



No.2002004 2002年3月7日

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）

卢锋、彭凯翔

内容提要

90年代初新一轮经济增长启动不久便面临通货膨胀压力，市场粮价也于1993年底开始急速上升，二者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：一种认为粮价上涨导致通货膨胀，另一种认为通货膨胀引起粮价上涨。第一种观点与90年代后期粮食政策转向加强行政干预具有明显逻辑联系。

本研究在收集整理粮食集市价格和消费物价月度数据基础上，利用计量经济学同积检验和均衡修正模型方法对1987-99年粮价变动与通货膨胀关系问题进行分析。发现很强的经验证据，说明通货膨胀与市场粮价确实存在长期均衡关系，但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也缺乏依据。然而，粮价对通货膨胀冲击作出反应时，通常会发生过度或超量调节。

本研究第一点政策含义，是市场经济环境下粮食和农业政策需要超越传统部门性因素局限，建立在对它们与宏观经济互动关系的科学分析基础上。随着入世后我国汇率管制逐步放松和贸易进一步自由化，这一点会更具有现实意义。其次，本研究说明90年代粮食政策转向的分析前提缺乏依据，并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。最后，对政府部门之间收集和利用粮价信息缺乏协调性的个案观察，提示在入世后政府行政改革中，应当关注减少重复数据收集和提提高信息利用效率问题。

内容目录

前言

1. 粮价上涨导致通货膨胀假设
2. 通货膨胀导致粮价上涨假设
3. 通货膨胀月度数据
4. 粮价月度数据
 4. 1. 粮价指标的选择
 4. 2. 我国市场粮价统计
 4. 3. 原商业部数据样本
 4. 4. 农研中心数据样本
 4. 5. 农调队数据样本
 4. 6. 粮价数据的衔接处理
5. 分析方法
6. 粮价与通货膨胀关系的计量分析
 6. 1. 单位根与同积关系检验
 6. 2. 均衡修正模型估计
7. 为什么粮价上涨不是通货膨胀的原因
8. 结论和政策含义

参考文献

图形

表格

附录

图表目录

- 图 1: 供求紧缺度上升推动粮价上涨
- 图 2, 名义利率、通货膨胀与真实利率
- 图 3, 环比月度物价指数

- 图 4, 定基月度物价指数
- 图 5, 环比消费物价月度数据自相关函数
- 图 6, 消除了季节因素的环比消费物价月度数据
- 图 7, 原商业部数据样本的大米、小麦、玉米全国集市价格
- 图 8, 农研中心数据样本的大米、小麦、玉米全国集市价格
- 图 9, 原商业部数据与农研中心数据比较
- 图 10, 农调队数据的大米、小麦、玉米全国集市价格
- 图 11, 衔接的分品种和一般粮价数据
- 图 12, 物价冲击引起的粮价调节路径
- 图 13, 1992/93 年若干宏观指标与长期平均值比较
- 图 14, 人均收入与人均粮食总消费量关系
- 表 1, 原商业部数据集市样本点变动情况
- 表 2, 原商业部数据样本的上报频率变动情况
- 表 3, 农调队集市粮价数据样本点分布
- 表 4, 不同数据样本衔接处理的调整系数
- 表 5, 分品种粮食集市价格的相关系数
- 表 6, 粮价数据单位根检验
- 表 7, 粮价与一般物价同积关系检验
- 表 8, 粮价与通货膨胀长期关系估计结果
- 表 9, 平均粮价与通货膨胀关系的均衡修正模型
- 表 10, 分品种粮价与通货膨胀关系的均衡修正模型估计
- 表 11, 粮食生产活动占 GDP 比重估计: 1993-95

附录目录

- 附录 1: 定基月度消费物价指数推算方法和数据来源
- 附录 2: 我国改革以前粮食市场交易管理政策演变
- 附录 3, 原来商业部数据样本的分省区分品种集市粮价
- 附录 4, 农研中心数据样本的分省区分品种集市粮价
- 附录 5, 农调队数据样本的分省区分品种集市粮价

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（1987-99）¹

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形态。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。随着入世后我国经济市场化和国际化程度提升，这一主题会有更复杂内涵和更重要意义。

90年代中期关于粮价上涨和通货膨胀关系讨论，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。于是二者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问题：粮价与通货膨胀之间是否存在因果关系？如果回答肯定，因果关系走向如何？如何解释因果关系形成机制？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，基本没有实证分析支持。通货膨胀导致粮价上涨观点，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。本文研究一方面希望对上述争论加以检验，另一方面对粮食市场与宏观经济互动关系提出一个分析框架。

本研究基本分析思路，是利用计量经济学的同积分析方法，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，分析它们之间长期和短期格兰杰因果关系走向。为此需要时间频率较短的月度（或季度）粮价和定基物价数据。由于这些数据不能直接从公开发表的资料中获得，我们将利用统计部门发表的同比月度物价数据和零星发布的个别年份物价环比数据，推算出定基月度物价指数；在市场粮价方面，将在收集和比较不同样本数据基础上，确定本研究利用的数据系列。整理和报告有关时序数据，是本研究一项基本工作。

本文结构安排如下。第一、二节在评述有关文献基础上，讨论粮价和通货膨胀关系不同观点所包含的逻辑假设。第三、四节分别讨论一般物价和粮价数据来源，报告测算和整理有关月度数据的方法。第五、六节说明分析方法，并进行计

¹ 感谢福特基金会为本研究提供的资助。本研究在收集数据方面得到不同部门、机构人员帮助，特别要感谢国家统计局农调总队的孙君梅处长、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来保处长、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昆教授、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。笔者对可能发生错误负责。

量检验。第七节结合计量分析结果对粮价和一般物价关系进行再探讨。第八节概括研究结论并评论其政策含义。

1. 粮价上涨导致通货膨胀假设

粮价与通货膨胀关系在 90 年代前中期成为一个焦点问题。80 年代中期粮食流通市场化改革出现反复之后，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，但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。一种观点强调粮价上涨导致通货膨胀，另一种观点认为通货膨胀导致粮价上涨。

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，是指出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。例如有人提出：1993-1994 年“物价上涨的主要原因是食品价格上升。……食品价格上升的主要原因是农业发展缓慢”。1984 年以后，“我国粮食生产进入低速增长甚至徘徊阶段，人均粮食占有量基本维持在 350-380 公斤之间。低水平和停滞的人均占有水平，面对的是快速增长的直接和间接用量需求，不能不导致粮价的持续上升，又会引起其它产品，如猪、肉、鸡物价的上升”（马建堂，1995）。

也有研究人员把粮食供不应求问题与工业化时期经济结构变动联系起来，认为 1993 年粮价上涨带动其它相关食品和整个消费价格上涨，重要原因之一是近几年工业发展快，农业跟不上。……由粮食及其它农产品价格上涨而推动通货膨胀，其形成机理与其它发展中国家出现的情况几乎是一致的。“首先表现为农产品尤其是粮食供给不足。……随着工业化和城市化的发展，农村人口源源流入城市，城市居民收入水平不断提高，对粮食和农产品的需求越来越大。农业生产和供给越来越不能满足这种日益增长的需求，粮食和农产品价格随之上涨”（戴根有，1995）。

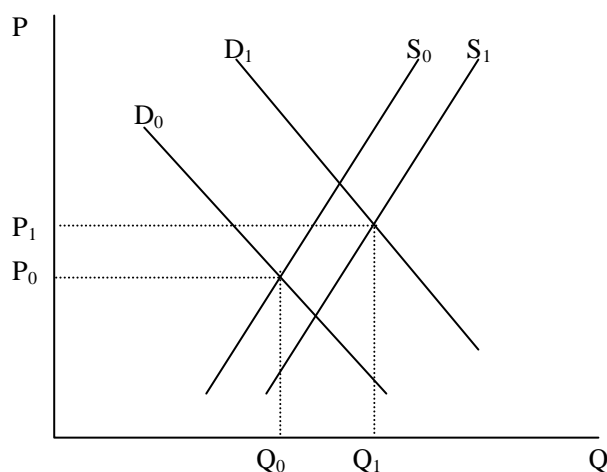
具体到 1993 年粮价上涨原因，由于 1993 年粮食总产量比上年增长 3.12%，显著超过长期平均增长水平，因而从总量上推论粮食不足造成粮价上涨显然缺乏依据。然而，该年稻谷产量从上年的 186.22 亿吨下降到 177.51 亿吨，降幅为 4.7%²，因而“稻谷减产导致粮价上升”成为普遍接受的解释。具有代表性的推论是：由于土地不可移动性以及我国气候、水资源等自然条件，稻谷生产 90% 以上分布在秦岭-淮河以南地区；北方增长的粮食与南方减少的粮食不是相同的品种，它们之间的替代性很差；因而稻谷减产导致“粮价陡涨的局面”（陈锡文，1995）。

粮价上涨导致通货膨胀观点暗含的逻辑推论，与我们有关粮食供求的某些直观印象具有一致性，这也解释了为什么这一观点曾经被普遍接受。我们一般相信，我国粮食需求上升具有难以抑制的刚性；国内生产则由于耕地资源相对短缺和小规模经营等因素约束难以相应增长；如果对粮食进口进行数量控制，供求紧缺度

² “中国统计年鉴” 1996。

会持续上升，并导致粮食相对价格不断上升。图 1 用供求分析框架表述上述粮价上涨假设。假定供给方面主要受到国内产出决定，国内粮食生产由于结构原因在给定期限内向右下方移动较慢；需求方面则因为收入和人口上升等外生变动因素向右上方移动较快；进一步假设供求两方面具有类似的弹性，结果会出现粮食相对价格上涨局面。

图 1：供求关系推动粮价上涨的假设



然而，从逻辑上看，粮价上涨导致严重通货膨胀推论，除了粮价上涨条件，还要假设粮食产出活动在整个经济中占有较大比重，因而粮价在一般物价中占有较大权重。如果这一比重很小，比如说仅占 2%-3%，粮价即便一年上涨 50%，对物价上涨直接影响也不过 1.5%左右³，不可能成为超过两位数通货膨胀的主要原因。反之，如果假设粮食产出活动在经济活动中所占比重达到 50%甚至更高，粮价上涨 20%就可能导致一般物价上涨 10%。

因而，粮价上涨导致通货膨胀观点，在逻辑上包含了四个假设。第一，由于收入、人口增长等原因，粮食需求上升较快。第二，由于农业结构性原因，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占有很大份额。如果这四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情况。

2. 通货膨胀导致粮价上涨假设

通货膨胀导致粮价上涨的假设，可以从名义粮价和真实粮价两方面讨论。很

³ 这里没有考虑一般物价上涨后还会通过提高劳动力价格等因素对物价发生次生影响。

容易通货膨胀可能导致粮食名义价格上升。如果由于某种外生变动（投资、财政赤字、消费者预期变动、储备上升等）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，即便粮食供求关系没有变动，名义粮价也会对通货膨胀作出反应。

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⁴，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, Song et al.）。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。图2报告了1978-1999年名义利率、通货膨胀和真实利率数据，清楚显示当通货膨胀较高时，真实利率较低，甚至为负数。计算结果表明，真实利率与通货膨胀相关系数为-0.89。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”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。

国外虽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分析，显然是宋国青的贡献。宋的模型中通货膨胀通过两个管道引发农户存粮调节。第一是通货膨胀背景下，人们通常会有增加持有真实资产的动机——这是一个普遍性推论。第二是利率管制体制下，真实利率与通货膨胀反向变动改变农户存粮的机会成本——这是一个特殊性推论。另外需要说明，宋的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中面临市场硬约束的其它经营主体⁵。就我国现实情况来说，特别强调农户存粮调节至少有两方面依据：农户存粮在我国社会存粮总量中占有较大比例；农户在调整资产结构方面受到较大限制，调节存粮是他们应对通货膨胀侵蚀资产真实价值的重要手段。

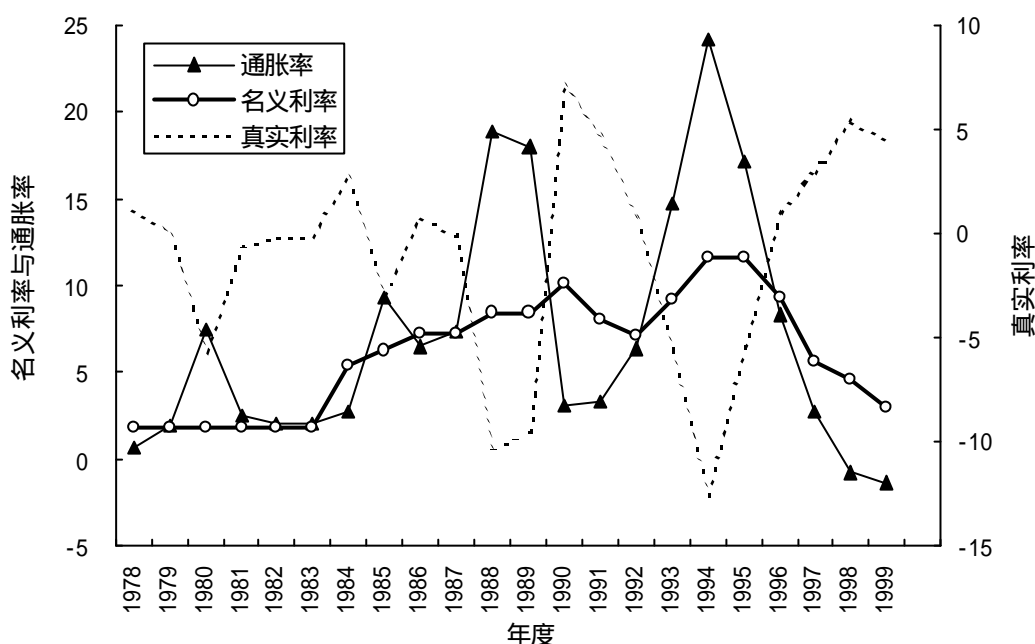
从宏观经济运行与可贸易农产品价格关系角度看，通货膨胀还可能通过存粮调节以外管道影响粮食供求和相对价格。第一，从需求角度看，通货膨胀会带来作用方向相反的替代效应和财富效应。一方面，通货膨胀导致真实利率下降，改变了跨时期（inter-temporal）消费的相对成本，现期消费成本降低会刺激增加现期粮食消费。因而，其它条件相同时，通货膨胀背景下真实利率下降带来的现期

⁴ 该论文于1995年在一次国际会议上报告，其简缩的版本在1999年出版（Johnson and Song 1999）。

⁵ 实际上宋的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 and 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。

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。

图 2，名义利率、通货膨胀与真实利率（1978-1999）



数据说明：名义利率为一年期个人存款利率。1978-96年数据引自《中国金融年鉴（1997）》一年期个人存款最高与最低利率的平均值，1997-99年数据引自《中国统计年鉴（2001）》，为历年该指标变动水平的简单平均值。通货膨胀为历年居民消费物价指数，引自历年《中国统计年鉴》。真实利率为名义利率与通货膨胀率之差。

第二，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发生影响，是通货膨胀可能对粮价产生的次生影响。

第三，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⁶。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，会使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

⁶ 有关汇率变动对农业影响的研究文献综述参见（Just, 1989）。

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 (2.1) 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间；对粮食消费需求的替代效应和财富效对滞后期可能较短；存粮调节所需要时间可能在上述二者之间。

$$CP = P (STO, SUBS, WEL, PRO1, PRO2, EXR) \quad (2.1)$$

+ + - - - -

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，有两点需要说明。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（农业）部门关系可能发生的中性影响，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。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。

3. 通货膨胀月度数据

为了实现本文实证研究目标，需要时间频率较短的通货膨胀和粮价月度或季度数据。困难在于，公开发表资料没有提供这些数据⁷。为了积累这一研究课题的数据资料，也考虑到粮价数据对于其它问题具有分析价值，我们在讨论研究方法之前，分节比较详细地介绍一般物价和粮价数据来源和整理方法。

通货膨胀表现为一般物价持续上涨。我们选用消费者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⁸以及 2000 年月度环比价格数据⁹。我们利用同比月度价格和 2000 年月度环比价格数据，推算出 1986 年以来的定基月度消费价格指数。附录 1 说明推算环比月度数据的资料来源和推算方法。图 3 和图 4 报告了环比月度物价指数以及定基月度物价指数。

从图 3 看消费物价环比月度数据存在季节形态。图 5 报告物价数据自相关函数图 (correlogram)，说明消费物价环比指数存在 12 阶自相关，并且衰减速度很慢，到第 60 期即第五年仍然显著存在。

