人口经济学研究

农村人力资本流失的区域农业增长效应研究
——基于 13 个粮食主产省区的面板数据

刘　宁
(辽宁大学 哲学与公共管理学院，辽宁 沈阳 110036)

摘　要: 基于国家统计局农调队“中国农村劳动力的就业和流动就业状况的专项调查”数据，对全国 13 个粮食主产区省份农村人力资本、农村人力资本流失及农业人力资本状况进行了测算，并采用面板数据模型，分析了农村人力资本流失对区域农业增长的影响。研究结果表明，农村劳动力向非农产业转移使各地区农村人力资本出现不同程度的流失，也降低了农业人力资本存量，降低了人力资本对区域农业增长的产出弹性，影响了财政支农效果。政府应该完善农业经济政策，提高农业经营效益，提高人力资本投入农业生产的激励; 完善农村人力资本政策，使农村人力资本结构与农业生产相适应，提高农业人力资本投资效率，使农村人力资本与农业增长形成良性互动。

关键词: 农村人力资本流失; 农业人力资本; 区域农业增长
中图分类号: F304.6　**文献标识码:** A　**文章编号:** 1000－4149(2014)04－0023－10
DOI: 10.3969/j.issn.1000－4149.2014.04.003

A Research on the Effect of Rural Human Capital Drain on Regional Agriculture Growth: Based on the Panel Data of 13 Major Grain Production Provinces

LIU Ning
(Philosophy and Public Management School, Liaoning University, Shenyang 110036, China)

Abstract: Based on the special investigation data offered by the rural survey team of National Bureau of Statistics, this paper calculated the rural human capital, rural human capital drain and agriculture human capital of 13 major grain production provinces. Furthermore, an evaluation is made on the effect of human capital drain on regional agriculture growth using a panel data model. The result suggests that a different degree rural human capital drain caused by rural labor transfer has reduced the agriculture human capital, lowering the output elasticity of human capital on agriculture growth and the effect of public finance supply on agriculture. The government should

收稿日期: 2013－11－16; **修订日期:** 2014－02－05
作者简介: 刘宁，经济学博士，博士后，辽宁大学哲学与公共管理学院副教授。

improve its agriculture policy to raise agriculture efficiency so that human capital can be inputted into agriculture. The rural human capital policy should be improved to get coordination of rural human capital and agriculture development, raise agriculture human capital investment efficiency and realize a positive interaction between rural human capital and agriculture increase.

Keywords: rural human capital drain; agriculture human capital; regional agriculture growth

近年来中央已经连续出台了 11 个关于三农问题的一号文件，早在 2005 年，中央一号文件就提出要提高农村劳动者的素质，促进农民和农村社会的全面发展，结合农业结构调整、发展特色农业和生产实际的需要全面开展职业技能培训工作。其后各年份的一号文件又对发展农业教育、加快培养农业科技人才、大力培训农村实用人才等工作进行了更为具体的部署。2014 年中央一号文件则进一步将改善农村义务教育、大力支持发展农村学前教育、落实中等职业教育国家助学政策、加强农村职业教育和技能培训、提高重点高校招收农村学生比例等多层次的涉农教育政策，作为全面深化农村改革的关键性内容。这表明我国政府已经认识到以教育为主要内容的人力资本对农业发展的重要作用。但是，近年来随着农村劳动力大量流向非农产业，农业人力资本大量流失，对农业经济增长的影响已经逐渐显现，特别是一些重要的粮食主产区，文化水平较高的青壮年劳动力转向城市就业，从事粮食生产的劳动者年龄老化、素质下降，政府农业技能培训和科技推广的政策效果受到严重影响，通过技术进步促进粮食增产和农业现代化的政策目标难以实现，给我国未来粮食安全带来潜在的威胁。因此，有必要对农村人力资本流失状况及其影响进行准确的分析，并做出相应的政策安排。

一、文献回顾

自从舒尔茨开始，人力资本对农业增长的作用就已经受到了国外学术界的日益关注，海亚米（Hayami）对印度与美国、日本农业的比较研究显示，农民的教育可以解释为何发达国家具有较高的农业生产率[1]。哈夫曼（Huffman）对美国中西部农民的研究表明教育有助于提高农民生产中的调节能力，对农业增长具有正向的配置效应[2]。卡哈蒂（Khaldi）的研究也得出对农民的教育有助于提高美国农业生产配置效率的结论[3]。菲利普斯和玛博（Phillips and Marble）对危地马拉农业的研究则显示，教育对农业增长具有门槛效应，超过 4 年以上的教育水平能够促进农业生产率的提高[4]。柏特里克和贝克尔格（Patrick and Kehrberg）对巴西的研究却得出教育对农业发展的作用有限的结论[5]。近年国内关于人力资本与农业增长关系的研究也开始逐渐增多并日益深化。李勋来、李国平和李福柱的研究显示人力资本对农村经济的增长贡献率虽然较低，但是其作用仍是显著的[6]。孙敬水和董亚娟基于 30 个省 1997～2004 年的面板数据，得出农村人力资本对农业经济发展有显著的正向效应的结论，而且也认为初中教育的正向影响最明显[7]。孙健和白全民的研究也都得出农村人力资本对农业增长具有正向作用的结论[8]。郭剑雄和鲁永刚则分析了中国农村人力资本对农业经济增长具有门槛效应，认为当人力资本存量超过一定门槛值时，人力资本才可以在农业增长中凸显出其重要作用[9]。目前，随着我国农业劳动力的大量转移，农村人力资本流失对城乡经济发展的影响也已经逐步受到研究者的关注。多数学者将这种人力资本的流失称之为溢出或外溢①。侯风云和张凤兵基于人力资本溢出效应的城乡两区域模型，研究得出农村投资形成的人力资本每向城市溢出 1 个百分点，中国的城乡

