

教育对农村劳动力流动和收入的影响*

王广慧 张世伟

内容提要: 依据吉林省的微观数据, 本文应用微观经济计量方法分析了教育对农村劳动力流动和收入的影响。研究表明, 农村劳动力受教育程度越高, 其流动倾向越高, 其中, 具有大专以上学历劳动力的流动比率比具有初中和高中学历劳动力的流动比率分别高出 5 个和 2.8 个百分点; 农村劳动力受教育程度与其收入水平正相关; 农村劳动力在城镇劳动力市场上的教育收益率明显高于在农村务农的教育收益率, 其中, 具有初中和大专以上学历的进城务工人员的教育收益率分别是相应学历农村务农人员教育收益率的 4 倍和 2 倍。

关键词: 农村劳动力 教育 流动 收入

一、引言

人力资本是凝结在行为主体身上的知识和技能。教育、培训和迁移是形成人力资本的主要渠道, 其中, 教育又被认为是人力资本理论“内核”中的“内核”(Sahota, 1978)。一方面, 教育在传授知识、培养技能的过程中, 提高了人的劳动能力, 实现了人力资本的积累; 另一方面, 教育还可以使劳动者借助所学, 根据社会需要和自己的爱好, 在工作岗位、产业部门、地区之间实现合理流动, 使劳动力配置结构得以调整和改善, 从而为行为主体带来收益。因而, 教育作为形成人力资本的主要渠道, 不仅能够给人带来直接的经济收益, 而且还通过其他途径, 例如影响劳动力迁移决策, 给劳动者带来间接的经济收益。

教育对劳动力迁移和收入的影响是劳动经济学和发展经济学研究的重要课题。Long (1973) 指出, 在美国的同一年龄群体中一个人是否接受过高中以上的教育, 是推测其迁移可能性的主要因素; Speare & Harris (1986) 对印度尼西亚不同年龄、性别和受教育程度的农村劳动力的研究表明, 教育在影响农村劳动力收入的同时, 也影响年轻人的迁移倾向; Lanzona (1998) 通过对菲律宾数据的分析也得出了类似的结论。Mcilnnis (1971) 对加拿大省际劳动力流动的研究发现, 各个受教育程度组之间劳动力流动的差异可能是由于他们对期望收入的响应不同。进而, Dahl (2002) 认为, 劳动力流动是对不同地区存在的教育收益差异和福利差异做出的反应。

目前, 国内学者关于教育对农村劳动力迁移和收入影响的研究主要集中在人力资本投资收益率方面, 例如, 侯风云 (2004) 利用 2002 年 7 月至 2003 年 1 月 15 个省份的调查数据对中国农村劳动力收入与人力资本状况的相关性进行了研究, 结果表明, 教育对收入的影响远远低于流动对收入的影响; 赵力涛 (2006) 利用 1996 年“当代中国的社会史和社会变迁”课题的抽样调查数据, 分析了农村劳

*本文得到国家社会科学基金项目“调整个人收入差距与促进社会公平研究”(项目批准号: 05BYJ026)、教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“收入再分配政策机理和效应的微观模拟”(项目批准号: 05JJD790079)和教育部新世纪优秀人才支持计划项目“促进就业的公共政策机理和效应的微观模拟”(项目批准号: NCET-05-0318)的资助。

动力从低收入部门向高收入部门流动时教育收益率的变化情况,指出流动是使其教育收益率升高的重要机制。关于农村劳动力流动过程中教育所起作用的研究,赵耀辉(1997)和胡士华(2005)进行了比较详细的论述,但他们并没有进一步说明在流动前后教育对收入的效果如何。

本文利用2005年吉林省微观调查数据,应用微观经济计量方法就教育对农村劳动力流动决策及其收入的影响进行实证研究。本文将首先对农村劳动力的统计特征进行描述,其次分析教育对农村劳动力流动产生的作用,再次分析农村务农人员和进城务工人员个体教育收益率的变化情况,最后给出研究结论。

二、数据的统计描述

本文使用的数据来自吉林省统计局2005年人口抽样调查数据,调查对象覆盖了吉林省各个地区的农村常住人口和外出人口,调查内容涉及每户家庭成员的人口信息和经济信息,包括出生年月、性别、受教育程度、月收入、户口性质、婚姻状况和工作单位类型等。为了消除劳动力市场中性别歧视因素的干扰,本文将农村15岁以上且父母健在的青年男性劳动力作为基本样本集^①。由于农民的收入并不是按月获得的,因此,本文将其年收入换算为月收入。最终样本总量为15305个,其中,进城务工样本数为1118个,占总样本的7.3%。样本的平均年龄为23.1岁,可见本文研究的是农村中年轻一代的劳动力迁移和教育收益的状况。

