

中国货币政策与股票市场的关系*

孙华好

马 跃

(对外经济贸易大学国际经贸学院 100029) (香港岭南大学经济系)

内容提要: 本文提出的综合理论框架全面分析描述了以稳定物价水平、促进国民经济持续增长为目的的货币政策与股票市场的关系,着重对中央银行干预股票市场的必要性和有效性进行理论分析和实证检验。本文应用的动态滚动式的计量检验方法适应中国经济体制不断调整的特征,不但可以完成我们的理论分析,更可以检测中央银行对股票市场干预的机制及干预的有效性,从而分析进一步的政策含义,为中央银行的货币政策制订和预期效果提供一个前瞻性的预测分析框架。

关键词: 货币政策 股票市场 干预机制 因果关系

一、背景和意义

随着世界范围内资本市场规模的不断扩大,资本市场对国际经济、国内经济的影响力迅速上升,拉美和亚洲金融危机就是这一影响的鲜明生动的实例。在这个背景下,货币政策与资本市场的关系成为当前货币理论研究中最前沿的问题。但是对于货币政策影响资本市场的渠道和效果各国经济学家目前没有统一的定论。随着对外开放进程的深入,尤其是2001年中国加入WTO之后,如何维持本国金融系统的稳定,以及如何提高国内金融系统配置货币资源的经济效率等问题的理论阐述和政策含义已经是国内经济理论界和政府相关部门关注的重点。并且,由于中国经济的发展和稳定对世界经济的影响日益显现,国外学术界对相关问题也表现出浓厚兴趣(Fernald and Rogers, 2002; 马跃, 2001)。1998年中国经济出现通货紧缩之后,央行的货币政策是否适当、货币政策应如何操作,成为讨论的焦点(戴根有, 2002)。2000年后中国上海和深圳两个股市出现深幅下跌,中央银行是否应该干预股市的问题一时成为讨论的焦点。介入讨论的大概有来自三派不同背景的研究人员。第一派是股市基金的研究者,他们的基本观点是要求央行关注和影响金融资产价格。而且这种关注和影响是以/稳定0(潜台词是/提升0)股价为目标的;第二派是学术研究机构学者,他们强调股票市场的资源配置作用,但具体观点有不同之处。一方面有学者认为股市泡沫扭曲资产价格,希望股市的泡沫成分尽量挤出,另一方面有学者认为股市的部分泡沫对资源配置调整的过程起润滑作用,类似于/温和0的通货膨胀,对经济发展是有利的。第三派是政府部门的研究者,他们的基本观点是央行应/关注0而不是/盯住0金融资产价格的波动,应该将以股票价格为代表的金融资产价格纳入货币政策的视野,作为辅助的监测指标,建立相关的指标体系,并根据市场走向和金融资产价格的变化做出相应的判断,进而实施必要的调控行动。

到目前为止,这场讨论的深度和广度,以及在现代计量技术的采用方面,都有待加强。为此本文提出一个理论框架描述以稳定宏观经济为目的的货币政策与股票市场的关系,并据此对中央银行干预股票市场的必要性和有效性进行分析和阐述(见图1)。

* 本文初步结果于2002年11月在香港中华总商会给中国证监会的部分领导们宣读过,本文作者在此感谢参会人员以及赵志君在本文修改过程中提出的宝贵意见。但文中任何错误均由本文作者承担。

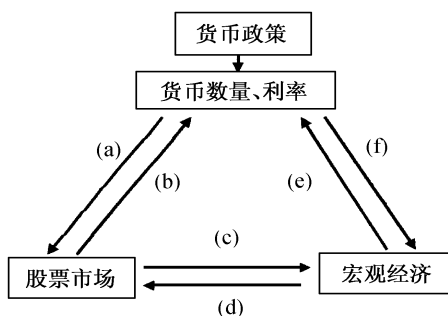


图1 分析货币政策和股票市场关系的理论框架

- (a) 货币数量、利率对股票市场价格的影响;
- (b) 股票市场交易量对货币需求的影响(M. Friedman, 1988);
- (c) 股票价格、市值通过 q_0 、财富效应等影响消费和投资, 进而影响宏观经济;
- (d) 宏观经济景气预期影响股票价格预期, 进而影响股票价格;
- (e) 国民收入、物价水平影响货币需求;
- (f) 货币数量、利率影响物价水平和国民收入。

有关货币政策如何通过调整货币数量和(或)利率来影响国民收入和物价水平, 以及国民收入和物价水平如何影响货币需求量的分析, 本文不再赘述。由于宏观经济景气指标选择困难, 而股票市场对货币需求量的影响已有若干分析(石建民, 2001; 谢平、焦瑾璞等, 2002), 本文将集中于传导机制(a)和(c)的分析和阐述, 并且试图回答中央银行(1) 是否应该干预股市(Bernanke and Gertler, 2003); (2) 是否有能力干预股市; (3) 如何干预股市等问题。

