

# 农业政策、粮食产量与粮食生产调整能力<sup>\*</sup>

陈 飞 范庆泉 高铁梅

**内容提要:** 农业政策成功与否不仅取决于政策的实施环境,更主要取决于农民对政策刺激反应的强烈程度。为分析我国农业政策的实施效果,本文利用 Nerlove 提出的适应性预期模型对我国粮食生产调整能力及农业政策的影响效果进行实证研究。基于 1995—2008 年中国省际农业面板数据,利用动态面板的 GMM 方法分别估计了农业政策对小麦、稻谷、玉米作物播种面积、单位产量及总产量的影响,并对我国粮食生产调整能力及农业政策影响的长期效应进行了定量分析。实证结果表明,随着政府对农业投入的增加,我国粮食生产的调整能力逐渐增强,各项农业政策对粮食生产均具有显著正向影响,其中,农业支出政策和农村固定资产投资是拉动我国粮食产量增长的最重要因素。但预期价格水平对粮食产量的影响相对偏弱,市场经济的价格杠杆作用并不明显。

**关键词:** 粮食生产调整能力 农业政策 适应性预期模型 动态面板 GMM 方法

## 一、引 言

1999—2003 年期间,受政府退耕还林工程、城市扩张和开发区建设、乡镇企业和农民建房占用耕地等诸多因素影响,我国农业耕地面积共计减少 2.06 亿亩。与此同时,粮价低迷<sup>①</sup>又严重影响了农民的种粮积极性,致使粮食亩产逐年降低。两种影响的共同作用,导致我国的粮食总产量从 1999 年 5.1 亿吨下降到 2003 年的 4.3 亿吨,国内粮食供求关系一度紧张,粮食生产安全问题引起了全社会的高度重视。从 2004 年开始至 2010 年,中共中央连续 7 年发布以“三农”为主题的一号文件,强调农业问题的战略地位。其中,2005 年 1 月 30 日,《中共中央国务院关于进一步加强农村工作提高农业综合生产能力若干政策的意见》明确提出,坚持“多予少取放活”的方针,稳定、完善和强化各项支农政策,把加强农业基础设施建设、加快农业科技进步、提高农业综合生产能力,作为一项重大而紧迫的战略任务,切实抓紧抓好。在此期间,又陆续出台了粮食直补、增加农业财政支出、取消农业税等各项惠农政策,放开粮食购销市场,加强和改善粮食宏观调控,取得了显著成效。自 2004 年以来,我国粮食总产量实现了连续 6 年的快速增长,并于 2009 年达到历史最高水平 5.3 亿吨。

粮食产量的大幅度提高,是否表明我国当前的粮食综合生产能力<sup>②</sup>已经能够保证国家的粮食

\* 陈飞,东北财经大学数学与数量经济学院、经济计量分析与预测研究中心,邮政编码:116025,电子信箱:cfei2000@163.com;范庆泉,安华农业保险研究所,电子信箱:fanqingquan@yahoo.cn;高铁梅,东北财经大学数学与数量经济学院、经济计量分析与预测研究中心,电子信箱:gaotiemei@163.com。本研究得到国家自然科学基金项目(批准号:70673009)、辽宁省教育厅项目(2009A236)以及辽宁省教育厅人文社会科学研究基地项目(2009JD27)的资助。非常感谢匿名审稿人的建设性意见,作者文责自负。

① 与 1999 年相比,2003 年稻谷、小麦和玉米价格分别下降了 13.4%、9.9%和 4.6%。数据来源于 2009 年《中国农村统计年鉴》。

② 粮食综合生产能力既表现为一定的粮食产量,又包含了一定的粮食生产潜能,它是国家粮食安全的核心基础和关键内容,是实现粮食安全目标的基本手段。

安全?从国际环境来看,世界粮食产量增长正在逐渐放缓,需求不断增长,库存持续下降,粮食价格上涨,部分国家粮荒引发社会动荡,保证我国粮食安全的外部环境并不稳定。从国内环境来看,由于人口增长、农产品加工业的发展以及工业用粮的增加,我国的粮食需求在不断增加。图1描述了我国粮食净出口曲线的变动情况,自2003年以来,我国粮食净出口量开始为负并逐年下降,2009年达到近年来最低水平-4894万吨,表明我国粮食需求的增长速度要高于粮食产量的增长速度

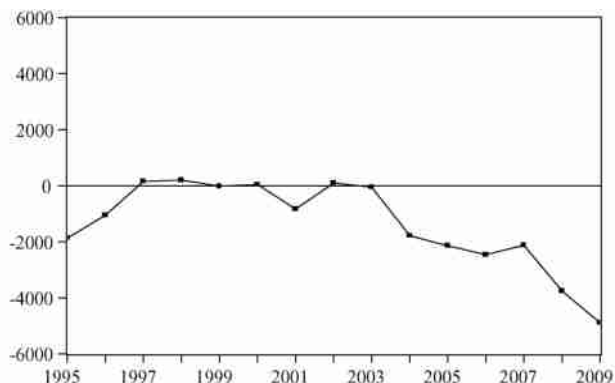


图1 1995—2009年我国粮食净出口曲线(万吨)

度,粮食供需缺口逐年增大。从2010—2020年的中长期来看,中国粮食综合生产能力依然偏弱,确保粮食安全的基础并不牢固(马晓河等,2008)。因此,研究农业政策工具对粮食生产的影响效果和影响方式,对于确保国家粮食安全具有重要意义,同时又可以避免粮食价格冲击对农业生产和宏观经济稳定所带来的不利影响,现已成为我国政府和学术界普遍关心的重要问题之一。

近年来,国内外学者对粮食生产的研究非常广泛和深入,主要包括粮食生产的风险分析、粮食价格的波动分析、粮食产量的波动分析、粮食生产函数的构建、粮食生产发展战略与政策支持等方面内容。较具代表性的研究有,Johnson(1956)提出了研究粮食生产的分布滞后模型,他在文献中指出,由于投入的“固定性”、生产调整成本、信息不完全、技术条件限制等因素的制约,使得粮食的供给反应具有粘滞性,因此,解释变量单位变化的影响分布到多个时期。Rosegrant et al.(1998)研究了印度尼西亚粮食作物的动态供给反应函数,估计了技术进步、价格与投资等因素对稻谷、玉米、大豆与薯类四种主要粮食作物的影响,利用1969—1990年的国家数据,分别对总产出模型、播种面积模型和单位产出模型进行估计,结果表明农业投资政策和价格支持政策对印度尼西亚的粮食产量具有重要影响。Kanwar(2006)使用面板数据随机效应方法分别建立了印度的六种粮食作物的计量模型,得出印度粮食作物调整的周期约为2—3年,而影响印度粮食作物的主要因素是水资源等,提出采取更加科学的灌溉技术(例如通过私人投资的喷洒式灌溉技术)、提供肥料和优质种子补贴等可使印度所有农民受益。张雪梅(1999)采用随机边界生产函数对我国1991—1996年玉米生产增长因素进行了实证分析,得出技术进步和化肥是玉米生产增长的主要动力,扩大有效灌溉面积和挖掘玉米生产的技术效率对玉米生产也具有重要作用。宋学明、赵建华(1997)将我国2357个县划分为九个大农业区并对县级粮食单位产量进行实证分析,着重指出目前中国区域粮食生产的差距,影响粮食产量的主要因子及其在区域间作用的差异。杨友孝、罗安军(2006)通过对粮食直补政策的理论分析得出粮食生产直补政策的短期和长期影响不同,直补政策和间接补贴对农业风险的抵御能力不同,其结论指出我国现阶段直接补贴与间接补贴应相互补充,不可分割。

上述研究对于分析粮食生产问题极具理论和现实意义。但多数研究倾向于解释价格支持、优越的自然条件和技术进步等对粮食产量的影响,而对于农业政策影响效果的研究相对较少。目前,我国粮食产量的增长主要是由各项惠农政策以及较大规模的农村基础设施投资拉动的<sup>①</sup>,因此,分析农业政策对我国粮食生产能力的影响效果更具有现实意义。本文在借鉴前人研究成果的基础上,利用Nerlove(1958,1979,2001)提出的适应性预期模型,分析农业支持政策以及其他各类因素对

