

通货膨胀预期与 Granger 因果性研究^①

赵国庆¹ 于晓华² 曾寅初¹

(1 中国人民大学; 2 美国宾夕法尼亚州立大学)

【摘要】 本文研究认为, 现有关于中国粮价和通货膨胀关系的研究, 存在对 Granger 因果检验的误解及建模技术运用不足的问题。通过导入政府的行为, 运用误差修正模型分析新中国成立后中国粮食价格指数和通货膨胀之间的长期关系, 本文证实在政府对粮食市场干预的过程中, 存在对城市消费者和农村粮食生产者之间的利益权衡, 导致粮食价格和通货膨胀间的长期均衡, 同时它们之间存在双向的因果关系。

关键词 粮价 通货膨胀 因果关系

中图分类号 F323.7 **文献标识码** A

Inflation Expectation and Granger Causality

Abstract: After pointing out the misunderstanding of “Granger Causality” and the insufficiency of the econometric methods in the current studies of the causality between grain price and inflation in China, this study reexamines the aforementioned relation using vector error correction model and involving the behaviors of the government, and finds that there is a trade-off of the interests between urban consumers and rural grain producers for the policy makers which leads to a long-run equilibrium and a dual direction causal relationship between grain price and inflation under the background of strong regulation on the grain price in China, which is different from the current studies

Key words: Grain Price; Inflation; Causality

引言

粮价和通货膨胀之间的因果关系, 一直是我国宏观经济研究中存在争论的一个热点问题。长期以来, 相互对立的两种观点共同存在。以部分研究者和政府官员为代表的传统观点认为, 粮价对其他行业有波及效果, 粮食价格的上涨会导致通货膨胀(戴根友, 1995)。王秀清和钱小平(2004)运用投入产出方法, 计算了 1981~2000 年我国粮食价格上涨对各个

① 本研究获教育部人文社会科学重点研究基地中国人民大学经济改革与发展研究院、中国人民大学“985 工程”项目资助。作者衷心感谢美国宾夕法尼亚州立大学的 David Abler 教授和 C. Pinkse 副教授提出的宝贵意见。当然文责自负。

部门的波及效果。虽然波及的效果在减弱,但没有否认波及的效果存在^①。更有甚者,认为中国的粮食价格上涨不仅会导致中国的通货膨胀,更可能在全球引发所谓“蝴蝶效应”,导致全球性的通货膨胀^②。但是,这样的观点受到了卢锋和彭凯翔(2002), Gale Johnson 和宋国青(1999),以及林毅夫等(1997)一系列实证研究的冲击。这些研究,主要运用 Granger 因果检验,得出通货膨胀的变化是发生在粮食价格变化之前的结果,以此否定了传统的观点,认为通货膨胀才是引起粮价变化的原因^③;这些观点主要的经济解释和实证支持认为通货膨胀会改变农户对真实利息的预期,从而改变农户家庭存粮的变化,带来粮食市场的供需变化,而导致粮价的波动(卢锋和彭凯翔,2002;孙希芳和牟春胜,2004)。

但是笔者认为,上述的实证分析结果存在某些技术方面的缺陷。Granger 因果关系(Granger causality)不是通常意义的因果关系,Granger 因果检验的结果在现实中可以解释为两个截然不同甚至对立的因果关系(Cochrane, 1997)。实际上,中国对粮食价格稳定一直都存在强大的干预(卢锋,1999;王小鲁,2001;孙希芳等,2002)。这种对粮食价格的干预,通常会强于微观农户存粮行为对市场的冲击。如果对 Granger 因果检验结果的解释中,仅考虑农户的行为,而忽略政府的行为,其政策解释出现偏差是很难避免的。例如,对于通货膨胀是粮价变化的 Granger 原因,我们也可以解释为政府根据未来粮价的预期变化通过政策调整影响现在的通货膨胀,如给城市居民增加工资或者实施副食补贴等。这样,粮价的变化就成了通货膨胀的原因。从本文以下的分析中我们发现,我国政府在政策的选择中一直存在对城市居民的食物消费能力和农户收入稳定之间的一个权衡。对于不同的政策目的,政府会采取不同的政策,或调整通货膨胀,或干预粮食价格。使粮食价格不至于过低,从而既保护生产者农民的利益,维护农村的稳定和“国家的粮食安全”;又不使得粮食的价格过高以影响城市居民的生活。在这样的政策背景下,我们完全有理由提出这样的疑问,那就是为什么通货膨胀和粮价之间的影响就一定是单向的、而不是双向的呢?

