华南农业大学学报(社会科学版)
2015 年第 3 期　JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY
(第 14 卷)　(SOCIAL SCIENCE EDITION)

相对剥夺对农村劳动力迁移的影响

任国强，王福珍，潘秀丽

(天津理工大学 管理学院，天津 300384)

摘　要： 利用 CGSS2010 农村调查数据，通过建立二元 logistic 计量模型分析了收入剥夺、支出剥夺、住房剥夺、预期收入剥夺、情感剥夺五个剥夺因素对我国农村劳动力迁移的影响。研究结果表明，家庭总收入和家庭住房剥夺对农村劳动力迁移具有显著地促进作用；预期收入剥夺则对农村劳动力迁移起显著地抑制作用。影响农村劳动力迁移的其他因素中，性别、年龄、健康和所处地区对农村劳动力迁移都有显著影响：农村男性劳动力比女性劳动力更倾向于迁移；年龄的增长则不利于劳动力迁移；健康对农村劳动力迁移有正向促进作用；和东北部地区相比，东部地区的迁移行为更加普遍。

关键词： 农村劳动力；相对剥夺感；区域因素；劳动力迁移

中图分类号： F304.6　　**文献标识码：** A　　**文章编号：** 1672－0202(2015)03－0070－09

一、引言

改革开放以来，随着中国经济的快速发展，地区之间、行业之间要素流动壁垒得以逐渐消除，从而吸引了大量农村劳动力向非农产业转移，农村劳动力转移规模也呈现出日益增大的趋势。据统计，2012 年全国农民工①总量为 26261 万人，外出农民工 16336 万人②，劳动力转移所带来的收入已日益成为农户收入的最重要来源之一，并有力地促进了农户收入增长。但是，在农村劳动力大规模流出的同时，也伴随着农村劳动力不断回迁的事实。为了对中国农村劳动力迁移现象进行解释，很多学者从理论和实证层面进行了研究，但是这一研究大多基于新古典的迁移理论。

以 Harris &Todaro 为代表的新古典迁移模型，把迁移主要看作是工资差距的函数[1]。Harris &Todaro 认为只要目的地的预期工资高于迁出地的工资，迁移就会发生。虽然，20 世纪 90 年代以来中东西部收入差距的日益扩大为劳动力迁移提供了巨大的动因，但是绝对收入差距假说尚不能完全解释我国的农村劳动力迁移现象，因为如果按照绝对收入差距假说，西部地区与东部地区之间的收入差距最大，西部地区向东部地区转移的劳动力规模和力度也应该最大，而事实上从中部地区向东部地区迁移的劳动力规模比西部地区大得多[2]。

Stark 是最早将相对剥夺理论应用于劳动力迁移研究中的学者，他发现以绝对收入差距为基础的传统劳动力理论具有局限性，无法解释以下几个现象：① 迁移率最高的地区往往不是最贫穷的；② 收入分布不均的地区迁移率较高；③ 对同一个地区而言，最为贫穷的人迁移动机最为强烈。

收稿日期： 2015－04－11　　**DOI：** 10.7671/j.issn.1672－0202.2015.03.008

基金项目： 国家社会科学基金项目(14BJY036)；国家自然科学基金青年项目(71403184)

作者简介： 任国强(1967—)，男，河北省文安人，天津理工大学管理学院教授，主要研究方向为农村劳动力非农就业及发展经济学。E－mail：guoqiangren@263.net

① 年度农民工数量包括年内在本乡镇以外从业 6 个月以上的外出农民工和在本乡镇内从事非农产业 6 个月以上的本地农民工两部分。

② 2012 年国民经济和社会发展统计公告

Stark 认为除预期绝对收入之外，劳动力在其参照群体内的相对收入位置也是影响其迁移的重要因素，他把这种相对收入位置较低时的失落感用相对剥夺（relative deprivation）来度量，并指出迁移不只是为了提高劳动力的绝对收入，同时，也为了提高相对于其他家庭的收入位置来降低由于收入相对较低带来的剥夺感[3]。在 Stark 的基础上，Stark & Edward Taylor 利用来自墨西哥两个社区的数据样本，共有 60 个家庭 423 个体，构建了三个结构方程模型研究了墨西哥至美国的跨国迁移，得出在控制最初绝对收入和期望绝对收入增量之后，相对剥夺因素对墨西哥至美国的迁移具有显著性影响[4]。随后，很多学者进行了更为深入的研究并指出仅在收入方面的剥夺并不能全面反映劳动力的生活状态，例如，Quinn 在其实证研究中提出了一个包含住宅面积、住宅质量、土地面积、耐用消费品在内的多重剥夺，并考察其对劳动力迁移的影响，得出上述四个方面的相对剥夺都是影响劳动力迁移的显著性因素[5-7]。目前在国内，有关相对剥夺影响劳动力迁移的实证研究很少[5]。蔡昉和都阳利用 2000 年 4 个贫困县的调查数据检验了相对贫困①解释劳动力迁移的有效性，发现绝对收入差距与相对贫困同时构成农村劳动力迁移的动因，但不难发现，其研究没有考虑除收入之外的其它剥夺因素[2]。

