华南农业大学学报(社会科学版)
2009年第3期 JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY No. 3 2009
(第8卷) (SOCIAL SCIENCE EDITION) (Vol. 8)

我国农村人力资本投资与非农就业关系的实证研究

——基于1978—2007年的经验证据

朱贵云[1,2], 郑贵廷[1], 武治国[3]

(1. 吉林大学 经济学院,吉林 长春 130012;2. 东北师范大学 人文学院,吉林 长春 130117;
3. 雨润集团,江苏 南京 250000)

摘 要: 从公共投资、教育、健康、培训及迁移等角度全面度量了我国1978—2007年农村人力资本投资量,并在此基础上运用向量误差修正模型、协整检验、Granger因果检验对我国农村人力资本投资与非农就业的关系做了实证研究。结果表明,人力资本投资量是非农就业总比重的单向Granger原因,即前者有效地促进了后者的提高,但其影响具有滞后性;人力资本投资量不是农村劳动力当地非农就业比重的Granger原因,即前者并未促进后者的提高,反而更有效地促进了农村劳动力向城市非农产业转移。

关键词: 人力资本投资量; 非农就业比重; 向量误差修正模型; 协整检验; Granger因果检验
中图分类号: F323.6 **文献标识码**: A **文章编号**:1672-0202(2009)03-0001-09

一、文献回顾

农业劳动力能否顺利实现向非农产业转移,是工业化、城市化建设成败的关键所在,而人力资本含量的高低又是影响农村劳动力获得非农就业岗位的重要因素。自舒尔茨提出人力资本理论以来,国内外学者就人力资本与非农就业的关系进行了大量研究[1]。广大学者的研究主要从教育、培训和健康投资这三个方面来考察人力资本对非农就业的影响。

教育水平的提高使劳动力更有能力获得非农就业岗位,其从事非农工作的概率增大。赵耀辉[2]对北京郊县昌平三个村劳动力流动的研究结果表明,教育对劳动力从农村到城市的永久迁移作用很显著,对劳动力从农村的农业流动到非农产业的作用也很显著。陈玉宇和邢春冰[3]利用Probit模型计算出教育水平每增加一年,劳动者到工业部门工作的机会增加1.5%-3.2%。同时,劳动力的文化程度越高,从事非农就业的稳定性越强[4-5]。张林秀等[6]的实证研究也表明,教育决定着农村转移劳动力非农就业的稳定性,在经济萧条时期,受教育程度较高的农村转移劳动力能够较好地避免被解雇的风险。

培训能使劳动力迅速掌握与某项工作相关的技能,提高其非农就业能力。如杨冠军[7]的调查表明,1998年河南省农村劳动力中接受过技术培训的转移率为34.9%,未受过技术培训的转移率为4.6%;同时,培训也提高了农村劳动力的非农就业稳定性。张照新、宋洪远[8]的研究表明,2000年受过专业培训的劳动力回流比例低于未受过专业培训的劳动力回流比例,这意味着接受过专门培训对于农村劳动力长期在外就业有重要影响。

健康在劳动力参与决策中扮演重要角色。樊明[9]的研究表明,健康不良对就业有显著的负面影响,健康人群比不健康人群获得就业的机会更大。魏众[10]利用1993年中国营养调查数据研究

收稿日期:2009-04-20

作者简介:朱贵云(1980—),女,河北武强人,吉林大学经济学院博士研究生,东北师范大学人文学院讲师,主要研究方向为农业经济学.

表明,健康状况对农村劳动力实现非农就业有重要的影响。刘生龙[11]利用2006年中国健康和营养调查数据验证健康对中国农村居民劳动力参与的影响,得出健康状况每增加一个等级,农村居民劳动力参与的可能性将会提高3.48%。

综上所述,现有研究一般都能得出这样的结论,即人力资本水平的提高对促进农村劳动力非农就业有着积极作用。但现有研究仅从教育、培训或健康状况单个角度来考察人力资本对农村劳动力非农就业的影响。而人力资本的形成途径除了这三方面外,还应包括国家对人力资本形成进行的公共投资以及劳动力的迁移投资。因此,现有研究不能全面衡量农村劳动力的人力资本投资量,也就无法全面反映人力资本对非农就业的影响。本文将从公共投资、教育、培训、健康和迁移等角度全面衡量农村劳动力人力资本投资量,并在此基础上分析其对非农就业的影响。