本文结合我国政府对粮价存在干预的特点,指出 Granger 检验弱点的同时,应用误差修正模型,在现有的分析框架中导入政府的行为,对 1950~2003 年我国粮食收购价格指数和城市居民消费价格指数之间的关系进行再探讨。由于我们弥补了研究方法上的缺陷,本文得出有别于现有的实证研究结果的政策解释:在中国政府对粮食市场存在强大干预的背景下,中国粮食价格和通货膨胀之间存在长期的均衡,同时它们之间存在双向的因果关系。

一、粮价和通货膨胀的关系与 Granger 因果性

应该强调的是,Granger 因果性的检验只是有助于减少时间序列的预测误差,而对政策分析是没有多少作用的。Granger 因果性对政策分析来说,既不是充分条件也不是必要条件,因为它没有对变量的外生性进行分析(Ericsson, 1992; Ericsson 等, 1998)。在政策分析中,我们更关注的是变量的外生性。所谓外生性,是指其是外在给定(Given)的,它们的变化不会对我们所关注参数(Parameters of Interest)产生影响(Engle, Hendry 和 Richard, 1983)。现有用 Granger 因果分析做出的关于中国粮价和通货膨胀的结论,很多是在没有分析政策工具变量外生性的基础上得到的。而且在这些研究中,很多混同了 Granger 因

① 但是王秀清和钱小平的结论却是支持粮食价格上涨不会导致中国的通货膨胀。

② 顾蔚:《中国粮食涨价可能在全球引发“蝴蝶效应”》,路透社专栏,2006年12月25日。

③ 卢锋和彭凯翔(2002)对这两种观点做了很好的总结。

果关系和一般因果关系的概念。这里需要指出的是 Granger 因果关系不是通常意义上的因果关系；其原因有二。

第一，在 Granger 因果分析中，我们可能存在相关变量的缺失（Cochrane，1997）。物价和粮价之间因果关系可能和第三个变量相关。一般可以考虑的是农业生产要素价格。如图 1 所示，如果我们假设粮价上涨会引起工资上涨，从而导致通货膨胀；工资上涨会导致农业生产要素价格上涨；农业生产要素又会导致粮价上涨。这三者为一因果循环关系。如果从粮价到通货膨胀的这一环节长于通货膨胀到农业生产要素价格上涨和农业生产要素价格上涨到粮食价格上涨两个环节的时间长度，Granger 因果检验的结果也会很容易显示成通货膨胀是导致粮食价格上涨的 Granger 原因。从这样的角度出发，如果将 Granger 因果关系等同于一般因果关系，解释结果容易出现偏差就在所难免了。同时从计量模型分析的本身考虑，存在这样的第三变量也会妨碍 Granger 因果分析的正确性（Toda 和 Phillips；1993）。

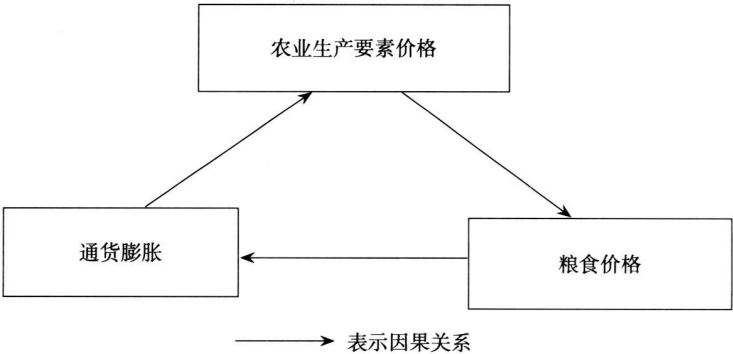


图 1 物价、粮价和农业生产要素价格之间的关系

第二，Granger 因果检验的结果可以在现实经济中被解释为截然不同的两种因果关系。卢锋和彭凯翔等人的研究把 Granger 因果关系等同于通常意义上的因果关系，他们利用 Granger 检验虽然证实了通货膨胀是粮价变化的 Granger 原因的假说，同时也拒绝了粮价变化是通货膨胀的 Granger 原因的假说。但是这样的结论是不能否定粮价实际上存在对通货膨胀的反作用。这和 Cochrane（1997）指出的 GDP 和货币需要之间的因果关系有异曲同工之处。Sims（1972）运用 Granger 因果检验发现了货币变化是 GDP 变化的 Granger 原因，同时拒绝了 GDP 增长是货币变化的 Granger 原因的假设。不过，因为货币是美联储发行的，所以这样的结果可以解释为两种相反的因果假说：或是美联储预期未来的 GDP 增长而调整现在的货币供给，这样，GDP 变化就是货币供给变化的原因；或是美联储通过过去的货币引起 GDP 变化的信息调整现在的货币供给，这样，货币就是 GDP 变化的原因。在粮价和通货膨胀之间的关系也是相似的。

有研究认为从新中国成立到现在，粮价一直受到政府的干预^①。政府干预粮价的目的是“保护粮食生产者的积极性，维护经营者、消费者的合法权益”^②。说的更具体些就是：①使得粮食价格不至于过低，从而伤害作为生产者的农民的利益，维护农村的稳定和“国家的粮