① 本文认为相对于“溢出”或“外溢”，“流失”这一概念对本研究更为准确，因为外溢或溢出宜理解为外部效应，而流失更倾向于表明给流出区域带来的不利影响。但文献综述仍按原文献的表述。

差距会提高约 0.014 个百分点的结论；他们还对溢出效应不是十分显著的原因进行了解释[10]。朱长存和马敬芝基于广义农村人力资本外溢的角度研究发现，2007 年超过四成的中国城乡收入差距是由于农村劳动力向城市转移导致的人力资本溢出造成的[11]。龙翠红和洪银兴的研究也得出农村人力资本外溢加大了城乡收入差距的结论[12]。

现有研究多数对农村人力资本推动农业经济增长的正向作用给予了验证，对人力资本构成与分布等结构性因素的研究也使研究结论更具针对性。但是，目前关于人力资本流失的研究却多局限于人力资本溢出对城乡收入差距的影响，而这种溢出效应对农业生产的影响并没有被纳入研究视野。为考察如何发挥人力资本对增强农产品供给保障能力，促进我国农业健康发展的作用，本文将重点考察农村人力资本向非农产业流出对区域农业增长的影响，并分析这种影响产生的原因及相应的政府对策。

二、人力资本测算

1. 数据选择及测算方法

(1) 数据选择。我国现有农村人力资本相关研究中数据选择的区域特征分为三种类型：第一种为全国总体数据，包括时间序列数据或全国水平的省级面板数据。第二种为个别省份数据，主要是时间序列数据。第三种为分区域的时间序列数据或面板数据，区域的划分基本是按照地理位置，比如沿海与内陆、中东西部等。由于本文研究的目的是考察存在流失效应情况下，人力资本与农业增长的关系，因此，区域的选择将限于 13 个粮食主产区省份的面板数据①。这一方面是由于粮食安全问题本身的重要性，另一方面还主要考虑到粮食主产区多为农业大省，具有相近的农业结构，而且多数主产区都是农业劳动力的重要流出地。重点分析这些省份，有助于消除使用全国口径面板数据时各省自然禀赋异质性对计量结果的干扰。

本文在数据内容选用方面，将人力资本近似等同于劳动力受教育水平。虽然按照经典理论，人力资本包括教育、健康、迁移、文化等多方面内容，但是考虑到数据的可得性，以及教育本身的重要程度，参考国内大多数研究的做法，仍将教育年限作为人力资本的替代变量。本研究与国内现有研究的不同之处在于，教育水平数据的选用不仅仅以农村劳动力教育水平作为基础，还将通过测算，取得从事农业劳动的农村劳动力教育水平的近似值。这是因为本文考虑到农村劳动力大量转移到非农产业，存在人力资本的溢出，只有测算出农业生产所使用的真实人力资本水平，才能够更准确地判断其对农业经济增长的影响。这就需要采取以下的一些方法进行测算。

(2) 测算方法。现有研究中农村人力资本数据多直接选用《中国农村统计年鉴》中农村居民家庭劳动力文化状况所提供的信息。但是，根据该年鉴的统计口径，农村劳动力包括了外出务工 6 个月以上，但是收入汇回户籍地的从业人员，这些统计上的农村劳动力很可能没有参与或较少参与农业生产，而且，即使没有外出务工，劳动力也可能从事非农产业。因此，将农村劳动力等同于农业劳动力，并不能反映农业生产的实际人力资本投入状况，这将造成相关研究结论的较大偏差。本研究认为需要将农村劳动力中从事非农产业的劳动力的人力资本减除，如此才能判断从事农业生产劳动力的真实人力资本状况。非农劳动力在中国现行统计制度下也被称为农民工，对于这类群体基本情况的统计主要是国家统计局农调队的“中国农村劳动力的就业和流动就业状况的专项调查”，近年来还有农业部固定观察点相近类型的调查。鉴于农调队的调查口径与指标分类方法与《中国农村统计年鉴》接

① 粮食主产区包括河北、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、江苏、安徽、江西、山东、河南、湖南、湖北、四川 13 个省区。

