



经济理论与经济管理

工作论文系列

Working Paper Series

劳动力市场化改革何以影响流动人口子女随迁

——基于数量和价格效应视角

沈小源 李惟简 张兴祥

ETBMWP2024007

- * 本刊编辑部推出工作论文项目，将“拟用稿”而尚未发表的稿件，以工作论文的方式在官网呈现，旨在及时传播学术成果，传递学术动态。
本刊所展示的工作论文，与正式刊发版可能会存在差异。如若工作论文被发现存在问题，则仍有被退稿的可能。各位读者如有任何问题，请及时联系本刊编辑部，期待与您共同努力、改进完善。
联系人：李老师；联系电话：010-62511022

劳动力市场化改革何以影响流动人口子女随迁^{*}

——基于数量和价格效应视角

沈小源 李惟简 张兴祥

[摘要] 因劳动人口大规模流动产生的留守儿童问题，一直是备受关注的热点。本文从数量和价格两种配置效应出发构建了劳动力市场化改革影响流动人口子女随迁决策的理论框架，然后基于流动人口微观调查数据，实证探究了劳动力市场化程度提升对流动人口子女随迁决策的影响。研究发现：（1）流动人口所在地劳动力市场化程度提升对其子女随迁具有显著正向影响；（2）这种影响机制主要表现为数量配置效应而非价格效应，即劳动力市场化通过降低就业和落户门槛，改善了流动家庭幼儿抚养比和内部分工，使其更可能做出子女随迁决策，而非通过提高流动人口的工资水平。（3）对于高技术水平、省内流动和流入地以劳动力密集型产业为主的流动家庭，劳动力市场化对其子女随迁的促进作用更加明显。本研究有助于认识劳动力市场化改革对解决留守儿童问题的作用及其有效机制，为深化全国统一大市场建设和新型城镇化提供政策借鉴。

[关键词] 劳动力市场化；人口流动；留守儿童；子女随迁；工具变量法

一、引言

改革开放的 40 多年来，得益于体制改革和户籍政策调整，我国农村富余劳动力不断向城市流动以追求非农就业机会，居民收入水平与生活质量不断提高（蔡昉，2017；王桂新和黄祖宇，2014）。第七次全国人口普查数据显示，我国流动人口总数达到 3.76 亿人，占总人口的 26.63%^{*}。人口大规模流动为城市发展带来充足的人力、物力和智力资源，促进了经济的迅速增长，凸显了劳动力在诸多生产要素中的重要作用（王桂新和黄祖宇，2014）。为了让进入城市的流动人口能够在城市安居乐业，党的十九届六中全会指出要“推进以人为核心的新型城镇化”。近年来，我国开展了一系列制度性改革，如 2014 年国务院颁发《关于进一步推进户籍制度改革的意见》，2019 年国家发展和改革委员会印发《2019 年新型城镇化建设重点任务》。这些政策表

^{*} 沈小源，厦门大学经济学院，电话：18805929282，邮政编码：361005，电子信箱：xyshen@stu.xmu.edu.cn.；李惟简，北京大学国家发展研究院；张兴祥（通讯作者），厦门大学经济学院。本文得到国家自然科学基金重大项目“‘十四五’经济科学发展战略研究”（71940004）的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵建议，文责自负。国家统计局 2021 年 5 月 11 日发布的《第七次全国人口普查公报（第三号）——地区人口情况》。http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202105/t20210510_1817179.html。

沈小源等：劳动力市场化改革何以影响流动人口子女随迁

明我国正在加快消除人口自由迁移的制度性障碍。截至 2020 年年底，1 亿人落户任务提前完成，1 亿多农业转移人口自愿有序实现了市民化，户籍人口城镇化率由 2013 年的 35.93% 提高到 2019 年的 44.38%，户口迁移政策实现全面开放放宽^①。

但是，农村人口大规模流动也衍生了留守儿童这一社会问题。2018 年的《中国流动人口发展报告》显示，现阶段的流动人口中，1980 年后出生正值生育年龄的新生代所占比重为 65.1%，与之相应的是大量未成年子女因为父母进城务工而成为留守儿童，且数量呈递增趋势（段成荣等，2013）。留守经历不仅对儿童的健康情况造成较大的负面影响（孙文凯和王乙杰，2016），还会带来一系列心理问题（宋月萍等，2020）甚至会影响个体的人力资本积累与劳动就业表现（丁继红和徐宁吟，2018；李庆海等，2014）。不仅如此，流动人口子女留守还会导致贫穷的代际传递，滋生社会不稳定因素（魏东霞和谌新民，2018）。

留守儿童问题加剧了落后农村地区的空心化，也直接影响流动人口的迁移意愿。首先，留守儿童的存在迫使流动人口“候鸟式”的两地奔波，降低流动人口的长期居留意愿（李尧，2020）。流动儿童“入学难”问题也会导致流动人口回流农村，造成城市的劳动力流失（吴贾和张俊森，2020）。流动人口因子女留守故土而向家中寄款的行为，还会减少所在城市的消费支出，导致所在城市居民收入的降低（梁文泉，2018）。近年来，我国各地纷纷出台人才引进政策与宽松落户政策，引发“抢人大战”。如何留住人口，使其能在本地安居乐业，成为各地政府亟需解决的问题。“抢人大战”中的一项重要政策，就是降低子女随迁的难度，缓解流动人口的后顾之忧，这在解决城市发展瓶颈的过程中起到了重要作用。

2021 年中央政府工作报告指出“要让每个孩子都有人生出彩的机会”。解决留守儿童问题既惠及民生，增强流动人口的幸福指数和获得感，也是城乡及区域协调发展重要推动力量，成为我国新发展阶段城镇化的重点。自 1992 年社会主义市场经济改革以来，我国的劳动力要素逐渐由计划配置转变为市场配置，释放出巨大的经济红利。而目前我国劳动力市场仍然存在要素错配现象（Klenow，2009），留守儿童问题的成因，可部分归因于劳动力要素配置的市场化改革并未完全到位。十九届五中全会进一步提出“健全各类生产要素由市场决定报酬的机制”。劳动力市场化改革能否及如何通过改变劳动力要素配置，进而影响流动家庭的子女抚养能力和随迁行为？这是本文亟待探究的问题。

本文从理论和实证角度探究了劳动力市场化改革对流动家庭子女随迁决策的影响。理论分析表明：城市的劳动力市场化改革能够通过价格和数量配置效应提高流动家庭的子女照料能力，促进其子女随迁。然后本文结合中国劳动力市场化指数和流动人口微观调查数据，实证研究发现：城市的劳动力市场化能够显著提高子女随迁的概率，这种影响机制主要表现为数量配置效应而非价格效应，即劳动力市场化改革通过降低本地劳动力市场与户籍进入门槛，鼓励更多家庭成员进入城市，在此过程中家庭的照料能力和内部分工得以优化，最终促使子女随迁，而非通过提高流动人口的工资收入。异质性分析发现，劳动力市场化程度提升对于高技能水平、省内流动和流入地以劳动力密集型产业为主城市的流动家庭子女随迁促进效应更为显著。

本文结构安排如下：第二部分回顾相关文献；第三部分阐述理论假说和识别策略；第四部分为数据来源与变量设定；第五部分为实证分析；第六部分为稳健性讨论与异质性分析；最后为结论与政策启示。

^① 新华社：《我国 1 亿人落户任务提前完成》，2020 年 10 月 7 日，<http://xinhuanews.zhongguowangshi.com/284/6982242230408043704/9452914.html>。

二、文献回顾

大量研究文献集中关注了留守经历对儿童成长发育和人力资本积累的不利影响，包括身体与心理健康、学习成绩和劳动就业等方面。研究表明，尽管父母到城市打工能够为家庭赚取更多收入，改善留守子女的营养摄入状况（Borraz & Fernando, 2005; Edwards & Ureta, 2003），但是因为营养收入弹性有限（田旭等，2018），父母外出务工带来的收入增长不能完全弥补失陪子女的健康效用损失（Brauw, 2001），因此留守经历整体上会对儿童造成负面影响（孙文凯和王乙杰，2016；李强和臧文斌，2011）。除生理外，留守儿童还容易出现心理方面问题（宋月萍等，2020），更不易专注，学业表现也相对更差（丁继红和徐宁吟，2018；李庆海等，2014），这对儿童成长及其人力资本积累产生长期的负面效应。童年留守经历还会造成劳动者就业质量的下降（唐宁和谢勇，2019），也不利于发展中国家经济增长和人口红利的实现。

