

劳动力选择性转移与农业人力资本深化¹

李志俊，郭剑雄

(陕西师范大学，陕西 西安)

摘要：农村劳动力非农转移的选择性条件下，随着从传统的农业部门向相对发达的非农部门转移机会的出现和一定范围的增加，促使农民进行人力资本投资，带来未转移劳动者的人力资本深化。运用基于 VAR 模型的广义脉冲响应函数法与方差分解法，考察了中国 1983-2007 年期间农业劳动力转移与人力资本深化之间的长期动态影响特征。实证检验在一定程度上支持了本文所提出的假说。

关键词：选择性转移 人力资本深化 VAR 模型 广义脉冲响应函数法

中图分类号：F304.6 **文献标识码：**A

一、引言

农业劳动力的非农转移是世界各国工业化过程中的一个普遍伴生的社会经济现象。根据发展经济学的经典理论，劳动力在存在发展差异的农业与非农部门之间的再配置，是消除二元经济结构、实现农业现代化的必由之路。中国的经济发展也不例外，农业和非农收入的悬殊差距²，使中国农村劳动力的非农转移进程仍将持续。

中国农业劳动力的转移，不仅造成农业劳动力数量的减少，而且因非农部门较高的就业条件，呈现出对转移者的选择性特征。据调查，四川和安徽两省外出劳动力多为 35 岁以下的青壮年，平均年龄分别为 26.9 岁和 27.4 岁，非外出劳动力的平均年龄分别高于外出者 7.6 岁和 4.9 岁；（杜鹰，2006）第二次全国农业普查公报的主要数据显示，2006 年，农村外出就业的男性劳动力占到全部外出就业人数的 64%；农村劳动力平均受教育年数为 7.853 年，外出劳动力平均受教育年数为 8.695 年，高于农业劳动力 1.55 年。³那么，这种未转移劳动力相对转移劳动力的老龄化、女性化和文化技能浅化倾向，对农业和农村发展将产生的影响，不仅关系到农业劳动力投入的数量，更重要的影响是农业人力资本。

若将人力资本积累率作为外生变量给定时，转移的选择性对农村地区人均人力资本水平的影响必然是负面的；事实上，选择性转移本身在很大程度上同时决定着农村居民家庭的人力资本投资决策。本文所做的工作是：第一，与关注人力资本对迁移行为影响的已有文献相反，将研究视角转向农村劳动力的非农转移对人力资本形成的作用；第二，将人力资本积累率处理为转移决策过程的内生变量，讨论选择性迁移条件下农业人力资本的形成机制，并给出相应的经验证据。

二、相关文献

许多学者对劳动力转移问题进行过研究,形成了各种理论模型并从不同的角度揭示了农业劳动力转移发生的原因和机制。对于农业劳动力转移的动因的研究,基本思路是从迁移者的个人或其家庭特征与其迁移决策间的相关性进行分析,(Huffman, 1980; Stark, 1991; 赵耀辉, 1997; de Brauw 等, 2002; 李实, 2003; 侯风云, 2005; 杜鹰, 2006)。在此类研究中,劳动者的受教育程度,作为影响迁移决策及迁移行为的关键因素被分解出来。相应的理论解释是,二元结构下农业与非农部门之间存在着技术类别和技术层次的差异,较高的文化技术水平是农业劳动力实现职业转换的必要条件;受教育程度高的人在获取就业信息方面占有优势⁴,从而增加了其在非农行业的就业概率⁵,同时也降低了转移风险⁶;根据教育程度起甄别作用的假说,雇主把教育程度作为申请工作中选择高能力者的识别方法⁷。同时,迁移成本与受教育程度一般被设定为负向关联,获自教育的能力有助于克服劳动者从自己的家乡到陌生的地方、进入不熟悉的工作环境所面临的一系列能力上和心理上的障碍(赵耀辉, 1997)。

