

文章编号 :1003-7853(2013)01-0032-03

## 农田景观多样性对农作物单产影响的计量经济分析

陈 玮,侯 敏\*

(中国地质大学(北京)土地科学技术学院,100083)

**摘要:** 农田景观多样性的差异决定了农田中生物群落物种丰富度、多样性及害虫和天敌之间的相互作用,从而导致农田生态系统供给功能的差异。本文以 1996~2005 年全国多县行政数据为基础,通过计算农田景观多样性指数,并利用全国多县 1996~2005 年面板数据构建了以农田景观多样性指数为解释变量,以农林牧渔劳动力、新增耕地、农业机械总动力、有效灌溉面积、总播面积等一系列因素为控制变量的面板数据随机效应计量模型,并利用该模型研究了中国县城农田景观多样性指数变化对农作物单产的影响。研究表明,一定幅度内的农田景观多样性指数增加,会使得农作物单产增加。

**关键词:** 农田景观多样性;农作物单产;面板数据模型;随机效应模型

中图分类号 :S 3 文献标识码 :A

### An Econometric Analysis on the Impacts of Farmland Landscape Diversity Change on Crop Yield at Counties of China

CHEN Wei et al

(China University of Geosciences (Beijing) Land Science and Technology, 100083, China)

**Abstract:** The difference of farmland landscape diversity decides the biological community species richness and diversity, and interaction of pests and natural enemy, resulting in the difference of farmland ecosystem functions. This paper aims to explore the relationship between farmland landscape diversity and crop yield at counties of China by using panel data models, based on survey data across all counties in 31 provinces from 1996 to 2005. In This panel data model, crop yield is employed as explained variable, farmland landscape diversity index which is calculated by using survey data is chose as explanatory variable. Agricultural labor, increased cultivated land, motive power of agricultural machinery, effective irrigation area, hazard area, chemical fertilizers consumption, pesticide consumption, total sown area are used as control variables. This Random effect model which includes all these variables is used to study the relationship between farmland landscape diversity and crop yield. The estimation results show that the higher farmland landscape diversity is positive to crop yield in certain limits.

**Key words:** farmland landscape diversity; crop yield; panel data model; Random effect model

#### 引言

农田景观多样性的含义是构成农田景观的不同类型生态系统或景观要素在空间结构、时间动态和功能机制等方面的多样性或者变异性,它能揭示景观的复杂程度,是反映农田景观

结构和功能的一个重要指标<sup>[1,2]</sup>。农业景观多样性的变化会引起多种生态效应,对粮食产量、土壤、水质和生物多样性等方面均有一定的影响,是景观生态学研究的重要内容之一<sup>[3]</sup>。

在生态效应的研究方面,全球性土地利用/土地覆被变化及其生态效应的理论和实证研究成果自 20 世纪 90 年代以来已不断涌现<sup>[4]</sup>,多项研究证明,土地覆被变化引起的景观格局变化会对大气环境、水环境、土壤养分、生物和区域生态环境等产生影响,即产生生态效应。景观格局可通过景观指数来定量表达,景观指数能够高度浓缩景观格局信息并反映其结构组成和空间配置特征<sup>[5]</sup>。其中,景观多样性指数是最常见的景观指数之一,是景观格局的一项度量指标<sup>[6]</sup>。因此,通过景观多样性指数的计算,能定量地描述景观格局的空间形态、结构和异质性<sup>[7]</sup>。如前文所述,景观格局的变化会引起许多生态效应,在对农田景观格局的研究中发现,田块扩大、农田景观多样性降低会影响农田生物多样性,从而削弱生态系统天敌—害虫间的自调节功能,降低农业可持续性<sup>[8]</sup>,因此将直接或间接地影响农作物单产。可见,农田景观多样性与农作物单产之间存在着密不可分的联系。然而,传统理论并没有将农田景观多样性指数与农作物单产这两者的关系进行实证检验,因此,本文基于中国 1996~2005 年这 10 年的县级面板数据,运用面板数据计量模型对农田景观多样性指数与县城农作物单产的关系进行了实证研究,从而为促进我国粮食生产的增长、保护粮食安全提供科学决策依据。

