

外来人口婚配选择对家庭内部议价能力的影响

傅瀚钊 韩博 赵楠*

内容提要 与本地人结婚是外来人口融入迁入地的重要途径，但家庭内部议价能力差距导致的不平等又阻碍了外来人口的市民化进程。本文基于中国家庭追踪调查（CFPS）2014年数据，探讨了外来人口婚配选择如何影响家庭内部议价能力。结果表明，与本地人结婚显著削弱了外来人口的家庭内部议价能力，导致后者拥有更少的家庭决策权。上述结果在考虑内生性问题后依然成立。机制分析表明，住房署名权和本地社会网络是影响外来人口家庭议价能力的重要渠道。议价能力降低还反映在家庭分工中，外来人口牺牲了闲暇时间，承担了更多家务责任。与本地人结婚也显著提高了外来人口的社会融入水平。

关键词 议价能力 外来人口市民化 婚姻匹配 决策权

一 引言

人口的大规模流动是改革开放以来中国社会最突出的变化之一，也是引发社会变革、人口结构转变的主要驱动力。人口流动为中国社会经济发展尤其是城市建设提供了持续的人力资源支持。同时，如何使外来人口适应迁入地的社会环境、实现外来人口市民化，也引起了社会和学界的广泛关注，并逐步成为各地政府工作的重点攻坚方向。

已有研究表明，与本地人结婚可以帮助外来人口增加其对本地的身份认同和居留

* 傅瀚钊，北京师范大学统计学院，电子邮箱：fuhanzhao552@163.com；韩博（通讯作者），北京师范大学统计学院，电子邮箱：202031011006@mail.bnu.edu.cn；赵楠，北京师范大学统计学院，电子邮箱：zhaonan@bnu.edu.cn。作者感谢国家自然科学基金项目（批准号：22FTJB001）的资助。

意愿，提升其社会融入水平（孙楠，2022；王珩、龚岳，2023）。然而，婚姻市场中本地人的婚配选择更倾向于本地人而非外来人口，本地人之间结合的婚配形式能够更加得到认可（王黎，2022）。其原因在于，一方面，传统的婚姻观念讲究“门当户对”，个体搜寻配偶时往往重点考察对方的家庭资源条件（许琪，2022）。但相比本地人，外来人口在房产、社会关系等各个层面都存在一定差距（宋月萍、陶椰，2012；周颖刚等，2019）。另一方面，新兴的自由恋爱观念注重价值观的匹配，外来人口往往因为文化差异等因素难以融入本地人的交际圈（潘泽泉、林婷婷，2015）。此外，在与本地人的婚姻中，外来人口的家庭地位更低（谭琳等，2003），更可能遭遇家庭暴力等婚内问题（李成华、靳小怡，2012）。外来人口在家庭中的弱势地位和遭受的不公平待遇使其难以真正实现市民化。

当前研究外来人口婚姻状况的文献较为匮乏，尚鲜有文献研究外来人口的家庭内部议价能力。已有研究主要从女性视角出发，缺乏对男性外来人口以及整个家庭决策过程的探讨。此外，相关文献的研究内容主要来源于对已婚外来人口的访谈，研究方法以定性分析为主，缺少量化分析，更无法通过异质性分析展现不同特征家庭之间的差异。

鉴于此，本文将从家庭资源分配的视角，分析外来人口不同婚配选择对其家庭内部议价能力的影响。本文的研究意义在于从家庭内部考察外来人口面临的不平等问题，丰富和扩展了外来人口社会融入研究的领域和视角。

二 文献综述与研究假设

（一）文献综述

1. 婚姻匹配相关研究进展

婚姻匹配，可以理解为“谁与谁结婚”的问题（李煜，2011；Xie et al., 2015），是一种重要的社会和心理现象。目前学术界对婚姻匹配的研究主要集中在以下几个方面。一类研究关注教育 - 婚姻匹配。一些学者从父母受教育水平是否相近这一视角出发，探讨教育 - 婚姻匹配对子女学业表现的影响（李安琪，2022；罗楚亮、刘晓霞，2018；吴愈晓等，2017）。谭莹等（2022）和 Breen & Andersen（2012）的研究发现，父母受教育水平相近的同型婚姻能够显著提高子代的受教育程度和收入水平。

另一类研究则关注城乡 - 婚姻匹配。杜永潇和董浩（2023）的研究发现城镇户口夫妻的教育同质性远高于一方或双方均为农村户口的夫妻。靳小怡和段朱清（2017）

的研究表明目前中国主流的婚配模式仍是同质婚姻，跨户籍婚姻比例只有约 13%。随着人口流动规模的增加，流动人口与迁入地本地户籍人口结婚的情况愈发普遍，且“流动人口向上婚”的比例逐渐升高（诸萍，2020）。以上海市为例，“本地户籍男性 + 非本地户籍女性”的婚配组合占比最高，本地户籍人口更倾向于寻找中、东部等离上海较近地区的外来人口（赵晔琴等，2016）。此外，部分学者发现放开户籍限制、降低大中型城市的落户门槛有助于人口正常流动、扩大婚姻选择范围（齐亚强、牛建林，2012；王丰龙、何深静，2014；许琪、田思钰，2022）。

另一些学者将研究视角集中在婚配与社会阶层和代际流动这一领域。该类文献一方面侧重于分析和测度社会阶层较低个体从婚姻中获得的收益（石磊，2020；王杰、李姚军，2023），另一方面着重研究婚姻匹配对代际流动性的影响（刘怡等，2017；Guell et al., 2015）。研究结果显示父代收入对子女配偶的收入有显著的正向影响，表明婚姻匹配是形成代际传递的重要机制。

综上所述，目前已有文献仅关注配偶选择这一层面，对婚后家庭内部决策机制和相应的量化分析研究相对匮乏。本文从外来人口与本地人口婚配选择出发，考察其对婚后家庭内部议价能力与决策机制的影响。

2. 家庭议价能力相关研究进展

议价能力，原指在讨价还价、合同拟定到达成协议的过程中经济行为主体之间互相施加影响的作用力（Schelling, 1956）。Becker（1965）最早将议价能力引入家庭经济学领域，认为单个家庭成员的决策受制于其讨价还价的能力。家庭拥有独立的效用函数，家庭成员凭借各自工作的擅长程度以及效率高低等比较优势，在育儿数量、家务劳动、工作时长等方面相互影响并开展任务分配（席艳乐等，2023）。

基于相对资源理论，学术界将家庭内部议价能力定义为家庭成员对家庭内部资源禀赋的占有和控制能力，掌握更多资源一方的议价能力更强，由此影响家庭内部资源分配的结果（Ma & Piao, 2019）。Manser & Brown（1980）和 McElory & Horney（1981）将纳什议价模型引入家庭内部资源分配的研究，构建了以“威胁点”为核心的离婚威胁模型。“威胁点”指的是个体离婚后可获得的最大资源量，反映了个体在婚姻中的机会成本，个体在家庭资源分配中会索取不少于自己离婚后可获得的资源量。但Lundberg & Pollak（1993）提出虽然离婚是夫妻双方可利用的终极威胁，也是谈判失败婚姻的可能归宿，但离婚并不是谈判可以进行的唯一可能威胁点。因此，Lundberg & Pollak（1993）重新构建了以婚姻中归属于个体控制的资源量为威胁点的“分离半球模型”，将“威胁点”的概念保留在了婚内。当达成婚内合作时，婚姻双方可以分享各自

