

公共服务、人口再配置与城市生产率

胡 彬 仲崇阳 王媛媛

【摘 要】新型城镇化的实施促进了公共服务的补偿式供给和地方政府的标尺竞争,由此形成的城市间人口再配置会通过人口与劳动力集聚的“规模效应”和人力资本导入的“结构效应”对城市生产率产生影响。文章从供给端的公共服务能力与结构、需求端的公共服务可及性角度,分析并检验公共服务通过人口再配置对城市生产率的作用机制与影响。对 2010~2019 年 282 个城市面板数据的实证检验表明:(1)公共服务供给能力与城市生产率呈倒 U 形关系,且通过人口再配置发挥作用;(2)在公共服务供给结构方面,发展提升型公共服务对城市生产率的影响比基础保障型更大,且更依赖于人口再配置的中介作用;(3)在公共服务可及性方面,人力资本增加会部分抑制人口再配置的作用;(4)对空间异质性的分析发现,不同城市群规律特征不完全一致,公共服务通过人口再配置对城市发展系统的动态影响会最终反映在城市生产率的变化上,而作为城市生产率优势形成中“迁移选择”的能动因素,人力资本积累的直接贡献仅体现在领先城市群中。

【关键词】新型城镇化 公共服务 人口再配置 城市生产率

【作 者】胡 彬 上海财经大学城市与区域科学学院,副研究员;仲崇阳 上海财经大学城市与区域科学学院,博士研究生;王媛媛 上海财经大学城市与区域科学学院,博士研究生。

一、引 言

中国实施新型城镇化和建设创新型国家的战略导向,构成了公共服务影响人口流动并引起人口空间分布变化的复合背景。2010 年,党的十七届五中全会首次提出要建立健全基本公共服务体系。2016 年,“十三五”规划明确提出将动态调整服务项目和标准、丰富服务产品、提高服务质量等作为公共服务供给的重要环节。根据历年《中国财政统计年鉴》的数据计算,2010~2019 年中国包括教育、文化体育与传媒、社会保障与就业、医疗卫生、环境保护在内的公共服务财政支出由 30 469.5 亿元增至 92 317.87 亿元,年均增长 13.33%。2020 年,党的十九届五中全会强调“加大中央和省级财政对基层政府提供基本公共服务的财力支持”。在人口老龄化、劳动力数量下降的情况下,通过改善公

公共服务留住劳动力成为城市在“抢人大战”中增强自身优势的重要渠道^①。而公共服务则是中心城市和城市群吸引发展要素的核心资源(邓慧慧等,2021)。

2019年,中国城镇化水平首次超过60%,标志着城市型社会趋于形成,城市间的人口流动逐渐成为常态。在户籍制度改革加速和区域可达性大幅度提高的条件下,由“人的城市化”引发的新一轮空间竞争将通过公共服务的补偿式和差异化供给促使人口在城市间重新分布,从而产生“人口再配置”的新课题。本文认为,人口再配置体现在数量和结构两个方面,不仅涉及由劳动力优化配置和人们向往美好生活而迁移带来的城市人口规模变化,更可能因人力资本的高层次需求在特定区域中形成结构性的积累优势,从而对城市型社会的经济发展格局产生重要影响。Au等(2006)认为,如果中国的劳动力能够自由流动,将通过城市规模扩大的集聚经济促进人均产出水平的提高。因此,以劳动力跨城市流动为主体的人口再配置有利于挖掘人口集聚的市场潜力,优化人力资本分布的产业—空间结构,提高城市经济增长效率,在区域分工深化的趋势下还将引导城市竞合关系的重构与演变。

2021年国家统计局发布的《第七次全国人口普查公报》显示,全国流动人口约为3.76亿人,与2010年“六普”相比,增长69.73%^②。“七普”数据揭示出人口流动的一些新趋势:2010~2020年中国人户分离规模及强度的增势明显大于2000~2010年;跨省流入人口规模大的主要是经济发达省份(王桂新,2021)。具体来看,民生类公共服务的补偿性供给和基础设施体系的网络化发展是人口流动规模与范围不断扩大的主要原因。同时,户籍制度改革逐步放松了对人口迁移的约束,使劳动力要素的区位选择越发具有自主性。在新的趋势下,城市间的人口再配置将具有“区位导向”与“规模导向”的空间特征,表现为经济发达与人口存量大的城市对人口流入有更强的吸引力,这对城市生产效率可能带来两方面的影响。一方面,人口集聚的规模经济效应进一步扩大,并从城市延展至城市群,对城市生产率产生异质性影响;另一方面,由人口集聚导致的竞争升级会通过选择效应强化人力资本的区位偏好,进而对供给公共服务的城市竞争策略产生差异化影响。因此,积极有效的公共服务竞争策略对城市提高生产效率至关重要。

基于上述讨论,本文认为,由新型城镇化持续增加公共服务供给所引起的人口再配置,不仅反映了人口流动趋势的变化,而且在深层次上体现了地方政府标尺竞争的变迁。由此激发的劳动力要素流动与城市竞争优势之间的双向选择机制,通过微观层面的

① 任泽平等:《中国城市“抢人大战”的本质》,搜狐网(https://www.sohu.com/a/357534316_115124),2019年11月30日。

② 《第七次全国人口普查公报(第七号)》国家统计局网站(http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202105/t20210510_1817183.html),2021年5月11日。

地域资源整合与宏观层面的竞合秩序重构,对城市生产率^①产生影响。因此,本文对探索以“人的城市化”为核心的城市经济增长的内在机制、路径特点与效率来源等具有现实意义,并旨在为中国区域经济新格局的形成提供政策依据。

