较地区间文化软实力的差异<sup>[7]</sup>。此外,贾俊雪等通过设置儒家文化哑变量与社会保障交互项的方式,得到社会保障机制在儒家传统文化背景下对不同时期经济发展的影响,为实证分析文化因素各方面的影响提供了新的思路<sup>[8]</sup>。近年来,随着Hofstede文化维度指标的完善发展,涌现出大量以文化距离衡量地区间文化差异对经济影响的文章,但此类研究仅限于国际贸易领域,而对于探究中国文化的经济效应并无实质的借鉴意义。

综上所述不难看出,现阶段与文化相关的实证研究并不多见,而赋予文化因素以经济性,并从资本积累的视角出发估算出文化资本存量的文章更是稀缺。王云等基于测算无形资本存量的CHS模式,重点关注文化资本带来的无形价值,从创意、品牌和版权三方面着手分别估算出各自层面的资本存量<sup>[9]</sup>,但其所获取数据的年限较短,设定的基年资本存量、折旧率等关键指标亦有悖于中国实际国情;李娟伟和任保平则重点考察了有形文化资本,并将其视为无形文化资本传播和发展的载体和决定因素<sup>[10]</sup>,但在估算过程中同样没有交代清楚基年文化资本存量的获取过程,其文化资本投资序列也存在一定的争议。也正是由于存在或多或少不尽如人意之处,笔者才力求克服现阶段数据和方法等方面的困难,尽可能为文化资本的实证研究提供有益的补充。

本文可能的创新点主要有以下两个方面:第一,目前文化因素相关研究大多基于微观调查数据或者泛文化指标的构建与替代,对于文化资本存量估算

的方法和指标选取原则几乎没有涉及,因此文化资本存量估算和实证研究并不多见,而本文根据笔者对文化资本内涵的理解,试图以尽可能严谨的估算过程弥补这一数据缺失,以期为后续研究扫清数据障碍;第二,在得到省际文化资本存量数据后,运用空间面板计量的手段,探索性构建和检验文化资本对经济发展的几种可能形式,从而得到文化资本具有正向增长效应和溢出效应。

## 二、理论模型解析

与以往研究认为文化仅通过影响人的行为规范而间接作用于经济增长的思路不同,本文将文化因素资本化,设定文化不仅能以互补品的形式影响人力资本积累,更能以资本的形式作为生产要素直接代入到经典的生产函数中。基于这一指导思想,本文引入包括人力资本和文化资本的两部门内生经济增长模型,重点分析文化资本积累过程和作用于稳态经济的理论机制。

### (一)最终产品部门

考虑在一个封闭的完全竞争市场体系,代表性企业在规模报酬不变的C-D生产函数形式下生产同质的最终产品Y:

$$Y = A(K_c K_p)^\alpha K_{yh}^{1-\alpha} \quad \alpha \in (0, 1) \quad (1)$$

其中A为技术进步参数, $K_c$ 和 $K_p$ 分别表示总的文化资本和物质资本存量, $K_{yh} = \mu K_h$ 为投入到生产过程中的人力资本存量, $\mu \in (0, 1)$ 。从 $K_c$ 和 $K_p$ 表现出的AK生产函数形式可以看出,两者存在完美的替代关系。参照Antoci等在研究新资本理论时构建模型思路<sup>[11]</sup>,笔者将重点分析文化资本和人力资本积累的产出效应,这里不妨令 $K_p \equiv 1$ ,即假设物质资本存量对经济增长的贡献率保持不变(在模型中略去),因此生产函数可简化为:

$$Y = AK_c^\alpha (\mu K_h)^{1-\alpha} \quad (2)$$

在完全竞争市场的设定下,同质化的企业数量众多,单个企业对市场施加的影响是微不足道的,此时技术参数A对于代表性企业是外生给定的。用 $A = \overline{K_c}^\varphi$ 表明全社会技术参数是平均文化资本存量的非线性函数, $\varphi > 0$ 用以衡量平均文化资本溢出效应的大小。同时,忽略人口增长率变化的影响,且将总人口单位化为1,此时平均文化资本可表示为:

$$\overline{K_c} = \int_0^1 K_c di \quad (3)$$

### (二)消费者行为

代表性家庭在物质资本存量保持不变的设定

下,全社会的经济产出  $Y$  被用于消费和文化资本积累。在不考虑折旧的前提下,文化资本的运动方程可表示为:

$$\dot{K}_c = AK_c^{-\alpha} (\mu K_h)^{1-\alpha} - c \quad (4)$$

人力资本积累受到人力资本投入  $(1-\mu)K_h$  以及原始存量基础上文化溢出的影响,借鉴 Bucci 和 Segre 的研究思路<sup>[12]</sup>,将人力资本动态积累方程设为:

$$\dot{K}_h = \beta(1-\mu)K_h + \varepsilon\gamma_{K_c}K_h \quad (5)$$

其中  $\beta > 0$  反映了人力资本投入的产出效率,  $\gamma_{K_c}$  表示文化资本存量的增长率;  $\varepsilon \in (0, 1)$  不仅反映了文化资本对人力资本正的外部性,还蕴含了文化资本和人力资本之间满足互补品的特性。

不考虑劳动力供给弹性,代表性家庭效用只与消费有关,无限时域的 CRRA 效用函数表达式为:

$$U = \int_0^{\infty} u(c)e^{-\rho t} dt = \int_0^{\infty} \frac{C^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} e^{-\rho t} dt \quad (6)$$

其中  $\rho > 0$  为时间贴现率,  $\sigma > 1$  为边际效用弹性,衡量消费者对风险的偏好度<sup>①</sup>。

### (三) 竞争性均衡求解

由方程式(4)~(6)可以建立现值 Hamiltonian 函数:

$$H = \frac{C^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} + \lambda_c [AK_c^{-\alpha} (\mu K_h)^{1-\alpha} - c] + \lambda_h [\beta(1-\mu)K_h + \varepsilon\gamma_{K_c}K_h]$$

其中  $\lambda_c, \lambda_h$  分别为文化资本与人力资本的影子价格。根据最优控制理论效用最大化的一阶条件和横截性条件,可以得到如下方程组:

$$c^{-\sigma} = \lambda_c \Rightarrow \frac{\dot{\lambda}_c}{\lambda_c} = -\sigma \frac{\dot{c}}{c} \quad (7)$$

$$\lambda_c A(1-\alpha)\mu^{-\alpha} K_c^{1-\alpha} - \lambda_h \beta K_h = 0 \quad (8)$$

$$\lambda_c A \alpha K_c^{-\alpha-1} (\mu K_h)^{1-\alpha} = \rho \lambda_c - \dot{\lambda}_c \quad (9)$$

$$\lambda_c A(1-\alpha)\mu^{1-\alpha} K_c^{-\alpha} K_h^{-\alpha} + \lambda_h [\beta(1-\mu) + \varepsilon\gamma_{K_c}] = \rho \lambda_h - \dot{\lambda}_h \quad (10)$$

