

许标文. 福建县域农业技术进步及空间扩散研究——基于空间计量的经济分析 [J]. 福建农业学报, 2013, 28 (2): 177—183.
XU B-W. Agricultural Technology Progress and Spatial Diffusion in Counties in Fujian—An Analysis Based on Spatial Econometrics [J].
Fujian Journal of Agricultural Sciences, 2013, 28 (2): 177—183.

福建县域农业技术进步及空间扩散研究 ——基于空间计量的经济分析

许标文

(福建省农业科学院农业经济与科技信息研究所, 福建 福州 350003)

摘要: 利用 2001~2010 年福建省县域数据, 构建包含非农部门技术扩散的农业技术进步模型, 并利用空间面板数据对福建省县域农业技术进步进行实证分析。结果显示: 福建省县域农业技术具有明显的空间相关性, 并随着农业技术资本的积累而呈现逐渐减弱的趋势; 非农部门技术进步、农业技术资本投资以及县域间农业技术扩散, 是提升农业技术进步的主要途径; 技术资本投资影响农业部门对非农部门技术扩散的吸收能力, 也是农业技术在县域空间上扩散的主要媒介。因此, 加强农业技术资本积累是促进农业技术进步的重要保证。

关键词: 技术进步; 非农部门; 技术扩散; 空间相关

中图分类号: F 324

文献标识码: A

Agricultural Technology Progress and Spatial Diffusion in Counties in Fujian —An Analysis Based on Spatial Econometrics

XU Biao-wen

(Institute of Agricultural Economy and Science Information, Fujian Academy of Agriculture Sciences,
Fuzhou, Fujian 350003, China)

Abstract: Using the data collected from the counties in Fujian during 2001—2010, a model on the agricultural technology progress, including the technology diffusion of non-agricultural sector, was constructed. The article also empirically analyzes the model based on the spatial econometrics. The result showed that the technological progress on the county level had a significant spatial correlation. However, the trend was weakened with accumulation of technology capital. Technological progress in the non-agriculture sector, investment of technology capital for agriculture, and agricultural technology diffusion in counties were major paths for the progress. Technology capital affected the capacity of non-agricultural technology diffusion to the agriculture sector, and was the major medium for the agricultural technology to spread to counties. Therefore, to encourage accumulation of technology capital was believed to be critical for the agricultural technology progress on the county level.

Key words: technological progress; non-agricultural sector; technology diffusion; spatial correlation

县域农业经济的发展主要决定于农业生产要素投入量和农业要素生产率的提高。在资源与环境双重约束条件下, 农业要素生产率的增长对县域农业经济的发展显得至关重要, 农业全要素生产率增长及其对农业经济发展的作用成为国内外学者热衷的研究问题之一。顾海、孟令杰指出技术进步是农业全要素生产率增长的主要源泉^[1]。Scott Rozelle、黄季焜指出中国农业产出在过去的 20 年主要靠要

素的大量投入^[2]。随着中国省际间要素流动的加强和工业化水平的快速推进, 农业小部门化特征逐渐明显, 使得影响农业全要素生产率的因素发生了变化。吴玉鸣的研究结果表明中国省域农业产出存在明显的空间依赖性, 空间分布呈局部聚集的特征, 强调研究区域农业产出行为不应忽视空间效应^[3]。石慧、吴卫方指出中国各省的农业全要素生产率水平存在局部空间相关性, 地区工业化和城市化能够

收稿日期: 2012-11-15 初稿; 2013-01-05 修改稿

作者简介: 许标文 (1982—), 男, 助理研究员, 主要从事农业经济研究

基金项目: 福建省科技计划项目——省属公益类科研院所基本科研专项 (2011R1018-7)

显著促进生产率水平的提高^[4]。郑云指出政府对农业和农村的公共投资、工业化程度、城市化程度等造成了东、中、西部地区农业全要素生产率的差异^[5]。陈宗胜、黎福德甚至指出农业部门通过接受非农部门的技术资本投入获取的技术扩散效应不断提高，技术扩散成为农业部门与非农部门联系的基本方式^[6]。

