

农村父母外出对婴幼儿早期发展的影响*

——来自云南省 891 个家庭的证据

白 钰^{1,2} 宣智翀¹ 刘承芳^{3,4}

摘要：本文基于 2019 年和 2020 年对云南省昭通市鲁甸县 891 名 3 岁以下婴幼儿及其家庭实地调查所形成的面板数据，分析了农村父母外出状况及其对婴幼儿早期发展的影响。结果表明：第一，2019 年样本婴幼儿认知、语言、运动和社会情感能力发展滞后的比例分别为 52.2%、54.2%、32.2% 和 51.0%，上述四种能力至少一种发展滞后的占 86.2%。第二，2019 年 7—12 月或 2020 年 1—6 月期间父母至少一方外出、仅父亲外出、父母都外出累计超过 3 个月的婴幼儿比例分别为 55.3%、33.8% 和 21.5%。第三，与父母都未外出的婴幼儿相比，父母至少一方外出使得婴幼儿的语言和运动能力得分分别降低 0.197 和 0.192 个标准差，这一结果主要由父母都外出的婴幼儿驱动（语言和运动能力得分分别降低 0.319 和 0.277 个标准差），仅父亲外出对婴幼儿的上述能力无显著影响。第四，机制分析结果显示，父母外出并没有给婴幼儿早期发展带来正向的收入效应，反而减少了家庭对婴幼儿早期发展有利的支出，加之主要照顾人的养育参与行为和心理健康状况变差，故不利于留守婴幼儿早期发展。建议在加大农村地区促进婴幼儿早期发展投入的同时，加强对农村家庭婴幼儿照护的支持和指导。长期来看，应进一步推动户籍制度改革，保障农业转移人口就地享有基本公共服务，提升未来人力资本质量。

关键词：父母外出 婴幼儿早期发展 养育投资 父亲养育参与 照顾人心理健康

中图分类号：F061.3 **文献标识码：**A

DOI:10.20077/j.cnki.11-1262/f.2023.08.007

一、引言

党的二十大报告提出，要深入贯彻以人民为中心的发展思想，在“幼有所育”为首的七大民生上

*本文受到国家社会科学基金青年项目“基于实验追踪数据的早期养育干预与农村儿童能力形成研究”（编号：22CJL032）、国家自然科学基金杰出青年项目“农村教育管理与政策”（编号：71925009）和国家自然科学基金国际合作重点项目“中国和发展中国家农村儿童营养改善方式及影响和机理的比较研究”（编号：71861147003）资助。本文通讯作者：刘承芳。

持续用力^①。关注“低龄留守”问题，对于推动“十四五”实现“幼有所育”，建设教育强国具有重要现实意义。农村婴幼儿作为“祖国的希望，民族的未来”，他们的早期发展不仅直接决定其未来的个人成就和家庭福祉（Heckman, 2006），还关乎中国未来的人力资本积累和经济社会可持续发展（Bai et al., 2019）。2020年中国农村3岁以下婴幼儿占全国同年龄段人口总量的36.7%，达到1529万人^②，是一个不容忽视的群体。

农村劳动力向城镇转移在促进农民增收的同时，也给农村留守儿童发展、农村地区人力资本积累和实现共同富裕带来新的挑战（魏东霞和谌新民，2018）。第七次全国人口普查数据显示，“乡—城”流动人口占流动人口总体的66.2%（段成荣等，2022）。农村人口的高流动性造成了规模庞大的农村留守儿童群体，2020年全国农村0~17岁留守儿童达4177万人，其中3岁以下婴幼儿713万人（占17.1%）^③。“低龄留守”不仅影响留守婴幼儿早期发展，还会影响其成年后的就业（唐宁和谢勇，2019）。

综观国内外有关父母外出影响留守儿童发展的研究，鉴于数据可得性等原因，还有四方面有待完善。首先，现有研究主要关注学龄阶段儿童（Meng and Yamauchi, 2017; Yang and Bansak, 2020），鲜有研究关注3岁以下婴幼儿。其次，现有研究主要聚焦婴幼儿健康，较少关注婴幼儿早期发展的其他维度（认知、语言、运动和社会情感）。再次，少数关注3岁以下婴幼儿的研究中，李珊珊等（2021）主要关注母亲外出的情况。Bai et al.（2022）和 Yue et al.（2020）受婴幼儿早期发展量表的版本所限，仅关注婴幼儿认知和运动能力，没有关注其语言和社会情感能力。最后，在研究方法上，现有研究较少探讨父母外出的内生性问题或影响机制。或虽有机制探讨，但仅关注父母外出的“收入效应”和“陪伴缺失效应”，极少关注主要照料人的心理健康。即便探讨“陪伴缺失效应”，也聚焦于女性照料人（母亲或祖母），较少关注父亲养育参与行为（Yue et al., 2020; 李珊珊等，2021; Bai et al., 2022）。

为此，本文基于新冠疫情发生前后（2019年和2020年）在云南省农村地区收集的891名3岁以下婴幼儿个人及其家庭的面板数据，运用倾向得分匹配倍差法识别父母外出对婴幼儿早期发展的影响及其机制。与已有研究相比，本文的边际贡献主要体现在以下三个方面：首先，借助于收集到的父母外出的详实信息，本文区分了父母外出的不同情况对婴幼儿早期发展的影响。其次，得益于最新版婴幼儿早期发展量表，本文可以同时关注父母外出对婴幼儿认知、语言、运动和社会情感能力的影响。再次，本文采用倾向得分匹配倍差法，在一定程度上缓解了由遗漏可观察因素和不随时间变化的不可观察因素所导致的内生性问题。最后，在影响机制方面，本文不仅探讨了父母外出对婴幼儿早期发展的“收入效应”和“陪伴缺失效应”，同时关注了女性照料人（母亲或祖母）和父亲的陪伴效应，此外还关注了“照料人心理健康效应”，进一步厘清了父母外出影响婴幼儿早期发展的作用机制。

^①参见《习近平：高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，https://www.gov.cn/xinwen/2022-10/25/content_5721685.htm。

^②资料来源：《中国人口和就业统计年鉴2021》。

^③资料来源：《2020年中国儿童人口状况：事实与数据》，http://www.stats.gov.cn/zs/tjwh/tjkw/tjzl/202304/t20230419_1938814.html。

二、理论分析和研究假说

根据人力资本的相关理论,人力资本投资回报率随着年龄增长逐步下降,生命早期的投资回报率最高(Heckman, 2006)。脑科学的研究表明,3岁以前是大脑发育的“黄金窗口”,是人一生中神经细胞突触连接发展最快的时期(Huttenlocher and Dabholkar, 1997)。人脑海马体、突触和髓鞘等组织的发育大多在胚胎期或出生后不久开始加速并持续到2周岁左右,这些大脑组织与认知、语言、运动和社会情感等能力的形成密切相关(Cusick and Georgieff, 2016)。基因和成长环境共同决定大脑的结构和功能,为婴幼儿提供均衡营养和科学养育有助于婴幼儿潜能的充分发挥(Walker et al., 2011),降低婴幼儿早期发展滞后风险(Emmers et al., 2021)。相比于年龄更大的儿童,3岁以下婴幼儿对父母陪伴缺失更加敏感,这一年龄段的留守经历对未来发展的负面影响更大(Yue et al., 2020; 李珊珊等, 2021; Bai et al., 2022)。例如,缺乏父母陪伴的婴幼儿,其海马体(协调记忆和情感的关键区域)体积比父母在身边的婴幼儿小51.5%(Luby et al., 2016)。基于以上分析,本文提出假说H1。

H1: 农村父母外出对婴幼儿早期发展具有显著的负面影响。

研究表明,父母外出主要通过正的“收入效应”和负的“陪伴缺失效应”影响婴幼儿早期发展,但“收入效应”带来的积极影响往往无法弥补“陪伴缺失效应”导致的消极影响(Yue et al., 2020; 李珊珊等, 2021; Bai et al., 2022)。其中,“收入效应”是指父母外出有助于改善家庭经济状况,增加对婴幼儿营养和养育方面的支出,进而对婴幼儿早期发展产生积极影响。“陪伴缺失效应”是指父母外出后,祖辈成为留守婴幼儿的主要照顾人,父母陪伴缺失和养育参与降低不利于婴幼儿早期发展。

虽然父母外出有助于提高家庭收入,但不一定会增加有利于婴幼儿早期发展的家庭养育支出。田旭等(2018)基于中国健康与营养调查(China health and nutrition survey, 简称CHNS)2004—2011年四轮调查中1~18岁儿童的数据,发现虽然农村父母外出能够提高家庭收入,但农村留守儿童的营养收入弹性很低,即便家庭收入增加也不能有效改善留守儿童维生素和其他微量元素的摄入。考虑到新冠疫情期间农村劳动力非农就业的参与率和收入均出现了一定程度的下降(白云丽等, 2022),父母外出有可能会减少家庭对婴幼儿早期发展有利的养育支出。因此,本文提出假说H2。

H2: 农村父母外出会减少对婴幼儿早期发展有利的家庭养育支出。

农村父母外出时,通常由祖母或外祖母担任婴幼儿的主要照顾人(Yue et al., 2020; Bai et al., 2022)。受养育知识和观念所限,祖辈的养育参与行为与父母会有所不同(Yue et al., 2020; 李珊珊等, 2021)。主要照顾人的变化可能会使婴幼儿失去安全感,降低与他人交流和探索的兴趣(Gonzalez-Mena and Eyer, 2004),减少婴幼儿与环境的互动,进而不利于婴幼儿早期发展。虽然新冠疫情导致相当一部分外出务工的农村父母无法及时返岗复工甚至失业(白云丽等, 2022),但滞留家中的农村父母可能出于生计或者照顾人连续性等原因,并没有参与到婴幼儿养育中来。具体到婴幼儿的父亲,受中国传统社会性别角色和家庭分工影响,不少农村父亲认为抚养和陪伴婴幼儿是母亲的责任,从而缺乏主动参与意识和意愿,即便滞留家中也可能不参与养育(Wang et al., 2022)。因此,本文提出假说H3。

H3: 农村父母外出会减少婴幼儿主要照顾人的养育参与行为。

除“收入效应”和“陪伴缺失效应”外，父母外出导致的照料人心理健康状况变化也是影响婴幼儿早期发展的重要机制之一。相比于年龄较大儿童，婴幼儿早期发展更依赖于照料人提供的认知刺激和社会交往环境，更容易受到照料人负面心理状态的不利影响（Goodman et al., 2011）。照料人的心理状况越健康积极，越有利于婴幼儿早期发展（Yue et al., 2018）。照料人抑郁不仅会显著减少积极养育行为（杨洁等，2019），还有可能通过增加父母之间的冲突对婴幼儿早期发展产生负面影响（陈福美等，2015）。杨洁等（2019）比较了婴幼儿主要照料人的心理健康状况，发现祖母或外祖母抑郁的比例较母亲要高出 10.11%。如前文所述，父母外出后，通常由祖母或外祖母担任婴幼儿的主要照料人，照料人心理健康状况变差，会对婴幼儿早期发展产生不利影响。本文就此提出假说 H4。

