

官爱兰,杨艳霞. 新型城镇化进程中人力资本开发对农业经济发展的影响——基于全国31个省(市、区)的面板数据分析[J]. 江苏农业科学, 2017,45(22):324-329.

doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2017.22.083

# 新型城镇化进程中人力资本开发 对农业经济发展的影响

## ——基于全国31个省(市、区)的面板数据分析

官爱兰, 杨艳霞

(华东交通大学人文社会科学学院,江西南昌 330013)

**摘要:**随着我国新型城镇化的不断发展,农业作为国民经济的基础,其可持续发展至关重要,而这有赖于农业人力资本的深化开发。基于全国31个省(市、区)1995—2014年的面板数据,将农业人力资本开发指标与传统生产函数相结合,运用计量软件实证分析1995—2014年整体阶段及新型城镇化提出前后各10年分阶段中农业经济发展的影响因素。结果表明,在1995—2014年的整体回归中,除迁移人力资本和新型城镇化水平之外的各变量系数全部通过显著性检验,各产出弹性系数由大到小依次为农业生产性固定资产投资、从事农林牧渔业的人数、农民平均受教育年限、农业健康人力资本;1995—2004年除农业健康人力资本和新型城镇化水平外的各变量系数全部通过显著性检验,各产出弹性系数由大到小依次为从事农林牧渔业的人数、农民平均受教育年限、农业生产性固定资产投资、农业迁移人力资本;2005—2014年除农业迁移人力资本外的各变量系数全部通过显著性检验,各产出弹性系数由大到小依次为农业生产性固定资产投资、从事农林牧渔业的人数、农民平均受教育年限、新型城镇化水平、农业健康人力资本;总体来说,我国现阶段农业增长主要还是依靠物质资本和劳动力传统生产要素的投入,但农业的可持续发展还要依靠人力资本的开发,因此我国在保持固定资产和劳动力数量投入的基础上,应对我国农业人力资本进行合理的投资,大力发展农村教育,提升农民的文化素质和科技素质,加大对农村医疗建设的投入,着力提升农民健康水平,开发迁移农业人力资本潜能,让迁移所形成的人力资本真正服务于农业,为我国农业发展培养新型高素质农民,促进农业经济的发展。

**关键词:**新型城镇化;农业发展;农业人力资本;农业经济;弹性系数;物质资本;生产要素;农村教育;农村医疗;迁移面板数据模型

中图分类号: F323.6 文献标志码: A 文章编号: 1002-1302(2017)22-0324-05

新型城镇化进程加快,年富力强、相对高素质的农村劳动者大举从农村转移到城镇,有悖于现代农业的发展要求。当前深化开发农业人力资本,培育新型高素质的现代农民显得十分迫切。同时,随着社会经济结构性调整,经济发展速度放缓是新常态,城镇竞争就业压力加大,而现代农业、农村发展为创新创业拓展了广阔空间与平台,为吸纳较高素质迁移劳动力回流创造了条件。因此,随着新型城镇化的推进,农业人力资本开发深刻影响着农业经济的发展,影响程度如何、新型城镇化推进前及之后的阶段影响程度又有何异同等议题值得深入探讨。国内外的相关研究成果较显著,国外关于人力资本与农业经济发展关系的研究颇多,美国著名经济学家 Schultz 在 20 世纪 60 年代批判了物质资本论,提出了人力资本的概念,并在自己长期从事农业的研究中发现,从 20 世纪 50 年代开始美国农业产量迅速增加和农业生产率提高的主

要原因是劳动者知识和技术水平的提高,不再是土地、人口数量或资本存量等传统要素的增加,从而提出了“人力资本对经济增长起决定作用”<sup>[1]</sup>;新经济增长理论的创立者 Robert Jr 等将人力资本直接作为内生的经济发展要素纳入到经济增长模型,指出人力资本是“经济增长的发动机”<sup>[2-3]</sup>;Mankiw 等将人力资本作为一种外生要素引入 Solow 模型,实证结果很好地解释了各国经济增长的异同<sup>[4]</sup>。国内学者对人力资本与现代农业经济发展关系的研究也取得了一定的成果,杜江等利用全国面板数据模型发现,人力资本要素中教育投资对农业增长的影响最大<sup>[5]</sup>;孙一平等利用全国 31 个省(市、区)的面板数据分析发现,人力资本是促进中国农业经济增长的关键因素,初等人力资本对东、中、西部地区的农业经济增长的影响最大<sup>[6]</sup>;官爱兰等认为,中部地区农村人力资本开发对农业经济的发展有重要影响,其中教育人力资本对农业经济发展的影响最显著<sup>[7]</sup>;这些研究都表明,当今农业经济的发展主要依赖农民的知识、技能、健康等人力资本存量的提高,所以提高农业人力资本水平是发展现代农业和提高农民收入的首要途径。关于新型城镇化与农村人力资本开发,靳勇认为我国城镇化与农村人力资源开发必须协调发展,农村人力资源开发是实现“人的城镇化”的重要途径<sup>[8]</sup>;高远东等

