

张鹏,于伟.我国城市化进程与农村教育人力资本的动态关系及其区域差异——基于省级面板数据的PVAR模型分析[J].江苏农业科学,2019,47(21):325-331.

doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2019.21.078

我国城市化进程与农村教育人力资本的动态关系及其区域差异

——基于省级面板数据的PVAR模型分析

张鹏¹,于伟²

(1. 济南大学商学院,山东济南 250002; 2. 山东财经大学工商管理学院,山东济南 250014)

摘要:明确城市化进程与农村教育人力资本的动态关系对促进城乡协调发展具有重要意义。基于2005—2016年数据和面板向量自回归模型(PVAR)证实全国范围内城市化进程与农村教育人力资本存在滞后的互促影响,脉冲响应显示,城市化进程与农村教育人力资本相互作用强度均表现出先升后降趋势,方差分解表明二者相互贡献度呈增长趋势,城市化进程与农村教育人力资本的动态关系还存在区域差异。因此,须完善城市化发展和农村教育人力资本积累的积极联动,建立农村教育人力资本积累的长效机制,因地制宜制定农村教育支持政策体系。

关键词:城市化;农村教育人力资本;面板向量自回归;动态关系

中图分类号: F323 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2019)21-0325-07

农村教育在破解“三农”难题和实现乡村振兴中具有基础性作用。近年来,随着农村教育资源的不断充实和农村教育环境的持续改善,我国农村教育事业取得长足发展,为农村整体进步和新型城镇化发展提供了有效动力。但须要看到的是,长期以来“城市偏向”的教育供给使得我国教育资源分布

存在显著的“中心-边缘”格局,城乡教育存在较大发展落差,城市化快速发展则进一步导致教育资源城乡间配置格局发生深刻变化,对农村教育人力资本积累和城乡教育协调发展产生深远影响。在新型城镇化发展和乡村振兴共同背景下,明确城市化进程与农村教育人力资本的动态关系无疑具有重要意义。

城乡二元结构背景下城市化发展对农村教育人力资本积累影响深远,城市化发展和农村教育人力资本积累关系亦为研究者所深入关注,既有探讨多围绕城市化背景下农村教育的问题和改善方略展开。城市化背景下农村教育在目标定位、持续发展、发展规律及教育质量方面面临着诸多现实困境,须建立和完善政府、学校、家庭和各界广泛参与的农村教

收稿日期:2019-05-06

基金项目:国家自然科学基金(编号:71673109);教育部人文社科研究项目(编号:16YJCZH149)。

作者简介:张鹏(1980—),男,山东济南人,博士,副教授,主要研究方向为农村教育发展。E-mail:zhangpeng4@126.com。

通信作者:于伟,博士,副教授,主要研究方向为区域发展战略。E-mail:longkouyuwei@sina.com。

[5]黄季焜,齐亮,陈瑞剑. 技术信息知识、风险偏好与农民施用农药[J]. 管理世界,2008(5):71-76.

[6]吴清华,何红英,冯中朝. 农村基础设施对农业生产率的影响:基于要素投入的视角[J]. 系统工程理论与实践,2015(12):3164-3170.

[7]Bjornlund H, Nicol L, Klein K K. The adoption of improved irrigation technology and management practices—a study of two irrigation districts in Alberta, Canada [J]. Agricultural Water Management, 2009,96(1):121-131.

[8]陈利,谢家智. 农户对农业灾害赔偿满意度的测量与减灾行为研究——基于15个省525户农户的入户调查[J]. 农业经济问题,2013(3):56-63.

[9]石绍宾,邵文珑. 农业科技服务的需求特征及农户支付意愿分析[J]. 统计与决策,2013(16):83-86.

[10]庄丽娟,贺梅英,张杰. 农业生产性服务需求意愿及影响因素分析——以广东省450户荔枝生产者的调查为例[J]. 中国农村经济,2011(3):70-78.

[11]罗小锋,向潇潇,李容容. 种植大户最迫切需求的农业社会化服务是什么[J]. 农业技术经济,2016(5):4-12.

[12]夏蓓,蒋乃华. 种粮大户需要农业社会化服务吗——基于江苏省扬州地区264个样本农户的调查[J]. 农业技术经济,2016(8):15-24.

[13]Griliches Z. Hybrid corn and the economics of innovation [J]. Science,1960,132(3422):275-280.

[14]Lindner R, Gibbs M. A test of bayesian learning from trails of new wheat varieties [J]. Australian Journal of Agricultural Economics, 1990,34(1):21-38.

[15]张八旭. 深化农业技术推广体制改革的思考[J]. 中国园艺文摘,2010,26(9):187-188.

[16]孙永胜. 积极探索、大胆实践、理清思路、全力推进——大同县基层农技推广体制改革思考与实践[J]. 中国农技推广,2010,26(12):4-6.

[17]官波,陈娉婷,罗治情,等. 湖北省家庭农场发展问题研究[J]. 农业经济与管理,2015(1):71-78.

