



城市与社会学刊

Journal of Cities and Society

2023 • 1
第二卷



出版发行 国际华人社会学会

地址 香港新界大埔宝湖道1号

网址 icsa-sociology.org

出版日期 每年12月,次年6月

主办 上海纽约大学应用社会经济研究中心

协办 香港科技大学(广州)城市治理与设计学域

主编 吴晓刚 上海纽约大学

执行副主编 张卓妮 香港科技大学(广州)

副主编 孙秀林 清华大学

吴愈晓 南京大学

编辑委员会委员 王天夫 清华大学

(按姓氏笔画为序) 关成贺 上海纽约大学

许多多 香港大学

朱鹏宇 香港科技大学

同钰莹 香港中文大学

陈云松 南京大学

李昂然 上海纽约大学

何深静 香港大学

陆铭 上海交通大学

林戈 香港科技大学(广州)

周穆之 香港科技大学(广州)

胡安宁 复旦大学

黄晓春 上海大学

盛智明 上海大学

缪佳 上海纽约大学

城市与社会学刊

2023年第1期 | 第二卷

缪佳

- 1 有恒产者有恒心？
来自香港“居者有其屋计划”的证据

曾东林 吴晓刚

- 32 应激事件中的社区集体效能感：压力-缓冲效应

韩子旭 吴愈晓

- 58 性别、非稳定就业与生活满意度：
上海和香港的比较研究

陈伟 吴晓刚 许多多

- 86 户籍制度改革促进了移民的城市社会融入吗？
——来自上海的经验证据

叶一舟 李佳蓉 张奕

- 108 住在郊区就通勤更久吗？
中国大都市的郊区化模式、住房可负担性与通勤时长

Journal of Cities and Society

Volume 2 | Issue 1 | June 2023

MIAO Jia

- 1 Social Consequences of Homeownership:
Evidence from the Home Ownership Scheme in Hong Kong

ZENG Donglin, WU Xiaogang

- 32 Neighborhood collective efficacy in stressful events:
The stress-buffering effect

HAN Zixu, WU Yuxiao

- 58 Gender, Precarious Employment and Life Satisfaction:
A Comparative Study between Shanghai and Hong Kong

CHEN Wei, WU Xiaogang, XU Duoduo

- 86 Does the Hukou System Reform Promote Migrants' Social
Integration? Empirical Evidence from Shanghai

YE Yizhou, LI Jiarong, ZHANG Yi

- 108 Does Living in the Suburb Necessarily Suffer Longer
Commute? Suburbanization Patterns, Housing Affordability,
and Commute Duration in Chinese Megacities

有恒产者有恒心？ 来自香港“居者有其屋计划”的证据*

缪佳[†]

摘要：人们一般认为拥有住房产权可以带来广泛的社会效益，然而相关的实证证据并不充分，对西方以外社会的研究更是有限。本文利用香港“居者有其屋计划”这一准实验设计，研究拥有住房产权对香港居民生活满意度和主观阶层认同的影响。“居者有其屋计划”为中低收入居民提供以远低于市场价值的价格购买补贴性房产的机会，并用抽签的方式决定购房资格。基于“香港社会动态追踪调查”（The Hong Kong Panel Study of Social Dynamics, HKPSSD）四轮数据，工具变量估计结果表明：拥有住房产权显著提高了香港成年人的生活满意度和主观社会阶层认同。本文首次实证检验了华人社会背景下住房产权的社会效应，其结果有助于更全面理解在香港和其他地区推动住房拥有率的社会政策的影响。

关键词：住房产权 生活满意度 主观阶层认同 准实验设计

（中图分类号）C915 （文献标识码）A （文章编号）2958-8006(2023)01-0001-31

*本文英文原文：Jia Miao, Xiaogang Wu. 2023. “Social Consequences of Homeownership: Evidence from the Home Ownership Scheme in Hong Kong”, *Social Forces*, Volume 101, Issue 3, March 2023, Pages 1460-1484. 作者感谢牛津大学出版社授予版权。

[†]作者：缪佳，上海纽约大学应用社会经济研究中心，email: jm9040@nyu.edu。

Social Consequences of Homeownership: Evidence from the Home Ownership Scheme in Hong Kong

MIAO Jia

Abstract: Homeownership is expected to provide a wide range of social benefits. However, the empirical evidence for causation is weak, and knowledge beyond Western countries is even more limited. This article investigates how homeownership affects life satisfaction and subjective class identification in Hong Kong. The Home Ownership Scheme, a large-scale subsidized homeownership program based on a random draw, represents a quasi-experimental setting to identify the causal impact of homeownership. Based on the analyses of data from four waves of the Hong Kong Panel Study of Social Dynamics (HKPSSD) and instrumental variable estimation, we show that homeownership significantly improves life satisfaction among Hong Kong adults, and that those who own a home deem themselves as belonging to a higher social class. This study contributes to the understanding of homeownership effects by providing causal evidence from a Chinese society and sheds light on the effectiveness of housing policies that aim to promote homeownership in Hong Kong and beyond.

Keywords: Homeownership, Life Satisfaction, Subjective Class Identification, Quasi-experimental Design

住房产权在很多国家和地区都是城市议程上的关键问题。人们普遍认为拥有住房产权有很多益处，包括提高归属感、自尊感、生活满意度和政府支持度等（Zavisca and Gerber, 2016）。在西方社会，拥有住房被认为是人生发展的里程碑，是成为中产阶级的象征（Rossi and Weber, 1996; Dietz and Haurin, 2003）。在我国，早在两千多年前思想家孟子就提出过“有恒产者有恒心”的观点（Hu, 2013），强调产权对于个人生活和社会稳定的意义。除了社会心理和文化意涵外，住房作为许多家庭最主要的财产，与财富积累和社会流动高度相关，在房价快速上涨和公共住房供给不足的地区尤其如此（Zavisca and Gerber, 2016）。随着住房在世界大部分地区变得越来越难以负担，许多政府都实施了促进房产拥有率的政策，这些政策很大程度上都基于一个前提假设，即拥有住房可以促进社会和政治稳定，改善个人福祉（Doling and Ronald, 2010）。

然而，拥有住房产权是否能带来上述社会效应尚有待进一步实证检验，其中最大的挑战之一就是将其影响与其它难以观察到的个人或家庭特征（如财富、个人偏好、对产权的渴望）的影响分开（Dietz and Haurin, 2003）。此外，目前绝大多数研究都集中在西方国家，而房屋产权的作用会受到更宏观的经济、文化和福利制度的影响（Zavisca and Gerber, 2016），因此，我们需要比较研究的视角来检验住房产权的作用是否在不同的社会中有所不同。

本文旨在研究拥有住房产权如何影响香港居民的生活满意度和主观阶层认同——两个与个人幸福和社会稳定高度关联的结果变量（Diener et al., 1999）。本研究的贡献主要有四个方面：首先，本文实证检验了住房产权的社会影响。本研究使用中国香港的资助性住房拥有计划——“居者有其屋计划”（以下简称“居屋计划”，通过该计划建设的住房单位简称“居屋”）来研究住房产权的因果效应。在该计划下，中低收入家庭有机会以低于市场价值 30% 至 50% 的价格从政府手中购买房屋。由于对补贴性购房的需求远远超过供应，房屋管理部门通过抽签的方式来确认申请人的购买资格（Yip 2014）。抽签的随机性使“居屋计划”成为因果推断理想的准实验环境。

第二，对香港的研究可以帮助我们更好地理解房地产市场和制度环境如何影响住房产权的社会效应。以前的研究主要集中在住房拥有率相对较高的国家，拥有住房被认为是中产阶级的标配。一些学者质疑这些研究结果

是否可以推广到住房市场波动较大、住房拥有率较低的地区，或者由于社会福利供给不足、拥有住房被认为是投资和为退休储蓄的重要手段的社会（Ronald and Doling, 2012）。本文通过对香港的研究来回应这些问题。香港是世界上房价最高的城市之一，房产拥有率低于大多数西方国家，¹并且由于缺乏全面的养老金制度，人们普遍认为购买住房是提升安全感、获得退休保障的重要手段（Yip, 2014）。

第三，本研究的结果可以帮助我们更好地评估促进住房产权的政策在香港和其他地方是否是最优的住房政策。与许多其他社会一样，香港政府在过去几十年里一直致力于提高住房拥有率（Yip, 2014）。一些学者认为，这种住房政策对宏观经济和中低收入阶层都是无益的（La Grange and Yip, 2001），也有人质疑拥有住房是否能够弥补社会福利制度不健全的缺陷（Ronald and Doling, 2012）。房地产开发商和政府发展战略之间的密切联系可能使香港的房产市场极易产生波动，一旦泡沫破裂，许多房主会面临无法偿还贷款的风险（Forrest and Lee, 2004）。本研究提出在经济考量之外，房屋产权还会对社会阶层感知和生活满意度产生影响，对上述的讨论有一定的启示作用。

最后，本研究的结果可以为思考如何维持香港社会的长治久安提供新的思路。已有的研究记录显示，当人们对生活不满意、感到社会向上流动无望时更容易参与社会运动（Lorenzini, 2015）。香港是世界上房价最高的城市之一，越来越难以负担的住房会导致公众不满，危及社会稳定（La Grange and Yip, 2001; Wong et al., 2017）。然而，很少有实证研究评估住房产权对城市居民的生活满意度和社会流动性感知的影响。本研究提供的科学证据填补了这一空白，可以帮助我们更好地思考在香港是否可以通过改善生活条件和促进住房拥有率来纾解社会怨气。

一、住房产权、生活满意度和主观阶层认同

拥有住房的意义远远超过拥有一个物理上的居住空间（Atkinson and Jacobs, 2016）。住房产权是一个多维度的社会现象，通过不同方式对个人产生影响（Dietz and Haurin, 2003; Rohe and Stegman, 1994）。首先，住房产权可以改善住房拥有者的社会经济地位，从而提高其生活满意度（Rossi and Weber, 1996; Gibson et al., 2011; Zhang et al., 2018）和主

1. 数据来源：OECD Affordable Housing Database; HKSAR Census and Statistics Department。

观阶层认同（Chen et al., 2019; Foye et al., 2018）。由于过去几十年的房产升值和房屋资产信贷的发展，房产拥有者比租房者更容易积累财富，在房价飙升时和推动住房产权的政策（如减税）下尤其如此（Sierminska and Takhtamanova, 2012）。除了直接和显性的好处，拥有住房产权可以通过减少失业风险（Coulson and Fisher, 2009）、增加工资（Munch et al., 2008）、以及提高年轻人的教育成就（Li, 2016）来提高人们的社会经济地位。相应地，社会经济地位的提升可以提高生活满意度和主观阶层认同（Chen and Williams, 2018）。

其次，在现代社会，是否拥有住房是成功与否的重要文化象征（Rossi and Weber, 1996）。住房拥有者可能会因为他们实现了这种文化期待而对生活更加满意，并认为自己跻身于更高的社会阶层。对西方中产阶级来说，拥有房屋通常被认为是过上体面生活的先决条件（Stern, 2011）。在注重家庭观念的亚洲文化中，拥有住房常常与事业、婚姻、生儿育女以及履行家庭义务一同被视为成功生活的重要组成部分（Townsend, 2002）。人们普遍认为，父母需要帮助子女买房，而子女需要在父母年迈时提供回报和支持（Deng et al., 2020）。根据自我归属理论，当个人达到主流社会的成功标准时就会认为自己是有能力的人，对自身的评价也会更高（Rohe and Stegman, 1994）。

第三，当住房变得越来越难以负担时，住房拥有者看待自己和别人看待他们的方式也会改变，从而影响他们对社会地位和生活满意度的感知（Rohe and Stegman, 1994; Yeung and Martin, 2003）。社会比较理论认为，个人是在与他人的比较中确定自己的主观社会地位的。住房拥有者，尤其是收入相对较低的住房拥有者，很可能将租房者视为他们的参照群体，从而认为自己在社会中的地位更高（Rohe and Stegman, 1994）。

最后，拥有住房产权可以通过提高个人的控制感和安全感来影响生活满意度和主观阶层认同。研究发现：拥有住房满足了人们对控制周遭生活环境的本能愿望，人类普遍将住房与舒适和隐私联系起来（Atkinson and Jacobs, 2016）。与可能被要求搬出住所的租房者不同，房产拥有者可以随心所欲地装饰和重新布置自己的家（Zumbro, 2014）。安全感和自主权可以提高生活满意度和阶层认同（Kearns et al., 2000）。

有文献指出，虽然在西方国家和中国社会，住房产权和生活满意度（Hu, 2013; Cheng et al., 2016）、主观阶层认同（Chen et al., 2019; Dietz and Haurin, 2003; Zavisca and Gerber, 2016）之间都存在正向联系，

然而，住房产权的一些潜在积极影响可能仅存在于特定群体中，并受到更宏观的社会因素的制约（Bucchianeri, 2009；André et al., 2019；Grinstein-Weiss et al., 2011）。已有研究显示，拥有房屋产权的好处受到一系列因素的影响，包括住房拥有者进入劳动力市场和购买房屋的时机、是否经历了房价的上涨或者泡沫经济的破裂（Forrest and Lee, 2004；Izuhara, 2010）。房产拥有者常常需要负担巨额的长期贷款，可能会带来焦虑或者家庭消费的减少。当住房价格下降或经济衰退时，这种情况更加严重（André et al., 2019）。此外，拥有住房可能会限制工作和居住的流动性。那些收入低、只能在不太理想的社区买房的人可能会发现附近工作机会有限，而只能被迫忍受很长时间的通勤（Grinstein-Weiss et al., 2011）。这些收入较低的房产拥有者可能会被困在经济萧条的社区和维护不善的房屋中，从而生活满意度和主观阶层认同都会降低（Huang et al., 2015）。

由于以往的一些研究发现，拥有住房产权并不必然带来正面影响，有时甚至可能带来负面效应，这更加要求政府在设计 and 实施促进房屋产权的政策时要科学和审慎地研究住房产权的社会影响。要实现这一点需要克服两个主要挑战：首先，研究者需要精细的研究设计来确定因果关系。众所周知，由于遗漏变量偏差的问题，拥有住房产权和观测到的社会后果之间的联系不一定是因果关系（Zavisca and Gerber, 2016）。一些研究使用固定效应模型或倾向值匹配分析方法来解决这个问题，并提出发现了住房产权的正面效应（Cheng et al., 2016；Ren et al., 2018；Grinstein-Weiss et al., 2011）。然而，这个结论只有在决定选择过程的所有因素都不随时间变化、并被正确地测量和建模的情况下才成立。还有一些针对西方社会的研究研究采用了准实验设计的方法来确定拥有产权的影响（Rohe and Stegman, 1994；Rohe and Basolo, 1997；Rohe et al., 2002；Engelhardt et al., 2010）。但是，那些被视为准实验条件的购房补贴项目通常只针对小部分低收入家庭，其研究发现在多大程度上能被推广到一般群体中还有待验证。

除此之外，如前文所述，拥有住房产权的社会意义和给个人带来的好处会受到经济、制度和背景的影响。因此，我们需要比较研究的视角来全面了解住房产权的社会后果（Zavisca and Gerber, 2016）。总的来说，在那些住房拥有率高、住房市场波动较小、拥有住房被视为中产阶级门槛的社会中，住房产权往往能带来益处（Zavisca and Gerber, 2016）。然而，我们对美国和欧洲以外的情况还知之甚少，也不确定住房产权的影响在住

房拥有率相对较低、房地产市场又相对动荡的地区是否依旧存在。本文将通过对香港的研究弥补这一空白。

二、香港的住房拥有情况

香港为研究住房产权的社会影响提供了一个理想的案例。香港的住房问题反映了全球许多大城市在该问题上面临的挑战，同时，研究香港可以让我们了解在注重家庭观念和以经济发展为导向的东亚社会中，住房产权如何对个人、家庭和社会产生影响。香港的住房问题从未像现在这般严峻和重要。2018年，香港连续第八年被列为世界上住房最昂贵的城市（Demographia, 2019）。公众越来越担心，高昂的房价会使年轻人感到绝望和愤恨，从而危及社会和政治稳定（Wong et al., 2017）。

与其他邻近的东亚社会一样，香港居民对拥有自己的住房有着强烈的渴望。但与西方国家不同的是，许多东亚社会都经历了经济迅速发展、住房拥有率快速提高和住房价值急剧升值，这些变化更加强化了住房产权的重要性（Forrest and Izuhara, 2009）。香港居民对住房产权的期待也根植于中国传统文化对家庭、土地和住房的极大重视。房产通常被认为是稳定生活的基石，与事业、婚姻和养育孩子一样，拥有房产被视为一个人成熟、勤奋和有责任感的标志（Townsend, 2002）。香港居民普遍认为年轻人应该在结婚前或结婚时购买房产，高额的首付和长期抵押贷款显示了一个人对婚姻的承诺。此外，拥有住房是家庭财富的体现，可以使单身人士在婚姻市场上更具竞争力（Cheung et al., 2020）。社会福利的不足进一步加强了香港居民对拥有住房的渴望。作为自由放任经济的典型代表，香港采取了发展导向的策略，只提供极为有限的退休保障和其他社会福利（Yip, 2014）。香港居民必须依靠自己来为未来做打算，而买房是投资和积蓄退休资金的重要手段。

已有调查显示，尽管过去三十多年来房价飙升，1997年亚洲金融危机带来的创伤仍令许多人心有余悸，而且过去几十年来香港的人口结构也发生了重大变化，但是香港居民对住房产权的渴望却始终维持在高位（Forrest and Lee, 2004; Wong, 2012）。20世纪90年代初，超过80%的家庭表示他们愿意买房而不愿租房（Forrest and Lee, 2004）。2012年的另一项调查发现，83%的25至34岁的年轻人希望购买住房（Wong, 2012）。然而，与民众对产权的高期待和高需求形成对比的是，香港近一

半的家庭在 2019 年仍然住在出租屋中，因为他们没有能力买房。² 拥有房屋的强烈愿望和经济能力之间的落差引起了研究者的广泛关注。研究发现，随着买房变得越来越难，独立居住的梦想越来越遥不可及，香港年轻人对自己的处境越来越不满意（Chiu and Wong, 2018）。一些学者还发现，在香港，拥有住房与许多优势有关，包括更有可能结婚和生子（Hui et al., 2012 年），家庭消费增加（Gan, 2010），以及下一代有更好的学业成绩（Li, 2016）。

尽管已有的关于香港的研究大多观察到了拥有住房产权和一些积极社会结果之间的关联，但因果关系的实证证据仍然十分缺乏。大多数研究都采用了横截面数据和简单的多变量回归分析，不足以解决遗漏变量偏差的问题。此外，很少有研究探讨住房产权对人们的生活满意度和主观阶层认同的影响。中国的传统观念认为“有恒产者有恒心”，拥有住房的人更愿意维护社会稳定，拥有在空间和精神上的方寸之地会使人们感到平和及满足，对社区和社会萌生认同感（Hu, 2013）。近年来，香港政府强调要实施更多政策以推动住房拥有率，很大程度上也是基于“有恒产者有恒心”的前提假设（Yip, 2014）。然而，很少有研究使用高质量的数据和科学严谨的方法来实证检验这一前提假设。为了弥补这一空白，本文利用香港的补贴性住房政策——“居者有其屋”计划，建立了一个准实验性研究设计，以香港社会动态追踪调查（Hong Kong Panel Study of Social Dynamics, 以下简称“HKPSSD”）数据为基础，评估住房产权的社会影响。

三、香港“居者有其屋”计划：一个准实验设计

通过强有力的政府干预提供公共住房是香港住房市场的一大特点。香港是第一个大规模推动“公共租住房屋计划”（以下简称“公屋计划”，公共租住房屋简称“公屋”）的亚洲城市，这一历史可以追溯到上世纪 50 年代初。“公屋”低廉的租金起到了补充社会工资的作用，降低了劳动力成本，促进了社会稳定，为香港在 20 世纪 60 年代至 80 年代的经济腾飞打下了重要基础（Yip, 2014）。随着经济发展和收入增加，香港家庭开始积累财富，并渴望拥有自己的住房。然而他们中的许多人没有能力在私人住房市场上买房。于是港府在 1978 年推出了“居者有其屋计划”，以缩小房价和居民购买力之间的差距。在“居屋计划”下，符合条件的家庭可

2. 数据来源：香港特区政府统计处。

以用低于市场价 30% 至 50% 的价格向政府购买住房，并且可以获得高达房价 90% 至 95% 的贷款。由此一来，收入较高的“公屋”租户可以实现自置居所的愿望，腾出“公屋”给更有需要的家庭。香港政府希望通过长期实施“居屋计划”可以增加住房存量，减少“公屋”的经常性开支，最终使香港社会更加稳定，发展更具可持续性（Wing, 1986）。

香港回归后，第一任行政长官董建华于 1997 年 10 月宣布推出“八万五计划”，旨在每年建造不少于 85,000 个“居屋”，到 2007 年实现 70% 的房产拥有率。政府认为，解决房价失控的问题是维持社会繁荣、保持香港竞争力的必要条件（Yip, 2014）。然而，由于香港房价在 1997 年开始呈现下降趋势，这一计划遭到了房地产开发商和中产阶级房屋拥有者的强烈抵制。在亚洲金融危机的冲击下，香港房价在 1998 年急剧下跌，政府最终不得不取消了该计划（Yip, 2014）。由于 1997 年至 2003 年的经济衰退造成了住房价格持续下探，严重破坏了市场信心，为了提振房地产市场，香港政府在 2003 年暂停了“居屋”的建设。在 2003 年至 2007 年期间，“居屋计划”仅售出不到 6000 个之前剩余的住房单位，与 20 世纪 90 年代初的高峰相比，供给量减少了 95%（见附录一）。虽然“居屋计划”在 2011 年随着住房市场的反弹被重新推出，但港府决定通过缩减“居屋”的供应量来尽量减少对住房市场的干预。尽管“居屋计划”经历了一系列政策波动，该计划对香港的房屋拥有率产生了重大影响。“居屋计划”是中低收入家庭实现产权梦想的重要手段。到 2020 年，该计划累计提供了超过 392,600 个住房单位。香港所有拥有住房的家庭中，超过 32% 的家庭是通过这个计划而获得房屋产权的。³

由于“居屋”需求量远超供应量，房屋委员会决定使用抽签的方式来决定哪些符合资格的申请人可以购买住房。申请人分为绿表（Green Form）和白表（White Form）两种。绿表申请人主要是“公屋”租户和“公屋”轮候册上的家庭，其申请资格不受收入或资产的限制，这样宽松的政策是为了鼓励“公屋”租户将其住房腾出给更有需要的家庭。而住在私人物业的白表申请人则须符合严格的资格标准。绿表和白表申请者的分配比例在 50:50 到至 40:60 之间，两类申请人的抽签是分开进行的。

“居屋计划”的政策自 1978 年以来几经演变，例如，覆盖范围从多人家庭扩展到单人家庭，提供更大的折扣幅度，改进住房单位设计，减少转售限制等。这些改进措施和不断上升的房价使越来越多的人参与申请

3. 数据来源：香港特区政府统计处。

(Wing, 1986; Forrest, 2015)。然而, 2003年后“居屋”供应数量急剧减少, 申请者中签的机会也大为降低。例如, 在2001年, 所有申请人的平均中签率约为33%,⁴但2015年下降到7.5%, 在2018年仅为1.6%。⁵

“居屋计划”抽签的随机性使该计划成为一个理想的确定因果关系的准实验环境。以往西方国家的购房补助计划大多只针对小部分低收入家庭, 而“居屋计划”的覆盖面更广, 涉及的人群更多(即收入低于第75百分位数的家庭都能申请)(Yip, 2014), 因此本研究的结果可以推广至到更广泛的一般人群中。

四、数据、测量和方法

(一) 数据

本研究使用了“香港社会动态追踪调查”(HKPSSD)的四轮数据, 这是一项对全香港具有代表性的家户追踪调查, 旨在记录香港社会经济的变化及其对人们日常生活的影响。HKPSSD于2011年、2013年、2015年和2017/2018年完成了四轮数据的收集。基线调查共访问了3,214个家庭和7,218名成年人, 第二轮调查成功追访了其中的2,165个家庭和4,270名成年人。为了弥补样本流失, HKPSSD于2014年增加了1,007个家庭和1,960名成年人的新样本, 并增加了新的问题模块。2015年的第三轮调查随访了所有原始样本和补充样本的家户和受访者, 最终样本量为2,404个家庭和5,160名成年人(详见Wu, 2016)。第四轮调查在2017/2018年成功随访了2,000个家庭和3,407名成年人。HKPSSD为研究香港的住房问题和社会生活提供了独一无二的宝贵资料。在本研究中, 我们将受访者限定为15岁或以上的成年人, 在删除了在因变量或自变量上有缺失值的样本后(占有所有样本的5.8%), 最终分析样本包括20,500个人样本和10,020个家庭样本。每轮调查的样本量见附录二。

(二) 测量

本研究主要关注拥有住房产权的两个社会后果: 生活满意度和主观阶层认同。生活满意度能够有效并可靠地反映个体的主观福祉, 也是评价生活质量的重要指标(Diener et al., 1999)。HKPSSD用生活满意度量表

4. 数据来源: 香港特区政府新闻处。

5. 数据来源: 香港特别行政区立法会房屋事务委员会。

(Satisfaction with Life Scale, SWLS) 来测量生活满意度，这是一个由五个问题组成的、七分的李克特量表，旨在测量对生活满意度的总体认知判断 (Diener et al., 1999)。受访者在 1 (非常不同意) 到 7 (非常同意) 的范围内表达对每一个问题的同意程度。

另一个因变量是主观阶层认同。研究发现，自我评价的社会阶层与客观的社会地位密切相关，但不完全重合。主观阶层认同受到文化和制度影响，并不仅仅决定于客观社会地位的经典指标，如教育、收入和职业 (Evans and Kelley, 2004)。研究主观阶层认同有重要的实践和政策意义。以往研究发现，在控制了客观社会地位之后，主观阶层认同仍然与个人福祉、社会信任、亲社会行为和社会凝聚力显著相关 (Chen and William, 2018)。

HKPSSD 在家庭层次上测量主观社会阶层认同。家庭问卷的回答者 (通常是户主) 被要求对其家庭社会阶层用 1 到 5 分进行评分，1 代表“较低”，2 代表“中下”，3 代表“中”，4 代表“中上”，5 代表“上”。作为稳健性检验，我们还将主观社会阶层变量重新编码为二分变量，1 表示高社会阶层 (“中” “中上” 和 “上”)，0 表示低社会阶层 (“下” 和 “中下”)。

拥有住房产权是一个二分变量，如果一个家庭在调查时拥有住房则赋值为“1”，否则为“0”。HKPSSD 收集了受访家庭如何获得房屋产权的详细信息，包括他们是否参加了“居屋计划”抽签，如果是，他们是否购买了该住房，以及何时购买。是否中签构成了拥有住房产权的工具变量，那些参加“居屋”抽签并中签的人，工具变量被赋值为“1”，其他申请人则赋值为“0”。

本研究还控制了一系列与拥有住房产权、生活满意度和主观阶层认同有关的人口和社会经济变量，包括年龄、性别、婚姻状况、教育、就业状况、人均家庭收入和家庭组成。

(三) 方法

我们首先用比较简单的模型探讨住房产权与生活满意度和主观阶层认同的关系，包括普通最小二乘法 (Ordinary Least Squares, OLS) 和固定效

应模型（fixed-effects models, FE）。FE 模型可以剔除不随时间变化的变量的影响，即使这些变量没有被直接测量到（Allison, 2009）。本研究采用了去均值法（demeaning variables approach），即计算出每个个体在 T 个时间点上的“个体内均值”，然后用原始观测值减去个体内均值。由于来自同一家庭的个人可能具有某些未观察到的属性，在估计住房产权和生活满意度之间的关系时，我们对标准误进行了聚类效应（clustering effect）的调整。

关键的自变量——是否拥有住房产权——会受到遗漏变量的影响，因为影响人们获得产权的因素也可能同时影响他们的主观阶层认同和生活满意度。为了解决这个问题并探索住房产权的因果效应，我们利用“居屋计划”是否中签作为住房产权的工具变量，并采用了两阶段最小二乘法（two-stage least squares, 2SLS）回归。

五、实证分析结果

（一）描述性统计分析

我们首先展示了房产拥有者和租房者的个人和家庭特征，并对两组进行了比较。如表 1 所示，约一半的受访者在调查时居住于自有房屋中。在 2011 至 2018 年间，共有 1,019 个家庭和 1,985 名受访者经历了住房的变化（见附录三）。在 35 分制的生活满意度量表中，房产拥有者报告的平均分为 24.1 分，比租房者高约 1.9 分（双尾 t 检验： $p < 0.001$ ）。

香港居民在评价自己的社会阶层时显得较为保守。所有受访者的平均分是 2 分，大大低于内地居民（2.6 分）和大多数西方社会受访者报告的平均水平（Chen et al., 2019）。虽然香港居民普遍对自己的社会经济地位持悲观态度，但拥有房屋产权可能会大大增强他们的向上流动感。表 1 显示，大多数房产拥有者认为自己处于中下层和中产阶级之间（2.3 分），而租房者则认为自己甚至无法达到中下层的标准（1.7 分），两者在主观阶层认同上的差异在统计上是显著的（双尾 t 检验： $p < 0.001$ ）。

表 1. 样本描述性统计: HKPSSD2011、2013、2015、2017/18

变量	总样本	拥 有 住 房 产 权		差异
		是	否	
		(个体=10,376) (家庭=4,935)	(个体=10,124) (家庭=5,083)	
有住房产权(是=1)	0.49			
生活满意度(5-35 分)	23.15 (5.43)	24.10 (5.16)	22.17 (5.51)	1.93***
主观阶层认同(1-5 分)	2.00 (0.83)	2.31 (0.78)	1.70 (0.75)	0.61***
自评高社会阶层(是=1)	0.28	0.41 e	0.15 f	0.26***
<i>协变量:</i>				
<i>个人层次(N = 20,500)</i>				
年龄	48.66 (18.91)	48.91 (18.87)	48.41 (19.95)	0.50 ⁺
男性	0.47	0.47	0.47	0.00
已婚(是=1)	0.59	0.65	0.50	0.15***
<i>教育水平</i>				
初中及以下	0.50	0.42	0.58	-0.16***
高中	0.32	0.35	0.30	0.05***
大专及以上	0.18	0.24	0.12	0.12***
就业(是=1)	0.51	0.53	0.48	0.06***
<i>协变量:</i>				
<i>家庭层次(N=10,020)</i>				
65 岁以上成员比例	0.22 (0.36)	0.20 (0.34)	0.24 (0.37)	-0.04***
大专及以上成员比例	0.09 (0.22)	0.12 (0.24)	0.06 (0.19)	0.06***
成员中有工作比例	0.36 (0.34)	0.38 (0.33)	0.34 (0.34)	0.04***
家庭人均收入	9068.84 (10303.08)	10862.82 (11688.58)	7325.19 (8397.57)	3537.63***
家庭规模	2.94 (1.37)	3.05 (1.33)	2.83 (1.39)	0.22***

注: (1) 括号中为标准差;

(2) 生活满意度和主观阶层认同变量的样本量分别为 19,598 和 8,414;

(3) 采用双尾 t 检验评估组间差异的显著性, ***p<0.001, **p<0.01, *p<0.05, + p<0.10。

（二）OLS 和 FE 模型的分析结果

如表 2 所示，在控制了人口和社会经济因素后，OLS 和 FE 模型都显示，拥有住房产权与生活满意度呈正相关。在排除了未被观察到的、不随时间变化的个人因素影响后，住房产权的系数下降了 55%。为了研究拥有住房产权的正向影响是否和抵押贷款有关系，我们进一步将所有受访者分为租房、有房无贷款、有房有贷款三种情况。FE 模型分析显示，房屋产权带来的好处在没有贷款的情况下更大。没有抵押贷款的房产所有者比其他两组人的生活满意度更高。然而，尽管抵押贷款增加了经济负担，拥有住房产权的人报告的生活满意度仍然比租房者要高（表 2 模型 2b）。

表 3 结果显示，房产所有者比租房者更有可能认为自己属于较高的社会阶层。在其他条件相同的情况下，房产所有者的主观阶层认同均分比租房者高出 0.14 分（表 3 模型 1b）。他们认为自己属于较高社会阶层的可能性是租房者的 1.7 倍 [模型 2b, $(e^{0.537} - 1)$]。传统测量社会阶层的指标（如收入和教育）对香港居民自我评估的社会地位也有显著影响。

（三）拥有住房产权的社会后果：工具变量估计结果

FE 模型估计可以在很大程度上消除不随时间变化的个人或家庭因素的影响，但是如果遗漏变量会随时间变化，FE 模型估计仍然是有偏的。例如，那些有健康的消费和储蓄习惯的人可能更容易获得低息贷款，从而更有可能拥有房产，进而生活满意度也更高。如果我们相信消费和储蓄习惯会随着时间变化而变化，FE 模型就不能完全解决遗漏变量偏误的问题。为了进一步研究因果关系，我们采用“居屋计划”的抽签结果作为拥有住房产权的工具变量。

由于“居屋计划”主要针对收入在第 75 百分位数以下的家庭（Yip, 2014），我们在进行工具变量分析时，将样本限制在有资格参与“居屋”抽签的家庭中。在分析样本中，约有 16.4%的家庭曾在某个阶段申请参加“居屋”抽签。在所有申请家庭中，有 74.4%的家庭至少中签过一次（见附录四）。中签率高的原因主要是由于样本中 90%以上的人都是在 2003 年政府暂停建造新“居屋”之前中的签。中签和未中签的家庭在社会经济和人口统计学特征上没有显著差异（见附录五），说明中签对于申请人的家庭背景来说是完全随机（外生）的。中签大大提高了拥有房屋产权的可能性。

表 2. 拥有住房产权对生活满意度的 OLS 和 FE 回归系数:
HKPSSD 2011、2013、2015、2017/18

变量	OLS 模型		固定效应模型	
	模型 1	模型 2a	模型 2b	
有住房产权(是=1)	1.593** (0.121)	0.701* (0.297)		
有住房产权(租房为参照)				
有房有贷				0.678* (0.338)
有房无贷				0.717* (0.306)
男性	-0.737*** (0.084)			
年龄	-0.131*** (0.017)	-0.154* (0.074)		-0.155* (0.074)
年龄平方/100	0.131*** (0.017)	0.052 (0.056)		0.051 (0.056)
教育(初中或以下为参照)				
高中	0.365** (0.121)	-0.993** (0.381)		-0.977* (0.382)
大专及以上	0.820*** (0.164)	-1.907*** (0.570)		-1.892*** (0.570)
已婚	1.914*** (0.132)	0.741 (0.450)		0.763 (0.451)
就业	-0.261* (0.110)	0.117 (0.168)		0.116 (0.168)
家庭人均收入对数	0.299*** (0.046)	0.073 (0.052)		0.074 (0.052)
调查轮次(首轮为参照)				
第二轮	-0.009 (0.119)	0.710*** (0.167)		0.707*** (0.168)
第三轮	0.234 (0.121)	1.222*** (0.229)		1.220*** (0.231)
第四轮	0.242 (0.132)	1.060** (0.345)		1.063** (0.347)
截距	21.577*** (0.487)	27.715*** (2.504)		27.730*** (2.527)
样本量	19,598	19,598		19,572
无重复观测的样本量		9,467		9,457
R ²	0.063	0.010		0.008

注: (1)括号中为稳健标准误, 根据(家庭层次)聚类效应进行调整。

(2)***p<0.001 ** p<0.01, * p<0.05

表 3. 拥有住房产权与主观阶层认同的线性和 Logistic 回归系数：
HKPSSD 2011、2013、2015、2017/18

变量	因变量=主观阶层认同			因变量=自评高社会阶层		
	OLS	固定效应模型		Logit	固定效应模型	
	模型 1a	模型 1b	模型 1c	模型 2a	模型 2b	模型 2c
有住房产权 (是=1)	0.529*** (0.017)	0.138** (0.047)		1.211*** (0.058)	0.537* (0.223)	
有住房产权 (租房为参照)			0.122* (0.053)			0.472 (0.253)
有房有贷			0.141** (0.051)			0.544* (0.236)
有房无贷						
家庭人均收入	0.096*** (0.008)	0.036*** (0.010)	0.036*** (0.010)	0.484*** (0.037)	0.149** (0.049)	0.148** (0.049)
65 岁以上比例	-0.254*** (0.028)	-0.090 (0.065)	-0.090 (0.065)	-0.502*** (0.107)	-0.319 (0.307)	-0.318 (0.307)
大专及以上比例	0.707*** (0.040)	0.205 (0.117)	0.207 (0.117)	1.845*** (0.123)	0.456 (0.528)	0.445 (0.528)
有工作的比例	0.026 (0.030)	0.148** (0.045)	0.150** (0.046)	-0.479*** (0.102)	0.344 (0.226)	0.350 (0.227)
家庭规模	0.042*** (0.007)	0.057* (0.023)	0.056* (0.023)	0.067** (0.023)	0.069 (0.102)	0.067 (0.102)
调查轮次 (首轮为参照)	0.098*** (0.027)	0.164*** (0.032)	0.161*** (0.032)	0.248** (0.093)	0.614*** (0.171)	0.595*** (0.172)
第二轮	0.043* (0.021)	0.133*** (0.022)	0.132*** (0.022)	0.169* (0.072)	0.630*** (0.112)	0.618*** (0.114)
第三轮	0.160*** (0.021)	0.257*** (0.022)	0.257*** (0.022)	0.288*** (0.075)	0.970*** (0.117)	0.960*** (0.119)
第四轮						
截距	0.713*** (0.068)	1.286*** (0.109)	1.287*** (0.110)	-6.149*** (0.342)		
样本量	8,083	8,083	8,068	8,083	2,168	2,163
无重复观测样本量		4,025	4,017		851	849
R ²	0.264	0.057	0.057			
对数似然函数值				-4045.303	-716.030	-714.860

注：(1)括号内为标准误差。模型 1a 到模型 1c 模型中为稳健标准误。

(2)*** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05.