H4: 农村父母外出会对婴幼儿主要照料人的心理健康状况造成负面影响。

基于上述理论分析，本文构建农村父母外出影响婴幼儿早期发展的理论框架，具体如图 1 所示。

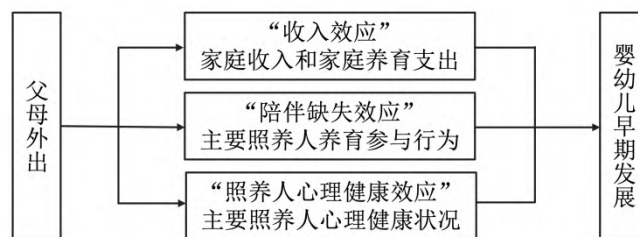


图 1 父母外出影响婴幼儿早期发展的理论框架

三、研究设计

（一）数据来源和样本选择

本文使用的数据来自笔者和陕西师范大学教育实验经济研究所研究人员于 2019 年 4 月和 2020 年 8 月在云南省昭通市鲁甸县开展的两轮实地调查。2019 年云南省人均地区生产总值和农村居民人均可支配收入分别为 47944 元和 11902 元，分别在全国 31 个省级行政区（不包含港澳台地区）中位于第 24 位和第 28 位^①。2019 年云南省外出农民工为 551.7 万人，占乡村人口总量的 22.2%，城镇化率为 48.9%^②。鲁甸县地处云贵川三省交界处，距昆明市 310 公里，距昭通市政府驻地 18 公里；该县土地面积 1484 平方公里，常住人口为 42.79 万人，回、彝、苗、布依等 14 个少数民族人口占比为 21.4%。鲁甸县为原国家级贫困县，2020 年 5 月成功脱贫摘帽。2019 年地区生产总值增长率为 9.5%，地区生产总值为 76.24 亿元，位于云南 67 个原国家级贫困县（市、区）的第 37 位^③。

^①资料来源：《中国统计年鉴 2020》。

^②资料来源：《云南省 2019 年国民经济和社会发展统计公报》，https://www.yn.gov.cn/zwgk/zfxxgkpt/fdzdgnr/tjxx/tjsj/202004/t20200414_202429.html。

^③资料来源：《中国县域统计年鉴 2020》。

2019年4月第一轮调查时的目标人群为6~24月龄的婴幼儿及其主要照料人(即婴幼儿饮食与营养的第一负责人)。具体抽样过程如下:在鲁甸县随机抽取2个镇作为样本镇。这2个镇共包含15个行政村和224个自然村。根据新生儿出生登记名单,将包含1个及以上6~24月龄本地居住婴幼儿的自然村纳入样本村,共计191个样本村。将样本村内6~24月龄的婴幼儿纳入婴幼儿样本,共计1024个样本婴幼儿,其中男孩531名(51.9%)、女孩493名(48.1%),与2020年全国3岁以下婴幼儿性别构成比(男52.6%,女47.4%)接近^①。

2020年8月追踪调查时,回访到928名(90.6%)样本婴幼儿,其余96名(9.4%)样本婴幼儿出于家庭搬迁失去联系方式等原因未能回访。在回访到的928名婴幼儿中,进一步剔除14名缺失核心变量信息的样本婴幼儿,剩下的914名样本婴幼儿具有完整的两期面板数据。比较这914名样本婴幼儿和另外110名流失的样本婴幼儿,发现2019年调查时他们在绝大多数个人和家庭特征上并不存在显著差异,但在早期留守经历、母亲受教育水平、兄弟姐妹数量等少数几个变量上存在显著差异^②。为缓解上述差异对估计结果的影响,下文的回归分析中将控制这些特征。

参考国家相关部门的定义^③以及现有文献做法(Yue et al., 2020; 李珊珊等, 2021),本文基于2020年调查时收集的婴幼儿父亲和母亲分别在2019年7—12月和2020年1—6月是否和该婴幼儿同住至少3个月的信息,将留守婴幼儿界定为2019年7—12月或2020年1—6月父母至少一方累计外出至少3个月的婴幼儿。Yue et al. (2020)将留守婴幼儿限定为父母首次外出的婴幼儿,这一做法忽略了早期留守经历对婴幼儿的影响,可能会低估父母外出的平均处理效应。鉴于此,本文将保留那些在2019年7月之前有留守经历的婴幼儿,并在分析中控制婴幼儿的早期留守经历。

(二) 变量说明

1. 被解释变量。本文模型将两期婴幼儿的认知、语言、运动和社会情感能力标准化得分的一阶差分作为被解释变量,这些能力采用贝利婴幼儿发展量表第三版(Bayley scales of infant and toddler development-III, 简称BSID-III)测量。该量表由美国加州大学伯克利分校研制并通过美国心理协会发布,目前已成为国际通用的婴幼儿早期发展权威量表,具有稳定的信度和效度。BSID-III测试时,认知、语言和运动三项能力发展水平由调查员直接对婴幼儿开展客观性测评获得,社会情感发展水平由照料人报告,并由调查员填写量表完成。本文将样本婴幼儿的贝利标准分与常模均值进行比较来衡量其各项能力的发展水平^④。如果婴幼儿贝利测试的某项能力得分低于该项能力得分常模平均值至少1个

^①资料来源:《中国人口和就业统计年鉴2021》。

^②限于篇幅,本文未展示详细结果。

^③资料来源:《2014年全国教育事业统计公报》, http://www.moe.gov.cn/srcsite/A03/s180/moe_633/201508/t20150811_199589.html。

^④具体采用如下通用常模:认知能力得分的均值与标准差分别为105和9.6(Lowe et al., 2012; Serenius et al., 2013);语言能力得分的均值与标准差分别为109和12.3(Serenius et al., 2013);运动能力得分的均值与标准差分别为107和14(Lowe et al., 2012);社会情感能力得分的均值与标准差分别为100和15(Albers and Grieve, 2007)。

标准差但是不超过 2 个标准差, 则认为该婴幼儿此项能力发展滞后。

2. 核心解释变量。考虑到不同父母外出情况可能对留守婴幼儿早期发展的影响有差异, 本文将父母外出进一步分为四种情况: 父亲和母亲都未外出 (398 人, 43.5%)、仅父亲外出 (301 人, 32.9%)、父亲和母亲都外出 (192 人, 21.0%)、仅母亲外出 (23 人, 2.5%)。考虑到仅母亲外出的婴幼儿仅占 2.5%, 且仅母亲外出可能意味着家庭存在其他结构性问题 (Wen and Lin, 2012), 本文在后续分析中剔除仅母亲外出的 23 名样本婴幼儿, 剩下的 891 名婴幼儿为本文的最终有效样本。如表 1 所示, 核心解释变量包括父母至少一方外出 (55.3%)、仅父亲外出 (33.8%) 和父母都外出 (21.5%)。

3. 控制变量。为了控制其他可能影响婴幼儿早期发展的婴幼儿个人和家庭层面特征, 参考 Yue et al. (2020)、李珊珊等 (2021) 和 Bai et al. (2022) 的研究, 本文选择婴幼儿个人特征 (月龄、性别、民族、早期留守经历) 和家庭特征 (父母年龄、父母受教育水平、亲兄弟姐妹数量、祖母健康状况、家庭资产指数^①、是否被分配到家庭科学育儿指导干预组) 作为控制变量。891 名样本婴幼儿中有 438 名 (49.2%) 在 2019 年调查后接受了家庭科学育儿指导干预, 因此引入一个虚拟变量对此进行控制。

4. 机制变量。如上文所述, 为了分析农村父母外出影响婴幼儿早期发展的机制, 本文重点考察如下三类机制变量: ①家庭月均收入和家庭养育支出。为检验农村父母外出对婴幼儿早期发展的“收入效应”, 本文聚焦家庭月均收入和家庭养育支出。家庭养育支出用过去 6 个月给样本婴幼儿买奶粉、玩具、书、零食和维生素 (微量元素补品) 的支出衡量。两个指标均以 2019 年为基期进行平减。②养育参与行为。本文使用 Cabrera et al. (2004) 的养育行为量表测量主要照料人和父亲的养育参与行为。该量表由中国学者翻译、改良并经过多次测试而成 (Wang et al., 2022), 主要是询问调查对象在过去一个月同婴幼儿参与某项活动的频率, 如“过去一个月, 您给宝宝读了几次故事书?”等。该量表包括 4 类参与共 33 道题: 照料类参与 (10 道题)、运动玩耍类参与 (11 道题)、管教类参与 (4 道题) 和社会情感类参与 (8 道题)。每道题均采用 6 点计分 (每天几次=6, 每天一次=5, 每周几次=4, 一个月有几次=3, 很少=2, 从来没有=1)。在测量主要照料人的养育参与行为时, 只测量运动玩耍类、管教类和社会情感类这三类参与。但在测量父亲的养育参与行为时, 上述四类参与都要测量。在计分上, 先取主要照料人及父亲各类参与行为中各道题的平均分作为该类参与行为得分, 然后再取各类参与行为得分的平均分作为其养育参与行为得分。养育参与行为得分的取值范围为 1~6 分, 分值越高表示养育参与行为频率越高。③照料人心理健康状况。本文采用 Lovibond and Lovibond (1995) 编制的抑郁焦虑压力量表 (the depression anxiety stress scale, 简称 DASS-21) 测量主要照料人心理健康状况。该量表包含抑郁、焦虑和压力 3 个模块, 每个模块 7 道题, 共计 21 道题。每道题均采用 4 点计分 (总是符合=3, 经常符合=2, 有时符合=1, 不符合=0)。将各模块 7 道题得分之和乘以 2 分别得到照料人的抑郁、焦虑和压力倾向得分, 取值范围均为 0~42 分, 得分越高表示照料人的心理健康状况越差。

^①根据家庭是否拥有耐用消费品 (抽水马桶、热水器、电脑、空调、小轿车、货车等) 和能否连上互联网, 采用主成分分析法计算得出。

主要变量的定义和描述性统计详见表 1。

表 1 主要变量定义和描述性统计

变量名称	变量含义与赋值说明	均值			均值差异	
		全样本	父母至少一方外出	父母都未外出		
被解释变量	认知能力得分	两期婴幼儿能力贝利标准化得分 ^a	-0.081	-0.119	-0.035	0.084
	语言能力得分	的一阶差分, 即: 2020 年贝利标	0.508	0.447	0.583	0.136
	运动能力得分	标准化得分-2019 年贝利标准化得分	0.688	0.620	0.771	0.151
	社会情感能力得分		0.443	0.463	0.418	-0.045
核心解释变量	父母至少一方外出	基于父母 2019 年 7-12 月或 2020	0.553	1.000	0.000	
	仅父亲外出	年 1-6 月是否累计外出至少 3 个	0.338	1.000	0.000	
	父母都外出	月:是=1, 否=0	0.215	1.000	0.000	
控制变量	月龄	婴幼儿月龄(月)	15.199	15.211	15.183	-0.028
	性别	婴幼儿性别: 男=1, 女=0	0.510	0.519	0.497	-0.022
	民族	婴幼儿民族: 少数民族=1, 汉族=0	0.097	0.103	0.088	-0.015
	早期留守经历	母亲全职在家照养婴幼儿月数/婴幼儿月龄	0.915	0.898	0.935	0.037**
	母亲年龄	婴幼儿母亲年龄(岁)	26.633	25.828	27.621	1.793***
	父亲年龄	婴幼儿父亲年龄(岁)	29.734	29.115	30.496	1.381***
	母亲受教育水平	初中及以上=1, 其他=0	0.497	0.477	0.520	0.043
	父亲受教育水平	初中及以上=1, 其他=0	0.451	0.415	0.496	0.081**
	亲兄弟姐妹数量	婴幼儿亲兄弟姐妹数量(人)	1.048	0.970	1.146	0.176***
	祖母健康状况	健康=1, 不健康或去世=0	0.375	0.347	0.410	0.063*
	家庭资产指数	采用主成分分析法计算得出, 取值范围: -1.25~3.36	0.002	-0.207	0.262	0.469***
	是否被分配到家庭科学育儿指导干预组	是=1, 否=0	0.492	0.479	0.508	0.029
机制变量	家庭月收入	两期家庭月收入与支出(元)的	-1036.688	-1275.907	-742.172	533.735***
	养育总支出	一阶差分, 即: 2020 年该指标	-505.053	-666.894	-305.395	361.499*
	买配方奶粉支出	-2019 年该指标	-848.698	-913.310	-768.988	144.322
	买玩具支出		23.907	18.019	31.185	13.166
	买书支出		10.348	7.103	14.360	7.257*
	买零食支出		405.970	358.186	465.040	106.854
	买维生素支出		-96.735	-136.974	-46.992	89.982**
	主要照养人养育参与行为得分	两期主要照养人养育参与行为得分及分类得分的一阶差分, 即:	0.233	0.204	0.269	0.065
主要照养人运动玩耍类参与行为得分	2020 年该指标得分-2019 年该指标得分	-0.041	-0.058	-0.020	0.038	

