

中国粮食生产收益及其影响因素的协整分析^{*}

——以 1984~2007 年稻谷、小麦、玉米为例

彭克强

内容提要: 本文依据稻谷、小麦、玉米在 1984~2007 年间的可比成本收益数据,分别对各自亩均实际收益与其主要影响因素之间的关系展开协整分析。研究发现:提高粮食价格是促进粮农增收的关键因素,提高粮食单产也是促进粮农增收的重要因素,而物质与服务费的稳定增长是阻碍粮农增收的主要因素;测算表明,此间粮食价格和物质与服务费二者间不存在明显相关关系。本文的政策启示是:应健全市场导向的粮食价格形成机制,应通过健全农业投入保障制度促进粮食单产水平的稳定提高,应采取多种有效政策措施切实稳定和降低粮食生产的物质与服务费。

关键词: 粮食 生产收益 价格 协整分析

一、问题的提出

中共十七届三中全会提出了到 2020 年国家粮食安全得到有效保障,农民人均纯收入比 2008 年翻一番的宏观目标,而长期以来粮食生产的比较效益低下,粮食增产与农民增收目标未必一致。作为人地矛盾尖锐的人口大国,中国粮食安全战略固然应立足于基本自给的基础上,然而,农村改革以来,尽管种粮收益状况一直是影响农民种粮积极性的关键因素,但粮价市场化改革长期徘徊,抑制粮价的政策局面至今未能得到根本改观^①。在今后一个相当长时期内,如何妥善协调国家粮食安全与农民增收这对矛盾性目标,成为中国经济社会发展中无法回避的重大课题(彭克强,2008)。

学术界关于国家粮食安全与农民增收关系的基本研究结论是:种粮收益低下导致农民种粮积极性不高,从而威胁到国家粮食安全。关于农民种粮收益问题,国内外学者从不同视角展开研究,其中,多数学者基于农产品价格视角的研究表明,农产品价格是影响农民农业生产积极性进而影响农业产出水平的关键因素,提高农产品价格是提高农业经营收益从而保障国家粮食安全的有效政策手段(Lin, 1992; Innes, 1993; Rozelle et al., 2004);农产品价格对大部分农作物的生产规模具有显著正面效应,为提高粮食生产能力,政府应充分利用价格机制的生产调节作用(陆文聪等, 2004);粮价政策是国家粮食宏观调控的最佳杠杆和合理调节粮食生产者与消费者利益关系的最有效工具,可是,目前粮价体系尚不健全,政府应基于“高粮价”理念形成粮食和谐价格机制(丁声俊, 2007; 2008);农业补贴、保护价收购都不如放开粮价对于粮农增收和国家粮食安全的效果好(王东京,

^{*}本文是教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目“中国粮食安全保障体系研究”(项目批准号:08JZD0017)的阶段性成果。

^①尽管中国已于 2004 年 6 月初步实现了粮食流通市场化,但由于国有粮食企业继续发挥着粮食流通主渠道作用,粮价形成机制仍带有明显的行政色彩,深化粮价市场化改革依然任重道远。

2008)。也有学者从生产成本的角度进行探索,认为农业生产资料价格上涨过快使农产品生产成本过高,压缩了农产品利润空间(刘志刚等,2006;柴斌锋等,2007);农民种粮的机会成本趋升,造成种粮比较效益下降,粮食产业衰微,当务之急是提高粮价(邓大才,2005;郑有贵,2007)。还有学者从农产品价格与农业生产资料价格两个方面进行考察,认为应提高农产品价格并降低生产资料价格,以促进农民增收目标的实现(叶敬忠等,2004;2008)。

虽然上述文献均强调提高粮价的必要性,却未能深刻回答下述关键性问题:粮农增收的主要途径到底是什么,即提高粮价、控制成本和提升单产三者哪个应作为促进粮农增收的关键手段?提高粮价、控制成本应仍主要依靠行政性手段还是应转向市场化方法?提高粮价与控制成本之间是否存在尖锐的冲突,即提高粮价后是否会出现农业生产资料价格与农业生产服务费用过快上涨的情况,进而提高粮价带给粮农的利益很快又被随之而来的物质与服务费上涨侵蚀掉?另外,这些研究均使用种粮成本收益的当年价格数据,数据在年度间缺乏可比性,使得研究结论的可靠性欠佳。

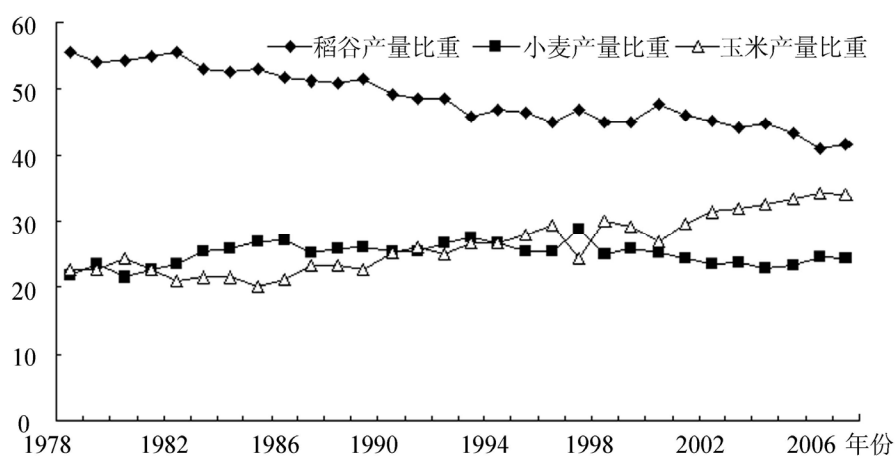


图1 1978~2007年中国“三粮”产量内部结构（单位：%）

数据来源:国家统计局农村社会经济调查司:《2008中国农村统计年鉴》,中国统计出版社,2008年。

统计显示,1991~2007年间,稻谷、小麦、玉米(以下简称“三粮”)播种面积占谷物播种面积的比重从90%持续升至97%，“三粮”播种面积占粮食总播种面积的73%~76%，“三粮”产量占谷物产量的95%~98%，“三粮”产量占粮食总产量的84%~90%。由图1知,“三粮”内部产量结构是:在“三粮”总产量中,稻谷产量比重虽最高但呈下降态势,小麦产量比重在波动中保持着相对稳定,玉米产量比重呈波动上升趋势;由图2知,“三粮”各自单产均呈波动上升趋势,且稻谷最高、小麦最低、玉米居中。显然,“三粮”对中国粮食安全具有基础性的战略意义,且其内部结构正在发生渐进式演变。鉴于“三粮”生产的极端重要性,必须切实加强对其生产收益影响因素的研究,但目前仍鲜见关于“三粮”生产收益影响因素方面的全国性定量研究成果。为此,本文基于“三粮”生产实际收益的视角,依据1984~2007年^①全国统计数据,分别对“三粮”生产收益与其主要影响因素之间的关系展开协整分析,试图检验它们之间是否存在长期稳定的均衡关系,以及存在长期均衡关系条件下各因素对于“三粮”生产收益的影响方向及其程度,为政府制定加强“三粮”生产能

