

随迁对农民工子女的认知能力提升效应及其差异

曾起艳^{a,b}, 王宇婷^{a*}, 何志鹏^b

(浙江农林大学 a.经济管理学院; b.浙江省乡村振兴研究院, 浙江 杭州 311300)

摘要: 基于新人力资本理论, 构建“随迁-环境质量-农民工子女认知能力”的分析框架, 利用中国教育追踪调查(CEPS) 2013—2014 学年与 2014—2015 学年两期追踪数据, 采用教育增值模型实证分析随迁对农民工子女认知能力的影响。研究发现, 随迁显著促进农民工子女认知能力的提升, 内生性与稳健性检验依然支持这一结论。随迁对受教育程度较低的农民工家庭内子女的认知能力提升效应更明显。进一步利用条件分位数回归进行异质性分析发现, 随着农民工子女自身认知能力的不断增强, 随迁的认知能力提升效应愈加明显, 但这一提升效应对高分位点的农民工子女促进作用有限。

关键词: 随迁; 农民工子女; 认知能力; 教育增值模型

中图分类号: C912.82

文献标志码: A

文章编号: 1009-2013(2021)06-0046-10

Improvement effect and differences of migration on the cognitive ability of migrant workers' Children

ZENG Qiyan^{a,b}, WANG Yuting^{a*}, HE Zhipeng^b

(Zhejiang A & F University a.College of Economics and Management; b.Research Academy for Rural Revitalization of Zhejiang Province, Zhejiang A & F University, Hangzhou 311300, China)

Abstract: Based on the New Human Capital Theory, this paper constructs the analysis framework of “Migration-Environmental Quality-Cognitive Ability of Migrant Workers' Children”, adopts the survey data of China Education Panel Survey(CEPS) in the 2013- 2014 and 2014 - 2015 academic years, empirically analyzes the effect of migration on the cognitive ability of migrant workers' children with educational value-added model. The results show that migration significantly enhances the cognitive ability of the children living with migrant workers, with the conclusion supported by the endogeneity and robustness test and the remarkable effect on the cognitive improvement of the children of migrant workers with low education level. Further use of conditional quantile regression for heterogeneity analysis finds that with the continuous improvement of migrant workers' children's cognitive ability on their own, the improvement effect of migration on the cognitive ability of migrant workers' children is more obvious;however, such promotion effect on the children of migrant workers with high quantile is limited.

Keywords: migration; migrant workers' children; cognitive ability; education value-added model

一、问题的提出

随着我国城镇化和工业化的逐步推进,农村剩余劳动力向城市转移的速度逐渐加快,尤其是子女大多处于义务教育阶段的“80后”青壮年群体成为农民工队伍主力军。同时,迁移模式从“单枪匹马”的个体式迁移逐渐转变为“举家迁移”的家庭式迁

移^[1], 农民工子女相应由留守在农村向随迁进入城市转变, 日益庞大的农民工随迁子女群体^①需要得到社会各界的重视。青少年正处在认知能力发展的敏感时期^[2-3], 而认知能力又是影响学业成绩等教育结果表现和长期人力资本差距的重要因素^[4,5], 因此, 营造有利于随迁子女认知能力发展的环境尤为重要。然而, 由于社会教育资源的稀缺性及配置不均衡的现象普遍存在, 农民工随迁子女不可避免面临上学难等问题, 且日益加剧^[6]。为保障农民工随迁子女进入城市后的受教育权利, 我国政府先后提出“两为主”^②和“两纳入”^③政策, 并在 2020 年中央

收稿日期: 2021-11-12

基金项目: 国家自然科学基金青年项目(72003178); 教育部青年基金项目(17YJC790183)

作者简介: 曾起艳(1992—), 女, 浙江龙泉人, 副教授, 主要研究方向为健康经济学。*为通信作者。

一号文件明确提出，要“增加学位供给，有效解决农民工随迁子女上学问题”。在这些政策的引导及农民工家庭的努力下，更多的农民工子女从农村进入城市，从留守转变为随迁，从农村寄宿制学校进入城市学校接受教育。那么，面对随迁带来的环境变化，农民工随迁子女相较于留守儿童是否获得了更理想的认知能力？针对这一问题的研究可以为农民工子女随迁进城决策及其入学政策的优化和保障提供有益建议。

关于随迁对农民工家庭子女学业表现的影响研究已积累了较为丰富的成果，但仍存在一些分歧。部分学者研究发现农民工子女随迁有利于促进其认知能力的发展与提高。农民工子女随迁后，增加了父母与子女的陪伴、监督和沟通机会^[7,8]，随迁家庭也会自觉地向城市家长学习教育理念与教育方式，努力为子女提供优质的教育氛围和教育资源^[9]，且相较于农村学校，城镇学校具有更优秀的师资、更完善的硬件设施、良好的学风建设水平和更优质的同伴群体，有利于激发农民工子女对学业的重视与投入，促使其认知能力的提升^[10]。然而，也有研究表明随迁阻碍了农民工子女认知能力的发展。处于青春期的随迁子女因无法较快适应城市全新的学习与生活环境，容易出现叛逆和抵触心理^[11,12]。同时，由于受经济压力和自身受教育程度不高的限制，随迁家庭父母只能为子女提供相对有限的家庭教育^[13]，难以满足初中阶段随迁子女的知识需求^[14]，随迁子女在学业期望、学习兴趣、学习行为方面的表现甚至比留守儿童更差，学习成绩也更低^[15]。户籍限制也将制约随迁子女受教育权利的实现，阻碍农民工子女在城市就学^[7]，不利于随迁子女的认知发展。