育公平保障机制^[1],基于需求配置农村教育人财物资源,多元主体共担农村生源弱势群体教育责任^[2];城乡教育统筹须要建立多元农村教育投入和分类管理制度,通过建立特色内涵学校和良性互动机制促进城乡教育资源交流^[3],推动公民教育权益与户籍脱钩、资源布局重心提高和投入主体上移^[4],从社会环境、政策体系、教育内部要素等方面共同着力破解城乡教育不公平现象^[5];城乡教育一体化发展须要与服务型政府相适应的财政和管理体制,完善城乡教育一体化的制度供给和政策体系^[6],根据城市化背景下农村人口变动趋势妥善调整农村教育空间布局^[7];针对城市化背景下乡村教育的主体、环境、文化和场域危机,须重视乡村和乡土教育,融合现代理念并强化文化记忆^[8],重视农村教育实现农村学生社会进阶融合功能并让农村学生习得现代科技与生活方式的作用^[9]。这些分析为城市化背景下农村教育优化提供了较好的启示,但既有研究中针对城市化进程和农村教育关系的量化研究仍较少,特别是缺少针对城市化发展与农村教育可能存在的双向耦合关系的定量刻画,缺少从时序和空间维度全面揭示我国城市化和农村教育互动发展特征事实,而厘清二者动态关系是优化教育资源空间布局和完善农村教育供给的重要依据。据此,本研究聚焦城市化进程和农村教育人力资本,拟采用面板向量自回归模型(PVAR)从时空综合视角对二者互动关系进行分析。研究边际贡献一是基于PVAR模型刻画城市化和农村教育人力资本之间的双向作用,弥补既有缺少二者关系量化分析的不足,二是剖析城市化和农村教育人力资本相互作用的时空特征,为优化乡村教育发展潜能和促进城乡协调发展提供参考。

1 城市化进程与农村教育人力资本影响机制

教育发展和社会进步互为条件和动因^[10]。从系统论视角看,城市化进程和农村教育发展都是开放系统,存在相互影响的内在机制。作为农村教育生态系统的重要影响因素,城市化对农村教育能够产生资源移出和示范反哺2种方向相反的效应。一方面,城乡间固有的发展落差对农村教育资源存在移出效应,导致区域农村教育部分出现“离农”倾向和“内卷化”现象^[11]。这种资源移出不仅体现在教学师资、学校资源和高层次教育人力资本等教育领域,对农村创新发展资源的吸纳也整体上削弱了农村教育发展潜能,降低农户持续教育支付能力和意愿。另一方面,城市化进程产生的“农转非”激励作用和城市教育发展的示范效应有利于增强农户持续教育意愿,以城带乡的教育反哺机制也有助于通过教学资源共享等直接优化农村教育供给体系。此外,在农村教育投入以财政资金为主的背景下,城市化发展带动的区域产业结构升级和发展动能优化有助于扩充财政收入来源,增加对区域农村教育供给的潜能。动态地看,城市化发展对农村教育人力资本2种效应强度与城市化进程、农村教育基础和政策调节等因素密切相关,城市化发展初期尽管存在对农村教育发展的示范效应,但资源由村向城的净流动,特别是城市发展对农村高层次教育人力的“撇脂”,使得城市化发展对农村教育人力资本积累存在下行压力,随着城市化发展和政策调节强度增加,城市化对农村教育的反哺机制逐渐强化,既表现为优质教育资源城乡共享,也表现为对农村教育环境、硬件和师资等

要素的整体优化。

城乡二元背景下农村教育对城市化规模和质量均能够产生显著影响,长期以来教育人力资本积累是农村个体“农转非”的重要渠道。宏观视角下农村教育事业发展还能够通过创新涌现和扩散等方式改善农业生产效率和乡村产业结构,推动农业剩余人口有序转移和区域工业化发展,并缓解城市化进程中因新旧城市居民教育水平差异导致的城市内部二元结构和“半城市化”问题,提升城市化发展质量。此外,农村教育人力资本积累推动的农村和农业创新生态的改善还有助于推动城市创新要素回流,促进城乡协调发展,进而优化区域城市化发展深层次动力。

2 研究方法和数据来源

本研究采用PVAR模型和2005—2016年数据分析我国城市化进程和农村教育人力资本的动态关系,鉴于我国区域间存在明显的发展不均衡现象,二者关系分析还将按照东部、中部、西部(国家统计局口径)展开。作为重要的时间序列分析方法,向量自回归(VAR)将研究多变量均视为内生变量,将各变量及其滞后项作为解释变量刻画变量间互动关系,PVAR将VAR模型向面板数据进行拓展,综合考虑了时间效应和固定效应,提高了结果的精确度,在经济问题分析中得到广泛应用^[12]。PVAR模型分析在平稳性检验和滞后阶数选择的基础上,通过模型估计、脉冲响应和方差分解全面分析变量间互动关系。其中,模型估计通常通过广义矩估计(generalized method of moments,简称GMM)进行,初步报告变量间相互影响关系;脉冲响应衡量特定变量随机扰动冲击对其自身和其他变量当前及未来值的影响;方差分解测度特定变量冲击对所有变量变化解释度,进一步辨识变量间的相互作用。本研究构建PVAR模型如下:

$$Y_{it} = \gamma_0 + \sum_{j=1}^k \gamma_j Y_{it-j} + \alpha_i + \beta_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中: Y 为包含城市化进程(Urb)和农村教育人力资本($Redu$)的二维列向量,均取对数处理以消除序列可能存在的异方差; i 和 t 分别指代省域和时间变量; γ_0 和 ε_{it} 分别为截距项向量和随机扰动项; α_i 和 β_i 分别为个体效应和时间效应向量; j 指代滞后阶数; γ_j 为滞后第 j 阶的参数矩阵。本研究中城市化进程通过非农人口占总人口比重刻画,农村教育人力资本通过6岁以上农村居民人均受教育年限测度,其中小学、初中、高中、大专及以上分别赋值6、9、12、16年。原始数据(不含港澳台和西藏)取自《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》和《中国人口和就业统计年鉴》,个别缺失值通过插值法补齐。2005—2016年各省域农村教育人力资本均呈现平稳上升趋势,2005、2016年省域农村教育人力资本变异系数(CV)分别为0.103、0.076,受惠于国家倾斜性区域政策,考察期内省际农村教育人力资本差异存在缩小趋势。