Oded Stark、C. Helmenstein 等(1998)和 Kanbur、Rapoport (2005)讨论了高素质劳动力迁移对迁出地的影响。但他们的迁出地不是农业部门而是落后国家。近年,国内学者开始关注人力资本流失对中国农业发展带来的影响,研究结果分为两类:大部分研究认为,这种转移导致了原本就薄弱的农村人力资本的损失,视其为城市对农村的又一次剥夺,并以此作为解释城乡发展差距扩大的一种原因(侯风云、徐慧, 2004; 侯风云, 2005; 侯风云、张凤林, 2006);少数学者关注劳动力转移对农村居民家庭教育需求和人力资本投资的正向效应(申培轩, 2004; 王兆萍, 2007, 郭剑雄、刘叶, 2008; 郭剑雄、李志俊, 2009)。前一种观点是建立在农村人力资本积累为外生给定变量的假设之上的;如果选择性迁移在很大程度上决定着农村居民家庭的人力资本投资决策,那么,所获得的结论可能就会相反。后一类文献虽然正确地把人力资本积累处理为迁移过程的内生变量,但缺乏模型化和经验实证方面的深入、细致的工作。

以下内容的结构安排是:第三节给出农村人力资本在部门间优化配置模型,它试图分析劳动力选择性转移时,农业人力资本的内生机制及形成条件。第五节利用可得经验数据,对第四节分析结论进行了初步的验证。最后一节给出本文的主要结论和相关政策建议。

三、选择性转移下农业人力资本形成及其条件

借鉴 Oded Stark 和 Yong Wang (2002)的分析方法,构造选择性转移条件下的农业人力资本形成模型。

(一) 农业劳动力未进行非农转移时的人力资本形成决策

假定:(1)经济体统由传统的农业部门和现代城市(非农)部门构成,劳动力在两部门的流动没有政策性障碍,只存在技术性分割。(2)农业劳动力分为低能力劳动力 1 和高能力劳动力 2,数量分别是 N_1 和 N_2 ;高能力劳动力 2 符合非农部门的就业条件。(3)劳动力的人

人力资本形成的成本函数假定为线性的， $C(h) = k_i h$ ， $i = 1, 2$ ，人力资本形成对 1 类劳动力的成本更高， $0 < k_2 < k_1$ 。⁸ (4) 生产的唯一投入要素为劳动力，生产产品的价格为 1。

对于个人而言，产出函数仅仅是劳动力人力资本的函数，假定其形式为 $f(h) = \alpha \ln(h+1)$ ， α 表示人力资本的回报。劳动力选择人力资本大小以最大化他的净收入（即，产出减去人力资本的成本）最大化，即：

$$\max W(h) = \alpha \ln(h+1) - kh \quad (1)$$

将 (1) 式对 h 求导，得到劳动力选择的最优人力资本水平为：

$$h^* = \frac{\alpha}{k} - 1 > 0 \quad (2)$$

此时， α 足够大，1 类劳动力人力资本形成的最优水平为 $h_1^* = \alpha / k_1 - 1$ ，2 类劳动力人力资本形成水平为 $h_2^* = \alpha / k_2 - 1$ 。图 1 描述了这种产出的配置情况。因此，没有迁移的情况下，农业部门的人力资本的平均水平为 $\bar{h} = \frac{N_1 h_1^* + N_2 h_2^*}{N_1 + N_2}$ 。

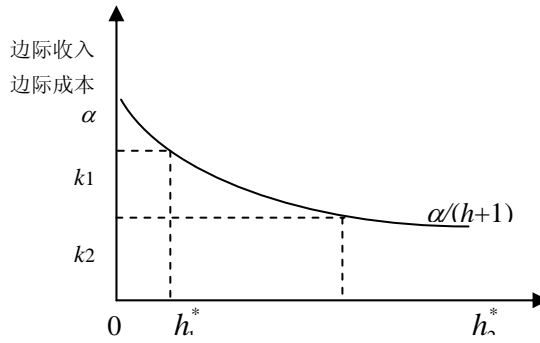


图 1

(二) 农业劳动力非农转移时的农业人力资本形成

假定存在转移到较高技术水平现代部门的机会，并假定人力资本在非农部门不升值也不贬值，且非农部门的人力资本回报率高于农业部门。劳动力在非农部门的产出即他的总收入为 $\hat{f}(h) = \beta \ln(h+1) + E$ ，此处， $\beta > \alpha$ ， $E \geq 0$ ，均为为常数，且为模型外生。⁹