表1 (续)

机制变量	主要照顾人管教类参与行为得分	两期主要照顾人养育参与行为得分及分类得分的一阶差分, 即: 2020年该指标得分-2019年该指标得分	0.434	0.378	0.504	0.126
	主要照顾人社会情感类参与行为得分	两期主要照顾人心理健康状况得分的一阶差分, 即: 2020年该指标得分-2019年该指标得分	0.305	0.290	0.324	0.034
	主要照顾人抑郁倾向得分	两期主要照顾人心理健康状况得分的一阶差分, 即: 2020年该指标得分-2019年该指标得分	-0.853	-0.566	-1.206	-0.640
	主要照顾人焦虑倾向得分	两期主要照顾人心理健康状况得分的一阶差分, 即: 2020年该指标得分-2019年该指标得分	-0.924	-0.423	-1.543	-1.120*
	主要照顾人压力倾向得分	两期主要照顾人心理健康状况得分的一阶差分, 即: 2020年该指标得分-2019年该指标得分	0.290	0.736	-0.261	-0.997
观测值			891	493	398	

注: ①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平; ②均值差异等于父母都未外出的样本均值减去父母至少一方外出的样本均值。a 贝利标准化得分=(贝利标准分-常模均值)/常模标准差。

(三) 样本婴幼儿早期发展状况

调查结果显示, 2019年样本婴幼儿的发展滞后状况不容忽视, 且存在明显的群体差异。具体而言, 认知、语言或社会情感能力滞后的婴幼儿占比均超过50%, 近1/3的婴幼儿运动能力滞后(见表2)。上述四种能力中, 存在一种、两种、三种和四种能力滞后的婴幼儿占比分别为25.4%、27.8%、24.4%和8.6%, 有86.2%的婴幼儿至少一种能力滞后。相比之下, 同一月龄段中国城市地区和发达国家婴幼儿能力滞后比例为5%~16%(Dill et al., 2019)。分月龄看, 5~12月龄婴幼儿认知、语言、运动和社会情感能力滞后的比例均高于13~24月龄婴幼儿。分性别看, 语言能力的性别差异最大, 男孩语言能力滞后比例比女孩高10.5个百分点。分家庭特征看, 母亲受教育水平和家庭资产水平较低的婴幼儿的认知、语言、运动和社会情感能力滞后更为严重。

表2 2019年调查样本中不同特征婴幼儿的发展状况 单位: %

变量	认知能力滞后	语言能力滞后	运动能力滞后	社会情感能力滞后	一种能力滞后	两种能力滞后	三种能力滞后	四种能力滞后
全样本	52.2	54.2	32.2	51.0	25.4	27.8	24.4	8.6
婴幼儿月龄								
13~24月龄 (N=593)	52.1	52.3	16.3	46.9	29.3	29.0	21.2	3.9
5~12月龄 (N=298)	52.3	57.9	63.8	59.1	17.4	25.5	30.5	18.1
婴幼儿性别								
男孩 (N=454)	49.8	59.3	32.5	48.6	28.0	25.1	23.6	10.1
女孩 (N=437)	54.7	48.8	31.9	53.6	22.7	30.7	25.2	7.1
母亲受教育水平								
初中及以上 (N=440)	46.1	48.2	28.9	45.6	26.1	27.7	20.0	6.6
小学或未上学 (N=446)	57.8	59.6	34.9	56.4	24.9	28.0	28.3	10.5

表 2 (续)

家庭资产								
家庭资产前 50% (N=448)	49.3	48.5	28.7	48.6	27.2	28.6	19.9	7.6
家庭资产后 50% (N=443)	55.1	59.9	35.7	53.4	23.5	27.1	28.9	9.7

注：有效样本中有 5 名婴幼儿的母亲缺失受教育水平的信息。

为考察自然状况下婴幼儿早期发展随着月龄的变化，本文聚焦 891 个有效样本中未被分到家庭科学育儿指导干预组的 453 个婴幼儿。如图 2 所示，语言、运动和社会情感能力滞后比例随婴幼儿月龄增加而下降，但认知能力滞后比例随婴幼儿月龄增加而增加。与 2019 年相比，2020 年这 453 名婴幼儿认知能力滞后比例提高了 18.3 个百分点，但语言、运动或社会情感能力滞后比例分别下降 22.9 个百分点、20.1 个百分点和 22.3 个百分点。分父母外出情况来看，同期父母都未外出、仅父亲外出和父母都外出的婴幼儿的认知能力滞后比例均有所上升，而语言、运动和社会情感能力滞后比例都有所下降。

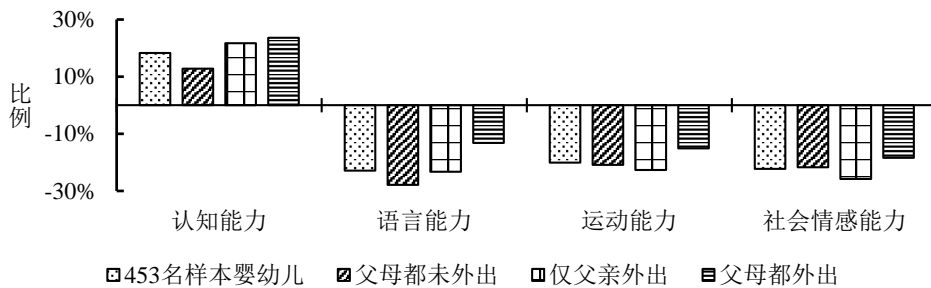


图 2 2019 年到 2020 年样本婴幼儿早期发展滞后比例的变化

(四) 计量模型设定

在研究父母外出对婴幼儿早期发展的影响时，遗漏变量和自选择问题很可能导致父母外出是内生的，这种情况下 OLS 的估计结果有偏。为此，本文参照田旭等(2018)的做法，采用倾向得分匹配法(propensity score matching, 简称 PSM)与倍差法(difference in differences, 简称 DID)相结合的方法，在一定程度上克服潜在的内生性问题。具体而言，本文将处理组定义为 2019 年 7—12 月或 2020 年 1—6 月父母至少一方外出 3 个月及以上的婴幼儿，对照组为同期父母都未外出的婴幼儿，即非留守婴幼儿。本文采用有放回的最近邻匹配法来确定权重，基本思路是为每名处理组婴幼儿寻找一名具有尽可能相同可观测特征的对照组婴幼儿。通过 PSM 将父母外出概率(即倾向得分)相近的处理组和对照组婴幼儿进行匹配，尽可能缓解由可观测特征造成的选择性偏误。通过倍差法，尽可能缓解处理组和对照组共同的不随时间变化的选择性偏误。PSM-DID 处理过程如下：第一，根据核心解释变量与控制变量，采用 Logit 模型估计出每名婴幼儿的倾向得分，然后参考 Caliendo and Kopeinig (2008)的做法，检验处理组和对照组婴幼儿的倾向得分取值范围是否具有较好的共同支持性。第二，计算每一位婴幼儿在 2019 年调查和 2020 年调查中贝利标准化得分的一阶差分。第三，通过比较处理组和对照组婴幼儿在 2019 年调查和 2020 年调查中贝利标准化得分的一阶差分，来识别父母外出对婴幼儿早期发展的平均处理效应。为验证假说 H1，模型设定如下：

$$\Delta ECD_{ijk}^{PSM} = \alpha_0 + \beta_1 MIG_{ij} + \gamma C_{ij} + \lambda H_{ij} + \beta_2 ECD_Lag_{ijk} + \beta_3 village_j + \beta_4 tester_k + \varepsilon_{ijk} \quad (1)$$

(1) 式中： i 表示婴幼儿， j 表示村庄， k 表示贝利测试员。 ΔECD_{ijk}^{PSM} 表示 2019 年到 2020 年婴幼儿能力的变化（即贝利标准化得分的一阶差分）。 MIG_{ij} 是父母外出虚拟变量，代表父母至少一方外出、仅父亲外出或者父母都外出。PSM-DID 方法一次只能将一组处理组与对照组进行比较，所以模型回归时一次只引入一种父母外出情况作为处理组。例如，当分析父母至少一方外出对婴幼儿早期发展的影响时，父母至少一方外出的婴幼儿 MIG_{ij} 取值为 1，父母都未外出的婴幼儿 MIG_{ij} 取值为 0。当分析另外两种父母外出情况时方法类似，而且都是用父母都未外出的婴幼儿作为对照组。估计系数 β_1 反映的是父母外出对婴幼儿早期发展的平均处理效应，若父母外出不利于婴幼儿早期发展，则显著为负。 C_{ij} 表示婴幼儿个人特征（包括月龄、性别、民族、早期留守经历^①）； H_{ij} 表示婴幼儿家庭特征（包括母亲年龄、母亲受教育水平、亲兄弟姐妹数量、祖母健康状况、家庭资产指数、是否被分配到家庭科学育儿指导干预组）。 ECD_Lag_{ijk} 表示 2019 年调查时的贝利标准化得分。参考以往研究（Yue et al., 2020；李珊珊等，2021），考虑到父母是否外出可能受村落特征影响，模型中引入行政村虚拟变量 $village_j$ ；为控制贝利测试员对结果变量的测量误差，模型中引入贝利测试员虚拟变量 $tester_k$ 。 ε_{ijk} 表示误差项。

如前文所述，父母外出对婴幼儿早期发展的影响机制主要包括“收入效应”、“陪伴缺失效应”和“照料人心理健康效应”。为了探索这三方面的影响机制（即假说 H2、H3 和 H4），模型设定如下：

$$\Delta Intm_{ij}^{PSM} = \alpha_0 + \omega_1 MIG_{ij} + \gamma C_{ij} + \lambda H_{ij} + \omega_2 Intm_Lag_{ij} + \omega_3 village_j + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

(2) 式中： $\Delta Intm_{ij}^{PSM}$ 表示 2019 年到 2020 年家庭养育支出、主要照料人养育参与行为得分或主要照料人心理健康状况得分的变化。 $Intm_Lag_{ij}$ 表示该指标在 2019 年时的情况。

2020 年的调查数据显示，有 145 名（16.3%）疫情前（2019 年 7—12 月）外出的父亲在疫情发生后（2020 年 1—6 月）返乡并滞留家中。其中，有 96 名父亲认为是因疫情返乡，另外 49 名父亲认为是非疫情原因影响返乡。这部分在疫情期间滞留在家中的父亲是否积极参与到婴幼儿养育中来？因疫情返乡和非疫情原因返乡的父亲在养育参与行为上是否有差异？父亲参与婴幼儿养育对婴幼儿早期发展有什么影响？为了回答这些问题，本文将比较疫情发生后返乡并滞留家中的父亲与考察期内未外出的父亲在养育参与行为方面的异同。模型设定如下：

$$\Delta Ptnl_Inv_{ij}^{PSM} = \alpha_0 + \phi_1 REMIG_{ij} + \gamma C_{ij} + \lambda' H_{ij} + \phi_2 Ptnl_Inv_Lag_{ij} + \phi_3 village_j + \varepsilon_{ij} \quad (3)$$