3 实证结果与分析

3.1 平稳性检验和滞后阶数选择

面板数据带有时间序列数据性质的时间趋势,往往并不符合经济模型中数据平稳性要求,导致估计结果缺少说服力,因此有必要进行变量平稳性检验以避免伪回归现象。为确保

结果稳健性,运用 Stata 15.0 软件分别对 $\ln Urb$ 和 $\ln Redu$ 及其一阶差分序列 $\Delta \ln Urb$ 和 $\Delta \ln Redu$ 进行 IPS 检验(异质单位根)和 LLC 检验(同质单位根),结果如表 1 所示。全国及东部、中部、西部 3 个区域样本 $\ln Urb$ 序列大多数情况下无法拒

绝变量非平稳的原假设, $\ln Urb$ 和 $\ln Redu$ 的一阶差分序列 $\Delta \ln Urb$ 和 $\Delta \ln Redu$ 均拒绝了变量非平稳的原假设,可认为 $\Delta \ln Urb$ 和 $\Delta \ln Redu$ 为平稳序列。

表 1 平稳性检验

地区	$\ln Urb$		$\ln Redu$		$\Delta \ln Urb$		$\Delta \ln Redu$	
	IPS	LLC	IPS	LLC	IPS	LLC	IPS	LLC
全国	3.386(1.000)	-5.0681*(0.000)	-6.058*(0.000)	-12.337*(0.000)	-5.723*(0.000)	-10.360*(0.000)	-11.029*(0.000)	-16.625*(0.000)
东部	3.187(0.999)	1.107(0.866)	-3.045*(0.001)	-6.814*(0.000)	-3.213*(0.001)	-5.984*(0.000)	-8.367*(0.000)	-12.767*(0.000)
中部	1.668(0.952)	-4.148*(0.000)	-2.893*(0.002)	-6.070*(0.000)	-2.956*(0.002)	-5.167*(0.000)	-5.445*(0.000)	-8.307*(0.000)
西部	0.982(0.837)	-4.740*(0.000)	-4.493*(0.000)	-8.313*(0.000)	-3.717*(0.000)	-6.725*(0.000)	-5.203*(0.000)	-8.162*(0.000)

注:括号内为 P 值,*表示在 5% 水平显著。

为保证估计参数有效性,须确定 PVAR 模型最优滞后期,通常 PVAR 模型期选择并无严格依据,多根据 AIC、BIC 和 HQIC 统计量最小值所在滞后期加以确定。如表 2 所示,全国和中部地区 AIC、BIC 和 HQIC 统计量均建议选择建立滞后 4

期的 PVAR 模型,东部和西部地区则建议选择滞后 2 期,考虑到便于区域间对比以及较小滞后期能够避免损失样本自由度,加之全国和中部滞后 4 期和 2 期统计量结果差距较小,本部分将全国及各区域样本滞后期数均确定为 2 期。

表 2 滞后阶数选择

期数	全国			东部			中部			西部		
	AIC	BIC	HQIC	AIC	BIC	HQIC	AIC	BIC	HQIC	AIC	BIC	HQIC
1	-0.182	-6.568	-2.771	-2.803	-7.183	-4.534	0.153	-3.589	-1.261	-1.161	-5.541	-2.892
2	-0.866	-7.252	-3.455	-3.011*	-7.391*	-4.742*	-0.601	-4.344	-2.016	-1.728*	-6.107*	-3.458*
3	-2.060	-8.446	-4.649	-0.308	-4.688	-2.039	-0.173	-3.916	-1.588	1.737	-2.643	0.006
4	-3.476*	-9.862*	-6.066*	1.123	-3.256	-0.607	-1.507*	-5.250*	-2.921*	-1.045	-5.425	-2.776

注:*为相应准则下最小值,即建议选择的滞后期。

3.2 PVAR 模型估计

为考察滞后项对变量的影响,本研究采用广义矩估计法(GMM)对 PVAR 模型进行估计。在模型估计前先分别采用均值差分法和前向均值差分法(helmert)过程去除时间效应和固定效应以避免系数估计有偏^[13]。基于 Stata 15.0 的估计结果如表 3 所示,其中 $h\Delta \ln Urb$ 和 $h\Delta \ln Redu$ 为消除固定效应后的相应序列,前缀 L1 和 L2 分别指代滞后 1 期和滞后 2 期变量。

表 3 显示,全国范围内以城市化为被解释变量,滞后 1 期城市化对自身影响系数为 0.113,且通过 15% 边缘显著水平检验,这表明我国城市化对自身发展具有正向影响,即城市化发展存在一定惯性特征,全国范围内滞后 1、2 期农村教育人力资本对城市化影响系数均在至少 10% 水平下显著为正,这

表明农村教育人力资本积累对城市化发展产生促进作用,农村教育发展推动的农业剩余劳动力转移和产业升级构成城市化发展动力。全国范围内滞后 1 期城市化发展对农村教育人力资本影响在 15% 水平下为正,滞后 2 期城市化发展的影响则通过 5% 显著水平检验,考察期内城市化发展的激励作用、示范效应和反哺机制推动了农村教育人力资本积累,城乡教育统筹的制度设计和政策实施一定程度上弱化了城市化发展对农村教育人力资本的虹吸。全国范围内滞后 1 期农村教育人力资本对自身影响为负但并不显著,农户持续教育意愿仍有待强化,在义务教育普及背景下农户对后义务教育支付能力和意愿仍有待系统提升,农村教育滞后 2 期的影响则显著为正,我国农村教育人力资本积累也存在一定程度的惯性特征和自增强机制,但这种效应发挥存在较长周期。

