

流动儿童社会排斥感与城市融入 及市民身份认同的关系

——流动时间的“倒 U 型”影响与调节作用

欧贤才¹, 黄 欢², 李金德³

- (1. 广西农业职业技术大学 商学部,广西 南宁 530007;
2. 广西壮族自治区民政厅 广西壮族自治区民政政策研究中心,广西 南宁 530022;
3. 广西民族大学 教育科学学院,广西 南宁 530006)

摘要:对广西 368 名 4—6 年级的壮族流动儿童进行问卷调查,并采用基于形成性测量的偏最小二乘法结构方程模型(PLS-SEM)进行统计分析。结果发现:(1)壮族流动儿童的社会排斥感低,城市融入高,市民身份认同处于中等偏上水平,但部分流动儿童存在城市融入与市民身份认同不同步的分离现象;(2)社会排斥感对壮族流动儿童城市融入和市民身份认同都具有显著负向预测作用,且城市融入在社会排斥感与市民身份认同之间起完全中介作用;(3)壮族流动儿童的城市融入和市民身份认同都存在时间效应,且呈倒 U 曲线,但市民身份认同的发展变化比城市融入慢;(4)流动时间调节了社会排斥感与城市融入的关系以及城市融入在社会排斥感与市民身份认同之间的中介作用。

关键词:少数民族;流动儿童;歧视知觉;社会排斥;社会融入;市民化

中图分类号:D669.5 **文献标识码:**A **文章编号:**2095-9303(2022)02-0010-10

引 言

随着我国经济社会的快速发展和城镇化进

程的不断推进,不同地区之间的经济、社会、文化交流和人口流动日益频繁,各大城市涌现了大量流动人口。根据全国第七次人口普查数据,

收稿日期:2021-12-17

基金项目:广西教育科学“十三五”规划 2019 年度民族教育研究专项课题“乡村振兴视域下广西民族自治县乡村义务教育均衡发展调查与研究”(2019ZJY095)

作者简介:欧贤才(1981—),男,广西武鸣人,广西农业职业技术大学商学部副教授,研究方向:青少年心理、心理测量与统计。

黄欢(1984—),男,安徽安庆人,广西壮族自治区民政厅团委书记、广西壮族自治区民政政策研究中心研究二室主任,研究方向:社会政策管理、社会统计。

李金德(1985—),男,广西永福人,广西民族大学教育科学学院心理学副教授,研究方向:心理测量与统计、心理健康教育。

2020年11月1日,我国流动人口达到3.76亿,相比于2010年第六次人口普查时增长了约70%,可见人口流动趋势愈加明显^[1]。由于语言、文化等方面的差异,流动人口尤其是流动儿童在流动过程中常常遇到各种障碍和困难,主要表现为城市融入困境和市民身份认同危机。

流动儿童是指随父母或其他监护人在流入地居住半年以上的18周岁以下的儿童^[2]。其中,社会排斥或社会歧视是妨碍流动儿童城市融入和身份认同最主要的因素^[3-5]。少数民族流动儿童兼有流动人口和少数民族双重身份,在生活习惯、文化风俗、语言以及宗教信仰等方面也有其特殊性,他们在城市融入过程中会比一般流动儿童要遇到更多的困难。在已有的关于流动儿童社会排斥和城市融入关系的研究中,研究对象多为一般流动儿童,较少关注少数民族流动儿童。以壮族流动儿童为例,截至2022年4月1日,中国知网检索出标题同时包含“壮族”和“流动人口”或“流动儿童”的文献不到5篇。另一方面,关于社会排斥对少数民族流动儿童城市融入与市民身份认同的影响及其作用机制,目前尚不清楚。鉴于此,本研究以广西壮族流动儿童为研究对象,通过标准化量表的测量和潜变量结构方程模型方法,分析社会排斥感对城市融入以及市民身份认同的影响机制。

一、文献综述及假设模型

(一) 城市融入与市民身份认同

城市融入也称“社会融入”或“城市适应”,本文将其定义为流动人口对所流入城市的经济、社会、文化等方面的适应和自我卷入。关于城市融入的结构,不同学者提出了不同的维度模型,其中,“四维度模型”使用更多。例如,伏干提出流动儿童社会融入由心理认同、身份认同、文化

认同和语言趋同四个维度构成^[6],杨菊华从经济整合、社会适应、文化习得和心理认同四个维度测量社会融入^[7],张文宏和雷开春认为城市新移民的社会融合包括经济融合、文化融合、心理融合和身份融合四个因子^[8]。概括而言,城市融入的“四维度模型”主要包括经济融入、社会融入、文化融入和心理融入等四个维度。

