

“小而无当”但“过犹不及”：人口规模与城市生产率的关系研究

向国成¹ 江鑫²

(1. 湖南工商大学 经济与贸易学院, 湖南 长沙 410205; 2. 南开大学 经济学院, 天津 300071)

摘要: 首先,从理论上阐明城市生产率随着其常住人口规模的扩张呈倒“N”型的变化趋势,这表明当特大、超大城市人口规模超过城市生产率最大化所对应的最优城市规模时,应该引导该类城市的过多人口以及其他小城市(镇)人口转移到平均生产率更高的大中城市,这有利于实现既定劳动力资源约束下的空间优化配置,推动一个国家或地区整体生产率实现最优化均衡增长。其次,利用中国2005—2013年283个地级及以上城市面板数据,通过固定效应模型和工具变量法,证实了上述理论假说。此外,运用面板门槛模型研究发现,城市常住人口平均生产率的变化趋势存在着人口规模的双门槛特征,门槛值分别为33.4万人和475.48万人,并且对城市人口规模分组进行的计量回归检验结果,也证明了城市生产率的变化趋势与倒“N”型的研究结论吻合。研究结论表明,我国大部分地级城市人口规模处于这两个门槛值之间的偏下位置,也即处在城市人口平均生产率的上升阶段,但又普遍发展不足,故大力发展作为城市体系主体组成部分的中等规模地级城市正当其时。

关键词: 城市人口规模; 地级市; 城市生产率; 倒“N”型; 人口规模门槛值

中图分类号: F019.3 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-9301(2019)06-0115-12

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2019.06.010

一、问题的引出

自2010年以来,我国经济增长速度明显放缓,最新国民经济和社会发展统计公报显示,2018年我国GDP增长速度为6.6%。对此,大多数学者已达成共识,认为我国经济发展已经进入一个不同以往的新常态^[1-2],政府决策层也将经济新常态作为经济发展战略和政策调控的出发点。同时,在城市化进程快速推进之时,城市人口规模分布却不尽合理,出现了大城市及特大城市人口规模迅速膨胀、中小城市发展相对萎缩的两极化格局^[3-5]。在这种城市人口规模体系下,我国城市的经济效率可能会受到影响。因此,为协调各类规模城市的劳动生产率,建设富强、民主、文明、和谐、美丽的社会主义现代化强国,城市化发展模式的转变将是新常态背景下经济高质量增长的内在要求。

就当前中国城市(镇)体系的实际情况来看,向国成^[6]通过梳理第六次人口普查数据,发现中国城市(镇)体系最突出的问题是人口规模为100万~500万的大城市普遍发展不足,我国城镇体系呈

收稿日期:2019-03-22; 修回日期:2019-09-18

作者简介: 向国成(1965—),男,湖南湘潭人,经济学博士,湖南工商大学经济与贸易学院教授、博士生导师,研究方向为超边际分工经济学理论;江鑫(1989—),男,河南信阳人,通讯作者,南开大学经济学院博士研究生,研究方向为劳动经济学、城市和区域经济学。

基金项目: 教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目(11JZD018);国家自然科学基金面上项目(71473134);国家社会科学基金一般项目(18BRK032);南开大学习近平新时代中国特色社会主义思想专题计划博士研究生科研基金项目(2017);南开大学经济学院博士研究生科研创新基金项目(2018)

现“两头大、中间小”的分布状态,同时,我国能够发展为特大和超大城市的主要是大、中规模的地级城市,如果16个省会地级市市辖区城市平均人口规模接近500万,251个非省会地级市市辖区城镇人口平均规模达到130万~150万,将新增城市人口1.9亿~2.2亿,这对于促进中国空间区域均衡发展具有重要意义。因此,在中国当前的城市规模分布体系下,如何引导人口在不同规模城市间合理流动与城市生产率的关系十分密切。那么,城市人口规模越大越有利于提升城市生产率,还是应该适度发展大中型城市,以此改善整体意义上的城市生产率?厘清上述问题,有利于从政策制定角度推动我国城市人口趋向理性流动,进而提升我国城市生产率。

二、理论假说

既有文献中,讨论城市劳动生产率的研究多与“城市最优规模”理论假说相联系^[7-9],而且讨论城市是否存在规模经济的论题是经济增长研究文献中的重要命题之一^[10-11]。同时,在研究城市人口规模如何影响城市经济增长或劳动生产率的既有文献中,部分观点认为,城市规模越大,越能够通过分享、匹配和学习效应机制来放大城市人力资本的溢出效应,从而带来显著的城市规模经济效应,而由城市人口拥挤等带来的“城市病”等是城市管理效率低下所致^[12],他们主张中国应该继续扩大特大及超大城市人口规模^[12-14]。另有学者认为,城市人口规模与人均实际产出^[9,15]、经济增长^[16]、劳动生产率^[8,17-18]或经济效率^[19-20]之间呈现倒“U”型变化关系,此时笼统地认为优先或重点发展特大及超大城市将不再是城市经济发展的最优选择。刘爱梅^[3]、辜胜阻和杨威^[4]、魏后凯^[5]的研究均认为,从近年来中国城镇化的进程来看,科学合理、空间均衡的城镇化格局远未形成,反而出现了大城市尤其是特大城市迅速膨胀、中小城市和小城镇发展相对萎缩的两极化倾向。此外,大量文献还将城市产业结构因素考虑在内,探究其对城市规模经济所产生的影响^[8,17-18,21-22]。

已有文献为本文的深入研究奠定了基础,但有三点需要进一步明确:其一,倒“U”型的实证性分析结论并不足以解释城市人口规模对劳动生产率的差异化影响,譬如,如果缺乏完善公共基础设施和相应产业支撑的小城市对城市劳动生产率有正向的促进作用,为什么还要促进其向中等规模城市发展演进?正是因为公共基础设施和劳动密集型产业的缺乏导致小城市因承载过多人口而致使生产率下降,所以才需要对其产业进行完善,推动其向中等规模城市演进;其二,城市是所有城市常住人口生产、生活和交易的集聚地,因此,实证分析中采用就业人口的劳动生产率指标不足以体现城市的空间融入和人口集聚性特征,而应该以城市常住总人口的平均生产率来衡量城市的规模经济效应,此时将更凸显城市公共基础设施完善和产业结构转型升级的重要性;其三,在稀缺性经济资源既定的情况下,特定数量的特大和超大城市的人口规模如果进一步扩大,可能并不会带来中国整体区域的高质量空间均衡增长,正如张亮靓和孙斌栋^[23]的研究结论表明,大国的经济地理倾向于多中心均衡布局,大国的经济地理和城市化格局应该走适度均衡发展之路,因此,国家采取空间干预政策促进中国不发达地区的发展有其合理性和必要性。

