

图书在版编目(CIP)数据

金融学季刊. 第6卷. 第1期/徐信忠, 刘力, 朱武祥主编. —北京: 北京大学出版社, 2011. 7

ISBN 978-7-301-19213-9

I. ①金… II. ①徐… ②刘… ③朱… III. ①金融学-丛刊 IV. ①F830-55

中国版本图书馆CIP数据核字(2011)第132891号

书 名: 金融学季刊(第6卷 第1期)

著作责任者: 徐信忠 刘 力 朱武祥 主编

责任编辑: 张 燕 吕秀华

标准书号: ISBN 978-7-301-19213-9/F·2820

出版发行: 北京大学出版社

地 址: 北京市海淀区成府路205号 100871

网 址: <http://www.pup.cn>

电 话: 邮购部 62752015 发行部 62750672 编辑部 62752926

出版部 62754962

电子邮箱: em@pup.cn

印 刷 者:

经 销 者: 新华书店

787毫米×1092毫米 16开本 9.25印张 153千字

2011年7月第1版 2011年7月第1次印刷

定 价: 30.00元

International Price: US \$25.00

未经许可,不得以任何方式复制或抄袭本书之部分或全部内容。

版权所有,侵权必究

举报电话:010-62752024 电子邮箱:fd@pup.pku.edu.cn

金融学季刊

Quarterly Journal of Finance

编委会名单(按姓氏拼音排序)

执行主编

刘 力/北京大学
徐信忠/北京大学
朱武祥/清华大学

主编

陈学彬/复旦大学	吴冲锋/上海交通大学
刘锡良/西南财经大学	郑振龙/厦门大学

副主编

巴曙松/国务院发展研究中心	汪昌云/中国人民大学
柴 俊/香港城市大学	王春锋/天津大学
陈守东/吉林大学	王晓芳/西安交通大学
杜化宇/台湾政治大学	魏国强/香港科技大学
贺 强/中央财经大学	巫和懋/北京大学
胡金焱/山东大学	吴 军/对外经贸大学
金雪军/浙江大学	杨胜刚/湖南大学
李心丹/南京大学	叶永刚/武汉大学
刘少波/暨南大学	曾 勇/电子科技大学
柳永明/上海财经大学	张 华/香港中文大学
陆 军/中山大学	张 荔/辽宁大学
马君潞/南开大学	张 维/天津财经学院
裴 平/南京大学	张 新/中国人民银行
史永东/东北财经大学	周春生/长江商学院
唐齐鸣/华中科技大学	朱新蓉/中南财经政法大学
万解秋/苏州大学	

编辑部

张 峥 张 燕 吕秀华

金融学季刊

2011 年 第 6 卷 第 1 期

目 录

信用摩擦与中国经济波动	简志宏 李 霜 (1)
信息不确定性与 A 股上市公司反转效应的强化研究	柯海东 辛 宇 (37)
经理人激励、多元化决策与企业价值 ——基于我国上市公司治理结构的理论与实证研究	苏冬蔚 邓可斌 (54)
企业信誉与企业债权融资工具选择	陈 文 杨云红 (77)
非意愿产出、外部环境和商业银行 X 效率	李胜文 李新春 李大胜 (99)
开放式基金资金流、资产配置特征及其收益影响	刘京军 吴英杰 (120)

Quarterly Journal of Finance

Vol. 6 , No. 1 , 2011

CONTENTS

Credit Friction and China's Economic Fluctuation	
.....	Zhihong Jian Shuang Li (1)
Information Uncertainty and Contrarian	
Effect in China's A-share Market	
.....	Haidong Ke Yu Xin (37)
Managers' Incentive ,Diversification Decision	
and Firm Value : Theory and Evidence	
Based on China's Listed Companies	
.....	Dongwei Su Kebin Deng (54)
Enterprise Reputation and Enterprise's Debt	
Financing Instrument Selection	
.....	Wen Chen Yunhong Yang (77)
Undesirable Output ,External Environment and	
X-Efficiency in China's Commercial Banks	
.....	Shengwen Li Xinchun Li Dasheng Li (99)
How Do Open-fund Flows Affect Asset	
Allocation and Its Performance?	
.....	Jingjun Liu Yingjie Wu (120)

信用摩擦与中国经济波动

简志宏 李 霜*

摘 要 本文构建了一个用于分析由信用摩擦和名义债务合同引致的金融加速器效应和债务—紧缩效应对经济波动影响的动态随机一般均衡模型。分析表明,金融加速器效应和债务—紧缩效应的共同作用减弱了货币政策冲击的影响,放大了生产率冲击作用,并部分抵消了货币需求冲击、价格加成冲击及工资加成冲击对经济的紧缩作用,产出和通货膨胀无论短期还是长期都较多地受到生产率冲击的影响,而货币政策冲击对中国经济波动的影响非常微弱。

关键词 信用摩擦,动态随机一般均衡,贝叶斯估计

一、引 言

Fisher(1933)在解释美国经济大萧条时首次提出了债务—紧缩理论(Debt-Deflation Theory),为研究信用市场对经济波动的影响提供了理论基础。银行信贷的名义利率支付一般不依赖于经济状况,如果在外生冲击的作用下价格水平下降,名义债务合同的刚性将使得社会财富从企业家向家庭转移,企业家财富的减少将导致社会投资水平的下降从而引致经济的衰退,这种由于价格水平变化引起的财富在家庭和企业之间重新分配并对经济周期波动产生影响的机制在经济周期理论中被称为“Fisher 债务—紧缩效应”。但 Fisher 的理论没有考

* 简志宏,华中科技大学经济学院金融系教授,博士生导师;李霜,华中科技大学经济学院博士研究生。通信作者及地址:简志宏,湖北省武汉市华中科技大学经济学院金融系,430074;E-mail: jian8822@sina.com。本文得到湖北省社会科学基金“十一五”规划项目(批准号:[2010]098)和华中科技大学自主创新研究基金项目(批准号:2010AW026)的资助,特致谢意。感谢匿名审稿人对本文提出的宝贵意见,当然,文责自负。

虑在现代信用经济中至关重要的信息非对称问题,由于银行与企业家之间的信息非对称性,银行在事后一般不能无成本地得到关于企业家不确定收益的真实信息,银行只有在企业家违约时付出高的“审核成本”后才能获取关于企业家收益的真实情况,因而银行通常面临高的违约破产成本,这就产生了所谓的“信用摩擦”问题。Bernanke and Gertler(1989)在其开创性研究中指出,信用摩擦将导致企业的外部融资升水(高的资金成本),高的外部融资升水通过影响投资进而最终影响社会产出水平。由于信用摩擦对外生冲击有加速的放大作用,Bernanke, *et al.* (1996)称这种作用机制为“金融加速器效应”,并在随后的研究中把这种机制引入到了分析经济波动的动态随机一般均衡框架中(DSGE),从而为研究信用摩擦等金融因素对经济波动的影响奠定了坚实的基础,如 Einarsson and Marquis(2001)、Christiano, *et al.* (2003, 2007)、De Fiore and Tristani(2009)等关于经济周期和货币政策的后续研究工作。

