

教育深化与文化产业发展非线性关系的理论机制与实证检验

刘 杨 李春林

摘要:教育在推动文化产业高质量发展中发挥着重要作用,然而其影响机制始终是一个“黑箱”。通过构建包含文化产业部门的结构转型一般均衡模型,分析教育深化对文化产业发展的影响。研究表明,教育通过消费需求结构影响文化产业比重,而收入效应与价格效应是教育作用于消费需求结构的两个渠道,当收入效应为负向、价格效应为正向时,总效应随着收入水平的提高逐渐由负转正,教育水平与文化产业发展之间呈非线性关系。模型很好地解释了中国省份数据的特征事实。进一步,利用CHFS数据从微观层面对理论模型结论进行了定量估计和实证检验,在考虑内生性问题之后,两者间的非线性关系依然稳健。利用门槛模型的估计更细致地刻画了这一非线性关系,发现收入带来的调节效应当其跨过双重门槛值后会产生较大的跳跃。

关键词:教育深化;文化产业;结构转型模型;非线性关系

DOI: 10.19836/j.cnki.37-1100/c.2023.02.004

一、引言

伴随着中国经济结构转型升级以及新型供需关系重构,文化产业逐渐成为稳增长、调结构的重要力量。文化产业的健康发展,是满足人民日益增长的精神文化需求,不断提升国家文化软实力和中华文化影响力的根本途径。党的二十大报告指出,坚持中国特色社会主义文化发展道路,推进文化自信自强,就必须繁荣发展文化事业和文化产业,不断健全现代文化产业体系和市场体系^①。作为横跨第二、三产业的一种高端产业形态,文化产业具有集约型、低能耗、创新性的特点,是发展新动能、提高经济效率的重要驱动力。文化产业的转型发展,不仅是经济总量的要求,也是改善经济结构,拉动就业增长的主要手段,其第二产业和第三产业就业弹性分别为0.2和0.12^②。自党的十七大以来,推动文化产业又好又快发展始终是党的经济工作的重要内容,文化及相关产业产出占比逐年增加,由2004年的2.13%到2012年的3.36%,再到2019年的4.50%^③,在其自身蓬勃发展的同时也对推动经济结构转型、加快新旧动能转换起到了积极作用。

主要工业经济体的跨国经验表明,教育发展 with 产业结构转型之间存在着密切联系。一方面,劳动者受教育水平的提高能够促进消费需求迭代升级;另一方面,人力资本是推动产业结构转型的重要支撑,而教育是人力资本积累的主要途径。改革开放以来,我国教育事业稳步发展,人均受教育年限由2004年的8.01年提高至2020年的9.91年;高等教育毛入学率在2021年更是达到了57.8%,高出世

基金项目:国家自然科学基金项目“贸易开放与中国文化多样性的变迁:理论、测度与文化地图”(71863032);浙江省科技计划一般软科学研究项目“数字经济赋能下浙江省文化产业创新生态及其价值链攀升研究”(2022C35032)。

作者简介:刘杨,浙江海洋大学经济与管理学院教授,经济学博士,硕士生导师(舟山 316022; name_liuyang@126.com);李春林(通讯作者),浙江海洋大学经济与管理学院讲师,经济学博士,硕士生导师(舟山 316022; 13454068887@163.com)。

① 习近平:《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗》,《人民日报》2022年10月26日,第1版。

② 徐鹏程:《文化产业与金融供给侧改革》,《管理世界》2016年第8期。

③ 数据来源于《中国文化及相关产业统计年鉴2021》。

界平均水平 15 个百分点^①。教育水平的提高为产业结构转型带来了“红利效应”,特别是对于依赖消费认知和创意资本的文化产业而言,教育的“红利效应”更加凸显^②。在文化经济学内生增长模型框架下,教育是形成人力资本和文化资本的重要途径,也对文化消费产生重要的影响。尽管整体而言,教育水平对文化产业发展有着积极影响,但基于微观数据的实证研究却存在着不同的结论。部分关于美国、西班牙和法国艺术博物馆、音乐表演、古典艺术参与的跨国研究文献表明,居民文化消费和文化参与度的提高与整体教育水平密切相关^{③④⑤}。基于中国、日本的时间序列数据分析也存在着相似结论^⑥。但 Seaman 的研究表明教育的作用可能并不如预计得那么突出甚至并不显著^{⑦⑧},Palma 等学者针对西班牙狂欢节的研究表明,与大多数其他文化决定因素相反,传统的社会经济变量如教育、收入的作用似乎不重要^⑨,Notten 等学者的跨国研究在控制了个人的读写能力后,教育的净效应显著降低^⑩。归纳分析上述文献可以发现,教育水平高的个体在收集和使用与文化消费决策有关的信息方面更有效率,从而降低了文化产品的影子价格,提高了个人的真实收入^⑪;然而,文化产品区别于普通产品,具有接受、理解和欣赏差异的多重属性特征,不同个体文化消费的影子价格并不相同,因此,受教育程度不同的个体在文化消费方面的价格效应和收入效应将不再是简单的线性变化,进而导致教育水平对文化产业影响的非线性。

本文结合中国省份面板数据的特征事实验证了上述推断,教育水平的边际影响随着经济发展存在着由负转正的现象。基于此,本文试图进一步剖析教育对文化产业发展的影响机制:首先,通过建立一个包含两部门的产业结构转型一般均衡模型,从理论上分析教育提高文化消费比重进而推动文化产业发展的内在机理;接着,利用家户调查数据从微观层面对两者的相关关系进行定量估计和实证检验。当前,主流文献对结构转型动因的解释主要立足于消费需求结构的变动:一是在需求侧方面的收入效应,指的是收入增长因产品收入弹性差异而导致的消费需求结构变动^⑫;二是在供给侧方面的价格效应,即技术进步或资本深化改变不同部门产品相对价格从而导致的消费需求结构变动^{⑬⑭}。就

① 数据来源于《中国统计年鉴》相关年份、第七次全国人口普查公报以及《2021 年全国教育事业发展统计公报》。

② Veselá D., Klimová K., “Knowledge-Based Economy Vs. Creative Economy”, *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 2014, 141(25), pp. 413-417.

