

影响中国人群心理健康的人口因素及机制

——基于省级面板数据的实证研究

和 红^{1,2*} 王 鑫^{2,3} 闫辰聿^{2,3} 焦 军^{2,3}

1. 中国人民大学公共健康与疾病预防控制文理交叉重大创新平台 北京 100872

2. 中国人民大学健康科学研究所 北京 100872

3. 中国人民大学人口与健康学院 北京 100872

【摘要】目的:分析城镇化、老龄化、人口流动率对医院精神科就诊比例的影响以及独居率的调节作用。方法:基于2010—2019年省级面板数据和Hausman-Taylor模型进行实证研究。结果:城镇化和人口流动率分别与医院精神科就诊比例负相关和正相关。城镇化与老龄化的交互项、城镇化与独居率的交互项均与医院精神科就诊比例负相关,老龄化与独居率的交互项与医院精神科就诊比例正相关。结论:城镇化和人口流动分别是中国人群心理健康的保护因素和风险因素,城镇化改善了老龄化对中国人群心理健康的不利影响。独居率的上升扩大了城镇化对心理健康的保护作用,加深了老龄化带来的心理健康问题。推进新型城镇化的同时,需重视农村老年人口、流动人口以及独居人口的心理健康评估和干预。

【关键词】心理健康;城镇化;老龄化;人口流动;独居

中图分类号:R197 文献标识码:A doi:10.3969/j.issn.1674-2982.2024.03.008

Demographic factors and medianisms affecting the mental health of Chinese residents and mechanisms: Empirical study based on provincial panel data

HE Hong^{1,2}, WANG Xin^{2,3}, YAN Chen-yu^{2,3}, JIAO Jun^{2,3}

1. Public Health & Disease Control and Prevention, Fund for Building World-Class Universities (Disciplines) of Renmin University of China, Beijing 100872, China

2. Institute of Health Science, Renmin University of China, Beijing 100872, China

3. School of Population and Health, Renmin University of China, Beijing 100872, China

【Abstract】 Objective: To analyze the effects of urbanization, ageing, and population mobility on the proportion of hospital psychiatric visits, and the moderation effect of living alone. Methods: Based on provincial panel data from 2010 to 2019, we applied the Hausmann-Taylor model to explore the factors and mechanisms influencing the mental health of Chinese residents. Results: Urbanization and population mobility were negatively and positively correlated with the proportion of hospital psychiatric visits. The interaction terms of urbanization and ageing, and urbanization and living alone were negatively correlated with the proportion of hospital psychiatric visits, and the interaction term of ageing and living alone was positively correlated with the proportion of hospital psychiatric visits. Conclusion: Urbanization is a protective factor for the mental health of Chinese residents, which has effectively ameliorated the negative impact of ageing. Population mobility is a risk factor for the mental health of Chinese residents. Rising rate of living alone has expanded protective effect of urbanization on mental health and deepened the mental health problems associated with aging. While promoting urbanization, attention should be paid to the mental health assessment and intervention of the rural elderly population, the migrants and the population who are living alone.

【Key words】 Mental health; Urbanization; Aging; Population mobility; Living alone

* 基金项目:中国人民大学科学研究基金(中央高校基本科研业务费专项资金资助)项目(23XNL013)
作者简介:和红(1969年—),女,博士,教授,主要研究方向为社会医学。E-mail:hehong@ruc.edu.cn
通讯作者:焦军。E-mail:jiaojun@ruc.edu.cn

当前,中国正在经历深刻的人口转型和社会变迁。2020年,我国常住人口城镇化率达到63.89%,60岁以上人口比重达到18.70%,流动人口规模也大幅增加,每4个人中就有一个流动人口。^[1]城镇化、老龄化以及流动人口的持续变化也促进了我国的家庭转变,为中国独居人口规模的增加创造了条件。2020年,中国独居人口超1.25亿。^[2]农村居民、老年人口以及流动人口较差的心理健康状况引起学者们的关注和研究,也促使我国相关政策的制定向这些弱势群体倾斜。现有研究也发现独居会增加常见精神疾病,如抑郁症、焦虑症等的风险。党的十八大以来,党中央、国务院高度重视人民的心理健康问题,《“十四五”国民健康规划》《健康中国2030规划纲要》均强调促进心理健康的重要性。

尽管大量研究已经关注到心理健康背后的人口学影响因素及机制,但较多停留在对微观截面数据的分析。在城镇化、老龄化、流动和独居人口规模“多重加深”的背景下,了解宏观层面人口结构因素的互动对中国人群心理健康的影响具有深刻的现实意义。本文基于省级面板数据进行中国人群心理健康的人口学影响因素及机制研究,从宏观视角为促进中国人群心理健康的干预策略以及相关政策的制定提供科学依据。

