
我国劳动力质量对数量的抑制效应

——基于高校招生和人口出生率的

省级空间面板分析

庞尧¹ 徐维祥¹ 范彦成² 李续双^{3,1}

(1. 浙江工业大学 经济学院, 中国浙江 杭州 310023;

2. 浙江财经大学 经济学院, 中国浙江 杭州 310018;

3. 浙江大学 经济学院, 中国浙江 杭州 310011)

【摘要】: 利用中国大陆 31 个省区 2005—2019 年空间面板数据, 采用变异系数、探索性空间数据分析以及空间计量模型等方法分析高等教育招生和人口出生率的时空演进特征, 以及劳动力质量对数量的抑制效应。研究发现: (1) 高校招生的峰值省份和人口出生率的谷值省份高度重叠, 两者的空间集聚特征和收敛性发展趋势明显。(2) 高等教育扩招降低了人口出生率, 即劳动力质量对数量存在抑制效应, 且在高等教育资源富集的东部和中部地区作用最大。(3) 家庭财富对生育率的影响呈现较大的区域差异, 在我国整体层面和中西部地区以收入效应为主, 在东部地区以替代效应为主。(4) 公共教育经费支出有助于提高生育率, 城镇化降低了中部和东部的生育率, “一孩” “一孩半” “二孩” 等计划生育政策都对生育率产生抑制。

【关键词】: 劳动力质量 劳动力数量 家庭预算约束 教育经费支出 计划生育政策 城镇化 生育率

【中图分类号】: C924.2 **【文献标志码】:** A **【文章编号】:** 1000-8462 (2022) 01-0053-08

当前我国经济进入了转型升级、高质量发展的关键阶段, 但人口出生率却持续降低, 对经济发展构成了严重的挑战: 一方面, 劳动力绝对数量在近几年不断下降, 使用工成本上升、资本回报率下降; 另一方面, 人口年龄结构趋向老龄化, 抬高了人口抚养比^[1], 使社会储蓄率下降, 经济增长动力减弱^[2,3]。

多数学者认为, 通过高等教育提高人力资本水平, 以劳动者的质量上升来弥补数量下降, 是应对当前挑战的重要举措^[4,5]。同时, 在我国部分高新技术面临“卡脖子”困境的背景下, 高端人才不足仍是自主创新的重要约束。因此, 继续做大和做强高等教育、保障高科技人才供给, 是促进经济增长的关键因素^[6,7]。在这种背景下, 国家进一步提高了对高等教育的重视程度, 除了

¹**作者简介:** 庞尧 (1989—), 男, 浙江杭州人, 博士研究生, 研究方向为产业经济和技术进步。E-mail: pangy963@yeah.net; 徐维祥 (1963—), 男, 浙江东阳人, 博士, 教授, 博士生导师, 研究方向为产业经济与城市创新。E-mail: xwq02@163.com
基金项目: 国家社会科学基金重大项目 (18ZDA045)

本科教育自 1999 年以来大幅扩招之外, 高职教育和研究生教育的招生规模也在近几年快速扩大。2019 年政府工作报告提出高职院校扩招 100 万人, 2020 年再次提出两年内“高职扩招 200 万人”, 研究生的招生规模在 2017—2020 年也以 13.5% 的速度增长。

虽然扩大高等教育是提升劳动力质量的主要途径, 但高校招生规模扩大会导致社会平均受教育年限上升, 并导致平均婚育年龄推迟, 进而延长人口代际更替周期, 降低人口出生率。或者说, 劳动力的质量提高可能会对数量增长产生抑制。准确评估这种抑制效应的作用程度和影响因素, 制定适宜的政策来促进劳动力质量和数量共同提升, 关系到我国经济的短期平稳发展和长期健康增长。

现有研究表明, 计划生育政策^[8]、经济发展水平^[9]、社会保障^[10]和城镇化^[11]等因素会对人口出生率产生影响, 但关于劳动力质量与数量关系的研究还比较匮乏。吴要武等的研究表明高校扩招导致了全国范围内婚恋年龄推迟^[12], 梁秋生等的研究证明高校招生对湖北省的人口出生率产生了抑制^[13]。但在全国层面上, 替代效应的作用程度有多大还需要进一步判定。而且, 我国各地区在经济、高等教育^[14]和人口出生率上都存在较大的差异^[15, 16], 只有详细分析区域差异特征, 才能制定因地制宜的教育政策和生育政策, 促进地区经济发展。另外, 经济要素常存在较强的空间集聚特征, 忽略空间相关性会使分析结果出现偏差^[17, 18]。

为此, 本文首先测算高校招生和人口出生率在我国各地区的空间差异、聚集特征和演变趋势, 随后运用空间面板模型验证抑制效应的影响程度和区域差异, 并结合计划生育政策、家庭预算约束等因素, 提出相关建议。