③ Lewis G.B., Seaman B.A., “Sexual Orientation and Demand for the Arts”, *Social Science Quarterly*, 2004, 85(3), pp.523-538.

④ Blanco Vi. F., Pino J. F. B., “Cinema Demand in Spain: A Cointegration Analysis”, *Journal of Cultural Economics*, 1997, 21(1), pp.57-75.

⑤ Urrutiaguer D., “Quality Judgements and Demand for French Public Theatre”, *Journal of Cultural Economics*, 2002, 26(3), pp.185-202.

⑥ 严成樑、雷小钧:《我国居民文化消费影响因素探析》,《南华大学学报(社会科学版)》2016 年第 1 期。

⑦ Seaman B. A., “Competition and the Non-Profit Arts: The Lost Industrial Organization Agenda”, *Journal of Cultural Economics*, 2004, 28(3), pp.167-193.

⑧ Seaman B. A., “Empirical Studies of Demand for the Performing Arts”, *Research Papers In Economics*, 2006, 1, pp.415-472.

⑨ Palma M. L., Palma L., Aguado, L. F., “Determinants of Cultural and Popular Celebration Attendance: The Case Study of Seville Spring Fiestas”, *Journal of Cultural Economics*, 2013, 37(1), 87-107.

⑩ Notten N., Lancee B., van de Werfhorst, H. G., Ganzeboom, H. B., “Educational Stratification in Cultural Participation: Cognitive Competence or Status Motivation?”, *Journal of Cultural Economics*, 2015, 39(2), pp.177-203.

⑪ Globerman S., Book S. H., “Consumption Efficiency and Spectator Attendance”, *Journal of Cultural Economics*, 1977, 1(1), pp.13-32.

⑫ Kongsamut P., Rebelo S., Xie D., “Beyond Balanced Growth”, *The Review of Economic Studies*, 2001, 68(4), pp.869-882.

⑬ Ngai L. R., Pissarides C. A., “Structural Change in a Multi-Sector Model of Growth”, *The American Economic Review*, 2007, 97(1), pp.429-443.

⑭ Acemoglu D., Guerrieri V., “Capital Deepening and Non balanced Economic Growth”, *Journal of Political Economy*, 2008, 116(3), pp.467-498.

本文的研究而言,受教育水平不同的群体其文化产品消费的需求收入弹性和替代弹性是不一致的:一方面,高学历的个体更愿意参与到信息丰富复杂的文化消费中来,并会获得更多的愉悦和满足感;另一方面,文化产品具有的成瘾性特征使得高学历个体在最大化跨期效用函数下,愿意更多地进行文化消费累积文化资本,从而提高了未来文化产品的消费倾向。因此,收入效应和价格效应在不同教育水平群体之间具有差异化影响。那么,教育深化就可能通过影响消费需求结构的渠道影响文化产业发展。

本文对已有研究的边际贡献主要有两个方面。第一,本文在结构转型理论框架下拓展了文化产业发展动因的研究。当前,结构转型理论在国际贸易、投资结构、产业结构和劳动政策等议题发展迅速^{①②③④},但直接关注文化产业发展的研究十分有限,类似的文献主要侧重于服务业研究^⑤。事实上,文化产品作为满足精神心理需求的产品具有多重属性,区别于普通产品消费,不同教育水平的个体其文化消费行为存在显著差异,那么教育便可以从收入效应和价格效应影响消费需求结构进而影响文化产业发展。基于此,本文尝试从理论上对上述经济机制进行刻画,这是对文化产业发展动因研究的边际贡献。

其次,结合理论分析结论,本文进一步利用微观数据丰富了教育与文化消费的定量研究。现有文献指出,经济发展水平、城镇化水平、人口结构、收入分配等因素对文化消费具有重要作用^{⑥⑦⑧},但多为使用地区或行业层面数据的研究,基于微观层面数据的实证检验并不多见。同时,本文充分考虑到模型估计可能存在的内生性问题以及非线性关系,通过构造工具变量以及利用门槛模型进行了深入分析,加强了结论的稳健性与解释力。

文章其余部分安排如下:第二部分为基于省级层面数据的特征事实,第三部分为结构转型模型建构及理论分析,第四部分为结合微观数据的实证检验,最后是结论性评述。

二、教育水平与文化产业发展的特征事实

当前文化经济学主流观点认为,教育、收入、地位等影响文化资本积累的特征变量对文化产业的作用机制主要通过文化消费的渠道。在文化产品成瘾性模型中,学者们引入文化资本的目的在于分析文化消费行为,而非局限在“生产工具”意义上,因此文化产品成瘾性理论也被称为文化资本积累理论^{⑨⑩}。在诸如戏剧、音乐会、博物馆、影视欣赏等文化消费参与行为中,不同的社会群体存在着严重分化,不仅包括财富与职业,在教育方面也更为突出^{⑪⑫},这一结论也得到了“地位假说”^⑬和“认知假

① Dekle R., Vandenbroucke G., “A Quantitative Analysis of China’s Structural Transformation”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2006, 36(1), pp.119-135.

② Uy T., Yi K. M., Zhang J., “Structural Change in An Open Economy”, *Journal of Monetary Economics*, 2013, 60(6), pp.667-682.

③ Üngör M., “Productivity Growth and Labor Reallocation: Latin America Versus East Asia”, *Review of Economic Dynamics*, 2017, 24(3), pp.25-42.

④ 郭凯明、余靖雯、龚六堂:《家庭隔代抚养文化、延迟退休年龄与劳动力供给》,《经济研究》2021年第6期。

⑤ 郭凯明、黄静萍:《劳动生产率提高、产业融合深化与生产性服务业发展》,《财贸经济》2020年第11期。

⑥ 王志成、谢佩洪、陈继祥:《城市发展创意产业的影响因素分析及实证研究》,《中国工业经济》2007年第8期。

⑦ 胡乃武、田子方:《我国文化消费及其区域差异》,《经济问题》2015年第7期。

⑧ 朱媛媛、甘依霖、李星明、余瑞林:《中国文化消费水平的地域分异及影响因素》,《经济地理》2020年第3期。

⑨ Ateca-Amestoy V., “Cultural Capital and Demand”, *Economics Bulletin*, 2007, 26(1), pp.1-9.

