

家庭流动对儿童发展的影响

——基于流动与非流动婴幼儿的倾向值匹配分析

■ 洪秀敏 刘倩倩 张明珠

(北京师范大学教育学部,北京 100875)

【摘要】 本文基于对4739名3岁以下婴幼儿发展的调查数据,采用倾向值匹配方法,考察家庭流动对婴幼儿发展的影响。研究发现:在真实状态下,流动婴幼儿发展显著落后于非流动婴幼儿;在控制个体特征、家庭层面的混淆因素后,流动婴幼儿与非流动婴幼儿在早期发展上并不存在统计意义上的显著差异;倾向值匹配后,不同亚群体中家庭流动对婴幼儿发展的影响均不显著。为保障流动家庭及婴幼儿的公共服务权益,政府应着力构筑流动家庭社会保障政策体系,呵护流动家庭婴幼儿起点公平。

【关键词】 流动家庭 婴幼儿 早期发展 倾向值匹配

一、问题提出与文献回顾

在城镇化进程中,随着农村劳动力向城市的大规模持续流动,城市流动儿童日益增多且呈现低龄化特点。据《中国流动人口发展报告2016》显示,流动人口呈现出家庭化流动趋势加强、流入人口的家庭规模有所扩大的趋势^[1]。随着流动家庭的大规模增加,流动儿童数量也不断扩大,尤其是低龄流动儿童^[2]。携带年幼子女流入发达城市是流动家庭兼顾工作与父母责任做出的家庭决策,旨在获得更好的工作机会,同时也为子女发展谋求更优质的条件。然而,受制于严格的户籍制度,流动家庭及子女在教育、医疗等城市资源获得方面存在障碍^[3],这些制度性障碍对婴幼儿发展的不利影响已成为流动家庭适应城市生活、投身城镇化建设的后顾之忧。

那么,流动婴幼儿在发展方面处于不利地位吗?家庭流动会影响婴幼儿发展吗?流动对婴幼儿发展的影响是一个复杂的问题,需要将流动儿童和非流动儿童置于同一研究框架内,把流动属性外可能影响婴幼儿发展的混杂因素剥离出去,如性别、家庭背景、父母教育期望,考察流动本身是否影响婴幼儿发展。鉴此,本研究运用倾向值匹配法(Propensity Score

收稿日期:2021-11-10

作者简介:洪秀敏,北京师范大学教育学部学前教育研究所所长,教授,博士生导师,主要研究婴幼儿早期发展与教育、学前教育政策;

刘倩倩,北京师范大学教育学部博士研究生,主要研究婴幼儿早期发展与教育;

张明珠,北京师范大学教育学部博士研究生,主要研究婴幼儿早期发展与教育。

基金项目:本文系国家自然科学基金2017年重大项目“全面二孩政策下城市地区0-3岁婴幼儿托育服务体系研究”(课题编号:17ZDA123)的阶段性研究成果。

Matching, PSM)^[4],控制对婴幼儿发展有影响的协变量,为流动本身是否能影响婴幼儿发展这一问题提供更客观、科学的答案。

在我国,流动人口之所以成为流动人口,最关键的不在于其是否流动,而在于其是否具有当地的户籍^[5]。户籍制度是我国的一种社会制度。在此制度下,个体被归为农业人口或城镇人口两类不同的群体。然而,户籍制度不仅是一种单纯的人口管理手段,更是一种社会群体分层制度,即将本来平等的群体划分为不同社会层级,使人们按户籍身份的差异不平等地获得社会资源^[6]。改革开放以后,大量农村剩余劳动力涌入城市,从欠发达地区流入发达地区。但该群体的户籍并未改变,因此进城务工的农业人口便形成了规模庞大的流动人口。在严格的户籍制度下,城市婴幼儿内部也发生了变化,出现了流动婴幼儿群体。根据2015年全国1%人口抽样调查的数据显示,我国0-17岁流动儿童总量达到3426万,其中0-5岁低龄儿童达到1053万^[7]。因户籍性质不同,流动婴幼儿和非流动婴幼儿享受着不同的社会资源。实证研究发现,城乡二元结构所带来的不同社会群体所获得社会资源的差异已经在婴幼儿群体中扩散,并出现了代际固化趋势^[8]。

