

# 城市内的“孟母”：子女随迁如何影响母亲 就业决策和性别收入差距？

梁文泉 钟瑞婷\*

**摘要：**本文利用 2011—2017 年流动人口监测调查数据，从子女随迁影响母亲就业决策的视角研究性别收入差距。首先，基准结果显示子女随迁显著减少母亲的就业概率和工作时间，并增加其通勤时长。利用户籍制度构建的断点回归结果显示，结论依然成立。进一步分析发现，子女随迁会影响家庭的住房选择，使母亲面临工作地-居住地-学校的三重空间选择。最后，子女随迁加剧了就业选择与收入的性别差距。估计显示，孩子随迁能解释家庭内性别收入差距的 30.34%。

**关键词：**孩子；性别收入差距；断点回归

**DOI：**10.13821/j.cnki.ceq.2023.05.23

## 一、引言

改革开放以来，经济转型和社会变迁深刻地影响着我国收入分配差距和社会公平（陈纯槿和李实，2013）。与此同时，在市场化主导作用下，收入分配中的性别差异仍然在不断扩大（贺光烨和吴晓刚，2015）。从家庭视角来看，母职惩罚会进一步加剧性别收入不平等（Cortés and Pan, 2020）。以新冠疫情冲击为例，女性不仅面临更大的失业危机，还承担更多的育儿工作，这在短期内会扩大家庭分工和劳动力市场的性别不平等（Alon et al., 2020）。图 1 显示，已婚有孩子的女性中性别工资差距最大，并呈现持续恶化的趋势。由此可知，家庭和孩子因素在解释性别收入不平等中占重要地位。

那么，孩子会在多大程度上影响性别收入差距？孩子、父母的劳动供给和家庭住房都是同时决定的最优决策。如何干净地识别孩子加剧性别差距的因果关系将是实证的难题。本文利用 2011—2017 年全国流动人口监测数据逐一回答以上问题。本文的核心思路是：孩子会直接影响母亲的劳动供给行为。不仅如此，母亲还需要在居住地-就业地的双向空间决策中考虑学校的因素，从而增加自身的通勤距离和通勤时间，进而影响其工资水平。这正是城市内“孟母”的故事。

\* 梁文泉，暨南大学经济学院；钟瑞婷，厦门大学经济学院。通信作者及地址：梁文泉，广东省广州市天河区黄埔大道西 601 号，510632；电话：15216655378；E-mail: liangsuwenquan@163.com。作者感谢国家自然科学基金青年项目（71803065）、国家自然科学基金面上项目（72373054）、中央高校基本科研业务费专项资金（332202312623622）、广东省哲学社会科学青年项目（GD20YLJ01）、广东省自然科学基金面上项目（2022A1515011096）和暨南大学粤港澳大湾区经济发展研究中心项目资助。作者感谢 Jun Hyung Kim、赵颖以及匿名审稿专家的建设性意见，感谢中国人民大学第三届“中国发展理论”国际年会、中国区域科学协会城乡融合发展与乡村振兴专题研讨会、暨南大学无名经济论坛参与者的评论与建议。当然，文责自负。

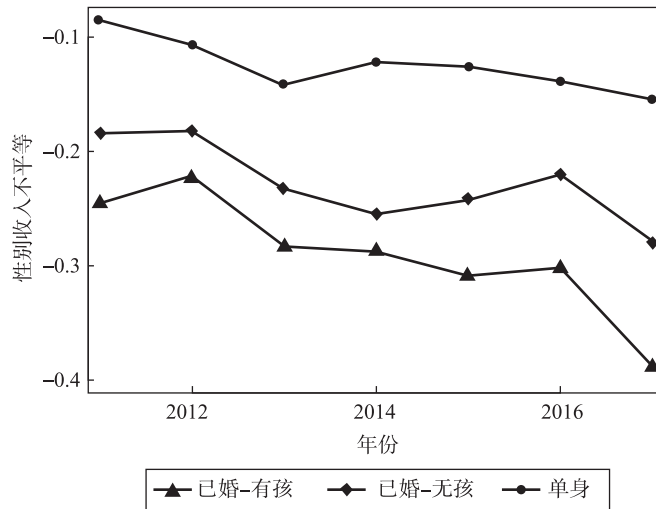


图 1 孩子与性别收入差距 (2011—2017 年)

注：数据来源于 2011—2017 年流动人口监测调查数据，已剔除问卷调查年份和地区效应。

本文之所以利用流动人口数据主要是基于因果识别的考虑。孩子教育、母亲就业选择以及家庭住房选择，这三者都是家庭进行最优选择的结果。如图 2 所示，这三者之间互相影响。本文想建立孩子影响母亲就业选择和家庭住房选择的因果关系，就需要寻求较为外生的因素，它只会外生地影响孩子这个变量，进而可以识别出孩子对母亲就业选择以及家庭住房选择的影响。

在户籍制度下，外来人口难以享受与本地居民相同的教育、医疗以及其他公共服务的权利。而夏怡然和陆铭 (2015) 发现，劳动力对流入地城市的基础教育和医疗服务等公共服务具有很大的需求。基于此，我们利用户籍制度导致孩子从随迁到留守的变化构建断点回归识别策略。图 2 显示，户籍制度相对外生地导致孩子从随迁变成留守儿童，进而可以把母亲就业选择和住房到学校距离的变化归因于孩子的影响。由于户籍制度主要是影响流动人口，因此本文用全国流动人口监测数据进行回归分析。考虑到断点回归设计需要用到大样本，我们使用 2011—2017 年流动人口监测数据的样本。

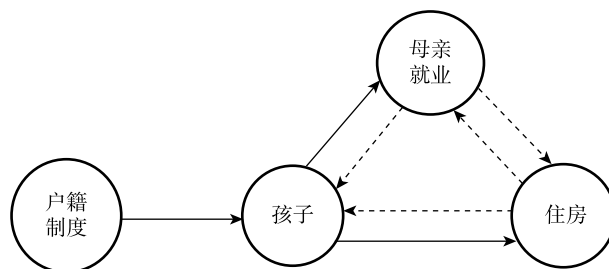


图 2 因果识别的逻辑思路

本文的研究结论概括如下。首先，基准回归发现孩子随迁导致母亲就业概率下降和工作时间减短。与此同时，母亲步行上班概率降低，通勤时长增加。对于基准回归可能存在的内生性问题，本文利用流动人口面临的户籍制约构建断点回归设计以进行处理。

模糊断点回归结果显示,孩子随迁、母亲工作时长以及通勤行为均存在14岁孩子年龄断点,断点估计依然得到类似的结论。此外,本文还利用住房特征分析母亲通勤变化背后的居住选择。断点估计结果显示,孩子随迁导致家庭更可能从村委会小区搬迁到居委会小区,从住单位房搬去租房,并增加住房支出。利用2014年中国劳动力动态调查数据分析发现,家庭会选择搬迁至离学校更近的居住地,从而增加母亲的通勤时间。这正是城市内“孟母”的故事。

然后,我们还考察孩子随迁影响母亲就业选择的异质性。具体而言,孩子随迁对更高教育水平的母亲具有更小的影响,老人同住对孩子影响母亲的劳动供给行为具有缓解作用。最后,从家庭分工的角度来看,孩子随迁显著增加就业选择的性别差异,从而加剧家庭内的性别收入差距。粗略估计发现,孩子随迁能够解释的部分为30.34%。

