

文章编号:1004-8308(2022)02-0068-11

DOI:10.13581/j.cnki.rdm.20211602



中国农业科技创新的空间经济效应

——基于种植业专利的实证研究

赖晓敏^{1, 2, 3}, 张俊飏^{2, 4}, 张艳¹, 李兆亮^{1, 4}, 赵丁洁^{2, 4}

(1. 武汉工程大学 法商学院, 武汉 430205; 2. 华中农业大学 湖北农村发展研究中心, 武汉 430070;

3. 普渡大学 Krannert 管理学院, 西拉法叶 47907; 4. 华中农业大学 经济管理学院, 武汉 430070)

摘要:内生增长理论认为以专利为代表的科技创新是经济增长的源泉。考虑技术存在溢出效应,如何科学评估中国农业专利对农业经济的实际贡献水平,有待深入探究。本文从技术扩散的地理和供需两个视角出发,基于1985—2017年31个省级行政区种植业数据,利用空间杜宾模型,分析了累积有效发明对经济产出的贡献和空间构成。研究发现:不同空间矩阵下,专利技术对农业产出的显著贡献均仅次于化肥和劳动;反距离矩阵下,专利产出因区域间知识流动而产生正向空间溢出效应;地理相邻矩阵、技术相似矩阵和产业相似矩阵下,专利的空间溢出效应则显著为负,但仍小于正向直接效应。专利的溢出效应方向表明,专利对农业经济增长的影响既包括随距离而衰减的技术扩散产生的积极效应,也包括同一农业区划中因产权排他性产生的抑制效应。因此,区域农业科技创新发展过程中,应该统筹本地和周边地区专利产出的经济效果,有效利用专利产出,从而推动农业可持续增长。

关键词:农业;科技创新;空间经济效应;技术溢出;种植业;专利

中图分类号:F323.3

文献标识码:A

内生增长理论表明,科技创新是经济增长的源泉^[1]。近年来,随着要素投入边际效应递减和资源环境约束不断增强,科技创新对中国农业经济增长的贡献日益显化^[2]。农业专利是农业科技创新成果与技术进步的直接体现,在当前加快推进农业高质量发展的关键时期,提升农业专利产出水平,无疑对增强我国农业科技创新能力、促进农业经济快速增长具有重要作用^[3]。因此,以专利为代表的农业科技创新对农业经济增长作用的研究也得到了学界的广泛关注。

改革开放以来,我国农业专利产出增长明显。根据内生增长理论,随着农业专利产出的增加,农业经济增长水平就会提高,农业专利数量与农业经济增长水平应呈线性关系。而实际上1985—2017年中国农业发明专利数的年均增速为18.76%,远高于同期农业增加值5.22%的年均增速^①。与此同时,专利规模自东向西递减的省域分布也与农业增加值的省域格局非一致^[4],学术界将其原因归结于知识的“空间溢出效应”^[5],即农业专利技术的应用不仅直接作用于本地区农业经济增长,还会通过知识溢出对本地区以外地区,尤其农业大省,产生跨空间的间接影响。如果忽视这种空间溢出,会导致农业技术创新的经济效应评价出现偏差。目前已有若干文献证实了农业科技创新具有显著为正的空间溢出效应^[6],从侧面为农业专利规模与农业经济增长水平空间分布不相称的观点提供了初步论据。然而,上述研究对农业科技创新经济效应的实证检验,虽考虑了地理临近地区间的技术溢出,但并未囊括发生于非地理临近地区间的技术溢出,也未探讨除公共知识共享带来的正向溢出之外是否存在其他因素导致的负向溢出可能性。由此可见,有关农业科技创新空间经济效应研究的视角选择和机理讨论存在局限性。

收稿日期:2021-10-22;修改日期:2022-03-29。

基金项目:国家社会科学基金重点项目“基于经济高质量发展的农业自然资源高效利用研究”(20AZD091);国家自然科学基金青年项目“中国农业科研投资的空间经济效应:理论、实证与对策”(71803145);教育部哲学社会科学重大课题攻关项目“乡村产业兴旺科技支撑的体制机制研究”(21JZ030)。

第一作者:赖晓敏(1994—),博士,讲师,研究方向为农业科技与创新,xiaomin.lai@foxmail.com。

通信作者:张俊飏(1962—),博士,教授,博士生导师,研究方向为农业经济理论与政策,zhangjb513@126.com。

①根据国家统计局(data.stats.gov.cn)的数据,基于农村居民消费价格指数平减计算所得。

由此而产生的问题是,在考虑技术溢出情形下,快速增长的农业专利规模对农业经济增长产生了怎样的影响?这种影响的形成机理是什么?如何有效利用农业专利增长的积极影响,实现农业经济可持续发展?这些问题不仅是现阶段农业科技创新研究亟待解决的关键问题,也是中国落实创新驱动农业增长中所必须回答的重要问题。回顾文献,已有研究更多关注农业专利的研发环节^[7],少有的经济效应评估类文章也未能回应上述问题。例如,TAYLOR等^[8]探讨了美国生物技术领域的专利制度对非洲粮食生产及技术进步的影响;SCHIMMELPFENNIG等^[9]实证检验了私营部门专利、公共研发及其国际溢出效应、私营部门技术转让等因素对美国与欧盟成员国全要素生产率的影响,并指出忽视知识的溢出和技术的转移会使绩效评估产生偏误;基于国家层面的时间序列数据,黄文准^[10]利用相关分析论证了农村经济与专利间的正相关关系,但非因果关系;杨义武和林万龙^[11]采用省级面板空间计量模型,探讨了农业专利对地区农民人均可支配收入的影响;李红莉等^[6]则论证了农业专利对农业绿色全要素生产率的作用及构成。这些研究对农业科技创新驱动经济增长过程中的空间溢出效应及其作用机制探讨并不充分。

基于此,本文以种植业专利为例,利用空间计量经济模型整合区域间的技术扩散,对中国农业科技创新的空间经济效益及其背后机理开展实证研究。种植业是以土地、中间品和技术要素为投入的农业典型门类,因此,本文以面向种植业生产的农业专利为对象,构建反映地理距离和技术距离的多种空间权重,从而测度中国农业科技创新的经济效应,并利用边际效应分解对比技术在地理临近和技术关联地区间的溢出效果,以拓展技术溢出机制下农业科技创新的产业贡献评价研究。

