

# 城乡人口老龄化对城镇化的双边效应<sup>\*</sup>

范建双 高 骞 周 琳

**【摘 要】**文章基于 1997~2017 年中国省级面板数据和城镇、农村老年人口的分组数据,采用双边随机前沿模型检验二者对城镇化的影响,在比较二者影响大小和方向的基础上探讨人口老龄化对城镇化的影响机制。研究结果显示,农村人口老龄化对城镇化产生负向影响,降低了城镇化水平 10%;城镇人口老龄化对城镇化产生正向作用,提高了城镇化水平 7.78%。整体而言,人口老龄化降低了城镇化水平 2.22%,从而解释了中国人口老龄化存在的“城乡倒置”现象,即城镇人口老龄化进一步强化了城镇化对农村劳动力人口向城镇迁移的吸附作用。时间变化特征表明,城镇和农村人口老龄化相互作用的净效应呈稳步上升趋势,并且从 2012 年开始由负变正。居民受教育年限的分组回归结果表明,净效应随着人口受教育年限的增加呈递增趋势,并由负变正。

**【关键词】**人口老龄化 城乡差异 随机前沿模型 双边效应

**【作 者】**范建双 浙江工业大学管理学院,教授;高 骞 浙江工业大学管理学院,硕士研究生;周 琳 浙江工业大学管理学院,博士研究生。

## 一、引 言

改革开放以来,中国经济发展迅速,城镇化水平不断提高。与此同时,人口老龄化程度也在加深,并且在城镇和乡村之间的差异日益显现。1997~2017 年,中国 65 岁及以上老年人口比重已从 7.04% 增长到 11.39%<sup>①</sup>。其中,农村 65 岁及以上老年人口比重从 6.75% 增加到 13.22%,而城镇从 7.67% 上升到 10.09%。农村人口老龄化超过城镇。

发达国家早在 20 世纪就经历了先城镇化后老龄化的发展阶段,而中国目前正面临城镇化和老龄化的叠加期,人口老龄化及其城乡结构会对城镇化产生一系列的影响。已有文献主要集中于研究城镇化与老龄化之间的单向影响。其中,一类研究关注城镇化对老龄化的影响,包括其特点、原因和趋势等方面。城镇化通过影响乡城转移人口的年龄结构对城乡人口老龄化产生重要影响(朱勤,2014)。尽管城镇化进程中的乡城迁移会缓

<sup>\*</sup> 本文为浙江省自然科学基金重点项目“政府间竞争、城镇化路径偏向与房价‘棘轮效应’”(编号:LZ20G030002)的阶段性成果。

<sup>①</sup> 数据来自历年《中国人口和就业统计年鉴》。

解甚至改善城镇人口老龄化状况,但以农村青壮年人口迁徙为主的城镇化会加剧农村人口老龄化(童玉芬等,2014;郭志刚,2014)。现阶段的城镇化模式加剧了人口老龄化的“城乡倒置”现象(杨菊华等,2019),主要表现为农村人口老龄化程度高于城镇、速度快于城镇、地区差异大于城镇、老年人口多于城镇等特点(杜鹏、王武林,2010;林宝,2018)。另一类研究侧重关注老龄化对城镇化的影响。如康传坤(2012)发现,老龄化通过心理成本和农村家庭养老模式两种机制对城镇化产生抑制作用。游士兵等(2016)认为,中国主要依靠劳动力人口乡城迁移的城镇化模式使老龄化对城镇化的抑制作用不断凸显。孟向京、姜凯迪(2018)认为,随着农村人口老龄化的加剧,这种人口乡城迁移将会放缓。文先明等(2015)认为,老龄化对城镇化的影响渠道包括人口迁移效应、产业结构效应、劳动力供给效应和消费效应。

从现有研究看,国内学者目前主要集中于研究老龄化与城镇化的互动关系及老龄化抑制城镇化的作用机制,并一致认为农村劳动年龄人口向城镇的转移是导致人口老龄化“城乡倒置”的根源,但对城镇和农村人口老龄化对城镇化存在的差异性,以及对老龄化出现“城乡倒置”的前因后果缺少分析和研究。鉴于此,本文将研究城镇和农村人口老龄化对城镇化的异质性影响,在探索其内在影响机制的基础上建立双边随机边界模型,运用面板数据实证检验农村和城镇人口老龄化对城镇化的双边效应。