表 3 PVAR 模型和 GMM 估计结果

变量	全国内的影响系数		东部地区的影响系数	
	$\Delta \ln Urb$	$\Delta \ln Redu$	$\Delta \ln Urb$	$\Delta \ln Redu$
L1 $h\Delta \ln Urb$	0.113*(0.079)	0.379*(0.220)	0.107(0.152)	1.152** (0.685)
L1 $h\Delta \ln Redu$	0.053** (0.030)	-0.096(0.111)	0.020(0.034)	-0.389** (0.214)
L2 $h\Delta \ln Urb$	0.042(0.060)	0.574*** (0.182)	0.024(0.097)	1.027** (0.536)
L2 $h\Delta \ln Redu$	0.105*** (0.033)	0.130*** (0.064)	0.066** (0.036)	-0.012(0.115)
变量	中部地区的影响系数		西部地区的影响系数	
	$\Delta \ln Urb$	$\Delta \ln Redu$	$\Delta \ln Urb$	$\Delta \ln Redu$
L1 $h\Delta \ln Urb$	0.185*(0.115)	0.347** (0.195)	0.043(0.099)	-0.115(0.212)
L1 $h\Delta \ln Redu$	0.094** (0.052)	-0.083(0.125)	0.048(0.065)	0.219** (0.115)
L2 $h\Delta \ln Urb$	0.006(0.121)	0.825*** (0.250)	0.034(0.089)	0.199(0.195)
L2 $h\Delta \ln Redu$	0.138*** (0.050)	0.139(0.133)	0.141*(0.079)	0.057(0.119)

注:括号内为标准差,***、**、* 分别表示在 5%、10%、15% 水平显著。

分地区研究显示,以城市化被解释变量,滞后 1 期城市化对自身影响仅在中部地区显著为正,这也说明了我国城市化进程存在区域差异,东部地区快速城市化进程对后续增速产生了部分回调作用,西部地区特别是“胡焕庸线”西侧地区相对滞后的发展基础和分散的人口密度一定程度上抑制了城市化进程的持续发展,中部城市化的快速发展则受到国家倾斜性政策推动和中部地区既有的发展基础的共同推动。城市化滞后 2 期对自身影响在东部、中部、西部 3 个地区均不显著。滞后 1 期农村教育人力资本在中部地区对城市化影响显著为正,滞后 2 期农村教育人力资本对城市化影响在 3 个地区均显著为正,这进一步证实农村教育人力资本积累对城市化发展具有长期促进作用,农村教育人力资本积累能够通过转移农业剩余人口、促进产业结构升级和缩小城乡发展差距等方式推动区域城市化有序发展。以农村教育人力资本为被解释变量,东部滞后 2 期和中部地区滞后 1、2 期城市化发展的影响均显著为正,中东部地区城市化发展推动了农村教育进步;西部地区滞后 1、2 期城市化发展对农村教育人力资本影响均不显著,这与西部相对滞后的农村教育基础和城市化进程有关,城市化发展对农村教育的溢出和反馈机制并未有效建立,对西部地区而言,既须要进一步夯实农村教育基础,在巩固义务教育成果基础上结合区域实际拓展高中和职业教育,也须要通过产业升级和交通设施建设等系统推进城市化发展,并使农村教育和城市化发展产生互促循环。西部地区滞后 1 期农村教育人力资本对自身影响显著为正,在农村义务教育普及和后义务教育投入不断加大前提下,西部地区相对薄弱的农村教育基础得以改善,农户教育支付能力和意愿均有所提升,推动了农村人均教育年限增长,值得注意的是,中部地区滞后 1 期农村教育人力资本对自身影响并不显著,东部地区影响则显著为负,笔者推测部分原因在于,按本研究教育年限赋值大部分中东部地区农村居民人均受教育年限接近义务教育 9 年,增收压力、农村后义务教育资源的相对缺失

和非农就业机会增多等因素共同作用很大程度上抑制了农户的后义务教育支付意愿,因而完善涉农后义务教育生态系统建设对进一步优化农村教育发展空间和提升农村教育人力资本意义重大。需要说明的是,PVAR 模型参数的广义矩估计只能较为宏观地反映变量间动态模拟过程,无法具体刻画变量间动态传导机制和冲击变量的贡献度,须要通过脉冲响应函数和方差分解工具进一步考察。

3.3 脉冲响应分析

PVAR 模型中某内生变量随机扰动项经过一个标准差冲击能够通过脉冲响应函数较为直观地展示对所有内生变量的动态影响轨迹。考虑到本研究面板数据时间序列长度,将冲击作用期限设定为 6 期,通过 500 次蒙特卡洛 (Monte - Carlo) 模拟得出全国及各区域城市化和农村教育人力资本的脉冲响应图,结果如图 1 至图 4 所示。其中横坐标代表滞后期数,纵坐标代表信息冲击响应度,中间曲线为脉冲响应趋势,上下两侧曲线为蒙特卡洛模拟得到的 95% 置信区间。

