

城镇化发展对城乡贫困的异质性影响研究^{1*}——来自长三角 41 市的经验证据

倪泽睿，苏聪文，刘苓君

（复旦大学社会发展与公共政策学院，上海 200433）

【摘要】：基于 2000—2020 年长三角地区 41 个地级及以上城市面板数据，本文利用空间杜宾模型实证检验城镇化发展对城镇贫困和农村贫困的影响及其空间溢出效应，并分阶段进行异质性分析。结果表明：（1）在本地效应方面，城镇化发展有利于减缓城乡贫困，且农村减贫效应更强；（2）在空间溢出效应方面，本地城镇化发展会显著减缓周边地区城镇贫困和加剧农村贫困，且对农村贫困的影响程度更大；（3）分阶段看，2000—2012 年城镇化发展更有利于本地农村减贫和周边地区城镇减贫，2013—2020 年城镇化发展更有利于本地城镇减贫，后一阶段城镇化对周边地区农村贫困加剧作用更大。

【关键词】：城镇化；城乡贫困；减贫效应；空间杜宾模型；长三角

【中图分类号】：F061.5 **【文献标识码】：**A **【文章编号】：**1006-2912(2023)12-0091-14

一、引言

改革开放以来，我国城镇化进程迅猛，人口在城乡和地区间的大规模迁移与流动加快，所产生的集聚经济影响着经济增长、产业结构调整、收入分配和资源要素配置，进而作用于城乡贫困。显然，城镇化已成为我国实现共同富裕和经济高质量发展的重要路径选择。在我国已实现脱贫攻坚目标和全面建成小康社会的现实背景下，贫困逐渐由绝对贫困、单一贫困、农村贫困转变为相对贫困、多维贫困和城乡贫困并存[1]，解决相对贫困、不断缩小低收入群体规模成为未来扶贫工作的重心。据估算，2019 年我国城乡相对贫困人口规模分别约为 4921 万人和 1.19 亿人[2]，贫困乡城转移现象日益显现。我国现已进入城镇贫困和农村贫困并存阶段，这给以往城乡二元结构下的减贫研究和相关政策选择提出了挑战。

城镇化将贫困指标从农村转移到城镇，在贫困乡城转移背景下，城镇化发展对城乡贫困的异质性影响及其作用机制仍存在较大分歧。现阶段有关贫困研究多是在城乡分割的框架中进行，而单独研究城镇贫困或农村贫困并不能真实反映城乡贫困的动态变化特征，这显然不利于减贫政策制定的有效性。同时，由于各地区在经济发展水平、资源禀赋条件、人口迁移流动特征等方面存在差异，传统空间同质性假设不能有效解释城镇化与城乡贫困之间的空间关系。长三角作为我国经济发展水平和城镇化发展程度最高的地区之一，区域和城乡间人口、资本等资源要素流动频繁，其所引致的贫困乡城转移问题更为突出、更具代表性。因此，本文以长三角地区为研究样本，分析城乡贫困的时空演化特征，研究城镇化发展对城乡贫困的动态影响、异质性减贫效应和空间溢出效应，这对于提高我国城镇化发展质量、减缓城乡贫困和实现共同富裕具有重要的理论与现实意义。

二、文献综述

¹ **作者简介：**倪泽睿，男，江苏宿迁人，复旦大学社会发展与公共政策学院博士研究生，研究方向：城镇化和区域发展；苏聪文，男，广东清远人，复旦大学社会发展与公共政策学院博士研究生，研究方向：人口迁移流动和城镇化发展；刘苓君，女，山东济南人，复旦大学社会发展与公共政策学院博士研究生，研究方向：人口学。

*** 基金项目：**教育部哲学社会科学重大攻关课题“新时代特大城市管理创新机制研究”（20JZD030），项目负责人：任远。

关于城镇化与贫困减缓的关系，主要可以归纳为三种观点：有利论、不利论和 U 型关系论。持有利论的学者认为，城镇化可以通过促进经济增长[3]、改善收入分配[4]、产生集聚经济和规模经济[5]、提高农业劳动效率[6]、促进人力资本积累[7]、提高社会福利水平[8]等途径减缓贫困。但随着时间推移，城镇化减贫效应会逐渐减弱[9]，同时这种影响存在着地区差异性[10]，并且不同城镇化模式减贫效应也可能存在异质性。持不利论的学者认为，城镇化会使得更多的资源要素向城镇集聚，加剧农村资源流失和降低土地资源利用率，扩大城乡居民收入差距，加剧农村贫困[11]，且在传统城镇化模式下，农村贫困地区存在被边缘化风险[12]；农村劳动力资源的流失会抑制农业和非农产业发展，不利于贫困的减少[13]；同时，城镇化进程中也会产生新的贫困人群，如失地农民、农民工和留守人群等，这类群体往往享受不到城镇化发展成果，其贫困状况更为严峻[14,15]，而盲目城镇化只会使得这部分人群徘徊在城镇边缘地区，把农村贫困转变为城镇贫困[16]。持 U 型关系论学者认为，城镇化发展前期有利于贫困减少，其发展后期则不利于贫困减少[17]。具体而言，当城镇化水平较低时，更多贫困人口选择进入城镇，此时农村贫困减少，但随着城镇化水平提高，向城镇转移的农村剩余劳动力中贫困人口相对较少，从而导致农村贫困发生率的上升[18]；考虑到城镇化进程与经济增长呈倒 U 型关系，而经济增长又是影响贫困的关键因素[19]，因此存在一个减贫效果最大的城镇化水平[20]。

