

# 对城乡劳动力流动中举家外迁现象的理论分析

## ——一个可行性能力的视角

姚先国<sup>1</sup>, 来君<sup>1</sup>, 刘冰<sup>2</sup>

(1. 浙江大学公共管理学院, 浙江杭州 310027;

2. 浙江大学经济学院, 浙江杭州 310027)

**摘要:**由于制度、人力资本以及社会的诸多因素, 中国农业剩余劳动力向非农产业转移与农村人口向城市迁移这两个进程的步调并不一致。党的十七届三中全会确定了促进城乡一体化发展的基本战略, 如何消除城乡劳动力市场分割, 尽快实现农村剩余劳动力的“永久性迁移”成为关注重点。近年来, 在所谓“候鸟式”流动就业的农民工中, 举家迁移的数量增长明显。这一现象在户籍制度等方面改革仍显滞后的背景下, 是否意味着“农民工”在进城 20 多年后靠自己的力量真正扎下根了呢? 文章从森的“可行能力”角度出发, 利用 2006 年国家统计局《城市农民工生活质量状况调查》中关于浙江省的数据, 对农民工举家迁移决策的影响因素进行分析, 探讨人力资本积累与劳动用工保障环境改善等相关条件在其中的作用, 以期对研究构建一体化的城乡劳动力市场有所裨益。

**关键词:**劳动力流动; 永久性迁移; 可行能力

**中图分类号:** F061.5; F241.4 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2009)02-0028-11

### 一、引言

国内外的实践经验表明, 农业剩余劳动力向非农产业转移, 农村人口向城市迁移, 是传统二元经济体现代化进程中互为制约和影响的两个方面。自 20 世纪 80 年代以来, 中国农业剩余劳动力向非农产业大规模快速转移, 截至 2006 年农村劳动力外出打工人数已增至 1.32 亿(蔡昉, 2007); 然而与此同时, 进入城市非农产业就业的农村劳动力的城市化或市民化进程却仍显滞后。目前, 有研究表明从农村永久迁移到城市中定居的渠道主要有四种: 教育、参军、土地征用以及购房入户(邓曲恒、古斯塔夫森, 2007), 通过在城镇劳动力市场就业来实现永久性迁移(获得户口、配套福利保障等)的比例微乎其微(杨云

**收稿日期:** 2008-10-25

**基金项目:** 教育部重大攻关课题资助项目(06JD0014); 国家自然科学基金重点资助项目(70233003); 浙江省哲学社会科学规划重点课题(08HZC313Z)

**作者简介:** 姚先国(1953—), 男, 湖南华容人, 浙江大学公共管理学院教授, 博士生导师;

来君(1980—), 女, 浙江杭州人, 浙江大学经济学院博士生;

刘冰(1976—), 女, 湖南常德人, 浙江大学经济学院博士生, 浙江理工大学经济管理学院讲师。

彦、蔡昉、陈金永、王德文,2004)。<sup>①</sup>

按照社会学的理解,农民工流动不仅仅是劳动力和人口的流动,同时也是一种社会流动,包含了地域流动、职业流动和阶层流动三个方面(李培林,2003),现在中国农民工从农村向城市的迁移,表现出来的却是职业与身份的背离,形成所谓的“候鸟式”劳动力流动模式(中国农民工调研报告,2006)。所谓“有恒产者才有恒心”,“候鸟式”流动模式所带来的农民工就业在地区、行业以及具体企业上的“高流动性”在一定程度上抑制了农民工与用人企业增加劳动技能培训投入、完善人力资本积累的积极性,并进一步影响了区域产业结构升级乃至经济可持续发展。