本文的结论存在两方面的不足。一是文中只利用夫妻同住的样本进行分析。断点回归只能识别出孩子随迁行为发生变化且夫妻双方都在流入地城市的样本所产生的影响。此外,年龄断点正向地取决于城市的户籍门槛,因此结果主要体现在高户籍门槛城市中的样本。二是本文无法识别孩子留守导致的夫妻分居样本所存在的影响。考虑到中国地区间的收入差距情况,孩子留守所致的母亲返乡反而会大大增加家庭性别收入差距。

本文的研究主要与三支文献相关。第一支文献研究城市内部的空间分布。该经典文献主要关注通勤行为的空间特征,以同时捕捉就业和居住的空间分布,但大多忽略了性别的视角。而近期开始有文献尝试从家庭和性别的视角研究城市内部的空间分布。Gu et al. (2021) 发现,夫妻买新房时会选择离妻子工作地更近的住房。他们认为,住房选择及其引起的通勤性别差距反映了家庭内的劳动分工和溢价能力差异。除了夫妻双方工作地,家庭居住决策还需考虑孩子的教育需求,如优质教育增加住房支出,选择更近的学校也意味着牺牲舒适的通勤时间(冯皓和陆铭,2010; Wachs et al., 1993)。Bayer et al. (2007) 利用离散选择模型,分析 Tiebout “用脚投票” 机制下的住房选择特征,如学校质量和社区属性。相比男性,女性因兼顾工作和家庭,更需要考虑空间居住安排来应对育儿风险(Blau and Winkler, 2018)。在住房空间均衡模型基础上,Kuminoff (2012) 同时考虑工作地—居住地的双向选择,进而可以更准确地分析个体的空间选择行为。本文认为,个体,尤其是女性,会为公共教育资源在城市内流动,并进行居住地—工作地—学校的三维空间选择,这既是对 Tiebout 模型的新阐释,也是城市内“孟母”的故事。

第二支文献尝试从城市内空间分布的视角来研究性别收入不平等。Skora et al. (2020) 发现第一个孩子的出生导致女性通勤距离下降33%,通勤距离的下降可以解释23%的母职惩罚,这是因为母亲选择离家近的小企业导致了人力资本损失。女性选择低薪职业或行业引起的就业地性别分布差异,进一步解释通勤偏好差异引起的性别工资差距(Gutierrez, 2018)。为了更准确地刻画通勤偏好,Le Barbanchon et al. (2021) 利用工作搜寻模型和法国求职标准数据衡量通勤支付意愿,发现失业女性相对失业男性具有更低的保留工资和更小的可接受通勤时间上限。女性通勤支付意愿比男性高29%,解释了14%的剩余性别工资差距。考虑城市内工资梯度,当工人居住地离市中心越近时,男女之间的通勤时间差距越小,引起的性别收入不平等也越小(Liu and Su, 2022)。不同

于以上就业搜寻机制，本文正是从学校角度深入分析通勤行为差异背后的动因，进而能同时分析子女教育、父母通勤和性别收入差距。

第三支是有关“母职惩罚”的文献。男性和女性在家务劳动和市场劳动上的比较优势差异，决定了女性在家庭分工中倾向于家务生产（Blau and Kahn, 2017）。专用性人力资本报酬的增加，会进一步通过分工减少已婚女性的劳动时间和人力资本投资（Becker, 1985）。因此，母亲身份或照顾孩子需求能够解释部分的性别收入差距。具体来说，育儿任务不仅会在短期内减少女性的劳动供给，还会对其晋升机会和就业潜力产生长期且持久的负面影响（Cortés and Pan, 2020；Adda et al., 2017）。时间限制上，工人之间的不完全替代性引起的“弹性工作时间”惩罚，会导致偏向工作时间灵活职业的女性不能获得长时间工作的时薪溢价（Goldin, 2014）。从根源来看，社会文化和性别规范内生地影响家务分工等行为的性别差异，并揭示了各国“母职惩罚”差异背后的原因（Kleven et al., 2019）。不同于以往的“母职惩罚”作用机制，本文正是从时间约束下的劳动供给和与学校有关的通勤行为两方面，分析孩子对母亲就业决策以及性别收入差距的影响。

本文余下部分安排如下：第二部分是模型和数据；第三部分重点分析孩子随迁与母亲就业决策及其空间机制；第四部分是异质性分析；第五部分进一步分析孩子随迁与性别收入差距；最后是结论。

## 二、模型与数据

### （一）数据描述

本文采用2011—2017年中国流动人口动态监测调查数据（China Migrants Dynamic Survey, CMDS）进行实证研究。该数据集涵盖全国流动人口的就业、居住信息以及家庭成员基本信息。为了更好地探究子女随迁的影响，本文保留夫妻跨市流动均住本县且拥有未成年孩子的家庭，并删除夫妻和成年子女或兄弟姐妹同住以及母亲是自营或雇主身份的家庭，最终得到七年的混合截面数据。<sup>①</sup>

本文将子女随迁定义为有未成年孩子与父母同住在本县，进而分析照顾孩子如何影响母亲就业决策及其背后的家庭搬迁行为。碍于数据限制，本文不能直接获取住房的空间位置情况，但可以从家庭居住类型和住房支出间接分析家庭搬迁决策。具体变量描述见表1。

由表1可知，约七成流动家庭中有子女随着父母到外地求学。其中，73%的母亲样本有工作，母亲平均每周工作52.76个小时，花费16.98分钟在上班路上。居住方面，62%的家庭住在居委会小区，而不是村委会小区。17%的家庭住在单位房、就业场所或借住房。父母年龄、教育水平和流动时长均为控制变量。

<sup>①</sup> 本文关注城市内的家庭性别收入差距，故选择夫妻同住本县样本。相比于自营或雇主身份的母亲，子女随迁对雇员母亲的时间分配和空间安排影响更大。夫妻与成年子女或兄弟姐妹同住时，育儿工作被分担等变动因素会削弱或干扰子女随迁的影响。

表1 描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
就业与否	229 140	0.73	0.44	0	1
孩子随迁	83 384	0.67	0.47	0	1
工作时长(周工作时数)	69 514	52.76	13.96	5	112
步行上班	7 315	0.36	0.48	0	1
通勤时长(分钟)	7 785	16.98	14.43	0	120
ln 住房支出	52 334	6.28	0.91	4.61	9.10
住居委会	83 384	0.62	0.48	0	1
住单位房	69 304	0.17	0.38	0	1
母亲年龄	83 384	33.28	6.11	20	59
母亲高技能	83 384	0.14	0.34	0	1
母亲流动时长(年数)	83 384	4.89	4.45	0	44
父亲年龄	83 384	35.13	6.20	20	60
父亲高技能	83 384	0.15	0.36	0	1
父亲流动时长(年数)	83 384	5.31	4.85	0	44

注:不同年份的问卷涉及不同的就业和住房变量,故变量之间的样本量存在差异。例如,只有2011年问卷报告了上班使用的通勤工具和通勤分钟数。住房上,家庭租房或有房时住单位房变量为0。住房支出为家庭在本地的月房租或月房贷。高技能指大学及以上学历。

## (二) 回归模型

本文先采用 OLS 回归方法识别子女随迁对母亲的影响。回归方程设定如下:

$$Y_{ijkt} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{ijkt} + \alpha_2 Z_{ijkt} + \lambda_j + \lambda_k + \lambda_t + \epsilon_{ijkt}, \quad (1)$$

