

产业结构和城市规模对城市减贫的影响

——基于中国 100 个城市的面板数据的分析

张文武 左 飞

摘 要 基于我国 100 个地级及以上城市的面板数据,采用 GMM 和门槛面板模型,分析了产业结构和城市规模对我国城市贫困的协同效应。结果显示:中国城市贫困与城市规模之间存在 U 型关系,即城市规模在达到“最优规模”之前,通过“规模红利”的作用,在一定程度上缓解了城市贫困问题;产业结构与城市贫困的关系在不同地区不尽相同,在东部地区,产业结构与城市贫困之间呈负相关关系,即产业结构向第三产业的转移有利于改善城市贫困,在中西部地区,产业结构与城市贫困之间呈现出 U 型关系;城市中过高的服务业比重将妨碍“规模红利”的发挥,对城市贫困具有消极影响。

关键词 产业结构;城市规模;城市贫困;门槛面板模型

中图分类号 F299.23 **文献标识码** A

一 引言

消除贫困、改善民生、逐步实现共同富裕,是社会主义的本质要求。脱贫攻坚的难点是农村贫困人口,不过,城市贫困同样需要关注^[1]。2015 年,中国社科院发布的《中国城市发展报告 No. 4》显示,我国城市贫困人口为 5000 万人,这一数字随着城镇化的推进和社会经济的转型还将会有所增加^①。由此可见,城市贫困人口数量较大且可能长期存在,因此在新型城镇化背景下从城市发展和产业结构的视角研究城市贫困减缓问题具有重要意义。

过去,中国贫困问题更多被认为是一种农村现象^[2],学者们的研究也侧重于农村贫困问题^[3],而城市贫困问题并未纳入公众的视野。但是,随着城

市化和工业化的持续推进,特别是 20 世纪 90 年代以来,中国的城市贫困问题逐渐显现并引发了诸多的讨论。一方面,国内实施经济体制改革,在这一过程中,因企业改革导致大量失业人员的出现,而失业保障体系不完善、医疗保险覆盖范围狭窄等体制缺陷使得部分城市人口陷入绝对贫困,城市贫困由此逐渐显性化。同时,我国产业结构也伴随着经济体制转轨发生了重大变化,尤其是在 21 世纪初我国加入 WTO 以来,金融、信息等高新技术产业在我国产业结构中所占的比例大幅上升。然而,这些高新技术产业大多是资本、技术密集型产业,从传统的劳动密集型产业流出的简单劳动力无法融入新兴部门,导致了结构性失业的出现。总的来说,这种产业结构的调整首先引发了城市就业结构的变动,进而对城市居民收入结构产生了重要影响。与此同时,城

作者简介 张文武(1983—),男,江苏南京人,南京财经大学国际经贸学院副院长,副教授,博士,研究方向为空间经济学;左飞(1994—),男,安徽合肥人,南京财经大学国际经贸学院硕士研究生。

基金项目 江苏省研究生科研创新项目(KYCX17_1111)。

收稿日期 2018-01-21

修回日期 2018-02-28

市部分低素质劳动力面临着严峻的失业问题,而收入的高低和失业与否决定了城市居民是否会陷入贫困^[4]。另一方面,由于大量农村剩余劳动力涌向城市,形成了城市职工与农民工之间的岗位竞争,增加了城市失业人口的就业难度,恶化了城市失业人口的生活状况。

城市贫困伴随着城市化进程的不断推进而逐渐显性化,同时,城市化的加速推进必然会引起城市产业结构的变动,而产业结构的转型升级又会加速城市自身的发展,吸引更多的外来人口就业,从而扩大城市规模。因此,可以认为,城市产业结构和城市规模是影响城市贫困的两个重要因素。首先,不同产业、行业之间存在相对的收入差距,这种差距总会使要素从生产率较低的产业或行业向生产率较高的产业或行业转移,这一方面推动了经济增长,另一方面又会造成劳动者之间的收入不平等,同时这种就业结构和收入分配的变动还会影响到不同产业或行业就业者的贫困发生概率。其次,不同规模的城市其产业结构也存在较大差异,规模较小的城市与规模较大的城市相比,拥有更高的贫困发生率^[5]。

本文以城市贫困为研究对象,以城市规模和产业结构对城市贫困的协同效应为分析视角,分析三者之间的相互关系。相对于已有的文献,本文避免了将城市规模和产业结构割裂开来研究城市贫困问题的缺陷,并运用了最新的、时间跨度更长的地级市面板数据,利用动态面板模型和门槛面板模型,分析了不同城市的最优规模和产业结构的最优比例,并对东、中、西部三大区域地级及以上城市进行分组分析,一方面保障了结果的稳健性,另一方面针对具有不同地理位置、不同规模、不同产业结构的城市提出不同的城市发展和产业发展战略,为缓解城市贫困,进一步推进城市化提供科学依据。

二 文献综述

城市贫困问题是经济发展不可避免的社会现象。学界对城市贫困问题的研究主要从宏观和微观两个层面来考虑。从宏观上来看,首先,20世纪90年代以来的国有企业改革导致部分职工收入下降,职工下岗、失业现象剧增,甚至有的下岗职工生活状况不断恶化,最终陷入绝对贫困,城市贫困由此逐渐显性化^[6-8];其次,产业结构的调整触发了劳动力的需求转换,引起了结构性失业现象,造成大量失业人员,这种产业结构调整带来的就业不足是导致城市

贫困的主要原因之一^[9];再次,收入分配不平等导致贫富差距扩大,加深了城市贫困现象^[10-11];最后,社会保障体系不健全是造成城市贫困的又一重要原因^[3,12-13]。从微观上来看,则主要包括以下几个方面:如个人的人力资本水平、受教育程度^[14-17]、家庭规模^[18-20]、权利制度不完善、权力分配机制不公^[13]等。虽然影响城市贫困的因素众多,但近年来,学者们多从产业结构和城市发展的角度来分析其成因。

