

中国粮价与通货膨胀关系(1987—1999)

卢锋 彭凯翔*

摘要 本研究在收集整理粮食集市价格和消费物价月度数据的基础上,利用均衡修正模型对中国1987—1999年粮价变动与通货膨胀关系进行协整分析。有很强的经验证据,说明通货膨胀与市场粮价存在长期均衡关系,因果关系走向是通货膨胀影响粮价变动,而不是粮价上涨导致通货膨胀。另外,研究还发现,我国长期真实粮价基本不变,说明传统认为粮食相对紧缺度会不断上升的观点缺乏依据。然而,粮价对通货膨胀冲击做出反应时,通常会发生过度或超量调节。

关键词 通货膨胀,粮食价格,协整分析

随着计划经济向市场经济转型,我国粮食供求关系从长期短缺转变为相对紧缺与过剩交替。粮食市场波动一方面受部门性因素影响,另一方面又与宏观经济运行的阶段性特征存在关联。粮食波动的宏观背景,或更一般地说,粮食市场与宏观经济互动关系,是市场经济环境下需要研究的新问题。

90年代中期关于粮价上涨和通货膨胀关系的讨论,已经显示出这一主题的现实重要性。90年代初新一轮经济增长启动不久便面临通货膨胀压力,1994年物价上涨超过20%,成为改革以来通货膨胀最严重的年份。市场粮价也于1993年底开始急速上升,到1996年累计增长约一倍以上。于是这二者的关系成为研究和决策部门关注的问题。研究人员提出两种解释观点。第一种认为,1993年稻谷减产导致粮价上涨,粮价上涨导致通货膨胀。另一种观点认为,通货膨胀通过农户存粮行为变动引起粮价上涨。第一种观点影响较大,并对90年代中后期政府粮食政策调整产生了明显影响。

这次讨论至少涉及三个层面的问题:粮价与通货膨胀之间是否存在因果关系?如果回答是肯定,因果关系走向又如何?如何解释因果关系的形成机制?对这些问题尚缺少深入分析。阅读文献发现,粮价上涨导致通货膨胀的观点,大都以直接判断或简单推论形式表达,基本没有实证分析的支持。通

* 北京大学中国经济研究中心。通信作者及地址:卢锋,北京市北京大学中国经济研究中心,100871;电话:(010)62751599;Email:fenglu@ccer.pku.edu.cn。本文是福特基金会资助的一项专题研究的部分成果,首先感谢该基金会提供的财务支持。本研究在收集数据方面得到不同部门和机构很多人员的帮助,特别要感谢国家统计局农调总队的孙梅君处长、黄炳信处长、王明华处长、原商业部田富文处长、国家计委中国价格信息中心王米保处长、农业部农村研究中心宋洪远研究员、何宇鹏副研究员、蒋芳女士、北京航空航天大学任若恩教授、科学院农业政策研究中心黄季焜教授、国民经济研究所王小鲁博士、北京大学中国经济研究中心易纲教授等人的帮助。在对研究问题的分析理解上,阅读宋国青教授的相关研究成果使我受到教益。感谢刘刚、梅孝峰同学参与前期数据资料整理工作。笔者对可能发生的错误负责。

货膨胀导致粮价上涨的观点,有两篇英文报告进行过分析,此外也缺少更深入的专题研究。

本文进一步研究这一问题并对上述对立观点给以检验和评价。基本分析思路是利用计量经济学的协整(co-integration)分析方法,判断我国粮价与通货膨胀之间是否具有长期关系;如果存在同积关系,进一步利用均衡修正模型(error correction model),分析它们之间长期和短期关系的格兰杰因果走向。在内容安排上,首先讨论粮价和通货膨胀关系的两种假说,接着介绍研究方法并整理报告有关数据,然后进行计量分析,最后概括研究结论并评论其政策含义。

一、粮价上涨与通货膨胀关系的两种假说

粮价与通货膨胀关系在90年代前中期成为一个焦点问题。继80年代中期第一次粮食流通市场化改革出现反复后,1993年决策层决定再次进行全面粮改。93粮改起初顺利,但同年11月南方沿海一些城市市场粮价迅速上升,并很快扩大到全国;另一方面,1992年新一轮经济增长启动,不久便面临物价上涨和经济过热问题,控制通货膨胀成为宏观经济管理的主要目标。于是,粮价上涨与通货膨胀关系,被看成是同时关系到粮食安全和宏观经济稳定的重要问题。研究人员对此提出了两种解释。一种观点强调是粮价上涨导致通货膨胀,另一种观点认为是通货膨胀导致粮价上涨。

(1) 粮价上涨导致通货膨胀假说

粮价上涨导致通货膨胀是较多研究人员和官员的观点。常见的表达方式是,粮食供不应求导致粮价上涨,粮价上涨导致食物价格攀升并推动通货膨胀。具体到1993年粮价上涨的原因,由于当年粮食总产量比上年增长3.12%,显著超过长期平均增长水平,因而从总量上推论粮食不足造成粮价上涨缺乏依据。然而,该年稻谷产量从上年的186.22亿吨下降到177.51亿吨,降幅为4.7%。¹于是,研究人员提出“稻谷减产导致粮价上升”的观点,并成为当时方方面面普遍接受的解释。²

粮价上涨导致通货膨胀的观点暗含了四点逻辑推论:第一,由于收入、人口增长等原因,我国粮食需求上升较快。第二,由于农业结构性原因,我国粮食生产不能与需求增长保持同步;它与第一条结合在一起,表现为国内生产和需求不平衡。第三,由于粮食净进口受到控制,国内粮食产出与需求缺口不能被净进口上升所弥补,粮食相对价格会不断上升。第四,粮食产出价值量在国内生产总值中、粮价在一般物价指数中都占有很大份额。如果这四