1 研究假设

1.1 基础假设

根据空间经济学理论,科技创新在驱动经济增长过程中多存在空间溢出效应。以ANSELIN等^[12]为代表的空间经济学者已经在理论和实证层面指出科技创新活动存在空间关联。从形式上来看,这种关联不仅体现在以知识生产函数为代表的科技研发环节^[13],也反映在以熊彼特创新理论为依托的科技转化环节^[14],前者主要表现为研发要素和知识的跨区流动^[15],后者则表现为技术扩散与生产率联动^[16]。从方向上来看,关联多表现为正向溢出效应,即局部创新活动致使全局知识总量增加,从而给整体创新研发^[17]和经济产出^[18]带来正向外部性;关联中也存在因竞争效应^[19]或虹吸效应^[20]产生的负向溢出效应,这种负向溢出在多数情况下不足以抵消所有正向溢出^[21],因此并未被创新管理所足够重视。

从动力上来看,科技创新活动的空间关联在工业领域主要由市场需求“看不见的手”催生主导^[22],而农业科技创新作为面向农业这一国民经济基础行业的创新活动,其空间关联的形成还叠加了政府调控“看得见的手”作用。相比工业和服务业,农业的科技研发多涉及动物、植物和微生物等生物有机体,具有高风险性和长周期性^[23];农业的科技转化多涉及农民群体和农业生态环境,具有基础性和公益性^[24]。为避免由此导致的农业科技创新积极性不足,政府往往在研发投入和成果转化方面给予了大量支持,以纵向课题和政府采购等形式推动农业知识和技术成果的推广普及^[25]。所以,作为创新活动的子类,农业科技创新凭借自身的特殊性,在驱动农业经济的过程中存在着不亚于一类创新活动的空间溢出效应。对于这种空间溢出效应,本文称之为农业科技创新的空间经济效应,其大小方向由知识正向溢出和区域竞争负向溢出共同决定。由此,提出如下基本假设。

H1 中国农业科技创新具有空间经济效应,即一个地方的农业经济不仅会受本地科技创新成果驱动,也会受到关联地区创新活动正负两种溢出效应的间接影响。

1.2 拓展假设

研究表明,科技创新的空间溢出效应并非局限于地理临近地区间,也存在于技术关联地区间。科技活动在地理层面上的空间集聚,不仅能改进集聚地创新绩效^[26],也能给周边地区带来正向知识溢出,这种外部性溢出往往伴随地理距离的增加而衰减^[12]。与此同时,知识的空间溢出也被证实发生于技术关联地区之间,两个地区或主体间的技术相近程度(即技术距离)会调节两者间的技术溢出^[27]。与地理距离的作用类似,但学界对技术距离与创新的空间溢出关系存在两种截然相反的观点:一种认为,技术相似度越高,两地技术距离越小,知识的迁移借鉴性越强,产生的空间溢出效应越大^[28];另一种则主张适当的技术

距离有助于地区间的知识互补,从而带动创新的空间外溢效应^[29]。在一定程度上,技术距离与地理距离在创新溢出中的影响并非相互独立,而是相互交叠^[30]。

农业区划的梯级渐进性,决定农业科技创新的空间经济效应同时存在地理临近和技术相似两种溢出渠道。农业生产虽然具有地域性,但受气候资源与地形水文在空间大尺度的分布影响,中国农业区域划分呈现出明显的梯级渐进分布,同一作物往往同时分布于多个农业区,但在各区种植业的结构占比和熟制安排上有所差异^[31]。所以,同一农业区划内部在种植或饲养结构上具有一致性,相邻农业区划之间在种植或饲养结构上则兼有相似性或差异性^[32]。由此可以推断,农业科技创新在推广转化过程中产生的空间经济效应,不仅存在于地理毗邻或相近地区之间,也发生于跨越地理空间但技术供给或需求相似的农业区之间。由此,提出如下拓展假设。

H2 中国农业科技创新的空间经济效益存在两种溢出渠道,溢出不仅存在于地理临近地区之间,也存在于技术供给或需求相似地区之间。

2 研究设计

2.1 数据来源

专利数据来自智慧芽专利数据库,以时点的有效农业发明总数表征当前农业生产中运用的专利技术存量。农业产出和其他要素投入主要来自国泰安数据库及地方统计年鉴。发明数据公开由于审查周期存在3~4年的滞后项,综合各指标数据有效性,因此,研究数据为中国大陆31个省级行政区1985—2017年的平衡面板数据。

2.2 变量测量

2.2.1 有效农业发明(*tech*) 本文将农业发明专利视为农业生产的生产要素投入,而发明专利是跨期存续的技术,而非像化肥、农药等中间品一次性生产投入,因此应基于每年新增发明专利流量构建存量指标,以表征当前可供生产使用的“技术池”。基于国民经济行业分类(GB/T 4754—2017)检索A01农业大类的授权发明,从而获得所有种植业发明。为剔除部分授权后又专利权人放弃的低质专利,参考学界专利质量评价方法^[33],基于专利维持时间,以各省年末有效的累积发明专利总数衡量地方历年农业科技创新,从而综合数量和质量维度刻画农业生产中的真实技术存量。

2.2.2 农业产出(*y*) 为体现农业产出中的质量差异,本文选用含价格差异的货币化经济产出,即农林牧渔总产值中的农业总产值部分,并利用价值指数平减至1985年物价水平。

2.2.3 控制变量 主要基于种植业生产要素构成进行选取:①土地(*land*)采用包含熟制差异的耕地总面积指标;②化肥(*fertile*)采用化肥施用折合当量,用以表征增产型中间品投入;③劳动(*labor*)采用第一产业就业人员指标;④机械(*diesel*)采用农用柴油使用量,表征农业机械实际投入程度,以避免机械动力使用频率差异。

2.3 数据描述

本文将农业产出视为专利、土地、化肥、劳动和机械5种生产要素投入的结果,因此沿用柯布一道格拉斯生产函数对各变量进行对数处理,其中,为了避免有效农业发明数为0而出现不可取对数的情况,采用“原发明数+1”替代。样本的描述性统计结果如表1所示。