综上所述，现阶段关于城镇化对贫困影响的研究成果较为丰富，但仍存在以下问题：一是在研究对象上，已有文献更多以农村贫困作为单一研究对象，侧重于研究城镇化对农村贫困的影响，而对城镇贫困缺乏足够学术关注，鲜有将城镇化、城镇贫困和农村贫困纳入统一的分析框架。二是在研究方法上，以往研究多假设空间同质性。但由于各地区存在广泛联系和空间互动性，一地的城镇化发展可能对本地区和邻近地区的城乡贫困均有影响，即存在空间溢出效应。三是在研究时段划分上，不同阶段的城镇化所对应的条件及资源禀赋不同，对贫困的影响效果可能存在时间异质性，而以往文献鲜有关注。在相对贫困转为贫困治理重点和城乡贫困转移背景下，城镇化是否有助于减贫？对城镇和农村贫困影响程度如何？这一影响是否存在空间上和時間上的异质性？基于此，本文边际贡献在于：以 2000—2020 年长三角地区 41 个地级及以上城市的数据为研究样本，将城镇贫困和农村贫困纳入统一的分析框架，从时间和空间两个维度出发，分析长三角城镇化发展与城乡贫困演化特征。在此基础上构建空间杜宾模型，实证检验城镇化发展对城乡贫困的异质性影响及其空间溢出效应，以期为我国城镇化战略及其减贫路径的持续发展提供有价值的参考。

三、变量说明、数据来源与描述性统计

(一)被解释变量

本文的被解释变量是城镇贫困(urbanpov)和农村贫困(ruralpov)。现阶段反映贫困状况的常用指标包括贫困指数、贫困发生率、贫困人口收入和恩格尔系数等。鉴于贫困线经过数次变更而导致各地区尚无长序列贫困指数，城市级别的贫困发生率和贫困人口收入数据十分匮乏，本文借鉴单德朋等(2015)的方法，采用恩格尔系数来分别反映城镇和农村的贫困状况。恩格尔系数越大，家庭用于食品方面支出越多，则用于非食品方面支出越少，其贫困程度也就越高。若恩格尔系数下降，则表明贫困减缓。具体计算公式为：①城镇贫困=城镇居民人均食品消费支出÷城镇居民人均总消费支出。②农村贫困=农村居民人均食品消费支出÷农村居民人均总消费支出。

(二)核心解释变量

本文的核心解释变量为城镇化发展水平(urban)，城镇化反映了农村人口向城镇地区迁移流动与集聚的过程，故借鉴大多数学者做法，以常住人口城镇化率作为其代理变量，即 $urban_i = \frac{P_{ui}}{P_i}$ 。式中， $urban_i$ 表示 i 市的城镇化发展水平， P_{ui} 表示 i 市城镇常住人口， P_i 表示 i 市常住人口。

(三)控制变量

由于地区经济发展水平、产业结构、就业状况、居民收入分配、开放程度、基础设施水平、社会保障、人力资本及资本投入等因素都有可能对贫困程度产生影响，故将上述因素作为控制变量。其中：地区经济发展水平(PGDP)以人均 GDP 进行表征；

产业结构(IS)=第三产业产值÷第二产业产值；就业状况(employment)=就业人口数÷常住人口总数；居民收入分配(income)=城镇居民人均可支配收入÷农村居民人均纯收入；开放程度(open)=FDI÷GDP；基础设施水平(INFR)以每平方千米面积道路里程表征；社会保障(security)=政府社会保障支出÷GDP；人力资本(human)=政府教育支出÷GDP；资本投入(capital)=全社会固定资产投资额÷常住人口总数。相关数据主要来自《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》、CEIC 数据库、EPS 数据库以及长三角各省市历年统计年鉴和统计公报，样本为 2000—2020 年长三角 41 个地级及以上城市的面板数据，采用线性插值法补齐部分地区或年份的缺失值。

上述变量描述性统计特征见表 1。结果显示，2000—2020 年长三角地区平均城镇化率为 54.4%，各市之间城镇化发展水平差异较大；城乡贫困方面，城镇贫困程度平均为 0.362，最低为 0.227，最高为 0.515，而农村贫困程度平均为 0.391，最低为 0.252，最高为 0.613，可见长三角地区农村贫困问题较之城镇更加严重，并且农村内部贫困差距更大。

表 1 变量描述性统计

变量名称	变量符号	均值	标准差	最小值	最大值
城镇贫困	urbanpov	0.362	0.057	0.227	0.515
农村贫困	ruralpov	0.391	0.070	0.252	0.613
城镇化发展水平	urban	0.544	0.151	0.145	0.896
经济发展水平	PGDP	3.872	4.701	0.224	54.148
产业结构	IS	0.905	0.318	0.069	2.751
就业状况	employment	0.616	0.092	0.407	1.604
居民收入分配	income	2.344	0.457	1.560	4.252

开放程度	open	0.426	0.328	0.005	2.429
基础设施水平	INFR	1.149	0.565	0.176	4.504
社会保障	security	0.012	0.010	0.0001	0.054
人力资本	human	0.023	0.011	0.001	0.068
资本投入	capital	0.029	0.026	0.0004	0.148

四、城镇化发展与城乡贫困时空演化特征

(一)时间维度

城镇化发展方面，长三角地区总体及分区域城镇化水平不断提高(图 1),其中，上海市城镇化水平最高，发展趋势平缓，已处于城镇化发展高度成熟阶段；安徽省城镇化虽然总体发展水平较低，落后于长三角整体及江浙沪地区，但差距在不断缩小，城镇化发展速度稳健增长；江浙两地城镇化水平相近，发展趋势趋同，均在不断缩小与上海市之间差距。此外，值得注意的是，2010 年后，江苏省城镇化水平开始逐渐超过长三角整体和浙江省，可见江苏省城镇化发展要好于长三角平均水平。