文献梳理表明，现有研究仍存在以下两方面的不足：一是多数研究围绕学业成绩展开，但不同地区试卷内容差异难以保证学业成绩的可比性；二是既有研究大多忽视了学业基础对青少年当期学业表现的影响，可能存在遗漏重要解释变量的问题，进而导致估计结果出现偏误。鉴于此，本研究基于新人力资本理论，利用中国教育追踪调查（CEPS）数据，采用教育增值模型实证分析随迁对农民工子女认知能力的影响及其异质性。本研究能够较好地弥补已有文献的缺陷，一方面，引入教育增值模型，

将学生基期认知能力纳入分析框架，以克服遗漏重要解释变量带来的估计偏误问题。教育增值模型是专门用于测量学生学业表现提升与能力增进的方法^[16]，该模型表明学生能力不仅与当期学校和家庭教育投入有关，还与基础能力密切相关，这为纳入学生基础能力降低模型遗漏变量偏误奠定了理论和方法基础^[17]。另一方面，本研究选取的CEPS数据采用全国统一试卷对青少年认知能力进行测试，很好地避免了不同地区学业成绩不可比的问题。

二、分析框架与研究假设

在传统人力资本理论以教育为核心的研究框架的基础上，新人力资本理论构建了以能力（包括认知能力和非认知能力）为核心的分析框架^[18]，并着重强调能力的形成与发展。具体来说，新人力资本理论认为，除了先天禀赋，后天环境与人力资本投资等相关因素也会对个体能力的积累产生重要影响^[19]。因此，随迁带来的家庭与学校环境的改变都可能对随迁农民工子女的认知能力形成一定的影响。本研究构建的“随迁-环境质量-农民工子女认知能力”理论分析框架如图1所示。

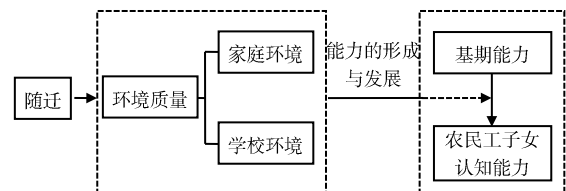


图1 随迁对农民工子女认知能力的影响机制

首先，随迁带来农民工子女家庭环境的变化。家庭是孩子接触社会的第一步，对孩子未来的发展起到重要作用。从父母与子女间的互动陪伴看，与留守儿童相比，随迁子女的父母可以及时了解孩子的成长过程，给予子女更多的陪伴、关爱与监督，从而为子女营造有安全感的家庭环境^[7,20]，父母的参与度提高，有利于提高其子女的认知能力^[21]。从家庭教育投入看，随迁子女父母会自觉地向城市家长学习教育理念与教育方式，弥补农民工对子女教育“心有余而力不足”的缺憾，以期缩小自己的孩子与城市当地孩子的差距^[19,22]，从而增加对家庭教育资源的投入，为子女优化家庭教育环境，提供更丰富、全面的教育资源^[23]，助力其子女更快地融入城市，得到更好的认知发展。

其次,随迁带来农民工子女学校环境的变化。学校是促进学生德智体美劳全面发展的最主要的教育场所,而认知能力作为教育的即时结果,随迁之后学校教育环境的改变会对农民工子女认知能力产生一定的影响^[11]。从学校适应性看,通过对比分析留守儿童、随迁子女的在校表现,发现随迁子女在学习能力和人际沟通交往等方面的学校适应情况要优于留守儿童^[15]。从学校教育质量看,城市学校的教学资源 and 关系氛围对随迁子女学业成绩具有显著正向影响^[6]。在当前的办学体制下,进入城镇公立学校接受教育后农民工随迁子女的认知能力得到了显著提高^[7]。基于以上分析,提出以下研究假设:

H₁: 与留守在农村的农民工子女相比,随迁会对农民工子女的认知能力发展产生正向影响

那么,随迁对不同认知基础农民工子女的影响效应是否相同呢?不可否认,农民工子女随迁进入城市,家庭环境和学校环境均有助于自身认知能力的提升,能够更好地适应和融入城市教育环境。不过,当随迁子女认知能力提升到一定水平后,再无法突破自身社会阶层的限制,可能只获得有限的“认知收益”^[24],认知能力再提升的空间相对有限,认知发展渐趋平缓^[10]。因此,随迁对高认知基础的农民工子女认知发展可能无法起到“锦上添花”的作用。基于以上分析,提出以下研究假设:

H₂: 对高认知基础的随迁子女来说,随迁带来的认知促进效应有限

三、研究设计

1. 数据来源

本研究所用数据源自中国人民大学中国调查与数据中心(NSRC)提供的中国教育追踪调查(China Education Panel Survey, CEPS)。该调查从全国范围内随机抽取了28个县级单位(包括县、区、市)作为调查点,从入选县级单位内分层随机抽取112所学校、438个班级、约2万名初中学生进行调查。同时,CEPS设计了一套用于获取初中生认知能力水平的具有全国统一标准的认知能力测试题,测试内容包含语言、图形、计算与逻辑这三个板块,试题共35题,并用IRT模型估计出参与测试学生的认知能力标准化得分,该得分能准确体现出被测学生综合认知能力水平。

本研究使用CEPS已公布的2013—2014学年基线调查与2014—2015学年追踪调查数据。其中,2013—2014学年基线调查以七年级、九年级学生为对象,而2014—2015年追踪调查时,由于2013—2014学年中九年级学生已经毕业,不再继续追踪,因此,本研究初始样本为2013—2014学年基期调查中为七年级,2014—2015学年追踪调查中为八年级的样本,共计9449个样本。参考于爱华等^[11]对随迁子女的定义,筛选户口为农业户口、户籍登记在外县区且父母至少有一方在家的样本为随迁子女样本,户口为农业户口、户籍登记在本县区且父母只有一方在家或都不在家的样本为留守儿童样本,最终得到1001个随迁子女样本,1153个留守儿童样本。