二、农村人力资本投资量测度

在对我国农村人力资本投资量进行测度时,本文借鉴侯风云[12]所提出的形成基础法①,从人力资本形成的各途径来衡量农村人力资本投资量,与其不同的是本文测度的是人力资本投资量而不是存量。按照舒尔茨的理论,人力资本投资有五个方面:医疗保健、培训、教育、不是由企业组织的为成年人举办的学习项目、迁移[13]。此外,公共投资也是人力资本形成的重要途径。因此,本文从以下几方面来考查农村人力资本投资量:公共投资;农村个人投资,其中包括教育、健康和迁移投资;培训投资,其中包括农村个人培训投资、企业培训投资②。设 t 年农村人力资本投资量为 H_t,则:

$$H_t = \sum_{i=1}^{5} H_{it} \tag{1}$$

其中,H_{it} 是 t 年第 i 种途径的人力资本投资量。下面分别对五种途径的人力资本投资量进行测度。

第一,t 年公共人力资本投资量。

公共人力资本投资用国家财政支出中对农村的教育支出来度量。目前普遍采用"文教卫生事业费"来度量教育支出,但由于无法得到该费用中用于农村投资的具体数据,只能用其他指标代替。本文用 t 年我国农村教育费附加支出 H_{1t} 来度量该年公共人力资本投资量。虽然该指标不能全面反映公共人力资本投资水平,但其变动与公共投资高度相关。由于本文的主要目的是衡量人力资本投资量的变动对非农就业的影响,因此,采用该指标不影响本文的研究。

第二,t 年农村个人教育投资量。

农村个人教育投资量用当年农村人均文化教育、娱乐服务支出乘以当年农村总人口得到,即:

$$H_{2t} = E_t \times P_t \tag{2}$$

其中,E_t 为 t 年农村人均文化教育、娱乐服务支出,P_t 为 t 年农村总人口。

第三,t 年农村个人健康投资量。

农村个人健康投资量用当年农村人均医疗保健支出乘以当年农村总人口得到,即:

$$H_{3t} = h_t \times P_t \tag{3}$$

其中,h_t 为 t 年农村人均医疗保健支出。

第四,t 年农村个人迁移投资量。

农村个人迁移投资量用当年农村人均交通通信费乘以当年农村总人口得到,即:

$$H_{4t} = M_t \times P_t \tag{4}$$

其中,M_t 为 t 年农村人均交通通信费支出。由于《中国统计年鉴》中并未披露1978—1983年的该

① 笔者认为该方法所测度的不是当年人力资本存量,因为该数值应等于上年人力资本存量加上本年度新增量,所以侯所测度的仅仅是农村个人人力资本投资量。

② 公共培训投资包含在公共投资中,此处不再加以度量。

项支出,同时考虑到 1978 年农村开始实行家庭联产承包责任制后的几年中,农民从事农业生产的热情空前高涨,向非农产业转移的数量非常少,因此忽略这几年的迁移投资。此外,1986—1989 年的此项费用也无法得到,本文采用相邻年份数据的加权平均值并用随机数调整后得到。

第五,t 年培训投资量。

培训投资为农民个人和企业培训投资之和。由于农民工收入水平低,除了维持最低生活外,剩余资金很少,因此农民工个人很少投资参与培训。企业作为追求利润最大化的经济主体,希望雇佣具有一定技术水平的现成工人,再加上对不熟练农民工进行培训后又面临很大的"跳槽"风险,给企业带来损失,因此也很少出资对农民工进行培训。因此,本文将这项投资忽略不计,不会对人力资本投资量带来很大影响。

表 1 汇总了 1978—2007 年我国农村人力资本投资量。从表 1 可以看出,我国农村人力资本投资量总体上呈逐年上涨趋势,说明社会和个人对人力资本投资的重视程度不断提高。