一些文献考察了人口流动与留守儿童问题之间的关联性。传统的人口流动决策理论认为居民会选择自由迁移到更能符合其偏好的城市（Tiebout, 1956）。根据“推拉理论”，城市的高收入、更好的基础设施与发展机会等有利因素形成的“拉力”是流动人口进入城市的主要动因（程名望等，2006）。但儿童迁移不同于劳动力迁移，他们的迁移更多是跟随家庭中父辈的选择，作为家庭决策的一部分（Stark, 1991）。由于留守经历会影响子女身心健康与人力资本积累，故家庭会将子女随迁的效用纳入到家庭流动决策的考虑。实证研究发现，儿童留守故土会严重削弱流动人口在居住地长期居住的意愿，尤其会降低高收入和高禀赋人群的迁移稳定性（刘欢，2019），进而减少劳动力流入给大城市带来的人口红利（李尧，2020）。综上所述，留守儿童问题不仅会给儿童自身成长造成负面影响，还会进一步拖累家庭决策，对大城市的经济集聚与发展产生不利影响。

为妥善解决留守儿童难题，学界对于流动人口子女随迁的影响因素展开了研究。首先，有学者指出子女随迁实际上来源于家庭的分批迁移，即由于家庭内部条件和家庭外部环境两个方面的限制，部分家庭只能先让劳动力迁入目的地，从而形成了留守儿童（盛亦男，2014）。既有文献将家庭子女随迁面临的阻碍分为家庭内部条件和家庭外部环境两个方面（Xu et al., 2013）。在家庭内部条件上，家庭收入、子女性别、子女年龄和父母工作类型等均会影响家庭的子女随迁决策（陶然等，2011）。子女随迁面临的内部阻碍主要是收入下降，尤其女性劳动力因为照料子女产生的收入损失更加明显（喻开志等，2022）。同时父母是否有时间精力照料孩子也会影响随迁结果，宋锦和李实（2014）发现职业为个体经营的父母有更多时间照顾子女，因此更有可能将子女带在身边，同时向大城市迁移的父母往往为了寻求更好发展机会，较少将孩子带在身边。子女接受教育是流动人口家庭化迁徙的重要因素（张翼，2011），这在重视子女人力资本积累的高收入人群中更为明显（李志远等，2022），尤其在处于升学阶段的子女中（马红旗和陈仲常，2012；袁霓，2008）。当家庭的子女随迁行为受到外界条件阻碍时，家庭倾向于选择让男孩随迁（孙妍等，2020；Liu & Xing, 2016）。

在外部环境因素方面，许多学者讨论了流入地的公共服务可得性对人口流动与子女随迁的影响（宋月萍和谢卓树，2017；梁宏和任焰，2010），其中户籍制度对子女随迁的影响最为明显（魏东霞和谌新民，2018）。户籍制度主要通过对外地户籍儿童在入学等重要公共服务环节加以限制，阻碍了流动儿童随迁（吴贾和张俊森，2020）。研究表明，城市的教育公共资源越丰富，子女留守的情况越突出，这一现象在控制了户籍因素后消失（李尧，2020），体现了户籍制度在流动儿童获取当地教育资源过程中的重要影响。子女随迁的可能性随着入学门槛的提高与升学限制

沈小源等：劳动力市场化改革何以影响流动人口子女随迁

的加大而显著减小（李超等，2018）。城乡和各地区之间对于人口流动的制度性限制，显著降低了流动人口在当地获得公共服务资源的可能性，从而大幅度降低子女随迁概率（Meng & Yamachi, 2015）。

在影响人口流动的诸多因素中，劳动力要素的市场化配置程度无疑也是一个重要方面。现有研究表明，迁入地是否拥有公平竞争的劳动力市场，对流动人口的迁移决策有着重要影响（Pedersen *et al.*, 2004）。劳动力市场化程度的提升可以降低非正规就业规模，改善劳动力的就业质量，提高劳动力对自身和后代人力资本积累的投入。因此子女随迁作为家庭流动决策的一部分，与城市的劳动力市场化程度紧密相关。关于我国地区间劳动力市场化程度的最新测度为中国人民大学劳动市场研究中心课题组发布的《中国劳动力市场化指数编制》报告（孙文凯等，2020）。该测度包括2010-2016年地级市层面的数据，将劳动力市场化程度分为劳动力价格和数量配置两个维度，分别包含户籍开放度与国有单位从业人数占比、最低工资与国有单位职工工资这两对三级指标。该指数计算过程的简洁性能够确保回归系数的经济含义清晰，而指数的综合性则保证了本文研究问题的瞄准度和结论的概括性。

本文的边际贡献体现在以下三点：第一，现有关于留守儿童问题的研究文献多从微观个体视角出发，本文则考察了城市层面的劳动力市场化程度对流动人口子女随迁决策的影响，为各级政府妥善解决留守儿童问题提供了有益的政策参考；第二，本文采用能够全面度量地级市层面劳动力市场化程度的最新数据，从数量配置和价格效应两个方面探究了劳动力市场化改革对子女随迁的实际作用机制；第三，缓解了可能存在的内生性问题，一方面控制了城市流动儿童教育供给和人口流出地特征等因素，另一方面创新性地使用历史国企发展情况作为工具变量，增强了结论的稳健性与可信度。

三、理论机制与识别策略

（一）理论机制

流动人口以家庭为单位，其是否选择流动主要取决于流动带来的期望净效用（Stark, 1991）。关于子女随迁与否的决策也可以由此进行考察：

$$D_{ij} = \begin{cases} 0, E(U_{ij}) < \bar{U}_{ij} \\ 1, E(U_{ij}) > \bar{U}_{ij} \end{cases} \quad (1)$$

式（1）中，对于城市 j 的流动人口家庭 i 来说， D_{ij} 表示家庭的子女随迁决策。 $D_{ij}=1$ 表示家庭让子女一同迁移， $D_{ij}=0$ 则表示家庭将子女留在户籍地。其中 \bar{U}_{ij} 为常量，代表家庭选择让子女留在户籍地的保留效用， $E(U)$ 衡量子女随迁带来的期望效用。当 $E(U_{ij}) > \bar{U}_{ij}$ 时，家庭选择让子女随迁，即 $D_{ij}=1$ ；当 $E(U_{ij}) < \bar{U}_{ij}$ 时，家庭选择让子女留在户籍地，即 $D_{ij}=0$ 。

家庭选择让子女随迁的期望效用主要取决于以下因素：首先，子女跟随父母流动可以避免成长过程亲子分离造成的一系列不良影响与损失，对子女的身心健康（宋月萍等，2020；孙文凯和王乙杰，2016）、人力资本积累（丁继红和徐宁吟，2018；李庆海等，2014）和成年后劳动就业（唐宇和谢勇，2019）产生积极影响，本文将每个家庭子女随迁决策带来的这部分收益定义为 F_{ij} ；其次，随迁子女将会获得城市更好的公共服务资源，例如优质教育资源和良好成长环境等（李尧，2020；宋月萍和谢卓树，2017；吴贾和张俊森，2020），本文将家庭中随迁子女通过城市公共服务获得的收益定义为 R_{ij} 。同时，家庭出于照料子女也需要付出更多成本，面临更大的经

