

CCER 学刊 (季刊)

Journal of Economic Studies (by CCER)

2002 年 12 月 第 4 期 总第 14 期

目 录

编者的话..... (1)

论 文

居民储蓄居民资产结构和企业融资结构.....陈庆庆 (3)

非流通股存在下的连续拍卖均衡.....郝朝燕 (63)

通货膨胀、存粮和粮价形成的关系.....彭凯翔 (93)

专 栏

诺贝尔经济学奖回顾.....编辑部 (141)

Journal of Economic Studies (by CCER)

No. 4 December, 2002

CONTENTS

Forewords..... (1)

Papers:

Personal Consumption, Asset Structure and Enterprise

Financing StructureQingqing Hu (3)

Continuous Auctions Equilibrium in Existence of

the Illiquid AssetChaoyan Hao (63)

The Relationship between Inflation, Food Stock and Forming

of Food PriceKaixiang Peng(93)

Column:

Retrospect of the Nobel Prize for EconomicsEditor(141)

编 者 的 话

《CCER 学刊》立足于北大中国经济研究中心,以为中国经济学研究生提供自己的学术交流的平台为己任,以倡导用严谨、规范的学术研究方法进行经济金融理论与实证研究为宗旨。我们每年用一期专刊来刊登当年毕业生的优秀论文,一方面是向中心的师弟师妹以及外面的同学展示中心学长们的研究成果,另一方面也是抛砖引玉,希望后来者能站在他们的肩膀上,做出更好的研究。

由于中心有良好的学术氛围,历年的毕业论文都具相当的水准,而且其中不乏在其研究领域堪称国内一流的论文。这一方面让我们这些师弟师妹们引以为豪,另一方面,也对我们造成了强大的压力,使得我们要想在同样的领域写出同样有价值的论文,必须付出更多的努力。然而,正因为如此,中心同学们的研究水平才得以不断提高。

本期学刊收录的是中心 99 级毕业班的优秀毕业论文中的三篇。99 级师兄师姐们毕业论文的整体水平很高,有好几篇论文的水平不相上下,令中心的老师们在优秀毕业论文评比过程中都有点为难。事实上,有些文章已经在正式刊物发表了,如李志赞师兄的《银行结构与中小企业融资》就已经在《经济研究》2002 年第六期上发表。而郝朝艳师姐的《非流通股存在下的连续拍卖均衡》也已经被我们中心主办的《经济学季刊》选定,不过幸好还未出版,所以,在征得郝师姐同意后,我们学刊就抢先一步,将其刊登出来,以飨读者。由于学刊的篇幅实在有限,我们不得不只得忍痛割爱,去掉了其他几篇而只留下现在的三篇。虽然不能与读者分享更多精彩文章确是令人遗憾,不过,我想这三篇还是能代表中心 99 级毕业论文的水平。其他几篇出色的论文将会陆续在其他正式刊物上发表,对中心同学论文感兴趣的老师和同学可以留心一下。

《CCER 学刊》编辑部要感谢所录文章的三位作者,尽管他们自己的事情已经忙的不可开交,但是对学刊的工作还是给予了大力支持。郝朝艳师姐在我和她联系后,第二天就把文章发给我们了。陈庆庆师姐虽然远在大洋彼岸的 Cornell,在收到我的 Email 后也很快把文章发给了我们。彭凯翔师兄对我们的要求也很快给予回应。这些反映了师兄师姐们对《CCER 学刊》的重视,也是对我们继续办好学刊的莫大的鼓舞,我们所能做的就是用自己的行动努力实践学刊的宗旨,为推动中国经济学研究生的理论和实证研究做出自己的贡献。

欢迎各位读者对所录文章进行批评、指正,您可以与作者交流任何意见,也欢迎您到 <http://forum.ccer.edu.cn/forum>,在‘经济中心’里的‘中心学刊’版中留言,写下您对这些文章的意见以及您对学刊的任何意见、建议和想法。

梁民俊

2002 年 12 月

居民储蓄、居民资产结构与企业融资结构*

陈庆庆

(北京大学中国经济研究中心 100871)

摘 要：本文从最基本的数据角度出发，采用效用评价原则对现有的统计口径和统计资料按金融资产和实物资产两个部分重新核算了居民资产、储蓄和消费的数据得到居民资产存量表，并分析了78年以来居民资产结构变动，金融资产占总资产的比例不断上升，金融资产增长率高于总资产和实物资产增长率。然后我们计量了广义储蓄并用两种方法调整平均储蓄倾向，得出78年以来居民储蓄倾向较为平稳，略有变化，一个很重要的原因是居民资产中包括很大比例的实物资产地产几乎不增长。在国际比较中，各国的储蓄倾向较稳定，各国之间有一些差别，和未来预期不确定性、人口老龄化及养老保险制度有关。在分析居民资产结构和储蓄时，推出企业融资结构不合理，间接融资比例太高，居民储蓄余额的增加，企业负债率增加，导致银行坏账比例的提高，从而形成恶性循环，一个解决途径是减小间接融资比重，扩大直接融资范围，即要大力发展证券市场，迅速扩大股票市场的融资功能。本文作了基本的数据整理和估算工作，在一个统一的数据框架内，更能准确反映我国居民资产的现状（包括总量和结构），同时我们通过估算出的居民个人资产结构为未来宏观经济结构和企业融资结构作一定预测。

关键词：储蓄 资产 资产结构 融资结构

* 本文在写作中得到了导师宋国青的耐心指教，并在各个阶段提供了富有启发性的意见。此外，贺菊煌老师在对本论文评阅的时候提出了很多有建设性意见和相关研究方向，在此表示最诚挚的谢意。同时十分感谢陈平老师和易纲老师对论文的评审和帮助。另外，本文写作得到许多老师与同学的直接帮助，曾多次就各种问题同夏春、朱胜豪、袁嘉和邓先虎以及其他同学进行各种形式的讨论，在此一并感谢。当然文责自负。作者联系方式：qc27@cornell.edu，欢迎学刊的读者对本文进行批评，指正。

1. 引言

改革开放二十多年来,我国经济得到持续快速增长,特别是城乡居民收入水平得到较大的提高。90年代中期以后,居民资产存量明显增大,资产结构趋于多样化。研究居民资产结构对于研究和预测未来中长期国民经济结构在总量上提供了基础。

1978-2000年间我国居民储蓄存款高速增长,居民储蓄在国内资金积累中的作用变大,居民储蓄在总储蓄中的份额也在不断增加,从世界银行的统计数据来看,我国成为世界上几个储蓄倾向较高的国家之一。但是从现存的统计口径和统计资料来看,我国缺乏在理论和实际统一的逻辑框架下的统计数据。我们的居民个人可支配收入数据往往低估了居民的实物资产(房产、地产等),而欧美国家的统计资料相当详尽且与经济学理论相结合,因而我们不能在统一的标准下和欧美国家相互比较。我们试图对我国居民改革二十年来的居民资产数据在现有的统计资料的基础上通过一些较为直接的经济方法估算,以得到居民资产核算表。

国内已有一些关于居民资产结构的相关研究,很有借鉴意义。在市场经济实行以前,资产的市场价格从统计数据上是无法得到的,我们依据效用评价原则,对居民资产定价并估算。从效用角度来看,是否流通和市场化并不是资产是否存在价值的必要条件。通过估算出居民资产数据,调整个人收入,校正居民储蓄倾向,研究居民资产选择、消费和储蓄行为。

居民储蓄存款的增加,从另一个角度来说就是企业负债的增加,现在金融资产结构不合理,导致银行坏帐率增加。改革以来,随着社会收入分配的变化,资金的分散化和居民成为净储蓄者以后,政府一直没有找到将分散的个人财富进行有效集中和配置的方式。虽然社会对资金的分配已经由财政手段改为金融手段,但以间接金融为主的银行不仅受到政府的行政干预,而且由于产权主体的界定不清,使得银行在分配社会资金时,利益与风险严重不对称,导致资源配置效率低下和风险的过度集中。因此必须控制金融资产结构,发展直接融资和证券市场,缓解银企危机。

本论文的结构安排如下:第二部分简要的对已有的相关的储蓄消费和资产选择理论文献进行简要综述。第三部分对中国居民资产进行定义和核算,得到中国1978-2000年的金融资产、实物资产和总资产的核算表。第四部分给出基于个人动态选择的理性预期的家庭优化模型,分析家庭的消费和资产选择行为,并且分析了收入、储蓄和资产的增长和资产结构变化。文章第五部分计算了居民广义储蓄并进行通胀调整,用两种不同的方法和口径调整平均储蓄率,并分析储蓄率的变化,给出两种不同的解释。第六部分分析中国居民储蓄倾向,并对中美日三国的储蓄倾向和资产结构进行国际比较,并进一

步分析了企业融资结构问题。最后,文章在第七部分给出全文的结论,指出本文研究的意义和目的。

2. 文献综述和问题展开

2.1 储蓄消费和资产选择理论简单回顾

凯恩斯在《通论》中提出了消费函数的概念,指出人们的消费受到收入水平、财富的货币价值的意外变化、时间贴现率变化、财政政策变化和个人对未来收入预期变化等多方面的影响。研究个人消费储蓄行为,收入、消费和储蓄之间的关系,对预测和制定经济政策有十分重要的经济意义。因此,西方学者在理论和经验数据上对各国的短期消费函数和长期消费函数进行实证分析。S. Kuznets (1946) 对美国 1869 - 1938 年的国民收入和个人消费数据分析了美国长期消费函数,发现长期边际消费倾向在长期来说大致等于平均消费倾向而并不呈现出递减趋势,与凯恩斯提出的短期消费函数不同。由此进一步提出了新的个人消费储蓄行为理论。

最早的是 Smithies 提出的绝对收入假说。绝对收入假说认为消费是绝对收入的函数,短期消费函数不是固定的,消费和收入不成比例,而长期消费函数中消费和收入成比例。J.S. Duesenberry 提出的相对收入假说认为消费者的消费支出不仅受到现期收入、过去的消费和收入水平的影响,而且受到周围人的消费行为及其收入和消费相互关系的影响。消费支出的变化往往落后于收入的变化。将消费行为的短期分析和长期分析结合起来,就可得到消费函数中著名的棘轮效应,即短期消费函数曲线就像棘轮一样,对消费的下降起着阻滞作用,收入偏离长期增长趋势时的短期边际消费倾向小于长期边际消费倾向。绝对收入和相对收入理论中的收入变量只包括现期收入,对理论的发展受到限制。

持久收入/生命周期理论的提出对居民消费储蓄行为的研究推进了一大步。Friedman 提出了著名的持久收入理论,他在《消费函数理论》中区分了持久收入和暂时收入的概念。持久收入假说认为持久消费取决于持久收入,与暂时收入无关,而暂时消费由暂时收入决定,与持久收入无关。从长远来看,每个家庭的持久消费和持久收入成一固定比例,储蓄的波动主要是由收入中的暂时收入的波动造成。持久收入决定的消费函数中消费者的选择行为受消费者一生收入的约束,且与收入高度相关。

F. Modigliani 的生命周期假说认为“消费者将选择一个合理的、稳定的消费率,接近于他预期一生的平均消费。”即储蓄既不是取决于本期收入,也不是取决于人均收入,而是取决于人的终生收入,储蓄的变化与生命周期息息相关。储蓄的短期波动介于本期

收入和终生平均收入二者之间的波动,长期的储蓄波动则和个人生命周期和家庭规模相关。用生命周期理论可以解释消费函数理论中短期 $MPC < APC$, 长期 $MPC = APC$ 的现象。但用生命周期理论在估计未来预期劳动收入时假定未来的预期劳动收入是现期劳动收入的一个固定比例,这表明现期劳动收入的变动是持久的,这与现期劳动收入的变动的暂时性有一定的相悖。

从 50 年代初到 70 年代末,生命周期/永久收入假说主宰了经济学家对消费和储蓄的思考,直到理性预期革命的爆发,对消费和储蓄的研究才有了进一步的发展。这些新理论主要是对永久收入/生命周期假说中一些与现实不符的假设进行完善的基础上而建立了各自的理论。它们的共同特点是,不强调构造函数,而是强调变量之间的相关性。

自凯恩斯发表《通论》以来,对消费和储蓄的研究主要集中在函数的构造上,即探讨收入与消费和储蓄之间的结构性关系。对此,理性预期学派的杰出代表之一 Lucas, Robert E. 提出了著名 Lucas 批评,他认为在永久收入和消费之间的确存在结构性关系,但消费函数断定这种结构性关系存在于观察到的收入和永久收入之间,而这类关系的稳定性是很难令人相信的,因为经济中其他方面的变化,都会改变消费者从观察到的收入中推测永久收入的最优方式。因此,构造消费函数便显得毫无意义。消费者将基于所有能够得到的当前收入和未来收入信息以及价格信息,选择使其一生预期效用最大化的当前消费水平。

对卢卡斯的观点,Robert Hall 进行了一般意义上的分析与检验,提出了随机游走假说(Random Walk)。他的基本思路是考察描述一个消费者最优化的欧拉方程(Euler Equation),在假定效用函数为二次型的条件下,得到 $C_t = C_{t-1} + e_t$, C_t 为消费, t 为时间, e_t 是随机项且满足 $E_{t-1}[e_t | \Omega_{t-1}] = 0$ (这里 $E_{t-1}[\cdot | \Omega_{t-1}]$ 表示以第 $t-1$ 期的信息集 Ω_{t-1} 为条件的期望),这表明消费的变化是不可预见的。现期消费反映了人们可得到的所有信息,现期消费的变动与过去的经验无关。

预防性储蓄理论(Precautionary Saving Theory)是指风险厌恶(Risk aversion)的消费者为预防未来不确定性导致的消费水平急剧下降而进行的储蓄,这种不确定性由收入的波动造成的。预防性储蓄理论从更一般意义上考察消费和储蓄,即假设效用函数非二次型,结果得到不确定性的增加会刺激储蓄提高、消费下降的结论。预防性储蓄的重要性在于现实中消费行为和家庭财产分布的困惑无法从现存的储蓄和消费理论中得到解释。经济计量学家对家庭储蓄或财富经验分析提供了对预防性储蓄观点的支持,如 Carroll and Samwick (1992), Guiso (1992)。此后的经验研究都在努力将收入不确定性和影响储蓄的其他因素加入检验模型中,如 Dardanoni (1991), Carroll (1994), Kazarosian

(1994), Jappelli and Terlizzese (1994) 等。

流动性约束理论 (Liquidity Constraint Theory) 认为, 永久收入/生命周期假说假设个人能够在相同的利率水平上借贷和储蓄与现实不符, 实际中存在着流动性约束。流动性约束从两个途径增加储蓄: (i) 不论流动性约束何时发生, 它都会使一个人的消费比他想要的消费少。(ii) 流动性约束不在现期发生, 但它将在未来发生的事实同样会降低现期消费。例如, 假设在下期预期收入降低, 若没有任何流动性约束, 并且下期实际收入降低了, 那么个人可以通过借款来避免消费锐减, 但如果存在流动性约束, 在个人没有储蓄情况下, 那么收入下降就会引起消费下降。因此, 流动性约束的存在会导致个人将储蓄作为保险以减少收入在未来下降产生的影响。

缓冲库存储蓄理论 (Buffer-Stock Saving Theory) 主要有三种解释: Frin and Thaler (1988) 认为, 个人有一系列拇指法则 (rule of thumb) 用来指导他们的消费行为。这些拇指法则的许多例子表明: 花费一个人的现期收入是合理的, 但资产急剧下降只能发生在意外的环境中。这样的拇指法则可以导致消费者通过储蓄和借贷来拉平短期收入波动, 从而使消费在短期里较合理地遵循永久收入假说的预言, 但它们还可以使消费在长期中与收入轨迹相当紧密。Deaton (1991) 和 Carroll (1992) 认为缓冲库存储蓄源于高贴现率, 预防性储蓄动机和居民不愿沉重负债的某些原因。在 Deaton 的分析中, 没有债务的原因是由于存在流动性约束; 在 Carroll 的分析中, 没有负债的原因是由于边际消费效用在消费变得足够小时趋近于无穷大。结果, 居民总是回避出现很低消费的风险, 因为如果他们负债, 他们的未来收入会变低。高贴现率与无能力或不愿意负债使居民财富接近于 0, 导致消费与收入轨迹趋于一致。但是, 在相对高的贴现率下, 效用函数如果存在正三阶导数, 也会使居民认为消费陡降陡升的风险并非系统性的; 结果, 他们会保持一小部分储蓄用来防备收入大幅度下降。Bard, Skinner and Zeldes (1994a, 1994b) 认为缓冲库存储蓄是预防性储蓄动机和福利计划对低消费水平的保险。

在研究居民消费储蓄行为的同时, 居民对不同资产的投资行为也是很重要的研究问题。Breedon (1979), Merton (1973), 和 Rubinstein (1976) 提出了消费 CAPM 模型 (Consumption capital-asset pricing model), 消费者进入资产市场, 对无风险资产 (储蓄存款) 和有风险资产 (如股票) 的投资行为和资产的收益率有关, 定义一种资产的收益率和消费的协方差为消费 b , 并认为资产提供的升水与消费 b 成比例。股票升水 (Equity premium) 对于消费的影响, Mankiw and Zeldes (1991), Constantinides (1990), Campbell and Cochrane (1999), Weil (1989) 和 Epstein and Zin (1991) 进行了一定的研究, 结论仍不确定。

2.2 国内相关研究

居民储蓄持续增长是当前我国引人注目的经济现象之一,对于居民资产和储蓄的研究不仅从微观层面上分析出居民储蓄行为和心理,而且能为研究未来宏观经济结构提供基础。目前国内已有的研究大概分为两个方向,一个是用消费储蓄理论来构建消费函数,解释和分析居民的消费储蓄和资产选择行为;一个是由于官方统计数据不足,从数据统计的角度对居民资产和储蓄进行估计。

绝对收入假说更多地被用来解释计划经济时期的居民消费储蓄行为,计量检验的结果也证明效果很好(臧旭恒,1994)。李子奈(1992)曾用相对收入假说对中国1953—1980年的人均数据对城镇居民消费函数做了估计,拟合度较高。经济转轨以来,居民收入分配不均等程度有不断扩大的趋势。消费的示范效应增强,相对收入假说对转轨以来的居民消费储蓄行为的解释力也变得越来越强。对此,臧旭恒(1994)利用1981—1991年期间城镇居民和农村居民按收入水平分组的横截面数据进行了计量检验,结果发现:(i)1981—1991年期间城镇和农村的居民消费均符合相对收入假说,即在既定的相对收入分配下,家庭的消费储蓄不受收入的绝对水平影响,而在于其所处的相对收入地位。(ii)无论是城镇居民还是农村居民,消费的示范效应随着收入分配差距的扩大而强化。收入分配不均等化应该导致居民储蓄减少,但事实上居民储蓄率是在不断提高的,这说明相对收入假说在解释转轨时期居民的消费行为上不太合理。

目前国内用永久收入/生命周期假说解释转轨期间居民储蓄行为的较多。臧旭恒(1994)分别利用时间序列总量数据和家庭预算抽样调查数据检验了永久收入/生命周期假说,并从居民资产的角度采用两种方法专门对生命周期假说进行了检验,结果说明永久收入/生命周期假说对1978年以后的中国的可应用性逐渐加大。

樊纲、余根钱(1992)对城镇居民的银行储蓄存款进行的计量分析,检验结果也基本验证了永久收入/生命周期假说。但在王信(1996)的分析中,永久收入假说未通过检验,他认为模型不成立的原因在于该模型假定居民具有稳定的预期,而在转轨时期,我国居民对未来的预期很不确定,并且由于我国消费信贷不发达,居民很难通过借款来提高消费水平,平衡一生的收入和支出,这也是永久收入模型未能通过检验的一个原因。

在赵志君(1998)对生命周期假说的实证研究中,虽然理论值与实际值的拟合不够准确,但还是能很好地反映居民储蓄的变化趋势。为了提高拟合度,赵志君(1998)将利率、通货膨胀率和代表制度、文化变迁等非经济因素的虚拟变量引入了模型,结果判定系数明显提高。但这些后引入的因素并未对储蓄率有很好地解释力:名义利率对储蓄率有显著的正影响,通货膨胀率对储蓄率有显著的负影响,结果实际利率对储蓄率的影响不显著;中国渐进的制度变革对储蓄率没有明显的解释力。

贺菊煌(1998)通过数值模拟对生命周期假说进行了研究,结果是:(i)如果消费者没有预料到未来收入的增长,那么稳定状态下全社会储蓄率将随收入增长率的提高而提高;(ii)如果消费者预料到未来收入的增长,那么稳定状态下全社会储蓄率一般不随收入增长率的提高而提高。

臧旭恒(1994)根据Hall的随机游走假说构造了四个模型,分别代入1978—1991年间全国居民、城镇居民和农村居民消费、收入、资产、物价指数等数据,做现期消费对这些经济变量的滞后一期、二期和四期的OLS回归,结果表明:(i)有关全国居民和城镇居民的系数基本上拒绝了随机游走假说;(ii)有关农村居民的系数较复杂,对于随机游走假说的验证结论不太明确。臧旭恒(1994)用家庭预算抽样调查数据做了检验,结果也基本上否定了随机游走的假说。

中国人民银行研究局课题组(1999)将居民储蓄的定义由简单的居民银行存款推广到包括实物储蓄和金融储蓄两部分,并且计算调整的储蓄率。但其在估算数据时候因缺乏数据而忽略很多重要的因素和变量。臧旭恒(2001)对1978年来的我国城乡居民人均金融资产和实物资产分项进行核算,并分析了居民消费储蓄行为和影响因素。龙志和(2001)也对实物储蓄和金融储蓄从总量上估计,对经济体制改革以来的居民储蓄与居民资产进行核算,分析居民资产比例,指出居民储蓄率高于GDP增长率和居民收入增长率。

2.3 本文目的和研究方向

目前,在居民消费储蓄的应用研究中,更多以用已有的储蓄模型来套用中国经济,分析中国的消费函数为主,而忽视了实证分析的理论基础。首先我国的居民消费、储蓄和资产数据缺乏一个详尽合理且国际可比的统计。居民持有的全部资产分为实物资产和金融资产两部分,由于过去我国没有建立居民部门资产负债帐户,而历史年久致使居民实物资产核算甚为困难,即使是居民金融资产的核算也是九十年代以后才陆续有人开展研究。从现在的统计数据来研究和比较我国居民储蓄行为和居民储蓄率,从数据上来说是不合理的,因而所谓的模型和计量检验将不能反映真实经济情况。我们试图对我国居民改革二十年来的居民资产数据在现有的统计资料的基础上通过一些较为直接的经济学方法估算,以得到居民资产存量表。

我们估计数据的一个很重要的出发点就是效用评价原则和一价原则。即对居民资产的估计时,无论是流通的还是非流通的,市场化的还是非市场化的,按照它实际带来的效用来评价,特别是实物资产中的房产和地产。根据此原则可以对居民资产作统一的估算。并且对每个经济变量估计方法作详尽的描述,以便于建立一个统一的数据框架,以便于准确反映我国居民资产的现状(包括总量和结构),易于进行相关研究和国际比较。

同时对制定收入分配、利率、税收等政策,推进国企改革、经济结构调整、防止金融风险等都具有十分重要的意义。

其次我们根据估计出的居民资产核算表,校正居民储蓄率,分析居民储蓄行为,资产结构的合理性,进行相关的国际比较,并对未来个人资产结构作预测,从而分析未来中长期国民经济结构变动,提出相应的政策建议。

3. 中国居民资产核算

3.1 居民资产和储蓄的定义和相关解释

在估计和分析居民资产和储蓄之前,我们先给出居民资产和储蓄的定义。居民资产包括金融资产和实物资产。金融资产包括手持现金、储蓄存款、各种债券和股票、储蓄性保险和外汇储蓄。由于城乡居民的实物资产的市场价值和估算方法不同,对居民的实物资产的估算将城镇和农村分开计算。城镇居民的实物资产包括耐用消费品和房产;农村居民的实物资产包括生产性固定资产、房产和地产。为了更清楚的表现居民资产构成,作结构图如下(图1):

在给定了资产的定义以后,我们可以给出居民储蓄相应的定义。通常我们所说的居民储蓄余额是指储蓄存款,现在我们将居民储蓄的定义推广得到广义的储蓄概念。广义的居民储蓄包括实物储蓄和金融储蓄两大类,其中前者主要包括城镇居民的房产和耐用消费品的增量,以及农民生产性固定资产、地产和房产的增值,后者包括手持现金、储蓄存款、外币储蓄和居民购买的证券、债券和保险单的增加量。

居民资产的定义从现有的研究来看,概念的界定有很多分歧。厉以宁主编的《中国宏观经济的实证分析》中提到个体经济投资形成的资产应该包含在居民资产范围内的,但是个体经济从占总量的比例来看并不能代表一般城乡居民资产状况,故而我们可以简化而不予统计计算;连建辉在《城镇居民资产选择和国民经济增长》提到人力资本(主要是居民的医疗保健和文化教育等)也应该包括在全部资产的范围内,对于人力资本不太容易量化,而且从研究居民储蓄和相关宏观经济现象的角度来看,可以不考虑人力资本的度量。

凡属居民期末持有的非实物资产,都应属于居民金融资产的统计范围,包括手持现金、储蓄存款、各种债券和股票、各种保险准备金、其它应收和预付款等。但本文中不考虑其它应收和预付款。

城镇居民的实物资产中包括房产,在最近几年的研究中已经将房产算入个人资产中去。实际上现在城镇居民的住房包括个人购房、单位福利分房和单位分给职工的住房(职工本身无房产权),从居民实际使用权来看,房产应该计入居民资产中。

农村居民的实物资产的估算中,一般都会将生产性固定资产和房产计算在内,由于地产不能买卖,往往忽略了农民拥有的地产,实际上地产是农民很大的一块隐性资产。另外农村居民所拥有的耐用消费品这部分占总存量的比例很小,加上统计资料不详尽,我们将其统计在内。

居民储蓄余额中含有一些“水份”,如公款私存,个体工商户的生产周转金等,夸大了本来意义的居民储蓄(居民消费后的节余)的增加额。但在本文中不与考虑这些误差。

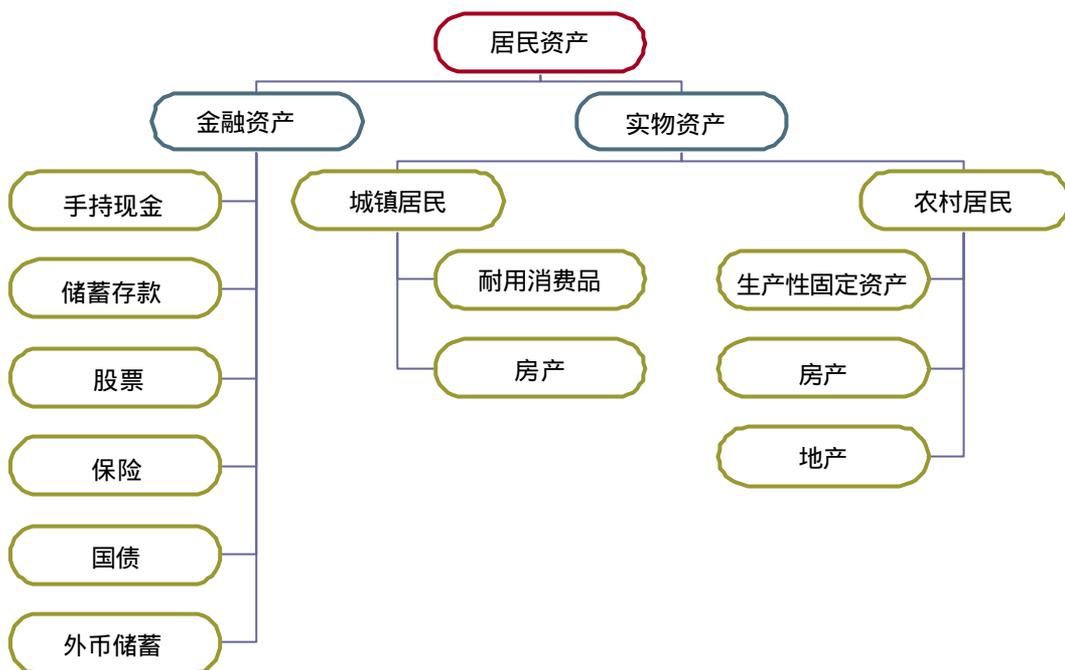


图 1：中国居民资产结构示意图

3.2 居民资产的统计和估算

3.2.1 居民金融资产存量估计

居民金融资产如 3.1 节定义包括手持现金、储蓄存款、各种债券和股票、储蓄性保险和外币储蓄。我们通过现有的统计数据统计估算得到居民金融资产存量表（见表 1）

下面对居民金融资产存量表中的各个变量的估计方法和数据来源作一下说明：

（一）手持现金。这是居民期末持有的流通中货币。居民持有的现金余额没有完整统计，但中国人民银行的调查表明，居民个人手持现金占全部流通中现金的比重在 1978—1994 年间为 76—80%。我们以流通中现金 M0 的 80% 计为居民持有现金。

（二）储蓄存款。它包括居民期末持有的各种期限的本币存款。居民的储蓄存款的数据用《中国统计年鉴》中的城乡居民储蓄余额变量来替代。

（三）债券。它分为国债和非国债两类。其价值应以债券市场价值计算，无市场价值时以票面本利之和计算。至于居民期末持有的债券总值的多少，则需通过抽样调查推算。如果债券以发行价格计算，则忽视了居民对债券利息的债权，从而不能全面反映

居民住房贷款和个体户贷款是居民的债务，储蓄存款项是居民存款总额扣除居民贷款总额后的净储蓄额，因而这里的居民金融资产总量表实际上是居民金融资产净值表。

无论是债券发行量，还是票面利率或市场价值，均可从人民银行和证券管理部门取得资料。

居民部门对其他部门的金融债权债务关系。因为居民持有的比例较低,现在我们忽略非国债部分(企业债券等)。我们根据《中国人民银行统计季报》各期的国债发行数目和国债余额来估算居民期末持有的债券。1986年前的国债数量较少,直接将国库券的数目作为居民持有的国债数目,而对1986年后的居民持有量用统计季报上的凭证式国债数目计算。然后根据每年发行的国库券和所有凭证式国债数目按照发行年限作一个大矩阵,分别对每一年持有的债券数加减得到当年持有的债券余额。

(四)股票。这里主要指居民持有的A股,特别是流通的A股,至于少量的转配股、B股和H股可暂时不计。按权责发生制原则,股票应以其期末市场价格值作为核算价格,这里既不能按面值,也不能按发行价格核算。如果仅以面值和发行价格核算,会造成居民在购买股票一瞬间金融资产遭到极大贬值的状况,这不符合国民经济核算原理。我们现在估算居民持有的股票量,用《中国人民银行统计季报》公布的流通市值按照每月数据作算术平均得到年均流通市值,假定居民持有的股票占股票流通量的60%,然后计算得到居民期末持有股票量。

(五)居民保险。居民的储蓄性保险应该主要包括寿险、健康险、人身意外伤害险和家庭财产险等。而根据1993年版SNA的界定,保险准备金包括:1.居民对人寿保险准备金和养老基金的净权益;2.保险费预付款和未决索赔准备金。实际上居民对家庭财产保险准备金和各种社会保险基金的净权益也应包括在内。这四类共同构成居民金融资产中保险准备金的全部内容。现在我们对居民保险数据作如下的处理,1992年前的数据用居民的保险保费的数据来替代,由于数据较小误差不是很大,对于1992年后的数据用统计年鉴中的资金流量表中的保险准备金来作为居民保险的替代变量。这个指标口径比现有资料指标口径要大,但这样可能较为全面反映居民对保险机构资产拥有的权益。

(六)外币储蓄。由于过去一般只将本币存款作为全部存款,忽视了居民持有的外币存款。居民拥有的外币就是对发行外币国中央银行的债权。外币按照期末汇率换算成人民币核算。外币储蓄额根据《中国统计年鉴》、《中国金融统计年鉴》和《中国人民银行季报》公布的资金流量表中的外币储蓄额数据得到。

居民持有的股票量的计算可能存在几点遗漏,但我们暂且忽略。居民持有的流通A股总值,这一总值可能会因企业资金使用个人账户而有所扩大。居民持有的公开发行非流通股由于无市场价格,故以发行价格核算为宜,其数量不易直接获得。此外,居民可能还持有的计划外发行股票,其价格可按发行价格计算,但这部分股票需从多部门调查摸底才能取得发行数量资料,故我们不予考虑。

1996年以前统计年鉴上的数据的口径不同,可按照家庭财产险、养老金险、人身意外伤害险和简易人身险加和计算。

保险准备金以实际投保金额计算,其投保总额和属于居民资产的未决索赔准备金总额资料可从各商业保险公司和社会保险局取得。

表 1：居民金融资产存量表

单位：亿元

年份	手持 现金	居民储蓄 存款余额	股票持 有量	债券持 有量	居民 保险	外币 储蓄	总计
1978	169.60	210.60					380.20
1979	214.16	281.00					495.16
1980	276.80	399.50					676.30
1981	316.80	523.70		48.66			889.16
1982	351.20	675.40		92.49			1119.09
1983	424.00	892.50		134.07			1450.57
1984	633.60	1214.70		176.60			2024.90
1985	790.40	1622.60		237.21	4.90	97.20	2752.31
1986	974.40	2238.50		299.72	17.75	122.40	3652.77
1987	1163.68	3081.40		362.59	43.30	154.30	4805.27
1988	1707.20	3822.20		454.75	80.22	194.50	6258.87
1989	1875.20	5196.40		510.82	126.27	245.10	7953.79
1990	2115.52	7119.80	2.77	604.28	184.65	308.90	10335.92
1991	2542.24	9241.60	27.90	743.08	262.94	370.50	13188.27
1992	3468.80	11759.40	202.90	984.05	315.44	509.40	17239.99
1993	4691.76	15203.50	517.20	1179.88	377.00	771.11	22740.45
1994	5830.88	21518.80	581.40	2098.37	433.47	1162.05	31624.97
1995	6308.24	29662.30	565.90	3016.17	524.16	1472.87	41549.64
1996	7041.68	38520.80	1118.33	2988.53	651.44	1710.41	52031.19
1997	8142.08	46279.80	2737.67	4120.28	929.64	2054.52	64264.00
1998	8963.36	53407.50	3529.67	5620.31	1227.90	3056.29	75805.04
1999	10764.80	59621.80	4556.49	5943.68	1800.77	4224.11	86911.66
2000	11722.12	64332.40	7917.72	7106.28	3047.81	5712.64	99838.98

3.2.2 居民实物资产存量估计

我们通过现有的统计数据统计估算，按照 3.1 节对居民实物资产的界定，得到居民实物资产存量表（见表 2）。

表 2: 居民实物资产存量表

单位: 亿元

年份	城镇			农村		总计
	耐用消费品	房产	生产固定性资产	住房	地产	
1978	230.53	1600.11		794.90	5518.52	8144.05
1979	278.74	1799.03		980.56	6544.69	9603.02
1980	325.21	2079.77		1234.73	7180.74	10820.45
1981	392.20	2359.62	166.30	1548.19	8078.52	12544.83
1982	456.71	2747.76	187.96	1815.24	9211.36	14419.02
1983	507.42	3023.74	239.61	2182.70	10244.44	16197.92
1984	591.83	3570.05	340.90	2816.27	11754.07	19073.12
1985	755.71	4308.29	454.77	3492.36	12377.28	21388.41
1986	947.59	5537.05	474.03	4004.74	13687.90	24651.31
1987	1133.64	6340.69	537.92	4521.23	15607.41	28140.89
1988	1409.66	8357.04	636.76	5275.62	18108.15	33787.23
1989	1668.36	10290.39	701.43	6178.99	20249.88	39089.05
1990	1794.52	13083.96	767.48	7674.10	24465.68	47785.74
1991	1861.53	14667.92	857.44	10614.38	25414.32	53415.60
1992	2027.10	21080.87	885.74	11385.03	27595.06	62973.81
1993	2421.35	27832.47	965.33	12900.41	32617.78	76737.34
1994	2987.10	29422.77	1121.93	16001.00	45280.00	94812.80
1995	3648.18	39590.11	1360.67	21218.04	58689.38	124506.38
1996	4258.42	45155.90	1580.89	30313.79	66863.21	148172.22
1997	5000.65	53672.82	1788.18	36277.02	68407.41	165146.08
1998	5858.21	60288.00	1981.76	39072.39	70330.37	177530.73
1999	6303.77	65138.20	2755.99	41912.78	69660.25	185770.99
2000	7875.34	73883.10	3555.71	49652.48	68511.60	203478.24

下面对居民实物资产存量表中的各个变量的估计方法和数据来源作一下说明:

(一) 城镇居民的耐用消费品。居民耐用消费品的年增加量根据《中国统计年鉴》、《中国城镇居民家庭收支调查资料》和《中国物价和城镇居民家庭收支调查资料》中的城镇居民消费支出中的耐用消费品的数据来替代。假设耐用消费品的存量满足资本运动方程 $K_t = (1-d)K_{t-1} + I_t$, 耐用消费品按照折旧率 $d = 10\%$ 计算得到城镇居民的耐用消费品存量。

(二) 城镇居民的房产。由于城镇居民的房产数据不能直接得到,下面分析一下城镇居民房产实际价值。现在城镇居民的住房包括个人购房、单位福利分房和单位分给职工的住房(职工本身无房产权),从居民实际使用效用来看,这些房子都应该计算在居民房产内。居民房产从理论上应该是等于房子价格 \times 房子面积。对于房改以后房屋市场化的情形,可以用房屋的市场价格当成房子价格的替代变量,房子面积用城镇居民人均居住面积 \times 城市人口数来替代。其中房子价格用《中国统计年鉴》中的商品房价格替代,城市居民人均居住面积和城市人口数都可以在《中国统计年鉴》1990 - 2001 年相应的卷中找到。对于房改以前,不存在住房的市场价格,我们用 1978 - 2000 年的价格指数从后向前推出 1978 - 1985 年的住房价格,可以认为这个住房价格从使用效用上和市场化后的房子价格具有可比性和可信性。由于住房作为一种实物资产,同样考虑折旧问题。我们将《中国统计年鉴》中各年中有个人新购置的住房计为当年的新房数,由此折算出新旧房的比例。假定城镇居民住房折旧率为 8%,满足运动方程 $K_t = (1 - d)K_{t-1} + K_{\text{新}}$,由此计算出城镇居民住房资产存量。

(三) 农村居民的生产固定性资料。生产固定资产增量用《中国农村统计年鉴》中的农村居民个人固定资产投资替代。假定农村居民的生产固定性资料的资本存量满足资本运动方程 $K_t = (1 - d)K_{t-1} + I_t$,折旧率 $d = 5\%$,计算可得到农村居民的生产固定性资料的资本存量。

(四) 农村居民的房产。农村居民房产的估计也需要间接的估算,可按照公式计算得到。农村居民房产 = 农村居民住房价格 \times 农村居民住房面积

由于农村住房大多为农民自建房,并未市场流通,房产的定价可根据农民建房的造价来大概估计。统计年鉴上公布了每年居民新建房屋的面积和每间新房的价格,以及农民每年未拥有的住房面积和每间房屋的价值。我们可假定农民自建房的每间房的面积平均为 15 平方米,由统计年鉴公布的数据我们可得到 1985 - 2000 年的每平方米的农村住房的价格,而 1978 - 1984 年的住房价格可根据《中国统计年鉴》1988 卷公布的 1980 年的每间房价格用价格指数推算出 1978 - 1984 年的每平方米住房价格。这样我们就得

统计年鉴中公布的城市人口数 1999 年前的数据是人口变动抽样调查数据,2000 年数据是第五次人口普查数据,由于现在城市定义口径变大,在统计口径上不是很统一,将会人为造成数据趋势的异常。我们通过 1978 - 2000 年的平均人口增长率推算出在相同口径下的 2000 年的城市人口数。

到 1978 - 2000 年的农村居民住房价格,但考虑到国家统计局公布数据中可能低估了农村居民建房的劳动成本,于是我们对住房价格作一个简单的调整,得到实际的农村居民住房价格。

农村居民住房面积可用《中国统计年鉴》的各卷中的农村居民人均居住面积 \times 农村人口数得到。同样我们对农村居民住房也要考虑折旧问题。我们将《中国统计年鉴》中公布的每年农民新建的住房计为当年的新房数,由此折算出新旧房的比例。假定农村居民住房折旧率为 8%,满足运动方程 $K_t = (1 - d)K_{t-1} + K_{\text{新}}$,由此计算出农村居民住房资产存量。

(五)农村居民的地产。在现有居民资产研究中,还没有人将农民的土地计入农民的实物资产的估算中。我们认为虽然农民不具有土地所有权,土地不可以买卖,但是从农民使用的效用来看,土地应该算入农民的资产存量中去。我们仍用简单的公式估算农民的地产即农民的土地面积 \times 地价。农民的土地面积可根据人均耕地面积 \times 农村人口数得到。农民地产的计算可按如下的步骤计算:

第一步:用统计年鉴中的每年的农业总产值减去主要直接消耗和劳动投入除以总的耕种面积得到每亩产值。然后根据全国平均复种指数 1.8 除每亩产值,得到每亩一季的产量。

第二步:按照亩产的 $\frac{1}{3}$ 计算得到农民土地地租。

第三步:假定真实利率为 2%,土地按照 50 年贴现得到农民当年土地价值。

3.2.3 居民资产存量估计

我们根据表 1 和表 2 的估计数据得到的居民资产存量表(见表 3)。从表 3 中数据来看居民金融资产占总资产的比例在逐年变大,到 2000 年比例上升到 32.92%,这说明自 1978 年以来居民资产结构发生了很大变化。

表 3：居民资产存量

单位：亿元/%

年份	金融资产	比例	实物资产	比例	居民总资产
1978	380.20	4.46	8144.05	95.54	8524.25
1979	495.16	4.90	9603.02	95.10	10098.18
1980	676.30	5.88	10820.45	94.12	11496.75
1981	889.16	6.62	12544.83	93.38	13433.99
1982	1119.09	7.20	14419.02	92.80	15538.11
1983	1450.57	8.22	16197.92	91.78	17648.49
1984	2024.90	9.60	19073.12	90.40	21098.02
1985	2752.31	11.40	21388.41	88.60	24140.72
1986	3652.77	12.91	24651.31	87.09	28304.08
1987	4805.27	14.59	28140.89	85.41	32946.16
1988	6258.87	15.63	33787.23	84.37	40046.10
1989	7953.79	16.91	39089.05	83.09	47042.84
1990	10335.92	17.78	47785.74	82.22	58121.66
1991	13188.27	19.80	53415.60	80.20	66603.87
1992	17239.99	21.49	62973.81	78.51	80213.80
1993	22740.45	22.86	76737.34	77.14	99477.79
1994	31624.97	25.01	94812.80	74.99	126437.78
1995	41549.64	25.02	124506.38	74.98	166056.02
1996	52031.19	25.99	148172.22	74.01	200203.41
1997	64264.00	28.01	165146.08	71.99	229410.08
1998	75805.04	29.92	177530.73	70.08	253335.76
1999	86911.66	31.87	185770.99	68.13	272682.65
2000	99838.98	32.92	203478.24	67.08	303317.22

4. 居民资产和储蓄行为分析

4.1 基于个人动态选择的理性预期的一般均衡模型

4.1.1 模型的基本背景

假设在一个封闭的经济中，只存在一种同质消费品，代表性家庭追求家族长期预

模型中没有引入货币，模型中的变量均为真实变量，在计量检验时需剔除通胀率。

期效用最大化, 家庭持有的财富 W_t 包括四种: 劳动收入、无风险的有息债券、股票 和 存货。在每期初支付上一期的劳动收入 y_t 实现, 持有的无风险债券 B_{t-1} 的利率 r_{t-1} 实现, 持有的上期的股票 S_{t-1} 的股票收益率 R_t 和红利 x_{t-1} 实现, 其中 x_t 是期望为 0 的随机过程。家庭掌握的存货存贮技术为 $f(H_t)$, 它满足 $f'(H_t) > 0$, $f''(H_t) < 0$ 且 $f(H_t) = H_t - hH_t^m$, 其中 $m < 0$, 每期初实现这种存货技术 $f(H_{t-1})$ 。随后家庭立即决定本期的消费量 C_t 、持有的存货 H_t 、债券 B_t 和股票 S_t 。

在经济中存在一个企业, 设利润是期望为 0 的随机过程; 企业进行生产, 产量为 Y_t , 企业通过发行债券和股票来融资, 债券 B_t^s 和股票 S_t^s 是外生的。每一时期, 企业给家庭支付工资和有息债券的利率, 企业将产品卖给家庭。

4.1.2. 家庭面临的约束条件(BC)

$$C_t + B_t + S_t + H_t \leq y_t + (1 + r_{t-1})B_{t-1} + (x_{t-1} + R_t)S_{t-1} + f(H_{t-1}) \quad (4.1)$$

4.1.3. 家庭的选择问题

$$\max_q \quad E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \mathbf{b}' U(C_t) \quad (4.2)$$

$$s.t. \quad C_t + B_t + S_t + H_t \leq y_t + (1 + r_{t-1})B_{t-1} + (x_{t-1} + R_t)S_{t-1} + f(H_{t-1})$$

