中国省际迁移性别结构的城乡分化特征及驱动机制分析

盛孜莹[1]，蒲英霞[1,2,3,4]

（1. 南京大学地理与海洋科学学院，南京 210023；2. 江苏省遥感地理信息新技术重点实验室，南京 210023；3. 自然资源部国土卫星遥感应用重点实验室，南京 210023；4. 江苏省地理信息资源开发与利用协同创新中心，南京 210023）

摘要：基于 2010 年和 2020 年全国人口普查数据，利用空间 OD 模型，研究中国省际人口迁移性别结构的城乡分化特征及其驱动机制。结果表明：省际迁移性别结构呈现城乡分化，城市趋向平衡而乡村失衡加剧；城市良好的经济条件和较高的教育水平抑制人口外迁，而乡村本地条件的改善则未能有效留住迁出人口；传统性别观念对乡村迁移的制约显著强于城市。研究揭示了城乡迁移性别结构分化的深层机制，可为制定差异化的人口政策提供科学依据。

关键词：省际人口迁移；性别结构；城乡分化；空间 OD 模型；驱动机制

中图分类号：K901.3；C922 **文献标志码**：A **文章编号**：1671－1807(2026)16－0157－08

改革开放以来，中国人口迁移规模持续扩大，迁移模式从计划迁移转向自发迁移，成为推动区域经济发展和社会变迁的重要力量[1-2]。党的二十大报告提出“坚持城乡融合发展，畅通城乡要素流动”，人口迁移作为城乡融合发展中“人的要素流动”的核心表现，是实现城乡融合的关键环节[3]。人口迁移不仅涉及人口数量的空间再分配，其内部结构特征同样值得关注。性别作为人口迁移的重要维度，直接影响迁出地和迁入地的人口结构、劳动力市场和社会发展[4-5]。中国省际人口迁移存在显著的性别差异，男性更倾向于从事建筑、制造等行业，女性则集中于服务业[6-7]。然而，现有研究多关注整体层面的性别迁移特征，对城乡融合视角下迁移性别结构的异质性关注不足，难以为差异化的城乡人口政策提供精准的科学依据。

随着城镇化进程的深入推进，城市与乡村在经济发展、社会结构、文化观念等方面的差异日益显著，这种差异必然影响人口迁移的性别结构及其驱动机制[8]。改革开放初期，户籍制度对人口流动施加了强力约束，导致城乡劳动力市场被人为分割[9-10]。随着户籍政策的逐步放宽，人口迁移呈现新的特征。2010 年第六次全国人口普查（“六普”）数据显示，城市迁移人口性别比（男性：女性）为 1.263，而乡村则高达 1.342；至 2020 年第七次人口普查（“七普”），城市性别比略升至 1.308，而乡村却大幅攀升至 1.550，城乡分化趋势进一步加深。探究上述现象背后的驱动机制，厘清城市与乡村迁移是否遵循不同的逻辑，对于理解中国人口迁移的深层规律、制定差异化的人口政策具有重要意义。

国内外学者对人口迁移的性别差异进行了大量研究。Ravenstein[11] 首次提出迁移法则中的“性别律”，指出女性在短距离迁移中更具优势。Lee[12] 将迁出地与目的地的正负向因素、中间阻碍及个体因素纳入分析框架，深化了对迁移决策行为的理解。Fan[5] 系统论证了中国转型期农村-城市迁移中的性别分工重构，指出城乡收入差距是驱动农村女性劳动力流动的根本原因。He 和 Gober[4] 利用 1990 年第四次人口普查（“四普”）数据，探讨了经济、城镇化、行业结构对不同性别迁移效率的影响。曾永明[6] 从性别差异视角分析了迁移流的空间依赖机制。胡莹和李树茁[13] 验证了跨省婚姻迁移受区域性别结构失衡与经济发展梯度构成的“推-拉”双力驱动。Ruyssen 和 Salomone[14] 从制度性别歧视视角揭示了女性迁移的“逃离”机制。Yuan 和 Zhang[15] 基于中国农村流动人口调查数据，发现迁移经历显著改变了农村流动人口的性别角色态度。

收稿日期：2026-04-27

基金项目：国家自然科学基金项目（42371435，41771417）

作者简介：盛孜莹（2002—），女，江西吉安人，硕士研究生，研究方向为空间建模；通信作者蒲英霞（1972—），女，山东日照人，博士，研究方向为 GIS 与空间数据分析集成。

从城乡融合的视角来看，中国城乡关系经历了从城乡分割、城乡统筹到城乡融合的演进历程[3,16]。刘彦随[3]系统阐释了新时代城乡融合与乡村振兴的理论基础，指出城乡融合系统、乡村地域系统是全新认知和理解城乡关系的理论依据。何仁伟[16]从理论探讨、机理阐释与实现路径三个层面深化了城乡融合与乡村振兴的研究框架，构建了城乡空间均衡模型。吕奕楠等[17]系统梳理了近 10 年中国城乡融合发展研究的热点与趋势。在“人的融合”层面，城乡人口流动经历了从严格限制到逐步放开、从单向流动到双向互动的转变过程[18]。然而，现有研究对城乡融合背景下迁移性别结构的异质性关注不足，尤其缺乏对城市与乡村迁移驱动机制差异的深入探讨，难以回应当前城乡融合发展战略对“人的有序流动”的政策需求。