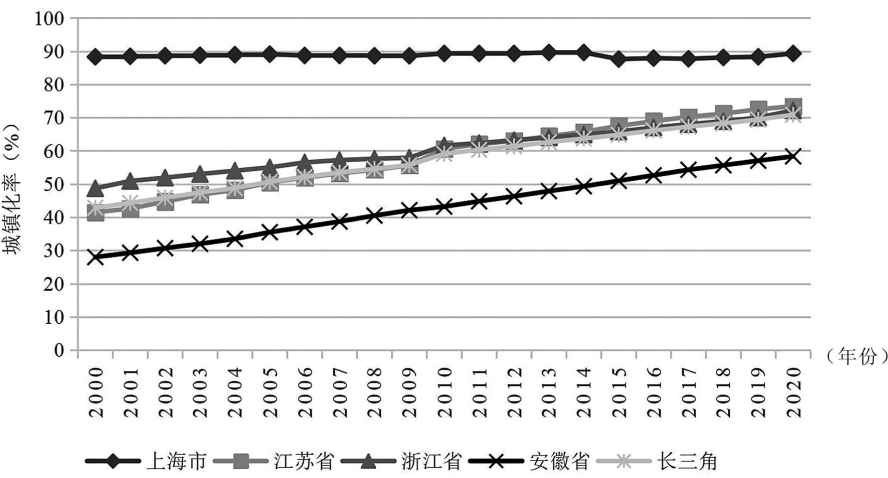


图 1 2000—2020 年长三角地区城镇化发展变化趋势

城乡贫困方面，长三角地区城镇贫困和农村贫困程度均呈波动式下降趋势，除安徽省外，江浙沪地区城乡贫困差距均有所缩小，另外，城镇贫困程度在整体上要低于农村贫困程度(图 2)。具体来说，在城镇贫困方面，上海市城镇贫困减少幅度最大，且于 2015 年开始成为长三角城镇贫困程度最低区域；江浙两地城镇贫困变化趋势相近，贫困程度处于长三角平均水平；安徽省城镇贫困程度虽不断下降，但始终高于长三角其他地区，且差距还在扩大。在农村贫困方面，江浙沪三地农村贫困程度相近，样本期间内贫困程度互有高低，虽然安徽省农村贫困程度始终最高，但其与长三角其他地区差距在不断缩小。值得注意的是，长三角城乡贫困程度在 2013 年后经历断崖式下降，原因可能是随着经济发展步入新常态，国家逐渐推进经济结构优化升级、供给侧结构性改革、城乡一体化发展和脱贫攻坚等，更加注重经济发展过程中的民生问题，使得经济发展成果更多地惠及广大人民群众。此外，2019—2020 年间，城镇贫困和农村贫困均呈小幅度上升特征，原因可能是新冠疫情影响。

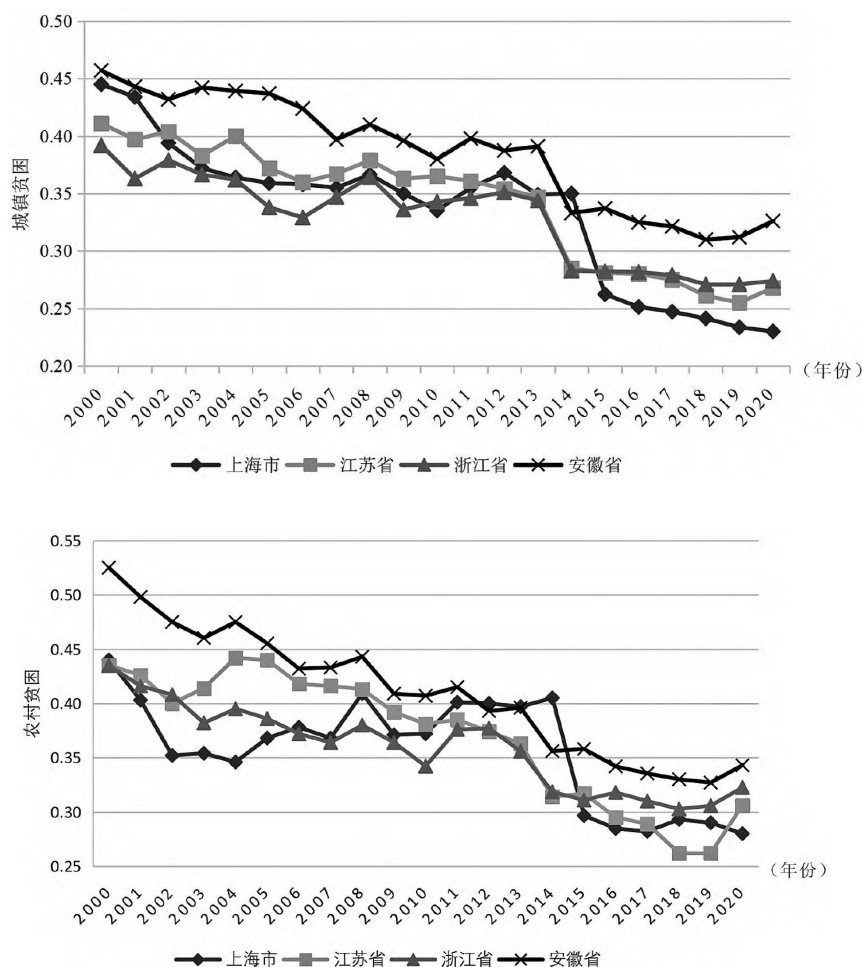


图 2 2000—2020 年长三角地区城乡贫困程度变化趋势

总体来看，随着时间推移，长三角整体及分区域城镇化发展水平逐渐提高，且省际差距不断缩小；城镇和农村贫困程度呈波动式下降特征，表现为收敛趋势。以 2013 年为界，可以把城乡贫困减少特征划分成两个阶段。第一阶段(2000—2012 年)的贫困程度下降幅度较为平缓，第二阶段(2013—2020 年)的贫困程度下降幅度较为陡峭。这是由于 2013 年后，我国经济发展开始进入新常态，更加注重经济发展“质量”而非经济增长“数量”，对于贫困问题的重视和相关实施政策手段较以往更加全面而具体，脱贫攻坚力度更大。

(二)空间维度

城镇化发展方面，图3给出了2005年、2010年、2015年和2020年莫兰指数散点图来反映长三角41市的城镇化发展水平空间分布，横轴表示标准化城镇化率值，纵轴表示空间滞后值，可以看到，长三角城镇化发展在总体上具有显著空间正相关性，且随着时间推移，这种空间集聚特征不断增强，最终使得大部分城镇位于一、三象限，表现出H-H和L-L聚集的空间分布状态。具体来说，H-H聚集区城镇多位于长三角东部经济发达的核心地带，如上海、苏南和浙北等地，而L-L聚集区城镇多位于长三角经济较不发达的边缘地带，如苏北和安徽等地。值得注意的是，H-L和L-H集聚城镇不断减少，表明邻近城镇间城镇化发展协同性逐渐增强，而H-H型集聚城镇的增多则表明长三角地区整体城镇化发展水平不断提升。此外，安徽省无一城镇位于H-H集聚区域，浙江省仅丽水一市位于L-L集聚区域，反映出长三角不同区域间城镇化发展的不平衡性；同时，江苏省南部城镇多位于H-H集聚区，北部城镇多位于L-L集聚区，表明江苏省内部城镇化发展差异较大。

