

□ 孙鹤 施锡铨

“关于农产品价格弱波趋势”的再探索

——与陈志国等同志商榷

内容提要:不少人认为中国农民自给性强,对价格反应不灵敏。本文对此进行了深入的统计实证分析,发现了农产品价格对农民生产决策引导作用的显著证据,证实不存在所谓“价格对农业发展的弱波趋势”。

关键词:农产品价格 弱波趋势 价格供给弹性 统计实证

作者简介:孙鹤,1954年生,男,上海财经大学统计系博士研究生;施锡铨,1944年生,男,上海财经大学金融学院教授、博士生导师。

在中国农业经济研究的领域内,一直存在着—场关于农产品价格与农民行为关系的讨论。人们根据自己的经验、认识,及掌握的数据、材料,运用各种方法、手段,探索农产品价格信号对农民行为的影响,纷纷阐述着自己对该问题的推测、观点、论断,或者给出实例和统计实证支持自己的观点。在市场经济中,商品价格对生产者行为的引导作用不容置疑。但是对于不久才从计划体制下走出的带有浓厚自然经济色彩的中国农民来说,这似乎成了—个问题。本文第一部分对同仁的观点作—点评述,指出某些实证分析的技术性错误,同时给出自己的研究结果。第二部分是对农产品价格作用的一个统计实证分析,实证结果有力地支持了作者观点。

一、关于农产品价格作用讨论的评述

这场讨论有两个主要重点:

1. 价格信号是不是农民生产决策的基本依据。持否定意见者认为,中国农民农产品生产的自给自足性很强,产品大部分留自己消费。而自己消费的弹性较大,如果价格高,则自己少消费多出售;如果价格低,则自己多消费少出售。同时,农民生产决策的自主性有限,存在着较强的行政干涉。因此,价格对农民生产决策没有显著的影响。而大多数学者则肯定价格的作用。

农产品价格对农民生产决策没有大的影响的观点存在着明显的缺陷。首先是低估了农产品的商品率。例如,不少人认为我国的粮食商品率为30%左右,这主要是根据政府收购量以及统计到的集市贸易量估计的。而农民的民间自由交易量很难准确把握。同时,还应注意到上述数字仅是直接粮食商品率。实际上还存在着大量的粮食间接贸易,即农民出售的动物性食品的价值中包含了饲料粮的转移。据统计,我国乡村人口比重为69.6%,农业劳动力又占了乡村劳动力的70%^①,即使不排除农业劳动力中的非粮食生产或者非种植业劳动力,粮食生产者及其家庭人口仍大约占全国人口的49%。再考虑非农业人口的粮食消费水平(直接的、间接的以及工业消费)比农业人口高。因此,粮食的全部商品率完全可能超过50%。其次是孤立地看待粮食生产。这一点或许更为重要。实际上,在市场经济大环境的包围中,很难有纯粹的自给自足

经济的存在。农民粮食生产市场化的程度仅用粮食商品率衡量是不够的。作为生产者,在当前生产力水平下,农民不仅出售粮食,而且购买种子、化肥、农药等生产资料;作为消费者,除了吃的以外,其余生活消费资料基本上从市场上购买。1996年,农村居民家庭人均总收入2806.7元,食品支出885.5元,即使全部食品都由自己生产,自产自消费的部分也才占全部经济活动所得的31.5%。农民的职业选择自由度比计划经济年代明显增大,他们可以较充分地认识自我劳动力的价值,等等。所有这些可以使农民认识自己消费的那部分粮食的价值,即自己消费的那部分粮食存在着清楚的价值参照系。如果他认为生产粮食不划算,他就会少生产,甚至不生产,成为粮食商品的购买者。最后,由于正确识别价格与粮食产量的关系的实际困难,也使得人们容易产生对价格作用的误解。理论上所说的价格对产量的关系是一种静态关系,舍象掉了反应的时间及其它因素的作用,是一种动态的平面压缩,或者是一种时点上的瞬时图象。而实际中的图象却是各种因素综合作用的结果。特别是粮食生产受自然界影响很大等特殊性的存在,再加上粮食价格作用的时滞性与长期、短期作用的混杂,使得识别粮价对产量的作用比较困难。

2. 价格对农业生产的作用是否存在弱波趋势。不少人把该问题混同于前一个问题,第一个问题实质上是农产品价格供给(生产)弹性是否等于零,或者近似于零,而第二个问题实质上是指价格供给弹性是否随时间逐步变小。认为在我国存在着明显的“价格对农业发展的弱波趋势”有影响的作者是陈志国和李惠茹。他们试图用数据表明“农产品价格对农产品产量的弹性呈递减趋势”^②。这一观点被相当多的学者所接受。对此持不同看法的不多。

