

# 农村人力资本投资对农村居民收入结构的影响研究

## ——中国中西部的面板数据

贺文华

(邵阳学院经济与管理系,湖南 邵阳 422000)

**[摘要]** 农村人力资本投资与农村居民工资性收入的关系是研究农村经济发展的一个重要课题,工资性收入的快速增加直接激变农村收入结构的变化。利用中部八省和西部十二省(市)的1998-2012年农村居民工资性收入、家庭经营收入与人力资本投资的面板数据,分别构建计量模型,通过中西部地区的人力资本投资对农村居民工资性收入和家庭经营收入的影响研究,发现人力资本投资对工资性收入和家庭经营收入都存在正影响,但对工资性收入的影响更大;进而分析农村人力资本投资对农村居民收入结构变迁的影响,农村居民收入结构的变迁将会推动城乡结构的演变,有利于实现城乡协调发展,构建和谐社会。

**[关键词]** 工资性收入;家庭经营收入;人力资本投资;固定效应;协整检验

**[DOI编码]** 10.13962/j.cnki.37-1486/f.2014.06.004

**[中图分类号]**F323.6 **[文献标识码]**A **[文章编号]**2095-3410(2014)06-0024-09

### 一、引言

自农村联产承包责任制改革以来,以及中央政府对三农支持力度的增加,农民收入快速增长。在粮食主产量稳步增长的同时,农村剩余劳动力得到释放。户籍制度的松动,沿海地区经济增长的拉力以及广大农村地区经济发展相对滞后的推力,刺激了中西部地区“民工潮”的涌动。随着农村剩余劳动力的大量转移,农村经济社会出现了“代际分工”,即具备一定知识储备的年轻人外出打工,获得工资性收入,年龄偏大但在种地方面有比较优势的老年人经营农业,获得家庭经营收入。此外,农村纯收入的来源还有财产性收入和转移支付收入,但工资性收入和家庭经营收入占了农村居民纯收入的90%左右。随着城乡收入差距的扩大,进一步刺激农村劳动力转移,以获取更多的工资性收入。但要获取更高的工资性收入,必须具备一定的技能,要进行前期的人力资本投资。人力资本投资将会影响工

资性收入和家庭经营收入在农村居民纯收入中的份额,刺激农村居民收入结构发生变化。农村居民收入结构的变化也意味着居民收入分配状况的变化,收入分配状况的变化又会进一步影响收入结构。随着中西部地区农村劳动力的大量转移,工资性收入占农村纯收入的比重逐步增加,对农村收入结构的变化产生了重要影响。那么,农村人力资本投资对农村居民收入结构的影响如何衡量,以及对城乡结构变迁将产生怎样的影响,将是本文研究的主旨。

Schultz (1960)<sup>[1]</sup>, Mincer (1974)<sup>[2]</sup>, Becker (1975)<sup>[3]</sup>构建的关于收入分配的人力资本模型认为,人口总体的平均受教育程度和教育分布状况都会影响收入分配状况,通常教育不平等与收入不平等之间存在正相关关系,而平均受教育程度的提高对收入不平等的影响可能是正向的,也可能是负向的,这取决于教育收益率的演变。叶静怡、李晨乐(2011)对人力资本、非农产业与农民工返乡意愿进

**[基金项目]** 本文是湖南省社会科学基金重大委托项目“湖南‘两型社会’建设中邵阳发展战略研究”(项目编号:2010WTA16)和湖南省社会科学基金基地委托项目“民营企业融资困境与制度创新研究”(项目编号:2010JD46)的阶段性成果。

**[作者简介]** 贺文华(1967-),男,湖南隆回人,邵阳学院经济与管理系副教授,湖南民营经济研究基地和湖南区域经济发展研究中心研究人员。主要研究方向:世界经济与贸易、经济增长与发展。

行研究发现农村非农产业越不发达,返乡农民工人力资本的期望回报率就越低,负向选择就越严重<sup>[4]</sup>。邹薇、张芬(2006)通过对中国各地区劳动力受教育水平和居民收入差距的横截面数据分析,利用以教育度量的人力资本积累水平因素解释了农村地区间收入差距问题<sup>[5]</sup>。熊广勤、张卫东(2010)对中国农村的经验研究发现相对于高收入群体,我国农村居民中低收入群体的收入水平对教育不平等程度的变化更敏感,教育不平等程度的上升恶化了农村居民内部收入分配状况,或教育的均化会改善收入分配状况<sup>[6]</sup>。贺文华(2012)认为农村人力资本投资对农村居民工资收入的增加有显著的正影响<sup>[7]</sup>。

## 二、中西部地区农村居民收入结构变化趋势

### (一)中部地区农村居民收入结构变化趋势

农村居民的纯收入由工资性收入、家庭经营收入、财产性收入和转移性收入构成。改革开放以来,农民纯收入得到了显著增加,外出打工收入占纯收入的比重逐步提高,这种现象一方面源于近年来国家经济发展较快,城市化建设快速发展,农民工就业机会增多;另一方面反映出农民的经济意识不断增强,在农村劳动力富裕的情况下大多数青壮年农民都能够走出家门外出务工,从而增加了农户的收入。从发展趋势看,农民外出务工所得逐步成为农户家庭收入的主要来源。2004年湖南、湖北、山西、吉林、安徽、黑龙江、河南、江西的农村居民纯收入分别为2837.76元、2890.01元、2589.60元、2999.62元、2499.33元、3005.18元、2553.15元、2786.78元。2012年以上各省农村居民纯收入分别增加到7440.17元、7851.71元、6356.63元、8598.17元、7160.46元、8603.85元、7524.94元、7829.43元,除山西外,其余省都在7000元以上,农村居民纯收入最高的黑龙江达到了8603.85,吉林也达到了8598.17元(见图1)。与2004年相比,2012年八省的农村居民纯收入的增长率分别为162.2%、171.7%、145.5%、186.6%、186.5%、186.3%、194.7%、180.9%,山西的增长率最低。在农村居民纯收入快速增长的同时,农村居民纯收入的结构也发生了很大变化,工资性收入和家庭经营收入占了农村居民纯收入的绝大部分,但工资性收入和家庭经营收入在纯收入中的比重也存在差异,中部八省