农业部门的劳动力在现代部门的就业概率为 π ， $\pi > 0$ ，风险中性的劳动力的期望净收入为：

$$F(h) = \pi[\beta \ln(h+1) + E] + (1-\pi)\alpha \ln(h+1) - kh \quad (3)$$

劳动力的决策问题同样为其人力资本的数量选择以最大化 (3)，由于

$$\frac{\partial F(h)}{\partial h} = \frac{\pi\beta}{h+1} + \frac{(1-\pi)\alpha}{h+1} - k = \frac{\pi(\beta-\alpha) + \alpha}{h+1} - k$$

劳动力选择最优的人力资本水平：¹⁰

$$\tilde{h}^* = \frac{\pi(\beta-\alpha) + \alpha}{k} - 1 \quad (4)$$

转移机会 π 的出现及更高的工资收入 $\beta \ln(\theta+1) + E$ 引致 2 类劳动力形成更多的人力资本。1 类劳动力因为他们无力形成高于转移到非农部门所需的最小人力资本水平。因此，存在转移机会的前提下，农业部门 1 类劳动力和 2 类劳动力形成的人力资本分别为

$$\tilde{h}_1^* = h_1^*, \tilde{h}_2^* = \frac{\pi(\beta - \alpha) + \alpha}{k_2} - 1。这样，留在农业部门的劳动力的平均人力资本水平为：$$

$$\bar{h}_a = \frac{N_1 h_1^* + (1 - \pi) N_2 \tilde{h}_2^*}{N_1 + (1 - \pi) N_2} \quad (5)$$

若 $\bar{h}_a > \bar{h}$ ，说明劳动力的选择性转移增加了农业劳动力的平均人力资本存量。这一条件等价于：

$$0 < \pi < \pi^m = 1 - \frac{(1 - k_2 / k_1)}{(\beta / \alpha - 1)(1 + N_2 / N_1)} \quad (6)$$

只要 $0 < \pi < \pi^m$ ，转移机会的出现使农业部门劳动力的人力资本平均水平高于没有转移机会的人力资本水平。这一结果暗含的结论是：随着从传统的农业部门向相对发达的非农部门转移机会的出现和一定范围的增加，促使农民进行人力资本投资，带来未转移劳动者的人力资本深化。

利用中国的实际情况对上述结果进行数理分析，根据侯风云（2007）估计的中国城乡收入的教育收益率分别为 9.289% 和 3.655%，我们以此来代替人力资本在农业部门和非农部门的报酬差异，那么， $\beta : \alpha = 2.54$ 。将 $N_2 : N_1$ 定义为农村劳动力资源中高中及以上文化程度的人口与初中及以下的受教育人口规模的比值，1985~2008 年间，中国农村居民高中文化程度的比率在 7.31~14.90% 之间。¹¹ 高人力资本与低人力资本的投资成本比值在 0.9、0.8、0.6、0.5 的不同情形下的最优转移概率如表 1 所示。

表 1 变量不同情形下农业劳动力转移的临界概率

k_2/k_1	$N_2:N_1$	π^m
0.9	1:9	0.9416
	2:8	0.9481
	4:6	0.9610
0.8	1:9	0.8831
	2:8	0.8961
	4:6	0.9221
0.6	1:9	0.7662
	2:8	0.7922
	4:6	0.8286
0.5	1:9	0.7078
	2:8	0.7403
	4:6	0.8052

基于统计数据的局限，对农业劳动力转移比率 (Lr) 用农业劳动力的转移人数 (Ls) 和农村劳动力人数的比值来计算。¹² 中国 1985~2007 年农业劳动力的非农转移比率在 17.38~

54.36%之间,小于各情形下的临界概率。因此,按照目前的转移规模及速度,中国农业部门的人力资本水平会因转移倾向的出现而进一步提升,农村劳动力的非农转移将会引致农业人力资本深化。