对福建农业全要素生产率研究的文献比较少。赵志燕、黎元生利用索洛余值法对 1991~2006 年福建农业技术进步率进行测算，测算结果表明其呈明显上升的趋势，并指出农业技术进步率提升中伴随着农业资本贡献率的下降^[7]。陈晓玲利用 2003~2008 年数据对福建县域农业技术进步率进行测算，其结果表明福建县域农业技术进步呈增长趋势，并指出农业机械化水平、县域经济发展程度、农业科研投入情况以及劳动者素质是农业科技进步主要影响因素^[8]。他们对农业技术进步的分析都忽略了县域间的空间联系和非农业部门对农业技术进步的作用。福建省沿海县域与山区县域特色明显，农业发展各异，非农部门发展也各异，福建省县域农业技术进步是否受县域间空间因素和非农部门技术资本因素的影响，它们的作用又有多大？对于以上问题的回答，无疑对于制定推进福建农业技术进步的政策及推进山海协作的政策是相当重要的。

因此，本文试图借鉴 Romer 提出的研发模型，在空间计量经济学的框架下利用非农部门的技术资本来分析福建县域农业技术进步研究。

1 福建省农业技术进步测算及其空间相关性检验

1.1 福建省各县农业技术进步测算

农业全要素生产率（TFP）是反应农业技术进步水平的重要指标，本文应用索洛余值法对福建省农业全要素生产率（TFP）进行测量，并以此衡量福建省农业技术水平。

假设农业生产函数为： $Y_i = R_i^\alpha L_i^\beta$, $0 < \alpha, \beta < 1$ 。其中 R 表示农业土地要素， L 表示农业劳动力^[6]。依据回归方程计算出各地区土地和劳动的产出弹性 α, β 后，运用公式（1）就可得到各个地区的农业 TFP。

$$TFP_i = \frac{Y_i}{R_i^\alpha L_i^\beta} \quad (1)$$

将生产函数进行变换如下：

$$\ln Y_{i,t} = C_i + \alpha \ln R_{i,t} + \beta \ln L_{i,t}, 0 < \alpha, \beta < 1 \quad (2)$$

式（2）中 R 数据来自农林牧渔所有的土地投

入，采用当年农作物的播种面积与当年渔业养殖面积的和作为土地投入。 L 数据来自农村年末常住人口（其中 2005 年以前用农业户籍统计人口数）。经 Hausman 检验，式（2）更适合采用截面固定效应模型，且 $\alpha=0.200\ 48$ 、 $\beta=0.056\ 15$ ，回归结果在 5% 的置信水平上显著。对土地和劳动力的产出弹性进行标准化处理后，得到 $\alpha=0.962\ 9$ 、 $\beta=0.269\ 6$ ，根据式（1）求得福建县域各时期农业 TFP 值，表 1 列出了 2001 年、2005 年以及 2010 年各县域的农业 TFP 值。从表中可知，绝大多数县域的农业 TFP 与基期年 2001 年相比都有提高。从均值来看，福建省整体的农业 TFP 水平也有所提高。

1.2 福建省农业技术进步空间相关性检验

Moran's I 统计量常用于全局空间相关的检验，它的计算公式为：

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (3)$$

其中 x_i 是空间 i 的测度变量， \bar{x} 是平均值， n 为空间单元数， w_{ij} 是空间 i 的邻近空间 j 的空间权重矩阵， $j \neq i$ 。

Moran's I 统计量具有渐近正态的分布，其取值范围 $[-1, 1]$ ，数学期望值 $E(I) = -1/(n-1)$ 。 $I > 0$ 表示空间正相关， $I < 0$ 表示空间负相关， $I = 0$ 表示空间不存在自相关。

空间权重矩阵是表示各空间位置关系的矩阵，对于技术扩散，使用基于距离衰减的空间权重比较合适^[10]。为了解决门槛距离导致面积较大的空间邻近空间较少，而面积较小的空间则可能拥有较多的邻近空间，本文将采用 K 值邻近空间权重矩阵进行分析。

利用探索性空间数据分析软件 Geoda 计算福建县域农业技术进步的 Moran's I 统计量估计结果如表 2 所示。由表 2 可知，全局 Moran's I 显著，TFP 水平与邻近县域的 TFP 水平存在显著的相关性，具有正的空间自相关性，但农业技术进步集聚趋势逐渐减弱。但不能判断任何县域的 TFP 水平都与邻近地区存在相关性，需要进一步通过局部的 Moran's I 来考察局部县域的空间自相关程度。