本文认为陈文存在着明显的技术性错误:(1)所用价格指数数据(经核查发现实际上是农产品收购价格指数)未考虑通货膨胀的影响。这一疏忽导致了他们的三个错误结论,即:价格指数上涨率明显高于实际产值指数增长率;产量对产值的贡献度越来越小,价格对产值的贡献度越来越大;价格对产量的弹性趋弱。表1左侧是陈文的数据及计算,右侧是本文对农产品收购价格指数消除通货膨胀影响后的计算结果。消除通货膨胀使用社会商品零售价格指数去除农产品收购价格指数,然后再乘以100。

表1 1980—1993年农产品价格弹性变化趋势

年份	实际产值指数(1978年为100) A	名义价格指数(1978年为100) B	产量名义价格弹性 $C = (A - 100) / (B - 100)$	社会商品零售物价指数(1978年为100) D	消除通货膨胀影响后的价格指数 $E = (B/D) \times 100$	产量实际价格弹性 $F = (A - 100) / (E - 100)$
1980	105.22	130.8	0.17	108.1	121.0	0.25
1981	112.70	138.5	0.33	110.7	125.1	0.51
1982	125.62	141.5	0.62	112.8	125.4	1.01
1983	133.19	147.8	0.69	114.5	129.1	1.14
1984	149.67	153.7	0.92	117.7	130.6	1.62
1985	155.24	166.9	0.82	128.1	130.3	1.82
1986	161.75	177.6	0.80	135.8	130.8	2.00
1987	168.27	198.9	0.69	145.7	136.5	1.87
1988	171.65	244.6	0.50	172.7	141.6	1.72
1989	166.29	281.3	0.37	203.4	138.3	1.73
1990	199.73	274.6	0.57	207.7	132.2	3.10
1991	217.47	268.5	0.70	213.7	125.6	4.58
1992	234.26	277.6	0.76	225.2	123.3	5.76
1993	250.03	314.8	0.70	254.9	123.5	6.38

注:初始数据来源于《中国统计年鉴》1998。便于对照只使用1980—1993年的数据,即使扩展到1998年,结论仍然一致。

根据 A、B 两列的比较以及 C 列的趋势,陈文得到了他们的结论。但是,消除通货膨胀影响后,根据 A 列与 E 列的比较得到的结论刚好相反,农产品实际产值指数的增长趋势明显快于实际价格指数增长趋势。最后一列给出的实际价格弹性也与陈文的相反,价格弹性有越来越大的趋势。1984 年后实际价格指数呈轻微下降趋势。当然,我们无法断定价格作用越来越大。它实际上是激烈的市场竞争引起的技术进步的作用。(2)混淆了长期价格弹性和短期价格弹性的区别。陈文处理的价格弹性实际上是一种长期平均弹性,即从 1978 年起到当年止这段时间内的平均弹性。例如,表 1 的 1993 年给出的数据是 1978 年至 1993 年共 16 年的平均结果。而经济学理论通常讨论的价格供给弹性实际上是一种瞬时或者短期弹性。短期价格供给弹性是指:当价格变动时,在原有生产技术条件不变的情况下,生产者可以在较短的时间内及时调整产量对价格作出反应的供给价格弹性。具体时间长短根据具体产品的不同而有所差异。一般来说,工业品时间较短,如电、煤气可以以日、星期计算;农产品的时间较长,可以是几个月或者一、二年。长期供给价格弹性是指:当价格变动后,有足够的时间允许生产者对价格作出反应,调整生产组织结构,更新技术设备,从原有产量水平改变到新的产量水平。从表 1 最右侧列得知,不存在农产品长期供给价格弹性的递减趋势。短期供给价格弹性是否存在弱波趋势的问题,我们将在本文第二部分作统计实证分析。(3)忽略了农产品价格反应的时滞性。计算长期价格弹性可以不考虑生产者对价格作出反应的时间,因为时滞影响被时间长度平均化了,但必须考虑通货膨胀影响。计算短期价格弹性可以不考虑通货膨胀影响,因为短期内通货膨胀的差别和变化并非特别大,在价格比较时,分子分母互相抵消了许多,但必须考虑价格反应的时滞性。特别是由于农产品生产周期长,通常达到一年,农民的当期产量来不及对当年价格作出反应并进行调整。

二、农产品价格作用统计实证分析

1. 变量选择与模型设计

这部分讨论集中在最典型的农产品——粮食上。考虑粮食产量 Y_t (千万吨)与粮食价格短期变动的关系。经过试算、比较把粮食价格选定为粮食收购价格指数(以上年为基期),即相对价格。再除以农村工业品零售价格指数去掉通货膨胀和物耗成本变动的的影响,记为 P_t 。如果选用粮食农村集市贸易价格指数,数据处理效果几乎与前者一样好。这与柯柄生的推断不符^④。柯认为农民主要根据自由市场价格做出产量决策而不是收购价格,看来是低估了政府收购价格的市场性。因为收购价格有两块,国家定价和议价,议价的作用与市场价差不多;更重要的是改革开放以来,国家定价比较注意价格机制的作用,并以市场价格为参照系。考虑到粮食生产对价格信号反应的明显滞后,滞后期为一年,所以在模型中使用的是数据对系列 (Y_t, P_{t-1}) 。数据系列从 1980 年到 1998 年,减去一年时滞,共得 18 个观测值。数据来源有中国统计年鉴 1998、中国农业发展报告 1997 与 1998 国民经济统计公报。