那么,中国农村劳动力的选择性转移与农业人力资本深化之间的定量关系如何?我们在下一节中进行具体分析。

四、选择性转移与农业人力资本深化:基于脉冲响应函数的实证检验

在实证方法上,由于忽略了劳动力转移对农村人力资本深化的正向作用,从而导致了变量内生性偏差问题,因为人力资本提升本身也是由劳动力转移移与其他因素所共同决定的内生变量,因此,使用VAR模型的分析方法在实证分析中有其特殊的优势和意义。¹³直接运用VAR模型得到的检验结果难以分析其经济涵义,因而实证中往往采用脉冲响应函数来进行分析。

以中国1983~2007年农村居民人均受教育年限(H)和高中文化程度的比例(H)¹⁴两类分别说明人力资本深化和现状,考察中国农村劳动力转移与人力资本在时序维度的双向动态作用特征。本节主要的研究目的有两点:一是基于脉冲响应函数分析方法来分别考察农村劳动力转移与农村人力资本存量及其深化之间的动态冲击反应,以刻画农村劳动力转移与人力资本的长期的相互动态作用。在进行这一分析时,运用Pearan and Shin(1996,1998)等人提出的广义脉冲响应函数法(GIRF),消除了Sims(1980)方法中变量排序对分析结果的干扰。二是运用预测方差分解技术来进一步考察农村人力资本与劳动力转移在解释对方变动时的相对重要性。

(一) 实证模型

大多数情况下,VAR模型估计方程扰动项的方差—协方差矩阵不是对角矩阵,因此必须首先对其进行正交处理得到对角化矩阵,由Sims(1980)提出的Choleski分解方法是最常用的方法。然而,Choleski分解法的关键问题在于估计结果严重地依赖于VAR系统中各个变量的排序关系,因此,运用改进的广义脉冲响应函数法(GIRF)来进行分析。GIRF方法首先由Koop et al.(1996)提出,Pesaran and Shin(1996,1998)对这一方法进行了拓展研究。GIRF方法的分析结果并不依赖于VAR系统中各个变量的排序,从而大大提高了估计结果的稳定性与可靠性。

(二) 劳动力转移与农村人力资本深化的冲击响应分析

本节分析的VAR模型为包括两类人力资本指标($\ln H$ 和 $\ln H$)与农村劳动力转移($\ln Lr$)在内的双变量系统。由于脉冲响应函数的检验结果严格依赖于误差向量满足白噪声序列向量这一假设前提,因此首先对模型的时间序列变量进行平稳性检验。Johansen协整检验结果表明在5%的显著性水平下,时间序列存在唯一的协整关系,满足原假设条件。运用GIRF方法来分别考察两类人力资本指标和劳动力转移之间的冲击响应,得到分析结果见表2。

表 2 中国农村劳动力转移与人力资本的冲击响应分析结果

冲击反应期	Response of $\ln H$ to $\ln Lr$	Response of $\ln H$ to $\ln Lr$	Response of $\ln Lr$ to $\ln H$	Response of $\ln Lr$ to $\ln H$
1	0.004319	0.006788	0.034044	0.019895
2	0.009719	0.012690	0.028752	0.013599
3	0.004287	0.000479	0.025937	0.021452
4	0.004112	0.002034	0.024754	0.012223
5	0.005371	0.005356	0.021508	0.007321
6	0.004974	0.005723	0.018846	0.005666
7	0.005055	0.007374	0.016278	0.002194
8	0.004973	0.008110	0.014054	0.000328
9	0.004715	0.008338	0.012191	-0.001255
10	0.004565	0.008754	0.010194	-0.003062
累计	0.052089	0.065644	0.206558	0.078360

1. 农村劳动力平均受教育年限与劳动力转移。观察表 2 第 1 列的模拟结果可以发现,在整个冲击响应期内, $\ln H$ 对当期 $\ln Lr$ 一个单位冲击的反应曲线形状大致呈倒 V 型: $\ln H$ 的当期反应值为 0.004, 其后一期的反应值升为 0.010, 然后在第 3 期以后, 反应值重新回到 0.004~0.005 的区间内。计算在分析期内 $\ln H$ 的累计反应值 (Accumulated Response) 可发现, 当期 $\ln Lr$ 冲击对 $\ln H$ 的总体影响为 0.052, 这一结果的涵义是农业劳动力转移将导致农村人力资本深化。表 2 第 3 列的结果显示, $\ln Lr$ 对 $\ln H$ 的冲击反应轨迹大致为有下降趋势的直线, 然而 $\ln Lr$ 对 $\ln H$ 的冲击反应为正, 且反应值较大 (其累计冲击反应值为 0.207), 说明农村居民人力资本深化对农业劳动力转移具有较大的促进作用。