⑩ Alderighi M., Lorenzini E., “Cultural Goods, Cultivation of Taste, Satisfaction and Increasing Marginal Utility During Vacations”, *Journal of Cultural Economics*, 2012, 36(1), pp.1-26.

⑪ Bourdieu P., *Distinction: A Social Critique of the Judgement of Taste*, Cambridge: Harvard University Press, 1986, pp.22-25.

⑫ Chan T. W., Goldthorpe J. H., “Social Stratification and Cultural Consumption: Music in England”, *European Sociological Review*, 2007a, 23(1), pp.1-19.

⑬ Bourdieu P., Passeron J. C., *Reproduction in Education, Society and Culture*, London: Sage, 1990, pp.86-93.

说”^①的支持。根据“认知假说”,文化消费活动取决于个体的认知能力,对于那些能够更好地处理复杂信息的个体回报更高^②,因此文化消费的教育分层尤为明显。同时,考虑到人们参与文化生活是作为其社会地位的一种重要表达,那么文化消费的教育分层效应在不同社会发展阶段和不同收入阶层中可能并不相等。在低收入水平下,文化消费特别是高雅文化消费的社会群体十分有限,因此,文化参与中的教育差异效应并不明显;而随着收入水平不断提升,文化消费成为一种普遍的消费模式,此时,文化消费的“地位效应”会进一步扩大教育分层的影响^③。由上可见,教育水平对于文化消费以及文化产业的发展不能简单地局限于线性认知,其理论机制分析仍需进一步探索。

接下来,我们利用中国省份2016—2019年面板数据来刻画教育水平与文化产业发展的特征事实。其中,被解释变量分别由文化产业产出比重(文化及相关产业增加值占GDP之比)和文化消费比重(居民人均文化娱乐消费支出占人均可支配收入之比)来衡量。教育水平(EDU_{it})为高学历人口占比,即大专及以上学历人口与6岁以上总人口之比。收入水平为人均GDP的对数。控制变量包括财政支出占GDP比重、进出口总额占GDP比重、机构存贷款余额占GDP比重。数据来源于相关年份《中国统计年鉴》和《中国文化及相关产业统计年鉴》。估计模型如下所示:

$$CUL_{it} = \beta_0 + \beta_1 EDU_{it} + \beta_2 EDU_{it} \times GDP_{it} + \beta_3 GDP_{it} + \beta_4 GDP_{it}^2 + \beta_5 X_{it} + \mu_{it} \quad (1)$$

上式中, i, t 分别为省份与时间标识, μ_{it} 为扰动项。在估计过程中,我们引入教育水平与收入水平的交互项来反映特征事实,并控制时间固定效应和省份固定效应。具体结果报告于表1。可以看到,是否控制时间和省份固定效应并不会改变教育水平及其与收入水平交互项的系数和显著性。教育水平的估计系数为负,而交互项系数为正,这表明随着收入水平的提高,教育水平与文化产业比重的关系由负向转向正向,这一非单调关系在我们的估计中是稳健的。因此,省级层面的经验证据表明,教育水平与文化产业发展的关系受到经济发展水平的影响,伴随着经济发展,作用关系由负转正。

表1 教育水平与文化产业发展的相关关系

	产出占比		消费占比	
	(1)	(2)	(3)	(4)
教育水平	-2.740*** (0.456)	-2.226*** (0.259)	-3.582*** (0.451)	-4.146*** (0.670)
教育水平×收入水平	0.242*** (0.042)	0.196*** (0.022)	2.435** (1.112)	1.297* (0.721)
收入水平	0.169 (0.161)	0.045*** (0.004)	0.364 (0.692)	0.025*** (0.009)
收入水平平方项	-0.008 (0.008)	0.364 (0.692)	-6.337 (6.643)	0.032** (0.013)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	No	Yes	No	Yes
省份固定效应	No	Yes	No	Yes
adj R ²	0.61	0.90	0.60	0.93
样本数	145	145	145	145

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著;圆括号中为聚类稳健标准误。

- ① Ganzeboom H., “Explaining Differential Participation in High-Cultural Activities: A Confrontation of Information-Processing and Status-Seeking Theories”, *Theoretical Models and Empirical Analyses*, 1982, 2, pp.186-205.
- ② Chan T. W., Goldthorpe J. H., “Social Status and Newspaper Readership”, *American Journal of Sociology*, 2017b, 112(4), pp.1095-1134.
- ③ Goldberg A., “Mapping Shared Understandings Using Relational Class Analysis: The Case of The Cultural Omnivore Reexamined”, *American Journal of Sociology*, 2011, 116(5), pp.1397-1436.

三、理论模型

(一)包含文化产业部门的结构转型模型与求解

本部分建立一个一般均衡模型。生产方面分为文化产品和非文化产品两个产业部门,分别用下标 $j=\{c,n\}$ 区分。每个产业部门由一家代表性企业在完全竞争市场下雇佣人力资本 L_j 组织生产完全同质的产品,生产技术满足:

$$Y_j = A_j L_j \quad (2)$$

(2)式通过外生劳动生产率 A_j 和线性技术来定义代表性企业生产行为。参考Ungor^①、Cai^②关于劳动生产率和结构转型文献的思路,(2)式可以理解为全要素生产率和物质资本包含在了劳动生产率中。进一步,用 p_j 表示产品价格, w_j 表示有效劳动工资,那么企业利润最大化问题为:

$$\text{Max}_{L_j, Y_j} p_j Y_j - w_j L_j \quad (3)$$

给出其一阶最优条件:

$$w_j = p_j A_j \quad (4)$$

考虑到非市场因素导致的劳动力流动壁垒存在,引入劳动力市场摩擦因子 τ 来刻画两个产业部门之间存在的有效劳动工资差异,满足:

$$w_c = \tau w_n \quad (5)$$

进而可知,部门间产品相对价格为:

$$p_c/p_n = \tau A_n/A_c \quad (6)$$

家庭部门由一个代表性家庭来刻画。该家庭由受教育水平不同的两部分成员组成,我们用下标 $i=\{0,1\}$ 加以区分,分别表示低学历成员和高学历成员。为了便于衡量教育深化,我们将低学历成员数量标准化为1,高学历成员数量为 θ 。家庭消费包括了非文化产品消费和文化产品消费,数量记为 e_{ji} ,并以常替代弹性形式组成复合消费 D_i ,满足:

$$D_i = [(1 - \omega_i)^{1/\epsilon_i} (e_{ni} + \bar{e}_i)^{(\epsilon_i - 1)/\epsilon_i} + \omega_i^{1/\epsilon_i} (e_{ci})^{(\epsilon_i - 1)/\epsilon_i}]^{\epsilon_i/(\epsilon_i - 1)} \quad (7)$$

其中,参数 $0 < \omega_i < 1$ 为常数;参数 $\epsilon_i \geq 0$,衡量了两个产业部门产品之间的替代弹性。非位似项 \bar{e}_i 表明了偏好的非位似性,如果 $\bar{e}_i < 0$,则表明家庭对非文化产品存在最低消费水平,此时非文化产品的消费需求收入弹性小于文化产品。为了体现不同学历成员消费的需求收入弹性和替代弹性存在差异性,决定家庭成员偏好的参数 \bar{e}_i 、 ω_i 、 ϵ_i 均可有差异。

家庭总效用由低学历成员效用 $\log D_0$ 和高学历成员效用 $\theta \log D_1$ 加总得到。考虑家庭效用函数中不同学历成员权重并不相同,引入常参数 $\beta > 0$ 来加以衡量。家庭总效应满足:

$$\log D_0 + \beta \theta \log D_1 \quad (8)$$

假定家庭将全部工资收入 $w_n L_n + w_c L_c$ 中的 x 份额用于消费支出。用 e 表示人均消费水平,那么家庭总消费支出为 $(1 + \theta)e$,家庭约束满足:

$$(w_n L_n + w_c L_c)x = (1 + \theta)e = (p_n e_{n0} + p_c e_{c0}) + (p_n e_{n1} + p_c e_{c1})\theta \quad (9)$$

家庭成员选择最优的 e_{ji} 以最大化效用,一阶条件可以给出低学历成员和高学历成员的消费支出:

$$p_n e_{n0} + p_c e_{c0} = \frac{1}{1 + \beta \theta} (1 + \theta)e + \frac{1}{1 + \beta \theta} p_n \bar{e}_1 \theta - \frac{\beta \theta}{1 + \beta \theta} p_n \bar{e}_0 \quad (10)$$

① Üngör M., "Productivity Growth and Labor Reallocation: Latin America Versus East Asia", *Review of Economic Dynamics*, 2017, 24(3), pp.25-42.

② Cai W., "Structural Change Accounting With Labor Market Distortions", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2015, 57(8), pp.54-64.

$$(p_n e_{n1} + p_c e_{c1})\theta = \frac{\beta\theta}{1 + \beta\theta} (1 + \theta)e - \frac{1}{1 + \beta\theta} p_n \bar{e}_1 \theta + \frac{\beta\theta}{1 + \beta\theta} p_n \bar{e}_0 \quad (11)$$

家庭低学历成员和高学历成员文化产品消费占比各自满足:

$$\frac{p_c e_{ci}}{p_n e_{ni} + p_c e_{ci}} = \left[\frac{\omega_i p_c^{1-\varepsilon_i}}{(1 - \omega_i) p_n^{1-\varepsilon_i} + \omega_i p_c^{1-\varepsilon_i}} \right] z_i \left(1 + \frac{p_n \bar{e}_i}{p_n e_{ni} + p_c e_{ci}} \right) \quad (12)$$

在(12)式等号右端第一部分我们定义为 Z_i , 那么 Z_i 刻画了产品相对价格的波动。

$$Z_i = \frac{\omega_i p_c^{1-\varepsilon_i}}{(1 - \omega_i) p_n^{1-\varepsilon_i} + \omega_i p_c^{1-\varepsilon_i}} \quad (13)$$

进一步, 我们定义家庭文化产品消费比重 ρ_c 为文化产品消费占总消费之比, 即低学历成员和高学历成员消费中文化产品占比的加权平均。由(9)至(11)式可以有:

$$\rho_c = \left[1 + \frac{p_n (\bar{e}_0 + \bar{e}_1 \theta)}{(1 + \theta)e} \right] \left(\frac{1}{1 + \beta\theta} z_0 + \frac{\beta\theta}{1 + \beta\theta} z_1 \right) \quad (14)$$

劳动力市场出清条件为: $L_n + L_c = L = 1 + \theta$ (15)

为了刻画消费结构变化对产业部门产出结构和就业结构的影响, 我们引入产业部门消费率 λ_j , 即每个产业部门产出中 λ_j 的部分用于消费^①。于是产品市场出清条件可写为:

$$\lambda_j Y_j = e_{j0} + \theta e_{j1} \quad (16)$$

将(4)(5)(6)(14)式代入劳动力市场出清条件, 可有文化产业就业比重满足:

$$\frac{L_c}{L} = \frac{\lambda_n \rho_c}{\tau \lambda_c (1 - \rho_c) + \lambda_n \rho_c} \quad (17)$$

通常地, 将非文化产品作为计价物, 价格 p_n 标准化为 1, 那么文化产业消费比重为:

$$\rho_c = \left[1 + \frac{\bar{e}_0 + \bar{e}_1 \theta}{(1 + \theta)e} \right] \left[\frac{1}{1 + \beta\theta} \frac{\omega_0 (\tau An)^{1-\varepsilon_0}}{\omega_0 (\tau An)^{1-\varepsilon_0} + (1 - \omega_0) Ac^{1-\varepsilon_0}} + \frac{\beta\theta}{1 + \beta\theta} \frac{\omega_1 (\tau An)^{1-\varepsilon_1}}{\omega_1 (\tau An)^{1-\varepsilon_1} + (1 - \omega_1) Ac^{1-\varepsilon_1}} \right] \quad (18)$$

