

我国农民受教育水平与农民收入关系的实证研究

辛 岭¹, 王艳华²

(1. 中国农业科学院 农业经济与发展研究所, 北京 100081; 2. 中国国际工程咨询公司, 北京 100044)

摘 要:基于协整理论的 Panel Data 模型, 运用 Granger 因果关系检验, 从实证角度分析了我国农民受教育水平对农民收入的影响, 并比较了地区因素对农民收入的影响。得出结论: 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。

关键词:农民受教育水平; 农民收入; Granger 因果关系检验; Panel Data 模型

中图分类号: F323 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-980X(2008)04-0063-06

1 文献回顾

农业是国民经济的基础, 农民收入是农村经济发展的基础, 增加农民收入是我国建设社会主义新农村和现代农业的本质要求。农民受教育水平在提高农民收入水平方面的作用, 已经被世界许多经济学家和学者所证实。从个体角度讲, 教育投资增加了居民的个人收入。贝克尔^[1]指出, 劳动者个人收入的多少同劳动者受教育时间的长短密切相关, 受教育时间越长, 劳动者所拥有的科学知识就越多, 劳动技能就越强, 其劳动的边际生产率自然越高, 因而工资就越高。1990 年《世界银行开发报告》写道: “对非洲的研究结果表明, 受过 4 年最起码的读书教育的农民, 要比没有上过学的农民平均多生产 8 % 的农产品产量。并且, 韩国、马来西亚以及泰国的实证研究指出, 学校教育可以使农业劳动生产率大幅度提高。”从群体角度讲, 教育投资促进了一个国家的经济增长, 舒尔茨对美国 1929—1957 年教育与经济增长的关系研究表明, 美国同期的经济增长有 33 % 来自于教育投资收益^[2]。奥内尔的研究也表明: 1967—1985 年期间, 在发达国家教育对 GDP 增长的贡献率为 58 %, 发展中国家的此数值则高达 64 %^[3]。由此可见, 国民教育水平不仅是促进一国经济发展的关键因素之一, 也是促使农民收入增长的重要指标。

海亚密和拉坦的研究证明, 人力资本(包括普通教育和专业教育两个指标) 解释了欠发达国家组和发达国家组之间农业劳动力生产率差别的 35 % 左右的原因, 农村教育在推动农民增收中发挥的重要作用显而易见。Nee 指出, 教育对农民向其他职业转换的促进作用将在市场经济中得到逐步加强^[4]。Piore 将劳动力市场划分为高级市场和初级市场, 并认为初级市场中的高素质劳动力将向高级市场转移是社会发展的一个趋势^[5]。

国内学者关于农民受教育水平在提高农民收入的有效性方面的研究较多。钱雪亚^[6]采用相关系数分析法验证了教育在人力资本投资中具有的主体和基础地位, 并且运用明瑟(Mincer)模型来说明农户教育投入确实能给农户带来收益, 且受教育时间每增加 1 年, 农民增收 1.77 %。白菊红^[7]也运用明瑟模型对教育和农民收入之间的关系进行了考察, 认为农村人力资本积累越高, 农业生产率就越高, 农民收入增长就越快。

关于农民受教育水平与农民收入的关系研究多集中于应用雅可布·明瑟(J. Mincer)提出的“明瑟模型”进行测算。本文试图将 Panel Data 模型引入我国农民受教育水平与农民收入的关系研究中, 并且运用 Granger 因果关系检验和协整理论, 就 1988—2005 年我国农民受教育水平对农村居民收入的影响做定量分析, 并比较地区因素对农民收入的影响。

收稿日期: 2007-11-25

基金项目: 中央级公益性科研院所基本科研业务费专项资金资助项目“农民受教育水平与农民收入关系研究”

作者简介: 辛岭(1971—), 女, 内蒙古包头人, 中国农业科学院农业经济与发展研究所助研, 管理学博士, 研究方向: 农业技术经济; 项目投资: 王艳华(1972—), 女, 北京人, 中国国际工程咨询公司高级经济师, 管理学博士, 研究方向: 项目投资。