表 1 我国农村人力资本投资量

年份	公共投资 H_{1t}/亿元	农村人均文化教育、娱乐服务支出 E_t/元	农村人均医疗保健支出 h_t/元	农村人均交通通信费用支出 M_t/元	农村人口数 P_t/万人	农村人力资本投资量 H_t/亿元
1978	0	5.43	4.99		79014	82.33259
1979	0	6.45	5.78		79047	96.67448
1980	0	7.89	5.99		79565	110.4362
1981	0	8.54	6.99		79901	124.0863
1982	0	9.89	9.88		80459	159.0674
1983	0	10.33	7.99		78614	144.0208
1984	0	12.33	4.99	4.87	80340	178.2745
1985	1.12	12.45	7.65	5.48	80757	207.6964
1986	11.52	16.67	6.39	5.68	81141	244.7192
1987	21.31	22.89	7.53	6.56	81626	323.1629
1988	28.4	26.89	9.46	6.75	82365	383.3932
1989	37	29.56	11.48	7.73	83164	442.5742
1990	52.1	31.38	19.02	8.41	84138	546.9156
1991	47	36.34	14.93	10.27	84620	567.7515
1992	55	43.77	24.14	12.24	84996	736.2429
1993	63.32	58.38	27.17	17.41	85344	942.0218
1994	79.63	75.11	32.07	24.01	85681	1203.679
1995	112.89	102.39	42.48	33.73	85947	1647.903
1996	147.41	132.46	58.26	47.07	85085	2170.646
1997	147.41	148	62.45	53.92	84177	2374.313
1998	165.02	159.41	68.13	60.68	83153	2561.656
1999	162.46	168.33	70.02	68.73	82038	2681.683
2000	151.97	186.72	87.57	93.13	80837	3122.083
2001	146.57	192.64	96.61	109.98	79563	3322.964
2002	173.01	210.31	103.94	128.53	78241	3637.365
2003	202.92	235.68	115.75	162.53	76851	4152.754
2004	258.9	247.63	130.56	192.63	75705	4580.293
2005	315.15	295.48	168.09	244.98	74544	5596.965
2006	287.025	305.13	191.51	288.76	73742	6078.722
2007	301.0875	305.66	210.24	328.4	72750	6443.37

注:教育费附加自 1984 年在农村开始征收,因此 1984 年及以前的数据均为零。

资料来源:农村教育费附加支出数据来源于中经网数据库,其他数据来源于 1985—2008 年《中国统计年鉴》。

三、变量说明与研究假说

(一)变量说明

1. 被解释变量

农民从事非农就业一般有两种形式,即外出就业和在当地从事非农工作,因此本文用农村劳动力非农就业总比重来表示总体非农就业水平,用农村劳动力当地非农就业比重来表示当地非农就业水平。其具体计算方法如下:

$$FN_t = 1 - L_{nt}/L_t \quad (5)$$

$$DDFN_t = (L_{rt} - L_{nt})/L_{rt} \quad (6)$$

其中,FN_t 为 t 年农村劳动力非农就业总比重;L_{nt} 为 t 年第一产业从业人数;L_t 为 t 年农村劳动力总数;L_{rt} 为乡村从业人员总数。其中,1983—2007 年乡村从业人员总数和第一产业从业人数来源于 1985—2008 年《中国统计年鉴》,1978—1982 年乡村从业人员总数、第一产业从业人数和农村劳动力总数来源于《中国农村经济统计大全(1949—1986)》[14],1983—2006 年农村劳动力总数来源于 1984—2007 年《中国农村统计年鉴》,2007 年农村劳动力总数无法直接得到,本文取 2006 年和 2005 年该数值的算术平均值。

2. 解释变量

本文的解释变量为农村人力资本投资量 H_t。为了更精确的衡量人力资本投资量对非农就业水平的影响,笔者采用以 1978 年为基年的商品零售价格指数剔除物价变动的影响,得到以不变价格计算的农村人力资本投资量 H_{rt}。此外,本文加入农村物质资本投资量和城镇失业率两个控制变量,分别用 I_t 和 UE_t 表示这两个指标的 t 年值,其中,t 年农村物质资本投资量由当年农林牧渔基本建设投资和更新改造投资之和得出。同时用以 1978 年为基年的商品零售价格指数剔除物价变动的影响,得到以不变价格计算的农村物质资本投资量 I_{rt}。农林牧渔基本建设投资量和更新改造投资量数据来源于 1985—2008 年《中国统计年鉴》。城镇失业率数据来源于 1985—2008 年《中国统计年鉴》。