#### 1 研究方法与研究数据

##### 1.1 方法

##### 1.1.1 农田景观多样性指数的计算

农田景观可按作物生境、作物形态和作物种类等划分<sup>[9]</sup>,本文按照农田景观作物种类对研究区农作物进行分类,分为稻谷、小麦、玉米、豆类、薯类、棉花、油料、麻类、糖类和水果共 10 类。农作物景观多样性指数按照 Shannon 多样性指数的计算方

法<sup>[10]</sup>计算,即:  $LD = - \sum_{k=1}^n P_k \ln(P_k)$  (1)

其中,  $P_k$  是景观类型  $k$  在农田中出现的概率(通常以该类类型农作物的占有面积占农作物总面积的比例来估算),  $n$  是景观类型的总数。即:  $P_k = S_k / S_{\text{总}}$  (2)

其中,  $S_k$  为某种农田景观类型(某种类型农作物)的面积,  $S_{\text{总}}$  为农作物总面积。

##### 1.1.2 农作物单产的计算

农作物单产是反映农业生产效益的重要指标<sup>[11]</sup>,它的高低不仅取决于农业生产要素的投入和农业科技的发展水平,而且受到政策、自然环境等诸多因素的影响,是诸多因素综合作用的结果<sup>[12]</sup>。现行农业统计报表制度是采用农作物播种面积来计算单产(曹利剑,1997),即:

农作物单产 = 农作物总产量 / 农作物总面积 (3)

其中,农作物总产量为 10 种农作物的产量总和,农作物总面积为 10 种农作物的播种面积总和。

##### 1.1.3 面板数据模型

本文采用面板数据模型进行分析,所谓面板数据,是指截面数据与时间序列数据组合起来的一种数据类型,它有截面和时间序列两个维度,可以克服时间序列分析受多重共线性的困扰,能够提供更多的信息、更多的变化、更少的共线性、更多的自由度和更高的估计效率,使参数的估计结果更加可靠。农作物产量涉及农田景观格局变化、投入水平等多种因素影响,而且这些因素具有时空变异特征,适宜于构造面板数据模型来考察它们对农作物单产的影响,且在引入多个控制变量的情况下,面板数据模型能够有效地估计农田景观多样性指数变化对

农作物单产的影响。

影响农作物单产的因素很多,在这方面也已有较多研究,邵晓梅<sup>[13]</sup>指出土地利用集约度的变化,即有效灌溉面积、化肥施用量、农业机械总动力等均对农作物单产有影响;周四军<sup>[14]</sup>认为影响我国农作物生产的主要因素有四个方面,分别是土地、化肥、农机动力、农业劳动力;肖海峰和王姣<sup>[15]</sup>选取粮食总产量、粮食播种面积、粮食成灾面积等变量建立柯布一道格拉斯生产函数;谢杰<sup>[16]</sup>认为影响农作物单产的因素包括劳动力、物质投入、土地、生产方式、产业结构、技术进步、制度因素等,并使用逐步回归和加权最小二乘回归等单方程计量经济学方法,选取农业化肥施用量、粮食播种面积、成灾面积、农业机械总动力、农业劳动力、制度变迁为解释变量,构建了一个中国粮食生产函数,对我国1978~2004年间的数据进行了分析。为了涵盖上述这些因素,本文在选择要研究的农田景观多样性指数作为解释变量的基础上,选择农林牧渔劳动力、新增耕地、农业机械总动力、有效灌溉面积、成灾面积、化肥施用量、农药用量、总播面积作为控制变量,它们是非研究变量,但也是影响被解释变量的重要因素,必须进入回归方程,从而可以避免农田景观多样性指数对农作物单产的影响被高估或者低估。本文以农作物单产作为被解释变量,选择柯布一道格拉斯生产函数作为分析县城农作物单产与农业景观多样性指数关系的模型,为消除量纲差异对估计结果的影响,本文对各变量的原始值做了取对数运算,将模型参数线性化,因此,本文采用以下面板数据模型:

$$\ln yield_{it} = f(\ln LD_{it}, \ln aglabor_{it}, \ln newland_{it}, \ln mechanized_{it}, \ln irrigation_{it}, \ln hazard_{it}, \ln fertilizer_{it}, \ln pesticide_{it}, \ln sownarea_{it}) + u_{it} \quad (4)$$

