

中国城镇化的农村减贫及其空间溢出效应 ——基于省级面板数据的空间计量分析

张博胜¹, 杨子生^{2,3}

(1. 云南财经大学经济学院, 昆明 650221; 2. 云南财经大学国土资源与持续发展研究所, 昆明 650221;
3. 云南财经大学精准扶贫与发展研究院, 昆明 650221)

摘要: 利用中国省级面板数据, 运用空间计量模型, 重点检验了2010—2017年间中国省域人口城镇化、土地城镇化和经济城镇化的农村减贫及其空间溢出效应。结果表明: ①2010—2017年间中国省域农村贫困、人口城镇化和土地城镇化均表现出显著的空间集聚特征, 而经济城镇化集聚现象呈现逐渐消减的态势。②人口城镇化对农村贫困主要表现为先缓解后加剧的“U”型特征, 而经济城镇化则刚好与之相反, 呈倒“U”型特点, 土地城镇化对农村贫困的作用尚不明显, 但主要表现出加剧农村贫困发生的潜在可能。③人口城镇化和经济城镇化对农村贫困产生了明显的空间溢出效应, 同时, 二者对农村贫困的空间溢出效应存在“门槛”现象。东部和中部地区的人口城镇化减贫直接效应门槛已基本突破, 减贫潜力较弱, 而大部分省份的人口城镇化减贫溢出效应门槛依然存在, 益贫性的溢出效应仍然明显。相比之下, 各省域经济城镇化减贫的直接效应和溢出效应门槛均已突破, 整体上以益贫性为主。④城镇化发展过程中, 应合理推进人口城镇化, 加快完善相关制度改革。有效、有序地扩张城镇空间, 优化城镇产业结构调整, 壮大第三产业发展规模和强化其质量升级, 增加城镇就业空间, 提升城镇整体辐射带动效应。统筹协调区域人口、空间、资源等的分配与利用, 充分发挥要素集聚带来的正向“外部性”作用, 合力推进农村长效、稳定减贫, 促进城乡协调与可持续发展。

关键词: 城镇化; 农村贫困; 空间计量模型; 空间溢出效应; 中国

DOI: 10.11821/dljy020190775

1 引言

城镇化与农村贫困是社会各界共同关注的热点议题。改革开放以来, 中国工业化、城镇化进程不断加快, 城镇化发展战略已成为中国经济高速增长的巨大引擎。据统计数据显示, 2011年中国城镇化率达到51.27%, 城镇人口数量首次超过了农业人口数量, 标志着中国社会形态已从农村转向了城市。为了进一步提高城镇化发展质量, 2014年《国家新型城镇化规划(2014—2020年)》出台, 中国城镇化战略继续推进, 截止到2018年底城镇化率提高到59.58%。不难想象, 在推动经济增长的同时, 城镇化必将引致各种资源要素向城市集聚, 其中农村人口非农化是最为典型的代表。与此同时, 作为全球最大的发展中国家, 中国农村贫困人口从1978年的7.7亿减少到了2017年的3046万, 为世界减贫事业做出了巨大贡献。面对二者此消彼长的态势, 很容易会产生这样的命题: 城镇化是否有利于农村减贫? 如果有利于农村减贫, 减贫效应如何? 减贫机制是如

收稿日期: 2019-09-07; 修订日期: 2019-12-17

作者简介: 张博胜(1984-), 男, 云南大理人, 博士生, 工程师, 主要从事山区开发与精准扶贫, 区域经济与土地利用等领域的研究工作。E-mail: 251808315@qq.com

通讯作者: 杨子生(1964-), 男, 云南大理人, 博士后, 教授, 博士生导师, 主要从事土地资源与土地利用、山区开发与精准扶贫等领域的研究工作。E-mail: yangzisheng@126.com

1592-1608 页

何实现的?很显然,对这些问题的探究,是将二者有机结合,寻找“益贫式”城镇化发展方式的重要课题,对减缓农村贫困、缩小城乡差距将产生积极作用。

国内外对城镇化与农村贫困关系的研究已颇为广泛,但对二者关系的认识一直未达成共识。早在19世纪60年代,有学者已经意识到城市化能促进经济增长,改善收入分配,进而减少贫困^[1]。此后不少研究者也得出了类似的结论,Shahbaz等^[2]和Awan等^[3]研究发现城镇化能有效降低贫困的发生,特别是对农村减贫效果明显。Nguyen^[4]和李萌等^[5]分别对越南和中国的城镇化减贫效应进行了分析,结果发现人口城镇化率每增加1%,越南的农村贫困率降低0.17%,中国则降低2.87%。而与上述截然相反的观点则源于1957年Myrdal的论断,认为城乡二元结构下,要素流动并不能缩小城乡差距,反而会引起“累积性因果循环”,加大城乡发展差距,使乡村发展陷入“贫困的恶性循环”^[6];余戎等^[7]也指出牺牲农业发展的城镇化过程会加剧农村资源的流失和土地资源耕种率的降低,进而使城乡差距扩大,加剧农村经济落后情况;Ravallion等^[8]更是认为,盲目城镇化等于把农村贫困转变为城镇贫困。随着城镇化发展的演化和研究的不断深入,学者们对城镇化与农村贫困的关系有了进一步的认识。Jorge等^[9]通过实证得出了城镇化与贫困之间呈“U型”关系;国内部分学者也得出了城镇化对农村贫困的“U型”关系的结论^[5,10,11]。此外,部分学者针对城镇化减贫的复杂性,开始对其减贫效应进行了分解。Cali等认为城镇化是通过位置效应和经济联系效应实现的农村减贫,位置效应表现在农村人口转移到城市,减少了农村贫困人口;经济联系效应则表现为城镇化所带来的消费关系、就业水平提高、汇款等减少农村贫困^[12];单德朋等^[13]则将城镇化减贫效应分解为集聚效应、收入效应和转移效应,并进一步证实了中国城镇化对减贫的积极影响。

城镇化的外在表征主要体现为农村人口转为非农人口、农业用地转为城镇建设用地和城镇产业结构调整三个方面^[14],分别对应着人口城镇化、土地城镇化和经济城镇化。综观已有研究,学者们对城镇化的减贫效应主要考察了人口城镇化的农村减贫效应,而尚未探究土地城镇化和经济城镇化这两种主要城镇化过程的减贫效果。事实上城镇产业结构优化升级和城镇空间扩张对农村转移就业和农村社会经济发展同样发挥着重要作用,因此进一步探究土地城镇化和经济城镇化的农村减贫效应显得尤为重要。此外,目前关于人口城镇化减贫效应的研究内容主要集中在直接效应的探索,鲜有文献论及城镇化减贫的间接效应(即溢出效应)。单德朋等虽在研究模型中引入了贫困的空间自相关要素,但并未考虑城镇化与其他控制变量对农村减贫的空间溢出^[13]。而客观上,不论是城镇化的位置效应,还是经济联系效应,或是集聚效应、转移效应,都与农村人口的迁移、物资需求的转运等密切相关,跨区域的人口迁移和物资转运等现象是十分常见的,因此城镇化与农村贫困之间极有可能存在空间上的关联,尤其随着交通、信息等渠道的日趋发达,这种空间上的关联性愈发强烈。换言之,城镇化除了对本区域的农村减贫产生影响外,极有可能会对周边区域的农村减贫发挥作用,即存在空间溢出效应。基于此,本文以中国最新贫困标准,利用2010—2017年中国省级面板数据,运用空间计量模型,重点检验中国人口城镇化、土地城镇化和经济城镇化的农村减贫及其空间溢出效应,既是对已有研究的进一步拓展,也为中国城镇化战略及其减贫路径的持续发展提供参考。

2 研究方法

2.1 理论分析与变量选取

2.1.1 城镇化的农村减贫理论逻辑 为了分析城镇化的农村减贫理论逻辑,以经济学中广

泛使用的柯布-道格拉斯生产函数为基础构建农村生产函数，考虑到土地是农村极为重要的生产资料，因此将土地资本单独引入模型：

$$Y = AK^\alpha L^\beta C^\gamma \quad (1)$$

式中： Y 为产出； K 代表除土地资本以外的其他物质资本； L 为劳动投入； C 为土地资本； α 、 β 、 γ 分别代表物质资本、劳动和土地资本的产出弹性， $\alpha + \beta + \gamma = 1$ ， α 、 β 、 $\gamma \in [0, 1]$ ； A 为常数，代表技术、制度等其他要素。

