

宋锦

songjin@cass.org.cn

## 农民工子女随迁决策的影响因素分析

**内容提要:** 农民工子女是否随父母迁居城市, 不仅会影响到农民工的个人和家庭福利, 也反映了中国城镇化的速度、结构甚至质量。本文采用 2008 年 CHIP 数据中城镇农民工住户样本, 考察了农民工子女随迁与否的决定机制, 发现影响子女随迁的主要因素包括户主配偶是否发生迁移、户主就业合同的状态、迁移的距离、户主的收入水平和户主配偶的受教育水平。配偶随迁, 特别是就业机会较好的配偶随迁, 子女随迁的概率大幅上升; 个体经营者、签订稳定合同的工资性就业者更倾向于携带子女进城; 跨省迁移的农民工不倾向于携带子女, 反映出这个群体迁移行为的不稳定性。按照迁入地户籍门槛的高低分别考察, 文章发现在高户籍门槛的城市, 农民工收入水平和子女随迁具有替代性; 这种替代性在中小城市则没有发现。

**关键词:** 子女随迁 农民工 城镇化

中国是人口迁移大国。全国农民工监测调查数据显示, 2013 年, 中国农民工总量已经达到 2.69 亿, 其中 60% 以上都属于外出农民工。随着人口流动的日益普遍, 农民工携子女迁移的现象逐渐增多。这一方面得益于中国户籍制度改革的不

断推进，农民工家庭在迁入地能够享有更为宽松的环境；另一方面说明了农民工更有能力负担子女随迁所带来的各种费用。一般而言，农民工迁移的动机包括两个方面：一是寻找更好的就业机会和更高的劳动报酬，二是追求城镇地区相对完善的公共服务和更好的生活环境。从近期农民工迁移的趋势和相关的调查数据来看，第二方面的动机正逐渐在农民工迁移决策中发挥越来越大的作用。在农民工对城市公共服务的若干需求中，子女的教育机会是最为重要的一个部分。然而，根据我国的户籍管理体制和迁入地的教育政策，农民工子女可能面临就学质量差或者必须支付昂贵的就学费用等问题。加上城市较高的生活成本，很多农民工选择独自外出，而将子女留在家乡。对这些留守子女而言，由于长期与父母一方甚至双方分离，对父母的感情缺失，在精神和生活上受到的关爱和照顾都非常有限，身心成长和学习成绩等各方面都受到不利影响。在一个更加广阔背景下，农民工独自迁移还是携带子女迁移，成为一个影响中国城镇化速度、结构甚至质量的一个重要因素，农民工子女随迁的比例也因此成为衡量中国城镇化进程的一个重要指标。因此，研究农民工子女随迁的决策机制和影响因素，一方面对于理解当前我国农民工的迁移行为具有重要的学术意义，另一方面可以为政府近期推出的新型城镇化的战略提供政策建议。

本文研究的问题是农民工子女是否随迁的决策行为。本文希望通过对比携带子女迁移和未携带子女迁移的两类有子女农民工的特征，考察他们之间的差异。同时，本文采用二元选择模型考察农民工是否携带子女迁移的各种影响因素，检验它们对农民工子女随迁决策的作用，分析随迁决定机制，从中发现农民工子女随迁的制约因素。

## 一、文献综述

国内学者对于农民工子女随迁的决策研究有一定的基础。大多数研究文献将农民工子女随迁的影响因素分为两个方面，农民工自身的社会经济特征和子女的特征特别是其所处的教育阶段。梁宏、任焰（2010）根据2006年对珠三角地区农民工的调查数据，采用 Logistic 模型考察了农民工子女是否随迁的决定因素，发现农民工在迁入地的居住条件、迁移距离和自身年龄是子女是否随迁最为重要的影响因素，子女年龄和父母受教育水平其次，在控制了其他因素后，受教育水平较高的父母倾向于把子女带在身边。杨舸等（2011）利用北京市1%流动人口调查数据，通过 logistic 模型检验了子女随迁的影响因素，发现母亲是否外出、父母外

出时间、子女就学的难易程度、住房条件和生活成本是流动人口子女是否随迁最主要的影响因素。孙志飞（2010）考察了农民工子女留守的原因，认为农民工工资收入低、居住环境差、就业不正规成为他们带子女迁移的束缚因素；此外，迁入地对外来人口教育服务体制的不完善，也成为农民工子女随迁的顾虑。陶然等（2011）基于2009年对全国四个城镇化地区流动人口调查的微观数据，考察了农民工子女就学地的选择问题，文章发现，流动人口子女的性别和年龄、流动人口的工作类型、流动人口家庭非农收入占家庭总收入比例和城市公办学校的教育政策对流动人口子女就学地的选择都有显著影响，但流动人口受教育水平和家庭人均收入对其子女就学地选择没有显著影响。一些研究专门考察了农民工子女在迁入地享有受教育机会的情况，从中发现迁入地针对流动儿童的教育服务体制不完善，也成为农民工子女随迁的顾虑。Liang and Chen（2005）利用1995年全国1%人口抽样调查数据，通过Logistic模型考察了广东省外来人口、本地居民的子女就学状况，发现暂时性流动人口的子女入学率低于当地城镇居民和在城镇落户的外来人口的子女入学率，甚至低于当地农村居民的子女入学率。随着迁移时间增加，这种差距有逐渐减小的趋势，但差距规模仍然显著。流动人口子女的入学状况受到性别、户主受教育水平的影响，而引起他们入学率下降的主要原因是他们迁移之后“没户口”。张翼、周小刚（2012）考察了国家人口计生委的2010年流动人口动态监测工作调查数据，发现从流动人口子女的受教育情况来看：农业户口、跨省迁移的流动人口的子女辍学率很高；从就读学校的类型来看，约90%的流动人口子女就读于公立学校，但农业户口的流动人口子女就读学校的类型、就学的班次仍然差于其他流动人口；流动人口子女在迁入地就学仍需缴费，且平均而言，初中阶段高于小学阶段，高中阶段更高。