其中  $i=1,2,\dots,n$  代表基本分析单元(县或县级市),  $t$  为年份(1996~2005年),  $u_{it}$  为面板数据模型的误差项,各变量含义如表1所示。

1.2 数据及来源

本文所使用的数据主要包括农田景观数据以及农业生产投入要素数据。

农田景观数据有全国多县的稻谷、小麦,玉米、豆类、薯类、棉花、油料、麻类、糖类和水果的面积和产量。这些数据均来自于中科院地理科学与资源研究所。

农业生产投入要素数据包括总播面积、有效灌溉面积、化肥施用量、农药用量、农业机械总动力等。这些数据以及人口数据均来自于中科院地理科学与资源研究所。本文所采用数据的描述性统计及各变量间的相关系数分别如表2和表3所示。

从表3的相关系数检验结果可以看出,各变量间不存在明显的多重共线性。

2 结果和分析

用面板数据模型估计参数时通常有固定效应和随机效应两种方法,在实证分析中常用 Hausman 检验来判定固定效应模型和随机效应模型谁更有效<sup>[17]</sup>。Hausman 检验结果如表4所示。

表格中(b)为采用固定效应模型的估计结果,(B)为采用随机效应模型的估计结果,HAUSMAN 检验的原假设为:模型的随机误差项  $u$  与各变量回归元之间不相关,检验结果显示选择回归随机效应模型估计所选变量将更为合适。因此,本文适宜采用随机效应模型进行估计。

2.1 模型估计结果与分析

本文采用1996年至2005年这10年中国县级的面板数据,运用随机效应模型估计了农田景观多样性指数以及投入要素等控制变量对农作物单产变化的影响,并在随机效应模型估计参数的基础上进行弹性分析,回归结果和弹性分析结果如表5所示。

从拟合优度来看,  $R^2=0.401$  对于统计量为19970的数量来说拟合优度较好,说明该模型能够较好地解释农田景观多样性指数及各控制变量对农作物单产的影响。从模型的总体显著性来看,该模型中各变量对农作物单产的共同影响是显著的。

表1 本研究采用的各变量含义

	变量名	含义
因变量	yield	农作物单产 / t·hm <sup>2</sup>
自变量	LD	农田景观多样性指数
控制变量	aglabor	农林牧渔生产力 / 人
	newland	年末新增耕地面积 / hm <sup>2</sup>
	mechanized	农业机械总动力 / kw
	irrigation	有效灌溉面积 / hm <sup>2</sup>
	hazard	成灾面积 / hm <sup>2</sup>
	fertilizer	化肥施用量 / t
	pesticide	农药用量 / t
	sownarea	总播面积 / hm <sup>2</sup>

表2 本研究采用数据的描述性统计

变量名	均值	标准差
yield	8.461	1.037
LD	1.317	0.002
aglabor	136577.2	822.2
newland	705.683	47.254
mechanized	211481.8	2062.9
irrigation	28916.22	3169.14
hazard	38986.45	30048.51
fertilizer	18458.36	157.35
pesticide	4186.997	589.418
sownarea	68294.43	534.92

表3 各变量间的相关系数

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1	1.000								
2	0.240	1.000							
3	-0.063	0.055	1.000						
4	0.014	0.280	0.041	1.000					
5	0.060	0.378	0.072	0.268	1.000				
6	0.078	0.329	0.086	0.201	0.194	1.000			
7	0.093	0.665	0.139	0.422	0.521	0.344	1.000		
8	0.011	0.502	0.127	0.278	0.413	0.228	0.707	1.000	
9	0.258	0.669	0.194	0.345	0.546	0.418	0.739	0.529	1.000

注释:表中1~9分别代表  $\ln LD$ 、 $\ln aglabor$ 、 $\ln newland$ 、 $\ln mechanized$ 、 $\ln irrigation$ 、 $\ln hazard$ 、 $\ln fertilizer$ 、 $\ln pesticide$ 、 $\ln sownarea$