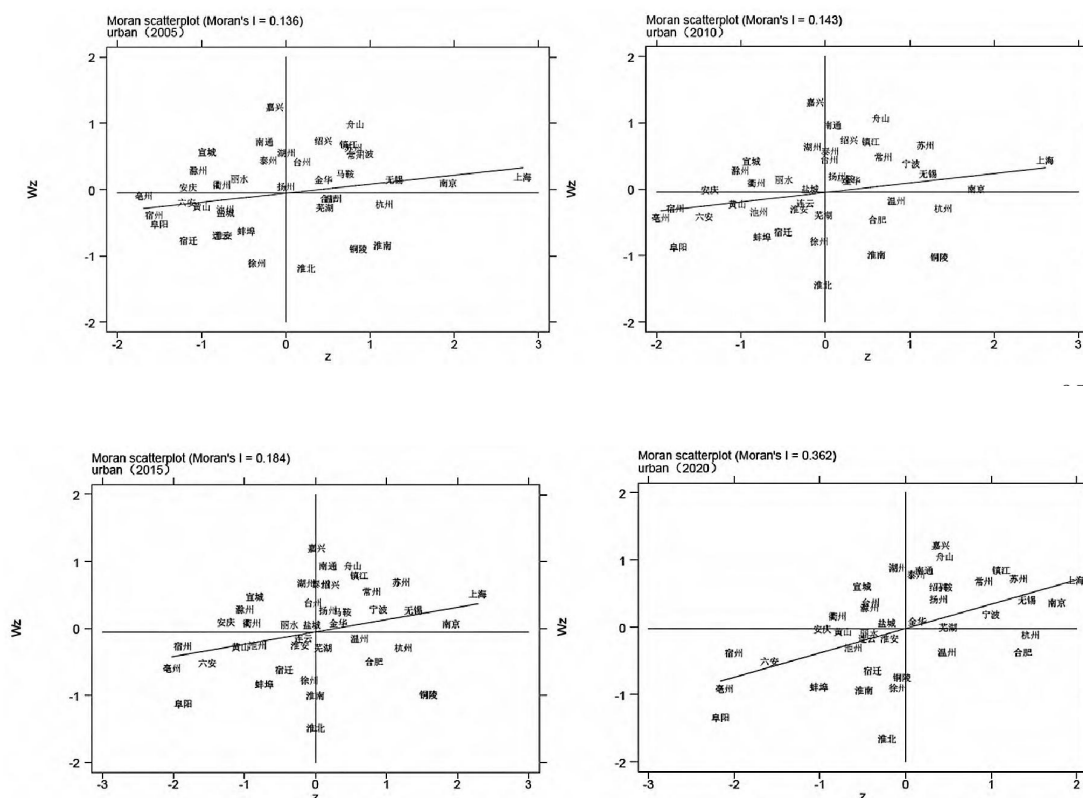


图3 长三角41市城镇化率的莫兰指数散点图

城乡贫困空间相关性的存在是使用空间杜宾模型进行实证研究的先决条件，故本文采用莫兰指数对其进行全局空间自相关的显著性检验(表2)。结果显示，2000—2020年长三角地区城镇贫困和农村贫困的莫兰指数多在1%水平上显著，且系数值均为正，呈现出明显的空间集聚特征。此外，值得注意的是，这种空间相关性具有阶段性特征：2013年之前，城镇贫困的莫兰指数普遍小于农村贫困，而2013年之后，则表现出相反的情况，可能原因是随着脱贫攻坚力度的加大，农村贫困问题得到极大解决，大量农村人口迁移或流动到城镇，使得这类群体的收入水平、社会福利和保障水平等得到有效提高，但由于自身人力资本积累、户籍制度和社会融入等问题的存在，其与城镇本地居民之间仍存在一定程度上的差距，进而引致城镇内部的相对贫困问题，从而使得城镇贫困的空间相关性超过农村贫困。上述空间维度的动态变化特征构成了本文从空间外溢视角研究城镇化发展影响城乡贫困的现实基础。

表 2 2000—2020 年长三角地区城乡贫困的莫兰指数

年份	城镇贫困		农村贫困	
	莫兰指数	Z(I)	莫兰指数	Z(I)
2000	0.212**	2.358	0.511***	5.300
2001	0.278***	2.999	0.528***	5.439
2002	0.250***	2.741	0.625***	6.378
2003	0.524***	5.415	0.591***	6.030
2004	0.588***	6.026	0.505***	5.217
2005	0.603***	6.156	0.586***	6.016
2006	0.529***	5.464	0.477***	4.925
2007	0.200**	2.215	0.232**	2.541
2008	0.259***	2.825	0.561***	5.751
	0.402***	4.202	0.563***	5.804

2009				
2010	0.192**	2.141	0.620***	6.352
2011	0.478***	4.997	0.383***	4.046
2012	0.220**	2.468	0.337***	3.603
2013	0.484***	5.073	0.256***	2.789

续表 2

年份	城镇贫困		农村贫困	
	莫兰指数	Z(I)	莫兰指数	Z(I)
2014	0.415***	4.337	0.248***	2.697
2015	0.616***	6.305	0.534***	5.542
2016	0.357***	3.776	0.461***	4.785
2017	0.534***	5.479	0.435***	4.514

2018	0.516***	5.316	0.409***	4.258
2019	0.491***	5.089	0.377***	3.964
2020	0.493***	5.103	0.411***	4.284

注：Z(I)为构建的标准化 Z 值。*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

总体而言，不管是在时间维度还是空间维度上，长三角地区城乡贫困均以 2013 年为界，表现出前后不同的变化特征。鉴于此，本文将利用空间杜宾模型实证研究城镇化发展影响城乡贫困的本地区直接效应和邻近地区的空间外溢效应，并针对 2000—2012 年和 2013—2020 年两个阶段分别检验城镇化发展对城乡贫困的影响，并讨论两阶段的异同。

