

高等教育普及化对区域经济协调发展的影响研究

——兼论文化资本的中介机制

罗富政 陈丽媛*

内容提要 通过多渠道的数据采集，本文系统评价了中国省域高等教育普及化进程的时空现状，基于文化资本视角，从理论和实证两方面分析了省域高等教育普及化进程对区域经济协调发展的影响效应及其中介机制。研究发现，中国省域高等教育毛入学率呈现出不断上升趋势，目前超过3/4的省份已经进入了高等教育普及化阶段，但区际发展的不平衡性非常显著，在地理分布上呈现空间集聚特征和阶梯形格局。省域高等教育普及化进程加快显著推动了区域经济协调发展，2015年以后推进作用进一步强化，且在西部地区和民族省份的推动作用强于东中部地区。省域高等教育普及化进程的加快可以有效地提升地区文化资本的积累，进而促进区域经济协调发展，应重视文化资本培育的内涵式提升。

关键词 高等教育普及化 文化资本 区域经济协调发展

一 引言

2021年2月召开的全国教育工作会议指出，“要面向区域经济社会发展战略需求，深化产学研用一体化发展，全面提升教育服务贡献能力水平”。服务区域经济发展是中国高等教育的重要职能之一，随着中国高等教育由大众化阶段进入普及化阶段，这一

* 罗富政，湖南师范大学商学院，电子邮箱：luofuzheng@hunnu.edu.cn；陈丽媛，湖南师范大学商学院，电子邮箱：chenliyuan202204@126.com。本研究得到国家社会科学基金青年项目（18CJL047）、湖南省自然科学基金面上项目（2022JJ30403）、湖南省“湖湘青年英才”支持计划的资助。

职能更趋于强化。特别是在区域经济发展依然“不充分、不平衡”的现实背景下，探讨高等教育普及化进程在推进中国区域经济协调发展中所发挥的作用及其内在机理，具有重要的理论与现实意义。

关于高等教育对区域经济协调发展的影响，已有研究多是基于人力资本视角进行分析（赖德胜等，2015）。学者们普遍认为，区域间的人力资本水平差异是引致区域间经济发展趋异的重要诱因，同时也是促进后发地区市场主体加速技术模仿和技术创新的重要动力。高等教育的发展可以促进区域内人力资本水平的提升以及区域间人力资本的优化配置，进而推动区域经济协调发展。而与人力资本同为学术界普遍关注的四大资本形式之一的文化资本（Throsby，1999），却未在教育经济学研究中得到足够的关注。本文创新性地从文化资本视角出发，分析省域高等教育普及化进程对中国区域经济协调发展的影响效应。

文化资本是承载文化价值观念的资产存量，文化资本包括有形与无形两类。有形文化资本主要是指被赋予了文化意义的实体，如书籍、艺术品等，无形文化资本则是指一系列与既定人群相符的想法、实践、信念、传统和价值。高等教育普及化为文化资本的形成、积累与传承提供了平台和载体，同时高等教育普及化进程为文化资本的提升与发展提供了正式与非正式双重的制度保障。而文化资本积累通过制度、要素、创新三重路径，促进区域经济协调发展（李娟伟、任保平，2013）。

本文研究的另一个重点是省域高等教育普及化进程的评价。由于生源数据获取较为困难，省级高等教育毛入学率的计算是非常复杂的。若可以系统性地梳理近年来中国各省份的高等教育毛入学率数据，对于探索未来地方高等教育的高质量发展具有重要意义。为此，本文通过多渠道的数据挖掘和采集，较为详实地整理了 2007 - 2019 年中国 31 个省份的高等教育毛入学率数据，并比较评价了中国各省份高等教育普及化进程的时空现状。进一步地，本文结合中国省级面板数据，利用系统 GMM 估计方法实证检验了省域高等教育普及化进程对区域经济协调发展的影响效应及其区域差异与阶段差异，并利用 Baron & Kenny（1986）提出的逐步法构建中介效应检验模型，实证检验了文化资本在省域高等教育普及化进程影响区域经济协调发展中发挥的中介效应。

本文剩余部分安排如下：第二部分通过回顾已有文献梳理了高等教育普及化进程、文化资本、区域经济协调发展三者之间的理论逻辑；第三部分介绍了通过多渠道的数据挖掘和采集获取的省级高等教育毛入学率数据，进而评价了中国各地区高等教育普及化进程的发展现状；第四部分进行了估计模型设定、内生性问题讨论及变量选取与

说明；第五部分和第六部分对前文的理论假说进行了实证检验；最后部分梳理了已有结论并提出了研究启示。

二 理论逻辑与文献回顾

文化资本这一概念最早是由法国社会学家皮埃尔·布尔迪厄提出（Bourdieu, 1984）。他认为，文化资本泛指与个人地位获得和地位象征有关的有形或无形的文化资产，包括具体形态文化资本、客观形态文化资本、制度形态文化资本，且文化资本通过时间积累和代际传递进行积累、转换与传承。学者们对文化资本概念的理解各有不同。经济学家传统上区分三种资本形式，即物质资本、人力资本和自然资本，索罗斯比提出了第四类资本——文化资本（Throsby, 1999；赖德胜等，2015）。索罗斯比认为，文化资本是一种体现文化价值的资产，可以引起商品和服务流动，从而使价值得到增加。

文化资本是承载文化价值观念的资产存量，既具有文化价值，又具有经济价值，可以分为有形文化资本和无形文化资本（李娟伟、任保平，2013；姜琪，2016；靳涛、林海燕，2018；封福育、李娟，2020）。有形文化资本主要是指被赋予了文化意义的实体，如书籍、建筑、遗址、艺术品、油画、雕塑等。无形文化资本则是指一系列与既定人群相符的想法、实践、信念、传统和价值，如现存的文学积累、文化风俗、语言等非正式制度的积累。有形文化资本在多数条件下是无形文化资本的载体，无形文化资本发挥作用很大程度上取决于有形文化资本的水平。

省域高等教育普及化进程的加快可以有效地提升地区文化资本的积累。曾华（2009）认为，文化资本的再生是以教育资格的形式被制度化的，因此高等教育在文化资本再生的过程中起着显著的促进作用。具体而言，省域高等教育普及化进程加快文化资本积累的效应包括：其一，高等教育普及化为文化资本积累提供了平台。高校既是高等教育的物化形态和具体外延（邓峰，2013），也是承载纸本文献、缩微文献、数字资源、网络资源等有形文化资本的实体（叶杰、包国宪，2015）。高等教育普及化进程通过优化高校建设，强化了有形文化资本的积累、更新和优化，进而为文化资本积累提供了平台支撑。其二，高等教育普及化为文化资本的形成与传承拓宽了载体。在接受高等教育的过程中，大学生成为文化资本形成与传承的载体。而高等教育普及化的推进拓宽了高等教育的受众，这也进一步拓宽了文化资本的载体。其三，高等教育普及化为文化资本的提升与发展提供了正式制度和非正式制度保障。制度包括正式制

度和非正式制度两类（罗富政、罗能生，2016）。正式制度以某种明确的形式确定下来，并由行为人所在的组织进行监督并用强制力保证实施，如各种成文的法律、法规、政策、规章、契约等。非正式制度是指对人的行为不成文的限制，包括价值信念、伦理规范、道德观念、风俗习惯和意识形态等。在正式制度层面，通过高等教育立法，高等教育普及化进程保障了大众接受高等教育的权利，为社会的文化资本提升提供了外在条件（余雅风、劳凯声，2009）。在非正式制度层面，高等教育普及化为大众蕴养了科学理念，塑造了价值观念，保障了文化资本的发展。其四，高等教育普及化最基础的作用在于优化高等教育，而学生学习与教师教学的教学相长过程也是文化资本再生的过程。