都有共同的趋势,即工资性收入所占比重在增加,农业经营性收入所占比重在减少。从2004年到2012年,湖南、湖北、山西、吉林、安徽、黑龙江、河南、江西的工资性收入占农村居民纯收入的比重分别从2004年的38.1%、26.1%、38.1%、15.3%、35.4%、13.7%、29.5%、36.5%增加到2012年的51.7%、40.6%、50.0%、20.8%、45.3%、21.1%、39.7%、45.1%;而家庭经营收入占农村居民纯收入的比重分别从2004年的56.9%、71.0%、57.8%、76.4%、59.6%、77.5%、67.2%、59.9%下降到2012年的39.0%、52.5%、36.7%、65.3%、45.6%、63.2%、52.8%、47.8%<sup>①</sup>。财产性收入和转移性收入所占纯收入的比重在波动中缓慢增加,在2012年两者占纯收入的比重只有吉林和黑龙江达到了14%,其他省都在10%以下(见图2)。

### (二)西部地区农村居民收入结构变化趋势

2004年广西、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、内蒙古、四川、重庆、西藏的农村居民纯收入分别为2305.22元、1721.55元、1864.19元、1866.52元、1852.22元、1957.65元、2320.05元、2244.93元、2606.37元、2518.94元、2510.41元和1861.31元。2012年以上各省(市)农村居民纯收入分别增加到6007.55元、4753.00元、5416.54元、5762.52元、4506.66元、5364.38元、6180.32元、6393.68元、7611.31元、7001.43元、7383.27元和5719.38元(见图3)。与2004年相比,2012年十二省(市)的农村居民纯收入的增长率分别为160.6%、176.1%、190.6%、208.7%、143.3%、174.0%、166.4%、184.8%、192.0%、178.0%、194.1%、207.3%,甘肃的增长率最低。在农村居民纯收入快速增长的同时,农村居民纯收入的结构也发生了很大变化。工资性收入和家庭经营收入占了农村居民纯收入的绝大部分,但工资性收入和家庭经营收入在纯收入中的比重也存在差异,西部十二省(市)除西藏外,其他省(市)都有共同的趋势,即工资性收入所占比重在增加,农业经营性收入所占比重在减少。从2004年到2012年,广西、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、内蒙古、四川、重庆的工资性收入占农村居民纯收入的比重分别从2004年的37.2%、29.3%、17.5%、37.0%、28.5%、

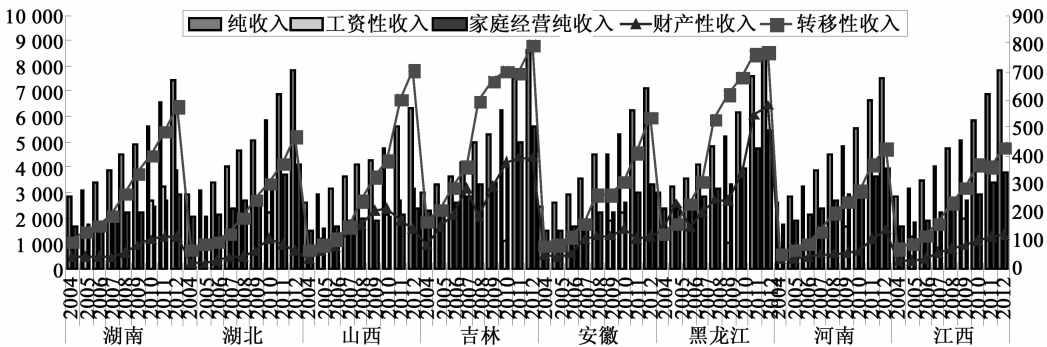


图1 中部八省农村居民收入的变化趋势(元)

资料来源:根据2005-2013年中国统计年鉴相关数据整理。

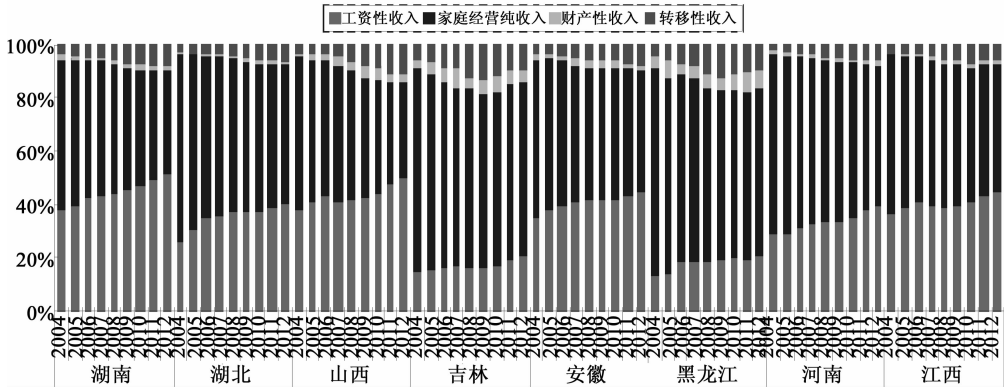


图2 中部八省农村居民收入结构的变化趋势(%)