在研究方法上，传统引力模型忽略了迁移流之间的空间依赖性。Lesage 和 Pace[19]、Lesage 和 Thomas[20]将空间自回归设定引入空间交互模型，发展出空间迁出地-目的地（origin-destination，OD）模型，能够有效识别并度量迁移流的网络依赖关系。王亚平等[21]、Pu 等[22]将该方法应用于中国省际人口迁移研究，揭示了迁移流的时空分异规律及空间溢出效应。周皓和刘文博[23]系统分析了省际流动人口流入地宏观选择机制的稳定性。这些研究为本文提供了重要的方法论基础。

基于 2010 年和 2020 年全国人口普查数据，采用空间 OD 模型和效应分解方法，本文系统分析省际人口迁移性别结构的城乡分化特征，揭示城市与乡村迁移的差异化驱动机制，为推动城乡融合发展、促进人口有序流动和优化人口空间布局提供科学依据。

1　数据与方法

1.1　研究数据

研究数据来源于“六普”和“七普”的省际人口迁移数据[24-25]，包括 31 个省份（因数据缺失，未包含港澳台地区）之间的迁移流量，并按城市和乡村两个层级分类。迁移人口定义为户口登记地位于外省份的人口[23]。

解释变量包括经济因素（消费水平）、人力资本因素（人口规模、劳动力人口占比、人均受教育年限）、社会文化因素（0～5 岁人口性别比、育龄妇女生育率）和地理因素（省会城市间距离）[4,5,21]。为避免反向因果关系，经济和社会变量分别采用 2000 年和 2010 年的数据，具体如表 1 所示。

1.2　研究方法

1.2.1　OD 流向量与网络权重矩阵

对 n 个区域构成的 OD 流系统，其 $n\times n$ 维流量矩阵可表示为

$$\boldsymbol{Y}=\begin{pmatrix} y_{11} & y_{21} & \cdots & y_{n1} \\ y_{12} & y_{22} & \cdots & y_{n2} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ y_{1n} & y_{2n} & \cdots & y_{nn} \end{pmatrix} \tag{1}$$

式中：y_{ij} 为起点 i 到终点 j 之间的流量。对该矩阵按列进行向量化处理，可得到 $n^2\times 1$ 维流量向量。

$$\boldsymbol{y}=\mathrm{vec}(\boldsymbol{Y})=(y_{11},y_{12},\cdots,y_{1n},y_{21},\cdots,y_{nn})' \tag{2}$$

区域间的空间关系可以采用 $n\times n$ 维空间邻接矩阵 $\boldsymbol{W}$ 表示，则区域迁移流之间的依赖关系可通过空间权重矩阵 $\boldsymbol{W}$ 和单位矩阵 $\boldsymbol{I}$ 之间的克罗内克积（$\otimes$）来构建网络依赖矩阵。具体地，表征起点、终点和双边依赖的网络权重矩阵分别表示为[19]

$$\begin{cases} \boldsymbol{W}_{\mathrm{o}}=\boldsymbol{W}\otimes\boldsymbol{I} \\ \boldsymbol{W}_{\mathrm{d}}=\boldsymbol{I}\otimes\boldsymbol{W} \\ \boldsymbol{W}_{\mathrm{w}}=\boldsymbol{W}\otimes\boldsymbol{W} \end{cases} \tag{3}$$

空间邻接矩阵 $\boldsymbol{W}$ 采用拓扑邻接规则进行构建：若两区域 i、j 有共同边界，则 $\boldsymbol{W}$ 中对应元素 w_{ij} 为 1，否则为 0。不考虑内部流，因此在 OD 流向量和相应的网络权重矩阵中剔除 OD 流对应行列。记 $N=n(n-1)$，则 OD 流向量 $\boldsymbol{y}$ 为 N 维向量，网络权重矩阵 $\boldsymbol{W}_{\mathrm{o}}$、$\boldsymbol{W}_{\mathrm{d}}$、$\boldsymbol{W}_{\mathrm{w}}$ 相应为 $N\times N$ 维。

表 1　解释变量与数据来源

变量	变量定义	数据来源
*O*_Consump/*D*_Consump	消费水平（按城市与乡村、迁出地与目的地分类）	《中国统计年鉴（2000）》[26]、《中国统计年鉴（2010）》[27]
*O*_Pop/*D*_Pop	人口数（按城市与乡村、迁出地与目的地和性别分类）	《中国 2000 年人口普查资料》[24]、《中国 2010 年人口普查资料》[25]
*O*_Labor/*D*_Labor	15～64 岁劳动力人口占比（按城市与乡村、迁出地与目的地和性别分类）	
*O*_Birth/*D*_Birth	0～5 岁人口性别比（按城市与乡村、迁出地与目的地和性别分类）	
*O*_Fertility/*D*_Fertility	育龄妇女生育率（按城市与乡村、迁出地与目的地分类）	
*O*_Edu/*D*_Edu	人均受教育年限（按城市与乡村、迁出地与目的地和性别分类）	
Distance	省会城市间距离	由省会城市经纬度计算得到

