

# 二孩生育意愿的生成机制研究

## ——对流动选择性的检验与家庭决策的 LLM 仿真

王照寒 赵岩 林琳\*

**提要:**“全面二孩”政策是“六普”后国家对人口政策做出的重要调整。政策落地后在短期内释放了积压的生育需求,但长期效果并未达预期,也未能扭转低生育率趋势。政策实施节点也是我国流动人口规模从峰值回落的转折点,且流动人口的主体是育龄人口,因此该群体的生育意愿和行为受到关注。那么,“流动”是不是抑制二孩生育意愿的核心要素?本文旨在探究二孩生育意愿的生成机制。为此,研究先运用倾向值匹配(PSM)方法,对“流动是否为核心抑制因素”这一命题进行严格检验;在排除“流动”因素后,运用大语言模型(LLM)对家庭二孩生育意愿的复杂决策过程进行仿真。研究发现,“流动”的抑制效应被高估,在控制选择性后其影响并不显著。无论是否流动,家庭的二孩决策均由一组共通的核心因素主导,即经济考量、母亲健康、养育支持体系。仿真分析还表明,政策初期社会普遍心态为“犹豫观望”,凸显了构建生育友好型社会需解决各个群体共通的现实困境,而非仅聚焦特定人群。

**关键词:**人口流动 二孩生育意愿 倾向值匹配 大语言模型

### 一、研究背景

我国总人口从1949年的5.4亿增长至如今的14.1亿,人口自然增长率

---

\* 王照寒,哈尔滨工程大学人文社会科学学院。赵岩,哈尔滨工程大学人文社会科学学院。林琳,中国船舶集团有限公司人力资源部人才发展处。

在1963年达到33.5‰后呈波动下降趋势,2025年初的统计数据为-0.99‰(图1)。

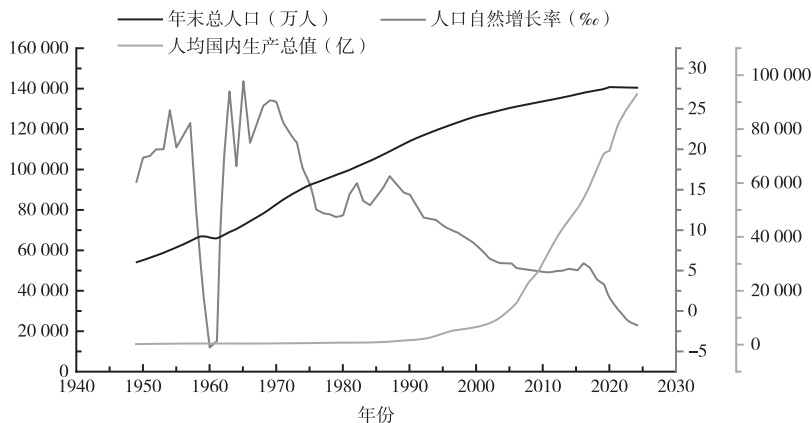


图1 中国年末总人口、人口自然增长率、人均国内生产总值对照

数据来源:国家统计局。

中华人民共和国成立初期,为实现人口与经济、社会、资源、环境的协调发展,减缓人口数量过快增长的势头,我国逐步实施计划生育政策。随着政策在基层的落实,总体而言,人们的生育观念逐渐从多子多福、偏好男孩的传统生育观念转向少生、优生、晚生的现代型生育观念。生育政策的效果显著,少儿抚养比已从1990年的41.5%降至2024年的24%,我国生育水平已低于更替水平。生育水平的下降又会间接引发人口老龄化、劳动力供给持续萎缩等问题。2000年后,生育水平持续下降所引发的社会问题受到政府重视,生育政策从“双独二孩”“单独二孩”逐步调整为“全面二孩”(以下简称“二孩政策”)。

2016年1月1日,“全面二孩”政策正式实施。这被视作继“六普”后中国人口政策的重大转向。政策实施初期的2016年、2017年,中国的出生人口分别达到1786万和1723万,二孩出生占比也显著提高,释放了部分积压的生育需求。然而,这种增长效应是短暂的。自2018年起,全国出生人口和总和生育率再度下滑,并在近年跌至历史新低。事实证明,“全面二孩”政策未达成扭转长期低生育趋势的预期效果。

2021年,“三孩生育政策”的实施标志着“全面二孩”政策的结束。然而,

人口负增长的压力并未因此得到缓解,学者们更有必要厘清抑制“多孩”生育意愿的真正原因。其中一个备受关注的群体是规模庞大的流动人口。他们大多处于育龄阶段,且普遍认为其流动行为会抑制生育(尤丹珍、郑真真,2002;郭志刚,2010;周皓,2015)。因此,“流动”是否为导致二孩生育意愿低迷的核心抑制因素,成了一个关键问题。然而,这种将“流动”与“非流动”进行二元对立的分析框架,可能由于流动人口的“自选择”效应而高估了流动本身的抑制作用,从而掩盖了更深层次、更具共性的决策机制。

本文旨在回溯“全面二孩”政策初期的历史背景,以探究二孩生育意愿的形成机制。为此,研究将分两步进行:首先,基于2016年的中国劳动力动态调查(CLDS 2016),运用倾向值匹配(PSM)方法控制样本的内生性,对“流动是抑制生育意愿的核心因素”这一命题进行严格检验,明确问题的核心焦点;其次,采用大语言模型(LLM)对真实家庭环境下二孩生育的复杂决策过程进行建模仿真,揭示影响二孩生育意愿的更深层次、更复杂的驱动因素。本研究的结果对于建设生育友好型社会、关注流动人口的生育意愿与行为、完善新时期人口发展战略、积极应对人口老龄化等问题具有重要的现实意义。

## 二、文献综述与分析框架

### (一)“二孩”政策的演变与效果评估

我国计划生育政策自20世纪80年代初全面实施。该政策的核心是“一对夫妇只生育一个孩子”,不过始终为“二孩”预留了政策空间。例如,除河南省外,各省、自治区、直辖市在执行计划生育政策时均规定,夫妻双方都是独生子女的情况下可生育“二孩”(简称“双独二孩”)。除了从人口学角度考量外,“双独二孩”生育政策的制定还考虑到对“一孩政策”背景下出生的夫妇给予生育补偿(风笑天,2014)。尽管“双独二孩”政策一直在实施,但鉴于当时“多子多福”和“偏好男孩”的生育观,该政策的实际影响范围较小。

随着80后群体步入育龄期,双独家庭数量急剧增加,与“二孩”相关的生育议题再度成为大众关注焦点。虽然绝大多数80后群体具备合法生育“二

孩”的条件,但我国生育率水平并未出现显著回升。面对日益严峻的人口老龄化、性别结构失衡等问题,学界开始探讨进一步放开生育政策的必要性。部分学者认为我国生育政策应进行微调,赋予双独夫妻二孩生育权利,并将微调后的政策作为短期内提高生育率的刺激手段(曾毅,2006);也有学者认为调整生育政策可能存在人口增长过多的风险,因而主张通过提高人口质量而非数量的方式来解决当前人口老龄化引发的诸多社会问题(庄渝霞,2008)。最终,2013年党的十八届三中全会宣布启动实施一方是独生子女的夫妇可生育两个孩子的政策(简称“单独二孩”)。

“单独二孩”政策的实践效果成为放开“全面二孩”政策的风向标。当时,学界对于“全面二孩”可能产生的人口影响存在巨大分歧。翟振武等人(2014)假设在2012年放开“全面二孩”政策的情况下,符合政策的目标人群将达到1.52亿人,其中有生育意愿的潜在生育人群为9700万人,年度出生人口峰值将达到4995万,总和生育率峰值将达到4.5。预测表明,该政策虽能在一定程度上延缓老龄化趋势,但也面临总人口激增、少儿人口规模增加致使劳动年龄人口占比下降等负面影响。而乔晓春(2014)预测符合该政策的目标人群为9652.2万人,潜在生育人群在4642.7万—5955万人之间,年度出生人口峰值将在3224.9万—3684.4万人之间,总和生育率峰值将在3.21—3.67之间。乔晓春预测的我国总人口数、人口生育意愿水平以及可生育“二孩”的人口规模并未达到翟振武所预测的程度。他认为“我们真正担心的不是短期反弹,而是长期的‘不反弹’。政府不能由于担心短期反弹,而丧失了生育率长期稳定在适当水平的机会”,并提倡在2015年下半年或2016年开始实施“普遍二孩”政策。这场争论的核心在于对民众真实生育意愿的预判差异。

2016年1月1日我国“全面二孩”政策正式实施,同年出生人口达到1786万。政策初期确实带来了短暂的生育高峰,但这主要是“生育堆积效应”的快速释放,这一增长态势未能持续。政策放开使一批长期受政策压抑、有强烈二孩意愿的70后、80后家庭集中释放了其存量生育需求(胡智兴等,2018)。然而,当这部分“存量”需求在2016—2018年间被迅速消耗后,作为新一代生育主力的90后乃至00后的“增量”生育意愿并未跟上,导致2018年后出生人

口出现“断崖式下跌”(吴寒、曾珂,2021)。近年来的研究普遍证实,90后在个人主义价值观、职业发展压力和高昂养育成本的多重影响下,生育意愿整体偏低,政策的激励作用远小于现实压力的抑制作用(陈芳、刘越,2021)。政策效果的短期性与代际生育观念差异是理解“全面二孩”政策效果未达预期的首要方面。