人口城镇化、土地城镇化和经济城镇化是城镇化的主要表征。人口城镇化意味着农村劳动力向城镇转移，而农村剩余劳动力则相应地减少。城镇人口增加，城镇总需求随之增加（农产品与农村经济社会发展最为密切，在此主要讨论城镇地区对农产品总需求量的增加），如图1a中总需求曲线 AD_0 移动到 AD_1 位置。由于以满足人类“吃饱”这一目的的农产品需求具有刚性，必然引致总供给的增加，即 AS_0 移动到 AS_1 位置，此时为了保持市场稳定（新的市场均衡点将由 E_0 调整为 E_1 ），需要提供更高的产量水平，即总产出 Y_0 需增加到 Y_1 ，同时价格也会随之调整，由 P_0 增加到 P_1 。根据公式（1），总产出增加必然引致 K 、 L 、 C 的规模增加，或者其产出弹性增加。而农村经济一直以来属于劳动密集型的产业经济发展方式，以资金为主的物质资本投入总量有限，增加幅度亦较低。据统计数据显示，2011—2017年名义上农村地区全社会固定资产投资总额由9089.1亿元增加到9554.4亿元，但年均名义增长率仅0.85%，远远低于城镇地区18.15%的名义增长率，产出弹性也不高，因此由物质资本（ K ）引致的产出增量十分有限。而土地城镇化使得农村土地被大量占用，以致可用于农业产出的土地资本（ C ）减少，其产出份额相应减少。相对而言，人口城镇化虽然使农村劳动力向城镇转移，农业从业人员有所减少，但是在价格上升和市场需求增加的双重作用下，会驱使农村剩余劳动力通过规模经营、机械化耕作、现代化管理等手段提高农村劳动生产率（即提高 β ，使得劳动力产出曲线由 $f(L)_0$ 向 $f(L)_1$ 、 $f(L)_2$ 移动。），从而提高总产出水平（ Y ），以实现市场均衡（图1b）。随着劳动生产率的提高和农产品价格的上升势必带来农民收入的增加，进而减少贫困的发生。据全国农业普查数据显示，1996—2006年农业从业人员减少19.42%，达8253万人，促进了农业生产率的提高和农民收入的增长^[15]，这一事实有力的支撑了上述观点。

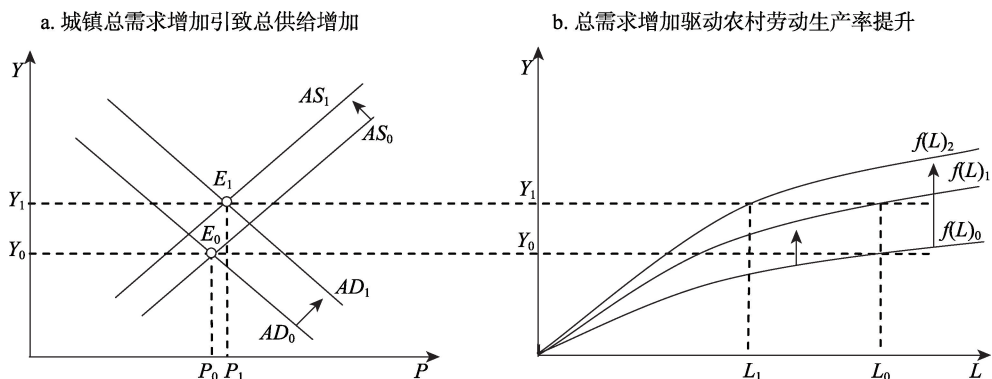


图1 城镇化驱动下农村劳动生产率水平提升机制

Fig. 1 Mechanism of rural labor productivity improvement driven by urbanization

经济城镇化主要表现为城镇产业结构优化升级，尤其以第三产业发展表现最为明显，可以为农村转移劳动力提供更多较低门槛的就业岗位，以缓解城镇就业压力，同时增加进城农民的工资性收入。据历年《中国统计年鉴》数据显示，2015年第三产业对中

国经济增加的贡献率已超过第一、二产业, 达到 52.9%, 对中国经济增长的拉动已居首位, 达到 3.7%, 已成为中国经济增长的主要动力, 并且这一趋势在逐年递增。同年农民人均收入中, 工资性收入首次超过经营净收入。这些现象一定程度上表明, 城镇化过程中产业结构调整确实对农村减贫产生了积极影响。

然不可否认的是, 城镇化对农村贫困也有不利的一面。人口城镇化和土地城镇化相当于剥夺了农村本来拥有的优质资源要素 (主要包括较好的劳动力和优质耕地等), 农村留守人口中老、弱、病、残者比例增加, 会加剧农村贫困。同时, 由于极有可能存在人与地农转城的不同步 (即人实现了农转城, 但地未实现农转城; 或者地实现了农转城, 而人未实现农转城), 导致耕地撂荒与失地农民并存的资源错配现象。2012年《人民日报》曾引述国土资源部的调查报告称: “中国每年撂荒的耕地近 200 万 hm^2 (3000 万亩)”^[6], 而根据 2009 年民进中央的预测, 到 2020 年中国失地农民总量将突破 1 亿人^[7]。这种资源错配现象, 极有可能加大农村内部的贫富差距; 加上户籍制度的限制, 未真正实现户籍上农转城的农民工将面临与城市人口同等的消费水平, 但却无法享受同等的城市社会福利与保障, 很可能将扩大城镇范围内的贫富差距。

综上所述, 城镇化促进了农村劳动生产率提高, 为农业转移人口提供更多就业岗位, 从而促进增收, 实现减贫; 同时也极有可能导致“人地分离”而扩大农村人口的贫富差距, 因“人户分离”而扩大城乡人口的贫富差距, 进而加剧农村贫困的发生。

2.1.2 变量选取与数据处理 中国的贫困标准进行过多次调整, 最新一次是在 2010 年, 因此为了克服因提高标准带来的农村贫困人口数量的变化, 本研究以 2010—2017 年为研究期限, 利用 8 个时段省级面板数据, 检验城镇化的农村减贫及空间溢出效应。在参考已有相关文献的基础上, 根据数据的全面性、客观性、可获取性等原则, 选取农村贫困发生率为被解释变量, 人口城镇化率、土地城镇化率和经济城镇化率作为核心解释变量。同时, 为了降低遗漏变量可能造成的估计偏差, 在模型中加入了经济增长、城乡收入差距及反映农村基本情况的 10 个其他控制变量, 具体情况见表 1。数据来源包括《中国统计年鉴 (2011—2018)》《中国农村贫困监测报告 2018》《中国农村统计年鉴 (2011—2018)》《中国城市建设统计年鉴 (2010—2017)》及《中国人口和就业统计年

表 1 变量设定与说明

Tab. 1 Variable description and explanation

变量类型	具体指标 (变量)	指标含义 (单位)
被解释变量	农村贫困发生率 (<i>pove</i>)	农村贫困人口占农村总人口比例 (%)
核心解释变量	人口城镇化 (<i>urb_p</i>)	城镇常住人口占总人口比例 (%)
	土地城镇化 (<i>urb_l</i>)	建成区面积占总面积比例 (%)
	经济城镇化 (<i>urb_e</i>)	第三产业产值占 GDP 的比例 (%)
控制变量	经济增长 (<i>gdp_g</i>)	GDP 增长率 (%)
	农村收入水平 (<i>inco</i>)	农民人均纯收入 (元)
	城乡收入差距 (<i>u_r_d</i>)	城乡居民人均收入之比
	农村转移人口就业环境 (<i>empl</i>)	城镇登记失业率 (%)
	农村人力资本 (<i>huma</i>)	农村人口平均受教育年限 (年)
	农村市场化水平 (<i>mark</i>)	农村人均社会消费品零售额 (万元)
	农村资本投入 (<i>capi</i>)	农村住户人均固定资产投资 (万元)
	农村技术进步 (<i>tech</i>)	农林牧渔业单位产值农用机械总动力 (kW/万元)
	农村劳动生产率 (<i>prod</i>)	农村单位劳动力农林牧渔业产出 (万元)
	农村扶贫政策 (<i>poli</i>)	农村低保人口与总人口之比 (%)

鉴(2011—2018)》。为了消除年度物价指数上涨的影响,保证数据之间的可比性,用历年农村居民消费价格指数、城镇居民消费价格指数、农村商品零售价格指数及固定资产投资价格指数分别将农民人均纯收入、城镇居民人均可支配收入、农村人均社会消费品零售额及农村住户人均固定资产投资额平减到2010年的水平。农村人口平均受教育年限的测算参照方时蛟等^[18]的做法,根据《2013年中国人类发展报告》提供的方法计算得到。其中需要说明的是,重庆市缺少农村居民消费价格指数和农村商品零售价格指数,分别用城镇居民消费价格指数和城镇商品零售价格指数代替。此外,由于西藏及港、澳、台地区部分指标数据缺失,而北京、天津及上海的农村贫困人口极少,多数年份农村贫困发生率均为0,最终整理得到全国27个省(自治区、直辖市)2010—2017年(8个时段)的面板数据,共216个观测样本,表2汇报了所有变量的描述性统计结果。

