

【国民经济】

货币政策环境对公司股价异质性的 助推效应研究

——基于二元所有制结构的视角

顾海峰, 周亚伟

(东华大学旭日工商管理学院, 上海 200051)

[摘要] 文通过构建二元所有制结构下公司股价异质性的生成模型,从理论上分析了二元所有制结构下货币政策环境对公司股价异质性的助推效应;在此基础上,选取2006年1月至2015年6月中国证券市场月度数据,对二元所有制结构下货币政策环境对公司股价异质性的长期和短期助推效应进行实证分析。研究表明,二元所有制结构是公司股价异质性生成的根本原因,货币政策环境已成为公司股价异质性的外部助推器。作为货币政策环境重要替代变量的货币供给量,对公司股价异质性存在显著的长期和短期助推效应,但是作为货币政策环境另一个替代变量的利率,对公司股价异质性的长期和短期助推效应均不显著。对于事先设定的货币政策环境,通货膨胀水平的变动短期内不会加剧公司股价异质性特征及程度,但是经济增长水平的变动短期内会加剧公司股价异质性特征及程度。本文的研究将为中国政府高效治理公司股价异质性以实现中国证券市场的健康稳定发展,提供重要的理论指导与决策参考。

[关键词] 货币政策环境; 二元所有制结构; 公司股价异质性; 生成模型; 助推效应

[中图分类号]F830.9 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2016)03-0036-16

一、问题提出

中国证券市场牛市行情呈现“满仓踏空”与“高杠杆”效应,其主要特征是因控股股东所有制性质、总股本规模等差异而促使以国有控股公司为主导的大盘蓝筹公司与以非国有控股公司为主导的中小盘公司出现股价涨幅严重分化,从而形成了中国上市公司股价的“异质性”特征。公司股价异质性是本文针对中国上市公司股价异化而首次提出的。所谓公司股价异质性,主要是指在事先设定的宏观经济环境与货币政策环境下,因控股股东所有制性质、总股本规模等差异而导致公司股价运

[收稿日期] 2016-01-25

[基金项目] 国家社会科学基金年度项目“银保协作模式下商业银行信用风险的生成、监测与防控研究”(批准号13BGL041);教育部人文社会科学研究青年基金项目“基于银保协作路径的商业银行信用风险识别与预警机制研究”(批准号11YJC790051)。

[作者简介] 顾海峰(1972—),男,江苏苏州人,东华大学旭日工商管理学院研究员,博士生导师,经济学博士;周亚伟(1991—),男,安徽黄山人,东华大学旭日工商管理学院硕士研究生。通讯作者:顾海峰,电子邮箱:sztzghf@163.com。

行的涨跌幅度出现严重分化。公司股价异质性背离了价值投资原则,是证券市场价格发现功能扭曲的重要依据。依据控股股东的所有制性质,本文将公司所有制模式划分为国有资本控股与非国有资本控股两大类,两类模式正好呈现出当前中国公司所有制结构的基本特征,即二元所有制结构,其中,国有资本控股的载体企业以大盘蓝筹公司为主导,非国有资本控股的载体企业以中小盘公司为主导。公司股价异质性已成为中国证券市场的“常态”,二元所有制结构是公司股价异质性生成的根本原因。同时,在证券市场处于非完备阶段,货币政策环境将可能加剧公司股价异质性,从而成为公司股价异质性的助推器。此外,证券市场现行制度体系可能成为公司股价异质性的生态环境。公司股价异质性不利于证券市场的健康稳定发展,会影响证券市场对实体经济的融资服务效率,必须对公司股价异质性现象加以有效抑制及治理。对此,如何揭示二元所有制结构对公司股价异质性的生成逻辑,货币政策环境对公司股价异质性是否具有助推效应,助推效应是长期的还是短期的,这些都是需要研究的新问题。

以往研究主要集中于分析货币政策对公司股价的影响。其中,国外学者主要有三类观点:①认为货币供应量对股价影响具有一定的滞后性^[1],未来的货币供应量变动才会对当前股价变动产生影响^[2];②认为货币供应量对股价产生正向作用^[3-5],但是利率工具对股价具有反向作用^[6];③认为货币供应量对股价存在长期影响^[7],但是一旦货币供应量发生突变,则对股价产生反向影响^[8]。国内学者主要有四类观点:①认为股价能够具备预测未来通胀变动的货币政策指示器功能^[9,10];②认为利率对股价存在滞后性影响,货币供应量对股价影响不存在滞后性^[11,12];③认为货币政策对股价存在非对称性影响,且主要表现在方向与力度层面^[13,14];④认为货币政策对股价存在明显的单向调控效应,且单向调控效应是短期的^[15]。然而,货币政策环境对公司股价异质性的助推效应却是个新问题,现有文献尚未涉及这方面的研究工作。为此,本文将主要探讨四个方面的问题:①梳理二元所有制结构的理论逻辑,构建二元所有制结构下公司股价异质性的生成模型;②分析公司股价异质性生成模型的演进机理及均衡状态,从理论上揭示二元所有制结构下货币政策环境对公司股价异质性的助推效应;③通过协整与因果检验,考察货币政策环境对公司股价异质性是否存在长期助推效应,并对回归结果进行稳健性检验;④通过脉冲响应分析,进一步考察货币政策环境对公司股价异质性是否存在短期助推效应。

二、二元所有制结构下公司股价异质性的生成模型

1. 模型假设及变量符号

(1)模型假设。基本假设如下:①在二元所有制结构下,国有资本控股与非国有资本控股的两类公司股票成为投资者资金配置的基本标的,此外,考虑股票市场存量资金的有限性,两类公司股票在吸收资金方面呈现一定的竞争关系。②考虑到股票市场对于宏观经济发展具有一定的“晴雨表”功能,两类公司股价的自然增长率与宏观经济增长率之间均存在一定的正向协整关系。③对于事先设定的货币政策环境,投资者对两类公司股价均存在预期最大值(该数值主要取决于公司股价的预期最大涨幅),且两类公司股价的预期最大值存在较大差异,考虑到非国有资本控股公司的总股本规模较小、行业成长性好等因素,投资者对非国有资本控股公司股价的预期最大值应大于对国有资本控股公司股价的预期最大值。

(2)变量符号。引入如下基本符号: $P_1(t)$ 与 $P_2(t)$ 分别表示时间点所对应的国有资本与非国有资本控股公司股价; P_1^* 与 P_2^* 分别表示投资者对国有资本与非国有资本控股公司股价的预期最大值; λ_1 与 λ_2 分别表示国有资本与非国有资本控股公司股价依赖于宏观经济自然增长率。

2. 模型逻辑关系

二元所有制结构下公司股价异质性的生成模型需要反映如下逻辑关系:

(1)宏观经济环境是公司生产经营的重要基础,宏观经济增长越快,越有利于提升公司盈利水平,宏观经济环境已成为公司赖以生存的生态环境,公司股价将随宏观经济增长而呈现出一定的增长态势,即所谓的“自然增长性”。此外,考虑到国有资本控股公司主要分布于传统产业领域,而非国有资本控股公司主要分布于新兴产业领域,因此,两类公司股价所依赖的宏观经济环境的自然增长率存在着较大差异,即 $\lambda_1 \neq \lambda_2$,这正是公司股价异质性生成的根本原因。上述情况表明,两类公司股价在股价运行系统内部存在“自然增长性”特征。

(2)公司股价上涨需要资金的推动,事先设定的货币政策环境决定了股价运行系统内部的存量资金规模,从而决定了投资者对公司股价的预期最大值水平。在预期最大值水平确定的情形下,经过较长时间的上涨,公司股价将从底部区域逐步上升到高位区域,此时,出于风险考虑的一部分投资者将减持公司股票来锁定收益,从而导致公司股价的增长速度始终处于下降态势。因此,两类公司股价在运行过程中均存在内生的“阻滞性”特征。