关于产业结构升级与城市贫困之间的关系,在以往的研究中,国内外学者秉持着不同的看法。一种观点认为,产业结构升级可以缓解城市贫困程度。如有学者通过对印度、泰国和中国的研究发现,第一产业和第三产业的增长对于减贫具有显著的效应,而第二产业增长对减贫的效果微弱,甚至贫困的减少与第二产业的增长无关^[21-22,9]。而另一种观点则认为,产业结构的调整会带来失业问题和扩大居民的收入差距,从而增加了贫困人口规模,因此,产业结构升级会加剧城市贫困的程度。如马克·多萨德、戈登·安德森等国外学者对西方发达国家“后工业化”时代的产业结构、各产业就业状况以及贫困人口进行调查发现,“去工业化”使得制造业中的大量员工下岗失业,长期失业人数增加,同时,造成收入低、收入差距扩大、贫困发生率高^[23-24]等现象。而1990年代以来,我国出现的大规模失业下岗以及由此导致的城市贫困问题在国内部分学者看来也是源于产业结构的变化。以马春辉、杨冬民、梁汉媚、方创琳为代表的国内学者认为,产业结构的升级会改变社会的劳动力分配状况,引发结构性失业,加剧城市失业问题,同时也会对居民收入尤其是贫困人口的收入产生严重影响,从而加重了城市贫困程度^[25-27]。而在全球化背景下,产业结构的调整和升级,不仅使城市的绝对贫困加剧,相对贫困也愈加严重^[28]。也有不少学者对于产业结构和城市贫困之间的关系持中立态度,如沃尔对亚洲六国的研究发现,国家间的产业结构虽然存在差异,但它们的经济增长弹性的差异却很小^[29]。高云虹则认为当资源配置的过程主要由政府主导时,产业结构的调整和升级对城镇贫困的变化的影响微乎其微^[13]。

关于城市规模和城市贫困之间的关系,鲜有学者直接从城市规模的角度来研究城市贫困问题,更多是通过对数据的观察揭示城市贫困问题在不同规模的城市之间的差异性。有学者强调,城市贫困发生率较高的城市主要集中在西部欠发达地区、老工业基地、资源型城市以及中小企业为主的中小城市。

袁媛、古叶桓、陈志灏对不同规模的城市贫困发生率进行了三次 K-S 检验,其 p 值均小于 0.05 的显著性水平,表明不同规模的城市,其贫困发生率存在显著差异^[30]。而较早完成的《中国城市贫困问题研究》也得出了比较相似的结论。

综上所述,现有的国内外文献对于城市贫困问题做出了较为完整的研究,基于产业结构的角度来研究城市贫困问题的文献较多,但学者们的观点不尽相同,意见不一。而关于城市规模与城市贫困问题的研究则相对较少。事实上,产业结构的变化与城市的发展以及城市规模的变化密不可分,城市规模和产业结构共同影响城市生产效率的高低,不同规模的城市需要匹配不同的产业结构,从而通过产业的集聚效应推动城市的快速发展^[31]。因此,把产业结构和城市规模作为两个独立因素,来考察它们对城市贫困的影响,就会忽略二者之间的协同作用机制。本文的创新之处就在于将产业结构和城市规模纳入一个统一的框架之中,来考察它们对城市贫困的协同作用,并基于这种协同影响机制来考察产业结构的变化究竟是如何影响城市贫困的。同时,对处于不同发展阶段、拥有不同规模以及不同产业结构的城市提出合理的缓解城市贫困的政策建议。

三 模型设定与数据

1. 模型设定

(1) 差分 GMM 和系统 GMM 模型的设定

为了解决静态面板模型可能存在的内生性问题,本文将尝试使用差分 GMM 模型和系统 GMM 模型来缓解可能存在的内生性。参照有关文献,本文在模型中引入了被解释变量最低生活保障人数的二至四阶滞后项、城市规模和产业结构(即第三、二产业增加值之比)的二至三阶滞后项作为工具变量,且在解释变量中引入了被解释变量的一阶滞后项。其检验结果见表 1。其中,差分 GMM 模型估计一共使用了 63 个工具变量,模型的结果表明,其扰动项的差分存在一阶自相关,但不存在二阶、三阶自相关,因此,本文认为差分 GMM 模型可以使用。同时,在工具变量的过度识别检验中,Sargan 检验的结果显示,在 5% 的显著性水平下,无法拒绝“所有工具变量均为有效工具变量”的原假设,所以,我们认为模型中工具变量的设定是有效的。另一方面,系统 GMM 模型估计共使用了 87 个工具变量,结果显

示模型的扰动项的差分存在一阶自相关,但不存在二阶和三阶自相关,因此,认为系统 GMM 模型适用。在工具变量的过度识别检验中,Sargan 检验的结果表明,在 5% 的显著性水平下,无法拒绝“所有工具变量均为有效工具变量”的原假设,因此,认为模型中工具变量的设定是有效的(检验结果见表 1)。

表 1 差分 GMM 和系统 GMM 检验结果

	差分 GMM	系统 GMM
工具变量个数	63	87
AR(1)	0.0002	0.0000
AR(2)	0.7247	0.2358
AR(3)	0.6017	0.9198
Sargan	56.20181	80.59988
P 值	0.1947	0.2281

注:AR(1)、AR(2)、AR(3)结果所显示的是其对应的 P 值;Sargan 用于检验工具变量的有效性(过度识别检验),其原假设为“所有工具变量均有效”,这里报告了其统计值和 P 值。