在人口大流动的社会背景下,流动儿童的发展问题受到了研究者的重视和关注。有研究认为,在城乡二元户籍制度影响下,流动儿童多方面发展处于劣势地位^[9]。根据动力系统理论的观点,不同的社会和文化情境会导致个体产生不同的发展特点和机制^[10],流动儿童和非流动儿童受户籍限制经历了不同的社会、家庭、学校文化环境^[11],在发展方面存在着差异。实证研究也支持了这一观点,结果表明流动儿童认知能力和非认知能力等多方面发展落后于城市儿童^[12-13]。周皓等发现,流动儿童与非流动儿童在学业成绩上存在显著差异^[14]。何光峰的研究进一步表明,流动儿童学业成绩较差者占比为20%,而同龄儿童学习成绩较差者仅占3.3%^[15]。一项追踪研究也显示,流动儿童的学业成绩显著低于非流动儿童^[16]。在社会和心理适应方面,与非流动儿童相比,流动儿童的社会文化适应和心理适应处于较低水平^[17]。流动儿童总体城市融入程度显著低于其他儿童^[18]。针对非流动婴幼儿和流动婴幼儿的评估也发现,流动婴幼儿比非流动婴幼儿的依恋关系更不稳定,也表现出较差的社会适应能力和更多的外显行为问题以及失调问题^[19]。在心理健康方面,多数研究得出了较为相同的结论,即认为流动儿童心理健康状况比其他儿童较差^[20]。

由此可见,现有研究结论基本一致,即相比非流动儿童,流动儿童在学业成绩、社会适应、心理健康等方面发展相对落后。但该差异是由流动属性产生的还是因为其他因素,无法从现有研究结论中获得。这是因为家庭社会经济地位、教育期望等均可能影响儿童发展,而流动儿童在这些方面的获得与非流动儿童存在显著差异^[21-22]。已有研究发现,户籍身份处于不利地位的儿童,更有可能来自家庭社会经济地位较低的弱势家庭^[23],即流动儿童的家庭社会经济地位可能更低。不同户籍的父母教育期望存在高度异质性,农村父母的教育期望显著低于城市父母和流动父母^[24]。因此,需要进一步探究流动儿童和非流动儿童的发展差异是因为家庭流动带来的结果,还是由家庭社会经济地位、教育期望等其他因素所致。

实际上,有研究认为,家庭流动并不是影响流动儿童和非流动儿童存在发展差异的关键因素^[25]。与家庭流动相关的背景变量或其他变量同样显著影响儿童发展。国内外研究表明,家庭社会经济地位越低,儿童的问题行为越多、学业成绩越差^[26];父母教育期望是子女教育获得的重要因素,适宜的教育期望有助于增强子女学习动机^[27]。此外,儿童性别、年龄、教育经历等个体特征,子女数量、养育主体等家庭背景特征会影响儿童发展。儿童语言、认知等多方面发展在性别、年龄、教育经历、子女数量、养育主体上存在显著差异^[28-29]。由于这些混淆变量的存在,使得家庭流动对儿童发展的影响无法明晰。一项针对“流动”对儿童学业成绩效应的研究表明,当控制了个人、家庭、学校方面的混淆变量后,流动儿童与城市本地儿童在学业成绩上

不存在显著差异^[30]。因此,为考察家庭流动是否真正影响儿童发展,需要抽离儿童个体特征和家庭背景变量,单独考察家庭流动对儿童发展的净效应。

值得注意的是,上述关于流动和非流动儿童的对比研究多以义务教育阶段、学前教育阶段的流动儿童为研究对象,3岁以下低龄流动婴幼儿群体在很大程度上被忽视了。婴幼儿时期是个体身心发展的关键时期,影响着学前教育、义务教育乃至未来人生的综合发展。为避免因早期公共资源获得的差异而影响个体终生发展,有必要聚焦流动儿童群体中的婴幼儿群体,关注流动婴幼儿发展情况,厘清流动婴幼儿发展与非流动婴幼儿发展的差异,及时采取缩小早期发展差距的干预措施。

