

受教育程度对我国农民收入来源和结构的影响*

谭银清^{1,2}, 王 钊¹, 陈益芳²

(1.西南大学 经济管理学院,重庆 北碚 400715;2.重庆邮电大学 移通学院,重庆 合川 405120)

摘 要:近年来我国农民的收入结构发生了显著变化,主要表现为农业收入比重不断下降,而非农收入占比不断上升。采用我国 2000—2011 年 30 个省区有关数据的分析表明:总体上看,农民平均受教育年限与家庭经营收入反方向变动,与工资性收入和财产性收入同方向变动,但对财产性收入的影响并不显著;初中及以下文化程度的农民对家庭经营收入具有依赖性,且文化程度越低,依赖性越强,而高中文化程度的农民对家庭经营收入具有显著的排斥倾向;初中及以下文化程度对农民工资性收入的影响不显著,而高中文化程度对农民工资性收入具有显著的正向影响。工资性收入将取代家庭经营收入成为我国农民收入的主体,而增加农民的工资性收入,就必须提升农民的受教育程度。

关键词:受教育程度;农民收入来源;农民收入结构;农业收入;非农收入;家庭经营收入;工资性收入;财产性收入

中图分类号:F126.2;D422.7

文献标志码:A

文章编号:1674-8131(2014)04-0009-07

一、引言

中国作为一个农业大国,“三农问题”历来是关系到社会稳定、经济发展、民族复兴的重大问题,而“三农问题”的核心在于“农民问题”,“农民问题”的关键在于“收入问题”。近年来,我国农民收入快速增长,1995 年农村居民年人均纯收入为 1 577.74 元,2012 年达到 7 916.58 元,18 年间增长了 4 倍,年均增长速度达到 9.4%。我国农民收入不但在数量上增长较快,在结构上也发生了深刻变化。从收入来源看,农民的工资性收入占纯收入的比重从 1995 年的 22.42% 上升到了 2012 年的 43.55%,家庭经

营性收入则相应的从 71.35% 下降到了 44.63%;转移性收入和财产性收入在农民纯收入中占比很小,但相对于财产性收入,农民的转移性收入近年来增长更快(见表 1)。总体上看,我农民收入在结构上呈现出非农收入比重不断上升而农业收入比重不断下降的趋势。

农民收入作为一个复杂的社会经济现象会受到诸多因素的影响,但毋庸置疑的是农民的受教育程度是影响农民收入的一个重要因素。图 1 体现了农民“人均受教育年限”与“人均收入”两个绝对量之间的相关关系,从二者之间的散点图可以看出,农民受教育年限与收入之间同方向变动,且两者间

* 收稿日期:2014-03-13;修回日期:2014-05-12

基金项目:中央高校基本科研业务费专项资金资助项目(SWU1209457)

作者简介:谭银清(1978—),男,重庆石柱人;讲师,博士研究生,在西南大学经济管理学院学习、重庆邮电大学移通学院任教,主要从事农林经济管理(农村区域发展)研究。

王钊(1957—),男,四川叙永人;教授,博士,博士生导师,主要从事区域发展与管理、农业经济与管理、企业经济与管理研究。

皮尔逊相关系数高达 0.95。表 2 体现了农民收入结构与文化层次之间的关系,可以看出,在农民收入从低收入组到高收入组的变动中,小学程度以下的低学历群体所占比重逐渐下降,而初中及以上的相

对高学历群体所占比重逐渐上升。结合图 1 和表 2,我们不难发现农民受教育程度与农民收入之间无论是在绝对量上还是在内部分配上都存在着明显的正向相关关系。

表 1 我国农村居民纯收入构成(按收入来源分)/%

年份	纯收入	工资性收入	家庭经营纯收入	转移性收入	财产性收入
1995	100	22.42	71.35	3.63	2.60
2000	100	31.17	63.34	3.50	2.00
2005	100	36.08	56.67	4.53	2.72
2010	100	41.07	47.86	7.65	3.42
2012	100	43.55	44.63	8.67	3.15

