

农民工留城与返乡意愿的影响因素分析*

李 强¹ 龙文进²

内容提要: 本文通过对农民工调查数据的实证分析,研究了影响农民工留城和返乡意愿的因素,发现在诸多因素中教育的作用最为明显,人力资本水平越高的农民工留在城市的意愿就越强;女性比男性更倾向于在城市生活,而不愿返回农村老家;在外工作时间越长的人留在城市生活的意愿也更强;农民工留城和返乡的意愿同时受到婚姻状况与是否举家迁移这一状况的制约,举家迁移的农民工更偏好城市生活。本文还发现,新生代农民工在留城与返乡的看法上与老一辈没有有结构性差异。

关键词: 农民工 留城 返乡 意愿 迁移 有序响应 Probit 模型

中国长期奉行“赶超型发展战略”在一个民族国家内部造成了城乡之间、工农之间的二元经济结构。改革开放之后,中国农民用自己的脚走出乡村,挤进城市大门,打破了过去看来牢不可破的二元经济结构。迄今为止,从农业中转移出来的劳动力已经达到2亿左右,成为一个规模巨大的群体。巨大的农民工群体的发展规律是:以跨区域转移为主,新生代农民工和举家迁移的人员比重逐渐增加。跨区域转移的最终结果是要么留在打工地,要么返回家乡。从长期来看,大部分农民工最终将在城市定居下来,转换为城市人口。留城,还是返乡?这是农民工问题研究中的一个重要方面。

一、文献评述

农民工留城还是返乡的问题本质上属于劳动力流动结果的问题,与产生流动原因的问题相比,对这类问题的研究缺少类似刘易斯模型和托达罗模型那样严谨而深刻的理论模型。目前,对于这个问题的研究大多建立在“推拉”理论的基础之上。“推拉”理论认为,在迁入地和迁出地都存在“推动”人口流动的因素,也存在“拉动”人口流动的因素。“推力”和“拉力”既包括客观经济、文化等方面的因素,也包括主观心理方面的因素。在迁入地和迁出地影响“推力”和“拉力”平衡的因素发生变化时,农村劳动力外出和回流的比例就会发生变化。“推拉”理论的逻辑比较简单而且十分清晰,但是,它对“推力”和“拉力”的设定太过抽象,缺少明确的边界。这就造成了研究时的困难,研究者不得不努力去确定哪些因素属于“推力”,哪些因素属于“拉力”,在外部环境发生变化时,这两种力量有可能发生根本性的逆转。尽管存在一些问题,“推拉”理论还是为研究农民工返乡与留城意愿提供了一个很好的理论框架,大多数相关研究是通过寻找和验证“推力”与“拉力”的不同方面,来研究农民工留城还是返乡的影响因素。

在实证研究方面,按照研究对象的不同,研究思路基本上可以划分为两个方向:

*本文是国家社会科学基金重大项目中标课题“城市化进程中的农民工问题研究”(项目编号:05&ZD041)的成果之一,并得到“985工程”哲学社会科学创新基地建设项目“中国农村发展创新基地科研课题”的资助。本文在很多方面得益于白南生教授的指教。在此向上述单位和个人表示感谢,当然,文责自负。

第一种思路是研究已经返乡和已经留城的人群。这些人从严格意义上来说已经不是农民工了，不过，他们最初都有农民的身份，而且有迁移的经历，他们处在整个迁移过程的结束状态。以他们为研究对象有助于理解迁移产生的不同结果和产生分化的原因。从这种思路出发的研究要么单独研究返乡问题，要么专注研究留城问题，而且研究目的也有所不同。

对于农民工返乡问题的研究，研究者关注的焦点放在了返乡创业的问题之上。1997年，“劳动力流动与回乡民工”课题组组织的涉及9省13县2000名回乡农民工的抽样调查是比较早对该问题进行专门研究的一次大型调查。赵阳等（2001）利用这次调查的数据通过对返乡人员收入的分析发现，创业显著提高了返乡农民工的收入水平，与进城打工一样隐藏在他们回乡后面的主要动因是高的预期收入，大规模流动的背后产生了一个相当规模的“创业潮”。王西玉等（2003）利用同一组数据说明，有40%以上回流的农民工不再从事农业，转而从事工业、商业、建筑业等行业，并分析了这些创业者的特征以及回乡创业的经济和社会意义。