状态变量: $W_t (y_t, B_{t-1}, S_{t-1}, H_{t-1})$

选择变量: C_t, B_t, S_t, H_t

4.1.4. 市场均衡条件

$$\text{产品市场均衡} \quad C_t + H_t - f(H_{t-1}) = Y_t \quad (4.3)$$

债券和股票在模型中以票据的形式出现, 但仍以实物计价。

我国的上市公司大部分是国有企业, 普遍是不分红的, 公司的利润也很低, 假设利润期望为 0 是合理的。

$$\text{债券市场均衡} \quad B_t = B_t^s \quad (4.4)$$

$$\text{股票市场均衡} \quad S_t = S_t^s \quad (4.5)$$

4.1.5. 模型求解

1) 求解目标的选择

由于我们的目的是分析消费储蓄和劳动收入、债券、存货和股票变量及回报率之间的关系，我们要求出简化式与结构式。

2) 一阶条件(Kuhn Tucker condition)

$$C_t: U'(C_t) = I_t \quad (4.6)$$

$$B_t: (\mathbf{b}E_t V'(W_{t+1})(1+r_t) - I_t)B_t \leq 0 \text{ if } B_t > 0 \text{ 则等号成立} \quad (4.7)$$

$$S_t: (\mathbf{b}E_t V'(W_{t+1})(\mathbf{x}_{t-1} + R_t) - I_t)S_t \leq 0 \text{ if } S_t > 0 \text{ 则等号成立} \quad (4.8)$$

$$H_t: (\mathbf{b}E_t V'(W_{t+1})f'(H_{t-1}) - I_t)H_t \leq 0 \text{ if } H_t > 0 \text{ 则等号成立} \quad (4.9)$$

$$I_t: C_t + B_t + S_t + H_t = y_t + (1+r_{t-1})B_{t-1} + (\mathbf{x}_{t-1} + R_t)S_{t-1} + f(H_{t-1}) \quad (4.10)$$

$$\text{包络引理: } V'(W_t) = I_t \quad (4.11)$$

3) 效用函数的选择

依惯例，设定效用函数为 $U(C_t) = \frac{C_t^{1-s}}{1-s}$ ， s 为风险规避系数。

4) 消费者对资产的选择

模型求解中无法得出所有的内生变量的显示解，但能得出消费者资产动态选择的因素和消费决策的结构式。

在对整个模型进行求解之前，我们有必要区分三种形式的解。第一种形式将所有的内生变量（经济个体选择变量、价格过程）表示为外生变量的解析形式，这是在宏观中常用的一般均衡的定义；第二种形式将内生变量表示为其它内生变量以及外生变量的函数；第三种形式是求出内生变量对稳态点偏离之间的关系，一般使用对数线性化的技术。在经验分析中，前两种解分别被称为简化式与结构式，而后一种解则被用来对经济进行模拟。当然，在求解过程中三种形式是相互关联的，而且不是每种形式都有显示的解。

这样，在求解模型之前，我们就需要确定求解的目标。一般说来，如果我们关注于定性分析外生变量对内生变量的总影响程度时，我们应该求解出简化式；如果我们关心外生随机冲击对经济波动的影响，我们要求解出变量对稳态值的偏离关系；但如果我们只是关心某些经济变量之间的因果关系，我们则只要求出结构式。

命题 1. 居民进入股市与风险偏好 s 和股票预期收益率 ER_t 有关

命题 2. 居民选择持有债券和存货与债券和存货的真实收益率有关

当债券和存货的收益率相等时, 居民选择两者都持有; 当两者不等时, 选择只持有收益率高的那种资产。

命题 3. 居民消费 C_t 的结构式为 $\Delta \tilde{C}_t = f(\tilde{Y}_t, \tilde{y}_t, \tilde{r}_t, \tilde{r}_{t-1}, \tilde{R}_t, \tilde{R}_{t-1}, \tilde{B}_t, \tilde{B}_{t-1}, \tilde{S}_t, \tilde{S}_{t-1})$,

其中 \sim 表示该变量的对数值。

4.1.6. 对模型的讨论

我们通过求解模型得到了关于家庭消费决策的结构式, 下面对于模型的假设条件进行进一步的分析。

1) 代表性家庭

我们的模型建立在代表性的同质家庭模型基础上, 将全国的总资产平均到一个代表性的家庭中, 讨论资产和消费储蓄的影响程度。我们可以采用异质家庭模型, 区分城镇和农村居民, 但从数据和建模角度来说, 有很大的困难, 需要进一步的研究, 同时其对消费储蓄和资产总影响的估计不够直接。

2) 企业问题

在模型中我们没有将企业的生产具体化, 若将劳动选择引入模型中, 可根据一般均衡模型求出劳动量和工资率, 我们未引入劳动选择有几点原因: 一是简化模型, 二是国内企业中职工的劳动时间大多是固定的, 而且我们关心的是消费储蓄和收入及其他资产之间关系的结构式, 劳动时间是否引入并不会使我们的结果得到改变。

4.2 关于收入、储蓄和资产的模型分析

4.2.1 总量情况

设个人在期初(第 0 期)的收入为 Y_0 , 并以一个固定的速率 $g > 1$ 增长, 即 $Y_t = gY_{t-1}$,

则有 $Y_t = g^t Y_0$ 。

设个人的平均储蓄倾向为 $0 < s < 1$, 则 t 期的储蓄额 $S_t = sY_t$ 。假定资产没有损耗(折旧), 则个人在 t 期末的资产

$$A_t = A_{t-1} + S_t \quad (4.12)$$

令期初的资产为 A_0 ，则 $A_t = A_0 + \sum_{i=1}^t S_i$ ，设 t 期个人资产的增长率 $g_t = \frac{A_t}{A_{t-1}}$ 。

$$\begin{aligned}
 \frac{A_t}{A_{t-1}} &= 1 + \frac{S_t}{A_0 + \sum_{i=1}^{t-1} S_i} \\
 &= 1 + \frac{Y_t}{A_0/s + \sum_{i=1}^{t-1} Y_i} \\
 &= 1 + \frac{\mathbf{g}^t Y_0}{A_0/s + Y_0 \sum_{i=1}^{t-1} \mathbf{g}^i} \\
 &= 1 + \frac{(\mathbf{g}-1)Y_0}{\frac{(\mathbf{g}-1)A_0/s}{\mathbf{g}^t} + \frac{Y_0(\mathbf{g}^t - \mathbf{g})}{\mathbf{g}^t}}
 \end{aligned} \tag{4.13}$$

当时期足够长时

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{A_t}{A_{t-1}} = 1 + \frac{(\mathbf{g}-1)Y_0}{0 + Y_0} = \mathbf{g} \tag{4.14}$$

故我们得到，在不变的平均储蓄倾向 s 下，长期中个人的资产增长率应该等于收入增长率。

4.2.2 长期中资产与收入的关系

由 4.2.1 节我们知道，在平均储蓄倾向 s 不变的时候，当收入 Y_t 稳定地以 \mathbf{g} 的速率增长时，长期中居民的资产 A_t 的增长率也是 \mathbf{g} ，即

$$\frac{A_t}{A_{t-1}} = \frac{A_{t-1} + S_t}{A_{t-1}} = 1 + \frac{sY_t}{A_{t-1}} = 1 + \frac{s\mathbf{g}Y_{t-1}}{A_{t-1}} = \mathbf{g} \tag{4.15a}$$

所以

$$\frac{Y_{t-1}}{A_{t-1}} = \frac{\mathbf{g}-1}{s\mathbf{g}} \tag{4.15b}$$

因此，在长期稳态时

$$A = fY \tag{4.15c}$$

其中

$$f = \frac{sg}{g-1} \quad (4.15d)$$

在长期中，资产和收入将保持一个稳定的比例关系。假设长期的名义收入增长率 $g-1=10\%$ ，平均储蓄倾向 $s=30\%$ ，则 $f=3.3$ ，也就是说资产将是收入的 3.3 倍。

4.2.3 两种资产、两种储蓄形式

现在假设居民可以选择将储蓄 $S_t = sY_t$ 分成 S_{1t} 和 S_{2t} 两个部分，并分别投资于资产 A_{1t} 和 A_{2t} 中。容易证明：如果 S_{1t} 和 S_{2t} 的比例不变，则 A_{1t} 、 A_{2t} 和 A_t 的增长率相同，都等于收入的增长率 g 。

令 $a_t = S_{1t} : S_t$ ，则 $S_{2t} = (1-a_t)S_t$ 。假设在某一时刻 t 前， $a_t = 0.2$ ，从 t 期到 $t+50$ 期间， a_t 以线性趋势增加到 0.5，并在此后一直保持这个水平。图 2 给出了这种情况下的两种资产增长率的变化路径。

由图 2 可见，在 a_t 发生变化的 t 期前，两种资产的增长率相同，保持不变，从 t 期开始，随着投入第一种资产的比重不断提高，资产 1 的增长率经历了一个先上升后下降的过程，但始终高于稳定时的增长率 g ，从 $t+50$ 期起， a_t 不再发生变化，资产 1 的增长率也加速回落到正常的增长水平 g 。资产 2 的增长率的变化路径则和资产 1 相反。

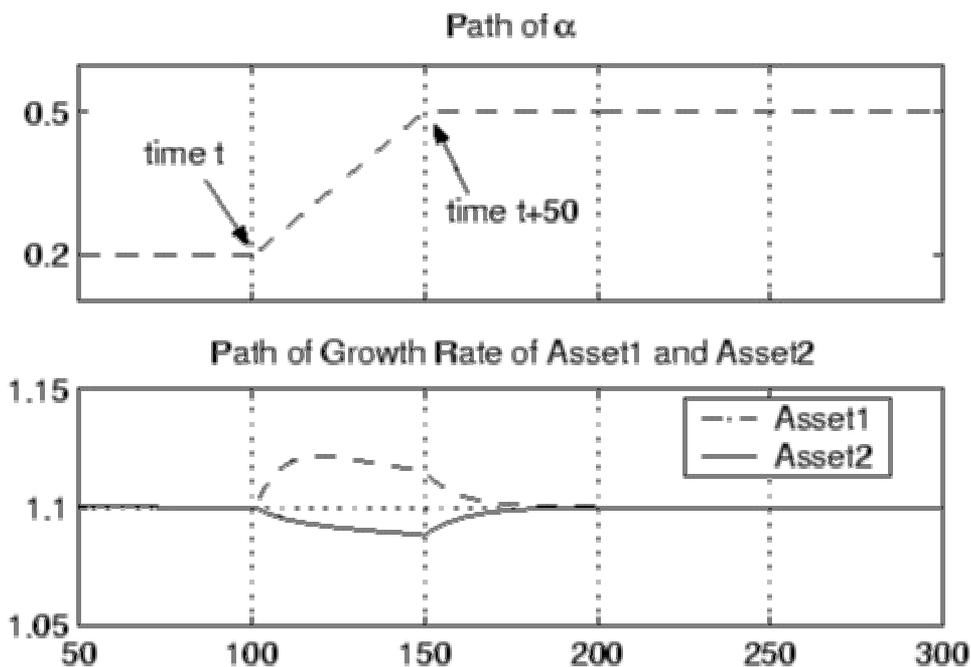


图 2：不同资产的增长率变化路径

4.3 居民资产结构和增长

根据 3.2 节的资产存量的数据，我们对中国居民资产的结构、增长率等方面作较为详尽的分析。根据表 3 的数据我们得到居民资产存量增长率变化趋势图（见图 3）。

由图 3，我们可以看到 1978 年以来居民资产存量变化的几个现象：

（一）居民资产存量从 1978 年以来都以较高的增长速度增长，从 1985 年到达增长率最低点后增长率的波动很大。

（二）金融资产的增长率高于居民资产的增长率。

（三）实物资产的增长率一直滞后于金融资产的增长率。

由图 4 和图 5 可以看出 1978 年以来居民的金融资产在不断增加，在总资产所占的比重也在不断变大，到 2000 年已达到 32.92%，接近 1/3，这与 4.2.2 节中理论分析的结果基本接近。而居民实物资产虽然所占的比例在不断下降，但由于基数很大，增量的变动仍然大于金融资产的增量变动。

现在中国居民资产结构状况是金融资产所占的比例不断增加，金融资产的增长率大于实物资产增长率，由 4.1 节和 4.2 节的模型和一般分析，我们可知现阶段的居民对金融资产的投资比例在不断增加，金融资产的比例将仍会不断增加，这可能和原有的居民资产

图 3 中的 FA 表示金融资产，PA 表示实物资产，GA 表示总的居民资产，以下图形中的标注含义与此相同。

的结构不合理和金融市场的不发达有关。我们可以作这样的一个假设，金融资产的增长率路径处于非均衡路径，随着金融资产的比重加大，当资产的结构趋于合理时，各个资产的增长率应该趋同。

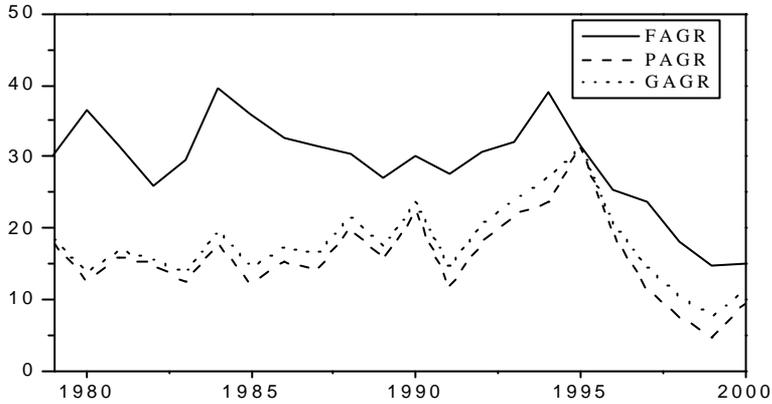


图 3：中国居民资产存量增长率变化

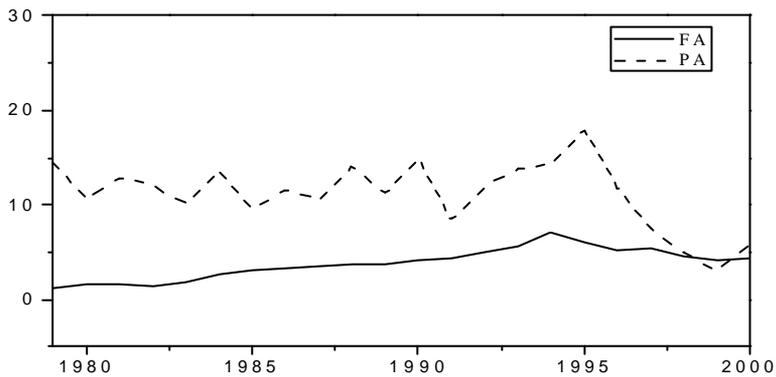


图 4：中国居民资产存量增量变化

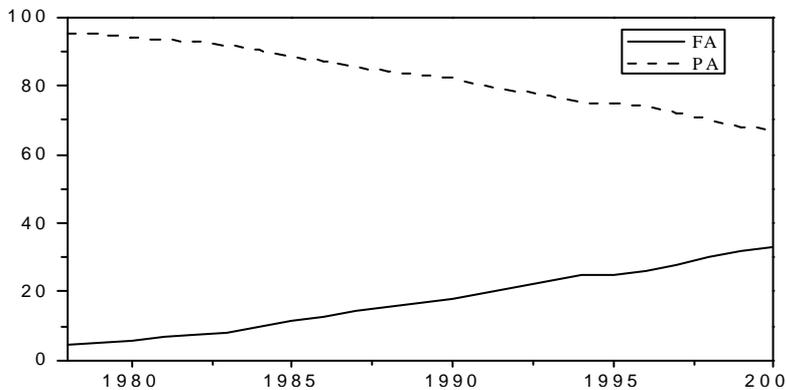


图 5：居民金融资产和实物资产比例变化

4.4 居民收入和储蓄余额增长

从数据上来看,自 1978 年以来我国居民城乡储蓄余额呈现高速增长的态势,城乡居民储蓄存款平均每年增长 30%以上,2000 年居民储蓄存款余额达 64332.4 亿元人民币,为 1990 年 7119.8 元的 9 倍,为 1980 年 399.5 亿元的 161 倍(见表 4)。

表 4: 居民储蓄存款余额和储蓄率变化情况

年份	GDP (亿元)	居民储蓄存 款余额(亿元)	居民储蓄款 年增加额(亿元)	储蓄存款 增长速率(%)
1978	3624.1	210.6	29.0	
1979	4038.2	281.0	70.4	33.4
1980	4517.8	399.5	118.5	42.2
1981	4862.4	523.7	124.2	31.1
1982	5294.7	675.4	151.7	29.0
1983	5934.5	892.5	217.1	32.1
1984	7171.0	1214.7	322.2	36.1
1985	8964.4	1622.6	407.9	33.6
1986	10202.2	2238.5	615.9	38.0
1987	11962.5	3081.4	842.9	37.7
1988	14928.3	3822.2	740.8	24.0
1989	16909.2	5196.4	1374.2	36.0
1990	18547.9	7119.8	1923.4	37.0
1991	21617.8	9241.6	2121.8	29.8
1992	26638.1	11759.4	2517.8	27.2
1993	34634.4	15203.5	3444.1	29.3
1994	46759.4	21518.8	6315.3	41.5
1995	58478.1	29662.3	8143.5	37.8
1996	67884.6	38520.8	8858.5	29.9
1997	74462.6	46279.8	7759.0	20.1
1998	78345.2	53407.5	7615.4	16.5
1999	82067.5	59621.8	6253.0	11.7
2000	89403.6	64332.4	4976.7	8.3

资料来源:《中国统计年鉴 2001》

从居民储蓄的结构来看,在改革以前和改革初期,居民储蓄的形式较为单一,主要是以银行存款为主,少量的债券,随着市场经济不断深化,居民储蓄的形式多样化,居民有更多的投资途径。特别地,近年来随着金融市场的迅速拓展,居民金融资产已呈现多样化,不但持有银行存款,还持有国债、企业债券、投资基金债券、股票及保险单等。据统计,2000 年末居民手持的各种有价证券已达 1.8 万亿元。居民的储蓄投资行为已发

生了较大的改变。

由 4.2 节我们可知,更高的储蓄余额增长率意味着居民将储蓄投入存款的比重不断的增大。由于投入存款的比重最终有个上限 1,因此我们可以较肯定的说较高的储蓄余额增长率只能是一个暂时的现象,其最终回复到名义收入的增长率上去。如果出于某种原因,投入存款的比重开始减少,而更多的投资于其他资产,则储蓄余额的增长率会在一段时间之内小于名义收入的增长率。

5 居民储蓄与储蓄倾向

5.1 总量方面

图 6 给出了自 1978 年以来中国名义 GDP 与城乡居民储蓄余额的增长率。一个明显的现象是储蓄余额的增长率高于名义 GDP 的增长率,如果认为名义 GDP 很好地代表了居民收入,储蓄余额很好地代表了居民资产,则唯一的解释就是平均储蓄倾向 s 在不断扩大。因此有人认为现在总需求不足是因为居民储蓄倾向增加消费倾向减小。

我们现在提出的假设是:居民的资产不仅包括储蓄余额,还包括其他的金融和实物资产,因此个人的储蓄不仅包括储蓄存款的增加,还应该包括其他各种实物资产和金融资产的增量。在准确计量居民的广义资产(储蓄加上其他金融和实物资产)后,我们可以基本得到总量增长率将基本接近于名义收入的增长率,即居民的储蓄倾向保持稳定,不存在扩大的趋势。

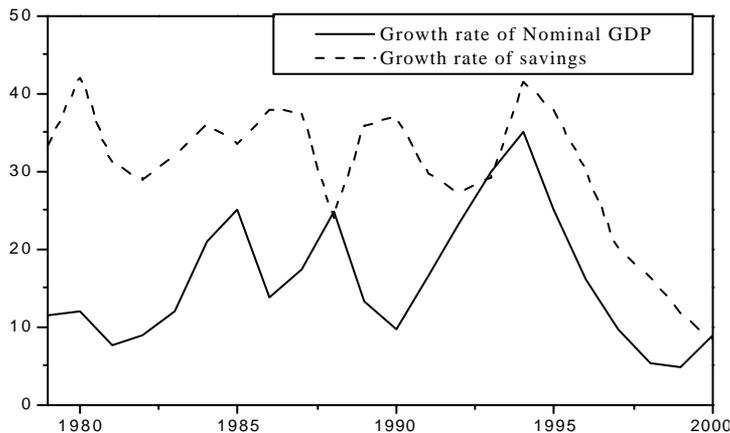


图 6: 名义 GDP 和城乡居民储蓄余额的增长率

5.2 计量广义储蓄

5.2.1 计算方法

计量居民广义储蓄的方法可以有两种:

(一) 方法一

根据恒等式 $Y_t = C_t + S_t$, 则个人在 t 期的储蓄 $S_t = Y_t - C_t$, 其中 Y_t 是居民在 t 期的可支配收入, C_t 是居民消费。

根据 92 - 98 年的资金流量表 (实物交易部分), 我们可以得到表 5。由表中我们可以看出在 92 - 98 年间, 平均储蓄倾向一直相当稳定, 保持在 30% 左右。但是由于统计数据的限制, 对于没有编制资金流量表的其他年份, 我们很难得到居民的可支配收入, 因此对于其他年份方法一不适用, 因而我们将用方法二。

表 5: 92 - 2000 年居民的可支配收入、消费和储蓄

	居民可支配收入	居民消费	居民储蓄	平均储蓄倾向
1992	18488.73	12459.80	6028.93	32.61
1993	23557.96	15682.40	7875.56	33.43
1994	31453.31	21230.00	10223.31	32.50
1995	39277.75	27838.90	11438.85	29.12
1996	46442.91	32152.25	14290.66	30.77
1997	50121.32	34854.57	15266.75	30.46
1998	52688.56	36921.20	15767.36	29.93
1999	54870.18	39334.40	15535.78	28.31
2000	55386.35	42911.90	12474.45	22.52

数据来源:《中国统计年鉴》1999 - 2001 年各卷。其中 99 和 2000 年的数据系根据《中国人民银行统计季报》2002 年第一期的 99 和 2000 年资金流量表 (金融交易部分) 和《中国统计年鉴 2001》上的有关数据将统计误差设定为零后倒推算得。

(二) 方法二

由 (4.12) 式并考虑折旧, 我们得到 $S_t = A_t - (1-d)A_{t-1}$, 其中 A_t 是居民在 t 期末的广义资产存量。因此可以根据估计出的居民广义资产余额得到居民的储蓄余额和相对应的平均储蓄倾向, 并在一个相对长的时期内考察其变化趋势。

5.2.2 通货膨胀调整

居民储蓄按照方法二可定义为居民广义资产的增加额, 考虑到物价上涨因素, 居民广义资产增加额的当年价不等于当年名义余额的增加额, 在通货膨胀率不等于零的情况下, 以名义余额增加额计算广义资产增加额的办法高估了后者 (宋国青, 1995)。因此在技术上做如下处理:

第一步: 根据 3.1、3.2 和 3.3 节估计的居民资产的名义余额, 用 CPI 通货膨胀率予以校正后得到当年实际余额 (1978 年不变价)。

第二步: 当年实际余额的增加额为当年居民资产实际增加额, 即是当年居民储蓄的

实际值 (1978 年不变价)。

根据上面的方法得到调整后的居民储蓄数据。我们在下面分别列出通胀调整前和调整后的居民储蓄的数据。附表 1 和附表 2 是通胀调整前后居民金融储蓄的数据,附表 3 和附表 4 是通胀调整前后居民实物储蓄的数据,表 6 列出通胀调整前后的居民总的储蓄的数据。(附表 1、附表 2、附表 3、附表 4 见附录中的附表)

表 6: 居民广义储蓄

单位: 亿元

年份	未调整			通胀调整		
	金融储蓄	实物储蓄	总储蓄	金融储蓄	实物储蓄	总储蓄
1978	42.28	-	-	36.66	-	-
1979	114.96	1458.97	1573.93	110.39	1381.81	1492.20
1980	181.14	1217.43	1398.57	147.08	707.07	854.15
1981	212.86	1558.08	1770.94	232.62	2114.36	2346.98
1982	229.93	1874.19	2104.12	232.93	1923.24	2156.17
1983	331.48	1778.90	2110.38	334.86	1855.68	2190.54
1984	574.33	2875.20	3449.53	559.45	2748.45	3307.90
1985	727.41	2315.29	3042.70	542.77	814.24	1357.01
1986	900.46	3262.90	4163.36	887.52	3578.23	4465.75
1987	1152.50	3489.58	4642.08	1059.00	3079.59	4138.59
1988	1453.60	5646.34	7099.94	835.48	2214.07	3049.55
1989	1694.92	5301.82	6996.74	1420.19	4685.88	6106.07
1990	2381.67	8696.69	11078.36	3191.31	13222.61	16413.92
1991	2848.16	5629.86	8478.02	2829.34	5310.27	8139.61
1992	4022.56	9558.21	13580.77	3486.45	7526.72	11013.17
1993	5448.08	13763.53	19211.61	3723.12	7716.74	11439.86
1994	8873.82	18075.46	26949.28	5721.97	9497.68	15219.65
1995	9927.25	29693.58	39620.83	9595.34	29924.51	39519.85
1996	10389.48	23665.84	34055.32	12429.00	30491.62	42920.62
1997	11962.92	16973.86	28936.78	14415.50	23831.49	38246.99
1998	11896.74	12384.65	24281.39	13921.11	18314.49	32235.60
1999	10974.18	8240.26	19214.44	12020.23	9446.29	21466.52
2000	12633.22	17707.25	30340.47	11699.57	14258.86	25958.43

数据来源: 根据附表 1、附表 2、附表 3、附表 4 数据整理得到

5.3 调整平均储蓄倾向

由表 5 我们可以得到居民的平均储蓄倾向大约在 30%左右。但是由于价格的变化所导致的居民资产价值的变化以及资产存量的折旧一般未能很好的记入收入统计中去,

另外很多耐用消费品购买可能被记入消费而不是投资中去，因此我们可以对数据作一定的调整得到更为有意义的平均储蓄倾向。

按照广义的储蓄的定义来看，我们可以重新定义平均储蓄倾向。

$$\text{平均储蓄率 (APS)} = \frac{\text{居民广义储蓄}}{\text{居民收入}}$$

在 3.1 节我们定义了广义资产和广义储蓄，5.2 节估算出的广义储蓄实际上已经作了如下调整：一是将记入消费的耐用消费品购买加到储蓄中去，此调整对收入没有影响。二是将资产折旧同时从储蓄和收入中减去。三是将资产价值变化所导致的资产利得同时加入储蓄和收入中去。所以我们计算的平均储蓄率在一定程度上减少了现存的统计误差，更具有现实意义。

根据平均储蓄率的定义，我们已经计算出居民广义储蓄，下面主要是估计出居民收入。居民收入的估计可有两种计算方法：

方法一是计算储蓄和居民收入时计算资产损益。我们可根据恒等式 $Y_t = C_t + S_t$ 估算居民收入，用已估算出的居民广义储蓄替代 S_t ，由于广义储蓄中已将耐用消费品记入在内，我们将居民消费减去耐用消费品增加额得到 C_t ，加和后得到居民收入。

方法二是居民的可支配收入加上居民的其他资产的利得（如红利、利息等）和一些隐性收入。隐性收入的估计较为困难，如房产随着房价的变化而引起的资产价值变化，需要我们虚拟消费流和收入流。为了使得计算得到的居民储蓄倾向具有国际可比性，我们的居民储蓄数据采用计算出的广义金融储蓄的数据加上统计年鉴公布的居民实物投资数据。由于统计局公布的消费数据对住房的消费和折旧有大程度的低估，我们对可支配收入进行一定调整，数据采用统计年鉴公布的居民消费数加上未统计在内的居民住房消费。

由于我们对广义的储蓄作了通胀调整，我们对居民收入也作相应的调整。附表 5、附表 6 和表 7 列出了由方法一计算得到的经通胀调整和未经通胀调整的居民收入和平均储蓄率。表 9 列出的是由方法二计算得到的居民收入和平均储蓄率。

图 7 和图 8 分别是方法一和方法二计算得到的平均储蓄倾向的变化趋势图，其中虚线是调整后的储蓄倾向。由图可看出储蓄倾向 78 年以来变化不大。

为了和资金流量表中的居民储蓄数据吻合，实物投资数据采用固定资产投资中个人投资的数据。

由于资金流量表中的对 92 年 - 98 年的居民消费、可支配收入和居民储蓄数据有了较好的统计，我们通过方法二可以修正并且获得从 1980 - 2000 年的相关数据，从而对估计的居民储蓄倾向作较好的验证。

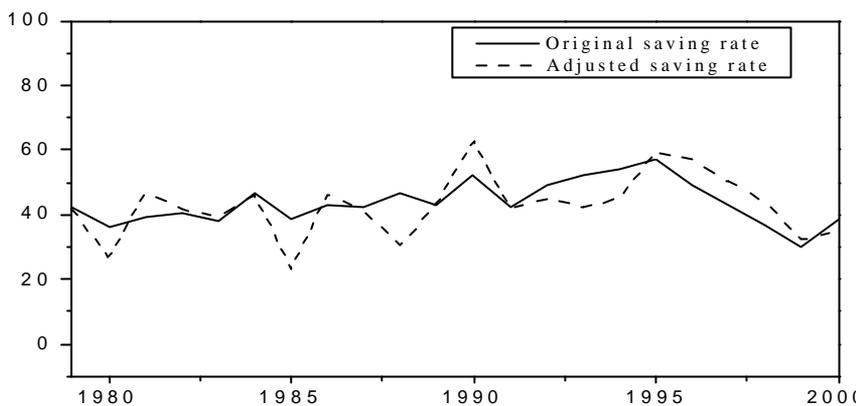


图 7: 包括资产损益的平均储蓄率

表 7: 居民平均储蓄倾向 (方法一)

单位: 亿元/%

年份	未调整			通胀调整		
	总储蓄	调整收入	平均储蓄倾向	总储蓄	调整收入	平均储蓄倾向
1979	1573.93	3701.28	42.52	1492.20	3577.13	41.71
1980	1398.57	3862.39	36.21	854.15	3169.28	26.95
1981	1770.94	4531.01	39.08	2346.98	5024.07	46.71
1982	2104.12	5165.53	40.73	2156.17	5157.87	41.80
1983	2110.38	5526.15	38.19	2190.54	5562.71	39.38
1984	3449.53	7369.81	46.81	3307.90	7165.11	46.17
1985	3042.70	7879.14	38.62	1357.01	5822.40	23.31
1986	4163.36	9667.04	43.07	4465.75	9615.35	46.44
1987	4642.08	11017.39	42.13	4138.59	10086.80	41.03
1988	7099.94	15241.56	46.58	3049.55	10005.03	30.48
1989	6996.74	16216.89	43.14	6106.07	13911.71	43.89
1990	11078.36	21266.41	52.09	16413.92	26091.30	62.91
1991	8478.02	20058.13	42.27	8139.61	19343.99	42.08
1992	13580.77	27773.00	48.90	11013.17	24402.50	45.13
1993	19211.61	36981.27	51.95	11439.86	27070.01	42.26
1994	26949.28	49833.12	54.08	15219.65	33819.38	45.00

表 8：居民平均储蓄倾向（方法一）续表

单位：亿元/%

年份	未调整			通胀调整		
	总储蓄	调整收入	平均储蓄倾向	总储蓄	调整收入	平均储蓄倾向
1995	39620.83	69441.14	57.06	39519.85	66317.55	59.59
1996	34055.32	69643.45	48.90	42920.62	75528.16	56.83
1997	28936.78	67815.91	42.67	38246.99	75856.77	50.42
1998	24281.39	65634.20	37.00	32235.60	73745.37	43.71
1999	19214.44	63775.23	30.13	21466.52	66624.08	32.22
2000	30340.47	77948.69	38.92	25958.43	73491.60	35.32

数据来源：根据附录附表 5 和附表 6 数据得到

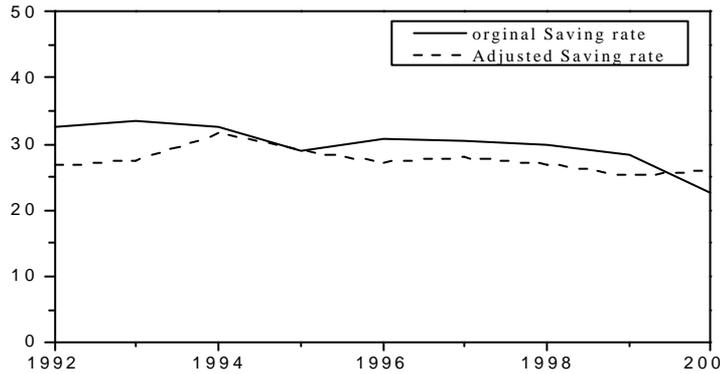


图 8：调整居民消费的平均储蓄率

表 9：居民平均储蓄倾向（方法二）

单位：亿元/%

年份	金融储蓄	实物投资	居民储蓄	居民消费	可支配收入	平均储蓄倾向
1980	181.14	119.00	300.14	2510.29	2810.43	10.68
1981	212.86	178.30	391.16	2827.07	3218.23	12.15
1982	229.93	210.80	440.73	3125.91	3566.64	12.36
1983	331.48	321.80	653.28	3466.48	4119.76	15.86
1984	574.33	409.00	983.33	4004.68	4988.01	19.71
1985	727.41	535.20	1262.61	5000.32	6262.93	20.16

此储蓄率不包括资产损益，口径基本具有国际可比性。

表 10: 居民平均储蓄倾向 (方法二) 续表

单位: 亿元/%

年份	金融储蓄	实物投资	居民储蓄	居民消费	可支配收入	平均储蓄倾向
1986	900.46	649.40	1549.86	5695.57	7245.43	21.39
1987	1152.50	795.90	1948.40	6561.35	8509.75	22.90
1988	1453.60	1022.10	2475.70	8417.64	10893.34	22.73
1989	1694.92	1032.20	2727.12	9478.84	12205.96	22.34
1990	2381.67	1001.20	3382.87	10314.21	13697.08	24.70
1991	2848.16	1182.90	4031.06	11647.12	15678.18	25.71
1992	4022.56	1222.00	5244.56	14357.80	19602.36	26.75
1993	5448.08	1476.20	6924.28	18163.90	25088.18	27.60
1994	8873.82	1970.60	10844.42	23449.59	34294.01	31.62
1995	9927.25	2560.20	12487.45	30481.39	42968.84	29.06
1996	10389.48	3211.20	13600.68	36198.37	49799.05	27.31
1997	11962.92	3429.40	15392.32	39621.35	55013.67	27.98
1998	11896.74	3744.40	15641.14	42210.37	57851.51	27.04
1999	10974.18	4195.70	15169.88	45006.36	60176.24	25.21
2000	12633.22	4709.36	17342.58	49179.79	66522.37	26.07

5.4 居民储蓄倾向相关分析

5.4.1 居民储蓄率变动

由图 7 和图 8 得到的居民平均储蓄率数据可知 1979 年以来居民的储蓄倾向相对较为稳定, 略微有所变化。由表 9 计算得到的平均储蓄率数据得到图 9。

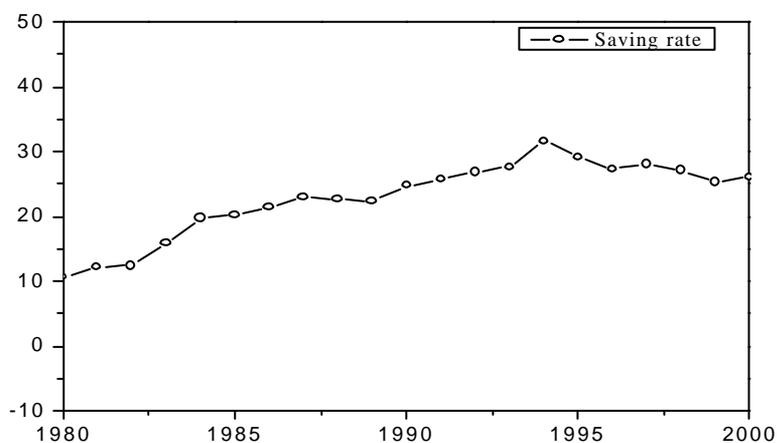


图 9: 1980 - 2000 年居民储蓄倾向

由图 9 我们可看出居民储蓄倾向较为稳定, 在 1994 年以前储蓄倾向有个稳定上升

的趋势，而 1994 年后基本较为平稳，1999 年略有下降，随后 2000 年又略微上升。这有相当的解释能力。我们用方法二计算的储蓄率扩展了居民储蓄的范围，2000 年股市行情很好，居民投资股市会有一定的财富效应，增加一定居民消费，从表 5 数据来看 2000 年的储蓄率有所下降，而在扩展居民储蓄里个人的股票数据采用的是一定比例的股票市值，总的影晌是居民储蓄倾向并为下降，而略有上升。

对平均储蓄倾向的波动作图 10，由图 10 可看出 79 年以来储蓄率的波动变化不大。

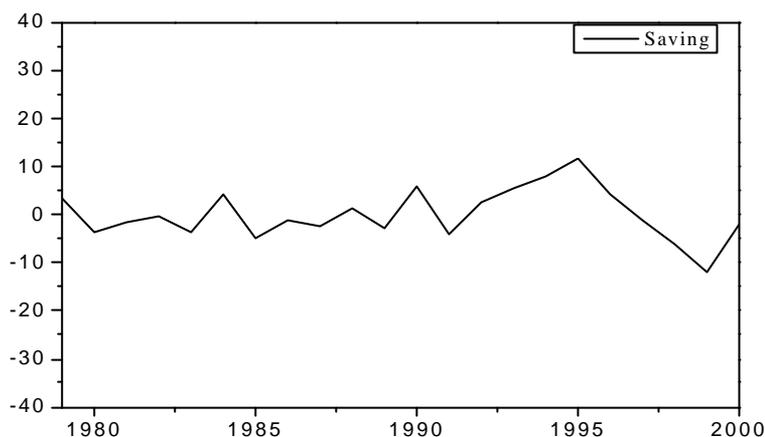


图 10：平均储蓄率的波动

现在一个较为普遍的观点是认为现在居民的消费倾向很低，储蓄倾向较高，发生较大的变化。但由上面的数据和图示，我们认为现在说储蓄倾向变化很大，可能存在一定的偏差。下面我们从理论和现实经济角度给出对 79 年后中国储蓄率变化的几个不同的解释。

5.4.2 解释一

5.4.2.1 收入增长率短期变化的影响

假设初始状态为稳态，从某一时刻 t 起，收入的增长率突然变为 g' ，而平均储蓄倾向依旧保持不变，则

$$\frac{A_t}{A_{t-1}} = \frac{A_{t-1} + sg'Y_{t-1}}{A_{t-1}} = 1 + sg' \frac{Y_{t-1}}{A_{t-1}} = 1 + sg' \frac{g-1}{sg} = g' + \frac{g-g'}{g} \quad (5.1)$$

当 $g' < g$ 时， $g - g' > 0$ ，因此， $\frac{A_t}{A_{t-1}} > g'$ ，并且因为 $g > 1$ ，所以

$$\frac{A_t}{A_{t-1}} < g' + \frac{g - g'}{1} = g。 \text{同理, 若 } g' > g \text{ 时, } g < \frac{A_t}{A_{t-1}} < g'。$$

也就是说,若收入增长率发生变化,则资产的增长率也会在同一方向上变化,但短期内变化幅度小于收入增长率的变化幅度。不过在长期中,资产增长率最终会等于收入增长率,因此收入增长率和资产增长率之间的差距将逐渐缩小并趋于零。

若收入增长率持续地发生变化,例如收入增长率不断下降,则在一定时期内我们将观察到资产增长率也不断下降,但始终高于收入的增长率,并且其间的差距可能会在短期内不断扩大。关于这点我们演示如下:

假设初始时,收入增长率是 30%,然后从某一时刻起,收入增长率在 10 期内以线性速度降到 5%,则资产增长率的变化路径如图 11 所示。

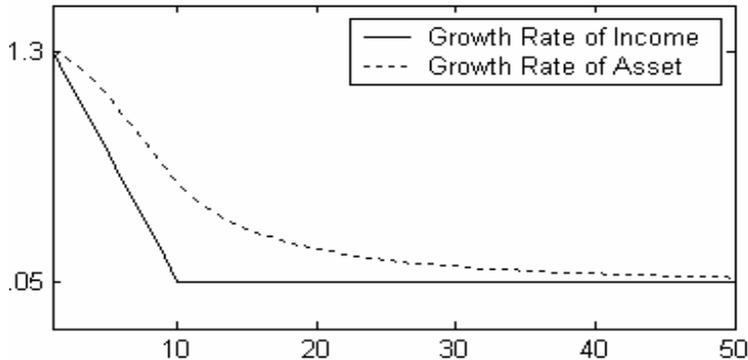


图 11: 收入增长率下降时的资产增长率变化路径

可见,在相当长的一段时期内(此情形下大于 30),资产的增长率都明显高于收入的增长率,并且差不多在前 10 期内,其差距还不断扩大。10 期以后,收入的增长率不再继续下降,资产的增长率则继续下降直至最终趋于收入的增长率。

5.4.2.2 对储蓄的影响

近几年来由于我国出现通货紧缩,通胀率一直很低,我国的名义 GDP 的增长率降低,而居民储蓄余额的增长率一直保持较高速度的增长,但近几年也有所下降,由图 12 可看出居民储蓄余额的增长率和金融资产的增长率一直高于名义 GDP 的增长率。特别的,我们观察到的 90 年代后半期居民金融资产的增长率持续高于名义 GDP 的增长率,并且其差距不断扩大的现象。因而很多人认为居民的消费倾向降低,储蓄倾向变大。

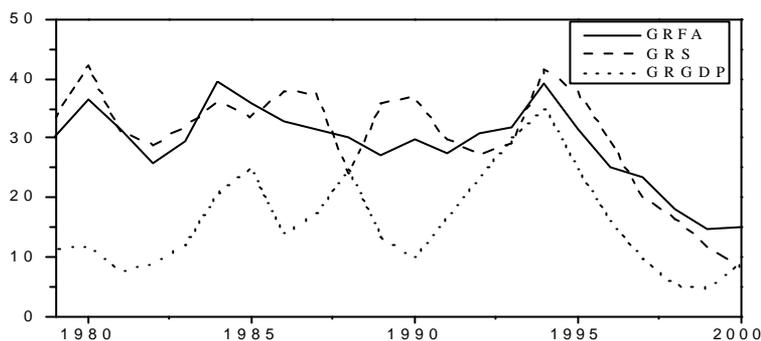


图 12：居民金融资产、储蓄和 GDP 增长率变化

事实上，我们认为产生这种现象并不是因为平均储蓄倾向 s 发生了变化，而是因为 90 年代后半期通货膨胀迅速下降，导致名义 GDP 的增长率迅速下降，因而导致了资产增长率也跟着下降，但速度小于收入增长率的下降，并且差距不断扩大。我们对 1990 年后的增长率数据作图 13，可以很明显的看出 1995 年后的金融资产和 GDP 增长率变化趋势和图 11 的前 10 期的变化相类似，也就是说收入增长率在短期发生变化，根据图 11 我们看出收入和资产变化的路径，在短期内收入和资产增长率的差距不断扩大，而长期将会逐渐减少而趋同。

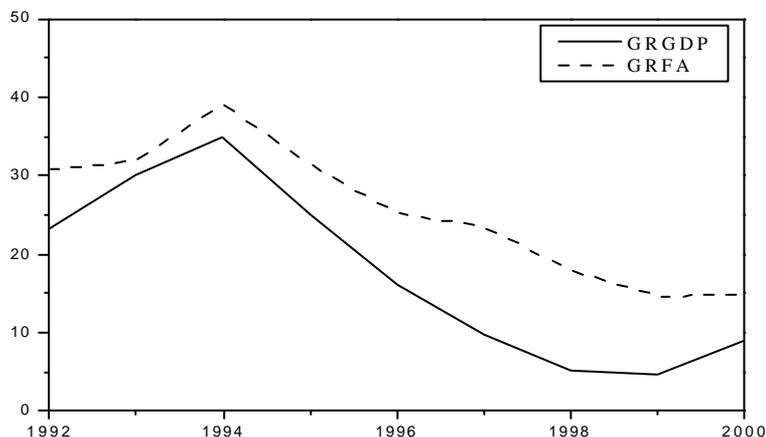


图 13：90 年后的金融资产和 GDP 增长率变化

由此，我们还可以肯定的说，由于目前通货膨胀已经降到了一个非常低的水平，因此今后继续大幅下降的可能性很小，从而名义 GDP 增长率今后也不会再大幅下降，因而居民金融资产的增长率必将逐渐地接近名义 GDP 的增长率。

图 11 中 GRFA 表示金融资产增长率，GRS 表示居民储蓄余额增长率，GRGDP 表示 GDP 增长率。

5.4.3 解释二

我们认为居民的储蓄倾向没有多大变化或是没有通常统计口径下的那么高,对此的另一个合理的解释是居民资产中包括很大比例的实物资产地产几乎不增长,尽管居民储蓄余额的增长率较高,但是调整的广义的储蓄率实际上变化不大,从图 10 看出实际储蓄率的波动并不是很大。