五、实证分析

(一)空间杜宾模型建构

本文采用空间杜宾模型实证研究城镇化发展对城乡贫困的空间异质性影响。其模型的基本表达式为：

$$povit = \alpha_{it} + \rho Wpovit + \beta_1 urbanit + \beta_2 controlit + \phi_1 Wurbanit + \phi_2 Wcontrolit + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中，povit 为 i 市 t 年的贫困程度，包括城镇贫困和农村贫困；urbanit 是相应的城镇化水平；controlit 是相应的控制变量；W 代表邻接距离空间权重矩阵，两地区相邻则为 1,否则为 0。对模型进行多重共线性检验(表 3),结果显示，VIF 值均显著小于 10,表明上述各变量之间不存在多重共线性问题。

表 3 多重共线性检验结果

变量	VIF	1/VIF	变量	VIF	1/VIF
urban	2.34	0.428	open	1.39	0.718
PGDP	1.48	0.675	INFR	2.03	0.492
	1.27	0.788	security	2.94	0.340

IS					
employment	1.60	0.626	human	3.13	0.319
income	1.63	0.614	capital	2.66	0.376
Mean VIF	2.05				

(二)实证结果：基于 2000—2020 年的整体性分析

受制于我国长期存在的城乡二元结构体制，长三角地区城镇与农村之间经济社会发展差距较大，导致城乡发展不平衡不充分。鉴于此，有必要分别从城镇贫困和农村贫困两个方面实证检验城镇化发展对城镇和农村贫困的异质性影响(见表 4)。

表 4 2000—2020 年长三角地区城镇化发展对城乡贫困影响的估计结果

变量	urbanpov	ruralpov	变量	urbanpov	ruralpov
urban	-0.0419*** (-4.25)	-0.0859*** (-7.14)	W×urban	-0.0525*** (-2.65)	0.0582** (2.39)
PGDP	-0.00114*** (-4.47)	-0.00195*** (-6.22)	W×PGDP	-0.0028*** (-4.49)	-0.0059*** (-7.62)
IS	-0.00233 (-0.64)	0.0178*** (3.99)	W×IS	-0.00288 (-0.40)	-0.0164* (-1.83)
employment	0.0447*** (3.27)	-0.0278* (-1.66)	W×employment	-0.0382 (-1.53)	0.0817*** (2.66)
income	-0.00929*** (-2.63)	0.0039 (0.90)	W×income	0.0383*** (6.45)	0.0277*** (3.76)

open	0.00537 (1.46)	-0.0019 (-0.42)	$W \times \text{open}$	0.0131* (1.90)	-0.0358*** (-4.23)
INFR	-0.00351 (-1.29)	-0.00483 (-1.44)	$W \times \text{INFR}$	-0.00359 (-0.71)	-0.00777 (-1.26)
security	-0.0277 (-0.14)	0.482* (1.94)	$W \times \text{security}$	0.678* (1.76)	0.526 (1.09)
human	0.385** (2.21)	-0.321 (-1.50)	$W \times \text{human}$	-1.825*** (-4.92)	-2.024*** (-4.38)
capital	0.0941 (1.21)	0.233** (2.44)	$W \times \text{capital}$	0.0966 (0.55)	0.0294 (0.13)
R2	0.689	0.663	Spatial ρ	0.311*** (7.48)	0.338*** (8.31)
Log-likelihood	683.5202	683.5202	观测值	861	861

注：括号内为 t 值。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

表 4 空间计量估计结果显示，2000—2020 年长三角地区城镇化发展对城镇和农村贫困影响显著，并具有空间外溢效应。当被解释变量为城镇贫困或农村贫困时，城镇化发展的估计系数均为负，且通过 1% 显著性水平，即城镇化发展有利于减缓本地区的城乡贫困。从空间外溢效应的视角看，本地城镇化发展会显著减缓周边地区的城镇贫困，但同时也可能会加剧周边地区的农村贫困。

本文利用“偏微分方法”，将解释变量的空间外溢效应进一步分解成直接效应和间接效应(表 5)。结果显示，城镇化发展对城镇贫困和农村贫困的影响存在差异，且这种影响还具有空间外溢效应。从对本地区的直接效应看，城镇化发展在 1% 水平上显著减缓本地区的城镇贫困和农村贫困，直接效应系数分别为 -0.0467 和 -0.0829，可见城镇化发展对农村贫困的影响程度更大。这说明随着城镇化发展，要素的集聚效应和规模效应吸引大量农村剩余劳动力不断向城镇转移，使得贫困人口迁移流向整体表现为由农村向城镇转移、由农业部门向非农业部门转移这一趋势，收入分配和资源要素配置结构不断优化，所带来的经济增长效应最终促进居民收入水平的提升；同时，城镇化发展所引致的农村贫困人口的外迁、高素质劳动力的回流、农村土地集约化利用和边际效率的提升、农村产业多样化发展、城镇经济发展溢出效应和政府“三农”政策扶持等原因，以及城镇化所带来的消费关系、就业水平提高、汇款等，使得农村减贫效果更为显著。从对周边地区的间接效应看，本地城镇化发展在 1% 水平上显著减缓周边地区城镇贫困，间接效应系数 -0.0905，但同时也可能会加剧周边地区农村贫困，间接效应系数为 0.0407，造成这一结果的原因可能是本地城镇化发展意味着集聚经济和规模经济，对周边地区特别是周边农村地区劳动力和其他生产要素产生虹吸效应，从而导致周边地区人口红利的降低，限制周边地区发展，继而引发用工难、通货膨胀与资源闲置等现象的并存，进而加剧农村贫困；另一方面，由于城镇之间在交通、信息、人力资本和资源要素等方面合作联系较之农村更为紧密，因此本地城镇化发展