(3)两类公司股价并非呈现同步上涨规律。在国家政策对新兴产业的大力支持下,以非国有资本控股为主导的中小盘上市公司因受益于新兴产业政策而呈现股价大幅上涨态势,在赚钱效应驱动下,因增量资金的约束性,投资者将减持以国有资本控股为主导的大盘上市公司股票,从而形成国有资本控股公司股价的外生“阻滞性”特征。此外,一旦非国有资本控股公司股价上涨到高位区域,出于风险考虑的投资者将减持非国有资本控股公司股票,并将资金转移到尚处于低位区域的国有资本控股公司股票,从而形成非国有资本控股公司股价的外生“阻滞性”特征。

3. 模型构建

上述逻辑关系表明,二元所有制结构下公司股价异质性的生成模型应充分体现“自然增长性”与“阻滞性”的双重叠加特征,对此,建立如下形式的生成模型:

$$\begin{cases} \dot{P}_1(t) = \lambda_1 P_1 \left(1 - \frac{P_1 + P_2}{P_1^*}\right) \\ \dot{P}_2(t) = \lambda_2 P_2 \left(1 - \frac{P_1 + P_2}{P_2^*}\right) \end{cases} \quad (1)$$

其中, $\lambda_i > 0 (i=1, 2)$, $P_1^* < P_2^*$ 。从(1)式可以发现,该生成模型是由微分方程组形式来描述,属于微分动力系统范畴,其中 $\dot{P}_1(t)$ 、 $\dot{P}_2(t)$ 分别表示两类公司股价的瞬时增长速度; $\lambda_1 P_1$ 、 $\lambda_2 P_2$ 分别描述了两类公司股价在股价运行系统内部呈现的“自然增长性”特征; $1 - \frac{P_1 + P_2}{P_1^*}$ 、 $1 - \frac{P_1 + P_2}{P_2^*}$ 分别描述了两类公司股价在股价运行系统内部呈现的“阻滞性”特征。

4. 模型平衡点及稳定性

考虑到(1)式描述的公司股价异质性生成模型属于二维非线性微分动力系统,为了深入揭示货币政策环境对公司股价异质性的助推效应,需要给出二维非线性微分动力系统的判别定理。

判别定理: 设二维非线性微分动力系统 $\begin{cases} \dot{x} = f(x, y) \\ \dot{y} = g(x, y) \end{cases}$, (x_0, y_0) 为非线性微分动力系统的平衡点,

即满足 $\begin{cases} f(x_0, y_0) = 0 \\ g(x_0, y_0) = 0 \end{cases}$, $p = \left(\frac{\partial f}{\partial x}\right)_{(x_0, y_0)} + \left(\frac{\partial g}{\partial y}\right)_{(x_0, y_0)}$, $q = \left(\frac{\partial f}{\partial x}\right)_{(x_0, y_0)} \left(\frac{\partial g}{\partial y}\right)_{(x_0, y_0)} - \left(\frac{\partial f}{\partial y}\right)_{(x_0, y_0)} \left(\frac{\partial g}{\partial x}\right)_{(x_0, y_0)}$ 。若满

足不等式 $p^2-4q \geq 0$, 则有如下结论: ①当 $p < 0, q > 0$ 时, (x_0, y_0) 为非线性微分动力系统的稳定结点。②当 $p > 0, q > 0$ 时, (x_0, y_0) 为非线性微分动力系统的 unstable 结点; ③当 $q \leq 0$ 时, (x_0, y_0) 为非线性微分动力系统的 unstable 鞍点。

依据判别定理, 给出生成模型(1)所对应的平衡点关系方程组:

$$\begin{cases} f(P_1, P_2) = \lambda_1 P_1 (1 - \frac{P_1 + P_2}{P_1^*}) = 0 \\ g(P_1, P_2) = \lambda_2 P_2 (1 - \frac{P_1 + P_2}{P_2^*}) = 0 \end{cases} \quad (2)$$

求解方程组(2), 即可得到生成模型(1)的全部平衡点 $Q_1(0, 0), Q_2(P_1^*, 0), Q_3(0, P_2^*)$ 。给出生成模型(1)对应的平衡点判别矩阵:

$$\begin{bmatrix} f_{P_1} & f_{P_2} \\ g_{P_1} & g_{P_2} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \lambda_1 (1 - \frac{2P_1 + P_2}{P_1^*}) & -\frac{\lambda_1 P_1}{P_1^*} \\ -\frac{\lambda_2 P_2}{P_2^*} & \lambda_2 (1 - \frac{P_1 + 2P_2}{P_2^*}) \end{bmatrix} \quad (3)$$

将三个平衡点分别代入判别矩阵所对应的特征方程, 得到如下结果: ①对于 $Q_1(0, 0), p^2-4q = (\lambda_1 - \lambda_2)^2 \geq 0, p = \lambda_1 + \lambda_2 > 0, q = \lambda_1 \lambda_2 > 0$, 则 $Q_1(0, 0)$ 为生成模型(1)的 unstable 结点。②对于 $Q_2(P_1^*, 0), p^2-4q = \lambda_1^2 > 0, p = -\lambda_1 < 0, q = 0$, 则 $Q_2(P_1^*, 0)$ 为生成模型(1)的 unstable 鞍点。③对于 $Q_3(0, P_2^*), p^2-4q = \lambda_1 (1 - \frac{P_2^*}{P_1^*} + \lambda_2)^2 > 0$, 且依据模型条件 $P_1^* < P_2^*$, 有 $p = \lambda_1 (1 - \frac{P_2^*}{P_1^*}) - \lambda_2 < 0, q = -\lambda_1 \lambda_2 (1 - \frac{P_2^*}{P_1^*}) > 0$, 依据判别定理, $Q_3(0, P_2^*)$ 为生成模型(1)的稳定结点。综上, 生成模型(1)存在唯一的稳定平衡点。

三、货币政策环境对公司股价异质性的助推效应

1. 公司股价异质性生成模型的演进及均衡

用 $P_1(t_0)$ 和 $P_2(t_0)$ 分别表示任意初始时间点 t_0 对应的两类公司股价, 考虑到两类公司股价的非负性, 即 $P_1(t_0) > 0$ 和 $P_2(t_0) > 0$, 再结合 $\dot{P}_1 = \lambda_1 P_1 (1 - \frac{P_1 + P_2}{P_1^*})$ 及 $\dot{P}_2 = \lambda_2 P_2 (1 - \frac{P_1 + P_2}{P_2^*})$, 得到 $\dot{P}_1 > 0$ 及 $\dot{P}_2 > 0$, 依据 $P_1(t)$ 与 $P_2(t)$ 的单调性, 可得不等式 $P_1(t) > P_1(t_0) > 0$ 及 $P_2(t) > P_2(t_0) > 0$ 。可见, 两类公司股价 $P_1(t)$ 与 $P_2(t)$ 仅分布在 P_1-P_2 相平面的第一象限内。

下面建立 P_1-P_2 相平面, 并分析 P_1-P_2 相平面第一象限内两类公司股价的演进轨迹。依据生成模型(1), 分别得到两类公司股价分布的两条边界线 L_1 与 L_2 , 其中, 两条边界线 L_1 与 L_2 分别由轨迹方程式 $P_1 + P_2 = P_1^*$ 与轨迹方程式 $P_1 + P_2 = P_2^*$ 给出。 L_1 与 L_2 将 P_1-P_2 相平面第一象限划分为三大区域: $D_1: \dot{P}_1 > 0, \dot{P}_2 > 0; D_2: \dot{P}_1 < 0, \dot{P}_2 > 0; D_3: \dot{P}_1 < 0, \dot{P}_2 < 0$ 。图 1 为两类公司股价演进的相平面图。