表1给出了农村劳动力的统计特征。可以发现,进城务工人员的月均收入约为598元,比农村务农人员的月均收入高195元左右;进城务工人员的平均受教育年限为8.866年,比农村务农人员的平均受教育年限高0.5年左右。此外,进城务工人员父母的受教育年限和月均收入均略高于农村务农人员父母的受教育年限和月收入。

表1 农村劳动力的统计特征

变量	进城务工人员 (n=1118)		农村务农人员 (n=14187)		均值差异
	均值	标准差	均值	标准差	
连续变量					
月收入(元)	597.993	452.795	402.692	244.172	195.301
受教育年限(年)	8.866	1.552	8.359	1.659	0.507
年龄	23.073	3.965	23.060	4.088	0.013
父亲受教育年限(年)	7.725	2.373	7.392	2.327	0.333
母亲受教育年限(年)	6.802	2.664	6.220	2.592	0.582
父母月收入(元)	688.185	555.496	636.083	399.985	52.102
离散变量	频数	百分比	频数	百分比	百分比差异
婚姻状况					
无配偶	785	70.2	8802	62.0	8.2
有配偶	333	29.8	5385	38.0	-0.2
工作单位类型					
土地承包者	320	25.6	13108	92.4	-66.8
国有及国有控股企业	45	4.0	45	0.3	3.7
集体企业	59	5.3	64	0.5	4.8

^①张世伟等(2007)论述了城镇劳动力市场中性别歧视对职位获得和行业进入的影响。

(续表1)

个体工商户	278	24.9	415	2.9	22.0
私营企业	189	16.9	131	0.9	16.0
其他类型企业	227	20.3	424	3.0	17.3

表2给出了具有相似年龄和教育背景在农村劳动力的对数收入、对数收入差距和流动比率。可以发现,当控制年龄变量后,无论是进城务工人员还是农村务农人员,其收入都随着受教育程度的提高而增加。但是,收入增加的幅度不同,具有大专学历个体的平均收入远远高于其他受教育程度个体的平均收入。当同时控制年龄和教育变量后,进城务工人员的收入要高于相应的农村务农人员的收入,其中,20~24岁具有大专学历的进城务工群体和农村务农群体的收入差距(对数)最大(0.87),25~29岁群体的收入差距基本在0.3~0.4左右,比较而言,30~39岁群体的收入差距变化不大(0.04~0.19),说明年轻人和具有良好教育背景的劳动力在流动后能够获得较高的收益。

表2 具有相似年龄和教育背景农村劳动力的对数收入、对数收入差距和流动比率

年龄和教育	进城务工人员 (n=1118)		农村务农人员 (n=14187)		收入差异	流动比率
	收入均值	标准差	收入均值	标准差		
15~19岁						
小学及以下	5.637	0.752	5.596	0.579	0.041	0.612
初中	5.975	0.601	5.626	0.594	0.349	1.238
20~24岁						
小学及以下	5.950	0.649	5.728	0.585	0.222	0.538
初中	6.272	0.557	5.850	0.545	0.422	1.093
高中	6.385	0.676	5.911	0.597	0.474	1.689
大专	6.953	0.759	6.087	0.569	0.866	3.044
25~29岁						
小学及以下	6.175	0.582	5.863	0.631	0.312	0.553
初中	6.296	0.658	5.952	0.539	0.344	1.273
高中	6.379	0.518	6.050	0.515	0.329	1.764
大专	6.642	0.443	6.211	0.578	0.431	3.262
30~39岁						
小学及以下	5.932	0.400	5.889	0.562	0.043	0.463
初中	6.197	0.560	6.003	0.548	0.194	0.905
高中	6.208	0.670	6.162	0.574	0.046	4.262

表2的最后一列给出了不同年龄—教育组农村劳动力的流动比率^①,可以发现,劳动力流动比率随年龄的增加呈先上升后下降的趋势,随受教育程度的提高呈逐步增加的趋势。流动比率对于那些受教育程度低(初中及以下)的人来说,随着年龄的增加呈“高一低—高一低”的趋势,表明受教育程度较低的个体流动比较频繁,工作稳定性不高,他们在年轻时流向城市,在20~24岁时返回家乡,并在25~29岁时重新返回城市,30~39岁时又回到农村。而对于那些具有高中和大专以上