1 文献回顾

城镇化对心理健康的影响是多面的、动态的。^[3]在工业化初中期,由于人口的快速集中和资源利用的改变,城市中相对较差的自然环境影响了城市居民的心理适应^[4],使其更可能出现焦虑^[5]、精神分裂症、抑郁症等心理健康问题^[6]。随着社会的发展,城镇化带来了一些心理健康的保护因素(收入、教育、就业、基础设施、医疗卫生服务等),增加了城市居民的积极情绪。^[3]城镇化水平越高,中国居民的抑郁水平越低^[7];城镇化带来的户籍转变使得农业转移人口的抑郁水平降低^[8]。除了城镇人口的快速增长,我国还面临着人口老龄化的重大挑战。与衰老相关的精神疾病主要是痴呆症和抑郁症。我国患痴呆症的人口比例在不断上升,上升幅度甚至高于全球平均水平^[9],北京市近1/3的老年人存在抑郁状态。^[10]中国的老龄化与城镇化高度重叠^[11],微观研究证实城镇化可有效降低农村老年人的抑郁问题^[12]。这种影响是否体现在宏观层面,即城镇化是否影响到老龄化对心理健康的影响,有待进一步探讨。流动是个体生命历程中的重要事件,对心理健康有着重要

的塑造作用。^[13]由于在迁入地面临的歧视、职业隔离、社会文化适应压力,流动人口容易出现自卑、抑郁、孤独等心理健康问题^[14],这可能在宏观上反映为更大规模流动人口聚集的地区可能会面临更高的心理健康风险。

在人口流动的浪潮下,中国独居人口的数量正在日益增加。相比健全的家庭形式,独居家庭是一个独立的生活单位,有着较高的脆弱性和风险性。^[15]最新研究显示独居会增加精神疾病的患病风险^[16],独居成年人的抑郁水平更高^[17]。也有部分研究表示独居对心理健康的影响并不明显,存在个体差异^[18],对农村人口、流动人口、老年人等弱势人群的影响较大。在宏观层面,独居水平可能会影响城镇化、老龄化和人口流动水平与心理健康之间的关系。独居水平的上升刺激了衣食住行旅游购娱等方面的个性化消费需求,极大促进独居经济的增长。^[19]城镇化水平高的地区拥有更完善的公共服务和基础设施,在独居经济的助推下更容易产生新的经济活力,强化对心理健康的保护性作用。另一方面,社会因果论认为独居会降低个体从家庭和社会获取经济、情感、医疗等资源的可能性,增加社会孤立和心理健康风险。^[20]社会支持理论解释了来自朋友和家人的物质、情感、人际互动等方面的支持可以促进老年人、流动人口的心理健康。^[14,20]因此,高独居率可能改变某地区的家庭和社会结构、个人与社会互动模式,弱化社会支持系统,不利于心理健康改善,尤其是高流动和高老龄化地区。

目前,有关人群心理健康的变化趋势和影响因素的研究主要集中于以下几类:一是测量抑郁症、焦虑症等常见精神障碍发病率、患病率或是严重程度,二是通过抑郁量表、焦虑量表和综合量表的方式评估心理健康,三是通过因心理健康问题在急诊科、精神科就诊的人次数及其比例、入院例数及入院率等指标^[21-22]来描述寻求心理健康服务的规模和比例趋势,侧面反映心理健康水平。医院的精神科在我国的精神卫生系统中占据主导地位,有心理困扰的中国人群倾向于在医院就诊^[23],医院精神科就诊人数和比例能够在较高水平上反映因心理健康问题寻求帮助的人群规模和趋势,为评估中国人群心理健康提供了比量表更直接的证据。因此,本文考虑以各省(直辖市、自治区)的医院精神科就诊比例为研究对象,利用城镇化、老龄化、人口流动率和独居率的省级平均水平探讨人口学影响因素及其互动机制,为相关研究提供新的思路与证据。

2 研究设计

2.1 变量选择

2.1.1 因变量

因变量为医院精神科就诊比例,表达式为:医院精神科就诊比例(%) = 医院精神科门急诊人次数(万人次)/医院所有科室门急诊总人次数(万人次) × 100%。其中,医院包括综合医院、中医医院、中西医结合医院、民族医院、专科医院和护理院。

2.1.2 自变量

自变量包括城镇化、老龄化和人口流动率,选取城镇人口占总人口的比例测量城镇化水平,使用65岁及以上人口数占总人口数的比例测量老龄化,使用户口登记地在省外的人口数占总人口数的比例测量人口流动率。

2.1.3 调节变量

调节变量为独居率,表达式为:独居率(%) = 一人户人口数/家庭户人口数 × 100%。由于一人户是基于家庭户统计口径,故国内外研究中计算独居水平的分母是排除了集体户的家庭户人口数,而非总人口。

