中国单人户分布格局时空演变的 三大特征及其影响因素*

李 婷 华 杰 段成荣

【内容摘要】探索单人户分布格局的时空演变对理解中国家庭转型有重要意义。基于 2000 年、2010 年和 2020 年 3 次全国人口普查的 1% 抽样数据,描绘近 20 年间中国单人户时空格局的变动,并考察其影响因素的时空变异性。研究发现,中国单人户时空格局具有三大特征:分布上,东部沿海经济带和青藏地区,以及各省省会或经济发展水平较高城市的单人户占比较高;变化趋势上,单人户占比的快速提升先发于东部和东北地区,随后蔓延至全国;年龄结构上,单人户占比的提升由原先的青年驱动逐渐向老年驱动演进。时空地理加权回归(GTWR)结果表明,现代化进程与人口转型共同塑造了这一时空格局,单人户的形成兼具主观意愿和被动选择。合理应对该家庭新形势,需要在促进家庭化迁移、关注青年婚配问题、健全社会养老保障体系等方面采取综合措施。

【关键词】单人户;家庭结构;独居;空间相关分析

【作者简介】李婷,中国人民大学人口与发展研究中心、人口与健康学院教授;华杰,中国人民大学人口与健康学院博士研究生;段成荣(通讯作者),中国人民大学人口与发展研究中心、人口与健康学院教授。电子邮箱:duancr@ruc.edu.cn

Temporal-Spatial Pattern of One-Person Households in China: Three Characteristics and Influencing Factors

Li Ting Hua Jie Duan Chengrong

Abstract: Exploring the temporal-spatial evolution of one-person households (OPH) promotes the understanding of the transformation of families in China. Utilizing the 1% sampling data from the population censuses, this study aims to describe the temporal-spatial patterns of OPH in China and the related influencing factors over the past 20 years. Results reveal three main characteristics: the eastern coastal economic belt, developed cities, and the Qinghai-Tibet region exhibit relatively higher OPH percentages; rapid growth initially occurred in the eastern and northeastern regions before spreading nationwide; overall growth is primarily driven by young adults and then by older adults. The GTWR model further indicates that the modernization process, along with China's demographic transformation, has shaped this pattern, influenced by both subjective willingness and passive choices. In light of this new trend, efforts should focus on promoting family-oriented internal migration, alleviating the youth marriage squeeze, and enhancing the pension system in a multi-dimensional manner.

Keywords: One-Person Household, Family Structure, Living Alone, Spatial Analysis

Authors: Li Ting is Professor, Center for Population and Development Studies, School of Population and Health, Renmin University of China; Hua Jie is PhD Candidate, School of Population and Health, Renmin University of China; Duan Chengrong (Corresponding Author) is Professor, Center for Population and Development Studies, School of Population and Health, Renmin University of China. Email:duancr@ruc.edu.cn

^{*}本文为国家社会科学基金重大项目"人口、家庭与可持续发展研究"(24&ZD155)的阶段性成果。本研究得到国家统计局-中国人民大学数据开发中心的支持,使用了2020年第七次全国人口普查微观数据库。文章内容不代表相关机构官方观点,文责自负。

1 引言

2020 年第七次全国人口普查(后文简称"七普")数据显示,中国平均家庭户规模从 2010 年的 3.09 人进一步缩减为 2.62 人,家庭发展总体上呈现出规模小型化、关系简单化的趋势。平均家庭户规模下降的背后,是大量小家庭的涌现,其中尤为突出的是单人户(或称"一人户")。自 1982 年第三次全国人口普查(后文简称"三普")以来,除 1990 年单人户数量呈现轻微下降以外,此后的历次普查都显示出单人户在全部家庭户中的占比不断上升,且提升速度越来越快。2020 年,中国单人户数量超过 1.25 亿,相较于 2010 年增长了近 115%,在全部家庭户中占比超过 1/4。单人户具有"人户一致"的特性,其持续增长使得"户"更多,也就使得家庭中平均"人"的数量更少,这是中国家庭规模缩小的重要原因之一。

单人户数量显著增加的趋势不仅在中国被观察到,更是一个全球范围内的普遍现象。人们不再将独自居住视作生命历程中的周期性过渡,而是将之视为一种长时间乃至终身的生活方式。在传统小农经济社会,个体的整个生命周期都深嵌于大家庭之内,这既是家庭经济的立身之本,也受到社会文化的观念约束。随着现代化进程的推进,两方面因素促成了此种"单身社会"现象的兴起:一是经济繁荣和社会福利让人们能够负担独居生活;二是社会文化的转变让个人主义不再处于公共利益的对立面(Klinenberg,2013)。那么,当下中国单人户的大规模出现是否意味着中国个体正逐渐与家庭脱嵌、中国社会正向着全球性单身社会演进?又或者家庭仍是个体与社会之间的重要纽带,单人户的激增更多是中国社会家庭转型的阶段性产物?厘清这一问题,有助于理解全球化背景下当代中国家庭变动的规律与特征。

以往研究鲜有对单人户进行专门论述,这主要是因为主流家庭研究通常将其视作户籍管理制度的产物。然而,单人户的激增使其逐渐成为一种不可忽视的家庭类型。由于单人户庞大的基数,其变化会直接影响中国以家庭为基本生活和经济单元的社会结构,从而推动社会转型。当单人生活成为一种常态,并发展为一股强有力的社会革新力量时,审视其形成机制显得格外重要,因为不同的机制需要差异化的人口发展战略予以应对。

家庭变迁与社会转型密不可分,因而过往诸多对家庭结构的研究都采用了时间视角,以描绘家庭的演变过程。此外,还有一些研究将地理异质性纳入考量,从空间视角分析人口现象。中国幅员辽阔,不同地区在地貌气候、经济发展和文化习俗上存在显著差异,这些环境性因素造就了生活方式和家庭结构的多样化。更为重要的是,文化和制度对于家庭的影响不易测量,而地理单元作为一个代理变量,能够很好地捕捉这一潜在机制。因此,本文综合时间与空间视角,系统考察中国单人户分布格局的变动,并探索其影响因素。

2 文献回顾

2.1 独居与单人户

在展开具体论述之前,有必要辨析"独居"(Living Alone)与"单人户"(One-Person Household)之间的差异。独居的定义相较于单人户更为严格,不仅指不与他人共享居住空间,还意味着与亲缘关系没有地理上的邻近性(Jamieson 和 Simpson,2013)。学界早期有关独居的讨论主要集中在老年丧偶者,也即因两性预期寿命差异而导致的寡居群体。因配偶逝世而独居通常是被迫的,但随着物质和文化水平的提高,出现了越来越多自主选择性的独居,其中不乏

