

江苏省农业生产过程中碳减排潜力的理论与实证分析

闵继胜, 胡浩

(南京农业大学 经济管理学院, 江苏 南京 210095)

摘要:基于农户非农就业的视角,从理论和实证两个方面,结合江苏省的时序数据,运用最小二乘估计、格兰杰因果关系检验等分析方法,验证了农户非农就业有助于农业生产过程中碳减排的假说。研究发现:农户人均非农收入与农业收入之差每扩大1%,将会使得农业生产中碳排放减少约2.79%;农户人均非农收入与农业收入之差和亩均化肥投入之间确实存在长期负向的协整关系;而且农户人均非农收入与农业收入之差的扩大是导致亩均化肥投入量减少的格兰杰原因。表明农户人均非农收入相对于其农业收入越高,越有利于农业生产过程中的碳减排。针对以上分析结论,提出了相应的建议。

关键词:农业;农业收入;农户非农就业;碳减排

DOI:10.6049/kjbydc.2011040098

中图分类号:F327.53

文献标识码:A

文章编号:1001-7348(2012)08-0035-04

0 引言

改革开放以来,我国农业取得了举世瞩目的成就,农民收入增长迅速。我国农村居民的主要收入来源是农业生产和非农就业。从农民收入增长的结构来看,呈现明显的阶段性特征。由于我国的改革首先是从农村开始的,当时农村的制度创新激发了农村居民被压抑的生产积极性,从而使得我国农业GDP在20世纪80年代初呈现爆发式增长;并且当时劳动力流动的限制以及农村非农产业的发展尚处于萌芽阶段,农民的收入主要来自农业生产^[1]。而到80年代中后期,农民收入中来自农业生产的部分逐渐减少,特别是进入20世纪90年代,这种状况更加凸显。另外,从统计数据中还可以看到,农村居民家庭人均纯收入中来自农业的部分,自20世纪90年代中期以来基本停滞不前,农民收入的增长几乎完全来自于非农经营和外出打工^[2]。其主要原因在于农村非农产业的发展壮大,尤其是乡镇企业,特别是沿海发达地区乡镇企业的迅猛发展,农民非农就业机会增多;加之改革向城市的推进和城乡二元体制的松动,使得大量农村劳动力涌向城市和沿海发达地区,呈现出农民就业非农化的态势,农民

收入中来自非农产业的收入不断上升。

随着全球人口和经济规模的不断增长,人类过度消耗化石资源,排放大量温室气体,导致全球气候变暖。IPCC第四次评估报告表明,农业是温室气体的第二大重要来源,排放量介于电热生产和尾气之间。联合国粮农组织称,农业领域排放的温室气体占全球人为排放量的14%^[3]。在我国,农业也是“排碳”大户,农业温室气体总排放量约占全国排放总量的17%^[4]。减少农业温室气体排放量、改善农业生态环境,已成为各国的当务之急。对此,学者们就低碳农业的内涵、发展低碳农业的影响因素、发展低碳农业对农民福利的影响和发展低碳农业的技术选择等方面进行了深入的分析^[5-8]。我国农业温室气体排放的主要来源有:①种植业中的稻田甲烷、氧化亚氮的排放和化肥农药、农业机械等农业投入品生产过程中的碳排放,以及秸秆燃烧排放的二氧化碳;②畜牧业中反刍动物和动物粪便所产生的甲烷。很显然,农业生产过程中增加化肥农药等的投入以及秸秆的不合理利用,势必会增加农业生产中的碳排放量。

目前,国内外学者尚未在非农就业的大背景下,将农户的非农就业和农业的碳减排结合起来,从全新的

收稿日期:2011-05-31

基金项目:国家社会科学基金重大招标项目(10zd&031);江苏省教育厅高校哲学社会科学研究重大项目(2010ZDAXM018);江苏省普通高校研究生科研创新计划项目(CXZX11-0709)

作者简介:闵继胜(1983-),男,安徽安庆人,南京农业大学经济管理学院农业经济专业博士研究生,研究方向为环境经济、农业经济;胡浩(1964-),男,江苏盐城人,南京农业大学经济管理学院教授、博士生导师,研究方向为农业经济、产业经济。