白南生等（2002）利用劳动力输出较多的安徽省和四川省共4县12村的调查数据，对农民工回流的原因和回流后从业的特征进行了分析。该研究表明，在20世纪90年代中后期，受到宏观经济的影响，被动回流的人数比例有所增加，而主动回流的人数比例有所下降。回流者虽然在非农领域的从业比例大于没有外出者的从业比例，但是，实际上大多数回流者回到了传统的就业结构之中。

对农民工留城问题研究的焦点在于户口的获得以及与此相联系的农民工经济地位的改变上。邓曲恒等（2007）认为，永久移民可以通过职业途径和非职业途径取得城市户口；与农民相比，永久移民的收入要高得多，永久移民的经济状况与城市原住民不相上下，永久移民的就业率还要高于城市原住民的就业率；获得城市户口时的年龄影响永久移民在劳动力市场上的表现，25岁以前获得城市户口的永久移民其表现要好于城市原住民，26岁以后获得城市户口的永久移民其经济状况要差于城市原住民。Liu（2005）的研究也发现，获得城市户口时的年龄对移民的经济状况有影响，户籍制度阻碍了农村人口获得更好的教育机会，这种差异最终体现在不同群体的收入上。

第二种思路是研究还处在迁移过程中的农民工的返乡和留城意愿。相对于第一种研究思路，第二种思路以不断变化的主观意愿作为研究对象似乎缺乏准确性。但是，如果假设人的行为与其意愿具有一致性，那么，把意愿作为研究对象是可以接受的，同时也给研究带来很多方便：首先，抽样调查只需要在城市进行，一次调查就可以同时获得返乡意愿和留城意愿的数据；而第一种思路需要同时在城市和农村进行调查，否则，只能获得单方面的数据。其次，从年龄结构上看，在城市中青壮年农民工占绝大多数，在正常情况下，很少有人遇到返乡或留城的问题，因此，如果按照第一种思路进行研究，要获得一定量满足研究需要的样本需要展开较大规模的调查；而按照第二种思路，只需对农民工的意愿进行调查，每份合格的问卷都构成满足研究需要的样本，一般规模的调查就可以满足研究的需要。

蔡禾等（2007）的研究属于第二种思路，基于“推拉”理论，他们提出并验证了四个假说：个体迁移的动力越强，越倾向于选择行为性永久迁移；个体迁移的经济成本越大，越倾向于选择行为性非永久性迁移；个体面对的制度合法性压力越大，越倾向于制度性永久迁移；在不同的迁移人群中，个体迁移动力与制度合法性压力的作用是不一样的。

Zhao（2002）的一项对6省（市）的调查表明，年龄、受教育程度、配偶的外出状态、土地拥有量和农村劳动力市场的发育程度是农民工返乡的影响因素；赵艳枝（2006）分析了在迁入地工作的时间、工作的稳定程度、家庭化迁移（指全家共同外出）、在迁入地的住房情况和户口状况对农民工留城的影响。蔡禾等（2007）在上述人口特征和经济特征之外加入了农民工主观的社会心理因素，

例如对城市的适应、心理压力、受歧视感等，丰富和深化了对这个问题的认识。不过，美中不足的是，该研究对反映社会心理因素的量表的处理稍嫌简单，在对假说进行验证的时候把原本四个相互联系的假说割裂开独立进行验证，造成了信息的损失。

本文基于第二种研究思路对如下问题进行初步探讨。第一个问题是：“为什么有的人选择留在打工的城市，有的人则选择返回家乡？”这是对影响因素的研究。第二个问题是：“新生代农民工对这个问题的看法与老一代有何不同？举家迁移只是农民工家庭生活的需要，还是代表着农民工的城市化倾向？”这实际上是针对农民工流动的发展趋势提出的问题，目的是验证新生代农民工与举家迁移对其留城和返乡意愿的影响。本文通过控制人口、经济和社会心理因素，来研究新生代与举家迁移对农民工留城和返乡意愿的影响。