文化资本积累可以促进区域经济协调发展，具体机制包括三个方面：其一，制度机制。新制度经济学认为，制度供给通过调节区际交易成本对区域间经济关系产生重要影响。一般而言，合理的制度安排不仅可以降低本地区内市场主体间的交易成本，促进本区域的经济发展，同时也可以通过降低不同地区市场主体之间的交易成本，提升区域间的经济联系强度与市场整合程度，促进区域经济协调发展（林建浩、赵子乐，2017）。一方面，文化资本积累可以促进区域间正式制度的传播与扩散，进而促进区域经济协调发展。文化资本是影响制度的基础性因素，正如 Spolaore & Wacziarg（2013）所强调的，正式制度背后还受到历史、地理、文化等“第四种资本”的影响。另一方面，文化资本积累通过弱化非正式制度壁垒促进区域经济协调发展。若两地区市场主体面临不同类型的非正式制度约束，则交易成本往往较高，如方言差异导致沟通困难，文化差异导致商业理念与消费偏向异质等。文化分割会显著降低区域间的资源配置效率，加剧区域经济非均衡发展（高翔、龙小宁，2016）。而文化资本积累对于削弱非正式制度壁垒具有积极作用，可以有效促进区域经济协调发展。

其二，要素机制。文化资本作为生产要素可直接作用于区域经济发展。李娟伟和任保平（2013）认为，文化资本是推动长期经济增长的重要因素，传统文化资本通过影响物质资本积累起作用，而市场文化资本通过影响技术进步与创新起作用，文化资本还同时通过制度约束市场主体行为，从而提高经济效率。文化资本具有正外部性效应，一个地区的文化资本积累可以通过扩散效应带动周边地区文化资本积累。靳涛和林海燕（2018）发现，文化资本的经济增长效应，取决于文化资本的正向溢出效应。当文化资本积累到一定程度时，文化资本对经济增长的溢出作用大于所引致的对物质资本的负向替代作用，从而有利于区域经济发展。同时，文化资本扩散效应可以通过弥合文化分割优化资源配置，进而促进区域经济协调发展。

其三，创新机制。改革开放以来，创新精神等市场经济文化理念在市场经济体制建立和完善过程中迅速传播和发展，为中国特色社会主义市场经济文化资本进一步积累提供了条件，也加强了其对技术创新与进步的促进作用（李娟伟、任保平，2013）。在此背景下，技术创新与进步的区际溢出效应有效地推动了区域经济协调发展。

三 中国省域高等教育普及化进程的测度与评价

（一）指标选取与数据采集

高等教育毛入学率是评价高等教育普及化进程的主要指标。高等教育毛入学率是指高等教育在学人数与适龄人口之比，其中适龄人口是指年龄在18岁~22岁的人口。国际上通常认为，高等教育毛入学率在15%以下时属于精英教育阶段，15%~50%为高等教育大众化阶段，50%以上为高等教育普及化阶段。1978年，中国的高等教育毛入学率只有1.55%，1988年达到3.7%，1998年升至9.76%。1999年开始大学扩招，高等教育毛入学率快速上升，2002年达到15%，高等教育从精英教育阶段进入大众化阶段。

如图1所示，2007年以后中国高等教育毛入学率迅速提升，由该年的23%上升至2018年的48.1%。2019年高等教育毛入学率达到51.6%，中国正式步入高等教育普及化阶段。2020年中国高等教育毛入学率达到54.4%。十余年来，中国高等教育毛入学率提升了31.4个百分点，这与中国高校扩招及经济发展引致的人力资本提升需求有密不可分的关系。但中国高等教育毛入学率依然存在进一步提升的空间，数据（Trading Economics）显示，美国的高等教育毛入学率在2011年达到最高值，超过96%，之后因为各种因素略有下降，但在2016年也超过85%，这个数值遥遥领先于世界其他国家，英国、法国、日本等发达国家的高等教育毛入学率都在50%~60%之间。

根据《中国教育监测与评价统计指标体系》，高等教育毛入学率计算公式为：高等教育毛入学率（%）=高等教育在学总规模/18~22岁年龄组人口数×100%。其中，高等教育在学总规模=普通高等教育本专科在校生数+研究生在校生数+成人本专科折合在校生数（成人脱产班在校生数+成人夜大在校生数×0.5+成人函授在校生数×0.5）+网络本专科在校生数×0.5+自学考试毕业人数×1.5+在职攻读学位研究生在学人数+研究生课程进修班在学人数×0.5+军事院校本专科在校生数。杨晓青（2003）认为，相较于国家层面高等教育毛入学率的计算，省级层面高等教育毛入学率的计算存在较大困难： i 省高等教育毛入学率（%）=（ i 省生源高等教育在学人数/ i 省18~22岁年龄组人口数）×100%，这要求统计本省生源在本省区内中央部属学校和省

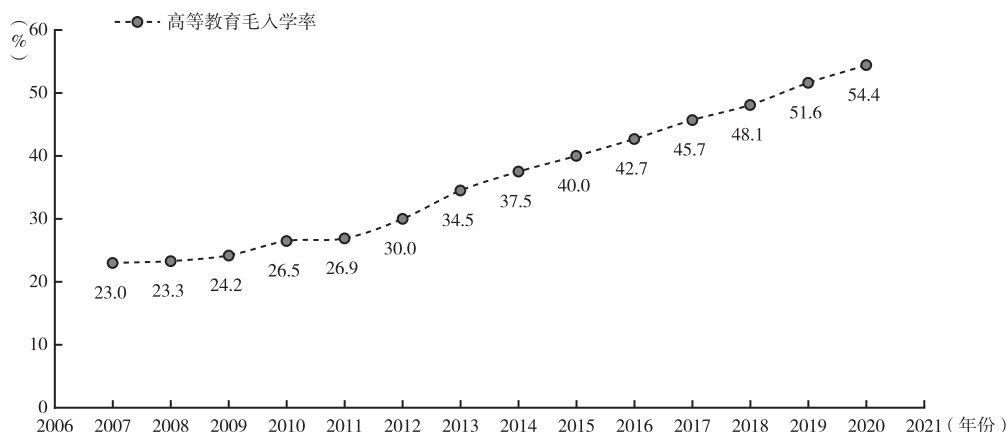


图1 2007-2020年全国高等教育毛入学率走势图

资料来源：作者收集整理得到。

属学校的在学人数以及本省生源在外省上学的在学人数（外省考入本省的学生不应计入），所需数据只能从省招生办公室获取，该项工作十分复杂。为此，我们无法通过数据计算的方式得到各省的高等教育毛入学率，只能通过各种官方渠道搜集获取中国31个省份2007-2020年高等教育毛入学率数据。由于统计口径的差异及数据的缺失，本文未对中国港澳台地区高等教育毛入学率数据进行搜集。数据搜集来源如表1所示。

表1 中国31个省份高等教育毛入学率的数据来源

省份	数据来源	省份	数据来源
安徽	历年《安徽省国民经济和社会发展统计公报》。	辽宁	历年《辽宁省国民经济和社会发展统计公报》；历年《辽宁省教育事业发展统计公报》；辽宁省教育事业“十三五”规划；《辽宁日报》线上数据。
北京	北京市“十三五”时期教育规划和发展改革规划；北京市“十二五”时期教育规划和发展改革规划；北京市“十一五”时期教育发展规划。	内蒙古	历年《内蒙古自治区教育事业统计简报》；内蒙古自治区“十三五”教育事业发展规划；内蒙古教育厅文件及教育厅网站数据。
福建	历年《福建省教育事业发展概况》；《关于福建省2012年国民经济和社会发展计划执行情况及2013年国民经济和社会发展计划草案的报告》；历年《福建省政府工作报告》；福建教育厅文件及教育厅网站数据。	宁夏	历年《宁夏回族自治区国民经济和社会发展统计公报》；宁夏教育厅文件及教育厅网站数据。
甘肃	甘肃教育厅文件及教育厅网站数据。	青海	历年《青海省教育事业发展统计公报》；青海教育厅文件及教育厅网站数据。