收稿日期:2016-05-26

基金项目:江西省社会科学规划项目(编号:13YJ05);江西省教育科学规划项目(编号13YB023)。

作者简介:官爱兰(1966—),女,江西南城人,硕士,教授,主要从事农村经济及人力资本研究。E-mail:1751934011@qq.com。

通信作者:杨艳霞,硕士研究生。E-mail:1647334770@qq.com。

采用1997—2012年中国31个省(市、区)的省域面板数据研究发现,城镇化发展可以促进农村人力资本水平的相对提高,缩小城乡人力资本差距,从而促进城乡居民收入差距的缩减<sup>[9]</sup>;这些研究都论证了新型城镇化与农业人力资本开发密不可分,两者是相辅相成的。通过梳理已有文献发现,关于新型城镇化背景下人力资本开发对农业经济发展影响的研究非常少,因此新型城镇化进程中如何有效开发农业人力资本以促进农业经济发展就显的尤为重要,本试验基于已有文献的研究成果以及数据的可得性,将农业人力资本划分为教育、医疗保健、迁移投入3个方面,选择全国31个省(市、区)的面板数据,以2005年中共中央十六届五中全会提出的“新型城镇化”为分水岭,构建指数型生产函数,实证分析各种途径形成的人力资本在新型城镇化前后对农业经济发展的作用。

## 1 新型城镇化进程中农业人力资本投资现状

新型城镇化进程中人力资本积累的途径主要有教育培

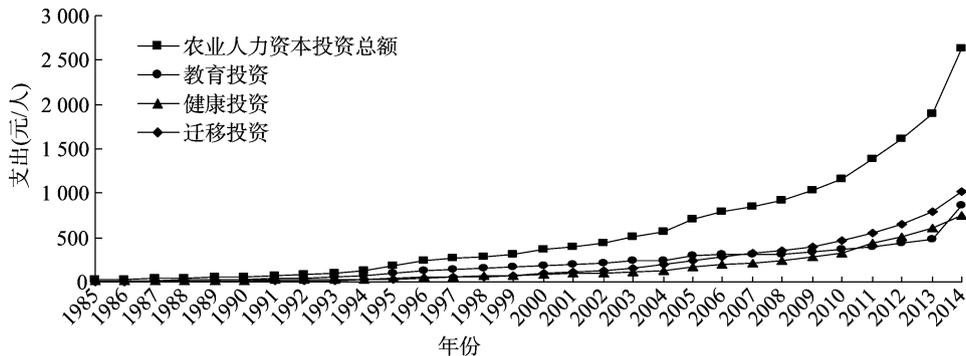


图1 1985—2014年农业人力资本投资水平

由图1可知,1985—2014年我国农业人均人力资本投资水平不断提高,1985—2004年处于缓慢上升阶段,2005—2014年出现了大幅上升的趋势,农业平均人力资本投资由1985年的25.7元/人增长到2014年的2626元/人,年均增长率达到17.3%;人力资本各要素增长也较快,三者年均增长率都达到15%以上,迁移投资从1985年的5.6元/人增长到2014年的1012.6元/人,年均增长率达到19.63%,增长速度最快,其次是健康投资,从1985年的7.7元/人增长到2014年的753.9元/人,年均增长率达到17.12%,教育投资从1985年的12.4元/人增长到2014年的859.5元/人,年均增长率达到15.74%。说明人力资本投资已经成为农村居民家庭日常消费生活支出的重要组成部分。

受教育程度偏低,一直以来都是我国农村人口的标签,无论是教师资源还是教学条件都没有办法和城市相比,根据1996—2015年《中国农村统计年鉴》中农村居民家庭劳动力文化程度状况(平均每100个劳动力所受教育程度的比例),将受教育年限设定为文盲和半文盲、小学、初中、高中(含中专)、大专及以上等5个层次,给予他们的权重分别为1、6、9、12、16年,计算得出1995—2014年我国农村居民平均受教育年限,农村居民平均受教育年限呈增加趋势,但水平较低(表1)。