二、中央银行干预股市的必要性

传统上, 中央银行的政策目标是维持一般物价水平的稳定和(或)促进经济增长¹。但在亚洲金融危机之后, 在世界范围内, 理论界和决策层都更强调中央银行的职责是维持金融系统的稳定。股票市场是金融系统的重要组成部分, 中央银行不能不关注股票市场的状况。而且如果股票市场确实对一般物价水平和实体经济运行有影响, 那么中央银行就应该对股市适度干预, 使其对经济发展起正面的作用, 尽量避免负面影响。

现有理论(Mishkin, 2003) 已经表明, 股票价格通过以下渠道影响宏观经济:

1. 投资渠道。托宾的 q_0 理论认为, 股价上涨使公司市值相对于其资本存量的重置成本(q_0 比率)随之提高, 当 q 值大于 1 时, 股票市值大于重置成本, 刺激投资支出的增加, 进而拉动了总需求与产出的扩大: P_s 股价 $\{ y q \}$ $y I$ 投资 $\{ y Y \}$ 。

2. 财富效应渠道。莫迪利安尼认为, 股价上升使得居民部门的财富增加, 进而促使居民当期和未来的消费增加, 并相应刺激总需求和产出的增长: P_s 股价 $\{ y W$ 财富 $\{ y C$ 消费 $\{ y Y \}$ 。

3. 资产负债表渠道。股价上涨, 则企业财富升值, 公司净值提高, 这意味着公司可用于融资的抵押品价值的升值, 以及公司借款能力的增强, 由此促进了银行贷款的投放, 进而带动了企业投资、总需求及产出的扩大。上述理论也被称作/信用观点0: P_s 股价 $\{ y NW$ 公司净值 $\{ y L$ 贷款 $\{ y I$ 投资 $\{ y Y \}$ 。

4. 流动性渠道。股价上升, 使得消费者持有的流动性资产量扩大, 消费者感到其出现财务收支困难的概率大大减少, 于是增加耐用品和住房支出, 由此拉动了总需求和产出的扩大: P_s 股价 $\{ y$

¹ 本文暂时回避货币政策单一目标与多重目标的争论。作者将另著专论阐述此问题。

Fa(金融资产价值) { y Cd耐用品 {、H 住房支出 { y Y {。

上述四条渠道都表明, 股票价格与总支出有同向变动关系, 因而应该导致国民收入、一般物价水平与股票价格正相关。但是中国股票市场相对于国民经济规模仍然过于狭小¹, 工商企业和个人股票质押贷款尚未被批准, 股票价格影响总支出的传导渠道不畅通, 股票市场对宏观经济的影响很可能埋没于其他因素的影响之下。除此之外, 股票市场还可能与宏观经济负相关: 当股票价格连续上升时, 股票投机的预期收益率高于实业投资的预期收益率、高于消费者的时间偏好时, 大量货币资金将滞留于股市, 伺机炒作; 实业投资和消费相对下降。其结果将是股票市场泡沫泛滥、实体经济缺乏资金支持而蹒跚不前。

从实际经验研究上看, 不同学者有不同答案。B. Friedman(2000)对美国股票价格在一个较长时期中对通货膨胀和产出的影响进行了实证分析, 他的结论是: 股票价格对于产出和通货膨胀的影响几乎都不显著, 进而很难以信息变量的形式进入货币当局的决策视野。Rigobon and Sack(2003)指出股市波动对美国经济具有至深且巨大的影响: 若标准普尔 500 指数上升 5%, 按照 2000 年底美国居民部门的持股量计算, 将会使居民部门财富增加 5780 亿美元, 假设股市财富的边际消费倾向为 4%, 则总消费将相应增加 230 亿美元, 并带动 GDP 增长 0.23 个百分点。所以美联储要对一定程度的股价波动做出反应。

针对中国经济具体来说股票市场对宏观经济是有正面影响还是有负面效应, 也需要实证检验才能说明。已有的研究中, 赵志君(2000)分析发现中国股票市值与 GNP 的比值和 GNP 的增长率严重负相关。石建民(2001)的研究结果发现中国股票市值与 GNP 正相关, 但相关系数很小。谢平、焦瑾璞等(2002)发现自 1995 年以来, 社会消费品零售总额以及工业增加值与同期的沪深综合指数之间的相关系数分别是负值和较低。本文的结论是在某些时期股票市值与 GDP 有负向关系, 股票价格在任何时候都对 GDP 和消费价格指数没有影响(参见本文第六部分)。