正是基于这样的原因,当前众多研究将关注点集中在了对造成城乡劳动力市场分割、使得农民工无法实现永久性迁移的原因的研究上。这方面文献可谓汗牛充栋,大致分为三个方面:一是认为主动性制度变迁滞后是阻碍农民工“永久性”迁移的最为主要的因素。如 Yang 和 Zhou(1999)认为,城镇福利制度体系和农村土地制度是形成城乡劳动力流动障碍的重要制度性因素。杨德才(2007)认为,农村的家庭联产承包责任制和非流转性农地制度事实上维系了农民工与土地之间的最后联系,是影响农民工流动模式决策的最重要因素。二是认为劳动力受教育程度、劳动技能方面的差异也是形成城乡劳动力市场事实分割的重要原因。如 Barro 和 Martin(1995)、Ghatak 的研究都表明,具有较高人力资本从而具有较高生产率的个人在实现劳动力迁移方面具有明显优势。Meng(2001)对中国农村移民的研究进一步表明,拥有较高个人素质(教育水平、劳动技能、工作经验)的农村劳动力具有更强的永久性迁移意愿。三是认为农民工就业社会网络的缺乏、进城打工带来的家庭福利损失以及对农民工的社会歧视也是造成城乡劳动力市场分割的重要原因。如 Fuchs-Schundeln(2003)从农民工进城打工存在福利损失(Welfare Loss)的角度解释农民工就业行为的特殊性,进而说明城乡劳动力市场存在事实上的分割。谢嗣胜、姚先国(2006)的研究也表明,农民工与城市就业人口工资差异的 59.4% 可以用歧视来解释。

上述这些研究极大地丰富和加深了我们对中国城乡劳动力迁移方面的认识。一个有趣的现象引起了我们的关注,即尚未取得城市户口却举家外迁打工,并且居住和工作环境相对固定的农民工比例在不断上升。2004 年以来,各项区域性的农民工现状调查报告已经证明了这一点,如 2008 年初对浙江省务工的外来农民工调查数据显示,<sup>②</sup> 被调查农民工全家都搬到城里的占 28.8%,每个农民工两年内平均转换工作在 1.08 次左右,46.2% 的农民工没有转换过工作。这一情况的出现,是否说明了在户口、医疗保障等配套制度改革滞后的背景下,“农民工”在进城 20 多年后靠自己的力量真正扎下根了呢?换言之,在实现农民工“永久性迁移”的过程中,<sup>③</sup> 除去制度因素外的其他因素

是否已经得到改善,且正在发挥越来越为重要的作用呢,如劳动者的人力资本积累、社会环境的变化等。

本文将针对上述问题,利用2006年国家统计局《城市农民工生活质量状况调查》中浙江省部分的数据,借助森的“可行性能力”理论选取部分变量来描绘农民工在人力资本、综合性保障条件以及所处社会环境等方面的状况,通过Logistic回归模型分析这些变量在农民工选择全家外迁决策中的影响作用,并在此基础上采用具有显著影响的变量设计“农民工永久性迁移指数”,用以测度农民工进行永久性迁移的可能性。

## 二、模型方法、实证分析结果及讨论

(一)数据简介。本文所采用的数据来源于2006年国家统计局服务业调查中心组织在全国范围内开展的城市农民工生活质量状况一次性专项调查。所选样本覆盖全国各级城市(含直辖市、副省级市、地级市和县级市)中固定岗位就业的农民工和灵活就业的农民工。调查内容包括劳动就业、获取报酬、就业保障、住房、子女教育、劳动技能培训等情况。调查对象中的城市农民工主要是指原户籍仍在农村、年龄在16—65周岁的跨地区外出进城务工经商人员,包括被企业(单位)招用的在固定岗位就业的农民工和在社区街道上自主创业、自谋职业的灵活就业的农民工。

浙江省为中国沿海经济发达省份之一,外来务工人员规模大、来源广,且素质相对较高。自2000年以来,浙江省先后取消了外来人员进城必须持有就业证卡,废止了“三先三后”的限制政策,全部取消针对农民工就业的所有行政性收费。因此,本文特选取《城市农民工生活质量状况调查》中浙江省部分的数据作为回归模型的样本数据,样本总量为1685个。

(二)模型构建。在理性人假设前提下,无论是以家庭或个人为单位进行决策,能否获得整体福利状态的改善是决策是否进行“永久性”迁移的标准。而判断福利状态的价值标准即是一个判断自由发展水平的标准。这里的“自由”是指“选择有理由珍视的生活的实质自由”,<sup>①</sup>如免受困苦、获取知识以及享受政治参与等方面的自由,财富、收入、技术进步等都属于工具性范畴,是人的发展、人的自由、人的福利所服务的(森,2002)。

因此,对于农民工举家迁移决策影响因素的考察,即是对其自由发展水平的考察,换句话说也是对其“可行性能力”——可自由实现或改变自身生存状态能力的测度。这里,正如森所强调的五种工具性自由对于促进个人发展、扩大可行性能力的重要性,在对农工具体个体的可行能力进行考察时,通常首先归结到对个体在收入水平、受教育程度以及婚姻状况等多个方面的“生存状态”的标识。本文借用森五种工具性自由(政治自由、经济条件、社会机会、透明性担保以及防护性保障)的概念,结合中国实际情况,考虑一个三维的向量