⁷ Lin, Song et al. (1997) 利用了月度通货膨胀和粮价，但没有具体说明数据来源和整理方法。

⁸ 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。

⁹ 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。

图 3，环比消费物价指数（1986 年 1 月-2000 年 12 月）

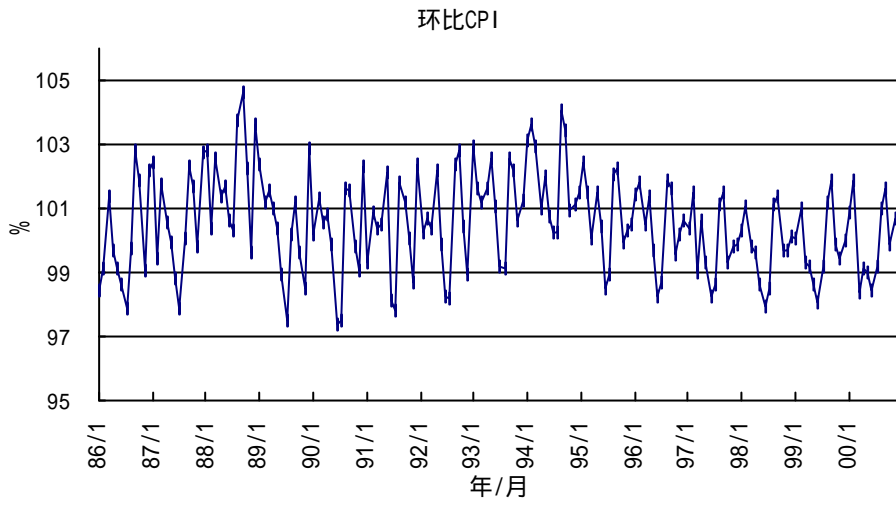


图 4，消费物价定基月度数据（1986 年 1 月-2000 年 12 月）



图 5，消费物价环比月度数据自相关系数图（1986 年 1 月-2000 年 12 月）

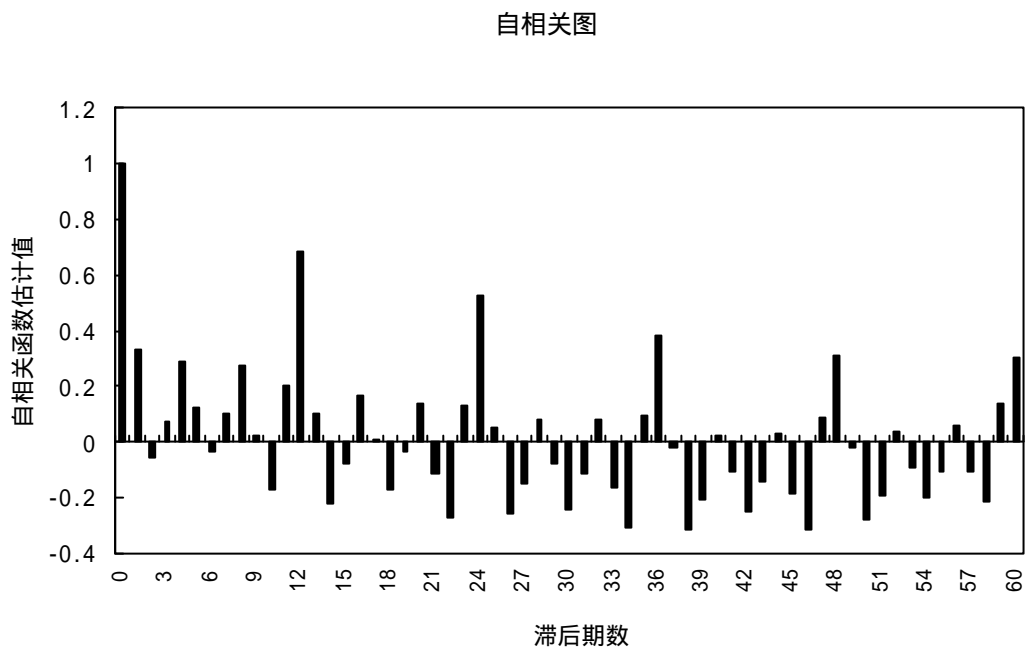
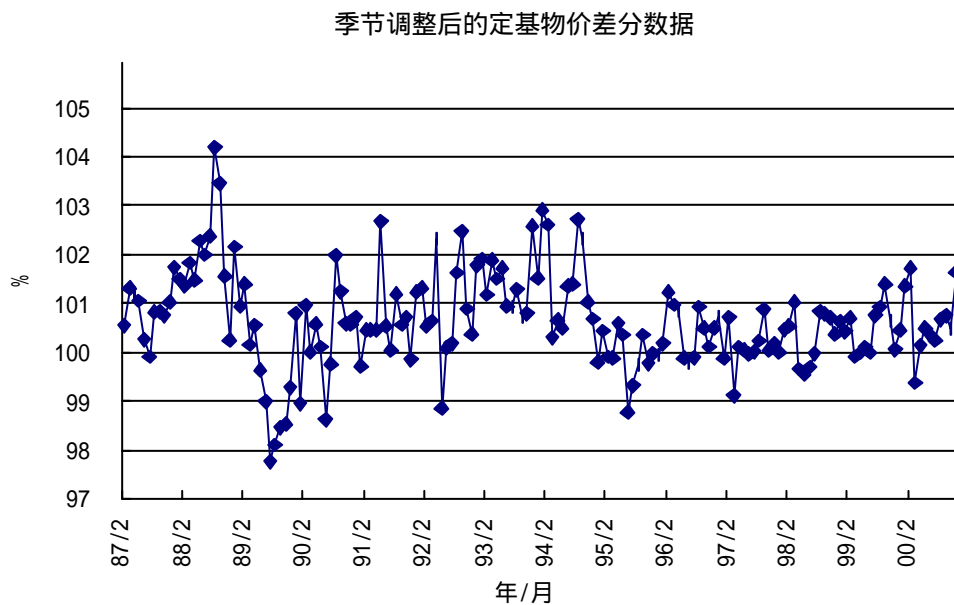


图 6，消除季节因素的环比消费物价环比月度数据



对物价数据做消除第 12 阶滞后项影响的季节调整，调整数据为：“ $dP_t - \gamma_{12} dP_{t-12}$ ”；其中 dP_t 和 dP_{t-12} 分别为 t 期和此前第 12 期消费物价月度环比数据， γ_{12} 是第 12 阶自相关系数估计值。图 6 显示调整得到的时序数据。由于季节调整减少了 12 个观察值，新的数据系列起始点从 1987 年 1 月开始，由此可以得到经过季节调整的定基物价月度数据。后面计量分析以此作为对通货膨胀的度量。

4. 粮价月度数据

粮价数据问题更复杂一些。我们分别讨论粮价数据指标选择、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。

4.1. 粮价指标的选择

首先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。出于以下两点考虑，本研究选择市场粮价作为研究对象，不考虑行政定价或平均价格。

有关粮价与通货膨胀关系的两种解释，都建立在对粮食供求关系类型的特定假设基础之上。依据常识，市场价格变动受无数买方和卖方的自发交易行为决定，本质上能够较好反应真实供求关系的变动；行政定价较多受到工业化资金积累、粮食安全、农民收入等政策因素影响，不能真实反映供求关系变动。因而，本文研究的粮价本质上应是市场粮价。另外，90 年代实际发生的粮价与通货膨胀关系讨论，也主要指市场粮价变动和通货膨胀关系。当时行政性粮价调节相当程度上是对市场粮价变动作出反应。

确定市场粮价指标后，还需要判断利用哪一种市场粮价。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，成熟的市场经济可能会有这些价格指标的系统统计。然而，过去 50 余年间，我国无论是整体国民经济，还是粮食部门经济，都不是成熟的市场经济。在计划经济时期，粮食收购、批发、零售等流通环节被国有部门垄断，执行国家制定的统购统销价格，其经济含义主要是通过价格方式转移农业剩余。这一时期粮食供求关系变化，主要在个别年份自由集市粮食交易价格数据中体现和存留下来。改革开放以来，农村和城市集市粮食交易规模不断扩大，粮食批发、零售等流通环节的管理体制和政策经历了市场化取向改革。然而，国家仍多方管制粮食市场，粮食流通市场化发育程度还比较低。这一背景下，粮食生产者价格或批发零售价格，或者缺乏系统连续的统计数据，或者数据不能很好反应粮食供求变化。比较而言，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，我们选择集市粮价作为粮价度量指标。

4.2. 我国市场粮价统计

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。总起来说，改革前粮食市场交易时断时续（参见附录 2），改革后市场交易获得发展，规模不断扩大。据笔者调查，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（下面简称工商局），该部门从 1961 年开始对城乡集市进行统计工作¹⁰。工商局市场管理司 1986 年 3 月编印《全国城乡贸易统计资料——1950-1985》，其中刊载了 1965，1975 以及此后到 1985 年每年年底的粮食集市数据。然而，遗憾的是，原始数据没有系统地保存下来¹¹。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）¹²。其中 60 年代数据，反映了计划经济时期我国粮食真实供求关系变动信息，具有特殊价值。

80 年代以来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，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。本研究将利用原商业部、农研中心和农调队数据样本。

4. 3. 原商业部数据样本

原粮食部购销司市场处（后改为价格处）从 1963 年开始统计粮食集市价格数据。1968 年粮价统计因“文革”而中断。1979 年恢复，因机构调整从 1989 年起转移到新成立的粮食贸易公司市场处进行，直至 1993 年完全停止。据参与当时工作的田富文先生¹³介绍，采集数据以农村集市为主。大米价格南方用籼米价，北方用粳米价；小麦用北方冬小麦。集市采样对象基本不变，仅对个别发生数据质量问题的地区进行过调整。数据采样在公社和乡镇一级集市，由基层粮站分派专人采样，规定采集数据对象为市场买卖的中等质量粮食的中等价格，粮食质量由采样人员凭感官鉴定。每天采样时间早晚各一次，数据分五日、旬报、月报等不同时间频率用电报上报。商业部工作人员汇总处理数据采用简单平均方法。有时个别地区个别月份缺少数据，就由上月数据移动下来，由于当时粮价变化较小，这一方法可能带来的失真被认为是可以接受的。据田先生回忆，商业部负责收集整理数据的工作人员，有时会亲临数据样本点核对，结果认为上报数据质量相当可靠。

粮价统计刚开始时样本数据较小，每个品种取样集市数量为 10-34 个；样本数量很快增加到 100 个以上；1983-84 年间样本数一度上升到 400-500 个以上。表 1 报告了不同时期分品种粮食的集市样本点变动情况。

¹⁰ 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。

¹¹ 据该局统计处官员介绍，统计制度开始实施时，包含 206 个农村集市样本和 70 个城市样本，90 年代样本数量曾经增加到 300 多个。

¹² 下面将说明，原始数据取样在部分时期内每隔 5 日、10 日上报。

¹³ 田先生 1963 年 10 月到原粮食部购销司市场处工作，担任集市粮价整理工作；1969 年下放到五七干校，1981 年回到商业部购销司后仍从事这一工作，1985 年任市场处负责人，1989 年任粮食贸易公司市场处长。该项统计工作终结后，原始数据档案曾被当作没有保留价值的资料，运送到废品回收站处理，幸被田先生最后一分钟从回收站“抢救”回来。笔者和国家统计局农调队孙梅君处长一起，于 1999 年 11 月 10 日在田富文先生住所对他采访请教。

表 1，原商业部数据集市样本点变动（1963/8-1968/8；1979/8-1993/4）

| 时期 | 大米 | 小麦 | 玉米 | 大豆 |
|-------------------|---------|---------|---------|---------|
| 1963.8.1-1963.9.5 | 15-26 | 19-31 | 10-23 | 14-34 |
| 1963.9.11-63.9.30 | - | - | - | - |
| 63.10.1-63.10.31 | 89-96 | 93-99 | 49-71 | 72-80 |
| 63.11.6-63.11.25 | 99-107 | 108-118 | 72-84 | 102-118 |
| 63.11.26-68.8.31 | 135-160 | 135-162 | 116-144 | 151-191 |
| 1979.8-1983.6 | - | - | - | - |
| 1983.7-1984.2 | 561-564 | 465-472 | 453-468 | 567 |
| 1984.3-1987.9 | 187-196 | 141-186 | 154-161 | 183-191 |
| 1987.10-1993.4 | 206-238 | 128-165 | 137-187 | 170-234 |

说明：表中标有“-”空格表明缺失样本数据。另外，1967年1-2月数据缺失。

数据来源：根据商业部粮价统计数据原始报表整理。

从上报数据的时间频率看，60年代数据以5日报和旬报为主，数据采样密度较大；改革以后数据以月报和半月报为主，数据采样密度较低。表2报告了样本频率变动情况。

表 2，原商业部数据样本上报频率变动情况。

| 时间（年.月） | 频率（次/月） |
|-----------------|---------|
| 1963.8 | 5 |
| 1963.9 | 4 |
| 1963.10-1963.11 | 5 |
| 1963.12-1964.1 | 6 |
| 1964.2-1966.12 | 3 |
| 1967.1-1968.8 | 1 |
| 1979.8-1984.2 | 1 |
| 1984.3-1991.8 | 2 |
| 1991.9 | 1 |
| 1991.10-1993.4 | 2 |

说明：1967年1-2月数据缺失。

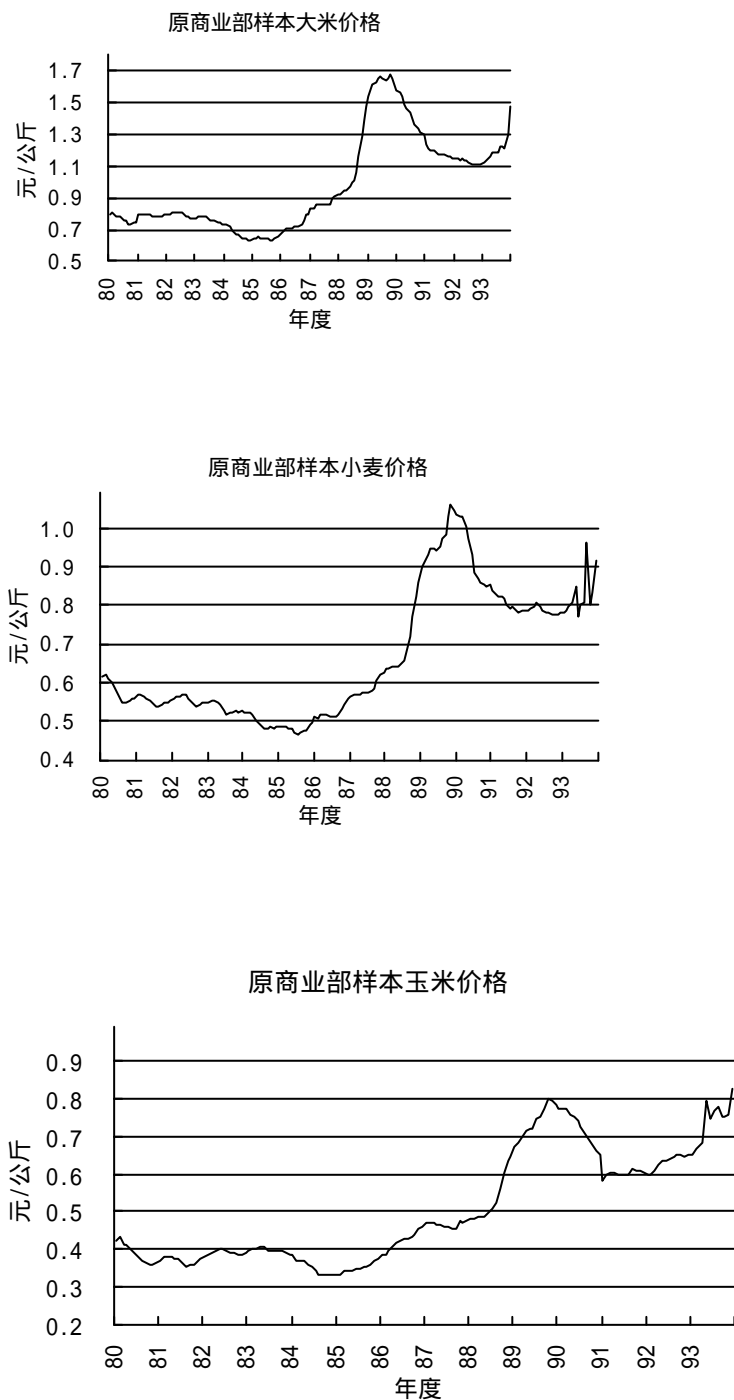
数据来源：根据商业部粮价统计数据原始报表整理。

原始粮价数据包括全国和分省区两种，我们利用分省区数据。附录3报告了原商业部样本中各省区分品种粮食价格数据。原始数据不同时期不同单位统一为“元/公斤”。全国分品种粮价取主产省区¹⁴相应品种粮价的简单平均值，然后以

¹⁴ 本文报告的全国分品种粮价是若干主产省区价格的简单平均数。确定主产省区方法是：分80年代和90年代两个时期，分别将各省分品种粮食产量排序，从大到小选取累计产量超过全国产量80%的省区。个别省份虽为主要产区，但粮价数据缺失较多，则选产量与其相近省代替。最后取样结果，计算80年代和90年代大米价格时均以下述省区作为主产省区：江苏，浙江，安徽，福建，江西，湖北，湖南，广东，广西，

全国分品种粮价作为全国平均粮价。图 7 显示了商业部统计的全国大米、小麦、玉米集市价格数据。

图 7，依据原商业部数据整理的全国市场粮价



四川。小麦两个时期主产省区都为：河北，山西，江苏，安徽，山东，河南，四川，陕西，甘肃。玉米 80 年代主产省区为：河北，山西，辽宁，吉林，黑龙江，山东，河南，四川，云南，陕西；90 年代从 80 年代样本中去掉云南，加进内蒙古。

4.4. 农研中心数据样本

这一样本数据从 1987 年 1 月开始收集，由国家工商局基层单位定期上报获得。样本最初有 170 个，其中城市集市 70 个，农村 100 个。早期集市上报数据较多，后期上报点较少。时间频率有时为月、有时为旬。本研究利用的数据样本是从 100 个农村集市中选取的数据较多的 30 个集市¹⁵。有的时点某个样本集市数据缺失，就取同一省区相近集市的数据来代替；如果该时点所在省区所有集市都没有数据，就作为没有数据处理。如果某月有一个以上的旬报数据，则取各旬简单平均值作为月度数据。