^①流动比率为进城务工人数与总样本数的比值。因为本文感兴趣的是不同组之间流动倾向的比较,而不是流动的绝对比率,为了便于比较,本文将总体的流动比率0.073(1118/15305)定义为1.0,表2中最后一栏的流动比率则是各组实际流动率与总流动率的比值。

学历的人来说,其流动比率高于同年龄组的其他人,并随着年龄的增加而增加,说明具有高中以上学历的个体在城市具有更多的就业机会和较强的职业适应性。

三、教育对农村劳动力流动的影响

劳动力流动在市场经济中起着非常重要的作用,劳动者通过在雇主之间、地区之间的自由流动来提高劳动力市场的资源配置效率。根据 Harris & Todaro (1970) 的假说,发展中国家劳动力的个体迁移决策是基于期望的收入差距。如果劳动力流动仅仅是由收入差距所引起的,笔者希望发现那些从流动过程中获得最大收益组的流动比率是最高的。关于劳动力迁移与收入差距之间标准假设的直接检验就是对表 2 中“平均对数收入差距”与“流动比率”进行相关性分析。由于收入差距缺乏系统的变化,两者之间不存在较强的联系并不奇怪。实际上,本文得到流动比率与收入差距之间的 Pearson 相关系数为 0.302,虽然符号是正的,但是,相关性并不是显著的(相关系数显著性的检验结果为 0.315)。因此,本文需要进一步分析影响劳动力流动的因素以及它们的效果。

人力资本理论认为,除了预期的收入差异外,个人的受教育程度、年龄、婚姻状况也是决定劳动力流动性大小的主要因素,其中,个体的受教育状况对迁移者预期收益的影响尤为显著。已有的国外相关文献表明,年轻人和受过良好教育的人,其流动性要更高一些。为了检验这一结论是否也适用于中国,本文运用二元逻辑模型对其进行了分析。

由于不能观察到预期的收入差距,而只能观察到某个人是否外出务工,因此,观察到外出务工行为时,定义 $Y=1$,表示劳动力流动后存在预期收入差距。逻辑模型的一般形式如(1)式所示:

$$P[Y=1|X] = \frac{\exp(X'\beta)}{1 + \exp(X'\beta)} \quad (1)$$

(1) 式中, X 表示一组影响农村劳动力流动的因素,包括个人特征(受教育程度^①、年龄、婚姻状况^②)和家庭特征(父母的收入及其受教育年限)。进而,可以利用(2)式计算出解释变量对劳动力流动概率的边际效应(参见卡梅隆、特里维迪, 2008):

$$dP/dX \equiv \bar{y}(1-\bar{y})\hat{\beta} \quad (2)$$

表 3 给出了农村劳动力流动决策的逻辑模型估计结果。可以发现,个体的受教育程度对劳动力流动具有促进作用,而且不同层次的受教育程度对流动影响的差异较大,其中,高等教育对个体的外出影响最大。相对于具有小学及小学以下学历的个体来说,具有初中学历个体的流动概率高出 4.8 个百分点,具有高中学历个体的流动概率高出 7 个百分点,而具有大专学历个体的流动概率则要高出 9.8 个百分点。Spence (1974) 曾对这种现象进行了解释,即受教育程度为雇主提供了劳动者能力的信号,因而受教育程度较高的流动者更容易被雇佣。另外,教育提高了劳动者适应城市环境的能力,具有较高受教育程度的流动者相应地具有较高的生产力,因而可以提高其在城市工作的工资水平。

另外,年龄、婚姻状况和家庭背景对劳动力流动都存在显著的影响。年龄对劳动力外出的影响虽然小但在统计上是显著的,而且符号为正,即年龄每增加 1 岁,个体外出务工的概率增加 0.3 个

^①受教育程度虚拟变量的取值为:初中=1,其他=0;高中=1,其他=0;大专=1,其他=0;以小学及以下为参照组。下同。

^②婚姻状况虚拟变量的取值为:有配偶=0,无配偶=1。

百分点^①。在其他条件相同的情况下，单身的年轻人外出务工的概率比有配偶的人高约4个百分点，这与其没有妻子儿女的约束有关。作为家庭背景的代理变量，父母的收入和母亲的受教育程度对劳动力外出务工也有正的影响，父母收入每增加1千元，则儿子外出概率增加1.4个百分点；母亲的受教育年限每增加1年，儿子外出概率增加0.4个百分点。家庭背景代理变量对个体外出务工存在正的影响，一方面是由于个体的父母收入高代表其家庭条件较好，则该个体可能接受良好的教育，从而在流动后得到更高的预期收入；另一方面与流动成本有关，即家庭条件好的个体可能不会安心留在农村获得一份不高的收入，而更可能向城市流动。