① 卢峰（1999）、曹宝明（2001）以及王小鲁（2001）对我国的政府干预粮食市场的过程做了很好的总结。
② 转引自 2004 年 5 月 19 日中华人民共和国国务院令（第 407 号）颁布的《粮食流通管理条例》。类似的文字叙述，也很容易在关于粮食流通改革和农村改革的其他文件中找到。例如 1998 年 6 月 6 日国务院颁布的《粮食收购条例》。

食安全”；②使得粮食的价格又不至于过高以影响城市居民的生活。在改革开放前，政府采取统购统销的政策严格控制市场的粮食供需和粮价；改革开放后，政府虽然逐步放开了粮价，但是政府对粮食价格还是一直通过保护价收购和国有粮食储备系统进行干预的（林毅夫等，1994；曹宝明，2001）。即使到了2004年，政府虽然提出了粮食“价格主要由市场供求形成”，国家还是要“加强粮食流通管理，增强对粮食市场的调控能力”，依然保持着对粮食市场强大的干预能力^①。

通货膨胀是粮价变化的 Granger 原因，在政府干预粮食市场的背景下，也可以有两种截然不同的解释。如果政府根据过去通货膨胀的信息调整现在的粮价，这样，通货膨胀是粮价变化的 Granger 原因就可以解释为通货膨胀是粮价变化的原因。这和现有研究的主流观点（卢锋、彭凯翔，2002）是一致的。但是这样的实证结果也可以解释为：现在的通货膨胀是基于对未来粮价上涨的预期，也就是说粮价的调整是通货膨胀的原因。这和政府官员的观点，以及我国改革开放的宏观政策背景相一致。按照国务院公布的《粮食流通管理条例》，政府干预市场的目的是保护农民的利益，维护农村的安定。假设当某种原因，比如汇率变化或者利息变化（卢锋、彭凯翔，2002），导致了通货膨胀；粮食的真实价格会下降，政府为了确保作为粮食生产者的农民的积极性，维护农村的稳定和确保我国的粮食安全，必然会在物价上涨后通过保护价收购等手段干预粮食市场，提高粮食的价格。在这样的政策背景下，通货膨胀是粮价变化的 Granger 原因就可以解释为通货膨胀是粮价变化的原因。

但是如果政府控制粮价的目的是为不使高粮价压迫城市居民的消费，对 Granger 因果结论的解释就会截然不同。我们知道，从新中国成立初到20世纪90年代初期的很长一段时间，尤其在计划经济时代，为了实现工业化，我国的农产品价格被政府压得很低，工农产品之间长期存在“剪刀差”（林毅夫等，1994）。在这样的政策背景下，政府预期到如果全面放开粮价，粮价上升必然会压迫城市居民的消费，导致城市居民生活的不安。为应对这样的困境，政府在调整粮价之前必须先增加居民的收入，增加货币供给，这可能导致通货膨胀发生在粮价变化之前；通货膨胀是粮价变化的 Granger 原因就可以解释为政府预期到未来的粮食价格要上涨，而采取政策增加城市居民的收入。在改革开放之后，中央和地方政府在调整粮食价格的同时，颁布了一系列文件来增加城市居民的收入，比如实行和提高副食品补贴的发放，或者直接增加工资^②，从而导致通货膨胀领先于物价上涨。在这样的政策背景下，通货膨胀是粮价变化的 Granger 原因就可以解释为粮价变化是通货膨胀的原因。这又回到传统的粮价是通货膨胀原因的观点。可以举一个形象的例子阐述上面的解释，人们在新年之前都会寄新年贺卡，如果用 Granger 因果检验，我们会发现贺卡是新年的 Granger 原因。如果我们把 Granger 因果关系等同于通常意义的因果关系，就会得出贺卡是新年到来的原因。这显然是不对的。正确的解释是因为人们预期新年会到来，所以才寄出贺卡。这样贺卡是新年到来的 Granger 原因就应该解释为，新年是寄贺卡的原因。

① 参见《粮食流通管理条例》（2004）。

② 改革开放后，国务院和财政部颁布过一系列提高粮食价格后增加粮食补贴和工资的文件。主要有：（1）国发[1979] 245号文件，即国务院《关于提高主要副食品销价后发给职工副食品价格补贴的几项具体规定》；（2）国发[1985] 6号文件，即《国务院关于发给离休退休人员生活补贴费的通知》；（3）国发[1988] 23号文件，即《国务院关于试行主要副食品零售价格变动给职工适当补贴的通知》；（4）[91] 财综字第44号文件，即《财政部、劳动部、人事部、民政部、国家教委关于提高粮油统销价格和适当增加职工工资等问题的通知》；（5）[92] 财综字第38号文件，即《财政部关于提高粮食统销价格后适当发给职工等有关人员粮价补贴的通知》。此外，地方政府也公布过类似的文件。