## 二、理论假设

本文将人口老龄化分为城镇和农村两个维度,城镇和农村人口老龄化对城镇化的影响机制如图所示。

农村人口老龄化对城镇化的影响主要表现为:(1)降低了农村居民向城镇迁移的意愿。乡城迁移规模主要受心理成本和预期净收益的影响。通常年龄越大对农村环境的依赖性越强,向城镇迁移的心理成本越高。农村老年群体预期自己在城市滞留时间短,迁移后难以获得工作,收入水平较低,而迁移成本和城镇生活成本却不低,很难达到预期净收益,缺少向城镇迁移的动力(文先明等,2015)。而青年群体迁移的机会成本较低,鉴于城镇有更多的就业机会和更高的收入,其迁移意愿较高。但由于现行的户籍制度使外来务工人员及其子女在社会保障、教育等方面无法享受与城市市民同等的权益,增加了迁移者在新环境生活的成本。(2)增加了已经进城劳动力的返乡意愿。现阶段中国农村老年人仍以居家养老为主(康传坤,2012),代际家庭转移是大多数农村老人的主要收入来源。农村劳动年龄人口向城镇迁移的过程中必须考虑家庭养老和自身养老问题,部分进城务工人员为了照料农村的父母而返回农村。农村家庭老年人口越多,农村劳动力向城镇转移意愿越低,进城务工劳动力的返乡意愿越强。因此,农村人口老龄化会导致乡城迁移规模的增长速度减缓,进而抑制城镇化(游士兵等,2016)。据此,本文提出假设

1:农村人口老龄化会导致农村劳动年龄人口和老年人口向城镇迁移的意愿同时降低,从而对城镇化产生抑制作用。

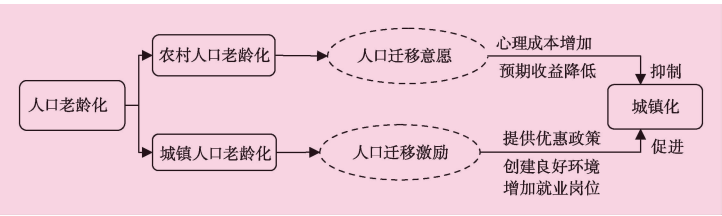


图 城镇人口老龄化和农村人口老龄化对城镇化的影响机制和方向

城镇人口老龄化对城镇化的影响主要表现为:(1)通过提高待遇吸引农村人口。城镇人口老龄化会降低劳动参与率,加剧城镇企业的劳动力短缺。企业为了吸引外来务工人员通常会提供更好的工资待遇和工作环境,从而促进农村剩余劳动力向城镇转移。(2)通过优惠政策提高农民进城意愿。城镇劳动力的短缺不仅会影响企业发展,也会降低城市的竞争力。地方政府为了吸引人口向城镇的转移和就业,通过降低落户门槛、提供住房保障和增加工资待遇等优惠政策来吸引农村人口向城镇迁移。(3)通过增加就业岗位提高农村居民进城意愿。城镇人口老龄化使消费需求和消费结构发生转变的同时会促进养老产业的发展。养老产业的迅速发展为城镇提供了大量就业岗位,从而促进城镇化水平的提高。(4)通过改善城镇基础设施条件提高农村居民进城意愿。城镇劳动年龄人口的短缺和工人工资的上涨会倒逼企业进行转型升级,从而推动城市产业结构的转型升级,提高城市的竞争力和吸引力,地方政府也会加强城市基础设施的建设,使城市的整体工作和生活环境更舒适和便捷,吸引农村劳动年龄人口继续向城镇集聚。据此,本文提出假设 2:城镇人口老龄化通过提高农村居民的乡城迁移意愿而对城镇化产生促进作用。

综上所述,农村人口老龄化通过抑制农村居民的进城意愿对城镇化产生负向作用,城镇人口老龄化通过提高农村居民的进城意愿而对城镇化产生正向作用。本文将人口老龄化对城镇化同时存在的一正一负作用定义为“双边效应”。

三、模型设定与数据来源

(一) 模型设定

为了检验城镇和农村人口老龄化对城镇化可能存在的异质性影响,本文借鉴 Kumbhakar 等(2009)的思路,构建双边效应模型:

$$UR_{it}=i(x_{it})+uap_{it}-rap_{it}+\varepsilon_{it}=i(x_{it})+\xi_{it}=x'_{it}\lambda+\xi_{it} \tag{1}$$

式(1)中, $UR_{it}$  为城镇化水平; $x_{it}$  为影响城镇化的一些控制变量; $\lambda$  为待估参数向量; $i(x_{it})$  为前沿城镇化水平; $\xi_{it}$  为综合残差, $\xi_{it}=uap_{it}-rap_{it}+\varepsilon_{it}$ , $uap_{it}$ 、 $rap_{it}$  和  $\varepsilon_{it}$  均为残差项,其中, $uap_{it}$  为正向效应,表示城镇人口老龄化使城镇化水平向上偏离前沿城镇化水平的残差项,且  $uap_{it}\geq 0$ ; $rap_{it}$  为负向效应,表示农村人口老龄化使城镇化水平向下偏离前沿城镇化

水平的残差项,且 $rap_{it} \geq 0$ ;  $\varepsilon_{it}$  为随机残差。当 $uap_{it}=0$  或 $rap_{it}=0$  时,表示仅受农村或城镇人口老龄化影响,模型为单边随机前沿模型;当 $uap_{it}$  和 $rap_{it}$  同时等于0 时,模型为普通 OLS 模型,由于 $\varepsilon_{it}$  不为0,所以普通 OLS 模型是有偏估计。实际城镇化水平是城镇和农村人口老龄化双边作用的结果,城镇的正向效应使其高于前沿水平,农村的负向效应使其低于前沿水平,二者的净效应是实际城镇化水平的偏离程度。