一些文献研究了家庭的迁移安排。洪小良（2007）利用“2006年北京市流动人口家庭户调查”数据，以先迁移者带动家庭成员后续迁移行为为指标，考察了城市外来农民工的家庭迁移状况。他发现，北京市外来农民工已呈现家庭化迁移趋势，家庭迁移发生概率逐年上升；然而，在考察了家庭迁移的影响因素之后，他发现，女性比男性、受教育程度较低者比受教育程度较高者更能带动家庭人口迁移，而这难以用经典的迁移理论和新迁移经济学理论来解释。他指出，目前中国城乡分割的二元劳动力市场、户籍制度及附着于其上的福利制度限制了劳动力的决策选择，使之偏离了完全经济理性的行为。朱明芬（2009）利用杭州农民工

抽样调查的追述式数据考察了类似的问题，同样发现农民工家庭迁移的比例逐渐上升，但与洪小良（2007）不同的是，她发现，家庭先迁移者的受教育水平对带动家庭人口迁移的可能性有正向影响，且非农就业时间长、工作相对稳定、收入较高的农民工更有可能带子女一起迁移。Nivalainen（2004）采用上世纪 70~90 年代芬兰人口普查数据考察了家庭迁移的影响因素，发现夫妻双方存在在家庭迁移上的“捆绑约束”，丈夫的职业发展在家庭迁移决策上被赋予更多的权重，而妻子的职业发展则处于从属地位，但双职工家庭的迁移概率低于单职工家庭；在学子女的教育会形成家庭迁移的阻力，但尚未入学的子女对家庭迁移的阻碍很小。袁霓（2008）利用中国健康与营养状况调查（CHNS）1997 年、2000 年、2004 年数据，通过线性概率模型考察了农村地区子女对父母外出打工的影响，包括家庭是否有劳动力外出打工、夫妻双方的打工分工。她发现，子女会表现出对劳动力外出打工显著的约束作用；子女年龄越低，劳动力外出概率越小，这进一步证明了“捆绑约束”的存在。盛亦男（2013）认为，流动人口的家庭化迁居趋势值得关注，但家庭化的迁居可能是分批次的，文章考察了 2010 年流动人口监测数据，发现绝大多数流动家庭还没完成家庭化迁居，分批迁居的原因可能是控制家庭整体风险的结果。从先后批次来看，流动人口的分批迁居的时间间隔在递减，迁居过程是加速完成的。

与已有研究相比，本文的贡献主要有以下两个方面。第一，随着农民工规模的不断扩大特别是新生代农民工不断增加并成为流动人口的主要组成部分，用最新的数据考察农民工子女随迁的现状以及随迁决策的制约因素是非常重要的。第二，农民工向城市的迁移行为并不必然是家庭成员先后分批进入的过程，向不同地区迁移、不同迁移距离的农民工对于家庭迁移决策的安排会存在差异，用农民工整体来笼统考察农村劳动力向“城镇地区”的迁移安排忽略了这种群体差异，会对农民工及其家庭向城镇地区的转移特征难以准确把握。本文的研究发现，向低户籍门槛城市迁移的农民工倾向于携带子女，向高户籍门槛城市迁移的农民工则主要更多是以获得高收入为目的，这种迁移行为具有不稳定性。这样的差别也是我国制定农民工就业转移政策的依据。

## 二、数据和分析方法

### （一）模型、数据和关键变量的定义

本文关注的对象是农民工是否携带子女迁入城镇地区及其决定因素。由于 16

岁及以上的子女可以进入劳动力市场，其迁移决策更具有独立性，且对农民工本身是否迁移的约束很小，本文只关注 16 岁以下农民工子女的随迁情况。农民工子女是否随迁的概率可以用如下公式表示：

$$P(y=1)=\alpha+\beta_p X_p+\beta_c X_c+\beta_h X_h+\beta_m X_m$$

其中， $y$  表示子女是否随迁，取值为 1 时子女随父母迁移，取值为 0 时子女未随父母迁移； $X_p$  表示户主特征变量，包括户主年龄、性别、健康状况、受教育水平、在校时的学习成绩、月收入水平、日工作小时数、签订劳动合同状况； $X_c$  表示子女特征变量，包括家庭全部子女的个数以及子女年龄、性别、学习成绩、健康状况； $X_h$  表示家庭特征变量，包括配偶是否随迁、配偶的受教育水平； $X_m$  为迁移距离这一控制变量。这些变量的选择主要是基于已有文献。本文希望检验这些变量对子女随迁概率的影响，并估计各变量的贡献规模，判断当前农民工携带子女迁移的制约因素。