2.1.4 控制变量

根据 Grossman 健康生产理论,健康是由教育、收入和医疗服务等一系列投入要素共同生产的商品,同时受到社会经济等宏观环境的影响。本文的解释变量包括经济、社会、资源、教育等方面共7个控制变量。参考以往研究,本文选择地区生产总值和居民人均可支配收入作为经济控制变量,人口自然增长率为人口因素的衡量指标,医院精神科床位数和医院卫生技术人员数为卫生资源的控制变量,中学学校数(包括普通初中和普通高中)为教育因素的测量变量。

2.2 数据来源

国内外研究表明,精神科急诊人数在所有急诊人数中所占的比例在新冠肺炎疫情期间经历前所未有的波动。^[21]考虑面板数据的平衡性和新冠肺炎疫情影响,本文选取2010—2019年中国31个省(直辖市、自治区,未含港澳台地区)的面板数据进行实证分析。其中,独居率和人口流动率通过《中国2010年人口普查资料(上册)》计算获得。地区生产总值、居民人均可支配收入、人口自然增长率、城镇化、老龄化、中学学校数通过历年《中国统计年鉴》汇总获得,医院精神科就诊比例、医院精神科床位数、医院卫生技术人员数通过历年《中国卫生健康统计年鉴》计算和汇总获得。受城乡二元结构和工作模式的影

响,2013年以前城乡住户调查制度分设,本文中的居民人均可支配收入只包括2013—2019年。

2.3 研究方法

由于本文的部分解释变量的数据并不随时间的变化而变化,估计模型也无法满足个体效应与所有解释变量无关的假定前提,固定效应和随机效应模型的估计结果会产生偏差。本文采用二者之间的混合分析模型 Hausman-Taylor 模型,通过模型内部的工具变量来处理模型的内生性问题,得到对不随时间变化的变量系数的一致估计。^[23]本文的面板模型设定如下:

$$Y_{it} = X_{1it}\beta_1 + X_{2it}\beta_2 + Z_{1it}\beta_3 + Z_{2it}\beta_4 + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

其中,因变量 Y_{it} 为地区 $i = 1, 2, \dots, 31$ 在时间 $t = 2010, 2011, \dots, 2019$ 时的医院精神科就诊比例,解释变量 X 和 Z 分别代表随时间变化的变量和不随时间变化的变量, μ_i 为时间固定效应, ε_{it} 是误差项。 X_{1it} 和 Z_{1it} 是外生变量(与 μ_i 、 ε_{it} 均不相关), X_{2it} 和 Z_{2it} 是内生变量(与 μ_i 相关,与 ε_{it} 不相关)。由于 X_{1it} 和 Z_{1it} 是外生的,可以用自己作为自己的工具变量;对于 X_{2it} ,可以使用 $(X_{2it} - \bar{X}_{2i})$ 作为工具变量;对于 Z_{2it} ,可以使用 \bar{X}_{1i} 作为工具变量。

为了使用 Hausman 估计,有必要对模型中的外生变量与内生变量进行区分以避免可能的变量偏差。本文运行一个包括所有解释变量和时变变量平均值(\bar{X}_{2i})的随机效应模型,回归系数具有显著统计意义的 \bar{X}_{2i} 所对应的时变变量 X_{2it} 被视为内生的时变变量,成为模型内部的工具变量。^[24]

本文对随机效应模型和 Hausman-Taylor 模型进行检验,该检验拒绝了零假设,支持 Hausman 估计的一致性($P = 0.000$)。在模型中,我们引入了时间固定效应来控制随时间变化的遗漏变量偏差,进行了 Moran's I 检验,拒绝了空间相关性的零假设。本文所有的分析过程均运用 Stata 15.1 进行。

3 结果

3.1 描述性统计分析结果

各省医院精神科就诊人次数(直方图)及比例(拆线图)的平均值趋势如图1所示。2010—2019年,从平均水平来看,各省医院精神科就诊人次数逐年增加,十年间平均增加110万人次,医院精神科就诊比例也呈现逐年上升趋势,在2015年之后上升趋势明显加速。