$N = \{X, Y, Z\}$ 用以标识农民工个体的生存状态,其中标识分量  $X$  代表综合性收入状况,分量  $Y$  代表个体素质及生活状况,分量  $Z$  代表综合性保障。三类标识分量具体影响因素的设计如表 1 所示(中文变量名前为变量代码):

表 1 农民工可行性能力考察指标

综合性收入状况		个体素质及生活状况		综合性保障	
a15	月均收入	a02	婚姻状况	b07	是否被克扣工资
a161	月均支出	a03	年龄	b10	是否被拖欠工资
b042	打工路费	a04	文化程度	c0101	是否有劳动合同
d2	人均居住面积	c0108	有否岗位培训	c0106	有否工伤补偿
		c0104	有否双休日	c05	有否劳动防护
		c11	有否专业技能证书		
		c12	有否技能培训		

如表 1 所示,综合性收入状况( $X$  分量)是对农民工货币与非货币性收入与支出情况的结果性描绘,个体素质及生活状况( $Y$  分量)是对个体基本素质、婚姻状况等影响生活发展、个体工作发展因素的描绘,而综合性保障( $Z$  分量)是对透明性担保以及防护性保障等因素的描绘。

选取  $Y=1$  代表举家迁移,而  $Y=0$  代表未举家迁移,以  $Y$  作为二元定性因变量,同时对上表中 16 个定性和定量变量,共计 1 581 个有效观测值进行 Logistic 回归。利用 SAS 软件中 CATMOD 过程,得到检验结果如表 2 所示:

表 2 极大似然估计结果

变量名	自由度	卡方值	p 值
Intercept	1	0.00	0.9509
a02	1	24.71	0.0001* <
a03	3	13.63	0.0035*
a04	4	13.76	0.0081*
a15	3	2.21	0.5298
a161	3	15.99	0.0011*
b042	2	9.19	0.0101*
b07	2	1.83	0.4004
b10	2	4.22	0.1214
c0101	1	11.31	0.0008*
c0104	2	0.61	0.7361
c0106	1	0.54	0.4635
c0108	1	1.65	0.1985
c05	3	10.57	0.0143*
c11	3	2.89	0.0088*
c12	1	0.24	0.0216*
d2	3	4.96	0.1746
Likelihood Ratio	2E3	1 937.17	<0.0001

(三)结果解释。由以上统计结果可知,文化程度、婚姻状况、年龄、月均支出、打工路费、有否劳动合同、有否劳动防护、有否专业技能证书和有否技能培训都是显著变量。对比其他变量及显著变量的系数估计,总结如下:

(1)文化程度、年龄、婚姻状况以及有否专业技能证书和有否技能培训均为显著变量,充分说明在农民工举家迁移决策时,个人综合素质和状况,尤其是人力资本积累状况有着明显的影响作用。

表3 系数估计结果

参数		估计值	标准差	卡方值	p 值
Intercept		-0.0244	0.3962	0.00	0.9509
a02	0	0.4140 <sup>*</sup>	0.0833	24.71	<0.0001
a03	1	-0.2981	0.1434	4.32	0.0377
	2	-0.1617	0.0938	2.97	0.0847
	3	0.3499 <sup>*</sup>	0.1130	9.59	0.0020
a04	1	-0.4568	0.3021	2.29	0.1305
	2	-0.1185	0.1563	0.57	0.4484
	3	-0.0935 <sup>*</sup>	0.1128	12.85	0.0003
	4	-0.0909	0.1236	0.54	0.4619
a15	0	0.0784	0.1158	0.46	0.4987
	1	-0.0927	0.0969	0.92	0.3386
	2	-0.0825	0.0949	0.76	0.3843
a161	0	-0.3030 <sup>*</sup>	0.1283	5.57	0.0182
	1	0.1342	0.0895	2.24	0.1341
	2	0.3661 <sup>*</sup>	0.1141	10.28	0.0013
b042	0	-0.2078 <sup>*</sup>	0.0892	5.43	0.0198
	1	-0.0144	0.0806	0.03	0.8586
b07	1	-0.1484	0.3611	0.17	0.6810
	2	-0.0358	0.2017	0.03	0.8590
b10	1	0.5097	0.3382	2.27	0.1318
	2	-0.1315	0.1962	0.45	0.5027
c0101	0	0.2276 <sup>*</sup>	0.0677	11.31	0.0008
c0104	1	-0.1969	0.3334	0.35	0.5549
	2	-0.0796	0.3221	0.06	0.8047
c0106	0	0.0465	0.0635	0.54	0.4635
c0108	0	0.0862	0.0670	1.65	0.1985
c05	1	-0.0701	0.1431	0.24	0.6244
	2	-0.2487 <sup>*</sup>	0.0877	8.05	0.0046
	3	0.1556	0.1014	2.36	0.1248
c11	1	-0.1807	0.1325	1.86	0.1727
	2	-0.0808	0.1356	0.09	0.7637
	3	0.0530	0.1614	0.11	0.7424
c12	1	0.0325	0.0659	0.24	0.6216
d2	0	-0.1904 <sup>*</sup>	0.0965	3.89	0.0486
	1	-0.0585	0.0917	0.41	0.5234
	2	0.1858	0.1222	2.31	0.1283