^①1984年稻谷、小麦、玉米收购价(0.34元/公斤、0.44元/公斤、0.30元/公斤)分别比1983年上涨约35%、33%、30%,是改革以来首次粮食大幅提价年份,而1983年稻谷、小麦、玉米收购价仅分别比1978年上涨约14%、18%、21%,5年间“三粮”价格保持基本稳定。可见,以1984年作为样本期的首年有利于样本期各年间“三粮”价格保持较好的可比性,从而有助于提升研究质量。

力的政策提供经验证据。

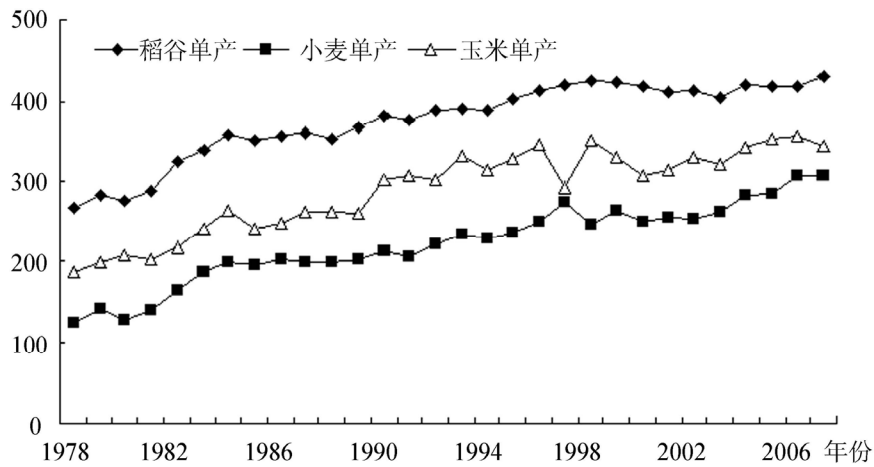


图2 1978~2007年中国“三粮”单产（单位：公斤/亩）

数据来源：同图1。

二、变量选取、数据来源及研究方法

（一）变量选取与数据来源

本文分别选取稻谷、小麦、玉米的亩均实际净收益作为被解释变量，分别选取“三粮”的销售价格环比指数、亩均实际物质与服务费、亩产量等指标作为解释变量。所有变量的基础数据直接源于《全国农产品成本收益资料汇编》^①，“三粮”的各个具体变量及其数据分别见表1、表2、表3。

1. 亩均实际净收益（ RNP ）。为了比较全面地反映粮农种粮收益情况，本文考虑种粮直接补贴和成本外支出因素。先将1984~2007年“三粮”生产亩均净利润加上亩均补贴收入^②再减去亩均成本外支出，得到能较全面反映种粮收益情况的亩均净收益数据；再以农村居民消费价格定基指数（1984价格=100）对上述数据进行平减，获得年度间可比的稻谷、小麦、玉米生产亩均实际净收益数据，分别以 RNP_r 、 RNP_w 、 RNP_c 表示。

2. 粮食价格指数（ GPI ）。先将1984~2007年“三粮”亩产值分别除以各自亩产量，获得“三粮”的当年单价；再将以上单价作环比指数化处理（上年价格=100），以便消除物价变动因素的影响，从而得到稻谷、小麦、玉米的销售价格指数，分别用 GPI_r 、 GPI_w 、 GPI_c 表示。

3. 亩均实际物质与服务费（ $RMSC$ ）。以农业生产资料价格定基指数^③（1984价格=100）分别对1984~2007年“三粮”生产的亩均物质与服务费做平减处理，得到各年之间可比的稻谷、小麦、玉米生产的亩均实际物质与服务费数据，分别以 $RMSC_r$ 、 $RMSC_w$ 、 $RMSC_c$ 表示。

^①国家发展和改革委员会价格司（编）：《2007全国农产品成本收益资料汇编》，中国统计出版社，2007年；《2008全国农产品成本收益资料汇编》，中国统计出版社，2008年。

^②在《全国农产品成本收益资料汇编》中，1984~1997年无“三粮”每亩补贴收入数据，本文视为每亩补贴0元；1998~2007年有“三粮”每亩补贴收入数据，本文分别按每亩补贴收入额参与计算当年亩均净收益。

^③物质与服务费包括粮食直接生产过程中消耗的各种农业生产资料的费用、购买生产性服务的支出以及其他与生产相关的间接费用。农村改革以来，随着农业生产对化肥等农业生产资料的依赖性增强，农业生产资料成本在物质与服务费中的比重呈上升趋势，其中，2002~2007年间稻谷、小麦、玉米生产的亩均种子、化肥、农药、农膜等付费性农业生产资料成本分别占物质与服务费的44%~57%、46%~58%、51%~65%。可见，农业生产资料成本是物质与服务费的主体性成分，因而，本文以农业生产资料价格定基指数对亩均物质与服务费做平减处理。

4. 亩产量 (OPM)。由于亩产量是影响粮食生产亩均收益的重要因素, 所以, 本文直接选取 1984~2007 年稻谷、小麦、玉米主产品亩产量数据, 作为各自亩均实际净收益的实物性解释变量, 分别以 OPM_r 、 OPM_w 、 OPM_c 表示。

需要指出, 本文未选取人工成本、成本外支出、土地成本等指标作为解释变量的主要原因是: ①人工成本包括家庭用工折价和雇工费用两部分。表面上, 农村改革以来粮食生产的人工成本增长较快, 已成为影响种粮收益提高的一个主要因素。然而, 事实上, 人工成本中的绝大部分是非付现的家庭用工折价成本^①, 这是一种机会成本性质的虚拟人工成本; 鉴于农业劳动力严重过剩和非农就业形势日趋严峻, 粮食生产的家庭用工成本难以顺利转变为农民现实的务工经商收益, 广大农户通常按照家庭收益最大化原则优化家庭劳动力资源配置, 以实现种粮机会成本最小化^②。因此, 人工成本并非影响农民种粮收益的主要现实性因素。②由于中国于 2006 年全面取消了农业税和农业特产税, 废除了村提留款与乡统筹费, 取缔了“两工”, 稻谷、小麦、玉米生产的亩均成本外支出额分别从 1998 年 38.22 元、36.59 元、37.53 元的峰值持续降至 2007 年 2.41 元、1.44 元、0.42 元的低水平。只要今后能够维持目前较低的农民负担水平, 成本外支出就不大可能成为未来影响农民粮食生产收益的重要因素。可见, 本文未选取成本外支出变量具有现实合理性。③在中国现行农地制度和零税费的环境下, 耕地事实上已成为国家给予农民的带有免费性质的社会福利品, 这就增大了耕地流转的难度; 由于目前耕地使用权流转市场仍未建立和完善起来, 耕地使用权的转让交易不够活跃, 尚未形成比较公允的市场交易价格; 目前官方统计的土地成本数据带有比较浓厚的主观色彩, 数据质量不够理想。基于上述原因, 本文未选取土地成本变量也具有比较充分的客观依据。