数据来源《中国统计年鉴》

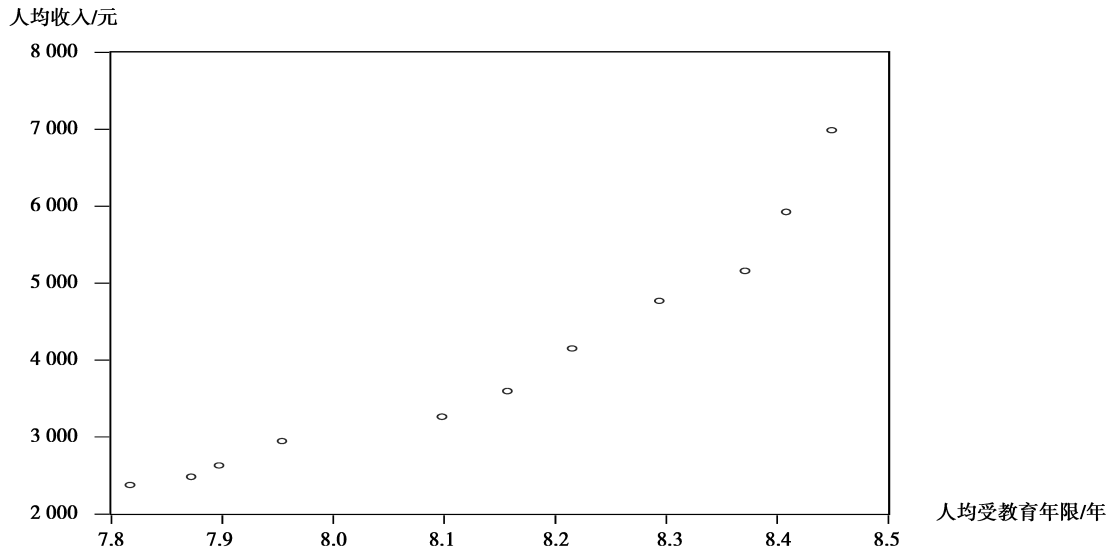


图 1 2001—2011 年农民人均受教育程度与人均收入散点图

数据来源:农民人均收入数据来源于《中国统计年鉴》,农民人均受教育年限根据《中国住户调查年鉴》相关数据加权平均得到。

表 2 2011 年我国农民不同收入分组中劳动力文化程度结构/%

	低收入户 (20%)	中等偏下收入户 (20%)	中等收入户 (20%)	中等偏上收入户 (20%)	高收入户 (20%)
文盲、半文盲	8.2	6.3	4.9	4.3	3.2
小学程度	31.4	28.6	26.7	24.1	20.6
初中程度	50.3	53.1	54.4	54.6	52.6
高中及以上程度	10.1	11.9	13.0	17.0	23.7

数据来源:《中国住户调查年鉴 2012》

西方人力资本理论较早对受教育程度与收入之间的关系进行了关注。美国著名经济学家、人力资本专家舒尔茨在长期的农业经济研究中发现,除了土地、劳动和资本,农民知识和技能的提高也是美国农业产量增长的重要因素;他同时还发现人力资本投资促进了美国工人的工资增长。Mincer (1974)利用美国的数据研究发现受教育年限与收入之间存在着正向的线性关系,并提出了著名的“明瑟收入方程”。Knight (1979)认为较高的受教育程度之所以能带来较高的收入是因为良好的教育能提高个人的生产效率。Layard 和 Psacharopoulos (1979)对英国相关数据的研究发现,受教育年限和工作经验都对个人收入有着显著的影响;Connolly 和 Gottschalk (2003)也通过实证分析表明受教育年限对个人收入具有正向影响,工作经验对收入的影响呈现出先增后减的趋势。

文化程度与收入之间的关系也一直是国内学术界探讨的热点话题。罗亚萍(2010)采用1979—2007年的时间序列数据对劳动力的平均受教育程度、新增劳动力中的大学及以上学历人口数和大学以下学历人口数与中国城镇就业之间的关系进行了分阶段检验,发现由于我国教育结构内部发展不平衡且与经济结构不匹配等原因,与1979—1994年相比较,1997—2007年新增大学及以上学历劳动力对城镇就业的促进作用有所降低,而大学以下学历劳动力对城镇就业的促进作用有所提高。王回澜(2007)对青岛女性受教育程度与社会经济回馈之间的关系进行了分析,发现女性的收入会随着文化程度的提高而增加,但是女性的教育收入弹性小于男性。随着近年来农民收入问题的升温,农民文化程度对收入的影响也引起了学界的关注。白菊红(2003)分析了农村人力资本与农民收入之间的关系,认为农民受教育程度越高,其收入的抗干扰力和抗波动力就越强,农村中具有初、高中文化水平农民的收入明显高于平均水平,而小学及以下学历农民的收入则恰好相反。辛岭(2008)的研究也表明,我国农民受教育水平是农民收入变动的Granger原因,农民收入和农民受教育水平之间存在长期的稳定均衡关系。宋英杰(2010)对1985—2005年全国30个省区的面板数据的分析表明,农民受教育程度总体上对收入具有显著的正向作用,且受教育程