关于公共服务供给与人口流动之间的关系,现有文献偏重从城市规模差异、空间溢出效应和产业集聚类型等角度来讨论。杨义武等(2017)认为,与向大城市迁移相比,流动人口向小城市迁移会更多地考虑公共服务因素。林李月等(2019)发现,流动人口城市居留意愿和城镇基本公共服务获得率随城市规模扩大而上升。韩峰、李玉双(2019)发现,公共服务供给不仅提高本市和周边城市人口规模,而且能够在城市人口增长中与产业集聚形成协同效应,同时民生类公共服务对城市人口规模增长的影响明显大于基础设施类公共服务。刘维林(2021)认为,地方公共服务的供给不仅会影响本地要素集聚,同时也会通过空间溢出机制影响邻近地区要素集聚,且不同类型公共服务的溢出作用存在差异。然而,这些文献并未从城市型社会的人口再配置角度讨论公共服务供给的差异化 and 空间的异质性对城市生产率的影响。

本文的主要贡献包括:(1)在新型城镇化背景下,通过聚焦城市竞争式供给公共服务促进人口跨城市流动的特点,提出“人口再配置”的概念并将其作为中介变量分析公共服务对城市生产率的影响,契合了“以人为核心”的新型城镇化价值理念和发挥市场在资源配置中决定性作用的改革原则;(2)建立涵盖公共服务供给与需求的理论分析框架,将其影响城市生产率的路径机制概括为人口与劳动力集聚的“规模效应”和人力资本导入的“结构效应”;(3)通过区分公共服务供给的结构类型与空间异质性,考察其通过人口再配置对城市生产率的差异化影响,既印证了人口流动与城市竞争之间的双向选择关系,也揭示出效率维度的空间不均衡正在被以人力资本为代表的创新要素积累而强化。

二、理论机制与主要假设

在中国增长方式转型阶段,由新型城镇化引致的公共服务供给类似于一种补偿性投入,其数量与结构并不遵循某种内在的变化规律,更多地表现为城市间基于自身增长需求的策略性竞争行为。所以,某种意义上讲,人口再配置的过程内化了受公共服务供求影响的人口流动与城市经济增长的互动关系,使公共服务对城市生产率具有比较复杂的影响机制,不仅与人口流动数量、劳动力结构层次有关,还与城市规模及空间结构特征等有关。由于人口再配置涉及人口流动与城市竞争的双向选择,理论上存在源于公共服务供需两端的影响机制。

在供给端,公共服务的能力与结构差异主要通过人口再配置形成的集聚经济与规

^① 本文的城市生产率由索罗余值法计算的近似全要素生产率来衡量。

模效应影响城市生产率。由改善公共服务引起的城市人口增加,有利于扩大市场规模、深化产业分工从而提高生产效率。同时,由于城市系统的变化是人和工作岗位在附近城市和区域间不断调整的结果(迈克尔·斯托珀尔,2020),所以人口再配置还会透过城市系统的变化对周边地区产生溢出效应,反映为群体性和区域性的城市生产率提升。在需求端,对应于体现城市竞争策略的差异化公共服务供给,则存在由劳动力收入和受教育水平决定的公共服务可及性问题^①。对人才的激烈争夺将提升城市间公共服务竞争,公共服务可及性动态衡量公共服务供给结构与公共服务支出的有效性,关系到经济效率提升的质量和稳定性,主要体现为人力资本导入的结构效应。图中显示了公共服务通过人口再配置影响城市生产率的路径机制,据此本文提出相关假设。

(一) 基于公共服务供给能力的影响机制与相关假设

公共服务较好的城市能够通过提供优质的公共教育资源、完善的医疗卫生服务、发达的交通通信设施等满足居民对生活便利性和生活质量的需求(夏怡然、陆铭,2015)。公共服务水平的提高对居民幸福感有正向促进作用(董源等,2020)。然而,更高的效率和更好的生活舒适度都对应于更大的城市规模,同时也面临诸如拥挤之类的集聚不经济(Desmet 等,2013)。所以增进公共服务供给能力^②对城市生产率的影响是非线性的,既可能因人口集聚产生规模经济优势,通过提高劳动力市场匹配概率、促进知识分享和深化产业专业化分工等途径提高城市生产率,也可能因人口集聚过度造成效率损失。据此判断,该影响可能存在一个最优规模。由此,提出假设 1:城市公共服务供给能力能够通过人口再配置影响城市生产率,二者呈倒 U 形关系。

(二) 基于公共服务供给结构的影响机制与相关假设

在供给端,受地方财力和经济发展水平的约束,城市公共服务供给的增加往往伴随着内部结构的

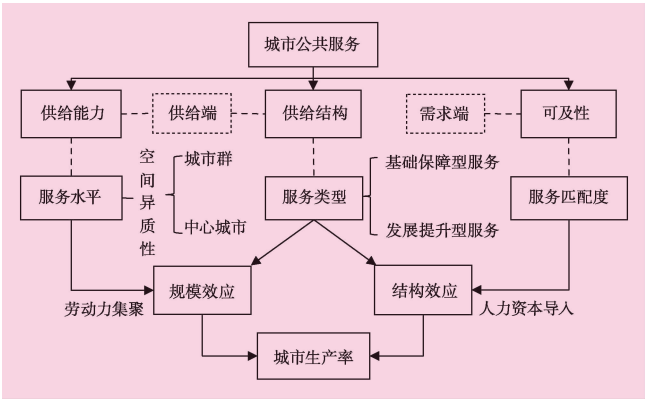


图 公共服务经由人口再配置影响城市生产率的路径机制

① Shengelia 等(2005)、David 等(2008)分别将公共服务可及性定义为公共服务使用的实际状况、服务供给方与服务需求方的适配度。参考这些研究,本文将人口流动的个体选择与公共服务供给结构的匹配关系界定为公共服务的可及性。