所以,在已有研究的基础上,本文认为:其一,如果推进中间层的大城市发展,把滞留在农村、小城市(镇)的人口进一步转移到大中型城市,无疑将会起到缩小区域空间经济发展差距的作用;其二,发展大中型城市同样具有客观必然性和合理性,因为与超大、特大城市相比,中间层级城市处于人口边际生产率的递增或者较高阶段,其不仅拥有土地成本、房价成本、劳动力成本相对较低的优势,具有相对更大的土地发展空间,而且与中小城市(镇)相比,中间层级城市具有相对良好的基础设施、公共服务、人才优势、工业基础,以及更强的要素与产业集聚效应。因此,在特大、超大城市面临城市人口拥挤带来的负效应日益显著,大国稀缺性经济资源既定,以及劳动力要素相对自由流动的现实发展背景下,在全国层面侧重发展大中型城市,有利于带动中国整体空间均衡增长,促进中国整体城市生产率的高质量显著提升。接下来,我们以城市生产变化曲线示意图来展示本文的经济学逻辑。在图1中,纵轴代表城市总产量 Q ,横轴代表城市人口规模 L , TP 是城市长期总产量生产曲线, AP_L 是

城市人口平均产量曲线 MP_L 是城市人口边际产量曲线 AB 平行于横轴与城市边际产量曲线相交 A 点是平均产量曲线的极大值点, 与之对应的人口规模为 L_3 , 与 B 点对应的人口规模为 L_2 , C 点是平均产量曲线的极小值点, 其对应的人口规模是 L_1 。

首先, 如图 1 所示, 在 C 点之前, 城市人口平均生产曲线有一个下降阶段, 表明城市人口平均生产率递减, 这是由城市人口的边际生产率小于其平均生产率所致。这一下降过程只有在产业城市化跟上人口城市化的步伐、公共基础设施不断完善、交易效率不断提高、集聚效应得以充分发挥, 直至城市人口边际生产率大于城市人口平均生产率时, 才会得到扭转。由图 1 可知, 在 C 点之后, 城市人口平均生产率才会再次上升, 并且随着城市人口的不断增加, 再次出现从上升到下降的过程。

其次, 从图 1 来看, 如果一个城市以生产的总产量最大化为目标, 则城市最优人口规模应该处于 L_3 至 L_4 之间, 但就一个综合经济体的经济发展质量和效益来看, 以人均经济产量来衡量更为合适, 因此, 当以城市人均产量最大化为最优标准时, 则 L_3 是最优城市人口规模。当一个城市的人口规模超过 L_3 之后, 城市人口的边际生产率小于其平均生产率 (A 点之后), 城市人均产量开始递减。从整个城市体系来看, 如果引导超过 L_3 的城市人口 (介于 L_3 和 L_4 之间) 转移到其他规模相对较小的城市, 使之发展成为人口规模处于 L_2 和 L_3 之间的大中型城市^①, 此时, 由于在 B 、 A 之间的边际产量大于超过 A 点的边际产量, 从而就可以获得更高的城市人口边

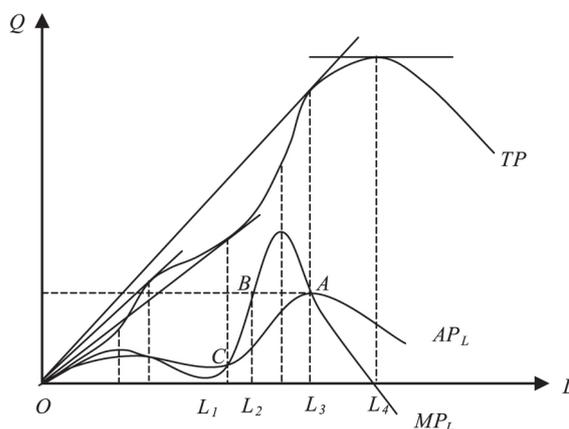


图 1 城市生产曲线

际产量, 有利于提高各类城市的总体人均产量; 或者说, 其他城市人口不再向人口规模超过 L_3 的城市转移, 而是向处在或者能够发展为人口规模达到 L_2 至 L_3 之间的城市集中, 则有利于提高各类城市的总体人均产量。这里可以把人口规模超过 L_3 的城市视为特大、超大城市, 处在 L_2 至 L_3 之间的城市视为大中城市, 小于 L_2 的城市视为小城市^②。综上所述, 我们提出如下假说:

城市人口平均生产率随着城市人口规模的扩张可能呈现先下降、后上升、再下降的倒“N”型变化趋势^③。

三、计量模型设定及解释

(一) 计量模型设定

在研究城市规模经济效应时, 很多学者借用 Au and Henderson^[15] 的理论模型, 通过泰勒二项式展开或里昂惕夫标准化后取对数, 得出影响城市劳动生产率的计量分析公式^[9, 15, 18]。但此方法没有考虑集聚经济效应对城市劳动生产率的影响。Ciccone and Hall^[24] 提出的集聚经济理论对于解释城市经济效率的提高具有启发意义, 而相关后续研究, 也多以其提出的集聚经济理论模型为基础, 将代表集聚经济效应的经济密度和集聚规模两个指标同时作为影响城市经济效率的主要解释变量^[20, 25]。但这一集聚经济理论模型没有考虑产业结构对城市经济效率的影响。综合 Au and Henderson^[15] 提出的城市最优规模理论模型和 Ciccone and Hall^[24] 提出的城市集聚经济模型, 并考虑到城市生产率与人口规模之间未必呈现简单的线性关系^[9, 18, 26], 因此, 本文先后考察核心解释变量城市人口规模 $\ln Cpeople_{it}$ 的一次、二次及三次方变化关系, 以及尝试添加主要控制变量产业结构比 Ms_{it} 的二次方项, 并引入二者交互项 $Ms_{it} \times \ln Cpeople_{it}$, 以考察二者的交互作用对城市生产率的影响。

本文首先引入基准计量模型公式:

$$\ln G_{it} = C_0 + \beta_1 \ln C_{people}_{it} + \beta_2 \ln C_{people}_{it}^2 + \beta_3 Ms_{it} + \beta_4 Ms_{it}^2 + \beta_5 Ms_{it} \times \ln C_{people}_{it} + \sum \beta_i Control_{it} + u_i + \lambda_t + \xi_{it} \quad (1)$$

公式(1)的目的在于交替控制其他非核心和非主要控制变量的影响因素进行基准计量检验,以此提供关于自变量对因变量影响的直观感知,同时分析个体、时间及相应控制变量因素是否对回归结果存在扰偏影响。根据公式(1)的计量回归结果我们发现,城市人口规模对城市生产率的影响并未呈现稳健的二次方倒“U”型变化趋势,故本文继续引入城市人口规模的三次方项:

$$\ln G_{it} = C_0 + \beta_1 \ln C_{people}_{it} + \beta_2 \ln C_{people}_{it}^2 + \beta_3 \ln C_{people}_{it}^3 + \beta_4 Ms_{it} + \beta_5 Ms_{it}^2 + \beta_6 Ms_{it} \times \ln C_{people}_{it} + \sum \beta_i Control_{it} + u_i + \lambda_t + \xi_{it} \quad (2)$$