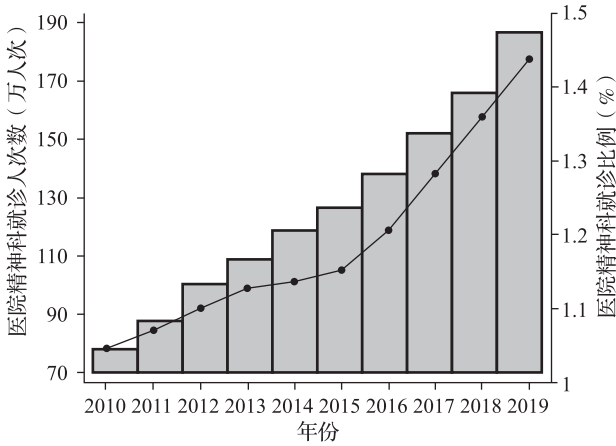


图 1 2010 年—2019 年各省医院精神科就诊人次数值及比例平均趋势图

本文中的被解释变量和解释变量的基本情况如表 1 所示。2010—2019 年,我国各省(直辖市、自治区)的医院精神科就诊比例的平均水平为 1.2%,城镇化的平均水平为 56.8%,老龄化的平均水平为 9.9%,2010 年各省人口流动率的平均水平为 7.6%,独居率的平均水平为 4.8%。值得注意的是,2010—2015 年西藏自治区的医院精神科就诊人次数的汇总数据均为 0,因而因变量取值存在 0;2010—2012 年居民人均可支配收入数据缺失,2010 年西藏自治区的医院精神科床位数缺失。为避免数据缺失造成的数据能效削弱与结果偏差问题,本文采用线性内插法对 2010—2013 年居民人均可支配收入和 2010 年西藏自治区的医院精神科床位数的缺失值进行补充。

表 1 变量的描述统计

| 变量 | 年份 | 观测值 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|---------------|-----------|-----|------------|------------|----------|------------|
| 因变量 | | | | | | |
| 医院精神科就诊比例 (%) | 2010—2019 | 310 | 1.19 | 0.524 | 0 | 3.45 |
| 自变量 | | | | | | |
| 城镇化 (%) | 2010—2019 | 310 | 56.76 | 13.50 | 22.67 | 89.60 |
| 老龄化 (%) | 2010—2019 | 310 | 9.94 | 2.31 | 4.82 | 16.26 |
| 人口流动率 (%) | 2010 | 31 | 7.58 | 9.88 | 0.63 | 38.99 |
| 调节变量 | | | | | | |
| 独居率 (%) | 2010 | 31 | 4.81 | 1.79 | 2.44 | 10.11 |
| 控制变量 | | | | | | |
| 地区生产总值 (亿元) | 2010—2019 | 310 | 22 915.32 | 1 9245.53 | 507.46 | 107 671.10 |
| 人口自然增长率 (‰) | 2010—2019 | 310 | 5.31 | 2.83 | -1.01 | 11.47 |
| 居民人均可支配收入 (元) | 2013—2019 | 217 | 24 116.92 | 10 681.66 | 9 740.40 | 69 441.60 |
| 医院精神科床位数 (张) | 2010—2019 | 309 | 10 944.60 | 9 414.26 | 23 | 65 787 |
| 医院卫生技术人员数 (人) | 2010—2019 | 310 | 157 921.90 | 101 987.50 | 4 994 | 491 251 |
| 中学学校数 (所) | 2010—2019 | 310 | 2 142.37 | 1 326.75 | 122 | 5 492 |

注:观测值为观测省份数量 × 观测时间(年)。

3.2 Hausman-Taylor 模型估计结果

为减少模型的异方差和便于对回归系数的理解,本文参考以往研究,对控制变量中的地区生产总值、居民人均可支配收入、医院精神科床位数、医院卫生技术人员数和中学学校数进行取对数处理,并在模型中纳入居民人均可支配收入的二次项。基于 31 个省 2010—2019 年(市、自治区)面板数据的混合最小二乘 (OLS) 回归模型、随机效应模型和 Hausman-Taylor 模型的估计结果如表 2 所示。结果显示,Hausman-Taylor 模型的估计结果在整体上混合 OLS 回归存在较大差异,与随机效应模型一致,但在部分变量的显著性水平和回归系数符号上存在差

异,使用 Hausman-Taylor 模型估计是必要的。

模型 3 的结果显示,城镇化与医院精神科就诊比例负相关($\beta = -0.039, z = -3.43, P = 0.001$),老龄化与医院精神科就诊比例无显著相关性($\beta = 0.015, z = 1.06, P = 0.287$),人口流动率与医院精神科就诊比例正相关($\beta = 0.137, z = 4.54, P < 0.001$)。各项控制变量均对医院精神科就诊比例有显著影响,且影响方向与以往研究一致,说明了控制变量选取的合理性。

本文进一步考虑了城镇化和老龄化的交互作用,结果如模型 4 所示。城镇化与老龄化的交互项在 1% 的水平上与医院精神科就诊比例负相关($\beta =$

-0.003, $z = -4.21, P < 0.001$), 说明老龄化对医院精神科就诊比例的影响在不同城镇化水平上有差异, 随着城镇化的提高, 老龄化与医院精神科就诊比例的正相关被削弱。