在促进本地经济增长、产业结构优化升级、社会保障机制完善的同时，也会对周边城镇产生正向溢出效应，进而带动周边城镇减贫。此外，值得注意的是，城镇化发展对农村贫困的空间外溢效应显著大于城镇贫困，原因可能是城镇化推进的主要形式是农村人口向城镇迁移、农业产业人口向非农产业人口流动，故城镇化发展对农村贫困的影响更为显著。

表 5 空间杜宾模型的效应分解

变量	城镇贫困		农村贫困	
	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应
urban	-0.0467*** (-4.47)	-0.0905*** (-3.54)	-0.0829*** (-6.37)	0.0407 (1.22)
PGDP	-0.00138*** (-4.97)	-0.00435*** (-4.86)	-0.00251*** (-7.23)	-0.00928*** (-7.69)
IS	-0.00276 (-0.76)	-0.00453 (-0.44)	0.0167*** (3.73)	-0.0142 (-1.08)
employment	0.0440*** (3.47)	-0.0361 (-1.12)	-0.0201 (-1.29)	0.0996** (2.42)
income	-0.00655** (-2.01)	0.0489*** (6.07)	0.00637 (1.59)	0.0416*** (4.14)
open	0.00646* (1.79)	0.0201** (2.10)	-0.00510 (-1.14)	-0.0519*** (-4.26)
INFR	-0.00371 (-1.37)	-0.00641 (-0.95)	-0.00543 (-1.63)	-0.0133 (-1.56)
security	0.0262 (0.13)	0.960** (1.98)	0.544** (2.17)	1.035* (1.68)
	0.249	-2.372***	-0.511**	-3.075***

human	(1.51)	(-4.76)	(-2.50)	(-4.84)
capital	0.106 (1.35)	0.170 (0.70)	0.246** (2.51)	0.149 (0.48)

注：括号内为t值。*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

除城镇化发展因素外，地区经济发展水平、产业结构、就业状况、居民收入分配、开放程度、基础设施水平、社会保障、人力资本水平及资本投入均在不同程度上对本地区及周边地区的城镇和农村贫困产生异质性影响。从对本地区的直接影响看，除经济发展水平、基础设施水平、社会保障和资本投入对城镇和农村贫困影响方向一致，其他因素对城镇和农村贫困的影响方向均存在不一致性。具体来说，经济发展和基础设施水平的提升有利于减缓城乡贫困，产业结构和居民收入分配的调整优化有利于城镇减贫，就业状况改善、对外开放和人力资本水平提高有利于农村减贫。从对周边地区的空间外溢效应看，本地区的经济发展、产业结构优化、基础设施的完善和人力资本水平的提高有利于周边地区城乡贫困减缓，说明存在明显的经济和知识的空间外溢效应；本地区就业状况的改善有利于周边地区城镇减贫，而对外开放则有利于周边地区农村减贫。

(三)分阶段的实证结果

为了厘清不同阶段城镇化发展对城乡贫困的异质性影响，本文基于长三角地区城乡贫困时空演化特征，以2013年为阶段划分点，将总体样本细分成包括2000—2012年和2013—2020年两个阶段的子样本，从时间维度检验城镇化发展对城镇和农村贫困影响的动态变化，并讨论两阶段的异同。

1.第一阶段的实证结果分析。

第一阶段(2000—2012年)城镇化发展对城镇和农村贫困的影响既存在本地的直接效应，又存在周边地区的空间外溢效应(表6)。从本地区的直接效应看，城镇化发展在1%水平上显著减缓本地区农村贫困，但是对城镇贫困减缓效果不明显，直接效应系数分别为-0.0582和-0.00854。可见与城镇地区相比，这一阶段城镇化发展的减贫效应在农村地区表现得更为突出，原因可能是这一时期长三角地区城镇化处于初期阶段，城镇化发展能够显著促进经济增长，大量农村剩余劳动力转移到城镇进行非农生产经营活动，减少了农村贫困人口，同时使得农村就业水平和居民收入水平提高。此外，城镇化发展也进一步促进了人力资本、先进知识和生产技术的转移，提高了农业生产效率。从周边地区的空间外溢效应看，城镇化发展在10%水平上显著减缓周边地区城镇贫困，在5%水平上显著加剧周边地区农村贫困，间接效应系数分别为-0.0668和0.100。可见这一阶段城镇化发展有利于周边地区的城镇减贫，但对农村增贫作用程度更大，原因可能是城镇化初期，经济结构、基础设施建设、社会保障体系、资源要素配置等尚不完善，城乡之间经济联系较为薄弱，城镇化发展所带来的经济、知识等溢出效应多对周边城镇地区产生作用，对周边农村地区影响程度有限。甚至在传统城镇化发展过程中，发达地区会对周边农村地区产生较为强烈的虹吸效应，整体上抑制农村经济发展，使得农村地区存在被进一步边缘化的风险，阻碍农村减贫。

表 6 2000—2012 年城镇化发展对城乡贫困影响的直接效应和间接效应

变量	城镇贫困		农村贫困	
	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应
urban	-0.00854 (-0.56)	-0.0668* (-1.80)	-0.0582*** (-3.14)	0.100** (2.15)
PGDP	-0.00171*** (-4.64)	-0.00558*** (-4.42)	-0.00323*** (-7.25)	-0.013*** (-7.95)
IS	0.0112** (2.01)	0.0101 (0.62)	0.0347*** (5.16)	-0.0236 (-1.19)
employment	0.0715*** (3.45)	-0.113** (-2.08)	-0.0384 (-1.55)	-0.0697 (-1.07)

续表 6

变量	城镇贫困		农村贫困	
	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应
income	-0.00513 (-1.26)	0.0589*** (5.15)	0.00255 (0.52)	0.0564*** (4.22)
open	0.00857* (1.72)	0.0269* (1.94)	-0.0101* (-1.70)	-0.0614*** (-3.62)
INFR	-0.0136** (-2.44)	-0.0153 (-1.05)	-0.0216*** (-3.21)	-0.0695*** (-3.85)

security	-0.190 (-0.59)	1.210* (1.78)	1.177*** (3.06)	0.711 (0.87)
human	-0.153 (-0.65)	-3.354*** (-4.94)	-1.163*** (-4.08)	-5.368*** (-6.49)
capital	-0.518** (-2.06)	-0.0367 (-0.06)	-0.0939 (-0.31)	-0.278 (-0.39)