所控制的资源。但当婚内发生冲突时，婚姻双方只能使用自己所控制的资源。当合作收益高于冲突收益时，个体为获得更高的收益而谋求继续合作，愿意在家庭公共资源的分配上做出让步，牺牲自己的议价能力。

对于议价能力影响家庭内部资源分配的研究大致可以分成四种类型。第一类是家庭消费支出分配。已有研究表明，当女性在家庭中议价能力上升时，会增加女性偏好的营养、教育、健康以及艺术类商品的消费支出（吴晓瑜、李力行，2011；Mauri & Wolf, 2021；Thomas, 1990），减少男性偏好的烟、酒等商品消费支出（Porter, 2016）。第二类是家庭时间分配和劳动行为。个体的时间可以拆分成工作时间、家务时间和闲暇时间。个体渴望获得更多的闲暇时间，在家务和劳动方面投入更少的精力。家庭内部议价能力较弱的个体需要承担更多的家务和劳动（齐良书，2005；Alesina et al., 2011），或承担更多的育儿职责（丁从明等，2020）。同样，当家庭内部议价能力变弱时，个体会选择重新进入劳动力市场（鲁元平等，2020；Gray, 1998）。第三类是家庭决策权的分配。家庭议价能力较弱的一方在家庭事务中拥有较少的决策权（王群勇、赵玮，2019；殷浩栋等，2018）。第四类是家庭中个体的负外部性行为。研究发现当女性工资与男性工资更接近时，女性在家庭中的议价能力相应增加，女性所遇到的家庭暴力也会显著减少（Aizer, 2010）。

（二）研究假设

中国人口流动大体呈现由乡村到城市、由中西部地区到东部沿海地区的流动特征（劳昕、沈体雁，2015）。迁入地较高的住房成本以及完全陌生的社会关系网络抑制了外来人口的长期居留意愿（杨菊华，2009；杨雪、魏洪英，2017）。尽管通过与本地人结婚外来人口可以与配偶共享房产（穆学英等，2022）和社会网络（Koelet et al., 2017），但这类资源的婚内支配权和所有权大多归属于本地配偶，外来人口很难拥有房产的署名权和独立的社会关系网络。一旦在婚姻中发生了冲突导致合作关系破裂，外来人口将失去该类资源的使用权。因此，为了谋求稳定的婚内合作关系，外来人口选择牺牲议价能力，这将导致其在家庭资源分配中处于劣势地位。根据以上论断，本文提出如下三个假设。

假设 1：相比与外来人口结婚，与本地人结婚削弱了外来人口的家庭内部议价能力，导致后者在资源分配中处于劣势。

假设 2：没有房产署名权是外来人口在与本地人婚姻中家庭内部议价能力被削弱的重要因素。

假设 3：没有独立的社会网络资源是外来人口在与本地人婚姻中家庭内部议价能力被削弱的重要因素。

三 数据与模型

(一) 数据介绍

本文使用 2014 年中国家庭追踪调查 (China Family Panel Studies, CFPS) 数据。CFPS 预调查始于 2008 年, 并于 2010 年完成基线调查。该数据包含了具有全国代表性的超过 16000 个家庭的成人和儿童信息, 为研究中国家庭和社会变迁提供了重要数据来源。本文利用 CFPS 数据中关于受访者出生地、12 岁时所在地和现居住地的详细信息对外来人口进行识别。需要强调的是, 本文选用 2014 年 CFPS 横截面数据是因为仅 2014 年 CFPS 问卷包含家庭成员决策权的问题, 而其他年份并未涉及此类问题。

中国的户籍制度极大限制了非本地户籍人口在迁入地所享有的福利。因此, 多数学者在研究外来人口面临的不平等问题时都根据户籍地与现居住地是否相同来界定个体是否为外来人口。但是事实上除了户籍因素外, 地理距离因素导致的资源差距也是外来人口市民化的强大阻碍。在这些因素的影响下, 获得了“户籍平等”的个体也可能遭到不平等对待。

近年来, 已有一些学者开始采用出生地或婚前居住地与现住地是否相同来定义外来人口, 以此更全面地衡量外来人口在本地面临的融入困难 (崔岩, 2012; 周皓, 2022)。由于个体 12 岁前离开出生地大概率是因为其本人随父母进行的家庭化迁移 (宋旭光、何佳佳, 2019), 其婚前拥有的家庭资产、家庭社会关系更可能集中在 12 岁时的所在地。因此, 本文没有直接采用出生地与现住地是否相同定义个体是否为外来人口, 而是借鉴郭婷和秦雪征 (2016) 确认婚前户口类型的研究思路, 选择 12 岁时所在地作为婚前所在地, 并根据 12 岁时所在地与现住地是否相同定义外来人口。

本文主要关注外来人口婚配选择如何影响其家庭内部议价能力和家庭内部不平等, 所以本文仅保留已婚且夫妻双方都处于劳动年龄 (15 ~ 64 岁) 的外来人口样本, 并删除夫妻双方任何一方不在家居住的样本。

(二) 变量定义与描述性统计

本文关注外来人口婚配选择如何影响个体的议价能力, 家庭内部资源的最终分配是反映议价能力强弱的重要指标。本文以是否拥有家庭决策权衡量议价能力的强弱。CFPS 2014 年家庭成员问卷中提供了 5 个涉及家庭决策权的问题, 包括“支出分配决策权”“储蓄投资决策权”“奢侈品消费决策权”“子女教育决策权”“房产决策权”。本文根据个体是否拥有该项决策权, 利用主成分分析法计算得到家庭决策主成分得分,

同时通过直接相加计算得到家庭决策加总得分，值越大代表个体在家中拥有更多的决策权。本文的核心解释变量是个体是否与本地人结婚。若配偶为本地人，则取 1，若配偶为外来人口则取 0。

已有研究表明夫妻双方的收入、学历、户口类型、子女情况都会影响家庭内部议价。结合现有文献，本文选取了以下变量作为控制变量：个体特征，包括性别、年龄、年龄平方、收入、学历、户口类型、健康程度（1~5，值越低越健康）；配偶特征，包括配偶收入、学历和户口类型；家庭特征，包括家庭年收入、是否有孩子、结婚时长。此外，本文还控制了省份固定效应以控制不随时间变动的省份经济、文化等因素的影响。具体变量描述性统计见表 1。