② 本文构造考虑人口规模的城市公共服务供给能力指标,即在计算城市公共服务供给水平的基础上,按照公共服务与常住人口适配的原则,将城市常住人口作为权重纳入测算体系,最终得到公共服务供给能力指标。

差异,这一特征随着地方政府标尺竞争的调整而显现,并与阶段性城市竞争的侧重点密切相关。为了反映结构差异的影响,本文将公共服务划分为基础保障型和发展提升型两类^①。前者与基本民生需求相关,短期吸引人口流入的作用比较明显,长期却可能因供给缺乏弹性而弱化对人口结构的调节功能,甚至导致人口过度集聚和劳动力要素错配等问题。后者对人力资本具有较强的吸引力,并可以通过纳入家庭的人力资本投资规划为城市长期可持续发展积累潜在的创新优势,从而有效促进城市生产率的提升。当然,除政府财力条件外,该优势的形成还与城市的产业基础、创新氛围、制度激励与政策支持等综合因素有关,而这些恰恰也是人力资本在区位选择时重点考量的内容,使人力资本的导入具有明显的结构效应。因此,发展提升型公共服务对城市生产率的影响有赖于人力资本导入的结构效应的逐步释放。据此,提出假设2:从供给结构角度判断,发展提升型公共服务对城市生产率的影响比基础保障型更大,且更加依赖于人口再配置的中介作用。

(三) 基于公共服务可及性的影响机制与相关假设

公共服务可及性既能客观体现政府所提供的服务内容,又能反映居民的主观感知(张开志等,2020)。在劳动力质量提升的总体趋势下,该指标可以衡量人口流动结构与城市竞争目标的匹配程度,是判断人口再配置的结构效应释放的重要依据。人力资本活跃的流动性和指向明确的区位偏好,可通过公共服务可及性增强效率空间的竞争优势。当考虑空间的异质性时,对集聚优势突出、产业基础良好、创新氛围活跃和市场规模庞大的城市群和区域性中心城市而言,由于公共服务供给结构相对完善且通常被纳入城市软实力的建设范畴,所以对人力资本的吸引力也更大。由此,提出假设3:当考虑公共服务可及性时,城市生产率受到的影响会因人力资本增加的调节作用而发生变化,主要体现为需求层次较高的发展提升型公共服务对城市生产率的促进作用。假设4:集聚优势突出的城市区域能够吸引更多的优质劳动力要素和更高水平的人力资本,从而进一步凸显群聚的效率贡献。

三、研究设计

(一) 模型设定与变量定义

本文构建以下计量模型以检验公共服务供给能力与城市生产率的倒U形关系:

$$ctfp_{it} = \beta_0 + \beta_1 psl_{it} + \beta_2 psl_{it}^2 + \gamma_1 controls + \vartheta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 和 t 分别表示城市与年份, $ctfp$ 为城市全要素生产率, psl 为公共服务供给能

^① 参照李斌和卢娟(2017)、田艳平和冯国帅(2019)的划分方式,基础保障型公共服务包括基础教育、医疗卫生、城市交通和通信;发展提升型公共服务包括城市环境、城市文化、社会保障和就业。

力, psl^2 为公共服务供给能力的平方项, $controls$ 为影响城市生产率的控制变量, ϑ_i 为地区固定效应, μ_t 为年份固定效应, ε_{it} 为随机误差项。

在验证人口再配置的中介效应模型时, 本文借鉴温忠麟、叶宝娟(2014)的研究, 在式(1)的基础上, 构建计量模型:

$$pf_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 psl_{it} + \alpha_2 psl_{it}^2 + \gamma_2 controls + \vartheta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$ctfp_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 psl_{it} + \lambda_2 psl_{it}^2 + \lambda_3 pf_{it} + \gamma_3 controls + \vartheta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, pf 为人口再配置。若回归系数 α_1 、 α_2 、 λ_3 显著, 则说明间接效应显著, 若至少有一个不显著, 则需要进行 Bootstrap 检验, 随后观测回归系数 λ_1 与 λ_2 的显著性, 若均不显著则说明为完全的中介效应, 均显著则说明存在部分中介效应。同时, 为验证人力资本对公共服务与城市生产率关系的调节作用, 在以上模型的基础上加入人口再配置和人力资本(col)的交互项, 即:

$$ctfp_{it} = \theta_0 + \theta_1 psl_{it} + \theta_2 psl_{it}^2 + \theta_3 col_{it} + \theta_4 pf_{it} + \theta_5 pf_{it} \times col_{it} + \gamma_4 controls + \vartheta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

本文的被解释变量为城市生产率, 参照金刚和沈坤荣(2018)、张国峰等(2017)的研究, 以城市全要素生产率表示, 计算公式根据 Mairesse 等(1988)提出的近似全要素生产率测算方法设定为:

$$ctfp_{it} = \ln(Y/L)_{it} - s \ln(K/L)_{it} \quad (5)$$

其中, Y/L 、 K/L 分别表示人均产出水平、人均资本存量, s 表示资本贡献度, 取值为 1/3(孙晓华、郭玉娇, 2013)。城市资本存量根据当年固定资产投资额, 采用永续盘存法计算(单豪杰, 2008), 资本折旧率设定为 9.6%(张军等, 2004; 孙晓华、郭玉娇, 2013)。另外, 为了剔除价格因素的影响, 人均产出和人均资本存量分别使用城市所在省份的人均 GDP 指数和固定资产价格指数进行平减处理。