表1 样本描述性统计
Tab. 1 Sample descriptive statistics

变量	测量	说明	样本数	均值	标准误	最小值	最大值	偏度	峰度
<i>y</i>	Log(发明专利+1)	亿元	651	4.956	1.077	1.854	6.822	-0.804	3.137
<i>land</i>	Log(土地)	千公顷	651	8.114	1.135	4.795	9.600	-1.054	2.955
<i>diesel</i>	Log(机械)	万吨	651	3.544	1.151	-0.693	6.188	-0.692	3.710
<i>fertile</i>	Log(化肥)	万吨	651	4.606	1.199	0.916	6.574	-1.016	3.360
<i>labor</i>	Log(劳动)	万人	651	6.437	1.115	3.593	8.180	-0.863	2.680
<i>tech</i>	Log(专利)	件	651	2.654	1.746	0.000	6.765	0.196	2.085

2.4 研究模型

2.4.1 空间杜宾模型 本文采用空间杜宾模型(spatial Durbin model, SDM)验证农业科技创新的空间经济效应。作为经济活动空间效应检验的常用经典模型,SDM模型可同时考虑自变量之间和因变量之间的空间相关性,并能将解释变量的边际影响分解为直接效应和间接效应,适合验证农业科技创新的空间经济效应^[34]。根据ELHORST^[35]的研究,将含N个样本单元、跨T期的面板SDM模型表达为

$$Y_t = \delta WY_t + X_t\beta + WX_t\theta + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中: t 是位于 $[1, T]$ 之间的时期; W 是空间权重矩阵; Y_t 为N个省份同期农业经济产出, WY_t 为农业经济产出的空间滞后项; X_t 为专利、土地、化肥、劳动和机械等5种农业生产要素投入, WX_t 为要素投入的空间滞后项; δ, β, θ 分别表示各回归系数, ε_t 为随机扰动项,与时间变量和地区变量无关。

式(1)可以改写成广义嵌套(general nesting spatial, GNS)形式,具体如式(2)所示。

$$Y_t = (I - \delta W)^{-1}(X_t\beta + WX_t\theta) + \varepsilon_t \quad (2)$$

对应地,在 t 期各单元第 k 个解释变量对 Y_t 期望值的偏导数(即边际效应)为

$$\begin{bmatrix} \frac{dE(Y_t)}{dx_{1k,t}} & \dots & \frac{dE(Y_t)}{dx_{Nk,t}} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{dE(Y_t)}{dx_{1k,t}} & \dots & \frac{dE(Y_t)}{dx_{Nk,t}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{dE(y_{1,t})}{dx_{1k,t}} & \dots & \frac{dE(y_{1,t})}{dx_{Nk,t}} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{dE(y_{N,t})}{dx_{1k,t}} & \dots & \frac{dE(y_{N,t})}{dx_{Nk,t}} \end{bmatrix} (I - \delta W)^{-1} \begin{bmatrix} \beta_k & w_{12}\theta_k & \dots & w_{1N}\theta_k \\ w_{21}\theta_k & \beta_k & \dots & w_{2N}\theta_k \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{N1}\theta_k & w_{N2}\theta_k & \dots & \beta_k \end{bmatrix} \quad (3)$$

其中:边际效应按照样本单元数取均值,表示自变量对所有地区农业经济产出造成的平均边际影响,即总效应;与 β_k 有关的对角线元素称为直接影响,取均值,表示第 k 个自变量变化对当地农业经济产出造成的平均影响,即直接效应;与 θ_k 有关的非对角线元素称为间接影响,反映第 k 个自变量变化对邻近或关联地区农业经济产生的平均溢出影响,即间接效应;若 δ 和 θ 同时为0,则不存在空间溢出效应。

2.4.2 空间权重矩阵 基于地理距离和技术距离分别构建地理视角和技术供需视角两类权重矩阵。

一方面,地理视角下采用常见的反距离矩阵WD和地理相邻矩阵WA刻画不同程度的地理距离^[34],以验证农业科技创新在地理临近地区间的空间经济效应,矩阵对应元素 w_{ij}^D 和 w_{ij}^A 表示省份 i 和 j 之间的地理关联情况,计算方式分别为

$$w_{ij}^D = \frac{1}{d_{ij}^2} \quad (4)$$

$$w_{ij}^A = \begin{cases} 1 & i, j \text{ 后相邻} \\ 0 & i, j \text{ 不相邻} \end{cases} \quad (5)$$

其中: d_{ij} 为省份 i 和 j 之间地理重心距离;当省份 i 和 j 存在共同边界或顶点,则为后相邻(queen contiguity)。

另一方面,为验证农业科技创新在技术相似的农业区之间发生的空间经济效应,基于技术距离视角,利用夹角余弦相似性计算两省份间的专利技术相似度和农业产业相似度,并分别构建技术供给视角下的技术相似矩阵WT和产业需求视角下的产业相似矩阵WF。对应元素的计算公式如下。

$$\cos(\theta)_{ij} = \frac{\mathbf{a}^i \cdot \mathbf{a}^j}{\|\mathbf{a}^i\| \times \|\mathbf{a}^j\|} = \frac{\sum_{k=1}^n (x_k^i \times x_k^j)}{\sqrt{\sum_{k=1}^n (x_k^i)^2} \times \sqrt{\sum_{k=1}^n (x_k^j)^2}} \quad (6)$$

其中, $\cos(\theta)_{ij}$ 表示省份 i 的和省份 j 的技术/产业相似度, \mathbf{a}^i 和 \mathbf{a}^j 分别表示省份 i 和 j 的基于行业分类构建的 n 维细分专利数/种植业面积向量 $(x_1^i, x_2^i, \dots, x_k^i, \dots, x_n^i)$ 和 $(x_1^j, x_2^j, \dots, x_k^j, \dots, x_n^j)$ 。

计算技术相似度时,按照国民经济行业分类(GB/T 4754—2017),选取农业大类A01下属的9个行业小类(见表2)的专利数据;计算产业相似度时,选取15种农作物,具体作物品种如表3所示。

表 2 专利相似度所用行业分类

Tab. 2 Industry classification used for patent similarity

分类号	行业小类	分类号	行业小类	分类号	行业小类
A011	谷物种植	A014	蔬菜、食用菌及园艺作物种植	A017	中药材种植
A012	豆类、油料和薯类种植	A015	水果种植	A018	草种植及割草
A013	棉、麻、糖、烟草种植	A016	坚果、含油果、香料和饮料作物种植	A019	其他农业