附录 4 报告了农研究中心的各省区三种粮食品种的价格数据。依据主产省区数据计算全国分品种粮价，然后依据它们的简单平均数据作为全国平均粮价。图 8 显示了农研中心统计的大米、小麦、玉米全国价格数据。

把原商业部与农研中心样本数据同时显示在图 9 中，可以看到数据交叉时期二者走势很接近。两个独立数据样本在较长时期内吻合程度较高，说明数据质量具有较高可信度。然而近年情况有所变化。据农研中心整理数据人员介绍，近年上报样本点缺失较多，数据质量也有所下降。农研中心数据显示，1997-1999 年粮价没有明显下降，与其它渠道报告的 1998 年前后我国粮价大幅度下降信息存在反差，可能是这一数据样本质量下降的表现。基于这一观察，我们利用农调队数据代替近年农研中心数据。

¹⁵ 30 个样本集市为：北京平谷县城关集、天津蓟县马伸桥集、河北定县城关集、山西洪洞县城关集、内蒙古通辽县大林集、辽宁昌图县八面城集、吉林梅河口市山城集、黑龙江拜泉县拜泉集、上海松江县城关集、江苏吴县木渎集、浙江义乌县稠城集、安徽宣城县水东集、福建莆田县涵江集、江西广丰县洋口集、山东蒙阴县坦埠集、河南林县城关集、湖北天门县城关集、湖南攸县皇图岭集、广东顺德县容奇集、广西灵山县城关集、四川绵阳县丰谷集、贵州毕节市城关集、云南保山市城南集、陕西城固县城关集、甘肃陇西县文峰集、宁夏平罗县城关集、青海乐都县碾伯集、新疆阿克苏县浑巴什集、内蒙赤峰市宁城县宁城集、广西平果县榜圩集。

图 8，依据农研中心数据整理的全国市场粮价

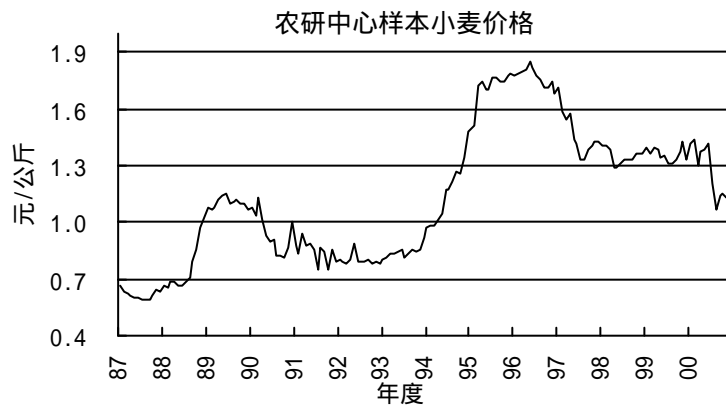
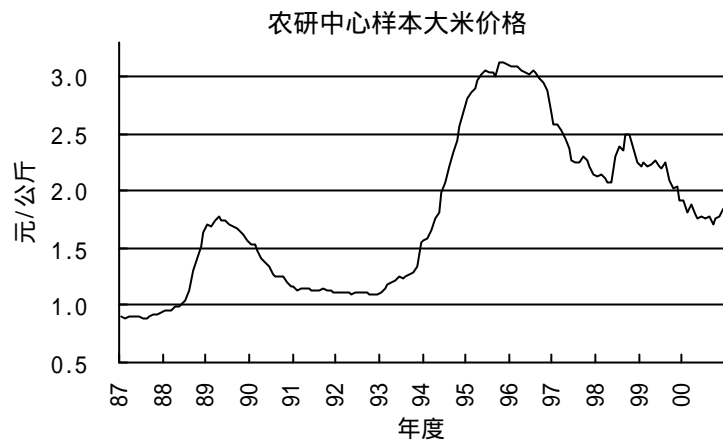


图 9，原商业部和农研中心样本数据比较

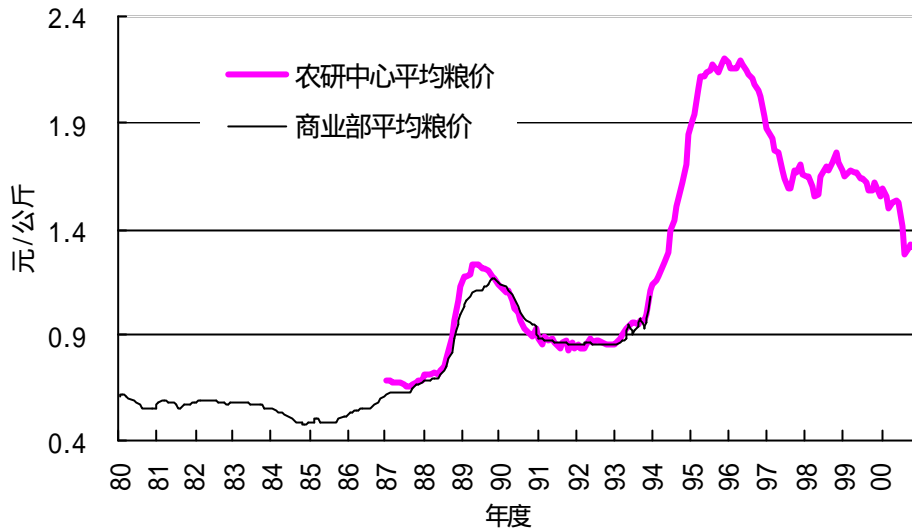


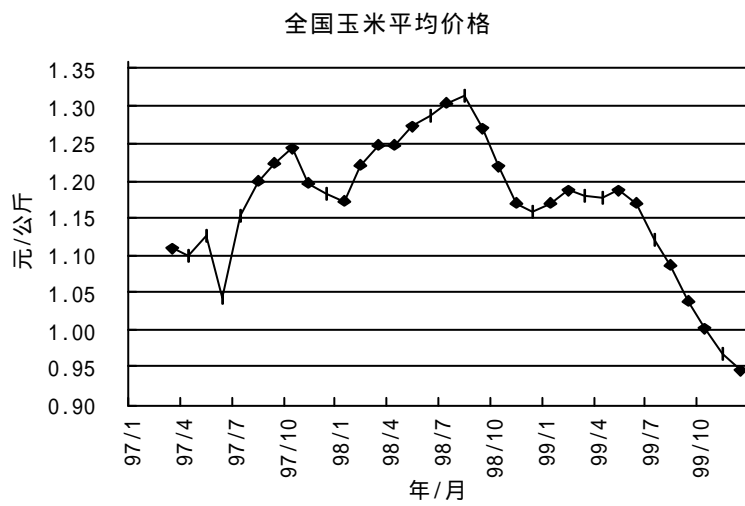
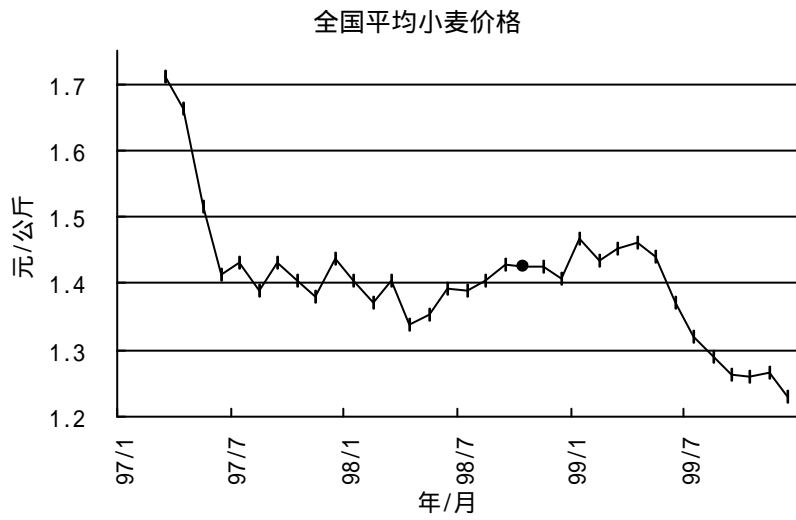
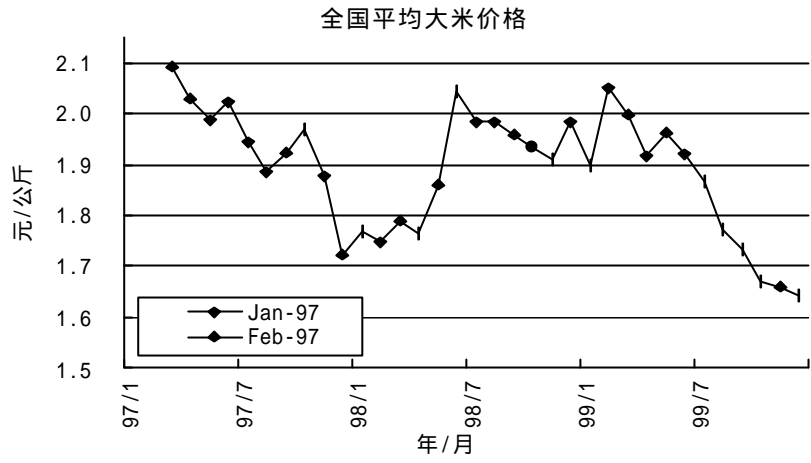
表 3，农调队集市粮价数据样本点分布

| | | | | | | | | | | |
|--|--------------------------------|---------------------------|---|---|--|--|--------------------------------|--|------------------|------------------|
| 河北 赵县 昌黎县 魏县 定州市 怀安县 冀州市 | 山西 临猗县 洪洞县 原平县 浑源县 | 内蒙 宁城县 科左中旗 杭锦后旗 | 辽宁 昌图县 阜新县 黑山县 东港市 | 吉林 榆树市 农安县 公主岭 梨树县 永吉县 | 黑龙江 呼兰县 肇东县 绥化县 五常县 宾县 巴彦县 | 江苏 邳州市 武江市 张家港 南通市 建湖县 沭阳县 | 浙江 萧山市 诸暨市 鄞县 | 广西 全州县 玉林县 桂平县 钦州市 | 贵州 惠水县 遵义市 | 云南 镇雄县 陆良县 |
| 安徽 太和县 凤阳县 灵璧县 当涂县 庐江县 | 福建 浦城县 尤溪县 上杭县 | 江西 信丰县 高安县 九江市 | 山东 胶州市 滕州市 莱州市 青州市 聊城市 曲阜市 费县 鄆城县 | 河南 唐河县 郸县 永城市 濮阳县 邓州市 潢川县 西平县 开封县 | 湖北 汉川县 浠水县 监利县 钟祥县 襄阳市 | 湖南 桃江县 汉寿县 衡南县 望城县 湘乡县 湘阴县 | 广东 廉江县 兴宁县 连州县 普宁县 | 四川 眉山县 仁寿县 简阳市 双流县 渠县 平昌县 富顺县 南部县 资阳县 | 陕西 蒲城县 安康市 | 甘肃 张掖市 宁县 |

说明：原始数据报表中的省区数据依据所属县市数据简单平均值确定，全国数据依据各省区带方框县市集市价格算术平均数确定。

资料来源：依据统计局农调对粮价统计报表整理。

图 10，依据农调队数据整理的全国市场粮价



4.5. 农调队数据样本

农调队数据取样开始于 1997 年 3 月，原始资料按月给出分品种全国和 22 个分省区集市粮价，分省数据采用各省若干固定几个县市集市粮价的算术平均值，全国数据是每个省区 2 个样本点集市粮价的平均值，不同品种粮食采用了相同样本，但有的粮食品种缺少部分省区数据。表 3 反映了样本点分布情况。

农调队粮价数据分“农村集市价”和“城镇集市价”；前者包括“籼稻、粳稻、小麦、玉米、大豆”等统计指标，后者包括“大米、优质米、面粉、玉米粉、大豆”。考虑和其它样本粮价统计指标衔接性，我们选用农村集市价数据；并用籼稻和粳稻平均价格，除以 73% 稻谷加工出米率，折算出大米价格。

附录 5 报告了农调队样本中 1997 年 3 月至 1999 年 12 月分省区分品种粮价数据。依据主产省区选择标准，确定全国分品种价格数据，然后再依据它们的简单平均数据作为平均粮价数据。图 10 显示了农调队统计的大米、小麦、玉米全国集市价格。

4.6. 粮价数据的衔接处理

农研中心数据从 1987 年开始，与经过季节调整的消费物价数据起点同时，因而有可能直接采用农研中心粮价进行计量分析。然而，考虑到农研中心数据近年可能存在较大误差，同时也考虑到对其它问题（如市场粮价与产量波动关系）研究的数据要求，我们把三个数据样本衔接成为一套数据，并利用其中 1987 年以后部分进行计量分析。

首先确定不同样本数据的衔接期：原商业部和农研中心数据样本，选择 1993 年 1-4 月作为衔接期；农研中心数据与农调队数据样本，选取 1997 年 6-9 月作为衔接期。然后采用如下方法衔接：对衔接期内前后两组数据计算出简单平均值，分别用前一组数据（A）除以后一组数据（B）得到一个“调整系数（C）”；然后把衔接期以后的第二组数据中每个数据除以调整系数，得到一组派生新数据，与前一组数据合并成为衔接后的数据系列。表 4 报告了不同样本数据在衔接期内的调整系数值。

表 4. 不同数据样本数据衔接处理的调整系数

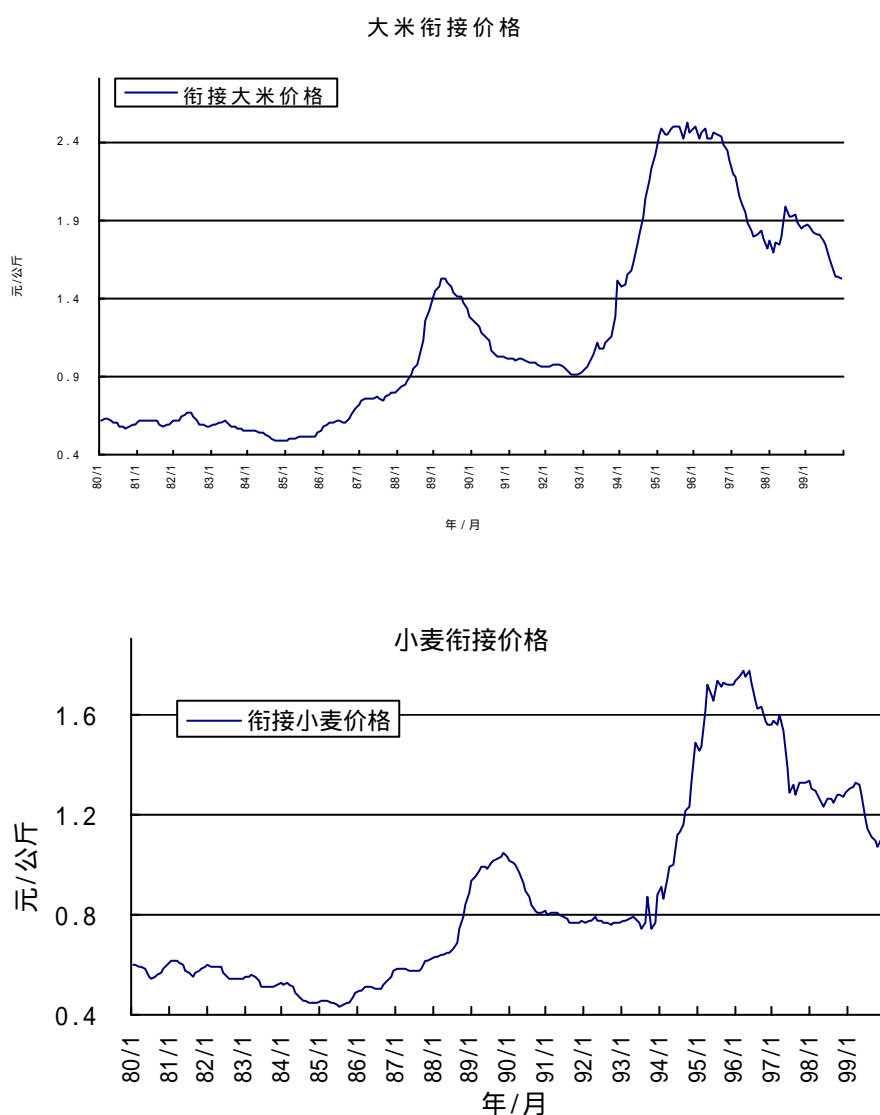
| 数据来源 | 调整系数 | | |
|--------|--------|--------|--------|
| | 大米 | 小麦 | 玉米 |
| 商业部数据 | 1.000 | 1.000 | 1.000 |
| 农研中心数据 | 0.8993 | 0.9778 | 0.9826 |
| 农调队数据 | 0.9966 | 0.9937 | 0.9976 |