在我国政府长期保持对粮食市场强大干预的背景下，上述所讲的两个原因是同时存在的，且这两个原因并不是互相对立的。从长期角度，政府会在粮食价格和通货膨胀之间做出一个权衡：粮食价格不至于过低，伤害到作为生产者的农民利益，有损农村的稳定和“国家的粮食安全”；粮食价格又不能过高以影响城市居民的生活。从这样的政策背景分析，我国的粮食价格和通货膨胀之间应该存在一个长期均衡。如果这两个变量是 $I(1)$ 过程，它们之间应该存在协整关系。如果从这一角度出发，粮食价格和通货膨胀应该是一个互为因果的双向关系，而不是一个单向的关系。在本文的后续部分中，我们将利用粮价和通货膨胀数据来验证这两个假说。而现有研究，无论是支持通货膨胀导致粮价上涨，还是支持粮食价格上涨导致通货膨胀，都没有在分析中强调政府对市场的干预，所以，现有的一些研究得出片面的结论也就在所难免了。

20 世纪 50 年代以来，我们的粮食价格有很多种，包括了订购价、议购价、市场价等（卢锋、彭凯翔，2002）。本文采用国家统计局公布的粮食收购价格指数（以下为 FPI）来衡量粮价变动。选取粮食收购价格指数有利于保持数据的长期一致性，也符合本文的研究重点——研究政府干预对粮食价格和通货膨胀的影响。虽然粮食市场价格和收购价格之间有时会有偏离，但是换算成指数后，二者的变动趋势是基本一致的^①。我们采用城市居民消费者价格指数（CPI）来衡量通货膨胀。因为粮食市场价格也是制定消费者价格指数的基础，所以，选择粮食收购价格指数来衡量粮价变动，还能够部分地克服城市居民消费者价格指数和粮食市场价格之间的包含关系。研究区间从 1950 年到 2003 年。在时间序列分析中主要应用定基指数，以 1950 价格 = 100，图 2 表示了 FPI 和 CPI 两个序列的变化趋势。计算的软件为 EViews 5.0。

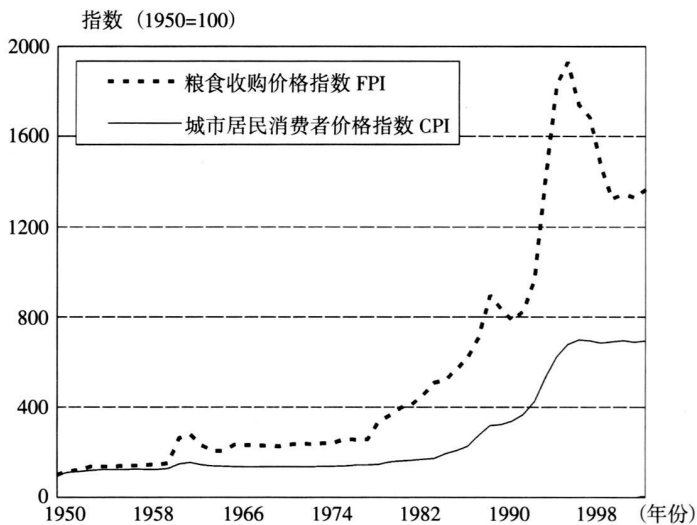


图 2 粮食收购价格指数和城市居民消费者价格指数

① 卢锋和彭凯翔（2002）、彭凯翔（2006）指出粮食收购价格和市价存在背离的“陷阱”。本文用粮食收购价格作为粮食价格的理由：（1）本文分析的是新中国成立后 50 多年存在政府干预下的粮价变化和通货膨胀之间的关系，保证数据的一致性是很重要的。如果能够得到这么长时间内的市场价格指数是最好的，但正如卢锋和彭凯翔指出的那样，改革开放前除了 1963~1968 年的集市价格，其他的数据都没有保存下来。（2）如果存在着强大的政府干预，即使是集市价格也不是完全的市场价格，也是国家收购政策扭曲之后的价格。（3）本文重点研究的是政府行为对市场的影响，从这个角度分析，运用粮食收购价格也是合理的。

二、模 型

1 模型的设定

假设物价和粮价的变化是由以下的向量自回归模型决定:

$$z_t = \sum_{i=1}^{\infty} B_i z_{t-i} + v_t \quad (1)$$

其中 z_t 为包含两个元素 (FPI_t CPI_t) 的二维向量; v_t 为白噪声向量; B_i 为一 2×2 系数矩阵。利用一阶差分变形, 并加入外生变量 R_t , 得到如下误差修正模型:

$$\Delta x_t = A z_{t-1} + \sum_{i=1}^{\infty} B_i \Delta x_{t-i} + \gamma R_t + \epsilon_t \quad (2)$$