其中,  $i$  表示个体,  $j$  表示个体流入的城市,  $k$  表示个体户籍省份,  $t$  表示问卷调查年份。变量  $X_{ijkt}$  表示家庭内是否有孩子随迁,  $Y_{ijkt}$  表示母亲就业选择和家庭住房行为,  $Z_{ijkt}$  表示控制变量。回归系数  $\alpha_1$  衡量孩子随迁对母亲就业决策的影响程度。在回归中还加入固定效应以捕捉不可观测因素的影响。 $\lambda_j$  为流入城市的地区效应,  $\lambda_k$  为户籍省份的地区效应,  $\lambda_t$  为问卷的年份固定效应。

然而,方程(1)的估计结果可能存在两个内生性问题。一是遗漏变量偏差问题。母亲能力水平和社会资本等家庭禀赋,会同时影响孩子随迁和就业选择行为(石智雷和杨云彦,2012),但方程无法控制个体或家庭固定效应。二是反向因果问题。孩子随迁和母亲就业行为是家庭最优决策的结果,孩子随迁会影响母亲就业选择,母亲就业选择也会影响孩子随迁(宋锦和李实,2014)。反向因果和遗漏变量问题使得  $\alpha_1$  系数估计存在偏误。

本文利用户籍制度对流动人口的排斥来构建断点回归识别策略,以克服内生性问题可能产生的估计偏差。户籍制度背景下,流动人口不能享受与本市居民同等的教育资源。一方面,入学材料证明和入学指标供需缺口,提高了外地子女的入学门槛(吴贾和

张俊森, 2020)。另一方面, 生源地中高考政策以及高昂的外地求学费用, 极大地提升了子女初中转学概率(吴霓和朱富言, 2014)。因此, 随着孩子年龄增加, 外地子女入学越困难, 随父母迁移到流入地读书的可能性越小, 或者本来随迁的孩子可能会返回老家成为留守儿童。这种宏观制度因素导致的个体随迁变化, 可以用来外生地识别孩子随迁对母亲就业行为的影响。<sup>①</sup>

此外, 家庭内孩子个数本身会影响孩子是否随迁, 故选择有孩子的家庭中的第一个孩子年龄作为断点识别家庭内是否有孩子随迁的影响。<sup>②</sup> 考虑到小学报名截止日期一般为8月31号, 定义9—12月出生的孩子对应的年龄为调查年份减出生年份再减一岁, 否则直接等于调查年份减出生年份。调整后, 孩子年龄对应的上学阶段比较统一, 能够得到更准确的年龄断点。用调整后的孩子年龄构建断点回归识别策略, 方程设定如下:

$$D_{ijkt} = I(\text{Age}_{ijkt} < C), \quad (2)$$

$$X_{ijkt} = \beta_0 + \beta_1 D_{ijkt} + f(D_{ijkt}, \text{Age}_{ijkt} - C) + \lambda_j + \lambda_k + \lambda_t + \epsilon_{ijkt}, \quad (3)$$

$$Y_{ijkt} = \gamma_0 + \gamma_1 X_{ijkt} + f(D_{ijkt}, \text{Age}_{ijkt} - C) + \lambda_j + \lambda_k + \lambda_t + \epsilon_{ijkt}. \quad (4)$$

方程(2)设定孩子年龄的断点虚拟变量, 方程(3)和(4)分别表示模糊断点回归模型中的第一阶段和第二阶段回归。将方程(4)中的核心解释变量换成方程(2)中的断点虚拟变量, 可以得到断点回归的简约估计形式。其中,  $C$ 是孩子年龄断点, 为14岁。 $\text{Age}_{ijkt}$ 是家庭中第一个孩子的年龄。 $(\text{Age}_{ijkt} - C)$ 是孩子年龄与年龄断点的差值。为了方便回归系数的直观解释,  $D_{ijkt}$ 定义为小于 $C$ 的虚拟变量, 表示孩子年龄是否小于断点年龄。根据断点回归识别策略的常规做法, 方程加入断点虚拟变量、年龄差值、年龄差值与年龄断点变量交互项的一阶多项式或二阶多项式, 最后一项用 $f(D_{ijkt}, \text{Age}_{ijkt} - C)$ 表示。此外, 还控制流入城市、户籍省份和调查问卷年份的固定效应。

### 三、实证分析

#### (一) 基准回归

表2的OLS回归结果显示, 孩子随迁对母亲劳动供给和通勤行为均会产生显著影响。孩子随迁会导致母亲失业概率显著增加18.0个百分点。对比表1中就业概率的均值和方差可知, 孩子随迁对母亲就业的影响幅度相当于0.4个标准差, 由此可见回归结果具有很大的经济显著性。第(2)列显示, 给定母亲就业的情况下, 孩子随迁会导致母亲每周工作时间减少2.55小时。表中后两列分析孩子随迁对通勤的影响。结果显示, 孩子随迁导致母亲步行上班概率减少6.7%, 单程的通勤时间增加1.39分钟, 这相当于通勤均值的8.2%。

<sup>①</sup> 理论上, 流动人口的迁移决策、就业决策、夫妻分居和孩子随迁问题是同时考虑的。但现实中, 由于户籍影响孩子随迁主要是来自义务教育资源的排斥以及异地中高考问题, 由此产生的断点主要是在中小学入学阶段和高考前。而迁移决策则可能早已在小孩子入学前决定。因此, 迁移决策不会影响断点的产生。

<sup>②</sup> 数据显示, 30.61%的家庭有两个及以上孩子, 其中90%的年幼孩子在12岁以内。故只用第二个孩子的年龄做断点识别可能会导致样本量不足。再者, 家庭内第一个孩子和第二个是否随迁, 均会影响母亲就业选择, 故分析家庭内是否有孩子随迁的影响。在此感谢匿名审稿人的意见。

表2 孩子随迁与母亲就业选择

	就业与否 (1)	工作时长 (2)	步行上班 (3)	通勤时长 (4)
孩子随迁	-0.180*** (0.006)	-2.547*** (0.174)	-0.067*** (0.014)	1.389*** (0.297)
年龄	0.008*** (0.000)	0.027 (0.018)	0.001 (0.002)	-0.010 (0.069)
高技能	0.087*** (0.008)	-4.252*** (0.257)	-0.114*** (0.026)	7.715*** (1.887)
流动时长	0.012*** (0.000)	-0.042* (0.022)	-0.005* (0.003)	0.059 (0.083)
配偶年龄	0.000 (0.000)	-0.008 (0.017)	-0.002 (0.002)	0.014 (0.071)
配偶高技能	-0.029*** (0.005)	-3.682*** (0.219)	-0.040 (0.027)	5.837*** (1.211)
配偶流动时长	-0.007*** (0.000)	-0.003 (0.019)	-0.003 (0.002)	0.163** (0.076)
常数	0.559*** (0.012)	55.201*** (0.299)	0.475*** (0.032)	13.689*** (0.970)
年份固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
户籍省份固定效应	是	是	是	是
N	229 140	69 505	7 261	7 736
R <sup>2</sup>	0.120	0.172	0.171	0.213

注：括号中为城市层面的聚类标准误，\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%水平上统计显著。

## (二) 断点回归设计

本文利用户籍制度构建断点回归识别策略，以克服表2结果可能存在的估计偏差。当前户籍制度下，外地子女不能享受和本地子女同等的教育资源，甚至不能在本地上学或升学，尤其是在初高中阶段（魏东霞和谌新民，2018）。图3展示孩子年龄与孩子是否随迁的关系。整体上，孩子随迁比例随着年龄显著下降，尤其是入学门槛高的初高中阶段。以14岁为断点，分组拟合孩子年龄与孩子随迁百分比的线性曲线，发现断点后的曲线倾斜程度明显大于断点前的曲线，断点前后的拟合曲线也存在显著跳跃。因此，孩子随迁与年龄之间存在显著的断点，即14岁。