(3)在模型 2b 中，5,915 个家庭被删除，因为他们在结果变量上没有变化。

如表 4 所示，近 90% 的中签家庭后来都购买了“居屋”单位。相比之下，未中签的申请者中只有 55% 的家庭最终拥有了自己的住房。“居屋”中签可以显著改善生活满意度和主观阶层认同（表 4）。具体来说，中签者的平均生活满意度比未中签者高 0.75 分，中签家庭将自己的家庭列为“高社会阶层”的可能性增加了 8%。由于“居屋计划”中签与否是完全随机的，这些结果证明了拥有房屋产权对生活满意度和主观阶层认同都有正向影响。

表 4. “居屋计划”中签和未中签的家庭/个人的比较

变量	全部参与者			不包含重复调查的参与者 ⁽¹⁾		
	中签	未中签	差异	中签	未中签	差异
	(家庭=1,269) (个人=2,721)	(家庭=434) (个人=932)		(家庭=474) (个人=1,235)	(家庭=160) (个人=429)	
有住房产权 (是=1)	0.88	0.55	0.33***	0.90	0.56	0.34***
生活满意度 (5-35 分)	24.00	23.25	0.75***	23.81	22.90	0.91**
主观阶层认同 (1-5 分)	2.23	2.02	0.20***	2.32	2.12	0.19**
自评高社会 阶层(是=1)	0.34	0.27	0.08**	0.41	0.32	0.08+

注：(1) 如果一个家庭参加了一轮以上的调查，只取最近一轮数据。

(2) 组间差异的显著性通过双尾 t 检验评估。*** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05, + p<0.10。

表 5 中 2SLS 结果再次证实了之前的结论。拥有自己的住房可以提升生活满意度约 0.3 个标准差（1.6 分），其作用甚至超过了完成高等教育对生活满意度的影响。之前有学者指出，既有研究可能忽视了买房带来的按揭负担和家庭消费的减少，而夸大了拥有住房的好处(André et al., 2019)，在香港的社会背景下这个问题可能尤其突出。然而本研究的结果表明，拥有住房产权的优势大大超过了其可能带来的负面影响。作为敏感性检验，我们删除了那些重复接受调查的样本，并发现了一致的结果。

如表 6 所示，工具变量估计结果表明，拥有住房产权显著提高了主观阶层认同。房产拥有者比租房者的主观阶层认同分数高出约 0.5 分（模型 1a）。当我们把主观阶层认同处理成为一个二分变量时，结果也是一致的（模型 2a 和模型 2b）。

表 5. 拥有住房产权与生活满意度的工具变量分析结果：
HKPSSD 2011、2013、2015、2017/18

变量	全样本 ^a	不包含重复调查的样本 ^b
面板 A: 两阶段最小二乘法		
有住房产权 (是=1)	1.629*** (0.431)	1.452** (0.488)
男性	-0.780*** (0.100)	-0.716*** (0.127)
年龄	-0.151*** (0.019)	-0.135*** (0.023)
年龄平方/100	0.146*** (0.019)	0.132*** (0.023)
教育(初中或以下为参照)		
高中	0.188 (0.151)	0.203 (0.175)
大专及以上	0.401 (0.240)	0.626* (0.262)
已婚	1.753*** (0.166)	1.502*** (0.188)
就业	-0.065 (0.126)	-0.044 (0.158)
家庭人均收入对数	0.036 (0.051)	0.124 (0.075)
调查轮次(首轮为参照)		
第二轮	0.264 (0.150)	0.312 (0.296)
第三轮	0.619*** (0.153)	0.489* (0.234)
第四轮	0.579*** (0.166)	0.789*** (0.239)
截距	23.976*** (0.538)	22.793*** (0.737)
面板 B: 第一阶段(因变量为拥有住房产权)		
“居屋计划”中签 (是=1)	0.508*** (0.021)	0.515*** (0.020)
协变量	Yes	Yes
F 值	79.31	81.03
调整后的 R ²	0.148	0.143
N	14,259	6,584

注: (1)括号中为稳健标准误, 根据家庭聚类效应进行调整, *** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05。

(2)(a)将样本限制在家庭收入低于第 75 百分位数 (按家庭规模调整) 的受访者。

(3)(b)如果一个人参加了一轮以上的调查, 则只计算最后一轮的数据。

表 6. 拥有住房产权与主观阶层认同的工具变量分析结果：
HKPSSD 2011、2013、2015、2017/18

变量	因变量=主观阶层认同		因变量=自评高社会阶层 ^c	
	全样本 ^a	不包含重复调查的样本 ^b	全样本 ^a	不包含重复调查的样本 ^b
	模型 1a	模型 1b	模型 2a	模型 2b
面板 A: 2SLS				
拥有住房产权(是=1)	0.532*** (0.055)	0.608*** (0.108)	0.541*** (0.119)	0.884*** (0.213)
家庭人均收入	0.024*** (0.007)	0.042** (0.015)	0.027 (0.016)	0.053 (0.031)
65 岁以上成员比例	-0.170*** (0.030)	-0.194*** (0.053)	-0.204** (0.069)	-0.256* (0.122)
大专及以上学历成员比例	0.398*** (0.069)	0.461*** (0.120)	0.781*** (0.127)	0.732*** (0.212)
成员中有工作的比例	0.087* (0.034)	-0.007 (0.061)	-0.143 (0.078)	-0.174 (0.143)
家庭规模	0.051*** (0.008)	0.042** (0.016)	0.041* (0.018)	0.014 (0.034)
调查轮次(首轮为参照)				
第二轮	0.066* (0.030)	-0.131 (0.080)	0.086 (0.074)	-0.394 (0.242)
第三轮	0.106*** (0.024)	-0.019 (0.054)	0.238*** (0.054)	0.055 (0.122)
第四轮	0.235*** (0.024)	0.160*** (0.045)	0.314*** (0.055)	0.190 (0.101)
截距	1.131*** (0.061)	1.086*** (0.129)	-1.654*** (0.144)	-1.776*** (0.274)
面板 B: 第一阶段(因变量为拥有住房产权)				
“居屋计划”中签(是=1)	0.512*** (0.015)	0.515*** (0.021)	0.512*** (0.020)	0.515*** (0.030)
协变量	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>F</i> 值	154.73	82.47	88.81	41.55
调整后的 R ²	0.119	0.122	0.119	1,887
N	5,864	2,627	5,864	2,627

注：(1)括号中为稳健标准误，根据家庭聚类效应进行调整，*** p<0.001，** p<0.01，* p<0.05。

(2)(a)将样本限制在家庭收入低于第 75 百分位数（按家庭规模调整）的受访者。

(3)(b)如果一个人参加了一轮以上的调查，只取最后一轮的数据。

(4)(c)使用 Probit 模型。

(四) 稳健性检验

以上工具变量分析结果的有效性取决于“居屋”中签是否只通过增加获得住房产权的机会来影响主观心态。有一种担忧认为：即使中签者最终没有购买住房，中签带来的好运也可以提升主观幸福感。为了回应这个问题，我们研究了中签和生活满意度及主观阶层认同之间的关系。表 7 中模型 1a 和 2a 显示，在控制了住房产权之后，中签和生活满意度及主观阶层认同之间并没有显著的直接关联。此外，我们认为，即使中签的喜悦可以带来幸福感和满意度的提升，其影响也会随着时间的推移而淡化，因为个人会逐渐习惯甚至淡忘了这种喜悦。因此，我们排除了那些在过去 15 年内中签的人，结果仍然没有改变（表 7 模型 1b 和模型 2b）。

表 7：稳健性检验：拥有住房产权对生活满意度和主观阶层认同的工具变量回归结果：HKPSSD 2011、2013、2015、2017/18（限定样本）^a

变量	因变量=生活满意度				因变量=主观阶层认同			
	OLS		IV-2SLS		OLS		IV-2SLS	
	模型 1a	模型 1b	模型 1c	模型 1d	模型 2a	模型 2b	模型 2c	模型 2d
“居屋计划”中签	0.116 (0.232)				0.022 (0.036)			
有住房产权	1.401*** (0.148)	1.748*** (0.443)	1.636*** (0.429)	1.274* (0.526)	0.488*** (0.023)	0.491*** (0.059)	0.545*** (0.056)	0.470*** (0.082)
有私家车				1.017* (0.398)				0.121 (0.072)
多于一套住宅				-0.098 (0.414)				0.340*** (0.076)
有金融产品				0.869*** (0.242)				0.214*** (0.042)
截距	24.018*** (0.536)	23.984*** (0.547)	24.379*** (0.550)	23.196*** (0.953)	1.139*** (0.061)	1.126*** (0.062)	1.140*** (0.061)	0.450** (0.172)
调整 R ²	0.042	0.045	0.043	0.053	0.167	0.172	0.161	0.194
N	14,259	13,778	13,180	9,838	5,758	5,707	5,499	3,813

注：(1) a 将样本限制在家庭收入低于第 75 百分位数(按家庭规模调整)的受访者；
 (2)模型 1b、2b 样本为“至少 15 年前参加‘居屋计划’的申请者”；模型 1c、2c 样本为“排除了可能市场上购买房屋的受访者”；模型 1d、2d 样本为“控制家庭财富”；
 (3)在模型 1a 至 1d 中，控制变量为男性、年龄、年龄平方、教育程度、婚姻状况、就业状况、家庭收入、调查年份；
 (4)在模型 2a 至 2d 中，控制变量包括家庭人均、65 岁以上家庭成员比例、拥有大专及以上学历的家庭成员比例、就业家庭成员比例、家庭规模和调查年份
 (5)括号中为稳健标准误，模型 1a 至模型 1d 的标准误根据家庭聚类效应进行调整。
 (6)*** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05。

本研究所使用的工具变量是否有效还有另外一个前提，即在所有符合申请资格的家庭中，是否申请“居屋计划”这一行为不受家庭或者个人因素的影响。例如，一些符合申请条件的低收入家庭可能不愿意申请，因为他们即使中了签也买不起住房。在这样的情况下，工具变量就不完全是外生的。为了验证这一点，我们将样本限制为收入在第 30 至 75 百分位数之间的家庭。结果与我们的主要结论一致（附录六模型 1b 和模型 2b）。我们认为，在香港的情境下，申请的内生性可能不是一个主要问题。相当多的香港居民认为“居屋”是一个可以获得自置居所和积累家庭资产的宝贵机会，申请数量的逐年增加也印证了这一点。一项研究指出，73%的 18 至 35 岁的年轻人认为，政府应该提供更多的“居屋”以帮助他们实现买房愿望（Li, 2014）。许多符合条件的家庭也试图调动尽可能多的资源来购买“居屋”。有调查显示，超过 92%的中签者通过按揭贷款来购买“居屋”，平均贷款额度高达 86%，约有 17%的中签者通过家庭、亲戚和朋友的经济支持来支付首付款。⁶普遍而强烈的购房愿望和优惠的“居屋”政策在很大程度上消解了工具变量可能的内生性问题。

另一个值得关注的点是，“居屋”中签可以帮助中签者节约一大笔购房资金，仅仅是这一点就可以带来心理上的积极感受。我们认为如果这种效应存在，应该是在那些无论是否中签都决心买房的人中会更明显。为了进一步检验前述结果的稳健性，我们根据一系列家庭社会经济和人口特征，用逻辑斯蒂回归模型（logistic models）预测符合“居屋计划”参与资格的家庭在私人市场上购买房屋的可能性。我们排除那些大概率（概率高于 50%）在私人市场上购买房屋的受访者。结果显示，拥有住房产权仍然对生活满意度和主观社会阶层认同有积极影响。拥有住房产权对生活满意度和主观阶层认同的回归系数分别增加了 17%（表 7 模型 1c）和 12%（表 7 模型 2c）。这些一致的结果表明，住房产权对低社会经济地位的人群影响更大。

最后，家庭财富与生活质量和社会阶层认同都密切相关。各种类型的家庭资产可能会转移到住房产权上，阻碍我们识别住房产权的因果效应。第二至第四轮的 HKPSSD 数据收集了家庭财富的指标（包括是否拥有私家车、多套住房、股票、证券、基金等金融产品），使我们能够进一步研究住房产权潜在的内生性问题。表 7 中模型 1d 和模型 2d 的分析结果显示，

6. 数据来源：香港房屋委员会。

在控制了家庭财富后，拥有住房产权对生活满意度和社会阶层认同仍然有着显著的正向影响。

六、结论和讨论

家园情怀是人类天性的一部分。Tuan（1990）在其开创性的著作《恋地情结：对环境感知、态度和价值观的研究》（*Topophilia: A study of environmental perceptions, attitudes, and values*）中，描述了人类和他们的生活环境之间情感纽带的演变。关于家的根深蒂固的感情促成了各个社会中无处不在的对住房拥有的渴望。此外，住房产权已经超越了归属感，在新冠疫情期间，成为了决定个人福祉的关键因素。例如有研究表明，租房者的经济状况更容易受到疫情的影响（Jones and Grigsby-Toussaint, 2020）。如今，许多国家和地区的政府已经实施了各种举措来促进住房拥有率，其目的就是促进社会稳定和个人福祉。然而，拥有住房产权的社会影响仍有待于进一步的实证检验。

本研究探讨了拥有住房产权对香港居民的生活满意度和主观阶层认同的影响。固定效应模型和工具变量估计的结果都表明，住房产权能显著提高生活满意度和自我评估的阶层认同。本研究提供了严谨的、具有外部效力的关于住房产权效应的经验证据，对现有关于产权的文献做出了有益的补充。虽然其他国家和地区也有各种促进住房产权的政策，但与许多西方发达国家的政策相比，香港的“居屋计划”涉及面更广，社会影响也更大。由于“居屋计划”不仅仅局限于低收入家庭，因此它提供了一个独特的机会以研究住房产权在一般人群中的影响。

以往研究显示，拥有住房产权与广泛的社会效益，包括主观幸福感和社会参与之间都存在正向关系。

然而，当市场不确定性高、公共租赁住房充足、以及购买住房的财务负担沉重时，拥有住房的潜在益处可能会下降（Zavisca and Gerber, 2016）。此外，由于住房产权带来的优势是人口结构、住房市场和社会政策互动的产物，拥有住房产权的益处和成本在不同世代和各个社会中的分布是不平等的（Forrest and Lee, 2004; Izuhara, 2010），因此，对拥有住房的渴望和购买住房的决定可能随着时间的推移而改变。然而，我们的研究显示，在香港这个世界上房价最昂贵的城市，拥有住房产权带来的好处也大大超过了其潜在的不良后果。香港供不应求和难以负担的住房市场进

进一步强化了住房产权的重要性，拥有住房产权可以显著提高个人的生活满意度和主观阶层认同。

拥有住房产权的意义在社会福利制度不够完善的情况下更加重要。与其他以发展为导向的社会一样，香港强调自由市场和经济发展，提供的退休保障很有限，拥有自住房屋就成为了获得经济保障的重要手段。一些人质疑以房产为基础的福利安排的有效性，因为大多数只有一套房产的房主无法将他们的房产兑现（Ronald and Doling, 2012）。然而，这种担忧在中国社会中可能并不成立，因为中国社会普遍认为住房是代际互惠的重要组成部分。父母协助子女买房，在他们年老时也会得到相应的尊重和支持。本研究的结果表明，拥有住房产权的社会结果反映了家庭、住房市场和福利制度之间的动态关系，不仅仅是经济和制度的产物。

本研究存在几个局限。首先，我们将住房产权视为家庭层面的特征。事实上，根据法律和文化规范，一些家庭成员可能比其他成员享有更多的法律权利和利益（Zavisca and Gerber 2016）。未来的研究可以探讨住房产权对不同家庭成员的异质性影响。其次，住房产权的社会效益可能受到住房价格、升值潜力、住房条件和社区环境的影响（Chen et al., 2019）。在香港社会的背景下，我们发现“居屋”社区和其他自住公寓社区在社会经济环境方面没有显著差异（结果可应要求提供）。然而，要进一步探究这个问题，未来还需要关于住房价格和住房环境的更详细的数据。再次，由于数据中缺乏许多相关测量，我们无法从经验上检验住房产权影响生活满意度和主观阶层认同的社会机制。未来的研究可以考虑用更全面的调查数据来探讨这些社会过程。最后，本研究关注的重点是拥有住房产权对生活满意度和主观阶层认同的影响。然而，失去住房产权的负面影响可能比获得产权的影响更大，今后的研究可以进一步探讨获得和失去产权的不对称的影响。

尽管有以上这些不足，本研究仍为评估香港和其他地区的住房政策提供了严谨的经验证据。长期以来，香港社会中一直存在着关于“居屋”是否对社会有益的争论。二十年前，为了增加“居屋”的供应，首届特区政府曾经提出雄心勃勃的“八万五计划”。然而，这一计划遭到了大房地产开发商和许多中产阶级房主的强烈反对，他们认为政府的强行干预会损害房地产市场和本地经济。目前，香港已经成为世界上房价最贵的城市，高昂的居住成本引发了激烈的社会不满情绪，关于“八万五计划”的争论也

再次出现。许多人认为，如果这个计划当年得以实施，香港的住房和社会问题就不会像现在这样严重。

政府是否应该推动房屋产权已经不仅仅是一个地方性问题，而成为了一个全球性问题。一些人认为，自置物业极易受到市场波动的影响，政府对购房的干预也违反了市场经济原则（Ronald and Doling, 2012）。帮助可能无法持续供房的人购买住房，对个人和社会来说都是弊大于利的（Rohe et al., 2013）。本研究的结果表明，除了经济方面的考虑，拥有住房产权对个人的幸福感和主观阶层认同都有积极影响。值得注意的是，与在私人市场上购买住房的业主相比，“居屋计划”的房产拥有人报告的生活满意度显著更高，尽管他们的家庭收入较低（分析结果如有需要，可向作者索取）。这些结果有力地证明了“居屋计划”可以提高中低收入居民的福祉。本研究还表明，社会阶层认同是由文化和制度条件决定的，而不仅仅依赖于社会地位的经典指标，如教育、收入和财富。主观和客观社会地位之间的差异有重要的政策意涵，支持个人获得住房可以帮助他们感知到向上的社会流动性，获得满足感，从而促进社会和政治的稳定。

参考文献（References）

- Allison, Paul D. 2009. *Fixed Effects Regression Models*. Vol. 160. California: SAGE publications.
- André, Stéphanie, Caroline Dewilde, and Ruud Muffels. 2019. “What do housing wealth and tenure have to do with it? Changes in wellbeing of men and women after divorce using Australian panel data.” *Social Science Research* 78: 104-118.
- Atkinson, Rowland, and Keith Jacobs. 2016. *House, Home and Society*. London: Macmillan International Higher Education.
- Bucchianeri, Grace Wong. 2009. “The American dream of the American delusion? The private and external benefits of homeownership.” *The Wharton School of Business Working Paper*. <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.902.1863-&-rep=rep1&type=pdf>
- Chen, Wei, Xiaogang Wu, and Jia Miao. 2019. “Housing and Subjective Class Identification in Urban China.” *Chinese Sociological Review*: 1-30.
- Chen, Yunsong, and Mark Williams. 2018. “Subjective social status in transitioning China: trends and determinants.” *Social Science Quarterly* 99(1): 406-422.
- Cheng, Zhiming, Stephen P. King, Russell Smyth, and Haining Wang. 2016. “Housing property rights and subjective wellbeing in urban China.” *European Journal of Political Economy* 45: 160-174.

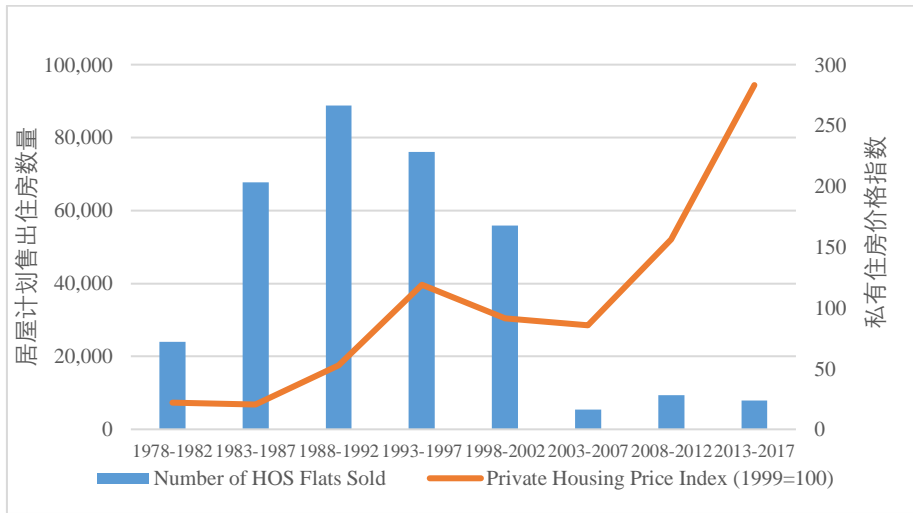
- Cheung, William Ka Shing, Julian Tsz Kin Chan, and Paavo Monkkonen. 2020. "Marriage-Induced Homeownership as a Driver of Housing Booms: Evidence from Hong Kong." *Housing Studies* 35(4): 720-742.
- Chiu, Stephen Wing-kai, and Kevin Tze-wai Wong. 2018. "Happiness of Hong Kong youth from 2000 to 2014: Empirical evidence on the differential impact of socioeconomic conditions on youth versus other age groups." *Journal of Youth Studies* 21(3): 253-271.
- Coulson, N. Edward, and Lynn M. Fisher. 2009. "Housing tenure and labor market impacts: The search goes on." *Journal of Urban Economics* 65(3): 252-264.
- Demographia. 2019. 15th Annual Demographia International Housing Affordability Survey: 2019. <http://www.demographia.com/dhi.pdf>.
- Deng, Wen Jing, Joris S. C. M. Hoekstra, and Marja G. Elsinga. 2020. "The Role of Family Reciprocity within the Welfare State in Intergenerational Transfers for Home Ownership: Evidence from Chongqing, China." *Cities* 106: 102897.
- Diener, Edward, Eunkook M. Suh, Richard E. Lucas, and Heidi L. Smith. 1999. "Subjective well-being: Three decades of progress." *Psychological Bulletin* 125(2): 276-302.
- Dietz, Robert D., and Donald R. Haurin. 2003. "The social and private micro-level consequences of homeownership." *Journal of Urban Economics* 54(3): 401-450.
- Doling, John, and Richard Ronald. 2010. "Home ownership and asset-based welfare." *Journal of Housing and the Built Environment* 25(2): 165-173.
- Engelhardt, Gary V., Michael D. Eriksen, William G. Gale, and Gregory B. Mills. 2010. "What are the social benefits of homeownership? Experimental evidence for low-income households." *Journal of Urban Economics* 67(3): 249-258.
- Evans, M.D.R., and Jonathan Kelley. 2004. "Subjective social location: Data from 21 nations." *International Journal of Public Opinion Research* 16 (1): 3-38.
- Forrest, Ray. 2015. "Tenant Purchase, Assisted Home Ownership and Social and Residential Mobility." [https://www.pico.gov.hk/doc/en/research_report\(PDF\)/2015_A1_026-_15D_-Final_Report_Prof_Forrest.pdf](https://www.pico.gov.hk/doc/en/research_report(PDF)/2015_A1_026-_15D_-Final_Report_Prof_Forrest.pdf).
- Forrest, Ray, and James Lee. 2004. "Cohort effects, differential accumulation and Hong Kong's volatile housing market." *Urban Studies* 41(11): 2181-2196.
- Forrest, Ray, and Misa Izuhara. 2009. "Exploring the demographic location of housing wealth in East Asia." *Journal of Asian Public Policy* 2(2): 209-221.
- Foye, Chris, David Clapham, and Tommaso Gabrieli. 2018. "Homeownership as a social norm and positional good: Subjective wellbeing evidence from panel data." *Urban Studies* 55(6): 1290-1312.
- Gan, Jie. 2010. "Housing Wealth and Consumption Growth: Evidence from a Large Panel of Households." *The Review of Financial Studies* 23(6): 2229-2267.

- Gibson, Marcia, Hilary Thomson, Ade Kearns, and Mark Petticrew. 2011. "Understanding the psychosocial impacts of housing type: qualitative evidence from a housing and regeneration intervention." *Housing Studies* 26(4): 555-573.
- Grinstein-Weiss, Michal, Yeong Yeo, Katrin Anacker, Shannon Van Zandt, Elizabeth B. Freeze, and Roberto G. Quercia. 2011. "Homeownership and neighborhood satisfaction among low-and moderate-income households." *Journal of Urban Affairs* 33(3): 247-265.
- Hu, Feng. 2013. "Homeownership and subjective wellbeing in urban China: Does owning a house make you happier?" *Social Indicators Research* 110(3): 951-971.
- Huang, Zhonghua, Xuejun Du, and Xiaofen Yu. 2015. "Home ownership and residential satisfaction: Evidence from Hangzhou, China." *Habitat International* 49: 74-83.
- Hui, Eddie C. M., Xian Zheng, and Jiang Hu. 2012. "Housing price, elderly dependency and fertility behaviour." *Habitat International* 36(2): 304-311.
- Hong Kong Housing Authority. 2018. Major findings of the Survey on Applicants of the Sale of Home Ownership Scheme Flats 2017. <https://www.housingauthority.gov.hk/en/common/pdf/about-us/housing-authority/ha-paper-library/SHC69-18EN.pdf>
- Hong Kong Housing Authority. 2019. Details of Home Ownership Scheme (HOS) Flats in Previous Sale Exercises. https://www.housingauthority.gov.hk/en/common/pdf/home-ownership/surplus-hos-flats/list-of-hos-courts/Flats_in_Previous_HOS_Ex_ER.pdf.
- Hong Kong Housing Authority. 2020. Archive of Previous Sales Exercises since 2007. <https://www.housingauthority.gov.hk/en/home-ownership/hos-flats/general-sales-information/archive-of-previous-sales-exercises/index.html>.
- HKSAR Census and Statistics Department. 2020. Statistics on Domestic Households. <https://data.gov.hk/en-data/dataset/hk-censtatd-tablechart-statistics-on-domestic-households>.
- HKSAR Census and Statistics Department. 2017. Census and Statistics Department announces results of study on household income distribution in Hong Kong. https://www.censtatd.gov.hk/press_release/pressReleaseDetail.jsp?charsetID=1&pressRID=4180.
- HKSAR Information Services Department. 2001. Hong Kong 2001. <https://www.yearbook.gov.hk/2001/ehhtml/12/12-06f.htm>.
- Izuhara, Misa. 2010. "Shifting trajectories of homeownership in Japan." *Housing Studies* 25(3): 301-315.
- Jones, Antwan, and Diana S. Grigsby-Toussaint. 2020. "Housing stability and the residential context of the COVID-19 pandemic." *Cities and Health*: 1-3.
- Kearns, Ade, Rosemary Hiscock, Anne Ellaway, and Sally Macintyre. 2000. "'Beyond four walls', The psycho-social benefits of home: evidence from west central Scotland." *Housing Studies* 15(3): 387-410.
- La Grange, Adrienne, and Yip Ngai Ming. 2001. "Social Belonging, Social Capital and the Promotion of Home Ownership: A Case Study of Hong Kong." *Housing Studies* 16(3): 291-310.

- Legislative Council Panel on Housing HKSAR. 2018. Review of the Interim Scheme to Extend the Home Ownership Scheme Secondary Market to White Form Buyers. <https://www.legco.gov.hk/yr17-18/english/panels/hg/papers/hg20180109cb1-411-4-e.pdf>.
- Li, Jing. 2014. "I Am NOT Leaving Home": Post-80s' Housing Attitudes and Aspirations in Hong Kong." City University of Hong Kong on Cities Working Paper Series, WP No.2/2014. <http://www.cityu.edu.hk/cityuoncities/upload/file/original/70552014062014-5010.pdf>
- Li, Ling Hin. 2005. "The Impact of Social Stigma: An Examination of the Public and Private Housing Markets in Hong Kong." *Appraisal Journal* 73(3): 305-317.
- Li, Ling Hin. 2016. "Impacts of homeownership and residential stability on children's academic performance in Hong Kong." *Social Indicators Research* 126(2): 595-616.
- Lorenzini, Jasmine. 2015. "Subjective Well-being and Political Participation: A Comparison of Unemployed and Employed Youth." *Journal of Happiness Studies* 16(2): 381-404.
- Munch, Jakob Roland, Michael Rosholm, and Michael Svarer. 2008. "Home ownership, job duration, and wages." *Journal of Urban Economics*, 63(1): 130-145.
- OECD Affordable Housing Database. 2016. <https://www.oecd.org/social/affordable-housing-database.htm>.
- Ren, Honghao, Henk Folmer, and Arno J. Van der Vlist. 2018. "The impact of home ownership on life satisfaction in urban China: A propensity score matching analysis." *Journal of Happiness Studies* 19(2): 397-422.
- Rohe, William M., and Michael A. Stegman. 1994. "The effects of homeownership: On the self-esteem, perceived control and life satisfaction of low-income people." *Journal of the American Planning Association* 60(2):173-184.
- Rohe, William M., and Victoria Basolo. 1997. "Long-term effects of homeownership on the self-perceptions and social interaction of low-income persons." *Environment and Behavior* 29(6): 793-819.
- Rohe, William M., Shannon Van Zandt, and George McCarthy. 2002. "Social benefits and costs of homeownership." in *Low-income Homeownership: Examining the Unexamined goal*, edited by Nicolas Paul Retsinas, and Eric S. Belsky, 381-406, Washington, DC: The Brookings Institution.
- Rohe, W. M., Van Zandt, S., and McCarthy, G. 2013. "The social benefits and costs of homeownership: A critical assessment of the research." In J. Rosie Tighe and Elizabeth J. Mueller ed. *The Affordable Housing Reader*, 196-213. Routledge: New York.
- Ronald, Richard, and John Doling. 2012. "Testing home ownership as the cornerstone of welfare: Lessons from East Asia for the West." *Housing Studies* 27(7): 940-961.
- Rossi, Peter H., and Eleanor Weber. 1996. "The social benefits of homeownership: Empirical evidence from national surveys." *Housing Policy Debate* 7(1): 1-35.

- Sierminska, Eva, and Yelena Takhtamanova. 2012. "Financial and housing wealth and consumption spending: cross-country and age group comparisons." *Housing Studies* 27(5): 685-719.
- Stern, Stephanie M. 2011. "Reassessing the Citizen Virtues of Homeownership." *Columbia Law Review* 111: 890-938.
- Tuan, Yi-Fu. 1990. *Topophilia: A Study of Environmental Perceptions, Attitudes, and Values*. New York: Columbia University Press.
- Townsend, Nicholas. 2002. *Package Deal: Marriage, Work and Fatherhood in Men's Lives*. Philadelphia: Temple University Press.
- Wing, Choitats. 1986. *The Hong Kong Home Ownership Scheme*. Doctoral Dissertation., Chinese University of Hong Kong. <https://core.ac.uk/download/pdf/48543311.pdf>.
- Wong, Kevin Tze-wai, Victor Zheng, and Po-san Wan. 2017. "A dissatisfied generation? An age-period-cohort analysis of the political satisfaction of youth in Hong Kong from 1997 to 2014." *Social Indicators Research* 130(1): 253-276.
- Wong, Suk-fun Josephine. 2012. "Home ownership aspiration in Hong Kong: a case study on the groups aged 25-34." University of Hong Kong. http://dx.doi.org/10.5353/th_b4834366.
- Wu, Xiaogang. 2016. "Hong Kong Panel Study of Social Dynamics (HKPSSD): Research Designs and Data Overview." *Chinese Sociological Review* 48(2): 162-184.
- Yeung, King-To, and John Levi Martin. 2003. "The looking glass self: An empirical test and elaboration." *Social Forces* 81(3): 843-879.
- Yip, Ngai Ming. 2014. "Housing, Crises and Interventions in Hong Kong." In *Housing East Asia: Socioeconomic and Demographic Challenges*, edited by John Doling, John, and Richard Ronald, 71-90. London: Palgrave Macmillan UK.
- Zavisca, Jane R., and Theodore P. Gerber. 2016. "The Socioeconomic, Demographic, and Political Effects of Housing in Comparative Perspective." *Annual Review of Sociology* 42: 347-67.
- Zhang, Fang, Chuanyong Zhang, and John Hudson. 2018. "Housing conditions and life satisfaction in urban China." *Cities* 81: 35-44.
- Zumbro, Timo. 2014. "The relationship between homeownership and life satisfaction in Germany." *Housing Studies* 29(3): 319-338.

附录 1. 香港“居者有其屋计划”售出住房数量和私有住房价格指数： 1978-2017



资料来源：香港特别行政区差饷物业估价署及香港房屋委员会。

附录 2. HKPSSD 各轮次样本量：HKPSSD 2011、2013、2015、2017/18

	受访者参与的轮数				合计
	1	2	3	4	
第一轮	6,407 (2,864)				6,407 (2,866)
第二轮	2,260 (922)	3,601 (2,021)			5,861 (2,943)
第三轮	395 (0)	2,136 (809)	2,334 (1,447)		4,865 (2,256)
第四轮	219 (0)	606 (259)	1,100 (610)	1,442 (1,086)	3,367 (1,955)
合计	9,281 (3,786)	6,343 (3,089)	3,434 (2,057)	1,442 (1,086)	20,500 (10,020)

注：括号内为家庭样本数量。

附录 3. 在调查期间获得或失去住房产权的样本百分比

	第一轮至	第二轮至	第三轮至
	第二轮	第三轮	第四轮
无到有	2.33% (159) [327]	5.03% (356) [679]	1.85% (94) [178]
有到无	1.73% (118) [238]	2.24% (159) [306]	2.61% (133) [257]
无变化	95.94% (6,548) [13,915]	92.73% (6,568) [13,750]	95.54% (4,865) [10,492]
合计	100%	100%	100%

注：圆括号内为家庭样本数量。方括号内为个人样本数量。

附录 4. 家庭样本的分布：分调查轮次及“居屋”申请情况

	申请者		未申请	合计
	中签	未中签		
第一轮	373 (913)	136 (329)	2,432 (5,138)	2,851 (6,380)
第二轮	335 (722)	116 (245)	2,480 (4,867)	2,931 (5,834)
第三轮	255 (594)	81 (210)	1,910 (4,040)	2,246 (4,844)
第四轮	248 (474)	87 (157)	1,609 (2,719)	1,944 (3,350)
合计	1,211 (2,703)	420 (941)	8,341 (16,764)	9,972 (20,408)
合计(%)	12.2%	4.2%	83.6%	100%

注：括号内为个人样本数量。

附录 5. 中签家庭与未中签家庭的比较（不包括重复调查的家庭）

变量	中签 (N=474)	未中签 (N=160)	差异 (中签-未中签)
65岁以上成员比例	0.18	0.18	0.00
家庭规模	3.18	3.20	-0.02
已婚成员比例	0.22	0.23	-0.01
大专及以上学历成员比例	0.07	0.08	-0.01
成员中有工作的比例	0.36	0.35	0.01
家庭人均收入	10,030.76	9,723.84	306.92

注：(1)如果一个家庭参与了多轮调查，只使用最后一轮的信息。

(2)采用双尾t检验评估组间差异。*** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05, + p<0.10。

附录 6. 稳健性检验：拥有房屋产权对生活满意度和主观阶层认同的 IV-2SLS 回归结果：HKPSSD 2011、2013、2015、2017/18（限定样本）^a

变量	因变量=生活满意度		因变量=主观阶层认同	
	至少十年前 参与“居屋 计划”的申 请者 模型1a	收入在第30 至75百分位 数的家庭 模型1b	至少十年前 参与“居屋 计划”的申 请者 模型2a	收入在第30 至75百分位 数的家庭 模型2b
拥有住房产权(是=1)	1.759*** (0.432)	1.643*** (0.488)	0.503*** (0.055)	0.391*** (0.071)
截距	23.956*** (0.544)	18.461*** (2.391)	23.956*** (0.544)	18.461*** (2.391)
调整后的R ²	0.045	0.051	0.045	0.051
N	14,029	8,722	14,029	8,722

注：(1)括号内为稳健标准误，模型1a和模型1b根据家庭聚类效应进行调整。

(2)*** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05。

(3)(a)将样本限制在家庭收入低于第75百分位数（按家庭规模调整）的受访者。

(4)在模型1a和模型1b中，控制变量为男性、年龄、年龄平方、教育程度、婚姻状况、就业状况、家庭收入、调查轮次。

(5)在模型2a和2b中，控制变量为家庭收入、65岁以上家庭成员比例、拥有大专及以上学历家庭比例、家庭成员中有工作的人的比例、家庭规模和调查轮次。

责任编辑：刘大炜

应激事件中的社区集体效能感： 压力-缓冲效应*

曾东林 吴晓刚[†]

摘要：有关社区效应的研究表明，集体效能感对于人们的心理健康有着积极影响，但鲜有研究关注这种保护效应是否普遍地存在于所有居民还是特定的弱势群体。基于压力-缓冲模型（stress-buffering model），本文考察了社区集体效能感是否能够起到压力缓冲器（stress buffer）的作用，以减轻不同人群在接触到应激事件后所受到的负面影响。本文的分析基于香港一个具有全域人口代表性的调查样本，并将其通过空间和时间信息与自杀事件进行关联。社区层面的集体效能感以居住在同一个社区内的居民所感知的集体效能感汇总取平均得分来构建。逻辑回归模型（logistic regression model）的结果显示，接触到居住地邻近的自杀事件使得个体出现精神困扰症状的风险更高。此外，社区层面的集体效能感能够减轻接触后的精神压力，但该压力-缓冲效应（stress-buffering effect）只存在于老年群体中。本研究通过展示压力-缓冲效应在弱势群体中的案例，为理解中国城市社会中社区集体效能感提供了一个崭新的视角。

关键词：压力-缓冲效应 时空分析 集体效能感 应激事件 自杀接触

（中图分类号）C915（文献标识码）A（文章编号）2958-8006(2023)01-0032-26

* 本文英文原文：Donglin Zeng, Xiaogang Wu. 2022. "Neighborhood collective efficacy in stressful events: The stress-buffering effect." *Social Science & Medicine*. Volume 306. 作者感谢 Elsevier 出版社授权翻译为中文发表。

[†] 作者 1：曾东林，华南师范大学哲学与社会发展学院，email: donglin@m.scnu.edu.cn;

作者 2：吴晓刚，上海纽约大学应用社会经济研究中心，email: xw29@nyu.edu。

Neighborhood collective efficacy in stressful events: The stress-buffering effect

ZENG Donglin, WU Xiaogang

Abstract: Although research on neighborhood effects has shown positive outcomes of collective efficacy in mental health, few studies have examined whether its protective role is universally applicable to all residents or the vulnerable population. Building on a stress-buffering model, this study examines whether or not neighborhood collective efficacy serves as a stress buffer to ameliorate the deleterious effects of exposure to stressful events across different population groups. Analyses are conducted based on a city-wide representative sample in Hong Kong linked to suicide events through spatial and temporal information. Neighborhood-level collective efficacy is constructed by the aggregated mean score of individual perceived collective efficacy within the same residential neighborhoods. Results from the logistic regression models show that individuals exposed to suicide in the residential surroundings have a higher risk of mental distress symptoms. Moreover, neighborhood-level collective efficacy tends to alleviate the mental distress upon exposure, but such a stress-buffering effect is only observed in older adults. Our findings provide a new perspective informed by the variation of stress-buffering effect across population groups. Thus, this study contributes to the understandings of neighborhood collective by demonstrating the stress-buffering effects among the vulnerable population.