运用倾向值匹配法,可以控制流动婴幼儿和非流动婴幼儿在相关变量上的分布差异,即将家庭流动视为一种自然干预,忽略混淆变量产生的内生性问题所带来的估计结果偏差。因此,本文在综合前人研究的基础上,基于婴幼儿早期发展的重要性,将婴幼儿个体特征(性别、年龄、入托经历)和家庭背景特征(子女数量、养育主体、教育期望、家庭社会经济地位)作为协变量,采用倾向值匹配模型,探索并估计家庭流动属性对婴幼儿发展影响的净效应。

二、研究方法

(一)数据来源

北京作为我国政治中心、文化中心,是我国经济发达地区之一,流动人口总数常年位居全国前列。因此,在北京市考察家庭流动对婴幼儿发展的影响,其结果具有一定代表性。考虑到本研究聚焦3岁以下婴幼儿,为避免父母年龄对婴幼儿发展的无关影响,将父母年龄限制为青年阶段。依据中共中央、国务院《中长期青年发展规划(2016—2025年)》和《中华人民共和国民法典》相关规定,选择青年父母,即年龄在35岁以下、符合法定适婚年龄。

依托北京市卫健委人口监测与家庭发展处、妇幼保健院、社区服务中心、托育机构等,采用方便取样法,对北京市3岁以下婴幼儿家庭进行问卷调查。在父母知情同意后,共收集到5023份家庭的问卷数据。为规避被试效应,问卷调查采取匿名作答形式,且不收集社区、托育机构名称信息。删除无效问卷后,最终得到4739份有效问卷,问卷有效回收率为94.3%。在所有婴幼儿家庭中,共包含1154个流动家庭(24.4%)及3585个城市家庭(75.6%)。

(二)变量描述

1. 因变量

本研究的因变量为婴幼儿发展。研究采用《照护者报告版早期发展工具(缩减版)》(Caregiver Reported Early Development Instruments - Short Form)考察婴幼儿在动作、语言、认知、社会性等多方面发展情况。该量表由哈佛大学团队研发,已经被美国、英国、日本等国家研究者广泛运用,适用于考察3岁以下婴幼儿多个方面的综合发展情况^[31]。量表依据婴幼儿年龄,每6个月龄设计一个分量表,每个分量表均20个项目,依据婴幼儿月龄邀请家长填答对应的分量表。量表采用“0”“1”计分,以各项得分之和衡量婴幼儿发展水平,得分越高,代表发展水平越高。

鉴于该量表尚未在中国运用,本研究在保持原有意义不变的前提下翻译该量表,根据中国文化背景和语言表达习惯对部分项目表述进行修订,使其更易于我国婴幼儿父母理解。在此基础上,为验证问卷在中国婴幼儿父母群体中的适用性,进行信度、效度检验。结果表明,各年龄阶段数据均显示量表内部一致性系数大于0.8,表明量表信度较好。除卡方值因样本量较大外,每个年龄阶段的验证性因素结果各项指标均符合统计学指标,即CFI、TLI值均大于0.95, RMSEA值小于0.08。

2. 自变量

本研究的自变量为“是否流动”,为二分变量。“流动”即代表流动婴幼儿,赋值为“1”;“未流动”即代表非流动婴幼儿,赋值为“0”。

3. 协变量

倾向值匹配法中的协变量指在接受处理之前就确定的变量,而非受到处理影响的变量。此外,除影响自变量的协变量应纳入匹配模型之外,影响结果变量的混杂因素也应纳入匹配模型以提高估计的精确度。基于该原则,本研究中的协变量包括影响个体户籍类型的变量以及影响婴幼儿发展的变量。