三、货币政策对股市的影响

一般认为, 政府干预股市可以表现在两个方面: 一是完善制度建设; 二是实施货币政策。本文关注后者, 就是要回答第二个问题: 中央银行是否能对股市有影响。若中央银行认为应该干预股市, 但又力不从心, 即货币政策的工具对股市影响的效果甚微, 这样也无法达到预想的经济效果。

从理论上讲, 货币政策的两项常用工具(货币数量和利率调整)影响股市的方式是不同的: (1) 货币数量调整对股票价格的影响: 根据资产组合理论, 投资者持有货币数量增加, 使其安全资产比例过高; 于是投资者将增加风险资产投资, 如果风险资产供给数量不变, 这将导致风险资产价格上升。所以可以预期, 货币供给量增加, 股票价格将上升。易纲, 王召(2000)指出, 在短期、中短期和中长期, 没有预料到的货币供给增加, 使股票价格上升; 而在长期, 没有预料到的货币供给增加, 不影响股票价格, 货币中性。在经验分析上, 钱小安(1998)发现沪指、深指与中国 M0 同向变化、与 M1 无关、与 M2 反向变化, 相关性较弱, 且不稳定。他认为预期因素在股价形成中更重要, 故货币政策影响不大。

(2) 利率调整对股票价格的影响: 当利率的调整出乎公众预期, 根据凯恩斯的流动偏好理论, 如果当前利率下降, 会有更多的人相信将来利率会上升, 现在卖出股票持有货币以备将来再买入股票, 于是股票价格下降; 当利率的调整是低于公众预期, 在利率下降时人们相信将来利率降得更低, 则会在当前买入股票, 留待将来卖出, 于是股票价格上升; 而当利率的调整合乎公众的预期时, 对股

¹ 2002 年 7 月股票市场市价总值和流通市值分别为 45794.37 亿元和 15063.82 亿元。分别占 GDP(102000 多亿元)的 45% 和 15%。国家统计局朱之鑫局长 2002 年 12 月 30 日新闻记者座谈会上的讲话)的 45% 和 15%。

票需求不会变动, 股价亦不变。

托宾等人的资产选择理论给出了另外的利率对股价的影响渠道: (1) 替代效应: 利率下降, 公众更乐于持有相对收益较高的股票, 股价上升; (2) 积累效应: 利率下降, 安全资产收益下降, 为了达到财富积累目标, 投资者将更多购买高收益的风险资产, 股票价格上升。

我们认为, 央行利率除了作为/ 最后贷款0成本影响存款货币和国债等安全资产的利率外, 还从另外的渠道对股票价格发挥重要的影响: 作为宏观经济运行状态的指示器, 央行利率下降意味着经济不景气, 投资风险上升, 公众入市更加谨慎, 股票价格将下降; 同时, 经济不景气也限制了公众当前收入增长并形成对将来收入增长的悲观预期, 从而减弱投资意愿, 股票价格将下降。我们称这种影响为/ 指示器效应0。

所以单从理论上我们还是不能判断利率对股票价格走向的影响, 必须结合实际情况进行计量分析, 才能得到明确的答案。

Rigobon and Sack(2002)检验了美国货币政策对股指的影响, 发现股指对货币政策具有明显的负向反应, 即短期利率上升 25 个基点, 将导致标准普尔 500 下降 119%。

蒋振声、金戈(2001)发现同业拆借市场与上海股市价格有反方向的联动关系。

我们发现所有货币数量(M0、M1、M2)对股市都没有影响。但是, 央行的利率变量在 15 个子样本中对股价产生了显著的影响(参见本文第六部分)。

四、中央银行应如何干预股市

若中央银行有能力干预股市, 我们就面对第三个问题, 即中央银行应如何干预股市。

首先中央银行应考虑的是原则上它是否应该建立一套透明的干预/ 规则0, 制定/ 全自动0的干预机制和干预工具。其好处是市场能完全理解中央银行的干预, 从而合理地中央银行的干预进行反应, 避免不明朗因素带来的恐慌及混乱, 达到中央银行干预的最佳效果。但这样一套机制的弊端在于它有可能被股市的投机者所利用, 达到操纵股市的目的。也有可能使中央银行的货币政策被这些投机者/ 牵着鼻子走0, 对宏观经济运行带来不必要的波动。

另外一套有效干预机制可以是中央银行进行有斟酌的、/ 相机抉择0 的干预, 而不建立透明的自动干预规则, 视具体情况采取不同的对策。这种干预虽不透明、带有隐蔽性, 但股市投机者无法掌握央行的干预行动和手段、干预时间和干预的程度, 也就无法操纵央行的货币政策而达到他们个人的利益。

