

农业信息化对农业全要素生产率增长的 门槛效应分析*

韩海彬^{1,2} 张莉³

内容摘要：本文基于2002~2010年中国30个省级行政单位的面板数据，建立了以农村人力资本为门槛变量的面板门槛模型，以考察农业信息化对农业全要素生产率增长的非线性影响效应。结果显示：第一，农业信息化对农业全要素生产率增长的影响存在显著的双重门槛效应。第二，当农村人力资本水平低于第一门槛值时，农业信息化对农业全要素生产率增长有不显著的正向影响；当农村人力资本水平跨越第一门槛值后，农业信息化对农业全要素生产率增长产生了较为显著的正向影响；当农村人力资本水平高于第二门槛值时，农业信息化对农业全要素生产率增长的正向影响显著增强。第三，中国各省级行政单位农业信息化和农村人力资本的耦合协调度普遍偏高，并且农业信息化和农村人力资本耦合协调度偏高的省级行政单位也倾向于具有较高水平的农业全要素生产率。

关键词：农业信息化 农业全要素生产率 农村人力资本 面板门槛模型

一、引言

传统的农业增长主要依靠农业生产要素投入来推动，表现为资源的高投入、污染物的高排放、农产品的相对高产以及物质和能量的低利用（刘丽伟，2009）。鉴于中国农业长期面临人多地少等刚性资源禀赋约束条件，这种传统的“粗放型”农业增长方式必然要向现代的“集约型”农业增长方式转变。现代农业增长的主要特征表现为农业全要素生产率的全面提高，即不断扩大农业全要素生产率对农业增长的贡献份额。因此，探究农业全要素生产率增长的驱动机制，对于转变农业增长方式，实现农业可持续发展，至关重要。

在农业全要素生产率增长的驱动因素中，农业信息化是一个不容忽略的关键因素。理论上讲，农业信息化主要通过两条途径影响农业全要素生产率增长。一方面，农业信息化可以优化农业资源配置，提高农业资源利用效率。作为一种特殊的资源要素，农业信息通过渗透到农业生产的各个环节，可以有序化组织和总体协调农业系统中的土地、劳动等生产要素，并使其达到合理配置，从而提高农业技术效率（耿红军，2008）。另一方面，农业信息化可以加快农业技术进步。现代信息技术与农业产业内部需求相结合产生了一系列先进的农业信息技术。农业信息化建设就是将农业信息技术在农业生产过程中推广和应用，并实现农业信息向现实生产力的转化。

在实证研究领域，关于信息化对生产率影响方面的文献颇为丰富，但是，研究结论并不一致。

*本文研究得到国家社会科学基金项目“‘两型’农业全要素生产率增长的时空演变及驱动机制研究”（编号：14BTJ014）的资助。

一方面,部分学者发现,信息化与生产率提升之间并无显著的联系,Brynjolfsson(1993)把这种现象称为“生产率悖论”。之后,Kettinger and Grover(1994)和Carr(2003)均证实了“生产率悖论”现象的存在。另一方面,部分学者发现,信息化对生产率的提升具有显著的促进作用,代表性的研究成果有Lichtenberg(1993)、Dewan and Kraemer(1998)和Shao and Lin(2001)。具体到农业领域,国内外关于农业信息化对农业全要素生产率增长影响的文献还较为匮乏。于淑敏、朱玉春(2011)在对农业信息化和农业全要素生产率增长进行量化的基础上,检验了两者之间的关系。该研究发现,农业信息化水平对农业全要素生产率增长具有显著的正向作用。田涛、李玮玮(2012)的研究结果表明:虽然在整个样本期间,农业信息服务水平对农业全要素生产率增长具有显著的正向影响;但是,在不同时期,其影响方向和影响程度却不同。除了上述关于农业信息化的生产率效应方面的文献之外,其它相关文献主要集中在探讨农业信息化对农业增长的影响方面,并且研究结论基本上都支持农业信息化对农业生产具有积极影响的观点。

现有研究基本上都证实了农业信息化的生产率增长效应。但是,这些研究均是在区域同质性的假设下,利用线性回归模型考察农业信息化对农业全要素生产率增长的影响,而忽略了不同区域之间资源禀赋的差异,尤其是没有重视作为农业信息技术传播和应用主体的农村人力资本的区域差异。事实上,农业信息化对农业全要素生产率增长的影响可能会随着农村人力资本水平的不同而呈现非线性效应。如果某地区农村人力资本水平较低,那么,该地区农村劳动力的文化水平和信息素养不高,信息意识淡薄,他们应用农业信息资源和信息技术的能力也就缺乏。受自身文化素质低的影响,农村劳动力很难利用网络平台发布和搜集农产品信息,更无法实现对农业信息技术的深层次应用,从而阻碍农业全要素生产率增长。反之,如果某地区农村人力资本水平较高,那么,该地区的农村劳动力可以更有效地学习农业知识和使用农业信息技术,从而促进农业全要素生产率增长(汪卫霞,2011)。鉴于此,本文利用2002~2010年中国30个省级行政单位的面板数据^①,考察农村人力资本水平大于或小于某门槛值时,农业信息化对农业全要素生产率增长影响的差异。与以往相关文献相比,本文主要从以下两个方面进行拓展:一方面,利用面板门槛模型实证检验农业信息化对农业全要素生产率增长的非线性效应;另一方面,在测算农业全要素生产率时,同时考虑“期望”产出与“非期望”产出,这样可以全面、客观地反映农业全要素生产率的真实水平^②。