续表

省份	数据来源	省份	数据来源
广东	历年《广东统计年鉴》。	山东	历年《山东省教育事业发展统计公报》；山东教育厅文件及教育厅网站数据；《山东日报》及山东省统计局网站数据。
广西	历年《广西壮族自治区政府工作报告》；历年《广西教育事业发展统计公报》；广西教育厅文件及教育厅网站数据。	山西	历年《山西省教育事业发展统计公报》；历年《山西省国民经济和社会发展统计公报》。
贵州	历年《贵州统计年鉴》；历年《贵州省政府工作报告》。	陕西	历年《陕西省教育事业发展统计公报》；陕西省教育事业发展“十三五”规划；陕西教育厅文件及教育厅网站数据。
海南	海南教育厅文件及教育厅网站数据；历年海南省教育大会的讲话；《海南日报》线上数据。	上海	上海市教育委员会网站数据。
河北	历年《河北省教育统计》；河北教育厅文件及教育厅网站数据。	四川	历年《四川省政府工作报告》；历年《四川教育事业发展概况》；《四川省人民政府2020年度履行教育职责情况自评报告》；四川教育厅文件及教育厅网站数据。
河南	历年《河南统计年鉴》；历年《河南省教育事业发展统计公报》。	天津	历年《天津教育年鉴》；天津市教育委员会网站数据。
黑龙江	历年《黑龙江省教育事业发展基本情况》；黑龙江教育厅文件及教育厅网站数据；《黑龙江日报》线上数据。	西藏	历年《西藏自治区教育基本数据公告》；西藏教育厅文件及教育厅网站数据。
湖北	历年《湖北教育事业发展概况》；2020年《湖北省人民政府履行教育职责情况自评报告》。	新疆	历年《新疆维吾尔自治区教育事业发展统计公报》。
湖南	2017年、2018年《湖南省人民政府履行教育职责情况自评报告》；《湖南日报》及华声在线数据。	云南	历年《云南统计年鉴》。
吉林	历年《吉林省国民经济和社会发展统计公报》；吉林教育厅文件及教育厅网站数据。	浙江	历年《浙江省教育事业发展统计公报》。
江苏	历年《江苏省国民经济和社会发展统计公报》。	重庆	历年《重庆市人民政府工作报告》；《重庆市人民政府关于印发重庆市社会事业发展“十二五”重点专项规划的通知》；历年《重庆市社会事业发展状况》；历年《重庆市国民经济和社会发展统计公报》。
江西	历年《江西省国民经济和社会发展统计公报》。		

资料来源：作者收集整理得到。

需要说明的是，北京市自2011年高等教育毛入学率达到60%以后，每年对外公布的数据均是“超过60%”，为维持数据动态变化，本文根据全国高等教育毛入学率的时

间序列变动幅度对北京 2011 年以后的数据进行了线性插值。针对上海市 2010 - 2017 年的数据, 本文也进行了同样处理。上海市 2018 年与 2019 年公布了相应数据, 本文所采用的插值法处理的数据与公布后的数据在时间序列上是紧密衔接的。

(二) 中国省域高等教育普及化进程的评价

表 2 报告了中国 31 个省份进入高等教育普及化阶段的相关情况。数据显示, 中国超过 3/4 的省份已经进入了高等教育普及化阶段。目前, 尚未进入高等教育普及化阶段的省份分别是广西、贵州、内蒙古、甘肃、青海, 2020 年这些省份的高等教育毛入学率均处于 50% 以下。同时, 新疆与云南 2020 年的数据未收集到, 无法进行准确判断, 但 2019 年的数据显示这两个省份的高等教育毛入学率已经接近 50%。

表 2 中国 31 个省份进入高等教育普及化阶段的年份及毛入学率

省份	是否进入普及化阶段	年份	高等教育毛入学率(%)	省份	是否进入普及化阶段	年份	高等教育毛入学率(%)
上海	是	2002	51.0	山西	是	2019	52.1
北京	是	2003	52.0	广东	是	2020	52.0
天津	是	2004	52.0	河北	是	2020	51.3
浙江	是	2013	51.7	河南	是	2020	>50.0
吉林	是	2014	50.9	重庆	是	2020	53.0
江苏	是	2014	51.0	江西	是	2020	>50.0
辽宁	是	2014	50.5	四川	是	2020	51.1
黑龙江	是	2015	>50.0	西藏	是	2020	56.1
湖北	是	2015	52.9	广西	否	2020	47.9
山东	是	2016	50.8	贵州	否	2020	41.6
陕西	是	2017	50.8	内蒙古	否	2020	45.0
安徽	是	2018	52.2	甘肃	否	2020	<50.0
福建	是	2018	50.7	青海	否	2020	<50.0
海南	是	2019	51.6	新疆	无数据来源	2019	46.8
湖南	是	2019	52.4	云南	无数据来源	2019	46.1
宁夏	是	2019	52.6				

注: 四川数据来源于《把握新机遇 迎接新挑战 努力推进科教兴川和人才强省》(《四川党的建设》2021 年第 2 期); 西藏数据来源于《西藏自治区人大代表尼玛次仁: 教育事业步入高质量发展快车道》(《西藏日报》2021 年 1 月 22 日)。

资料来源: 作者收集整理得到。

如表 2 所示，最早进入高等教育普及化阶段的地区分别是上海、北京、天津，高等教育毛入学率分别于 2002 年、2003 年、2004 年达到了 51%、52%、52%。受区位特征影响，同为直辖市的重庆，其高等教育毛入学率在 2020 年才超过 50%。在非直辖市地区中，浙江省最早进入高等教育普及化阶段，其毛入学率于 2013 年达到 51.7%。2014 年进入高等教育普及化阶段的省份有 3 个（吉林、江苏、辽宁），2015 年进入的有 2 个（黑龙江、湖北），2016 年和 2017 年进入的各有 1 个（分别是山东和陕西），2018 年进入的有 2 个（安徽、福建），2019 年进入的有 4 个（海南、湖南、宁夏、山西），2020 年进入的省份最多，有 7 个（广东、河北、河南、重庆、江西、四川、西藏）。

各个省份的高等教育普及化进程受到诸多因素的影响：其一，地区高校数量与考生数量。上海、北京、天津均存在高校数量多且报考人数少的特点，如北京市有 92 所高校而考生人数只有 4.92 万。相比之下，广西地区的高校数量只有 82 所，而其考生人数却有 50.7 万。其二，人口数量和人口年龄结构。对于一些人口大省，特别是 18~22 岁年龄组人口占比较高的省份，在不具备高等教育资源优势的情况下，往往存在普及化进程较慢的情况。其三，地区经济发展水平与教育财政支出状况。尚未进入高等教育普及化阶段的广西、贵州、内蒙古、甘肃、青海，其 2019 年人均 GDP 分别为 42964 元、46433 元、67852 元、32995 元、48570 元，显著低于全国平均水平。受地区经济发展水平影响，其教育财政支出规模也相对较小，分别是 1014.52 亿元、1067.62 亿元、609.97 亿元、636.05 亿元、221.37 亿元。表 3 报告了 2007-2019 年中国地区高等教育毛入学率的走势状况。为便于比较分析，本文还分别分析了东部地区、中部地区、西部地区及直辖市和民族省份的相关情况。

表 3 2007-2019 年中国地区高等教育毛入学率的时间走势

单位：%

年份	总体水平	标准差	东部地区	中部地区	西部地区	直辖市	民族省份
2007	25.8	10.7	34.9	23.7	18.9	45.6	17.6
2008	27.0	10.9	36.0	24.6	20.3	47.2	18.7
2009	28.7	10.9	37.6	26.1	22.3	49.0	20.9
2010	30.8	10.7	39.5	28.6	24.3	50.4	22.9
2011	32.5	10.6	40.8	30.3	26.4	51.7	25.0
2012	34.9	10.5	43.6	33.1	28.2	52.9	27.1

