

我国女性跨省婚姻网络:特征、变迁与成因

齐力凝、赵娄越、程诚

(东南大学社会学系)

摘要:女性跨省婚姻网络揭示了婚姻家庭和社会结构的演变。文章通过社会网络分析方法对1989年以前、1990-1999年和2000-2010年三个阶段中国女性跨省婚姻网络的动态变化进行分析,发现其网络密度逐渐扩大,且不同省份因其经济条件、地理位置、文化背景等方面的差异,对女性跨省婚姻的推力和拉力均有所不同。随机指数图模型分析揭示,随着时间的推移,微观个体层面的婚姻同质性在省际层面仍然成立,且地理邻近性在迁移决策中扮演了重要角色。

关键词:跨省婚姻网络; 变迁趋势; 女性; 指数随机图模型

一、引言

改革开放以来,人口流动和人口迁移席卷中国大地,省际的人口迁移不仅改变了我国人口的空间分布格局,也与区域间经济社会发展水平的差异密切相关(李树苗, 1994; 马胜春, 2022; 张耀军、岑俏, 2014; Zhang, et al, 2020)。其中,寻找婚姻伴侣、建立家庭是女性人口流动和迁移的直接或间接目的之一(谭琳等, 2003),与之相伴的便是通婚圈的扩展(张翼、李木子, 2017)。这种以女性为主体、以婚姻为动机的迁移通过地理位置的变化实现了物理和性别双重意义上的流动(Davin D., 2007)。在中国,婚姻缔结和家庭形成是人生大事,其中婚姻尤其被赋予更重要的社会意义(刘利鸽、靳小怡, 2011)。因此,女性的婚姻迁移不仅是一个不断变化的人口现象,也是反映我国社会变迁的重要维度。

随着经济社会的快速发展和现代交通方式的不断进步,当代中国女性婚姻覆盖的空间范围不再局限于方圆十几公里内,以农村妇女为主体的女性跨省婚姻迁移的比例不断提升,从1995-2000年的12.0%上升到2005-2010年的18.0%(石人炳、林文辉, 2022)。这不仅反映了新时期我国人口结构的变化,也在一定程度上揭示了婚姻模式的变化和社会的深刻变迁。

女性跨省婚姻迁移作为人口流动的一个重要方面,是地理学、社会学、人口学、心理学等学科长期关注和研究的命题,他们中多数从传统婚姻中的“从夫居”模式出发,将男性看成是固定的一头,描述女性通过婚姻发生的迁移特征(赵晔

琴等, 2016), 发现其在空间上存在明显的不平衡性和高度的地域选择性(胡莹、李树苗, 2015), 从女性处于被动地位的视角出发的探析婚姻机制的变迁以及背后中国社会的变化和发展。在影响因素上, 有宏观层面的经济发展水平、性别失衡等社会因素, 以及微观层面的出生年代、受教育程度等个体因素(石人炳、林文辉, 2022; 梁海艳, 2017)。总体来看, 现有研究多从个体层面出发探究女性跨省婚姻迁移的变化和影响因素。在时代的发展中, 随着自由恋爱观念的深入人心、社会地位流动的日益频繁和社会开放程度的逐步提高, 经济、文化等因素对女性跨省婚姻选择的影响发生了不同程度改变(李煜, 2011), 经济理性是否仍旧是主导因素成为讨论的重点。然而, 仅从空间维度的宏观或微观视角出发, 考察社会经济发展水平以及个人属性对女性跨省婚姻迁移的影响, 不仅缺少了中观层面“迁出-迁入”地之间关系的探讨, 还容易忽视时间维度下社会变迁对中国女性跨省婚姻迁移行为的重要影响。

目前, 有关女性跨省婚姻的研究多采用人口迁移指数分析(郭永昌等, 2014; 郭永昌等, 2014)、空间计量分析(石人炳、林文辉, 2023)、态势分析(胡莹、李树苗, 2015)、二元 logistic 回归分析(梁海艳, 2020)、双配分析(李煜, 2011)等方法。此外近年来社会网络分析法在有关人口迁移的研究中被广泛使用(Windzio, 2018; Zhang et al., 2020; Windzio et al., 2021; 沈诗杰、沈冠辰, 2020)。然而, 该方法在跨省婚姻这一研究主题下的运用仍较为匮乏, 使用指数随机图模型(ERGM)分析女性跨省婚姻网络形成机制的研究则更加稀少。

基于此, 本文使用 2010 年第六次人口普查数据, 运用社会网络分析方法, 根据初婚年龄划分出 1989 年以前、1990–2000 年、2000–2010 年以后三个不同时间队列下的女性跨省婚姻网络, 包括 31 个省级行政区女性婚姻流动的方向、流动规模以及相互之间的联系, 从迁出和嫁入省份两个方向刻画女性跨省婚姻网络及其变迁。基于择偶梯度理论和婚姻匹配理论, 综合考虑网络结构、节点属性以及边属性的影响, 通过指数随机图模型(Exponential Random Graph Models, ERGMs)分析各省的社会经济发展水平及其差异以及地理距离因素对中国女性跨省婚姻迁移网络的影响以及动态变化。

二、文献综述与研究假设

(一) 中国女性跨省婚姻迁移的空间特征与模式

在现代化功利取向驱动下，一个理性的婚姻市场主体，必将地理区位作为择偶的重要标准之一（尹旦萍、张然，2023），因而关注全国层面的婚姻迁移对揭示我国的婚姻模式以及相应的社会变迁有重要意义。当前学界对宏观尺度下的地理通婚圈和女性跨省婚姻现象的研究可以分为横向和纵向两个维度。

在横向维度中，既有研究往往关注宏地理通婚圈与女性跨省婚姻在空间上的宏观分布尺度的流动格局，从迁移的态势、水平和模式进行分析，如郭永昌等（2014）利用六普数据解析我国青年人口群体女性婚姻迁移的空间格局，发现女性婚姻迁移存在空间上的聚集性，且婚姻净迁出相对集中在中西部省份，呈现出团块状特征，并在后续研究中指出 21 世纪中国女性的省际婚姻迁移梯度效应显著，迁入迁出的空间指向非常明显，形成了多种模式类别（郭永昌、丁金宏，2014）。胡莹、李树苗（2015）使用各省迁入率描述女性跨省婚姻空间迁移水平和模式并绘制分省 GIS 图，指出当代中国女性跨省婚姻迁移形成了以北京、上海和广东为中心的三大都市圈。