近年来,国内学者已开始较为系统地研究金融因素对货币政策传导机制和经济波动的影响。例如,蒋瑛琨等(2005)基于 VAR 模型研究信贷渠道在我国货币政策传导机制中的作用,赵振全等(2007)运用门限向量自回归(TVAR)模型研究中国信贷市场与宏观经济波动的非线性关联性,发现经济中存在显著的金融加速器效应,江群、曾令华(2008)基于 VAR 模型描述了货币政策通过信贷供给渠道影响实际经济活动的作用机制与途径,但这些研究采用的都是简约化的宏观计量模型,缺少微观基础,在应用于经济政策分析时存在卢卡斯批判的问题,也无法准确地给出债务紧缩效应和金融加速器效应在中国经济波动中的作用机理。对于具有微观基础的研究,杜清源和龚六堂(2005)借鉴了 Bernanke, *et al.* (1999)的金融加速器原理,通过构建一般均衡模型分析了信用摩擦在经济波动中的作用,但其基本上是真实商业周期(RBC)模型框架,忽略掉了价格粘性等名义摩擦,并且作了实际债务合同假设,不能用于分析经济波动中的债务—紧缩效应,更为关键的是 RBC 框架无法用于分析货币政策的传导机制;许伟和陈斌开(2009)构造了一个包含银行部门的动态随机一般均衡(DSGE)模型,分析了银行信贷与中国经济波动的关系;崔光灿(2006)采用简化的 Bernanke, *et al.* (1999)模型,分析了货币政策冲击和技术冲击的金融加速器效应,在他们的模型中货币政策假设为利率规则,模型结构参数通过校准(calibration)得到。DSGE 模型结构参数的校准方法在上世纪 80 年代和 90 年代被广泛采用,采用这种方法的主要问题是我们不能定量分析模型中外生冲击源对经济波动的贡献程度,也不能通过反事实仿真进行经济政策评价分析,因而近十年

的研究文献大多采用参数校准和计量经济估计相结合的方法;同时,对于我国货币政策假设为利率规则也是值得商榷的,谢平和罗雄(2002)在运用 Taylor 利率规则对我国货币政策进行实证研究时发现,利率规则对通货膨胀缺口的反应系数小于1,在假设财政政策 Ricardian 中性的情形下,把利率规则引入 DSGE 模型将产生所谓的非决定性均衡(indeterminacy equilibrium)问题。

本文构建了一个以企业家为核心的 DSGE 模型,在 Bernanke, *et al.* (1999) 的基础上引入了信用摩擦和名义债务合同以及名义粘性等多种新凯恩斯要素,并根据需要在模型中引入了大量的外生冲击,包括货币政策冲击、金融冲击(银行的违约损失率冲击、企业收益的波动率冲击、企业生存率冲击)、供给冲击(生产率冲击、价格加成冲击和工资加成冲击)及需求冲击(消费需求冲击和货币需求冲击),假设中央银行采用内生的货币供应机制实行宏观调控,通过贝叶斯方法估计模型的结构参数,试图回答在建立的 DSGE 模型中哪些模型构成要素对于分析中国经济波动是相对重要的、信用摩擦对中国货币政策的传导机制会产生怎样的影响、在金融加速器效应和债务—紧缩效应共同作用下不同的外生冲击对中国经济波动的贡献程度如何等问题。

本文第二部分建立一个包含信用摩擦的 DSGE 模型;第三部分给出模型结构参数的贝叶斯方法估计结果,并分析模型构成要素(参数)的相对重要性;第四部分通过脉冲响应分析,研究信用摩擦对中国货币政策传导机制的影响和外生冲击对中国经济波动的作用机理;第五部分通过模型的预测误差方差分解和历史分解,分析外生冲击对中国宏观经济波动的贡献程度;最后一部分简单概括本文的主要研究结论。

二、模型设定

本文的 DSGE 模型由产品生产商、企业家、家庭及中央银行组成。与 Bernanke *et al.* (1999) 相同,假设企业家和商业银行是风险中性的,家庭是风险厌恶的。

(一) 产品生产商

产品生产商分中间品生产商和最终品生产商两种。中间品被用于生产最终品,最终品则是社会总产出,主要被用于消费和投资。处于完全竞争市场的最终产品生产商使用连续统 $[0,1]$ 上的中间产品 $Y_t(i)$ ($i \in [0,1]$) 生产最终产

品 Y_t ; 除了中间产品, 最终产品生产没有投入其他生产要素, 生产函数为:

$$Y_t = \left[\int_0^1 (Y_t(i))^{\frac{1}{\mu_{p,t}}} di \right]^{\mu_{p,t}} \quad (1)$$

其中, $\mu_{p,t}$ 是价格加成比例, $\mu_{p,t}$ 越大意味着中间品生产商的垄断力越强。同时 $\mu_{p,t}$ 是模型的供给冲击之一, 将在本部分的第(六)小节介绍。最终产品生产将在(1)式的约束下最大化利润函数: $P_t Y_t - \int_0^1 P_t(i) Y_t(i) di$, 得到其一阶条件:

$$Y_t(i) = \left(\frac{P_t(i)}{P_t} \right)^{-\frac{\mu_{p,t}}{\mu_{p,t}-1}} Y_t \quad (2)$$

(2)式是最终产品生产对中间品的需求函数, $P_t(i)$ 是中间品 $Y_t(i)$ 的价格, P_t 是总的价格水平, $\mu_{p,t}/(\mu_{p,t}-1)$ 则是中间产品之间的替代弹性。由于假设最终品生产商完全竞争, 意味着最终品生产商获得零利润, 从而求得总价格水平 P_t :

$$P_t = \left[\int_0^1 (P_t(i))^{-\frac{1}{\mu_{p,t}-1}} di \right]^{-(\mu_{p,t}-1)} \quad (3)$$

中间产品 $Y_t(i)$ 由中间产品生产商 i 生产, 假设为标准的 Cobb-Douglas 形式:

$$Y_t(i) = Z_t (u_t K_t(i))^\alpha L_t(i)^{1-\alpha} \quad (4)$$

其中, $K_t(i)$ 为资本, u_t 为可调整的资本利用率, $L_t(i)$ 为劳动时间。 Z_t 为外生的生产率冲击, 将在本部分的第(六)小节介绍。

中间商的实际成本 $S_t(Y) = r_t^k u_t K_t + w_t L_t$, 其中, r_t^k 为实际的资本租金率, w_t 为实际工资。则中间商的边际成本可以表示成 $mc_t = \partial S_t(Y)/\partial Y_t$, 在(4)式的约束下, 中间商成本最小化意味着:

$$\frac{u_t K_t}{L_t} = \frac{\alpha}{1-\alpha} \frac{w_t}{r_t^k} \quad (5)$$

$$mc_t = \alpha^{-\alpha} (1-\alpha)^{\alpha-1} (r_t^k)^\alpha w_t^{1-\alpha} / Z_t \quad (6)$$

中间商 t 期的利润: $\Pi_t(i) = (P_t(i) - mc_t P_t) Y_t(i)$, 中间商的优化问题也意味着其将在(2)式约束下, 选择 $\bar{P}_t(i)$ 最大化其利润现值:

$$\Pi_t(i) = E_t \left\{ \sum_{k=0}^{\infty} (\theta_p)^k \Lambda_{t,t+k} (\bar{P}_t(i) - mc_{t+k} P_{t+k}) Y_{t+k}(i) \right\}$$

其中, 贴现因子 $\Lambda_{t,t+k} = \beta^k \frac{\lambda_{t+k}}{\lambda_t} \frac{P_k}{P_{t+k}}$, $\frac{\lambda_{t+k}}{P_{t+k}}$ 为单位利润所带来的效用增量, 得到其一阶条件:

$$\sum_{k=0}^{\infty} (\theta_p)^k E_t \left\{ -\Lambda_{t,t+k} \frac{Y_{t+k}(i)}{\bar{P}_t (\mu_{p,t+k} - 1)} (\bar{P}_t - \mu_{p,t+k} mc_{t+k} P_{t+k}) \right\} = 0 \quad (7)$$

定义通货膨胀 $\pi_t = P_t/P_{t-1}$ 。为考察价格粘性对产出等的影响,假设中间商按照 Calvo(1983)调整价格, $(1 - \theta_p)$ 为能够在 t 期将价格调整为最优水平的厂商比例, 剩余 θ_p 比例的厂商沿用上一期的价格 P_{t-1} 。由(3)式可知总价格水平:

$$P_t = [(1 - \theta_p) \bar{P}_t^{-\frac{1}{\mu_{p,t}-1}} + \theta_p (P_{t-1})^{-\frac{1}{\mu_{p,t}-1}}]^{-(\mu_{p,t}-1)} \quad (8)$$