图 1 显示,城市化在受到自身一个标准差冲击后各期均大于 0,即城市化发展能够对自身产生正向影响,这种影响在当期达到最大值,并在滞后 1 期快速减小,随后表现出平稳特征,这说明我国城市化发展存在惯性特征,但强度有所减弱。农村教育人力资本在受到自身一个标准差冲击后在当期表现出最大值,在滞后 1 期减小为负值,随后表现出一定的反弹趋势,与广义矩估计法结论相印证,前期教育人力资本对滞后 1 期产生了不利影响,但长期范围等能够产生自我驱动效应,现阶段农户持续教育意愿仍有待提高。图 1 - b 显示,农村教育人力资本在受到城市化一个标准差冲击后先表现出先升后降趋势,并随时间推移趋近为 0,峰点出现在滞后 2 期。城市化发展对农村教育存在扩张效应但随后趋弱,一方面,通过教育提升知识资本成为农村居民向城市和城镇转移的重要渠道,加之城市对农村教育存在反哺机制,城市化进程能够推动农村教育发展;另一方面,因后义务教育资源在城乡间分布不均

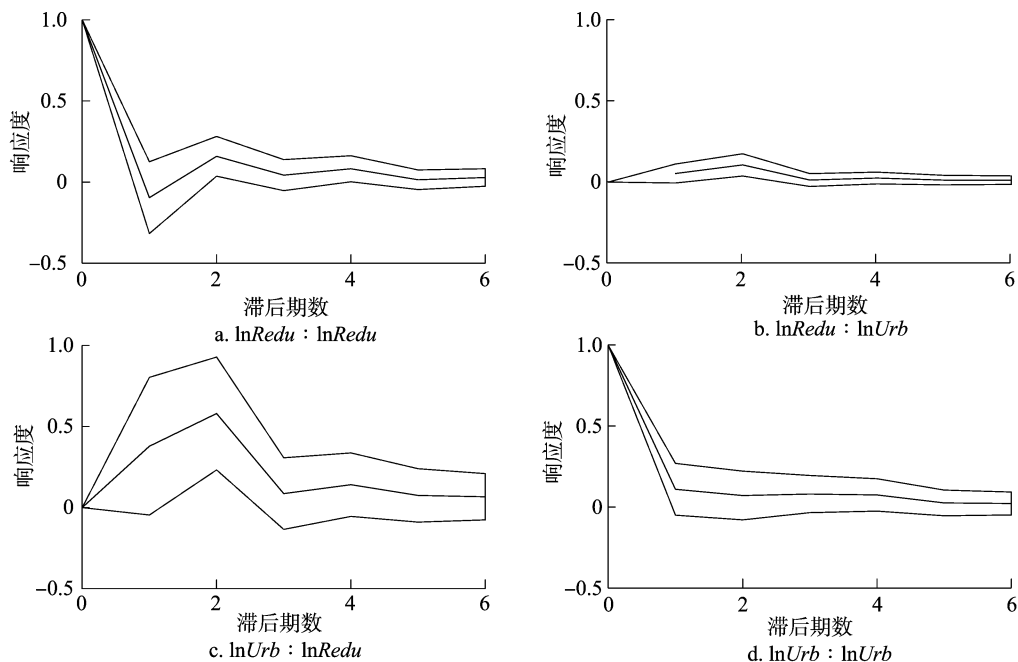


图1 全国脉冲响应

衡,当农村教育人力资本积累到特定阈值后会表现出部分“离农”特征,城市化对农村教育人力资本积累的驱动作用逐渐弱化,城市化发展对农村教育的长期持续性积极影响仍待增强。图 1-c 显示,城市化在受到农村教育人力资本一个标准差冲击后表现出明显的上升趋势。教育人力资本积累是个体由乡向城转移的重要方式,农村教育事业的发展推动的农业技术进步也有助于转移农业剩余人口。农村教育人力资本对城市化的影响在滞后 2 期后出现回落,部分原因在于快速城市化进程下城市和城镇发展出现拥挤效应,加之乡村发展投入资源增长,一定程度上抑制了农村高层次教育人口向城市和城镇转移。

东部(图 2)、中部(图 3)、西部(图 4)3 个区域相应脉冲曲线形状与全国相似,城市化受到自身一个标准差冲击的当

期反应达到最大值,并在滞后 1 期后快速下降并趋近于 0,城市化发展存在惯性驱动。东部和中部农村教育人力资本受自身一个标准化冲击后在滞后 1 期下降为负值并在随后出现反弹,中东部地区农户持续教育意愿须进一步强化,西部地区农村教育人力资本受自身一个标准化冲击后呈下降趋势但并未出现负值,西部地区教育人力资本对自身存在强度逐渐弱化的持续正向影响,这意味西部地区在补齐农村义务教育“短板”基础上仍须结合自身实际持续优化农村教育人力资本。东部地区农村教育人力资本在受到城市化一个标准差冲击后表现平缓,东部地区城市化对农村教育存在的反哺和虹吸 2 种效应相对均势,城市化对农村教育的促进作用仍须持续强化。中部和西部地区农村教育人力资本在受到城市化一个标准差冲击后以滞后 2 期为界表现出先升后降趋势,中西部地