我们现在用估算出来的居民广义资产的数据代替居民的收入,得到居民的广义储蓄率数据(见表 11)。我们由图 14 可以从图形趋势上看 79 年后居民的广义储蓄率的变化趋势。

由图 15 可看出地产增长速度很慢,而金融资产增长很高,拉平效应使得居民的储蓄倾向没有实际储蓄余额增长率表现的那么高。

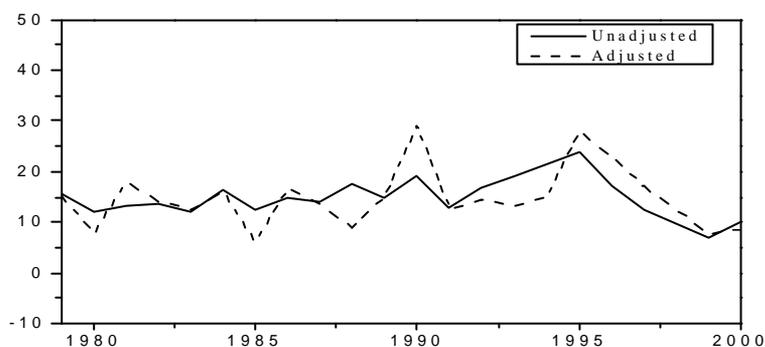


图 14: 广义居民储蓄倾向变化

表 11: 居民广义平均储蓄倾向

单位: 亿元/%

年份	未调整			通胀调整		
	总储蓄	广义资产	平均储蓄倾向	总储蓄	调整广义资产	平均储蓄倾向
1979	1573.93	10098.18	15.59	1492.20	9890.48	15.09
1980	1398.57	11496.75	12.16	854.15	10744.63	7.95
1981	1770.94	13433.99	13.18	2346.98	13093.56	17.92
1982	2104.12	15538.11	13.54	2156.17	15248.39	14.14
1983	2110.38	17648.49	11.96	2190.54	17439.22	12.56
1984	3449.53	21098.02	16.35	3307.90	20745.35	15.95
1985	3042.70	24140.72	12.60	1357.01	22086.66	6.14
1986	4163.36	28304.08	14.71	4465.75	26576.60	16.80
1987	4642.08	32946.16	14.09	4138.59	30704.72	13.48

表 12：居民广义平均储蓄倾向（续表）

单位：亿元/%

年份	未调整			通胀调整		
	总储蓄	广义资产	平均储蓄倾向	总储蓄	调整广义资产	平均储蓄倾向
1988	7099.94	40046.10	17.73	3049.55	33708.84	9.05
1989	6996.74	47042.84	14.87	6106.07	39866.81	15.32
1990	11078.36	58121.66	19.06	16413.92	56374.06	29.12
1991	8478.02	66603.87	12.73	8139.61	64413.80	12.64
1992	13580.77	80213.80	16.93	11013.17	75388.91	14.61
1993	19211.61	99477.79	19.31	11439.86	86728.68	13.19
1994	26949.28	126437.78	21.31	15219.65	101883.78	14.94
1995	39620.83	166056.02	23.86	39519.85	141807.02	27.87
1996	34055.32	200203.41	17.01	42920.62	184860.02	23.22
1997	28936.78	229410.08	12.61	38246.99	223161.55	17.14
1998	24281.39	253335.76	9.58	32235.60	255378.79	12.62
1999	19214.44	272682.65	7.05	21466.52	276554.41	7.76
2000	30340.47	303317.22	10.00	25958.43	302108.78	8.59

数据来源：根据表 3 和附录附表 5、附表 6 数据得到

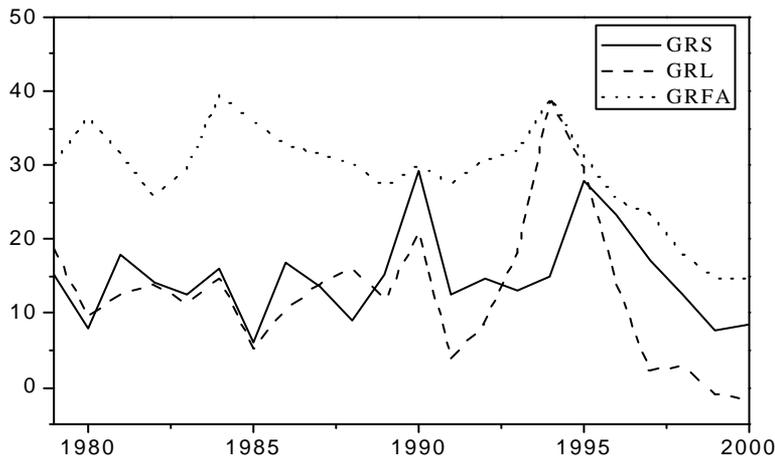


图 15：广义居民储蓄率、土地增长率和金融资产增长率

图 15 中的 GRS 表示广义储蓄率增长率，GRL 表示地产增长率，GRFA 表示金融资产增长率。

6. 储蓄、资产和企业融资结构

6.1 居民储蓄倾向比较

6.1.1 国际比较

我们研究了我国的平均储蓄倾向,结论是储蓄倾向并没有太大的变化,因此我们想进一步比较一下不同国家储蓄倾向的差别。表 13 列出了中美日三国的储蓄率数据,作图 16 可看出中国的储蓄率大致介于美国和日本之间。由此,我们可以得到居民储蓄率在各国家之间储蓄倾向变化不大,各国的储蓄率差异可能与年龄、退休制度、社保制度有关。

表 13: 中美日储蓄率比较

单位: %

年份	美国 储蓄率 1	年份	中国 储蓄率 2	年份	日本 储蓄率 3
1979	9.17	1979	15.59	1956	29.00
1980	10.18	1980	12.16	1957	31.20
1981	10.84	1981	13.18	1958	29.40
1982	10.89	1982	13.54	1959	32.20
1983	8.81	1983	11.96	1960	35.30
1984	10.61	1984	16.35	1961	38.60
1985	9.16	1985	12.60	1962	35.00
1986	8.21	1986	14.71	1963	26.60
1987	7.31	1987	14.09	1964	34.40
1988	7.79	1988	17.73	1965	33.30
1989	7.51	1989	14.87	1966	34.00
1990	7.79	1990	19.06	1967	35.60
1991	8.31	1991	12.73	1968	37.90
1992	8.70	1992	16.93	1969	39.20
1993	7.11	1993	19.31	1970	40.30
1994	6.11	1994	21.31	1971	38.50
1995	5.58	1995	23.86	1972	37.80
1996	4.79	1996	17.01	1973	38.10
1997	4.24	1997	12.61	1975	22.96
1998	4.74	1998	9.58	1985	22.54
1999	2.43	1999	7.05	1990	24.73
2000	0.96	2000	10.00	1993	25.70

1. 美国储蓄率按照个人储蓄占个人可支配收入比例计算，数据来源是 2002 美国总统经济报告
2. 中国储蓄率按照 5.4.3 节计算的广义储蓄率
3. 日本储蓄率 1973 年前的数据采用的是国内储蓄率，即总居民储蓄和 GDP 的比值，1973 年后的数据采用的是储蓄和可支配收入的比值，数据来源是《国际统计年鉴》各卷整理得到

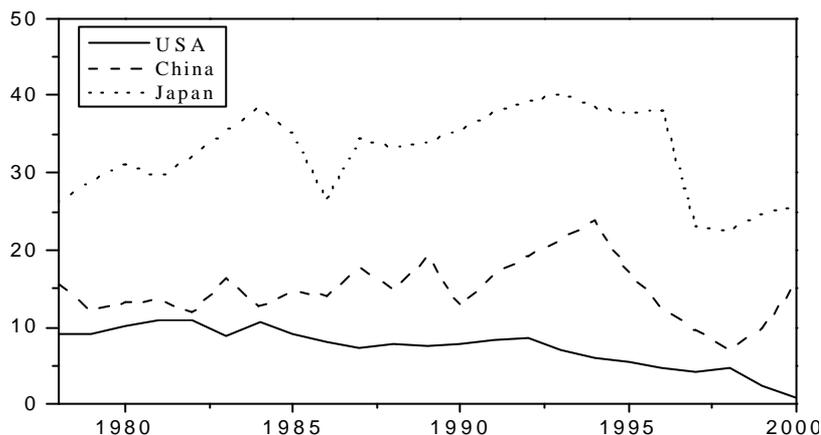


图 16: 中美日储蓄率变化

我们再分析一下居民储蓄倾向的差异情况。不同国家可能是由于年龄、退休制度和社保制度等因素有关。我们认为我国居民储蓄倾向的波动主要原因有三点：

一是对未来的预期不确定性引起的。家庭对未来消费的不确定性增加，导致居民将住房、医疗、就业、养老、子女教育等多项因素考虑到家庭的消费-储蓄决策中去。由于在决策时人们比以前有更强的危机感和防患意识，储蓄就成为未来需要应付各项不确定开支的有效办法。

表 14: 居民储蓄心态调查

储蓄动机	买房建房	子女教育	养老保险	防范意外事故
%	11.5	13.5	7.3	5.5

二是人口老龄化会改变居民储蓄行为和决策。由表 9 得到的居民储蓄倾向在 90 年代初以前有个较小的上升趋势，94 年后基本平稳，99 年和 2000 年略有变化。人口年龄结构的变化很可能是导致城镇居民消费行为发生变异的一个重要因素。中国实施独生子女政策二十多年，由于该政策在城镇家庭得到了有效的实施，城镇人口老龄化现象已经初现端倪，人口老龄化是计划生育政策的自然结果，养老问题也变得日益严峻起来。根

据王东岩等人(1995)的估计,2050年中国城镇退休人口占劳动人口的比重将达到52.1%(1995年为18.2%)。劳动力数量的下降会对劳动收入和利率产生影响,从而改变人们生命周期内的收入路径,并进一步影响他们的消费行为。

三是退休制度和养老保险制度也会影响居民的储蓄行为和决策。在计划经济时期,居民对退休福利有个较为准确的预期,而在市场经济体制实行之后,居民的养老保险金是由个人账户和社会统筹两种筹资方式构成的。因此,中国目前的养老保险制度是一种完全基金式与现收现付式相结合的混合模式(费尔德斯坦,1999;陈佳贵和张金昌,1999)。具体说来,企业和职工的缴费应占工资总额的28%,其中11%进入个人账户,用于在职职工养老金的积累;17%进行代际转移,用于支付退休职工的养老金。因而居民养老保险问题也是影响居民储蓄行为的重要因素。

6.1.2 日本式道路和中国现状

不同国家的经济增长模式不同,消费储蓄路径不同,各种宏观变量表现也不同。图17、图18、图19分别比较了中美日三国1978年到2000年的GDP增长、通胀率、M2/GDP的变化,中国的GDP一直以较高的速度增长,经历85、88和94年三次大的通货膨胀又陷入了通货紧缩的困境,而且M2/GDP以较高的速度增长。而美国较为平缓,日本则在90年代后出现了经济增长率的衰退。

在50-60年代居民的高储蓄率支持了日本的出口投资主导型的经济高速增长的良好循环,随着金融危机和泡沫的破灭,股市低迷,大量的银行坏帐,日本经济陷入高储蓄-低消费倾向-企业投资减少-生产下降-失业增加-预期收入不高-高储蓄的恶性循环中去。“日本陷阱”主要特征是,通货紧缩引起实际利率提高,储蓄率上升、投资率下降、消费疲软,进一步加剧了通货紧缩。央行为了抑制通货紧缩,采取扩张性的货币政策,扩大货币供应量,下调利率。当利率处于非常低的水平时,扩大货币供应量,只是刺激了公众的手持现金的需求,不能刺激投资和消费,从而使货币政策失效。因而,“日本陷阱”是指扩张性的货币政策效应不足或失效的现象。

比较一下中国现在居民储蓄率、经济增长率、通胀率等指标和日本经济增长较快时期(1965-1975年)的数据,发现中国有落入日本式陷阱的危机。

6.2 居民资产和企业融资结构

6.2.1 居民储蓄和资产结构

改革以来,我国国民收入分配结构发生了很大变化,由表3可以看到78年以来我国居民的金融资产在不断增加,同时占总资产的比例也大幅上升,居民资产结构发生了很大变化。个人在国民收入最终分配结构中的比重迅速提高,总储蓄结构中居民储蓄占

总储蓄的百分比，从 1979 年的 23.6% 上升为 1998 年的 51%，居民储蓄已成为社会资金的主要来源。（见表 15）

表 15：各国储蓄结构比较

储蓄结构	年份	个人(%)	企业(%)	政府部门(%)
中国	1979	23.6	33.7	42.8
	1988	62.5	30.5	7.0
	1992	56.1	27.9	15.3
	1993	54.0	30.0	15.2
	1994	51.4	33.7	14.0
	1995	49.1	36.5	14.5
	1996	52.9	31.4	13.5
	1997	50.9	35.2	13.8
	1998	51.0	34.3	13.2
	美国		35.0	58.0
韩国		38.0	35.0	27.0

数据来源：刘全福（1996）和《中国统计年鉴》2001 卷

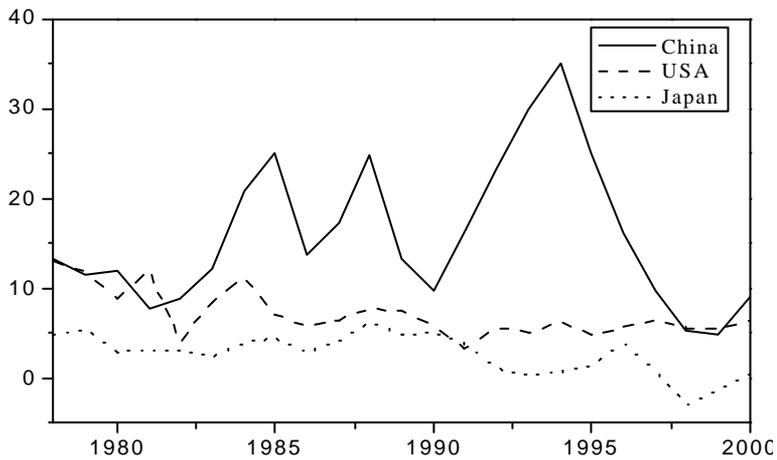


图 17：中美日 GDP 增长率

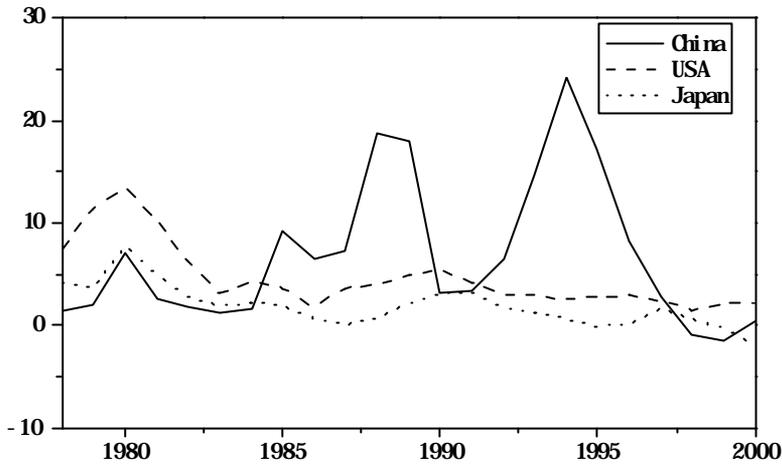
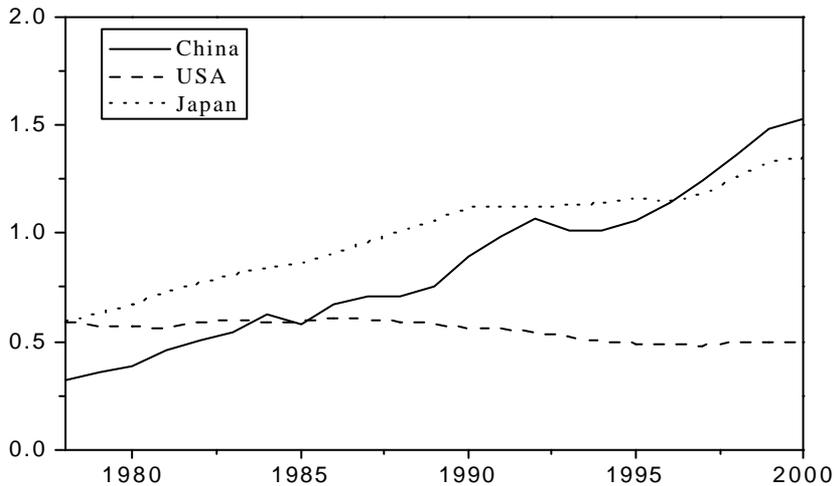


图 18: 中美日的通货膨胀

图 19: 中美日 M₂/GDP 的变化

居民金融资产，特别是银行存款的大幅上升。我们根据表 1、表 2、表 3 得到居民资产各项所占的比例，见表 16 和表 17。由此我们可得到居民储蓄存款占个人金融资产总量的比例很大。城乡居民的储蓄存款的不断增加，居民储蓄通过银行中介很大程度上变成企业负债，导致企业负债率增加，而企业负债率增加容易导致坏账比例的提高，并使得银行产生惜贷行为，从而形成恶性循环。

表 16：居民金融资产比例分布

单位：%

年份	手持现金	居民储蓄 存款余额	股票 持有量	债券 持有量	居民 保险	外币 储蓄
1978	44.61	55.39				
1979	43.25	56.75				
1980	40.93	59.07				
1981	35.63	58.90		5.47		
1982	31.38	60.35		8.26		
1983	29.23	61.53		9.24		
1984	31.29	59.99		8.72		
1985	28.72	58.95		8.62	0.18	3.53
1986	26.68	61.28		8.21	0.49	3.35
1987	24.22	64.13		7.55	0.90	3.21
1988	27.28	61.07		7.27	1.28	3.11
1989	23.58	65.33		6.42	1.59	3.08
1990	20.47	68.88	0.03	5.85	1.79	2.99
1991	19.28	70.07	0.21	5.63	1.99	2.81
1992	20.12	68.21	1.18	5.71	1.83	2.95
1993	20.63	66.86	2.27	5.19	1.66	3.39
1994	18.44	68.04	1.84	6.64	1.37	3.67
1995	15.18	71.39	1.36	7.26	1.26	3.54
1996	13.53	74.03	2.15	5.74	1.25	3.29
1997	12.67	72.02	4.26	6.41	1.45	3.20
1998	11.82	70.45	4.66	7.41	1.62	4.03
1999	12.39	68.60	5.24	6.84	2.07	4.86
2000	11.74	64.44	7.93	7.12	3.05	5.72

表 17: 居民实物资产各项比例

单位: %

年份	城镇		农村		
	耐用消费品	房产	生产固定性资产	住房	地产
1978	2.83	19.65		9.76	67.76
1979	2.90	18.73		10.21	68.15
1980	3.01	19.22		11.41	66.36
1981	3.13	18.81	1.33	12.34	64.40
1982	3.17	19.06	1.30	12.59	63.88
1983	3.13	18.67	1.48	13.48	63.25
1984	3.10	18.72	1.79	14.77	61.63
1985	3.53	20.14	2.13	16.33	57.87
1986	3.84	22.46	1.92	16.25	55.53
1987	4.03	22.53	1.91	16.07	55.46
1988	4.17	24.73	1.88	15.61	53.59
1989	4.27	26.33	1.79	15.81	51.80
1990	3.76	27.38	1.61	16.06	51.20
1991	3.49	27.46	1.61	19.87	47.58
1992	3.22	33.48	1.41	18.08	43.82
1993	3.16	36.27	1.26	16.81	42.51
1994	3.15	31.03	1.18	16.88	47.76
1995	2.93	31.80	1.09	17.04	47.14
1996	2.87	30.48	1.07	20.46	45.13
1997	3.03	32.50	1.08	21.97	41.42
1998	3.30	33.96	1.12	22.01	39.62
1999	3.39	35.06	1.48	22.56	37.50
2000	3.87	36.31	1.75	24.40	33.67

6.2.2 企业融资结构

国民总储蓄结构改变导致社会总资金的来源结构也发生了变化。改革以前,企业所需的资金都由政府供给,如今政府已经成为资金的净支出部门,居民成为资金的净盈余部门,因此资金的来源结构发生了改变。

企业融资效率是企业运作资金能力的大小。根据世界银行对 14 个发展中国家的统计,在 70~80 年代企业部门的自筹资金率平均为 55%,即企业部门融资的 45%是通过外部融资实现的。内部融资与外部融资的比率为 1:0.82。随着金融体系的不断完善,企

业的外部融资率将会不断上升。企业外部融资有两个途径：一是间接融资，向金融机构借款；二是直接融资，通过金融市场上发行产权证券（股票）和融资证券（企业债券）。表 18 对各国的企业融资结构作了国际比较，由比较可知中国的间接融资的比例太高，企业融资过分依赖于银行系统。企业的融资结构如果不调整，会使得银行坏帐率进一步增加，并可能最终引发银行危机。

表 18：企业融资结构国际比较

时期	内部资金		外部资金					
	内部资金	外部资金	间接融资	直接融资	外部资金			
美 国	1958~1962	65.1	34.9	14.9	20.0	100	42.9	57.1
	1980~1984	73.7	26.3	17.2	9.1	100	65.4	34.6
日 本	1958~1962	24.0	76.0	56.0	20.0	100	73.7	26.3
	1966~1970	40.0	60.0	49.0	11.0	100	81.7	18.3
	1980~1984	59.1	40.9	35.1	5.8	100	85.8	14.2
中 国	1986	32.8	67.2	66.3	0.9	100	98.8	1.2
	1987	30.6	69.4	68.3	1.1	100	98.3	1.7
	1988	29.6	70.4	68.5	1.9	100	97.4	2.6
	1995	21.8	78.2	73.1	5.1	100	93.5	6.5

数据来源：根据日本银行《国际比较统计》、《中国金融年鉴 1989~1996》

从企业的情况看，企业部门的经营越来越依赖于外部融资，主要是依赖银行贷款。从表 18 中看出，在企业的外部融资构成中，直接金融（债券和股票）和间接金融的比例一直很不相称。

中国目前仍以国有企业为主，由于破产机制不健全，结果形成了先吃财政再吃银行的局面，很多企业的维持主要靠银行贷款的不断投入。由表 19 可以看出，90 年代以来，工业企业的资产负债率始终维持在一个相当高的水平，60%左右，而金融机构各项贷款余额则迅速增长，1993 - 2001 年间翻了 3.4 倍，速度远远超出名义 GDP 的增长速度。其结果是 M2 与 GDP 的比值不断加大，货币流通速度不断减小。事实上，这里面很大一部分贷款都以银行坏账的形式沉淀了下来。

表 19：企业负债率和金融机构贷款额

	金融机构各 项贷款余额	独立核算工业 企业资产总计	负债合计	资产负债率
1993	32943.1	49064.7	32974.05	67.21
1994	40810.1	62583.1	41718.53	66.66
1995	50538.0	79233.9	51390.01	64.86
1996	61152.8	90015.8	58265.06	64.73
1997	74914.1	103439.1	66140.20	63.94
1998	86524.1	108821.9	68760.03	63.19
1999	93734.3	116968.9	71622.77	61.23
2000	99371.1	126211.2	75878.36	60.12
2001	112314.7	134183.9	79647.67	59.36

数据来源：《统计年鉴》各卷估算

- 1、构各项贷款余额在 89 年以前是国家银行口径
- 2、98 年以后的企业资产和负债数据为国有及规模以上口径

1993 年到 2001 年间，贷款余额的年均增长速度为 16.6%，而相应名义 GDP 的年均增长速度是 13.6%，也就是说，1 个点的 GDP 增长需要 1.22 个点的贷款增长来维持，而这点长期中显然是不可能维持的。

假设目前的状况继续维持下去，即银行贷款保持 12% 左右的增长速度，而名义 GDP 则保持 8% 左右的增长速度，企业资产的增长速度同名义 GDP 相同，简单计算表明，10 年后中国企业的资产负债率就将达到 86.3%，而 20 年后则更是高达 124%。届时由坏账所引起的金融危机恐怕是难以避免。

要避免出现以上情况，从根本上来说，解决途径只有一条，就是减小间接融资比重，努力扩大直接融资范围，也就是要大力发展证券市场，迅速扩大股票市场的融资功能。

7. 结论

在现有的居民消费储蓄的应用研究中，更多以用已有的储蓄模型来套用中国经济，分析中国的消费函数为主，而忽视了实证分析的理论基础。从现存的统计口径和统计资料来看，我国缺乏在理论和实际统一的逻辑框架下的统计数据。本文从最基本的角度出发，重新核算了居民资产、消费和储蓄的数据，并作了相关研究。

本文所作的工作主要有五项：一是将居民资产进行重新定义，按实物资产和金融资产两个部分分别估算得到居民资产存量表。二是从理论模型推导出居民资产收入和资产的变动关系，分析居民资产的结构变动。三是计量广义储蓄并且用两种方法调整平均储

蓄倾向。四是分析储蓄率的变动并作国际比较,对居民储蓄倾向给出了几种不同的解释。五是从居民储蓄增长推到企业融资结构的不合理,分析并提出了解决途径。

我们得到的结论主要有三个:一是从78年来居民储蓄倾向较为平稳,略有变化,一个很重要的原因是居民资产中包括很大比例的实物资产地产几乎不增长。二是居民的资产结构变动,金融资产增长率高于总资产和实物资产的增长率,并且金融资产比例在不断上升。一个可能的解释是90年代后半期通胀迅速下降,导致名义GDP的增长率迅速下降,因而导致了资产增长率也跟着下降,但速度小于收入增长率的下降,并且差距不断扩大。三是在国际比较中各国自身储蓄倾向较稳定,各国之间有一些差别,和未来不确定性、人口老龄化和养老保险制度有关。四是企业融资结构不合理,间接融资比例太高,居民储蓄余额增加,企业负债率增加,导致银行坏账比例的提高,从而形成恶性循环。一个解决途径是减小间接融资比重,扩大直接融资范围,即要大力发展证券市场,迅速扩大股票市场的融资功能。

本文作了基本的数据整理和估算工作,一个很重要的估算出发点就是效用评价原则和一价原则。即对居民资产的估计时,无论是流通的还是非流通的,市场化的还是非市场化的,按照它实际带来的效用来评价,特别是实物资产中的房产和地产。在一个统一的数据框架,更能准确反映我国居民资产的现状(包括总量和结构)。另一个重要意义在于我们通过估算出的居民个人资产结构为未来宏观经济结构和企业融资结构打下一定基础。

附录

附表

附表 1：居民金融储蓄（未作通胀调整）

单位：亿元

年份	手持 现金 增量	居民储蓄 存款余额 增量	股票 持有量 增量	债券 持有量 增量	保险 增量	外币 储蓄 增量	总计
1978	13.28	29.00					42.28
1979	44.56	70.40					114.96
1980	62.64	118.50					181.14
1981	40.00	124.20		48.66			212.86
1982	34.40	151.70		43.83			229.93
1983	72.80	217.10		41.58			331.48
1984	209.60	322.20		42.53			574.33
1985	156.80	407.90		60.61	4.90	97.20	727.41
1986	184.00	615.90		62.51	12.85	25.20	900.46
1987	189.28	842.90		62.87	25.55	31.90	1152.50
1988	543.52	740.80		92.16	36.92	40.20	1453.60
1989	168.00	1374.20		56.07	46.05	50.60	1694.92
1990	240.32	1923.40	2.31	93.46	58.38	63.80	2381.67
1991	426.72	2121.80	20.94	138.80	78.29	61.60	2848.16
1992	926.56	2517.80	145.83	240.97	52.50	138.90	4022.56
1993	1222.96	3444.10	261.92	195.83	61.56	261.71	5448.08
1994	1139.12	6315.30	53.50	918.49	56.47	390.94	8873.82
1995	477.36	8143.50	-12.92	917.80	90.69	310.82	9927.25
1996	733.44	8858.50	460.36	-27.64	127.28	237.54	10389.48
1997	1100.40	7759.00	1349.46	1131.75	278.20	344.11	11962.92
1998	821.28	7615.40	660.00	1500.03	298.26	1001.77	11896.74
1999	1801.44	6253.00	855.68	323.37	572.87	1167.82	10974.18
2000	957.32	4976.70	2801.03	1162.60	1247.04	1488.53	12633.22

数据来源：根据表 1 数据整理得到。

附表 2：居民金融储蓄（作通胀调整）

单位：亿元

年份	手持 现金 增量	居民储蓄 存款余额 增量	股票 持有量 增量	债券 持有量 增量	保险 增量	外币 储蓄 增量	总计
1978	10.77	25.89					36.66
1979	42.66	67.73					110.39
1980	48.94	98.14					147.08
1981	50.08	137.06		45.48			232.62
1982	35.88	152.38		44.67			232.93
1983	74.32	219.11		41.42			334.86
1984	204.04	312.48		42.94			559.45
1985	100.14	290.14		58.74	4.82	88.93	542.77
1986	191.78	617.34		40.97	11.42	26.00	887.52
1987	169.58	769.88		66.24	24.42	28.87	1059.00
1988	352.53	345.58		83.35	34.10	19.92	835.48
1989	152.12	1186.39		6.17	31.53	43.99	1420.19
1990	462.76	2501.99	2.35	82.12	50.19	91.90	3191.31
1991	406.74	2032.00	24.71	208.64	98.56	58.71	2829.34
1992	801.50	2114.35	169.16	230.96	50.03	120.44	3486.45
1993	830.31	2202.95	289.86	157.22	49.26	193.52	3723.12
1994	608.07	4084.87	20.80	720.53	23.59	264.10	5721.97
1995	688.52	7990.86	-50.89	600.99	44.45	321.41	9595.34
1996	1114.96	10237.86	499.02	121.68	133.94	321.54	12429.00
1997	1418.30	9450.65	1572.84	1252.39	302.08	419.23	14415.50
1998	1115.33	8818.94	905.67	1662.72	336.06	1082.38	13921.11
1999	1882.00	6630.15	1159.71	524.39	620.84	1203.15	12020.23
2000	757.77	3607.74	3436.91	1215.57	1275.79	1405.79	11699.57

数据来源：根据表 1 数据整理得到

附表 3: 居民实物储蓄 (未作通胀调整)

单位: 亿元

年份	城镇			农村		总计
	耐用消费品增量	房产增量	生产固定性资产增量	住房增量	地产增量	
1978	-	-	-	-	-	-
1979	48.21	198.93		185.66	1026.17	1458.97
1980	46.47	280.74		254.18	636.05	1217.43
1981	67.00	279.85		313.45	897.78	1558.08
1982	64.50	388.14	21.66	267.05	1132.84	1874.19
1983	50.72	275.98	51.65	367.47	1033.09	1778.90
1984	84.40	546.31	101.29	633.57	1509.63	2875.20
1985	163.88	738.24	113.87	676.08	623.21	2315.29
1986	191.89	1228.75	19.26	512.38	1310.62	3262.90
1987	186.04	803.65	63.89	516.49	1919.51	3489.58
1988	276.02	2016.35	98.84	754.39	2500.74	5646.34
1989	258.70	1933.35	64.67	903.38	2141.73	5301.82
1990	126.16	2793.57	66.05	1495.10	4215.80	8696.69
1991	67.01	1583.96	89.96	2940.28	948.64	5629.86
1992	165.57	6412.95	28.29	770.65	2180.74	9558.21
1993	394.25	6751.60	79.60	1515.38	5022.72	13763.53
1994	565.75	1590.30	156.59	3100.60	12662.22	18075.46
1995	661.07	10167.34	238.74	5217.04	13409.38	29693.58
1996	610.24	5565.80	220.22	9095.75	8173.83	23665.84
1997	742.23	8516.91	207.29	5963.23	1544.20	16973.86
1998	857.55	6615.18	193.58	2795.37	1922.96	12384.65
1999	445.57	4850.20	774.22	2840.39	-670.12	8240.26
2000	1571.57	8744.90	799.73	7739.70	-1148.64	17707.25

数据来源: 根据表 2 数据整理得到

附表 4：居民实物储蓄（作通胀调整）

单位：亿元

年份	城镇			农村		总计
	耐用消费品增量	房产增量	生产固定性资产增量	住房增量	地产增量	
1978	-	-	-	-	-	-
1979	45.88	185.57		177.24	973.12	1381.81
1980	30.93	181.68		193.57	300.89	707.07
1981	78.33	356.11	162.09	355.00	1162.83	2114.36
1982	65.93	396.70	22.36	272.44	1165.81	1923.24
1983	53.21	291.36	52.32	375.43	1083.36	1855.68
1984	80.53	522.49	98.43	612.38	1434.63	2748.45
1985	109.47	431.34	80.88	426.00	-233.46	814.24
1986	198.35	1257.39	29.02	565.11	1528.35	3578.23
1987	166.75	710.21	56.23	453.31	1693.09	3079.59
1988	130.07	1125.23	34.67	227.12	696.97	2214.07
1989	227.28	1686.12	58.44	795.68	1918.36	4685.88
1990	326.70	3969.89	149.97	2206.92	6569.14	13222.61
1991	59.76	1495.06	84.85	2822.01	848.60	5310.27
1992	104.85	5627.24	3.21	434.86	1356.56	7526.72
1993	205.86	4452.60	9.16	546.87	2502.26	7716.74
1994	295.98	-556.53	62.44	1646.55	8049.23	9497.68
1995	708.42	10099.88	257.92	5225.96	13632.32	29924.51
1996	816.62	7886.40	297.76	9870.98	11619.85	30491.62
1997	932.39	10515.71	279.74	7298.36	4805.29	23831.49
1998	1041.00	8563.28	258.27	4098.56	4353.38	18314.49
1999	487.83	5288.89	797.37	3120.40	-248.21	9446.29
2000	1450.69	7525.66	746.43	6946.77	-2410.69	14258.86

数据来源：根据表 2 数据整理得到

附表 5: 居民收入 (未作通胀调整)

单位: 亿元

年份	总储蓄	居民消费	耐用消费品增量	城镇居民住房消费	调整收入	平均储蓄倾向
1978		1771.17		139.14		
1979	1573.93	2019.12	48.21	156.44	3701.28	42.52
1980	1398.57	2329.44	46.47	180.85	3862.39	36.21
1981	1770.94	2621.89	67.00	205.18	4531.01	39.08
1982	2104.12	2886.97	64.50	238.94	5165.53	40.73
1983	2110.38	3203.55	50.72	262.93	5526.15	38.19
1984	3449.53	3694.24	84.40	310.44	7369.81	46.81
1985	3042.70	4625.69	163.88	374.63	7879.14	38.62
1986	4163.36	5214.09	191.89	481.48	9667.04	43.07
1987	4642.08	6011.50	186.04	549.85	11017.39	42.13
1988	7099.94	7694.10	276.02	723.54	15241.56	46.58
1989	6996.74	8588.04	258.70	890.80	16216.89	43.14
1990	11078.36	9180.94	126.16	1133.27	21266.41	52.09
1991	8478.02	10377.74	67.01	1269.38	20058.13	42.27
1992	13580.77	12537.30	165.57	1820.50	27773.00	48.90
1993	19211.61	15774.61	394.25	2389.29	36981.27	51.95
1994	26949.28	20925.81	565.75	2523.78	49833.12	54.08
1995	39620.83	27082.66	661.07	3398.73	69441.14	57.06
1996	34055.32	32322.93	610.24	3875.44	69643.45	48.90
1997	28936.78	35035.61	742.23	4585.75	67815.91	42.67
1998	24281.39	37093.53	857.55	5116.83	65634.20	37.00
1999	19214.44	39510.24	445.57	5496.11	63775.23	30.13
2000	30340.47	43000.25	1571.57	6179.55	77948.69	38.92

附表 6：居民收入（作通胀调整）

单位：亿元

年份	总储蓄	居民消费	耐用消费品增量	城镇居民住房消费	调整收入	平均储蓄倾向
1978		1744.99		137.08		
1979	1492.20	1977.59	45.88	153.22	3577.13	41.71
1980	854.15	2177.04	30.93	169.02	3169.28	26.95
1981	2346.98	2555.44	78.33	199.98	5024.07	46.71
1982	2156.17	2833.14	65.93	234.48	5157.87	41.80
1983	2190.54	3165.56	53.21	259.82	5562.71	39.38
1984	3307.90	3632.49	80.53	305.25	7165.11	46.17
1985	1357.01	4232.10	109.47	342.76	5822.40	23.31
1986	4465.75	4895.86	198.35	452.10	9615.35	46.44
1987	4138.59	5602.52	166.75	512.44	10086.80	41.03
1988	3049.55	6476.52	130.07	609.04	10005.03	30.48
1989	6106.07	7278.00	227.28	754.91	13911.71	43.89
1990	16413.92	8904.89	326.70	1099.19	26091.30	62.91
1991	8139.61	10036.50	59.76	1227.64	19343.99	42.08
1992	11013.17	11783.17	104.85	1711.00	24402.50	45.13
1993	11439.86	13752.93	205.86	2083.08	27070.01	42.26
1994	15219.65	16862.05	295.98	2033.66	33819.38	45.00
1995	39519.85	23127.80	708.42	2902.42	66317.55	59.59
1996	42920.62	29845.74	816.62	3578.43	75528.16	56.83
1997	38246.99	34081.33	932.39	4460.84	75856.77	50.42
1998	32235.60	37392.67	1041.00	5158.10	73745.37	43.71
1999	21466.52	40071.24	487.83	5574.15	66624.08	32.22
2000	25958.43	42828.93	1450.69	6154.93	73491.60	35.32

数学附录

$$\begin{aligned} \max_{c_t} \quad & E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \mathbf{b}' U(C_t) \\ \text{s.t.} \quad & C_t + B_t + S_t + H_t \leq y_t + (1+r_{t-1})B_{t-1} + (\mathbf{x}_{t-1} + R_t)S_{t-1} + f(H_{t-1}) \end{aligned}$$

其中 $f(H_t) = H_t - \mathbf{h}H_t^m$, 设状态变量 $W_t = y_t + (1+r_{t-1})B_{t-1} + (\mathbf{x}_{t-1} + R_t)S_{t-1} + f(H_{t-1})$

Bellman 方程为: $V(W_t) = u(c_t) + \mathbf{b}E_t V(W_{t+1}) + \mathbf{I}_t(W_t - c_t - b_t - S_t - H_t)$

$$F.O.C.: C_t: U'(C_t) = \mathbf{I}_t \quad (1)$$

$$B_t: (\mathbf{b}E_t V'(W_{t+1})(1+r_t) - \mathbf{I}_t)B_t \leq 0 \text{ if } B_t > 0 \text{ 则等号成立} \quad (2)$$

$$S_t: (\mathbf{b}E_t V'(W_{t+1})(\mathbf{x}_{t-1} + R_t) - \mathbf{I}_t)S_t \leq 0 \text{ if } S_t > 0 \text{ 则等号成立} \quad (3)$$

$$H_t: (\mathbf{b}E_t V'(W_{t+1})f'(H_{t-1}) - \mathbf{I}_t)H_t \leq 0 \text{ if } H_t > 0 \text{ 则等号成立} \quad (4)$$

$$\mathbf{I}_t: C_t + B_t + S_t + H_t = y_t + (1+r_{t-1})B_{t-1} + (\mathbf{x}_{t-1} + R_t)S_{t-1} + f(H_{t-1}) \quad (5)$$

$$\text{包络引理: } V'(W_t) = \mathbf{I}_t \quad (6)$$

由于 $U(C_t) = \frac{C_t^{1-s}}{1-s}$, 代入得:

$$C_t: C_t^{-r} = \mathbf{I}_t \quad (7)$$

$$B_t: (\mathbf{b}E_t C_{t+1}^{-r}(1+r_t) - \mathbf{I}_t)B_t \leq 0 \text{ if } B_t > 0 \text{ 则等号成立} \quad (8)$$

$$S_t: (\mathbf{b}E_t C_{t+1}^{-r}(\mathbf{x}_{t-1} + R_t) - \mathbf{I}_t)S_t \leq 0 \text{ if } S_t > 0 \text{ 则等号成立} \quad (9)$$

$$H_t: (\mathbf{b}E_t C_{t+1}^{-r})f'(H_{t-1}) - \mathbf{I}_t)H_t \leq 0 \text{ if } H_t > 0 \text{ 则等号成立} \quad (10)$$

$$\mathbf{I}_t: C_t + B_t + S_t + H_t = y_t + (1+r_{t-1})B_{t-1} + (\mathbf{x}_{t-1} + R_t)S_{t-1} + f(H_{t-1}) \quad (11)$$

居民行为决策:

(1) 当 $b_t > 0, S_t = 0, H_t > 0$ 时, 有 $E_t(\mathbf{x}_t + R_{t+1}) < 1 + r_t = f'(H_t)$

居民不进入股市与风险偏好和预期收益率有关, 债券和存货收益率相等, 两者都

持有。

$$(2) \quad \text{当 } b_t = 0, S_t = 0, H_t > 0 \text{ 时, 有 } \begin{cases} E_t(\mathbf{x}_t + R_{t+1}) < f'(H_t) \\ 1 + r_t < f'(H_t) \end{cases}$$

债券的收益率小于存货收益率，居民只持有存货而不愿意储蓄。

$$(3) \quad \text{当 } b_t > 0, S_t = 0, H_t = 0 \text{ 时, 有 } \begin{cases} E_t(\mathbf{x}_t + R_{t+1}) < 1 + r_t \\ f'(H_t) < 1 + r_t \end{cases}$$

债券的收益率大于存货收益率，居民愿意储蓄而不愿持有存货。

$$(4) \quad \text{当 } b_t > 0, S_t > 0, H_t = 0 \text{ 时, 有 } f'(H_t) < 1 + r_t = E_t(\mathbf{x}_t + R_{t+1})$$

居民进入股市与风险偏好和预期收益率有关，债券和预期的股市收益率相等，两者都持有。（命题 1）

$$(5) \quad \text{当 } b_t = 0, S_t > 0, H_t > 0 \text{ 时, 有 } 1 + r_t < f'(H_t) = E_t(\mathbf{x}_t + R_{t+1})$$

存货收益率大于债券收益率，居民持有股票和存货。

$$(6) \quad \text{当 } b_t > 0, S_t > 0, H_t > 0 \text{ 时, 有 } E_t(\mathbf{x}_t + R_{t+1}) = 1 + r_t = f'(H_t)$$

在内点解时，三者收益率都相等，居民持有股票、债券和存货。

定理 若随机变量 X 是服从条件对数分布，则有 $\log E_t X = E_t \log X + 1/2 \text{Var}_t \log X$

$$\text{由于 } \mathbf{b} E_t \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{-r} (\mathbf{x}_t + R_{t+1}) = 1, \therefore \log \mathbf{b} E_t \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{-r} (\mathbf{x}_t + R_{t+1}) = 0$$

$$\log \mathbf{b} + E_t \log \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{-r} (\mathbf{x}_t + R_{t+1}) + 1/2 \text{Var}_t \log \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{-r} (\mathbf{x}_t + R_{t+1}) = 0$$

$$\text{令 } g_{t+1} = \frac{c_{t+1}}{c_t} - 1, \text{ 则有 } E_t R_{t+1} (1 + g_{t+1})^{-r} = 1 / \mathbf{b}$$

将其二阶 Taylor 展开得到

$$\begin{aligned} R(1 + g)^{-r} &\doteq R - rg - rg(R-1) + 1/2r(r+1)g^2 \\ &= R - rgR + 1/2r(r+1)g^2 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} E R_{t+1} (1 + g_{t+1})^{-r} &= E_t R_{t+1} - r \{ E(g_{t+1}) E(R_{t+1}) + \text{cov}(R_{t+1}, g_{t+1}) \} \\ &+ 1/2r(r+1) (E(g_{t+1})^2 + \text{Var}(g_{t+1})) = 1 / \mathbf{b} \end{aligned}$$

因为 $E(g_{t+1}) E(R_{t+1})$ 和 $E(g_{t+1})^2$ 可忽略，得到

$$E R_{t+1} \approx 1 / \mathbf{b} + r \text{cov}(R_{t+1}, g_{t+1}) - 1/2r(r+1) \text{Var}(g_{t+1})$$

无风险利率为：

$$r_t \approx 1 / \mathbf{b} - 1/2r(r+1) \text{Var}(g_{t+1})$$

$$E R_{t+1} - r_t = r \text{cov}(R_{t+1}, g_{t+1})$$

得到 $\Delta E_t \log c_{t+1} = 1/r \log \mathbf{b} + 1/r \log R_{t+1} + 1/2r\mathbf{m}_t$

其中 $\mathbf{m}_t = \text{Var}_t[\Delta \log c_{t+1} - 1/r \log(\mathbf{x}_t + R_{t+1})]$

同理得到 $\Delta E_t \log c_{t+1} = 1/r \log \mathbf{b} + 1/r \log(1+r_t) + 1/2r\mathbf{u}_t$

$$\Delta E_t \log c_{t+1} = 1/r \log \mathbf{b} + 1/r \log f'(H_{t-1}) + 1/2r\mathbf{u}_t$$

$$f(H_t) = H_t - \mathbf{h}H_t^m, \quad f'(H_t) = 1 - \mathbf{h}mH_t^{m-1}$$

$$1+r_t = f'(H_t) = 1 - \mathbf{h}mH_t^{m-1}$$

有上式可知, $r_t = -\mathbf{h}mH_t^{m-1}$, 进一步有

$$\log H_t = \frac{1}{m-1} \log r_t + \frac{1}{m-1} \log(-\mathbf{h}m)$$

代入市场均衡条件并化简得命题 3。

参考文献

- [1] Breeden, Douglas. (1979), "An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment." *Journal of Financial Economics*, 7: 265-296.
- [2] Campbell, John and John Cochrane. (1999), "By Force of Habit: A Consumption-Based Explanation of Aggregate Stock Market Behavior." , *Journal of Political Economy* , 107: 205-251.
- [3] Carroll, Christopher D., and Andrew A. (1992), Samwick, "How Important is Precautionary Savings", Working paper Series, No 145, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- [4] Carroll, Christopher D., and Andrew A., Samwick,(1992), "How Important is Precautionary Savings", Working paper Series, No 145, Board of Governors of the Federal Reserve System
- [5] Carroll, Christopher D.(1992), "The Buffer-Stock Theory of Saving :Some Macroeconomic Evidence", *Brookings Papers on Economic Activity*, No.2,61—156.
- [6] Constantinides, George. (1990), "Habit Formation: A Resolution of the Equity Premium Puzzle." *Journal of Political Economy*, 98: 519-543.
- [7] Corroll, Chritopher (1994), "How Does Future Income Affect Current Consumption?", *Quarterly Journal of Economics*, 109: 111-148
- [8] Dardanoni, Valentino (1991), "Precautionary Savings Under Income Uncertainty: A Cross-Sectional Analysis", *Applied Economics*, 23:153-160
- [9] Davis, Morris A. and Michael G. Palumbo. (2001), "A Primer on the Economics and Time Series Econometrics of Wealth Effects", *Finance and Economics Discussion Series of Federal Reserve Board*, Washington, D.C.
- [10] Deaton, Angus. (1991), "Saving and Liquidity Constraints", *Econometrica*, 59 (September): 1221—1248.
- [11] Epstein, Larry and Stanley Zin. (1991), "Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: An Empirical Analysis." *Journal of Political Economy*, 99: 263-286.
- [12] Guiso, Luigi, Lullio Jappelli, and Saniele Terlizzese, (1992) "Earnings Uncertainty and Precautionary Savings", *Journal of Monetary Economics*, 30: 307-337
- [13] Guiso, Luigi, Lullio Jappelli, and Saniele Terlizzese, (1992) "Earnings Uncertainty and Precautionary Savings", *Journal of Monetary Economics*, 30: 307-337
- [14] Guiso, Luigi, Lullio Jappelli and Daniele Terlizzese (1992), "Earnings Uncertainty and Precautionary Savings", *Journal of Monetary Economics*, 30: 307-337
- [15] Guiso, Luigi, Lullio Jappelli and Daniele Terlizzese, (1992) "Earnings Uncertainty and Precautionary Savings", *Journal of Monetary Economics*, 30: 307-337
- [16] Hubbard, R. Glenn, Skinner, Jonathan and Zeldes, Stephen P.(1994), "Precautionary Saving and Social Insurance", *Journal of Political Economy*, forthcoming.