表 1 描述性统计

变量名	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
是否拥有支出分配决策权（是=1）	3592	0.412	0.492	0	1
是否拥有储蓄投资决策权（是=1）	3584	0.405	0.491	0	1
是否拥有奢侈品消费决策权（是=1）	3585	0.419	0.493	0	1
是否拥有子女教育决策权（是=1）	3591	0.446	0.497	0	1
是否拥有房产决策权（是=1）	3548	0.389	0.488	0	1
家庭决策主成分得分	3528	0.485	0.490	0	1.178
家庭决策加总得分	3528	2.065	2.074	0	5
是否与本地人结婚（是=1）	3158	0.524	0.499	0	1
性别（男=1）	3602	0.365	0.481	0	1
年龄	3602	45.687	10.950	19	64
年龄平方	3602	2207.139	991.119	361	4096
年收入（万元）	3598	1.216	2.098	0	10.500
学历：小学及以下	3602	0.363	0.481	0	1
学历：初中	3602	0.296	0.457	0	1
学历：高中	3602	0.184	0.387	0	1
学历：大专及以上	3602	0.158	0.365	0	1
户口（非农=1）	3499	0.490	0.500	0	1
健康程度	3602	3.007	1.159	1	5
配偶年收入（万元）	3592	1.354	2.126	0	10.000
配偶学历：小学及以下	3602	0.340	0.474	0	1
配偶学历：初中	3602	0.323	0.468	0	1
配偶学历：高中	3602	0.194	0.396	0	1
配偶学历：大专及以上	3602	0.143	0.350	0	1
配偶户口（非农=1）	3492	0.497	0.500	0	1
家庭年收入（万元）	3589	6.620	6.082	0.200	40.000

续表

变量名	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
是否有孩子 (是=1)	3602	0.400	0.490	0	1
结婚时长 (年)	3397	21.567	11.093	2	47
是否拥有自有产权房 (是=1)	3602	0.798	0.401	0	1
是否房产署名 (是=1)	3602	0.288	0.453	0	1
人情礼支出 (对数)	3107	7.866	1.100	0	11.513
每日工作时长 (小时)	3602	4.590	3.948	0	14
每日家务时长 (小时)	3561	2.136	1.792	0	9
每日闲暇时长 (小时)	3564	2.645	2.027	0	10
社会融入主成分得分	3401	0.253	0.388	0	1.331
社会融入加总得分	3401	0.943	1.441	0	5
自评社会地位	3468	2.830	0.968	1	5
自评家庭社会地位	3468	3.032	0.931	1	5
理想孩子数	3470	1.899	0.626	0	8

资料来源：根据2014年中国家庭追踪调查数据计算得到。

(三) 实证模型

为了探寻外来人口不同婚配选择对其家庭议价能力的影响情况，本文构建如下实证模型：

$$Y_{ip} = \alpha + \beta * marriage_{ip} + \gamma_p + X'_{ip} \varphi + \varepsilon_{ip} \quad (1)$$

其中， i 代表外来人口个体， p 代表个体所在省份。 Y 代表家庭内部资源的分配情况，在基准回归中，本文将通过主成分法计算的家庭决策主成分得分作为被解释变量。在稳健性检验中，本文分别采用是否拥有五项决策权和家庭决策加总得分作为被解释变量。 $marriage$ 表示个体是否与本地人结婚， X 表示其他个体特征变量。系数 β 的理论预期为负，这是由于外来人口在婚姻中对家庭资源控制能力较弱，导致其在家庭内部的威胁点低于配偶，议价能力被削弱，因而在家庭中拥有更少的决策权。

四 实证结果

(一) 基准回归结果

表2展示了基准回归结果。如表2所示，本文逐步增加控制变量并控制省份固定效应，核心解释变量“是否与本地人结婚”对家庭决策主成分得分的回归系数始终在1%水平上显著，系数取值从-0.136增加至-0.076。该结果说明与本地人结婚降低了外来人口的家庭决策权，前文所述的假设1得到了验证。

表 2 基准回归结果

	家庭决策主成分得分				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
是否与本地人结婚	-0.136 *** (0.014)	-0.069 *** (0.016)	-0.067 *** (0.016)	-0.071 *** (0.017)	-0.076 *** (0.018)
性别		0.121 *** (0.033)	0.125 *** (0.033)	0.117 *** (0.034)	0.116 *** (0.035)
年龄		0.056 *** (0.005)	0.056 *** (0.005)	0.056 *** (0.005)	0.057 *** (0.005)
年龄平方		-0.001 *** (0.000)	-0.001 *** (0.000)	-0.001 *** (0.000)	-0.001 *** (0.000)
年收入		-0.002 (0.005)	-0.003 (0.006)	0.001 (0.006)	-0.000 (0.006)
学历：初中		0.073 *** (0.023)	0.098 *** (0.025)	0.102 *** (0.027)	0.093 *** (0.026)
学历：高中		0.082 *** (0.027)	0.101 *** (0.031)	0.106 *** (0.032)	0.100 *** (0.033)
学历：大专及以上		0.055 * (0.028)	0.062 * (0.037)	0.068 (0.042)	0.067 (0.042)
户口		0.041 ** (0.019)	0.022 (0.031)	0.028 (0.032)	0.025 (0.032)
健康程度		-0.005 (0.007)	-0.007 (0.007)	-0.007 (0.008)	-0.004 (0.008)
配偶年收入			0.003 (0.005)	0.004 (0.005)	0.003 (0.005)
配偶学历：初中			-0.097 *** (0.025)	-0.105 *** (0.026)	-0.112 *** (0.027)
配偶学历：高中			-0.083 ** (0.033)	-0.092 *** (0.032)	-0.096 *** (0.033)
配偶学历：大专及以上			-0.056 (0.041)	-0.060 (0.043)	-0.068 (0.044)
配偶户口			0.047 (0.029)	0.046 (0.030)	0.030 (0.030)
家庭年收入				-0.003 *** (0.001)	-0.002 ** (0.001)
是否有小孩				0.016 (0.022)	0.012 (0.022)
结婚时长				0.001 (0.002)	0.000 (0.002)
常数项	0.548 *** (0.005)	-0.872 *** (0.114)	-0.826 *** (0.111)	-0.819 *** (0.123)	-0.781 *** (0.139)
省份固定效应	否	否	否	否	是
R ²	0.019	0.073	0.082	0.083	0.092
观察值	3091	3000	2962	2813	2813

注：基准回归使用普通最小二乘（OLS）模型；学历和配偶学历以小学及以下为对照组；*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著；括号内为聚类稳健标准误，均聚类到县级层面。

资料来源：根据 2014 年中国家庭追踪调查数据计算得到。

(二) 稳健性检验

1. 更换被解释变量

在稳健性检验部分，本文将支出分配决策权、储蓄投资决策权、奢侈品消费决策权、房产决策权和子女教育决策权这五项决策权直接加总得到的家庭决策加总得分作为被解释变量进行分析。由于决策权为0~1变量，家庭决策加总得分为有序变量，本文分别使用Probit模型和OProbit模型刻画与本地人结婚对外来人口家庭决策权的影响。结果如表3所示，与本地人结婚降低了外来人口在支出分配、储蓄投资、奢侈品消费、房产和子女教育等方面的决策权。稳健性检验结果与基准回归结论保持一致，同样验证了研究假设1。