2. 受教育程度在高中及以上的比重与劳动力转移。表 2 第 2 列的模拟结果显示, 在整个冲击响应期内, $\ln H$ 对当期 $\ln Lr$ 一个单位冲击的反应曲线形状大致呈 N 型: $\ln H$ 的当期反应值为 0.007, 第二期便升为 0.013, 其后一期下降, 随后又逐渐上升至 0.008 左右。在分析期内的累计反应值为 0.066, 说明农村劳动力转移对农村人力资本的现状具有明显的改善作用。从第 4 列的模拟结果可以发现: $\ln Ls$ 对当期 $\ln H$ 冲击的反应轨迹呈先波谷后波峰的倒 S 型: $\ln Ls$ 对 $\ln H$ 的当期反应为正, 第二期反应值下降, 第三期反应值又上升, 之后持续下降, 直到第 9 期后, 反应值为负。但其累计反应值为 0.078。说明农村居民高中及以上受教育比重的增加, 对农业劳动力转移产生正面效应。

3. 比较农村居民人力资本及其深化与农业劳动力转移的累计脉冲响应值可知, 农村人力资本对农业劳动力的非农转移的促进效应 (0.207) 明显大于农业劳动力转移导致的农村人力资本深化效应 (0.052); 农村居民人力资本状况的改善对农业劳动力非农转移的引致效应略大于农业劳动力转移带来的农村人力资本水平的提升效应。因此, 尽管冲击反应曲线轨迹和累计反应值存在差异, 但农业劳动力的转移与农村人力资本的状况及其深化的冲击影响均为正值, 证实了中国农业劳动力转移与农村人力资本的改善及深化之间动态的、良性的影响路径。

（三）农业劳动力转移与农村人力资本深化的预测方差分解分析

进一步运用方差分解法来考察农业劳动力转移与农村人力资本之间的相互影响重要程度。与脉冲响应函数方法不同，方差分解法是将系统的预测均方误差分解成系统中各变量冲击所做的贡献，从而可以考察任意一个内生变量的预测均方误差的分解。

表 3 变量的方差分解结果

	Variance Decomposition of $\ln Lr$		Variance Decomposition of $\ln H$		Variance Decomposition of $\ln H_e$	
	$\ln H$	$\ln Lr$	$\ln H$	$\ln Lr$	$\ln H$	$\ln Lr$
1	25.59681	0.70429	0.00000	0.00000	49.34477	0.00000
2	36.47820	2.16461	5.23277	11.86798	68.84198	0.55487
3	43.31522	2.25583	7.07200	9.64109	69.76495	6.57136
4	47.86966	2.79689	7.02329	8.96476	70.96288	7.86022
5	50.32573	4.18968	9.27879	9.45596	74.04300	7.36460
6	51.48317	5.33919	12.21393	9.73950	76.29245	6.89224
7	51.40064	6.99605	14.51288	10.80694	77.95795	6.38283
8	50.90773	8.63986	16.85648	12.09312	78.88395	6.07176
9	50.00896	10.24413	19.08994	13.26892	79.21494	5.93804
10	48.84817	11.88776	21.11818	14.49133	78.97022	6.03126

农村人力资本与农业劳动力转移的方差分解结果见表 3。综合方差分解结果可以发现：人力资本两个指标对解释农业劳动力转移的预测方差起了很大的作用。其中，人力资本的两个指标对农业劳动力转移的贡献越来越大，从第 4 期以后，人力资本解释了农业劳动力转移的 50%的预测方差，这个结果刻画了中国农村人力资本变化与农业劳动力转移之间的关系：农村人力资本的深化是促使农业劳动力转移的关键原因之一，导致了大量农村劳动力从农业、农村中释放出来。