全局空间自相关假定空间是同质的，但实际上空间存在异质性或差异性，局部空间自相关可以更准确把握空间异质性的特征。而局部空间自相关可以采用 Moran 散点图^[11] 和 LISA 图来考察。图 1 分别为 2001、2005 和 2010 年的 Moran 散点图，图 2 分别为这 3 年的 LISA 空间集聚地图。

从散点图来看,2001年的异质空间应该落在一、三象限。把这些县域单元罗列出来得到表3,从中可以看出,2001年与2010年异质空间发生变化,

属于H-H的县域在减少,而属于L-L的县域则出现了波动,说明县域之间的关系随时间发生显著变化。

表1 2001、2005、2010年福建省县域TFP值

Table 1 TFP of Counties in Fujian in 2001, 2005 and 2010

县域	2001年	2005年	2010年	县域	2001年	2005年	2010年
长汀县	0.2798	0.3941	0.6105	尤溪县	0.4599	0.5926	0.9722
清流县	0.1529	0.2117	0.3811	沙县	0.2816	0.396	0.6916
宁化县	0.2106	0.3005	0.5717	顺昌县	0.1743	0.2654	0.4725
龙岩市	0.3127	0.5142	0.7642	南平市	0.3052	0.5023	0.7813
上杭县	0.3025	0.4441	0.6699	建阳市	0.2892	0.3886	0.6357
武平县	0.2296	0.3641	0.6108	闽清县	0.2343	0.3237	0.5795
诏安县	0.5070	0.5954	1.0061	厦门市	0.6298	0.6435	0.7988
永定县	0.2712	0.3694	0.6469	晋江市	0.3437	0.3663	0.5291
光泽县	0.1304	0.2353	0.4936	石狮市	0.2463	0.4586	0.7544
邵武市	0.2816	0.3866	0.6505	南安市	0.3953	0.4209	0.5575
泰宁县	0.1963	0.2338	0.4224	泉州市	0.3447	0.4345	0.4971
明溪县	0.1371	0.1984	0.3858	惠安县	0.5125	0.6077	0.7432
永安市	0.2641	0.4105	0.7134	永泰县	0.3397	0.4666	0.8638
将乐县	0.1933	0.2679	0.4519	平潭县	0.404	0.5926	1.0647
建宁县	0.1691	0.2376	0.4283	福清市	0.8053	1.1043	1.8697
连城县	0.2305	0.244	0.5763	长乐市	0.5019	0.7461	0.9935
龙海市	0.6016	0.7649	1.2824	仙游县	0.2735	0.4051	0.6873
漳州市	0.2107	0.3283	0.4733	莆田市	0.7068	1.0253	1.8415
漳浦县	0.5021	0.7541	1.2443	政和县	0.1209	0.1701	0.3185
云霄县	0.3276	0.4445	0.7605	松溪县	0.1526	0.1855	0.3431
长泰县	0.2272	0.2803	0.478	古田县	0.3008	0.4019	0.8143
东山县	0.4915	0.5471	0.9099	屏南县	0.1429	0.1876	0.3392
南靖县	0.4633	0.6771	1.212	寿宁县	0.1727	0.2155	0.3962
平和县	0.4629	0.6547	1.2992	周宁县	0.1017	0.1186	0.2234
华安县	0.2115	0.3413	0.6075	宁德市	0.3102	0.4245	0.694
漳平市	0.228	0.2926	0.5833	福州市	0.3849	0.5481	0.5343
大田县	0.2576	0.3483	0.5972	闽侯县	0.3968	0.4828	0.8097
安溪县	0.3085	0.4408	0.7793	罗源县	0.399	0.4519	0.7997
永春县	0.3057	0.3827	0.5477	柘荣县	0.0958	0.1182	0.2058
德化县	0.1802	0.2342	0.3022	霞浦县	0.4466	0.5198	0.8148
浦城县	0.1997	0.3149	0.5651	福安市	0.341	0.4397	0.8004
武夷山市	0.1616	0.2622	0.4571	连江县	0.8213	1.1969	2.3278
建瓯市	0.3166	0.4935	0.8828	福鼎市	0.3435	0.4885	0.6688
三明市	0.2012	0.2994	0.5029	均值	0.3180	0.4322	0.7208