研究发现,产业结构对城市生产率的影响并非始终呈现稳健的、明显的倒“U”型变化趋势,故去掉产业结构的二次方项,最终形成如下基准计量公式:

$$\ln G_{it} = C_0 + \beta_1 \ln C_{people}_{it} + \beta_2 \ln C_{people}_{it}^2 + \beta_3 \ln C_{people}_{it}^3 + \beta_4 Ms_{it} + \beta_5 Ms_{it} \times \ln C_{people}_{it} + \sum \beta_i Control_{it} + u_i + \lambda_t + \xi_{it} \quad (3)$$

公式(3)为本节分析城市生产率的标准计量公式。为了计算劳动生产率极值处所对应的城市人口规模,将公式(3)对城市人口规模 $\ln C_{people}_{it}$ 一阶求导,可得:

$$\alpha \ln G_{it} / \alpha \ln C_{people}_{it} = 3\beta_3 \ln C_{people}_{it}^2 + 2\beta_2 \ln C_{people}_{it} + \beta_1 + \beta_5 Ms_{it} = 0 \quad (4)$$

其中,假定 $= 4\beta_2^2 - 12(\beta_1 + \beta_5 Ms_{it}) \geq 0$, 且 $\beta_3 < 0$ 。对公式(4)进行去对数化处理,假定 $D_1 = \ln C_{people}_{1it}^*$ 、 $D_2 = \ln C_{people}_{2it}^*$ 为偏导公式(4)的两个极值解。此时,与城市生产率极值点对应的城市人口数值分别为 $C_{people}_{1it}^* = e^{D_1}$ 、 $C_{people}_{2it}^* = e^{D_2}$ ④。

现就相关变量的经济含义、选取依据及数据来源做如下说明:

关于城市人口规模集聚经济效应的指标,既有文献主要用全要素生产率^[26-27]、城市劳动生产率或人均GDP^[8,16-17,28]来代理。城市人均实际GDP代表着城市集聚的全部人口所创造的经济效应^[29-30],因此,也有学者以城市劳动生产率代表城市经济效率^[20,31]。因本文论证的是城市人口规模的经济效应,故借鉴前述研究,以城市辖区常住人口的平均生产率($\ln C_{people}_{it}$)代理城市人口规模集聚的经济效应,用市辖区国民生产总值除以市辖区常住人口计算得到。 C_{people}_{it} 代表城市*i*第*t*年的市辖区常住人口规模,尽管市辖区常住人口数并不能直接获取,但国家统计局要求从2004年1月1日起,各地区要统一用常住人口而非户籍人口为基数计算人均地区生产总值。因此,本文的市辖区常住人口数据以《中国城市统计年鉴》为数据来源,通过市辖区地区生产总值除以市辖区人均地区生产总值来估算^[32]。 Ms_{it} 代表城市*i*第*t*年市辖区产业结构状况。产业结构的优劣对城市经济效率具有显著影响^[15],因此,本文以城市辖区第二产业增加值与第三产业增加值之比衡量城市辖区产业结构状况^[8-9,33]。 $\ln k_{it}$ 代表城市辖区人均资本存量的对数值。关于资本存量的测算,既有研究大都建立在永续盘存法的基础上^[34];关于基期资本存量的计算,本文借鉴已有研究文献^[34],以2005年的固定资产投资总额除以10%进行估算,其中,当期固定资产投资总额以各城市所在省份的固定资产投资价格指数剔除价格因素进行折算。此外,在计算人均资本存量时,本文用市辖区当年资本存量除以市辖区就业总人数进行测算,且市辖区就业总人数为年末单位从业人数、城镇私营与个体从业人员之和。

根据 Ciccone and Hall^[24]的研究,代表城市集聚经济效应的经济密度和集聚规模是影响城市经济效率的重要因素。因此,本文引入代表城市辖区经济密度的产业密度对数值 $\ln Em_{it}$ 和 $\ln Sm_{it}$, 以及代表就业密度的对数值 $\ln Ef_{it}$, 并分别用第二、三产业增加值、市辖区总就业人数除以城市建成区面积并取对数得到。城市集聚规模的衡量指标,用市辖区第二产业增加值除以市辖区地区生产总值并取对数($\ln Ind_{it}$)得到^[20],且引入市辖区人均城市道路面积的对数值 $\ln Proad_{it}$, 以及全市普通高等学

校数量 $School_{it}$ 来代表城市公共设施服务能力^[18, 35]。

另外, 本文采用市辖区普通高等学校学生数的对数值 $\ln Ustud_{it}$ 表示城市人力资本水平^[9, 18, 20], 用地方财政一般预算内支出除以地区生产总值的对数值 $\ln Finaratio_{it}$ 表示政府对城市经济发展的作用^[29, 36], 用市辖区年末金融机构人民币各项贷款余额除以市辖区常住人口的对数值 $\ln Loan_{it}$ 代表当地城市辖区金融信贷市场发展状况。

(二) 数据说明及描述性统计

由于部分地级市新设或撤销, 本文城市个体样本数据不包括巢湖市、毕节市、铜仁市、普洱市、临沧市、三沙市和海东市, 且剔除数据缺失严重的拉萨市。同时, 因本文主要分析中国内陆地区的城市发展状况, 港澳台地区亦不在分析之列。本文使用中国 2005—2013 年不包括上述 11 个(含港澳台)城市或地区的 283 个城市的面板数据, 选取纵截面样本值 2 547 个。数据主要来自《中国城市统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》《中国城市建设统计年鉴》《中国气象统计年鉴》, 同时由于个别数据缺失(如海口市、三亚市等), 本文还借鉴了当地省份或地级市的统计年鉴以及《中国统计年鉴》。表 1 为主要变量指标的描述性统计。

表 1 变量描述性统计

变量	经济含义	均值	标准差	最小值	最大值
$\ln G_{it}$	城市人口平均生产率的对数(元/人)	10.206	0.675	7.854	12.233
$\ln Cpeople$	城市辖区常住人口的对数(万人)	4.607	0.804	2.519	7.756
$\ln Hpeople$	城市辖区年末总人口的对数(万人)	4.559	0.756	2.682	7.488
Ms	城市辖区第二、三产业增加值比值	1.429	0.921	0.24	9.2
$\ln k$	市辖区人均资本存量的对数(万元/人)	3.628	0.469	2.027	5.644
$\ln Finaratio$	地方财政一般预算内支出/地区生产总值的对数	2.540	0.467	0.412	4.293
$\ln Loan$	年末金融机构人民币各项贷款人均余额的对数(万元/人)	0.930	0.878	-1.772	3.750
$\ln Ustud$	市辖区普通高等学校学生数的对数	10.16	1.35	6.37	13.78
$School$	全市普通高等学校数(所)	7.591	13.35	0	91
$\ln Proad$	市辖区人均道路面积(m^2)的对数	2.142	0.610	-0.528	4.686
$\ln Em$	市辖区第二产业增加值/建成区面积的对数(万元/平方公里)	10.037	0.728	7.093	12.593
$\ln Sm$	市辖区第三产业增加值/建成区面积的对数(万元/平方公里)	9.824	0.639	7.444	12.407
$\ln Ef$	市辖区城市总就业数/建成区面积的对数(万人/平方公里)	8.221	0.448	3.751	10.470
$\ln Ind$	第二产业占 GDP 比重的对数	3.902	0.277	2.086	4.511
$\ln Pem$	城镇私营、个体从业人员/总就业人数的对数	3.637	3.617	2.054	4.542
Tem	各地级市年平均温度($^{\circ}C$)	15.109	4.848	4.3	25.4
$Dist$	到最近的高行政等级城市的地理距离(km)	142.87	97.688	10.00	645.69
$Temdist$	气温与距离倒数的交互项($^{\circ}C/km$)	30.114	48.758	0.67	254