在平衡增长路径上,主要经济变量的增长率保持不变。由均衡状态代表性家庭文化资本对称性可知  $\overline{K}_c = K_c, A = K_c^\varphi$ 。设  $\gamma_x = \frac{\dot{x}}{x}$  为各变量  $x$  的增长率,将技术参数代入式(8)并整理可得:

$$\frac{\lambda_c}{\lambda_h} = \frac{\mu^\alpha K_h^\alpha}{(1-\alpha)K_c^{\alpha+\varphi}} \quad (11)$$

对上式取对数求导得到:

$$\frac{\dot{\lambda}_c}{\lambda_c} + (\alpha + \varphi)\gamma_{K_c} - \alpha\gamma_{K_h} = \frac{\dot{\lambda}_h}{\lambda_h} \quad (12)$$

同时式(9)~(10)亦可相应整理为:

$$\alpha\mu^{1-\alpha}K_c^{\alpha+\varphi-1}K_h^{1-\alpha} = \rho - \frac{\dot{\lambda}_c}{\lambda_c} \quad (13)$$

$$\beta + \varepsilon\gamma_{K_c} = \rho - \frac{\dot{\lambda}_h}{\lambda_h} \quad (14)$$

从式(7)式(14)可知影子价格  $\lambda_c, \lambda_h$  在平衡增长路径下的增长率也是常数,所以由式(13)可得文化资本与人力资本的增长率满足:

$$(1-\alpha-\varphi)\gamma_{K_c} = (1-\alpha)\gamma_{K_h} \quad (15)$$

根据式(4)统一令  $\gamma_{K_c} = \gamma_c = \gamma$ ,并将式(7)、式(14)、式(15)代入式(12):

$$-\sigma\gamma + (\alpha + \varphi)\gamma - \frac{\alpha(1-\alpha-\varphi)}{1-\alpha}\gamma = \rho - \beta - \varepsilon\gamma \quad (16)$$

移项整理得到平衡增长路径下经济增长率与人力资本增长率:

$$\gamma = \frac{(1-\alpha)(\beta-\rho)}{(1-\alpha)(\sigma-\varepsilon)-\varphi} \quad (17)$$

$$\gamma_{K_h} = \frac{(1-\alpha-\varphi)(\beta-\rho)}{(1-\alpha)(\sigma-\varepsilon)-\varphi} \quad (18)$$

根据式(5)可知:

$$\frac{\dot{K}_h}{K_h} = \beta(1-\mu) + \varepsilon\gamma_{K_c} = \gamma_{K_h} \quad (19)$$

代入相应变量的增长率表达式,可解出用于生产过程的人力资本比重:

$$\mu = \frac{(1-\alpha)[\rho(1-\varepsilon) - \beta(1-\sigma)] - \rho\varphi}{\beta[(1-\alpha)(\sigma-\varepsilon) - \varphi]} \quad (20)$$

接下来,将重点探讨文化资本对经济增长的作用方向。在经济增长为正数的前提下,首先简单证明  $\beta > \rho$ 。显然,由式(17)不难看出  $\beta < \rho$  与  $(1-\alpha)(\sigma-\varepsilon) - \varphi < 0$  互为充要条件,当  $\beta < \rho$  时,由已知条件  $\mu \in (0, 1)$ ,即满足不等式:

$$0 < \frac{(1-\alpha)[\rho(1-\varepsilon) - \beta(1-\sigma)] - \rho\varphi}{\beta[(1-\alpha)(\sigma-\varepsilon) - \varphi]} < 1 \quad (21)$$

可得到  $(1-\alpha)(1-\varepsilon) - \varphi > 0$ ,进而可推得  $\sigma < 1$ ,与假设条件矛盾,从而证明了  $\beta > \rho$ ,此时对增长率  $\gamma$

① 虽然模型设定普遍取  $\sigma > 0$ ,但 Havranek 等学者通过实证发现消费的跨期替代弹性  $(1/\sigma)$  一般是小于 1 的<sup>[13]</sup>。同时,  $\sigma > 1$  也是下文推导的关键假设。

求偏导可得  $\frac{\partial \gamma}{\partial \varphi} > 0$ 、 $\frac{\partial \gamma}{\partial \epsilon} > 0$ ，说明文化资本溢出效应

( $\varphi$ )、文化资本与人力资本互补系数( $\epsilon$ )对经济增长都有正向促进作用。文化资本作为生产过程中的经济要素，其积累过程中的技术外部性与对人力资本积累的溢出效应是实现内生经济增长的重要动力。

### 三、文化资本存量估算

#### (一)文化资本定义

尽管文化资本与人力资本同属非物质资本，但文化资本因其抽象性、广泛性、集合性等方面的制约难以在数理分析和具体量化上达成共识，而目前对其研究所达到的高度还远不及人力资本领域。文化资本在 Throsby 之前更多的是一个社会学框架下的概念，学者普遍接受 Bourdieu 提出的文化资本定义，但其深厚的社会学功底及表述定义的概括性又使文化资本长期无法融入主流经济学领域。最早把文化资本应用到经济学分析的学者是 Throsby，他定义文化资本为蕴含于资产中的文化价值存量，且可以通过时间的积累创造出有形或无形、既有文化价值又有经济价值的商品或服务。文化资本是不易被人察觉但又普遍存在于人们的实践活动中，通过影响人们的处事观念和价值观进而决定着社会生产与消费的有序进行。

借鉴前人的研究成果，笔者认为文化资本泛指与文化及其活动相关的有形与无形的资本，需要兼顾具体物质与抽象意识两个方面，并集中体现在文物古迹、文化设施支出等固定的有形资产和群众日常文化娱乐、文艺演出、潮流文化传播交流等流动的无形资产，而两者都应作为文化价值的积累要素，在一定条件下可以创造出新增的具有文化和经济价值的一类资本集合。基于以上定义，同时借鉴王云等、李娟伟和任保平用永续盘存法估算文化资本存量的思路，拟从政府角度的文化领域固定资产投资和居民角度的文娱消费支出，估算两者积累所形成的有形与无形的文化资本存量。