借鉴相关研究和经验,本文选择将个体层面、家庭层面的7个因素作为协变量。个体层面共选择婴幼儿性别、年龄、入托经历作为协变量;家庭层面共选择子女数量、养育主体、教育期望、家庭社会经济地位作为协变量。其中,选取家庭收入、父母双方受教育程度、父母双方职业作为家庭社会经济地位的测量指标,并将其进行量化处理^[32]。最后,参考已有研究,将家庭收入、父母双方受教育年限、父母双方职业5个变量转换为标准Z值后再进行求和,即每个家庭社会经济地位值^[33]得分越高,表示家庭社会经济地位越高。在本研究中,家庭社会经济地位5个指标的内部一致性系数为0.813。变量描述及编码方式见表1。

表1 协变量描述及编码方式

协变量	名称	内容及编码方式
个体层面	性别	男=1,女=0
	年龄	0-5个月=1,6-11个月=2,12-17个月=3,18-23个月=4,24-29个月=5,30-35个月=6
	入托经历	入托=1,未入托=0
	子女数量	以父母汇报数量衡量
	养育主体	父母主要养育=1,除父母外的其他人为主要养育者=0
家庭层面	教育期望	高中=1,本科=2,硕士研究生=3,博士研究生=4
	家庭社会经济地位	(1)家庭收入:5000元及以下、5001-10000元、10001-15000元、15001-20000元、20001元及以上分别编码为1-5。(2)父母受教育程度:高中及以下、大专、本科、研究生分别编码为1-4。(3)父母职业:临时工、体力劳动者、一般管理者、中层管理者、高层管理者分别编码为1-5。

(三)统计方法

选择倾向值匹配作为准实验研究方法。倾向值匹配最早由 Rosenbaum & Rubin 提出,其目的是通过控制倾向值来减少选择性误差对研究结论的影响,从而保证因果结论的可靠性^[34]。本研究统计步骤如下:(1)考察匹配前流动婴幼儿和非流动婴幼儿在个体特征、家庭背景上是否存在显著差异。(2)运用 Logistic 模型估计婴幼儿被分配到流动婴幼儿组的倾向分数。(3)基于倾向值,采用不重复降序最近邻匹配方法(1:1),从流动婴幼儿和非流动婴幼儿中找到倾向值最相近的个案,以获得用于分析的干预组与控制组样本。(4)进行平衡性检验。基于新生成的匹配样本,检验流动婴幼儿与非流动婴幼儿在所有协变量上的分布是否达到均衡。如果所有协变量不存在显著的组间差异,则匹配成功。(5)利用新匹配的样本来估计户籍属性对婴幼儿发展的影响。(6)在子样本中,再次检验流动属性对不同亚群体中婴幼儿发展的影响。

三、结果分析

(一)倾向值匹配前:家庭流动对婴幼儿发展的影响

采用独立样本t检验,比较流动婴幼儿和非流动婴幼儿两组样本的发展差异。结果表明,流动婴幼儿和非流动婴幼儿发展存在显著差异,流动婴幼儿发展显著低于非流动婴幼儿。

表2 流动婴幼儿与非流动婴幼儿发展的差异检验

	均值(标准差)		t值	p值
	流动婴幼儿	非流动婴幼儿		
婴幼儿发展	16.80(3.26)	17.10(2.77)	3.04	0.002

(二)倾向值匹配检验

1. 流动婴幼儿和非流动婴幼儿在协变量上的差异检验

为检验流动婴幼儿和非流动婴幼儿在个体特征、家庭背景上是否存在显著差异,本研究对相关变量进行了描述性统计,并对匹配前两组间的变量进行t检验。

结果显示:流动婴幼儿和非流动婴幼儿在个体特征、家庭背景方面存在较为明显的差异(见表3)。流动婴幼儿多是女孩,年龄较大,入托比例较小,父母教育期待较高,家庭社会经济地位较低。在倾向值匹配中将对上述干扰因素进行控制,以考察户籍性对婴幼儿早期发展的“净效应”。流动婴幼儿和非流动婴幼儿在养育主体上不存在显著差异,因此倾向值匹配中不控制这一变量。