表3 稳健性检验：更换被解释变量

	家庭决策 加总得分	支出分配 决策权	储蓄投资 决策权	奢侈品消 费决策权	房产 决策权	子女教育 决策权
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
是否与本地人结婚	-0.192 *** (0.044)	-0.215 *** (0.052)	-0.228 *** (0.049)	-0.149 *** (0.050)	-0.193 *** (0.046)	-0.097 * (0.050)
常数项	-	-3.649 *** (0.462)	-3.278 *** (0.431)	-3.642 *** (0.379)	-3.921 *** (0.443)	-2.607 *** (0.412)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观察值	2813	2865	2859	2862	2828	2866

注：模型(1)使用OProbit模型，模型(2)~(6)使用Probit模型；*、**、***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著；括号内为聚类稳健标准误，均聚类到县级层面；控制变量同表2。

资料来源：根据2014年中国家庭追踪调查数据计算得到。

2. 更改外来人口的定义方法

本部分根据受访者出生地与现住地是否一致重新定义外来人口。回归结果如表4所示，在更换外来人口的定义方法后核心解释变量系数仍显著为负，稳健性检验结果符合理论预期，证明了基准回归结果的稳健性。

表4 稳健性检验：更改外来人口的定义

	家庭决策 主成分得分	家庭决策 得分	支出分配 决策权	储蓄投资 决策权	奢侈品消费 决策权	房产 决策权	子女教育 决策权
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
是否与本地人 结婚	-0.083 *** (0.017)	-0.207 *** (0.041)	-0.231 *** (0.046)	-0.227 *** (0.046)	-0.179 *** (0.046)	-0.212 *** (0.043)	-0.109 ** (0.050)

续表

	家庭决策 主成分得分	家庭决策 得分	支出分配 决策权	储蓄投资 决策权	奢侈品消费 决策权	房产 决策权	子女教育 决策权
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
常数项	-0.868 *** (0.131)	-	-3.910 *** (0.418)	-3.458 *** (0.413)	-3.813 *** (0.374)	-4.094 *** (0.429)	-2.753 *** (0.385)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观察值	3001	3001	3058	3050	3052	3019	3059

注：模型（1）使用 OLS 模型，模型（2）使用 OProbit 模型，模型（3）~（7）使用 Probit 模型；*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著；括号内为聚类稳健标准误，均聚类到县级层面；控制变量同表 2。

资料来源：根据 2014 年中国家庭追踪调查数据计算得到。

3. 内生性检验

夫妻双方的婚前感情基础会影响各自在婚后家庭中的资源分配情况。由于模型没有纳入夫妻婚前感情基础的代理变量，因此本文基准回归结果面临遗漏变量导致的内生性问题，估计结果存在偏误。鉴于此，本文参考孙楠（2022）的研究，选取县级层面外来人口与本地人结婚的比例作为工具变量以解决内生性问题。选取该工具变量的依据是：第一，同地区外来人口与本地人结婚的比例能反映该地区外来人口找到本地配偶的难易程度，比例越高则外来人口与本地人结婚的可能性越大，满足工具变量的相关性；第二，同地区外来人口与本地人结婚比例不会通过除核心解释变量外的其他路径影响个体在家庭中的决策权，满足工具变量的排他性。从表 5 的结果来看，第一阶段回归结果表明同地区外来人口与本地人结婚的比例与外来人口的婚配选择显著正相关。第二阶段回归结果说明与本地人结婚削弱了外来人口的家庭内部议价能力，导致其失去了部分家庭决策权。

表 5 内生性检验

	是否与本地人结婚	家庭决策主成分得分
	(1)	(2)
县层面均值	0.945 *** (0.029)	
是否与本地人结婚		-0.153 *** (0.035)
常数项	0.157 (0.145)	-0.721 *** (0.145)
控制变量	控制	控制

续表

	是否与本地人结婚	家庭决策主成分得分
	(1)	(2)
观察值	2813	2813
F 值	849.015	

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著；括号内为聚类稳健标准误，均聚类到县级层面；控制变量同表 2。

资料来源：根据 2014 年中国家庭追踪调查数据计算得到。

五 机制分析

（一）房产署名权与议价能力损失

已有研究表明，房屋产权的隶属关系与个人家庭议价能力密切相关，房产归属情况影响了家庭的内部资源分配结果（Wang, 2014）。尽管在与本地人的婚姻中，外来人口可以与配偶共享房产使用权，但无房产署名权会导致外来人口在婚姻中的威胁点低于本地配偶，由此在家庭资源分配上处于不利地位（刘姝辰、孙圣民，2021）。本文将对这一机制进行检验，探讨房产署名权是否为外来人口在与本地人的婚姻中遭到议价能力损失的原因。

分析结果如表 6 的第（1）~（2）列所示。其中，被解释变量自有产权为 0~1 变量，取值为 1 表示受访外来人口所在家庭的住房产权类型为完全自有，取值为 0 表示住房产权类型为非完全自有。被解释变量房产署名为 0~1 变量，取值为 1 表示受访外来人口在房产中有署名，取值为 0 表示在房产中无署名。

表 6 机制分析：房产署名权与议价能力损失

	自有产权	房产署名	家庭决策主成分得分		
	全样本	全样本	第一类	第二类	第三类
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
是否与本地人结婚	0.083 *** (0.027)	-0.089 *** (0.024)	-0.009 (0.037)	-0.076 *** (0.026)	-0.020 (0.045)
常数项	-0.075 (0.186)	-0.347 * (0.192)	-0.582 (0.470)	-0.965 *** (0.234)	-0.671 ** (0.297)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
观察值	2875	2306	798	1459	556

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著；括号内为聚类稳健标准误，均聚类到县级层面；控制变量同表 2。

资料来源：根据 2014 年中国家庭追踪调查数据计算得到。

如表 6 第 (1) 列所示,与本地人结婚显著增加了外来人口所在家庭拥有自有产权住房的概率。我们进一步保留其家庭拥有自有产权住房的个体样本,以“是否房产署名”为被解释变量进行回归,结果如第 (2) 列所示。与第 (1) 列结果截然相反,与本地人结婚显著减少了外来人口在自家房产署名的概率。

为了进一步验证假设 2 的可靠性,我们将样本分为三类,并根据分类进行分样本回归:第一类,家庭拥有房产,且外来人口在房产署名;第二类,家庭拥有房产,但外来人口未在房产署名;第三类,家庭未拥有房产。如果没有房产署名权是外来人口议价能力受损的重要原因,则与本地人结婚对议价能力的负向影响应只体现在第二类样本的回归结果中。结果分别如表 6 的第 (3) ~ (5) 列所示,只有家庭拥有房产、但个人未在房产署名的外来人口的议价能力遭到损失。该结果说明“寄人篱下”是外来人口议价能力被削弱的重要因素,假设 2 得以验证。