1 研究方法 with 数据来源

1.1 研究方法

为全面展示高校招生和人口出生率的空间演变特征, 首先计算各指标的全域和局域空间自相关, 分析地区集聚特征; 随后测算变异系数、泰尔指数和绝对 β 收敛, 分析空间不均衡性和增长差异; 最后通过空间面板数据模型, 分析劳动力质量对数量的抑制效应。

1.1.1 空间自相关

全域空间自相关最常用的测量方法是 Moran's I ^[19]。但全域空间自相关只能判断所有地区在整体上的空间相关性, 不能够很好地反映各地区的区域集聚程度和非平稳性。因此, 需要进行局域空间自相关分析, 常用的测算方法是局域 Moran's I_i ^[20]。

1.1.2 变异系数、泰尔指数和绝对 β 收敛

衡量要素分布区域差异的常用指标有变异系数和泰尔指数等。变异系数是数据标准差与均值的比例, 数值越小说明分布越平均。由于其消除了数据量纲的影响, 因此被广泛应用。泰尔指数是利用信息理论中的熵来计算分布差异的一种方法, 数值越小意味着分布越平均。

如果指标的初值存在较大区域差异, 随着时间推移, 差距在逐渐缩小还是逐渐扩大? 基于新古典增长理论的经济收敛性是反映地区增长差异的常用方法, 具体可以分为绝对 β 收敛、条件 β 收敛、 σ 收敛和俱乐部收敛。绝对 β 收敛是指, 国家越穷则经济增速越高, 使各国收敛于相同的稳态; 条件 β 收敛放宽了对各国基本条件相同的假定, 是指在控制部分外生变量后, 穷国比富国有更快的经济增速; σ 收敛强调国家间的人均收入水平随时间逐渐收敛的现象; 俱乐部收敛是指经济结构相似的地区之间呈现收敛现象。由于高校招生等变量受政策影响较大, 并非经济中的内生变量, 因此仅采用绝对 β 收敛, 判断初始水平低(或高)的地区是否增速更高(或更低)。

1.2 数据来源

由于我国高校招生以省为基本单位,本研究样本选为中国大陆的 31 个省区,港澳台的高校招生政策差异较大,暂不作分析。虽然高校扩招始于 1999 年,但 1999—2004 年各省的本科招生和高职招生数据没有披露,本研究的时间跨度为 2005—2019 年。数据来自《中国统计年鉴》和国研网统计数据库。在空间自相关分析和空间面板回归分析中,需要根据区域关系构建空间权重矩阵,本研究采用常用的边相邻做法,地区相邻为 1,不相邻为 0。

2 高校招生、人口出生率的空间分布与集聚特征

截取 2019 年各地区的本科招生、高职招生和人口出生率数据,绘制空间分布图(图 1a~图 1c)。本科招生率整体呈现东部高、西南低的特点,峰值地区和谷值地区差异巨大:招生率最高的北京和天津,每万人中招生数分别达到 60.76 人和 57.78 人,而招生率最低的青海和西藏分别只有 18.27 人和 19.46 人。高职招生率在东部和中部较高、西部较低,东西部之间同样有巨大差异。人口出生率整体上呈现出西南高、东北低的特征,东北三省的生育率都不到 7%,而生育率最高的西部和西南的 5 个省份都超过 13%。

另外,本科招生率的峰值地区与人口出生率的谷值地区在多年里都高度重叠。例如 2005 年,北京、天津、上海、吉林、辽宁和黑龙江这六省份的本科招生率分别排在第 1~5 位和第 8 位,却在人口出生率上排在倒数第 1~6 位。同时,西部三省和西南三省的本科招生率最低,但却是人口出生率的高值集聚区。这种现象在 2019 年仍然明显,本科招生率和人口出生率之间具有明显的峰值和谷值重叠的特征。

高校招生和人口出生率的空间分布特征表明,各变量可能存在空间自相关性。对本科招生、高职招生和人口出生率进行局部 Moran's I_i 检验发现,指标以高高集聚和低低集聚为主。将各省份在历年里出现高值集聚或低值集聚的次数加总,绘制空间分布图(图 1d~图 1f)。本科招生的地区集聚现象高度集中,有 23 个省份从未出现过地区集聚现象,而北京—天津(高值)和西部六省(低值)集聚的次数都超过 9 次。高职招生的地区集聚现象在西部省份(低值)和湖北(高值)出现次数最多,东部和东北部未出现过集聚现象。人口出生率的地区集聚现象常发生在西北(高值)和东北(低值)地区,中部多数省份未出现过集聚现象。