<sup>①</sup> 由于篇幅所限,各项惠农政策及农村基础设施投资对粮食产量增长拉动作用的内在关系机理分析,见本文第三节第二部分内容。

小麦、稻谷、玉米作物播种面积、单位产量及总产量的影响。

本文的第二部分建立了研究粮食生产问题的理论框架;第三部分结合我国农业生产的区域差异和农业政策实施情况,给出了实证研究模型中区域、指标的选取方法及依据;第四部分利用 1995—2008 年中国省际农业面板数据估计了农业政策对各种粮食作物播种面积和单位产量的影响,并对我国粮食生产调整能力以及农业政策影响的长期效应进行了定量分析;本文的最后给出结论。

## 二、粮食生产研究的理论框架

提高粮食作物的总产量,可以从两方面入手:一是扩大粮食播种面积,二是增加粮食作物的单位产量。因此,本文首先分别对影响粮食播种面积与单位产量变动的各类因素进行分析,然后再利用所得到的结果,建立一个影响粮食总产量变动的动态计量模型。上述过程使得对粮食生产问题的研究更为细化,例如,施肥量主要是通过影响粮食单产进而影响总产量,使用单位产量对施肥量进行回归分析,可以剔除播种面积变动所引起的估计偏误。另外,粮食单位产量是衡量一国粮食综合生产能力的重要指标,在我国土地资源极度紧张的前提下,研究影响单位产量变动的各类因素本身就具有非常重要的现实意义。

### (一)播种面积的动态分析模型

本文首先利用 Nerlove(1958)提出的适应性预期模型(adaptive expectation model)研究我国粮食播种面积的调整问题,假设最优播种面积<sup>①</sup> ( $A^d$ )受预期价格水平( $P^e$ )、价格风险以及其他各类因素影响。模型表示如下:

$$A_{m,t}^d = \alpha_0 + \alpha_1 P_{m,t}^e + Z_{m,t}' \alpha_2 + \varepsilon_{1m,t} \quad m = 1, 2, \dots, M, t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

其中,  $m=1, 2, \dots, M$  表示不同种类的粮食作物,式(1)中共包含  $M$  个方程; $A_{m,t}^d$  表示第  $m$  种农作物在第  $t$  时期的最优播种面积; $P_{m,t}^e$  表示第  $m$  种农作物在第  $t$  期的预期价格水平; $Z_{m,t}$  是包括价格风险在内的其他解释变量向量; $\varepsilon_{1m,t}$  是服从于  $N(0, \sigma_1^2)$  的扰动项。

在现实经济中,农民不可能及时地将其实际播种面积调整到最优播种面积,这是由于受到许多农业生产条件的实际约束,例如缺乏农业生产的可获得性投入、播种各种不同的农作物以抵御价格风险等。在 Nerlove(2001)的模型中假设,本期的最优播种面积与上期实际播种面积差距的一定比例是相邻两期实际播种面积的变动量,模型形式表示如下:

$$A_{m,t} = A_{m,t-1} + \gamma^{(A)} (A_{m,t}^d - A_{m,t-1}) + \varepsilon_{2m,t} \quad (2)$$

其中,  $A_{m,t}$  表示第  $m$  种农作物在第  $t$  期的实际播种面积; $A_{m,t-1}$  表示第  $m$  种农作物在第  $t-1$  期的实际播种面积; $\varepsilon_{2m,t}$  是服从于  $N(0, \sigma_2^2)$  的扰动项。 $\gamma^{(A)}$  称为调整参数,代表农民根据市场需求,调整其粮食播种面积的能力。从 AR 模型的平稳性角度出发,参数  $\gamma^{(A)}$  的值处于  $(0, 2)$  之间<sup>②</sup>。

将式(1)代入式(2),并整理可得:

$$A_{m,t} = \theta_0 + \theta_1 A_{m,t-1} + \theta_2 P_{m,t}^e + Z_{m,t}' \theta_3 + \varepsilon_{m,t} \quad (3)$$

其中,

$$\theta_0 = \gamma^{(A)} \alpha_0, \theta_1 = 1 - \gamma^{(A)}, \theta_2 = \gamma^{(A)} \alpha_1, \theta_3 = \gamma^{(A)} \alpha_2, \varepsilon_{m,t} = \gamma^{(A)} \varepsilon_{1m,t} + \varepsilon_{2m,t} \quad (4)$$

将式(3)中的参数称为各影响因素对播种面积的短期影响,相对应地,式(1)中的参数称为各因素对播种面积的长期影响(Kanwar, 2006)。长期影响系数反映了价格、风险及其他因素对播种面积的净

① 满足粮食市场供需均衡所要求的粮食播种面积,称为最优播种面积。

② 若保证式(2)所示的 AR 模型的平稳性,则需要满足:  $-1 < 1 - \gamma < 1$ , 即  $\gamma$  取值在  $(0, 2)$  之间。

影响,而短期影响则代表了长期影响和农民调整能力的综合效果。

## (二)单位产量的动态分析模型

受土地资源有限性、保护生态环境以及土地价值不断提高等客观条件的制约,通过增加播种面积进而提高粮食总产量方式的影响效果在逐年减弱,更多地是通过提高粮食单位产量来实现这一目标。1965年以来,印度农业的发展体现了这一转变过程(Vaidyanathan, 1994)。因此,本文同时建立了影响单位产出的动态模型,其建立方法类似于播种面积模型,将式(1)–(3)中的播种面积变量 $A_{m,t}$ 用单位产出变量 $y_{m,t}$ 替代,可得单位产量模型,其形式如下:

$$y_{m,t}^d = \tilde{\alpha}_0 + \tilde{\alpha}_1 P_{m,t}^e + Z'_{m,t} \tilde{\alpha}_2 + \tilde{\varepsilon}_{1m,t} \quad (5)$$

$$y_{m,t} = y_{m,t-1} + \gamma^{(y)} (y_{m,t}^d - y_{m,t-1}) + \tilde{\varepsilon}_{2m,t} \quad (6)$$

$$y_{m,t} = \theta_0 + \theta_1 y_{m,t-1} + \theta_2 P_{m,t}^e + Z'_{m,t} \theta_3 + \tilde{\varepsilon}_{m,t} \quad (7)$$

其中,

$$\theta_0 = \gamma^{(y)} \tilde{\alpha}_0, \theta_1 = 1 - \gamma^{(y)}, \theta_2 = \gamma^{(y)} \tilde{\alpha}_1, \theta_3 = \gamma^{(y)} \tilde{\alpha}_2, \tilde{\varepsilon}_{m,t} = \gamma^{(y)} \tilde{\varepsilon}_{1m,t} + \tilde{\varepsilon}_{2m,t} \quad (8)$$

类似地,从模型平稳性角度出发,调整参数 $\gamma^{(y)}$ 的取值范围在(0, 2)之间。

## (三)预期价格的 ARIMA 模型

在播种面积和单位产量动态分析模型中,由于农作物 $m$ 的预期价格 $P_{m,t}^e$ 是不可观测变量,因此不能直接对式(3)和式(7)进行估计。基于适应性预期假说理论,本文利用 ARIMA( $p, d, q$ )过程来描述预期价格 $P_{m,t}^e$ 的变动情况,模型形式如下:

$$\begin{aligned} \Delta^d (P_{m,t}^e) &= b_1 \Delta^d (P_{m,t-1}) + b_2 \Delta^d (P_{m,t-2}) + \dots + b_p \Delta^d (P_{m,t-p}) \\ &+ \mu_{m,t} + c_1 \mu_{m,t-1} + c_2 \mu_{m,t-2} + \dots + c_q \mu_{m,t-q} \end{aligned} \quad (9)$$

其中, $\Delta$ 为差分算子, $P_{m,t}^e$ 为农作物 $m$ 的预期价格, $P_{m,t}$ 为农作物 $m$ 的实际价格, $d$ 为 $P_{m,t}$ 序列的单整阶数。

为构造预期价格序列,首先需要在全样本区间 $[1, T]$ 中预留初始的子样本区间 $[1, \tau]$ ,其中 $\tau$ 为区间 $[1, T]$ 中的某一固定点,并在子样本区间 $[1, \tau]$ 上估计式(9)所示的基于 $P_{m,t}$ 序列的 ARIMA 过程,以此为基础进行一步向前预测,得到 $\tau+1$ 时刻的预期价格,记为 $P_{m,\tau+1}^e$ ;再追加一个样本点,此时子样本区间扩展为 $[1, \tau+1]$ ,重复上述 ARIMA 模型的估计和预测过程,从而得到 $\tau+2$ 时刻的预期价格,记为 $P_{m,\tau+2}^e$ ;在不断向外拓展的子样本区间上如此反复建模及预测,直到子样本区间扩展到 $[1, T-1]$ 时结束,得到 $T$ 时刻的预期价格 $P_{m,T}^e$ 。

