

城镇居民收入与教育收益率性别差异成因研究

娄世艳¹, 程庆亮²

(1. 南开大学 经济学院, 天津 300071; 2. 亚洲 (澳门) 国际公开大学 研究生院, 澳门)

摘 要: 通过对我国城镇居民收入性别差距现状的分析, 分别估算了城镇男性和女性的明瑟教育收益率, 证实了城镇女性教育收益率高于男性的结论。本文认为人力资本差异、性别歧视、补偿性工资与非货币收益以及社会分工是造成女性收入低于男性的重要原因。

关键词: 收入差距; 教育收益率; 性别歧视; 补偿性工资

中图分类号: F240 文献标识码: A 文章编号: 1000- 4149 (2009) 03- 0013- 07

A Research on Gender Difference in Income and Education Earning Rate of Urban Residents

LOU Shi-yan¹, CHENG Qing-liang²

(1. School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China;

2. Graduate School, Asia International Open University (Macau), China)

Abstract: Based on the analysis of existing circumstance of income gender difference of China's urban residents, we calculate the Mincerian rate of Return to education of male and female urban residents. The result confirms that the education return rate of female urban residents is higher than that of male. And it is put forward that human capital difference, sexual discrimination, compensation payment, non-currency earnings and social labor division are the major reasons for women's lower income than that of men.

Keywords: income difference; education earnings rate; sexual discrimination; compensation wage

一、问题的提出: 现实与理论

在世界范围内, 女性的平均收入水平低于男性是一个普遍现象, 我国也不例外。一些研究表明, 我国城镇女性与男性收入水平差距有扩大的趋势。以城镇男性平均工资为 100, 则城镇女性平均工资分别为: 1988 年 84.4, 1995 年 82.5^[1], 1990 年 77.5, 1999 年 70.1^[2], 1991 年 83.95, 2000 年 81.51^①, 2004 年 77.23^[3]。对于这一现象产生的主要原因, 一些学者认为是人力资本的差异和对女性的歧视^[4- 6]。笔者认为还有其他的原因影响着我国城镇女性与男性之间的收入差距,

收稿日期: 2009- 01- 14

基金项目: 国家自然科学基金项目 (70673041); 中国市场经济创新基地课题 (“985 工程”)。

作者简介: 娄世艳 (1976-), 女, 山东高密人, 南开大学经济学院博士研究生, 研究方向为劳动经济学, 人力资本理论。

① 根据陈晓宇等人给出的 1991 和 2000 年男性和女性收入的数据计算得出。陈晓宇, 陈良, 夏晨. 20 世纪 90 年代中国城镇教育收益率的变化与启示 [J]. 北京大学教育评论, 2003, (2): 67.

本文力图对此进行更为全面的分析。

近年来的实证研究证明了教育收益率存在性别差异。尽管有的研究得出相反的结论^①，但是对很多国家的研究都表明，女性教育收益率高于男性。当然，由于受到经济、社会、教育等诸多因素的影响，男性和女性的教育收益率都是不断变化的。我国当前针对不同性别的教育收益率也有了大量的研究，除了侯风云^[7]、陈良和鞠高升^[8]等少数学者的研究，绝大部分研究结果也都显示我国城镇女性教育收益率高于男性。当前学者们的研究显示，我国城镇男性的教育收益率基本处于 2.1%~8.4% 之间，而女性的教育收益率处于 1.6%~10.3% 之间。从时间趋势看，城镇男性和女性的教育收益从 1992 年开始扩大，但从 1998 年开始呈现出缩小的趋势。

关于女性教育收益率高于男性的原因，伍德霍尔（Woodhall）认为可能在于女性参加工作人数的比例低于男性，同时受教育程度高的女性稀缺性相对高于男性^[9]。这一解释适合发达国家，但并不适合我国，因为我国女性工作参与率比较高。多尔蒂（Dougherty）认为，一方面教育影响女性的生产率，这与对男性的影响一致；另一方面教育改善了女性遭受的歧视与面临的环境，并且后者对男性和女性教育收益率差异的说明能力与前者几乎相同^[10]。这一结论得到了我国相关研究的支持。

国内很多学者都计算了不同性别的教育收益率，但试图解释教育收益率性别差异形成原因的文献并不多。有学者认为女性教育收益率较高的原因在于受教育程度较低者性别收入差距较大，还有学者进一步认为造成这一现象的原因在于，受教育程度较低者主要从事体力劳动，而受教育程度较高者主要从事脑力劳动。本文将在讨论这一观点的基础上进一步分析其他因素对男性和女性教育收益率的影响。