表3 主要变量描述性统计

	流动婴幼儿	非流动婴幼儿	t值	p值
个人特征:				
性别	0.56(0.50)	0.66(0.48)	5.682	0.000
年龄	3.80(1.57)	3.29(1.56)	-7.041	0.000
入托经历	0.53(0.50)	0.67(0.47)	8.226	0.000
家庭背景:				
同胞数量	1.27(0.55)	1.35(0.64)	4.322	0.000
养育主体	1.39(0.85)	1.39(0.77)	0.237	0.813
教育期望	3.97(0.94)	3.79(1.04)	-5.140	0.000
家庭社会经济地位	-0.87(3.67)	0.50(3.20)	11.110	0.000

注:该表显示变量的均值,括号内为标准差。

2. 倾向指数估计:Logistic模型

根据倾向值匹配的分析步骤,使用Logistic模型估计倾向值。在倾向值进行Logistic回归前,依据已有研究结果与研究经验确定引入匹配模型中的协变量。如表4所示,研究结果表明,婴幼儿性别、年龄、入托经历、子女数量、教育期望、家庭社会经济地位显著影响户籍属性。在本研究中,性别为女孩、年龄越大、未入托、家庭子女数量越少、父母教育期望越高、家庭社会经济地位越低,越可能属于流动婴幼儿群体。

倾向分数模型估计结果验证了流动婴幼儿与非流动婴幼儿在个体特征和家庭背景方面

存在异质性。因此,应客观地评价户籍对婴幼儿早期发展产生的因果效应,有必要运用倾向值匹配方法。

表4 倾向指数估计:logistic模型估计

	系数	标准误	Wald	p值	Exp(B)
个人特征:					
性别	-0.251	0.112	5.041	0.025	0.778
年龄	0.229	0.031	54.888	0.000	1.258
入托经历	-0.245	0.081	5.708	0.020	0.792
家庭背景:					
子女数量	-0.253	0.082	9.569	0.002	0.776
养育主体	0.102	0.096	1.132	0.287	1.107
教育期望	0.310	0.047	44.391	0.000	1.364
家庭社会经济地位	-0.172	0.015	130.932	0.000	0.842

(三)倾向值匹配后:家庭流动对婴幼儿发展的影响

1. 倾向值匹配后的平衡性检验

通过平衡性检验(Balancing Test)是应用倾向值分析首先要满足的前提条件,该检验主要考察了匹配是否能平衡相关混淆变量的分布,要求处理组和控制组混淆变量在匹配后不存在系统差异。本研究主要采用Logistic回归,对匹配成功的608对流动婴幼儿和非流动婴幼儿进行平衡性检验。Logistic回归的考克斯-斯奈尔 R^2 ,反映了模型中自变量对因变量的解释比例。考克斯-斯奈尔 R^2 越接近于0,说明经过倾向值匹配后,混淆变量几乎不能再对处理效应提供新的信息,即匹配后两组样本在所有用到的协变量上都不存在系统差异。

结果表明,匹配之前的考克斯-斯奈尔 R^2 为0.297,匹配后考克斯-斯奈尔 R^2 降低为0.078,说明经过倾向值匹配后,混淆变量几乎不能再对处理效应发挥作用,通过了平衡性检验。可见,倾向值匹配效果尚佳,可进行后续的分析和比较。

表5 倾向值匹配后协变量平衡性检验

	系数	标准误	Wald	p值	Exp(B)
个人特征:					
性别	-0.150	0.117	1.629	0.202	0.861
年龄	-0.044	0.1187	0.139	0.709	0.957
入托经历	0.139	0.104	1.560	0.193	1.219
家庭背景:					
子女数量	0.050	0.111	0.204	0.651	1.051
教育期望	-0.001	0.063	0.001	0.992	1.003
家庭社会经济地位	0.006	0.018	0.120	0.729	1.006

2. 家庭流动对婴幼儿发展的影响

各协变量都通过了平衡性检验后,便可估计家庭流动对结果变量的效应,即比较匹配样本中流动婴幼儿和非流动婴幼儿发展是否存在显著差异。估计方法采用独立样本t检验,比较两组婴幼儿发展得分的差异。倾向值匹配方法的估计结果显示,在消除了是否流动的自选择效应后,流动婴幼儿和非流动婴幼儿发展不存在显著差异。