为了同时估计参数 $\lambda$  和残差项 $uap_{it}$ 、 $rap_{it}$ ,本文采用极大似然估计法(MLE)对式(1)进行有偏估计。由式(1)可知, $uap_{it}$ 、 $rap_{it}$  存在单边分布的特性,本文假设 $uap_{it}$ 、 $rap_{it}$  均服从指数分布。此外,假设 $\varepsilon_{it}$  服从正态分布,且 $uap_{it}$ 、 $rap_{it}$  和 $\varepsilon_{it}$  之间相互独立,同时也独立于 $x_{it}$ 。基于上述残差项的分布假设,可以进一步推导出 $\xi_{it}$  的概率密度函数为:

$$\begin{aligned} f(\xi_{it}) &= \frac{e^{w_{it}}}{\sigma_{uap} + \sigma_{rap}} \Phi(\eta_{it}) + \frac{e^{u_{it}}}{\sigma_{uap} + \sigma_{rap}} \int_{-\gamma_{it}}^{\infty} \phi(x) dx \\ &= \frac{e^{w_{it}}}{\sigma_{uap} + \sigma_{rap}} \Phi(\eta_{it}) + \frac{e^{u_{it}}}{\sigma_{uap} + \sigma_{rap}} \phi(\gamma_{it}) \end{aligned} \quad (2)$$

式(2)中, $\Phi(\cdot)$  和 $\phi(\cdot)$  分别为标准正态分布的累积分布函数和概率密度函数。

$$w_{it} = \frac{\sigma_v^2}{2\sigma_{uap}^2} + \frac{\xi_{it}}{\sigma_{uap}}; u_{it} = \frac{\sigma_v^2}{2\sigma_{rap}^2} - \frac{\xi_{it}}{\sigma_{rap}}; \eta_{it} = -\frac{\xi_{it}}{\sigma_v} - \frac{\sigma_v}{\sigma_{rap}}; \gamma_{it} = \frac{\xi_{it}}{\sigma_v} - \frac{\sigma_v}{\sigma_{uap}}。$$

根据上述参数估计,可以得到以下最大似然估计函数:

$$\ln L(X; \pi) = -n \ln(\sigma_{uap} + \sigma_{rap}) + \sum_{i=1}^n \ln[e^{w_{it}} \Phi(\eta_{it}) + e^{u_{it}} \Phi(\gamma_{it})] \quad (3)$$

式(3)中, $\pi = [u, \sigma_v, \sigma_{uap}, \sigma_{rap}]$ ,所有参数的估计值可以通过似然函数最大化得到。本文聚焦于城镇和农村人口老龄化对城镇化的双边效应,因此,根据 $uap_{it}$ 、 $rap_{it}$  条件密度函数和条件期望估计面临城镇和农村人口老龄化影响的实际城镇化水平偏离前沿城镇化水平的程度。为了更加直观地比较分析,将城镇人口老龄化对城镇化的偏离程度值转换成高于前沿城镇化水平的百分比。同理,将农村人口老龄化对城镇化的偏离程度值转换成低于前沿城镇化水平的百分比。转换后的估计值为:

$$E(1 - e^{-uap_{it}} | \xi_{it}) = 1 - \frac{(1/\sigma_{rap} + 1/\sigma_{uap}) [\Phi(\eta_{it}) + e^{(u_{it}-w_{it})} e^{(\sigma_v^2/2 - \sigma_v \gamma_{it})} \Phi(\gamma_{it} - \sigma_v)]}{[1 + (1/\sigma_{rap} + 1/\sigma_{uap})] e^{(u_{it}-w_{it})} [\Phi(\gamma_{it}) + e^{(u_{it}-w_{it})} \Phi(\eta_{it})]} \quad (4)$$

$$E(1 - e^{-rap_{it}} | \xi_{it}) = 1 - \frac{(1/\sigma_{rap} + 1/\sigma_{uap}) [\Phi(\gamma_{it}) + e^{(w_{it}-u_{it})} e^{(\sigma_v^2/2 - \sigma_v \eta_{it})} \Phi(\eta_{it} - \sigma_v)]}{[1 + (1/\sigma_{rap} + 1/\sigma_{uap})] [\Phi(\gamma_{it}) + e^{(w_{it}-u_{it})} \Phi(\eta_{it})]} \quad (5)$$

进一步,可以将城镇人口老龄化和农村人口老龄化对城镇化水平影响的净效应 $NE$  表示为:

$$NE = E(1 - e^{-uap_{it}} | \xi_{it}) - E(1 - e^{-rap_{it}} | \xi_{it}) = E(e^{-rap_{it}} - e^{-uap_{it}} | \xi_{it}) \quad (6)$$

## (二) 变量选取与数据来源

基于以上计量模型,本文选取 1997~2017 年中国 30 个省份的面板数据为研究样

本,由于港澳台及西藏地区数据缺失,故剔除。变量选取为:(1)城镇化水平。采用城镇人口占总人口的比重来表征。(2)城镇和农村人口老龄化。借鉴单良、丁莉(2013)的研究,采用老年人口比重来衡量,即城镇 65 岁及以上人口占城镇总人口比重和农村 65 岁及以上人口占农村总人口比重。(3)固