二、模型设置与数据来源

1. 模型设置

收入的性别差异并不完全是由于性别因素引起的，其中还包括人力资本差异等其他因素造成的影响。研究性别因素对收入的影响程度，需要剔除其他因素的影响。明瑟（Mincer）收入方程是最常用的教育收益率估计方法，通过修正该模型，在模型中加入性别以及其他变量，不仅可以更准确地估计教育收益率，而且可以在很大程度上控制其他因素的影响，从而得出性别本身对收入的影响。同时通过将样本按性别分类后回归，可以分别得到男性和女性的教育收益率，从而比较教育收益率的性别差异。诸建芳等控制了教育、工龄、地区和工作变换次数时得出城镇女性职工的收入比男性职工低 11.4%（数据调查时间为 1992 年）^{②[11]}。这一结果小于前面所有数据所显示的城镇收入性别差距，说明不考虑其他变量的影响时，会高估收入的性别差异。

正是基于这样一个原理，本文在明瑟经典收入回归模型基础上进行扩展，得到下面的模型：

$$\ln y_i = c + a s_i + b_1 x_i + b_2 x_i^2 + \sum_{k=1}^M \frac{1}{4} (g_{k1} l_{ki} + g_{k2} l_{ki}^2) + \sum_{k'=1}^{N-M} \frac{1}{4} (\frac{1}{4} D_{k'j}) + \mu_i \quad (1)$$

其中， y_i 为第 i 个样本的年收入， c 为常数项， μ_i 是误差项， s_i 为第 i 个样本的受教育年限， x_i 为第 i 个样本的工作经验，文中教育年限的赋值方法如下文所示，工作经验用工龄表示。除教育和经验外，本文总共考虑 N 个因素，其中有 M 个连续变量，有 $(N-M)$ 个离散变量，每一个离散变量用一组虚拟变量表示。 l_k 表示第 k 个连续变量， $D_{k'j}$ 表示第 k' 个离散变量的第 j 个虚拟变量，该离散变量分为 p 类。

① 伍德霍尔（Woodhall）总结了九个国家不同性别的教育收益率，得出女性教育收益率大约比男性低 2 个百分点的结论，但同时伍德霍尔认为考虑到非货币收益，男性和女性的教育收益率差距便没有原来计算的那么大，见参考文献 [9]。

② 性别虚拟变量的相关系数为 -0.108，女性 = 1。要求得虚拟变量对收入的影响，需要对其系数进行处理。此处采用霍尔沃森和帕姆奎斯特的方法即虚拟变量系数的反对数减 1 为该变量对因变量的相对变化。古扎拉蒂，计量经济学 [M]。林少宫译，北京：中国人民大学出版社，2000。518。下文同此。

对于全部样本而言，除教育和经验变量外，该模型共包含 2 个连续变量和 6 个虚拟变量，其中连续变量分别为年龄和母亲教育年限，而离散变量分别为性别、政治面貌、就业方式、迁移流动、就业地区类型以及地区^①。正如前文所言，每一个分为 p 类的离散变量都定义为 $p-1$ 个虚拟变量，受篇幅所限，本文不再一一列出。进行性别差异比较时，考虑到男性和女性具有不同的工资收入决定因素，将样本按性别分开，然后用模型（1）分别进行回归，当然这时模型会减少性别这一个虚拟变量。

2. 数据来源

本文数据除特殊说明外均来自 2005 年“中国综合社会调查（CGSS）”。该调查共涉及我国 28 个省、市、自治区，选取了 126 个区、县级单位的 10000 多名 18~ 69 岁成年人作为被访者，收回有效问卷 100371 份。本文根据研究需要选取了与个人收入和教育收益率相关的 15 个变量数据，限定样本范围为年龄处于 20~ 59 岁的城镇样本，剔除收入的极端值以及未在业的样本等等，最终确定的有效样本数量为 2282 个。

收入数据为 2004 年个人总收入，包括工资、各种奖金、补贴、股息等等所有收入在内。剔除了部分极端值后，年收入最大值为 180000 元，最小值为 200 元，城镇男性平均收入为 17443.32 元，比女性高 21.10%，即城镇女性收入是男性的 82.57%。