注：<sup>\*</sup>表示在5%的显著性水平下显著。

(2)月均收入为非显著变量,而月均支出和打工路费为显著变量,说明由于数据主要局限于浙江地区,在农民工收入分布较为平均(普遍低于一般城镇工资水平)的情况下,各地不同的生活费用和打工支出成为影响举家迁移决策的重要因素。换言之,对于农民工来说,支出多少比收入因素更为重要。

(3)是否克扣和拖欠工资均为非显著变量,而有否劳动合同与劳动防护则成为显著变量,结合具体数据分布来看(存在克扣和拖欠工资情况的农民工占比较小),一方面说明了当前在保护农民工合法权益,正常获取劳动报酬等透明性担保方面有了可喜变化;另一方面也指出了在建立劳动防护、签订劳动用工合同等担保性保障方面仍存在不足、且这些因素对于农民工永久性迁移意愿有着较大影响作用。

(4)显著变量的系数显示与预想的结果基本一致。即就举家迁移来说,已婚比未婚的概率高、学历高的比学历低的概率高、有劳动合同和劳动防护的比没有这两项保障的概率高、有技能培训的比没有技能培训的概率高。当然,年龄和是否有专业技能证书两个变量的情况有所差异:以45岁以上组作为基准组,35岁以下的举家迁移概率下降,而35—45岁组则有明显上升;以高级技能证书获得作为基准组,获得中级证书的迁移概率上升,而初级或无证书者迁移概率下降。对于这两点,可能的解释是35—45岁组正好是首批进城农民工的年龄群,他们在充分积累了城市生活、工作的经验后,人力资本积累以及社会网络的建立更好地满足了“永久性”迁移所必需的一些条件;而中级技能证书持有者迁移概率更高,根据对原始数据的分析(高级技能者31人,其中13人举家迁移;中级技能者191人,107人举家迁移),由于数据量的问题,其结果可能存在一定偶然性。相对于高级技能者来说,初级和无技能证书者迁移概率下降则是显著的。

### 三、农民工永久性迁移指数

(一)设计农民工永久性迁移指数。对永久性迁移意愿的判断应参考对迁移决策有显著影响的变量,这里考虑一个N维的向量 $N = \{X_1, X_2, \dots, X_n\}$ 用以表示具体个人的生存状况,这里 $X_1, X_2, \dots, X_n$ 是用以表述生存状况不同的维度/角度的分量,如收入水平、教育程度、社会保障水平等等。综上,我们已获得对举家迁移决策有着显著影响的相关变量,用以作为农民工永久性迁移指数的参量,如表4所示。

表4 农民工永久性迁移指数包括的变量

综合性收入状况		个体素质及生活状况		综合性保障	
a161	月均支出	a02	婚姻状况	c0101	是否有劳动合同
b042	打工路费	a03	年龄	c05	有否劳动防护
		a04	文化程度		
		c11	有否专业技能证书		
		c12	有否技能培训		