## 三、区域选取与指标构造

本文基于上述理论模型,研究预期价格、政策因素以及其他影响因素对小麦、稻谷、玉米三种主要粮食作物的播种面积和单位产量的影响。<sup>①</sup>考虑到我国农业区域发展不平衡及各地区农业政策差异较大等特点,本文使用我国 1995—2008 年的 29 个省份(其中港澳台地区、西藏自治区除外,重庆市数据合并到四川省数据内)的面板数据<sup>②</sup>对模型进行估计。另外,由于我国农业市场化时间较短,全国数据的样本区间长度不足,使用区域面板数据可以有效地扩大样本容量,从而得出较好的估计结果。

① 国家农业统计年鉴显示,2008 年小麦、稻谷、玉米产量分别占当年我国粮食总产量的 21.8%、37.1%、30.4%,其他粮食作物仅占到粮食总产量的 10.7%,因此,针对这三种粮食作物进行研究具有代表性。

② 数据来源于中国经济信息网宏观年度数据库、各省份统计年鉴、全国统计年鉴、中国农村统计年鉴、中国农产品价格调查年鉴。需要指出的是,本文使用 ARIMA 模型预测预期价格水平,为了得到较好的建模效果,价格变量的时间区间为 1984—2008 年。

### (一) 区域个体选取

由于我国各地区的土地、温度、降雨等自然条件差异较大,小麦、稻谷、玉米三种农作物在我国的生产分布情况并不相同,因此本文对于每种粮食作物选取不同的区域个体进行分析。针对每种粮食作物,使用 1995—2008 年各省份相应粮食作物的历年累计总产量占全国比重进行排序,选取比重高于 1% 的省份作为样本个体。表 1 中给出了三种粮食作物的区域个体选取情况:

表 1 小麦、稻谷、玉米作物研究的区域个体选取

粮食作物	区域个体选取
小麦作物	河南、山东、河北、江苏、安徽、四川、陕西、新疆、甘肃、湖北、山西、内蒙、黑龙江、云南,共 14 个省份
稻谷作物	湖南、江苏、江西、湖北、四川、广东、安徽、广西、黑龙江、浙江、福建、云南、贵州、吉林、辽宁、河南、山东、河北,共 18 个省份
玉米作物	吉林、山东、黑龙江、河北、河南、辽宁、内蒙、四川、山西、云南、陕西、贵州、新疆、安徽、江苏、甘肃、湖北、广西、宁夏、湖南,共 20 个省份

注:① 区域选取按着比重大小的排列顺序给出。② 本文选取样本的基本原则是比重高于 1%,但同时也考虑了一些省份农业生产的相对重要性。对于稻谷作物,比重高于 1% 的省份共 16 个,考虑到山东和河北是农业大省,故将其加入到模型中。对于玉米作物,比重高于 1% 的省份共 18 个,宁夏和湖南紧随其后,所占比重分别为 0.8126% 和 0.8124%,考虑到湖南省也是农业大省,故将两省加入模型。

### (二) 农业政策变量选取

为保证国家粮食安全,提高粮食综合生产能力,我国政府依据国内经济发展所处的不同历史阶段,提出了一系列支持粮食生产的农业政策。主要有:对农民种粮进行间接或直接补贴的农业财政支出政策、农村固定资产投资政策以及取消农业税政策等。

#### 1. 农业支出政策变量 ( $EP$ )

我国农业财政支出的主要内容包括间接补贴和直接补贴,在 2004 年以前,我国农业政策主要实施间接补贴,2004 年之后,主要实施直接补贴。间接补贴主要是通过对生产农用机械或生产资料的企业进行减税,或通过政府财政的粮食风险基金支付给购销企业,再由购销企业采用粮食保护价格收购等方式来实现对农民的补贴。间接补贴容易扭曲市场价格信号,造成市场供求不平衡,贸易和市场竞争的不公平,以及对自然资源的不合理使用和浪费使用。在 2004 年以后,我国工业已经得到了长足发展,而广大农村地区还十分落后,粮食播种面积逐年减少已经危及到国家粮食安全。政府从粮食风险基金中拿出部分资金,用于主产区种粮农民的直接补贴,各省份也从财政资金中拿出部分资金对其粮食主产县(市)的种粮农民实行直接补贴。对粮食实施直接或间接补贴,有利于增加农民种粮收入,提高农民种粮积极性。农民有动力对农田精耕细作,增加化肥和农药投入,引进优质粮种,从而提高粮食单产。另外,对种粮进行补贴,会改变粮食和其他农产品的相对收入,这样农民就会调整粮食与其他农产品的相对播种面积,进而增加粮食播种面积。2003 年以来,在各地陆续实施的粮食直补、粮种直补、农机补贴和生产资料增支补贴政策效果明显,对近 6 年来粮食持续增收起到了重要作用。本文使用各省份农业财政支出占总财政支出的比率表示农业支出变量(记为  $EP$ )。需要注意的是,粮食直补政策是根据当年种植的粮食播种面积进行专项补贴政策,影响具有滞后性,因此,本文在模型中使用该变量的滞后值。

#### 2. 农村固定资产投资变量 ( $FA$ )

农村固定资产投资是农村经济发展的初始环节,它是农业经济增长、农村社会进步、农民收入增加的重要物质基础,是衡量改善农村生产条件的一个重要指标(黄卫红,2006)。农村固定资产投资包括在农业、电力燃气及水的生产供应业、农村交通运输业、科学研究和技术服务业等方面的投

资,其作用主要是改善农村生产的基本条件。可以在以下几个方面提高农业生产能力,包括农业产业化、科技兴农、农村基础设施和生态建设、乡镇企业建设和发展,农业生产技术的提高会对粮食生产具有重要的促进作用(宋景军,2008)。2008年10月9日,在中共十七届三中全会上,首次提出城乡经济社会发展一体化的概念,标志着我国政府的农村建设目标由过去的农村城镇化逐步走向城乡一体化,同时也标志着各级政府会进一步加大农村固定资产投资力度。增加农村固定资产投资,能够提高农业生产的劳动效率,并增强农民抵御自然灾害的能力,这都有助于提高粮食单位产量。另外,良好的基础设施降低了农民开垦贫瘠土地的成本,根据地租理论,当种粮收益大于投入时,农民就有动力开垦荒地以增加自己的纯收入。这有利于绝对增加我国的农业耕地面积。本文使用各省份农村固定资产投资额占GDP的比重表示农村固定资产投资变量<sup>①</sup>(记为FA)。

### 3. 农业税变量(TP)

2004年以来,国家加大了粮食主产区减免农业税的力度,在黑龙江、吉林两省实行免征农业税试点改革,对内蒙、辽宁、山东、河南、湖南、江苏、河北、安徽、江西、湖北、四川等11个粮食主产区降低农业税率3个百分点,对其他地区降低农业税率1个百分点,用于鼓励农民进行粮食生产。2005年国家进一步扩大农业税免征范围,加大农业税减征力度,将主要粮食生产区农业税再降低2个百分点,其他地区再降低4个百分点。因减免农业税而减少的地方财政收入,中央财政安排专项转移支付予以适当补助。并于2006年宣布全面取消农业税。由于农业税变量数据的变动幅度过大,导致模型的估计效果较差。为了正确衡量减免农业税政策对我国粮食生产的影响,本文利用虚拟变量来表示农业税政策变量(记为TP),将各省份存在农业税的时期用1来表示,将农业税出现了大幅降低及取消的时期用0来表示。<sup>②</sup>

### (三)预期价格指标与价格风险指标的建立

在1984—2008年期间,我国粮食价格指数的统计口径共发生了两次调整。其中,在1984—1993年间,仅统计了粮食零售价格指数;1994—2001年间,统计了粗粮和细粮的零售价格指数;2002—2008年间,分别统计了小麦、稻谷、玉米的零售价格指数。基于可获得的粮食价格数据,本文构造了1984—2008年间小麦、稻谷、玉米三种粮食作物的零售价格指数<sup>③</sup>。进一步将构造的环比价格指数转化为以2004年为基期的价格指数,并使用2004年小麦、稻谷、玉米的价格水平值分别乘以相应的三种粮食作物基比价格指数,得到了三种粮食作物的实际价格水平值。在本文中,并不直接使用实际价格变量,而是利用该变量构建预期价格指标和价格风险指标。