将(6)和(13)式代入(18)式并化简可有:

$$\rho_c = \left[\underbrace{1 + \frac{\bar{e}_0 + \bar{e}_1 \theta}{(1 + \theta)e}}_{\text{收入效应}} \right] \left[\underbrace{\frac{1}{1 + \beta\theta} z_0 + \frac{\beta\theta}{1 + \beta\theta} z_1}_{\text{价格效应}} \right] \quad (19)$$

(二)理论分析

综合(2)(6)(17)和(19)式可知, 文化产业产出比重 (Y_c/Y) 与就业比重 (L_c/L) 均受到消费比重 ρ_c 的影响, 而影响渠道来自于收入效应与价格效应。同时, (19)式表明, 收入效应与价格效应与教育深化程度 θ 相关, 这就给出了教育深化通过影响消费比重 ρ_c 进而影响文化产业产出比重与就业比重, 即文化产业发展水平的机制路径。具体而言, 文化产业发展水平取决于如下几个关键“信息”: 反映产业部门间技术水平变化的相对劳动生产率 An/Ac , 反映人均收入(消费)水平的 e , 反映劳动力市场摩擦和壁垒的 τ , 以及我们所关注的教育深化程度 θ 。

1. 收入效应、价格效应与文化产业消费比重。在(19)式等号右端第一部分和第二部分, 分别体现了 Kongsamut 等提出的收入效应^②和 Ngai 和 Pissarides 提出的价格效应^③。可见, 产生收入效应的原因在于人均收入和人均消费的增长, 产生价格效应的原因在于产品相对价格的波动。

① 关于结构转型静态模型的文献通常假定产出全部用于消费(Cai, 2015; Ungor, 2017)。而引入产业部门消费率, 可以衡量消费结构变化对产出结构和就业结构的影响程度。

② Kongsamut P., Rebelo S., Xie D., “Beyond Balanced Growth”, *The Review of Economic Studies*, 2001, 68(4), pp.869-882.

③ Ngai L. R., Pissarides C. A., “Structural Change in a Multi-Sector Model of Growth”, *The American Economic Review*, 2007, 97(1), pp.429-443.

$$\text{对于收入效应,记} \quad \Pi_I = 1 + \frac{\bar{e}_0 + \bar{e}_1 \theta}{(1 + \theta)e} \quad (20)$$

$$\text{由 } \bar{e}_0 + \bar{e}_1 \theta < 0, \text{故而 } \partial \Pi_I / \partial e > 0, \partial \rho_c / \partial e > 0 \quad (21)$$

可知,随着人均收入和消费水平的提高,文化产业消费比重将上升。因为家庭成员对非文化产品存在最低消费量,那么 \bar{e}_i 必然小于0,非文化产品的消费需求收入弹性会低于文化产品。故而当人均收入提高时,文化产品的消费支出会上升得更快,导致文化产业消费比重提高。同时,收入效应大小受到 e 的“调节作用”影响, e 越大,其影响越小。

$$\text{对于价格效应,记} \quad \Pi_p = \frac{1}{1 + \beta\theta} z_0 + \frac{\beta\theta}{1 + \beta\theta} z_1 \quad (22)$$

$$\text{当 } \epsilon_i < 1 \text{ 时, } \partial \Pi_p / \partial (p_c / p_n) > 0, \text{此时 } \partial \rho_c / \partial (p_c / p_n) > 0; \quad (23)$$

$$\text{当 } \epsilon_i > 1 \text{ 时, } \partial \Pi_p / \partial (p_c / p_n) < 0, \text{此时 } \partial \rho_c / \partial (p_c / p_n) < 0. \quad (24)$$

(23)和(24)式表明,文化产品相对价格的提高对文化产业消费比重的影响,取决于非文化产品与文化产品之间的替代弹性,若替代弹性小于1时,则文化产业消费比重将上升,反则反之。具体原因为:消费支出等于价格与数量的乘积,但相对价格的提高会导致消费数量的下降,当部门间产品替代弹性较高($\epsilon_i > 1$)时,文化产品更高的相对价格将促使家庭更多地消费非文化产品来替代文化产品,此时文化产品消费的实际数量将更大幅度下降,从而导致消费比重下降。反之,若文化产品带来的效用很难被非文化产品替代($\epsilon_i < 1$),此时相对价格上升幅度将大于消费实际数量的下降幅度,于是文化产业消费比重上升。

2. 教育深化与收入效应、价格效应。考虑到低学历成员与高学历成员对不同部门产品的需求收入弹性(\bar{e}_i)和替代弹性(ϵ_i)可以存在差异,那么,教育深化 θ 将通过收入效应和价格效应影响消费结构,进而影响文化产业比重。由(19)(20)和(22)式可有:

$$\frac{\partial \rho_c}{\partial \theta} = \frac{\partial \Pi_I}{\partial \theta} \Pi_p + \frac{\partial \Pi_p}{\partial \theta} \Pi_I \quad (25)$$

可见, θ 对文化产业消费比重 ρ_c 的影响是收入效应和价格效应加总的结果。从收入效应渠道看($\partial \Pi_I / \partial \theta$),当高学历成员对非文化产品的最低消费水平大于低学历成员($|\bar{e}_1| > |\bar{e}_0|$)时,会有($\partial \Pi_I / \partial \theta$) < 0 ,教育水平提高将倾向于降低文化产业比重,其影响程度的大小取决于收入水平,会随着收入水平的提高而逐渐减小。从价格效应渠道看($\partial \Pi_p / \partial \theta$),当文化产品相对价格变动对高学历成员的影响大于低学历成员($Z_1 > Z_0$)时,会有($\partial \Pi_p / \partial \theta$) > 0 ,此时教育水平提高将倾向于提升文化产业比重,反之亦然。