所以这两种透明式与斟酌式的不同干预机制各有利弊。我们的实证分析发现, 中国中央银行的干预似乎倾向于后一种, 即带有斟酌式的干预, 而干预的政策工具则是利率。

五、选择适用的计量估计方法

我们采用了滚动式向量自回归(Rolling VAR)与增加时滞的自回归系统(augmented VAR) Granger 因果关系检验相结合的计量估计方法。

由于中国的渐近式改革过程带来了大大小小的体制改革, 所以我们的回归系统(VAR)会有结构上的经常性变化。体制的变化反映在系统参数及其显著性的变化上。传统的固定常数的回归计量技术因而不适合我们的实证分析的要求, 因为它不能捕捉参数的变化。

为了适应中国的渐近式改革过程所带来的回归系统结构上的经常性变化, 本文采用滚动式向量自回归计量估计方法。具体来讲, 根据我们采用的 1993 年 10 月至 2002 年 6 月的月度数据, 除第一年样本点保留为时滞初始值外, 我们把其余整个样本即 1994 年 10 月至 2002 年 6 月分化成为相互重叠的子样本, 每个子样本是五年的固定窗口(60 个观测点)。第一个子样本为 1994 年 10 月至

1999年9月,第二个子样本为1994年11月至1999年10月,依此类推。第46个子样本,即最后一个子样本为1997年7月至2002年6月。

当我们把五年的固定窗口向前滚动时,我们增加一个月的新样本点同时也删除最旧的一个样本点,这样既能捕获新的信息又能删除过时的信息,以充分反映体制改革带来的结构变化。

为了详细讨论货币政策对股票市场、股票市场对宏观经济的影响,我们建立了3个向量自回归系统:VAR1、VAR2和VAR3。VAR1的变量包括:广义货币M2、央行利率、股市值、股价、真实GDP、消费价格指数CPI以及常数项和时间趋势。进一步我们把VAR1中的M2分拆为M1和准M2($M2 = M1 + \text{准}M2$),而保留其它变量不动,从而得到VAR2;另一方面,我们把VAR1中的M2分拆为M0和伪M2($M2 = M0 + \text{伪}M2$),而保留其它变量不动,从而得到VAR3。这样我们可以分别考查不同的货币层次M2, M1, M0各自对股市的影响。股市值为上海和深圳两股市每个月底的市值总和。股价为上海和深圳两股市的A股价格的市值加权总指数。GDP是从月度的工业增值产量和季度的GDP通过Chow和Lin(1971)的最佳计量方法推算出来的月度时间序列。央行利率为央行一年基础利率。消费价格指数是由2001年作为基年的月环指数推算出来的月度时间序列。货币、GDP、消费价格指数是季节调整后的数据。数据来源为中国经济信息中心(CEIC)数据库。除央行利率外,所有变量均取自然对数后作分析。自回归系统(VAR)的时间滞后阶数由Schwartz信息判据(SIC)决定。表1、2、3(a)、4、5由VAR1得到,表3(b)由VAR2得到,表3(c)由VAR3得到。

表1 股市对消费指数(CPI)的影响

子样本 标号	子样本 起始日期	子样本 终止日期	股市值对CPI 的影响参数	参数为零 的概率	股价对CPI 的影响参数	参数为零 的概率
1	1993.10	1998.09	- 0.017	0.18	0.027	0.08
10	1994.07	1999.06	- 0.010	0.35	0.023	0.16
20	1995.05	2000.04	- 0.021	0.14	0.015	0.44
30	1996.03	2001.02	- 0.005	0.71	- 0.002	0.92
46	1997.07	2002.06	0.022	0.37	- 0.054	0.16

注:本表是滚动式固定窗口估计方法得出的部分计算结果(见本文第五部分)。第一栏给出固定窗口的子样本标号,第二、三栏各为子样本起始和终止日期年月份。下同。

表2 股市对GDP的影响

子样本 标号	子样本 起始日期	子样本 终止日期	股市值对GDP 的影响参数	参数为零 的概率	股价对GDP 的影响参数	参数为零 的概率
20	1995.05	2000.04	- 0.059	0.040	- 0.0003	0.99
24	1995.09	2000.08	- 0.064	0.046	0.0002	1.00
25	1995.10	2000.09	- 0.067	0.049	0.003	0.92
31	1996.04	2001.03	- 0.083	0.030	0.028	0.51
34	1996.07	2001.06	- 0.100	0.028	0.038	0.39
35	1996.08	2001.07	- 0.095	0.032	0.026	0.52
36	1996.09	2001.08	- 0.080	0.044	0.015	0.72

注:本表给出所有股市值对GDP有显著影响的计算结果(即参数为零的概率小于0.05)。

表 3(a) 货币 M2 对股市的影响

子样本 标号	子样本 起始日期	子样本 终止日期	M2 对股价 的影响参数	参数为零 的概率	M2 对股市值 的影响参数	参数为零 的概率
1	1993.10	1998.09	- 2.02	0.33	- 3.01	0.29
10	1994.07	1999.06	- 2.77	0.09	- 3.56	0.09
20	1995.05	2000.04	- 1.34	0.27	- 0.92	0.59
30	1996.03	2001.02	- 1.38	0.22	- 0.22	0.89
46	1997.07	2002.06	- 0.60	0.50	- 0.49	0.71