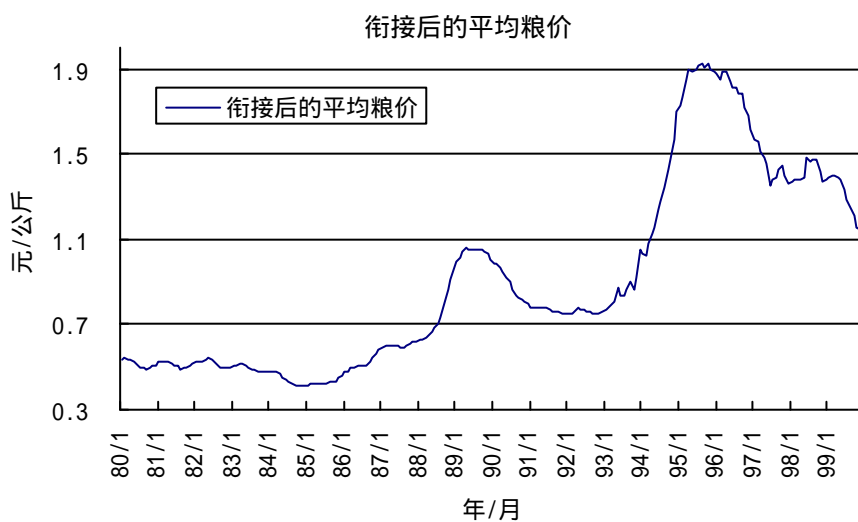
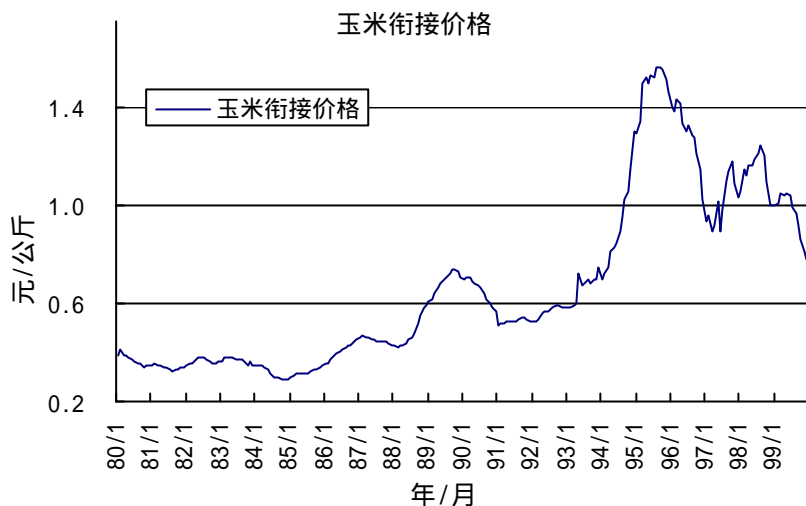
说明：农研中心数据对商业部数据的调整系数=（衔接期内商业部数据的算术平均值）/（衔接期内农研中心数据的算术平均值），农调队数据对农研中心数据的调整系数=（衔接期内调整后处理的农研中心数据算术平均值）/（衔接期内农调队数据的算术平均值）。

由于样本分布和采样统计误差等原因，不同样本同一时点粮价数据通常会有差别。依据上述调整系数计算方法，衔接期内调整系数值越接近 1，两个样本数

据吻合程度越高；反之亦然。从表 4 可见，原商业部和农研中心样本的大米衔接系数不到 0.9，这主要是由于两个数据样本中江苏、浙江两省数据在衔接期内差别较大；其它品种衔接系数大于或小于 1 的比例在 0.2%和 2.2%之间，说明不同样本总体上看吻合程度很高。利用衔接系数可以得到 1980 年以后分品种全国粮食集市价格，用其简单平均值作为全国集市粮食平均价格。图 11 报告这四组粮价数据。

图 11，三个数据样本衔接整理的全国粮价（1980/1 - 1999/12）





顺便计算分品种粮价交叉相关系数，从而观察不同粮食品种价格联系的紧密程度。从表 5 可见，大米、小麦和玉米集市价格交叉相关系数在 0.95-0.97 之间。不同粮食品种价格变动联系如此紧密，说明它们之间具有很强替代性，因而认为 1993 年稻谷减产导致粮价猛涨观点是缺乏依据的。

表 5，分品种粮食集市价格的相关系数。

| | 大米 | 小麦 | 玉米 |
|----|--------|--------|--------|
| 大米 | 1 | 0.9738 | 0.9533 |
| 小麦 | 0.9738 | 1 | 0.9521 |
| 玉米 | 0.9533 | 0.9521 | 1 |

5. 分析方法

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？因果关系通过什么机制实现？第一、二节讨论的观点，对解释这些问题提出了不同假设。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同积关系（co-integration）。如果存在，就意味着二者具有长期均衡关系（the long-run equilibrium relationship），于是可进一步探讨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，是分别估计两变量标准向量自回归（VAR）模型，通过对另一个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）。这一方法局限性在于：第一，用水平量估计模型虽有可能观察长期意义上的格兰杰因果关系，但不能同时分析可能存在的短期因果关系。第二，长期关系分析需要假设水平量数据满足平稳性即 I(0) 条件，然而实际上经济变量时序数据通常具有一阶平稳即 I(1) 性质，对水平量关系进行统计分析会产生伪回归（spurious regression）问题。第三，如果采用一阶差分量估计向量自回归模型，通常能够满足 I(0) 条件，并有可能揭示短期意义上格兰杰因果关系，但不能同时观察长期因果关系。

改进的方法包含两阶段程序。第一，检验两个变量时序数据是否具有同积（co-integration）关系。在对两个变量数据进行单位根检验基础上，估计一个特殊的 VAR 模型，来判断二者是否具有同积关系。第二，如果存在同积关系，则意味着二者存在长期均衡关系，便可利用均衡修正模型（error correction model）分析因果关系走向。在两变量分析场合，首先估计二者水平量线性方程，并以其残差作为表示“偏离均衡状态”的误差项，并入包含两个变量一阶差分多期滞后项的向量自回归模型中，构成均衡修正模型。均衡修正模型一般表达式为：

$$dP_t = a_1 + b_1 E + \sum_{i=1}^{t-1} g_i^1 dP_i + \sum_{i=k}^{t-1} I_i^1 dPG_i + v_t \quad (5.1)$$

$$dPG_t = a_2 + b_2 E + \sum_{i=m}^{t-1} g_i^2 dPG_i + \sum_{i=k}^{t-1} I_i^2 dP_i + u_t \quad (5.2)$$

其中 P 表示一般物价，PG 表示粮价，d 表示一阶差分，E 是对两个具有同积关系变量的水平量进行线性回归得到的残差项。估计这一模型，如果 β_1 显著，则认为粮价在长期对通货膨胀具有格兰杰戈氏意义上的因果关系；如果 β_2 显著，则认为通货膨胀在长期对粮价具有格兰杰戈氏意义上的因果关系。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戈氏意义因果关系；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戈氏意义因果关系。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 and Alse, 1997)。

6. 粮价与通货膨胀关系的计量分析

Lin, Song et al. (1997) 分析粮价与通货膨胀关系时利用了格兰杰因果关系检验方法, 本文与这一研究的区别有几点。首先, 我们将对粮价和一般物价数据进行同积检验, 而不是直接对数据水平量进行分析, 从而为有关推论求得更可靠的统计分析依据。其次, 对于具有同积关系的数据, 我们将利用均衡修正模型分析格兰杰因果关系, 这一方法可以同时考察对象之间的长期和短期关系。再次, 本文有可能运用更长时期月度时序数据, 样本数量增加应能提升统计推断的置信度。最后, 不仅分析平均粮价与通货膨胀关系, 而且分析不同品种粮价与通货膨胀关系。

6.1. 单位根与同积关系检验

经济变量同积检验的一般含义, 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 (6.1)。单位根原假设是 P_{t-1} 系数为零, 判断原假设所用临界值不再是常规 t 分布关键值, 而是 Dickey and Fuller 1981 年给出的关键值。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)¹⁶。 P_{t-1} 估计系数小于临界值, 不能拒绝单位根原假设。

$$\begin{aligned} dP_t &= 0.0401 - 0.0074P_{t-1} & (6.1) \\ t & (3.42) \quad (-3.31) \\ R^2 &= 0.0184, \end{aligned}$$

接着在方程 (6.1) 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 (6.2)。 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 4.04, 不能拒绝单位根原假设。

$$\begin{aligned} dP_t &= 0.0847 - 0.0175P_{t-1} + 0.5198P_{t-1} + 0.0001t & (6.2) \\ t & (3.02) \quad (-2.95) \quad (8.03) \quad (2.41) \\ R^2 &= 0.3632, \end{aligned}$$

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, (6.3) 给出估计结果。

$$\begin{aligned} dP_t &= 0.0006 + 0.5686dP_{t-1} & (6.3) \\ t & (1.01) \quad (8.86) \\ R^2 &= 0.3233, \end{aligned}$$

¹⁶ 下面两个单位根检验的临界值同样引自这一文献。

由于 (6.3) 是对 (6.2) 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 (6.2) 和 (6.3) 可计算得:

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

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 6 报告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。

表 6, 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 估计值 (5%) |
|------|---------------------|------------------|----------------|
| 平均粮价 | 带截距项的自回归方程 (6.1) | -1.8116(t) | 3.51 (t) |
| | 带趋势项的自回归方程 (6.2) | -0.6487(t) | 4.04 (t) |
| | 仅有差分滞后项的自回归方程 (6.3) | 1.3582 F(2, 150) | 6.49 F(2, 150) |
| 大米价格 | 带截距项的自回归方程 (6.1) | -1.8470(t) | 3.51 (t) |
| | 带趋势项的自回归方程 (6.2) | -0.9293(t) | 4.04 (t) |
| | 仅有差分滞后项的自回归方程 (6.3) | 1.3785 F(2, 150) | 6.49 F(2, 150) |
| 小麦价格 | 带截距项的自回归方程 (6.1) | -1.7196(t) | 3.51 (t) |
| | 带趋势项的自回归方程 (6.2) | -0.6142(t) | 4.04 (t) |
| | 仅有差分滞后项的自回归方程 (6.3) | 1.5321 F(2, 150) | 6.49 F(2, 150) |
| 玉米价格 | 带截距项的自回归方程 (6.1) | -1.3426(t) | 3.51 (t) |
| | 带趋势项的自回归方程 (6.2) | -0.6583(t) | 4.04 (t) |
| | 仅有差分滞后项的自回归方程 (6.3) | 1.0009 F(2, 150) | 6.49 F(2, 150) |

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同积关系。做法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 and Juselius (1990), 可以利用该特征根最大值统计量 “ $-T \ln (1 - \lambda)$ 即 λ_{\max} ” 和迹统计量 “ $-T \sum \ln (1 - \lambda)$ ” (其中 T 为样本数, λ 为对对应于不同秩数的特征根), 来判断是否存在同积关系。Osterwald-Lenum (1992) 给出了这两个统计量对应不同 ECM 模型的临界值。给定 “两个变量不是同积变量” 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同积变量判断, 该特征根对应的秩数就是两个变量的同积阶数 (参见 Maddala and 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同积检验；考虑数据是月度数据，我们取 12 阶滞后项估计 VAR 模型。表 7 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 and Lenum (1992)，对应于我们采用的模型¹⁷，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同积关系的备择假设。依据相同程序，可以判断分品种粮价与通货膨胀同样具有同积关系。

表 7，粮价与一般物价同积关系检验

| | K | λ | $-T \ln(1-\lambda)$ | $-T \sum \ln(1-\lambda)$ |
|------|---|-----------|---------------------|--------------------------|
| 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 |

6.2. 均衡修正模型估计

依据我们的研究策略，确认粮食价格与通货膨胀具有同积关系后，通过均衡修正模型来分析其格兰杰因果关系走向。对于两个具有一阶同积关系的变量，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，由于它们具有同积关系，所以排除了伪回归可能性。表8报告了粮价与通货膨胀长期关系估计结果。

表 8，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 |

顺便指出，从表8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

¹⁷ 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。

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8报告的估计模型残差项，作为均衡修正项代入 (5.1) 和 (5.2) 表示的均衡修正模型中进行估计。例如，对于平均粮价与通货膨胀均衡修正模型，将残差项 $[E = \text{Ln}(PG_t) - [-5.17 + 1.00 \text{Ln}(P_t)]]$ 作为均衡修正项，代入均衡修正模型，采用联立方程组方法估计，并以AIC准则逐项剔除不应包含在模型中的解释变量，得到表9显示的估计结果。

表 9，平均粮价与通货膨胀关系的均衡修正模型估计

| 平均粮价：dLn(PG) | | 消费物价：dLn(P) | |
|-------------------------|-------------------|--------------------|-------------------|
| α_1 | -0.0004 (-0.4225) | α_2 | 0.0006 (0.4092) |
| E | -0.0306 (-2.6136) | E | -0.0102 (-1.0927) |
| dLn(P ₋₁) | 0.4709 (2.8441) | dLnP ₋₁ | 0.5334 (3.7148) |
| dLn(P ₋₄) | 0.4521 (2.6778) | | |
| dLn(PG ₋₁) | 0.2315 (4.0654) | | |
| dLn(PG ₋₃) | 0.3023 (5.1879) | | |
| dLn(PG ₋₇) | 0.1264 (2.1779) | | |
| dLn(PG ₋₁₁) | 0.1658 (0.0588) | | |
| R ² | 0.4845 | R ² | 0.3693 |

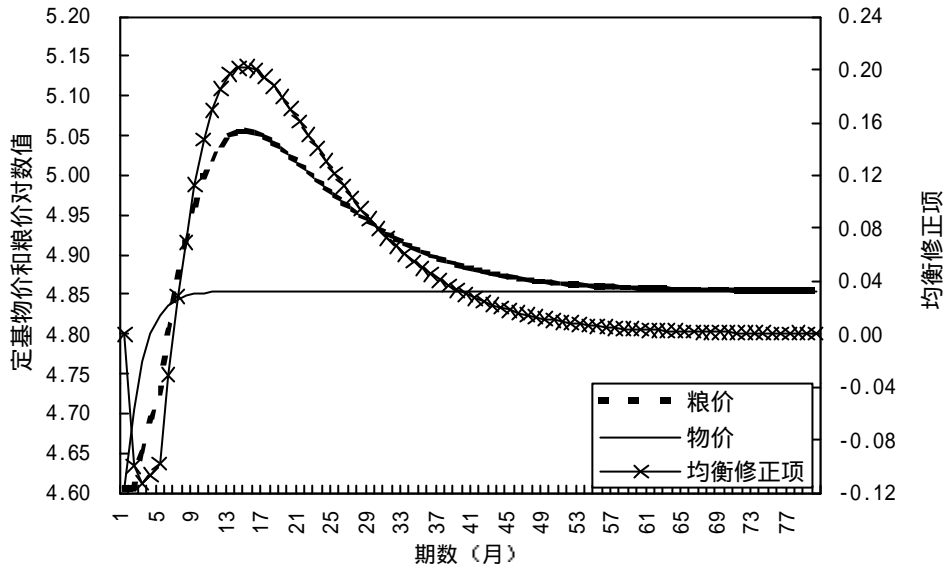
估计结果有三点需要讨论。第一，平均粮价回归模型中均衡修正项显著，消费物价回归方程中均衡修正项则不显著，这说明二者长期均衡关系是一般物价引起粮价变动的格兰杰因果作用结果，而不是粮价导致一般物价变动的结果。第二，平均粮价回归模型中，除了其自身滞后项显著外，滞后第1、4期物价项也有显著解释作用；在消费物价回归方程中，仅有其自身滞后项显著，粮价滞后项没有显著作用。这说明物价在短期作用意义上是粮价变动的原因，而粮价即便在短期也没有系统显著地导致一般物价变动。因而，经验分析结果支持通货膨胀导致平均粮价变动的假设，不支持粮价上涨导致通货膨胀的假设。第三，由于滞后第1、4期物价对平均粮价具有显著解释作用，并且系数符合为正，因而在物价引起粮价变动实现机制的各种假设中，比较支持存粮调节导致粮价变动假设，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¹⁸。

均衡修正模型显示，通货膨胀对粮价影响通过三个管道实现。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。为了更好地观察通货膨胀与粮价之间动态关系，我们假定在初始均衡状态下发生10%物价变动（上升和下降）冲击，利用估计模型对粮价变动情况加以模拟。图12给出了10%物价上升和下降冲击引发的粮价调节路径。

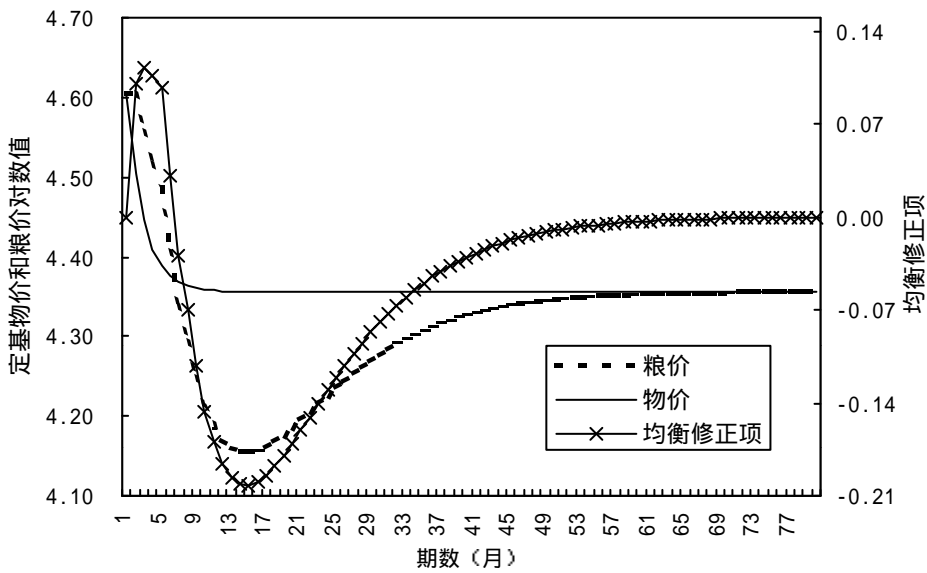
¹⁸ 这意味着真实利率变动对粮食消费的跨期替代效应大于财富效应。

图 12，物价冲击引起的粮价调节路径

10%物价上升引起的粮价反应脉冲



10%物价下降引起的粮价反应脉冲



粮价和一般物价初始水平被标准化为100并取其对数表示，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，好比过度防卫与肇事者不可相互混同一样。