二、数据描述

（一）数据来源

本文使用的数据来源于国家社会科学基金重大项目——“城市化进程中的农民工问题研究”课题组在北京市展开的调查。调查地点选择在北京市城八区（东城、西城、崇文、宣武、朝阳、海淀、丰台和石景山），调查对象为外来务工经商的农民工。本次调查采用随机起点等距抽样的办法在北京市城八区抽取了30个社区居委会（村委会），每个社区根据辖区内农民工的比例，以住所为抽样框，采用随机起点等距抽样的办法抽取一定数量的农民工。由于农民工群体具有居住聚集的特点，为了使抽样更有代表性，本文利用适应性抽样（adaptive sampling）的思想，对于社区内农民工居住数量超过阈值^①的社区，将调查范围向外推及周边社区。最终，课题组共调查了52个社区，843个农民工家庭。剔除41个有缺失值的样本后，最终有效样本数为802个。所收集的信息对于在北京市（至少是城八区）的农民工具有代表性，信息内容反映了这些家庭2006年9月至2007年9月的工作、生活、交往等方面的情况。

（二）变量与数据描述

根据问卷，受访者需在4个选项中进行选择：①更愿意回老家；②说不清楚；③长远来看更愿意回到老家的县城或小城镇；④愿意放弃承包地成为城市居民。表1对持有这4种不同意愿的样本的特征进行了描述。

	意愿一	意愿二	意愿三	意愿四
1.人口特征				
男性 (%)	63.4	63.7	67.1	55.9
年龄均值	33.3 (9.6)	30.3 (9.7)	30.3 (9.8)	31.1 (9.5)
已婚 (%)	80.2	69.5	58.7	70.4
外出年限均值 (年)	8.1 (5.8)	8.0 (5.3)	7.0 (5.5)	8.3 (6.3)
家中有需要赡养的老人 (%)	65.9	51.1	50.0	55.6
子女数量均值	0.63 (0.71)	0.66 (0.71)	0.59 (0.70)	0.66 (0.74)
受教育年限均值 (年)	7.8 (3.2)	8.4 (3.3)	9 (2.8)	8.8 (3.1)

^①根据适应性抽样的思想，一般是预先指定一个固定的数值作为阈值。

(续表 1)

按学历分组 (%)				
小学及以下	25.0	17.7	11.8	15.4
初中	56.9	50.4	44.7	52.9
高中	14.9	24.8	38.2	23.2
高中以上	3.2	7.1	5.3	8.5
老家所属地区 (%)				
东部	6.4	2.8	10.5	5.8
中部	79.8	83.0	72.4	80.9
西部	13.8	14.2	17.1	13.3
举家迁移 (%)				
1980 年后出生 (%)	32.5	42.6	50.0	41.4
2.经济特征: 家庭收入组 (%)				
低 (年收入 < 1 万元)	30.8	23.6	22.5	24.2
中 (1 万元 ≤ 年收入 < 3 万元)	52.8	51.4	42.3	51.2
高 (年收入 ≥ 3 万元)	16.4	25.0	35.2	24.6
样本数	188	141	76	397

注: 括号内的数值为方差。

从数据描述中可以发现, 1/2 左右的农民工“愿意放弃承包地成为城市居民”, 而“更愿意回老家”的人数只有不到 1/4。对于男性而言, “愿意放弃承包地成为城市居民”的比例比“更愿意回老家”的比例低 7.5 个百分点, 男性的返乡意愿似乎更强, 这与以往的研究结论是不同的。愿意成为城市居民的被访者平均年龄稍低, 受教育水平较高, 家庭经济条件较好。而更愿意回老家的被访者则家庭负担较重, 从婚姻状况上看多为已婚, 而且家中有需要赡养的老人。在“更愿意回老家”和“愿意放弃承包地成为城市居民”的农民工中, 举家迁移的比例相近; 在“更愿意回到老家的县城或小城镇”的农民工中 1980 年后出生的农民工的比例最高, 其后依次是“愿意放弃承包地成为城市居民”和“说不清楚”, 而“更愿意回老家”的农民工中 1980 年后出生的农民工的比例只有不到 33%。