2. 模型构建

(1)教育增值模型。考虑随迁对农民工子女认知能力形成与发展的影响,为避免基础能力遗漏带来的估计结果偏误,本研究利用教育增值模型进行回归分析。该模型多用于家庭、学校教育投入对学生学业成绩提升与能力改善的实证分析^[25,26]。具体模型设定如下:

$$Cog_{it} = \beta_0 + \beta_1 mig_{it} + \beta_2 Cog_{it-1} + \sum_{k=3}^n \beta_k Control_{kit} + \delta_i \quad (1)$$

其中, t 表示当期即2014—2015学年, $t-1$ 表示前一期即2013—2014学年, Cog_{it} 表示*i*农民工子女当期的认知能力; mig_{it} 表示*i*农民工子女在当期是否随迁,取值为1代表随迁,取值为0代表留守; Cog_{it-1} 表示*i*农民工子女前一期的认知能力, $Control_{kit}$ 表示影响认知能力的其他变量,包括子女个体、家庭、学校的基本特征。

(2)分位数回归模型。考虑到农民工子女认知能力发展的异质性,本研究借鉴Koenker和Bassett^[27]所提供的条件分位数回归方法,进一步分析随迁对不同认知水平农民工子女的异质性影响,具体模型设定如下:

$$Cog_{\theta}(x_i) = x_i' \alpha_{\theta} \quad (2)$$

其中, $Cog_{\theta}(X)$ 是农民工子女认知能力的影响因素*x*的线性函数, $Cog_{\theta}(xi)$ 是给定*x_i*的情况下农民工子女认知能力在第 θ 分位点上对应的数值, α_{θ} 表示第 θ 认知分位点上的回归系数,通过最小化残差绝对值的加权平均得到估计量 $\hat{\alpha}_{\theta}$,并将其代入模型(1)

后，便可以得到随迁对不同认知水平农民工子女的异质性影响。

3. 变量选取

根据问卷信息，综合以往有关学业成绩和认知能力的影响研究^[6,7,9,20,28]，本研究选取的被解释变量为农民工子女的认知能力，使用 2014—2015 学年认知能力测试的标准化得分进行度量。关键解释变量为随迁特征，即子女是随迁还是留守。另外，

从子女个体特征、家庭基本特征、学校基本特征这三个方面选取控制变量，具体如下：子女个体特征，包括基期能力、性别、独生子女、自评健康；家庭基本特征，包括父母最高受教育程度^[29]、家庭经济条件、父母对子女的教育期望；学校基本特征，包括学校性质、学校排名、区域变量。样本描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 样本描述性统计结果

变量类型	变量名称	变量说明	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	认知能力	2014—2015 学年认知能力测试标准化得分	0.189	0.816	-3.137	2.063
随迁特征	子女迁移状态	随迁=1，留守=0	0.465	0.499	0	1
子女个体特征	基期能力	2013—2014 学年认知能力测试标准化得分	-0.103	0.835	-2.029	2.333
	性别	男性=1，女性=0	0.544	0.498	0	1
	独生子女	独生=1，非独生=0	0.236	0.425	0	1
	自评健康	健康=1，不健康=0	0.610	0.488	0	1
家庭基本特征	父母最高受教育程度	教育层级定序变量/年	9.603	2.300	0	19
	家庭经济条件	较好=1，较差=0	0.711	0.454	0	1
	父母对子女的教育期望	教育层级定序变量/年	16.376	3.357	8	22
学校基本特征	学校性质	公办=1，民办=0	0.884	0.320	0	1
	学校排名	好=1，不好=0	0.870	0.336	0	1
	东部地区	东部=1，中部或西部=0	0.481	0.500	0	1
	中部地区	中部=1，东部或西部=0	0.248	0.432	0	1
	西部地区	西部=1，东部或中部=0	0.271	0.444	0	1

同时，由图 2 可以看出，随迁子女的认知能力核密度曲线位于留守儿童认知能力核密度曲线的右侧，随迁子女的认知能力测试得分较留守儿童的分布高峰稍向右偏，说明随迁子女中认知能力较强者的所占的比重较高，从总体分布来看，随迁子女认知能力高于留守儿童。

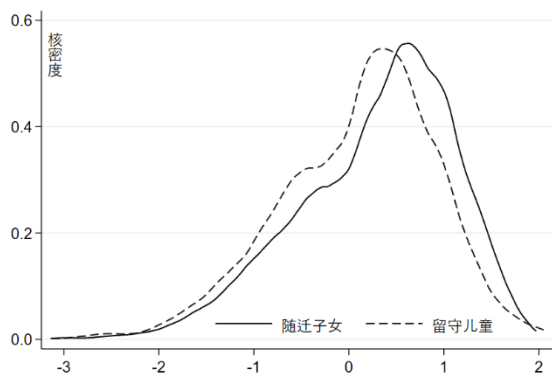


图 2 随迁子女与留守儿童的认知能力分布

四、实证研究及其结果分析

1. 随迁对农民工子女认知能力的影响

表 2 报告了利用教育增值模型对子女迁移状态与农民工子女认知能力进行 OLS 回归估计的结果。模型 1 为公式 (1) 的估计结果，模型 2 至模型 4 在模型 1 的基础上，分别加入子女迁移状态与父母最高受教育程度、性别、家庭经济条件的交互项，用于检验随迁在不同特征群体间存在的异质性影响。