上述结论可以很好地解释前文关于教育水平与文化产业比重之间变动关系的特征事实。总结模型求解结果,并结合不同人群的消费特征以及文化产品自身属性,可以得到以下基本结论:如果教育水平在收入效应渠道上影响为负,在价格效应渠道上影响为正,那么教育水平对文化产业发展的最终影响程度将取决于两种渠道的相对大小。在人均收入处于低位时,收入效应渠道影响更大,教育水平的总效应为负;但随着人均收入的不断提高,价格效应逐渐成为主导机制,教育水平的总效应亦由负转正。

那么,结构转型模型关于教育水平与文化产业消费比重之间的非线性关系推断,能否在微观层面得到经验证据的支持?如果可以验证,这一非线性关系又如何受到收入水平的调节影响?接下来,我们将基于中国家庭金融调查项目(CHFS)来回答上述问题。

四、来自 CHFS 的微观证据

(一)数据描述

本文利用中国家庭金融调查(CHFS)项目数据来进行实证检验。中国家庭金融调查项目始于2011年,迄今共计已完成五轮次调查。CHFS侧重于中国家庭金融微观数据的采集,调查样本的统计

学特征与国家统计局全国人口普查非常接近,拒访率低、代表性好、数据质量较高^①。CHFS问卷不仅详细询问了家庭每个成员的教育、年龄、户籍等个体特征,也详细询问了每个家庭的各项收入和支出情况,包括去年家庭总收入、去年家庭文化娱乐总支出等问题,为我们的研究提供了非常好的数据支持。

本文使用CHFS项目2019年数据。2019年调查样本最终搜集了34643户家庭,涉及29个省市343个县(区),1360个村(居)委会,共计107008个家庭成员信息。为了得到研究所需的数据集,对原始数据进行了初步清理:首先,考虑到CHFS调查中户主界定为家庭经济来源的主要承担者或家庭主事者,因此保留了户主的年龄、性别、婚姻、户籍等人口学特征信息,而非问卷受访者;其次,保留了16岁以上所有家庭成员的最高学历信息,并结合家庭规模得到每个家庭的平均受教育年限;最后,保留了家庭年可支配收入、家庭消费总支出非负的样本,并在上下1%处进行缩尾处理排除异常值的影响。最终,本文共获得33658个家庭有效样本,样本描述性统计见表2。

表2 主要变量的描述性统计

变量名	观测值	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
户主年龄	33658	56.34	13.69	56	18	97
户主男性	33658	0.75	0.43	1	0	1
户主已婚	33658	0.85	0.33	1	0	1
家庭规模(人)	33658	3.08	1.54	3	1	15
家庭总教育年限(年)	33658	8.78	5.17	8	1	44
家庭文化娱乐支出(元)	33658	1091.48	6273.92	0	0	500000
家庭总收入(万元)	33658	8.57	9.98	5.82	0	60.48
家庭消费总支出(万元)	33658	8.46	8.01	6.11	0.77	48.47

(二)模型设定及估计

本文设定交互项模型来进行基准回归,实证模型如下:

$$y_i = \alpha_0 + \alpha_1 edu_i + \alpha_2 income_i + \alpha_3 edu_i \times income_i + X'\beta + \varepsilon_i \quad (26)$$

其中,家庭文化消费支出占比或文化消费支出作为被解释变量。2019年CHFS项目调查问卷详细询问了家庭平均每个月在文化娱乐方面的支出数额,由于部分家庭文化娱乐支出为0,我们对消费支出为0的数值加1,再对数化处理。 edu_i 表示家庭的平均受教育年限,由家庭中16岁以上人口受教育年限总和除以家庭规模得到。 $income_i$ 表示家庭年可支配收入,我们对原始数据加1后再取对数。 X 是一系列控制变量,包括户主的年龄、年龄平方、性别、婚姻、户籍等人口学特征,以及家庭中65岁以上人口占比(抚养比)。为了控制无法观测的省级层面政策的影响,在部分回归中引入省份固定效应。

上述估计存在一个潜在的担心是内生性问题的影响。一方面,文化氛围浓厚的家庭可能更加重视子女教育和成年人再教育培训,两者之间的联动性是产生内生性的重要根源;另一方面,诸如户主个人能力等无法观测的遗漏变量可能同时影响教育水平和文化消费支出,从而导致估计有偏。因此,本文利用1986年实施的《中华人民共和国义务教育法》导致的教育水平外生变动构造工具变量,重新对(26)式进行2SLS估计。围绕义务教育法的政策外生性构造教育的工具变量是已有文献中较为成熟的做法^②。义务教育法强制要求法定年龄段的儿童必须接受九年义务教育,因而,年龄在16周岁以下的儿童都将受到义务教育法的影响,特别是失学儿童需要重返校园完成义务教育阶段的学习,而16周岁

① 甘犁、尹志超、谭继军:《中国家庭金融报告2014》,成都:西南财经大学出版社,2015年。本文研究所用数据来自于西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心。

② Liang Y. H., Dong Z. Y., "Has Education Led to Secularization? Based on The Study of Compulsory Education Law in China", *China Economic Review*, 2019, 54(4), pp.324-336.

以上儿童将不受影响。义务教育法的实施从根本上提高了我国基础教育水平,国家统计局数据表明,小学升学率从1986年的69.5%上升到2000年的95%,再到2019年99.5%。可见,义务教育法实施将直接影响了教育水平,满足了工具变量的相关性条件;同时,义务教育法作为一项国家层面颁布的法律,必然外生于个人能力等特征变量,不会直接作用于家庭文化消费,符合排除性要求。借鉴赵西亮^①的思路,如果样本个体在其所在省份实施《义务教育法》时小于6岁,视为完全受到政策影响,赋值为1;如果样本个体在其所在省份实施《义务教育法》时大于16岁,则不受影响记为0;如果《义务教育法》实施时样本个体年龄在6—16岁之间,则记值为(16-义务教育法实施年份+出生年)/9。由于各省份《义务教育法》具体实施时间不同^②,那么最终构造的工具变量为[0,1]区间取值的连续变量,衡量了义务教育法对个体的影响程度。

