

# 中国原料奶供给反应的实证研究\*

## ——基于省际面板数据检验

刘 威,陈书章,马恒运

(河南农业大学 经济与管理学院,河南 郑州 450002)

**摘 要** 利用 1992—2008 年河北省、内蒙古自治区、黑龙江省等 8 个省份面板数据,使用扩展的 Nerlovian 模型,检验了原料奶供给的反应程度。结果表明:前期产量对原料奶供给的正向作用最大,单产、存栏和 WTO 规则的影响次之,技术进步的作用较小;饲料价格的反向作用明显,是阻碍产出增长的主要因素;原料奶收购价格缺乏弹性,其短期和长期供给弹性分别为 0.109 和 0.773,均衡状态调整周期约为 7.1 年。

**关键词** 原料奶生产;价格;供给弹性;Nerlovian 模型

**中图分类号:**F326.35 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2011)02-0050-05

随着我国居民收入水平的快速提高,食品消费结构发生了明显改变,总体上从生存型、数量型转变成了质量型。牛奶作为一种提高国民体质的动物性食品,近年来生产和消费同时取得了大幅增长,原料奶生产总量从 1990 年的 416 万 t 增长到 2008 年的 3 556 万 t,城镇居民家庭平均每人全年乳制品消费支出由 1992 年的 17.65 元提高到 2008 年的 189.84 元。然而,在产销两旺的背后,我国奶业仍面临着散养比例过高、原料奶收购价格低、良种奶牛改良周期长、饲料价格大幅上涨等问题。

价格作为调节市场供求的有效手段,是历来农业生产决策行为研究的重点。与一般农业产品类似,在完全竞争的市场条件下,原料奶生产也遵循着经典的蛛网理论,即当期产量决定当期价格,当期价格又决定着下期产量。然而,受制于农产品市场的发展阶段,我国的农产品基本上都受到了国家调控的干预,关于农民供给反应的假说也争议颇多。王秀清等<sup>[1]</sup>将农户供给假说分为 3 类:一是农民并不愚昧,对市场价格变动能够作出迅速而正确的反应,供给反应很有弹性<sup>[2]</sup>;二是自给自足的农民面向市场的供给跟产品价格呈反方向变化;三是在制度和技术严重制约下,农民对价格变化的反应非常迟钝,几乎没有反应<sup>[3]</sup>。后来,基于上述假设的种种缺陷,

适应性预期和局部调整的 Nerlovian 模型<sup>[4]</sup>得到了广泛应用。关于中国农产品生产行为研究,学者们应用该模型研究了蔬菜、大豆、粳米、糖料、烤烟、油料、粮食等<sup>[1,5-10]</sup>。

虽然周宪锋等<sup>[11]</sup>分析了 1995—2006 年中国原料奶生产的供给弹性,但是存在着以下遗憾:一是采用全国平均的时间序列数据,样本容量过小,容易造成统计偏差,且不能反映各个地区的发展差异;二是仅考虑了原料奶价格、畜肉价格、单产和存栏数量等影响作用,忽略了饲料价格、技术进步等重要因素;三是他们认为部分调整系数为 0.499,即受到外部冲击后 2 年即可调整至新的均衡点,高于一般农产品的调整速度;四是单产的影响系数最大(高达 1.305),而滞后产量和存栏的系数仅为 0.499 和 0.401,期间的单产累计增长幅度为 10.99%,这并不能充分解释 1995—2006 年原料奶接近 10 倍的产量增长。

与已有研究文献相比,本文采用 1992—2008 年河北、内蒙、黑龙江、山东、河南、四川、陕西和新疆 8 个主产区的省际面板数据,基于扩展型 Nerlovian 模型,考虑了滞后的原料奶收购价格、饲料价格、单产、存栏数量、技术进步等因素对供给的影响程度,分析原料奶收购价格的短期和长期效应,以及均衡状态的调整速度。