续表

年份	总体水平	标准差	东部地区	中部地区	西部地区	直辖市	民族省份
2013	37.4	10.5	46.0	37.1	29.6	54.4	28.6
2014	40.0	10.2	48.4	40.9	31.8	56.0	30.4
2015	42.7	10.1	50.2	44.1	34.8	57.5	33.3
2016	44.8	9.6	51.9	47.1	36.7	58.8	35.0
2017	47.3	9.6	53.6	49.8	40.0	59.9	38.4
2018	50.0	9.2	55.6	53.2	42.9	61.3	41.3
2019	53.5	9.8	58.1	56.8	47.0	62.8	45.7
指数增量	27.7	-1.9	23.2	33.2	28.1	17.2	28.1

注： t 年份的评价数据为 t 年份各地区相应评价数据的平均值。

资料来源：作者收集整理得到。

如表 3 所示，中国地区高等教育毛入学率呈现出不断上升的趋势，由 2007 年的 25.8% 上升到 2019 年的 53.5%，这意味着各省份的平均水平已经迈入了高等教育普及化阶段。值得注意的是，各省份在高等教育毛入学率方面的区际差异在不断缩小，标准差由 2007 年的 10.7% 下降至 2019 年的 9.8%。东部地区高等教育毛入学率水平相对较高，由 2007 年的 34.9% 上升到 2019 年的 58.1%，该地区高等教育普及化进程更快，这与地区经济发展水平存在密切关系。中部地区虽然高等教育毛入学率平均水平低于东部地区，但其提升幅度相对较大，由 2007 年的 23.7% 上升到 2019 年的 56.8%，增幅达 33.1 个百分点。近年来，中国推进的中部崛起战略强化了中部省份对高等教育的支持，这极大地加速了该地区高等教育普及化进程。西部地区省份高等教育毛入学率平均水平相对较低，2019 年数据显示高等教育平均水平尚未进入普及化阶段。中国直辖市的高等教育毛入学率平均水平显著高于其他省份，由 2007 年的 45.6% 上升到 2019 年的 62.8%，北京、上海、天津均已在 2007 年之前进入普及化阶段，重庆的普及化进程相对较缓慢。

为便于进行区域异质性的考察，本文特别关注民族省份的高等教育普及化进程。借鉴张爱芹和高春雷（2019）的研究，本文将民族省份设定为新疆、宁夏、内蒙古、贵州、青海、广西、云南、西藏 8 个省份。数据显示，中国民族省份高等教育毛入学率由 2007 年的 17.6% 上升到 2019 年的 45.7%，高等教育普及化进程相对较慢。在未来中国教育事业发展进程中，解决教育发展不均衡问题的关键是加快西部地区及民族省份的高等教育发展。表 4 给出了不是时间段中国 31 个省份高等教育毛入学率的平均水平。

表 4 不同时间段中国 31 个省份高等教育毛入学率的平均水平

省份	2007 - 2010 年均值	2011 - 2014 年均值	2015 - 2019 年均值
上海	53.4	60.6	72.1
北京	57.7	61.4	63.4
湖北	29.6	40.2	63.2
天津	55.0	58.6	60.0
浙江	41.5	50.6	58.5
吉林	32.2	44.3	58.2
江苏	39.3	47.9	56.4
黑龙江	30.0	41.6	53.6
辽宁	38.4	47.7	53.6
陕西	27.3	37.8	52.2
山东	24.2	37.1	51.0
安徽	21.9	32.5	49.4
福建	23.9	35.0	49.2
宁夏	22.4	28.8	46.6
湖南	20.8	30.8	46.2
河北	23.4	32.4	46.2
山西	25.9	33.4	46.2
重庆	26.1	34.4	44.9
海南	23.0	30.6	42.8
江西	24.0	30.9	42.4
河南	21.5	29.0	42.4
四川	23.5	29.2	41.4
青海	24.9	32.5	41.2
广东	27.0	29.7	39.6
新疆	21.5	28.2	39.5
云南	17.1	25.4	37.7
内蒙古	21.4	30.2	37.3
广西	16.8	23.2	37.0
西藏	20.9	27.4	36.2
甘肃	20.3	24.6	34.9
贵州	15.3	26.4	34.5
平均	28.1	36.2	47.7

资料来源：作者收集整理得到。

如表 4 所示：在 2007 - 2010 年期间，中国大部分省份高等教育毛入学率处于 30% 以下区间，占比达到 77.4%；在 2011 - 2014 年期间，中国大部分省份高等教育毛入学率处于 25% ~ 45% 区间，占比达到 80.65%；在 2015 - 2019 年期间，中国大部分省份高等教育毛入学率处于 40% 以上区间，占比达到 74.2%。在这三个阶段，中国省域高等教育毛入学率平均水平由 28.1% 上升到 36.2%，进而上升至 47.7%。

中国各地区高等教育毛入学率在地理分布上呈现空间集聚特征和阶梯形格局。一方面，总体上分别形成了三分位的区域集聚特征。山东、江苏、浙江、上海、福建等沿海省份以及东北三省呈现出第一分位的集聚；河南、湖北、湖南、江西、安徽等中部地区省份以及河北、海南、重庆等省份呈现出第二分位的集聚；其余西部地区省份呈现出第三分位的集聚。另一方面，空间分布具有东 - 中 - 西三区域的阶梯形格局。东部地区省份处于第一阶梯格局中，中部地区省份处于第二梯度格局中，西部省份处于第三梯度格局中。

2007 - 2010 年、2011 - 2014 年、2015 - 2019 年三个阶段，高等教育毛入学率分布的区域特征基本相似。北京、上海、天津三个直辖市的高等教育毛入学率“一枝独秀”，东部地区省份高等教育毛入学率显著高于中西部地区省份，具有一定的“东 - 中 - 西”阶梯分布特征。虽然各省份高等教育毛入学率的差异在不断缩小，但地区间的差距依然存在，尤其是东部地区省份和西部地区省份的差距比较突出，平均差异达到 11.1 个百分点。因此，在保证发展水平较高的省份高等教育事业稳步发展的同时，应当加快经济发展水平较低地区高等教育事业发展的速度，以及加强落后地区省份（如西部省份和民族省份）对高等教育事业的财政投入和建设力度，从而促进中国高等教育的地区均衡发展。

四 实证设计

本文利用系统 GMM 估计方法，结合中国省级面板数据，实证分析了文化资本路径下高等教育普及化进程对区域经济协调发展的影响效应。本部分介绍计量模型设定与内生性处理办法，并对模型中变量进行说明。

（一）计量模型设定与内生性处理

区域经济协调发展是一个复杂的动态调整过程，当期的区域经济协调发展程度会受到其自身过去值的影响。为此，本文构建了一个动态面板模型，在解释变量中引入了被解释变量的滞后一期项。加入被解释变量滞后一期项后，不仅可以控制区域经济

协调发展自身的惯性调整力量，同时也能在相当程度上剔除掉系统性遗漏变量的干扰。本文设定基础回归方程如下：

$$ec_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 ec_{it-1} + \alpha_2 edu_{it} + \sum_{j=1}^J \beta^j X_{it}^j + \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， i 和 t 分别表示地区和年份， ec 表示区域经济协调发展程度， edu 表示主要解释变量， X^j 和 β^j 分别为第 j 个控制变量及其系数，其中 $j=1, 2, \dots, J$ ， α_0 为常数项， α_1 、 α_2 分别为区域经济协调发展程度滞后项和主要解释变量的估计系数， γ_i 为与地区相关的不可观测因素， ε_{it} 为随机扰动项。

本文选取的估计样本是 2007 年至 2019 年中国 31 个省级区域的面板数据。2007 年 5 月国务院批转了教育部制定的《国家教育事业发展“十一五”规划纲要》。该文件中将高等教育毛入学率设定为中国教育事业发展的主要目标之一。为此，本文实证样本的起始年限设定为 2007 年。考虑到数据的可获取性，实证样本的截止年限设定为 2019 年。