表 2 2001~2010 年 TFP 的 Moran's I 统计量
Table 2 Statistical TFP by Moran's I, 2001–2010

项目	2001 年	2002 年	2003 年	2004 年	2005 年	2006 年	2007 年	2008 年	2009 年	2010 年
Moran's I	0.4917	0.4445	0.4219	0.4358	0.4179	0.3955	0.3362	0.2996	0.3081	0.3010
z-Value	5.6920	5.3115	5.5123	6.0215	5.5414	4.9207	4.7709	4.1804	4.2821	4.1813

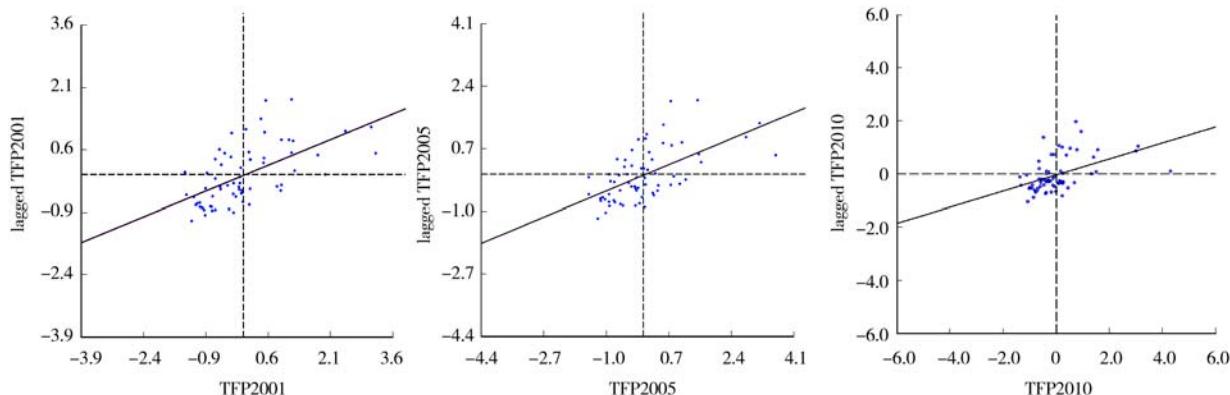


图 1 2001、2005、2010 年 TFP 的 Moran 散点图

Fig. 1 Moran spots of TFP in 2001, 2005 and 2010

表 3 2001、2005、2010 年 H-H、L-L 象限空间单元

Table 3 Quadrant units of H-H and L-L in 2001, 2005 and 2010.

年份	象限	县域
2001	H-H 象限	诏安县、龙海市、漳浦县、云霄县、东山县、平和县、厦门市、晋江市、南安市、泉州市、惠安县、永泰县、平潭县、福清市、长乐市、莆田市、福州市、闽侯县、罗源县、连江县
	L-L 象限	长汀县、清流县、宁化县、龙岩市、上杭县、武平县、光泽县、邵武市、泰宁县、明溪县、永安市、将乐县、建宁县、连城县、华安县、漳平市、大田县、永春县、浦城县、武夷山、建瓯市、三明市、沙县、顺昌县、南平市、建阳市、政和县、松溪县、古田县、屏南县、寿宁县、周宁县、宁德市
2005	H-H 象限	诏安县、龙海市、漳浦县、云霄县、东山县、平和县、南平市、石狮市、泉州市、永泰县、平潭县、福清市、长乐市、莆田市、福州市、闽侯县、罗源县、连江县
	L-L 象限	长汀县、清流县、宁化县、武平县、光泽县、邵武市、泰宁县、明溪县、永安市、将乐县、建宁县、连城县、华安县、漳平市、大田县、永春县、德化县、浦城县、武夷山、三明市、沙县、顺昌县、建阳市、政和县、松溪县、古田县、屏南县、寿宁县、周宁县、宁德市、柘荣县
2010	H-H 象限	诏安县、龙海市、漳浦县、云霄县、东山县、平和县、南平市、永泰县、平潭县、福清市、长乐市、莆田市、闽侯县、罗源县、连江县
	L-L 象限	长汀县、清流县、宁化县、上杭县、武平县、光泽县、邵武市、泰宁县、明溪县、永安市、将乐县、建宁县、连城县、漳平市、大田县、永春县、德化县、浦城县、武夷山、三明市、沙县、顺昌县、建阳市、晋江市、南安市、泉州市、政和县、松溪县、屏南县、寿宁县、周宁县、宁德市、柘荣县、福鼎市