三、农民工留城与返乡意愿影响因素的实证分析

(一) 有序响应 Probit 模型

当因变量是一系列离散值的时候, 根据取值之间有没有等级关系, 可以分为有序和无序两种类型。对于有序的离散值的因变量在计量时有一类专门的模型来处理, 即有序响应模型^①。对于本文研究的留城和返乡意愿来说, 被访者持 4 种观点: ①更愿意回老家; ②说不清楚; ③长远来看更愿意回到老家的县城或小城镇; ④愿意放弃承包地成为城市居民。从自愿脱离农业的意愿程度上看, 这 4 种观点存在递增的有序关系。从模型设定来说, 使用有序响应模型比使用普通的多项式模型或二值响应模型能够更充分地利用数据中的信息。

根据 Wooldridge (2002) 的计量经济学教材, 关于 y 的有序响应 Probit 模型可以从潜变量模型

^①根据对残差项条件概率分布做出不同的假定, 可以把有序响应模型分为不同类型, 研究者可以根据习惯选取需要的模型类型。经常使用的是有序响应 Probit 模型和有序响应 Logit 模型, 本文选择有序响应 Probit 模型。

中推导出来。假定潜变量 y^* 是由下式决定：

$$y^* = X\beta + e \quad (1)$$

(1) 式中， y 为因变量，在 $[0, 1, 2, 3]$ 上取值； X 为表 1 中所列示的表示农民工人口特征和经济特征的变量； β 为 X 的系数，是待估计参数； e 表示残差项， e 对变量 X 的条件分布假设为标准正态分布，即 $e|X \sim Normal(0,1)$ 。

设 $a_1 < a_2 < a_3$ 为阈值，并有：

$$\begin{aligned} y &= 0, \text{ 如果 } y^* \leq a_1 \\ y &= 1, \text{ 如果 } a_1 \leq y^* \leq a_2 \\ y &= 2, \text{ 如果 } a_2 \leq y^* \leq a_3 \\ y &= 3, \text{ 如果 } y^* \geq a_3 \end{aligned} \quad (2)$$

那么， y 对 X 的条件概率就可以通过 (3) 式计算出来：

$$\begin{aligned} Pr(y=0|X) &= Pr(y^* \leq a_1 | X) = Pr(X\beta + e \leq a_1 | X) = \phi(a_1 - X\beta) \\ Pr(y=1|X) &= Pr(a_1 \leq y^* \leq a_2 | X) = \phi(a_2 - X\beta) - \phi(a_1 - X\beta) \\ Pr(y=2|X) &= Pr(a_2 \leq y^* \leq a_3 | X) = \phi(a_3 - X\beta) - \phi(a_2 - X\beta) \\ Pr(y=3|X) &= Pr(y^* \geq a_3 | X) = 1 - \phi(a_3 - X\beta) \end{aligned} \quad (3)$$

系数 β 和阈值 a_1 、 a_2 、 a_3 可以使用极大似然方法估计出来。对于系数 β ，可以使用通常的 t 检验来检验其显著性水平。

(二) 实证结果

使用 STATA 软件的 `oprobit` 命令可以对上述模型进行估计，估计如表 2 所示。

表 2 有序响应 Probit 模型的估计结果

	系数	标准差
性别	-0.215**	0.095
年龄 (男性=1)	0.003	0.008
婚姻状况 (已婚=1)	-0.352**	0.160
外出年限	0.015*	0.009
家中是否有需要赡养的老人 (是=1)	-0.184*	0.097
子女数量	0.119	0.081
是否举家迁移 (是=1)	0.222*	0.125

(续表2)

是否1980年后出生 (是=1)	0.016	0.160
学历分组 (参照组: 小学及以下)		
初中	0.290**	0.133
高中	0.449***	0.157
高中以上	0.659***	0.228
收入分组 (参照组: 低收入组)		
中收入组	0.051	0.111
高收入组	0.148	0.137
老家所属地区 (参照组: 东部)		
中部	-0.058	0.197
西部	0.045	0.225
α_1	-0.508	0.411
α_2	0.023	0.410
α_3	0.256	0.411
似然比卡方统计量 (自由度=15)	30.591***	
样本数	802	