(二) 企业家

与 Bernanke *et al.* (1999) 的实际债务契约不同, 本文认为名义债务合同更符合竞争性银行的假设。而且名义债务合同使经济周期的风险从家庭向企业转移, 这对企业家风险中性、家庭风险厌恶的假设也是有效的处理。名义债务合同假设下, 家庭得到的收益不依赖于 t 期经济面临的各種冲击, 使得 Fisher (1933) 的债务—紧缩效应成立。而由信用摩擦引致的金融加速器效应, 关键在于理解企业家净财富的变动。模型中, 企业家净财富等于上一期的财富加上本期的资本租金净收入, 再加上本期折旧后的资本, 减去支付给银行的借款本息。若某个冲击使资本租金率下降, 企业家净财富会下降。同样, 价格下降会通过增加企业家的实际债务导致企业家净财富降低, 因此, 无论是资本租金率还是价格水平下降, 都会减少企业家净财富, 继而影响投资及产出。

在 t 期末, 企业家从资本品生产商那里购买数量为 K_{t+1} 的资本。由于资本 K_{t+1} 为前定变量, 在 t 期确定, 因此 K_{t+1} 的价格为 Q_t , 而资本品的名义价格 Q_t 由资本品生产商最优投资内生决定。为了生产资本品, 资本品生产商购买所需的投资 I_t 和折旧后的资本进行生产。借鉴 Christiano *et al.* (2003) 的方法, 通过投资调整成本 $\Phi(\cdot)$ 引入实际刚性, 资本的演进方程为:

$$K_{t+1}(i) = (1 - \delta)K_t(i) + \left[1 - \Phi\left(\frac{I_t(i)}{I_{t-1}(i)}\right) \right] I_t(i) \quad (9)$$

其中, δ 为资本折旧率, 稳态时资本调整成本和边际调整成本均为 0, 即 $\Phi(1) = \Phi'(1) = 0, \Phi''(\cdot) > 0$ 。调整成本形成一个变动的资本价格, 从而引起企业家净财富的波动。从(44)式可以看出, $1/\phi_t$ 是投资关于资本价格的弹性。假设资本品折旧后成为新资本品的转换率为 1, 则新旧资本品的价格相同, 资本品生产商选择投资以最大化其利润:

$$\max_{I_t} E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{\lambda_t}{P_t} [Q_t K_{t+1} - Q_t (1 - \delta) K_t - P_t I_t] \right\}$$

得到资本品生产商最优决策的一阶条件 ($q_t = Q_t/P_t$ 表示资本品的实际价格):

$$q_t \left[\left(1 - \Phi \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} \right) - \Phi' \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} \right) \frac{I_t}{I_{t-1}} \right) \right] - 1 = -\beta E_t \left\{ q_{t+1} \Phi' \left(\frac{I_{t+1}}{I_t} \right) \left(\frac{I_{t+1}}{I_t} \right)^2 \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \right\} \quad (10)$$

假设企业家净财富为 N_t , 企业家资本运作的资本需求量为 $Q_t K_{t+1}$, 如果其资本运作能力使得利润最大化所需的资本量大于其拥有的净财富, 则不足部分需要向银行贷款, 贷款量记为 B_t , 因此,

$$B_{t+1} = Q_t K_{t+1} - N_{t+1} \quad (11)$$

令 R_t^k 表示经济中所有企业的平均回报, 单个企业家 j 面临不同的收益冲击 ω^j , 使得企业家 j 的收益为 $\omega^j R_t^k$ 。假定 ω^j 服从对数正态分布, $\ln(\omega_t^j) \sim N(-0.5\sigma_t^2, \sigma_t^2)^{[1]}$, 其分布函数为 $F_t(\omega^j)$, $E\{\omega^j\} = 1$ 。为将全部企业作为整体进行研究, 引入 ω^j 独立同分布的假设, 使得总量企业与单个企业的关系不依赖于单个收益冲击 ω^j 的分布。同时, 为考察企业家风险对经济波动的潜在影响, 假设企业家收益冲击 ω_t 的波动率 σ_t 也是一个随机冲击, 将在本部分的第(六)小节介绍。因为信用摩擦的存在, ω^j 只有企业自己能观测到而银行不知道。一旦企业破产, 银行只能收回部分资金。定义企业的违约阈值(即企业有能力归还银行贷款的下限) $\bar{\omega}$ 为:

$$\bar{\omega}_{t+1} R_{t+1}^k Q_t K_{t+1} = R_{t+1}^b B_{t+1} \quad (12)$$

其中, R_{t+1}^b 为银行的贷款利率。当 $\omega_t \geq \bar{\omega}_t$ 时, 企业支付银行本息 $R_t^b B_t$; 当 $\omega_t < \bar{\omega}_t$ 时, 企业破产违约发生, 企业的全部资产 $\omega_{t+1} R_{t+1}^k Q_t K_{t+1}$ 归银行所有, 但由于信息不对称, 银行需要支付 $\eta_{t+1} \omega_{t+1} R_{t+1}^k Q_t K_{t+1}$ 的审核成本用以对破产企业剩余资产进行审核, 那么, 银行最终得到的数额为 $(1 - \eta_{t+1}) \omega_{t+1} R_{t+1}^k Q_t K_{t+1}$ 。这里 η_t 为企业的违约损失率冲击, 将在本部分的第(六)小节介绍。因为银行风险中性, 意味着银行的期望收益将等于其机会成本(银行的机会成本是无风险利率 R_t), 即满足:

[1] 这里沿用 Bernanke *et al.* (1999) 的假设, 即 ω^j 服从对数正态分布, $\ln(\omega_t^j) \sim N(-0.5\sigma_t^2, \sigma_t^2)$, 这种假设下, 正好满足 $E\{\omega^j\} = 1$ 。由于单个企业家 j 的收益为 $\omega^j R_t^k$, 只有当 $E\{\omega^j\} = 1$ 时, 经济中所有企业家的平均回报等于 R_t^k 。

$$[1 - F_t(\bar{\omega}_{t+1}, \sigma_t)] R_{t+1}^b B_{t+1} + (1 - \eta_t) \int_0^{\bar{\omega}_{t+1}} \omega dF_t(\omega, \sigma) R_{t+1}^k Q_t K_{t+1} = R_{t+1} B_{t+1} \quad (13)$$

记

$$\begin{aligned} \Theta_t(\bar{\omega}_{t+1}, \sigma_t) &= \int_0^{\bar{\omega}_{t+1}} \omega dF_t(\omega) \Gamma_t(\bar{\omega}_{t+1}, \sigma_t) \\ &= \int_0^{\bar{\omega}_{t+1}} \omega dF_t(\omega) + \bar{\omega}_{t+1} \int_{\bar{\omega}_{t+1}}^{\infty} f(\omega) d\omega \end{aligned}$$

那么,企业的利润份额为 $1 - \Gamma_t(\bar{\omega}_{t+1}, \sigma_t)$, 银行的净利润份额为 $\Gamma_t(\bar{\omega}_{t+1}, \sigma_t) - \eta_{t+1} \Theta_t(\bar{\omega}_{t+1}, \sigma_t)$ 。可以将(13)式改写为:

$$[\Gamma_t(\bar{\omega}_{t+1}, \sigma_t) - \eta_{t+1} \Theta_t(\bar{\omega}_{t+1}, \sigma_t)] R_{t+1}^k Q_t K_{t+1} = R_{t+1} (Q_t K_{t+1} - N_{t+1}) \quad (14)$$