另外估计分品种粮价与通货膨胀的均衡修正模型，表 10 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带动粮价变动的因果关系。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，但具体形态可能有细节差别。

表 10，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(PW ₋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(PC ₋₁₁) | 0.1658 (0.0588) |
| R ² | 0.4339 | R ² | 0.3752 | R ² | 0.2966 |

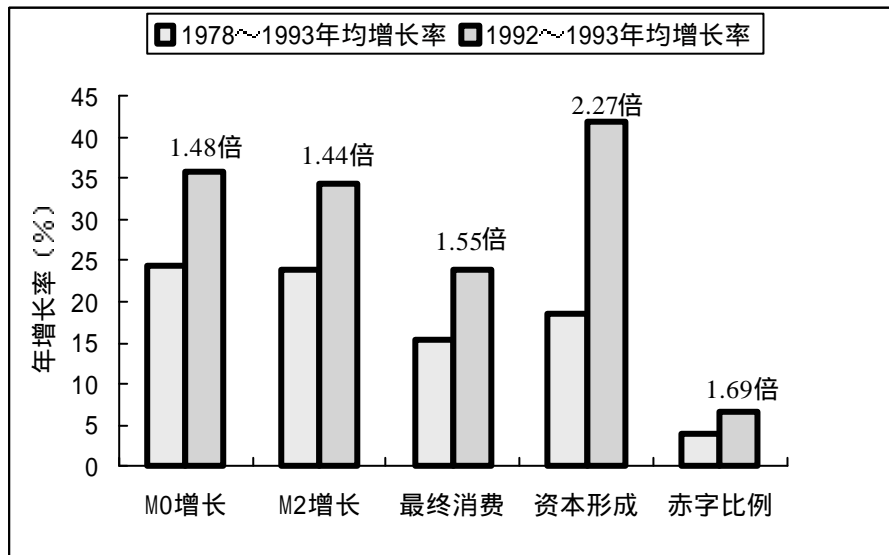
没有报告物价模型估计结果。与平均粮价与通货膨胀关系的模型相类似，物价估计方程中均衡修正项系数一概不显著，说明分品种粮价与通货膨胀长期均衡关系不是由于粮价导致通货膨胀的因果关系带来的；另外，物价方程中除了自身滞后项之外，粮价滞后项系数一概不显著，说明在短期也不存在粮价变动系统导致物价变动的因果关系。

7. 为什么粮价上涨不是通货膨胀的原因

计量分析结果表明，无论在长期或短期，粮价上涨都没有在格兰杰因果意义上引发通货膨胀，因而不支持“粮价上涨导致通货膨胀”观点。考虑到格兰杰检验与经济学意义上因果关系不完全等价，我们进一步讨论粮价上涨没有导致通货膨胀结论的经济分析依据。

对于 90 年代前中期通货膨胀，可以从总需求变动及其相联系货币供给角度提出解释，并说明它对粮价变动的前导性。一般物价从 1989 年以后增长率较低，然而 1992 迅速回升到 6.4%，1993 年已经出现两位数通货膨胀(14.7%)。这显然与 1992 年新一轮经济增长启动后总需求增长较快引起的。简单观察宏观数据发现，1992/93 年间消费、投资和政府财政赤字都远远超过长期平均水平，尤其是资本形成是长期平均水平的 2.27 倍；经济过热必然伴随货币扩张，现金和广义货币供应量增长率也分别是长期平均水平的 1.48 和 1.44 倍（见图 13）。从粮价方面看，1992 和 1993 年增幅分别为 -1.2% 和 12.6%，明显低于同期通货膨胀水平，真实粮价仍在下降。因而，无论从时序先后还是从经济分析角度看，通货膨胀都不是由粮价上涨导致的，相反，通货膨胀带动粮价上涨才是真实关系。确实，粮价受通货膨胀影响回升后，在 1994-1995 年间出现过度调节，这两年粮价分别上升 50% 和 46%，对通货膨胀带来额外压力。但是全面观察粮价与通货膨胀的互动关系，粮价上涨导致通货膨胀的结论难以成立。

图 13，1992/93 年若干宏观指标与长期平均值比较



还可以进一步粗线条地探讨，为什么在我国现阶段发展背景下粮价上涨不足以导致通货膨胀？第二节分析了粮价上涨导致通货膨胀观点暗含的四个假设。然而，对照我国实际情况，至少有三条与我们一般印象都有较大差距。

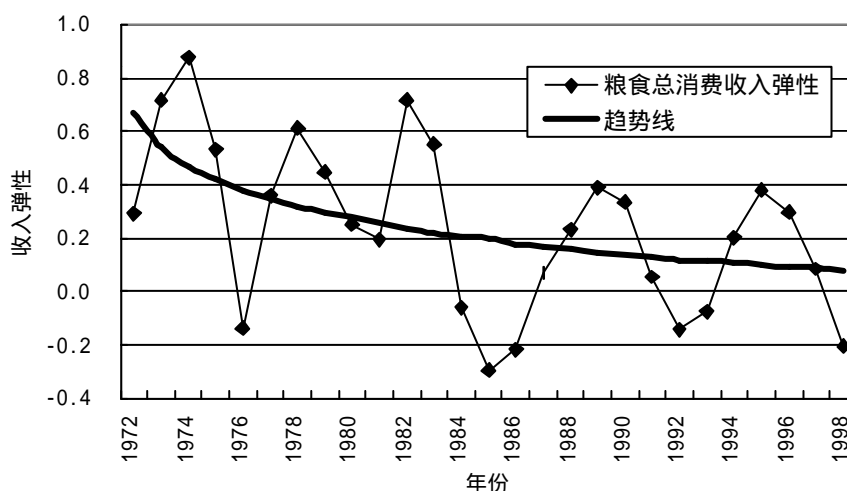
第一，供给弹性不象我们想象得那么低。1996 年我国粮食产量超过 1 万亿斤的事实以戏剧性方式提示了这一点。受 90 年代前中期高通货膨胀影响，1994-95 年粮食价格急速上涨并发生超调，使粮农形成了很高粮价预期，发生了强有力的生产调节，导致 1996 年粮食总产量超过 1 万亿斤。部分由于我们倾向于低估粮

食产出对价格反应，此前两、三年上上下下担心粮食供给不足，政府 1996 年初公布的“九五”计划，甚至认为到 2000 年也难以达到 1 万亿斤粮食产量目标。我们没有想到，在高价格预期刺激下，这一产量指标在九五计划公报的当年就实现了，并使我国粮食进入改革以来第三次相对过剩时期。当时不少人对 1996 年粮食产量真实性表示怀疑，现在也还有人认为 1996 年粮食产量是反常的，不能反应我国粮食正常生产能力。就 90 年代中期反常性通货膨胀导致粮价反常上升背景而言，1996 年粮食产量确实具有反常性。然而，就农民生产行为对预期粮价上涨具有显著反应，就我国粮食生产具有显著供给弹性来说，1996 年高产量又是正常的。问题在于，我们过去对于粮食供给弹性估计过低了。给定其它条件，供给弹性越大，粮价上涨导致通货膨胀可能性自然越小。

第二，粮食需求对收入的弹性也不象我们过去想象得那么高。粮食需求上升主要受到人口和收入上升影响。由于 80 年代收入弹性较高，加上我国收入快速上升，因而一般印象中粮食需求会上升很快，甚至具有“刚性”。估计粮食消费需求对收入弹性长期变动趋势有助于理解这一问题。粮食消费需求分为口粮、饲料粮、工业用粮、种子用粮、粮食损耗等种类，各大类需求又可以分为更复杂的子类。理想的情况是在分类估计粮食收入弹性基础上判断粮食需求增长情况。然而，由于受到技术和数据限制，分类估计粮食消费需求收入弹性的误差很大，不同研究结论差别也很大。为了避免“粗帐细算”引入多重误差，可以利用人均粮食可获得量（产量+净进口）作为总消费代表，结合人均收入长期数据，来观察我国收入变动与粮食总消费水平之间关系，获得粮食总消费需求收入弹性的一个粗略估计。

图 14 显示了 1970-99 年间粮食占有量变动比例与人均收入变动比例之间比率值，为了剔除年度扰动因素作用，所有度量指标都取三年平均值，可以看作是粮食总消费需求收入弹性的一个粗略估计。图形显示，该度量值年度波动幅度很大。需要说明的是，由于没有考虑库存规模年际波动，用它表示特定年度粮食消费收入弹性会有较大误差。然而，由于在长期库存年度波动会在较大程度上相互抵消，又考虑到人们对粮食这类必需品会有很强的消费平滑偏好，因而上述度量值长期趋势，可能是我国长期粮食总消费需求收入弹性的一个比较可信的估计，这一简单估计至少要比复杂计量分析结果比较可信一些。

图 14，人均收入与人均粮食总消费量的关系



为此，利用时间趋势的对数作为解释变量进行回归分析，得到估计方程 $E = 0.6677 - 0.1789 \ln(T)$ ，其中 T 是时间趋势变量，估计系数 t 值为 -2.7311 ，说明它对图 14 的观察值具有显著解释作用。图中趋势线是该方程拟合值连线，其经济含义应是我国粮食总消费需求的长期收入弹性。依据这一简单分析结果，我国粮食总消费需求收入弹性 70 年代初在 0.6 以上，农村改革初期仍在 0.3-0.4 的较高水平，近年已经降到 0.1 左右。估计方程显示，粮食消费收入弹性还将缓慢下降，2100 预测值约为 0.027；也就是说，届时粮食长期需求增长将几乎完全来自人口增长因素。给定其它条件，收入需求弹性越小，则粮价上涨导致通货膨胀的可能性越小。

第三，由于粮食消费人均收入弹性存在下降趋势，因而对于一个收入高速增长的经济，粮食在一般物价指数中所占合理权重也必然持续下降。给定其它条件，粮食占物价权重越小，粮价上涨越是难以引起严重通货膨胀。受数据限制，本文没有直接估计粮食占物价适当权重的变动值，而是计算 1993-95 年粮食占国内生产总值比重，并用它间接观察粮食占物价权重。表 11 报告了估计结果。

表 11，粮食生产活动占 GDP 比重估计 (1993-95, %)

| 年份 | 农业增加值占 GDP 比重 (1) | 粮食产值占农业产值比重 (2) | 粮食生产占 GDP 比重估计 (3) = (1) X (2) |
|------|----------------------|--------------------|-----------------------------------|
| 1993 | 21.5 | 31.3 | 6.73 |
| 1994 | 21.6 | 31.6 | 6.82 |
| 1995 | 20.8 | 30.1 | 6.26 |

说明：第 (2) 项应当利用粮食占农业增加值比重，由于没有相应数据，因而用产值数据代替。产值不等于增加值，但就某种产品价值占所属部门比重来说，产值统计与增加值统计可能差别不大。

资料来源：农业增加值占 GDP 比重见《中国农业发展报告 2001》第 104 页；粮食产值占农业总产值比重见《中国统计年鉴：1995, 1996》“农、林、牧、渔业分项产值表”。

从表 11 可见，1993-95 年粮食占国内生产总值比重大约占 6.5% (6.26-6.82%)。依据常识，如以国内生产总值缩减指数 (GDP deflator) 作为通货膨胀指标，粮食价格所占权重也应在 6.5% 左右。如用消费价格指数 (CPI) 或其它物价指数作为通货膨胀指标，则要考虑不同物价指标的定义口径等因素来考虑粮食应占合理权重。以 CPI 为例，由于该指数仅覆盖最终消费产品和劳务，没有包括中间产品，如果粮食全部进入市场交易，粮食在 CPI 中所占权重应高于它在 GDP 中所占比重。假定最终消费占年度 GDP 比重为 60%，粮食全部进入市场交换前提下，粮食占 CPI 权重应当为 11% 左右 (6.5/0.6)。然而，另一方面，我国现阶段粮食自给消费比例仍比较高，一般认为粮食进入市场交换部分不到产出量一半，因而，粮食占 CPI 合理权重又需要乘以粮食产出进入市场交换的比例。综合考虑两方面因素，可以把 6.5% 看作粮食占一般物价权重的上限。1994 年粮价上升 50%，是改革以来我国粮价升幅最高年份；用 6.5% 权重计算，即便这一特殊年份粮价对通货膨胀影响也不到 3.5%，远远不能解释当年超过 20% 的通货膨胀。总之，由于不存在粮食真实价格持续上升的经济原因，由于粮食在一般物价中所占合理权重已经较小，因而本研究技术分析得到的粮价上涨没有导致通货膨胀的

结论是可信的。

8. 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，利用计量经济学同积检验和均衡修正模型方法，对我国 1987-99 年粮价变动与通货膨胀关系问题进行实证分析。这一研究的动机源于两重背景：一是对 90 年代中期学术界和政策研究部门关于粮价与通货膨胀关系的讨论进行检验，二是对粮食市场与宏观经济互动联系这个具有一般性问题提供一个分析框架。

主要有以下几点发现。第一，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。

第二，粮价上涨导致通货膨胀观点不正确，在于其逻辑前提不合实际。首先，我国粮食供给弹性并不象人们普遍相信得那么低；其次，粮食收入弹性也不象人们相信得那么高；再次，粮食占经济比重已经下降到比较低的水平。给定这三条，粮食价格难以长期持续上升，难以导致 90 年代中期那样超过两位数的通货膨胀。就通货膨胀引发粮价变动机制而言，现有分析结果比较支持存粮调节假设，但还不能排除物价变动对粮食消费需求产生了显著净影响。

第三，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。另一方面，通货膨胀冲击在一定时期内会正向改变真实粮价。这两方面观察不仅提示通货膨胀存在某种周期性变动，而且说明粮价对通货膨胀冲击会发生过度调节。

本研究第一点政策含义，是粮食和农业政策需要超越传统部门性因素局限，建立在对它们与宏观经济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流行看法相联系，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。然而，形势比人强：迁延多年第三次粮食相对过剩和几千亿元财务损失，促使政府改变粮食政策，再次进行市场化改革。然而，粮食流通涉及的问题和利益复杂而敏感，现行改革政策仍存在困难和争议，不能排除第三次反复可能性。本研究说明 90 年代粮食政策转向的分析前提缺乏依据，并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。

对于粮价与通货膨胀关系问题难以较快形成共识，原因之一是缺少公开发表和便于利用的粮食市场价格时序数据。本研究提示我国市场粮价统计和利用存在两点问题。第一，从 60 年代开始先后有五、六家政府机构进行粮价等数据统计工作；然而耐人寻味的是，某个政府部门需要数据时，通常不去了解其它部门是否已有相关数据并加以利用，而是自己投入资源从头进行统计。也就是说，在

数据统计这个规模经济很强的特殊“生产领域”；政府不同部门不断进行“重复建设”。第二，数据作为公共品，通常应被社会共享。然而，各部门统计的粮价数据，虽有少量公开发表，更多则封存在资料柜中，或仅被本部门少数人员利用，潜在价值远未充分实现。这一个案观察提示我们，入世后政府行政改革中，应当关注减少重复数据收集和提高信息利用效率问题。

参考文献

- Bahmani-Oskooee, Mohsen and Alse, Janarhanan (1997): “Error-correction models and co-integration: International reserves and world inflation” in *Economic Notes* Vol. 26, no. 1-1997, pp. 35-48.
- Granger, C. W. J. (1988): “Some recent developments in a concept of causality” *Journal of Econometrics*, Vol. 39, pp. 199-211.
- Greene, William (1997): “Econometric Analysis” (Third Edition), Prentice Hall, Inc. New Jersey.
- Gujarati, Damodar N.(1995): *Basic Econometrics*, (International Edition, Third Edition), McGraw-Hill, Inc.
- Johansen, Soren (1988): “Statistical analysis of co-integration vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Controls*, 12 (1988), pp. 231-254.
- Johansen, Soren and Juselius, Katarina (1990): “Maximum likelihood estimation and inference on co-integration – With applications to the demand for money” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 2 (1990), pp. 169-210.
- Johnson, Gale and Song Guoqing (1999): “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.
- Just, Richard, E (1989): “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.
- Lin Yifu, Song Guoqing, Lu Mai, Zhang Fang and Yu Mingde. (1997): “China’s Grain Marketing and Price Volatility”, An unpublished research report submitted to the World Bank, June 1997.
- Maddala G. S. and Kim In-Moo (1998): *Unit Roots, Co-integration, and Structural Change*, Cambridge University Press, 1998.
- Osterwald- Lenum, M (1989): “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* Vol. 54, 461-72, cited from Maddala G. S. and Kim In-Moo (1998): *Unit Roots, Co-integration, and Structural Change*, p. 213, Cambridge University Press, 1998.
- 陈锡文 (1995): “我国粮食安全问题绝不可忽视”《改革内参》1995年第18期第13-16页。