- [17] Hubbard, R. Glenn, Skinner, Jonathan and Zeldes, Stephen P. (1994b), "The Importance of Precautionary Motives in Explaining Individual and Aggregate Saving", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 40(June): 59—125
- [18] Kazarosian, Mark (1994), "Precautionary Savings-A Panel Study", mimeo
- [19] Mankiw, Gregory and Stephen Zeldes. (1991), "Consumption of Stockholders and Nonstockholders", *Journal of Financial Economics*, 29.
- [20] Merton, Robert C. (1973), "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model." *Econometrica*, 41: 867-887.
- [21] Robert.E. Hall, (1997), "Consumption", 载于 Robert.J.Barro 主编《现代经济周期理论》, 商务印书馆
- [22] Rubinstein, Mark. (1976), "The Valuation of Uncertain Income Streams and the Pricing of Options." *Bell Journal of Economics*, 7: 407-425
- [23] Shefrin, Hersh M., and Thaler, Richard H., (1988), "The Behavioral Life-Cycle Hypothesis", *Economic Inquiry*, 26(October): 609—643.
- [24] Weil, Philippe. (1989), "The Equity Premium Puzzle and the Risk-Free Rate Puzzle." *Journal of Monetary Economics*, 24: 401-421.
- [25] 奥利维尔·琼·布兰查德和斯坦利·费希尔, (1992):《宏观经济学—高级教程》, 经济科学出版社。
- [26] 陈佳贵和张金昌 (1999):“现行部分积累筹资模式的可行性分析”, 经济研究资料(2)。
- [27] 樊纲、余根钱, (1992):“体制改革时期的储蓄增长—对近年来中国城镇居民储蓄增长原因的分析”, 金融研究(6)。
- [28] 费尔德斯坦 (1999):“中国的社会保障制度改革”, 经济社会体制比较(2)。
- [29] 贺菊煌, (1998):“用基本的生命周期模型研究储蓄率与收入增长率的关系”, 数量经济技术经济研究(3)。
- [30] 黄家骅, (1997):《中国居民投资行为研究》, 中国财政经济出版社。
- [31] 李拉亚, (1995):《通货膨胀与不确定性》, 中国人民大学出版社。
- [32] 李子奈, (1992):《计量经济学——方法与应用》, 清华大学出版社。
- [33] 厉以宁等, (1992):《中国宏观经济的实证分析》, 北京大学出版社。
- [34] 连建辉 (1998):“城镇居民资产选择与国民经济增长”, 当代经济研究(2)。
- [35] 刘福 (1996):“我国居民巨额储蓄存款利弊与启示”, 山东金融。
- [36] 刘明志, (1998):“中国的国内储蓄(1978—1996):趋势、构成和决定因素”, 金融研究(5)。
- [37] 龙志和 (2001):“经济体制改革以来的居民储蓄与居民资产实证研究”, 经济体制改革(1)。
- [38] 彭兴韵, (1998):“市场化进程中的中国居民储蓄分析”, 金融研究(7)。
- [39] 齐天翔(2000):“经济转轨时期的中国居民储蓄研究”, 研究经济。
- [40] 宋国青 (1995):“利率、通货膨胀预期与储蓄倾向”, 经济研究。

- [41] 王东岩等 (1995):“ 1996—2010 中国劳动事业发展预测——劳动工资社会福利化模型应用报告”, 中国劳动出版社。
- [42] 王信 (1996):“ 我国居民收入高速增长时期的储蓄存款分析”, 经济科学。
- [43] 王信, (1996):“ 我国居民收入高速增长时期的储蓄存款分析”, 经济科学(5)。
- [44] 魏杰、沈坤荣 (1995)《居民储蓄分析》, 经济科学出版社。
- [45] 吴少新 (1998):“ 储蓄转化投资的金融机制分析”, 中国经济出版社。
- [46] 谢平, (1993):“ 中国个人储蓄行为分析”, 金融研究(8、9)。
- [47] 臧旭恒 (1994):“ 中国消费函数分析”, 上海三联书店。
- [48] 臧旭恒 (2001):“ 居民资产与消费选择行为分析”, 上海三联书店。
- [49] 张学毅、刘信群 (1999), “ 我国居民金融资产核算研究”, 统计与信息论坛。
- [50] 赵志君 (1998):“ 我国居民储蓄率的变动和因素分析” 数量经济技术经济研究(8)。
中国人民银行研究局课题组 (2001):“ 中国国民储蓄和居民储蓄的影响因素”, 经济研究。
- [51] 中国社会科学院经济研究所居民行为课题组, (1988):“ 居民的消费选择与国民经济成长”, 经济研究(1)。

Personal Consumption, Asset Structure and Enterprise Financing Structure

Abstract : In this paper, we estimate personal asset, savings and consumption, according to the Law of One Price. Based on the statistic caliber and data we now have, we find that the structure of personal asset has changed a lot since 1978. From the personal asset table, we also find that the financial asset's proportion to the total asset has risen gradually and the growth rate is higher than that of total asset and physical asset. Then we define and compute personal saving in a broad sense and adjust average propensity to saving by two methods. One of the results we get is that personal propensity to saving is stable, for one important reason is that the value of land has rarely increased, which had a large proportion in the personal asset. In the international comparison, the propensity to saving in each country is stable and there are some differences between them, which results in the uncertain anticipation to the future, the population aging and the endowment insurance system. In the analysis of the personal asset structure and savings, the conclusion we get is that the financing structure of the enterprise is unreasonable. The increasing personal savings deposit leads to the high debt ratio of the enterprise, the over-high indirect financing ratio and the high debt ratio of the enterprise lead to the high bad debts of the bank, which formed the vicious circle. One solution is to decrease the indirect financing ratio and increase the direct financing ratio, which means to develop the Security Markets and the financing function of the stock market. Under the data structure we have estimated, we can describe the personal asset (including the structure and the aggregate amount) more accurately and anticipate the macroeconomic structure and the enterprise financing structure.

Keywords: Saving Assets Asset structure Financing Structure

文章点评

这篇文章针对目前国内学者用已有的储蓄模型来套用中国经济，分析中国的消费函数，然而忽视实证分析理论基础的作法，认为这样的弊病在于从现存的统计口径和统计资料来看，我国缺乏在理论和实际统一的逻辑框架下的家计数据，因此，这篇文章进行了如下的理论研究：从最基本的角度出发采用效用评价原则和一价原则将居民资产进行重新定义，按实物资产和金融资产两个部分分别估算得到居民资产存量表。所谓效用评价原则和一价原则即在对居民资产进行估计时，无论是流通的还是非流通的，市场化的还是非市场化的，按照它实际带来的效用来评价，特别是实物资产中的房产和地产，并认为居民资产中包括很大比例的实物资产地产几乎不增长是用以解释自从 78 年以来居民储蓄倾向较为平稳的一个很重要的原因；从理论模型推导出居民资产收入和资产的变动关系，分析居民资产的结构变动，并认为一个可能的用以解释居民的资产结构变动，金融资产增长率高于总资产和实物资产的增长率，金融资产比例在不断上升的原因是 90 年代后半期通胀迅速下降，导致名义 GDP 的增长率迅速下降，因而导致了资产增长率也跟着下降，但速度小于收入增长率的下降，并且差距不断扩大；另外计量了广义储蓄，并且用两种方法调整平均储蓄倾向，分析了储蓄率的变动并将之与美国、日本的进行国际比较，进而给出了未来不确定性、人口老龄化和养老保险制度等几种不同的对居民储蓄倾向的解释；最后这篇文章从居民储蓄增长推到企业融资结构的不合理，即间接融资比例太高，居民储蓄余额增加，企业负债率增加，导致银行坏账比例的提高，从而形成恶性循环，并认为减小间接融资比重，扩大直接融资范围，即大力发展证券市场，迅速扩大股票市场的融资功能是一个解决途径。这篇文章的特点在于由于建立了一个统一的数据框架它基本上提高了我国居民资产的现状（包括总量和结构）的数据的准确性；另外这篇文章通过所估算出的居民个人资产结构提出了某种解决未来宏观经济结构和企业融资结构问题的途径。但是，这篇文章在解决问题过程中用到了过多的假设条件，这势必会影响到文章所得结论的普遍适用性；另外，基于目前中国的经济现状，还有更多的影响因素需予以考虑，这些因素是否可以忽略不计，在更为一般的条件下此文结论将会受到何种影响，都有待进一步的探讨。

评论人：刘琰（西安交通大学金禾经济研究中心 01 级硕士研究生）

非流通股存在下的连续拍卖均衡*

郝朝艳

(北京大学中国经济研究中心 100871)

摘要：本文以 Kyle (1985) 的模型为基础，引入了由于存在非流通股而导致的股市溢价问题，并且修改了有效市场的定价规则，建立了一个动态的、以信息不对称为主要特点的模型。本文在结构上类似于 Kyle (1985) 的文章，分别求解了单期拍卖均衡、多期拍卖的序贯均衡、多期拍卖序贯均衡的极限和连续拍卖均衡，同时在求解过程中证明了线性均衡的存在性和唯一性，并且证明了多期拍卖序贯均衡与连续均衡的等价性。本文试图分析非流通股的存在对股票市场均衡性质的影响，基本结论是：非流通股的存在会减小市场深度，使价格更容易被操纵；非流通股会使信息优势带来的知情交易者利润增加，这就意味着未知情交易者的损失加剧，但是非流通股的存在并不影响均衡时知情交易者私人信息的扩散速度和知情交易者对风险资产的需求。

关键词：非流通股 知情交易者 有效市场 连续拍卖均衡

第一部分 引言

一、文献综述

金融市场微观结构的理论核心是通过分析金融市场的交易结构说明在既定的市场微观结构下金融资产的定价过程及其结果，从而揭示出不同的市场微观结构在金融资产价格形成过程中的作用以及金融资产价格呈现出的特定的时间序列性质。

从分析方法上看，金融市场微观结构理论的发展可以分成两个阶段。在第一阶段，该理论主要关注金融市场的价格行为，以交易成本（其中主要是存货成本）作为解释买卖报价价差形成的原因，因此这些模型被统称为存货模型。在 80 年代中期以后，信息

* 本文为该文章的简缩版，如果读者对其中的细节感兴趣，可以直接与作者联系。本文作者系北京大学中国经济研究中心 99 级研究生，其联系方式为：010 - 51604155，hao@ccermail.net。

不对称引入模型,金融市场微观结构理论的重点随之转到了信息模型,这是其发展的第二阶段。信息模型的基本特征是用信息不对称所产生的信息成本,而不是交易成本,来解释市场中买卖报价价差。同时,它还可以考察市场价格调整的动态问题,还能够对知情交易者和未知情交易者的交易策略做出分析解释。

根据分析对象和分析方法的不同,信息模型大致可以分为三类。

第一类模型主要分析做市商的定价策略,基本分析工具是贝叶斯学习过程。

Glosten-Milgrom 在 1985 年发表的一篇文章首次将动态因素引入信息模型,提出了交易指令传递信息的思想。文章中使用序贯交易模型,将交易者分为知情交易者和未知情交易者。知情交易者提交的交易指令反映了他们所拥有的私人信息,因此,做市商依据交易指令的类型来设定买卖报价。由于买卖报价是做市商关于资产真实价值的条件期望,所以可以用做市商后验看法的变化来描述价格的动态调整过程,这种根据交易指令来调整买卖报价的过程本质上是一种贝叶斯学习过程,因此贝叶斯学习过程也就成为信息模型中分析价格动态调整过程的重要工具。

第二类模型以分析知情交易者的交易策略为主,使用的基本分析工具是理性预期的分析框架。

在这类模型中,交易者依然包括拥有私人信息的知情交易者和不拥有私人信息但出于流动性需要而进行交易的未知情交易者。知情交易者以利润最大化为目标。做市商一般被假设为风险中性,他根据交易者提交的指令设定唯一的市场出清价格,这个市场出清价格等于给定指令流时关于资产真实价值的条件期望。

Kyle (1984, 1985) 考察了知情交易者的行为策略,他的目的是要分析知情交易者如何选择交易策略以使其利用私人信息所获得的收益最大化。Kyle 在 1985 年发表的文章中分析了只存在一名风险中性的知情交易者、一名风险中性的做市商以及多名未知情交易者的情况。文章从一次交易的单期模型入手,接着讨论多期交易的序贯模型和连续时间模型,并证明了当时间间隔趋于零时,序贯模型等价于连续时间模型。文章关注于有效市场的形成过程,市场均衡价格的波动,知情交易者信息的扩散等问题。其基本思想是:知情交易者拥有关于资产真实价值的私人信息,是信息的垄断者;做市商知道市场中由信息不对称造成的逆向选择是存在的,他以有效市场作为定价规则,资产定价满足理性预期性质,其期望利润为零;市场中的未知情交易者出于对流动性的需要进行交易;由于做市商无法区分知情交易者和未知情交易者的指令,因此知情交易者可以利用未知情交易者作为掩护,使得做市商的定价无法完全反映知情交易者的私人信息。但是随着交易次数的增加,知情交易者的信息逐步扩散,市场也逐渐向有效市场趋近,而当

交易成为连续交易时，有效市场的结果就可以自然达到。

在 Kyle (1985)的文章的基础上，后人对他的模型有了很多扩展。

K. Back (1992) 比较全面的分析了连续时间框架下单个知情交易者的交易策略，他的模型能够在更广泛的资产价值分布的基础上决定做市商的均衡定价规则，可以考虑资产价值不同分布下的最优定价规则。

单个知情交易者是信息的垄断者，因此无论在单期、多期还是连续时期他都有正的预期利润。该正的预期利润将使其他交易者想方设法成为知情交易者，所以，在均衡中知情交易者的数目可能是内生的。Holden 和 Subrahmanyam (1992) 在 Kyle 多时期模型的基础上，引入多个知情交易者，分析了知情交易者数目对价格调整速度的影响。

Subrahmanyam (1991) 不仅在模型中加入了多名知情交易者，还改变了知情交易者的风险偏好，即假设他们是风险厌恶者，分为风险中性的做市商和风险厌恶的做市商两种情况讨论知情交易者的交易策略。

信息模型的第三类主要分析未知情交易者的交易策略，基本分析工具依然是理性预期的分析框架。

股票市场的许多问题是微观领域的问题，应该可以用金融市场微观结构理论来分析和解释。本文从股票市场的微观结构出发，分析股票中不可流通的部分对股票市场的有效性、股票价格波动、投资者利润、市场深度的影响等问题。Kyle (1985) 的文章是金融市场微观结构理论发展过程中承前启后的经典论文，同时，受到以 Kyle (1985) 模型为基础的诸多文献的启发，在文章的理论结构上，我们对 Kyle (1985) 的模型加以修改，加入由非流通股引起的股市溢价，并适当修改了有效市场的定价规则。在这样的假设下，讨论均衡的存在性、唯一性以及均衡的性质。

本文分为四个部分。第一部分：金融市场微观结构的文献综述；第二部分：模型描述；第三部分：均衡的存在性和唯一性的证明以及均衡的求解，共分为五步，首先，求解单期拍卖均衡，其次，求解多期拍卖的序贯均衡，再次，求解当交易的时间间隔趋于零时，多期拍卖的序贯均衡的极限，接下来，求解了连续拍卖均衡，最后，证明连续拍卖均衡与多期拍卖的序贯均衡的等价性；第四部分：本文的结论总结，主要分析非流通股存在情况下，市场均衡价格、均衡数量、均衡价格的波动、知情交易者利润、市场深度的变化等问题，并与 Kyle (1985) 的结论进行了比较。

第二部分 模型

一、模型的设定

基本假设：

1、资本市场的参与者：

资本市场中有交易者和做市商 (market maker)。交易者分为两类：一个知情交易者 (informed trader) 和多个未知情交易者 (uninformed traders)。知情交易者具有关于资产真实价值的私人信息，以预期利润最大化为目标。未知情交易者和做市商不具有关于资产真实价值的信息。未知情交易者以资产的流动性为目的进行交易 (因此，也可将未知情交易者看成噪声交易者 (noise trader))。在模型中，将他们的交易量看做是外生给定的。做市商知道知情交易者具有信息优势，但是他只能根据知情交易者提交的交易指令推测其私人信息。由于做市商仅能观测到交易者的交易指令总和，而无法区分知情交易者和未知情交易者分别的交易量，知情交易者就可以用未知情交易者的交易量作为掩护，使得做市商不能很快推测出其关于资产真实价值的信息。然而随着交易的不断进行，知情交易者的信息逐渐反映出来，做市商的判断也越来越准确，当信息完全被做市商推测到时，做市商的定价就满足了有效市场的条件，这时知情交易者完全丧失了信息优势。做市商制定资产市场的出清价格 p ，这里我们延续绝大多数文章对做市商的假设，认为他是风险中性的并采取竞争性的行为方式，因此，其预期利润为零。

2、符号和说明：

- (1) 资产的真实价值用 v 表示，它服从均值为 P_0 ，方差为 S_0 的正态分布；
- (2) 未知情交易者的交易数量用 u 表示，它服从均值为 0，方差为 S_u^2 的正态分布；
- (3) 随机变量 u 和 v 的分布是相互独立的；
- (4) 知情交易者的交易数量为 x ，它是资产真实价值的增函数；
- (5) 知情交易者的目标函数是最大化： $E[vg(d) - p]x$ 。这里 x 是决策变量， $g(d)$

是由于非流通股存在而产生的溢价， d 为不流通股的比例。假设 $g'(d) > 0$ ，并且

这里，我们只考虑知情交易者是资产的净买入者的情况。因此， x 也就等于交易量的绝对值，故大于 0。

$g(d) > 1$;

3、定价规则：

$$P(x+u) = gE\{v | x+u\} \quad (2.1)$$

其中 g 是大于零的常数，它衡量了资产价格偏离资产真实价值的程度。(2.1) 式虽然意味着 g 是外生给定的，但是从实际分析，它应该是一个与 $g(d)$ 有关的参数。

4、理性预期的行为方式：

从 (2.1) 式可以看出，定价规则符合信息有效的条件（弱式有效），即：做市商确定的价格等于给定交易量下他对资产真实价值预期的某个倍数，并且我们假设做市商对知情交易者交易策略的预期和知情交易者对做市商定价规则的预期都是正确的，这就满足了理性预期的假设。

5、均衡的定义：

总的来说，均衡要满足三个条件：第一、给定做市商的定价规则，知情交易者最大化自己的预期利润；第二、做市商制定的价格等于给定做市商信息集情况下他对资产价值的期望值；第三、做市商对知情交易者交易策略的预期和知情交易者对做市商定价规则的预期都是正确的。各个情形下均衡的具体定义略有不同，但都符合这三个条件。详见本文的第三部分。

二、对模型的解释

这里，我们主要考虑由信息不对称给知情交易者带来的信息优势对股票市场的价格及其波动、市场有效性等问题的影响，因此简化了未知情交易者的行为，将他们的交易策略看成是外生给定的。同时，我们延续大多数论文中对做市商的设定，他在这里主要是执行定价功能，并不以追求自身利益为目标。我们的模型中只设定了一名知情交易者，因为我们主要关注于非流通股存在情况下，信息的垄断对均衡结果的影响。随着知情交易者数目增加，他们之间的竞争加剧，对信息扩散速度的影响并不是本文关注的重点，在本文中暂不做分析。从知情交易者的目标函数可以看到非流通股引入模型的方式——非流通股引起资产溢价。由于股票中有一部分不能够流动，可以流动部分的股票代表的实际价值就因不流动部分而增值，由此产生了溢价，对于一个风险中性的交易者来说，这使得每股流通股实际代表的资产价值的效用增加了。

三、模型的求解方法

我们仿照 Kyle (1985) 模型的求解和证明方法，只考虑模型的线性均衡。求解过

程分为：求解单期拍卖均衡、求解多期拍卖的序贯均衡、求解多期拍卖的序贯均衡当交易时间间隔趋于零时的极限、求解连续拍卖均衡，最后证明多期拍卖序贯均衡等价于连续拍卖均衡。当然，上述求解过程首先要证明线性均衡的存在性和唯一性。对于绝大多数定理和结论本文都给出了严格的证明。

第三部分 均衡

一、单期拍卖均衡

我们这里只考虑线性均衡，线性均衡的含义是指：做市商的定价函数是总的交易指令的线性函数；知情交易者的交易指令是资产真实价值的线性函数。

单期拍卖均衡的定义：

x 是知情交易者交易数量的策略函数， p 是做市商定价的策略函数。单期拍卖均衡就是满足知情交易者预期利润最大化和定价函数的 (x, p) 的组合，即满足：

$$E p(x, p) \geq E p(x', p), \text{ 对于任意的 } v \text{ 和 } x' \quad (3.1)$$

$$P(x+u) = g E\{v | x+u\} \quad (3.2)$$

定理一：存在唯一的线性均衡 (x, p) 。如果令常数 $b = \left[\frac{g(d)}{2g-g(d)} \cdot \frac{s_u^2}{\Sigma_0} \right]^{\frac{1}{2}}$ ，

$l = \frac{1}{2} g(d) \left[\frac{g(d)}{2g-g(d)} \cdot \frac{s_u^2}{\Sigma_0} \right]^{\frac{1}{2}}$ 。那么唯一的线性均衡由下式给出：

$$X(v) = \left[\frac{g(d)}{2g-g(d)} \cdot \frac{s_u^2}{\Sigma_0} \right]^{\frac{1}{2}} \left[v - \frac{2g-g(d)}{g(d)} p_0 \right], p_1 = [2g-g(d)] p_0 + l(x+u).$$

证明：根据上文中对线性均衡的定义，我们假设： $P(x+u) = m + l(x+u)$ 和 $X(v) = a + bv$ 。将 P 和 X 的表达式代入知情交易者的预期利润函数 $E[v g(d) - p]x$ 中，得到： $E[v g(d) - p]x = E\{[v g(d) - m - l(x+u)]x\} = (v g(d) - m - l)x$ 。求解知情交易者的预期利润最大化，即 $\max_x (v g(d) - m - l)x$ ，由一阶条件 $v g(d) - m - 2lx = 0$ ，得到

$$x = \frac{v}{2l} g(d) - \frac{m}{2l}, \text{ 由此推出： } a = -\frac{m}{2l} \text{ 和 } b = \frac{1}{2l} g(d)。$$

$$\text{设 } \mathbf{q} = \begin{pmatrix} v \\ x+u \end{pmatrix}, E\mathbf{q} = \begin{pmatrix} p_0 \\ \mathbf{a} + \mathbf{b}p_0 \end{pmatrix}, \text{Var}(\mathbf{q}) = \Sigma = \begin{pmatrix} \Sigma_{11} & \Sigma_{12} \\ \Sigma_{21} & \Sigma_{22} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Sigma_0 & \mathbf{b}\Sigma_0 \\ \mathbf{b}\Sigma_0 & \mathbf{s}^2 + \mathbf{b}^2\Sigma_0 \end{pmatrix}$$

根据正态分布随机变量的条件分布定理，得到：

$$E\{v | x+u\} = Ev + \Sigma_{12}\Sigma_{22}^{-1}(x+u - \mathbf{a} - \mathbf{b}p_0) \quad (3.3)$$

(3.3)式代入 (3.2) 式并与 $P(x+u) = \mathbf{m} + \mathbf{l}(x+u)$ 联立，推出：

$$\mathbf{m} + \mathbf{l}(x+u) = \mathbf{g}p_0 + \frac{\mathbf{b}\Sigma_0\mathbf{g}}{\mathbf{s}_u^2 + \mathbf{b}^2\Sigma_0} [(x+u) - (\mathbf{a} + \mathbf{b}p_0)]. \text{ 对应项相等，得到：}$$

$$\mathbf{l} = \frac{\mathbf{b}\Sigma_0}{\mathbf{s}_u^2 + \mathbf{b}^2\Sigma_0} \mathbf{g} \quad (3.4)$$

(3.4)式与 $\mathbf{b} = \frac{1}{2\mathbf{l}} \mathbf{g}(\mathbf{d})$ 联立，得到：

$$\mathbf{b} = \left[\frac{\mathbf{g}(\mathbf{d})}{2\mathbf{g} - \mathbf{g}(\mathbf{d})} \cdot \frac{\mathbf{s}_u^2}{\Sigma_0} \right]^{\frac{1}{2}} \text{ 和 } \mathbf{l} = \frac{1}{2} \mathbf{g}(\mathbf{d}) \left[\frac{\mathbf{g}(\mathbf{d})}{2\mathbf{g} - \mathbf{g}(\mathbf{d})} \cdot \frac{\mathbf{s}_u^2}{\Sigma_0} \right]^{\frac{1}{2}}.$$

根据最大值存在的二阶条件： $\mathbf{l} > 0$ ，所以上述开方取正值。并且，要使参数值表达式有意义，当且仅当 $2\mathbf{g} - \mathbf{g}(\mathbf{d}) > 0$ ，从而得到 $1 \leq \mathbf{g}(\mathbf{d}) < 2\mathbf{g}$ 。

进一步计算后得到 $\mathbf{m} = (2\mathbf{g} - \mathbf{g}(\mathbf{d})) p_0$ 。该结果代入 $\mathbf{a} = -\frac{\mathbf{m}}{2\mathbf{l}}$ 中得到：

$$\mathbf{a} = -\frac{\mathbf{m}}{2\mathbf{l}} = -\left[\frac{\mathbf{g}(\mathbf{d})}{2\mathbf{g} - \mathbf{g}(\mathbf{d})} \right]^{\frac{1}{2}} \left(\frac{\mathbf{s}_u^2}{\Sigma_0} \right)^{\frac{1}{2}} p_0$$

很容易计算出下面的结果：

$$X(v) = \mathbf{a} + \mathbf{b}v = \left[\frac{\mathbf{g}(\mathbf{d})}{2\mathbf{g} - \mathbf{g}(\mathbf{d})} \cdot \frac{\mathbf{s}_u^2}{\Sigma_0} \right]^{\frac{1}{2}} \left[v - \frac{2\mathbf{g} - \mathbf{g}(\mathbf{d})}{\mathbf{g}(\mathbf{d})} p_0 \right] \quad (3.5)$$

$$E[v\mathbf{g}(\mathbf{d}) - p]x = (v\mathbf{g}(\mathbf{d}) - \mathbf{m} - \mathbf{l}x)x = \frac{1}{2} \mathbf{g}(\mathbf{d}) \left[\frac{\mathbf{g}(\mathbf{d})}{2\mathbf{g} - \mathbf{g}(\mathbf{d})} \cdot \frac{\mathbf{s}_u^2}{\Sigma_0} \right]^{\frac{1}{2}} \left[v - \frac{2\mathbf{g} - \mathbf{g}(\mathbf{d})}{\mathbf{g}(\mathbf{d})} p_0 \right]^2$$

从 (3.5) 式可知, $q = x + u = \mathbf{b}(v - \frac{2\mathbf{g} - \mathbf{g}(\mathbf{d})}{\mathbf{g}(\mathbf{d})} p_0) + u$ 。

因为, x 和 u 都服从正态分布, 经过计算可以推出:

$$Z = \frac{q}{\mathbf{b}} + \frac{2\mathbf{g} - \mathbf{g}(\mathbf{d})}{\mathbf{g}(\mathbf{d})} p_0 = v + u / \mathbf{b} \sim N(p_0, \Sigma_0 + \mathbf{s}_u^2 / \mathbf{b}^2)$$

$$p_1 = \mathbf{g}E(v | x + u) = \mathbf{g}E(v | Z) \quad (3.6)$$

根据连续分布随机变量的贝叶斯更新规则, 可知 (3.12) 式中定义的后验均值为:

$$p_1 = \mathbf{g} \frac{p_0 / \Sigma_0 + z(\mathbf{b}^2 / \mathbf{s}_u^2)}{1 / \Sigma_0 + \mathbf{b}^2 / \mathbf{s}_u^2} = [2\mathbf{g} - \mathbf{g}(\mathbf{d})] p_0 + \mathbf{1}(x + u)$$

用同样的方法可以得到: $\Sigma_1 = (1 / \Sigma_0 + \mathbf{b}^2 / \mathbf{s}_u^2)^{-1} = \frac{2\mathbf{g} - \mathbf{g}(\mathbf{d})}{2\mathbf{g}} \cdot \Sigma_0$ 。

说明: 上述计算过程中包含了线性均衡的存在性和唯一性。因为最大化问题只存在一个最优的线性解。

均衡的性质:

下面对单期均衡结果做比较静态分析:

(I) 关于 \mathbf{g} 的比较静态分析:

\mathbf{g} 反映了定价偏离资产真实价值的程度。当 $\mathbf{g} > 1$ 时, 定价大于资产的真实价值, 并且随着 \mathbf{g} 的增加价格偏离真实价值的程度增加; 当 $0 < \mathbf{g} < 1$ 时, 定价小于资产真实价值, 并且随着 \mathbf{g} 的增加价格偏离真实价值的程度减小。

连续随机变量的贝叶斯更新法则: Maureen O' Hara, Market Microstructure Theory. 81-84

由于很多微观结构合理性预期的模型都使用了正态分布, 这里只考虑随机变量服从正态分布的情况。假设参数 u 的密度函数为: $g(u)$; 在给定 u 的条件下, 另外一个独立的随机变量 x 的概率密度函数是: $f(x|u)$, 那么给定 x 的条件下, u 的后验概率密度为:

$$g(u|x) = \frac{g(u)f(x|u)}{\int f(x|u)g(u)du}$$

例如: $g(u)$ 是 $N \sim (m, \mathbf{s}_u^2)$, $f(x|u)$ 是 $N \sim (m, \mathbf{s}_x^2)$, 则 $g(u|x)$ 服从 $N \left[\frac{m/\mathbf{s}_u^2 + x/\mathbf{s}_x^2}{1/\mathbf{s}_u^2 + 1/\mathbf{s}_x^2}, \frac{1}{1/\mathbf{s}_u^2 + 1/\mathbf{s}_x^2} \right]$ 。

我们可以看到: 第一、后验概率仍然服从正态分布; 第二、如果我们定义方差的倒数叫做精确度, 那么后验概率中的方差就是精确度之和的倒数, 这就为计算后验概率提供了一个简便的方法。第三、假设 T 个独立同分布的随机变量 x_1, \dots, x_T , 则给定 x_1, \dots, x_T 的条件下, u 的后验概率 $g(u|x_1, \dots, x_T)$ 是

$$N \left[\frac{m/\mathbf{s}_u^2 + \sum_{t=1}^T x_t/\mathbf{s}_x^2}{1/\mathbf{s}_u^2 + T/\mathbf{s}_x^2}, \frac{1}{1/\mathbf{s}_u^2 + T/\mathbf{s}_x^2} \right]。当 T 趋于无穷时, 根据强大数定律, 上述方差趋于零。$$

$$(1) (3.6) \text{ 式对 } g \text{ 微分, 得到: } \frac{\partial l}{\partial g} = \frac{1}{2} \left[\frac{g(d)}{2g-g(d)} \cdot \frac{s_u^2}{\Sigma_0} \right]^{\frac{1}{2}}, \text{ 因此 } \frac{\partial l}{\partial g} > 0, \frac{\partial \frac{1}{l}}{\partial g} < 0.$$

l 的倒数被定义为市场深度, 它反映了交易量对市场均衡价格影响的难易程度, 市场深度越大, 表明交易量的单位变化对价格的影响越小, 而要使得价格改变所需的交易量就越大。这个比较静态的结果说明定价偏离资产真实价值的程度越高, 市场深度越小, 价格就越容易改变。

$$(2)(3.5) \text{ 式对 } g \text{ 微分, 得到: } \frac{\partial b}{\partial g} = \left[\frac{g(d)s_u^2}{\Sigma_0} \right]^{\frac{1}{2}} (2g-g(d))^{-\frac{2}{3}}, \text{ 因此, } \frac{\partial b}{\partial g} < 0. \text{ } b \text{ 衡量}$$

了知情交易者交易量函数中, 资产价值单位变化对交易量的影响: b 越大表明资产价值单位变化对最优交易量的影响程度越大。这个比较静态的结果说明定价偏离资产真实价值的程度越高, b 值越小, 即资产价值变化对知情交易者最优交易量的影响越小。

$$(3) (3.8) \text{ 式对 } g \text{ 微分, 得到: } \frac{\partial a}{\partial g} = -p_0 \left[\frac{s_u^2}{g(d)(2g-g(d))\Sigma_0} \right]^{\frac{1}{2}}, \text{ 因此, } \frac{\partial a}{\partial g} < 0.$$

a 是知情交易者交易量中不受资产价值影响的那一部分, $\frac{\partial a}{\partial g} < 0$ 表明随着定价偏离资产价值程度的增加, 知情交易者的固定交易量减小。

(4) (3.9) 式对 g 微分, 得到: $\frac{\partial X}{\partial g} = \frac{\partial a}{\partial g} + \frac{\partial b}{\partial g}$, 从 (2) 和 (3) 的分析的结果很容易看出, $\frac{\partial X}{\partial g} < 0$ 。这说明, 定价偏离资产真实价值的程度越高, 也就是定价越不反映资产真实价值, 知情交易者对资产的需求就会越少。

(5) (3.10) 式对 g 微分, 得到:

$$\frac{\partial p}{\partial g} = \frac{1}{2} \left(\frac{s_u^2}{\Sigma_0} \right)^{\frac{1}{2}} \left[\frac{g(d)}{2g-g(d)} \right]^{\frac{3}{2}} \left[v + 3 \frac{2g-g(d)}{g(d)} p_0 \right] \left[v - \frac{2g-g(d)}{g(d)} p_0 \right]. \text{ 因此, 若}$$

$$v - \frac{2g-g(d)}{g(d)} p_0 < 0, \text{ 则 } \frac{\partial p}{\partial g} < 0; \text{ 若 } v - \frac{2g-g(d)}{g(d)} p_0 > 0, \text{ 则 } \frac{\partial p}{\partial g} < 0.$$

这个结果也很容易理解, 当 $v - \frac{2g-g(d)}{g(d)} p_0 < 0$ 时, 知情交易者是资产的净买入者, g 越高说明价格越高, 买者的单位利润减少, 并且从上面的分析也可以看出, 购买量减

少,自然利润会减少。而当 $v - \frac{2g - g(d)}{g(d)} p_0 < 0$ 时,知情交易者资产的净卖出者,结论正好相反。

$$(6) \text{ 由 (3.13) 式可知, 在给定 } (x+u) \text{ 的条件下, } \frac{\partial p_1}{\partial g} = \frac{\partial m}{\partial g} + \frac{\partial I}{\partial g} (x+u), \quad \frac{\partial p_1}{\partial g} > 0。$$

衡量定价对资产价值的偏离,而在均衡时这个定价就是均衡价格, p_1 是均衡价格,因此,当定价偏离资产价值程度增大,均衡价格升高, p_1 就增加。

(7) (3.14) 式对 g 微分,得到: $\frac{\partial \Sigma_1}{\partial g} = \frac{g(d)\Sigma_0}{2g^2}$, 因此 $\frac{\partial \Sigma_1}{\partial g} > 0$ 。这个比较静态结果表明定价偏离资产真实价值越大,价格的波动程度就越大。

(II) 特定情况下关于 d 的比较静态分析:

通常来说,定价规则偏离资产真实价值的程度是与资产市场中的溢价程度相关的,因此,将 g 看成是溢价函数 $g(d)$ 的函数应该更为合理。我们下面考虑一个特殊的例子。

例: $g = g(d)$

当 $g = g(d)$ 时,有 $b = \left(\frac{s_u^2}{\Sigma_0} \right)^{\frac{1}{2}}$, 这表明如果定价规则对资产真实价值的偏离抵消了资产的溢价部分,那么溢价不会对资产价值对知情交易者交易的边际影响产生变化;得到 $a = - \left(\frac{s_u^2}{\Sigma_0} \right)^{\frac{1}{2}} p_0$, 这表明与资产价值无关的需求部分不受溢价的影响,综合以上两

点,知情交易者的交易量不改变。带入 I 的表达式得到 $I = \frac{1}{2} g(d) \left(\frac{s_u^2}{\Sigma_0} \right)^{\frac{1}{2}}$, 这表明在有溢价存在的情况下,市场深度减少,也就是单位交易量变化引起的均衡价格的变化增加,这使得操纵市场价格变得更加容易。均衡价格是原 Kyle 模型的 $g(d)$ 倍,这与我们的直觉是相符的。由此可以推出,在定价规则对资产价值的偏离等于资产溢价时,知情交易者的利润是原 Kyle 模型中知情交易者利润的 $g(d)$ 倍,即:

$E[vg(\mathbf{d}) - p]x = \frac{1}{2}g(\mathbf{d})\left(\frac{\mathbf{S}_u^2}{\Sigma_0}\right)^{\frac{1}{2}}[v - p_0]^2$ 。 $\Sigma_1 = \frac{1}{2}\Sigma_0$ 说明资产价格的波动程度,也就是知情

交易者信息暴露出来的速度是不变的。综上所述,溢价虽然没有改变市场趋于有效的速度,但是溢价使得知情交易者更容易操纵价格,从而使得他们的利润增加,在市场交易的另一面,也就是未知情交易者在交易中的损失增加,福利减少。

(III)关于未知情交易者交易量的比较静态分析:

这些比较静态分析的结论基本与原 Kyle (1985) 的结论一致,见本文第四部分:结论。

二、多期序贯拍卖均衡

(一)符号和说明(仅列出不同于单期的部分)

(1) 交易发生的时间:将 0—1 时期划分成 N 次交易, t_n 表示第 n 次交易发生的时间: $0 = t_1 < t_2 < \dots < t_N = 1$ 。

(2) $u(t)$ 服从布朗运动。令 $u_n = u(t_n)$, 表示未知情交易者到第 n 次交易为止的总的交易量,所以 $\Delta u_n = u_n - u_{n-1}$, 就表示未知情交易者在第 n 次交易时的交易量。

$\Delta u_n \sim N(0, \mathbf{S}_u^2 \Delta t_n)$, $\Delta t_n = t_n - t_{n-1}$ 。每个时期的交易量都是独立的。

(3) x_n 表示知情交易者第 n 次交易后总的交易额,定义 $\Delta x_n = x_n - x_{n-1}$ 表示知情交易者第 n 次交易的交易额。

(4) p_n 表示可以使得第 n 次交易市场出清的均衡价格。

(5) 知情交易者交易数量的策略函数: $x_n = x_n(p_1, p_2, \dots, p_n, v)$

做市商定价的策略函数: $p_n = p_n(\Delta x_1 + \Delta u_1, \Delta x_2 + \Delta u_2, \dots, \Delta x_n + \Delta u_n), n = 1, 2, \dots, N$

(6) 知情交易者的利润函数: $\mathbf{p}_n = \sum_{k=n}^N (vg(\mathbf{d}) - p_k) \Delta x_k$

(7) 定价规则: $p_n = \mathbf{g}E(v | \Delta x_1 + \Delta u_1, \Delta x_2 + \Delta u_2, \dots, \Delta x_n + \Delta u_n), n = 1, 2, \dots, N$ 。

(8) 边值条件: $a_N = \Delta_N = 0$, 说明交易停止后,知情交易者利润为零。

(二) 多期拍卖均衡的定义：

知情交易者交易量的策略函数 $x = (x_1, x_2, \dots, x_N)$ 和做市商的定价函数

$p = (p_1, p_2, \dots, p_N)$ 满足：

(1) 知情交易者的预期利润最大化：

$$E\{p_n(x, p) | p_1, p_2, \dots, p_N, v\} \geq E\{p_n(x', p) | p_1, p_2, \dots, p_N, v\} ,$$

这里 $x' = (x'_1, \dots, x'_N)$, 并且 $x'_1 = x_1, \dots, x'_{n-1} = x_{n-1}$ 。

(2) 定价规则： $p_n = E(v | \Delta x_1 + \Delta u_1, \Delta x_2 + \Delta u_2, \dots, \Delta x_n + \Delta u_n)$, $n = 1, 2, \dots, N$ 。

根据 Kyle (1985) 模型中线性均衡的求解方法以及单期拍卖均衡中知情交易者需求函数、利润函数和价格函数的形式，我们求解满足下面三个条件的多期拍卖均衡。

(i) 知情交易者在各个时期提交的交易指令 Δx_n 是每股利润 ($vg(\mathbf{d}) - p_{n-1}$) 的增函数，不妨设为： $\Delta x_n = b_n \Delta t_n (vg(\mathbf{d}) - p_{n-1})$ 。并且当 $vg(\mathbf{d}) - p_{n-1} > 0$ 时，知情交易者买进股票；当 $vg(\mathbf{d}) - p_{n-1} < 0$ 时，知情交易者卖出股票，因此 $b_n \Delta t_n > 0$ 。

(ii) 各个时期的价格为 p_n ，它具有线性形式，我们设为：

$p_n = bp_{n-1} + I_n(\Delta x_n + \Delta u_n) + h$ ，这里 h 是以前各期知情交易者和未知情交易者提交交易指令总量的函数， b 是等待确定的系数。要求在均衡时 $h=0$ ，即以前各期的信息对第 n 期价格的影响只体现在第 $n-1$ 期的价格中。

(iii) 每个时期的预期利润函数满足一般项形式： $p_{n+1} = a_n (v - ap_n)^2 + \Delta_{n+1}$ ，这里 a 是待确定的系数， Δ_{n+1} 中不包含 v 和 p_n 项。从利润函数的表达式可以看出 v 和 p_n 的关系具有完全平方的形式。

说明：

对于条件 (i)，知情交易者交易量是每股利润的函数很容易理解，当每股利润为零时，知情交易者也就没有交易的动力。这里我们只考虑知情交易者是资产的净买入者的情况，而将 Δx_n 看作是交易量的绝对值。因为，当 $vg(\mathbf{d}) - p_{n-1} < 0$ 时，知情交易者卖出

股票时,我们实际应该求解 $(p_{n-1} - vg(\mathbf{d}))\Delta x_n$ 的最大化问题。并且这样的需求函数形式与单期拍卖均衡是一致的。

对于条件(ii),之所以均衡时 h 要等于零,是因为在我们的均衡定义中要满足定价规则,定价规则实际上是有效市场的要求,即价格要反映所有的历史信息。因此,从有效市场的含义看, p_{n-1} 应该反映 h 的所有内容。