二、模型、变量与数据

(一) 模型

农业信息化对农业全要素生产率增长的影响并不一定呈现简单的线性关系,可能会随着农村人力资本存量的变化呈现出非线性关系。为进一步探讨是否在不同的农村人力资本水平下农业信息化对农业全要素生产率增长具有不同的作用机制,本文采用面板门槛模型进行实证研究。

假设平衡面板数据集为 $\{y_{it}, q_{it}, x_{it} : 1 \leq i \leq I, 1 \leq t \leq T\}$,则单一门槛模型可表示为:

$$y_{it} = u_i + \beta_1 x_{it} \times I(q_{it} \leq \gamma) + \beta_2 x_{it} \times I(q_{it} > \gamma) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1)式中, i 和 t 分别表示地区和时间; y_{it} 和 x_{it} 分别为被解释变量和解释变量; q_{it} 和 γ 分别为门槛变量和待估计的门槛值; $I(\cdot)$ 代表指示性函数,其值根据括号中表达式的真伪相应取1或0;

^①由于西藏具有特殊的资源禀赋条件,本文研究未考虑西藏。

^②部分文献把同时考虑了“期望”产出与“非期望”产出的农业全要素生产率称为农业环境全要素生产率。

u_i 为个体固定效应; $\varepsilon_{it} \sim iid(0, \delta^2)$ 为随机扰动项; β_1 和 β_2 为变量系数, $\beta_1 \neq \beta_2$, 说明存在门槛效应。

与采用分组检验方法考察变量之间的非线性效应时外生给定分组标准不同的是, 在门槛模型中, 门槛值 γ 是未知的, 完全由样本的数据特征内生决定。通常采用格栅搜索法 (grid search) 确定最优门槛值 $\hat{\gamma}$, 当 γ 取值为 $\hat{\gamma}$ 时, 门槛模型的残差平方和 $S(\gamma)$ 最小, 即 $\hat{\gamma} = \arg \min S(\gamma)$ (参见李梅、柳士昌, 2012)。最优门槛值估计出来之后, 还要进一步检验门槛效应是否显著以及门槛估计值是否等于其真实值, 具体检验方法参见 Hansen (1999)。

上述模型假定只存在单一门槛, 但在现实问题中, 可能会有两个或两个以上门槛。以存在两个门槛为例, 双重门槛模型设定为:

$$y_{it} = u_i + \beta_1 x_{it} \times I(q_{it} \leq \gamma_1) + \beta_2 x_{it} \times I(\gamma_1 < q_{it} \leq \gamma_2) + \beta_3 x_{it} \times I(q_{it} > \gamma_2) + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(2) 式中, $\gamma_1 < \gamma_2$, 其它代码含义同 (1) 式。对于 (2) 式模型, 参照 Hansen (1999) 提出的优化搜索方法进行双重门槛估计。首先, 假设模型存在单一门槛, 按照单一门槛模型搜索出第一个门槛值 $\hat{\gamma}_1$ 之后, 固定住 $\hat{\gamma}_1$; 其次, 继续搜索第二个门槛值 $\hat{\gamma}_2$, 如果 $\hat{\gamma}_2$ 存在, 需要固定住 $\hat{\gamma}_2$; 然后, 对第一个门槛值进行再次搜索。重复上述过程, 最终得到两个门槛值优化后的一致估计量。

本文在双重门槛模型 (即 (2) 式) 的基础之上, 建立了以农业全要素生产率为被解释变量, 农业信息化为核心解释变量, 农村人力资本为门槛变量的双重门槛模型, 以探讨当农村人力资本水平大于或小于特定的门槛值时, 农业信息化对农业全要素生产率增长影响的差异。模型具体设定如下:

$$ML_{it} = u_i + \alpha H_{it} + \beta_1 info_{it} \times I(huma_{it} \leq \gamma_1) + \beta_2 info_{it} \times I(\gamma_1 < huma_{it} \leq \gamma_2) + \beta_3 info_{it} \times I(huma_{it} > \gamma_2) + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

(3) 式中, 被解释变量 ML_{it} 代表农业全要素生产率; 核心解释变量 $info_{it}$ 代表农业信息化水平; 门槛变量 $huma_{it}$ 代表农村人力资本存量; H_{it} 代表一组对农业全要素生产率增长产生影响的控制变量, 包括自然环境、农业种植结构和财政支农力度。