户籍制度下，流入城市对外地子女的排斥越强，流动儿童越有可能返乡成为留守儿童，子女随迁在断点附近的变化越大。我们利用张吉鹏和卢冲（2019）构建的城市户籍门槛指数，并结合孩子随迁对断点的局部回归系数共同衡量流入城市对外地人口的排斥

程度。结果发现，户籍门槛越高，断点回归系数的绝对值越大。这说明流入地城市对外来人口越排斥，孩子随迁概率在 14 岁处的断点跳跃越明显。<sup>①</sup>

为了更直观地说明户籍制度会导致年龄断点，我们将城市分成高低户籍门槛两组：低户籍门槛城市设置为不被户籍指数所覆盖的城市，高户籍门槛城市为拥有户籍指数且断点估计系数大于 0 的城市。图 4 显示，在 14 岁附近，高户籍门槛的城市具有更大的年龄跳跃。<sup>②</sup> 因此，年龄断点主要由户籍制度所致。断点回归的第一阶段结果进一步显示，年龄虚拟变量在 1% 置信水平下显著，再次说明年龄断点的存在性。<sup>③</sup>

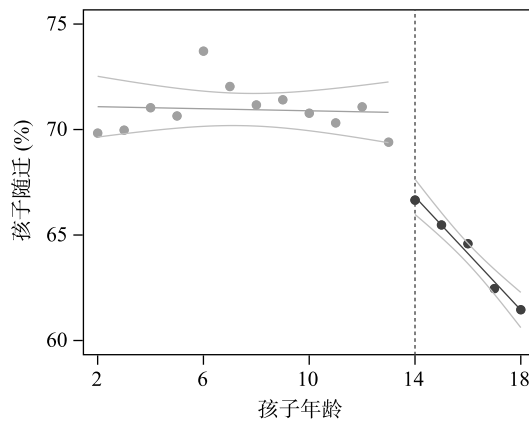


图 3 孩子年龄与孩子随迁

注：已剔除问卷年份，以及流入城市和户籍省份地区效应。

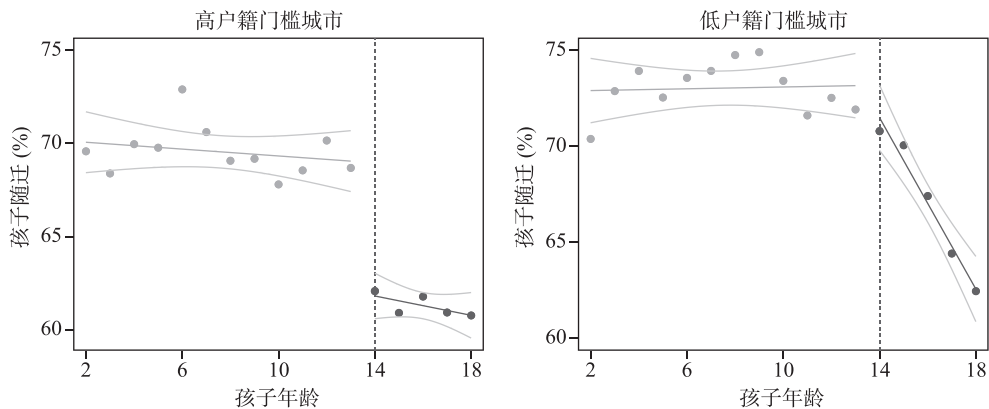


图 4 城市落户门槛指数和孩子随迁

注：已剔除问卷年份，以及流入城市和户籍省份地区效应。

① 我们也可以直接计算每个城市 14 岁及以上孩子随迁与 14 岁以下孩子随迁的概率差值，发现流入地城市对外来人口越排斥，概率差值越大。

② 我们也对高低户籍门槛两组城市分别进行回归分析。总体而言，高户籍门槛城市的断点回归结果显著且系数大小略高于所有城市的回归结果，而低户籍门槛城市的断点回归结果基本不显著。断点回归的第一阶段回归分析的分城市异质性结果可见附录 I 表 I1。断点回归的第二阶段回归分析的分城市异质性结果可见附录 I 表 I2 和表 I3。限于篇幅，附录未在正文报告，感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网 (<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>) 下载。

③ 具体回归结果见附录 I 表 I4。



### (三) 孩子随迁与母亲就业选择

当孩子随迁时,母亲需要挤占部分工作时间来照顾孩子,从而减少劳动供给(Adda et al., 2017)。同时,孩子年龄越大,面临的入学门槛越高,导致孩子随迁概率逐渐下降。那么,母亲工作时长可能随孩子年龄的增加而增加。正如图5所示,随着孩子年龄增加,母亲每周工作时数呈现上升趋势,并在断点14岁左右发生跳跃。<sup>①</sup>结合孩子随迁也存在14岁断点,那么可用断点回归识别孩子随迁对母亲工作时长的影响。

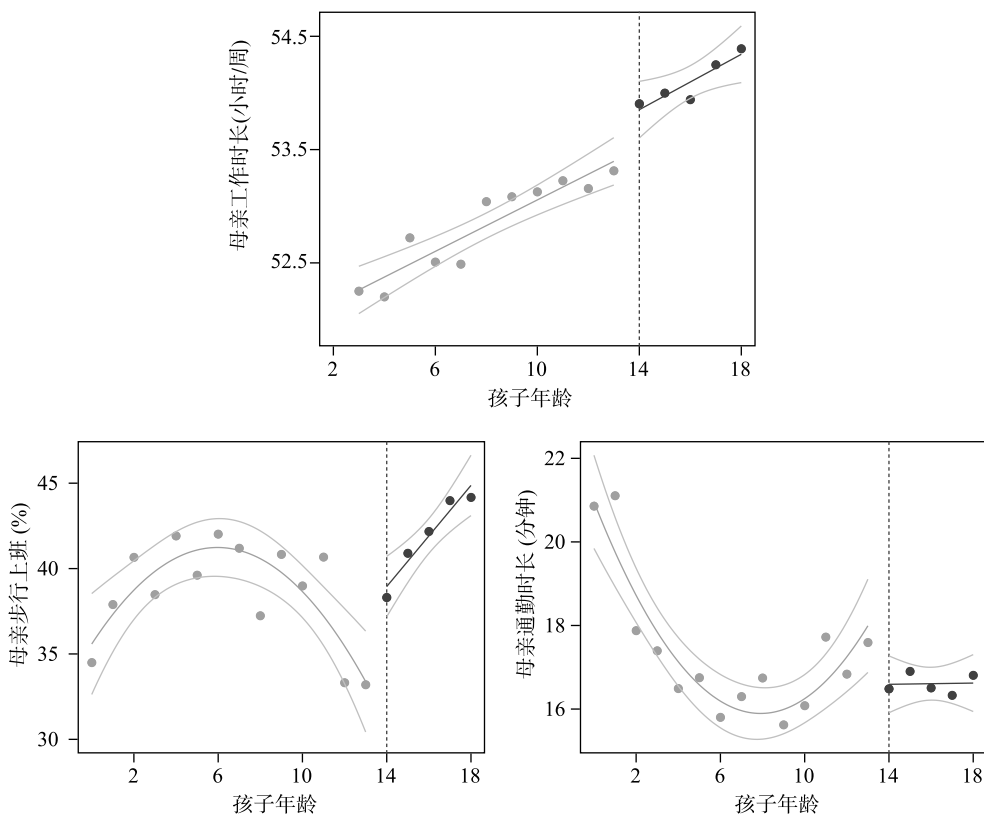


图5 孩子随迁与母亲就业选择

注:已剔除问卷年份,以及流入城市和户籍省份地区效应。

图5还展示了孩子年龄与母亲通勤行为的关系。当孩子在身边上学时,家庭需要考虑居住地到学校的距离,以方便孩子上下学。同时,住在学区房地段的家庭,更有机会让其子女享受更好的教育资源(冯皓和陆铭,2010)。因此,母亲有可能用更长的通勤距离以换取更短的上学距离。从13岁到14岁,母亲步行上班比例大致从33%上升至38%,通勤时长从17.9分钟减少至16.3分钟。无论是通勤工具还在通勤时长,断点前