#### 1. 预期价格指标( $P^e$ )

根据理性预期理论,农民对粮食价格预期的形成来自于对过去粮食价格的观察,根据以往的粮食价格预测下一期的粮食价格。本文利用式(9)分别对每个区域个体的小麦、稻谷、玉米三种粮食作物的实际价格序列进行时间序列建模,对应地,全样本区间 $[1, T]$ 为1984—2008年,预留的子样本区间 $[1, \tau]$ 为1984—1994年,依照(2.3)节给出的构造预期价格指标步骤建立ARIMA模型,共需

① 2000年以前在《中国农村统计年鉴》中并没有农村固定资产投资数据,本文利用集体经济和个体经济的农村投资额相加得到。

② 由于各省份取消农业税的时间不一致,所以各省份开始取值为0的年份也不尽相同。在2004年取值为零的省份:黑龙江、吉林;2005年取值为零的省份:安徽、福建、甘肃、广东、广西、贵州、海南、河南、湖北、湖南、江苏、江西、浙江、辽宁、内蒙、宁夏、青海、陕西、山西、四川、天津、新疆、云南;2006年取值为零的省份:河北、山东。

③ 小麦零售价格指数序列的构造方法:1984—1993年期间的粮食零售价格指数,1994—2001年期间的细粮零售价格指数,2002—2008年期间的小麦价格指数;稻谷零售价格指数的构造方法:1984—1993年期间的粮食零售价格指数,1994—2001年期间的细粮零售价格指数,2002—2008年期间的稻谷价格指数;玉米零售价格指数的构造方法:1984—1993年期间的粮食零售价格指数,1994—2001年期间的粗粮零售价格指数,2002—2008年期间的玉米价格指数。

要建立 728 个 ARIMA 模型。<sup>①</sup> 利用所得到的 ARIMA 模型进行一步向前预测, 并将得到的预测值作为 1995—2008 年的预期价格指标序列, 记为  $P^e$ 。

## 2. 价格风险指标 (CP)

粮食价格稳定不仅对粮食生产具有积极影响, 对经济、社会发展也有着举足轻重的作用。近年来, 我国粮食虽然连续增收, 但是市场粮食价格却异常波动, 不利于农民对粮食价格形成合理预期, 进而影响到粮食生产的稳定性。通常采用价格波动来表示价格风险指标, 价格波动的测度方法有很多, 本文使用变异系数来测度价格波动。<sup>②</sup> 根据 Kanwar (2006) 的建模思想, 本文把价格指标的当期值与其滞后一期、滞后两期值看做一个子序列, 求其标准差, 作为当期的价格风险值, 进而计算出价格风险指标的时间序列, 记为 CP。

### (四) 其他解释变量选取

#### 1. 产业结构变量 (AS)

近年来, 伴随着我国经济迅猛发展, 工业化和城镇化进程不断加快, 土地占用量增加, 使得我国本来稀缺的土地资源更加紧张。大规模地占用农业用地特别是占用基本农田, 必然会导致粮食产量的大幅下降。同时, 产业结构的不断提升使得玉米作物的加工产品越来越多, 导致玉米作物的需求量居高不下, 从而影响玉米及其他粮食作物的相对产量。本文使用各省份第二、三产业增加值占 GDP 的比重构造产业结构指标 (记为 AS), 显然, 该变量对小麦、稻谷产量应具有负向影响, 对玉米产量的影响方向无法确定。

#### 2. 施肥量变量 (F)

施肥不仅能提高土壤肥力, 而且也是提高粮食作物单位产量的重要措施, 是农业生产最基础而且是最重要的物质投入。我国粮食施肥的成本相对较高, 约占农业生产总成本 (物资成本加人工成本) 的 25% 以上, 占全部物资费用 (种子、肥料、农药、机械作业、排灌等费用) 的 50% 左右。农田施肥率取决于农民的成本收益核算, 当粮食价格上涨或农民从粮食生产当中得到一定补贴时, 施肥量随着农民种粮积极性的提高而增加; 反之, 农民将减少施肥量以节约成本。近年来, 随着粮食价格上涨以及农民对科学种粮认识的不断提高, 施肥量指标呈现逐年增加的变动趋势。本文利用各种粮食作物每亩化肥用量 (折纯)<sup>③</sup> 指标表示施肥量变量 (记为 F)。显然, 化肥在提高粮食单产方面起到了促进作用。<sup>④</sup>

#### 3. 抗灾能力变量 (DP)

我国是一个自然灾害频发的国家, 主要易发生洪涝、干旱、冰雹等自然灾害。2008 年 1 月, 我国南方的特大低温雨雪灾害给农业生产造成巨大损失: 大批农作物和家畜被冻死, 大棚和果树被压垮, 受灾面积达 1.78 亿亩, 直接农业经济损失达 250 亿—500 亿元。2009 年上半年, 我国北方遭遇了近 50 年以来的严重干旱, 以安徽省为例, 小麦受灾面积达 2905.5 万亩, 占播种面积的 82%, 其中

① 在小麦、稻谷、玉米模型中分别选取了 14、18、20 个区域个体, 共 52 个; 对于每个区域需要建立 14 个 ARIMA 模型来预测 1995—2008 年的预期价格指标, 所以需要对 728 个价格序列进行建模。由于篇幅有限, 文中没有给出每个 ARIMA 模型的具体形式。

② 变异系数定义为序列的标准差与其均值的比例。

③ 数据来源于 2002—2009 年《全国农产品成本收益资料汇编》。其中, 稻谷每亩化肥用量 (折纯) 是利用早籼稻、中籼稻、晚籼稻、粳稻四种稻谷作物每亩化肥用量加权平均得到。权重序列是利用 2008 年每种稻谷产量占全部稻谷产量的百分比得到。另外, 各种粮食作物每亩化肥用量仅有 2001—2008 年数据, 本文利用 2001—2008 年间粮食施肥量与农产品施肥量数据间的比例关系, 对 1995—2000 年间农产品施肥量数据进行调整。并将调整后数据与粮食施肥量数据合并, 构造 1995—2008 年施肥量时间序列。

④ 值得注意的是, 产业结构指标主要是影响作物的播种面积, 所以仅作为播种面积模型中的解释变量; 而单位面积施肥量指标主要是影响作物的单位产量, 所以仅作物单位产量模型中的解释变量。

严重受灾面积达 35%(凌杰, 2009)。“北旱南涝”的情况几乎是年年发生,这对我国粮食生产具有重大不利影响。农业保险政策是农户提高抗灾能力的一个重要因素,另外,加强农业基础设施建设,增强对农民的技术培训,提高农业生产管理水平,可以有效地提高农业抗风险能力。本文使用各省农业受灾面积减去成灾面积的差值与受灾面积的比例构造抗灾能力变量(记为  $DP$ )。显而易见,提高我国政府和农民的抗灾能力,有利于粮食作物产量的提高。

#### 四、农业政策对我国粮食生产影响的实证研究

##### (一)粮食生产的实证模型

本文使用  $i=1, 2, \dots, N$  表示区域个体;  $t=1, 2, \dots, T$  表示时间;  $m=1, 2, 3$  分别表示小麦、稻谷和玉米三种不同的粮食作物。根据式(3)和式(7)可以分别得到三种粮食作物的播种面积与单位产量的实证模型,其中,

播种面积实证模型:

$$\ln A_{m,i,t} = \theta_0 + \theta_1 \ln A_{m,i,t-1} + \theta_2 \ln P_{m,i,t}^e + \theta_3 AS_{m,i,t} + \theta_4 DP_{m,i,t} + \theta_5 EP_{m,i,t-1} + \theta_6 FA_{m,i,t} + \theta_7 TP_{m,i,t} + \theta_8 CP_{m,i,t} + \alpha_{m,i} + \epsilon_{m,i,t} \quad (10)$$

其中,  $i$  代表个体,  $t$  代表时间,  $m=1, 2, 3$  代表三个方程,  $\alpha_{m,i}$  为个体效应,  $\epsilon_{m,i,t} \sim N(0, \sigma_{\epsilon_m}^2)$ 。