1.2.2 空间 OD 模型

假设存在 k 个区域解释变量,各区域的解释变量矩阵为 $N\times k$ 维矩阵 $\boldsymbol{X}$,则可通过克罗内克积运算得到分别表征流量起点和终点解释变量的 $N^2\times k$ 维矩阵。

$$\boldsymbol{X}_o=\boldsymbol{X}\otimes\boldsymbol{l}_N,\boldsymbol{X}_d=\boldsymbol{l}_N\otimes\boldsymbol{X} \tag{4}$$

式中:$\boldsymbol{l}_N$ 为 $N\times 1$ 维单位向量。不考虑内部流时,$\boldsymbol{X}_o$ 和 $\boldsymbol{X}_d$ 为 $N\times k$ 维矩阵。在传统引力模型的基础上,Lesage 和 Pace[19] 进一步引入网络权重矩阵,考虑迁移流之间的网络自相关。空间 OD 模型可表示为

$$\boldsymbol{y}=\rho_o\boldsymbol{W}_o\boldsymbol{y}+\rho_d\boldsymbol{W}_d\boldsymbol{y}+\rho_w\boldsymbol{W}_w\boldsymbol{y}+\alpha\boldsymbol{l}_N+\boldsymbol{X}_o\boldsymbol{\beta}_o+\boldsymbol{X}_d\boldsymbol{\beta}_d+\gamma\boldsymbol{g}+\boldsymbol{\varepsilon} \tag{5}$$

式中:$\boldsymbol{W}_o\boldsymbol{y}$、$\boldsymbol{W}_d\boldsymbol{y}$、$\boldsymbol{W}_w\boldsymbol{y}$ 分别为迁移流基于起点、终点和双边邻接的 OD 流的空间滞后向量;ρ_o、ρ_d 和 ρ_w 为对应的网络自相关强度;截距项 $\boldsymbol{l}_N$ 为所有元素均为 1 的 $N\times 1$ 的列向量,其系数为 α;$\boldsymbol{\beta}_o$、$\boldsymbol{\beta}_d$ 为 $\boldsymbol{X}_o$、$\boldsymbol{X}_d$ 对应的参数向量;$\boldsymbol{g}$ 为 $N\times 1$ 的列向量,表示迁出地和目的地之间的距离,γ 为系数;$\boldsymbol{\varepsilon}$ 为服从标准正态分布的 $N\times 1$ 的误差项向量。

由于考虑了迁移流之间的网络依赖性,某个地区某一变量的变化会潜在对所有区域产生影响。空间 OD 模型的总体效应可以分解为迁出地效应、目的地效应和网络效应[20]。

2 城乡迁移性别结构的时空特征

表 2 展示了 2010 年和 2020 年城市和乡村的省际人口迁移性别比,从时间和空间维度共同揭示了城乡迁移性别结构的差异。

(1)从空间维度来看,城市迁移性别结构始终较乡村更为均衡。以 2010 年为例,城市迁移人口性别比为 1.263,低于乡村的 1.342;迁移流性别比中位数城市为 1.350,乡村为 1.500;城市迁移流性别比最大值为 3.547、最小值为 0.463,而乡村最大值高达 22.000、最小值仅为 0.096,极差远大于城市。城市人口的迁移决策受多元因素驱动,就业、教育、生活品质等均构成迁移动因,男女迁移意愿的差异相对较小;乡村人口的迁移则更多由经济压力驱动,传统家庭分工使女性承担更多留守照料责任,男性外出务工的选择性远强于女性,由此导致乡村迁移流的性别分化更为极端。

表 2 城市和乡村省际人口迁移性别比

指标		2010 年		2020 年	
		城市	乡村	城市	乡村
迁移人口数/百万人		58.024	14.287	88.320	16.871
迁移人口性别比		1.263	1.342	1.308	1.550
迁移流性别比	最大值	3.547	22.000	2.824	5.610
	中位数	1.350	1.500	1.281	1.558
	最小值	0.463	0.096	0.598	0.283

(2)从时间维度来看,城市迁移性别结构趋向均衡。虽然迁移人口性别比从 2010 年的 1.263 小幅升至 2020 年的 1.308(增幅 3.6%),但迁移流性别比的各项指标均有改善:中位数由 1.350 降至 1.281(降幅 5.1%),最大值由 3.547 降至 2.824(降幅 20.4%),最小值由 0.463 升至 0.598(增幅 29.2%)。迁移流性别比较迁移人口性别比更能反映各省际流向的性别结构状况,其极值收窄、中位数下降说明城市迁移的性别均衡化是普遍性的,而非仅由个别大流量流向拉动。随着城市女性受教育水平的普遍提升和就业领域的拓宽,城市女性的跨省迁移意愿和能力显著增强,迁移不再是男性主导的经济行为,而逐渐成为两性共同参与的多元化流动。