面板数据的估计虽然可以通过固定效应模型消除不随时间变化的遗漏变量偏误问题，但仍然面临着解释变量与某些随时间变化的遗漏变量相关的内生性问题。为降低内生性偏误，本文做了两方面工作：其一，以时间趋势变量作为工具变量（IV），因为时间趋势满足了 IV 的相关性和外生性条件。在实证估计中，本文通过弱工具变量和过度识别检验考察 IV 选取的有效性。其二，以被解释变量的滞后一期项作为遗漏变量的代理变量，以缓解随时间变化的遗漏变量产生的内生性偏误。针对动态面板数据，本文采用广义矩估计（GMM）方法进行模型估计。GMM 方法包括差分 GMM 和系统 GMM 两种形式，后者可以克服前者的局限性，提高估计效率，并可以估计不随时间变化的变量的系数，故此我们选择了系统 GMM 方法。同时，采用 Sargan 检验和 Hansen 检验对工具变量过度识别进行检验，并在基准估计中给出 AR（1）和 AR（2）统计量，进行差分转换方程的一阶和二阶序列相关性检验。

（二）变量选取与说明

1. 区域经济协调发展程度（ ec ）

对于区域经济协调发展的概念辨析，学术界普遍存在两种观点：一种观点认为它是区际经济关系优化的动态过程，另一种则认为它是区域内部各系统（经济系统、社会系统、生态系统、资源系统等）之间的协调。本文着重考察区域之间经济关系优化，同时接受罗富政和罗能生（2019）的解释，将其理解为三个方面：一是区域之间经济联系的加强，二是区域之间经济差距的缩小，三是区域之间经济增长差异的缩小。基

于此, 本文构建指标体系, 通过熵值法, 对区域经济协调发展进行数理评价。

基于上述思路, 本文构建了三类指标体系。指标维度 1: 区际经济联系强度。对于 i 和 j 省份之间的经济联系强度, 本文设计的评价指标为 $er_{ij} = (\sqrt{Y_i P_i} \times \sqrt{Y_j P_j}) / D_{ij}^2$, 其中 Y 、 P 、 D 分别为 GDP、人口总数、省会城市之间的空间地理距离。指标维度 2: 区际经济差距。对于 t 年份 i 和 j 省份之间的经济差距, 本文设计的评价指标为 $ed_{it} = |(y_{it} - y_{jt}) / [\max(y_t) - \min(y_t)]|$, 其中 y 表示人均 GDP。指标维度 3: 区际经济增长差异。对于 t 年份 i 和 j 省份之间的经济增长差异, 本文设计的评价指标为 $ef_{ijt} = |(Y_{it} - Y_{i,t-1}) / Y_{i,t-1} - (Y_{jt} - Y_{j,t-1}) / Y_{j,t-1}|$ 。

本文运用熵值法, 对正向指标 er 及负向指标 ed 和 ef 进行赋权, 测算出 i 省和 j 省之间的经济协调发展水平 P_{ij} 。设 H_{sr} 是第 s 项指标下第 r 个数据值, 首先对原始数据进行非负化数据处理: 对于正向指标, $\hat{H}_{sr} = [H_{sr} - \min(H_{sr})] / [\max(H_{sr}) - \min(H_{sr})] + 1$; 对于负向指标, $\hat{H}_{sr} = [\max(H_{sr}) - H_{sr}] / [\max(H_{sr}) - \min(H_{sr})] + 1$ 。之后, 将各指标同度量, 计算第 s 项指标下第 r 个数据值占该指标的比值: $L_{sr} = \hat{H}_{sr} / \sum_{r=1}^R \hat{H}_{sr}$, 并计算第 s 项指标的熵值: $e_s = (1/\ln R) \cdot \sum_{r=1}^R L_{sr} \ln(L_{sr})$, 进而求解第 s 项指标的差异系数: $g_s = 1 - e_s$, 并得到第 s 项指标的权重 $W_s = g_s / \sum_{s=1}^S g_s$ 。基于权重值, 对于数据 r , 得到 t 年份 i 省与 j 省之间的区域经济协调发展程度, $ec_{ijt} = \sum_{s=1}^S (W_s \cdot H_{sr})$ 。

本文研究关注的是某一个省份与其他省份之间经济协调发展的整体水平, 如贵州与贵州以外 30 个省份经济协调发展的整体水平。为此, 本文设计 t 年份 i 省份区域经济协调发展程度 $ec_{it} = (1/30) \cdot \sum_{j \neq i} ec_{ijt}$ 。基于此, 本文测算出了 2007 - 2019 年中国各省份的区域经济协调发展程度。数据来源于《中国区域经济统计年鉴》《中国统计年鉴》以及 EPS 数据平台, 部分缺失数据采用均值法与平滑法予以补齐。

2. 文化资本存量 (Cul)

在估算文化资本存量之前, 需计算文化资本投资额。本文借鉴李娟伟等 (2016) 的研究, 选取各省当期全体居民家庭文化领域的支出 (Cul^c)、政府在文化领域的财政支出 (Cul^g) 以及文化产业部门的投资 (Cul^i) 三者之和作为全社会文化资本投资额指标 (Cul^k)。全体居民家庭文化领域的支出 $Cul^c = Cul_u^c \times Pop_u + Cul_r^c \times Pop_r$, 其中, Cul_u^c 为城市居民家庭平均每人生活消费支出中的教育文化娱乐服务项, Cul_r^c 为农村居民家庭平均每人生活消费支出中的文教、娱乐用品及服务项, Pop_u 为城镇人口总数, Pop_r 为农村人口总数。 Cul^g 取 2007 年口径变更后的各地区文化体育与传媒财政支出。 Cul^i 采用各地区文化、体育和娱乐业全社会固定资产投资额。以全社会文化资本投资额为

基础，利用永续盘存法对不同省域文化资本存量进行估算，估算方法如下：

$$Cul_{i,t} = Cul_{i,t-1} \times (1 - \delta) + Cul_{i,t}^k \quad (2)$$

$$Cul_{i,2007} = Cul_{i,2007}^k / (g + \delta) \quad (3)$$

根据王云等（2013）的研究，设定 $\delta = 0.2$ ， g 为各省份 2007 - 2019 年全社会文化资本投资额增长率的均值。数据来源于《中国统计年鉴》《中国文化及相关产业统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》及 EPS 数据平台。

3. 控制变量

为确保选取的控制变量影响被解释变量的敏感性及其稳健性，本文梳理了近年来的相关研究，具体思路为：其一，市场化程度 (md)。本文采用“地区全社会固定资产投资中非国有固定资产投资所占的比例”衡量。该指标值越高，说明地区市场化程度越高，市场在区域间配置资源的作用越强，对于推进区域经济协调发展具有积极的作用。其二，政府干预 (mi)。本文采用“财政支出占地区生产总值的比重”衡量地方政府对市场的干预程度，以刻画区域经济协调发展进程中地方政府发挥的作用。

其三，技术效率改善 (te)。本文基于 DEA 模型的 Malmquist 指数法进行效率分解，其中产出变量为地区实际 GDP，投入变量分别为物质资本存量和城镇单位就业人员（王云等，2013）。指数分解后，可得到综合技术效率变化指数和技术进步指数，其中综合技术效率指数又可以分解为纯技术效率变化指数和规模效率变化指数。纯技术效率变化指数通过比较不同时期决策单元相对于生产前沿的距离进行刻画，称为“追赶效应”。相较于刻画不同时期生产前沿移动的技术进步变化指数，纯技术效率变化指数可以更好地反映区域经济协调发展路径下技术前沿“追赶效应”带来的区际均衡。此外，纯技术效率变化指数充分考虑到了区域经济发展的技术革新和管理创新的双重影响，因此以纯技术效率变化指数表征的技术效率改善作为控制变量纳入实证研究当中是合理的。