表 2 医院精神科就诊比例影响因素的面板数据模型估计结果

| 变量 | 混合 OLS | 随机效应 | Hausman- | Hausman- |
|-----------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | 模型 1 | 模型 2 | Taylor 模型 3 | Taylor 模型 4 |
| 城镇化 | -0.025* (0.013) | -0.014 (0.009) | -0.039*** (0.011) | -0.024** (0.012) |
| 老龄化 | 0.118** (0.051) | 0.054*** (0.015) | 0.015 (0.014) | 0.245*** (0.056) |
| 人口流动率 | -0.001 (0.015) | 0.028** (0.013) | 0.137*** (0.030) | 0.136*** (0.030) |
| 城镇化 × 老龄化 | | | | -0.003*** (0.001) |
| ln 地区生产总值 | 0.154 (0.199) | -0.467*** (0.137) | -0.518*** (0.135) | -0.464*** (0.132) |
| ln 居民人均可支配收入 | 9.352*** (3.292) | 4.087** (1.595) | 6.580*** (1.540) | 3.270* (1.695) |
| (ln 居民人均可支配收入) ² | -0.417** (0.165) | -0.181** (0.078) | -0.437*** (0.082) | -0.251*** (0.092) |
| 人口自然增长率 | -0.023 (0.020) | -0.054*** (0.012) | -0.031*** (0.012) | -0.028** (0.011) |
| ln 医院精神科床位数 | 0.264** (0.114) | 0.193*** (0.067) | 0.209*** (0.067) | 0.203*** (0.065) |
| ln 医院卫生技术人员数 | -0.583*** (0.198) | -0.343*** (0.127) | -0.223* (0.117) | -0.166 (0.114) |
| ln 中学学校数 | 0.085 (0.235) | 0.673*** (0.169) | 0.713*** (0.239) | 0.488** (0.239) |
| 截距项 | 1.130 (8.234) | 3.115 (8.183) | 3.504 (8.286) | 1.130 (8.234) |

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著; 括号内的值为稳健标准误; 时间固定效应已控制。

3.3 机制分析

表 3 中的模型 5—8 是在模型 4 的基础上依次增加了独居率、独居率和城镇化的交互项、独居率和老龄化的交互项、独居率和人口流动率的交互项, 展示了独居率对人口因素(城镇化、老龄化和人口流动率)与医院精神科就诊比例之间关系的调节作用。

模型 5 的结果显示, 加入的独居率与医院精神科就诊比例不相关($\beta = 0.238, z = 1.39, P = 0.165$), 但在加入独居率和城镇化的交互项后(模型 6), 独居率与医院精神科就诊比例正相关($\beta = 0.767, z = 3.25, P = 0.001$), 独居率和城镇化的交互项在 1% 的水平上与医院精神科就诊比例负相关($\beta = -0.008,$

$z = -5.02, P < 0.001$), 说明独居率对城镇化与医院精神科就诊比例之间的关系起到调节作用, 地区的独居率越高, 越会增强城镇化与医院精神科就诊比例的负相关关系。

在模型 7 中, 独居率及其与城镇化的交互项依然与医院精神科就诊比例负相关, 新加入的独居率与老龄化的交互项在 1% 的水平上与医院精神科就诊比例正相关($\beta = 0.016, z = 2.62, P = 0.009$), 说明独居率对老龄化与医院精神科就诊比例之间关系起到调节作用, 即随着独居率的提高, 老龄化与医院精神科就诊比例的正相关得到增强。

模型 8 展示了独居率与人口流动率的交互项与医院精神科就诊比例不相关($\beta = 0.005, z = 0.33, P = 0.742$), 独居率与城镇化、老龄化的交互项对医院精神科就诊比例的影响保持稳健。

表 3 独居率对人口结构因素影响医院精神科就诊比例的调节作用模型结果

| 变量 | 模型 5 | 模型 6 | 模型 7 | 模型 8 |
|-------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 城镇化 | -0.023** (0.012) | -0.002 (0.012) | 0.026 (0.016) | 0.027 (0.017) |
| 老龄化 | 0.242*** (0.056) | 0.192*** (0.054) | 0.167*** (0.055) | 0.166*** (0.055) |
| 人口流动率 | 0.102*** (0.037) | 0.109** (0.044) | 0.120*** (0.045) | 0.085 (0.116) |
| 城镇化 × 老龄化 | -0.003*** (0.001) | -0.003*** (0.001) | -0.004*** (0.001) | -0.004*** (0.001) |
| 独居率 | 0.238 (0.171) | 0.767*** (0.236) | 0.725*** (0.243) | 0.689*** (0.264) |
| 独居率 × 城镇化 | | -0.008*** (0.002) | -0.010*** (0.002) | -0.010*** (0.002) |
| 独居率 × 老龄化 | | | 0.016*** (0.006) | 0.016*** (0.006) |
| 独居率 × 人口流动率 | | | | 0.005 (0.014) |
| 常数项 | -7.697 (8.381) | 1.130 (8.234) | 3.115 (8.183) | 3.504 (8.286) |