本文采用的数据是 2008 年中国居民收入调查数据（CHIP）中的外来务工人员样本数据。这些样本户是在广州、东莞、深圳、郑州、洛阳、合肥、蚌埠、重庆、上海、南京、无锡、杭州、宁波、武汉、成都 15 个城市随机抽取的农民工住户。该套数据样本量较大，且对农民工和随迁子女的个人信息有详细的记录，对农民工原迁出家庭的信息也具有一定的可追溯性。文章首先识别了农民工所在家庭是否有子女，具体做法是将农民工在迁入地共同居住的家庭成员与其在迁出地留守的家庭成员进行合并，合并之后得到农民工所在家庭的原始人口结构。如果该农民工未婚、已婚尚无子女或子女已满 16 周岁，则将该样本户删除，此时剩余样本为 1845 户。然后，考察农民工在迁入地的住户内是否有 16 岁以下子女（不含 16 岁）。如果该农民工在迁入地的住户中没有 16 岁以下的子女共同生活，则定义其为没有子女随迁；而如果在迁入地的住户中有 16 岁以下的子女共同居住，则定义其为有子女随迁。需要注意的是，本文考察的农民工为调查住户的户主。也即，如果夫妻双方都在调查户内生活，只有作为户主的一方是本文的考察对象。这样的筛选是为了避免夫妻双方个人特征存在差异而子女特征、家庭特征特别是子女随迁决策完全相同对模型估计带来的干扰；考虑到户主对于子女随迁、配偶

---

<sup>1</sup> 其中，“健康状况”为农民工的主观判断，分为“较好”、“一般”和“较差”三档；“在校时的学习成绩”为农民工的主观判断，考虑到农民工在校时的学习成绩能够反映其在校期间对学习的重视程度，而这可能影响他们对子女教育的态度，控制在校时的学习成绩可以考察农民工对子女教育的态度差异对子女随迁决策的影响。

<sup>2</sup> 同上，子女的“健康状况”和“学习成绩”都是被调查农民工的主观判断。

随迁等决策起到主导作用，将户主特征带入方程能够更好地估计子女随迁的决策机制。同时，配偶是否随迁、配偶的受教育水平也作为解释变量进入方程，控制了不同农民工在家庭结构方面的差异对子女随迁的影响。

所有样本家庭按照随迁子女个数的划分情况如表 1 所示。在本文所考察的 1845 户家庭中，没有子女随迁的家庭共 903 个，占样本总数的 48.9%；有子女随迁的家庭合计 942 个，占样本总数的 51.1%。有子女随迁的家庭中，只有一个孩子并且随父母迁移的家庭有 716 个，占子女随迁家庭总数的 76%；有两个孩子并且他们都随父母迁移的家庭有 175 个，占 18.6%；有多于两个孩子或者只有部分孩子随迁的家庭只占到有子女随迁家庭的 5.4%。将全部子女随迁或者部分子女随迁的家庭统称为子女随迁家庭，他们与子女未随迁家庭在总样本中所占比例大致相等。

表 1 按 16 岁以下子女是否随迁划分家庭类型

家庭全部子女的个数	随迁子女的个数					合计
	0	1	2	3	4	
1	691	716	0	0	0	1407
2	205	37	175	0	0	417
3	7	2	2	8	0	19
4	0	0	1	0	1	2
合计	903	755	178	8	1	1845

## （二）样本描述

子女随迁与未随迁的农民工的特征对比如表 2 所示。在表 2 中可以看到，与子女未随迁的农民工相比，子女随迁的农民工平均年龄略高，女性比例明显高出 7.3 个百分点。子女随迁的农民工只有小学及以下文化程度的比例略高，具有高中及以上文化程度的比例也略高，但与子女未随迁农民工的差别都不大。农民工在校时的学习表现和当前健康状况在两类家庭之间差别不明显。子女随迁农民工持当地非农户口的比例比子女未随迁农民工高出两倍以上，但这一比例仍然非常低，在两类农民工中都低于 2%。子女随迁农民工的收入水平略高，其月工资水平比子女未随迁农民工高出近 200 元，日均工作小时数也更长，每天多出 1 个小时。在职业分布上，两类农民工都主要是商业服务业人员，比例分别占两类样本总数的 50% 以上；子女随迁农民工中私营企业主、个体户、家庭帮工的比例更高一些，占此类样本总数的 25%；子女未随迁农民工中这一比例仅为 8.3%；相反，子女未随迁农民工中从事生产、运输相关工作的人较多，达到此类样本总数的接近 1/3，而子女随迁农民工中这一比例较低，仅为 15%。从农民工就业单位的所有制来看，