(14)式将是企业家进行最优合同设定的约束条件。

由于存在资本运作的风险及资本利用率的调整成本,企业家需要选择一个最优的资本利用率 u_t , 然后把 $(u_{t+1} K_{t+1})$ 的资本量租给中间品生产商供其生产, 收取资本租金 $(r_{t+1}^k u_{t+1} K_{t+1})$, 同时支付 $a(u_{t+1}) P_{t+1} K_{t+1}$ 的资本利用率调整成本。所以,企业家持有资本的回报可表示为:

$$R_{t+1}^k = \frac{u_{t+1} r_{t+1}^k - a(u_{t+1}) + (1 - \delta) q_{t+1}}{q_t} \frac{P_{t+1}}{P_t} \quad (15)$$

企业家对最优资本利用率的选择可简化为最大化持有资本的现金流:

$$\max_{u_t} E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{\lambda_t}{P_t} [[u_t r_t^k - a(u_t)] P_t K_t] \right\} \quad (16)$$

得到企业家最优资本利用率 u_t 的一阶条件:

$$r_t^k = a'(u_t) \quad (17)$$

稳态时,资本利用率 $u = 1$, $a'(1) = r^k$, 且调整成本为零, 即 $a(1) = 0$ 。记 $a''(1)/a'(1) = \phi_u$, $\phi_u > 0$ 。从(45)式可以看出, $1/\phi_u$ 表示资本利用率关于资本租金率的弹性。

企业家的最优合同问题, 即在(14)式约束条件下选择 K_{t+1} 和 $\bar{\omega}_{t+1}$ 以最大化其利润, 构造拉格朗日函数:

$$\begin{aligned} \max_{K_{t+1}, \bar{\omega}_{t+1}} E_t \{ & [1 - \Gamma_t(\bar{\omega}_{t+1}, \sigma_t)] R_{t+1}^k Q_t K_{t+1} \\ & + \xi_{t+1} [[\Gamma_t(\bar{\omega}_{t+1}, \sigma_t) - \eta_{t+1} \Theta_t(\bar{\omega}_{t+1}, \sigma_t)] R_{t+1}^k Q_t K_{t+1} \\ & - R_{t+1} (Q_t K_{t+1} - N_{t+1})] \} \end{aligned}$$

得到企业家最优合同的一阶条件:

$$E_t \left\{ [1 - \Gamma_t(\bar{\omega}_{t+1}, \sigma_t)] \frac{R_{t+1}^k}{R_{t+1}} + \xi_{t+1} \left([\Gamma_t(\bar{\omega}_{t+1}, \sigma_t) - \eta_{t+1} \Theta_t(\bar{\omega}_{t+1}, \sigma_t)] \frac{R_{t+1}^k}{R_{t+1}} - 1 \right) \right\} = 0 \quad (18)$$

$$- \Gamma_{\bar{\omega},t}(\bar{\omega}_{t+1}, \sigma_t) + \xi_{t+1} [\Gamma_{\bar{\omega},t}(\bar{\omega}_{t+1}, \sigma_t) - \eta_{t+1} \Theta_{\bar{\omega},t}(\bar{\omega}_{t+1}, \sigma_t)] = 0 \quad (19)$$

其中, ξ_{t+1} 为银行零利润约束的乘子, $\Gamma_{\bar{\omega},t}$ 为 $\Gamma_t(\bar{\omega}, \sigma)$ 关于 $\bar{\omega}$ 的一阶偏导, $\Theta_{\bar{\omega},t}$ 为 $\Theta_t(\bar{\omega}, \sigma)$ 关于 $\bar{\omega}$ 的一阶偏导。结合(18)、(19)式消去 ξ_{t+1} , 可得到:

$$E_t \left\{ [1 - \Gamma_t(\bar{\omega}_{t+1}, \sigma_t)] \frac{R_{t+1}^k}{R_{t+1}} + \frac{\Gamma_{\bar{\omega},t}(\bar{\omega}_{t+1}, \sigma_t)}{\Gamma_{\bar{\omega},t}(\bar{\omega}_{t+1}, \sigma_t) - \eta_{t+1} \Theta_{\bar{\omega},t}(\bar{\omega}_{t+1}, \sigma_t)} \cdot \left([\Gamma_t(\bar{\omega}_{t+1}, \sigma_t) - \eta_{t+1} \Theta_t(\bar{\omega}_{t+1}, \sigma_t)] \frac{R_{t+1}^k}{R_{t+1}} - 1 \right) \right\} = 0 \quad (20)$$

企业家在 $(t+1)$ 期的资产 V_{t+1} 可以表示为:

$$\begin{aligned} V_{t+1} &= R_{t+1}^k Q_t K_{t+1} - \{ [1 - F_t(\bar{\omega}_{t+1}, \sigma_t)] \bar{\omega}_{t+1} + \int_0^{\bar{\omega}_{t+1}} \omega dF_t(\omega) \} R_{t+1}^k Q_t K_{t+1} \\ &= R_{t+1}^k Q_t K_{t+1} - \{ [1 - F_t(\bar{\omega}_{t+1}, \sigma_t)] \bar{\omega}_{t+1} \\ &\quad + (1 - \eta_{t+1}) \int_0^{\bar{\omega}_{t+1}} \omega dF_t(\omega) + \eta_{t+1} \int_0^{\bar{\omega}_{t+1}} \omega dF_t(\omega) \} R_{t+1}^k Q_t K_{t+1} \end{aligned} \quad (21)$$

(21) 式的第一项为企业家持有资本的总回报, 第二项为企业家在违约与不违约两种情形下对银行的平均支付。因为

$$\{ [1 - F_t(\bar{\omega}_{t+1}, \sigma_t)] \bar{\omega}_{t+1} + (1 - \eta_{t+1}) \int_0^{\bar{\omega}_{t+1}} \omega dF_t(\omega) \} R_{t+1}^k Q_t K_{t+1}$$

正好是银行的期望收益, 结合(11)、(13)式, 可以将(21)式改写为:

$$V_{t+1} = R_{t+1}^k Q_t K_{t+1} - \left(R_{t+1} + \frac{\eta_{t+1} \int_0^{\bar{\omega}_{t+1}} \omega dF_t(\omega) R_{t+1}^k Q_t K_{t+1}}{Q_t K_{t+1} - N_{t+1}} \right) (Q_t K_{t+1} - N_{t+1}) \quad (22)$$

(22) 式中的 $\eta_{t+1} \int_0^{\bar{\omega}_{t+1}} \omega dF_t(\omega) R_{t+1}^k Q_t K_{t+1}$ 即为信用利差 (credit spread), 即通常所说的外部融资升水, 它是企业的外部融资成本与内部融资成本的差额, 其直接影响企业家的投资决策, 并最终影响到产出。

为保证信贷约束存在的合理性, 防止无限寿命的企业家经过资本积累实现完全的内部融资, 假设每期有 $(1 - \gamma_t)$ 比例的企业被淘汰, 同时新的企业进入使

企业总数不变。 γ_t 为企业家的生存率,是一随机冲击,将在本部分的第(六)小节介绍。在 t 期被淘汰的厂商,他们会消费掉企业家的资产 $(1 - \gamma_t)V_t$,记为企业消费 C_t^e 。所以,全部企业的净财富 $N_{t+1} = \gamma_t V_t$ 。

$$N_{t+1} = \gamma_t \left[R_t^k Q_{t-1} K_t - \left(R_t + \frac{\eta_t \int_0^{\bar{\omega}_t} \omega dF_{t-1}(\omega) R_t^k Q_{t-1} K_t}{Q_{t-1} K_t - N_t} \right) (Q_{t-1} K_t - N_t) \right] \quad (23)$$

$$P_t C_t^e = (1 - \gamma_t) V_t \quad (24)$$

(三) 家庭

假设经济中存在无穷无限寿命的异质家庭(异质体现在差别劳动力的供给上),家庭的决策问题是在其预算约束条件下最大化自己一生的效用:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U\left(C_t, \frac{M_t}{P_t}, L_t\right), \quad 0 < \beta < 1$$