## (二)“二孩”生育意愿影响因素

传统研究关注了影响二孩生育意愿的多种因素。在人口学特征方面,性别、年龄、户籍、民族、已有子女性别等均被证实具有显著影响(朱健、陈湘满,2016;汪奕名等,2017;刘小锋、张汉洋,2017)。在社会经济因素方面,住房属性、受教育程度等也发挥着重要作用(朱健、陈湘满,2016;汪奕名等,2017)。

然而,随着“全面二孩”政策实践的深入以及低生育率困境的加剧,近年来的研究愈发明确地指出,压倒性的生育成本和缺位的社会支持体系是抑制生育意愿的根本性障碍。这与早期研究认为经济成本影响不显著的结论(贾志科、风笑天,2015)形成了鲜明对比。

首先,由生育、养育、教育成本构成的“硬约束”。高昂的住房成本、教育“内卷”带来的巨大投入以及医疗支出的不确定性,共同构成了压在育龄家庭身上的“三座大山”。研究表明,不断攀升的房价对生育率存在显著的负向挤出效应(杨华磊、胡浩钰,2019),而家庭在教育上的“精养”模式也促使其选择少生,以便集中资源保障单个子女的成长质量(Que,2022)。

其次,社会支持体系普遍缺位。对于双职工家庭来说,0—3岁婴幼儿的照护是决定是否生育二孩的关键因素。研究表明,我国普惠性托育服务供给严重不足,这是制约生育潜能释放的瓶颈(Peng & Yan,2022)。当传统的隔代照料模式难以为继,且市场化托育服务价格高昂、质量参差不齐时,许多家庭即便有生育意愿,也“不敢生、不能生”。此外,女性劳动权益保障不足、生育假期制度落实不到位等问题,也使生育压力过度集中于家庭,尤其是女性,进一步强化了低生育的理性选择。

最后,根本性变化在于生育观念的转变。随着现代化进程的推进和高等教育的普及,年轻一代的价值观更趋于个体化和自我实现,生育决策更多地

从家庭本位转向个体本位。研究发现,对生活品质的追求以及个人职业发展的重要性,在排序上常常优先于生育(Xiang et al., 2023)。“优生优育”取代“多子多福”成为主流观念,传统的城乡生育意愿差异也随着城镇化进程而逐渐趋同,共同构成了低生育率的深刻文化背景。

### (三)流动与生育关系

在探讨人口流动对生育水平的影响时,国内外学者普遍认为人口流动对降低生育率具有积极作用。西方人口学家从人口流动的原因、形式、个体特征等方面展开分析,提出了适应理论、干扰理论、中断理论、选择理论等四种解释框架(默斯顿,1985;You & Poston,2004)。鉴于国内的人口流动多为发展型流动,选择理论更适合用于解释中国人口流动导致的生育率下降现象。

国内学者针对流动群体的选择性人口特征开展了诸多实证研究,旨在解答“哪些人在流动”这一问题。有学者发现,流动人口的主体实际上由农村中年轻力壮、思想活跃、素质较高的人群构成(郭志刚,2010);还有学者指出,与非流动人口相比,流动人口具备更高的素质和更强烈的发展需求,他们流动的主要目的是获取更多经济收益或实现更好的自我发展,因此会有意识地控制自己的婚姻、生育节奏以及家庭规模(杨子慧,1991)。所以,两类群体在生育水平上的差异应归因于流动人口的自选择特征,而非流动本身。有学者意识到了这一问题,基于“五普”数据对流动与非流动人口进行倾向值匹配,并运用 Heckman 二阶段模型分析得出,流动人口与非流动人口的生育水平差异中存在选择性偏差(周皓,2015)。由于“五普”数据变量较少,因此存在因匹配变量不足而影响匹配效果的风险。在近几年的研究中,学者们采用倾向值匹配、断点回归等高阶统计方法重新探讨以往学界的结论。这些研究均得出人口迁移流动能够降低生育水平的结论(周皓,2015;梁同贵,2018;薛君,2018)。并且在他们的研究中,大多采用孩次递进生育指标来探讨流动人口的“二孩”生育状况,发现人口流动有助于降低“二孩”生育率。

### (四)研究评述

在测量指标方面,多数研究者会采用不同年龄阶段生育率和总和生育率

来表征育龄妇女的生育水平。此类研究存在以下问题:其一,该类指标缺乏孩次分析维度;其二,当妇女存在提早或推迟生育的情况时,计算得出的生育水平无法很好地反映妇女生育的实际状况(王广州,2004)。当然,也可用递进生育率替代妇女生育水平。相较于总和生育率等指标,递进生育率具有更准确估计妇女终身生育水平以及纳入孩次维度的优势,但较大的样本需求量以及对数据多指标和多分布的要求限制了它的推广。有学者指出,生育意愿对未来生育行为具有显著的预测作用(Thomson,1997),因此,“认识到生育意愿的预测作用将有助于我们确定新的生育研究方向,进而探寻个体生育与社会之间的作用机理”(Schoen et al., 1999)。生育意愿的研究在一定程度上能够预测实际生育行为。

在数据选取方面,部分学者为确保数据无偏及研究质量,会选用2000年人口普查数据和2005年全国抽样数据(周皓,2015;梁同贵,2018)。然而,也有学者指出,2000年人口普查数据在低龄流动人口生育情况上存在较多漏报、谎报现象(郭志刚,2010)。最终,依据该数据得出的流动人口生育率相较于真实值偏低,导致研究结果有偏。此外,随着社会的飞速发展、二孩政策的逐步放开以及流动人口内部人口结构的转变,依据20年前的数据得出的研究结论是否仍适用于当下情况值得探讨。有学者已证明,政策变化会及时体现在人们对二孩生育意愿的看法和态度上(贾玉芳,2014)。本文在挑选数据时,选取调查时间点为2016年1月1日之后的数据,以了解全面放开二孩政策后人们的二孩生育意愿。

在统计方法上,以往研究多采用多元线性回归模型或Logistic回归模型等策略。这些传统回归统计方法能够得出人口流动与生育水平之间的统计相关性,却难以厘清其中的因果关系:究竟是“流动”导致了低生育,还是低生育意愿的群体更倾向于“流动”?另一方面,“因果推论问题,其关键在于时间顺序。从方法论角度来看,我们应该关注原因的结果(the effects of cause),而不是结果的原因(the causes of effect)”(周皓,2015)。人口流动与生育关系的研究需注意,作为原因的流动应发生在生育之前。然而,截面观测数据无法满足因果推断的前提,这就需要使用追踪数据或回顾性调查数据。尽管有研究运用PSM分析流动与生育率的关系(周皓,2015),但缺乏针对“全面二孩”政

策实施后,以“二孩生育意愿”为结果变量,并使用较新全国代表性数据的PSM分析。更重要的是,在PSM分析挑战了传统认知后,现有研究未能深入揭示在排除流动因素后,驱动生育意愿的复杂因素组合及其相对重要性。

更为关键的是,传统计量研究的方法论底色仍是还原论。对核心自变量回归系数的解释是在“控制了其他变量”的情况下做出的,但对变量的“控制”无法展现社会现象的复杂性。近年来,以大语言模型(LLM)为代表的计算社会科学方法为此提供了新的可能。例如,通过构建生成式智能体(generative agents)来模拟人类在复杂社会环境中的行为与互动,进而探索宏观现象的微观基础(Park et al., 2023)。尽管这一前沿方法为理解生育决策等复杂社会过程开辟了新路径,但目前尚未被系统地应用于生育意愿的研究领域。基于此,本研究尝试运用LLM作为社会仿真工具,探索多重因素整合影响下的二孩生育意愿生成机制,以期理解当代中国的低生育困境提供新的视角和方法论补充。

### 三、研究设计

#### (一)数据选取

本研究使用的数据来源于中山大学社会科学调查中心开展的中国劳动力动态调查(CLDS)。<sup>①</sup>由于本研究检验的是“二孩”政策全面放开后对生育意愿的影响,因此选取了CLDS 2016横截面数据。该数据是一个以15—64岁劳动年龄人口为调查对象的综合性数据库,涵盖了劳动力个体、家庭和社区三个层次的数据。样本规模覆盖了中国29个省市,有401个村居、14 226户家庭、21 086个个体,具有全国代表性。采用多阶段、多层次、与劳动力规模成比例的概率抽样方法,既能较好地适应中国剧烈的变迁环境,又能兼顾横截面调查的特点。依据研究需要,本文选取CLDS 2016的个体数据,并剔除了不符合研究范围的男性样本、年龄非15—49岁的女性以及已生育2个及以上孩

---

<sup>①</sup> 文责自负。如需了解有关此数据的更多信息,请登录<http://css.sysu.edu.cn>。

子的妇女。经过数据筛选,剔除关键变量缺失或答案明显不合理的样本后,最终获得有效样本数为 3857 人,其中流动人口 473 人,非流动人口 3384 人。

## (二)研究策略

### 1. 倾向值匹配(PSM)分析

本研究采用倾向值匹配法。PSM 是基于反事实框架的分析方法,用于分析非实验数据或观测数据的干预效应。倾向值匹配法主要由倾向值计算和个案匹配两个阶段构成。倾向值是某个样本接受干预的概率,其计算方式通常是将混淆变量纳入 Logistic 回归模型来估计倾向值。倾向值的作用是把多维的混淆变量简化为一维的倾向值,并通过倾向分对接受干预(流动人口)和未接受干预(非流动人口)的个案进行匹配,进而组成新的样本组。在匹配方法上运用半径匹配法(radius matching),将控制组与实验组样本倾向值绝对差值小于 0.01 的控制组样本与实验组样本组成总样本。