(2) 门槛模型的设定

汉森在其一系列的研究中开创了一种新的门槛回归模型,这种模型不需要确切的非线性方程式,同时门槛值的确定完全由样本内生决定,使门槛值更符合经济的运行机制,并提高了参数估计的可靠性。通过门槛回归模型的设定,可以更加清晰地看到,具有不同规模和产业结构的城市,它们的城市贫困表现出怎样的特征以及有何异同点。本文借助的汉森门槛面板回归模型可以表示为:

$$y_{it} = \beta'_1 x_{it} I(q_{it} \leq \gamma) + \beta'_2 x_{it} I(q_{it} > \gamma) + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

式中 q_{it} 表示门槛变量, γ 表示未知的门槛值, $\varepsilon_{it} \sim iid(0, \delta^2)$ 为随机扰动项, $I(\cdot)$ 为指标函数。门槛值及其个数由样本数据内生决定,最优的门槛值是由残差平方和得到的能使残差平方和达到最小的 γ 。类似的,多重门槛模型可设置为:

$$y_{it} = \beta'_1 x_{it} I(q_{it} \leq \gamma_1) + \beta'_2 x_{it} I(\gamma_1 < q_{it} \leq \gamma_2) + \dots + \beta'_{n+1} x_{it} I(q_{it} < \gamma_n) + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

运用门槛面板模型,首先要确定门槛值的个数,表 2 列示了有关检验所使用的 F 统计量以及汉森自抽样法(Bootstrap)的 P 值。结果表明,将城市规模设置为门槛变量,产业结构设置为核心解释变量时,其单一门槛、双重门槛和三重门槛的 F 值和 P 值都非常显著,但 LR 图显示其三重门槛并不显著,为此,将城市规模(lnN)设置为门槛变量时,本文将采取双重门槛模型。另一方面,将产业结构设置为门槛变量,城市规模设置为核心解释变量时,单一门槛

模型、双重门槛模型和三重门槛模型也都非常显著,但三重门槛值在 LR 图中不显著,为此,将产业结构作为门槛变量时,本文将采取双重门槛模型。根据“门槛估计值”及与之对应的“95%的置信区间”所

示,本文认为城市规模($\ln N$)作为门槛变量的两个门槛值分别为 4.1310 和 4.5119。而产业结构(调整后的产业结构)作为门槛变量的两个门槛值分别为 0.7962 和 1.5047。

表 2 门槛效应及估计值检验结果

$\ln N$ 作为门槛变量	F 值	P 值	门槛估计值	95% 置信区间
单一门槛模型	45.783***	0.0000	4.1310	[4.1038 4.1310]
双重门槛模型	21.088***	0.0000	4.1310	[4.1038 4.1310]
			4.5119	[4.5119 4.5119]
三重门槛检验	21.975***	0.0000	4.1310	[4.1038 4.1310]
			4.2670	[4.2670 4.2670]
			4.5119	[4.5119 4.5119]
μ 作为门槛变量	F 值	P 值	门槛估计值	95% 置信区间
单一门槛模型	8.1586***	0.0060	0.7962	[0.6835 0.8767]
双重门槛模型	3.7046**	0.0320	0.7962	[0.4097 2.0039]
			1.5407	[0.4097 2.0039]
三重门槛模型	2.9353*	0.0740	0.4419	[0.4097 2.0039]
			0.7962	[0.5224 2.0039]
			1.0216	[0.5224 2.0039]

注:***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著; P 值是采用 Bootstrap 法反复抽样 500 次得到的结果。

2. 数据来源和描述性统计

根据数据的可得性和本文的研究目的,我们采用 2005 - 2014 年地级及以上城市的面板数据进行研究,主要数据来源于各年的《中国城市统计年

鉴》、《中国民政统计年鉴》、《中国区域经济统计年鉴》、《中经网统计数据库》、《中国经济与社会发展统计数据库》等,部分缺失数据利用差分方法进行了补充。表 3 显示了相关变量的描述性统计。

表 3 主要变量样本数据的描述性统计

变量	均值	标准差	极小值	极大值
povertyrate	0.0389	0.0376	0.0018	0.1690
N	258.341	280.631	37.2	1943.9
μ	1.131626	0.6807094	0.2356	4.138008
edu	48108	56705.94	1200	240700
pcdi	29786.47	7254.22	14734	48841
unemployed	29760.85	39042.59	1545	249000
fiscalburden	1.779268	2.571623	0.1871199	26.29519
book	132.2117	136.9856	6.59	920.03
road	14.328	7.155091	3.64	56.84
bus	11.7408	9.924304	1.77	94.37
green	40.6623	4.9181	22.1	60.41

城市贫困发生率 povertyrate 是本文的被解释变量,以各地级及以上城市的城市最低生活保障人数占市辖区年末总人口的比例来表示。核心解释变量包括城市规模 N 和产业结构 μ 。其中, N 表示各市辖区的年末总人口,用以测度城市规模的大小; μ 表示各地级及以上城市的第三、第二产业的增加值之比。模型中还纳入了若干影响城市贫困的控制变量。其中,城市人力资本以各地高校毕业生人数 (edu) 来测度,并使用滞后两期的数据来降低可能

存在的内生性。收入水平使用市辖区人均可支配收入 (pcdi) 指标; 失业情况以市辖区登记失业人数 (unemployed) 来测度; 政府的财政负担 (fiscalburden) 用市辖区的财政支出与财政收入的比例来衡量; 在城市基础设施建设方面,分别以市辖区人均拥有道路面积、每万人拥有公共汽车数、建成区绿化覆盖率以及单位人口拥有公共图书馆藏书量来测度。