(二) 社会网络与议价能力损失

现代家庭除了从血缘亲属关系中获得援助,还注重通过婚姻关系拓展社会网络,以期在未来获得支持与帮助。而社会网络具有依附性,来自本地配偶的社会网络资源由本地配偶掌握 (Kawachi & Berkman, 2001),外来人口为了继续使用配偶的社会网络资源,会主动降低自己的家庭议价能力,寻求在婚姻中的合作,这会使得外来人口在家庭中失去决策权。

本文参考周洋和刘雪瑾 (2017) 的做法,将 CFPS 问卷中“过去 12 个月,您家总共出了多少人情礼”的值取对数,作为本地社会网络的代理变量。由于 CFPS 问卷中无法区分人情礼支出中用于维护本地和外地社会网络的比例,以人情礼总支出作为社会网络的代理变量可能高估了外来人口家庭在本地拥有的社会网络资源。为缓解这一情况对机制分析结论可靠性的影响,本部分在基准模型控制变量基础上增加了“不同县生活的兄弟姐妹数量”以控制外来人口在迁出地拥有的社会网络资源。理由在于:即便个体迁往外地生活,迁出地亲属的人情往来仍然是人情礼支出的重要组成,控制这一变量可以减少这部分支出对实证结果的影响。

结果如表 7 所示。从第 (1) 列的结果可知,与本地人结婚拓宽了外来人口在当地的社会网络,显著增加了家庭人情礼支出。本文进一步根据家庭人情礼支出对数的均值进行划分,大于均值的家庭作为强社会网络组,低于等于均值的家庭作为弱社会网络组。回归结果如第 (2) ~ (3) 列所示,仅有强社会网络家庭的核心解释变量系数显著为负。上述结果表明与本地配偶结婚后,外来人口可以共享来自配偶的社会网络资源,但由于外来人口对这部分社会网络资源没有控制权,为维持这部分资源的使用

权，外来人口需要寻求与其配偶的长期合作，最终导致其家庭议价能力被削弱，假设 3 得到验证。

表 7 机制分析：社会网络的作用

	社会网络	家庭决策主成分得分	
	全样本	强社会网络	弱社会网络
	(1)	(2)	(3)
是否与本地人结婚	0.159 *** (0.051)	-0.079 *** (0.028)	-0.011 (0.030)
不同县兄弟姐妹数	-0.011 (0.014)	0.000 (0.009)	-0.003 (0.008)
常数项	7.165 *** (0.579)	-1.154 *** (0.238)	-0.637 ** (0.249)
控制变量	控制	控制	控制
观察值	2214	1121	1045

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著；括号内为聚类稳健标准误，均聚类到县级层面；控制变量同表 2。

资料来源：根据 2014 年中国家庭追踪调查数据计算得到。

（三）婚姻时长与议价能力损失

外来人口在本地居住的时间越长，在本地积累的社会关系网络就越广泛。基于此，本文尝试探讨随着结婚时间的延长，外来人口对本地配偶的依赖程度是否也逐渐减弱，家庭内部议价能力随之增加。结果如表 8 所示。第（1）列加入了是否与本地人结婚和结婚时长的交互项，结果显示随着结婚时长的增加，与本地人结婚对外来人口议价能力的削弱作用逐步减弱。第（2）~（3）列以结婚时长是否超过 20 年为分界点，分别对结婚时长大于等于 20 年和小于 20 年的样本进行分组回归。结果表明，结婚时长超过 20 年的样本组关键解释变量系数不显著，而低于 20 年的样本组系数显著为负。以上结果表明，虽然短期内与本地人结婚显著削弱了外来人口的家庭议价能力，但随着时间的推移这种削弱作用逐步消失。

出现这一结果的原因在于：第一，随着婚姻时间的延长，外来人口在本地居住的时长也相应增加，逐步积累了属于自己的社会资源，在家庭内部议价过程中不再处于劣势；第二，随着婚姻时长的增加，夫妻双方进行了大量的情感、时间等经济社会资源之外的投入。随着沉没成本的增加，婚姻双方都更倾向在家庭博弈中促成合作、在家庭内议价过程中相互让步。

表 8 婚姻时长与议价能力损失

	家庭决策主成分得分		
	全样本	结婚时长 ≥ 20 年	结婚时长 < 20
	(1)	(2)	(3)
是否与本地人结婚	-0.147 *** (0.033)	-0.023 (0.025)	-0.126 *** (0.026)
是否与本地人结婚 × 结婚时长	0.003 ** (0.001)		
结婚时长	-0.001 (0.002)	-0.008 * (0.004)	0.006 (0.004)
常数项	-0.691 *** (0.150)	0.835 (0.711)	-0.689 ** (0.327)
控制变量	控制	控制	控制
观察值	2813	1592	1221

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著；括号内为聚类稳健标准误，均聚类到县级层面；控制变量同表 2。

资料来源：根据 2014 年中国家庭追踪调查数据计算得到。

(四) 异质性分析

1. 性别维度的异质性分析

已有关于家庭内部议价能力与家庭内部不平等的研究多基于性别视角展开分析。尽管本文以外来人口与本地人的资源差距作为研究的立足点，但我们也同样关心不同性别的外来人口在与本地人结婚后，其在家庭内部议价能力的变化是否存在显著的差异。相关回归结果见表 9。从第 (1) ~ (2) 列的回归结果可以看出，男性和女性外来人口在与本地人的婚姻中面临几乎相同程度的议价能力损失，说明外来人口和本地人的资源差距在双方议价博弈过程中起到了主要作用，该作用超过了性别因素对议价能力的影响。这也从侧面反映了本研究对议价能力影响因素研究的贡献。

表 9 异质性分析

	家庭决策主成分得分					
	男	女	高学历	低学历	本地户籍	外地户籍
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
是否与本地人结婚	-0.058 * (0.034)	-0.058 ** (0.026)	-0.070 (0.051)	-0.076 *** (0.019)	-0.051 ** (0.021)	-0.132 ** (0.050)

续表

	家庭决策主成分得分					
	男	女	高学历	低学历	本地户籍	外地户籍
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
常数项	-0.150 (0.322)	-0.964 *** (0.195)	-0.453 (0.408)	-0.792 *** (0.157)	-0.785 *** (0.169)	-0.587 * (0.327)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观察值	974	1839	438	2375	2352	459

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著；括号内为聚类稳健标准误，均聚类到县级层面；控制变量同表 2。

资料来源：根据 2014 年中国家庭追踪调查数据计算得到。

2. 学历维度的异质性分析

本部分探讨不同学历水平的外来人口是否在与本地人的婚姻中面临议价能力损失。本文将大专及以上学历水平定义为高学历，大专学历以下为低学历。如表 9 所示，第 (3) 列高学历组核心解释变量系数不显著，说明高学历外来人口在与本地人的婚姻中并未遭受议价能力损失。第 (4) 列低学历组核心解释变量系数显著为负，该结果说明低学历外来人口在与本地人的婚姻中会遭到议价能力损失。造成这一结果的原因在于：第一，高学历者通常能够获得更多经济、社会资源，对配偶的依赖性更弱；第二，随着学历的提高，个体对于公平的感知更强，更追求家庭权利上的平等。