<sup>①</sup> 图5显示,母亲工作时长在孩子4岁到5岁,以及7岁到8岁间存在一定的跳跃。前者可能主要是部分孩子可以开始上幼儿园,后者可能是孩子可以上小学,二者可以部分缓解母亲的照顾压力从而增加母亲工作时长。根据审稿人的建议,我们对其他年龄进行断点回归分析,模糊断点估计基本不显著。因此,幼儿园和小学阶段受到户籍的影响较小,母亲工作时长的其他年龄断点不显著,这进一步说明14岁断点外生。

后的拟合曲线均在14岁发生显著跳跃。

表3报告孩子随迁对母亲就业选择的影响，左半部分是断点回归的简约估计结果，右边部分是两阶段的模糊断点估计结果。表中的每一行对应不同的结果变量，每一列对应不同的样本范围。结果显示，孩子随迁会显著减少母亲工作时长，降低母亲步行上班比例，增加母亲通勤时长。简约型和两阶段估计结果中，回归系数的显著性水平基本相同，但系数大小存在很大的差异。对此，我们根据工具变量方法的思路做如下解释：以第一行估计系数中样本在断点两边3岁的结果为例，简约型的回归系数为-0.705。用它除以模糊断点回归模型的第一阶段估计系数，得到-22.03（ $-0.705/0.032$ ）<sup>①</sup>，非常接近两阶段估计系数-22.472。此外，两阶段回归结果中不同带宽下的估计系数略微存在差异，这可能与母亲就业选择的动态调整有关。

表3 孩子随迁与母亲就业选择

	简约估计				模糊断点估计			
	+/-3	+/-4	+/-5	全样本	+/-3	+/-4	+/-5	全样本
工作时长	-0.705*	-0.609*	-0.580*	-1.327***	-22.472*	-17.185*	-17.510*	-22.774***
	(0.423)	(0.344)	(0.342)	(0.357)	(13.454)	(9.480)	(9.034)	(6.859)
步行上班	-0.109**	-0.092**	-0.085**	-0.076**	-1.874	-1.490*	-1.500*	-0.958*
	(0.045)	(0.043)	(0.038)	(0.033)	(1.341)	(0.888)	(0.869)	(0.573)
通勤时长	0.693	1.558*	1.743**	2.456***	13.179	29.674*	33.522*	30.498**
	(1.179)	(0.871)	(0.799)	(0.809)	(21.349)	(17.008)	(18.647)	(13.797)
多项式阶数	1	1	1	2	1	1	1	2
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
户籍省固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是

注：括号中为城市层面的聚类标准误，\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%水平上统计显著。

我们根据模糊断点回归结果来分析回归结果的经济显著性。以14岁附近4岁为例，孩子随迁会导致母亲工作时间减少17.19小时，略大于母亲工作时间的一个标准差（13.97小时）。若以每周6天来折算，则每天的工作时间会减少2.97个小时。由此可认为，孩子随迁对母亲工作时间的影响兼具统计和经济显著性。对比表2和表3的结果可以发现，表3的局部处理效应会大于表2的平均处理效应。二者差异的原因可能有两个。一是表2的回归结果可能面临着遗漏变量偏误和反向因果问题，而表3的结果则较为干净地识别孩子随迁的影响。二是表3的结果是局部处理效应，而表2的结果则更接近平均处理效应。如果孩子随迁的影响存在很大的异质性，则二者可能存在差异。

本文的内生性处理主要依赖于断点回归，因此我们从四个方面检验断点回归设计的有效性：（1）驱动变量的外生性检验；（2）控制变量的连续性检验；（3）加入表2的所

① 断点回归设计中，模糊断点估计的第一阶段回归系数是指孩子随迁对断点虚拟变量进行回归的系数。3岁、4岁和5岁带宽下的估计系数均显著为正，分别为0.032、0.035和0.032。

有控制变量,考虑控制变量的稳健性检验;(4)选取10岁作为伪断点,进行断点的安慰剂检验<sup>①</sup>。

#### (四) 孩子随迁与家庭住房选择

我们通过住房行为的变化进一步论证孩子随迁如何影响母亲就业的空间选择。通勤的变化,本质上是母亲就业地和居住地发生调整。但数据所限,我们无法知道母亲就业地变化。根据流动人口监测调查数据,我们尝试通过住房类型和支出的变化进行分析。表2和表3的结果说明母亲就业地和居住地的空间选择是孩子随迁所致。这正是城市内“孟母”的故事。

2014年,教育部规定落实义务教育“就近入学”原则,实施“划片招生”措施。<sup>②</sup>随迁子女入学门槛高的城市则更早颁布相关规定。因此,孩子学校很大程度上由家庭居住地所在片区决定。当孩子可以在本市上学时,家庭会优先从孩子学校角度选择居住地。家庭不仅要考虑学校距离以便照顾孩子,也要考虑可以在家附近选择较好的学校。

问卷数据无法得知家庭在城市内的迁移信息,本文通过居住地和住房信息可判断家庭是否搬家。正如图6所示,从13岁到14岁,3%的家庭从居委会小区搬到村委会小区,家庭在本地的住房支出减少3.2%,线性拟合曲线在断点前后均发生显著跳跃<sup>③</sup>。表4报告孩子随迁对家庭住房选择的影响。回归结果显示,孩子随迁不仅会显著增加家庭在本地的住房支出金额,还会显著增加家庭住居委会小区和不住单位房的概率。当孩子随迁时,家庭可能会将家搬迁至学校资源丰富的地区或离学校更近的地区,如从村委会小区迁移至居委会小区,从单位房搬出并在学校附近租房。不住单位房而去租房,或搬到居委会小区内的优质学区房,甚至改善孩子房间环境,家庭都需支付更高的费用(冯皓和陆铭,2010)。因此,家庭在本地的住房支出会因孩子需求而增加。

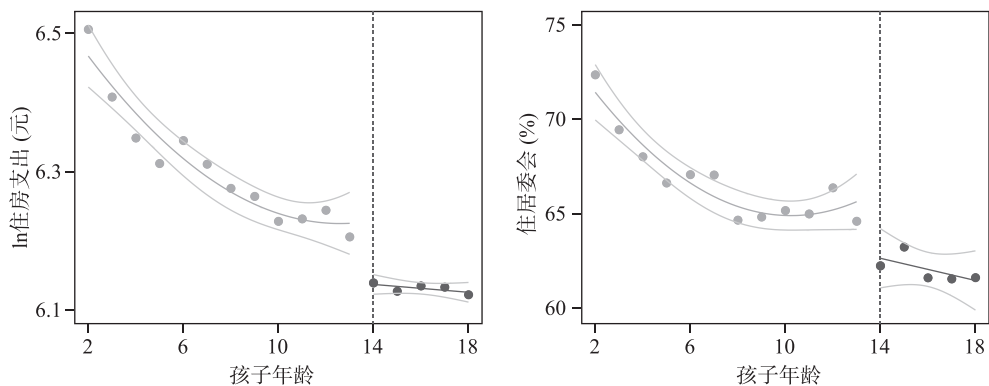


图6 孩子随迁与家庭住房选择

注:已剔除问卷年份,以及流入城市和户籍省份地区效应。

① 断点有效性检验的结果可见附录II。

② 具体教育规定见 [http://www.moe.gov.cn/srcsite/A06/s3321/201401/t20140126\\_163246.html](http://www.moe.gov.cn/srcsite/A06/s3321/201401/t20140126_163246.html), 访问时间:2023年9月10日。

