我国烤烟的供给反应分析

袁庆禄[1], 蒋中一[2]
(1. 中国农业大学 经济管理学院, 北京 100083; 2. 农业部农村经济研究中心, 北京 100810)

摘 要: 本文利用 Nerlove 模型分析我国烤烟的供给反应。结果表明: 当期烤烟价格对烤烟的种植面积有显著的正向影响, 前期粮食价格对烤烟的种植面积有显著的负向影响。进一步分析可知, 粮食价格对烟农的种植决策有着不可忽视的影响, 影响程度甚至超过了烤烟自身的价格。

关键词: 烤烟; 供给反应; Nerlove 模型
中图分类号: F307.1 文献标识码: A 文章编号: 1002-980X(2010)05-0093-06

1 研究背景

作为一种经济作物, 烟草种植直到今天仍然饱受争议, 但吸烟有害健康的观点已经为越来越多的人们所认同, 目前广泛开展的世界性控烟运动开始对各国的烟草业产生深远的影响, 烟叶生产面临前所未有的挑战。

烟叶生产处于烟草行业的上游, 也是烟草价格传导的起始环节, 在整个烟草的产业供应链中占据先导地位。我国是烟叶的生产大国, 产量占到世界总产量的 40%~50%。烟叶中, 我国烤烟的种植面积和产量从 1991 年到现在, 每年均占到烟叶种植面积和产量的 86% 以上, 从 2003 年至今更占到 90% 以上。

如图 1 所示, 1990—2007 年, 我国烤烟的种植规模总体上比较平稳, 2008 年出现异常反弹。2008 年种植面积为 1845 万亩, 较 2007 年增加 246 万亩, 增幅为 15.38%, 逼近 2005 年 1868 万亩的种植水平; 产量增至 262.3 万吨, 较 2007 年增幅为 20.43%, 产量水平超过 2005 年 18.8 万吨。据国家烟草专卖局网站披露, 2009 年全国共种植烤烟 1685.2 万亩, 烤烟平均亩产为 304 斤, 据此估算, 2009 年烤烟产量约为 256.2 万吨, 较 2008 年仅略有下降。

2008 年烤烟种植面积和产量突增现象主要基于两个原因: 一方面, 2008 年的烤烟收购价格较 2007 年有一定幅度的提高①, 农户接受了烤烟的价格信息, 对烤烟收益的预期转强, 主动扩大种植面积; 另一方面, 2008 年全国的烤烟亩产水平较 2007 年略有提高, 单产与种植面积的增长, 造成烤烟产量大幅提高。

2009 年烤烟种植面积和产量双双下降, 主要是因为政府有意控制烤烟种植面积的快速增长势头, 降低了 2009 年全国烤烟收购价格的上调幅度, 使烟农的种植积极性受到影响。2009 年烤烟的种植面积较上年下降 8.7 个百分点, 单产上升 6.9 个百分点, 综合影响使烤烟总产量略有下降。

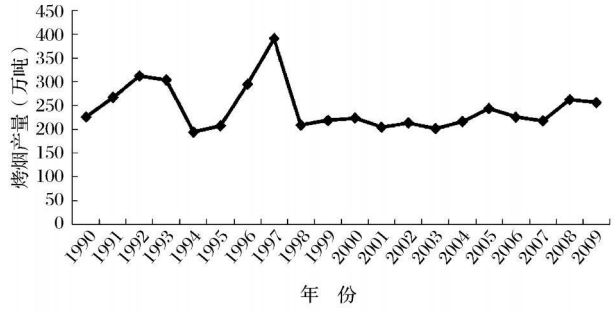

图 1 1990—2009 年我国烤烟产量②

我国烤烟收购价格目前仍然延续使用由国家根据烟粮比价统一制定的政策, 价格对烤烟种植的收益产生重要影响, 进而影响到烟农的种植决策。烟农一方面关注烤烟收购价格的变化, 同时考虑其他比较作物价格的波动, 还要考虑到生产资料价格是

收稿日期: 2010-03-05
基金项目: US NIH/Fogarty International Center Grant(R01-TW05938) 资助项目
作者简介: 袁庆禄(1973—), 男, 河南信阳人, 中国农业大学经济管理学院博士研究生, 研究方向: 农业经济理论与政策; 蒋中一(1948—), 男, 江苏常州人, 农业部农村经济研究中心研究员, 博士生导师, 研究方向: 农村发展和农村政策。

① 从国家发改委、国家烟草局每年发布的全国烤烟收购价格来看, 2008 年烤烟收购价格较 2007 年平均提高 20%, 同比增长了 16%。2009 年全国烤烟收购价格平均提高 10%, 同比下降了 10%。