2 指标说明及实证分析方法介绍

2.1 指标说明

本文用农民人均纯收入代表我国各地区的农民收入水平,用 I 表示;采用国际通行的平均受教育年限来衡量农民的受教育水平,用 C 表示;文化程度被分为 5 类,根据我国通行的 9 年义务教育法,对于文盲或半文盲文化程度的个体,教育年数设为 1 年;对于小学文化程度的个体,教育年数设为 6 年;对于初中文化程度的个体,教育年数设为 9 年;对于高中和中专文化程度的个体,教育年数设为 12 年;对于大专及以上学历文化程度的个体,教育年数设为 16 年。为了消除数据可能存在的异方差性和避免因数据变化带来的剧烈波动,对农民人均纯收入和农民平均受教育年限取对数,分别记为 $\ln I$ 和 $\ln C$ 。

本研究采用全国 30 个省(市、自治区)的统计数据,统计数据均来自各年《中国人口统计年鉴》、《中国统计年鉴》和《中国农村统计年鉴》,时间序列上取 1988—2005 年。由于重庆市的数据不全面,因此将除重庆市外的全国 30 个省、市、自治区作为截面单元。

2.2 格兰杰因果关系检验

由于经济时间序列常出现伪相关问题,即经济意义表明几乎没有联系的序列却可能计算出较大的相关系数,因此为避免伪回归,以更加真实地反映经济变量间的关系,应首先对变量间的因果关系进行检验。格兰杰因果关系检验是一种检验经济变量因果性的统计方法。该方法的基本思想是:在做 Y 对其他变量(包括自身的过去值)的回归时,如果添加 X 的滞后值能显著改进对 Y 的预测,就说 X 是 Y 的格兰杰原因。格兰杰因果关系检验的主要计量模型为:

无条件限制模型:

$$Y_t = \alpha + \sum_i^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \sum_j^k \beta_j \Delta X_{t-j} + \mu_t; \quad (1)$$

有条件限制模型:

$$Y_t = \alpha + \sum_i^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \mu_t. \quad (2)$$

式(1)和式(2)中, μ_t 为白噪声序列, α, β 为系数, n 为样本量, m, k 分别为变量 Y_t, X_t 的滞后阶数。令式(1)的残差平方和为 ESS_1 , 式(2)的残差平方和为 ESS_0 , 原假设为 $H_0: \beta_j = 0$, 备择假设为 $H_1: \beta_j \neq 0 (j = 1, 2, \dots, k)$ 。若原假设成立,则:

$$F = \frac{(ESS_0 - ESS_1)/m}{ESS_1/(n - k - m - 1)} \sim F(m, n - k - m - 1),$$

即 F 的统计量服从第一自由度为 m 、第二自由度为

$n - (k + m + 1)$ 的 F 分布。若 F 检验值大于标准 F 分布的临界值,则拒绝原假设,说明 X 变化是 Y 变化的原因。

2.3 协整分析

协整理论是 20 世纪 80 年代发展起来的新的建模理论,它从经济变量的数据所显示的关系出发,研究确定模型中包含的变量之间是否具有长期的均衡稳定关系。由于一些非平稳的经济时间序列往往表现出共同变化的趋势,而这些序列之间并不一定存在直接的关联关系,变量之间只是有相同的趋势而已,因此对这些数据进行回归,尽管能得到较高的 R^2 值,但其结果没有任何实际意义,即产生了虚假回归问题,此时通常的 T 检验和 F 检验是无效的。这就要求在估计模型时应检查变量是否协整,以检验变量之间的长期均衡关系。如果变量之间是协整的,则表明它们之间存在长期稳定的比例关系。

常用的协整检验方法有两种:一种是 Engle 和 Granger 提出的 $E-G$ 两步法,一种是 Johansen 的多变量协整检验法,其中 $E-G$ 两步法主要适用于双变量的协整分析。由于本文采用的模型只有 2 个变量,所以为计算简便,可以使用 $E-G$ 两步法检验模型的长期协整关系。基本步骤为:

第一步,用 OLS 方法估计回归方程,结果为

$$Y_t = aX_t + b;$$

第二步,对上述回归模型的残差序列进行单位根检验,检验模型为

$$\Delta e_t = \alpha + \beta_t + \eta e_{t-1} + \sum_i^n \Delta e_{t-i} + \varepsilon_t.$$

若 η 显著异于零,则认为残差序列为平稳序列,不存在单位根,农民收入与农民受教育水平序列协整;否则,就要继续检验不含势项、含趋势项和截距项的残差序列,直到可以判断残差序列是否为平稳序列。

2.4 模型选取

由于我国各地区的发展速度不平衡、经济状况存在差异,如果在对农民收入和农民受教育水平的关系研究中只考虑时间序列模型,势必会忽略各地区的个体差异,而如果单纯考虑横截面数据,又会产生无法动态反映经济变化趋势的问题,因此为克服以上两种缺点,本文采用 Panel Data 模型对我国 30 个省(市、自治区)的农民收入和受教育水平做实证研究。Panel Data 模型是把时间序列沿空间方向扩展或把截面数据沿时间方向扩展而成的二维结构的数据集合,它既能反映某一时期各个个体数据的规律,也能描述每个个体随时间变化的规律,集合了时

间序列和截面数据的共同优点。Panel Data 的一般模型可表示为:

$$y_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \dots + \beta_{ki} X_{kit} + u_{it}$$
$$(i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T)。$$

Panel Data 模型中的参数可随个体或时间的不同而改变,具体可分为 4 类:

斜率系数是常数,截距随个体不同而改变:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \dots + \beta_{ki} X_{kit} + u_{it}$$
$$(i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T)。$$

全部系数随个体不同而不同:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_{1i} X_{1it} + \beta_{2i} X_{2it} + \dots + \beta_{ki} X_{kit} + u_{it}$$
$$(i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T)。$$

斜率系数是常数,截距随个体和时间不同而改变:

$$y_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \dots + \beta_{ki} X_{kit} + u_{it}$$
$$(i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T)。$$

全部系数随个体和时间不同而不同:

$$y_{it} = \alpha_{it} + \beta_{1it} X_{1it} + \beta_{2it} X_{2it} + \dots + \beta_{kit} X_{kit} + u_{it}$$
$$(i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T)。$$

根据 Panel Data 模型中待估参数的不同特性,还可分为“固定效应模型”和“随机效应模型”:如果模型中的省略因素对个体差异的影响是固定不变的,则模型为固定效应模型;如果模型中的省略因素对不同个体的影响是随机的,则为随机效应模型。当横截面单位包括总体所有的单位时,选用固定效应模型是合理的;反之,如果横截面单位随机抽自一个大的总体,则该模型仅适用于抽到的横截面单位而不是样本之外的其他单位,在这种情况下,应选用随机效应模型。

本文在研究农民收入和农民受教育水平的相互关系时,根据以上第 3 类 Panel Data 模型,采用固定效应变截距模型,其形式如下:

$$\ln I_t = \alpha + \gamma_i + \beta \ln C_{it} + u_{it}$$
$$(i = 1, 2, \dots, 30; t = 1, 2, \dots, 18)。$$
 (3)

式(3)中:α为总平均截距;γ_i表示仅随地区改变的潜变量对农民收入的影响,它反映被解释变量由于地区因素对全国平均水平的一种偏离;β代表各地区农民收入对农民受教育水平的平均弹性。

由于农民收入与农民受教育水平的关系尚未确立,所以同时还应建立一个以农民受教育水平为被解释变量的模型:

$$\ln C_{it} = \alpha + \gamma_i + \beta \ln I_{it} + u_{it}$$
$$(i = 1, 2, \dots, 30; t = 1, 2, \dots, 18)。$$
 (4)