本文的核心解释变量为城市公共服务供给能力。参照韩峰和李玉双(2019)、刘金凤和魏后凯(2019)、辛冲冲和陈志勇(2019)的研究, 本文将公共服务划分为基础教育、医疗服务、城市交通和通信、城市文化、城市环境、社会保障和就业 6 个方面^①。参考陈明华等(2019)的方法, 采用熵值法计算公共服务水平, 并在此基础上加入城市常住人口权重, 最终得到城市公共服务供给能力指标。

本文选取经济发展水平、市场集中度、经济服务化水平、制造业集聚、对外开放程度、科技经费投入作为控制变量, 人口再配置和人力资本水平分别为中介变量和调节变量。其中, 经济发展水平以城市人均实际 GDP 衡量; 市场集中度采用勒纳指数(Aghion

① 具体包括人均中小学学校数量、人均医疗设施数量、人均交通设施数量、人均公共文化资源、垃圾处理率、基本医疗保险覆盖率等 21 个城市指标。

等,1995)衡量,作为市场化程度的反向指标;经济服务化以城市第三产业产值占 GDP 的比重衡量;制造业集聚以制造业各行业从业人数的区位熵衡量;对外开放以城市外商直接投资占城市总产值的比重衡量;科技经费投入以地方政府科技经费支出占公共财政支出的比重衡量,体现城市创新活跃度和政府的创新支持力度;人口再配置参照韩军、孔令丞(2020)的方法,根据常住人口数量-户籍人口数量+户籍人口机械变动总量-本地人口自然增长数量计算得到;人力资本以每万人本专科在校学生数量衡量。此外,模型中加入地区虚拟变量和年度虚拟变量,分别控制地区固定效应和年份固定效应。

(二) 样本选择与数据来源

本文以 2010~2019 年中国 282 个地级及以上城市为研究对象。测算城市生产率和公

共服务水平所用数据及人力资本水平和控制变量的数据均来自《中国城市统计年鉴》,常住人口数据来自 CEIC 数据库。其中,由于辽宁省、吉林省、黑龙江省各地级市常住人口数据缺失,采用城市 GDP 总量与人均 GDP 之比近似替代^①。另外,对控制变量数据进行标准化处理以减少异方差问题的影响,并对所有连续变量进行 1%和 99%分位的缩尾处理。主要变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 描述性统计(N=2820)

变 量	均值	标准差	最小值	最大值
全要素生产率	4.365	0.289	3.086	5.456
公共服务供给能力	1.414	1.104	0.039	11.013
人口再配置	-0.254	1.480	-6.285	11.940
人力资本水平	0.172	0.198	0.007	1.276
经济发展水平	5.073	3.348	0.530	46.774
市场集中度	0.492	0.147	0.049	0.945
经济服务化水平	0.424	0.780	0.038	41.390
制造业集聚	0.899	0.523	0.022	5.494
科技经费投入	0.138	0.074	0.001	0.365
对外开放程度	0.038	0.064	-0.009	0.869

四、实证分析

(一) 基于公共服务供给能力的实证结果

在不考虑二次项的模型 1 中,公共服务供给能力在 2010~2019 年对城市生产率的影响不显著。在模型 2 中,公共服务供给能力二次项的系数显著为负,一次项系数显著为正,说明公共服务供给能力对城市生产率的影响呈倒 U 形。经计算得出的拐点为 3.29,说明当公共服务供给能力大于 3.29 时,继续增加供给反而会抑制城市生产率,原因可能是公共服务支出持续增加将加大城市的财政负担。

在模型 2 的基础上,模型 3 和模型 4 考察人口再配置对公共服务供给能力与城市生产率关系的中介效应。模型 3 表明公共服务供给能力与人口再配置存在正相关关系。

① 根据国家统计局 2020 年 6 月发布的国民经济核算说明,以生产法、收入法和支出法衡量的 GDP 总量均按照常住单位核算(http://www.stats.gov.cn/tjsz/ejwtd/201308/t20130829_74319.html)。

模型 4 给出了控制公共服务供给能力的影响后人口再配置对城市生产率的影响，公共服务供给能力平方项的系数显著为负，一次项和人口再配置的系数显著为正，说明中介效应显著，即改善公共服务供给能力能够促进人口再配置，进而对城市生产率产生显著影响。这说明，人口再配置在二者的倒 U 形关系中起中介作用，当公共服务供给持续增加使人口再配置达到一定水平时，城市生产率将越过拐点，与公共服务供给能力呈负向关系。该结论验证了假设 1。

(二) 基于公共服务供给结构的实证结果

根据前文提到的划分方式，模型 5 报告了基础保障型公共服务供给能力与城市生产率的估计结果，前者平方项系数显著为负，一次项系数显著为正，表明二者之间存在倒 U 形关系。由于这类公共服务直接关系民生需求，当其处于低位时，增加供给可通过劳动力集聚的规模效应促进城市生产率提升；当公共服务供给越过拐点后，则可能导致集聚不经济和财政收支失衡，从而抑制城市生产率提升。在模型 5 的基础上，通过模型 6 和模型 7 考察人口再配置对这类公共服务供给能力与城市生产率关系的中介效应，结果显著。

根据模型 8，发展提升型公共服务供给能力与城市生产率也存在显著的倒 U 形关系。与基础保障型公共服务相比，发展提升型公共服务回归系数的绝对值较大，说明它对城市生产率的积极作用更大。原因在于：人力资本的公共服务需求层次较高，更多地配置在城市中有利于积累创新动能，进而提高生产效率。基础保障型公共服务的拐点为 1.15，发展提升型公共服务的拐点为 1.20。这说明，发展提升型公共服务在财政允许的范围内能够通过吸引人力资本对城市生产率产生更大的促进作用。结合模型 9 和模型 10，人口再