考虑到粮食产量还受到非价格因素的影响。例如,即使价格不变,农户间的竞争也可能使农民采用低成本技术、提高劳动技能、追加投入等使得粮食生产技术进步得以进行。表 1 右侧两列已经显出此种过程。这种结果短期内可能不显著,长期内却不容忽视。因此,在模型中设置了时间 t 变量, $t=1$ 对应于 1981 年,每年递增 1。时间 t 变量代表了所有非价格短期作用的并随时间单调变化的因素的综合作用。自然气候等因素归入随机干扰。模型形式选择如下:

$$Y_t = a \times e^{bt} \times P_{t-1}^c$$

其对数等价形式为

$$\ln Y_t = \ln a + bt + c \ln P_{t-1}$$

时间 t 的系数 b 的符号理论期望大于零, 价格 P_{t-1} 的系数 c 的符号的理论期望大于零同时又小于 1。意即时间和价格对产量的作用皆为正。 c 的符号小于 1 等价于假设价格的边际作用递减或者边际成本上升。常数项在数据处理过程中 SAS 统计软件提示它引起了较严重的解释变量之间的共线性问题。它导致了回归系数不合理, 故采用强迫原点的回归 (Suppress Interception Regression), 即令 $\ln a = 0$ 。在数据处理中常数项也被看做一个解释变量, 对于每一个观察来说它都取 1。在我们的问题中, 相对价格围绕着常数 100 小幅波动, 它的作用很大程度上被常数项所代表, 从而导致参数可解释性不好。张峭作实证分析肯定价格的作用, 但他未注意解释变量之间的共线性问题, 由此导致了他的结果显著水平不高, 有些参数不能通过显著性检验, 拟合度不高, 决定系数仅为 0.25^④。因此, 他的结论说服力不够。根据经济意义和统计检验结果, 我们的模型形式最后选为

$$\ln Y_t = bt + c \ln P_{t-1} \quad \text{或} \quad Y_t = e^{bt} \cdot P_{t-1}^c$$

2. 参数估计及检验

利用 SAS 统计软件, 进行了强迫原点的简单最小二乘估计, 结果列入表 2, 除轻微的自相关而外, 各项统计技术性检验均很好。一般来说, 自相关只影响预后性, 对参数的可解释性没有影响。如要预测可在此模型的基础上引入残差序列的作用即可。对参数解释有意义的决定系数、条件指数、T 检验等都很好。表示价格对产量的作用的系数 C 达到了非常高的统计显著水平。对一个平均年度来说, 粮食价格弹性为 0.76, 即上年粮食价格上升 1%, 当年粮食产量上升 0.76%。时间 t 所代表的非价格短期作用的技术进步因素的系数虽然不大, 但显著程度仍然很高, 达 0.0001, 它的逐年累积作用不容忽视。表 3 是实际粮食产量与拟合粮食产量的对比表。可以看到绝大部分数据对的相对误差不超出 9%, 模型大致描绘了粮食产量的三个台阶式增长和波动, 即 1984 年, 1990 年, 以及 1996 年。

表 2 模型计算结果

模型	$\ln Y_t = bt + c \ln P_{t-1}$		条件指数
参数 a b	0.023532	0.758334	3.88805
标准误	0.00319523	0.00745858	
T 检验	7.365	101.673	德宾值
显著程度	0.0001	0.0001	1.131
决定系数	调整后的决定系数	F 检验值	显著程度
0.9997	0.9996	25137.464	0.0001

3. 粮食价格弱波趋势探测

对于陈文给出的价格弱波趋势的三个特征, 实际上只需讨论第三个, 即供给价格弹性存在下降趋势。其余两个仅是它的必然推论。为了探测粮食价格对生产的作用是否存在弱波趋势, 同时又避免随机冲击, 我们对前面得到的模型形式使用逐年递推回归方法进行分析。首先对 1981—1987 年的数据作上一节同样处理。然后, 往后移动一年, 对 1982—1988 年的数据作同样处理。依此类推, 直到对 1992 年—1998 年数据作同样处理。最后观察逐次计算得到的价格弹性序列的变化, 即可得知是否存在粮食价格弱波趋势。(数据处理得表 4) 我们看到价格弹性