本文所采用的调查数据中，小学到高中阶段有读完的最高年级数，其教育年限便是该数值，而没有受过正式教育和自修的教育年限赋值为 0 年^②，职高技校和中专赋值为 12 年，大专赋值为 15 年，本科赋值为 16 年，研究生及以上赋值为 19 年。计算得出城镇男性平均教育年限为 11.53 年，城镇女性为 11.50 年，可见城镇女性和男性教育水平相差无几。CGSS 还调查了就业人员的“首职年份”，我们可以据此生成工龄表示的工作经验。

三、回归结果及讨论

本研究利用 Eviews5.0 软件对模型（1）进行最小二乘回归，结果如表 1 所示。男性和女性模型的可决系数（调整的 R^2 ）表明，该模型分别解释了男性和女性收入的 28.62% 和 39.58%，其所列的影响因素对女性收入的解释力度高于男性。

全部样本回归结果显示，即使控制教育和经验人力资本以及就业方式、家庭背景、地域等因素的影响，男性的收入依然比女性高出 26.78% ($e^{0.2373} - 1$)（见表 1）。汉森和瓦尔伯格（Hansen and Wahlberg）认为最小二乘法会高估性别收入差距^[12]，本文证实了这一点。用收入的对数做因变量，性别和常数项做自变量进行最小二乘估计，得出男性收入比女性高 27.44% ($e^{0.2425} - 1$)，高于前文用实际平均收入计算得出的 21.10%。所以实际上剔除其他影响因素后估计的收入性别差距略有缩小。可见，模型（1）包含的变量对收入性别差距有一定的影响，但显然还存在其他影响因素，下文将从多个方面研究收入性别差距的形成原因。

从表 1 我们还可以看到，我国城镇总体教育收益率为 7.21%，其中男性为 6.23%，女性为 7.49%，城镇女性教育收益率比男性高 1.14 个百分点。通过与现有的文献进行对比可以看出，本文教育收益率的估计结果处于一般偏高的位置，并且本文估计的教育收益率性别差异也是比较“合理”的。本文将以收入性别差距原因为基础，进一步研究教育收益率性别差异形成原因。

1. 收入的性别差距及其成因

本文认为，男性收入高于女性可从以下 4 方面进行解释：人力资本差异、性别歧视、补偿性工资和非货币收益以及社会分工（见表 2）。

① 已经剔除了对男性和女性影响都不显著的父亲教育年限、父亲政治面貌和母亲政治面貌三个变量。
② 由于本文研究的是正规教育的收益率，所以自修的教育年限也取值 0。

表 1 回归结果						
变量	全部		男性		女性	
	相关系数	T 统计量	相关系数	T 统计量	相关系数	T 统计量
教育	0.0721**	14.2673	0.0623**	10.0611	0.0749**	9.4740
经验	0.0035*	2.2032	—	—	0.0129**	2.3222
性别 (男=1)	0.2373**	8.5075	—	—	—	—
年龄	—	—	—	—	-0.0147**	-2.3645
政治面貌 (党员=1)	—	—	—	—	0.1523*	1.9283
母亲教育年限	0.0117**	3.3392	—	—	0.0162**	3.0873
全职就业	0.9183**	11.6900	0.8155***	7.3210	1.0303**	9.1306
半职就业	0.4830**	4.3403	0.3380**	2.1889	0.6396**	3.9582
临时就业	0.5127**	6.0512	0.4151***	3.4429	0.5964**	4.9298
省内迁移	0.2134*	1.9230	0.3163**	2.2614	—	—
跨省迁移	0.4222**	4.1172	0.5515***	4.3594	—	—
地级市	0.1468**	4.0513	0.1467**	3.1264	0.1644**	2.9159
省会城市	0.2193**	5.3630	0.2038**	3.7504	0.2413**	4.0360
直辖市	0.2457**	5.5322	0.2123**	3.6178	0.3243**	4.9313
东部	0.3193**	8.2147	0.3184**	7.5490	0.2436**	5.0671
中部	0.0712*	1.7418	—	—	—	—
常数项 C	7.1387**	73.8756	7.7322**	66.1862	7.3518**	41.6800
R ²	0.3541	—	0.2918	—	0.4029	—
调整的 R ²	0.3501	—	0.2861	—	0.3958	—
S. E.	0.6521	—	0.6463	—	0.6544	—
D-W	1.5950	—	1.3665	—	1.6626	—
F 统计量	88.7760	—	51.7002	—	56.4022	—
样本容量	2282	—	1266	—	1016	—