与此相比较，农业劳动力的非农转移对农村人力资本的改善及深化的预测方差的解释贡献度较小，但其作用随着响应期的延长而逐渐增加。对这一估计结果大致有如下基本解释：

(1) 从微观视角，农户劳动力非农转移使其家庭收入增加，从而增加了对教育的投资 (Yang, 2008)；从对转移劳动力的需求看，由于二三产业本身对劳动者技能的较高要求，促成农村转移劳动力的人力资本投资。然而，人力资本的投资效应往往存在一定的时滞。(2) 农村劳动力迁移或非农转移能够增加个人的工作经历、获得相关信息和技能，从而提升其人力资本水平，但局限于人力资本的测度方法，本节未考虑此意义上的人力资本深化。(3) 改革开放以来中国各级劳动力市场的全面开放仅有 20 余年的历史，还不能完全体现农业劳动力的转移与农村人力资本深化之间更为长期的内在关系。(4) 中国是一个尚未完成工业化和城市化的发展中国家，劳动力及其附载的人力资本的非农化，是中国在当前及今后一个相当长时期仍将继续面临的事实。¹⁵

五、结论与政策建议

本文的分析表明，源于劳动力收入最大化的理性决策，满足一定条件时，农业从业者人力资本深化可在农业和非农部门之间的选择性配置中生成；农业人力资本整体水平的提升，可以孕育于农村劳动力的选择性转移过程之中。基于 VAR 模型的广义脉冲响应函数法和方差分解法，对中国 1983~2007 年期间农业劳动力转移与农村人力资本之间的相互动态影响进行了考察。结果表明，一方面，农村居民人力资本对农业劳动力转移的冲击效果显著为正。另一方面，农业劳动力的转移对农村人力资本的深化同样具有正向的冲击，尽管这种冲击较小。方差分解结果表明，农村居民人力资本状况及其深化对解释农业劳动力转移预测方差起着重要作用，尽管农业劳动力转移对农村人力资本预测方差的贡献度较小，但随着响应期的增加，贡献度也在逐渐增加。这一结果暗示，农村劳动力非农转移不仅不是对农村剥夺，而且与农村人力资本深化产生协同效应。

本文研究的政策涵义，是转向农村的“补偿性教育”¹⁶制度的设计，推动农业人力资本的动态提升。增加对农村地区教育机会的供给，有助于形成农业人力资本长期的、代际的良性互动；加大农村的职业技术教育机会，提高未能非农转移劳动力的劳动技能。此外，完备的劳动力市场是人力资本投资及配置的前提，只有人力资本被正确定价，对人投资的有利性才会充分展现，从而激发农民向人力资本的投资需求。因此，进一步开放农村劳动力就业市场，消除阻碍农村劳动力流动的各种制度性障碍，将带来协同增效的作用。正如 2009 年世界银行的报告中所言：农村流向城市人口的激增不仅不是威胁毁灭人性的潮流，而且可以是促进经济增长和福利趋同的及时加速器。¹⁷