资料来源:根据2005-2013年中国统计年鉴相关数据计算整理。

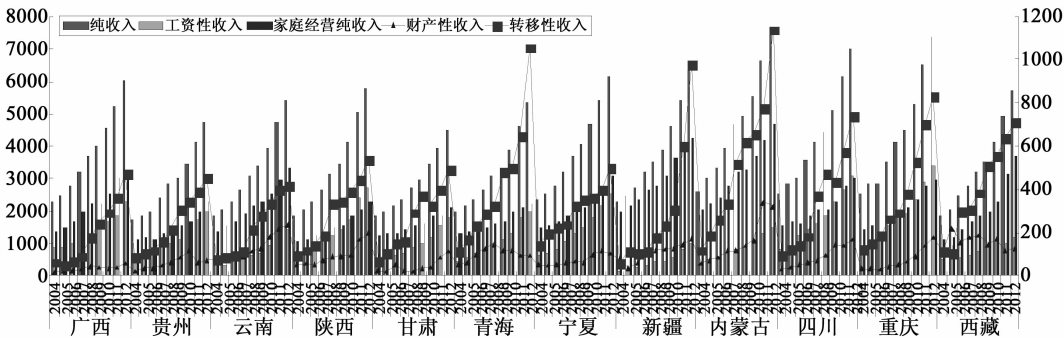


图3 西部十二省(市)农村居民收入的变化趋势(元)

资料来源:根据2005-2013年中国统计年鉴相关数据整理。

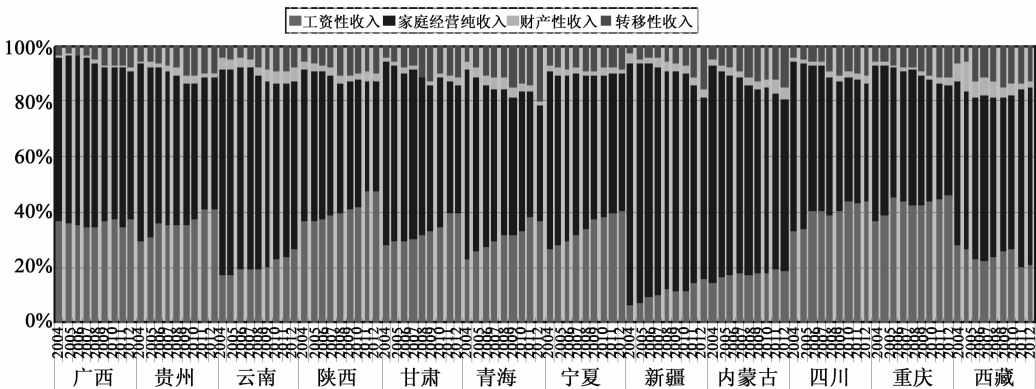


图4 西部十二省(市)农村居民收入结构的变化趋势(%)

资料来源:根据2005-2013年中国统计年鉴相关数据计算整理。

23.5%、26.7%、6.2%、15.1%、32.9%、37.1%增加到2012年的37.4%、41.6%、26.5%、47.3%、39.7%、37.1%、40.6%、15.8%、19.2%、44.1%、46.1%，但广西增加的比重不显著，而西藏则从28.5%降为21.0%。家庭经营收入占农村居民纯收入的比重分别从2004年的59.2%、64.8%、74.4%、55.1%、66.3%、68.1%、64.9%、87.8%、78.2%、62.3%、56.5%下降到2012年的53.8%、47.3%、61.4%、39.8%、46.9%、41.4%、49.7%、66.3%、61.6%、42.9%、40.3%，但西藏却从59.3%增加到64.3%<sup>②</sup>；除西藏外，其他省（市）农民的财产性收入和转移性收入占纯收入的比重有所增加，在2012年两者占纯收入的比重青海达到了20%，其他省（市）也都超过了10%（见图4）。

三、变量、数据的选择及数据检验

（一）数据来源与变量选择

人力资本投资由教育投资、健康投资和迁移投资构成，选取农村居民人均文教娱乐用品及服务支出替代农户的教育投资，用农村居民人均医疗保健支出替代农户的健康投资，用农村居民人均交通和通讯支出替代农户的迁移投资。在进行数据处理时把交通和通讯、医疗保健、文教娱乐用品及服务这三者的和替代人力资本投资变量；财产性收入和转移性收入所占农村居民纯收入比重低，对农民收入结构的变化影响较小，且与农村人力资本投资的相关性弱。农村居民收入结构的变化主要是工资性收入和家庭经营收入的变化。工资收入和家庭经营收入是农村居民家庭纯收入中按收入来源划分的工资性

收入和家庭经营收入，而农业经营收入是家庭经营收入的主要来源。因而，采用农村人力资本投资对工资收入和家庭经营收入的影响体现农村人力资本投资对农村收入结构的影响。所有数据均来自1999年－2013年的《中国统计年鉴》，样本区间为1998－2012年，单位为元。为避免数据剧烈波动对拟合效果的影响，对各序列分别取自然对数。

中部地区的湖南、湖北、山西、吉林、安徽、黑龙江、河南和江西分别用HN、HB、SX、JL、AH、HLJ、HEN、JX替代；西部地区的广西、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、内蒙古、四川、重庆、西藏分别用GX、GZ、YN、SHX、GS、QH、NX、XJ、NMG、SC、CQ、XZ替代。用WAG、JYSR、JY分别替代农村居民工资性收入、家庭经营收入、人力资本投资；用LWAG、LJYSR、LJY分别表示工资性收入、家庭经营收入、人力资本投资的自然对数。