为家庭的主观贴现因子。为便于分析,假设家庭的即期效用为如下的可分可加形式:

$$U\left(C_t, \frac{M_t}{P_t}, L_t\right) = a_t \ln(C_t - hC_{t-1}) + b_t \ln(M_t/P_t) - \frac{L_t^{1+\sigma_L}}{1+\sigma_L} \quad (25)$$

其中, h 为消费习惯, h 越大说明家庭越注重消费的平滑。Boldrin *et al.* (2001)认为,引入消费习惯能够更好地解释外部融资升水和其他信贷市场的统计特征。 a_t 和 b_t 分别表示消费需求冲击和货币需求冲击,将在本部分的第(六)小节介绍。

家庭当期财富包括收益率为 R_t 的银行存款 D_t 、上期末的货币 M_{t-1} 、状态依存债券 A_{t-1} (它保证了异质家庭会选择相同的消费、现金以及存款,但劳动市场摩擦使家庭的劳动供给并不相同)、公司红利 Π_t 、劳动报酬 $w_t P_t L_t$ 以及政府的一次性转移支付 X_t ,这些财富分配给当期的消费 C_t 、在下一期到期的银行存款 D_{t+1} 和现金持有量 M_t 。因此,家庭的跨期预算约束可表示为:

$$\frac{R_t D_t + M_{t-1} + A_{t-1} + \Pi_t + w_t P_t L_t + X_t}{P_t} \geq C_t + \frac{D_{t+1} + M_t}{P_t} \quad (26)$$

家庭将选择消费 C_t 、货币持有量 M_t 、存款 D_t 及工资 W_t 实现效用的最大化,得到其一阶条件:

$$a_t (C_t - hC_{t-1})^{-1} - \beta h E_t \{ a_{t+1} (C_{t+1} - hC_t)^{-1} \} = \lambda_t \quad (27)$$

$$b_t \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{-1} - \lambda_t + \beta E_t \left\{ \lambda_{t+1} \frac{P_t}{P_{t+1}} \right\} = 0 \quad (28)$$

$$E_t \left\{ \frac{1}{R_{t+1}} \right\} = \beta E_t \left\{ \frac{\lambda_{t+1} P_t}{\lambda_t P_{t+1}} \right\} \quad (29)$$

由(28)、(29)式可得到:

$$\frac{b_t (M_t/P_t)^{-1}}{\lambda_t} = 1 - E_t \left\{ \frac{1}{R_{t+1}} \right\} \quad (30)$$

其中, λ_t 为 t 期预算约束的拉格朗日乘子, (27) 式表明拉格朗日乘子等于消费的边际效用。(29) 式近似于 IS 曲线, (30) 式在线性化后便是本文的货币需求方程。

差别劳动意味着劳动市场垄断竞争, 家庭是工资的决定者。家庭最优工资的选择同中间商最优定价的思想一致, 假设存在劳动品生产商, 劳动 L_t 由劳动品生产商按照如下的方式生产:

$$L_t = \left[\int_0^1 (L_t(i))^{\frac{1}{\mu_{w,t}}} di \right]^{\mu_{w,t}} \quad (31)$$

其中, $L_t(i)$ 是单个家庭 i 提供的异质劳动。 $\mu_{w,t}$ 是工资加成比例, 也是模型的外生冲击之一, 将在本部分第(六)小节介绍。家庭的垄断力越强, $\mu_{w,t}$ 越大。劳动品生产商在(31)式的约束条件下最大化其利润:

$$\Pi_t(i) = W_t L_t - \int_0^1 W_t(i) L_t(i) di \quad (32)$$

得到如下一阶条件:

$$L_t(i) = \left(\frac{W_t(i)}{W_t} \right)^{-\frac{\mu_{w,t}}{\mu_{w,t}-1}} L_t \quad (33)$$

(33) 式即为劳动品生产商对中间劳动 $L_t(i)$ 的需求函数。完全竞争的劳动品最终生产商获得零平均利润, 求出总的工资水平为:

$$W_t = \left[\int_0^1 (W_t(i))^{-\frac{1}{\mu_{w,t}-1}} di \right]^{-(\mu_{w,t}-1)} \quad (34)$$

在(33)式和(26)式的约束下, 家庭选择最优工资 $\tilde{W}_t$ 以最大化其效用:

$$\max E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \theta_w)^k \left[U \left(C_t, \frac{M_t}{P_t}, L_t \right) \right] \quad (35)$$

得到如下的一阶条件:

$$\sum_{k=0}^{\infty} (\beta \theta_w)^k E_t \left\{ - \frac{L_{t+k}(i) \lambda_{t+k}}{(\mu_{w,t+k} - 1) \tilde{W}_t} \left(\frac{\tilde{W}_t}{P_{t+k}} + \mu_{w,t+k} \frac{U_{L_{t+k}(i)}}{\lambda_{t+k}} \right) \right\} = 0 \quad (36)$$

为体现工资的粘性特质, 假设家庭按照 Calvo (1983) 调整工资, $(1 - \theta_w)$ 为能够在 t 期将工资调整为最优水平的比例, 剩余 θ_w 比例的家庭沿用上一期的工

资 W_{t-1} 。那么总的工资水平为

$$W_t = [(1 - \theta_w) \bar{W}_t^{-\frac{1}{(\mu_{w,t}-1)}} + \theta_w (W_{t-1})^{-\frac{1}{(\mu_{w,t}-1)}}]^{-\frac{1}{(\mu_{w,t}-1)}} \quad (37)$$

(四) 中央银行

考虑到我国长期以来采用数量型的货币政策,并且货币供应在很大程度上内生决定,本文借鉴 Ireland(1997)的方法,假设货币供应对通货膨胀和产出关于其稳态的偏离做出内生的反应,同时央行也外生地干预货币的供应,从而货币供应机制设定为:

$$\ln(M_t/M) = \rho_m \ln(M_{t-1}/M) + \phi_\pi \ln(\pi_t/\pi) + \phi_y \ln(Y_t/Y) + \varepsilon_t^m \quad (38)$$

其中, M 、 π 和 Y 表示稳态的货币供应、通货膨胀和产出水平, ε_t^m 是货币政策的外生冲击。

此外,根据家庭的预算约束可推出社会总资源约束:

$$Y_t = C_t + C_t^e + I_t + a(u_t)K_t + \eta_t \int_0^{\bar{\omega}} \omega dF_{t-1}(\omega) R_t^k \frac{Q_{t-1}K_t}{P_t} \quad (39)$$

即社会产出被用于家庭消费、企业消费、投资、资本利用率调整成本和企业家的违约损失。

(五) 外生冲击

模型共包含九个外生冲击,分别是违约损失率冲击 η_t 、企业家收益的波动率冲击 σ_t 、企业家的生存率冲击 γ_t 、生产率冲击 Z_t 、价格加成冲击 $\mu_{p,t}$ 、工资加成冲击 $\mu_{w,t}$ 、消费需求冲击 a_t 、货币需求冲击 b_t 和货币政策冲击,除货币政策冲击外,假设其他八种外生冲击均服从 AR(1) 过程。因为价格加成 $\mu_{p,t} > 1$, 工资加成 $\mu_{w,t} > 1$, 审核成本 $0 < \eta_t < 1$, 企业生存率 $0 < \gamma_t < 1$, 经过适当的变换,令 $\mu_{p,t} = 1 + g_t$, $\mu_{w,t} = 1 + t_t$, $\eta_t = \frac{s_t}{1 + s_t}$, $\gamma_t = \frac{x_t}{1 + x_t}$, 那么对应变量满足 $(0, \infty)$ 的定义域。令 $y_t = [\ln g_t \quad \ln t_t \quad \ln Z_t \quad \ln a_t \quad \ln b_t \quad \ln s_t \quad \ln \sigma_t \quad \ln x_t]'$, 假设 y_t 服从如下的过程:

$$y_t = (E - \Gamma)y + \Gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$$