(3)从时空维度来看,乡村迁移流性别比极值趋向收敛,但整体性别失衡加剧。乡村迁移流性别比最大值由 2010 年的 22.000 降至 2020 年的 5.610(降幅 74.5%),最小值由 2010 年的 0.096 升至 2020 年的 0.283(增幅 194.8%),说明性别比极端偏高或偏低的乡村迁移流已大幅减少。然而,乡村迁移流性别比中位数由 1.500 升至 1.558(增幅 3.9%),乡村迁移人口性别比由 1.342 升至 1.550(增幅 15.5%),表明乡村迁移的男性主导趋势在整体上有所强化。换言之,乡村迁移的性别失衡并非集中于少数极端流向,而是一种普遍现象。乡村地区“男主外、女主内”的家庭分工仍然稳固,女性承担的家庭照料责任限制了其远距离迁移;加之乡村女性的迁移社会网络相对薄弱,信息获取和情感支持不足,进一步抑制了女性外迁决策,使得男性主导的迁移格局不断强化[14-15]。

3 城乡迁移性别结构的驱动机制

3.1 模型估计结果

为深入探究城乡迁移性别差异的形成机制,表 3 展示了 2010 年和 2020 年城市与乡村迁移的空间 OD 模型系数估计结果。城市模型的拟合优度(0.632~0.663)优于乡村模型(0.552~0.580),表明城市迁移的规律性更强。三个空间自相关系数 ρ_o、ρ_d 和 ρ_w 均通过 1%水平的显著性检验,验证了引入空间依赖的必要性[19-20]。距离(Distance)对城乡迁移均呈显著负效应,且 2020 年该影响(绝对值)普遍增强(如乡村男性从 −0.196 变为 −0.368),表明空间摩擦对迁移的阻碍作用仍然显著。

表 3　空间 OD 模型系数估计结果

变量	2010 年				2020 年			
	城市		乡村		城市		乡村	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性
Intercept	4.023***	3.919***	3.457***	3.048***	4.710***	4.796***	3.839***	3.632***
*O*_Consump	−0.199***	−0.246***	−0.038	−0.057	−0.276***	−0.340***	0.056	0.013
*O*_pop	0.893***	0.867***	0.823***	0.725***	0.901***	0.871***	0.800***	0.759***
*O*_Labor	0.083*	0.104**	0.210***	0.213***	−0.036	0.014	−0.186***	−0.186***
*O*_Birth	−0.088***	−0.080**	−0.142***	−0.134***	−0.067**	0.000	−0.113***	−0.040
*O*_Fertility	0.204***	0.173***	0.047	0.112	0.114**	0.157***	−0.089	−0.052
*O*_Edu	−0.275***	−0.293***	0.036	−0.028	−0.416***	−0.373***	0.015	0.042
*D*_Consump	0.334***	0.397***	0.381***	0.426***	0.218***	0.219***	0.553***	0.495***
*D*_Pop	0.331***	0.337***	0.493***	0.555***	0.539***	0.527***	0.385***	0.422***
*D*_Labor	0.275***	0.260***	−0.369***	−0.320***	0.148***	0.147***	0.071	0.078
*D*_Birth	−0.050*	−0.085***	0.242***	0.178***	−0.076**	−0.077**	−0.003	0.007
*D*_Fertility	0.262***	0.274***	−0.200***	−0.203***	0.065	0.076*	0.154**	0.143**
*D*_Edu	0.273***	0.259***	0.231***	0.205***	−0.051	0.020	−0.027	0.046
Distance	−0.142***	−0.146***	−0.196***	−0.160***	−0.273***	−0.250***	−0.368***	−0.250***
ρ_o	0.300***	0.298***	0.317***	0.316***	0.306***	0.303***	0.298***	0.301***
ρ_d	0.333***	0.327***	0.289***	0.300***	0.297***	0.279***	0.294***	0.287***
ρ_w	−0.099***	−0.095***	−0.090***	−0.072***	−0.107***	−0.108***	−0.095***	−0.094***
R^2	0.646	0.632	0.574	0.552	0.654	0.663	0.580	0.560
Pseudo R^2	0.617	0.605	0.555	0.528	0.621	0.628	0.548	0.523