下面分析这两类公司对应于三大区域的股价演进过程, 并以命题形式给出结论。

命题 1: 若国有资本控股与非国有资本控股两类公司股价的初始状态 $(P_1(t_0), P_2(t_0))$ 分布于区域 D_1 内, 则两类公司股价必将穿越区域 D_1 而进入区域 D_2 。

命题 2: 若国有资本控股与非国有资本控股两类公司股价的初始状态 $(P_1(t_0), P_2(t_0))$ 分布于区

域 D_3 内, 则两类公司股价必将穿越区域 D_3 而进入区域 D_2 。

命题 3: 若国有资本控股与非国有资本控股两类公司股价的初始状态 $(P_1(t_0), P_2(t_0))$ 分布于区域 D_2 内, 则两类公司股价将无法穿越区域 D_2 , 且在区域 D_2 内沿着梯度场方向逐步逼近唯一的均衡点 $Q_3(0, P_2^*)$ 。

由命题 1—3 可知, 不管两类公司股价的初始状态 $(P_1(t_0), P_2(t_0))$ 分布于相平面的任何区域, 经过一段时间的演进后, 两类公司股价最终会进入区域 D_2 , 将区域 D_2 称为“可行区域”。这里以命题 4 的形式给出二元所有制结构下两类公司股价演进及均衡结论。

命题 4: 在二元所有制结构下, 对应于两类公司股价的任意初始状态 $(P_1(t_0), P_2(t_0))$, 两类公司股价 $(P_1(t), P_2(t))$ 必将进入可行区域 D_2 , 并在 D_2 内沿着逼近于平衡点 $Q_3(0, P_2^*)$ 的方向演进, 且两类公司股价最终滞留于唯一的均衡状态 $Q_3(0, P_2^*)$ 。

2. 货币政策环境对公司股价异质性助推效应的理论诠释

为深入诠释货币政策环境对公司股价异质性助推效应, 本文需要进一步分析两类公司股价在演进过程中的增长强度。 ΔP_1 与 ΔP_2 分别表示 Δt 时间间隔内两类公司的股价增量, $\frac{\Delta P_1}{P_1}$ 与 $\frac{\Delta P_2}{P_2}$ 分别表示两类公司的股价增长率。股价增长强度是指单位时间内的股价增长率。以 E_1 与 E_2 分别表示两类公司的股价增长强度, 其中 $E_1 = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Delta P_1 / \Delta t}{P_1} = \frac{\dot{P}_1}{P_1}$, $E_2 = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Delta P_2 / \Delta t}{P_2} = \frac{\dot{P}_2}{P_2}$ 。事实上, 股价增长率与股价增长强度之间满足关系式: $\frac{\Delta P_1}{P_1} = \int_0^{\Delta t} E_1 dt$ 及 $\frac{\Delta P_2}{P_2} = \int_0^{\Delta t} E_2 dt$ 。将生成模型(1)代入股价增长强度 E_1 与 E_2 , 得到两类公司股价增长强度的表达式:

$$E_1 = \lambda_1 \left(1 - \frac{P_1 + P_2}{P_1^*}\right), \quad E_2 = \lambda_2 \left(1 - \frac{P_1 + P_2}{P_2^*}\right) \quad (4)$$

对上述表达式进行导数运算, 得到如下表达式:

$$\frac{dE_1}{dt} = -\lambda_1 \frac{\dot{P}_1 + \dot{P}_2}{P_1^*}, \quad \frac{dE_2}{dt} = -\lambda_2 \frac{\dot{P}_1 + \dot{P}_2}{P_2^*} \quad (5)$$

由命题 1—4 可知, 对于任意初始状态的两类公司股价, 在经过一段时间的演进后, 必将进入可行区域 D_2 , 并逐步逼近及滞留于唯一的均衡状态 $Q_3(0, P_2^*)$ 。对此, 本文只需讨论在可行区域 D_2 内两类公司股价增长强度的分布情况。在可行区域 D_2 内, 满足 $\dot{P}_1 < 0$ 及 $\dot{P}_2 > 0$, 即以国有资本控股为主导的大盘上市公司股价呈现下降态势, 而以非国有资本控股为主导的中小盘上市公司股价呈现上涨

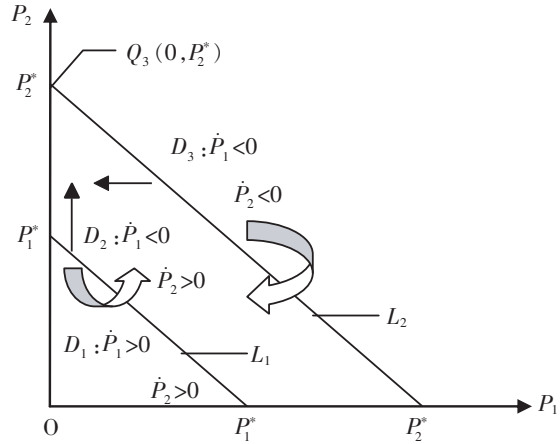


图 1 国有资本控股与非国有资本控股两类公司股价演进的相平面

资料来源:作者绘制。

态势。这种情形表明:投资者正在逐步减持大盘上市公司股票,从而促使国有资本控股公司股价呈现下降趋势;同时,投资者将资金配置方向转移到中小盘上市公司股票,从而促使非国有资本控股公司股价呈现上涨趋势。考虑到非国有资本控股公司的总股本规模远远小于国有资本控股公司,若投资者将减持国有资本控股公司股票的所得资金用于增持非国有资本控股公司股票,则会引发非国有资本控股公司股价的上涨速度 \dot{P}_2 远大于国有资本控股公司股价的下降速度 $|\dot{P}_1|$ ($\dot{P}_1 < 0$),即满足 $\dot{P}_1 + \dot{P}_2 > 0$,于是,得到如下表达式:

$$\frac{dE_1}{dt} < 0, \quad \frac{dE_2}{dt} < 0 \quad (6)$$

命题5:在二元所有制结构下,国有资本控股与非国有资本控股两类公司股价必将进入可行区域 D_2 ,且在可行区域 D_2 内,两类公司股价的增长强度将始终呈现单调递减态势。

依据命题1-5,这里就货币政策环境对公司股价异质性助推效应作如下诠释:

(1)当两类公司的初始股价位于区域 D_1 时,两类公司股价均处于底部区域,因非国有资本控股公司股价的预期最大值 P_2^* 远大于国有资本控股公司股价的预期最大值 P_1^* ,为获取更高的超额收益,部分投资者将减持国有资本控股公司股票而增持非国有资本控股公司股票,促使非国有资本控股公司股价的增长速度远大于国有资本控股公司股价,从而导致两类公司股价穿越区域 D_1 而进入可行区域 D_2 。

(2)当两类公司的初始股价位于区域 D_3 时,两类公司股价均处于高位区域,此时,两类公司股价均处于高估状态,出于风险控制动机,投资者将减持两类公司股票来规避风险,从而促使两类公司股价出现不同程度下跌,导致两类公司股价穿越区域 D_3 而进入可行区域 D_2 。

(3)两类公司股价最终必将进入及滞留于可行区域 D_2 。在可行区域 D_2 内,国有资本控股公司股价已逼近或达到投资者设定的预期最大值 P_1^* ,非国有资本控股公司股价与设定的预期最大值 P_2^* 之间存在较大空间,对此,投资者将大规模减持国有资本控股公司股票而增持非国有资本控股公司股票,从而导致国有资本控股公司股价逐步下跌,而非国有资本控股公司股价逐步上涨。

(4)在可行区域 D_2 内,非国有资本控股公司股价上涨引发的赚钱效应将加剧投资者“追涨杀跌”行为,促使投资者继续减持国有资本控股公司股票而追涨非国有资本控股公司股票,从而导致国有资本控股公司股价趋于严重低估,而非国有资本控股公司股价趋于严重高估,最终导致两类公司股价逼近均衡点 $Q_3(0, P_2^*)$ 。两类公司股价的严重分化正是公司股价异质性的反映。此外,两类公司股价异质性程度将通过均衡点对应的两类公司股价差异 P_2^* 来反映, P_2^* 的大小由事先设定的货币政策环境决定,货币政策环境对公司股价异质性的助推效应是很明显的。