Keywords: Stress-buffering Effect, Spatiotemporal Analysis, Collective Efficacy, Stressful Events, Exposure to Suicide

大量以往的研究表明, 社会压力(如应激性生活事件和差的社区)可以影响个人的日常活动, 并导致其产生心理障碍(Aneshensel, 1992; Avison and Turner, 1988; Dohrenwend, 2000; Kessler, 1997; Monroe, 2008; Pearlin, 1989)。¹ 然而, 这种压力对个体所造成的影响, 会随着其性别、婚姻状况、种族和社会阶层而变化(Kessler and Mcleod, 1984; McLeod and Kessler, 1990; Myers et al., 1975; Pearlin and Johnson, 1977; Thoits, 1987)。一直以来, 许多学者都试图从个体或社区层面去解释在面对压力时调适水平的个体差异(Benight, 2004; Lin et al., 1979; Murayama et al., 2015; Stockdale et al., 2007)。有学者使用了压力-缓冲模型(stress-buffering model), 探究是否存在某些因素能够改变或减少外部压力对精神健康的影响(Cohen and Wills, 1985; Lin et al., 1985; Wheaton, 1985)。

在一系列的调节因素中, 社会支持一直被认为与心理障碍的发生存在反向关系(Aneshensel, 1992; Kawachi and Berkman, 2001; Lin et al., 1999; Miller et al., 2015; Turner, 1981; Thoits, 2011)。这种支持不仅来源于家庭成员、朋友或其他熟人, 而且还来源于个体所处的社会关系和社交网络中(Myers et al., 1975)。作为其中一个用于提供社会支持的变量, 社区集体效能感的作用已受到广泛关注。众多文献表明, 包括社会凝聚力和而非正式社会控制的集体效能感对个体的心理健康水平有着积极影响(Ahern and Galea, 2011; Echeverría et al., 2008; Gary et al., 2007; Maimon et al., 2010; Mair et al., 2009; Ross et al., 2000)。然而, 虽然这些研究探讨了社区集体效能感如何影响个体心理健康, 但他们尚未清楚地回答这种作用到底对所有居民普遍地适用, 还是仅仅对于弱势群体更加有效。

为了回答上述问题, 本文基于压力-缓冲模型, 探究了城市社区集体效能感是否扮演压力缓冲器(stress buffer)的作用, 能够减轻接触到居住地邻近的应激性生活事件给个体所造成精神上的负面影响。我们所采用的样本来自于一个具有全域人口代表性的家庭调查——“香港社会动态追踪调查”(Hong Kong Panel Study of Social Dynamics, HKPSSD), 通过空间和时间信息将受访者与居住地邻近的自杀事件进行关联。本研究检验了接触到

1. 应激性生活事件或者压力性生活事件(stressful life event), 指的是在日常生活中遇到的、使得个体容易产生负面心理应激反应的重大事件。

发生在居住地邻近地点的自杀死亡事件与受访者精神压力之间的关系, 并考察了该关联是否会被社区层面的集体效能感所缓解。以下, 我们首先从环境压力和集体效能感的角度介绍影响心理压力的理论背景, 并提出本文的研究假设; 然后, 对数据、变量的测量和模型估计方法进行说明; 接着, 报告描述性统计以及多元回归的结果; 最后, 针对研究发现进行总结与讨论。

一、理论背景

既往研究表明, 心理压力可归因于压力和缺乏社会支持 (Aneshensel, 1992; Kim, 2008; Kubzansky et al., 2005; Mair et al., 2010)。压力-缓冲假说 (stress-buffering hypothesis) 认为社会支持具有调节作用, 即某些资源有助于减少负面生活经历对个人健康状况的不利影响 (Cohen and Wills, 1985; Lin et al., 1985; Wheaton, 1985)。正面的社会关系有助于个体的身心健康, 因为其提供了物质及情感的支持, 可以缓冲生活中应激事件带来的负面影响。基于这一理论框架, 本文采用了压力-缓冲模型来整合周围环境的压力和社区层面的集体效能, 考察了其对不同社会群体发生精神问题的风险的解释作用。

(一) 社会压力和精神问题

心理学及临床研究发现, 人们的压力通常来自于所处的外部环境 (Dohrenwend, 2000; Monroe, 2008)。既往研究显示, 居住社区的环境压力与抑郁、焦虑和心理障碍的增加有关 (Aneshensel and Sucoff, 1996; Kim, 2008; Latkin and Curry, 2003; Soomans and Macintyre, 1995)。在乱丢垃圾、毁坏公物、乱涂乱画、寻衅滋事、犯罪和暴力等现象普遍存在的社区, 居民可能会间接地产生无力感及恐惧感, 进而面临着更高的抑郁和焦虑的风险。尽管针对精神健康的研究已明确了环境中的各种压力因素, 但很少有人关注接触到居住地附近自杀事件所带来的影响。由于以往的研究发现个体的许多应激性的经历与居住环境有关, 因此本文考虑将居住地附近的自杀死亡事件视为一种可以引起精神压力的环境因素。

接触到居住地附近的自杀事件对个体的影响可能存在以下几种途径。首先, 实证研究结果显示, 遭遇生活中关系较为密切的人 (如家庭成员、亲属、朋友、同事、同学、邻居或其他熟人) 的自杀事件将会增加个体罹

患精神障碍的风险（Brent et al., 1993; Bearman and Moody, 2004; Pitman et al., 2014; Zeng and Wu, 2021）。因此，那些认识自杀者的人将有更大的风险出现心理障碍症状。其次，在居住地附近亲眼目睹自杀死亡事件或听到相关消息的个体，可能会出现创伤后应激障碍（Post-traumatic stress disorder, PTSD）。根据相关定义（American Psychiatric Association, 2013），创伤后应激障碍指经历过或目睹过创伤性事件的人可能会出现精神障碍。患有创伤后应激障碍的人可能会回想该事件，噩梦重温，并将在长达一个月或以上的时间里持续地感到悲伤。第三，在中国文化中，死亡被视为禁忌和不吉利的事件（Hsu et al., 2009; Yick and Gupta, 2002），因此居民在目睹或听说邻居由于自杀而非正常死亡后可能会出现恐惧和抑郁的情绪。

根据上述三种途径，本文认为，接触到居住地附近的自杀事件也可能会引发精神障碍，这个关系对于那些与自杀者本人从未有过直接接触的人同样适用。此外，人们受影响的程度将取决于他们日常活动的地理范围和对自杀死亡事件的态度。由于应对环境压力时个体的适应水平不尽相同，我们预期，并非所有居住在自杀事件发生地点附近的居民都会受到影响。由于劳动参与的差异，与处于工作年龄的年轻群体相比，老年群体可能花费更多的时间与社区环境进行互动。基于以上分析，我们提出了本文的研究假设：接触到居住地附近自杀死亡事件会对老年群体和年轻群体产生不同的影响。

（二）社区集体效能

在一项有关自杀行为的经典分析中，涂尔干（Durkheim, [1897]1951）观察到某些区域的自杀率较高，并将其以归因于宗教、家庭和政治团体中较弱的社会整合（integration）与规范（regulation）。社会关系中所衍生的社会归属感和融入感可以提供稳定、持久且有凝聚力的社会联结。因此处于凝聚力强的群体中的个体可以获得情感和物质上的支持，尤其处在危机时期，这种支持将降低其出现精神障碍症状和自杀的可能性（Baller and Richardson, 2002; Myers et al., 1975; Pescosolido and Georgianna, 1989; Wray et al., 2011）。其他社会学理论，如社会解组理论（social disorganization theory）和社会资本理论（social capital theory），也强调了社会关系的重要性。例如，社会组织、互惠规范和公民参与可以促进社会

利益, 并影响个人的福祉 (Coleman, 1988; Kim and Kawachi, 2017; Sampson et al., 2002; Wilson, 1987)。

信赖关系和本地社交网络的缺失可能会削弱社区在危机时刻提供社会支持的能力, 而成员间的凝聚力、信任感和非正式的社会控制可以扮演社会基础设施的角色, 在社区问题出现时给予人们一定程度上的社会支持。社会资本理论强调了社会关系、社会组织、互惠规范和公民参与在创造社会福利和信任方面的重要性, 这一理论也已被应用到健康问题的研究中 (Kawachi and Kennedy, 1997)。越来越多的实证研究表明, 在社会联系程度较高的社区生活的居民, 其健康状况不佳的可能性通常较低 (Kim, 2008; Latkin and Curry, 2003; LeClere et al., 1997; Robert, 1999; Ross et al., 2000)。例如, 林南等人 (Lin et al., 1999) 提出, 社区的社会网络和紧密关系等结构性因素可以为保护居民免受心理困扰提供功能性支持。

作为一个近年来获得越来越多关注的概念, 集体效能感指的是居民通过集体行动来处理社区面临问题的能力, 它包括社会凝聚力和非正式社会控制两个维度, 并与社区功能紧密相连。集体效能感逐渐成为研究社区的一个重要视角, 不仅被用来解释犯罪和社会失序, 而且被用于解释社区中居民的身心健康状况 (Ahern and Galea, 2011; Cohen et al., 2006; Echeverría et al., 2008; Kim and Kawachi, 2017; Sampson, 2012)。与社会解组和社会资本的观点一样, 集体效能感强调社区居民之间互相交流的频率和紧密社会关系的数量, 而这为邻里间产生和积累共同的规范和价值观提供了一个有效渠道。当社区拥有这些共同的规范和价值观, 居民面临社区问题时更有可能去践行这些标准并相互扶持。

本文认为, 社区集体效能感可能通过三个路径调节应激事件和精神压力之间的关系。首先, 当社区居民面对造成心理创伤的应激事件时, 邻里之间有效传播信息、分担责任和建立互相支持的能力, 可以增强抗逆能力或调节他们的应激反应 (Kawachi and Berkman, 2001)。其次, 邻里之间紧密的社会联系可能有助于居民共同倡导预防性的健康服务并提升生活质量 (Kim and Kawachi, 2017)。邻里间的互相交流、紧密的联系和非正式社会控制有助于居民获得精神和物质上的支持, 并提高他们在面对自杀死亡事件时应对精神紧张的能力。最后, 凝聚力强的社会关系、相互信任和为了彼此共同利益而进行干预的意愿, 可能会使得社区居民面对应激事件时, 强化居民之间的集体行动, 并且相互扶持。

此外,越来越多关于自然灾害的相关研究发现,集体效能感与更强的社区复原力及更低的心理压力有关(Benight, 2004; Fullerton et al., 2015; Heid et al., 2017; Ursano et al., 2014)。互相交流的频率和紧密联系可能为居民提供情感上的支持,并在应激事件发生时缓冲其影响。然而,目前关于集体效能的压力-缓冲效应在社区研究中仍然相对较少。因此,本文提出接触到自杀死亡事件所带来的精神困扰可以被社区集体效能感所缓解。尽管社区中较弱的社会联结对于年轻群体的影响也许不是那么大,因为他们可以在其他地方寻求社会支持,但是对于老年群体的影响不可忽视。老年人由于身体机能的下降和社交圈的缩小,因而依赖本地的情感、信息和物质上的支持与资源来应对压力。相比较于年轻群体来说,邻里之间的社会联结对老年人来说更重要(Ahern and Galea, 2011; Beard et al., 2009; Yen et al., 2009),因此本文提出社区集体效能感的缓冲作用在老年人和年轻人之间将会存在差异。

二、数据与方法

(一) 样本

本文使用来自中国香港特别行政区的数据来验证上述假设。实证分析所使用的数据包括,一是全港范围内具有代表性的住户调查数据库——“香港社会动态追踪调查”(HKPSSD, 详见 Wu, 2016);二是调查期间发生在香港的自杀数据。本文使用的 HKPSSD 数据是 2017 年 8 月至 2018 年 9 月期间进行的第四轮追踪调查样本,包含来自 2,000 个家庭的 3,407 名成年受访者。² 该轮调查的回应率是 64.7%。由于 HKPSSD 不包括任何关于自杀接触的信息,该数据无法精确测量受访者在居住社区中是否接触到自杀死亡事件。因此,我们将 HKPSSD 中的受访者与其居住地附近的自杀事件进行匹配。下文将对因变量和自变量进行详细描述。

(二) 因变量

本研究的因变量是精神压力,采用霍普金斯症状检查表(Hopkins Symptom Checklist, HSCL)进行测量。作为一种已经被广泛用作诊断心

2. HKPSSD 由香港科技大学应用社会与经济研究中心实施,分别于 2011 年、2013 年、2015 年和 2018 年完成了四轮实地面对面访谈的数据收集。在 2011 年进行的基线调查中,该调查访问了 3,214 个家庭,以及 7,218 名 15 岁及以上的受访者。

理问题的筛查手段, 该量表基于受访者自我报告清单上的症状进行评估 (Derogatis et al., 1974; Lipman et al., 1979)。HSCL-10 是症状自评量表 (SCL-90) 的简短版本, 在基础医疗服务中常被用来作为诊断心理困扰的有效临床工具 (Haavet et al., 2011; Kleppang and Hagquist, 2016; Sirpal et al., 2016)。该量表已在不同的地区被广泛用于精神健康研究中 (例如: Chen et al., 2019; Miao et al., 2019; Syed et al., 2008)。依据 HSCL-10 包含的 10 个问题, HKPSSD 要求受访者对他们在过去一周的症状体验进行评分:

1. 上周, 我会无缘无故感到恐惧
2. 上周, 我感到害怕
3. 上周, 我感觉头痛眩晕做什么都提不起精神
4. 上周, 我感到紧张
5. 上周, 我经常责备自己
6. 上周, 我睡得不安宁
7. 上周, 我感到抑郁
8. 上周, 我感觉自己毫无价值
9. 上周, 我感觉做什么事情都很困难
10. 上周, 我感觉未来毫无希望

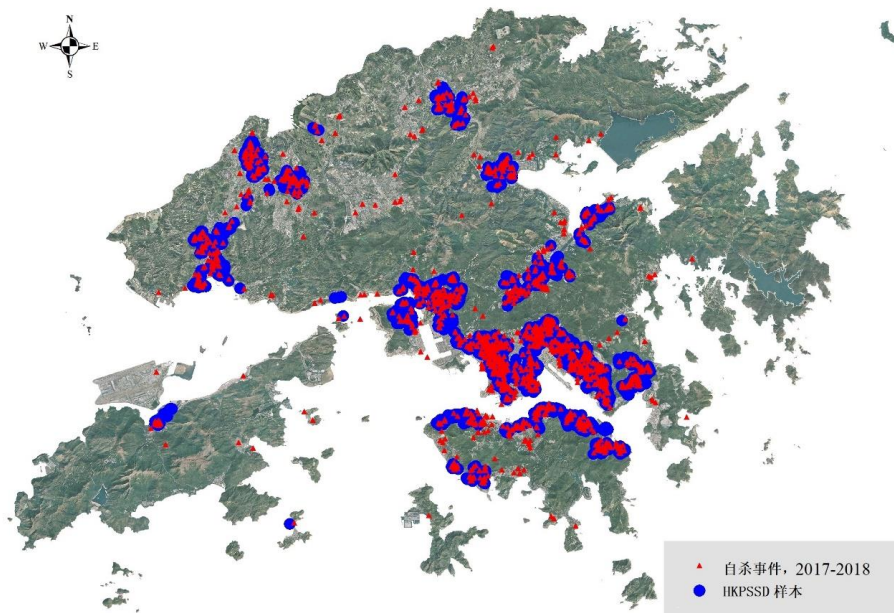
以上 10 个问题都采用四分李克特量表 (Likert scale) 进行编码, “1”代表“完全没有” (<1 天), “4”代表“非常符合” (5-7 天)。以上量表的克朗巴赫 α 系数 (Cronbach's alpha) 为 0.88, 表明其内部一致性较好。这 10 个问题的平均得分被作为心理压力的衡量标准, 分数越低表示症状越轻。由于 HSCL-10 分数的分布在人群中是高度有偏的, 因此本研究将 HSCL-10 得分重新编码为一个二分变量来识别那些处于罹患精神困扰症状风险的个体。根据既往关于 HSCL-10 的研究, 得分在 16 分或以上的受访者将被认为处于风险中 (Haavet et al., 2011; Sirpal et al., 2016)。因此, 我们将 HSCL-10 的分数重新编码为一个二分虚拟变量, 其中“1”代表存在精神困扰症状, “0”则为否。

(三) 自杀事件接触

在本研究中, 自杀事件接触依据受访者与自杀事件的时间和空间接近度来判定。其中, 空间接近度是指受访者居住地与自杀事件发生地点之间的距离很相近, 时间接近度是指自杀事件发生在受访者参与调查前的较短

时间内。由于无法从政府部门获得自杀事件的登记数据，我们使用了作者自行收集的二手数据集（详见 Zeng and Wu, 2021）。该数据集包括 2017 年 1 月 1 日至 2018 年 12 月 31 日期间在香港发生的 1,580 起自杀死亡事件，占上述时间段内官方记录的自杀死亡人数的 84.4%（Coroners' Reports, 2017; 2018）。该二手数据包括自杀事件发生的日期、地点、原因、自杀方式和其他人口学信息。在年龄和性别分布方面，该数据集与死因裁判官报告（Coroners' Reports）中汇总数据的统计基本一致。

本文首先使用谷歌提供的应用程序接口（Application programming interface, API），通过地理编码技术将 HKPSSD 中受访者的住所位置与自杀数据中自杀事件的发生地点转换为经纬度坐标（图 1）。³



地图来源：香港规划署

图 1. HKPSSD 样本和自杀事件的空间分布：香港 2017-2018

然后，我们将所有受访者与自杀事件一一配对，并在 ArcGIS 10.5 软件中分别计算了每位受访者与自杀死亡事件之间的距离（ESRI Inc.，

3. 可参考 <https://developers.google.com/maps/documentation/geocoding/start>

2016)。通常来说, 空间范围越小则可视度越高, 因此人们有可能会对居住地附近的小范围区域更加了解和熟悉。基于此, 我们将 HKPSSD 受访者中的接触者定义为那些在时间和空间上都接近自杀死亡事件的个体。根据此前关于精神困扰症状风险与接触到居住地附近的自杀事件之间关系的研究 (Zeng and Wu, 2021), 我们把发生在居住环境中的自杀死亡事件视为应激事件。具体来说, 当 HKPSSD 中的受访者满足以下两个条件则定义为接触者: (1) 在该受访者居住地为圆心延伸的 200 米半径内至少有一例自杀身亡事件, 以及 (2) 该例自杀死亡事件发生在这名受访者接受访问日期前 2 个月内。于是, 如果该受访者接触到自杀死亡事件, 记录该受访者受影响情况的虚拟变量将会被赋值为“1”, 否则将赋值为“0”。

(四) 集体效能感

集体效能感的概念源于 Sampson 等人 (1997) 对芝加哥社区的研究, 在概念上包括了社会凝聚力和正式社会控制两个维度的子量表。HKPSSD 采用了精简版的集体效能感量表, 对该版本量表的讨论可参考 Sampson 的著作 (2012: 163) 及其对斯德哥尔摩的研究。此外, 该版本的量表更多用于国际研究和比较研究之中, 与原始量表一样均具有高度的可靠性 (例如: Miao et al., 2019; 2021)。

在社会凝聚力的子量表中, 受访者被要求表明在多大程度上认同以下关于社区的说法 (非常同意、同意、既不同意也不反对、不同意、非常不同意): (1) 住在这里的人们愿意互相帮助, (2) 我可以信任住在这里的人们。而在正式社会控制的子量表中, 受访者被要求表明如果看到目前居住的社区有下列行为发生时有多大的可能性会进行干预 (非常有可能、有可能、不确定、不可能、完全不可能): (1) 有孩子在墙上涂鸦, (2) 有孩子在路边打架。由于这两个量表高度相关, 本研究将这四个问题的分数进行了合并。这种方法产生了一个个人层面所感知的集体效能感, 该连续变量的取值范围是从 4 到 20。我们将得到的分数进行了标准化处理, 以便分析结果的解释: 估计得到的几率比 (odds ratio) 可以被视为集体效能感每增加一个标准差与罹患精神困扰症状风险的函数。

(五) 其他控制变量

在考察社区效应对个体精神问题的影响时, 我们控制了受访者在本轮调查之前所报告的精神健康状况。由于 HKPSSD 是一项纵向追踪调查, 使

得我们可以把前几轮调查中用同样的量表所收集的受访者心理健康状况纳入模型中，并作为第四轮调查中精神困扰状况的预测因素。本研究的样本为接受 HKPSSD 第四轮调查并在此轮调查前报告了心理健康状况的追踪样本，剔除了在此轮调查前没有报告心理健康状况信息的 544 个样本。模型中控制了个人层面的人口社会经济特征，包括婚姻状况、教育、健康状况和家庭收入。年龄的单位为年，教育程度以完成正规教育的年限来衡量。婚姻状况被编码为二分虚拟变量，包括未婚和已婚。健康状况同样为二分变量，如果受访者在过去四周内感觉不舒服，则健康状况值为“1”，否则为“0”。家庭收入以过去 12 个月的平均月收入（港币）计算。

模型还控制了居住社区的社会经济状况。具体而言，社会经济状况是选取代表不同社区之间社会经济差异的指标，通过主成分分析方法而构建的变量。本文选取了 2011 年香港人口普查汇总数据中的四个指标：受过高等教育或以上的人口比例、拥有较高职业地位的人口比例、居住在私人屋宇中的家庭比例，以及每月家庭收入中位数。然后，各主成分被进行标准化处理，使每个社区的社会经济状况被表达为一个从 0 到 100 之间的指数。

（六）模型估计

本研究运用多元逻辑回归（logistic regression）模型来验证所提出的研究假设。我们希望探究相对于那些没有接触的受访者（参照组），接触了自杀死亡事件是否使得个体面临更高风险的精神困扰症状。接着，我们在逻辑回归模型中纳入了集体效能感和社区自杀事件之间的交互项。模型设定如下：

$$\text{Logit}(y) = \alpha + \beta_1 E + \beta_2 S + \beta_3 (E \times S) + \epsilon.$$

其中， y 为是否有精神困扰症状的二元虚拟变量； E 为是否接触到自杀事件的虚拟变量； S 为集体效能感得分；交互项（ $E \times S$ ）表示自杀接触和集体效能感之间的交互作用，其系数表示压力-缓冲效应的大小。

我们关注集体效能感的缓冲作用对不同社会群体的适用性，探讨该作用究竟适用于所有居民抑或是特定的弱势群体，因此本文针对两个年龄群体分别估计了集体效能感的缓冲作用：65 岁及以上的老年群体，64 岁及以下的较年轻群体。本研究把 60-64 岁的受访者归为较年轻群体而不是老

年群体, 这是因为他们劳动力参与率仍然较高(44.9%), 并且从 65 岁开始逐渐下降。该定义已经被广泛用于既往关于老年人心理健康的研究中(Ahern and Galea, 2011; Kubzansky et al., 2005; Ostir et al., 2003)。

社区的集体效能感是通过将居住在同一社区的所有受访者感知的集体效能感进行汇总而得到的均值。在既往利用个体所感知的集体效能感的研究中(Gary et al., 2007; Murayama et al., 2015; Robinette et al., 2013; Ross et al., 2000), 由于存在影响个体心理健康但模型没有测量到的遗漏变量, 而该遗漏变量可能也会同时影响个体感知的集体效能感, 从而使得模型估计可能存在偏差。因此, 本文通过聚合社区中受访者的个体感知集体效能感来测量社区层面的集体效能。我们采用大街区组(large street block groups, LSBG)——香港人口普查数据的最小地理统计单元——来定义社区的边界。⁴ 全港按照人口分布划分为 1,620 个 LSBG, 每个 LSBG 的平均人口为 4,700 人(香港政府统计处, 2019)。根据第四轮 HKPSSD 样本的空间分布, 这些样本分布在 708 个 LSBG, 即这些 LSBG 至少有一个家庭参与了第四轮 HKPSSD。在 3,288 名报告集体效能感的受访者中, 有 191 名受访者(约 6%)是所居住的社区唯一参与了该轮调查的受访者。依据每个受访者唯一的社区标识, 本文对居住在同一个 LSBG 的受访者感知的集体效能感进行汇总, 并计算每一个 LSBG 的均值作为社区的集体效能。接着, 我们筛选出至少有两个受访者居住的 LSBG, 并将这些受访者作为分析样本来考察社区集体效能感在模型中的作用。

三、研究结果

分析样本中各变量的描述性统计如表 1 所示。在所有 3,407 名受访者中, 我们首先排除 672 名心理健康信息(HSCL-10)缺失的样本。另外, 我们按照社区样本量将所居住的社区只有一名受访者的样本排除, 最终得到一个 2,546 名受访者的分析样本。其中, 65 岁及以上老年人比例为 28.36%, 受访者的平均年龄为 52.87 岁。在符合条件的受访者中, 55.22% 为女性, 64.26% 为已婚, 35.47% 的受访者报告在过去四周内感到身体不适。受访者的平均受教育年限为 10.28 年, 月平均家庭收入为 30,958.53 港元⁵。因变量 HSCL-10 的平均得分为 13.10, 按照前文介绍的编码法可知 19.95%

4. 在包含或排除受访者自我报告的回答后, 结果没有差异。

5. 2018 年港元兑美元汇率约为 0.1276 美元, 即每月平均家庭收入约为 3,950 美元。

的受访者存在精神困扰症状。个体层次和社区层次集体效能感的平均得分分别为 13.64（标准差= 2.68）和 13.60（标准差= 2.68）。

我们比较接触到自杀死亡事件的居民和没有接触的居民在精神压力和其他特征的差异。根据上文中的定义，有 491 名受访者（19.29%）在调查时点至少接触到一次自杀死亡事件。与那些非接触者相比，接触者表现出更高比例的精神困扰症状（18.69%与 25.25%， $p<0.01$ ）。两类受访者的自变量的描述性统计详见表 1。

表 1.描述性统计分析

	全部		较年轻组		老年组	
	非接触者	接触者	非接触者	接触者	非接触者	接触者
精神困扰症状						
是	18.69	25.25	18.30	23.49	19.72	28.93
否	81.31	74.75	81.70	76.51	80.28	71.07
个人集体效能感	13.69	13.40	13.68	13.47	13.72	13.25
	(2.67)	(2.69)	(2.63)	(2.63)	(2.78)	(2.82)
年龄	52.57	54.12	44.74	44.55	73.25	70.09
	(17.51)	(18.56)	(13.57)	(14.29)	(6.48)	(6.83)
受教育年限	10.43	9.62	11.66	11.09	7.18	6.54
	(4.40)	(4.52)	(3.60)	(3.95)	(4.67)	(4.05)
婚姻						
未婚	35.28	37.68	39.48	43.67	24.16	25.16
已婚	64.72	62.32	60.52	56.33	75.84	74.84
过去四周不舒服						
是	34.94	37.68	32.84	34.64	40.50	44.03
否	65.06	62.32	67.16	65.36	59.50	55.97
曾报告精神困扰症状						
是	21.90	25.66	20.31	25.30	26.11	26.42
否	78.10	74.34	79.69	74.70	73.89	73.58
家庭收入	31645.54	28083.19	36392.18	32982.56	19066.51	17853.06
	(26747.61)	(21768.78)	(26290.69)	(22151.43)	(23720.76)	(16909.03)
社区集体效能感	13.61	13.55	13.57	13.59	13.70	13.46
	(1.26)	(1.09)	(1.26)	(1.08)	(1.27)	(1.10)
社区社经指数	17.13	13.59	17.58	12.86	15.94	12.02
	(14.47)	(10.43)	(14.57)	(10.80)	(14.13)	(13.36)
样本量	2,055	491	1,492	332	563	159

注: 括号内为标准误

表 2 展示了多元逻辑回归模型的结果。从表 2 的模型 1 可见, 自杀接触变量的系数是显著的且为正, 说明在控制了前期所报告的精神困扰症状史以及其他控制变量之后, 接触者比非接触者更有可能表现出精神困扰症状。相对于非接触者, 接触者报告精神困扰症状的发生比(odds)是前者的 1.36 倍(OR = 1.36; 95% CI = 1.04, 1.78)。对于 64 岁及以下的群体(模型 2), 回归模型系数显示, 接触者与未接触者相比罹患精神困扰症状的发生比更高, 但其在 0.05 的置信水平下不显著(OR = 1.25; 95% CI = 0.89, 1.73)。对于老年群体(模型 3), 接触到自杀死亡事件使得报告精神困扰症状的发生比增加 57%(OR = 1.57; 95% CI = 1.06, 2.33)。

表 2. 逻辑回归模型预测精神困扰症状

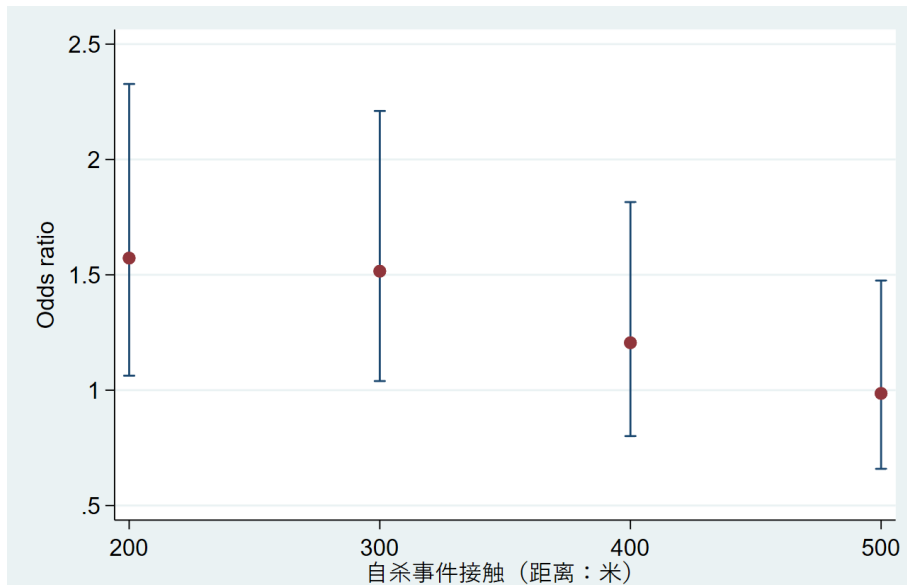
变量	模型 1 全部		模型 2 较年轻组		模型 3 老年组	
	OR	95%CI	OR	95%CI	OR	95%CI
接触者	1.36*	1.04 - 1.78	1.25	0.89 - 1.73	1.57*	1.06 - 2.33
年龄	0.99	0.98 - 1.00	0.99	0.98 - 1.00	1.01	0.98 - 1.04
受教育年限	0.98	0.95 - 1.01	0.96	0.92 - 1.00	1.01	0.96 - 1.05
已婚	0.73**	0.58 - 0.92	0.68**	0.51 - 0.90	0.89	0.54 - 1.46
过去四周不舒服	3.42***	2.73 - 4.28	3.11***	2.36 - 4.11	4.46***	3.02 - 6.59
曾报告精神症状	3.62***	2.86 - 4.59	3.96***	3.03 - 5.16	2.96***	1.89 - 4.65
家庭收入对数	0.93	0.84 - 1.04	0.84*	0.72 - 0.99	1.08	0.92 - 1.27
社区社经指数	1.00	0.99 - 1.01	1.00	0.99 - 1.01	0.99	0.97 - 1.01
社区集体效能感	0.86	0.73 - 1.03	0.93	0.75 - 1.16	0.73*	0.53 - 1.00
常数项	0.43	0.11 - 1.69	1.63	0.29 - 9.25	0.02*	0.00 - 0.50
样本量	2,546		1,824		722	

注: CI=置信区间; OR=发生比(odds ratio);*** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05

相对于多次经历应激事件的个体, 第一次接触所受到的情绪上的负面影响可能会更严重, 但重复性的接触可能会令接触者产生某种程度的免疫能力(Eaton, 1978; Wheaton, 1982)。因此, 有必要对压力的影响效应进行进一步研究。根据在过去一年中自杀事件接触的次数, 本文将有接触的受访者分为单次接触者及重复接触者, 并验证是否重复接触者相比于单次

接触者来说更可能发生精神困扰症状。结果表明，没有证据支持重复接触者比单次接触者出现精神困扰症状的风险更高。

为了克服无法直接测量接触变量的局限性，本文设置了不同的距离阈值作为判定是否接触的半径，以提供间接的证据并使得本研究的测量具有更高的有效性。在敏感性分析中，我们对老年群体依据不同半径所定义的接触情况分别进行了逻辑回归模型分析。我们以受访者的居住地为中心按照 200、300、400 以及 500 米的半径划定影响范围，并将发生在影响范围内且满足时间间隔的自杀事件视为接触，结果如图 2 所示。结果表明，接触变量的系数随受访者与自杀时间发生地之间距离的增加而减小。当距离增大至 300 米时，接触变量与精神困扰症状之间的关系仍然呈正相关（OR=1.52；95% CI=1.04, 2.21）。然而，当距离增大至 400 米时，二者之间的关系在 0.05 的置信水平下变得不显著（OR = 1.21；95% CI = 0.80, 1.82）。



注：图形显示了逻辑回归模型中是否处于自杀死亡事件发生社区变量的系数，并显示了回归系数是如何随着测量的距离而变化的。图中的数值表示几率比（odds ratios）和 95% 的置信区间。

图 2. 逻辑（Logistic）回归模型预测发生精神压力症状的几率比（odds ratios）：香港，2017-2018

表 2 同样展示了社区集体效能感与精神困扰症状之间关系的回归结果。虽然精神困扰症状的风险随着社区集体效能感的提高而降低，但对于年轻群体来说，其系数在统计学上差异并不显著（OR=0.93；95% CI=0.75，1.16）。模型 3 的结果显示，对于老年人来说，居住在集体效能感更高的社区其患精神困扰症状的风险往往更低（OR=0.73；95%CI=0.53，1.00）。集体效能感每增加一个单位，其报告的精神困扰症状的发生比将降低 27%。

本文接下来探讨集体效能感在自杀接触与精神困扰症状关系之间的调节作用，并在表 3 报告逻辑回归模型的结果。

表 3.逻辑回归模型预测精神困扰症状：集体效能感与风险接触的交互效应

变量	模型 1		模型 2		模型 3	
	全部		较年轻组		老年组	
	OR	95% CI	OR	95% CI	OR	95% CI
接触者	1.35*	1.03 - 1.77	1.25	0.89 - 1.74	1.45	0.96 - 2.20
年龄	0.99	0.98 - 1.00	0.99	0.98 - 1.00	1.01	0.98 - 1.04
受教育年限	0.98	0.95 - 1.01	0.96	0.92 - 1.00	1.01	0.96 - 1.05
已婚	0.73**	0.58 - 0.92	0.68**	0.51 - 0.90	0.88	0.53 - 1.46
过去四周不舒服	3.42***	2.73 - 4.27	3.12***	2.37 - 4.12	4.56***	3.09 - 6.73
曾报告精神症状	3.63***	2.87 - 4.59	3.95***	3.02 - 5.16	2.93***	1.86 - 4.64
家庭收入对数	0.93	0.84 - 1.04	0.84*	0.72 - 0.99	1.08	0.93 - 1.26
社区社经指数	1.00	0.99 - 1.01	1.00	0.99 - 1.01	0.99	0.97 - 1.00
社区集体效能感	0.89	0.73 - 1.08	0.92	0.73 - 1.16	0.84	0.60 - 1.18
接触×集体效能感	0.85	0.53 - 1.35	1.11	0.63 - 1.96	0.49*	0.25 - 0.97
常数项	0.43	0.11 - 1.69	1.64	0.29 - 9.30	0.02*	0.00 - 0.48
样本量	2,546		1,824		722	

注：CI = 置信区间；OR = 发生比 (odds ratio) ；

括号内为标准误；*** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05;

模型 1 是包括全部分析样本的模型，从自杀接触变量和社区集体效能感的交互项来看，其系数在 0.05 水置信水平上不具有统计学上的显著性（OR = 0.85；95% CI = 0.53,1.35）。模型 2 是对较年轻群体分析集体效能的调节作用，交互项系数在 0.05 置信水平上也不具有统计学上的显著性（OR = 1.11,95% CI = 0.63,1.96）。模型 3 针对老年群体分析社区集体效能

的调节作用，交互项的系数在 0.05 置信水平上具有统计显著性（OR = 0.49；95% CI = 0.25,0.97），表明每增加一个单位的社区集体效能感，老年受访者接触到自杀死亡事件后罹患精神困扰症状的发生比将下降 51%。也就是说，居住在集体效能感较高的社区的老年人在接触自杀事件后出现精神困扰症状的风险明显低于居住在集体效能感较低的社区的老年人。因此，集体效能的压力-缓冲效应只存在于老年群体中。

四、结论与讨论

本文基于压力-缓冲模型检验了社区集体效能感是否扮演压力缓冲器的角色，抵消接触到自杀死亡事件对香港居民精神健康的负面影响。本文将具有全港代表性的住户调查受访者样本与自杀事件外部数据源进行关联，依据受访者居住地与附近自杀死亡事件的时空接近度判定其是否受到影响。社区层面的集体效能感则根据同一社区内受访者感知的集体效能感进行汇总而构建。研究结果表明，接触到自杀死亡事件增加了居民出现精神困扰症状的风险，该发现与既往研究结论一致（Zeng and Wu, 2021）。此外，社区集体效能感可以降低居民接触到自杀死亡事件后的精神困扰风险，但该压力-缓冲效应只存在于老年群体。因此，本研究的结果表明，集体效能感在接触到自杀死亡事件和居民的精神困扰症状风险之间的调节作用并不普适于社区所有居民。

本研究首次在西方以外的地区应用压力-缓冲模型来评估集体效能感，探究其能否以及如何改变居住环境中的外部压力与精神困扰症状之间的关联。我们的研究得到的结果与以往的研究发现是一致的，即心理健康问题可归因于环境的压力和社会关系（Aneshensel, 1992；Kawachi and Berkman, 2001；Kubzansky et al., 2005；Mair et al., 2010；Soomans and Macintyre, 1995）。我们也进一步考察了集体效能在老年群体的缓冲效应，从而为相关领域的研究提供了新的研究视角。因此，本文从两个主要的方面促进了社区效应和精神健康方面的研究。

首先，本研究通过实证结果，揭示了社区社会环境对于老年群体面对压力事件时的心理适应具有特别意义的，从而推进了社区研究。本研究发现，与年轻群体相比，老年群体对于遭遇环境中外界压力更为敏感。他们在社区的居住时间更长，且更加不可能参与劳动力市场的经济活动，与邻居的社会交往更为密切。他们还更有可能认识自杀者，也使得其在社区中

更容易受到自杀事件的影响。社区中居民的邻里关系也可能会影响其对于自杀事件的态度。例如, 面对一位朋友或家庭成员的自杀, 将比居住社区内一位陌生人的自杀有更大的负面影响。

老年群体和年轻群体在接触自杀事件后产生精神困扰症状的差异也取决于我们如何定义风险接触。很多精神方面的问题都与风险接触的定义密切相关。既往研究主要关注研究对象与自杀者之间的直接关系, 而这些与关注对象有着较为紧密关系的自杀者可以是家人、亲戚、朋友、同学或其他熟人 (Bearman and Moody, 2004; Bolton et al., 2013; Brent et al., 1993; Feigelman et al., 2018; Guldin et al., 2015; Hom et al., 2017; Mitchell et al., 2019; Wong et al., 2005)。此外, 很少有研究探讨面对环境压力的适应能力如何随年龄群体而异。本文假设研究对象与自杀死亡事件的联结来自于间接接触。因此, 我们应用时空分析的方法, 将受影响定义为研究对象在时间和空间的维度均与周边的自杀事件是邻近的。通过将接触者限制在那些在空间和时间上都接近自杀事件的受访者, 我们假设即便他们与自杀死亡者从未有过直接接触, 其仍然可能受到该自杀事件的影响。其中一个原因是人们可能会为自杀事件中的死者感到惋惜, 以及关注该事件背后所蕴含的邻里失序问题。正如自杀暗示理论 (suicide suggestion theory) 所述 (Abrutyn and Mueller, 2014; Phillips, 1974; Phillips and Carstensen, 1986; Stack, 1987), 人们可能会对社区中接下来发生更多自杀死亡事件的可能性感到担忧或焦虑。这点对于老年群体来说尤为重要, 因其更容易受到居住地附近社会环境的影响 (Ahern and Galea, 2011; Beard et al., 2009; Yen et al., 2009)。

其次, 本文揭示了集体效能感可以扮演压力缓冲器的作用, 可以减少老年群体受自杀事件影响后罹患精神困扰症状的风险。这是首次在一个亚洲城市中, 以实证方法对压力-缓冲模型进行验证, 扩展了对压力-缓冲理论的理解。本研究认为, 压力-缓冲效应的提供者并不局限于个人层面 (如亲友), 还包括居住社区内的社会关系。结果表明, 当应激事件发生时, 社区集体效能感可能通过提供情感支持的心理过程发挥作用。该结果与既往研究中对于社区层面的社交网络和社会凝聚力对老年群体心理健康重要性的发现相一致 (Ahern and Galea, 2011; Kubzansky et al., 2005)。例如, Kubzansky 等人 (2005) 发现, 若老年人所居住的社区内老年人口比例较高, 则患抑郁症的风险较低。本研究证明, 对于老年群体来说, 集

体效能感可以部分抵消受社区自杀死亡事件影响所带来的精神困扰，从而为相关公共卫生专业人员针对弱势群体的心理干预实施提供了有效参考。

无可讳言，本研究也存在以下两点不足。一方面，我们无法识别出社区结构性因素对集体效能感的影响。有学者指出，社区特征如收入不平等、种族多样性和居住的稳定性可能都会对社区集体效能感产生影响（Kawachi and Kennedy, 1997; Sampson et al., 1997）。在香港，一半以上居民居住在政府为低收入家庭提供的公屋之中。土地利用的相关研究表明，社区设计可能会影响社会资本和社会包容感（Evans et al., 2003; Leyden, 2003）。因此，未来我们需要将住房分配和住宅设计等组织性政策纳入到研究之中。

另一方面，缺乏对社区居住环境中受自杀事件影响的直接测量可能会降低我们的研究结论的可靠性。本文所基于的假设是，一定地理空间范围内居民受到自杀死亡事件的影响是相同。然而，可能存在一些受访者对社区邻居的自杀死亡具有较高的免疫力，但另一些受访者则在心理上更容易受到此类创伤事件的影响。因此，前者受自杀事件的影响将会被高估，而后者受影响罹患精神困扰症状的风险可能被低估。

尽管存在以上不足，本研究仍然通过证明社区集体效能感在社区自杀死亡事件影响和精神困扰之间的缓冲作用。因此，我们的发现，具有重要的政策意涵，有助于促进公众对受应激事件影响的老年弱势群体心理健康问题的关注。

参考文献（References）

- Abrutyn, S., Mueller, A.S., 2014. "Are suicidal behaviors contagious in adolescence? Using longitudinal data to examine suicide suggestion." *American Sociological Review*. 79: 211-227.
- Ahern, Jennifer, and Sandro Galea. 2011. "Collective Efficacy and Major Depression in Urban Neighborhoods." *American Journal of Epidemiology* 173(12): 1453-62.
- American Psychiatric Association. 2013. *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders, Fifth edition*. (DSM-5)
- Aneshensel, Carol S. 1992. "Social Stress: Theory and Research." *Annual Review of Sociology* 18(1): 15-38.