注: *、**、*** 分别表示10%、5%、1%的显著性水平。

估计结果显示, 性别变量在 5%的水平上显著; 婚姻状况变量在 5%的水平上显著; 外出年限变量在 10%的水平上显著; 家中是否有需要赡养的老人变量在 10%的水平上显著; 是否举家迁移变量在 10%的水平上显著; 把学历分组后 (以小学及以下为参照组), 初中组在 5%的水平上显著, 高中组和高中以上组都在 1%的水平上显著。即这些变量对农民工的留城和返乡决策都有显著的影响。

由于有序响应 Probit 模型自身的特点, 上述变量的系数并不能说明该变量对农民工留城和返乡不同决策影响程度的大小, 甚至系数的符号也只能说明该变量对农民工选择愿意回老家还是愿意留城概率的影响方向, 而不能说明对中间选择的影响方向。为了进一步了解各变量对农民工留城和返乡意愿的影响程度和方向, 需要计算各个变量的边际贡献。某个变量的边际贡献指的是在其他变量取均值时, 该变量变动 1 个单位对某项选择的概率有多大影响。其计算方法如下:

$$\partial p_1 / \partial x_k = -\beta_k \phi(a_2 - X\beta)$$

$$\partial p_j / \partial x_k = \beta_k \phi(a_{j-1} - X\beta) - \phi(a_j - X\beta), 1 < j < 4 \quad (4)$$

$$\partial p_4 / \partial x_k = \beta_k \phi(a_4 - X\beta)$$

(4) 式中, $\phi(\square)$ 为标准正态分布密度函数。利用 (4) 式就可以计算每个变量对相应选项的边际贡献。表 3 报告了每一个变量分别对于选择 4 种不同意愿的概率的边际贡献。

可以看到, 在控制其他变量的情况下, 男性选择“更愿意回老家”、“说不清楚”和“长远来看更愿意回到老家的县城或小城镇”的概率分别比女性高 6.4%、1.9%、0.2%, 而男性选择“愿意放弃承包地成为城市居民”的概率要比女性低 8.6%。这一点与以往的研究有所不同。但是, “城市化进程中的农民工问题研究”课题组在一份背景报告中使用时序分析法对数据进行分析时发现, 男性

比女性的焦虑感更强，而且对社会地位的自我评价要低于女性。这说明，与女性农民工相比，男性农民工承担了更多的生活和工作压力，正是这种压力使他们更愿意在打工结束后返回老家。

表 3 自变量边际贡献的计算结果

	意愿一	意愿二	意愿三	意愿四
性别*	0.064	0.019	0.002	-0.086
年龄	-0.001	-0.000	-0.000	0.001
婚姻状况*	0.100	0.034	0.005	-0.140
外出年限*	-0.005	-0.001	-0.000	0.006
家中是否有需要赡养的老人*	0.055	0.016	0.002	-0.073
子女数量	-0.036	-0.010	-0.001	0.047
是否举家迁移*	-0.068	-0.019	-0.002	0.088
是否1980年后出生	-0.005	-0.001	-0.000	0.007
学历分组（参照组：小学及以下）				
初中*	-0.088	-0.025	-0.002	0.115
高中*	-0.123	-0.045	-0.008	0.177
高中以上*	-0.155	-0.074	-0.020	0.250
收入分组（参照组：低收入组）				
中收入组	-0.015	-0.004	-0.000	0.020
高收入组	-0.043	-0.014	-0.002	0.059
老家所属地区（参照组：东部）				
中部	0.017	0.005	0.000	-0.023
西部	-0.013	-0.004	-0.000	0.018

注：*表示该变量在模型中显著。

已婚农民工选择“更愿意回老家”、“说不清楚”和“长远来看更愿意回到老家的县城或小城镇”的概率分别比未婚农民工高 10%、3.4%和 0.5%，而已婚农民工选择“愿意放弃承包地成为城市居民”的概率比未婚农民工低 14%。可见，结婚成家会降低农民工留在城市的意愿。

举家迁移的农民工选择“更愿意回老家”、“说不清楚”和“长远来看更愿意回到老家的县城或小城镇”的概率分别比没有举家迁移的农民工低 6.8%、1.9%和 0.2%，而举家迁移的农民工选择“愿意放弃承包地成为城市居民”的概率比没有举家迁移的农民工高 8.8%。