表2 描述性统计

Tab. 2 Descriptive statistics

变量	样本数	均值	方差	最小值	最大值
<i>pove</i>	216	10.1255	8.6124	0.0000	45.1000
<i>urb_p</i>	216	52.6840	8.3339	33.8100	69.8500
<i>urb_l</i>	216	1.0372	0.9466	0.0200	4.3100
<i>urb_e</i>	216	41.8125	5.8811	28.6000	56.1000
<i>gdp_g</i>	216	9.8121	2.8180	-2.5000	17.1000
<i>u_r_d</i>	216	2.7782	0.4432	2.0600	4.0700
<i>empl</i>	216	3.3942	0.5460	1.7300	4.4700
<i>huma</i>	216	8.3059	0.3220	7.4300	9.0700
<i>mart</i>	216	0.4719	0.3213	0.1100	2.0400
<i>capi</i>	216	0.1580	0.0542	0.0600	0.3700
<i>tech</i>	216	1.2882	0.5384	0.3900	2.7000
<i>prod</i>	216	81.3034	37.1621	17.6600	178.7300
<i>poli</i>	216	7.8815	4.9441	1.0900	23.5300

2.2 模型设定

2.2.1 空间计量模型 地理学第一定律指出,所有事物都与其他事物存在关联关系,较近的事物比较远的事物关联性更强^[19]。在研究城镇化的农村减贫效应时仅考虑本地区的减贫效应,而忽视区域之间的空间关联性,可能会造成研究结果的偏误,因此需要综合考虑要素间的空间关联性,分析城镇化的农村减贫及空间溢出效应。空间计量经济模型具有有效分析空间效应的特性,在许多学科得到了较为广泛的应用。尤其当研究要素存在空间自相关性时,空间计量经济模型将具有明显的优势^[20]。

空间面板自回归模型(spatial panel data lag model, SPLM)、空间面板误差模型(spatial panel data error model, SPEM)和空间面板杜宾模型(spatial panel data dubin model, SPDm)是3种最为常用的空间面板计量模型。空间面板杜宾模型是一般化形式(见公式(2)),而空间面板自回归模型和空间面板误差模型是空间面板杜宾模型的特殊形式。

$$\begin{cases} Y_{it} = \rho \sum_{i,j=1}^{27} W_{ij} Y_{it} + \beta X_{it} + \theta \sum_{i,j=1}^{27} W_{ij} X_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \\ \varepsilon_{it} = \lambda \sum_{i,j=1}^{27} W_{ij} \varepsilon_{it} + \varphi \end{cases} \quad (2)$$

式中： Y_{it} 为*i*省份*t*年的农村贫困发生率； X_{ij} 为解释变量，包括核心解释变量和控制变量； ρ 和 λ 分别为被解释变量和随机误差项的空间自相关系数； β 和 θ 分别为解释变量的系数和空间溢出系数； W_{ij} 为邻接空间权重矩阵 W 中的元素，表示省域*i*与*j*之间的空间关联性，特别说明，本文中將海南和广东设为邻接关系，以避免海南出现无邻接省域的现象； u_i 和 v_t 分别表示空间效应和时间效应； ε_{it} 为随机误差项； φ 为正态分布的随机误差项。当 $\theta=0$ ， $\lambda=0$ 且 $\rho\neq 0$ 时，即仅农村贫困存在空间关联性时，公式（2）将简化为SPLM；当 $\theta=0$ ， $\rho=0$ 且 $\lambda\neq 0$ 时，即仅无法观察到的误差冲击或遗漏的变量存在空间相关性时，则公式（2）将简化为SPEM。具体研究中需要通过模型诊断检验来选取最佳的模型形式。

2.2.2 空间效应分解 SPDM与一般回归模型不同，它意味着解释变量不仅对本地区农村贫困产生影响（直接效应），也可能对所有周边地区产生影响（即间接效应或溢出效应），因此需要对直接效应和间接效应进行分解，主要通过求偏微分的分解方法。考虑SPDM模型一般形式（见公式（3）），借鉴LeSage等^[21]的研究方法，将公式（3）变形得到公式（4）和公式（5）：

$$Y = C_n + \rho WY + \beta X + \theta WX + \varepsilon \quad (3)$$

式中： C_n 为 $n \times 1$ 阶的常数向量。

$$(I_n - \rho W)Y = C_n + \beta X + \theta WX + \varepsilon \quad (4)$$

$$Y = C_n(I_n - \rho W)^{-1} + (I_n\beta + \theta W)(I_n - \rho W)^{-1}X + (I_n - \rho W)^{-1}\varepsilon \quad (5)$$

设： $E(W) = (I_n - \rho W)^{-1}$ ， $V(W) = (I_n\beta + \theta W)(I_n - \rho W)^{-1}$ ，带入公式（5），并结合公式（6），得到公式（7）：

$$(I_n - \rho W)^{-1} = I_n + \rho W + \rho^2 W^2 + \rho^3 W^3 + \dots \quad (6)$$

$$Y = \sum_{k=1}^n V_k(W)X_k + C_n E(W) + E(W)\varepsilon \quad (7)$$

进一步将公式（7）中变量 Y 和 X 写成如下行列式形式：

$$\begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} V_k(W)_{11} & V_k(W)_{12} & \dots & V_k(W)_{1n} \\ V_k(W)_{21} & V_k(W)_{22} & \dots & V_k(W)_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ V_k(W)_{n1} & V_k(W)_{n2} & \dots & V_k(W)_{nn} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1k} \\ X_{2k} \\ \vdots \\ X_{nk} \end{bmatrix} + C_n E(W) + E(W)\varepsilon \quad (8)$$

式中： $V_k(W)_{ij}$ 为 $V_k(W)$ 的第(*i*, *j*)个元素； $V_k(W)X_{ik} = \partial Y_i / \partial X_{ik}$ ，即为公式（8）中 X_{ik} 系数矩阵的主对角线元素，表示第*i*区域的第*k*个解释变量对*i*区域的被解释变量的影响，即直接效应； $V_k(W)X_{jk} = \partial Y_i / \partial X_{jk}$ 即为公式（8）中 X_{nk} 系数矩阵的非主对角线元素，表示第*j*区域的第*k*个解释变量对*i*区域的被解释变量的影响，即间接效应；直接效应与间接效应的总和即为总效应。

3 结果与分析

3.1 省域农村贫困与城镇化空间自相关性分析

空间自相关是判断要素是否存在空间关联性的重要依据，也是判断是否需要空间计量模型分析的参考依据。Moran's *I*指数是反映要素空间自相关的重要指标，在实证研究中得到广泛应用，其具体计算方法可参见相关文献^[18,20]，文中不再详细阐述。运用上述所构建的邻接空间权重矩阵，分别以2010—2017年27个省域农村贫困发生率（*pove*）和3个城镇化率（*urb_p*，*urb_l*，*urb_e*）作为分析变量计算Moran's *I*值，结果见表3。可以看

表3 2010—2017年中国省域农村贫困与城镇化全局莫兰指数

Tab. 3 Global Moran's *I* of rural poverty and urbanization in provinces of China from 2010 to 2017

年份	<i>pove</i>		<i>urb_p</i>		<i>urb_l</i>		<i>urb_e</i>	
	Moran's <i>I</i>	<i>P</i> 值	Moran's <i>I</i>	<i>P</i> 值	Moran's <i>I</i>	<i>P</i> 值	Moran's <i>I</i>	<i>P</i> 值
2010	0.476	<0.001	0.330	0.002	0.379	<0.001	0.202	0.027
2011	0.511	<0.001	0.307	0.003	0.381	<0.001	0.171	0.048
2012	0.501	<0.001	0.291	0.005	0.392	<0.001	0.142	0.078
2013	0.490	<0.001	0.293	0.005	0.400	<0.001	0.139	0.082
2014	0.496	<0.001	0.286	0.005	0.498	<0.001	0.016	0.334
2015	0.492	<0.001	0.293	0.005	0.409	<0.001	-0.155	0.182
2016	0.457	<0.001	0.301	0.004	0.396	<0.001	-0.184	0.128
2017	0.453	<0.001	0.302	0.004	0.406	<0.001	-0.045	0.481

出, 2010—2017年 *pove* 的 Moran's *I* 值均在 0.4 以上, 均通过了 1% 的显著性检验, 表明省域农村贫困发生率存在明显的空间自相关, 且主要表现出空间集聚的特征。由图 2a 可以看出, 2010 年 27 个省域中, 有 9 个省域表现为农村贫困 HH 集聚 (即高度贫困被高度贫困包围), 主要集中在西部地区; 13 个省域则表现为农村贫困 LL 集聚 (即低度贫困被低度贫困包围), 集中在东部和中部地区; LH 集聚 (即低度贫困被高度贫困包围) 和 HL 集聚 (即高度贫困被低度贫困包围) 分别仅有 4 个 (内蒙古、宁夏、重庆和湖南) 和 1 个省域 (海南)。2017 年省域农村贫困发生率空间自相关性有所降低, 但整体集聚趋势与 2010 年相似 (图 2b), HH 集聚的省域依然为 9 个, 宁夏由原来的 LH 集聚转变为了 HH 集聚, 而四川则由 HH 集聚过渡到了 LH 集聚; 湖南由原来的 LH 集聚转变为了 HL 集聚。LH 集聚的省域由 4 个减少到 3 个 (增加了四川, 减少了宁夏和湖南)。HL 集聚的省域由原来的 1 个增加到了 2 个 (增加了湖南), LL 集聚则保持不变。一定程度上说明, 相对而言四川减贫速度有所加快, 而宁夏和湖南的减贫速度有所减缓。总体上, 西部地区是农村贫困 HH 集聚的主要区域, 局部地区农村贫困的空间集聚有所改观, 但西部地区依然是中国农村贫困治理的重点和难点区域。