¹ “中国统计年鉴”,1996。

² 卢锋(1999)报告了有关论点的详细表述和文献资料。

个条件长时期同时成立，在逻辑上有理由相信，粮价上涨会导致通货膨胀。如果上述假设在某个时期内成立，也可能出现阶段性粮价上涨导致通货膨胀的情况。

(2) 通货膨胀导致粮价上涨假说

这一假说可以从名义粮价和真实粮价两方面来讨论。很容易理解通货膨胀可能导致粮食名义价格上升。如果由于某种外生因素的变动(投资、财政赤字、消费者预期变动等)导致通货膨胀，与通货膨胀相联系的货币供给过量上升，会使单位流通货币的真实购买力下降；如果没有行政限价等阻碍名义粮价调节的因素作用，粮价会随着货币真实购买力下降而上升。因而，即便是粮食供求关系没有变动，名义粮价也会对通货膨胀做出反应。

除了影响名义粮价，通货膨胀还可能通过不同管道影响粮食供求，导致真实粮价变动。宋国青较早提出过通货膨胀通过改变农户存粮行为影响真实粮价的观点。他和盖尔·约翰逊(Gale Johnson)1995年合作发表的论文提出了这一观点，³后来他与林毅夫等人合作的英文研究报告进一步阐述了这一观点(Lin等，1997)。其分析思路主要有两点：第一，通货膨胀较高时，农民对于未来通货膨胀预期也比较高，因而有动机增加持有具有保值功能的真实资产。由于农户在资产选择上受到较多限制，存粮是流动性较强并且对于农户来说交易成本较低的真实资产，因而通货膨胀预期较高时，农户会增加均衡意义上的存粮数量，并由此提升粮食供求紧缺度和相对价格。

第二，上述存粮调节机制被真实利率与通货膨胀反向关系所加强。观察发现，由于我国名义利率受行政管制，并且对通货膨胀变动反应滞后，因而真实利率与通货膨胀存在显著的反向关系。高通货膨胀时期真实利率下降甚至变成负值，强化了农户通过增加存粮保持资产价值的动机。农户增加存粮行为无论从“囤积”还是“惜售”的角度看，都减少了短期粮食市场供给并增加了短期需求，导致粮食相对价格上涨。

国外早有文献研究利率与通货膨胀对可储存农产品(storable agricultural commodity)以及生产性资产储存(carrying productive assets)行为变动的影响(Just, 1989)。然而，结合我国实际情况，并侧重从农户存粮行为角度切入对这一问题的分析，显然是宋国青等人分析的贡献。虽然上述分析强调农户粮食库存行为变动因素，然而由于其分析思路建立在市场行为主体具有套利动机基本假设上，因而可以推广到粮食流通领域的其它经营主体。⁴

从宏观经济运行与可贸易农产品价格关系角度看，通货膨胀还可能通过存粮调节以外管道影响粮食供求和相对价格。首先，从需求角度看，通货膨

³ 该论文于1995年在一次国际会议上报告，其简缩的版本在1999年发表(Johnson和Song, 1999)。

⁴ 实际上上述论文中有一个词语清楚提到这一点：“Changes in anticipated rates of inflation affect the quantity of grain stocks that farmers and others hold”(Johnson和Song 1999: p. 150)。引文中加着重号的“others”(着重号为引者所加)应指农户以外的其他经营主体。

胀会带来作用方向相反的替代效应和财富效应。一方面,通货膨胀导致真实利率下降,改变了跨时期消费的相对成本,现期消费成本降低会刺激增加现期粮食消费。因而,其它条件相同时,通货膨胀背景下真实利率下降带来的现期消费对未来消费的替代效应,应能增加粮食需求并对粮食相对价格产生提升压力。另一方面,真实利率下降同时降低了消费者拥有的资产预期总价值,由此产生的财富效应会降低粮食消费需求,从而产生粮食相对价格下降的压力。

其次,从产出角度看,高通货膨胀背景下真实利率下降,降低了粮食生产资金的机会成本,应能促使农民增加粮食生产,从而对粮食相对价格产生下降的压力。另外,通货膨胀对粮价还可能具有次生影响。如果通货膨胀通过不同管道对粮食价格产生了某种净影响,比如说提升了粮价,由此形成的较高粮价预期会刺激粮农增加粮食产出,并通过较长滞后期对粮价带来下降压力。通货膨胀引发粮价变动,粮价变动通过农民生产调节进一步对粮价产生影响,是通货膨胀可能对粮价产生的次生影响。

再次,对于实行浮动汇率制的市场经济,通货膨胀还可能通过汇率对粮价产生影响。⁵依据相对购买力平价理论,相对于国外平均水平较高的本国通货膨胀率,会对本国货币汇率产生贬值压力。汇率贬值使国内粮食等可贸易品与国外相比变得较为昂贵,增加净进口或减少净出口,从而对国内粮食相对价格产生下降压力。

公式(1.1)表示通货膨胀可能影响粮价的不同效应及其作用方向。*STO*表示通过库存调节对市场粮价产生正向影响;*SUBS*和*WEL*指通过消费替代效应和财富效应分别产生的正向和反向影响;*PRO1*和*PRO2*表示直接产出效应和间接产出效应,其作用方向都应是负向的;*EXR*表示通货膨胀通过汇率和净进口变动对粮价产生的负向影响。除了作用方向不同以外,它们作用的滞后期也会显著不同。通过生产调节应当需要较长时间,并且间接生产调节比直接调节需要更长时期;对粮食消费需求的替代效应和财富效应滞后期可能较短;存粮调节所需要时间可能在上述二者之间。

$$CP = P \begin{matrix} (STO, & SUBS, & WEL, & PRO1, & PRO2, & EXR) \\ + & + & - & - & - & - \end{matrix} \quad (1.1)$$