## 2 基于全国31个省(市、区)面板数据的实证分析

农业作为国民经济发展的基础,其可持续发展至关重要,

训、经验积累、劳动力健康状况及迁移等,考虑到数据的可得性,本研究的人力资本投资主要包括教育投资、健康投资和迁移投资,由于农村数据缺失严重,所以用农村居民家庭生活消费中的文教娱乐用品及服务支出(元/人)代替教育投资,医疗保健支出(元/人)代替健康投资,交通通信支出(元/人)代替迁移投资。文教娱乐用品及服务消费支出是指农村住户用于文化、教育、娱乐等的支出,主要包括文化教育娱乐用品、教育服务和文化体育娱乐服务支出,这些支出可以反映农民通过教育、培训等方式提升文化素质和知识水平来积累自己的教育人力资本;医疗保健支出是指农村住户用于医疗和保健的药品、医疗器械和服务费用支出,这些支出可以有效反映农民通过保健投资积累自己的健康人力资本;交通通信支出是指我国农村居民用于交通和通信等方面的支出,这些支出可以反映农民为迁移在交通、通信等方面的成本。城镇化以来我国农业人力资本人均投资水平状况见图1。

表1 1995—2014年中国农村居民家庭平均受教育年限变化趋势

年份	人均受教育年限(年)
1995	7.13
1996	7.36
1997	7.46
1998	7.55
1999	7.63
2000	7.75
2001	7.84
2002	7.87
2003	7.91
2004	7.95
2005	8.09
2006	8.15
2007	8.23
2008	8.30
2009	8.37
2010	8.42
2011	8.34
2012	8.26
2013	8.28
2014	8.32

而人力资本是经济发展的动力源,本试验主要探究新型城镇化进程中农业人力资本开发对我国农业经济发展的影响,因

此,基于1995—2014年的数据,以2005年中共中央十六届五中全会提出“新型城镇化”为分水岭,构建指数型生产函数,实证分析各种途径形成的人力资本在新型城镇化前后2个阶段对农业经济发展的作用。

### 2.1 变量选取及数据说明

本试验样本数据选自1995—2004、2005—2014年全国31个省(市、区)20年的面板数据,均是根据1996—2015年《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》等资料整理得来。为了剔除价格变动因素的影响,以1995年为基期,对面板数据均用相对应的价格指数进行处理,缺失值通过历年的数据作一次平滑指数和二次平滑指数补全。被解释变量和解释变量选取及具体说明如下:(1)被解释变量 $Y$ (GDP)。采用的是各省(市、区)农林牧渔业总产值(亿元),反映农业经济发展的核心指标。(2)物质资本( $K$ )。物质资本以各省(市、区)农村居民家庭年末拥有农业生产性固定资产原值(元/户)表示。(3)劳动力数量( $L$ )。用各省(市、区)从事农林牧渔业的总人数(万人)表示,劳动力作为最基本和最重要的生产要素,其数量会直接影响农业人力资本的存量。(4)农业人力资本。本试验的农业人力资本主要分为教育( $E$ )、健康( $H$ )、迁移( $M$ )3个方面,教育人力资本采取使用最广泛的平均受教育年限表示;健康人力资本、迁移人力资本分别采用农村居民家庭生活消费中医疗保健支出(元/人)、交通通信支出(元/人)指标表示。(5)新型城镇化水平( $U$ )。新型城镇化进程中农村居民有更多外出的就业机会,不再局限于农业生产,导致农村大量劳动力向城市转移。因此,本试验将新型城镇化水平纳入自变量中,用各地区非乡村人口占总人口比重表示。

表2 面板数据一阶差分后的单位根检验结果

条件	方法	统计量	$P$ 值	横截面数据量	样本容量(份)
原假设:单位根(假设存在共同的单位根)	LLC方法	-14.1503	0	210	3558
原假设:单位根(假设存在独立的单位根)	ADF-Fisher Chi值的平方	1426.0400	0	210	3558
	PP-Fisher Chi值的平方	1816.0000	0	210	3780

注:样本为1995—2014年的数据;无外生变量;自动滞后长度的选择建立在SIC为0~4之上;Newey-West自动带宽选择和Bartlett kernel最优带宽选择。