由表 3 可以看出, 人口城镇化、土地城镇化和经济城镇化的 Moran's *I* 值总体较为显著, 尤其人口城镇化率和土地城镇化率 8 个时段的 Moran's *I* 值均在 1% 的水平显著, 空间自相关性较为明显, 虽然经济城镇化 Moran's *I* 值显著性相对较弱, 但 2010—2013 年依然通过了至少 10% 以上的显著性水平, 仍表明存在一定的空间自相关性。而 2014—2017 年经济城镇化 Moran's *I* 值由正转负, 且绝对值逐年递增, 一定程度上说明, 以第三产业产值占比为表征的经济城镇化在全国范围内得到了相对均衡的发展。从总体空间分布上看 (图 2c 和图 2d), 东部沿海地区是城镇人口集聚的主要区域, 而中部地区城镇人口集聚的趋势有所加强, 西部地区则未发生明显变化。具体而言, 2010—2017 年间西部省份中内蒙古由原来的 HH 集聚转变为了 LH 集聚, 宁夏由原来的 LL 集聚转变为 HL 集聚, 其他省份则保持不变。中部地区河南和山西由原来的 LL 集聚转变为了 HL 集聚, 湖南由 LH 集聚转变为了 HL 集聚, 而吉林则由原来的 HH 集聚转变为了 LH 集聚。东部省份中河北由原来的 LL 集聚转变为 LH 集聚, 山东由原来的 HL 集聚转变为 HH 集聚, 其他省份保持不变。土地城镇化主要集中在东部沿海 (除河北) 及中部地区的河南、安徽、湖北等地, 2010—2017 年间空间集聚态势未发生明显变化 (图 2e 和图 2f)。经济城镇化的空间集聚态势则逐渐减弱, 2010 年经济城镇化空间集聚的态势相对明显, 主要集中在东部沿海的江苏、浙江、福建、广东、海南及中部地区的河南、湖南等省份, 随着各个地区第三产

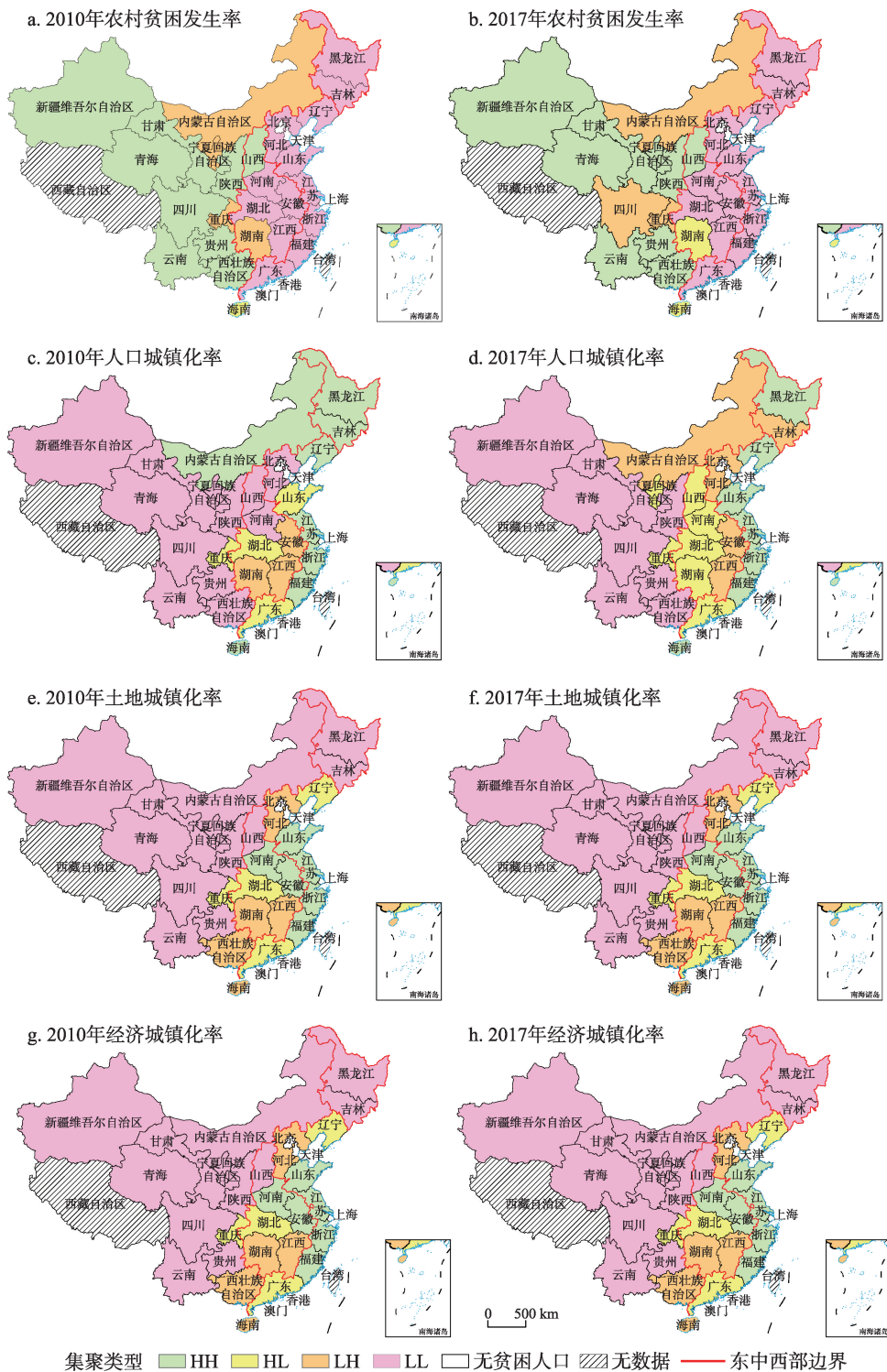


图2 2010—2017年中国省域农村贫困和城镇化空间聚类

Fig. 2 Spatial clustering of rural poverty and urbanization in provinces of China from 2010 to 2017

注: 此图根据国家测绘地理信息局标准地图(审图号: GS(2019)1833号)绘制, 底图无修改。

业的快速发展,经济城镇化的空间集聚态势发生了明显的减弱,到2017年空间集聚特征已基本消失,均衡发展的态势增强,仅中部地区的湖北、河南、安徽等省份表现出较弱的LL集聚的现象(图2g和图2h)。

3.2 模型检验与识别

选择空间面板计量模型的具体形式时,首先需结合拉格朗日乘数(LM)和稳健性拉格朗日乘数(Robust LM)检验加以判断,即检验其空间依赖性的表现形式(空间误差还是空间滞后),再通过Wald检验和LM检验,判断SPDM能否简化为SPLM和SPEM。先运用普通最小二乘法(ordinary least squares, OLS)建立非空间面板的普通回归模型,由于农民人均纯收入与其他解释变量存在严重的多重共线性($VIF > 10$),因此在原模型中将其剔除。同时为了检验城镇化是否存在“门槛效应”,尝试在回归模型中加入人口城镇化(urb_p)、土地城镇化(urb_l)和经济城镇化(urb_e)的二次项,模型检验结果见表4。从OLS模型空间依赖性检验结果可知,空间滞后模型的2个LM检验统计量均在1%的显著性水平,拒绝了无空间滞后的原假设,而空间误差模型的LM检验中Robust LM_Spatial error虽未通过10%的显著性检验,但LM_Spatial error同样在1%的显著性水平拒绝了无空间误差的原假设,因此认为不能忽略城镇化对农村减贫的空间效应,且空间滞后模型(SPLM)优于空间误差模型(SPEM)。此外,运用空间面板计量模型时需进行Hausman检验,以判断选择固定效应还是随机效应。检验结果显示,Hausman和Robust Hausman检验结果均在1%的显著性水平拒绝了原假设,认为应选择固定效应模型。在此基础上构建空间杜宾模型(SPDM),并进一步通过Wald和LM检验 $H_0:\theta=0$ 和 $H_0:\theta+\rho\beta=0$ 的原假设,若拒绝原假设,则认为SPDM不能简化为SPLM或SPEM。结果显示,SPLM和SPEM的Wald和LR检验均通过了1%的显著性检验,表明SPDM不能简化为SPLM和SPEM(表4)。综上所述,空间杜宾固定效应模型是本研究的最佳模型。