青年群体。

独居趋势无疑导致了大量单人户的出现,但二者并不能混为一谈。总体而言,中国终身独居水平仍显著低于西方国家,而且更多是出于被动选择(Cheung 和 Yeung, 2021)。相比于独居,单人户所涵盖的人群范围更广,不稳定性更强,其背后的驱动因素也更为复杂。有相当一部分单人户仍与家庭保持着紧密关联。例如,夫妇核心家庭中夫妻一方外出务工形成异地分居,又或是与父母同在一个社区但拥有独立住房的未婚青年。他们在统计上被归于单人户,但实质上仍保有与家庭成员的联结。这类单人户通常具有很强的过渡性质,会在外出务工的夫妻一方回归家庭或拥有独立住房的未婚青年进入婚姻后消失。简言之,单人户代表着"单独成户",而独居则在此基础上更进一步,意味着个体脱离家庭而"单独生活"。明确单人户的具体概念不仅能精准定位分析对象,还能将对影响因素的探索置于合适的理论框架之下。

早期有关中国单人户的论述散见于各类家庭结构研究中,但专门考察其背后成因的学者较少。王跃生(2008)发现,男性婚配困难和女性丧偶独居是农村地区单人户产生的主导因素。Cheung 和 Yeung(2015)指出,从 20 世纪 80 年代到 21 世纪初,中国单人户的增长主要源于老龄化趋势、生育率下降以及经济发达地区不断增多的流动人口。在此基础上,他们进一步研究发现,经济驱动的人口流动是这一时期青年单人户的主要成因(Cheung 和 Yeung, 2021)。Xiao 和 Liu(2023)的研究指出两性婚姻模式变动同样是重要推力。王跃生(2023)结合七普数据考察了单人户的最新状况,指出当代单人户在内部构成上呈现城乡差异,其增长是人口流动、老龄化、青年晚婚、住房供给等多种因素共同作用的结果。

以往研究为理解中国单人户变动提供了有益的参考,揭示了其构成的异质性和影响因素的多元性,但在空间模式上并未进行深入探索,对影响因素的探究也停留在描述性分析或全局回归层面,未能纳入地理异质性。正如 Klinenberg(2013)所述,文化与制度上的差异使得独居倾向呈现地域差异,因而单个因素对单人户的影响也会存在空间分异。此外,多元因素的作用强度也会随着社会转型而发生变迁。因此,本文采用时空变异的视角,基于横跨 20 年的 3 次全国人口普查数据,并将观察的地理单元精细化到地级尺度,以便更为深入地考察单人户分布格局的时空变动趋势及其驱动机制。

2.2 单人户形成的影响因素

在单个地理单元中,单人户的规模及其在全部家庭户中的占比受到人口过程与居住安排这两方面的直接影响。前者由人口结构、迁移流动、婚姻状况等主导,后者则受到社会经济发展与制度的影响。从本质上来讲,单人户的形成是人口过程和现代化进程交互作用的结果,且兼具主观意愿和被动选择。考虑到单人户的形成因户主年龄不同而有着很强的异质性,本文分青年(20~49岁)与老年(60岁及以上)单人户分别讨论影响因素。

2.2.1 青年单人户形成的影响因素

2.2.1.1 人口因素

人口流动在很大程度上促进了中国青年单人户的兴起。21世纪以来,城乡二元结构极大推动了农村户籍青年外出谋生,导致人口流动规模持续增长。中国早期以劳动年龄男性个体流动为主(段成荣等,2022),家庭成员会因此离散,形成一个乃至多个单人户。经济发达、就业机会多的地区会吸引大量外来青年,进而推动青年单人户数量的上涨,而劳动年龄人口

不断外流的地区则恰好相反。近年来,家庭化迁移的趋势逐渐兴起,但受住房供给条件和需求满足能力的限制,流动距离较长且流入时间较短的青年男性,因缺少经济资本只能负担条件较差、面积狭小的房子,因而保持较长的单身居住状态(宋全成、张露,2023)。

单身社会的崛起同样使得青年单人户增长,但与西方国家不同的是,中国婚姻模式的转变更为复杂。随着初婚年龄推迟和结婚率下降,中国特有的早婚模式逐渐式微,单人户逐渐变得更为普遍。晚婚和不婚的选择包括主动与被动两种情况。现代化进程与女性社会经济地位的提高赋予了家庭成员更高的个体性,终身单身水平随之提高。但传统儒家文化塑造的家庭价值观念仍有着深厚影响,使得结婚还是主流选择(Yu和Xie,2021)。因此,当下中国终身独居的群体规模有限,完全基于主观意愿形成的长期单人户并不多。相比之下,婚姻挤压导致的被动单身则更为多见,尤其是在农村地区的低学历男性中。此外,随着更多的青年女性向城市流动,本就在婚姻市场处于劣势地位的底层男性受到更严重的挤压,他们独自生活的可能性随年龄增长而不断上升,多数会在父母亡故后进入长期独居状态(果臻等,2023)。

2.2.1.2 经济因素

经济发展通过制度变革和文化变迁两个维度共同影响着青年的居住选择(Klinenberg, 2013)。在农业经济时代,家庭在很大程度上是生产和福利单位,承担不同分工的家庭成员共享劳动收益。随着生产力和生产关系变革,原有的乡村共同体逐渐瓦解,家庭趋于原子化,独居为更多青年所接受和喜好。这种变化并非意味着线性地朝个体主义发展,而是反映了经济发展所带来的对多元生活方式和观念的包容,为个人价值追求赋予了正当性(Jamieson和Simpson,2013)。中国经济发展带来的个体化进程有着很强的本土特色,市场经济的发展使个体逐渐与集体脱嵌,但随着社会福利制度的普惠性减弱,个体为了应对一系列社会风险又须通过家庭寻求再入嵌(阎云翔,2021)。因此,中国的经济发展所带来的个体化相较于西方国家更为复杂,深受制度变革与传统家庭文化的影响。鉴于此,中国的经济发展既可能通过提高个体独立性而推动青年单人户增长,也可能使个体为了应对系统化风险而不得不托庇于家庭。中国国土广阔,不同地区的家庭文化有着较大差异,经济与文化因素的交织会使经济发展对家庭结构的影响同样存在空间差异(李婷等,2020)。

经济发展对家庭最直观的影响体现在居住条件上。2000年以来,商品房建设加速,住房市场供应体系的不断完善为单人户的发展创造了客观条件。然而,住房市场化改革也对个体提出了更高的经济资本要求,限制了青年的住房获得。当代青年在住房上相较于非青年群体处于劣势地位,即便多数家庭会参与到对青年的住房资助中,但其效果相当有限(马秀莲、韩君实,2022)。住房是多数未婚青年构建家庭的共识性基础条件,无法购房的青年会被迫推迟结婚,婚姻市场对男性拥有住房的期望尤其高(廉思、赵金艳,2017)。因此,房价负担会产生婚姻推迟效应,使那些与父母分居的未婚青年更久地生活在单人户内。

2.2.2 老年单人户形成的影响因素

2.2.2.1 人口因素

丧偶是老年单人户形成的主要因素,且其影响随老年人年龄升高愈发重要。由于老年夫妇与子女分爨异居越来越普遍,老年人丧偶后所形成的单人户也相应增长,如 2020 年农村地区的单人户中超过 1/3 是因老年丧偶而形成(王跃生,2023)。由于两性间预期寿命存在显著