### 2. 大语言模型(LLM)仿真分析

大语言模型(如本研究后台使用的 DeepSeek-chat-0326 等模型)是基于 Transformer 架构,在海量文本数据上进行预训练的深度学习模型。其核心能力在于对自然语言的深层上下文理解、逻辑推理以及根据指令进行角色扮演。在社会科学研究中,LLM 可被视为一种新颖的“计算型行动者模拟”工具。它能够根据指令(prompt)扮演一个具有特定社会背景和个人特征的“行动者”(agent),并基于所赋予的角色信息,进行符合人类社会逻辑的思考与决策模拟。LLM 仿真是一种基于模型既有知识的模拟,其结论重在揭示普遍性的决策机制、逻辑模式与关键影响因素,而非对真实个体行为的精确预测。其价值在于为我们理解复杂的社会现象提供了一种新颖且富有洞察力的视角。

在本研究中,LLM 的优势尤为突出:首先,它能处理并整合多维度的、非结构化的情景信息,模拟家庭决策时“算经济账”和“算感情账”的混合考量过程;其次,它能够输出决策背后的理由和权重,帮助我们理解决策的具体过程,而不仅仅是得到一个“是”或“否”的结果。这使其非常适合用于模拟本研究中家庭在“全面二孩”政策的特定历史背景下,权衡利弊的复杂心理与行为

过程。

在 PSM 分析表明流动并非关键因素后,我们依据 CLDS 2016 样本中关键变量的分布特征,按比例构建了一系列具有代表性的虚拟家庭档案。这些档案随后被作为提示输入 LLM,利用 LLM 的理解和推理能力,模拟家庭在 2016 年政策背景下面临二孩决策时的复杂考量过程,识别影响决策的关键因素及其权重。本研究构建了一个包含多种潜在影响因素(如经济状况、母亲健康、子女照料、社会支持、家庭关系等)的虚拟家庭档案生成器。将这些档案输入 LLM,要求其模拟该家庭在 2016 年的政策背景下,就是否生育二孩进行决策(输出决策结果:决定生育、决定不生育、仍在犹豫),并评估做出该决策时各项因素的权重以及一个倾向生育的概率值。通过分析大量模拟案例的结果,识别出影响决策的主导因素和模式。要求 LLM 生成的行动者在各特征的分布上与 CLDS 2016 样本数据的分布保持一致。

### (三)变量说明

#### 1. 结果变量

本文所使用的结果变量为“二孩生育意愿”,它是通过该数据中 I8 生殖生育部分的两个提问计算得出的。具体问题如下:I8.2.5“您生过几个孩子?”,以及 I8.5“您还打算要几个孩子?”。其中,I8.5 可供选择的答案有:1. 不想再要了;2. 再要一个;3. 再要两个;4. 再要三个及以上;5. 还没想好。依据 I8.5 生成“还想要几个孩子”的连续型变量 I8.5\_1。其中,I8.5 中的“1. 不想再要了”和“5. 还没想好”合并赋值为 0,代表还想要 0 个孩子。I8.5\_1 与 I8.2.5 相加,结果大于等于 2 的则为“有‘二孩’生育意愿”,由此得到“是否有生育‘二孩’的意愿”的二分变量。重新赋值后,0 代表没有二孩生育意愿,1 代表有二孩生育意愿。

#### 2. 处理变量

本文选用的处理变量为“是否为流动人口”。通过数据中 I1.3.2 的提问“您的户口是在?”,其答案为:1. 本村/居委会;2. 本乡镇(街道)其他村居委会;3. 本县(县级市、区)其他乡镇街道;4. 本县区以外。将回答为“4. 本县区以外”的样本标识为流动人口。

### 3. 混淆共变量

结合以往关于流动人口选择性与影响二孩生育意愿的研究,选取户口类型、年龄、地区、受教育程度、婚姻状况、是否有孩子、子女性别偏好作为本文的混淆共变量。年龄和受教育程度编码为定距变量,户口类型、地区、婚姻状况、是否有孩子、子女性别偏好编码为定类变量。

户口类型分为二分变量:“城镇户口 = 0;农村户口 = 1。”地区划分为东部、中部、西部,分别将它们编码为:“东部 = 1;中部 = 2;西部 = 3。”将受教育程度编码为受教育年限:“文盲 = 0;小学 = 6;中学 = 9;高中 = 12;大学及以上 = 16。”其中将中专、职高合并至高中,大专合并至大学。婚姻状况划分为二分变量:“未婚 = 1;已婚 = 2。”是否有孩子分为二分变量:“无孩子 = 0;有孩子 = 1。”子女性别偏好编码为分类变量“有偏好 = 1;无偏好 = 2。”

## 四、数据分析

### (一)描述性统计分析

本文对所使用的所有变量进行了描述性统计分析,结果见表 1。

表 1 变量的描述性统计分析 N = 3857

变量		流动人口	百分比 (%)	非流动人口	百分比 (%)	
		频数		频数		
结果变量	二孩意愿	有	93	19.66	499	14.75
		无	380	80.34	2885	85.25
混淆变量	户口类型	城镇户口	152	32.14	1429	42.23
		农业户口	321	67.86	1955	57.77
	年龄	15—20 岁	78	16.49	642	18.97
		21—30 岁	206	43.55	942	27.84
		31—40 岁	108	22.83	755	22.31
		41—49 岁	81	17.12	1045	30.88
	地区	东部	293	61.95	1492	44.09
		中部	89	18.82	778	23.00
		西部	91	19.24	1114	32.92

续表 1

变量			流动人口	百分比(%)	非流动人口	百分比(%)
			频数		频数	
混淆变量	受教育水平	小学及以下	50	10.57	525	15.51
		初中	150	31.71	1074	31.74
		高中	124	26.22	862	25.47
		大学及以上	149	31.50	923	27.28
	婚姻状况	未婚	164	34.67	1148	33.92
		已婚	309	65.33	2236	66.08
	是否有孩	有	214	45.24	1851	54.70
		无	259	54.76	1533	45.30
	子女识别偏好	有偏好	77	16.28	730	21.57
		无偏好	396	83.72	2654	78.43
样本量			473		3384	

注:百分比并非占据总样本数的比例,而是分别占流动人口与非流动人口的比例。

由表 1 可知,流动人口中有二孩生育意愿的占总流动人口的 19.66%,而非流动人口中有二孩生育意愿的占总非流动人口的 14.75%。我们对流动与否与二孩生育意愿之间的关系进行了卡方检验,得到卡方值为 7.719,这意味着在 1% 的显著性水平下,可以认为流动与二孩生育意愿具有相关关系,该结果与以往学者对二孩生育意愿的研究结论一致。

我们还发现,流动人口与非流动人口在户口类型、年龄、受教育水平的占比上存在明显差异。在年龄方面,非流动人口中 41—49 岁年龄段的人口占比为 30.88%,而在流动人口中该年龄段仅为 17.12%;在其他年龄段,非流动人口的占比相对均衡,而流动人口中 21—30 岁年龄段的人口几乎占了流动人口的一半,即流动人口相较于非流动人口显著集中在较为年轻的年龄段。在受教育水平上,流动人口在低学历层次(小学及以下)的占比低于非流动人口,而在高学历层次(大学及以上)的占比高于非流动人口,在 1% 的显著性水平下,流动人口的受教育年限均值显著高于非流动人口的平均受教育年限。我们还发现户口类型与子女性别偏好这两个变量与是否流动之间存在显著相关关系。对以上变量的检验见表 2。由此可以判断,流动人口与非流动人口之间存在一定的选择性偏差,在年龄、户口类型、受教育年限、子女性别偏好

等方面,两类群体均存在差异。因此,流动对二孩生育意愿的显著影响究竟是人口流动的作用,还是混淆变量存在差异导致的结果,通过传统统计学方法很难明确两者之间的实际关系。

表 2 流动与其他类别变量的相关性检验

变量	统计量
生育意愿	7.719*** (Chi2-test)
户口类型	17.47*** (Chi2-test)
地区	56.67*** (Chi2-test)
婚姻状况	0.10 (Chi2-test)
是否有一孩	0.000 (Chi2-test)
子女性别偏好	7.03*** (Chi2-test)
受教育程度	-2.91*** (T-test)
年龄	4.82*** (T-test)

注: \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ 。

## (二)倾向值匹配结果分析

利用倾向值匹配中半径匹配方法所得的具体结果见表 3。第一行为实验组与控制组在匹配前的处理效应及  $t$  值,第二行为匹配后的结果。ATT、ATU 以及 ATE 分别为实验组平均处理效应、对照组平均处理效应以及平均处理效应。

匹配前,流动人口的平均二孩生育意愿为 0.1966,非流动人口的平均二孩生育意愿为 0.1475,两者的二孩意愿相差 0.0492,相应的  $t$  值在 5% 水平上显著,流动与二孩生育意愿在匹配前具有显著关系。进行半径匹配后,流动人口作为实验组,其平均二孩生育意愿为 0.1949,假设该群体未流动,其平均二孩生育意愿变为 0.2118,两者的平均二孩意愿差值减小了 0.0169,下降了 7.98%,即匹配前后的平均二孩生育意愿差值下降了,且相应的  $t$  值不显著。也就是说,倾向值匹配后的流动人口与非流动人口在二孩生育意愿上无显著差别,人口流动与二孩生育意愿无因果关系。