系数的变化相当稳定,显著程度一直都很高。弹性值始终处于 0.73 到 0.84 之间,1991 年以前似乎存在极其微弱的下降趋势(作统计趋势显著性检验不能证实),再往后却有明显增加的趋势。因此,粮食价格弱波趋势不存在。

表 3 产量对照表

年份	实际产量	拟合产量	年份	实际产量	拟合产量
1981	32.502	35.41	1990	44.624	43.74
1982	35.45	36.67	1991	43.529	39.0
1983	38.728	35.85	1992	44.266	40.61
1984	40.731	38.60	1993	45.649	45.33
1985	37.911	39.35	1994	44.510	47.20
1986	39.151	37.44	1995	46.662	55.43
1987	40.298	40.64	1996	50.454	52.36
1988	39.408	40.60	1997	49.417	48.87
1989	40.755	40.46	1998	49.0	46.02

表 4 价格弹性趋势变化表

观察范围	中心年份	参数 b(显著性)	参数 c(显著性)
1981—1987	1984	0.33(0.750)	0.750(0.0001)
1982—1988	1985	0.0178(0.767)	0.767(0.0001)
1983—1989	1986	0.0115(0.777)	0.777(0.0001)
1984—1990	1987	0.0206(0.764)	0.764(0.0001)
1985—1991	1988	0.0383(0.736)	0.736(0.0001)
1986—1992	1989	0.0385(0.736)	0.736(0.0001)
1987—1993	1990	0.0377(0.734)	0.734(0.0001)
1988—1994	1991	0.0246(0.760)	0.760(0.0001)
1989—1995	1992	-0.0027(0.826)	0.826(0.0001)
1990—1996	1993	-0.0067(0.841)	0.841(0.0001)
1991—1997	1994	0.0006(0.826)	0.826(0.0001)
1992—1998	1995	0.0285(0.739)	0.739(0.0001)

$$\text{方程 } \ln Y_t = bt + c \ln P_{t-1}$$

三、结论和建议

1. 80 年代初到 1998 年期间,粮食价格对产量的作用并不存在弱波趋势。统计实证有力支持粮食价格是农民生产决策的基本依据。基于前期粮食价格信号,农民作出粮食生产的投资投劳决策,从而对粮食产量产生了显著的影响。

2. 改革开放以来,国家指导粮食生产比较自觉地利用了市场价格机制,比较正确地制定了收购价格,对解决长期困扰我国的吃饭问题起到了积极的作用。实证分析结果表明,价格在粮食总量供给平衡中扮演了关键性角色。这对我国解决今后的粮食供求矛盾、减少粮食产量波动具有重要的意义。应该加强粮食市场调查研究工作,尽可能地掌握供给、需求双方的信息,参照粮食市场价格审时度势、及时地、正确地调整粮食收购价格。这是保障粮食安全、做好粮食供求平衡工作的不可或缺的关键环节之一。

3. 当然,要想解决长期粮食供求问题和农民收入问题,仅靠价格是远远不够的。粮食价格

并不是政府单方面意志的结果,而是供求各方进行动态博弈的结果,与市场结构和政府财政实力有极大关系。

4. 在长期粮食产量的稳定增长中,非价格性的技术进步因素起了决定性作用。这由实证分析中解释变量时间 t 的作用得到印证。这在很大程度上得益于家庭承包经营责任制为基础的、极富竞争性的市场供给(生产)结构安排。

注:

- ①国家统计局:《中国统计年鉴 1998》,中国统计出版社。
- ②陈志国等:《价格对农业发展的弱波趋势》,《经济研究》1996 年 2 期。
- ③柯柄生:《中国粮食市场与政策》,中国农业出版社 1995 年版。
- ④张峭:《中国粮食生产波动分析》,《调研世界》1998 年第 11 期。

参考文献:

施锡铨、孙鹤:《粮食收购市场博弈分析》,《中国农村观察》1998 年第 6 期。

(作者单位:上海财经大学;邮编:200433)

~~~~~

(上接第 34 页)减免,却能改变法人企业对资本收益的预期,并会有力地促进其降低费用开支,减少成本冲减利润的因素。

第四,扩大省级地方政府在扩张性财政政策实施中的作用。其主要的措施包括:一是允许省级地方政府发行由地方财政担保的专项建设债券,年发行额不得超过当地财政收入的 3%,债务累积额不得超过当地财政收入的 20%;二是建立新型的中央政府与地方政府的债务型转移支付体制,中央政府可用其赤字收入或债务收入按一定比例购买省级地方政府发行的专项建设债券,并以债权人身份来监督地方政府对该项资金的使用;三是允许地方政府出售部分国有企业的产权,以其收入来充实当地的养老、医疗和失业保险基金。

---

注:

参见《经济研究》1999 年第 3 期的文章《中国货币政策分析》。

(作者单位:上海财经大学财经研究所;邮编:200433)