(5)事先设定的货币政策环境决定了投资者对公司股价的预期最大值水平,也就决定了两类公司股价的异质性程度。此外,货币政策环境同样决定着股价运行系统内部的存量资金规模,存量资金的有限性对两类公司股价形成一定的阻滞性,因而在可行区域 D_2 内,这种阻滞性将导致两类公司股价的增长强度始终呈现单调递减态势。

四、实证研究设计

1. 变量设计

(1)因变量。考虑到公司股价异质性特征主要通过两类公司股价的差异来反映,且两类公司股

价具有各自的分布规律,因此,两类公司股价构成了实证模型的因变量。此外,为了更准确地反映两类公司股价的整体分布状态,本文将中国 2700 多家 A 股公司划分为国有资本控股与非国有资本控股两大类,分别编制国有资本控股公司股价指数(GC)与非国有资本控股公司股价指数(NGC)。具体编制思路为:①在 2700 多家 A 股公司中剔除 ST 与 *ST 公司。②按控股股东性质将样本公司划分为国有资本控股公司与非国有资本控股公司两大类。③以公司市值为基础,计算出单个公司市值与所属样本组总市值的比值,作为单个公司权重,得到两大样本组的股价加权平均值。④为便于同沪深 300 指数比较,两大样本组的股价加权平均值均以沪深 300 指数的计算基期(2004 年 12 月 31 日)为基期,以沪深 300 指数基点(1000 点)为基点,得到 GC 与 NGC 两大指数。 GC 与 NGC 两大指数构成了实证模型的两大大因变量。

(2)自变量。依据货币政策环境对公司股价异质性的助推效应,作为货币政策环境的两大替代变量,货币供给量与利率将成为实证模型中反映货币政策环境的两大自变量。①货币供给量是指一国在某一时刻为社会经济运转所提供的货币规模。货币供给量属于货币政策的数量型工具,货币供给量直接决定着货币政策环境的宽松与紧缩程度,考虑到公司股价上涨需要外部新增资金推动,货币政策环境的宽松与紧缩程度直接对公司股价运行产生重要影响,宽松的货币政策环境有利于公司股价上涨,紧缩的货币政策环境将促使公司股价下跌。因此,以广义货币量($M2$)作为货币供给量这一变量的衡量指标。②利率主要反映货币的时间价值。利率属于货币政策的价格型工具,利率水平直接决定公司融资成本,考虑到公司股价上涨必须依赖于公司盈利水平提升,高利率的货币政策环境将增加公司融资成本,从而不利于公司股价上涨,低利率的货币政策环境将降低公司融资成本,从而有助于公司股价上涨。因此,以最具代表性的上海银行间同业拆借利率 7 天内加权平均利率(R)作为利率这一变量的衡量指标。

(3)控制变量。依据生成模型,股票市场对于经济发展具有“晴雨表”功能,经济增长水平与公司股价自然增长率之间存在正相关性,对此,经济增长水平能够反映公司股价的自然增长性特征。此外,过高的通货膨胀水平会提高公司经营成本,降低公司盈利水平,进而促使股价下跌,因而通货膨胀水平能够反映公司股价的阻滞性特征。因此,通货膨胀水平与经济增长水平将成为两大控制变量。①通货膨胀水平主要用于综合反映社会物价及消费质量状况。过高的通货膨胀不仅会提升公司的生产经营成本,而且还会降低公司的生产经营利润,从而促使公司盈利水平下降,进而导致公司股价下跌。因此,以消费者价格指数(CPI)作为通货膨胀水平这一变量的衡量指标。②经济增长水平主要用于反映国家经济发展状况及程度。经济增长决定着公司生产经营的产业环境,经济增长水平越高,则公司生产经营所获取的利润就越高,从而促使公司股价上涨。经济增长水平越低,则公司生产经营所获取的利润就越低,从而导致公司股价下跌。因此,以国民生产总值(GDP)作为经济增长水平这一变量的衡量指标。

2. 数据选取及预处理

(1)数据选取及拟合。本文选取 2006 年 1 月至 2015 年 6 月中国证券市场月度时间序列数据作为样本数据,所有样本数据均来源于同花顺 ifind 数据库。在 2700 多家 A 股公司中,剔除所有的 ST 与 *ST 公司,并按照公司控股股东的所有制性质将公司划分为国有资本控股与非国有资本控股两类公司,分别编制 GC 与 NGC ;在此基础上,将样本数据分别代入 GC 与 NGC ,分别拟合成 2006 年 1 月至 2015 年 6 月 GC 与 NGC 的分布图,并同沪深 300 指数分布作实时对比,具体结果见图 2。由图可见, GC 与 NGC 分布出现较大差异,呈现较为明显的股价异质性特征。但是,国有资本控股公司股价指数(GC)与沪深 300 指数分布基本一致。

(2) 数据预处理。预处理过程如下：①将CPI与GDP分布指数转换为以2005年12月为基期,以100点为基点的相应分布指数。②考虑到CPI与GDP仅提供季度数据,通过插值法将CPI与GDP季度数据拓展为月度数据,对于低频数据转化为高频数据,插值法可减小误差。③CPI与GDP月度数据是通过将季度数据实施插值法而得到的,考虑到季节变动与不规则要素可能会对CPI与GDP变量产生较大影响,可能导致实证结果出现较大偏差,因此,对CPI与GDP采用Census X12方法进行季节调整,即若变量存在季节性变动与不规则要素,则季节调整前后变量分布具有较大差别;若变量不存在季节性变动与不规则要素,则季节调整前后变量分布基本一致。④为避免数据过度波动及降低异方差,对季节调整后的所有变量取自然对数。

3. 实证模型构建

(1) 模型变量及符号说明。模型变量及符号说明见表1。

(2) 构建多元回归模型。多元回归模型是进行平稳性检验、协整检验与因果检验等实证检验的重要基础。依据表1中的变量,将两类公司样本数据分别代入季节调整及对数化处理后的变量,得到对应于两类公司股价分布的多元回归模型:

$$LNGC_SA_t = \beta_0 + \beta_1 LNM2_SA_t + \beta_2 LNR_SA_t + \beta_3 LNCPI_SA_t + \beta_4 LNGDP_SA_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$LNNGC_SA_t = \beta_0 + \beta_1 LNM2_SA_t + \beta_2 LNR_SA_t + \beta_3 LNCPI_SA_t + \beta_4 LNGDP_SA_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

(3) 构建P阶滞后的向量自回归模型VAR(P)。为深入揭示因变量与各个自变量之间的短期互动关系,需要进行脉冲响应分析。考虑到P阶滞后的向量自回归模型VAR(P)是进行脉冲响应分析的重要基础,VAR(P)的具体表达式如下:

$$X_t = \Psi_1 X_{t-1} + \Psi_2 X_{t-2} + \dots + \Psi_p X_{t-p} + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$X_t = (LNGC_SA_t, LNM2_SA_t, LNR_SA_t, LNCPI_SA_t, LNGDP_SA_t)^T \quad (10)$$

$$X_t = (LNNGC_SA_t, LNM2_SA_t, LNR_SA_t, LNCPI_SA_t, LNGDP_SA_t)^T \quad (11)$$

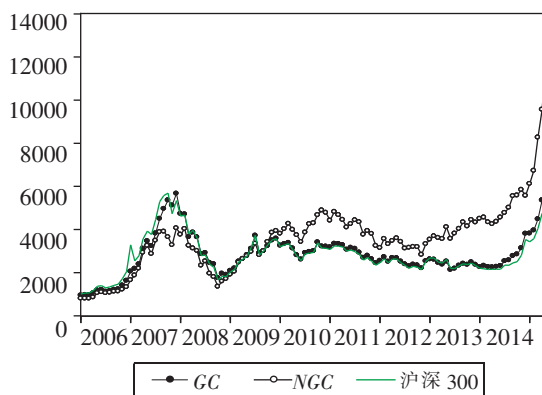


图2 国有与非国有两类公司股价指数和沪深300指数对比

资料来源:作者利用Eviews6.0软件绘制。

表1 模型变量及符号说明

变量名称		初始符号	季节调整符号	对数处理符号	差分处理符号
因变量	国有控股公司股价指数	GC	GC_SA	LNGC_SA	DLNGC_SA
	非国有控股公司股价指数	NGC	NGC_SA	LNNGC_SA	DLNNGC_SA
自变量	货币供给量	M2	M2_SA	LNM2_SA	DLNM2_SA
	利率	R	R_SA	LNR_SA	DLNR_SA
	通货膨胀水平	CPI	CPI_SA	LNCPI_SA	DLNCPI_SA
	经济增长水平	GDP	GDP_SA	LNGDP_SA	DLNGDP_SA