- Aneshensel, Carol S., and Clea A. Sucoff. 1996. "The Neighborhood Context of Adolescent Mental Health." *Journal of Health and Social Behavior* 37(4): 293-310.
- Avison, W. R., and R. J. Turner. 1988. "Stressful Life Events and Depressive Symptoms: Disaggregating the Effects of Acute Stressors and Chronic Strains." *Journal of Health and Social Behavior* 29(3): 253-64.
- Baller, Robert D., and Kelly K. Richardson. 2002. "Social Integration, Imitation, and the Geographic Patterning of Suicide." *American Sociological Review* 67(6): 873-88.
- Beard, J.R., Cerdá, M., Blaney, S., Ahern, J., Vlahov, D. and Galea, S., 2009. "Neighborhood characteristics and change in depressive symptoms among older residents of New York City." *American journal of public health*, 99(7): 1308-1314.
- Bearman, Peter S., and James Moody. 2004. "Suicide and Friendships among American Adolescents." *American Journal of Public Health* 94(1): 89-95.
- Benight, Charles C. 2004. "Collective Efficacy Following a Series of Natural Disasters." *Anxiety, Stress and Coping* 17(4): 401-20.
- Bolton, James M., Wendy Au, William D. Leslie, Patricia J. Martens, Murray W. Enns, Leslie L. Roos, Laurence Y. Katz, Holly C. Wilcox, Annette Erlangsen, Dan Chateau, Randy Walld, Rae Spiwak, Monique Seguin, Katherine Shear, and Jitender Sareen. 2013. "Parents Bereaved by Offspring Suicide: A Population-Based Longitudinal Case-Control Study." *JAMA Psychiatry* 70(2): 158-67.
- Brent, David A., Joshua A. Perper, Grace Moritz, Chris Allman, Joy Schweers, Claudia Roth, Lisa Balach, Rebecca Canobbio, and Laura Liotus. 1993. "Psychiatric Sequelae to the Loss of an Adolescent Peer to Suicide." *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry* 32(3): 509-17.
- Census and Statistics Department. 2019. "Population." Hong Kong Statistics, The Government of the Hong Kong Special Administrative Region. Retrieved May 20, 2020 (<https://www.censtatd.gov.hk/home>).
- Chen, Juan, Duoduo Xu, and Xiaogang Wu. 2019. "Seeking Help for Mental Health Problems in Hong Kong: The Role of Family." *Administration and Policy in Mental Health and Mental Health Services Research* 46(2): 220-37.
- Cohen, D. A., Finch, B. K., Bower, A., and Sastry, N. (2006). "Collective efficacy and obesity: the potential influence of social factors on health." *Social science & medicine* 62(3): 769-778.
- Cohen, Sheldon, and Thomas Ashby Wills. 1985. "Stress, Social Support, and the Buffering Hypothesis." *Psychological Bulletin* 98(2): 310-57.
- Coleman, James S. 1988. "Social Capital in the Creation of Human Capital." *American Journal of Sociology* 94: S95-120.

- Coroners' Reports. 2017. Judiciary of the Hong Kong Special Administrative Region of the People's Republic of China. Retrieved on 20 January 2022 (https://www.judiciary.hk/doc/en/publications/coroner_report_april2018.pdf).
- Coroners' Reports. 2018. Judiciary of the Hong Kong Special Administrative Region of the People's Republic of China. Retrieved on 20 January 2022 (https://www.judiciary.hk/doc/en/publications/coroner_report_july2019.pdf).
- Derogatis, Leonard R., Ronald S. Lipman, Karl Rickels, E. H. Uhlenhuth, and Lino Covi. 1974. "The Hopkins Symptom Checklist (HSCL): A Self-report Symptom Inventory." *Behavioral Science* 19(1): 1-15.
- Dohrenwend, Bruce P. 2000. "The Role of Adversity and Stress in Psychopathology: Some Evidence and Its Implications for Theory and Research." *Journal of Health and Social Behavior* 41(1): 1-19.
- Durkheim, E. ([1897] 1951). *Suicide*. London, England: Routledge.
- Eaton, W. W. 1978. "Life events, social supports, and psychiatric symptoms: A reanalysis of the New Haven data." *Journal of Health and Social Behavior* 19(2): 230-34.
- Echeverría, Sandra, Ana V. Diez-Roux, Steven Shea, Luisa N. Borrell, and Sharon Jackson. 2008. "Associations of Neighborhood Problems and Neighborhood Social Cohesion with Mental Health and Health Behaviors: The Multi-Ethnic Study of Atherosclerosis." *Health and Place* 14(4): 851-63.
- Evans, Gary W., Nancy M. Wells, and Annie Moch. 2003. "Housing and Mental Health: A Review of the Evidence and a Methodological and Conceptual Critique." *Journal of Social Issues* 59(3): 475-500.
- Feigelman, W., Cerel, J., McIntosh, J.L., Brent, D., Gutin, N., 2018. Suicide exposures and bereavement among American adults: evidence from the 2016 general social survey. *J. Affect. Disord.* 227: 1-6.
- Fullerton, C.S., Ursano, R.J., Liu, X., McKibben, J.B., Wang, L. and Reissman, D.B., 2015. "Depressive symptom severity and community collective efficacy following the 2004 Florida Hurricanes." *PloS one* 10(6): e0130863.
- Gary, Tiffany L., Sarah A. Stark, and Thomas A. LaVeist. 2007. "Neighborhood Characteristics and Mental Health among African Americans and Whites Living in a Racially Integrated Urban Community." *Health and Place* 13(2): 569-575.
- Guldin, M.B., Li, J., Pedersen, H.S., Obel, C., Agerbo, E., Gissler, M., Cnattingius, S., Olsen, J., Vestergaard, M., 2015. Incidence of suicide among persons who had a parent who died during their childhood a population-based cohort study. *JAMA Psychiatry* 72: 1227-1234.
- Haavet, Ole R., Manjit Kaur Sirpal, Wenche Haugen, and Kaj Sparle Christensen. 2011. "Diagnosis of Depressed Young People in Primary Health Care-a Validation of HSCL-10." *Family Practice* 28(2): 233-237.

- Heid, A.R., Pruchno, R., Cartwright, F.P. and Wilson-Genderson, M., 2017. "Exposure to Hurricane Sandy, neighborhood collective efficacy, and post-traumatic stress symptoms in older adults." *Aging & mental health* 21(7): 742-750.
- Hom, M.A., Stanley, I.H., Gutierrez, P.M., Joiner, T.E., 2017. Exploring the association between exposure to suicide and suicide risk among military service members and veterans. *J. Affect. Disord* 207: 327-335.
- Hsu, C.Y., O'Connor, M. and Lee, S., 2009. "Understandings of death and dying for people of Chinese origin." *Death Studies* 33(2): 153-174.
- Kawachi, I., and Bruce P. Kennedy. 1997. "Health and Social Cohesion: Why Care about Income Inequality?" *BMJ: British Medical Journal* 314(7086): 1030-1040.
- Kawachi, I., and L. F. Berkman. 2001. "Social Ties and Mental Health." *Journal of Urban Health* 78(3): 458-467.
- Kessler, Ronald C. 1997. "The Effects of Stressful Life Events on Depression." *Annual Review of Psychology* 48: 191-214.
- Kessler, Ronald C., and Jane D. Mcleod. 1984. "Socioeconomic Status Differences in Vulnerability to Undesirable Life Events." *American Sociological Review* 49(5): 620-31.
- Kim, D., 2008. "Blues from the neighborhood? Neighborhood Characteristics and Depression." *Epidemiologic Reviews* 30 (1): 101-117.
- Kim, E. S., and Kawachi, I., 2017. "Perceived neighborhood social cohesion and preventive healthcare use." *American journal of preventive medicine* 53(2): e35-e40.
- Kleppang, Annette Løvheim, and Curt Hagquist. 2016. "The Psychometric Properties of the Hopkins Symptom Checklist-10: A Rasch Analysis Based on Adolescent Data from Norway." *Family Practice* 33(6): 740-745.
- Kubzansky, Laura D., S. V. Subramanian, Ichiro Kawachi, Martha E. Fay, Mah J. Soobader, and Lisa F. Berkman. 2005. "Neighborhood Contextual Influences on Depressive Symptoms in the Elderly." *American Journal of Epidemiology* 162(3): 253-260.
- Latkin, Carl A., and Aaron D. Curry. 2003. "Stressful Neighborhoods and Depression: A Prospective Study of the Impact of Neighborhood Disorder." *Journal of Health and Social Behavior* 44(1): 34-44.
- LeClere, Felicia B., Richard G. Rogers, and Kimberley D. Peters. 1997. "Ethnicity and Mortality in the United States: Individual and Community Correlates." *Social Forces* 76(1): 169-198.
- Leyden, Kevin M. 2003. "Social Capital and the Built Environment: The Importance of Walkable Neighborhoods." *American Journal of Public Health* 93(9): 1546-1551.
- Lin, N., Mary W. Woelfel, and Stephen C. Light. 1985. "The Buffering Effect of Social Support Subsequent to an Important Life Event." *Journal of Health and Social Behavior* 26(3): 247-263.

- Lin, N., Walter M. Ensel, Ronald S. Simeone, and Wen Kuo. 1979. "Social Support, Stressful Life Events, and Illness: A Model and an Empirical Test." *Journal of Health and Social Behavior* 20(2): 108-119.
- Lin, N., Xiaolan Ye, and Walter M. Ensel. 1999. "Social Support and Depressed Mood: A Structural Analysis." *Journal of Health and Social Behavior* 40(4): 344-359.
- Lipman, Ronald S., Lino Covi, and Arthur K. Shapiro. 1979. "The Hopkins Symptom Checklist (HSCL): Factors Derived from the HSCL-90." *Journal of Affective Disorders* 1(1): 9-24.
- Maimon, David, Christopher R. Browning, and Jeanne Brooks-Gunn. 2010. "Collective Efficacy, Family Attachment, and Urban Adolescent Suicide Attempts." *Journal of Health and Social Behavior* 51(3): 307-324.
- Mair, C., Roux, A.V.D. and Morenoff, J.D., 2010. "Neighborhood stressors and social support as predictors of depressive symptoms in the Chicago Community Adult Health Study." *Health & place*, 16(5): 811-819.
- Mair, C., Roux, A.V.D., Shen, M., Shea, S., Seeman, T., Echeverria, S. and O'meara, E.S., 2009. "Cross-sectional and longitudinal associations of neighborhood cohesion and stressors with depressive symptoms in the multiethnic study of atherosclerosis." *Annals of epidemiology*, 19(1): 49-57.
- McLeod, Jane D., and Ronald C. Kessler. 1990. "Socioeconomic Status Differences in Vulnerability to Undesirable Life Events Author." *Journal of Health and Social Behavior* 31(2): 162-72.
- Miao, Jia, Donglin Zeng and Zhilei Shi, 2021. "Can neighborhoods protect residents from mental distress during the COVID-19 pandemic? Evidence from Wuhan." *Chinese Sociological Review* 53(1): 1-26.
- Miao, Jia, Xiaogang Wu, and Xiulin Sun. 2019. "Neighborhood, Social Cohesion, and the Elderly's Depression in Shanghai." *Social Science and Medicine* 229(August): 134-43.
- Miller, Adam Bryant, Christianne Esposito-Smythers, and Richard N. Leichtweis. 2015. "Role of Social Support in Adolescent Suicidal Ideation and Suicide Attempts." *Journal of Adolescent Health* 56(3): 286-92.
- Mitchell, K.J., Turner, H.A., Jones, L.M., 2019. "Youth exposure to suicide attempts: relative impact on personal trauma symptoms." *Am. J. Prev. Med.* 56: 109-115.
- Monroe, Scott M. 2008. "Modern Approaches to Conceptualizing and Measuring Human Life Stress." *Annual Review of Clinical Psychology* 4(1): 33-52.
- Murayama, Hiroshi, Mariko Nishi, Yu Nofuji, Eri Matsuo, Yu Taniguchi, Hidenori Amano, Yuri Yokoyama, Yoshinori Fujiwara, and Shoji Shinkai. 2015. "Longitudinal Association between Neighborhood Cohesion and Depressive Mood in Old Age: A Japanese Prospective Study." *Health and Place* 34:270-78.

- Myers, Jerome K., Jacob J. Lindenthal, and Max P. Pepper. 1975. "Life Events, Social Integration and Psychiatric Symptomatology." *Journal of Health and Social Behavior* 16(4): 421-27.
- Ostir, G.V., Eschbach, K., Markides, K.S. and Goodwin, J.S., 2003. "Neighbourhood Composition and Depressive Symptoms among Older Mexican Americans." *Journal of Epidemiology & Community Health* 57(12): 987-992.
- Pearlin, Leonard I. 1989. "The Sociological Study of Stress." *Journal of Health and Social Behavior* 30(3): 241-56.
- Pearlin, Leonard I., and Joyce S. Johnson. 1977. "Marital Status, Life-Strains and Depression." *American Sociological Review* 42(5): 704-15.
- Pescosolido, B. A., and S. Georgianna. 1989. "Durkheim, Suicide, and Religion: Toward a Network Theory of Suicide." *American Sociological Review* 54(1): 33-48.
- Phillips, David P. 1974. "The Influence of Suggestion on Suicide: Substantive and Theoretical Implications of the Werther Effect." *American Sociological Review* 39(3): 340-54.
- Phillips, David P., and Lundie L. Carstensen. 1986. "Clustering of Teenage Suicides after Television News Stories about Suicide." *The New England Journal of Medicine* 315(11): 685-89.
- Pitman, Alexandra, David Osborn, Michael King, and Annette Erlangsen. 2014. "Effects of Suicide Bereavement on Mental Health and Suicide Risk." *The Lancet Psychiatry* 1(1): 86-94.
- Robert, Stephanie A. 1999. "Socioeconomic Position and Health: The Independent Contribution of Community Socioeconomic Context." *Annual Review of Sociology* 25(1): 489-516.
- Robinette, Jennifer W., Susan T. Charles, Jacqueline A. Mogle, and David M. Almeida. 2013. "Neighborhood Cohesion and Daily Well-Being: Results from a Diary Study." *Social Science and Medicine* 96: 174-82.
- Ross, Catherine E., J. R. Reynolds, and K. J. Geis. 2000. "The Contingent Meaning of Neighborhood Stability for Residents' Psychological Well-Being." *American Sociological Review* 65(4): 581-97.
- Sampson, Robert J. 2012. *Great American City: Chicago and the Enduring Neighborhood Effect*. University of Chicago Press.
- Sampson, Robert J., Stephen W. Raudenbush, and Felton Earls. 1997. "Neighborhoods and Violent Crime: A Multilevel Study of Collective Efficacy." *Science* 277: 918-24.
- Sampson, Robert J., Jeffrey D. Morenoff, and Thomas Gannon-Rowley. 2002. "Assessing 'Neighborhood Effects': Social Processes and New Directions in Research." *Annual Review of Sociology* 28(1): 443-78.

- Sirpal, M.K., Haugen, W., Sparle, K. and Haavet, O.R., 2016. "Validation study of HSCL-10, HSCL-6, WHO-5 and 3-key questions in 14-16 year ethnic minority adolescents." *BMC family practice*, 17(1): 1-5.
- Soomans, Anne, and Sally Macintyre. 1995. "Health and Perceptions of the Local Environment in Socially Contrasting Neighbourhoods in Glasgow." *Health and Place* 1(1): 15-26.
- Stack, Steven. 1987. "Celebrities and Suicide: A Taxonomy and Analysis, 1948-1983." *American Sociological Review* 52(3): 401-412.
- Stockdale, Susan E., Kenneth B. Wells, Lingqi Tang, Thomas R. Belin, Lily Zhang, and Cathy D. Sherbourne. 2007. "The Importance of Social Context: Neighborhood Stressors, Stress-Buffering Mechanisms, and Alcohol, Drug, and Mental Health Disorders." *Social Science and Medicine* 65(9): 1867-1881.
- Syed, Hammad Raza, Henrik Daae Zachrisson, Odd Steffen Dalgard, Ingvild Dalen, and Nora Ahlberg. 2008. "Concordance between Hopkins Symptom Checklist (HSCL-10) and Pakistan Anxiety and Depression Questionnaire (PADQ), in a Rural Self-Motivated Population in Pakistan." *BMC Psychiatry* 8: 1-12.
- Thoits, Peggy A. 1987. "Gender and Marital Status Differences in Control and Distress: Common Stress versus Unique Stress Explanations." *Journal of Health and Social Behavior* 28(1): 7-22.
- Thoits, Peggy A. 2011. "Mechanisms Linking Social Ties and Support to Physical and Mental Health." *Journal of Health and Social Behavior* 52(2): 145-161.
- Turner, R. Jay. 1981. "Social Support as a Contingency in Psychological Well-Being." *Journal of Health and Social Behavior* 22(4): 357-367.
- Ursano, R.J., McKibben, J.B., Reissman, D.B., Liu, X., Wang, L., Sampson, R.J. and Fullerton, C.S., 2014. "Posttraumatic stress disorder and community collective efficacy following the 2004 Florida hurricanes." *PloS one* 9(2): e88467.
- Wheaton, Blair. 1985. "Models for the Stress-Buffering Functions of Coping Resources." *Journal of Health and Social Behavior* 26(4): 352-364.
- Wheaton, Blair. 1982. "A comparison of the moderating effects of personal coping resources on the impact of exposure to stress in two groups." *Journal of community psychology* 10(4): 293-311.
- Wilson, William Julius. 1987. *The Truly Disadvantaged: The Inner City, the Underclass, and Public Policy*. Chicago, IL: University of Chicago Press.
- Wong, J.P.S., Stewart, S.M., Ho, S.Y., Rao, U., Lam, T.H., 2005. Exposure to suicide and suicidal behaviors among Hong Kong adolescents. *Soc. Sci. Med.* 61: 591-599.
- Wray, Matt, Cynthia Colen, and Bernice Pescosolido. 2011. "The Sociology of Suicide Matt." *Annual Review of Sociology* 37(1): 505-528.

- Wu, Xiaogang. 2016. "Hong Kong Panel Study of Social Dynamics (HKPSSD): Research Designs and Data Overview." *Chinese Sociological Review* 48(2): 162-84.
- Yen, I.H., Michael, Y.L. and Perdue, L., 2009. "Neighborhood environment in studies of health of older adults: a systematic review." *American journal of preventive medicine*, 37(5): 455-463.
- Yick, A.G. and Gupta, R., 2002. "Chinese cultural dimensions of death, dying, and bereavement: Focus group findings." *Journal of cultural diversity*, 9(2): 32-42.
- Zeng, D., and Wu, X. 2021. "Exposure to suicide in residential neighborhood and mental distress symptoms in Hong Kong: A spatiotemporal analysis." *Health and Place* 67.

责任编辑：刘大炜

性别、非稳定就业与生活满意度： 上海和香港的比较研究

韩子旭 吴愈晓*

摘要：非稳定工作（precarious work）的扩张是 20 世纪末期以来全球劳动力市场的重要趋势。本研究利用 2017 年“上海都市社区调查”（SUNS）和“香港社会动态追踪调查”（HKPSSD）数据，考察并比较了上海和香港两个国际大都市劳动者非稳定就业行为及其后果的性别差异。研究发现，第一，两地女性劳动者都更可能非稳定就业。第二，在上海，非稳定就业会显著降低女性劳动者的生活满意度，但对男性劳动者的生活满意度没有显著的影响；在香港，非稳定就业对女性劳动者的生活满意度没有显著的影响，但会显著降低男性劳动者的生活满意度。第三，中介效应分析表明，在上海，非稳定就业市场上更大的性别收入差距可以一定程度上解释非稳定就业对劳动者生活满意度影响的性别差异模式；在香港，非稳定就业市场上女性劳动者更短的工作时间可以一定程度上解释非稳定就业对劳动者生活满意度影响的性别差异模式。本研究的结果表明，比较不同制度背景下就业结构的性别差异模式及其机制，或对促进中国内地特大城市劳动力市场的性别平等有一定的政策启示。

关键词：非稳定就业 性别差异 生活满意度 上海 香港

（中图分类号）C915 （文献标识码）A （文章编号）2958-8006(2023)01-0058-28

* 作者 1：韩子旭，南京大学社会学院，email: dg21070004@smail.nju.edu.cn；
作者 2：吴愈晓，南京大学社会学院，email: yxwu2013@nju.edu.cn。

Gender, Precarious Employment and Life Satisfaction: A Comparative Study between Shanghai and Hong Kong

HAN Zixu, WU Yuxiao

Abstract: The expansion of precarious work is an important trend of the global labor market since late 20th century. Using data from the forth wave of the Hong Kong Panel Study of Social Dynamics and the first wave of the Shanghai Urban Neighborhood Survey (both collected in 2017), this study examines the gender disparities of precarious employment and its impact on individuals' life satisfaction in Shanghai and Hong Kong. It finds that, firstly, the share of precarious employment is much higher in Shanghai than in Hongkong, no matter for men and women. Secondly, women are more likely to be precariously employed in both cities. Thirdly, in Shanghai, precarious employment is negatively related to life satisfaction for female workers but has no significant effect on male's life satisfaction. On the contrary, in Hong Kong, precarious employment has no significant effect on female workers' life satisfaction, but significantly reduces the life satisfaction of male workers. Fourthly, in Shanghai, the gender income gap in the precarious job market can explain the gender difference of the relationship between precarious employment and life satisfaction to a certain extent. While in Hongkong, gender difference in working hours is one of the mediating factors for explaining the gender disparity of the association between precarious employment and life satisfaction. The results of this study indicate that the patterns and mechanisms of gender disparities in the labor market in Chinese cities are shaped by organizational and cultural institutions.

Keywords: Precarious Employment, Gender Difference, Life Satisfaction, Shanghai, Hong Kong

一、引言

非稳定工作（precarious work）的扩张被认为是 20 世纪末期以来全球劳动力市场的重要趋势之一。Kalleberg（2009）总结了非稳定工作扩张的五个主要表现，分别是：（1）劳动者与（特定）雇主相处的时间减少；（2）失业率上升；（3）在职劳动者感知的失业风险增加；（4）非标准化的工作安排（nonstandard work arrangement）和临时性工作（contingent work）增多；（5）在职劳动者的工作福利减少。非稳定就业的兴起和扩张有以下原因。一方面，企业需要利用灵活的雇佣安排降低组织成本，以适应全球化背景下愈发复杂多变的市场环境；另一方面，20 世纪 80 年代以来，受到由美国和英国主导的新自由主义经济思想的影响，西方发达资本主义国家普遍放松了对劳动力市场的管制，使得劳动力市场的流动性显著提高（田野，2014）。

既有的研究发现，非稳定就业会对劳动者产生诸多负面影响。首先，相比于稳定就业的劳动者，非稳定就业劳动者的收入水平往往更低，导致在职贫困现象（McGovern et al., 2004; Gash and McGinnity, 2007; 丁述磊, 2017a）；其次，非稳定就业加剧了劳动者的经济不安全感，降低了其生活满意度以及对向上流动的预期（Sullivan et al., 2001; 王海成、郭敏, 2015）；最后，非稳定就业还会对劳动者的婚育意愿以及社会参与产生显著的负面影响（Putnam, 2000; Coontz, 2005）。

非稳定就业与性别不平等之间存在着密切的联系。一方面，大量研究发现，女性劳动者更可能进入非稳定就业状态（Cranford et al., 2003; 刘妍、李岳云, 2007; 张立媛, 2019; Albelda et al., 2020; 金舒衡等, 2022），也就更可能受到由非稳定就业导致的各种不利影响。另一方面，男性和女性群体受到非稳定就业负面影响的程度是不同的（Greenhalgh and Rosenblatt, 1984）。有研究发现，在中国内地，非稳定就业对女性劳动者收入和生活满意度的负面影响显著强于男性劳动者（丁述磊, 2017b; 张抗私等, 2018; 吴传琦等, 2021）。由此可见，在中国内地，非稳定工作和稳定工作的二元劳动力市场分割很可能是导致性别不平等的重要机制。

就业结构及其后果的性别差异模式往往与一个社会的制度环境和文化背景有密切的关联。比较不同制度背景下劳动者非稳定就业行为及其后果的性别差异模式，有助于理解制度环境、就业结构以及文化背景如何共同型塑一个社会中的性别不平等。本研究选取中国经济最发达但经济和就业

制度有明显差异的两个城市——上海和香港——的劳动者为研究对象，以个体的生活满意度作为结果变量，考察非稳定就业行为及其后果的性别差异以及这种差异出现的原因，以期理解二十世纪末以来日益扩张的非稳定就业趋势对男女两性的生活机遇的影响提供理论思考和经验依据，并为促进我国劳动力市场的性别平等提供政策参考。

二、非稳定就业、生活满意度及其性别差异模式

（一）非稳定就业的性别差异及其解释

大量研究发现，女性劳动者比男性劳动者更可能进入非稳定就业状态（Cranford et al., 2003；刘妍、李岳云，2007；张立媛，2019；Albelda et al., 2020；金舒衡等，2022）。既有研究认为，非稳定就业的性别差异是多种因素共同导致的结果。首先，劳动力市场上的性别歧视可能导致雇主倾向于对女性劳动者的生产力给出较低的评价，进而使得更多女性劳动者无法获得稳定的就业岗位，被迫滑落到收入和工作福利较低、失业风险较高的非稳定就业部门（Hoyman, 1987；孟凡强、吴江，2013）；其次，女性更有可能在成年后由于婚育因素中断对自身的人力资本投资，导致她们的人力资本水平可能相对较低，进而使得她们更可能被推向就业质量较低的非稳定就业部门（Becker, 1985；谢妍翰、薛德升，2009）；再次，女性往往被要求承担更多的家庭责任，更可能为了缓解工作和家庭之间的矛盾而选择从事工作时间较短的非稳定工作（吴燕华等，2018；卢青青，2021）。

（二）非稳定就业对生活满意度的影响及其机制

若要分析非稳定就业对生活满意度效应的性别差异，就要先厘清非稳定就业对生活满意度的影响及其机制。大多数经验研究证明，非稳定就业会显著降低劳动者的生活满意度（王海成、郭敏，2015；Van Aerden et al., 2015；丁述磊，2017b；Chesters and Cuervo, 2019）。首先，相比于稳定就业的劳动者，非稳定就业的劳动者的工作收入显著更低（Gash and McGinnity, 2007；张抗私等，2018），而收入是影响个体生活满意度的重要因素（Easterlin, 1974；赵文龙、代红娟，2019）；其次，非稳定就业的劳动者面临着更高的失业风险，从而降低他们的生活满意度（Clark et al., 2008；王海成，2013）；再次，非稳定就业的劳动者很可能在升迁机

会、在职培训、工作环境、工作福利等非货币性的工作特征方面也处于显著的劣势 (Draca and Green, 2004)。然而, 也有少量经验研究证明, 非稳定就业并不会显著降低劳动者的生活满意度 (Green and Heywood, 2011; 曹洁、罗淳, 2018)。一方面, 非稳定就业劳动者的工作时间较短, 并且可以更加自由地安排自己的劳动时间, 这可能会改善劳动者的生活质量 (Guest, 2004); 另一方面, 一些劳动者会将非稳定就业看作是进一步获得更好就业岗位的“桥梁”, 因而甘愿暂时忍受较差的工作待遇, 非稳定就业很可能不会对这部分劳动者的生活满意度产生显著的负面影响 (Gash, 2008)。总之, 既有研究大多认为, 非稳定就业较低的收入和工作福利、较高的失业风险对劳动者生活满意度所造成的负面影响往往要强于其较短的工作时间、较高的工作灵活性对劳动者生活满意度所产生的正向影响 (Zeytinoglu et al., 2015)。以上总结可以发现, 工作收入和工作时间是非稳定就业影响生活满意度的两个重要中介机制。在本文的实证分析部分, 我们将会通过引入工作时间和工作收入两个中介变量来解释非稳定就业对劳动者生活满意度影响的性别差异。

(三) 非稳定就业对生活满意度影响的性别差异及其机制

就“非稳定就业对生活满意度影响的性别差异”这一议题, 以不同社会为背景的研究发现了不同的性别差异模式。大多数以中国内地为背景的研究发现, 相比于男性劳动者, 非稳定就业降低生活满意度的效应对女性劳动者而言显著更强 (王海成、郭敏, 2015; 丁述磊, 2017b; 吴传琦等, 2021)。其背后的原因被认为是非稳定就业市场缺乏规制, 其中的性别歧视更为严重, 导致非稳定就业市场上的性别收入差距相比于正规就业市场显著更大 (丁述磊, 2017a; 张抗私等, 2018)。本文称之为“**性别歧视机制**”。然而, 大多数以西方发达国家为背景的研究却发现, 相比于男性劳动者, 非稳定就业降低生活满意度的效应对女性劳动者显著更弱 (Moortel et al., 2014; Inanc, 2018; Wang and Raymo, 2021), 原因可能是男性和女性社会角色的不同。尽管双职工家庭的数量在快速增加, 但许多人仍然认为, 挣钱养家是男性气质的标志, 而照料家务是女性气质的标志。男性的非稳定就业使得他们偏离了挣钱养家的社会角色, 由于非稳定工作较低的收入和糟糕的职业前景, 非稳定就业的男性往往被自己和家人认为没有达到性别标准, 这会显著降低他们的生活满意度 (Inanc, 2018; Julia et al., 2022)。相比之下, 女性为了照料家务而从事工资较低的非稳

定工作往往被自己和家人认为是符合其社会角色的行为，甚至一部分女性会为了平衡工作和家庭之间的矛盾主动选择工作时间较短的非稳定就业岗位，因而非稳定就业不会降低她们的生活满意度（Moortel et al., 2014; Oishi et al., 2015）。本文将上述机制称为“社会角色机制”。本文认为，“性别歧视机制”与“社会角色机制”何者占据主导地位与一个社会的劳动力市场制度以及主流的性别角色观念或性别文化密切相关。因此，考察非稳定就业对生活满意度影响的性别差异需要结合具体的社会情境。

虽然一些研究已经关注到了非稳定就业行为及其后果的性别差异，但将中国内地与其他不同经济体制的社会进行比较的研究仍较为鲜见。在“一国两制”的大背景下，就经济体制而言，中国内地和香港特别行政区可以分别看作“市场转型社会”和“自由资本主义社会”的代表；而在传统文化等其他方面，两地又具有较强的相似性，这使得两地间的比较一定程度上具有“自然实验”的性质，构成了一对较为理想的比较研究对象（Zhang et al., 2017; 李骏, 2018）。本研究使用上海和香港两个国际大都市的代表性问卷调查数据，考察两地劳动者非稳定就业行为及其后果的性别差异模式，并通过引入工作时间和工作收入两个中介变量，探讨非稳定就业对生活满意度的影响在两地呈现出不同的性别差异模式的原因。如前所述，已有的实证研究表明，在中国内地，非稳定就业对生活满意度影响的性别差异模式与西方资本主义社会存在较大的不同（王海成、郭敏, 2015; 丁述磊, 2017b; Moortel et al., 2014; Inanc, 2018）。探究这种差异出现的原因对于降低由非稳定就业导致的性别不平等，促进我国劳动力市场的性别平等具有重要的政策启示意义。

三、上海和香港的比较

（一）上海和香港非稳定就业扩张的不同制度背景

同大多数西方发达国家一样，20世纪90年代中期以来，中国内地和香港也都经历了非稳定工作的扩张（李骏, 2018）。在上海的非稳定就业扩张过程中，政府扮演了重要的角色。20世纪90年代中期以来，随着中国内地社会主义市场经济体制改革的推进，一方面，农村人口大量涌入上海，他们一开始大多会从事非稳定工作，成为上海非稳定就业的主力军；另一方面，国有企业改制在一定时期内带来了严峻的城镇失业问题。国企下岗工人大多年龄偏大、技能单一，很难找到稳定的工作岗位，往往只能

通过从事非稳定工作实现再就业。为了保障规模庞大的非稳定就业群体的合法权益,上海一度于 2006 年通过地方立法的形式鼓励外来人口和失业人群参加“非正规就业劳动组织”,规定非正规就业劳动组织中的从业人员可以被纳入基本社会保险的范围,还利用地方财政为非正规就业劳动组织中的从业人员提供免费参加各类培训的机会(任远,2008)。近年来,上海在职职工的基本社会保障综合参保率一直稳定在 90%以上,个体工商户和自由职业者中的参保人数也呈现逐年增加的趋势(石晨曦、曾益,2019)。从更宏观的层面而言,中国内地于 2008 年起实施了被广泛认为是限制资本力量、维护劳动者权益的“新劳动法”,也对保障非稳定就业者的合法权益起到了一定的作用。总而言之,在上海非稳定就业扩张的过程中,各级政府致力于通过各种措施保障非稳定就业者的合法权益。

与上海不同,香港非稳定就业的扩张普遍被认为由市场力量所主导,主要是雇主为了降低成本和增加弹性而推动的(Wong, 2001; Ngo, 2002; Chiu et al., 2008)。由于长期奉行“积极不干预”的自由主义经济政策,在香港非稳定就业扩张的过程中,政府并没有采取多少规制措施保障非稳定就业劳动者的合法权益。以兼职工作者为例,除了为雇主连续工作 60 天后可以获得强积金,全职工作者在法律上享有的权益保障均不适用于他们(Wong, 2001)。就连香港现行的《最低工资条例》也迟至 2010 年才被通过。

整体而言,相比于香港,上海非稳定就业者的权益确实很可能受到了更好的保护。李骏(2018)的研究发现,就部门之间的工资差异以及部门之间的人力资本回报差异两个维度而言,非稳定就业者所面临的劳动力市场分割在香港都要比在上海更为严重。然而,在一个社会中,非稳定就业的扩张是否会导致更严重的性别不平等不仅取决于政府对非稳定就业者权益的保护程度,还与政府对劳动力市场中性别不平等的规制密切相关。接下来,我们将会简要介绍和比较中国内地和香港有关劳动力市场性别歧视的法律规制及其效果。

(二) 上海和香港的反就业性别歧视法律规制及其效果

中国内地和香港都签署了 1979 年联合国通过的《消除一切针对妇女歧视公约》,两地也都致力于通过法律消除劳动力市场上的性别歧视,然而,在具体的立法条文和执行效果方面,两地存在着一定的差异。在立法层面,香港政府于 1995 年颁布了《性别歧视条例》,其重点是明确禁止

劳动力市场上的各种性别歧视，包括雇佣、升迁和裁员中的直接性别歧视，以及婚姻歧视、怀孕歧视等多种间接的性别歧视，该条例还对每种具体的歧视行为制定了相应的处罚标准（马聪，2019）。中国内地关于禁止劳动力市场性别歧视的相关法律条文见于《妇女权益保障法》第五章、《就业促进法》第 27 条以及《劳动合同法》第 45 条。虽然上述法条对女性平等就业权的保护已经较为全面，但专门立法的缺失还是在一定程度上导致中国内地的反就业性别歧视法规无法完全囊括现实中劳动力市场性别歧视的各种复杂情形，也缺少统一且具有预防歧视功能的处罚标准（刘明辉，2015）。在执法层面，香港以法律形式授权设立了反歧视条例的专门执行机关——“香港平等机会委员会”，以保障《性别歧视条例》的执法效果。中国内地则尚未建立专司反就业歧视的执法机构，而且在 2018 年之前也未针对就业歧视诉讼设置独立的案由。2018 年 12 月，最高人民法院发布了《关于增加民事案件案由的通知》，将“平等就业权纠纷”新增为案由，才有效减少了法院对就业性别歧视诉讼拒绝立案的现象（吕春娟、孙丽君，2020）。

与香港相比，中国内地的反就业性别歧视立法条文和执法效果尚有进一步完善和提高的空间，大量研究证实了中国内地劳动力市场上性别歧视现象的存在。杨慧（2015）对北京、河北、山东三地三所高校 2014 届大学毕业生的调查表明，有 86.2% 的女大学生在求职过程中遭遇过性别歧视；全国妇联 2016 年在北京部分大学的调查也显示，80.2% 的女大学生认为，在招聘过程中，普遍存在只招收男性或者优先考虑男性的提示（侯建斌，2016）；葛玉好等（2018）通过虚拟配对简历的方法考察了劳动力市场上的性别歧视问题，发现在两份配对简历只有性别不同的前提下，男大学生收到面试通知的次数平均比女大学生高 42%。由于上海市并没有针对就业性别歧视单独立法，上海的女性劳动者所受到的性别歧视程度很可能不会明显低于北京等其他大城市。周伟（2008）的研究发现，在上海市的报刊招聘广告中，有 30% 的职位只招收男性员工，而在成都，这一比例是 33%；两地都存在就业性别歧视现象。非稳定就业的女性往往社会经济地位较低、法律知识匮乏，更难利用法律武器维护自己的合法权益，雇主歧视这部分女性劳动者所需付出的成本更低。基于这种事实，我们预期上海非稳定就业市场上的性别歧视很可能比正规就业市场更加明显。

尽管劳动力市场上存在着性别歧视，中国内地的女性劳动参与率仍然要高于包括香港特别行政区在内的世界上大多数国家和地区。¹这很可能是因为在计划经济时期，中国政府倡导男女平等（宣传“妇女能顶半边天”），彼时，女性参与劳动是社会的普遍共识和价值规范，而在当前，中国内地仍有不少女性（尤其是那些出生于改革开放之前的女性）会受到计划经济时期意识形态影响，具有较强的就业意愿。由于生活成本在中国内地城市中名列前茅，上海劳动适龄女性的劳动参与率还要显著高于中国内地的平均水平（鲁元平等，2020）。总而言之，上海女性很可能比香港女性具有更强的就业意愿。

综上所述，一方面，由于反就业性别歧视规制有待进一步完善，上海非稳定就业市场上的性别歧视很可能比正规就业市场更加明显。相比之下，受到《性别歧视条例》的保护，香港的稳定就业者和非稳定就业者很可能都不会受到明显的性别歧视。因此，相比于香港，“性别歧视机制”在上海可能作用更为显著。另一方面，受到计划经济时期性别平等观念的影响，上海女性很可能比香港女性具有更强的就业意愿，她们希望也能够一定程度上扮演“挣钱养家”的社会角色。因此，相比于上海，“社会角色机制”在香港可能作用更加明显。

根据以上分析，本文推测，在上海，相比于男性，非稳定就业对女性劳动者生活满意度的负面影响显著更强；在香港，相比于男性，非稳定就业对女性劳动者生活满意度的负面影响显著更弱。

四、数据、变量与方法

（一）数据

本研究实证分析所用的上海数据来自于上海大学数据科学与都市研究中心于2017年开展的第一期“上海都市社区调查”（SUNS）；香港数据来自于香港科技大学应用社会与经济研究中心于2017年开展的第四期“香港社会动态追踪调查”（HKPSSD）。由于本研究的主题是考察劳动者非稳定就业行为及其后果的性别差异，我们在实证分析中剔除了两地数

1. 根据世界银行的数据，2000-2019年间，中国内地15-64岁女性劳动参与率的最低值是68.57%（2019年），高于相同年份区间内香港特区15-64岁女性劳动参与率的最高值65.47%（2018年）。

据中所有的非劳动力。² 在删除了少量本研究涉及的变量有缺失值的样本后，最终进入实证分析的上海样本量为 4,536，香港样本量为 1,596。

（二）变量

非稳定就业虚拟变量。 在上海或香港，若劳动者的就业状况符合以下情形中的任意一种，则非稳定就业虚拟变量赋值为“1”：（1）兼职工作；（2）自雇人士；（3）没有任何一种工作福利；（4）失业³，否则赋值为“0”。⁴ 以上特征包含了 Kalleberg（2009）指出的非稳定就业的五个特征中的四个（即非标准的工作安排、与雇主相处的时间较少、缺乏工作福利以及失业）。

生活满意度变量。 SUNS 和 HKPSSD 的调查问卷中都有一个完全一致的生活满意度量表（如表 1 所示）。本研究将量表中的题项（对应 5 个取值范围为 1-7 的定序变量）分地区通过因子分析法降维，生成测度两地劳动者生活满意度的综合指标变量（上海：方差贡献率为 60.14%，KMO 值为 0.8487；香港：方差贡献率为 67.61%，KMO 值为 0.8661）。

性别变量： 女性赋值为“1”，男性赋值为“0”。

中介变量： 工作时间和工作收入。本研究分别使用劳动者每周工作的小时数和每月工作收入的对数来测度其工作时间和工作收入。两个中介变量均为连续变量。失业劳动者的工作时间和工作收入均被赋值为“0”。

表 1. 生活满意度量表

序号	题项（很不同意=1；不太同意=2；不同意=3；中立=4；同意=5；比较同意=6；非常同意=7）
1	我满意自己的生活。
2	直到现在为止，我都能够得到我在生活上希望拥有的重要东西。
3	我的生活大致符合我的理想。
4	我的生活状况非常圆满。
5	如果我能重新活过，差不多没有什么东西我想改变。

2. 本研究将“非劳动力”界定为“调查时已持续一个月以上无业且最近一个月没有找过工作的受访者”。

3. 本研究将“失业”界定为“调查时失业不足一个月或已持续一个月以上无业但最近一个月找过工作”。

4. HKPSSD 数据包含对劳动合同类型的测度（短期/长期），但 SUNS 数据中没有类似的测度。笔者尝试将合同类型加入到香港非稳定就业者的判定条件中，发现主要结论并无变化。为了保证两地数据的一致性和可比性，我们最终没有将合同类型加入到非稳定就业的判定条件中。

控制变量。本研究还控制了一些非稳定就业和生活满意度的共同影响因素来削弱由遗漏变量问题导致的偏误。这些变量包括：年龄（连续变量）、年龄的二次项、受教育年限（连续变量）、婚姻状况（类别变量）、有无未成年子女（虚拟变量）、是否与父母同住（虚拟变量）、其他家庭成员年收入的对数（连续变量）。