表 1 1984~2007 年稻谷生产的每亩相关成本收益指标数据 单位: 元、%、公斤

年份	实际净收益 (RNP_r)	销售价格指数 (GPI_r)	实际物质与服务费 ($RMSC_r$)	亩产 (OPM_r)
1984	54.87	100.00	46.43	384.00
1985	50.99	104.01	46.75	376.90
1986	56.76	106.18	48.59	386.24
1987	51.22	113.3	51.60	377.15
1988	56.19	124.32	57.04	373.10
1989	59.63	118.34	56.43	391.11
1990	51.00	94.05	59.64	414.10
1991	30.22	97.95	60.35	399.80
1992	31.76	102.76	58.23	403.80
1993	63.40	137.90	57.40	410.10
1994	113.47	176.02	71.55	412.10

^①尽管在统计上雇工工价高于家庭用工工价, 但雇工费用在亩均人工成本中所占的比例依然较低, 例如, 2002~2007 年间, 稻谷、小麦、玉米的雇工日工价虽分别是家庭用工日工价的 1.8~2.2 倍、1.1~1.6 倍、1.5~1.7 倍, 但雇工费用占亩均人工成本的比重却分别仅为 8.3%~13.4%、2.2%~5.2%、6.2%~8.4%。可见, 长期以来, 粮食生产亩均人工成本的绝对主体性成分仍是非付现的家庭用工机会成本。

^②由于劳均耕地面积小, 粮食生产的边际劳动生产率低下, 且粮食生产的技术含量较低, 随着非农就业与非粮经营机会的增多, 农民种粮动机日益衰减, 粮食生产的兼业化甚至副业化倾向在不少地方已是不争的事实。理性小农从家庭收益最大化出发, 将生产效率较高的青壮年劳动力配置到比较效益较高的农外或粮外经营领域, 而将老、弱、妇、幼等留守人员配置到农业 (特别是粮食) 生产领域, 这对国家粮食安全构成了潜在威胁。

(续表 1)

1995	93.06	115.36	69.13	408.20
1996	67.04	98.19	68.93	415.80
1997	43.45	86.11	68.73	423.10
1998	34.70	96.39	67.86	421.90
1999	11.84	84.56	69.66	420.60
2000	5.79	91.44	66.05	415.10
2001	15.81	103.75	66.40	427.20
2002	8.28	95.74	68.80	420.40
2003	26.42	116.86	68.09	408.80
2004	80.90	132.90	67.16	450.90
2005	54.59	97.29	66.45	431.00
2006	58.64	103.84	68.92	436.30
2007	64.61	105.68	69.19	450.20

表 2

1984~2007 年小麦生产的每亩相关成本收益指标数据

单位: 元、%、公斤

年份	实际净收益 (RNP_r)	销售价格指数 (GPI_r)	实际物质与服务费 ($RMSC_r$)	亩产 (OPM_r)
1984	30.72	100.00	38.83	203.00
1985	23.04	97.56	39.50	198.50
1986	30.85	108.26	41.62	207.77
1987	20.06	103.02	43.22	203.14
1988	15.12	110.56	43.24	197.10
1989	19.78	119.65	45.86	215.22
1990	13.02	96.52	48.07	230.30
1991	0.92	98.44	48.49	217.30
1992	8.17	110.62	51.54	233.50
1993	12.73	110.08	50.74	255.80
1994	27.95	154.94	55.32	244.00
1995	37.69	133.47	52.99	257.30
1996	21.01	107.36	60.14	260.90
1997	18.38	86.57	60.38	277.40
1998	-11.94	94.94	63.15	245.90
1999	-13.58	90.65	66.73	261.30
2000	-16.67	87.63	75.91	289.80
2001	-15.54	99.30	60.99	261.40
2002	-18.47	97.61	63.21	261.90
2003	-11.24	110.07	60.79	255.20
2004	47.24	132.00	59.45	339.80
2005	23.09	92.67	59.30	325.80

(续表 2)

2006	35.08	103.77	62.26	351.80
2007	37.64	105.53	61.43	359.90
表 3 1984~2007 年玉米生产的每亩相关成本收益指标数据 单位: 元、%、公斤				
年份	实际净收益 (RNP_r)	销售价格指数 (GPI_r)	实际物质与服务费 ($RMSC_r$)	亩产 (OPM_r)
1984	33.81	100.00	33.95	297.00
1985	34.00	104.16	33.57	296.90
1986	47.86	115.78	35.56	310.98
1987	33.94	101.20	38.78	309.73
1988	33.86	114.41	38.94	313.20
1989	38.25	120.06	41.06	332.38
1990	23.64	87.69	43.63	358.30
1991	15.16	96.03	42.67	354.50
1992	18.66	115.36	42.71	351.50
1993	41.11	124.27	40.17	369.30
1994	61.91	159.83	47.75	366.80
1995	68.99	138.94	49.52	361.60
1996	32.66	85.42	50.90	381.10
1997	15.93	97.55	51.64	348.00
1998	14.88	96.34	53.74	383.90
1999	-6.94	81.21	53.56	363.20
2000	-11.85	98.01	52.55	350.50
2001	11.01	112.91	52.65	379.40
2002	5.93	94.34	57.07	392.60
2003	15.77	115.65	54.97	368.50
2004	38.13	110.09	51.58	423.60
2005	27.66	95.64	48.26	422.60
2006	42.11	114.14	50.87	423.50
2007	56.22	117.94	49.83	422.40

(二) 研究方法

为了定量地分别揭示中国稻谷、小麦、玉米种植收益各项主要影响因素的影响方向及其程度, 本文采用实证分析方法展开研究, 其具体步骤是: 首先, 为避免出现伪回归问题, 利用 ADF 单位根检验法检验各变量的平稳性及其单整阶数; 其次, 若各变量是同阶单整的, 则进行协整检验, 以便弄清各变量之间是否存在长期稳定的均衡关系; 最后, 深入分析检验结果, 剖析其深刻内涵, 并得出相关政策启示。计量分析采用 Eviews5.0 软件, 数据处理及绘图采用 Excel 2003 软件。