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著; 括号内的值为稳健标准误; 控制变量和时间固定效应已控制。

3.4 稳健性检验

为进一步确认基准回归结果的稳健性和可靠性, 本文通过以下方式对回归结果进行稳健性检验。

3.4.1 替换调节变量

除了使用一人户人口数占家庭户人口数的比重来测量独居率, 学者还会使用一人户户数占家庭户人口的比重来衡量独居水平, 结果如表 4 中模型 9 所

示。独居率与人口结构因素交互项的估计系数显著性水平及符号方向仍与基准回归结果保持一致,说明将调节变量的衡量方式替换后,独居率对人口因素影响医院精神科就诊比例的调节作用仍然存在。

3.4.2 改变样本量

描述性统计发现 2010—2015 年西藏自治区的医院精神科就诊人次数的汇总数据均为 0,不确定是真实情况还是统计误差。为排除疑似异常值对基准回归结果的影响,本文删除西藏自治区数据,对 30 个省(市、自治区)的面板数据进行估计,结果如表 4 中模型 10 所示。各项变量和交互项回归系数的估计结果仍与基准回归保持一致。

3.4.3 更改缺失值的填补方式

本文参考以往研究,通过“城镇居民人均可支配收入×城镇人口比重+农村居民人均纯收入×农村人口比重”构建 2010—2012 年的“居民人均可支配收入”填补缺失值,以检验基准回归中线性插补法带来的模型稳健性问题,结果如表 4 中模型 11 所示。各项变量以及交互项回归系数的估计结果与基准回归保持一致,充分支持基准回归结果的稳健性以及线性插补缺失值的可靠性。

表 4 回归结果的稳健性检验

| 变量 | 模型 9 | 模型 10 | 模型 11 |
|-----------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|
| 城镇化 | 0.031 [*] (0.018) | 0.020 (0.017) | 0.013 (0.016) |
| 老龄化 | 0.135 ^{**} (0.060) | 0.171 ^{***} (0.057) | 0.194 ^{***} (0.054) |
| 人口流动率 | 0.097 (0.141) | 0.094 (0.101) | 0.018 (0.129) |
| 城镇化×老龄化 | -0.003 ^{***} (0.001) | -0.003 ^{***} (0.001) | -0.003 ^{***} (0.001) |
| 独居率 | 0.192 [*] (0.106) | 0.644 ^{***} (0.233) | 0.718 ^{**} (0.297) |
| 独居率×城镇化 | -0.004 ^{***} (0.001) | -0.010 ^{***} (0.002) | -0.010 ^{***} (0.002) |
| 独居率×老龄化 | 0.007 ^{**} (0.003) | 0.014 ^{**} (0.006) | 0.010 [*] (0.006) |
| 独居率×人口流动率 | 0.003 (0.007) | 0.004 (0.013) | 0.006 (0.016) |
| 常数项 | -3.998 (8.138) | 2.331 (9.604) | 2.062 (3.265) |

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著;括号内的值为稳健标准误;控制变量和时间固定效应已控制。

4 讨论与建议

本文立足于省际面板数据,基于医院精神科就

诊比例分析了中国人群心理健康的人口学影响因素及内在机制,得出以下结论:

4.1 城镇化对中国人群心理健康产生积极影响

本文发现城镇化与医院精神科就诊比例呈负相关。城镇化本身是一个伴随着人口迁移、人口结构改变、社会文化变动和社会资源倾斜的动态过程。^[3]快速城镇化带来的城市人口密度过高、自然环境恶化、卫生资源有限等不良因素易对心理健康造成消极影响。2010 年,我国城市化率达到 49.68%^[25],接近一半的人口居住在城镇。但从本文的研究结果来看,2010—2019 十年间,城镇化与医院精神科就诊比例显著负相关,即城镇化水平越高,人群的心理健康越好,与国内多项研究结果一致^[7]。中国的城镇化对人民群众的心理健康和福祉产生了积极的影响,但应注意的是,城镇居民相比农村居民在心理健康方面具有的持续优势也带来了健康不平等。在城镇化实施过程中,一方面要继续改善城镇环境质量和配套政策体系,进一步发挥城镇化对心理健康的积极效应;另一方面要增强农村医疗卫生机构的精神卫生设施建设,推动心理健康和精神卫生专业人才资源向农村地区倾斜或鼓励各类医务人员主动掌握心理健康知识和技能,缓解农村居民获取心理援助方面的城乡差异,逐渐消除健康不平等。