在已有研究的基础上，文章利用 CGSS2010 农村部分调查数据来检验相对剥夺感对农村劳动力迁移的影响，论文创新点主要表现为以下两个方面：首先农村劳动力受到的剥夺不仅来自于收入、住房等经济方面，还来自于子女老人照料等情感方面；相对剥夺感不仅来自于和同一村庄内其他家庭的社会经济状况比较，还来自于实际收入和预期收入的比较，把情感剥夺和预期收入剥夺引入劳动力迁移的计量模型，弥补了已有研究在该方面的不足。其次，和国内已有的研究相比，采用了 CGSS2010 调查数据，涉及了我国主要的省市，而且样本数量较大，更能真实地反映劳动力迁移状况，从而使研究成果更具说服力。

二、相对剥夺影响劳动力迁移行为的实证分析

（一）数据说明

文章所用数据来自 2010 年中国综合社会调查（China General Social Survey，CGSS 2010），该调查是由中国人民大学联合全国各地的学术机构共同开展的，数据涵盖了我国主要的省、自治区及直辖市，是一个关于城镇、农村人口收入、支出、住房、健康、教育等各项基本情况的大型数据。选用 CGSS2010 农村部分的调查数据，经过数据筛选，删除上述各变量数据缺失值和不合理值的样本后，最终有效的样本数量为 3276 个。

（二）变量选择及描述

1. 因变量：*劳动力是否迁移*

关于劳动力是否迁移，问卷中的问题是：您目前的就业状况属于？问卷中给出了五种可供选择的选项：①正在外出务工；②外出务工，目前短期回家乡；③曾经外出务工，目前长期在家乡；④从未外出务工；⑤目前长期在家乡和不适用。如果被调查者选择了①和②种答案，则认为其为迁移的个体，赋值为 1；选择其他三种的被访者被认为非迁移个体并赋值为 0。

2. 自变量

在确定影响劳动力迁移的自变量时，需结合实际已有的研究和数据本身的特点。Stark 和 Tay-

① 此处的相对贫穷实则为本文提到的收入方面的相对剥夺（relative deprivation），为尊重原文，本文在此处采用相对贫穷一词。

lor 将影响迁移的变量分为收入、家庭因素及个体因素三部分[4];蔡昉和都阳在研究 4 个贫困县的迁移时同样将自变量分为收入、个人特征和家庭特征三个方面[2];Quinn 在分析墨西哥国内和跨国(至美国)的迁移时选用了个体因素、家庭因素、社区因素和剥夺因素[5]。

在上述研究的基础上结合 CGSS2010 农村调查数据的特点将影响劳动力迁移的变量分为相对剥夺变量、个体特征变量、家庭特征变量和区位变量四个方面。个体特征变量包括被访者的年龄、性别、受教育年限、身体健康状况,其中受教育年限根据被访者回答的最高教育程度和我国教育局规定年数估算得来①;家庭特征变量为家庭总收入,即调查问卷中给出的 2009 年家庭总收入。相对剥夺变量包括收入剥夺、支出剥夺、住房剥夺、情感剥夺和预期收入剥夺。其中情感剥夺用劳动力负担系数来表示,用被访者家庭中未成年人人数②和老年人人数③之和与总人口的比值来确定其大小。预期收入剥夺根据问卷中被访者对自己收入公平程度的判别来确定(对 2009 年个人收入的满意度)。调查问卷中的问题是:考虑到您的教育背景、工作能力、资历等各方面因素,您认为自己目前的收入是否公平? 当被访者认为自己的收入不公平、不太公平时认定其受到预期收入剥夺,取值为 1;认为一般、比较公平和公平时认定其没有受到剥夺,取值为 0。另外,收入剥夺、支出剥夺和住房剥夺变量值可根据被访者在问卷中所回答的 2009 年家庭收入、家庭支出和住房面积使用公式(3)计算得到[6-7]。