《当代中国》丛书编辑委员会（1988）：《当代中国的粮食工作》，中国社会科学出版社 1988 年版。

戴根有（1995）：“1994 年通货膨胀特点及原因分析”“财贸经济”1995 年第 6 期第 19-22 页。

国家计委市场与价格研究所课题组（2000）：“2000-2001 年价格趋势分析”，《中国物价》2000 年第 9 期第 6 页。

柳随年（1984）：《第一个五年计划时期的国民经济》，黑龙江人民出版社 1984 年版第 30-31 页。

马建堂（1995）：“通货膨胀与农产品短缺”“经济工作者学习资料”1995 年 13 期第 26-34 页。

秦朵（1998）：《动态经济计量学》，上海人民出版社 1998 年第一版。

上海市社科院经济所（1959）：《上海解放前后物价资料汇编》，上海人民出版社 1959 年版第 410 页。

附录 1：定基月度消费物价指数推算方法和数据来源

已知 2000 年环比数据和 1986-00 年同比数据，可以向后推算出 1986-99 年间环比数据。倒推环比数据简单法则是：1999 年某（i）月环比指数，等于 2000 年紧接该月前一个月（i-1）与 2000 年该月（i）同比指数之比，乘以 2000 年该（i）月之环比指数，即： $P_{\text{环比}99/i} = (P_{\text{同比}00/i} / P_{\text{同比}00/i-1}) \times P_{\text{环比}00/i}$ 。

因为依据定义：

$$P_{\text{环比}99/i} = (P_{99/i} / P_{99/i-1}); \quad P_{\text{同比}00/i-1} = (P_{00/i-1} / P_{99/i-1});$$

$$P_{\text{同比}00/i} = (P_{00/i} / P_{99/i}); \quad P_{\text{环比}00/i} = (P_{00/i} / P_{00/i-1});$$

$$\begin{aligned} \text{所以：} & (P_{\text{同比}00/i-1} / P_{\text{同比}00/i}) \times P_{\text{环比}00/i} \\ & = (P_{00/i-1} / P_{99/i-1}) / (P_{00/i} / P_{99/i}) \times (P_{00/i} / P_{00/i-1}) \\ & = (P_{99/i} / P_{99/i-1}) = P_{\text{环比}99/i} \end{aligned}$$

依据上述方法算得 1999-86 年各月环比价格数据后，将月度环比数据依次连乘，再除以 1986 年 1 月环比数，就得到以 1986 年 1 月为基期的定基月度物价指数。

数据来源：同比消费价格指数（CPI）见《中国人民银行统计季报》。2000 年各月环比 CPI 月数据除 6 月份以外均来自国家信息中心经济预测部的发布《中国经济数据分析》2000 年 1 月到 2001 年 1 月各期。2000 年 6 月份环比数据间接推算获得。据报告，“（2000 年）6 月份比去年 12 月相比的消费价格下降 2.3%”（国家计委市场与价格研究所课题组，2000 年），结合该年 1-5 月份环比数据，可推算出该月环比指数。

附录 2：我国改革以前粮食市场交易管理政策演变

依据有关历史资料观察，我国改革以前粮食集市交易政策变动，大体可分为六个阶段。

（1）合法存在时期（1949 年 10 月-1953 年 10 月）

我国历史上早就存在地方性粮食集市交易以及跨地区粮食市场交易，新中国成立初期，虽然对于私商粮食经营有所限制，包括集市交易的粮食市场交易基本仍然存在。

（2）时放时收时期（1953 年 10 月-1957 年 8 月）

人口增加和以城市为中心的大规模工业化建设全面展开，国家粮食征购量急剧上升，1953 年开始出现粮食供求紧张局面，粮食市场价格上涨导致市价和国家收购牌价差额扩大到 30-50%¹⁹。于是，国家难以用牌价收购到数量足够满足需要的粮食，出现国家粮食供需关系危机状态。最高领导层慎重权衡考量，决定实行粮食统购统销政策，严禁私商经营粮食，随后几年对粮食集市贸易实行了时放时收的政策。

（3）强行关闭时期（1957 年 8 月-1962 年 9 月）

由于左倾意识形态影响，50 年代决策者认为“粮食是农村中两个阶级、两条道路斗争的焦点，把粮食市场看成是资本主义自发势力的集中场所”（《当代中国》丛书编辑委员会，1988，第 135 页）。从 1957 年 8 月开始，粮食集市被强行关闭。

（4）暂时开放时期（1962 年 9 月-1966 年文革开始）

针对“大跃进”和人民公社运动之后出现的粮食危机形势，60 年代初决策者对粮食政策进行了重大调整，内容之一是暂时放开粮食集市。1962 年 9 月中共中央“关于粮食工作的决定”对农村粮食集市和实行粮食议价交易做了新的规定。农村集体单位和农民在完成粮食征购任务后，可以拿余粮上集市交易，供销社也可以采用议价方式收购生产队余粮，重新开放了粮食集市（《当代中国》丛书编辑委员会，1988，第 135-136 页）。

（5）再次收紧时期（1966 年文革开始-1978 年 12 月）

1966 年开始的文革时期，又对粮食集市贸易采取限制、代替甚至取消政策，把农民在集市上交易粮食等农产品，看作是“走资本主义道路”来批判，结果使大部分地区关闭了粮食集市贸易（《当代中国》丛书编辑委员会，1988，第 182 页）。

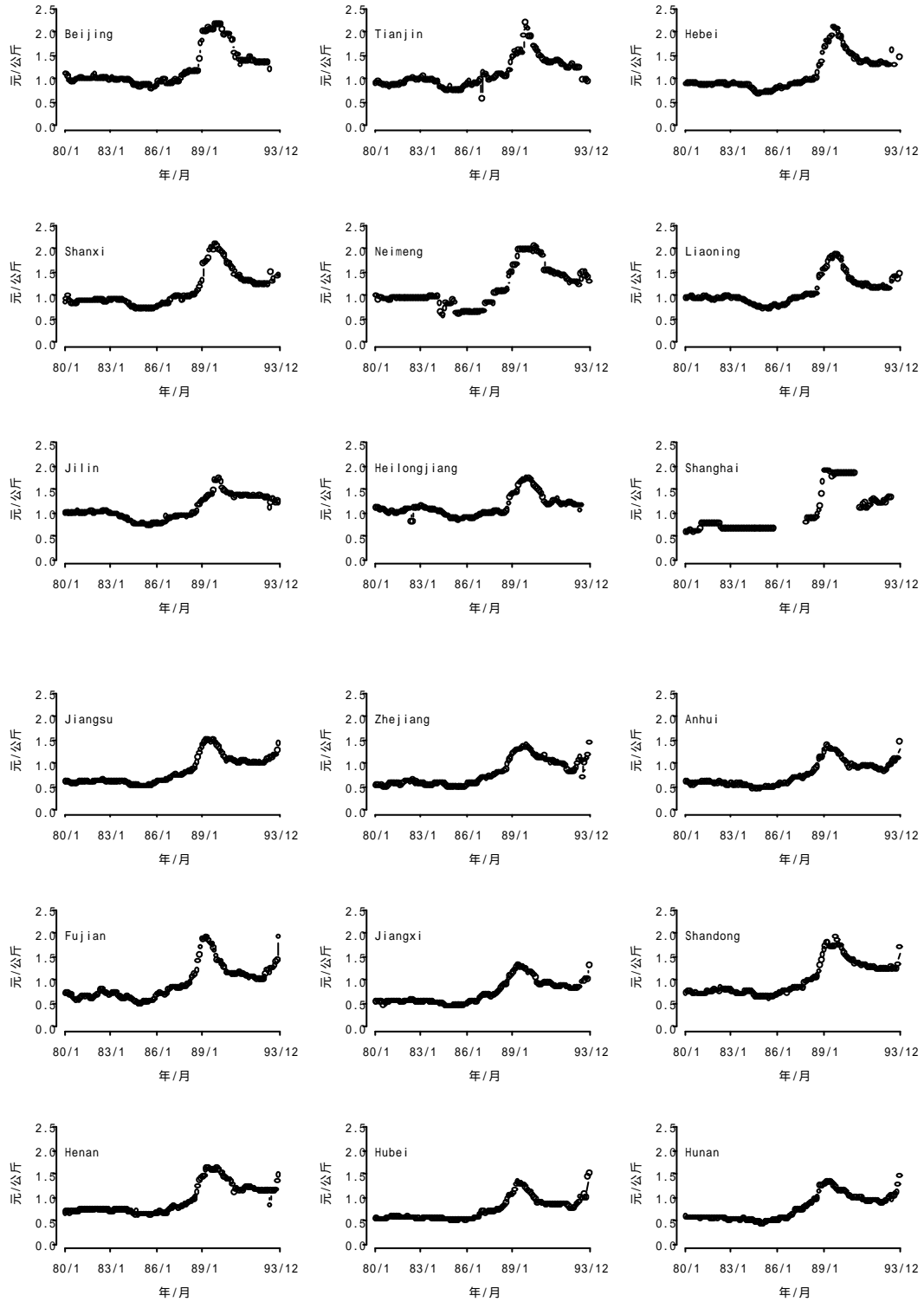
（6）放开发展时期（1978 年 12 月以后）

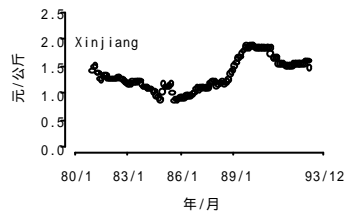
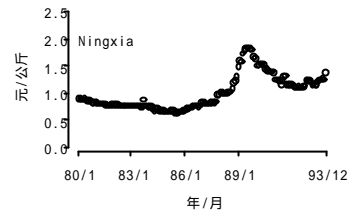
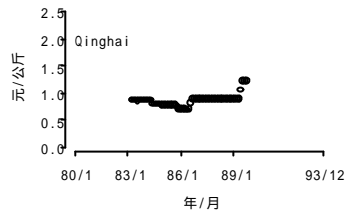
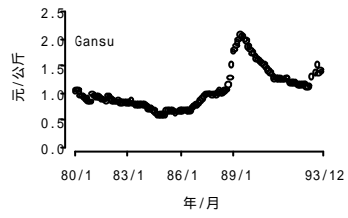
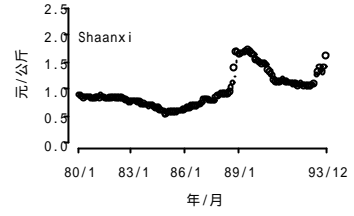
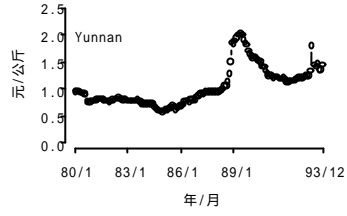
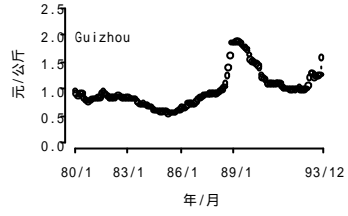
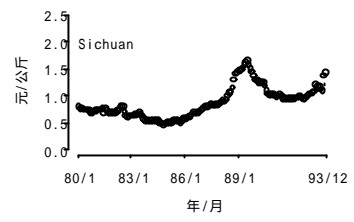
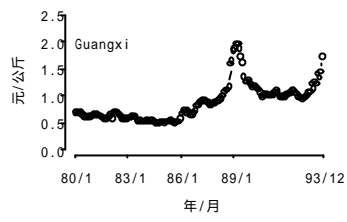
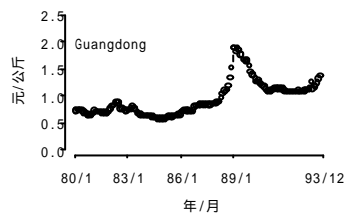
1978 年 12 月中共十一届三中全会公报指出：“社员自留地，家庭副业和集市贸易是社会主义经济的必要补充，任何人不得乱加干涉。”《农村人民公社工作条例（试行草案）》更明确规定：“在完成国家征购任务后，允许社员通过集市，进行少量粮食，油料等买卖。粮食部门也可以议价收购和出售”。从此以后，粮食集市贸易逐步恢复和发展起来。集市贸易粮食成交量从 1978 年的 50 亿斤上升到 1983 年 183 亿斤（《当代中国》丛书编辑委员会，1988，第 182-183 页）。

¹⁹ 1953 年粮食征购量为 949 亿斤，比 1952 年增长了 42.7%。征购粮食数量增长伴随着农村粮价上涨和国家粮食牌价与市场价格脱节，1953 年，湖南、江西、山东、河北等主要产粮区粮食市价比牌价高 30-50%（柳随年，1984）。同年上海糯米出现黑市价格，比牌价零售价高 48%（上海市社科院经济所，1959）。

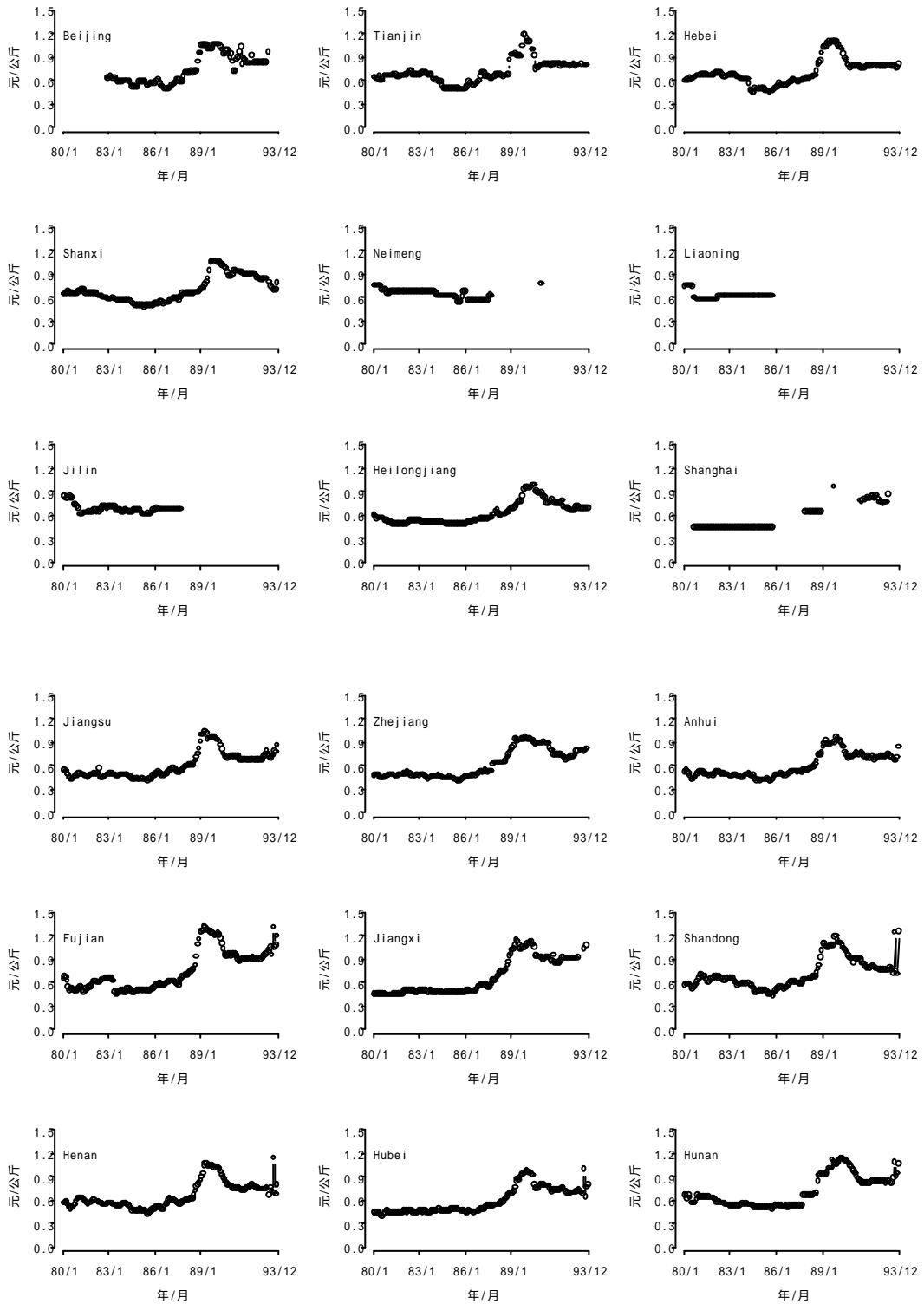
附录 3，商业部数据样本的分省区分品种集市粮价

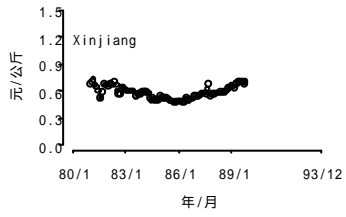
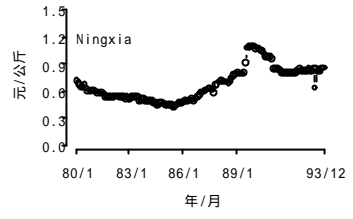
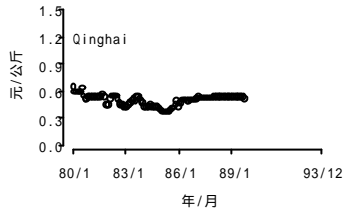
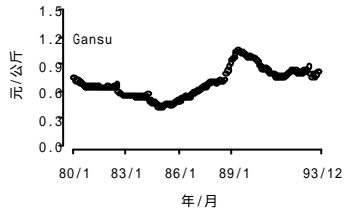
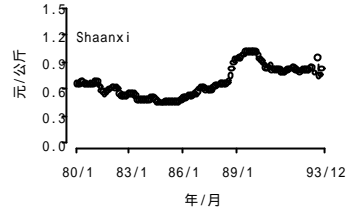
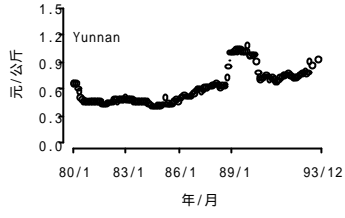
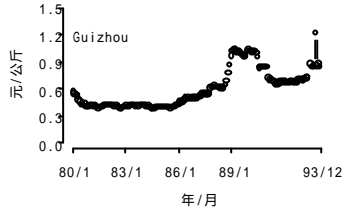
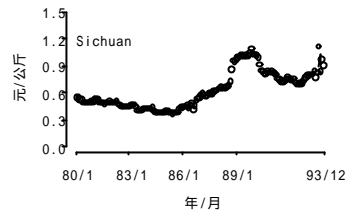
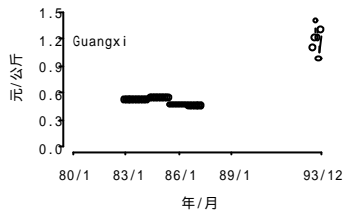
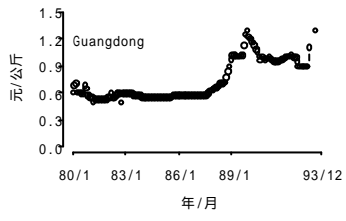
商业部样本的分省区大米数据