所有变量的描述性统计特征如表 2 所示。从描述统计的结果可以发现，首先，无论是男性还是女性，香港的非稳定就业比例都远高于上海。其次，香港男性和女性的生活满意度均比上海高。再次，上海男性和女性的平均每周工作小时数高于香港，但收入水平低于香港。

表 2. 变量的描述性统计特征

	上海女性	上海男性	香港女性	香港男性
非稳定就业	0.340 (0.474)	0.307 (0.461)	0.517 (0.500)	0.472 (0.500)
生活满意度综合指标	58.03 (17.86)	55.20 (18.28)	61.97 (18.13)	60.21 (18.19)
每周工作时间(小时)	44.51 (18.28)	47.05 (18.65)	39.22 (16.30)	45.55 (15.46)
个人工作收入的对数	7.969 (1.916)	8.431 (1.597)	8.921 (2.044)	9.319 (1.912)
年龄(岁)	38.05 (10.63)	39.75 (11.64)	43.10 (12.64)	42.59 (13.18)
受教育年限	11.37 (4.812)	11.63 (4.050)	12.05 (3.749)	12.14 (3.360)
婚姻状况				
未婚	0.144 (0.352)	0.171 (0.377)	0.336 (0.473)	0.352 (0.478)
在婚	0.812 (0.391)	0.797 (0.402)	0.575 (0.495)	0.621 (0.485)
离异或丧偶	0.044 (0.205)	0.032 (0.175)	0.089 (0.285)	0.027 (0.163)
有无未成年子女(有=1)	0.500 (0.500)	0.470 (0.499)	0.261 (0.439)	0.291 (0.455)
是否与父母同住(是=1)	0.157 (0.364)	0.202 (0.402)	0.220 (0.415)	0.247 (0.431)
其他家庭成员收入的对数	8.798 (4.381)	7.321 (5.016)	10.84 (3.901)	10.03 (4.630)
样本量	2,001	2,535	786	810

注：表中为平均值，括号内为标准差

（三）方法

在分析劳动者非稳定就业行为的性别差异时，因变量为虚拟变量，故使用二元 Logit 模型进行回归分析；在分析非稳定就业对劳动者生活满意度影响的性别差异时，因变量为连续变量，故使用线性回归模型（OLS 模型）进行统计估计。

值得注意的是，非稳定就业是劳动者根据自身的约束条件作出的策略性选择，劳动者可能会为了照料家务或发挥自身的比较优势而主动选择非稳定就业（Green and Heywood, 2011）。因此，劳动者的非稳定就业行为受到其家庭结构、人力资本以及其他人口学特征的影响，其本身具有选择性。在估计非稳定就业对劳动者生活满意度影响的性别差异时，若忽略选择性问题，使用常规的统计方法，很有可能出现较为严重的估计偏误。解决选择性偏误的理想方式是采用随机试验的策略，但这种策略不适合观察性的样本数据。为此，本研究采用了稳定逆概率加权（Stabilized Inverse Probability Treatment Weights, 简称 SIPTW）技术（Robins et al., 2000; Guo and Fraser, 2014; Hernán and Robins, 2020），以尽可能地克服选择性问题对估计结果所造成的偏误。这种方法首先计算出不同劳动者非稳定就业的概率，然后根据由概率计算出的权重构建一个加权的类样本（weighted pseudo-population）来实现数据的平衡。权重的计算公式如下：

$$SW_i = \frac{P(W_i = w_i)}{P(W_i = w_i | F_i, E_i, C_i)}$$

其中， W_i 表示第*i*个劳动者的就业状况（非稳定就业=1；稳定就业=0）， F_i 为第*i*个劳动者的婚姻状况、生育状况（有无未成年子女）、居住安排（是否与父母同住）、家庭其他成员收入等家庭状况， E_i 为第*i*个劳动者的受教育年限等人力资本状况， C_i 为第*i*个劳动者的性别、年龄等其他人口学特征。本研究使用二元 Logit 模型来估计劳动者非稳定就业的概率。对逆概率加权的平衡性检验结果见附表 1。经过逆概率加权之后，附表 1 的二元 Logit 模型中所有变量的回归系数均不再显著，说明逆概率加权样本通过了平衡性检验。

五、实证结果分析

（一）劳动者非稳定就业行为的性别差异

本研究讨论的第一个问题是上海和香港两地劳动者的非稳定就业行为是否存在显著的性别差异。表 3 模型 1 和模型 2 的结果表明，其他已控制因素保持不变，在上海和香港两地，女性劳动者都比男性劳动者更可能非稳定就业。具体而言，在上海，女性劳动者非稳定就业的几率（odds）比男性劳动者高 21.7%（ $e^{0.196} - 1 \approx 0.217$ ）；在香港，女性劳动者非稳定就业的几率比男性劳动者高 21.0%（ $e^{0.191} - 1 \approx 0.210$ ）。这说明在上海和香港两地，女性都更可能从事收入和福利较低、失业风险较高的非稳定工作，也就更可能受到由非稳定就业导致的不利影响。控制变量方面，表 3 的结果显示，在上海和香港两地，年龄与劳动者的非稳定就业概率均呈现 U 型关系，随着年龄的增长，劳动者非稳定就业的概率先下降后上升；受教育年限的增加则可以显著降低两地劳动者非稳定就业的概率；经历过初婚、有未成年子女、与父母同住、家庭其他成员收入较高的上海劳动者的非稳定就业概率显著更低，但这些家庭结构因素对香港劳动者是否非稳定就业均没有显著的影响。

（二）非稳定就业对劳动者生活满意度影响的性别差异

为了探明非稳定就业对上海和香港劳动者生活满意度的影响是否存在显著的性别差异，本研究对两地的分性别样本进行了回归分析，经过逆概率加权后的回归结果如表 4 所示。表 4 中模型 1 和模型 2 的结果显示，其他已控制因素保持不变，在上海，非稳定就业会显著降低女性劳动者的生活满意度，但不会对男性劳动者的生活满意度产生显著的影响。表 4 中模型 3 和模型 4 的结果显示，其他已控制因素保持不变，在香港，非稳定就业不会对女性劳动者的生活满意度产生显著的影响，但会显著降低男性劳动者的生活满意度。以上实证结果支持了前文的假设：在上海，非稳定就业对女性劳动者生活满意度的负面影响更强；而在香港，非稳定就业对男性劳动者生活满意度的负面影响更强。

表 3. 上海和香港两地劳动者非稳定就业行为的性别差异

	模型 1 (上海)	模型 2 (香港)
性别(女性=1)	0.196** (0.072)	0.191+ (0.109)
年龄	-0.263*** (0.025)	-0.198*** (0.036)
年龄的平方	0.003*** (0.000)	0.002*** (0.000)
受教育年限	-0.188*** (0.010)	-0.207*** (0.019)
婚姻状态(未婚为基组)		
在婚	-0.314* (0.148)	0.126 (0.169)
离异或丧偶	-0.422+ (0.239)	0.429 (0.287)
有无未成年子女(有=1)	0.174+ (0.101)	-0.072 (0.134)
是否与父母同住(是=1)	-0.209* (0.103)	-0.212 (0.130)
家庭其他成员收入对数	-0.019** (0.007)	0.016 (0.013)
常数项	6.505*** (0.468)	6.327*** (0.762)
样本量	4,536	1,596
虚拟决定系数	0.129	0.096

注：+ $p < 0.10$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 。

表 4. 非稳定就业对生活满意度影响的性别差异（经过逆概率加权）

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	(上海女性)	(上海男性)	(香港女性)	(香港男性)
非稳定就业	-3.708*** (1.004)	-1.185 (0.940)	0.139 (1.409)	-3.151* (1.423)
年龄	0.099 (0.345)	-0.140 (0.303)	-0.356 (0.457)	-0.053 (0.462)
年龄的二次项	0.001 (0.004)	0.003 (0.004)	0.004 (0.005)	0.002 (0.005)
受教育年限	0.124 (0.113)	0.341* (0.135)	0.768** (0.271)	0.201 (0.263)
婚姻状态(未婚为基组)				
在婚	5.092** (1.917)	10.746*** (1.772)	7.367*** (2.154)	3.231 (2.330)
离异或丧偶	-2.734 (3.085)	3.941 (2.887)	1.379 (3.621)	-4.155 (4.171)
有无未成年子女(有=1)	-1.126 (1.220)	-3.051* (1.240)	-2.305 (1.779)	3.039+ (1.752)
是否与父母同住(是=1)	2.465+ (1.425)	1.858+ (1.057)	-1.820 (1.639)	0.100 (1.620)
家庭其他成员收入对数	0.248* (0.104)	0.101 (0.092)	0.254 (0.208)	0.008 (0.160)
常数项	46.186*** (6.306)	44.159*** (5.752)	54.503*** (9.813)	54.985*** (9.632)
样本量	2,001	2,535	786	810
虚拟决定系数	0.046	0.053	0.051	0.040

注：+ $p < 0.10$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 。

(三) 非稳定就业对劳动者生活满意度影响性别差异的中介机制分析

如前所述，工作时间和工作收入是非稳定就业影响劳动者生活满意度的两个重要中介机制。本研究通过引入工作时间和工作收入两个中介变量来检验“性别歧视机制”和“社会角色机制”，进而探明非稳定就业对劳动者生活满意度的效应在上海和香港两地呈现出不同的性别差异模式的原因。

表 5 的模型 1-模型 3 检验了工作时间能否解释非稳定就业对上海劳动者生活满意度影响的性别差异。模型 1 的结果显示，非稳定就业变量与性别变量的交互项显著为负，说明在上海，相比于男性，非稳定就业对女性劳动者生活满意度的负面影响显著更强。模型 2 的结果显示，其他已控制因素保持不变，非稳定就业可以显著减少上海劳动者的工作时间，非稳定就业变量与性别变量的交互项显著为负，说明非稳定就业减少工作时间的效应对于上海的女性劳动者而言显著更强。然而，模型 3 的结果却显示，工作时间的减少并不能提高上海劳动者的生活满意度。⁵ 综合模型 2 和模型 3 的结果可以发现，在上海，“社会角色机制”并不完全成立。虽然非稳定就业可以更显著地降低女性劳动者的工作时间，使得她们能够更好地履行“照料家务”的社会角色，但这种工作时间的减少是以大幅度降低个人收入为代价的，会使得她们无法同时履行好一部分“挣钱养家”的社会角色，因此并不会提高她们的生活满意度。亦即，受到高昂的生活成本以及计划经济时期意识形态的影响，对于大多数上海女性而言，只专心扮演“照料家务”的社会角色并不被其自身及其家人认为是很好的选择，女性在更多地照料家务的同时，还需要承担一部分经济责任，被期望能够“家庭事业双肩挑”。相比于模型 1，模型 3 中非稳定就业变量与性别变量之间的交互项回归系数的绝对值不仅没有下降，反而略微上升。经中介效应检验发现，工作时间的中介效应并不显著，说明工作时间不能解释非稳定就业对上海劳动者生活满意度影响的性别差异。

5. 进一步的交互效应分析发现，工作时间和工作收入对上海劳动者生活满意度的影响不存在显著的性别差异。限于篇幅，相关回归结果并未在正文中呈现，感兴趣的读者可以联系作者获取。

表 5. 非稳定就业对上海劳动者生活满意度影响的性别差异的中介机制分析
(经过逆概率加权)

	模型 1 生活满意度	模型 2 工作时间	模型 3 生活满意度	模型 4 工作收入对数	模型 5 生活满意度	模型 6 生活满意度
性别(女性=1)	3.988*** (0.701)	-1.832** (0.642)	3.959*** (0.702)	-0.237*** (0.031)	4.209*** (0.700)	4.160*** (0.701)
非稳定就业	-1.184 (0.950)	-3.159** (1.103)	-1.233 (0.952)	-0.931*** (0.122)	-0.315 (0.964)	-0.282 (0.967)
非稳定就业×性别	-2.528+ (1.411)	-3.520* (1.703)	-2.583+ (1.412)	-0.523* (0.204)	-2.040 (1.383)	-2.118 (1.389)
工作时间			-0.015 (0.019)			-0.055** (0.019)
工作收入对数					0.934*** (0.254)	1.157*** (0.266)
其他控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	43.621*** (4.231)	71.130*** (4.900)	44.723*** (4.333)	7.640*** (0.451)	36.486*** (4.569)	38.717*** (4.605)
样本量	4,536	4,536	4,536	4,536	4,536	4,536
虚拟决定系数	0.054	0.151	0.054	0.177	0.061	0.063

注：其他控制变量包括：年龄、年龄的二次项、受教育年限、婚姻状态、有无未成年子女、是否与父母同住、家庭其他成员收入的对数；+ $p < 0.10$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 。

表 5 的模型 1、模型 4 以及模型 5 检验了工作收入能否解释非稳定就业对上海劳动者生活满意度影响的性别差异。模型 4 的结果显示，控制了其他变量，非稳定就业会显著降低劳动者的工作收入，非稳定就业变量与性别变量之间的交互项显著为负，说明相比于男性，非稳定就业降低劳动者工作收入的效应对女性更加显著。这与上海非稳定就业女性劳动者的工作时间显著更少有关（模型 2 的结果）。然而，笔者通过进一步分析数据发现，即使在模型 4 的基础上进一步控制了工作时间变量，非稳定就业变量与性别变量之间的交互项以及性别变量的主效应仍然显著为负。⁶ 这说明上海的正规就业市场和非稳定就业市场上很可能都存在着显著的性别歧

6. 限于篇幅，相关回归结果并未在正文中呈现，感兴趣的读者可以联系作者获取。

视，且上海非稳定就业市场上的性别歧视比正规就业市场更加明显。模型 5 的结果显示，控制了其他因素，工作收入的减少会显著降低上海劳动者的生活满意度。相比于模型 1，模型 5 中非稳定就业变量与性别变量之间的交互项回归系数的绝对值出现了明显的下降，且变得不再显著，说明之所以非稳定就业对上海女性劳动者生活满意度的负面影响显著更强，一定程度上是因为她们在非稳定就业市场上遭受了更严重的收入惩罚。经中介效应检验发现，工作收入解释了非稳定就业对上海劳动者生活满意度影响的性别差异的 19.3%（间接效应在 5% 的显著性水平上显著）。表 5 模型 6 的结果显示，在同时加入了工作时间和工作收入两个变量后，非稳定就业变量与性别变量之间的交互项回归系数仍然不显著，且其大小与模型 5 更为接近，说明在上海，工作收入的中介效应要明显强于工作时间。综上所述，“性别歧视机制”在上海占据主导地位，导致非稳定就业对上海女性劳动者生活满意度的负面影响显著强于男性劳动者。

表 6 模型 1-模型 3 检验了工作时间能否解释非稳定就业对香港劳动者生活满意度影响的性别差异。模型 1 的结果显示，非稳定就业变量与性别变量的交互项显著为正，说明在香港，相比于男性，非稳定就业对女性劳动者生活满意度的负面影响显著更弱。模型 2 的结果显示，与上海的情况相似，在香港，非稳定就业也可以显著减少劳动者的工作时间，而且相比于男性劳动者，非稳定就业减少工作时间的效应对女性劳动者也显著更强。然而，模型 3 的结果显示，与上海的情况不同，在香港，工作时间的减少可以显著提高劳动者的生活满意度。⁷综合模型 2 和模型 3 的结果可以发现，在香港，“社会角色机制”的作用很可能比上海更加明显。非稳定就业可以更显著地降低香港女性劳动者的工作时间，帮助她们更好地履行“照料家务”的社会角色。工作时间的减少虽然伴随着工作收入的下降，但仍然可以显著地提升香港女性劳动者的生活满意度，并且还很大程度上遮掩了非稳定就业的其他不利影响（例如较差的工作环境和较高的失业风险），导致非稳定就业对香港女性劳动者生活满意度的影响并不显著。相比之下，香港的男性劳动者受制于其“挣钱养家”的社会角色，他们即使非稳定就业，也很可能会尽可能地延长自己的工作时间（例如在非稳定就业市场上从事全职工作或者同时从事多份兼职工作），直至个人总收入达到合意的水平。这就使得香港的男性劳动者无法像女性劳动者那样如此显

7. 进一步的交互效应分析发现，工作时间和工作收入对香港劳动者生活满意度的影响也不存在显著的性别差异。限于篇幅，相关回归结果并未在正文中呈现，感兴趣的读者可以联系作者获取。

著地通过非稳定就业减少工作时间，也就无法充分地从非稳定就业减少工作时间的效应中获得生活满意度的提升。相比于模型 1，模型 3 中非稳定就业变量与性别变量之间的交互项回归系数的绝对值出现了明显的下降，且变得不再显著，说明之所以非稳定就业对香港女性劳动者生活满意度的负面影响显著更弱，一定程度上是因为非稳定就业减少工作时间的效应对于她们而言更为显著。经中介效应检验发现，工作时间解释了非稳定就业对香港劳动者生活满意度影响的性别差异的 10.1%（间接效应在 10% 的显著性水平上显著）。

表 6. 非稳定就业对香港劳动者生活满意度影响的性别差异的中介机制分析
(经过逆概率加权)

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
	生活满意度	工作时间	生活满意度	工作收入对数	生活满意度	生活满意度
性别(女 性=1)	0.397 (1.312)	-4.157*** (0.902)	0.109 (1.314)	-0.202*** (0.051)	0.487 (1.311)	-0.000 (1.303)
非稳定就 业	-3.217* (1.414)	-6.044*** (1.127)	-3.635* (1.437)	-0.944*** (0.121)	-2.798+ (1.439)	-3.000* (1.427)
非稳定就 业×性别	3.415+ (2.030)	-4.963** (1.634)	3.072 (2.019)	-0.388* (0.186)	3.588+ (2.030)	3.121 (2.003)
工作时间			-0.069* (0.035)			-0.155*** (0.044)
工作收入 对数					0.444+ (0.262)	1.221*** (0.334)
其他控制 变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	55.870*** (6.743)	34.356*** (6.285)	58.249*** (6.893)	5.516*** (0.704)	53.422*** (6.968)	54.458*** (6.888)
样本量	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596
虚拟决定 系数	0.038	0.169	0.041	0.172	0.040	0.050

注：其他控制变量包括：年龄、年龄的二次项、受教育年限、婚姻状态、有无未成年子女、是否与父母同住、家庭其他成员收入的对数；+ $p < 0.10$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 。

表 6 的模型 1、模型 4 以及模型 5 检验了工作收入能否解释非稳定就业对香港劳动者生活满意度影响的性别差异。表 6 模型 4 的结果显示，与上海类似，非稳定就业也会显著降低香港劳动者的工作收入，相比于男性，非稳定就业降低劳动者工作收入的效应在香港也对女性更加显著。然而，相比于表 5 模型 4，表 6 模型 4 中非稳定就业变量与性别变量之间的交互项的回归系数明显更小，统计显著性也更低。更为重要的是，笔者通过进一步分析数据发现，在表 6 模型 4 的基础上进一步控制了工作时间变量之后，非稳定就业变量与性别变量之间的交互项以及性别变量的主效应均不再显著。⁸ 这很可能是由于香港的《性别歧视条例》同时保障了正规就业市场和非稳定就业市场上两性劳动者在获取经济收入方面的机会平等。表 6 模型 4 显示的非稳定就业市场上更大的性别收入差距主要来源于其中两性劳动者更大的工作时间差异（表 6 模型 2 的结果）而非更严重的性别歧视，“性别歧视机制”在香港很可能并不成立。表 6 模型 5 的结果显示，与上海相似，工作收入的减少也会显著降低香港劳动者的生活满意度。然而，相比于表 5 模型 5，表 6 模型 5 中工作收入变量的回归系数明显更小，统计显著性也明显更低。这很可能是因为工作收入的增加往往伴随着工作时间的延长，而后者会显著降低香港劳动者的生活满意度（表 6 模型 3 的结果），从而在一定程度上减弱了工作收入对香港劳动者生活满意度的正向影响。相比于表 6 模型 1，表 6 模型 5 中非稳定就业变量与性别变量之间的交互项回归系数的绝对值不仅没有下降，反而略微上升。经中介效应检验发现，工作收入的中介效应并不显著，说明与上海不同，工作收入不能解释非稳定就业对香港劳动者生活满意度影响的性别差异。表 6 模型 6 的结果显示，在同时加入了工作时间和工作收入两个变量后，非稳定就业变量与性别变量之间的交互项回归系数仍然不显著，且其大小与表 6 模型 3 更为接近，说明在香港，工作时间的中介效应要明显强于工作收入。综上所述，“社会角色机制”在香港占据主导地位，导致非稳定就业对香港女性劳动者生活满意度的负面影响显著弱于男性劳动者。

六、结论与讨论

非稳定工作的扩张是 20 世纪末期以来全球劳动力市场的重要趋势之一，非稳定就业与性别不平等之间存在着密切的联系。本文基于 2017 年

8. 限于篇幅，相关回归结果并未在正文中呈现，感兴趣的读者可以联系作者获取。

的 SUNS 和 HKPSSD 数据,考察了劳动者非稳定就业行为及其后果的性别差异,具体而言,即上海和香港两地劳动者非稳定就业行为的性别差异以及非稳定就业对两地劳动者生活满意度影响的性别差异。研究分析得出了以下几个主要结论:

第一,在上海和香港两地,女性劳动者都比男性劳动者更可能非稳定就业。

第二,在上海,非稳定就业会显著降低女性劳动者的生活满意度,但对男性劳动者的生活满意度没有显著的影响;在香港,非稳定就业对女性劳动者的生活满意度没有显著的影响,但会显著降低男性劳动者的生活满意度。

第三,中介效应分析表明,在上海,“性别歧视机制”占据主导地位,非稳定就业市场上显著更大的性别收入差距可以一定程度上解释非稳定就业对劳动者生活满意度影响的性别差异模式;在香港,“社会角色机制”占据主导地位,非稳定就业市场上女性劳动显著更短的工作时间可以一定程度上解释非稳定就业对劳动者生活满意度影响的性别差异模式。

总而言之,虽然在上海和香港两地,女性劳动者都更可能非稳定就业,但香港女性劳动者的生活满意度并不会因非稳定就业而降低,而非稳定就业却会显著降低上海女性劳动者的生活满意度。我们有理由推断,在香港,女性劳动者的非稳定就业行为更多是为了减少工作时间以及平衡家庭和工作之间的矛盾而做出的策略性选择;而在上海,只有稳定就业的女性才有可能得到体制的庇护,获得相对公平的工资待遇,因此,上海的女性劳动者更可能是被迫滑落到非稳定就业市场的,非稳定就业不仅会降低她们的收入和工作福利,提高她们的失业风险,还会显著降低她们的生活满意度。在劳动力市场规制层面,中国内地和上海市需要通过专门立法、明确就业性别歧视的处罚标准以及设立专门的执法机构减少劳动力市场尤其是非稳定就业市场上的性别歧视,缩小相同工作时间内的性别收入差距。

本研究发现,非稳定就业并不会显著降低上海男性劳动者的生活满意度,其原因值得进一步讨论。本文认为,这很可能是由于非稳定就业降低生活满意度的效应对上海的男性流动人口显著更弱,而流动人口又在上海劳动者中占据很大的比例,导致从整体上来看,非稳定就业降低上海男性劳动者生活满意度的效应在统计上并不显著。既有研究发现,中国内地的人口从农村或中小城市向大城市流动主要是为了找到更好的工作,只有流动人口在流入地能够获得的工作机会明显好于其在流出地原本能够获得的

工作机会时，他们才会选择异地工作（才国伟、刘剑雄，2013）。对于在上海非稳定就业的男性流动人口而言，非稳定就业不仅不会使其偏离自身“挣钱养家”的社会角色，反而帮助他们更好地履行了这一职责。因此，相比于在上海本地出生的男性劳动者，非稳定就业对上海的男性流动人口生活满意度的负面影响很可能显著更弱。然而，对于在上海非稳定就业的女性流动人口而言，虽然她们正在从事的非稳定工作往往也明显好于其在流出地原本能够获得的工作，但异地工作却很可能使得她们偏离了自身“照料家务”的社会角色。因此，非稳定就业对上海的女性流动人口生活满意度的负面影响很可能并不弱于在上海本地出生的女性劳动者。附表 2 通过在正文表 4 回归模型的基础上进一步引入流动人口虚拟变量及其与非稳定就业变量之间的交互项来检验上述推测。附表 2 显示，在 4 个分地区分性别的子样本中，只有在上海的男性劳动者群体内部，相比于本地人口，非稳定就业降低生活满意度的效应对流动人口显著更弱，上述推测成立。此外，值得注意的是，虽然由附表 2 的结果可知，非稳定就业同样不会显著降低香港男性流动人口的生活满意度，但因为流动人口仅占香港男性劳动者总数的 25.4%（在上海，这一比例为 56.0%），所以他们尚不足以影响整个群体层面的规律。

本研究虽然通过分析上海和香港的代表性问卷调查数据，考察并对比了两地劳动者非稳定就业行为及其后果的性别差异，但仍然存在以下几点不足之处。首先，受到数据限制，本研究只从工作时间和工作收入两个角度解释了非稳定就业对劳动者生活满意度影响的性别差异。然而，非稳定工作与稳定工作在晋升机会、工作环境、工作福利等方面也可能存在着显著的差异。未来研究可以考察这些非货币性特征的差异是否能够解释非稳定就业对劳动者生活满意度影响的性别差异。其次，生活满意度这一结果变量并不能反映非稳定就业对劳动者产生的全部影响，未来研究可以选取其他结果变量（例如健康水平、婚育意愿、社会参与等），进一步考察非稳定就业后果的性别差异。最后，受到数据限制，本研究只能基于横截面数据展开实证分析，无法检验非稳定就业在劳动者职业生涯中是“桥梁”还是“陷阱”的问题，未来研究可以通过分析更长期的追踪调查数据，考察非稳定就业对中国劳动者职业生涯发展的长期影响。

参考文献 (References)

- 才国伟、刘剑雄. 2013. 归因、自主权与工作满意度[J]. 管理世界(01): 133-142.
- 曹洁、罗淳. 2018. “斜杠”青年的收入和福利分析——基于 CGSS2012、2013、2015 的经验研究[J]. 南方人口(03): 56-67.
- 丁述磊. 2017a. 正规就业与非正规就业工资差异的实证研究——分位数回归的视角[J]. 财经论丛(04): 3-10.
- 丁述磊. 2017b. 非正规就业对居民主观幸福感的影响——来自中国综合社会调查的经验分析[J]. 经济与管理研究(04): 57-67.
- 葛玉好、邓佳盟、张帅. 2018. 大学生就业存在性别歧视吗? ——基于虚拟配对简历的方法[J]. 经济学(季刊)(04): 1289-1304.
- 侯建斌. 2016. 全面二孩或加剧女性就业歧视——委员建议尽快制定反歧视法[N]. 法制日报: 03-15.
- 金舒衡、聂添柱、潘毅、许多多. 2022. 空间错配, 劳动力市场差异和不稳定就业: 以香港为例[J]. 城市与社会学刊(01): 105-127.
- 李骏. 2018. 非稳定就业与劳动力市场分割——对内地与香港比较研究[J]. 社会学研究(05): 164-190.
- 李路路、石磊. 2017. 经济增长与幸福感——解析伊斯特林悖论的形成机制[J]. 社会学研究(03): 95-120+244.
- 刘明辉. 2015. 促进我国性别平等立法及实施机制的他山之石——《港台地区性别平等立法及案例研究》评介[J]. 中华女子学院学报(03): 115-118.
- 刘妍、李岳云. 2007. 城市外来农村劳动力非正规就业的性别差异分析——以南京市为例[J]. 中国农村经济(12): 20-27.
- 卢青青. 2021. 半工半家: 农村妇女非正规就业的解释[J]. 农林经济管理学报(03): 402-410.
- 鲁元平、张克中、何凡. 2020. 家庭内部不平等、议价能力与已婚女性劳动参与——基于《新婚姻法》的准自然实验[J]. 劳动经济研究(02): 22-51.
- 吕春娟、孙丽君. 2020. 全面二孩视域下我国推进就业性别平等的立法构建[J]. 行政管理改革(03): 40-47.
- 马聪. 2019. 香港地区反就业性别歧视法律制度研究——以《性别歧视条例》为例[J]. 华南师范大学学报(社会科学版)(04): 140-147+192.
- 孟凡强、吴江. 2013. 我国就业稳定性的变迁及其影响因素——基于中国综合社会调查数据的分析[J]. 人口与经济(05): 79-88.
- 任远. 2008. 完善非正规就业“上海模式”的思考[J]. 社会科学(01): 119-124.
- 石晨曦、曾益. 2019. 破解养老金支付困境: 中央调剂制度的效应分析[J]. 财贸经济(02): 52-65.
- 田野. 2014. 非典型劳动关系的法律规制研究[M]. 北京: 中国政法大学出版社.
- 王海成. 2013. 失业对主观幸福感影响研究进展[J]. 经济学动态(11): 135-142.
- 王海成、郭敏. 2015. 非正规就业对主观幸福感的影响——劳动力市场正规化政策的合理性[J]. 经济学动态(05): 50-59.

- 吴传琦、尹振宇、张志强. 2021. 非正规就业劳动者就业满意度的性别差异[J]. 首都经济贸易大学学报(04): 65-76.
- 吴燕华、李金昌、刘波. 2018. 家庭老年照料对女性非正规就业的影响效应研究[J]. 商业经济与管理(03): 47-57+86.
- 谢妍翰、薛德升. 2009. 女性非正规就业研究述评[J]. 人文地理(06): 16-23.
- 杨慧. 2015. 大学生招聘性别歧视及其社会影响研究[J]. 妇女研究论丛(04): 97-103.
- 张抗私、刘翠花、丁述磊. 2018. 正规就业与非正规就业工资差异研究[J]. 中国人口科学(01): 83-94+128.
- 张立媛. 2019. 城镇劳动力非正规就业的影响因素研究--基于 CGSS2015 的实证分析[J]. 调研世界(04): 31-36.
- 赵文龙、代红娟. 2019. 显现的张力: 环境质量、收入水平对城镇居民生活满意度的影响[J]. 社会学评论(05): 41-54.
- 周伟. 2008. 中国城镇就业中的性别歧视研究--以 1995 年至 2005 年上海市和成都市 30 万份报刊招聘广告条件为例[J]. 政治与法律(04): 27-33.
- Albelda, Randy, Aimee Bell-Pasht, and Charalampos Konstantinidis. 2020. "Gender and Precarious Work in the United States: Evidence from the Contingent Work Supplement 1995-2017." *Review of Radical Political Economics* 52(3): 542-563.
- Becker, Gary S. 1985. "Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor." *Journal of Labor Economics* 3(1): 33-58.
- Chesters, Jenny and Hernan Cuervo. 2019. "Adjusting to New employment Landscapes: Consequences of Precarious Employment for Young Australians." *Economic and Labour Relations Review* 30(2): 222-240.
- Chiu, Stephen W. K., Alvin Y. So, and May Yeuk-mui Tam. 2008. "Flexible Employment in Hong Kong: Trends and Patterns in Comparative Perspective." *Asian Survey* 48(4): 673-702.
- Clark, Andrew E., Paul Frijters, and Michael A. Shields. 2008. "Relative Income, Happiness, and Utility: An Explanation for the Easterlin Paradox and Other Puzzles." *Journal of Economic Literature* 46(1): 94-144.
- Coontz, Stephanie. 2005. *Marriage, a History: From Obedience to Intimacy or how Love Conquered Marriage*. New York: Viking.
- Cranford, Cynthia J., Leah F. Vosko, and Nancy Zukewich. 2003. "The Gender of Precarious Employment in Canada." *Industrial Relations* 58(3): 454-482.
- Draca, Mirko and Colin Green. 2004. "The Incidence and Intensity of Employer Funded Training: Australian Evidence on the Impact of Flexible Work." *Scottish Journal of Political Economy* 51(5): 609-625.
- Easterlin, Richard. 1974. "Does Economic Growth Improve the Human Lot? Some Empirical Evidence." *Nations & Households in Economic Growth*: 89-125.

- Gash, Vanessa and Frances McGinnity. 2007. "Fixed-term Contracts--the New European Inequality? Comparing Men and Women in West Germany and France." *Socio-Economic Review* 5(3): 467-496.
- Gash, Vanessa. 2008. "Bridge or Trap? Temporary Workers' Transitions to Unemployment and to the Standard Employment Contract." *European Sociological Review* 24(5): 651-668.
- Green, Colin P. and John S. Heywood 2011. "Flexible Contracts and Subjective Well-being." *Economic Inquiry* 49(3):716-729.
- Greenhalgh, Leonard and Zehava Rosenblatt. 1984. "Job Insecurity: Toward Conceptual Clarity." *The Academy of Management Review* 9(3): 438-448.
- Guest, David. 2004. "Flexible Employment Contracts, the Psychological Contract and Employee Outcomes: An Analysis and Review of the Evidence." *International Journal of Management Reviews* 5(1): 1-19.
- Guo, Shenyang and Mark W. Fraser. 2014. *Propensity Score Analysis: Statistical Methods and Applications*. Los Angeles: SAGE Publications.
- Hernán, Miguel A. and Jamie M. Robins. 2020. *Causal Inference: What If*. Boca Raton: Chapman & Hall/CRC.
- Hoyman, Michele. 1987. "Female Participation in the Informal Economy: A Neglected Issue". *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 493: 64-82.
- Inanc, Hande. 2018. "Unemployment, Temporary Work, and Subjective Well-Being: The Gendered Effect of Spousal Labor Market Insecurity." *American Sociological Review* 83(3): 536-566.
- Julia, Mireia, Fabrizio Mendez-Rivero, Alex Gomez-Gomez, Oscar J. Pozo, and Mireia Bolibar. 2022. "Association between Precarious Employment and Chronic Stress: Effect of Gender, Stress Measurement and Precariousness Dimensions-A Cross-Sectional Study." *International Journal of Environmental Research and Public Health* 19(15): 9099.
- Kalleberg, Arne L. 2009. "Precarious Work, Insecure Workers: Employment Relations in Transition" *American Sociological Review* 74(1): 1-22.
- McGovern, Patrick, Deborah Smeaton, and Stephen Hill. 2004. "Bad Jobs in Britain: Nonstandard Employment and Job Quality." *Work and Occupations* 31(2): 225-249.
- Moortel, Deborah D., Hadewijch Vandenheede, and Christophe Vanroelen. 2014. "Contemporary Employment Arrangements and Mental Well-being in Men and Women across Europe: A Cross-sectional Study." *International Journal for Equity in Health* 13: 90.
- Ngo, Hang-Yue. 2002. "Part-time Employment in Hong Kong: A Gendered Phenomenon?" *International Journal of Human Resource Management* 13(2): 361-377.

- Oishi, Akiko S., Raymond K. H. Chan, Lillian L. Wang, and Ju-Hyun Kim. 2015. "Do Part-Time Jobs Mitigate Workers' Work-Family Conflict and Enhance Wellbeing? New Evidence from Four East-Asian Societies." *Social Indicators Research* 121(1): 5-25.
- Putnam, Robert. 2000. *Bowling Alone: The Collapse and Revival of American Community*. New York: Simon and Schuster.
- Robins, James M., Miguel A. Hernan, and Babette A. Brumback. 2000. "Marginal Structural Models and Causal Inference in Epidemiology." *Epidemiology* 11(5): 550-560.
- Sullivan, Teresa A., Elizabeth Warren, and Jay Lawrence Westbrook. 2001. *The Fragile Middle Class: Americans in Debt*. New Haven, CT: Yale University Press.
- Van Aerden, Karen, Guy Moors, Katia Levecque, and Christophe Vanroelen. 2015. "The Relationship between Employment Quality and Work-related Well-being in the European Labor Force." *Journal of Vocational Behavior* 86: 66-76.
- Wang, Jia and James M. Raymo. 2021. "Nonstandard Employment, Gender, and Subjective Well-being in Japan." *Journal of Marriage and Family* 83(3): 845-864.
- Wong, May M. 2001. "The Strategic Use of Contingent Workers in Hong Kong's Economic Upheaval." *Human Resource Management Journal* 11(4): 22-37.
- Zeytinoglu, Isik U., Margaret Denton, Jennifer Plenderleith, and James Chowhan. 2015. "Associations between Workers' health, and Non-standard Hours and Insecurity: the Case of Home care Workers in Ontario, Canada." *International Journal of Human Resource Management* 26(19): 2503-2522.
- Zhang, Zhuoni, Shige Song, and Xiaogang Wu. 2017. "Exodus from Hunger: The Long-Term Health Consequences of the 1959-1961 Chinese Famine." *Biodemography and Social Biology* 63(2): 148-166.

附表 1 逆概率加权之后的非稳定就业影响因素 Logit 模型回归结果

变量	模型 1 (上海)	模型 2 (香港)
性别(女性=1)	-0.030 (0.093)	-0.029 (0.112)
年龄	0.015 (0.027)	0.000 (0.036)
年龄的平方	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
受教育年限	0.021 (0.021)	0.023 (0.021)
婚姻状态(未婚为基组)		
在婚	-0.079 (0.160)	0.001 (0.171)
离异或丧偶	-0.080 (0.272)	0.080 (0.292)
有无未成年子女(有=1)	0.011 (0.115)	0.033 (0.134)
是否与父母同住(是=1)	-0.031 (0.115)	-0.010 (0.133)
家庭其他成员收入对数	0.001 (0.008)	0.004 (0.014)
常数项	-1.323* (0.602)	-0.374 (0.775)
样本量	4,536	1,596
虚拟决定系数	0.002	0.002

注：相比于正文表 4，附表 1 中所有变量的回归系数的绝对值均有一定程度的下降，且均不再显著，说明逆概率加权之后的样本通过了平衡性检验；

+ $p < 0.10$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 。

附表 2. 流动人口与非流动人口生活满意度受非稳定就业影响程度的差异
(经过逆概率加权)

变量	模型 1 (上海女性)	模型 2 (上海男性)	模型 3 (香港女性)	模型 4 (香港男性)
非稳定就业	-3.177 (2.055)	-3.287* (1.661)	0.802 (1.774)	-4.088* (1.790)
是否流动人口 (是=1)	-1.632 (1.173)	-1.845+ (1.015)	-1.933 (2.503)	-5.736** (2.129)
非稳定就业×流 动人口	-0.419 (2.338)	3.500+ (2.015)	-0.911 (3.054)	3.929 (3.107)
其他控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	45.577*** (6.569)	45.482*** (5.864)	56.242*** (10.044)	60.467*** (9.901)
样本量	2,001	2,535	786	810
虚拟决定系数	0.045	0.056	0.055	0.046

注：其他控制变量包括：年龄、年龄的二次项、受教育年限、婚姻状态、有无未成年子女、是否与父母同住、家庭其他成员收入的对数；+ $p < 0.10$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 。

责任编辑：刘大炜

户籍制度改革促进了移民的城市 社会融入吗？——来自上海的经验证据

陈伟 吴晓刚 许多多*

摘要：近些年，我国的户籍制度改革主要围绕着两个方面展开，一方面是放宽了移民落户城市的条件，另一方面则通过居住证制度推动移民在地享受基本公共服务。本文以上海为研究案例，通过分析“上海都市社区调查”（SUNS）的移民样本数据，实证检验户籍制度改革是否有效促进了移民的本地身份认同。研究发现，户籍制度改革有助于促进移民在心理上融入城市社会；户籍制度改革后，移民通过获得户口或居住证，享受城市的市民权益，弥合了其与当地居民之间的权利差距，增进了移民的本地身份认同；在具体身份认同上，移民倾向于认同“新上海人”这一身份建构。研究结果揭示，户籍制度壁垒逐渐破除后，移民享有更多城市公共服务权益，这将增加移民心理上对城市的认同和归属，有助于推动移民的市民化进程。

关键词：户籍制度 户口 居住证 移民 社会融入

（中图分类号）C915（文献标识码）A（文章编号）2958-8006(2023)01-0086-22

* 作者 1：陈伟，上海大学社会学院社会学系，email: chenweiab12@gmail.com；作者 2：吴晓刚，上海纽约大学应用社会经济研究中心，email: xw29@nyu.edu；作者 3：许多多，香港大学社会学系，email: ddxu@hku.hk。本文系国家社科基金青年项目“租购并举住房制度下城市公共服务均等化研究”（项目编号：21CSH096，项目主持人：陈伟）的阶段性研究成果。

Does the Hukou System Reform Promote Migrants' Social Integration? Empirical Evidence from Shanghai

CHEN Wei, WU Xiaogang, XU Duoduo

Abstract: In recent years, China has initiated reforms to its hukou system with the aim of promoting urbanization and ensuring equal access to public services. These reforms encompass two major changes: first, easing the criteria for migrants to acquire urban hukou, and second, providing migrants with residence permits to facilitate their access to public services in cities. By analyzing data from Shanghai Urban Neighborhood Survey (SUNS), this paper examines whether the hukou system reform has enhanced the social integration of migrants. The findings reveal that the recent hukou system reform has indeed helped migrants to integrate into the city and enabled them to acquire either hukou or a residential permit to gain increased citizenship following the reform. This diminished gap in citizenship between locals and migrants has led to a stronger sense of local identity among migrants, with migrants in Shanghai increasingly identifying themselves as “New Shanghainese”. The results suggest that after the gradual removal of the hukou system barriers, migrants will gain greater access to urban public service services and entitlements. This, in turn, will enhance their emotional attachment and belonging to the city, ultimately facilitating the progression towards complete social integration.