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平。

从迁出地变量来看，城乡迁移的驱动因素呈现显著分化。消费水平（*O*_Consump）对城市迁移具有显著负效应（2010 年男性为 −0.199，女性为 −0.246；2020 年男性为 −0.276，女性为 −0.340），且影响（绝对值）随时间增强，表明城市经济条件的改善持续抑制人口外流；乡村迁移中该系数均不显著，说明农村本地经济水平对迁移决策的影响力有限。人口规模（*O*_Pop）在城乡迁移中均呈显著正效应（2020 年城市男性为 0.901，女性为 0.871；乡村男性为 0.800，女性为 0.759），反映了人口基数对迁移流量的基础性支撑作用。劳动力占比（*O*_Labor）的作用方向发生了变化，2010 年城乡均为正效应（乡村更强，男性为 0.210，女性为 0.213），到 2020 年城市转为不显著，乡村则转为显著负效应（男性为 −0.186，女性为 −0.186），表明乡村劳动力市场的结构性变化——劳动年龄人口占比高的省份反而加速了人口外流。教育水平（*O*_Edu）对城市迁移呈显著负效应（2020 年男性为 −0.416，女性为 −0.373），而对乡村迁移影响不显著，反映了城乡人力资本留存能力的根本差异。育龄妇女生育率（*O*_Fertility）对城市迁移呈正效应（2010 年男性为 0.204，女性为 0.173），对乡村迁移不显著，可能与城市高生育率地区的家庭迁移模式有关。0～5 岁人口性别比（*O*_Birth）在城乡迁移中均呈负效应，但乡村的影响（2010 年男性为 −0.142，女性为 −0.134）在绝对值意义上大于城市（男性为 −0.088，女性为 −0.080），表明传统性别观念对乡村人口迁移的束缚更为显著。

从目的地变量来看，消费水平（*D*_Consump）对城乡迁移均具有显著正效应，但乡村迁移的系数（2020 年男性为 0.553，女性为 0.495）明显高于城市（男性为 0.218，女性为 0.219），说明经济势能对乡村劳动力的吸引力更为强烈。人口规模（*D*_Pop）同样呈显著正效应（2020 年城市男性为 0.539，女性为 0.527；乡村男性为 0.385，女性为 0.422）。从劳动力占比（*D*_Labor）来看，2010 年城市为正（男性为 0.275，女性为 0.260），乡村为负（男性为 −0.369，女性为 −0.320），说明城市迁移者倾向于流入劳动力充裕的经济活跃区，而乡村迁移者则回避劳动力市场竞争激烈的地区。目的地性别比（*D*_Birth）的城乡差异尤为突出，2010 年城市为负（女性为 −0.085），乡村为正（男性为 0.242，女性为 0.178），表明性别比失衡严重的省份对乡村男性迁移具有额外吸引力；到 2020 年该效应在乡村消失，城市仍保持负效应。目的地生育率（*D*_Fertility）同样呈城乡反向，2010 年城市为正（男性为 0.262，女性为 0.274），乡村为负（男性为 −0.200，女性为 −0.203），到 2020 年乡村转为正效应（男性为 0.154，女性为 0.143），反映了乡村迁移目的地偏好的变化。目的地教育水平（*D*_Edu）在 2010 年对城乡迁移均呈正

效应,但到2020年城市转为不显著甚至负向(男性为−0.051),乡村也不显著,说明教育资源对迁移吸引力的边际效应在减弱。

3.2 效应估计结果

由于空间OD模型的系数无法直接解释为边际效应,需要通过效应分解方法,将总体效应分解为迁出地效应、目的地效应和网络效应[20]。表4展示了各变量的效应分解结果。城乡迁移在经济条件、人力资本和社会文化三个维度上均呈现出显著的驱动机制差异。

3.2.1 经济因素

消费水平的效应分解揭示了城乡迁移的"双轨制"驱动机制。城市迁移中,迁出地效应显著为负(2020年男性为−0.401,女性为−0.481),目的地效应显著为正(男性为0.320,女性为0.320),而总体效应在2020年已转为负值(男性为−0.116,女性为−0.231),说明迁出地的锚定效应已超越目的地的吸引效应,城市间人才竞争格局发生根本性转变,体现了"发展型"迁移逻辑。以杭州、成都等新一线城市为例,近年来通过数字经济产业集聚、优化公共服务供给和提升城市宜居性,显著增强了对本地人才的留存能力。乡村迁移的迁出地效应不显著(2020年男性为0.080,女性为0.018),而目的地效应远高于城市(男性为0.803,女性为0.723),网络效应亦显著(男性为0.328,女性为0.268),总体效应显著更强(男性为1.211,女性为1.008),表明乡村劳动力的迁移决策主要由目的地经济势能主导,本地条件改善难以形成有效留存,体现了"生存型"迁移逻辑。以中西部农村地区为例,尽管近年来脱贫攻坚和乡村振兴战略显著改善了农村基础设施和公共服务水平,但城乡收入差距仍然是驱动农村劳动力外流的主导因素,农村男性劳动力大量流向长三角、珠三角的制造业和建筑业集聚区。

3.2.2 人力资本因素

人口规模在城乡迁移中均呈现强烈的正向总体效应,是所有变量中效应最大的因素(2020年城市男性2.860,乡村男性为2.359),反映了人口基数对迁移流量的决定性作用。劳动力占比的城乡差异同样显著:城市迁移中总体效应为正(2010年男性为0.772,女性为0.777),表明劳动力充裕的城市群之间存在活跃的人口交换;乡村迁移中2010年总体效应为负(男性为−0.331),说明乡村劳动力市场