由模型 1 的回归结果可知，随迁对农民工子女认知能力水平具有显著正向影响，随迁子女在认知能力测试的标准化得分上比留守儿童高 0.126 分，且在 1% 的统计水平上显著，这与 H₁ 相符。随迁子女较留守儿童可以获得父母更多的陪伴、关爱和监督，同时，也能享受到城市学校更加优质、系统的教育资源和更适合学习的教育环境，这些优势条件对认知能力的发展具有正向影响。

表2 随迁对农民工子女认知能力的影响

变量	农民工子女认知能力			
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
子女迁移状态	0.126*** (0.035)	0.156*** (0.039)	0.151*** (0.047)	0.160** (0.063)
父母最高受教育程度×子女迁移状态		-0.095* (0.056)		
性别×子女迁移状态			-0.046 (0.059)	
家庭经济条件×子女迁移状态				-0.045 (0.068)
基期能力	0.459*** (0.019)	0.460*** (0.019)	0.458*** (0.020)	0.459*** (0.019)
性别	-0.065** (0.029)	-0.065** (0.029)	-0.044 (0.041)	-0.067** (0.030)
独生子女	0.034 (0.036)	0.037 (0.036)	0.035 (0.036)	0.034 (0.036)
自评健康	0.022 (0.030)	0.021 (0.030)	0.022 (0.030)	0.022 (0.030)
父母最高受教育程度	0.014** (0.007)	0.022** (0.009)	0.014* (0.007)	0.014** (0.007)
家庭经济条件	0.082** (0.034)	0.081** (0.034)	0.081** (0.034)	0.099** (0.043)
父母对子女的教育期望	0.043*** (0.005)	0.043*** (0.005)	0.043*** (0.005)	0.043*** (0.005)
学校性质	-0.046 (0.047)	-0.044 (0.046)	-0.047 (0.047)	-0.044 (0.047)
学校排名	0.088* (0.046)	0.093** (0.046)	0.086* (0.046)	0.091** (0.046)
中部地区	0.061 (0.041)	0.062 (0.041)	0.061 (0.041)	0.063 (0.042)
西部地区	-0.013 (0.037)	-0.006 (0.038)	-0.013 (0.037)	-0.011 (0.037)
常数项	-0.756*** (0.116)	-0.837*** (0.130)	-0.765*** (0.117)	-0.770*** (0.118)
样本量	2154	2154	2154	2154
R ²	0.325	0.326	0.325	0.325

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著，括号内为标准误，下同。

在模型 2 中，参考父母最高受教育程度的均值分布和义务教育的划分标准，本研究将父母最高受教育程度以初中为标准划分为初中及以下与初中以上两组。由模型 2 的回归结果可以得到，在父母最高受教育程度在初中及以下的农民工家庭，随迁对其子女认知能力的促进程度明显高于父母最高受教育程度在初中以上的家庭。随迁能够使父母最高受教育程度在初中及以下和初中以上的农民工子女的认知能力测试标准化得分分别提高 0.156 分和 0.095 分。这与以往研究得出的结论相呼应，随迁的正面效应在父母文化水平较低的家庭中更显著^[7]。究其原因，父母文化水平较低的家庭，通常社会经济地位不高，其子女对“读书改变命运”可能有着更强的感知力与更深的体会^[30]，随迁到城市后具有更强的学习动力与积极性，因而随迁对该类家庭子女认知能力的促进程度更高。

根据模型 3 的结果可知，随迁对子女认知能力的提升作用不存在显著的性别差异。虽然现有研究普遍发现女生在阅读理解、语言表达方面的表现要

比男生优秀，在数据分析、逻辑思维方面不如男生，但农民工子女随迁到城市之后，家庭环境和学校环境转变对青少年的认知能力将产生综合的影响，在本研究包含语言、图形、计算与逻辑等多个板块的综合测试得分中难以依据性别来判断对认知能力的影响程度^[31]。

在模型 4 中，随迁使家庭经济条件比较差的农民工子女认知能力测试标准化得分比家庭经济条件比较好的农民工子女测试得分高 0.115 分，但在统计上不显著。由于农民工群体普遍面临着受教育程度不高带来的收入水平和经济地位较低的境况，受自身经历的影响其对子女教育的重视度和教育期望更高，因而不论家庭经济条件处于何种水平，农民工群体都会在子女的教育上尽可能加大投入，因此家庭经济条件不存在异质性。