差异,丧偶老年单人户中女性比例更高。丧偶并不必然导致独居,丧偶老年人可能会选择与子女同住或者与再婚配偶居住。丧偶后是否独居取决于个体偏好、资源限制和健康状况,同时也是家庭成员共同决策的结果。在西方发达国家,老年群体的潜在健康状况和物质资源供给较好,对个体价值的重视使得他们有较强的独居偏好,越来越多老年人丧偶后主动选择独居(Klinenberg,2013)。在中国的代际关系中,伦理孝道作为基本的道德规范和行为准则,是子女与父母同住的价值观基础,但生活压力的提高在很大程度上削弱了子女与父母共居的意愿。因此,子女与老年父母异地分居更多时候是"不能"而非"不想"(陶涛等,2023)。

人口流动同样会影响老年单人户的规模。随迁与务工经商是老年人口流动的主要原因,但这两者会导致不同的居住安排。随迁老年人多为城镇户籍老年人,其随迁的主要目的在于养老和照料孙辈,故通常与家庭成员同住,从而会抑制老年单人户的形成。务工经商的群体主要为低龄农村老年人,他们多数无力在当地购房且居留意愿低,因而会促使一部分老年单人户出现(杨菊华,2018)。这类老年单人户通常是短期的,随着年龄增长,老年人在退出劳动力市场后大概率会返回流出地。由于当下中国流动人口以青年劳动人群为主,老年单人户的规模受老年人自身流动的直接影响相对有限,反而受子女流动的间接影响更强。在个体化迁移模式下,青年劳动人群流动造成留守儿童大量出现,对老年人隔代抚育的需求增加,这在一定程度上抑制了老年单人户的增长(段成荣、周福林,2005)。随着迁移模式由个体化向家庭化转变,农村地区老年空巢化程度加深,丧偶使得农村老年单人户大量出现(王跃生,2008)。因此,相较于老年人自身流动,由青年劳动人群流动引起的空巢化程度加深才是老年单人户出现的主要原因。

2.2.2.2 经济因素

社会经济发展水平的提高对老年单人户的形成既有促进作用也有抑制作用。从促进作用来看,现代化进程推动了社会养老保障制度的建立。独居能够盛行于西方国家的一个基本条件是完善的社会支持系统的存在,从养老金到医疗保健的一系列支持使个体在生命历程晚期仍能独自生活。健全的社会养老保障制度给予了老年人充分的经济支持,使其不必通过与子女共居来满足物质需要。Klinenberg(2013)指出,越来越多的西方老年人对居住安排的期望是与子女之间有"可及性"而非"邻近性",他们并不希望与子女共居,而是希望双方能更自由地维持感情联络。因此,在西方国家,福利保障体系越发达,老年独居的比例也就越高。中国当前的社会养老保障制度并不能替代子女赡养,家庭养老仍是主流养老形式。更为重要的是,中国传统文化中的"伦理本位"深入人心,使得社会养老还无法在精神层面上弥补子女缺位的影响(刘一伟,2016)。因此,在中国的情境下,更高的社会经济发展水平并不一定导向更多的老年单人户。

从抑制作用来看,当社会养老保障体系的建设滞后于老龄化进程时,经济发展可能会促使老年人与家庭成员共居,进而抑制老年单人户的增长。一方面,当社会养老保障体系无法充分满足老年人的物质需求时,家庭养老会成为主要形式。另一方面,经济发展加剧了婴幼儿照料与工作之间的冲突,青年群体会通过求助父母帮忙照料孙辈来缓解这一冲突,因此,隔代照料的需求会减少或延缓老年单人户的形成。总结来说,养老抚幼的双重需求很大程度上促使老年群体与家庭成员团聚共居(杨菊华,2018),抑制了老年单人户的形成。

基于对上述文献的回顾,不难发现中国单人户增长受到人口过程和现代化进程的共同影响,不仅有着与西方"单身社会"相似的一面,也有着很多本土色彩。这些影响因素之间互相关联,共同构建了当下中国的单人户格局。为厘清不同影响因素的作用,本文综合时空视角,尝试辨明中国单人户增长逻辑与西方发达国家的异同。

3 数据、变量与方法

3.1 数据

由于中国单人户规模的迅速增长始于 2000 年,本研究采用 2000 年、2010 年和 2020 年 3 次全国人口普查的 1‰抽样数据进行分析。为使不同时期的数据具有可比性,本研究根据 县级行政区划调整将 2000 年、2010 年数据重新整合以对齐 2020 年所涉及的 341 个地级行政单元(不含港澳台地区)。由于 2000 年和 2010 年数据中部分地级行政单元样本量过少,并未 纳入计算,故最终有效样本分别为 334 个和 339 个。

基于协变量可得性以及拆分青年和老年单人户后的样本量,本研究在回归分析中保留了255个地级行政单元,缺失地区主要位于胡焕庸线西北侧及少数民族聚集区。由于胡焕庸线东南侧为中国人口密集区,本研究纳入回归分析的样本所涉及地区的常住人口占全国总人口的比例约93.59%(刘涛、卓云霞,2022),因此在存在缺失值的情况下,本研究的样本仍有一定的全国代表性。

3.2 变量

本研究的被解释变量为单人户在家庭户中的占比(后文简称"单人户占比")。考虑到集体户与家庭户中的单人户有着较大差异,且集体户在总户数中占比较小(本文估计约为5.46%),这一部分样本并未纳入分析,后文所有分析均基于家庭户样本。此外,20岁以下的单人户亦被排除在外,因为此类户主多为依附于祖辈的留守儿童或虚立户口,通常缺乏独立生活能力,被视作"虚拟"单人户(王跃生,2023)。如前所述,因为青年单人户与老年单人户的主要形成机制差异显著,故本研究对二者分别进行回归分析。其中,青年单人户户主的年龄界定为20~49岁,主要是因为考虑到50岁通常是计算终身不婚率的上限;老年单人户户主的年龄则界定为60岁及以上。需要特别说明的是,由于地级行政单元样本规模较小,无法分城乡统计,因此加入城镇化率来在一定程度上控制城乡差异的影响。

参考已有文献,本研究纳入社会经济发展水平、人口流动作为核心解释变量。其中,社会经济发展水平由人均 GDP 对数、平均受教育年限、GDP 中第三产业比重、城镇化率 4 个变量衡量。考虑到这 4 个变量有很强的共线性,本研究利用因子分析进行降维,合并为一个公因子。该公因子对变异水平的解释力为 81.2%,将其因子得分标准化后来代表该地区的社会经济发展水平。人口流动由流动吸引度和流动参与度两个变量衡量,流动吸引度为地级行政单元流动人口占常住人口的比重,流动参与度为地级行政单元流动人口占户籍人口的比重(段成荣等,2022),二者分别反映了该地区对流动人口的拉力和户籍人口参与流动的活跃程度,且涵盖了市辖区内人户分离的情况。

考虑到青年单人户与老年单人户潜在影响因素的异质性,本研究分别对二者设置其他解释变量。对于青年单人户,纳入 20~49 岁人口单身比例和房价收入比两个变量,分别用来衡量婚姻和住房负担的影响。其中,房价收入比的计算方式为住宅用商品房单位面积房价除以人均可支