(二) 变量与数据说明

1. 被解释变量 (农业全要素生产率) 的测算。在农业生产过程中, 农业生产要素的投入既会产生粮食、蔬菜等 “期望” 产出, 同时由于农药和化肥的过量使用也会产生农业污染排放物等 “非期望” 产出。为全面、真实地反映农业生产过程, 本文在测算农业全要素生产率时不但考虑了用农林牧渔业总产值衡量的 “期望” 产出, 而且也兼顾了用各种农业面源污染排放物衡量的 “非期望” 产出。假设每一个省级行政单位的农业部门使用 N 种投入 $x = (x_1, \dots, x_N) \in R_+^N$, 得到 M 种期望产出 $y = (y_1, \dots, y_M) \in R_+^M$, 以及 K 种非期望产出 $b = (b_1, \dots, b_K) \in R_+^K$ 。则 t ($t = 1, \dots, T$) 时期第 i ($i = 1, \dots, I$) 个省级行政单位农业部门的投入产出量为 (x_i^t, y_i^t, b_i^t) 。根据陈诗一 (2012) 的研究, 基于 t 期观测值和 t 期技术的包含 “非期望” 产出的 SBM (slacks-based measure, SBM) 距离函数可以表示为:

$$S_c'(x_i^t, y_i^t, b_i^t) = \min \frac{1 - \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \frac{s_n^x}{x_{i'n}^t}}{1 + \frac{1}{M+K} \left(\sum_{m=1}^M \frac{s_m^y}{y_{i'm}^t} + \sum_{k=1}^K \frac{s_k^b}{b_{i'k}^t} \right)}$$

$$s.t. \sum_{i=1}^I \lambda_i^t x_{im}^t + s_n^x = x_{in}^t, \forall n; \sum_{i=1}^I \lambda_i^t y_{im}^t - s_m^y = y_{im}^t, \forall m; \sum_{i=1}^I \lambda_i^t b_{ik}^t + s_k^b = b_{ik}^t, \forall k; \quad (4)$$

$$\lambda_i^t \geq 0, \forall i; s_n^x \geq 0, \forall n; s_m^y \geq 0, \forall m; s_k^b \geq 0, \forall k$$

(4) 式中, S_c^t 表示规模收益不变 (constant returns to scale, CRS) 假设下的 SBM 距离函数; (s_n^x, s_m^y, s_k^b) 为投入、产出松弛向量, 分别代表过度投入、“期望”产出不足和“非期望”产出过多; λ_i^t 表示权重向量。

为了测算不同时期农业全要素生产率的变化, 在包含“非期望”产出的 SBM 距离函数的基础上构造从 t 时期到 $t+1$ 时期的基于相邻参比的 Malmquist-Luenberger 生产率指数 (参见李谷成, 2014):

$$ML_t^{t+1} = \left[\frac{S_c^t(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})}{S_c^t(x^t, y^t, b^t)} \times \frac{S_c^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})}{S_c^{t+1}(x^t, y^t, b^t)} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (5)$$

(5) 式中, ML_t^{t+1} 表示农业全要素生产率指数, ML_t^{t+1} 大于 1 或小于 1 分别表示农业全要素生产率增长或下降。

本文在测算农业全要素生产率时所选取的投入产出指标为: ①投入指标。具体包括土地投入、劳动力投入、农业机械投入、化肥投入和灌溉投入。②产出指标。具体包括以 1990 年不变价表示的农林牧渔业总产值作为替代指标的农业“期望”产出, 以及以各种农业面源污染排放物作为替代指标的农业“非期望”产出。各种投入指标和农业“期望”产出指标的数据均来自于相应年份的《中国农村统计年鉴》^①和《中国统计年鉴》^②。另外, 相关统计年鉴没有提供农业“非期望”产出的统计, 本文研究采用单元调查评估方法对农业“非期望”产出进行核算^③。

基于上述各投入产出指标数据, 本文采用前文建立的 Malmquist-Luenberger 生产率指数模型测算 2002~2010 年中国 30 个省级行政单位的农业全要素生产率指数。在实际估计时, 需要把农业全要素生产率指数转换成累积形式^④。

2. 门槛依赖变量 (农业信息化水平) 的测算。建立农业信息化评价指标体系是测算农业信息化水平的前提和基础。立足中国农业信息化建设的现状, 并且考虑相关数据的可获得性^⑤, 本文构建的农业信息化评价指标体系包括以下指标: 农村居民家庭每百户电话机拥有量 (部)、农村居民家庭每百户黑白电视机拥有量 (部)、农村居民家庭每百户彩色电视机拥有量 (部) 以及农村投递路线总长度 (公里)。所有指标的原始数据均来自于相应年份的《中国统计年鉴》^⑥。

鉴于熵值法具有完全根据各指标的变异程度确定指标权重从而避免权重受人为因素影响的优良特性, 本文选择熵值法对农业信息化评价指标体系中的各指标进行赋权, 然后根据各指标权重对农