2. 不同分位数上随迁对农民工子女认知能力的影响

为探究随迁的认知能力提升效应在不同认知能力水平上的差异，本研究进一步依据农民工子女

的认知能力水平进行条件分位数回归，分别选取 0.25、0.50、0.75 与 0.90 认知能力分位点，依次代

表农民工子女在中低、中、中高与高认知能力标准化测试上的水平，回归结果如表 3 所示。

表 3 不同分位数上随迁对农民工子女认知能力的影响

变量	农民工子女认知能力			
	$\tau = 0.25$	$\tau = 0.50$	$\tau = 0.75$	$\tau = 0.90$
子女迁移状态	0.080*(0.047)	0.090**(0.039)	0.097**(0.044)	0.032(0.042)
基期能力	0.582***(0.024)	0.449***(0.026)	0.329***(0.024)	0.265***(0.024)
性别	-0.101**(0.042)	-0.084***(0.032)	-0.073*(0.041)	0.023(0.040)
独生子女	0.015(0.043)	-0.021(0.041)	0.054(0.049)	0.021(0.045)
自评健康	0.095**(0.043)	-0.021(0.035)	0.009(0.035)	0.001(0.035)
父母最高受教育程度	0.013(0.009)	0.019*(0.010)	0.002(0.010)	0.017*(0.010)
家庭经济条件	0.084*(0.043)	0.113***(0.037)	0.092**(0.045)	0.024(0.049)
父母对子女的教育期望	0.040***(0.007)	0.048***(0.006)	0.039***(0.007)	0.045***(0.005)
学校性质	-0.093*(0.048)	-0.013(0.062)	0.006(0.059)	-0.017(0.070)
学校排名	0.064(0.060)	0.068(0.059)	0.117*(0.061)	-0.016(0.054)
中部地区	0.085(0.058)	0.028(0.045)	-0.054(0.057)	-0.087**(0.044)
西部地区	-0.040(0.052)	-0.039(0.045)	-0.053(0.046)	-0.120*(0.052)
常数项	-1.045***(0.138)	-0.809***(0.144)	-0.107(0.176)	0.169(0.137)

回归结果显示，在认知中低分位点 ($\tau=0.25$)、中等分位点 ($\tau=0.50$) 和中高分位点 ($\tau=0.75$) 上，随迁使农民工子女的认知能力测试得分分别显著提高 0.080 个标准分、0.090 个标准分和 0.097 个标准分，呈现逐步上升的趋势。但是，在高认知能力分位点 ($\tau=0.90$) 上，随迁对农民工子女的认知能力不再具有显著的促进效应，由此可见，随着农民

工子女自身认知能力的增强，随迁的认知能力提升效应愈加明显，但这一提升效应对处于高分位点的农民工子女尚未显现。进一步，图 3 呈现了各变量在不同认知分位点上的估计结果，其中，第 2 幅图同样直观地展现了对不同认知能力的农民工子女而言，随迁带来的提升效应差异。因此，H₂ 得以验证。农民工子女自身认知能力的增强有助于其更好

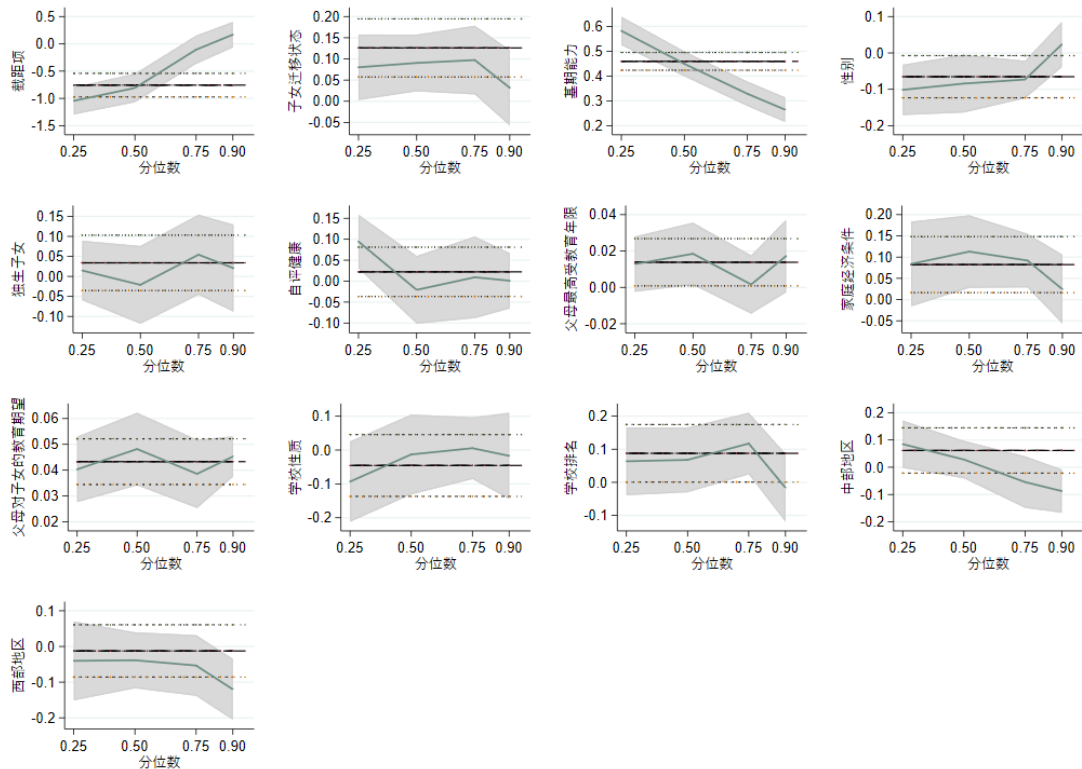


图 3 各变量在不同认知分位点上的估计结果

地适应并融入城市教育环境,因此随迁的认知提升效应愈加明显。但是,随迁对认知能力最高的这部分青少年的认知提升效应不显著,无法起到“锦上添花”的作用。这可能是对本身具有高认知能力基础的农民工子女来说,认知能力已具有天生优势,随迁能提供更好的生活与学习环境,但因跨过学习高原期的“门槛”后,认知能力的提升空间相对有限,又因受到社会阶层的限制,随迁对其认知能力后期发展无显著提升。