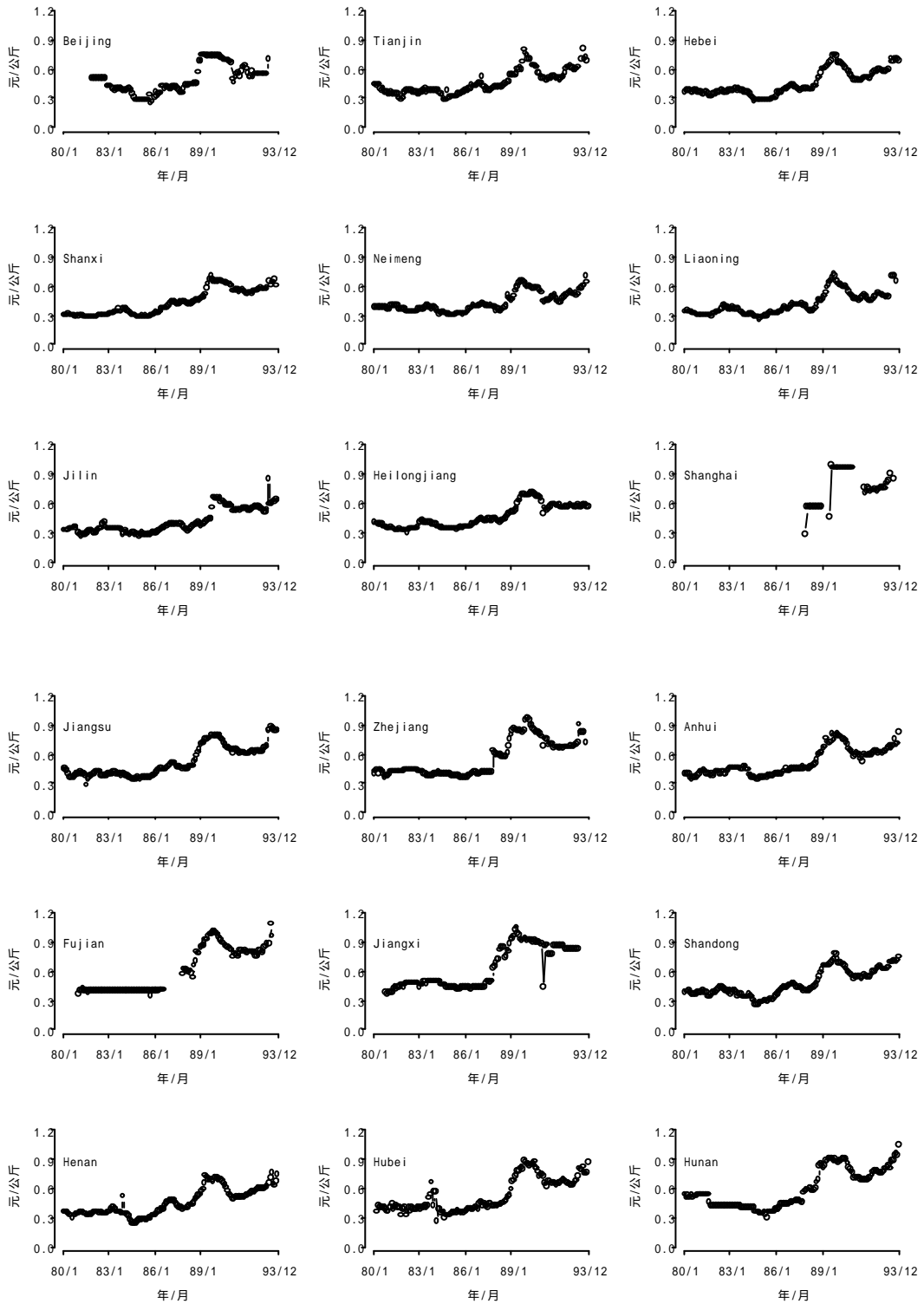


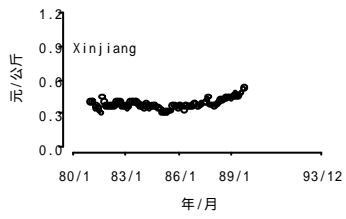
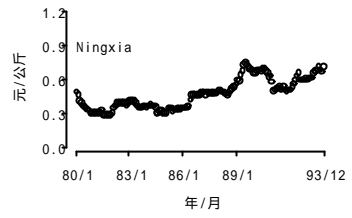
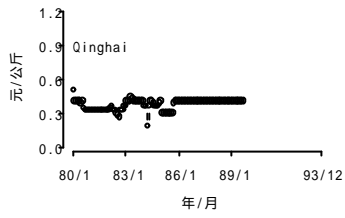
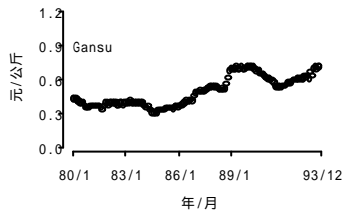
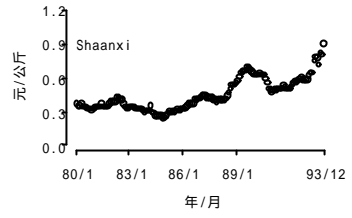
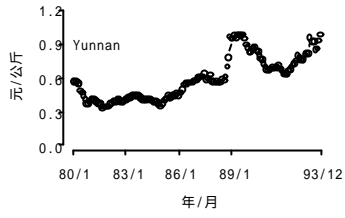
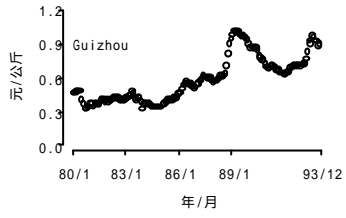
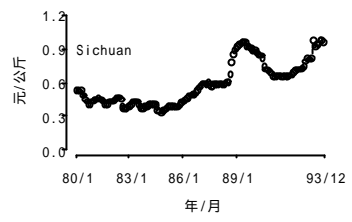
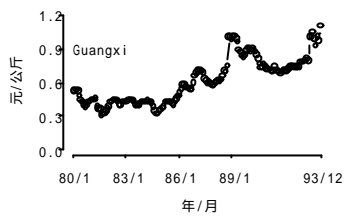
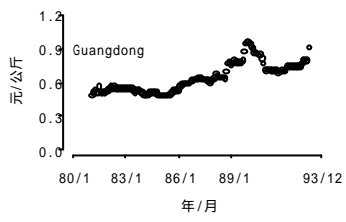
商业部样本的分省区小麦数据





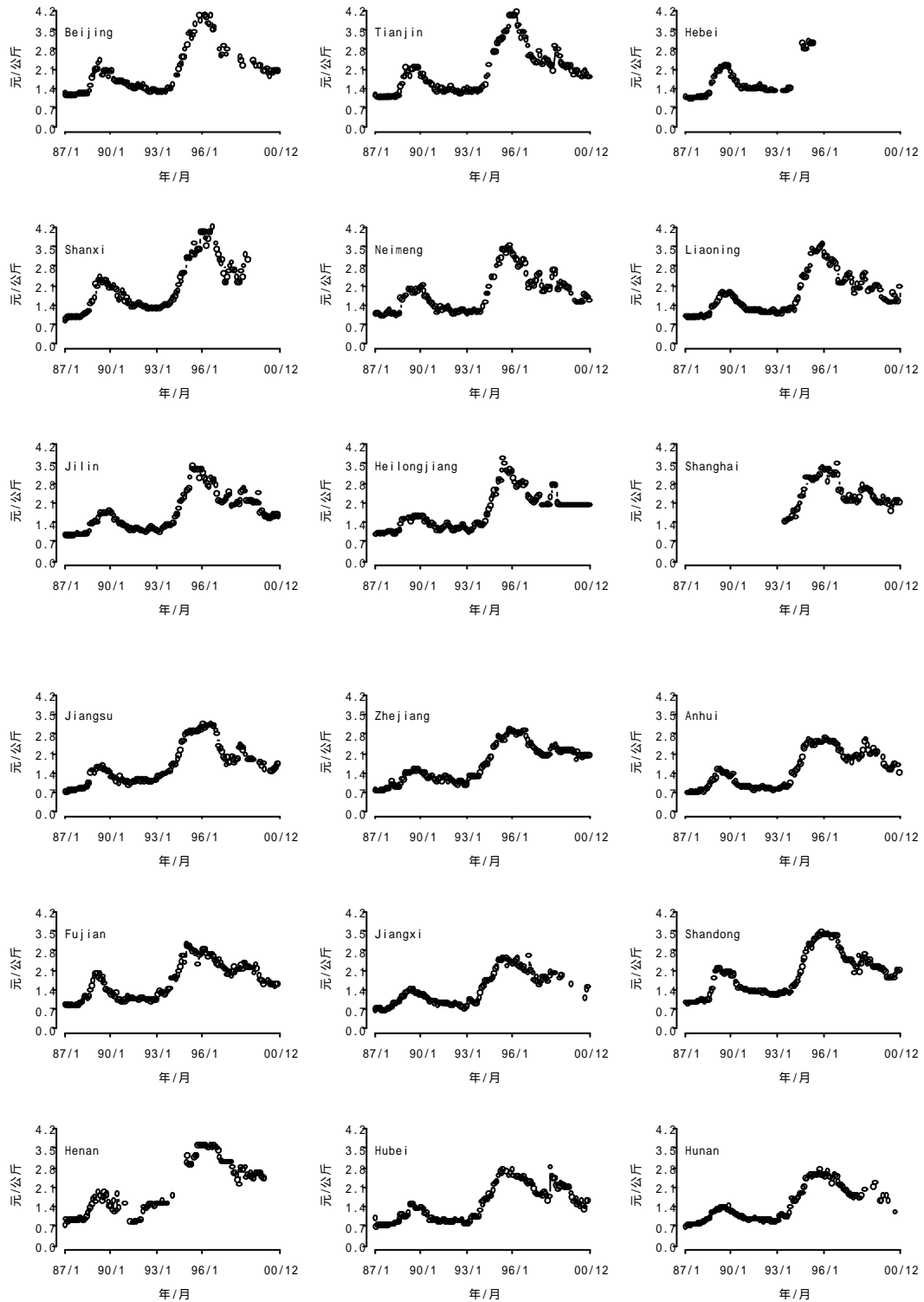
商业部样本的分省区玉米数据：

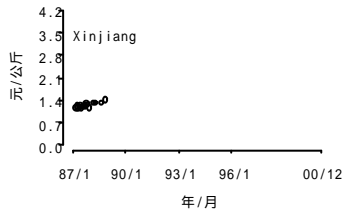
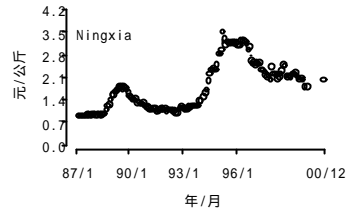
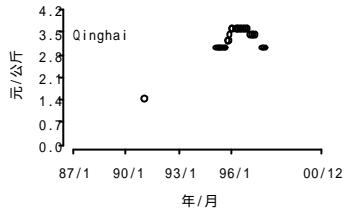
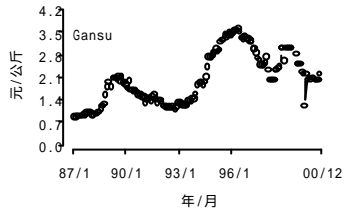
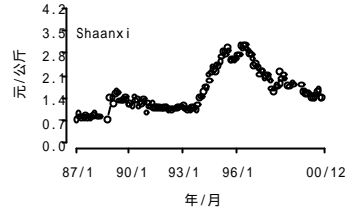
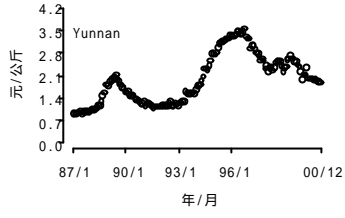
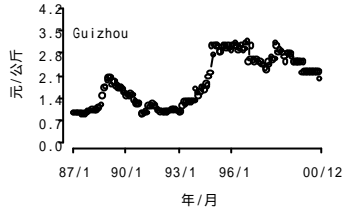
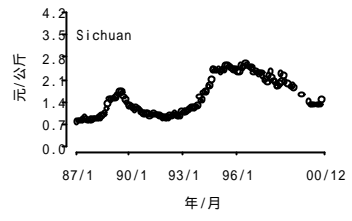
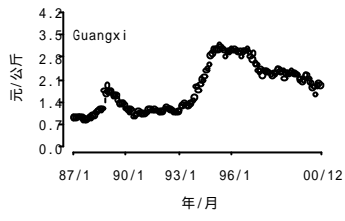
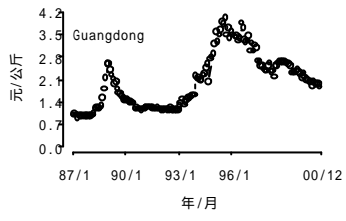