近，因此，本研究在进行农村人力资本溢出测算时采用该部门给出的数据，但由于公开发布的该类数据存在某些年份的缺失，而且没有分省数据，只能用推测的方式补齐缺失年份数据，并且假设各省流出农业的劳动力具有相同的受教育结构。人力资本的近似表示方法采取现有研究较多使用的劳动力平均受教育年限法。其通用公式为:

$$H = \sum_{i-1}^{n} P_i H_i \tag{1}$$

其中 H 为劳动力平均受教育年限，H_i 是接受某阶段教育的年限，P_i 是受过某阶段教育劳动力占总劳动力的比重。根据《中国农村统计年鉴》及农调队专项调查的分类方法，分为文盲半文盲（$i = 1$）、小学（$i = 2$）、初中（$i = 3$）、高中（$i = 4$）、中专（$i = 5$）、大专及以上（$i = 6$）6 个阶段。本文假定文盲和半文盲也具有一定的教育年限，设定为 1 年，小学、初中、高中、中专、大专及以上教育年限分别设定为 6 年、9 年、12 年、13 年和 15 年。则某一省份劳动力的平均人力资本拥有量为:

$$H = 1 \times P_1 + 6 \times P_2 + 9 \times P_3 + 12 \times P_4 + 13 \times P_5 + 15 \times P_6 \tag{2}$$

对于某地区农村劳动力的人力资本水平本文将其设定为 H_r，可以选取《中国农村统计年鉴》数据按公式（1）和（2）直接计算。对某地区从事农业生产劳动力的人力资本水平本文将其设定为 H_a，计算方法相对复杂，需要分为三个步骤。首先，从受过某阶段教育的农村劳动力数量中，减去受过该阶段教育并已经转移到非农产业的劳动力，计算出受过各阶段教育的从事农业生产的劳动力人数。然后，计算受过各阶段教育农业劳动力占全部农业劳动力的比重。最后按照以下公式计算出农业劳动力的人力资本:

$$H_a = \sum_{i-1}^{n} P_{ai} H_i \tag{1}$$

其中 $P_{ai} = (P_{ri} \times L_r - P_{ti} \times L_t) / L_a \times 100$ （4）

式中 H_a 代表农业劳动力人力资本，L_r，L_t，L_a 分别代表农村劳动力、已转移劳动力、农业劳动力数量，P_{ri}，P_{ai}，P_{ti} 分别代表农村、农业及转移劳动力中某类受教育者比重。

计算过程中各省转移到非农产业的农村劳动力总量主要采用《中国农村统计年鉴》中农村从业人员数减去其中从事第一产业的从业人员数求得①。转移劳动力中各阶段受教育者的比重根据农调队专项调查公布的数据并进行必要推算获得。转移劳动力总量数据与各阶段受教育者比重的乘积为转移出的受过各阶段教育的劳动力数量。这种近似推算方法由于假定各省转移劳动力的人力资本构成具有同质性，可能使各省农业劳动力人力资本水平的测算具有一定偏差，但是，考虑到数据的可得性，这种方法是目前所见最为贴近真实情况的估计。

2. 测算结果

本文测算了 13 个粮食主产区省份 1997 ~ 2012 年农村及农业人力资本情况，测算结果见表 1 中各省数据的前两行，结果显示全口径的农村劳动力人力资本普遍高于农业人力资本水平，这说明农村劳动力中转移到非农产业人员的人力资本水平普遍较高，流动使留在农业生产中的劳动力人力资本水平下降，本文将这种下降定义为农村人力资本的流失，见表 1 中各省数据的第 3 行。如果对各省 1997 ~ 2012 年间平均流失水平进行计算，江苏省流失的绝对程度最大，为 1.06 年，即农村劳动力向非农产业转移使该省农村人力资本水平下降超过 1 年，四川、安徽、江西流失水平排在 2 ~ 4 位，均超过 0.9 年，而黑龙江

① 这部分人员即专项调查中所称的农民工，包括向省外转移的外出务工劳动力，即通常意义上的农民工，以及在本地就地转移到非农生产的本地农民工。

流失程度最小，为 0.16 年。可见虽然程度上有较大差距，但是农村人力资本流出到非农产业是客观存在的事实，而传统的劳动力流出大省也多为人力资本流失较高的地区。测算结果还表明，大多数省份人力资本流失都呈逐年上升趋势，其中湖北省上升趋势最为显著，1997 年流失值为 0.35 年，2012 年达到 1.68 年，这反映了粮食主产区农村转移到非农产业劳动力的人力资本水平越来越高。