(3) 式中： $\Delta Ptnl_Inv_{ij}^{PSM}$ 表示 2019 年到 2020 年父亲养育参与行为得分的变化。 $REMIG_{ij}$ 是一个虚拟变量，如果父亲在 2019 年 7—12 月期间外出但在 2020 年 1—6 月期间未外出则取值为 1，如果父亲在 2019 年 7—12 月和 2020 年 1—6 月都未外出则取值为 0。 $Ptnl_Inv_Lag_{ij}$ 表示 2019 年父

^①本文参照 Meng and Yamauchi (2017) 的做法，采用婴幼儿自其出生到 2019 年调查时得到母亲全职在家照料的时间占比作为 2019 年调查前父母外出状况的代理变量，以控制婴幼儿的早期留守经历。

亲养育参与行为得分。与(1)式不同的是,(3)式中用父亲的年龄和受教育水平替代(1)式中母亲的年龄和受教育水平,即将 H_{ij} 替换为 H'_{ij} 。

在分析疫情期间滞留家中父亲养育参与行为的基础上,本文进一步采用个体固定效应模型分析父亲养育参与行为对婴幼儿早期发展的影响。之所以没有继续使用PSM-DID方法,是因为该方法主要适用于核心解释变量为虚拟变量的情形,而父亲养育参与行为得分是一个连续变量。模型设定如下:

$$ECD_{ijkt} = \alpha_0 + \theta_1 Pml_Inv_{ijt} + \delta X_{ijt} + \theta_2 \eta_{ij} + \theta_3 tester_k + \varepsilon_{ijkt} \quad (4)$$

(4)式中: t 表示调研年份。 ECD_{ijkt} 表示贝利标准化得分。 X_{ijt} 表示随时间变化的婴幼儿个人及家庭特征(包括婴幼儿月龄、早期留守经历、兄弟姐妹数量、家庭资产指数、是否被分配到家庭科学育儿指导干预组)。 η_{ij} 表示婴幼儿固定效应。标准误在自然村层面聚类。

四、回归结果

(一) 父母外出对婴幼儿早期发展的影响

PSM-DID的估计结果显示,父母外出不利于婴幼儿语言和运动能力的发展,无法拒绝假说H1。如表3所示,从2019年到2020年婴幼儿各种能力得分的变化来看,与非留守婴幼儿相比,父母至少一方外出使婴幼儿语言和运动能力得分分别降低了0.197和0.192个标准差,仅父亲外出对婴幼儿早期发展无显著影响,父母都外出使婴幼儿语言和运动能力得分分别降低了0.319和0.277个标准差。这在一定程度上表明,母亲相比于其他照料人对婴幼儿早期发展具有更重要的作用,且母亲外出对婴幼儿早期发展的负面影响大于父亲外出。

表3 父母外出对婴幼儿早期发展影响的回归结果

	被解释变量: 2020年贝利标准化得分-2019年贝利标准化得分 (ΔECD_{ijk}^{PSM})			
	认知能力得分	语言能力得分	运动能力得分	社会情感能力得分
父母至少一方外出	-0.199 (0.123)	-0.197** (0.086)	-0.192* (0.099)	0.069 (0.077)
共同支持样本量	884	879	881	877
仅父亲外出	-0.070 (0.137)	-0.134 (0.101)	-0.112 (0.114)	0.111 (0.084)
共同支持样本量	697	693	695	691
父母都外出	-0.172 (0.147)	-0.319*** (0.109)	-0.277** (0.138)	0.010 (0.102)
共同支持样本量	584	580	582	579
2020年非留守婴幼儿贝利标准化得分	-0.823	-0.591	0.111	-0.720

注:①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平;②括号内为Abadie-Imbens稳健标准误;③回归过程中采用有放回的最近邻匹配;④父母至少一方外出包括仅父亲外出和父母都外出两种情况。

(二) 父母外出影响婴幼儿早期发展的作用机制

1. 父母外出的收入效应。如表4所示, 父母至少一方外出使婴幼儿的家庭月收入减少 397.225 元, 为婴幼儿买维生素的支出减少 84.157 元。究其原因: 父母外出后一般由祖母或外祖母担任婴幼儿的主要照顾人。祖辈由于科学养育知识有限, 且缺乏获得科学养育知识和方法的途径, 她们主要关心婴幼儿热量摄入是否达标(即是否“吃饱”), 容易忽视营养需求(Bai et al., 2022)。分父母外出情况来看, 父母都外出对婴幼儿的家庭月收入和家庭养育支出的负面影响最大。因此, 父母外出减少了对婴幼儿早期发展有利的家庭养育支出, 无法拒绝假说 H2。

表 4 父母外出收入效应的检验结果

变量	被解释变量: 2020 年该指标-2019 年该指标 ($\Delta Intm_{ij}^{PSM}$)						
	家庭月均 收入	养育 总支出	买配方 奶粉支出	买玩具 支出	买书支出	买零食 支出	买维生素 支出
父母至少一方外出	-397.225** (181.870)	-148.663 (158.929)	-44.301 (100.317)	-33.583 (26.091)	-1.376 (3.603)	-39.606 (91.010)	-84.157*** (32.284)
共同支持样本量	883	884	884	885	885	885	885
仅父亲外出	-359.247* (200.128)	92.651 (154.573)	171.806* (90.705)	-13.303 (24.750)	-2.422 (4.006)	-85.037 (95.274)	-66.099* (36.700)
共同支持样本量	696	697	697	698	698	698	698
父母都外出	-645.470*** (248.544)	-286.491 (236.723)	-31.240 (184.162)	-42.422 (31.878)	-1.210 (5.410)	-81.839 (109.639)	-102.059** (46.458)
共同支持样本量	585	585	585	585	585	585	585
2020 年非留守婴幼儿 该指标	3802.247	1525.841	99.233	231.109	23.262	934.977	237.259

注: ①***、**和*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平; ②括号内为 Abadie-Imbens 稳健标准误; ③回归过程中采用有放回的最近邻匹配; ④父母至少一方外出包括仅父亲外出和父母都外出两种情况。

2. 父母外出的陪伴缺失效应。从主要照顾人养育参与行为来看, 父母外出显著减少了婴幼儿主要照顾人的养育参与行为。分父母外出情况来看, 仅父亲外出对婴幼儿主要照顾人的养育参与行为得分及其三个维度(运动玩耍类、管教类和社会情感类)的养育参与行为得分都无显著影响。但是, 父母都外出使婴幼儿的主要照顾人养育参与行为得分降低了 0.156 分, 管教类参与行为得分降低了 0.255 分, 社会情感类参与行为得分降低了 0.141 分(见表 5)。因此, 农村父母外出会减少婴幼儿主要照顾人的养育参与行为, 无法拒绝假说 H3。

表 5 父母外出陪伴缺失效应的检验结果

变量	被解释变量: 2020 年该指标得分-2019 年该指标得分 ($\Delta Intm_{ij}^{PSM}$)			
	主要照顾人 养育参与行为得分	运动玩耍类 参与行为得分	管教类 参与行为得分	社会情感类 参与行为得分
父母至少一方外出	-0.083 (0.054)	-0.058 (0.074)	-0.095 (0.083)	-0.035 (0.051)

表 5 (续)

共同支持样本量	883	883	883	883
仅父亲外出	-0.017 (0.059)	-0.029 (0.082)	-0.020 (0.093)	-0.009 (0.061)
共同支持样本量	696	696	696	696
父母都外出	-0.156** (0.075)	-0.151 (0.101)	-0.255** (0.105)	-0.141** (0.071)
共同支持样本量	584	584	584	584
2020 年非留守婴幼儿主要 照料人养育参与行为得分	2.800	3.299	2.443	2.658

注：①***表示 5% 的显著性水平；②括号内为 Abadie-Imbens 稳健标准误；③回归过程中采用有放回的最邻近匹配；④父母至少一方外出包括仅父亲外出和父母都外出两种情况。

3. 父母外出的照料人心理健康效应。从主要照料人的心理健康状况来看，父母外出对婴幼儿主要照料人的心理健康状况有负面影响。具体而言，仅父亲外出和父母都外出分别使婴幼儿的主要照料人抑郁倾向得分提高了 1.309 分和 3.058 分，焦虑倾向得分提高了 1.327 分和 2.274 分（见表 6）。相比之下，父母都外出对婴幼儿主要照料人心理健康状况造成的负面影响更大。2020 年的调查数据显示，样本留守婴幼儿的主要照料人中，分别有 36.1%、44.7% 和 34.4% 的照料人存在轻度及以上的抑郁倾向、焦虑倾向和压力倾向，显著高于非留守婴幼儿主要照料人对应的比例（分别为 22.4%、30.7% 和 22.9%）。综上，农村父母外出会对婴幼儿主要照料人的心理健康状况造成负面影响，无法拒绝假说 H4。

表 6 父母外出照料人心理健康效应的检验结果

变量	被解释变量：2020 年该指标得分-2019 年该指标得分 ($\Delta Intm_{ij}^{PSM}$)		
	抑郁倾向得分	焦虑倾向得分	压力倾向得分
父母至少一方外出	1.683*** (0.598)	1.519** (0.594)	1.640** (0.700)
共同支持样本量	884	885	885
仅父亲外出	1.309** (0.608)	1.327** (0.632)	1.142 (0.768)
共同支持样本量	698	698	698
父母均外出	3.058*** (0.950)	2.274** (0.890)	1.726 (1.108)
共同支持样本量	584	585	585
2020 年非留守婴幼儿主要 照料人心理健康状况得分	5.573	5.899	11.080

注：①***和**分别表示 1% 和 5% 的显著性水平；②括号内为 Abadie-Imbens 稳健标准误；③回归过程中采用有放回的最邻近匹配；④父母至少一方外出包括仅父亲外出和父母都外出两种情况。

(三) 父亲养育参与行为及其影响

上述结果表明, 父母都外出对婴幼儿早期发展有显著的负面影响, 而仅父亲外出对婴幼儿早期发展没有影响。这是否跟父亲的养育参与行为有关? 是不是因为即便父亲没有外出他们也没有积极参与到婴幼儿养育中来? 如前文所述, 有 145 名 (16.3%) 疫情前外出的父亲在疫情发生后滞留家中。下文将比较这 145 名因为疫情滞留家中的父亲和考察期内一直待在家中的父亲的养育参与行为, 进一步厘清父母外出对婴幼儿早期发展的影响机制。

分析结果表明, 疫情期间滞留家中的父亲并没有积极参与到婴幼儿养育中来。如表 7 所示, 相比于非留守婴幼儿的父亲, 疫情前外出但在疫情发生后返乡的父亲养育参与行为得分要低 0.402 分, 因疫情返乡的父亲养育参与行为得分要低 0.439 分, 非疫情原因返乡的父亲养育参与行为得分无显著差异。值得注意的是, 虽然非留守婴幼儿的父亲养育参与行为得分略高于留守婴幼儿的父亲, 但样本本地区父亲参与婴幼儿养育的整体水平仍较低。2020 年, 非留守婴幼儿的父亲养育参与行为得分为 2.317 分 (见表 7), 显著低于同期的母亲养育参与行为得分 (2.848), 更低于 Cabrera et al. (2004) 根据 597 名低收入父亲的数据所估计的 3.52 分。具体而言, 非留守婴幼儿父亲以“每周几次”及以上频率参与运动玩耍类、管教类、照料类和社会情感类养育行为的比例分别为 12.8%、5.0%、4.5% 和 2.3%。