设 Y 是一个群,样本数为 n,其对应的收入向量为 $y = (y_1, y_2, \cdots, y_n)$,按收入升序排列,即 $y_1 \leqslant y_2 \leqslant \cdots \leqslant y_n$, y_1 和 y_k 分别为 Y 中个体 l 和个体 k 的收入,其中 $l, k \in N$。

根据 Yitzhaki 指数,个体 k 对个体 l 的剥夺[6]为:

$$D(y_k, y_l) = \begin{cases} y_k - y_l, \text{如果 } y_k > y_l \\ 0, \text{如果 } y_k \leqslant y_l \end{cases} \tag{1}$$

由于 Yitzhaki 剥夺指数有量纲,不能较好地应用于实证研究中,本文对式(1)的绝对差量采取除以参照群取值范围的方式对其去量纲化。

$$D(y_k, y_l) = \begin{cases} \dfrac{y_k - y_l}{y_n - y_1}, \text{如果 } y_k > y_l \\ 0, \text{如果 } y_k \leqslant y_l \end{cases} \tag{2}$$

那么个体 l 在整体参照群 Y 中的相对剥夺为:

$$D(y_l, y) = \frac{1}{n(y_n - y_1)} \sum_{y_k > y_l} (y_k - y_l) \tag{3}$$

区位变量为被访者居住地区,根据 CGSS2010 农村调查所覆盖的地区和 2013 年国家统计年鉴,可将所涉及地区划分为西部地区、中部地区、东部地区和东北部地区④。

---

① 根据我国教育局教育年限粗略估算所得,文盲定义为 0 年,私塾记为 3 年,小学为 6 年,初中为 9 年,职业高中、普通高中、函授高中为 12 年,中专和技校为 14 年,大学专科(成人高等教育)、大学专科(正规高等教育)为 15 年,大学本科(成人高等教育)、大学本科(正规高等教育)为 16 年,研究生及以上记为 19 年。

② 指年龄未满 18 周岁的家庭成员。

③ 指年龄超过 60 周岁的家庭成员。

④ 根据 2013 年国家统计年鉴,CGSS2010 农村调查所涉及河北省、江苏省、浙江省、福建省、山东省、海南省、天津市为东部地区,山西省、安徽省、江西省、湖北省、湖南省、河南省为中部地区,内蒙古自治区、广西壮族自治区、重庆市、四川省、贵州省、云南省、甘肃省、青海省、宁夏回族自治区、陕西省为西部地区,黑龙江省、吉林省、辽宁省为东北部地区。

然后以东北地区为参照基准设置西部、中部、东部地区三个虚拟变量，当被访者属于相应地区时，变量取值为 1，否则为 0。

表 1 为上述各变量的描述性统计结果。3276 个有效样本中有迁移劳动力 321 个，占劳动力总数的 9.80%。迁移者与非迁移者的特征比较见表 2。

表 1　变量的描述性统计

变量类型	变量名	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
因变量	劳动力是否迁移	3276	0.10	0.30	0	1
自变量						
个体特征变量	年龄	3276	48.19	13.89	18.00	89.00
	性别	3276	0.52	0.50	0.00	1.00
	受教育年限	3276	6.35	3.90	0.00	16.00
	健康状况	3276	0.76	0.43	0.00	1.00
家庭特征变量	家庭总收入	3276	23140.77	24894.31	2000.00	312260.00
剥夺变量	家庭收入相对剥夺	3276	0.13	0.10	0.00	0.62
	家庭支出相对剥夺	3276	0.12	0.08	0.00	0.58
	家庭住房相对剥夺	3276	0.14	0.11	0.00	0.75
	情感剥夺	3276	0.34	0.29	0.00	1.00
	预期收入剥夺	3276	0.35	0.48	0.00	1.00
区位特征变量	所处地区	3276	2.00	0.98	1.00	4.00