(三) 内生性问题和工具变量选择

在计量论证分析中可能会存在内生性问题的干扰, 对此, 本文通过寻找外生工具变量, 以两阶段二乘法(2SLS)、系统广义矩估计方法(Sys-GMM)来减少内生性问题对计量回归结果的偏误性影响。既有研究在寻找城市规模的外生工具变量时, 存在几种不同情况: 有的以广义矩估计法(GMM)生成内生变量的滞后项作为工具变量^[8, 16, 18]; 有的以历史城市人口数据作为工具变量^[37]; 还有的以城市区域范围内河流密度^[38]、城市年均天气、风速、日照时间和气温等气象数据^[9]、到最近的省会城市或到北京、上海、广州等大城市以及到附近最大海岸港口的距离作为城市人口规模的工具变量。为了增加计量回归结果的稳健可信性, 本文在借鉴已有研究的基础上, 运用工具变量交互项构建的研究经验^[39], 以各地级市年平均气温与其到最近的高行政等级规模城市的距离倒数的交互项, 作为城市人口规模的外生工具变量。因为, 当我国某个地级市的年均气温越高, 且到最近的高行政等级规模城市的距离越短(其倒数越大)时, 其城市人口规模可能就越大。所以, 本文认为二者之间的交互项

可能是比各自单独作为工具变量时更好的工具变量。本文通过百度地图测算地级市到最近的高行政等级规模城市的地理空间距离^[40]。因为在各地地理区域内, 只要没有山川、深谷等地理因素阻隔, 各地级市的年平均气温与最近的其他地级市的城市气温差距不会太大, 所以各地级市年平均气温的测算数据, 主要来自《中国气象统计年鉴》, 以 2005—2013 年各主要城市的年均气温数据为基础, 各地级市以附近高行政等级规模城市的年均气温为准^⑤。

四、计量实证检验

(一) 基准计量回归分析

本部分基准计量回归分析的具体过程包括: 第一, 采用 OLS 回归方法, 不考虑时间因素对回归结果的扰偏影响, 以城市聚类标准误对公式(1)进行回归, 得到模型 1; 第二, 控制时间虚拟变量, 重复相同计量程序, 得到模型 2; 第三, 针对模型的个体区域差异, 先不考虑时间因素影响, 运用 FE 固定效应模型, 以城市聚类标准误继续对公式(1)进行回归, 得到模型 3; 第四, 考虑时间因素影响, 重复模型 3 的过程, 得到模型 4; 第五, 添加其他控制变量, 重复模型

表 2 平方项基准计量回归模型

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
城市人口	-0.570 *** (0.143)	-0.595 *** (0.135)	-0.861 (0.550)	-0.540 ** (0.272)	-0.657 *** (0.184)
城市人口平方项	0.091 5 *** (0.013 3)	0.091 3 *** (0.012 5)	0.117 ** (0.050 5)	-0.018 9 (0.025 9)	0.000 3 (0.016 8)
产业结构	0.586 *** (0.084 2)	0.511 *** (0.082 6)	0.572 *** (0.177)	0.241 *** (0.058 4)	0.124 ** (0.052 4)
产业结构平方项	-0.021 7 *** (0.003 9)	-0.014 6 *** (0.003 7)	-0.035 2 *** (0.006 8)	-0.002 5 (0.002 6)	0.002 6 (0.004 7)
城市人口 × 产业结构	-0.047 6 ** (0.018 5)	-0.041 6 ** (0.018 1)	-0.061 4 * (0.035 3)	-0.034 0 *** (0.012 0)	-0.018 1 ** (0.008 5)
时间固定效应	未控制	控制	未控制	控制	控制
地区固定效应	未控制	未控制	控制	控制	控制
其他控制变量	未控制	未控制	未控制	未控制	控制
常数项	10.36 *** (0.368)	10.12 *** (0.344)	11.30 *** (1.465)	12.49 *** (0.711)	10.92 *** (0.647)
N	2 547	2 547	2 547	2 547	2 547
R ²	0.216	0.356	0.547	0.888	0.938

注: 括号内为系数标准误, ***, **, * 分别表示显著性水平为 1%、5%、10%。

4 的过程, 继续以城市聚类标准误对公式(1)进行回归, 得到模型 5。具体回归结果如表 2 所示。

由上述回归结果可知: (1) 不管运用何种计量回归模型, 城市人口规模与城市生产率之间基本呈正“U”型变化关系, 这与图 1 所描述的平均生产曲线形状不完全符合, 而且在考虑个体差异性后, 用 FE 固定效应模型进行回归时, 不仅核心解释变量城市人口规模的一次方项和二次方项系数变化不稳定, 而且统计显著性也显著下降或不再显著。因此, 可基本推断, 城市人口规模与城市生产率之间并不一定呈“U”型变化关系。(2) 在不控制其他解释变量的情况下, 产业结构及其平方项与城市生产率之间基本呈倒“U”型变化关系, 但当考虑时间因素和地区因素的影响及其他控制变量后, 这种倒“U”型变化关系基本不存在。因此, 产业结构与城市生产率之间是否呈现这种变化关系, 有待继续深入检验。(3) 不管考虑何种影响因素, 城市人口规模与产业结构的交互项对生产率均呈现稳定的、显著的负向影响, 本文后续确定产业结构对因变量的影响关系后, 再对此经济含义进行解释说明。(4) 时间因素对本文的回归结果有一定影响, 后续应使用同时考虑地区因素和时间因素的双向固定效应模型, 深化本文的计量分析。

为继续深化分析, 本文先画出城市产业结构、城市人口规模分别对城市生产率影响的二次方、三次方散点拟合图。如图 2 示, 城市产业结构与城市生产率的二次方散点拟合线并不呈现明显的倒“U”型变化趋势, 城市人口规模与城市生产率的三次方散点拟合线呈现明显的倒“N”型变化趋势, 与图 1 所描述的平均生产曲线形状大致吻合。