济负担 T_{ij} ，由此可得：

$$E(U)_{ij} = \alpha F_{ij} + \beta R_{ij} - \gamma T_{ij} \quad (2)$$

劳动力市场化改革可以通过以下途径影响流动家庭抚养子女的相对负担 T_{ij} ：首先，劳动力市场化改革通过价格效应改善当地工资决定机制的扭曲程度（孙文凯等，2020），提高进入当地劳动力市场的流动人口工资水平，提升其抚养子女的经济能力，进而提高子女随迁的概率。其次，劳动力市场化改革通过数量配置效应降低当地劳动力市场进入与落户门槛，使得更多流动人口家庭成员（如配偶、兄弟姐妹、爷爷奶奶等）流入当地，提高家庭照料未成年子女的能力；同时随着基本公共服务均等化改革进一步深化，更多人口可以享受低廉的城市基本公共服务，抚养随迁子女的负担 T_{ij} 相对减轻，进而激励家庭做出子女随迁的决策。^① 故提出假说 1。

假说 1：劳动力市场化程度提升可以增强家庭抚养子女的能力，提高家庭随迁子女的净效用，激励家庭做出子女随迁的决策。

对于家庭照看子女的负担 T_{ij} ，主要有经济负担和时间精力两方面约束。一方面，随迁子女需要父母投入更多经济资源用于抚养、教育等方面的支出；另一方面，父母将不得不花费更多时间精力照顾陪伴子女，或者让其他家庭成员从事这项工作。因此对于假说 1 的实现机制，本文主要从以下两方面来考虑：一是劳动力市场化改革带来的流动人口工资上涨的价格效应，二是流动和就业门槛降低的数量配置效应，即：

$$T_{ij} = \eta W_{ij} + \mu N_{ij} \quad (3)$$

首先，劳动力市场化具有价格效应。市场化程度越高，对劳动力工资决定机制产生扭曲的非市场因素影响越低（孙文凯等，2020），这给长期在就业市场与收入分配中处于弱势地位的流动人口带来积极影响，有利于提高他们的工资水平和就业稳定性，从而更好地满足流动家庭为随迁子女投入更多经济资源的需求。式（3）中 W_{ij} 代表影响家庭子女随迁相对负担的价格效应机制，可以预期流动人口工资收入越高，照料子女的相对负担就越低，子女随迁可能性越高。故提出假说 2。

假说 2：劳动力市场化程度提升通过价格效应提高流动人口的工资收入，提高其抚养随迁子女的经济能力，促使家庭做出子女随迁的决策。

其次，劳动力市场化具有数量配置效应。劳动力市场化程度越高，对劳动力数量配置产生的扭曲程度越低，主要表现在就业和落户门槛的降低，这是近年来中国劳动力市场化程度提升的主要原因（孙文凯等，2020）。式（3）中 N_{ij} 表示影响家庭子女随迁相对负担的数量配置效应机制。长期以来，中国家庭成员内部合作分工密切，尤其在代际间，爷爷奶奶、外公外婆及兄弟姐妹等亲属帮忙照料孩子的现象非常普遍，这能够有效降低流动人口家庭照料抚养随迁子女的负担（卢洪友等，2017）。子女抚养比表示流动人口家庭在流入地未成年子女数目与劳动力人口数目的比例，子女抚养比越低，家庭就有更多劳动力从事有酬劳动，且能进行更充分的内部分工合作，抚养子女的相对负担越低。通过数量配置效应，劳动力市场化程度提升可以降低劳动力进入城市的门槛，改善流动家庭子女抚养比，从而增强其照料子女的能力。故提出假说 3。

假说 3：劳动力市场化改革通过数量配置效应，降低劳动力进入城市的门槛，提高了家庭成

^① 现实中可能存在低劳动力市场化程度地区提供补偿收入给流动人口，以促进其子女随迁的情况。限于数据可得性，本文未专门探究这一情况，但可以预期当这种情况存在时，本文的估计结果将是一种下界（low-bound），即低估了劳动力市场化程度提升对流动儿童随迁的影响，反过来说明真实效应更强。感谢审稿专家指出这一点。

沈小源等：劳动力市场化改革何以影响流动人口子女随迁

年人比例和照料孩子的能力，促使家庭做出子女随迁的决策。

(二) 识别策略

对于假说 1，由于本文的被解释变量为虚拟变量，实证中采用 OLS 和 Logit 估计方法验证基准回归的有效性。因为同一城市的流动人口家庭之间可能存在相似性，为降低来自同一城市的样本自相关所带来的影响，本文的标准误聚类到城市层面。

$$Withchild_{ij} = \beta labor_j + \delta X_{ij} + \tau_p + \epsilon_{ij} \quad (4)$$

$$\Pr(Withchild_{ij} = 1 \mid labor, X) = \frac{\exp(\beta labor_j + \delta X_{ij} + \tau_p + \epsilon_{ij})}{1 + \exp(\beta labor_j + \delta X_{ij} + \tau_p + \epsilon_{ij})} \quad (5)$$

式 (4)、式 (5) 中，劳动力的子女随迁决策 $Withchild_{ij}$ 是一个二元选择变量，如果家庭选择让全部子女随迁至居住城市 j ，则其值为 1，否则为 0； $\Pr(Withchild_{ij} = 1)$ 为家庭选择子女全部随迁的概率^①； $labor$ 为城市 j 的劳动力市场化指数， X 为个人、家庭及城市层面控制变量， τ_p 为省份固定效应， ϵ_{ij} 为随机干扰项。回归系数 β 可以解释为城市劳动力市场化程度对于流动人口家庭子女随迁决策的影响，如果 β 显著为正，则说明城市劳动力市场化程度提升能够促进家庭子女随迁，支持假说 1。

为了验证假说 2 和假说 3，即价格效应和数量配置效应是否为劳动力市场化产生影响的机制，本文除了直接使用劳动力市场化三级指数（即底层指数）之外，还采用中介效应模型来进行统计分析。具体做法是加入中介变量，观察劳动力市场化指数对家庭子女随迁决策的影响程度是否出现下降。如果下降，说明该中介变量为劳动力市场化对家庭子女随迁决策产生影响的一种传导机制。具体地，对于假说 2，本文采用家庭的工资收入作为中介变量。引入流动人口动态监测调查中“您上个月的工资收入”一问的答案作为家庭收入的代理变量，以此来衡量劳动力市场化的价格效应；对于假说 3，本文采用家庭子女抚养比作为中介变量，定义家庭子女抚养比为家庭的子女总数比上居住在家庭定居城市的劳动年龄人口数，以此来衡量劳动力市场化带来的劳动力数量配置效应。

四、数据来源与变量设定

(一) 数据来源与样本筛选

本研究主要采用的数据来源于三个方面：微观个体特征变量来源于国家卫生健康委发布的 2017 年中国流动人口动态监测调查数据 (China Migrants Dynamic Survey, CMDS)，该调查包含中国流动人口及其家庭成员人口基本信息，调查对象主要涵盖全国 31 个省（区、市）和新疆生产建设兵团的流动人口，抽样数量约 20 万户，具有权威性和全国代表性。新迁移经济学将家庭作为迁移决策主体 (Stark, 1991)，子女随迁属于家庭整体决策的一部分，所以本文选取流动人口家庭作为研究对象。

劳动力市场化指数数据主要来源于中国人民大学劳动市场研究中心课题组发布的《中国劳动力市场化指数编制》报告，该报告从劳动力价格和劳动力数量配置两个角度测算了 2010—2016 年全国各直辖市和地级市的劳动力市场化程度，是目前最具专业、权威和全国代表性的衡量地区层面劳动力市场化程度的数据，通过投影法计算了户籍开放度、国有单位从业人数占比、最低工资和国有单位职工工资四项子指标得分，再加权计算得出总指数 (孙文凯等, 2020)。其他地区

^① 本文也尝试过将随迁子女比例作为被解释变量进行回归，结论不变。篇幅所限，结果留存备索。

变量来源于《中国城市统计年鉴》。为降低反向因果偏误，本文将 2016 年的劳动力市场化数据和宏观地区特征数据与 2017 年的微观调查数据相匹配。由于不同家庭抚养类型会对儿童发展和留守决策产生较大差异，本文剔除由于父母离异或丧偶而形成的单亲家庭样本。此外，由于本文研究的是留守儿童问题，故剔除无 16 岁以下（未成年）子女的家庭样本。在剔除数据缺失、逻辑错误的样本后，最终得到 71 693 个有效样本。