表4 空间OD模型效应分解结果

效应	变量	2010				2020			
		城市		乡村		城市		乡村	
		男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性
迁出地效应	Consump	−0.305***	−0.374***	−0.055	−0.083	−0.401***	−0.481***	0.080	0.018
	Pop	1.370***	1.319***	1.189***	1.071***	1.307***	1.229***	1.157***	1.088***
	Labor	0.127*	0.159**	0.303***	0.314***	−0.052	0.020	−0.270***	−0.267***
	Birth	−0.135***	−0.122**	−0.204***	−0.198***	−0.096**	0.000	−0.164***	−0.057
	Fertility	0.314***	0.264***	0.068	0.165	0.166**	0.222***	−0.129	−0.075
	Edu	−0.423***	−0.446***	0.052	−0.040	−0.603***	−0.527***	0.021	0.060
目的地效应	Consump	0.492***	0.581***	0.570***	0.641***	0.320***	0.320***	0.803***	0.723***
	Pop	0.488***	0.494***	0.737***	0.838***	0.790***	0.766***	0.559***	0.615***
	Labor	0.405***	0.381***	−0.552***	−0.481***	0.217***	0.214***	0.103	0.115
	Birth	−0.074*	−0.124***	0.363***	0.268***	−0.112**	−0.112**	−0.004	0.010
	Fertility	0.386***	0.402***	−0.299***	−0.305***	0.095	0.110*	0.224**	0.209**
	Edu	0.402***	0.379***	0.345***	0.308***	−0.075	0.029	−0.039	0.066
网络效应	Consump	0.105**	0.114***	0.195***	0.254***	−0.035	−0.070**	0.328***	0.268***
	Pop	0.777***	0.753***	0.796***	0.909***	0.763***	0.667***	0.643***	0.640***
	Labor	0.240***	0.238***	−0.081	−0.068	0.058*	0.073**	−0.062	−0.060
	Birth	−0.089**	−0.105***	0.053	0.028	−0.075**	−0.034	−0.062*	−0.016
	Fertility	0.307***	0.290***	−0.084	−0.058	0.096***	0.112***	0.037	0.049
	Edu	0.016	−0.006	0.155***	0.123**	−0.250***	−0.176***	−0.007	0.046
总体效应	Consump	0.292**	0.322***	0.710***	0.813***	−0.116	−0.231**	1.211***	1.008***
	Pop	2.636***	2.565***	2.722***	2.818***	2.860***	2.661***	2.359***	2.342***
	Labor	0.772***	0.777***	−0.331*	−0.236	0.222*	0.307***	−0.229	−0.213
	Birth	−0.298***	−0.352***	0.211	0.098	−0.283**	−0.146	−0.230*	−0.064
	Fertility	1.006***	0.955***	−0.315*	−0.199	0.357***	0.444***	0.132	0.184
	Edu	−0.005	−0.073	0.552***	0.390**	−0.927***	−0.673***	−0.025	0.173

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

的供给过剩抑制了人口流入。到2020年,城市劳动力的正效应有所减弱(男性为0.222,女性为0.307),乡村的负效应亦不再显著,反映了劳动力市场结构的调整。

教育水平的效应分解揭示了城乡人力资本流动的非对称性。2010年城市迁移中,迁出地效应(男性为-0.423,女性为-0.446)与目的地效应(男性为0.402,女性为0.379)大致对冲,总体效应接近于零,表明城市间存在双向的人才交换。到2020年,迁出地效应大幅增强(男性为-0.603,女性为-0.527),目的地效应转为不显著,网络效应也转为负向(男性为-0.250,女性为-0.176),总体效应显著为负(男性为-0.927,女性为-0.673),反映出高教育水平城市对本地人才的强力留存能力,教育资源的集聚效应已从"吸引外来人才"转向"留住本地人才"。例如,北京、上海、南京等高教资源密集城市通过完善的产学研转化体系、丰富的高端就业岗位和优质的公共服务,形成了"教育-就业-定居"的人才留存闭环,使得本地培养的高学历人才外流意愿显著降低。乡村迁移中,2010年目的地效应显著为正(男性为0.345,女性为0.308),总体效应亦显著(男性为0.552,女性为0.390),说明教育资源丰富的地区对乡村劳动力具有吸引力。这反映了农村受教育人口"单向流失"的现实困境,即受过高等教育的年轻人几乎全部流向教育资源和就业机会集中的城市,形成了农村教育投入"为城市作嫁衣"的人力资本外流格局。