所以, 本文对引入了核心解释变量城市人口规模三次方项的公式(2)继续深化计量论证: 第一, 采用 OLS 回归方法, 在控制时间因素的影响下, 以城市聚类标准误对公式(2)进行回归, 得到模型 6; 第二, 仅控制时间和个体固定效应, 重复前述 OLS 方法程序, 得到模型 7; 第三, 采用双向固定效应模型, 不控制其他影响变量, 以城市聚类标准误继续对公式(2)进行回归, 得到模型 8; 第四, 采用双向固

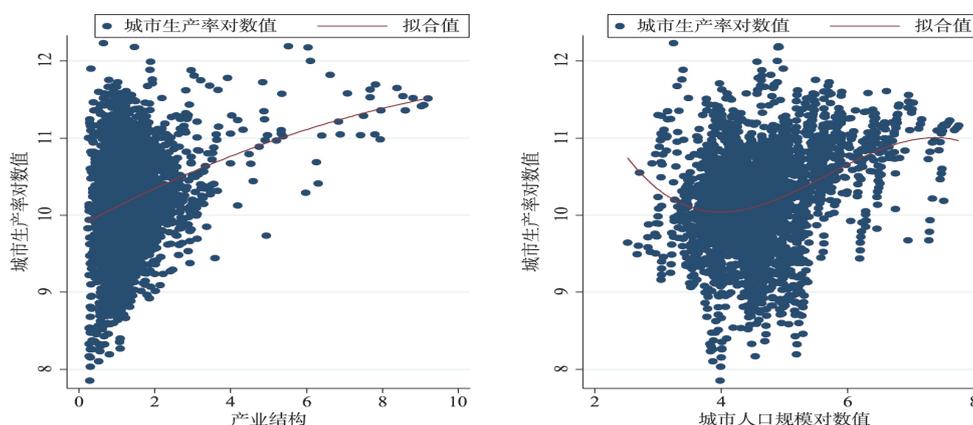


图2 城市产业结构与城市生产率的二次方散点拟合、城市人口规模与城市生产率的三次方散点拟合
数据来源《中国城市统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》

定效应模型并控制其他影响变量,以城市聚类标准误继续对公式(2)进行回归,得到模型9;第五,采用双向固定效应模型并控制其他影响变量,但剔除产业结构的二次方项,以城市聚类标准误对公式(3)进行回归,得到模型10;第六,采用随机效应模型并控制其他影响变量,剔除产业结构的二次方项,以异方差稳健标准误继续对公式(3)进行回归,得到模型11。具体回归结果如表3所示。

由上述计量回归结果可知:(1)在不控制地区因素和其余控制变量对城市生产率影响的情况下,采用OLS方法得出的模型中城市人口的一次、二次和三次方项的系数及显著性表明,城市人口规模与城市生产率之间呈现明显的倒“N”型变化关系,这意味着城市生产率随着城市人口规模的增加呈现先缩小、后扩大、再缩小的变化过程。在模型7中,这三个系数受到新控制的地区因素的干扰,尽管系数符号没有变化,但即使在10%的显著性水平下依然不显著,表明地区因素是影响回归结果的重要因素。所以,随后的回归模型均对地区变量予以控制。在模型8至11中,这三个回归变量的系数符号依然没有变化,这一倒“N”型变化关系虽然在统计意义上始终不高度显著,但是从表3的注中可知,其统计显著性水平在逐次提高。尽管城市人口的一次、二次和三次方项的系数显著度不高,但我们认为其可能是受到了内生性问题的干扰,本文后续将继续深入挖掘。(2)城市生产率与城市产业结构之间并未呈现明显的倒“U”型变化关系。从表3中的6个模型可以看出,城市产业结构一次方项始终在5%的显著性水平下正向影响城市生产率,但当考虑地区因素和其他控制变量的影响后,城市产业结构二次方项的系数在统计意义上不再显

表3 三次方项基准计量回归模型

变量	模型6	模型7	模型8	模型9	模型10	模型11
城市人口	-4.735***	-0.900	-0.900	-1.527**	-1.537**	-1.444**
一次方项	(0.574)	(1.017)	(1.355)	(0.753)	(0.755)	(0.706)
城市人口	0.925***	0.0554	0.0554	0.181	0.183	0.215
二次方项	(0.114)	(0.199)	(0.269)	(0.149)	(0.149)	(0.133)
城市人口	-0.0543***	-0.0049	-0.0049	-0.0121	-0.0123	-0.0129
三次方项	(0.0074)	(0.0127)	(0.0174)	(0.0096)	(0.0096)	(0.0083)
产业结构	0.519***	0.243***	0.243***	0.130**	0.157***	0.137***
	(0.0896)	(0.0499)	(0.0588)	(0.0521)	(0.0309)	(0.0483)
产业结构	-0.0167***	-0.0025	-0.0025	0.0025		
二次方项	(0.0038)	(0.0021)	(0.0025)	(0.0047)		
城市人口×	-0.0404**	-0.0345***	-0.0345***	-0.0191**	-0.0199**	-0.0143
产业结构	(0.0195)	(0.0101)	(0.0121)	(0.0084)	(0.0092)	(0.0117)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	未控制	控制	控制	控制	控制	控制
其他控制变量	未控制	未控制	未控制	控制	控制	控制
常数项	16.75***	14.14***	13.06***	12.27***	12.27***	10.01***
	(0.952)	(1.708)	(2.251)	(1.314)	(1.312)	(1.236)
N	2547	2547	2547	2547	2547	2547
R ²	0.368	0.977	0.888	0.938	0.938	

注:1.括号内为系数标准误,***、**、*分别表示显著性水平为1%、5%、10%;2.模型8中城市人口的一、二和三次方项系数的相伴概率P值是0.507、0.837、0.777,模型9为0.043、0.225、0.207,模型10为0.043、0.221、0.203,模型11为0.041、0.106、0.122。

著, 其系数甚至出现正值, 表明这种假设的倒“U”型变化关系极不稳定。但城市产业结构一次方项系数始终显著为正表明, 在中国整个城市体系中, 第二产业仍然是促进城市生产率提升的主要产业支撑。(3) 城市人口与产业结构的交互项系数在模型 6 至 10 中, 始终在 5% 的显著性水平下为负数, 表明在以第二产业为主导以提升城市生产率的条件下, 大量人口向城市涌入, 将导致城市生产率下降。这是因为相对于第三产业, 第二产业并不能迅速且大量地带动城市就业^[29, 41], 当以第二产业为主导的城市人口过多时, 可能会导致就业压力增大、失业加剧, 引起社会救济和保障支出增大, 挤压了政府对城市基础设施财政投资的增加和产业扶持的力度, 导致城市生产率下降。

(二) 考虑内生性的工具变量回归

上述基准计量回归结果表明, 城市人口规模与城市生产率之间呈现稳定的倒“N”型变化关系, 尽管这种影响关系在统计意义上的显著性概率 P 值一直趋于缩小, 但不具有稳定的显著性意义。我们猜测, 其中一个原因就是内生性问题干扰了计量回归结果的稳健性。对此, 本文进一步以工具变量法深化计量检验。