^①国家统计局农村社会经济调查司 (编):《中国农村统计年鉴》(2002~2011 年, 历年), 中国统计出版社。

^②国家统计局 (编):《中国统计年鉴》(2002~2011 年, 历年), 中国统计出版社。

^③具体的核算方法和过程见韩海彬、赵丽芬 (2013) 的研究。

^④惯用的处理办法是令基年的全要素生产率为 1, 然后利用前面年份的全要素生产率指数相乘, 得出当年的全要素生产率指数。

^⑤鉴于中国农业信息化统计资料的现状, 在构建农业信息化评价指标体系时, 不得不忽略某些指标, 尽管这些指标对农业信息化的评价结果可能会产生影响。

^⑥国家统计局 (编):《中国统计年鉴》(2003~2011 年, 历年), 中国统计出版社。

业信息化水平进行测算。设有 I 个待评方案^①, J 项评价指标, 则指标原始数据矩阵为 $E = (e_{ij})_{I \times J}$, 其中, $i = 1, 2, \dots, I$, $j = 1, 2, \dots, J$ 。具体计算步骤如下 (参见李创新等, 2012): ①采用标准差标准化法对原始数据进行标准化处理, 计算公式为 $e'_{ij} = (e_{ij} - \bar{e}_j) / s_j$, 其中, \bar{e}_j 为第 j 项指标的均值, s_j 为第 j 项指标的标准差。②为消除指标值标准化后出现负值, 对经过标准化后的指标值进行线性变换来改变其取值区间。令 $z_{ij} = ae'_{ij} + b$, 按照惯例, 令 $a=10$, $b=60$ 。③计算第 j 项指标下第 i 方案指标值的比重 p_{ij} , 公式为 $p_{ij} = z_{ij} / \sum_{i=1}^I z_{ij}$ 。④计算第 j 项指标的熵值 ϕ_j , 公式为 $\phi_j = -k \sum_{i=1}^I p_{ij} \ln p_{ij}$ 。其中, $k = 1 / \ln(I)$ 。⑤计算第 j 项指标的差异性系数 g_j , 公式为 $g_j = 1 - \phi_j$ 。⑥计算第 j 项指标的权重 w_j , 公式为 $w_j = g_j / \sum_{j=1}^J g_j$ 。⑦计算第 i 个待评方案的综合评分 f_i , 公式为 $f_i = \sum_{j=1}^J w_j p_{ij}$ 。

在构建农业信息化评价指标体系的基础上, 按照上述熵值法的计算步骤即可测算出2002~2010年中国30个省级行政单位的农业信息化水平。由于最后计算出的 f_i 值过小, 为便于后续的实证分析, 本文遂将其扩大100倍。因此, 第 i 个待评方案的综合评分由 f_i 最终调整为 f'_i , 即

$$f'_i = 100 \times f_i = 100 \times \sum_{j=1}^J w_j p_{ij}。$$

3. 门槛变量 (农村人力资本) 的测算。根据本文研究目的, 并且考虑数据的可获得性, 本文用农村劳动力平均受教育年限来衡量农村人力资本。将各地区农村劳动力不同受教育程度的人口比重与相应受教育程度的教育年限相乘, 得到各地区农村劳动力的平均受教育年限。其中, 不同受教育程度分别对应不同的教育年限: 文盲与半文盲为0年, 小学为6年, 初中为9年, 高中和中专均为12年, 大专及以上为15.5年。所用原始数据均来源于相应年份的《中国农村统计年鉴》^②。

4. 控制变量。①自然环境变量。本文使用受灾面积 (千公顷) 与农作物总播种面积 (千公顷) 的比值来表示自然环境变量, 以反映自然环境的恶化程度。农业属于先天弱质产业, 对自然环境依赖性较强, 生态环境不断恶化将会严重阻碍农业增长, 并对农业全要素生产率增长产生负面影响。

^①本文中, 每个省级行政单位均为一个待评方案。

^②国家统计局农村社会经济调查司 (编): 《中国农村统计年鉴》(2003~2011年, 历年), 中国统计出版社。

②农业种植结构变量。本文使用粮食播种面积（千公顷）与农作物总播种面积（千公顷）的比值来表示农业种植结构变量，以反映农业种植结构调整情况。中国农业资源禀赋特征主要表现为人多地少、农户地块分散以及农业生产规模小等，这些特征决定了中国农业在劳动密集型农产品（例如蔬菜、畜产品、水产品等）生产上具有比较优势，而在土地密集型的大宗农产品（例如粮食）生产上并不具备比较优势。因此，农业种植结构对农业生产绩效也有重要影响。③财政支农力度变量。本文使用财政农业支出（亿元）占财政总支出（亿元）的比重来表示财政支农力度变量，以反映政府对农业的支持情况。政府对农业的财政支持是农业基础设施建设的重要保障，是农业科技投入的重要资金来源。政府的财政支农政策在国家农业支持和保护体系中占据着重要地位，对农业综合生产能力以及农业全要素生产率增长都有重要影响。上述3个变量的数据均来源于相应年份的《中国农村统计年鉴》和《中国统计年鉴》。