表 1　1997～2012 年农村、农业人力资本及农村人力资本流失　　年/人

省份	人力资本类型	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
河北	农村	8.14	8.21	8.27	8.50	8.55	8.56	8.62	8.70	8.80	8.84	8.97	9.01	9.08	9.07	9.09	9.01
	农业	7.73	7.77	7.83	8.17	8.26	8.27	8.36	8.45	8.56	8.56	8.72	8.72	8.77	8.63	8.48	8.23
	流失	0.41	0.44	0.44	0.33	0.29	0.29	0.26	0.25	0.25	0.28	0.25	0.29	0.30	0.43	0.61	0.68
内蒙古	农村	7.51	7.58	7.63	7.84	7.94	8.01	8.04	8.01	8.08	8.13	8.17	8.19	8.31	8.30	8.38	8.37
	农业	7.37	7.42	7.47	7.68	7.77	7.86	7.86	7.78	7.84	7.89	7.93	7.91	8.03	8.00	7.97	7.99
	流失	0.15	0.16	0.16	0.17	0.17	0.15	0.18	0.23	0.24	0.24	0.24	0.28	0.28	0.31	0.41	0.38
辽宁	农村	8.26	8.29	8.37	8.42	8.47	8.49	8.54	8.61	8.77	8.79	8.80	8.89	8.95	9.00	9.01	9.04
	农业	8.04	8.02	8.12	8.16	8.23	8.27	8.32	8.39	8.58	8.57	8.51	8.60	8.64	8.64	8.54	8.53
	流失	0.22	0.27	0.25	0.25	0.24	0.23	0.22	0.22	0.19	0.22	0.28	0.29	0.31	0.36	0.47	0.51
吉林	农村	7.91	7.99	8.10	8.05	8.18	8.22	8.13	8.14	8.12	8.24	8.29	8.36	8.41	8.43	8.44	8.44
	农业	7.81	7.87	7.96	7.87	8.02	8.02	7.89	7.87	7.81	7.92	7.94	7.98	8.02	8.01	7.94	7.86
	流失	0.11	0.13	0.14	0.18	0.16	0.20	0.24	0.27	0.31	0.32	0.35	0.38	0.39	0.42	0.50	0.58
黑龙江	农村	7.92	7.94	8.00	8.25	8.28	8.29	8.28	8.25	8.35	8.42	8.44	8.48	8.47	8.54	8.57	8.56
	农业	7.87	7.86	7.90	8.14	8.18	8.19	8.18	8.10	8.20	8.25	8.24	8.28	8.23	8.28	8.27	8.23
	流失	0.05	0.09	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.15	0.16	0.17	0.20	0.21	0.23	0.26	0.30	0.33
江苏	农村	7.84	7.99	8.07	8.05	8.05	8.10	8.24	8.26	8.37	8.48	8.59	8.61	8.79	8.83	8.89	8.93
	农业	7.09	7.25	7.34	7.27	7.26	7.26	7.36	7.22	7.27	7.37	7.42	7.28	7.60	7.48	7.30	7.24
	流失	0.75	0.73	0.73	0.78	0.79	0.85	0.87	1.03	1.10	1.11	1.17	1.33	1.18	1.34	1.59	1.69
安徽	农村	7.54	7.49	7.53	7.46	7.56	7.63	7.59	7.55	7.68	7.72	7.81	7.94	7.99	8.15	8.21	8.25
	农业	7.09	6.98	7.01	6.85	6.95	6.99	6.84	6.64	6.75	6.66	6.64	6.72	6.69	6.81	6.71	6.70
	流失	0.45	0.52	0.53	0.61	0.61	0.64	0.75	0.91	0.93	1.06	1.17	1.22	1.30	1.34	1.50	1.55
江西	农村	7.33	7.47	7.59	7.72	7.84	7.80	7.69	7.86	8.00	8.00	8.10	8.13	8.23	8.26	8.30	8.32
	农业	6.75	6.87	6.98	7.01	7.18	7.10	6.88	7.10	7.24	7.11	7.14	7.08	7.12	7.00	6.82	6.80
	流失	0.57	0.60	0.61	0.71	0.65	0.70	0.81	0.76	0.77	0.89	0.96	1.05	1.10	1.26	1.48	1.52
山东	农村	8.18	8.12	8.21	8.32	8.37	8.40	8.41	8.52	8.70	8.74	8.84	8.93	8.97	8.98	9.03	9.02
	农业	7.90	7.76	7.84	7.98	8.05	8.05	8.02	8.15	8.36	8.34	8.44	8.55	8.56	8.46	8.39	8.28
	流失	0.28	0.37	0.37	0.34	0.32	0.34	0.39	0.37	0.34	0.40	0.40	0.37	0.41	0.52	0.64	0.74
河南	农村	7.84	7.93	8.02	8.24	8.23	8.29	8.27	8.28	8.38	8.45	8.58	8.62	8.70	8.70	8.72	8.77
	农业	7.46	7.54	7.72	7.99	7.95	8.01	7.96	7.93	8.00	8.04	8.15	8.14	8.17	8.07	7.93	7.98
	流失	0.37	0.39	0.30	0.25	0.27	0.28	0.31	0.35	0.38	0.42	0.43	0.48	0.53	0.64	0.79	0.79
湖北	农村	7.82	7.87	8.01	7.95	8.06	8.08	8.09	8.17	8.20	8.28	8.35	8.40	8.48	8.51	8.58	8.61
	农业	7.47	7.45	7.60	7.43	7.58	7.58	7.54	7.60	7.56	7.56	7.54	7.42	7.44	7.21	7.06	6.93
	流失	0.35	0.41	0.41	0.52	0.48	0.50	0.56	0.57	0.64	0.72	0.81	0.98	1.04	1.31	1.52	1.68
湖南	农村	7.79	7.90	7.97	8.16	8.22	8.26	8.29	8.36	8.30	8.40	8.46	8.52	8.58	8.59	8.66	8.71
	农业	7.46	7.56	7.63	7.85	7.91	7.94	7.97	8.02	7.87	7.98	7.99	8.02	8.06	7.99	7.98	8.01
	流失	0.32	0.34	0.34	0.31	0.31	0.32	0.32	0.33	0.42	0.43	0.47	0.49	0.52	0.60	0.68	0.70
四川	农村	7.06	7.20	7.24	7.32	7.35	7.39	7.45	7.50	7.79	7.81	7.82	7.90	7.98	8.01	8.04	8.05
	农业	6.47	6.57	6.57	6.58	6.59	6.59	6.59	6.60	6.95	6.88	6.76	6.80	6.82	6.74	6.62	6.52
	流失	0.59	0.63	0.68	0.74	0.76	0.80	0.86	0.90	0.84	0.93	1.06	1.10	1.16	1.26	1.42	1.53