② 1990—2008 年烤烟产量数据来自《中国统计年鉴》(1991—2009), 2009 年烤烟产量根据中国烟草专卖局网站披露数据计算得出。

© 1994-2010 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

否有大的上涨。因此, 这些价格因素成为影响烟农下一年种植意愿的关键因素, 烟农据此综合决策下一年的种植计划。但是, 上述种价格因素或由市场形成, 或由政府制定, 烟农作为生产单体, 只能被动地接受当期价格。因此, 研究烤烟的种植面积对烤烟收购价格以及粮食作物市场价格的反应具有重要的政策含义。

2　烤烟种植面积、烤烟和粮食价格分析

2.1　种植面积的基本分析

烤烟总产量受到种植面积和单产双重因素的影响, 种植面积更多反映地是政府种植计划和烟农种植决策的共同结果。由于我国烤烟的单产水平变化历年来较为平稳, 因此烤烟种植面积的时间趋势变化和生产布局变化与烤烟总产量的变化基本上是一致的。从图 2 来看, 在 1989—1998 年期间, 我国烤烟种植波动较为剧烈, 分别出现过 3 次种植高峰, 其中 1997 年波动最为剧烈。1997 年烤烟的收购价格相对其他粮食作物的收购价格偏高, 烟农的种植积极性高涨, 结果导致当年的烤烟生产严重过剩。1998 年国家出台了新的烤烟生产收购政策, 对烤烟种植实施合同管理, 合同明确限定烤烟的种植面积、收购量以及收购价格等。1998—2008 年期间, 烤烟生产发展基本平稳, 种植面积整体趋势平稳略有向下, 2008 年又开始上升。

从图 3 看, 2008 年, 在种植面积全国占比 2% 以上的 11 个省份中, 南方烟区有 7 个, 全国占比总计为 74.15%, 其中云南省依然是种植面积最大的省份, 全国占比达到 31.50%; 黄淮烟区有 2 个, 全国占比总计为 15.10%; 北方烟区有 1 个黑龙江省, 全国占比为 2.66%。图 3 大致反映了我国目前烤烟生产的格局。

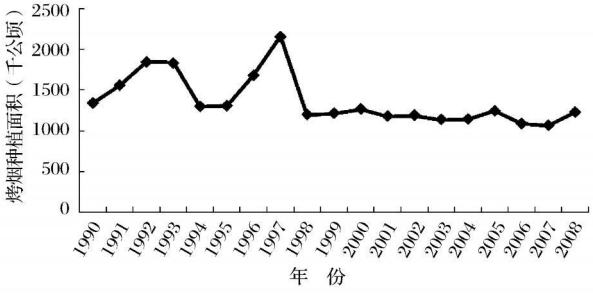

图 2　我国 1990—2008 年烤烟种植面积①

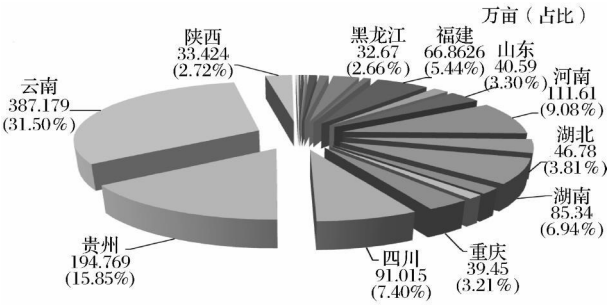

图 3　我国 2008 年烤烟种植面积全国占比 2% 以上的省份②

1.2　烤烟和粮食的价格走势

从图 4 可以看出, 在 1990—2008 年期间, 1994 年、1998 年是值得注意的两年。烤烟价格在 1993 年以前走势较为平稳, 1994 年以后波动程度加大, 整体走势向上, 从 1994—1998 年经历了一波快速上涨继而快速回落的过程。从 1998 年以后, 烤烟价格平稳、快速上涨, 2008 年加速上扬。相比之下, 粮食价格的表现较为稳定, 波动幅度较小, 但是烤烟价格和粮食价格之间的比值有逐渐扩大之势(如图 4 中烟粮比价的走势)。1998—2008 年期间, 烤烟的价格上涨了 1.42 倍, 粮食的价格上涨了 0.35 倍。