其四，对外开放程度 ($open$)。借鉴方福前等（2017）的研究，本文采用“进出口总额（按经营单位所在地分）占各地区 GDP 的比重”来衡量地区对外开放程度，其中历年进出口总额以当年人民币对美元汇率年平均价转化为人民币金额。其五，城镇化水平 (ub)。本文采用“地区年末常住人口中城镇人口的比例”衡量城镇化水平。

上述数据来源于历年《中国统计年鉴》和由国务院发展研究中心主管的国务院发展研究中心信息网（简称“国研网”）。各变量的描述性统计特征如表 5 所示。

表 5 变量的描述性统计特征

变量	变量名	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
区域经济协调发展	<i>ec</i>	403	0.5567	0.0521	0.3572	0.6449
高等教育普及化进程	<i>edu</i>	403	0.3811	0.1351	0.1100	0.7800
文化资本	<i>Cul</i>	403	3100.17	2803.46	35.27	16028.36
市场化程度	<i>md</i>	403	0.6978	0.1323	0.2123	0.9050
政府干预	<i>mi</i>	403	0.2643	0.1988	0.0874	1.3792
技术效率改善	<i>te</i>	403	1.0057	0.0417	0.8440	1.2490
对外开放程度	<i>open</i>	403	0.2785	0.3397	-0.1345	1.7215
城镇化	<i>ub</i>	403	0.5426	0.1406	0.2150	0.8960

资料来源：作者收集整理得到。

在数据分析之前，我们通常需要先进行数据标准化，利用标准化后的数据进行数据分析。数据标准化处理主要包括数据同趋化处理和无量纲化处理两个方面。数据同趋化处理主要解决不同性质数据问题，对不同性质指标直接加总不能正确反映不同作用力的综合结果，须先考虑改变逆指标数据性质，使所有指标对测评方案的作用力同趋化，再加总才能得出正确结果。数据无量纲化处理主要解决数据的可比性。对于上述样本数据，考虑到非正数值的存在，以及变量间的量纲差异，本文对所有变量均进行了 *z-score* 标准化处理，处理后的新数据 = (原数据 - 均值) / 标准差。标准化后的变量值围绕 0 上下波动，大于 0 说明高于平均水平，小于 0 说明低于平均水平。

五 高等教育普及化进程影响区域经济协调发展的实证分析

(一) 省域高等教育普及化进程对区域经济协调发展的影响效应

利用 Stata 软件的 *xtbond2* 命令对动态面板数据进行两阶段系统 GMM 估计，表 6 报告了省域高等教育普及化进程影响区域经济协调发展的基准估计结果。考虑到同时控制政府干预与市场化程度可能会带来估计结果的偏误，列 (2) 和列 (3) 中分别在同等条件下单独控制市场化程度和政府干预，而列 (1) 加入了全体控制变量。

表 6 省域高等教育普及化进程影响区域经济协调发展的基准估计结果

	列(1)	列(2)	列(3)
$L.ec$	-0.0850 *** (-2.93)	-0.1619 *** (-6.63)	-0.0626 *** (-3.02)
edu	0.4461 *** (3.54)	0.0245 (0.30)	0.5057 *** (6.83)
md	0.3315 *** (5.63)	0.5113 *** (8.73)	
mi	-0.4632 *** (-4.20)		-0.7227 *** (-9.94)
te	0.0371 *** (3.02)	0.0260 *** (3.46)	0.0299 *** (2.78)
$open$	-0.0906 *** (-4.28)	-0.0527 ** (-2.05)	-0.1481 *** (-5.14)
ub^2	-0.0654 (-1.13)	-0.2368 *** (-6.54)	-0.0426 (-1.16)
ub	-1.0700 *** (-7.25)	-0.5923 *** (-6.25)	-0.9491 *** (-8.94)
常数项	0.0207 (0.23)	0.2106 *** (4.37)	0.0166 (0.38)
N	372	372	372
F	211.6309 ***	78.5262 ***	90.3796 ***
AR(1)	-3.5368 ***	-3.4218 ***	-3.1199 ***
AR(2)	0.6200	0.6598	0.4346
Sargan	65.3567 ***	66.4435 ***	80.9592 ***
Hansen	27.5522	29.9679	27.6889

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平显著；系数下括号内为 t 值；L x 指 x 的一阶滞后变量。
资料来源：作者收集计算得到。

AR (1) 和 AR (2) 统计量表明各估计的差分方程误差项都存在一阶自相关，但不能拒绝“不存在二阶自相关”的原假设，即各估计结果都通过了序列相关性检验，确保了估计结果的合理性。Sargan 和 Hansen 统计量的检验结果表明各估计不能拒绝过度识别的原假设，进而说明各模型中选取的工具变量均是有效的。一阶滞后被解释变量均在 1% 的水平上显著为正，说明前一年的区域经济协调发展程度可以影响当年的区

域经济协调发展程度，存在动态调整的情况。

列（1）至列（3）中，省域高等教育普及化进程（*edu*）的系数分别为 0.4461、0.0245、0.5057，且列（1）与列（3）中系数在 1% 水平上显著。这表明高等教育普及化进程对区域经济协调发展的影响效应是显著为正的，高等教育普及化进程每提升 1 个单位，区域经济协调发展程度分别提升 0.4461 个、0.0245 个、0.5057 个单位。由此可知，加快高等教育普及化进程不仅有利于本地区的经济发展，而且可以通过其溢出效应优化区域间的资源配置，进而促进区域经济协调发展。值得注意的是，在不控制政府干预指标的情况下，高等教育普及化进程的影响效应出现了统计显著性不足的问题，这说明中国地方政府在省域高等教育发展中的资源配置作用是非常重要的，忽视政府作用会引起估计结果的偏误。事实上，统计显著性并不能说明其影响效应的显著性，统计不显著仍然可能影响效应显著，故此其正向系数依然支持本文的结论。

关于政府与市场在区际经济关系中的作用，研究发现：政府干预程度的提升并不能有效地促进区域经济协调发展（估计系数在 1% 的水平上显著为负），市场化程度的提升可以有效地促进区域经济协调发展（估计系数在 1% 的水平上显著为正）。这启示我们，充分发挥市场的资源配置作用是优化区际经济关系、促进区域经济协调发展的关键，而片面地加强政府干预是缺乏效率的，只有通过合理的、审慎的政府行为缓解市场扭曲、提升市场化程度，才能解决目前区域经济发展不平衡、不充分的问题。对外开放程度加剧国内市场分割，对区域经济协调发展的影响是负向的（估计系数至少在 5% 的水平上显著为负）。为避免冗余分析的存在，在后文的实证检验中，我们将不报告控制变量的估计结果。

（二）省域高等教育普及化进程影响区域经济协调发展的区域差异与阶段差异

由于省域高等教育毛入学率在不同区域和不同阶段存在异质性，本文分别考察了省域高等教育普及化进程影响区域经济协调发展的区域差异与阶段差异。从东中部地区、西部地区以及民族省份三个类别，表 7 报告了省域高等教育普及化进程影响区域经济协调发展的区域差异的估计结果。中部地区之所以与东部地区结合起来分析，是因为近年来中部崛起战略的实施带动了中部地区高等教育事业的发展，表 3 数据显示 2019 年东部地区与中部地区的高等教育毛入学率是非常接近的。除了三大地带的划分外，我们还重点关注了民族省份高等教育普及化对区域经济协调发展的影响效应，试图通过区域差异比较，发现中国高等教育政策落地的区域特征。