全域 Moran's I_i 分析发现,高等教育招生和人口出生率都存在显著的、较高的空间自相关(图 2)。本科招生的空间相关性在 0.3~0.4 之间,基本保持稳定。高职招生的空间相关性除了在 2016 年不显著之外,其余年份都能通过显著性检验,数值从 0.4 左右持续下降,近几年稳定在 0.15 左右。人口出生率的空间相关性随时间轻微上升,与人口流动性增强的现实情况一致。

3 高校招生、人口出生率的非均衡性与经济收敛性

为准确评估各指标的空间分布不均衡性,逐年计算其变异系数和泰尔指数(图 3)。从区域差异程度看,本科招生率的区域差异最大,高职招生率次之,人口出生率最小。从变动趋势看,本科招生率的区域差异随时间迅速下降,高职招生率的区域差异呈现先下降再上升的趋势,人口出生率的区域差异随时间变化不大。整体上,高等教育招生的区域差异较大,但随时间迅速缩小;人口出生率的区域差异相对稳定。

利用绝对 β 收敛对各省份的发展差异进行更细致的研究,以各省 2005 年的初始水平为横轴,以 2005—2019 年的年均增速为纵轴,绘制散点图。将横、纵坐标轴的交点设置为省份均值,则可将坐标系分为 4 个象限:第一象限为初值高于均值、增速也高于均值的省份,表明其优势逐渐扩大;第二象限初值低于均值、增速高于均值,表明其劣势得到弥补;第三象限初值低于均值、增速低于均值,表明其劣势进一步恶化;第四象限初值高于均值、增速低于均值,表明其优势逐渐缩小。如果多数省份都分布于第二和第四象限,则指标在整体上呈现公平化发展,反之则反。