表4 模型检验结果

Tab. 4 Results of model test

普通OLS模型检验统计量	数值	P值	空间面板模型检验统计量	数值	P值
F值	68.26	<0.001	Hausman	72.73	<0.001
Adj R ²	0.82		Robust Hausman	210.99	<0.001
LM_Spatial error	26.86	<0.001	Wald_Spatial error	61.66	<0.001
Robust LM_Spatial error	0.24	0.623	LR_Spatial error	69.13	<0.001
LM_Spatial lag	62.57	<0.001	Wald_Spatial lag	55.91	<0.001
Robust LM_Spatial lag	35.96	<0.001	LR_Spatial lag	51.11	<0.001

3.3 空间面板回归结果分析

根据上述模型检验结果,本文选择空间面板固定效应模型进行参数估计,同时为了进一步比较模型估计的稳健性,将SPDM、SPLM、SPEM和非空间个体固定效应模型进行了对比分析(表5)。由R-squared和Log-likelihood可以看出,SPDM空间固定效应模型(1)的R-squared为0.936,均大于模型(2)~模型(6),Log-likelihood为-386.542略小于SPDM双固定效应模型(3),但SPDM双固定效应模型(3)的R-squared仅0.321,综合而言SPDM空间固定效应模型(1)的估计效果是6个模型中最优模型。因此,以下将重点对SPDM空间固定效应模型(1)的估计结果展开分析。

由SPDM空间固定效应模型(1)估计结果显示(表5),总体上人口城镇化估计系数在1%的水平上显著为负,对农村贫困产生显著的负向作用,即有利于农村减贫;同时,

表5 空间固定效应模型与非空间面板固定效应模型估计结果

Tab. 5 Estimation of spatial and non-spatial panel fixed effects model

变量	SPDM			SPLM	SPEM	非空间固定效应	SPDM空间滞后项 (W_x)		
	空间固定模型 (1)	时间固定模型 (2)	双固定模型 (3)	空间固定模型 (4)	空间固定模型 (5)		空间固定模型 (1)	时间固定模型 (2)	双固定模型 (3)
<i>urb_p</i>	-3.851*** (-8.63)	-3.279*** (-7.02)	-4.035*** (-9.02)	-3.758*** (-9.56)	-4.232*** (-10.05)	-4.524*** (-5.29)	-1.733 (-1.52)	-5.248*** (-4.60)	-2.637** (-2.27)
<i>(urb_p)²</i>	0.039*** (8.37)	0.029*** (6.25)	0.039*** (8.55)	0.031*** (7.48)	0.036*** (8.21)	0.034*** (3.64)	0.012 (1.01)	0.057*** (5.07)	0.023* (1.81)
<i>urb_l</i>	1.848 (0.42)	-7.626*** (-5.69)	3.845 (0.87)	5.068 (1.26)	2.326 (0.53)	11.285 (1.45)	9.828 (1.04)	-7.051** (-2.34)	18.255* (1.84)
<i>(urb_l)²</i>	0.149 (0.26)	1.670*** (5.71)	-0.302 (-0.50)	-0.475 (-0.89)	-0.835 (-1.44)	-1.314 (-1.45)	-1.984 (-1.25)	1.108 (1.42)	-1.629 (-1.00)
<i>urb_e</i>	1.100*** (2.93)	1.319*** (3.07)	0.773* (1.85)	0.397 (1.21)	-0.218 (-0.60)	0.017 (0.02)	1.624** (2.18)	-0.420 (-0.44)	1.247 (1.26)
<i>(urb_e)²</i>	-0.013*** (-3.16)	-0.017*** (-3.37)	-0.010** (-1.98)	-0.006* (-1.68)	0.001 (0.31)	-0.003 (-0.31)	-0.022** (-2.55)	-0.011 (-0.95)	-0.019* (-1.68)
<i>gdp_g</i>	-0.013 (-0.12)	0.076 (0.57)	-0.119 (-1.14)	0.063 (0.64)	0.006 (0.05)	0.226 (1.23)	0.222 (1.08)	-0.925*** (-3.11)	-0.436* (-1.67)
<i>u_r_d</i>	0.378 (0.25)	1.081 (1.01)	-0.049 (-0.03)	-1.122 (-0.90)	2.612* (1.81)	-0.236 (-0.08)	-3.250 (-1.36)	-6.638*** (-2.99)	-1.689 (-0.48)
<i>empl</i>	1.898*** (3.18)	-2.014*** (-5.02)	1.787*** (3.05)	2.093*** (3.50)	2.422*** (3.70)	3.340*** (3.44)	3.418** (2.07)	1.915* (1.66)	1.815 (1.05)
<i>huma</i>	-1.572 (-1.24)	3.118*** (2.85)	-1.372 (-1.09)	-3.739*** (-2.79)	-3.697*** (-2.75)	-5.409** (-2.62)	1.814 (0.69)	-0.266 (-0.10)	4.269 (1.47)
<i>mart</i>	3.038 (1.52)	-5.176*** (-3.89)	3.179 (1.63)	2.186 (1.46)	3.259** (2.02)	4.071* (1.75)	-5.708 (-1.50)	-0.170 (-0.05)	-5.400 (-1.31)
<i>capi</i>	-25.592*** (-4.02)	-5.970 (-1.13)	-27.078*** (-4.20)	-21.471*** (-4.20)	-26.196*** (-4.94)	-27.301 (-1.25)	-13.473 (-1.01)	-60.926*** (-4.66)	2.430 (0.16)
<i>tech</i>	0.690 (1.04)	0.392 (0.54)	0.578 (0.87)	0.335 (0.52)	0.884 (1.37)	0.203 (0.18)	-0.843 (-0.62)	1.815 (1.25)	-0.691 (-0.44)
<i>prod</i>	-0.039** (-2.05)	-0.037*** (-2.99)	-0.041** (-2.14)	-0.022 (-1.38)	-0.039** (-2.03)	-0.038 (-1.68)	0.016 (0.49)	-0.100*** (-3.27)	0.021 (0.59)
<i>poli</i>	0.249*** (3.70)	0.096 (1.13)	0.231*** (3.50)	0.092** (2.17)	0.196*** (2.63)	0.115** (2.17)	-0.178** (-2.30)	0.214 (1.49)	-0.108 (-1.00)
ρ/λ	0.361***	0.205**	0.080	0.465***	0.780***				
R^2	0.936	0.829	0.321	0.914	0.836	0.889			
$\text{Log } L$	-386.542	-475.152	-373.455	-415.473	-429.328	-449.930			

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

人口城镇化的二次项的系数在1%的水平显著为正, 表明人口城镇化对农村减贫存在“福利门槛”, 呈现“U”型的农村减贫效应, 这一结果与李萌等^[9]、崔万田等^[11]的研究结论一致。而经济城镇化估计系数在1%的水平上显著为正, 反而不利于农村减贫, 但经济城镇化的二次项亦通过了1%的显著性检验, 系数符号为负, 整体上经济城镇化对农村贫困

表现为先加剧后缓解的倒“U”型减贫特征。土地城镇化一次项和二次项估计结果均未通过显著性检验,总体减贫效果不明显,而系数均为正,一定程度上表明土地城镇化并不利于农村减贫,更多表现为加剧农村贫困的特征。

空间上看,被解释变量空间自相关系数(ρ)为0.361,且通过了1%的显著性水平(表5),说明邻近省份的农村贫困会对本省的农村贫困产生不利影响。人口城镇化和土地城镇化的空间滞后项(W_x)及其二次项的系数均未通过显著性检验,对农村贫困的作用不明显。但根据回归系数及符号,一定程度上反映出人口城镇化对农村减贫的空间溢出效应同样存在“福利门槛”;而土地城镇化会先大幅加剧农村贫困,后期有缓解农村贫困的可能。经济城镇化的空间滞后项(W_x)及二次项的估计系数均在5%的水平显著,存在较强的空间溢出效应,回归系数符号一正一负,同样表现出先加剧后缓解的农村减贫效应。

通过SPDM空间固定效应模型(1)与其他5个模型对比发现,6个模型均通过了人口城镇化(包括一次项和二次项)的农村减贫显著性水平1%的检验,较明显地反映出模型估计结果是稳健的。其中完全忽略空间效应的模型(6)和忽略农村贫困空间自相关的模型(5)均会高估人口城镇化的减贫效果;而仅仅考虑农村贫困空间自相关,忽略人口城镇化空间交互作用及其他因素的误差冲击的模型(4)和考虑时间效应的模型(2)则会低估人口城镇化的减贫效果。对人口城镇化二次项的系数估计,6个模型的估计结果则基本一致。对于土地城镇化的农村减贫效应估计,仅模型(2)通过了1%的显著性检验,其余5个模型的估计结果均不显著,进一步说明了土地城镇化的农村减贫效应尚不明显。经济城镇化一次项和二次项系数估计结果显示,模型(1)和模型(2)均通过了1%的显著性检验,模型(3)分别通过了10%和5%的显著性水平。模型(4)则仅二次项通过了10%的显著性检验。其余两个模型估计结果均不显著。考虑了时间效应的模型(2)会高估经济城镇化的农村减贫效应,而同时考虑时间效应和空间效应的模型(3)则会造成低估。