市民身份认同是指流动人口对其市民身份的确认和接受。以往研究大多把市民身份认同视为心理融入维度,将其与经济融入、社会融入和文化融入并列纳入城市融入的测量结构当中。但本研究将其从城市融入中分离出来单独测量和分析,认为市民身份认同是比城市融入更高层次的适应阶段。这样做的原因有两个方面:其一,经济融入、社会融入和文化融入等城市融入维度是个体对外部的城市环境的适应和融入,可统称为“城市环境适应”,而市民身份认同是一种心理上的自我身份认同,二者在内涵、层次(宏观和微观)和方向(向外和向内)上都存在明显差异以及递进关系。其二,现实生活中,流动人口的身份认同与环境融入经常不同步和不一致,两者存在分离性,即城市环境融入并不必然带来市民身份认同。例如,一些流动人口虽然能够很好地融入当地城市社会,但其市民身份认同水平仍然很低^[9-11]。不过,总体上城市融入是市民身份认同的前提和基础,良好的城市融入可以提升流动儿童的市民身份认同及市民化意愿。

(二) 社会排斥对流动儿童城市融入和市民身份认同的影响

社会排斥是群体遭遇到的制度参与、社会活动、资源获取以及利益分配等方面资格、机会和权利的否定和剥夺现象,包括经济排斥、政治排斥、文化排斥、社会关系排斥等方面。为便于测量,本文用人们主观感受到的社会排斥感测量社会排斥。社会排斥剥夺或减少了流动儿童在城市中生存和发展的各种权益和机会,加剧了流动儿童与当地居

民的紧张关系,拉远了二者的心 球距离,因而妨碍了流动儿童的城市融入和市民身份认同。许多研究也发现,社会排斥是流动人口城市融入^[5,12]和市民身份认同^[13-14]的主要妨碍因素。

(三) 城市融入与市民身份认同的非线性时间效应

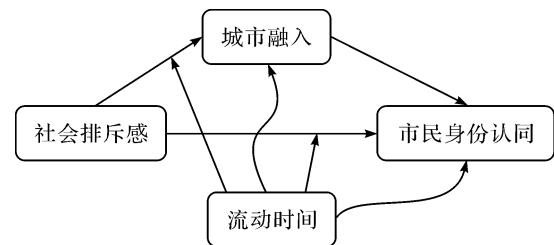
城市融入是一个适应过程,它和其他适应现象一样受到时间因素的影响。不少研究发现,流动人口在城市生活的时间越长,其城市融入或市民身份认同水平就越高,即存在“时间效应”^[10,15-16]。但一些研究发现,这种时间效应不一定是简单的线性趋势。例如,有研究发现,农民工随迁子女初次流动年龄对其城市融入的影响为“倒 U 型”关系^[17]。随着流动时间的增加,流动儿童的适应能力不断提高,其城市融入水平也随之逐渐提高,直到较好地适应城市环境;但一些深层次的适应障碍(如住房困难、教育边缘化、文化隔阂等)难以在短期内解决,导致流动儿童对城市的失望和不满情绪增加,进而引起城市融入水平和市民化意愿下降,即呈现“倒 U 型”发展趋势。

(四) 流动时间对社会排斥与城市融入之间关系的调节作用

已有研究发现,城市居住时间可以调节一些环境变量与城市适应相关结果变量之间的关系,例如环境偏好与地方认同之间的关系^[18],城市规模与农民工城市融入的关系^[19]等。就本研究来说,社会排斥感对城市融入和市民身份认同的影响效应可能会随着流动时间的增长而发生变化。在进城早期,流动儿童的城市适应能力较差,感受到的社会排斥感较为强烈,因而其城市融入与市民身份认同受到社会排斥感的影响比较大;而当其进城的时间比较长时,适应能力已明显提高,此时社会排斥感对其城市融入与市民身份认同的影响将变弱。

基于以上理论逻辑及经验研究证据,本研究

提出假设模型(如图 1 所示):



注:直线箭头表示线性作用,曲线箭头表示非线性作用。

图 1 假设模型

首先,这一模型假设社会排斥感对流动儿童城市融入和市民身份认同都具有负向预测作用,且城市融入在社会排斥感与市民身份认同之间起中介作用。其次,流动时间与城市融入和市民身份认同都存在“倒 U 型”关系:流动儿童的城市融入和市民身份认同随着流动时间的增加而逐渐提高,在一定的流动时间上达到顶峰,之后则保持相对平稳以至逐渐下降。此外,流动时间还直接调节了社会排斥感与城市融入、市民身份认同的关系,并进一步调节了城市融入在社会排斥感与市民身份认同之间的中介效应(即有调节的中介作用)。从形式上看,这一模型是一个中介路径前半段被调节的“有调节的中介”模型。此模型严格来说应称为“有中介的调节”模型,但根据 Hayes 的观点,“有中介的调节”和“有调节的中介”都可以按“有调节的中介”来解释^[20]。