子女未随迁农民工主要在企事业单位工作，其中，在私营企业工作的占 48.1%，在机关事业单位或国有、集体、外资企业工作的占 20%，个体劳动者占 28.7%；子女随迁农民工则有所不同，接近 60%的人是个体劳动者，在私营企业工作的占 28%，在机关事业单位或国有、集体、外资企业工作的仅占 12%。在农民工就业单位规模的分布上，71%的子女随迁农民工所在单位的规模为 20 人以下，子女未随迁农民工的这一比例则仅为 42%；1/3 以上的子女未随迁农民工在规模为 100 人及以上的单位工作。从签订劳动合同的情况来看，42.6%的子女未随迁农民工为固定工或长期合同工，子女随迁农民工的这一比例则仅为 24%，而接近 60%的后一类农民工都是个体经营者。令人感兴趣的是两类农民工留在迁入地的意愿的对比。尽管这两类农民工表现出一定的就业形式上的差异，但他们留在迁入地的意愿都很强烈，子女未随迁农民工中愿意留在迁入地的在六成以上，而子女随迁农民工有此意愿的则接近七成半。子女随迁农民工留在迁入地的意愿明显较强。

从子女特征来看，两类家庭的子女平均年龄、健康状况差异不大；子女随迁家庭子女是女性的比例略高，持有当地非农户口的比例也较高。子女未随迁家庭子女的学习表现平均略好，成绩较好的比例在一半以上，子女随迁家庭的子女则略差，其学习成绩较好的比例与前者的差值约在 6 个百分点。就家庭特征来看，子女随迁家庭的迁移距离稍近，表现为他们省内迁移的比例更高，而对于子女未随迁家庭而言，他们之中的一半以上都选择跨省迁移。两类家庭都以有一个子女为主，占 76%以上，有两个子女的家庭占近 23%，其他家庭所占比例极小，本文予以忽略。从家庭结构来看，超过 90%的子女随迁家庭，户主与配偶一同居住，子女未随迁家庭的这一比例则约为 46%，是子女随迁家庭的一半。在户主配偶的受教育水平上，子女随迁家庭户主配偶的文化程度略高，具有高中及以上学历的比例比子女未随迁家庭高出近 5 个百分点。两类住户中，有老人共同生活的比例都不高，但这一比例在子女随迁家庭中接近 5%，在子女未随迁家庭中则不足 1%。子女随迁家庭中，老人的平均年龄略低，身体状况也略好，但鉴于这类家庭样本数较少，本文不做过多分析。从地区分布来看，子女随迁住户更多地居住在中小城市，比例接近 73%，子女未随迁家庭则更多地居住在大中城市，比例超过 82%。

表 2 子女随迁与未随迁农民工特征对比

农民工特征	子女未随迁	子女随迁	子女特征	子女未随迁	子女随迁
平均年龄（岁）	33.7	34.5	子女年龄（岁）	7.7	7.7

女性比例 (%)	25.9	33.2	子女是学龄前儿童 (%)	44.3	43.1
受教育程度 (%) :			子女是女性 (%)	42.5	46.9
小学及以下	13.3	16.4	学习表现 (%) :		
初中	60.2	54.8	较好	50.7	44.4
高中及以上	26.6	28.8	一般	49.3	55.6
学习表现 (%) :			子女健康状况 (%) :		
较好	24.6	25	较好	88	87.1
一般	75.4	75	一般	10.7	11.9
健康状况 (%) :			较差	1.3	1
较好	80.7	78.6	子女持当地非农户口比	3.4	5.7
一般	17.4	20.3	家庭特征		
较差	1.9	1.1	迁移距离 (%) :		
持非农户口比例 (%)	0.5	1.8	市内迁移	20.6	22.3
月收入水平 (元)	1930.6	2103.	省内跨市迁移	26.9	40.8
日均工作小时数	8.8	9.9	跨省迁移	52.4	36.9
职业 (%) :			配偶随迁的比例	45.8	93.3
技术人员、办事人员等	6.8	6.9	户主配偶的受教育水平 (%) :		
商业、服务业人员	52.7	52.9	小学及以下	24.7	18.0
生产、运输相关人员	32.2	15	初中	56.2	58.0
私营老板、个体户、家庭帮	8.3	25.2	高中及以上	19.0	24.0
单位所有制 (%) :			有老人共同生活	0.2	4.8
机关事业单位或国有、集体、	20.0	12.1	户主父母的年龄 (岁)	68.5	62.9
外资企业			有身体很好的老人	0.2	2.2
私营或私营控股企业	48.1	27.8	留在迁入地的意愿 (%) :		
个体	28.7	59	希望居住三年及以下	15.7	10
单位规模 (%) :			一直呆下去	61.4	74.5
20 人以下	42.1	71.1	不知道	22.9	15.5
20~50 人	12.7	6.5	地区特征		
50~100 人	10.5	7.2	城市的规模 (%) :		
100 人及以上	34.7	15.2	大城市	35.6	27.2
签订劳动合同 (%) :			中等城市	46.6	39.6
固定工或长期合同工	42.6	24	小城市	17.8	33.2
短期合同工	9.9	5.3	样本数		
无合同工	28.7	12.8		898	899
个体经营	18.9	57.9			