#### (二)文化资本存量估算指标

在明确文化资本定义和估算策略后，将分别从有形和无形两条途径估算出 1993—2013 年省际文化资本存量<sup>①</sup>。永续盘存法估算资本存量需要重点解决四个关键变量的选取问题，即当年投资序列、价格指数、折旧率、基年资本存量，下面将分别对这

个指标给出合理的解释。

1. 有形文化资本存量估算。鉴于估算的起始年份为 1993 年，有形文化资本价格指数可以统一使用从 1991 年官方给出的各地区固定资产投资价格指数。需要说明的是，2003 年以前全社会固定资产投资额数据缺失，本文以 1993—2002 年基础建设投资和更新改造投资加总替代，且在文中统一称为固定资产投资额。下面重点叙述另外三个关键变量的选择：

(1)当年投资序列。衡量当年投资序列一般有资本形成总额和投资总量两种方式：一般说来，前者在实际操作中运用更加广泛，在估算准确度上也稍优于后者，但在涉及具体部门的资本存量估算时，往往会因缺乏分行业的固定资本形成总额不得已选择固定资产投资总量替代。需要特别说明的是，由于受 2002 年国民经济行业分类标准变动的的影响，2003—2013 年以文化、体育和娱乐业固定资产投资作为当年投资序列，而以教育、文化艺术和广播电视业固定资产投资作为 1993—2002 年投资序列。诚然，体育和教育虽然与文化领域有千丝万缕紧密的联系，但严格说来并不能将其归于文化部门，而现有的统计资料又难以将各省体育和教育各自的行业占比准确地剥离出来，所以只能最大程度地利用官方划分的行业标准为依据。幸运的是，本文估算出的有形文化资本存量历年都不到文化资本存量总数的 20%，因此这里带来的误差并不会对最终结果产生较大影响。

(2)折旧率。折旧率的计算对永续盘存法估算资本存量具有至关重要的影响。目前，学者们对折旧率的估计大都采用张军等的方法<sup>[14]</sup>，即在假设资本品效率呈几何速率递减的前提下，分别根据三种类型固定资产的使用寿命和各自占文化资本的比例加权得到文化资本的综合折旧率。参考已有文献，笔者最终确定建筑安装、设备工器具和其他费用的使用年限分别为 40 年、16 年、20 年，在残值率 4% 的假定下，计算得到三者的折旧率分别为 7.7%、18.2%、14.9%，同时根据 2004—2013 年统计年鉴给出的城镇文化行业固定资产投资构成，计算得到三类资产年均占比分别为 72.4%、11.2%、16.4%。不少学者指出各类资产间的比重大致保持长期稳定，所以笔者认定这一比例适用于整个研究年限，由此得到的文化资本综合折旧率为 10.1%。

① 以 1993 年作为起始年份，主要是因为分部门的农村居民消费支出数据最早只能追溯到 1993 年，而考虑到数据的可得性和统计口径的一致性，只能从 1993 年开始估算。

(3) 基年资本存量。估算年份较长时(如以1952年或1978年为起始年份),基年资本存量所带来的误差对之后数年的影响会逐渐减弱甚至在更长年份后可以忽略不计,但本文实际考察年份较短,基年资本存量的确定不能过于随意,如以基年投资量除以一个特定比例或者用线性拟合的方式算出一个值的方式都是有待商榷的。目前,比较普遍的做法是:以基年实际投资量比1993—2013年实际投资额的年均增长率与折旧率之和,得到1993年文化资本存量。本文在参考单豪杰相关研究的基础上<sup>[15]</sup>,亦采用该方法。

2. 无形文化资本存量估算。与基于永续盘存法估算有形文化资本存量相比,估算无形文化资本存量无疑是更大的挑战。笔者无法确保估算选择的指标完全合情合理,也不敢要说服每一位读者,只求为估算文化资本存量提供一些有益的探索。

(1) 当年投资序列。基于本文对文化资本的定义,可将无形文化资本视为社会和微观个体内在的、非物质性文化投资过程中积累的资产。综合考量统计数据的切合度与可得性,最终确定以城乡居民文教娱乐消费支出额作为当年无形文化投资序列,这里并非将消费和投资两个相对的概念混为一谈或是支持近年来颇有争议的消费资本论,只是对于文化资本这一有别于物质资本的特殊形态资本,其消费和投资确有共通之处<sup>①</sup>。个体文化消费可以看成是对自身文化水平的投资,将一定时期内增加或提升原有存量水平的支出总和当作文化资本的增量,为了避免繁琐的讨论,进一步假设消费支出在货币价值上以1:1的比例转化为投资量。

(2) 价格指数。价格指数主要用于因消除价格因素变动造成的不同时期价格不具备可比性的影响。考虑到所选取城乡居民文教娱乐消费支出作为当年投资序列,所以这里很明确应该以统计年鉴中居民娱乐教育文化用品及服务消费指数进行平减。

(3) 折旧率。无形文化资本折旧率的确定同样是一个颇具挑战但又不得不解决的难题。类比同为非物质资本的人力资本存量折旧率的估算方法,国内外现有文献普遍低于10%,甚至更小的折旧率显然不适用于当今文化领域繁荣发展、剧烈变迁的实际情况。李娟伟和任保平确定文化资本折旧率为

10%同样具有较大的随意性。对此,借鉴Corrado等在研究无形资产时所做的分类<sup>[16]</sup>,将无形文化资本折旧率设定为20%。

(4) 基年资本存量。中国传统文化源远流长,上下五千年积淀的各民族文化风俗底蕴难以具体量化,虽然近些年来外来文化对传统文化冲击较大,特别是80后、90后群体在消费行为、处世理念等方面不被传统文化所理解和接受,进而产生所谓传统文化正在消失的观点,但不能否认的是中华民族的文化信念、微观家庭的伦理道德以及大多数个体的消费储蓄习惯依然得以延续,初始文化资本存量的估算依然是必要的。因此,按照估算基年人力资本存量的方法,假设基年之前的文化投资全部转化为基年文化资本存量,通过模拟参数的方法,结合各省文化支出占全国的比重,构成省际基年文化资本存量的数据。