资料来源:作者绘制。

其中, $t=1, 2, \dots, T; \Psi_1, \Psi_2, \dots, \Psi_p$ 为待估系数矩阵; ε_t 为误差项向量。上述多元回归模型与 P 阶滞后向量自回归模型 $VAR(P)$ 是本文实证检验的重要基础。

五、协整与因果检验:长期助推效应

1. 平稳性检验(ADF)

协整检验与因果检验均要求时间序列数据是平稳的,因而需要对各个变量所对应的样本数据(时间序列)进行平稳性检验,一旦样本数据通过平稳性检验,即可进行后续的协整检验;若没有通过平稳性检验,则需要对样本数据进行差分处理,经差分处理后的样本数据只要通过平稳性检验,即可进行后续的协整检验。本文采用 Eviews6.0 对多元回归模型中 6 个变量对应的样本数据及其差分处理数据分别做平稳性检验,检验结果见表 2。由表 2 可知, $LNGC_SA$ 、 $LNNGC_SA$ 、 $LNM2_SA$ 、 LNR_SA 、 $LNCPI_SA$ 、 $LNGDP_SA$ 等变量对应 ADF 统计量的绝对值均小于 1% 临界值的绝对值,原假设被接受,即上述变量对应的时间序列是非平稳的。但是,上述变量对应 ADF 统计量的绝对值均大于 1% 临界值的绝对值,且对应概率值均趋于 0,因此,上述变量的一阶差分形式均为平稳时间序列,都是一阶单整序列,满足协整检验条件。

表 2 各变量及其差分的平稳性检验(ADF)结果

变量	ADF 值	1% 阈值	P 值	平稳性	变量	ADF 值	1% 阈值	P 值	平稳性
$LNGC_SA$	0.5848	-2.5864	0.8412	不平稳	$DLNGC_SA$	-2.6733	-2.5864	0.0078	平稳
$LNNGC_SA$	1.5745	-2.5860	0.9713	不平稳	$DLNNGC_SA$	-5.0900	-2.5860	0.0000	平稳
$LNM2_SA$	-2.3565	-3.4891	0.1565	不平稳	$DLNM2_SA$	-9.8510	-3.4897	0.0000	平稳
LNR_SA	-2.7010	-3.4891	0.0770	不平稳	$DLNR_SA$	-12.608	-3.4897	0.0000	平稳
$LNCPI_SA$	-2.2392	-3.4964	0.1940	不平稳	$DLNCPI_SA$	-4.6540	-3.4964	0.0002	平稳
$LNGDP_SA$	-0.2101	-3.4897	0.9328	不平稳	$DLNGDP_SA$	-7.7546	-3.4897	0.0000	平稳

资料来源:作者利用 Eviews6.0 软件计算整理。

2. Johansen 协整检验

协整检验主要采用 Johansen 极大似然估计法来分析各个变量之间是否存在长期均衡关系。对此,将样本划分为国有资本控股公司样本组与非国有资本控股公司样本组,分别对两个样本组进行协整检验。运用 Eviews6.0 先对国有资本控股公司样本组进行协整检验,得到国有资本控股公司样本组的迹检验结果(见表 3)与最大特征根检验结果(见表 4)。

表 3 国有资本控股公司样本组的迹检验结果

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	Critical Value 0.0100	Prob.**
None *	0.3606	117.2434	85.3365	0.0000
At most 1 *	0.2570	68.4897	61.2669	0.0016
At most 2	0.1420	36.1119	41.1950	0.0397
At most 3	0.1228	19.4278	25.0781	0.0648
At most 4	0.0461	5.1465	12.7608	0.2678

注:迹检验表明在 0.01 水平下存在 2 个协整方程。* $P < 0.1$, ** $P < 0.05$ 。

资料来源:作者利用 Eviews6.0 软件计算整理。

表4 国有资本控股公司样本组的最大特征值检验结果

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	Critical Value 0.0100	Prob.**
None *	0.3606	48.7537	40.2953	0.0006
At most 1	0.2570	32.3778	33.7329	0.0156
At most 2	0.1420	16.6842	27.0678	0.2524
At most 3	0.1228	14.2813	20.1612	0.0880
At most 4	0.0461	5.1465	12.7608	0.2678

注:最大特征值检验表明在 0.01 水平下存在 1 个协整方程。*P<0.1,**P<0.05。

资料来源:作者利用 Eviews6.0 软件计算整理。

从表 3 中的迹检验结果可以看出,第一个特征值对应的 P 值为 0.0000,数值小于 0.0100,因而拒绝原假设,认为至少存在一个协整关系。

从表 4 中的检验结果可以发现,在 $H_0:None$ 中,最大特征值对应 P 值为 0.0006,该数值小于 0.01,因而拒绝原假设,认为至少存在一个协整关系。在假设 At most 1 中,P 值为 0.0156,数值大于 0.01,因此,本文认为在显著水平 $\alpha=0.0100$ 下,国有资本控股公司样本组各个变量之间存在唯一的协整关系,协整关系具体如下:

$$\begin{aligned}
 LNGC_SA &= 9.0608LNM2_SA + 0.8181LNR_SA - 4.2772LNCPI_SA \\
 &\quad t=(7.5625) \quad (4.6562) \quad (-1.2717) \\
 &\quad -12.3217LNGDP_SA + 18.0705 \\
 &\quad (-8.2323) \quad (1.1068)
 \end{aligned} \tag{12}$$

由(12)式给出的协整关系可以发现,在 $\alpha=0.0100$ 显著性水平及 t 检验临界值 $t_\alpha=2.6210$ 下,对于国有资本控股公司样本组,公司股价、货币供给量、利率、通货膨胀水平、经济增长水平等变量之间存在长期均衡关系。此外,从协整关系还可发现,货币供给量和利率两大变量与公司股价之间的关联性均为正向,但是货币供给量与公司股价的长期关联性极大,利率与公司股价的长期关联性很小。下面再对非国有资本控股公司样本组进行协整检验,得到非国有资本控股公司样本组的迹检验结果(见表 5)与最大特征根检验结果(见表 6)。

从表 5 给出的迹检验结果可以看出,第一个特征值对应的 P 值为 0.0000,数值小于 0.0100,因而拒绝原假设,认为至少存在一个协整关系。

从表 6 可以发现,在假设 At most 1 中,最大特征值对应的 P 值为 0.0027,数值小于 0.0100,因而拒绝原假设,认为至少存在一个协整关系。在假设 At most 2 中,P 值为 0.1110,数值大于 0.0100,对此,认为在显著水平 $\alpha=0.0100$ 下,非国有资本控股公司样本组各个变量之间存在两个协整关系,考虑到第一个协整关系已包含了绝大多数信息,只需选取第一个协整关系,即:

$$\begin{aligned}
 LNGC_SA &= 6.3731LNM2_SA + 0.7944LNR_SA - 9.2582LNCPI_SA \\
 &\quad t=(5.7786) \quad (5.0217) \quad (-3.0231) \\
 &\quad -9.7041LNGDP_SA + 49.5647 \\
 &\quad (-7.0374) \quad (3.2264)
 \end{aligned} \tag{13}$$