度对农民增收的贡献率高于物资资本和政府支持。

通过文献梳理可以发现,以往研究主要关注的是农民受教育程度对农民总体收入水平的影响,证明了农民的文化程度对其收入水平具有显著的正向影响。但是已有的研究未能揭示农民受教育程度对其收入来源有何影响,亦即农民受教育程度的变动是否会改变其收入的结构?因此,本文拟采用2000—2011年我国30个省区(西藏因统计数据不完整而未纳入分析)的面板数据对这一问题进行实证检验,以拓展和补充相关研究,并为提高我国农村居民收入以及改善其收入结构提供参考和借鉴。

二、模型设定与数据来源

1974年,美国著名经济学家明瑟通过对美国劳动力市场的研究发现,个人收入与教育水平以及工作年限之间存在着一定的线性关系,并提出了著名的“明瑟收入方程”,这一方程简洁地反映了劳动力市场对教育与工作经验等投入要素的回报,已成为微观经济学经验研究中最常用的回归方程。“明瑟收入方程”的简明表达式为:

$$\ln y = A + \beta_1 edu + \beta_2 exp + \beta_3 exp^2 + \varepsilon$$

其中, $\ln y$ 为工资收入的对数形式, edu 为受教育年限, exp 表示工作经验^①, ε 为随机误差, β_1 、 β_2 、 β_3 为各变量对收入的边际效应。该方程的缺陷在于缺少性别、培训、职业、所有制与行业等控制变量,有可能导致估计结果不一致,因此我国学者对“明瑟收入方程”进行了本土化改进:

$$\ln y = A + \beta_1 edu + \beta_2 exp + \beta_3 exp^2 + \sum \lambda_j X + \varepsilon$$

其中, X 表示一系列的控制变量, λ_j 为每个控制变量相应的回归系数。

本文拟采用面板数据分析农民受教育程度对其收入来源和结构变动的影响。从经验来看,我国农民无论是农业收入还是非农收入都主要来自于初级体力劳动,工作年限对农民收入的影响相对较小,且这方面的宏观统计数据缺乏,因此在本文的研究中忽略这一变量;同时,农民收入既受文化程度的影响,也受其他变量的影响,因此本文将引入相关的控制变量。本文采用以下两个模型进行检验:

$$\text{模型一: } R_{iu} = \beta_0 + \beta edu_{iu} + \sum \lambda_j X_{iu} + \mu_i + \varepsilon_{iu}$$

① 通常用“年龄-受教育年限-6”衡量,其中“6”表示儿童入学年龄,

$$\text{模型二: } R_{jit} = \beta_0 + \beta_1 \text{edu}_{1it} + \beta_2 \text{edu}_{2it} + \beta_3 \text{edu}_{3it} + \beta_4 \text{edu}_{4it} + \sum \lambda_j X_{jit} + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

模型一体现了农民受教育年限对其收入来源的影响,模型二进一步揭示了农民各文化程度对其收入结构的影响。为了更好地体现农民收入结构的变动,模型中的变量均处理为结构相对数形式。 R_{jit} 表示第*i*省第*t*年农民某项纯收入来源占纯收入的比重($j=1$ 表示农民家庭经营收入占比, $j=2$ 表示农民工资性收入占比, $j=3$ 表示农民财产性收入占比)^①。模型一中 edu 表示农民的受教育年限,通过各文化程度的受教育年限(文盲、半文盲为1年,小学为6年,初中为9年,高中为12年,大学为16年)

表3 各变量的描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值	个数
第一产业人均GDP占比/%	0.14	0.07	0.01	0.38	360
第二产业人均GDP占比/%	0.46	0.08	0.20	0.59	360
第三产业人均GDP占比/%	0.41	0.07	0.28	0.76	360
家庭经营收入占比/%	0.52	0.20	0.03	0.90	360
工资收入占比/%	0.38	0.16	0.06	0.79	360
财产性收入占比/%	0.03	0.02	0.00	0.11	360
文盲、半文盲/%	0.07	0.06	0.01	0.33	360
小学占比/%	0.28	0.08	0.05	0.47	360
初中占比/%	0.51	0.08	0.27	0.67	360
高中占比/%	0.11	0.03	0.03	0.21	360
大学占比/%	0.02	0.02	0.00	0.14	360
平均受教育年限/年	7.80	0.68	5.46	9.56	360