3. 内生性与稳健性检验

本研究聚焦的核心问题是随迁对农民工子女的认知能力提升效应,而农民工家庭子女是否随迁会存在内生性问题。首先,子女随迁很可能会受到子女个体特征、家庭特征、学校特征、环境因素等各方面的影响,而这些特征因素也可能会直接影响子女的认知能力,因而子女迁移状态不一定是外生变量;其次,基准回归中可能会存在遗漏变量问题,如父母参与也会对子女认知能力产生影响;除此之外,学业表现更好、具有一定认知基础的农民工子女,父母可能会更愿意为其子女的教育进行投资,为子女提供更优质的教育资源,从而选择让子女一同迁移至务工的城市。因此,子女是否随迁与子女认知能力可能存在反向因果问题。另外,子女随迁的行为并不是随机产生的,而是农民工为实现家庭效用最大化做出的重要决策,故存在自选择问题,使用 OLS 回归可能会产生选择性偏误。

为解决遗漏不可观测变量和反向因果所造成的内生性问题,本研究参考 Maddala^[32]所提供的纠正不可测变量选择性偏误的方法——处理效应模型(Treatment Effect Model, TEM),进一步对子女迁移状态进行内生性检验,具体模型设定如下:

结果方程:

$$Cog_{it} = \beta_0 + \beta_1 mig_{it} + \beta_2 Cog_{it-1} + \sum_{k=3}^n \beta_k Control_{kit} + \delta_i \quad (3)$$

$$选择方程: mig_{it}^* = \varphi + \eta S_{it} + \lambda_{it} \quad (4)$$

其中,结果方程的具体设定与教育增值模型保持一致,而处理方程中的 mig_{it}^* 是一个潜变量,当 $mig_{it}^* > 0$ 时, $mig_{it} = 1$, 否则为 0。 S_{it} 是影响农民工子女迁移行为的一组变量,包括基期能力与子女个体、家庭、学校的基本特征,但需注意的是, S_{it} 和 $Control_{kit}$ 可以有重叠的变量,但在 S_{it} 中至少有

一个变量不在 $Control_{kit}$ 中,因而参考王春超和张呈磊^[33]、曾永明^[34]的工具变量选择思路,在 S_{it} 中加入“县级层面平均子女迁移率”作为“子女迁移状态”的工具变量进行分析。一方面,迁出地子女随迁率在一定程度上反映了该地区家庭子女随迁决策的总体偏好^[35],因受到环境因素的影响,县级层面平均子女随迁率与目标流动人口子女是否随迁有很大的相关性^[36],满足相关性条件;另一方面,该变量属于县级层面的指标,并不会直接对农民工随迁子女的认知能力产生影响,符合工具变量的外生性要求,因而“县级层面平均子女迁移率”变量在理论上存在合理性,可以作为“子女迁移状态”的工具变量。

表 4 报告了处理效应模型的回归结果,本研究先后运用极大似然法(MLE)与两步法(Two-step)来估计模型。由表 4 可知,极大似然法的 $athrho$ 与两步法的 $hazard_lambda$ 均不显著,表明子女迁移状态不是内生虚拟变量。进一步,结果方程中估计结果均显示随迁对农民工子女认知能力的提升有显著正向影响,这一结果与教育增值模型的估计结果保持高度一致。

另外,由遗漏变量所引起的估计偏误致使因果效应的考察存在一定阻碍^[37],但研究难以涉及所有与研究内容相关的影响因素,遗漏变量无法完全避免。虽然本研究在回归模型中控制了随迁特征、子女个体特征、家庭和学校基本特征的多种变量,但依旧无法保证模型中不存在不可观测因素,结论稳健性有待商榷。

为证明本研究结论的稳健性以及研究遗漏变量对回归过程以及估计结果一致性所产生的影响,参考 Oster^[38]提出的方法对上述内容进行遗漏变量检验。Oster 在文献中证明,如果回归模型中存在某些不可观测到的遗漏变量,那么可以通过估计量 $\beta^* = \beta^*(R_{max}, \delta)$ 来估计主要解释变量对被解释变量是否满足一致性。在本研究中,上述公式里的 β^* 代表随迁对农民工子女认知能力的影响, R_{max} 代表回归方程在被观测到不可观测的遗漏变量时的最大拟合优度, δ 代表选择平衡度,衡量不可观测到的变量、可观测到的变量与农民工子女认知能力之间相关性的强弱^[39]。

表4 处理效应模型的估计结果

变量	子女迁移状态		农民工子女认知能力	
	选择方程	结果方程		
		MLE	Two-step	
子女迁移状态		0.116**(0.050)	0.117**(0.050)	
县级层面平均子女迁移率	3.560*** (0.144)			
基期能力	0.036(0.048)	0.459*** (0.018)	0.459*** (0.018)	
性别	0.131*(0.079)	-0.065** (0.029)	-0.065** (0.030)	
独生子女	-0.282*** (0.093)	0.034(0.035)	0.034(0.035)	
自评健康	0.142*(0.080)	0.023(0.030)	0.023(0.030)	
父母最高受教育程度	-0.012(0.018)	0.014** (0.007)	0.014** (0.007)	
家庭经济条件	0.202** (0.093)	0.083** (0.034)	0.083** (0.034)	
父母对子女的教育期望	0.032** (0.012)	0.043*** (0.005)	0.043*** (0.005)	
学校性质	-0.553*** (0.120)	-0.047(0.047)	-0.047(0.047)	
学校排名	-0.102(0.130)	0.087** (0.044)	0.087** (0.044)	
中部地区	-0.069(0.127)	0.056(0.048)	0.056(0.047)	
西部地区	-0.023(0.108)	-0.015(0.039)	-0.015(0.039)	
常数项	-1.837*** (0.307)	-0.752*** (0.111)	-0.752*** (0.111)	
athrho		0.015(0.056)		
lnsigma		-0.400*** (0.015)		
hazard_lambda			0.010(0.037)	
χ^2		1027.81***	1076.99***	