由(13)式可以发现,在 $\alpha=0.0100$ 的显著性水平及 t 检验临界值 $t_\alpha=2.6210$ 下,对于非国有资本控股公司样本组,公司股价、货币供给量、利率、通货膨胀水平、经济增长水平等变量之间同样存在着长期均衡关系。此外,协整检验结果显示,货币供给量和利率变量与公司股价之间的关联性均为正向,但是货币供给量与公司股价的长期关联性极大,利率与公司股价的长期关联性很小。因此,可

表 5 非国有资本控股公司样本组的迹检验结果

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	Critical Value 0.0100	Prob.**
None *	0.3487	120.2162	85.3365	0.0000
At most 1 *	0.2918	73.4779	61.2669	0.0004
At most 2	0.1653	35.8701	41.1950	0.0422
At most 3	0.1052	16.1748	25.0781	0.1664
At most 4	0.0365	4.0553	12.7608	0.4040

注:迹检验表明在 0.01 水平下存在 2 个协整方程。*P<0.1,**P<0.05。

资料来源:作者利用 Eviews6.0 软件计算整理。

表 6 非国有资本控股公司样本组的最大特征值检验结果

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	Critical Value 0.0100	Prob.**
None *	0.3487	46.7383	40.2953	0.0012
At most 1	0.2918	37.6078	33.7329	0.0027
At most 2	0.1653	19.6953	27.0678	0.1110
At most 3	0.1052	12.1195	20.1612	0.1791
At most 4	0.0365	4.0552	12.7608	0.4040

注:最大特征值检验表明在 0.01 水平下存在 2 个协整方程。*P<0.1,**P<0.05。

资料来源:作者利用 Eviews6.0 软件计算整理。

以确定利率对公司股价异质性的长期助推效应很不明显,但是无法确定货币供给量是否对公司股价异质性存在长期助推效应,这还需要进行因果检验。

3. Granger 因果检验

相对于货币供给量与公司股价之间的强大关联性,利率与公司股价的长期关联性是很弱小的,因而以货币供给量作为货币政策环境的主要替代变量,对国有资本与非国有资本控股公司两个样本组分别进行因果检验,以此来揭示货币供给量与公司股价之间是否存在因果关系。运用 Eviews6.0 进行因果检验,分别得到表 7 与表 8 中的两个样本组的因果检验结果。

表 7 国有资本控股公司样本组的 Granger 因果检验结果

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
<i>LNM2_SA</i> does not Granger Cause <i>LNGC_SA</i>	102	0.52660	0.8912
<i>LNGC_SA</i> does not Granger Cause <i>LNM2_SA</i>		1.06208	0.4034

资料来源:作者利用 Eviews6.0 软件计算整理。

表 8 非国有资本控股公司样本组的 Granger 因果检验结果

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
<i>LNM2_SA</i> does not Granger Cause <i>LNGC_SA</i>	102	1.59156	0.1117
<i>LNGC_SA</i> does not Granger Cause <i>LNM2_SA</i>		1.13017	0.3490

资料来源:作者利用 Eviews6.0 软件计算整理。

从表 7 中的因果检验结果发现,对于国有资本控股公司样本组,货币供给量(*LNM2_SA*)不是国有资本控股公司股价(*LNGC_SA*)的 Granger 原因的的概率为 0.8912,数值很大,因而应该接受原假设,即作为货币政策环境主要替代变量的货币供给量不是国有资本控股公司股价的格兰杰原因,说

明货币政策环境对国有资本控股公司股价的影响是不显著的。

由表8中的因果检验结果可发现,对于非国有资本控股公司样本组,货币供给量不是国有资本控股公司股价的Granger原因的概率为0.1117,数值较小,基本达到 $\alpha=0.1000$ 显著性水平下的临界概率值,可以认为达到了统计意义上的显著水平,因而应该拒绝原假设,接受备择假设,即作为货币政策环境主要替代变量的货币供给量是非国有资本控股公司股价的格兰杰原因,说明货币政策环境对非国有资本控股公司股价具有显著影响,且结合协整检验结果可以发现,货币政策环境对非国有资本控股公司股价的影响是正向的。上述结果很好地验证了作为货币政策环境重要替代变量的货币供给量对公司股价异质性存在显著的长期助推效应。

4. 稳健性检验

为验证上述检验结果的稳健性,本文需要做如下的样本调整及数据处理:①考虑到利润亏损公司股价界定的特殊性,一般不适用通常意义下的股票定价机制,因此,在两大样本组中,剔除利润亏损公司,生成新的GC与NGC。②考虑到CPI、GDP等反映宏观经济环境的控制变量仅提供季度数据,季节变动可能会对CPI、GDP等产生较大影响,为降低CPI、GDP等过度波动,采用样条函数插值法来代替原来的均匀插值法,生成新的CPI与GDP月度数据。下面将以调整后的新样本数据为基础,分别对两个样本组进行回归分析。

国有资本控股公司样本组的回归结果如下:

$$\begin{aligned}
 LNGC_SA = & -48.0100 - 1.1600LNM2_SA - 0.5500LNR_SA + 10.6700LNCPI_SA \\
 t = & (-4.7800) \quad (-1.7300) \quad (-5.2000) \quad (5.2300) \\
 & + 2.1800LNGDP_SA \quad (14) \\
 & (2.6300)
 \end{aligned}$$

(14)式对应的F值为22.6100, R^2 值为0.4500, D.W.值为0.2900。D.W.值远小于2.0000,说明回归模型存在明显的自相关性,消除自相关性可采用AR(P)或MA(P)方法。本文采用AR(P)方法,即在回归时加入AR(P)项,通过调整阶数P来确定最优D.W.值。经检验,模型中加入AR(1)效果最好,基本能够消除模型的自相关性。得到消除自相关性之后的回归结果如下:

$$\begin{aligned}
 LNGC_SA = & -2.7900 + 0.1500LNM2_SA - 0.0100LNR_SA + 1.9600LNCPI_SA \\
 t = & (-0.3000) \quad (0.3300) \quad (-0.1700) \quad (1.3600) \\
 & - 0.0100LNGDP_SA \quad (15) \\
 & (-0.0100)
 \end{aligned}$$

(15)式对应的DW值为1.7000, AR(1)值为0.9500,模型自相关性基本消除,且F值为350.1600, R^2 值为0.9400,说明回归结果显著及拟合效果较好。此外,从M2与R的回归系数及t值可看出,货币供给量与利率对国有资本控股公司股价的长期影响均不显著。

非国有资本控股公司样本组的回归结果如下:

$$\begin{aligned}
 LNGC_SA = & -58.7800 + 0.5600LNM2_SA - 0.4700LNR_SA + 11.1900LNCPI_SA \\
 t = & (-6.1300) \quad (0.8800) \quad (-4.6700) \quad (5.7400) \\
 & + 0.7700LNGDP_SA \quad (16) \\
 & (0.9800)
 \end{aligned}$$

(16)式对应的F值为78.0300, R^2 值为0.7400, DW值为0.2800, DW值远小于2.0000,需要消除模型的自相关性。经检验,模型中加入AR(1)效果最好。消除自相关性后的回归结果为:

$$LNGC_SA = -11.6000 + 1.0700LNM2_SA - 0.0200LNR_SA + 1.6300LNCPI_SA$$

$$t=(-1.1900) \quad (2.2100) \quad (-0.3500) \quad (1.0400) \\ -0.19LNGDP_SA \quad (17) \\ (-0.5000)$$