三、人力资本与农业增长关系的实证分析

确认了中国农村人力资本流失的事实后，为进一步分析这种流失是否影响到区域农业增长，还需要选取适当的计量模型进行实证分析。

1. 模型与变量设定

目前关于人力资本与农业增长关系的研究多基于卢卡斯（Lucas）或曼昆（Mankiw）等的分析框架[13~14]，本文也将以他们的模型为基础，并考虑研究目的进行适当扩展。在变量选取方面，国内研究多数采用总量数据，其人力资本处理方式主要以农村劳动力总量与人均受教育年限相乘为主，本研究为更直接考察采取不同口径人力资本数据的农业增长效应差异，选择人均农业产出作为因变量，因此解释变量中不含劳动力，基本要素投入包括人均耕地和人均人力资本，在基本模型中控制变量仅加入了农业财政投入。这主要是考虑到近年来我国对粮食主产区的财政支持不断加大，对农业增长可能具有重要影响。在人力资本流失效应的测算方面，现有农村人力资本溢出效应研究的内涵和因变量选择与本研究都有很大差异，其采用的模型方法无法借鉴，因此，本研究将分别以农业人力资本和农村人力资本作为解释变量，通过比较两种变量对农业增长影响的差异，来判断农村人力资本流失的效应。基本模型设定如下:

$$y = As^{\alpha}h^{\beta}g^{\gamma} \tag{5}$$

其中 y 为人均农业产出，用各省第一产业增加值除以各省第一产业从业人员数量计算得出; s 为人均耕地面积，用各省耕地面积除以各省第一产业从业人员数量计算得出; g 为农业财政投入强度，采取单位播种面积口径，以此代表不同地区政府的农业支持水平。以上各类数据均选用《中国统计年鉴》中 1997 ~2012 年的数据，其中各省财政农业支出总量数据 2007 年以后与之前的统计口径有差异，因此，根据 2006 年年鉴中国家庭用于农业的财政支出构成比例，对 2007 ~2012 年数据进行了口径调整。第一产业增加值数据以 1997 年为基期进行了定基调整。A 为全要素生产率。h 为人均人力资本，选用本文前面计算得出的不同口径数据。对式两边取对数得到以下形式:

$$\ln y = C + \alpha\ln s + \beta\ln h + \gamma\ln g \tag{6}$$

式中 α、β、γ 分别代表相应变量的产出弹性，C 为 $\ln A$ 。

2. 计量分析

(1) 计量过程及结果。为充分利用研究对象时间与空间二维信息，本文选择面板数据模型，模型的一般形式可以表示为:

$$y_{it} + \alpha_{it} + \beta'_{it}x'_{it} + u_{it} \quad (i = 1,\cdots,N;\ t = 1,\cdots,T) \tag{7}$$

其中 y 和 x 分别为被解释变量和解释变量，α_{it} 是常数项或截距项，β'_{it} 为系数向量，u_{it} 为随机扰动项。α_{it} 和 β'_{it} 中包含了时间和截面效应，根据截距和系数向量形式的不同，模型可分为三种形式。模型 1 为个体成员截距项和系数向量均不同的变系数模型，模型 2 为个体成员截距项不同但系数向量相同的变截距模型，模型 3 为个体成员截距项和系数向量均相同的混合回归模型。进行面板数据计量前，首先要确定模型的适当形式。以确定应以何种形式来表现计量对象个体和时期的差异。经常的检验方法是协方差分析检验。需要构造如下两个统计量:

$$F_2 = \frac{(S_3 - S_1) / [(N-1)(k+1)]}{S_1 / [NT - N(k+1)]} \sim F[(N-1)(k+1), N(T-k-1)]$$

$$F_1 = \frac{(S_2 - S_1) / [(N-1)k]}{S_1 / [NT - N(k+1)]} \sim F[(N-1)k, N(T-k-1)]$$

其中 S_1，S_2，S_3 分别为模型 1、模型 2、模型 3 的残差平方和。N 为个体数，T 为时期数，k 为解释变量个数。F 统计量分别服从于相应自由度下的 F 分布。当 F_2 小于给定置信度下相应临界值时，选择混合回归模型，当 F_2 不小于给定置信度下相应临界值，还需要判断 F_1 ，当 F_1 不小于给定置信度下相应临界值