表 7 父亲返乡对父亲养育参与行为影响的回归结果

变量	被解释变量: 2020 年该指标得分-2019 年该指标得分 ($\Delta P_{itl} - Inv_{ij}^{PSM}$)				
	父亲养育参与行为得分	照料类参与行为得分	运动玩耍类参与行为得分	管教类参与行为得分	社会情感类参与行为得分
父亲返乡	-0.402*** (0.118)	-0.368*** (0.139)	-0.593*** (0.153)	-0.284*** (0.106)	-0.337*** (0.101)
共同支持样本量	541	541	541	541	541
疫情原因返乡	-0.439*** (0.128)	-0.406*** (0.150)	-0.559*** (0.182)	-0.307*** (0.106)	-0.381*** (0.114)
共同支持样本量	492	492	492	492	492
非疫情原因返乡	-0.160 (0.183)	-0.003 (0.215)	-0.342 (0.240)	-0.095 (0.180)	-0.112 (0.164)
共同支持样本量	446	446	446	446	446
2020 年非留守婴幼儿父亲养育参与行为得分	2.317	2.370	2.746	1.949	2.204

注: ①***表示 1% 的显著性水平; ②括号内为 Abadie-Imbens 稳健标准误; ③回归过程中采用有放回的最近邻匹配; ④父母至少一方外出包括仅父亲外出和父母都外出两种情况。

尽管父亲养育参与行为不容乐观, 但是进一步分析结果表明, 父亲参与养育对婴幼儿认知能力发展有显著的积极影响。如表 8 所示, 在其他因素不变的情况下, 父亲养育参与行为得分提高 1 分, 婴幼儿认知能力得分将提高 0.076 个标准差。现有文献对上述结果提供了可能的解释: 父亲养育参与行

为是共同养育子女的象征，父亲参与婴幼儿养育可以促使母亲和其他照养人共同照料子女，缓解其他照养人的身心压力，提高其他照养人养育参与行为的程度与质量（Jeong et al., 2018）。此外，农村父母更倾向于采用专断型和忽视型的教养方式，即便参与婴幼儿养育，也是以认知能力的培养为主（Bennett et al., 2012）。

表 8 父亲养育参与行为对婴幼儿早期发展影响的回归结果

变量	被解释变量：贝利标准化得分（ ECD_{ijkl} ）			
	认知能力得分	语言能力得分	运动能力得分	社会情感能力得分
父亲养育参与行为得分	0.076* (0.040)	0.005 (0.033)	0.030 (0.032)	0.031 (0.029)
照料类参与行为得分	0.062* (0.034)	0.012 (0.025)	0.047* (0.027)	0.028 (0.025)
运动玩耍类参与行为得分	0.061** (0.028)	0.000 (0.024)	0.014 (0.021)	0.024 (0.020)
管教类参与行为得分	0.045 (0.054)	0.006 (0.041)	0.009 (0.043)	0.014 (0.029)
社会情感类参与行为得分	0.075* (0.041)	-0.000 (0.033)	0.025 (0.036)	0.031 (0.034)
观测值	1779	1774	1776	1772

注：①**和*分别表示 5% 和 10% 的显著性水平；②括号内为自然村层面聚类标准误。

（四）父母外出对婴幼儿早期发展影响的异质性分析

考虑到婴幼儿对父母陪伴的需求随年龄的增长而变化（李珊珊等，2021），婴幼儿性别、母亲受教育水平和家庭资产会影响父母养育投资决策，进而影响婴幼儿早期发展（郑筱婷和陆小慧，2018；白钰等，2019；Yang and Bansak, 2020），本文将进一步分析父母外出对不同月龄、性别、母亲受教育水平和家庭资产的婴幼儿的异质性影响。

异质性分析结果表明，父母外出对婴幼儿早期发展的影响因婴幼儿的月龄、性别、母亲受教育水平和家庭资产而异^①。相比于 5~12 月龄婴幼儿，父母至少一方外出、仅父亲外出、父母都外出都对 13~24 月龄婴幼儿的运动能力有更大的负面影响。这可能是因为随着月龄的增长，1 岁以上婴幼儿大运动和精细运动能力发展较快，会增加与父母互动的需求，这一时期缺失父母的陪伴，对运动能力的发展更不利。这三种父母外出情况都对男孩语言能力的负面影响较女孩更大。可能的原因是，语言能力的性别差异已普遍存在，父母外出会加剧这种差距（Wang et al., 2019）。相比于母亲受教育水平为小学或未上学的情况，当母亲受教育水平为初中及以上时，这三种父母外出情况都对婴幼儿认知能力有更大的负面影响。一般来说，受教育水平较高的母亲更倾向于积极的养育参与行为，而受教育水平

^①限于篇幅，本文未展示详细结果。

较低的母亲外出务工产生“陪伴缺失效应”本身可能较小，因此对于受教育水平较高的母亲来说，“陪伴缺失效应”所带来的负面影响更大（白钰等，2019）。当家庭资产水平较高时，父母至少一方外出对婴幼儿认知能力的负面影响较大，父母都外出对婴幼儿运动能力的负面影响较大。究其原因，低收入家庭父母外出务工的正向“收入效应”更明显，但家庭经济状况达到一定程度时，“收入效应”不足以完全弥补“陪伴缺失效应”（Yang and Bansak, 2020）。

（五）稳健性检验

1. 安慰剂检验。为了检验上述结果的稳健性，本文通过随机生成处理组的方式进行安慰剂检验，重复 500 次，根据虚假实验得到的父母外出对婴幼儿早期发展影响的估计系数的概率来判断结论的可靠性。检验结果显示，虚假的双重差分项的估计系数集中分布于 0 附近，表明在模型设定中并不存在严重的遗漏变量问题，核心结论比较稳健。

2. 更改留守婴幼儿的界定方式。本文进一步通过改变留守婴幼儿定义的方式检验结果的稳健性。将留守婴幼儿重新界定为父母至少一方连续在 2019 年 7—12 月和 2020 年 1—6 月期间都外出 3 个月及以上的婴幼儿。照此定义，891 名婴幼儿中共有 591 名非留守婴幼儿，188 名仅父亲外出，99 名父母都外出，13 名仅母亲外出。同样剔除仅母亲外出样本后，按照新的定义重新估计父母外出对婴幼儿早期发展的影响。结果显示，核心解释变量的回归系数与按照之前定义得到的结果在显著性和方向上基本一致，但基于新定义，父母都外出对婴幼儿语言和运动能力得分影响的估计系数的绝对值分别高出基准回归结果 21.3% 和 123.5%。

3. 进一步控制家庭科学育儿指导干预可能造成的偏误。如前文所述，部分样本婴幼儿被分配到家庭科学育儿指导干预组。为检验这一分配是否会造成估计偏误，除在前文回归中控制“是否被分配到家庭科学育儿指导干预组”，并验证了分配到干预组的比例在留守婴幼儿与非留守婴幼儿之间无显著统计差异外，本文进一步将研究对象限定为未被分配到家庭科学育儿指导干预组的样本婴幼儿，重新用 PSM-DID 方法进行估计，估计结果稳健。

五、研究结论与政策建议

本文基于 2019 年和 2020 年对云南昭通市鲁甸县 891 名 3 岁以下婴幼儿及其家庭实地调查所形成的面板数据，在描述农村父母外出和婴幼儿早期发展现状的基础上，分析了父母外出对婴幼儿认知、语言、运动和社会情感能力的影响及其机制。结果表明：第一，样本地区婴幼儿普遍存在早期发展滞后问题，2019 年认知、语言、运动和社会情感能力发展滞后的比例分别为 52.2%、54.2%、32.2% 和 51.0%，上述四种能力至少一种发展滞后的婴幼儿占 86.2%。第二，父母都外出对婴幼儿早期发展的负面影响更大，特别是对婴幼儿的语言和运动能力存在不利影响，仅父亲外出对婴幼儿早期发展无显著影响，这也从侧面反映出当前农村女性在家庭养育中承担着决定性作用。第三，对于婴幼儿早期发展来说，农村父母外出无法发挥“收入效应”的正向作用，“陪伴缺失效应”和“照料人心理健康效应”叠加对婴幼儿早期发展造成负面影响。第四，父亲养育参与行为对婴幼儿的认知能力有显著的正面影响，但父亲养育参与行为水平较低。即便父亲因疫情滞留家中，其养育参与行为也没有得到显著改善，

可见父亲因外出务工而与婴幼儿分离并不是其养育参与行为水平较低的主要原因。第五，母亲受教育水平和资产水平越高的家庭，父母外出务工对婴幼儿早期发展的负面影响越大，对于他们来说，外出务工难以对婴幼儿早期发展产生显著的边际回报。

家庭照护是促进婴幼儿早期发展最有效的方式之一，对处于不利养育环境、早期发展存在滞后风险的婴幼儿的投资回报率高达7%~10% (Heckman et al., 2010)。在落实《国务院办公厅关于促进3岁以下婴幼儿照护服务发展的指导意见》过程中，应进一步把握“家庭为主”等原则，“加强对家庭婴幼儿照护的支持和指导……加大对农村和贫困地区婴幼儿照护服务的支持，推广婴幼儿早期发展项目”^①。建议卫生健康部门协调教育、民政、妇联组织等部门，设立养育服务中心，为家长提供一对一的家庭养育指导，示范亲子互动方法，传递科学养育知识，改变养育观念，使农村照护人充分认识到婴幼儿早期发展的重要性，促进农村婴幼儿早期全面发展。注重引导父母，尤其是促进父亲在养育过程中的参与。此外，关注主要照护人心理健康状况，为他们提供更多的社会支持和投入，改善他们的福利状况，同时为婴幼儿早期发展提供良好的成长环境。

更长期来看，笔者认为，推动农民工市民化，让“流动”不产生“留守”是治本之策。在户籍制度改革进程中，要加大对农业转移人口就业的支持力度，更好地发挥外出务工的正向“收入效应”。保障农业转移人口就近就地享有基本公共服务，探索切实提供卫生服务、婴幼儿照护服务以及产假等相应福利的可行途径，保障农业转移人口随迁子女长期在流入地平等接受教育等基本权利，降低随迁成本，这样才能不断提升农业转移人口及其子女的获得感、幸福感和安全感，才能更有效地促进中国人力资本长期高质量发展。

参考文献

- 1.白云丽、曹月明、刘承芳、张林秀，2022：《农业部门就业缓冲作用的再认识——来自新冠肺炎疫情前后农村劳动力就业的证据》，《中国农村经济》第6期，第65-87页。
- 2.白钰、郑丽娟、刘步瑶、杨宁、陈鹏，2019：《中国农村贫困地区养育行为现状及其影响的实证研究》，《华东师范大学学报（教育科学版）》第3期，第70-83页。
- 3.陈福美、苑春永、张彩、黎亚军、王耘，2015：《母亲抑郁、父母冲突与幼儿问题行为：有调节的中介效应》，《中国临床心理学杂志》第6期，第1049-1052页。
- 4.段成荣、邱玉鼎、黄凡、谢东虹，2022：《从657万到3.76亿：四论中国人口迁移转变》，《人口研究》第6期，第41-58页。
- 5.李珊珊、岳爱、刘国恩、孙宇，2021：《母亲外出务工对儿童早期发展的影响研究——基于养育未来随机干预调查的证据》，《劳动经济研究》第2期，第3-25页。
- 6.唐宁、谢勇，2019：《留守经历对劳动者就业质量的影响》，《中国农村经济》第12期，第48-64页。

^①参见《国务院办公厅关于促进3岁以下婴幼儿照护服务发展的指导意见》，https://www.gov.cn/zhengce/content/2019-05/09/content_5389983.htm。