(17)式对应的 D.W.值为 1.7800,AR(1)值为 0.9500,模型自相关性基本消除,且 F 值为 624.5700, R^2 值为 0.9700,说明回归结果显著及拟合效果较好。此外,从 $M2$ 与 R 的回归系数及 t 值可看出,非国有资本控股公司股价对货币供给量($M2$)的弹性为正,且 t 值为 2.2100 大于 1.9800(该数值为 $\alpha=0.0500$ 显著性水平对应的 t 临界值),说明货币供给量对非国有资本控股公司股价具有显著的正向影响,但是利率对非国有资本控股公司股价的长期影响不显著。

稳健性检验表明,对于两个样本组而言,货币供给量对非国有资本控股公司股价具有显著的正向影响,对国有资本控股公司股价不存在显著影响,从而很好地验证了货币供给量对公司股价异质性具有显著的长期助推效应,但是利率对公司股价异质性的长期助推效应很不明显。该结论与本文前述结论完全一致,说明本文前述结论具有较好的稳健性。

六、进一步的脉冲响应分析:短期助推效应

为进一步揭示货币政策环境对公司股价异质性是否存在短期助推效应,还需要进行脉冲响应分析。依据本文给出的 P 阶滞后向量自回归模型 $VAR(P)$,对两个样本组分别进行稳定性检验,发现 $VAR(2)$ 的特征根均落在单位圆内,即单位根均小于 1,为此,选取 $VAR(2)$ 进行脉冲响应分析。对应于 $VAR(2)$,选取两个样本组,分别对货币供给量、利率、通货膨胀水平、经济增长水平等变量实施冲击,得到 $VAR(2)$ 对应于两个样本组的脉冲响应函数,脉冲响应结果分别如图 3 与图 4 所示。图中的横坐标表示距离起始冲击经过的期数(月份),纵坐标表示各变量对扰动变量的响应程度,距离零轴越远,则扰动变量变化对其影响越大,实线为脉冲响应函数,虚线为标准差的正、负两倍。

1. 货币供给量变动的短期冲击

图 3(a)和图 4(a)反映了货币供给量的变动对两类公司股价的短期冲击结果。对比发现,货币供给量的变动对两类公司股价的短期冲击结果存在很大差异。主要表现为:在公司股价的冲击幅度层面,货币供给量的变动对非国有资本控股公司股价的冲击幅度很大,对国有资本控股公司股价的冲击幅度却很小。在公司股价的冲击方向层面,货币供给量的变动引发两类公司股价的变动方向完全相反。主要原因在于:以非国有资本控股公司为主导的中小盘公司市值规模较小,货币供给量的突发性增加或减少容易引发这类公司股价短期内大幅上涨或下跌;以国有资本控股公司为主导的大盘蓝筹公司市值规模庞大,货币供给量的突发性增加或减少短期内难以推动这类公司股价大幅上涨或下跌。此外,考虑到两类公司股价对股票市场存量资金的敏感度存在较大差异,若货币供给量发生突发性变动,则可能引发两类公司股价呈现完全相反的变动方向。该结果很好地验证了货币供给量对公司股价异质性存在显著的短期助推效应。

2. 利率变动的短期冲击

图 3(b)和图 4(b)反映了利率的变动对两类公司股价的短期冲击结果。对比发现,利率变动对两类公司股价的短期冲击结果差异较小。主要表现为:利率变动对国有资本控股公司股价的冲击幅度略大于对非国有资本控股公司股价的冲击幅度,但是利率变动在两类公司股价的冲击方向基本趋同。主要原因在于:以国有资本控股公司为主导的大盘蓝筹公司成长性普遍较低,投资者配置该类公司股票的目标在于获取低风险收益,因此,大盘蓝筹公司对利率变动的敏感度相对较高。然而,以非国有资本控股公司为主导的中小盘公司成长性普遍较高,投资者配置该类公司股票的目标在

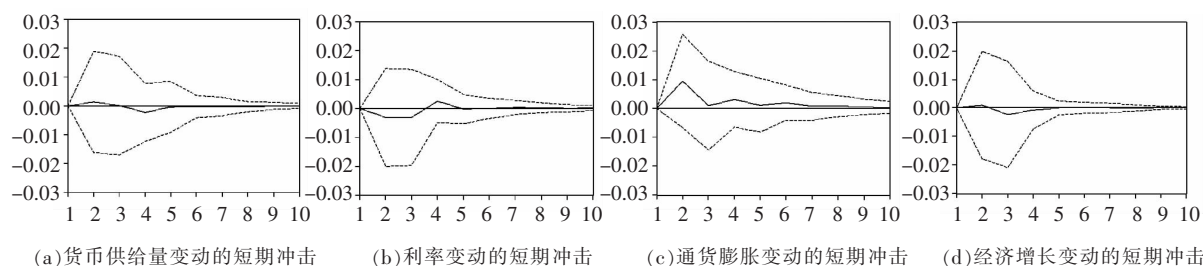


图3 VAR(2)模型对应于国有资本控股公司样本组的脉冲响应函数

资料来源:作者利用 Eviews6.0 软件绘制。

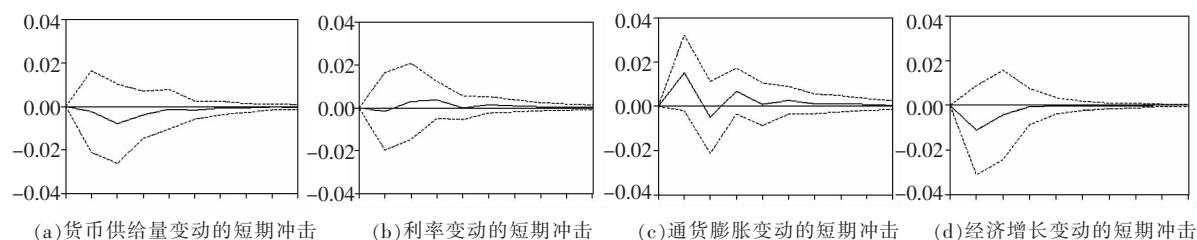


图4 VAR(2)模型对应于非国有资本控股公司样本组的脉冲响应函数

资料来源:作者利用 Eviews6.0 软件绘制。

于获取远高于市场利率的高风险,因此,中小盘公司对利率变动的敏感度相对较低。两类公司股价对利率变动敏感度方面的差异,促使两类公司股价对利率变动的短期冲击结果略有差异。该结果很好地验证了作为利率对公司股价异质性的短期助推效应很不明显。

3. 通货膨胀变动的短期冲击

图3(c)和图4(c)反映了通货膨胀水平的变动对两类公司股价的短期冲击结果。对比发现,通货膨胀水平的变动对两类公司股价的短期冲击结果基本一致。主要原因在于:通货膨胀水平对公司股价的影响主要是通过利率渠道间接传导,一旦通货膨胀水平出现变动,考虑到短期内名义利率是相对稳定的,则短期内将引发实际利率的变动。因为利率变动对两类公司股价的短期冲击结果本身差异就较小,同时,间接传导的时间滞后性对短期冲击效果存在一定的稀释效应,因此,通货膨胀水平的变动对两类公司股价的短期冲击幅度及方向基本趋同。该结果表明,通货膨胀水平的变动短期内不会加剧公司股价异质性特征及程度。

4. 经济增长变动的短期冲击

图3(d)和图4(d)反映了经济增长水平的变动对两类公司股价的短期冲击结果。对比发现,经济增长水平的变动对两类公司股价的短期冲击结果存在很大差异,这种差异尤其表现在对两类公司股价的冲击幅度方面,对非国有资本控股公司股价的冲击幅度远大于对国有资本控股公司股价的冲击幅度。主要原因在于:以国有资本控股公司为主导的大盘蓝筹公司主要分布于传统产业领域,以非国有资本控股公司为主导的中小盘公司主要分布于新兴产业领域,新兴产业的成长性远高于传统产业,因此,投资者对两类公司股价赋予不同的市盈率容忍度,投资者赋予中小盘公司股价的市盈率倍数远大于大盘蓝筹公司股价的市盈率倍数。此外,经济增长水平的变动将促使两类公司赖以生存的宏观经济环境发生变动,从而引发两类公司盈利能力出现变动,在市盈率倍数差异的放大作用下,短期内将促使中小盘公司股价变动幅度很大,大盘蓝筹公司股价变动幅度却很小。该结