表 3 产业相似度所用农作物

Tab. 3 Crops used for industrial similarity

数据代码	品种	数据代码	品种	数据代码	品种
Agri0904	稻谷	Agri0910	花生	Agri0917	甜菜
Agri0905	小麦	Agri0911	油菜籽	Agri0919	烤烟
Agri0906	玉米	Agri0912	棉花	Agri0920	蔬菜
Agri0907	豆类	Agri0913	麻类	Agri0921	茶园
Agri0908	薯类	Agri0916	甘蔗	Agri0922	果园

注:数据代码来自国泰安数据库。

3 实证分析

3.1 模型适配度与回归结果

空间计量具体模型的选择需通过空间误差项和空间滞后项检验来确定。从表 4 可知,两种地理关系矩阵和技术关联矩阵下,专利在农业经济产出模型中存在空间误差项和空间滞后项,适用 SDM 模型。地理相邻矩阵 WA 下各类检验均拒绝无空间自相关原假设,反距离矩阵 WD 和产业相似矩阵 WF 下 LM Error 和 LM Lag 检验不显著,但稳健 LM Error 和稳健 LM Lag 检验均显著,且一般空间自相关 LM SAC 检验也显著,表明包括技术在内的农业生产要素和其他生产扰动因素存在空间自相关,这种空间效应不仅和接壤或邻近反映的地理距离有关,也和需求侧的技术距离有关。而技术结构相似矩阵 WT 下无法拒绝无空间自相关的原假设,表明基于专利总数测算的供给侧技术距离在农业技术溢出中的作用并不突出,侧面反映出当前农业专利研发与产业发展存在一定程度的脱钩,许多新增专利流量并未投入实际产业应用,只是“为了创新而创新”的产物。

表 4 SDM 模型适配度检验

Tab. 4 Suitability test of SDM model

检验项	(1) WD	(2) WA	(3) WT	(4) WF
F	901.043***	1 087.326***	960.379***	211.134***
Wald	9 010.431***	10 873.262***	9 603.787***	2 111.343***
LM Error	0.515	9.311***	2.241	0.030
LM Error (Robust)	5.929**	6.668***	0.010	71.513***
LM Lag	0.136	14.617***	2.233	0.243
LM Lag (Robust)	5.550**	11.974***	0.002	71.726***
LM SAC	6.065**	21.286***	2.243	71.755***
Engle LM ARCH	399.459***	442.680***	491.337***	471.535***
Wald (Heteroscedasticity)	168.018***	15.536***	5.266**	20.023***

注:结果由 Stata15 实现;***、**和*分别代表 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 和 $p < 0.10$;下同。

表 5 汇报了普通面板模型和 SDM 模型的参数估计结果,专利等生产要素作为农业经济产出的解释变量,在空间模型中开展参数估计更为精确。表 4 中 F 值和 Wald 值统计量表明专利和其余 4 个控制变量不仅具有生产函数刻画的经济意义,在参数估计上也具有统计意义,能有效解释农业产出。为方便比较,表 5 列出了普通面板固定效应(FE)和随机效应(RE)两种模型的结果,土地和劳动两种生产要素在 FE 和 RE 模型中均不显著,其余要素的产出贡献显著为正,其中专利的产出贡献在 13.00% 左右,贡献仅次于化

肥。考虑空间溢出效应后,劳动要素转为显著为正,土地要素在WA矩阵下也转为显著,而专利的显著性和数值没有明显变化,重要性转为次于化肥和劳动,新增的专利空间滞后项也在WA和WT矩阵下显著,对应的空间自回归系数Rho也显著,进一步证实了农业科技创新存在溢出效应,忽视溢出会造成创新的经济效应评估存有偏误,H1初步得到验证。

表5 普通面板模型和SDM模型回归结果

Tab. 5 Regression results of common panel model and SDM model

变量	(1) FE	(2) RE	(3) WD	(4) WA	(5) WT	(6) WF
<i>land</i>	-0.041(-0.192)	0.129(0.846)	0.020(0.526)	-0.058*(-1.932)	0.018(0.554)	0.004(0.118)
<i>fertile</i>	0.488*** (5.549)	0.502*** (5.475)	0.502*** (12.534)	0.552*** (18.645)	0.563*** (12.947)	0.551*** (13.743)
<i>labor</i>	-0.122(-1.343)	-0.009(-0.084)	0.222*** (6.912)	0.203*** (7.657)	0.143*** (4.661)	0.161*** (5.375)
<i>diesel</i>	0.115** (2.150)	0.102** (2.012)	0.107*** (7.021)	0.152*** (11.756)	0.125*** (5.240)	0.137*** (6.208)
<i>tech</i>	0.127*** (10.055)	0.134*** (8.289)	0.123*** (11.052)	0.129*** (13.532)	0.134*** (10.950)	0.132*** (10.709)
<i>w·land</i>			-0.561*** (-5.285)	-0.302*** (-5.778)	1.399*** (2.838)	-0.384 (-1.156)
<i>w·fertile</i>			0.078(0.727)	0.055(0.816)	-1.265* (-1.765)	-0.693* (-1.692)
<i>w·labor</i>			0.274*** (4.687)	0.539*** (13.012)	-0.089 (-0.183)	0.871*** (4.228)
<i>w·diesel</i>			0.175*** (4.095)	0.072** (2.389)	0.655 (1.203)	0.653* (1.863)
<i>w·tech</i>			0.011(0.688)	0.074*** (4.654)	0.104** (2.211)	0.044(1.103)
<i>Constant</i>	3.085** (2.091)	0.943(1.581)	1.983*** (5.247)	0.224(0.803)	-5.280(-1.124)	-0.767(-0.404)
Rho			0.027(0.372)	-0.247*** (-4.559)	-0.360* (-1.761)	-0.091(-0.563)
Sigma			0.241*** (32.636)	0.216*** (32.105)	0.246*** (32.231)	0.246*** (33.613)
Adj. R ²	0.816	0.809	0.929	0.941	0.933	0.752
RM Adj. R ²			0.997	0.933	0.865	0.989