上述讨论说明通货膨胀可能通过复杂途径影响粮价变动,然而,有几点需要说明。第一,有的效应可能不适应我国实际情况。例如,我国汇率体制尚未真正市场化,粮食进出口数量一般由政府于年度计划框架内决定,与汇率联系很弱,因而汇率效应可能不符合我国过去和目前情况。然而,随着我国入世后贸易、金融、汇率体制市场化改革推进,汇率对宏观经济与粮食(农

⁵ 有关汇率变动对农业影响的研究文献综述参见(Just, 1989)。

业)部门关系可能发生的中介性影响,将是一个值得关注的问题。第二,有的影响(如替代效应和财富效应)可能比较弱,或者一定程度上相互抵消,因而难以在经验研究结果中显著地表现出来。第三,本研究着重考察粮价和物价因果关系走向,利用频率较短的月度数据进行分析,可能难以揭示滞后期较长的生产调节效果。

二、研究方法

粮价与通货膨胀关系包含三个问题:二者是否存在因果关系?可能存在的因果关系走向如何?因果关系通过什么机制实现?就计量分析而言,前面两个问题归结为两个变量时序数据之间是否存在协整关系?如果存在,它们之间格兰杰意义上因果关系走向如何?格兰杰因果关系指变量时序数据之间“谁先行、谁后动”的关系,不完全等同于经济分析意义上的因果关系;然而,由于因果关系必以先后关系为前提,所以对于两种对立的经济分析假设来说,格兰杰检验提供了有助于判断其真伪的经验分析证据。

早期格兰杰检验方法,是估计标准向量自回归(VAR)模型,通过对解释变量滞后项总体是否具有显著解释作用进行F检验,来判断是否存在格兰杰意义上因果关系及其走向(Gujarati, 1995: pp. 620-621)。Lin等,(1997)分析粮价与通货膨胀关系时利用了这一检验方法。该方法的局限性在于:价格的水平量数据一般为I(1)过程,直接分析可能存在伪回归(spurious regression)。即使两组水平数据存在协整关系,即不存在伪回归,仅作水平量分析不能确定它们之间短期格兰杰因果关系;如果利用一阶差分量进行分析,又可能遗漏长期关系包含的格兰杰因果性。

本文采用均衡修正模型方法进行分析。首先检验两个变量时序数据是否具有协整关系;如果存在协整关系,则意味着二者存在长期均衡关系并至少有一组因果关系,便可利用均衡修正模型分析因果关系走向。两变量分析场合的均衡修正模型一般表达式为:

$$dP_t = \alpha_1 + \beta_1 E + \sum_{i=1}^{t-1} \gamma_i^1 dP_i + \sum_{i=k}^{t-1} \lambda_i^1 dPG_i + v_t, \quad (2.1)$$

$$dPG_t = \alpha_2 + \beta_2 E + \sum_{i=m}^{t-1} \gamma_i^2 dPG_i + \sum_{i=n}^{t-1} \lambda_i^2 dP_i + u_t. \quad (2.2)$$

其中 P 表示一般物价, PG 表示粮价, d 表示一阶差分, E 是对两个具有协整关系变量的水平量进行回归得到的残差项。估计这一模型,如果 β_1 显著,则意味着可以把上述长期关系解释为粮价对通货膨胀具有格兰杰意义上的因果关系;如果 β_2 显著,则可以将该长期关系解释为通货膨胀对粮价具

有格兰杰意义上的因果关系。如果至少某一个 λ_i^1 的估计系数显著,则认为粮价变化在短期对通货膨胀具有格兰杰意义因果关系;如果至少某一个 λ_i^2 的估计系数显著,则认为通货膨胀在短期对粮价具有格兰杰意义因果关系。如果 β_1 、 β_2 、 λ_i^1 、 λ_i^2 估计系数都显著,则表示粮价和通货膨胀存在长期和短期的双向格兰杰因果关系(Granger, 1988; Bahmani-Oskooee 和 Alse, 1997)。

三、通货膨胀与粮价数据整理

为实现本文研究目标,需要时间频率较高的通货膨胀和粮价月度或季度数据。通货膨胀表现为一般物价持续上涨。我们选用消费物价指数表示一般物价,因而需要消费物价定基指数的月度时序数据。从官方统计部门公开发表资料中,可以获得年度定基消费价格指数,还能获得1986年以来居民消费物价同比月度数据⁶以及2000年月度环比价格数据。⁷我们利用同比月度价格和2000年月度环比数据,推算出1986年以来消费物价的环比月度数据,并以此为基础生成定基月度价格指数。⁸观察到消费物价环比月度数据存在由季节因素导致的很强的12阶自相关,我们对物价数据做季节调整。图1报告了季节调整后的环比消费物价月度数据以及以1987年1月为基期的定基消费物价指数。

粮价数据问题更复杂一些,涉及数据指标选择、历史时期粮价统计情况、市场粮价不同数据样本及其比较、获得用于本研究的衔接系列数据等问题。

首先需要考虑采用什么粮价指标。我国粮食流通和价格长期受到政府管制,存在不同类型粮价数据,如行政收购价格、市场价格、两类数据平均数等;行政定价又分为订购价、超购价、议购价、保护价等。不同粮价指标具有不同经济含义和分析价值。依据本研究具体需要,我们选择市场粮价作为研究对象,不考虑行政定价或平均价格。另外,从流通环节看,市场粮价分为生产者价格、批发价格、零售价格等不同种类。确定市场粮价指标后,还需要判断利用哪一种市场粮价。考虑到农村集市粮价统计时期较长,存留比较完整,从数据时间连续性及其经济含义考虑,选择集市粮价作为粮价度量指标。