收稿日期:2011-01-08

\* 国家自然科学基金项目“中国牛奶生产全要素生产率及技术投资政策研究”(G0305/70773037)。

作者简介:刘 威(1984-),男,博士研究生;研究方向:农业政策。E-mail:far168@163.com

一、模型建立

大量的研究表明,用来估计农业供给反应的计量模型中,Nerlovian 模型是应用最广泛和最成功的模型<sup>[12]</sup>。Nerlovian 模型的优点在于:能够实际地模拟农户决策时对预期价格的考虑,且理论假设和数据要求较少,适用于研究一种产品<sup>[9]</sup>。按照经典模型,原料奶供给的估计模型如下:

$$TP_t - TP_{t-1} = \delta(TP_t^d - TP_{t-1}) + u_t \quad (1)$$

$$TP_t^d = \alpha_1 + \alpha_2 P_t^d + \alpha_3 Z_t + v_t \quad (2)$$

$$P_t^d - P_{t-1}^d = \tau(P_{t-1} - P_{t-1}^d) + w_t \quad (3)$$

其中, $t$  代表时间, $TP_t$  和  $TP_t^d$  分别代表第  $t$  年实际产量和期望产量, $P_t$  和  $P_t^d$  分别代表第  $t$  年的实际比价和期望比价(原料奶价格与畜产品价格比值), $Z_t$  代表其它可观测的外生变量, $u_t$ 、 $v_t$  和  $w_t$  代表随机扰动因子, $\delta$  和  $\tau$  分别代表局部调整系数和适应性预期系数,且二者均处于 0 至 1 的区间。

经过期望变量换算,最终实证模型如下:

$$\begin{aligned} \ln TP_t = & \pi_0 + \pi_1 \ln P_{t-1} + \pi_2 \ln P_{t-2} + \\ & \pi_3 \ln TP_{t-1} + \pi_4 \ln AP_t + \pi_5 \ln S_t + \pi_6 \ln PG_t + \\ & \pi_7 t + \pi_8 WTO + \mu_t \end{aligned} \quad (4)$$

其中, $TP_t$  和  $TP_{t-1}$  分别表示当期、滞后一期原料奶产量, $P_{t-1}$  和  $P_{t-2}$  分别表示滞后一期和滞后二期比价, $AP_t$  表示当期单产, $S_t$  表示当期奶牛存栏, $PS_t$  表示饲料价格, $t$  表示时间趋势变量,在一定程度上代表技术进步, $\mu_t$  表示随机扰动项。为了检验 WTO 规则对我国的冲击,设定虚变量  $WTO$ ,2002 年以后为 1,其它年份为 0。

另外,短期供给价格弹性计算公式为: $\xi_s = \pi_1 + \pi_2$ ,长期供给价格弹性计算公式为: $\xi_L = (\pi_1 + \pi_2) / (1 - \pi_3)$ ,部分调整系数计算公式为: $\delta = 1 - \pi_3$ 。

二、数据来源与处理

选取河北、内蒙、黑龙江、山东、河南、四川、陕西和新疆 8 个主产省区 1992—2008 年的年度数据,2008 年这 8 个省区合计产量约占全国的 72.3%。其中,原料奶产量、奶牛存栏来自历年《中国奶业年鉴》;原奶料收购价格、奶牛单产、饲料价格来自于历年《全国农产品成本收益汇编》;畜产品价格用相关价格指数替代,由于统计名称变化,2000 年以前选取农产品收购价格指数,2000 年以后采用农产品生

产价格指数,来自于历年《中国农村统计年鉴》。以上所有价格变量均以 1978 年为基期进行换算,并采用相应价格指数平减。为了保证残差项服从正态分布,对变量进行对数化处理,而且可以直接根据系数得出估计模型的短期供给弹性。

由于 Nerlovian 模型中含有原料奶产量和价格的滞后项,若直接采用最小二乘法估计,可能存在序列自相关和多重共线性,估计结果不是线性无偏估计量。因此,这里采用 Panel 数据模型,既可以有效增加样本容量,又可以采用固定效应或随机效应估计,同时选择广义最小二乘法、似然不相关等回归方法。

三、结果分析

考虑到面板数据的截面异方差和序列相关问题,采用面板数据模型的似然不相关回归(Seemingly Unrelated Regression, SUR)对式(4)进行估计,具体结果见表 1。