4.2 人口流动对中国人群心理健康存在消极影响

本文还发现人口流动率与医院精神科就诊比例具有正相关关系。国内外的微观数据证实流动人口的心理状况更差^[13-14],本文在宏观层面上也支持这一结论。随着中国社会的整体发展以及公众对心理健康的关注,在理论层面,心理健康也逐渐被纳入到了流动人口社会融入的理论分析框架中;在实践层面,中国政府为促进流动人口的心理状态发布了一些政策措施。应创造更加和谐友善的环境来接纳流动人口,为流动人口提供更多的社会支持和情感支持,使其无论是在流入地还是流出地都保持积极健康的心理状态。同时建议医疗卫生部门重视对流动人口的心理状态评估和干预,特别需要重视对流动儿童、流动老人等特殊流动群体的研究,以促进健康公平和推进城乡融合发展。^[13]

4.3 城镇化的提升能有效改善老龄化对中国人群心理健康的不利影响

本文未发现老龄化与心理健康表现出整体性的相关,可能是因为随着社会经济的发展,儿童、青少

年以及成人的心理健康问题同样突出,心理健康问题是全人群的问题,不存在年龄构成的差异,使得老龄化在整体上未表现出显著影响。但老龄化与心理健康的相关关系在不同城镇化水平上存在差异,具体表现为老龄化对心理健康的不利影响随着城镇化水平的提高而逐渐减弱,这意味着城镇化改善了老龄化对中国人群心理健康的不利影响,也使得老龄化与心理健康未表现出整体性的相关性。但在此情况下,城乡老年人口间的心理健康差距凸显。由于退休、失能失智、空巢丧偶等经历引发老年人的社会关系和社会活动丧失,农村地区老年人的社会支持系统非常薄弱,容易使其产生社会隔离感,进而诱发孤独、抑郁等一系列心理健康问题。^[12]提升农村老年人心理健康水平,缓解城乡老年人健康不平等,是助力“健康中国”及健康老龄化战略实施的必然选择。建议在积极推进城镇化的同时,将抑郁、焦虑、痴呆等老年人常见精神障碍和心理行为问题的评估和预防纳入农村公共卫生服务项目,并逐步扩大老年人心理关爱行动覆盖范围,加强农村文化建设,丰富乡村文化娱乐活动。

4.4 独居率上升加剧了城镇化和老龄化进程下中国人群的心理健康问题

整体来看,独居率对医院精神科就诊比例未产生显著影响,但在机制分析中发现独居率上升增强了城镇化与医院精神科就诊比例的负向关系,同时也增强了老龄化因素与医院精神科就诊比例的正向关系。因此,本文认为独居率上升与中国人群心理健康具有一定的相关性,这种相关性尚未体现出全局性的影响,但加剧了城镇化和老龄化进程下中国人群的心理健康问题。从长远来看,独居率的上升将扩大城镇化对心理健康的积极作用,但进一步恶化老龄化带来的心理健康问题,不利于新型城镇化和健康老龄化的发展。对于现有政策而言,还需进一步深化对于农村独居老人的心理健康研究,以支持相关政策和干预策略的制定。独居的兴起是在社会经济发展背景和个体生命历程下不可避免的趋势。2022年,瑞典、芬兰、丹麦的一人户比重已经接近50%。^[26]我国的独居人口规模在2010—2020年的十年间也翻了一倍有余^[2],未来将持续增长。在新时期需要继续加强对我国独居人口规模的认识,特别是对重视独居人口的心理健康研究。

4.5 研究局限和展望

本文具有一定的局限性。其一,由行政区划决定的城乡属性,实际上滞后于地区的城镇化发展水平^[3],在城镇化的测量上有待在今后研究中多维定量。其二,本文从心理健康问题产生的医疗卫生服务比例角度评估中国人群的心理康,有心理困扰而未就诊的这类人群未被纳入,研究结论的解释范围具有一定的局限性,未来有待补充其他心理健康指标进行佐证。其三,囿于数据限制,本文的研究结论只能解释各变量在省级平均水平的相关性,未来有待通过地级市或县域层面数据对本文的研究结论进行检验论证。最后,本文基于面板数据讨论各项人口学因素及其交互项对医院精神科就诊比例的影响,但这种“影响”严格来说只能表述为一种动态相关关系,不能确定其因果关系。