由于举家迁移与婚姻状况之间有紧密的联系，为了弄清楚两者对留城和返乡意愿的共同影响，本文利用估计出来的模型，首先测算举家迁移情况下的已婚农民工和未婚农民工分别对 4 种意愿做出选择的概率（见表 4 的第二行和第三行），然后测算非举家迁移情况下的已婚农民工和未婚农民工分别对 4 种意愿做出选择的概率^①（见表 4 的第四行和第五行），最后将举家迁移情况下的概率减去相应的非举家迁移情况下的概率得到表 4 的第六行和第七行。第六行和第七行数据的含义为：举家迁移会使未婚农民工选择“更愿意回老家”的概率降低 5%，选择“说不清楚”的概率降低 3%，选

^①计算方法是先令举家迁移变量取值为 0，对其余除婚姻变量外的变量取均值，代入（3）式中 y 分别取值为 0、1、2、3 时的四个公式，逐一计算婚姻变量分别取值为 0（未婚）、1（已婚）时的概率，得到相应概率值；再令举家迁移变量取值为 1，重复上述过程，得到相应概率值。

择“长远来看更愿意回到老家的县城或小城镇”的概率降低 1%，而选择“愿意放弃承包地成为城市居民”的概率增加 8%；举家迁移会使已婚农民工选择“更愿意回老家”的概率降低 10%，选择“说不清楚”的概率降低 1%，选择“长远来看更愿意回到老家的县城或小城镇”的概率降低比较小，而选择“愿意放弃承包地成为城市居民”的概率增加 8%。可以看出，虽然结婚会使农民工选择“更愿意回老家”的概率增加，但是，举家迁移在很大程度上抵消了结婚的影响。举家迁移使已婚农民工愿意成为市民的概率提高 8%，同时使已婚农民工愿意返回老家的概率降低了 10%。举家迁移到城市的经历，减少了农民工融入城市的阻力，如果条件适合，这部分人是容易留在城市的。

表 4 婚姻与举家迁移对农民工意愿影响的交互分析

		意愿一	意愿二	意愿三	意愿四
举家迁移	未婚	0.14	0.15	0.08	0.62
	已婚	0.23	0.19	0.09	0.48
非举家迁移	未婚	0.19	0.18	0.09	0.54
	已婚	0.33	0.20	0.09	0.40
两者差异	未婚	-0.05	-0.03	-0.01	0.08
	已婚	-0.10	-0.01	0.00	0.08

农民工在外打工时间增加 1 年，愿意返回老家的概率会减少 0.5%，而愿意成为城市居民的概率会增加 0.6%。本次调查的样本中，90%的农民工外出年限在 16 年以下，平均外出年限为 8 年。在控制其他变量的情况下，本文分别对举家迁移和没有举家迁移的情况计算随外出年限变化的不同选择的概率，发现随着外出年限的增加，农民工愿意回老家概率在减小，选择留在城市的概率在增加。

家中有需要赡养的老人会使农民工倾向于返回老家的农村和县城，农民工愿意留在城市的概率降低 7.3%。“父母在，不远行”的文化规范在无形中发挥着作用。但是，进一步考虑，缺少必要的养老保障和医疗保障的农村老年人在生活上缺少支持，依赖于子女照顾，而当儿女没有能力把父母接到城市中时，他们只能选择返回农村老家。

在本文的分析中，受教育水平对农民工留城意愿影响的效应最强。相对于只接受过小学及以下教育的农民工，接受过初中、高中和高中以上教育的农民工愿意留在城市的概率分别增加 11.5%、17.7%和 25.0%，而愿意返乡、“说不清楚”和愿意回到老家县城或小城镇的概率都有不同程度的下降。本文利用估计结果，计算不同学历水平人群的留城和返乡意愿的概率^①。从结果来看，小学及以下学历的农民工愿意回家乡的概率为 30%，而高中以上学历的农民工愿意回家乡的概率只有不到 15%，下降了一半以上；同样，小学及以下学历的农民工愿意放弃承包地成为城市居民的概率为 32%，初中学历的为 49%，高中学历的为 55%，高中以上学历的为 63%。受教育水平是人力资本的重要方面，教育对农民工留城意愿的影响反映为人力资本越高的农民工，其留在城市的意愿就越强。