二、研究设计

(一) 对象及取样方法

研究采用班级整群抽样的方法选取被试。调查对象为来自广西南宁市、桂林市和来宾市共五所普通小学的 4—6 年级壮族流动小学生共 368 人。这些被试均来自外地,已在本市持续或间断生活和学习一个学期以上,平均流动时间

(从初次进入城市居住至今的年数)5.4年。其中,男生194人(52.7%),女生157人(42.7%);四年级151人(41.0%),五年级99人(26.9%),六年级114人(31.0%);老家在外地农村的293人(79.6%),在外地县城的21人(5.7%),在外地城市的11人(3.0%)。部分被试未填写个人信息。

(二) 变量测量

1. 社会排斥感。采用自编量表测量壮族流动儿童的社会排斥感。该量表由少数民族身份排斥感和外地人身份排斥感两个维度各4个题目构成,题目见表1。题目均采用“是”(2分)、“不是”(0分)和“不确定”(1分)的三等级计分法计分。量表得分越高表示感受到社会排斥越强烈。等级顺序数据的验证性因子分析结果显示,模型与数据拟合良好($\chi^2 = 30.91, df = 19, CFI = 0.99, TLI = 0.99, RMSEA = 0.04$),表明该量表结构效度良好。此外,各题目的载荷介于0.60—0.80,两个维度的组合信度CR均为0.81。

2. 城市融入。采用自编量表从生活融入、社

交融入、学习融入和语言融入四个方面测量壮族流动儿童的城市融入。其中的生活融入和社交融入是一般流动人口城市融入的共同维度,学习融入维度反映了壮族流动儿童的年龄特征,语言融入维度反映了壮族流动儿童的民族特征。每个维度各3个题目,题目见表1。题目的计分方法与社会排斥感量表相同。各维度得分越高表示该维度的融入水平越高。等级顺序数据的验证性因子分析结果显示,在设置了一项测量误差相关的修正之后,模型与数据基本拟合($\chi^2 = 137.71, df = 47, CFI = 0.91, TLI = 0.87, RMSEA = 0.07$),表明该量表结构效度较好。此外,各题目载荷介于0.45—0.84,四个维度的组合信度CR介于0.60—0.80。

3. 市民身份认同。采用自编量表测量壮族流动儿童的市民身份认同。该量表由两个题目构成,分别测量被试对自己是城市人和本地人的认同情况,题目见表1。题目的计分方法与前述两个量表相同。量表得分越高表示越认同自身的市民身份。

表1 各变量的维度及题目构成

变量	维度	题目
	外地人身份排斥感	A1. 城市里的人不喜欢我们外地人 A2. 城市里的人对我们外地人不公平 A3. 城市里的人不愿意和我们外地人一起生活学习 A4. 城市里有些地方不欢迎我们外地人去 A5. 城市里的人对我们少数民族不是很友好
社会排斥感	少数民族身份排斥感	A6. 城市里的人不喜欢我们民族的一些风俗习惯 A7. 城市里有些地方或活动不欢迎我们少数民族 A8. 城市里的人不喜欢跟我们少数民族在一起
	生活融入	B1. 我习惯了城市里的消费和购物方式 B2. 我觉得在城市里生活很不方便 [*] B3. 相比于在城里,我觉得还是回老家生活比较好 [*] B4. 跟我关系好的城里同学没有几个 [*]
城市融入	社交融入	B5. 城市里的同学都喜欢跟我交往 B6. 我能融入城里同学的群体 B7. 我已经适应了城市学校里的学习和生活
	学习融入	B8. 相比于在家乡读书,我更喜欢在城市上学读书 B9. 我喜欢城里老师的教学方法

续 表

变量	维度	题目
城市融入	语言融入	B10. 我能听懂城里同学说的本地话 B11. 这座城市的本地话我也会说一些
	本地人认同	B12. 我能用城里本地人的语言或常说的话与他们交谈
市民身份认同	城市人认同	C1. 我觉得我和城里同学一样都是本地人 C2. 我觉得我现在算是一个城市人了