表 1 变量的描述性统计(N=630)

变 量	均值	标准差	最小值	最大值
城镇化水平	0.472	0.163	0.168	0.887
城镇 65 岁及以上人口占比	0.085	0.019	0.049	0.139
农村 65 岁及以上人口占比	0.092	0.029	0.043	0.182
固定资产投资(亿元)	5841.886	6903.992	148.081	32139.620
居民消费水平(元)	3357.316	1597.061	1525.482	9171.806
城乡收入比	2.435	0.414	1.713	3.646
第三产业产值占比	0.412	0.083	0.256	0.757
第二产业产值占比	0.453	0.082	0.201	0.595
劳动力供给	0.722	0.039	0.641	0.815
人均受教育年限(年)	8.333	1.130	4.693	12.503
城镇老年人口抚养比	0.113	0.024	0.064	0.180
农村老年人口抚养比	0.132	0.042	0.066	0.270
财政支出占 GDP 比重	0.186	0.090	0.064	0.579
财政收入占 GDP 比重	0.088	0.031	0.044	0.194

定资产投资。采用经过固定资产投资价格指数缩减后的全社会固定资产投资额来表征。(4)居民消费水平。采用各省经过 CPI 指数平减后的人均消费来表征。(5)城乡收入比。采用城镇居民人均可支配收入和农村居民人均可支配收入的比值来衡量。(6)产业结构。采用第三产业生产总值占比和第二产业生产总值占比来衡量。(7)劳动力供给。采用 15~64 岁人口占总人口比重来表征。本文所用数据来自历年《中国统计年鉴》和《中国人口和就业统计年鉴》。主要变量的描述性统计如表 1 所示。

四、实证结果及分析

(一) 双边随机前沿模型基本估计结果分析

表 2 给出了式(1)的估计结果。其中,模型 1 为最小二乘估计(OLS),模型 2 至模型 7 为双边随机前沿下的最大似然估计(MLE)。通过比较表 2 中各模型的对数似然函数值和极大似然比值,发现模型 7 的结果最为稳健,因此本文后续的方差分解和效应估计均基于模型 7 进行。模型 7 的估计结果表明,固定资产投资、居民消费水平、第三产业产值占比、第二产业产值占比和劳动力供给均对城镇化产生了显著的正向影响,而城乡收入比对城镇化产生了显著抑制作用。城乡收入差距的扩大也意味着城乡财富差距的扩大,尤其是近年来城镇不断攀升的房价使个人财富在城乡之间的分配愈发不均。城镇居民享受房价上涨带来的财富增值效应,而农村居民面对居高不下的房价只能望而却步。因此,城乡收入比的扩大会在一定程度上抑制城镇化。

(二) 城乡老龄化对城镇化的效应解释

基于表 2 模型 7 的回归结果,本文测算的城乡人口老龄化对城镇化的效应如表 3



表 2 双边随机前沿模型基本估计结果(N=630)

变 量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7
固定资产投资	0.037*** (5.849)	0.085*** (9.693)	0.024*** (4.109)	0.024*** (4.381)	0.032*** (6.161)	0.016*** (2.566)	0.017*** (3.321)
居民消费水平	0.269*** (10.188)		0.561*** (26.474)	0.539*** (25.635)	0.416*** (18.749)	0.317*** (13.241)	0.242*** (11.915)
城乡收入比	-0.056*** (-3.246)			-0.083*** (-5.284)	-0.108*** (-7.197)	-0.102*** (-7.554)	-0.039*** (-3.019)
第三产业产值占比	1.754*** (11.826)				0.683*** (9.258)	1.723*** (13.133)	1.609*** (11.185)
第二产业产值占比	1.063*** (8.062)					1.146*** (9.525)	1.194*** (9.636)
劳动力供给	2.753*** (11.603)						2.481*** (13.614)
常数项	-1.727*** (-8.822)	3.170*** (40.043)	-0.764*** (-4.415)	-0.405*** (-2.279)	0.305* (1.754)	0.275 (1.490)	-1.158*** (-7.095)
Sigma_rap		-19.917*** (-6.121)	-11.278*** (-4.554)	-11.186*** (-4.812)	-11.865*** (-5.436)	-18.369*** (-4.974)	-19.510*** (-5.609)
Sigma_uap		25.026*** (5.041)	23.617*** (2.966)	22.490*** (3.785)	19.519*** (3.588)	29.617 (1.235)	-3.453 (-1.108)
R <sup>2</sup>	0.802	—	—	—	—	—	—
Log Likelihood	—	-78.679	172.688	186.206	226.231	269.851	347.163
LR(chi2)	—	—	502.733	529.770	609.820	697.060	851.683
P-value	—	—	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