(二)研究假说

假说一:农村人力资本投资量与非农就业比重呈正向关系。人力资本含量的提高能提高农村劳动力的非农就业能力及其从事非农工作的稳定性,有利于农村劳动力向非农产业转移。因此,农村人力资本投资量越高,非农就业比重也应越高。

假说二:农村物质资本投资量与非农就业比重呈正向关系。物资资本和劳动之间是替代关系,物质资本量越高,农林牧渔业所需的劳动力越少,农业富余劳动力就越多,向非农产业转移的压力也越大,促使更多劳动力向非农产业转移。

假说三:城镇失业率与非农就业比重呈负向关系。城镇失业率的高低直接决定城镇空缺岗位的多少,影响农村劳动力在城镇找到就业岗位的概率。城镇失业率越高,农村劳动力在城市找到工作的概率越小,其转移倾向也越低,非农就业总比重也就越低。但是城镇失业率对农村劳动力当地从事非农就业并无影响。

四、实证研究

本文的主要任务是通过实证研究得出两组关系:一是农村人力资本投资量与非农就业总比重间的关系;二是农村人力资本投资量与农村劳动力当地非农就业比重间的关系。对前者的研究,本文选择农村劳动力非农就业总比重(FN)为被解释变量,以不变价格计算的农村人力资本投资量(H_{rt})、物质资本投资量(I_{rt})和城镇失业率(UE)为解释变量,记为模型一。对后者的研究,本文选择农村劳动力当地非农就业比重(DDFN)为被解释变量,以不变价格计算的农村人力资本投资量

(H_{rt})和物质资本投资量(I_{rt})为解释变量,记为模型二。

(一)ADF 检验

由于本文使用的是时间序列数据,为避免谬误回归,在拟合模型前必须对数据进行平稳性检验。检验序列平稳性的标准方法是单位根检验,其中 ADF 检验是目前普遍应用的一种检验方法。本文采用 EViews5.1 软件,对各序列进行 ADF 检验,检验结果汇总于表 2。从表 2 可以看出,所有变量都是非平稳变量,但是经过一阶差分后都在 0.01 的水平下通过了平稳性检验,所以这些变量均为 $I(1)$,即一阶单整过程。由于这些变量都是同阶单整,因此可以通过协整检验来确定变量之间是否存在长期均衡的协整关系[15]。

表 2　各变量的 ADF 检验结果

变量	检验类型 (C,T,K)	ADF	*Prob.*	变量	检验类型 (C,T,K)	ADF	*Prob.*	结论
FN	$(C,T,2)$	-3.18	0.11	D(FN)	$(C,0,0)$	-3.66	0.01	$I(1)$
DDFN	$(C,0,5)$	-2.51	0.13	D(DDFN)	$(C,T,4)$	-5.08	0.00	$I(1)$
I_r	$(C,T,0)$	0.00	0.99	$D(I_r)$	$(0,0,0)$	-4.15	0.00	$I(1)$
H_r	$(C,0,0)$	5.72	1.00	$D(H_r)$	$(C,T,0)$	-4.44	0.01	$I(1)$
UE	$(C,T,0)$	-2.07	0.26	D(UE)	$(0,0,0)$	-2.56	0.01	$I(1)$