（二）变量设定

1. 核心被解释变量。流动人口家庭的子女随迁决策，根据 CMDS 问卷中家庭全部子女的“现居住地”一项进行构建，如果有子女现居住地不为家庭所在城市，赋值为“0”，否则为“1”。

2. 核心解释变量。流动人口所在城市的劳动力市场化程度，主要由《中国劳动力市场化指数编制》报告中公布的劳动力市场化指数来衡量。这份报告中劳动力市场化指数由最低工资、国有企业职工工资、户籍开放度和国有单位从业人数占比四项子指标构成。其中最低工资指标为小时最低工资与当地社会在岗职工平均工资之比，反映了当地最低工资水平。国有企业职工工资指标为国有职工平均工资和当地社会在岗职工平均工资之比，反映了当地国有企业职工工资水平。国有单位从业人数占比指标反映了当地国有单位从业人员规模相对于总从业人员规模的大小，而户籍开放度指标则考虑夫妻投靠、购房、投资、纳税和就业五个方面的开放度，加权衡量当地户籍制度的开放水平。为了最终加总得到总指数，四项子指标分别进行了归一化处理。

3. 控制变量。第一类控制变量是关于流动人口家庭 i 的父母信息。根据已有文献，分别控制流动人口家庭中父亲和母亲的年龄、民族、受教育程度等变量（Costa *et al.*，Kahn，2000；Diamond，2003）。因为在中国特有的城乡户籍制度下，户籍地为农村的流动人口可以暂时在城镇地区工作，但是很难获得城市户籍（Zhao，2001），因此户籍情况对流动人口的家庭决策也会产生影响。模型中加入关于流动人口家庭中父母户籍的虚拟变量，1 代表该劳动力为农村户籍，0 代表该劳动力已加入城市户籍。

第二类控制变量是关于流动人口家庭 i 的家庭信息。由于家庭为子女提供的物质保障是子女随迁与否的主要影响因素，所以模型需要控制家庭支出情况。考虑到城市的住房价格对流动人口的迁移决策会产生影响（周颖刚等，2019），而城市的住宅除商品房外，还包含城中村、高档公寓等，价格不一而足，故采用家庭住房支出占总支出的比重衡量家庭的住房负担。此外，未成年子女数目的增加会降低家庭完全迁居的可能性（盛亦男，2014），且性别偏好会影响家庭的子女随迁决策（孙妍等，2020），故控制家庭的子女个数及男孩比例。

第三类控制变量是关于流动人家庭所处城市 j 的城市信息。城市控制变量从以下四个角度考虑：第一，根据发展经济学的经典理论，收入情况会影响人口流动的决策，而城市带给流动人口的收入可能性与城市的经济发展水平相关（Lewis，1954），故控制城市的 GDP；第二，城市的人力资本充裕度会影响到劳动力流动情况（Tiebout，1956），故控制城市的人口密度和人口城镇化率；第三，城市的公共资源将影响流动人口子女随迁决策（宋月萍和谢卓树，2017），因此控制地区的公共服务提供水平；此外，劳动力要素的配置以找到合适的工作为前提，配置过程也会受到地区就业环境的影响，故选取城市的失业率作为控制变量。

（三）主要变量的描述性统计

表 2 给出了变量的描述性统计。从表 2 可以看到流动人口个体特征：男性流动人口年龄平均为 35 岁，女性流动人口平均年龄为 33 岁，多集中在劳动年龄。大部分的流动人口为汉族，且多为农村户籍，大约只有 1/5 的流动人口取得了城市户口。从受教育程度来看，大部分流动人口为初中学历，整体受教育水平较低。表 2 也显示了流动人口的部分家庭特征：首先，近 1/3 的流动人口家庭存在儿童留守现象。家庭子女均值为 1.45，说明流动人口家庭的生育情况还是以独生子

沈小源等：劳动力市场化改革何以影响流动人口子女随迁

女为主，子女中男孩占比略高于 50%，这与人口普查数据显示的我国性别比偏高的现状相吻合。

表 1 变量的定义与描述

变量类型	变量名称	变量含义	变量说明
被解释变量	$Withchild_{ij}$	子女留守决策	子女是否全部随迁：是=1；否=0
核心解释变量	$labor_j$	劳动力市场化程度	—
父母控制变量	$fage_{ij}$	父亲年龄	—
	$fhan_{ij}$	父亲民族	父亲是否为汉族：是=1；否=0
	$fhukou_{ij}$	父亲户籍地情况	父亲是否为农村户口：是=1，否=0
	$fedu_{ij}$	父亲受教育程度	父亲受教育年限
	$mage_{ij}$	母亲年龄	—
	$mhan_{ij}$	母亲民族	母亲是否为汉族：是=1；否=0
	$mhukou_{ij}$	母亲户籍地情况	母亲是否为农村户口：是=1，否=0
	$medu_{ij}$	母亲受教育程度	母亲受教育年限
家庭控制变量	$house_{ij}$	家庭住房负担	家庭住房支出占总支出比重
	$lnexp_{ij}$	家庭支出情况	家庭月平均总支出的对数
	$childnum_{ij}$	子女个数	—
	boy_{ij}	子女性别情况	子女中男孩个数占子女总数的比例
城市控制变量	$lnpol_j$	人口密度	全市每平方公里人数的对数
	$lngdp_j$	经济发展水平	全市经济生产总值的对数
	$lostjob_j$	就业水平	全市失业率
	pub_j	公共服务水平	公共事业支出占 GDP 比重
	$urbanize_j$	人口城镇化率	城镇人口占总人口比例

五、实证结果

（一）基准回归结果分析

本文研究模型的被解释变量均为 0—1 变量，分别使用 OLS 和 Logit（报告边际效应）进行回归。表 3 为基准回归结果，可以看到采用 OLS 和 Logit 回归的结果基本一致。第（1）（2）两列的估计控制了父母特征变量和家庭特征变量，包括父母年龄、民族、受教育程度和户籍，回归结果表明，城市劳动力市场化指数越高，子女随迁的概率越大；均值意义上，当城市劳动力市场化指数上升 0.1，流动人口子女随迁的概率提高 6.62~6.88 个百分点。第（3）（4）两列控制城市的特征变量和省份固定效应，包括城市人口密度、人均 GDP 的对数、公共服务支出占 GDP 比重、失业率和人口城镇化率。估计结果表明，在进一步控制城市特征后，劳动力市场化指数的系数仍然显著为正。当城市劳动力市场化指数上升 0.1，在 OLS 和 Logit 估计下，流动人口子女随迁的概率分别提高 4.73 个百分点和 4.58 个百分点。综上所述，城市劳动力市场化程度的提高可以提升子女随迁的概率，假说 1 成立。为了更加直观地反映劳动力市场化程度的提高对于家庭子女随迁决策的经济意义，本文同时报告了指数标准化后的回归结果。结果显示，当城市的劳动力

市场化程度提高一个标准差（相当于样本均值的 8.5%），流动人口家庭子女随迁的概率分别提高 3.13 个百分点和 3.03 个百分点（接近样本均值的 10%）。这说明劳动力市场化程度提高对子女随迁的促进作用在经济意义上也是显著的。

表 2 变量描述性统计

变量类型	变量名称	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	<i>Withchild_{ij}</i>	81 284	0.676	0.468	0	1
核心解释变量	<i>labor_j</i>	81 284	0.773	0.066	0.481	0.873
父母控制变量	<i>fage_{ij}</i>	81 284	35.548	6.528	18	79
	<i>fhan_{ij}</i>	81 284	0.926	0.262	0	1
	<i>fhukou_{ij}</i>	81 284	0.77	0.421	0	1
	<i>fedu_{ij}</i>	81 284	10.5	2.944	0	19
	<i>mage_{ij}</i>	81 284	33.615	6.354	16	78
	<i>mhan_{ij}</i>	81 284	0.918	0.275	0	1
	<i>mhukou_{ij}</i>	81 284	0.785	0.411	0	1
	<i>medu_{ij}</i>	81 284	10.278	3.078	0	19
家庭控制变量	<i>house_{ij}</i>	81 283	0.211	0.203	0	1
	<i>lnexp_{ij}</i>	80 567	8.143	0.537	4.615	9.616
	<i>childnum_{ij}</i>	81 284	1.405	0.565	1	6
	<i>boy_{ij}</i>	81 284	0.562	0.436	0	1
城市控制变量	<i>lnpol_j</i>	81 284	5.434	1.025	2.833	7.804
	<i>lngdp_j</i>	81 284	17.532	1.081	14.243	19.457
	<i>lostjob_j</i>	79 069	0.047	0.032	0.005	0.257
	<i>pub_j</i>	81 284	0.101	0.060	0.016	0.264
	<i>urbanize_j</i>	81 284	0.550	0.295	0.086	1