注:括号内数据为 t 值;\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

表 3 城乡老龄化对城镇化效应的方差分解

变 量	测度系数
城镇化效应	
随机误差项	0.047
城镇人口老龄化正效应	0.084
农村人口老龄化负效应	0.115
方差分解	
随机项总方差	0.023
总方差中人口老龄化影响比重	0.900
城镇人口老龄化正效应影响比重	0.350
农村人口老龄化负效应影响比重	0.650

所示。其中,城镇人口老龄化的正效应为 0.084;农村人口老龄化的负效应为 0.115。二者均与假设 1 和假设 2 一致,即人口老龄化对城镇化的影响存在城镇和农村一正一负的双边效应。城镇和农村人口老龄化共同作用产生的净效应为负,即  $E(u_{ap}-r_{ap})=\sigma_{uap}-\sigma_{rap}=-0.031$ 。从影响比重上看,前沿城镇化水平未能解释的随机项总方差 ( $\sigma_v^2+\sigma_{uap}^2+\sigma_{rap}^2$ ) 为 0.023,而人口老龄化的

总效应解释了城镇化水平总方差的 90%,说明人口老龄化对城镇化有重要影响。其中,城镇人口老龄化的正效应占 35%,农村人口老龄化的负效应占 65%。这意味着城镇人口老龄化的正效应小于农村人口老龄化的负效应。即在人口老龄化对城镇化的影响中,

由于农村人口老龄化负效应起主导作用,总体上抑制了城镇化。

### （三）城乡老龄化对城镇化的影响程度

本文根据式(4)至式(6)分别计算城镇人口老龄化正效应、农村人口老龄化负效应和二者相互作用的净效应(见表4)。表4显示,城镇人口老龄化的正效应使城镇化水平提高7.78%,农村人口老龄化负效应使城镇化水平降低10.00%,净效应使实际城镇化水平低于前沿水平2.22%。即假定前沿水平为100%,则最终的实际水平为97.78%。表4中 $Q_1 \sim Q_3$ 的结果表明,城镇和农村人口老龄化对城镇化水平的影响有显著差异。根据第一四分位( $Q_1$ )的估计结果,有1/4的省份人口老龄化使城镇化水平下降6.47%。这些省份一般属于欠发达地区,当这些地区面临城镇人口老龄化,即使政府采取措施吸引农村劳动力向城镇迁移,但由于城镇的整体就业环境和岗位有限,当地农村人口更愿意去就业机会较多的发达省份,因此城镇人口老龄化对城镇化的促进作用有限。这些省份不仅要面对本省的人口自然老化,还面对人口的向外流失问题。第二四分位( $Q_2$ )的净效应估计值为-0.64%,说明这1/4的省份农村的负效应相比城镇的正效应略高,正负效应基本抵消。这些省份的城镇化进程基本处于自给自足状态,产业集聚能力一般、比较优势不明显,产业基础较好但产业结构不尽合理。尽管也能够提供一定数量的就业岗位,但这些就业岗位和就业机会的吸引力有限。这些省份城镇人口老龄化会吸引该省份农村劳动力向省内城镇迁移,但外省向该省转移的农村劳动力较少。而农村人口老龄化使可以向城镇转移劳动年龄人口的绝对数量下降。二者之间相互作用的效应大小相当。第三四分位( $Q_3$ )的净效应估计值为3.70%,说明这1/4省份农村的负效应低于城镇的正效应,使净效应为正。这些省份属于经济发达地区。经济发达地区产业集聚能力强、比较优势明显,能够为外来人口提供大量的就业岗位和机会。当这些地区城镇面临人口老龄化,政府通过制定优惠的落户政策不但能吸引省内农村劳动力的转移,还会吸引其他省份外来人口的跨省迁移,从而提高了城镇化水平。

### （四）人口老龄化净效应的时间特征分析

表5显示,1997~2017年人口老龄化的净效应呈上升趋势,并且从2012年开始由负转正。人口老龄化对城镇化的影响由抑制逐渐变为促进,说明农村的负效应不断变弱,而城镇的正效应在不断增强,从而使净效应由负变正。中国的城镇化进程与城乡分割的制度体系关系密切(游士兵等,2016)。改革开放以来,中国城乡分割的局面一定程度上被打破,大量农

表4 城乡人口老龄化对城镇化的效应估计 %

变 量	均值	标准差	$Q_1$	$Q_2$	$Q_3$
城镇人口老龄化正效应	7.78	5.74	4.91	5.72	8.54
农村人口老龄化负效应	10.00	9.43	4.55	6.40	11.41
净效应	-2.22	12.20	-6.47	-0.64	3.70