3.2.3 社会文化因素

0~5岁人口性别比作为传统性别观念的代理指标,其迁出地效应呈现明显城乡梯度。2010年乡村的抑制效应(男性为-0.204,女性为-0.198)强于城市(男性为-0.135,女性为-0.122),表明传统性别观念对乡村人口迁移的束缚更为显著。到2020年,城市女性迁出地效应已降至零(0.000),而乡村男性仍保持显著抑制(-0.164),反映了城乡性别观念现代化进程的显著分化。出生性别比偏高的地区通常宗族观念较强、家庭纽带紧密,对人口外流构成文化层面的约束。在城市地区这一约束已随教育普及和就业多元化而基本消解,在乡村地区则因"养儿防老"等观念的延续而持续存在。2010年乡村迁移中目的地性别比呈显著正效应(男性为0.363,女性为0.268),即乡村人口倾向流向性别比偏高的省份。考虑到2000—2010年沿海发达省份(如广东、浙江、福建)同时也是出生性别比偏高的地区,该正效应更可能反映的是经济吸引力而非性别结构本身的拉力。到2020年该效应变为不显著,进一步印证了这一判断,即随着内陆省份经济发展和性别比的普遍回落,上述空间重叠不再成立,经济因素成为目的地选择的主导力量。

育龄妇女生育率的效应同样呈现城乡分化:2010年城市迁出地效应(男性为0.314,女性为0.264)、目的地效应(男性为0.386,女性为0.402)和总体效应(男性为1.006,女性为0.955)均显著为正,表明高生育率与城市人口迁移之间存在正向关联,可能反映了家庭化迁移的特征;乡村迁移中2010年目的地效应为负(男性为-0.299,女性为-0.305),到2020年转为正(男性为0.224,女性为0.209),反映了乡村迁移目的地偏好从低生育率经济发达区向高生育率地区的转变。

4 结论与讨论

基于2010年和2020年全国人口普查数据,研究得到以下结论。

(1)省际迁移性别结构呈现显著的城乡分化态势。城市迁移性别比从2010年的1.263升至2020年的1.308,但迁移流性别比中位数从1.350降至1.281,极值范围收窄,整体趋向平衡。乡村迁移性别比从1.342大幅升至1.550,迁移流性别比中位数从1.500升至1.558,性别失衡问题加剧。

(2)城乡迁移遵循不同的驱动逻辑。城市迁移表现为"发展型"逻辑,迁出地经济条件和教育水平形成"人才锚定"效应,迁移是发达城市群之间基于人力资本与生活品质的双向交换。乡村迁移表现为"生存型"逻辑,本地条件改善难以挽留外迁人口,主要由目的地巨大的经济势能驱动,是基于经济落差与生存需求的结构性流动。

(3)传统性别观念对乡村迁移的抑制作用显著强于城市。2010年乡村的迁出地效应(男性为-0.204,女性为-0.198)远强于城市(男性为-0.135,女性为-0.122)。到2020年,城市的抑制效应大幅减弱,而乡村仍保持较强的束缚力,反映了城乡在性别观念现代化进程中的差异。

研究结果在城乡融合发展的政策框架下具有重要启示。

(1)针对乡村迁移性别失衡加剧的问题,研究表明乡村本地经济条件改善难以有效留住人口(迁出地效应不显著),而传统性别观念的束缚持续存在。因此应双管齐下:依托乡村振兴战略发展农产

品加工、乡村旅游、农村电商等适合女性参与的产业形态,拓宽农村女性非农就业渠道;同时将性别平等纳入乡村精神文明建设,逐步消解传统分工对女性迁移的约束。

(2)针对城市"人才锚定"效应的增强,研究表明高教育水平城市对本地人才的留存能力显著增强,可能加剧区域间人才配置的不均衡。在城乡融合的政策背景下,应通过都市圈一体化建设推动人才在核心城市与周边中小城市之间合理配置,同时完善县域公共服务供给,增强县城对农村转移人口的承载能力[16]。

(3)针对乡村人力资本单向流失的问题,研究表明教育资源丰富地区对乡村劳动力形成单向虹吸而缺乏回流机制。在城乡融合框架下完善返乡创业支持政策,将农村转移人口在城市积累的技能和资本转化为乡村发展的内生动力,促进城乡人力资本的双向流动[3,16]。

研究仍存在一定局限性。首先,基于省级尺度的分析平滑了省内异质性,未来可深化至地级市或县级尺度。其次,受数据限制,未能追踪个体完整的迁移轨迹,难以揭示迁移决策的微观机制。最后,研究聚焦于迁移模式的形成,对其社会后果(如留守问题、婚姻市场挤压等)关注不足。未来研究可结合微观调查数据,深入探讨个体决策机制,并关注迁移的长期社会影响。

参考文献

[1] 段成荣,谢东虹,吕利丹. 中国人口的迁移转变[J]. 人口研究,2019,43(2):12-20.

[2] 柯文前,朱宇,陈晨,等. 1995—2015年中国人口迁移的时空变化特征[J]. 地理学报,2022,77(2):411-425.

[3] 刘彦随. 中国新时代城乡融合与乡村振兴[J]. 地理学报,2018,73(4):637-650.

[4] HE C, GOBER P. Gendering interprovincial migration in China[J]. International Migration Review, 2003, 37(4): 1220-1251.

[5] FAN C C. Rural-urban migration and gender division of labor in transitional China[J]. International Journal of Urban and Regional Research, 2003, 27(1): 24-47.