E 表示 8×8 的单位矩阵, 外生冲击的持久性参数矩阵 $\Gamma = \text{diag}\{\rho_g, \rho_t, \rho_z, \rho_a, \rho_b, \rho_s, \rho_\sigma, \rho_x\}$, 随机扰动项 $\varepsilon_t = [\varepsilon_t^g \quad \varepsilon_t^t \quad \varepsilon_t^z \quad \varepsilon_t^a \quad \varepsilon_t^b \quad \varepsilon_t^s \quad \varepsilon_t^\sigma \quad \varepsilon_t^x]'$, 假设它们相互独立且均值为 0, 标准差分别为 $\sigma_g, \sigma_t, \sigma_z, \sigma_a, \sigma_b, \sigma_s, \sigma_\sigma, \sigma_x$ 的白噪音。

(六) 对数线性化

在对称性均衡条件下, $P_t(i) = P_t, Y_t(i) = Y_t, K_t(i) = K_t, L_t(i) = L_t, \Pi_t(i) = \Pi_t$; 当政府预算约束平衡时, 政府对家庭的转移支付等于其发行货币的收入, 即 $X_t = M_t - M_{t-1}$ 。信贷市场均衡则满足 $B_t = D_t$ 。此外, 稳态时参数满足如下关系:

$$R = 1/\beta, \quad \pi = 1, \quad I = \delta K, \quad r^k = R^k - (1 - \delta)$$

$$\frac{R^k}{R} = \frac{(1 - \Gamma)(\Gamma_{\bar{\omega}} - \eta\Theta_{\bar{\omega}})}{\Gamma_{\bar{\omega}}} + (\Gamma - \eta\Theta)$$

$$1 = c_y + \left(\frac{1 - \gamma}{\gamma} \frac{N}{QK} + \delta + \eta\Theta R^k \right) k_y$$

$$\frac{QK}{N} - 1 = \frac{\Gamma - \eta\Theta}{1 - \Gamma} \frac{\Gamma_{\bar{\omega}}}{\Gamma_{\bar{\omega}} - \eta\Theta_{\bar{\omega}}}$$

$$\gamma = \frac{\Gamma_{\bar{\omega}} - \eta\Theta_{\bar{\omega}}}{R\Gamma_{\bar{\omega}}}, \quad a'(1) = r^k$$

除外生冲击外, 本文的 DSGE 模型包含 18 个内生变量和 18 个方程。对这 18 个方程进行对数线性化的一阶逼近, 不带下脚标的大写字母表示其稳态值, 如 Y 表示产出 Y_t 在零通胀的稳态值, 变量上方的“ $\hat{\cdot}$ ”表示变量对其稳态的偏离, 如 $\hat{Y}_t = \ln(Y_t/Y)$ 。模型经过对数线性化得到如下的 (40) — (57) 式:

$$\hat{Y}_t = \hat{Z}_t + \alpha(\hat{u}_t + \hat{K}_t) + (1 - \alpha)\hat{L}_t \quad (40)$$

$$\hat{u}_t + \hat{K}_t - \hat{L}_t = \hat{w}_t - \hat{r}_t^k \quad (41)$$

$$\hat{\pi}_t = \beta E_t \{ \hat{\pi}_{t+1} \} + \frac{(1 - \theta_p)(1 - \beta\theta_p)}{\theta_p} (\hat{\mu}_{p,t} + \alpha\hat{r}_t^k + (1 - \alpha)\hat{w}_t - \hat{Z}_t) \quad (42)$$

$$\hat{l}_t = \frac{1}{\delta} (\hat{K}_{t+1} - (1 - \delta)\hat{K}_t) \quad (43)$$

$$\hat{l}_t = \frac{\beta}{1 + \beta} E_t \{ \hat{l}_{t+1} \} + \frac{1}{1 + \beta} \hat{l}_{t-1} + \frac{1}{\phi_t(1 + \beta)} \hat{q}_t \quad (44)$$

$$\hat{r}_t^k = \phi_u \hat{u}_t \quad (45)$$

$$\begin{aligned} & \left(\frac{qK}{n} - 1 \right) \left[\hat{R}_{t+1}^k - \hat{R}_{t+1} + \frac{(\Gamma_{\bar{\omega}} - \eta\Theta_{\bar{\omega}})\bar{\omega}\hat{\bar{\omega}}_{t+1} + (\Gamma_{\sigma} - \eta\Theta_{\sigma})\sigma\hat{\sigma}_t - \Theta\eta\hat{\eta}_{t+1}}{\Gamma - \eta\Theta} \right] \\ & = \hat{q}_t + \hat{K}_{t+1} - \hat{n}_{t+1} \end{aligned} \quad (46)$$

$$E_t \left\{ \frac{\Gamma_{\bar{\omega}}}{\Gamma_{\bar{\omega}} - \eta\Theta_{\bar{\omega}}} (\hat{R}_{t+1}^k - \hat{R}_{t+1}) - (1 - \Gamma) \frac{R^k}{R} \left[\left(\frac{\Gamma_{\bar{\omega}\bar{\omega}}}{\Gamma_{\bar{\omega}}} - \frac{\Gamma_{\bar{\omega}\bar{\omega}} - \eta\Theta_{\bar{\omega}\bar{\omega}}}{\Gamma_{\bar{\omega}} - \eta\Theta_{\bar{\omega}}} \right) \bar{\omega} \hat{\bar{\omega}}_{t+1} \right] \right\}$$

$$+ \left(\frac{\Gamma_{\bar{\omega}\sigma}}{\Gamma_{\bar{\omega}}} - \frac{\Gamma_{\bar{\omega}\sigma} - \eta\Theta_{\bar{\omega}\sigma}}{\Gamma_{\bar{\omega}} - \eta\Theta_{\bar{\omega}}} \right) \sigma \hat{\sigma}_t \Big] + \left[\frac{\Gamma_{\bar{\omega}}(\Gamma_{\sigma} - \eta\Theta_{\sigma})}{\Gamma_{\bar{\omega}} - \eta\Theta_{\bar{\omega}}} - \Gamma_{\sigma} \right] \frac{R^k}{R} \sigma \hat{\sigma}_t$$

$$- \left[(1 - \Gamma) \frac{\Theta_{\bar{\omega}}}{\Gamma_{\bar{\omega}} - \eta\Theta_{\bar{\omega}}} + \frac{\Gamma_{\bar{\omega}}\Theta}{\Gamma_{\bar{\omega}} - \eta\Theta_{\bar{\omega}}} \right] \frac{R^k}{R} \eta \hat{\eta}_{t+1} \Big\} = 0 \quad (47)$$

$$\hat{R}_{t+1}^k + \hat{q}_t = \frac{(1 - \delta)q}{(1 - \delta)q + r^k} \hat{q}_{t+1} + \frac{r^k}{(1 - \delta)q + r^k} \hat{r}_{t+1}^k + \hat{\pi}_{t+1} \quad (48)$$

$$\hat{n}_{t+1} + \hat{\pi}_t = \hat{\gamma}_t + \frac{\gamma(R^k - R)qK}{n} (\hat{q}_{t-1} + \hat{K}_t) + \frac{\gamma R^k qK}{n} \hat{R}_t^k - \frac{\gamma R(qK - n)}{n} \hat{R}_t$$

$$+ \gamma R \hat{n}_t - \frac{\gamma \eta \Theta R^k qK}{n} \left(\hat{\eta}_t + \hat{R}_t^k + \hat{q}_{t-1} + \hat{K}_t + \frac{\Theta_{\bar{\omega}} \bar{\omega} \hat{\bar{\omega}}_t + \Theta_{\sigma} \sigma \hat{\sigma}_{t-1}}{\Theta} \right) \quad (49)$$