③ 家庭住单位房与否在14岁附近也发生显著跳跃。

表4 孩子随迁与家庭住房决策

	简约估计				模糊断点估计			
	+/-3	+/-4	+/-5	全样本	+/-3	+/-4	+/-5	全样本
ln 住房支出	0.066*** (0.024)	0.078*** (0.024)	0.069*** (0.019)	0.179*** (0.027)	3.784 (3.548)	3.221* (1.696)	2.397** (0.933)	3.152*** (0.664)
住居委会	0.020* (0.011)	0.026*** (0.009)	0.029*** (0.008)	0.054*** (0.010)	0.638 (0.441)	0.768** (0.349)	0.911** (0.377)	0.874*** (0.174)
住单位房	-0.069** (0.031)	-0.059** (0.027)	-0.047* (0.025)	-0.046** (0.023)	-1.235 (0.856)	-0.938** (0.474)	-0.905* (0.512)	-0.582* (0.339)
多项式阶数	1	1	1	2	1	1	1	2
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
户籍省固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是

注：括号中为城市层面的聚类标准误，\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%水平上统计显著。采用CMDS2011中通勤不为零的样本分析孩子随迁对住单位房与否的影响。<sup>①</sup>

假如城市内“孟母”的故事成立，则住房行为的变化主要是因为家庭居住地需要更靠近学校。2013年流动人口专项调查数据显示，44.75%的母亲为了孩子教育在城市内选择现居住地。<sup>②</sup>我们利用中国劳动力动态调查数据（CLDS）作进一步分析。为了更好地和流动人口监测数据的结果进行对比，表5只用流动人口的样本。前两列结果显示，孩子随迁的家庭到学校的距离显著更近。第（3）列显示，居住地与学校的距离越近时，母亲的通勤时间越长。第（4）列加入交叉项，发现对于没有孩子随迁的样本，居住地与学校的距离不会对通勤时间产生显著影响。因此可认为第（3）列的结果主要是由孩子随迁的样本所致。其中的经济学逻辑是，孩子随迁时，母亲更需要同时考虑居住地、工作地和学校三者之间的权衡。因此，当居住地到学校距离越近时，居住地到工作地越远，即通勤时间也越长。而对于没有孩子随迁的家庭，母亲只需要考虑居住地、工作地二者的权衡，居住地到学校距离不会影响通勤行为。

表5 孩子随迁与家庭在居住地—工作地间的权衡

	ln 家到学校最近距离		通勤时长	
	(1)	(2)	(3)	(4)
孩子随迁	-0.347** (0.128)	-0.116* (0.063)		5.563** (2.017)
居住地到学校最近距离			-0.736*** (0.123)	-0.169 (0.247)

<sup>①</sup> CMDS2011显示，通勤为零时约70%家庭住单位房，通勤不为零时比例约为10%。排除该特殊情况后，家庭住单位房在断点处的跳跃更明显。此外，高户籍门槛城市样本在不排除特殊情况时依然得到显著的估计结果。

<sup>②</sup> 为了排除流动人口是为孩子在城市间迁移，已剔除为了孩子流入本市的样本。

(续表)

	ln 家到学校最近距离		通勤时长	
	(1)	(2)	(3)	(4)
孩子随迁×居住地到学校最近距离				-0.828** (0.312)
控制变量	是	是	是	是
省份固定效应		是	是	是
N	719	719	496	496
R <sup>2</sup>	0.094	0.231	0.180	0.182

注：数据来源于2014年中国劳动力动态调查数据。回归均控制了父母年龄、教育、户口类型。括号中为省份层面的聚类标准误，\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%水平上统计显著。

#### 四、异质性分析

本部分我们从三个方面进行异质性分析。第一是考虑随迁对母亲就业行为的影响是否随孩子年龄变化。第二是考察孩子随迁的影响是否会因母亲的教育水平高低而有所不同。第三是分析家庭有老人同住是否会缓解孩子随迁的影响。需要说明的是，考虑到孩子年龄、母亲教育水平和老人同住在断点附近的样本中变异性不够大，因此表6与表2一样利用OLS进行回归分析，而不采用断点识别策略。

Panel A 分析孩子教育阶段的异质性。孩子教育阶段越高，照顾孩子的必要工作逐步减少，母亲可以在劳动力市场上投入更多的时间 (Blau and Winkler, 2018)。考虑到家庭可能有多个孩子，直接将第一个孩子年龄划分为五个阶段：0—2岁的学前阶段、3—5岁的幼儿园阶段、6—12岁的小学阶段、13—15岁的初中阶段以及16—18岁的高中阶段。结果显示，孩子教育阶段越高，孩子随迁对母亲就业和工作时长的负面效应越小，总体上对母亲使用代步工具上班概率和通勤时长的正面效应也越小。

此外，初中阶段的孩子随迁对母亲通勤的影响最大。这是因为，尽管孩子教育阶段越高越有可能住校，但也面临更高的入学门槛。为了让孩子在本市上初中，流动家庭很可能将家搬迁至学校资源更丰富的地段，以更好地满足入学要求以获得入学机会，从而在学校—工作权衡中增加母亲通勤距离。

Panel B 考察孩子随迁的影响在不同教育水平的母亲间存在的异质性。教育水平更高时，母亲具有更强的经济能力并更认同平等的性别观念和家庭分工模式 (Kleven et al., 2019)。估计表明，相对于低技能母亲，孩子随迁对高技能母亲失业的影响程度更小，对母亲工作时长和步行上班的负向影响程度也 smaller。不过最后1列显示，不同母亲教育水平之间，孩子随迁对通勤时间的影响不存在显著的异质性。总体而言，孩子随迁对更高教育水平的母亲具有更小的影响。

Panel C 分析老人同住的影响。家庭内有老人同住时，部分家务和育儿工作被分担 (熊瑞祥和李辉文, 2016)，母亲可以在时间和空间上更自由地选择工作 (Blau and Kahn, 2017)。结果显示，老人同住的影响不可忽视。以第(1)列为例，如果没有老人同住，孩子随迁会导致母亲参加工作的概率减少18.5个百分点，而有老人同住时，则

只减少 8.4 个百分点 (18.5—10.1)，说明老人同住对母亲的劳动供给行为的缓解作用大致在 54.59% 左右 ( $=10.1/18.5$ )。类似地，第 (3) 列的结果显示，有老人同住的家庭，孩子随迁使得母亲步行上班概率更高。