（二）数据检验

1. 单位根检验

标准单位根检验在检验单变量时间序列时具有较低的检验功效，而考虑含有时间和截面的面板情形则更为有效。选用的面板单位根检验方法包括Levin、Lin和Chu的LLC检验；Im、Pesaran和Shin的IPS检验。用EViews7.2对各变量进行单位根检验，LLC检验的零假设是各截面有相同的单位根；IPS、ADF和PP检验的零假设是允许各截面有不同单位根。以个体效应为外生变量，对原序列和一阶差分序列进行平稳性检验，一阶差分后都是平稳序列（见表1）。

表 1 农村居民工资收入、人力资本投资和经营收入对数值单位根检验								
中部地区					西部地区			
变量	LLC	IPS	ADF	PP	LLC	IPS	ADF	PP
LWAG	6.9821	9.3712	0.0938	0.0858	4.8975	8.5905	1.7085	1.4517
LJYSR	9.9481	9.5256	0.0825	0.0606	11.7237	11.7876	0.2651	0.0203
LJY	0.6955	4.1366	2.2920	1.1498	0.4878	5.0577	13.3827	7.4283
DLWAG	-5.0541 *	-3.1842 *	36.7295 *	41.2501 *	-8.0942 *	-5.9705 *	75.3150 *	74.1198 *
DLJYSR	-5.5913 *	-2.8852 *	36.2067 *	55.6098 *	-8.1443 *	-4.6963 *	111.662 *	89.3122 *
DLJY	-8.2632 *	-5.9501 *	62.2192 *	90.4567 *	-9.6288 *	-7.3602 *	96.6077 *	127.2280 *

注：滞后长度根据SIC法则自动选择；\*\*\*表示10%的显著水平，\*\*表示5%的显著水平，\*表示1%的显著水平（表2－表4同）。

2. 协整检验

由于所有序列的一阶差分都是平稳的，都是I（1）序列。因而继续对其进行协整检验，Kao检验和Pedroni检验的滞后阶数由SIC准则确定。同质面板数据的协整检验是Kao（1999）提出的，所以也称

为Kao检验，包括DF检验和ADF检验。Kao检验显示中西部工资性收入、家庭经营收入和农村人力资本投资在5%的显著水平下存在协整关系。Pedroni提出7个统计量来检验面板数据的协整性，当样本期较短（T≤20）时，Panel ADF和Group ADF的

检验效果较好。鉴于采用的样本时间跨度为 1998 - 2012 年 (T = 15), Pedroni 检验显示只有部分统计量在 5% 的显著水平下存在协整关系。当 7 个统计

量的检验结果不一致时,参照 Panel ADF 统计量和 Group ADF 统计量对变量协整关系做出判断。经检验,LWAG、LJYSR 分别与 LJY 存在协整关系。

表 2 中西部地区的工资性收入、家庭经营收入与农村人力资本投资的 Kao 检验和 Pedroni 检验			
中部地区			
检验方法	统计量名	LWAG 统计量值	LJYSR 统计量值
Kao 检验	ADF	-2.7351 *	-2.3650 *
	Panel v	1.6679 **	1.0137
Pedroni 检验	Panel rho	-0.1658	-0.5251
	Panel PP	-0.4069	-1.7272 **
	Panel ADF	-1.2720 ***	-1.0663
	Group rho	0.9907	0.5279
	Group PP	0.2710	-2.0026 **
	Group ADF	-1.0184	-0.5919
西部地区			
检验方法	统计量名	LWAG 统计量值	LJYSR 统计量值
Kao 检验	ADF	-4.6812 *	-3.6082 *
	Panel v	3.9736 *	1.3602
Pedroni 检验	Panel rho	-1.8291	-0.4631
	Panel PP	-4.2391 **	-1.2666 **
	Panel ADF	-3.5918 **	-0.6869 **
	Group rho	0.6349	1.3430
	Group PP	-1.8936 **	-0.6858
	Group ADF	-1.9227 **	-1.2040 ***

四、计量模型的选择及回归结果分析

(一)中西部地区工资性收入、家庭经营收入与人力资本投资散点图

为了清晰显示农村居民工资性收入与农村人力资本投资的关系以及农村居民家庭经营收入与农村人力资本投资的关系,分别描出 1998 - 2012 年中部八省和西部十二省(市)的散点图(并附拟合线)。中部八省农村居民家庭经营收入与农村人力资本投资存在正向关系,但山西和江西的散点较平缓,而吉林和黑龙江显得较陡峭;西部十二省(市)农村居民家庭经营收入与农村人力资本投资也存在正向关系,但陕西和青海的散点图较平缓,而新疆和西藏则显得陡峭。

中部八省农村居民工资性收入与农村人力资本投资存在正向关系,但吉林和黑龙江的散点较平缓,主要是这两省家庭经营纯收入占了较大比重;西部

十二省(市)农村居民工资性收入与农村人力资本投资存在正向关系,但新疆和内蒙古的散点较平缓。

从散点图及拟合线可以看出,随着农村人力资本投资增加,家庭经营收入以递减的速度增加,而工资性收入与人力资本投资呈现出一种线性增加现象。

(二)模型设定形式

面板数据模型中参数在不同截面、时序样本点上是否相同,直接决定模型参数估计的有效性。根据截距向量和系数向量中各分量限制要求的不同,面板数据模型可分为无个体影响的不变系数模型、变截距模型和变系数模型三种形式。在面板数据模型估计之前,需要检验样本数据适合上述哪种形式,避免模型设定的偏差,提高参数估计的有效性。设有因变量与  $1 \times k$  维解释变量向量,满足线性关系:

$$y_{it} = \alpha_{it} + x_{it}\beta_{it} + \varepsilon_{it}, i = 1, 2, \cdots, N, t = 1, 2, \cdots, T$$