视角来考虑如何促使农业生产的碳减排。那么农户的非农就业是否会有助于农业生产过程中的碳减排?如果是,通过什么样的途径影响农业的碳排放?影响程度如何?本文首先从理论上论证农户非农就业机会的增加、非农收入的提高,有助于减少农业生产过程中的碳排放量。其次,结合江苏省1994—2009年的时间序列数据,通过计量分析来验证本文的理论假设。本研究的意义在于,通过理论分析和实证研究论证农户非农就业有助于农业生产的碳减排,从而为决策者制定决策提供参考。政府可以在为农民创造更多就业机会、提高农民收入的同时,实现农业生产过程中的碳减排。

1 分析框架

在我国,农民的收入主要包括农业收入和非农收入。由于沿海发达地区乡镇企业的迅猛发展,农户非农就业机会增加,非农收入也不断提升,而来自农业的收入增长缓慢,农户非农就业收入远高于农业收入。当前,非农收入是农户家庭的主要收入来源。按照经济学的理性人假定,农户的理性选择自然是越来越多的农户主动放弃土地的耕种而把土地流转出去,转入种粮大户手中,以实现土地的规模化经营。虽然从长期来看,随着社会保障制度的健全,每个进城务工的农民都能享受和城里人同样的社会福利,这时土地就不再承担社会保障功能,土地的流转就是大势所趋。但是,城乡一体化的社会保障制度的建立非一朝一夕所能完成。因此,尽管存在家庭成员的非农就业,但并不发生土地流转,农户经营呈现兼业化特征^[9]。当前,兼业农户的家庭收入主要靠非农所得,而且非农收入增长速度远大于农业收入。另外,根据鲍尔森的研究,化肥在提高农业单产的潜力上是有限的,施肥量增加所带来的单位产量提高是逐渐下降的,而且化肥、农药能够实现粮食增产的正面效应已经逼近了最大潜力^[3]。再加上近几年农产品价格一直上升较慢,相反农业生产要素(如化肥、农药等)价格却不见下跌。因此,降低对农业的重视程度,减少化肥等农业生产要素的投入就是兼业农户的最优选择。生产农业生产资料如农药、化肥等,其主要原料是化石能源,而化石燃料消耗所排放的CO₂占碳排放总量的95%以上^[10]。因此,从理论上来说,减少农药、化肥等农业生产要素的投入,将有助于减少农业生产过程中的碳排放量。

基于以上分析,本文提出以下待验证的研究假设:

(1)农户非农就业机会增多,农户非农收入与农业收入的差距扩大,使其从事农业生产的积极性下降,就会减少农业生产过程中的能源消耗量,实现农业生产过程中的碳减排。由于农业生产过程中所消耗的能源总量不包括用于生产化肥、农药等生产要素的化石能源消耗量。因此,本文首先通过计算农业生产过程中(不包含用于生产化肥、农药等生产要素的化石能源消

耗的碳排放量)的总碳排放量,主要包括:农业的能源消耗量、农业劳动力的碳排放和秸秆燃烧所产生的碳排放量,来考察农户非农就业机会、农户非农收入与农业收入的差距对农业生产过程中碳排放的影响。由于本文计算的是农业生产过程中的碳排放,而且重点考察农户生产行为对农业碳排放的影响。因此,没有将土壤呼吸的碳排放量考虑进来。

(2)农户非农收入与农业收入的差距越大,其对农业的重视程度越低,农户增加化肥等农业生产要素的意愿越低,农业生产过程中因化肥等要素投入所增加的碳当量越小。由于受数据获取来源的限制,我们目前不能获得生产单位化肥、农药等农业生产要素的碳排放当量。因此,只能根据农户非农就业机会、农户非农收入与农业收入的差距对化肥等农业生产要素投入的影响,推算出其对农业生产中碳排放量的影响。

2 实证分析

根据以上研究,本文的实证分析分为以下两个部分:①以农业生产过程中碳排放总量为因变量,以农村非农就业总人数(表示非农就业机会)和农户人均非农收入与农业收入之差为自变量,建立多元回归模型,运用普通最小二乘法(OLS法)进行估计,考察农户非农就业机会、农户非农收入与农业收入的差距对农业生产过程中碳排放的影响,以及影响的程度,试图验证假说一;②选取亩均化肥投入量(Q)代表农业生产要素投入量,反映农户增加化肥等农业生产要素的意愿高低;选取农户人均非农收入与农业收入之差(Y)反映农户对农业的重视程度,农户人均非农收入与农业收入差越大,农户对农业的重视程度越低。通过单位根检验、协整分析和格兰杰因果关系检验,廓清农户人均非农收入与农业收入之差对亩均化肥投入量的影响,从而试图验证假说二。