果表明,经济增长水平的变动短期内将会加剧公司股价异质性特征及程度。

七、结论与启示

本文研究表明:①二元所有制结构是公司股价“异质性”特征生成的根本原因。货币政策环境通过对公司股价的传导作用,将放大公司股价的异质性特征,成为公司股价异质性的外部助推器。②公司股价、货币供给量、利率等变量之间存在着显著的长期均衡关系。货币供给量与公司股价的长期关联性极大,利率与公司股价的长期关联性却很小,因此,利率对公司股价异质性的长期助推效应很不明显。③货币政策环境对国有资本控股公司股价的影响是不显著的,对非国有资本控股公司股价具有显著的正向影响,很好地验证了货币供给量对公司股价异质性具有显著的长期助推效应。④货币供给量对公司股价异质性存在显著的短期助推效应,但是利率对公司股价异质性的短期助推效应很不明显。此外,通货膨胀水平的变动短期内不会加剧公司股价异质性特征及程度,但是经济增长变动短期内将会加剧公司股价异质性特征及程度。

根据以上结论,本文给出如下政策启示:①保持货币供给环境的稳定性是科学抑制及治理公司股价异质性的有效路径。为维护货币供给环境的稳定性,需要将存款准备金考核方法与不同期限货币供给工具进行有效融合,通过对存款准备金考核方法与不同期限货币供给工具的协同操作,可以保障货币供给环境的稳定性。具体政策措施是:一方面,重塑金融机构存款准备金考核方法,采用平均法对金融机构存款准备金进行考核,以此稳定货币供给环境;另一方面,建立中期借贷便利(MLF)、补充抵押贷款(PSL)、公开市场操作等货币政策工具的协同运作机制,以此稳定货币供给环境。②优化公司所有制结构是科学抑制及治理公司股价异质性的有效路径。具体政策措施为:一方面,将混合所有制模式引入国有资本控股公司,引导境内外的外资或民营品牌机构以战略投资者身份参与国有资本控股公司的产权所有制改革,优化国有资本控股公司的所有制结构;另一方面,实施国有控股集团层面的混合所有制改革,将境内外的外资或民营品牌机构引入国有控股集团的大股东层面,优化国有控股集团的所有制结构。③建立及完善证券市场的股票交易制度和交易监测制度,是科学抑制及治理公司股价异质性的有效路径。股票交易制度层面的具体政策措施为:建立证券市场准入负面清单制度,有助于营造证券市场的公平环境,吸引境内外大量资本进入证券市场,提升证券市场的价格发现功能,有利于引导证券市场的价值投资理念,从而有助于抑制公司股价异质性;实施基于杠杆差异的融资融券机制,对大盘蓝筹公司股票实施高杠杆的融资融券机制,对中小创公司股票实施低杠杆的融资融券机制;实行差别化的股票交易模式,对大盘蓝筹公司股票实行T+0交易模式,对中小创公司股票实行T+N交易模式。交易监测制度方面的具体政策措施为:优化沪深300指数、中证500指数与创业板指数的成分股遴选机制,提升对大盘蓝筹公司、中小盘公司与创业板公司平均股价分布态势的识别功能;将证券市场划分为大盘蓝筹公司、中小盘公司与创业板公司三大板块层次,建立基于三大板块股价指数的分层监测机制,以提升证券运行系统对三大板块股价指数的分层监测功能;在分层监测机制基础上,建立基于三大板块股价指数的分层熔断机制,并设定相对统一的股价指数熔断阈值。

[参考文献]

- [1]Sprinkel, B. W. Money and Stock Prices: Homewood. III[M]. Richard D. Invin, 1964.
- [2]Michael, S. R. Money and Stock Prices: Market Efficiency and the Lag in Effect of Monetary Policy[J]. Journal of Financial Economics, 1974, 16(3):245-282.
- [3]Hamburger, M., and L. Kochin. Money and Stock Price: The Channels of Influence [J]. Journal of Finance,

- 1972,35(27):231-249.
- [4]Friedman, M. Money and the Stock Market[J]. Journal of Political Economy, 1988,96(2):265-302.
- [5]Lastrapes, W. D. International Evidence on Equity Prices, Interest Rates and Money [J]. Journal of International Money and Finance, 1998,17(3):377-406.
- [6]Dayananda, D., and W. Yao. Stock Market Return and Macroeconomic Variables in Taiwan [J]. Advances in Pacific Basic Financial Markets, 1996,2(2):95-110.
- [7]Mookerjee, and Q. Yu. Macroeconomic Variables and Stock Prices in a Small Open Economy:The case of Singapore[J]. Pacific-Basin Finance Journal, 1997,12(5):377-388.
- [8]Douglas, K. P., and V. R. Viviane. The Reaction of Stock Prices to Unanticipated Changes in Money: A Note [J]. Journal of Finance, 1983,38(4):323-357.
- [9]吕江林. 我国的货币政策是否应对股价变动做出反应[J]. 经济研究, 2005,(3):80-90.
- [10]冯用富. 货币政策能对股价的过度波动做出反应吗[J]. 经济研究, 2003,(1):37-44.
- [11]郑鸣,倪玉娟,刘林. 我国货币政策对股票价格的影响——基于 Markov 区制转换 VAR 模型的实证分析[J]. 经济管理, 2010,(11):7-15.
- [12]周佰成,朱孝桢,原燕东. 中国货币政策对股票价格的影响——基于 FAVAR 模型的分析[J]. 当代经济研究, 2012,(8):80-84.
- [13]吴淑娥,仲伟周,黄振雷,王箐. 货币政策对股票价格的非对称性影响——基于熊、牛市不同市场态势下的实证分析[J]. 金融经济研究, 2012,(3):53-63.
- [14]张金华,姜大明. 我国货币政策对股票价格的非对称性影响研究[J]. 经济纵横, 2014,(11):79-82.
- [15]韩克勇. 股票价格与货币政策调控目标相互影响研究[J]. 审计与经济研究, 2011,(3):100-106.

Study on Boosting Effect of Monetary Policy Environment on Heterogeneity of Company Stock Price——Based on Two Elements Ownership Structure

GU Hai-feng, ZHOU Ya-wei

(Glorious Sun School of Business and Management of Donghua University, Shanghai 200051, China)

Abstract: This paper constructs generation model of heterogeneity of companies stock price under two elements ownership structure. It analyzes boosting effect of monetary policy to stock price heterogeneity under two elements ownership structure. It gives an empirical research on boosting effect of monetary policy to stock price heterogeneity by selecting monthly data from January 2006 to June 2015. The research shows that two elements ownership structure is fundamental reason for generation of stock price heterogeneity, and monetary policy environment has become an external booster of stock price heterogeneity. As an important alternative to monetary policy, money supply has a long and short term boosting effect to stock price heterogeneity, but interest rate has no boosting effect stock price heterogeneity. Moreover, for the set of monetary policy environment, changes of inflation level will not increase the degree of stock price heterogeneity, but changes of economic growth level will increase the degree of stock price heterogeneity in short term. This research result will provide important theoretical guidance and decision-making reference for Chinese government to govern heterogeneity of company stock price efficiently and fulfill Chinese securities with the healthy and stable development.

Key Words: monetary policy environment; two elements ownership structure; heterogeneity of company stock price; generation model; boosting effect

JEL Classification: G18 G24 C61

[责任编辑:章毅]