如果从局部 LISA 图来看, 显著属于 H-H 的县域集中在中部沿海的几个县域, 显著属于 L-L 的县域集中在闽西北和闽东部分县域, 显著属于 L-H、H-L 的县域则为数不多。可以看出, 局部 TFP 低水平在闽西北和闽东部分县域出现集聚。由此看出, 福建省县域农业 TFP 水平不存在高水平向低水平的溢出。低水平县域主要分布在闽西北, 而这些地区也是福建相对落后地区, 缺乏农业技术资本投入, 吸收非农部门技术扩散能力较差;

高水平县域主要分布在闽东南沿海一带, 具有较为发达的经济, 农业技术资本投入较多, 具有较强的吸收非农部门技术扩散能力。

2 福建省农业技术进步的空间计量分析

2.1 计量模型构建

本模型的主要假设是: (1) 依据 Romer 提出的研发模型, 一地区的技术进步是本地知识生产部

门的人力资本和知识资本乘积的函数，其函数为： $dA = \sigma HK$ ，其中 A 为技术进步， H 为科研部门的人力资本， K 为知识资本；（2）技术扩散的空间

相关程度随距离增加而递减；（3）技术进步符合泊松分布^[12]。

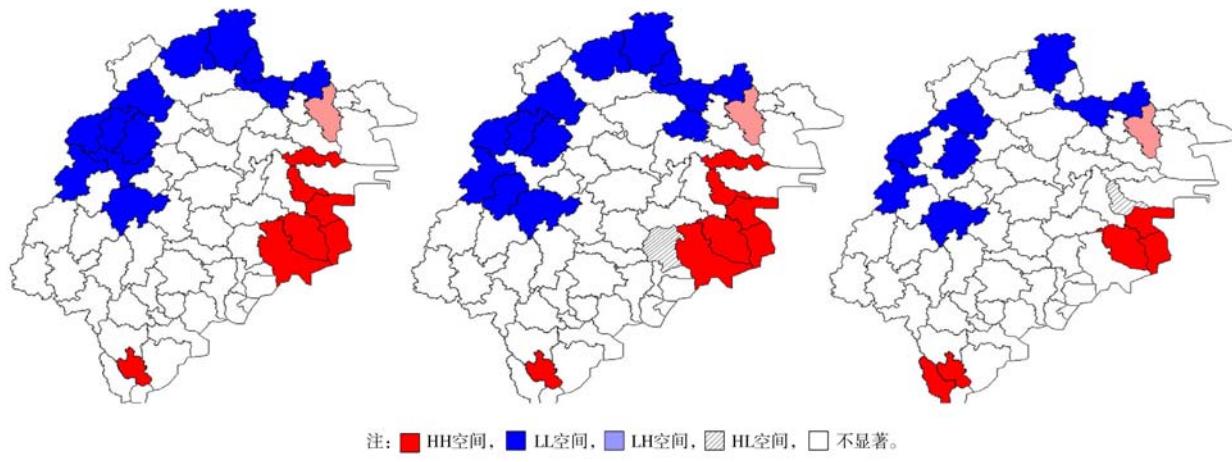


图2 2001、2005、2010年TFP的LISA集群图

Fig. 2 Map of LISA clusters for TFP in 2001, 2005 and 2010

现代农业经济是农业小部门化的经济，它的显著特征是农业的附属性增强，这种增强直接表现在农业的生产经营受工业的影响增强。随着工业化和城市化用地需求不断扩大，价格的传导使得农业生产面积不断下降，劳动力不断流向现代非农部门，要维持农产品满足市场的增长，必须在土地面积减少、劳动力转移的同时以更快的速度接受来自现代非农部门的技术扩散来提高农业部门技术进步的增长率。但由于技术扩散将会随着距离的递增而递减，因此，我们可以假设农业技术进步函数符合参数为 $\sigma H^{\beta_1} A^{\beta_2} \eta$ 的泊松分布：

$$Pr(dA=k) = \frac{(\sigma H^{\beta_1} K^{\beta_2} \eta)^k \exp(-\sigma H^{\beta_1} K^{\beta_2} \eta)}{k!} \quad (4)$$