由表2可知,采用相同根单位根检验LLC和不同根单位根检验Fisher-ADF等2种检验方法,得出其 $P$ 值都为0,满足1%的置信区间,拒绝存在单位根的原假设,则认为一阶差分后的面板数据是平稳的。说明各变量都是一阶差分平稳序列 $I(1)$ ,即各变量具有同阶单整性可以进行协整分析。

2.3.2 协整分析 虽然一些解释变量本身是非平稳序列,但

表3 协整分析结果

条件	方法	统计量	$P$ 值	横截面数据量	样本容量(个)
原假设:单位根(假设存在共同的单位根)	LLC方法	-16.4230	0	30	532
原假设:单位根(假设存在独立的单位根)	Im, Pesaran和S W-s方法	-13.6812	0	30	532
	ADF-Fisher Chi值的平方	282.2300	0	30	532
	PP-Fisher Chi值的平方	309.7490	0	30	540

注:样本为1995—2014年的数据;外生变量为独立因素;自动滞后长度的选择建立在SIC为0~3之上;Newey-West自动带宽选择和Bartlett kernel最优带宽选择。

### 2.4 OLS回归分析

运用Eviews 8.0软件进行处理,选用个体固定效益模型作试算,得出OLS回归结果(表4、表5)。通过对1995—2014年以及1995—2004、2005—2014年的OLS回归结果对比分析

### 2.2 模型设定

在生产函数分析中,经常采用柯布-道格拉斯(C-D)生产函数,本试验借鉴前人的研究思路与建模方法,对C-D生产函数进行改造,把农业人力资本各组成要素纳入到模型中,并采用指数型生产函数来探析人力资本对农业发展的影响,构建的生产函数形式为:

$$Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\alpha_1} L_{it}^{\alpha_2} e^{\beta_1 E_{it} + \beta_2 H_{it} + \beta_3 M_{it} + \beta_4 U_{it} + u_{it}} \quad (1)$$

对公式(1)等式两边取对数得到便于估计的函数形式:

$$\ln Y_{it} = \ln A_{it} + \alpha_1 \ln K_{it} + \alpha_2 \ln L_{it} + \beta_1 E_{it} + \beta_2 H_{it} + \beta_3 M_{it} + \beta_4 U_{it} + u_{it} \quad (2)$$

式中: $Y_{it}$ 表示农林牧渔业的产值(GDP); $A_{it}$ 表示技术进步系数; $K_{it}$ 、 $L_{it}$ 、 $E_{it}$ 、 $H_{it}$ 、 $M_{it}$ 、 $U_{it}$ 分别表示农村居民家庭年末拥有农业生产性固定资产原值、从事农林牧渔业的人数、教育人力资本、健康人力资本、迁移人力资本、新型城镇化水平等; $i$ 表示省份; $t$ 表示年份; $u$ 表示随机扰动项。

### 2.3 数据的检验

2.3.1 单位根检验 一般回归前要检验面板数据是否存在单位根,以检验数据的平稳性,避免伪回归或虚假回归,确保估计的有效性。单位根检验的方法(test type)较多,可以使用LLC、IPS、Breitung、ADF-Fisher、PP-Fisher等5种方法进行面板数据的单位根检验。为了方便起见,一般只采用相同根单位根检验LLC和不同根单位根检验Fisher-ADF等2种检验方法,如果它们都拒绝存在单位根的原假设,则认为此序列是平稳的,反之就是非平稳的。对原面板数据进行单位根检验发现原面板数据非稳定,所以对面板数据一阶差分进行单位根检验(表2)。

它们的线性组合有可能是平稳序列。协整分析就是对2个或多个非平稳序列的线性组合是否平稳进行检测的方法,这里采用回归方程的残差作单位根检验第1代面板数据协整检验方法(表3)。由检测结果可知,农业总产值对数与人力资本、从事农林牧渔业人数对数、农业生产性固定资产原值对数和城市化水平之间存在协整关系,即它们之间存在稳定的均衡关系。

得出, $s$ 估计标准差分别为0.200728、0.103631、0.098198元,修正的样本决定系数 $R^2$ 分别为0.974172、0.989488、0.992012,说明因变量被自变量解释能力分别达到97.4%、98.9%、99.2%,方程整体拟合情况良好;回归结果模型 $F$ 值