表3报告了基于(26)式的OLS和2SLS估计结果。在(1)(3)列特别汇报了不加入交互项的估计结果来与前期文献相比较。可以看到,家庭成员平均受教育年限增加1年,总支出中文化消费支出占比将增加1.7%左右,文化消费金额将上升43%,结论与前期文献相一致。但是,上述结果反映的是教育对文化消费的全局平均处理效应,而前文理论分析发现,教育的边际影响会由于收入水平高低而呈现出阶段性的变化特征。对此,我们在(2)(4)列通过引入交互项的方式来对收入水平产生的调节作用进行分析。结果表明,教育年限的估计系数为负,而教育与收入交互项的估计系数为正且均统计显著,说明随着家庭收入水平的提高,教育水平与文化消费的关系由负相关转为正相关,结论有力支持了理论模型关于收入效应与价格效应变动关系的推断。利用工具变量的2SLS结果报告于第(5)列,Sargan弱工具变量检验表明《义务教育法》实施从统计意义上是一个有效工具变量。可以看到,在充分考虑内生性后,相关结论依旧稳健。

该部分的实证分析直观描述了收入水平调节下教育与文化消费之间的非线性变动关系,但估计方法限制了我们更细致地了解具体的变动区间和临界值分布,接下来,我们将基于截面数据的门槛效应模型展开进一步研究。

(三) 门槛模型估计

本部分在Hansen^③门槛模型基础上对门槛存在性开展检验并估计,从而对非线性调节效应的门槛值和影响程度进行量化分析。截面数据单一门槛的基本设定如下:

$$y_i = \alpha_0 + edu_i \cdot \delta_1 \cdot I(income_i \leq \gamma) + edu_i \cdot \delta_2 \cdot I(income_i \geq \gamma) + X_i' \beta + \epsilon_i \quad (27)$$

其中, γ 为特定的门槛值, $I(\cdot)$ 为示性函数,相应的条件成立时取值为1,否则取值为0。对于给定的 γ 值,我们可以采用OLS得到参数 δ 的一致估计量,即

$$\hat{\delta}(\gamma) = [X(\gamma)'X(\gamma)]^{-1}X(\gamma)'Y \quad (28)$$

(28)式估计的残差平方和会随着 γ 接近门槛水平而减小,因此,可以通过最小化残差平方和得到 γ 的估计,进一步得到其他参数的估计量。我们设定门槛效应检验的MCMC模拟次数为500次,分位数搜索间隔为1/300,置信区间95%,相应得到的门槛效应检验结果报告于表4。可以看到,收入水平均显著通过了单重和双重门槛检验,其门槛值分别为收入水平对数取值的10.77和11.60。单重门槛和双重门槛的F统计量均在1%的水平上显著,表明收入水平带来的非线性调节效应存在着显著的双重门槛特征。

① 赵西亮:《教育、户籍转换与城乡教育收益率差异》,《经济研究》2017年第12期。

② 各省《义务教育法》实施年份:1986年有北京、河北、山西、黑龙江、上海、浙江、江西、四川(含重庆)、宁夏、辽宁;1987年有天津、吉林、江苏、安徽、山东、河南、湖北、广东、云南;1988年有福建、贵州、陕西;1989年有内蒙古、青海;1991年有甘肃;1992年有湖南、广西、海南。

③ Hansen B. E., "Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference", *Journal of Econometrics*, 1999, 93, pp.345-368.

表3 估计结果

	文化消费支出占比		文化消费支出		文化消费支出占比
	(1)OLS	(2)OLS	(3)OLS	(4)OLS	(5)2SLS
平均教育年限	0.017*** (0.001)	-0.012** (0.006)	0.434*** (0.013)	-0.567*** (0.070)	-2.811*** (0.730)
平均教育年限×可支配收入		0.003*** (0.000)		0.092*** (0.006)	0.402*** (0.066)
可支配收入	0.011*** (0.000)	0.002 (0.002)	0.314*** (0.010)	0.076*** (0.020)	-0.611*** (0.140)
户主年龄	-0.013*** (0.002)	-0.014*** (0.001)	-0.240*** (0.008)	-0.243*** (0.009)	-0.136*** (0.008)
户主年龄平方	0.000*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.001*** (0.000)
户主已婚	-0.020*** (0.003)	-0.219*** (0.040)	0.309*** (0.048)	0.296*** (0.048)	-0.216*** (0.040)
户主男性	0.005 (0.007)	0.004 (0.003)	-0.128*** (0.041)	-0.140*** (0.041)	0.032 (0.034)
户籍	0.013*** (0.002)	0.013*** (0.003)	0.616*** (0.027)	0.647*** (0.026)	0.141*** (0.021)
家庭抚养比	-0.009** (0.005)	-0.010** (0.005)	0.206*** (0.067)	0.163** (0.067)	-0.124** (0.055)
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
教育年限联合显著性检验F值		55.02 [0.000]		12.50 [0.019]	9.54 [0.000]
弱工具变量检验F值					356.4
样本量	33658	37050	33658	33658	33658
adjR ²	0.069	0.071	0.233	0.240	0.122

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著;圆括号中为稳健标准误;方括号内为P值;考虑到估计系数的直观性,我们对文化消费支出占比乘以100后再取对数,当然,这并不影响系数的经济含义。

表4 门槛效应估计结果(样本数=33658)

门槛个数	γ	F统计量	P值	95%置信区间
单重门槛	10.77	53.28	0.00	[10.40 10.83]
双重门槛	11.60	289.55	0.01	[11.47 11.76]

表5报告了基于全样本的截面门槛模型估计结果。当家庭收入水平对数值低于10.77时,教育水平对文化消费占比的估计系数和边际效应值为-0.093;当收入水平对数值高于10.77但低于11.60时,估计系数为0.154,此时边际效应值0.061(0.154-0.093);当收入水平继续上升,对数值高于11.60时,边际效应为0.318(0.257+0.154-0.090),此时,影响效应达到之前的5倍之多;上述估计结果均在1%的水平上显著。门槛模型估计结果表明,教育水平对文化消费支出的影响随着收入水平的提高出现由负转正的趋势,这一趋势存在着显著的双重门槛特征,即收入水平的调节作用是非线性的,存在着先促降后促升的特征,并且在教育水平更高的经济中,影响效应成倍增加。门槛估计结果进一步支持了结构转型模型的理论推断。