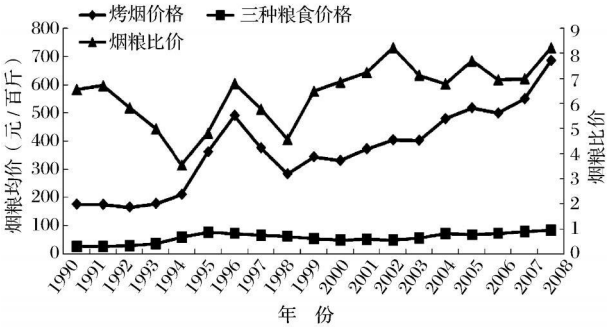

图 4　1990—2008 年烤烟和 3 种粮食出售均价及烟粮比价③

图 4 反映出, 烟粮比价④在 1994 年和 1998 年最低, 分别为 3.55 和 4.58; 最高是 2002 年, 为 8.23; 2005 年和 2008 年分别为 7.71 和 8.22, 处于相对峰值。受到烤烟和粮食的价格影响, 烤烟的种植面积在 1992 年、1993 年、1996 年、1997 年处于相对高位, 1994 年、1998 年出现大幅回落; 2005 年和 2008 年也有上涨反应。结合图 1 来看, 烟粮比价对烤烟种植面积变化的影响是显而易见的。

长期以来, 我国依照烟粮比价制定烤烟收购价格的政策一直没有改变, 最早如 1951 年规定, 河南

① 数据来源:《中国统计年鉴》(1990–2009)。

② 数据来源:《中国统计年鉴》(2009)。

③ 数据来源:《全国农产品成本收益资料汇编》(1991–2009)。

④ 烟粮比价= 烤烟的平均出售价格/3 种粮食的平均出售价格。数据来自《全国农产品成本收益资料汇编》, 其中 3 种粮食指稻谷、小麦和玉米。

© 1994-2010 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

许昌烤烟以 1 斤 6 级中等烟与 6 斤中等小麦相比, 以计算确定烤烟收购价格标准。在计划经济时代, 这种价格政策对稳定烤烟生产具有积极的作用。但是在市场经济时代, 尤其是大部分农产品价格开放程度越来越高的现在, 其不能及时反应市场需求信息的缺陷是很明显的。表 1 反映了我国历史上烤烟和粮食价格政策变化一些的重要时点。

表 1　烤烟和粮食价格政策变化重要时点

年 份	烟粮比价	背 景
1990	1∶6.57	烟价上调, 粮价下跌。
1993	1∶5.00	粮食减产, 粮价上涨。
1994	1∶3.55	粮价大幅上涨。
1995	1∶4.82	烟价上调。
1996	1∶6.80	粮价下跌, 烤烟各地实行价外补贴政策。
1997	1∶5.79	价外补贴标准进一步提高。
1998	1∶4.58	国家实施烟叶收购合同制, 同时取消价外补贴。
2002	1∶8.23	烟价提高, 粮价持续萎靡。
2003	1∶7.13	粮价走高。
2005	1∶7.71	对粮食实施直接补贴、烤烟恢复价外补贴。
2008	1∶8.22	烟价提高 20%。

注: 根据国家烟草专卖局网站的资料整理①。

3　全国烤烟的供给反应模型

3.1　Nerlove 模型介绍

Nerlove 模型在近代国内外农业农产品方面的供给问题研究应用较为广泛和深入, 具有一定的动态分析意义[1-2]。Nerlove 模型摒弃了早期蛛网模型和幼稚型预期模型对预期价格的简单、静止的假定, 提出农户不仅仅对过去的农产品价格做出反应, 而且根据自身的经验对预期价格进行修正, 使预期价格趋向于实际价格。即使是预期价格的形成, 由于农业生产固有的特点, 例如农业固定资产缓慢的更新速度、农产品较长的生产周期以及生产资金的匮乏等等, 也只能造成农户对自己的种植行为进行局部调整。后来的学者沿着 Nerlove 的思路展开了持续的研究。

国外运用 Nerlove 模型进行研究的较多, 如 Maitha 利用此模型研究了肯尼亚咖啡产量对于价格变化的反应[3], Seini 研究了加纳地区棉花的供给反应[4], Grada C. 对 19 世纪到 20 世纪爱尔兰的 6 种主要农产品有关供给反应问题进行了细致的研究[5]。