3. 户籍维度的异质性分析

尽管外来人口可以通过与本地人结婚获取本地户籍，但考虑到不同地区通过婚姻随迁方式获得户籍的难易程度不一致，部分与本地人结婚的外来人口仍未获得“户籍平等”。因此，本文以“是否拥有当地户籍”对样本进行分组，探究不同户籍类型外来人口婚配选择对家庭内部议价能力的异质性影响。结果如表 9 第 (5) ~ (6) 列所示，持有非本地户籍的外来人口与本地人结婚对家庭内部议价能力的影响显著为负，且数值远大于拥有本地户籍的外来人口。该结果说明相比拥有本地户籍的外来人口，非本地户籍的外来人口在与本地人的婚姻中面临更严重的议价能力损失。

即使外来人口拥有本地户口，与本地人结婚也显著削弱其家庭议价能力，且估计系数绝对值与基准回归的系数相近，这说明非户籍因素（地理距离因素）对家庭内部议价能力仍然有着重要影响。该结果也说明了本文对外来人口的定义方法能更全面地捕捉外来人口与本地人的婚姻中面临的不平等处境。

六 进一步探讨

(一) 外来人口婚配选择与家庭分工

除了决策权分配，家庭分工也被作为衡量家庭议价能力如何影响家庭资源分配的重要指标。在家庭中议价能力更弱的一方需要承担更多的家务责任，付出更多的工作时间，享受更少的闲暇时间。本文参考张勋等（2023）关于闲暇时间的计算方法，使用个体看电影时长、锻炼时长和上网时长相加作为闲暇时长。表 10 第（1）列结果显示，与本地人结婚显著增加了外来人口的家务劳动时长。这一结果背后有两种影响机制。第一种机制基于 Becker（1965）提出的单一决策模型，以家庭为整体进行家庭分工决策，决策目标是家庭总产出最大化。在外地人与本地人结合的家庭中，由于本地配偶拥有更多的社会资源，家庭分工表现为本地配偶主外，更多时间投入工作；外来人口主内，更多从事家务劳动，以此实现家庭产出最大化。因此，与本地人结婚的外来人口需要付出更多家务时间。

第二种机制基于 Manser & Brown（1980）和 Lundberg & Pollak（1993）提出的合作博弈模型。从家庭内部议价的视角，家庭中每名成员都是利己的，在追求个体效用最大化的基础上，通过内部议价来实现家庭效用最大化。在外地人与本地人结合的家庭中，外来人口共享了本地配偶提供的社会经济资源，选择合作的收益远高于冲突的收益，外来人口的议价威胁点更低，最终选择牺牲自己的闲暇时间，承担更多的家务责任，以谋求婚内的合作关系。

表 10 第（2）~（3）列结果表明，与本地人结婚并不显著改变外来人口的工作时间，但显著减少了外来人口的闲暇时间，且减少的闲暇时长约等于增加的家务时长。该结果说明与本地人结婚的外来人口承担更多家务责任的原因并非优势互补，而是其在家庭内部议价中处于弱势地位，外来人口牺牲了闲暇时间而从事更多的家务劳动。

表 10 外来人口婚配选择与家庭分工

	家务时长	工作时长	闲暇时间
	(1)	(2)	(3)
是否与本地人结婚	0.373 ** (0.153)	-0.300 (0.364)	-0.386 * (0.213)
常数项	0.965 * (0.545)	-1.477 (1.212)	8.551 *** (0.833)

续表

	家务时长	工作时长	闲暇时间
	(1)	(2)	(3)
控制变量	控制	控制	控制
观察值	2870	2875	2872

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著；括号内为聚类稳健标准误，均聚类到县级层面；控制变量同表 2；该部分使用工具变量法估计，工具变量选择同前文，仅报告第二阶段结果。

资料来源：根据 2014 年中国家庭追踪调查数据计算得到。

（二）外来人口婚配选择与社会融入

已有研究发现与本地人结婚提高了外来人口的自评本地身份认同以及长期居留意愿和实际居留时间，因此提高了外来人口的社会融入程度（孙楠，2022；王珩、龚岳，2023）。本文选取社会歧视、自评社会地位、生育意愿三个维度衡量外来人口不同婚配选择对其社会融入程度的影响。

1. 社会歧视变量

本文选取“是否因户籍而受到不公”“是否受到政府干部不公”“是否与政府干部发生冲突”“是否到政府办事受到拖延或推诿”“是否遭政府不合理收费”五个问题，分别采用主成分法和简单加总，计算社会歧视主成分得分和社会歧视加总得分，该变量取值越小说明个体在本地遇到更少的歧视，社会融入程度更高。

2. 自评社会地位

CFPS 2014 年调查要求受访者对“您在本地的社会地位？”和“您家在本地的社会地位？”两个问题进行评分，取值为 1~5，值越高代表个体的自评社会地位越高，反映了更高的社会融入水平。

3. 生育意愿

本文选取 CFPS 2014 年调查中“不考虑政策限制，您认为有几个孩子比较理想？”作为生育意愿的代理变量。如果个体的生育意愿越强，说明其在本地的生活质量和融入水平较高。

如表 11 所示，相比与外来人口结婚，与本地人结婚的外来人口在本地遭受歧视的概率显著减少，不论是自评个体社会地位还是自评家庭社会地位都显著提升，并且生育意愿也显著增加。这一结果说明与本地人结婚增加了外来人口的社会融入程度，也一定程度上解释了外来人口在面临家庭议价损失时还愿意与本地人维持婚姻关系的原因。

表 11 外来人口婚配选择对社会融入的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	社会歧视 主成分得分	社会歧视 加总得分	自评个体 社会地位	自评家庭 社会地位	理想孩子数
是否与本地人结婚	-0.130 *** (0.038)	-0.490 *** (0.143)	0.251 *** (0.084)	0.188 ** (0.082)	0.140 ** (0.071)
常数项	0.347 ** (0.141)	1.346 ** (0.524)	2.956 *** (0.310)	3.198 *** (0.316)	1.484 *** (0.212)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
观察值	2811	2811	2866	2865	2866

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著；括号内为聚类稳健标准误，均聚类到县级层面；控制变量同表 2；该部分使用工具变量法估计，工具变量选择同前文，仅报告第二阶段结果。

资料来源：根据 2014 年中国家庭追踪调查数据计算得到。

七 结论与建议

本文利用 CFPS 2014 年数据，研究了外来人口的不同婚配选择如何影响其家庭议价能力的问题。结果表明，与本地人结婚的外来人口家庭内部议价能力受损，具体表现为其在家庭中拥有更少的决策权。外来人口在住房、社会关系上存在资源劣势，与本地配偶结婚虽然可以使其共享住房使用权和社会关系，但由于外来人口对现有资源没有支配权，导致其在议价博弈中处于弱势，进而在家庭决策中缺乏话语权。但这种议价能力损失随着结婚时间的延长逐步减轻。