都很大,其相伴概率为0,说明不管是总体还是分阶段的回归方程都显著,实证结果具体如下:(1)从事农林牧渔业人数(L)。总体回归分析中从事农林牧渔业的人数(L)对农业经济增长的影响最显著,其每增加1%农业经济就增长0.3633%;1995—2004年从事农林牧渔业的人数(L)每增加1%,农业经济就增长0.2395%;2005—2014年从事农林牧渔业的人数(L)每增加1%,农业经济就增长0.3081%。劳动力作为农业生产活动最基本、最活跃的要素,对农业经济发展的影响显著,从分阶段的回归分析中可以看出,经过20年的发展其产出弹性系数变大,这主要是因为随着新型城镇化的不断推进,农村大量人口向非农产业和城市转移,从事农林牧渔业的人数(L)呈波动下降趋势,在这种情况下,适当投入劳动力对农业经济发展的收效明显。(2)农业生产性固定资产投资(K)。总体回归分析中农业生产性固定资产投资(K)对农业增长的影响最显著,其每增加1%农业经济就增长0.4291%;1995—2004年农业生产性固定资产投资(K)每增加1%,农业经济就增长0.078%,2005—2014年农业生产性固定资产投资(L)对农业增长的影响较显著,其每增加1%农业经济就增长0.3404%,该因素成为农业经济发展最大的影响因素,可能是因为1995—2004年我国城镇化进程处于初始阶段,国家政策较偏向城市的发展,优势资源都配给到城市,重点关注城市的发展,对农业生产性固定资产投资(K)有所忽视,随着城镇化的不断发展,城乡差距逐渐扩大,所暴露出来的问题越来越多,为了平衡城乡发展,加大了对农业生产性固定资产投资(K)的力度,事实证明,完善农业基础设施建设有利于农业的发展。(3)农业人力资本的影响。20年的发展进程中,农业人力资本各要素对农业经济发展影响最大的都是教育人力资本,健康人力资本和迁移人力资本所表现出来的影响差异较大,农业教育人力资本(E)无论是在总体还是分

阶段的回归分析中农民平均受教育年限对农业经济增长的影响都显著,总体回归分析中,农民平均受教育年限每增加1年,农业经济就增长0.1298%;在1995—2004年的实证结果中,农民平均受教育年限每增加1年,农业经济增长0.1718%,2005—2014年农民平均受教育年限每增加1年,农业经济就增长0.1155%,相对于1995—2004年,农民教育人力资本作用变小了,主要是因为随着新型城镇化的不断发展,农村文化素质较高的群体向城市转移,留守农业的群体相对转移的农民文化素质较低,随着现代农业的不断发展,对农民文化素质的要求越来越高,说明农民文化素质没有及时跟上现代农业发展的步伐,不能有效满足农业现代化的要求。

表4 1995—2014整体OLS回归结果

变量	回归系数	标准差	t值	P值
ln(L)	0.363 325	0.088 567	4.102 255	0
ln(K)	0.429 122	0.025 303	16.959 230	0
E	0.129 827	0.030 611	4.241 213	0
H	0.000 805	0.000 104	7.708 245	0
M	0.000 111	7.60E-05	1.462 071	0.144 3
U	0.001 919	0.000 991	1.935 896	0.053 4
C	-0.487 614	0.619 167	-0.787 532	0.431 3

横截面固定虚拟变量	数值	横截面固定虚拟变量	数值
R <sup>2</sup> 统计量	0.975 681	因变量均值	6.732 361
调整 R <sup>2</sup> 统计量	0.974 172	因变量标准差	1.248 991
回归标准差	0.200 728	AIC 信息准则值	-0.315 608
残差平方和	22.724 530	SC 信息准则值	-0.051 792
对数似然值	130.682 300	HQ 准则	-0.212 910
F 统计量	646.501 000	D. W. 统计量	0.427 831
F 统计量对应的 P 值	0		

注:样本为1995—2014年的数据;纵向观测样本容量为20份;横截面观测值样本容量31份;面板数据样本容量620份。

表5 1995—2004年和2005—2014年OLS回归结果

变量	1995—2004年		2005—2014年	
	回归系数	P值	回归系数	P值
ln(L)	0.239 526	0.009 9	0.308 056	0.005 8
ln(K)	0.077 867	0.002 9	0.340 364	0
E	0.171 827	0	0.115 502	0.000 1
H	-0.000 103	0.769 5	0.000 236	0.000 6
M	0.000 935	0	6.97 × 10 <sup>-5</sup>	0.125 0
U	-3.31 × 10 <sup>-6</sup>	0.995 3	0.051 159	0
C	2.816 090	0	-1.345 679	0.090 6