与其相应比重加权平均得到;模型二中 edu_1 、 edu_2 、 edu_3 和 edu_4 分别表示文盲、半文盲、小学、初中、高中四个文化程度各自的比重^②,各个学历变量的脚标*it*表示第*i*省第*t*年。 X_{jit} 表示第*i*省第*t*年的控制变量:考虑到农民收入主要来自于国民收入的初次分配,采用第一产业(农业)人均GDP占人均GDP总量的比重作为“家庭经营收入占比”的控制变量,采用第二和第三产业(工业和服务业)人均GDP分别占人均GDP总量的比重作为农民“工资收入占比”的控制变量;考虑到农民的财产性收入主要来源于农民收入扣除消费后剩余的投资,采用农民当年收入扣除消费后的剩余占农民当年纯收入的比重作为农民“财产性收入占比”的控制变量。模型中的 λ_j 为第*j*个控制变量的回归系数; u_i 表示各省区的个体效应,在固定效应中 u_i 为常数,在随机效应中 u_i 服从 $N(0, \sigma_u^2)$; ε_{it} 表示残差,代表未被观测到的因素。

本文选取我国2000—2011年30个省区的相关数据,其中农民各项收入数据以及GDP各项数据均来自各年的《中国统计年鉴》,农民各项文化水平数据来源于各年的《中国农村住户调查年鉴》。本文数据具有典型的“宽而短”的结构特征,因此使用Eviews6.0软件进行估计时运用面板结构的工作文件来进行估计是较为合适的^③。

三、实证分析结果

面板数据包含了研究对象个体、指标和时间三个维度的信息,分析前要求对模型进行准确设定。为了排除截面间异方差性和相关性,本文对个体固定效应模型和个体随机效应模型分别采用广义最小二乘法(GLS)和可行的广义最小二乘估计(FGLS)对模型参数进行估计。总体上看模型一和模型二都在1%的显著性水平拒绝混合效应模型,并且Hausman检验均在1%的显著性水平拒绝随机效应原假设,因此,本文对模型一和模型二的分析均选取个体固定效应模型。

① 需要特别说明的是,由于农民的转移性收入主要来源于政府的转移支付及其他捐赠等,属于外生变量,本文对农民转移性收入的变动不做讨论。

② 由于目前我国大学学历层次的农民主要属于“户籍意义”上的农民,而非真正意义上的农民,同时也为了排除数据计量分析上的完全共线性,本文实证分析中不考虑大学学历这一层次。

③ Eviews软件对面板数据模型的估计主要通过Pool对象和面板结构(Panel)两个工作文件来实现。Pool对象一般适用于截面成员数量较少而时期较长的数据结构,侧重于时间序列分析;面板结构适合成员较多但时期较短的数据结构,主要侧重于截面分析。

1. 受教育年限对农民收入来源的影响

表4反映了农民受教育年限对其收入来源的影响,结果表明,农民受教育年限对其家庭经营收入占比以及工资性收入占比均有显著影响。从符号上看,受教育年限对农民家庭经营收入占比具有负向效应而对工资性收入占比具有正向效应,这表明农民人力资本存量的增加不但降低了农民对农业收入的依赖,也同时提升了农民获取非农收入的能力。

力。从系数大小来看,受教育年限对农民家庭经营收入占比的影响大于对工资性收入占比的影响,这一方面与我国的产业结构有关,另一方面也可能与“刘易斯拐点”到来前第一产业劳动力的充分供给有关。此外,分析表明农民受教育年限对其财产性收入占比的影响并不显著,这可能是由于目前我国农民财产性收入的异质性较强,采用平均指标进行回归难以准确刻画出变量相互间的关系。

表4 模型一中各变量回归结果

	家庭经营收入占比	工资性收入占比		财产性收入占比
平均教育年限	-0.19*** (-7.06)	0.07*** (3.50)		0.01 (1.12)
控制变量	2.16*** (6.93)	1.43*** (7.09)	1.01*** (3.61)	0.04*** (2.77)
$\overline{R^2}$	0.77	0.82		0.80
F 值	7.89	12.66		13.93
冗余固定效应 F 检验	190.59***	270.98***		288.97***
Hausman 检验	30.66***	10.55***		11.02***
回归模型选取	个体固定效应	个体固定效应		个体固定效应