表 1 原料奶供给反应的回归结果

变量	系数	标准误差	<i>t</i> 检验值	<i>P</i> 值
常数	-0.675	0.530	-1.274	0.205
比价滞后一期	0.068	0.027	2.468	0.015
比价滞后二期	0.041	0.019	2.232	0.028
产量滞后一期	0.859	0.020	42.228	0.000
单产	0.190	0.065	2.915	0.004
存栏	0.112	0.021	5.280	0.000
饲料价格	-0.122	0.026	-4.753	0.000
技术进步	0.008	0.004	2.054	0.042
WTO 规则	0.063	0.028	2.265	0.025
截面固定效应				
河北	0.009			
内蒙古	0.024			
黑龙江	-0.007			
山东	0.044			
河南	0.162			
四川	-0.035			
陕西	-0.019			
新疆	-0.221			
调整拟合优度	0.999			
杜宾-瓦特森检验值	1.791			

从表 1 可以看出,模型的解释能力很强,调整的  $R^2$  值达到 0.999,所有变量均通过 5% 的显著性检验,回归结果理想。在估计模型的选择上,冗余固定效应检验(Redundant Fixed Effects Tests, RFET)

的  $P$  值接近于 0, 效果显著, 说明模型不应采用混合回归模型, 即面板数据模型是适用的。其次, 需要采用 Hausman 检验来判断固定效应和随机效应, 但此处可能由于选取的省份数据存在相关性, 导致检验失效。对此, 借鉴一般经验方法<sup>[13]</sup>, 由于本文所选的 8 个省份均是主产区, 并不是随机抽样数据, 所以选择固定效应模型。

### 1. 原料奶价格对供给总量影响

比价滞后一期和滞后二期的系数分别为 0.068 和 0.041, 表明提高奶畜比价(原料奶价格与畜产品价格比值)会增加原料奶产量, 但其系数低于“产量滞后一期”“单产”和“存栏”。通过进一步计算, 短期和长期供给弹性分别为 0.109 和 0.773(均小于 1), 表明原料奶价格缺乏弹性, 即原料奶与畜产品比价每增加 1%, 短期产量将增加 0.109%, 长期产量将增加 0.773%。与本文结论不同, 周宪锋等<sup>[11]</sup>认为短期和长期价格弹性分别为 0.806 和 1.615, 原因可能在于他们在模型中直接采用原料奶价格, 而本文采用奶畜比价。

价格弹性偏低的原因: 在当前不完善的供应链利益分配机制下, 形成了复杂的“农户、奶站与企业”关系, 原料奶收购企业是市场价格的主导者, 而农户是供应链中的弱势群体; 原料奶价格的上涨幅度远低于一般畜产品, 而且收购价格的小幅上涨往往伴随着大幅的饲养成本增加, 因此原料奶价格对农户生产的激励作用有限。据测算, 自 1998 年, 每头奶牛的名义净利润始终徘徊在 3 000 元左右, 农户生存状况堪忧。

部分调整系数为 0.141, 即受到外部影响时, 从旧均衡向新均衡调整 14.1%, 需要时间约为 7.1 年, 调整速度缓慢。产量对价格的反应迟钝的原因, 可以归结为以下几个方面: 一是奶牛养殖的资金投入较大, 即便当前的盈利水平较差, 限于较高的退出成本, 短期内不会立即放弃生产; 二是奶牛散养方式所占比例较大, 农户文化水平不高, 新技术、新品种和管理方法的推广时间长; 三是市场信息的不对称, 价格、消费需求等信息难以及时获取; 四是我国良种奶牛比例偏低, 原料奶的数量和质量短期内难以调整。

### 2. 原料奶非价格因素对供给总量影响

产量滞后一期的系数最大, 高达 0.859, 表明原料奶产出的惯性特征显著。如果奶农在第 1 年决定

提高产量, 第 2 年仍然能够维持一定的产量增加, 反之亦然。简言之, 农户往往根据去年经营状况来决定当期供给, 这是导致我国原料奶产量波动的主要原因。

奶牛单产的系数为 0.190, 表明提高奶牛的单产水平仍然是今后发展中国奶业的关键问题, 迫切需要提高良种奶牛繁育技术和饲料配比技术, 逐步建立现代化的饲养管理体系。