参考文献

- [1] Kanbur, R., H. Rapoport, Migration Selectivity and The Evolution of Spatial Inequality [J], Journal of Economic Geography, 2005, 5:43-57.
- [2] Katz, E., and Stark, O., Labor migration and risk aversion in Less developed Countries [J], Journal of Labor Economics, 1986, 4 (1):134-149.
- [3] Koop G., Pesaran M., and Potter S., Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models [J], Journal of Econometrics, 1996, 74.
- [4] Lütkepohl H., Introduction to Multiple Time Series Analysis [M], Springer-Verlag, Germany, 1993.
- [5] Pesaran M., and Shin Y., Cointegration and Speed of Convergence to Equilibrium [J], Journal of Econometrics, 1996, 71.
- [6] Pesaran M., and Shin Y., Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models [J], Economic Letters, 1998, 58.
- [7] Stark, O., C. Helmenstein and A. Prskawetz, Human Capital Depletion, Human Capital Formation and Migration: a Blessing or a "Curse" ? [J], Economics Letters, 1998, 60:363-367.
- [8] Stark, O., and Yong Wang, Inducing Human Capital Formation: Migration as a Substitute for Subsidies [J], Journal of Public Economics, 2002, 86:29-46.
- [9] 杜鹰. 现阶段中国农村劳动力流动的基本特征与宏观背景分析 [J]. 载蔡昉、白南生. 中国转轨时期劳动力流动 [C]. 北京: 社会科学文献出版社, 2006.
- [10] 郭剑雄、李志俊. 劳动力选择性转移条件下的农业发展机制 [J]. 经济研究, 2009, (5).
- [11] 郭剑雄、刘叶. 选择性迁移与农村劳动力的人力资本深化 [J]. 人文杂志, 2008, (4).
- [12] 郝丽霞. 农村人力资本非农化补偿机制研究 [D]. 西北农林科技大学硕士学位论文, 2005.
- [13] 侯风云、徐慧. 城乡发展差距的人力资本解释 [J]. 理论学刊, 2004, (2).
- [14] 侯风云、张凤兵. 从人力资本看中国二元经济中的城乡差距问题 [J]. 山东大学学报, 2006, (4).
- [15] 侯风云、张凤兵. 农村人力资本投资及外溢与城乡差距实证研究 [J]. 财经研究, 2007, (8).
- [16] 侯风云、邹融冰. 中国城乡人力资本投资收益非对称性特征及其后果 [J]. 四川大学学报, 2005, (4).
- [17] 李录堂、张藕香. 农村人力资本投资收益错位效应对农村经济的影响及对策 [J]. 农业现代化研究, 2006, (4).
- [18] 刘文. 农村劳动力流动过程中的人力资本效应研究 [J]. 农业现代化研究, 2004, (3).
- [19] 谭永生. 农村劳动力流动与中国经济增长 [J]. 经济问题探索, 2007, (4).
- [20] 王兆萍. 迁移与我国农村区域贫困人口的人力资本积累 [J]. 干旱区资源与环境, 2007, (3).
- [21] 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).
- [22] 张利萍. 教育与劳动力流动 [D]. 华中师范大学博士学位论文, 2006.

Labor Selective Transfer and Agricultural Human Capital Deepening

Zhijun Li, Jianxiang Guo

Abstract: On the condition of rural labor force non-agriculture selective transfer, with the transfer opportunity from traditional agricultural department to the relatively developed non-agricultural sector and the increased scope, farmers are prompted to invest human capital, transfer of human capital deepening laborers, bring about human capital deepening of agricultural labour. Using VAR model, based on the generalized impulse response function, and variance decomposition method, the long-term effects of dynamic characteristics of China agricultural labor transfer and human capital deepening are investigated during 1983 ~ 2007. In a certain extent, the empirical test supports for this hypothesis.

Keywords: selective transfer; human capital deepening; VAR model; GIRF

收稿日期: 2010-05-11;

作者简介: 李志俊、郭剑雄, 陕西师范大学。

¹ 本文为本文为国家社科基金项目(08BJL012)子项目成果, 陕西师范大学“211工程”第三期重点学科建设项目子项目成果, 陕西师范大学优秀博士论文资助项目(X2009YB07)子项目成果。

² 中国改革初期, 农业增长促成的整体经济增长曾经使得城乡收入差距一度缩小, 然而, 自20世纪90年代中后期以来, 城乡收入差距又进一步拉大, 2008年城乡居民人均可支配收入分别为15781元和4761元, 城乡收入比为3.3:1。数据来源: 中华人民共和国国家统计局:《中华人民共和国2008年国民经济和社会发展统计公报》。

³ 2006年农村劳动力资源中, 文盲3593万人, 占6.8%; 小学文化程度17341万人, 占32.7%; 初中文化程度26303万人, 占49.5%; 高中文化程度5215万人, 占9.8%; 大专及以上学历文化程度648万人, 占1.2%。外出从业劳动力中, 文盲占1.2%; 小学文化程度占18.7%; 初中文化程度占70.1%; 高中文化程度占8.7%; 大专及以上学历文化程度占1.3%。农业从业人员中, 文盲占9.5%, 小学占41.1%, 初中占45.1%, 高中占4.1%, 大专及以上学历占0.2%。平均受教育年限计算时, 文盲半文盲按照1年计量。资料来源: 中华人民共和国国家统计局:《第二次全国农业普查主要数据公报》, 2008年2月。

⁴ 参考 Schwartz, Aba, 1973: “Interpreting the Effect of Distance on Migration”, *Journal of Political Economy*, 1153~1169.