注:检验形式(C,T,K)分别表示单位根检验方程中的常数项、时间趋势项和滞后阶数,D 表示差分算子。

(二)Johansen 协整检验

对多变量协整关系检验的常用方法是 Johansen 协整检验。在进行协整分析时,首先要确定各变量的最优滞后阶数。由于 Johansen 协整检验是一种基于向量自回归模型(VAR)的检验方法,且 Johansen 协整检验的最优滞后阶数比其对应的无约束 VAR 模型的最优滞后阶数小 1。可见,必须首先弄清无约束 VAR 模型的最优滞后阶数。经检验模型一和模型二的 LR、FPE、AIC、SC 和 HQ 这 5 个信息标准一致认为应建立无约束 VAR(3)模型,因而两模型协整检验的最优滞后阶数应为 2。根据模型是否包括截距项和趋势项,协整关系检验的具体形式有 5 种:(1)"序列有均值,协整方程没有截距项";(2)"序列有均值,协整方程有截距项";(3)"序列有均值和线性趋势项,协整方程只有截距项";(4)"序列有均值和线性趋势项,协整方程有截距项和线性趋势项";(5)"序列有均值、线性和二次趋势项,协整方程有截距项和线性趋势项"。笔者对每种形式都进行检验,采用 0.05 的显著性水平,并将检验结果汇总于表 3-1 和表 3-2①。从两表中可看出,各种模型形式的迹统计量和最大特征根检验结果均能得出变量之间至少存在一种协整关系。为了确定最优协整关系形式,笔者对上述 5 种模型形式分别构建了向量误差修正模型(VECM),并将对 VECM 进行整体评价的 AIC 和 SC 统计量汇总于表 3-1 和表 3-2,同时将 VECM 模型的估计结果汇总于表 4。对于两模型笔者结合经济学相关理论和前文研究假设,并参考 AIC 和 SC 准则最终确定协整关系形式,模型一和模型二的协整关系形式分别为(3)和(5)。由表 4 可以得出,反映长期均衡关系的协整方程分别为:

$$\begin{gathered} \mathrm{FN} = 33.88 + 0.17H_r + 2.88I_r - 4.49\mathrm{UE} \qquad (7) \\ (0.39)\quad (0.46)\quad (0.90) \\ [0.44]\quad [6.30]\quad [-4.97] \end{gathered}$$

① 表格绘制方法参考庞德良,洪宇:《石油价格冲击、内生技术进步与日本经济增长》,《现代日本经济》,2009 年第 1 期。

$$DDFN = 11.06 + 1.39H_r - 1.24I_r + 0.29T \quad (8)$$
$$(0.72)\quad(0.73)$$
$$[1.92]\quad[-1.69]$$

式(7)和(8)所列协整系数下面的圆括号内数字为标准误,方括号内数字为 t 值。两式反映了因变量和自变量之间存在长期稳定的均衡关系。从式(7)可看出,农村劳动力非农就业总比重对人力资本投资量、物质资本投资量和城镇失业率的弹性分别为0.17、2.88、-4.49,系数符号均符合前文研究假说。其中人力资本投资量对非农就业总比重的弹性最小,且不显著,这说明人力资本投资量的提高在当期并不能对非农就业产生较大影响。物质资本投资量对非农就业总比重有较大的正向影响,而城镇失业率则对其有较大的负向影响。从式(8)可以看出,农村劳动力当地非农就业比重对人力资本投资量的弹性为1.39,符合前文研究假说,但显著性水平不高,对物质资本投资量的弹性为-1.24,但该系数不显著。这说明当期人力资本和物质资本投资量的提高均不能显著影响农村劳动力在当地从事非农就业。

表3-1 Johansen协整检验结果(模型一)

模型形式(观测数:27;滞后区间:1-2)	迹统计量	最大特征根	VECM整体评价	
			AIC	SC
形式(1):序列有均值,协整方程没有截距项	2	2	4.71	5.15
形式(2):序列有均值,协整方程有截距项	3	2	4.43	4.87
形式(3):序列有均值和线性趋势项,协整方程只有截距项	4	4	4.44	4.92
形式(4):序列有均值和线性趋势项,协整方程有截距项和线性趋势项	4	2	3.81	4.80
形式(5):序列有均值、线性和二次趋势项,协整方程有截距项和线性趋势项	2	2	3.29	3.82

表3-2 Johansen协整检验结果(模型二)

模型形式(观测数:27;滞后区间:1-2)	迹统计量	最大特征根	VECM整体评价	
			AIC	SC
形式(1):序列有均值,协整方程没有截距项	1	1	3.19	3.53
形式(2):序列有均值,协整方程有截距项	1	1	3.19	3.53
形式(3):序列有均值和线性趋势项,协整方程只有截距项	1	1	3.17	3.56
形式(4):序列有均值和线性趋势项,协整方程有截距项和线性趋势项	1	2	3.18	3.57
形式(5):序列有均值、线性和二次趋势项,协整方程有截距项和线性趋势项	1	1	3.04*	3.47*