其中 η 衡量现代非农部门向农业部门技术扩散的外部性， β_1 和 β_2 分别为农业技术人力资本和技术资本的产出弹性。

对式(4)求期望，得农业技术进步函数期望：

$$E(dA) = \sigma H^{\beta_1} K^{\beta_2} \eta$$

假定产出弹性 β_1 和 β_2 满足规模报酬不变约束条件，取对数后，并转化为带随机干扰项的回归方程：

$$\ln(dA) = \ln(\sigma_i) + \beta_1 \ln(H) + \beta_2 \ln(K) + \ln(\eta) + \epsilon \quad (5)$$

将式(5)转化为面板数据形式，得面板模型：

$$\ln(dA_{it}) = X_{it}\beta_1 + \ln(\eta_{it}) + \phi_{it}, \quad i = 1, \dots, N; \quad \phi_{it} = \nu_{it} + \mu_i$$

$$t+1, \dots, T. \quad (6)$$

其中 X_{it} 为 $\ln(H)$ 和 $\ln(K)$ 矩阵向量， β 为 β_1 和 β_2 的系数向量， μ_i 为截距项 $\ln(\sigma_i)$ 的向量， μ_i 是与空间 i 地理位置相关非农部门技术进步的空间效应。在式(6)中，方程的左边和右边同时出现因变量 y 或残差 ϵ 的同期值，将右边的 y 或 ϵ 左乘空间权重矩阵以反映左边的 y 或 ϵ ，进而体现空间计量模型中空间的相关性。

空间计量模型包括空间滞后模型（spatial lag model, SLM）和空间误差模型（spatial error model, SEM）2种，其中空间滞后模型有时也称为空间自相关模型（spatial autoregressive model, SAR）。空间自相关模型主要用于探讨变量是否具有溢出效应，而空间误差模型主要用于研究邻接地区关于因变量的误差冲击对本地区观察值的影响程度。为了达到有效估计，需要有100个以上的观测值，只有67个县市的截面数据不能有效估计，因此我们采用面板数据形式。空间面板模型也有SAR面板模型与SEM面板模型之分。

令式(6)中包含空间外部性的 $\ln(\eta_{it}) = \rho W dA_t$ ， A_t 为 $A_i (i=1, \dots, N)$ 的列向量，式(6)可以转化为：

$$dA_{it} = X_{it}\beta + \rho W dA_t + \phi_{it}, \quad \phi_{it} = \nu_{it} + \mu_i, \quad i+1, \dots, N; t+1, \dots, T. \quad (7)$$

式(7)就变成了空间滞后(SAR)模型。

如果令 $\epsilon_{it} = \ln(\eta_{it}) + \nu_i = \lambda W \epsilon_i + \nu_i$ ，将式(6)就

转化为

$$dA_{it} = X_{it}\beta + \varepsilon_{it} + \mu_{it}, \mu_{it} = \lambda W\varepsilon_t + \nu_{it}, i+1, \dots, N; t+1, \dots, T. \quad (8)$$

式(8)就变成了空间误差(SEM)模型。

对于空间面板模型, Anselin 建议采用极大似然法进行估计, 通过 LM 检验来选择 SLM 模型和 SEM 模型。Anselin 指出可通过拟合优度、自然对数似然函数值(Log likelihood, LogL)等值来判断, 对数似然值越大, 模型拟合效果越好。而对于面板模型是否是固定效应还是随机效应, 可以通过 Hausman 值来检验。

2.2 数据来源与处理

本文数据的时间系列为 2002~2010 年, 截面数据为福建省 67 个县市。所有数据均来自于各年《福建统计年鉴》、《福建经济与社会统计年鉴: 农村篇》及《福建经济与社会统计年鉴: 社会科技篇》。各个变量解释如下:

(1) 农业技术水平为式(1)与式(2)求得的福建省各县域农业各时期的 TFP。

(2) 工业技术水平用同样的方法求得, 只是在其生产函数中把土地要素换成了资本要素。非农部门劳动力采用城镇常住人口估算(其中 2005 年以前采用城市户籍统计人口数), 资本存量采用永续盘存法来估算。永续盘存法公式为: $K_{i,t} = I_{i,t} + (1 - \delta)K_{i,t-1}$, 其中 K 为资本存量, I 为非农部门固定资本投资, δ 是折旧率, i, t 分别代表空间和时期。基年资本存量为当年社会固定资产投资的 5 倍, 而

折旧率为 9.6%^[13]。

(3) 由于资本是隐蔽在农业技术变化中的生产要素, 而农户固定资产投资在社会总投资中的比重仅为 3% 左右, 并且农户的大部分投资用于住房, 所以这个资本更多来自于现代非农部门产出的一部分, 通过政府或者非农部门对农业的转移支付, 以反映非农部门对农业部门技术投入支出。由于无法获取企业对农业的投资额, 而大部分企业对农业的投资都能从财政支农中进行补贴。因此, 本文采用财政支出中的农林水务支出资本积累(K)来近似代替农业资本的投入, 运用基础期的支出(I)除以折旧率(δ)与支出增长率(g)之和, 即 $K = I / (\delta + g)$, 假定折旧率为 10%^[9]。

(4) 研发人力资本采用各个地市农业科技人员人数作为替代变量。

2.3 计量结果与分析

本文应用普通面板模型、SEM 面板模型和 SAR 面板模型计量模型进行比较分析, 经 Hausman 检验, 3 种模型采用固定效应模型较为合适。从表 3 可以看出, 空间面板模型的 R^2 高于普通面板模型, 且空间面板计量模型的空间自相关系数 λ 或 ρ 都非常显著, 说明福建县域农业技术进步存在空间相关。而 SEM 模型的 R^2 、logL 指标优于 SAR 模型, 因此本文选择 SEM 模型, 表明农业技术进步的空间外部性主要通过现代非农部门技术的误差冲击的空间扩散来实现。

表 4 非农部门技术扩散面板模型回归结果

Table 4 Estimations on technology diffusion for non-agricultural sector using panel model

变量	SEM 面板		SAR 面板		普通面板	
	系数	P 值	系数	P 值	系数	P 值
Ln NAJS	0.1357	0.0137	0.09578	0.0247	0.2552	0.0228
Ln K	0.1128	0.0000	0.14688	0.0000	0.2087	0.0045
LH	-3.1638	0.0671	-3.1932	0.0587	-0.7081	0.0574
λ 或 ρ	0.2361	0.0000	0.1519	0.0000		
A R ²	0.9031		0.8636		0.7190	
Log L	630.86031		417.63636			

从回归结果看出, 非农部门技术产出弹性为正。在普通面板模型中, 非农部门技术产出弹性系数比空间面板模型的系数较大, 为 0.2552, 说明非农部门技术扩散效应确实存在空间效应。这说明在农业技术资本投入不足的情况下, 福建省农业先进技术的县域聚集在经济发展比较好的地区。但在

空间面板模型中, 非农部门技术产出弹性有所减小, 说明非农部门技术扩散模式是多样的, 也具有一定的空间效应。

SEM 模型中, 空间自相关系数为 0.2361, 大于非农部门技术产出弹性 0.1357, 说明在县域空间存在明显的技术扩散效应。这种扩散效应源自农

民亲缘、地缘等关系，当某一区域出现先进技术时，很容易扩散通过社会关系网扩散到其他区域。农业技术资本投入较为稀缺时，农业技术在空间上的扩散成为农业技术进步的重要来源。因此，在考察农业技术进步时，应考虑技术扩散在各县域间的空间效应。

在上述3个模型中，技术资本存量对技术进步的作用是不可忽视的。技术资本对农业技术进步有正效应，说明技术资本投入会加快农村技术进步，因此，农业部门技术资本积累的不足会制约对非农部门先进技术的吸收。但技术资本具有很强的外部性，是农业技术进步在空间扩散的主要媒介，这也是在本文面板回归模型中空间相关系数较大的原因。因此，为促进农业加快吸收非农部门技术扩散，需要加大对农业部门的技术资本投资，加速资本形成，促进农业技术资本的积累与农业技术进步的有机融合，实现农业技术持续进步。