表 2　迁移者与非迁移者的特征比较

变量类型	变量名称	迁移者		非迁移者	
		均值	标准差	均值	标准差
个体特征变量	年龄	37.64	10.85	49.33	13.70
	性别	0.76	0.43	0.49	0.50
	受教育年限	8.26	3.00	6.15	3.94
	健康状况	0.93	0.26	0.74	0.44
家庭特征变量	家庭总收入	30789.22	31708.33	22309.93	23897.87
剥夺变量	家庭收入剥夺	0.11	0.09	0.17	0.10
	家庭支出剥夺	0.10	0.08	0.12	0.08
	家庭住房剥夺	0.14	0.12	0.13	0.11
	情感剥夺	0.29	0.22	0.35	0.30
	预期收入剥夺	0.30	0.46	0.35	0.48
区位特征变量	所处地区	2.13	0.99	1.99	0.98

由表 2 可知，迁移者的平均年龄要低于非迁移者，因为外出务工者大多年轻力壮才能承担繁重的城市劳动；迁移者中男性居多，这一点和家庭中男性养家的传统责任有关，女性则要负起照顾老人和孩子的重任；迁移者的受教育年限及健康状况都要高于非迁移者，此外，迁移劳动力的负担系数要低于非迁移者，这一点说明家庭中未成年人及老年人需要更多的照料，成为被访者外出务工的牵绊；而非迁移者的预期收入剥夺要高于迁移者，说明非迁移者中对自己收入不满意的劳动者占有更大的比例，迁移者的预期收入剥夺更多的可能来自于就业歧视，迁移者大多从事建筑、制

造、餐饮等低技术行业,工作时间长,劳动强度大,而且和城镇职工相比还可能存在同工不同酬的现象,因此会感到收入不公平,非迁移者的预期收入剥夺则可能来自于家庭经营的不善以及不可预测的气候及市场条件等因素;迁移者的住房剥夺要高于非迁移者,说明住房剥夺感强烈的个体更倾向于通过迁移来改善住房条件;对于收入剥夺和支出剥夺,迁移者的剥夺都小于非迁移者,这说明迁移者通过向家庭汇款提高了家庭的总体收入状况,从而使得家庭收入剥夺得以降低,家庭总体收入的提高有利于改善家庭的支出状况,从而提高家庭的支出水平,最终也会降低家庭的支出剥夺。

(三)模型的构建

本文中所分析的农村劳动力迁移是指在被访时是否在外地务工,这一决策受很多因素的影响,但其为一个二分变量,因为最终结果只有迁移与不迁移两种,此时线性回归不再适用,而二元 logistic 模型是研究因变量为二分变量的理想模型,它能够预测某个事件发生的概率。Logistic 模型可以表示如下:

$$P_j = F(\alpha + \sum_{i=1}^{n}\beta_i x_{ij}) + \mu = 1/\{1 + \exp[-(\alpha + \sum_{i=1}^{n}\beta_i x_{ij})]\} + \mu \tag{4}$$

根据式(4)可得二元 logistic 回归模型的具体形式:

$$\text{Logit}(P_i) = \ln\frac{P_j}{1-P_j} = \alpha + \sum_{J=1}^{M}\beta_{jxxj} \tag{5}$$

式(5)中 P_j 为个体 i 迁移的概率,x_{ij} 表示影响个体 i 采取迁移行为的第 j 个自变量,m 为该自变量的个数,β_j 为相应自变量的回归系数,α 为截距项。

本文以接受访问时是否有迁移行为作为因变量 M,以被访者的年龄、性别、受教育年限、身体健康状况、家庭收入、收入剥夺、支出剥夺、家庭住房剥夺、负担系数、情感歧视及区位因素为自变量建立计量模型。

自变量中的个体特征变量历来是影响迁移的重要因素,由于外出务工迁移者需要一定的体力和精力,预期年龄会出现一个负的系数,而身体健康状况对迁移为正向的影响[8-10]。根据都阳的研究结果,男性的迁移往往要多于女性[11]。受教育年限预期也是影响迁移的重要因素,一般而言,受教育年限越多,可以更有效的获取迁移信息,另一方面,城镇中的很多工作都会对劳动者的受教育年限提出一定的要求。家庭特征变量中,一定的家庭收入对迁移是必要,因为迁移需要成本,所以在收入较低时,随着收入的增加,迁移也会增多,但是当超过一定的水平时,收入越高,迁移就会减少。