$$\hat{\lambda}_t = \frac{1}{1 - \beta h} \left[\hat{a}_t - \frac{1}{1 - h} (\hat{C}_t - h \hat{C}_{t-1}) \right] - \frac{\beta h}{1 - \beta h} E_t \left\{ \hat{a}_{t+1} - \frac{1}{1 - h} (\hat{C}_{t+1} - h \hat{C}_t) \right\} \quad (50)$$

$$(\hat{b}_t - \hat{m}_t) - \hat{\lambda}_t = \frac{\beta}{1 - \beta} E_t \{ \hat{R}_{t+1} \} \quad (51)$$

$$E_t \{ \hat{\lambda}_{t+1} - \hat{\lambda}_t - \hat{\pi}_{t+1} + \hat{R}_{t+1} \} = 0 \quad (52)$$

$$\hat{w}_t = \frac{\beta}{1 + \beta} E_t \{ \hat{w}_{t+1} + \hat{\pi}_{t+1} \} + \frac{1}{1 + \beta} \hat{w}_{t-1} - \frac{1}{1 + \beta} \hat{\pi}_t$$

$$- \frac{(1 - \beta \theta_w)(1 - \theta_w)}{\theta_w(1 + \beta)(1 + \sigma_L \mu_w / (\mu_w - 1))} (\hat{w}_t - \hat{\mu}_w - \sigma_L \hat{L}_t + \hat{\lambda}_t) \quad (53)$$

$$\hat{M}_t = \rho_m \hat{M}_{t-1} + \phi_{\pi} \hat{\pi}_t + \phi_y \hat{Y}_t + \varepsilon_t^m \quad (54)$$

$$\hat{M}_t - \hat{M}_{t-1} - \hat{\pi}_t = \hat{m}_t - \hat{m}_{t-1} \quad (55)$$

$$\hat{Y}_t = c_y \hat{C}_t + i_y \hat{I}_t + k_y a'(1) \hat{u}_t$$

$$+ \frac{\eta \Theta R^k K}{Y} \left(\hat{\eta}_t + \hat{R}_t^k + \hat{q}_{t-1} + \hat{K}_t + \frac{\Theta_{\bar{\omega}} \bar{\omega} \hat{\bar{\omega}}_t + \Theta_{\sigma} \sigma \hat{\sigma}_{t-1}}{\Theta} \right) \quad (56)$$

$$\frac{qK}{n} (\hat{q}_{t-1} + \hat{K}_t - \hat{b}_t) = \hat{n}_t - \hat{b}_t \quad (57)$$

$$\hat{E}_t = \beta E_t \{ \hat{E}_{t+1} \} + \frac{(1 - \theta_e)(1 - \beta \theta_e)}{\theta_e} (\hat{L}_t - \hat{E}_t) \quad (58)$$

其中, $n_t = N_t/P_t$, $b_t = B_t/P_t$, 分别表示企业家财富和银行信贷的实际量。(56) 式中, $c_y = C/Y$, $k_y = K/Y$, $i_y = I/Y$ 。模型中的 L_t 表示劳动时间, 而本文的可观察变量是就业人数 E_t , 借鉴 Smets and Wouters(2003) 的做法, 通过(58)式把劳动时间 L_t

和就业人数 E_t 联系起来, $(1 - \theta_e)$ 是能够将劳动时间调整为最优的厂商比例。

对数线性化之后的 DSGE 模型含有期望符号, 运用 Klein (2000) 的方法求解, 将模型的解表示成状态空间形式, 然后建立刻画可观察变量与状态变量之间关系的测量方程。在完成了模型的求解之后, 接下来进行模型参数估计。

三、模型参数估计与分析

(一) 模型的估计方法

模型估计较常用的两种方法是极大似然法和贝叶斯法。基于 Kalman 滤波算法的极大似然参数估计, 变量中所有的信息都得到了应用, 能够精确地刻画真实世界中的数据生成过程。而本文采用的贝叶斯估计, 相对于极大似然估计的优势体现在: (1) 将先验信息作为估计的权重, 可以避免估计值只是局部最大而不是全局最大; (2) 先验信息可以帮助识别参数; (3) 可通过加入冲击来解决模型的误设问题, 将这些冲击看作观测误差; (4) 可用于模型的比较。

根据贝叶斯定理, 不可观测的参数 θ 的联合后验分布密度可以表示为参数的联合先验分布密度 $p(\theta)$ 与可观测变量的联合分布 (即模型的似然函数 $L(\theta|Y^T)$) 的乘积, 即:

$$p(\theta|Y^T) = \frac{p(Y^T|\theta)p(\theta)}{\int p(Y^T|\theta)p(\theta)} \propto p(Y^T|\theta)p(\theta) \propto L(\theta|Y^T)p(\theta) \equiv \kappa(\theta|Y^T)$$

其中, $L(\theta|Y^T)$ 表示似然函数, $\kappa(\theta|Y^T)$ 表示后验密度核。贝叶斯估计的基本步骤: (1) 以 T 时刻以前的观察数据 Y^T 和参数 θ 的数值集为条件, 运用 Kalman 滤波计算后验分布的对数后验密度核 $\ln \kappa(\theta|Y^T) = \ln L(\theta|Y^T) + \ln p(\theta)$ 。(2) 求解一组参数值以最大化对数后验密度核, 这组参数值便是结构参数 θ 的后验众数 (Posterior Mode)。(3) 以后验众数为抽样的起点, 运用随机漫步 Metropolis-Hastings 算法 (以下简称 MH 算法) 估计参数后验分布的均值和方差。MH 算法运用马尔科夫蒙特卡洛 (Markov Chain Monte Carlo, MCMC) 随机抽取一个大样本模拟后验分布密度函数, 生成具有马尔科夫特性的样本集, 而需要获得的关于后验分布的任何信息都可以通过样本计算得到, 具体的算法参见 An and Schorfheide (2005)。

贝叶斯推断的模型比较是基于不同模型的边缘数据密度 (Marginal Data Density), 也即前面提到的后验密度核。假设有 $i = 1, \dots, m$, 第 i 个模型的边缘数据密度可表示为:

$$w_i(Y^T) = \int_{\theta_i} p_i(Y^T, \theta_i) d\theta_i = \int_{\theta_i} p_i(Y^T | \theta_i) p(\theta_i) d\theta_i$$

如果假设每种模型有相等的先验概率,两种模型的后验机会比(Posterior Odd Ratio)简化为 w_i/w_j ,从直观判断,边缘数据密度大的模型更具优越性。本文报告的边缘数据密度同样基于 MH 算法抽样,根据 Geweke(1999)提出的修正调和均值估计(Harmonic Mean Estimator)作为其近似。本文实证部分运用 DY-NARE-4.0.2 工具箱,在 MATLAB-7.6 环境中编程完成。

(二) 数据处理

研究经济波动的文献一般选用季度数据,因为年度数据去掉了周期波动的信息而不适合用于分析经济波动问题。虽然季度数据存在季节因素,但 BP 滤波(Band-Pass Filter)方法能方便地解决这一问题。本文选用了 1992Q1—2009Q2 的季度数据,并用 BP 滤波^[2]对原始季度数据进行去势(detrend)和季节性处理。与 Baxter and King(1999)的做法相同,数据经过 BP(6,32)滤波处理,保留了周期从 6 个到 32 个季度的分量,去掉了周期小于一年半的季节性分量和周期大于八年的趋势性分量。