### (三) 估算结果分析

借鉴永续盘存法估算资本存量的思想,最大程度利用统计年鉴和汇编资料上的官方数据,本文最终得到中国2013年文化资本存量为63 971.04亿元,其中有形文化资本存量11 824.03亿元,无形文化资本存量52 147.01亿元(均以1993年不变价格计算)。1993—2013年文化资本存量年均增长率为13.8%,历年的增长幅度都相对稳定,只是在最近几年增幅稍有增加。考虑到本文的文化资本存量是以政府投资和居民消费两方面共同衡量的,所以各省文化资本存量的人均值相比总量值具有较强的解释力。截止到2013年,全国只有上海和北京两个直辖市的人均文化资本存量超过了10 000元,两市人均文化投资和消费远高于其他省市;而广东、天津、浙江、江苏、福建五省市人均文化资本存量大于6 000元,但都远小于10 000元,属于文化资本强省(市),位列文化资本存量的第二梯队;辽宁、山东、海南、内蒙古、吉林、黑龙江六省份人均文化资本存量在4 000元~6 000元,是文化资本较丰裕的第三梯队,领先于全国大部分省市的文化领域建设;人均文化资本存量最低的青海省尚未超过2 000元,目前仅为1 935.58元,只有同期上海市人均值的1/9;其他大部分中西部省份人均文化资本存量都在2 000元~4 000元,组成了规模最大的一个梯队,反映出中国区域文化资本存量分布极端不均衡。另一方面,

<sup>①</sup> 例如,人们花钱买了一本小说或去电影院看了一部电影,并将其算为文化方面的消费支出,但从书或电影中获取的知识、感悟抑或是处事态度的变化,都可能成为换取收益的相关因素,这就暗合了投资的性质。

从图 1 可以看出区域间文化资本存量增长速度也有较大差异<sup>①</sup>: 东部地区增长速度最快, 由 1993 年的 2 500.2 亿元增长至 2013 年的 38 148.9 亿元, 年均增长率高达 14.6%, 目前东部地区文化资本存量几乎占了全国总量的六成; 相比之下, 中、西部地区增速都小于全国平均速度, 分别为 13.5% 和 11.6%。2000 年前, 中西部地区文化资本总量几乎保持一致, 此后中部地区文化资本存量占全国比重趋于稳定; 而西部地区比重则逐渐减小, 积累到 2013 年已经比中部地区少了 4 000 多亿元。以上事实进一步说明, 中国文化资本存量区域分布不均衡, 并且有持续向东部地区集聚的趋势。

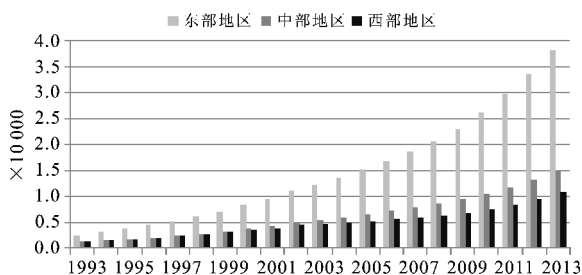


图 1 1993—2013 年区域间文化资本存量变化趋势图

## 四、模型设定说明

### (一) 空间相关性分析

由地理学第一定律可知, 空间中的事物存在普遍的联系, 距离越近的往往联系越紧密, 即空间相关性越大。之前, 已经从描述统计的角度说明了中国文化资本有逐渐向东部地区集聚的趋势, 这里将以空间计量的角度判断空间相关性是否显著以及集聚程度在较长时间维度上的变化趋势。一般用于考察全局空间自相关性的方法是计算 Moran's  $I$  指数, 具体公式为:

$$\text{Moran's } I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}}$$

其中  $\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$  表示相关指标的平均值,  $S^2 =$

$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$  用于衡量考察值的偏离程度;  $W_{ij}$  为空间权重矩阵, 是空间计量的一个关键指标(将在下文分别从两个视角进行探讨和构建)。计算出的 Moran's  $I$  指数为正表示变量存在空间正相关, 具有空间集聚的现象; 为负则说明呈现空间发散的特征。Moran's  $I$  指数一般取值范围为  $[-1, 1]$ , 绝对值越接近 1 说明空间相关性越显著。

空间权重矩阵是考察空间相关性的关键。为了准确度量空间集聚的大小, 同时便于之后的比较分析, 这里采用如下两种方式构建空间权重矩阵: 根据中国区域规划和历史文化形成与演变轨迹, 将各省分为八大亚文化区<sup>②</sup>, 将属于同一亚文化区的省份视为文化相邻, 彼此赋值为 1, 否则为 0<sup>[17]</sup>; 然而, 注意到文化邻接权重矩阵  $W_1$  认为“不在同一亚文化区的省份间没有空间关系, 而同属一个亚文化区的省份互相间影响是等同的”这一假设与客观事实存在一定的偏差<sup>③</sup>, 所以还构建了第二种基于地理距离的空间权重矩阵: 一般认为, 距离较近的地区往往有较为接近的文化价值理念。常用的距离权重矩阵  $W_2$  可表示为  $w_{ij} = 1/d^2 (i \neq j)$ , 各省的空间距离以  $d$  表示省会城市间的直线距离, 数据来源于国家基础地理信息系统网站提供 1:400 万电子地图测量得到。同时, 约定各省不与自身相邻, 即空间权重矩阵的主对角线为 0。为了更好地解释周边地区空间溢出对本地区的加权平均效应, 对权重矩阵进行标准化处理, 由此得到本文所需的两类空间权重矩阵。

### (二) 结果分析

从图 2 给出的 Moran's  $I$  指数变化趋势可以看出, 中国文化资本存量的空间集聚程度逐渐加深。文化邻接矩阵下的 Moran's  $I$  指数显示: 中国 20 世纪末的文化资本集聚现象并不明显, 从 2004 年开始才在 5% 的显著水平出现明显的集聚现象, 随后集聚现象逐渐强化, 从侧面反映出中国区域间文化资本存量积累的不同阶段, 即东部发达地区在解决了

① 东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南 11 个省市; 中部地区包括山西、吉林、黑龙江、江西、河南、安徽、湖北和湖南 8 个省份; 西部地区则是指除去上述省市和西藏自治区外的其他省市。

② 与董晓松<sup>[17]</sup> 的划分略有不同, 划分标准为关东地区: 黑龙江、吉林、辽宁; 黄河下游地区: 北京、天津、河北、山东; 中原地区: 河南、陕西、山西、内蒙古; 西南地区: 四川、贵州、云南、广西; 长江中游地区: 湖北、湖南、江西、安徽; 长三角地区: 上海、江苏、浙江; 南部沿海地区: 广东、福建、海南; 西北少数民族地区: 宁夏、甘肃、青海、新疆。其中重庆合并到四川中, 西藏由于历史原因和其他实证数据的缺失, 从本文的样本中剔除。

③ 如本文设定长三角地区和安徽省不存在文化相邻, 即二者之间没有文化关联, 但事实上安徽省受海派文化影响相当显著。同时, 长三角地区内部互相影响也不同, 一般认为上海在其中占有主导地位。