作者声明本文无实际或潜在的利益冲突。

参 考 文 献

- [1] 国家统计局国务院第七次全国人口普查领导小组办公室. 第七次全国人口普查公报[EB/OL]. (2021-05-11) [2023-10-20]. https://www.gov.cn/guoqing/2021-05/13/content_5606149.htm
- [2] 国务院第七次全国人口普查领导小组办公室. 中国人口普查年鉴2020[M]. 北京: 中国统计出版社, 2022.
- [3] 赵一帆, 潘芝颖, 胡乃文, 等. 城市化与心理健康的关系: 经典假设、挑战与研究趋势[J]. 中国临床心理学杂志, 2022, 30(4): 876-882.
- [4] Colodro C L, Couvy D B, Whitfield J B, et al. Association Between Population Density and Genetic Risk for Schizophrenia [J]. JAMA psychiatry, 2018, 75(9): 901-910.
- [5] Engemann K, Pedersen C B, Arge L, et al. Residential green space in childhood is associated with lower risk of psychiatric disorders from adolescence into adulthood [J]. Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America, 2019, 116(11): 5188-5193.
- [6] Manning N. Sociology, biology and mechanisms in urban mental health [J]. Social Theory & Health, 2019, 17(1): 1-22.
- [7] Wang R, Xue D, Liu Y, et al. The relationship between urbanization and depression in China: the mediating role of neighborhood social capital [J]. International Journal for Equity in Health, 2018, 17(1): 105.
- [8] 闫辰聿, 和红. 城镇化的微观健康效应: 户籍转变对农

- 业转移人口健康的影响[J]. 西北人口, 2022, 43(5): 37-48.
- [9] 卢添欢, 宇传华. 基于全球视角的中国痴呆症疾病负担现状及趋势分析[J]. 中华疾病控制杂志, 2022, 26(6): 684-690.
- [10] 陈祉妍, 郭菲. 2020 年国民心理健康状况调查报告: 现状、趋势与服务需求[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2021.
- [11] 何微微, 贾仓仓. 新型城镇化建设进程中户籍身份转换对中老年人孤独感水平的影响: 基于 CFPS 微观数据的实证研究[J]. 农业技术经济, 2022(9): 88-104.
- [12] 刘正奎, 陈天勇, 王金凤, 等. 城镇化进程中农村老年人的抑郁情绪及相关因素[J]. 中国心理卫生杂志, 2018, 32(1): 43-48.
- [13] 汪斌. 中国流动人口健康研究: 理论基础、实证进展与前瞻思考[J]. 兰州学刊, 2021(1): 65-77.
- [14] George U, Thomson M S, Chaze F, et al. Immigrant Mental Health, A Public Health Issue: Looking Back and Moving Forward[J]. International Journal of Environmental Research and Public Health, 2015, 12 (10): 13624-13648.
- [15] 穆光宗. 当前中国家庭户小型化的社会意涵[J]. 人民论坛, 2021(21): 68-71.
- [16] Chen T Y, Geng J H, Chen S C, et al. Living alone is associated with a higher prevalence of psychiatric morbidity in a population-based cross-sectional study[J]. Frontiers in Public Health, 2022(10): 1054615.
- [17] Posel D. Living alone and depression in a developing country context: Longitudinal evidence from South Africa [J]. SSM-Population Health, 2021, 14: 100800.
- [18] Ho J H. The problem group? Psychological wellbeing of unmarried people living alone in the Republic of Korea[J]. Demographic Research, 2015, 47(S15): 1299-1328.
- [19] 王磊. 中国单身经济研究: 基于人口普查和全国代表性抽样调查数据的分析[J]. 晋阳学刊, 2022(6): 109-119.
- [20] 乐章, 马珺. 居住安排对农村老年人心理健康的影响研究: 基于社会支持为中介变量的考察[J]. 湖南农业大学学报(社会科学版), 2017, 18(6): 74-81.
- [21] Ahmed N, Barnett P, Greenburgh A, et al. Mental health in Europe during the COVID-19 pandemic: a systematic review [J]. The Lancet Psychiatry, 2023, 10 (7): 537-556.
- [22] Yin H, Wardenaar K J, Xu G, et al. Help-seeking behaviors among Chinese people with mental disorders: a cross-sectional study [J]. BMC Psychiatry, 2019, 19 (1): 373.
- [23] Hausman J A, Taylor W E. Panel Data and Unobservable Individual Effects [J]. Econometrica, 1981, 49 (6): 1377.
- [24] Chatelain J B, Ralf K. Inference on time-invariant variables using panel data: A pretest estimator [J]. Economic Modelling, 2021, 97: 157-166.
- [25] 中华人民共和国国家统计局. 2010 年第六次全国人口普查主要数据公报[EB/OL]. (2012-04-20)[2023-10-20]. https://www.gov.cn/guoqing/2012-04/20/content_2582698.htm
- [26] Eurostat. Distribution of households by household size-EU-SILC survey [EB/OL]. (2023-12-16) [2024-1-11]. https://ec.europa.eu/eurostat/web/products-datasets/-/ilc_lvph03

[收稿日期:2023-10-25 修回日期:2024-01-11]

(编辑 刘博)