表7 省域高等教育普及化进程影响区域经济协调发展的区域差异

	列(4)	列(5)	列(6)
区域差异	东中部地区	西部地区	民族省份
$L.ec$	-0.1424 ** (-2.63)	0.0779 (0.11)	-0.4778 (-0.52)
edu	0.3271 ** (2.27)	0.7907 ** (1.98)	4.5633 ** (2.20)
控制变量	是	是	是
常系数	0.6643 (1.58)	-1.6369 (-1.11)	-1.4985 (-0.09)
N	228	144	96
F	74.0575 ***	3.1359 **	1.2696
AR(1)	-2.7977 ***	0.3660	0.5894
AR(2)	1.3551	-0.8271	1.1600
Sargan	50.2716 **	56.3404 ***	42.8445
Hansen	14.2801	8.3780	0.0000

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平显著；系数下括号内为 t 值； $L.x$ 指 x 的一阶滞后变量。
资料来源：作者收集计算得到。

由表7可知，相较于东中部地区，西部地区省域高等教育普及化进程对区域经济协调发展的正向促进作用更强。东中部地区省份指标 edu 的系数为 0.3271（在 5% 水平上显著）小于西部地区的 0.7907（在 5% 水平上显著）。可见，作为区域经济发展的“短板”，中国西部地区省份更应当积极推动高等教育发展，加快高等教育普及化的步伐。而相较于东中部地区和西部地区，民族省份的高等教育普及化进程对区域经济协调发展的正向促进作用更强，其影响系数为 4.5633 且在 5% 水平上显著。关于民族省份高等教育发展，习近平总书记指出，“教育投入要向民族地区、边疆地区倾斜”。表7的经验事实也表明，民族省份发展高等教育，推进高等教育普及化进程更具现实意义。表7的结果还表明，省域高等教育普及化进程对区域经济协调发展的正向效应具有“边际递减”的规律。表3中2019年数据显示，中国东部地区和中部地区的高等教育毛入学率相对较高（分别为 58.1% 和 56.8%），但其正向影响效应却相对较低；中国西部地区和民族省份的高等教育毛入学率相对较低（分别为 47% 和 45.7%），但其正向影响效应却相对较高。

2015 年是中国“十二五”规划收官之年，该年中国提前实现《国家中长期教育

改革和发展规划纲要（2010 - 2020 年）》所定的 2020 年高等教育毛入学率目标。2015 年之后中国省域高等教育普及化步入了“快车道”。表 3 数据显示，2007 - 2014 年中国省域高等教育毛入学率增量的平均值为 2.03 个百分点，而 2015 - 2019 年中国省域高等教育毛入学率增量的平均值达到 2.7 个百分点。为此，我们进一步考察了在这两个不同时间段，省域高等教育普及化进程影响区域经济协调发展的阶段差异，估计结果如表 8 所示。

表 8 省域高等教育普及化进程影响区域经济协调发展的阶段差异

阶段差异	列(7)	列(8)
	2007 - 2014 年	2015 - 2019 年
$L.ec$	0.1898 * (1.81)	-0.3795 *** (-7.07)
edu	0.6417 *** (4.47)	0.7669 *** (4.64)
控制变量	是	是
常数项	0.0781 (1.15)	0.3869 * (1.85)
N	217	155
F	439.3982 ***	16.1945 ***
AR(1)	-4.0439 ***	-2.8972 ***
AR(2)	-1.0025	-0.3750
Sargan	50.7373 ***	25.4408 **
Hansen	17.1871	25.8072

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1% 水平显著；系数下括号内为 t 值； $L.x$ 指 x 的一阶滞后变量。
资料来源：作者收集计算得到。

由表 8 可知，相较于 2007 - 2014 年时间段，2015 - 2019 年时间段省域高等教育普及化进程对区域经济协调发展的正向促进作用更强。2015 - 2019 年时间段指标 edu 的系数为 0.7669 且在 1% 水平上显著，大于 2007 - 2014 年时间段的 0.6417（在 1% 水平上显著）。2015 年全国教育工作会议提出要“集中力量解决教育公平中的紧迫问题”，特别强调加快缩小区域差距，包括“完善东西部对口支援制度，使中西部青少年更多地能够到东部或城市接受职业教育”；“新增本科招生计划全部安排给高等教育资源相对缺乏、升学压力较大的中西部和人口大省”；“继续实施中西部高等教育振兴计划，

推进中西部高校基础能力建设工程和中西部高校综合实力提升工程，支持中西部地区建设一批有特色、高水平的高等学校”。在此背景下，中国省域高等教育普及化进程加快了高等教育的区际均衡发展，进而推动了新阶段的区域经济协调发展。与前文的区域差异分析不同的是，中国高等教育毛入学率整体水平进入一个更高的阶段，使其对区域经济协调发展的积极作用得到强化。

六 高等教育普及化进程影响区域经济协调发展的中介效应

本部分以文化资本作为中介变量，实证检验了省域高等教育普及化进程影响区域经济协调发展的中介效应。本文利用 Baron & Kenny (1986) 提出的逐步法构建中介效应检验模型如下：

$$ec_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 ec_{it-1} + \alpha_2 edu_{it} + \sum_{j=1}^J \beta^j X_{it}^j + \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$mv_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 mv_{it-1} + \gamma_2 edu_{it} + \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$ec_{it} = \delta_0 + \delta_1 ec_{it-1} + \delta_2 mv_{it} + \delta_3 edu_{it} + \sum_{j=1}^J \beta^j X_{it}^j + \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中， mv 表示中介变量，即前文提及的文化资本变量 (Cul)。借鉴温忠麟等 (2004) 的研究，本文设计中介效应检验步骤如下：

步骤一：检验系数 α_2 ：若 α_2 显著，则可进行中介效应检验；若 α_2 不显著，则中介效应并不成立，不可进行中介效应检验。

步骤二：依次检验系数 γ_2 和系数 δ_2 ：若 γ_2 、 δ_2 均显著，则中介效应显著。

步骤三：计算中介变量的中介效应占省域高等教育毛入学率的总影响效应的比例，计算公式为 $(\gamma_2 \times \delta_2) / \alpha_2$ 。

基于上述中介效应检验模型，表 9 报告了以文化资本为中介变量的估计结果。列 (9) 中，文化资本 (Cul) 的系数为 0.2655，且在 1% 水平上显著。这表明文化资本积累对区域经济协调发展的影响效应是显著为正的，即文化资本存量每提升 1 个单位，区域经济协调发展程度提升 0.2655 个单位。这验证了前文的理论结论，文化资本积累可以显著促进区域经济协调发展。列 (10) 的估计结果表明，推进省域高等教育普及化进程可以有效地提升地区文化资本积累。列 (10) 中，省域高等教育普及化进程 (edu) 的系数为 0.0355，且在 1% 水平上显著。省域高等教育毛入学率每提升 1 个单位，文化资本存量提升 0.0355 个单位。

表 9 以文化资本为中介变量的估计结果

被解释变量	列(9) <i>ec</i>	列(10) <i>Cul</i>	列(11) <i>ec</i>
L. <i>ec</i>	-0.1909 *** (-12.55)		-0.1492 *** (-5.31)
L. <i>Cul</i>		1.0560 *** (123.56)	
<i>Cul</i>	0.2655 *** (6.55)		0.1759 ** (2.43)
<i>edu</i>		0.0355 *** (5.44)	0.2088 * (1.67)
控制变量	是	否	是
常系数	0.1533 *** (3.59)	0.1381 *** (57.70)	0.0786 (1.11)
<i>N</i>	372	372	372
<i>F</i>	168.7331 ***	4.9e+04 ***	150.6176 ***
AR(1)	-3.3772 ***	0.7436	-3.4162 ***
AR(2)	0.5680	-1.8664	0.5527
Sargan	67.2036 ***	206.3729 ***	66.6975 ***
Hansen	29.2507	29.3847	27.7927

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1% 水平显著；系数下括号内为 t 值；L. x 指 x 的一阶滞后变量。
资料来源：作者收集计算得到。