注: **，*，* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。就业方式、迁移流动、就业地区类型和地区的省略组分别为：未迁移流动、务农、县城和西部。

表 2 形成性别收入差距的主要原因		
因素	项目	分析
人力资本差异	成因	男性更倾向于人力资本投资、教育、培训、迁移的机会更多
	结果	男性人力资本含量较高
性别歧视	成因	女性怀孕和抚养儿女、退休年龄较早；长期存在的社会价值观
	结果	女性就业机会少、工资水平低；职业隔离，女性进入管理层的机会小于男性
补偿性工资或非货币收益	成因	男性从事的某些行业工作环境较差，如采掘业；女性集中的一些行业存在非货币收益，例如教育业有较长假期，工作比较稳定
	结果	男性获得补偿性工资，女性获得非货币收益
社会分工	成因	社会分工要求女性照顾家庭
	结果	女性生产性劳动时间减少，工作时间常常被打断；限制了女性从事某些工作，例如出差频繁的工作

表2 分析了女性收入水平低于男性的主要原因，但需要指出以下几点：

第一，人力资本差异尤其教育是影响收入的重要因素，但教育水平差异对收入性别差距的解释力有限。全部样本用收入的对数做因变量，性别、常数项和教育做自变量进行最小二乘估计，得出男性收入比女性高 26.95%，低于不考虑教育时的 27.44%。可见，教育水平差异大约解释了收入性别差异的 0.5 个百分点。本文数据显示，控制受教育程度后，除了大学教育阶段，其他各阶段男性收入的绝对水平都高于女性（见表 3）。当然除了研究生阶段，随着教育程度的提高女性的相对收入呈现不断提高的趋势。

第二，迁移流动提高了男性的收入水平。本文样本中男性和女性迁移流动人口所占比重分别为 7.11% 和 5.61%，男性迁移流动比例高于女性^①。同时，表 1 显示，男性长距离迁移会大幅增加收入，而迁移流动对女性收入的影响则不显著。

第三，现有研究表明，对女性的歧视主要表现在女性进入管理层的机会远远小于男性，另一个表现在于行业隔离，女性集中的行业比男性集中的行业平均收入低^[13-14]。本文虽然没有证实行业性别隔离的存在，但却说明了女性升迁机会较小导致了职业性别隔离现象。

从 2004 年统计数据中各行业的教育水平和收入水平的排序看^②，行业的收入水平与其教育人力资本含量并不完全一致，但并没有显示出女性相对集中的行业收入水平系统性偏低。相对于就业人员的教育水平而言，金融业的收入水平偏高，但该行业女性所占比例也比较高。

遗憾的是，无论是人口普查数据还是历年的统计数据，都缺乏各职业收入状况的相关信息，本文的样本数据显示，单位负责人的平均教育年限排名第六，而收入水平排名第二，收入明显偏高。而这一职业男性占的比重远远高于女性，2000 年第五次人口普查数据显示，我国男性占了单位负责人的 83.25%，这表明男性获得升迁的机会较多，其中与对女性的歧视不无相关。

不仅如此，刘等（Liu）^[15]，王美艳^[16]和高梦滔、张颖^[17]等学者试图分解歧视对性别收入差距的影响，虽然他们的研究结果差别较大，但都显示出性别歧视确实对女性和男性之间的收入差距有重要的影响。

第四，表 1 的回归结果显示，无论男性还是女性，就业方式都对收入有重要影响，全职就业的收入水平远高于其他就业方式。本文样本显示，即使控制教育水平，除大专及以上阶段，女性全职就业的比例都小于男性（见表 4）。但造成就业方式性别差异的原因，可能既包含性别歧视，又包含社会分工。

将社会分工的影响看作性别歧视的影响，会高估性别歧视对收入的影响程度。女性在就业时选择便于照顾家庭和孩子的行业（如教育业），是正常的社会分工的结果，也是实现家庭收益最大化的决策选择，从而不能看作是由于对女性的歧视造成的影响。

表 3 城镇不同教育阶段平均收入性别差距比较

教育阶段	男性（元）	女性（元）	（女性/男性）* 100
全部	17443.32	14403.55	82.57
未受正规教育	17066.67	4073.85	23.87
小学	10424.72	6779.66	65.03
初中	13342.01	10332.06	77.44
高中等	16515.90	13008.82	78.77
大专	22146.69	18800.39	84.89
本科	26327.52	29237.36	111.05
研究生	60266.67	35333.33	58.63