表3 农村劳动力流动决策的Logit模型估计结果

解释变量	系数估计值	标准差	边际效应
常数项	-5.242***	0.303	
年龄	0.049***	0.010	0.003
受教育程度			
初中	0.709***	0.096	0.048
高中	1.035***	0.152	0.070
大专	1.453***	0.310	0.098
婚姻状况	0.587***	0.083	0.040
父母的收入(千元)	0.209***	0.068	0.014
母亲的受教育年限	0.068***	0.014	0.004
对数似然值(LL)		3903.626	
样本量		15305	

注：***表示在1%的水平下显著；父亲的受教育年限不显著，被剔除。

四、教育对农村劳动力收入的影响

由上面的估计结果可知，教育是影响个体流动决策的主要因素之一。人力资本理论认为，迁移行为是能够提高一个人人力资本价值的活动，它提高了既定的知识和技能储备在劳动力市场上能够获得的价格(伊兰伯格、史密斯, 2007)。因此，本文采用Mincer模型分别对进城务工人员 and 农村务农人员的人力资本收益率进行估计，以检验流动行为是否真正增加了他们的教育收益和(或)技能收益。为了减小估计偏差，本文在模型中引入了个人家庭背景和社会背景变量，模型具体形式如(3)式所示：

$$\ln Y_i = \alpha + \beta_1 S_i + \beta_2 EX_i + \beta_3 EX_i^2 + \beta_4 FS_i + \beta_5 MS_i + \beta_6 PY_i + \beta_7 JT_i + \varepsilon \quad (3)$$

(3)式中， $\ln Y$ 为收入对数， S 是表示受教育程度的虚拟变量， EX 表示工作经验^②， FS 和 MS 分别表示父亲和母亲的受教育年限， PY 为父母收入， JT 是表示工作单位类型的虚拟变量^③。在利用OLS进行估计时，受教育程度的省略变量是“小学及小学以下”，工作单位类型的省略变量是

^①这与本文选择的样本有关，样本中个体的年龄大多在15-31岁，即该估计结果所反映的是年龄影响青年外出务工的概率。

^②对于没有离开户口所在地的个体，其工作经验=个体年龄-15；对于外出务工的个体，其工作经验为其离开户口所在地的时间；对于离开6年以上的，其工作经验=个体年龄-实际受教育年限-7。

^③工作单位类型虚拟变量的取值为：土地承包者=1，其他=0；国有及国有控股企业=1，其他=0；集体企业=1，其他=0；个体工商户=1，其他=0；私营企业=1，其他=0；以其他类型企业为参照组。

“其他类型企业”。

表4给出了(3)式的回归结果,可以发现,农村劳动力流动行为确实增加了他们的教育收益率和(或)技能收益率。进城打工人员与农村务农人员相比,具有初中学历的群体,前者的教育收益率(0.150)是后者(0.038)的4倍;具有高中学历的群体,前者的教育收益率(0.222)是后者(0.203)的1.1倍;具有大专学历的群体,前者的教育收益率(0.7)大约是后者(0.365)的2倍。这说明,流动对于具有初中和大专受教育程度的群体来说,会较大地提高其教育收益率;而对于具有高中学历的群体,两组的教育收益率差距并不大,说明城市工作岗位对具有高中学历的劳动者需求并不明显。目前,一些城市中的正规部门在招聘时往往要求个体的受教育程度在大专以上,高中及以下学历的个体则很难进入;而非正规部门的工作通常初中毕业的人就可以胜任,体现不出高中教育的比较优势。这意味着,虽然总体上劳动力的流动增加了其教育收益率,但是,对某一群体而言,由于劳动力市场不完善,其流动行为并不一定会明显提高他们的教育收益率。