由此,定义一个农民工永久性迁移指数 $Q$ (Rural worker Permanent Migration Index)作为一个 $R^3$ 的连续映射 $H: R^3 \rightarrow R$ ,即 $Q = H(X, Y, Z)$ 。农民工永久性迁移指数 $Q_1$ 至少与 $Q_2$ 一样好, $Q_1 = H(X_1, Y_1, Z_1)$ , $Q_2 = H(X_2, Y_2, Z_2)$ ,写为 $H(X_1, Y_1, Z_1) \geq H(X_2, Y_2, Z_2)$ 。X、Y、Z三个标识分量的最大值设为 $X^*$ 、 $Y^*$ 、 $Z^*$ ;最小值设为 $X^0$ 、 $Y^0$ 、 $Z^0$ 。下面给出一些关于映射H的性质:

(1)连续性(Continuous)。对于 $\forall Q_1, Q_2, \{Q_1 \mid Q_1 \geq Q_2\}$ 和 $\{Q_1 \mid Q_1 \leq Q_2\}$ 均为闭集,避免了字典序排序情况的出现,不同标识向量间存在互为补偿的情况。

(2)单调性(Monotonicity)。单调性是指随着标识分量的增加,农民工迁移指数将同向增大。

对于任意 $(X, Y, Z), (X', Y', Z') \in R^3$ 。若 $X \gg X', Y \gg Y', Z \gg Z'$ , 则 $H(X, Y, Z) > H(X', Y', Z')$ ,  $H(X, Y^*, Z^*) > H(X', Y^*, Z^*)$ ,  $H(X^*, Y, XZ^*) > H(X^*, Y', Z^*)$ 和 $H(X^*, Y^*, Z) > H(X^*, Y^*, Z')$ 。

(3)独立性(Independence)。独立性的含义是三个标识分量间的关系是相互独立的,即不存在相互间协同效应。例如两只鞋子必须组合在一起才具有价值的例子,这是假设所不存在的,正规的表述如下:

对于任意 $X^0 < X \leq X^*, Y^0 < Y \leq Y^*, Z^0 < Z \leq Z^*$

(i)若 $H(X, Y, Z) \geq H(X', Y', Z')$ , 则 $H(X, Y, Z') \geq H(X', Y', Z')$

(ii)若 $H(X, Y, Z) \geq H(X, Y', Z')$ , 则 $H(X', Y, Z) \geq H(X', Y', Z')$

(iii)若 $H(X, Y, Z) \geq H(X', Y, Z')$ , 则 $H(X, Y', Z) \geq H(X', Y', Z')$

(4)最小边界性(Minimal Boundedness)。最小边界性是指任何单一分量取到最坏结果时,农民工迁移指数将低于任何单一分量未取到最坏值情况下的指数大小,即类似木桶的“短板效应”,最短的木板决定了木桶盛水量。这一假设是可以理解的,收入水平或保障水平处于最坏情况时,其他维度分量的大小的影响将大打折扣,综合起来导致整体可行能力的下降。用数学语言表述为:

对任何 $(X, Y, Z), (X', Y', Z') \in R^3, H(X, Y, Z) \geq H(X^0, Y', Z')$

$H(X, Y, Z) \geq H(X', Y^0, Z'), H(X, Y, Z) \geq H(X', Y', Z^0)$ 。

由此性质我们可以得到:

引理 1: 对于 $\forall X^0 < X \leq X^*, Y^0 < Y \leq Y^*, Z^0 < Z \leq Z^*$ , 存在映射 $H \rightarrow$ 连续函数, $H(X, Y, Z)$ 满足完备性、自返性、传递性。

引理 2: 如果 $H \sim H'$ , 则存在 $a, b > 0, H(X, Y, Z) = a + bH'(X, Y, Z)$ 。

定理 1: 若 $H$ 满足单调性、独立性、最小边界性, 当且仅当 $H(X, Y, Z) = f_1(X) \times f_2(Y) \times f_3(Z)$ 。

这里 $f_1: X \rightarrow [0, 1], f_2: Y \rightarrow [0, 1], f_3: Z \rightarrow [0, 1]$ 单调正函数, $f_1(1X^0) = f_3(1Z^0) = 0, f_1(1X^*) = f_2(1Y^*) = f_3(1Z^*) = 1$ , (证明详见附录 A)。

(二)成组设计对比检验。这里,我们对举家迁移和未举家迁移两组农民工迁移指数进行成组设计对比检验,检验两组人群迁移指数的均值是否存在显著差异。

首先,根据对相关变量系数的分析,调整变量取值,例如 16—25 岁人取值 1, 25—35 岁取值 2, 45 岁以上取值 2.5, 而 35—45 岁取值为 3。