图 1 是 100 个地级及以上城市的贫困发生率与产业结构的相关关系的散点图和拟合曲线,可发现

城市贫困发生率与产业结构之间存在明显的负相关性,且在 $P < 0.01$ 显著性水平下拒绝了原假设,这与达特、沃尔、张萃等学者认为产业结构升级可以缓解城市贫困的观点不谋而合,但有关产业结构与城市贫困之间的关系,本文将进一步做出讨论。

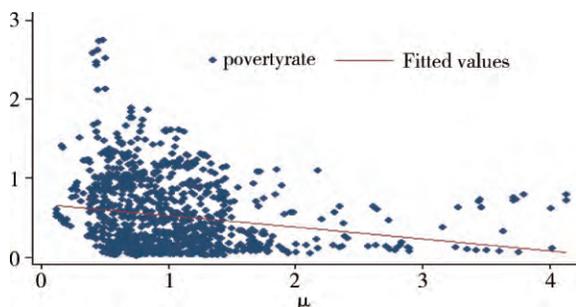


图 1 城市第三、第二产业比与城市贫困发生率

图 2 是城市贫困发生率与城市规模关系的散点图以及拟合曲线,图中的横轴表示城市市辖区年末总人口的自然对数值 ($\ln N$)。城市规模与城市贫困之间存在显著的负相关关系,且在 $P < 0.01$ 的显著性水平下拒绝了原假设。

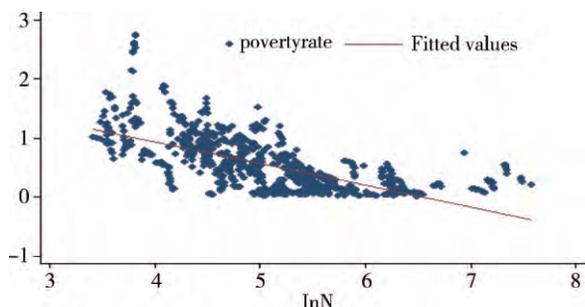


图 2 城市规模与城市贫困发生率

图 3 反映了各地级及以上城市的第三、第二产业增加值之比与城市规模之间的关系以及二次拟合曲线,其中横轴表示市辖区年末总人口的自然对数值,纵轴表示的是市辖区第三、第二产业增加值之比。除个别城市外,绝大多数的城市都处于拟合曲线范围之内,城市规模自然对数值的一次项和二次项系数表现出一负一正,且均在 $P < 0.01$ 的显著性水平上拒绝原假设,即随着城市规模的增加,第三产业比重呈现先下降后上升的趋势。而这与部分学者认为“城市规模和第三产业发展呈现正相关”的观点相左。因此,在我国,城市规模与产业结构之间的关系更为复杂,不能一概而论。

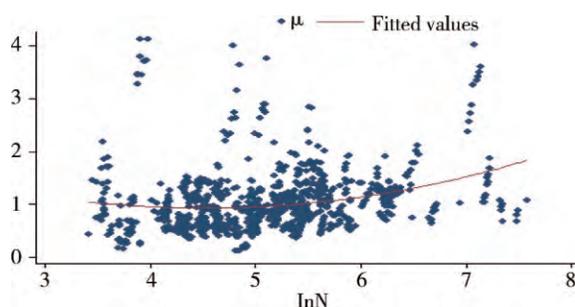


图 3 城市规模与第三—第二产业结构

四 产业结构—城市规模协同效应的计量结果分析

1. 总体样本的回归结果

本文的计量模型结果见表 4。其中,第一列表示各变量的名称,第二、三列分别表示差分 GMM

表 4 总体样本的估计结果

	povertyrate			
	差分 GMM	系统 GMM	门槛一	门槛二
$\ln N$	-0.2939*** (-14.12)	-0.0840*** (-18.58)		
$\ln N$ ($\mu < 0.7962$)				-0.1314*** (-3.2914)
$\ln N$ ($0.7962 \leq \mu \leq 1.5047$)				-0.1307*** (-3.2758)
$\ln N$ ($\mu > 1.5047$)				-0.1314*** (-3.2996)
$(\ln N)^2$	0.0252*** (12.43)	0.0061*** (15.26)	-0.0025*** (-5.4358)	0.0103*** (2.7724)
μ	-0.0076 (-1.23)	-0.0250*** (-11.26)		
μ ($\ln N < 4.1310$)			-0.0323*** (-3.2344)	

注: 括号内为统计量; ***, ** 和 * 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著。

和系统 GMM 面板回归结果,第四、五列分别表示以城市规模为门槛变量、产业结构为核心变量以及以产业结构为门槛变量、城市规模为核心解释变量的门槛面板模型,并使用了稳健标准误差。在两个门槛模型中,除了核心解释变量随门槛变量的变化而变化以外,其他控制变量的估计系数均保持不变。

从表 4 的四种回归模型可以看到,一方面,在差分 GMM 面板估计模型中,核心解释变量产业结构的参数估计并不显著,而在系统 GMM 面板估计中,产业结构对城市贫困的影响非常显著。本文认为,差分 GMM 估计可能存在隐含的弱工具变量问题,而系统 GMM 面板估计则更有效率,因此,本文以系统 GMM 估计结果为主;另一方面,除部分控制变量的参数估计存在差异外,大部分控制变量的参数估计结果均具有较高的稳健性。