表4 进城务工人员 and 农村务农人员收入函数的回归结果

解释变量	进城务工人员		农村务农人员	
	系数估计值	标准差	系数估计值	标准差
常数项	5.552***	0.091	5.408***	0.026
受教育程度				
初中	0.150***	0.047	0.038***	0.009
高中	0.222***	0.072	0.203***	0.021
大专	0.700***	0.140	0.365***	0.056
工作经验	0.091***	0.016	0.079***	0.004
工作经验的平方	-0.003***	0.001	-0.002***	0.000
父亲的受教育年限	-0.013**	0.006	-0.005***	0.002
母亲的受教育年限	—	—	-0.006***	0.002
父母月收入(千元)	0.322***	0.027	0.719***	0.010
工作单位类型				
土地承包者	-0.552***	0.043	-0.468***	0.015
国有及国有控股企业	0.254***	0.080	—	—
集体企业	0.309***	0.072	—	—
个体工商户	0.116***	0.044	—	—
私营企业	0.166***	0.049	—	—
调整的R ²	0.398		0.361	
样本量	1118		14187	

注:***、**分别表示在1%、5%的水平下显著,母亲的受教育年限以及部分工作单位虚拟变量不显著,被剔除。

此外,在同一个群体中,个体收入随受教育程度的增加而单调递增,但是,这种增加并不是线性的。进城打工人员中,高中毕业个体的教育收益率(0.222)比初中毕业个体的教育收益率(0.150)高出7.2个百分点,而大专毕业个体的教育收益率(0.7)比初中毕业个体的教育收益高55个百分点;农村务农人员中,高中毕业个体的教育收益率(0.203)比初中毕业个体的教育收益率(0.038)高16.5个百分点,大专毕业个体的教育收益率(0.365)比初中毕业个体的教育收益率高32.7个百分点。

劳动力流动过程中,除了教育收益率有所增加之外,技能收益率也有所提高。通过对两组估计

结果的比较可以发现,虽然进城务工人员工作经验的系数比农村务农人员的系数高,但优势非常微小(大约1.2个百分点),这可能与本文所选的样本有关。样本中个体的平均年龄为23.1岁(最小年龄为15岁,最大年龄为31岁),因此,工作经验的值较小,导致技能收益率的变化并不明显。

家庭背景变量的估计系数表明,劳动力流动行为降低了家庭背景对他们收入的影响。例如,父母收入变量对外出打工者收入的影响是对未外出打工者影响的45%。这可能是因为对于在农村务农的劳动力来说,他们的土地基本上是与父母的土地在一起的,一起耕种、一起收割,然后得到自己相应的收入;而对于在城市务工的劳动力来说,这种依赖性会大大降低。父母收入对进城务工劳动力的收入有正的影响,是因为父母的收入在某种程度上反映了个体的家庭背景,父母收入高表明其家庭条件较好,这对于在城市寻找工作的个体是有利的,他们可以不必忙于找工作;而对于家庭条件不好的人来说,他会急于接受第一份工作,尽管工资比较低。另外,本文还注意到,无论是进城务工还是在农村务农的个体,父母的受教育程度对他们的收入都有微弱的负面影响,虽然这与一些文献中的结果并不一致^①,但是,Behrman & Rosenzweig (2002)发现,提高母亲的受教育程度并不会对孩子的受教育状况产生有益的影响,其主要原因在于受教育程度较高的母亲在家时间相对要少,抚育孩子的时间减少,从而使孩子的受教育程度并没有显著地提高。类似地,本文认为,父母受教育程度的提高可能会使父母双方疏于对子女的照顾,对孩子的受教育状况产生了不利影响,导致孩子在未来劳动力市场竞争中处于不利地位。

此外,农村劳动力外出打工后工作类型明显增加。其中,在集体企业工作的劳动力收入最高,以下依次为国有企业、私营企业、个体工商户、其他类型企业,土地承包者的收入最低。大多数关于劳动力市场的文献表明,正规部门(包括政府和国有企业)的劳动收入会较高,可是,本文并没有得到这样的估计结果,这是因为在国有企业就业的个体,他们的工作主要是做一些体力劳动,因此,收入并不高(样本中劳动力44.5%在制造业,20%在建筑业,31.2%在运输业)。而对于留在农村务农的劳动力来说,务农的收入往往比其他类型的工作收入低。

五、结论

本文运用2005年吉林省微观数据,针对教育对农村劳动力流动及其收入的影响进行了统计描述和计量分析,得出以下结论:

第一,年轻人和受过良好教育的人通过流动能够获得相对较高的收入。当控制年龄因素后,无论是进城务工人员还是农村务农人员,其收入都随着受教育程度的提高而增加;当同时控制年龄和教育因素后,进城务工人员的收入均高于相应的农村务农人员的收入。