注:括号内为t值,下表同。

3.2 空间经济效益及其分解

表6中边际效用的测算结果表明,农业科技创新存在地理临近和相邻地区间的空间经济效益,但两者作用方向不尽相同,进一步证实了H1。一方面,WD矩阵下,农业专利促进本地产出增长的同时,也通过向邻近地区的技术扩散,对邻近地区产生正向空间溢出效应,其中各地方的有效农业发明专利增加1.00%,平均每个省份农业经济增加0.12%,其中本地专利变化引发的增长为0.12%,占总效应的97.56%,而专利对由近及远地区省份经济产出的平均空间溢出效应占总效应的2.80%;专利对经济的总体贡献为12.3%,仅次于化肥的50.2%和劳动的22.2%,略高于机械的10.7%,且控制要素也存在对邻近地区经济的正向溢出。另一方面,WA矩阵下,专利对本地经济的贡献依旧为正,且数值扩大至16.1%,而对相邻地区贡献转为-3.4%,即受周边省份专利增长影响,本地经济产出减少0.03%;专利的总体贡献为12.7%,次于化肥的54.5%、劳动的20.1%和机械的15.0%,而这3种要素的间接效应同为负。

表6 地理视角下的SDM边际效应及其分解

Tab. 6 The marginal effect of SDM and its decomposition from the perspective of geography

变量	WD			WA		
	总效应	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应
<i>land</i>	0.020*(0.530)	0.019*(0.510)	0.001*(0.010)	-0.057*(-1.910)	-0.072**(-2.410)	0.015*(0.500)
<i>fertile</i>	0.502*** (12.530)	0.489*** (12.190)	0.014*(0.340)	0.545*** (18.400)	0.689*** (23.260)	-0.144*** (-4.850)
<i>labor</i>	0.222*** (6.910)	0.216*** (6.720)	0.006*(0.190)	0.201*** (7.560)	0.253*** (9.550)	-0.053** (-1.990)
<i>diesel</i>	0.107*** (7.020)	0.104*** (6.830)	0.003*(0.190)	0.150*** (11.600)	0.190*** (14.660)	-0.040*** (-3.060)
<i>tech</i>	0.123*** (11.050)	0.120*** (10.750)	0.003*(0.300)	0.127*** (13.360)	0.161*** (16.880)	-0.034*** (-3.520)

综合反距离矩阵和地理相邻矩阵结果可知,农业生产活动具备显著的空间相关性,农业技术的地理空间扩散并非越近越强,存在一个地理临界值,使得技术的空间溢出由负转正,并随距离增加调节变化。由空间自相关检验和反距离矩阵结果可知,农业技术及其他非土地要素在生产过程中存在地理区域间的

跨区流动,从而对相邻地区产生正向的空间溢出效应。而相邻地区中的特例——周边地理接壤地区的空间溢出效应为负与其并不矛盾,说明在紧密相邻的地区间,由于地理位置极为相似,气候和作物熟制相同,作物种植结构和生产周期一致,短期要素供给不变情况下,彼此对同一要素的同期需求会放大要素商品的竞争性和排他性,如作物换茬所导致的季节性劳力和设备供给短缺以及价格上涨,从而产生地理相邻区域间的负向溢出。只有地区间距离超过一定阈值,两地农业物候存在一定时间差,彼此闲置的农业生产资料、技术装备和劳动力才可能跨区流动和作业,从而提升彼此要素生产效率,产生正向空间溢出效应。这一点也符合当前中国农业劳动力季节性迁移^[36]和农业机械跨区作业^[37]的实际情况。

从表7的结果可知,农业科技创新对经济的溢出效应也存在于技术供需相似地区之间,这种技术距离下的溢出效果与地理相邻矩阵下效果类似,证实了H2。一方面,WT矩阵下,各地专利新增1.00%,本地农业经济产出受本地专利变动影响增加0.18%,受技术相似地区的影响降低0.05%,最终产出整体增加0.13%;各要素中,专利的经济产出贡献仅次于化肥的56.1%、劳动的14.3%和机械的12.5%,且其他要素对技术供给相似地区的溢出效应也为负。另一方面,WF矩阵下,各地专利增加1.00%所带来的各地农业经济产出整体平均增幅同为0.13%,其中,由本地专利引发的增长为0.14%,由产业相似地区引发的缩减为0.01%;化肥、劳动和机械的产出贡献同样优于专利,且各要素对技术需求相似地区的溢出效应为负。农业专利在技术关联地区间存在负向空间溢出效应,表明在农业领域的技术差距有助于地区间开展产业合作,从而实现区域间协调发展。

表7 供需视角下的SDM边际效应及其分解

Tab. 7 SDM marginal effect and its decomposition from the perspective of supply and demand

变量	WT			WF		
	总效应	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应
<i>land</i>	0.018*(0.550)	0.025*(0.750)	-0.007*(-0.200)	0.004*(0.120)	0.004*(0.130)	0.000*(-0.010)
<i>fertile</i>	0.561*** (12.910)	0.765*** (17.610)	-0.204*** (-4.700)	0.551*** (13.740)	0.602*** (15.000)	-0.050* (-1.260)
<i>labor</i>	0.143*** (4.650)	0.195*** (6.340)	-0.052* (-1.690)	0.161*** (5.370)	0.175*** (5.870)	-0.015* (-0.490)
<i>diesel</i>	0.125*** (5.220)	0.170*** (7.120)	-0.045* (-1.900)	0.137*** (6.210)	0.150*** (6.770)	-0.013* (-0.570)
<i>tech</i>	0.134*** (10.910)	0.183*** (14.890)	-0.049*** (-3.980)	0.132*** (10.710)	0.144*** (11.690)	-0.012* (-0.980)

进一步来说,供需视角下技术相似矩阵和产业相似矩阵结果一致,也印证了地理视角下的结果解释。基于夹角余弦计算的技术相似度和产业相似度,尽管分别从供给侧的技术结构和需求侧的市场需求结构刻画地区间的技术距离,但本质上二者统一,地方农业专利技术需求源自当地农业产业格局,因此技术相似矩阵下的参数估计和产业相似矩阵下的估计结果在数值大小、方向和显著性上几近相同。供需视角下,专利和化肥、劳动、机械要素的空间溢出效应均显著为负,和地理相邻矩阵的结果一致,呼应了中国农业区划现实特点,即农业产业格局相似地区在地理方位上也高度毗邻,临近区域凭借相似的地形、气候、水文和社会经济条件而聚合成同一农业区划,区划内省份因产业结构和物候趋势一致,非土地生产要素的空间溢出间接效应在其私人物品属性作用下显著为负,其中,专利技术需求与产权保护制度下私人物品竞争性和排他性的负向溢出作用要强于专利技术在产业相似地区扩散带来的正向溢出作用。而土地要素由于不可流动性和较小的方差变动,在直接效应、间接效应和总效应上普遍较小,显著性也不如其他要素。