能否基于模型(3)和模型(4)说明 I 与 C 之间是否存在稳定的长期因果关系,其关键在于此模型是否是协整的。

3 模型检验和结果分析

本研究将 Eviews3.1 作为分析工具,对农民受教育水平与农民收入之间的关系进行考察。表 1 显示了 1988—2005 年我国农民人均纯收入和农民受教育年限统计情况。由表 1 可知:1988—2005 年我国农村居民人均纯收入总体上呈上升趋势,由农民人均纯收入由 1988 年的 544.94 元上升到 2005 年的 3254.9 元;农民人均纯收入增长率在一定时间范围内时升时降,1994 年达到 32.48%,2000 年最低为 1.95%,总体上表现出下降的趋势;农民受教育水平虽呈增长态势,但增长率变化年度间不够平稳。

表 1 1988—2005 年我国农民人均纯收入和农民受教育年限统计表

年份	农民人均纯收入(元/人)	农民人均纯收入增长率(%)	农民受教育年限(年)	农民受教育年限增长率(%)
1988	544.94		6.1626	
1989	601.51	10.38	6.2586	1.56
1990	629.79	4.70	6.4069	2.37
1991	708.55	12.51	6.7158	4.82
1992	783.99	10.65	6.7287	0.19
1993	921.62	17.56	6.9160	2.78
1994	1220.98	32.48	7.0010	1.23
1995	1577.74	29.22	7.1286	1.82
1996	1926.07	22.08	7.3610	3.26
1997	2090.13	8.52	7.4660	1.43
1998	2161.98	3.44	7.5450	1.06
1999	2210.34	2.24	7.6286	1.11
2000	2253.42	1.95	7.7540	1.64
2001	2366.40	5.01	7.8425	1.14
2002	2475.63	4.62	7.8710	0.36
2003	2622.24	5.92	7.9091	0.48
2004	2936.40	11.98	7.9456	0.46
2005	3254.90	10.85	8.0863	1.77

数据来源:1988—2005 年各年的《中国人口统计年鉴》、《中国农业统计年鉴》和《中国农村统计年鉴》,并经作者整理计算。

3.1 农民受教育水平与农民收入水平的格兰杰因果关系检验

由于影响农民收入的因素很多,如果直接对农民收入水平与农民受教育水平进行回归,很可能会出现自相关和异方差问题,因此我们采用常用的双对数模型。本文运用 Eviews3.1 软件对农民受教育

水平与农民收入水平进行了 Granger 因果关系检验。由于因果关系检验对滞后阶数非常敏感,因此本文采取依次多阶滞后,看结果是否具有同一性。滞后期数分别取 1 - 4 期。Granger 因果关系检验结果见表 2。

表 2 Ln C 与 Ln I 的 Granger 检验结果

滞后阶数	原假设	F 统计量	概率	结论
1	LnI 不是 LnC 变化的原因	1.82175	0.19853	接受原假设
	LnC 不是 LnI 变化的原因	0.50129	0.49055	接受原假设
2	LnI 不是 LnC 变化的原因	1.31855	0.30668	接受原假设
	LnC 不是 LnI 变化的原因	6.12142	0.01633	拒绝原假设
3	LnI 不是 LnC 变化的原因	3.60943	0.03508	拒绝原假设
	LnC 不是 LnI 变化的原因	11.8543	0.00258	拒绝原假设
4	LnI 不是 LnC 变化的原因	5.22058	0.04949	拒绝原假设
	LnC 不是 LnI 变化的原因	6.73498	0.03014	拒绝原假设

从检验结果可以看出:当显著性水平为 5 %、滞后阶数为 1 时,农民受教育水平 (LnC) 与农民收入 (LnI) 之间不存在因果关系;当滞后阶数为 2 时,农民收入不是农民受教育水平的格兰杰原因,而农民受教育水平是农民收入的格兰杰原因;当滞后阶数为 3 和 4 时,农民收入和农民受教育水平互为因果关系,可以认为农民收入受农民受教育水平的影响。