其他控制变量的农村减贫效应方面,表5中模型(1)估计结果显示,农村转移人口的就业环境($empl$)、农村资本投入水平($capi$)、农村劳动生产率($prod$)和农村扶贫政策($poli$)4个变量通过了显著性检验,估计系数分别为1.898、-25.592、-0.039和0.249,而且其余5个模型估计结果与模型(1)基本一致,整体稳健性较强。农村转移人口的就业环境($empl$)与农村贫困呈正向相关,与客观事实基本相符。城镇失业率升高,会对农村转移就业人口产生挤出效应,从而加剧农村贫困的发生。农村资本投入($capi$)与农村贫困呈负向相关,农村资本投入增加,必然带来农村经济发展,进而减少贫困的发生;农村劳动生产率($prod$)与农村贫困负相关,与上述理论分析基本相符。农村扶贫政策($poli$)与农村贫困表现为正向关系,主要原因在于本文用农村低保人口比例度量农村扶贫政策,低保人口比例越高,贫困发生的可能越大,与现实情况基本相符。

3.4 空间效应分解

以人口集聚,空间集聚和经济集聚为特征的城镇化过程势必会带来空间上的辐射和示范效应。为探究这种辐射与示范效应,进一步对SPDM空间固定效应模型(1)的城镇化减贫效应进行空间效应分解。按照前述的效应分解方法,将总效应分解为直接效应和间接效应(即空间溢出效应)的形式,以揭示城镇化及其他要素对省域内、外的农村贫困的影响。

(1)人口城镇化空间效应分解。从表6可以看出,人口城镇化的直接效应为-4.148,间接效应为-4.669,均通过了1%的显著性检验,二次项的直接效应和间接效应分别为0.041和0.04,分别通过了1%和5%的显著性检验。表明人口城镇化的直接效应和间接效

表6 SPDM空间固定效应模型空间效应分解结果

Tab. 6 Decomposed spatial effects of SPDM with spatial fixed effects

变量	直接效应		间接效应		总效应	
	系数	P值	系数	P值	系数	P值
<i>urb_p</i>	-4.148***	<0.001	-4.669***	0.004	-8.817***	<0.001
<i>(urb_p)</i> ²	0.041***	<0.001	0.040**	0.036	0.081***	<0.001
<i>urb_l</i>	3.245	0.470	14.000	0.321	17.246	0.289
<i>(urb_l)</i> ²	-0.083	0.886	-2.697	0.249	-2.780	0.286
<i>urb_e</i>	1.294***	0.001	2.984***	0.009	4.278***	0.002
<i>(urb_e)</i> ²	-0.016***	<0.001	-0.039***	0.003	-0.055***	0.001
<i>gdp_g</i>	0.012	0.913	0.324	0.257	0.335	0.282
<i>u_r_d</i>	0.045	0.974	-4.602	0.186	-4.557	0.194
<i>empl</i>	2.354***	<0.001	6.244**	0.019	8.598***	0.005
<i>huma</i>	-1.434	0.304	1.776	0.696	0.341	0.949
<i>mart</i>	2.545	0.260	-6.603	0.307	-4.059	0.616
<i>capi</i>	-27.285***	<0.001	-32.802*	0.095	-60.087***	0.010
<i>tech</i>	0.633	0.353	-0.767	0.705	-0.134	0.954
<i>prod</i>	-0.040**	0.037	0.006	0.902	-0.034	0.147
<i>poli</i>	0.244***	<0.001	-0.127	0.159	0.117	0.538

注: *, **, ***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

应均存在显著的“福利门槛”，缓解农村贫困的溢出效应大于直接效应，而加剧农村贫困的直接效应和间接效应基本相等。人口城镇化率每提高1%，本省农村贫困发生率将降低4.148%，同时邻近省份的农村贫困发生率将降低4.669%。这一结果略高于李萌等得出的2.87%的人口城镇化减贫率^[5]，但总体上较为接近；同时，若将4.148%取自然对数，结果为1.423%，与崔万田等^[11]的研究结果十分相近。造成略微差异的主要原因可能在于所研究的期限和研究方法的不同。当人口城镇化率提高到50.59%以后，每增加1%，将带来农村贫困发生率0.041%的增加（表6和图3a）。据2017年统计数据显示，全国31个省份（除港、澳、台）中有7个省份（包括中部的河南和西部的新疆、广西、云南、甘肃、贵州、西藏）的人口城镇化率低于50.59%的门槛值，其余24个省份的人口城镇化率均已突破这一门槛（图4）。表明全国大部分地区人口城镇化的带贫潜力已基本消失。相比之下，人口城镇化对农村减贫的空间溢出效应相对滞后，当人口城镇化率超过58.36%后才开始表现出加剧邻近省份农村贫困的现象（图3b），据统计，截止2017年底有13个省份的人口城镇化率超过58.36%的福利门槛，其余18个省份则暂未突破这一门槛（图4），依然存在益贫性的溢出效应。

人口城镇化在前期有利于农村减贫，后期会加剧农村贫困，主要原因在于前期的农转城人口主要是劳动能力较强，家庭条件等相对较好的农村人口，相对比较容易融入城市社会，返贫风险较小。随着这部分人口的稳定转移，给农村剩余人口留下了更多的资源与福利，必然有利于缓解农村贫困。但随着农转城人口的不断增加，造成城市物价上涨，社会保障跟不上等不利现象，加大了条件相对较差，勉强实现农转城的后来者在城市稳定扎根的难度，而且这部分人放弃了农村原有的资源和福利，可能更容易引发贫困。此外，由于农村大量劳动力的流失，反而导致耕地抛荒等资源闲置。青壮年长期在外，老人小孩无人照顾，更容易引发疾病、辍学等现象，加剧了贫困的长期发展。并且一个省份农村劳动力过渡转移至其他省份，将引致该省份人口红利的降低，引发用工难、

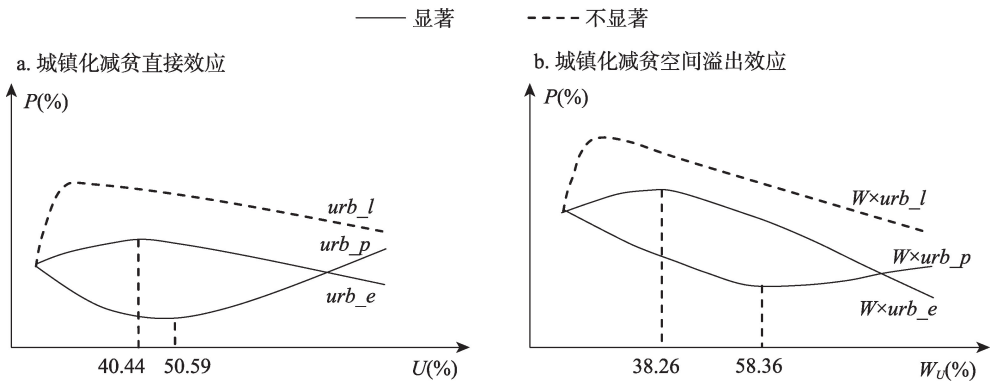


图3 人口-土地-经济城镇化农村减贫效应

Fig. 3 Effects of rural poverty alleviation by population, land and economic urbanization respectively

注：图中P表示农村贫困发生率；U表示城镇化率； W_u 表示城镇化率空间滞后。拐点处的城镇化率=一次项系数/（2×二次项系数），因为二次项求导数，系数变为原来的2倍。

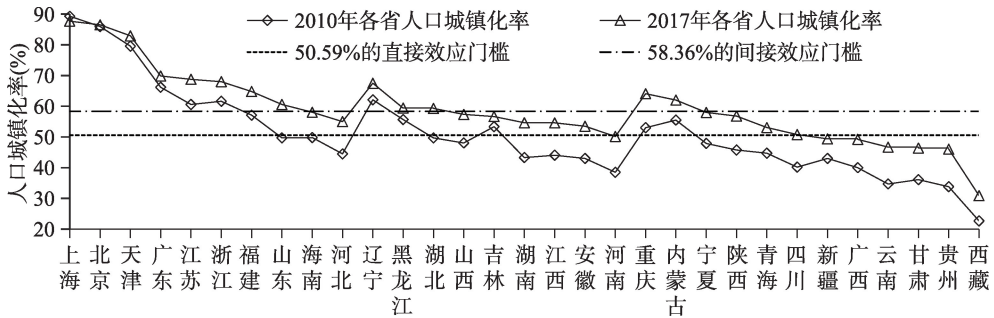


图4 2010—2017年中国省域人口城镇化与门槛值比较

Fig. 4 Comparison of population urbanization and threshold value in provinces of China from 2010 to 2017