- 7.田旭、黄莹莹、钟力、王辉, 2018: 《中国农村留守儿童营养状况分析》, 《经济学(季刊)》第1期, 第247-276页。
- 8.魏东霞、谌新民, 2018: 《落户门槛、技能偏向与儿童留守——基于2014年全国流动人口监测数据的实证研究》, 《经济学(季刊)》第2期, 第549-578页。
- 9.杨洁、蒋琪、岳爱、汤蕾、聂景春, 2019: 《中国农村贫困地区抚养人抑郁风险现状及其对养育行为的影响》, 《华东师范大学学报(教育科学版)》第3期, 第97-106页。
- 10.郑筱婷、陆小慧, 2018: 《有兄弟对女性是好消息吗? ——家庭人力资本投资中的性别歧视研究》, 《经济学(季刊)》第1期, 第277-298页。
- 11.Albers, C. A., and A. J. Grieve, 2007, "Test Review: Bayley, N. (2006). Bayley Scales of Infant and Toddler Development-Third Edition. San Antonio, TX: Harcourt Assessment", *Journal of Psychoeducational Assessment*, 25(2): 180-190.
- 12.Bai, Y., N. Yang, L. Wang, and S. Zhang, 2022, "The Impacts of Maternal Migration on the Cognitive Development of Preschool-Aged Children Left Behind in Rural China", *World Development*, Vol.158, 106007.
- 13.Bai, Y., S. Zhang, L. Wang, R. Dang, C. Abbey, and S. Rozelle, 2019, "Past Successes and Future Challenges in Rural China's Human Capital", *Journal of Contemporary China*, 28(120): 883-898.
- 14.Bennett, P. R., A. C. Lutz, and L. Jayaram, 2012, "Beyond the Schoolyard: The Role of Parenting Logics, Financial Resources, and Social Institutions in the Social Class Gap in Structured Activity Participation", *Sociology of Education*, 85(2): 131-157.
- 15.Cabrera, N., J. Shannon, C. Vogel, C. Tamis-Lemonda, R. Ryan, J. Brooks-Gunn, H. Raikes, and R. Cohen, 2004, "Low-Income Fathers' Involvement in Their Toddlers' Lives: Biological Fathers from the Early Head Start Research and Evaluation Study", *Fathering: A Journal of Theory, Research, and Practice about Men as Fathers*, 2(1): 5-30.
- 16.Caliendo, M., and S. Kopeinig, 2008, "Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching", *Journal of Economic Surveys*, 22(1): 31-72.
- 17.Cusick, S. E., and M. K. Georgieff, 2016, "The Role of Nutrition in Brain Development: The Golden Opportunity of the 'First 1000 Days'", *The Journal of Pediatrics*, Vol.175: 16-21.
- 18.Dill, S. E., Y. Ma, A. Sun, and S. Rozelle, 2019, "The Landscape of Early Childhood Development in Rural China", *The Asia-Pacific Journal*, 17(16): 1-16.
- 19.Emmers, D., Q. Jiang, H. Xue, Y. Zhang, Y. Zhang, Y. Zhao, B. Liu, S. E. Dill, Y. Qian, N. Warrinnier, H. Johnstone, J. Cai, X. Wang, L. Wang, R. Luo, G. Li, J. Xu, M. Liu, Y. Huang, W. Shan, Z. Li, Y. Zhang, S. Sylvia, Y. Ma, A. Medina, and S. Rozelle, 2021, "Early Childhood Development and Parental Training Interventions in Rural China: A Systematic Review and Meta-Analysis", *BMJ Global Health*, 6(8), e005578.
- 20.Gonzalez-Mena, J., and D. W. Eyer, 2004, *Infants, Toddlers, and Caregivers (Eleventh Edition)*, New York: McGraw-Hill Education, 91-106.
- 21.Goodman, S. H., M. H. Rouse, A. M. Connell, M. R. Broth, C. M. Hall, and D. Heyward, 2011, "Maternal Depression and Child Psychopathology: A Meta-Analytic Reviews", *Clinical Child and Family Psychology Review*, 14(1): 1-27.
- 22.Heckman, J. J., 2006, "Skill Formation and the Economics of Investing in Disadvantaged Children", *Science*, 312(5782): 1900-1902.

23. Heckman, J. J., S. H. Moon, R. Pinto, P. A. Savellyev, and A. Yavitz, 2010, "The Rate of Return to the HighScope Perry Preschool Program", *Journal of Public Economics*, 94(1): 114-128.
24. Huttenlocher, P. R., and A. S. Dabholkar, 1997, "Regional Differences in Synaptogenesis in Human Cerebral Cortex", *The Journal of Comparative Neurology*, 387(2): 167-178.
25. Jeong, J., S. Siyal, G. Fink, D. C. McCoy, and A. K. Yousafzai, 2018, "'His Mind Will Work Better with Both of Us': A Qualitative Study on Fathers' Roles and Coparenting of Young Children in Rural Pakistan", *BMC Public Health*, 18(1): 1-16.
26. Lovibond, P. F., and S. H. Lovibond, 1995, "The Structure of Negative Emotional States: Comparison of the Depression Anxiety Stress Scales (DASS) with the Beck Depression and Anxiety Inventories", *Behaviour Research and Therapy*, 33(3): 335-343.
27. Lowe, J. R., S. J. Erickson, R. Schrader, and A. F. Duncan, 2012, "Comparison of the Bayley II Mental Developmental Index and the Bayley III Cognitive Scale: Are We Measuring the Same Thing?", *Acta paediatrica*, 101(2): e55-e58.
28. Luby, J. L., A. Belden, M. P. Harms, R. Tillman, and D. M. Barch, 2016, "Preschool Is a Sensitive Period for the Influence of Maternal Support on the Trajectory of Hippocampal Development", *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 113(20): 5742-5747.
29. Meng, X., and C. Yamauchi, 2017, "Children of Migrants: The Cumulative Impact of Parental Migration on Children's Education and Health Outcomes in China", *Demography*, 54(5): 1677-1714.
30. Serenius, F., K. Kallen, M. Blennow, U. Ewald, V. Fellman, G. Holmstrom, E. Lindberg, P. Lundqvist, K. Mars, M. Norman, E. Olhager, L. Stigson, K. Stjernqvist, B. Vollmer, and B. Stromberg, 2013, "Neurodevelopmental Outcome in Extremely Preterm Infants at 2.5 Years After Active Perinatal Care in Sweden", *JAMA*, 309(17): 1810-1820.
31. Walker, S. P., T. D. Wachs, S. Grantham-McGregor, M. M. Black, C. A. Nelson, S. L. Huffman, H. Baker-Henningham, S. M. Chang, J. D. Hamadani, B. Lozoff, J. M. M. Gardner, C. A. Powell, A. Rahman, and L. Richter, 2011, "Inequality in Early Childhood: Risk and Protective Factors for Early Child Development", *The Lancet*, 378(9799): 1325-1338.
32. Wang, L., H. Li, S. E. Dill, S. Zhang, and S. Rozelle, 2022, "Does Paternal Involvement Matter for Early Childhood Development in Rural China?", *Applied Developmental Science*, 26(4): 741-765.
33. Wang, L., Y. Zheng, G. Li, Y. Li, Z. Fang, C. Abbey, and S. Rozelle, 2019, "Academic Achievement and Mental Health of Left-Behind Children in Rural China: A Causal Study on Parental Migration", *China Agricultural Economic Review*, 11(4): 569-582.
34. Wen, M., and D. Lin, 2012, "Child Development in Rural China: Children Left Behind by Their Migrant Parents and Children of Nonmigrant Families: Child Well-Being in Rural China", *Child Development*, 83(1): 120-136.
35. Yang, G., and C. Bansak, 2020, "Does Wealth Matter? An Assessment of China's Rural-Urban Migration on the Education of Left-Behind Children", *China Economic Review*, Vol.59: 1-32.
36. Yue, A., Y. Bai, Y. Shi, R. Luo, S. Rozelle, A. Medina, and S. Sylvia, 2020, "Parental Migration and Early Childhood Development in Rural China", *Demography*, 57(2): 403-422.

37.Yue, A., J. Gao, M. Yang, L. Swinnen, A. Medina, and S. Rozelle, 2018, "Caregiver Depression and Early Child Development: A Mixed-Methods Study from Rural China", *Frontiers in Psychology*, Vol.9: 1-18.

(作者单位: ¹中央民族大学经济学院;
²中央民族大学中国兴边富民战略研究院;
³北京大学现代农学院;
⁴北京大学中国农业政策研究中心)
(责任编辑: 胡 祎)

The Impact of Rural Parental Migration on Early Childhood Development: Evidence from 891 Families in Yunnan Province

BAI Yu XUAN Zhichong LIU Chengfang

Abstract: Based on panel data obtained from on-site surveys conducted in 2019 and 2020 among 891 children aged three and below as well as their families, in Ludian County, Zhaotong City, Yunnan Province, this study analyzes the rural parental migration and its impact on early childhood development. The results are as follows: First, the proportions of sampled children experiencing delays in cognitive, language, motor, and socio-emotional development were 52.2%, 54.2%, 32.2%, and 51.0% in 2019, respectively. A total of 86.2% of sampled children experienced delays in at least one aspect of their development. Second, from July to December 2019 or from January to June 2020, the percentages of infants and toddlers with at least one parent migrating, the father migrating only, and both parents migrating for a cumulative period exceeding three months were 55.3%, 33.8%, and 21.5%, respectively. Third, compared to children living with parents, when at least one parent migrated, infants and toddlers experience decreases of 0.197 and 0.192 standard deviations in the scores of their language skills and athletic abilities, respectively. These decreases are driven mainly by both parents migrating which induces decreases of 0.319 and 0.277 standard deviations in the the scores of language skills and athletic abilities. The father migrating only does not have a significant impact on the aforementioned abilities of infants and toddlers. Fourth, the mechanism analysis reveals that parental migration does not bring positive income effects to early childhood development, but instead reduces the favorable expenditure for early childhood development. Moreover, the primary caregiver's involvement and mental health deteriorate, thereby hindering the development of left-behind infants and toddlers. Therefore, it is necessary to strengthen support and guidance for the care of infants and toddlers in rural families and increase investment in promoting early childhood development in rural areas. In the long term, efforts should be made to promote the reform of the household registration system, ensure equal access to public services for rural-to-urban migrants, and further enhance the quality of China's future human capital.