剥夺变量中,根据学者们的研究成果,估计收入剥夺、支出剥夺及住房剥夺对促进迁移具有积极影响。情感剥夺对迁移的影响具有两个方面的效应,一方面,因为家庭中老年人、未成年人的负担比例系数越大,就更需要其他家庭成员的照料而阻碍迁移;另一方面,而这种照料又需要较高的收入和其它较优越的条件作为支撑而促进迁移,因此,家庭负担系数对迁移的影响是不确定的。预期收入剥夺来自于对自己收入的主观评价,对于迁移者来说,预期收入剥夺如果来自于就业歧视,可能会降低来年迁移的概率;对于未迁移者来说,如果预期收入剥夺来自于气候条件、市场因素等一些非人力条件,则预期收入剥夺也不一定会促进农村劳动力迁移,所以预期收入剥夺对劳动力迁移的影响目前还是不确定的,有待进一步检验。各变量对因变量的预期影响方向如表3所示。

(四)实证结果分析

由于家庭收入、家庭收入剥夺和家庭支出剥夺存在较强的相互依存关系,不能将其放在同一个方程中,否则会造成共线性,影响回归结果的准确性,因此建立了三个不同的回归模型来分析影

响劳动力迁移的因素。

表 3　各变量赋值及其对因变量的预期影响方向

变量类型	变量名称	预期影响方向
个体特征变量	年龄	-
	性别	+
	受教育年限	+
	身体健康状况	+
家庭特征变量	家庭收入	+/-
	家庭负担人口数	+/-
剥夺变量	收入剥夺	+
	支出剥夺	+
	家庭住房剥夺	+
	情感剥夺	+/-
	预期收入剥夺	+/-
区位特征变量	区位因素	+/-

表 4　实证结果

变量	模型一	模型二	模型三
年龄	-0.07*(-12.29)	-0.07*(-12.27)	-0.08*(-12.37)
性别	1.40*(9.34)	1.40*(9.33)	1.39*(9.27)
受教育年限	0.02(0.70)	0.02(0.75)	0.02(0.92)
身体健康状况	0.46**(1.98)	0.45***(1.94)	0.48**(2.06)
家庭收入	0.04**(1.95)	-	-
家庭收入剥夺	-	-1.16(-1.58)	-
家庭支出剥夺	-	-	-0.30(-0.35)
家庭住房剥夺	1.43*(2.56)	1.46*(2.59)	1.32*(2.36)
情感剥夺	-0.07(-0.23)	-0.07(-0.23)	-0.11(-0.37)
预期收入剥夺	-0.39*(-2.79)	-0.38*(-2.73)	-0.40*(-2.89)
区位因素：东北部地区			
区位因素：西部地区	0.43**(1.80)	0.42**(1.76)	0.43**(1.83)
区位因素：中部地区	0.43**(1.76)	0.42**(1.70)	0.42**(1.73)
区位因素：东部地区	1.33*(5.37)	1.37*(5.49)	1.37*(5.54)
C	-1.15**(-2.49)	-0.89***(-1.94)	-0.99**(-2.14)

注： * 表示变量在 1% 的水平下是显著的；** 表示变量在 5% 下是显著的；*** 表示变量在 10% 水平下是显著的。

从表 4 可以看出三个方程的结果显示大多数变量的作用方向与预期一致，个体特征变量中年龄与迁移成负相关，显著性水平为 1%，是影响迁移的重要因素，这一点说明了个体随着年龄的增长，适应新环境的能力减弱，在城市找到合适的工作机会大大减小，迁移行为难以发生。性别变量通过了显著性检验，显著性水平为 1%，男性的迁移行为多于女性，这一点和中国的传统密切相关，女性需要在家里负担起照料子女和老人的责任有关，也和以往的观察相符[11]。受教育年限与迁移正相关，但作用却不显著，主要是因为对于高教育水平的个体而言，去外地务工可能并不是最好的选择，在当地也可以得到收入较高的就业机会，而且在本地非农产业就业得到的尊敬远比外出就

业多,这一点和赵耀辉的研究结果一致[12]。健康状况至少在5%的水平下显著,健康的身体能够促进迁移行为的发生。

家庭特征变量中,家庭总收入与迁移是正相关的,说明较高的家庭收入有利于劳动力迁移,因为迁移的劳动者要支付一定的迁移成本,包括交通、住宿、吃饭、找工作等,一定的家庭收入是劳动者迁移的必要条件[13]。