5. 变量描述性统计。本文所用变量的统计特征如表1所示。

表1 变量的描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值
农业全要素生产率指数（ <i>ML</i> ）	1.3102	0.3196	0.8296	3.3563
农业信息化水平（ <i>info</i> ）	3.3333	0.3074	2.6671	4.1068
农村人力资本（ <i>huma</i> ）	8.0898	0.8700	5.2694	10.5140
自然环境（ <i>envi</i> ）	0.2864	0.1498	0.0026	0.9359
农业种植结构（ <i>stru</i> ）	0.6486	0.1192	0.3281	0.9423
财政支农力度（ <i>sup</i> ）	0.0809	0.0326	0.0120	0.1709

注：本文各变量观测值均为270个。

三、计量分析结果及解释

（一）门槛效应检验

本文首先对（3）式模型进行门槛效应检验，以便确定该门槛模型具体的设定形式，检验结果如表2所示。根据表2中的F统计量以及采用bootstrap方法得到的p值可以判断模型的门槛个数。具体来说，单一门槛和双重门槛效应均通过了1%水平的显著性检验，但是，三重门槛效应未通过显著性检验。因此，模型中存在两个门槛值，本文选择双重门槛模型进行计量分析。

表2 门槛效应检验结果

模型	F 值	p 值	Bootstrap 次数	临界值		
				1%	5%	10%
单一门槛	55.901***	0.002	500	45.590	31.166	23.824
双重门槛	32.799***	0.000	500	-5.405	-19.535	-24.153
三重门槛	0.011	0.946	500	66.526	17.763	11.293

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著，下同。

（二）门槛值估计及区域划分

门槛效应通过检验之后，需要对双重门槛模型中的两个门槛值进行识别。表3报告了这两个门槛的点估计值及其对应的95%置信区间。由表3可知，两个门槛值分别对应的95%置信区间范围都较窄，门槛值的识别效果较为显著。另外，当两个门槛值处于相应的置信区间内时，似然比值都小于5%显著性水平的临界值。因此，这两个门槛值都和真实的门槛值相等。

表3 门槛估计值及其置信区间

	估计值	95%置信区间
第一个门槛值	8.005	[7.927, 8.180]
第二个门槛值	8.544	[8.522, 8.554]

根据识别出的两个门槛值的大小,将各省级行政单位划分为三个区域:低农村人力资本水平区域 ($huma \leq 8.005$)、中等农村人力资本水平区域 ($8.005 < huma \leq 8.544$) 和高农村人力资本水平区域 ($huma > 8.544$)。

表4描述了2002年和2010年中国农村人力资本水平的区域分布格局。由表4可知,2002年,尚未跨越第一个门槛值的省级行政单位多达15个。其中,西部地区有11个,分别为青海、贵州、云南、甘肃、宁夏、四川、新疆、重庆、陕西、内蒙古和广西;东部地区 and 中部地区各有2个,分别为浙江和福建以及安徽和江西。中等农村人力资本水平区域内的省级行政单位有13个,这些省级行政单位均位于东部、中部地区。高农村人力资本水平区域内的省级行政单位只有上海和北京,即跨越第二个门槛值的省级行政单位仅有2个。另外,随着时间的推移,低农村人力资本水平区域内的省级行政单位数量不断减少;与之相对,高农村人力资本水平区域内的省级行政单位数量不断增加。至2010年,尚未跨越第一个门槛值的省级行政单位减少至9个,跨越第二个门槛值的省级行政单位增加到13个。可见,在考察期内各地区的农村人力资本水平均有不同程度的提升。

表4 2002年和2010年中国农村人力资本水平区域分布格局

分组依据	2002年	2010年
低农村人力资本水平区域 ($huma \leq 8.005$)	广西、内蒙古、福建、浙江、陕西、江西、安徽、重庆、新疆、四川、宁夏、甘肃、云南、贵州、青海	安徽、新疆、四川、重庆、甘肃、贵州、云南、宁夏、青海
中等农村人力资本水平区域 ($8.005 < huma \leq 8.544$)	河北、天津、辽宁、山西、山东、黑龙江、湖南、河南、吉林、广东、海南、江苏、湖北	湖南、黑龙江、陕西、湖北、福建、吉林、内蒙古、江西
高农村人力资本水平区域 ($huma > 8.544$)	北京、上海	北京、上海、河北、辽宁、山东、山西、天津、广西、广东、江苏、海南、河南、浙江

(三) 门槛模型回归结果及其分析

两个门槛值确定之后,便可对(3)式所示非线性双重门槛模型进行参数估计。与此同时,为了便于比较,本文也利用线性固定效应模型进行估计^①。估计结果如表5所示。

表5 模型估计结果(被解释变量为农业全要素生产率)

	固定效应模型			双重门槛模型		
	系数	标准误	t 统计量	系数	标准误	t 统计量
<i>envi</i>	-0.406***	0.102	-3.97	-0.351***	0.088	-3.96
<i>stru</i>	-0.307	0.395	-0.78	-0.427	0.342	-1.25
<i>sup</i>	3.208***	0.513	6.25	1.846***	0.471	3.92

^①Hausman 检验结果支持采用固定效应模型。

(续表 5)