首先, 我们控制时间和个体因素, 以公式 (3) 为基准, 使用双向固定效应模型将城市气温和距离的交互项变量 $Temdist$ 作为外生工具变量, 不控制其他控制变量的影响, 采用两阶段最小二乘法 (2SLS) 进行计量回归, 得到模型 12; 其次, 继续控制其他控制变量, 得到模型 13; 再次, 考虑到可能存在异方差问题的干扰, 此时两阶段 GMM 方法比两阶段最小二乘法更加有效, 故以两阶段 GMM 方法重复模型 13 的回归流程, 得到模型 14; 最后, 考虑到因变量和核心解释变量反向因果关系带来的内生性问题, 我们使用动态面板 Sys-GMM 方法, 得到模型 15。回归模型结果如表 4 所示。

当然, 在使用工具变量法进行两阶段最小二乘法回归时, 首先必须对工具变量的有效性进行系列检验。表 4 汇报了工具变量有效性的系列检验结果。不可识别检验所得出的 Kleibergen-Paap rk LM Statistic 统计量相伴概率 P 值均远小于 5%, 拒绝工具变量不可识别的原假设, 认为工具变量与内生解释变量相关。弱工具变量检验有两个统计量 Cragg-Donald Wald Statistic 和 Kleibergen-Paap rk Wald F Statistic, 但因本文用到了稳健标准误回归, 前者统计检验不再有效, 应比较 Kleibergen-Paap rk Wald F Statistic 统计量与不同置信区间下临界值的大小, 此时三个模型的值分别为 25.202、23.244、23.244, 显著大于 10% 显著性水平下的临界值 19.93, 故拒绝弱工具变量的原假设。所以, 本文认为, 经过一系列计量工具变量的有效性检验, 证明选取的工具变量有效。此外, 作为一致性估计, Sys-GMM 方法能够成立的前提条件是残差项 μ_{it} 存在一阶自相关, 但不存在二阶或者更高阶自相关。模型 15 中 AR(1) 和

表 4 城市人口规模与城市生产率工具变量回归结果

变量	模型 12	模型 13	模型 14	模型 15
因变量一阶滞后项				0.2627*** (0.0699)
城市人口一次方项	-9.3429** (4.6270)	-14.7087** (6.7975)	-14.1770** (6.6311)	-6.1367* (3.3574)
城市人口二次方项	1.7601* (0.9208)	2.8491** (1.3659)	2.7437** (1.3333)	1.1315* (0.6725)
城市人口三次方项	-0.1163** (0.0594)	-0.1876** (0.0891)	-0.1807** (0.0870)	-0.07331* (0.0443)
产业结构	0.2016*** (0.0484)	0.1550*** (0.0550)	0.1546*** (0.0550)	-0.3184*** (0.1596)
产业结构一阶滞后项				0.0851*** (0.0318)
城市人口 × 产业结构	-0.0291*** (0.0112)	-0.0182 (0.0130)	-0.0180* (0.0090)	0.0839** (0.0355)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
其他控制变量	未控制	控制	控制	控制
AR(1)				0.0000
AR(2)				0.1130
Sargan Test				36.8913 [0.0871]
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	12.888 [0.0016]	7.272 [0.0264]	7.272 [0.0264]	
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量	25.202	23.244	23.244	
N	2547	2264	2264	2264
R ²	0.8502	0.8738	0.8738	

注: 1. 圆括号内为系数标准误, ***、**、* 分别表示显著性水平为 1%、5%、10%; 2. 方括号内数据为相伴概率 P 值; 3. 本文工具变量法以 stata 命令 xtivreg2 回归, 后缀异方差稳健标准误, 故程序不汇报常数项结果, 但不影响模型回归结果。

AR(2)的 P 值分别为0.000 0和0.113 0,表明残差项存在一阶自相关,但不存在二阶或者更高阶自相关。同时,通过Sargan检验,我们有理由在5%的显著性水平下接受原假设,故认为工具变量有效。

由上述回归结果可知:(1)采用静态面板数据,使用两阶段最小二乘法(2SLS)进行计量回归,发现城市人口规模的一次、二次和三次方项系数分别显著地交替呈现负号和正号变化,意味着城市人口规模对城市生产率的影响呈稳定的倒“N”型变化趋势。即使采用动态面板Sys-GMM回归方法,结果依然如此。同时,与前述基准模型相比,我们认为内生性问题确实对本文的计量回归结果产生了扰偏影响,故以工具变量法进行论证是合理的。(2)两阶段二乘法(2SLS)回归结果中,产业结构依然在1%的显著性水平下正向影响城市生产率,表明现阶段中国地级市的第二产业,尤其是以工业、建筑业为主体的制造业,仍然是促进当地城市生产率提升的主要力量,第二产业发展还没达到饱和态势,更不宜过度金融化和虚拟服务化。这正说明了前述计量基准模型中产业结构与城市生产率并不呈倒“U”型变化关系的原因。

(三)城市人口规模门槛值估算

我们通过工具变量法证明了城市生产率和其人口规模间存在稳定的倒“N”型变化关系,但如果以求解方程(3)的方法来估算与城市生产率极值相对应的城市人口规模数值,将面临一系列困难:其一,公式(3)中变量系数的微小变化,都将可能导致方程无解,或者即使有解,也会因为其系数的微小变化而导致估算结果差距较大;其二,公式(3)中城市产业结构比变量 Ms_{it} ,在兼具时间和截面因素的面板数据中计算较为困难,常规做法是先分截面算出各自截面产业结构比值的平均值,然后根据每一年的平均值再计算平均值的平均值,但是这样估算出的面板数据的产业结构比变量 Ms_{it} 极为粗糙。因此,我们采用Hansen^[42]提出的门槛回归模型来检验城市人口规模对城市生产率影响的门槛效应,如表5所示。

在利用自助法抽样300次的情况下,得到相关统计量的值及其显著性水平。结果显示:单一门槛和两个门槛模型均通过了1%的显著性检验,三个门槛模型 F 统计量过小,未能通过显著性检验。因此,单一门槛和双门槛的模型是合理的。同时,根据全样本门槛模型回归发现,三个门限范围内城市人口规模的系数变化与此前已被证明的倒“N”型变化高度一致,同时对城市人口规模分组样本进行固定效应模型回归发现,每个分样本模型中城市人口规模的系数符号也与门槛模型的回归系数一致,并且均满足统计显著性。同时,根据上述门槛模型回归,本文估算出城市人口规模的两个门槛值分别是33.4万人和475.48万人。