配置的中介效应得到验证，且作用大于基础保障型公共服务，说明此类公共服务在促进城市生产率的同时，还伴随人口更大幅度的再配置。假设 2 得到验证。

表 2 公共服务供给能力、人口再配置与城市生产率(N=2657)

变 量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	城市生产率	城市生产率	人口再配置	城市生产率
公共服务供给能力	0.0016(0.14)	0.0744*** (2.93)	0.1341*** (2.94)	0.0696*** (2.73)
供给能力二次项		-0.0113*** (-3.08)	-0.0038(-0.52)	-0.0113*** (-3.05)
人口再配置				0.1011*** (5.78)
经济发展水平	0.6448*** (35.18)	0.6418*** (34.95)	0.5964*** (16.43)	0.5875*** (27.43)
市场集中度	0.0153(1.49)	0.0159(1.55)	-0.0098(-0.58)	0.0162(1.62)
经济服务化水平	0.9239*** (8.04)	0.8945*** (7.75)	0.0273(0.96)	0.6416*** (5.38)
制造业集聚	0.2192*** (15.40)	0.2186*** (15.43)	0.0281(1.22)	0.2077*** (14.96)
对外开放程度	0.0134(0.88)	0.0123(0.81)	0.0270(1.39)	0.0102(0.68)
科技经费投入	-0.0332*(-1.82)	-0.0361** (-1.99)	-0.0411(-1.59)	-0.0361** (-2.02)
常数项	0.1458*** (3.84)	0.0969** (2.32)	0.4404*** (5.94)	0.0586(1.40)
R ²	0.7168	0.7179	0.3683	0.7230

注：括号内数据为 t 值；控制了地区固定效应和年份固定效应；*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

表 3 公共服务供给结构、人口再配置与城市生产率(N=2657)

变 量	基础保障型公共服务			变 量	发展提升型公共服务		
	模型 5	模型 6	模型 7		模型 8	模型 9	模型 10
	城市生产率	人口再配置	城市生产率		城市生产率	人口再配置	城市生产率
基础保障型公共服务	0.0678*** (3.15)	0.1315*** (2.88)	0.0656*** (3.07)	发展提升型公共服务	0.0738*** (3.36)	0.1414*** (3.06)	0.0715*** (3.28)
二次项	-0.0295*** (-3.46)	-0.0036 (-0.41)	-0.0313*** (-3.67)	二次项	-0.0307*** (-3.90)	-0.0049 (-0.78)	-0.0379*** (-4.12)
人口再配置			0.1025*** (5.83)	人口再配置			0.1032*** (5.89)
经济发展水平	0.6424*** (34.98)	0.5965*** (16.40)	0.5873*** (27.38)	经济发展水平	0.6416*** (34.91)	0.5962*** (16.47)	0.5861*** (27.31)
市场集中度	0.0156 (1.53)	-0.0099 (-0.59)	0.0159 (1.59)	市场集中度	0.0152 (1.49)	-0.0098 (-0.57)	0.0155 (1.54)
经济服务水平	0.8939*** (7.75)	0.0271 (0.95)	0.6369*** (5.35)	经济服务化水平	0.8923*** (7.74)	0.0275 (0.97)	0.6338*** (5.33)
制造业集聚	0.2169*** (15.31)	0.0279 (1.21)	0.2057*** (14.83)	制造业集聚	0.2164*** (15.31)	0.0283 (1.24)	0.2051*** (14.83)
对外开放程度	0.0125 (0.82)	0.0274 (1.40)	0.0103 (0.68)	对外开放程度	0.0130 (0.86)	0.0265 (1.36)	0.0110 (0.73)
科技经费投入	-0.0373** (-2.05)	-0.0410 (-1.58)	-0.0374** (-2.09)	科技经费投入	-0.0372** (-2.05)	-0.0416 (-1.60)	-0.0373** (-2.09)
常数项	0.1999*** (5.22)	0.4340*** (5.88)	0.1574*** (4.14)	常数项	0.2126*** (5.44)	0.4514*** (6.04)	0.1699*** (4.39)
R ²	0.7183	0.3679	0.7235	R ²	0.7186	0.3689	0.7239

注：同表 2。

（三）基于公共服务可及性的实证结果分析

通过人力资本的调节作用检验公共服务可及性对城市生产率的影响,即当人力资本比重增大时,公共服务通过人口再配置对城市生产率产生的影响。表 4 中模型 11 的结果显示,公共服务供给能力与城市生产率呈倒 U 形关系,人力资本和人口再配置的回归系数均显著为正,但二者的交互项系数显著为负,说明人力资本存在显著的负向调节效应,即人力资本增加会部分抑制人口再配置的作用。这一结果可以从多个方面来解释。(1)当人力资本增加到一定规模时,对城市生产率的直接促进作用将弱化人口再配置的影响;(2)如果城市间的人才争夺战忽视了人力资本的需求层次与城市自身发展的匹配,进而导致人口结构失衡,就有可能削弱公共服务对城市经济增长的效率贡献;(3)人力资本的导入还取决于除人口再配置外的其他诸多因素。

模型 12 和模型 13 显示了人力资本对不同类型的公共服务通过人口再配置影响城市生产率的调节效应估计结果,与模型 11 高度一致。进一步计算拐点发现,两类公共服