注: $Q_1$ 、 $Q_2$ 、 $Q_3$ 分别表示第一、第二和第三四分位。

表 5 老龄化对城镇化影响净效应的年度分布特征 %

年份	平均值	标准差	Q <sub>1</sub>	Q <sub>2</sub>	Q <sub>3</sub>
1997	-14.14	18.90	-28.13	-14.81	1.89
1998	-15.39	18.46	-30.53	-15.4	0.19
1999	-16.48	17.77	-31.93	-14.79	-0.16
2000	-4.30	11.68	-11.12	-2.56	2.64
2001	-2.46	13.82	-7.18	-2.76	2.81
2002	-1.79	11.51	-8.50	-3.28	2.39
2003	-2.03	11.75	-8.83	-2.34	2.85
2004	-2.30	10.61	-8.69	-2.75	2.04
2005	-0.38	9.31	-6.79	0.39	4.21
2006	-1.12	8.56	-5.73	-1.15	2.81
2007	-1.23	8.23	-6.28	-1.68	2.86
2008	-1.08	8.26	-4.36	-2.40	1.85
2009	-1.88	8.40	-3.87	-2.63	1.06
2010	-2.36	7.29	-5.24	-2.66	0.31
2011	-1.05	7.28	-4.38	-0.90	1.53
2012	0.51	7.10	-4.36	1.02	3.63
2013	2.33	6.64	-1.82	2.50	5.19
2014	2.22	5.59	-0.61	2.87	4.53
2015	3.99	6.05	-0.46	2.64	6.89
2016	5.37	6.27	0.72	4.88	8.86
2017	7.01	6.49	1.52	6.43	11.18

村剩余劳动力到城镇就业和生活。尽管受户籍制度的限制,难以落户和享受城镇的社会保障,但城镇的就业市场和公共服务仍然吸引大量农村劳动力向城镇集聚。农村劳动力向城镇的大量集聚不仅增加了城镇人口规模,还改变了城镇人口年龄结构,有效缓解城镇人口老龄化(翟振武,1996)。尽管农村人口老龄化会一定程度抑制城镇化进程,但城镇人口老龄化使政府和企业更加重视人才的引进,以及对劳动力吸引。城镇人口老龄化的正向效应不断增强,并超过了农村人口老龄化的负效应,但从长期看,农村人口的过度老龄化会带来一系列负面影响。

五、稳健性检验

为了检验估计结果的稳健性,本文按照人均受教育年限进行分组讨论。人均受教育年限的计算公式为:人均受教育年限=(小学学历人数×6+初中学历人数×9+高中学历人数×12+大专以上学历人数×16)÷6岁及以上人口总数。相关数据均来自历年《中国人口和就业统计年鉴》。净效应的大小随受教育年限的增加呈上升趋势,并且净效应在受教育年限大于9年的情况下实现了由负变正(见表6)。受教育水平的提高不仅可以弱化农村人口老龄化对城镇化的负效应,还可以强化城镇人口老龄化对城镇化的正效应。人口老龄化会造成城镇劳动力供给短缺和工资上涨,倒逼企业进行技术创新和转型升级。这有赖于高学历和高技能人才的培养。个体受教育年限往往决定了其知识技能,一个地区人口受教育水平越高,企业转型成功的概率越高。当一个地区的产业以技术密集型为主,则该地区对占转移人口绝大多数的低技能劳动者的依赖性会大大降低,从而抵消了农村人口老龄化的负效应。同时,高技术产业越集中的地区,对高技术和高学历人才的需求越旺盛,城镇人口老龄化会强化这种需求。农村向城镇迁移的劳



动力学历越高，其在城镇的就业越稳定，越能融入城镇生活，从而强化城镇人口老龄化对城镇化的正效应。

本文进一步采用城镇和农村老年人口抚养比作为衡量人口老龄化的自变量指标进行回归分析，以便考察实证结果的稳健性，结果如表 7 至表 9 所示。

表 6 按人均受教育年限分组的效应估计 %

变 量	平均值	标准差	Q <sub>1</sub>	Q <sub>2</sub>	Q <sub>3</sub>
人均受教育年限:≤6 年					
城镇人口老龄化正效应	8.13	3.67	5.53	5.97	11.05
农村人口老龄化负效应	27.51	18.64	6.42	31.01	46.05
净效应	-19.38	22.00	-40.63	-25.04	4.69
人均受教育年限:(6~9 年]					
城镇人口老龄化正效应	7.79	5.71	4.93	5.64	8.23
农村人口老龄化负效应	11.36	9.92	5.08	7.37	13.68
净效应	-3.57	12.95	-8.65	-2.24	2.86
人均受教育年限:>9 年					
城镇人口老龄化正效应	7.72	4.82	4.56	5.93	9.36
农村人口老龄化负效应	5.15	2.51	3.44	4.55	6.41
净效应	2.57	6.13	-1.30	1.61	6.01

表 7 替换自变量的模型基本估计结果(N=630)