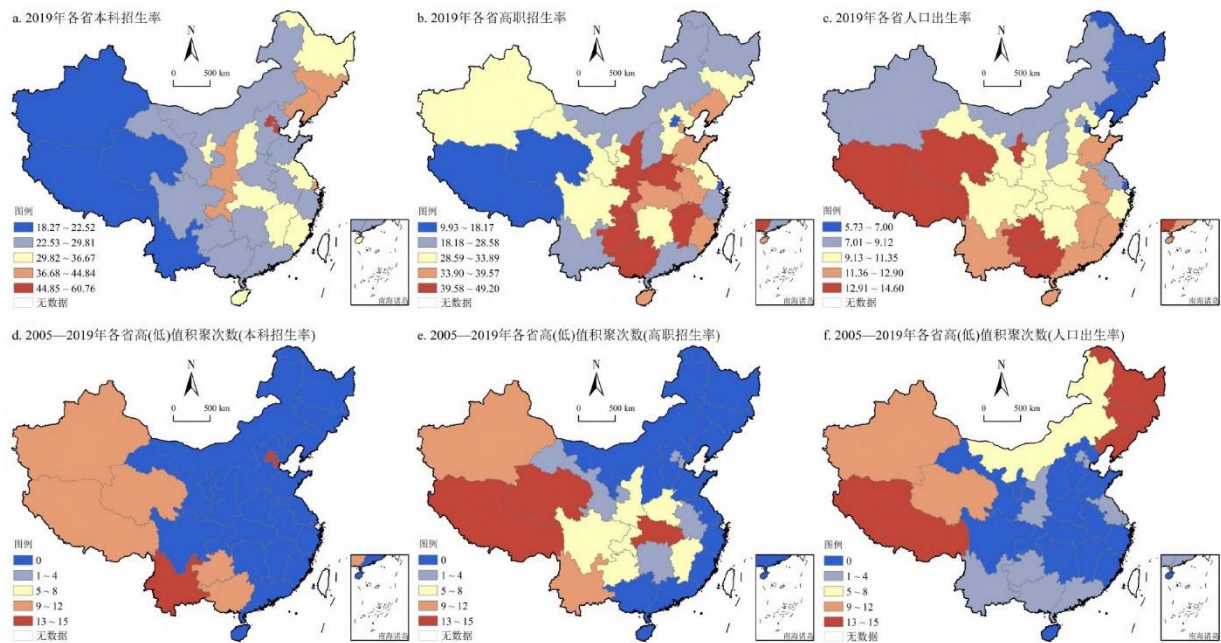


图 1 中国高校招生和人口出生率的空间分布及区域集聚特征

注：本图基于自然资源部标准地图服务网站下载的审图号为 GS(2020) 4636 号的标准地图制作，底图无修改，下同。

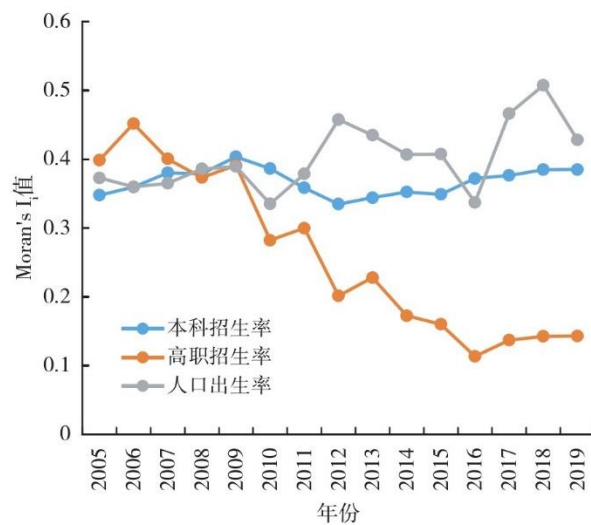


图 2 中国高校招生和人口出生率的 Moran's I_i

分析结果如图 4：从各指标的增长趋势看，高校招生增长迅速，本科招生率与高职招生率的各省平均增速都接近 4%。但同期，生育率呈现普遍性下降，各省的平均下降速度约为 1%。

从区域的发展差距来看，高校招生呈现出明显的绝对 β 收敛现象，初始水平与增速显著负相关。例如，贵州、广西、云南、宁夏、河南等省份，初始的本科和高职招生率大幅落后于均值，但近年增长迅猛。但也有部分地区与均值的差距在进一步扩大。例如，西藏、青海和内蒙古等地区，不但初始水平落后，年均增速也低于均值。而浙江、湖南、江苏等地区，初始水平位于均值

附近，虽然经济发达，但近年增速低于均值。新疆本科和高职的初始招生率都落后于均值，但高职招生的增速较快、本科增速仍低于均值，表明本科和高职的发展不够均衡。分析发现，高校招生的整体收敛性主要源于中部省份、西部偏东省份和西南省份的招生率改善，但西部三省高校招生率落后的情况在进一步恶化。

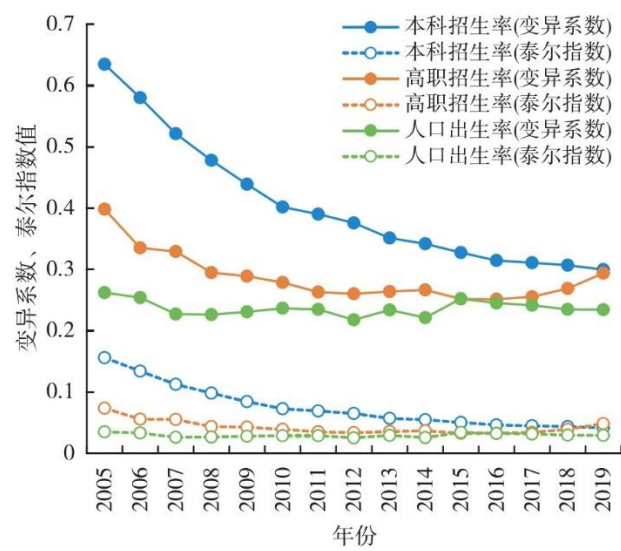


图 3 各指标的变异系数和泰尔指数

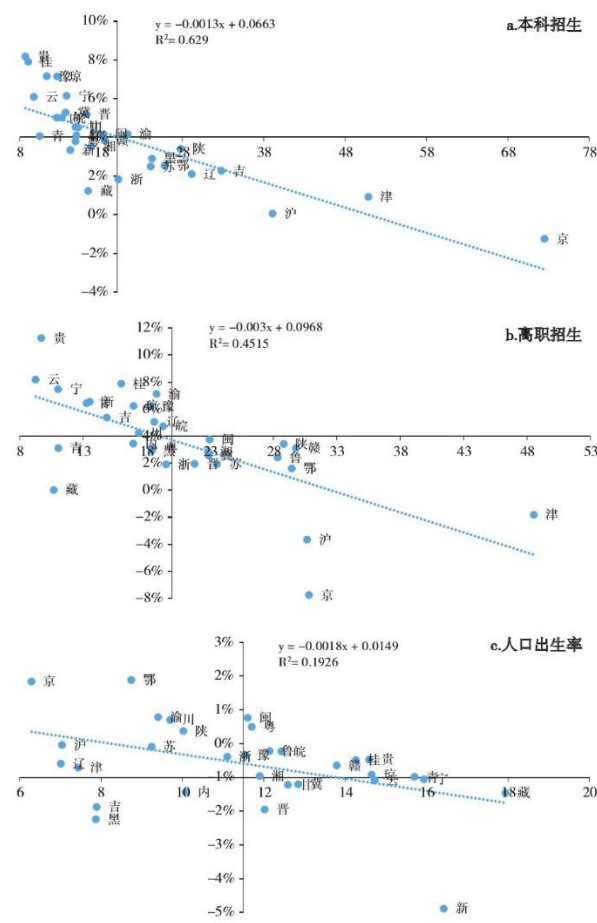


图 4 本科招生、高职招生与人口出生率的绝对 β 收敛

人口出生率的绝对 β 收敛现象并不明显，区域初值与增速的相关性较弱。在初始人口出生率最低的地区中，只有北京有轻微增长，上海几乎没有变化，而辽宁、天津的生育率继续下降。吉林和黑龙江的生育率不但初始水平低，而且降低的速度也快于全国均值。其余多数省份的初始生育率在 9‰~15‰范围内，以接近均值（1‰）的速度下降。新疆的生育率虽然在 2005 年很高，但十余年里下降速度极快，接近年均-5‰。