2.1 计量模型、指标说明、数据来源和实证分析一

2.1.1 计量模型

从理论上讲,农业生产过程中的碳排放不仅仅受到农户非农就业机会、农户非农收入与农业收入差距的影响,同时还需要考虑农业生产要素投入数量、技术条件等因素的作用。在本研究中剔除了这类变量,直接考察农业生产的碳排放与非农就业机会、农户非农收入与农业收入差距之间的关系,以反映出它们之间的净影响。同时为了剔除异方差的影响,对以上数据作了取对数处理。具体模型的函数形式为:

$$\ln Q_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln X_t + \alpha_2 \ln Y_t + \alpha_3 (\ln Y_t)^2 + \epsilon t \quad (1)$$

式(1)中,Q_t表示第t年农业生产过程中的碳排放总量;X_t表示第t年农村的非农就业总人数;Y_t表示第t年农户人均非农收入与农业收入之差;(ln Y_t)²表示第t年农户人均非农收入与农业收入之差对数的平方。

2.1.2 指标说明及数据来源

农村生产过程中碳排放总量的计算方法为:首先

根据农业生产的能源消耗量(由于没有单独的农业能源消耗量,因此只能用农、林、牧、渔业总的能源消耗量来代替),按照折算系数计算出碳当量^[11]。其次,根据江苏省主要农作物产量按照各自的草谷比系数折算出秸秆总当量,再乘以露天燃烧的比例,即可算出秸秆燃烧总当量^[12],然后按照一定的系数折算出秸秆燃烧的碳当量。农业劳动力呼吸排放当量为:农业劳动力总数(人)×0.079t/人;其中,0.079t是年人均呼吸释碳量^[13]。农村非农就业总人数,主要采用杨向阳^[14]的计算方法:非农就业人数用农村地区从业人员总数减去农业部门就业人口来表示,即主要包括在农村地区的工业、建筑业、交通运输仓储业和邮电通讯业、批发零售贸易业及餐饮业、其它行业等部门就业的劳动力。农户人均非农收入=农村人均纯收入-农业人均收入。农业能源消耗量、江苏省主要农作物产量、农村人均纯收入和农业人均收入数据均来自《江苏省统计年鉴》;农村劳动力总人数和农业劳动力总人数数据来自《中国农村统计年鉴》和《中国统计年鉴》。

2.1.3 实证结果一及分析

笔者采用普通最小二乘法(OLS法)对式(1)进行估计,计量输出结果见表1。根据表1中的偏回归系数可得到如下回归方程:

$$\ln \hat{Q}_t = 27.85739 - 0.009887 \ln X_t - 2.787635 \ln Y_t + 0.179586 (\ln Y_t)^2 \quad (2)$$

从统计检验来看, $R^2=0.899868$,方程拟合优度较高,总体显著性较好。

表1 模型一的估计结果

变量	系数	标准差	T值	概率值
常数项	27.85739*	4.540561	6.135232	0.0009
$\ln X_t$	-0.009887	0.086185	-0.114718	0.9124
$\ln Y_t$	-2.787635*	1.005264	-2.773038	0.0323
$(\ln Y_t)^2$	0.179586*	0.064858	2.768913	0.0325
R^2		0.899868		
F值		50.227974		
DW统计量		2.110893		

注:*表示在5%的水平下通过显著性检验

另外,当显著性水平为5%, $n=16$, $k=3$ 时(不含常数项), $d_L=0.98 < DW$ 值(2.110893) $< 4-d_U$,不存在自相关。回归方程中非农就业人数的偏回归系数为负,虽然不显著,但也表明农户的非农就业有助于减少农业生产中的碳排放。系数不显著的可能原因是:农业生产的季节性特征使得农户呈现兼业经营的特点,

表2 变量ADF和PP检验结果

变量	ADF检验统计量	伴随概率P值	PP检验统计量	5%临界值	伴随概率P值	结论
$\ln Q$	-66.72557	0.0001	-78.08362	-3.175352	0.0001	平稳
$\ln Y$	-3.324281	0.0396	-5.249690	-3.175352	0.0021	平稳