表 3 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)		(4)	
	<i>Withchild</i>					
	OLS	Logit	OLS		Logit	
	未标准化	未标准化	未标准化	标准化	未标准化	标准化
<i>labor</i>	0.688*** (0.221)	0.662*** (0.206)	0.473*** (0.175)	0.031*** (0.012)	0.458*** (0.165)	0.030*** (0.011)
父母控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
家庭控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市控制变量			控制	控制	控制	控制
N	73109	73109	69250	69250	69250	69250
adj. R ²	0.057	0.046	0.072	0.072	0.058	0.058

注：(1)***、**、* 分别表示 1%、5%和 10%水平上的显著性；(2) 括号内是城市层面的聚类稳健标准误。(3) 控制变量包含三类：父母控制变量，包括年龄、户籍、民族和受教育程度；家庭控制变量：包括住房负担、家庭收入、子女个数和男孩比例；城市控制变量：包括人口密度、GDP、失业率、公共服务提供水平和人口城镇化率。控制变量的估计结果限于篇幅未能报告，留存备案。下各表同。

(二) 三级指标回归结果分析

为了进一步探究劳动力市场化指数的具体维度对儿童留守问题的影响，本文按劳动力市场化指数的指标构建规则，将最低工资干预程度、国有单位溢价水平、国有企业从业人数和户籍开放度四个方面的子指标作为主要解释变量进行检验。其中前两项指标主要反映劳动力市场化改革的价格效应，后两项指标主要反映数量配置效应。由于 OLS 和 Logit 的估计结果基本一致，以下主要讨论 OLS 回归的估计结果。回归结果如表 4 所示，最低工资干预程度和国有单位溢价水平指数对子女随迁决策的影响均不显著；而国有企业从业人数对子女随迁决策的影响显著为负，国有企业从业人数占城镇从业规模每上升 1 个标准差，家庭子女随迁的概率将下降约 3.58%，城市户籍开放度对子女随迁决策的影响显著为正，城市户籍开放度每上升 1 个标准差，家庭子女随迁概率上升约 3.90%。关于户籍开放度的估计结果与魏东霞和谌新民（2018）的研究结果较为接近，佐证了本文结论的稳健性。综上所述，劳动力市场化的价格效应对家庭决策的影响不大，主要是通过数量配置效应对家庭子女随迁决策产生影响。出现这一结果的原因可能是，虽然劳动力市场化可能会提高流动人口的工资收入，但相对于城市地区抚养子女的高成本负担，仍属于较低水平。同时当工资水平上升时，流动人口往往会扩大劳动供给，这使得可用于照顾子女的时间被压缩。而增加流动人口家庭成员数量、改善家庭的内部分工与抚养比结构恰好能够较好地缓解这一点，因此在当前的制度与市场环境下，数量配置效应占据主导地位。即假说 3 成立，假说 2 不成立。

表 4 三级指标回归结果

变量		(1)	(2)	(3)	(4)
		<i>Withchild</i>			
价格配置效应	最低工资干预程度	-0.009 (-0.015)			
	国有单位溢价水平		0.012 (0.022)		
数量配置效应	国有企业从业人数			-0.036*** (0.013)	
	户籍开放度				0.039*** (0.012)
控制变量		控制	控制	控制	控制
N		69 250	69 250	69 250	69 250
<i>adj. R</i> ²		0.066	0.065	0.071	0.069

(三) 机制分析

前文分析表明，劳动力市场化程度提高能够显著提高流动家庭子女随迁概率，且主要通过数量配置效应影响家庭决策。接下来，本文对作用机制做进一步的实证检验。在前文的假设中，本文对可能的机制做出了两种假说：其一，劳动力市场化改革通过价格效应，降低非市场因素对于工资配置的扭曲程度，提高流动人口的工资收入，经济能力的提高激励其做出子女随迁决策；其二，劳动力市场化改革通过数量配置效应降低进入门槛，增加家庭在流入地的成年人比例，进而通过内部分工提升流动人口家庭的子女照料能力，促使其做出子女随迁的决策。

本文将通过上述两个角度，实证检验劳动力市场化程度对家庭子女随迁决策的直接机制。首先，本文采用 Sobel 检验分别验证家庭收入和子女抚养比是否为中介渠道。由于 Sobel 检验要求

交互项服从正态分布，对于本文的二元因变量只能近似估计标准误，因此本文同时采用广义结构方程（GSEM）方法对作用机制进行验证。回归结果如表 5 所示，第（1）列为基准回归结果，第（2）（3）列估计的是子女抚养比（即数量配置效应）的中介效应，采用 Sobel 法和采用 GSEM 法的估计结果基本一致。估计结果显示，当加入了子女抚养比时，城市劳动力市场化程度对家庭子女随迁决策的影响程度下降。中介效应检验统计量在 1% 的显著性水平上显著，即子女抚养比存在显著的部分中介效应，且可以解释总体效应的 31%。第（4）（5）列进一步探究劳动力市场化对工资收入和家庭抚养比的影响，回归结果表明劳动力市场化程度提升对流动人口工资收入的影响方向为正，但在统计上不显著；对流动人口家庭抚养比的影响为负，在 1% 显著性水平上显著。在经济含义上，当劳动力市场化程度每提高 1 个标准差（相当于样本均值的 8.5%），流动人口的工资收入平均提高约 15.3%（ $= \exp(0.142) - 1$ ），子女抚养比平均下降约 0.219（约为样本均值的 1/3），即劳动力市场化程度每提升 1 个标准差使得照顾每一位流动儿童的成年长辈从平均 1.48 位上升到了 2.19 位，说明在具体作用机制的经济意义上，劳动力市场化程度提高对子女随迁的促进作用也是非常显著的。以上分析表明，城市劳动力市场化程度的提高可以降低家庭成年劳动力进入城市的门槛，降低家庭的子女抚养比，从而增强家庭照料子女的能力，对家庭子女随迁决策产生直接影响，进一步验证了假说 3 成立。^①

表 5 劳动力市场化改革对子女随迁决策的影响机制估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Withchild</i>			工资收入	子女抚养比
	OLS	Sobel	GSEM	OLS	OLS
<i>labor</i>	0.031*** (0.012)	0.022** (0.010)	0.022*** (0.002)	0.142 (0.114)	-0.219*** (0.075)
子女抚养比		-0.753*** (0.020)	-0.765*** (0.006)		
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
Z 统计量		10.95***	10.95***		
解释比例/R ²		31.21%	30.99%	0.293	0.583
N	69 250	69 250	69 250	70 912	71 680

六、稳健性讨论与异质性分析

（一）稳健性讨论

上文实证估计了劳动力市场化程度及其不同维度的子指标对家庭子女随迁决策的影响，并估

^① 本文还进行了以下作用机制讨论：首先，以工资收入为代理变量进行价格配置效应的中介效应检验。结果显示估计系数在 10% 显著性水平上不显著，即家庭工资收入不存在显著的中介效应，假说 2 不成立。其次，考察了不同流动模式的差异，发现在母亲先于父亲流动的情况下，劳动力市场化程度提升对子女随迁的促进效应更大，但这一结果在统计上不显著。再次，区分了不同流动动机，发现劳动力市场化改革能显著提高家庭中出于寻找就业机会的目的流入本地的人数，但是对于流入地总家庭成员数没有显著影响，间接证明了数量配置效应发挥主导作用。最后，还使用张吉鹏和卢冲（2019）利用城市户籍政策文件构造的落户门槛指数，将落户门槛总指数以及其中的人才引进和普通就业难度作为核心解释变量进行回归，结果印证了劳动力数量配置效应可以促进流动儿童随迁的结论。以上回归结果限于篇幅未能展示，留存备案。非常感谢审稿专家富有建设性的宝贵建议。