配收入,值越高代表住房负担越重。对于老年单人户,加入60岁及以上人口丧偶比例这一变量。

此外,本研究将 0~14 岁人口、60 岁及以上人口、少数民族人口在当地人口中的占比纳入模型,以控制人口结构的影响。青年单人户回归模型中还加入了 20~49 岁人口性别比以控制婚姻市场性别结构的影响。各变量的描述统计如表 1 所示。

表 1 变量描述性统计

Table 1 Descriptive Statistics of Variables

亦旦	均值(标准差)				
变量	2000年	2010年	2020年		
单人户占比(%)	7.91(2.80)	11.70(4.26)	19.63(5.18)		
青年单人户占比(%)	4.03(2.43)	5.64(3.88)	8.83(5.15)		
老年单人户占比(%)	2.78(1.26)	4.28(1.72)	6.96(2.41)		
社会经济发展水平	27.02(11.96)	46.50(12.66)	59.17(11.62)		
流动吸引度(%)	6.73(6.04)	13.24(11.10)	22.26(11.25)		
流动参与度(%)	5.52(2.90)	14.67(5.52)	24.89(8.41)		
20~49 岁人口单身比例(%)	12.70(2.74)	19.74(5.04)	20.89(4.86)		
房价收入比	20.68(6.66)	21.48(9.39)	25.59(9.96)		
60岁及以上人口丧偶比例(%)	30.07(3.25)	26.62(3.53)	22.09(3.02)		
0~14 岁人口占比(%)	23.92(4.47)	16.74(4.28)	17.43(4.74)		
60岁及以上人口占比(%)	11.10(1.80)	14.15(2.86)	19.94(4.18)		
少数民族人口占比(%)	5.27(11.01)	5.17(10.73)	5.60(10.77)		
20~49 岁人口性别比	100.13(4.25)	99.97(6.12)	105.34(5.80)		

资料来源:计算社会经济发展水平所需的人均 GDP 对数、GDP 中第三产业比重、城镇化率数据来源于 2001 年、2011 年和 2021 年的《中国城市统计年鉴》;计算房价收入比所需的住宅用商品房单位面积房价、人均可支配收入数据来源于 CEIC 中国经济数据库①,部分地区的人均可支配收入由 2000 年、2010 年和 2020 年地级行政单元的《国民经济和社会发展统计公报》补充。其余变量的数据均来源于对应年份的全国人口普查 1%的样数据。后文图表若无特殊说明,资料来源同表 1。

3.3 方法

首先用全局莫兰指数对本研究的所有变量进行空间自相关性检验,结果均在 1%的统计水平上显著,表明存在明显的空间变异性。此外,由于分析对象还涉及时间维度,而一般的 OLS 回归无法准确捕捉这种时空非平稳性,因此本文使用时空地理加权回归(GTWR)模型进行分析(Huang 等,2010),其基本方程形式如下:

$$Y_{i} = \beta_{0}(u_{i}, v_{i}, t_{i}) + \sum_{i} \beta_{k}(u_{i}, v_{i}, t_{i}) X_{ik} + \varepsilon_{i}$$

在时空地理加权回归方程中,各地理单元依据其不同时间节点,形成一个个具体的时空

① CEIC 数据库由司尔亚司数据信息有限公司于 1992 年创建,其中的中国经济数据库涵盖超过 42 万条宏观经济数据、行业数据以及业务信息的时间序列数据,获取网址为 https://www.ceicdata.com/zh-hans/products/china-economic-database。

点位 i,因此本研究的回归中共有 765(255 个地理单元乘以 3 个不同年份) 个时空点位。 Y_i 是 被解释变量,对应单人户占比; X_{ik} 是第 k 个解释变量; β_k 是局部估计系数; $\beta_0(u_i,v_i,t_i)$ 是截距项; ϵ_i 是随机误差项; (u_i,v_i,t_i) 为具体的时空坐标, (u_i,v_i) 是二维空间坐标, 本文使用经度和 纬度来测算地理单元之间的空间距离 d^s , t_i 的取值是 2000 年、 2010 年和 2020 年这 3 个年份,以此衡量时间距离 d^T 。 时空点位之间的时空距离 d^{sT} 是 d^{sT} 和 d^{TT} 的线性组合:

$$d^{ST} = \lambda d^S + \mu d^T$$

其中, λ 和 μ 分别用于平衡空间和时间度量系统中因测量单位差异而导致的不同尺度效应。如果不存在时间非平稳性,则 μ 会被设为 0,模型降级为传统的地理加权回归(GWR)模型;相对的,如果 λ 设为 0,则只考虑时间距离,此时模型被视作时间加权回归(TWR)模型。然而,在大多数真实情况下, λ 和 μ 都不等于 0。本研究使用 R 软件中的 GWmodel 包,基于 AICc 和自适应带宽二次核函数来选取最优时空比例因子并拟合模型。

为验证 GTWR 模型选择的合理性,本研究对不同模型的调整 R^2 和 AICc 进行比较。结果显示,相较于 OLS 模型、TWR 模型、GWR 模型,GTWR 模型在这两项指标上都显示出更好的拟合效果。其中,青年单人户 GTWR 模型的调整 R^2 和 AICc 分别为 0.9317 和 2731.7,老年单人户 GTWR 模型的调整 R^2 和 AICc 列分为 0.8668 和 2225.6。本研究还进一步使用 McNemar 检验比较了各时空点位残差的绝对值,结果亦表明 GTWR 模型显著优于其他模型。

无论在青年单人户还是老年单人户的 GTWR 模型中,所有系数均通过全局时空非平稳性检验。本研究将局部系数显著性的阈值设置为 0.05,青年单人户和老年单人户 GTWR 模型的解释变量中分别有 4.21%和 9.08%的局部系数未通过显著性检验被排除在外。

4 分析结果

4.1 全局变动:青年主导,老年次之

为考察单人户占比提升主要源于哪一年龄组,本文首先在全局上使用因素分解的方法,计算各年龄组单人户增长对单人户占比变动的贡献率,结果如表 2 所示。不难发现,2000~2010年间单人户占比提升主要由青年单人户增长贡献,其次是老年单人户增长,二者合计贡献率达 85.77%,而 2010~2020年间青年单人户的贡献率有所衰减,中老年单人户的贡献率则有所上升。总体而言,这 20 年间中国单人户占比提升的主导因素是青年单人户,但其贡献已经开始减弱,逐渐变为青年单人户与中老年单人户共同驱动。

表 2 单人户占比提升的因素分解

Table 2 Decomposition of OPH Increment

中人户占比变动 4				分组贡献率(%)	
	的奶	(百分点)	20~49 岁	50~59 岁	60 岁及以上
	2000~2010年	5.41	59.93	14.23	25.84
	2010~2020年	10.26	48.50	22.19	29.30