三、稻谷、小麦、玉米生产收益影响因素的实证分析

(一) 单位根检验

采用 ADF 单位根检验法分别对稻谷、小麦、玉米各相关变量进行平稳性检验。依据原变量和

差分变量的折线图确定具体检验类型, 即是否带截距项或趋势项, 检验的最优滞后期由 Eviews5.0 软件依据施瓦茨信息标准 (SIC) 自动确定。检验结果如表 4 所示, RNP、GPI、RMSC、OPM 均是非平稳时间序列变量, 但均是一阶单整的, 即均服从 $I(1)$ 。由于各原变量均是一阶单整的, 因而满足协整检验的前提条件, 可以分别检验稻谷、小麦、玉米相关变量之间是否存在协整关系。

表 4 稻谷、小麦、玉米成本收益变量 ADF 单位根检验结果

变量	检验类型 (C, T, K)	ADF 统计量	1%临界值	5%临界值	结论
RNP_t	(C, 0, 1)	-2.641568	-3.769597	-3.004861	不平稳*
$D(RNP_t)$	(0, 0, 0)	-3.948734	-2.674290	-1.957204	平稳***
GPI_t	(C, 0, 0)	-2.926935	-3.752946	-2.998064	不平稳**
$D(GPI_t)$	(0, 0, 0)	-4.775117	-2.674290	-1.957204	平稳***
$RMSC_t$	(C, T, 0)	-2.065007	-4.416345	-3.622033	不平稳*
$D(RMSC_t)$	(C, 0, 0)	-5.569435	-3.769597	-3.004861	平稳***
OPM_t	(C, 0, 2)	-0.433266	-3.788030	-3.012363	不平稳*
$D(OPM_t)$	(0, 0, 1)	-5.294137	-2.679735	-1.958088	平稳***
RNP_w	(C, 0, 0)	-2.095069	-3.752946	-2.998064	不平稳*
$D(RNP_w)$	(0, 0, 0)	-5.545631	-2.674290	-1.957204	平稳***
GPI_w	(C, T, 0)	-3.055116	-4.416345	-3.622033	不平稳*
$D(GPI_w)$	(0, 0, 0)	-5.641125	-2.674290	-1.957204	平稳***
$RMSC_w$	(C, T, 0)	-1.968316	-4.416345	-3.622033	不平稳*
$D(RMSC_w)$	(C, 0, 0)	-6.825518	-3.769597	-3.004861	平稳***
OPM_w	(C, T, 0)	-2.949366	-4.416345	-3.622033	不平稳*
$D(OPM_w)$	(0, 0, 0)	-6.029220	-2.674290	-1.957204	平稳***
RNP_c	(C, 0, 1)	-2.221478	-3.769597	-3.004861	不平稳*
$D(RNP_c)$	(0, 0, 0)	-3.862880	-2.674290	-1.957204	平稳***
GPI_c	(C, 0, 4)	-1.663195	-3.831511	-3.029970	不平稳*
$D(GPI_c)$	(0, 0, 3)	-4.651171	-2.692358	-1.960171	平稳***
$RMSC_c$	(C, T, 0)	-1.164425	-4.416345	-3.622033	不平稳*
$D(RMSC_c)$	(0, 0, 0)	-4.383965	-2.674290	-1.957204	平稳***
OPM_c	(C, T, 0)	-3.579966	-4.416345	-3.622033	不平稳**
$D(OPM_c)$	(C, 0, 1)	-5.646444	-3.788030	-3.012363	平稳***

注: 检验类型中的 C 表示带常数项 (取 0 表示无常数项), T 表示带趋势项 (取 0 表示无趋势项), K 表示滞后阶数; **、*、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著。

(二) 协整检验

协整理论是研究非平稳时间序列的一个强有力的理论, 它使得刻画非平稳时间序列之间的平稳关系成为可能。Engle & Granger (1987) 指出, 两个或多个非平稳时间序列的线性组合可能是平稳序列。协整检验有两种基本方法: Johansen 协整检验法与 Engle-Granger 两步检验法。由于 Johansen 协整检验法是一种以 VAR 模型为基础, 具有良好的小样本特性并被广泛运用的多变量协整检验方法, 因此, 本文主要采用 Johansen 协整检验法检验各变量之间是否存在协整关系。

由于 Johansen 协整检验法对于滞后阶数的选取非常敏感, 所以, 在进行 Johansen 协整检验之前

应该合理确定协整检验的最优滞后阶数,而 Johansen 协整检验的最优滞后阶数比无约束 VAR 模型的最优滞后阶数小 1,因此,有必要先弄清无约束 VAR 模型的最优滞后阶数。由表 5 知,按照应选择尽可能大的滞后阶数的原则,LR、FPE、AIC、SC 和 HQ 五个评价指标全部认为稻谷、小麦、玉米均应建立 VAR(1)模型,即无约束 VAR 模型的最优滞后期均应为 1 期,从而可以确定 Johansen 协整检验的最优滞后阶数应为 0 阶。

表 5 依据滞后长度标准分别选取稻谷、小麦、玉米 VAR 模型的滞后阶数

	滞后期 (Lag)	对数似然值 (LogL)	似然比 (LR)	最后预测误差 (FPE)	赤池信息标准 (AIC)	施瓦茨信息 标准(SIC)	汉南—奎因信 息标准(HQ)
稻 谷	0	-369.4191	NA	1.49E+09	32.47123	32.66870	32.52089
	1	-295.6215	115.5093*	10039538*	27.44535*	28.43274*	27.69367*
小 麦	0	-339.6018	NA	1.91E+09	32.72398	32.92293	32.76716
	1	-284.3772	84.15166*	47396972*	28.98831*	29.98309*	29.20420*
玉 米	0	-368.6167	NA	1.39E+09	32.40145	32.59893	32.45112
	1	-304.6739	100.0844*	22058424*	28.23251*	29.21990*	28.48084*

注:某数字带*号表示按照该数字所在行的滞后期数选定 VAR 模型的滞后阶数。

根据各变量 ADF 单位根检验结果(见表 4),可以选定 Johansen 协整检验类型应为:协整方程具有截距项,但无趋势项。在以上设定的基础上,可得到 Johansen 迹统计量检验和 Johansen 最大特征值统计量检验的结果(见表 6、表 7)。由表 6 和表 7 可知,在 1984~2007 年样本期内,“三粮”的 RNP 和 GPI 、 $RMSC$ 、 OPM 之间均存在协整关系,即“三粮”的四个变量之间均存在长期稳定的均衡关系,且均具有一个协整方程,稻谷、小麦、玉米相关变量之间的协整方程分别用方程 CE_r 、 CE_w 、 CE_c 表示^①。