表6 流动婴幼儿与非流动婴幼儿发展的差异检验

	均值(标准差)		t值	p值
	流动婴幼儿	非流动婴幼儿		
婴幼儿发展	17.02(1.99)	17.06(0.88)	0.50	0.621

3. 家庭流动对不同亚群体中婴幼儿发展的影响

鉴于不同条件下婴幼儿发展的情况不同,有必要进一步分析整体样本所获得的结论是否适用于不同亚群体。因此,根据性别、年龄、子女数量将总样本分为六个子样本。与整体样本的分析方法和步骤相同,在倾向值匹配后考察流动婴幼儿和非流动婴幼儿发展的差异。结果表明:在进行倾向值匹配后,不同子样本中流动婴幼儿和非流动婴幼儿发展不存在显著差异,即控制相关因素后流动婴幼儿和非流动婴幼儿发展不存在显著差异(见表7)。

表7 不同亚群体中流动婴幼儿与非流动婴幼儿发展的差异检验

		均值(标准差)		t值	p值
		流动婴幼儿	非流动婴幼儿		
性别	男孩	17.05(1.82)	17.06(0.87)	0.15	0.881
	女孩	16.96(1.93)	17.04(0.89)	0.44	0.661
年龄	0-1.5岁	16.96(1.94)	17.05(0.90)	0.50	0.581
	1.5-3岁	17.05(1.82)	17.06(0.87)	0.44	0.661
子女数量	独生子女	17.05(1.82)	17.06(0.87)	0.15	0.882
	多子女	16.94(1.95)	17.06(0.89)	0.70	0.485

注:为简化检验,年龄与子女数量仅各分为两个子样本。

四、讨论与建议

(一)客观看待家庭流动对婴幼儿发展的影响

研究发现,在匹配了个人层面、家庭层面因素后,流动婴幼儿与非流动婴幼儿发展之间差异不再显著,家庭流动对婴幼儿发展的影响亦不显著。这一结论支持了已有研究,即控制个体特征、家庭因素等混淆变量后,流动婴幼儿与非流动婴幼儿在发展上的差别不再显著^[35]。整体而言,在同等条件下,流动婴幼儿和非流动婴幼儿可以获得同等水平的发展,因而需正确、谨慎地看待流动婴幼儿与非流动婴幼儿发展间的差异,避免将两类婴幼儿发展间的差异归因于婴幼儿自身发展能力的不足。

尽管如此,不可否认的是,这一结论仅存在于倾向值匹配后的反事实情境下,真实情境下流动家庭婴幼儿发展明显落后仍是需要正视的现状。在真实状态中,即倾向值匹配之前,本研究结果表明,非流动婴幼儿发展好于流动婴幼儿。该结论可能的解释是,尽管家庭流动这一属性并不是影响婴幼儿发展的关键因素,但家庭流动后所带来的资源获得和发展机会差异可能显著影响婴幼儿发展。本研究同时还发现,相对于非流动婴幼儿,流动婴幼儿入托比例较低、家庭经济地位较低,而这些因素均对婴幼儿发展存在着消极影响^[36-37]。当然,这一推断需要实证研究的进一步验证。但不可否认的是,我国公民获得教育、医疗等公共服务需要以地方户籍身份为凭证^[38],流动家庭在城市公共资源服务获得方面处于不利地位,也因此限制了流动家庭子女的发展。

综上所述,本文的结论有助于进一步了解非流动婴幼儿和流动婴幼儿之间的发展差异,为构建更加公平的儿童福利政策提供实证依据。但对于流动家庭是否影响儿童早期发展这一问题,不是单一研究或在短期内能够检验出结果的。未来研究需要综合考虑社会、经济、文化、制度、地域、家庭、个体等多个因素,需要长期验证。