然后,根据永久性迁移指数设计思路,设迁移指数公式如下:

$$Q = 1 / [(a161 + b042) \times (a02 + a03 + a04 + c11 + c12) \times (c0101 + c05)]$$

最后,根据迁移决策变量 $Y$ 取值,将指数分为两组进行对比检验。结果如表 5、表 6 所示:

表 5 统计特征

组 Group	样本 N	均值	标准差	均值的标准误
1	744	11.09983	8.3563	0.3064
0	770	12.22137	8.9536	0.3227

表 6 假设检验

原假设	Mean 1 - Mean 2 = 0		
备择假设:	Mean 1 - Mean 2 ≠ 0		
若变量	t 检验	自由度 Df	p 值(Pr>t)
相等	-0.722	1 512	0.0305
不相等	-0.723	1 510.2	0.0428

显然,统计结果显示不能接受原假设,即两组数据的均值存在显著差异,且  $Y=0$  的均值大于  $Y=1$ ,即举家迁移者的可行能力评价指数大于未举家迁移者。

综上,我们设计了一个以三维向量作为参变量的“民工永久性迁移指数”。首先根据具体因素变量,如月均支出等与永久性迁移意愿之间的关系,总结出迁移指数所应具备的单调性、最小边界性等性质条件,在此基础上证明了农民工永久性迁移指数的函数形式要求。其次,根据对浙江省民工举家迁移数据分析的结果,归纳出相关显著变量,构建了一个简化的迁移指数向量与具体标量间的函数形式。最后,通过成组设计对比检验,进行举家迁移和未进行举家迁移的民工两组人群的迁移指数均值存在显著差异,充分说明了“可行能力”测度指标用以解释举家迁移决策差异的合理性,即可行能力越强的农民工举家迁移的概率更高。

#### 四、简要结论

总体而言,一直以来中国的城市化进程严重滞后于工业化进程,已极大地制约着现代化的进程以及农业剩余劳动力的转移速度。农村劳动力向城市非农产业转移和农村人口向城市迁移,这两个进程之间表现出的不协调问题已到了迫切需要予以解决的时候。社会经济发展的一般规律是,伴随着国家工业化的推进,城市化水平也将不断地提高,这是产业结构变迁引起就业结构变迁的结果,也是市场机制在劳动力资源配置过程中发挥作用的结果。

本文在对城乡劳动力流动中举家外迁现象的数据分析中,了解到文化程度、婚姻状况、年龄、月均支出、打工路费、有否劳动合同、有否劳动防护、有否专业技能证书和有否技能培训这些因素对举家迁移决策有着显著影响,从一个侧面说明了劳动者人力资本的不断积累和劳动用工环境的改善确实帮助了一些农民工在城市中扎下根,在户籍、医疗保障等显性配套制度缺位的情况下,逐步摆脱“候鸟式”流动就业模式,开始了城市定居生活。这一结论,一方面提醒我们应进一步加强农民工培训,提高农民工综合素质以及规范企业用工行为,建立和谐稳定的劳动关系,这两点对于引导实现农民工永久性迁移发



挥着关键作用。另一方面,也要加快对以户籍制度为核心的一系列制度的改革、彻底清除一切对农民工排斥与歧视性的制度,使农民工依法获得普通劳动者的平等合法身份,在就业、教育、住房、社会保障等方面与“城里人”一样享有同等的待遇,避免这些事实上已经“永久性”迁移的农民工因长期无法真正融入城市而被社会边缘化,否则必然将给社会稳定带来严重影响。

附录 A:定理 1 证明

(i) 必要性证明

根据单调性:  $(X, Y, Z), (X', Y', Z') \in R^3$ , 则  $X \gg Y', Y \gg Y', Z \gg Z'$ ,  $f_1, f_2, f_3$  单调,  $f_1(X) > f_1(X'), f_2(Y) > f_2(Y'), f_3(Z) > f_3(Z')$ 。因  $f_1, f_2, f_3$  为正, 我们认为  $H(X', Y', Z') = f_1(X') \times f_2(Y') \times f_3(Z') > f_1(X) \times f_2(Y) \times f_3(Z) = H(X, Y, Z)$ 。

最小边界性:  $X, X' \in x; Y, Y' \in y; Z, Z' \in z; H(X, Y, Z) = f_1(X) \times f_2(Y) \times f_3(Z) \geq f_1(1X^0) \times f_2(Y') \times f_3(Z') = H(1X^0, Y', Z')$ ,  $H(X, Y, Z) = f_1(X) \times f_2(Y) \times f_3(Z) \geq f_1(X) \times f_2(Y') \times f_3(1Z^0) = H(X', Y', 1Z^0)$ 。