(2)协整关系检验。从表3和表4来看,无论是特征根迹检验结果还是最大特征值检验结果,其对应原假设None的检验统计量均大于5%显著性水平下的临界值,这意味着可以在95%的置信水平下拒绝无协整

农村劳动力农忙时返乡。因此,在农业生产过程中,农村劳动力自身呼吸和农业生产中能源消耗所产生的碳排放量并没有显著减少。从回归方程中可以看出,农户非农收入与农业收入之差与农业生产过程中碳排放量呈负向关系,系数为-2.787635,即农户非农收入与农业收入之差每扩大1%,将会使农业生产中碳排放减少约2.79%,表明人均非农收入相对于农业收入越高,越有利于农业生产过程中的碳减排。从而验证了假说一。因此,政府应该为农民创造更多的非农就业机会,消除城市对农村劳动力的歧视,积极引导农户从事非农就业,实现农民增收和农业减排的双赢。

2.2 指标说明、数据来源、分析方法和实证分析二

2.2.1 指标说明

本部分进一步验证农户非农就业对化肥、农药等农业生产要素投入的影响,进而推算出农户非农就业对农业碳排放的影响。由于一亩田块化肥、农药等生产要素的投入量是呈正向关系,为了增加产量不仅要多喷农药,还得多施化肥。因此,可以用亩均化肥投入量(Q)来代表农业生产要素投入量,从而反映农户增加化肥等农业生产要素的意愿高低;选取农户人均非农收入与农业收入之差(Y)反映农户对农业的重视程度,农户人均非农收入相对于农业收入越高,其对农业的重视程度越低。

3.2.2 数据来源和分析方法

亩均化肥投入=化肥投入总当量/耕地面积,数据来自《江苏统计年鉴》;农户人均非农收入与人均农业收入的数据来源同上。分析方法:①进行单位根检验。利用经典的ADF和PP方法检验 $\ln Q$ 、 $\ln Y$ 数列的稳定性;②协整分析。在第一步的基础上,利用Johansen协整方法实证检验二者间是否存在长期协整关系;③因果关系检验。利用格兰杰因果关系检验方法,检验 $\ln Q$ 、 $\ln Y$ 之间是否存在因果关系。

2.2.3 实证结果二及分析

(1)单位根检验。为避免时间序列可能存在的“伪回归”,首先要对序列作单位根的平稳性检验,以确定变量是否满足协整检验的前提条件。若检验显示变量不平稳,则不能进行协整分析,只有在变量平稳的条件下,才能进行协整分析。通常情况下,首先采用ADF单位根检验方法来检验变量的平稳性。其次,为了验证ADF检验结论的稳定性,笔者同时采用了PP检验。两种检验结果均证明了两个变量都是平稳的时间序列。

关系的假设,说明 $\ln Q$ 和 $\ln Y$ 这两个变量之间存在协整关系;另外,对应原假设 $At most 1$ 的检验统计量的值均小于5%显著性水平下的临界值,表明不能拒绝最多存在1个协整向量的原假设。因此, $\ln Q$ 和 $\ln Y$ 这两

个变量只有一个存在协整向量关系,而且协整关系为负,表明两个变量之间存在长期的负向协整关系。这一结果的经济含义是:从长期来看,农户人均非农收入与农业收入之间的差距扩大,即农户人均非农收入相对于农业收入越高,越诱使农户减少农业生产中化肥等生产要素的投入,有利于减少农业生产过程中的碳排放。因此,扩大农户非农就业机会,提高其非农就业收入,就长期而言也是必要的。

表 3 协整的特征根迹检验结果

原假设	特征值	Trace 统计量	显著性水平 5%的临界值	伴随概率 P 值. **	协整关系
None *	1.000 000	370.424 7	15.494 71	0.000 1	—
At most 1	0.263 369	3.056 680	3.841 466	0.080 4	

表 4 最大特征值检验结果

原假设	特征值	最大特征值统计量	显著性水平 5%的临界值	伴随概率 P 值. **	协整关系
None *	1.000 000	367.368 0	14.264 60	0.000 1	—
At most 1	0.263 369	3.056 680	3.841 466	0.080 4	