另有研究关注影响女性跨省婚姻迁移空间格局的社会经济因素。如周皓、李丁（2009）使用全国第五次人口普查数据分析发现，我国多数地区异地婚姻比例增长，通婚圈不断扩大，但不同省份情况不同。梁海艳（2015）基于 2013 年国家卫计委流动人口动态监测数据，运用二元 Logistic 模型对流动人口通婚圈回归，发现流动人口跨省通婚不仅与个人的年龄、性别、文化程度有关，还与流动范围、流入时间和相对结婚时间等流动行为有关。

综上所述，现有研究多从横向维度关注中国女性跨省婚姻迁移的空间格局与影响因素，并总结出了诸多有关女性跨省婚姻迁移的规律（周皓、李丁，2009；胡莹、李树苗，2015；郭永昌、丁金宏，2015；赵晔琴等，2016）。然而，现有研究大多数只关注迁出地或迁入地某一方的特征，缺少对女性跨省婚姻迁移中迁出地和迁入地之间的社会经济因素进行综合把握。此外，鲜有研究关注到全国尺度下地理通婚圈与社会通婚圈之间关系的变迁，缺少对全国尺度下社会经济因素影响省际婚姻迁移模式的变迁的关照。因此，本研究在描述不同时期中国女性跨省

婚姻网络格局的基础上，同时考虑单个省份的特征以及存在女性婚姻关系的两个省份间的属性差异，关注社会经济因素影响女性跨省婚姻网络的机制变迁。

（二）中国女性跨省婚姻网络形成的社会机制

传统的经济学理论认为，劳动力供求的地理差异和工资差异在人口迁移中发挥着重要作用，并总结出“推拉理论”这一经典的人口迁移机制（Kristian & Yasuhiro, 2011; Lewis, 1954）。而当今社会，随着“爱情是婚姻的基础”和自由恋爱的观念深入人心，基于浪漫爱情的择偶或成为当代婚姻的主要形态（李煜，2011），先赋性因素和自致性因素对个体择偶影响的相对重要性发生了变化（王杰、李姚军，2023）。基于此，女性的婚姻行为成为个体综合考虑自身喜好与家庭禀赋等多方面因素做出的决定(郝立、王志章，2021)，是社会结构和迁移者自我选择综合作用下的结果。

一直以来，地区的社会经济发展水平都被认为是对人口迁移的流向选择及分布模式具有重要引导、定性作用的影响因素，社会经济驱动力也是社会学、人口学关注的重点(王桂新，1996; (Zhang et al., 2020; 李树苗，1994; 蔡昉，1995; 马胜春，2022)。随着中国进入一个大迁移、大流动的时代，原来相对封闭的婚姻市场就变得越来越开放和多元化(易文彬，2021)。自 20 世纪 90 年代开始，女性的婚姻迁移在人口学研究中被广泛解释为一种由经济驱动的人口流动与社会行为(杨云彦，1992;Fan et al., 1998;艾大宾，2010)，各类分析通常用“偏好、第三方群体和婚姻市场”来解释该现象（林文辉，石人炳，2024）。针对这一现象的众多人口学研究也总结了我国女性跨省婚姻迁移流动与区域诸多经济发展水平指标之间的关联(张冠李，2020)，并指出 20 世纪 80 年代末期的经济改革以及城乡二元的户籍制度是女性婚姻迁移的重要动力（胡莹、李树苗，2015）。综上，省份之间的经济社会发展差异是引发女性规模性跨省婚姻迁移的主要原因，即“上迁婚”模式可能在省际层面仍然成立。

然而，从男女双方来看，婚姻流动是地位资源交换的结果（王杰、李姚军，2023），大量的微观研究发现婚姻匹配的主流仍是夫妻双方在诸多社会经济特征和人口特征上的同质性匹配，且婚姻关系因涉及长期承诺，夫妻双方会更加看重社会经济地位特征上的同质性匹配（许琪、潘修明，2021）。同时，婚姻关系属于一种强社会关系，对于跨地区结婚具有一定的排斥力。所以虽然浪漫爱情在择

偶过程中发挥越来越重要的作用，但人们仍然基于经济理性，在择偶过程中进行资源交换（谢宇、刘雯，2024）。因此，虽然富裕地区也更容易吸引外地人迁移流入，但总体来看“两地婚姻”模式呈现出结婚年龄更晚、结婚双方文化程度更高的特点（高颖、张秀兰，2014）。

受教育程度在现代社会中是影响个人社会经济地位的最主要因素之一，也是讨论婚姻匹配的重要议题（石磊，2024），能够较好的判断个体的发展潜力和婚姻选择标准。现有通婚圈研究普遍基于认为女性期望丈夫在教育、职业和社会经济地位等方面“优于”自己，探究在宏观上流入地男性的受教育水平对女性流入规模存在正向作用（郭永昌等，2014；石人炳、林文辉，2022）。也有学者认为，随着经济社会发展和个体受教育水平提升，不同群体间通婚的经济和文化障碍不断增加，不同婚姻市场间的隔离程度也持续提升（王杰、李姚军，2022），且未来同质婚在高阶层男女两性群体中会进一步扩大（周扬等，2023）。

婚姻挤压指的是适婚青年男女人口数量相差较大，性别比失衡导致某一性别人口无法找到配偶的现象（苗国、黄永亮，2022）。女性的婚姻迁移在一定程度上缓解了迁入地的婚姻挤压问题，但却改变了户籍地婚姻市场的性别结构。有学者认为早期严格的户籍制度和计划生育政策导致的出生性别比的失衡引起了区域内的婚姻挤压，正是由于婚姻挤压和经济发展差异的客观现实促进了区域间婚姻迁移的实现（谭琳、柯临清，1998），而大规模女性跨省婚姻迁移在某种程度上进一步加重了输出地的婚姻挤压程度（胡莹、李树苗，2015）。

婚姻搜寻理论在婚姻挤压的假设上提出婚姻“搜寻成本”的概念，认为女性在本地或邻近地的婚姻搜寻成本较低，能够较为快速地适应生活（林文辉、石人炳，2024）。地理距离一直是影响不同尺度下人口迁移的重要因素（马胜春，2022b；Windzio，2018；Windzio et al.，2021；Zhang et al.，2020）。虽然随着社会的不断发展，交通基础设施和互联网逐渐克服了空间距离，家庭对配偶选择的束缚会逐渐松动，自由恋爱增多（康慧琳、孙凤，2022），但地理距离仍是影响中国女性跨省婚姻网络的重要影响因素。郭永昌等（2014）研究发现，上海两地婚姻中以距离上海近的地区的通婚为主。同时，独生子女政策、异地养老保障政策不完善、资源配置不合理等方面均会在一定程度上限制婚嫁距离，吴瑞君（2011）对我国