3.3 异方差稳健性检验

上述研究所采用的4种不同空间权重SDM主模型中,针对异方差的Engle LM ARCH和Wald检验均在5%显著性水平上拒绝面板同方差原假设(见表4),因此,上述估计量虽然是无偏一致的,但异方差的存在使得t检验和F检验失效,模型估计不是有效的,从而导致假设验证有误^[38]。对此,本文采取异方差SDM模型重新开展实证检验,验证主模型估计结果的有效性,结果如表8所示。各统计量表明异方差SDM更为合理:可决系数均比对应SDM模型数值更加趋近于1;F统计量也均通过检验;WT矩阵下的3类空间自相关检验也转为显著拒绝原假设,即适用SDM,其他矩阵下的空间自相关检验结果也不逊于对应普通SDM结果;针对异方差的两种异方差检验结果也均显著。

表8 异方差SDM模型结果

Tab. 8 Heteroscedasticity SDM model results

变量	(1) WD	(2) WA	(3) WT	(4) WF
<i>land</i>	-0.004(-0.094)	-0.090***(-3.309)	0.003(0.098)	0.000(0.008)
<i>fertile</i>	0.516*** (15.692)	0.593*** (21.398)	0.589*** (15.932)	0.616*** (15.570)
<i>labor</i>	0.227*** (5.082)	0.202*** (8.178)	0.124*** (3.868)	0.108*** (3.300)
<i>diesel</i>	0.129*** (7.113)	0.163*** (16.138)	0.168*** (9.068)	0.161*** (9.209)
<i>tech</i>	0.118*** (6.574)	0.126*** (10.716)	0.107*** (5.712)	0.099*** (4.877)
<i>w·land</i>	-0.527***(-4.111)	-0.202***(-3.460)	1.419*** (3.080)	-0.546*(-1.713)
<i>w·fertile</i>	-0.009(-0.065)	0.101(1.358)	-1.083*(-1.792)	-0.340(-1.007)
<i>w·labor</i>	0.309*** (5.268)	0.533*** (12.610)	-0.156(-0.381)	0.648*** (3.060)
<i>w·diesel</i>	0.241*** (5.013)	0.079*** (2.913)	0.408(0.858)	0.020(0.062)
<i>w·tech</i>	0.010(0.488)	0.096*** (5.472)	0.137** (2.441)	0.040(0.700)
Constant	1.809*** (3.298)	0.208(0.743)	-4.754(-1.174)	1.255(0.637)
异方差项				
<i>land</i>	0.425** (2.246)	0.214* (1.927)	0.098(0.659)	0.071(0.532)
<i>fertile</i>	0.032(0.226)	0.144(1.284)	0.173(1.327)	0.222(1.617)
<i>labor</i>	-0.307***(-3.021)	-0.245***(-3.425)	-0.170**(-2.215)	-0.177**(-2.415)
<i>diesel</i>	-0.369***(-5.715)	-0.321***(-5.987)	-0.391***(-4.944)	-0.420***(-5.950)
<i>tech</i>	-0.019(-0.628)	0.014(0.688)	0.019(0.789)	0.014(0.614)
Adj. R ²	0.978	0.978	0.980	0.979
RM Adj. R ²	0.999	0.999	0.999	0.999
F	3 040.417***	3 022.566***	3 406.172***	3 190.457***
Wald	30 404.171***	30 225.660***	34 061.718***	31 904.575***
LM Error	19.909***	1.182	5.198**	64.411***
LM Error (Robust)	2.038	21.408***	10 393 459.220***	3 512.006***
LM Lag	17.877***	26.206***	324.823***	711.476***
LM Lag (Robust)	0.006	46.433***	10 393 778.845***	4 159.071***
LM SAC	19.915***	47.614***	10 393 784.043***	4 223.482***
Engle LM ARCH	144.285***	154.661***	155.975***	163.310***
Wald (Heteroscedasticity)	215.965***	200.942***	239.949***	282.589***

如表9所示,在异方差SDM模型下,专利依旧是农业经济产出的重要投入要素,并存在显著的空间溢出效应,研究假设依然成立。无论是基于地理视角下的WD和WA矩阵,还是供需视角下的WT和WF矩阵,异方差SDM模型参数估计结果与普通SDM的估计结果在数值方向和大小上基本保持一致,其中化肥、劳动力、机械和有效农业发明的直接项系数均显著为正,土地的直接项系数仅在反距离权重矩阵下显著为负。对应地,要素投入产生的总边际效应也均以直接效应为主,间接效应数值相对较小,其中,WD、WA和WT矩阵下,化肥、劳动、机械和专利4种要素的空间溢出效应分别同为正、负和负,与普通SDM估计方向一致,而产业相似矩阵下4种要素的间接效应则同为正,与普通SDM估计方向相反。

表9 异方差SDM模型边际效应及其分解

Tab. 9 Marginal effect and its decomposition of heteroscedasticity SDM model

变量	WD			WA			WT			WF		
	总效应	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应
<i>land</i>	-0.005	-0.005	0.000	-0.087	-0.131	0.044	0.003	0.005	-0.001	0.000	0.000	0.000
<i>fertile</i>	0.516	0.513	0.002	0.568	0.858	-0.290	0.587	0.833	-0.247	0.615	0.496	0.119
<i>labor</i>	0.228	0.227	0.001	0.194	0.292	-0.099	0.124	0.176	-0.052	0.108	0.087	0.021
<i>diesel</i>	0.129	0.129	0.001	0.157	0.236	-0.080	0.168	0.238	-0.071	0.161	0.130	0.031
<i>tech</i>	0.118	0.117	0.001	0.121	0.182	-0.062	0.107	0.151	-0.045	0.099	0.080	0.019