作为经济体制一个重要组成部分,新中国粮食流通和价格政策经历了重大变化。总体来说,改革前粮食自由市场交易时断时续,改革后市场交易获得发展,规模不断扩大。据调查,改革前至少有两个政府部门进行过集市粮价统计。一是国家工商行政管理局,该部门从1961年开始对城乡集市进行统

⁶ 月度同比价格指数反映样本期内给定月份对于上年同月的物价指数变动。

⁷ 月度环比价格指数反映样本期内给定月份对于上个月的物价指数变动。

⁸ 卢锋、彭凯翔(2002)“附录1”说明了消费物价环比月度数据的推算方法和资料来源。

计工作，⁹然而遗憾的是，其原始数据没有系统地保存下来。二是原粮食部和商业部的职能部门，统计了1963—1968年、1979—1993年粮食集市月度数据(下面简称原商业部数据样本)。¹⁰80年代以后政府若干其它机构先后参与市场粮价统计。原国务院农业发展研究中心发展研究所从1987年开始利用国家工商局系统统计城市和农村市场粮价等数据，该中心后改名为农业部农村经济研究中心，因而下面将该数据样本简称为农研中心数据；国家计委所属信息中心从1993年开始统计城市粮价和其它食物价格等数据；国家统计局农调总队1997年开始统计农村和城市集市粮食价格等数据，该数据样本下面简称为农调队数据。

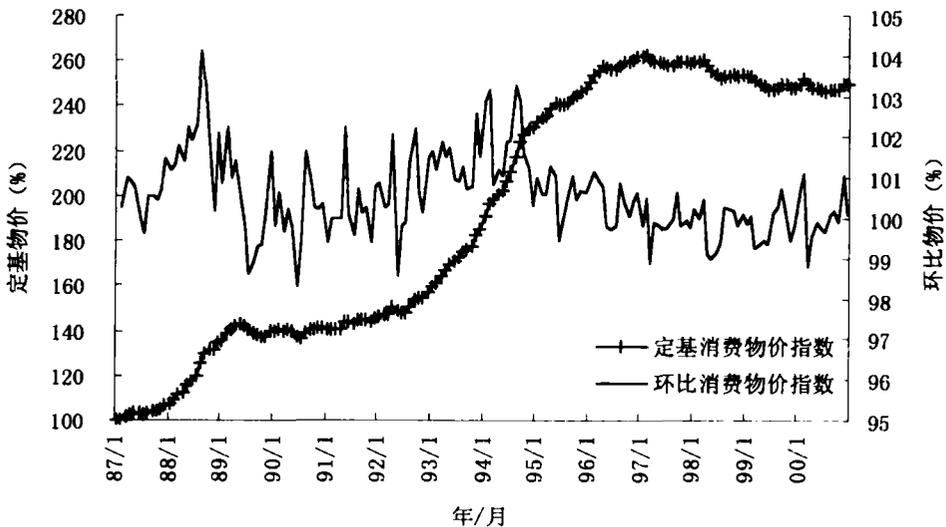


图1. 我国消费物价月度环比和定基指数(1987/1-2000/12)

资料来源：据历年月度同比消费物价和2000年环比消费物价指数推算，详细方法见卢锋、彭凯翔(2002)。

本研究分别收集整理了原商业部、农研中心和农调队样本中大米、小麦和玉米的分品种和分省区数据，并把这三个样本相关时期的粮价信息加以衔接，得到用于本研究计量分析需要的全国平均粮价数据。¹¹图2报告了全国大米、小麦、玉米三个主要粮食品种的集市价格数据。另外，我们将以这三种粮价简单平均值表示一般粮价，用于进行计量分析。

⁹ 建国初期市场粮价有一些零星统计数据，如上海社科院经济所(1959)第410页报告了建国初期若干城市粮食价格数据。

¹⁰ 原始数据取样在部分时期内每隔5日、10日上报。

¹¹ 卢锋、彭凯翔(2002)详细报告了这三个数据样本的观察点分布情况、分省区和分品种原始数据、各样本分品种全国平均粮价数据的形成方式、不同样本数据相互衔接方法等问题。

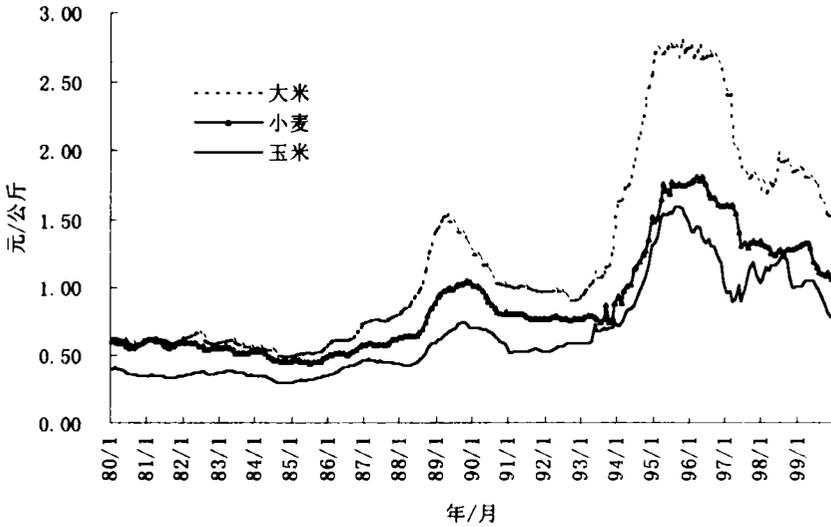


图2. 全国分品种粮价月度数据(1980/1-1999/12)