资料来源:由于《中国 2000 年人口普查资料》中不含一人户的年龄结构信息,故 2000 年的单人户年龄结构由第五次全国人口普查的 1‰抽样数据估算得到。2010 年和 2020 年数据分别来源于《中国 2010 年人口普查资料》和《中国人口普查年鉴 2020》中的短表 5-2。

4.2 空间格局演变:老年模式显现

将 2000~2010 年间和 2010~2020 年间中国单人户占比的提升分解到各地级行政单元后,能够发现其存在明显的空间差异。图 1a 显示,2000~2010 年间,中西部地区单人户占比的提升速度相对较缓,部分城市还存在单人户占比下降的情况,而东部和东北地区单人户占比的提升速度则较快。其中,东北地区单人户占比的提升最为迅速,占比增幅普遍超过 50%。2010~2020 年间,单人户占比在全国范围内几乎都呈现大幅度提升趋势,原先提升速度较缓的中西部地区也开始快速提升(见图 1b)。因此,从空间视角来看,中国单人户占比的快速提升先发生于东部和东北地区,随时间推移,中西部地区迎头赶上,最终形成了全面提升的局面。

图 1 各地区单人户占比增幅的累积分布

Figure 1 Cumulative Distribution of the Increase in OPH Proportions by Region

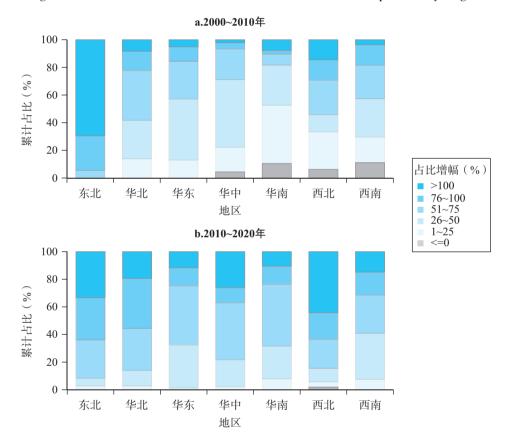
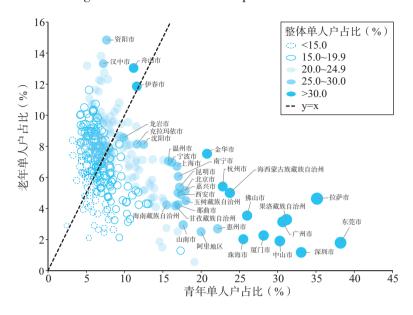


图 2 显示了 2020 年我国各地级行政单元青年单人户和老年单人户的占比情况。总体而言,高单人户占比的地级行政单元主要受到青年单人户影响,地理分布上多数集中于东部沿海经济带和青藏地区,其余则零散分布在各省省会或经济发展水平较高的城市。从青年单人户和老年单人户这两大类型来看,中国单人户正从原先以青年单人户为主的模式逐步向以老年单人户为主的模式演进。2000~2010年,以老年单人户为主的地级行政单元的占比从原先的32.63%提升到46.90%,2020年则进一步上升至50.15%。空间分布上以胡焕庸线为大致分界线,西北侧青年单人户占比更高,为77.78%,东南侧老年单人户占比更高,为65.56%。考虑到胡焕庸线东南侧为中国人口密集区,中国单人户在构成上以老年群体为主的模式已基本成型。

图 2 2020 年中国各地级行政单元青年单人户占比和老年单人户占比气泡图

Figure 2 Bubble Chart of Young and Older Adults' OPH Proportions in Administrative Units in China in 2020

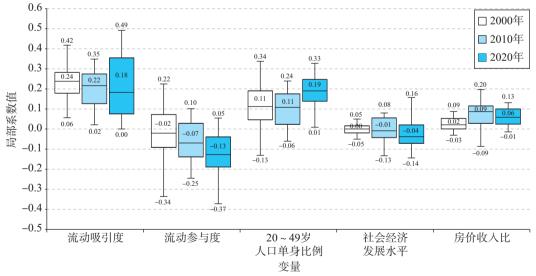


4.3 青年单人户:流动和单身的双重驱动

青年单人户占比的 GTWR 系数如图 3 所示。总体来说,流动吸引度、20~49 岁人口单身比例、房价收入比对青年单人户占比呈正向影响,流动参与度和社会经济发展水平的影响则从正负兼有逐渐向负向偏移①。

图 3 青年单人户占比的 GTWR 结果

Figure 3 Results of GTWR for Young Adults' OPH Proportions



注:箱型图标注数据从上至下依次为最大值、中位数、最小值,后图同。

① 为节省篇幅,此处没有呈现各变量局部系数空间分布的详细结果,感兴趣的读者可联系作者获取。

人口因素中,流动吸引度对青年单人户占比的影响在各个时期始终为正,其系数大小基本呈现从北向南递增的趋势。我国流动人口中很大一部分是青年劳动人群,而这一人群常以单人户形式生活,因此流动吸引度作为一个反映地理单元人口拉力的指标呈现出全局的正向影响。此外,由于珠三角等南方地区有着更大的跨省迁移流(段成荣等,2022),而跨省流动中的完整式家庭迁移比例要低于其他更短距离的流动(吴帆,2016),因而南方地区的个体式迁移特征较之北方地区更为突出。换言之,流入南方地区的人口更易形成单人户,从而流动吸引度系数表现出从北向南递增的趋势。流动参与度的影响主要为负向,且这一负向影响不断扩散,至2020年时仅在少量北方城市,流动参与度的影响仍为正。中国流动人口的主要组成部分是青年劳动人群,因此当一个地区的户籍人口外流时,这个地区的青年单人户占比会下降。20~49岁人口单身比例的正向影响随着时间推移持续增强,至2020年时在各地区,20~49岁人口单身比例的影响均显著为正,其中西南和东北地区所受影响较强。

社会经济发展水平的影响大体呈现南北分异的状况,秦岭-淮河以北为正,以南为负,且 随时间推移全国范围内社会经济发展水平的影响均逐渐朝负向偏移。至 2020 年时在南方, 社会经济发展水平的影响已全面转为负向,在东北地区的黑龙江、吉林的多数城市,社会经济 发展水平的影响也转为负向。对于这一区域差异,有两种可能的解释路径。一是南北社会经 济发展水平存在差异,南方的市场化程度更深,个体独立生活所需承受的消费负担更重。自 改革开放以来,中国南方经济发展速度始终快于北方,振兴东北等战略措施实施后曾出现短 暂的南北"齐头并进"的现象,但很快北方经济增速又全面落后于南方,尤其是东北和华北地 区市场活力不足(许宪春等,2021)。相较于国企偏多的北方,南方的市场活力虽扩展了就业 空间、提升了工资水平,但也提高了个体独立生活的成本。二是南北文化存在差异,不同观念 使社会经济发展水平对家庭结构的影响在南方和北方分别呈现家庭化与个体化的不同朝向。 南方宗族文化相较于北方更强(李丹丹、徐子超,2022),因此南方社会经济发展的家庭化效 应更强,单人户在经济条件改善后更可能向核心家庭等形式转化,而北方则个体化效应更强, 社会经济发展使得个体对家庭经济功能的依赖性降低,更多单人户逐渐出现。对于东北地 区,由于辽宁在环渤海经济圈的带动下与京津冀城市群呈现发展协同性,因此其社会经济发 展水平的系数与大多数北方地区一样为正:黑龙江和吉林社会经济发展水平的系数虽为负, 但绝对值趋向 0, 考虑到东北地区经济增长滞后、人才外流等困境, 社会经济发展对黑龙江和 吉林青年单人户占比的影响可能十分有限。