沈小源等：劳动力市场化改革何以影响流动人口子女随迁

计了产生作用的直接机制。为了确保结论的稳健性，本文采用剔除部分样本、控制流入地流动儿童教育因素及流出地特征、地区样本加总和工具变量的方法对结果进行稳健性讨论。检验结果如表 6 与表 7 所示。

1. 剔除来自一线城市的样本。目前我国人口主要流入地集中在“北上广深”等大城市（魏东霞和谌新民，2018），而近年来不同城市对外来劳动力的政策出现了分化，尤其是一些特大城市的劳动力进入障碍反而增大（周颖刚等，2019）。因此本文剔除了北京、上海、广州、深圳四座一线城市的样本^①，对剩余样本进行回归。结果如表 6 第（1）列所示，结论保持不变。

2. 剔除居住时间较短的流动人口样本。考虑到短期进入城市的家庭可能尚未做好子女随迁的打算；同时，在调查流入地短期定居的家庭，也有可能做好了前往其他城市的打算，因而不让子女随迁。鉴于此，本文剔除了在居住地城市定居不到 5 年的家庭样本，对剩余样本进行回归。回归结果如表 6 第（2）列所示，结论依然保持不变。

3. 控制流动儿童的入学难度。流动儿童是否能在流动地接受教育是影响子女随迁与否的影响因素。为此，本文尝试在回归中控制 2015 年各个省份义务教育阶段在校随迁子女数量在当地城市地区 0~14 岁人口数量的占比。^②这一指标能较好地反映流动儿童在当地入学的难度，同时由于本文选取的研究期间是 2017 年，使用 2015 年的数据也能够较好地避免反向因果偏误。回归结果如表 6 第（3）列所示，可以看到在控制当地流动儿童入学占比之后，估计结果与表 3 基本类似。同时，本文还根据流动人口子女年龄将样本分为 0~5 岁、6~12 岁及 13~16 岁。理论上，0~5 岁的孩童由于尚未接受正式的义务教育，受到当地入学门槛的影响较小。如果这部分回归结果是显著的，则意味着在排除流入地教育限制因素之后，劳动力市场化程度依然提升能够显著促进流动人口做出子女随迁决策。回归结果如表 6 第（4）列所示^③，可以看到劳动力市场化改革显著提升了流动人口 0~5 岁子女的随迁概率，印证了本文主要结论。

4. 控制人口流出地相关信息。人口是否流动往往取决于流出地的经济发展水平和个人生活状况等因素，这会影响到流动儿童的随迁结果。为了排除这一选择性偏误对结果的影响，本文在模型中依次加入了流动人口在老家拥有的承包地亩数（没有则记为 0，下同）、宅基地面积和村里分配的集体分红（加 1 后取对数），同时，本文还尝试控制了受访者在老家是否面临困难及其类型（具体包括老人赡养、子女照看、子女教育费用、配偶生活孤单、家人有病缺钱治和土地耕种等缺劳动力方面的困难），以及流出地城市固定效应。表 7 回归结果显示，在依次加入这些控制变量后，估计结果依然非常显著，再次表明本文的结论是稳健的。

5. 内生性讨论。城市层面的劳动力市场化程度主要受到宏观因素及政策影响，受家庭子女随迁决策的影响微乎其微，因此本文的反向因果偏误相对不严重。但是由于城市的政策制定与城市层面特征存在相关性，而家庭决策同时受到劳动力市场化程度以外的其他城市特征影响，因此由遗漏变量导致的内生性偏误仍然存在。对此，本文分别采用地区加总数据的双向固定效应和工

^① 该机构的报告详细参见 <https://www.yicai.com/news/100651087.html>。

^② 义务教育阶段在校随迁子女数来自《流动儿童蓝皮书：中国流动儿童教育发展报告（2016）》。需要注意的是，由于陕西、新疆与西藏分别只统计了西安、乌鲁木齐和拉萨的义务教育阶段在校随迁子女数，没有统计全省的，因此在这部分回归剔除了这三个省份。

^③ 这部分回归中只考察家庭中有对应年龄段儿童的样本，因此样本较正文表 3 会有所减少。6~12 岁的劳动力市场化指数估计系数为 0.021，在 5% 水平显著，13~16 岁为 0.017 但不显著（P 值为 0.151），限于篇幅未能展示回归结果。本文猜想 13~16 岁结果不显著的原因可能是随着年龄的增大，尤其到了青少年阶段，孩童的独立性有所增强，有相当比例会选择离开父母外出，读高中、中专或者务工谋生，因此估计系数大小及显著性出现一定下降。

具变量法进行检验。

(1) 地区加总数据的双向固定效应回归。为了缓解遗漏变量产生的内生性问题，本文加总得到 2011-2017 年的各市儿童留守情况，采用城市-时间双向固定效应进行估计。本文首先对地级市层面的家庭数据进行加总，然后使用加总数据进行固定效应回归。结果显示，城市的劳动力市场化指数每上升一个标准差：该地级市所属的流动人口家庭样本中，子女全部随迁的样本占总样本的比例将会上升 3.91 个百分点，与前文的估计结果相近。^①

(2) 工具变量估计。本文首先选用省内经济发展水平（以人均 GDP 衡量）最接近城市的劳动力市场化程度 (*labor_iv*) 作为样本流入地劳动力市场化程度的第一个工具变量。这是因为同一省份之间的政策存在相关性，因此 *labor_iv* 与 *labor* 两者存在相关性；同时省内其他城市的劳动力市场化程度并不会影响本地家庭的子女留守决策，满足外生性假设，因此省内经济发展水平最接近城市的劳动力市场化程度是一个合适的工具变量。为了使结论更加稳健，本文还以改革开放初期 1985 年各市人均国有企业数为历史国有企业发展情况的代理变量，作为劳动力市场化指数的第二个工具变量。由于 1985 年以前我国尚未开始真正推行社会主义市场经济体制，当年国有企业发展情况能够反映劳动力市场受到行政力量支配的程度。根据“路径依赖”理论 (North *et al.*, 1994)，当年国有企业越发达的城市，在劳动力市场化改革的过程中将面临较大的转轨成本，因此劳动力市场化程度也较低，满足工具变量的相关性假设；同时 1985 年距 2017 年已逾三十多年，足以保证外生性假设。工具变量的两阶段估计 (2SLS) 结果如表 6 第 (5) 列所示，第一阶段回归结果显示，F 值远大于 10 并且在 1% 水平下显著，这排除了工具变量与内生性变量之间弱相关的可能性。第二阶段回归结果表明，在利用工具变量缓解可能存在的内生性问题后，劳动力市场化程度的提高仍然能够在 1% 的显著性水平下提高流动人口家庭子女随迁的概率，再次佐证本文结果的稳健性。^②

表 6 稳健性讨论

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Withchild</i>			LS 0~5 岁	IV-2SLS
	OLS	OLS	OLS		
<i>labor</i>	0.031*** (0.011)	0.032*** (0.012)	0.039*** (0.010)	0.022*** (0.006)	0.036*** (0.012)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
流动儿童入学难度			控制		
第一阶段 F 值					92.50
Hansen J 检验 (p 值)					0.395
观测值	63 553	37 542	67 247	1 748	59 561
adj. R2	0.067	0.078	0.092	0.022	0.072

注：第 (1) (2) 列分别为剔除来自一线城市样本、剔除居住时间较短的家庭样本后的回归结果；第 (3) 列为加入义务教育阶段在校随迁子女数量占比的回归结果；第 (4) 列为将流动人口子女年龄限制在 0~5 岁样本的回归结果；第 (5) 列为采用 2SLS 得到的工具变量估计结果。