资料来源: 据原商业部、农研中心、农调队三个样本数据整理衔接, 详细方法见卢锋、彭凯翔(2002)。

四、粮价与通货膨胀关系的计量分析

计量分析包括依此递进的三阶段程序: 首先对粮价和通货膨胀数据进行单位根检验; 如确认单位根, 接着进行协整关系检验; 如确认协整关系, 就可以利用均衡修正模型进行分析。

(一) 单位根检验

经济变量协整检验的一般含义, 是对两个可能具有单位根性质即 $I(1)$ 时序数据, 判断其线性组合是否具有平稳过程即 $I(0)$ 性质。因而, 第一步需要对所有变量数据做单位根检验。为此估计三个方程并做三个检验。我们以一般物价为例给出检验过程, 然后对其它变量不加说明地给出检验结果。

首先用物价一阶差分对其水平量一期滞后项进行线性回归, 估计结果见式(4.1)。单位根原假设是 P_{t-1} 系数为零, 判断原假设所用临界值是 Dickey 和 Fuller (1981) 给出的关键值。对于样本超过 100 个观察点并包含截距项的自回归模型, 显著程度为 5% 的临界值为 -3.51 (Greene, 1997: p. 849)。¹² P_{t-1} 估计系数绝对值小于临界值, 不能拒绝单位根原假设。

$$\begin{aligned} dP_t &= 0.0401 - 0.0074P_{t-1} \\ t &\quad (3.42) \quad (-3.31) \\ R^2 &= 0.0184, \end{aligned} \quad (4.1)$$

¹² 下面两个单位根检验的临界值同样引自这一文献。

接着在方程(4.1)基础上加进物价差分一期滞后项和趋势项作为解释变量,并估计这一方程,估计结果见(4.2)。\$P_{t-1}\$估计系数\$t\$值绝对值为2.95,小于样本超过100个观察点包含截距项和趋势项自回归模型5%显著程度临界值的绝对值4.04,也不能拒绝单位根原假设。

$$\begin{aligned} dP_t &= 0.0847 - 0.0175P_{t-1} + 0.5198P_{t-1} + 0.0001t \\ t &\quad (3.02) \quad (-2.95) \quad (8.03) \quad (2.41) \\ R^2 &= 0.3632, \end{aligned} \quad (4.2)$$

最后估计仅包含物价差分一期滞后项作为解释变量的自回归方程,(4.3)给出估计结果。

$$\begin{aligned} dP_t &= 0.0006 + 0.5686dP_{t-1} \\ t &\quad (1.01) \quad (8.86) \\ R^2 &= 0.3233, \end{aligned} \quad (4.3)$$

由于(4.3)是对(4.2)给出两个限制(即\$P_{t-1}\$和\$t\$的系数都等于零)的约束模型,可以用常规\$F\$分布统计量检验约束是否合理:

$$F = [(RSS_R - RSS_{UR})/m]/[RSS_{UR}/(n - k)].$$

其中\$RSS_R\$和\$RSS_{UR}\$分别是限制方程和不加限制方程的残差平方和,\$m\$是限制个数为2,\$n\$是样本数,\$k\$是不加限制方程的估计参数个数。依据(4.2)和(4.3)可计算得:

$$F \text{估计值} = [(0.3632 - 0.3233)/2]/[(1 - 0.3632)/(166 - 4)] = 5.0752.$$

对于样本量超过100的Dickey-Fuller的\$F\$关键值为6.49,大于\$F\$估计值,接受\$P\$为单位根过程的原假设。上述检验程序表明,消费物价数据具有单位根性质。

通过相同程序可以判断平均粮价和分品种粮价也为单位根过程,表1报告了平均粮价和分品种粮价三个检验量的计算值并与临界值比较。

(二) 协整关系检验

对于两组同样具有单位根性质的时序数据,可以利用Johansen方法检验两者是否具有协整关系。基本原理是采用最大似然法估计包含有关变量一阶差分滞后项和水平量一阶滞后项的向量自回归(VAR)模型,同时解出其中四个水平量估计系数矩阵中对应不同秩数的特征根。依据Johansen(1988),Johansen和Juselius(1990),可以利用该特征根最大值统计量“\$-T\ln(1-\lambda)\$即\$\lambda_{\max}\$”和迹统计量“\$-T\Sigma\ln(1-\lambda)\$”(其中\$T\$为样本数,\$\lambda\$为对对应于不同秩数的特征根),来判断是否存在协整关系。Osterwald-Lenum(1992)给出了这两个统计量对应不同形态均衡修正模型的临界值。给定“两个变量不是协整变量”原假设,该统计量估计值超过临界值,则拒绝原假设而接受二者是协整

表 1. 粮价数据的单位根检验结果

数据名称	检验方程	t 或 F 估计值	t 或 F 临界值之 绝对值 (5%)
平均粮价	带截距项的自回归方程 (4.1)	-1.81(t)	3.51 (t)
	带趋势项的自回归方程 (4.2)	-0.65(t)	4.04 (t)
	仅有差分滞后项的自回归方程 (4.3)	1.36 F(2,150)	6.49 F(2,150)
大米价格	带截距项的自回归方程 (4.1)	-1.85(t)	3.51 (t)
	带趋势项的自回归方程 (4.2)	-0.93(t)	4.04 (t)
	仅有差分滞后项的自回归方程 (4.3)	1.38 F(2,150)	6.49 F(2,150)
小麦价格	带截距项的自回归方程 (4.1)	-1.72(t)	3.51 (t)
	带趋势项的自回归方程 (4.2)	-0.61(t)	4.04 (t)
	仅有差分滞后项的自回归方程 (4.3)	1.53 F(2,150)	6.49 F(2,150)
玉米价格	带截距项的自回归方程 (4.1)	-1.34(t)	3.51 (t)
	带趋势项的自回归方程 (4.2)	-0.66(t)	4.04 (t)
	仅有差分滞后项的自回归方程 (4.3)	1.00 F(2,150)	6.49 F(2,150)