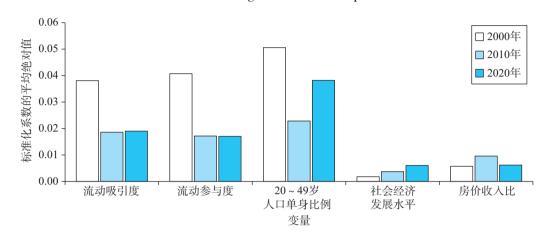
房价收入比的影响在除两广沿海以外的地区都为正向,其系数大致呈现从南向北递增的趋势。这可能是因为北方存在更为突出的房价上涨与经济发展不协调的问题(许宪春等,2021),居民的住房支付能力要弱于南方。房价负担会在一定程度上抑制家庭的小型化,此处的正向影响可能源于当前房价负担对青年群体的婚姻推迟效应。

为考察不同时期的主导因素,本研究对各变量标准化系数的平均绝对值进行比较。如图 4 所示,较之经济因素,人口过程主导了中国青年单人户的形成。2000 年和 2010 年时,青年单人户占比的提升由流动和单身共同推动,二者在各地级行政单元都位列首要和次要因素。至 2020 年,相较于流动,单身对青年单人户占比的影响更为突出,其在除珠三角地区外的所有地级行政单元都是首要因素,在珠三角地区也与排在首位的流动吸引度的系数相近。

究其原因,一方面,家庭化迁移的趋势已基本形成;另一方面,婚姻挤压程度仍在加深,青年婚育意愿也有所下降。此消彼长之下,单身成为当下青年单人户占比提升的主要推力。

图 4 青年单人户占比 GTWR 标准化系数的平均绝对值比较

Figure 4 Average of the Absolute Value of Standardized Coefficients of GTWR for Young Adults' OPH Proportions



从上述分析可见,中国青年单人户的形成很大程度上并非出于对独居的追求。大趋势上,流动和单身对青年单人户的影响贯穿始终,而且单身的效应不断增强并逐渐超过流动。 考虑到中国终身不婚率和终身独居率较之西方发达国家仍处于偏低水平,青年单人户的激增 虽受到个体化进程带来的主观意愿的影响,但更多是一种过渡性的居住选择。

4.4 老年单人户:空巢化下的丧偶

老年单人户占比的 GTWR 系数如图 5 所示。总体来说,流动吸引度对老年单人户占比的 影响持续为正向,随时间推移,流动参与度和 60 岁及以上人口丧偶比例的影响由负向转为正向,社会经济发展水平的影响则转为全面负向。

图 5 老年单人户占比的 GTWR 结果

0.4 □ 2000年 ■ 2010年 0.3 2020年 0.22 0.2 0.16 0.1 0.07 局部系数值 0.06 0.04 0.0 -0.01 -0.04 -0.04 -0.1-0.09 -0.11 -0.10 -0.13-0.2-0.23 -0.3流动吸引度 流动参与度 60岁及以上人口丧偶比例 社会经济发展水平 变量

Figure 5 Results of GTWR for Older Adults' OPH Proportions

除少数城市外,在绝大部分地级行政单元,流动吸引度均与老年单人户占比呈现正相关关系。考虑到务工经商的老年流动人口规模有限,这一正向影响可能更多源于青年流动的间接影响。中国劳动力的流动主要为"乡-城"流动,且市内人户分离现象越来越突出(段成荣等,2022)。青年劳动人群大量迁出加剧了农村地区的空巢化,使得农村地区的单人户户主多数是 65 岁及以上的老年人(王跃生,2023)。因此,在单个地级行政单元内,因城乡二元结构的存在,青年流动可能同时助推了城市青年单人户和农村老年单人户的增长。流动参与度的影响在早期为负向,这可能是因为早期青年劳动人群的个体化流动导致大量留守儿童出现,从而对农村老年人的隔代照料需求增加,抑制了农村老年单人户的增长。随着家庭化迁移趋势加强,农村老年群体的空巢化程度进一步加深,使流动参与度的影响逐渐向正值倾斜。至2020年时,在绝大多数地级行政单元,流动参与度的系数均为正值,仅在长三角、珠三角和京津冀3个城市群,流动参与度的系数为负值或不显著,这可能源于这些地区的户籍人口流动模式更偏向于市内短程流动和家庭化流动。具体来说,一是因为经济发达地区基础设施健全并且就业机会丰富,使得青年人口市内短程流动更多(段成荣等,2022),对老年单人户占比的影响有限;二是因为这3个城市群的城镇化水平高,而城镇户籍老年人更多因照料孙辈而参与流动,出于抚幼的需要更多是与家庭成员共居而非独居(杨菊华,2018)。

2000年时,60岁及以上人口丧偶比例对老年单人户占比的影响基本是负向的,即丧偶老年人更多会与其他家庭成员共居。但随时间推移,这一效应逐渐转为正向,至2020年已全面为正,且无局部不显著的情况,表明当下老年人丧偶后更可能独居。60岁及以上人口丧偶比例的系数高值聚集于东部地区,这可能源于东部地区相对完善的社会养老保障体系以及长寿型老龄化模式。具体来说,一方面,中国社会养老保障体系的发展存在"东高西低"的区域不平衡特征(黄俊辉、李放,2013),社会化养老水平的提升使老年人丧偶后对家庭成员的依赖减弱,因此东部地区更为健全的社会养老保障体系为老年人丧偶后独立生活提供了更多支持;另一方面,东部地区的老龄化模式多为长寿型,老年人口的健康预期寿命更长,丧偶后仍具备自理能力的可能性相对更高(周榕等,2019),从而丧偶后能够独立生活的可能性更高。

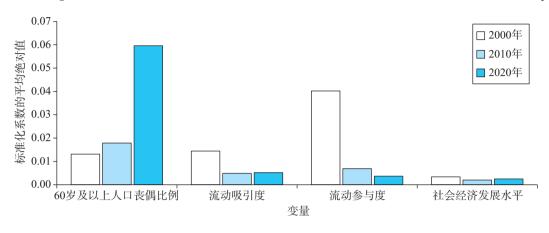
社会经济发展水平的影响主要为负向,至 2020 年转为全面负向,其中影响较为突出的是华北和华中地区,这可能源于养老与抚幼的双重需要。具体来说,一方面,中国在经历了经济快速发展的同时也面临着老龄化程度加深的问题,当社会养老保障体系建设与经济发展步调不一致时,家庭养老仍是多数老年人的最终选择;另一方面,快节奏的现代生活使得青年群体在幼儿照料上时间有限,对隔代照料的需求也会抑制老年单人户的增长。养老与抚幼并不互相独立,而是存在很强的交互关系,会催生"抚育式养老"这一对抗外部风险的家庭居住安排。此外,部分地域对大家庭的偏好也可能发挥着观念层面的作用。例如,对三代直系家庭的研究显示,华北和华中地区的社会经济发展有利于大家庭的维系(李婷等,2020),这也可以部分解释为何这两个地区的社会经济发展对老年单人户占比的负向影响较深。