Keywords: Hukou System, Hukou, Residence Permit, Migrants, Social Integration

一、研究问题

户籍被认为是影响我国移民融入城市的主要制度性障碍（李强，2003；杨菊华，2015）。已有研究发现，户籍制度主要在两个方面影响移民融入城市社会：一是由户籍而形成的职业隔离，二是由户籍而形成的公共服务壁垒。改革开放初期，外来移民没有城市本地户籍，往往面临职业准入门槛，故而形成了外地户籍人员与本地户籍人员不平等的就业格局（Wu and Treiman, 2004；陆益龙，2008；李骏、顾燕峰，2011）。随着市场化改革推进，户口对职业准入的作用逐渐消失，户籍制度对外来务工人员的就业影响程度逐渐降低（张春泥，2011），外来人口在经济地位方面的差异主要来源于人力资本的差异（谢桂华，2012）。但是，由于我国长期以户籍人口数量配置公共资源与公共服务，这使得移民长期囿于缺乏本地户籍身份而难以在城市中获得相应的公共服务。在职业隔离消解之后，户籍对移民融入城市的影响主要体现在公共服务上（任远、邬民乐，2006；康岚，2015；钱雪亚等，2017；周庆智，2018）。

2014年，中央发布《国务院关于进一步推进户籍制度改革的意见》（以下简称“国务院意见”），¹以推动农村人口进一步向城镇集中，推动流动人口在居住地城市享受相应的基本公共服务。这次国务院意见明确提出了要建立“居住证制度”，以实现“以居住证为载体，建立健全与居住年限等条件相挂钩的基本公共服务提供机制”，并提出要“有序推动农业转移人口市民化”。本次户籍制度改革体现了国家在人口管理和公共服务治理体系的转型，地方政府的人口管理从户籍人口转为常住人口，地方政府所提供的公共服务趋于均等化。在国务院意见指导下，各个省市制定了相应的户籍改革方案，推动户籍迁移和居住证制度的建立和完善（李沛霖，2021）。这次户籍制度改革，在制度层面缩小了本外地户籍人口之间的公共服务差异，推动移民均等享有迁入城市的公共服务资源（赵军洁、张晓旭，2021）。这意味着通过户籍制度改革，影响移民融入城市的两个制度性壁垒被逐渐消解。那么，户籍制度改革是否促进了移民融入城市社会呢？

已有研究多强调户籍壁垒对移民社会融入的阻碍作用，但缺乏实证分析户籍壁垒逐渐消除对移民在城市社会融入的影响，存在一些缺憾。第一，

1. 《国务院关于进一步推进户籍制度改革的意见》（国发〔2014〕25号）。

这些研究未综合讨论户籍改革对移民社会融入的影响，在论述户籍改革时要么单独分析户籍对移民城市社会融入的影响（崔岩，2012；史毅，2016），要么分析居住证对移民城市融入的影响（梁土坤，2020；卢雪澜等，2021）；第二，已有研究往往笼统讨论户籍制度的影响而忽略不同类型移民内部的权利差异，特别是忽略农民工和高学历移民之间的权利差异（杨菊华，2015；赵德余、彭希哲，2010）；第三，在定义移民时通常以户籍为标准，通常将已获得本地户籍的移民视为本地人，而将着眼点放在农民工等社会经济地位较低的移民身上（褚荣伟等，2014；张文宏、刘琳，2015），故而难以有效区分那些获得本地户籍移民和非本地户籍移民之间的差异。

本文试图探讨户籍制度改革对移民的本地身份认同的促进作用，以推进关于户籍制度与移民城市融入的相关研究。本地身份认同通常被认为是移民心理层面的社会融入，是城市社会融入的更高阶段（崔岩，2012；杨菊华，2015）。基于上海市的户籍制度改革经验，本文分析拥有不同居住证件移民的本地身份认同程度以及具体的地域身份认同类型差异，从而讨论户籍制度改革对移民的城市社会融入影响。之所以选择上海市户籍改革为经验案例，主要有如下三个方面考量：第一，上海户籍制度改革较早，特别是率先创立了居住证制度，上海经验不仅对国内其他地区具有借鉴意义，其成功经验也已融入到国务院意见中；第二，上海市移民数量多且具备多样性，不仅有高层次人才，还有白领移民和农民工群体，方便综合分析各种层次移民的情况；第三，笔者在经验数据收集上具有便利性，在设计和执行“上海都市社区调查”（Shanghai Urban Neighborhood Survey, SUNS）时，笔者在调查问卷中专门设置了移民模块，收集了移民的居住证件类型、移民的地域身份认同等必要信息。

二、文献回顾

（一）户籍与地域身份认同

在中国传统社会，人们一般以祖籍指代来源地域，并基于祖籍或出生地形成地域身份认同。这种地域身份实际上也是对个人首属血缘共同体或地缘共同体的认同。新中国成立后，国家通过户籍制度规定了个人的户口登记地，并强化了个人各项公民权利实现的地域。在户籍制度的框架下，

公民权利实现的地域不随个人迁移而轻易改变（陈映芳，2005）。这样，户籍对人们地域身份认同的影响不仅是情感性的，而且还是权利性的。

户籍制度界定了不同社会群体所享有的差异性权利，一种是农业户口和非农户口之间的差异，另一种是本地户口和外地户口的差异。户籍制度明确了农业户口和非农户口两种户口类型，形成了农民和市民两种不同的社会身份。两种类型的户籍在社会权利方面存在着差异，比如农业户口居民拥有土地承包权利，而非农户口的居民则在社会保障、社会福利等方面则享有优势。改革开放之后，随着人口流动和城市化，户籍制度下市民与农民的权利区别逐渐转变为城市本地户籍人口与外地移民的权利分割（陈云松、张翼，2015）。在户籍制度框架下，人们需要在户籍所在地而非实际的居住所在地享受相应的权利。在城市行政区划中，只有城市户口的居民才是被国家所承认的城市成员，没有城市户口身份的移民则像是其他地方的外国移民，缺乏在城市的相应权利和身份（Solinger, 1999:3-7; 周庆智，2018）。改革开放后，户籍制度未有效适应人口迁移情况，使得国内移民的在国家层面的权益与在城市生活中的权益客观上出现分离，移民拥有国家层面的公民权益并不能保证自动拥有迁入城市的市民权益（邓智平，2015）。不论是在城市政策还是在学术研究中，迁入城市的非户籍移民往往被视为流动人口而非城市居民。

已有研究普遍认为，户籍制度对移民的社会融入起到了制度性排斥的作用（张翼，2011; Shi, 2012）。在改革开放早期，外来移民特别是农民工只能获得那些低社会地位低技能的工作，报酬比城市人更低且缺乏必要的劳动权益保护（任远、邬民乐，2006）。在城市劳动力市场放开之后，白领等较高社会地位的工作岗位虽然也向外来移民开放，但是一些体制内的编制岗位仍然一般要求候选人具有本地户籍身份或者能够满足获得本地户籍的条件。与此同时，户籍制度所划定的本外地居民差异化待遇，使得移民在享有公共福利，如子女教育、社会保险、住房保障等方面处于劣势（崔岩，2012）。由于没有当地城市户口，入城移民无法享受与本地居民相同的社会福利和公共服务（赵德余、彭希哲，2010; 孙中伟等，2014; 李煜、康岚，2016），因而难以真正融入城市社会（李沛霖，2021）。

在陈映芳（2005，2009）看来，公共服务所代表的市民权本质上是一种成员权，移民由于缺乏迁入城市的市民权而普遍认同自己为城市局外人。在二元户籍制度下，基于市民权利上所存在的差异，移民与本地居民之间形成各自不同的身份建构（陈映芳，2005，2009; 杨菊华，2017）。地域

身份是人们社会身份的一种类型，这种身份使人们认识到自己归属于某个特定地域之中，同时认识到该地域群体内的成员能够给予自己情感和价值的意义，从而对该地域产生归属感和认同感（刘雨婷，2021）。在户籍制度框架下，移民和本地人在市民权益上的差异，使得移民难以将自己归属于迁入城市的市民共同体，自然也难以形成城市本地身份认同。已有研究表明，对移民而言，获得城市户籍是其判定自身成为“城里人”的主要标准（李培林、田丰，2012；康岚，2017）。

（二）户籍制度改革：公共服务均等化与差别化

根据国务院意见，本次户籍制度在两个方面进行重大改革：一个方面是放宽城市落户要求，使得农民进城落户更为容易和方便；另一方面是建立和完善居住证制度，方便移民在城市享受基本公共服务。综合来看，本次户籍改革举措最重要的意义在于推动本地居民和移民的公共服务均等化。

除极少数特大城市之外，中小城市陆续降低落户门槛，对更多移民开放落户。北京、上海等特大城市虽然未大规模放宽落户条件，移民落户条件实际上有所松动。在之前二元户籍制度下，移民需要依靠原籍地才能获得相应的市民权益（邓智平，2015）。户籍改革之后，移民更为容易获得迁入城市户口。在拥有迁入城市的户籍身份后，移民能够在迁入城市获得完整的公共服务等市民权益，从而在在制度上与原籍地脱离，降低对原籍地的依赖。这样，移民更能将自己归属于迁入城市的市民共同体。

居住证制度是本次户籍改革措施中最为突出的制度安排。居住证相当于在之前非本地户籍和本地户籍二元户籍类型下，增加了一个中间类型，从而实现了户籍制度的灵活变通（邹湘江，2021）。那些未达到落户标准或者不愿意落户的移民，能够申领迁入城市的居住证，从而在城市享受相应的市民权利和公共服务。将居住证引入户籍制度，具有一定的进步意义：首先，居住证承认了移民在城市中的“常住”状态，表明移民在城市中的居住权利在国家制度上的认可，逐步实现了公民权利从户籍地到居住地的转变（陈潭、李义科，2020）；其次，居住证制度在城市社会总体承载力有限的背景下，规定了外来人口所能享受的本地资源（李煜、康岚，2016）。移民通过居住证能够在迁入城市获得一定程度的市民权利，享有相应的公共服务（谢宝富，2014）；第三，居住证增加了移民落户城市的机会，并促进了移民的落户意愿（聂伟、贾志科，2021）；最后，居住证

能够给予移民在户籍上更多自由选择余地,使得移民能够同时保留户籍地的公民权利,比如农村的土地承包权利。

户籍制度改革最为突出的意义在于促进公共服务属地化和公共服务均等化。完善公共服务体系和推动公共服务均等化,也是党中央推进国家治理体系和治理能力现代化的要求。根据国务院意见,以及各省市颁布的户籍改革细节,户籍制度改革有利于推动移民在居住地享受公共服务(李沛霖,2021)。一方面,户籍制度放宽使得移民更容易获得城市户口,消弭了落户移民与本地居民的市民权利差异,从而将移民归入城市居民共同体,促进落户移民的本地身份认同;另一方面,那些通过居住证获得迁入城市部分市民权益——特别是公共服务方面权利——的移民,逐渐降低对原户籍地的依赖,增进对迁入城市的认同。移民享有与本地人口相近的公共服务,将会更趋向于认同“本地人”的身份,对于自己实现身份认同的预期也更高(唐杰等,2020)。城市本、外地人享受均等化的市民权利后,将有利于二者形成权利共同体,从而强化群体认同。

但是,在移民与本地人公共服务均等化的同时,移民内部的公共服务权益差别则在扩大。户籍制度改革之后,公共服务的差别由二元户籍制度下本地人与移民的差异,逐渐演变为移民内部的差异。“无居住证件”“居住证”“本地户口”三种类型的移民之间能够享受的城市公共服务梯度增加。无居住证件的移民仅能享受最基本的公共服务,拥有本地居住证件的移民享有城市提供的特定公共服务,而拥有城市户籍的移民所享有的公共服务则与本地居民再无差别。此外,居住证积分制度对移民进一步分类,拥有不同积分的移民享有不同层级的公共服务权限。

移民内部由居住证件所获得的差异化公共服务或者市民权利,会促成移民内部的身份认同分野。对于那些获得本地户口的移民,户籍制度使得他们更倾向于享有本地居民的同等权益,这会使得他们更容易脱离原来的地域身份而转向本地身份认同。因为拥有本地户口意味着能够享有城市较为优质的教育、社会保障等公共服务资源,一定程度上显示了移民的阶层跃升。在社会比较视角下,人们需要通过行为表现将自己的群体认同表达出来,从而加深对所属群体的认同感和自豪感(刘雨婷,2021)。获得户籍身份的移民更可能倾向于摆脱原先身份,从而更倾向于本地身份认同。持有居住证并满足相应条件的移民,所能享受的市民权益也在向本地居民靠拢。那些未能拥有本地居住证件的移民,所能够享受的市民权益不仅远低于本地居民,还远低于有本地户口或居住证的移民。这种差别化的市民

待遇也会在移民群体内部产生分异（赵德余、彭希哲，2010），从而导致不同市民权待遇的移民在融入城市社会的程度上产生差异。

总而言之，移民内部差异化的居住证件及其对应的公共服务，会进一步在移民内部产生身份区隔，那些更能获得本地市民权益的移民更倾向于脱离其原来的身份认同而转向本地身份认同。

三、上海的户籍制度改革

随着改革开放推进，特别是浦东新区开发，上海市在国家户籍制度框架下进行了一系列改革。这些改革，一方面是为了适应国内人员流动的现实需要，另一方面则试图通过户籍制度变通吸引国内外人才。上海在户籍改革方面的主要探索，在于放宽落户限制和创建居住证制度。

1994年，上海发布“蓝印户口”管理暂行规定，通过在户籍制度框架下纳入“蓝印户口”的形式，符合条件的外省市来沪人员给予加盖蓝色印章的户籍凭证，并允许其达到一定条件后转为常住户口。²在当时严格户籍制度下，上海通过“蓝印户口”来招商引资、吸引人才。但实际上，“蓝印户口”中绝大多数是购房、投资入户，而各类紧缺人才比例极低。“蓝印户口”引进人才为主的初衷没有实现，带来的是“购房移民”（杨金志，2003）。

为此，上海市于2002年4月起正式停止办理“蓝印户口”，并于同年6月实行“居住证制度”，明确“具有本科以上学历或者特殊才能的国内外人员，可以申领《上海市居住证》”，目的是“鼓励国内外人才来本市工作或者创业”。³此时的上海市居住证，被视为上海“绿卡”——外来移民凭借该证基本能够享受上海市民的各项待遇，甚至包括子女在沪高考（杨金志，2003）。2004年，上海市政府颁布新的居住证暂行规定，将居住证的申领对象拓展至所有境内来沪人员，并大幅度减少了居住证持有人能够享受的公共服务内容，特别是取消了子女在沪高考的待遇。⁴在同年的实施细则中，上海市将居住证区分为“临时居住证”和“居住证”两类，前者的有效期为6个月，后者有效期为1年、3年或5年。⁵对于入

2. 《上海市蓝印户口管理暂行规定》于1994年2月1日起施行；根据《上海市人民政府关于修改〈上海市蓝印户口管理暂行规定〉的决定》于1998年10月26日修正。

3. 《引进人才实行〈上海市居住证制度〉暂行规定》（沪府令〔2002〕122号）。

4. 《上海市居住证暂行规定》（沪府令〔2004〕32号）。

5. 《〈上海市居住证暂行规定〉实施细则》（沪发改人口〔2004〕018号）。

外籍的留学归国人员，还增加了《上海市居住证》B证，为其提供更为丰富的公共服务。⁶2009年，上海市印发通知，允许满足条件的居住证持有人申办上海市常住户口，明确提出了“权利与义务相对等的原则”。⁷2013年，上海颁布居住证管理办法，建立“居住证积分制度”，通过设置积分指标体系，对在上海市合法稳定居住、就业的持证人进行积分，将其个人情况和实际贡献转化为相应的分值；积分低于标准分值的，将被中止享受相应的公共服务待遇。⁸2017年，上海市根据国务院有关精神⁹进一步完善了居住证管理，清晰列举了居住证持有人能够享受的基本公共服务和便利措施。¹⁰

与此同时，上海市同步放宽落户限制，有条件地允许移民落户。2009年、2010年先后颁布居住证持有人、引进人才申办上海市户口的办法，特别允许紧缺、急需的国内优秀人才直接申办上海市常住户口，开启了移民在上海直接落户的先河。¹¹此后，上海通过一系列改革，逐步允许应届大学毕业生、留学归国人才等移民直接落户。¹²

2012年，上海发布实有人口服务和管理规定，进一步明确了户籍人口、居住证、临时居住证等各类实有人口的居住登记以及主要公共服务内容，强化了不同居住证件移民能够享受的公共服务差异。¹³“上海户口”“居住证”“临时居住证”“无居住证件”体现了移民所享有的公共服务项目梯度差异。拥有上海户口的移民与上海市本地居民享有同样的市民权益，也即移民和本地居民在制度上已无差异。拥有“居住证”的移民，能够享受日常公共服务和相关手续的便利，并拥有获得积分落户的可能，与此同时还能享受原农业户籍地的相应权利（比如农村的宅基地和土地承包权）。拥有“临时居住证”的移民能够享受的市民权利非常有限，仅限于国家规

6. 《鼓励留学人员来上海工作和创业的若干规定》（沪府发〔2005〕34号）。

7. 《持有〈上海市居住证〉人员申办本市常住户口试行办法》（沪府发〔2009〕7号）。

8. 《上海市居住证管理办法》（沪府令〔2013〕2号）。

9. 《居住证暂行条例》（国务院令〔2015〕第663号）。

10. 《上海市居住证管理办法》（沪府令〔2017〕58号）。

11. 《持有〈上海市居住证〉人员申办本市常住户口试行办法》（沪府发〔2009〕7号）；《上海市引进人才申办本市常住户口试行办法》（沪府发〔2010〕28号）。

12. 相关的文件有：《关于做好2010年非上海生源应届普通高校毕业生进沪就业工作的通知》（沪教委学〔2010〕17号）；《留学回国人员申办上海常住户口实施细则》（沪人社外发〔2015〕49号）。

13. 《上海市实有人口服务和管理若干规定》（沪府令〔2012〕86号）。

定迁入地城市应该保障的一些基本权利，其福利待遇极为有限。对于未在上海申领任何居住证件的移民，通常难以获得更多市民权益。

在历次户籍制度改革中，上海逐渐明确了移民能够享受的公共服务待遇所秉持的“权利与义务对等原则”（郭秀云，2010）。上海各项户籍规章中对落户或居住证申领要求均表明，移民能够为上海作出的贡献越大，越满足上海城市发展需求，其能够享受到的公共服务也更为丰富。比如，那些上海社会经济发展所需要的高端人才，往往能够获得更高公共服务待遇的居住证件，其能够享受的公共服务内容更接近本地居民。比如在居住证积分或居住证转户籍方案中，缴纳更高社保的移民往往更具优势。根据李煜和康岚（2016）的观察，移民获得户口的前提是为城市做出相应的贡献，个人的劳动或者贡献成为其市民权限的来源之一，并且该观念被移民和本地居民所认可。居住证积分制度即体现了“权利义务对等原则”，积分代表着移民在上海的经济社会贡献（比如社会保险缴纳、获得表彰等），只有积分达到一定的标准时，移民方能享受相应的公共服务，且积分越高公共服务权益越接近本地居民。由此可见，上海基于户口与居住证的人口登记和管理制度，构建了具有差异化的市民权益体系，根据移民的贡献大小赋予差别化的市民待遇（李丽梅等，2015）。

已有一些实证研究讨论了上海市户籍改革对移民的影响。吕明阳和陆蒙华（2020）通过分析上海市居住证评估的微观调查数据，发现居住证制度会显著提高在沪流动人口的城市居留意愿，同时发现居住证制度对城镇户籍在沪流动人口的城市居留意愿影响更大。卢雪澜等（2021）使用全国性流动人口调查数据的研究也证实，居住证不仅仅对移民的城市认同感有显著的直接促进作用，并且居住证还会通过所赋予的福利对城市认同感产生显著的间接效应。但是，上海的户籍改革是一个综合性的制度变革过程，以上研究集中分析了居住证所能产生的影响，而未有效讨论整个户籍改革对移民社会融入的影响。

综合以上文献和制度改革历程，可以发现上海户籍制度改革通过放宽落户条件和建立流动人口居住证制度，旨在保持差别化的基础上，推动部分公共服务均等化，有利于移民差别化地融入城市社会。为此，本文的研究假设为：在户籍改革之后，移民持有更多市民权限的居住证件将提升其

本地身份认同，也即拥有上海本地户籍和本地居住证的移民将更为认同上海人身份。

四、数据与测量

（一）数据来源

本文所使用的数据来自上海大学社会学院的“上海都市社区调查”（Shanghai Urban Neighborhood Survey, SUNS）。该项目受上海市“高峰高原”计划社会学 III 类高峰计划资助，由上海大学数据科学与都市研究中心负责设计和执行。“上海都市社区调查”在社区、家庭、个人三个层次上搜集调查数据，包括居村调查和住户调查两个子项目。其中，住户调查的访问样本从对全市具有代表性的 180 个居村中随机抽取 30 户常住居民，访问对象包括样本户的所有同住家庭成员。“上海都市社区调查”为国内单个城市调查研究中设计最复杂、样本最大的项目（吴晓刚、孙秀林，2017；孙秀林等，2018）。

“上海都市社区调查”住户调查项目于 2017 年 7 月正式完成，最终获得了 5,102 户家庭、8,629 位 15 周岁以上成人样本数据。在调查中，通过如下的方式界定移民：被访者出生时候的户口所在地不是上海的，则定义为移民并询问“移民模块”的相应问题。基于该设计，移民不仅仅指通常而言的外来务工人员，还涵盖了其他不在上海出生但调查时已经获得上海户籍的来沪人员，比如落户上海的大学毕业生。在成人问卷中，符合移民定义的成人样本总计有 3,771 人，约占全部成人样本的 44%。剔除在关键变量上有缺失值的样本，本文所使用的有效分析样本数为 3,269 人。

（二）变量测量

1. 因变量

综合相关研究，本文将关注点置于移民主观层面的社会融入上，体现在文化习得和心理认同，特别是对迁入城市的心理认同上。移民对于本地身份的认同感，常被用于测量移民的城市社会融入（Berry, 1997；崔岩，2012；褚荣伟等，2014；杨菊华，2015）。“上海都市社区调查”使用两种方式询问了被访者的地域身份认同：第一种方式询问了移民的本地身份认同程度。具体询问被访者“你认为自己是上海人吗？”，在 1 至 7 的区间选择相应的分数，数值越高表示上海人身份认同程度越高。考虑到不同

被访者在回答时会对定序程度的标准存在差异, 调查时借鉴锚定情境法 (King *et al.*, 2004), 通过询问被访者对四个虚拟情境的上海本地身份认同程度, 评分区间同样为 1 至 7 分 (情境描述见后文); 第二种方式询问移民的具体地域身份认同, 具体询问被访者“认为自己是哪里人”, 给出了“上海人”“新上海人”“外省人 (具体省份)”“哪儿的人都不是”以及“其他选项”, 被访者可以给出两个答案。本文根据被访者回答的第一个具体地域身份认同 (首位认同) 编码为“上海人认同”“新上海人认同”“原籍认同”以及“无明确认同”四类。

2. 关键自变量和控制变量

本研究的主要解释变量是移民的居住证件类型, 从而讨论户籍制度改革后不同居住证件对移民的本地身份认同影响的差异。该变量“1”代表移民拥有上海户口, “2”代表移民拥有上海居住证 (包括人才类、投靠类等类型的居住证), “3”指移民拥有上海临时居住证, “4”指移民不拥有上海的居住证件。对于第 4 类情形的移民, 一方面是其未申请相应的居住证件, 另一方面也将致其难以在上海享受除国家统一标准之外的本地公共服务。根据上海户籍和居住证的相关规章制度, 拥有不同类型居住证件的移民差异化地享有上海的市民权益 (赵德余、彭希哲, 2010; 邓智平, 2015)。“上海户口”“居住证”“临时居住证”“无居住证件”体现了移民所享有的公共服务权益梯度差异。在上海市后续的居住证制度改革中, 临时居住证实际上并入了居住证, 并同时完善了居住证积分制度。考虑到 2017 年调查时点之前仍然有较多移民持有临时居住证, 故而本文仍然将临时居住证单独作为一类证件, 以捕捉户籍制度改革的影响。

此外, 本研究还加入了经济能力、文化、社会交往、代际、户口观念等个人层次控制变量。并加入根据虚拟情境案例计算的“户口对上海人认同的重要性”变量控制潜在的选择性影响。该变量由被访者回答情境 3 的分数除以情境 2 的分数计算得出 (情境描述见后文), 这是由于情境 3 和情境 2 的主要差异为是否拥有户籍, 若被访者认为拥有户籍对上海人认同影响大, 那么其更可能会尝试获得上海户籍或居住证, 从而增强其上海人认同感。具体的变量描述和变量取值分布详见表 1。

表 1. 不同居住证件类型移民的变量描述性统计结果

	全部移民	上海户口	居住证	临时居住证	无证件
上海人身份认同程度	3.08 (1.95)	5.01 (1.72)	3.13 (1.68)	2.62 (1.65)	2.28 (1.63)
具体地域身份认同					
上海人认同	0.10 (0.30)	0.44 (0.50)	0.01 (0.09)	0.01 (0.08)	0.01 (0.11)
新上海人认同	0.22 (0.41)	0.42 (0.49)	0.31 (0.46)	0.18 (0.38)	0.09 (0.28)
原籍认同	0.54 (0.50)	0.06 (0.23)	0.55 (0.50)	0.66 (0.47)	0.73 (0.44)
无明确认同	0.14 (0.35)	0.08 (0.27)	0.14 (0.35)	0.15 (0.36)	0.17 (0.37)
自有住房产权	0.31 (0.46)	0.83 (0.38)	0.46 (0.50)	0.14 (0.35)	0.08 (0.28)
受教育年限	10.93 (4.15)	12.61 (4.57)	12.98 (3.94)	9.55 (3.39)	10.13 (3.83)
人均家庭收入	5.58 (7.90)	6.36 (7.33)	8.03 (14.12)	4.47 (4.87)	4.91 (5.71)
上海话水平	1.99 (1.07)	2.89 (1.27)	2.00 (0.94)	1.81 (0.85)	1.59 (0.81)
上海朋友比重	2.59 (0.99)	3.34 (1.01)	2.70 (0.81)	2.40 (0.87)	2.25 (0.90)
年龄	39.40 (14.59)	52.00 (18.04)	36.04 (9.46)	37.09 (11.24)	35.38 (12.42)
性别(男=1)	0.50 (0.50)	0.43 (0.50)	0.47 (0.50)	0.52 (0.50)	0.53 (0.50)
出生时户口(农业=1)	0.75 (0.44)	0.49 (0.50)	0.66 (0.48)	0.88 (0.33)	0.83 (0.37)
户口对认同的重要性	2.52 (2.05)	2.19 (1.81)	2.57 (2.10)	2.65 (2.12)	2.60 (2.07)
样本数	3,269	674	518	934	1,143

注：主要汇报均值，括号内为标准差。

(三) 统计模型

本研究所关注的移民本地身份认同通过两个题项进行测量, 第一个是“对上海人身份认同程度”, 第二个是“具体地域身份认同”。

对于第一个“对上海人身份认同程度”变量, 其取值为 1-7, 数值越高表示“上海人身份认同程度”越高, 可以使用序次 Probit 模型 (Ordered Probit Model) 进行估计。被访者在回答对上海人身份认同程度时, 其个人异质性可能会产生估计偏误。这种异质性主要是大家可能对“上海人”的判断标准有不同的尺度, 这使得不同群体的回答可能不具有可比性。根据相关方法文献, 锚定虚拟情境法可以为判断尺度进行校正, 纳入虚拟情境锚定法调整时, 参数估计可转为 CHOPIT 模型 (Compound Hierarchical Ordered Probit Model) (King et al., 2004; Xu and Xie, 2016)。对于第二个“具体地域身份认同”变量, 取值为 1-4, 分别代表四种不同类型的地域身份, 则可以建立多分类 Logit 模型 (Multinomial Logit Model), 以观察影响移民不同类型地域身份认同的因素。

此外, 由于 SUNS 的抽样设计, 同住家庭成员都属于合格被访者且全部参加问卷调查, 在个人层次分析时可能出现群聚效应而不满足样本的独立性假定, 故而本文在模型分析中加入了家庭层次的群聚效应控制而计算稳健标准误。

五、数据分析结果

(一) 四个虚拟情境评价结果

在上海都市社区调查时, 对每位移民询问了如下四个情境, 请其评判该情境中的人物“上海人身份”的程度:

情境 1: 李平是一个农民工, 他来上海当建筑工人已经有十年了。他听得懂上海话但不太会说, 有一两个上海本地的朋友, 没有上海户口。

情境 2: 王燕大学毕业后, 在上海找到工作并已经生活了五年。她会说一点上海话, 有好几个上海本地的朋友, 但没有上海户口。

情境 3: 赵雷与王燕一样, 大学毕业后在上海找到工作并已经生活了五年。他也会说一点上海话, 也有好几个上海本地的朋友, 而且有上海户口。

情境 4: 张强中学时随父母迁入上海, 现在在上海工作并已经生活了十年。他会说流利的上海话, 有很多上海本地的朋友, 并且有上海户口。

调查访问员在念读以上每个情境后，请被访移民认为情境中的虚拟人物为“上海人”进行评分，分数选项为 1-7 分，数字越大表明被访移民认同情境中的虚拟人物为“上海人”的程度越高，该评判分数与移民自评上海人程度一致。

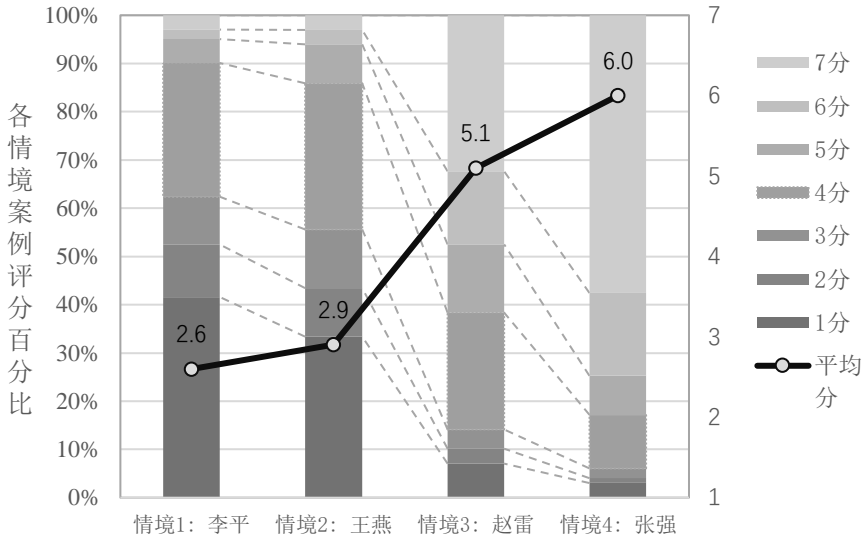


图 1. 移民对四个虚拟案例的“上海人身份”评价结果

图 1 展示了移民对四个虚拟案例的“上海人”身份认同评分百分比和平均分。情境 1 和情境 2 中，两个案例主要在职业身份、居住年限上存在着差异，两个案例所获得的上海地域认同评分相差不大，平均分分别为 2.6 和 2.9 分。较大的分数跳跃在于情境 2 和情境 3 之间，两个案例的平均分相差了 2.2 分。从情境 2 和 3 的描述来看，两者相差的主要是有无上海户口，“赵雷”拥有“上海户口”而“王燕”则没有上海户口。对于情境 4，绝大多数移民则给予了更高的评分，平均评分达到 6 分，非常接近最高分 7 分。

由此可见，在移民进行地域认同评价时，户籍信息会明显影响被访者对于移民上海本地身份认同程度的评价。对于那些获得了上海户籍的移民，被访者更倾向于评判他们为上海人。虚拟情境评价的结果，与李培林和田丰（2012）早期的研究结论相一致，即本地户口是人们判定移民是否为“本地人”的主要标准。

(二) 移民的上海本地身份认同程度

表 2 汇报了对移民“上海人身份”认同程度的回归结果, 模型 1 至模型 3 为序次 probit 模型, 模型 4 为加入情境控制后的 CHOPIT 模型。

表 2 中模型 1 的回归结果显示, 移民在上海所持有的居住证件显著地影响了移民的上海人身份认同程度, 相对于没有居住证的移民, 拥有临时居住证、居住证、本地户口的移民对上海人身份认同程度依次显著增加。模型 2 和模型 3 分别增加了个人社会经济地位等控制变量之后, 发现移民的居住证件类型仍然显著地影响其上海人身份认同程度。考虑到移民在态度回答层面的评判尺度偏误等问题, 表 2 的模型 4 增加了四个情境案例得分进行控制, 并汇报了 CHOPIT 模型的结果。与模型 2 和模型 3 相比, 居住证件类型系数降低, 但是拥有本地户口和居住证居民仍然具有显著更高的上海人身份认同程度。

以上实证结果表明, 在户籍改革后, 移民获得上海户口或上海居住证, 能够显著地提升其对上海本地身份的认同程度。移民对上海本地身份认同程度, 随着其居住证件所能够享受的本地公共服务大小依此增加。上海市户籍改革采取权利与义务对等的原则, 那些拥有上海居住证或户口的移民, 往往被认为对上海的发展作出了更大的贡献, 故而能够享受更多的市民权利。移民通过自身努力或贡献为自己挣得了市民身份, 也将试图通过认同本地身份, 以突出自己的社会阶层跃升, 突出自己与本地居民的权利共同体意识。

(三) 移民的地域身份认同类型

为了进一步探究户籍改革对移民具体地域身份认同的影响, 表 3 呈现了对上海市移民具体地域身份认同的多分类逻辑斯蒂回归结果。在模型 5 中, 因变量参照组为“原籍认同”, 关键自变量居住证件类型的参照组为无居住证件。

表 2. 对上海人认同程度的回归结果

	模型 1 oprobit	模型 2 oprobit	模型 3 oprobit	模型 4 CHOPIT
居住证件类型				
上海户口	1.661*** (0.059)	1.052*** (0.075)	1.044*** (0.076)	1.039*** (0.086)
上海居住证	0.559*** (0.056)	0.309*** (0.063)	0.328*** (0.063)	0.213** (0.073)
上海临时居住证	0.239*** (0.051)	0.157** (0.052)	0.163** (0.052)	0.070 (0.058)
自有住房产权		0.259*** (0.055)	0.255*** (0.055)	0.200** (0.062)
受教育年限		0.006 (0.006)	0.002 (0.006)	0.004 (0.007)
人均家庭收入		0.001 (0.002)	0.001 (0.003)	0.005 (0.003)
上海话水平		0.216*** (0.022)	0.219*** (0.023)	0.197*** (0.024)
上海朋友比重		0.156*** (0.025)	0.154*** (0.025)	0.107*** (0.026)
年龄		0.003 (0.002)	0.004* (0.002)	0.002 (0.002)
性别(男=1)		0.065 (0.039)	0.072 (0.039)	0.104* (0.045)
出生时户口(农业=1)		0.020 (0.052)	0.021 (0.052)	-0.112 (0.058)
户口对认同的重要性			-0.089*** (0.011)	
虚拟案例 1				0.787*** (0.150)
虚拟案例 2				1.030*** (0.150)
虚拟案例 3				2.376*** (0.152)
虚拟案例 4				3.080*** (0.155)
样本数	3,269	3,269	3,269	3,269
伪 R ²	0.0927	0.117	0.125	

注：汇报回归系数，括号内为稳健标准误；*** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05；居住证件类型参照组为“无本地居住证件”。篇幅有限，未汇报oprobit的切点和CHOPIT模型切点估计结果。

表 3. 对上海市移民具体地域身份认同的多分类逻辑斯蒂回归结果

	模型 5		
	上海人认同	新上海人认同	无明确认同
居住证件类型			
上海户口	4.297*** (0.379)	3.504*** (0.234)	1.967*** (0.261)
上海居住证	-0.650 (0.589)	1.115*** (0.165)	0.192 (0.172)
上海临时居住证	-0.753 (0.513)	0.704*** (0.147)	0.069 (0.136)
自有住房产权	0.692** (0.248)	0.617*** (0.143)	-0.179 (0.164)
受教育年限	-0.068* (0.028)	0.003 (0.017)	-0.012 (0.017)
人均家庭收入	-0.032 (0.018)	0.009 (0.007)	0.013 (0.007)
上海话水平	0.783*** (0.093)	0.191** (0.060)	-0.174* (0.071)
上海朋友比重	0.566*** (0.109)	0.206*** (0.060)	-0.079 (0.066)
年龄	0.030*** (0.007)	-0.014** (0.005)	0.000 (0.005)
性别(男=1)	0.167 (0.196)	-0.152 (0.101)	-0.198* (0.094)
出生时户口(农业=1)	-0.362 (0.218)	0.049 (0.146)	-0.218 (0.145)
户口对上海人认同的重要性	-0.046 (0.048)	-0.098*** (0.028)	-0.055* (0.027)
常数项	-7.377*** (0.723)	-2.276*** (0.384)	-0.541 (0.396)
样本数		3,269	
伪 R ²		0.270	

注：汇报回归系数，括号内为稳健标准误；*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$ ；因变量参照组为“原籍认同”；居住证件类型的参照组为“无本地居住证件”。

表 3 模型 5 结果显示，拥有上海户籍的移民显著地倾向于上海人身份认同，拥有上海居住证或临时居住证的移民并无明显的上海人身份认同倾向。与此同时，拥有上海户籍的移民同时也具有更为模糊的地域身份认同，表现为无明确身份认同类别的发生比更高。这意味着移民在原籍认同与本地认同间出现了张力，认同的模糊性相对其他类型的移民更大。尤为有趣的是，拥有临时居住证、居住证和上海户口的移民相对于未有居住证件的

移民,对“新上海人”身份认同的发生比显著更高,并且发生比随着居住证件所能够享受的公共服务依此增加。这与刘雨婷(2021)的研究一致,即落户之后,知识型移民和技术型移民在许多领域都颇具竞争力,落户定居的移民获得了合法的“地域身份”,“新上海人”“新北京人”成为新的地域身份认同标签。

六、研究结论以及政策意涵

在推进国家治理体系和治理能力现代化、进一步促进户籍制度改革的时代背景下,本文讨论了户籍制度改革对移民实现本地身份认同、融入城市社会所产生的作用。通过使用“上海都市社区调查”(SUNS)数据进行实证检验,证实了移民获得本地户籍或居住证之后,将提升其本地身份认同,促进其城市社会融入。

第一,户籍制度是影响移民城市社会融入的制度性门槛,户籍制度改革有助于促进移民在城市社会的融入。户籍划定了城市的市民身份,规定了哪些人能够在城市享有完整的市民权以及哪些人无法均等享受城市公共服务。“本地户口算本地人”的观念被移民内化,成为其地域身份认同的判定依据。第二,户籍制度改革后,户籍政策放宽使得一部分移民能够获得本地户籍,而居住证则能够赋予移民部分市民权益,从而有助于推动移民均等化地享受城市公共服务,这在一定程度上促进了移民的城市融入。移民通过居住证享受城市的部分市民权益,弥合了其与当地居民之间的权利差距,增进了移民的本地身份认同。第三,“新本地人”的身份是移民本地身份认同的特别建构,户籍制度改革后获得一定本地公共服务权益的移民,往往倾向于构建并认同“新本地人”的身份。总而言之,本研究通过构建不同居住证件连续统,从居住证件类型差异和公共服务权益差异的角度,讨论了户籍制度改革对移民城市身份认同的促进作用,弥补了之前文献要么单独讨论户口要么单独讨论居住证的缺憾。

2019年党的十九届四中全会通过了《中共中央关于坚持和完善中国特色社会主义制度推进国家治理体系和治理能力现代化若干重大问题的决定》,党中央再一次强调了要“完善公共服务体系,推进基本公共服务均等化、可及性”。在该决定中,完善公共服务体系并推动基本公共服务均等化,一方面是优化政府职责体系之要求,另一方面也是满足人民群众日益增长的美好生活需要之保障。推进户籍制度改革,是实现城乡之间以及

城市内部基本公共服务均等化的重要举措。本文的研究发现印证了公共服务均等化对移民市民化的积极影响。也即, 基于户籍制度改革所推动的公共服务均等化, 能够有效促进移民的本地身份认同, 促进移民的城市社会融入。换言之, 移民能够享受更多的城市公共服务权利之后, 其对迁入城市的融入感才会更深。

通过对上海的移民融入研究发现, 适度放开户籍管制并给予外来移民更为完整的公共服务权利, 能够吸引外来移民并增进移民在本地的融入。当前, 各个主要城市在调整人口结构时, 往往通过给予户口的方式吸引人才。对于特大城市而言, 居住证制度作为对户籍制度的补充, 能够在维系原来户籍制度利益结构的前提下, 尽可能地增加移民的市民权利。城市政府应推动移民落户或申领居住证, 从而推动本外地居民的公共服务均等化。在政策层面, 赋予移民与其贡献相适应的市民权利, 使移民能够享受更多的公共服务, 是加快城镇化和市民化, 促进移民融入城市的有效方法。在户籍制度壁垒逐渐破除之后, 我国的城镇化进程将进一步提速。

参考文献 (References)

- 陈潭、李义科. 2020. 公共政策创新扩散的影响因素——基于 31 个省级居住证制度的数据分析[J]. 中南大学学报(社会科学版)(05): 107-118.
- 陈映芳. 2005. “农民工”: 制度安排与身份认同. 社会学研究(03): 119-132.
- 陈映芳. 2009. 城市开发与住房排斥: 城市准入制的表象及实质[J]. 宁波大学学报(人文科学版)(02): 32-39.
- 陈云松、张翼. 2015. 城镇化的不平等效应与社会融合[J]. 中国社会科学(06): 78-95.
- 褚荣伟、熊易寒、邹怡. 2014. 农民工社会认同的决定因素研究: 基于上海的实证分析[J]. 社会(04): 25-48 页.
- 崔岩. 2012. 流动人口心理层面的社会融入和身份认同问题研究[J]. 社会学研究(05): 141-160.
- 邓智平. 2015. 市民权如何获得——基于地方流动人口治理创新经验[J]. 学术研究(12): 36-41.
- 郭秀云. 2010. 大城市户籍改革的困境及未来政策走向——以上海为例[J]. 人口与发展(6): 45-51.
- 康岚. 2015. 特大城市市民权的权利观念及其影响因素——以上海为例[J]. 同济大学学报(社会科学版)(04): 59-66.