表4 参数估计模型的 Hausman 检验

	估计系数			sqrt(diag(V_b - V_B))
	(b)	(B)	(b - B)	
	固定效应	随机效应	差值	标准差
$\ln LD$	0.376	0.268	0.108	0.024
$\ln aglabor$	0.020	0.061	-0.041	0.006
$\ln newland$	0.003	0.007	-0.004	0.001
$\ln mechanized$	-0.005	0.007	-0.002	0.000
$\ln irrigation$	-0.003	0.001	-0.004	0.001
$\ln hazard$	-0.030	-0.031	0.002	0.001
$\ln fertilizer$	0.133	0.241	-0.107	0.011
$\ln pesticide$	0.037	0.058	-0.021	0.005
$\ln sownarea$	-0.528	-0.458	-0.070	0.007

$\chi^2(9) = (b - B)'[(V_b - V_B)^{-1}](b - B) = 149.69$  Prob> $\chi^2 = 0.0000$

从表 5 可以看出, 农田景观多样性指数的弹性系数估计值为 0.268, 在 1% 水平上显著, 说明在县城水平上, 在控制其他因素的影响下, 农田景观多样性指数对于农作物单产有显著的正面影响。ey/ex 为 0.058 表示在一定范围内, 农田景观多样性指数每增加 1 个单位时, 农作物单产增加 0.058 个单位, 且表现为强弹性。

2.2 农田景观多样性指数对农作物单产的影响

在前文的研究基础上, 在随机效应模型中加入变量 lnLD<sup>2</sup>, 以期更好地分析出农田景观多样性指数与农作物单产的关系, 此模型形式为:

$$Ln\text{yield}_{i,t} = f(lnLD_{i,t}, ln\text{agpop}_{i,t}, ln\text{newland}_{i,t}, ln\text{mechanized}_{i,t}, ln\text{irrigation}_{i,t}, ln\text{hazard}_{i,t}, ln\text{fertilizer}_{i,t}, ln\text{pesticide}_{i,t}, ln\text{sownarea}_{i,t}, lnLD^2) \quad (5)$$

LnLD 和 lnLD<sup>2</sup> 的回归系数如表 6 所示。

表 5 基于面板数据的随机效应模型的估计结果和弹性分析结果

0	回归系数	ey/ex
lnLD	0.268 (8.90)***	0.058 (8.91)***
lnaglabor	0.061 (5.68)***	0.463 (5.69)***
lnnewland	0.007 (2.63)***	0.021 (2.63)***
lnmechanized	0.007 (2.35)**	0.056 (2.35)**
lnirrigation	0.001 (0.14)*	0.003 (0.14)*
lnhazard	-0.031 (-10.33)***	-0.172 (-10.30)***
lnfertilizer	0.241 (21.43)***	1.456 (21.15)***
lnpesticide	0.058 (9.01)***	0.214 (8.99)***
lnsownarea	-0.458 (-38.15)***	-3.211 (-36.81)***

注释:(1)表中括号里的数值为统计 Z 值。(2)\* 在 10% 的水平上显著,\*\* 在 5% 的水平上显著,\*\*\* 在 1% 的水平上显著。(3)ey/ex 是弹性系数,等于因变量变动的百分比/自变量变动的百分比。|ey/ex|>1, 则为强弹性,|ey/ex|<1, 则为弱弹性。

表 6 lnLD 和 lnLD<sup>2</sup> 的回归系数

变量	系数	Z 值	P>z
lnLD	0.156	4.36	0.000
lnLD <sup>2</sup>	-0.116	-5.73	0.000

加入 lnLD<sup>2</sup> 的面板数据随机效应模型估计结果显示, 农田景观多样性指数的弹性系数估计值为正, 而农田景观多样性指数的二次方弹性系数估计值为负, 说明在控制其他变量的情况下, 农作物单产与农田景观多样性的函数关系呈现为开口向下的二次函数曲线, 说明在一定范围内, 农田景观多样性指数增加会促进农作物单产增加, 而超出一定范围, 景观格局较为破碎时就会对农作物单产产生抑制作用。

3 结论

本文以中国 1996 年至 2005 年的县级面板数据为基础, 构建了面板数据随机效应计量模型, 以农田景观多样性指数为解释变量, 农林牧渔劳动力、新增耕地、农业机械总动力、有效灌溉面积、成灾面积、化肥施用量、农药用量、总播面积为控制变