4 空间回归分析

如果指标存在显著的空间相关性，则普通回归的结果可能存在偏差^[17, 18]，需要采用空间计量的方法。空间面板模型的常见形式如下^[18]：

$$y_{it} = \tau y_{it} + \rho w_{it}' y_{it} + x_{it}' \beta + d_{it}' X_{it} \delta + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\varepsilon_{it} = \lambda m_{it}' \varepsilon_{it} + v_{it} \quad (4)$$

式中： $d_{it}' X_{it} \delta$ 为解释变量的空间滞后； d_{it}' 为空间权重矩阵元素； γ_t 为时间效应； m_{it}' 为扰动项空间权重矩阵元素。上式中，如果 $\lambda=0$ ，则为空间杜宾模型（SDM）；如果 $\lambda=0$ 且 $\delta=0$ ，则为空间自回归模型（SAR）；如果 $\tau=0$ 且 $\delta=0$ ，则为空间自相关模型（SAC）；进一步，如果 $\tau=\rho=0$ 且 $\delta=0$ ，则为空间误差模型（SEM）。

在选择指标时，将高校招生按照本科（Und）和高职（Voc）细分，并利用省份总人数来消除规模差异。人口出生率（Bir）采用国家统计局公布的数据。在回归分析中，为减少结果偏差，结合现有研究对影响人口出生率的其他因素进行控制^[8, 9, 10, 11]，用居民消费价格指数（CPI）来反映物价变动，用城镇居民人均可支配收入（DiI）和城镇居民人均消费支出（CoE）来反映家庭的预算约束，用人均公共财政预算教育事业费—普通高等学校（EdF）来反映教育经费，用城镇人口占比（Tow）来反映城镇化水平。为控制异方差、保证数据平稳性，对居民人均可支配收入、居民人均消费支出、教育经费和城镇化水平进行对数处理。指标体系构建如下：

$$Bir = Und + CPI + \ln DiI + \ln CoE + \ln EdF + \ln Tow \quad (5)$$

$$Bir = Voc + CPI + \ln DiI + \ln CoE + \ln EdF + \ln Tow \quad (6)$$

进一步，加入各地区的计划生育政策作为控制变量。虽然计划生育是全国性政策，但各地区的政策强度并不相同，按照政策强度^[8]可将各地区分为四类 1，并为前三类添加三个政策虚拟变量（Fp1, Fp1.5, Fp2）。从 2011 年 11 月开始，我国各地逐渐实施的“单独二孩”“双独二孩”和“开放二孩”政策，实际上是将第一类地区和第二类地区的政策生育率提高到 1.5~2.0，即调整为与第三类地区相同。因此，从 2012 年开始，将第一和第二类地区的政策虚拟变量按照第三类进行修改。

4.1 数据平稳性检验

为了保证结果有效性、避免伪回归，本研究分别使用 LLC 和 Fisher-ADF 来检验面板数据的平稳性。在原值检验情况下，变量基本上都通过了 1%显著性水平下的 LLC 检验和 Fisher-ADF 检验，因而不存在单位根，数据平稳。

4.2 基准模型实证结果

根据 Hausman 检验和 LR 检验, 回归采用时间固定效应模型。经 Wald 检验和 LR 检验, SDM 模型优于 SAR 模型和 SEM 模型。SDM 模型的回归结果表明, 本科招生、高职招生以及人均可支配收入等变量对人口出生率的影响存在空间滞后效应, 即本地高等教育招生或人均可支配收入的变动会对相邻地区的生育率也产生影响。因此, 在模型中加入三者的空间滞后项 (Wx_Und 、 Wx_Voc 和 $Wx_log\cdot DiI$), 并在回归结果中汇报本科和高职招生对生育率的直接和间接效应。鉴于高校招生率、人均可支配收入、生育率等变量在东、中、西之间有较大差异, 在全样本回归的同时, 加入了对三地区的异质性分析。