注:Stata中针对异方差SDM模型的spmstarhxt命令仅汇报边际效应值,未有对应的t检验。

4 结论与讨论

4.1 研究结论

本文以有效发明总数表征农业科技创新存量,以种植业为研究对象,基于反映地理距离的反距离矩阵和地理相邻矩阵,以及反映技术距离的技术相似矩阵和产业相似矩阵,验证了中国农业科技创新的空间经济效应,并从溢出渠道角度分析了空间经济效应的作用机制,得到的主要研究结论如下。①科技创新在中国农业经济增长过程中扮演着不可或缺的动力角色。在种植业生产过程中,农业科技创新的产出贡献约为12%,是仅次于中间品投入和劳动投入的关键生产要素之一。②农业科技创新存在空间经济效应。科技创新在驱动本地农业经济增长的同时,也会对关联地区的农业经济增长产生显著的空间溢出影响。③农业科技创新的空间经济效应作用方向取决于两种空间溢出的大小。农业科技创新的空间溢出包含两部分,一是科技扩散产生的由近及远逐渐弱化的辐射增益,二是地理毗邻地区因产业结构和物候条件相同而显现的专利产权排他性负向溢出。

4.2 理论贡献

本文可能的理论贡献如下。①本文发现,农业科技创新在驱动本地经济增长的同时也存在空间经济效应的影响,更加真实地表达了科技创新促进农业经济增长所包含的经济学含义,尤其是加深了对农业科技创新与农业经济增长空间非对称关系的认识,也是从空间视角对内生增长理论中科技创新促进经济增长作用机理的补充。②本文发现,农业科技创新的空间经济效应中,区域间农业科学知识溢出带来的正向效应并非大于技术成果竞争排他造成的负向溢出效应,进一步佐证了农业领域科技创新活动的特殊性和政府参与农业科技研发与转化的必要性。③本文发现,农业科技创新的空间经济效应不仅存在于地理相邻或相近地区,也存在于技术供给和产业需求相似地区,表明地理距离和技术距离都是调节农业科学知识空间溢出的重要渠道,为农业科技创新成果有效转化提供了方向引导。

4.3 政策建议

基于上述结论,本文得到的政策启示如下。①为保障粮食安全、提升农业产出效益、缓解农业资源与环境压力,实施以专利为代表的农业科技驱动策略是实现农业经济可持续发展的必然选择,应该加大面向产业需求的科技研发投入和农业知识产权保护,推动面向农业科技前沿的重大技术攻关,以提升农业专利新增流量的数量规模和技术价值。②构建农业创新成果跨区域交易平台,发挥专利代理机构等中介组织在农业科技成果扩散中的桥梁作用,通过授权、转让、技术入股等多种灵活方式,引导农业专利向技术适宜、产业需要地区流动扩散,以发掘并推广转化我国庞大的农业专利存量。③通过政府采购、委托研发等形式,加大对公益性、基础性农业专利技术的研发和推广,降低产权排他性负面影响,利用农业社会化服务、农业规模化经营主体和农业合作组织等,强化农业技术扩散的辐射增益,从而扬长避短地利用农业科技创新的空间经济效益。

4.4 研究局限与展望

本文的局限性主要集中在两个方面。①以本土农业发明为核心变量,忽略了技术价值相对较低但数量庞大的实用新型专利,也未考虑境外主体在华申请专利带来的国际间技术扩散,使得对中国农业技术创新的经济效益评价存在一定偏误。后续研究可拓展构建含实用新型专利和境外技术投资的改进指标,从而更加全面地反映农业科技创新存量。②基于省域大尺度的面板数据开展空间经济效应的实证分析,尽管省级层面的农业专利或细分产业分布能够反映出一级农业区划格局,初步刻画地区间技术距离,但效果远不及县域等更小尺度的数据。未来可以开展基于小尺度空间权重的实证研究,不仅能提升地区间地理距离的测度精度,也能通过捕捉二级农业区划层面农业资源环境演变下地区间种植结构与熟制安排的细微差异,提升技术距离的测度精度,从而更直观地揭示区域间知识正向溢出与竞争负向溢出两种空间经济效应的作用渠道。