Keywords: Parental Migration; Early Childhood Development; Parenting Investment; Paternal Involvement; Caregiver's Mental Health

附件

附表 1

样本流失检验

变量	(1)	(2)	(3)	(2) = (3)
	全部样本 均值 (SD)	未流失样本 均值 (SD)	流失样本 均值 (SD)	t 检验 P 值
婴幼儿个人特征				
月龄 (月)	15.234 (5.586)	15.187 (5.632)	15.627 (5.204)	0.435
性别 (男=1, 女=0)	0.519 (0.500)	0.512 (0.500)	0.573 (0.497)	0.229
民族 (少数民族=1, 汉族=0)	0.093 (0.290)	0.096 (0.295)	0.064 (0.245)	0.265
早期留守经历	0.908 (0.218)	0.914 (0.212)	0.857 (0.257)	0.010***
家庭特征				
母亲年龄 (岁)	26.569 (5.670)	26.638 (5.778)	25.981 (4.630)	0.257
父亲年龄 (岁)	29.659 (5.407)	29.734 (5.520)	29.028 (4.314)	0.200
母亲受教育水平 (初中及以上=1, 其它=0)	0.507 (0.500)	0.497 (0.500)	0.589 (0.494)	0.073*
父亲受教育水平 (初中及以上=1, 其它=0)	0.456 (0.498)	0.452 (0.498)	0.491 (0.502)	0.447
亲兄弟姐妹数量 (人)	1.006 (0.942)	1.040 (0.957)	0.718 (0.756)	0.001***
祖母健康状况 (健康=1, 不健康或去世=0)	0.372 (0.484)	0.377 (0.485)	0.327 (0.471)	0.304
家庭资产指数	-0.007 (1.122)	0.004 (1.122)	-0.095 (1.126)	0.381
是否被分配到家庭科学育儿指导干预组 (是=1, 否=0)	0.502 (0.500)	0.492 (0.500)	0.582 (0.496)	0.076*
观测值	1024	914	110	1024

注: *、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

附表2 父母外出对婴幼儿早期发展的影响(未被分配到家庭科学育儿指导干预组样本)

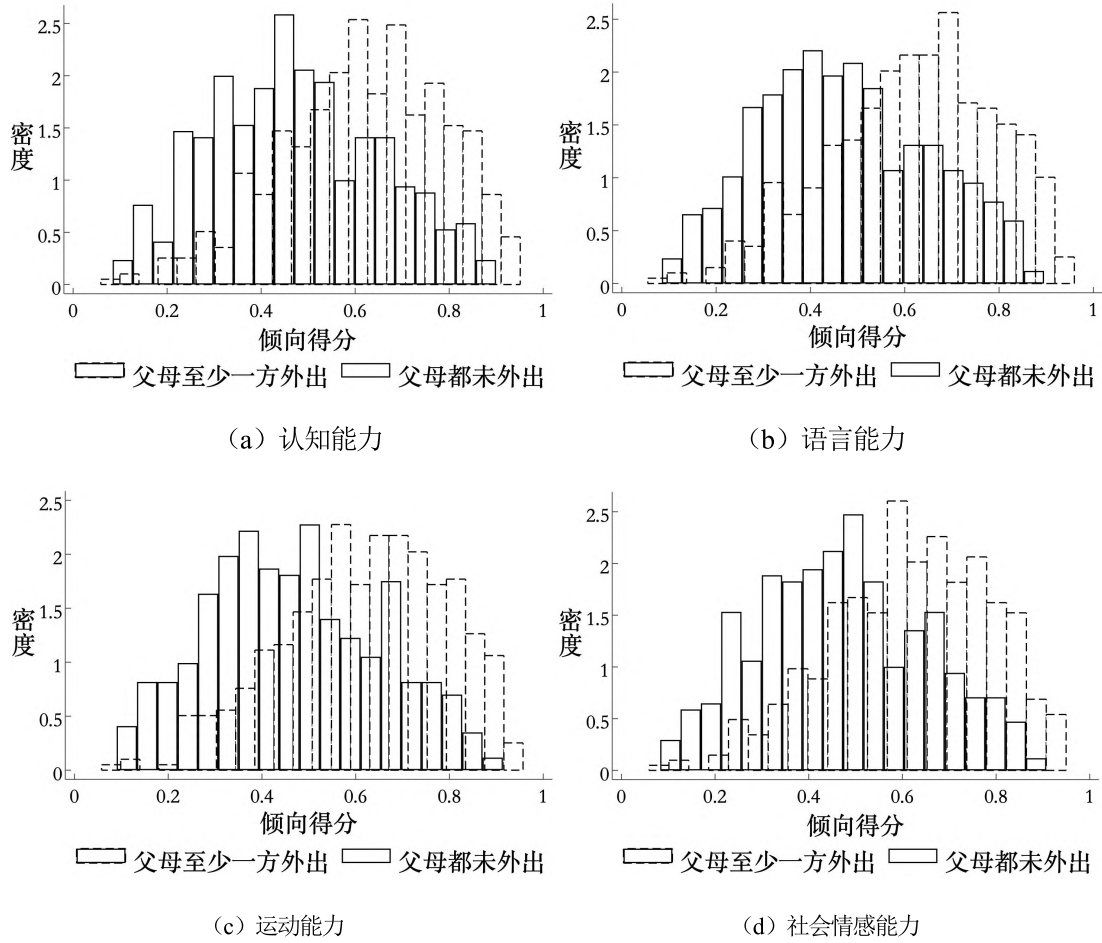
变量	被解释变量: 2020年贝利标准化得分-2019年贝利标准化得分(ΔECD_{ijk}^{PSM})			
	认知能力	语言能力	运动能力	社会情感能力
父母至少一方外出	-0.131 (0.155)	-0.322** (0.128)	-0.160 (0.150)	0.010 (0.099)
共同支持样本量	449	445	448	446
仅父亲外出	-0.080 (0.170)	-0.182 (0.146)	-0.186 (0.169)	0.001 (0.107)
共同支持样本量	346	342	345	344
父母都外出	-0.307* (0.176)	-0.458*** (0.159)	-0.119 (0.151)	-0.003 (0.119)
共同支持样本量	299	296	299	295
2020年未被分配到家庭科学育儿指导干预组的非留守婴幼儿贝利标准化得分	-0.842	-0.578	0.060	-0.709

注: ①*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。②括号内为Abadie-Imbens稳健标准误; 本文采用有放回的最近邻匹配。③父母至少一方外出包括仅父亲外出和父母都外出这两种情况; ④控制变量参见本文的计量模型设定部分。

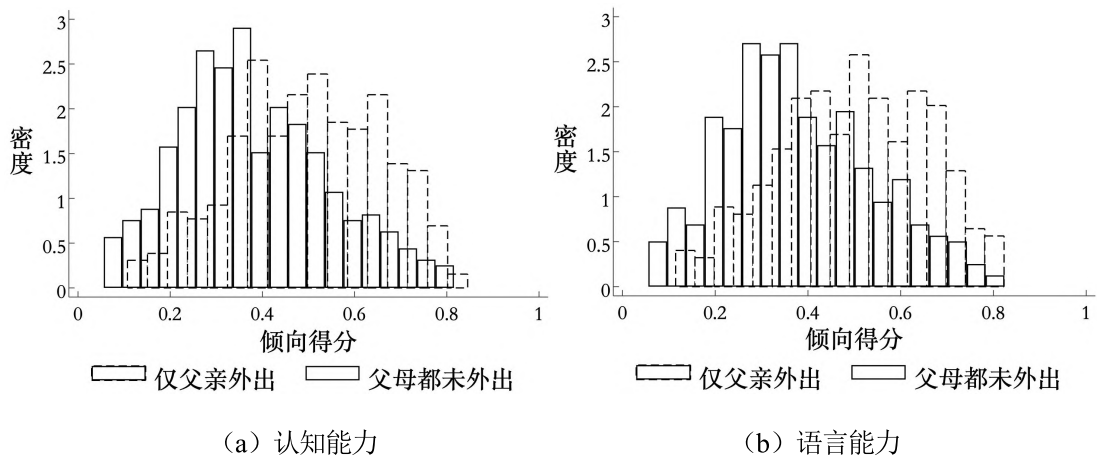
附表3 调整留守婴幼儿界定方式的回归结果

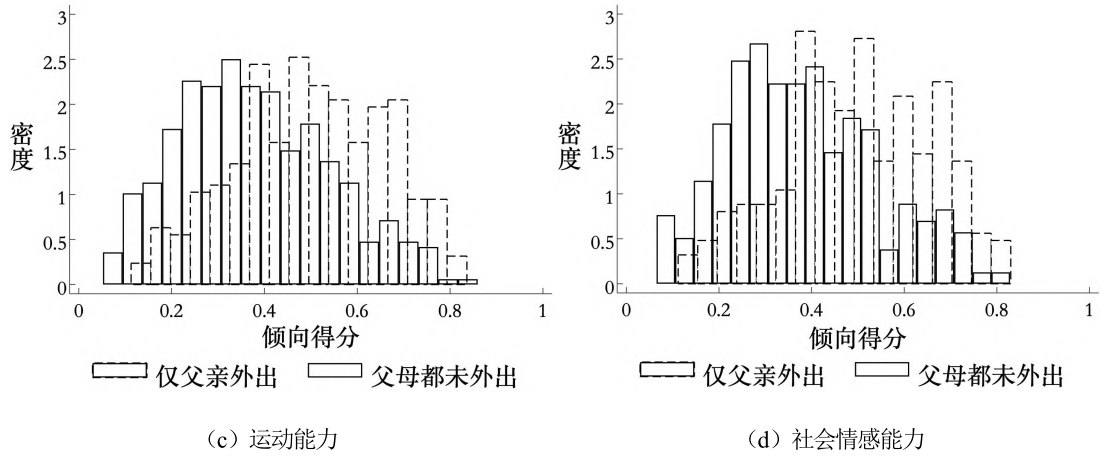
	被解释变量: 2020年贝利标准化得分-2019年贝利标准化得分(ΔECD_{ijk}^{PSM})			
	认知能力得分	语言能力得分	运动能力得分	社会情感能力得分
父母至少一方外出	-0.101 (0.120)	-0.151* (0.091)	-0.185* (0.102)	-0.003 (0.078)
共同支持样本量	871	866	868	864
仅父亲外出	-0.038 (0.149)	-0.044 (0.114)	-0.099 (0.136)	0.039 (0.104)
共同支持样本量	775	771	772	768
父母都外出	-0.265 (0.165)	-0.387*** (0.114)	-0.619*** (0.140)	-0.129 (0.109)
共同支持样本量	685	680	682	679
2020年非留守婴幼儿贝利标准化得分	-0.873	-0.641	0.095	-0.741

注: ①***和*分别表示1%和10%的显著性水平。②括号内为Abadie-Imbens稳健标准误。③回归过程中采用有放回的最近邻匹配。④父母至少一方外出包括仅父亲外出和父母都外出这两种情况; ⑤控制变量参见本文的计量模型设定部分。

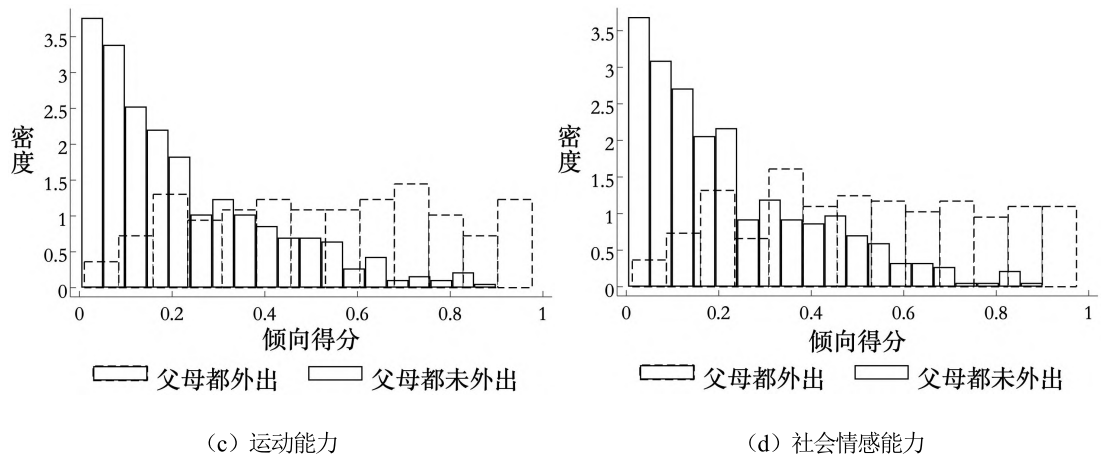
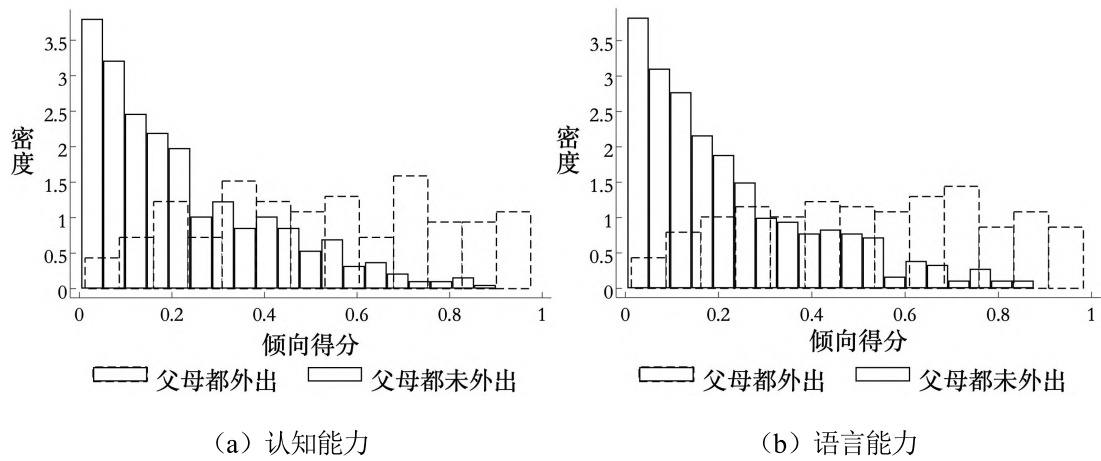