对于条件(iii),主要是从单期拍卖均衡的表达式推测而来。同时,我们要得到一个在递归形式的均衡解中要保持利润函数的一致形式的解。

(三) 均衡存在性和唯一性的证明

定理二:符合上述多期拍卖递归形式的线性均衡定义的 a 和 b 的解是唯一的,并且这个唯一解存在的充分必要条件是 $g(\mathbf{d}) = g$ 。

证明:见附录一:多期拍卖下均衡的结构。

定理三:多期拍卖存在一个唯一的如前文定义的递归形式的线性均衡。定义常数 $\mathbf{b}_n, \mathbf{l}_n, \mathbf{a}_n, \Delta_n, \Sigma_n$, 使得:

$$(a) \Delta x_n = \mathbf{b}_n \Delta t_n (vg(\mathbf{d}) - p_{n-1}), \quad \text{其中 } \mathbf{b}_n \Delta t_n = \frac{(1 - 2\mathbf{a}_n \mathbf{l}_n / (g(\mathbf{d}))^2)}{2\mathbf{l}_n (1 - \mathbf{a}_n \mathbf{l}_n / (g(\mathbf{d}))^2)}$$

$$(b) p_n = \mathbf{a}_{n-1} (v - p_{n-1} / g(\mathbf{d}))^2 + \Delta_n, \quad \text{其中 } \mathbf{a}_{n-1} = \frac{(g(\mathbf{d}))^2}{4\mathbf{l}_n (1 - \mathbf{a}_n \mathbf{l}_n / (g(\mathbf{d}))^2)}$$

$$\Delta_n = \Delta_{n+1} + \mathbf{a}_n a^2 \mathbf{l}_n^2 \Delta t_n \mathbf{s}_u^2$$

$$(c) p_n = p_{n-1} + \mathbf{l}_n (\Delta x_n + \Delta u_n), \quad \text{其中 } \mathbf{l}_n = g(\mathbf{d})^2 \mathbf{b}_n \Sigma_n / \mathbf{s}_u^2$$

$$(d) \Sigma_n = \text{Var}(v - p_{n-1} / g(\mathbf{d})) = \text{Var}(v | \Delta x_n + \Delta u_n) \quad \Sigma_n = (1 - \mathbf{l}_n \mathbf{b}_n \Delta t_n) \Sigma_{n-1}$$

并且,给定 Σ_0 , 常数 $\mathbf{b}_n, \mathbf{l}_n, \mathbf{a}_n, \Delta_n, \Sigma_n$ 是下列差分方程的唯一解。

$$\mathbf{a}_{n-1} = \frac{(g(\mathbf{d}))^2}{4\mathbf{l}_n (1 - \mathbf{a}_n \mathbf{l}_n / (g(\mathbf{d}))^2)} \quad ; \quad \Delta_n = \Delta_{n+1} + \mathbf{a}_n a^2 \mathbf{l}_n^2 \Delta t_n \mathbf{s}_u^2 \quad ;$$

$$\mathbf{b}_n \Delta t_n = \frac{(1 - 2\mathbf{a}_n \mathbf{l}_n / (g(\mathbf{d}))^2)}{2\mathbf{l}_n (1 - \mathbf{a}_n \mathbf{l}_n / (g(\mathbf{d}))^2)} \quad ; \quad \mathbf{l}_n = g(\mathbf{d})^2 \mathbf{b}_n \Sigma_n / \mathbf{s}_u^2 \quad ; \quad \Sigma_n = (1 - \mathbf{l}_n \mathbf{b}_n \Delta t_n) \Sigma_{n-1}$$

并且 $\mathbf{a}_N = \Delta_N = 0$ 和 $\mathbf{I}_n (1 - a^2 \mathbf{a}_n \mathbf{I}_n) > 0$ 。

证明：见附录二：多期拍卖均衡的求解和唯一性的证明。

(四) 多期拍卖均衡结果与 Kyle (1985) 模型多期拍卖均衡结果的比较

从定理三可以看到，我们的均衡解在结构和形式上与 Kyle (1985) 模型多期拍卖的均衡解十分相似，比较两个均衡参数之间的关系，我们得到下面的结论。这里用下划线表示 Kyle 模型中的系数，以示区别。在 Kyle 模型中有下面的关系：

$$(1 - \underline{\mathbf{a}}_n \underline{\mathbf{I}}_n) (1 - \underline{\mathbf{I}}_n^2 \mathbf{s}_u^2 \Delta t_n / \underline{\Sigma}_n) = \frac{1}{2} \quad (3.21)$$

在我们的模型中有相似的关系式：

$$(1 - \mathbf{a}_n \mathbf{I}_n / g(\mathbf{d})) \left(1 - \frac{\mathbf{I}_n^2 \mathbf{s}_u^2 \Delta t_n}{g(\mathbf{d})^2 \Sigma_n} \right) = \frac{1}{2} \quad (3.22)$$

若 $\underline{\mathbf{a}}_n, \underline{\mathbf{I}}_n$ 和 $\underline{\Sigma}_n$ 满足 (3.21) 式，令 $\mathbf{I}_n = g(\mathbf{d}) \underline{\mathbf{I}}_n$ 和 $\Sigma_n = \underline{\Sigma}_n$ 代入 (3.21) 式中，可以证明 (3.22) 式成立。所以若 $\underline{\mathbf{a}}_n, \underline{\mathbf{I}}_n$ 和 $\underline{\Sigma}_n$ 是 (3.21) 式的解，则 (3.22) 式必存在一组解 $\mathbf{a}_n, \mathbf{I}_n$ 和 Σ_n ，使得 $\mathbf{a}_n = g(\mathbf{d}) \underline{\mathbf{a}}_n$ ， $\mathbf{I}_n = g(\mathbf{d}) \underline{\mathbf{I}}_n$ 和 $\Sigma_n = \underline{\Sigma}_n$ 。

根据 (3.21) 式和 (3.22) 式的解的关系，我们可以验证 Kyle (1985) 模型的均衡解与我们这里得到的均衡解之间的关系如下：

$$\mathbf{a}_n = g(\mathbf{d}) \underline{\mathbf{a}}_n; \mathbf{I}_n = g(\mathbf{d}) \underline{\mathbf{I}}_n; \Sigma_n = \underline{\Sigma}_n; \mathbf{b}_n \Delta t_n = \underline{\mathbf{b}}_n \Delta t_n / g(\mathbf{d}); \Delta_n = g(\mathbf{d}) \underline{\Delta}_n \quad (3.23)$$

将上述参数之间的关系代入知情交易者交易指令函数、做市商定价函数以及知情交易者利润函数，得到下面的结果：

在给定总交易量的情况下

$$p_n = p_{n-1} + \mathbf{I}_n (\Delta x_n + \Delta u_n) = g(\mathbf{d}) E v + g(\mathbf{d}) \mathbf{I}_n (\Delta x_n + \Delta u_n) = g(\mathbf{d}) p_n \quad (3.24)$$

$$\Delta x_n = \mathbf{b}_n \Delta t_n (v g(\mathbf{d}) - p_{n-1}) = \Delta x_n \quad (3.25)$$

$$p_n = g(\mathbf{d}) \underline{\mathbf{a}}_{n-1} (v - g(\mathbf{d}) \underline{p}_{n-1} / g(\mathbf{d}))^2 = g(\mathbf{d}) \underline{p}_n \quad (3.26)$$

上面三个表达式的含义就是：

第一、溢价函数的加入使得均衡价格成为原来的 $g(\mathbf{d})$ 倍，即价格上涨幅度等于溢价程度；

第二、溢价函数的加入不影响均衡时知情交易者的交易数量；

第三、由上述两点决定了均衡时知情交易者的利润增加为原来的 $g(\mathbf{d})$ 倍，这就意味着未知情交易者的损失由于溢价的存在增加了。

三、多期拍卖的序贯均衡的极限

当多期拍卖中两次交易的时间间隔趋于零时，多期拍卖的均衡结果是否会收敛，若收敛那么这个极限是否与连续拍卖均衡结果一致？下面，我们首先计算多期拍卖均衡结果的极限。

定理四：当多期拍卖中两次交易的时间间隔趋于零时，多期拍卖的均衡结果是收敛的，其极限结果为：
$$I(t) = g(\mathbf{d}) \left(\Sigma_0 / \mathbf{s}_u^2 \right)^{\frac{1}{2}} ; \quad b(t) = \left(\Sigma_0 / \mathbf{s}_u^2 \right)^{\frac{1}{2}} \frac{1}{g(\mathbf{d})(1-t)} ;$$
$$a(t) = g(\mathbf{d}) \left(\Sigma_0 / \mathbf{s}_u^2 \right)^{\frac{1}{2}} ; \quad \Delta(t) = \frac{1}{2} \left(\Sigma_0 / \mathbf{s}_u^2 \right)^{\frac{1}{2}} g(\mathbf{d})(1-t) ; \quad \Sigma(t) = (1-t)\Sigma_0。$$

证明：见附录三：多期拍卖均衡结果的极限。

四、连续拍卖均衡

(一) 均衡的计算

在这一部分我们考虑连续拍卖的线性均衡。我们只给出定理，不再严格证明均衡存在的唯一性和求解均衡。连续拍卖线性均衡的部分函数形式是仿照多期拍卖序贯均衡的形式定义的，而且我们只讨论 $g(\mathbf{d}) = g$ 的连续拍卖均衡，因此证明和求解过程类似于多期拍卖均衡的证明和求解。

定理五：在递归形式的连续拍卖均衡中，有：

$$I(t) = g(\mathbf{d}) \left(\Sigma_0 / \mathbf{s}_u^2 \right)^{\frac{1}{2}} , \text{ 是一个常数} ; \quad b(t) = \left(\Sigma_0 / \mathbf{s}_u^2 \right)^{\frac{1}{2}} \frac{1}{g(\mathbf{d})(1-t)} ;$$

$$a(t) = g(\mathbf{d}) \left(\Sigma_0 / \mathbf{s}_u^2 \right)^{\frac{1}{2}} ; \quad \Delta(t) = \frac{1}{2} \left(\Sigma_0 / \mathbf{s}_u^2 \right)^{\frac{1}{2}} g(\mathbf{d})(1-t) ; \quad \Sigma(t) = (1-t)\Sigma_0。$$

证明：略。

(二) 均衡的性质

(1) 方差的导数是一个常数，这说明知情者的私人信息进入价格的速率是均匀的；在交易结束时，价格方差为零，这说明私人信息已全部进入到价格中。

(2) 市场深度在整个过程中不发生变化。

(3) 价格的波动是由未知情交易者的交易引起的。

(4) 和 Kyle (1985) 的连续拍卖均衡相比较可以看出，参数的关系与多期拍卖均衡时参数的关系是一致的。

(5) 非流通股对均衡的影响与我们对单期拍卖在 $g(\mathbf{d}) = g$ 情形下的均衡进行比较

静态分析的结论是相同的。

五、多期拍卖序贯均衡极限与连续拍卖均衡的等价性

定理六：多期拍卖序贯均衡极限与连续拍卖均衡是等价的。

证明：(略)。从定理四与定理五可以看到这个结论是显然的。

第四部分 结论

一、单期拍卖均衡、多期拍卖的序贯均衡和连续拍卖均衡存在条件的比较

在单期拍卖均衡中，存在 $g(d) \neq g$ 条件下的均衡解，而在多期拍卖的序贯均衡求解中我们证明了满足均衡定义的解存在的充分必要条件是 $g(d) = g$ ，由于连续拍卖均衡的构建是以多期拍卖为基础，因此也用到了 $g(d) = g$ 的条件。因此，单期拍卖均衡存在性要比多期和连续拍卖均衡的存在性更容易实现。

二、 $g(d) = g$ 条件下均衡结果与 Kyle (1985) 均衡结果的比较

在分析多期拍卖的序贯均衡时，我们比较了各个参数与 Kyle 模型中相应参数的关系，这些关系扩展到单期拍卖均衡与连续拍卖均衡都是成立的。从比较的结果可以看出非流通股对拍卖均衡的影响。

在定价规则对资产真实价值的偏离抵消了资产溢价的情况下，有：

第一、市场深度减小，即：单位交易量的变化会引起价格的更大变化，反过来说，要使价格改变只需要较小的交易量变化。这就使操纵股票市场价格的行为变得更加容易；

第二、知情交易者的利润增加为原来的 $g(d)$ 倍。在我们的模型中，资产市场上的交易实质是一个“零和博弈”，这个结果意味着资产市场中没有信息优势的交易者损失加剧，福利减少；

第三、知情交易者的交易量没有改变。这一点比较容易理解，知情交易者的交易量是由购买单位资产的剩余决定的，当定价规则对资产真实价值的偏离抵消了资产溢价，他购买单位资产的剩余与 $g(d) = g = 1$ 情况下的剩余是相同的，故交易量不会发生改变；

第四、私人信息扩散的速度不变。私人信息是通过知情交易者提交的交易指令扩散的，由于知情交易者的交易量没有改变，就不会改变私人信息的扩散速度，这也意味着价格的波动情况是一样的；

??? 明显的结果，均衡价格是 Kyle (1985) 模型中均衡价格的 $g(d)$ 倍。

三、有效市场的定价规则

我们虽然对定价规则进行改变，但是并没有改变其有效市场的内涵。因为从信息有效的定义看，修改过的定价规则仍然反映了影响价格的历史信息，仍然是一种“弱式有效”。但是从均衡存在的要求来看，资产的定价并不一定要与资产的真实价值一致。

四、未知情交易者行为对均衡的影响

未知情交易者对均衡影响的分析结果与 Kyle (1985) 的分析是一致的。

第一，市场深度是未知情交易者交易数量方差的增函数，当未知情交易者的交易数量增加，方差 s_u^2 增加，市场深度增加，其交易量增加一倍，市场深度增加一倍；

第二，知情交易者的交易量是未知情交易者交易量方差的增函数，当未知情交易者的交易数量增加一倍，知情交易者的交易量也增加一倍。原因是未知情交易者交易量的增加可以为知情交易者提供更多的掩护，从而使他们可以更长久的保持信息优势；

第三，知情交易者的利润函数是未知情交易者交易数量方差的增函数。当未知情交易者的交易数量增加，方差 s_u^2 增加，利润增加，其交易量增加一倍，市场深度增加一倍；

第四，市场的均衡价格不受未知情交易者交易数量变动的影晌。

附录

附录一：多期拍卖情况下均衡的结构

我们首先从：

$$p_n = bp_{n-1} + \mathbf{I}_n (\Delta x_n + \Delta u_n) + h \quad (1)$$

和

$$p_{n+1} = \mathbf{a}_n (v - ap_n)^2 + \Delta_{n+1} \quad (2)$$

出发，根据：第一，知情交易者追求预期利润最大化；第二，定价规则。因为

$$p_n = \sum_{k=n}^N [vg(\mathbf{d}) - p_k] \Delta x_k, \text{ 所以}$$

$$p_n = (vg(\mathbf{d}) - p_{n-1}) \Delta x_n + p_{n+1} \quad (3)$$

$$\max E p_n = E [vg(\mathbf{d}) - p_n] \Delta x_n + \mathbf{a}_n (v - ap_n)^2 + \Delta_{n+1} = \mathbf{a}_{n-1} (v - ap_{n-1})^2 + \Delta_n \quad (4)$$

将 (1) 式代入 (4) 式，得到：

$$E p_n = E [vg(\mathbf{d}) - bp_{n-1} - \mathbf{I}_n \Delta x_n - h] \Delta x_n + \mathbf{a}_n [v - abp_{n-1} - a \mathbf{I}_n \Delta x_n - ah]^2 + \Delta_{n+1} + \mathbf{a}_n a^2 \mathbf{I}_n^2 \Delta t_n \mathbf{s}_u^2$$

F.O.C.

$$(vg(\mathbf{d}) - bp_{n-1} - h) - 2\mathbf{I}_n \Delta x_n + 2\mathbf{a}_n (-a \mathbf{I}_n) [v - abp_{n-1} - a \mathbf{I}_n \Delta x_n - ah] = 0 \quad (5)$$

S.O.C.

$$\mathbf{I}_n (1 - a^2 \mathbf{a}_n \mathbf{I}_n) > 0 \quad (6)$$

化简 (5) 式，推出：

$$\Delta x_n = \frac{(vg(\mathbf{d}) - bp_{n-1}) - 2a\mathbf{a}_n \mathbf{I}_n (v - abp_{n-1})}{2\mathbf{I}_n (1 - a^2 \mathbf{a}_n \mathbf{I}_n)} + \frac{(2a^2 \mathbf{a}_n \mathbf{I}_n - 1)h}{2\mathbf{I}_n (1 - a^2 \mathbf{a}_n \mathbf{I}_n)} \quad (7)$$

由 (1) 式可以推出：

$$E \Delta p_n = E(b-1)p_{n-1} + \mathbf{I}_n (\Delta x_n + \Delta u_n) + h$$

由定价规则得到： $E \Delta p_n = 0$ ，因此 $E \Delta p_n = E(b-1)p_{n-1} + \mathbf{I}_n (\Delta x_n + \Delta u_n) + h = 0$

将 (7) 式代入上式，整理化简后，得到：

$$E(b-1)p_{n-1} + \frac{(vg(\mathbf{d}) - bp_{n-1}) - 2a\mathbf{a}_n\mathbf{I}_n(v - abp_{n-1})}{2(1 - a^2\mathbf{a}_n\mathbf{I}_n)} + \frac{h}{2(1 - a^2\mathbf{a}_n\mathbf{I}_n)} = 0 \quad \text{因此 } h=0$$

的充分必要条件是： $E(b-1)p_{n-1} + \frac{(vg(\mathbf{d}) - bp_{n-1}) - 2a\mathbf{a}_n\mathbf{I}_n(v - abp_{n-1})}{2(1 - a^2\mathbf{a}_n\mathbf{I}_n)} = 0$ 。根据 (6)

式最大化问题的二阶条件，并将定价规则代入上式，化简后有：

$$(b - 2 + 2a^2\mathbf{a}_n\mathbf{I}_n)\mathbf{g} + g(\mathbf{d}) - 2a\mathbf{a}_n\mathbf{I}_n = 0 \quad (8)$$

将 $h=0$ 代入 Δx_n 的表达式，得到：

$$\Delta x_n = \frac{g(\mathbf{d}) - 2a\mathbf{a}_n\mathbf{I}_n}{2\mathbf{I}_n(1 - a^2\mathbf{a}_n\mathbf{I}_n)}v - \frac{b(1 - 2a^2\mathbf{a}_n\mathbf{I}_n)}{2\mathbf{I}_n(1 - a^2\mathbf{a}_n\mathbf{I}_n)}p_{n-1} \quad (9)$$

Δx_n 是知情交易者的交易指令函数。这里我们只考虑知情交易者买入资产的情况，

即 $\Delta x_n > 0$ 的情况。

令

$$\mathbf{b}_n\Delta t_n = \frac{b(1 - 2a^2\mathbf{a}_n\mathbf{I}_n)}{2\mathbf{I}_n(1 - a^2\mathbf{a}_n\mathbf{I}_n)} \quad (10)$$

同时，(6) 式保证了 $\mathbf{I}_n(1 - a^2\mathbf{a}_n\mathbf{I}_n) > 0$ 。由此，我们可以进一步假设：

$g(\mathbf{d}) - 2a\mathbf{a}_n\mathbf{I}_n > 0$ 和 $1 - 2a^2\mathbf{a}_n\mathbf{I}_n > 0$ 。根据 Δx_n 中 v 和 p_{n-1} 的关系，可以得到：

$$g(\mathbf{d}) = \frac{g(\mathbf{d}) - 2a\mathbf{a}_n\mathbf{I}_n}{b(1 - 2a^2\mathbf{a}_n\mathbf{I}_n)} \quad (11)$$

将 (11) 式代入 (10) 式，得到 $\mathbf{b}_n\Delta t_n$ 的另外一种表达式：

$$\mathbf{b}_n\Delta t_n = \frac{g(\mathbf{d}) - 2a\mathbf{a}_n\mathbf{I}_n}{2\mathbf{I}_ng(\mathbf{d})(1 - a^2\mathbf{a}_n\mathbf{I}_n)} \quad (12)$$

(11) 和 (8) 式是下面求解中要用到的关键性的式子。将 (11) 式代入 (8) 式，得到：

$$(b - 2)\mathbf{g} + bg(\mathbf{d}) = 2(bg(\mathbf{d}) - \mathbf{g})a^2\mathbf{a}_n\mathbf{I}_n \quad (13)$$

我们对 (13) 式分成两种情况讨论：

情况一：当 $bg(\mathbf{d}) - g = 0$ 时

$bg(\mathbf{d}) - g = 0$ 代入 (13) 式，因为 $b > 0$ ， $g(\mathbf{d}) > 0$ ， $g > 0$ ，可以推出： $b = 1$ 。

将 $b = 1$ 的结果代入 (11) 式，有： $a = 1/g(\mathbf{d})$ 。进一步有 $g(\mathbf{d}) = g$ 。所以 $g(\mathbf{d}) = g$ 是存在均衡 $b = 1$ 和 $a = 1/g(\mathbf{d})$ 的必要条件。

若 $g(\mathbf{d}) = g$ ，从 $bg(\mathbf{d}) - g = 0$ 可以得知 $b = 1$ ，从而可以得到 $a = 1/g(\mathbf{d})$ 。因此， $g(\mathbf{d}) = g$ 也是均衡 $b = 1$ 和 $a = 1/g(\mathbf{d})$ 存在的充分条件，即当 $g(\mathbf{d}) = g$ 时，必然存在一个均衡 $b = 1$ 和 $a = 1/g(\mathbf{d})$ 。但是，现在还不能说明 $b = 1$ 和 $a = 1/g(\mathbf{d})$ 是 $g(\mathbf{d}) = g$ 条件下的唯一的一个满足条件的线性均衡。

情况二：当 $bg(\mathbf{d}) - g \neq 0$ 时

从 (13) 式可以推出：

$$a^2 \mathbf{a}_n \mathbf{I}_n = \frac{(b-2)g + bg(\mathbf{d})}{2(bg(\mathbf{d}) - g)} \quad (14)$$

说明：

a、b、 g 和 $g(\mathbf{d})$ 均为常数，因此可以判断 $\mathbf{a}_n \mathbf{I}_n$ 是常数；

根据文中对参数的设定及其经济含义，认为 $\mathbf{a}_n \mathbf{I}_n > 0$ ，从而得到：

$$\frac{(b-2)g + bg(\mathbf{d})}{2(bg(\mathbf{d}) - g)} > 0.$$

从 (14) 式，若能够得到 b 关于 g 和 $g(\mathbf{d})$ 的显示解，代入上式便可以得到 \mathbf{d} 的取值范围。虽然目前尚未求出 \mathbf{d} 的取值范围，但是从表达式可以看出，在多期拍卖的情况下，各期均衡对 \mathbf{d} 取值范围的要求是一致的，因为 (14) 式与时期 n 无关。

因为在 $bg(\mathbf{d}) - g \neq 0$ 时，仍然存在 $g(\mathbf{d}) = g$ 的可能性，所以我们再分为两种情况讨论。

(I) 当 $g(\mathbf{d}) = g$ 时

将 $g(\mathbf{d}) = g$ 的条件代入 (14) 式，有 $a^2 \mathbf{a}_n \mathbf{I}_n = \frac{(b-2)g + bg(\mathbf{d})}{2(bg(\mathbf{d}) - g)} = 1$ ，并且 $b \neq 1$ 。此结

果代入 (11) 式得到 $b = \frac{2\sqrt{\mathbf{a}_n \mathbf{I}_n}}{g(\mathbf{d})} - 1$ ，代入 S.O.C.，得到： $\mathbf{I}_n(1 - a^2 \mathbf{a}_n \mathbf{I}_n) = 0$ 。这与最

大化问题的二阶条件矛盾。所以，当 $g(\mathbf{d}) = g$ 时，存在唯一的满足条件的线性均衡 $b = 1$ 和 $a = 1/g(\mathbf{d})$ ，并且 $g(\mathbf{d}) = g$ 是这个线性均衡存在的充分必要条件。

(II) 当 $g(\mathbf{d}) \neq g$ 时

我们现在继续讨论的目的是想分析,除了 $b=1$ 和 $a=1/g(\mathbf{d})$ 外,是否还存在其他满足条件的线性均衡。可以注意到,在前面的讨论中我们只使用了条件 (i) 和 (ii)。下面,我们要引入条件 (iii)。很容易证明,均衡 $b=1$ 和 $a=1/g(\mathbf{d})$ 是满足条件 (iii) 的。

我们把 $\Delta x_n = \mathbf{b}_n \Delta t_n (vg(\mathbf{d}) - p_{n-1})$ 和 $p_n = bp_{n-1} + \mathbf{I}_n (\Delta x_n + \Delta u_n)$ 代入 (4) 式中,并且利润函数中的参数值满足最大化的一阶条件和定价规则,即 (8) 式和 (11) 式成立。

$$Ep_n = [(1 - \mathbf{I}_n \mathbf{b}_n \Delta t_n)(vg(\mathbf{d}) - p_{n-1}) - (b-1)p_{n-1}] \mathbf{b}_n \Delta t_n (vg(\mathbf{d}) - p_{n-1}) + \mathbf{a}_n \left[(1 - ag(\mathbf{d}) \mathbf{I}_n \mathbf{b}_n \Delta t_n) v - a(b - \mathbf{I}_n \mathbf{b}_n \Delta t_n) p_{n-1} \right]^2 + \Delta_{n+1} + \mathbf{a}_n a^2 \mathbf{I}_n^2 \Delta t_n \mathbf{s}_u^2 \quad (15)$$

Ep_n 应该具有 $\mathbf{a}_{n-1} (v - ap_{n-1})^2 + \Delta_n$ 这样的形式,其中

$\Delta_{n+1} + \mathbf{a}_n a^2 \mathbf{I}_n^2 \Delta t_n \mathbf{s}_u^2 = \Delta_n$ 。因此上式中的各个系数 a 、 b 、 \mathbf{a}_n 和 \mathbf{I}_n 的取值应该满足给定的形式。若记 (15) 式中 v^2 前的系数为 k_v , vp_{n-1} 前的系数为 k_{pv} , p_{n-1}^2 前的系数为 k_p , 则应有 $k_p = a^2 k_v$ 和 $k_{pv} = -2ak_v$ 成立。根据 (15) 式,可以得到 k_v 、 k_{pv} 和 k_p 的表达式,经过化简整理后得到:

$$[\mathbf{b}_n \Delta t_n]^2 (1 - a^2 (g(\mathbf{d}))^2) \mathbf{I}_n (1 - a^2 \mathbf{a}_n \mathbf{I}_n) = a^2 \mathbf{a}_n (1 - b) \quad (16)$$

$$[\mathbf{b}_n \Delta t_n]^2 (1 - a(g(\mathbf{d}))) \mathbf{I}_n (1 - a^2 \mathbf{a}_n \mathbf{I}_n) = a \mathbf{a}_n (1 - b) \quad (17)$$

我们考虑 $b \neq 1$ 、 $a \neq \frac{1}{g(\mathbf{d})}$ 的解,用 (16) 式与 (17) 式做比值。 $b-1 \neq 0$ 、 $1-ag(\mathbf{d}) \neq 0$, 并且由二阶条件得到 $(1 - a^2 \mathbf{a}_n \mathbf{I}_n) > 0$, 故而分母不为零。推出: $\frac{1+ag(\mathbf{d})}{g(\mathbf{d})} = a$, 进一步得到: $1=0$, 显然不成立。这就证明了 $b \neq 1$ 、 $a \neq \frac{1}{g(\mathbf{d})}$ 不成立,在均衡时,满足我们所要求的三个条件的线性均衡是唯一的,即 $b=1$ 和 $a=1/g(\mathbf{d})$ 。

附录二：多期拍卖的序贯均衡的求解和唯一性的证明

在定理三的证明过程中已经包含了多期拍卖序贯均衡部分求解和唯一性的证明。我们已经知道,满足三个条件要求的线性均衡的 a 和 b 的解是唯一的,即 $b=1$ 和 $a=1/g(\mathbf{d})$, 并且他们成立的充分必要条件是: $g(\mathbf{d}) = \mathbf{g}$ 。下面我们在 $g(\mathbf{d}) = \mathbf{g}$ 的情况下求解均衡解。

将 $g(\mathbf{d}) = \mathbf{g}$, $b=1$ 和 $a=1/g(\mathbf{d})$ 代入可以得到:

$$\mathbf{b}_n \Delta t_n = \frac{(1 - 2\mathbf{a}_n \mathbf{I}_n / (g(\mathbf{d}))^2)}{2\mathbf{I}_n (1 - \mathbf{a}_n \mathbf{I}_n / (g(\mathbf{d}))^2)} \quad (18)$$

$$p_n = p_{n+1} + \mathbf{I}_n (\Delta x_n + \Delta u_n) \quad (19)$$

$$p_n = \mathbf{a}_{n-1} (v - p_{n-1} / g(\mathbf{d}))^2 + \Delta_n \quad (20)$$

根据利润最大化的求解过程，可以得到：

$$\mathbf{a}_{n-1} = (1 - \mathbf{I}_n \mathbf{b}_n \Delta t_n) \mathbf{b}_n \Delta t_n [g(\mathbf{d})]^2 + \mathbf{a}_n [1 - \mathbf{I}_n \mathbf{b}_n \Delta t_n g(\mathbf{d})]^2 \quad (21)$$

$$\Delta_n = \Delta_{n+1} + \mathbf{a}_n \mathbf{a}^2 \mathbf{I}_n^2 \Delta t_n \mathbf{s}_u^2 \quad (22)$$

定价规则 $p_n = gE\{v | (\Delta x_1 + \Delta u_1, \Delta x_2 + \Delta u_2, \dots, \Delta x_n + \Delta u_n)\}, n=1, 2, \dots, N$ 数学上看是一个后验概率。记后验方差为：

$$\Sigma_n = \text{Var}\{v - p_n / g(\mathbf{d}) | (\Delta x_1 + \Delta u_1, \Delta x_2 + \Delta u_2, \dots, \Delta x_n + \Delta u_n)\}$$

$$\Delta p_n = p_n - p_{n-1} = E\{vg(\mathbf{d}) - p_{n-1} | (x_1 + u_1, x_2 + u_2, \dots, x_n + u_n)\},$$

因为 $\Delta x_n = x_n - x_{n-1}$ ， Δp_n 由第 n 期的交易量引起，因此独立于

$$\Delta x_1 + \Delta u_1, \Delta x_2 + \Delta u_2, \dots, \Delta x_{n-1} + \Delta u_{n-1}.$$

从期望效用公式或者贝叶斯学习过程公式都可以求出：

$$E\{v - p_{n-1} / g(\mathbf{d}) | \Delta x_n + \Delta u_n\} = \frac{\mathbf{b}_n \Sigma_{n-1} g(\mathbf{d})}{\mathbf{s}_u^2 + g(\mathbf{d})^2 \mathbf{b}_n^2 \Delta t_n \Sigma_{n-1}} (\Delta x_n + \Delta u_n) \quad (23)$$

因为 $g(\mathbf{d}) = g$ ，所以定价规则可以写作：

$$p_n = g(\mathbf{d}) E\{v | (\Delta x_1 + \Delta u_1, \Delta x_2 + \Delta u_2, \dots, \Delta x_n + \Delta u_n)\}, n=1, 2, \dots, N \quad (24)$$

将 (23) 式的结果整理后带入 (24) 式，得到：

$$p_n = p_{n-1} + \frac{\mathbf{b}_n \Sigma_{n-1} g(\mathbf{d})^2}{\mathbf{s}_u^2 + g(\mathbf{d})^2 \mathbf{b}_n^2 \Delta t_n \Sigma_{n-1}} (\Delta x_n + \Delta u_n) = p_{n-1} + \mathbf{I}_n (\Delta x_n + \Delta u_n),$$

其中 $\mathbf{I}_n \triangleq \frac{\mathbf{b}_n \Sigma_{n-1} g(\mathbf{d})^2}{\mathbf{s}_u^2 + g(\mathbf{d})^2 \mathbf{b}_n^2 \Delta t_n \Sigma_{n-1}}$ ，进一步有

$$I_n = g(\mathbf{d})^2 \mathbf{b}_n \frac{\mathbf{s}_u^2 \Sigma_{n-1}}{\mathbf{s}_u^2 + g(\mathbf{d})^2 \mathbf{b}_n^2 \Delta t_n \Sigma_{n-1}} \cdot \frac{1}{\mathbf{s}_u^2} \quad (25)$$

利用贝叶斯学习过程公式计算后验方差：

$$\Sigma_n = \text{Var}(v - p_{n-1} / g(\mathbf{d})) = \text{Var}(v | \Delta x_n + \Delta u_n) = \frac{\mathbf{s}_u^2 \Sigma_{n-1}}{\mathbf{s}_u^2 + g(\mathbf{d})^2 \mathbf{b}_n^2 \Delta t_n \Sigma_{n-1}} \quad (26)$$

把 (26) 式带入 (25) 式，化简后有：

$$I_n = g(\mathbf{d})^2 \mathbf{b}_n \Sigma_n / \mathbf{s}_u^2 \quad (27)$$

从而可以得出：

$$\mathbf{s}_u^2 = g(\mathbf{d})^2 \mathbf{b}_n \Sigma_n / I_n \quad (28)$$

$$\Sigma_n = (1 - I_n \mathbf{b}_n \Delta t_n) \Sigma_{n-1} \quad (29)$$

根据 (18) 式，可以得到：

$$1 - I_n \mathbf{b}_n \Delta t_n = \frac{1}{2(1 - \mathbf{a}_n I_n / (g(\mathbf{d}))^2)}, \text{ 把它代入 (27) 式，计算化简后，有：}$$

$$\mathbf{a}_{n-1} = \frac{(g(\mathbf{d}))^2}{4I_n(1 - \mathbf{a}_n I_n / (g(\mathbf{d}))^2)} \quad (30)$$

下面需要证明的是由 (18) (30) (27) (29) 组成的差分方程组有唯一解，它们需要满足的边值条件 $\mathbf{a}_N = \Delta_N = 0$ 和最大化问题的二阶条件 $I_n(1 - \mathbf{a}_n I_n) > 0$ 。对这个结论我们只进行简单的说明，里面的思想与 Kyle (1985) 中的相应证明十分类似。

从 (27) 式中解出 \mathbf{b}_n 的表达式并将其带入 (18) 式，得到：

$$\frac{2I_n^2 \mathbf{s}_u^2}{(g(\mathbf{d}))^2 \Sigma_n} \Delta t_n (1 - \mathbf{a}_n I_n / (g(\mathbf{d}))^2) = (1 - 2\mathbf{a}_n I_n / (g(\mathbf{d}))^2), \text{ 在等式两侧同时加 1，移}$$

项化简整理后，得到：

$$(1 - \mathbf{a}_n I_n / g(\mathbf{d})^2) \cdot (1 - \frac{I_n^2 \mathbf{s}_u^2 \Delta t_n}{g(\mathbf{d})^2 \Sigma_n}) = \frac{1}{2} \quad (31)$$

给定 \mathbf{a}_n 、 Σ_n ，(31) 式是关于 I_n 的三次方程，该方程应该有三个根，但是最大的

根和最小的根都不能满足最大化的二阶条件,只有中间的根符合二阶条件的要求。这样从(31)是就得到了 I_n 的唯一解,将这个解代入微分方程组,用倒推法可以求出其他参数各个时期的解。从边值条件出发用倒推法得到的微分方程组中只有一个解满足资产真实价值的方差。

这就完成了多期拍卖的序贯均衡唯一性的证明。

附录三：多期拍卖的序贯均衡的极限

根据前面计算过程的结果,我们可以得到: $I_n \mathbf{b}_n \Delta t_n = \frac{1-2\mathbf{a}_n I_n / (g(\mathbf{d}))^2}{2(1-\mathbf{a}_n I_n / (g(\mathbf{d}))^2)}$ 和

$$I_n \mathbf{b}_n \Delta t_n = \frac{\mathbf{b}_n^2 \Sigma_{n-1} g(\mathbf{d})^2 \Delta t_n / \mathbf{s}_u^2}{1+g(\mathbf{d})^2 \mathbf{b}_n^2 \Delta t_n \Sigma_{n-1} / \mathbf{s}_u^2}。由(30)式得到: \frac{\mathbf{a}_n}{\mathbf{a}_{n-1}} = 1 - \left(1 - \frac{2\mathbf{a}_n I_n}{g(\mathbf{d})^2}\right)^2。$$

令 $z_1 = 1 - 2\mathbf{a}_n I_n / (g(\mathbf{d}))^2$, $z_2 = \mathbf{b}_n^2 \Sigma_{n-1} g(\mathbf{d})^2 \Delta t_n / \mathbf{s}_u^2$, 有: $\frac{z_1}{1+z_1} = \frac{z_2}{1+z_2}$, 由此推

出: $z_1 = z_2$, 即:

$$1 - 2\mathbf{a}_n I_n / (g(\mathbf{d}))^2 = g(\mathbf{d})^2 \mathbf{b}_n^2 \Delta t_n \Sigma_{n-1} / \mathbf{s}_u^2 \quad (32)$$

把(30)式和(18)式联立,得到: $\mathbf{b}_n \Delta t_n = \frac{2\mathbf{a}_{n-1} [1 - 2\mathbf{a}_{n-1} I_n / (g(\mathbf{d}))^2]}{(g(\mathbf{d}))^2}$; 两式联立

消去 \mathbf{b}_n 得到:

$$1 = 4\mathbf{a}_{n-1}^2 \frac{[1 - 2\mathbf{a}_n I_n / (g(\mathbf{d}))^2]^2}{g(\mathbf{d})^2} \cdot \frac{\Sigma_{n-1}}{\mathbf{s}_u^2 \Delta t_n} \quad (33)$$

令 $\Phi_n = 4\mathbf{a}_n^2 \Sigma_n / [g(\mathbf{d})^2 \mathbf{s}_u^2]$ 代入(33), 有:

$$1 - 2\mathbf{a}_n I_n / (g(\mathbf{d}))^2 = \Delta t_n / \Phi_{n-1} \quad (34)$$

在(26)式的两侧同时除以 Σ_{n-1} , 并将(34)式代入所得的商中, 有:

$$\frac{\Sigma_n}{\Sigma_{n-1}} = (1 + \Delta t_n / \Phi_{n-1})^{-1} \quad (35)$$

将 (35) 式代入 $\frac{\mathbf{a}_n}{\mathbf{a}_{n-1}}$ 中, 得到:

$$\frac{\mathbf{a}_n}{\mathbf{a}_{n-1}} = 1 - (\Delta t_n / \Phi_{n-1})^2 \quad (36)$$

从 $\Phi_n = 4\mathbf{a}_n^2 \Sigma_n / [g(\mathbf{d})^2 \mathbf{s}_u^2]$, 容易得到 $\frac{\Phi_n}{\Phi_{n-1}} = \left(\frac{\mathbf{a}_n}{\mathbf{a}_{n-1}}\right)^2 \cdot \left(\frac{\Sigma_n}{\Sigma_{n-1}}\right)$, 进而有:

$$\frac{\Phi_n}{\Phi_{n-1}} = \left(\frac{\mathbf{a}_n}{\mathbf{a}_{n-1}}\right)^2 \cdot \left(\frac{\Sigma_n}{\Sigma_{n-1}}\right) \frac{\Phi_n}{\Phi_{n-1}} = \left(1 - \frac{\Delta t_n}{\Phi_{n-1}}\right) \cdot \left(1 - \frac{\Delta t_n^2}{\Phi_{n-1}^2}\right), \text{ 进一步有:}$$

$$\Phi_n - \Phi_{n-1} = -\frac{\Delta t_n^2}{\Phi_{n-1}} - \frac{\Delta t_n^3}{\Phi_{n-1}^2} - \Delta t_n \quad (37)$$

(37) 式是关于 Φ_n 的差分方程。由 $\mathbf{a}_N = 0$ 和 $\Delta_N = 0$ 的边值条件, 显然 $\Phi_N = 0$ 。从边值出发利用倒推法, 可以得到 Φ_n 的差分方程的解。需要注意的是, 在每一步都要求解一个三次方程, 所以在理论上可以得到三个根。但是只有一个根具有经济含义, 并且满足条件: $-\frac{5}{4} < (\Phi_n - \Phi_{n-1}) / \Delta t_n < -1$, 并且满足: 当 $\frac{\Phi_n}{\Delta t_n} \rightarrow \infty$ 时,

$(\Phi_n - \Phi_{n-1}) / \Delta t_n \rightarrow -1$, 由此得到:

$$\Phi(t) \rightarrow 1 - t \quad (38)$$

(a) 求解 $\Sigma(t)$ 的表达式

从 (35) 式, 得到: $\frac{\Sigma_n - \Sigma_{n-1}}{\Sigma_{n-1}} = -\frac{\Delta t_n}{\Phi_{n-1} + \Delta t_n}$ 。当 $\Delta t_n \rightarrow 0$ 时, $\frac{\Sigma'}{\Sigma} = -\frac{1}{1-t}$, 这个微

分方程的解为: $\Sigma(t) = (1-t)\Sigma_0$

(b) 求解 $\mathbf{a}(t)$ 的表达式

从 (36) 式, 得到: $\frac{\mathbf{a}_n - \mathbf{a}_{n-1}}{\mathbf{a}_{n-1}} = -\frac{\Delta t_n^2}{\Phi_{n-1}^2}$ 。当 $\Delta t_n \rightarrow 0$ 时, $\frac{\mathbf{a}'}{\mathbf{a}} = O(\Delta t) = 0$, 因此有: $\mathbf{a}(t)$

= 常数

(c) 求解 $b(t)$ 的表达式

$$I_n b_n \Delta t_n = \frac{1 - 2a_n I_n / (g(\mathbf{d}))^2}{1 + \left(1 - 2a_n I_n / (g(\mathbf{d}))^2\right)}, \text{ 并将 (34) 式代入得到:}$$

$$I_n b_n \Delta t_n = \frac{\Delta t_n}{\Phi_{n-1} + \Delta t_n}. \text{ 当 } \Delta t_n \rightarrow 0 \text{ 时, } I(t)b(t) = \frac{1}{1-t}, \text{ 因此:}$$

$$b(t) = \frac{1}{(1-t)I(t)} \quad (39)$$

(d) 求解 $I(t)$ 的表达式

我们推测极限情况下 $I(t)$ 和 $b(t)$ 应具有类似于 (27) 式的关系:

$$I(t) = g(\mathbf{d})^2 b(t)(1-t)\Sigma_0 / \mathbf{s}_u^2 \quad (40)$$

(39) 式和 (40) 式联立, 可以求出: $I(t) = g(\mathbf{d}) \left(\Sigma_0 / \mathbf{s}_u^2\right)^{\frac{1}{2}}$ 。进而得到:

$$b(t) = \left(\Sigma_0 / \mathbf{s}_u^2\right)^{\frac{1}{2}} \frac{1}{g(\mathbf{d})(1-t)}. \text{ 同样的, 我们推测极限情况下 } a(t) \text{ 的表达式为:}$$

$$a(t) = \frac{(g(\mathbf{d}))^2}{4g(\mathbf{d}) \left(\Sigma_0 / \mathbf{s}_u^2\right)^{\frac{1}{2}} (1-a(t)g(\mathbf{d}) \left(\Sigma_0 / \mathbf{s}_u^2\right)^{\frac{1}{2}} / (g(\mathbf{d}))^2)}, \text{ 从而可以解出 } a(t):$$

$$a(t) = \frac{1}{2} g(\mathbf{d}) \left(\Sigma_0 / \mathbf{s}_u^2\right)^{\frac{1}{2}}$$

$$\frac{\Delta_n - \Delta_{n-1}}{\Delta t_n} = -\frac{a_n I_n^2 \mathbf{s}_u^2}{g(\mathbf{d})^2}. \text{ 当 } \Delta t_n \rightarrow 0 \text{ 时, } \Delta' = -\frac{1}{2} \left(\Sigma_0 / \mathbf{s}_u^2\right)^{\frac{1}{2}} g(\mathbf{d}). \text{ 求解这个微分方程,}$$

并且根据 $\Delta(1) = 0$ 的边值条件, 得到: $\Delta(t) = \frac{1}{2} \left(\Sigma_0 / \mathbf{s}_u^2\right)^{\frac{1}{2}} g(\mathbf{d})(1-t)$ 。

参考文献：

- [1] Back, K., 1992, "Insider Trading in Continuous Time", *Review of Financial Studies* 5, 387-410.
- [2] Demsetz, H. 1968, "The Cost of Transacting", *Quarterly Journal of Economics* Vol. 82, 33-53.
- [3] Easley, D. and O'Hara, M., 1987, "Price, Trade Size, and Information in Securities Markets", *Journal of Financial Economics*, 19, 69-90.
- [4] Easley, D. and O'Hara, M., 1992, "Time and the Process of Security Price Adjustment", *Journal of Finance*, 47, 577-606.
- [5] Glosten, L.R. and Milgrom, P.R., 1985, "Bid, Ask and Transaction Prices in a Specialist Market with Heterogeneously Informed Traders". *Journal of Financial Economics*, 14, 71-100.
- [6] Holden, C.W., and A. Subrahmanyam, 1992, "Long-lived Private Information and Imperfect Competition", *Journal of Finance* 47, 247-270.
- [7] Kyle, A.S., 1984, "Market Structure, Information, Future Markets, and Price Formation", in *International Agricultural Trade: Advanced Readings in Price Formation, Market Structure, and Price Instability*, ed. By G. Story, A. Schmitz, and A. Sarris (Westview Press, Boulder and London).
- [8] Kyle, A.S., 1985, "Continuous Auctions and Insider Trading", *Econometrica* 53, 1315-1336.
- [9] Kyle, A.S., 1989, "Informed Speculation with Imperfect Competition", *Review of Economic Studies*, 56, 317-356.
- [10] Masson, T., and Madhavan, A., 1991, "Insider Trading and The Value of The Firm", *Journal of Industrial Economics*, 39: 333-353.
- [11] Rochet, J., Vila, J, 1994. "Insider trading without Normality". *Review of Economic Studies* 61, 131-152.
- [12] Shunlong, L., 2001, "The Impact of Public Information on Insider Trading", *Economics Letters* 70: 59-68.
- [13] Subrahmanyam, A., 1991, "Risk Aversion, Market Liquidity, and Price Efficiency", *Review of Financial Studies* 4: 417-442.
- [14] 戴国强, 吴林祥, 1999, 《金融市场微观结构理论》, 上海财经大学出版社。

Continuous Auctions Equilibrium in Existence of the Illiquid Asset

ABSTRACT: On the basis of the model of Kyle (1985), we make a change to the market efficiency pricing rule and introduce the liquidity premium caused by the illiquid asset. In this paper, we set up a dynamic model in the context of market trading with asymmetric information. We analyze the existence and uniqueness of linear equilibrium of a single auction, sequential auctions and continuous auctions. At the same time we prove the equivalence between the sequential auctions equilibrium and continuous auctions equilibrium. We show that : (i) the existence of the illiquid asset will decrease the market depth, it makes easier to control the market price; (ii) the existence of the illiquid asset will increase the insider's expected profit, it means that the loss of uninformed trader will increase; (iii) while the existence of the illiquid asset will not influence the speed of information diffuse and the insider's demand of risk asset.