再次从差异增减幅度看,匹配后流动人口与非流动人口在二孩生育意愿上的差异比匹配前有显著减少。匹配前,流动人口的平均二孩生育意愿比非

流动人口多 0.0492。如前文所述,这种差异可能是由于流动人口本身较低的生育水平引起,也可能是由于流动人口的选择性引起。由于匹配过程中剔除了流动人口的自选择性,流动人口的平均二孩生育意愿变为仅比非流动人口低 0.0142。差异从原来的 0.0492 降至  $-0.0142$ ,下降了 77.6%;匹配前两群体差异显著,匹配过程的自选择性解释了原来两群体的大部分差异(77.6%)。实际上两者的二孩生育意愿并无显著差异,且非流动人口的二孩生育意愿比流动人口高一点。

一般来说,由于匹配会使匹配样本高度相关,且使用倾向值匹配时未考虑倾向值估计对真实倾向值的误差,因此本文通过 Bootstrap 重复抽样 100 次后重新估算了 ATT、ATU 以及 ATE 的值(表 4)。结果显示 Bootstrap 估计与原模型中匹配后的结果基本一致。

表 3 流动人口与非流动人口的二孩生育意愿情况在半径匹配结果

		流动	非流动	差异	标准误	t 值
匹配模型 估计值	匹配前	0.1966	0.1475	0.0492 **	0.0177	2.78
	匹配后					
	ATT	0.1949	0.2091	-0.0142	0.01967	-0.72
	ATU	0.1478	0.1476	-0.0002		
	ATE			-0.0019		
Bootstrap 估计值	匹配前			0.0492 **		
	匹配后					
	ATT			-0.0152		
	ATU			-0.00701		
	ATE			-0.00802		

注:1. \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ 。

2. 流动人口样本数 473,非流动人口样本数 3384。

通过半径匹配得到的平衡性检验结果如表 4 和图 2 所示。在匹配前,流动人口与非流动人口在户口类型、年龄、地区、受教育程度、子女性别偏好等方面存在显著差异。经过匹配处理后,这些变量在两群体之间的偏差绝对值缩减率分别为 87.5%、99.8%、97.9%、83.9%、95.3%。这些偏差也都从原

来统计上的显著变为不显著。混淆共变量中,婚姻状况在两群体间的缩减差异较小,在是否有一孩的变量上甚至出现了负的偏差缩减率。但无论匹配前后,婚姻状况与是否有一孩这两个变量上,实验组与控制组之间的差距在统计上均不显著。由图 2 可知,混淆共变量在匹配前呈现较为分散的分布,而在匹配后向中间的 0 值靠拢。总体而言,倾向值匹配的结果在混淆共变量是否平衡方面较为理想。

表 4 混淆共变量匹配前后差异表

变量指标	状态	均值		偏差变化		t 检验	
		处理组	控制组	偏差绝对值	缩减率 (%)	t	p >  t
户口	U	0.67865	0.57772	21	87.5	4.19	0
	M	0.67865	0.66590	2.6		0.42	0.677
年龄	U	29.865	32.365	-25	99.8	-4.82	0
	M	29.865	29.859	0.1		0.01	0.993
地区	U	2.4271	2.1117	37.8	97.9	7.46	0
	M	2.4258	2.4331	-0.9		-0.14	0.889
教育	U	11.573	11.020	14.6	83.9	2.91	0.004
	M	11.573	11.662	-2.4		-0.38	0.705
婚姻	U	1.6533	1.6608	-1.6	49.7	-0.32	0.748
	M	1.6533	1.6495	0.8		0.12	0.903
偏好	U	2.7780	2.6809	16.2	95.3	3.1	0.002
	M	2.7780	2.7826	-0.8		-0.13	0.895
一孩	U	0.54757	0.54699	0.1	-151.6	0.02	0.981
	M	0.54757	0.54610	0.3		0.05	0.964

注:字母 U 表示匹配前,字母 M 表示匹配后。

混淆共变量重合性分析结果(图 3)显示,在 0—0.4 的区间内,实验组的大部分样本与对照组样本相对应且出现重合,这表明重合情况尚可。

倾向值匹配的分析结果清晰表明,在控制了自选择偏误后,“流动”这一身份标签对二孩生育意愿并无显著因果效应。这一发现具有重要的启示意

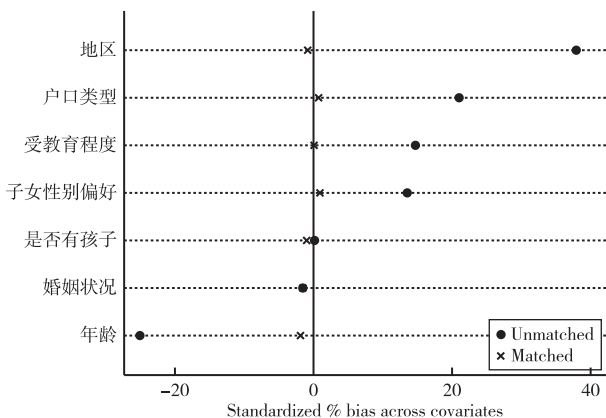


图2 混淆共变量平衡性分析

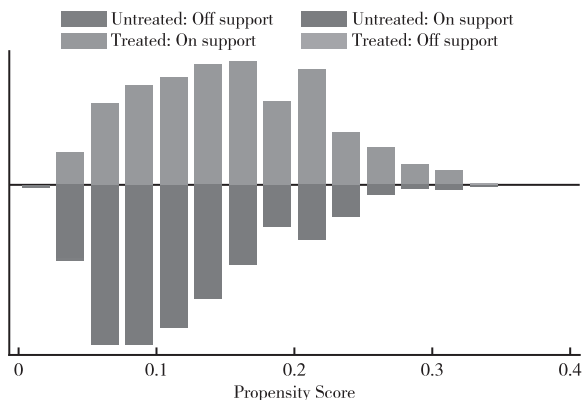


图3 混淆共变量重合性分析

义:将研究焦点局限于“流动与非流动”的二元对立框架,可能无法触及问题核心。流动家庭与非流动家庭都共同嵌入于同一社会经济背景下,面临相似的现实压力与考量。因此,研究重点需从“谁在做决策”(身份划分)转向“如何做决策”(机制探究)。传统计量模型难以捕捉家庭内部多维因素(经济、健康、子女、社会支持等)相互交织、动态权衡的复杂决策过程。为更深入探究这一过程,我们引入 LLM 作为一种新颖的仿真分析工具,以期模拟并揭示这一决策的内部运作机制。

### (三) LLM 仿真分析

基于前文 PSM 分析结论,即流动身份本身并非关键,本小节将利用 LLM 仿真分析,进一步探究驱动家庭二孩决策的普适性因素及其相互作用。该仿真模拟了 2016 年政策背景下家庭的决策过程,旨在更细致探究在 2016 年“全面二孩”政策实施初期,影响家庭进行二孩生育决策的复杂因素组合及其相对重要性。LLM 通过处理包含多种潜在影响因素(如经济状况、母亲健康、子女照料、社会支持、家庭关系等)的虚拟家庭档案,模拟这些家庭在特定政策背景下的决策过程,并输出决策结果(决定生育、决定不生育、仍在犹豫)以及各项因素在决策中的相对权重。

#### 1. 整体决策分布与倾向

仿真结果首先清晰描绘了政策放开初期的社会反应特征,一个压倒性特征是决策的犹豫不决。图 4 显示,超过 70% (模拟案例中约 370 例)的家庭处于“仍在犹豫”状态。相比之下,明确“决定不生育”的家庭超过 20% (约 120 例),而明确“决定生育”的家庭比例则非常低,不足 5% (不足 20 例)。

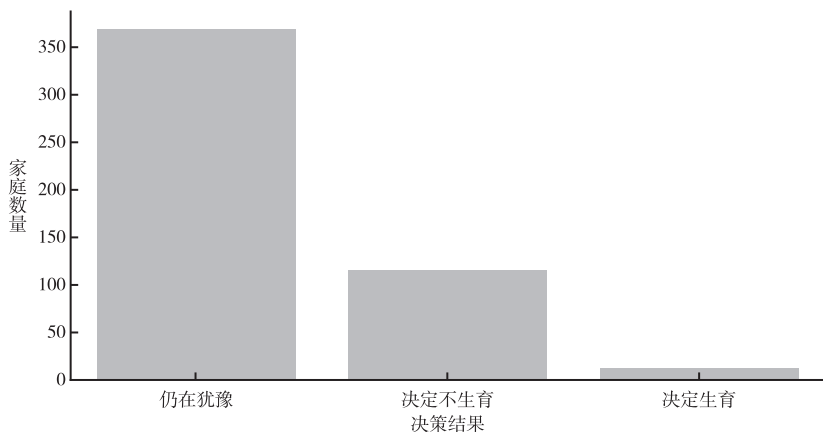


图 4 家庭生育决策分布

与此相对应,LLM 模拟得出的“倾向生育概率”(一个用于量化家庭生育意愿的指标)也印证了这种整体偏低的生育热情。图 5 倾向生育概率的分布情况显示,大部分家庭的生育倾向处于中性偏低水平,数值主要集中在 0.2—0.6 的区间内,其峰值更是出现在 0.4 附近。