农业科技人员的系数在普通面板、SEM和SAR面板中都为负，但不显著。一方面由于技术知识具有自我保护效果，这种效果减弱了技术的远距离扩散，但是由于社会的流动性，使得技术在近距离范围更容易扩散。另一方面由于他们大部分是农业推广人员，他们的专业知识只限于农业领域，不能很好吸收、消化现代非农部门技术扩散，他们的作用更多在于已有技术传播而非技术创新。

3 结 论

本文应用Moran's I统计指标及空间面板计量模型，对福建省农业技术进步模式进行了实证分析，结果表明：

(1) 福建省农业技术进步在地域空间上存在着较为明显的相关性，因此，在制定农村政策时应充分考虑地域因素，通过资源的有效配置在不同地域空间上形成增长点带动全省农业技术效率协同发展。

(2) 农业技术资本的产出弹性系数为正值，说明技术资本是农业技术进步的重要因素。农业技术资本存量的多少很大程度上决定着农业生产技术效率的高低。然而，现阶段福建省农业技术资本还相当薄弱，因此，提高农业技术资本投入，加速资本存量积累，是实现农业技术进步，促进农业科学发展的有效途径。

(3) 非农部门技术进步对农业部门技术进步具

有正效应，即经济发达的地区其农业技术效率也高，而经济落后的地区其农业技术效率也低。正是受这种影响，农业接受更多来自非农部门的技术资本投资，新的资本比旧的资本生产效率更高，表明农业技术效率能通过非农部门进行传导，给我们的启示是：应该跳出农业来发展农业。随着福建省经济总量的不断发展，非农部门将得到更多的技术资本投入，通过与农业部门的吸收、扩散和转化效应，进而促进农业技术效率的增长。

参考文献：

- [1] 顾海, 孟令杰. 中国农业TFP的增长及其构成 [J]. 数量经济技术研究, 2002, (10): 17—20.
- [2] SCOTT ROZELLE, 黄季焜. 中国的农村经济与通向现代工业国之路 [J]. 经济学(季刊), 2005, (3): 1019—1042.
- [3] 吴玉鸣. 中国区域农业生产要素的投入产出弹性测算——基于空间计量模型的实证 [J]. 中国农村经济, 2010, (6): 27—39, 50.
- [4] 石慧, 吴方卫. 中国农业生产力地区差异的影响因素研究——基于空间计量的分析 [J]. 世界经济文汇, 2011, (3): 59—73.
- [5] 郑云. 中国农业全要素生产率变动、区域差异及其影响因素分析 [J]. 经济经纬, 2011, (2): 61—65.
- [6] 陈宗胜, 黎福德. 内生农业技术进步的二元经济增长模型 [J]. 经济研究, 2004, (11): 16—27.
- [7] 赵志燕, 黎元生. 福建省农业技术进步贡献率的测算与分析 [J]. 台湾农业探索, 2008, (8): 36—40.
- [8] 陈晓玲. 福建县域农业科技进步贡献率测算与影响因素分析 [D]. 福州: 福建农林大学, 2011.
- [9] 符森. 地理距离和技术外溢效应——对技术和经济集聚现象的空间计量学解释 [J]. 经济学(季刊), 2009, (4): 1549—1566.
- [10] ABREU M, HENRIL F, GROOT D E, et al. Space and Growth: A Survey of Empirical Evidence and Methods [J]. Région et Développement, 2005, (21): 13—44.
- [11] ANSELIN L. The Moran Scatter plot as an ESDA Tool to Assess Local Instability in Spatial Association [C] // In Fischer, M., H. Scholten, and D. Unwin (eds.) Spatial Analytical Perspectives on GIS in Environmental and Socio-Economic Sciences. London U K: Taylor and Francis, 1993, 111—125.
- [12] ADAMS J. Comparative Localization of Academic and Industrial Spillovers [J]. Journal of Economic Geography, 2002, 2 (3): 253—278.
- [13] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物资资本存量估算: 1952—2000 [J]. 经济研究, 2004, (10): 35—44.

(责任编辑: 柯文辉)