量来估计农田景观多样性指数对县城农作物单产的影响。研究表明, 从整体上看, 县级农田景观多样性指数在一定范围内的升高对于农作物单产具有明显的促进作用。

针对这些情况, 本文提出以下建议:(1)保持农田景观格局多样化, 避免农田景观格局破碎化。本文经过实证研究表明, 农田景观多样化将对农作物产量产生明显的促进作用, 农田景观多样性的提高使得生物群落物种丰富化、多样化, 害虫和天敌之间的相互作用增强, 使得生态系统更加稳定, 从而有效促使农作物单产增加。然而, 过高的景观多样性将使得景观格局破碎化, 它会削弱生态系统天敌和害虫自我调节功能, 降低农业可持续性(张保华等, 2007), 造成农作物减产。(2)加强农业基础设施建设, 采取灾害应对机制。农业机械化对提高农业产值有很大的贡献<sup>[18]</sup>。通过面板数据模型估计显示, 农业机械总动力对农作物单产有促进作用, 而成灾面积对农作物单产有反向作用, 因此应加大农田基础设施投入, 提高农作物生产的物质装备水平, 同时应提高灾害应对措施, 尽量避免因发生灾害造成农作物减产。

参考文献:

[1] Barret G W, Peles J D. Optimizing habitat fragmentation: an agro-landscape perspective[J]. Landscape and Urban Planning, 1994, 28: 99-105.  
 [2] 何艳芬, 张柏, 马超群, 刘权. 吉林省农田景观动态与农业自然灾害相互关系研究[J]. 农村生态环境, 2004, 20(4): 1-5.  
 [3] Forman R T, Godron M. Landscape Ecology [M]. New York: John Willey and Sons, 1986.  
 [4] 罗为检, 王克林, 刘明. 土地利用及其格局变化的环境生态效应研究进展[J]. 中国生态农业学报, 2003, 11(2): 150-152.  
 [5] 郭建国. 景观生态学—格局、过程、尺度与等级[M]. 北京: 高等教育出版社, 2000.  
 [6] 陈文波, 肖笃宁, 李秀珍. 景观指数分类、应用及构建研究[J]. 应用生态学报, 2002, 13(1): 121-125.  
 [7] 吕一河, 陈利顶, 傅伯杰. 景观格局与生态过程的耦合途径分析[J]. 地理科学进展, 2007, 26(3): 1-10.  
 [8] 张保华, 谷艳芳, 丁圣彦, 梁国付. 农业景观格局演变及其生态效应研究进展[J]. 地理科学进展, 2007, (01): 114-122.  
 [9] 张柏. 松辽平原“玉米带”农田景观结构及形态[J]. 地理学报, 1998, (12): 225-232.  
 [10] 王仰麟, 赵一斌, 韩荡. 景观生态系统的空间结构: 概念、指标与案例[J]. 地球科学进展, 1999, 14(3): 235-241.  
 [11] 曹利剑. 怎样计算农作物单产[J]. 统计与决策, 1997(10): 44  
 [12] 张中文. 我国粮食产量影响因素的实证分析 [J]. 湖南行政学院学报, 2011(3): 86-90.  
 [13] 邵晓梅. 区域土地利用变化及其对粮食生产影响分析—以山东省为例[J]. 地理科学进展, 2003, 22(1): 30-37.  
 [14] 周四军. 对我国粮食生产影响因素的计量分析 [J]. 统计与决策, 2003, (4): 41-42.  
 [15] 肖海峰, 王姣. 我国粮食综合生产能力影响因素分析[J]. 农业技术经济, 2004, (6): 45-49.  
 [16] 谢杰. 中国粮食生产影响因素研究[J]. 经济问题探索, 2007, (9): 36-40.  
 [17] Hausman J A, Specification Test in Econometrics. Econometric a, 1978.46(6):1251-1271.  
 [18] 李金良. 农业机械化与农业发展—基于河南省面板数据的实证研究[J]. 农业经济, 2008(7): 40-41.  
 作者简介: 陈玮(1987~), 女, 汉, 山西, 中国地质大学(北京)硕士研究生, 研究方向为地理信息系统。  
 通讯作者: 侯敏(1954~), 女, 汉, 辽宁, 中国地质大学(北京)副教授, 主要研究方向为测绘科学与城市规划。

(2012-08-27 收稿 M 编辑)