注: * 表示反向计分题。

(三)统计方法

由于社会排斥感、城市融入、市民身份认同等主要变量均为主观变量,因而本研究采用潜变量而不是显变量(例如量表总分)来测度这些变量,以控制测量误差。此外,潜变量有反映性变量(reflective variable)和形成性变量(formative variable)之分,前者的观测指标被特质或构念预先决定和影响,后者的观测指标则决定和影响特质或构念的形成。在本研究中,社会排斥感由少数民族身份排斥感和外地人身份排斥感共同构成,城市融入由生活融入、社交融入、学习融入和语言融入共四个维度聚合而成,市民身份认同由本地人身份认同和城市人身份认同联合反映,因此属于形成性变量。在具体的统计建模中,在变量水平上,社会排斥感和城市融入都以其维度分(市民身份认同则以其两个题目)作为测量指标构建形成性潜变量。

考虑到传统的基于方差—协方差矩阵的结构方程模型不擅长处理形成性变量,因此本研究采用偏最小二乘法结构方程模型PLS-SEM(Partial Least Squares Structural Equation Modeling)进行假设模型的检验,仅在检验各量表的结构效度时采用传统的结构方程模型进行验证性因子

分析。采用SPSS16.0进行数据的基本处理及描述性统计,用Mplus8.0进行验证性因子分析(量表效度检验),用SmartPLS3.0进行PLS-SEM分析。在验证性因子分析中,根据如下标准判定模型的拟合效果:当CFI、TLI>0.9, RMSEA<0.08时,表明模型与数据拟合良好^[21]。本研究中虽有极个别指标不满足,但其他指标已有力证明效果。

三、结 果

(一)描述性统计结果

如表2所示,壮族流动儿童感受到的社会排斥感很低(0.31),明显低于理论中值(1),社会排斥感水平中等及以上(均分大于1分)的儿童仅占7.1%。城市融入水平(1.59)较高,城市融入中等及以上水平的儿童约占95%。市民身份认同(1.31)处于中等偏上水平,但有约20%的儿童其市民身份认同低于中等水平。此外,总体上市民身份认同水平显著低于城市融入水平($p < 0.001$)。有16.2%的儿童其城市融入处于中等及以上水平,但其市民身份认同水平却为中等以下,即二者表现出一定程度的分离性。

表2 描述性统计及相关系数矩阵

变量	均值	标准差	1	2	3	4
1. 流动时长	5.44	2.84	1	-0.09	0.19 ***	0.20 ***
2. 社会排斥感	0.31	0.37	-0.12 *	1	-0.51 ***	-0.25 ***
3. 城市融入	1.59	0.34	0.20 ***	-0.51 ***	1	0.39 ***
4. 市民身份认同	1.31	0.67	0.21 ***	-0.25 ***	0.40 ***	1

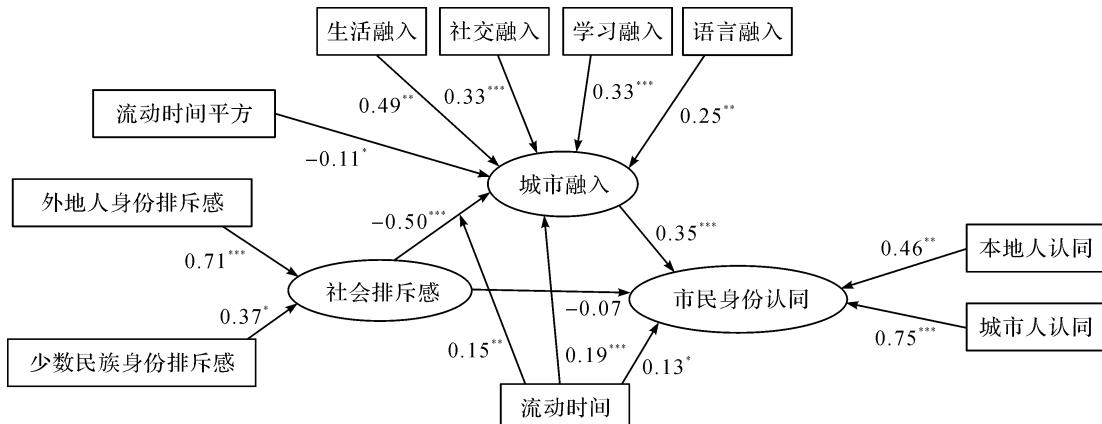
注: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$ 。对角线左下角为变量合成分相关系数,右上角为潜变量得分相关系数。

在相关关系上,流动时间与城市融入($r = 0.20, p < 0.001$)和市民身份认同($r = 0.21, p < 0.001$)都存在显著正相关,提示城市融入与市民身份认同存在“时间效应”。社会排斥感与城市融入($r = -0.51, p < 0.001$)和市民身份认同($r = -0.25, p < 0.001$)都存在显著负相关。城市融入与市民身份认同存在中等偏低的正相关($r = 0.40, p < 0.001$),提示二者具有较好的区分度。