表 6 孩子随迁影响的异质性分析

	就业与否 (1)	工作时长 (2)	步行上班 (3)	通勤时长 (4)
Panel A: 孩子教育				
孩子随迁	-0.375*** (0.008)	-3.379*** (0.221)	-0.104*** (0.022)	3.864*** (0.880)
孩子随迁×幼儿园阶段	0.167*** (0.007)	0.429** (0.203)	0.037* (0.021)	-2.704*** (0.991)
孩子随迁×小学阶段	0.226*** (0.008)	0.644*** (0.196)	0.041** (0.018)	-3.202*** (0.865)
孩子随迁×初中阶段	0.270*** (0.009)	1.555*** (0.254)	0.018 (0.024)	-2.374** (1.004)
孩子随迁×高中阶段	0.289*** (0.009)	2.470*** (0.308)	0.099*** (0.029)	-3.178*** (1.120)
Panel B: 母亲技能				
孩子随迁	-0.182*** (0.006)	-2.665*** (0.192)	-0.071*** (0.014)	1.374*** (0.343)
高技能	0.062*** (0.009)	-5.442*** (0.399)	-0.172*** (0.043)	7.463*** (2.673)
孩子随迁×高技能	0.028*** (0.010)	1.429*** (0.399)	0.071* (0.040)	0.313 (2.888)
Panel C: 老人同住				
孩子随迁	-0.185*** (0.006)	-2.605*** (0.172)	-0.066*** (0.015)	1.302*** (0.294)
老人同住	-0.014 (0.016)	-0.588 (0.905)	-0.342*** (0.100)	4.069 (3.506)
孩子随迁×老人同住	0.101*** (0.018)	1.297 (0.904)	0.303*** (0.094)	-2.289 (3.028)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
户籍省份固定效应	是	是	是	是

注：括号中为城市层面的聚类标准误，\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%水平上统计显著。

## 五、孩子与性别收入差距

### (一) 家庭内性别收入差距

已有的回归结果识别出孩子随迁会显著影响母亲就业选择和通勤行为。接下来,我们关注对家庭内性别收入差异的影响。首先,在表7中加入孩子随迁和性别的交叉项,以比较孩子随迁对父亲和母亲影响的差异。第(1)列的交叉项系数在1%置信水平下显著为负,说明孩子随迁对母亲具有更大的负向影响。第(2)列显示,孩子随迁会导致父亲工作时间减少0.661个小时,而母亲的工作时间会减少1.12个小时,这说明照顾和接送孩子的责任主要是由母亲承担。因此,孩子随迁会加剧父母在劳动供给的差距。

第(3)、(4)列分析孩子随迁影响通勤行为的性别差异。第(3)列显示,孩子随迁会显著降低父亲步行上班的概率,但对母亲步行上班的负向影响则较小。第(4)列的结果发现,孩子随迁会显著增加父亲的通勤时间,而交叉项系数显著为负,这同样说明母亲通勤时间增加幅度小于父亲。可能的解释是,男性更可能去更远的地方获得高薪工资,从而增加通勤时长(Gutierrez, 2018)。结合家庭搬家行为,孩子随迁导致母亲在工作地-学校地权衡中增加通勤时间,但更少在工作地-时薪权衡中获得时薪补偿。而父亲主要在工作地-时薪权衡中增加通勤时间获得时薪补偿。不同权衡的性别差异导致了工资的性别差距(Le Barbanchon et al., 2021)。

表7 孩子随迁与就业选择的性别差异

	就业与否 (1)	工作时长 (2)	步行上班 (3)	通勤时长 (4)
孩子随迁	0.010*** (0.003)	-0.661*** (0.144)	-0.104*** (0.012)	1.809*** (0.248)
女性	-0.079*** (0.005)	-0.334** (0.149)	0.071*** (0.010)	-0.962*** (0.197)
孩子随迁×女性	-0.206*** (0.007)	-0.458*** (0.156)	0.043*** (0.011)	-1.717*** (0.259)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
户籍省份固定效应	是	是	是	是
N	466 145	304 743	32 361	42 383
R <sup>2</sup>	0.183	0.131	0.160	0.135

注:括号中为城市层面的聚类标准误,\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%水平上统计显著。

利用模糊断点识别进一步分析性别收入差距。表8的回归结果显示,孩子随迁会显著降低母亲收入与父亲收入的绝对差值和比值,降低母亲收入占家庭总收入的比重。因

此，孩子随迁加剧了家庭内性别收入更不平等。以第(4)列全样本的结果为例，孩子随迁会使得母亲收入比父亲收入的差值少2 892.75元，母亲收入比父亲收入的比值降低42.53个单位，母亲收入占家庭收入的比重降低9.11%。与最后1列的均值和标准差进行对比，孩子随迁对家庭内性别收入差距具有经济显著性。

为了粗略估计孩子随迁对性别收入差距的解释力，我们用个体收入的对数作为被解释变量，选取断点附近4岁的样本并用表7的回归方法回归。结果显示，女性虚拟变量的回归系数为-0.225，孩子随迁与女性虚拟变量交叉项的回归系数为-0.098，由此可以初步计算出孩子随迁能够解释性别收入差距的30.34% (= 0.098 / (0.098 + 0.225))。

表8 孩子随迁与家庭性别收入差距：模糊断点结果

	+/-3	+/-4	+/-5	全样本	均值(标准差)
母亲收入-父亲收入	-2 772.528* (1 429.091)	-2 277.732** (1 125.251)	-2 081.320* (1 123.742)	-2 892.745*** (654.626)	-1 366.994 (2 580.524)
母亲收入/父亲收入	-106.118* (63.205)	-93.319* (51.318)	-65.539 (46.430)	-42.525* (22.729)	85.532 (71.563)
母亲收入/家庭收入	-21.272* (11.317)	-17.110* (9.122)	-13.404* (7.828)	-9.114** (3.996)	42.110 (13.149)

注：表中的多项式阶数、年份固定效应、城市固定效应、户籍省固定效应设置与表3一致。括号中为城市层面的聚类标准误，\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%水平上统计显著。收入均指月收入。

## (二) 总体性别收入差距

本文利用户籍制度外生决定的孩子随迁年龄断点识别出孩子随迁对母亲就业选择和通勤行为的影响，并量化出孩子增加家庭内性别收入差距的大小。但这并不意味着孩子随迁是降低福利的事情。家庭内性别收入差距的增加，也不意味着孩子随迁会扩大整个城市或国家的性别收入差距。我们从以下三个方面进行阐述。

首先，本文用夫妻同住的样本进行分析，只能识别出孩子随迁行为发生变化而夫妻双方都还在流入地城市的样本所产生的局部处理效应(Hahn et al., 2001)。估计结果忽略了孩子随迁影响的异质性。例如，父母双方对孩子的教育重视程度较低时，孩子随迁带来的就业损失等影响会较小。此外，年龄断点主要出现在高户籍门槛的城市，因此处理效应主要依赖于高户籍门槛城市的家庭样本。

其次，孩子随迁可能有利于促进流动人口整体的性别平等。一般而言，流入地的收入水平高于流出地，并且城市间的收入差距也大于城市内的收入差距。这就意味着，孩子随迁会减少夫妻的异地分居，进而会缩小家庭内的性别收入差距。

最后，本文对其他群体的性别不平等没有给予分析。单身群体的性别收入差距几乎不受到孩子影响。对离婚群体而言，孩子随迁的影响主要取决于孩子抚养权的归属。此外，本文没有研究孩子对本地居民家庭的影响。如果认为断点估计的处理效应类似于本地居民夫妻同住且有孩子的家庭，则可认为，孩子会增加本地居民夫妻同住家庭的性别收入差距。



## 六、结 论

本文利用2011—2017年全国流动人口监测调查数据中夫妻同住样本,分析孩子随迁对母亲就业选择和家庭收入差距的影响。具体的研究结论概括为三点。

第一,基准回归显示,孩子随迁显著减少母亲就业可能性和工作时长,增加母亲非步行上班的可能性和通勤时长。利用户籍制度构建的断点回归识别策略显示,孩子随迁概率和母亲就业选择在14岁均存在断点,基准回归结论依然成立。断点识别结果还表明,孩子随迁会导致家庭在城市内从村委会小区搬到居委会小区,从单位房搬出去租房,住房支出也会显著增加。此外,异质性分析发现,家庭中孩子教育阶段越高,母亲技能越高以及老人同住时,孩子随迁带来的母亲就业影响程度越低。