国内运用 Nerlove 模型进行研究逐渐变多, 主要研究集中于农业领域, 对烟叶生产的供给反应研究尚不多见。林毅夫利用湖南省的数据, 考察了价格双轨制下的中国水稻供给反应问题, 认为在内生性的收购体制下收购价的变化会导致供给的反应[6]。王秀清建立蔬菜供给反应模型, 得出中国的蔬菜种植面积不能迅速根据市场价格的变化作出相应的调整, 从而不利于市场稳定的结论[7]; 王德文、黄季焜建立双轨制度下 3 种不同的供给反应模型, 就粮食的定购数量和定购价格对粮食的产出影响进行了研究[8]; 陈永福利用农业供给反应模型分析了中国稻谷与小麦供求的影响因素[9]; 司伟、王秀清运用供给反应模型测算并对比不同经济背景下糖料生产的供给反应[10]。

一年生的农作物, 采用 Nerlove 模型一般由以下 3 个方程组成:

$$A_t^d = a_1 + a_2 P_t^e + a_3 Z_t + U_t; \quad (1)$$

$$A_t - A_{t-1} = \lambda(A_t^d - A_{t-1})(0 \leqslant \lambda \leqslant 1); \quad (2)$$

$$P_t^e - P_{t-1}^e = \beta(P_{t-1} - P_{t-1}^e)(0 \leqslant \beta \leqslant 1)。 \quad (3)$$

其中, A_t 是实际种植面积, A_t^d 是意愿种植面积, P_t 是实际价格, P_t^e 是期望价格, Z_t 是在影响种植面积的其他外生变量, U_t 为随机扰动项。λ, β 分别表示局部调整系数和预期价格调整系数。

从方程(1) ~ 方程(3) 中消除不可观测的变量 A_t^d 和 P_t^e, 得到简化形式的 Nerlove 模型:

$$A_t = (\lambda\beta)a_0 + (\lambda\beta)a_1 P_{t-1} + (2-\lambda-\beta)A_{t-1} - (1-\lambda)(1-\beta)A_{t-2} + \lambda a_2 Z_t + \lambda a_2(1-\beta)Z_{t-1} + \lambda U_t + \lambda(1-\beta)U_{t-1}。 \quad (4)$$

这里假定:

$$U_t = \rho U_{t-1} + e_t。$$

其中, $-1 < \rho < 1$; $E(e) = 0$; $cov(e) = \sigma^2 I$。

令 $(\lambda\beta)a_0 = b_0$; $(\lambda\beta)a_1 = b_1$; $(2-\lambda-\beta) = b_2$; $-(1-\lambda)(1-\beta) = b_3$; $\lambda a_2 = b_4$; $\lambda a_2(1-\beta) = b_5$; $\lambda U_t + \lambda(1-\beta)U_{t-1} = \upsilon$。

可得:

$$A_t = b_0 + b_1 P_{t-1} + b_2 A_{t-1} + b_3 A_{t-2} + b_4 Z_t + b_5 Z_{t-1} + \upsilon。 \quad (5)$$

3.2　烟农供给反应影响因素的研究假设

对供给反应的影响因素, 作如下假设。

假设 1: 烤烟的收购价格与烤烟的种植面积正相关。

假设 2: 比较作物的收购价格与烤烟的种植面积负相关, 比较作物用早籼稻、中籼稻、晚籼稻、粳稻、小麦、玉米 6 种粮食的平均收购价格来代替。

3.3　模型建立和数据来源

在 Nerlove 模型中, 解释变量包含有因变量的

① 王现军. 粮价变动对烟叶生产影响的历史回顾[EB/OL]. [2004-01-07]. http://www.tobacco.gov.cn/html/13/1302/66002_n.html.

© 1994-2010 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

滞后项和农产品价格的滞后项, 用普通最小二乘法进行估计, 可能存在序列自相关和多重共线性, 估计结果是有偏估计量。本文采用 Panel(面板) 数据模型的估计方法, Panel 数据模型可以大量增加样本数量, 所含信息较为丰富, 这样不仅有利于改善模型的估计结果, 而且还可以讨论单纯依靠时间序列数据或者截面数据无法讨论的问题。Panel 数据既带有时间序列的性质, 又包含横截面的特点。Panel 数据模型可以添加固定效应或随机效应, 采用广义最小二乘法(GLS) 、似乎无关联(SUR) 等回归方法。

从历年《中国农村统计年鉴》中可以获得各省的烤烟种植面积数据, 从历年《全国农产品成本收益资料汇编》获得各省每 50kg 烤烟和粮食作物的平均收购价格数据。北京、天津、上海、浙江、海南、西藏、青海几乎没有烤烟种植历史; 宁夏和新疆的烤烟生产目前一直处在 2000 吨以下, 本文分析忽略上述省(市) 。另外, 由于河北、山西、甘肃、内蒙古的数据存在较多的缺失, 修补较为困难, 加上这 4 个省(区) 的烤烟产量较小, 近年来每年均不超过 1 万吨, 因此本文也没有考虑这 4 个省(区) 。重庆直辖市 1997 年设立, 因此将重庆市的相关数据并入四川省处理。本文选择 16 个烤烟生产省作为 Panel 数据的截面, 个别省份的个别数据缺失, 采取了修补措施。处理后的数据为平衡数据。