独生子女婚姻稳定性分析中得出独生子女群体整体的婚姻稳定性低于非独生子女，且受到就业状况、受教育程度等个人因素和家庭背景的影响。

综上所述，现有研究从不同理论视角，运用不同方法和模型对我国女性跨省婚姻迁移的空间模式特征和影响因素进行了深入探讨，认为性别失衡、地理距离、经济发展水平等因素主要是在宏观层面发挥作用，而受教育水平等因素则更多体现在微观层面，积累了大量的理论经验和实证研究结果。然而，现有研究缺少从社会网络视角进行的整体分析，并且仅将跨省婚姻迁移的集聚性看作是流入地自身因素影响的结果，得出经济发展水平越高的省份对女性跨省婚姻迁移吸引力越大的结论；缺乏通过对比女性户籍地和迁入地差异的角度进行讨论，忽略了省份间地理邻近性和社会经济相似性的影响，所分析的宏观和微观层面的影响因素也往往是静态的相互嵌套。因此，本文试图基于人口迁移和婚姻匹配领域的推拉理论、婚姻匹配、婚姻挤压理论，在根据不同划分初婚年龄对列的基础上对我国女性跨省婚姻迁移网络的动态变化和部分影响因素加以分析，着重考虑省际之间地理距离、社会经济差发展水平异对女性跨省婚姻迁移网络的影响及其变化。

基于此，本文提出以下研究假设：

H1: 省际社会经济发展水平差异正向影响女性跨省婚姻网络的形成，并在省际层面呈现出向上婚模式。

H2: 省际间的地理距离对我国女性跨省婚姻迁移率产生影响，距离越近女性跨省婚姻迁移率越高。

H3: 随着社会变迁，省际社会经济发展水平差异对女性跨省婚姻网络形成的正向影响消失，省际层面呈现同质婚模式。

三、研究设计

(一) 数据来源

本文关注省际层面（跨省）的女性婚姻迁移。其中，省际女性婚姻迁移数据来自 2010 年第六次全国人口普查数据（简称“六普”），考察范围包括我国 31 个省级行政单位（省、自治区、直辖市），香港特别行政区、澳门特别行政区和台湾省不在本研究范围内。根据“六普”1% 抽样数据，在划分初婚年龄队列的基础上进行处理后，得到 1989 年及以前、1990 年-1999 年、2000-2010 年三个

时间段的女性跨省婚姻网络。此外，本文中各省社会经济因素来自于 1990–2010 年的《中国统计年鉴》（私营企业就业人数）以及 1990 年和 2000 年的第四、五次全国人口普查数据（未婚人数、受教育、人口数）。最后，本文的地理因素（省会城市间距离）则根据各城市的经纬度计算获得。

（二）研究方法

除基本的社会网络分析方法外，本研究主要运用指数随机图模型（Exponential Random Graph Models，简称 ERGM）分析跨省婚姻网络的形成机制与演变趋势。该方法是以概率分布的指数族为基础的一类统计模型（哈瑞斯，2016：16）。该模型以网络中的关系为中心（在本文中，即为某两个省之间发生的女性婚姻迁移），其优势在于可以同时考虑结构效应、节点属性和外生效应。鉴于省际女性婚姻迁移具有方向性，本研究使用有向 ERGM，其表达式大致如下：

$$P(Y_{ij} = 1|\theta) = \left(\frac{1}{c}\right) \exp(\theta_i \delta_i) \quad (1)$$

$$P(Y_{ij} = 1|\theta) = \text{logistic}\left(\sum_{\alpha=1}^{k_1} \theta_\alpha \delta_\alpha + \sum_{\beta=1}^{k_2} \theta_\beta \delta_\beta + \sum_{\gamma=1}^{k_3} \theta_\gamma \delta_\gamma\right) \quad (2)$$

其中，随机变量 Y 表示与观测网络有相同节点数的随机网络， $\left(\frac{1}{c}\right)$ 为归一化常数，保证概率在 0 到 1 之间； $Y_{ij} = 1$ 表示 Y 中一条从节点 i 指向节点 j 的连线存在于观测网络中， $P(Y_{ij} = 1|\theta)$ 表示模型中在给定条件下某一省的女性嫁入另一省的概率。此外， δ_α 与 θ_α 、 δ_β 与 θ_β 、 δ_β 与 θ_β 分别表示网络的结构效应、节点属性、结构效应及其对应系数。Logistic 函数表明，ERGM 的模型结果解释与逻辑回归（Logistic Regression）十分相似，其主要区别在于 ERGM 中的网络结构统计量均为变化统计量以及模型中有关网络依赖关系的假定。结合研究目的（重点考察社会经济因素的影响），本文将以简单随机图为基准模型，以此考察社会经济因素以及地理因素对省际女性婚姻迁移的影响及其变迁，修改后的公式如下：

$$P(Y_{ij} = 1) = \text{logistic}\left(\theta_1 \text{edges} + \sum \theta_\beta \text{nodeattributes} + \theta_3 \text{edgecovdistance}\right) \quad (3)$$

其中，`edges`表示以边数为变量的变化统计，其通常取值为 1，作用类似于线性回归中的截距；`nodeattributes`表示节点属性，包括迁出省份属性(`nodecov`)、迁入省份属性(`nodeicov`)、省份间属性差异的绝对值(`absdiff`)、迁入省份属性减去迁出省份属性(`diff.h-t`)；`Edgecovdistance`表示“城市间距离关系”这一外生协变量，是一个由“0（较近）”和“1（较远）”构成的邻接矩阵。

简单随机图认为网络中的边之间是相互独立的，一条边的形成并不依赖于其它边（哈瑞斯，2016），因此参数估计仍然采用最大似然估计法（Maximum Likelihood Estimate, MLE）；模型对实际网络的拟合优度通过赤池信息准则 AIC 和贝叶斯信息准则 BIC 衡量，两个值越小代表拟合优度越高，模型解释力越强。本文的 ERGM 建构借助 R 语言中的 Statnet 包完成。

（三）变量说明

本文的因变量为 1990 年–1999 年和 2000–2010 年两个时间段中 31 个省级行政区之间的女性婚姻迁移情况（即网络中的“边”），在测量跨省婚育发生比率上，本文与周皓等（2009）学者的操作方式类似，根据人口普查数据中的“户主关系”对夫妻关系进行匹配，以其出生时的户籍所在地为主要依据。需指出的是，婚姻网络既可以是两地通婚网络（无向网络），也可以是某一性别（如女性）跨省婚嫁网络（有向网络）。根据前文所述，本研究关注后一种情形。表 1 是各省市女性跨省婚姻占比及其时代变迁趋势。