表 5 门槛模型估计结果(样本数=33658)

变量	回归系数	t统计量
$edui \cdot I(income_i \leq 10.77)$	-0.093***	6.88
$edui \cdot I(10.77 \leq income_i \leq 11.60)$	0.154***	12.10
$edui \cdot I(income_i \geq 11.60)$	0.257***	32.15
户主年龄	-0.146***	-20.70
户主年龄平方	0.001***	15.00
户主已婚	-0.210***	-6.23
户主男性	0.030	1.03
户籍	0.105	6.27
家庭抚养比	-0.133**	-2.37

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

五、结论

本文通过构建包含文化产业部门的结构转型一般均衡模型,分析了教育影响文化产业比重的经济机制,并结合中国家庭金融调查(CHFS)项目数据,从微观层面对两者间的非线性关系进行了直接检验。研究表明:第一,教育通过消费需求结构影响文化产业比重,而收入效应与价格效应是教育作用于消费需求结构的两个渠道。就收入效应而言,教育的影响程度取决于人均消费水平;就价格效应而言,教育的影响取决于产品相对价格对不同受教育程度群体的影响程度。当收入效应为负向,价格效应为正向时,总效应随着收入水平的提高逐渐由负转正。第二,增加居民收入无疑有利于文化产业比重提高,但在教育水平更高的经济中,这种影响程度会成倍增加。在低教育水平经济中,提高文化产品相对价格有助于提升文化产业比重,但这一做法带来的效应会随着社会整体教育水平的提高而减弱。第三,劳动力市场壁垒越低、劳动力跨部门转移成本越低,文化产业比重越高,但并不会改变教育对文化产业的作用关系。第四,教育与文化产业比重的非线性关系在考虑内生性问题的估计后依然显著,收入带来的调节效应在收入水平跨过某一门槛值后会产生较大的跳跃。

党的二十大报告强调了新发展格局下新型文化需求和文化供给的更高水平供求关系^①,结合理论模型的分析结论,本文认为:首先,在需求侧方面,要把握好新时期消费需求转型为文化产业优化升级带来的新契机,扩大内需稳步提高居民消费水平,持续保持居民收入增长,注重各消费层次群众喜闻乐见的传统文化当代价值挖掘,强调本土化创新,放大国民教育水平提升带来的“红利效应”。其次,在供给侧方面,要不断提高文化生产率,降低文化产品的相对价格,助推文化产业发展,充分发挥当前数字经济领域先发优势和数字技术赋能比较优势,在供给领域契合应用5G技术、区块链、人工智能、大数据等数字技术手段,加快推进线上文化消费与数字体验式文化消费,提升产业全要素生产率,充分发挥生产率提高带来的价格效应。再次,弱化劳动力市场壁垒的负面影响,减少制度因素导致的劳动力转移成本,吸纳更多文化领域劳动力,不断提高文化产业就业比重。本文的研究还存在一些遗憾之处:第一,由于微观调查数据中产品层面消费信息的缺乏,无法直接检验需求收入弹性与替代弹性是否在不同教育程度群体间存在差别;第二,对于文化产业内部,如核心文化产品生产与相关文化产品、文化商品和文化服务的差异性影响仍需要进一步探析。

^① 习近平:《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗》,《人民日报》2022年10月26日,第1版。

Non-linear Correlation between Educational Deepening and Culture Industry Development: Its Theoretical Mechanism and Empirical Test

Liu Yang Li Chunlin

(School of Economics and Management, Zhejiang Ocean University, Zhoushan 316022, P.R.China)

Abstract: A large number of transnational experiences show that there is a close relationship between educational deepening and the structural transformation of the cultural industry, and education plays a vital role in promoting the high-quality development of the cultural industry. But its influence mechanism has been a “black box” because the price effect and income effect of individuals with different educational levels in cultural consumption are not a simple linear relationship, and there may be a nonlinear influence of education levels on the development of the cultural industry. Based on the characteristic facts of panel data of Chinese provinces, this inference is verified. By establishing a two-sector general equilibrium model of industrial structure transformation, this paper analyzes the influence of education deepening on the development of the cultural industry. The result shows that income effect and price effect are the two channels that education acts on the structure of consumer demand. When the income effect is negative and the price effect is positive, the total effect gradually turns from negative to positive with the increase of the income level. Therefore, educational deepening may affect the development of the cultural industry through channels that affect the structure of consumer demand. The model well explains the characteristic facts of Chinese provincial data. Furthermore, using CHFS data to estimate and test the conclusions of the theoretical model from the micro level, the results show that the coefficient of years of schooling is negative, while the estimated coefficients of the interaction item between years of schooling and income are positive and statistically significant, indicating that with the increase of family income level, the relationship between levels of education and cultural consumption changes from a negative correlation to a positive one. After considering the endogenous problem, the nonlinear relationship between them is still robust. The threshold model is used to describe this nonlinear relationship in detail, and it is found that the adjustment effect brought by income would have a big jump when it crosses the double threshold. The policy implications of the study are summarized as follows: Firstly, it is necessary to pay attention to the mining of local cultural values, emphasize local innovation, raise residents’ consumption level and maintain residents’ income growth, and steadily improve the level of cultural consumption on the demand side. The second is to increase the productivity of cultural industries, reduce the relative price of cultural products, give full play to the advantages of the digital economy and digital technology empowerment, improve total factor productivity, and give play to the price effect brought by productivity improvement from the supply-side. Thirdly, it is necessary to weaken labor market barriers, reduce labor transfer costs caused by institutional factors, and continuously increase the proportion of employment in cultural industries.

Keywords: Educational deepening; Cultural industry; Structural transformation model; Non-linear correlation

[责任编辑:郝云飞]