基本生活需求的前提下,开始逐渐重视自身文化修养的熏陶,用于文教娱乐的投入比重逐年增加,而中西部欠发达地区则不得不优先解决生存需求,可用于文化积累的投入远小于发达地区;考虑到文化因素具备生产要素的功能,投入要素差距的拉大通过循环累计机制内生作用于经济发展,使文化资本存量的集聚现象进一步凸显,最终形成了文化资本层面的“中心—外围”现象;以距离权重矩阵解释的空间相关性具有更强的说服力,Moran's  $I$  指数从1995年起就表明中国文化资本存量的空间相关度通过了10%水平下的显著性检验,此后集聚水平迅速增加,到2000年区域间文化资本存量集聚度已经通过了5%的显著水平,并且这一趋势仍在不断强化中,印证了中国文化资本存量具有显著的空间相关性。

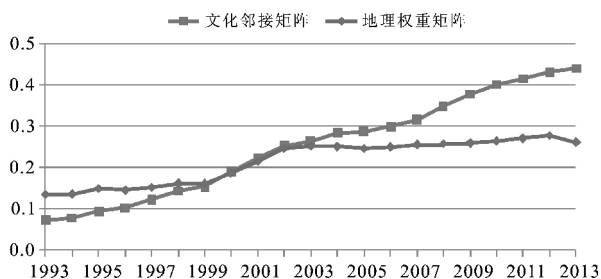


图2 历年人均文化资本存量 Moran's  $I$  指数趋势图

### (三)模型设定

大量研究证实了中国经济发展水平和生产要素呈现明显的区域差异,文化资本存量的空间自相关检验同样也说明了空间因素在实际分析中是不容忽视的重要设定<sup>[18]</sup>。传统经济学假设“截面间不存在空间相关性”不再符合中国文化资本积累的客观实际,文化资本存量大的地区对周边地区必然存在一定的带动作用。省级层面和居民个体层面攀比性文化投入屡见不鲜,使文化资本积累呈现出区域溢出效应,这些因素都决定了在分析文化资本时运用空间技术的必要性。对于空间依赖性的模型设定主要有两种方法:一种方法是衡量相邻地区因变量的空间滞后项对本地区溢出效应的空间滞后模型(SLM),其一般表达式为:

$$y = \rho W y + X \beta + \varepsilon$$

其中参数  $\rho$  为空间自回归系数,  $\varepsilon$  为随机误差向量;另一种方法是衡量相邻地区因变量误差冲击对本地区影响的空间误差模型(SEM),其表达式为:

$$y = X \beta + \varepsilon \quad \varepsilon = \lambda W \varepsilon + \mu$$

其中  $\lambda$  表示因变量的空间误差系数,  $\varepsilon$  和  $\mu$  为正态分布下的随机误差向量。

考虑到前文估算的文化资本存量,特别是无形文化资本的投资序列来自居民文教娱乐消费支出,与经济增长存在较强的双向因果关系。同时,实证模型包含了因变量的空间效应和自变量的空间滞后项,这都不可避免地产生了内生性问题,传统 OLS 估算的参数不是无偏有效的。对于静态的空间面板模型,国外学者 Elhorst 通过大量理论研究证明无条件 ML 方法通过建立一阶差分模型估计出的参数向量是一致有效的,并且相对 GMM 方法具有更高的效率。国内大部分研究赞同 Elhorst 在空间计量方法论的研究成果,本文实证部分亦采用这种做法<sup>[19]</sup>。

### (四)变量选取

选择各省人均 GDP 的自然对数表征经济增长率,并作为本文实证研究的被解释变量,核心解释变量包括了与文化资本存量相关的一些变量。首先,认为文化资本对经济增长的影响并非一成不变,不同阶段文化资本存量对经济的影响方向和程度可能会出现质的变化,所以在考虑人均文化资本存量自然对数时还引入其平方项和三次项,根据实证系数的显著性,并结合中国经济社会发展客观历程,判定不同阶段文化资本的经济效应;其次,文中加入了核心解释变量的空间滞后项以考察周围地区文化资本对本地区经济发展的溢出效应,通过这两个方面综合判定文化因素对经济发展的影响。同时,还加入了一系列已经被证实对经济增长有显著影响的控制变量,现逐一对指标选取进行简要说明:

第一,物质资本存量一直被认为是最核心的生产要素,本文借鉴张军等估算物质资本存量的方法,说明得到了以1990年为基期的省际人均物质资本存量,为了统一数量级和消除可能的异方差,同样对这一变量取自然对数。

第二,产业结构是衡量经济发展阶段和工业化进程的重要指标,这里选取第一产业增加值占 GDP 比重表示地区产业结构状况。

第三,积极稳妥地推进新型城镇化建设和有条不紊地实施农村土地改革,对中国经济可持续发展有着至关重要的影响。可以预见,城镇化水平对经济增长的促进作用将愈加显著,本文选择了非农人口占总人口比重表征城镇化水平。

第四,健全的基础设施不仅可以直接促进本地区经济增长和减低交易成本,还可以通过溢出效应和网络效应带来正向的经济外部性。以各省等级公路密度(等级公路总里程除以各省行政面积)衡量基

基础设施的发达程度。

第五,开放的经济体便于外来资本的引入和先进技术理念的交流扩散,更能营造出创新、民主和包容的经济大环境,对现阶段中国区域经济发展有显著的促进作用。与大多数学者的做法一致,将各省进出口总额与当年 GDP 的比值表示经济开放度。

第六,尽管一再强调以市场竞争作为资源配置的主要手段,但中国市场化进程中政府宏观调控的特征依然明显,相关财政政策的实施对经济增长的影响不容忽视。本文选取财政支出占 GDP 比重为指标,度量各省政府规模对宏观经济的干预程度。

#### (五)数据来源说明

本文研究的起止时间为 1993—2013 年,一方面受文化资本存量这一关键指标的限制,另一方面缘于 1992 年邓小平同志发表南方讲话,不仅解决了长期困扰人们的思想认识问题,更明确了下一阶段改革开放的方向,特别是将市场经济引入社会主义文化体系中,极大地完善了民众对文化软实力的认知水平和价值导向,推动了文化事业持续繁荣发展。正是考虑到这一特定时间节点的重要性和敏感性,本文选择了 1993 年至今文化蓬勃发展的 21 年,以说明文化因素的经济效应。

本文大部分数据都来源于历年《中国统计年鉴》和《新中国 60 年统计资料汇编》;进出口总额以当年汇率中间价进行折算;将重庆市直辖后的相关数据合并到四川省,同时剔除数据缺失严重的西藏自治区后得到最终用于实证研究的变量描述性统计,见表 1。