务供给能力与城市生产率的倒 U 形关系曲线的拐点分别为 1.49 和 1.25, 与不考虑人力资本调节作用的拐点值 1.15 和 1.20 相比,发生了一些变化。这至少说明两个问题:(1)基本公共服务均等化在当前对于普

表 4 公共服务可及性、人口再配置与城市生产率(N=2589)

变 量	模型 11 城市生产率	模型 12 城市生产率	模型 13 城市生产率
公共服务供给能力	0.0980*** (4.56)		
供给能力二次项	-0.0355*** (-3.85)		
基础保障型公共服务供给能力		0.0943*** (4.39)	
基础保障型公共服务供给能力二次项		-0.0317*** (-3.55)	
发展提升型公共服务供给能力			0.1043*** (4.77)
发展提升型公共服务供给能力二次项			-0.0417*** (-4.25)
人力资本水平	0.1194*** (9.01)	0.1192*** (8.99)	0.1198*** (9.05)
人口再配置	0.1138*** (7.78)	0.1133*** (7.75)	0.1146*** (7.83)
人口再配置×人力资本水平	-0.0811*** (-4.89)	-0.0805*** (-4.85)	-0.0818*** (-4.93)
经济发展水平	0.5583*** (35.02)	0.5588*** (35.05)	0.5575*** (34.98)
市场集中度	0.0322*** (3.15)	0.0325*** (3.18)	0.0317*** (3.11)
经济服务化水平	0.3988*** (3.48)	0.4016*** (3.50)	0.3934*** (3.44)
制造业集聚	0.2102*** (17.92)	0.2108*** (17.97)	0.2094*** (17.84)
对外开放程度	0.0114 (0.80)	0.0113 (0.80)	0.0114 (0.80)
科技经费投入	-0.0722*** (-4.14)	-0.0721*** (-4.13)	-0.0722*** (-4.15)
常数项	0.2359* (1.92)	-1.0597*** (-8.31)	0.3067** (2.45)
R ²	0.0903	0.1683	0.1052

注:同表 2。

遍提高城市生产率依然非常重要,但要避免基础保障型公共服务的过度供给;(2)当考虑公共服务可及性时,发展提升型公共服务供给能力是人力资本流入重点考量的因素,且它对城市生产率的贡献更加稳定。然而,对短期发生的公共服务支出而言,人力资本对城市生产率的促进作用存在一定的时滞性,表现为拐点的略微右移。

(四) 稳健性检验

为确保研究结论的可靠性,本文进行以下稳健性检验。首先,通过替换解释变量的衡量方式重新进行回归。参照刘金凤、魏后凯(2019)的研究,在此选取人均财政支出度量城市公共服务供给能力。回归结果如模型 14 所示,公共服务供给能力对城市生产率的影响与前文基本回归

表 5 稳健性检验

变 量	模型 14(ols1)	模型 15(ols2)	模型 16(2sls)
公共服务供给能力	0.1414*** (3.08)	0.1188*** (3.54)	4.7183*** (3.33)
二次项	-0.0054* (-1.77)	-0.0236* (-1.94)	-0.8809*** (-3.34)
经济发展水平	0.6110*** (29.44)	0.2651*** (7.70)	0.1246*** (6.38)
市场集中度	0.0152 (1.50)	-0.1009*** (-4.80)	-0.0305 (-0.53)
经济服务水平	1.0036*** (8.70)	0.1083*** (4.42)	0.0126 (0.25)
制造业集聚	0.2086*** (14.58)	0.0455** (2.00)	0.1289** (2.12)
对外开放程度	0.0160 (1.10)	0.0869*** (3.49)	0.3159*** (3.60)
科技经费投入	-0.0384** (-2.13)	-0.0079 (0.25)	-0.2169* (-1.75)
常数项	0.6212*** (10.43)	0.6276*** (9.51)	3.7685*** (3.76)
N	2656	2326	2650
R ²	0.7246	0.2310	0.4065

注:同表 2。

结果一致。其次,考虑到辽宁省、吉林省、黑龙江省的常住人口数据是由城市 GDP 总量与人均 GDP 的比值近似得到的,这里将东北地区的城市样本剔除后再次进行估计,结果如模型 15 所示,各变量回归系数显著性和符号均未发生明显变化。最后,针对潜在的内生性问题,选用城市年均降雨量作为公共服务供给能力的工具变量进行 2SLS 估计。原因在于,降雨量会通过影响城市环境建设成效和成本支出对城市公共服务供给产生影响,但它与模型中其他解释变量不存在明显的相关关系。模型 16 的结果显示,各变量的回归系数方向及显著性与前文基本一致,再次验证了结论的稳健性。

五、对空间异质性的进一步讨论

为了分析空间异质性,本文分别选取长三角、京津冀、珠三角、成渝、长江中游城市群和 30 个区域性中心城市^①为样本,考察公共服务供给能力对城市生产率的影响。

根据表 6 的结果,在长三角城市群中,公共服务供给能力与城市生产率呈倒 U 形关系,拐点为 1.238,上海、南京、无锡、苏州、杭州、宁波、温州等 15 个城市位于拐点右侧。值得注意的是,拐点右侧的城市大多经济实力较强,但公共服务对其生产率不具有积极影响,原因可能是多方面的:就业机会多导致人口大量集聚,使公共服务体系超负荷运转;大量低技能劳动力涌入并沉淀在传统部门;公共服务支出的财力负担偏重等。珠三角城市群的公共服务供给能力与城市生产率之间呈 U 形关系,拐点为 0.988,且广州、深圳、佛山、中山、东莞等多数城市位于拐点右侧,说明公共服务供给状况良好,但其对城市生产率的积极作用略低于长三角城市群。京津冀城市群的倒 U 形关系不显著。假设 4 得到部分验证。