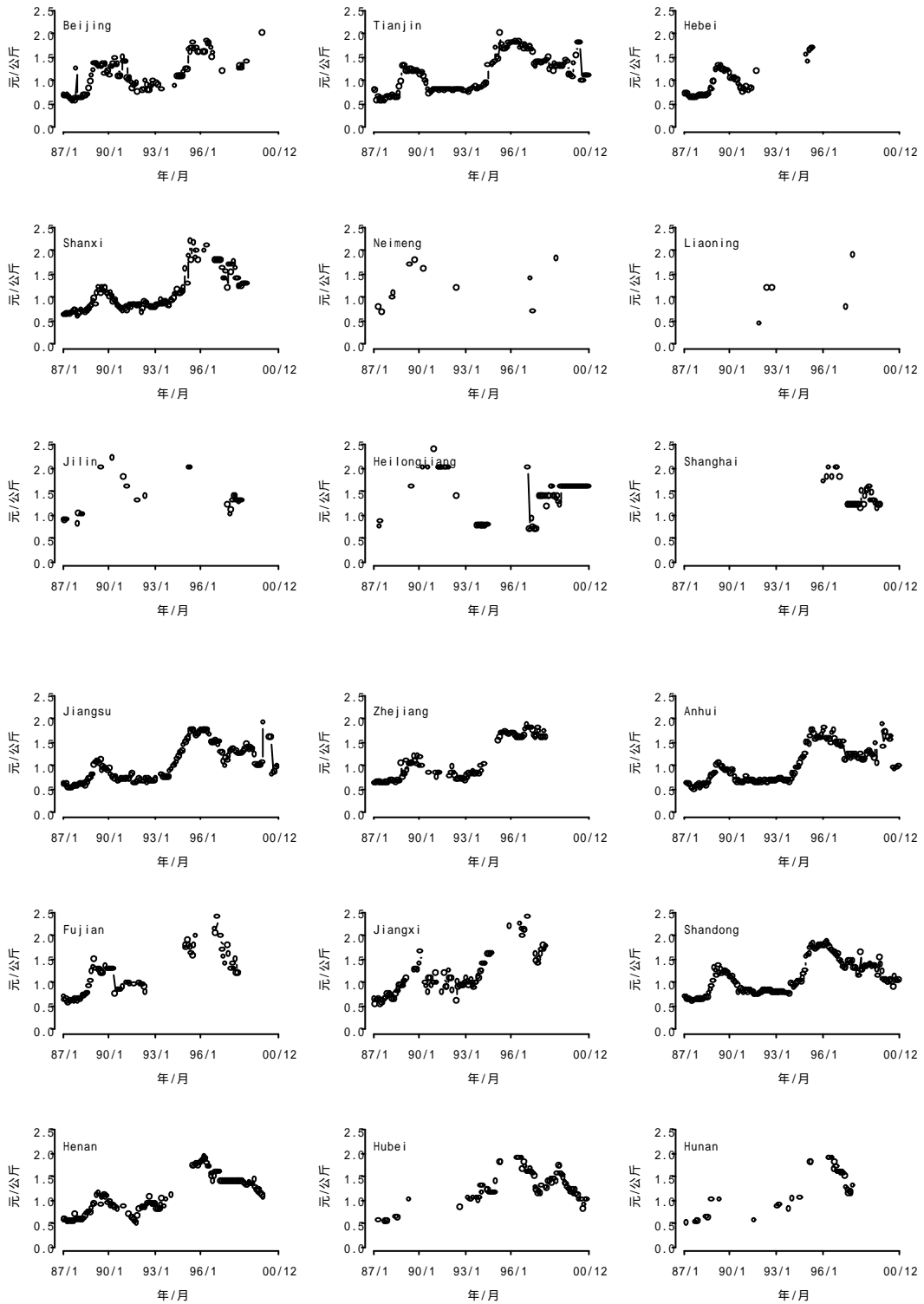
附录 4，农研中心数据样本的分省区分品种集市粮价

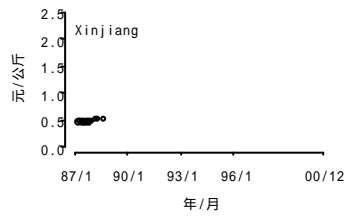
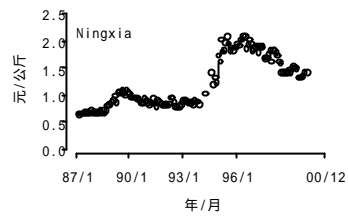
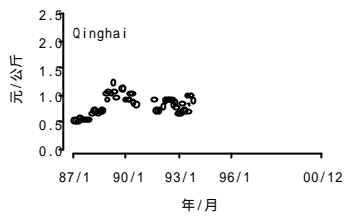
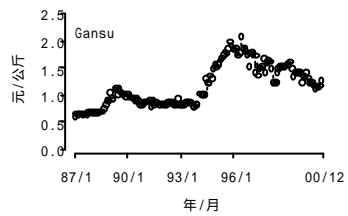
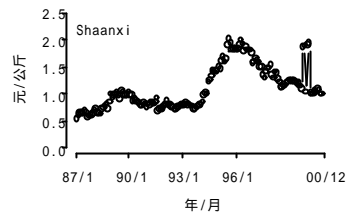
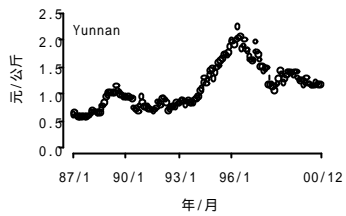
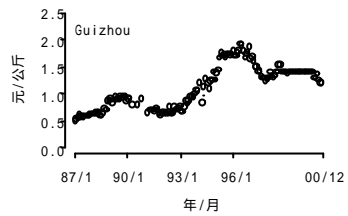
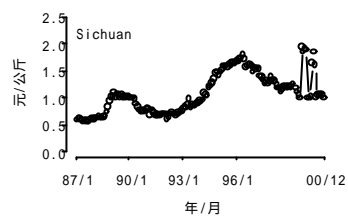
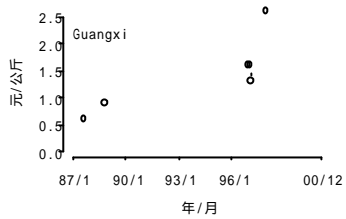
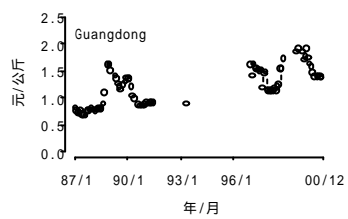
农研中心样本的大米数据



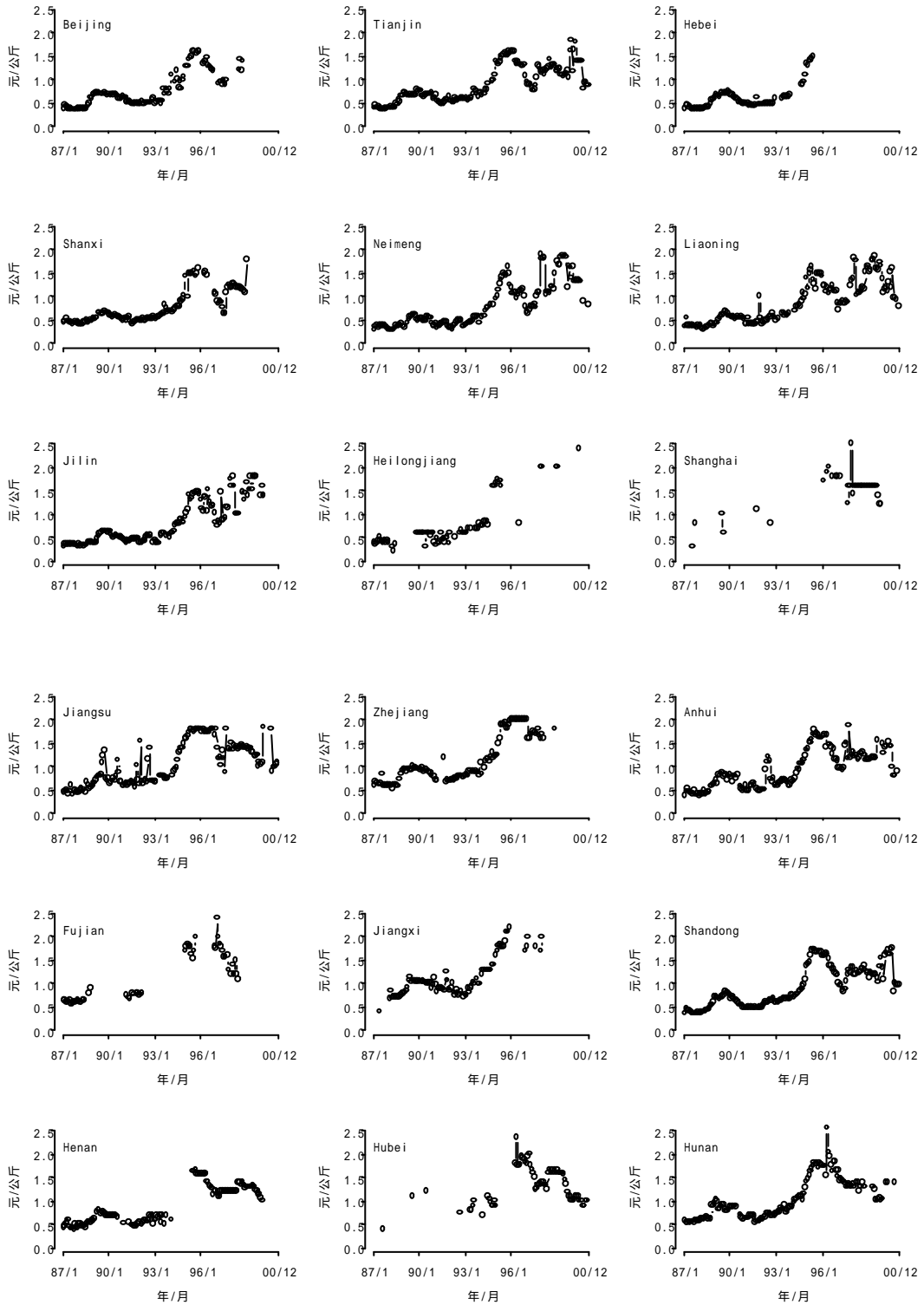


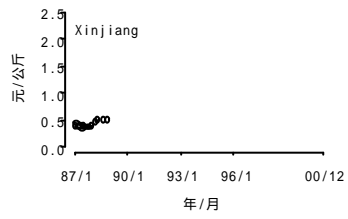
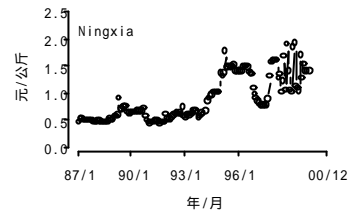
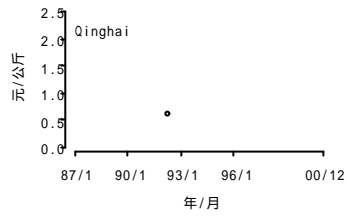
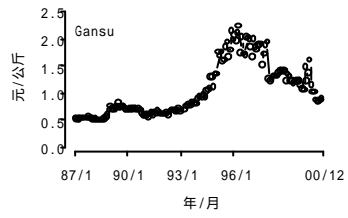
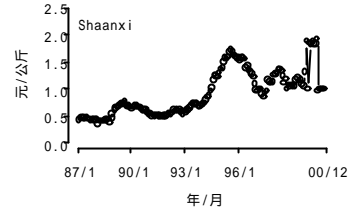
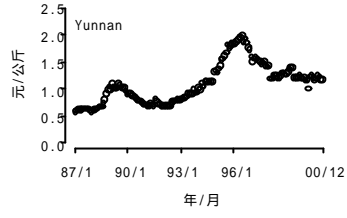
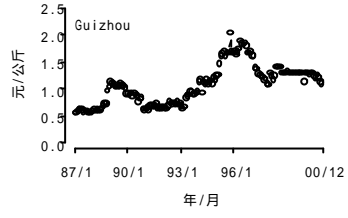
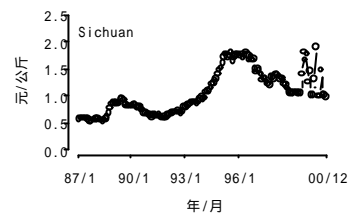
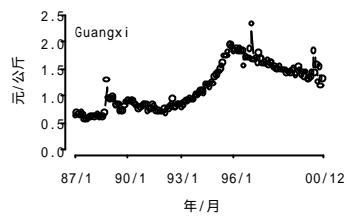
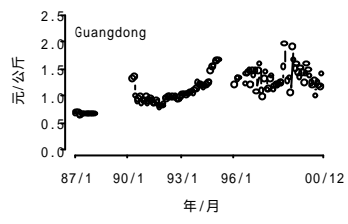
农研中心样本的小麦数据





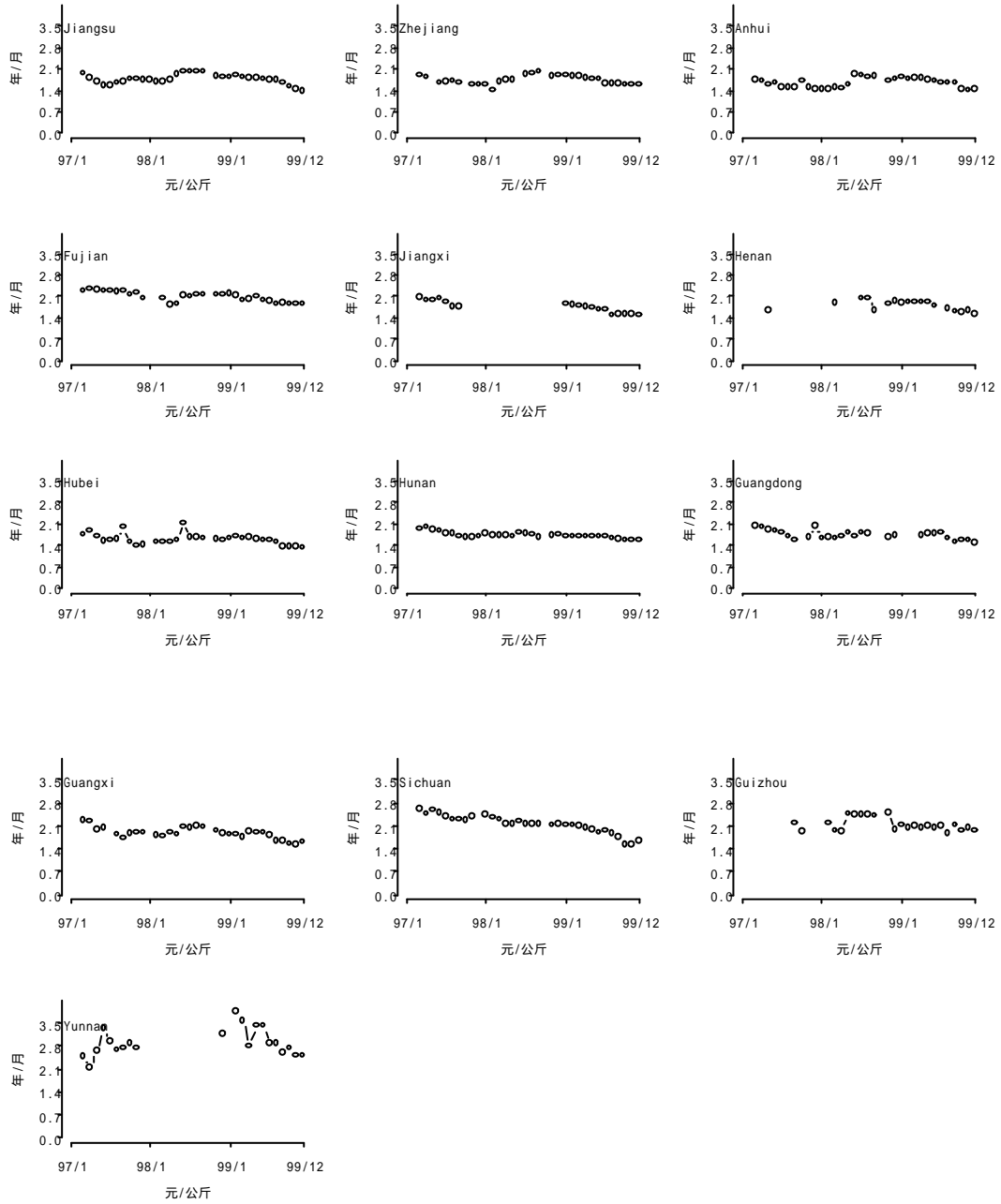
农研中心样本的玉米数据



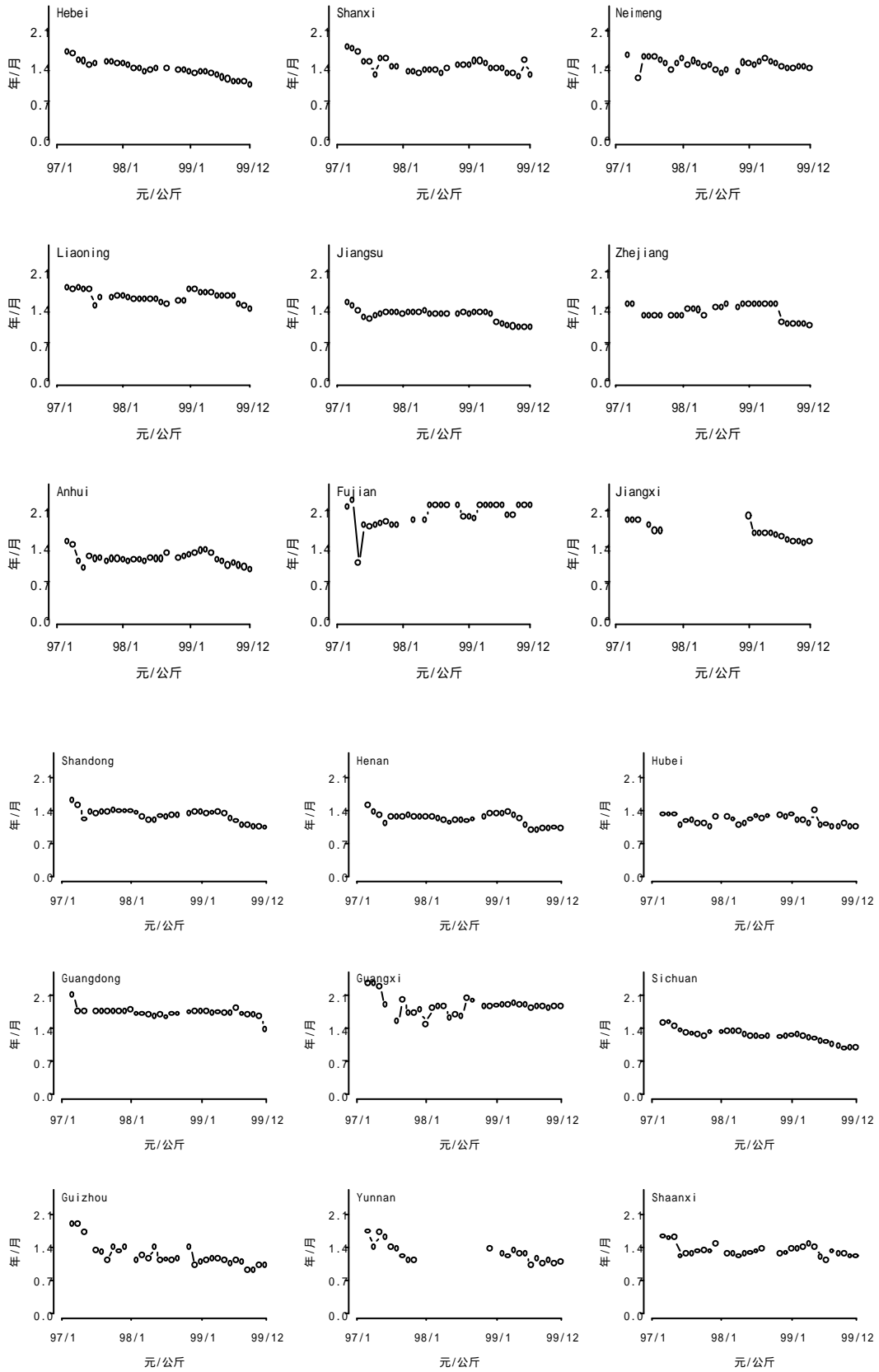


附录 5，农调队数据样本的分省区分品种集市粮价

农调队样本的分省区大米数据



农调队样本的分省区小麦数据



农调队样本的分省区玉米数据