3.2 农民受教育水平与农民收入水平的协整分析

表 3 原序列的 ADF 平稳性检验结果

变量	ADF 统计量	1 %临界值	5 %临界值	10 %临界值	D. W. 统计量	结论
LnI	- 2.206488	- 4.7315	- 3.7611	- 3.3228	1.994320	非平稳
LnC	- 1.131162	- 4.4180	- 3.6319	- 3.2461	1.518410	非平稳

对于变量 LnI, t 统计量值是 - 2.21,比显著性水平为 10 %的临界值都大,所以不能拒绝原假设, LnI 存在单位根,是非平稳的;对于变量 LnC, t 统计量值是 - 1.13,比显著性水平为 10 %的临界值都大,所以不能拒绝原假设, LnC 存在单位根,也是非平稳的。

(2) LnI 序列和 LnC 序列的单整检验 只有两变量同阶单整时,才有可能存在协整关系。由于原序列是非平稳的,对原序列进行一阶差分,检验的顺序为:先选择有截距项和有时间趋势项,若截距项与时间趋势项不显著 (P 大于 0.05),再选择有截距项;若截距项不显著,最后选择无截距项与无趋势项;假如在无截距项与无趋势项的情况下仍无法形成稳定的时间序列,再进行二阶差分,重复以上检验过程,直到达到稳态为止。在实际应用中,会面临如何选择滞后阶数的问题,滞后阶数越大,越能完整反

3.2.1 数据的平稳性检验

(1) 单位根 ADF 检验 ADF 检验有 3 种形式:有截距项,有截距项且有时间趋势项,没有截距项和时间趋势项。由于 LnI 序列和 LnC 序列有明显的上升趋势,应采用有截距项并且有时间趋势项的检验方程。对最佳滞后期的选择,本文采用 AIC 准则和 SC 准则。经过试验,当滞后期为 2 时,检验方程的 AIC 值和 SC 值最小,其检验结果见表 3。

映模型的动态特征,但是滞后期越长,模型待估参数越多,自由度越少,因此应在滞后期与自由度之间寻求平衡,通常依据 AIC 值和 SC 值最小的准则确定模型的最优滞后阶数。利用 Eviews3.1 软件经过多次试验,我们将变量滞后区间确定为一期到两期。表 4 为原序列差分后的 ADF 平稳性检验结果。从表 4 可看出:LnI 序列和 LnC 序列经过一阶差分后仍是非平稳的;原序列 LnI 的二阶差分和滞后期为 2 时, t 统计量值是 - 2.12,小于显著性水平为 5 %的临界值,表明至少可以在 95 %的置信水平下拒绝原假设,可认为序列 LnI 的二阶差分不存在单位根;原序列 LnC 的二阶差分和滞后期为 2 时, t 统计量值是 - 2.61,小于显著性水平为 5 %的临界值,表明至少可以在 95 %的置信水平下拒绝原假设,可认为序列 LnC 的二阶差分不存在单位根。

表 4 原序列差分后的 ADF 平稳性检验结果

变量	检验类型	ADF 统计量	5 %临界值	D. W. 统计量	结论
LnI	(c, t, 1)	- 1. 197191	- 1. 9677	1. 772762	非平稳
LnC	(c, t, 2)	- 1. 203646	- 1. 9785	1. 289585	非平稳
² LnI	(0, 0, 2)	- 2. 122282	- 1. 9856	1. 991966	平稳
² LnC	(0, 0, 2)	- 2. 608088	- 1. 9699	2. 093217	平稳

注:检验类型中 c 表示含有截距项, t 表示含有趋势项, 数字表示滞后阶数; ¹ 表示一阶差分, ² 表示二阶差分。

综上所述,农民收入和农民受教育水平都是二阶差分平稳序列,即二变量具有同阶单整性,可以进行协整分析。

3.2.2 协整检验

根据上述检验结果,运用 E- G 两步法对农民收入与农民受教育水平进行协整分析。由格兰杰因果关系检验得出,长期来看,农民受教育水平是农民收入的格兰杰原因,所以农民收入与农民受教育水平的关系可以确立。E- G 两步法的步骤是: 用 OLS