Key words: illiquid asset, insider(informed trader), market efficiency, continuous auctions equilibrium

文章点评

生活中的现象是复杂的，而理论语言常常是很简洁的。用理论说明的现象很透彻和明白，但用简洁理论说明现实的技巧难觅的任何一个尝试过的人都知道。本文的写作说明了作者敏锐的观察和高超的技巧。作者有很好的想法，用理性预期均衡模型考察中国股市中非流通股的存在对交易价格的影响。文章的综述部分很好，清楚的说明了市场微观结构研究的方法和范围。文章的主体部分是加入非流通过效应后，对 Kyle(1985)模型的扩展。两篇文章对照来读对于读者学习和理解本文都有莫大的帮助。

文章分析了在市价指令下的市场交易均衡。单期拍卖市场均衡是作者的主要用力之处。对于文中的假设还是有可商榷之处：

1. 关于交易者的预期和股价溢价的假设。由于资产的真实价值为正态分布，溢价仍被假设大于 1，由于非流通股的存在使得当收益为正时，流通价格大于净收益，当净价值为负时流通价低于净价值。对于为何如此作者的说明似乎不够。

2. 文中的信息结构如下，知情交易者知道资产的未来价值 v ，和由于国有股的存在造成的股票溢价 $g(d)$ ；做市商只观测到交易量。文中假设，做市商制定资产市场的出清价格 p ，他是风险中性的。并假设做市商采取竞争性的行为方式，因此，其预期利润为零。

又假设定价规则 $P(x+u) = gE\{v | x+u\}$ ，这个定价规则应当是做市商选择的均衡结果但作者并没有讨论在什么条件下这两个假设是相容的。与之相关的是 (3.11) 最大化问题的二阶条件： $I > 0$ ，等价于 $1 \leq g(d) < 2g$ 。作者也意识到了被设定为外生的 $g(d)$ 和 g 应当存在联系。幸好文章的大部分结论还是成立的。

另外就是文章有些比较静态的结论应当更细致些，偏导数的符号是有条件的，作者需要进一步的加工。

文章结尾处对中国股票市场的简述明白清楚，对于理论的构建和发展会有所帮助。

参考文献：

Kyle, A.S., 1985, "Continuous Auctions and Insider Trading", *Econometrica* 53, 1315-1336

评论人：聂海峰（北京大学光华管理学院 01 级硕士研究生）

通货膨胀、存粮和粮价形成的关系*

彭凯翔

(北京大学中国经济研究中心 100871)

摘 要 : 本文的基本观点是通货膨胀能够解释真实粮价的变化, 其中存粮机制起了关键作用。为了从理论上严格论证这一点, 本文根据中国的现实建立了一个包含垄断粮商, 农户和消费者的三方市场模型, 其中, 农户为期望服从一定分布的有限群体而非抽象的农户代表者。由此分析了通货膨胀扰动下销售价和收购价的调整路径, 并进一步推导出粮价和通货膨胀的约化关系式。这一约化关系式实际上就是所谓的均衡修正模型, 通过对其进行计量分析, 本文发现, 通货膨胀对粮价存在单向格兰杰因果关系, 并能引起名义粮价的超调。

另外, 本文的模型强调了垄断粮商对粮价波动所起的作用, 认为其存粮行为能放大粮价波动, 是粮价超调的导因。而第二位的原因是粮价自身的滞后结构, 它使这种超调维持了更长的时期。对这一论点很难直接进行检验, 本文从现有数据的统计特征出发对其作了直观的讨论, 认为这一区分对理解现实经济中的粮价波动是有帮助的。

关键词 : 通货膨胀、存粮、粮价形成

一、引言和文献综述

从直观的逻辑来看, 通货膨胀意味着购买力下降, 这会使得名义粮价成比例上升。但是在 90 年代中期的两位数通货膨胀中, 名义粮价的波动却远比通货膨胀更为剧烈, 相当一部分研究者据此倾向于粮价上涨导致了通货膨胀。持该观点者的主要逻辑是, 粮食供求不平衡导致粮价上升, 粮价上升又导致“成本推动型”通货膨胀(卢锋(1999))

* 本文是福特基金会粮价项目的继续。在协助完成该项目的过程中, 我从我的导师卢锋教授处获益匪浅, 可以说本文从总体思路的形成到细节的斟酌都离不开他的悉心指点。另外, 施建淮副教授仔细阅读了本文的模型部分, 并提出了有益的意见和建议, 这促使我对该部分作了进一步修改。当然文责自负。作者联系方式: pkx@ccermail.net, 欢迎各位读者批评, 指正。

对此做了全面解读)。这一推理的漏洞在于,首先,如果是因为供求不平衡导致粮价上涨,真实粮价应该呈现上升趋势;其次,社会零售总额中粮食比重是不断下降的,粮价上升能对一般物价有多大影响并没有为大家所接受的定量分析。

本文所持的观点是通货膨胀引起了粮价上升(在文章第三节检验了两者的格兰杰因果性)。但仅仅从购买力变化的角度来讲,通货膨胀本身并不能解释真实粮价的波动,即名义粮价远大于通货膨胀的波动。考虑到粮食需求的价格弹性和收入弹性都比较小,因此更合理的是从供给角度来分析通货膨胀对真实粮价的影响。对于短期情形而言,供给也就是存货的反面。这样,存粮就构成了从通货膨胀到真实粮价间传导机制的一个关键环节。

故而,不难理解,国外主流经济学基本上都是从存货模型入手来考察通货膨胀和初级产品价格(包括粮价)之间的关系。Schuh 最早对汇率和美国国内农业之间的关系进行研究,而一旦考虑汇率问题,通货膨胀因素就不可忽视,因为各国间的不同通货膨胀率会使名义汇率缺乏可比性(Just, 1990)。实际上,相当多存货模型就是通过汇率引入通货膨胀的(Gilbert, Palaskas, 1990)。另一方面,Just(1990)讨论了利率和通货膨胀波动对可储存农产品以及生产性资产储存行为的影响。利率和通货膨胀非同步的变化会改变真实利率,农产品库存和对土地等生产资料投资的机会成本就会发生变化,从而不仅在短期内,还在长期内对粮价产生影响。有意思的是,对超调的研究提供了理解真实粮价波动的另一角度(Just, 1990)。如果市场上的产品可以分为价格固定(fixed-price)和价格富有弹性(flex-price)两种,那么,增发货币导致价格富有弹性的产品其价格短期上升超过长期均衡水平(Frankel, 1986)。一般认为初级产品价格是富有弹性的,所以这一发现从精神上说应该是认为通货膨胀因素(增发货币)导致初级产品真实价格变化,但从先后上又显然是初级产品价格变化引起一般物价变化。

国内对存粮问题的研究当归功于宋国青。对国内市场而言,汇率的调节作用比较有限(94年汇率并轨是个例外,见卢锋(1999)),粮食价格也很难认为满足超调模型的假设。所以,宋国青(Lin, Song, et al, 1997; Johnson, D.G. and Song, 1999)通过利率和通货膨胀的非同步变化论证通货膨胀导致存粮上升,进而引起粮价上涨。虽然这一关系并未通过Grange因果性检验(Johnson, D.G. and Song, 1999),但本文将要指出这可能是计量上和数据上的问题。其实,宋国青更早的洞见是通过存粮来解释4年左右的粮食周期(宋国青, 1988),这就不光是短期粮价波动的问题,而且涉及到粮价的长期形态。后一点虽然在检验上会有困难,但对于理解粮价走势无疑具有重要的意义。

然而,如果通过利率来说明通货膨胀的作用,根据套利条件,利率和预期粮价或者都用真实值,或者都用名义值(Helmberger, Chavas, 1996),——真实利率下降而真

实粮价上升或至少不变时,存粮会上升,进一步引起真实粮价上升。从而,通过利率来说明通货膨胀与真实粮价的关系有重复论证之嫌。从趋势上来说,通货膨胀不应改变真实粮价,但农户如果在短期内没有预期到通货膨胀,那名义粮价的上升就可能诱使其抛粮,反而使真实粮价下降,存粮随之进一步下跌。更关键的是,如果短期内的粮食供给曲线富有弹性,通货膨胀虽然使需求曲线右移,但新的均衡点上真实粮价却是下降的。所以,本文将着力研究粮食供给行为——即存粮行为的反面与通货膨胀到底可能有何种关系,这种关系又是如何引起真实粮价波动的。

从本文的意图来看,构造一个完整的存粮模型是具有吸引力的,但实际上,它要比一般的存货模型复杂得多。存货模型一般是从套利条件出发,通过需求,生产和库存的互动建立一组包含预期价格的关系式(Williams, Wright, 1991)。而一旦涉及到生产调节,就不能不考虑粮食生产的季节性(Helmberger, Chavas, 1996)。严格的存粮模型应该是每年有四组关系式(以季为决策期单位),这些关系式因而很难从计量上进行估计,其检验几乎只能通过数值模拟作出。考虑到本文主要是考察通货膨胀的作用,而非理性预期假说,也没有微观存粮数据可资利用,这方面的努力显得有些事倍功半。因此,下文的策略是在第2节先从理论模型出发推导存粮与通货膨胀间的定性关系,在此基础上建立粮价和一般物价间的约化关系式,并在第3节对其进行计量分析。但是由于约化关系式对理论模型结构的反映并不充分,第3节的计量分析更主要的是进一步探索该式的结构,而只能在很弱的意义称之为检验,所以在第4节从统计数据上提供了进一步的、更加直观的证据来讨论第2节中的理论推导之现实合理性。

二、三方市场模型

假设粮食市场由农户,垄断粮商和消费者组成。农户生产粮食,并将其出售给粮商和消费者;粮商从农户处收购粮食,再出售给消费者。其中,农户为一个有限群体,其对未实现变量的期望服从建立在该群体上的某一分布。并进一步假设粮食对消费者的用途就是当期消费,这样粮商和消费者之间的关系就由仅包含当期变量的消费价格函数直接给出。为了避免不必要的枝节,下面在最大化货币收入的假设下给出粮商和某一农户的跨期优化问题:

这个关于市场结构的判断是否准确,关键在于是否存在垄断粮商,这一点周其仁(肖梦(1996),周其仁(2001))曾多次论及。或有认为粮贩子众多,粮食部门难以垄断者(如,冀名峰(1998)),但其所言粮贩或者处于农户的市场地位,或者处于消费者的市场地位,再或者就是与粮食部门有着千丝万缕关系帮助其实现垄断利润的“寄生者”,所以,本文的简化其实不算过分。

粮商：

$$\max_{q, g} E \sum_0^{\infty} \mathbf{b}^t (p_t^a(q_t^m, \mathbf{p}_t, \mathbf{w}_t)q_t - p_t^b(g_t, Y_{i(t)})g_t) \quad (1)$$

$$s.t. \quad q_t^m + s_{t+1}^m \leq l s_t^m + g_t$$

农户：

$$\max_q E \sum_{T_i}^{T_{i+1}} \mathbf{b}^{t-T_i} p_t^n q_t^n \quad (2)$$

$$s.t. \quad q_t^n + s_{t+1}^n \leq l s_t^n, q_0^n + s_1^n \leq y_i, T_{i+1} - T_i = T$$

市场均衡条件为： $p_t^b = p_t^n, g_t = \sum q_t^n$

其中， p_t^a, p_t^b 分别为粮商所面临的销售价和收购价， q_t^m, g_t 分别为粮商所决定的销售量和收购量， q_t^n, p_t^n 分别为农户所决定的销售量和所面临的收购价， s_t^m, s_t^n 分别为粮商和农户的储存量， \mathbf{b} 为贴现因子， l 为损失率。 \mathbf{p}_t 为通货膨胀率。假设贴现因子为常数，这是因为我们考虑的是通货膨胀和名义利率非同步变化的情形，所以，固定名义利率而直接考虑通货膨胀的变化能简化分析，主要的结论却不会因此改变。 T 为一个生产周期，每个生产周期以收获期开始。农户在第 i 个生产周期内进行优化， y_i 为该周期收获期产量减去下个收获期之前自用量的余额， $Y_{i(t)}$ 为第 t 期所面临的该余额之总量。对于副业比重小的农户，自用量假设为常数并不过分，况且这里关心的仅仅是农户销售的跨期优化。

下面对在优化问题中所涉函数的性质进行具体设定，共分为四个假设，它们将在下文中依次用到。

假设 1： $E q_t = \mathbf{d}_t q_t, \partial \mathbf{d}_t / \partial g_t > 0, \partial^2 \mathbf{d}_t / \partial g_t^2 > 0, t > i$ ，其中， \mathbf{d}_t 服从均匀分布。

该假设意指收购量越大，农户的预期成交概率越大。其逻辑是，当收购量放大时，即使某一农户因为对未来价格预期过高而没有成交，他依然会发现存在更多的交易机

应该说明的是，宋国青（1988）注意到了这个问题，他在那篇论文中费了相当笔墨讨论粮食市场的交易成本。不过，本文侧重于分析风险成本，并出于技术上的考虑，赋予其简单的形式。

会。从而，他并不因为没有成交而降低对价格的预期，相反，他更有可能因为交易的活跃提高了对未来成交可能性的预期。在这里，数量而不是价格起了传递信息的作用。但是，如果市场上只有一个代表者农户时，假设 1 是不合理的，因为这时没有成交的原因只能是因为双方对价格的预期不一致，而该农户则是唯一的供给方，不需要去猜成交情况。下文还将对此有进一步讨论。

假设 2：农户对价格预期的分布 $F(y(Ep_t))(y : s - fields)$ 给定并独立于对成交量的预期。

相对于用“惜售心理”来设定农户价格预期行为而言，假设 2 是使本文建立在一个更弱的假设基础上，从而得出更强的结论。

假设 3： $p_t^a = p_t p^0(q_t^m) w_t, w_t = q w_{t-1} + m, m \sim N(0, s^2), iid, p_t$ 代表一般物价。

其中， $p^0(q)$ 满足 $\partial(p^0 q)/\partial q > 0, \partial^2(p^0 q)/\partial q^2 < 0$ 。

假设 3 中销售价格函数的形式意味着通货膨胀对粮食消费只有替代效应，没有收入效应，这和粮食消费所占的比重很小是相对应的。随机项以乘的形式出现是为了保证对数线性，这可以大大方便对某些关系式的推导，并得出线性的计量表达式，下文还将进一步讨论其含义。对消费价格函数的导数性质作出设定是为了保证优化问题有解。

假设 4：对通货膨胀的预期为适应性的（附录 1 对此作了讨论）。为了简化处理，将预期函数设为对数线性形式，即 $E_t p_{t+1} = \prod_0^\infty p_{t-i}^{a^i(1-a)}, p_t = p_t / p_{t-1}$ 。

接下来，我们通过推断 1 和推断 2 来推导在上述假设下收购价格函数的有关性质。

推断 1：令农户总储存函数 $S_{t+1} = j(g_t, p_t) Y_t$ ， Y_t 为第 t 期拥有的粮食总量。由假设 1 和假设 2， $\partial j / \partial g > 0, \partial j / \partial p < 0, \partial^2 j / \partial g^2 \geq 0$ 。

证明：根据上述假设，问题（2）可重写为：

$$\max_q E \sum_0^T b^t p_t q_t \tag{2'}$$

$$\begin{aligned} s.t. \quad & q_t + s_{t+1} \leq l s_t + (1 - d_{t-1}) q_{t-1}, t \geq 1 \\ & q_0 + s_1 \leq y \end{aligned}$$

先用倒推法分析问题（2'）的最优路径。

第 T 期： $q_T = ls_T + (1 - \mathbf{d}_{T-1})q_{T-1}$ ， $S_{T+1} = N(ls_T + (1 - \mathbf{d}_{T-1})q_{T-1} - q_T) = 0$

第 T-1 期： $S_T = N\mathbf{f}_T^1 (ls_{T-1} + (1 - \mathbf{d}_{T-2})q_{T-2}) = N\mathbf{f}_T(T)(ls_{T-1} + (1 - \mathbf{d}_{T-2})q_{T-2})$

第 T-2 期：

$$S_{T-1} = N(\mathbf{f}_T^1 \mathbf{f}_{T-1}^2 + (1 - \mathbf{f}_T^1) \mathbf{f}_{T-1}^1)(ls_{T-2} + (1 - \mathbf{d}_{T-3})q_{T-3}) \equiv N\mathbf{f}_T(T-1)(ls_{T-2} + (1 - \mathbf{d}_{T-3})q_{T-3})$$

第 1 期： $S_1 \equiv \mathbf{f}_T(1)y$

其中，

$$\mathbf{f}_i^j = P((\mathbf{lb})^j \mathbf{Ed}_{i+j-1} p_{i+j-1} \geq \mathbf{Ed}_{i-1} p_{i-1} | (\mathbf{lb})^h \mathbf{Ed}_{k+h-1} p_{k+h-1} \geq \mathbf{Ed}_{k-1} p_{k-1}, \forall k > i, h < j),$$

但 $\mathbf{f}_T^1 = P(\mathbf{lb} \mathbf{Ed}_T p_T \geq \mathbf{E} p_{T-1})$, $\mathbf{f}_{T-1}^2 = P((\mathbf{lb})^2 p_T \mathbf{d}_T \geq p_{T-2} \mathbf{d}_{T-2}) | \mathbf{lb} \mathbf{Ed}_T p_T \geq \mathbf{E} p_{T-1}$ ；

$$\mathbf{f}_T(i) = \mathbf{f}_T^1 \cdots \mathbf{f}_i^{T-i+1} + (1 - \mathbf{f}_T^1) \mathbf{f}_{T-1}^1 \cdots \mathbf{f}_i^{T-i} + \cdots + (1 - \mathbf{f}_T^1) \cdots (1 - \mathbf{f}_{i+1}^1) \mathbf{f}_i^1。$$

为了理解上述结果，试看第 T-2 期。将满足 $(\mathbf{lb} \mathbf{Ed}_T p_T \geq \mathbf{E} p_{T-1})$ 的农户定义为集合 A，将满足 $((\mathbf{lb})^2 \mathbf{Ed}_T p_T \geq \mathbf{Ed}_{T-2} p_{T-2})$ 的农户定义为集合 B，将满足 $(\mathbf{lb} \mathbf{Ed}_{T-1} p_{T-1} \geq \mathbf{Ed}_{T-2} p_{T-2})$ 的农户定义为集合 C，则 $\mathbf{f}_T(T-1) = P(AB + \bar{A}C)$ 。又， $AB \supseteq AC, \bar{A}C \supseteq \bar{A}B \Rightarrow AB + \bar{A}C = A(B+C) + \bar{A}(B+C) = B+C \Rightarrow \mathbf{f}_T(T-1) = P(B+C)$ 若将满足 $((\mathbf{lb})^{i-j} \mathbf{Ed}_i p_i \geq \mathbf{Ed}_j p_j)$ 的农户定义为集合 $A(i, j)$ ，同理可得：

$$\mathbf{f}_T(i) = P\left(\bigcup_i^T A(k, i-1)\right),$$

即有

$$S_t = \mathbf{f}_T(t) \cdots \mathbf{f}_T(s+1) S_s l = \prod_{i=s+1}^t P\left(\bigcup_{k=i}^T A(k, i-1)\right) S_s l, t > s \quad (1.1)$$

由 $\partial \mathbf{d}_t / \partial g_i > 0, t > i$ ， g_i 增加后的预期成交量为 $\mathbf{d}_t' > \mathbf{d}_t$ 。

若将满足 $((\mathbf{lb})^{i-j} \mathbf{Ed}_i' p_i \geq \mathbf{Ed}_i p_i)$ 的农户定义为集合 $A'(t, i)$ ，显然有

$$A'(t, i) \supseteq A(t, i),$$

由 (1.1) 易见 $j(g_t, p_t) = f_T(t)$ 。

由假设 1 对 $d_t(g_i)$ 的设定, 容易推知 $\partial j / \partial g > 0, \partial j / \partial p < 0, \partial^2 j / \partial g^2 \geq 0$ 。

证毕。

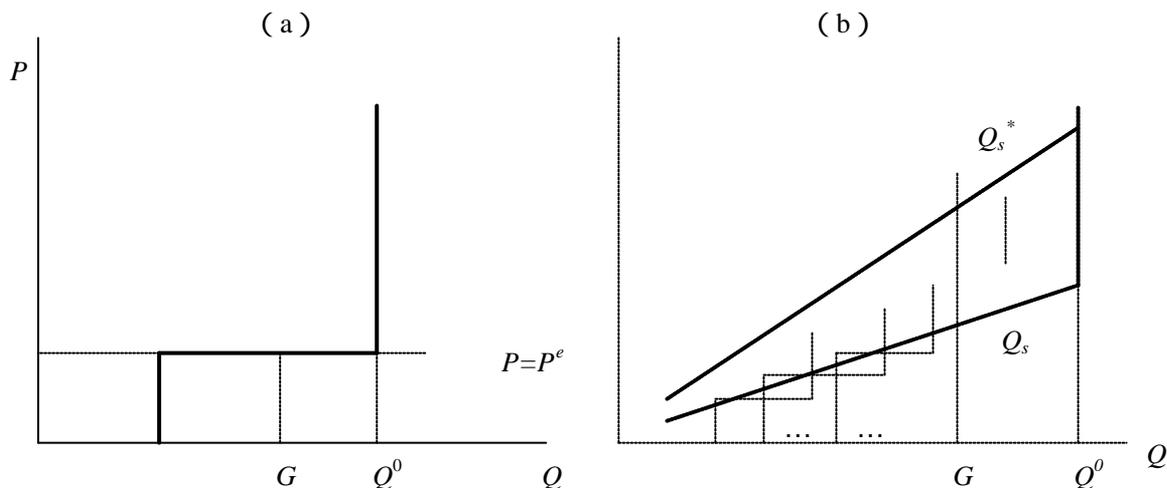


图 1：供给曲线和收购量的关系

通过图 1, 我们可以更清晰的看出推断 1 对传统观点作了何种修正。在某期农户能够提供的粮食总量为 Q^0 , 销售粮食的机会成本为预期价格和储存成本, 收购量为 G 。几乎所有的文献在论及农户存粮时都将其视为一个代表者行为, 如图 1 (a) 所示, 这时只要收购量不超过供给上限, 它就不会引起价格变化。在这种情形下, 给定某一期的农户预期, 很难想象有什么机制会导致“少吃一口, 多卖一斗”, 进而引发粮价风波, ——除非先验假设农户预期会自发的, 莫名其妙的一致波动。与此对比, 推断 1 产生了图 1 (b) 所阐述的农户供给调节机制。如图所示, 在收购量对预期没有影响的情形下, 供给曲线比较平缓, 而推断 1 的作用就是让它上移并变陡——收购量相比供给上限越大, 平均成交概率越高, 因此农户存粮也越多, 从而供给曲线变得越陡。只有在比较陡的供给曲线情形, 才有可能想象存粮对价格大幅波动的作用。下面继续推断 1 的思路, 逐步勾勒存粮机制的完整线条。

推断 2: 根据推断 1 和假设 3, 对于最大化问题 (1) 和 (2'), q_t^m, g_t 有最优均衡解, 同时 $\partial p^b / \partial g > 0, \partial^2 p^b / \partial g^2 \geq 0, \partial p^b / \partial Y < 0, \partial^2 p^b / \partial Y^2 < 0$ 。且最优均衡解要求,

预期下期通货膨胀率上升导致粮商当期存粮增加，农户当期存粮减少。

证明：1) 证明 $\partial^2 j / \partial g \partial p = 0$

因为对第 t 期交易的预期成交量独立于对价格的预期，以及预期成交量服从均匀分布，故有

$$P((lb)^{t-i} Ed_t p_t \geq Ed_i p_i) = P(d_t \geq q), q = Ed_i p_i / ((lb)^{t-i} Ep_t) \\ \Rightarrow P(d' \geq q) - P(d \geq q) = P(d' \geq d)$$

所以，预期成交量的变化对每个集合 $A(i, j)$ 元素多少的影响独立于当期价格，而收购量是通过它来影响集合 $A(i, j)$ 的，即有 $\partial^2 j / \partial g \partial p = 0$ 。

2) 推导均衡状态下， p_t^b 的一阶和二阶性质

在均衡状态下有， $Y_t - S_{t+1} = g_t, p_t = p_t^b$

$$\Rightarrow (1 - j(g, p))Y - g = 0$$

$$\Rightarrow \frac{\partial p^b}{\partial g} = -(\mathbf{j}_g Y + 1) / \mathbf{j}_p Y > 0 \quad (1.2.1)$$

$$\Rightarrow \frac{\partial^2 p^b}{\partial g^2} = -[\mathbf{j}_{gg} Y \mathbf{j}_p Y - (\mathbf{j}_g Y + 1) \mathbf{j}_{pg} Y] / (\mathbf{j}_p Y)^2 \geq 0 \quad (1.2.2)$$

$$\Rightarrow \frac{\partial p^b}{\partial Y} = (1 - \mathbf{j}) / \mathbf{j}_p Y < 0 \quad (1.2.3)$$

$$\Rightarrow \frac{\partial^2 p^b}{\partial Y \partial g} = 1 / \mathbf{j}_p Y^2 < 0 \quad (1.2.4)$$

(1.2.2) 利用了 $\partial^2 j / \partial g \partial p = 0$ 。

$dS_{t+1} = (-\mathbf{j}_g - \mathbf{j}_p p_g) Y dg_t = -dg_t$ ，显然，为了实现均衡，收购量的变化必须通过农户存粮的相反方向变化来实现。

3) 证明预期下期通货膨胀率上升导致粮商当期存粮增加

由收购价格函数和销售价格函数的 1 阶和 2 阶条件，根据分离超平面定理（参见 MWG），问题 (1) 有唯一解。这样，运用贝尔曼方程求解问题 (1)（解法可参见 Sargent (1987)），得出一阶条件为：

$$-(p_q^a q + p^a) + lbE(\tilde{p}_q^a \tilde{q} + \tilde{p}^a) = 0 \quad (1.2.5)$$

$$p_q^a q + p^a - (p_g^b g + p^b) = 0 \quad (1.2.6)$$

上标“~”代表下期。(1.2.6)实际上是无套利条件。

再利用隐函数定理,可推出:

$$\begin{aligned} \frac{\partial q}{\partial \tilde{p}} &= -l \mathbf{b} E(\tilde{p}_{\tilde{q}\tilde{p}}^a \tilde{q} + \tilde{p}_{\tilde{p}}^a) / [-(p_{qq}^a q + 2p_q^a - l \mathbf{b} E(\tilde{p}_{\tilde{q}\tilde{q}}^a \tilde{q} + 2\tilde{p}_{\tilde{q}}^a))] < 0, \\ \frac{\partial s}{\partial \tilde{p}} &= -l \mathbf{b} E(\tilde{p}_{\tilde{q}\tilde{p}}^a \tilde{q} + \tilde{p}_{\tilde{p}}^a) / [(p_{qq}^a q + 2p_q^a + l^2 \mathbf{b} E(\tilde{p}_{\tilde{q}\tilde{q}}^a \tilde{q} + 2\tilde{p}_{\tilde{q}}^a))] > 0, \\ \frac{\partial g}{\partial \tilde{p}} &= -l \mathbf{b} E(\tilde{p}_{\tilde{q}\tilde{p}}^a \tilde{q} + \tilde{p}_{\tilde{p}}^a) / [-(p_{gg}^b g + 2p_g^b) + l \mathbf{b} E(\tilde{p}_{\tilde{q}\tilde{q}}^a \tilde{q} + 2\tilde{p}_{\tilde{q}}^a)] < 0. \end{aligned}$$

在推导中利用了 $l > 0$ 以及销售价格函数的一阶和二阶条件。

所以,预期通货膨胀上升不仅导致粮商存粮增加,而且是收购增加,销售减少。

证毕。

本文模型的核心就是要在推导收购价函数的性质基础上,由此说明粮价对于通货膨胀的超调机制,从而解释实际中所观察到的真实粮价波动。下面通过推断 3 来实现这一点。

推断 3: 令 $l = \mathbf{b} = 1$ 。由推断 2 和假设 4, 对应于 t 期的一期通货膨胀扰动, 收购价和销售价的调整路径都将呈现超调特征。

证明: 令 $\mathbf{p}_i = \mathbf{p}, \mathbf{p}_i = 1, i \neq t$ 。将 (1.2.5) 中的 $(p_q^a q + p^a)$ 设为 $pf^0(q)$, (1.2.6) 中的 $(p_g^b g + p^b)$ 设为 $f^b(q)$, 则有:

$$\begin{aligned} f^0(q_{t+1}') &= \mathbf{p}^{1-a} f^0(q_t') \\ \dots \\ f^0(q_{t+i}') &= \mathbf{p}^{a^i(1-a)} f^0(q_{t+i+1}') \\ \Rightarrow f^0(q_{t+i}') &\rightarrow f^*, f^0(q_t') = \mathbf{p} f^*, f^0(q_{t+i}') = \mathbf{p}^{(1-a)(a^i + a^{i+1} + \dots)} f^* = \mathbf{p}^{a^i} f^* \end{aligned}$$

即 f^0 在 t 期比均衡位置 f^* 上升 \mathbf{p} , 然后再以速度 \mathbf{a} 指数收敛, 重新回到均衡位置。

由于 $(p^0(q_{t+1}') - p^0(q_t')) / (f^0(q_{t+1}') - f^0(q_t')) > 0$, 销售价亦呈现超调特征, 如图 2 所示。

在本文的模型中, \mathbf{b}, l 都是外生的, 所以可以直接给其赋值。之所以定为 1, 是使推断 3 证明中出现的 f^* 固定。从后面的计量结果来看, 真实粮价在样本期没有显著变化, 因此这一设定不仅简化了表述, 同时也是合理的。

又由 (1.2.6) 以及推断 2 所证明的收购价函数的有关性质, 收购价随之出现超调。

证毕。

推断 3 为了直观的体现超调, 只考虑了一期通货膨胀的情形, 下面我们考虑更一般情形下粮价的调整路径, 并推导可进行计量检验的约化关系式。

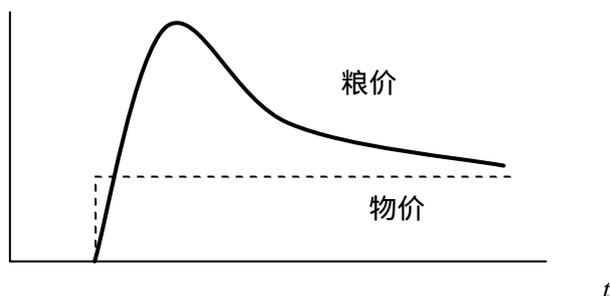


图 2: 通货膨胀变化与粮价超调

沿着推断 3 的思路, $f_t^0 = \prod_0^{\infty} p_{t-i}^{a^{i(1-a)}} f_{t+1}^0 \equiv p_t^1 f_{t+1}^0 \Rightarrow f_t^0 = \prod_1^{\infty} p_t^i f^*$, 同样亦有:

$$f_{t+1}^0 = \prod_1^{\infty} p_{t+1}^i f^*, p_{t+1}^i = p_{t+1}^{a^{i-1}(1-a)} p_t^i,$$

$$\Rightarrow \ln f_{t+1}^0 - \ln f^* = a(\ln f_t^0 - \ln f^*) + \ln p_{t+1} \quad (1.3)$$

令 $(\ln f_{t+1}^0 - \ln f^*) / (\ln p_{t+1}^0 - \ln p^{0*}) = I$, p^{0*} 代表均衡水平, 代入 (1.3) 有:

$$\begin{aligned} I(\ln p_{t+1}^0 - \ln p^{0*}) &= aI(\ln p_t^0 - \ln p^{0*}) + \ln p_{t+1} + a \ln w_t - \ln w_{t+1} \\ \Rightarrow \ln p_{t+1}^a - \ln p^{a*} &= a(\ln p_t^a - \ln p^{a*}) + (1 + \frac{1}{I}) \ln p_{t+1} - a \ln p_t \\ &+ a(\frac{1}{I} - 1) \ln w_t - (1 - \frac{1}{I}) \ln w_{t+1} \end{aligned} \quad (1.4)$$

令 $dp_{t+1} = \ln p_{t+1}^a - \ln p_t^a$, $E_t = \ln p_t^a - \ln p^{a*}$, 并将 $w_t = qw_{t-1} + m_t$ 代入上式,

同时考虑生产调节的作用, 进一步化简可得 (1.5) 式:

$$dp_{t+1} = -(1-a)(1-q)E_t + (1+\frac{1}{I})\ln p_{t+1} - q(a+\frac{1}{I})\ln p_t + a(q-1)\ln p_{t-1} + aqdp_t + (1-a)J(L)E_t + (1-\frac{1}{I})(q-a)((1-q)m_t + m_{t+1}) \quad (1.5)$$

(1.5) 式中的 $J(L)E_t$ 代表生产调节根据真实粮价进行，由于 $\partial p^b / \partial Y < 0, \partial^2 p^b / \partial Y^2 \leq 0$ (推断 2)，该项代表的是真实粮价对粮价长期滞后的负向作用。之所以加上系数 $(1-a)$ 是由于 (1.4) 式中方程左右两边都有粮价项，有相互抵消的作用。

从 (1.5) 式可见通货膨胀系数的大致量级为 $1 + \frac{1-q}{I} - a$ ，粮价自身滞后项系数的大致量级为 qa 。如果更仔细的考虑销售价格函数中的 w ，它实际上包含了垄断粮商销售量之外的所有其他作用，而不仅仅是随机部分。在这些其他作用中，最重要的应该是粮价自身的粘性，这样的话，在垄断力量的作用较弱时，会有一个更大的 q 。另外，垄断力量越弱，收购行为对粮价的影响越小，故有 I 越大。因此，在垄断力量较弱时，通货膨胀引起的超调程度会较低，粮价自身的滞后作用会更重要。而后一点又使得，粮价一旦偏离均衡值，其返回的速度会更缓慢 (E 的系数绝对值较小)。在第三部分，我们将通过数据来讨论这一点是否成立。

一般认为价格水平是 $I(1)$ 过程，那么，(1.5) 在形式上就是计量上所谓的均衡修正模型 (ECM)。而且，该式中的 E_t 就相当于均衡修正项。接下来，我们先检验物价水平和粮价的单位根性质和同积关系是否成立 (这是 (1.5) 的应有之意)，在此基础上，通过均衡修正模型的估计来进一步讨论 (1.5) 的结构。

三、均衡修正模型估计

在上一节的理论模型中，我们一直未考虑粮价对通货膨胀的影响，而按照许多人的理解，似乎恰恰是粮价上涨导致了通货膨胀 (见卢锋 (1999) 的述评)。因此，在对 (1.6)

名义价格粘性是一个普遍的观察，而其他诸如天气、政策等因素的系统性作用至少还没有得到确认。

根据 I 的定义，由柯西中值定理可知，其与收购量对粮价的影响成反比，但与销售量对粮价的影响关系不定。由于实际市场运作中，销售和收购市场不能截然分开，收购价的更大幅度上升会反过来促使销售价的上升，因此 I 与销售量对粮价的影响也应成反比。则，垄断力量越弱，有 I 越大。

进行估计时,将同时检验粮价对一般物价的格兰杰因果关系。这样,待估计的均衡修正模型具有如下形式为:

$$dP_t = \mathbf{a}_1 + \mathbf{b}_1 E + \sum_{i=1}^{t-1} \mathbf{g}_i^1 dP_i + \sum_{i=k}^{t-1} \mathbf{I}_i^1 dPG_i + v_t \quad (2.1.1)$$

$$dPG_t = \mathbf{a}_2 + \mathbf{b}_2 E + \sum_{i=m}^{t-1} \mathbf{g}_i^2 dPG_i + \sum_{i=k}^{t-1} \mathbf{I}_i^2 dP_i + u_t \quad (2.1.2)$$

为了区分参数和变量,这一节用 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。由于存粮调节是一种短期机制,本文采用月度数据进行估计(数据介绍见卢锋,彭凯翔(2002)),即每一期的单位为月。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的因果关系。如果至少某一个 β_{i1} 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因果关系;如果至少某一个 β_{i2} 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因果关系。如果 β_1 、 β_2 、 β_{i1} 、 β_{i2} 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)。对比(1.6),第2节中的理论要求 β_2 显著且小于0,其将通货膨胀设为外生变量的处理则要求 β_1 不显著,而且,通过 β_2 我们还可以看出需求调节相对存粮调节的力度。在(2.1.2)式中并没有列入代表产量调节的滞后预期项,因为对于该滞后有多长,我们并没有先验的概念,而且这些滞后项即使总体上是显著的,分布在每个月上的作用也会比较微弱,这会给确定滞后项带来困难。所以,这里的策略是先以12阶滞后为最大截取阶数,联立估计(2.1.1)和(2.1.2),再通过(2.1.2)的残差分析来进一步考虑(1.6)式滞后结构的影响。

下面的工作分三个步骤进行,首先是检验物价定基指数和粮价的单位根性质,其次,用Johnson法做同积检验,在确定了物价和粮价的单位根性质和同积关系后,然后才是用两步法估计均衡修正模型。之所以用Johnson法而不是残差分析法来做同积检验,是因为在滞后结构复杂的情况下,一般来说前者具有更高的效力。在只有两个变量的情况下采用两步法的原因很简单,它的同积系数估计具有超一致性,同时把估计分成两步又具有形式上的直观性。

第一步,单位根检验。

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(2.2.1)。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)。 P_{t-1} 估计系数小于临界值，不能拒绝单位根原假设。

$$\begin{aligned} dP_t &= 0.0401 - 0.0074P_{t-1} & (2.2.1) \\ t & (3.42) \quad (-3.31) \\ R^2 &= 0.0184, \end{aligned}$$

接着在方程(2.1)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(2.2)。 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。

$$\begin{aligned} dP_t &= 0.0847 - 0.0175P_{t-1} + 0.5198P_{t-1} + 0.0001t & (2.2.2) \\ t & (3.02) \quad (-2.95) \quad (8.03) \quad (2.41) \\ R^2 &= 0.3632, \end{aligned}$$

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，(2.2.3) 给出估计结果。

$$\begin{aligned} dP_t &= 0.0006 + 0.5686dP_{t-1} & (2.2.3) \\ t & (1.01) \quad (8.86) \\ R^2 &= 0.3233, \end{aligned}$$

由于(2.2.3)是对(2.2.2)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：

$$F = [(RSSR - RSSUR)/m] / [RSSUR/(n-k)]$$

其中 $RSSR$ 和 $RSSUR$ 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(2.2.2)和(2.2.3)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。

下面两个单位根检验的临界值同样引自这一文献。

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 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 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)

第二步,同积关系检验。

先简单介绍一下 Johansen 法的主要步骤。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 “ $-T \ln(1 - \lambda_k)$ ” 即 \max ” 和迹统计量 “ $-T \ln(1 - \lambda_k)$ ” (其中 T 为样本数, λ_k 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 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 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 and Lenum (1992), 对应于我们采用的模型, 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。Eviews 检验对模型形式的选择比较敏感, 在附录 2 中详细说明了此处模型选择的判别依据。

表 2: 粮价与一般物价同积关系检验

	K		$-T \ln (1 -)$	$-T \ln (1 -)$
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

第三步, 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, 表 3 报告了粮价与通货膨胀长期关系估计结果。因为在理论上谈到粮价和通货膨胀长期关系时, 或有拿真实粮价做比较的, 即相当于认为名义变量间的长期关系可能具有非线性性质。对于这一层顾虑, 一个方便的方法是将自变量与因变量反过来回归, 再看其残差和原估计残差是否有系数接近于 1 的线性关系 (附图 1)。

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。

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)
R2	0.82	0.79	0.80	0.83

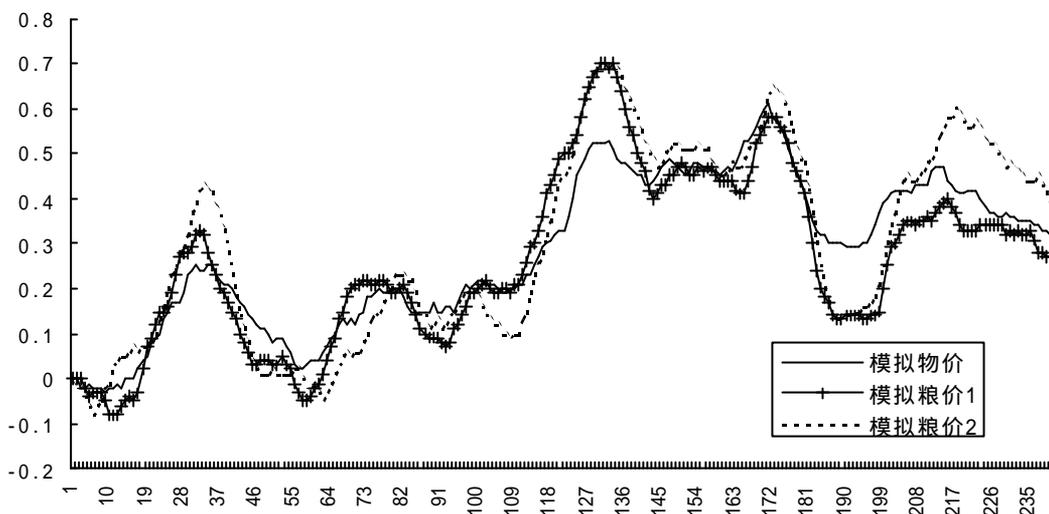
然后把表 8 报告的估计模型残差项, 作为均衡修正项代入 (2.1.1) 和 (2.1.2) 表示的均衡修正模型中进行估计。例如, 对于平均粮价与通货膨胀均衡修正模型, 将残差项 $[E = \text{Ln}(\text{PGt}) - [-5.17 + 1.00 \text{Ln}(\text{Pt})]]$ 作为均衡修正项, 代入均衡修正模型, 采用联立方程组方法估计, 并通过 step 回归逐项剔除不显著的解释变量, 得到表 4 显示的估计结果。

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：dLn(PG)		消费物价：dLn(P)	
1	-0.0004 (-0.4225)	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)		
R2	0.4845	R2	0.3693

从估计结果中可以看出：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，滞后项系数显著性参差不齐，step 回归并没有帮助我们发现滞后结构中有