时，选择变系数模型，反之，选择变截距模型。

选择农业口径人力资本时，通过 F 统计量的构造，计算出 $F_2=4.319$，$F_1=0.505$，查 F 分布表，在给定5%显著水平下，得到相应的临界值为 $F(48,156)=1.45$，$F(36,156)=1.51$，由于 $F_2>1.45$，且 $F_1<1.51$，因此需选择变截距模型。说明主产区内各省份包括农业人力资本在内的要素投入对农业增长的弹性没有显著差别，投入效果的差别主要通过截距的不同得以体现。但是这种差别效应是固定效应还是随机效应，还需进行 Hausman 检验。通过 Eviews 6.0 软件，得出模型的 W 统计量为22.01，相应的 P 值为0.0001，在1%显著水平下拒绝了随机效应的假设。因此，应该采取固定效应变截距模型。采取同样的方式，对采用农村口径人力资本数据时进行模型设定检验，得出结论也应该选择固定效应变截距模型。因此，两项估计均采用固定效应变截距模型，其截距项包含何种因素，将根据回归效果确定。依据基本的理论模型，可以通过两项回归中解释变量的系数分析人力资本流失导致产出弹性的变化。通过截距项来解释个体或时期流失效应的差异。计量模型如下式：

$$\ln y_{it}=C_{it}+\alpha\ln s_{it}+\beta\ln h_{it}+\gamma\ln g_{it} \tag{8}$$

本文使用 Eviews 6.0 软件，对考虑流失效应和不考虑效应两种情况均进行了计量分析。其中考虑流失效应情况下，人力资本变量为从事农业的劳动力人力资本数据。采取个体和时间双因素固定效应变截距模型，取得了较好的计量效果。不考虑流失效应情况下，人力资本变量为全部农村劳动力的人力资本数据，这是目前国内多数研究采用的方法。计量过程中仅在采用时间因素固定效应变截距模型时取得了相对满意的结果。计量结果见表2，其中个体固定效应中各省以其汉语拼音首拼表示。

表2　人力资本的农业增长效应

变量	考虑流失效应	不考虑流失效应
C	3.7675***	1.3159**
	(0.4687)	(0.6626)
ln*h*	0.5125**	1.4380***
	(0.2116)	(0.3228)
ln*s*	0.9843***	0.1914***
	(0.0576)	(0.0207)
ln*g*	0.0268*	0.4034***
	(0.0235)	(0.0389)
时期效应		
1997	-0.1330	0.3458
1998	-0.1586	0.2414
1999	-0.2313	0.1475
2000	-0.2536	0.1288
2001	-0.2351	0.0374
2002	-0.2399	-0.0419
2003	-0.2151	-0.0044
2004	-0.0919	-0.0532
2005	-0.0620	-0.0428
2006	-0.0488	-0.0869
2007	0.1083	-0.0090
2008	0.2132	-0.0189
2009	0.1989	-0.1936
2010	0.2851	-0.1805
2011	0.4048	-0.1329
2012	0.4592	-0.1367
个体效应		
hb	0.0336	
nmg	-0.9239	
ln	-0.0763	
jl	-0.5541	
hlj	-1.1594	
js	0.5912	
ah	0.0704	
jx	0.3668	
sd	0.2860	
hn	0.0869	
hub	0.3338	
hun	0.5967	
sc	0.3482	
Adj R^2	0.9842	0.8084

注：***、**、* 分别表示1%、%、10%的显著性水平，括号内为标准差。

（2）结果分析。根据表2中结果分析，考虑流失效应情况下，由于所采用的人力资本数据体现从事农业生产劳动力实际拥有的禀赋，因此其计量结果的拟合优度为0.9842，高于不考虑溢出效应时的0.8084，说明这种数据处理的方式使研究结果的可信性和真实性有较大提高。从各解释变量的系数看，人力资本水平、人均耕地、财政支持强度均对人均农业产出有正向作用。但是，考虑人力资本流失效应后，人力资本的人均产出弹性仅为不考虑流失效应时的1/3左右，对这一现象的解释可能是由于流失的人力资本水平较高，农村剩余的劳动力人力资本水平过低，在低水平人力资本存量基础上，人

力资本增量的产出效应下降，这与现有研究中关于人力资本具有门槛效应的结论相吻合。值得注意的是考虑人力资本流失后，人均耕地的产出弹性比不考虑流失效应时要高，且产出弹性高于人力资本的产出弹性，而财政支持力度的产出弹性却有所下降，且显著水平也下降。一个较合理的解释可能是，在农业劳动力人力资本水平很低时，只有靠增加自然禀赋才能获得较高的产出，而财政的支持并不能发挥有效的作用。