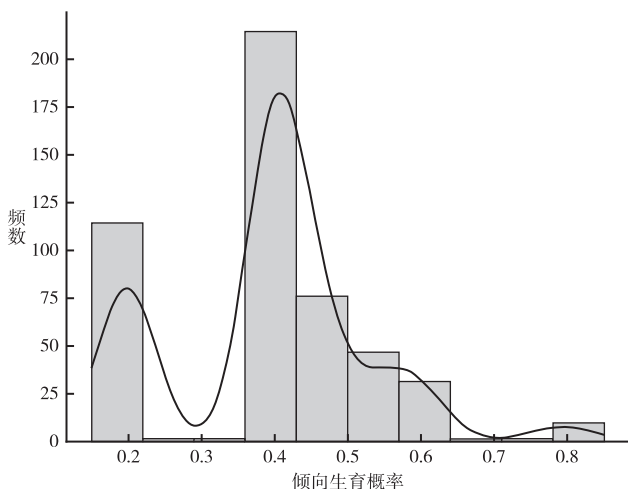


图 5 倾向生育概率分布

具体到不同决策群体,其倾向生育概率也呈现出显著差异:在图 6 中,“决定生育”家庭的概率中位数接近 0.8,显著高于其他两组;“决定不生育”家庭的概率中位数最低,约为 0.2;而占比最大的“仍在犹豫”家庭,其概率中位数处于中间值 0.4 左右,且分布范围较广,进一步凸显了该群体决策的不确定性。这一压倒性的“犹豫”比例(超过 70%),深刻反映了政策放开初期的

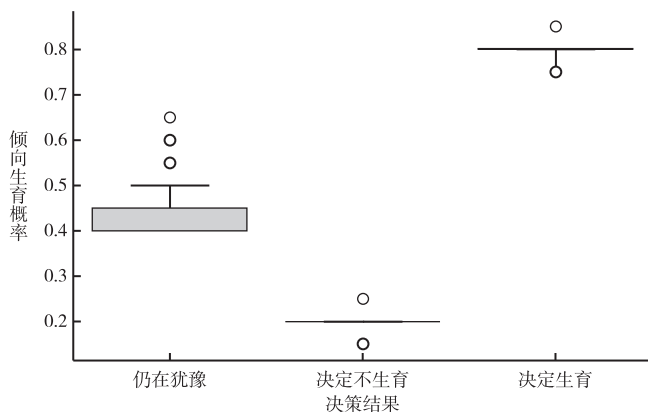


图 6 不同决策结果下的倾向生育概率

社会普遍心态。一项重大的生育政策调整,其影响不会立刻转化为家庭的生育行动。对于普通家庭而言,生育决策是一项长期且重大的投资。在政策落地初期,社会配套支持(如托育服务、教育资源)能否跟上、养育成本是否会进一步上涨等问题尚不明朗。因此,多数家庭采取“等待和观望”的策略,是面对不确定性时的理性选择。这表明,仅仅“允许生”,远不足以让家庭“愿意生”和“敢于生”。

## 2. 关键影响因素权重分析

剖析 LLM 在模拟决策过程中赋予各影响因素的平均权重,能够识别出影响二孩决策的最关键因素。图 7 的结果表明,排名前五的影响因素依次为经济压力、经济稳定性、母亲年龄与健康、子女托育教育以及社会支持。这表明,经济层面的考量(包括当前的经济负担以及对未来收入稳定性的预期)、母亲自身的生理状况以及养育相关的外部资源与支持体系(如托育服务的可及性、成本,以及来自家庭、社区的协助),是家庭在做出二孩生育决策时最为重视且需权衡的普遍核心议题。

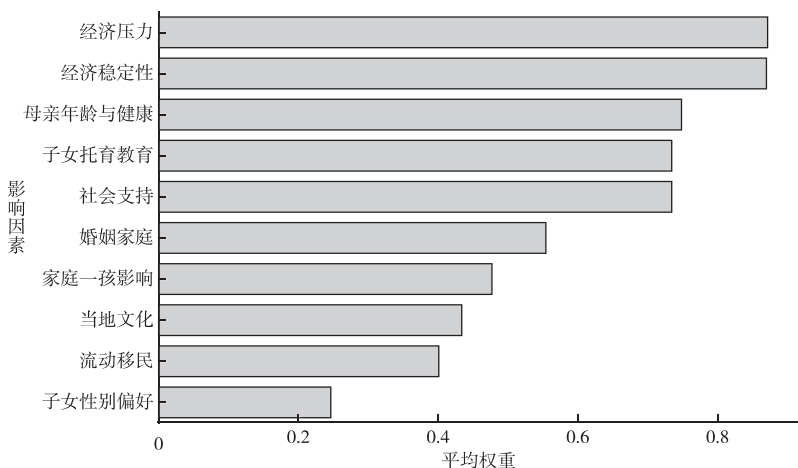


图 7 各影响因素平均权重排序

仿真结果显示,“经济压力”与“经济稳定性”处于最顶端,这与中国社会现实高度契合,也验证了家庭经济学的基本逻辑。2016 年前后,住房、教育和医疗成本的快速上涨,构成了家庭再生育最直接、最刚性的“硬约束”。紧随

其后的“母亲年龄与健康”，反映了生育决策中不可忽视的生理与机会成本。对于育龄女性来说，高龄生育的健康风险以及生育可能导致的职业生涯中断，是必须认真权衡的个人代价。

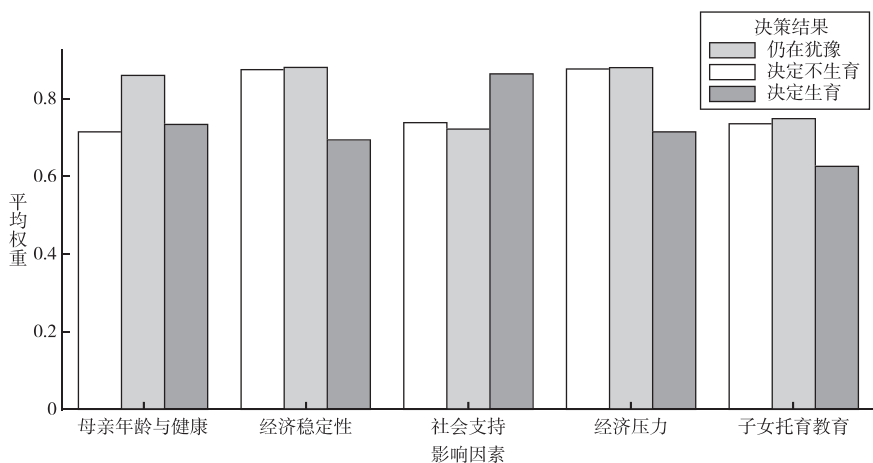


图8 不同决策组对排名前五重要因素的权重比较

不同决策家庭关注点的差异化权重分布，清晰地揭示了不同群体的决策逻辑。对于“决定不生育”的家庭，其决策主要由“经济压力”等硬性障碍因素驱动。这表明对他们而言，经济问题是不可逾越的红线。对于“决定生育”的家庭，“社会支持”的权重相对更高，这说明充足的外部帮助（如长辈帮带、社区支持）是克服现实困难、促成生育决策的关键赋能因素。而占比最大的“仍在犹豫”群体，则对“母亲年龄健康”和“经济稳定性”这两个充满未来不确定性的因素表现出最高关切。这精准地刻画了他们“想生但又怕生”“在风险与期望之间反复权衡”的矛盾心态。

### 3. 人口统计学特征的影响

除上述核心因素外，仿真分析还揭示了其他一些特征对决策倾向的调节作用。图9显示，在户口类型方面，城市户口家庭中“仍在犹豫”的比例似乎略高于农村户口家庭，而农村家庭中“决定不生育”的比例相对较高。这可能间接反映出城乡之间在生活成本压力、养育观念或政策感受上存在潜在差异。

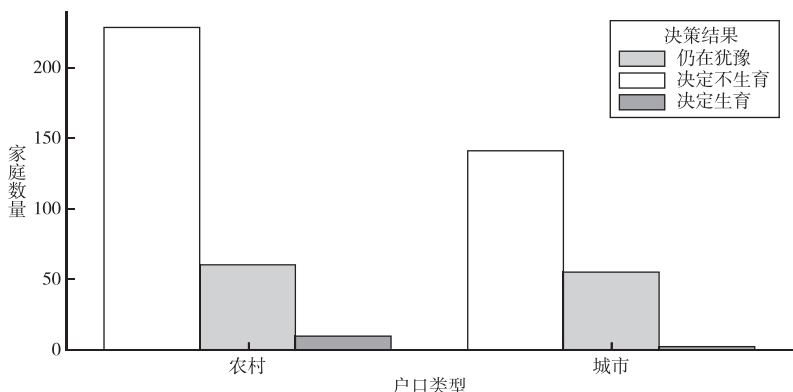


图9 不同户口类型的决策分布

母亲年龄同样是影响决策的关键变量。如图10所示,“决定不生育”的母亲相对更为年轻(中位数为27—28岁),“仍在犹豫”的母亲年龄分布范围最广(中位数约为30岁),“决定生育”的母亲年龄相对集中(中位数也接近30岁,但离散度较小)。