此外，本文根据性别、学历、户籍类型进行异质性分析发现，在外来人口与本地人的婚姻中，男性和女性外来人口都会面临议价能力的损失，这说明不同性别的外来人口在获取本地社会资源方面都存在劣势。同时，相比低学历者，高学历外来人口与本地人结婚并不会遭遇议价能力损失，其主要原因在于高学历外来人口可以凭借自身能力和专业技能在本地获得更多社会资源，对配偶的依赖性更弱。此外，高学历者对公平的感知更强，不愿意在家庭内部议价博弈中让步。不论外来人口是否拥有本地户籍，在与本地人的婚姻中都会遭遇议价能力损失。但非本地户籍外来人口的议价能力受损程度更严重，说明户籍因素和地理距离因素都是导致外来人口在与本地人的婚姻中处于议价弱势的重要原因。

综上，本文的研究结论具有以下政策含义。第一，外来人口存在资源劣势，在与

本地人的婚姻中处于议价弱势地位，导致其在家庭内部资源分配处于不利地位。妥善解决新市民、外来青年人口的就业、住房和子女教育等问题，使其享有与本地户籍人口相等的社会福利，是保障外来人口基本权益、促进家庭内部资源平等分配的根本举措。

第二，随着人口流动程度的加深，外来人口与本地户籍人口结婚的现象愈发普遍。然而户籍制度依然是制约外来人口市民化的重要因素。目前虽然国内许多城市已经解除或者降低了外来人口的落户门槛，显著提升了外来人口自身福利水平和社会融入感，但是一线城市和部分经济发达城市的户籍制度仍然较为严格，存在着一定的制度壁垒。这使得外来人口在婚姻生活中仍旧处于弱势地位。各地应着力推进户籍制度改革，逐步放宽落户门槛，保障外来人口充分享受本地区的经济、社会、文化资源，提升外来人口的社会融入水平。

第三，研究结果显示低学历外来人口与本地户籍人口结婚会显著降低其家庭内部议价能力。社会公共服务体系应当重点帮扶低学历群体，在户籍、技能培训和求职等方面给予政策扶持，帮助其提升经济和社会地位，增强其家庭内部议价能力，进而提升社会整体福利水平。

参考文献：

- 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》，《社会学研究》第5期，第141-160页。
- 丁从明、董诗涵、杨悦瑶(2020)，《南稻北麦，家庭分工与女性社会地位》，《世界经济》第7期，第3-25页。
- 杜永潇、董浩(2023)，《城乡融合视角下中国婚姻匹配模式的差异与长期趋势：1960-2018》，《人口研究》第4期，第98-113页。
- 郭婷、秦雪征(2016)，《婚姻匹配、生活满意度和初婚离婚风险——基于中国家庭追踪调查的研究》，《劳动经济研究》第6期，第42-68页。
- 靳小怡、段朱清(2017)，《多源数据视野下的农民工跨户籍婚姻——基于城镇化类型与性别视角的分析》，《妇女研究论丛》第4期，第17-30页。
- 劳昕、沈体雁(2015)，《中国地级以上城市人口流动空间模式变化——基于2000和2010年人口普查数据的分析》，《中国人口科学》第1期，第15-28页。

- 李安琪 (2022), 《父母的婚姻教育匹配与子女学业表现》, 《社会》第 2 期, 第 209 - 242 页。
- 李成华、靳小怡 (2012), 《夫妻相对资源和情感关系对农民工婚姻暴力的影响——基于性别视角的分析》, 《社会》第 1 期, 第 153 - 173 页。
- 李煜 (2011), 《婚姻匹配的变迁: 社会开放性的视角》, 《社会学研究》第 4 期, 第 122 - 136 页。
- 刘姝辰、孙圣民 (2021), 《房屋产权归属、家庭内部不平等及其代际影响——“房产争夺战”的经济学分析》, 《中国经济问题》第 3 期, 第 190 - 200 页。
- 刘怡、李智慧、耿志祥 (2017), 《婚姻匹配、代际流动与家庭模式的个税改革》, 《管理世界》第 9 期, 第 60 - 72 页。
- 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》, 《劳动经济研究》第 2 期, 第 22 - 51 页。
- 罗楚亮、刘晓霞 (2018), 《教育扩张与教育的代际流动性》, 《中国社会科学》第 2 期, 第 121 - 140 页。
- 穆学英、崔璨、崔军茹、王洁晶 (2022), 《中国流动人口的跨等级流动及其对流入城市住房选择的影响》, 《地理学报》第 2 期, 第 395 - 410 页。
- 潘泽泉、林婷婷 (2015), 《劳动时间、社会交往与农民工的社会融入研究——基于湖南省农民工“三融入”调查的分析》, 《中国人口科学》第 3 期, 第 108 - 115 页。
- 齐良书 (2005), 《议价能力变化对家务劳动时间配置的影响——来自中国双收入家庭的经验证据》, 《经济研究》第 9 期, 第 78 - 90 页。
- 齐亚强、牛建林 (2012), 《新中国成立以来我国婚姻匹配模式的变迁》, 《社会学研究》第 1 期, 第 106 - 129 页。
- 石磊 (2020), 《社会阶层、代际流动与婚姻匹配》, 《中央民族大学学报 (哲学社会科学版)》第 6 期, 第 74 - 81 页。
- 宋旭光、何佳佳 (2019), 《家庭化迁移经历对代际流动性的影响》, 《中国人口科学》第 3 期, 第 92 - 102 页。
- 宋月萍、陶椰 (2012), 《融入与接纳: 互动视角下的流动人口社会融合实证研究》, 《人口研究》第 3 期, 第 38 - 49 页。
- 孙楠 (2022), 《跨户籍婚姻与流动人口的本地身份认同——来自流动人口动态监测调查的证据》, 《人口与发展》第 3 期, 第 42 - 51 页。