图 6 展现了老年单人户占比各影响因素的 GTWR 标准化系数的平均绝对值。从中能够看出,2000年时的主导因素为流动参与度,其对老年单人户占比的影响为负向,这可能源于对留守儿童的隔代照料需求抑制了老年单人户的增长。2010年时的主导因素在少部分地区为流动参与度,其余大部分地区皆为 60 岁及以上人口丧偶比例。至 2020年时,各地的主导

因素都变为60岁及以上人口丧偶比例,且其效应明显强于其他各因素。

图 6 老年单人户占比 GTWR 标准化系数的平均绝对值比较

Figure 6 Average of the Absolute Value of Standardized Coefficients of GTWR for Older Adults' OPH Proportions



总体而言,中国老年单人户的形成主要源于丧偶,但21世纪初期留守儿童所带来的隔代 照料需求抑制了老年单人户占比的提升。随着流动模式从个体化转向家庭化,老年群体空巢 化程度进一步加深,丧偶对老年单人户占比的正向影响在独子老龄化时代变得愈发突出。

5 结论与讨论

本研究基于 2000 年、2010 年和 2020 年 3 次全国人口普查的 1‰抽样数据展现了中国单人户分布格局的时空演变过程,并通过 GTWR 模型对青年单人户占比和老年单人户占比的潜在影响因素进行了考察。分析结果表明,过去 20 年间中国单人户占比的提升兼具全球化共性和中国特色,是现代化进程与人口转型共同作用下的产物。

总体而言,中国单人户的时空格局显示出三大特征:一是分布上,东部沿海经济带和青藏地区,以及各省省会或经济发展水平较高的城市有着较高的单人户占比,且这一空间格局在过去20年间无太大变化;二是变化趋势上,单人户占比的快速提升先发于东部和东北地区,随后蔓延至全国;三是年龄结构上,单人户占比的全局变动主要由青年驱动,老年次之,但中老年人群对单人户占比变动的影响正逐渐加强,中国单人户正从原先以青年单人户为主的模式逐步向以老年单人户为主的模式演进,以老年单人户为主的地级行政单元的占比不断提升,至2020年,胡焕庸线东南侧单人户在构成上以老年群体为主的模式已基本成型。回归结果表明,中国单人户的形成主要由人口过程主导。2000年时,大规模的个体化流动推动了青年单人户占比的提升,但其引发的留守儿童的隔代照料需求却抑制了老年单人户占比的提升。随着家庭化迁移趋势显现,婚姻的作用逐渐超过流动,青年单身和老年丧偶成为影响单人户占比的首要因素。尽管经济因素的影响要稍弱于人口过程,但其与人口过程有着很强的互嵌关系,二者共同推动了中国单人户分布格局的时空演变。

值得关注的是,中国单人户激增更多是由被动选择而非主观意愿驱动。21 世纪初,单人户的快速增长源于人口大流动背景下家庭成员的离散,无法举家迁入工作地促成了个体先行的迁移流动策略。在家庭化迁移趋势形成后,单人户增长逐渐由配偶的缺失主导。但在中国并未观察到终身不婚和终身独居水平的同步激增,因此单身与丧偶形成的单人户在许多情境

下是"迫于无奈"的结果。社会经济发展的负向影响也佐证了这一点,当下中国的现代化进程并未引起大量主动独居。换言之,中国单人家庭的激增并非简单延续了西方单身社会崛起的路径,还融汇了本土的家庭、人口转型的影响。过去 20 年间单人户的大规模增长,不仅反映了个体在家庭生活选择上更加自由和多元,也折射出中国家庭变迁中正面临的困境。一方面,婚姻市场资源不匹配和住房市场购买力不匹配的双重困境加剧了青年的晚婚不婚现象;另一方面,随着老龄化程度不断加深,大量空巢老年人亟须获得社会养老服务的强有力支持。

可以预见的是,短期内中国单人户仍将保持增长态势,单人家庭也将成为中国家庭转型中的新常态。一方面,应尊重个体更加个性化的居住选择;另一方面,也需对这一家庭形式潜藏的风险有深刻认识,尤其是考虑到当前单人户形成的被动性较强。就青年群体而言,长期以单人户形式生活会直接推迟首次婚育时间,进而降低结婚率,并弱化其步入老年后的代际支持系统。那些社会经济地位较低的劳动年龄人口还面临着居住环境差的问题,并可能因此承担额外的身心健康风险。在中国老龄化程度持续加深的背景下,如何满足越来越多独居老年人在物质和精神层面的双重需求同样值得深思。在单人户激增的当下,需要同时关注到各年龄的单人户,实施多措并举的综合应对政策,以消解其潜在风险。

鉴于此,应优先对那些"被迫"以单人户形式生活的群体给予政策的帮助。一是顺应流动人口家庭化迁移趋势,从落户、住房保障、公共服务等多方面予以支持。在条件允许的情况下,也应尽量满足随迁老年人的需求,避免空巢问题的加重。二是在尊重青年婚育意愿的前提下,重点关注那些受婚姻挤压的群体。出生性别失衡正向婚龄性别失衡转化,并进一步作用于中国家庭结构,需针对不同区域缓解婚配市场资源不均问题。此外,房价对婚姻的推迟效应已经显现,可通过价格调控或购房补贴等方式减轻青年购房压力,实现青年在基本保障性住房获取上的公平化和均等化。三是健全社会养老服务体系,强化社会养老功能,从资源供给、文化建设等多个层面为老年独居者提供必要的帮助。尤其是一些高龄独居老年人,一旦无法获得家庭成员的生活照料和精神慰藉,其生存风险会大大增加。在老龄化和老年家庭空巢化程度不断加深的背景下,应促进养老服务一体化发展,推动欠发达地区与发达地区资源的互惠共享,全方位提高晚年生活品质。

本研究也存在一些不足之处:首先,虽然将地理单元细化到地级市有助于更好地捕捉和描绘时空异质性,但受限于样本量,本研究无法分城乡开展进一步分析;其次,单人户户主内部异质性较强,尽管本研究分年龄进行了讨论,但单人户户主社会经济地位、性别等多方面的差异仍有很大的探索空间。

参考文献/References:

¹ 段成荣, 邱玉鼎, 黄凡, 谢东虹.从 657 万到 3.76 亿: 四论中国人口迁移转变.人口研究, 2022; 6: 41-58

Duan Chengrong, Qiu Yuding, Huang Fan, and Xie Donghong. 2022. From 6.57 Million to 376 Million: Remarks on Migration Transition in China. Population Research 6:41-58.