### 三、子女随迁决策的影响因素分析

为了考察各个解释变量对农民工子女随迁决策的作用，本文采用二元 Probit 模型考察子女是否随迁的决定机制。由于不同年龄段子女使农民工在子女就学方面受到的约束有所不同，我们分别用学龄前子女的个数、子女的年龄组以及子女是否面临升学控制子女就学约束估计子女随迁决策机制。二元 Probit 模型回归结果见表 3。<sup>3</sup>从模型估计结果来看，在户主特征方面，户主年龄、性别、健康状况

<sup>3</sup>在本文的全部观测样本中，约 23%的家庭有两个子女。为了避免多子女家庭有的子女随迁、有的子女未随迁，但农民工自身的特征、家庭特征、迁移距离等变量完全一样，从而影响方程的估计结果，本文分别用年长子女、年幼子女和每个家庭随机抽取的子女的特征代入回归方程进行估计，得出的结论基本一致，在此只列出使用年幼子女特征变量的回归结果。感兴趣的读者

对子女随迁决策没有产生显著影响；如果户主学历是初中，子女随迁的概率显著下降。模型中加入户主的学习成绩代理户主对于教育的重视程度，但这一变量并不显著。从收入水平来看，如果户主的月收入水平处于中间组，他们携带子女外出务工的概率明显下降；而在是否携带子女外出务工方面，户主收入较高组家庭没有表现出与较低组家庭的明显差别。从日工作小时数来看，工作时间延长对子女随迁概率增加有一定的贡献。一种可能的解释是本文的样本中既存在工资性就业者又存在个体经营者，个体经营者日工作时间较长，但在工作时间内相较于工资性就业人员更加自由，用日工作小时数代理照顾子女的能力没有反映这种差别。方程中，劳动合同类型这一变量证实了这种推测。如果农民工从事个体经营，其携带子女的概率明显上升。短期合同和无合同对子女随迁的影响在三个方程中都为负，但这种作用并不显著。

在子女特征方面，两个子女的家庭携带子女的概率明显低于一个子女的家庭。这可能一方面与携带子女进城的成本相关，另一方面与子女在家乡生活并接受照顾的规模经济相关。尽管不够显著，如果农民工子女是学龄前儿童，他们随迁的概率略高；如果子女处于就学年龄，他们随迁的概率则显著下降，且初中年龄段的子女随迁的概率低于小学阶段的子女；这反映出子女接受教育对其随迁形成的阻力。子女面临升学对随迁概率的影响也为负，但这种影响也不显著。文章在方程 4 中进一步加入了子女学习成绩与子女是否面临升学的交叉项，它的系数也不显著。子女性别对他们是否随迁的影响值得关注。女孩随迁的概率明显高于男孩。这种现象的原因尚不清楚。考虑到子女的教育会形成他们随迁的阻力，女孩随迁概率较高可能反映了农民工对女孩在家乡的教育不够看重。对此，本文在回归中分别加入子女性别与年龄和子女性别与是否学龄儿童的交叉项，<sup>4</sup>结果这两个交叉项并不显著，也即女童随迁的概率与其所处的教育阶段没有相关性。在这种情况下，农民工外出务工时携带女孩的概率更高可能是由农民工对女孩留守家乡的生活更为担心导致的。子女健康状况对其随迁概率没有形成显著影响。

在家庭特征方面，如果配偶与户主一起迁移，其子女随迁的概率显著提高。这可能是由于夫妻都迁移在迁入地照顾孩子时更加便利。配偶受教育水平越高，子女随迁的概率越大。这种影响值得关注。一方面，受教育水平能够反映劳动者的就业机会，配偶就业机会越好，越有能力外出务工时携带子女；另一方面，配

---

可以向作者索取全部回归结果。

<sup>4</sup> 为了节省篇幅，作者在正文中没有列出回归结果。感兴趣的读者可直接联系作者索取。

偶受教育水平较高，对子女的教育也会更为重视。考虑到农民工子女在迁入地所接受的教育质量有限，继续升学的机会也很小，在控制了其他因素的情况下，配偶受教育水平对子女随迁的影响可能主要是第一种机制。

在迁移距离方面，跨省迁移的农民工携带子女外出的概率显著下降，这主要与远距离迁移成本更高有关。在这个意义上，跨省迁移的农民工相较于跨市迁移和市内迁移的农民工而言更不稳定。省内跨市迁移者携带子女的概率与市内迁移者没有显著差异。第四部分将对这些情况作进一步分析。