(二) PLS-SEM 检验结果

假设模型的检验分两步,第一步是不加入流

动时间与社会排斥的交互项(但加入流动时间的平方项)的中介作用模型,第二步是在中介作用模型基础上加入流动时间与社会排斥感的交互项,即有调节的中介作用模型。两个模型都纳入性别和年级作为控制变量。对模型的初步分析发现,流动时间平方项以及流动时间与社会排斥感的交互项对市民身份认同的直接作用都不显著,性别、年级对城市融入和市民身份认同的直接作用也不显著,为使模型更简洁,将以上不显著的路径删除,修改后模型的估计结果见图2。



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

图2 标准化估计的有调节的中介作用模型

1. 测量指标权重。如图2所示,所有潜变量测量指标的权重(相对重要性)介于0.25—0.75,且都呈现显著,这表明所有测量指标都能有效测量对应的潜变量。在社会排斥感中,外地人身份排斥感的权重高于少数民族身份排斥感;在城市融入中,生活融入的权重最大而语言融入的权重最小;在市民身份认同中,城市人认同的权重高于本地人认同。

2. 社会排斥感对城市融入和市民身份认同的预测作用。根据表3,在中介作用模型中,城市融入对市民身份认同具有显著正向预测作用($\beta = 0.34, p < 0.001$),社会排斥感对城市融入具有显著负向预测作用($\beta = -0.53, p < 0.001$)。

表3 路径系数估计表(Bootstrap = 5000)

路径	中介模型		有调节的中介模型	
	β	S.E.	β	S.E.
因变量:市民身份认同				
流动时间→市民身份认同	0.13*	0.05	0.13*	0.05
社会排斥感→市民身份认同	-0.07	0.07	-0.07	0.07
城市融入→市民身份认同	0.34***	0.07	0.34***	0.07
中介变量:城市融入				
流动时间→城市融入	0.17**	0.05	0.19***	0.05
流动时间平方→城市融入	-0.14**	0.04	-0.11*	0.05

续 表

路径	中介模型		有调节的 中介模型	
	β	S. E.	β	S. E.
社会排斥感→ 城市融入	-0.53 ***	0.05	-0.50 ***	0.05
社会排斥感×流动 时间→城市融入			0.15 **	0.06

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

3. 城市融入的中介作用。如表3所示,在中介作用模型中,虽然社会排斥感对市民身份认同的直接预测作用不显著($\beta = -0.07, p > 0.05$),但它通过城市融入对市民身份认同的负向间接预测作用显著(indirect effect = -0.18, SE = 0.04, 95% CI = [-0.25, -0.10]),这一间接预测作用也是城市融入的中介作用(完全中介作用)。此外,社会排斥感对市民身份认同的负向总效应显著(total effect = -0.25, SE = 0.07, 95% CI = [-0.33, -0.12])。

4. 流动时间的非线性作用。如表3所示,首先,在中介作用模型中,流动时间对城市融入具有显著正向预测作用($\beta = 0.17, p < 0.01$),对市民身份认同具有显著正向直接预测作用($\beta = 0.13, p < 0.05$)。其次,流动时间平方项对城市融入的负向预测作用显著($\beta = -0.14, p < 0.01$),即流动时间与城市融入为非线性(倒U曲线)关系。虽然流动时间平方项对市民身份认同的直接预测作用不显著(据初始模型结果),但这一平方项通过城市融入对市民身份认同的间接负向预测作用显著(indirect effect = -0.05, SE = 0.02, 95% CI = [-0.09, -0.02]),因而流动时间与市民身份认同也呈非线性关系(倒U型曲线)。随着流动时间的增加,城市融入和市民身份认同得分一开始都逐渐提高,随后城市融入得分在流动时间为7年时达到顶峰,之后逐渐下降;而市民身份认同得分则在流动时间为10年时达到顶峰,之后保持相对稳定。此外,市民身份认