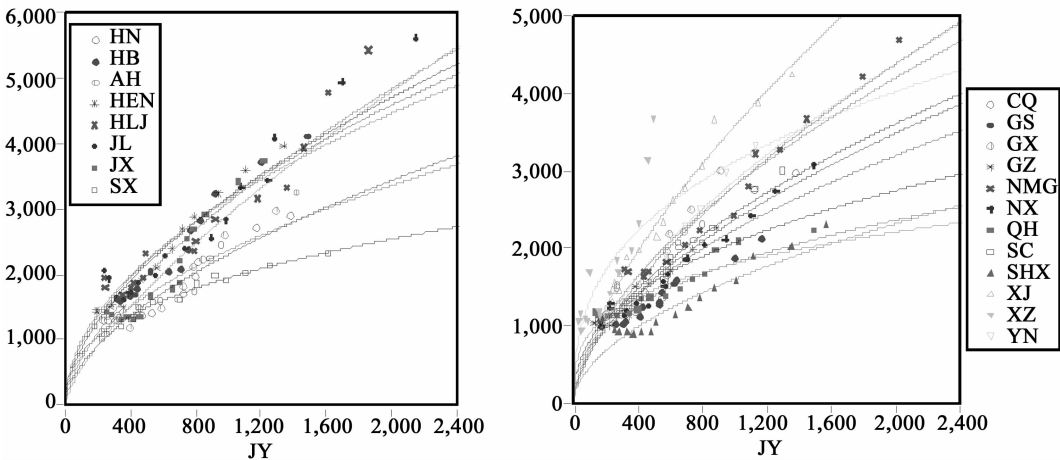


图 5 中部八省和西部十二省(市)的家庭经营收入与农村人力资本投资的关系

资料来源:根据 1999 - 2013 年中国统计年鉴相关数据整理。

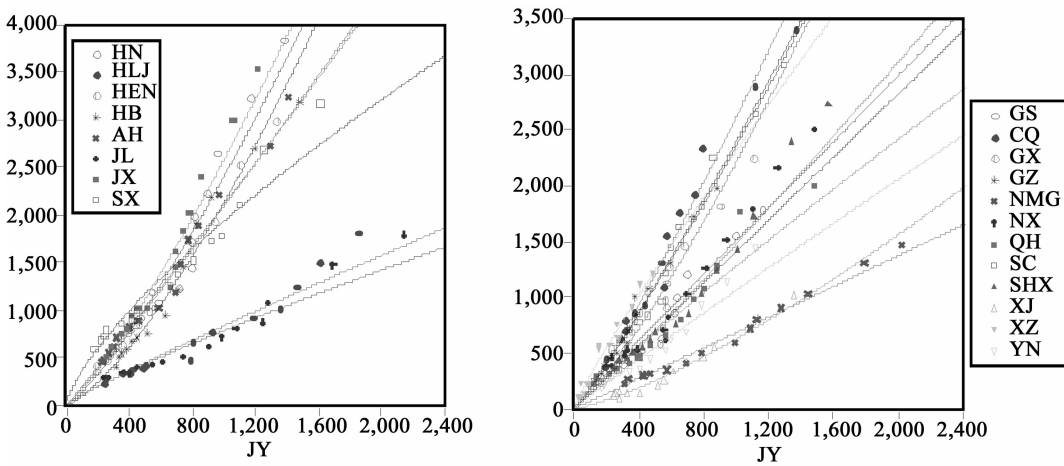


图6 中部八省和西部十二省(市)的工资性收入与农村人力资本投资的关系

资料来源:根据1999-2013年中国统计年鉴相关数据整理。

其中N表示个体截面成员的个数,T表示每个截面成员的观察时期总数,参数 $\alpha_{it}$ 表示模型的常数项, $\beta_{it}$ 表示对应于解释变量 $x_{it}$ 的 $k \times 1$ 维系数向量,k表示解释变量个数。随机误差项相互独立,且满足零均值、同方差假设。

采用F检验进行固定效应模型和混合OLS模型的筛选,根据BP检验进行随机效应模型和混合OLS模型的筛选,使用Hausman检验和Likelihood Ratio进行固定效应模型和随机效应模型的选择。用EViews7.2进行模型形式设定检验,对个体截面成员宜用固定效应模型,而对时序而言宜采用随机效应模型,根据研究目的而选择个体固定效应模型。随机效应的优势是节省自由度,对于从时间和截距两方面都存在比较大变化的数据,随机效应模型能明确描述出误差来源的特征。固定效应的优势是很容易分析任意截面数据所对应的因变量与全部截面数据所对应的因变量均值的差异程度。在实际应用时,选择固定效应和随机效应的经验做法是,若是建立面板数据模型推断样本空间的经济关系,设定为固定效应模型更合理。

因而模型设定形式可为:

$$LWAG_{it} = \alpha_{it} + \beta_0 + \beta_{it} LJY_{it} + \varepsilon_{it} \tag{1}$$

$$LJYSR_{it} = \alpha_{it} + \beta_0 + \beta_{it} LJY_{it} + \varepsilon_{it} \tag{2}$$

其中 $WAG_{it}$ 、 $JYSR_{it}$ 分别为农村居民工资性收入和家庭经营收入, $JY_{it}$ 表示农村人力资本投资。采用Pooled EGLS (Cross - section SUR)法对模型参数进行估计。