表 3 子女是否随迁的 Probit 回归结果

变量	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4
户主特征				
年龄段 (参照组: 16~25 岁)				
26~35 岁	0.036 (0.204)	0.170 (0.212)	0.042 (0.205)	5.223 (165.855)
36~45 岁	0.055 (0.212)	0.352 (0.242)	0.067 (0.215)	5.217 (165.855)
46 岁及以上	0.725* (0.394)	0.940** (0.414)	0.706* (0.399)	5.584 (165.855)
女性	-0.042 (0.118)	0.009 (0.119)	-0.041 (0.118)	0.003 (0.166)
健康状况 (参照组: 一般)				
较好	0.032 (0.151)	-0.003 (0.152)	0.032 (0.150)	0.250 (0.207)
较差	0.601 (0.533)	0.613 (0.531)	0.605 (0.534)	0.812 (0.848)
受教育水平 (参照组: 小学及以下)				
初中学历	-0.445*** (0.168)	-0.439*** (0.170)	-0.446*** (0.168)	-0.374* (0.220)
高中及以上学历	-0.231 (0.197)	-0.241 (0.199)	-0.229 (0.197)	-0.033 (0.273)
学习成绩较好 (参照组: 一般)	-0.024 (0.123)	-0.029 (0.123)	-0.026 (0.123)	-0.060 (0.170)
收入水平 (参照组: 较低组)				
中间组	-0.431*** (0.138)	-0.410*** (0.138)	-0.431*** (0.138)	-0.402** (0.186)
较高组	-0.191 (0.138)	-0.190 (0.138)	-0.192 (0.138)	-0.292 (0.190)
日工作时间 (小时)	0.041* (0.024)	0.041* (0.024)	0.041* (0.024)	0.037 (0.033)
劳动合同类型 (参照组: 固定或长期合同)				
短期合同	-0.303 (0.191)	-0.271 (0.191)	-0.299 (0.191)	-0.132 (0.265)

无合同	-0.208 (0.149)	-0.219 (0.150)	-0.208 (0.150)	-0.445** (0.218)
个体经营	0.384*** (0.143)	0.401*** (0.145)	0.386*** (0.143)	0.257 (0.199)
<b>子女特征</b>				
全部子女的个数（参照组：一个）				
两个	-0.371 (0.323)	-0.344** (0.137)	-0.263** (0.132)	-0.343* (0.185)
三个		0.049 (0.604)	0.213 (0.605)	0.261 (0.936)
学龄前子女的个数	0.110 (0.302)			
子女的年龄段（参照组：1~5岁）				
6~12岁		-0.253** (0.123)		
13~15岁		-0.431** (0.180)		
子女是否面临升学			-0.037 (0.109)	-0.133 (0.211)
子女学习成绩较好（参照组：一般）				-0.091 (0.181)
子女面临升学*学习成绩较好				0.357 (0.293)
子女是女孩（参照组：男孩）	0.270*** (0.104)	0.258** (0.105)	0.267** (0.104)	0.480*** (0.153)
子女健康状况（参照组：一般）				
较好	0.120 (0.182)	0.148 (0.183)	0.122 (0.182)	-0.059 (0.291)
较差	-0.597 (0.445)	-0.695 (0.449)	-0.590 (0.446)	0.603 (0.887)
<b>家庭特征</b>				
配偶随迁	1.846*** (0.139)	1.851*** (0.139)	1.845*** (0.139)	1.720*** (0.200)
配偶受教育水平（参照组：小学及以下）				
初中学历	0.395*** (0.144)	0.380*** (0.145)	0.392*** (0.144)	0.195 (0.191)
高中及以上学历	0.602*** (0.188)	0.571*** (0.188)	0.600*** (0.188)	0.448* (0.271)
<b>迁移特征</b>				
迁移距离（参照组：市内迁移）				
省内跨市迁移	0.091 (0.146)	0.089 (0.146)	0.091 (0.146)	0.235 (0.202)
跨省迁移	-0.386***	-0.379***	-0.380***	-0.413**

	(0.142)	(0.143)	(0.142)	(0.195)
常数项	-1.970***	-1.854***	-1.855***	-6.860
	(0.505)	(0.414)	(0.412)	(165.856)
Pseudo R2	0.342	0.347	0.342	0.301
观测样本数	931	930	930	462

注：①括号中的数字为标准误；②\*\*\* 表示 1%显著性水平，\*\*表示 5%显著性水平，\* 表示 1%显著性水平；③收入水平是将农民工的收入从低到高排序之后按照样本数量划分为“较低组”、“中间组”和“较高组”。

本文仿照 Fields (2003) 方法分解了方程 1 的估计结果中各解释变量对子女随迁概率变异程度的贡献比例，将同类变量的贡献比例进行合并（例如，将不同年龄段虚拟变量的贡献合并为“年龄段”的贡献），并将常数项之外的解释变量按照贡献比例从大到小排列，如表 4 所示。显然，对子女是否随迁影响最大的五个因素分别是户主配偶是否随迁、户主劳动合同状态、迁移距离、户主月收入水平和户主配偶受教育水平。其中，配偶是否随迁对子女迁移概率的解释力达到近 20%，户主劳动合同状态的解释力其次，接近 6%。与此相比，户主受教育水平、年龄、性别等个人特征以及子女年龄、学习成绩、健康状况等特征的影响都不大。也就是说，子女是否随迁主要由这样三个方面因素决定：配偶的就业机会、户主就业收入及其稳定性、迁移距离。尽管户主个人特征、子女个人特征可能存在很大差别，子女随迁的决策在不同家庭之间具有普遍规律。