本文没有发现年龄对农民工留城意愿有显著影响，年龄并不是影响农民工留城意愿的重要因素。在各个年龄段，农民工留城还是返乡意愿的差异并不明显。这可能是因为：很多年龄大的农民工在外工作时间比较长，更加适应城市生活，也希望能留在城市；而很多年纪轻的农民工没有从事过农业，也不喜欢务农，也愿意留在城市。

^①计算方法是把除学历水平之外的变量均值代入 (3) 式中 y 分别取值为 0、1、2、3 的四个公式，再逐一计算学历变量分别取值为 0（小学及以下）、1（初中）、2（高中）和 3（高中以上）时的概率，得到 16 个概率值。

本文也没有发现所谓“新生代农民工^①”在留城意愿方面与老一代的显著区别。虽然1980年以后出生的农民工愿意回老家的比例要比1980年以前出生的农民工低8个百分点左右，但是，愿意留在城市的比例只高2个百分点左右，其余的大多选择“没有考虑清楚”和“愿意回到县城”（见表5）。这说明，新生代农民工不愿意将来回家务农，他们年龄小，很多是从学校毕业以后直接进城打工的，对农民的身份认同感比较低，但也没有很好地适应城市的工作和生活，对未来的选择比较迷茫。

表5 新生代农民工与老一代留城和返乡意愿比较

	1980年以前	1980年之后		1980年以前	1980年之后
	出生	出生		出生	出生
愿意回老家 (%)	26.57	18.89	愿意留在城市 (%)	48.53	50.77
没考虑清楚 (%)	16.95	18.58	样本数	479	323
愿意回到县城 (%)	7.95	11.76			

四、结论及进一步讨论

本文分析了影响农民工留城和返乡意愿的各种因素。分析结果表明，一半以上的农民工希望能够在留在城市中生活，受教育程度越高、外出年数越长和举家迁移到城市都会增加农民工留在城市的意愿，而已婚和有需要照顾、赡养的父母会降低农民工留城的意愿。在诸多因素中，教育的作用最为明显，人力资本水平越高的农民工，其留在城市的意愿就越强。本文并没有发现新生代农民工在留城意愿方面与老一代农民工有显著的差异。

上述分析完全没有涉及城市分割的劳动力市场、户籍制度和城市居民与农民工的政治力量等制度政策因素，而是简单地把这些因素视为外生不变的，在当前固定的制度政策背景下讨论了影响农民工留城和返乡意愿的各种因素。实际上，这些因素不会固定不变，并且对农民工的留城和返乡意愿有很重要的影响。由于城市中的劳动力市场是基于户籍制度的分割市场，城市居民和农民工在城市劳动力市场上处于不同的劳动部门，在工作和工资方面存在明显的差异。外来农民工在工作和工资方面受到了双重歧视，工资水平比较低，经常享受不到应有的社会福利，工作岗位具有很强的临时性，随时面临失业的风险。此外，农民工在政治表达上缺少相应的投票和呼吁机制。在公共舆论方面，新闻媒体更多地反映了城市居民的利益要求，压缩了农民工的表达空间。这种状况对农民工留去选择都有很重要的影响。

不过，政府在建设统一的劳动力市场、改革户籍制度和增加农民工政治权利等方面已经做出了很多努力，收到了一定的成效。有证据表明，在低端劳动力的供给与需求方面已经出现城乡统一的市场；中小城市的户籍制度改革虽然有所反复，但已经逐步在全国范围内实施；在2008年的“两会”上，出现了三个农民工代表的身影。这些都表明了制度环境正在发生变革。不过，这些变革距离目标还有很长的道路要走。政府要牢牢把握方向，加快制度变革的步伐，为农民工在城市的工作和生活创造日益良好的环境。

参考文献

1.Liu, Z.: Institution and Inequality: the Hukou System in China, *Journal of Comparative Economics*, 33(1):133-157, 2005.