第二,利用2014年中国劳动力动态调查数据还发现,孩子随迁会显著缩短居住地离最近学校的距离。因此,为了孩子的教育,家庭更可能搬迁至学校附近地区,使母亲进行学校和居住地、工作地的三重空间选择,这正是城市内“孟母”的故事。

第三,孩子随迁增加夫妻间的就业选择和通勤行为差距,从而加剧夫妻同住家庭内的性别收入不平等。模糊断点回归的结果显示,孩子随迁会使母亲收入比父亲收入少2 277元左右,母亲收入占家庭收入的比重降低17.11%。粗略估算,孩子随迁能够解释家庭收入差距的30.34%。

本文识别出孩子随迁会增加流动人口家庭内部的性别不平等。但这并不意味着随迁会扩大整个城市或者整个国家的性别不平等,更并不意味着孩子随迁是不好的事情。一方面是断点回归设计只能识别出夫妻同住样本中的局部平均效应;另一方面,因孩子随迁而减少的母亲返乡会缩小家庭性别收入差距。此外,本文没有考察其他社会群体的性别收入差距。这些都是未来需要推进的研究课题。

## 参 考 文 献

- [1] Adda, J., C. Dustmann, and K. Stevens, “The Career Costs of Children”, *Journal of Political Economy*, 2017, 125 (2), 293-337.
- [2] Alon, T., M. Doepke, J. Olmstead-Rumsey and M. Tertilt, “The Impact of COVID-19 on Gender Equality”, 2020, NBER Working Paper.
- [3] Bayer, P., F. V. Ferreira, and R. McMillan, “A Unified Framework for Measuring Preferences for Schools and Neighborhoods”, *Journal of Political Economy*, 2007, 115 (4), 588-638.
- [4] Becker, G. S., “Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor”, *Journal of Labor Economics*, 1985, 3 (1, Part 2), S33-S58.
- [5] Blau, F. D., and A. E. Winkler, *The Economics of Women, Men, and Work*. New York: Oxford University Press, 2018.
- [6] Blau, F. D., and L. M. Kahn, “The Gender Wage Gap: Extent, Trends, and Explanations”, *Journal of Economic Literature*, 2017, 55 (3), 789-865.
- [7] 陈纯槿、李实,“城镇劳动力市场结构变迁与收入不平等:1989—2009”,《管理世界》,2013年第1期,第45—

- 55+187 页。
- [8] Cortés, P., and J. Pan, “Children and the Remaining Gender Gaps in the Labor Market”, 2020, NBER Working Paper.
- [9] 冯皓、陆铭, “通过买房而择校——教育影响房价的经验证据与政策含义”, 《世界经济》, 2010 年第 12 期, 第 89—104 页。
- [10] Goldin, C., “A Grand Gender Convergence: Its Last Chapter”, *American Economic Review*, 2014, 104 (4), 1091-1119.
- [11] Gu, Y., N. Guo, N. Wu, and B. Zou, “Home Location Choices and the Gender Commute Gap”, *Journal of Human Resources*, 2021, 1020-11263R2.
- [12] Gutierrez, F. H., “Commuting Patterns, the Spatial Distribution of Jobs and the Gender Pay Gap in the U.S”, 2018, Working Paper.
- [13] Hahn, J., P. Todd, and W. Van der Klaauw, “Identification and Estimation of Treatment Effects with a Regression Discontinuity Design”, *Econometrica*, 2001, 69 (1), 201-209.
- [14] 贺光烨、吴晓刚, “市场化、经济发展与中国城市中的性别收入不平等”, 《社会学研究》, 2015 年第 1 期, 第 140—165+245 页。
- [15] Kleven, H., C. Landais, J. Posch, A. Steinhauer, and J. Zweimüller, “Child Penalties across Countries: Evidence and Explanations”, *AEA Papers and Proceedings*, 2019, 109, 122-26.
- [16] Kuminoff, N., “Partial Identification of Preferences in a Dual-Market Sorting Equilibrium”, 2012, Working Paper.
- [17] Le Barbanchon, T., R. Rathelot, and A. Roulet, “Gender Differences in Job Search: Trading off Commute Against Wage”, *The Quarterly Journal of Economics*, 2021, 136 (1), 381-426.
- [18] Liu, S., and Y. Su, “The Geography of Jobs and The Gender Wage Gap”, *Review of Economics and Statistics*, 2022, Forthcoming.
- [19] 石智雷、杨云彦, “家庭禀赋、家庭决策与农村迁移劳动力回流”, 《社会学研究》, 2012 年第 3 期, 第 157—181+245 页。
- [20] Skora, T., H. Rüger, and N. Stawarz, “Commuting and The Motherhood Wage Gap: Evidence from Germany”, *Sustainability*, 2020, 12 (14), 5692.
- [21] 宋锦、李实, “农民工子女随迁决策的影响因素分析”, 《中国农村经济》, 2014 年第 10 期, 第 48—61 页。
- [22] Wachs, M., B. D. Taylor, N. Levine, and P. Ong, “The Changing Commute: A Case-Study of the Jobs-Housing Relationship over Time”, *Urban Studies*, 1993, 30 (10), 1711-1729.
- [23] 魏东霞、谌新民, “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), 2018 年第 2 期, 第 549—578 页。
- [24] 吴贾、张俊森, “随迁子女入学限制、儿童留守与城市劳动力供给”, 《经济研究》, 2020 年第 11 期, 第 138—155 页。
- [25] 吴霓、朱富言, “流动人口随迁子女在流入地升学考试政策分析”, 《教育研究》, 2014 年第 4 期, 第 43—52 页。
- [26] 夏怡然、陆铭, “城市间的‘孟母三迁’——公共服务影响劳动力流向的经验研究”, 《管理世界》, 2015 年第 10 期, 第 78—90 页。
- [27] 熊瑞祥、李辉文, “儿童照管、公共服务与农村已婚女性非农就业——来自 CFPS 数据的证据”, 《经济学》(季刊), 2016 年第 1 期, 第 393—414 页。
- [28] 张吉鹏、卢冲, “户籍制度改革与城市落户门槛的量化分析”, 《经济学》(季刊), 2019 年第 4 期, 第 1509—1530 页。

## The Gender Wage Gap within City: How Does Child Affect Maternal Job Spatial Location?

LIANG Wenquan\*

(Jinan University)

ZHONG Ruiting

(Xiamen University)

**Abstract:** Using the China Migrants Dynamic Survey from 2011 to 2017, we attempt to study the gender wage gap within household by estimating the impact of children on mother's labor supply and commuting behavior. We firstly show that children significantly reduce the mother's employment probability and working hours, but increases the commuting time. The patterns are similar when using the *hukou* system to construct regression discontinuity design identification strategy. Secondly, the regression discontinuity analysis shows that children also affect the housing location choice, thus affecting maternal spatial trade-off. Finally, children can explain 30.34% of the gender wage gap within household.

**Keywords:** children; gender wage gap; regression discontinuity design

**JEL Classification:** R20, D13, J20

---

\* Corresponding Author: Liang Wenquan, Jinan University, No.601 West Huangpu Road, Tianhe District, Guangzhou, Guangdong 510632, China; Tel: 86-15216655378; E-mail: liangsuwenquan@163.com.