变量判断, 该特征根对应的秩数就是两个变量的协整阶数 (参见 Maddala 和 Kim, 1998: pp.165-169; 秦朵, 1998: 第 503—514 页)。

用 Eviews 相关程序对粮价与通货膨胀关系进行协整检验; 考虑数据是月度数据, 我们取 12 阶滞后项估计 VAR 模型。表 2 报告了平均粮价、分品种粮价与通货膨胀四个模型特征根最大值统计量和迹统计量的估计值。例如, 平均粮价与通货膨胀模型上述两个统计量估计值分别为 28.37 和 32.49。依据 Osterwald 和 Lenum (1992), 对应于我们采用的模型,¹³ 它们 1% 显著程度的临界值分别为 20.20 和 24.60, 因而接受平均粮价与通货膨胀具有协整关系的备择假设。依据相同程序, 可以判断分品种粮价与通货膨胀同样具有协整关系。

(三) 均衡修正模型估计

对于两个具有一阶协整关系的变量, 可以通过两步法估计均衡修正模型。第一步是估计两变量线性回归方程, 由于它们具有协整关系, 所以排除了伪回归可能性。表 3 报告了粮价与通货膨胀长期关系估计结果。

顺便指出, 从表 3 中可见, 平均粮价对通货膨胀水平量线性方程中, 通货膨胀的估计系数为 1; 分品种粮价小麦的系数明显小于 1, 玉米大于 1。由于采用对数估计, 系数可直接解读为平均粮价对物价变动的长期弹性。虽然分品种情况略有不同, 粮食价格对物价变动长期弹性大体为 1。这说明在样本期范围内, 影响粮食需求和供给的因素综合作用结果, 没有导致粮食真实价格发生变动。

然后把表 3 报告的估计模型的残差项, 作为均衡修正项代入 (2.1) 式和 (2.2) 式表示的模型中, 采用联立方程组方法估计, 并通过 step 回归程序剔除

¹³ 我们采用的是“无确定性趋势、并且均衡修正项带截距”的模型。

表 2. 粮价与一般物价协整关系检验

	K	λ	$-T\ln(1-\lambda)$	$-T\Sigma\ln(1-\lambda)$
平均粮价	1	0.179979	28.37481	32.49207
	2	0.028381	4.11726	4.11726
大米价格	1	0.14214	21.60736	26.71269
	2	0.035492	5.095338	5.095338
小麦价格	1	0.241785	39.02710	42.95101
	2	0.027446	3.923917	3.923917
玉米价格	1	0.183759	28.62947	31.68585
	2	0.021443	3.056381	3.056381

表 3. 粮价与通货膨胀长期关系估计结果

	平均粮价 $\ln(PG)$	大米价格 $\ln(PR)$	小麦价格 $\ln(PW)$	玉米价格 $\ln(PC)$
截距项	-5.1715 (-26.35)	-5.0383 (-22.50)	-4.7278 (-25.96)	-5.8730 (-28.54)
物价系数 $\ln(P)$	1.0018 (26.72)	1.0294 (24.07)	0.9065 (-25.06)	1.0750 (-27.35)
R^2	0.82	0.79	0.80	0.83

不显著的滞后项。表 4 报告了平均粮价与通货膨胀关系的均衡修正模型估计结果。

表 4. 平均粮价与通货膨胀关系的均衡修正模型估计

平均粮价: $d\ln(PG)$		消费物价: $d\ln(P)$	
α_1	-0.0004 (-0.4225)	α_2	0.0006 (0.4092)
E	-0.0306 (-2.6136)	E	-0.0102 (-1.0927)
$d\ln(P_{-1})$	0.4709 (2.8441)	$d\ln P_{-1}$	0.5334 (3.7148)
$d\ln(P_{-4})$	0.4521 (2.6778)		
$d\ln(PG_{-1})$	0.2315 (4.0654)		
$d\ln(PG_{-3})$	0.3023 (5.1879)		
$d\ln(PG_{-7})$	0.1264 (2.1779)		
$d\ln(PG_{-11})$	0.1658 (0.0588)		
R^2	0.4845	R^2	0.3693

估计结果有三点需要说明。第一, 平均粮价回归模型中均衡修正项显著, 消费物价回归方程中均衡修正项则不显著, 这说明二者长期均衡关系是一般物价引起粮价变动的格兰杰因果作用结果, 而不是粮价导致一般物价变动的结果。

第二, 平均粮价回归模型中, 除了其自身滞后项显著外, 滞后第 1、4 期物价项也有显著解释作用; 在消费物价回归方程中, 仅有其自身滞后项显著, 粮价滞后项没有显著作用。这说明物价在短期作用意义上是粮价变动的原因为, 而粮价即使在短期也没有系统显著地导致一般物价变动。因而, 经验

分析结果支持通货膨胀导致平均粮价变动的假说,不支持粮价上涨导致通货膨胀的假说。

第三,由于滞后第1、4期物价对平均粮价具有显著解释作用,并且系数符号为正,因而在物价引起粮价变动实现机制的各种假说中,比较支持存粮调节导致粮价变动假说,但也不能排除一般物价变动通过消费需求管道对粮价产生了正影响。¹⁴

模型估计结果显示通货膨胀通过三个管道影响粮价。首先是均衡修正项的当期调节,然后是滞后第2、4期物价对粮价产生的短期影响,最后是粮价本身滞后结构所产生的调节作用。为了进一步观察通货膨胀与粮价之间的动态关系,我们假定在初始均衡状态下一般物价上升10%,利用估计模型对粮价变动情况加以模拟。图3给出了10%物价上升冲击引发的粮价调节路径。