式中 ϵ_t 为白噪声向量; A 为误差修正向量的系数矩阵; γ 为 R_t 的系数向量。由 Granger 表现定理 A 可以分解为两个 $2 \times r$ 矩阵 α 和 β , 使得 $A = \alpha\beta'$ (Engle 和 Granger, 1987)。对于 r , 有如下三种情况:

(1) 如果 FPI_t 和 CPI_t 均为平稳序列, 可以得到 $r=2$ 。直接用自回归模型 (2) 进行估计。

(2) 如果 FPI_t 和 CPI_t 均服从 $I(1)$ 过程, 且它们之间存在协整关系, 则 $r=1$ 。得到一个差分后带修正项的自回归方程。称为误差修正模型。

(3) 如果 FPI_t 和 CPI_t 均为非平稳的序列, 且不存在协整关系, 则 $r=0$ 。可用仅包含差分项的自回归方程来推断系数。

情况 (1) 和情况 (3) 是比较简单的两种情况, 复杂的是情况 (2)。下面我们首先研究变量的平稳性问题。

2 单位根检验

我们利用 ADF 检验 (Augmented Dickey-Fuller Test) 讨论 FPI_t 和 CPI_t 的平稳性问题。一般而言, 物价和粮价的变化均存在长期趋势 (Linear Trend)。考虑一般的时间序列, 方程中加入趋势项 μ , 如式 (3) 所示:

$$\Delta x_t = \mu + \delta x_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta x_{t-i} + \epsilon_t \quad (3)$$

模型滞后长度的选择是非常重要的, 不同滞后长度可能会得出不同的结果。如果没有对滞后长度的选择设立客观标准, 可能会导致研究结论不具有稳健性 (Robust)。一般, 可用两类方法选择滞后长度: t 值规则 (General-to-specific sequential t rule) 和信息准则 (Information Criteria)。 t 值规则首先假设一个很大的滞后项, 然后逐步减少滞后项直到最大滞后项系数的 t 值显著, 但是这样的规则有时会发生错误判别 (Hayashi, 2000)。信息准则被认为是选择滞后长度的较好标准, 它的基本含义是: 变量个数增加导致模型拟合度增加的同时对变量的个数进行惩罚, 在拟合度与变量之间的个数之间做出最优选择。共有三个信息准则: Akaike, Hannan-Quinn 以及 Schwarz 准则。Schwarz 信息准则用贝叶斯方法, 也称为贝叶斯信息准则 (BIC)。Gonzalo 和 Pitarakis (2000) 以及 Ng 和 Perron (2001) 对这三个准则的效率做了很好的总结。本研究利用 BIC 用来作为选择模型的滞后长度, 简言之, 选择滞后项数的长度使以下方程准则达到最小值:

$$c_n(k) = -2l_{n,k}/n + k \ln(n)/n \quad (4)$$

其中 n 是样本数量; k 是滞后项数; $l_{n,k}$ 是对数最大似然值。

表 1 给出了物价指数和粮食收购价格指数零阶 ($I(0)$) 和一阶差分 ($I(1)$) 的 ADF 检验结果。对于 FPI 和 CPI, 水平数据的 t 值都不能拒绝单位根存在的假设, 即它们都不是 $I(0)$ 过程。但对于 FPI 和 CPI 的一阶差分变量, 均在 5% 的显著水准拒绝单位根存在的假设。所以我们接受 FPI 和 CPI 均是 $I(1)$ 过程的假说。

表 1 ADF 检验结果

	水平变量 t 值	滞后阶数	5% 临界值	一阶差分 t 值	滞后阶数	5% 临界值
FPI	-2.873	1	-3.499	-4.643 **	1	-3.501
CPI	-0.961	2	-3.501	-3.989 *	1	-3.501

注: MacKinnon (1996) 单侧 p -值。* 和 ** 分别表示 5% 和 1% 的显著水平。

3 协整 检验

在验证 FPI 和 CPI 均为 $I(1)$ 后, 我们检验通货膨胀和粮食价格之间是否存在长期均衡。均衡中的参数即为我们关注的变量 (Parameters of Interests)。Johansen (1995) 给出 VAR 中水平变量系数矩阵 A 的秩检验。Johansen 方法包含两种统计量: 迹和最大特征值检验。从长期的变动出发, 通货膨胀和粮价的变化都存在时间趋势, 协整方程中也可能存在时间趋势, 所以协整方程中加入截距项 ρ_0 和时间趋势 ρ_1 :

$$FPI_t = \rho_0 + \beta_1 CPI_t + \rho_1 t \tag{5}$$

同时在差分方程中, 加入线性趋势。表 2 给出了滞后长度为 1 的迹检验和最大特征值检验的结果。结果表明, 迹检验和最大特征值检验均在 1% 的显著水平拒绝了不存在协整关系的假设, 接受存在一个协整关系的假设。