(下转第66页)

^①对于新生代农民工，因为缺少能够得到普遍认同的定义，只能通过年龄去反映，本文借鉴刘传江等（2007）的提法，以1980年为分界线把农民工分为两代。

10. Park, R. E. and Miller, Herbert: *Old World Traits Transplanted*, New York: Arno Press and the New York Times, 1969.
11. Weisberger, A.: Marginality and Its Directions, *Sociological Forum*, 7(3): 425-446, 1992.
12. 张敦福:《城市农民工的边缘地位》,《青年研究》2000年第9期。
13. 李强:《中国大陆城市农民工的职业流动》,《社会学研究》1999年第3期。
14. 蔡昉:《边缘化的外来劳动力》,《开放导报》2004年第6期。
15. 杨彦彦等:《就业替代与劳动力流动:一个新的分析框架》,《经济研究》2003年第8期。
16. 江立华等:《社会排斥与农民工地位的边缘化》,《华中科技大学学报(社会科学版)》2006年第6期。
17. 李培林:《流动农民工的社会网络和社会地位》,《社会学研究》1996年第4期。
18. 徐本仁:《民工潮向农村成人教育提出了新课题》,《中国成人教育》1994年第12期。
19. 曾青云等:《论成人教育与农村社会经济的和谐发展》,《继续教育研究》2005年第1期。
20. 易首菊:《论农民工的“补偿教育”与公共图书馆的作为》,《图书馆》2005年第4期。
21. 李湘平:《富平模式——农民工培训的制度创新》,《教育发展研究》2005年第6期。
22. 朱建文:《进城务工农民工岗前培训的制约因素及应对之策》,《特区经济》2004年第8期。
23. 张智敏、唐昌海:《教育水平对人口职业分层的影响》,《中国人口科学》2003年第3期。
24. 张智敏、唐昌海:《有效人力资本对劳动力结构性演进的影响》,《市场与人口分析》2006^a年第2期。
25. 闵维方:《职业教育与劳动生产率》,载于《教育经济学国际百科全书》(第二版),高等教育出版社,2000年。
26. 张智敏、唐昌海:《区域经济发展与流动的人力资本》,《教育与经济》2006^b年第2期。
27. 张智敏、唐昌海、姚延芹:《影响农村人口职业技术教育需求的因素分析》,《中国农村经济》2007年第3期。
28. [美]布朗:《社会资本理论综述》,载于李惠斌、杨雪东(主编):《社会资本与社会发展》,社会科学文献出版社,2000年。

(作者单位: ¹湖北大学教育学院; ²湖北经济学院社会科学系) (责任编辑: 黄慧芬)

~~~~~  
(上接第54页)

2. Wooldridge, J.M.: *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Massachusetts Institute of Technology Press, 2002.
3. Zhao, Y.: Causes and Consequences of Return Migration: Recent Evidence from China, *Journal of Comparative Economics*, 30(2): 376-394, 2002.
4. 王西玉、崔传义、赵阳:《打工与回乡: 就业转变和农村发展——关于部分进城民工回乡创业的研究》,《管理世界》2003年第7期。
5. 白南生、何宇鹏:《回乡, 还是外出? ——安徽四川二省农村外出劳动力回流研究》,《社会学研究》2002年第3期。
6. 蔡禾、王进:《“农民工”永久迁移意愿研究》,《社会学研究》2007年第6期。
7. 蔡昉、白南生:《中国转轨时期劳动力流动》,社会科学文献出版社,2006年。
8. 刘传江、程建林:《我国农民工的代际差异与市民化》,《经济纵横》2007年第7期。
9. 赵艳枝:《外来人口的居留意愿与合理流动——以北京市顺义区外来人口为例》,《南京人口管理干部学院学报》2006年第4期。
10. 赵阳、孙秀林:《暂迁流动与回乡创业的政策效应》,《农业经济问题》2001年第9期。
11. 邓曲恒、古斯塔夫森:《中国的永久移民》,《经济研究》2007年第4期。

(作者单位: <sup>1</sup>天津市和平区发展和改革委员会; <sup>2</sup>中国人民大学农业与农村发展学院)  
(责任编辑: 黄慧芬)