图4：DGP模拟结果



什么明显的规律性。

为了更好的理解估计结果,接下来通过数值模拟来分析该结果对反映数据产生过程 (DGP) 的有效性如何。假设数据产生过程如下：

$$dP_t = \mathbf{a}_1 + \mathbf{b}_1 E_{t-1} + \mathbf{g}_1 dP_{t-1} + v_t$$

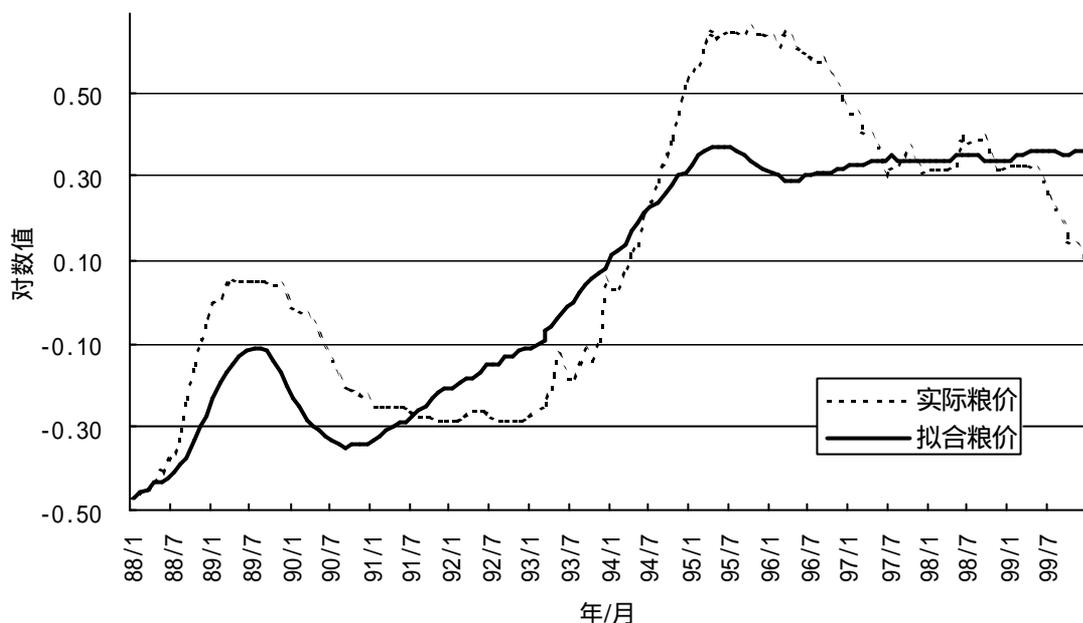
$$dPG_t = \mathbf{a}_2 + \mathbf{b}_2 E_{t-1} + \mathbf{g}_2 dP_{t-1} + \mathbf{l}_1 dPG_{t-1} + \mathbf{l}_2 \text{mean}(E_{t-1} : E_{t-24}) + u_t$$

$v_t, u_t \sim N(0, \mathbf{s}^2), iid$ 。模拟 100 次,每次序列长度为 240 期。模拟中发现粮价模拟数据的波动幅度远大于物价模拟数据,而且对长期滞后项的系数非常敏感,图 4 显示了这一特征。对模拟出来的数据进行参数估计,估计式设定如下：

$$dP_t = a_1 + b_1 E_{t-1} + c_1 dP_{t-1} + e_{1t} \tag{2.3.1}$$

$$dPG_t = a_2 + b_2 E_{t-1} + c_2 dP_{t-1} + k_2 dPG_{t-1} + e_{2t} \tag{2.3.2}$$

图5：拟合数据与实际数据比较



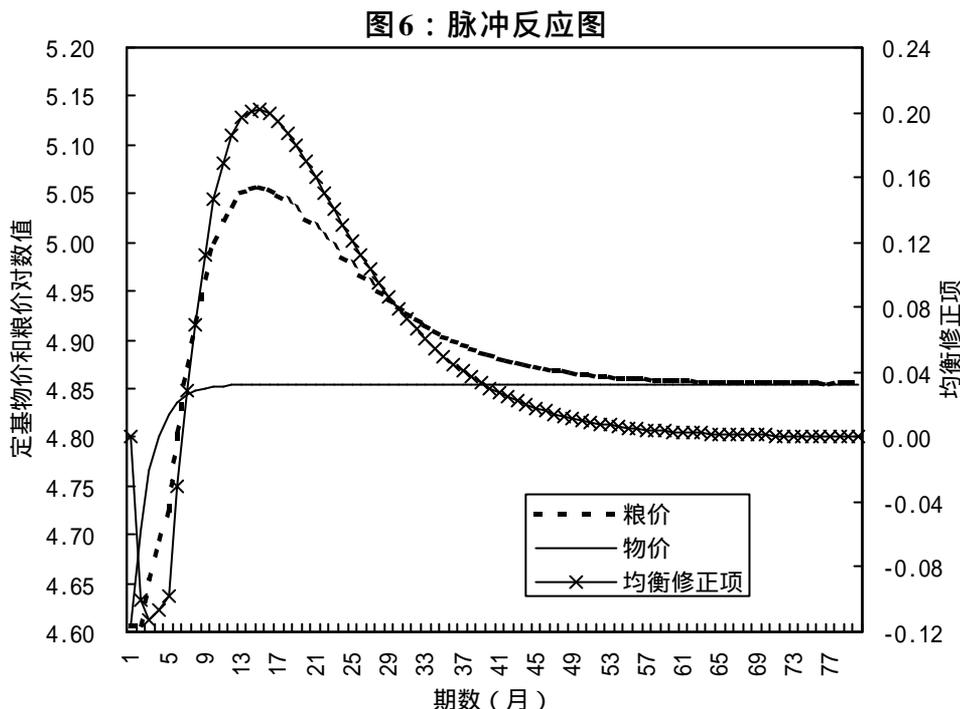
参数说明：模拟物价。 $\alpha_1=0$, $\alpha_2=0$, $\alpha_3=0.5$, $\alpha_4=0.01$

模拟粮价 1。 $\alpha_1=0$, $\alpha_2=-0.03$, $\alpha_3=0.6$, $\alpha_4=0.6$, $\alpha_5=-0.01$, $\alpha_6=0.01$

模拟粮价 2。 $\alpha_1=0$, $\alpha_2=-0.03$, $\alpha_3=0.6$, $\alpha_4=0.6$, $\alpha_5=-0.015$, $\alpha_6=0.01$

附图 2 依次给出了 (2.3.2) 所有估计系数的分布。从中比较明显可以看出的有以下几点：第一，均衡修正项系数绝对值有高估倾向；第二，一阶滞后项系数分布比较对称，估计值反映了数据产生过程的实际值；第三，一阶以后滞后项系数峰点都在 0 附近，但分布不规则。估计式设定和数据产生过程最大的差别在于忽略了长期均衡修正项，这应该是上述差异的主要来源。但是，分别作出估计残差对均衡修正项，物价和粮价的偏相关图（附图 3）却发现，加入长期均衡项很难提高估计的效力，相反会使得物价和粮价长期滞后系数的估计产生更大偏倚。究其原因，可能是因为估计是以月为单位的，而每个月的影响系数是非常小的（对 24 个月作了平均），所以参数估计不太有效。实际数据的拟合残差对均衡修正项，物价和粮价的偏相关图（附图 4）和此应是类似的。结合对 (1.5) 式的讨论，粮价自身的滞后结构和垄断力量的作用都很显著，生产调节对粮价的影响虽然微妙但非常关键，短期滞后项的结构很难有细致的解释。为说明第三点，附图 5 给出了考虑月度差别的参数估计值分布。从中可以发现，要从估计结果中辨认出数据产生过程的月度特征不太可能，相反，分布的不规则会使人误入陷阱。

图 5 比较了只用物价数据拟合的粮价数据与实际数据的区别，其中，拟合根据的是



实际数据的估计结果，即表 4 的数据。很明显，大体趋势上是吻合的，但拟合数据波动幅度要小于实际数据。结合图 4，有理由认为，忽略长期调节关系致使对波动幅度的估计大大降低了。不过，非线性的存在可能也是原因之一。例如，通货膨胀信息的传导速度服从 Logistic 分布。这些还有待于更进一步的经验研究。

最后，约化关系式 (1.5) 中的均衡修正项虽然蕴涵了均衡趋势，但根据图 2，在垄断粮商的作用下，真实粮价的波动即名义粮价的超调也将进入 (2.1.2) 式的估计中。下面通过脉冲反应实验来说明这一点。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 (2.1.2) 式的估计结果对粮价变动情况加以模拟。图 6 给出了 10% 物价上升冲击引发的粮价调节路径。

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 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

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)	
1	-0.0002 (-0.2068)	1	-0.0010 (-0.7188)	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)
R2	0.4339	R2	0.3752	R2	0.2966

作用性质相同，但具体形态可能有细节差别。

表 5 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。

四、相关经验证据

在上一节中，我们通过估计均衡修正模型对 (1.6) 式作了比较充分的讨论。但是，(1.6) 式的主要特征能够从数据中得到说明并不等同于模型就一定合理，因为模型和约化关系式并非充分必要关系。况且，(1.6) 式的合理是在非常技术的意义上合理。所以，最稳妥的办法是用数据直接检验模型的推断，而不是约化关系式。然而，这一方法又受两个方面的约束：首先是很多重要的数据或者不可得或者质量令人怀疑；其次，理论推断是在某种理想状态下得出的，不可能将现实经济调至理想状态再来观察某种理论机制是否起作用，所以被误导的可能性总是有的。下面所能做的就是从现有数据中尽可能的“挖掘”其与理论推断的关联性，从而为理论模型提供或者积极或者消极的检验。

1. 粮价的季节性与存粮行为

柯炳生 (1995)，宋国青 (1995) 都分析过粮价的季节性，但结论都认为其季节性很弱。可是，图 7 通过粮价差分的自相关 却明显说明了粮价的季节性并非很弱，而是这一性质在 80 年代末发生了根本性的变化。柯 (1995) 认为计划收购能减弱粮价的季节性，这与经验证据显然相悖。宋 (1995) 认为低利率导致过度的存粮，因此季节性自然就比较弱。但是，由于宋 (1995) 没有注意到季节性的变化，所以这个解释意义比较含糊。或者将柯 (1995) 的观点反过来——市场组织效率提高能削弱粮价季节性，此说与图 7 并不矛盾，但史家研究发现用粮价季节性来说明市场组织效率往往是误导性的 (吴承明 (1996))。还有一种可能是，80 年代末以前的农民受流动性约束较强，在丰收季节必须卖粮获取必需的现金 (Olsen (1999) 在分析印度粮食市场时有此一说)。不过，要果真如此，难以想象几年内农民的经济地位就会有如此逆转。

但从本文的模型出发可以给这一现象合理而简单的解释：从 80 年代末以来两次通货膨胀的大规模波动使得存粮活跃，而存粮对通货膨胀的活跃反应自然掩盖了粮价原有

柯 (1995) 的结论是基于粮价水平数据上的，但由于粮价水平数据并非季节单位根过程，所以应通过差分数据来判断其季节性。

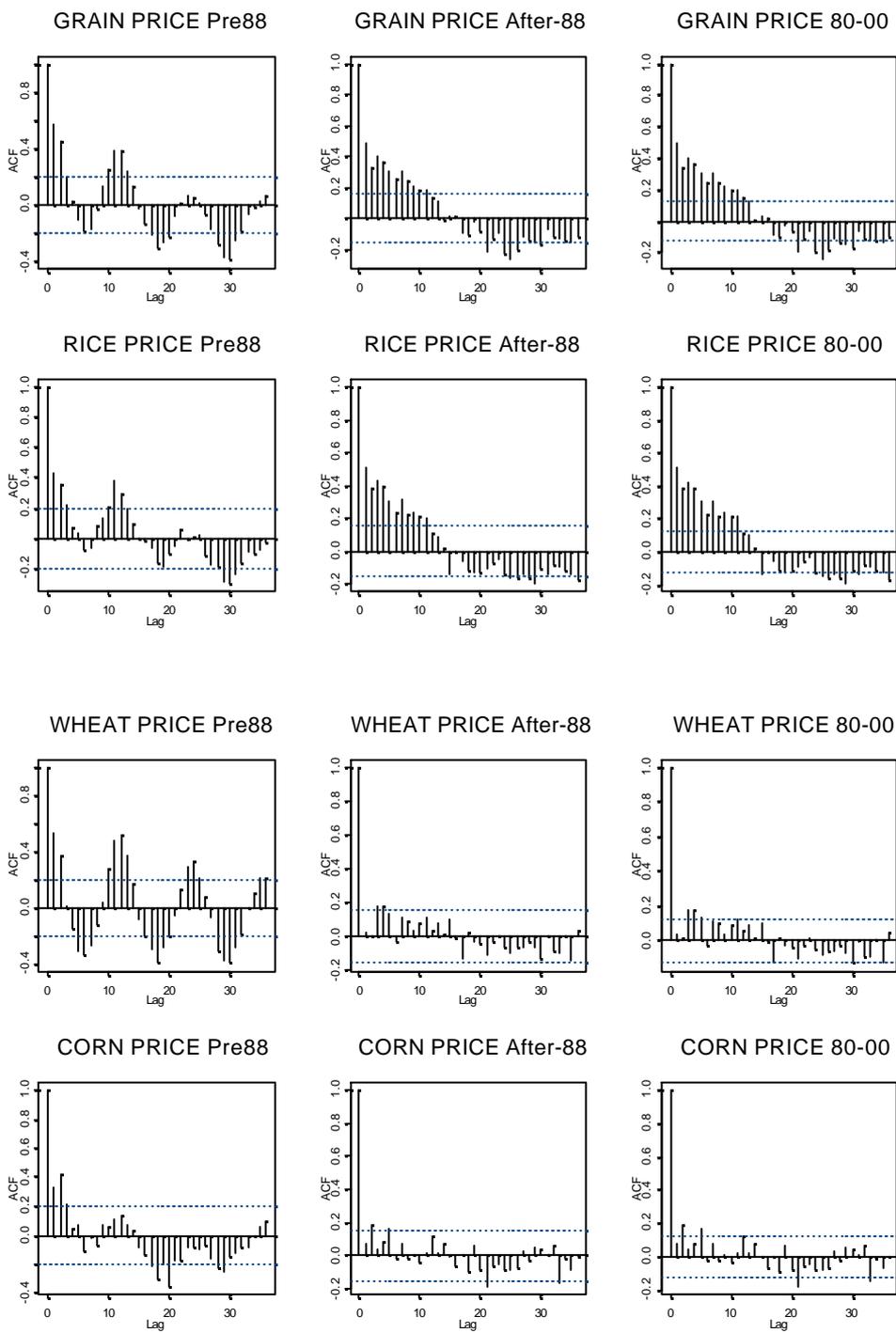
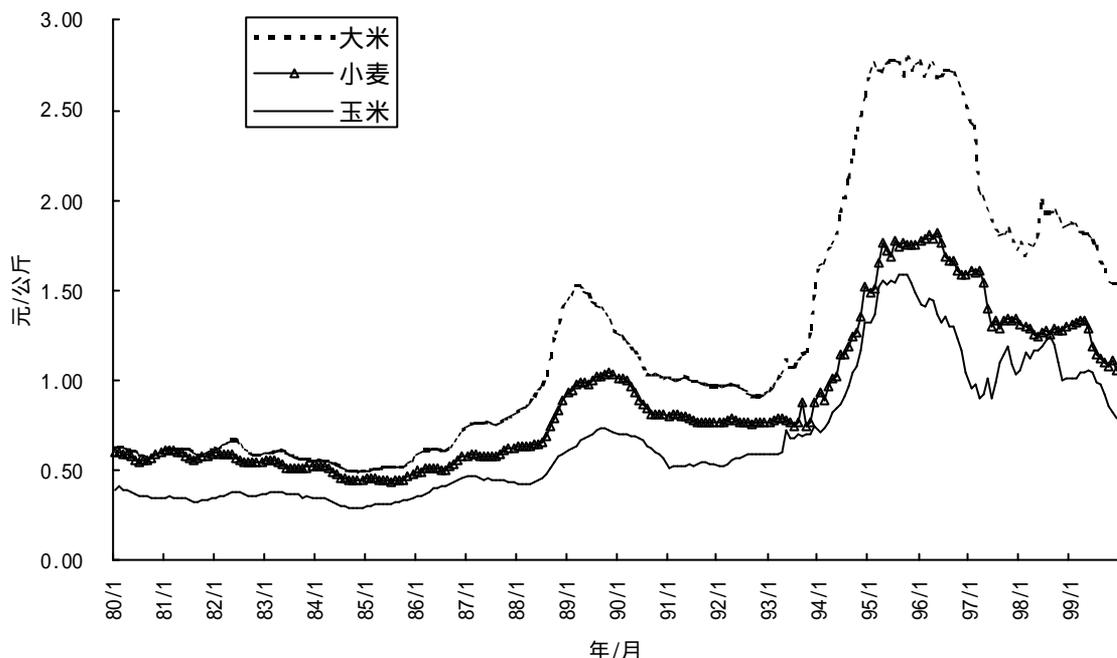


图 7：粮价自相关图

图8：分品种粮价走势图



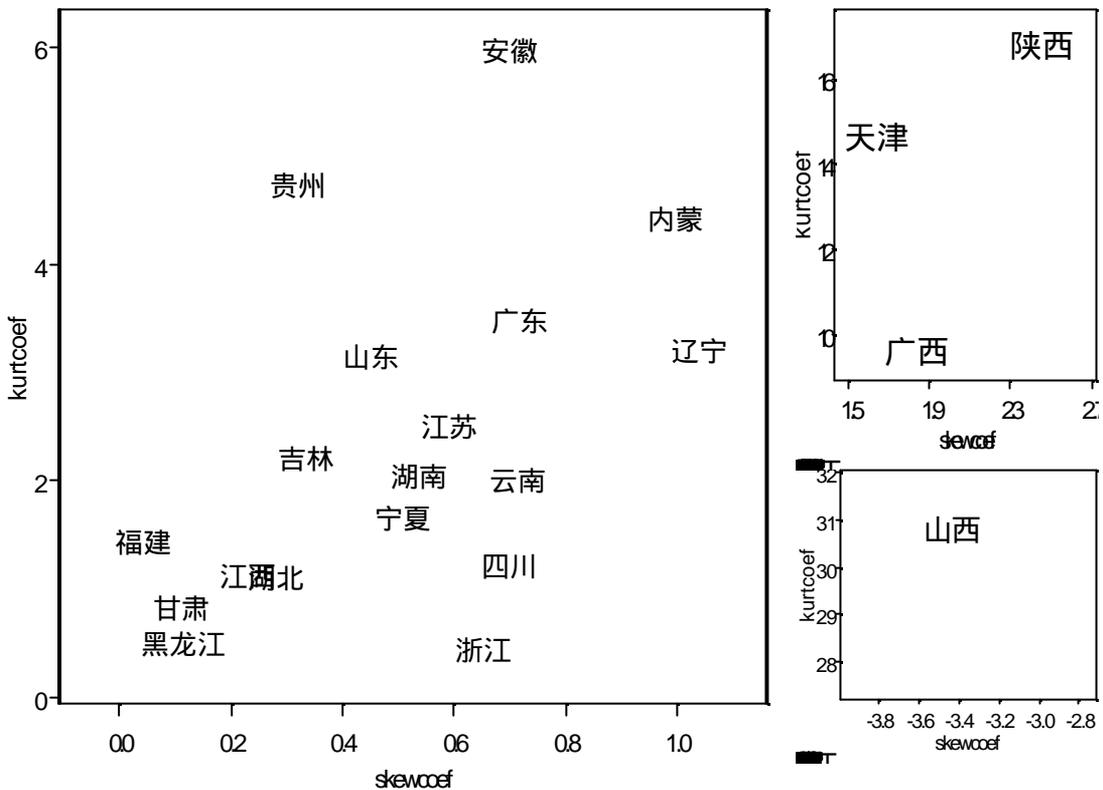
的季节性。在下面分析粮价波动月度分布时，还要作更仔细的说明。或许在看了图 7 后，再来看水平粮价走势图（图 8），就会发现这一点应该还是比较明显的。所以粮价的季节性发生变化是倾向于支持通货膨胀通过存粮影响粮价的，当然，这也同样支持了宋国青（1995，1997）的观点。

2. 分省粮价的波动形态

根据第二部分对（1.5）式的讨论，垄断力量弱的省粮价超调力度更小，但速度更慢，持续时间更长。如果本文所描述的机制在现实经济中确实发挥较重要的作用的话在 80 年代末到 90 年代初的两次粮价风波中，粮食输入省的粮价波动相对粮食输出省就会有此特征。因为粮食输出省的农户对市场的影响更大，粮食输入省的粮食部门垄断势力更大。比较这种波动大小的直接方式是看各省粮价图（卢锋，彭凯翔，2002），一般来说，粮食输入省的波峰要比几个主要粮食输出省的尖。从统计上，我们可以通过偏度和峰度来描述波动的形态，偏度说明该波动分布的对称性，峰度说明该波动分布尾部的“胖瘦”（Green，1997）。因为 80 年代末以后有两次购销同价改革，这对粮食输出省的粮价波动均值会有较大影响，所以比较合理的应该是峰度的比较。由于小麦和玉米的分省价格序列颇有缺漏，因此图 9 给出的是分省大米价格波动的偏度和峰度系数图。

为了使计算更为合理，计算时用的是各省价格序列分别作自回归后的残差。

图 9：各省米价波动偏度和峰度



说明：上图横轴为偏度系数，纵轴为峰度系数。由于广西，天津，陕西，山西等省峰度系数数值太大，因此另以小框图示出。本文的观点是将现有信息尽可能挖掘，而不论其是否只有消极作用，故除北京等数据太少省外，一概计算了其偏度和峰度系数并标于图中。

从图中可以看出，广东，广西等粮食输入省的峰度要明显大于湖北，湖南和江西等粮食输出省。而甘肃等省本非产稻大省，但大米价格波动的峰度也较小。这可能是因为它们是产麦省，不属粮食输入省之列，粮食部门的垄断势力同样比较小。但是，福建和浙江的波动峰度很低是难以理解的。图 10 是粮食输入比重与粮价波动峰度的散点拟合图，该图如果将异常点山西剔除，正向关系就会非常模糊。出现这些现象有三种可能性：第一，粮食输入比重不能完全反映市场结构；第二，市场结构只是作用于粮价的非主导性的一个因素；第三，从数据特征来看，分省数据存在较多异常点，而峰度指标鲁棒性较弱。所以，现有数据揭示的峰度特征对本文的支持只是有限而模糊的。

3. 粮价波动的月度分布

附图 7 依次作出了 88~99 年 1~12 月份大米价格波动的分布图。该图最明显之处在于，粮价的大起大落主要在 11，12 和 6 月份，这几个月份恰恰是每年粮食系统收购粮食的主要月份。如果说这几个月份粮价只有大起没有大落的话，那可以解释为收购月份关闭粮食市场所致；如果只有大落没有大起的话，可以解释为收获月份农户售粮所致；

如果说大起大落的现象在一年中每个月均匀分布的话,又可以解释为市场各方对粮价或通货膨胀的预期所致。但事实是,上述如果都不成立,那么通货膨胀对粮价的作用就肯定是通过收购行为来实现的。在通货膨胀预期高时,收购活跃,农户存粮概率增加,粮价因而上涨。接着,农户因为价格上涨又降低存粮,粮价的上涨势头得到抑制。通货膨胀预期低时反之。由于 88~99 年间通货膨胀波动较厉害,所以收购月份的大起大落相互抵消,这样我们就进一步理解了为什么这段时期粮价的季节性消失了。将附图 7 和图 7 结合在一起,本文给出的粮价形成机制相对还是比较合理的。

4. 几个相关数据

在第 2 节的推断 3 提出,如果收购量不变,仅仅价格上升只有可能使农户减少存粮。对于在 88—89 年和 93—95 年的粮价风波中,农户行为到底如何,最直接的证据是看农户库存数。这方面没有大家都接受的数据,但从现有数据可以对大概的情形作出说明。图 11 表现了宋国青(1995)描述的过程,88 年农户存粮大幅增加,但 89 年 3 季度后粮价大幅下跌,农户因而损失惨重;经过了这次教训,94 年农户没有正确预期到 95 年的粮价上升,结果减少存粮,使得当年的粮价没有再继续高涨。但是,正如该文所述,88 年那次是买方和卖方都大幅度高估了后来的通货膨胀率,很难说农户存粮不是被粮商的收购行为拉上去的。从统计数字来看,88 年底农户持有金融余额仍然保持了很高的增长速度,只是到 89 年才大为放慢(见附录 3),如果该数字可靠,必然是 88 年农户对下年粮价的估计低于其他社会部门,因而还是卖出了不少粮食,到 89 年抢购愈演愈烈,农户因此更多的选择存粮。结果是和社会其他部门一起“撞车”,但绝不能说是农民违反“交通规则”导致了“撞车”。

至于后一次粮价风波中,农户其实是在很谨慎的调整库存的。即使 93 年的存粮大幅上升也很难认为是农户预期到了 94 年价格或通货膨胀所致,否则当期农户粮食消费异常上升将难以理解(见附录 3)。把 93 年的农户人均粮食销售异常下降,粮食消费异常上升,和城镇人均粮食购买异常下降结合在一起,我们才能理解 93 年收获后的价格与存粮上升。在 93 年,购销同价改革在全国铺开,并且这一改革是为各方所提前知道的。在 93 年前,城镇居民粮食消费的机会成本低于市场价值,93 年的粮食购买下降也就是合情合理的了。但即使购买下降了,由于粮食部门提高了销价,相当一部分购买力分流到市场,因此市价可能会有所上升。市价虽然上升了,但总的购买是减少的,

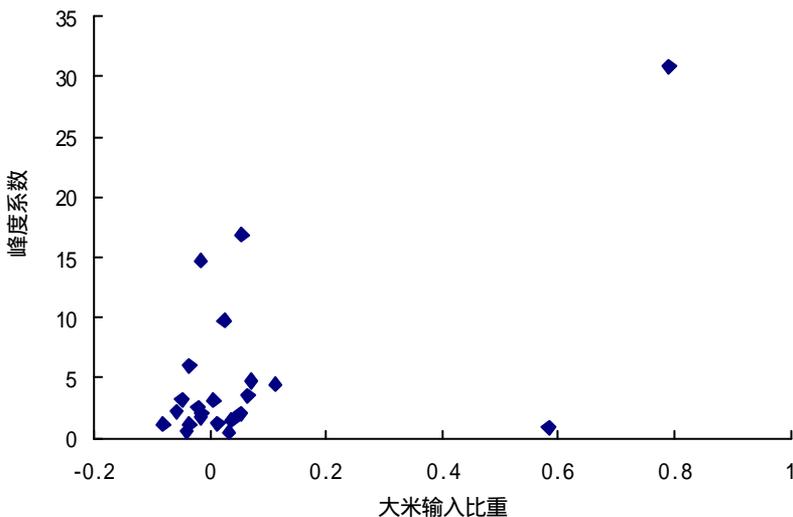
袁永康(1994)详细计算了粮食消费中的“浪费”。当然通过消费者来计算浪费在理论上是不成立的,因为这种浪费只能是就社会资源而言的。但是这些计算也足以说明,为什么粮价一恢复到市场水平,城镇居民粮食购买就明显下降。

黄青禾,陈巖(1992)提到广东 92 年购销同价后,市价反而微降。这里有一个特殊情况,92 年广东改革是试点,周围产粮省的粮食很有可能被吸引过来,结果市价不升反降,而且这种降只能是很微

这些压力通过种种渠道最终肯定又回到农户身上。在 92 年的存粮已经相当高的情形下，“被迫”消费就成了消化存粮的一种方式。所以，更有可能的是 93 年一开始是卖难和丰收下的存粮上升，年底方变为从南到北的抢购致使当年存粮上升，而其后几年的价格上升都起到了降低农户存粮的作用，96 年更是在大收之年大抛，促使粮价迅速回落。相反，在 94~95 年，各地垄断粮商却竭力阻碍正常的粮食流转，最终虽然个个报亏，个中关节，诸家自有公论（如，温铁军（1996））。

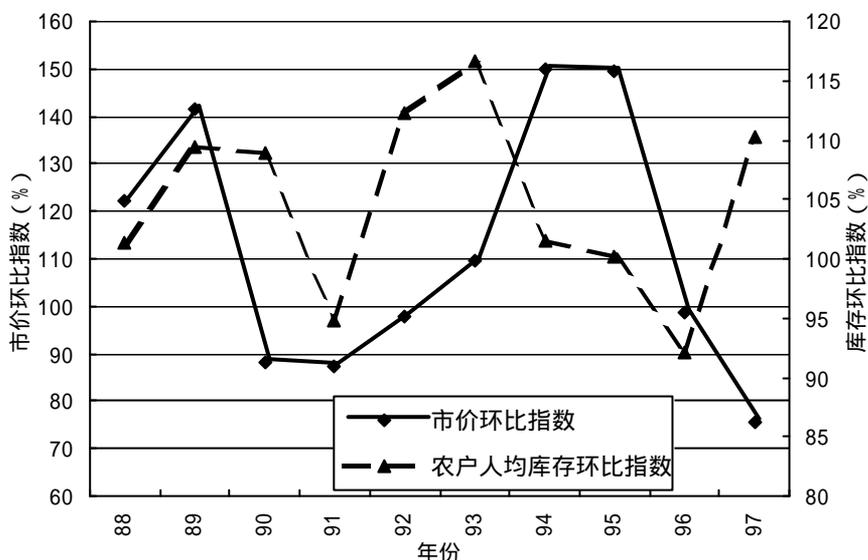
不得不指出，上面对粮价风波所做分析最大的缺陷是尚未考虑农户的生产调节。在前文已经述及，一旦考虑生产调节，粮价和通货膨胀的约化关系式就会有非常复杂的滞后结构，更何况影响生产调节的因素远不止于此。这是本研究的局限所在。对该问题比较系统的论述参见宋国青（1988），Lin, Song, et.al（1997）。

图10：大米输入比重与粮价峰度



数据说明：大米输入比重为 1993 年粮食系统外省净购入与粮食产量之比。粮食系统购入数据摘自《中国国内贸易年鉴（1994）》，粮食产量数据摘自《中国统计年鉴（1994）》。

图 11：粮价风波中的存粮与价格



数据说明：市价为中国经济研究中心粮食流通课题组数据，库存为唐平（1995）数据，均引自卢锋（1999）。

五、结论

本文的主要结论可以归纳为以下三点：首先，通货膨胀对粮价存在单向格兰杰因果关系，并且这导致了两者之间的长期均衡关系；其次，通过垄断粮商的存粮行为，通货膨胀能引起名义粮价的超调，即真实粮价的波动；最后，粮价的自身滞后结构对于解释其持续性的偏离均衡水平也具有重要作用。

另外，就理论而言，本文比一般的存粮模型更多的考虑了市场结构的影响。这一点对于本文的推理显然是非常关键的，而且无论从理论上还是从现实意义上，这都比简单假设市场仅由代表者农户和消费者组成更有助于我们理解国内两次大幅度的粮价波动。需要特别指出的是，文中垄断粮商和农户的区别不仅是市场地位上的，而且也是信息占有上的。在垄断粮商具有信息优势（文中具体为通货膨胀信息）的情形下，农户只是通过对垄断粮商行为的反应间接的与宏观经济发生相互作用。这和一般观察也是相吻合的。其实，在理解市场的剧烈波动时，信息不对称的假设是普遍存在的（例如，外汇市场上的“羊群行为”模型），在国内粮食市场上这是更为自然的假设。

需要额外说明的是，作者本人并不否认在市场发生逆转时，仅仅情绪感染就可能

导致分散行为的趋同,但是粮食市场不同于金融市场。它的交易费用更高,即轮子里加了更多的“沙”,动物本性的冲动 更有可能得到抑制——更何况即便是金融市场上,也鲜有直接以情绪感染来解释市场异常的。在这层意义上,本文从微观基础出发来理解粮价波动的试图是具有其合理性的。

在关于 93~95 年粮价的波动的文献中,并没有作者使用动物本性一词。但是,“惜售心理”一词使用的频率很高。由于该词在使用中所指的显然是群体行为,又没有论证其微观基础,所以其实就相当于认为存在一种来自动物本性的冲动使得所有人同时有类似的表现。例外的是宋国青(1995)讨论了预期和学习,对这种心理现象作了更合理的讨论。

附录：

附录 1：适应性预期解的讨论

对于适应性预期的一般形式 $E_t(p_{t+1}) = (1-a)E_{t-1}p_{t+1} + ap_t$ 有：

$$\begin{aligned} E_t(p_{t+1}) &= (1-a)E_{t-1}p_{t+1} + ap_t \Rightarrow E_{t-1}(p_{t+1} - (1-a)p_{t+1} - ap_t) = 0 \\ \Rightarrow p_{t+1} &= p_t + z_{t+1}(*), E_{t-1}(z_{t+1}) = 0 \end{aligned}$$

$E_{t-1}(z_{t+1}) = 0$ 意味着适应性预期所对应的市场可能并非完全有效市场，因为 t 期的信息允许未完全反映当期价格中，故而仍然进入 t+1 期价格的决定式。但是，t-1 期以前的信息已经充分反映在价格中，故不再起作用。因此，文中所用的适应性预期模式其实相当于假设市场上信息的传递或对信息的反应在某种程度上存在 1 期滞后。我们也可以假设信息的传递或反应要慢一些（或许这更符合实际），这样的话，假设 3 的滞后算子将会有更复杂的形式，但是主要结论不会因此而改变。所以，关键的区别其实是在市场信息的传递是有滞后没有的。对于存在信息滞后的市场而言，理性的预期（即数学上一致的预期）理所当然会有适应性的特点。只不过信息滞后不方便直接做入模型，看起来适应性就成了先验的假设。

对于理性预期的更多讨论，可参见 Sheffrin (1983)。

附录 2：ECM 模型形式选择

ECM 是 VAR 模型的特例，考虑数据可能含有线性趋势，其一般形式可写为：

$$\Delta X_t = \Gamma(L)\Delta X_t + \Pi X_{t-1} + m + gt + e_t \quad (a)$$

假设数据产生过程 (DGP) 为：

$$X_t = m + kt + z_t, z_t \sim I(1), E(z_t) = 0$$

而 X_t 同积，即存在 b ，使得 $b'z_t = e_t \sim I(0) \Rightarrow b'X_t - b'm - b'kt = e_t$ ，那么

(a) 可表示为：

$$\Delta X_t = \Gamma(L)\Delta X_t + ab'X_{t-1} + m + gt + e_t \quad (*)$$

对应于不同的 DGP 和同积关系，(*) 包含不同的模型类型，具体可分以下情形讨论：

$$H1: m = k = 0, \Rightarrow b'm = b'k = 0$$

$$(*) \text{ 即为: } \Delta X_t = \Gamma(L)\Delta X_t + \mathbf{a}\mathbf{b}'X_{t-1} + \mathbf{e}_t \quad (1)$$

上式意味着 ECM 和均衡修正项均不含截距和趋势项。

$$H2: m \neq 0, k = 0, \mathbf{b}'m = \mathbf{b}'k = 0$$

(*) 同 (1)

$$H3: m \neq 0, k = 0, \mathbf{b}'m \neq 0, \mathbf{b}'k = 0$$

(*) 即为:

$$\Delta X_t = \Gamma(L)\Delta X_t + \mathbf{a}(\mathbf{b}', -\mathbf{b}'m)(X'_{t-1}, 1)' + \mathbf{e}_t \quad (2)$$

上式意味着 ECM 不含截距和趋势项, 但均衡修正项含截距而不含趋势。

$$H4: m = 0, k \neq 0, \mathbf{b}'m = \mathbf{b}'k = 0$$

(*) 即为:

$$\Delta X_t = \Gamma(L)\Delta X_t + \mathbf{a}\mathbf{b}'X_{t-1} + (1 - \Gamma(L)|_{L=1})k + \mathbf{e}_t \quad (3)$$

上式意味着均衡修正项不含截距和趋势项, 但 ECM 含截距而不含趋势。

$$H5: m = 0, k \neq 0, \mathbf{b}'m = 0, \mathbf{b}'k \neq 0$$

(*) 即为:

$$\Delta X_t = \Gamma(L)\Delta X_t + \mathbf{a}(\mathbf{b}', -\mathbf{b}'k)(X'_{t-1}, t)' + (1 - \Gamma(L)|_{L=1})k + \mathbf{e}_t \quad (4)$$

上式意味着 ECM 含截距而不含趋势项, 但均衡修正项含趋势而不含截距。

$$H6: m \neq 0, k \neq 0, \mathbf{b}'m = \mathbf{b}'k = 0$$

(*) 同 (3)

$$H7: m \neq 0, k \neq 0, \mathbf{b}'m = 0, \mathbf{b}'k \neq 0$$

(*) 同 (4)

$$H8: m \neq 0, k \neq 0, \mathbf{b}'m \neq 0, \mathbf{b}'k = 0$$

(*) 即为:

$$\Delta X_t = \Gamma(L)\Delta X_t + \mathbf{a}(\mathbf{b}', -\mathbf{b}'m)(X'_{t-1}, 1)' + (1 - \Gamma(L)|_{L=1})k + \mathbf{e}_t \quad (5)$$

上式意味着 ECM 和均衡修正项均含截距而不含趋势项。

$$H9: m \neq 0, k \neq 0, \mathbf{b}'m \neq 0, \mathbf{b}'k \neq 0$$

(*) 即为：

$$\Delta X_t = \Gamma(L)\Delta X_t + \mathbf{a}(\mathbf{b}', -\mathbf{b}'m, -\mathbf{b}'k)(X'_{t-1}, 1, t)' + (1 - \Gamma(L)|_{L=1})k + \mathbf{e}_t \quad (6)$$

上式意味着 ECM 含截距而不含趋势项，但均衡修正项含截距和趋势。

在 ADF 检验中，可以看到粮价和物价实际上都没有显著的线性趋势，即 $k=0$ ，因此只有 H1~H3 才是可能的情形，相应的模型备择形式为 (1) 和 (2)。

首先，对于 (*)，约束 t 的系数为 0，估计其似然值，并求出相应的 $I_1^*, I_2^*, I_1^* > I_2^*$ 。

对于 H3 对应的形式 (2) 估计其似然值，并求出相应的 $I_1^h, I_2^h, I_1^h > I_2^h$ 。

其次， $c^2 = -T \ln \left\{ (1 - I_1^h) / (1 - I_1^*) \right\} \sim c^2(1)$ (Johansen, Juselius, 1990)，如其不显著，则接受 H3，如显著，则接受模型形式 (1)。由下表可见，H3 被接受，即数据是不含线性时间趋势的，且在 1% 的水平上接受一阶同积关系。

表：粮价及分品种价格与一般物价同积关系的 \max 估计值，及 X^2 估计值

	粮价	大米价格	小麦价格	玉米价格
* 1max	25.68	22.67	36.64	27.29
* 2max	2.60	2.71	2.57	3.00
^h 1max	32.49	26.71	53.22	31.69
^h 2max	4.12	5.10	5.16	3.06
X^2	1.52	2.41	2.59	0.06

最后，用两步法(Engle-Granger 方法)估计 ECM，其中均衡修正项截距显著而 ECM 截距不显著。由于两种方法是独立的，因此互相印证了本文模型形式选择的合理性

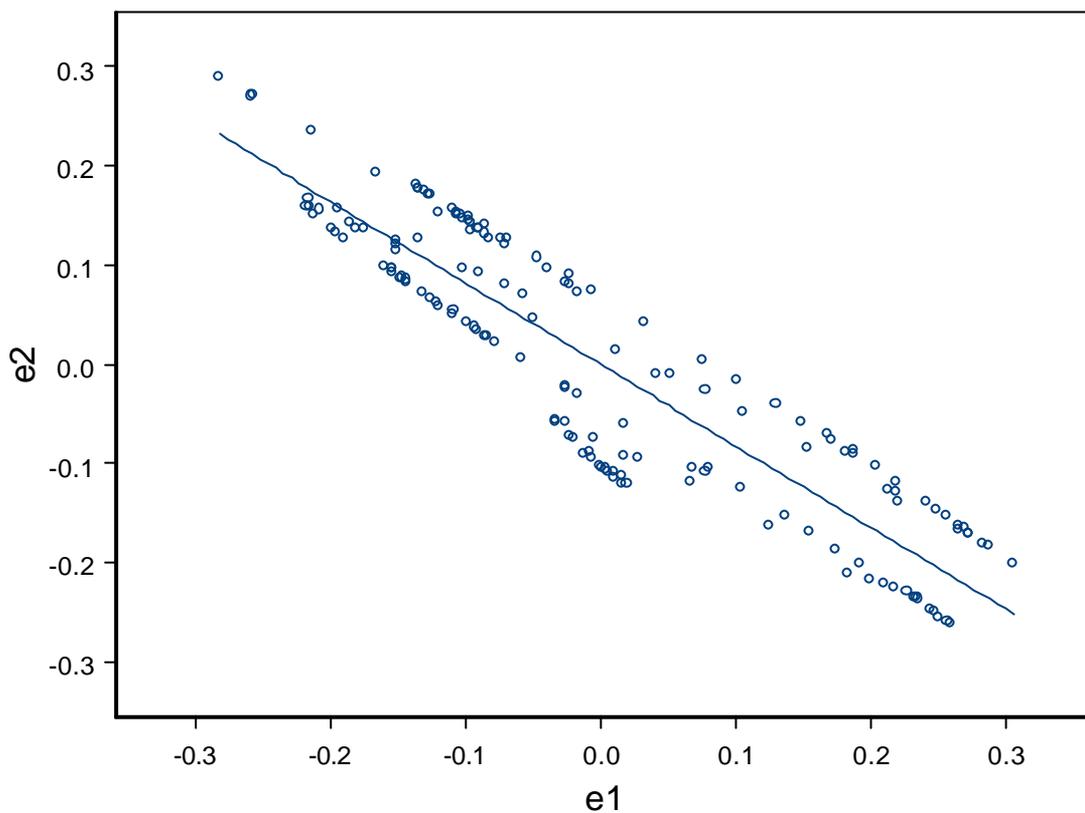
附录 3: 引用数据列表

年份	农村粮食出售 量 (公斤/人)	农村粮食消费量 (公斤/人)	城镇粮食购买 (公斤/人)	农村货币结 余(元/人)
83	122.90	259.90	144.48	60.24
84	141.27	266.52	142.08	92.42
85	123.49	257.45	134.76	112.51
86	146.79	259.30	137.08	149.16
87	148.72	259.38	133.87	191.74
88	150.36	259.51	137.17	243.32
89	154.27	262.28	133.94	291.23
90	180.24	262.08	130.72	336.09
91	179.44	255.58	127.93	306.03
92	165.89	250.50	111.50	
93	159.35	266.02	97.78	
94	188.53	260.56	101.67	
95	179.20	258.92	97.00	
96	203.47	256.19	94.68	
97	228.01	250.67	88.59	
98	227.53	249.28	86.72	