通货膨胀与资源闲置等现象的并存，极有可能加剧区域发展不平衡和贫富差距的扩大。

(2) 土地城镇化空间效应分解。土地城镇化一次项、二次项的直接效应和间接效应，均未通过显著性检验，土地城镇化对本地农村减贫和邻近省份的农村减贫并不明显。而根据直接效应一次项系数3.245，通过了47%的显著性检验，二次项系数-0.083，通过了88.6%的显著性水平，可以测算得到其门槛值为19.55%，即当土地城镇化率达到19.55%后可能会产生益贫性。但就本文研究的27个省份中，土地城镇化水平最高的省份仅为4.31%（江苏省2017年底），即便是全国最高的上海市2017年底的土地城镇化率也只达到15.85%，其余省份均低于10%。因此，土地城镇化更多表现为加剧农村贫困的特征，而且这一趋势将持续很长时间。主要原因在于土地城镇化以征地补偿等方式，实现了就地农转非，表面上看农户得到了相应的土地补偿费，增加了财产性收入。然而，城市扩张所占用的土地往往是良田好地，是农村经济发展的最主要资源。政府以土地征收和土地出让的方式，获取了原本属于农民的土地买卖高额利差，实际上是剥夺了农村土地资源的潜在价值，而城市建设和工业发展本身又未能吸纳失地农民进城就业，造成了农民后续生活来源的缺失，同时抑制了农村经济的发展，进一步扩大了城乡差距，很可能加剧农村贫困的发生。此外，土地存在空间位置的固定性，大多数省区交界处往往也不是城镇发展建设的主要区域，跨区域的土地城镇化、飞地园区等现象尚不多见，因此理论上，土地城镇化对农村减贫还难以产生空间溢出。

(3) 经济城镇化空间效应分解。经济城镇化一次项和二次项的直接效应和间接效应均通过了1%的显著性检验, 一次项的直接效应和间接效应分别为1.294和2.984, 二次项的直接效应和间接效应分别为-0.016和-0.039, 表明第三产业的农村减贫效应及其空间溢出均有赖于其规模效应, 只有当第三产业发展到一定规模, 才能对本省份和邻近省份实现双向减贫, 发挥区域辐射功能。具体而言, 经济城镇化率每上升1%, 将促使本省份农村贫困发生率升高1.294%; 当经济城镇化率达到40.44%之后, 每上升1%, 将带来农村贫困发生率降低0.016%; 相比之下, 经济城镇化的农村减贫空间溢出表现出更低的福利门槛, 当经济城镇化率达到38.26%时, 便会产生益贫性溢出效应(图3a和图3b)。截止2017年底为止, 全国经济城镇化最低的省份已达到42.4%, 表明全国层面已基本跨越了这一“福利门槛”, 整体上经济城镇化以益贫性为主(图5)。以第三产业产值占比表征的经济城镇化主要以解决就业的方式实现农村转移人口的增收与减贫。第三产业的发展主要表现为产业结构的优化升级, 首先惠及的是劳动能力相对较强, 拥有一定技能水平的农村转移人口, 而素质相对较低的转移劳动力并不能从中受益, 反而受到就业限制, 由此扩大了收入差距。而随着第三产业的进一步发展壮大, 越来越多的转移人口劳动技能提升, 获取信息的渠道拓宽, 进入第三产业就业的转移人口不断增加, 进而有效缓解了农村贫困。

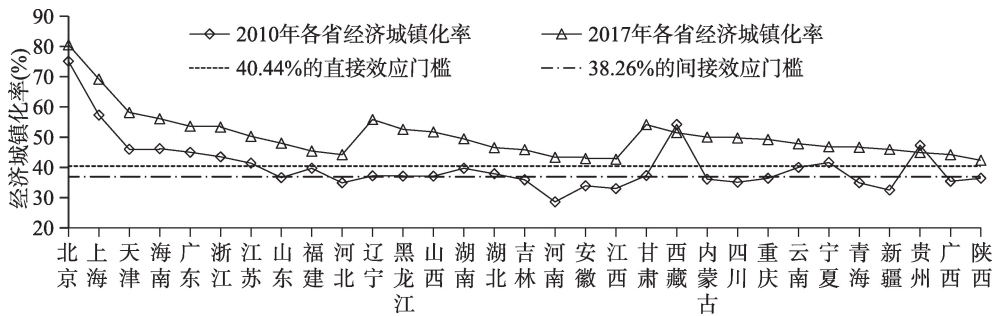


图5 2010—2017年中国省域经济城镇化与门槛值比较

Fig. 5 Comparison of economic urbanization and threshold value in provinces of China from 2010 to 2017

(4) 其他控制变量空间效应分解。其他控制变量中农村转移人口的就业环境 (*empl*)、农村资本投入水平 (*capi*)、农村劳动生产率 (*prod*) 和农村扶贫政策 (*poli*) 4个变量对农村减贫的直接效应均通过了显著性检验, 说明这4个指标均显著促进了本省的农村减贫。而其中农村转移人口的就业环境 (*empl*) 和农村资本投入水平 (*capi*) 还存在农村减贫溢出效应, 分别通过了5%和10%的显著性检验。从减贫路径来看, 城镇失业率降低, 吸纳外来人口就业的能力会增加, 人口的跨区域流动必然会带来减贫效应的空间溢出; 而农村资本投入水平增加, 扩大了农村自身的产业经济发展水平和产出总量, 抑制了本地农村人口的外流, 甚至产生了对外来劳动力的倒吸, 由此增加了邻近省份农村人口转移至本省城镇(甚至农村)就业的机会, 从而缓解了邻近省份农村贫困的发生。

4 结论与讨论

4.1 结论

城镇化是当前中国经济社会发展的重大战略, 对城乡经济社会发展和缓解农村贫困意义重大。本文运用空间计量模型分析方法, 重点检验了2010—2017年间中国省域人口

城镇化、土地城镇化和经济城镇化的农村减贫及其空间溢出效应,得到如下主要结论:

(1) 2010—2017年间中国省域农村贫困在地域空间上表现出明显的空间集聚特征。西部地区是农村贫困HH集聚的主要区域,也是中国农村贫困治理的重点区域。研究期限内人口城镇化和土地城镇化的空间集聚特征较为明显。总体上,人口城镇化和土地城镇化主要集聚在东部和中部地区。相对而言,经济城镇化空间集聚态势逐年降低,集聚现象基本消失,表现出以第三产业产值占比为表征的经济城镇化在全国范围相对均衡的发展态势。

(2) 空间计量模型检验结果显示,人口城镇化对农村贫困主要表现为先缓解后加剧的“U”型特征,而经济城镇化则刚好与之相反,呈倒“U”型特点,同时经济城镇化对农村贫困的加剧和缓解的趋势更为平缓,门槛值要低于人口城镇化,规模效应将成为经济城镇化实现农村减贫的重要方向;土地城镇化对农村贫困的作用尚不明显,但主要表现出加剧农村贫困发生的潜在可能。此外,改善城镇就业环境、增加农村资本投入、提升农村劳动生产率及推行扶贫政策等对农村减贫亦产生了积极作用。

(3) 空间效应分解结果显示,人口城镇化和经济城镇化对农村贫困产生了明显的空间溢出效应,不仅对本省份的农村贫困产生作用,同时也对邻近省份农村贫困产生影响。同时,二者对农村贫困的空间溢出依然存在“门槛”效应。从区域上看,东部和中部地区绝大部分省份的人口城镇化直接效应门槛已经突破,带贫潜力较弱;而一半以上的省份人口城镇化的溢出效应门槛依然存在,益贫性的溢出效应仍然明显。相比之下,经济城镇化的直接效应和溢出效应门槛均已突破,整体上以益贫性为主,规模效应和进一步提质升级成为经济城镇化缓解贫困的重要方向。此外,营造良好的城镇就业环境和增加农村资本投入均能为农村转移人口提供较好的就业机会,不仅有利于本地区的农村减贫,对周边地区农村减贫同样产生积极作用。

4.2 讨论

人口城镇化、土地城镇化和经济城镇化对农村贫困的作用效果存在明显区别。城镇化发展过程中,应以提升城镇功能为主要目标,东部和中部地区应适度控制城镇人口增长,西部地区则应合理、有序推进人口城镇化,应将城镇人口承载力作为控制农转城人口规模的主要参考。同时进一步完善已有城镇基础交通、公共服务、社会保障及户籍制度改革等重大举措,并强化对农村转移人口的就业服务,增强农村转移人口的获得感,促进“以人为核心”的新型城镇化战略的全面实施。进一步加快城镇产业结构调整,壮大第三产业发展规模,同时强化供给侧结构性改革,实现第三产业提质升级,增加城镇就业空间,整体提升城镇辐射带动效应。此外,土地城镇化应以经济城镇化和人口城镇化为引领,实现有序、有效的城镇空间扩张,防止过度土地城镇化引起的城镇土地低效利用与失地农民并存的不利局面。统筹协调区域人口、空间、资源等的分配与利用,充分发挥要素集聚带来的正向“外部性”作用,合力推进农村长效、稳定脱贫,促进城乡协调与可持续发展。