我国烟叶的收购价格是由国家烟草专卖局在每年的烟叶种植之前开始公布, 因此烟农对烤烟的预期价格就是当期价格, 我国烤烟的当期价格取自历年《全国农产品成本与收益资料汇编》中每年烤烟的平均收购价格。

综合以上的分析, 适当引入烤烟种植面积的其他影响因素, 本文建立了烤烟的供给反应模型:

$$\ln A_{it} = b_0 + b_1 \ln Pt_{it} + b_2 \ln A_{i,t-1} + b_3 \ln Pp_{i,t-1} + U_{it} 。 \quad (6)$$

式(6) 中, A 为烤烟的实际种植面积; P_t、P_P 是采取了考虑生产要素投入价格变化后的相对价格形式, P_t 为烤烟的平均收购价格除以化肥生产资料的价格指数, P_P 为粮食作物的平均收购价格除以化肥生产资料的价格指数, 其中粮食作物的平均收购价格是通过计算早籼稻、中籼稻、晚籼稻、粳稻、小麦、玉米 6 种每 50kg 收购价格的平均值得到的。烤烟成本中劳动费用、燃料费用和化肥费用占比较大, 实际上烤烟用工中雇工的占比很小, 大部分是自己种植烤烟, 加上粮食作物成本中很少有燃料费用, 综合考虑, 本文仅选用化肥生产资料价格指数来代表投入品的价格影响。

烤烟短期供给的自价格弹性为: $\eta_{S1} = b_1$ 。

烤烟长期供给的自价格弹性为: $\eta_{L1} = b_1/(1 - b_2)$ 。

烤烟短期供给的交叉价格弹性为: $\eta_{S2} = b_3$ 。

烤烟长期供给的交叉价格弹性为: $\eta_{L2} = b_3/(1 - b_2)$ 。

3.4　协整检验

在回归分析过程, 为了避免产生“虚假回归”, 有必要对各变量进行平稳性检验以及各变量之间的协整关系检验。

3.4.1　平稳性检验

本文的计量分析在 eviews6.0 软件上运行。首先, 对 1989—2008 年各变量的平稳性进行检验, 检验结果表明: $\ln A$、$\ln Pt$、$\ln Pp$ 是 I(0) 单整(见表 2) 。

表 2　各变量平稳性检验结果

变量	检验方法	检验统计量	结论
$\ln A$	LLC	-5.23***	平稳
	IPS	-3.29***	平稳
	ADF	64.79***	平稳
	PP	64.86***	平稳
$\ln Pt$	LLC	-4.39***	平稳
	IPS	-2.15***	平稳
	ADF	51.93***	平稳
	PP	55.31***	平稳
$\ln Pp$	LLC	-2.47***	平稳
	IPS	-4.54***	平稳
	ADF	75.46***	平稳
	PP	40.55	非平稳

注:“*”、“**”、“***”分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平, 均为双尾检验。

3.4.2　协整检验

面板数据的协整检验方法可以分为两大类, 一类是建立在 Engle and Granger 二步法检验基础上的面板协整检验, 具体方法主要有 Pedroni 检验; 另一类是建立在 Johansen 协整检验基础上的面板协整检验。

由表 3 和表 4 的检验结果看出, 在变量之间存在着协整关系, 可见以 $\ln A$ 为因变量构成的回归方程不会出现虚假回归现象。

表 3　**Pedroni** 检验结果

检验方法	检验统计量值	结论
Panel v-统计量	-1.74	不存在协整关系
Panel rho-统计量	-0.06	不存在协整关系
Panel pp-统计量	-2.43***	存在协整关系
Panel ADF-统计量 c	-2.74***	存在协整关系
Group rho-统计量	1.30	不存在协整关系
Group PP-统计量	-3.98***	存在协整关系
Group ADF-统计量	-4.73***	存在协整

注:“*”、“**”、“***”分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平, 均为双尾检验。

© 1994-2010 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

表 4　Johansen 检验结果

原假设	Fisher 联合迹统计量值	Fisher 联合 λmax 统计量值	结论
0 个协整向量	89.72***	79.17***	存在协整关系
至少 1 个协整向量	37.78	28.08	不存在协整关系
至少 2 个协整向量	57.59***	57.59***	存在协整关系