在剥夺变量中,家庭住房剥夺系数显著为正,显著性水平为1%,这是由于住房状况是农村中最容易被人观察到的代表家庭财富的一个重要的经济指标,住房条件也是很多农村青年结婚的一个先决条件,住房条件的不足会给个体带来强烈的剥夺感,个体将会有更强烈的通过迁移从而提高收入的意愿,达到降低住房剥夺感的目的,从很多农民工迁移的最主要目的是挣钱、买房、结婚这一点可以得到验证。

预期收入剥夺系数显著为负,在1%的水平下是显著的,其原因在于:迁移者由于受到就业歧视会降低来年迁移的动力,这一点从迁移者大部分主要从事建筑、零售和制造等行业可以得到说明。如果非迁移者的实际收入低于预期收入,按理说他应该有追求更高收入的动力,而追求更高收入的一个重要的方式就是外出就业,因为外出就业获得的收入往往比本地就业要高。但是预期收入剥夺并没有转化成迁移的动力,可能有以下三个方面的原因:一个是迁移者受被歧视信息的影响,认为迁移后的收入可能仍不如迁移前在本地所获得的收入,所以并没有选择迁移。另一个是预期收入剥夺可能来自于非个人特征的因素,例如天气状况、市场行情、国家政策等不可抗力因素及家庭经营方式、经营技术等人为因素,当这些因素发生变化时可能会逆转收入不佳的状况,从而使个人并没有产生迁移行为。这一点可从以下两个方面得到说明,对问卷的分析表明很多家庭既没有采用先进的农业生产技术也没有根据市场的行情来调整种植和养殖结构,因此如果采用较为先进的农业生产技术、及时调整种植和养殖结构,就可能达到提高收入的目的。第三个原因是没有外出就业的渠道,即使本地收入低,也只能在本地就业,这一点可以从对务农的最重要的原因的回答可以得到部分解释,很多人的回答是缺乏有效的就业渠道。

而收入剥夺、支出剥夺与家庭负担系数对迁移行为的影响不显著,其中收入剥夺的系数为负,这一点可以从迁移的动态角度来理解[14]。虽然在中国农村劳动力外出务工属于短期行为,且一般在春节期间都会重新考虑迁移决策,但是在迁入地建立起的人脉关系与适应能力都对个体来年的迁移决策起到积极的作用。也就是说,目前具有迁移行为的劳动力很可能在上一年也具有迁移行为,这样他们的家庭收入就会比没有迁移的家庭相对较高,造成了收入剥夺与迁移负相关。当然这种相关性并不显著,但是因为住房需要大量的资金作为支持,所以仅通过以往的短期迁移改变相对较为困难,类似地也可以解释支出剥夺和迁移的负相关性。

情感剥夺对劳动力迁移的影响也不显著,其原因在前文已经提到,家庭负担系数对迁移既具有促进效用,又具有抑制效用,此处家庭负担系数与迁移负相关是由于家庭负担系数对迁移的抑制性大于了促进性。

区位因素中以东北部地区作为基准,所设置地区虚拟变量都通过了检验,和东北部地区相比,处于东部、中部和西部地区的农村劳动力迁移的概率更大,其中西部和中部相差不大东部地区的劳动力迁移行为更为普遍,这一点也与蔡昉和都阳的观察相一致[2]。

三、结论

利用CGSS2010农村调查数据,采用二元logistic计量经济模型研究了农村劳动力迁移的影响因素。研究结果表明,个体特征变量中性别、年龄和健康,都通过了显著性检验,而且是影响劳动

力迁移的重要因素，其中男性劳动力比女性劳动力更倾向于迁移，年龄的增大则不利于劳动力迁移，健康对个人的迁移行为有正向促进作用；家庭总收入也对农村劳动力迁移具有显著地促进作用；剥夺变量中，家庭住房剥夺和预期收入剥夺都通过了显著性检验，家庭住房剥夺会显著地促进农村劳动力迁移，而预期收入剥夺则对农村劳动力迁移起抑制作用；和东北部地区相比，东部地区的迁移行为更加普遍。

由于预期收入剥夺对农村劳动力迁移起抑制作用，因此为了促进农村劳动力迁移，可行的政策就是降低预期收入剥夺，可以通过以下两种手段来实现：一是通过改善已迁移劳动力的就业状况，降低对农民工的歧视，提高农民工的收入，完善农民工的社会保障制度等；二是拓宽农村劳动力外出就业的渠道，提高他们的职业技能水平，从而增加他们外出就业的可能性和竞争力。