表 1 变量描述性统计表

变量说明	变量名	均值	标准差	最小值	最大值
因变量	Ln GDP	8.621 5	0.778 2	6.88	10.52
核心变量	Ln Cul	7.282 5	0.855 7	5.29	9.67
	W <sub>1</sub> Ln Cul	7.282 5	0.798 4	5.51	9.27
	W <sub>2</sub> Ln Cul	7.308 0	0.740 1	5.59	8.95
控制变量	Ln K	9.262 0	0.980 6	6.63	11.63
	Ind1	15.812 0	8.224 7	0.60	37.90
	Urban	33.601 8	16.299 0	12.65	90.03
	Road	43.015 3	38.273 9	1.08	200.52
	Open	29.571 1	35.952 3	2.71	205.40
	Gov	14.755 5	8.2727	4.92	61.21

## 五、实证结果分析

LogL 和 LR 检验结果都认为空间误差模型相比空间滞后模型具有较好的拟合效果。限于篇幅,本文只列举出 SEM 情形下的回归结果,如表 2 所示。

表 2 文化资本存量对经济增长的空间计量回归结果表

变量	文化邻接矩阵			距离权重矩阵		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Ln Cul	0.101 8*** (0.019 2)	0.168 1* (0.101 5)	-2.193 3** (0.885 3)	0.109 2*** (0.020 9)	0.427 0*** (0.121 7)	-1.753 1** (0.890 1)
(Ln Cul) <sup>2</sup>		-0.004 7 (0.007 1)	0.320 4*** (0.121 3)		-0.022 2*** (0.008 4)	0.277 0** (0.121 3)
(Ln Cul) <sup>3</sup>			-0.014 7*** (0.005 5)			-0.013 5** (0.005 5)
WLn Cul	0.150 0*** (0.016 7)	0.150 2*** (0.017 1)	0.154 2*** (0.016 7)	0.169 3*** (0.024 6)	0.171 7*** (0.024 6)	0.172 3*** (0.024 4)
Ln K	0.486 0*** (0.020 0)	0.484 9*** (0.020 1)	0.469 6*** (0.020 7)	0.478 8*** (0.017 9)	0.468 8*** (0.018 2)	0.460 9*** (0.018 4)
WLn Cul	0.150 0*** (0.016 7)	0.150 2*** (0.017 1)	0.154 2*** (0.016 7)	0.169 3*** (0.024 6)	0.171 7*** (0.024 6)	0.172 3*** (0.024 4)
In dl	-0.007 0*** (0.001 0)	-0.007 0*** (0.001 0)	-0.006 9*** (0.001 0)	-0.004 2*** (0.001 1)	-0.004 1*** (0.001 1)	-0.004 0*** (0.001 1)
Urban	0.001 6*** (0.000 6)	0.001 7*** (0.000 6)	0.002 3*** (0.000 7)	0.001 7*** (0.000 6)	0.002 4*** (0.000 7)	0.002 8*** (0.000 7)
Road	0.000 9*** (0.000 2)	0.000 9*** (0.000 3)	0.001 0*** (0.000 3)	0.000 9*** (0.000 3)	0.001 1*** (0.000 3)	0.001 2*** (0.000 3)
Open	0.001 4*** (0.000 2)	0.001 4*** (0.000 2)	0.001 3*** (0.000 2)	0.001 6*** (0.000 2)	0.001 6*** (0.000 2)	0.001 5*** (0.000 2)
Gov	-0.009 3*** (0.000 8)	-0.009 3*** (0.000 8)	-0.009 0*** (0.000 8)	-0.012 8*** (0.000 9)	-0.013 0*** (0.001 0)	-0.012 6*** (0.001 0)
λ	0.419 0*** (0.032 7)	0.418 0*** (0.032 9)	0.403 8*** (0.034 1)	0.696 4*** (0.043 8)	0.710 8*** (0.042 6)	0.701 0*** (0.043 9)
_cons	2.403 3*** (0.105 9)	2.176 9*** (0.356 2)	7.894 1*** (2.158 8)	2.253 5*** (0.152 9)	1.175 4*** (0.435 1)	6.447 9*** (2.175 9)
Adj-R <sup>2</sup>	0.988 5	0.988 4	0.988 8	0.983 8	0.982 9	0.983 9
LogL	438.586 8	438.808 2	442.677 3	427.221 0	430.732 5	433.774 7
LR	163.963 1	161.834 9	140.316 3	252.750 3	278.737 3	254.511 2
曲线类型	直线型	——	倒 N 型	直线型	倒 U 型	倒 N 型

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著,括号内数值为标准差。下表同。



对比两种空间权重矩阵下的回归系数,除模型(2)中的核心解释变量未通过显著性检验,其余5个模型的回归结果都比较满意,包括文化因素在内的一系列自变量的方向和大小都没有发生明显变化,说明实证结果是基本稳健的;文化资本存量与经济增长表现出的直线型和倒“N”型曲线均以较高的拟合度通过两种权重矩阵下的显著性检验,说明这两种表达式是可信的(将在后文进一步说明就现阶段而言两者的结论亦是统一的); $\lambda$ 值显著为正,且都通过了1%的显著水平检验,揭示了中国区域经济发展确实存在较强的空间集聚现象,印证了空间因素在模型设定中的必要性和科学性。

仅从模型(1)和(4)分析线性条件下文化资本对经济增长的影响可以看出,两者具有显著的正相关关系。本地区文化资本存量每增加1%,就可以带动当地经济0.1%以上的增长,通过类比人力资本,可以看出文化资本投入具有投资性和增值性而非简单的消费支出功能,虽然其产出弹性尚未得到如物质资本存量一般的重视,但其对经济增长的促进作用依旧不容忽视,这一结论与金相郁和武鹏、徐明生等学者认为的中国文化资本对区域经济发展有正面影响,但影响力、产出能力和协调性普遍较差是基本一致的。笔者推测出现这种情况的原因有:其一,对文化资本积累不重视。相比物质资本和人力资本投入,培育宏观层面国家民族文化(如诚信、民族自豪感)和微观层面的企业文化(如创新、拼搏)都具有较高的成本和较长的时滞性,近似于公共品的性质;其二,中国区域经济发展不平衡导致很多地区不具备将文化资本转化为经济产出的必要条件,使得文化投入产出效率低下;其三,中国传统文化中的部分元素,如“重储蓄轻消费”、“人情交易”、“安土重迁”等都不同程度地抑制了经济发展,降低了文化资本的正向促进作用。