为了检验随迁对农民工子女认知能力的影响是否会因遗漏变量的存在而使结果发生显著变化,采用如下两种方法:假设 R_{max} 取某一数值,通常取当前回归结果拟合优度的 1.3 倍,若估计量 $\beta^* = \beta^*(R_{max}, \delta)$ 的值落在 β 的 95% 置信区间内,则表示随迁对农民工子女认知能力的影响不会受到遗漏

变量的影响而发生显著改变;假设 R_{max} 取某一数值,计算出当 $\beta = 0$ 时 δ 的值,如果 δ 的值大于 1,则表示遗漏变量不会对随迁促进农民工子女认知能力的结果造成改变。本研究遗漏变量检验的结果如表 5 所示。

表5 遗漏变量检验结果

被解释变量	检验方法	判断标准	随迁对农民工子女认知能力影响的实际计算结果	是否通过检验
农民工子女 认知能力	方法一	$\beta^* = \beta^* ((R_{max}) (-0.083, 0.214))$ $\delta > 1$	0.149	是
	方法二		2.843	是

由结果可知,在方法一中,随迁对农民工子女认知能力影响的回归结果落在了 β 的 95% 置信区间内,通过检验;在方法二中,当观测到不可观测的遗漏变量时, δ 的值大于 1,通过检验。结果表明,尽管在模型中无法排除遗漏变量的存在,随迁对农民工子女认知能力的影响也不会因为遗漏变量而产生显著变化,同时也证实了随迁会促进农民工子女认知能力发展的结论具有稳健性。

五、结论与政策建议

本研究基于新人力资本理论构建“随迁-环境质量-农民工子女认知能力”的理论分析框架,利用中

国教育追踪调查 (CEPS) 2013—2014 学年基线数据与 2014—2015 学年追访数据,实证分析随迁对农民工子女认知能力的影响,得出以下研究结论。

第一,随迁能够显著促进农民工子女认知能力的提升。经过处理效应模型的内生性检验与 Oster^[38] 的遗漏变量检验,结论依然稳健。同时,随迁对受教育程度较低的农民工家庭内子女的认知能力提升效应更明显,但在不同家庭经济条件及不同性别的农民工子女群体中,随迁的认知能力提升效应并无显著差异。

第二,随着农民工子女自身认知能力的增强,随迁的认知能力提升效应愈加明显,但这一提升效

应对处于高分位点的农民工子女尚未显现,无法起到“锦上添花”的效果。

本研究的结论对提升农民工子女认知能力的政策实践具有一定的启示。首先,随迁作为提高青少年认知能力的有效途径,各级政府部门要从政策上切实保障农民工子女能够自由跟随父母迁移,进一步降低农民工随迁子女到流入地就学的入学门槛,采取适当的专项财政补贴以改善随迁子女就读学校的教学资源,推进农民工随迁子女融合教育,确保随迁子女平等享有基本公共教育服务。其次,着重关注父母受教育程度较低、自身认知水平相对较低的农民工随迁子女。这类人群是城乡融合发展中的相对弱势群体,也是随迁促进认知能力提升效应尤为明显的群体,需要从社区、学校以及家庭层面加强对这一类家庭随迁子女的入学保障与教育帮扶。

注释:

- ① 据《全国教育统计公报》数据,2009—2020年全国义务教育阶段的在校学生中,农民工随迁子女规模从997.09万人上升到1429.73万人。
- ② 2011年,国务院出台的《关于基础教育改革与发展的决定》提出了“以流入地区政府管理为主,以全日制公办中小学为主”的“两为主”政策。
- ③ 2014年,《国家新型城镇化规划(2014—2022年)》提出了“将农民工随迁子女义务教育纳入各级政府教育发展规划和财政保障范畴”的“两纳入”政策。
- ④ 参考薛海平和师欢欢的研究,“父母最高受教育程度”是根据父亲与母亲双方中较高一方的受教育程度进行转换而来,单位为年。相应转换如下:没受过任何教育=0年,小学=6年,初中=9年,中专/技校=11年,职业高中=11年,高中=12年,大学专科=15年,大学本科=16年,研究生及以上=19年。

参考文献:

- [1] 陈素琼,张广胜.城市农民工家庭化迁移模式变迁及其幸福效应——基于CGSS数据的追踪研究[J].农业技术经济,2017(8):67-80.
- [2] JANSEN-OSMANN P, HEIL M. Are primary-school-aged children experts in spatial associate learning?[J]. *Experimental psychology*, 2007, 54(33): 236-242.
- [3] CSAPO B. The development of inductive reasoning: Cross sectional assessments in an educational context[J]. *International journal of behavioral development*, 1997, 20(4): 609-626.
- [4] STADLER M, AUST M, BECKER N, et al. Choosing between what you want now and what you want most:

Self-control explains academic achievement beyond cognitive ability[J]. *Personality & individual differences*, 2016, 94: 168-172.