² 段成荣,周福林.我国留守儿童状况研究.人口研究,2005;1:29-36 Duan Chengrong and Zhou Fulin. 2005. A Study on Children Left Behind. Population Research 1:

29 - 36.

- 3 果臻,杨柳清,梁海俐,李树茁.中国男性婚姻挤压的态势与特征——基于第七次全国人口普查数据的分析.人口研究,2023;6:91-106
 - Guo Zhen, Yang Liuqing, Liang Haili, and Li Shuzhuo. 2023. Trends and Characteristics of Male Marriage Squeeze in China. Population Research 6:91-106.
- 4 黄俊辉,李放.农村养老保障政策的绩效考察——基于27个省域的宏观数据.人口学刊,2013;1: 15-21
 - Huang Junhui and Li Fang. 2013. Rural Old-age Security Policy Performance. Population Journal 1: 15-21.
- 5 李丹丹,徐子超.宗族文化对人口流动范围的影响——基于族谱、祠堂与 CMDS 数据分析.南方人口,2022;2:48-59
 - Li Dandan and Xu Zichao. 2022. The Influence of Clan Culture on the Range of Population Mobility: An Analysis of Genealogy, Ancestral Temple and CMDS Data. South China Population 2:48-59.
- 6 李婷,刘涛,刘嘉杰,成天异.三代直系家庭分布影响因素的空间分析——基于2015年1%人口抽样调查数据.人口研究,2020;6:3-19
 - Li Ting, Liu Tao, Liu Jiajie, and Cheng Tianyi. 2020. Spatial Analyses of Stem Families in China: Based on 2015 One-Percent Population Sample Survey. Population Research 6:3-19.
- 7 廉思,赵金艳.结婚是否一定要买房?——青年住房对婚姻的影响研究.中国青年研究,2017;7: 61-67
 - Lian Si and Zhao Jinyan. 2017. Is Buying a House a Prerequisite for Marriage? An Analysis of the Impact of Youth Housing on Marriage. China Youth Study 7:61-67.
- 8 刘一伟.互补还是替代:"社会养老"与"家庭养老"——基于城乡差异的分析视角.公共管理学报, 2016;4:77-88+156
 - Liu Yiwei. 2016. Complementary or Alternative: Social Pension and Family Pension——Based on the Analysis of the Differences between Urban and Rural Areas. Journal of Public Management 4:77-88+156.
- 9 刘涛,卓云霞.中国县级人口变动的空间格局及影响因素.人口研究,2022;6:72-87 Liu Tao and Zhuo Yunxia. 2022. A County-Level Analysis of China's Population Change: Insights from the 7th Population Census. Population Research 6:72-87.
- 10 马秀莲,韩君实.中国城市青年住房:代际差距扩大及影响机制.公共行政评论,2022;4:18-36+195-196
 - Ma Xiulian and Han Junshi. 2022. Housing for Young People in Urban China: Increased Intergenerational Gap and Its Determining Factors. Journal of Public Administration 4:18-36+195-196.
- 11 宋全成,张露.生命历程视角下的青年流动人口住房选择及其影响因素研究.东岳论丛,2023;7: 158-168+192
 - Song Quancheng and Zhang Lu. 2023. The Housing Choice and Its Influencing Factors of Young Migrant Population from the Perspective of Life Course. Dongvue Tribune 7:158–168+192.
- 12 陶涛,金光照,郭亚隆.中国老年家庭空巢化态势与空巢老年群体基本特征.人口研究,2023;1: 58-71
 - Tao Tao, Jin Guangzhao, and Guo Yalong. 2023. Empty-nest Elderly Households in China: Trends and Patterns. Population Research 1:58-71.
- 13 王跃生.我国当代农村单人户研究.中国农业大学学报(社会科学版),2008;2:64-76 Wang Yuesheng. 2008. A Study of Single-Person Households of Contemporary Rural Areas. Journal of China Agricultural University (Social Science Edition) 2;64-76.

- 14 王跃生.当代单人户状态、变动及其特征分析.人口与经济,2023;6:38-55 Wang Yuesheng. 2023. Analysis on the Status, Changes and Characteristics of Contemporary Single-person Households. Population & Economics 6:38-55.
- 15 吴帆.中国流动人口家庭的迁移序列及其政策涵义.南开学报(哲学社会科学版),2016;4:103-110 Wu Fan. 2016. Sequence of Family Migration and the Implications of Related Policies in China. Nankai Journal (Philosophy Literature and Social Science Edition) 4:103-110.
- 16 许宪春,雷泽坤,窦园园,柳士昌.中国南北平衡发展差距研究——基于"中国平衡发展指数"的综合分析.中国工业经济,2021;2:5-22
 Xu Xianchun, Lei Zekun, Dou Yuanyuan, and Liu Shichang. 2021. Research on Gap of Balanced Development between the North and the South of China——Analysis Based on "China Balanced Develop-

ment Index". China Industrial Economics 2:5-22.

- 17 阎云翔."为自己而活"抑或"自己的活法"——中国个体化命题本土化再思考.探索与争鸣,2021; 10:46-59+177-178

 Yan Yunxiang. 2021. "Live for Yourself" or "Live Your Own Way"——Rethinking the Localization of Chinese Individualized Proposition. Exploration and Free Views 10:46-59+177-178.
- 18 杨菊华.流动时代中的流动世代:老年流动人口的多维特征分析.人口学刊,2018;4:43-58 Yang Juhua. 2018. Attributes of Elderly Migrants: Evidence from the 2016 MDSS in China. Population Journal 4:43-58.
- 19 周榕,庄汝龙,黄晨熹.中国人口老龄化格局演变与形成机制.地理学报,2019;10:2163-2177 Zhou Rong, Zhuang Rulong, and Huang Chenxi. 2019. Pattern Evolution and Formative Mechanism of Ageing in China. Acta Geographica Sinica 10:2163-2177.
- 20 Cheung A. K. L. and Yeung W. J. J. 2015. Temporal-spatial Patterns of One-person Households in China, 1982–2005. Demographic Research 32:1209–1238.
- 21 Cheung A. K. L. and Yeung W. J. J. 2021. Socioeconomic Development and Young Adults' Propensity of Living in One-person Households. Demographic Research 44:277-306.
- 22 Huang B., Wu B., and Barry M. 2010. Geographically and Temporally Weighted Regression for Modeling Spatio-temporal Variation in House Prices. International Journal of Geographical Information Science 3:383-401.
- Jamieson L. and Simpson R. 2013. Living Alone: Globalization, Identity and Belonging. London: Palgrave Macmillan: 157-184.
- 24 Klinenberg E. 2013. Going Solo: The Extraordinary Rise and Surprising Appeal of Living Alone. New York: Penguin Press: 46-68.
- 25 Xiao F. and Liu Y. 2023. Understanding Living Alone among the Young- and Middle-aged in China (1990–2010); A Gender Perspective. The History of the Family 3:572–600.
- 26 Yu J. and Xie Y. 2021. Recent Trends in the Chinese Family. Demographic Research 44:595-608.

(责任编辑:陈佳鞠、张洋)