① 限于篇幅，结果留存备案。

② 本文还从过度识别检验、半简化式回归与排他性三个角度详细探讨和验证了工具变量的外生性假设，结果证明本文所选用的工具变量是有效。限于篇幅未能展示，留存备案。

沈小源等：劳动力市场化改革何以影响流动人口子女随迁

表 7 稳健性讨论：控制人口流出地相关信息

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Withchild</i>			
<i>labor</i>	0.029*** (0.011)	0.024*** (0.009)	0.027** (0.010)	0.024*** (0.008)
控制变量	控制	控制	控制	控制
老家承包地亩数、宅基地面积与村集体分红	控制			控制
在老家面临的困难		控制		控制
流出地城市固定效应			控制	控制
N	57 021	71 742	71 742	54 021
adj. R^2	0.075	0.208	0.080	0.229

(二) 异质性分析

前文表明劳动力市场化通过数量配置效应促进流动人口家庭子女随迁，那么对于不同的流动人口家庭，谁从劳动力市场化的提高中受益更多？本部分进一步考察劳动力市场化促进流动家庭子女随迁的异质性影响。

1. 技能水平。本文参考魏东霞和谌新民（2018）的分类方式，按照中国的义务教育政策将样本分为两组，其中低技能组父母均仅接受过义务教育，而高技能组父母至少一方接受了高中及以上教育。分组回归的结果如表 8 第（1）（2）列所示，劳动力市场化对高技能组样本的正向影响在 1% 水平上显著，而对低技能组的影响和显著性水平较低。前文证明了劳动力市场化主要通过数量配置效应影响家庭子女随迁决策，而高技能水平的父母作为更加优质的劳动力，有更大的机会进入劳动力市场，从而更有可能子女随迁的决策。

2. 流动区域。本文根据流动人口家庭的流动距离，将样本分为省内流动和跨省流动两组，结果如表 8 中的第（3）（4）列所示，城市劳动力市场化指数对家庭子女留守决策的影响随着家庭流动距离的增加而减弱。因为跨省流动增加了家庭中成年劳动者进入城市的成本，不利于降低家庭的子女抚养比和提升其照料能力。这与假设 3 的结论相互印证，说明降低劳动力进入门槛的数量配置效应是一项重要作用机制。

3. 产业类型。本文将流动人口家庭所处的城市，按照劳动密集型产业和资本密集型产业相对比重的高低，分为劳动密集型产业为主的城市和资本密集型产业为主的的城市两组样本。结果如表 8 第（5）（6）列所示，劳动力市场化对劳动密集型产业为主的的城市所属的流动人口家庭子女随迁概率影响更显著。已有研究表明，进入城市的流动人口主要从事制造业、建筑业等劳动密集型产业（辜胜阻等，2009），本文研究表明提升劳动密集型产业为主的的城市劳动力市场化程度，有助于提供更多就业机会，对流动家庭子女随迁的促进作用更加明显。

表 8 异质性分析：技能水平、流动区域与产业类型

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Withchild</i>					
	技能水平		流动区域		产业类型	
	高技能	低技能	省内流动	跨省流动	劳动密集型	资本密集型
<i>labor</i>	0.035*** (0.011)	0.028* (0.014)	0.042*** (0.010)	0.016 (0.019)	0.037*** (0.012)	0.023 (0.019)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	33 441	35 809	39 518	29 732	41 863	27 387
adj. R^2	0.068	0.091	0.089	0.094	0.078	0.071

七、结论与政策建议

我国农村人口的大规模流动为城市提供了充足的人力资本，但也造成了留守儿童现象日益加剧，这一问题受到了理论与实践界的高度关注。本文首先构建了劳动力市场化对流动人口家庭子女随迁决策的理论框架，然后结合中国劳动力市场化指数与流动人口微观调查数据进行验证。研究表明，流动人口家庭所在地的劳动力市场化程度提升能够促进子女随迁，进一步分析表明，数量配置效应带来家庭内部分工优化和抚养能力的提升为主要作用机制。上述结论在进一步限制样本、控制流动儿童入学难度和流出地特征，以及采用工具变量缓解内生性后仍然稳健。本文还分析了劳动力市场化改革对流动家庭子女随迁决策的异质性影响，发现对于父母技能水平较高、省内流动和居住地以劳动力密集型产业为主的流动家庭，劳动力市场化的促进作用更为明显，这从侧面也印证了数量配置效应占据主导地位。

本文的政策含义在于，政府能够通过提高劳动力市场化改革提升要素配置水平，有效缓解留守儿童难题和代际不平等现象，这一作用在当前主要表现为数量配置效应。本文基于数量配置和价格效应的作用机制分析表明，政府可以制定一些合理的政策，包括但不限于：（1）鼓励中小微企业吸纳流动人口就业，放宽户籍限制并降低城市劳动力市场的准入门槛；（2）着重化解流动人口进入劳动力市场过程中存在的阻碍，让劳动力生产要素通过市场机制实现充分配置；（3）在深化劳动力市场化改革的同时，也需考虑到不同群体的异质性，例如可以针对低教育水平的流动人口进行劳动技能培训，建立面向跨省流动家庭的省级财政专项转移支付制度，重点完善劳动力密集型产业为主的城市的劳动力就业环境，最大程度提升政策实施效率，让弱势群体能够更好地享受劳动力市场化改革带来的红利。另一方面，价格渠道微弱的根源也值得深思，这可能是由于目前流动人口在城市地区仍缺乏足够保障，且其工资收入相对于在城市抚养子女的高成本负担仍处于较低水平。提高流动人口的保障程度与就业稳定性，还需政府进一步完善劳工保护制度和贯彻基本公共服务均等化，切实破除流动人口在城市抚养子女过程中面临的制度性障碍。

同时，本文也存在一定的研究不足。例如由于数据与研究方法限制，本文不能逐一详细地探讨劳动力市场化改革具体政策变化的经济后果，也未能从地区层面来验证市场化改革对流动人口劳动力市场表现的影响。期待未来有更丰富的数据与研究方法出现，再做进一步挖掘。