表 3(b) 狭义货币 M1 对股市的影响

子样本 标号	子样本 起始日期	子样本 终止日期	M1 对股价 的影响参数	参数为零 的概率	M1 对股市值 的影响参数	参数为零 的概率
1	1993.10	1998.09	- 0.81	0.40	- 1.42	0.28
10	1994.07	1999.06	- 1.05	0.15	- 1.39	0.15
20	1995.05	2000.04	- 0.55	0.29	- 0.39	0.61
30	1996.03	2001.02	- 0.60	0.19	0.02	0.97
46	1997.07	2002.06	- 0.38	0.30	- 0.42	0.44

表 3(c) 基础货币 M0 对股市的影响

子样本 标号	子样本 起始日期	子样本 终止日期	M0 对股价 的影响参数	参数为零 的概率	M0 对股市值 的影响参数	参数为零 的概率
1	1993.10	1998.09	- 0.30	0.41	- 0.53	0.32
10	1994.07	1999.06	- 0.47	0.13	- 0.67	0.13
20	1995.05	2000.04	- 0.09	0.62	- 0.07	0.81
30	1996.03	2001.02	- 0.13	0.43	- 0.09	0.74
46	1997.07	2002.06	- 0.13	0.41	- 0.15	0.55

常规 Granger 因果关系检验的一个问题是: 如果前期性检验(pretests) 当中一个环节由于种种原因产生错误结论时, 那么这将直接影响到 Granger 因果检验的最后结论。实际中, 前期性检验的结论虽然重要, 但可能并不是我们最感兴趣的问题。另外, 如果一个经济体制由于经济改革而带来系统的结构变化, 那么每个前期性检验的结论都有不确定性, 这些不确定性的积累, 便会对最后的 Granger 因果检验带来更大的不确定性。为避免这一连串的前期性检验及它们可能带来的错误结论的影响, 本文采用另外一种/ 简洁明了的 Granger 因果关系直接检验法。这便是 Lutkepohl 和 Burda (1997) 的在增加时滞阶数的自回归系统(augmented VAR) 上做的 Wald 检验。这种方法的优点在于不需要进行上述的前期性检验步骤而直接检验 Granger 因果关系。其具体方法如下。

首先用 AIC 或 SIC 判据给定自回归系统 VAR 时滞阶数 p, 然后估计 p+ 1 阶自回归系统 VAR(p+ 1), 但是只用其中的 p 阶变量进行 Wald 检验来确定 Granger 因果关系。假设(p+ 1) 阶自回归系统 VAR(p+ 1) 为:

$$X_t = \sum_{j=1}^{p+1} B_j X_{t-j} + U_t, X_t = (y_t, w_t, Z_t). \quad (1)$$

那么 w 与 y 的 Granger 因果关系检验为:

表 4 中央银行利率对股市的干预

子样本 标号	子样本 起始日期	子样本 终止日期	利率对股价 的影响参数	参数为零 的概率	股市值对 GDP 的影响参数	参数为零 的概率
20	1995.05	2000.04	0.038	0.081	-0.059	0.040
22	1995.07	2000.06	0.044	0.027	-0.047	0.150
23	1995.08	2000.07	0.045	0.020	-0.047	0.150
24	1995.09	2000.08	0.042	0.032	-0.064	0.046
25	1995.10	2000.09	0.038	0.042	-0.067	0.049
26	1995.11	2000.10	0.038	0.036	-0.065	0.063
27	1995.12	2000.11	0.039	0.028	-0.061	0.097
28	1996.01	2000.12	0.038	0.038	-0.064	0.078
29	1996.02	2001.01	0.038	0.050	-0.065	0.081
30	1996.03	2001.02	0.039	0.046	-0.071	0.053
31	1996.04	2001.03	0.039	0.041	-0.083	0.030
32	1996.05	2001.04	0.039	0.043	-0.085	0.055
33	1996.06	2001.05	0.044	0.011	-0.083	0.068
34	1996.07	2001.06	0.045	0.010	-0.100	0.028
35	1996.08	2001.07	0.045	0.011	-0.095	0.032
36	1996.09	2001.08	0.045	0.014	-0.080	0.044