(三)中西部地区工资性收入、家庭经营收入与人力资本投资的回归分析

中部地区的模型回归结果显示(表3),农村人力资本投资对农村居民工资性收入和家庭经营收入的增加都有正向影响,但人力资本投资对工资性收入增加的影响更大。人力资本投资对农村居民工资性收入的影响在中部八省之间存在差异。人力资本投资对农村居民工资性收入的影响在1%的水平下显著,影响最大的是湖北,人力资本投资每增加一个百分点,农村居民工资性收入增加1.3729个百分点;其次是湖南1.2448、江西1.2147、河南1.0738、安徽1.0398、黑龙江0.9160、吉林0.8586,最低的是山西0.7313;除吉林、黑龙江和山西外,其他省在1.0以上。人力资本投资对家庭经营收入的影响在1%的水平下显著,影响最大的是江西,人力资本投资每增加一个百分点,农村居民工资性收入增加0.7215个百分点;其次是湖北0.6435、湖南0.5743、河南0.5648、吉林0.5328、黑龙江0.5046、安徽0.5038,最低的是山西0.3850;除山西外,其他省在0.5以上。

西部地区的模型回归结果显示(表4),农村人力资本投资对农村居民工资性收入和家庭经营收入都有正向影响,人力资本投资对农村居民工资性收入的影响在西部十二省(市)之间存在差异。人力资本投资对农村居民工资性收入的影响在1%的水平下显著,影响最大的是新疆,人力资本投资每增加一个百分点,农村居民工资性收入增加1.3190个百

表 3 中部八省工资性收入、家庭经营收入与农村人力资本投资的回归模型

LWAG					LJYSR				
Variable	Coefficient	t – Statistic	Fixed Effects ( Cross )		Variable	Coefficient	t – Statistic	Fixed Effects ( Cross )	
C	0. 1467	1. 1988			C	4. 0860 *	31. 6776		
HN – LJY	1. 2448 *	16. 0490	HN – C	– 0. 9607	HN – LJY	0. 5743 *	10. 2910	HN – C	– 0. 3078
HB – LJY	1. 3729 *	21. 6622	HB – C	– 1. 9675	HB – LJY	0. 6435 *	14. 0404	HB – C	– 0. 4918
SX – LJY	0. 7313 *	20. 2240	SX – C	2. 3692	SX – LJY	0. 3850 *	15. 1135	SX – C	0. 8285
JL – LJY	0. 8586 *	16. 3105	JL – C	0. 5844	JL – LJY	0. 5328 *	8. 2795	JL – C	0. 2966
AH – LJY	1. 0398 *	26. 3640	AH – C	0. 3245	AH – LJY	0. 5038 *	8. 5576	AH – C	0. 2052
HLJ – LJY	0. 9160 *	15. 9292	HLJ – C	0. 2506	HLJ – LJY	0. 5046 *	9. 0268	HLJ – C	0. 4831
HEN – LJY	1. 0738 *	38. 8227	HEN – C	0. 0815	HEN – LJY	0. 5648 *	14. 8605	HEN – C	0. 0788
JX – LJY	1. 2147 *	20. 9156	JX – C	– 0. 6821	JX – LJY	0. 7215 *	8. 1539	JX – C	– 1. 0926
R <sup>2</sup>	0. 9798		F	336. 16	R <sup>2</sup>	0. 9317		F	94. 517
Adj – R <sup>2</sup>	0. 9769		D – W	0. 8860	Adj – R <sup>2</sup>	0. 9218		D – W	0. 7663

分点; 其次是广西 1. 2285、重庆 1. 1253、四川 1. 1151、贵州 1. 1133、陕西 1. 0771、内蒙古 1. 0109、甘肃 1. 0026、宁夏 0. 9869、云南 0. 9569、青海 0. 9207; 最低的是西藏 0. 8753; 除宁夏、云南、青海、西藏外, 其他省(市) 在 1. 0 以上。人力资本投资对农村家庭经营收入的影响在 1% 的水平下显著, 影响最大的也是新疆, 人力资本投资每增加一个百分

表 4 西部十二省(市) 工资性收入、家庭经营收入与农村人力资本投资的回归模型

LWAG					LJYSR				
Variable	Coefficient	t – Statistic	Fixed Effects ( Cross )		Variable	Coefficient	t – Statistic	Fixed Effects ( Cross )	
C	– 0. 0114	– 0. 1060			C	4. 2737 *	46. 994		
GX – LJY	1. 2285 *	15. 7650	GX – C	– 0. 7726	GX – LJY	0. 6412 *	6. 8830	GX – C	– 0. 7620
GZ – LJY	1. 1133 *	29. 8239	GZ – C	0. 1040	GZ – LJY	0. 4044 *	8. 5703	GZ – C	0. 5700
YN – LJY	0. 9569 *	15. 6554	YN – C	0. 3682	YN – LJY	0. 6086 *	23. 0486	YN – C	– 0. 5141
SHX – LJY	1. 0771 *	20. 5810	SHX – C	– 0. 1327	SHX – LJY	0. 5315 *	10. 3401	SHX – C	– 0. 5665
GS – LJY	1. 0026 *	16. 6870	GS – C	0. 3365	GS – LJY	0. 3844 *	7. 6149	GS – C	0. 5716
QH – LJY	0. 9207 *	14. 9959	QH – C	0. 8044	QH – LJY	0. 2937 *	7. 2913	QH – C	1. 1919
NX – LJY	0. 9869 *	13. 9808	NX – C	0. 5119	NX – LJY	0. 5155 *	10. 5324	NX – C	– 0. 1216
XJ – LJY	1. 3190 *	15. 7031	XJ – C	– 2. 6625	XJ – LJY	0. 6522 *	23. 4253	XJ – C	– 0. 5944
NMG – LJY	1. 0109 *	26. 0362	NMG – C	– 0. 4484	NMG – LJY	0. 5822 *	12. 8267	NMG – C	– 0. 3555
SC – LNJY	1. 1151 *	21. 6317	SC – C	0. 0741	SC – LJY	0. 5542 *	15. 9168	SC – C	– 0. 2950
QC – LNJY	1. 1253 *	24. 7717	QC – C	0. 1078	QC – LJY	0. 5589 *	10. 1807	QC – C	– 0. 3651
XZ – LNJY	0. 8753 *	11. 4699	XZ – C	1. 7093	XZ – LJY	0. 3665 *	5. 4358	XZ – C	1. 2407
R <sup>2</sup>	0. 9760		F	276. 04	R <sup>2</sup>	0. 9493		F	127. 097
Adj – R <sup>2</sup>	0. 9725		D – W	1. 1040	Adj – R <sup>2</sup>	0. 9419		D – W	0. 6935