单位产量实证模型:

$$\ln y_{m,i,t} = \theta_0 + \theta_1 \ln y_{m,i,t-1} + \theta_2 \ln P_{m,i,t}^e + \theta_3 F_{m,i,t} + \theta_4 DP_{m,i,t} + \theta_5 EP_{m,i,t-1} + \theta_6 FA_{m,i,t} + \theta_7 TP_{m,i,t} + \theta_8 CP_{m,i,t} + \tilde{\alpha}_{m,i} + \tilde{\epsilon}_{m,i,t} \quad (11)$$

其中,  $i$  代表个体,  $t$  代表时间,  $m=1, 2, 3$  代表三个方程,  $\tilde{\alpha}_{m,i}$  为个体效应,  $\tilde{\epsilon}_{m,i,t} \sim N(0, \sigma_{\tilde{\epsilon}_m}^2)$ 。

在上述模型中,播种面积、单位产量、预期价格、单位有效施肥量取对数形式,将各种粮食作物的播种面积和单位产量模型分为 1995—2001 年、2001—2008 年两个区间进行估计。<sup>①</sup> 由于模型中存在因变量的滞后项,称为动态面板模型(Dynamic Panel Model)。该模型的 OLS 估计量是有偏的和非一致的,而极大似然估计(MLS)方法虽然能够得到模型的一致估计量,但估计量的一致性取决于模型初值的不同设定,错误选择初值条件会使参数估计有误(Hsiao, 1986)。相比较而言,Arellano & Bond(1991)提出的动态面板模型的差分广义矩估计方法(GMM-DIFF of Dynamic Panel Model)可以有效地解决这一问题。该方法的基本思想为:

对式(10)作一阶差分:

$$\Delta \ln A_{m,i,t} = \theta_1 \Delta \ln A_{m,i,t-1} + \theta_2 \Delta \ln P_{m,i,t}^e + \theta_3 \Delta AS_{m,i,t} + \theta_4 \Delta DP_{m,i,t} + \theta_5 \Delta EP_{m,i,t-1} + \theta_6 \Delta FA_{m,i,t} + \theta_7 \Delta TP_{m,i,t} + \theta_8 \Delta CP_{m,i,t} + \Delta \epsilon_{m,i,t} \quad (12)$$

其中,  $\Delta \ln A_{m,i,t} = \ln A_{m,i,t} - \ln A_{m,i,t-1}$ ,  $\Delta \ln A_{m,i,t-1} = \ln A_{m,i,t-1} - \ln A_{m,i,t-2}$ ,  $\Delta \epsilon_{m,i,t} = \epsilon_{m,i,t} - \epsilon_{m,i,t-1}$ ,  $\Delta$  为差分算子。由于  $\Delta \ln A_{m,i,t-1}$  与  $\Delta \epsilon_{m,i,t}$  存在相关性,故不能直接使用 OLS 方法估计(12)式,需要引入有效的矩条件。

又由于式(13)显然成立的:

$$\text{cov}(\ln A_{m,i,t-2}, \Delta \epsilon_{m,i,t}) = 0, \text{cov}(\ln A_{m,i,t-2}, \Delta \ln A_{m,i,t-1}) \neq 0 \quad (13)$$

因此  $\ln A_{m,i,t-2}$  可以作为差分方程的工具变量,类似地,  $\ln A_{m,i,t-k}$  ( $2 \leq k \leq t-1$ ), 均可以作为差分方程的工具变量。另外,模型(10)中的外生解释变量也可以作为差分方程(12)的工具变量对模型进行

<sup>①</sup> 分为两个时期进行估计的主要原因是:(1)动态面板广义矩估计方法要求截面个体数要大于时间个体数,时间长度不宜过长;(2)本文所估计是不变系数模型,在较短时间内更符合经济意义;(3)在 2001 年前后,我国政府政策对农业生产的影响具有显著差异;(4)可以分析不同时期解释变量对被解释变量影响的变化。



估计,具体步骤参见 Arellano & Bond(1991)给出的估计方法。利用工具变量与差分扰动项正交的矩条件,使用 GMM 方法可以得到模型(10)中参数的一致估计量。

## (二)农业政策对我国粮食生产的短期影响

表 2 中给出了由式(10)和式(11)所示的动态面板模型的 GMM-DIFF 估计结果。通过 F 检验和 Hausman 检验接受个体固定效应模型,Sargan 检验(Sargan, 1988)表明本文所使用的矩约束条件是有效的。

表 2 小麦、稻谷、玉米作物动态面板模型的 GMM-DIFF 估计结果

变量	1995—2001	2001—2008	1995—2001	2001—2008	1995—2001	2001—2008
	小麦播种面积( $\ln A_{1,i}$ )		稻谷播种面积( $\ln A_{2,i}$ )		玉米播种面积( $\ln A_{3,i}$ )	
$\ln A_{i-1}$	0.753***	0.629***	0.550***	0.466***	0.096***	0.120***
$\ln P_{it}^e$	-0.020***	0.044*	0.015**	0.081***	-0.018**	0.042***
$AS_{it}$	-1.647***	-0.677*	-0.388**	-1.864***	—	1.356***
$EP_{i-1}$	2.223***	2.770***	—	3.241**	1.026*	1.366***
$FA_{it}$	—	—	1.643***	—	1.349***	1.257***
$TP_{it}$	—	-0.037**	—	-0.012*	—	-0.023**
$DP_{it}$	0.268***	0.100*	0.065**	—	0.191***	0.128***
$CP_{it}$	-0.327***	-0.294**	-0.170***	-0.126***	-0.374***	—
样本个数	84	112	108	144	120	160
F 统计量	2.397***	3.607***	2.308***	4.604***	3.944***	3.677***
Hausman	24.457***	44.683***	21.537***	54.362***	64.455***	45.657***
Sargan	9.762[8]	11.461[8]	14.673[11]	13.811[12]	17.004[13]	15.678[13]
	小麦单位产量( $\ln y_{1,i}$ )		稻谷单位产量( $\ln y_{2,i}$ )		玉米单位产量( $\ln y_{3,i}$ )	
$\ln y_{i-1}$	-0.256***	-0.203***	0.249**	-0.381***	-0.380***	-0.194**
$\ln P_{it}^e$	—	—	—	—	—	—
$\ln F_{it}$	—	0.552***	—	0.021***	0.290**	0.205***
$EP_{i-1}$	4.132***	6.957***	3.768***	9.919***	—	2.484***
$FA_{it}$	—	2.728**	2.299***	8.698***	—	1.233**
$TP_{it}$	—	—	—	—	—	—
$DP_{it}$	0.229***	0.121**	0.059***	—	0.270***	0.126***
$CP_{it}$	-0.456***	—	-0.183***	—	-0.116**	—
样本个数	84	112	108	144	120	160
F 统计量	5.501***	6.867***	2.346***	5.895***	4.870***	4.222***
Hausman	70.058***	84.557***	31.141***	99.348***	85.965***	78.618***
Sargan	9.134[8]	11.802[7]	10.951[12]	15.087[13]	17.215[16]	17.681[14]

注:①“\*\*\*”表示在 1%的水平下显著;“\*\*”表示在 5%的水平下显著;“\*”表示在 10%的水平下显著。② F 检验的备择假设是接受个体效应模型;Hausman 检验的备择假设是接受固定效应模型;Sargan 检验的原假设是矩约束条件有效。③ [ ]括号内是 Sargan 检验统计量的自由度。④ “—”表示该变量不存在于模型中,或该变量统计不显著从模型中舍去。

从表 2 中可以看出,在不同样本期内,多项农业政策对不同粮食作物的播种面积和单位产量具有显著影响。但由于受到许多农业生产条件的实际约束,农业政策效果并没有得到完全的发挥,因此,表 2 中的结果只是部分反应了各类因素对粮食生产的影响。为了更加清楚地阐述农业政策的

影响效果,我们需要进一步对式(1)及式(5)中的长期影响系数进行分析。

在本文式(2)(或式(6))中的参数  $\gamma^{(A)}$  (或  $\gamma^{(Y)}$ ) 称为调整系数,其反映了农民根据市场需求调整其播种面积(或单位产量)达到最优播种面积(或最优单位产量)的能力。调整系数的值越大,表示农业生产所受的实际约束越弱,农民依据市场需求对播种面积(或单位产量)的调整能力越强。式(1)(或式(5))中的参数  $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$  (或  $\tilde{\alpha}_1$ 、 $\tilde{\alpha}_2$ ) 反映了预期价格、农业政策以及其他解释变量对最优播种面积(或最优单位产量)的影响,称为长期影响系数。调整系数和长期影响系数反映了农业生产的潜在能力,是粮食综合生产能力的重要组成部分。