独立性:  $X, X' \in x; X' \gg 1X^0, Y, Y' \in [Y^0, Y^*]^n, Z, Z' \in z; Z' \gg 1Z^0$ 。

单调性指出  $f_1(X) > f_1(1X^0) = 0, f_3(Z) > f_3(1Z^0) = 0$ 。

(a) 假设  $H(X, Y, Z) \geq H(X', Y', Z)$ , 则有:

$$\begin{aligned} H(X, Y, Z) &\geq H(X', Y', Z) \\ f_1(X) \times f_2(Y) \times f_3(Z) &\geq f_1(X') \times f_2(Y') \times f_3(Z) \\ f_1(X) \times f_2(Y) &\geq f_1(X') \times f_2(Y') \\ f_1(X) \times f_2(Y) \times f_3(Z') &\geq f_1(X') \times f_2(Y') \times f_3(Z') \\ H(X, Y, Z') &\geq H(X', Y', Z') \end{aligned}$$

(b) 假设  $H(X, Y, 1) \geq H(X, Y', 1)$ , 则有:

$$\begin{aligned} H(X, Y, 1Z^*) &\geq H(X, Y', 1Z^*) \\ f_1(X) \times f_2(Y) \times f_3(1Z^*) &\geq f_1(X) \times f_2(Y') \times f_3(1Z^*) \\ f_2(Y) \times f_3(1Z^*) &\geq f_2(Y') \times f_3(1Z^*) \\ f_1(X') \times f_2(Y) \times f_3(1Z^*) &\geq f_1(X') \times f_2(Y') \times f_3(1Z^*) \\ H(X', Y, 1Z^*) &\geq H(X', Y', 1Z^*) \end{aligned}$$

由此必要性得证, 连乘等式满足以上三个公理假设。

(ii) 充分性证明

假设  $H$  满足单调、最小边界以及独立性。

根据单调性和最小边界性,  $0 = H(1X^0, 1Y^0, 1Z^0) \leq H(X, Y, Z) \leq H(1X^*, 1Y^*, 1Z^*) = 1$ , 对于每一个  $(X, Y, Z) \in R^3$ 。

根据独立性,  $X, Y$  与  $Z$  独立, 对于任何  $(X, Y) \in x \times y$ , 存在  $u: x \times y \rightarrow R_{++}, v: x \times y \rightarrow R$ , 使得  $H(X, Y, Z) = u(Z) + v(Z) H(X, Y, 1Z^*)$  (3)

在(3)式中使  $X=1X^0$ , 最小边界性质决定了  $u(Z)=0$ , 对于所有的  $(X, Y) \in x \times y$ 。现在, 使  $X=1X^*$ ,  $Y=1Y^*$ , 得到:  $v(Z)=H(1X^*, 1Y^*, Z)$ 。因此有:

$$H(X, Y, Z) = H(1X^*, 1Y^*, Z) \times H(X, Y, 1Z^*) \quad (4)$$

根据独立性,  $X$  与  $Y, Z=1Z^*$  独立, 对于任何  $Y \in y$ , 存在  $u': x \rightarrow R_{++}, v': x \rightarrow R$ , 则有:

$$H(X, Y, 1Z^*) = u'(Y) + v'(Y)H(X, 1Y^*, 1Z^*) \quad (5)$$

在式(5)中令  $X=1X^0$ , 再次用最小边界性质得到  $u'(Y)=0$ ,

令  $X=1X^*$ , 得到  $v'(Y)=H(1X^*, Y, 1Z^*)$ , 因此有:

$$H(X, Y, 1Z^*) = H(1X^*, Y, 1Z^*) \times H(X, 1Y^*, 1Z^*) \quad (6)$$

将(6)式代入(4)式得到:

$$H(X, Y, Z) = H(1X^*, 1Y^*, Z) \times H(1X^*, Y, 1Z^*) \times H(X, 1Y^*, 1Z^*)$$

如果我们定义  $f_1(X) = H(X, 1Y^*, 1Z^*)$ ,  $f_2(Y) = H(1X^*, Y, 1Z^*)$ ,  $f_3(Z) = H(1X^*, 1Y^*, Z)$ , 即可得原式, 充分性得证。