- 康岚. 2017. “谁是外地人”: 大都市居民的地域身份意识及其影响因素——以上海为例[J]. 华中科技大学学报(社会科学版)(01): 58-67.
- 李骏、顾燕峰. 2011. 中国城市劳动力市场中的户籍分层[J]. 社会学研究(02): 48-77.
- 李丽梅、陈映芳、李思名. 2015. 中国城市户口和居住证制度下的公民身份等级分层[J]. 南京社会科学(02): 52-60.
- 李培林、田丰. 2012. 中国农民工社会融入的代际比较[J]. 社会(05): 1-24.
- 李沛霖. 2021. 户籍制度改革区域差异对人口流动影响研究[J]. 人口与发展(06): 36-50.
- 李强. 2003. 影响中国城乡流动人口的推力与拉力因素分析[J]. 中国社会科学(01): 125-136.
- 李煜、康岚. 2016. 个体化赋权: 特大城市中新“土客”关系的调适路径[J]. 江苏社会科学(02): 108-115.
- 梁士坤. 2020. 居住证制度、生命历程与新生代流动人口心理融入——基于2017年珠三角地区流动人口监测数据的实证分析[J]. 公共管理学报(01): 96-109.
- 刘雨婷. 2021. 隐晦区分: 大都市本地居民地域身份认同的重构[J]. 社会发展研究(02): 222-241.
- 卢雪澜、邹湘江、杨胜慧. 2021. 居住证影响了流动人口的城市认同感吗? ——基于随机森林算法与中介效应模型的实证研究[J]. 福建论坛(人文社会科学版)(04): 189-200.
- 陆益龙. 2008. 户口还起作用吗——户籍制度与社会分层和流动[J]. 中国社会科学(01): 149-162.
- 吕明阳、陆蒙华. 2020. 居住证制度对在沪流动人口城市居留意愿的影响——基于上海市居住证评估调查的实证分析[J]. 人口与社会(01): 65-79.
- 聂伟、贾志科. 2021. 过渡抑或替代: 居住证对农民工城镇落户意愿的影响[J]. 南通大学学报(社会科学版)(03): 89-99.
- 钱雪亚、胡琼、苏东冉. 2017. 公共服务享有、居住证积分与农民工市民化观察[J]. 中国经济问题(05): 47-57.
- 任远、邬民乐. 2006. 城市流动人口的社会融合: 文献述评. [J] 人口研究(03): 87-94.
- 史毅. 2016. 户籍制度与家庭团聚——流动人口流入地的身份认同[J]. 青年研究(06): 11-20.
- 孙秀林等. 2018. 上海都市社会脉动: 上海调查(2017) [M]. 北京: 社会科学文献出版社.
- 孙中伟、王滂、梁立宾. 2014. 从“劳动权”到“市民权”: “福利三角”视角下农民工养老保险参与意愿[J]. 华南师范大学学报(社会科学版)(03): 108-117.
- 唐杰、聂炜烨、秦波. 2020. 流动人口身份认同的多维测度及影响因素[J]. 中国人民大学学报(02): 29-37.
- 吴晓刚、孙秀林. 2017. 城市调查基础数据库助力社会治理[N]. 中国社会科学报: 11月8日.
- 谢宝富. 2014. 居住证积分制: 户籍改革的又一个“补丁”? ——上海居住证积分制的特征、问题及对策研究[J]. 人口研究(01): 90-97.
- 谢桂华. 2012. 中国流动人口的人力资本回报与社会融合[J]. 中国社会科学(04): 103-124.
- 杨金志. 2003. 上海户籍改革的历史轨迹[N]. 新华每日电讯. 7月16日.

- 杨菊华. 2015. 中国流动人口的社会融入研究[J]. 中国社会科学(02): 61-79.
- 杨菊华. 2017. 新型城镇化背景下户籍制度的“双二属性”与流动人口的社会融合[J]. 中国人民大学学报(04): 119-128.
- 张春泥. 2011. 农民工为何频繁变换工作: 户籍制度下农民工的工作流动研究[J]. 社会(06): 153-177.
- 张文宏、刘琳. 2015. 城市移民与本地居民的居住隔离及其对社会融合度评价的影响[J]. 江海学刊(06): 114-122.
- 张翼. 2011. 农民工“进城落户”意愿与中国近期城镇化道路的选择[J]. 中国人口科学(02): 14-26.
- 赵德余、彭希哲. 2010. 居住证对外来流动人口的制度后果及激励效应——制度导入与阶层内的再分化[J]. 人口研究(06): 43-54.
- 赵军洁、张晓旭. 2021. 中国户籍制度改革: 历程回顾改革估价和趋势判断[J]. 宏观经济研究(09): 125-160.
- 周庆智. 2018. 中国城市的权利二元结构——城市化地区居民权利结构分析[J]. 学海(01): 63-73.
- 邹湘江. 2021. 流动人口居住证制度的历史与现实: “变通”与“通变”[J]. 社会建设(05): 32-44.
- Berry, John. 1997. “Immigration, acculturation, and adaptation.” *Applied psychology* 1: 5-34.
- King, Gary, Christopher J. L. Murray, Joshua A. Salomon and Ajay Tandon. 2004. “Enhancing the validity and cross-cultural comparability of measurement in survey research.” *American Political Science Review* 1: 191-207.
- Shi, Shih-Jiunn. 2012. “Towards Inclusive Social Citizenship? Rethinking China's Social Security in the Trend towards Urban-Rural Harmonisation.” *Journal of Social Policy* 4: 789-810.
- Solinger, Dorothy. 1999. *Contesting citizenship in urban China: Peasant migrants, the state, and the logic of the market*. University of California Press.
- Wu, Xiaogang and Donald Treiman. 2004. “The household registration system and social stratification in China: 1955-1996.” *Demography* 2: 363-384.
- Xu, Hongwei and Yu Xie. 2016. “Assessing the Effectiveness of Anchoring Vignettes in Bias Reduction for Socioeconomic Disparities in Self-Rated Health among Chinese Adults.” *Sociological Methodology* 1: 84-120.

责任编辑: 刘大炜

住在郊区就通勤更久吗？中国大都市的 空间布局、住房可负担性与通勤时长

叶一舟 李佳蓉 张奕*

摘要：城市化带来的长时通勤是当代社会面临的重要问题之一。近年来，中国城市经历了巨大变迁，传统单位制的瓦解和房地产市场的改革使得大城市的职住格局发生了巨大的变化，空间上职住分离的矛盾也随之日渐突出。本文以中国四个特大城市北京、上海、广州、深圳为例，使用 2022 年北上广深电话调查的数据（ $N=5,482$ ），探讨了不同城市发展模式中居民的居住安排对其通勤时长的影响模式差异。本文发现，城市空间布局和住房租售可负担性差异共同塑造居民居住安排与通勤时长的关系：在郊区主要用作居住功能的就业单中心城市（北京），居住于市郊会显著增加通勤时长；在住房租售可负担性差异大的城市（深圳），购置房产往往会导致通勤时长的增加。本文认为，就业多中心的城市发展模式 and 提供可负担性高的住房资源能有效减少通勤时长，有利于提高城市居民福祉。

关键词：通勤时长 居住安排 空间布局 住房可负担性

（中图分类号）C915（文献标识码）A（文章编号）2958-8006(2023)01-0108-28

* 作者 1: 叶一舟, 香港科技大学跨学科项目办公室、香港科技大学（广州）城市治理与设计学域, email: yyeaq@connect.ust.hk; 作者 2: 李佳蓉, 香港科技大学跨学科项目办公室、香港科技大学（广州）城市治理与设计学域, email: jligj@connect.ust.hk; 通讯作者: 张奕, 香港科技大学跨学科项目办公室、香港科技大学（广州）城市治理与设计学域, email: yzhangkj@connect.ust.hk. 感谢上海大学数据科学与都市研究中心（CENDUS）授予我们 2022 年北上广深电话调查数据的使用权限，感谢盛智明教授、陈伟助理教授的数据收集工作。感谢吴晓刚教授、张卓妮副教授、缪佳助理教授、沈明宏的宝贵建议，文责自负。

Does Living in the Suburb Necessarily Suffer Longer Commute? Spatial Pattern, Housing Affordability, and Commuting Duration in Chinese Megacities

YE Yizhou, LI Jiarong, ZHANG Yi

Abstract: The issue of prolonged commuting, a byproduct of rapid urbanization, represents a critical challenge in contemporary society. This study investigates the substantial transitions occurring in job-housing relations within Chinese megacities, prompted by the dissolution of the traditional *danwei* system and the advent of housing marketization reforms. Consequently, the spatial separation of employment and housing has become progressively conspicuous. This research employs data from a 2022 telephone survey (N=5,482) of four megacities in China—Beijing, Shanghai, Guangzhou, and Shenzhen—to examine the differential impacts of residents' living arrangement on their commuting durations within different spatial patterns. Our findings indicate that the interplay between spatial arrangement and housing affordability influences the relation between residents' housing choices and commuting durations. In employment monocentric cities with residential functions concentrating in the suburbs (e.g., Beijing), living in the suburb significantly increases commuting duration. In cities with disparities between rental and home-ownership affordability (e.g., Shenzhen), property ownership is associated with extended commuting durations. This research posits that the implementation of employment polycentric urban development and the provision of affordable housing resources could effectively reduce commuting durations, thereby enhancing the wellbeing of urban residents.

Keywords: Commute Duration, Living Arrangements, Spatial Pattern, Housing Affordability

一、引言

在过去几十年中,城市人口急剧增长、城市空间快速膨胀、城市布局不断重构、职住分离加剧等过程带来了一系列环境与社会问题,其中长时通勤已成为全球各大城市亟待解决的“城市病”之一(Li et al., 2021; Pucher et al., 2007; Woodcock et al., 2007; Gordon et al., 1991; 冯健、周一星, 2004)。以北京、上海、广州、深圳为代表的中国都市也不例外。改革开放以来,城市社会传统的“单位制”逐渐瓦解,职住关系发生了改变。进入 21 世纪后,土地财政成为地方财政的重要来源,城市建设愈发受市场因素影响乃至主导,快速的空间重构进一步加剧中国大城市的职住分离,使其居民承受越来越大的通勤压力(Ta et al., 2017)。《中国主要城市通勤监测报告》指出,截至 2021 年底,我国 44 个主要城市中超过 1,400 万人正在承受极端通勤之苦,其中一成以上每日平均通勤时间超过一小时,而且绝大多数城市的居民平均通勤时间呈现继续增加的趋势(住房和城乡建设部城市交通基础设施监测与治理实验室等, 2022)。首都北京是全国极端通勤人口最多的城市,上海、广州、深圳等几个“一线城市”也面临着较大的通勤压力。

通勤问题对城市及其居民均有重要影响。自九十年代起,西方学者便对通勤行为进行了较为深入的研究,以期改善交通环境、缩短居民通勤距离、提高居民生活质量(参见 Niedzielski et al., 2015; Horner and Mefford, 2007; Gordon et al., 1991 等)。从城市可持续发展的角度来看,普遍的长时间通勤与道路拥堵、能源消耗、空气污染、温室效应等社会、环境问题密切相关(Sultana and Weber, 2007)。大量文献亦证实,长时间通勤不仅会影响通勤者的身体健康,使得极端通勤者更易患上肥胖(Lindström, 2008; Frank et al., 2004)、失眠(Walsleben et al., 1999)、疲劳(Lyons and Chatterjee, 2008)等生理疾病,也会给他们带来严重的心理压力,对其心理健康造成严重的负面影响(Roberts et al., 2011)。因此,理解通勤问题的影响因素具有重要意义。

由于中西情境有别,其城市通勤时长的影响因素亦存在较大差异(Ta et al., 2017),因此需要针对中国城市通勤问题进行专门的探讨。一方面,中国经历了快速的城市化,大量市郊地区被开发为居住区,其中不少在交通可达性上较差(Cao et al., 2018; Kong et al., 2021);另一方面,过去二十年间土地财政模式影响巨大,我国大城市房价持续高速上涨,住房可

负担性普遍较低（Fang et al., 2016; Wang and Hui, 2017）。因此，中国经验对于通勤领域经典的“居住-通勤”抉择（Alonso, 1964）有重要的补充完善作用。近年来，我国相关领域的学者利用手机信令数据等大数据对一线城市的通勤现象进行了分析探讨。但受限于数据获取的难度，目前针对中国大城市通勤现象的研究往往基于单个城市的分析，尚缺乏多个城市之间模式差异的对比研究，无法反映我国大城市居民面临的通勤问题的模式差异。同时，对于影响居住安排抉择的城市宏观特征亦少有讨论。

针对现有研究存在的不足，本文利用 2022 年北上广深四城市调查数据，从城市化角度具体探讨居住安排对个人通勤时长的影响。下文将首先综述过往探讨空间布局和住房可负担性对通勤时间影响的研究，并针对四城市发展模式的差异展开对比，进一步提出本文的具体研究问题及假设。其后利用调查数据进行实证分析，探究居住安排对通勤时长的影响并展开讨论。

二、空间错配、居住安排与通勤问题

通勤时长被居住地与工作地的距离直接影响，居住安排包括居于何处与是否租住，通常建立在城市空间布局与住房可负担性之上。下文将分别综述空间错配视角下四城市的通勤差异和住房可负担性对个人通勤时长的影响。

（一）空间错配视角下的通勤差异

上世纪 40 年代开始，美国城市中大量工作机会从城市中心迁移到郊区，而处于社会中低阶层的大部分有色人种却被迫留在了城市中心地区。美国学者 John Kain 基于芝加哥和底特律的情境，提出了空间错配（Spatial Mismatch）这一概念，发现城市的郊区化和居住隔离是造成居住在内城的有色人种失业率高、收入低且遭受过长时间通勤的主要原因（Kain, 1968）。这一概念自提出以来便受到了美国社会科学界的广泛关注，并被不断扩展完善，以解释内城居住的相对弱势群体（如非洲族裔、新移民、低收入群体以及妇女等）的社会问题（Preston and McLafferty, 1999; Blumenberg and Ong, 1998; Pugh, 1998; Holloway, 1996）。

近三十年来，中国的迅速城市化及持续的城市更新过程导致大规模的城市空间重构。同时，不合理的城市扩张策略及普遍的郊区住宅建设所导

致的职住分离、极端通勤等“大城市病”也随之而来。在此背景下，空间错配的理论被引入我国，并逐渐被应用在地理学、规划学、社会学等多个领域（周江评，2004；金舒衡等，2022），一线超大城市的极端通勤问题成为了城市研究热点之一。

在北京，职住空间错位造成了城市边缘地带的居民往往需要跨区通勤（王蓓等，2020；Wang et al., 2011；徐涛等，2009），且通勤距离在不同的年龄、职业与教育水平分组之间存在显著差异（Yao and Zheng, 2014；孟繁瑜、房文斌，2007）。北京市职住分离模式来源于经济和制度的双重驱动：经济上，居民无力负担中心城区的高昂房价；制度上，城市中心城区的更新建设迫使内城的原有居民不得不搬迁至配套设施及就业机会都相对贫乏的城郊（Yao and Zheng, 2014）。

上海由于近年来宝山、嘉定、松江等各市郊新城的密集经济活动和良好发展，其职住状况相对较佳，分离程度较轻（钮心毅等，2017；Xiao et al., 2021a）。但与北京类似，上海居民的职住分离程度也因收入、教育程度、户籍情况、房屋产权而异，高教育、高收入者通勤时间更长，且通勤时长的影响因素在城区与郊区存在差异（李甜甜、孙秀林，2022）。

广州的通勤则以行政区划内部为主（Li, 2010），与北京跨区通勤为主的模式形成明显差异，且受个人因素影响较少，而受到居住地的用地类型及区位影响更多（周素红、闫小培，2006）。而深圳的通勤境况在中国四个一线城市中水平最好，其职住较为平衡，各通勤社区内均有一定数量的工作岗位（Yang et al., 2018），且市郊有着更好的职住平衡程度（Zhou et al., 2018），有效降低了居民的平均通勤时长。

（二）住房可负担性与通勤境况

在经典的单中心城市住房选择模型中，消费者在居住房屋的质量与潜在通勤成本之间权衡居住位置的偏好：即在预算一定的情况下，如果选择市中心繁华地段且靠近工作地的住房，则需要牺牲居住舒适度；而如果希望享受宽敞的居住环境，则只能选择地理位置比较偏僻的住所，且可能需要承受较长的通勤时间（Alonso, 1964）。基于这一经典理论，学者展开了大量关于住房可负担性（Housing Affordability）和通勤距离/通勤时间的关系的研究（Blumenberg and Wander, 2022；Blumenberg and King, 2019；Schleith and Horner, 2014）。一方面，美国城市中心高昂的房价造成了有色人种及低收入群体在郊区聚集，加剧了居住隔离（Kneebone，

2019; Howell and Timberlake, 2014; Pfeiffer, 2012); 另一方面, 由于大量工作岗位集中在城市繁华区域, 因此被迫居住在市郊的弱势群体也往往遭受着每日的极端通勤。Blumenberg 和 King (2019) 发现, 虽近年来低收入群体和高收入群体的通勤距离都有所增加, 但低收入群体的通勤距离增加主要因无法负担大都市地区不断上涨的租金而被迫迁往远离工作地点的社区造成。Blumenberg 和 Wander (2022) 在洛杉矶和圣贝纳迪诺两个城市的研究同样证实了较差的住房可负担性与较长的通勤距离具有显著的正相关关系。

中国在过去几十年间由计划经济逐步向市场经济转型, 城市空间组织模式也随传统“单位制”渐趋瓦解而发生了显著变化(柴彦威等, 2011)。随着土地市场化改革的推进, 中国城市——尤其是一线大城市——逐渐形成了以地价为基础的城市土地功能分区。这一制度性的改革带来了两个主要后果: 一是大城市经历了产业空间重构和迅速扩张, 提供大量就业岗位的第三产业主要集中于繁华的都市区, 而新建居民区大部分位于地价相对较低的城市边缘, 郊区化显著增加了城市居民的普遍通勤时间(Yang, 2006)。二是随着房地产市场化转型的不断深入, 计划经济时期的住房福利制度逐步解体, 房地产开发商取代政府成为城市住房供应的主体(Wu, 1996); 与此同时, 我国城市居民的居住迁移率不断上升(Huang and Deng, 2006), 居住成本在居民住房选择的过程中起到了越来越重要的作用(郑思齐、曹洋, 2009), 对租房居民而言, 低成本的住房资源也能有效削弱其职住场所可能的空间隔离(Zhou et al., 2019)。

虽然近年来我国学者对于住房可负担性与居民职住空间关系有所关注, 但目前的研究大都集中于单一的城市如北京(郑思齐、曹洋, 2009)、上海(钟喆、孙斌栋, 2012)和广州(刘望保、侯长营, 2014)等, 城市间比较研究则仍较匮乏。本研究将横向对比北上广深四个中国一线城市的差异, 探讨在不同住房可负担性语境下, 居民的居住安排会如何影响其通勤时长。

综上所述, 与西方因种族歧视和居住隔离引起的空间错配和职住失衡不同, 我国大城市的职住分离状况主要受制度和经济双重因素的影响。一方面, 在近年来的大规模城市化及城市更新的过程中, 城市扩张的速度远远大于市郊配套产业及基础设施的发展速度, 如北京等城市在郊区并未创造足够的工作岗位, 使郊区演变为“睡城”。另一方面, 在城市土地有偿使用制度建立及住房制度改革的影响下, 部分居民难以负担市中心的高昂

房价和租金，不得不在远离工作岗位的郊区居住，每日承受长距离长时间通勤的困扰。但上述研究均只针对单一城市，尚缺乏城市间的比较研究。因此本文将综合对比各城市空间错配程度，并探讨在不同空间错配情境和不同住房可负担性下，个人的职住安排及其通勤后果。

三、城市建设及其通勤后果：比较视角和研究假设

北京、上海、广州、深圳四个特大城市在城市建设策略上各有差异，不同城市对于郊区的功能定位有异，对于非正式住房的治理也不一样。这种城市建设的差异形塑了个人居住安排和通勤时长之间的关系。本节将聚焦四城市在空间布局和住房可负担性的异同，参考既往研究及城市总体规划，对比性地呈现本研究立足的具体情境。

北京的空间结构与其同心圆形态的道路系统息息相关：五环以内的中心城区由里到外分别承载了行政、高端服务业、商务办公及娱乐居住等功能，而五环以外的市郊则集中了大量制造业及居住区 (Tian et al., 2010)。与区域功能分化一致，北京的就业岗位呈单中心结构，四环以内的中心区域占就业人数的 58.7%，且不少传统的单位部门难以搬迁。同时，主要的居住空间（尤其住房改革后的新建部分）则分布在城区边缘和郊区 (Huang et al., 2015)。随着近年北京对非正式住房进行严格整治，¹ 中心城区低成本的非正式住房资源不断减少，致使低收入流动人口大部分选择在郊区居住 (Fang et al., 2015)。

自 1990 年浦东开发开放后，上海市的经济发展与城市建设开始快速增长，一系列的高新区建设及城市自然扩张使得人口和产业快速涌入浦东以及各个郊区卫星城 (Walcott and Pannell, 2006)。上海的郊区化策略一方面强调新城功能完整性，另一方面也强调新城产业独特性，各有主导产业，能提供合适就业岗位吸引高层次人才。² 在长期的新城发展战略下，上海的城市空间在形态和功能上呈现明显的多中心结构 (Xiao et al., 2021b)，形成了多个居住和就业功能的城市次中心。由于长期作为租界的历史，上海中心城区城市化水平较高，保留了大量老旧历史建筑；同时，建国后工业重镇的定位也使得上海存在大量工人新村。这些老旧社区自新世纪以来

1. 北京市城市总体规划详见《北京城市总体规划（1991年至2010年）》、《北京城市总体规划（2004年—2020年）》和《北京城市总体规划（2004年—2020年）》。

2. 上海市城市总体规划详见《上海市城市总体规划(2017-2035年)》。

陆续更新重建，使得上海在城区内——相比北京——存在相对充足的住房资源，但由于上海的住房资源总体正式化程度较高，其居住成本也相对较高。总体而言，上海的居住成本不及存在大量非正式住房（如“城中村”）的广深低廉。

表 1. 北上广深城市规划总结

	北京	上海	广州	深圳
城市规模 (平方公里)	16,410.54	6,340.5	7,434	1,997.47
城市结构	一核一主一副、 两轴多点一区	一主、两轴、 四翼；多廊、 多核、多圈	一个都会区、 两个新城、 三个副中心	两个城市主中 心，五个城市副 中心和八个组团 中心
郊区发展 策略	保留第一产业、 承接部分第二产 业、建设居住功 能区	发展一二产 业，推进产业 集聚升级，新 城建设特色支 柱产业	长期发展制造 业，副中心相 对独立	副中心地位相对 平衡，各有特色 产业
产业分布	高端第三产业集 中于城市中心， 郊区主要为第一 产业与部分第二 产业	第三产业主要 位于内环，内 外环间布局高 端制造业，新 城也存在高端 产业	城中心为第三 产业核心，新 城区与副中心 各有制造业与 新兴产业，郊 区有大量制造 业	中心城区承载现 代服务业，其余 各区承担区域性 服务业、高新产 业、先进制造业
非正式住房	严格整治，防控 非正式住房出 现，清理减少现 存非正式住房	保护性改造历 史建筑，逐步 重建工人新 村，未存在典 型非正式住房	关键区域拆 建，大部分未 改造	柔性整治，逐步 升级改造

广州早期的城市化集中于中心城区，而 2000 年后的城市扩张则主要由中心城区向外蔓延，但郊区（尤其是边缘的郊区）仍未实现完全城市化 (Meng et al., 2020)。制造业在广州产业结构中占有很大比重，而可以提供大量劳动岗位的制造业工厂主要分布于市郊区域 (Li and Liu, 2016)，并且

郊区也存在较多先进产业资源（如黄埔科技园区），亦为高素质劳动力提供了就业机会。因此，虽广州的就业结构形态难称多中心，但其郊区也可以提供不同层次的就业机会。就非正式住房而言，由于广州和深圳的中心城区过往城市化程度低、近年城市化速度快，这两个城市存在大量“城中村”，即城市化区域内存在农村性质用地，且农村性质用地中建立起大量密集的非正式住房。在非刚性的人口疏导和居住区改造政策下，³ 城市中心高密度的城中村为大量流动人口在市中心提供了低成本且交通便利的住房 (Li et al., 2010; Li and Liu, 2016)，使得低收入群体拥有更多的居住选择 (Chen and Yeh, 2019)。

与前三个城市不同，深圳的发展历史较短。但在 2000 年后，深圳郊区扩张的速度远超广州，郊区相当大范围经历了城市化 (Meng et al., 2020)，各副中心地位更为平衡，并且各有重点发展的特色产业，无论从就业还是居住形态上，深圳都已经形成了多中心的结构 (Xie et al., 2018; Yang et al., 2018)。同时，与广州类似，柔性的综合整治下深圳的城中村给流动人口和低社会经济地位居民在市中心提供了大量居住资源 (Zhou et al., 2021)。⁴

横向比较，我们认为四个特大城市在城市中心形成密集的就业中心的同时，其郊区定位、产业分布及非正式住房治理取向均存在着显著的差异（见表 1）。根据城市就业空间结构和住房可负担性的差异，北上广深四个城市可以被划分为四种类型（见表 2）：北京呈现单中心的就业空间布局，且租售可负担性均低；上海呈现多中心的就业空间布局，但与北京同样，租售可负担性均较低；虽然程度有差异，但从就业机会来看，广州深圳均为多中心的空间布局，郊区存在较多就业机会，且共同地存在较多的城中村（非正式住房，房屋所有者通常只有使用权而无交易权）。因为城中村的存在及其对周边住房资源的影响，广深均呈现较高的租住房可负担性，但由于可用面积的限制，深圳城市中心区域房价比广州明显更高。因此，广州属于（弱）多中心、租售可负担性均较高的城市；深圳属于多中心、租住可负担性高而购置房产可负担性低的城市，其选择自由度也因此存在较大差异。

3. 广州市城市总体规划以及城市更新规划详见《广州市城市总体规划（2001-2010）》、《广州市城市更新总体规划（2015-2020）》。

4. 深圳市城市总体规划以及城市更新规划详见《深圳市城市总体规划（1996-2010）》、《深圳市城中村(旧村)综合整治总体规划（2019-2025）》。

表 2. 北上广深根据城市发展模式与租售可负担性差异的 2 × 3 分类

	租售可负担性均低	低买房可负担性 高租房可负担性	租售可负担性均高
就业单中心	北京	——	——
就业多中心	上海	深圳	广州

根据既往研究，因为所居住城市的发展模式不同，居民的居住安排也将有所差异，并进一步对其通勤时长产生差异化的影响。在下文的分析中，本文将聚焦居民的居住安排对其通勤时间影响的都市间差异，探讨空间布局和住房可负担性的情境性作用。基于表 2 的分类，我们提出关于不同城市之间通勤差异的一系列假设：

在典型就业单中心发展模式下的城市，就业机会主要集中于城市中心区域。只要居住于郊区，无论是否拥有当前房产产权，都会带来更长的通勤时间；而在就业多中心发展模式下的城市，郊区同样有大量各类工作机会分布，居民居住于郊区既可能是为了临近工作地的主动选择，也可能是出于居住成本考虑的被动选择，因此对通勤时间没有显著的影响。基于此，我们提出**假设 1**：

对于就业单中心城市的居民而言，住在郊区会增加通勤时长；

从另一个维度来看，产权自身并不一定影响通勤时长，通勤时长主要由选择自由度决定。在租售可负担性均较高或均较低的地方，租住与购置房产的选择自由度差异不大，因此产权应不影响通勤时间；但在租住可负担性高而购房可负担性低的地方，租住与购置房产之间的选择自由度存在较大差异，买房者需要在区位与房价间作出更多妥协。在这种情况下，拥有房产产权会增加通勤时间。因此，我们提出**假设 2**：

对于租售可负担性存在较大差异的城市而言，拥有当前住所产权会增加通勤时长。

除了各自独立地塑造通勤时长的影响模式，城市的空间布局和租售可负担性差异还会存在交互作用。对于就业多中心城市而言，无论城市中心区域或是郊区租住可负担性均较高，因此租住于郊区者以主动选择为主，更有可能临近工作地；而在郊区购置房产者则更有可能选择了“以区位换价格”，被动选择地承受离工作地更远的距离，从而使买房的成本更可负担。因此对居住在郊区者而言，是否拥有产权应该显著地影响通勤时间，

对于居住在城市中心区域者则应不存在明显的租售差异，其通勤时长均相对较短。故有**假设 3**如下：

对于就业多中心且租售可负担性差异较大的城市的郊区居民而言，自有产权者通勤时长较长，而租住者通勤时长较短。

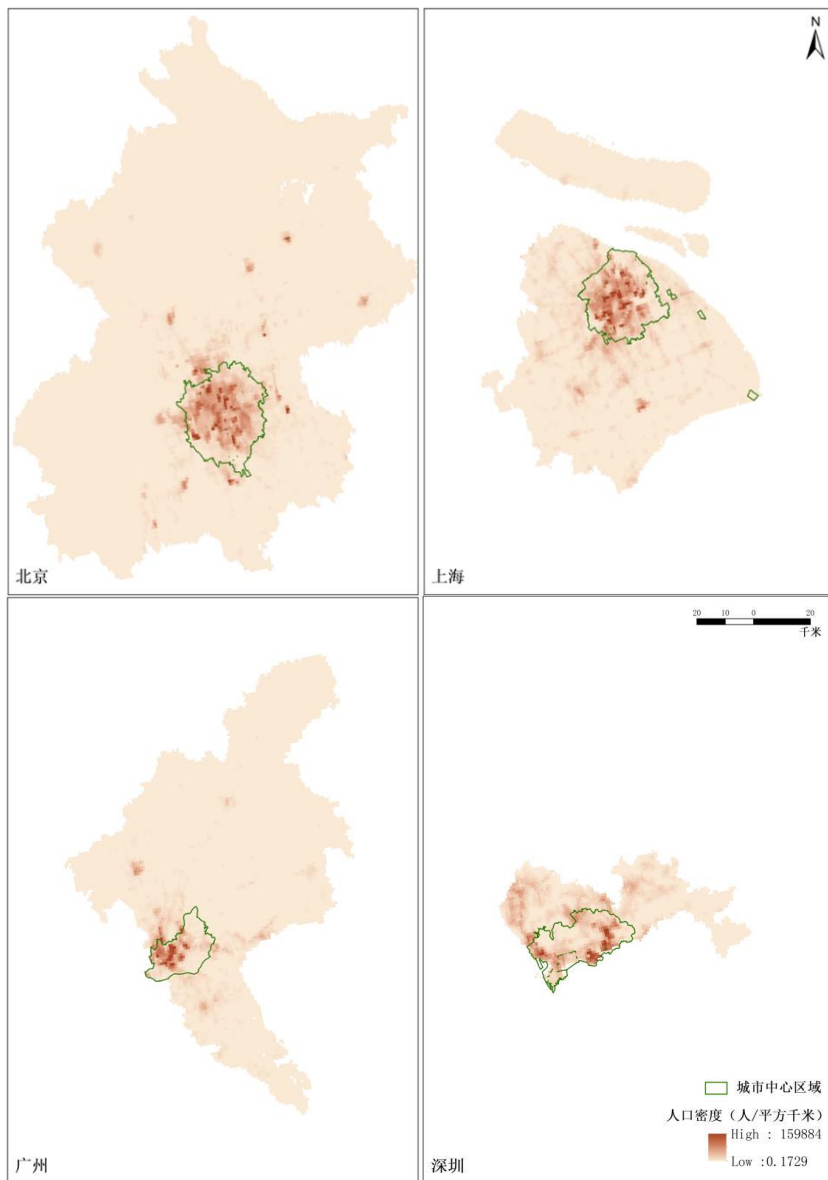
四、数据与方法

本研究数据来自“北上广深四城市电话调查”，该调查由上海大学数据科学与都市研究中心（CENDUS）执行。调查于2022年8-9月进行，使用上海电话号码进行抽样并通过电话进行访问，完成样本量为7,182。但由于本研究关注的是通勤问题，只与全人口中的就业人口相关，故样本偏差的影响一定程度上较低。该调查询问了受访者街道层级的居住地址，在7,182个受访者中，5,830个受访者提供了可识别的街道地址。在去除通勤时间极端值（6小时或以上，共计8人）及变量有缺失的样本后，共5,482个受访者包括在本研究的分析样本中，其中北京1,168人、上海1,607人、广州1,286人、深圳1,421人。

本研究的关键因变量为每天往返通勤时长，在调查中这一问题的询问精确到了分钟，具有较好的区分度。关键自变量包括是否居住于郊区与是否拥有当前住房产权。住房产权变量的取值依据居民本人、配偶或父母是否拥有当前住房产权而定。根据既往相关研究及政府规划文件，我们在街道层级对城市中心区域与郊区进行了定义：北京五环以内区域，上海外环以内区域，广州越秀、荔湾、海珠、天河四区所辖区域，深圳福田、罗湖、南山三区及宝安、龙华、龙岗部分区域（Zheng et al., 2009; Tao et al., 2022; Li et al., 2010; 深圳市规划和自然资源局, 2021）被我们界定为城市中心区域（见图1）。据此，我们为每个样本生成了指示是否居住于郊区的虚拟变量。

本文实证分析的控制变量包括年龄、性别、是否有本地户口、党员身份、婚姻状态、职业类别、受教育年数与年收入（万元）。

在分析部分，我们将首先展示四个城市的描述性特征对比，接着使用分组回归的方式呈现不同城市间居住安排与通勤时间的关系，随后在上述基线模型中加入住房产权与居住位置的交互项，探讨住房产权与市郊间是否存在交互作用。



数据来源：WorldPop 2020 (Grid)

图 1.北上广深中心城区范围及人口空间结构对比

五、分析结果

如表 3 所示,从北上广深四城市的样本特征对比来看,四城市的样本基本符合各城市的代表性特征,例如偏重制造业的产业结构使得位于珠三角地区的广州和深圳居民的年龄较北京和上海的要小,北京的公有部门就业人数则明显高于其他三个城市。在本研究的关键变量上,上海居住于郊区与拥有住房产权的比例均显著高于其他城市,郊区居住比例排序为上海、北京、深圳、广州,拥有住所产权比例排序为上海、北京、广州、深圳。

根据《2022 年度中国主要城市通勤监测报告》,四个城市的单程通勤时长由高到低为北京、上海、广州、深圳。45 分钟以内的单程通勤占比北京最低,深圳最高,而 60 分钟以上的单程通勤北京最高,深圳最低(住房和城乡建设部城市交通基础设施监测与治理实验室等,2022)。以上结果与表 3 中本研究的通勤时长对比结果一致。图 2 呈现了本研究数据中通勤时长的分布,结果显示,其模式也与上述报告一致。广州、深圳居民的往返通勤时长主要集中于一个小时内,而有相当比例的北京居民承受着长时通勤。

表 3.北上广深变量描述统计

	全样本	北京	上海	广州	深圳
通勤时长	1.194 (0.936)	1.341 (0.996)	1.293 (0.959)	1.077 (0.902)	1.065 (0.857)
年龄	35.191 (9.196)	37.122 (9.702)	36.254 (9.475)	33.056 (8.583)	34.336 (8.465)
受教育年数	15.124 (2.747)	15.783 (2.637)	15.140 (2.790)	14.688 (2.883)	14.958 (2.555)
年收入(万元)	16.022 (8.927)	17.255 (9.030)	16.012 (8.650)	14.267 (8.570)	16.608 (9.227)
男性	66.9%	64.7%	64.5%	69.5%	68.9%
有本地户口	52.1%	56.2%	58.3%	47.0%	46.0%
党员	20.4%	28.3%	20.3%	18.3%	15.7%
已婚	61.0%	66.8%	65.0%	51.5%	60.2%
政府部门/事业单位雇员	12.0%	17.2%	13.7%	9.5%	8.1%
国有/公有企业雇员	13.9%	20.0%	15.8%	12.5%	8.0%
私有企业雇员	54.8%	46.4%	56.6%	53.5%	60.7%
雇主	6.9%	6.5%	4.1%	7.7%	9.6%
自雇者	12.3%	9.7%	9.7%	16.7%	13.4%
有住房产权	43.8%	48.1%	54.9%	39.6%	31.6%
居住于郊区	52.7%	46.8%	58.1%	62.9%	42.1%
样本量	5,482	1,168	1,607	1,286	1,421

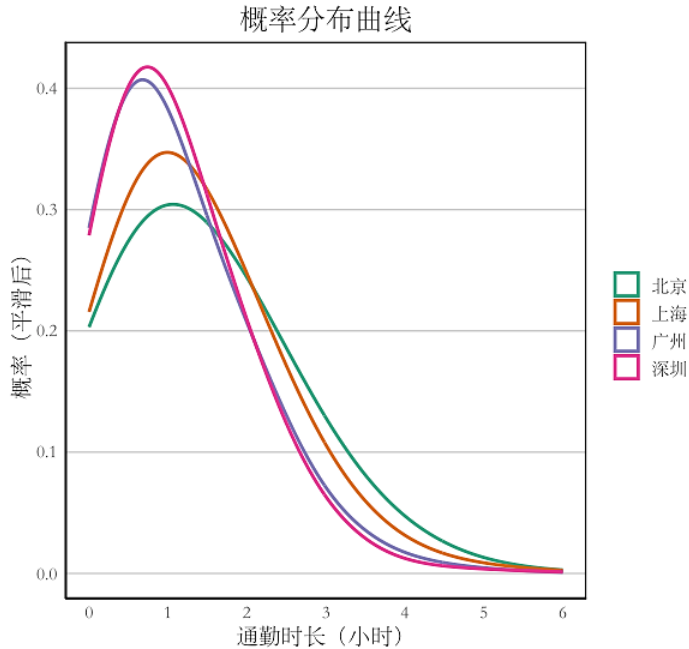


图 2.北上广深通勤时长分布图

从表 4 的基线模型来看，既往研究中经典的“住房-通勤”选择在北上广深四个中国一线城市中也有所体现。首先，我们关注居住于市郊这一居住安排。在基线模型中我们可以发现，居住于市郊与更长的通勤时间并非存在必然联系。具体而言，只有在就业单中心城市（北京）的受访者中，居住在市郊会增加约 10 分钟的通勤时长；而在就业多中心城市（上海、广州、深圳）中，居住在市郊均不会导致居民的通勤时间增加，并且在深圳的受访者中，居住在市郊能减少约 6 分钟的通勤时长。这一模式符合假设 1，说明郊区居住状态对通勤时长的影响存在城市空间布局上的差异。在多中心城市，对于主动选择居住于郊区的居民来说，这一居住安排更可能是衡量了工作通勤后的结果，因此不会额外增加通勤时长；而在就业单中心城市，市区工作机会高度集中但居住资源有限，被动选择式地居住于郊区的居民会有着更长的通勤时长。