注：括号内为 t 值。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

2. 第二阶段的实证结果分析。

第二阶段(2013—2020 年)城镇化发展对城镇和农村贫困的影响同样存在本地区的直接效应和周边地区的空间外溢效应(表 7)。从本地区的直接效应看,城镇化发展在 1%水平上显著减缓城镇和农村贫困,直接效应系数分别为-0.0801 和-0.0451。可见这一阶段城镇化发展对本地区的城镇贫困减缓作用程度更为显著,原因可能是这一时期政府加大脱贫攻坚力度,城乡贫困问题受到了前所未有的关注;同时,长三角地区城镇化发展进入中后期阶段,贫困问题更多地从农村转移到城镇;随着经济发展进入新常态,经济结构转型加快,城镇化作为新的经济增长点,政府在推动城镇化发展时更加注重“质量”而非“数量”,加大了户籍制度改革、基础设施建设、社保体系完善、公共服务供给等方面的投入力度,使得城镇“新市民”的社会融入问题更多地得到解决,从而有效减缓了城镇贫困。从周边地区的空间外溢效应看,城镇化发展在 1%水平上显著加剧周边地区农村贫困,且对城镇贫困减缓效果不明显,间接效应系数分别为 0.157 和-0.0358。这说明这一阶段城镇化发展不能有效缓解周边地区的城乡贫困问题,对农村贫困的影响程度更大。可能原因是长三角地区整体城镇化已处于较高水平,其农村人口向城镇的转移以非贫困人口为主,同时本地区城镇化进一步发展可能带来自身及周边地区生活成本上升等负外部性,从而产生新的贫困。此外,城镇化率作为官员政绩考核主要指标之一,受晋升机制影响,临近地区在城镇化发展方面可能出现“恶性竞争”(城镇化热),非农用地需求量和“失地”农民数量增加,导致农村人力资源、生产要素和公共资源持续向城镇地区集聚,产生极化效应,抑制农村地区自我发展能力;而缺乏产业支撑的城镇化不能为“失地”农民提供充足就业岗位和社会保障,最终加剧农村贫困。

表 7 2013—2020 年城镇化发展对城乡贫困影响的直接效应和间接效应

变量	城镇贫困		农村贫困	
	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应
urban	-0.0801*** (-4.04)	-0.0358 (-0.89)	-0.0451** (-2.00)	0.157*** (3.50)

续表 7

变量	城镇贫困		农村贫困	
	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应
PGDP	-0.00115** (-2.55)	-0.000243 (-0.22)	-0.00118** (-2.32)	0.00000144 (0.00)
IS	-0.0182*** (-3.55)	-0.0402*** (-3.45)	-0.0121** (-2.10)	-0.0443*** (-3.51)
employment	0.012 (0.77)	-0.0105 (-0.30)	-0.0370** (-2.10)	0.0687* (1.78)
income	-0.00933 (-1.46)	0.0186 (1.13)	0.0120* (1.65)	0.0314* (1.73)
open	0.0148*** (2.72)	0.00367 (0.31)	0.0207*** (3.35)	-0.0274** (-2.11)
INFR	-0.00156 (-0.56)	0.00514 (0.93)	-0.00485 (-1.54)	0.00294 (0.48)
security	0.191 (0.65)	-0.695 (-1.00)	0.412 (1.23)	-2.065*** (-2.68)
human	0.223 (0.82)	1.722** (2.33)	0.179 (0.57)	4.458*** (5.39)
capital	0.187** (2.54)	0.555*** (2.79)	0.296*** (3.57)	0.838*** (3.82)

注：括号内为 t 值。*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

3.第一阶段与第二阶段的异同比较。

比较上述两个阶段的实证结果，可以发现，城镇化发展对城镇贫困和农村贫困存在异质性影响：从影响方向看，城镇化发展对城镇和农村贫困的影响存在差异。从本地区的直接效应看，两阶段下城镇化发展均有利于减缓城镇和农村贫困；从周边地区的空间外溢效应看，城镇化发展能够减缓周边地区城镇贫困，但在一定程度上会加剧周边地区农村贫困。值得注意的是，两阶段下城镇化发展对本地区及周边地区城镇和农村贫困的影响方向均与全样本空间计量结果保持一致，说明本文估计结果较为稳健。从影响大小看，两阶段下城镇化发展对城镇和农村贫困的影响程度不一致。从本地区的直接效应看，城镇化发展带来的城镇减贫效应在第二阶段更为突出，农村减贫效应在第一阶段更强；从周边地区的空间外溢效应看，城镇化发展带来的周边地区城镇减贫效应在第一阶段更为显著，周边地区农村增贫效应在第二阶段更大。这说明第一阶段城镇化发展更有利于本地区农村减贫和周边地区城镇减贫，第二阶段城镇化发展更有利于本地区城镇减贫，但两阶段下城镇化发展均会加剧周边地区农村贫困，且影响程度在第二阶段更甚。

六、研究结论与政策启示

本文基于 2000—2020 年长三角 41 个地级及以上城市面板数据，分析城乡贫困的时空演化特征，并利用空间杜宾模型实证检验城镇化发展对城镇和农村贫困的影响及其空间溢出效应，在此基础上分阶段进行异质性分析。研究发现：(1)在时间维度上，长三角城乡贫困程度波动式下降，且以 2013 年为界，减贫幅度由平缓变陡峭；在空间维度上，长三角城镇和农村贫困均呈显著空间集聚特征，且以 2013 年为界，前者的莫兰指数逐渐超过后者。(2)从整体看，城镇化发展有利于减缓城乡贫困，且对农村贫困的影响程度更大。而在空间外溢效应方面，本地城镇化发展会显著减缓周边地区城镇贫困和加剧农村贫困，且对农村贫困的空间外溢效应更大。(3)分阶段看，第一阶段(2000—2012 年)城镇化发展更有利于本地区农村减贫和周边地区城镇减贫，第二阶段(2013—2020 年)城镇化发展更有利于本地区城镇减贫，但两个阶段的城镇化发展均会加剧周边地区农村贫困，且影响程度在第二阶段更甚。