(三)粮食生产的调整系数分析

利用式(4)(或式(8))中给出的参数对应关系  $\theta_1=1-\gamma^{(A)}$  (或  $\theta_1=1-\gamma^{(Y)}$ ),以及表2中给出的小麦、稻谷、玉米模型滞后因变量系数  $\theta_1$  (或  $\theta_1$ ) 的估计结果,可以计算出三种农作物的播种面积(或单位产量)调整系数  $\gamma^{(A)}$  (或  $\gamma^{(Y)}$ ),计算结果由表3给出。

表 3 小麦、稻谷、玉米作物播种面积和单位产量调整系数计算结果

期间	小麦作物调整系数		稻谷作物调整系数		玉米作物调整系数	
	$\gamma_1^{(A)}$	$\gamma_1^{(Y)}$	$\gamma_2^{(A)}$	$\gamma_2^{(Y)}$	$\gamma_3^{(A)}$	$\gamma_3^{(Y)}$
1995—2001 年	0.247(4.05)	1.256(0.80)	0.450(2.22)	0.751(1.33)	0.904(1.11)	1.380(0.72)
2001—2008 年	0.371(2.70)	1.203(0.83)	0.534(1.87)	1.381(0.72)	0.880(1.14)	1.194(0.84)

注:括号内的数字为调整时间,其值定义为调整系数的倒数。

表3给出了三种粮食作物分别在1995—2001年、2001—2008年间播种面积和单位产量的调整系数与调整时间。例如,1995—2001年期间小麦作物播种面积的调整系数为0.247,调整时间为4.05年,意味着在此样本期间内,农民需要经过4.05年实现调整小麦播种面积达到市场需求的最优播种面积。对计算结果进行对比分析,从时间上来看,除玉米作物单产调整系数略有下降外(玉米播种面积和小麦单产调整系数基本保持不变),其他调整系数在2001—2008年间的数值均比1995—2001年间要大,这说明我国农业生产的调整能力在不断增强。其原因在于:一方面随着我国农产品市场的逐步完善,农民对市场信息反应加快;另一方面,政府出台的各项惠农政策减少了对农业生产要素的约束,农民可以根据市场需求自主地调整生产,提高了农业生产力。对于玉米作物单位产量的调整系数,其减少的原因在于,玉米作物的主要用途并不是作为居民的口粮,而是作为饲料加工和工业用粮的原材料。在1995—2001年间,随着工业化进程加快,市场对玉米的需求不断增大,极大地调动了农民播种玉米的积极性,玉米作物单位产量快速提高,因此,在此期间玉米单产的调整系数相对较高(1.380)。2001—2008年期间,由于玉米作物单位产量已达到较高水平,农民进一步提高单产的难度增大,其调整系数有所降低(1.194)。

从播种面积与单位产量调整系数的关系来看,农民对单位产量的调整能力更强,在2001—2008年间,小麦、稻谷、玉米单位产量的调整系数分别是播种面积的3.2、2.6、1.4倍,这主要与我国土地资源的稀缺性以及农村劳动力人口过剩有关。另外,作为最主要的粮食作物,小麦的播种面积调整系数尤其偏低(1995—2001年期间为0.247,2001—2008年期间为0.371),这对我国的粮食安全具有潜在的不利影响。小麦作物适合生长于温带和亚热带地区,并且对阳光、日照等条件具有较高要求,致使小麦作物的产区较为集中。在我国,大约75%的小麦产于河南、山东、河北、江苏和安徽五省,受土地资源的限制,农民在对小麦播种面积进行调整时,所受阻力较大。为解决好这一问题,不仅需要国家加大农业投入,提高农民防灾、抗灾能力,还需要稳定国内小麦市场,保证农民种粮的积极性,从而确保小麦单产水平。另外,培育出抗寒、耐旱、适合多种生长环境的小麦新品种,扩大小麦种植的分布区域,是解决小麦播种面积调整能力偏低的最根本途径。

## (四) 农业政策对我国粮食生产的长期影响

类似地, 利用式(4)(或式(8))中给出的参数对应关系  $\alpha_1 = \theta_2 / \gamma^{(A)}$  和  $\alpha_2 = \theta_3 / \gamma^{(A)}$  (或  $\tilde{\alpha}_1 = \theta_2 / \gamma^{(y)}$  和  $\tilde{\alpha}_2 = \theta_3 / \gamma^{(y)}$ ), 表 2 中给出的解释变量系数  $\theta_2$ 、 $\theta_3$  (或  $\tilde{\theta}_2$ 、 $\tilde{\theta}_3$ ) 估计结果, 以及表 3 中给出的播种面积(或单位产量)调整系数  $\gamma^{(A)}$  (或  $\gamma^{(y)}$ ) 结果, 可以计算出三种粮食作物的最优播种面积的长期影响系数  $\alpha_1$  和  $\alpha_2$  (或最优单位产量的长期影响系数  $\tilde{\alpha}_1$  和  $\tilde{\alpha}_2$ ), 并进一步能够求出最优粮食总产量<sup>①</sup> (用  $\ln Y_{m, \hat{u}}^d$  表示第  $m$  种作物的最优总产量对数) 的长期影响系数, 计算结果由表 4 给出。

表 4 三种农作物最优播种面积、单位产量、总产量的长期影响系数

期间	解释变量	小麦作物长期影响系数			稻谷作物长期影响系数			玉米作物长期影响系数		
		$\ln A_{1, \hat{u}}^d$	$\ln y_{1, \hat{u}}^d$	$\ln Y_{1, \hat{u}}^d$	$\ln A_{2, \hat{u}}^d$	$\ln y_{2, \hat{u}}^d$	$\ln Y_{2, \hat{u}}^d$	$\ln A_{3, \hat{u}}^d$	$\ln y_{3, \hat{u}}^d$	$\ln Y_{3, \hat{u}}^d$
1995—2001 年	$P_{\hat{u}}^e$	-0.081	—	-0.081	0.033	—	0.033	-0.020	—	-0.020
	$F_{\hat{u}}$	—	—	—	—	—	—	—	0.210	0.210
	$AS_{\hat{u}}$	-6.668	—	-6.668	-0.862	—	-0.862	—	—	—
	$EP_{\hat{u}-1}$	9.000	3.290	12.290	—	5.017	5.017	1.135	—	1.135
	$FA_{\hat{u}}$	—	—	—	3.651	3.061	6.712	1.492	—	1.492
	$DP_{\hat{u}}$	1.085	0.182	1.267	0.144	0.079	0.223	0.211	0.196	0.407
	$CP_{\hat{u}}$	-1.324	-0.363	-1.687	-0.378	-0.244	-0.621	-0.414	-0.084	-0.498
2001—2008 年	$P_{\hat{u}}^e$	0.119	—	0.119	0.152	—	0.152	0.048	—	0.048
	$F_{\hat{u}}$	—	0.459	0.459	—	0.015	0.015	—	0.172	0.172
	$AS_{\hat{u}}$	-1.825	—	-1.825	-3.491	—	-3.491	1.541	—	1.541
	$EP_{\hat{u}-1}$	7.466	5.783	13.249	6.069	7.182	13.252	1.552	2.080	3.633
	$FA_{\hat{u}}$	—	2.268	2.268	—	6.298	6.298	1.428	1.033	2.461
	$TP_{\hat{u}}$	-0.100	—	-0.100	-0.022	—	-0.022	-0.026	—	-0.026
	$DP_{\hat{u}}$	0.270	0.101	0.371	—	—	—	0.145	0.106	0.251
	$CP_{\hat{u}}$	-0.792	—	-0.792	-0.236	—	-0.236	—	—	—