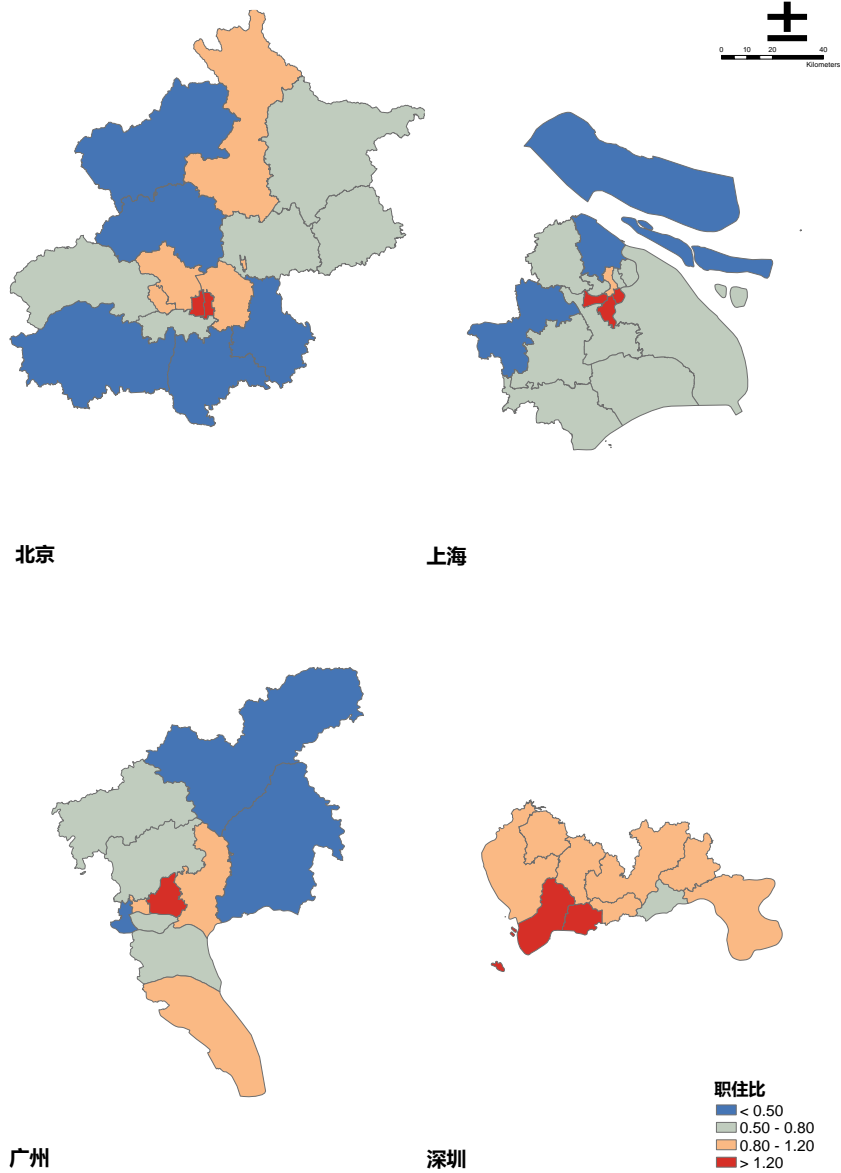
表 4.分城市通勤时间影响因素回归结果

	北京	上海	广州	深圳
有住房产权	0.098 (0.071)	0.202*** (0.059)	0.027 (0.063)	0.148* (0.058)
居住于郊区	0.168** (0.059)	-0.047 (0.049)	0.012 (0.052)	-0.106* (0.046)
年龄	-0.001 (0.004)	-0.002 (0.003)	0.003 (0.004)	-0.003 (0.003)
男性	0.112 (0.063)	-0.050 (0.051)	-0.014 (0.056)	0.055 (0.050)
有本地户口	-0.011 (0.068)	-0.058 (0.057)	0.079 (0.058)	0.084 (0.056)
党员	-0.125 (0.071)	0.000 (0.063)	-0.114 (0.068)	0.068 (0.064)
已婚	0.113 (0.072)	0.103 (0.059)	0.064 (0.061)	0.093 (0.056)
受教育年数	0.052*** (0.014)	0.058*** (0.011)	0.043*** (0.010)	0.037*** (0.011)
年收入(万元)	-0.003 (0.004)	-0.001 (0.003)	0.006 (0.003)	0.001 (0.003)
就业状态 (私企雇员为参照)				
政府部门/事业 单位雇员	-0.204* (0.088)	-0.263*** (0.074)	-0.064 (0.092)	-0.288*** (0.085)
国有/公有企业 雇员	-0.040 (0.080)	0.033 (0.068)	0.039 (0.080)	0.045 (0.084)
雇主	-0.409*** (0.122)	-0.187 (0.122)	-0.195 (0.100)	-0.303*** (0.079)
自雇者	-0.486*** (0.103)	-0.115 (0.083)	-0.294*** (0.070)	-0.361*** (0.067)
常数项	0.482 (0.278)	0.479* (0.217)	0.261 (0.201)	0.546** (0.203)
样本量	1,168	1,607	1,286	1,421
R-squared	0.056	0.057	0.054	0.082

注：(1)括号内为标准误；(2)*** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05。

结合职业机会与居住资源的空间分布有助于理解城市间郊区影响模式的差异。图 3 呈现了四个城市各区的职住比。从图中可以看到，四个城市的核心区域均存在就业人口大于居住人口的情况，即每天有大量的非本区居民需要通勤到核心区域。通常而言，0.8-1.2 的职住比被认为较为合理（Cervero，1989），深圳的大部分区域均处于该区间。深圳在住房可负担性较高的同时，在郊区也有着大量的工作机会。因此，深圳居住于郊区的人口有更大比例可能是基于就业地点的主动选择。我们观察到深圳居于郊区的居民通勤时间更短的现象也印证了这一推理。职住比低于 0.8 的区域更多充当居住功能区，而职住比低于 0.5 的区域则属于典型的“睡城”，即职业机会过少，无法吸纳附近的居住人口，导致该区域的居民每天需要通勤到城市中心区域工作（Cervero，1989）。北京便是四个城市中典型的睡城模式，由居住郊区与否主导了居住安排与通勤时间的关系。北京的就业机会大量集中在中心城区，而郊区原有的大量工业企业均已搬离，现主要承担居住功能。在这种高度职住分离的格局中，大量住在市郊的人口需往中心城区通勤工作，因此居住在郊区增加了通勤时长。

然后，我们分析住房产权与通勤的关系。在上海和深圳，拥有住房产权的居民都面临着更长的通勤时长，相较租房的居民，上海与深圳拥有当前住房产权的居民通勤时间分别延长了 12 分钟和 9 分钟，这一发现部分符合假设 2，一方面，租售可负担性存在较大差异的城市（深圳）的居民的确会因为拥有住房产权而承受更长的通勤时间，另一方面，虽然上海的租售可负担性均同样较低，但其居民亦会因为拥有当前住所产权而增加通勤时长。



注：1. 职住比 = 经济普查法人单位就业人口/统计年鉴 18-65 岁常住人口数量；
2. 广州的从化及增城区存在大量非法人单位就业人口，故职住比较低。
数据来源：第四次经济普查、2018 年各城市统计年鉴

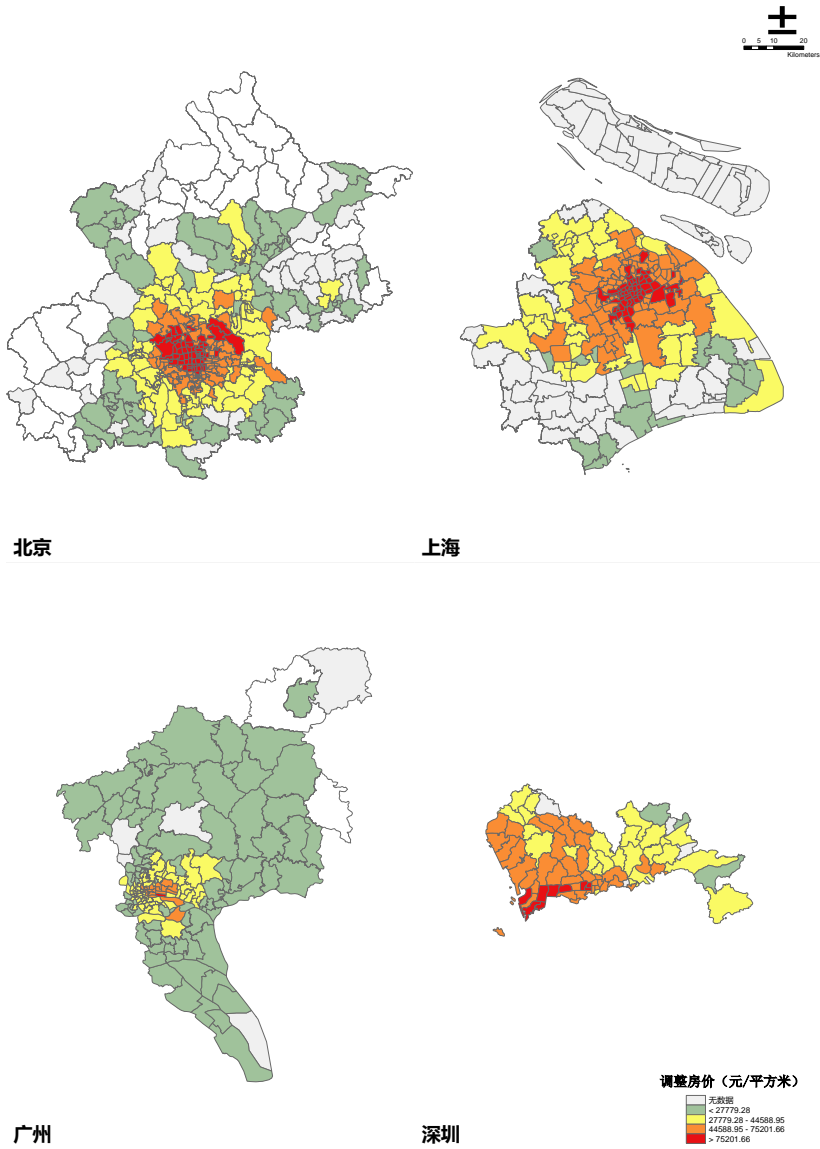
图 3.北上广深各区职住比

深圳有产权居民较租住居民通勤时间更长，印证了本文提出的“租售可负担性差异是影响通勤时间的决定因素”这一观点。而上海的通勤时长主要受到了住房产权的影响而非居住于郊区与否，这一规律主要由其居住空间规划的长期历史造成。在建国后一直到住房市场化改革之前的上海，可用住宅的供应区域是居民选择住房的决定因素，浦西中心城区存在大量的单位宿舍、工人新村等各类住房。⁵ 随着浦东新区发展，不少浦西的企事业单位亦迁至浦东。因已有房产者居住灵活度相对较低，故更可能承担较长的通勤时间。而于市郊购房者更多属于“新上海人”群体，市郊住房可负担性相对较高，这部分群体作出了“住房-通勤”中偏好住房的取舍。两相结合，上海就呈现了有房产者通勤时间久于租房者的模式。

在北京，拥有当前住房产权与否与通勤时间的关系不显著，产权的作用让步于郊区与中心城区的巨大功能差异。而在广州，产权与市郊都不是通勤时长的显著影响因素，这都符合前文提出的假设 2，即住房产权与通勤时间的关系受所在城市租售可负担性差异影响甚大，租售可负担性差异小的城市，拥有产权与否更不倾向于影响通勤时长。图 4 呈现了四城市根据当地人均可支配收入调整后的房价对比，可以看到，从购置房产角度来看，广州的住房可负担性最高，其他三个城市房价均较高，故住房可负担性均较低。广深城市中心区域存在大量城中村（Li et al., 2010; Li and Liu, 2016; Zhou et al. 2021），为租住者提供了大量廉价的居住资源。⁶ 加之广州城市外缘区域聚集着大量的制造企业，因此部分郊区居民的工作地不在中心城区，并不需要往中心城区通勤，故居住地的效应也不显著。

5. 根据《上海市城市总体规划(1986年—2000年)》《上海市城市总体规划(1999年—2020年)》，浦西承担重要的居住功能。2005年中心城市规划新建住宅用地中，浦西的面积为3,500公顷，浦东为1,950公顷。而2020年这一数字对于浦西和浦东分别为7,000和3,600公顷。

6. 由于城中村中存在大量非正式居住形态，如隔断房、群租房等，无法在租房平台上找到此类房源，因此租房价格的差异无法被大数据准确反映，故本文不提供租房价格地图。但基于过往研究与本文作者的实地走访均可观察到城市中心区域大量廉价城中村租房资源的存在。在广州石牌村（位于天河商业中心附近），城中村租住价格约为600元/12平方，而在临近小区，租价则约为3,000元/30平方。



注: 1. 调整房价 = 街道小区平均房价 / (本市平均年收入 / 北京市平均年收入);
2. 广深城市中心区域存在大量城中村, 其租价相较附近商品房售价不成比例地更低
数据来源: 链家、各城市 2022 年国民经济和社会发展统计公报

图 4. 北上广深各街道房价差异

居住于郊区与住房产权并不一定独立影响通勤时长，根据我们前文的研究假设分析，这两个因素对通勤的作用可能会相互影响。表 5 呈现了加入交互项后的回归结果，在该模型中北京、上海、广州的居住安排与通勤时长仍保持上文所述关系，结果呈现出来的模式与基线模型大致相同。而在深圳的样本中，加入交互项后，产权的影响不再显著，而产权与郊区的交互项则呈现出正向显著作用，这一发现符合假设 3，即对于在就业多中心且租售可负担性差异较大的城市（深圳）的郊区居民，有产权居民通勤时间较长，而租住居民通勤时间更短。深圳的结果显示，对于居住于城市中心区域的居民来说，有无住房产权并不影响通勤时长。但对于居住于城市郊区的居民来说，若其拥有房屋产权，相较居住在城市中心区域的人，这个群体要承受约 12 分钟的更长的通勤时间；若其租住于郊区，则能节省约 13 分钟的通勤时长。虽然大量城中村的存在为深圳城市中心区域提供了丰富的可负担性高的租住资源，但这部分住房大多属于小产权房，在交易上有较大限制，并未能改变中心城区商品房供应较少，价格较高，购房负担性低的情况。因此，就租房可负担性而言，深圳城区郊区差异相对较小，而就购房而言，深圳城区郊区则差异较大。这是因为深圳郊区也聚集了大量的科技制造业企业，如著名的电子零部件加工企业“富士康”等，其员工大多来自外省市，更倾向于选择居住在厂区宿舍或是租住在周边区域。因此，深圳郊区居民的租住行为更多属于基于工作地的主动选择，而在郊区购置房产则更多属于“住房-通勤”的抉择中选择妥协更长通勤时间后的行为。

为了更清晰地对比四城市居住安排与通勤时长的关系，我们将核心自变量的影响总结如表 6。通过四个城市居住安排与通勤时长关系的比较，本文发现通勤时长与居住安排的关系受城市发展模式历史、产业布局、房地产市场与居民住房可负担性等多方面因素的影响。一般而言，职住分离程度较高的城市会导致郊区与城市中心区域的居民在通勤时长上产生分异，而郊区就业机会丰富的城市则无显著差异。房地产市场供应充足和租房可负担性高的城市中，通勤时长受产权状态影响较小。同时，高昂的房价可能导致新购房者被动地选择居住于市郊地区，进而增加通勤时间。

表 5. 分城市通勤时间影响因素回归结果（住房产权与郊区的交互作用）

	北京	上海	广州	深圳
有住房产权	0.146 (0.090)	0.191* (0.081)	-0.014 (0.091)	-0.008 (0.069)
居住于郊区	0.215** (0.080)	-0.057 (0.073)	-0.014 (0.067)	-0.227*** (0.054)
有住房产权×居住于郊区	-0.101 (0.115)	0.018 (0.096)	0.064 (0.104)	0.409*** (0.098)
年龄	-0.001 (0.004)	-0.002 (0.003)	0.003 (0.004)	-0.002 (0.003)
男性	0.110 (0.063)	-0.050 (0.051)	-0.013 (0.056)	0.050 (0.049)
有本地户口	-0.012 (0.068)	-0.058 (0.058)	0.080 (0.058)	0.080 (0.055)
党员	-0.126 (0.071)	0.000 (0.063)	-0.112 (0.068)	0.067 (0.063)
已婚	0.113 (0.072)	0.103 (0.059)	0.065 (0.061)	0.095 (0.056)
受教育年数	0.051*** (0.014)	0.058*** (0.011)	0.043*** (0.010)	0.037*** (0.011)
年收入(万元)	-0.004 (0.004)	-0.001 (0.003)	0.006 (0.003)	0.001 (0.003)
就业状态(私企雇员为参照)				
政府部门/事业单位雇员	-0.201* (0.088)	-0.263*** (0.074)	-0.062 (0.092)	-0.295*** (0.084)
国有企业/公有企业雇员	-0.035 (0.080)	0.033 (0.068)	0.041 (0.081)	0.052 (0.083)
雇主	-0.407*** (0.122)	-0.188 (0.122)	-0.196* (0.100)	-0.304*** (0.079)
自雇者	-0.487*** (0.103)	-0.115 (0.083)	-0.292*** (0.070)	-0.374*** (0.066)
常数项	0.471 (0.278)	0.486* (0.220)	0.278 (0.203)	0.579** (0.202)
样本量	1,168	1,607	1,286	1,421
R-squared	0.056	0.057	0.055	0.094

注：(1)括号内为标准误；(2)*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$ 。

表 6. 居住安排对通勤时间影响的模式总结

	北京	上海	广州	深圳
有产权	/	+	/	+
居住于郊区	+	/	/	-
有产权	/	+	/	/
居住于郊区	+	/	/	-
有产权×居住于郊区	/	/	/	+

注：/表示该变量估计系数不显著，+表示正向显著，-表示负向显著。

六、结论与讨论

通勤是当代都市生活中的一个重要组成部分，其不仅在城市间存在差异还受到个人社会经济特征的影响。个人特征对通勤行为的影响也因不同的城市情境而有所差异。本研究以中国四个一线城市（北京、上海、广州、深圳）为例，横向比较四种不同空间布局的城市中个人居住安排如何影响通勤时长，为城市区域发展模式对个人生活的影响提供了证据。

基于 2022 年北上广深电话调查数据，本研究发现，在不同的城市空间布局和租售可负担性背景下，居住安排对居民通勤时长的影响具有显著的异质性。在控制了个人经济社会特征的情况后，只有当居住于郊区是一种被动选择时，这一居住安排才会增加通勤时长。在就业空间结构呈现单中心形态的城市，工作机会高度聚集于中心城区。但由于中心城区缺乏足够的住房资源，大量人口只能居住于郊区并往市区通勤上班，被动承受着漫长的通勤时间。而在就业多中心发展的格局中，郊区同样存在较多的工作机会，且居住成本较低。此时，居住于郊区以居民的主动选择为主，这种情况下居于郊区会带来更短的通勤时长。

除了郊区发展的策略，住房的可负担性也使居民的居住安排对于通勤时间的影响产生差异化效应。住房的可负担性可被分解为购房与租房两个维度，两个维度综合地决定居民的通勤时长影响模式。当租房与购房均成本高昂，可负担性较低时，无论租房或购房，居民都要对“住房-通勤”作出妥协，是否拥有产权不会影响居民的通勤时长；在两者可负担性均高时，情况亦然，由于居民均相对容易居住在工作地附近，产权不应存在影响。而在购房与租房的可负担性存在差异时，居民的居住决策会存在选择自由度上的差异，租房者需要妥协的程度更低，更容易临近工作地居住，因此其通勤时间会显著更低。

本研究的发现对优化通勤体验、减少通勤时长、建设“以人为本、通勤友善”的城市有重要的参考价值。北上广深作为中国四个一线城市，其发展模式和经验对中国其他城市发展有着重要的参考作用；而中国作为一个社会经济迅速崛起且历经剧烈变迁的发展中国家，其经验也可以为其他发展中地区的政策制定者提供参考，以提高城市发展质量和居民福祉。在城市人口日益增加的今天，居住郊区化趋势无法阻挡，但不合理的空间布局会对城市发展与居民福祉造成负面影响，导致城市职住失衡，居民被迫承受长时间的通勤。有鉴于此，城市规划与政策制定者应关注居民通勤的影响因素，并采取相应措施。具体来说，城市规划与政策制定者应推动就业多中心的城市发展模式，优化城市产业空间布局，提高城市职住平衡；同时，城市持份者应采取优化住房供应，提高住房可负担性，并提供多样化的住房类型以满足不同需求。

本文的研究存在一定的局限性。每个城市居民的通勤时间除了受到城市空间布局和住房可负担性影响外，可能受到城市规模的影响。深圳与其他三个城市在城市规模上存在差异，因此我们认为不应当对四个城市——尤其深圳与其他三个城市的绝对通勤时间进行简单的横向比较。但我们认为本文所关注的城市内部通勤影响模式的差异仍具有其意义，因为四个城市规模上的差异不影响对其内部通勤时间影响因素的探讨，所以本研究的发现在通勤影响模式的比较上仍具有参考价值。

本文在探讨通勤时长差异的过程中，也引发了一些与文章相关的议题。首先，本文主要关注了当下城市空间布局与住房可负担性差异的情境。然而，当下的格局由过往的城市规划和发展历程所形塑，未来的研究可以关注纵向的城市演变与通勤变化；其次，通勤问题与城市居民的幸福感和生活满意度等主观态度密切相关。未来研究可以在此基础上，进一步探讨不同城市居民通勤时长对其主观态度的影响模式差异。再次，通勤方式选择对通勤时长的影响值得关注。我们主要关注的是城市空间布局和住房可负担性等因素对通勤时长的影响，但通勤方式（如自驾、公共交通、自行车等）同样可能对通勤时长及其后果产生重要影响，其中大型城市的轨道交通发展与居民居住安排值得特别的关注。未来的研究可以探讨不同城市的通勤方式选择对通勤时长的影响，以及通勤方式如何与城市化模式、空间结构等因素相互作用。最后，本文以北上广深四个一线城市为例，但中国还有许多其他城市同样面临着通勤问题。后续研究可以将研究范围扩大到

二线、三线等城市, 以揭示不同城市发展阶段、规模和特点下的通勤问题, 为更多城市的交通和城市规划提供参考。

参考文献 (References)

- 柴彦威、张艳、刘志林. 2011. 职住分离的空间差异性及其影响因素研究[J]. 地理学报 66(2): 157-166.
- 冯健、周一星. 2004. 郊区化进程中北京城市内部迁居及相关空间行为—基于千份问卷调查的分析[J]. 地理研究 23(2):227-241.
- 金舒衡、聂添柱、潘毅、许多多. 2022. 空间错配, 劳动力市场差异和不稳定就业: 以香港为例[J]. 城市与社会学刊 (01):105-127.
- 李甜甜、孙秀林. 2022. 工作与生活的天平: 上海市职住分离与社会分层[J]. 城市与社会学刊 (01):52-81.
- 刘望保、侯长营. 2014. 转型期广州市城市居民职住空间与通勤行为研究[J]. 地理科学 34(3):272-278
- 孟繁瑜、房文斌. 2007. 城市居住与就业的空间配合研究—以北京市为例[J]. 城市发展研究 (06):87-94.
- 钮心毅、丁亮、宋小冬. 2017. 基于职住空间关系分析上海郊区新城发展状况[J]. 城市规划 41(08):47-53+126.
- 深圳市规划和自然资源局. 2021. 深圳市国土空间总体规划(2020-2035 年)[EB/OL]. <http://pnr.sz.gov.cn/attachment/0/794/794784/8858879.pdf>, 2021-06-11.
- 徐涛、宋金平、方琳娜、张宁. 2009. 北京居住与就业的空间错位研究[J]. 地理科学 29(2): 174-180.
- 郑思齐、曹洋. 2009. 居住与就业空间关系的决定机理和影响因素—对北京市通勤时间和通勤流量的实证研究[J]. 城市发展研究 16(06):29-35.
- 王蓓、王良、刘艳华、杨波、黄晓春、杨明. 2020. 基于手机信令数据的北京市职住空间分布格局及匹配特征[J]. 地理科学进展 39(12):2028-2042.
- 钟喆、孙斌栋. 2012. 居住-就业平衡与城市通勤—以上海普陀区为例[J]. 地域研究与开发 31(3):88-92.
- 周江评. 2004. “空间不匹配”假设与城市弱势群体就业问题: 美国相关研究及其对中国的启示[J]. 现代城市研究 19(9): 8-14.
- 住房和城乡建设部城市交通基础设施监测与治理实验室、中国城市规划设计研究院、百度地图. 2022. 2022 年度中国主要城市通勤监测报告[R]. 北京
- 周素红、闫小培. 2006. 基于居民通勤行为分析的城市空间解读—以广州市典型街区为案例[J]. 地理学报 (02):179-189.

- Alonso, W. 1964. *Location and land use: toward a general theory of land rent*. Cambridge, Harvard: Harvard university press.
- Blumenberg, E., and King, H. 2019. "Low-income workers, residential location, and the changing commute in the United States." *Built Environment* 45(4): 563-581.
- Blumenberg, E., and Ong, P. 1998. "Job accessibility and welfare usage: Evidence from Los Angeles." *Journal of Policy Analysis and Management: The Journal of the Association for Public Policy Analysis and Management* 17(4): 639-657.
- Blumenberg, E., and Wander, M. 2022. "Housing affordability and commute distance." *Urban Geography*: 1-20.
- Cao, X., Chen, H., Liang, F., and Wang, W. 2018. "Measurement and spatial differentiation characteristics of transit equity: A case study of Guangzhou, China." *Sustainability* 10(4): 1069.
- Cervero, R. (1989). Jobs-Housing Balancing and Regional Mobility. *Journal of the American Planning Association* 55(2): 136-150.
- Chen, Z., and Yeh, A. G.-O. 2019. "Accessibility Inequality and Income Disparity in Urban China: A Case Study of Guangzhou." *Annals of the American Association of Geographers* 109(1): 121-141.
- Deng, X., Liu, Y., Gao, F., Liao, S., Zhou, F., and Cai, G. 2021. "Spatial Distribution and Mechanism of Urban Occupation Mixture in Guangzhou: An Optimized GeoDetector-Based Index to Compare Individual and Interactive Effects." *ISPRS International Journal of Geo-Information* 10(10): 659.
- Fang, Y., Logan, J. R., and Pal, A. 2015. "Emerging socio-spatial pattern of Chinese cities: The case of Beijing in 2006." *Habitat International* 47: 103-112.
- Fang, H., Gu, Q., Xiong, W., and Zhou, L.-A. 2016. "Demystifying the Chinese housing boom." *NBER Macroeconomics Annual* 30(1): 105-166.
- Frank, L. D., Andresen, M. A., and Schmid, T. L. 2004. "Obesity relationships with community design, physical activity, and time spent in cars." *American Journal of Preventive Medicine* 27(2): 87-96.
- Gordon, P., Richardson, H. W., and Jun, M. J. 1991. "The commuting paradox evidence from the top twenty." *Journal of the American Planning Association* 57(4): 416-420.
- Holloway, S. R. 1996. "Job accessibility and male teenage employment, 1980-1990: The declining significance of space?" *The Professional Geographer* 48(4): 445-458.
- Horner, M. W., and Mefford, J. N. 2007. "Investigating urban spatial mismatch using job-housing indicators to model home-work separation." *Environment and Planning A* 39(6): 1420-1440.
- Howell, A. J., and Timberlake, J. M. 2014. "Racial and ethnic trends in the suburbanization of poverty in U.S. metropolitan areas, 1980-2010." *Journal of Urban Affairs* 36(1): 79-98
- Huang, D., Liu, Z., and Zhao, X. 2015. "Monocentric or Polycentric? The Urban Spatial

- Structure of Employment in Beijing.” *Sustainability* 7(9): Article 9.
- Huang, Y., and Deng, F. F. 2006. “Residential mobility in Chinese cities: A longitudinal analysis.” *Housing studies* 21(5): 625-652.
- Kain, J. F. 1968. “Housing segregation, negro employment, and metropolitan decentralization.” *The Quarterly Journal of Economics* 82(2): 175-197.
- Kneebone, E. 2019. “Suburban poverty.” *The Wiley Blackwell Encyclopedia of Urban and Regional Studies*: 1-6.
- Kong, W., Pojani, D., Sipe, N., and Stead, D. 2021. “Transport poverty in Chinese cities: a systematic literature review.” *Sustainability* 13(9): 4707.
- Li, C., Zhang, Y., and Chai, Y. 2021. “Do spatial factors outweigh institutional factors? Changes in influencing factors of home-work separation from 2007 to 2017 in Beijing.” *Journal of Transport Geography* 96: 103201.
- Li, S. M. 2010. “Evolving residential and employment locations and patterns of commuting under hyper growth: the case of Guangzhou, China.” *Urban Studies* 47(8): 1643-1661.
- Li, S., and Liu, Y. 2016. “The jobs-housing relationship and commuting in Guangzhou, China: Hukou and dual structure.” *Journal of Transport Geography* 54: 286-294.
- Li, S., Hou, Q., Chen, S., and Zhou, C. 2010. “Work, Home, and Market: The Social Transformation of Housing Space in Guangzhou, China.” *Urban Geography* 31(4): 434-452.
- Lindström, M. 2008. “Means of transportation to work and overweight and obesity: a population-based study in southern Sweden.” *Preventive medicine* 46(1): 22-28.
- Lyons, G., and Chatterjee, K. 2008. “A human perspective on the daily commute: costs, benefits and trade-offs.” *Transport Reviews* 28(2): 181-198.
- Meng, L., Sun, Y., and Zhao, S. 2020. “Comparing the spatial and temporal dynamics of urban expansion in Guangzhou and Shenzhen from 1975 to 2015: A case study of pioneer cities in China’s rapid urbanization.” *Land Use Policy* 97: 104753.
- Niedzielski, M. A., O’Kelly, M. E., and Boschmann, E. E. 2015. “Synthesizing spatial interaction data for social science research: Validation and an investigation of spatial mismatch in Wichita, Kansas.” *Computers, Environment and Urban Systems* 54: 204-218.
- Pfeiffer, D. 2012. “African Americans’ search for “more for less” and “peace of mind” on the exurban frontier.” *Urban Geography* 33(1): 64-90.
- Preston, V., and McLafferty, S. 1999. “Spatial mismatch research in the 1990s: progress and potential.” *Papers in Regional Science* 78(4): 387-402.
- Pucher, J., Peng, Z. R., Mittal, N., Zhu, Y., and Korattyswaroopam, N. 2007. “Urban transport trends and policies in China and India: impacts of rapid economic growth.” *Transport Reviews* 27(4): 379-410.
- Pugh, M. 1998. *Barriers to Work: The Spatial Divide between Jobs and Welfare Recipients in Metropolitan Areas*. Center on Urban and Metropolitan Policy: the Brookings Institution.

- Roberts, J., Hodgson, R., and Dolan, P. 2011. “‘It’s driving her mad’: Gender differences in the effects of commuting on psychological health.” *Journal of Health Economics* 30(5): 1064-1076.
- Schleith, D., and Horner, M. W. 2014. “Commuting, job clusters, and travel burdens.” *Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board* 2452(1): 19-27.
- Sultana, S., and Weber, J. 2007. “Journey-to-work patterns in the age of sprawl: Evidence from two midsize southern metropolitan areas.” *The Professional Geographer* 59(2): 193-208.
- Ta, N., Chai, Y., Zhang, Y., and Sun, D. 2017. “Understanding job-housing relationship and commuting pattern in Chinese cities: Past, present and future.” *Transportation Research Part D: Transport and Environment* 52: 562-573.
- Tao, Y., Ma, J., Shen, Y., and Chai, Y. 2022. “Neighborhood effects on health: A multilevel analysis of neighborhood environment, physical activity and public health in suburban Shanghai.” *Cities* 129: 103847.
- Tian, G., Wu, J., and Yang, Z. 2010. “Spatial pattern of urban functions in the Beijing metropolitan region.” *Habitat International* 34(2): 249-255.
- Walcott, S. M., and Pannell, C. W. 2006. “Metropolitan spatial dynamics: Shanghai.” *Habitat International* 30(2): 199-211.
- Walsleben, J. A., Norman, R. G., Novak, R. D., O’Malley, E. B., Rapoport, D. M., and Strohl, K. P. 1999. “Sleep habits of Long Island railroad commuters.” *Sleep* 22(6): 728-734.
- Wang, E., Song, J., and Xu, T. 2011. “From ‘spatial bond’ to ‘spatial mismatch’: An assessment of changing jobs–housing relationship in Beijing.” *Habitat International* 35(2): 398-409.
- Wang, Y., and Hui, E. C. 2017. “Are local governments maximizing land revenue? Evidence from China.” *China Economic Review* 43: 196-215.
- Woodcock, J., Banister, D., Edwards, P., Prentice, A. M., and Roberts, I. 2007. “Energy and transport.” *The Lancet* 370(9592): 1078-1088.
- Wu, F. 1996. “Changes in the structure of public housing provision in urban China.” *Urban Studies* 33(9): 1601-1627.
- Xiao, W., Wei, Y. D., and Li, H. 2021a. “Spatial inequality of job accessibility in Shanghai: A geographical skills mismatch perspective.” *Habitat International* 115: 102401.
- Xiao, Y., Wang, Y., Miao, S., and Niu, X. 2021b. “Assessing polycentric urban development in Shanghai, China, with detailed passive mobile phone data.” *Environment and Planning B: Urban Analytics and City Science* 48(9): 2656-2674.
- Xie, X., Hou, W., and Herold, H. 2018. “Ex Post Impact Assessment of Master Plans—The Case of Shenzhen in Shaping a Polycentric Urban Structure.” *ISPRS International Journal of Geo-Information* 7(7): 252.

- Yang, J. 2006. "Transportation implications of land development in a transitional economy: Evidence from housing relocation in Beijing." *Transportation Research Record* 1954(1): 7-14.
- Yang, X., Fang, Z., Yin, L., Li, J., Zhou, Y., and Lu, S. 2018. "Understanding the Spatial Structure of Urban Commuting Using Mobile Phone Location Data: A Case Study of Shenzhen, China." *Sustainability* 10(5): Article 5.
- Yao, Yongling, and Guonan, Zheng. 2009. "Empirical analysis of spatial mismatch of living-working: based on a field survey in downtown Beijing." *International Journal of Urban Sciences* 13(1): 1-17.
- Zheng, S., Peiser, R. B., and Zhang, W. 2009. "The rise of external economies in Beijing: Evidence from intra-urban wage variation." *Regional Science and Urban Economics* 39(4): 449-459.
- Zhou, X., Chen, Z., Yeh, A. G., and Yue, Y. 2019. "Workplace segregation of rural migrants in urban China: A case study of Shenzhen using cellphone big data." *Environment and Planning B: Urban Analytics and City Science*: 239980831984690.
- Zhou, X., Chen, Z., Yeh, A. G., and Yue, Y. 2021. "Workplace segregation of rural migrants in urban China: A case study of Shenzhen using cellphone big data." *Environment and Planning B: Urban Analytics and City Science* 48(1): 25-42.
- Zhou, X., Yeh, A. G., and Yue, Y. 2018. "Spatial variation of self-containment and jobs-housing balance in Shenzhen using cell phone big data." *Journal of Transport Geography* 68: 102-108.

责任编辑：刘大炜

香港社会动态追踪调查

(Hong Kong Panel Study of Social Dynamics, HKPSSD)

由香港科技大学应用社会经济研究中心 (The Center for Applied Social and Economic Research, CASER) 主持, 旨在建立一个关于家庭与个人的长期追踪调查数据库, 用于研究和监测香港社会经济的变迁及其对人民生活的影响。项目于 2009 年启动, 2011 年完成第一期调查, 至 2019 年间先



后完成四轮入户追踪调查; 2020 年新冠疫情爆发后, 又进行了三轮在线 (辅以电话) 追踪调查及一轮新增样本调查。项目抽样设计充分考虑

“街区效应”, 搜集的信息涵盖家庭和个人两个层面, 涉及住房、教育、医疗、社会流动、移民融入、人口老龄化等重大社会民生问题, 对于了解香港过去十年的社会状况和时代变迁, 研究相关议题, 把握时代脉搏, 提供了重要数据库。

上海都市社区调查

(Shanghai Urban Neighborhood Survey, SUNS)

由 CASER 和上海大学数据科学与都市研究中心 (Center for Data and Urban Sciences, CENDUS) 联合设计, CENDUS 负责执行。该项目为 HKPSSD 的姐妹篇, 研究设计借鉴其成功经验, 为双城乃至多城比较研究提供可能; 项目结合上海实际, 充分考虑社区的空间效应, 突出空间结构和社区环境对个人及家庭生活的影响, 搜集包括“社区、家庭、个人”多层次追踪数据; 同时尽可能结合各种行政数据, 为大数据分析留下接口。

项目于 2014 年启动, 至 2017 年先后完成第一轮村居、住户和社区观察调研; 2019 年完成第二轮追踪调查; 2020 年新冠疫情以后, 又进



行了多轮在线 (辅以电话) 追踪调查。项目在目前国内单个城市调查研究中设计最复杂、样本量最大, 调查涉及当前国内社会民生问题的重要方面, 包括住房、就业、社会流动、健康与医疗、移民融入、老人照顾和子女教育等, 为研究中国都市社会提供了坚实的基础性资料。

征 稿 启 事

《城市与社会学刊》(Journal of Cities and Society, ISSN 2957-4099) 创刊于2022年秋, 目前为半年刊。本刊秉承“以科学实证入门, 以人文关怀入世”的宗旨, 致力于为海内外(特别是大中华地区)从事城市与社会研究的学者, 提供一个探索真知、服务社会的跨学科高端学术交流和展示平台。

本刊欢迎基于本土经验、兼具国际视野的创新性城市研究论文。本刊致力于以中国主要都市地区为研究场景, 数字化与城市生活、社区、移民、住房、健康、教育等社会民生问题为研究对象, 积极推动比较城市研究的国际学术交流网络。本刊强调论文所研究问题的“前瞻性”, 所使用方法的“引领性”、所采用设计的“精致性”。此外, 本刊还将不定期刊登国内外城市研究领域的最新研究综述和书评。

投稿请提供Word格式的电子文本。学术论文篇幅大约1万至1万5千字, 书评以不超过5千字为宜。请在来稿首页写明文章标题和作者简介(姓名、工作单位、职称、通讯地址、电邮地址等)。文稿需完整, 包括标题、作者姓名、作者单位、摘要、关键词、正文、参考文献等。所投稿件如受基金资助, 请在标题上加脚注说明基金项目名称和编号。

来稿需符合学术规范, 不得抄袭、剽窃他人成果, 不得伪造、篡改数据。文中凡采用他人成说, 须在文中以括号方式注明出处, 凡引用文献, 须在篇末列入参考文献。中英文参考文献分开列出, 中文文献在前, 外文文献在后, 并以作者姓氏英文字母顺序排列。来稿中的图表要清晰, 符合出版质量要求。

本刊实行匿名审稿制度, 来稿由编辑部安排专家审阅。稿件请发送到本刊编辑部电子邮箱, 切勿一稿多投。来稿一经本刊发表, 版权即为本刊所有, 未经授权, 不得转载或翻译。

编辑部联系方式: 上海纽约大学应用社会经济研究中心

投稿邮箱: shanghai.jcs@nyu.edu

电话: +86 (21) 20595139

《城市与社会学刊》编辑部

2022年12月

城市与社会学刊

Journal of Cities and Society

2023-1 | 第二卷

本刊出版与发行受“倪巧英纪念基金”(Ni Qiaoying Memorial Fund)资助。

eISSN: 2958-8006
pISSN: 2957-4099



9 772957 409007 >

HK \$ 220