表 1：省际婚姻占比及变迁趋势

女方籍贯	结婚时代			总计
	1989 年-	1990-1999	2000 年	
北京	0.188	0.202	0.226	0.197
天津	0.106	0.100	0.145	0.111
河北	0.046	0.048	0.077	0.053
山西	0.034	0.036	0.068	0.042
内蒙古	0.047	0.053	0.107	0.063
辽宁	0.060	0.055	0.115	0.068
吉林	0.052	0.052	0.117	0.065
黑龙江	0.057	0.053	0.109	0.067
上海	0.140	0.095	0.171	0.138
江苏	0.049	0.043	0.094	0.057
浙江	0.029	0.028	0.083	0.040
安徽	0.029	0.032	0.094	0.046
福建	0.013	0.028	0.070	0.032
江西	0.021	0.032	0.086	0.040
山东	0.032	0.028	0.061	0.037

河南	0.025	0.028	0.072	0.037
湖北	0.028	0.044	0.118	0.053
湖南	0.021	0.036	0.101	0.043
广东	0.014	0.023	0.081	0.033
广西	0.033	0.064	0.113	0.062
海南	0.029	0.070	0.118	0.065
重庆	0.038	0.051	0.160	0.065
四川	0.042	0.058	0.134	0.063
贵州	0.051	0.080	0.141	0.084
云南	0.034	0.056	0.096	0.056
西藏	0.025	0.061	0.063	0.048
陕西	0.040	0.050	0.104	0.056
甘肃	0.051	0.055	0.115	0.067
青海	0.079	0.111	0.147	0.106
宁夏	0.081	0.090	0.138	0.102
新疆	0.112	0.114	0.127	0.117
Total	0.041	0.046	0.099	0.055

本文的自变量由各省的社会经济发展水平、省际社会经济发展水平差异以及地理距离三个变量构成。其中，社会经济发展水平由“私营企业就业人数(百万)”、“平均受教育年数”两个指标构成，并在建模过程中对“私营企业就业人数(百万)”取对数以减小极端值的影响。此外，一方面，私营企业就业人数、平均受教育年数作为迁出省份(nodecov)和迁入省份(nodeicov)各自的属性被纳入模型，用于考察具有哪些特征的省份倾向于发生女性婚姻迁出，具有哪些特征的省份倾向于发生女性婚姻迁入，以检验假设 H1；另一方面，为了综合考察两省份之间社会经济发展水平差异对其间女性婚姻迁移的影响，本文结合两省份（该组合可被视作社会网络中的二元组，dyads）间在上述指标的差值，构造出省际社会经济发展水平差异这一变量，又具体分为省份间属性差异的绝对值(absdiff)、迁入省份属性减去迁出省份属性(diff. h-t)两种情况，以从“是否发生迁移”以及“迁移方向”两个层面检验假设 H2。在地理距离上，本文对省份间的地理距离根据中位数进行了二值化处理（0 表示“较近”，1 表示“较远”），作为网络协变量(edgecov)纳入分析。最后，各省未婚男女比例以及适婚年龄人口总数作为控制变量被纳入模型。具体变量说明及部分指标描述性统计如表 2、表 3 所示。

表 2 变量与指标说明

变量类型	变量名称	指标
结构效应	边(edges)	网络中的边数
节点属性	人口	20-34 岁人口数
	未婚男/女人数比	未婚男/女人数比

省份社会经济发展水平 (nodecov、nodeicov)	平均受教育年数 私营企业就业人数
省际社会经济发展水平差异 (absdiff、diff.h-t)	平均受教育年数差（绝对值） 平均受教育年数（迁入地-迁出地）
	私营企业就业人数（绝对值） 私营企业就业人数（迁入地-迁出地）
外生效应	地理距离
	地理距离矩阵（二值化）

表 3 部分变量的描述性统计

	2000-2010 年		1990 年-1999 年	
	均值	标准差	均值	标准差
私营企业就业人数(百万)	186.04	181.49	34.85	29.93
未婚男/女人数比	1.50	0.21	1.48	0.23
平均受教育年数	7.52	1.11	5.94	1.37
20-34 岁总人口数(千万)	1.10	0.71	1.15	0.79
省会距离(千米)	1406.43	738.84	1406.43	738.84

四、中国女性跨省婚姻迁移动态变化网络

(一) 不同阶段中国女性跨省婚姻网络总体特征

为了直观地观察中国女性省际跨省婚姻迁移网络的动态变化，我们对初婚时间在 1989 年以前、1990-1999 年和 2000-2010 年三个阶段的女性跨省婚姻迁移网络进行可视化（分别为下图 1、图 2、图 3）。通过比较可以发现，中国女性跨省婚姻网络在数十年间发生了巨大变化。一方面，网络中节点数量不断增加，说明随着时间的推移和社会的发展，中国女性跨省婚姻迁移已非局限在个别省区，而是发展成全国性区域流动（赵丽丽，2007）。