同时,本文还探索性研究了文化资本积累过程中是否对经济增长保持始终如一的正向作用,分别在模型中加入文化变量的平方项和三次方项。首先,加入平方项后,模型(2)系数未通过显著性检验,模型(5)则认为文化资本积累对经济增长呈现倒“U”型曲线,极值点为 $\ln Cul=9.62$ ,即 $\ln Cul$ 达到9.62前,文化资本存量对经济发展具有促进作用并逐渐减弱;其次,模型(3)和(6)的极大似然值都略大于未加入三次项时的值,回归系数也至少通过了5%的显著水平,两个模型的极值点分别为5.52、9.01与4.97、8.71。通过对比表1中 $\ln Cul$ 样本的最大值和最小值不难发现,现阶段中国绝大部分

省市文化的经济效应都处于倒“N”型上升的一段,表明文化资本对经济增长具有正向促进作用,但也不能排除在超过特定值后,文化资本积累会阻碍经济发展的可能性。

关于文化资本存量对经济增长的倒“N”型曲线,笔者认为是有其一定合理性的。在经济发展的早期阶段,全社会资本总量有限,文化资本投入的增加必然会降低物质和人力资本的投入比重,在文化资本产出弹性低于后两者的情况下,文化资本会对经济增长带来负面的影响。然而,当文化资本存量积累到倒“N”型曲线极小值点时,社会各层面对文化的重要性有了一定的认知,文化资本的积累也不再抢占其他资源,而是成为经济发展中的相对稀缺的一种生产要素,故而会由出现促进经济增长情况的发生。但可以预想的是,文化资本积累不可能无限制地带来正的经济效益,当文化资本存量超过极大值点后,增加了文化的资本投入不仅造成了有限资源的浪费,还可能会使民众过于享乐文化艺术,从而降低劳动生产的积极性,并增加政府对文化公共品的开支负担,而这种现象可在部分经济和民主制度发达的高福利国家是可以找到证据的。当然,中国目前大部分地区文化资本存量尚未达到极大值点,而以直线型、倒“U”型和倒“N”型曲线上的一段拟合文化资本对经济的促进作用都有较高的拟合度,但预测的极大值点是否真实存在?可能出现的极值点到底等于多少?本文实证结果与实际国情究竟有多大的差异?这些疑问都只能留待时间去检验,同时也是需要进一步研究完善的方向所在。

文化资本对经济增长的空间溢出效应是本文关注的另一个重点。实证表明在两种权重矩阵下,周边地区文化资本积累对本地区经济增长具有显著的正向作用,对此的解释有:第一,文化资本对本地区经济增长具有正向作用已经被广为接受,周边地区文化资本存量越高意味着其经济相应越发达,对本地区经济增长具有一定的带动作用;第二,周边地区文化资本存量越高,意味着经济制度越健全、可利用的社会资本越多、跨区域间的合作与交易成本越低,这些有利条件促进了要素在区域间的合理配置,降低了先进科学技术和管理理念引入、吸收和融合的门槛,为本地区经济发展提供了极大的便利。

对于控制变量,本文认为物质资本存量增加与经济增长有显著的正相关关系,物质资本存量每提高1%就会对经济增长有接近0.5%的促进作用。以第一产业衡量的产业结构不利于经济增长,城镇化发展、基础

设施完善以及贸易开放度提升对经济发展同样有一定的正向影响。政府规模的过度扩张会阻碍经济正常运行,制约市场经济体制对资源优化配置的作用,从而不利于经济增长。以上结论与主流观点基本一致,也比较符合一般的客观认识,这里不再赘述。

为了进一步分析文化资本对不同区域经济发展的影响,本文还探索性地分地区进行了回归<sup>①</sup>。基于工具变量外生性和相关性的选择准则,这里分别利用各地区文化相关领域就业人数占比与金相郁和武鹏估算的2005年省际文化资本存量截面数据,构建文化资本存量的外部工具变量。一方面,根据常理判断,文化资本存量丰裕度与就业人数占比是高度相关的,而文化领域就业比重与经济增长之间并无必然的联系;另一方面,金相郁和武鹏采用层次分析法构建的文化资本虽然名称与本文相同,但其依据联合国教科文组织(UNESCO)和新西兰政府部门所设计的文化指标计算得到的是一个侧重于文化社会属性的无量纲结果,而本文估计的文化资本存量是一个有实际价值量的经济属性数据。利用2SLS估计得到如表3所示的回归结果。

表3 分区域文化资本存量对经济增长回归结果

变量	全国范围	东部地区	中部地区	西部地区
Ln Cul	0.151 3*** (0.049 5)	0.014 3 (0.054 4)	0.301 6*** (0.075 0)	0.121 1*** (0.104 2)
Ln K	0.778 6*** (0.038 5)	0.911 0*** (0.052 8)	0.473 3*** (0.059 1)	0.766 8*** (0.082 9)
Indl	-0.000 3* (0.001 5)	-0.011 2*** (0.002 0)	-0.006 3*** (0.001 7)	-0.003 0 (0.003 1)
Urban	-0.000 4 (0.000 5)	-0.002 5*** (0.000 8)	-0.001 2 (0.001 1)	-0.010 0*** (0.002 7)
Road	0.003 0*** (0.000 3)	0.001 3*** (0.000 3)	0.002 0*** (0.000 4)	-0.001 6 (0.001 4)
Open	0.001 8*** (0.000 2)	0.001 3*** (0.000 2)	0.004 1*** (0.002 1)	0.005 6*** (0.001 9)
Gov	-0.008 4*** (0.001 0)	-0.000 6 (0.003 2)	-0.002 4 (0.002 3)	-0.004 8*** (0.001 5)
_cons	2.511 1*** (0.128 0)	2.199 9*** (0.180 0)	1.905 9*** (0.132 8)	1.843 9*** (0.208 0)
R <sup>2</sup>	0.957 0	0.974 2	0.983 0	0.952 0

从表3不难发现,各地区文化资本存量对经济增长都有不同程度的促进作用,其中中部地区文化资本存量的产出弹性最高、西部次之、东部地区文化产出弹性未能通过10%的显著性检验,推测出现这种情况的原因是:中部地区有丰富的历史文物资源和传统文化底蕴,文化资本适应当地经济发展水平,社会资源配置维持在一个较为合理的比重;西部地区文化资