表 4 各解释变量对子女是否随迁的贡献  
单位：%

贡献比例 (按基于模型 1 的结果从大到小排列)	方程 1	方程 2	方程 3
配偶是否随迁	19.7	19.8	19.6
户主劳动合同状态	5.7	5.8	5.7
迁移距离	2.0	2.0	2.0
户主月收入水平	1.4	1.4	1.4
配偶受教育水平	1.2	1.2	1.2
户主日工作时间	0.9	0.9	1.0
家庭全部子女的个数	0.4	0.4	0.3
户主受教育水平	0.4	0.4	0.4
户主年龄段	0.4	0.6	0.4
子女性别	0.3	0.3	0.3
子女健康状况	2.0	2.0	2.0
户主在校时的学习成绩	-0.1	0.1	-0.1
户主健康状况	1.3	1.5	1.3
子女学习成绩	0.0	0.0	-0.1
户主性别	0.0	0.0	0.0

子女的年龄			
其中：是否学龄前儿童	-0.1	0.0	0.0
就学年龄段	0.0	0.0	0.0
是否面临升学	0.0	0.0	0.0

#### 四、子女随迁决策与城市户籍门槛

为了进一步说明农民工的家庭迁移决策，本文希望将样本城市按照户籍控制的严格程度进行划分，考察在城市户籍门槛存在差别的情况下，农民工携带子女决策的差异。划分城市的主要依据是 Wang et al.(2012)对各城市户籍门槛的估计。该文章根据全国 251 个地级城市公布的外来人口落户本地区所需满足的条件，将各城市普遍采用从而具有可比性的落户渠道划分为投资类、就业类和家庭团聚类三类，比较了其对外来人口落户提出的最低条件，5 仿照联合国人类发展指数的计算过程，将这些落户条件进行综合，量化出不同城市落户门槛的高低。根据这一户籍门槛指数，本文的样本城市中，高户籍门槛的城市包括上海、广州、武汉、东莞、深圳，中户籍门槛的城市包括宁波、南京、成都、重庆、无锡、郑州、杭州，低户籍门槛的城市包括合肥、洛阳、蚌埠。户籍门槛越高，对外来人口落户的控制越严格，从长期来看，农民工定居的可能性也越小。因此，即使高户籍门槛城市存在很高的公共福利标准（包括基础教育体系），农民工可能会因为很难在那里定居且生活费用较高而不将子女携带入迁入地。换言之，到这些地区就业的农民工主要是为了追求好的就业机会和较高的收入。他们选择暂时离开家庭独自务工，并不以在迁入地定居为目标。与其他迁移群体相比，这些农民工的迁移行为具有时期性。本文的数据支持这一判断。从表 5 可以看出，在高户籍门槛的城市，农民工的收入水平和子女是否随迁具有替代性；控制其他变量后，农民工收入水平的提高会降低子女随迁的概率，也即，农民工可能为了高户籍门槛地区高报酬的工作而放弃携带子女迁移。更进一步，如果户主是跨省迁入高户籍门槛城市，他们携带子女的概率将大幅下降。这一类农民工群体将来是否会携带子女和家庭迁入仍取决于迁入地公共政策的变化或自身就业机会的有力改善。与此相比，在中低户籍门槛的城市没有发现高收入水平与子女随迁之间的替代性，也没有发现较远迁移距离与子女随迁之间的替代性。迁入这些地区的农民工其子女随迁与

<sup>5</sup> 其中，投资类条件包括最低投资规模、纳税规模、购房落户的最低付款额或最小面积，就业类条件包括毕业生的最低学历、普通工人落户的最低职业技能要求、引进人才的专业计税水平、一般人员的社会保险最低缴费年限；家庭团聚类包括父母投靠的最低年龄、配偶投靠的最低婚龄或年龄、子女投靠的最高年龄。

否更主要是由前文所分析的农民工特征、子女特征和家庭特征决定的。

表 5 不同户籍门槛的城市中农民工子女随迁决策的差异

变量	(1)	(2)	(3)
	低户籍门槛	中户籍门槛	高户籍门槛
收入水平（参照组：较低组）			
中间组	-0.519 (0.428)	-0.316 (0.203)	-0.646** (0.264)
较高组	0.619 (0.455)	-0.160 (0.208)	-0.519** (0.256)
迁移距离（参照组：市内迁移）			
省内跨市迁移	0.139 (0.365)	-0.141 (0.225)	-0.051 (0.428)
跨省迁移	0.641 (0.759)	-0.349 (0.224)	-0.908** (0.425)
观测样本数	124	446	356

注：①回归方程与表 3 中的方程 2 相同，这里限于篇幅，没有报告其他变量的回归结果；按照表 3 中的方程 1 和方程 3 进行回归得到的结论与方程 1 类似，选择方程 2 进行报告是因为它对子女年龄的划分更为详细；②括号中的数值为标准误；\*\*\* 表示 1%显著性水平，\*\*表示 5%显著性水平，\* 表示 1%显著性水平。