情感剥夺对迁移有抑制作用，虽然没有通过显著性检验，但是从迁移者和非迁移者的比较中可以看到，非迁移者的情感剥夺要小于迁移者的情感剥夺，也就是说，农村劳动力家庭中的老人和子女成为其迁移的一个阻碍。因此通过解决迁移劳动力随迁子女教育问题和老年人的养老问题可以有效地促进迁移劳动力迁移的稳定性，不仅可以稳定地为社会提供产业工人，还可以解决很多潜在的社会问题。而要使子女和老人都能随着农村劳动力的迁移而迁移，一定的针对迁移劳动力的住房政策是必须的，例如可以为多年在城镇工作的迁移劳动力提供廉租房等，并且这一政策也可以在一定程度上降低迁移者的住房剥夺感。

本文的研究存在不足之处，例如本文没有考虑到以前迁移行为对当前迁移行为的影响，忽略了迁移的累计因果效应（cumulative causation）[15]。由于迁移是一个动态的过程，仅通过一年的数据可能无法准确地描述各剥夺因素对劳动力迁移的影响，这一点有待进一步探究。未来我们将利用面板数据来代替截面数据并扩展多种计量模型来更加深入地研究相对剥夺对农村劳动力迁移的影响，弥补本文的缺陷。

参考文献：

[1]JHARRIS，MTODARO. Migration，Unemployment and Development：A Two－Sector Analysis[J]. American Economic Review，1970，60(1)：126－142.

[2]蔡　昉，都　阳. 迁移的双重动因及其政策含义——检验相对贫困假说[J]. 中国人口科学，2002，(4)：16－22.

[3]OSTARK. Rural－to－Urban Migration in LDCs：A Relative Deprivation Approach [J]. Economic Development and Cultural Change，1984，32(3)：475－486.

[4]OSTARK，JETAYLOR. Relative Deprivation and International Migration [J]. Demography，1989，26(1)：1－14.

[5]QUINN M A. Haves and Have Nots，Relative Deprivation and Mexican Migration 1987－1997[C]. Chapel Hill：University of North Carolina，2001.

[6]YITZHAKI S. Relative Deprivation and the Gini Coefficient [J]. The Quarterly Journal of Economics，1979，93(2)：321－324.

[7]EBERT U，P MOYES. An Axiomatic Characterization of Yitzhaki's Index of Individual Deprivation[J]. Economics Letters，2000，(68)：263－270.

[8]CZAIKA M. Migration and Social Fractionalization Double Relative Deprivation As a Behavioural Link[R]. International Migration Institute，2011.

[9]BHANDARI P. Relative Deprivation and Migration in an Agricultural Setting of Nepal[J]. Population and Environment，2004，25(5)：475－499.

[10]VALENCIA J M . Migration and Its Determinants：A Study of Two Communities in Colombia[J]. Atlantic Economic Journal，2008，(36)：247－260.

[11]都　阳. 中国贫困地区农户劳动供给研究[M]. 北京：华文出版社，2001：47－69.

[12]赵耀辉. 中国农村劳动力流动及教育在其中的作用——以四川省为基础的研究[J]. 经济研究,1997,(2):37-42.

[13]ZHAO YAOHUI. Migration and Earnings Difference: The Case of Rural China [J]. Economic Development and Cultural Change,1999,47(4):767-782.

[14]VICKSTROM E. Keeping up with the Diallos: Household Wealth, Relative Deprivation and Migration from Senegal and Europe[R]. American Sociological Association Annual Meeting, 2010.

[15]MYRDAL G. Rich Lands and Poor:The Road to World Prosperity [M]. New York: Harper Row,1957.

Influence of Relative Deprivation on Rural Labor Migration

REN Guo-qiang, WANG Fu-zhen, PAN Xiu-li

(*School of Management, Tianjin University of Technology, Tianjin* 300384, *China*)

Abstract: Based on CGSS2010 rural data, this paper uses binary logistic model to analyze the influence of income deprivation, expense deprivation, house deprivation, expected income deprivation and emption deprivation on rural labor migration. The results show that total family income and house deprivation has significant positive influence on migration, while expected income deprivation prevents migration. Other factors which affect the rural labor migration like gender, age, health and location all have a significant impact on rural labor migration: rural male labor are more likely tend to migrate than female labor, the growth of age is not conducive to labor migration, health of rural labor plays a positive role in promoting migration, compared to the North-East areas, people from eastern part of China have more common migration behaviors.

Key Words: rural labor; relative deprivation; regional factors; labor migration