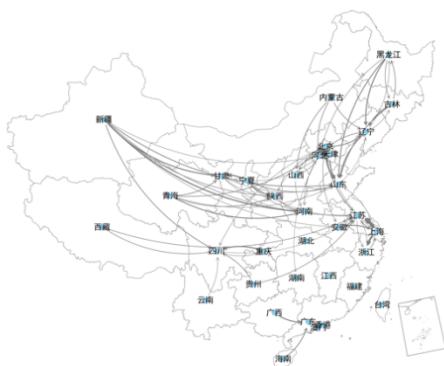


图 1 1989 年以前中国女性跨省婚姻网络

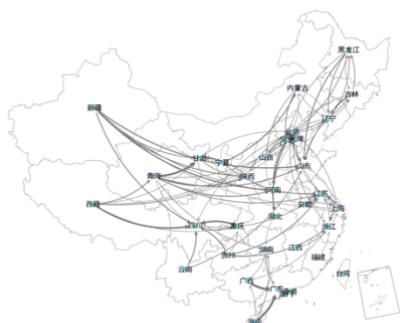


图 2 1990-1999 年中国女性跨省婚姻网络

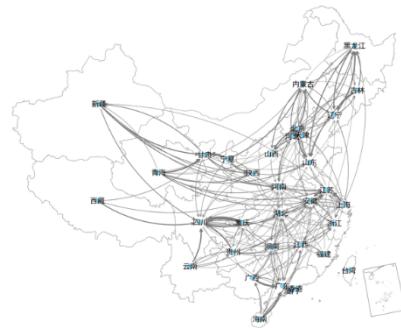


图 3 2000–2010 年中国女性跨省婚姻网络

另一方面，三个阶段女性婚姻网络的二值有向网络密度分别为 0.083、0.106 和 0.220，这里的网络密度是指整体网的密度，等于“实际存在的二值关系总数”除以“理论上最多可能存在的关系总数”。网络密度是为了汇总各个线的总分布，以便测量该分布与完备图 (complete graph) 的差距有多大，整体网的密度越大，该网络对其中行动者的态度、行为等产生的影响可能越大 (刘军, 2009)。从图中可以看出，随着人口规模的扩大和经济社会的发展，中国女性跨省婚姻迁移的网络密度持续增大，这表明婚姻市场持续扩大，越来越多的省份之间开始出现数量较多的跨省婚姻，人数和距离都有较大幅度的增加。但同时也可看出，地理位置邻近的省份仍保持有较高的婚姻迁移率。

（二）不同阶段中国女性跨省婚姻网络中心性

“中心性”表示个人或组织在网络中具有怎样的权力或居于怎样的中心地位，可分为中心度和中心势。其中中心度是对个体权力的量化分析；中心势指数是对群体权力的量化分析，是图的总体整合度或者异质性 (刘军, 2009)。本文将从将从度数中心性角度对我国不同阶段女性跨省婚姻迁移网络进行分析，探究在女性婚姻迁移网络中不同省份“能力”之间的差异。

1、度数中心势

根据表 4 所示，1989 年以前由于社会经济条件和文化因素的限制，跨省婚姻迁移的女性人数较少，大多数省份都有相对均衡的迁入和迁出量，还没有出现特别突出的中心省份。1990–1999 年这一阶段网络的向内向外度数中心势相较于之前均有所增加，这说明一些发展程度较好的省份开始在婚姻迁移网络中占据更为

中心的位置。2000 年以后网络的向内度数中心势进一步增加到 0.080，而向外度数中心势相较于前一阶段则有所回落，这可能表明在这一阶段，部分省份成为婚姻迁移的热点地区，吸引了更多女性通过婚姻途径迁入，而由于社会发展水平的提高，越来越多的省份开始有女性进行跨省的婚姻迁移，使得存在迁出的省份分布变得更为均匀，这也和可视化网络中观察到的特点相印证。

表 4 不同阶段中国女性跨省婚姻网络内外中心势

	1989 年以前	1990-1999 年	2000-2010 年
向外度数中心势	0.086	0.115	0.062
向内度数中心势	0.072	0.075	0.080

2、相对点度中心度

绝对点度中心度无法在不同规模网络之间进行比较。为弥补这一缺陷，学界提出了对局部中心度的相对测量，它是指点的绝对中心度(实际度数)与图中最大可能的度数之比，可以看作是一种标准化点度中心性(刘军，2009)。对于女性跨省婚姻迁移这样的有向网络关系，又可以区分出出度中心度和入度中心度，分别表示某节点承认的对外关系数量的总和、其他节点承认对某节点有关系的数量总和，消除理论上可能的关系数量之后，也可得到两者的标准化形式以跨网络进行比较(巫锡炜、刀炜皓，2022)。在本文中，点度中心度测量了一个省份与其他各个省份存在女性跨省婚姻迁移的普遍程度。为了精准地呈现点度中心性的大小，本文分别计算了 31 个省份在 3 个不同阶段的相对入度中心度和相对出度中心度，并从中挑出具有典型性和代表性的省份加以分析。

表 5 相对入度中心度

省份	1989 年以前	1990-1999 年	2000-2010 年
山东	0.107	0.088	0.156
广东	0.025	0.067	0.128
江苏	0.110	0.092	0.157
上海	0.025	0.025	0.033
云南	0.000	0.000	0.011
河北	0.058	0.129	0.163
天津	0.024	0.013	0.005

由表 5 和图 1-3 可以看出，山东作为传统的人口和女性婚姻迁入大省，因其较大的人口规模基数持续吸引着大规模的女性跨省婚嫁的迁入。广东、江苏这两个始终走在我国改革发展前沿的省份，因其自身在经济、科技、第三产业等领域的强劲发展，提供了更多的就业、生存空间和机会，吸引了大量邻近省份的人口

流入，这其中就包括婚姻的迁移。然而上海作为我国的经济中心，其相对入度中心度却较低。出现这一现象的原因首先是因为本文采用的特殊计算方式使得部分通过婚姻迁入上海的女性数据并没有得到完全的显示；另一方面也可能是因为随着上海生活成本的上升、户籍政策的限制、价值观念的变迁影响了婚姻迁入的意愿，以及周边邻近省份的迅速崛起分流了部分婚姻迁移女性的数量。以云南为代表的少数民族聚集省份随着文化的互联互通发展和地区经济水平的提升，也逐渐和其他省份有了女性婚姻迁移的交流。河北作为毗邻政治中心北京的省份，受到北京经济发展的带动，吸引了大量邻近省份女性的迁入，而天津却可能受到北京、河北吸引力较大的影响，相对入度中心度持续走低。

表 6 相对出度中心度

省份	1989 年以前	1990-1999 年	2000-2010 年
上海	0.095	0.057	0.147
广东	0.000	0.000	0.046
北京	0.160	0.171	0.188
宁夏	0.058	0.039	0.103
山东	0.005	0.000	0.018
山西	0.012	0.011	0.025
河南	0.000	0.000	0.022

由表 6 和图 1-3 可以看出, 越来越多的女性选择通过婚姻途径迁出上海和北京, 一方面可能跟这两个城市的人口密度、生活成本和经济多样性有关; 另一方面, 可能受其高教育水平、高收入水平和高生活标准的影响, 使得两地的女性在全国范围内拥有较高的婚姻选择性。广东女性较少通过婚姻进行跨省流动, 这可能与当地较高的经济发展水平, 和独特的文化、方言等因素相关。宁夏作为经济发展较为落后的少数民族聚集区, 随着受教育水平和文化水平的提高, 当地女性逐渐突破民族等传统观念的限制, 开始跨省的婚嫁迁移。山东、山西、河南这三个人口大省三个阶段的相对出度中心度都较低, 这可能是由于女性婚姻迁出的人口数量在庞大的人口基数之下无法达到显著的水平。但总的来看, 随着全国范围内社会发展水平和受教育水平的逐步提升以及价值观念的改变, 男女之间交往交流机会的增加, 扩大了婚姻市场, 也增加了女性婚姻迁移的发生率(向小丹, 2017)。