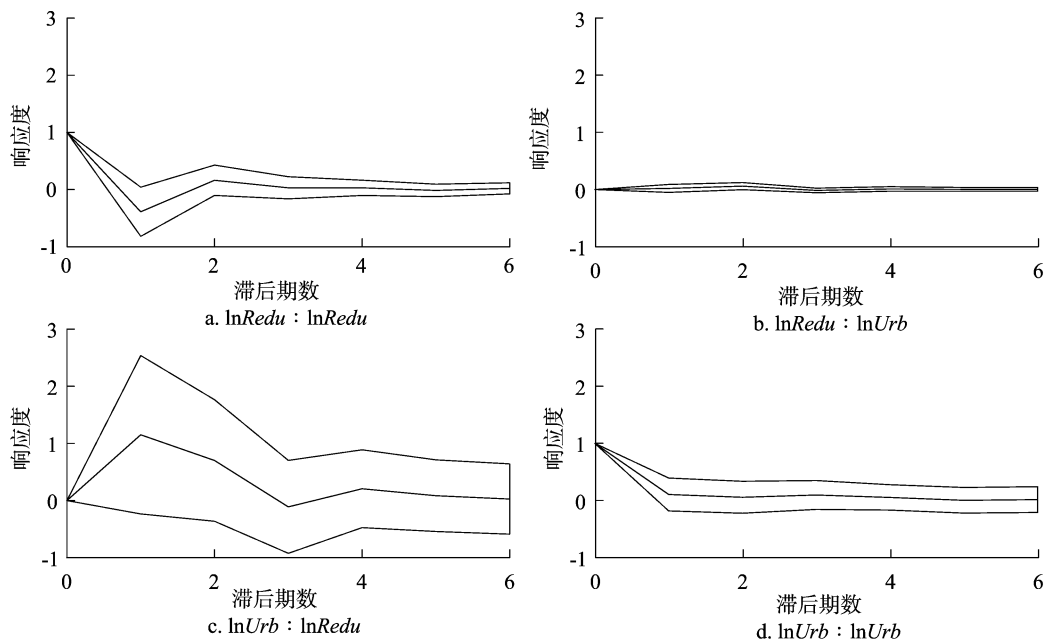


图2 东部地区脉冲响应

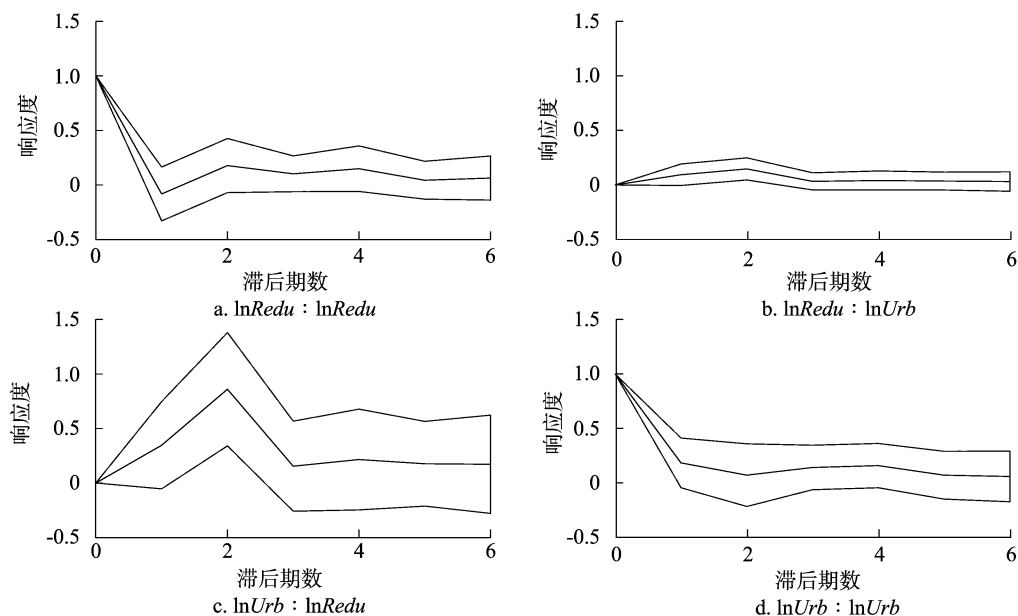


图3 中部地区脉冲响应

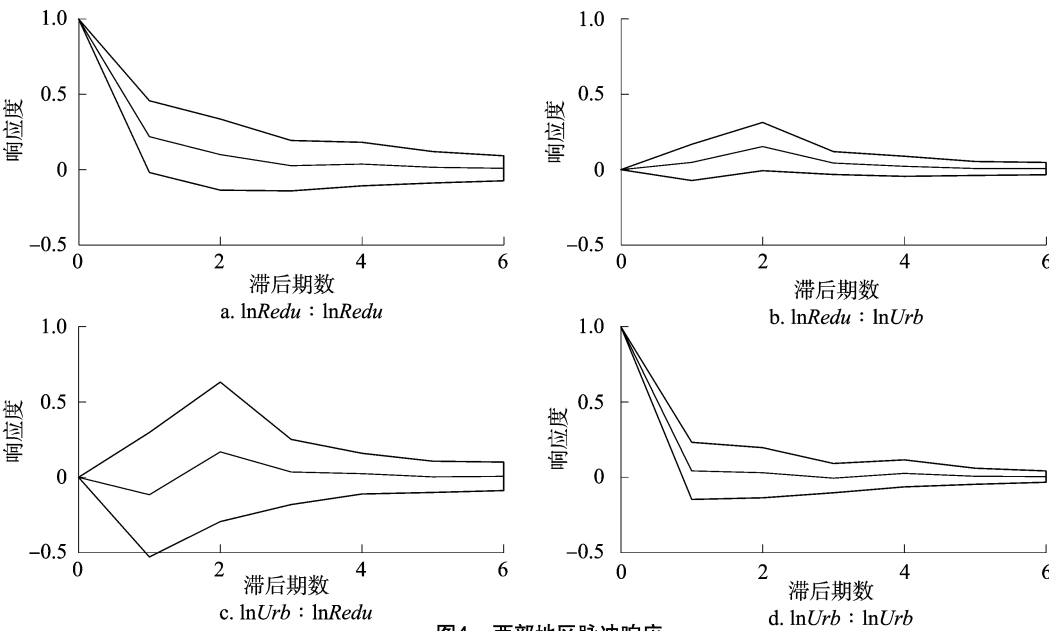


图4 西部地区脉冲响应

区城市 and 城镇发展的示范效应有效推动了农村教育发展,但随时间推移强度趋弱。中东部城市化在受到农村教育人力资本一个标准差冲击后均表现出先升后降趋势,西部则表现为“降—升—降”趋势,短期内农村教育人力资本积累有助于城市化发展,但城市发展成本的增长和乡村振兴的深入实施等因素也能够抑制城市化发展对农村教育人力资本的转移。

3.4 方差分解

通过方差分解可将每个内生变量预测误差的方差按照其成因分解为与各个内生变量相关联的组成部分,进而可评估各个冲击对系统内生变量变化的解释力,表 4 列出了 500 次蒙特卡洛模拟生成的 95% 置信水平下的方差分解结果。其中滞后 10 期和滞后 15 期分解结果相差不大,这意味着滞后 10 期以后变量波动已趋于稳定。全国范围内城市化进程方差分解中,滞后 1 期城市化自身贡献了 100% 解释能力,滞后 5 期城市化和农村教育人力资本分别贡献 93.9% 和 6.1% 的解释能力,滞后 10 期则分别变为 93.8% 和 6.2%,跨期对比

显示我国城市化发展主要依靠自身惯性,但农村教育人力资本的贡献度呈现微弱增长趋势,农村教育发展带动的人口流动构成城市化发展的动力之一。东部地区滞后 5 期和滞后 10 期农村教育人力资本对城市化的解释能力均为 3.5%,尚不足 5%,农村教育人力资本对城市化的驱动作用在东部并不明显,部分原因在于东部地区相对较好的农村发展基础对农村高层次教育人力资源形成了留滞作用,此外东部地区城市发展对农村的反哺作用也能够抑制教育人力资本由乡村向城市的净流动。中部地区滞后 5 期城市化进程和农村教育人力资本分别贡献 92.1% 和 7.9% 的解释能力,滞后 10 期则分别变为 91.5% 和 8.5%;西部地区滞后 5 期城市化进程和农村教育人力资本分别贡献 93.8% 和 6.2% 的解释能力,滞后 10 期则分别变为 93.7% 和 6.3% 解释能力,中西部地区农村教育人力资本对城市化影响相对较大。中西部地区快速城市化发展形成了对农村教育人力资本的虹吸效应,从促进城乡协调发展出发,促进中西部农村教育发展意义重大。