从个体效应和时期效应看，考虑流失效应后，个体效应中辽宁、吉林、黑龙江、内蒙古的个体效应为负，其他地区为正。对这一结果比较合理的解释是，东北地区不是农村劳动力流出的主要省区，其平均流失水平在全部主产区省份中位居倒数 1 至 4 位，均不高于 0.3 年，而农业劳动力人均水平却位居前列，这使得其人力资本提升的重要性并不显著。就时期效应看，2006 年之前为负，其后转为正值且不断提高。说明近年中央的一系列惠农政策总体上促进了人均农业产出的增长。

最后需要讨论的一个问题是，虽然拟合优度不高，为什么以全口径农村劳动力的人力资本对产出进行计量时也具有一定的解释力。我们可以设想，农村全口径劳动力的人力资本虽然从统计的角度看并不全部进入农业生产，但是，一些外出务工的农民工经济上与流出地的家庭仍具有很强的联系，通过汇回流出地的资金，可以帮助留守劳动力改善农业生产条件，还可以通过提供各类信息，提高留守劳动力对市场的适应性。还有一些在本地转移的劳动力，虽然从统计上已从事非农产业，但是其亦工亦农的可能性仍然存在。这些已经转移的劳动力溢出的人力资本仍可以部分回流农业生产，对人均农业产出具有正向作用是完全可能的。因此，以传统的数据选用方法进行研究，得出的结论仍具有一定程度的真实性。

(3) 计量结果的稳健性检验。为了对计量的结果进行稳健性检验，在基本模型的基础上，增加了一些可能对农业增长有重要影响的解释变量，并分别对两种口径的人力资本进行了检验。这些变量主要包括化肥使用强度、农业机械使用强度、有效灌溉程度、农业自然灾害发生率。其中化肥使用强度用 f 表示，以地区化肥使用总量除以播种面积计算得出；农业机械使用强度用 m 表示，以地区农机总动力除以播种面积计算得出；有效灌溉程度用 w 表示，以地区有效灌溉面积除以播种面积计算得出；农业自然灾害发生率用 d 表示，以地区受灾面积除以播种面积计算得出，由于《中国统计年鉴》2013 年版中取消了 2012 年的农业灾害统计，因此，稳健性检验分别采用 1997 ~ 2012 年不含自然灾害发生率控制变量和 1997 ~ 2011 年包含自然灾害发生率控制变量两种形式进行检验，分别以 Ⅰ 和 Ⅱ 表示，结果见表 3。

加入更多影响农业增长的控制变量后，对于考虑人力资本流失，采用农业人力资本口径测算的人力资本增长弹性符号没有发生变化，数值也没有太大变化，其中纳入自然灾害因素后，回归的显著性还有所提高，对于没有考虑人力资本流失，采取农村人力资本口径的人力资本增长弹性符号没有发生变化，数值却有所增加，显著性没有变化。可见采用了农业生产使用的真实的人力资本状况进行的研究相对于传统的采取农村人力资本口径的研究稳健性要更强。但稳健性检验后仍然显示，农业人力资本比农村人力资本对农业增长的弹性要低，说明传统的研究方法高估了农村人力资本对农业增长的作用。

四、结论与启示

1. 结论

本文利用国家统计局农调队农村劳动力流动专项调查的数据，对 13 个粮食主产区省份农业劳动

表 3　稳健性检验结果

检验	考虑流失效应		不考虑流失效应	
	Ⅰ	Ⅱ	Ⅰ	Ⅱ
C	2.4240***	2.0824***	−2.5247***	−2.6630***
	(0.6470)	(0.6466)	(0.7024)	(0.7145)
ln*h*	0.4600**	0.5623***	1.9670***	1.9705***
	(0.2175)	(0.2101)	(0.3482)	(0.3456)
ln*g*	0.0340	0.0331	0.2595***	0.2392***
	(0.0239)	(0.0227)	(0.0314)	(0.0318)
ln*s*	1.0736***	1.0959***	0.2292***	0.2304***
	(0.0649)	(0.0636)	(0.0208)	(0.0211)
ln*f*	0.1843***	0.2350***	0.407522***	0.4196***
	(0.0627)	(0.0628)	(0.0420)	(0.0415)
ln*w*	0.0822	0.0121	0.4308***	0.4537***
	(0.0643)	(0.0694)	(0.0711)	(0.0712)
ln*m*	−0.0431	−0.0665**	−0.3990***	−0.4086***
	(0.0335)	(0.0347)	(0.0463)	(0.0466)
ln*d*		0.0212**		0.0212
		(0.0093)		(0.0218)
Adj R^2	0.9850	0.9855	0.8979	0.8959
样本数	208	195	208	195

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平，括号内为标准差。

力以平均受教育年限为代表的人力资本状况进行了测算，发现各省区均存在不同程度的人力资本流失，即拥有高水平人力资本的农村劳动力转移到城市或非农产业，降低了从事农业生产劳动力的人力资本水平。这种流失效应降低了人力资本对农业产出的推动作用，也使政府的农业财政支出效果大打折扣，这种状况下扩大人均耕地占有量对提高人均农业产出有较显著的效果。因此，政府应该注意到这一趋势，及时进行政策调整。