首先,我们考察城市规模对城市贫困的影响。根据系统 GMM 模型的估计结果,城市规模(市辖区年末总人口的自然对数)的一次项系数显著小于零,二次项系数显著大于零,这说明,中国城市规模与城市贫困之间存在 U 形曲线关系,即随着城市规模的扩大,城市贫困发生率随着城市规模的增加呈现出先下降后上升的特点。这与一些学者的研究不谋而合。国锋对上海城市贫困的研究表明,经济增长初期是有利于贫困人群的,但随着经济增长到一定水平后,收入差距的不断扩大,使得贫困人群的境况逐渐恶化^[32]。而陈杰、周倩则认为城市经济效率与城市规模呈倒 U 形关系^[33]。由系统 GMM 模型可以得到: $\partial \text{povertyrate} / \partial (\ln N) = -0.084 + 0.0122 \ln N + 0.0049 \mu$,显然,城市规模扩张对城市贫困发生率的边际影响不仅取决于城市规模自身,且随着产业结构 μ 的变化而变化。2014 年我国 100 个地级及以上城市的第三、第二产业增加值之比的均值为 1.131626,代入上式可知,具有平均产业结构水平的城市其贫困发生率最小化的城市规模为 620 万人,远远高于当年我国地级及以上城市的市辖区年末总人口的平均规模。由此可见,我国大部分城市并没有达到最优规模水平。因此,在今后我国的城镇化进程中,要循序渐进地推动人口和产业向中小规模的城市集聚,构建城市规模和产业结构相匹配的体系,引导中小规模城市突破门槛规模,实现经济效率的最大化,并通过整体经济的发展,在涓流效应和扩散效应作用下,提高贫困人群的收入水平,从而减少城市的绝对贫困人口。但是,我们也发

现有少数城市的规模已经过大,例如北京、上海和重庆等城市,因此,需要通过调整产业结构来提升城市经济发展效率,从而缓解此类规模过大城市的贫困问题。同时,对于直辖市和省会城市,由于其特殊的行政地位,我们可以认为其最佳规模要稍高于与其具有相似产业结构或地理位置相差不大的地级及以上城市。

其次,我们考察产业结构对城市贫困的影响。从上述模型的估计结果我们可以看到,产业结构的一次项系数显著小于零(差分 GMM 模型除外),而二次项系数只有在系统 GMM 模型中显著小于零,在其他模型中均不显著,因此,并不能判断产业结构与城市贫困之间是否存在 U 形或倒 U 形关系。利用系统 GMM 模型,我们可以得到: $\partial \text{povertyrate} / \partial \mu = -0.025 - 0.0008 \mu + 0.0049 \ln N$ 。显然,产业结构升级对城市贫困的影响不仅与产业结构本身有关,且随着城市规模的变化而变化。2014 年我国 100 个地级及以上城市的市辖区年末总人口的自然对数值均值为 5.200139(市辖区年末总人口的均值为 258.341 万人)。代入上式可得,城市贫困发生率最小化条件下的最优产业结构比约为 0.6,这说明,对于中小规模的城市来说,第三产业相对于第二产业的比重不宜过大,部分中小规模的城市并未充分挖掘第二产业的潜力,若过早提倡去“工业化”而侧重于发展第三产业,那么,由于其较小的城市规模无法支撑大部分产业的集聚,会使大量劳动力流向传统的、附加值较低的服务业,这会导致就业岗位和收入分配的不合理,同时扩大收入差距,恶化贫困人口的境况,造成新贫困人口的出现。因此,充分发挥第二产业的作用,促进中小城市的制造业发展,实现第二产业向第三产业的合理过渡,是大部分中小城市实现经济高速发展,解决城市贫困问题的有效途径。

最后,我们探讨产业结构和城市规模对城市贫困的协同效应。本文通过门槛模型,分别将城市规模和产业结构作为门槛变量,来考察城市规模—产业结构协同效应的非线性特征。在门槛模型一中,门槛变量城市规模的自然对数值 $\ln N$ 将产业结构划分为三个区段,产业结构对缓解城市贫困的效应十分显著,但我们也可以看到,随着城市规模的逐渐变化,产业结构对城市贫困边际影响的系数绝对值也呈现增加的趋势,这与上文所述的产业结构一次项系数和二次项系数均小于零的估计结果一致,即随着城市规模的逐渐增加,产业结构的升级对缓解城市贫困的效用越来越大,但从前文我们也应该注意

到不能盲目地追求第三产业的发展,过早提倡去工业化,而忽视第二产业对城市经济和城市减贫的促进作用。在城市规模逐渐扩大的过程中,不仅要保持产业结构升级的步伐,而且要确保产业结构的平稳调整。在充分挖掘第二产业潜力的同时,也要注意第三产业的配套发展,这样才能实现产业结构对提升经济发展、解决城市贫困的持续性正面效应。在门槛模型二中,门槛变量产业结构将城市规模划分为三个区段,城市规模对城市贫困的正面积作用十分显著,但随着产业结构的逐渐变化($\mu < 0.7962$; $0.7962 \leq \mu \leq 1.5047$; $\mu > 1.5047$),城市规模对城市贫困的边际影响呈现出先下降后上升的关系。这说明,当第二产业相对于第三产业比重较大时,充分发挥第二产业的潜在优势,利用制造业强大的就业乘数作用,切实降低社会失业率,可使城市规模扩大的同时,对城市经济发展产生较大的外溢作用,提高劳动力的收入水平。虽然这一过程中会导致富人和穷人的收入差距扩大,但贫困人群的收入水平也会以较快的速度增长,从而缓解城市的绝对贫困。随着产业结构向第三产业转移,大部分中小城市的城市规模却依然较小,无法支撑大多数产业的集聚,第二产业的潜能并未充分挖掘,制造业水平普遍较低,第三产业的过快发展只会导致大量劳动力流向低附加值的传统服务业,这又会加剧收入分配的不平等,扩大收入差距,加剧城市贫困问题。当城市规模继续扩大,对于大城市和特大城市,继续增加第二产业比重反而会抑制城市经济的发展,而适当地侧重于第三产业的发展,形成合理的二、三产业分工格局,不仅会提高经济发展效率,优化就业结构,一定程度上还能够缩小收入差距,缓解大城市的贫困问题,同时也能促进中小城市承接大城市的制造业,充分发挥中小城市制造业的潜能,实现中小城市的快速发展,并减少中小城市的绝对贫困人口。