表 4 方差分解结果

被冲击变量	滞后期数	全国贡献度		东部贡献度		中部贡献度		西部贡献度	
		Urb	Redu	Urb	Redu	Urb	Redu	Urb	Redu
Urb	1	1.000	0.000	1.000	0.000	1.000	0.000	1.000	0.000
Redu	1	0.022	0.978	0.043	0.957	0.060	0.940	0.000	1.000
Urb	5	0.939	0.061	0.965	0.035	0.921	0.079	0.938	0.062
Redu	5	0.121	0.879	0.158	0.842	0.290	0.710	0.018	0.982
Urb	10	0.938	0.062	0.965	0.035	0.915	0.085	0.937	0.063
Redu	10	0.123	0.877	0.158	0.842	0.305	0.695	0.018	0.982
Urb	15	0.937	0.063	0.965	0.035	0.915	0.085	0.937	0.063
Redu	15	0.123	0.877	0.158	0.842	0.306	0.694	0.018	0.982

全国范围内农村教育人力资本方差分解中,城市化进程在滞后 1、5、10 期分别贡献 2.2%、12.1%、12.3% 的解释能力,东部地区城市化进程对农村教育人力资本 3 期贡献度分别为 4.3%、15.8%、15.8%,中部地区城市化进程贡献度依次为 6.0%、29.0%、30.5%,中东部城市化发展对农村教育

人力资本的支持作用随时间推移增长明显,西部地区城市化进程贡献度则依次为 0、1.8%、1.8%,西部地区城市化对农村教育人力资本影响较弱,这与西部地区相对滞后的农村教育基础和城市化发展进程有关,西部地区农村教育发展动力机制仍有待完善。比较显示,中东部地区城市化对农村教育

人力资本的影响强度大于农村教育人力资本的反向影响,西部地区则表现出相反特征。中东部地区较高的城市化发展水平和城乡协调发展能力在一定程度上推动了教育资源由城市向乡村流动,有助于积累农村教育人力资本,西部地区现阶段城市化发展仍存在移出农村教育资源特征,西部农村教育资源集聚和可持续发展能力须要深入关注。