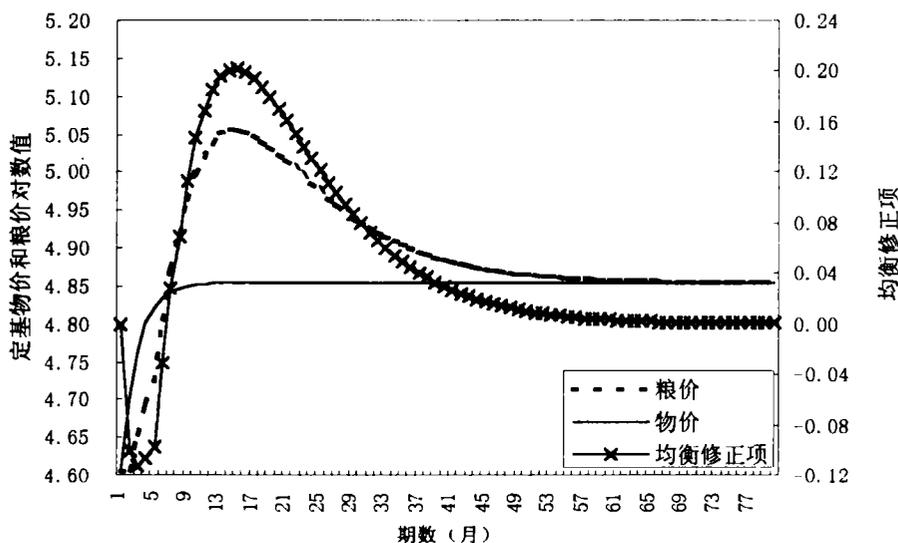


图3. 物价冲击引起的粮价调节路径

粮价和一般物价初始水平被标准化为100并取其的对数表示,因而它们在图形中的初始点相同。物价变动冲击使其二者相互偏离,并发生一系列调节过程。调整过程的突出特点在于,开始时粮价低于均衡水平,后来又高于均衡水平,最后才回复到长期均衡水平。这说明粮价对物价的反应过程中会发生过度或超量调节(overshoot)。也就是说,给定通货膨胀的起落变动,名义

¹⁴ 这意味着真实利率变动对粮食消费的跨期替代效应大于财富效应。

粮价以更高的变率波动，真实粮价则围绕其趋势水平上下波动。粮价对一般物价反应的过度调节现象，可能是误导人们相信“粮价上涨导致通货膨胀”的原因之一。然而，因果走向与超量调节毕竟不可相互混同，这好比界定一次纠纷的法律责任，肇事者一方和过度防卫一方不可被相互混同一样。

另外估计分品种粮价与通货膨胀的均衡修正模型，表5报告了其中粮价方程估计结果。均衡修正项系数全部显著，说明分品种粮价与通货膨胀长期均衡关系也是由通货膨胀导致粮价变动的因果关系造成的。另外，粮价变动除了与自身滞后项联系之外，都有若干物价滞后项系数显著结果，显示存在一般物价变动短期影响粮价的因果关系。物价滞后项估计系数都为正数，比较支持通货膨胀通过存粮调节导致粮价正向变动的假设。然而，不同品种估计模型中具有显著作用的物价项滞后阶数存在差别：大米与平均粮价类似，都是第1、4阶滞后项具有显著解释作用，小麦增加了第11阶显著滞后项，玉米则是第1、7阶滞后项具有显著解释作用。这说明对物价变动对不同品种粮价作用性质相同，但具体形态可能有差别。

表5. 分品种粮价与通货膨胀关系的均衡修正模型估计

大米价格 dln(PR)		小麦价格 dln(PW)		玉米价格 dln(PC)	
α_1	-0.0002 (-0.2068)	α_1	-0.0010 (-0.7188)	α_1	-0.0005 (-0.3201)
E	-0.0302 (-2.5025)	E	-0.0428 (-2.5528)	E	-0.0650 (-3.3495)
dln(P_{-1})	0.7243 (3.5590)	dln(P_{-1})	0.7074 (3.2667)	dln(P_{-1})	0.5159 (1.9269)
dln(P_{-4})	0.5349 (2.6228)	dln(P_{-4})	0.4183 (1.8582)	dln(P_{-7})	0.7333 (2.8039)
dln(PR_{-1})	0.1944 (3.3253)	dln(P_{-11})	0.5292 (2.4656)	dln(PC_{-1})	0.1571 (4.0654)
dln(PR_{-3})	0.2229 (3.6190)	dln(PW_{-2})	-0.1603 (-2.8686)	dln(PC_{-3})	0.2317 (4.0030)
dln(PR_{-7})	0.1478 (2.6181)	dln(PW_{-3})	0.2613 (4.7746)	dln(PC_{-5})	0.1572 (2.7387)
dln(PR_{-11})	0.1326 (2.3016)	dln(PW_{-4})	0.1904 (3.3691)	dln(PC_{-8})	-0.1271 (-2.1811)
		dln(PW_{-9})	0.2143 (3.7280)	dln(PC_{-11})	0.3071 (5.2904)
		dln(PW_{-11})	0.2105 (3.6843)	dln(PG_{-11})	0.1658 (0.0588)
R^2	0.4339	R^2	0.3752	R^2	0.2966

没有报告物价模型估计结果。与平均粮价与通货膨胀关系的模型相类似，物价估计方程中均衡修正项系数一概不显著，说明分品种粮价与通货膨

胀长期均衡关系不是由于粮价导致通货膨胀的因果关系造成的;另外,物价方程中除了自身滞后项之外,粮价滞后项系数一概不显著,说明在短期也不存在粮价变动显著影响物价变动的因果关系。