横截面固定虚拟变量	数据		横截面固定虚拟变量	数据	
	1995—2004年	2005—2014年		1995—2004年	2005—2014年
R <sup>2</sup> 统计量	0.990 713	0.992 943	因变量均值	6.359 820	7.271 175
调整 R <sup>2</sup> 统计量	0.989 488	0.992 012	因变量标准差	1.010 764	1.098 734
回归标准差	0.103 631	0.098 198	AIC 信息准则值	-1.584 350	-1.692 056
残差平方和	2.931 856	2.632 489	SC 信息准则值	-1.138 372	-1.246 078
对数似然值	282.574 300	299.268 600	HQ 准则	-1.406 067	-1.513 772
F 统计量	808.952 400	1 066.993 000	D. W. 统计量	0.900 971	0.829 419
F 统计量对应的 P 值	0	0			

注:样本为1995—2004、2005—2014年的数据;纵向观测样本容量10份;横截面观测样本容量31份;面板数据样本容量310份。

健康人力资本(H)在总体回归分析中表现出健康投资每增加1元,农业经济就增长0.0008%,1995—2004年未通过

显著性检验,在2005—2014年的实证结果中表现出显著作用,健康投入每增加1元农业经济就增长0.00024%,主要是

因为随着生活水平的不断提高,人们越来越注重对自身健康的维护,寿命越来越长,从事农业的工作年限越来越长。

迁移人力资本( $M$ )在总体回归分析中表现不显著,1995—2004年其每增加1元,农业经济就增长0.00094%,在2005—2014年的实证分析中未通过显著性检验,导致这个结果的原因可能是2005年以后随着新型城镇化的不断推进,农民花费在交通和通信方面的支出由1995年的33.76元增长到2014年的1012.6元,并成为农业人力资本投资支出费用最多的要素,农民外出就业的工作机会增多,在城镇化的发展进程中我国的人口流动基本是由农村到城镇,进入城镇工作的农民基本不会回家务农,所以农民在迁移方面所形成的人力资本积累基本上没有用于农业生产,因此可能会导致未通过显著性检验。

新型城镇化水平( $U$ )总体和1995—2004年阶段的回归分析中只通过了10%的显著性检验,2005—2014年新型城镇化水平( $U$ )对农业经济增长作用显著,每提高1%农业经济就增长0.0512%,作用程度较大,主要是因为城镇化的初始阶段,城镇化的扩散效应表现不明显,对农村没有形成明显的支持力,而如今我国城镇化水平得到了一定的提高,可以为农业发展提供一定的技术支持和智力保障,对农业生产的积极作用也开始逐渐显现出来。

综上所述,我国现阶段农业发展主要还是依靠物质资本和劳动力数量投入的粗放经济增长方式,同时农业人力资本所起的作用逐渐显现。自十七大以来我国就明确提出转变经济发展方式,如果农业一直依靠物质资本投入来维持增长,那么可持续发展将受到严重挑战,所以农业现代化须要积极发挥人的作用,只有提升农业人力资本,才能确保农业现代化的顺利进行。

## 2.5 模型设定的检验

2.5.1 方差齐性检验( $F$ 检验) 面板数据建模的一项重要任务就是判别模型中是否存在个体固定效应。通过 $F$ 检验来检验是建立混合模型还是个体固定效应模型,EvIEWS中称为多余的固定效应检验,使用 $F$ 和 $LR$ 等2个统计量,建立假设: $H_0$ ,模型中不同个体的截距相同(真实模型为混合模型); $H_1$ ,模型中不同个体的截距项不同(真实模型为个体固定效应模型)(表6)。

表6  $F$ 检验结果

指标	统计量	自由度	$P$ 值
截面 $F$ 值	30.026 018	-29 564	0
截面卡方值	560.216 882	29	0

注:数据池为面板数据;试验截面固定效应。

由表6可知,由于概率为0,小于0.05,推翻原假设,两相比较,应该建立个体固定效应模型。

2.5.2 Hausman检验 对同一参数的2个估计量差异的显著性检验称作Hausman检验,简称 $H$ 检验。原假设与备选假设如下: $H_0$ ,个体效应与回归变量无关(个体随机效应模型); $H_1$ ,个体效应与回归变量相关(个体固定效应模型)(表7)。由Hausman统计量对应的 $P$ 值 $<0.05$ (为0),所以推翻原假设(个体随机效应模型),即应该建立个体固定效应模型。通过 $F$ 检验和 $H$ 检验,最终确定是建立个体固定效应模型,与最开始的预测相符。