附图1 父母至少一方外出的共同支持性

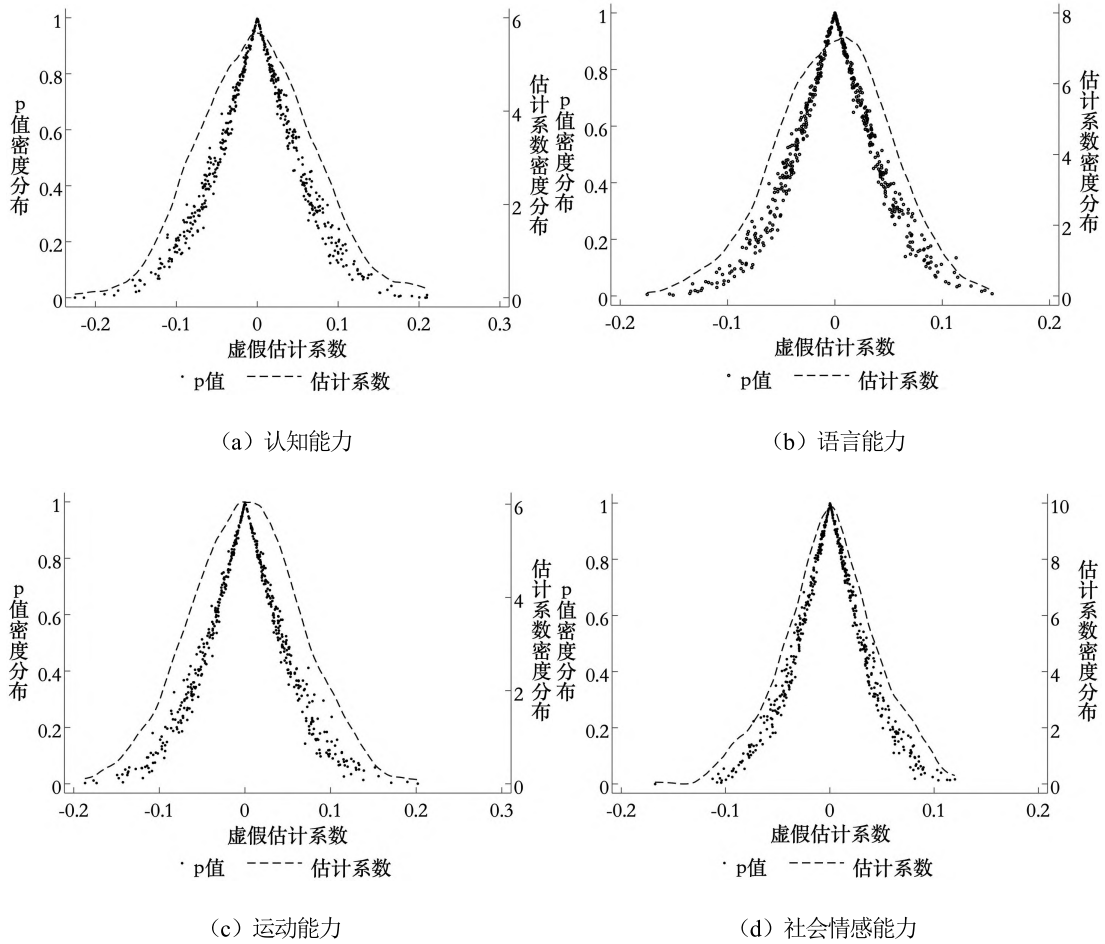




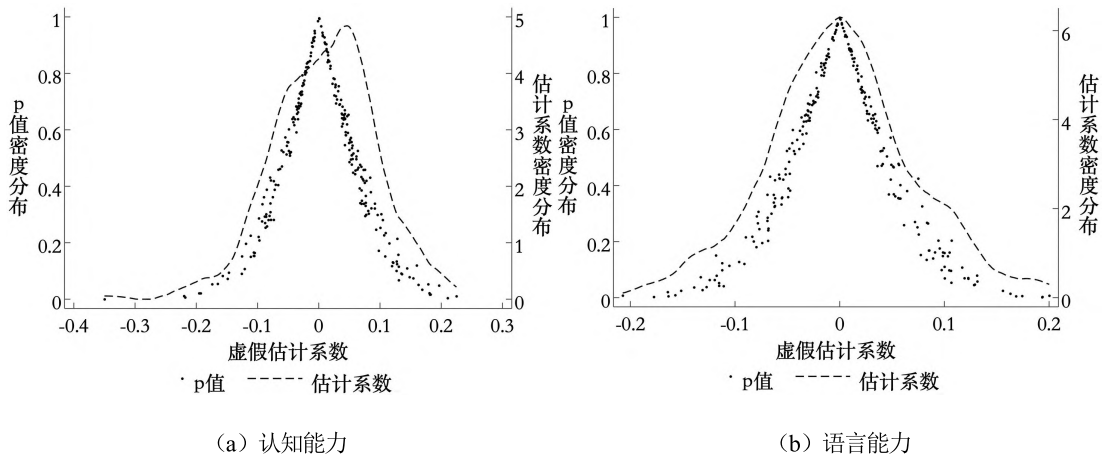
附图2 仅父亲外出的共同支持性

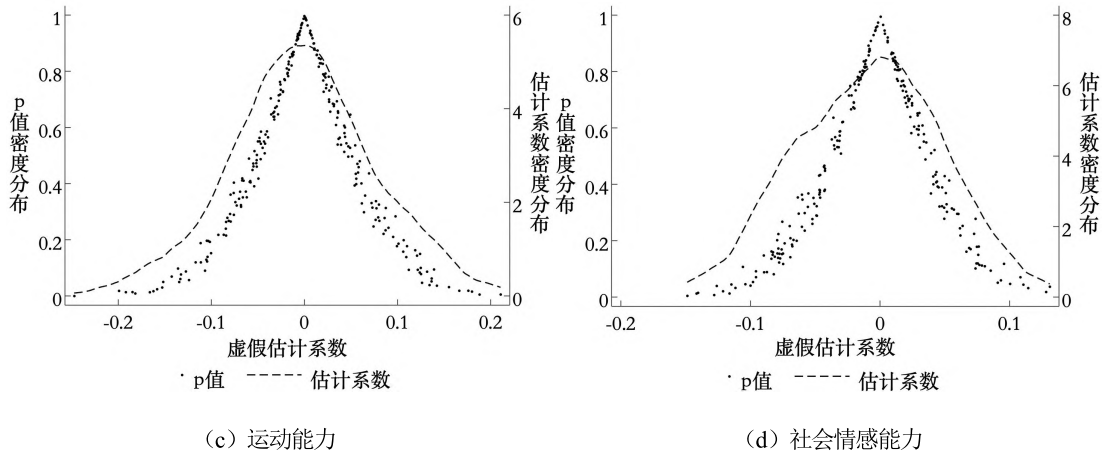


附图3 父母都外出的共同支持性

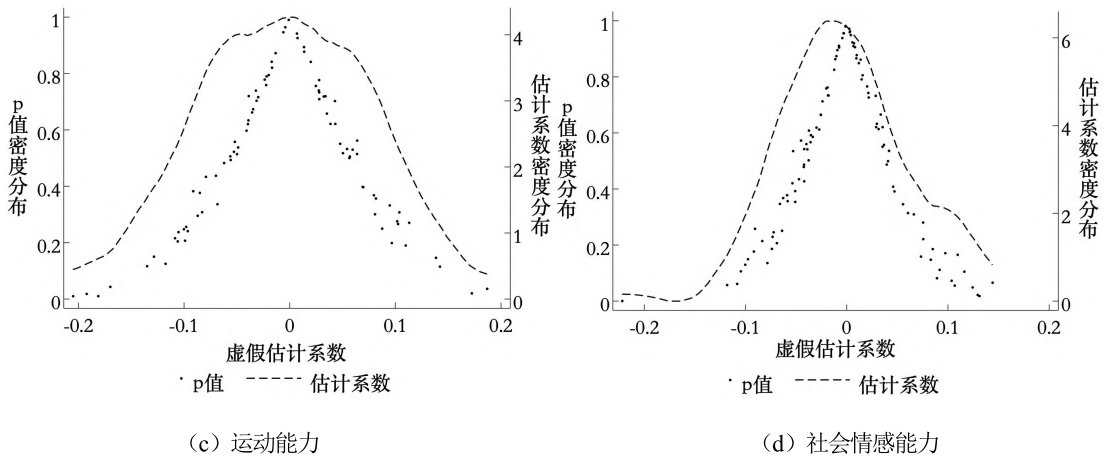
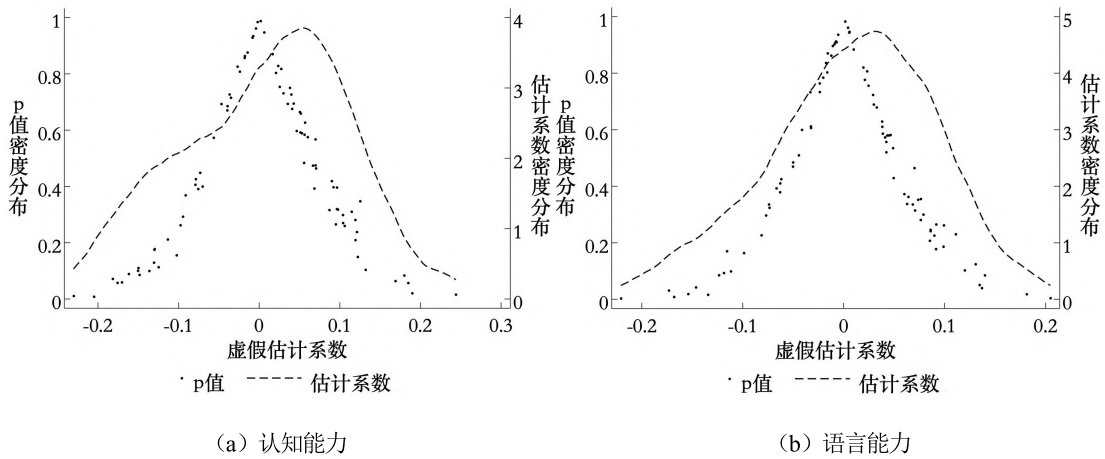


附图4 父母至少一方外出的安慰剂检验





附图5 仅父亲外出的安慰剂检验



附图6 父母都外出的安慰剂检验