注: 本表给出所有利率对股价有显著影响及股市值对 GDP 有显著影响的计算结果(即参数为零的概率小于 0.05)。

$$H_0: B^{wy} = B^{wy} = \dots, \dots = B^{wy} = 0 \quad (2)$$

若用最小二乘法估计上述自回归系统, 则 Wald 统计量为:

$$Wald = B'V^{-1}(B)B \sim V^2(p)$$

其中是 $B = (B^{wy}, B^{wy}, \dots, \dots, B^{wy})c$, B 是 B 的估计值, $V^{-1}(B)$ 是 B 的方差矩阵。

若 Wald 检验接受 H_0 , 结论为 w_t 对 y_t 没有 Granger 因果关系。若 H_0 被拒绝, 结论为 w_t 对 y_t 有 Granger 因果关系。类似地, 我们也可以对 y_t 对 w_t 的 Granger 因果关系做出假设检验。

由于本文采用的是滚动式的计量估计方法 VAR, 所以 Wald 检验也是滚动式的, 即在每一个滚动窗口内对 $VAR(p+1)$ 进行估计, 然后利用 Wald 统计量检验 Granger 因果关系。

六、实证分析的结论及其政策含义

首先, 为了回答有关货币政策有没有必要干预股市的问题, 我们运用 VAR1 分析股价和市值对宏观经济变量 GDP 和消费指数的影响。我们发现股市值或股价对消费指数都没有影响(见表 1); 股价对 GDP 没有显著的影响; 只有股市市值在 1995 年 5 月至 2001 年 8 月期间的 7 个子样本中对 GDP 有显著的负作用(见表 2)。也就是说, 只有在这 7 个子样本时期中, 央行有必要干预股市。

其次, 我们运用 VAR1、VAR2 和 VAR3 具体分析货币政策对股市的影响力。我们发现所有货币数量对股市都没有影响(见表 3), 可以排除央行一惯用货币数量影响股市的可能性。但是, 我们发现, 央行的利率变量在 15 个子样本中对股价产生了显著的影响(见表 4)。这 15 个子样本恰好在上述央行有必要干预股市的 7 个子样本的前后, 并包含其中 6 个子样本。而在其它子样本中, 利率都

表5 股市值与股价之间的相互影响

子样本 标号	子样本 起始日期	子样本 终止日期	股市值对股价 的影响参数	参数为零 的概率	股价对股市值 的影响参数	参数为零 的概率
1	1993.10	1998.09	0.32	0.076	0.031	0.94
2	1993.11	1998.10	0.33	0.075	0.033	0.93
3	1993.12	1998.11	0.38	0.033	- 0.12	0.75
4	1994.01	1998.12	0.37	0.063	- 0.14	0.72
5	1994.02	1999.01	0.43	0.028	- 0.27	0.45
6	1994.03	1999.02	0.44	0.032	- 0.36	0.31
7	1994.04	1999.03	0.42	0.060	- 0.37	0.29
8	1994.05	1999.04	0.42	0.064	- 0.38	0.27
9	1994.06	1999.05	0.42	0.066	- 0.36	0.31
10	1994.07	1999.06	0.50	0.007	- 0.46	0.23
11	1994.08	1999.07	0.54	0.000	- 0.69	0.03
12	1994.09	1999.08	0.57	0.000	- 0.31	0.30
13	1994.10	1999.09	0.45	0.003	- 0.23	0.44
14	1994.11	1999.10	0.43	0.005	- 0.12	0.69
15	1994.12	1999.11	0.41	0.007	0.018	0.95
16	1995.01	1999.12	0.42	0.006	0.024	0.94
17	1995.02	2000.01	0.42	0.006	0.046	0.88
18	1995.03	2000.02	0.46	0.004	0.071	0.84
19	1995.04	2000.03	0.46	0.005	0.23	0.50
20	1995.05	2000.04	0.49	0.003	0.18	0.59
21	1995.06	2000.05	0.48	0.003	0.21	0.50
22	1995.07	2000.06	0.56	0.001	0.16	0.65
23	1995.08	2000.07	0.55	0.001	0.21	0.54
24	1995.09	2000.08	0.50	0.003	0.31	0.37
25	1995.10	2000.09	0.49	0.004	0.29	0.39
26	1995.11	2000.10	0.47	0.005	0.28	0.38
27	1995.12	2000.11	0.46	0.007	0.29	0.37
28	1996.01	2000.12	0.46	0.007	0.30	0.35
29	1996.02	2001.01	0.44	0.009	0.29	0.37
30	1996.03	2001.02	0.47	0.006	0.20	0.54
31	1996.04	2001.03	0.46	0.008	0.12	0.73
32	1996.05	2001.04	0.46	0.014	0.087	0.79