表7 个体随机效应模型-Hausman检验( $H$ 检验)结果

指标	截面 $F$ 值	截面Chi平方值
统计量	30.026 018	560.216 882
$d.f.$ 值	-29.564	29
$P$ 值	0	0

注:数据池为面板数据;试验截面随机效应。

## 3 结论与建议

本研究基于全国31个省(市、区)1995—2004、2005—2014年组成的面板数据,利用指数形式的生产函数对新型城镇化进程中人力资本对农业经济发展的影响进行实证分析发现:第一,人力资本对农业发展具有重大影响,其中教育对农业经济增长促进作用最大;第二,我国农业目前仍然处在依靠物质资本及劳动力数量推动传统农业阶段,农业经济增长在一定程度上须要依靠固定资产及劳动量的投入来维持;第三,新型城镇化水平对我国农业发展的作用越来越明显,主要是因为新型城镇化为农业发展提供技术支持和智力保障。说明现阶段农业在保持固定资产和劳动力数量投入的基础上,应对我国农业人力资本进行合理的投资,尤其是教育投资和健康投资,为我国农业发展提供高素质的新型农民,开发迁移农业人力资本回流潜能,为农业经济发展提供动能,挖掘其巨大潜力。因此,提出以下政策建议:(1)大力发展农村教育。教育是人力资本形成的最根本途径,所以应该大力发展农村教育,提高国家财政对农村教育经费的投入,改革城乡分割的教育体制,把更多更好的教育资源引入广大农村地区。实证表明,人力资本是促进农业经济增长的重要因素,我国农村居民平均受教育程度虽然一直在不断提高,但总体水平依然较低,主要是因为我国财政对城乡教育支持力度的偏差,加上农民自己思想观念落后,认为务农无须接受太多教育,教育的低投入给农业的发展和农民收入的增加都带来了直接的负面影响,发展现代农业需要有理念、有文化、懂技术、会经营、留得住的新型农民,所以应加大农村教育、培训经费的投入,大力发展农村教育与培训,深化农村教育改革,实现城乡教育资源共享。(2)着力提升农民健康水平。身体是革命的本钱,通过医疗保健和社会保障途径形成的健康资本是农民参与农业经济活动的前提条件和基础,是衡量农业人力资本水平的一个重要标志,所以应进一步完善农村医疗保障体系,保障农民权利。虽然我国农民医疗保健投资支出一直保持上升趋势,农民的医疗保健投资从1985年的每人7.7元增加至2014年的753.9元,但有学者在调查报告中指出,很多农村居民的医疗卫生费用支出中,95%的钱是用于治疗,仅5%的钱用来防病<sup>[10]</sup>,因此完善农村社会保障体系,加大农村医疗卫生事业经费的投入,让农民获得基本的医疗卫生保障,建立和完善农村合作医疗制度,为农民提供更好的医疗服务,确保农民可以更好地服务农业,促进农业经济增长。(3)迁移中开发农村居民潜能。通过对农业人力资本投资现状的梳理可知,农业迁移人力资本发展较快,遗憾的是农业迁移所形成的人力资本基本都流向了城市,并没有对农业生产起到积极作用,为了避免农业迁移人力资本的流失,应该鼓励迁移到城镇并有能力提升的农村劳动力回流农村创新创业,激励城镇优秀人才

傅春,雷柠菡,程浩,等. 城镇化水平与资源环境压力脱钩分析——以江西省为例[J]. 江苏农业科学,2017,45(22):329-333.  
doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2017.22.084

# 城镇化水平与资源环境压力脱钩分析 ——以江西省为例

傅春<sup>1,2</sup>, 雷柠菡<sup>1,2</sup>, 程浩<sup>1,2</sup>, 莫寓琪<sup>1,2</sup>

(1. 南昌大学中国中部经济社会发展研究中心, 江西南昌 330047; 2. 南昌大学经济管理学院, 江西南昌 330031)

**摘要:**以工业废水排放量、烟(粉)尘排放量和SO<sub>2</sub>排放量、工业固体废物排放量分别作为资源环境的代表性指标,采用Tapio脱钩模型分析2008—2013年江西省各地级市城镇化水平与资源环境压力之间的关系。结果表明,江西省城镇化过程中在工业废水和烟(粉)尘排放方面控制较好,二氧化硫及固体废物污染控制方面表现略差;各指标脱钩弹性值具有较强的地域性;而降低资源环境压力的关键在于城镇化过程中优化城市产业结构布局,增加第三产业比例,提高污染处理水平及回收利用技术。