本配置明显不足,文化资本转化为经济增长和产出动力的方式和手段相对落后,导致文化因素对经济增长的促进作用未能完全发挥出来;而经济发达、文化资本存量占全国近六成的东部地区,其文化资本产出弹性最低则可能是该地区文化投入过剩,使文化资本存量已经超过了倒“N”型(或倒“U”型)曲线的极大值点,从而制约了其他生产要素按一定比例积累。同时,居民在基本生存和生活需求得以满足后,往往会更加重视文娱消费需求而降低对更高收入报酬的渴望,利用自身文化资本进行劳动生产的动力远不及中西部地区。因此,出现了中部地区文化资本产出效率最高、西部地区次之、东部地区最低的情况。

## 六、结论

本文认为,文化因素对经济活动存在显著的影响,文化投入是投资行为而非单纯的支出。借鉴Bourdieu和Throsby等学者以资本形式具体量化文化形成的思想,结合已有文献和笔者对文化资本的理解,给出了可用永续盘存法估算出存量的文化资本定义,估算结果表明:1993—2013年中国总体文化资本存量增幅相对稳定,但地区间文化资本存量分布极为不均衡,已形成了东部地区过度集聚而中、西部地区相对匮乏的“中心—外围”格局;Moran's I指数也证实了中国文化资本存量存在显著的空间自相关特征,实证部分表明本地区文化资本对经济增长具有正向作用,但也不排除两者存在非线性和负相关的可能性,同时周边地区文化资本存量对本地区经济有正向的溢出效应;分地区的文化资本产出弹性呈现中部最大、西部次之、东部不显著的趋势。

结合本文的研究结论,可以从两个角度审视文化资本的投入问题:第一,在总量方面:文化资本对本地区经济发展有正向影响,这就需要重视文化因素对经济的综合影响,在政府进一步完善文化市场建设体系与加大文化教育投入的同时激发民间文化投资活力,引导社会资本投向并建设文化领域,提高文化投入转化为文化资本的形成效率,提升文化资本转化为经济效益的能力;第二,在配置方面:文化资本对周边地区同样有正向溢出效应,还需考虑资源配置的最优化问题,遵循文化投入对经济增长存在区域差异性的客观事实,科学配置区域间文化资

<sup>①</sup> 中国区域差异主要体现为地区间社会经济差异,区域内部并无明显的空间集聚现象,同时区域内部空间权重矩阵设定也存在很大难度,故分区域的实证研究只用到了普通面板模型。

本投入比重,加大中西部地区文化资本积累力度,适当减小区域间文化资本存量差距,确保全域利益最大化的实现,尤其应支持中、西部地区文化教育投入

和居民自身文化素质培养,努力完善基本公共文化服务标准化和均等化的推进,持续扩大公共文化惠民设施的开放范围。

#### 参考文献:

- [1] Bourdieu P. The Forms of Capital in Handbook of Theory and Research for the Sociology of Education[M]. New York: Greenwood Press,1986.
- [2] Throsby D. Cultural Capital[J]. Journal of Cultural Economics,1999,23(1/2).
- [3] 蔡洪滨,周黎安,吴意云. 宗族制度、商人信仰与商帮治理:关于明清时期徽商与晋商的比较研究[J]. 管理世界,2008(8).
- [4] 金相郁,武鹏. 文化资本与区域经济发展的关系研究[J]. 统计研究,2009,26(2).
- [5] 徐明生. 中国文化资本与经济协调性研究[J]. 厦门大学学报:哲学社会科学版,2011(1).
- [6] 高新,张玮. 员工职业成长与组织承诺——组织文化导向的调节作用[J]. 统计与信息论坛,2016(10).
- [7] 熊正德,郭荣凤. 国家文化软实力评价及提升路径研究[J]. 中国工业经济,2011(9).
- [8] 贾俊雪,郭庆旺,宁静. 传统文化信念、社会保障与经济增长[J]. 世界经济,2011(8).
- [9] 王云,龙志和,陈青青. 中国省级文化资本与经济增长关系的空间计量分析[J]. 南方经济,2012(7).
- [10] 李娟伟,任保平. 中国经济增长新动力:是传统文化还是商业精神?——基于文化资本视角的理论与实证研究[J]. 经济科学,2013(4).
- [11] Antoci A, Sabatini F, Sodini M. The Solaria Syndrome: Social Capital in a Growing Hyper-Technological Economy[J]. Journal of Economic Behavior & Organization,2012,81(3).
- [12] Bucci A, Segre G. Culture and Human Capital in a Two-Sector Endogenous Growth Model[J]. Research in Economics, 2011,65(4).
- [13] Havranek T. Measuring Intertemporal Substitution: the Importance of Method Choices and Selective Reporting[J]. Journal of the European Economic Association,2015,13(6).
- [14] 张军,吴桂英,张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算:1952—2000[J]. 经济研究,2004(10).
- [15] 单豪杰. 中国资本存量 K 的再估算:1952—2006 年[J]. 数量经济技术经济研究,2008(10).
- [16] Corrado C, Hulten C, Sichel D. Intangible Capital and U. S. Economic Growth[J]. Review of Income and Wealth,2009(3).
- [17] 董晓松,刘霞,姜旭平. 空间溢出与文化距离——基于数字内容产品扩散的实证研究[J]. 南开管理评论,2013,16(5).
- [18] 郝大江. 区域经济增长的文化倾向度回归——基于“非均质文化”假设的空间建模分析[J]. 财经研究,2010,36(8).
- [19] Elhorst J P. Dynamic Spatial Panels: Models, Methods, and Inferences[J]. Journal of Geographical Systems,2012,14(1).

### Study on Provincial Cultural Capital Stock Estimation and Economic Growth Effect

ZHANG Liang-liang<sup>1</sup>, YUAN Kai-hua<sup>2</sup>

(1. School of Economics and Management, Chang'an University, Xi'an 710064, China;

2. School of Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, China)

**Abstract:** By constructing the endogenous economic growth model including the cultural capital, this article verifies the influence mechanism of the cultural capital on the long-term economic growth. Based on the results of previous researches, the article considers culture as a form of capital to quantify. Using perpetual inventory method to estimate the provincial cultural capital stock and verify the existence of a strong spatial agglomeration. Cultural capital is confirmed to play a significant role in promoting China's economic growth at the present stage by spatial econometrics. However, the possibility of non-linear relationship between them can't be excluded. Regional studies show that the output elasticity of cultural capital in the central region is the highest, followed by the western region. The result of output elasticity is not significant in the eastern region because of the excessive accumulation of cultural capital. It means we should not only increase the investment in cultural field, but also legitimately configure the share of each regional cultural capital to achieve the goal of global optimization.

**Key words:** cultural capital; economic growth; inventory estimates; spatial error model

(责任编辑:郭诗梦)