同的曲线比城市融入的曲线要平滑,表明市民身份认同随时间变化的速度要慢于城市融入。

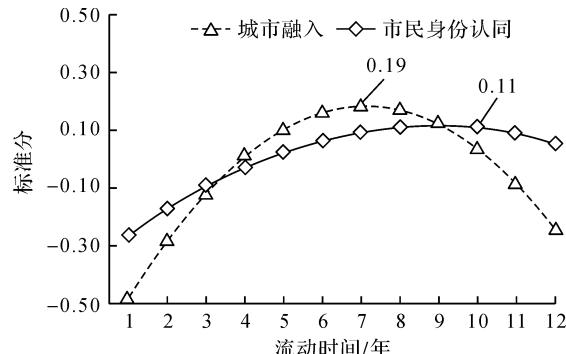


图3 流动时间与城市融入、市民身份认同的倒“U”型关系

5. 流动时间的调节作用。如表3所示,在有调节的中介作用模型中,流动时间对社会排斥感与城市融入之间关系的调节效应显著($\beta = 0.15, p < 0.01$)。具体来说,当流动时间较短时(低于均值约1个标准差,约等于3年),社会排斥感对城市融入具有显著负向预测作用($\beta = -0.63, SE = 0.07, 95\% CI = [-0.74, -0.48]$);当流动时间较长时(高于均值约1个标准差,约等于8年),社会排斥感对城市融入也具有显著负向预测作用($\beta = -0.37, SE = 0.07, 95\% CI = [-0.51, -0.23]$),但其预测作用显著低于流动时间较短时($\Delta\beta = 0.26, SE = 0.10, 95\% CI = [0.06, 0.44]$)。在流动时间不同的情况下,社会排斥感与城市融入的简单斜率见图4。

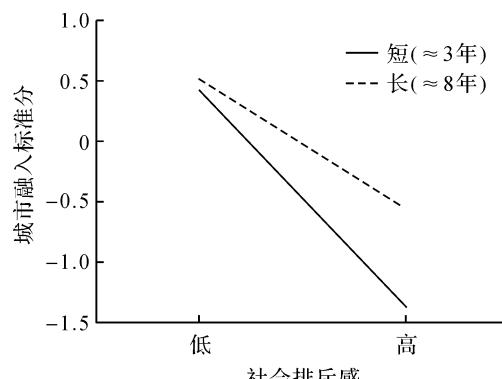


图4 流动时间不同的情况下社会排斥感与城市融入的简单斜率图

此外,当流动时间比较短时,城市融入在社会排斥感与市民身份认同之间的中介效应显著($\text{indirect effect} = -0.22$, $\text{SE} = 0.05$, 95% CI = [-0.32, -0.12]);当流动时间比较长时,这一中介效应也显著($\text{indirect effect} = -0.13$, $\text{SE} = 0.04$, 95% CI = [-0.21, -0.06]),但前者的中介效应强度显著高于后者($\Delta\text{indirect effect} = 0.09$, $\text{SE} = 0.04$, 95% CI = [0.02, 0.17])。这一结果说明,流动时间调节了城市融入在社会排斥感与市民身份认同之间的中介作用,亦即有调节的中介作用假设成立。

四、结论与讨论

(一) 壮族流动儿童的社会排斥感、城市融入及市民身份认同现状

本研究发现,总体上壮族流动儿童的社会排斥感水平很低。一项对广西流动儿童的调查也发现,只有约15%的儿童报告遭遇本地人“较多”或“非常多”的歧视^[22]。广西是壮族人口聚居地,各大城市中的壮族人口也有不小规模,因而壮族流动人口因群体规模小而被大群体排斥的可能性较低。得益于国家的民族平等、团结与自治政策,广西各民族之间长期和睦相处,经济、文化、语言等方面深入交融,因而壮族流动儿童遭遇社会排斥的情况较少。

本研究结果还显示,壮族流动儿童的城市融入水平较高,其市民身份认同水平也处于中等偏上。有研究也发现,少数民族流动人口大部分都喜欢当前居住的城市^[23-24]。近年来,广西加快推进城镇化进程,全区市镇人口比例不断提高^[25],普通话普及率也较高^[26],不少壮族人很大程度上已被现代城市社会所同化,因而壮族流动儿童能够比较容易地融入城市社会以及认同自己的市民身份。此外,相比于其他少数民族,壮族的宗教和文化禁忌相对较少,包容度更高,这使得

壮族流动儿童更容易与当地交往交流,这也有利于他们融入当地社会。

(二) 壮族流动儿童城市融入与市民身份认同的关系

在本研究中,有一部分壮族流动儿童存在“高融入但低认同”的分离现象,城市融入与市民身份认同的分离性从二者中等偏低的相关性(相关系数为0.4)中也可看出。流动人口城市融入与身份认同的分离现象在一些研究中已有报道^[11,24]。出现这一现象可能有两个原因:第一,虽然一部分流动人口已能较好地适应和融入城市环境,但由于他们没有城市户口和固定的居所以及稳定的工作或学习环境,因而其身份认同仍然为外地人。第二,一些流动人口虽然已经在城市安家立业,但其宗族血脉和亲友网络仍然在农村,他们并未在城市中建立起自己的亲缘族群,因而其农村人的身份认同难以转变。例如有研究发现,相当比例的农民工尽管在城市生活和工作了近三十年,但仍然认为自己是农民^[27]。此外,本研究还证实了城市融入对市民身份认同的正向预测作用。流动儿童的市民身份认同并非空中楼阁,必须以良好的城市环境适应为前提。良好的城市融入提高了流动儿童城市生活的便利性、满意感以及城市社会归属感,进而促进其对市民身份的认同。