[6] 曾永明. 中国省际人口迁移的地缘效应与驱动机制:男女有别吗?[J]. 人口研究,2017,41(5):40-51.

[7] 袁晓燕,施夏敏,石磊. 城市规模、服务业发展与流动女性就业[J]. 学术月刊,2023,55(9):58-67.

[8] 周皓,刘文博. 中国省际流动人口流入地宏观选择机制的稳定性——兼论重力模型的理论扩展与实证检验[J]. 人口学刊,2023,45(2):80-98.

[9] 蔡昉,都阳,王美艳. 户籍制度与劳动力市场保护[J]. 经济研究,2001(12):41-49.

[10] CHAN K W, ZHANG L. The Hukou system and rural-urban migration in China: processes and changes[J]. The China Quarterly, 1999, 160: 818-855.

[11] RAVENSTEIN E G. The laws of migration[J]. Journal of the Statistical Society of London, 1885, 48(2): 167-235.

[12] LEE E S. A theory of migration[J]. Demography, 1966, 3(1): 47-57.

[13] 胡莹,李树茁. 中国当代女性跨省婚姻迁移模式变迁研究[J]. 妇女研究论丛,2015(1):20-27.

[14] RUYSSEN I, SALOMONE S. Female migration: a way out of discrimination?[J]. Journal of Development Economics, 2018, 130: 224-241.

[15] YUAN C, ZHANG D. Moving towards gender equality in China: the influence of migration experiences on rural migrants' gender role attitudes[J]. Demographic Research, 2023, 49(14): 355-384.

[16] 何仁伟. 城乡融合与乡村振兴:理论探讨、机理阐释与实现路径[J]. 地理研究,2018,37(11):2127-2140.

[17] 吕奕楠,包广静,姬超,等. 近10年中国城乡融合发展研究热点及趋势——基于CiteSpace文献计量可视化分析[J]. 科技和产业,2025,25(7):318-325.

[18] 耿娟,李泽凡,王若晨. 人口流动与新型城镇化耦合格局时空演变及影响因素——以河北省为例[J]. 科技和产业,2026,26(8):132-142.

[19] LESAGE J P, PACE R K. Spatial econometric modeling of origin-destination flows[J]. Journal of Regional Science, 2008, 48(5): 941-967.

[20] LESAGE J P, THOMAS A C. Interpreting spatial econometric origin-destination flow models[J]. Journal of Regional Science, 2015, 55(2): 188-208.

[21] 王亚平,蒲英霞,马劲松,等. 基于空间OD模型的中国省际人口迁移机制分析[J]. 西北师范大学学报(自然科学版),2015,51(3):89-97.

[22] PU Y, HAN X, CHI G, et al. The impact of spatial spillovers on interprovincial migration in China, 2005—2010[J]. Regional Studies, 2019, 53(8): 1125-1136.

[23] 周皓,刘文博. 中国迁移流动人口的统计定义——人口普查视角下的分析[J]. 中国人口科学,2022(3):17-30.

[24] 国务院人口普查办公室,国家统计局人口和就业统计司. 中国2010年人口普查资料[M]. 北京:中国统计出版社,2012.

[25] 国务院第七次全国人口普查领导小组办公室. 中国人口普查年鉴(2020年)[M]. 北京:中国统计出版社,2022.

[26] 国家统计局. 中国统计年鉴(2000年)[M]. 北京:中国统计出版社,2000.

[27] 国家统计局. 中国统计年鉴(2010年)[M]. 北京:中国统计出版社,2010.

Analysis of the Urban-rural Differentiation Characteristics and Driving Mechanisms of Gender Structure in China's Interprovincial Migration

SHENG Ziying[1], PU Yingxia[1,2,3,4]

(1. School of Geography and Ocean Science, Nanjing University, Nanjing 210023, China;
2. Jiangsu Provincial Key Laboratory of Geographic Information Science and Technology, Nanjing 210023, China;
3. Key Laboratory for Land Satellite Remote Sensing Applications of Ministry of Natural Resources, Nanjing 210023, China;
4. Jiangsu Center for Collaborative Innovation in Geographical Information Resource Development and Application, Nanjing 210023, China)

Abstract: Based on the 2010 and 2020 national census data, this study employs the spatial OD model method to investigate the urban-rural differentiation characteristics and driving mechanisms of the gender structure in China's interprovincial population migration. The results show that: 1) The gender structure of interprovincial migration exhibits urban-rural differentiation, with urban areas tending toward balance while rural areas experience intensified imbalance; 2) Favorable economic conditions and higher education levels in cities help prevent out-migration, whereas improvements in local conditions in rural areas are insufficient to retain the population; 3) Traditional gender attitudes have a significantly stronger inhibitory effect on migration in rural areas than in urban areas. The study preliminarily reveals the underlying mechanisms of the gender structure differentiation in urban-rural migration, providing a scientific basis for formulating differentiated population policies.

Keywords: interprovincial migration; gender structure; urban-rural differentiation; spatial OD model; driving mechanism