基于上述结论，本文得到如下政策启示：第一，城镇化进程并不必然带来城乡贫困的减缓，因此在推动城镇化发展过程中需更加注重“质量”的提升而非“数量”的增长。需要重视以人为核心的城镇化，积极推进农业转移人口市民化，注重解决包括医疗、教育、住房、交通等公共服务及社会保障在内的民生问题，降低居民生活成本，提升城乡居民生活质量。第二，根据前文结论，第二阶段城镇化发展更有利于本地区城镇减贫，结合贫困乡村转移现实背景，当前应重视乡村振兴和县域城镇化有机结合。一方面应该打破城乡二元体制，加快户籍制度改革，促进城镇和农村人口、资金和劳动力要素的自由流动和优化配置，使得城镇和农村形成优势互补；另一方面应发挥县城在连接大都市圈和广大中小城镇及乡村地区中的桥梁纽带作用，有效疏解城镇贫困人口在大城市和特大城市的空间集聚，从而缓解城镇化要素过度集聚带来的住房成本高、教育与医疗资源紧缺等负外部性，最终减轻城镇贫困。第三，长三角地区城镇化对城乡贫困减缓具有显著的空间溢出效应，城镇化发展的各个阶段均会减缓周边地区城镇贫困和加剧农村贫困，故在制定城镇化发展战略时应充分考虑地区间的地理和经济空间联系。一方面完善区域、城乡之间基础设施建设，实行跨域经济互动、资源要素配置和人才、科技交流，推动区域协调发展和扶贫政策与扶贫体系有机衔接；另一方面通过财政支持、政策扶持、转移支付和产业支撑等途径鼓励农村劳动力就地就近非农就业。

最后，囿于数据所限，本文以恩格尔系数来衡量城乡贫困，但由于我国近年较高的住房和教育消费对食品消费支出造成的挤出效应，以及国家对粮食价格的严格管控，使得我国居民食品消费支出占比相比于同等发展水平的国家常年偏低，并不能很准确地反映我国城乡居民贫困的真实状况；二是由于城乡消费结构差异的存在，例如，城市地区的高房价会在一定程度上挤占食品消费占比，城乡的恩格尔系数缺乏一定的可比性。因此，未来随着相关贫困统计数据不断丰富，有必要采用多种指标更科学准确地反映城乡的贫困状况。此外，本文初步探讨了人口城镇化这一单一维度对于城乡贫困的差异化影响，在未来的研究中，有必要从产业城镇化和土地城镇化等城镇化的其他维度，对城镇化影响城乡贫困的作用进行更全面的深入讨论和对比分析。

参考文献：

[1]魏后凯.2020 年后中国减贫的新战略[J].中州学刊,2018,261(09)：36 -42.

-
- [2]李莹, 于学霆, 李帆.中国相对贫困标准界定与规模测算[J].中国农村经济,2021,433 (01): 31 -48.
- [3] Bertinelli L, Black D. Urbanization and Growth [J]. Journal of Urban Economics ,2004 ,56 (1) : 80 -96.
- [4]陆铭, 陈钊.城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距[J].经济研究, 2004 (06) : 50 -58.
- [5]单德朋, 郑长德, 王英.贫困乡城转移、城市化模式选择对异质性减贫效应的影响[J].中国 人口 •资源与环境,2015,25(09) : 81 -92.
- [6]张莅黎, 赵果庆, 吴雪萍.中国城镇化的经济增长与收敛双重效应——基于 2000 与 2010 年 中国 1968 个县份空间数据检验[J].中国软科学,2019,337(01): 98 -116.
- [7] McKenzie D J, Sasin M J. Migration, Remittances , Poverty, and Human Capital: Conceptual and Empirical Challenges[J]. Policy Research Working Paper,2007 ,6 : 126 -134.
- [8]张毓雄, 范雅静, 杨沐寒.中国城镇化进程对多维贫困的影响效应研究——基于 Multinomial Logit 模型[J].宏观经济研究,2020,261(08) : 118 -130,175.
- [9]解垚.城镇化与中国农村减贫[J].经济科学,2020,237(03) : 5-16.
- [10]丁建军, 金宁波, 王璋, 等.湘渝川滇黔桂地市城镇化减贫效应的异质性及演变特征分析 [J].地理科学, 2021,41(03) : 522 -533.
- [11]Majumdar S , Mani A , Mukand S W. Politics , information and the urban bias [J]. Journal of Development Economics,2004 ,75(1) : 137 - 165.
- [12]龙花楼, 屠爽爽, 戈大专.新型城镇化对扶贫开发的影响与应对研究[J].中国科学院院刊, 2016,31(03) : 309 -319.
- [13]阮荣平, 刘力, 郑风田.人口流动对输出地人力资本影响研究[J].中国人口科学, 2011,142 (01): 83 -91,112.
- [14]王轶, 詹鹏, 姜竹.城镇化进程中失地农民与城镇居民和未失地农民收入差距研究——基于 北京地区的调查数据[J].中国农村经济,2018,400(04) : 121 -139.
- [15]张伟宾, 汪三贵.扶贫政策、收入分配与中国农村减贫[J].农业经济问题,2013 ,34(02) : 66 - 75,111.
- [16] Ravallion M , Chen S , Sangraula P. New Evidence on the Urbanization of Global Poverty [J]. Population and Development Review,2007 ,33(4) : 667 -701.
- [17] Jorge Martinez - Vazquez , Panudulkitti A, Timofeev. Urbanization and the poverty level [J]. Working Paper, 2009 , 16: 9 - 14.
- [18]田雅娟, 刘强.城镇化的农村减贫效应——基于动态变系数模型的实证研究[J].统计与信息论坛,2020,35(02) : 94-101.
- [19] Henderson J V. The Urbanization Process and Economic Growth : The So - what Question [J]. Journal of Economic

Growth ,2003,8 (1) : 47 -71.

[20]崔万田，何春.城镇化的农村减贫效应：理论机制与实证检验[J].经济科学，2018,226 (04) : 89 -102.