此外, 根据单调性和最小边界性,  $f_1(1X^*) = f_2(1Y^*) = f_3(1Z^*) = H(1X^*, 1Y^*, 1Z^*) = 1$ ,  $f_1(1X^0) = H(1X^0, 1Y^*, 1Z^*) = 0$ ,  $f_2(1Y^0) = H(1X^*, 1Y^*, 0)$ 。由于  $f_1(X) = H(X, 1Y^*, 1Z^*)$  和  $H$  为单调, 故  $f_1$  也单调。同理可证  $f_2, f_3$  的单调性。另外, 根据独立性,  $f_1, f_2, f_3$  都为正。

#### 注释:

①20世纪80年代开始的户籍制度改革的特点是, 对农村人口获得在城市的居住权开了一些有限的口子, 对有钱人、技术人才和高学历者开了一个真实的口子。户籍政策权力的地方政府化, 部分缓解了对劳动力流动的限制, 但大量隐性成本的存在以及社会歧视等因素仍然让户籍政策放宽的效果“名不符实”, 农村剩余劳动力向城市的永久性迁移进程事实上是受到抑制的。

②《中国2008年度农民工问题调查报告》, 2008年。

③这里的“永久性迁移”意指真正实现了城市定居和工作, 农民工与农业生产的关系基本断绝, 主要生活来源依靠在城市非农产业的收入, 并不简单指其拥有城市户口与否。

④阿马蒂亚·森, 《以自由看待发展》, 2002年, 第62页。

#### 参考文献:

- [1] 邓曲恒, 古斯塔夫森. 中国的永久移民[J]. 经济研究, 2007, (4): 137—148.
- [2] 邓英淘. 城市化与中国农村发展[J]. 中国农村经济, 1993, (1): 3—9.
- [3] 赵忠. 中国的城市移民——我们知道什么, 我们还应该知道什么? [J]. 经济学(季刊), 2004, 3(3): 517—536.
- [4] 姚先国, 来君. 二元社会结构中的工资决定模型与人口流动[J]. 财经研究, 2005, (8): 68—75.
- [5] 谢嗣胜, 姚先国. 农民工工资歧视的计量分析[J]. 中国农村经济, 2006, (4): 49—55.
- [6] 梁雄军, 林云, 邵丹萍. 农村劳动力二次流动的特点、问题与对策[J]. 中国社会科学, 2007, (3): 13—28.

- [7]蔡昉,王美艳.农村劳动力剩余及其相关事实的重新考察[J].中国农村经济,2007,(10):4—12.
- [8]白南生.制度因素造成劳动力流动的障碍[J].比较,2008,(35):10—12.
- [9]孟昕.错判将对农民工的转移和中国城市化进程产生很大影响[J].比较,2008,(35):6—10.
- [10]徐林清.劳动力市场分割对农村劳动供给行为的影响分析[J].经济体制改革,2008,(3):36—39.
- [11]杨德才.制度变迁与我国农村剩余劳动力转移——改革以来我国农村剩余劳动力阶段性流动的实证研究[J].农业经济导刊,2007,(3):49—52.

## Theoretical Analysis of Migration with the Whole Family in the Process of Labor Mobility ——From the Perspective of Capabilities Approach

YAO Xian-guo, LAI Jun, LIU Bin

(1. College of Public Administration, Zhejiang University, Hangzhou 310027, China;  
2. College of Economics, Zhejiang University, Hangzhou 310027, China)

**Abstract:** Because of such factors as institution, human capital and society, the course of agricultural surplus labor shifting to non-agricultural industries is not synchronous with rural-urban migration. In order to promote the urban-rural integration development, we focus on how to eliminate urban and rural labor market segmentation and realize the permanent migration of rural surplus labor. In recent years, migration with the whole family is significantly increasing in the rural migrant workers who are employed in the so-called migratory-bird pattern. Under the background of the lagged household registration reform, does this phenomenon mean the rural migrant workers can settle down in the cities by themselves? Based on Amartya Sen's capabilities approach and the survey data of migrant workers in Zhejiang province from the National Statistics Bureau in 2006, the paper analyzes the influencing factors of migration with the whole family by rural migrant workers and discusses the effects of human capital accumulation and labor employment security in order to make some contributions to the research on the construction of integrated urban-rural labor market.

**Key words:** labor mobility; permanent migration; capability

(责任编辑 许 柏)