注:“*”、“**”、“***”分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平, 均为双尾检验。

3.5　回归分析

3.5.1　确定模型的影响形式

首先建立随机效应的回归模型形式, 然后对该回归模型进行 Hausman 检验, 检验结果表明随机影响模型中个体影响与解释变量显著相关, 因此可以将模型设定为固定效应回归模型。

3.5.2　确定模型形式的 F 检验

面板数据模型 $y_i = \alpha_i + x'_i\beta_i + u_i (i = 1, 2, \cdots, N)$ 常用的有如下 3 种情形:

$\alpha_i \neq \alpha_j, \beta_i \neq \beta_j$; (变系数模型)

$\alpha_i \neq \alpha_j, \beta_i = \beta_j$; (变截距模型)

$\alpha_i = \alpha_j, \beta_i = \beta_j$。(混合模型)

经常进行的检验是协方差分析检验, 主要检验如下两个假设:

$\beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_N$;

$\alpha_1 = \alpha_2 = \cdots = \alpha_N$。

如果接受假设 H_2, 则可以认为样本数据符合情形 3, 即模型为混合模型; 如果拒绝假设 H_2, 则需检验假设 H_1。如果接受 H_1, 则认为样本数据符合情形 2, 即模型为变截距模型, 反之拒绝 H_1, 则认为样本数据符合情形 1, 即模型为变参数模型。

通过构建模型, 可得变参数模型得残差平方和 S_1, 变截距模型得残差平方和 S_2, 不变参数模型得残差平方和 S_3。获得 S_1、S_2、S_3 后根据下式计算出 F_2、F_1 统计量, 并查找临界值对模型的形式作出判断。

$$F_2 = \frac{(S_3 - S_1)/[(N-1)(k+1)]}{S_1/[NT - N(k+1)]} \sim F[(N-1)(k+1), N(T-k-1)]。\quad (7)$$

$$F_1 = \frac{(S_2 - S_1)/[(N-1)k]}{S_1/[NT - N(k+1)]} \sim F[(N-1)k, N(T-k-1)]。\quad (8)$$

根据计算结果得 $F_2 = 1.70$, 大于在 5% 显著性水平下的临界值 $F(60, 256) = 1.38$; $F_1 = 1.23$, 小于在 5% 显著性水平下的临界值 $F(45, 256) = 1.42$, 所以接受 H_1。因此本文, 建立烤烟种植面积的变截距模型, 并采用似乎不相关回归方法对模型进行估计。

3.5.3　估计结果和分析

对烤烟供给反应模型的估计结果如表 5 和表 6 所示。

表 5　Nerlove 模型估计结果

变 量	系 数	系数值	标准差	T 值
C	b_0	1.4189***	0.0847	16.7577
$\mathrm{Ln}Pt$	b_1	0.0906***	0.0088	10.3484
$\mathrm{Ln}A(t-1)$	b_2	0.6605***	0.0137	48.2283
$\mathrm{Ln}Pp(t-1)$	b_3	-0.1303***	0.0104	-12.5516
固定效应	辽宁	-0.3940		
	吉林	-0.4053		
	黑龙江	0.0241		
	安徽	-0.3550		
	山东	0.0305		
	河南	0.3969		
	陕西	0.0071		
	福建	0.0534		
	江西	-0.4015		
	湖北	-0.0252		
	湖南	0.1767		
	广东	-0.2014		
	广西	-0.3748		
	四川	0.2618		
	贵州	0.5203		
	云南	0.6863		
调整的 R^2			0.9957	
DW 值			2.07	

注:“*”、“**”、“***”分别表示 5%、1% 的显著性水平, 均为双尾检验。

表 6　供给弹性的计算结果

	自价格弹性	交叉价格弹性
短期价格弹性	0.0906	-0.1303
长期价格弹性	0.2669	-0.3838

表 5 和表 6 的估计结果表明:

从各省的不同截距值可以看出, 云南、贵州、四川、河南、湖南、福建等在 0.05 以上, 表明上述 6 省在 1989—2008 年为我国的烤烟主要种植区, 其中云贵川 3 省以及河南省的截距较大, 湖南和福建稍次, 其他 10 个省份为烤烟种植的次要区域。

从参数的估计结果看, 扣除了成本上涨因素的烤烟价格对种植面积有显著的正向影响, 扣除了成本上涨因素的粮食价格对种植面积有显著的负向影响, 与前面的假设一致, 基本反映了目前我国烤烟的供给反应的实际状况。