注: 表 4 中长期影响系数的显著性与表 2 中对应系数的显著性相同。

## 1. 农业支出政策

农业支出变量( $EP$ )对小麦、稻谷、玉米作物总产量均具有显著正向影响。其中, 对小麦总产量的影响最大, 两个样本期间的长期影响系数分别为 12.290 和 13.249, 且主要通过影响小麦播种面积来影响总产量(两个样本期间的小麦播种面积长期影响系数分别为 9.000 和 7.466), 进一步反映了市场对扩大小麦播种面积的需求。农业支出对稻谷在两个时期的长期影响系数分别为 5.017 和 13.252, 影响效果显著增强, 且影响方式发生了根本性转变。2001 年以前, 主要是通过影响单位产量来提高稻谷总产量; 2001 年之后, 则是通过同时影响单位产量和播种面积来提高总产量。影响方式发生转变的主要原因是, 2003 年前后我国农业补贴政策由间接补贴改为直接补贴, 提高了农民扩大稻谷播种面积的积极性。农业支出对玉米在两个时期的长期影响系数为 1.135 和 3.633, 影响效果逐渐增强。在本文中, 农业支出变量定义为农业财政支出占总财政支出的比例, 这使得上述影响系数的经济含义并不直观, 需要对其进行合理转化。在 1995—2008 年期间, 我国农业财政支出占总财政支出比例的均值约为 0.030<sup>②</sup>, 其值增加 0.01, 意味着在总财政支出不变的条件下, 农业

① 粮食总产量等于播种面积乘以单位产量, 即  $Y = A \times y$ ; 粮食总产量的对数等于播种面积的对数加上单位产量的对数, 即  $\ln Y = \ln A + \ln y$ 。在本文中播种面积和单位产量模型均采用对数形式, 因此, 粮食总产量模型可由播种面积和单位产量模型相加得到, 各解释变量对粮食总产量的影响系数等于播种面积和单位产量模型中相应变量系数之和。

② 数据来源于 2009 年《中国农村统计年鉴》。

财政支出需增加 33.3%。以农业支出对小麦总产量影响为例,2001—2008 年间长期影响系数为 13.249,其含义为农业财政支出增加一个百分点,不考虑农业生产约束,引起小麦总产量增加 0.398%(=13.249%÷33.3)。总体而言,农业支出政策对粮食生产具有重要的影响作用,尤其是对小麦和稻谷作物生产的影响效果更为明显。因此,增强财政在农业方面的有效支出、加大对农民的补贴力度是今后国家农业政策的一个重要方向。

## 2. 农村固定资产投资政策

农村固定资产投资变量( $FA$ )对三种粮食作物总产量均具有显著的正向影响(1995—2001 年间小麦模型除外),其中,对小麦作物在 2001—2008 年间的长期影响系数为 2.268;对稻谷作物的长期影响系数在两个样本期间基本保持不变,分别为 6.712 和 6.298;对玉米作物的长期影响系数略有增加,从 1995—2001 年间的 1.492 增大到 2001—2008 年间的 2.461。<sup>①</sup> 在我国,稻谷作物的主产区主要分布于湖南、江苏、江西、湖北等地区,这些地区的农业基础条件相对比较完善,增加农村固定资产投资对稻谷总产量的影响效果变化不大。而玉米作物的主产区主要分布于我国吉林、山东、黑龙江、河北等北部地区,随着北部地区农业基础设施条件的快速发展,影响效果开始逐步显现。另外,我们从表 4 中还可以看到,农村固定资产投资变量对三种粮食作物生产的影响方式具有明显区别,对小麦和稻谷生产的影响,主要是通过影响单位产量增加进而影响总产量,而对玉米生产的影响,是通过影响播种面积的增加进而影响其总产量,这一结论对于地方政府制定有针对性的农村固定资产投资政策具有重要的参考价值。总之,加大农村投资,建设“社会主义新农村”,改变农村新面貌,改善农村生产条件,有利于促进粮食稳定增产,尤其对稻谷作物生产的影响效果更为明显。

## 3. 产业结构变量

产业结构变量( $AS$ )对小麦和稻谷作物总产量具有显著负向影响。其中,对于小麦作物总产量在两个时期的长期影响系数分别为-6.668 和-1.825,对于稻谷作物在两个不同时期的长期影响系数分别为-0.862 和-3.491。从理论上讲,发展二、三产业对农业生产造成不利影响的原因主要表现为以下两方面:一方面,城市扩张、开发区建设、乡镇企业占用耕地等因素减少了粮食播种面积;另一方面,工业和服务业的发展占用了大量的劳动力资源,劳动力由农业向二、三产业流动,导致农村劳动力的数量和质量均有所下降。从表 4 中可以看出,产业结构变量对小麦和稻谷单位产量的影响并不显著,模型估计结果表明在我国发展二、三产业对农业生产的不利影响主要来源于农业用地的减少。但同时我们也要看到,二、三产业的快速发展会加大其与农业劳动力之间收入水平差距,影响农民的种粮积极性,从而降低粮食的单位产量。因此,为有效保障我国的粮食综合生产能力,既要加大对农业的投入、工业反哺农业,减少农业与其他产业间的收入水平差距;同时又需要解决我国的产业结构协调发展的问题,尽可能避免因发展工业而占用农业耕地。产业结构变量对玉米作物在样本期 1995—2001 年影响不显著,在样本期 2001—2008 年具有显著的正向影响,长期影响系数为 1.541,其原因主要在于玉米是重要的工业原材料,工业发展对玉米产量的正向拉动作用大于其负向影响。

## 4. 预期价格和价格风险变量

预期价格变量( $P^e$ )对三种粮食作物总产量的正向影响效果较弱,且在部分样本期间内影响系数符号为负(例如 1995—2001 年间对小麦和玉米的长期影响系数分别为-0.081 和-0.020),表明粮食价格的杠杆作用并不十分有效。这主要是由于我国的粮食价格(尤其是粮食收购价格)偏低,农民种粮的收益要远远小于进城务工收益,影响农民种粮的积极性。由于没有认识到粮食生产的

<sup>①</sup> 在本文中,农村固定投资变量定义为农村固定资产投资额占 GDP 的比例。在样本期间内,该变量的均值为 0.065,其值增加 0.01,意味着在 GDP 保持不变的条件下,农村固定资产投资额增加 15.4%。

价格反应的理性原则而忽视农民利益的做法,严重影响了中国粮食生产的持续稳定增长(蒋乃华, 1998)。这一结果提示我们,在粮食生产的控制和管理上,应该加强通过调整粮食价格来调动农民粮食生产积极性的政策措施。发挥粮食价格的市场调节作用,既有利于增加粮食产量、保证国家粮食安全,同时又有利于增加农民收入、促进农村居民消费、缩小城乡居民收入差距。

2001—2008 年期间,价格风险变量( $CP$ )对小麦、稻谷、玉米作物的负向影响效果比前一样本期期间均有所减弱(对于玉米作物,在 2001—2008 年期间影响效果不显著),表明近年来我国粮食作物的生产、流通和存藏等环节更加稳定,受价格波动的影响不大。需要注意的是,三种粮食作物受价格风险变量的影响要明显大于预期价格水平的影响,所以政府在制定粮食价格相关政策时一定要重点考虑到价格的稳定性,减少价格的大起大落所带来的对粮食生产的不利影响。

#### 5. 其他解释变量的影响

取消农业税政策( $TP$ )对三种粮食作物生产的影响效果显著,分别使得小麦、稻谷、玉米作物的播种面积提高了 10.0%、2.2%、2.6%,但对于三种粮食作物单位产量的影响并不显著。这主要与我国农业税按土地面积征收的方式有关,国家免征农业税后,农民耕种较为贫瘠的土地变得有利可图,因此使得我国农用耕种面积显著增加。这一政策能够有效地缓解我国耕地面积紧张问题,对于提高小麦播种面积的效果尤为明显。

单位施肥量( $F$ )在对三种粮食作物的单位产量具有显著的正向影响,尤其是在 2001—2008 年期间效果更为明显。抗灾能力变量( $DP$ )对三种粮食作物的生产亦具有显著正向影响,但影响效果有所减弱。地方各级政府应进一步加大投入修建抵御旱、涝、霜冻等自然灾害的农村基础设施,完善农业生产保险政策,提高农民的抗灾意识和能力,从而确保粮食生产和社会稳定。

### 五、结 论

本文基于 Nerlove 提出的适应性预期理论建立了研究我国粮食生产调整能力及农业政策对粮食产量的影响效果的计量分析模型,利用 1995—2008 年中国各省份农业面板数据估计了预期价格水平、价格风险、农业政策以及其他因素对小麦、稻谷和玉米三种粮食作物播种面积和单位产量的影响效果,并在此基础上对我国粮食生产的调整能力及农业政策影响的长期效应进行了定量分析。由于在实证模型中引入因变量的滞后项,传统的固定效应估计方法会产生较大偏误,所以本文采用动态面板的广义矩估计方法对模型参数进行估计。实证结果表明,随着政府对农业投入的增加,我国农业生产所受的各种实际约束逐渐减弱,粮食生产的调整能力不断增强。另外,各项农业政策对三种粮食作物均具有显著影响,其中,农业支出政策和农村固定资产投资是拉动粮食产量增长的最重要因素。