① 本文样本只包括了不伴随户籍迁移的人口流动。
② 中国劳动统计年鉴 2005。其中平均教育年限按照“中国 2004 年按行业分的全国就业人员受教育程度构成”计算得出，教育年限赋值方法与前文相同。

表 4 不同教育阶段全职就业比例性别比较

教育阶段	样本数				全职就业比例 (%)		
	女性全职就业	女性全部	男性全职就业	男性全部	女性	男性	女性- 男性
全部	810	1016	1060	1266	79. 72	82. 94	- 3. 21
小学及以下	29	72	39	80	40. 28	48. 75	- 8. 47
初中	181	254	258	344	71. 26	75. 00	- 3. 74
高中	340	417	433	505	81. 53	85. 74	- 4. 21
大专及以上	260	273	320	337	95. 24	94. 96	0. 28

2. 教育收益率性别差异及其成因

前文的研究表明，影响城镇收入性别差距的主要原因有人力资本性别差异、性别歧视、补偿性工资和非货币收益以及社会分工。虽然对城镇而言，性别差异未必是影响总体收入性别差距的重要因素，但会造成教育水平与性别收入差距的负相关关系。所以，本文认为造成我国城镇女性教育收益率高于男性的原因主要在于，随着受教育程度的提高，性别差异、性别歧视、补偿性工资和社会分工对女性的影响都减小了 (见表 5)。

表 5 女性教育收益率较高的原因分析 %

因素	项目	受教育程度较低者	受教育程度较高者
性别差异	成因	主要从事体力劳动	主要从事脑力劳动
	结果	性别差异存在一定影响	性别差异对收入的影响减小甚至消失
性别歧视	成因	见表 2	对女性替代性减小；倾向于制度内就业，受到国家男女平等政策的保护
	结果	女性受到较严重的歧视	女性受到的歧视减小
补偿性工资	成因	见表 2	男性和女性工作环境都比较好
	结果	男性获得补偿性收入	对男性的补偿性工资不复存在
社会分工	成因	见表 2	女性减少生产性劳动时间的机会成本越来越高
	结果	女性减少劳动时间	女性与男性的工作时间差别越来越小

根据《中国劳动统计年鉴 2005》数据，2004 年城镇就业人员职业构成显示，小学及以下受教育程度者，42% 以上为农林牧渔水利业生产人员，而本科及以上学历受教育程度者中 46% 以上为专业技术人员。显然，后者为脑力劳动，受到性别差异的影响较小。虽然缺乏宏观数据，但本文的微观数据显示，随着受教育程度的提高，女性在国有部门就业的比例提高，小学及以下、初中、高中和大专及以上样本中，女性在国有部门就业的比例分别为 4. 63%，9. 45%，17. 51% 和 22. 34%。影响教育收益率的另外两个原因具有自明性，不再赘述。

四、结论

本文回归结果显示，即使控制其他因素的影响，我国城镇男性的收入依然比女性高大约 1/4，性别收入差距比较大。其中的原因除了普遍认同的人力资本差异以及性别歧视外，本文认为补偿性工资差异、非货币收益和社会分工也是导致收入性别差距的原因。性别歧视方面，本文研究证实了存在职业性别歧视，而没有证实行业隔离的存在。

同时回归结果显示我国城镇教育收益率依然偏低，女性教育收益率高于男性。当然，这一结果是剔除其他因素的影响后得出的，考虑到非货币收益，或者说教育对收入的间接影响，例如就业方式和就业环境等方面的改善与教育水平有一定的关系，男性和女性的教育收益率实际都应该高一些。

随着受教育程度的提高，脑力劳动逐渐取代体力劳动从而女性天生体力方面的弱势得以弥补，女性受到歧视的程度以及社会分工对女性就业的影响降低，总体工作环境较好从而男性的补

偿性工资几乎不复存在, 女性的工作时间相对增加。这些因素都导致受教育程度较高的城镇女性和男性收入差距更小, 从而城镇女性教育收益率较高。

参考文献:

[1] 李实, 古斯塔夫森. 中国城镇职工收入的性别差异 [A]. 赵人伟, 李实, 李思勤. 中国居民收入分配再研究 [C]. 北京: 中国财政经济出版社, 1999. 556- 593

[2] 第二期中国妇女社会地位调查课题组. 第二期中国妇女社会地位抽样调查主要数据报告 [J]. 妇女研究论丛, 2001, (5): 4- 12.