表 2 滞后 1 期协整检验结果

假设协整存在的个数	特征值	迹检验 (5% 临界值 #)	最大特征根检验 (5% 临界值 #)
没有协整	0.708	68.86 ** (25.87)	64.00 ** (19.39)
最多 1 个	0.089	4.8 (12.52)	4.86 (12.52)

注: # 为 MacKinnon-Haug-Michelis (1999) 给出的临界值。** 表示 1% 的显著水平。

1 向量误差修正模型

下面利用方程 (2) 讨论粮价和通货膨胀之间存在的长期与短期关系。根据 Granger 表现定理。矩阵 A 可以分解为两个 2×1 矩阵 α 和 β 。我们假设 $\alpha = (\alpha_1, \alpha_2)'$ 。从长期均衡分析, $\beta'z_{t-1}$ 应该逐渐趋向于其平均值——零。但在短期内, 由于受到外在的冲击, $\beta'z_{t-1}$ 一般不为零。例如自然灾害的影响造成粮食歉收, 导致粮食价格上涨; 我们有 $\beta'z_{t-1} > 0$ 。这时 $\alpha\beta'z_{t-1}$ 促使 Δz_t 进行调整, 从而使得 $\beta'z_{t-1}$ 恢复到长期的均值 (Engel 和 Granger, 1987; Johansen, 2002)。

假设这里我们关注的参数是长期均衡关系 $\beta^{(1)}$ 。Johansen (1992) 提出基于 VECM 的似

① 因为我们提出的第一个假说是粮食价格和通货膨胀之间存在一个长期的均衡关系。
?1994-2018 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.

然比检验讨论弱外生的存在性，但协整关系存在的情况下，变量之间的外生性检验变得复杂和不确定。在我们的模型中，由于 α_1 和 α_2 可以解释为序列 FPI 和 CPI 在长期内对不均衡的调整，而这样的调整一般是政府通过政策工具变量来完成。如果估计结果能够拒绝 $\alpha_i = 0$ ($i = 1, 2$) 的假设，这就表明该变量会对 FPI 和 CPI 之间存在的不均衡及时做出修正，不管这样的不均衡是由粮食价格 FPI 还是通货膨胀 CPI 带来的，这时我们就可以拒绝 FPI 或者 CPI 是弱外生的假设 (Ericsson, 1992)。

在协整方程中加入截距和时间趋势，如 (5) 式所示。我们采用 1950 ~ 2003 年的数据，考虑到时间序列可能发生结构性的变化，加入虚拟变量作为外生变量来反映这样的变化，其取值如下：1978 年以前为 1，1978 年以后为 0。

卢锋和彭凯翔 (2002) 选择滞后 12 期分析问题，考虑到他们已经对价格做了季节性调整，所以滞后 12 期的选择不一定是合理的。这里，我们用 Schwarz 信息准则选择滞后变量的长度。通过计算，滞后 1 期的 Schwarz 信息准则最小，所以正确的模型应该是滞后 1 期的^①。为便于比较，表 3 给出了滞后 1 期和 2 期的 VECM 的估计结果。所有的 R^2 都超过 0.7，表明模型具有较好的拟合性。

表 3 同时给出了 FPI 和 CPI 的长期均衡关系。把 FPI (-1) 的系数标准化为 1，CPI (-1) 的系数为 -1.664，且显著性很高。表明我国的粮价和物价在新中国成立后存在一个长期的均衡，且这种均衡是一种正的相互关系。假设物价增加 ΔCPI ，粮价会增加 $1.664\Delta CPI$ 。 α_1 和 α_2 均为负值，且显著水平均为 1%，说明 FPI 和 CPI 同时会对短期的不均衡做出调整后趋向长期的均衡，也可以说在长期内，粮价和通货膨胀存在相互的因果关系。假设短期内粮价由于受到歉收的影响，使得粮食价格指数变高，或者由于其他政策原因（比如利息或者汇率），使得粮食价格指数和物价指数偏离 1 单位；在下一期的指数变化中， ΔFPI 的调整会比正常调整减少 0.729 单位， ΔCPI 的调整会比正常调整减少 0.074 单位，这样的调整一直持续到 $\beta'z_{t-1} = 0$ 。由于粮食价格指数和消费者价格指数同时对不均衡做出调整，这也拒绝了 FPI 和 CPI 相对于协整均衡系数 β 是弱外生性的假设 (Ericsson, 1992; Johansen, 1992, 2002; Ericsson 等, 1998)。

两个方程中，D (FPI (-1)) 的系数均不显著，而 D (CPI (-1)) 的系数都是显著的。这表明在短期内，CPI 是 FPI 变化的 Granger 原因 (Granger, 1987)。这也和现有的研究相一致。同时，虚拟变量的系数在统计上也是显著的，说明改革开放使 FPI 和 CPI 的关系发生结构性的变化 (见图 3)。

表 3 VECM 估计结果		
	滞后一期	滞后两期
FPI (-1)	1.000	1.000
CPI (-1)	-1.664**	-1.691**
	[-20.033]	[-16.241]
时间趋势	-4.651**	-3.923*
	[-3.053]	[-2.376]
截距	0.812	-14.143

① 按照一值规则也应该选择滞后一期，因为滞后 2 期的结果中滞后第二项的回归系数都不是显著的。
?1994-2018 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.