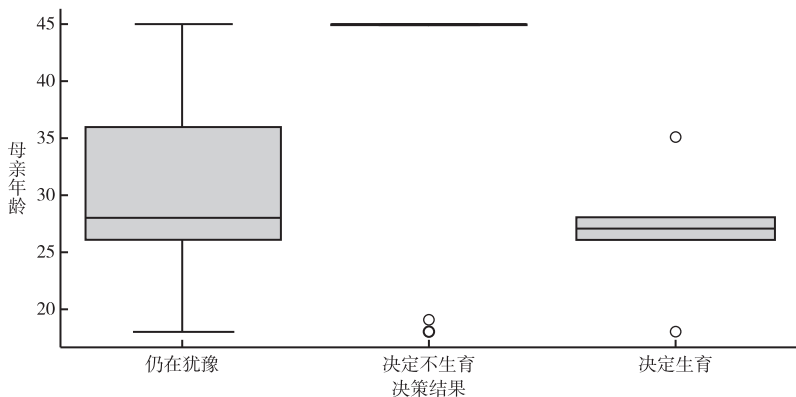


图10 不同决策结果的母亲年龄分布

此外,另一个显著趋势是,随着母亲教育水平的提高(尤其在本科及以上),“仍在犹豫”的比例呈上升趋势。这可能表明,受教育程度越高的女性在生育二孩决策中需要权衡的因素更为复杂。图11中,“决定不生育”的比例

在不同教育水平中相对稳定,但在高中/中专和大专学历者中略高。“决定生育”的比例在所有教育水平中都较低。这表明,受教育程度越高的女性可能面临更多元的职业发展、个人追求与家庭责任的权衡,从而在二孩决策上更为犹豫。

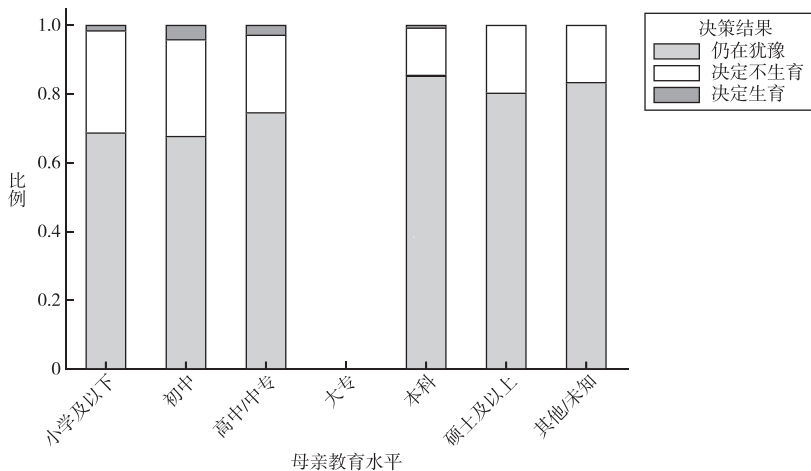


图 11 母亲教育水平与决策结果比例

仿真结果显示,随着教育水平的提升,特别是在本科及以上学历群体中,“仍在犹豫”的比例显著增加。这可能反映出高学历女性面临着更大的“机会成本”和更激烈的角色冲突。她们在人力资本方面投资更多,对职业发展的期望也更高。生育二孩所带来的时间投入以及潜在的职业中断,对其个人发展造成的“损失”可能更大。因此,她们在决策过程中需要权衡更多元的价值目标(事业、个人成就、家庭等),进而导致决策过程更为复杂,也更为审慎。

#### 4. 经济与就业因素的影响

在经济与就业因素方面,图 12 显示家庭对经济稳定性的担忧程度直接影响决策。那些对经济稳定性持“消极/担忧”态度的家庭,其决策结果绝大多数集中在“仍在犹豫”或“决定不生育”;相反,对于那些持“积极/乐观”态度的家庭,尽管“仍在犹豫”的情况仍占多数,但其“决定生育”的比例明显高于担忧组。

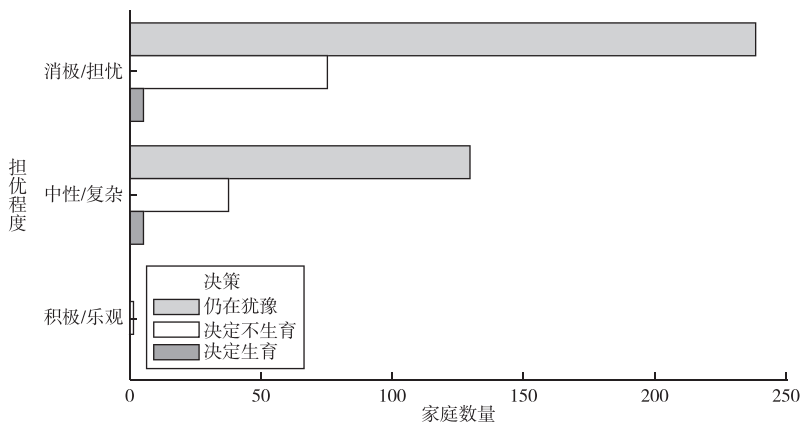


图 12 经济稳定性与决策

图 13 显示,家庭对经济前景的预期也呈现出相似模式。持“消极/担忧”预期的家庭往往倾向于犹豫和不生育,而持有“积极/乐观”预期的家庭则与更高的生育决策可能性相关,尽管犹豫仍是主流选择。这再次凸显了经济因素,无论是对现状的评估还是对未来的预期,在二孩生育决策中都占据核心地位。

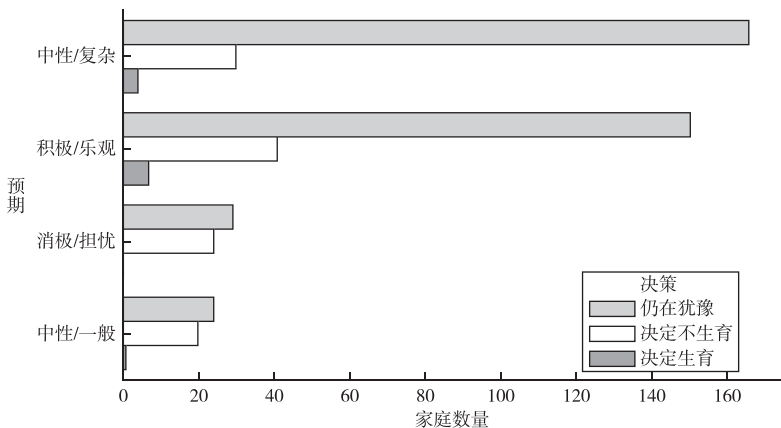


图 13 经济前景与决策

## 5. 家庭氛围与头胎因素影响

家庭氛围对决策有着显著影响。图 14 的仿真结果表明,若家庭氛围被评估为“消极/担忧”,那么“决定生育”这一选项几乎会被完全排除,家庭决策主要集中于“仍在犹豫”和“决定不生育”;相反,在“积极/乐观”的家庭氛围中,尽管犹豫依旧是主要倾向,但“决定生育”的比例有所提高,这表明和谐的家庭关系以及积极的家庭互动对生育决策具有正向促进作用。

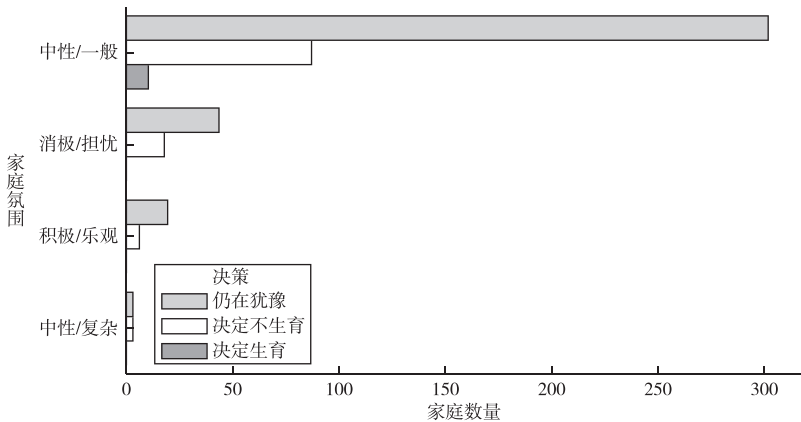


图 14 家庭氛围与决策

关于第一个孩子的性别,其对二孩决策的影响似乎并不显著。在图 15 中,无论第一个孩子是男孩还是女孩,家庭的决策普遍还是集中于“仍在犹豫”。细微的差别可能在于,头胎是女孩的家庭中,“决定不生育”的比例略低于头胎是男孩的家庭,这或许与传统观念中希望“儿女双全”存在微弱关联,但犹豫是更为普遍的基调。

然而,第一个孩子的年龄与生育决策的关联更为清晰。在图 16 中,“仍在犹豫”的家庭中第一个孩子的年龄分布较广,中位数约为 4 岁。“决定不生育”的家庭中,第一个孩子的年龄相对较小,中位数约为 3 岁,这或许意味着家庭仍处于第一个孩子带来的高强度抚育压力期,故而对再次生育持消极态度。少数“决定生育”的家庭中,第一个孩子的年龄似乎更大,中位数接近 7 岁,这可能表明这些家庭期望孩子之间有一定的年龄间隔,或者已度过最初的养育困难期,对再次迎接新生儿的挑战有更充分的准备。