表 6 Johansen 协整迹统计量检验结果

	原假设:协整方程的个数	特征值	迹统计量	5%显著性水平下 的临界值	p 值
稻	没有*	0.941222	93.64324	47.85613	0.0000
谷	至多一个	0.485369	28.46159	29.79707	0.0707
小	没有*	0.732513	48.61560	47.85613	0.0423
麦	至多一个	0.456207	18.28587	29.79707	0.5450
玉	没有*	0.813440	65.22538	47.85613	0.0005
米	至多一个	0.510558	26.60831	29.79707	0.1116

注:*表示在 5%显著性水平下拒绝原假设。

表 7 Johansen 协整最大特征值统计量检验结果

	原假设:协整方程的个数	特征值	最大特征值 统计量	5%显著性水平下 的临界值	p 值
稻	没有*	0.941222	65.18164	27.58434	0.0000
谷	至多一个	0.485369	15.27904	21.13162	0.2698

^①协整方程的系数下面括号内的数字表示对应系数的标准差,它们表明各个系数均能通过显著性检验。

(续表 7)

小	没有*	0.732513	30.32973	27.58434	0.0216
麦	至多一个	0.456207	14.01130	21.13162	0.3641
玉	没有*	0.813440	38.61708	27.58434	0.0013
米	至多一个	0.510558	16.43323	21.13162	0.2005

注：*表示在 5%显著性水平下拒绝原假设。

$$RNP_r = 3.382710 \times GPI_r - 2.670244 \times RMSC_r + 1.231591 \times OPM_r \quad (CE_r)$$

$$(0.14174) \quad (0.58783) \quad (0.23338)$$

$$\text{Log likelihood} = -309.8523$$

$$RNP_w = 4.491048 \times GPI_w - 0.452459 \times RMSC_w + 0.320102 \times OPM_w \quad (CE_w)$$

$$(0.55614) \quad (0.34901) \quad (0.29539)$$

$$\text{Log likelihood} = -322.1574$$

$$RNP_c = 2.511670 \times GPI_c - 1.385218 \times RMSC_c + 0.278710 \times OPM_c \quad (CE_c)$$

$$(0.20326) \quad (0.76633) \quad (0.14555)$$

$$\text{Log likelihood} = -317.9781$$

需说明的是,为了验证 Johansen 协整检验结果的可靠性,可通过 Engle-Granger 两步检验法分别对“三粮”的 RNP 与 GPI 、 $RMSC$ 、 OPM 之间协整关系的存在性进行补充检验。从协整理论上讲,如果自变量与因变量之间存在协整关系,即因变量能被自变量的线性组合所解释,那么,因变量不能被自变量所解释的部分构成一个残差序列,该残差序列应该是平稳的。因此,检验一组变量(即因变量和解释变量)之间是否存在协整关系等价于检验所估计的回归方程的残差序列是否是一个平稳序列。先利用 OLS 法分别估计稻谷、小麦、玉米的 RNP 与 GPI 、 $RMSC$ 、 OPM 之间的回归方程,再分别依据这些回归方程计算出相应残差序列 $RESI_r$ 、 $RESI_w$ 、 $RESI_c$,并分别对这些残差序列进行 ADF 单位根检验。由表 8 可知, $RESI_r$ 在 5%的显著性水平下是平稳序列, $RESI_w$ 和 $RESI_c$ 在 1%的显著性水平下均是平稳序列,从而进一步证明“三粮”的 RNP 与 GPI 、 $RMSC$ 、 OPM 之间确实均存在长期稳定的均衡关系,即协整关系。

表 8 残差序列 $RESI_r$ 、 $RESI_w$ 、 $RESI_c$ 的 ADF 单位根检验结果

变量	检验类型	ADF 统计量	1%临界值	5%临界值	p 值
$RESI_r$	(0, 0, 1)	-2.631849	-2.674290	-1.957204	0.0111
$RESI_w$	(0, 0, 0)	-2.781631	-2.669359	-1.956406	0.0076
$RESI_c$	(0, 0, 1)	-3.204381	-2.674290	-1.957204	0.0027

注:在检验类型中,是否带截距项或趋势项根据残差序列的折线图决定,检验的最优滞后阶数由 Eviews5.0 软件根据 SIC 自动给定。

(三) 对协整检验结果的解释

1. 对协整方程的基本解释。为了更清楚地比较协整方程中各解释变量对被解释变量的影响程度,本文先将上述原协整方程标准化。标准化方程的一般形式为:

$$\frac{Y_i - \bar{Y}_i}{S_{Y_i}} = \sum_{i=1}^k \beta_i \frac{X_i - \bar{X}_i}{S_{X_i}} + \varepsilon_i \quad (1)$$

(1) 式中, $\beta_i = \hat{\beta}_i \frac{S_{X_i}}{S_{Y_i}}$, 为标准化系数; $\hat{\beta}_i$ 为未标准化估计系数, $i=1, 2, \dots, k$; S_{X_i} 、 S_{Y_i}

分别是变量 X_i 、 Y_i 的标准误差; \bar{X}_i 、 \bar{Y}_i 分别是变量 X_i 、 Y_i 的算术平均数。

可得原协整方程 CE_r 、 CE_w 、 CE_c 的标准化形式依次为 SCE_r 、 SCE_w 、 SCE_c :

$$\overline{RNP}_r = 0.75 \times \overline{GPI}_r - 0.81 \times \overline{RMSC}_r + 1.01 \times \overline{OPM}_r \quad (SCE_r)$$

$$\overline{RNP}_w = 3.61 \times \overline{GPI}_w - 0.22 \times \overline{RMSC}_w + 0.78 \times \overline{OPM}_w \quad (SCE_w)$$

$$\overline{RNP}_c = 2.21 \times \overline{GPI}_c - 0.49 \times \overline{RMSC}_c + 0.54 \times \overline{OPM}_c \quad (SCE_c)$$

SCE_r 、 SCE_w 、 SCE_c 中, \overline{RNP} 、 \overline{GPI} 、 \overline{RMSC} 、 \overline{OPM} 分别表示所对应原变量的标准化变量。

根据标准化协整方程 SCE_r 、 SCE_w 、 SCE_c , 本文可以对协整检验结果做出如下解释:

第一, 在其他影响因素一定的情况下, 稻谷、小麦、玉米的环比销售价格指数 (上年价格=100) 每提高 1 个标准差, 那么, “三粮” 种植亩均净收益将分别增长 0.75、3.61、2.21 个标准差, 说明提高粮价对于提升农民种粮实际净收益具有显著的正向效应, 提高粮价是粮农增收的关键因素。农村改革以来, 尽管农民经营决策的趋利动机不断增强, 但长期抑制粮价政策所积累的对于提高粮价的强烈心理需求与农业劳动力的严重过剩相结合, 导致即便是象征性地提高粮价也可维持广大粮农的粮食生产积极性^①, 粮农往往通过使用良种以提高单产、尽量维持甚至减少投入品使用量、合理配置家庭劳动力以充分利用机会成本低下的低素质劳动力进而降低人工成本等措施提升种粮收益, 从而形成提高粮价对粮农增收的较大杠杆效应。

第二, 在其他因素保持稳定的条件下, 稻谷、小麦、玉米生产的亩均实际物质与服务费每增加 1 个标准差, 则 “三粮” 生产亩均净收益将分别减少 0.81、0.22、0.49 个标准差, 表明物质与服务费的增加对于农民种粮实际净收益的提高具有比较明显的阻碍作用, 粮食生产的物质与服务费的增加是阻碍粮农收益增长的重要因素。一方面, 农村改革以来, 广大粮农对于农业生产资料和相关农业服务等付费性外来要素与服务的需求日益呈现出刚性化特征; 另一方面, 由于资源的稀缺性, 农业生产资料 and 农业生产服务的长期供给成本曲线呈上升趋势。然而, 长期以来抑制粮价的理念与政策

^①据笔者测算, 若以农村消费价格定基指数 (1984=100) 对稻谷、小麦、玉米当年售价进行平减, 它们的可比价格分别从 1984 年每公斤 0.34 元、0.44 元、0.30 元波动涨至 1994 年 0.53 元、1995 年 0.48 元、1995 年 0.43 元的峰值, 而后又分别波动降至 2007 年的 0.43 元、0.38 元、0.38 元, 反而比各自峰值水平分别下跌 0.1 元、0.1 元、0.05 元, 分别比各自基期价格仅涨 0.09 元、下跌 0.06 元、仅涨 0.08 元。可见, 24 年来基本上不存在实质性的提高粮价。然而, “三粮” 产量分别随各自名义价格的波动上升而波动增长, “三粮” 总产量在波动中从 1978 年的 24672 万吨升至 2007 年的 44763 万吨, 达历史最高水平。因此, 农村人口的严重过剩加之非农就业和非粮经营机会的相对不足, 导致国家即使象征性地提高名义粮价也能在一定程度上维持农民的种粮积极性。

造成粮食销售价格不能随粮食生产成本的增加而做出及时、合理的调整,从而导致新中国建国以后形成的工农产品价格“剪刀差”等剥夺农民利益的政策在某种程度上延续至今;况且,种粮比较效益低下,中国户均粮食经营规模又过小。这些因素决定了农业生产要素与服务使用量的增加,势必对中国粮农的种粮收益构成强有力的挤压效应。

第三,在其他影响因素保持不变的前提下,稻谷、小麦、玉米的亩产量每提高1个标准差,则“三粮”种植亩均净收益将分别增长1.01、0.78、0.54个标准差,可见,持续提高粮食单产对于农民种粮实际净收益具有较为显著的正向效应,提高粮食单产是增加粮农种粮收益的一条有效途径。尽管提高粮食单产不如提高粮价对于粮农增收的促进作用大,但毕竟未出现“谷贱伤农”的不良现象,况且,由于人多地少且人增地减所形成的巨大粮食安全压力,中国必须高度重视提升粮食单产,特别是持续提升整个播种面积单产水平^①,以便有效协调国家粮食安全目标与农民增收致富目标。

总之,就对于稻谷、小麦、玉米的综合影响程度而言,粮食价格是影响“三粮”亩均实际净收益的最主要因素,粮食单产是第二位的影响因素,物质与服务费是第三位的影响因素。

2.对检验结果的进一步说明。尽管本文已经得出了提高粮价是粮农增收的关键促进因素,而物质与服务费增加是粮农增收的主要阻碍因素的结论,但是,仍然有必要弄清楚粮食价格和物质与服务费之间的真实关系,即提高粮食价格后是否会出现农业生产资料价格等粮食生产的物质与服务费过快上涨的局面,进而提高粮价带给粮农的利益又被随之而来的农业生产资料和农业生产服务价格的上涨所侵蚀掉。

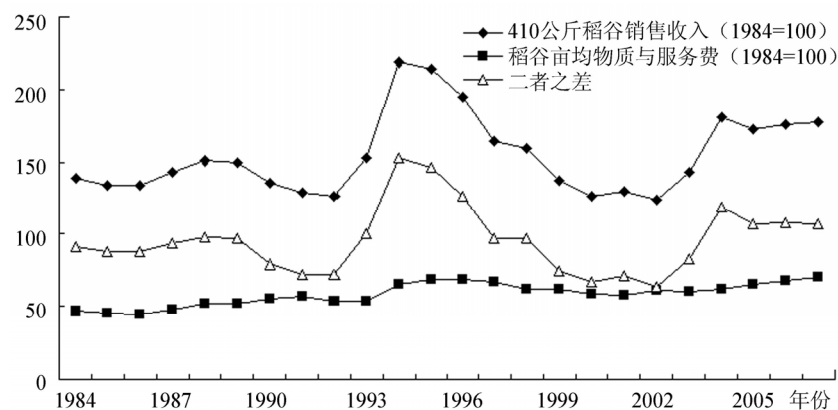


图3 1984~2007年稻谷亩均实际销售收入和物质与服务费对比(单位:元)

为解答这个人们普遍关心的问题,笔者依据《2007全国农产品成本收益资料汇编》、《2008全国农产品成本收益资料汇编》及《2008中国农村统计年鉴》的有关数据进行测算。为了简化问题的分析,需要剔除“三粮”的年度间亩产变化因素。本文分别以稻谷、小麦、玉米1984~2007年各年亩产的平均数410公斤、256公斤、360公斤作为“三粮”各自不变的亩均产量,在此基础上比较剔除了物价变动因素的亩均“三粮”销售收入和各自的亩均物质与服务费之间的变动关系。结果表明:

^①尽管中国素有精耕细作的传统,2006年,其谷物收获面积单产(5305公斤/公顷)不仅远超过印度(2474公斤)、巴西(3212公斤)等发展中农业大国的水平,而且已接近法国(6788公斤)、美国(6390公斤)、日本(5853公斤)等农业发达国家的水平,似乎粮食增产空间已很有限,但鉴于中国农业灾害频发的特殊国情,1978~2006年间粮食作物受灾面积、成灾面积与当年粮食作物播种面积之比分别为22%~38%、10%~22%,其中,旱涝受灾面积占粮食作物受灾总面积的65%~90%,旱涝成灾面积占粮食作物成灾总面积的68%~91%(数据来源:国家统计局农村社会经济调查司(编):《2007中国农村统计年鉴》,中国统计出版社,2007年)。因此,只要政府采取得力政策措施有效增强农业抗灾(特别是旱涝灾害)能力,就可大幅提升粮食播种面积单产,使粮食总产量迈上新台阶。

①1984~2007年,稻谷的亩均实际销售收入在较大幅度波动中保持相对稳定,而亩均实际物质与服务费在小幅波动中保持着相对平稳的上升态势。如图3所示,在此24年间,稻谷亩均实际销售收入曲线的最大波动幅度(指峰值减去谷底值之差,下同)为94.44元,而2007年仅比1984年增加38.96元,增幅仅为28%,每公斤涨价还不足0.1元;稻谷亩均实际物质与服务费曲线的最大波动幅度为24.78元,相当于亩均实际销售收入最大波幅的26%,且2007年比1984年增加23.44元,增幅约为50%。②1984~2007年,小麦的亩均实际销售收入也在较大幅度波动中保持基本稳定,而亩均实际物质与服务费在较大幅度波动中呈现相对平缓的增长趋势。如图4所示,在此24年间,小麦亩均实际销售收入曲线的最大波动幅度为45.8元,但2007年反而比1984年下跌14.17元,跌幅为近13%,每公斤下跌近0.06元;小麦亩均实际物质与服务费曲线的最大波动幅度为29.28元,相当于亩均实际销售收入最大波幅的64%,且2007年比1984年增长23.21元,增幅高达近60%。③1984~2007年,玉米的亩均实际销售收入也在较大幅度波动中保持相对稳定,而亩均实际物质与服务费却在较大幅度波动中保持相对平缓的上升趋势。如图5所示,在此24年间,玉米亩均实际销售收入曲线的最大波动幅度为70.43元,2007年仅比1984年增加28.95元,增幅近27%,每公斤涨价仅0.08元;玉米亩均实际物质与服务费曲线的最大波幅为18.12元,相当于亩均实际销售收入最大波幅的近26%,且2007年比1984年增加16.38元,增幅达48%。

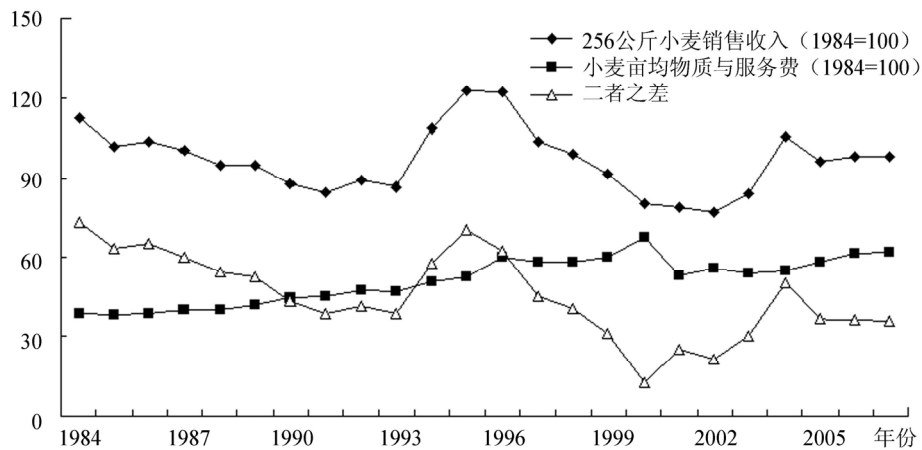


图4 1984~2007年小麦亩均实际销售收入和物质与服务费对比(单位:元)

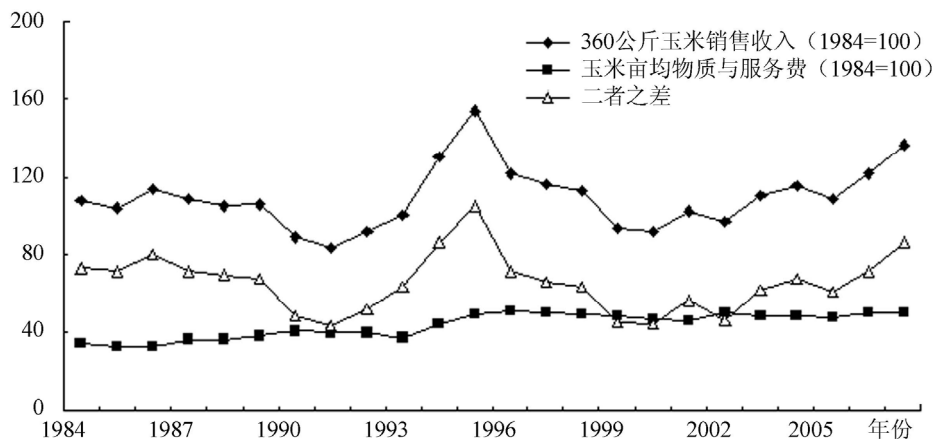


图5 1984~2007年玉米亩均实际销售收入和物质与服务费对比(单位:元)

总之,1984~2007年间,由于受到国家抑制粮价政策的强烈影响,“三粮”的实际销售价格均呈现出年度之间波动幅度较大而整个24年之间上涨幅度却较小(甚至下跌)的矛盾态势;同时,因为农业生产资料和农业生产服务的长期供给成本曲线呈上升趋势,造成“三粮”亩均实际物质与服务费均呈现年度之间波幅较小但整个24年之间涨幅较大的相对平稳增长趋势。可见,粮食价格和物质与服务费之间并不存在显著的相关关系。一方面,短期来看,实际粮价波动和实际物质与服务费波动不同步、不同幅;而另一方面,从长期看,实际物质与服务费的上涨幅度远大于实际粮价的上涨幅度,从而粮食生产物质与服务费的大幅度上涨吞噬了提高粮食价格带给农民的好处。

四、结论与政策启示

(一) 基本结论

1.提高粮食价格是促进粮农种粮收益增长的关键因素。研究表明,提高粮价是促使广大粮农种粮收益增长的最有效手段;在粮价市场化改革严重滞后的背景下,三大粮食品种——稻谷、小麦、玉米的价格形成机制仍然带有明显的行政定价色彩,造成粮食价格调整的滞后性和阶段性特征比较明显,粮食收购价格既不能反映其生产成本的变化,也不能反映粮食市场供求关系的变动。粮价市场化改革已成为健全中国特色社会主义市场经济体制亟待突破的难点。