(3) 格兰杰因果关系检验。从 5% 的显著性水平来看,农户人均非农收入与农业收入差是导致亩均化肥投入量变化的重要原因,但亩均化肥投入量却不是引起农户人均非农收入与农业收入差变化的原因。这一结果表明,农户非农收入与农业收入差距的扩大,会导致亩均化肥投入量的变化。而且,从长期来看,农户人均非农收入与农业收入差和亩均化肥投入量之间存在负向关系。也就是农户非农就业收入的提高确实会使化肥施用量发生变化,即亩均化肥投入减少。生产农业生产资料如农药、化肥等,其主要原料就是化石能源,而化石燃料消耗会排放出大量的 CO₂。因此,可以推论农户非农收入与农业收入差距加大,即农户人均非农收入相对于农业收入越高,越有助于减少农业生产过程中的碳排放量,从而验证了本文的第二个假说。

表 5 亩均化肥施用量与人均收入差之间的格兰杰因果关系检验结果

原假设	滞后阶数	F 统计量	P 值	结论
lnQ does not Granger Cause lnY	2	0.250 49	0.787 64	接受
lnY does not Granger Cause lnQ	2	75.201 9	0.000 19	拒绝

3 结论及政策建议

本文基于农户非农就业的视角,并结合江苏省实际时序数据,从理论和实证两个方面,运用最小二乘估计、单位根检验、协整分析和格兰杰因果关系检验的分析方法,分两个部分考察了农户非农就业对农业生产过程中碳排放的影响。

(1) 从最小二乘法(OLS 法)估计结果来看,农户人均非农收入与农业收入之差每扩大 1%,将会使得农业

生产中碳排放减少 2.79%。

(2) 通过单位根检验、协整分析和格兰杰因果关系检验,发现农户非农收入与农业收入之差和亩均化肥投入之间确实存在长期的负向协整关系;而且,农户非农收入与农业收入差距的扩大,是导致亩均化肥投入量减少的格兰杰原因。

研究结果表明,农户人均非农收入相对于农业收入越高,越有助于减少农业生产过程中的碳排放量。因此,从增加农民收入和发展低碳农业两个角度,政府都应该为农民创造更多的非农就业机会,提高农民非农就业收入,消除城市对农村劳动力的歧视,以实现农民增收和农业减排的双赢。

参考文献:

- [1] 朱红恒. 农业生产、非农就业对农村居民收入影响的实证分析[J]. 农业技术经济, 2008(5):18-22.
- [2] 钟甫宁, 何军. 增加农民收入的关键: 扩大非农就业机会[J]. 农业经济问题, 2007(1):62-69.
- [3] 新能源与低碳行动课题组. 低碳经济与农业发展思考[M]. 中国时代经济出版社, 2011(1):11,16.
- [4] 胡启山. 低碳农业任重道远[J]. 农药市场信息, 2010(2):4.
- [5] PEREZ C, et al. Can carbon sequestration markets benefit low-income producers in semi-arid Africa? potentials and challenges[J]. Agricultural Systems, 2007, 94(1):2-12.
- [6] GONZÁLEZ-ESTRADA E, et al. Carbon sequestration and farm income in West Africa: identifying best management practices for smallholder agricultural systems in northern Ghana[J]. Ecological Economic, 2008, 67:492-502.
- [7] MARTENS D A, et al. Atmospheric carbon mitigation potential of agricultural management in the southwestern USA[J]. Soil & Tillage Research, 2005, 83(1):95-119.
- [8] 许广月. 中国低碳农业发展研究[J]. 经济学家, 2010(10):72-78.
- [9] 钱忠好. 非农就业是否必然导致农地流转[J]. 中国农村经济, 2008(10):13-20.
- [10] 冯碧梅, 刘传江. 全球价值链视角的武汉城市圈产业体系构建[J]. 中国人口·资源与环境, 2010(3):67-69.
- [11] 王雪娜. 我国能源类碳源排放量估算办法研究[D]. 北京: 北京林业大学, 2006.
- [12] 徐顺年. 江苏农作物秸秆机械化还田探索与实践[EB/OL]. <http://www.docin.com/p-76146394.html>, 2010-09-01.
- [13] 陶在朴. 生态包袱与生态足迹: 可持续发展的重量及面积观念[M]. 北京: 经济科学出版社, 2003.
- [14] 杨向阳, 等. 公共投资对农业生产率与非农就业的影响研究[J]. 农业经济问题, 2007(12):41-48.

(责任编辑: 郑兴华)