奶牛存栏的系数为 0.112, 表明我国奶业发展模式仍然以扩充奶牛头数为主。李胜利<sup>[14]</sup>也认为虽然奶牛数量增加, 但是养殖效益下降, 在发展过程中存在着饲养管理粗放、重大疾病与疫病发生率高、质量问题突出和奶牛新品种培育和遗传改良工作滞后等问题。

WTO 规则的系数为 0.063, 表明 WTO 促进了中国原料奶产量的提高。有关 WTO 对中国奶业的冲击作用, 有学者<sup>[15-16]</sup>认为: 历来很少受到政策保护的中国奶业, WTO 政策并不会形成较大的负面作用, 原因在于国外品牌进入的主要是奶粉类产品, 与国内的液态奶市场避开了正面竞争。与此相反, 在开放的竞争条件下, 中国奶业开始更多地关注奶农养殖积极性的提高、科学饲养以及乳制品质量控制, 对于奶业市场的理性发展有着重要意义。

技术进步虽然也通过了 5% 的显著性检验, 但系数仅为 0.008, 表明技术进步的弹性较弱, 也反映出我国原料奶生产的技术落后。

饲料价格的系数为 -0.122, 其负面作用已经超过短期价格弹性(0.109), 表明饲料价格的上涨已经严重削弱了农户养殖的积极性。虽然近年来原料奶价格缓缓上升, 但却不足以弥补饲料价格的冲击作用, 尤其是散养农户的利润水平难以维系。

此外, 从省份截距值看, 河北、内蒙古、山东和河南系数为正值, 其中河南的截距值最大, 即上述 4 省表现出良好的发展势头, 原料奶产量占全国的比重迅速提高。相反, 黑龙江、四川、陕西和新疆 4 省的生产优势逐渐丧失。

### 3. 不同阶段的原料奶供给反应比较

自 2002 年, 原料奶产量增长速度明显提高, 且此后加入 WTO 规则, 因此以 2002 年作为分界点分阶段回归, 剔除部分不显著变量, 结果见表 2。结果发现: ①产量滞后一期的系数最大, 且其第一阶段

(1992—2001 年)系数小于第二阶段(2002—2008 年),表明滞后产量是决定产出的最主要因素,原料奶生产逐渐向优势产区集中。②与第一阶段相比,第二阶段的奶牛存栏系数和价格弹性系数均变小(尤其是短期价格弹性),单产系数变大,表明我国奶牛生产方式正在向集约型转变,对存栏数量的依赖有所减弱,开始更多地关注奶牛单产的提高。③饲料价格弹性(绝对值)变小,表明饲料价格的负面作用相对减弱,但仍不容忽视。④部分调整系数由第一阶段的 0.224 减小至第二阶段的 0.143,调整周期相应地由约 4.5 年增加至 7.0 年,表明总产量的调整速度越来越慢。

表 2 不同阶段的原料奶供给反应

变量	1992—2001 年		2002—2008 年	
	系数	<i>t</i> 检验值	系数	<i>t</i> 检验值
常数	3.360**	2.248	−3.351**	−2.409
比价滞后一期	0.057	0.657	0.141**	2.311
比价滞后二期	0.215**	2.499		
产量滞后一期	0.776***	12.243	0.857***	23.985
单产	−0.189	−1.273	0.494***	3.251
存栏	0.238***	4.858	0.176***	4.567
饲料价格	−0.243***	−2.960	−0.126*	−1.796
调整拟合优度	0.996		0.999	
杜宾-瓦特森检验值	1.899		1.589	
短期弹性	0.272		0.141	
长期弹性	1.217		0.991	
调整系数	0.224		0.143	
调整时间	4.471		7.002	

注：\*\*\* 表示在 1%水平下显著，\*\* 表示在 5%水平下显著，\* 表示在 10%水平下显著。

四、结论及建议

本文研究发现,产量滞后一期对原料奶供给的影响最大,单产和存栏数量次之,技术进步的作用较小,饲料价格的快速上涨已成为阻碍生产的主要因素。因此,应当鼓励原料奶生产向优势产区集中,改变以往依靠奶牛数量增加的粗放型增长方式,增加技术进步在产出中的贡献率,稳步提高奶牛单产。同时,针对饲料成本和价格的快速上涨,既要扶持产业链上游的饲料加工企业成长,又要推广科学的饲料配比技术和管理方法体系,增加优质饲料资源的种植面积,弱化饲料价格上升所引起的负面效应。此外,实证结果还表明:加入 WTO 有利于中国原料奶产量提高,促进了中国奶业市场的理性发展。