(二)构建流动家庭社会保障体系,呵护广大婴幼儿发展起点公平

研究表明,在同等条件的理想状态下,流动婴幼儿发展并不落后于非流动婴幼儿,但仍需客观看待真实状态下家庭流动对婴幼儿发展造成的不利影响。长期以来,户籍属性已经成为城市婴幼儿获得更多资源优势的杠杆,加剧了公共资源获得的不公平,进而造成了社会阶层分化与代际固化。因此,解决广大流动家庭的城市公共服务资源获得均等化需要打破户籍制度这一人口管理桎梏。资源平等理论认为,在促进所有婴幼儿发展这一过程中,政府理应发挥弱势补偿的功能^[39]。因此,为了集聚人才,保障流动家庭及婴幼儿的公共服务权益,政府应着力构筑流动家庭社会保障政策体系,呵护家庭婴幼儿起点公平。结合研究发现,提出以下建议:

一是打破户籍制度的限制,确保流动家庭获得平等的公共服务资源。政府应将城市治理与公共服务的对象确立为城市的实有人口而非户籍人口,打破户籍人口与非户籍人口在教育、医疗、城市公共服务资源等方面的福利区隔^[40]。对于随父母迁入城市的流动儿童,应让他们与城市家庭子女获得同等的早期照护服务,如母婴保健、婴幼儿照护服务、社区公共服务,使流动家庭及子女也能共享城市改革发展成果^[41]。

二是建立专门针对流动家庭的社会保障政策,有针对性地支持流动家庭及子女发展。政府应提高服务水平,发挥自身在促进社会公平正义过程中的补偿作用,适度增加城市公共服务资源供给,并向流动家庭倾斜。通过发放流动人口育儿津贴或减免税费等经济支持政策,对流动家庭因照护婴幼儿而支付的成本进行直接或间接补偿。此外,还可通过家长培训、育儿图书发放、育儿知识网上推送等途径,加大对流动家庭的信息支持,指导流动家庭科学育儿,弥补家庭环境对婴幼儿发展的不足^[42]。

[参 考 文 献]

- [1] 国家卫生和计划生育委员会流动人口司:《中国流动人口发展报告2016》,http://www.nhc.gov.cn/rkjcyjtfzs/pgzdt/201610/57cf8a2bbafe4b4d9a7be10d10ae5ecf.shtml
- [2] 国家卫生健康委员会:《中国流动人口发展报告2018》,http://www.nhc.gov.cn/wjw/xwdt/201812/a32a43b225a740c4bff8f2168b0e9688.shtml
- [3] 郭东杰:《新中国70年:户籍制度变迁、人口流动与城乡一体化》,载《浙江社会科学》,2019年第10期。
- [4] 胡安宁:《倾向值匹配与因果推论:方法论述评》,载《社会学研究》,2012年第1期。
- [5] 关信平:《中国流动人口问题的实质及相关政策分析》,载《国家行政学院学报》,2014年第5期。
- [6][22] 丁百仁:《教育再生产的双重逻辑——以流动儿童与城市儿童假期活动安排为例》,载《教育与经济》,2019年第1期。
- [7] 段成荣 谢东虹 等:《中国人口的迁移转变》,载《人口研究》,2019年第2期。
- [8] 韩嘉玲 高 勇 等:《城乡的延伸——不同儿童群体城乡的再生产》,载《青年研究》,2014年第1期。
- [9][25] Zhou L. Academic Achievement and Loneliness of Migrant Children in China: School Segregation and Segmented Assimilation, *Comparative Education Review*, 2013, (1).
- [10] Witherington D. C.. The Dynamic Systems Approach as Metatheory for Developmental Psychology, *Human Development*, 2007, (2).
- [11] 陈彬彬 李英华 等:《阶层、流动与反思:流动人口家庭教养实践的多重逻辑》,载《教育学报》,2021年第3期。
- [12] 朱 斌 王元超:《流动的红利:儿童流动状况与学业成就研究》,载《人口与发展》,2019年第6期。
- [13] 周金燕:《中小学生非认知技能的测量及实证表现:以中国六省市数据为基础》,载《北京大学教育评论》,2021年第1期。