参 考 文 献

- [1] ROMER P M. Endogenous technological change [J]. *Journal of Political Economy*, 1990, 98(5): 71 - 102.
- [2] 李谷成. 中国农业的绿色生产率革命:1978—2008年[J]. *经济学(季刊)*, 2014(2): 537 - 558.
- [3] 贾雯晴, 陶书田, 俞建飞. 农业技术创新的质与量——基于国际农业类专利发展态势的比较分析[J]. *中国科技论坛*, 2020(12): 170 - 178.
- [4] 赖晓敏, 张俊飏, 李兆亮. 中国农业专利的分布及影响因素[J]. *科技管理研究*, 2019, 39(15): 160 - 169.
- [5] 赖晓敏, 张俊飏, 李兆亮, 等. 地方激励政策与农业专利增长——基于技术距离矩阵的空间计量分析[J]. *地域研究与开发*, 2021, 40(2): 103 - 107.
- [6] 李红莉, 张俊飏, 罗斯炫, 等. 农业技术创新对农业发展质量的影响及作用机制——基于空间视角的经验分析[J]. *研究与发展管理*, 2021, 33(2): 1 - 15.
- [7] FOLTZ J D, KIM K, BARHAM B. A dynamic analysis of university agricultural biotechnology patent production [J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 2003, 85(1): 187 - 197.
- [8] TAYLOR M R, CAYFORD J, TAYLOR M R, et al. American patent policy biotechnology, and African agriculture: the case for policy change [J]. *Harvard Journal of Law & Technology*, 2004, 17(2): 321 - 407.
- [9] SCHIMMELPFENNIG D, THIRTLE C, ACEMOGLU D. The internationalization of agricultural technology: patents, R&D spillovers, and their effects on productivity in the European Union and United States [J]. *Contemporary Economic Policy*, 2010, 17(4): 457 - 468.
- [10] 黄文准. 农业科技创新对农村经济影响的实证研究[J]. *科技管理研究*, 2011, 31(12): 1 - 4.
- [11] 杨义武, 林万龙. 农业科技创新、空间关联与农民增收[J]. *财经科学*, 2018(7): 70 - 82.
- [12] ANSELIN L, VARGA A, ACS Z. Local geographic spillovers between university research and high technology innovations[J]. *Journal of Urban Economics*, 1997, 42(3): 422 - 448.
- [13] 白俊红, 王钺, 蒋伏心, 等. 研发要素流动、空间知识溢出与经济增长[J]. *经济研究*, 2017, 52(7): 109 - 123.
- [14] MADSEN J B, SAXENA S, ANG J B. The Indian growth miracle and endogenous growth [J]. *Journal of Development Economics*, 2010, 93(1): 37 - 48.
- [15] KANG D, DALL ERBA S. Exploring the spatially varying innovation capacity of the US counties in the framework of Griliches' knowledge production function: a mixed GWR approach [J]. *Journal of Geographical Systems*, 2016, 18(2): 125 - 157.
- [16] MARTIN P, OTTAVIANO G I. Growing locations: industry location in a model of endogenous growth [J]. *European Economic Review*, 1999, 43(2): 281 - 302.
- [17] 张勋, 乔坤元. 中国区域间经济互动的来源:知识溢出还是技术扩散?[J]. *经济学(季刊)*, 2016, 15(4): 1629 - 1652.
- [18] PARK W G. International R&D spillovers and OECD economic growth [J]. *Economic Inquiry*, 1995, 33(4): 571 - 591.
- [19] 陈颂, 卢晨. 基于行业技术相似度的FDI技术溢出效应研究[J]. *国际贸易问题*, 2019(1): 106 - 118.
- [20] 罗巍, 杨玄酯, 唐震. “虹吸”还是“涓滴”——中部地区科技创新空间极化效应演化研究[J]. *中国科技论坛*, 2020(9): 49 - 58.
- [21] 庄羽, 杨水利. “强省会”战略对区域创新发展的影响——辐射还是虹吸?[J]. *中国软科学*, 2021(8): 86 - 94.
- [22] 赵增耀, 夏斌. 市场潜能、地理溢出与工业集聚——基于非线性空间门槛效应的经验分析[J]. *中国工业经济*, 2012(11): 71 - 83.
- [23] 林青宁, 毛世平. 开放式创新与涉农企业科技成果转化效率——CEO经历、能力平衡的调节效应[J]. *研究与发展管理*, 2021, 33(2): 29 - 40.
- [24] 黄季焜, 胡瑞法. 农业科技投资体制与模式:现状及国际比较[J]. *管理世界*, 2000(3): 170 - 179.
- [25] 黄季焜, 胡瑞法. 政府是农业科技投资的主体[J]. *中国科技论坛*, 2000(4): 59 - 62.
- [26] 刘军, 王佳玮, 程中华. 产业聚集对协同创新效率影响的实证分析[J]. *中国软科学*, 2017(6): 89 - 98.
- [27] JAFFE A B. Technological opportunity and spillovers of R&D: evidence from firms' patents, profits, and market value [J]. *American Economic Review*, 1986, 76(5): 984 - 1001.
- [28] 周华, 韩伯棠. 基于技术距离的知识溢出模型应用研究[J]. *科学学与科学技术管理*, 2009, 30(7): 111 - 116.
- [29] 刘志迎, 单洁含. 技术距离、地理距离与大学—企业协同创新效应——基于联合专利数据的研究[J]. *科学*

- 学研究, 2013, 31(9): 1331 - 1337.
- [30] 邬滋. 高技术产业知识溢出的地理邻近性与技术相似性研究[J]. 工业技术经济, 2017, 36(3): 36 - 45.
- [31] 刘彦随, 张紫雯, 王介勇. 中国农业地域分异与现代农业区划方案[J]. 地理学报, 2018, 73(2): 203 - 218.
- [32] 安萍莉, 陈思宇, 孟丽君, 等. 三调耕地分等中全国标准耕作制度体系的确定[J]. 中国农业大学学报, 2020, 25(8): 61 - 72.
- [33] 张米尔, 胡素雅, 国伟. 低质量专利的识别方法及应用研究[J]. 科研管理, 2013(3): 122 - 127.
- [34] 王周伟, 崔百胜. 空间计量经济学: 现代模型与方法[M]. 北京: 北京大学出版社, 2017.
- [35] ELHORST J P. Spatial econometrics: from cross-sectional data to spatial panels [M]. Heidelberg: Springer, 2014.
- [36] 周何雅森, 王贵荣. 棉花种植大户生产经营行为分析——以新疆昌吉州为例[J]. 农业展望, 2020, 16(2): 65 - 69.
- [37] 罗斯炫, 何可, 张俊飏. 修路能否促进农业增长? ——基于农机跨区作业视角的分析[J]. 中国农村经济, 2018(6): 67 - 83.
- [38] 陈强. 高级计量经济学及Stata应用[M]. 北京: 高等教育出版社, 2014.

Spatial Economic Effects of Agricultural Science and Technology Innovation in China —An Empirical Study Based on Crop Patents

LAI Xiao-min^{1,2,3}, ZHANG Jun-biao^{2,4}, ZHANG Yan¹, LI Zhao-liang^{1,4},
ZHAO Ding-jie^{2,4}

(1. Law and Business School, Wuhan Institute of Technology, Wuhan 430205, China;

2. Hubei Rural Development Research Center, Huazhong Agricultural University, Wuhan 430070, China;

3. Krannert School of Management, Purdue University, West Lafayette 47907, USA;

4. College of Economics & Management, Huazhong Agricultural University, Wuhan 430070, China)

Abstract: Endogenous growth theory holds that technological innovation represented by patent is the source of economic growth. How to evaluate the actual contribution level of Chinese agricultural patents to economy under the condition of technology spillover remains to be further explored. Based on the planting industry data of 31 provincial administrative regions from 1985 to 2017, it analyzed the contribution of valid invention patents to economic output and their spatial composition from the perspectives of two technology diffusion ways, i.e. geography and supply-demand connection. The results show that under different spatial matrices, the significant contribution of patented technology to agricultural output is second only to chemical fertilizer and labor; under inverse distance matrix, patents generate positive spatial spillover effect due to interregional knowledge flow; under geographical adjacency matrix, technology similarity matrix and industry similarity matrix, the spatial spillover effects of patents are significantly negative, but still smaller than their positive direct effects. The different directions of patent spillover effects indicate that patents have not only a positive effect on agricultural economy decreasing with distance due to technology diffusion, but also a restraining effect caused by the property rights exclusivity in the same agricultural regionalization. Therefore, in the development of regional agricultural science and technology innovation, the economic effects of local and surrounding area patent output should be appropriately coordinated and utilized to achieve sustainable agricultural growth.

Keywords: agriculture; science and technology innovation; spatial economic effect; technology spillover; crop; patent