本文的部分结论对我国粮食生产具有重要的启示作用。例如,从长期来看,农业支出政策对小麦作物产量具有较强的正向影响作用,但由于小麦的增产,尤其是小麦播种面积的增加受到的实际生产约束较强,影响了农业支出政策的短期效果。针对这一情况,地方政府除了实施必要的鼓励性支出政策以外,应更多考虑进行农业技术推广,有效提高小麦的单位产量。另外,培育出抗寒、耐旱、适合多种生长环境的小麦新品种,扩大小麦种植的分布区域,是解决小麦播种面积调整能力偏低的最根本途径。预期价格水平对粮食产量具有正向影响,但效果相对偏弱,市场经济的杠杆作用并没有显现出来。价格风险变量对粮食产量的影响效果比预期价格要大,因此,在当前阶段稳定粮食价格比关注价格水平本身更为重要。而且,粮食价格稳步有序地提高,能够使得农民对价格产生理性预期,进一步减少粮价波动对粮食生产的不利影响。

现阶段,政府通过增加农业财政补贴及农村固定资产投资等政策措施,确实有效地提高了我国的粮食产量,但同时也加重了国家财政负担。为不断提高国家粮食综合生产能力,还需逐步建立和

完善与市场经济相适应的、促进粮食生产稳定发展的长效机制。(1)增强对粮食生产的科技支持。依靠科技进步提高粮食单产,是提高我国粮食产量的最根本手段,主要包括:加强基础性农业研究,开发高产优质粮种;普及农业科普知识,引导农民推广新品种、应用新技术;鼓励农民使用农机具,提高农业生产效率。(2)健全种粮农民的收入保障制度。为保障种粮农民收入,不仅需要改变补贴模式(增加直接补贴比例)、提高补贴标准,更重要的是要将补贴政策制度化和法律化,尽快出台相应的政策法规。(3)完善粮食市场体系。防范市场风险是粮食生产稳定持续发展的前提条件,同时也能有效保障种粮农民利益免受损失。主要包括:建立全国统一、信息完全、公平竞争的粮食流通市场;完善粮食期货市场,充分发挥期货市场的价格引导和规避风险作用;有效利用粮食储备的吞吐调节手段熨平市场粮价的异常波动,稳定市场粮价。(4)提高粮食相对价格。提高粮食相对于其他农产品和工业品价格,是调动农民种粮积极性,增加粮食产量的最有效手段,主要包括:逐步提高市场粮价,增加种粮农民收入;提高粮食最低收购价格,健全收购制度;发展粮食加工业,增加粮食产品附加值;增加高产粮食的出口补贴,以避免粮食丰收对粮价的不利冲击。

## 参考文献

- 黄卫红, 2006,《农村固定资产投资若干问题研究》,《论坛》第8期。
- 蒋乃华, 1998,《价格因素对我国粮食生产影响的实证分析》,《中国农业观察》第5期。
- 凌杰, 2009,《两会观察:提高农业抗灾能力刻不容缓》,《安徽日报》3月10日。
- 马晓河、蓝海涛, 2008,《中国粮食综合生产能力与粮食安全》,经济科学出版社。
- 宋景军, 2008,《扩大农村固定资产投资有五建议》,《经济参考报》6月23日。
- 宋学明、赵建华, 1997,《中国粮食单位面积产量区域差异及影响因子的实证分析》,《中国农村观察》第7期。
- 杨友孝、罗安军, 2006,《我国粮食直补政策的理论分析》,《经济理论》第6期。
- 张雪梅, 1999,《我国玉米生产增长因素的分析》,《农业技术经济》第2期。
- Arellano Manuel and Stephen Bond, 1991, "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *Reviews of Economic Studies*, 58, 277—297.
- Hansen, L. P., 1982, "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators", *Econometrica*, 50, 1029—1054.
- Hsiao, Cheng, 1986, *Analysis of Panel Data*, Cambridge: Cambridge University Press, 24—40.
- Johnson, G. L., 1956, "Supply Functions: Some Facts and Notes", In E. O. Heady et al. (Eds.), *Agricultural Adjustment Problems in a Growing Economy*, State University Press.
- Judge, G., Griffiths, W., Hill, C., Lutkepohl, H., Lee, T., 1985, *The Theory and Practice of Econometrics*, 2nd Edition, Wiley, New York.
- Mark W. Rosegrant, Faisal Kasryno and Nicostrato D. Perez, 1998, "Output Response to Prices and Public Investment in Agriculture: Indonesian Food Crops", *Journal of Development Economics*, 55, 333—352.
- Nerlove, M., 1958, *The Dynamics of Supply: Estimation of Farm Supply Response to Price*, Baltimore: Johns Hopkins University Press.
- Nerlove, M., 1979, "The Dynamics of Supply: Retrospect and Prospect", *American Journal of Agricultural Economics*, 61, 874—888.
- Nerlove, M., & Bessler, D., 2001, "Expectations, Information and Dynamics", In B. Gardner & G. Rausser (Eds.), *Handbook of Agricultural Economics*, Vol. I, Amsterdam: Elsevier Science.
- Sunil Kanwar, 2006, "Relative Profitability, Supply Shifters and Dynamic Output Response, in a Developing Economy", *Journal of Policy Modeling*, 28, P67—88.
- Sargan, J. D., 1988, "Testing for Misspecification after Estimating Using Instrumental Variables", In Maasoumi, E. (Ed.), *Contributions to Econometrics*, John Denis Sargan, Vol. 1, Cambridge: Cambridge University Press.
- Vaidyanathan, A., 1994, "Performance of Indian Agriculture since Independence", In K. Basu (Ed.), *Agrarian Questions*, Delhi: Oxford University Press.

(下转第140页)

## Impact of New Cooperative Medical System on Health Care Price

Feng Jin, Liu Fang and Chen Qin

(School of Economics, Fudan University)

**Abstract:** In a health care market where the provider has market power and for-profit, introducing health insurance will cause health care price inflation and offset the effect of health insurance. We study the price effect of New Cooperative Medical System (NCMS) of rural China theoretically and empirically. Using village and county level panel data and employing difference-in-difference method, we find that NCMS has no impact on village clinic price, but will cause a rise of county hospital price. Furthermore, the higher the reimbursement ratio, the higher the price and the percentage of price increasing is almost equivalent to reimbursement ratio. The results testify the theoretical prediction that the monopoly power and profit target of county hospital will cause price going up after NCMS. So improving the competition in suppliers is necessary in NCMS.

**Key Words:** Health Care Market; New Cooperative Medical System; Health Care Price

**JEL Classification:** I11, I19

(责任编辑:松 木)(校对:昱 莹)

---

(上接第 114 页)

## Agricultural Policies, Food Production and Food Production-adjustment Ability

Chen Fei, Fan Qingquan and Gao Tiemei

(Center for Econometric Analysis and Forecasting, Dongbei University of Finance and Economics)

**Abstract:** The successful agricultural policies depend not only on the policy implementation environment, but also largely on farmers' response to policy stimulus intensity. In order to analyse the effects of China's agricultural policy, this paper uses adaptive expectations models proposed by Nerlove to study the adjustment capacity of China's food production and agricultural policies effects. Based on 1995—2008 China's provincial agricultural panel data, we estimate the influence coefficient of agricultural policies on acreage, yields and total production of wheat, rice, maize crop using dynamic panel GMM way. Furthermore, we analyze food production-adjustment ability and long-term effects of agricultural policies. The empirical results show that China's food production-adjustment ability gradually increases with government investment in agriculture, and the various agricultural policies have significantly positive effect on food production. The agricultural expenditure and rural fixed assets investment policy are the most important factors on China's food output growth. But it is relatively weak that expected price level on food production, and the price leverage of market economy is not obvious.

**Key Words:** Food Production-Adjustment Ability; Agricultural Policies; Adaptive Expectations Model; GMM-DIFF of Dynamic Panel Model

**JEL Classification:** Q18, O13, C23

(责任编辑:詹小洪)(校对:梅 子)