本文基于中国省级面板数据考察了城镇化的农村减贫及其空间溢出效应,从宏观角度分析了中国人口-土地-经济城镇化对农村减贫的作用效果,一定程度上揭示了城镇化对农村减贫的作用特征与趋势,为中国城镇化减贫相关政策的制定与实施提供了参考。由于数据可得性、研究视角等客观因素的制约,本文的研究尺度未能延伸至市、县等更具体的行政单元,一定程度上弱化了省域内区域差异性特征,降低了省域内城镇化减贫政策实施的有效性,这也是今后需要进一步深入研究的重要方向。此外,本文着重从经济学视角分析了城镇化的农村减贫逻辑,主要考虑到中国现行标准下主要以农民人均纯收入为关键性指标来识别农村贫困人口,更多反映的是农村家庭的经济状况,是经济维

度的集中体现。农村贫困受到多维度的影响, 城镇化对农村减贫的作用以实现农村人口转移就业、家庭增收为最直观表现, 是贫困群众实现美好物质生活需要的关键, 也是实现其他维度减贫的基础。在今后的研究中, 我们将进一步拓展城镇化的农村减贫多维作用机制, 更加全面地阐释城镇化减贫机理。

致谢: 真诚感谢二位匿名评审专家在论文评审中所付出的时间和精力, 评审专家对本文理论分析和结果分析方面的修改意见, 使本文获益匪浅。

参考文献(References)

- [1] Lewis W A. Economic development with un-limited supplies of labor. *Manchester School of Economic and Social Studies*, 1954, 22(2): 139-191.
- [2] Shahbaz M, Aamir N. Urbanization and poverty reduction: A case study of Pakistan. *Journal of Infrastructure*, 2010, (8): 23-37.
- [3] Awan M S, Malik N. Impact of education on poverty reduction. *International Journal of Academic Research*, 2011, (3): 660-666.
- [4] 王健, 刘培. 我国城镇化的农村减贫效果测度. *汉江论坛*, 2018, (4): 55-62. [Wang Jian, Liu Pei. Measurement of the effect of urbanization on rural poverty reduction in China. *Jiangnan Tribune*, 2018, (4): 55-62.]
- [5] 李萌, 杨龙. 农村贫困、收入不平等与城镇化关系的实证研究: 基于2000-2012年省际面板数据. *统计与信息论坛*, 2014, 29(6): 68-73. [Li Meng, Yang Long. Empirical study on the relationship between rural poverty, inequality and urbanization: Based on provincial panel data from 2000 to 2012. *Statistics & Information Forum*, 2014, 29(6): 68-73.]
- [6] Franel S H, Myrdal G, Philips P A. Economic theory and under-developed regions. *International Affairs*, 1971, 34(3): 360-361.
- [7] 余戎, 罗清萍. 我国农村城镇化发展偏离以农民为本的表现及其对策. *安徽农业科学*, 2005, 33(1): 139-141. [Yu Rong, Luo Qingping. Rural urbanization deviates from farmer-oriented development in China and its countermeasures. *Journal of Anhui Agricultural Sciences*, 2005, 33(1): 139-141.]
- [8] Ravallion M, Chen S, Sangraula P. New evidence on the urbanization of global poverty. *Population & Development Review*, 2007, 33(4): 667-701.
- [9] Jorge M V, Panudulkitti P, Timo-feev A. Urbanization and the poverty level. Working Paper, 2009, (16): 9-14.
- [10] 何春, 崔万田. 城镇化的减贫效应: 基于发展中国家的实证检验. *城市问题*, 2017, (7): 9-17. [He Chun, Cui Wantian. The poverty reduction effect of urbanization: An empirical test for developing countries. *Urban Problem*, 2017, (7): 9-17.]
- [11] 崔万田, 何春. 城镇化的农村减贫效应: 理论机制与实证检验. *经济科学*, 2018, (4): 89-102. [Cui Wantian, He Chun. The effect of urbanization on rural poverty reduction: Theoretical mechanism and empirical test. *Economic Science*, 2018, (4): 89-102.]
- [12] Cali M, Menon C. Does urbanization affect rural poverty? Evidence from Indian districts. *The World Bank Economic Review*, 2009, 27(17): 171-201.
- [13] 单德朋, 郑常德, 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. *中国人口·资源与环境*, 2015, 25(9): 81-92. [Shan Depeng, Zheng Changde, Wang Ying. Rural-urban poverty migration, urbanization mode and heterogeneous poverty reduction effect. *China Population Resources and Environment*, 2015, 25(9): 81-92.]
- [14] 王建康, 谷国锋, 姚丽. 城市化进程、空间溢出效应与城乡收入差距: 基于2002-2012年省级面板数据. *财经研究*, 2015, 41(5): 55-66. [Wang Jiankang, Gu Guofeng, Yao Li. Urbanization, spatial spillover effects and urban-rural income gap in China: Based on provincial panel data from 2002—2012. *Journal of Finance and Economics*, 2015, 41(5): 55-66.]
- [15] 刘彦随, 李裕瑞. 中国县域耕地与农业劳动力变化的时空耦合关系. *地理学报*, 2010, 65(12): 1602-1612. [Liu Yansui, Li Yurui. Spatio-temporal coupling relationship between farmland and agricultural labor changes at county level in China. *Acta Geographica Sinica*, 2010, 65(12): 1602-1612.]
- [16] 吴秋余. 空心化农村如何“养活中国”. *人民日报*, 2012-03-20(9). [Wu Qiuyu. How to feed China by hollowing out the countryside. *People's Daily*, 2012-03-20(9).]
- [17] 谢勇. 土地征用、就业冲击与就业分化: 基于江苏省南京市失地农民的实证研究. *中国人口科学*, 2010, (2): 65-72. [Xie Yong. Land requisition and its impacts on employment: Evidence from landless peasants in Nanjing. *Chinese Journal of Population Science*, 2010, (2): 65-72.]
- [18] 方时姣, 肖权. 中国区域生态福利绩效水平及其空间效应研究. *中国人口·资源与环境*, 2019, 29(3): 1-10. [Fang Shijiao, Xiao Quan. Research on regional ecological well-being performance and spatial effect in China. *China Population*

Resources and Environment, 2019, 29(3): 1-10.]

- [19] Tobler W. A computer movie simulating urban growth in the Detroit region. *Economic Geography*, 1970, 46(2): 234-240.
- [20] 张博胜, 杨子生. 基于空间计量模型的云南农村贫困格局及其影响因素诊断. *农业工程学报*, 2019, 35(7): 276-287. [Zhang Bosheng, Yang Zisheng. Diagnosis of rural poverty pattern and its influencing factors in Yunnan province based on spatial econometric model. *Transactions of the Chinese Society of Agricultural Engineering (Transactions of the CSAE)*, 2019, 35(7): 276-287.]
- [21] LeSage J, Pace R. *Introduction to Spatial Econometrics*. Boca Raton: CRC Press, 2009.

Rural poverty reduction and its spatial spillover effects of Chinese urbanization: Based on the analysis of spatial econometric model with provincial panel data

ZHANG Bosheng¹, YANG Zisheng^{2,3}

(1. School of Economics, Yunnan University of Finance and Economics, Kunming 650221, China; 2. Institute of Land & Resources and Sustainable Development, Yunnan University of Finance and Economics, Kunming 650221, China; 3. Institute of Targeted Poverty Alleviation and Development, Yunnan University of Finance and Economics, Kunming 650221, China)

Abstract: Taking 27 provinces in China as an example, this paper mainly examines the rural poverty reduction and its spatial spillover effects of population urbanization, land urbanization and economic urbanization in China from 2010 to 2017. The results show that: (1) From 2010 to 2017, rural poverty, population urbanization and land urbanization in China's provinces show significant characteristics of spatial agglomeration, while the spatial agglomeration of economic urbanization gradually decreased. (2) Population urbanization has a "U"-shaped character in the rural poverty, while economic urbanization has an inversed "U"-shaped character. Land urbanization has no obvious effect on the rural poverty; however, it mainly shows the potential to aggravate the occurrence of rural poverty. (3) Population urbanization and economic urbanization have obvious spatial spillover effect on rural poverty, meanwhile, they have a "threshold" phenomenon in the spatial spillover effect of rural poverty. The direct effect threshold of population urbanization in poverty reduction in the eastern and central regions has basically been broken through, and the poverty reduction potential is weak, while the spillover effect threshold of population urbanization on poverty reduction in most provinces still exists, and the beneficial spillover effect is still obvious. In contrast, the direct and spillover effects of economic urbanization in all the provinces have broken through the threshold. (4) The urbanization of population should be pushed forward reasonably, and the related system reform should be quickened. We will expand urban space effectively in an orderly manner, optimize the adjustment of urban industrial structure, expand the scale of tertiary industry of the economic development and strengthen its quality upgrading, increase urban employment rate and enhance the overall radiation-driven effect of cities and towns. The allocation and utilization of population, space and resources in the region should be coordinated in an overall way, and the positive "externalities" caused by factor aggregation should be brought into full play to promote long-term, stable and poverty reduction in rural areas, and promote urban-rural coordination and sustainable development.

Keywords: urbanization; rural poverty; spatial econometric model; spatial spillover effects; China