另外,各控制变量的结果也提供了诸多有意义的信息。市辖区居民人均可支配收入 $pcdi$ 的参数估计显著为负,这说明增加人均可支配收入对缓解城市贫困问题起到了关键性的作用,人均可支配收入每增加1个百分点,城市贫困发生率就会降低0.68个百分点。城市失业状况对城市贫困表现出了显著的负相关性,这与绝大多数学者的观点不谋而合,如林伯强认为收入分配对城市贫困的影响尤其关键,而收入在劳动者、市场之间的分配直接体现在了就业岗位、工资收入的分配状况中,这也就隐含了失业对城市贫困的负面影响的观点^[34]。滞后两

期的高校毕业生数对城市贫困表现出了显著的正相关性,这与“教育通过人力资本的积累促进经济增长,从而缓解城市贫困的观点”大相径庭。本文认为,结合中国的复杂情况,造成这种观点不一致的原因有两种。首先,随着我国经济社会的高速发展,地区发展不平衡问题日益严重,而教育不平等现象就极具代表性,东、中、西部教育资源的分配不合理,一方面在一定程度上增加了家庭尤其是贫困家庭对子女未来的教育储蓄负担,从而降低了有限的收入中用于消费的比例;另一方面,教育不平等会加剧收入分配不均等,而收入分配不均等会加深城市贫困问题。因此,这会形成城市贫困的恶性循环,加剧城市贫困的程度。其次,地区发展的差异会影响劳动力,尤其是具有高等学历人群的流动,对于中西部地区来说,人力资本的外流会极大地限制地区经济的发展,加剧这些地方的城市贫困现象。而对于发达的东部地区来说,虽然积聚了大量的人力资本,但有限的工作岗位无法容纳大量内流的劳动力,这一方面加剧了失业问题,另一方面造成了“大材小用”等不合理的劳动力配置现象。因此,劳动力的不合理流动限制了人力资本促进经济增长的作用,加剧了城市贫困问题。政府财政负担 $fiscalburden$ 表示的是政府财政支出占财政收入的比例,在差分GMM和系统GMM动态模型中,其系数显著为正(在门槛模型中财政负担率与城市贫困呈现负相关,但并未通过显著性检验),这表明政府的财政负担加剧了城市贫困,这一现象与财政支出安排方面出现的结构性偏向紧密相关。地方政府追求经济增长的热情和“唯GDP”论使得财政支出结构失衡,基础教育和基本医疗等方面的财政支出明显较低,使得低收入群体无论是在劳动要素质量还是健康水平方面都无法得到改善,从而增加了贫困群体的贫困深度和广度。此外,在城市基础设施建设方面,参数估计结果(除个别差异外)表明,城市的基础建设对城市贫困也产生了一定的积极作用。

2. 分地区城市样本的回归结果

我国地区发展存在显著的差异,东中西部地区的经济结构和产业结构均差异较大。本文利用系统GMM模型分别对东中西部的地级及以上城市进行回归,结果见表5。

在分地区模型中可以看到,人均可支配收入、失业人数以及人力资本的估计结果与上述总体回归模型相符,而城市基础设施和地方政府财政负担的估计结果存在一些差异。其中,东部地区的城市基础

表5 东中西部地区面板模型回归结果

	povertyrate	
	东部	中西部
lnN	-0.0353*** (-4.55)	-0.1016*** (-12.71)
(lnN) ²	0.0021*** (2.55)	0.0076*** (11.87)
μ	-0.0161*** (-3.51)	-0.0110*** (-2.22)
μ	-0.0012*** (-4.77)	0.0010*** (8.83)
μ lnN	0.0035*** (4.00)	0.0012 (1.16)
lnpcdi	-0.0013*** (-2.58)	-0.0124*** (-17.76)
lnunemployed	0.0007*** (2.56)	0.0022*** (6.38)
lnedu	0.00006 (0.33)	0.0047*** (14.18)
fiscalburden	-0.0005 (-1.27)	0.0004*** (6.93)
lnbook	0.0007*** (3.02)	0.0008*** (2.49)
lnroad	-0.0003 (-0.89)	-0.0023*** (-3.72)
lnbus	-0.0006*** (-2.76)	0.0029*** (3.97)
lngreenrate	-0.0010*** (-2.33)	0.0004 (0.52)
L. povertyrate	0.8524*** (32.89)	0.7219*** (33.18)
_cons	0.1390*** (7.40)	0.3803*** (17.48)
样本数	328	531

注:东部地区包括京、津、冀、鲁、辽、沪、苏、浙、闽、粤、琼,中部地区包括晋、豫、皖、赣、鄂、湘、吉、黑,其余省份被纳入西部地区;***、**、*分别表示在1%、5%、10%的显著性水平下通过显著性检验。

设施建设与城市贫困发生率存在显著的负相关关系,政府财政负担对城市贫困的影响不显著,而中西部地区则相反,呈现出显著的正相关关系(除人均拥有道路面积外)。本文认为,东部地区经济发展较快,政府财政支出安排更加健全,规模更大,基础设施建设更加完善,在经济高速发展的同时,对提升经济发展效率、提高贫困人群的境况具有较大的外溢作用。而中西部地区的发展速度相对较慢,初始的基础设施建设状况并不理想,政府的财政安排会过多地倾向于基础设施建设,而在教育、科技等方面的支出相对较少,导致财政支出结构的不平衡、基础设施建设的外溢作用不明显,甚至会在一定程度上加剧了城市贫困。核心解释变量中,城市规模的一次项系数均为负数,二次项系数均大于零。产业结