2.持续提高粮食单产是促进粮农增收极具潜力的途径。尽管中国谷物收获面积单产已接近法、美、日等农业发达国家的高水平,但鉴于中国自然灾害频发的特殊农情,加之改革以来事实上长期忽视农田水利设施的维护与建设,造成农业生产的抗灾(尤其是抗旱、抗涝)能力不断衰减,每年都有相当比例和规模的农作物因灾减产甚至绝收。这些情况表明,通过加强农田水利设施建设,增强农业综合生产能力,从而较大幅度提升单位面积产量的潜力是巨大的,这也是促进粮农增收的一条重要途径。

3.物质与服务费上涨是阻碍粮农种粮收益提高的主要因素。物质与服务费的增加抑制了粮农收益的持续较快增长。农村改革以来,广大粮农对各种农业生产资料和有关农业生产服务的依赖程度日益提高,且这些外源性物质与服务要素的定价机制基本上是市场化的^①,它们的价格通常随着其生产成本的增加而上升,并与低下的种粮比较效益、行政性的粮食定价机制及狭小的户均耕地规模等因素相结合,导致中国粮食生产的物质与服务成本对粮农收益的负面影响十分明显。

(二) 政策启示

1.以市场为导向健全粮食价格形成机制,构建粮食价格与粮食生产成本和粮食供求关系之间稳定的联动关系。一是要切实消除对于粮食价格合理上涨的盲目恐惧心理,通过正确的政策宣传和舆论引导牢固确立市场经济条件下粮农拥有获取社会平均利润的权利,粮食产品应当且必须依据其生产成本水平及其供求关系变化而合理浮动的广泛社会共识;二是必须纠正长期以来基于农业生产资料和农业生产服务价格与粮食价格具有同向联动关系的错误认识而形成的粮价上涨最终有损于粮农利益的观点。促进粮农持续较快增收进而增强其种粮积极性,同时防止出现粮价上涨诱发通货膨胀的根本出路,在于加快粮价市场化改革步伐,通过矫正长期扭曲的粮食与非粮产品的比价关系,逐步实现粮食定价机制的市场化和定价水平的合理化,使粮食价格既反映其生产成本状况,又体现当时当地的粮食供求关系,并最终构建起以政府农产品价格支持政策为辅助的粮食市场化定价机制。

^①尽管政府对农业生产资料市场一直进行补贴和干预,但农资定价机制基本上是市场化的,因为政府的补贴和干预措施只能起到减缓农资价格涨幅的作用,而无法改变农资生产企业依据自身生产成本的上升而合理调整农资销售价格的经济利益追求。农业生产服务的定价机理与农业生产资料相似。

2.健全农业投入保障制度,提高粮食综合生产能力,持续提升粮食单产水平。目前,粮食基础仍然薄弱,主要弱在粮食生产所需的公共物品供给不足。粮食生产相关基础设施等公共物品的缺失直接影响到粮食综合生产能力的提高及生产成本的降低,从而既不利于粮食增产,也不利于粮农增收。应考虑尽早出台《农业投入保障法》,为健全农业投入体制机制提供强有力的法律手段。通过健全农业投入保障制度,加大粮食生产的物质、技术投入力度,增强粮食综合生产能力,持续稳定提高粮食单产水平,进而促使种粮收益稳步提升。

3.采取多种有效政策措施抑制粮食生产的物质与服务费过快上涨,为粮农持续较快增收营造较为宽松的成本环境。由于农业生产资料涨价的主要成因是成本推进和供给短缺,所以,政府抑制农资价格过快上涨的基本办法有三种:一是继续实行抑制农资价格过快上涨的相关政策措施,保持并加大对农资生产企业的扶持力度,继续对其实行水、电、原材料优价供应和税费减免、财政直接补贴等优惠政策,有效控制农资生产成本的上涨;二是在充分发挥各级供销社农资供应主渠道作用的同时,积极扶持和培育农村社区性“供给合作社”,通过供给合作社的统一采购,降低各社员农户的农资购买成本和其他交易成本;三是加强农业科技推广工作,免费向农民传授实用生产技术,推广测土配方施肥技术,既可有效节约农资投入量,也有利于减少对农资的需求,从而达到抑制农资价格过快上涨并降低粮食生产成本的目的。此外,政府应大力鼓励和扶持农业保险合作、信用合作、农产品运销合作、农业生产设施利用合作等各类新型农村合作事业健康发展,为有效抑制粮食生产的物质与服务费上涨、提高粮食销售收入奠定必要的合作制基础。

参考文献

- 1.Lin, Justin Yifu: Rural Reforms and Agricultural Growth in China, *The American Economic Review*, Vol.82, No.1, 1992, pp.34-51.
- 2.Innes, R.: Two-season Subsistence Farming, Urban Food Subsidies and Optimal Agricultural Policy, *Oxford Economic Papers*, New Series, Vol.45, No.4, 1993, pp.668-690.
- 3.Rozelle, S. and Swinnen, F. M.: Success and Failure of Reform: Insights from the Transition of Agriculture, *Journal of Economic Literature*, Vol.42, No.2, 2004, pp.404-456.
- 4.Engle, R.F. and Granger. W. J.: Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica*, Vol.55, 1987, pp.251-276.
- 5.彭克强:《旱涝灾害视野下中国粮食安全战略研究》,《中国软科学》2008年第12期。
- 6.陆文聪:《对我国主要农产品产需变化趋势的基本判断及其政策启示》,《中国农村经济》2004年第2期。
- 7.丁声俊:《我看粮价上涨》,《中国发展观察》2007年第1期。
- 8.丁声俊:《形成粮食和谐价格机制 促进经济社会稳定发展》,《价格理论与实践》2008年第8期。
- 9.王东京:《补贴农业不如放开粮价》,《人民论坛》2008年第19期。
- 10.刘志刚、吕杰:《辽宁省玉米生产成本收益分析》,《社会科学辑刊》2006年第3期。
- 11.柴斌锋等:《玉米生产者经济效益影响因素实证分析》,《农业技术经济》2007年第6期。
- 12.邓大才:《中国粮食生产的机会成本研究》,《经济评论》2005年第6期。
- 13.郑有贵:《劳动力机会成本提高对粮食生产的影响分析》,《农业展望》2007年第10期。
- 14.叶敬忠等:《农产品价格上涨对不同类型农户的影响》,《中国农村经济》2004年第11期。
- 15.叶敬忠、汪淳玉:《新农村建设的优先序》,《浙江大学学报》(人文社科版)2008年第2期。

(作者单位:西南财经大学宏观经济研究中心)(责任编辑:杨敏)