烤烟供给的短期自价格弹性要小于短期交叉价格弹性的绝对值(粮食作物), 在不考虑其他因素的情况下, 如果烤烟价格和粮食价格同时上涨 1%, 烤烟的种植面积反而要下降 0.0397%, 这说明烟农对待其他农作物的产出价格反应更为强烈, 对烤烟自身的价格上涨程度反应不及比较作物的价格下降程度。由此可见, 烟农种植决策不仅要看烤烟收购价

© 1994-2010 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

格的变化程度, 同时还要参考其他农产品的价格变化, 在比较中衡量自己的行为得失。

长期来看, 烤烟供给的自价格弹性和交叉价格弹性的绝对值变大, 烤烟供给的长期自价格弹性依然小于长期交叉价格弹性的绝对值(粮食作物), 说明价格因素对烤烟种植面积的影响存在积累效应, 其影响力最终在烟农的种植行为调整过程中显现出来。

总体来看, 烤烟的价格弹性较小, 或者说没有弹性, 这与烤烟的农作物性质不无关系。农作物的种植面积存在约束, 土地方面的竞争比以前更加激烈。随着农村市场经济的不断发展, 面对粮食作物和越来越多的经济作物, 烤烟对种植面积的竞争并无优势。

4 研究结论

本文主要利用 Nerlove 模型来分析我国烤烟的供给反应。分析结果表明:

1) 烤烟种植面积的时间趋势变化和生产布局变化与烤烟总产量基本上一致, 主要是因为我国烤烟的单产水平变化与种植面积比较起来相对平稳很多, 烤烟总产量的变化主要受到烤烟种植面积变化的影响。目前, 南方烟区依然是烤烟的主要生产地区, 北烟南移的趋势基本不变。

2) 与烤烟收购价格的高波动性相比, 粮食价格的走势相对平稳, 但是整体来看, 均呈上扬之势。从 1989 —2008 年的时间段看, 烟粮比价与烤烟种植面积的波动趋势基本是一致的, 表明了价格因素对烤烟种植面积的重要影响, 而烟粮比价在波动过程中呈日渐抬升的势头, 也表明了政府制定的烟粮比价日渐上升与国家计划控制、减少烤烟种植面积之间的政策冲突。

3) 从估计结果看, 烤烟价格对种植面积有显著的正向影响, 粮食价格对种植面积有显著的负向影响。但是, 短期内烟农的种植调整行为并不充分, 长期来看, 价格终究要对烟农的行为产生影响。进一步分析可知, 作为比较意义上的粮食价格对烟农的种植决策有着不可忽视的影响, 甚至超过了烤烟自身的价格。政府在调控烤烟种植面积的决策时, 始终锚定烟粮比价, 实际上同时考虑了两者价格的影响。由于烤烟的自价格弹性比交叉价格弹性要低, 因此在实际操作中, 烤烟收购价格的上涨幅度往往要高于粮食作物的上涨幅度, 以此来保证烤烟提价的效果。

鉴于国际控烟形势和世界贸易规则的变化, 我国对烟草行业进行了改革, 对烤烟的生产布局重新调整, 力图有效控制、缩减烤烟的种植面积和产量。从上述分析可以看出, 必须降低烤烟收购价格的上调幅度, 至少要低于粮食作物收购价格的上涨幅度, 即有意识地降低烟粮比价, 减弱烟农对烤烟收购价格相对上涨的预期, 以此减弱烟农的种烟积极性, 自发地实施转产行为, 只有这样, 才能希望实现有效缩减烤烟种植面积和产量的政策目标。

参考文献

[1] NERLOVE M. Estimates of the elasticities of supply of selected agricultural commodities[J]. Journal of Farm Economics, 1956, 38(5): 496-509.

[2] NERLOVE M. The dynamics of supply: estimations of farmers´response to price[M]. Baltimore: Johns Hopkins University Press, 1958: 13-15.

[3] MAITHA J K. Productivity response to price: a case study of kenyan coffee[J]. Eastern African Economic Review, 1970(5): 31-38.

[4] SEINI W. The economic analysis of the responsiveness of peasant Cotton farmers to theprice incentives in Ghana [J]. Technical Publications Series, University Legon, Ghana, 1985, 51: 77-81.

[5] GRADA C. Supply responsiveness in Irish agriculture during the nineteenth century[J]. Economic History Review, 1975, 28(3): 312-317.

[6] 林毅夫. 再论制度、技术与中国农业发展[M]. 北京: 北京大学出版社, 2000: 126-146.