- 谭琳、苏珊、萧特、刘惠 (2003), 《“双重外来者”的生活——女性婚姻移民的生活经历分析》, 《社会学研究》第2期, 第75-83页。
- 谭莹、李昕、关会娟 (2022), 《教育同型婚姻匹配的变迁及对子代收入的影响 (1990-2018)》, 《南开经济研究》第4期, 第139-156页。
- 王丰龙、何深静 (2014), 《中国劳动力婚姻匹配与婚姻迁移的空间模式研究》, 《中国人口科学》第3期, 第88-94页。
- 王珩、龚岳 (2023), 《中国流动人口居留意愿和时长的空间分布及影响因素》, 《地理科学》第1期, 第61-71页。
- 王杰、李姚军 (2023), 《家庭背景与教育：婚姻中地位交换的性别与时期差异》, 《社会》第2期, 第210-233页。
- 王黎 (2022), 《阶层婚配视角下农村“天价嫁妆”的再生产——基于福建省晋江市农村婚姻实践的分析》, 《南京农业大学学报 (社会科学版)》第5期, 第71-80页。
- 王群勇、赵玮 (2019), 《美貌与权利——来自中国家庭的微观证据》, 《南开经济研究》第6期, 第181-198页。
- 吴晓瑜、李力行 (2011), 《母以子贵：性别偏好与妇女的家庭地位——来自中国营养健康调查的证据》, 《经济学 (季刊)》第3期, 第869-886页。
- 吴愈晓、黄超、黄苏雯 (2017), 《家庭、学校与文化的双重再生产：文化资本效应的异质性分析》, 《社会发展研究》第3期, 第1-27页。
- 席艳乐、刘益冰、尹媛媛 (2023), 《家庭内部议价能力研究进展》, 《经济学动态》第1期, 第144-160页。
- 许琪 (2022), 《“凤凰男”的婚姻市场地位研究——家庭背景、教育和性别对婚配分层的影响》, 《华中科技大学学报 (社会科学版)》第1期, 第23-33页。
- 许琪、田思钰 (2022), 《中国跨城乡通婚的模式与变动趋势研究：1978-2018》, 《人口与经济》第4期, 第78-92页。
- 杨菊华 (2009), 《从隔离、选择融入到融合：流动人口社会融入问题的理论思考》, 《人口研究》第1期, 第17-29页。
- 杨雪、魏洪英 (2017), 《流动人口长期居留意愿的新特征及影响机制》, 《人口研究》第5期, 第63-73页。
- 殷浩栋、毋亚男、汪三贵、王瑜、王姮 (2018), 《“母凭子贵”：子女性别对贫困地区农村妇女家庭决策权的影响》, 《中国农村经济》第1期, 第108-123页。
- 张勋、杨紫、谭莹 (2023), 《数字经济、家庭分工与性别平等》, 《经济学 (季刊)》

第 1 期, 第 125 - 141 页。

赵晔琴、郭璇、丁金宏 (2016), 《两地户口婚姻: 类型分布、教育匹配及地域特征——以上海市为例》, 《人口与发展》第 6 期, 第 37 - 46 页。

周皓 (2022), 《中国迁移流动人口的统计定义——人口普查视角下的分析》, 《中国人口科学》第 3 期, 第 17 - 30 页。

周洋、刘雪瑾 (2017), 《认知能力与家庭创业——基于中国家庭追踪调查 (CFPS) 数据的实证分析》, 《经济学动态》第 2 期, 第 66 - 75 页。

周颖刚、蒙莉娜、卢琪 (2019), 《高房价挤出了谁? ——基于中国流动人口的微观视角》, 《经济研究》第 9 期, 第 106 - 122 页。

诸萍 (2020), 《近 50 年我国流动人口的婚姻匹配模式及时代变迁——基于初婚夫妇户籍所在地及性别视角的分析》, 《南方人口》第 1 期, 第 53 - 68 页。

Aizer, Anna (2010). The Gender Wage Gap and Domestic Violence. *American Economic Review*, 100 (4), 1847 - 1859.

Alesina, Alberto, Andrea Ichino & Loukas Karabarbounis (2011). Gender-Based Taxation and the Division of Family Chores. *American Economic Journal: Economic Policy*, 3 (2), 1 - 40.

Becker, Gary (1965). A Theory of the Allocation of Time. *The Economic Journal*, 75 (299), 493 - 517.

Breen, Richard & Signe Andersen (2012). Educational Assortative Mating and Income Inequality in Denmark. *Demography*, 49 (3), 867 - 887.

Gray, Jeffrey (1998). Divorce-Law Changes, Household Bargaining, and Married Women's Labor Supply. *American Economic Review*, 88 (3), 628 - 642.

Guell, Maia, Jose Mora & Christopher Telmer (2015). The Informational Content of Surnames, the Evolution of Intergenerational Mobility, and Assortative Mating. *Review of Economic Studies*, 82 (2), 693 - 735.

Kawachi, Ichiro & Lisa Berkman (2001). Social Ties and Mental Health. *Journal of Urban Health*, 78 (3), 458 - 467.

Koelet, Suzana, Christof Van Mol & Helga de Valk (2017). Social Embeddedness in a Harmonized Europe: The Social Networks of European Migrants with a Native Partner in Belgium and the Netherlands. *Global Networks*, 17 (3), 441 - 459.

Lundberg, Shelly & Robert Pollak (1993). Separate Spheres Bargaining and the Marriage

- Market. *Journal of Political Economy*, 101 (6), 988 – 1010.
- Ma, Xinxin & Xiangdan Piao (2019). The Impact of Intra-Household Bargaining Power on Happiness of Married Women: Evidence from Japan. *Journal of Happiness Studies*, 20 (6), 1775 – 1806.
- Manser, Marilyn & Murray Brown (1980). Marriage and Household Decision-Making: A Bargaining Analysis. *International Economic Review*, 21 (1), 31 – 44.
- Mauri, Adelaide & Alexander Wolf (2021). Battle of the Ballet Household Decisions on Arts Consumption. *Journal of Cultural Economics*, 45 (3), 359 – 383.
- McElroy, Marjorie & Mary Horney (1981). Nash-Bargained Household Decisions: Toward a Generalization of the Theory of Demand. *International Economic Review*, 22 (2), 333 – 349.
- Porter, Maria (2016). How Do Sex Ratios in China Influence Marriage Decisions and Intra-Household Resource Allocation? *Review of Economics of the Household*, 14 (2), 337 – 371.
- Schelling, Thomas (1956). An Essay on Bargaining. *American Economic Review*, 46 (3), 281 – 306.
- Thomas, Duncan (1990). Intra-Household Resource Allocation: An Inferential Approach. *Journal of Human Resources*, 25 (4), 635 – 664.
- Wang, Shing-Yi (2014). Property Rights and Intra-Household Bargaining. *Journal of Development Economics*, 107, 192 – 201.
- Xie, Yu, Siwei Cheng & Xiang Zhou (2015). Assortative Mating without Assortative Preference. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 112 (19), 5974 – 5978.

The Impact of Migrants' Marriage Choices on Intra-Household Bargaining Power

Fu Hanzhao, Han Bo & Zhao Nan

(School of Statistics, Beijing Normal University)

Abstract: Migrants who marry local residents are more likely to integrate into their new

communities. However, the unequal bargaining power that arises from these marriages can hinder the process of migrant assimilation. This article examines how migrants' marriage choices impact their ability to negotiate with their families, using data from the 2014 China Family Panel Studies (CFPS). The study found that marrying local residents weakens migrants' bargaining power, reducing decision-making authority within the household. The results remained robust even after accounting for potential bias arising from endogeneity. The data suggests the lack of housing ownership rights and an independent local social network contribute to this weakened bargaining power. As a result, migrants often have to shoulder heavier household responsibilities and sacrifice their leisure time. However, marrying local residents also offers significant benefits, such as increased social integration levels for migrants.

Keywords: bargaining power, citizenization of migrants, marriage matching, decision-making power

JEL Classification: J12, J13, J15

(责任编辑: 马 超)