⁵ Huffman (1980) 对276个调查对象的研究表明, 教育可直接增加劳动力从事非农工作的概率, 其弹性为1.2。赵耀辉(1997)发现, 与没有受过正规教育的人比, 高中文化程度的人外出的概率多21个百分点, 初中文化程度的人多11个百分点。李实(2003)的统计分析表明, 与文盲相比, 高中文化程度的劳动力获得非农就业机会的概率在1988年高出近10个百分点, 在1995年要高出20个百分点。

⁶ 劳动力迁移的新经济学强调迁移的保障动机, 根据这一理论, 收入不确定性越大, 作为风险多样化战略, 越会刺激劳动力迁移。参考(Katz, E., Stark, O., 1986)

⁷ 参考赵耀辉: 中国农村劳动力流动及教育在其中的作用——以四川为基础的研究, 《经济研究》1997年第2期。

⁸ 这两类劳动力的人力资本投资成本的差异,可以理解为由劳动力本身的学习能力或认知能力的区别导致。

⁹ 这一产出方程暗含现代部门的人力资本回报率高于农业部门,由于现代部门的收入是传统农业部门的若干倍,因此这一假定 $\beta > \alpha$ 非常合理。常数 E 刻画了现代部门的强化收入因素,而非劳动力自身的人力资本,可能是人力资本外部性或福利效益。

¹⁰ 由于 $f(\theta)$ 和 $\hat{f}(\theta)$ 函数为拟凹,那么有 $\frac{\partial^2 F(h)}{\partial h^2} = -\frac{\pi(\beta - \alpha) + \alpha}{(h + 1)^2} < 0$ 成立。

¹¹ 数据来源于国家统计局农村社会经济调查总队:《中国农村住户调查年鉴 2008》,北京:中国统计出版社,2009 年。

¹² 转移的农业劳动力计算方法为: $L_s = (\text{城镇从业人员} - \text{城镇职工人数}) + (\text{乡村从业人员} - \text{农业就业人员})$ 。该方法参考陆学艺的计算方法,该估算方法将城镇从业人数减去城镇职工人数得到进入城市就业的“农民工”人数;将乡村从业人数减去农业就业人数得到农村中非农劳动力数量,然后将二者之和就是农村转移劳动力总量。数据来源于各年《中国统计年鉴》、《中国农村住户调查年鉴》。

¹³ 处理变量内生性带来的估计偏差问题有联立方程组估计法和 VAR 模型法,与前者相比,选择 VAR 模型具备几点优势:可以较少地受到既有理论的约束,因为在 VAR 系统中所有变量都被视为内生变量,从而对称地进入到各个估计方程中;可以方便地分析农村劳动力转移与人力资本状态及其深化的长期动态影响;可以避免变量缺省的问题。此外,VAR 模型方法的一大优点在于它为分析系统中各个变量之间的动态影响提供了很好的分析工具。参考 Sims (1980) 和 Lütkepohl (1993)。

¹⁴ 劳动力平均受教育年限 = 文盲 * 0 + 小学 * 6 + 初中 * 9 + 高中和中专 * 12 + 大学及以上 * 16,数据来源于各年份《中国农村住户调查年鉴》。考虑到对时间序列数据进行对数化后容易得到平稳序列,且并不改变时序数据的特征,因此本文实际分析时均采用各变量的对数值。

¹⁵ 参考郭剑雄,李志俊(2009)。

¹⁶ 关于补偿性教育的主要涵义,参考郭剑雄,李志俊(2009)。

¹⁷ 世界银行:《2009 年世界发展报告:重塑世界经济地理》,北京:清华大学出版社,2009 年版,第 158 页。