中西部地区的农村人力资本投资对农村居民工资性收入和家庭经营收入的增加都有正向影响, 且人力资本投资对工资性收入增加的影响更大。除中部的吉林、山西和西部的西藏外, 农村人力资本投资对农村居民工资性收入的弹性均介于 0. 9 – 1. 3 之间; 中部最高者是湖北的 1. 3729, 西部的最高者是新疆的 1. 3190; 中部最低者是山西的 0. 7313, 西部的最低者是西藏的 0. 8753, 没有证据显示与地域特征有强相关性。除中部的山西和西部的甘肃、西藏和青海外, 农村人力资本投资对农村居民农村家

庭经营收入的弹性均介于 0. 40 – 0. 75 之间, 中部最高者是江西 0. 7215, 西部最高者是新疆 0. 6522; 中部最低者是山西 0. 3850, 西部的最低者是青海 0. 2937, 也没有显示强的地域相关性特征。但新疆的人力资本投资对农村居民工资性收入和农村家庭经营收入的影响在西部地区具有最大弹性。

五、结论及建议

中西部地区农村居民人力资本投资对工资性收入的效应较高, 人力资本投资每增加 1% , 将使大部分省(市) 工资性收入的增加超过 1% ; 但人力资本

投资每增加1%,大部分省(市)家庭经营收入将增加0.5%。随着农村人力资本投资的增加,农村居民的收入结构将发生变化,即工资性收入比重逐渐增加,家庭经营收入的比重逐渐降低。改革开放以来,农村联产承包责任制为农村劳动力转移提供了资金筹备,农村义务教育和职业教育为农村劳动力转移提供了智力支持,沿海地区的快速发展为农村劳动力转移提供了动力源泉。随着农村劳动力转移数量的日益增加,农村的代际分工也日益发达,进一步促进农村收入结构的变化,即工资性收入在农村纯收入的比重逐步增加。因城乡比较收益的差异,则会导致农村人力资本的投资主要是为了获取工资性收入,工资性收入的增加,又进一步诱导农村劳动力的转移。与此同时,增加家庭经营收入的人力资本投资的激励会弱化,在一定程度上会推动高素质农村劳动力转移,农村劳动力转移加快城镇化进程。在农村劳动力转移的过程中,留守农村经营农业的劳动力素质出现弱化现象,导致农业的弱质化和农村空心化。因而在城镇化的发展过程中,要加快发展现代农业和农村经济,政府要实施对农村的政策偏向。在农业比较收益偏低的情形下,理性的农村劳动力必定放弃经营农业而进城打工,获取工资收入。要避免在城镇化发展过程中的农村发展滞后而引发城乡差距的进一步扩大,政府必须对农业和农村提供政策支持的同时还要提供资金和智力支持。现阶段,中国经济发展所具备的物质基础已有了城市支持乡村、工业反哺农业的条件,应促进城乡统筹协调发展。

一是提高农村人力资本要根据就业选择有针对性地分阶段进行。对以适应城镇工作和生活为目标的农村劳动力,要进一步提升其人力资本,使其适应产业结构升级和经济结构优化的需要,创造条件使其尽快实现从“农民”向“市民”的真正转变。但在农民市民化的新型城镇化发展过程中,要避免城镇化过程中“贫民窟”的出现。选择农业经营的农村劳动力的人力资本所拥有的知识资源要与现代农业的发展相适应,在农村劳动力转移和城镇化发展过程中,农业的经营规模和经营方式以及土地流转模式也相应发生变化,对经营农业的劳动力提出更高的要求,要加快培养新型职业农民的步伐。因而,要

充分调节好农村教育与农村经济发展的关系,使农村教育适应农村经济社会发展的需要,保证农村教育发展与农村经济社会发展相协调。

二是变革政策的城市偏向,实施教育投资的农村偏向。经济发展加快了城市化进程,城市具有完善的公共设施、高收入推动的高质量生活方式,而与此同时,农村收入偏低,生活水平难以改善,城乡差距扩大。城市的拉力和农村的推力激发农村高素质劳动力的转移,导致农村劳动力素质有相对降低的趋势,而农业现代化、新型城镇化的发展都需要较高素质的劳动力,因而增加农村教育投资是实现城乡协调发展的关键。与此同时,鼓励民间资金投资农村教育,回报社会;鼓励城市反哺农村,通过提升农村人力资本提高农村的发展能力。

三是实现农村人力资本投资与农村人口增长协调一致。在新的经济社会发展阶段,注意控制农村人口数量,提高农村人口素质,为经济结构调整、产业优化升级创造条件,进一步优化农村收入结构。在农村家庭总收入一定的条件下,家庭教育投资能力与家庭子女数量呈反比<sup>[8]</sup>。家庭子女数量越多,单个孩子分享到的教育资源和资金就越少,将影响家庭教育投资能力的提升,影响家庭的发展能力,进而影响人口素质的提升。