## 五、结论和政策启示

中国城镇农民工已成为经济发展和建设中一支举足轻重的力量，然而他们中大多数人的子女没有随迁进城。这种现象虽然是与农民工的个人理性选择相关的，但是它更多地反映了中国城镇化进程中存在的各种问题。农民工子女随迁的规模，在很大程度上反映了中国城镇化的速度、结构和质量。因此，在农村劳动力流动的研究框架内、城镇化的研究框架内，研究农民工子女随迁的决策行为及其影响因素具有重要的学术价值和现实意义。本文利用最新的调查数据，在已有研究的基础上，对农民工子女随迁的影响因素作了更加细致分析，得到了以下几点新发现。第一，对农民工子女随迁影响的一个主要因素农民工的就业类型，从事个体经营的农民工更有可能将其子女带在身边，这意味着农民工在工作之外是否有更多的时间照顾其子女成为其子女随迁的一个重要考虑。第二，农民工的配偶的随迁与子女随迁具有高度相关性，在一定程度上前者成为后者的一个重要条件。如果农民工配偶的受教育水平较高，就业机会较好，子女被携带进城的可能性就进一步提高。第三，在对迁入地的选择上，农民工向大城市迁移以及跨省迁移主要是为了追求更好的就业机会和更高的收入，这种迁移一般不伴随子女的随迁。相比之下，劳动者在进入中小城市务工时没有表现出在高工资与子女随迁之间的权衡与取舍，子女随迁的决策相对中性，没有明显受到工资水平和迁移距离的影响。

本文的研究结果具有明显的政策含义。首先，考虑到大多数农民工都是工资雇佣者，由于工作时间长，他们将子女留在农村主要因为他们没有照管子女的时间，另一方面也说明了这方面公共服务的缺失。因此，地方政府应该为农民工子女提供更多公共服务。其次，增加农民工的就业稳定性和收入有助于提高其子女随迁的可能性。如本文研究结果所显示的，签订较长或者稳定的劳动合同的农民工更倾向于携带子女进城居住。如果农民工夫妻一起迁移，携带子女一起进城的可能性更大。因此，为了提高农民工子女随迁的比例，需要改善农民工特别是女性农民工进城务工的就业环境，提高他们就业稳定性和就业收入。再次，迁入地对农民工提供公共服务需要考虑农民工群体的差异。迁入中低户籍门槛城市的农民工迁移行为更加稳定，也倾向于携带子女随迁，这对公共服务提出了更高的要求。考虑到中低户籍门槛的城市一般为中小城市，财政资源有限，对这些城市在为农民工提供公共服务方面进行财政支持的倾斜是重要的。应当指出，鼓励农民工携带子女进城不是要挤占和摊薄城市的公共资源。农民工能够有条件携带子女进城就业，是他们的基本权利。而且，农民工携带子女进城就业生活已经是一个不可逆转的趋势。在“推进以人为本的城镇化”的当今，更加需要从农民工家庭的角度出发，去除相关的制约条件和制度障碍，合理安置他们的就业和家庭生活，提高他们子女的随迁机会。

#### 参考文献

- 1.洪小良：《城市农民工的家庭迁移行为及影响因素研究——以北京市为例》，《中国人口科学》2007年第6期。
- 2.梁宏、任焰：《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》2010年第2期。
- 3.盛亦男，《中国流动人口家庭化迁居》，《人口研究》2013年第7期。
- 4.孙志飞：《农民工子女留守原因分析》，《南京人口管理干部学院学报》2010年第4期。
- 5.陶然、孔德华、曹广忠，《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》2011年第6期。
- 6.杨舸、段成荣、王宗萍，《流动还是留守：流动人口子女随迁的选择性及其影响因素分析》，《中国农业大学学报（社会科学版）》2011年第3期。
- 7.袁霓：《家庭迁移决策分析——基于中国农村的证据》，《人口与经济》2008年第6期。
- 8.张翼、周小刚，《我国流动人口子女受教育状况调查报告》，《调研世界》2012年第1期。
- 9.朱明芬：《农民工家庭人口迁移模式及影响因素分析》，《中国农村经济》2009年第2期。
- 10.Liang, Z. and Chen, Y. P.: The Educational Consequences of Migration for Children in China, *Social Science Research*, 36(1): 28-47, 2007.
- 11.Nivalainen, S.: Determinants of Family Migration: Short Moves vs. Long Moves, *Journal of Population Economics*, 17(1): 157-175, 2004.

12.Fields, G. S.: Accounting for Income Inequality and Its Change: A New Method, with Application to the Distribution of Earnings in the United States, Cornell University, <http://digitalcommons.ilr.cornell.edu/articles/265/>

13.Wang, D.; Song, J. and O'Keefe, P.: *Understanding the Hukou System through Quantifying Hukou Thresholds: Methodology and Empirical Findings*, background paper for 2013 World Development Report on Jobs, The World Bank, 2013.

免责声明:

本报告非成熟稿件，仅供内部讨论。版权为中国社会科学院世界经济与政治研究所全球经济治理研究室、经济发展研究室所有，未经本中心许可，任何机构或个人不得以任何形式翻版、复制、上网和刊登，如有违反，我们保留法律追责权利。

联系邮箱: iwep100732#163.com