<i>info</i>	0.405*	0.213	1.91	—	—	—
<i>info</i> × <i>I</i> (<i>huma</i> ≤ 8.005)	—	—	—	0.222	0.185	1.20
<i>info</i> × <i>I</i> (8.005 < <i>huma</i> ≤ 8.544)	—	—	—	0.322*	0.185	1.74
<i>info</i> × <i>I</i> (<i>huma</i> > 8.544)	—	—	—	0.394**	0.184	2.14
常数项	0.015**	0.766	0.02	0.519	0.666	0.78
F 值	15.01			27.22		
R ²	0.203			0.411		

由表 5 可知, 无论采用固定效应模型还是双重门槛模型, 各个解释变量的显著性和估计系数的符号基本一致, 可见本文的估计结果是比较稳健的。另外, 双重门槛模型在 1% 的水平上通过了总体显著性检验, 证明了门槛效应存在的可能性。与固定效应模型相比, 双重门槛模型的拟合优度明显提高, 说明双重门槛模型能够更好地解释农业信息化与农业全要素生产率增长之间的关系。如果使用固定效应模型, 双重门槛效应则会被忽略, 农业信息化影响农业全要素生产率增长的内在机理也无法得以准确揭示。因此, 接下来本文重点讨论双重门槛模型的估计结果。

首先关注控制变量。如表 5 所示, 自然环境变量在 1% 的水平上显著且估计系数为负, 表明自然环境的恶化将严重阻碍农业全要素生产率增长。农业种植结构变量的估计系数为负, 但该变量不显著, 说明现阶段粮食播种面积占比过大未对农业全要素生产率增长带来消极影响^①。另外, 财政支农力度变量在 1% 的水平上显著且估计系数为正, 表明政府对农业的财政支持将会大力促进农业全要素生产率增长。

下面, 本文重点分析农业信息化对农业全要素生产率增长的门槛效应。由表 5 可知, 双重门槛模型根据农村人力资本水平的高低, 将整个样本划分为三个门槛区间, 当农村人力资本水平处于不同的门槛区间时, 农业信息化对农业全要素生产率增长影响的估计系数显著不同。农业信息化对农业全要素生产率增长的贡献随着农村人力资本水平的提高而呈现出显著的双重门槛效应。具体来看, 当农村人力资本水平低于第一门槛值时 (*huma* ≤ 8.005), 农业信息化对农业全要素生产率增长影响的估计系数虽然为正, 但该变量并不显著。这说明, 在该区间, 农业信息化对农业全要素生产率增长未产生影响。当农村人力资本水平跨越第一门槛值并小于第二门槛值时 (8.005 < *huma* ≤ 8.544), 农业信息化对农业全要素生产率增长的影响在 10% 的水平上显著, 估计系数提高到 0.322。这说明, 在该区间, 农业信息化对农业全要素生产率增长产生了较为显著的正向影响。当农村人力资本水平高于第二门槛值时 (*huma* > 8.544), 农业信息化对农业全要素生产率增长的影响在 5% 的水平上显著, 并且估计系数提高到 0.394。这说明, 在该区间, 农业信息化对农业全要素生产率增长的影响力度进一步增强, 该影响的显著性水平也有了较大幅度的提高。可见, 农业信息化是否能够有效促进农业全要素生产率增长, 要受到农村人力资本水平的制约。只有农村人力资本水平提高到一定程度, 即跨越第一门槛值之后, 农业信息化对农业全要素生产率的增长效应才能够被有效释放。究其原因, 这主要在于农村劳动力是农业信息化的主体, 是农业信息技术的管理者、使用者和受益者。在农业生产中, 只有具备较高人力资本水平的农村劳动力, 才能够充分利用和有效整合农业信

^①理论上讲, 对于种植业而言, 在保证粮食安全的基本前提下, 非粮作物所占比重加大, 不但能够充分发挥中国农业在劳动密集型农产品生产上的比较优势, 而且会促进农业产业链进一步延伸和农业功能不断拓展, 最终将对农业全要素生产率的提升产生积极影响。相反, 如果粮食播种面积占比过大, 最终将对农业全要素生产率的提升产生消极影响 (李谷成, 2010)。

息资源,才能够更好地学习、吸收和借鉴先进的农业信息技术,并实现对农业信息技术的原始创新和再创新,从而最大程度地发挥农业信息化对农业生产的促进作用;反之,受教育程度低、知识储备不足的农村劳动力,信息意识往往比较薄弱,在农业生产中应用农业信息资源和农业信息技术的能力通常也偏低,导致先进的农业信息技术无法被充分利用,这将阻碍农业信息化对农业生产的促进作用。