四是根据经济社会发展的需要发展农村职业技能教育。促进农村职业技能教育发展,提高农村人力资本也是加快调整农村收入分配格局的重要举措,是体现公平正义和人的发展的重要因素。通过进一步扩展农村职业技能教育来提高那些未能升入大学且又缺乏专业技能的普通高中毕业生在劳动力市场上的就业能力,为其提供再教育机会或专业技能培训,仍不失为一种缩小城乡劳动收入差距的有效策略<sup>[9]</sup>。要尽快实现教育均等化,使农民享受均等公共服务和发展机会,为农村人口发展提供智力储备,从而在日益竞争的市场中实现机会均等,为城乡协调发展创造条件。

【注】

①②数据根据2005年和2013年中国统计年鉴的相关数据计算整理。



②假设初始信念是在进行并购前通过公共途径不花费成本,或者成本可忽略不计,所了解的信息形成的信念。  
 ③令

$$\frac{\{P_m[p_1G + (1 - p_1)B] + (1 - P_m)[p_2G + (1 - p_2)B]\}^2}{m'(p_1 - p_2) \{P_m[p_1G + (1 - p_1)B] + (1 - P_m)[p_2G + (1 - p_2)B]\}^2 - T[p_1G + (1 - p_1)B] \{[p_1G + (1 - p_1)B] - [p_2G + (1 - p_2)B]\}} = \frac{\{P_m[p_1G + (1 - p_1)B] + (1 - P_m)[p_2G + (1 - p_2)B]\}^2 C'_s(C_j)}{T[p_1G + (1 - p_1)B] \{[p_1G + (1 - p_1)B] - [p_2G + (1 - p_2)B]\}}, \text{通过初等运算可知:}$$
$$\frac{1}{C'_s(C_j)} = \frac{m'(p_1 - p_2) \{P_m[p_1G + (1 - p_1)B] + (1 - P_m)[p_2G + (1 - p_2)B]\}^2}{T[p_1G + (1 - p_1)B] \{[p_1G + (1 - p_1)B] - [p_2G + (1 - p_2)B]\}} - 1$$

④该结论可以根据前文的模型,通过讨论  $m(p)$  的值来证明。限于篇幅此处省略。  
 ⑤在前文的模型中可以对考虑  $m = m(p, A)$ , 其中  $A$  表示并购方的经营管理能力对额外收益的影响。这样的调整对前文模型推导中关于信息影响的核心结论不会改变。但是可能扩大并购方可接受的合约范围,因此在实际的情形中,不太完善的信息结果有时并不会导致并购合约不能签订。当然在并购后的经营过程中  $m = m(p, A)$ ,  $A$  也会受到信息结构的影响。也就是说  $A$  还会受到未来的一系列银行经营中合约的影响。因本文主旨在于讨论国际化实现的过程,这里对国际化过后的经营方面的分析就没有展开。

参考文献:

[1] Williamson, O. . The Economic Institutions of Capitalism [M]. New York: Free Press,1985.  
 [2] Hart, O. D. . Firm ,Contract and Financial Structure [M]. Oxford Univ. Press,1995.  
 [3] 顾卫平. 管理跨国并购——基于契约和资源整整合的模式[D]. 上海:复旦大学博士论文,2004.  
 [4] 李双燕,万迪昉. 基于控制权利益的企业并购支付合约选择模型[J]. 管理学报,2010,7(10):1553 - 1557.  
 [5] 边璐,扈文秀,张江朋. 并购经营者与并购促成者关系下的主并方合作联盟关系契约研究[J]. 科技进步与对策,2011,28(02):23 - 27.  
 [6] 张建忠. 跨区域并购的一体化机制研究——基于不完全合约的视角[J]. 华东经济管理,2012,26(01):51 - 54.  
 [7] See Spier K. . Incomplete Contracts and Signaling[J]. Rand Journal of Economics,1992, 23 (03): 432 - 443.  
 [8] [英] 斯蒂芬. I. 戴维斯. 银行并购:经验与教训[M]. 北京:中国金融出版社,2003:49 - 50.

(责任编辑:刘 军)

(上接第 31 页)

参考文献:

[1] Schultz, T. W. Capital Formation by Education[J]. Journal of Political Economy,1960,68(12): 571 - 583.  
 [2] Mincer, J. Schooling, Experience and Earnings[M]. Cambridge, National Bureau of Economic Research,1974,128 - 144.  
 [3] Becker, G. S. Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education[M]. Second Edition, New York, National Bureau of Economic Research, 1975.  
 [4] 叶静怡,李晨乐. 人力资本、非农产业与农民工返乡意愿——基于北京市农民工样本的研究[J]. 经济学动态,2002,(09):677 - 82.  
 [5] 邹薇,张芬. 农村地区收入差距与人力资本积累[J]. 中国社会科学,2006,(02):67 - 79.  
 [6] 熊广勤,张卫东. 教育与收入分配差距:中国农村的经验研究[J]. 统计研究,2010,(11):40 - 46.  
 [7] 贺文华. 农村居民工资收入与农村人力资本投资的区域差异研究——基于经济发展的视角[J]. 经济与管理评论,2012,(04):125 - 132.  
 [8] 贺建清. 影响江西省农村贫困家庭驾驭投资意愿的要素分析[J]. 南昌航空大学学报(社会科学版),2013,(03):101 - 108.  
 [9] 胡咏梅,陈纯瑾. 农村职业教育投资回报率的变化:1989 - 2009 年[J]. 教育与经济,2013,(01):22 - 30.

(责任编辑:周 杰)