无论是在全样本中, 还是在东、中、西地区中, 本科招生率上升都对人口出生率产生了抑制作用。从区域差异来看: 本科招生对东部地区生育率的影响程度最大, 中部地区次之, 西部地区最小。各地区回归系数的差异与本科招生资源的空间分布相符: 东部地区的本科招生率最高, 西部最低。分析结果印证并拓展了现有研究: 吴要武等的研究表明, 高校扩招推迟了毕业生的婚育年龄, 延长了人口更迭周期^[12], 本研究发现这进一步导致人口出生率下降; 梁秋生等发现高校扩招对湖北的生育率产生了负面影响^[13], 本研究证实这种影响在全国都是显著的。从本科招生对生育率影响的空间效应看, 直接效应 (D_Und) 的影响远超过滞后项 (Wx_Und) 和间接效应 (I_Und), 即一个地区的生育率主要受当地的招生率影响。另外, 生育率的空间自回归系数 (ρ) 显著为负, 即相邻地区的生育率之间存在负效应。这种效应可能来自育龄人口的跨区域流动, 引起流入地的生育率上升, 降低流出地的生育率。这种效应的强度在区域间差异表现为, 东部最强、中部次之、西部最弱, 和东部地区交通网络发达、人口流动频繁的情况一致。

高职扩招也对人口出生率产生了显著的抑制作用, 作用程度在中部地区最大、在西部地区最小。作用程度的区域差异和高职招生资源的区域差异相符。从高职招生对生育率影响的空间效应看, 直接效应是主要作用渠道, 与本科招生类似。生育率的空间自回归系数仍显著, 不再赘述。另外, 本科招生对生育率的抑制作用强于高职招生。原因在于, 不但本科教育的周期更长, 延迟婚育的时间更长, 而且本科毕业生继续接受研究生教育的比例更高, 进一步延后了婚育年龄。

在控制变量中, 全国层面的人均可支配收入上升对本地区和相邻地区的生育率都有提升作用, 但人均消费支出增加显著降低了生育率。这表明, 家庭的预算约束过紧是生育率低下的重要抑制因素之一。根据马尔萨斯增长理论 (Malthus Population Theory)^[21]和统一增长理论 (Unified Growth Theory)^[22], 当人均收入较低时, 随收入上升, 家庭养育子女的能力上升, 导致生育率上升, 即收入效应为主; 当人均收入较高时, 父母养育子女所花费时间的工资机会成本较高, 另外, 子女受教育程度对其后期发展的影响较大, 而教育成本较高, 导致父母愿意降低子女数量来提升子女教育质量, 因此随收入上升, 家庭的生育率下降, 即替代效应为主。从我国的整体情况看, 家庭财富与生育率呈现正相关关系, 或者说家庭预算约束是制约生育率提高的因素之一。这与我国人均 GDP 仍距发达国家有一定距离的情况相符。从区域来看, 在中西部地区, 家庭预算约束和生育率的关系仍以收入效应为主, 与全国情况一致。但在东部地区, 人均可支配收入与生育率显著负相关, 且人均消费支出对生育率的抑制作用也不显著, 即家庭财富和生育率之间已经呈现出替代效应的特征。人均教育经费增加对全国整体和三大地区的生育率都有提升作用, 与上文对家庭财富的分析一致, 增加公共教育开支可有效降低家庭教育开支, 有助于缓解低收入家庭中的预算约束, 缓解高收入家庭中子女教育支出对子女数量的替代, 进而提高生育率。城镇化的回归系数在全国和东中部都显著为负, 即城镇化带来收入提升和生活方式变化, 提高了养育子女的机会成本, 造成生育率下降, 这与现有研究结论一致。但这种影响在西部地区并不显著, 从侧面表明西部地区的城镇化水平与东部和中部相比仍有差距。

4.3 拓展与讨论

4.3.1 对计划生育政策的探讨

基于各省的实际政策生育率增加虚拟变量, 分析不同的计划生育政策强度产生的影响, 并汇报其直接和间接效应。在加入计划生育政策后, 高校招生和控制变量的结果变化不大, 不再赘述。计划生育政策的回归结果表明, 无论是“一孩”政策、“一孩

半”政策还是“二孩”政策，都对人口出生率产生了显著的抑制作用，且政策生育率越低，对生育率的抑制作用越强。同时，计划生育政策还呈现出本地抑制、邻域促进的特征，可能的成因在于，当本地计生政策严格时，居民转移到邻近的计生政策宽松地区生子。这种由育龄人口跨区流动引起的空间自回归负效应，与生育率空间自回归负效应的机制相同。另外，将第三类地区（政策生育率在1.5~2.0之间）与第四类地区（政策生育率大于等于2.0）相比发现，我国从2011年11月开始陆续实施的“二孩”政策仍对人口出生率产生较强抑制作用，该结论为“三孩”政策的必要性提供了经验证据。