注:"*"表示按照AIC和SC准则,本研究最终所选取的协整关系形式。

(三)向量误差修正模型(VECM)

通过协整分析得到因变量和自变量之间的长期均衡关系,但如果要知道它们之间的短期动态均衡关系,即这些变量偏离它们共同随机趋势时的调整速度,必须建立误差修正模型。因此,下面通过建立误差修正模型来研究各变量之间关系的短期动态调整与长期特征。模型一和模型二的误差修正模型分别为:

$$\Delta FN_t = C + \alpha ecm_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1}\lambda_{1i}\Delta FN_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1}\lambda_{2i}\Delta H_{rt-i} + \sum_{i=1}^{p-1}\lambda_{3i}\Delta I_{rt-i} + \sum_{i=1}^{p-1}\lambda_{4i}\Delta UE_{t-i} + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$\Delta \mathrm{DDFN}_t = C + \beta ecm_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_{1i} \Delta \mathrm{FN}_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_{2i} \Delta H_{rt-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_{3i} \Delta I_{rt-i} + \varepsilon_t \quad (10)$$

式(9)和(10)中,ecm_{t-1}是误差修正项,其系数的大小反映了对偏离长期均衡的调整速度。差分项反映了短期波动的影响[16]。将 VECM 模型的估计结果分别汇总于表 4,从表中可以看出,模型一和模型二误差修正项的系数分别为 -0.37 和 -0.19,符合反向修正机制,说明当短期波动偏离长期均衡时,将分别以 -0.37 和 -0.19 的调整力度拉回到均衡状态。

表 4 VECM 模型估计结果

协整方程(模型一)		VECM 模型(模型一)		协整方程(模型二)		VECM 模型(模型二)	
变量	系数估计值	参数	估计值	变量	系数估计值	参数	估计值
FN	1.00	α	-0.37(-2.85)	DDFN	1.00	β	-0.19(-1.91)
H_r	0.17(0.44)	λ_{11}	-0.13(-0.68)	H_r	1.39(1.92)	γ_{11}	0.91 (4.23)
I_r	2.88(6.30)	λ_{12}	-0.03(-0.09)	I_r	-1.24(-1.69)	γ_{12}	0.00(0.02)
UE	-4.49(-4.97)	λ_{21}	5.36(6.62)	T	0.29	γ_{21}	-0.55(-0.77)
C	33.88	λ_{22}	2.23(1.47)	C	11.06	γ_{22}	-0.63(-0.94)
		λ_{31}	-1.31(-2.70)			γ_{31}	0.36(1.65)
		λ_{32}	-0.61 (-1.28)			γ_{32}	0.04(0.20)
		λ_{41}	1.77(1.06)				
		λ_{42}	0.29(0.18)				

注:圆括号内为 t 值。

(四) Granger 因果关系检验

从前文分析可以看出模型一和模型二中因变量和自变量之间均具有长期稳定的均衡关系,但是它们是否能构成 Granger 因果关系,还需要进一步检验。表 5-1 和表 5-2 分别汇总了模型一和模型二的 VAR Granger 因果关系检验结果。在模型一中,农村人力资本投资量是非农就业总比重的 Granger 原因,反之则不成立,说明人力资本投资量的提高有效地促进了农村劳动力非农就业,而非农就业水平的提高并未引起农民加大人力资本投资力度。物质资本投资量也是非农就业总比重的 Granger 原因,但是反之不成立,说明物质资本在一定程度上起到了替代劳动的作用,物质资本投资量的提高使大量农村劳动力从农业中游离出来,促进了农村劳动力向非农产业转移,但非农总就业比重的提高并未促使农民大量进行物质资本投资。城镇失业率不是农村劳动力非农就业总比重的 Granger 原因,反之也不成立。这说明农村劳动力所从事的非农工作与城镇劳动力之间并不存在替代关系,前者从事的工作往往是技术含量低、工作环境恶劣等城镇劳动力所不愿意从事的工作。