五、结论和政策含义

本文在收集整理粮食集市价格和消费物价月度数据基础上,利用计量经济学协整检验和均衡修正模型方法,对我国1987—1999年粮价变动与通货膨胀关系问题进行了实证分析。结果发现,无论在长期还是短期意义上,通货膨胀变动都领先市场粮价变动,因而通货膨胀对粮价具有格兰杰意义上的因果关系。相反,无论在长期还是短期意义上,市场粮价变动都没有领先通货膨胀变动,因而粮价对通货膨胀不具有格兰杰意义上的因果关系。这一结论对大米、小麦、玉米等分品种粮价以及平均粮价一概成立。其次,虽然分品种粮价情况略有不同,我国长期真实粮价基本稳定,说明并不存在导致粮食长期紧缺度不断上升的因素作用。最后,通货膨胀冲击在一定时期内会正向改变真实粮价,粮价对通货膨胀冲击做出反应时会发生过度调节。

本研究的第一点政策含义是,我国粮食和农业政策需要超越传统部门性因素的局限,建立在对它们与宏观经济变量互动关系实证分析基础上。一方面,理解粮价变动不应忽视宏观经济背景;另一方面,粮价对物价变动过度调节,可能对粮食安全、农民收入以及宏观经济运行产生影响。随着入世后我国汇率管制逐步放松和农业贸易进一步自由化,粮食市场与宏观经济互动关系会更具有现实意义。

90年代中期,与粮价上涨导致通货膨胀主导看法相联系,政府改变了第二次粮食流通市场化取向改革政策,转而实施省长责任制、粮食保护价等强干预政策。在迁延多年的第三次粮食相对过剩并出现几千亿元粮食财务损失背景下,政府近年改变粮食政策,决定再次进行市场化改革。本研究对目前农业结构调整和粮食市场化改革方针提供了分析支持。从以往经验看,我国粮改成败关键不在于能否在粮食相对过剩阶段引入市场化改革措施,而在于当出现粮食相对紧缺情形时能否坚持改革立场。合理认识粮价与通货膨胀关系,对于坚持而稳健地实施粮改政策,建立兼顾粮食安全和效率目标的粮食流通体制,也应具有参考意义。

参考文献

- [1] Bahmani-Oskooee, Mohsen and Alse, Janarhanan "Error-correction models and co-integration: International reserves and world inflation", *Economic Notes*, 1997, 26, 35-48.
- [2] Granger, C. W. J., "Some recent developments in a concept of causality", *Journal of Econometrics*, 1988, 39, 199-211.
- [3] Greene, William, *Econometric Analysis* (Third Edition), Prentice Hall, Inc. New Jersey, 1997.
- [4] Gujarati, Damodar N., *Basic Econometrics* (International Edition, Third Edition), McGraw-Hill, Inc, 1995.
- [5] Johansen, Soren, "Statistical analysis of co-integration vectors", *Journal of Economic Dynamics and Controls*, 1988, 12, 231-254.
- [6] Johansen, Soren and Juselius, Katarina, "Maximum likelihood estimation and inference on co-integration - With applications to the demand for money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1990, 52, 169-210.
- [7] Johnson, Gale and Song Guoqing, "Inflation and the real price of grain in China", Paper prepared for the conference "Grain Market Reform in China and Its Implications" held at the East-West Center in Honolulu, 16-19 September, 1995, organized by the Center for Asian Studies of the University of Adelaide. It was published in Findlay and Watson ed. "Food Security and Economic Reform — The Challenges Facing China's Grain Marketing System", Macmillan Press Ltd, 1999.
- [8] Just, Richard, E, "Modelling the interactive effects of alternative sets of policies on agricultural prices" in Allan Winters and David Sapsford (ed.) *Primary Commodity Prices: Economic Models and Policy*, pp. 105-129, Cambridge University Press, 1989.
- [9] Lin Yifu, Song Guoqing, Lu Mai, Zhang Fang and Yu Mingde. "China's Grain Marketing and Price Volatility", An unpublished research report submitted to the World Bank, June 1997.
- [10] 卢锋, "三次粮食过剩(1984—1998)——我国粮食流通政策演变过程的备择解释", 《北京大学中国经济研究中心讨论稿(中文版)》No. C1999003, 1999年。
- [11] 卢锋、彭凯翔, "粮食市场与宏观经济的互动——我国粮价上涨与通货膨胀因果关系研究(1987—1999)", 《北京大学中国经济研究中心讨论稿(中文版)》No. C2002004, 2002年。
- [12] Maddala G. S. and Kim In-Moo, *Unit Roots, Co-integration, and Structural Change*, Cambridge University Press, 1998.
- [13] Osterwald-Lenum, M., "A note with fractiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood co-integration rank test statistics: Four cases", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1989, 54, 461-472. Cited from Maddala G. S. and Kim In-Moo, *Unit Roots, Co-integration, and Structural Change*, p.213, Cambridge University Press, 1998.
- [14] 秦朵, 《动态经济计量学》, 上海: 上海人民出版社 1998年第一版。
- [15] 上海市社科院经济所, 《上海解放前后物价资料汇编》, 上海: 上海人民出版社 1959年版第410页。

Relationship between Grain Prices and Inflation in China (1987—1999)

FENG LU KAIXIANG PENG

(Peking University)

Abstract On the basis of collection and compilation of monthly data of market grain prices and consumer price index, this study investigates the relationship of co-integration between grain prices and inflation using error correction model. Strong evidence has been found that there are long run relationships between grain prices and inflation. The direction of causality for the relationships is from inflation to grain prices, rather than the reverse. On the other hand, long term real grain prices have roughly remained unchanged, questioning the traditional belief that the relative scarcity of grain should be continuously increasing. When grain prices respond to the shock of inflation, they nevertheless tend to overshoot.

JEL Classification E31, N15, Q11