4.3.2 对分析偏差的探讨

高校招生对生育率的滞后影响。我国高校学生的入学年龄主要集中在18、19岁²，而这也是部分居民实际的结婚生子年龄³，因此高校学生年龄和未受高等教育青年的婚育年龄存在部分重叠。我国本科和高职的教育年限分别为4年和3年，在不考虑大学期间婚育的情况下，高校招生对人口出生率的影响具有滞后性。以2000年为例：在2000年因本科扩招而入学的学生中，包含未扩招时原计划于2000年结婚生子的学生，其实际结婚年龄从当年被推迟到至少4年以后；也包含在2000年入学，原计划于2001年结婚生子的学生，其实际结婚年龄被推迟到至少3年以后。因此，2000年本科扩招对生育率的影响不但包括当年，而且至少持续到2004年。换句话说，2005年的人口出生率同时受到2002、2003、2004和2005年高校扩招的影响。这导致回归分析中，高校招生的回归系数包含了往期扩招的滞后影响。而本文的研究目的，正是评估高校招生对人口出生率的综合影响，因此，尽管高校招生数对人口出生率的影响具有滞后性，但研究设计符合研究目标。

以招生数为解释变量带来的偏差。选择高校招生作为解释变量时，本省的招生数中包含了部分外省学生，这将低估高校招生对生育率的真实影响。虽然SDM模型中加入了解释变量的空间滞后效应，但模型无法评估相邻区域之外更远地区的解释变量滞后，因此只能减少但无法消除这种偏差。另外，在本省高校招收的外省学生中，有部分学生毕业后留在本省落户、结婚和生子，导致本省的生育率上升，生源地生育率下降，进而使回归结果进一步低估了本地高校招生对生育率的真实抑制作用。模型纳入了被解释变量的空间自回归，也使这种偏差有所减弱，同样无法完全消除。但在高校招生对人口出生率的作用被低估的背景下，仍呈现显著的抑制效应，进一步说明了重视这种效应的必要性。同时，各省的高校录取学生数和毕业生留存率数据缺失严重，因此高校招生数是目前最合适的指标。

5 结论及启示

本研究以2005—2019年中国大陆31个省份的本科招生、高职招生和人口出生率作为研究对象，运用空间面板模型分析我国劳动力质量对数量的抑制效应，以及人均可支配收入、人均消费支出、计划生育政策等其他相关因素对人口出生率产生的影响，主要研究结论如下：①在2005—2019年，我国高等教育发展迅速，但同期人口出生率呈普遍下降趋势。我国高校招生的峰值省份与人口出生率的谷值省份高度重叠，而高校招生的谷值省份也与人口出生率的峰值省份相对应。高校招生的区域不均衡性随着时间推移有所缓解，但截至2019年东西部仍差异巨大；人口出生率的区域不均衡性逐渐上升。各指标均存在显著的空间自相关性。②高校招生规模扩大会显著降低人口出生率，即劳动力质量对数量存在抑制效应，且本科的影响程度大于高职。从地区差异看，高等教育对生育率的影响程度与地区高等教育资源的充沛程度相一致：东部地区的本科教育资源最充沛，本科教育对生育率的影响程度也最深；相似的，高职教育对中部地区的生育率影响最大。③家庭的预算约束在我国整体层面对生育率产生了抑制，生育率随人均可支配收入上升，随人均消费支出下降。中西部地区的影响特征与整体层面相似，但东部地区的生育率与人均可支配收入显著负相关，与人均消费支出的关系不显著。这表明，我国经济的区域差异较大，使东部地区的家庭财富与生育率关系以替代效应为主，而在中西部地区仍以收入效应为主。通过增加公共教育开支，可有效提高各地区的生育率。城镇化对生育率也产生了抑制作用，但在基础设施相对滞后的西部地区，这种作用并不显著。④计划生育政策对人口出生率有显著影响，本地的政策生育率越低，则本地的实际生育率越低，同时相邻地区的实际生育率越高。通过与政策生育率超过2.0的第四类地区比较发现，2011年以来实施的全面“二孩”政策依然对人口出生率存在较强的抑制作用。

为继续做大做强高等教育，提高我国劳动力质量，并防止生育率持续下降给经济发展带来隐患，本文提出以下建议：首先，

高校的扩招名额向西部地区倾斜，一方面提高高等教育资源的区域公平性，防止东部地区高校招生对生育率的抑制效应加剧；另一方面借此促进中西部地区经济增长，缓解家庭财富的收入效应对中西部地区生育率的制约。其次，加大公共教育开支，降低家庭的子女教育成本，来缓解中西部地区家庭的预算约束，降低东部地区家庭在教育开支方面的替代效应。最后，完善“三孩”政策的配套措施，营造“生育友好型”社会环境，借助托儿所、公立幼儿园等公共服务和社区服务，减轻家庭育儿的经济负担。通过教育政策、财政政策与民生政策结合的方式，实现劳动力质量与数量的双重提高、区域经济协同发展，为我国经济长期和稳定增长提供保障。

参考文献:

- [1] 苏昌贵. 湖南省未来人口预测与发展趋势分析[J]. 经济地理, 2014, 34(7):20-27.
- [2] 谷国锋, 吴英哲. 吉林省人口年龄结构变化对区域经济影响研究[J]. 经济地理, 2019, 39(1):47-55.
- [3] 蔡昉. 中国的人口红利还能持续多久[J]. 经济学动态, 2011(6):3-7.
- [4] 孙爱军, 刘生龙. 人口结构变迁的经济增长效应分析[J]. 人口与经济, 2014(1):37-46.
- [5] 冯剑锋, 岳经纶. 高校扩招、人口转变与劳动参与率[J]. 高等教育研究, 2017, 38(7):39-49, 60.
- [6] 彭浩然, 孟醒. 中国人口出生率下降与经济发展[J]. 统计研究, 2014, 31(9):44-50.
- [7] 马轶群, 任媛. 中国人口老龄化冲击下出生率变动的经济效果[J]. 人口与经济, 2017(2):21-31.
- [8] 王国军, 赵小静, 周新发. 计划生育政策、社会保障与人口出生率的区域差异研究——基于省级面板数据的分析[J]. 经济科学, 2016(5):83-94.
- [9] 姚雪松, 王志勇. 经济发展、技术进步对人口老龄化的影响[J]. 经济问题, 2014(5):25-29.
- [10] 李静. 社会保障预期、出生率与人口质量[J]. 中国软科学, 2015(2):85-95.
- [11] 戈艳霞. 中国的城镇化如何影响生育率? ——基于空间面板数据模型的研究[J]. 人口学刊, 2015, 37(3):88-101.
- [12] 吴要武, 刘倩. 高校扩招对婚姻市场的影响: 剩女? 剩男? [J]. 经济学(季刊), 2015(1):5-30.
- [13] 梁秋生, 田冀, 籍海静. 高校扩招与育龄妇女生育模式的转变——以河北省为例[J]. 人口研究, 2013, 37(2):41-53.
- [14] 李琼, 李小球, 张蓝澜, 等. 中国地方普通高等教育生均经费的时空演绎分析[J]. 经济地理, 2019, 39(2):48-57.
- [15] 劳昕, 薛澜. 我国高等教育资源的空间分布及其对地区经济增长的影响[J]. 高等教育研究, 2016(6):26-33.
- [16] 刘华, 杨丽霞, 朱晶, 等. 农村人口出生性别比失衡及其影响因素的空间异质性研究——基于地理加权回归模型的实证检验[J]. 人口学刊, 2014, 36(4):5-15.

-
- [17]Anselin L.Spatial econometrics:Methods and models[J].Economic Geography,1987,65(2):160-162.
- [18]Anselin L,Varga A,Acs Z.Local geographic spillovers between university research and high technology innovations[J].Journal of Urban Economics,1997,42(3):422-448.
- [19]Moran P A P.Notes on continuous stochastic phenomena[J].Biometrika,1950,37(1):17-23.
- [20]Anselin L.Local indicators of spatial association—LISA[J].Geographical Analysis,1995,27(2):93-115.
- [21]Malthus T R.Essay on the Principle of Population[M].City of Haven:Yale University Press,2018.
- [22]Galor O.From stagnation to growth:unified growth theory[C]//Philippe Aghion,Steven Durlauf(eds.).Handbook of Economic Growth,2005:171-293.

注释:

1 第一类地区:北京、天津、上海、江苏、四川和重庆,独生子女政策为主(“一孩政策”),政策生育率 1.0-1.3;第二类地区:辽宁、黑龙江、吉林、山东、安徽、湖北、湖南、浙江、山西、江西、福建和广东,独生子女政策与独女生二胎政策混合(“一孩半政策”),政策生育率 1.3-1.5;第三类地区:甘肃、内蒙古、河北、河南、陕西、贵州和广西,独生子女二胎政策与二胎政策混合,政策生育率 1.5-2.0(“二孩政策”);第四类地区:新疆、西藏、青海、宁夏、云南和海南,“二孩”及以上政策,政策生育率大于等于 2.0。对前三类地区加入虚拟变量,第四类地区作为对照。

2(1)根据 2005 年 1%人口抽样调查微观数据。

3(2)虽然我国法定婚龄为男不得早于 22 周岁,女不得早于 20 周岁,但存在较多实际结婚年龄低于上述法定婚龄的情况。一方面,“民族自治地方的人民代表大会有权结合当地民族婚姻家庭的具体情况,制定变通规定”,例如内蒙古、西藏等自治区和一些自治州、自治县,均以男 20 周岁,女 18 周岁作为本地区的最低婚龄。另一方面,部分地区存在先办酒席、以夫妻名义共同生活,等双方达到法定婚礼再办理结婚手续的情况,而且非婚生子上户口不再有任何前置条件。