表 5-1 Granger 因果关系检验结果(模型一)

变量	D(FN)	D(UE)	$D(H_r)$	$D(I_r)$	联合检验
D(FN)		1.1741(0.5560)	44.1865(0.0000)	7.4632(0.0240)	46.8394(0.0000)
D(UE)	0.1780(0.9148)		0.0605(0.9702)	0.8306(0.6601)	1.2818(0.9727)
$D(H_r)$	3.5777(0.1672)	2.1226(0.3460)		33.6745(0.0000)	52.1012(0.0000)
$D(I_r)$	0.2406(0.8866)	0.1215(0.9410)	0.6521(0.7218)		0.7739(0.9928)

注:原假设 H_0 为各项系数为零,表示行变量不是列变量的原因,其中括号外和括号内数值分别为 χ^2 统计量和 p 值,p 值是根据系数的 Wald 联合检验 χ^2 统计量计算出来的相伴概率,D 表示差分算子。

表5-2 Granger因果关系检验结果(模型二)

变量	D(DDFN)	$D(H_r)$	$D(I_r)$	联合检验
D(DDFN)		0.9532(0.6209)	2.7387(0.2543)	3.0194(0.5546)
$D(H_r)$	4.8190(0.0899)		30.1773(0.0000)	41.3243(0.0000)
$D(I_r)$	4.7758(0.0918)	6.0631(0.0482)		6.8916(0.1417)

注:原假设及各符号含义同表5-1。

在模型二中,人力资本投资量不是农村劳动力当地非农就业比重的Granger原因,说明人力资本投资量的提高并未促进农村劳动力在当地从事非农工作。结合模型一的分析结果可发现,人力资本投资量的提高更有效地促进了农村劳动力向城市非农产业转移。这与赵耀辉对北京郊县昌平三个村劳动力流动的研究不同,赵的研究发现教育对劳动力从农村到城市的永久迁移作用很显著,对劳动力从农村的农业流动到非农产业作用也很显著。本文研究结果也与赵耀辉[17]对四川省的研究结果不同,他得出教育对农村劳动力外出就业作用不显著,但是却显著提高了其在本地非农产业就业的概率,主要原因是在四川省农村当地从事非农就业的净收入高于进城务工收入。本文结论与赵的研究结果不同,主要是因为赵的研究仅采用了北京郊县昌平三个村和四川省的横截面数据,反映的是当年这两个地区的农村劳动力非农就业状况,而本文的数据则是全国总体的时间序列数据,反映的是全国的总体状况。物质资本投资量也不是农村劳动力当地非农就业比重的Granger原因,结合模型一同样可得出,物质资本投资量的提高显著促进了农村劳动力向城市非农部门转移。

五、结论

从前文的研究可以得出以下结论:

第一,在模型一中,协整分析表明,四变量之间存在长期稳定的均衡关系,但人力资本投资量在当期对农村劳动力非农就业总比重并无显著影响,而物质资本投资量和城镇失业率则对当期非农就业总比重影响较大。误差修正模型估计结果表明,误差修正项的系数为-0.37,说明当短期波动偏离长期均衡时,将以-0.37的调整力度拉回到均衡状态,调整力度较大。Granger因果关系检验表明,农村人力资本投资量是非农就业总比重的单向Granger原因,说明人力资本投资量的提高有效地促进了农村劳动力向非农产业转移,但反之不成立。物质资本投资量也是非农就业总比重的单向Granger原因,但反之不成立,说明物质资本投资量的提高使大量农村劳动力从农业中游离出来,促进了农村劳动力向非农产业转移。城镇失业率不是农村劳动力非农就业总比重的Granger原因,说明农村劳动力所从事的非农工作与城镇劳动力之间并不存在替代关系,前者所从事的往往是技术含量低、工作环境恶劣等城镇劳动力所不愿意从事的工作。非农就业总比重对人力资本投资量、物质资本投资量及城镇失业率的反向Granger因果关系均不成立。