第二,农村劳动力流动倾向随个体受教育程度的提高而增加。即在其他条件相同的情况下,具有大专学历的农村劳动力外出的可能性最大,具有高中学历的个体次之,具有初中学历的个体流动的概率最低。

第三,农村劳动力受教育程度与其收入水平正相关。教育对进城务工人员收入的贡献均高于其对农村务农人员收入的贡献,但个体受教育程度不同,其教育收益率增加的幅度存在差异,具有初中学历的流动人员教育收益率增加的幅度最大,具有大专学历的流动人员教育收益率增加的幅度次

^①一些文献将父母的教育变量作为孩子能力的代理变量,认为孩子的能力与父母的受教育程度有较强的相关关系。所以,父母的受教育程度越高,孩子的能力也就越高,父母的受教育程度对孩子的收入有正的影响。例如,Lam & Schoeni (1993)在研究巴西的教育回报率时指出,相对于有一个文盲父亲的人来说,有一个具有大学学历的父亲会使自己的工资提高20%。

之，而具有高中学历的流动人员教育收益率增加的幅度最低。

本文的研究结果表明，个体的受教育程度确实对农村劳动力流动具有显著的正面影响，但是，它与进城务工人员及农村务农人员各个教育层次之间个体教育收益率的变化趋势并不一致。受教育程度最高的群体劳动力流动倾向最高，但是。这一群体的收入差距并不是最大的，这说明，中国城市劳动力市场中的工作岗位对受教育程度不同的群体存在需求差异，对具有初中学历的劳动力需求最高，对具有大专学历的劳动力需求次之，而对具有高中学历的劳动力需求最低。因此，政府在关注提升农村劳动力人力资本、提高其外出就业能力的同时，也需要不断进行产业调整，完善城市劳动力市场中工作岗位的结构设置，从而避免农村劳动力流动的盲目性。

参考文献

- 1.Behrman, J.; Rosenzweig, M.: Does Increasing Women's Schooling Raise the Schooling of the Next Generation?, *American Economic Review*, 92(1): 323-334, 2002.
- 2.Dahl, G: Mobility and the Return to Education: Testing a Roy Model with Multiple Markets, *Econometrica*, 70(6): 2367-2420, 2002.
- 3.Harris, J.; Todaro, M.: Migration, Unemployment and Development: A Two-Sector Analysis, *American Economic Review*, 60(1): 126-142, 1970.
- 4.Lanzona, L.: Migration, Self-selection and Earnings in Philippine Rural Communities, *Journal of Development Economics*, 56(1): 27-50, 1998.
- 5.Lam, D.; Schoeni, R.: Effects of Family Background on Earnings and Returns to Schooling: Evidence from Brazil, *Journal of Political Economy*, 101(4): 710-740, 1993.
- 6.Long, L.: Migration Differentials by Education and Occupation: Trends and Variations, *Demography*, 10(2): 243-258, 1973.
- 7.McInnis, M.: Age, Education and Occupation Differentials in Interregional Migration: Some Evidence for Canada, *Demography*, 8(2): 195-204, 1971.
- 8.Sahota, G: Theories of Personal Income Distribution: A Survey, *Journal of Economic Literature*, 16(1):1-55, 1978.
- 9.Speare, A.; Harris, J.: Education, Earnings and Migration in Indonesia, *Economic Development and Culture Change*, 34(2): 223-244, 1986.
- 10.Spence, M.: Job Market Signaling, *Quarterly Journal of Economics*, 87(3): 355-374, 1974.
- 11.侯风云:《中国农村人力资本收益率研究》,《经济研究》2004年第12期。
- 12.胡士华:《教育对中国农村劳动力流动影响研究》,《经济问题》2005年第10期。
- 13.科林·卡梅隆·普拉温·特里维迪:《微观计量学方法与应用》,机械工业出版社,2008年。
- 14.罗纳德·G·伊兰伯格·罗伯特·S·史密斯:《现代劳动经济学:理论与公共政策》,中国人民大学出版社,2007年。
- 15.张世伟、罗胤、汪宁宁:《吉林省城镇劳动力市场中的性别工资差异》,《东北亚论坛》2007年第6期。
- 16.赵力涛:《中国农村的教育收益率研究》,《中国社会科学》2006年第3期。
- 17.赵耀辉:《中国农村劳动力流动及教育在其中的作用》,《经济研究》1997年第2期。

(作者单位: 吉林大学数量经济研究中心)

(责任编辑: 黄慧芬)