(三) 社会排斥感对城市融入和市民身份认同的影响

与预期结果一致,本研究发现壮族流动儿童的社会排斥感对城市融入和市民身份认同都具有显著负向预测作用。根据社会排斥理论,社会排斥直接剥夺或减少了流动儿童生活、学习、社交等方面的机会、权力和利益,也减少了流动儿童所得到的社会支持,从而增加了其城市融入困难。此外,社会排斥加大了群体间的社会距离,造成贫困、社会认同削弱、心理压力和社会不公^[28],导致流动人口不能被当地社会

接纳,从而削弱了他们对当地城市的认同感和归属感,最终妨碍了其市民身份认同。本研究还发现,社会排斥感并非直接影响流动儿童的市民身份认同,而是通过城市融入的中介起间接作用。这一发现提示我们,通过干预流动儿童的城市融入可以减少社会排斥感对其市民身份认同的负向影响。

(四)流动时间与城市融入、市民身份认同的“倒 U 型”关系

本研究发现,壮族流动儿童的流动时间与城市融入和市民身份认同都呈“倒 U 型”趋势。这一结果与模型假设相符,但与国外学者有关跨文化适应研究发现的“U 型”假说相反。Lysgaard 发现,跨文化适应的儿童在 6 个月之前适应较好,6—18 个月期间出现适应困难,18 个月之后又重新适应良好,由此提出跨文化适应的“U 型”假说^[29]。然而,“U 型”理论并非普遍适用。例如,有些个体的文化适应并不完全按照“U 型”模式发展^[30]。另有研究发现中国留美学生的跨文化适应并没有出现“U 型”发展模式^[31]。跨文化适应理论主要针对国际人口流动,且测评的适应时间跨度相对较短,因此不一定适用于我国城乡人口长期流动议题。在本研究中,流动儿童刚进城时面临的城市适应障碍比较多,因而其城市融入水平较低;但随着时间的推移,他们逐渐熟悉环境,适应技能逐渐提高,各种融入障碍也逐渐得到解决,因而融入水平也相应地逐步提高。但户籍、社会保障、教育、社会关系网络等方面的深层次融入障碍长期难以得到有效解决,导致流动儿童的城市融入水平在达到顶峰后出现短暂的“高原现象”,再之后由于失望和不满情绪不断积累,从而导致其融入水平逐渐降低。

流动时间与市民身份认同的“倒 U 型”关系也与城市融入类似。但不同的是,由于市民身份认同相对于城市融入更为稳定和难以改变,其随时间发展变化的速度要慢于城市融入,且在达到

倒 U 曲线的顶峰之后保持相对稳定,而不像城市融入那样呈现明显的下降趋势。

(五)流动时间的调节作用

在本研究中,流动时间调节了社会排斥感与城市融入之间的关系,并进一步调节了城市融入在社会排斥感与市民身份认同之间的中介作用。具体表现为,一方面,对于流动时间短的流动儿童,其社会排斥感对城市融入的妨碍作用以及通过城市融入对市民身份认同的间接妨碍作用都要大于流动时间长的流动儿童。这是由于,流动时间短的流动儿童刚接触新环境,对城市融入障碍具有较高的敏感性,此时社会排斥感对他们城市融入的影响作用较大。而流动时间长的流动儿童已有一定程度的适应性,对城市融入障碍的感受性降低,因而社会排斥感对他们城市融入的妨碍作用要低。另一方面,当遭遇相同的社会排斥时,流动时间长的儿童由于解决问题的资源更多、能力更强,更容易应对各种障碍,因而社会排斥感对他们城市融入的妨碍作用也就更小。流动时间对社会排斥感与市民身份认同之间关系的调节作用机制与此类似,只是中间需要经过城市融入的中介作用。以上结果提示我们,对流动时间短(即刚进城不久)的流动儿童需要社会给予更多的关注和帮助。

参考文献:

- [1] 国家统计局,国务院第七次全国人口普查领导小组办公室. 第七次全国人口普查公报(第七号)——城乡人口和流动人口情况 [EB/OL]. http://www.stats.gov.cn/ztjc/zdtjgz/zgrkpc/dqerkpc/ggl/202105/t20210519_1817700.html.
- [2] 邝宏达,徐礼平. 流动儿童、留守儿童和随迁儿童的界定及其关系 [J]. 青少年研究与实践, 2017(2):28-33.
- [3] 范兴华,方晓义,刘杨,等. 流动儿童歧视知觉与社会