变 量	模型 8	模型 9	模型 10	模型 11	模型 12	模型 13	模型 14
固定资产投资	0.037*** (5.849)	0.104*** (10.796)	0.029*** (4.931)	0.029*** (4.894)	0.037*** (6.596)	0.029*** (4.884)	0.019*** (3.638)
居民消费水平	0.269*** (10.188)		0.595*** (27.706)	0.573*** (26.738)	0.445*** (18.876)	0.349*** (13.506)	0.246*** (11.260)
城乡收入比	-0.056*** (-3.246)			-0.083*** (-5.156)	-0.110*** (-7.091)	-0.105*** (-6.861)	-0.041*** (-3.168)
第三产业产值占比	1.754*** (11.826)				0.704*** (8.897)	2.017*** (12.530)	1.601*** (11.055)
第二产业产值占比	1.063*** (8.062)					1.492*** (8.664)	1.189*** (8.683)
劳动力供给	2.753*** (11.603)						2.607*** (13.477)
常数项	-1.727*** (-8.822)	3.001*** (34.289)	-1.079*** (-6.216)	-0.709** (-3.922)	0.030 (0.162)	-0.434*** (-2.074)	-1.284*** (-8.119)
Sigma <sub>rap</sub>		-8.978*** (-4.351)	-3.937*** (-2.723)	-4.249*** (-2.991)	-4.730*** (-3.430)	-4.727*** (-2.833)	-10.942*** (-4.714)
Sigma <sub>uap</sub>		12.742*** (4.523)	15.623*** (2.078)	14.892*** (2.971)	12.844*** (2.989)	-1.887 (-0.598)	-1.005 (-0.434)
R <sup>2</sup>	0.802	—	—	—	—	—	—
Log Likelihood	—	-107.93	160.649	173.590	212.669	257.921	340.228
LR(chi2)	—	—	537.152	563.034	641.191	731.695	896.310
P-value	—	—	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

注:括号内数据为 t 值;\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

表 8 老年人口抚养比城镇化效应的方差分解

变 量	测度系数
城镇化效应	
随机误差项	0.044
城镇正效应	0.087
农村负效应	0.117
方差分解	
随机项总方差	0.023
总方差中老年人口抚养比影响比重	0.918
城镇老年人口抚养比正效应影响比重	0.353
农村老年人口抚养比负效应影响比重	0.647

表 9 城乡老年人口抚养比对城镇化的效应估计 %

变 量	均值	标准差	Q <sub>1</sub>	Q <sub>2</sub>	Q <sub>3</sub>
城镇正效应	7.95	5.64	4.93	5.70	8.59
农村负效应	10.21	9.19	4.85	6.47	11.84
净效应	-2.25	12.25	-7.04	-0.90	3.72

表 7 模型 14 显示,固定资产投资、居民消费水平、第三产业产值占比、第二产业产值占比和劳动力供给均对城镇化产生了显著正向影响,而城乡收入比同样对城镇化产生了显著抑制作用,与前文估计结果一致。

表 8 是基于表 7 模型 14 的方差分解,结果显示,城镇老年人口抚养比的正效应为 0.087,农村老年人口抚养比的负效应为 0.117,这与前文的估计结果一致,说明城镇与农村老年

人口抚养比对城镇化的影响存在双边效应。从净效应看,农村老年人口抚养比的负效应大于城镇的正效应,总体上抑制了城镇化。从影响比重看,老年人口抚养比的总效应解释了城镇化水平总方差的 91.8%,说明老年人口抚养比对城镇化水平确实有重要影响。其中,城镇的正效应占 35.3%,农村的负效应占 64.7%。说明在老年人口抚养比对城镇化影响效应中,由于农村老年人口抚养比的负效应起主导作用,使城镇化负向偏离其前沿水平。

表 9 是城镇老年人口抚养比正效应、农村老年人口抚养比负效应和二者相互作用的净效应。城镇老年人口抚养比的正效应使城镇化水平提高 7.95%,农村老年人口抚养比负效应使城镇化水平降低 10.21%,净效应使实际城镇化水平低于前沿水平 2.25%,与前文结果一致。

对于可能存在的遗漏变量问题,本文进一步控制其他可能影响城镇化的控制变量。为控制政府能力因素对城镇化的影响,并在模型中引入财政支出能力和财政收入能力两个变量,分别用政府财政支出占 GDP 比重和政府财政收入占 GDP 比重来衡量。政府财政支出、政府财政收入和 GDP 数据均来自《中国统计年鉴》。回归结果显示,城镇人口老龄化的正效应为 0.087,农村人口老龄化的负效应为 0.110,与前文的估计结果基本一致。从影响比重上来看,人口老龄化的总效应解释了城镇化水平总方差的 90.9%。其中,城镇人口老龄化的正效应占 38.7%,农村人口老龄化的负效应占 61.3%。说明在人口老龄化对城镇化水平影响效应中,由于农村人口老龄化负效应起主导作用,使城镇化

负向偏离其前沿水平。控制政府能力后,城镇人口老龄化的正效应使城镇化水平提高 8.01%,农村人口老龄化负效应使城镇化水平降低 9.55%,净效应使实际城镇化水平低于前沿水平 1.54%,与前文结果一致。可见,控制政府能力指标后,实证结果仍然是稳健的。

## 六、结论与建议

本文按照城镇和农村将人口老龄化划分为两类,提出了二者对城镇化的影响机制和研究假设。基于 1997~2017 年面板数据,利用双边随机边界模型进行测算。实证结果表明:(1)农村人口老龄化对城镇化产生负向作用,降低了城镇化水平 10%;城镇人口老龄化对城镇化产生正向作用,提高了城镇化水平 7.78%。整体而言,人口老龄化降低了城镇化水平 2.22%,从而解释了中国人口老龄化存在“城乡倒置”现象。城镇人口老龄化进一步强化了城镇化过程中对农村劳动力向城镇迁移的吸附作用。(2)城镇人口老龄化和农村人口老龄化相互作用的净效应呈稳步上升趋势,并且从 2012 年开始由负变正。(3)人口老龄化对城镇化的净效应随受教育年限的增加呈递增的趋势,并由负变正。