从中介效应检验步骤来看：系数 α_2 的估计结果为 0.2655，且在 1% 的水平上显著，故此可以进一步进行中介效应检验；系数 γ_2 的估计结果为 0.0355 且在 1% 的水平上显著，系数 δ_2 的估计结果为 0.1759 且在 5% 的水平上显著， γ_2 、 δ_2 均显著，则中介效应显著。这验证了文化资本的中介效应，即省域高等教育普及化进程可以通过提升文化资本存量促进区域经济协调发展。进一步进行步骤三，计算文化资本的中介效应占省域高等教育毛入学率对区域经济协调发展的总影响效应的比例，计算可得 $(\gamma_2 \times \delta_2) / \alpha_2 = 0.0140$ 。这说明，文化资本的中介效应解释了高等教育普及化促进区域经济协调发展的 1.4%。进一步说明，应当注重文化资本无可替代的作用，即在保证人力资本可持续高质量提升的同时，重视文化资本培育的内涵式提升。

七 结论与启示

服务区域经济发展是中国高等教育的重要职能之一。随着中国高等教育由大众化

阶段进入普及化阶段，这一职能更趋于强化。特别是在中国区域经济发展还处于“不充分、不平衡”的现实背景下，探讨高等教育普及化进程在推进区域经济协调发展中所发挥的作用及其内在机理具有重要的理论与现实意义。不同于既有研究，本文创新性地从文化资本视角，分析省域高等教育普及化进程对中国区域经济协调发展的影响效应。

通过多渠道的数据挖掘和采集，本文较为详实地整理了2007-2019年中国31个省份的高等教育毛入学率数据，并比较评价了各省份高等教育普及化进程的时空现状。数据分析发现：中国省域高等教育毛入学率呈现出不断上升趋势，目前超过3/4的省份已经进入了高等教育普及化阶段，但区际发展的不平衡性非常显著，在地理分布上呈现空间集聚特征和阶梯形格局。北京、上海、天津三个直辖市较早步入高等教育普及化阶段，中国东部和中部地区的高等教育毛入学率水平显著高于西部地区和民族省份。

结合中国省级面板数据，本文利用系统GMM估计方法，实证检验了省域高等教育普及化进程对区域经济协调发展的影响效应及其区域差异与阶段差异，并利用Baron & Kenny (1986)提出的逐步法构建中介效应检验模型，实证检验了文化资本在省域高等教育普及化进程影响区域经济协调发展中所发挥的中介效应。研究发现：省域高等教育普及化进程显著推动了区域经济协调发展，2015年以后推进作用进一步强化，且在西部地区和民族省份的推动作用强于东中部地区。省域高等教育普及化进程可以通过提升文化资本存量促进区域经济协调发展。

基于上述研究结论，本文提出三点研究启示：其一，应当加快省域高等教育步入普及化阶段的进程，要面向区域经济社会发展战略需求，深化产学研用一体化发展，全面提升教育服务贡献能力水平，强化高等教育的区际资源配置效应。其二，要积极解决中国高等教育资源配置不均衡的问题，特别是一些未步入高等教育普及化阶段的西部地区和民族省份，应当完善东部省份的对口支援制度，实施高等教育资源的区域倾斜，推进高校与学科的可持续高质量建设。其三，基于通识教育与专业教育的结构适度性和内外适切性，做好二者之间的并方向发展，在高等教育普及化进程中优化文化资本培育，进而推动区域经济的高质量、可持续协调发展。

参考文献：

邓峰(2013)，《高等教育质量与高校毕业生起薪差异分析》，《教育研究》第9期，第

42-49页。

方福前、邢炜、王康(2017),《中国经济短期波动对长期增长的影响——资源在企业间重新配置的视角》,《管理世界》第1期,第30-50页。

封福育、李娟(2020),《文化资本积累与经济增长的多重均衡:理论与中国经验》,《统计与信息论坛》第2期,第32-37页。

高翔、龙小宁(2016),《省级行政区划造成的文化分割会影响区域经济吗?》,《经济学(季刊)》第2期,第647-674页。

姜琪(2016),《政府质量、文化资本与地区经济发展——基于数量和质量双重视角的考察》,《经济评论》第2期,第58-73页。

靳涛、林海燕(2018),《文化资本与经济增长:中国经验》,《经济学动态》第1期,第69-85页。

赖德胜、王琦、石丹浙(2015),《高等教育质量差异与区域创新》,《教育研究》第2期,第41-50页。

李娟伟、任保平(2013),《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》,《经济科学》第4期,第5-15页。

李娟伟、任保平、刚翠翠(2016),《文化资本异质性能否提高中国经济增长效率吗?——来自30个省区面板数据的理论与实证研究》,《中南财经政法大学学报》第3期,第24-31页。

林建浩、赵子乐(2017),《均衡发展的隐形壁垒:方言、制度与技术扩散》,《经济研究》第9期,第182-197页。

罗富政、罗能生(2016),《地方政府行为与区域经济协调发展——非正式制度歧视的新视角》,《经济学动态》第2期,第41-49页。

罗富政、罗能生(2019),《政府竞争、市场集聚与区域经济协调发展》,《中国软科学》第9期,第93-107页。

王云、龙志和、陈青青(2013),《文化资本对我国经济增长的影响——基于扩展MRW模型》,《软科学》第4期,第12-16页。

温忠麟、张雷、侯杰泰、刘红云(2004),《中介效应检验程序及其应用》,《心理学报》第5期,第614-620页。

杨晓青(2003),《如何计算高等教育毛入学率》,《中国高等教育》第10期,第36页。

叶杰、包国宪(2015),《高等学校基础设施:效用偏差评价与供给逻辑分析》,《教育

与经济》第1期，第37-43页。

余雅风、劳凯声（2009），《改革开放30年中国教育法学研究的回顾与展望》，《教育研究》第2期，第13-20页。

曾华（2009），《高等教育：文化资本再生的路径选择》，《南通职业大学学报》第1期，第26-31页。

张爱芹、高春雷（2019），《教育扩展、人力资本对民族地区经济增长的影响》，《民族研究》第3期，第61-72页。

张军、吴桂英、张吉鹏（2004），《中国省际物质资本存量估算：1952-2000》，《经济研究》第10期，第35-44页。

Baron, Reuben & David Kenny (1986). The Moderator-mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51 (6), 1173-1182.

Bourdieu, Pierre (1984). *Distinctions: A Social Critique of the Judgement of Taste*. Cambridge, MA: Harvard University Press.

Spolaore, Enrico & Romain Wacziarg (2013). Long-term Barriers to Economic Development. In Philippe Aghion & Steven Durlauf (eds.), *Handbook of Economic Growth*. Amsterdam: North-Holland, pp. 121-176.

Throsby, David (1999), Cultural Capital. *Journal of Cultural Economics*, 23 (1-2), 3-12.

The Influence of Higher Education Popularization on the Coordinated Regional Economic Development: With a Discussion of the Intermediary Mechanism of Cultural Capital

Luo Fuzheng & Chen Liyuan

(Business School, Hunan Normal University)

Abstract: Using data collected from multiple sources, this paper systematically evaluates the temporal and spatial status of high education popularization in China's provinces. From a perspective of cultural capital, this paper theoretically and empirically examines the impact of higher education popularization on the coordinated development of regional economy and its intermediary mechanism.

It is found that the gross enrollment rate of higher education in China's provinces displays a rising trend. At present, more than three fourths of the provinces have entered the stage of popularization of higher education. However, the imbalance of inter-regional development is very significant at the same time, showing characters of spatial agglomeration and ladder pattern in geographical distribution. The acceleration of higher education popularization after 2015 has significantly promoted the coordinated development of regional economy, and the effect in the western provinces is much stronger than that in the eastern and central regions. The acceleration of the popularization of provincial higher education also effectively enhances the accumulation of regional cultural capital.

Keywords: higher education popularization, cultural capital, coordinated regional economic development

JEL Classification: J19, H83, O11

(责任编辑: 合 羽)