数据来源: 第 2, 3, 4 栏数据来自历年《中国统计年鉴》, 第 5 栏数据引自唐平 (1992)。

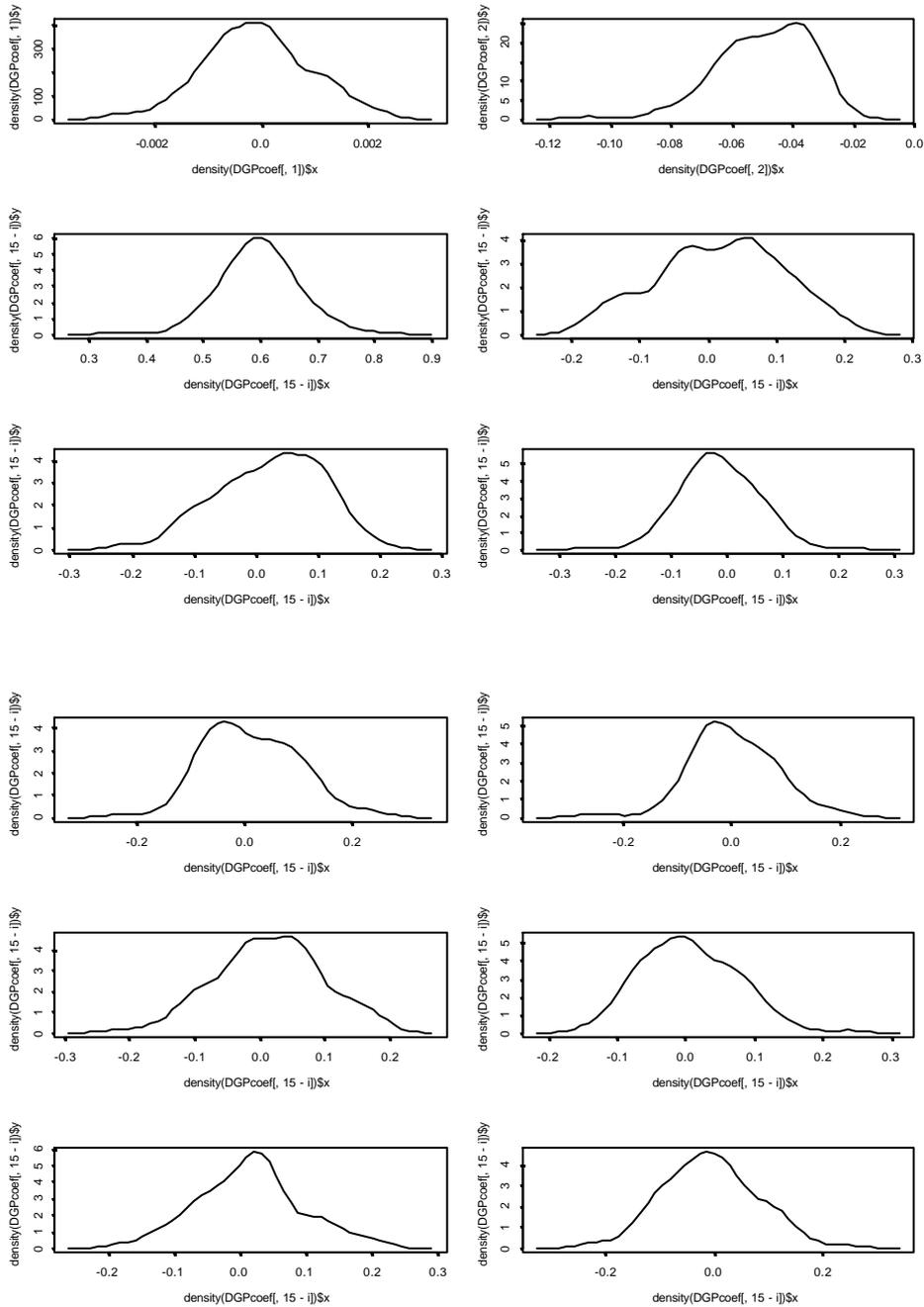
附图：**附图 1：同积向量回归残差对比图**

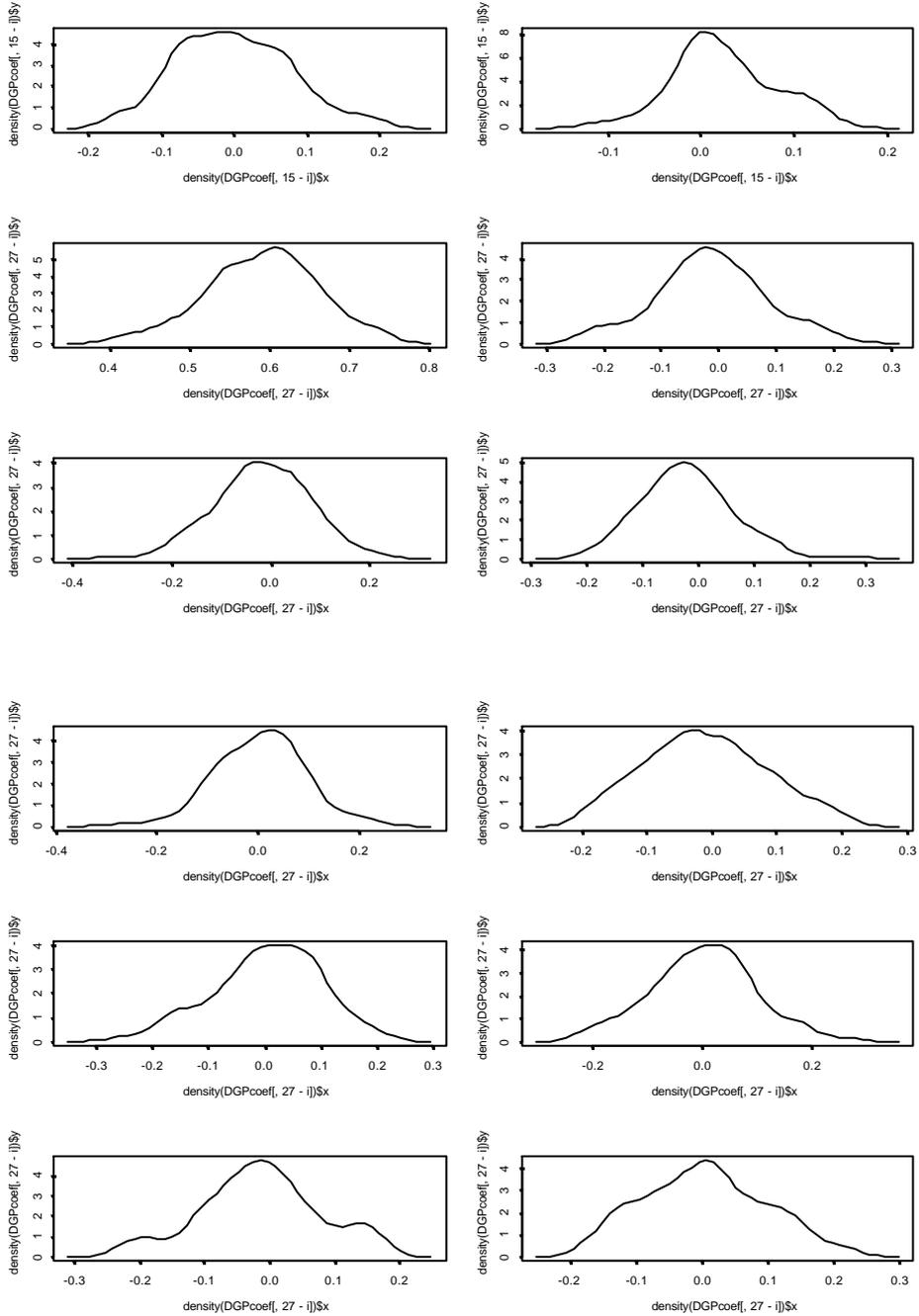
e_1 为粮价对物价回归的拟合残差， e_2 为物价对粮价的拟合残差。下图为它们的拟合散点图：

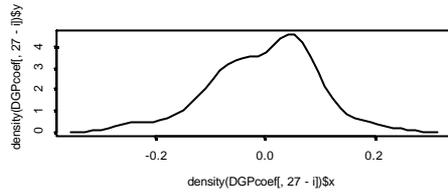
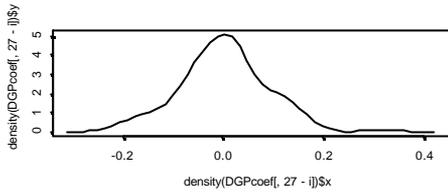


附图 2: DGP 估计系数分布图

下图所对应的参数其排列顺序依次为: 常数项, 均衡修正项系数, 1~12 阶粮价滞后项系数, 1~12 阶物价滞后项系数。



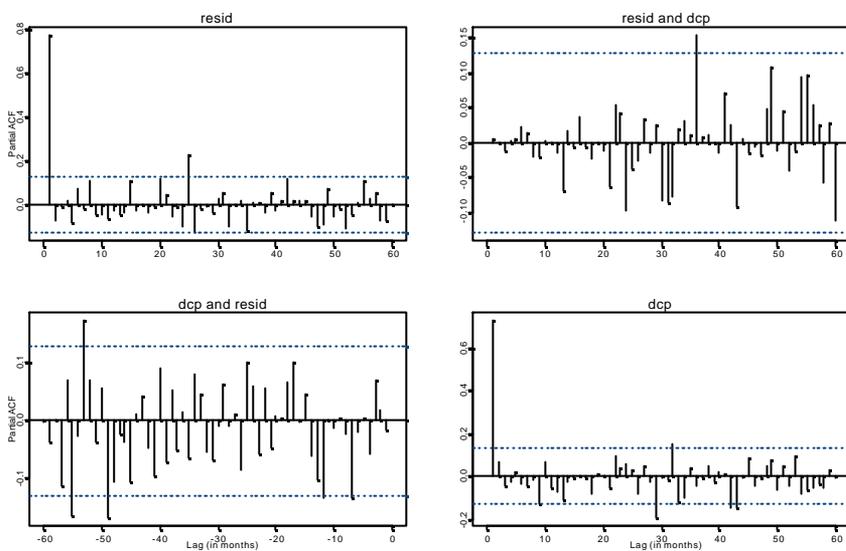




附图 3：DGP 估计残差偏相关图

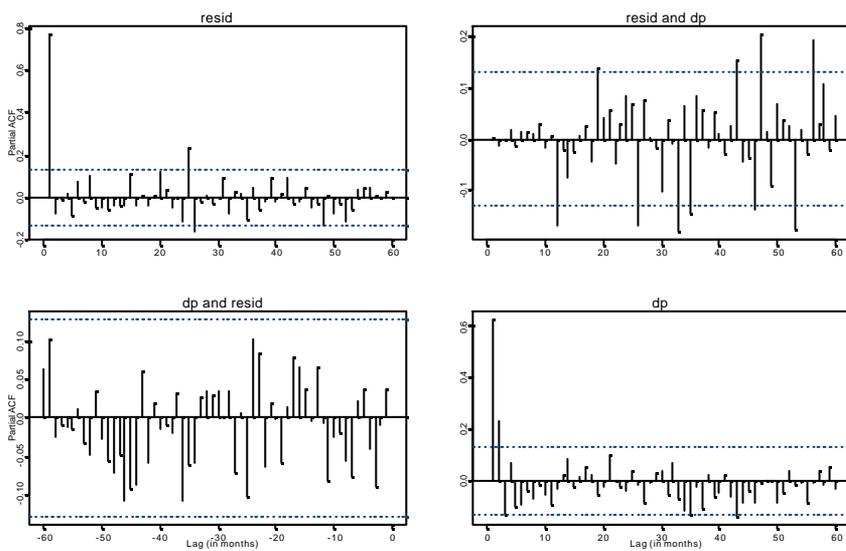
(1) 残差和粮价

Multivariate Series : cp.rts



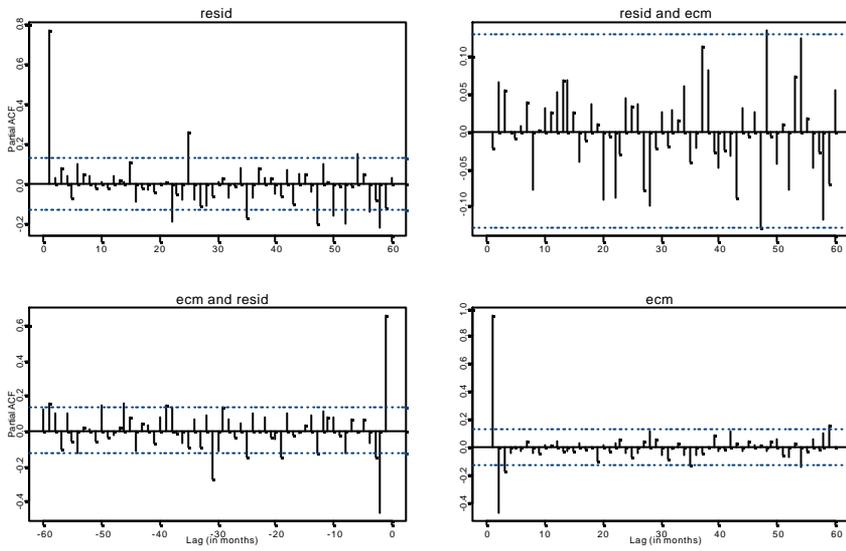
(2) 残差和物价

Multivariate Series : p.rts



(3) 残差和均衡修正项

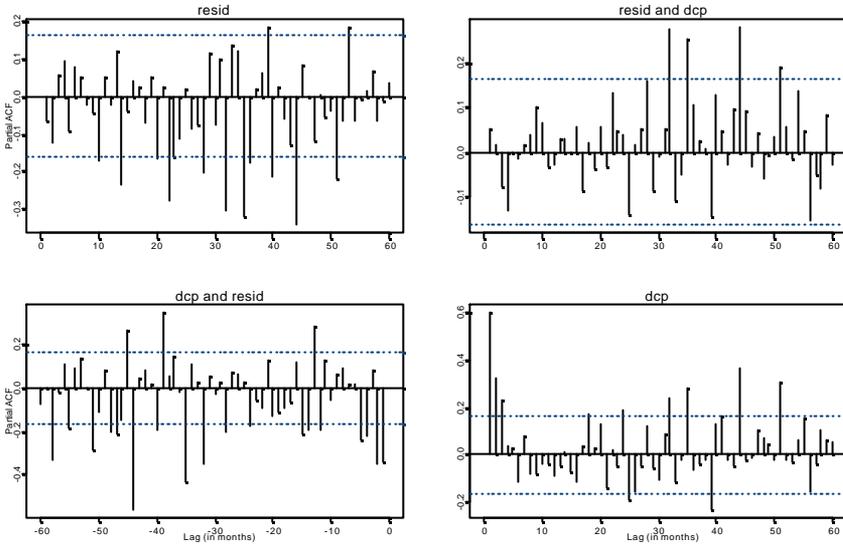
Multivariate Series : ecm.rts



附图 4：实际数据拟合残差偏相关图

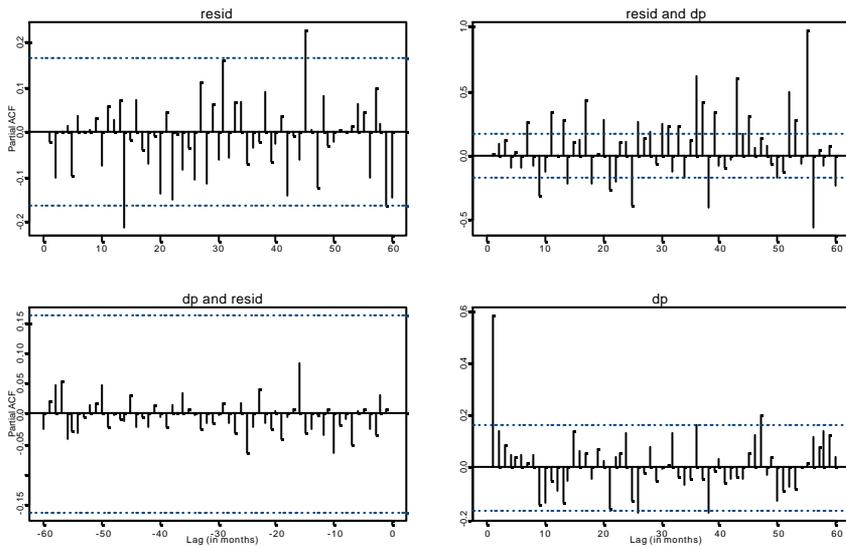
(1) 残差和粮价

Multivariate Series : cp.rts



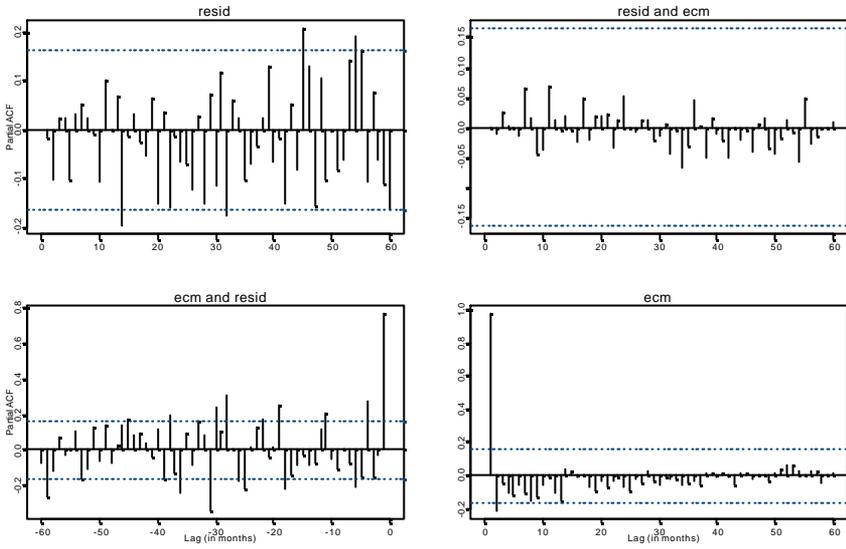
(2) 残差和物价

Multivariate Series : p.rts



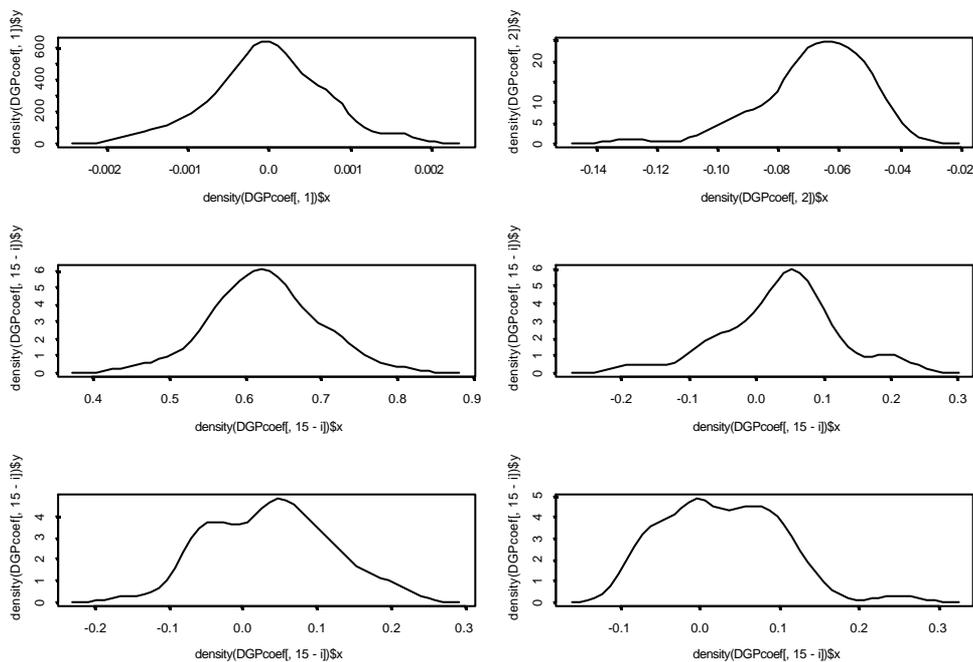
(3) 残差和均衡修正项

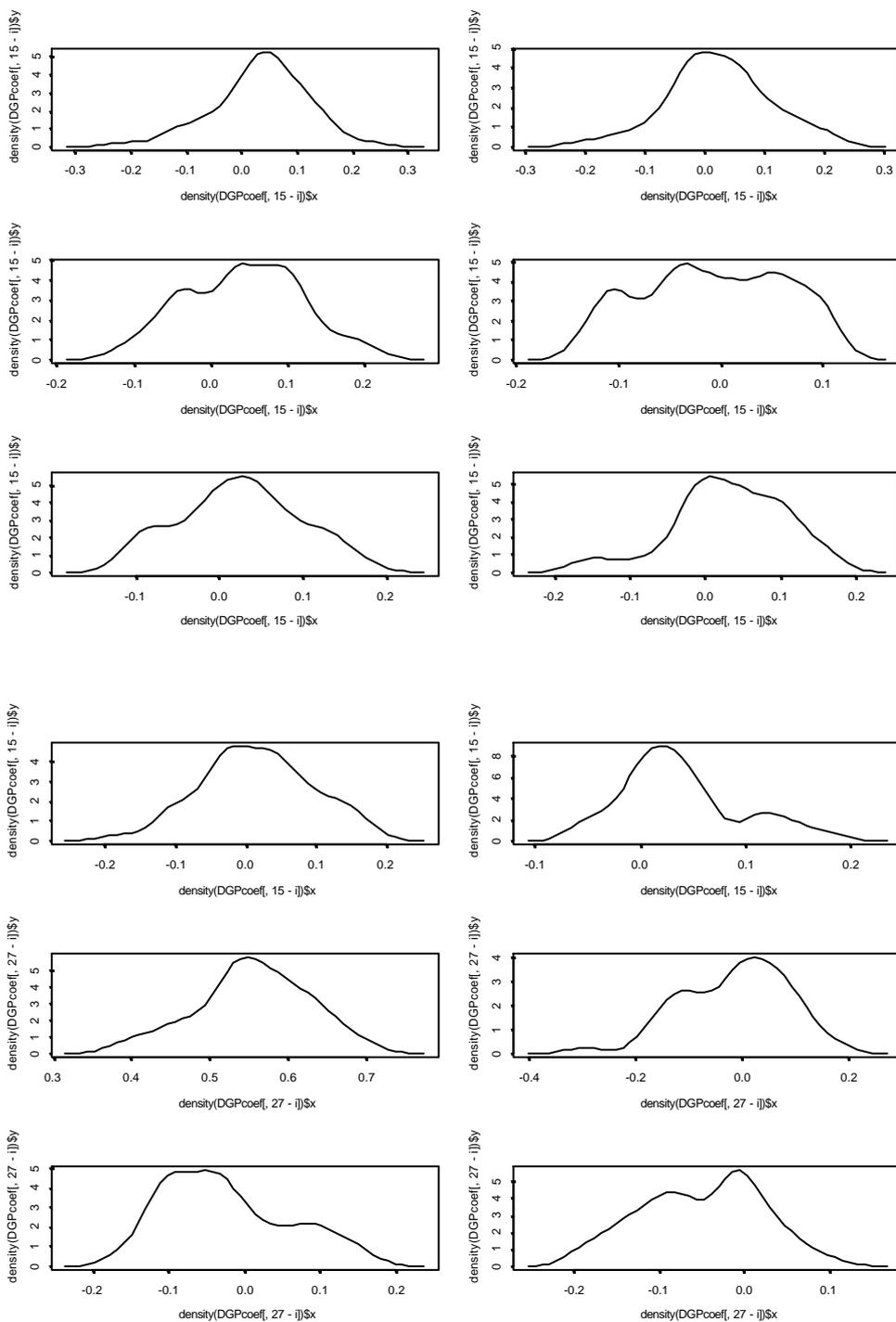
Multivariate Series : ecm.rts

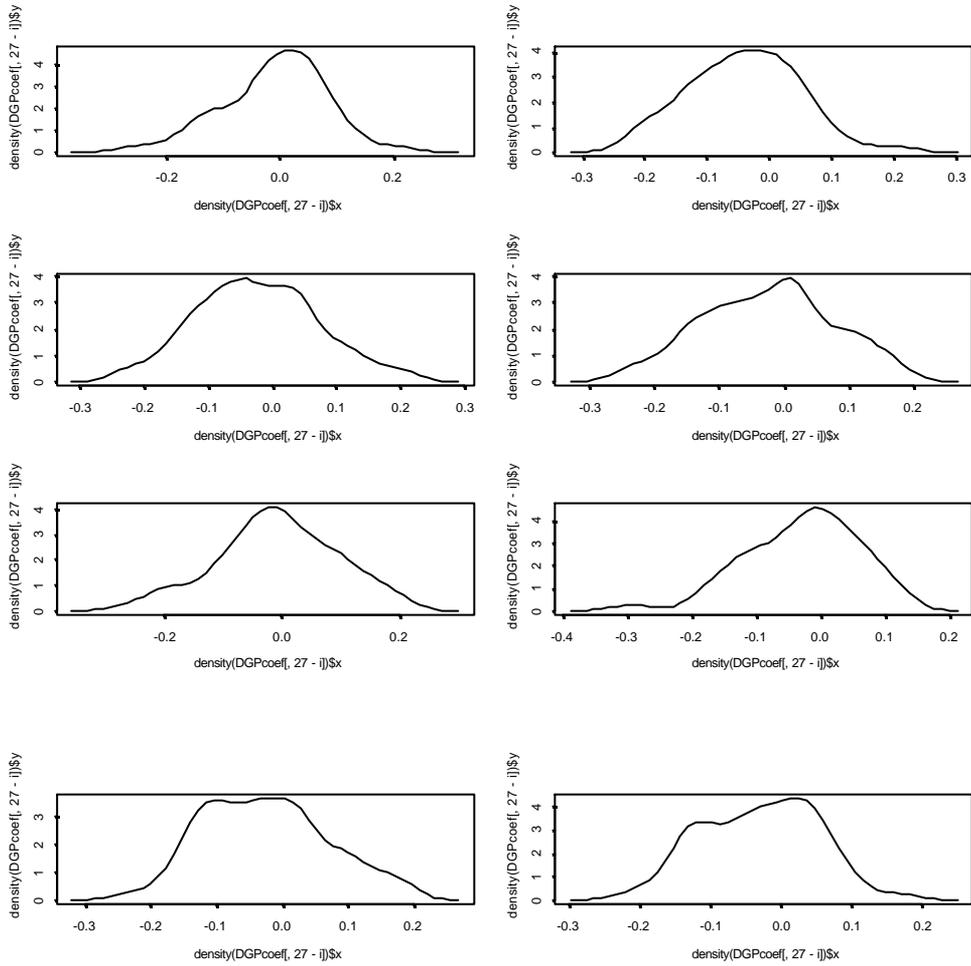


附图 5：考虑月度因素的 DGP 估计系数分布图

在 () 式中，我们看到实际上滞后结构与所处月份有关。一个可能的猜测是大米 12 月份的价格受上个收获月，即 8 月左右的价格影响会比较大。因此，在数据产生过程中对 12 月另外加入 4 阶滞后，然后在对如此产生的数据作 ECM 估计，看参数的分布会有何不同特征。下图所对应的参数其排列顺序依次为：常数项，均衡修正项系数，1~12 阶粮价滞后项系数，1~12 阶物价滞后项系数。

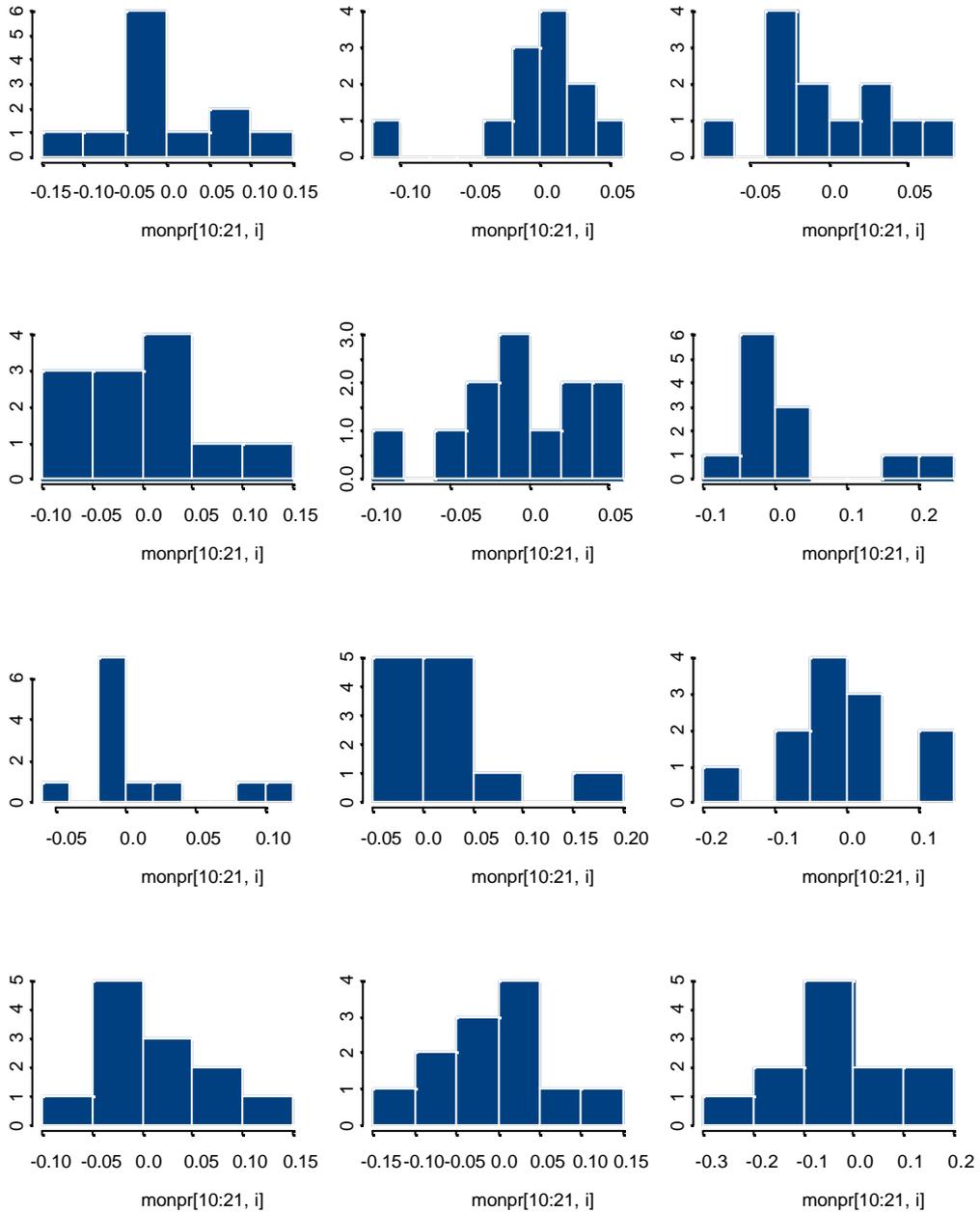






附图 6：大米价格波动每月分布图

下图所依据的是 88~99 年农研中心大米价格。排列顺序依次为 1~12 月份。



参考文献：

- [1] 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.
- [2] Christopher L. Gilbert and Theodosios B. Palaskas (1990): "Modelling Expectations Formation in Primary Commodity Markets" in Allan Winters and David Sapsford (ed.) *Primary Commodity Prices: Economic Models and Policy*, pp. 105-129, Cambridge University Press, 1989.
- [3] Granger, C. W. J. (1988): "Some recent developments in a concept of causality" *Journal of Econometrics*, Vol. 39, pp. 199-211.
- [4] Greene, William (1997): "Econometric Analysis" (Third Edition), Prentice Hall, Inc. New Jersey.
- [5] Gujarati, Damodar N. (1995): *Basic Econometrics*, (International Edition, Third Edition), McGraw-Hill, Inc.
- [6] Engel, R. F. and C. W. J. Granger (1987): "Cointegration and error correction representations, estimation and testing", *Econometrica*, 55, pp. 252-276.
- [7] Frankel, Jeffrey A. (1986): "Expectations and Commodity Price Dynamics: The Overshooting Model", *American Journal of Agricultural Economics*, May 86, Vol. 68 Issue 2, p344-345p.
- [8] Johansen, Soren (1988): "Statistical analysis of co-integration vectors", *Journal of Economic Dynamics and Controls*, 12 (1988), pp. 231-254.
- [9] 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.
- [10] Jeffrey C. Williams and Brian D. Wright (1991): "Storage and Commodity Markets", Cambridge University Press, 1991.
- [11] 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.
- [12] 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.
- [13] 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.
- [14] Maddala G. S. and Kim In-Moo (1998): *Unit Roots, Co-integration, and Structural Change*, Cambridge University Press, 1998.
- [15] Mas-Colell Andreu, Whinston Michael, D. and Green Jerry, R. (1997): "Microeconomic Theory", Appendix J, Harvard University 1997.
- [16] 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.
- [17] Peter G.Helmberger, Jean-Paul Chavas(1996): "The Economics of Agricultural Prices", Chapter 6, Prentice Hall, 1996.
- [18] Sargent Thomas, J(1987): "Dynamic Macroeconomics Theory", Chapter 1, Harvard University 1987.
- [19] Sheffrin, Steven M.(1983): "Rational expectations", Cambridge University Press, 1983.
- [20] Wendy Olsen (1999): " Village-level Exchange :Lessons from South India " in Barbara Harriss-White (ed) " Agricultural Markets from Theory to Practice — — Field Experience in Developing Countries " ,Macmillan Press, 1999.
- [21] 黄青禾, 陈巖 (1992): " 购销同价之后——广东省 1988 年和 1991 年两次粮改的实践和思考 ", 《中国农村经济》1992 年第 8 期。
- [22] 冀名峰 (1998): " 粮食企业行为与粮食市场政策 ", 《中国农村经济》1998 年第 1 期。
- [23] 柯炳生 (1995): 《中国粮食市场与政策》, 第 198 页, 中国农业出版社 1995 年版。
- [24] 卢锋 (1999): " 三次粮食过剩 (1984-1998) ——我国粮食流通体制政策演变的备择解释 ", 经济中心讨论稿 NO.C1999003。
- [25] 卢锋, 彭凯翔 (2002): " 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性研究 (1987—1999) ", 经济中心讨论稿 NO.C2002004。
- [26] 秦朵 (1998): 《动态经济计量学》, 上海人民出版社 1998 年第一版。
- [27] 宋国青 (1988): " 粮食周期和农产品供求 ", 中国经济体制改革研究所编辑室编《中国的经济波动》, 四川人民出版社 1988 年版。
- [28] 宋国青 (1995): " 利率, 通货膨胀预期与储蓄倾向——从两次高通胀期间的储蓄倾向看预期的作用 ", 中国经济研究中心《经济学与中国经济改革——北京大学中国经济研究中心经济学前沿系列讲座》, 上海人民出版社 1995 年版。
- [29] 唐平 (1992): " 中国农村居民货币结余的初步分析 ", 《中国农村经济》1992 年第 8 期。
- [30] 温铁军 (1996): " 粮食涨价并不是粮食生产的问题——中国粮食的生产周期和供给周期分析 ", 《改革》1996 年第 2 期。
- [31] 吴承明 (1996): " 利用粮价变动研究清代的 market 整合 ", 《中国经济史研究》1996 年第 2 期。
- [32] 肖梦 (1996): " 中国粮食的预测和对策——陈锡文, 杜鹰, 周其仁, 卢迈, 宋国青, 王小鲁六人谈 ", 《改革》1996 年第 3 期。
- [33] 杨文良 (1995): " 粮食购销 ' 两头叫中间笑 ' 现象透视 ", 《中国农村经济》1995 年第 11 期。
- [34] 袁永康 (1994): 《中国粮情——流通制度的变迁》, 社会科学文献出版社 1994 年版。
- [35] 周其仁 (2001): " 关于农民问题的一组文章 ", 经济中心讨论稿 NO.C2001012。

文章点评

编者按：学刊一般都是学生写评论，这次复旦大学经济学院副教授李维森看到本文的稿件后，也发来了一段简要的评论，实乃学刊的荣幸！李老师的评论言简意赅，虽然并未提及具体的建议，但是所指问题却入木三分，可以看作是对我们这一代青年经济学者们共同的希望，我们将其刊出，希望与《CCER 学刊》所有的读者共勉。

下面是李老师的评论：“论文匆匆读毕。能看到国内的硕士研究生写出这样高水平的论文，真感到高兴，也为之感到欣慰。看来作者在这个问题上已做了大量研究和思考，且已比较熟悉现代经济学的分析方法，能把一个现实问题纯熟地用现代经济模型来讨论，说明作者已真正进入了经济分析。不过，我要一个要注意的问题是：现代经济学的数学工具必须掌握，但千万心中有这么一个定数：不是为建模而研究问题，而是为说明问题而运用数学模型。未来我们中国的经济学发展，全赖你们这一代的努力！”

评论人：李维森（上海复旦大学经济学院副教授）

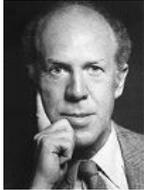
诺贝尔经济学奖回顾

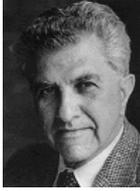
诺贝尔经济学奖就当今世界上最有影响力的经济学奖，被称为当代经济学家的“王冠”。它是 1968 年瑞典中央银行在建立 300 周年之际，为纪念阿尔弗雷德·诺贝尔而拨出专项基金设立的一项国际性大奖。这项大奖的全称是“纪念阿尔弗雷德·诺贝尔经济学奖”，基金数额为 100 万美元。该奖有瑞典皇家科学院委任组成的“经济科学委员会”评定，从 1969 年起，在每年的 10 月中旬与其他各项诺贝尔奖同时公布。到 2002 年止，已经颁发 34 届，共有 51 位经济学家获奖。获奖的对象全是当代有突出贡献的经济学家，而且全是男性，绝大多数是欧美学者。其中，美国学者最多，共 37 名（包括加入美国国籍的欧洲人），英国人 6 名，瑞典和挪威各 2 名；法国、德国、荷兰和前苏联各一名。他们获奖的理由，或是因为建立了一种新的分析方法，或是提出了不同、角度各异地为当代经济学的发展做出了独创性或奠基性的贡献。授奖的范围从横的方面覆盖了微观经济学、宏观经济学、国际经济学和发展经济学四大部分；从纵向上包括了经济理论、数理经济学和计量经济学三个层面；从流派上涉及剑桥学派、奥地利学派、瑞典学派、芝加哥学派、新古典综合派等欧美经济学众家之说。获奖的经济学家的理论基本上代表了西方经济学的主要成就、最高水平和反之走向，对西方经济学的发展有相当大的影响。下面我们回顾一下 1969 年以来 34 届诺贝尔经济学奖的大致情况。

年度	获奖者简介	相片	获奖缘由	
1969	简·丁伯根。 (1903 — 1994) 出生地： 荷兰海牙莱顿 大学物理学博士 荷兰经济学院教授		经济计量 学模式建造者 之父。	发展了动态模型来分析经济进程。
	拉格纳·弗里希 (1895 — 1973) 出生地： 挪威奥斯陆。 奥斯陆大学教授。		经济计量 学的奠基人。	
1970	保罗·安·萨默尔森 (1915—) 出生地：美国 印第安纳州。 麻省理工学院教授。		发展了数理和动态经济理论，将经济科学提高到新的水平。他的研究涉及经济学的全部领域。。	

年度	获奖者简介	相片	获奖缘由	
1971	西蒙·库兹列茨 (1901—1985) 毕业于哥伦比亚大学, 哈佛大学教授。		在研究人口发展趋势及人口结构对经济增长和收入分配关系方面做出了巨大贡献。	
1972	肯尼斯·约瑟夫·阿罗 (1921—) 哈佛研究所特约高级研究员。		深入研究了经济均衡理论和福利理论。	
	约翰·希克斯 (1904—1989)			
1973	华西里·列昂惕夫 (1916—)		发展了投入产出方法, 该方法在许多重要的经济问题中得到运用。	
1974	纲纳·缪达尔 (1898—1987) 生于瑞典。		深入研究了货币理论和经济波动, 并深入分析了经济、社会和制度现象的互相依赖。	
	弗·冯·哈耶克 (1899—1982) 生于奥地利			
1975	佳林·库普曼斯 (1910—1985) 生于荷兰格来夫兰, 毕业于乌特里特大学。		将数理统计学成功运用于经济计量学。	对资源最优分配理论做出了贡献。

年度	获奖者简介	相片	获奖缘由	
1975	列奥尼德·康托罗为奇 (1912—1986) 生于俄国比得堡, 毕业于列宁格勒大学。		在 1939 年创立了享誉全球的线形规划要点。	对资源最优分配理论做出了贡献。
1976	米尔顿·弗里德曼, (1912—) 生于美国, 芝加哥大学教授。		创立了货币主义理论, 提出了永久性收入假说。	
1977	詹姆斯·爱德华·米德 (1907—) 生于英国。		对国际贸易理论和国际资本流动作了开创性研究。	
	戈特哈德·贝蒂·俄林 (1899—1979) 生于瑞典。			
1978	赫伯特·亚·西蒙 (1916—) 生于美国。		对于经济组织内的决策程序进行了研究, 这一有关决策程序的基本理论被公认为关于公司企业实际决策的创见解。	
1979	西奥多·舒尔茨 (1902—) 生于美国。		在经济发展方面做出了开创性研究, 深入研究了发展中国家在发展经济中应特别考虑的问题。	
	威廉·阿瑟·刘易斯 (1915—1991)。			

年度	获奖者简介	相片	获奖缘由
1980	劳伦斯·罗·克莱因(1920—)生于美国。		以经济学说为基础,根据现实经济中实有数据所作的经验性估计,建立起经济体制的数学模型。
1981	詹姆士·托宾(1918—)生于美国。		阐述和发展了凯恩斯的系列理论及财政与货币政策的宏观模型。在金融市场及相关的支出决定、就业、产品和价格等方面的分析做出了重要贡献。
1982	乔治·斯蒂格勒(1911—1991)生于美国。		在工业结构、市场的作用和公共经济法规的作用与影响方面,做出了创造性重大贡献。
1983	罗拉尔·德布鲁(1921—)生于美国。		概括了帕累托最优理论,创立了相关商品的经济与社会均衡的存在定理。
1984	理查德·约翰·斯通(1913—1991)生于英国。		国民经济统计之父,在国民帐户体系的发展中做出了奠基性贡献,极大地改进了经济实践分析的基础。
1985	弗兰科·莫迪利安尼(1918—)生于意大利。		第一个提出储蓄的生命周期假设。这一假设在研究家庭和企业储蓄中得到了广泛应用。
1986	詹姆斯·布坎南(1919—)生于美国。		将政治决策的分析同经济理论结合起来,使经济分析扩大和应用到社会—政治法规的选择

年度	获奖者简介	相片	获奖缘由
1987	罗伯特·索洛 (1924—)生于美国。		对增长理论做出贡献。提出长期的经济增长主要依靠技术进步,而不是依靠资本和劳动力的投入。
1988	莫里斯·阿莱斯 (1911—)生于法国。		在市场理论及资源有效利用方面做出了开创性贡献。对一般均衡理论重新做了系统阐述。
1989	特里夫·哈维默 (1911—)生于挪威。		建立了现代经济计量学的基础性指导原则。
1990	威廉·夏普 (1934—)生于美国。		在金融经济学方面做出了开创性工作。
	哈里·马科维茨 (1927—)生于美国。		
	默顿·米勒 (1923—2000) 生于美国。		
1991	罗纳德·科斯 (1910—)生于英国。		揭示并澄清了经济制度结构和函数中交易费用和产权的重要性。

年度	获奖者简介	相片	获奖缘由
1992	加里·贝克 (1930—)生于美国。		将微观经济理论扩展到对人类相互行为的分析,包括市场行为。
1993	罗伯特·福格尔 (1926—)生于美国。		用经济史的新理论及数理工具重新诠释了过去的经济发展过程。
1993	道格拉斯·诺斯 (1920—)生于美国。		建立了包括产权理论、国家理论和意识形态理论在内的“制度变迁理论”。
1994	莱因哈德·泽尔腾 (1930—)生于德国。		在非合作博弈的均衡分析理论方面做出了开创性贡献对博弈论和经济学产生了重大影响。
	约翰·海萨尼 (1920—)生于美国。		
	约翰·纳什 (1928—)生于美国。		
1995	罗伯特·卢卡斯 (1937—)生于美国。		倡导和发展了理性预期与宏观经济学研究的运用理论,深化了人们对经济政策的理解,并对经济周期理论提出了独到的见解。

年度	获奖者简介	相片	获奖缘由
1996	威廉·维克瑞 (1914—1996) 生于美国。		在信息经济学、激励理论、博弈论等方面都做出了重大贡献。
1996	詹姆斯·莫里斯 (1936—) 生于英国。		在信息经济学理论领域做出了重大贡献, 尤其是不对称信息条件下的经济激励理论。
1997	迈伦·斯科尔斯, 1941—1961 年获 McMasler 大学工程学学士学位、芝加哥 MBA 学位, 1969 年获芝加哥大学经济学博士学位。		给出了著名的布莱克 - 斯科尔斯期权定价公式, 该法则已成为金融机构涉及金融新产品的思想方法。
	罗伯特·默顿, 1944 年生于美国纽约, 曾就读于哥伦比亚大学、加州理工学院。1977 年获麻省理工学院经济学博士学位。		对布莱克 - 斯科尔斯公式所依赖的假设条件做了进一步减弱, 在许多方面对其做了推广。
1998	阿马蒂亚·森, 1933 年生于印度桑蒂克尼坦曾就读于加尔各答大学、剑桥大学。1959 年获剑桥大学博士学位。		对福利经济学几个重大问题做出了贡献, 包括社会选择理论、对福利和贫穷标准的定义、对匮乏的研究等。

年度	获奖者简介	相片	获奖缘由
1999	<p>罗伯特·蒙德尔, 1932 生于加拿大安大略省金斯顿, 曾就读于不列颠哥伦比亚大学、华盛顿大学、麻省理工学院和伦敦经济学院。1956 年获得麻省理工学院博士学位。</p>		<p>对不同汇率体制下货币与财政政策以及最适宜的货币流通区域进行了分析。</p>
2000	<p>丹尼尔·麦克法登, 1937 年生于美国北卡罗来那州的瑞雷, 曾就读于明尼苏达大学。1962 年获得明尼苏达大学博士学位。现为加州大学伯克莱分校教授。</p>		<p>在微观计量经济学领域, 他们发展了广泛应用于个体和家庭行为实证分析的理论和方法。</p>
	<p>詹姆斯·赫克曼, 1944 年生于美国芝加哥, 曾就读于科罗拉多学院。1971 年获普林斯顿大学经济系博士学位。现为芝加哥大学的教授</p>		

年度	获奖者简介	相片	获奖缘由
2001	<p>约瑟夫·斯蒂格利茨，1943年生于美国的印第安纳州，1967年获美国麻省理工学院博士，曾担任世界银行的首席经济学家，现任美国哥伦比亚大学经济学教授。</p>		<p>他们在“对充满不对称信息市场进行分析”领域所做出的重要贡献。其中，阿克洛夫所做出的贡献在于阐述了这样一个市场现实，即卖方能向买方推销低质量商品等现象的存在是因为市场双方各自所掌握的信息不对称所造成的。斯彭斯的贡献在于揭示了人们应如何利用其所掌握的更多信息来谋取更大收益方面的有关理论。斯蒂格利茨则阐述了有关掌握信息较少的市场一方如何进行市场调整的有关理论。而他们的分析理论用途广泛，既适用于对传统的农业市场的分析研究，也适用于对现代金融市场的分析研究。同时，他们的理论还构成了现代信息经济的核心。</p>
	<p>乔治·阿克洛夫，1940年生于美国的纽黑文，1966年获美国麻省理工学院博士，现为美国加利福尼亚州大学经济学教授。</p>		
	<p>迈克尔·斯彭斯，1948年生于美国的新泽西，1972年获美国哈佛大学博士，现兼任美国哈佛和斯坦福两所大学的教授。</p>		

年度	获奖者简介	相片	获奖缘由
2002	丹尼尔·卡恩曼 (1934—) 耶鲁大学教授。拥有美国和以色列双重国籍。		将源于心理学的综合洞察力应用于经济学的研究, 从而为一个新的研究领域奠定了基础, 在不确定条件下的人为判断和决策方面的发现。
	维农·史密斯 (1927—) 乔治·梅森大学教授。		为实验经济学奠定了基础, 他发展了一整套实验研究方法, 并设定了经济学研究实验的可靠标准。