构的参数估计在三大地区存在显著差异,东部地区产业结构的一次项系数和二次项系数均显著小于零,这说明,对于东部地区,基于较好的产业集聚基础,逐渐增加第三产业比重,促进高新技术产业的发展,实现产业结构的转型升级,更有利于城市经济发展效率的提升,完善就业结构,切实提高居民收入水平,改善贫困人群的境况,减少绝对贫困人口。中西部地区产业结构的一次项系数小于零,二次项系数显著大于零,近似呈现U形关系。本文认为,中西部地区大部分城市的第二产业发展势头较快,集聚规模不断扩大,保持第二产业的良好发展趋势,并配套发展第三产业,将有利于城市经济的高效发展,扩大就业规模,改善居民尤其是贫困人口的生活状况。但是,中西部地区的第二产业潜能并未充分挖掘,盲目扩大第三产业发展份额,只会削弱经济发展效率,导致不合理的就业结构,反而会加剧城市贫困。

综上所述,城市规模和产业结构对城市贫困的影响并非独立的、单一的,城市规模对城市贫困的影响受制于城市产业结构的变化,反之也成立。东部地区的城市可以通过产业结构的转型升级,合理增加第三产业比重,提升城市经济发展效率,增加居民收入水平,改善贫困人群的收入状况。而中西部地区则应调整第三产业占比较大的现状,大力发展第二产业,形成规模较大的制造业集聚,发挥第二产业巨大的就业乘数作用,完善城市就业结构,降低城市失业水平,切实提高贫困群体的收入,从而缓解城市贫困现象。

五 结论及政策建议

1. 结论

第一,中国城市贫困与城市规模之间存在U型关系,即城市规模在达到“最优规模”之前,通过“规模红利”的作用,在一定程度上缓解了城市贫困问题。

第二,产业结构与城市贫困的关系在不同地区不尽相同。其中,在东部地区,产业结构与城市贫困之间呈现负相关关系,即产业结构向第三产业的转移有利于改善城市贫困;在中西部地区则呈现出U型关系。

第三,城市规模与产业结构的交互项为正,说明过高的服务业比重将妨碍“规模红利”的发挥,从而对城市贫困产生消极影响,产业结构对城市贫困的影响也取决于城市规模。

第四,就100个地级及以上样本城市来看,虽然个别特大或大城市出现了城市规模超过最优规模的现象,但绝大部分城市的规模依然偏小,人口增长还有巨大提升空间,“规模红利”效应也有待进一步发掘。

第五,中国大多数城市尤其是中小规模城市陷入了“大力发展第三产业”的陷阱,由于第二产业发展不健全,无法形成完善的制造业集聚效应,盲目发展第三产业,一方面阻碍了城市产业结构的转型升级;另一方面造成各产业部门之间、各产业部门内部、各行业甚至各企业之间劳动力构成的不合理现象,从而对劳动者尤其是贫困劳动人群的收入产生巨大影响,这会形成一个难以在短期内冲破的贫困恶性循环,即低收入—低素质—低收入,因此,对于中国大多数城市来说,第二产业对拉动经济增长、提高居民收入、缓解城市贫困等依然具有强大的支撑作用。

2. 建议

第一,合理引导投资流向及就业方向,对于东部及中西部地区,制定不同的产业结构升级目标,但总体目标要与城市脱贫目标一致。首先,对于东部地区,应积极发展高新技术产业和具有高附加值的产业,将标准化的、无法产生更多集聚效益的成熟产业向中西部城市合理转移,努力实现向现代高级服务业的转型,使产业结构升级的综合效应在促进经济增长的同时带来城市贫困人口绝对数量的减少。其次,对于中西部地区,应合理布局第二产业和第三产业,积极承接东部沿海地区向外转移的成熟制造业,充分挖掘第二产业发展的潜力,努力形成强大的制造业集聚,并以此为依托,逐步向高端服务业发展,从而通过第二产业和第三产业强大的就业乘数效应,重点培育能够吸纳大量劳动力的行业,改善城市就业状况,有力地减少城市贫困人口的数量或减轻城市贫困人口的贫困程度。

第二,继续发挥特大城市和大城市的辐射作用,并做大做强中小城市,充分发挥“规模红利”作用。首先,应加快户籍制度改革,制定倾斜政策,引导非农产业和剩余农业人口向中小规模城市转移,以区域性城市群的发展方式带动圈内中小城市发展,扩大城市规模,实现城市规模最优化,通过“规模红利”效应减轻城市贫困。其次,引导产业结构适应市场需求变化,中西部城市应积极引进外资,城市各类服务行业要积极向民营资本开放,提升中小城市的竞争力,从而吸引更多的外来人口,尤其是具有高

素质的劳动力引进。

第三,加强对城市贫困人口的教育和就业培训力度。产业结构升级带来了结构性失业问题,城市贫困群体首当其冲。因此,要提高贫困人群适应产业结构升级的能力以及从中获益的能力,加强对贫困人口的教育和职业劳动能力的培训是最重要的环节之一。同时,贫困的代际传递特点也会形成贫困的恶性循环。因此,政府应制定合理的教育政策,提高具有劳动能力的贫困者的就业能力,从而适应产业结构升级和技术进步对劳动力知识水平和劳动技能的要求,促进贫困劳动力的就业,减轻其贫困程度。

【Abstract】 Based on the panel data of 100 cities at prefecture level or above, this essay empirically analyzes the synergy effects of city size and industrial structure on urban poverty in China by comprehensively using Econometric Methods such as GMM and Threshold Panel Model. The results show that: Firstly, there is a U-shape relationship between urban poverty and city size; Secondly, the relationship between urban poverty and industrial structure is different in different regions: there is a negative correlation between industrial structure and urban poverty in the east while a U-shape relationship between the two is found in the mid-west. The influence of city size and industrial structure on urban poverty is mutually restricted.