法对变量进行协整回归; 用 ADF 法对回归方程残差序列进行平稳性检验。回归方程如下:

$$\text{LnI} = - 6. 317212 + 0. 883115\text{LnC} + e \quad (5)$$

(- 9. 992860) \quad (21. 56)

$R^2 = 0. 966753, \bar{R}^2 = 0. 9856, D. W. = 0. 681274$

可以看出,估计模型除 D. W. 值偏低、可能存在自相关外,模型的拟合程度很高,总体上看估计模型的参数也是显著的。回归方程残差序列 e 的平稳性检验结果见表 5。

表 5 残差项 e 的单位根检验结果

变量	ADF 统计量	1 %临界值	5 %临界值	10 %临界值	D. W. 统计量	结论
e	- 5. 145522	- 4. 8870	- 3. 8288	- 3. 3588	2. 096844	平稳

根据表 5 可知:回归方程残差序列(滞后期为 2)为平稳序列,因此农民收入和农民受教育水平之间存在协整关系,即二者之间具有长期稳定的均衡关系;但农民收入对农民受教育水平的长期弹性偏低,仅为 0. 883115,说明尽管从长期看农民受教育水平对农民收入的提高有促进作用,但其影响是微弱的,并没起决定性作用。由此看来,我国农民收入增长趋缓并不能完全归因于农民受教育水平低下这一原因,影响农民收入的关键性因素还包括:农村城市化程度、农产品价格、国家财政支农以及非农劳动力比重等。所以,要想切实提高农民收入、改善农村生活水平,需要各种因素的协调配合。

3.3 农民受教育水平与农民收入水平的地区差异分析

本文采用固定效应变截距模型,即模型(3)来分析农民受教育水平与农民收入的地区差异。经过试算,解释变量中引入农民人均纯收入滞后一期后,模型的拟合程度较好。从表 6 可看出,相对于长期均衡模型中农民收入对农民受教育水平的弹性,代表各个地区的潜变量对模型被解释变量的影响更大,说明我国农民收入差异确实和教育水平的地区因素有关。其中, γ_i (表示仅随地区改变的潜变量对农民收入的影响)高于全国平均水平的前 5 位省市有上海、北京、浙江、福建、广东,它们都位于我国东部沿海地区或经济开放地区,其农业生产水平高,非

农产业发展较好。因为较高的教育水平增加了农民从事生产所需的基本知识和技能,提高了其信息处理能力和资源配置能力,所以这些省市的农民大多主要从事对劳动力水平要求较高的非农职业,农民受教育水平对农民收入的回报率较高,农民的工资性收入多,纯收入也高。而 γ_i (表示仅随地区改变的潜变量对农民收入的影响)低于全国平均水平的前 5 位省区有宁夏、甘肃、云南、广西、青海,它们全部是西部省区,其生产力水平落后,而相对落后的生产力水平又导致知识资本的回报率较低,而且由于农民的受教育水平低,其从事非农产业的能力有限,所以农民来自第二及第三产业的收入较少,农民收入结构中占主要地位的仍是传统的农、林、牧、渔产业收入。李嘉图、克拉克等很早就指出,由于工业部门和农业部门的生产方式和效率的不同(农业部门存在收益递减规律,而工业部门不仅不存在收益递减规律,反而呈收益递增趋势),以及产品需求方式的差异(农产品需求弹性低),因此在工业化过程中,农业的产业地位有相对下降趋势,且产值比例下降速度大大超过其就业比例下降速度。劳动生产率决定工资水平,而这种产值比例与就业比例下降的不同步,必然造成农业部门的劳动力收入水平低于工业和服务业等新兴部门的劳动力收入水平,这意味着增加农民的非农就业能够有效地提高农民收入^[8]。