(四) 进一步讨论

农业信息化对农业全要素生产率增长的促进作用要受到农村人力资本水平的制约,而农业信息化水平的提高通常也会增大农村人力资本对农业全要素生产率增长的溢出效应。可见,农业信息化与农村人力资本相互影响,彼此之间存在交互耦合的关系。接下来,本文将利用耦合协调度模型进一步验证农业信息化对农业全要素生产率增长的门槛效应。本文建立农业信息化与农村人力资本的耦合度模型,表达式为(参见孙才志等,2013):

$$C = \{(v_1 \times v_2) / [(v_1 + v_2) / 2]^2\}^r \quad (6)$$

(6) 式中, C 为耦合度, v_1 为农业信息化水平综合评价值, v_2 为农村人力资本水平综合评价值, r 为调节系数, 本文令 $r=2$ ^①。在耦合度模型的基础上建立耦合协调度模型:

$$D = (C \times L)^{1/2} \quad (7)$$

(7) 式中, D 为耦合协调度, C 为耦合度, L 为农业信息化水平与农村人力资本水平的综合协调指数。 L 的表达式为:

$$L = a \times v_1 + b \times v_2 \quad (8)$$

(8) 式中, a 和 b 均为待定系数, 并且 $a+b=1$, 本文令 $a=b=0.5$ 。耦合协调度 D 值界于 0 和 1 之间, 其值越高, 说明农业信息化与农村人力资本之间的耦合协调状况越好。

接下来, 本文计算中国 30 个省级行政单位的农业信息化水平和农村人力资本水平在 2002~2010 年间的几何平均值, 然后对其进行极差正规化处理。在此基础上, 利用耦合协调度模型测算出中国各省级行政单位农业信息化与农村人力资本的耦合协调度, 如图 1 所示。

另外, 为进一步分析各省级行政单位农业信息化与农村人力资本的耦合协调度的空间分布特征, 本文首先利用三分位数方法将农业信息化与农村人力资本的耦合协调度分为低值、中值和高值三个区间, 然后借助 ArcGIS 软件对数据进行可视化处理。同时, 为便于比较, 本文按照上述方法对各省级行政单位农业全要素生产率的空间分布特征也进行了可视化处理^②。由可视化结果可知, 在考察期内, 中国各省级行政单位农业信息化与农村人力资本的耦合协调度普遍偏高, 这从侧面解释了在三个门槛区间内农业信息化对农业全要素生产率增长均具有正向影响的原因。另外, 从总体来看, 农业信息化与农村人力资本耦合协调度偏高的省级行政单位也倾向于具有较高的农业全要素生产率。这说明, 农业信息化对农业全要素生产率增长的影响是非线性的, 只有当农业信息化与农村人力资本实现耦合发展时, 农业信息化才能够更有效地促进农业全要素生产率增长。

^①为了增加耦合度的区分度, 通常在耦合度模型中加入调节系数, 一般令 $2 \leq r \leq 5$ 。在本文中, 当 $r=2$ 时, 农业信息化与农村人力资本的耦合度已经具有较好的区分度, 因此, 本文令 $r=2$ 。

^②由于篇幅限制, 农业信息化和农村人力资本的耦合协调度的空间分布特征图以及农业全要素生产率的空间分布特征图均未呈现。如果读者对此感兴趣, 可向笔者索取。

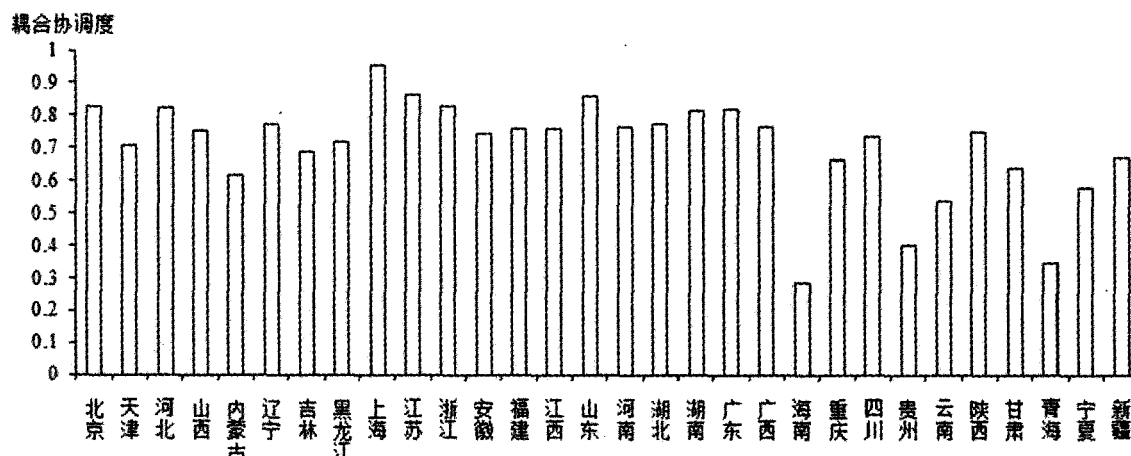


图1 中国各省级行政单位农业信息化与农村人力资本的耦合协调度

四、结论及启示

本文利用2002~2010年中国30个省级行政单位的面板数据,在测算了同时考虑“期望”产出与“非期望”产出的农业全要素生产率的基础上,采用面板门槛模型实证检验了当农村人力资本水平处于不同的门槛区间时,农业信息化对农业全要素生产率增长影响的差异。