注:(1)“家庭经营收入占比”的控制变量为“第一产业人均GDP”占“人均GDP”比重,“工资性收入占比”的控制变量为第二产业和第三产业的人均GDP分别占“人均GDP”的比重,“财产性收入占比”的控制变量为“农民收入扣除消费后的剩余”占“人均GDP”的比重;(2)*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。表4同。

2. 受教育程度对农民收入结构的影响

(1) 农民受教育程度对家庭经营收入比重的影响

农民家庭经营收入是指农村住户以家庭为生产经营单位进行生产筹划和管理而获得的收入,就目前来看,农业收入依然是我国农民家庭经营收入的主要来源,而农业生产由于风险大、周期长,比较收益相对较低。实证结果表明(表5),农民家庭经营收入占纯收入的比重随着农民文化水平的提高而降低,高中文化(学历)层次对农民家庭经营收入占比的回归系数为负,表明农民中高中学历这一群体对家庭经营收入具有排斥性;而文盲、半文盲文化层次对农民家庭经营收入占比具有最大的正效应,表明文化层次越低对农业收入的依赖就越强。不难发现,农民文化水平越高,获取非农收入的意愿和能力就越强。

(2) 农民受教育程度对工资性收入比重的影响

农民工资性收入是指农村住户成员受雇于单位或个人,靠出卖劳动而获得的收入。近年来我国农民收入增长较快主要得益于其工资性收入的快速增长,在经济较发达地区,农民的工资性收入已取代农民家庭经营收入成为收入的主要来源。回归分析表明,初中及以下文化层次与工资性收入占纯收入比重反方向变动,但小学和初中文化层次对工资性收入占比的影响并不显著;而高中文化层次则具有较大的正向效应。我国的城镇化与工业化发展为农民提供了大量外出务工的非农就业机会,但农民能否外出且获得工作机会受到其自身基本文化知识水平的制约。文盲、半文盲群体由于外出就业的能力较弱,所以获取的务工收入较少;相比之下,高中文化层次的农民群体在思维和技能上较具优势,能从事较好的工种并获得较高的收入。

(3) 受教育程度对农民财产性收入比重的影响

农民财产性收入是指农民通过行使对自己所拥有的财产的占有权、使用权、收益权、处置权等权

能而获得的相应收益,即农民对所拥有的财产通过出租、分红和金融资产增值等方式所取得的收入。在我国农民的收入构成中,财产性收入是最薄弱的组成部分,主要体现为财产性收入在农民收入中占比最低、增速最慢、起伏不定。我国农民财产性收入主要以利息为主,来源单一,再加上近年来受金融危机、通货膨胀等金融冲击,农民的财产性收入在农民收入构成中的比重有降低的趋势。研究结果显示,农民的各个文化层次对“财产性收

入占比”的回归系数均为负数,这表明我国农民的财产性收入近年来在一定程度上受到了抑制。从统计显著性来看,文盲、半文盲和高中文化层次对“财产性收入占比”的影响在统计上并不显著,这可能是因为前者的财产性收入数量较少,而后者具有较高的理财技能;小学和初中这两个文化层次对“财产性收入占比”的影响显著,可能是因为这两个群体一方面能获取一定的财产性收入,但另一方面理财技能相对较差,财产性收入易受冲击。

表 5 模型二中各变量回归结果

		家庭经营收入占比	工资性收入占比	财产性收入占比
解 释 变 量	文盲、半文盲	2.36*** (4.55)	-0.95*** (-2.69)	-0.09 (-1.62)
	小学	1.36*** (4.13)	-0.35 (-1.58)	-0.13*** (-2.73)
	初中	1.25*** (3.46)	-0.25 (-0.99)	-0.12*** (-2.51)
	高中	-1.32*** (-1.85)	0.84** (1.91)	-0.08 (-1.20)
控制变量		1.89*** (5.21)	1.28*** (5.78)	0.90*** (3.15)
\bar{R}^2		0.77	0.82	0.78
F 值		5.81	10.29	10.51
冗余固定效应 F 检验		150.46***	235.00***	238.20***
Hausman 检验		40.60***	11.29**	18.60***
回归模型选取		个体固定效应	个体固定效应	个体固定效应

四、研究结论及启示

受教育程度会对农民收入来源和结构产生较大影响。农民受教育程度越高,就越有机会和能力从非农产业获取工资性收入,从而导致以农业收入为主的家庭经营收入的比重降低。随着我国农民整体文化素质的提升以及工业化、城镇化的进一步发展,工资性收入将取代家庭经营收入成为我国农民收入的主体。