- [5] GLEWWE P, HUANG Q Q, PARK A. Cognitive skills, non-cognitive skills, and school-to-work transitions in rural China[J]. *Journal of economic behavior and organization*, 2017, 134: 141-164.
- [6] 刘华,于爱华,王琳.随迁对农民工子女学业成绩影响的实证研究——基于PSM和家校教育的视角[J].湖南农业大学学报(社会科学版),2020,21(6):74-83.
- [7] 王晶.随迁对农民工家庭儿童认知能力的影响效应研究[J].北京社会科学,2019(4):105-115.
- [8] 李忠路,邱泽奇.家庭背景如何影响儿童学业成就——义务教育阶段家庭社会经济地位影响差异分析[J].社会学研究,2016(4):121-144.
- [9] 俞韦勤,胡浩.随迁与留守子女认知能力及影响因素差异——基于中国教育追踪调查2013—2014年数据[J].湖南农业大学学报(社会科学版),2018,19(6):49-56.
- [10] 周春芳,苏群,常雪.农村流动儿童影子教育参与及其对我国教育结果均等化的影响[J].农业技术经济,2021(6):130-144.
- [11] 于爱华,王琳,刘华.随迁对农民工子女非认知能力的影响——基于家校教育过程的中介效应分析[J].中国农村观察,2020(6):122-141.
- [12] 张云运,骆方,陶沙.家庭社会经济地位与父母教育投资对流动儿童学业成就的影响[J].心理科学,2015,38(1):19-26.
- [13] 李玲,袁圣兰.家庭教育中家长主体参与和子女学业成绩之间的关系探究——基于链式中介效应分析[J].中国电化教育,2019(7):107-114.
- [14] 梁文艳,叶晓梅,李涛.父母参与如何影响流动儿童认知能力——基于CEPS基线数据的实证研究[J].教育学报,2018,14(1):80-94.
- [15] 许传新.学校适应情况:流动儿童与留守儿童的比较分析[J].中国农村观察,2010(1):76-96.
- [16] HECK R H. Examining the relationship between teacher quality as an organizational property of schools and students' achievement and growth rates[J]. *Educational administration quarterly*, 2007, 43(4): 399-432.
- [17] 李波,黄斌.破解教育生产“黑箱”:教育生产函数研究的评述与展望[J].华东师范大学学报(教育科学版),2020,38(9):137-161.
- [18] HANUSHEK E A. Developing a skills-based agenda for “new human capital” research[J]. *Ssrn electronic journal*, 2011(1): 1-6.
- [19] 李晓曼,曾湘泉.新人力资本理论——基于能力的人力

- 资本理论研究动态[J]. 经济学动态, 2012(11): 120-126.
- [20] 周颖, 杨天池. 留守、随迁与农村儿童认知能力——基于 CEPS 调查数据的实证检验[J]. 教育与经济, 2018, 34(1): 88-95.
- [21] 杨娅佟. 父母参与对儿童认知能力的影响——基于 CEPS 数据的分析[J]. 现代教育科学, 2019(4): 11-37.
- [22] 孙远太. 家庭背景、文化资本与教育获得——上海城镇居民调查[J]. 青年研究, 2010(2): 35-43.
- [23] 杨习超, 姚远, 张顺. 家庭社会地位对青少年教育期望影响研究——基于 CEPS2014 调查数据的实证分析[J]. 中国青年研究, 2016(7): 67-73.
- [24] 闫伯汉. 乡城流动与儿童认知发展——基于 2012 年中国城镇化与劳动移民调查数据的分析[J]. 社会, 2017(4): 59-89.
- [25] 方超, 王顾学, 黄斌. 信息技术能促进学生认知能力发展吗? ——基于教育增值测量的净效应估计[J]. 开放教育研究, 2019, 25(4): 100-110.
- [26] ZHANG J, JIN S Q, SI W. Incentivising teachers? Evaluating the incentive effect of China's teacher performance-based compensation reform in rural China[J]. Australian journal of agricultural and resource economics, 2020, 64(1): 171-188.
- [27] KOENKER R, BASSETT G. Regression quantiles[J]. Econometrica, 1978, 46(1): 33-50.
- [28] 方超, 黄斌. 体育锻炼能够促进青少年的认知能力发展吗? ——基于中国教育追踪调查数据的实证研究[J]. 华东师范大学学报(教育科学版), 2021(3): 84-98.
- [29] 薛海平, 师欢欢. 义务教育均衡发展能否降低初中生课外补习参与率? [J]. 教育与经济, 2020, 36(5): 22-32.
- [30] 方超, 黄斌. 非认知能力、家庭教育期望与子代学业成绩——基于 CEPS 追踪数据的经验分析[J]. 全球教育展望, 2019, 8(1): 55-70.
- [31] 江求川. 家庭背景、学校质量与城乡青少年认知技能差异[J]. 教育与经济, 2017(6): 21-30.
- [32] MADDALA G S. Limited-dependent and qualitative variables in econometrics[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1986.
- [33] 王春超, 张呈磊. 子女随迁与农民工的城市融入感[J]. 社会学研究, 2017, 32(2): 199-224.
- [34] 曾永明. 子女随迁的父代工资效应及其性别异质性研究[J]. 华东师范大学学报(哲学社会科学版), 2020, 52(4): 156-169.
- [35] 张锦华, 陈博欧. 子女随迁对农村家庭基础教育支出的影响研究——基于 2019 年千村调查数据的实证分析[J]. 农业技术经济, 2021(9): 83-101.
- [36] 邓睿, 冉光和. 子女随迁与农民工父母的就业质量——来自流动人口动态监测的经验证据[J]. 浙江社会科学, 2018(1): 66-75.
- [37] ANGRIST J D, PISCHKE J S. Mostly harmless econometrics: an empiricist's companion[J]. Princeton: Princeton University Press, 2009, 2011(52): 503-504.
- [38] OSTER E. Unobservable selection and coefficient stability: Theory and evidence[J]. Journal of business & economic statistics, 2019, 37(2): 187-204.
- [39] 马双, 赵文博. 方言多样性与流动人口收入——基于 CHFS 的实证研究[J]. 经济学(季刊), 2019(1): 393-414.

责任编辑: 曾凡盛