基于上述结论,本文认为人口老龄化对城镇化的抑制作用是农村和城镇共同作用的结果。尽管城镇人口老龄化对城镇化有促进作用,但强化了农村人口老龄化对城镇化的抑制作用,并出现了人口老龄化的“城乡倒置”。因此本文提出以下建议:(1)以新型城镇化为契机,促进城乡融合发展。新型城镇化建设强调以人为本,促进农村转移人口市民化的质量。一方面,以新型城镇化为契机,进一步深化户籍制度改革和基本公共服务均等化,进一步扩大城镇公共服务和社会保障的覆盖范围,让进城农民尤其是非户籍人口能够享有市民同等的待遇和公共服务,并为进城务工人员提供基本技能培训,促进农村转移人口向城镇的自由流动和人力资本优化配置;另一方面,也要为人才下乡提供政策优惠和激励机制,如为返乡创业人员提供落户政策,促进人才向乡村流动。同时建立城乡一体化的建设用地市场,推动土地要素的市场化配置。通过城乡间人口和土地等生产要素的良性互动最终实现城乡融合发展。(2)完善养老保障体系,加快推进全国和城乡统筹。要推进养老保障体系改革,建立城乡统筹和全国统筹的养老保障制度,实现城镇和农村养老保险之间的转移和接续的同时,实现跨省异地医疗保险的统筹结算,使进城的农村劳动力和异地人员能够同等享受城镇化发展的成果,使其能够老有所依、老有所养。(3)加大教育基础设施尤其是农村义务教育的投入力度。政府应该增加农村教育资源的投入,不仅能够为进城务工人员解决留守子女上学问题,而且能够提高农村居民的受教育水平和劳动技能,从而能够在城市获得更好的就业岗位和更多的就业机会。由于

面临人口老龄化和劳动力短缺,人工智能和自动化技术受到政府和企业的广泛重视,但相关专业人才较为匮乏。应该进一步增加高等教育投入,鼓励高校开设人工智能、大数据等前沿专业,为国家培养相关专业人才的同时,也能满足社会和企业需求,缓解人口老龄化带来的负面冲击。(4)推动健康和养老产业的融合发展,加速互联网、大数据和人工智能在健康养老产业的推广应用。随着人民生活水平的日益提高和居民健康意识的不断增强,居民尤其是老年人对健康养老服务的需求不断增加。人口老龄化为健康养老产业的发展提供了重要契机。政府应积极引导健康养老产业的发展,借助信息技术尤其是大数据和人工智能实现健康养老产业的智慧化,建立智慧健康养老产业的示范基地,鼓励医疗机构、养老机构和互联网企业合作,搭建互联网健康养老信息平台,打造互联网与居家养老相结合、线上线下相结合的智慧健康养老社区。

#### 参考文献:

1. 杜鹏、王武林(2010):《论人口老龄化程度城乡差异的转变》,《人口研究》,第2期。
2. 郭志刚(2014):《我国人口城镇化现状的剖析——基于2010年人口普查数据》,《社会学研究》,第1期。
3. 康传坤(2012):《人口老龄化会阻碍城市化进程吗?——基于中国省级面板数据的实证研究》,《世界经济文汇》,第1期。
4. 林宝(2018):《人口老龄化城乡倒置:普遍性与阶段性》,《人口研究》,第3期。
5. 孟向京、姜凯迪(2018):《城镇化和乡城转移对未来中国城乡人口年龄结构的影响》,《人口研究》,第2期。
6. 单良、丁莉(2013):《中日人口老龄化的空间分布特征比较研究》,《中国人口科学》,第4期。
7. 童玉芬等(2014):《我国城镇化进程中的城乡人口老龄化趋势及政策启示》,《人口与经济》,第6期。
8. 文文明等(2015):《人口年龄结构变化对我国城镇化发展的影响》,《经济地理》,第8期。
9. 杨菊华等(2019):《新中国70年:人口老龄化发展趋势分析》,《中国人口科学》,第4期。
10. 游士兵等(2016):《我国人口老龄化加速发展对城市化发展速度的影响》,《中国人口·资源与环境》,第6期。
11. 翟振武(1996):《中国城市化与城市人口老龄化的趋势与对策》,《中国人口科学》,第5期。
12. 朱勤(2014):《城镇化对中国城乡人口老龄化影响的量化分析》,《中国人口科学》,第5期。
13. Kumbhakar S.C., Parmeter C.F. (2009), The Effects of Match Uncertainty and Bargaining on Labor Market Outcomes: Evidence from Firm and Worker Specific Estimates. *Journal of Productivity Analysis*. 31(1):1.
14. Liang Z. (2001), The Age of Migration in China. *Population and Development Review*. 27(3):499-552.

(责任编辑:李玉柱)