- 文化适应:社会支持和社会认同的作用 [J]. 心理学报, 2012(5):647-663.
- [4] 石长慧. 文化适应与社会排斥——流动少年的城市融入研究 [J]. 青年研究, 2012(4):57-68.
- [5] 张岩, 杜岸政, 周炎根. 流动儿童歧视知觉和城市适应的关系 [J]. 中国特殊教育, 2017(8):55-60.
- [6] 伏干. 流动儿童社会融入指标体系的建构——基于社会认同视角 [J]. 广西社会科学, 2016(11):155-159.
- [7] 杨菊华. 中国流动人口的社会融入研究 [J]. 中国社会科学, 2015(2):61-79.
- [8] 张文宏, 雷开春. 城市新移民社会融合的结构、现状与影响因素分析 [J]. 社会学研究, 2008(5):117-141.
- [9] 郭星华, 邢朝国. 高学历青年流动人口的社会认同状况及影响因素——以北京市为例 [J]. 中州学刊, 2009(6):103-108.
- [10] 苏丽锋. 中国流动人口市民化水平测算及影响因素研究 [J]. 中国人口科学, 2017(2):14-26.
- [11] 杨菊华, 吴敏, 张娇娇. 流动人口身份认同的代际差异 [J]. 青年研究, 2016(4):9-18.
- [12] 雷婷婷, 顾善萍, 蒋科星, 等. 社会排斥与流动儿童学校适应的关系: 坚毅的调节作用 [J]. 中国特殊教育, 2019(11):69-74.
- [13] 黄佳豪. 社会排斥视角下新生代农民工市民化问题研究 [J]. 中国特色社会主义研究, 2013(3):77-81.
- [14] 许传新. 公办学校流动人口子女的身份认同及其影响因素 [J]. 中国农村观察, 2008(6):22-27.
- [15] 王中会, 蔺秀云, 方晓义. 公办学校和打工子弟学校中流动儿童城市适应过程对比研究 [J]. 中国特殊教育, 2010(12):21-25.
- [16] 谢建社, 罗光容. 流动人口城市融合意愿统计分析 [J]. 广州大学学报(社会科学版), 2015(1):58-64.
- [17] 罗竖元, 李浩. 流动时间与居住空间: 农民工随迁子女城市融入的时空制约——基于厦门市、长沙市与贵阳市的实证研究 [J]. 广东行政学院学报, 2013(5):20-24.
- [18] 冯宁宁, 崔丽娟. 从恢复体验到地方依恋: 环境偏好与居住时长的作用 [J]. 心理科学, 2017(5):1215-1221.
- [19] 朱明宝, 杨云彦. 城市规模与农民工的城市融入——基于全国 248 个地级及以上城市的经验证究 [J]. 经济学动态, 2016(4):48-58.
- [20] HAYESAF. Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach [M]. New York: The Guilford Press, 2013: 387-389.
- [21] 温忠麟, 侯杰泰, 马什赫伯特. 结构方程模型检验: 拟合指数与卡方准则 [J]. 心理学报, 2004(2):186-194.
- [22] 付琪琦. 基于社会工作视角下广西流动儿童城市融合的路径研究 [D]. 南宁: 广西师范学院, 2015.
- [23] 周雅琳. 少数民族流动人口的社会融入状况研究 [D]. 北京: 中央民族大学, 2013.
- [24] 李吉和, 张娇蓉. 少数民族流动人口融入城市的社会认同考量——基于武汉、广州、杭州、宁波市的调查 [J]. 烟台大学学报(哲学社会科学版), 2018(3):78-84.
- [25] 何玲玲, 李犇. 加快新生代农民工市民化进程分析——基于基本公共服务均等化理论视角 [J]. 广西师范学院学报(哲学社会科学版), 2015(6):75-79.
- [26] 周仕敏. 普通话普及率高于全国平均水平 [N]. 中国教育报, 2018-09-24(3).
- [27] 蔡禾, 曹志刚. 农民工的城市认同及其影响因素——来自珠三角的实证分析 [J]. 中山大学学报(社会科学版), 2009(1):148-158.
- [28] 景晓芬.“社会排斥”理论研究综述 [J]. 甘肃理论学刊, 2004(2):20-24.
- [29] LYSGAARD S. Adjustment in a foreign society: Norwegian Fulbright grantees visiting the United States [J]. International Social Bulletin, 1955(7):45-51.
- [30] 王电建. 从多维的角度看国外跨文化适应理论的发展 [J]. 云南师范大学学报(对外汉语教学与研究版), 2011(6):63-67.
- [31] 袁泉, 赵一君. 对跨文化适应 U 型模式的新解——基于两名中国留美学生的个案研究 [J]. 海外英语, 2013(12X):275-277.

(责任编辑:马速)