成渝城市群、长江中游城市群和区域性中心城市的公共服务供给能力对城市生产率的影响尚未显现。这可能与中西部地区产业基础相对薄弱、城市集聚优势不足、区域一体化水平较低及中心城市所依托的城市体系存在着较大差异等原因有关。

最后,值得注意的是,对于长三角、京津冀和珠三角城市群,人力资本与人口再配置的交互项回归系数均显著为负,而成渝城市群和区域性中心城市的该项回归系数显著为正,进一步验证了人力资本导入的结构效应更倾向于发生在集聚优势突出的城市区域,人力资本积累对提升这类区域的城市生产率起到直接作用,是领先城市群生产率优势形成中“迁移选择”的重要因素。而在成渝城市群和区域性中心城市中,人力资本导入的效率贡献还需借助人口再配置的结构优化作用间接实现。这为研究城市群之间的异质性提供了参考。

① 以省会城市和直辖市代表区域性中心城市,鉴于数据可得性及城市分布特征,不包括拉萨市和台北市。

表 6 城市群及区域性中心城市公共服务供给能力对生产率的影响

变 量	长三角 城市群	京津冀 城市群	珠三角 城市群	成渝 城市群	长江中游 城市群	区域性中心 城市
公共服务供给能力	0.1238** (2.29)	0.1546* (1.90)	-0.2069* (-1.96)	-0.1038 (-1.51)	0.0350 (0.39)	-0.0072 (-0.09)
二次项	-0.0500** (-2.37)	-0.0673 (-1.39)	0.1047** (2.28)	0.0093 (0.57)	0.0164 (0.56)	0.0091 (0.28)
人力资本水平	0.1503*** (4.38)	-0.1732* (-1.89)	-0.0239 (-0.27)	0.2735*** (5.36)	0.1655** (2.25)	0.1769*** (3.93)
人口再配置	0.2003*** (6.07)	0.1947 (1.47)	0.5011*** (4.25)	-0.0660 (-1.10)	0.2913*** (3.40)	0.2885** (2.56)
人口再配置 × 人力资本水平	-0.2298*** (-5.01)	-0.5817*** (-4.38)	-0.4580*** (-6.21)	0.0735** (2.04)	-0.0226 (-0.59)	0.1206** (2.29)
经济发展水平	0.4099*** (8.72)	0.3374*** (4.25)	0.1921*** (3.53)	0.5490*** (7.91)	0.1351 (0.93)	0.2210*** (2.90)
市场集中度	0.0282 (1.36)	0.2243*** (4.82)	-0.0720 (-0.98)	0.1081*** (2.97)	-0.0592 (-1.41)	0.0470 (1.00)
经济服务水平	0.1752*** (4.93)	0.4456*** (3.32)	0.2153* (1.86)	-0.0127 (-0.19)	0.0679 (0.98)	0.2999*** (4.59)
制造业集聚	0.2660*** (9.55)	0.5745*** (8.43)	-0.0163 (-0.25)	0.3078*** (7.73)	0.1414*** (2.73)	0.4165*** (7.51)
对外开放程度	0.0898*** (2.62)	-0.1582 (-1.09)	-0.1393 (-1.13)	-0.0143 (-0.22)	-0.1325* (-1.78)	-0.0379 (-0.53)
科技经费投入	0.1215*** (3.92)	0.3087*** (3.65)	-0.2042** (-2.27)	-0.0364 (-0.62)	-0.1361* (-1.93)	-0.0171 (-0.17)
常数项	0.2011** (2.14)	0.2859 (1.61)	-0.2574 (-1.33)	-0.0348 (-0.25)	0.3090 (1.10)	-0.1477 (-1.02)
N	384	127	80	178	325	287
R ²	0.8525	0.8051	0.8940	0.8698	0.4574	0.5913

注：同表 2。

六、结论与启示

随着新型城镇化的实施,公共服务的补偿式供给与地方政府标尺竞争的变迁作为中国城市化路径转变的典型特征,在城市型社会逐渐形成的背景下,会引发人口在城市之间的再配置,并通过人口与劳动力集聚的“规模效应”和人力资本导入的“结构效应”对城市生产率产生影响。本文从供给端与需求端的角度,分析并检验了公共服务通过人口再配置对城市生产率的作用机制与影响。

以 2010~2019 年 282 个城市为样本的实证检验表明:(1)公共服务供给能力与城市生产率呈倒 U 形关系,且通过人口再配置发挥作用。(2)在公共服务供给结构方面,

发展提升型公共服务对城市生产率的影响比基础保障型更大,且更加依赖于人口再配置的中介作用。(3)在公共服务的可及性方面,当人力资本增加时会部分抑制人口再配置的作用。基础保障型公共服务对当前城市生产率的普遍提升仍非常重要,而发展提升型公共服务供给能力则是人力资本流入重点考量的因素,且对城市生产率的贡献更加稳定。(4)空间异质性分析表明,不同城市群规律特征不完全一致,公共服务通过人口再配置对城市发展系统的动态影响会最终反映在城市生产率的变化上,而人力资本积累的直接贡献仅体现在领先城市群中。根据上述结论,本文提出以下政策建议。

第一,结合常住人口的变化趋势,加强城市公共服务供给能力建设。加快推进户籍制度改革、完善居住证制度和社会保障体系,通过公共服务供给的有序增长,确保城市人口规模在相对稳定中合理调整。同时,落户政策要尽可能与当地的专业化产业基础相结合,增强产业链整体的劳动力吸纳能力,进一步提高公共服务投入的产出效率。