[7] 王秀清, 程厚思. 蔬菜供给反应分析[J]. 经济问题探索, 1998(10): 54-56.

[8] 王德文, 黄季焜. 双轨制度下中国农户粮食供给反应分析[J]. 经济研究, 2001(12): 55-65.

[9] 陈永福. 中国食物供求与预测[M]. 北京: 中国农业出版社, 2004.

[10] 司伟, 王秀清. 中国糖料的供给反应[J]. 中国农村观察, 2006(4): 2-11.

(下转第 130 页)

© 1994-2010 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

持关系持续的意愿,并逐渐的形成真正的客户间深度合作,这是企业需要好好思考的问题。然而仅仅把关系建立在非经济因素上,也将降低客户对关系的承诺和信任。研究结果证明,关系营销战略的成功实施需要结合经济利益、非经济利益两方面的因素,才能更好的达到其营销战略的目的,仅仅提供经济因素或非经济因素的利益都不能很好维系客户长期深度合作,也难以促进真正的忠诚。

参考文献

[1] MORGAN B, HUNT L L. Relationship marketing of services-growing interest, emerging perspectives[J]. Journal of the Academy of Marketing Science, 1995, 23(4): 236-245.

[2] CHRISTOPHER M. Relationship Marketing[M]. Oxford: Butterworth-Heinemann, 1991: 51-115.

[3] 阿德里安·佩恩. 关系营销: 形成和保持竞争优势[M]. 北京: 中信出版社, 2002: 1-35.

[4] GROMOOS G E. Relationship marketing and a new economy: it's time for de-programming[J]. The Journal of Services Marketing, 1994, 16(7): 585-589.

[5] SHELD, SISODIA, SHARMA. The different roles of satisfaction, trust, and commitment in customer relationships[J]. Journal of Marketing, 2000, 63(4): 70-87.

[6] WILSON J, BERNARD J, AJAY K. Market orientation: antecedents and consequences[J]. Journal of Marketing, 1995, 57(7): 53-70.

[7] DWYER K, SCHURR, Oh W. The changing role of marketing in the corporation[J]. Journal of Marketing, 1987, 56(10): 1-17.

[8] WEBS A, TER F J. Organizational Buying Behavior[M]. Englewood Cliffs: Prentice Hall, 2001: 100-128.

[9] JAMES B. Collaborative communication in interfirm relationships: moderating effects of integration and control[J]. Journal of Marketing, 2001, 58(July): 103-115.

[10] HEWETT K. The effect of a market orientation on business profitability[J]. Journal of Marketing, October, 1990, 54(4): 20-35.

Empirical Study on Depth of Cooperation between the Customers Based on Relationship Marketing

Zhang Yi[1], Zheng Jianzhuang[2], Cai Ning[1]

(1. College of Public Administration, Zhejiang University, Hangzhou 310027, China;
2. City College, Zhejiang University, Hangzhou 310015, China)

Abstract: Based on the relevant review, this paper builds an empirical model of relationship marketing and explores the formation of customer behavior and the fundamental cause. Then measurement terms are formulated for the construction of variables in model-building from two dimensions, which are consumer's behavior and attitudes intentions, simultaneously, and Likert five-point scale tool is used to help complete the questionnaire survey. At the data analysis and model validation process, the methods of descriptive statistics and structural equation modeling techniques, with combination of quantitative and qualitative methods, are used to draw the following conclusions: provider's custom-oriented and its technical capabilities play the positive and significant role for commitment and trust; corporate reputation has a very active role for trust, and has no direct effect on the commitment, but has an effect indirectly on customer behavior and commitment by way of the trust; the successful implementation of relationship marketing strategies require a combination of economic benefits, non-economic interests of the two factors, in order to achieve the purpose of their marketing strategy.

Key words: relationship marketing; customer behavior; trust; commitment

(上接第98页)

Analysis on Supply Response of Flue-cured Tobacco in China

Yuan Qinglu[1], Jiang Zhongyi[2]

(1. College of Economics and Management, China Agricultural University, Beijing 100083, China;
2. Research Center for Rural Economy, Ministry of Agriculture, Beijing 100810, China)

Abstract: This paper analyzes the supply response of flue-cured tobacco in China with Nerlove model. The analysis results show that the price of flue-cured tobacco exerts a prominent positive influence on its planting area and the prices of grains in earlier periods have a prominent negative influence on the planting area. Further analysis shows that, the prices of grains have an important impact on the planting decision-making of the farmers, even more than the price of flue-cured tobacco itself.

Key words: flue-cured tobacco; supply response; Nerlove model

© 1994-2010 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net