农民收入问题可以说是“三农”问题的重中之重,农民增收问题也一直是困扰我国学术界和政策制定者的一个难点问题。回顾我国农民的增收之路,曾经的“增产增收”“价格增收”“结构调整增收”以及“政策增收”等各种增收模式都已经难以进一步促进农民增收,而“就业导向增收”成为我国农民增收的必然路径。“就业导向增收”的实质就是增加农民的非农收入,即农民的工资性收入,而要增加农民的工资性收入,就必须提升农民的受教育

程度,即提高农民素质。同时,规模经营、联合经营是我国农业经营体制改革的必然趋势,规模经营有别于小农生产,需要“专业化”的农民,对农民素质也有着较高的要求。因此,应坚持和完善我国农村义务教育,并发展和完善农民继续教育体系。

综上所述,提升农民受教育程度、增强农民素质是增加农民收入和优化农民收入结构的必然要求。同时,随着农民整体文化素质的提高和城镇化的进一步推进,工资性收入将成为农民增收的主要途径。农民家庭经营收入比重的降低有其历史必然性,但我们也必须意识到农民家庭经营收入比重的进一步降低不但不利于农民的长效增收,同时还会严重损害农民的种粮积极性,进而危及我国粮食安全。因此,提高农民收入需要统筹兼顾,既要千方百计提高农民的工资性收入,又要想方设法保障农民的家庭经营收入,不让种粮人吃亏,这样才能实现农民长效增收、农业长久发展、农村长期繁荣。

参考文献:

- 白菊红,袁飞.2003.农民收入水平与农村人力资本关系分析[J].农业技术经济(1):16-18.
- 罗亚萍.2010.就业与受教育程度的相关性研究——以中国城镇就业量为基础[J].西安交通大学学报(社会科学版)(9):84-87.
- 宋英杰.2010.受教育程度与农民增收关系的实证研究——基于省际面板数据的分析[J].农业技术经济(10):52-55.
- 舒尔茨.2006.改造传统农业[M].梁小民,译.北京:商务印书馆:150-171.
- 王回澜.2007.女性受教育程度的社会经济回馈——对青岛女性受教育程度与社会经济关系的分析[J].甘肃社会科学(2):185-187.
- 辛岭,王艳华.2008.我国农民受教育水平与农民收入关系的

- 实证研究[J].技术经济(4):63-66.
- 徐勇.2009.我国农村与农民问题前沿研究[M].北京:经济科学出版社:86.
- CONNOLLY H,GOTTSCHALK P. 2003. Returns to Tenure and Experience Revisited: Do Less Educated Workers Gain Less from Work Experience[R].
- KNIGHT J B. 1979. Job Competition, Occupational Production Functions, and Filtering Down[J]. Oxford Economic Papers, 31(2):187-204.
- LAYARD, PSACHAROPOULOS G. 1974. The Screening Hypothesis and the Social Returns to education[J]. Journal of Political Economy, 82 (October):985-98.
- MINCER J. 1974, Schooling, Earnings and Experience[M]. New York:Columbia University Press.

The Influence of Education Degree on Sources and Structure of Chinese Peasants Income

TAN Yin-qing^{1,2}, WANG Zhao¹, CHEN Yi-fang²

- (1. School of Economics and Management, Southwest University, Chongqing 400715, China;
2. School of Mobile Communication, Chongqing University of Posts and Telecommunications, Chongqing Hechuan 405120, China)

Abstract: In recent years, the income structure of Chinese peasants changes significantly and is mainly embodied in the continuous decline of agricultural income ratio and the rising of non-agricultural income. Based on the related data of 30 provinces and municipalities of China during 2000-2011, the analysis shows that generally there is a negative relation between average education years of the peasants and family business income, that there is a positive relation between their education years and their wage income and asset income, that the lower their cultural degree is, the stronger their dependency is, however, the peasants with senior high school education has obviously exclusive tendency on their family business income while the influence of the peasants with the education lower than junior high school on their wage income is not significant, but the influence of the peasants with senior high school education on their wage income is obviously positive. Therefore, wage income will replace family business income and become the main income of Chinese peasants, however, the education degree of the peasants must be promoted if their wage income needs to be increased.

Key words: education degree; income sources of peasants; income structure of peasants; agricultural income; non-agricultural income; family business income; wage income; asset income

CLC number: F126.2; D422.7

Document code: A

Article ID: 1674-8131(2014)04-0009-07

(编辑:夏 冬)