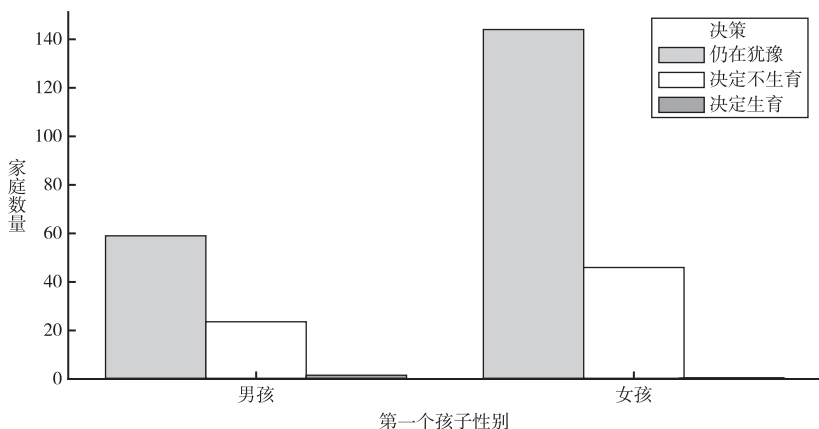


图 15 第一个孩子性别与二孩决策

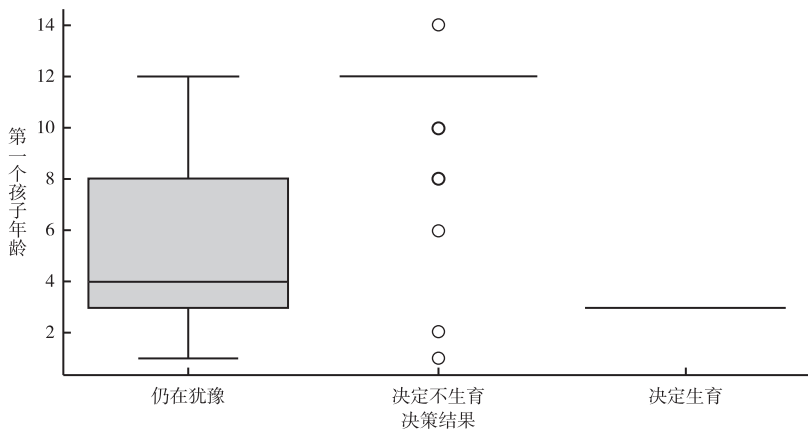


图 16 不同决策结果的第一个孩子年龄

## 6. 环境与社会支持因素影响

仿真结果特别凸显了外部支持系统的关键作用。图 17 显示,拥有“较强”社会支持网络的家庭,“决定生育”的比例显著高于支持网络“较弱”的家庭。同时,图 18 表明托育资源的可及性对决策具有直接且显著的影响:资源“方便/充足”显著提高了“决定生育”的可能性,并降低了犹豫和不生育的比例;相反,托育资源的“紧张/昂贵/缺乏”则构成了一个主要的生育障碍,使家庭更倾向于犹豫或直接放弃生育二孩。这彰显了完善的公共托育服务在支持生育决策、缓解家庭养育压力方面的关键性作用。

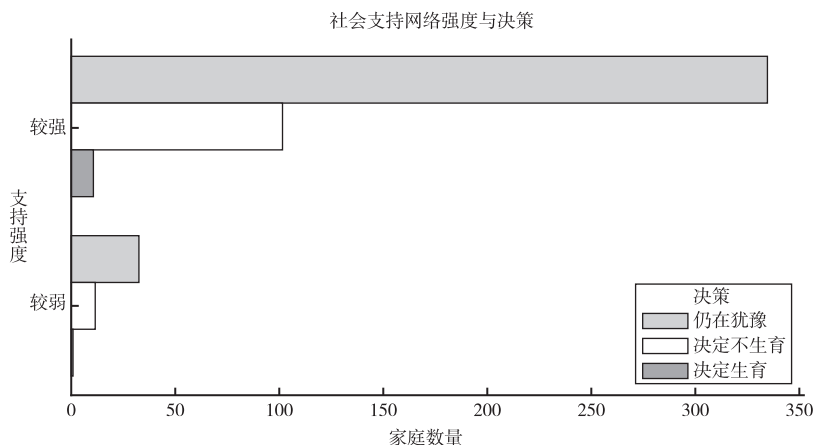


图 17 社会支持网络强度与决策

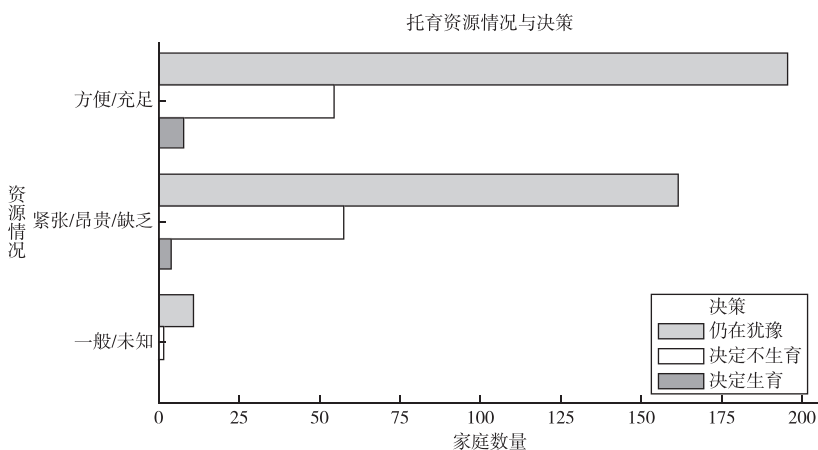


图 18 托育资源情况与决策

这两张图的结果具有极强的政策启发价值。无论是来自家庭、朋友的非正式社会支持,还是来自社会的普惠性托育等正式支持,均直接影响家庭的生育决策。其内在机制为,这些支持系统是缓解生育核心压力(经济成本与时间精力成本)的最有效手段。一个强大的支持网络,能够分担育儿的艰辛、减轻照料的经济负担,进而直接降低生育二孩的门槛,把那些“仍在犹豫”的家庭推向“决定生育”的一方。这充分表明,构建生育友好型社会,关键在于

构建切实有效的社会支持体系。

### 7. 数值变量相关性分析

图 19 展示了各数值变量之间的线性相关关系。一些值得关注的要点如下：(1) 倾向生育概率 (probability\_leaning\_towards\_fertility) 与母亲年龄 (personal\_mother\_age)、经济压力权重 (weight\_economic\_pressure)、经济稳定权重 (weight\_economic\_stability) 呈负相关, 这意味着年龄增长以及经济顾虑加重会降低生育倾向; (2) 母亲年龄与一孩年龄 (personal\_first\_child\_age)、母亲年龄健康权重 (weight\_mother\_age\_health) 呈正相关, 这符合现实逻辑, 各项权重之间也存在一些关联, 比如经济压力权重和经济稳定性权重高度正相关, 这表明它们常常会被同时重点考量; (3) 一孩影响权重 (weight\_first\_child\_impact) 与一孩年龄呈负相关, 这说明随着第一个孩子年龄的增长, 其带来的直接冲击感可能会减弱。

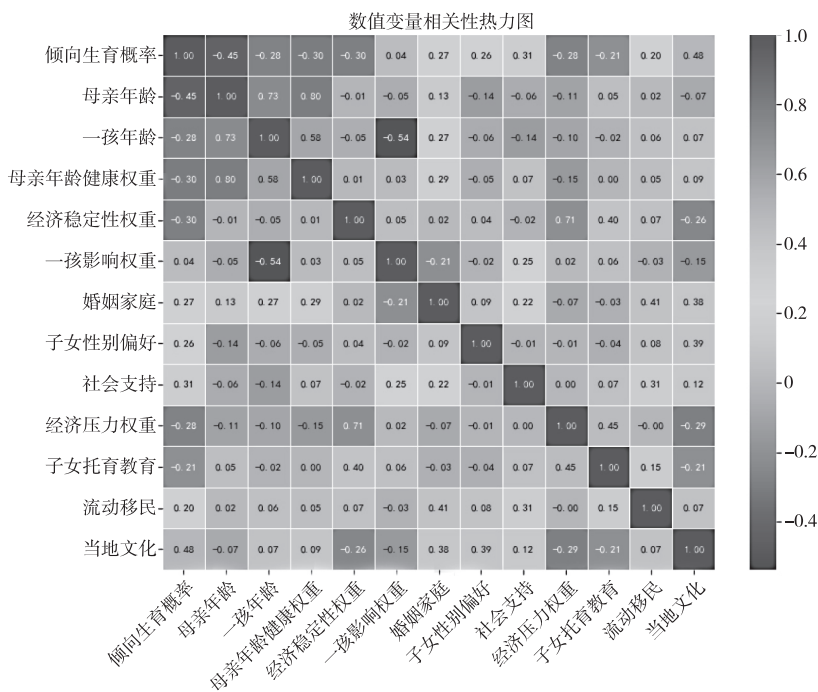


图 19 数值变量相关性热力图

总体而言,LLM 仿真分析通过模拟微观层面的家庭决策过程,为理解“全面二孩”政策实施初期的社会反应提供了更为丰富且细致的视角。它不仅再次确认了经济因素的核心地位,更凸显了母亲健康、子女托育、社会支持等多元因素在二孩生育决策中的复杂关系与互动影响。仿真结果所揭示的普遍犹豫心态,以及不同群体在关键因素考量上的差异,表明仅仅放开政策限制本身并不足以有效提升生育意愿,必须关注并解决广大家庭(无论是否流动)在经济、健康、养育、社会支持等方面面临的实际困境。这些发现为后续制定更具针对性、更能有效构建生育友好型社会的政策措施提供了重要的实证依据与思考方向。

## 五、结论与讨论

根据上述分析,可得出以下三点重要结论:其一,流动人口确实具有自选择性;其二,在进行倾向值匹配后,流动人口与非流动人口在二孩生育意愿上的差异消失,这对选择理论构成了挑战;其三,经济、健康、养育支持是二孩生育意愿的核心驱动力。