【Key words】 industrial structure; city size; urban poverty; Threshold Panel Model

注释

- ① 对于城市贫困人口的数量,有的学者倾向于以中国进入城市最低生活保障的人数为参照进行测算。城市贫困人口通常是享受低保人数的2倍多,在城镇总人口中所占比例在7.5%至8%之间。截至2016年底,我国城镇人口数为79298万人,按照8%的比例计算,目前我国城镇贫困人口数大约为6000万人。

参考文献

- [1] 于洪生. 在共享共建中消除城市贫困[N]. 人民日报, 2016-04-18
- [2] 尼古拉斯·斯特恩. 中国的贫困现象更多是一种农村现象[J]. 领导决策信息, 2002(5): 23.
- [3] 夏庆杰, 宋丽娜, Simom Appleton. 中国城镇贫困的变化趋势和模式[J]. 经济研究, 2007(9): 96-111
- [4] 高云虹, 周岩. 空间优化研究综述——动力机制、影响因素及路径选择[J]. 科学经济社会, 2013(31): 81-86
- [5] 袁媛, 薛德升, 许学强. 转型时期我国城市贫困研究述评[J]. 人文地理, 2006(1): 93-99
- [6] 夏庆杰, 宋丽娜, Simom Appleton. 中国城镇贫困的变化趋势和模式[J]. 经济研究, 2007(9): 96-111

- [7] 杨俊,王燕,张宗益. 中国金融发展与贫困减少的经验分析[J]. 世界经济 2008(8):62-76
- [8] 王小林,张德亮. 中国城市贫困分析[J]. 广西大学学报(哲学社会科学版) 2013(2):76-81
- [9] 张萃. 中国经济增长与贫困减少——基于产业构成视角的分析[J]. 数量经济技术经济研究 2011(5):51-63
- [10] 刘一伟,汪润泉. 收入差距、社会资本与居民贫困[J]. 数量经济技术经济研究 2017(9):75-92
- [11] 高云虹. 中国转型时期城市贫困区位化现象探析[J]. 当代财经 2010(8):81-87
- [12] 施杨. 经济体制转轨中工人从贫困到相对贫困的生活变迁[J]. 求实 2012(7):36-39
- [13] 高云虹. 中国城市贫困问题的制度成因[J]. 经济问题探索, 2009(06):57-62
- [14] Somsook Boonyabancha, Thomas Kerr. How urban poor community leaders define and measure poverty[J]. Environment and Urbanization 2015(2):637-656
- [15] Asha Ghosh Lalitha Kamath. Decentralisation and Local Government Innovation in Providing Urban Services for the Poor in South and South-east Asia[J]. Space and Polity 2012(1):49-71
- [16] 谢沁怡. 人力资本与社会资本:谁更能缓解贫困[J]. 上海经济研究 2017(5):51-60
- [17] 邹薇,郑浩. 贫困家庭的孩子为什么不读书:风险、人力资本代际传递和贫困陷阱[J]. 经济学动态 2014(6):16-31
- [18] 何深静,刘玉婷. 中国城市贫困问题的国际研究新进展[J]. 国际城市规划 2008(4):7-11
- [19] Kala Seetharam Sridhar. Is Urban Poverty More Challenging than Rural Poverty? A Review[J]. Environment and Urbanization Asia 2015(2):95-108
- [20] Marc Doussard. After Deindustrialization: Uneven Growth and Economic Inequality in "Postindustrial" Chicago [J]. Economic Geography 2009(2):183-207
- [21] Arup Mitra, Juan Pedro Schmid. Growth and poverty in India: emerging dimensions of the tertiary sector[J]. The Service Industries Journal 2008(8):1055-1076
- [22] Alhaji Bukar Mustapha, Rusmawati Said. Urban poverty inequality and industry in Nigeria[J]. International Journal of Development Issues 2015(3):249-263
- [23] Marc Doussard. After Deindustrialization: Uneven Growth and Economic Inequality in "Postindustrial" Chicago [J]. Economic Geography 2009(2):183-207
- [24] Gordon Aderson, Alessio Farcomeni, Maria Grazia Pittau and Roberto Zelli. A new approach to measuring and studying the characteristics of class membership: Examining poverty, inequality and polarization in urban China[J]. Journal of Economics 2016(2):191
- [25] 马春辉. 中国城镇居民贫困化研究[J]. 经济学家 2005(3):75-82
- [26] 杨冬民,党兴华. 中国城市贫困问题研究综述与分析[J]. 经济学动态 2010(7):81-84
- [27] 梁汉媚,方创琳. 中国城市贫困人口动态变化与空间分异特征探讨[J]. 经济地理 2011(10):1610-1617
- [28] 高云虹. 城市贫困成因:中美两国的对比[J]. 当代财经 2007(10):5-10
- [29] Peter G. Warr. Poverty Reduction and Sectoral Growth: Evidence from Southeast Asia[Z]. World Institute for Development Economics Research(WIDER) 2001
- [30] 袁媛,古叶恒,陈志瀛. 中国城市贫困的空间差异特征[J]. 地理科学进展 2016(2):195-203
- [31] 柯善咨,赵曜. 产业结构、城市规模与中国城市生产率[J]. 经济研究 2014(4):76-88
- [32] 国锋. 经济增长背景下的城市贫困:以上海为例[J]. 上海经济研究 2009(12):88-95
- [33] 陈杰,周倩. 中国城市规模和产业结构对城市劳动生产率的协同效应研究[J]. 财经研究 2016(9):75-86
- [34] 林伯强. 中国的经济增长、贫困减少与政策选择[J]. 经济研究 2003(12):15-25

(编辑:张越;责任编辑:李小敏)