(续)

	滞后一期		滞后两期	
	D (FPI)	D (CPI)	D (FPI)	D (CPI)
误差修正部分 α	-0.729** [-10.131]	-0.074** [-4.127]	-0.690** [-5.120]	-0.052 [-1.548]
D (FPI (-1))	-0.077 [-0.615]	-0.040 [-1.291]	-0.091 [-0.679]	-0.042 [-1.255]
D (FPI (-2))			0.035 [0.269]	0.014 [0.431]
D (CPI (-1))	6.043** [8.165]	1.203** [6.502]	6.267** [7.880]	1.268** [6.358]
D (CPI (-2))			-0.554 [-0.468]	-0.251 [-0.840]
截距	-70.665** [-5.981]	-7.288** [-2.468]	-69.503** [-3.968]	-5.055 [-1.151]
虚拟变量	58.215** [3.340]	12.117** [2.780]	62.801** [3.174]	11.570** [2.332]
R ²	0.799	0.739	0.805	0.745
Schwarz criterion	18.558		18.869	

注：[] 中为 t 值，* 和 ** 分别表示 5% 和 1% 的显著水平。

为了便于比较不同的滞后长度可能带来的不同结果，表 3 中同时也给出滞后两期的估计结果。可以发现滞后两期的 Schwarz 信息准则大于滞后一期的模型，说明了滞后一期模型优于滞后两期模型。但是，如果我们选择了滞后两期的模型，会发现 α 不显著。这时我们不能拒绝 $\alpha = 0$ 的假设。这样得出消费者物价可能不会对短期的粮价和物价之间的不均衡做出调整，而只由粮价来调整这样的不均衡。也就是说在长期内存在物价导致粮价变化的 Granger 原因，而不存在粮价导致物价变化的 Granger 原因，这和卢锋等人的研究结果是一致的。

三、结 论

现有的一些研究文献运用 Granger 因果检验方法给出：拒绝粮价是导致通货膨胀的 Granger 原因的假说，而接受通货膨胀是导致粮价变化的 Granger 原因的假说。但是这些研究可能误解了 Granger 因果检验的含义，混同了 Granger 因果性和一般的因果关系，造成他们把通货膨胀是导致粮价变化的 Granger 原因解释为通货膨胀是导致粮价变化的原因。本文指出了这些研究成果在理论解释和建模技术上的一些不足，尤其是指出对 Granger 检验结果的误解。此外，本文还运用误差修正模型，引入政府干预粮食市场的行为，重新分析了新中国成立后我国粮食价格指数和通货膨胀之间的关系。实证结果表明在我国粮食价格和通货膨胀之间一个长期的均衡，同时它们之间存在双向的因果关系，并且否定了粮食价格或通货膨胀相对于它们之间的长期均衡系数为弱外生的假说。

本研究的结果也表明新中国成立后我国政府一直在调整通货膨胀和粮食价格以使它们保持在一个均衡的水准。即使粮食价格不至于过低以保证作为粮食生产者的农民的利益，也保证粮食价格不至于过高，从而不会压迫城市居民的生活。政府的在调整粮价和干预物价之间

的政策之间的关系是互为因果关系的,而且政府干预政策手段相对于物价和粮价之间的均衡不是弱外生的。本论文在论述 Granger 因果性不是通常意义因果关系的同时,没有考虑缺失的相关变量——农业生产要素价格的影响。由于缺乏长期的值得信赖的生产要素价格数据,这一变量没有包含在论文的实证分析中。如何将缺失的相关重要变量纳入实证分析,应该成为我们将来的研究课题^①。