2. 启示

在中国城乡二元经济结构没有根本性扭转的前提下，农村人力资本寻求收益最大化，流向非农产业具有一定的必然性。因此，只有通过完善农业经济政策，不断提高农业生产效益，才能增强高水平人力资本投入农业生产的激励。同时还需完善农村人力资本政策，使农村人力资本结构与农业生产需求相适应，如此才能防止农村人力资本的无效投资和进一步流失，形成农业人力资本与农业经济增长之间的良性互动。

首先，政府应促进农业适度规模经营和完善财政支农方式，提高农业经营效益。根据本研究的结论，人均耕地拥有量对促进农业增长具有十分重要的作用，这反映了促进农业适度规模经营是提高农业回报的重要途径。相关研究显示户均耕地 100～300 亩的经营规模具有最佳的农业收益[15～16]，而本研究的测算中，主产区中劳均耕地最高的黑龙江省也仅达 22.71 亩，最低的湖南省仅为 2.93 亩。因此，主产区政府应按照 2013 年及 2014 年中央 1 号文件关于促进家庭农场等经营主体发展的精神，完善土地流转政策，在农户自愿基础上采取对流转土地给予奖补等措施，逐步改变主产区耕地细碎化耕作的经营模式。同时，还要调整财政支农政策，促进机械化与科学化在农业发展中的作用。在农机购置补贴实施过程中，应注重农机选型与适度规模经营的协调，在促进农业科技推广过程中，应强化合作社和示范户的作用，缓解农业人力资本下降对农业技术进步的不利影响，提高财政资金使用效率。

其次，完善农村人力资本政策，提高农村人力资本投资效率。农村人力资本流失一定程度上与农村教育结构不适应农业生产经营需求有关。本研究发现高中和中专水平的农村劳动力流失最为严重，

这种现象虽然受到新生代农村劳动力择业取向的影响，但更主要的是我国普通的中等教育在农村的回报率很低所致。因此，应该大力推动涉农中等职业教育的发展，落实国家关于涉农中等及高职专科教育的优惠政策，提高涉农专业教育水平和教学质量，使涉农中高等职业教育成为推动农业经济增长的主要力量。各级政府还要注重农村人力资本存量的改善和增量的引导。存量政策方面应重点加大对专业大户、家庭农场经营者的培训力度。增量政策方面，应该落实中央关于对中高等学校毕业生、退役军人、返乡农民工务农创业的财政金融支持，细化关于引导高校毕业生到合作社工作的激励措施。

（致谢：感谢匿名审稿专家对本文所提的宝贵意见，当然，作者文责自负。）

参考文献：

[1] Hayami，Y. Sources of Agricultural Productivity Gap among Selected Countries [J]. American Journal of Agricultural Economics，1969，51（3）.

[2] Huffman，W. E. Decision Making: The Role of Education [J]. American Journal of Agricultural Economics，1974，56（1）.

[3] Khaldi，N. Education and Allocative Efficiency in U. S. Agriculture [J]. American Journal of Agricultural Economics，1975，57（4）.

[4] Phillips，J. M.，R. P. Marble. Farmer Education and Efficiency: A Frontier Production Function Approach [J]. Economics of Education Review，1986，5（3）.

[5] Patrick，G. F.，E. W. Kehrberg. Costs and Returns of Education in Five Agricultural Areas of Eastern Brazil [J]. American Journal of Agricultural Economics，1973，55（2）.

[6] 李勋来，李国平，李福柱. 农村人力资本陷阱：对中国农村的验证与分析 [J]. 中国农村观察，2005，（5）.

[7] 孙敬水，董亚娟. 人力资本与农业经济增长：基于中国农村的 Panel data 模型分析 [J]. 农业经济问题，2006，（12）.

[8] 孙健，白全民. 人力资本对农村经济增长影响的实证研究 [J]. 广东社会科学，2010，（6）.

[9] 郭剑雄，鲁永刚. 人力资本门槛与农业增长的多重均衡：理论与中国的经验证据 [J]. 清华大学学报（哲学社会科学版），2011，（11）.

[10] 侯风云，张凤兵. 农村人力资本投资及外溢与城乡差距实证研究 [J]. 财经研究，2007，（8）.

[11] 朱长存，马敬芝. 农村人力资本的广义外溢性与城乡收入差距 [J]. 中国农村观察，2009，（4）.

[12] 龙翠红，洪银兴. 农村人力资本外溢与中国城乡居民收入差距关系的实证分析 [J]. 经济经纬，2012，（3）.

[13] Lucas，R. E. On the Mechanics of Economic Development [J]. Journal of Monetary Economics，1988，22（1），

[14] Mankiw，N. G.，D. Romer，and D. N. Weil. A Contribution to the Empires of Economic Growth [J]. Quarterly Journal of Economic，1992，107（2）.

[15] 陈义媛. 资本主义式家庭农场的兴起与农业经营主体分化的再思考 [J]. 开放时代，2013，（4）.

[16] 郭熙保. “三化”同步与家庭农场为主体的农业规模化经营 [J]. 社会科学研究，2013，（3）.

［责任编辑　方　志］