五、中国女性跨省婚姻迁移影响因素探究

表 7、表 8 分别报告了 1990-1999 年、2000-2010 年两个阶段的 ERGM 模型结果。首先, 零模型均为简单随机图模型, 该模型根据观测网络中边的数量以及边之间相互独立的假定进行拟合, 因此仅包含了“边 (edges)” 这一个变量。说明其含义为当随机网络中增加一条边时, $P(Y_{ij} = 1)$ 的概率分别为 0.11 和 0.22, 即任意两个省份之间发生某一方向的婚姻迁移的概率分别为 0.11 和 0.22, 这两个数值是上文描述性分析中对应网络的密度。在后续分析中, 该变量作为基础的结构变量被纳入模型, 其作用类似截距; 后续模型中该变量均保持较高的显著性水平, 这说明在省际女性婚姻迁移网络中, 不同迁移之间相对独立。

在零模型的基础上,本研究在控制省份20-34岁总人口数和未婚男女人数比的条件下,构建了模型2、模型4、模型7和模型9,以探讨社会经济发展水平对中国女性跨省婚姻迁移的影响。从平均受教育年数的分析来看,在1990-1999年期间,不同省份间平均受教育年数的差异对女性跨省婚姻迁移产生了负向影响,但这种影响在统计上并不显著。然而,进入2000-2010年,省份间平均受教育年数的差异对女性跨省婚姻迁移产生了显著的负向影响($p<0.01$)。这表明,随着平均受教育年数差距的增大,跨省女性婚姻迁移的可能性降低。这反映了随着整体教育水平的提高,女性跨省婚姻迁移更有可能发生在总体教育水平相近的省份之间。

表6 1990-1999年ERGM模型结果

	零模型	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5
edges	-2.13 (0.11) ^{***}	-2.95 (1.05) ^{**}	-2.79 (1.12)*	-1.30 (1.18)	-3.61 (1.19) ^{**}	-2.44 (1.25)*
nodecov.20-34岁总人口数 (千万)		-0.99 (0.18) ^{***}	-1.02 (0.20) ^{***}	-1.23 (0.21) ^{***}	-0.53 (0.22)*	-0.70 (0.23)**
nodeicov.20-34岁总人口数 (千万)		1.66 (0.23) ^{***}	1.68 (0.24) ^{***}	1.83 (0.25) ^{***}	0.93 (0.30)**	0.98 (0.32)**
nodecov.未婚男/女人数比		-0.08 (0.42)	-0.29 (0.48)	-0.69 (0.52)	0.81 (0.48)*	0.59 (0.50)
nodeicov.未婚男/女人数比		0.75 (0.64)	1.09 (0.73)	1.37 (0.78)*	-0.67 (0.76)	-0.53 (0.79)
absdiff.平均受教育年数			-0.01 (0.09)		0.10 (0.10)	
diff.h-t.平均受教育年数			-0.06 (0.06)		-0.05 (0.06)	
edgecov.distance				-1.58 (0.27) ^{***}		-1.79 (0.30) ^{***}
absdiff.私营企业就业人数 (对数)					-0.18 (0.16)	0.03 (0.17)
diff.h-t.私营企业就业人数 (对数)					0.46 (0.15)**	0.47 (0.15)**
AIC	632.60	578.62	581.65	543.77	568.85	526.37
BIC	637.43	602.79	615.50	582.45	602.70	565.05
Log Likelihood	-315.30	-284.31	-283.82	-263.89	-277.43	-255.19

^{***} $p < 0.001$; ^{**} $p < 0.01$; ^{*} $p < 0.05$; ^{*} $p < 0.1$

进入21世纪后,进行省际婚姻迁移的女性的受教育水平总体提高,且男女间的受教育水平差异也有所下降。与此同时,该时期一些女性嫁入相对集中的城

市有了更为严格的落户制度（例如上海和北京），教育程度作为重要的个人素质指标被纳入考察。此外，部分微观研究发现，当下婚姻匹配的主流仍是夫妻双方在诸如教育这样的人口特征上的同质性匹配（许琪、潘修明，2021）。因此，综合宏观层面女性受教水平、户籍制度的变化以及微观层面的婚姻同质性匹配原则，2000–2010 年间的省际女性婚姻迁移中迁出地与迁入地之间教育水平的同质性倾向可以得到一定程度的解释。

在私营企业就业人数方面（模型 4 和模型 9），1990–1999 年期间，女性倾向于从私营企业就业数较少的省份迁移到就业数较多的省份。然而，进入 2000 年后，这种趋势不再明显，且私营企业年就业数的对数绝对差异对女性跨省婚姻迁移产生了显著的负向影响 ($p<0.01$)。这表明，在 2000–2010 年间，省际私营企业就业人数差异越大，女性跨省迁移的可能性越低。80 年代末至 90 年代初期中国经济体制改革转向城市地区，促进了相关地区经济的发展，也使得大量的私营企业在相关地区涌现，并导致了以从事工商业或外出务工为动机的人口迁移出现（李树苗，1994；蔡昉，1995）。同时，进行跨省婚姻迁移的女性主要是受教育水平较低、就业形式较为灵活的农村妇女，这些私营企业的兴起为其提供了大量了就业与追求更好社会经济的机会。此外，在严格的户籍迁移制度下跨省婚姻迁移是中国农村女性实现远距离迁移的主要手段（胡莹、李树苗，2015）。因此，在以就业为主的经济动力的作用下，女性不得不通过跨省婚姻迁移这一方式实现向社会经济条件更为优渥的区域迁移。相比之下，在 2000–2010 年间，随着我国户籍制度的改革，婚姻不再是女性向社会经济发展水平更好的地区迁移的唯一方式，再加上微观层面婚姻的同质性机制，此时女性的跨省婚姻迁移更有可能发生在经济发展水平相近的城市间。

综合受教育程度以及私营企业就业人数两个指标以发现，随着时间的推移，女性越来越倾向于在社会经济发展水平相似的地区进行跨省婚姻迁移。因此，假设 1 在 1990–1999 年间成立，在 2000–2010 年间不成立，这反映了我国女性跨省婚姻迁移机制的变迁。

此外，根据婚姻搜寻和地理邻近性理论，本研究选取地理距离作为影响因素，在控制其他变量的基础上构建了模型 3、模型 5、模型 8 和模型 10。加入该变量后，模型的 BIC 和 AIC 较之前有了较大幅度的减小。结果表明，无论是 1990–