参 考 文 献

- [1] Boswijk H. P., *Identifying, Estimating and Testing Restricted Cointegrated Systems: An Overview* [J], *Statistica Neerlandica*, 2004 (58): 440~465
- [2] 曹宝明:《中国粮食流通市场化改革进程分析》[J],《江苏社会科学》2001年第4期。
- [3] Cochrane John H., *Time Series for Macroeconomics and Finance* [M], (Lecture notes), Chicago: Graduate School of Business, University of Chicago, 1997
- [4] 戴根友:《1994年通货膨胀特点及原因分析》[J],《财贸经济》1995年第6期。
- [5] Engle, Robert F. and C. W. J. Granger *Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing* [J], *Econometrica*, 1987 (55): 251~276
- [6] Engle R. F., Hendry D. F., and Richard J. E., *Exogeneity* [J], *Econometrica*, 1983 (51): 277~304
- [7] Ericsson N. R., *Cointegration, Exogeneity and Policy Analysis: An Overview* [J], *Journal of Policy Modeling*, 1992 (14): 253~280
- [8] Ericsson N. R., Hendry D. F., Mizon G. E., *Exogeneity, Cointegration, and Economic Policy Analysis* [J], *Journal of Business & Economic Statistics*, 1998 (16): 370~387
- [9] Gonzalo J. and Pitarakis J.-Y., *Lag Length Estimation in Large Dimensional Systems* [C], Discussion Paper, Department of Economics, University of Reading, Nov. 2000
- [10] Granger, C. W. J., *Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods* [J], *Econometrica*, 1969 (37): 424~438
- [11] Granger, C. W. J., *Some Recent Developments in a Concept of Causality* [J], *Journal of Econometrics*, 1988 (39): 199~211
- [12] Hayashi F., *Econometrics* [M], Princeton University Press, 2000
- [13] Johansen, S., *Testing Weak Exogeneity and the Order of Cointegration in the UK Money Demand Data* [J], *Journal of Policy Modeling*, 1992 (14): 313~334
- [14] Johansen, S. *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models* [M], Oxford: Oxford University Press, 1995
- [15] Johansen, S., *The Interpretation of the Cointegrating Coefficients in the Cointegrated Vector Autoregressive Model* [C], Discussion Paper, Department of Theoretical Statistics, University of Copenhagen, 2002
- [16] Johansen, S. and K. Juselius, *Maximum Likelihood Estimation and Inferences on Cointegration with applications to the demand for money* [J], *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1990 (52): 169~210

① 我们分析的数据是1950~2003年的,但是国家统计局公布的农村生产资料价格指数是从1978年开始的。如果全部用1978年以后的数据,可能存在自由度过少的问题,会导致结论的不稳健。此问题孙希芳等(2004)也曾注意到。如果VECM中包含了三个变量,可能会出现存在两个协整关系的现象,如果没有一些假设和约束,是不能识别协整关系的(Boswijk, 2004),而这些假设和约束需要对这三个变量的关系进行事前的限制,这样可能导致分析的结果失去应有的意义。

- [17] Johnson Gale and Song Guoqing, *Inflation and the Real Price of Grain, Food Security and Economic Reform* [M], McMillan Press 1999
- [18] 林毅夫、蔡昉、李周:《中国的奇迹:发展战略与经济改革》[M], 上海三联书店、上海人民出版社, 1994。
- [19] Lin Yifu, Song Guoqing etc, *China's Grain Marketing and Price Volatility* [C], anunpublished report submitted to World Bank , 1997
- [20] 卢锋:《三次粮食过剩(1984~1998年)——我国粮食流通政策演变的备择解释》[C], 北京大学中国经济研究中心工作论文, 1999。
- [21] 卢锋、彭凯翔:《粮价市场和宏观经济的互动——我国粮价上涨与通货膨胀因果关系研究(1987~1999)》[C], 北京大学中国经济研究中心工作论文, 2002。
- [22] 卢锋、彭凯翔:《中国粮价和通货膨胀关系(1987~1999年)》[J], 《经济学季刊》2002年第4期。
- [23] Lucas, R E , *Econometric Policy Evaluation: A Critique* [C], Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy , 1976 (1): 19~46
- [24] MacKinnon, James G , *Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests* [J], Journal of Applied Econometrics, 1996 (11): 601~618
- [25] MacKinnon, James G , Alfred A. Haug and Leo Michelis, *Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests For Cointegration* [J], Journal of Applied Econometrics 1999 (14): 563~577
- [26] Morimune, K. and Zhao, G. Q, *Unit root analyses of the causality between Japanese money and income* [J], Japanese Economic Review. 1997 (48): 343~367
- [27] Ng, Serena and Perron, Pierre, *Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power* [J], Econometrica, 2001 (69): 1519~1554
- [28] 彭凯翔:《清代以来的粮价:历史学的解释与再解释》[M], 上海人民出版社, 2006。
- [29] Schwarz G. , *Estimating the Dimension of a Model* [J], Annals of Statistics, 1978 (6): 461~464
- [30] Sims C , *Money, Income and Causality* [J], American Economic Review, 1972 (62): 540~542
- [31] 孙希芳、牟春胜:《通货膨胀、真实利率与农户粮食库存——1980~2003年中国农户存粮行为的实证分析》[J], 《中国农村观察》2004年第6期。
- [32] Toda H. and Phillips P. C , *Vector Autoregressions and Causality* [J], Econometrica, 1993 (61): 1367~1393
- [33] 王小鲁:《中国粮食市场的波动与政府干预》[J], 《经济学季刊》2001年第1期。
- [34] 王秀清、钱小平:《1981~2000年中国农产品价格上涨的波及效应》[J], 《中国农村经济》2004年第2期。

(责任编辑: 彭 战; 校对: 曹 宇)