第二,根据城市发展的规模特征、功能定位与人才引进目标,适时调整公共服务的供给结构。一方面,根据城市常住人口的规模变化,动态规划基础保障型公共服务供给体系,进一步挖掘基本公共服务均等化的效率空间。当劳动力规模相对就业市场容量存在不足时,应加强基础教育、医疗卫生等满足民生需求的公共服务供给,有效吸引人口流入,同时对职业培训、终身学习等公共服务给予财政支持,以应对低端劳动力冗余可能造成的“拥挤效应”;另一方面,根据城市发展的功能定位、产业升级方向与创新需求,围绕人力资本的导入目标推出一揽子的政策组合工具,将发展提升型公共服务供给纳入城市中长期建设规划和高质量发展的重点依托项目,这既是城市生产率持续提升的前提,更是中国构建创新型国家的基础。

第三,以人口集聚的城市区域与城市群为主体空间,实施规模有效、结构合理的差异化公共服务供给策略。规模策略的重点在于,提升公共服务供给一体化水平和需求共享程度,通过区域治理能力挖潜,进一步促进城市群范围的整体效率提升。结构策略的重点在于,公共服务供给既要强调城市发展水平与不同层次劳动力需求之间的匹配关系,避免人口结构失衡带来的负面影响,也要重视那些可能削弱公共服务人口再配置功能的区域性因素,从健全城市体系的角度规划公共服务供给,从人力资本积累中获得持续增长的效率优势。

参考文献:

1. 陈明华等(2019):《中国城市群民生发展水平测度及趋势演进——基于城市 DLI 的经验考察》,《中国软科学》,第 1 期。
2. 邓慧慧等(2021):《公共服务竞争、要素流动与区域经济新格局》,《财经研究》,第 8 期。
3. 董源等(2020):《公共服务对城市居民幸福感的影响》,《城市问题》,第 2 期。
4. 韩军、孔令丞(2020):《制造业转移、劳动力流动是否抑制了城乡收入差距的扩大》,《经济学家》,第 11 期。
5. 韩峰、李玉双(2019):《产业集聚、公共服务供给与城市规模扩张》,《经济研究》,第 11 期。

6. 金刚、沈坤荣(2018):《以邻为壑还是以邻为伴?——环境规制执行互动与城市生产率增长》,《管理世界》,第12期。
7. 刘维林(2021):《地方公共服务如何成为新型城镇化的新动力?——基于要素集聚及空间外溢效应的检验》,《城市发展研究》,第9期。
8. 李斌、卢娟(2017):《异质性公共服务对产业结构升级影响路径与溢出效应研究——基于286个地级市数据的实证分析》,《现代财经(天津财经大学学报)》,第8期。
9. 刘金凤、魏后凯(2019):《城市公共服务对流动人口永久迁移意愿的影响》,《经济管理》,第11期。
10. 林李月等(2019):《基本公共服务对不同规模城市流动人口居留意愿的影响效应》,《地理学报》,第4期。
11. 迈克尔·斯托珀尔(2020):《城市发展的逻辑》,中信出版集团。
12. 单豪杰(2008):《中国资本存量K的再估算:1952~2006年》,《数量经济技术经济研究》,第10期。
13. 孙晓华、郭玉娇(2013):《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》,《财经研究》,第2期。
14. 田艳平、冯国帅(2019):《城市公共服务对就业质量影响的空间差异》,《城市发展研究》,第12期。
15. 王桂新(2021):《中国人口流动与城镇化新动向的考察——基于第七次人口普查公布数据的初步解读》,《人口与经济》,第5期。
16. 温忠麟、叶宝娟(2014):《中介效应分析:方法和模型发展》,《心理科学进展》,第5期。
17. 辛冲冲、陈志勇(2019):《中国基本公共服务供给水平分布动态、地区差异及收敛性》,《数量经济技术经济研究》,第8期。
18. 夏怡然、陆铭(2015):《城市间的“孟母三迁”——公共服务影响劳动力流向的经验研究》,《管理世界》,第10期。
19. 杨义武等(2017):《地方公共品供给与人口迁移——来自地级及以上城市的经验证据》,《中国人口科学》,第2期。
20. 张国峰等(2017):《大城市生产率优势:集聚、选择还是群分效应》,《世界经济》,第8期。
21. 张军等(2004):《中国省际物质资本存量估算:1952~2000》,《经济研究》,第10期。
22. 张开志等(2020):《“候鸟式”流动亦或“永久”迁移?——基于社会融入视角的公共服务可及性与人口流迁选择》,《经济与管理研究》,第7期。
23. Au C., Henderson J.V. (2006), Are Chinese Cities Too Small?. *Review of Economic Studies*. 73(3): 549-576.
24. Aghion P., Howitt P. (1995), Technical Progress in the Theory of Economic Growth. In Fitoussi J. (ed.), *Economics in a Changing World*. Palgrave Macmillan UK.
25. David H.P., Garg A., Bloom G., Walker D.G., Brieger W.R., Rahman M.H. (2008), Poverty and Access to Health Care in Developing Countries. *Annals of the New York Academy of Sciences*. 11(36): 161-171.
26. Desmet K., Rossi-Hansberg E. (2013), Urban Accounting and Welfare. *American Economic Review*. 103(6): 2296-2327.
27. Mairesse J., Griliches Z. (1988), Heterogeneity in Panel Data: Are There Stable Production Functions?. NBER Working Papers, 2619.
28. Shengelia B., Tandon A., Adams O.B., Murray C. (2005), Access, Utilization, Quality, and Effective Coverage: An Integrated Conceptual Framework and Measurement Strategy. *Social Science & Medicine*. 61(1): 97-109.

(责任编辑:李玉柱)