**关键词:**城镇化;资源环境压力;脱钩;江西省;城市产业结构;第三产业;污染处理;回收利用技术

**中图分类号:** F323.2 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2017)22-0329-05

十八届五中全会公布的“十三五规划”十大目标任务中加强生态文明建设第1次写入其中,说明生态文明建设得到越来越多人的认同,在规划中进行顶层设计和总体部署,明确提出提高生态环境的要求。如何将新型城镇化与生态文明建设相结合,实现人与自然和谐发展的建设新格局,这是未来须要研究的重点难题。在城镇化率提高过程中,城镇人口数量及工业规模会显著增加,将会导致更多的资源消耗和污染物产生,粗放型城镇化会对资源生态环境造成巨大破坏,注重资源节约及生态宜居的新型城镇化是城市健康稳定发展的必然趋势。国外许多研究表明,城镇化的增长给资源环境造成了负面影响。Al-Kharabsheh等研究发现,在南约旦地区干旱及半干旱气候地区的快速城镇化造成地下水水质恶

化<sup>[1]</sup>;Cole等研究发现,较高的城镇化会导致二氧化碳排放量的增加,而人口的增加与二氧化硫排放量表现为“U”形关系<sup>[2]</sup>;Shahbaz等对1970—2011年马来西亚城镇化对二氧化碳造成的影响进行研究,二者呈倒“U”形关系<sup>[3]</sup>;Peters等在美国德克萨斯州附近淡水河流环境中发现,城市化水平较高的区域鱼类体内含有较多的泡沫、塑料颗粒,摄入了较多的微型污染物<sup>[4]</sup>;还有学者分析了2008、2011年某湿地公园的表层沉积物重金属分布,污染物的空间分布格局证明城镇化进程直接导致金属富集和污染<sup>[5]</sup>。国内同样有相似研究结果,例如蒋洪强等研究发现,城镇化增长的同时,生活污水排放量、化学需氧量产生量、氨态氮及硝酸盐氮排放量、CO<sub>2</sub>排放量、垃圾清运量均表现为上升状态<sup>[6]</sup>;张胜武等研究发现,干旱区陆河流域的城镇化对水资源环境存在胁迫作用<sup>[7]</sup>;谢小进等对上海市城市化水平与土壤重金属之间的关系进行了定量分析,发现近郊重金属含量基本高于远郊<sup>[8]</sup>;安瓦尔·买买提明等对新疆维吾尔自治区阿图什市1990—2008年的城市化与大气环境污染数据建立关系模型,详细分析了城镇化带来的大气污染效应<sup>[9]</sup>;杜江等将我国6类污染

收稿日期:2016-05-21

基金项目:江西省高校哲学社会科学重大课题(编号:ZDGG201303)。

作者简介:傅春(1966—),女,江西南昌人,博士,教授,博士生导师,主要从事资源与环境管理研究。E-mail:691586150@qq.com。

深入农村,引导高素质人才参加农业生产经营活动,培养农业科技人才,这样可以指导文化素质较低的农民利用新技术进行农业生产,促进农业现代化发展。

## 参考文献:

- [1] Schultz T W. Investment in human capital[J]. American Economic Review, 1961, 51(1): 1-17.
- [2] Robert Jr L. On the mechanics of economic development[J]. Journal of Monetary Economics, 1988, 22(1): 3-42.
- [3] Romer P M. Endogenous technological change[J]. Journal of Political Economy, 1990(5): 71-102.
- [4] Mankiw N G, Romer D, Weil D N. A contribution to the empirics of economic growth[J]. Quality Journal of Economics, 1990, 107(2):

407-437.

- [5] 杜江,刘渝. 农业经济增长因素分析:物质资本,人力资本,还是对外贸易?[J]. 南开经济研究, 2010(3): 73-89.
- [6] 孙一平,周向. 异质性人力资本对中国农业经济增长的影响研究——基于省际面板数据[J]. 农业技术经济, 2015(4): 108-119.
- [7] 官爱兰,蔡燕琦. 农村人力资本开发对农业经济发展的影响——基于中部省份的实证分析[J]. 中国农业资源与区划, 2015, 36(1): 31-37.
- [8] 靳勇. 新型城镇化进程中农村人力资源开发问题探讨[J]. 商业经济研究, 2015(8): 48-49.
- [9] 高远东,张娜. 人力资本、城镇化与城乡居民收入差距[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2016(1): 70-79.
- [10] 杨秋兰. 关注贫困者的健康[N]. 健康报, 2001-11-13.