续表 5

子样本 标号	子样本 起始日期	子样本 终止日期	股市市值对股价 的影响参数	参数为零 的概率	股价对股市市值 的影响参数	参数为零 的概率
33	1996.06	2001.05	0.58	0.00	- 0.093	0.77
34	1996.07	2001.06	0.67	0.00	- 0.093	0.77
35	1996.08	2001.07	0.68	0.00	- 0.10	0.74
36	1996.09	2001.08	0.70	0.00	- 0.078	0.80
37	1996.10	2001.09	0.61	0.00	0.069	0.81
38	1996.11	2001.10	0.61	0.00	0.12	0.67
39	1996.12	2001.11	0.61	0.00	0.064	0.81
40	1997.01	2001.12	0.60	0.00	0.079	0.75
41	1997.02	2002.01	0.68	0.00	- 0.055	0.88
42	1997.03	2002.02	0.67	0.00	- 0.061	0.86
43	1997.04	2002.03	0.71	0.00	- 0.14	0.71
44	1997.05	2002.04	0.74	0.00	- 0.22	0.54
45	1997.06	2002.05	0.76	0.00	- 0.16	0.71
46	1997.07	2002.06	0.96	0.00	- 0.46	0.42

没有对股价产生显著的作用。如何解释这个现象呢? 如果说央行的利率对股市的影响是偶然的, 那么就无法解释为何这些显著的影响都/ 碰巧0发生在那 7 个子样本的前后。我们能提出的惟一解释是央行有干预股市的迹象, 而且央行的干预(就影响股票价格来说)是有效的。因为如果说央行的利率对股市是无法作出影响的, 那么就无法解释央行的利率在 15 个子样本中对股价产生了显著的影响。那么央行的干预模式又是如何呢? 如果说央行的利率是盯住股票价格的波动, 那就无法解释为何在其它子样本中, 都没有对股价产生显著的作用。另外, 我们发现央行利率对股价产生影响的 15 个子样本, 与股市市值对 GDP 有作用的 7 个子样本之间大部分是重叠的, 但又不是——对应。而且, 央行利率对股价影响的大小在 15 个子样本也不尽相同。所以, 我们虽然可以事后检测到央行对股市干预, 但是, 我们却无法事前预测央行对股市干预的时间和干预的程度。这说明, 央行的干预似乎倾向于带有斟酌式的干预。有迹象表明, 央行确实做到了谢平、焦瑾璞等(2002)所提出的政策操作应关注而不是盯住股票价格的波动。

至于只有 7 个子样本中股市市值对 GDP 有作用, 但央行之所以要在 15 个子样本中, 连续利用利率对股价产生影响, 可能是由于市场(股市和实际经济)对货币政策灵敏度较低(上市的大部分是国营企业), 所以央行必须连续干预才有可能有效。

股市市值在一些时期对 GDP 有显著的负作用也许是股市泡沫造成的。股市存在泡沫使得金融资源浪费, 在股市上/ 空转0, 从而阻碍了实际经济的发展。这也解释了为何在这些时期中央银行在股市上干预的必要性。另外, 近年来我国 GDP 增长中民营经济的贡献是主要的, 而上市的大部分是国营企业, 上市的目的即是/ 解贫脱困0, 很多企业业绩与国民经济趋势相反, 所以有股市市值与 GDP 反向相关的现象。

央行的利率对股价产生正向影响的原因从表面上看, 利率与股价同向变化符合凯恩斯的流动偏好理论, 但是在中国股票市场上, 投资者对利率的调整很难用/ 出乎意料0来形容; 我们认为最贴

切的解释只能来自央行利率与宏观经济运行的同步性,即央行利率的/指示器效应0(参见本文第三部分)。

最后,我们尝试总结中国货币政策与股票市场的关系:我们认为,中国的货币政策是以影响宏观经济运行为目的的,而货币政策操作的效果要通过若干渠道传导才能影响到宏观经济运行,股票市场应该是传导渠道之一,正如相关理论所预测以及我们检验到的,股市值与 GDP 有联系;但这种联系是不连贯的(时有时无)、不正常的(比如存在泡沫时可能表现出负向关系,等等)。这就决定了中央银行对股市的态度只能是关注而非盯住,货币政策的机制只能是/斟酌0而非/规则0。当中央银行意图影响股票市场时,政策工具只能选择利率,因为利率影响股票价格;而不能是货币数量,因为货币数量对股票市场不起作用。这一结论与孙华好(2000)相一致。但是货币政策通过股票市场传导来影响宏观经济的渠道并不通畅,股市值虽然影响 GDP,利率却只影响股票价格,不影响市值,而且股票价格也不影响市值(见表 5)。所以,我们的结论是,就中国股票市场的历史和目前现状来看,它尚且不能发挥货币政策传导机制的作用。但是如果中央银行仅想干预股价,还是可以有所作为的。