4 研究结论和政策启示

本研究基于 2005—2016 年数据和 PVAR 模型实证分析了我国城市化与农村教育人力资本的动态关系及其区域差异,研究结论如下:(1)PVAR 模型估计表明,中部地区城市化和西部地区农村教育人力资本存在依赖自身惯性现象,城市化发展对农村教育人力资本的带动作用在东部和中部地区明显,在西部地区并不显著,农村教育人力资本对城市化的促进作用在中部地区显著,在东部和西部地区仅在滞后 2 期显著。(2)脉冲响应分析表明,全国及东中西区域城市化发展自身惯性的驱动强度随时间推移有所减弱,农村教育人力资本的自身惯性驱动表现出先负后正的反弹趋势,城市化对农村教育人力资本的影响以及农村教育人力资本对城市化的影响均表现出先升后降趋势。(3)方差分解结果表明,全国样本和中西部地区农村教育人力资本对城市化进程的贡献度呈现增长趋势,全国样本和中东部地区城市化发展对农村教育人力资本的支持作用随时间推移增长明显,西部地区城市化发展对农村教育人力资本的动态支撑仍有待强化。

农村教育发展对推动乡村振兴和缩小城乡发展差距都具有重要意义。根据本研究结论,提出如下政策启示。

(1)完善城市化发展和农村教育人力资本积累的积极联动,形成正反馈效应。城乡协调发展视角下农村教育发展须要强化城市发展高地的溢出效应,推动城市和城镇优质教育资源反哺农村,强化财政资金对农村教育的投入力度,鼓励社会资金投向农村教育领域,提升城乡教育基本公共服务均等化水平。另外,通过农村教育发展推动全社会范围内教育人力资本积累,缩小由乡入城人口与既有城市人口间的教育资本差距,克服城乡教育差距导致的“半城市化”等问题,助力高质量城市化发展。

(2)优化农村后义务教育供给体系,建立农村教育人力资本积累的长效机制。本研究显示,农村教育人力资本对自身和城市化进程的长期影响趋弱,重要原因在于农村后义务教育发展仍相对滞后,因此须要在巩固农村义务教育成果基础上建立多元有序的乡村教育体系,切实提升后义务教育水平。适当调整后义务教育资源“城市偏向”布局,结合区域发展实际鼓励农村高中和职业教育发展,增加涉农后义务教育资源投入,通过精准帮扶提升农户后义务教育支付能力,优化农村信息基础设施建设。通过乡村振兴和新农村建设增加农村对教育资源和高层次教育人力资本的吸引能力,强化科技兴农的示范效应,形成农村教育人力资本积累的综合驱动力。

(3)基于区域城市化发展实际,因地制宜制定农村教育支持政策体系。本研究证实城市化与农村教育人力资本积累

的动态关系存在区域差异。对中东部地区而言,须强化城市和城镇发展对农村教育生态系统的正反馈效应,在教育资源投入、课程建设和教育成果产出等方面缩小城乡教育差距,在巩固义务教育成果基础上优化农村后义务教育供给。对城市化进程和农村教育发展均相对滞后的西部地区而言,须要通过倾斜性政策综合推动城乡发展,鼓励中东部地区和西部中心城市优质教育资源向西部腹地辐射,夯实西部城乡教育发展基础,进一步完善对西部农户家庭教育帮扶力度和多元化援助机制,克服因经济贫困造成的教育不足问题,提升其对高层次教育的支付意愿和能力。

本研究分析了城市化与农村教育人力资本的动态关系及其区域差异,未来主要从如下几个方面进行研究:一是基于“投入—过程—产出”视角建立农村教育综合评价体系,全面分析城市化发展与农村教育的动态关系;二是将研究尺度向省域内部拓展,分析省域内部城市化与农村教育的关系,为缩小省域内部城乡教育差距和优化城市化动能提供依据;三是增加策略仿真研究,分析不同策略(组合)下城市化进程与农村教育的关系,为综合提升城市化发展质量和农村教育水平提供借鉴。

参考文献:

- [1]王广飞. 城镇化进程中农村教育公平状况分析:价值向度、多重困境与机制保障[J]. 农村经济,2015(9):115-119.
- [2]秦玉友. 不让农村教育成为中国未来发展的短板[J]. 教育与经济,2018,34(1):13-18.
- [3]郭少榕. 城镇化背景下我国农村基础教育优化发展的政策思考——以福建等地为例[J]. 教育研究,2011(12):25-27,36.
- [4]杜文静,葛新斌. 统筹城乡义务教育发展面临的困境与战略选择[J]. 教育发展研究,2016,32(18):18-24.
- [5]金久仁. 精准扶贫视域下推进城乡教育公平的行动逻辑与路径研究[J]. 教育与经济,2018,34(4):30-36,45.
- [6]邹志辉. 当前我国城乡义务教育一体化发展的核心问题探讨[J]. 教育发展研究,2012(17):8-13.
- [7]凡勇昆,邹志辉. 我国农村教育发展方向的困境与出路——基于文化的视角[J]. 华东师范大学学报(教育科学版),2012,30(4):26-30.
- [8]聂清德,董泽芳. 一个值得高度关注的问题:城镇化背景下乡村教育生态危机[J]. 教育研究与实验,2015(5):8-12.
- [9]周兆海. 提供可期待的教育:城镇化背景下农村教育发展指向的省思[J]. 教育理论与实践,2018,38(13):15-18.
- [10]马飞. 城镇化背景下乡村教育变迁研究的回溯、反思与展望[J]. 继续教育研究,2018(7):34-41.
- [11]刘雨. 目前我国农村教育“内卷化”的社会学分析[J]. 教育探索,2012(3):11-12.
- [12]Holtz-Eakin D, Newey W, Rosen H S. Estimating vector autoregressions with panel data[J]. Econometrica, 1988, 56(6):1371-1395.
- [13]Love I, Zicchino L. Financial development and dynamic investment behavior: evidence from panel VAR[J]. The Quarterly Review of Economics and Finance, 2006, 46(2):190-210.