第二,在模型二中,协整分析表明,三变量之间存在长期稳定的均衡关系,但当期人力资本和物质资本投资量的提高均不能显著影响农村劳动力在当地从事非农就业。误差修正模型估计结果表明,误差修正项系数为负,符合反向修正机制。Granger因果关系检验表明,人力资本投资量不是农村劳动力当地非农就业比重的Granger原因,即人力资本投资量的提高并未促进农村劳动力在当地从事非农工作,但更有效地促进了农村劳动力向城市非农产业转移。物质资本投资量也不是农村劳动力当地非农就业比重的Granger原因,结合模型一同样可以得出,物质资本投资量的提高显著提高了农村劳动力向城市非农部门转移。

参考文献:

[1] 西奥多·W·舒尔茨. 改造传统农业[M]. 梁小民,译. 北京:商务印书馆,2006:150 - 171.
[2] ZHAO Yaohui. Labor Mobility and Migration and Returns To Education in Rural China[D]. Chicago: University of Chicago,1995.
[3] 陈玉宇,邢春冰. 农村工业化以及人力资本在农村劳动力市场中的角色[J]. 经济研究,2004,(8). 105 - 116.
[4] 刘吉元. 论中国农业剩余劳动力转移——农业现代化的必由之路[M]. 北京:经济管理出版社,1991:15 - 25.
[5] 王洪春,阮宜胜. 中国民工潮的经济学分析[M]. 北京:中国商务出版社,2004:15 - 50.
[6] 张林秀,霍艾米,罗斯高,等. 经济波动中农户劳动力供给行为研究[J]. 农业经济问题,2000,(5):7 - 15.
[7] 杨冠军. 河南省农村劳动力转移呈现五大特点[N]. 中国信息报,1999 - 6 - 24(1).
[8] 张照新,宋洪远. 中国农村劳动力流动国际研讨会主要观点综述[J]. 中国农村观察,2002(1):75 - 79.
[9] 樊 明. 健康经济学——健康对劳动力市场表现的影响[M]. 北京:社会科学文献出版社,2002:51 - 71.
[10] 魏 众. 健康对非农就业及其工资决定的影响[J]. 经济研究,2004,(2):64 - 74.
[11] 刘生龙. 健康对农村居民劳动力参与的影响[J]. 中国农村经济,2008,(8):25 - 33.
[12] 侯风云. 中国人力资本投资与城乡就业相关性研究[M]. 上海:上海三联书店,上海人民出版社,2007:31 - 51.
[13] 西奥多·W·舒尔茨. 论人力资本投资[M]. 吴珠华,等,译. 北京:北京经济学院出版社, 1990: 9 - 10.
[14] 农业部农村经济计划司. 中国农村经济统计大全(1949—1986)[M]. 北京:农业出版社,1989:16 - 17.
[15] 古扎拉蒂. 计量经济学[M]. 北京:中国人民大学出版社,2004:393 - 445.
[16] 高铁梅. 计量经济分析方法与建模 Eviews 应用及实例[M]. 北京:清华大学出版社,2006:154 - 295.
[17] 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 - 73.

Empirical Study on the Relationship between Human Capital Investment and Rural Labor Forces' Non-agriculture Employment in China ——Based on the Empirical Evidence: 1978—2007

ZHU Gui-yun[1,2], ZHENG Gui-ting[1], WU Zhi-guo[3]

(1. *School of Economics, Jilin University, Changchun* 130012, *China*; 2. *College of Humanities & Science, Northeast Normal University, Changchun* 130117, *China*; 3. *Yurun Group, Nanjing* 250000, *China*)

Abstract: This article measures the amount of rural human capital investment in China comprehensively. It includes all the ways of investments, namely public investment, education, health, trainning and migration investments. Then the vector error correction model, cointegration test, Granger causality test are used to analyze the relationship between human capital investment and the rural labor forces' non-agricultural employment. The result indicates that the amount of human capital investment can promote rural labor forces' non-agriculture employment effectively, but it has time lag. The amount of human capital investment can't promote rural labor forces' local non-agriculture employment; on the contrary, it can promote rural labors' migration to urban non-agriculture sector.

Key Words: the amount of human capital investment; non-agriculture employment proportion; VECM; cointegration test; Granger causality test