如前文所述,选择理论包含两部分内容,一是流动具有自选择性,二是流动人口生育率低于非流动人口这一事实正是由这种自选择性导致的。本研究证实了第一项内容,但对第二项内容提出了挑战。默斯顿于20世纪80年代提出选择理论时,恰逢美国经济从低谷步入增长期。在那段时期,美国对移民的包容性政策吸引了大量拥有较高学历和较高劳动技能的人。然而,这段时期的人口生育率(每名妇女平均生育子女数)并未显著增长,常年维持在1.8—1.9人左右的较低水平。这表明,选择理论旨在解释流动与非流动人口的生育率差异,而非解释社会整体的生育水平。当非流动人口的生育意愿普遍降低时,这种差异自然会缩小甚至消失。经济的快速发展为这些流动人口提供了大量的就业发展机遇,使他们得以实现个人的自我价值,而生育并非该群体的首要任务。因而,选择理论很好地解释了当时的情况。中国的户籍制度改革打破了城乡流动的壁垒,那些有能力从农村流入城市的群体在流出

地也属于精英。相较于未流出群体,他们在年龄、学历、劳动技能等方面确实占据优势。这一点也得到了本研究结论的证实。正如适应理论所揭示的,该群体进入城市后,生活习惯、观念等方面逐渐与城镇人口趋同,同时相对于农村而言较高的生活成本和较大的生活压力也在客观上限制了他们的二孩生育意愿。所以,本研究发现流动与非流动人口在二孩生育意愿上无显著差异,其根本原因可能并非流动选择性失效,而是在高昂的生育成本和普遍的社会压力下,非流动人口的生育意愿同样受到了强烈抑制,进而导致两类群体的低生育意愿呈现趋同化。因此,流动人口与非流动人口在匹配后的二孩生育意愿上无显著差别。

既然流动身份本身并非抑制二孩生育意愿的关键因素,为更好、更有效地建设生育友好型社会,本文建议不应过度聚焦于流动人口的身份特征,而应着力解决更广泛群体(包括流动人口和非流动人口)共同面临的核心问题:

(1)减轻经济负担,稳定家庭经济预期。LLM 仿真分析将“经济压力与稳定性”列为影响二孩决策的首要因素。经济因素是“不生育”家庭的核心阻碍,“仍在犹豫”群体则关注经济稳定性及前景预期。同时,家庭对未来经济前景的“消极/担忧”预期也显著抑制了生育意愿。因此,政策应着力稳定就业、提高收入水平、降低住房和教育等核心生活成本,并通过宏观经济政策的稳定性和前瞻性引导,增强家庭对未来经济状况的积极预期,从而缓解因经济顾虑产生的生育焦虑。

(2)保障女性权益,支持职业发展与家庭平衡。“母亲年龄与健康”是LLM 仿真中影响决策的次要因素,且对于“仍在犹豫”的家庭这是重要考量因素。同时,仿真发现母亲受教育水平越高,“仍在犹豫”的比例越高,这间接反映出在现有社会条件下,女性在职业发展、个人价值实现与生育、家庭责任之间可能面临更复杂的权衡。因此,政策应致力于保障女性在生育期间及之后的职业发展权益,推广灵活工作制,落实产假、育儿假等制度,营造对职业母亲更友好的社会和工作环境,减轻生育对女性个人发展可能带来的负面影响。

(3)完善托育服务,降低养育成本。LLM 仿真显示,托育资源的可及性具

有显著影响。应大力发展普惠性托育,提高其可及性、可负担性及质量,提供多元化的学前教育支持,以减轻养育压力,提升生育意愿。

(4)加强社会支持,营造积极生育氛围。LLM 仿真显示,强大的社会支持网络与积极的家庭氛围有助于促进生育决策。应构建多层次的社会支持体系,包括社区指导、单位友好政策以及社会宣传,营造积极的生育氛围,减轻家庭育儿压力。

(5)重视“犹豫”群体,精准施策化解顾虑。在政策放开初期,超过70%的家庭处于“仍在犹豫”状态,这是最大的群体。他们并非坚决不生,而是在经济稳定性、母亲健康、养育支持等关键问题上进行权衡,其“倾向生育概率”也显示出较大的不确定性。针对这一群体,政策不应采取一刀切的方式,而应通过更细致的调研了解其具体顾虑,提供精准的信息支持和政策引导,如有针对性地解决其在托育、教育、住房或职业发展方面的特定困难,从而帮助他们将潜在的生育意愿转化为实际的生育行为。

最后,反思整个研究,仍存在一些值得商榷之处,需要进一步深入探讨。

其一,生育意愿问题。本文选用二孩生育意愿作为结果变量,尽管二孩生育意愿能在一定程度上预测实际“二孩”生育情况,但二孩生育意愿与实际生育行为是否存在差异、生育意愿转变为实际生育行为的可能性在流动人口与非流动人口之间是否存在差异等问题,都有待未来研究进一步深化。

其二,本文所用数据为截面型数据。若要真正探讨人口流动对生育的影响作用,需以跟踪数据或回归性数据为基础,结合流动与生育在时间上的关系,考察当前流动的人、曾经有过流动经历的人以及从未有过流动经历的人这三类人群在二孩生育意愿上的差异。

#### 参考文献:

- 陈芳、刘越,2021,《流动人口二孩生育意愿真的很低吗?——基于对研究对象偏差的修正》,《人口学刊》第1期。
- 风笑天,2014,《“单独二孩”:生育政策调整的社会影响前瞻》,《国家行政学院学报》第5期。
- 郭志刚,2010,《流动人口对当前生育水平的影响》,《人口研究》第1期。
- 胡智兴等,2018,《全面二孩政策下不同年龄段育龄群体二孩生育意愿的调查分析》,《科技视界》第

2 期。

- 贾志科、风笑天,2015,《城市“单独夫妇”的二胎生育意愿——基于南京、保定五类行业 558 名青年的调查分析》,《人口学刊》第 3 期。
- 贾玉芳,2014,《“单独二孩”政策对昆山市育龄妇女生育意愿的潜在影响分析》,《中国计划生育学杂志》第 8 期。
- 梁同贵,2018,《人口的乡城流动对生育水平的影响》,《南方人口》第 1 期。
- 刘小锋、张汉洋,2017,《“全面二孩”政策下城市居民生育现状及意愿分析——以浙江省金华市调查为例》,《调研世界》第 11 期。
- 莫顿斯,1985,《人口迁移的影响》,《人口资料》第 7 期。
- 乔晓春,2014,《实施“普遍二孩”政策后生育水平会达到多高?——兼与翟振武教授商榷》,《人口与发展》第 6 期。
- 汪奕名等,2017,《“全面两孩”政策背景下重庆市育龄妇女二孩生育意愿及影响因素研究》,《现代预防医学》第 23 期。
- 王广州,2004,《中国育龄妇女递进生育模式研究》,《中国人口科学》第 6 期。
- 吴寒、曾珂,2021,《基于养老观念变迁视角的二孩生育意愿影响机制分析》,《统计与决策》第 15 期。
- 薛君,2018,《中断与融合:人口流动对生育水平的影响》,《人口学刊》第 4 期。
- 杨华磊、胡浩钰,2019,《生育目标不一致性——理论解释与实证分析》,《人口与经济》第 5 期。
- 杨子慧,1991,《论流动人口的生育行为》,《人口与经济》第 3 期。
- 尤丹珍、郑真真,2002,《农村外出妇女的生育意愿分析——安徽、四川的实证研究》,《社会学研究》第 6 期。
- 翟振武等,2014,《立即全面放开二胎政策的人口学后果分析》,《人口研究》第 2 期。
- 曾毅,2006,《试论二孩晚育政策软着陆的必要性与可行性》,《中国社会科学》第 2 期。
- 周皓,2015,《人口流动对生育水平的影响:基于选择性的分析》,《人口研究》第 1 期。
- 朱健、陈湘满,2016,《“80 后”流动人口二孩生育意愿研究——以湖南省 2013 年流出人口为例》,《湘潭大学学报(哲学社会科学版)》第 1 期。
- 庄渝霞,2008,《当前生育政策微调的不可行性研究》,《青年研究》第 8 期。
- Park, J. et al. 2023, “Generative Agents: Interactive Simulacra of Human Behavior.” Proceedings of the 36th Annual ACM Symposium on User Interface Software and Technology.
- Peng, W. & M. Yan 2022, “The Development Status and Thinking of Infant Care for Children Aged 0 – 3 Years in China under the Background of ‘Three-Child Policy’.” Proceedings of the 2022 International Conference on Social Sciences and Humanities and Arts (SSHA 2022).
- Que, H. 2022, “Relationship Between Household Income, Region and Household Healthcare Expenditure: Empirical Research Based on the Data of China Family Tracking Survey (CFPS).” Proceedings of the 2022 International Conference on Social Sciences and Humanities and Arts (SSHA 2022).

- Schoen, R. et al. 1999, "Do Fertility Intentions Affect Fertility Behavior?" *Journal of Marriage and Family* 61(3).
- Thomson, E. 1997, "Couple Childbearing Desires, Intentions, and Births." *Demography* 34(3).
- Xiang, Z. et al. 2023, "Fertility Intention and Its Affecting Factors in China: A National Cross-Sectional Survey." *Heliyon* 9(2).
- You, H. & D. Poston 2004, "Are Floating Migrants in China 'Childbearing Guerillas': An Analysis of Floating Migration and Fertility." *Asia and Pacific Migration Journal* 13(4).

责任编辑:赵海峰、柳建坤