- [14] 周 皓 巫锡炜:《流动儿童的教育绩效及其影响因素:多层线性模型分析》,载《人口研究》,2008年第4期。
- [15] 何光峰:《流动人口子女学习存在的问题及教育干预》,载《教育科学研究》,2002年第11期。
- [16] 李振兴 郭 成 等:《学业自我概念和学业成绩的纵向关系:流动与城市儿童的比较分析》,载《中国特殊教育》,2020年第3期。
- [17] 袁晓娇 方晓义 等:《教育安置方式与流动儿童城市适应的关系》,载《北京师范大学学报(社会科学版)》,2009年第5期。
- [18] 杨茂庆 赵红艳 等:《流动儿童城市社会融入现状与对策研究——以贵州D市为例》,载《教育学术月刊》,2021年第10期。
- [19] 梁 熙 王争艳 等:《家庭社会经济地位对流动和城市学步儿社会适应的影响:母亲敏感性和依恋安全感的链式中介作用》,载《心理发展与教育》,2021年第6期。
- [20] 孙晓红 韩布新:《国内外流动儿童青少年心理健康状况研究:基于CiteSpace的可视化分析》,载《中国青年研究》,2018年第12期。
- [21][30][35] 孟瑞华 杨向东:《“流动”对儿童学业成绩的影响效应——基于倾向分数配对模型的估计》,载《全球教育展望》,2019年第7期。
- [23] 徐伟琴 方 芳:《谁获得了高等教育——基于户籍身份和家庭背景的双重视角》,载《重庆高教研究》,2020年第1期。
- [24] 李颖晖 王奕轩:《父母教育期望的户籍分层:农村父母的教育期望劣势及其影响因素分析》,载《兰州学刊》,2019年第10期。
- [26] Conger R. D., Conger K. J., Martin M. J.. Socioeconomic Status, Family Processes, and Individual Development. *Journal of Marriage and Family*, 2010, (3).
- [27] 李 帆:《“学生减负”为何难见成效? ——基于教育期望的分析》,载《江苏教育研究》,2020年第4期。
- [28] Liu Q., Zhou N., Cao H., et al. Family Socioeconomic Status and Chinese Young Children' Social Competence: Parenting Processes as Mediators and Contextualizing Factors as Moderators, *Children and Youth Services Review*, 2020, (11).
- [29] Melhuish E. C., Sylva K., Sammons P., et al. The Early Years: Preschool Influences on Mathematics Achievement, *Science*, 2008, (321).
- [31] Charles M. C. D., Marcus W., Fink Günther. Measuring Early Childhood Development at a Global Scale: Evidence from the Caregiver – Reported Early Development Instruments, *Early Childhood Research Quarterly*, 2018, (4).
- [32] 任春荣:《学生家庭社会经济地位(SES)的测量技术》,载《教育学报》,2010年第5期。
- [33] 金盛华 于全磊 等:《青少年网络社交使用频率对网络成瘾的影响:家庭经济地位的调节作用》,载《心理科学》,2017年第4期。
- [34] Rosenbaum P., Rubin D.. Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods that Incorporate the Propensity Score, *American Statistician*, 1985, (1).
- [36] The NICHD Early Child Care Research Network. Before Head Start: Income and Ethnicity, Family Characteristics, Child Care Experiences, and Child Development, *Early Education & Development*, 2001, (4).
- [37] Jeon S., Nepl T. K.. Economic Pressure, Parent Positivity, Positive Parenting, and Child Social Competence, *Journal of Child & Family Studies*, 2019, (5).
- [38] 蔡 禾 王 进:《“农民工”永久迁移意愿研究》,载《社会学研究》,2007年第6期。
- [39] 王桂新 霍利婷:《我国儿童早期照顾政策框架构建——基于资源平等理论视角》,载《北京行政学院学报》,2020年第2期。
- [40] 陈 波 张小劲:《城市户籍制度改革的困境与突围——来自深圳的经验启示》,载《深圳大学学报(人文社会科学版)》,2017年第3期。
- [41] 项 军:《新形势下促进区域社会流动机会协调发展:理论、经验与对策》,载《福建师范大学学报(哲学社会科学版)》,2021年第1期。
- [42] 霍利婷:《国家干预儿童照顾:理论基础、国际经验与中国现实》,载《社会政策研究》,2018年第2期。

(责任编辑:刘 彦)