参考文献

- 戴根有,2002:5 对当前货币政策有关争议问题的看法6,中国证券网。
- 蒋振声、金戈,2001:5 中国资本市场与货币市场的均衡关系6,5 世界经济6 第 10 期。
- 马跃,2001:5 中国加入 WTO: 不可逆决策的金融经济学分析6,5 经济研究6 第 12 期。
- 钱小安,1998:5 资产价格变化对货币政策的影响6,5 经济研究6 第 1 期。
- 石建民,2001:5 股票市场、货币需求与经济总量6,5 经济研究6 第 5 期。
- 孙华好,2000:5 货币政策的重点应从货币数量转向利率6,5 经济科学6 第 1 期。
- 谢平、焦瑾璞等,2002:5 中国股票市场发展与货币政策完善6,5 金融研究6 第 4 期。
- 易纲、王召,2000:5 货币政策与金融资产价格6,5 经济研究6 第 3 期。
- 赵志君,2000:5 金融资产总量、结构与经济增长6,5 管理世界6 第 3 期。
- Bemanke, B., and M. Gertler, 2003, Should Central Banks Respond to Movements in Asset Prices?, American Economic Review Papers and Proceedings, forthcoming.
- Chow, G. C. (邹至庄), and A L Lin, 1971, Best Linear Unbiased Interpolation, Distribution, and Extrapolation of Time Series by Related Series, Review of Economics and Statistics, 53(4), 372) 376.
- Fernald, J. and J. H. Rogers, 2002, Puzzles in the Chinese Stock Market, Review of Economics and Statistics, 84(3), 416) 432.
- Friedman, B., 2000, The Role of Interest Rates in Federal Reserve Policymaking, in R. W. Kopcke, and L. E. Browne (eds) The Evolution of Monetary Policy and the Federal Reserve System over the Past Thirty Years: A Conference in Honor of Frank E. Morris, Boston: Federal Reserve Bank of Boston.
- Friedman, Milton, 1988, Money and the Stock Market, Journal of Political Economy, 96(2), 221) 245.
- Lutkepohl, H., and M. M. Burda, 1997, Modified Wald Test under Nonregular Conditions, Journal of Econometrics, 78(2), 315) 332.
- Mishkin, F. S., 2003, The Economics of Money, Banking and Financial Markets, 6th ed, New York: AddisonWesley.
- Rigobon, R., and B. P. Sack, 2002, The Impact of Monetary Policy on Assst Prices, NBER Working Paper No. 8794, February.
- Rigobon, R., and B. P. Sack, 2003, Measuring the Reaction of Monetary Policy to the Stock Market, Quarterly Journal of Economics, 118 (2), 639) 669.

(责任编辑:小石)(校对:金)

Monetary Policy and Stock Market in China

Sun Huashu & Ma Yue

(University of International Business and Economics; Lingnan University)

This paper develops a comprehensive framework to analyze the relationship of monetary policy and stock market. We focus on the necessity and efficiency of central bank intervention in the stock market in China. We applied rolling VAR estimation and augmented VAR Granger causality testing technique to capture the frequent structural changes in China due to her gradual economic and financial reforms. It provides a new analytical framework for the central bank's monetary policy design and its forecasting practice.

Key Words: monetary policy; stock market; intervention mechanism; Granger causality

JEL Classification: E44, E52, E58

Theory of Energy of Finance Release

Dong Zhengqing

(Guangfa Securities Corporation)

The present article brings forward a theory that explains the energy of finance release in an economic entity. The article explains that energy of finance is determined by the scale of financial resources and the unit output capability of the financial resources processed by the economic entity. The level of the energy of finance release is one of the main factors that influence the level of the GDP. The article also formulates a theoretical model to analyze the energy of finance release. On this basis, the author does a further exploration on the restraint of China's energy of finance. The article comes to a conclusion that the key to a energy of finance release is to realize a competitive distribution of financial resources in the economic entity.

Key Words: financial resources; energy of finance; energy of finance release; finance restriction

JEL Classification: G180, P340

Capital Structure and Competition in Product Market

Liu Zhibiao, Jiang Fuxiu & Lu Erpo

(Nanjing University; Anhui Institute of Finance and Trade)

In the past years, the relation between capital structure and competition among firms in product markets relates to two different science fields, that is of Corporate Finance and Industrial Organization. The paper puts forward a theoretical hypothesis, and develops a model related to test this relation. Our theoretical analysis shows that the decision of capital structure, being a firm's promise to market, indicate to other firms that its competitive action will be even tough or soft, that it performs an important function to send signals to outside, meanwhile, it could produce strategic effects. Firm's capital structure is significantly and positively related to the competitive degree of the firms in output market, and the empirical tests, using the data of listed firms in Shanghai and Shenzhen capital markets, support our theoretical analysis. predications, which has great enlightenment to firms in their decision making.

Key Words: capital structure; competition in product market; listed firms in Shanghai and Shenzhen capital markets

JEL Classification: L320, G320, L130