根据城市人口规模的两个门槛值标准,并梳理第六次人口普查数据,我们认为:(1)超过500万的特大及超大城市,市辖区集聚了较多的城市人口,不仅不利于城市生产率的提升,反而因快速递增的拥塞和通勤成本抑制了城市人口平均生产率的提升。因此,如果把城市人口规模扩张视为经济增长的重要动力,由于特大、超大规模的城市已处于城市生产率(即城市人口平均生产率)的递减阶段(如图1所示,平均生产曲线过A点之后的部分),则这类城市人口规模的扩张并不是其生产率持续提升的重要来

表5 城市人口规模的面板门槛效应检验及回归结果

	F 统计量	P 值	门槛值	10% 临界值	5% 临界值	1% 临界值
单一门槛	185.59	0.000 0	33.40	25.362 7	30.643 2	44.389 8
两个门槛	180.97	0.000 0	475.48	24.572 6	27.159 9	31.365 7
三个门槛	110.67	0.810 0	\	213.573 8	227.695 5	262.000 4
变量	门槛回归 (全样本)		固定效应模型回归(对城市人口规模分组样本回归)			
			[0, 33.4]	[33.4, 475.48]	[475.48, +∞]	
城市人口规模 [0, 33.4]	-0.007 *** (0.000 7)		-0.024 5* (0.013 1)			
城市人口规模 [33.4, 475.48]	0.002 2 *** (0.000 1)			0.003 3 *** (0.000 3)		
城市人口规模 [475.48, +∞]	-0.001 1 *** (0.000 1)					-0.000 7 *** (0.000 1)
其他控制变量	控制		控制	控制	控制	
R^2	0.888 4		0.892 8	0.909 9	0.887 4	
观测值	2 547		123	2 289	135	

注:括号内为系数标准误,***、**、* 分别表示显著性水平为1%、5%、10%。

源,这类城市也非承接我国未来人口转移的重点城市。对于这类城市,主要靠创新来推动城市及国民经济增长。(2) 100万~500万、50万~100万人口规模的大中城市,在承载我国城市人口方面占绝对主体地位,但其平均人口规模严重不足,远低于城市集聚经济效益最大化时的门槛规模值475.48万。我们认为,这类大中城市处于城市生产率的递增阶段(如图1所示,位于平均生产曲线的C点至A点之间),城市人口规模扩张是经济增长的重要动力源泉,这类城市将是承接我国未来人口涌入的主要载体。(3)市辖区常住人口低于50万的地级城市,以及本文未加考虑的县级市及县镇,因其产业多样化和市场规模不足以及有限的公共服务能力,城市生产率处于较低水平(如图1所示,平均生产曲线C点之前的线段)。我们认为,这类城市要支持有潜力的地级市和县级市发展为中等城市,并通过完善其产业结构体系和公共服务能力,提升其城市生产率水平,增强其人口承载能力。

五、结论与政策建议

本文从理论上阐明了城市人口平均生产率随着城市人口规模的扩张呈现倒“N”型的变化趋势,这表明当特大、超大城市人口超过城市人口平均生产率最大化所对应的最优城市规模时,应该引导该类城市的过多人口以及其他中小城市人口转移到平均生产率更高的大中城市而不是特大、超大城市。本文通过固定效应模型、工具变量法和系统广义矩估计等方法,证明了城市人口规模与城市人口平均生产率之间呈现稳健可信的倒“N”型变化关系,同时通过面板门槛模型,估算出在城市人口规模扩张过程中,集聚经济效应得到比较充分地发挥时,中国城市人口平均生产率上升阶段的双门槛值对应的城市常住人口规模分别为33.4万和475.48万,并且对城市人口规模分组进行计量回归,也证明了城市生产率的变化趋势与倒“N”型的结论吻合。所以,今后一个时期,应大力发展作为城市群主体组成部分的中等规模地级城市。对此,本文提出如下建议:

(1)积极引导有条件的县城或县级市向地级市升级转化。在地级城市数量不足的区域,通过人才激励机制、税收优惠、产业激励机制等政策,积极引导劳动力、资本、技术和产业等要素向有潜在条件转化为地级市的县城流动,进而逐步将其培育成地级市,并适时扩大其管辖面积。(2)着力提升地级城市新型工业化质量。第二产业仍然是支撑我国大部分城市发展的主导产业,要加强对地级市工业布局的宏观规划与指导,促进制造加工业向地级城市转移,使地级城市尤其是非省会地级城市成为我国工业的重要载体;增加地级城市用地指标,提升地级城市基础设施与公共服务水平,增强其聚集效应;放开地级城市的户籍限制,用地与就业挂钩,使城市用地、产业发展与城市人口就业协调统一。(3)各类大、中、小城市要在城市产业布局定位和公共服务供给方面做好分工规划。特大和超大城市的市辖区常住人口规模已经越过城市人口平均生产率最大化所对应的最优城市规模,这类城市主要靠科技创新、发展高精尖产业以及走智慧城市道路来推动经济增长由量向质的飞跃;大中城市还处于城市生产率倒“N”型变化趋势的递增但偏下阶段,这类城市要靠产业转型升级来吸收其余城市过剩劳动力的流入,同时要更加注重提高城市公共服务供给能力;广大小城市和小城镇区域,要健全当地劳动密集型产业和公共服务供给能力,促进当地户籍劳动力就地就近实现就业。

注释:

- ①将 L_3 至 L_4 之间的距离,以 L_3 为轴向左翻转,使 L_4 处的垂直虚线与 MP_L 线相交于 B 点,与横轴 L 相交于 L_2 点,此时点 L_2 与 L_4 关于 L_3 点对称,当然 MP_L 和 AP_L 相交的 C 点也有可能位于 BL_2 点垂线上。
- ②国务院于2014年11月发布《关于调整城市规模划分标准的通知》,以城区常住人口为统计口径,将城市划分为五类:小城市(人口 ≤ 50 万);中等城市(50万 $<$ 人口 ≤ 100 万);大城市(100万 $<$ 人口 ≤ 500 万),其中I型大城市(300万 $<$ 人口 ≤ 500 万),II型大城市(100万 $<$ 人口 ≤ 300 万);特大城市(500万 $<$ 人口 ≤ 1000 万);超大城市(人口 > 1000 万)。
- ③本文的实证数据并不包括县级市、县城和乡镇的数据,因此考虑城市人口平均生产率可能呈现倒“N”型变化趋势。

- ④因为模型系数变化较大且产业结构比数据估算较难,所以本文并不依赖此公式计算城市人口规模最优值。
- ⑤沿海地区地级市的气温就近选择,优先依次考虑沿海、经纬度、海拔等因素,并不完全以到最近主要城市的距离估算各地级市年均气温。

参考文献:

- [1]林毅夫.什么是经济新常态[J].领导文萃,2015(4):32-34.
- [2]李建民.中国的人口新常态与经济新常态[J].人口研究,2015(1):3-13.
- [3]刘爱梅.我国城市规模两极分化的现状与原因[J].城市问题,2011(4):2-7.
- [4]辜胜阻,杨威.反思当前城镇化发展中的五种偏向[J].中国人口科学,2012(3):2-8+111.
- [5]魏后凯.中国城镇化进程中两极化倾向与规模格局重构[J].中国工业经济,2014(3):18-30.
- [6]向国成.以地级市为重点建设均衡城镇体系[N].中国社会科学报,2013-09-11(06).
- [7]BLACK D,HENDERSON J V. A theory of urban growth[J]. Journal of political economy,1999,107(2):252-284.
- [8]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.
- [9]王焱,年猛,王春华.产业结构、最优规模与中国城市化路径选择[J].经济学(季刊),2017(2):441-462.
- [10]ABDEL-RAHMAN H,FUJITA M. Product variety,marshallian externalities,and city sizes[J]. Journal of regional science,1990,30(2):165-183.
- [11]DURANTON G,PUGA D. From sectoral to functional urban specialization[J]. Journal of urban economics,2005,57(2):343-370.
- [12]陆铭.大国大城:当代中国的统一、发展与平衡[M].上海:上海人民出版社,2016.
- [13]王小鲁.中国城市化路径与城市规模的经济分析[J].经济研究,2010(10):20-32.
- [14]梁琦,陈强远,王如玉.户籍改革、劳动力流动与城市层级体系优化[J].中国社会科学,2013(12):36-59+205.
- [15]AU C C,HENDERSON J V. Are Chinese cities too small? [J]. Review of economic studies,2006,73(3):549-576.
- [16]高健,吴佩林.城市人口规模对城市经济增长的影响[J].城市问题,2016(6):4-13.
- [17]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+115.
- [18]梁婧,张庆华,龚六堂.城市规模与劳动生产率:中国城市规模是否过小?——基于中国城市数据的研究[J].经济学(季刊),2015(3):1053-1072.
- [19]席强敏.城市效率与城市规模关系的实证分析——基于2001~2009年我国城市面板数据[J].经济问题,2012(10):37-41.
- [20]孙久文,李姗姗,张和侦.“城市病”对城市经济效率损失的影响——基于中国285个地级市的研究[J].经济与管理研究,2015(3):54-62.
- [21]DRUCKER J,FESER E. Regional industrial structure and agglomeration economies: an analysis of productivity in three manufacturing industries[J]. Regional science and urban economics,2012,42(1-2):1-14.
- [22]袁志刚,高虹.中国城市制造业就业对服务业就业的乘数效应[J].经济研究,2015(7):30-41.
- [23]张亮靓,孙斌栋.极化还是均衡:重塑大国经济地理的战略选择——城市规模分布变化和影响因素的跨国分析[J].地理学报,2017(8):1419-1431.
- [24]CICCONI A,HALL R E. Productivity and the density of economic activity[J]. American economic review,1996,86(1):54-70.
- [25]陈良文,杨开忠,沈体雁,等.经济集聚密度与劳动生产率差异——基于北京市微观数据的实证研究[J].经济学(季刊),2009(1):99-114.
- [26]周圣强,朱卫平.产业集聚一定能带来经济效率吗:规模效应与拥挤效应[J].产业经济研究,2013(3):12-22.
- [27]孙晓华,郭玉娇.产业集聚提高了城市生产率吗?——城市规模视角下的门限回归分析[J].财经研究,2013(2):103-112.
- [28]黄雨婷,文雯.流通业发展、空间互动与城市经济增长[J].产业经济研究,2019(4):75-87.
- [29]陈斌开,林毅夫.发展战略、城市化与中国城乡收入差距[J].中国社会科学,2013(4):81-102+206.
- [30]邓伟.国有经济、行政级别与中国城市的收入差距[J].经济科学,2011(2):19-30.

- [31] COMBES P P, DURANTON G, GOBILLON L, et al. The productivity advantages of large cities: distinguishing agglomeration from firm selection[J]. *Econometrica* 2012 80(6): 2543-2594.
- [32] 周玉龙, 孙久文. 产业发展从人口集聚中受益了吗? ——基于 2005-2011 年城市面板数据的经验研究[J]. *中国经济问题* 2015(2): 74-85.
- [33] 陈淑云, 曾龙. 地方政府土地出让行为对产业结构升级影响分析——基于中国 281 个地级及以上城市的空间计量分析[J]. *产业经济研究* 2017(6): 89-102.
- [34] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952—2000[J]. *经济研究* 2004(10): 35-44.
- [35] 刘修岩. 集聚经济、公共基础设施与劳动生产率——来自中国城市动态面板数据的证据[J]. *财经研究* 2010(5): 91-101.
- [36] 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(6): 50-58.
- [37] 彭树宏. 城市规模与工资溢价[J]. *当代财经* 2016(3): 3-12.
- [38] 孙斌栋, 李琬. 城市规模分布的经济绩效——基于中国市域数据的实证研究[J]. *地理科学* 2016(3): 328-334.
- [39] NUNN N, QIAN N. US food aid and civil conflict[J]. *American economic review* 2014 104(6): 1630-1666.
- [40] 丁如曦, 倪鹏飞. 中国经济空间的新格局: 基于地市房地产视角[J]. *中国工业经济* 2017(5): 94-112.
- [41] 刘瑞明, 石磊. 中国城市化迟滞的所有制基础: 理论与经验证据[J]. *经济研究* 2015(4): 107-121.
- [42] HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference[J]. *Journal of econometrics*, 1999 93(2): 345-368.

(责任编辑: 李 敏)

“Small but not appropriate” while “beyond but not better”: a research on the relationship between population size and urban productivity

XIANG Guocheng¹, JIANG Xin²

(1. School of Economics and Trade, Hunan University of Technology and Business, Changsha 410205, China;

2. School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China)

Abstract: This paper theoretically expounds that the urban productivity presents a variation tendency of inverted “N” shape along with the expansion of permanent population size, which indicates that the excessive population of such cities and the population of other small cities (towns) should be transferred to larger and medium-sized cities with higher average productivity when the population size of a supercity or megacity exceeds the optimal city size corresponding to the maximum urban productivity. Such a practice is conducive to realizing the spatial optimal allocation under the constraints of established labor resources, and thus promoting the overall productivity of a country or region to achieve the optimal balanced growth. The panel data of 283 cities at the prefecture level and above in China from 2005 to 2013, as well as fixed effect model and instrumental variable method is used to verify the above propositional hypothesis. In addition, the panel threshold model method is used to find that the variation tendency of the average productivity of permanent urban population has a double threshold characteristic of population size with the threshold values of 334 000 and 4 754 800 respectively. An econometric regression test is made of urban population size grouping, which also proves that the variation tendency of urban productivity is consistent with the research conclusion of inverted “N” shape. For this reason, this paper shows that the population size of most prefecture-level cities in our country is in the lower position between the two threshold values, that is, it is at the ascent stage of average productivity of urban population, but it is generally underdeveloped. Therefore, it is time to vigorously develop the medium-sized prefecture-level cities as the main body of urban system.

Key words: urban population size; prefecture-level city; urban productivity; inverted “N” shape; population size threshold value