1999 年还是 2000–2010 年间，省际地理距离的差异都对女性跨省婚姻迁移产生了显著的负向影响，且这种影响在两个时期内均保持稳定。此外，在加入地理距离变量后，2000–2010 年的教育水平与私营企业就业人数两个变量均不再显著，而 1990–1999 年的私营企业就业人数仍然在 5% 的水平上显著。对比两个时间的模型中地理距离及其它变量的系数可以发现，交通水平的发展并未对远距离的跨省婚姻产生实质性的影响，经济和文化相近的相邻地区更可能出现女性跨省婚姻迁移，且这种对地理距离邻近性的偏好在 2000–2010 年这一时间段中具有更好的解释力。因此，在上述两个时间段中，假设 H2 均成立。

表 7 2000–2010 年 ERGM 模型结果

	0 模型	模型 6	模型 7	模型 8	模型 9	模型 10
edges	-1.26 (0.08)***	-4.85 (0.94)***	-3.80 (1.02)***	-2.39 (1.04)*	-3.45 (1.04)***	-2.39 (1.05)*
nodecov. 20–34 岁总人口数 (千万)		-0.28 (0.13)*	-0.41 (0.14)**	-0.64 (0.15)***	-0.35 (0.16)*	-0.53 (0.16)**
nodeicov. 20–34 岁总人口数 (千万)		1.52 (0.18)***	1.57 (0.19)***	1.80 (0.20)***	1.56 (0.24)***	1.66 (0.25)***
nodecov. 未婚男/女人数比		1.03 (0.42)*	0.77 (0.44)	0.54 (0.47)	0.71 (0.44)	0.57 (0.46)
nodeicov. 未婚男/女人数比		-0.53 (0.57)	-0.36 (0.61)	-0.29 (0.66)	-0.48 (0.59)	-0.39 (0.65)
absdiff. 平均受教育年数			-0.29 (0.11)**	-0.15 (0.12)		
diff. h-t. 平均受教育年数			0.00 (0.07)	0.06 (0.08)		
edgcov. distance				-1.87 (0.21)***		-1.86 (0.22)***
absdiff. 私营企业就业人数 (对数)					-0.38 (0.13)**	-0.17 (0.14)
diff. h-t. 私营企业就业人 数 (对数)					0.06 (0.10)	0.11 (0.11)
AIC	983.06	866.60	862.66	773.09	860.74	773.14
BIC	987.90	890.77	896.51	811.77	894.59	811.82
Log Likelihood	-490.53	-428.30	-424.33	-378.54	-423.37	-378.57

***p < 0.001; **p < 0.01; *p < 0.05; ·p < 0.1

最后，基于婚姻挤压理论，从控制变量来看，2000–2010 年间未婚男女比例较高的省份女性更倾向于跨省嫁出。这表明，在未婚男女比例较高的省份，女性

反而会选择跨省嫁出，到性别比例更平衡的地区寻找配偶，这一现象背后的原因还有待进一步分析。同时，1990–1999 年和 2000–2010 年间人口越多的省份越有可能发生女性嫁入，人口越少的省份越有可能发生女性嫁出。对此，可以认女性跨省婚姻迁移存在着人口数量上的虹吸效应。综上，与部分现有研究的结论相类似（胡莹、李树苗，2015），本文认为大规模女性跨省婚姻迁移在一定程度上加剧了输出地的婚姻挤压程度。然而，本文还发现婚姻挤压情况在婚姻挤压严重的省份呈现出加剧趋势，婚姻挤压情况在各省之间的分布将会更加不均衡。

六、结论与讨论

家庭是社会的细胞，婚姻是家庭的基石，通过结婚组建家庭是人类极为重要的社会活动（程时雄、金美玲，2024），因此研究中国女性跨省婚姻网络的动态变化既是观察我国社会经济发展对人口流动影响的一个窗口，也可以帮助我们深入理解性别角色在社会结构和文化发展中的变化。本文通过社会网络分析和指数随机图模型（ERGM）分析对我国不同阶段女性跨省婚姻网络的基本格局、形成机制与时代变迁进行了探讨。

首先，研究发现我国女性跨省婚姻网络的基本格局在几十年间发生了较大的变化：一方面，越来越多的省份包括民族聚居区的女性出现规模性的跨省婚姻迁移，且随着我国经济社会快速发展，婚出和婚入的省份分布变得更为均匀，不再是集中地迁往经济发达的省份，反映出我国女性跨省婚姻网络的逐渐扩大，由局部迁移逐渐转向全局迁移的趋势。另一方面，不同省份因其经济条件、地理位置、文化背景等方面的差异，对女性跨省婚姻迁移的推力和拉力均有所不同。

其次，在对我国女性跨省婚姻网络的形成机制和时代变迁进行分析时，发现在 1990–1999 年这一阶段，女性倾向于通过婚姻迁移到就业机会较多的省份，而省际的受教育程度对我国女性跨省婚姻迁移的影响并不显著。进入 21 世纪后，教育水平、经济发展水平相近的省份之间更可能发生女性的跨省婚姻迁移，且无论在哪个时间段，省际地理距离的差异都显著负向影响女性跨省婚姻网络。这说明随着时间的推移，女性跨省婚姻迁移越来越倾向于在社会经济发展水平相似的地区发生，微观个体层面的婚姻同质性模式在省际层面仍然成立，且地理邻近性

在迁移决策中扮演了重要角色。然而，在这一过程中，大量女性跨省迁出也可能会使得婚姻挤压较为严重地区的婚姻挤压状况更加严重。

此外，本文仍存在较多的不足之处。首先，就指数随机图模型的优化而言，女性跨省婚姻网络中的内生结构性因素(例如互惠)还有待进一步发掘。其次，由于宏观数据的限制本文只检验了影响我国女性跨省婚姻网络的部分地理和社会经济因素，对于个体性因素以及政策影响、历史渊源等因素的探究需要进一步的质性研究。最后，在未婚男女比例更高的省份，女性反而会更容易跨省嫁出，到性别比例更平衡的地区寻找配偶，这一现象背后的原因还有待进一步关注。

综上所述，本研究将宏观与微观层面的婚姻匹配模式相链接，发现个体的婚姻选择并非孤立发生，而是与更广泛的社会经济背景紧密相连，同时随着女性教育水平的提高和就业机会的增加，女性在婚姻市场中的地位和选择权也随之增强，对知识和文化兼容性的重视也不断提升。但同时也面临着平衡个人愿望和社会期待的挑战。这不仅为理解中国女性婚姻网络的动态变化提供了新的视角，也有助于制定更加有效的社会政策和规划，以应对婚姻挤压、性别比例失衡等社会现实问题。