沈小源等：劳动力市场化改革何以影响流动人口子女随迁

参考文献

- 蔡昉, 2017:《中国经济改革效应分析——劳动力重新配置的视角》,《经济研究》,第7期。
- 程名望、史清华、徐剑侠, 2006:《中国农村劳动力转移因与障碍的一种解释》,《经济研究》,第4期。
- 丁继红、徐宁吟, 2018:《父母外出务工对留守儿童健康与教育的影响》,《人口研究》,第1期。
- 段成荣、吕利丹、邹湘江, 2013:《当前我国流动人口面临的主要问题和对策——基于2010年第六次全国人口普查数据的分析》,《人口研究》,第2期。
- 辜胜阻、易善策、李华, 2009:《中国特色城镇化道路研究》,《中国人口·资源与环境》,第1期。
- 李强、臧文斌, 2011:《父母外出对留守儿童健康的影响》,《经济学(季刊)》,第1期。
- 李庆海、孙瑞博、李锐, 2014:《农村劳动力外出务工模式与留守儿童学习成绩——基于广义倾向得分匹配法的分析》,《中国农村经济》,第10期。
- 李尧, 2020:《教育公共服务、户籍歧视与流动人口居留意愿》,《财政研究》,第6期。
- 李志远、汤倩倩、章元, 2022:《出口机会对发展中国家技能劳动力及子代人力资本投资的影响——来自中国的证据》,《经济学(季刊)》,第4期。
- 李超、万海远、田志磊, 2018:《为教育而流动——随迁子女教育政策改革对农民工流动的影响》,《财贸经济》,第1期。
- 梁宏、任焰, 2010:《流动,还是留守?——农民工子女流动与否的决定因素分析》,《人口研究》,第2期。
- 刘欢, 2019:《户籍管制、基本公共服务供给与城市化——基于城市特征与流动人口监测数据的经验分析》,《经济理论与经济管理》,第8期。
- 梁文泉, 2018:《不安居,则不消费:为什么排斥外来人口不利于提高本地人口的收入?》,《管理世界》,第1期。
- 卢洪友、余锦亮、杜亦谏, 2017:《老年父母照料家庭与成年子女劳动供给——基于CFPS微观数据的分析》,《财经研究》,第12期。
- 马红旗、陈仲常, 2012:《我国省际流动人口的特征——基于全国第六次人口普查数据》,《人口研究》,第6期。
- 盛亦男, 2014:《中国的家庭化迁居模式》,《人口研究》,第3期。
- 宋月萍、韩筱、崔龙韬, 2020:《困境留守儿童社会排斥状况及对健康的影响》,《人口研究》,第2期。
- 宋锦、李实, 2014:《农民工子女随迁决策的影响因素分析》,《中国农村经济》,第10期。
- 宋月萍、谢卓树, 2017:《城市公共资源对农村儿童随迁的影响》,《人口研究》,第5期。
- 孙文凯、王乙杰, 2016:《父母外出务工对留守儿童健康的影响——基于微观面板数据的再考察》,《经济学(季刊)》,第3期。
- 孙文凯、赵忠、单爽、刘问鼎, 2020:《中国劳动力市场化指数构建与检验》,《经济学(季刊)》,第4期。
- 孙妍、林树明、邢春冰, 2020:《迁移、男孩偏好与教育机会》,《经济学(季刊)》,第1期。
- 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。
- 陶然、孔德华、曹广忠, 2011:《流动还是留守:中国农村流动人口子女就学地选择与影响因素考察》,《中国农村经济》,第6期。
- 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。
- 王桂新、黄祖宇, 2014:《中国城市人口增长来源构成及其对城市化的贡献:1991~2010》,《中国人口科学》,第2期。
- 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。
- 吴贾、张俊森, 2020:《随迁子女入学限制、儿童留守与城市劳动力供给》,《经济研究》,第11期。
- 杨东平, 2020:《流动儿童蓝皮书:中国流动儿童教育发展报告(2020)》,北京:社会科学文献出版社。
- 喻开志、王裕韬、邹红, 2022:《迁而不工:子女随迁与女性农民工劳动供给》,《统计研究》,第2期。
- 袁霓, 2008:《家庭迁移决策分析——基于中国农村的证据》,《人口与经济》,第6期。
- 张吉鹏、卢冲, 2019:《户籍制度改革与城市落户门槛的量化分析》,《经济学(季刊)》,第4期。

- 张翼, 2011: 《农民工“进城落户”意愿与中国近期城镇化道路的选择》, 《中国人口科学》, 第2期。
- 周颖刚、蒙莉娜、卢琪, 2019: 《高房价挤出了谁? ——基于中国流动人口的微观视角》, 《经济研究》, 第9期。
- Borraz and Fernando, 2005, “Assessing the Impact of Remittances On Schooling: The Mexican Experience”, *Global Economy Journal*, 5 (1): 1850033.
- Brauw, A. D. and Rozelle, S., 2008, “Migration and Household Investment in Rural China”, *China Economic Review*, 19 (2): 320 - 335.
- Costa, D. L. and Kahn, M. E., 2000, “Power Couples: Changes in the Locational Choice of the College Educated, 1940-1990*”, *The Quarterly Journal of Economics*, (4): 4.
- Diamond, R., 2016, “The Determinants and Welfare Implications of US Workers’ Diverging Location Choices by Skill: 1980 - 2000”, *American Economic Review*, 106 (3): 479 - 524.
- Edwards, A. C. and Ureta, M., 2003, “International Migration, Remittances, and Schooling: Evidence From El Salvador”, *Journal of Development Economics*, 72 (2): 429 - 461.
- Klenow and J, H. P., 2009, “Misallocation and Manufacturing TFP in China and India”, *Quarterly Journal of Economics*, (4): 1403 - 1448.
- Lewis, A., 1954, “Economic Development with Unlimited Supplies of Labour”, *The Manchester School of Economic and Social Studies*, 22 (2): 139 - 191.
- Liu J., and C. Xing, 2016, “Migrate for education: An unintended effect of school district combination in rural China”, *China Economic Review*, 40: 192—206.
- Meng, X. and Yamauchi, C., 2017, “Children of Migrants: The Cumulative Impact of Parental Migration on Children’s Education and Health Outcomes in China”, *Demography*, 54 (485) .
- North, D., 1994, “Economic Performance through Time”, *American Economic Review*.
- Pedersen, P. J., Pytlikova, M. and Smith, N. N., 2004, “Selection Or Network Effects? Migration Flows Into 27 OECD Countries, 1990 - 2000”, *Iza Discussion Papers*, 52 (7): 1160 - 1186.
- Stark, O., 1991, “The Migration of Labor.”, *Cambridge Massachusetts/Oxford England Basil Blackwell*, 26 (4) .
- Tiebout, C. M., 1956, “A Pure Theory of Local Government Expenditures”, *Journal of Political Economy*.
- Xu S., Zhu H., and Li X., 2013, “Who Had to Leave Their Children Behind? Evidence from a Migrant Survey in Shanghai”, *Hitotsubashi Journal of Economics*, 54 (1): 39 - 50.
- Zhao, Y., 2001, “Leaving the Countryside: Rural-to-Urban Migration Decisions in China”, *American Economic Review*, 89 (2): 281 - 286.

HOW DOES LABOR MARKETIZATION REFORM AFFECT THE MOBILITY OF MIGRANT CHILDREN

——A Perspective of Quantity and Price Allocation Effect

SHEN Xiaoyuan¹ LI Weijian² Zhang Xingxiang¹

(1. School of Economics, Xiamen University, China;

2. National School of Development, Peking University, China)

Summary: Large-scale migration of rural population in China has provided cities with abundant human capital, but it has also exacerbated the problem of left-behind children in the mean-

time, receiving high attention from both the theoretical and practical aspects. Paying attention to this important problem, we conduct a study exploring the impact of labor marketization reform on the decision of migrant families' children migration from both theoretical and empirical perspectives. We firstly construct a theoretical framework of labor marketization's impact on the migration decision of children in migrant families, which suggests that the labor marketization reform in cities can enhance the care capacity of migrant families for their children through price and quantity allocation effects, thereby promoting their children's mobility. Then we verify the theoretical framework with China's labor marketization index and micro survey data of the migrant population. Empirical research, based on China's labor marketization index and micro survey data of the migrant population (CMDS Data), reveals that labor marketization in cities has a significant influence on the probability of children moving with their families.

The empirical research results show that the improvement of labor marketization in the place where migrant families live can promote children's migration, and further analysis reveals that the impact mechanism mainly manifests as a quantity allocation effect rather than a price effect. That is, labor marketization reform encourages more family members to enter the city by lowering the entry threshold of the local labor market and household registration, optimizing the family's care capacity and internal division of labor in the process, and ultimately prompting children to move, rather than by increasing the wage income of the migrant population. These conclusions remain robust after further restricting the sample, controlling the difficulty of migrant children's school enrollment and the characteristics of the outflow area, and using instrumental variables to alleviate endogeneity issues. Heterogeneity analysis finds that the promotion effect of labor marketization on the mobility of children in migrant families is more significant for families with high parental skill levels, intra-provincial mobility, and those living in cities where labor-intensive industries are dominant.

The policy implication of this paper is that the government can alleviate the problem of left-behind children and intergenerational inequality by improving labor marketization reform to enhance the level of factor allocation, and this effect is currently mainly manifested as a quantity allocation effect. Based on the analysis of the mechanism of quantity allocation and price effect, the government can formulate some reasonable policies, such as encouraging small and micro enterprises to absorb migrant population for employment, relaxing household registration restrictions and lowering the entry threshold of urban labor market, focusing on resolving the obstacles in the process of migrant population entering the labor market, allowing labor production factors to achieve full allocation through market mechanism. While deepening labor marketization reform, the policy maker should also consider the heterogeneity of different groups. For example, it can carry out labor skill training for migrant population with low education level, establish provincial fiscal special transfer payment system for cross-provincial migrant families, focus on improving the employment environment of cities where labor-intensive industries are dominant, maximize the efficiency of policy implementation, and let vulnerable groups better enjoy the dividends brought by labor marketization reform.

Keywords: Labor marketization reform; Immigration; Left-behind children; Accompany-migrated children; Instrumental estimation