[3] 刘泽云. 教育收益率的性别差异分析 [J]. 妇女研究论丛, 2008, (2): 28- 34

[4] 王美艳. 中国城市劳动力市场上的性别工资差异 [J]. 经济研究, 2005, (12): 35- 44

[5] 同 [3].

[6] 袁霓. 城镇居民收入性别差异的实证分析 [J]. 人口与经济, 2005, (1): 48- 52.

[7] 侯风云. 中国城镇人力资本收益率研究 [J]. 山东大学学报, 2005, (2): 109- 119.

[8] 陈晓宇, 陈良 . 中国城镇私人教育收益率研究 [A]. 闵维方等. 高等教育运行机制研究 [C]. 北京: 人民教育出版社, 2002. 473. 480.

[9] Woodhall, Maureen. The Economic Returns to Investment in Women's Education [J]. Higher Education. Aug., 1973, 2 (3): 275- 299.

[10] Dougherty, C.. Why Are the Returns to Schooling Higher for Women than for Men? [J]. The Journal of Human Resources, 2005, 40 (4): 969- 988.

[11] 诸建芳, 王伯庆, 恩斯特• 使君多福. 中国人力资本投资的个人收益率研究 [J]. 经济研究, 1995, (12): 55- 63.

[12] Hansen, J rgen and Roger Wahlberg. Endogenous schooling and the distribution of the gender wage gap [J]. Empirical Economics, 2005, (30): 1- 22.

[13] 同 [9].

[14] 李军峰. 我国目前个人收入性别差异的通径分析 [J]. 市场与人口分析, 2003, (2): 14- 20.

[15] Liu, Pak- Wai, Xin Meng and Jursen Zhang. Sectoral Gender Wage Differentials and Discrimination in the Transitional Chinese Economy [J]. Journal of Population Economics, 2000, (13): 331- 352.

[16] 同 [4].

[17] 高梦滔, 张颖. 教育收益率、行业与工资的性别差异: 基于西部三个城市的经验研究 [J]. 南方经济, 2007, (9): 46- 59.

[责任编辑 肖周燕]

(上接第 12 页)

六、结论

从总体上看, 在有成员流动的农民工家庭中, 已婚女性流动的比重高于留守者, 已婚女性流动滞后只是存在某些年龄段或某些地区。

除了个人因素、家庭因素、社会分工和经济动机影响已婚女性的流动外, 社会网络和当地对外出的支持系统对已婚女性的外出具有重要影响。

目前留守女性的绝大部分仍是务农。约 2/3 的流动女性参与了城市的劳动力市场, 所从事的行业和参与方式显示她们的就业呈现边缘化特征。已婚女性的个人收入虽然低于男性, 但相对留守农村而言, 也很可观。

参考文献:

[1] 刘建进. 中国农村劳动力转移实证研究 [J]. 中国劳动经济学, 2006, 3 (1).

[2] 李路路. 向城市移民: 一个不可逆转的过程 [A]. 李

培林. 农民工——中国进城农民工的经济社会分析 [C]. 北京: 社会科学文献出版社, 2003.

[3] 周皓. 中国人口迁移的家庭化趋势及影响因素分析 [J]. 人口研究, 2004, (6).

[4] 李实. 中国农村女劳动力行为的经验分析 [J]. 上海经济研究, 2001, (1).

[5] Fan C. Cindy. 进城返乡: 四川安徽农村女性劳动力的外出经历与贡献 [A]. 蔡 , 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.

[6] 唐灿. 城乡社会家庭结构与功能的变迁 [N]. 中国社会科学院院报, 2005- 05- 08. http://www.sociology.cass.cn/shxw/jtyxbj/t20051115_7447.htm.

[7] 白南生, 陈传波. 还有人能外出吗? 外出务工率的地区差异研究 [J]. 中国劳动经济学, 2007, 4 (2).

[8] 加里• 贝克尔. 家庭经济分析 [M]. 北京: 华夏出版社, 1987.

[9] 何军, 洪秋妹. 个人、家庭与制度: 苏北农民外出务工的影响因素分析 [J]. 农业经济, 2007, (10).

[10] 同 [7].

[责任编辑 王树新]