本文的研究结论为:第一,农业信息化与农业全要素生产率增长之间存在着显著的以农村人力资本为门槛变量的双重门槛效应。两个门槛值将中国30个省级行政单位划分为低农村人力资本水平区域、中等农村人力资本水平区域和高农村人力资本水平区域。同时,在考察周期内,低农村人力资本水平区域内的省级行政单位数量不断减少;与之相对,高农村人力资本水平区域内的省级行政单位数量不断增加。

第二,农业信息化是否能够有效促进农业全要素生产率增长,要受到农村人力资本水平的制约。只有农村人力资本水平提高到一定程度,即跨越第一门槛值之后,农业信息化对农业全要素生产率的增长效应才能够被有效释放。具体来说,当农村人力资本水平低于第一门槛值时,农业信息化对农业全要素生产率增长具有不显著的正向影响;当农村人力资本水平跨越第一门槛值并小于第二门槛值时,农业信息化对农业全要素生产率增长产生了较为显著的正向影响;当农村人力资本水平高于第二门槛值时,农业信息化对农业全要素生产率增长的影响力度进一步增强,这种影响的显著性水平也有了较大幅度的提高。

第三,在考察期内,中国各省级行政单位农业信息化与农村人力资本的耦合协调度普遍偏高。同时,农业信息化与农村人力资本耦合协调度偏高的省级行政单位也倾向于具有较高的农业全要素生产率。

综上所述,农业信息化与农村人力资本相互耦合之后共同作用于农业全要素生产率,即农业信息化是否能够有效促进农业全要素生产率增长,要受到农村人力资本水平的制约。因此,为提高农业信息化对农业全要素生产率增长的促进作用,不能单纯依靠盲目加大农业信息化投入,而应该为农业信息化发展提供良好的技术消化吸收和推广的环境,重点是加快建立农业信息化专业人才培养机制,努力提高各地区农村人力资本水平。

参考文献

1. Brynjolfsson, E.: The Productivity Paradox of Information Technology, *Communications of the ACM*, 36(12): 67-77, 1993.
2. Kettinger, W. and Grover, V.: Strategic Information Systems Revisited: A Study in Sustainability and Performance, *MIS Quarterly*, 18(1): 31-58, 1994.
3. Carr, N. G.: IT Doesn't Matter, *Harvard Business Review*, 71(5) : 41-49, 2003.
4. Lichtenberg, F.: *The Output Contributions of Computer Equipment and Personnel: A Firm-Level Analysis*, NBER Working Paper No.4540, 1993.
5. Dewan S. and Kraemer, K. L.: International Dimensions of the Productivity Paradox, *Communications of the ACM*, 41(8): 56-62, 1998.
6. Shao, B. B. M. and Lin, W. T.: Measuring the Value of Information Technology in Technical Efficiency with Stochastic Production Frontiers, *Decision Support Systems*, 43(7): 447-456, 2001.
7. Hansen, B. E.: Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing and Inference, *Journal of Econometrics*, 93(2): 345-368, 1999.
8. 刘丽伟:《农业信息化与农业经济增长》, 东北大学出版社, 2009 年。
9. 耿红军:《县域农业信息化测评及发展路径研究——以河南省西平县为例》, 石河子大学硕士学位论文, 2008 年。
10. 于淑敏、朱玉春:《农业信息化水平的测度及其与农业全要素生产率的关系》,《山东农业大学学报(社会科学版)》2011 年第 3 期。
11. 田涛、李玮玮:《农业信息服务的生产率增长效应检验》,《安徽农业大学学报(社会科学版)》2012 年第 4 期。
12. 汪卫霞:《农业信息化:中国农业经济增长的新动力》,《学术月刊》2011 年第 5 期。
13. 李梅、柳士昌:《对外直接投资逆向技术溢出的地区差异和门槛效应——基于中国省际面板数据的门槛回归分析》,《管理世界》2012 年第 1 期。
14. 陈诗一:《中国各地区低碳经济转型进程评估》,《经济研究》2012 年第 8 期。
15. 李谷成:《中国农业的绿色生产率革命:1978-2008 年》,《经济学(季刊)》2014 年第 2 期。
16. 韩海彬、赵丽芬:《环境约束下中国农业全要素生产率增长及收敛分析》,《中国人口·资源与环境》2013 年第 3 期。
17. 李创新、马耀峰、张颖、魏颖:《1993~2008 年区域入境旅游流优势度时空动态演进模式——基于改进熵值法的实证研究》,《地理研究》2012 年第 2 期。
18. 李谷成:《转型视角下的中国农业生产率研究》, 科学出版社, 2010 年。
19. 孙才志、陈琳、赵良仕、邹玮:《中国农村水贫困和经济贫困的时空耦合关系研究》,《资源科学》2013 年第 10 期。

(作者单位: ¹ 中央财经大学应用经济学博士后流动站;

² 天津广播电视大学经管学院;

³ 西安财经学院统计学院)

(责任编辑: 黄慧芬)