表 6 长期均衡模型中影响农民收入水平的地区性因素 γ_i 值统计

省市	γ_i	省市	γ_i	省市	γ_i	省市	γ_i
北京	332.24631	黑龙江	96.19941	山东	83.04412	四川	43.32428
天津	195.06719	上海	386.00520	河南	45.09207	贵州	86.96670
河北	115.68067	江苏	213.16242	湖北	51.20047	云南	19.01393
山西	32.67559	浙江	325.02174	湖南	33.85868	西藏	76.71601
内蒙古	38.61896	安徽	65.35545	广西	26.37523	陕西	91.83109
辽宁	88.81527	福建	268.93678	广东	245.65803	甘肃	15.72467
吉林	128.07633	江西	32.60570	海南	125.0068	青海	27.31288
宁夏	9.00173	新疆	52.43989				

4 结论及政策建议

本文利用 1988—2005 年我国农村教育与农民收入的时间序列数据,考察了我国农村教育水平与农民收入水平之间的关系,结果发现:我国农民受教育水平与农民人均纯收入之间存在正相关关系,农民受教育水平是农民收入的格兰杰原因,二者存在长期的协整关系;在现阶段,教育对我国农民增收的作用是显著的,农民受教育年限每提高 1%,农民人均纯收入可增长 88.31%。教育投入是农村教育发展的先决条件,因此应继续加大农村教育投入,以提高农村的整体教育水平,从而较大幅度地提高农民的收入。鉴于此,国家财政教育支出应向农村倾斜。

从长期角度看,教育水平的地区性差异因素对农民收入的影响较大。对落后的农村地区(尤其是西部地区农村)来说,国家应给予更多政策上的支持。对中国而言,国家的政策支持对一个地区的发展是非常重要的。我国东部地区之所以发展这么快,一个重要原因是邓小平提出的“两个大局”的战略指导思想的贯彻实施。如今,东部地区的经济实力大大加强,人民的生活水平大幅度提高。按照“两个大局”的战略指导思想,目前是实现“第一个大局”

向“第二个大局”转变(即东部地区帮助内地发展)的时候了。政府应制定加快西部发展的政策,提高落后地区的生产力发展水平,从而实现农民收入的增长。

参考文献

[1] 贝克尔. 人力资本:特别是关于教育的理论与经济分析[M]. 北京:商务印书馆,1964.

[2] 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,1992.

[3] AORRER D. Economic Growth in a Cross Section of Countries[Z]. NBER, Working Paper No. 3120, 1989.

[4] NEE V. The Emergence of a market society:hanging mechanisms of stratificationin China[J]. American Journal of Sociology, 1996, 101(4): 908-949

[5] PIRE M J. The Dual Labour Market, Theory and Application[M]. Cambridge Mass Winthrop, 1970

[6] 钱雪亚,张小蒂. 农村人力资本积累及其收益特征[J]. 中国农村经济, 2000(3): 25-31.

[7] 白菊红,袁飞. 农民收入与农村人力资本关系分析[J]. 农业技术经济, 2003(1): 16-18.

[8] 张红宇. 城乡居民收入差距的平抑机制:工业化中期阶段的经济增长与政府行为选择[J]. 管理世界, 2004(4): 26-28.

Empirical Research on Relationship between Educational Level
of Farmer and Farmer's Income in China

Xin Ling¹, Wang Yanhua²

(1. Institute of Agricultural Economics, Chinese Academy of Agricultural Sciences, Beijing 100081, China;
2. China International Engineering Consulting Corporation, Beijing 100044, China)

Abstract : Based on Panel Data model ,this paper analyzes the influence of educational level of farmer on farmer's income through Grange causality test ,and compares the influence of regional factors on farmer's income. And it draws concludes that educational level of farmer is the Granger reason of the change of farmer's income ,and there exists stable balance relationship between educational level of farmer and famer's income in the long term.

Key words : educational level of farmer ; farmer's income ; Granger causality test ; Panel Data model