奶畜比价的短期和长期弹性分别为 0.109 和 0.773,二者均缺乏弹性,说明原料奶收购价格的提高对产量增长的作用较小,不完善的供应链利益分配机制削弱了农户养殖的积极性。部分调整系数为 0.141,调整周期约为 7.1 年,受到外部冲击后的调整速度缓慢。因此,一方面,应当加大对原料奶市场的引导和监管,改变农户在供应链中的弱势地位,从源头上保障农户养殖的收益水平,提高农户资源的配置效率。另一方面,提倡适度的规模饲养,优化良种奶牛比率,建立全国性的乳制品价格监测和预警平台,定期发布市场供需状况,提高原料奶生产对市场变动的响应速度,降低信息不对称所增加的风险成本。

参 考 文 献

[1] 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.

[2] SCHULTZ T W. Impact and implication of foreign surplus disposal on underdeveloped economics[J]. Journal of Farm Economics,1960,76(2):1019-1030.

[3] FISHER F M. A theoretical analysis of the impact of Food surplus disposal on agricultural production in recipient countries [J]. Journal of Farm Economics,1963,45(4):245-248.

[4] NERLOVIAN M. Estimates of the elasticities of supply of selected agricultural commodities[J]. Journal of Farm Economics,1956,38(2):496-509.

[5] 王济民. 中国大豆经济:供给与需求的重点分析[D]. 北京:中国农业科学院研究生院,2002.

[6] 王明利. 我国粳米生产、消费和贸易的研究[D]. 北京:中国农业科学院研究生院,2003.

[7] 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.

[8] 袁庆禄,蒋中一. 我国烤烟的供给反应分析[J]. 技术经济,2010 (5):93-98.

[9] 沈琼. 价格波动对油菜籽生产影响的实证分析[J]. 河南农业大学学报,2007(4):462-465.

[10] 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.

[11] 周宪锋,朱香荣,花俊国. 基于供求弹性角度的原料奶生产影响因素的实证分析[J]. 中国农村经济,2008(7):73-80.

[12] BRAULKEM. A note on the nerlove model of agricultural supply response[J]. International Economic Review,1982,23(1):241-44.

[13] 靳庭良,郭建军. 面板数据模型设定存在的问题及对策分析[J]. 数量经济技术经济研究,2004(10):131-135.



[14] 李胜利. 当前奶业现状与国家政策-中国奶业未来 5 年面临的挑战及其发展预测与规划[J]. 北方牧业, 2009(12): 7-15.

[15] 程漱兰, 姚莉, 崔惠玲, 等. WTO 背景下的中国奶业发展前景[J]. 农业经济问题, 2002(3): 9-16.

[16] 赵全厚. 加强农业结构调整 积极扶持奶农和奶业[J]. 农业经济问题, 2002(11): 10-15.

Empirical Study on Supply Response of China’s Fresh Milk

——An Investigation based on Provincial Panel

LIU Wei, CHEN Shu-zhang, MA Heng-yun

(College of Economics and Management, Henan Agricultural University, Zhengzhou, Henan, 450002)

**Abstract** Using the extended Nerlovian model, this paper examines the responsiveness of the fresh milk supply based on panel data of eight provinces in China from 1992 to 2008. The results show that yields of early days have the maximum positive impact on fresh milk supply followed by yield per cow, stocks and WTO rules, while the effect of technological progress is smaller. Feed price is the main factor that slows down fresh milk output and obviously has adverse effect. Fresh milk price is inelastic and its short- and long-term supply elasticities are 0.109 and 0.773, respectively, and equilibrium adjustment cycle is approximate 7 years.

**Key words** fresh milk production; price; supply elasticity; Nerlovian model

(责任编辑: 金会平)