参考文献

- 蔡昉, 1995, 《人口迁移和流动的成因、趋势与政策》, 《中国人口科学》第6期。
- 程时雄、金美玲, 2024, 《中国婚姻市场的教育匹配模式及收益测度》, 《人口学刊》第2期。
- 高颖、张秀兰, 2014, 《北京近年族际通婚状况的实证研究》, 《人口学刊》第1期。
- 郭永昌、邓志强、丁金宏, 2014, 《青年人口省际婚姻迁移的空间选择与影响因素分析》, 《中国青年研究》第7期。
- 郭永昌、丁金宏、黄云, 2014, 《大城市人口婚姻迁移的城乡梯度特征——以上海市黄浦区为例》, 《城市问题》第8期。
- 郝立、王志章, 2021, 《婚姻迁移对代际流动性的影响——来自CGSS的经验证据》, 《西北人口》第3期。
- 胡莹、李树苗, 2015, 《中国当代女性跨省婚姻迁移模式变迁研究》, 《妇女研究论丛》第1期。
- 靳小怡等, 2023, 《少难成家、老无所依? 性别失衡下的男性婚姻挤压与家庭发展风险》, 《西安交通大学学报(社会科学版)》第6期。
- 康慧琳、孙凤, 2022, 《择偶方式与青年婚姻匹配》, 《青年研究》第4期。
- 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。
- 沈诗杰、沈冠辰, 2020, 《中国省际人口流动的空间结构特征研究》, 《人口学刊》第4期。
- 石人炳、林文辉, 2022, 《中国女性跨省婚姻流入分布的影响因素及其空间效应》, 《人口与发展》第3期。
- 李树苗, 1994, 《中国80年代的区域经济发展和人口迁移研究》, 《人口与经济》第3期。
- 林文辉、石人炳, 2024, 《婚姻市场性别结构对女性婚姻流动距离的影响及异质性分析》, 《人口与发展》第2期

- 刘利鸽、靳小怡, 2011, 《社会网络视角下中国农村成年男性初婚风险的影响因素分析》, 《人口学刊》第 2 期。
- 马胜春, 2022, 《中国省际人口流动的特征及影响因素的空间分析》, 《人口研究》第 6 期。
- 孟兆敏、吴瑞君, 2011, 《城市流动人口居留意愿研究——基于上海、苏州等地的调查分析》, 《人口与发展》第 3 期。
- 苗国、黄永亮, 2022, 《高期望择偶与低生育陷阱: 当代青年婚育困境的社会学反思》, 《中国青年研究》第 5 期。
- 石磊, 2024, 《中国城市中个人家庭背景与配偶教育匹配——兼论社会结构的开放性》, 《社会学评论》第 2 期。
- 谭琳、黄博文, 1999, 《八十年代中国女性省际婚姻迁入的逐步回归分析》, 《人口学刊》第 4 期。
- 谭琳、柯临清, 1998, 《目前中国女性婚姻迁移的态势和特点》, 《南方人口》第 2 期。
- 王殿玺, 2016, 《个体经济地位、婚前经济差异与婚姻迁移》, 《西北人口》第 5 期。
- 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。
- 王桂新, 1996, 《中国人口迁移与区域经济发展关系之分析》, 《人口研究》第 6 期。
- 易文彬, 2021, 《婚姻半径与家庭关系: 异地婚姻的形成及其影响——基于一个农民家庭三代婚姻的历史考察》, 《中国青年研究》第 7 期。
- 王杰、李姚军, 2022, 《固化还是开放?——中国学历婚姻匹配的变迁(1978—2018)》, 《社会发展研究》第 3 期。
- 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。
- 谢宇、刘雯, 2024, 《社会流动、社会地位与婚姻交换》, 《社会科学文摘》, 第 1 期。
- 许琪、潘修明, 2021, 《美貌与地位: 中国人婚姻中的匹配与交换》, 《社会》第 6 期。
- 尹旦萍、张然, 2023, 《民族地区农村男性婚姻挤压及其治理研究》, 《贵州民族研究》第 3 期。
- 张冠李, 2020, 《生命历程理论视角下女性跨省婚姻迁移决策的代际变迁——以杭州市萧山区江滨村“外来媳妇”为例》, 《妇女研究论丛》第 3 期。
- 张耀军、岑俏, 2014, 《中国人口空间流动格局与省际流动影响因素研究》, 《人口研究》第 5 期。
- 张翼, 2008, 《中国当前的婚姻态势及变化趋势》, 《河北学刊》第 3 期。
- 张翼、尹木子, 2017, 《村庄婚姻圈变迁及影响机制分析——以华北 F 村为例》, 《北京社会科学》第 1 期。
- 赵丽丽, 2007, 《我国女性婚姻移民研究的回顾与反思》, 《同济大学学报(社会科学版)》第 4 期。
- 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。
- 周皓、李丁, 2009, 《我国不同省份通婚圈概况及其历史变化——将人口学引入通婚圈的研究》, 《开放时代》第 7 期。
- 周扬、於嘉、谢宇, 2023, 《择偶偏好中的性别差异和社会阶层异质性——基于选择实验法的探索》, 《社会学研究》第 6 期。
- 周长城、刘蒙, 2007, 《社会网络视野下的择偶行为》, 《探索与争鸣》第 9 期。
- Davin D. Marriage Migration in China and East Asia[J]. Journal of Contemporary China, 2007, 50.
- Kristian, B., & Yasuhiro, S. (2011). Migration, skill formation, and the wage structure. Journal of Regional Science, 51(1), 5 - 30.
- Lewis, W. A. (1954). Economic development with unlimited supplies of labour. The Manchester School, 22, 139 - 191.
- Windzio Michael 2018, “The Network of Global Migration 1990 – 2013.” Social Networks 53.

Windzio Michael, Céline Teney & Sven Lenkewitz 2021, “A Network Analysis of Intra-EU Migration Flows: How Regulatory Policies, Economic Inequalities and the Network-Topology Shape the Intra-EU Migration Space.” *Journal of Ethnic and Migration Studies* 47(5).

Zhang Weili, Zhaohui Chong, Xiaojian Li & Guibo Nie 2020, “Spatial Patterns and Determinant Factors of Population Flow Networks in China: Analysis on Tencent Location Big Data.” *Cities* 99.