本文模型中的实际产出、实际消费、通货膨胀、货币供应量、实际工资、就业人数、企业家净财富(实际量)和银行贷款(实际量),分别选用实际 GDP、实际社会消费品零售总量、消费者物价指数 CPI、广义货币供应量 M2、全部从业人员实际平均工资^[3]、城镇单位就业人数、实际股票市价总值^[4]、实际金融机构各项贷款余额代替。数据取自 CCER 数据库和中经网统计数据库,1996 年前缺失的 CPI 数据由谢安(1998)提供的数据补齐。我国最早从 1992 年第 1 季度正式公布 GDP 季度数据,所以全部的数据都从 1992 年第 1 季度开始。因为价格指数的原始数据为月度环比 CPI,作者根据月度环比 CPI 与季度环比 CPI 的关系推算出季度环比 CPI 的数据。^[5] 由于缺少 GDP 平减指数的数据,文中用定基 CPI 折算名义 GDP、名义消费品零售总额、从业人员平均工资、股票市价总值、金融机构各项贷款余额得到对应变量的实际值。对数线性化模型的可观察变量

[2] BP 滤波的处理方法具体可参考 Baxter and King(1999)。

[3] 本文用全部从业人员劳动报酬除以城镇单位就业人数,得到从业人员平均工资。

[4] 用沪深两市的股票市价总值作为企业家净财富的代理变量并不完全准确,因为模型中企业家并没有发行股票融资,而是通过自我积累和向银行借款的方式融资。但考虑到也没有更好的办法得到企业家净财富的度量,故而以股票市价总值作为企业家净财富的间接度量指标, Bernanke et al. (1999) 以及 Christiano et al. (2003) 也曾采用股指作为企业家净财富的近似。

[5] 具体的计算方法是由原始数据的月度环比 CPI 计算得到月度定基 CPI,再由月度定基 CPI 得到季度定基 CPI,最后由季度定基 CPI 得到季度环比 CPI,定基指数取 1991Q4 为基期。

对应于产出、消费、通货膨胀、货币供应量、工资、就业人数、企业家净财富及银行贷款数据取对数后进行 BP(6,32) 滤波再减去均值后的数值。

(三) 参数的先验分布假设与贝叶斯估计结果

受数据信息量的限制,贝叶斯方法也无法有效地估计所有的结构参数,为此在参数估计前校准了部分参数。主观贴现因子稳态时满足 $\beta = 1/R$, 稳态利率 $(R-1)$ 用我国 7 天同业拆借年利率的均值近似(约为 4.12%),除以 4 后得到季度利率,因此 β 校准为 0.9897。参照劳动者报酬占国内生产总值的比重,我们取生产函数中资本的产出弹性(即资本份额) α 值为 1/2(在国外的文献中取值常在 2/3 左右,但是我国劳动力资源相对丰富,劳动的产出弹性要比 2/3 小);参考陈昆亭和龚六堂(2006),资本折旧率 δ 取 0.025,相应的年折旧率为 10%;参考 Smets and Wouters(2003),厂商的劳动粘性 θ_e 为 0.75;参考 Bernanke *et al.* (1999),企业家违约率 $F(\bar{\omega})$ 取 0.01。

表 1 的前 3 列给出了 30 个结构参数的先验分布信息,所有外生冲击标准差服从均值为 0.1、标准差为 2 的逆伽玛分布,所有外生冲击持久性参数服从先验均值为 0.5、标准差为 0.2 的贝塔分布。价格粘性参数 θ_p 和工资粘性参数 θ_w 的取值范围为 $[0,1]$ 之间,假设它们的先验分布是均值为 0.75、标准差为 0.1 的贝塔分布,这意味着事前假定的价格和工资的平均调整周期为 1 年。对于劳动供给弹性的倒数 σ_L ,假设其先验分布是均值为 2、标准差为 0.75 的正态分布;假设消费习惯参数 h 的先验分布是均值为 0.6、标准差为 0.1 的贝塔分布;假设工资加成比例 g 和工资加成比例 t 的先验分布是均值为 0.2、标准差为 0.5 的逆伽玛分布;假设投资弹性系数 ϕ_I 、资本利用率的弹性系数 ϕ_u 及货币政策对通货膨胀和产出的反应系数 ϕ_π 、 ϕ_y 都服从正态分布;假设企业家收益波动率 σ 服从均值为 0.265 的逆伽玛分布;银行的违约损失率 η 服从均值为 0.6 的贝塔分布。

表 1 的后 4 列给出贝叶斯后验分布的众数和基于 MH 算法(抽样 100 000 次并丢掉前 50 000 次)的均值、5% 和 95% 分位数及标准差。从估计结果来看,价格粘性参数 θ_p 的后验均值为 0.6988,工资粘性参数 θ_w 的后验均值为 0.6601,价格和工资的平均调整时间约为三个季度。劳动供给弹性的倒数 σ_L 的后验均值为 1.9298,厂商的价格加成比例 $\mu_{p,t}$ 的后验均值为 1.1696($\mu_p = 1 + g$),工资加成比例 $\mu_{w,t}$ 的后验均值为 1.6172($\mu_w = 1 + t$),消费习惯参数 h 的后验均值为 0.9145,表明家庭消费的刚性影响很大。 $1/\phi_I$ 表示投资关于资本价格的弹性, ϕ_I 的后验均值为 9.3336,说明投资对资本价格的变动并不敏感。资本利用率关于资本租金率弹性的倒数为 ϕ_u ,后验均值为 3.2265。企业收益的波动率 σ 的后验均值为 0.2271,与 Christiano *et al.* (2003) 的估计值相近。银行

的违约损失率 η 的后验均值为 0.5974,与先验分布的均值很接近,说明样本数据支持企业破产违约时银行损失率较高的先验假设。从外生冲击的持久性参数的估计结果来看,价格加成冲击的持续性系数 ρ_g 的后验均值最高,为 0.9324,而违约损失率冲击的持续性系数 ρ_s 的后验均值最低,为 0.4576。

表1 参数的先验分布与贝叶斯估计结果

参数	先验分布			后验分布				
	分布类型	先验均值	标准差	后验众数	后验均值	5%分位数	95%分位数	标准差
θ_p	贝塔分布	0.75	0.1	0.6865	0.6988	0.6606	0.7365	0.0190
θ_n	贝塔分布	0.75	0.1	0.6527	0.6601	0.5719	0.7450	0.0683
σ_L	正态分布	2	0.75	1.4152	1.9298	0.9125	2.8783	0.5210
g	逆伽玛分布	0.2	0.5	0.1362	0.1696	0.0725	0.2632	0.0604
t	逆伽玛分布	0.2	0.5	0.3853	0.6172	0.1744	1.1836	0.2916
h	贝塔分布	0.6	0.1	0.9192	0.9145	0.8902	0.9388	0.0151
ϕ_l	正态分布	7.69	1.5	9.2265	9.3336	7.2269	11.3830	1.2511
ϕ_n	正态分布	2	1.5	2.6967	3.2265	1.5165	4.9760	1.0907
ϕ_π	正态分布	-0.5	0.25	-0.1339	-0.1449	-0.3719	0.0848	0.1313
ϕ_y	正态分布	0.1	0.25	0.0157	0.0009	-0.0713	0.0733	0.0374
σ	逆伽玛分布	0.265	0.05	0.2276	0.2271	0.1977	0.2547	0.0176
η	贝塔分布	0.6	0.05	0.5945	0.5974	0.5294	0.6700	0.0459
ρ_g	贝塔分布	0.5	0.2	0.9529	0.9324	0.8912	0.9755	0.0135
ρ_z	贝塔分布	0.5	0.2	0.7405	0.7503	0.6894	0.8159	0.0364
ρ_s	贝塔分布	0.5	0.2	0.4832	0.4576	0.1625	0.7569	0.2465
ρ_a	贝塔分布	0.5	0.2	0.7026	0.6867	0.6008	0.7755	0.0544
ρ_b	贝塔分布	0.5	0.2	0.7460	0.7236	0.6645	0.7841	0.0317
ρ_i	贝塔分布	0.5	0.2	0.6827	0.7016	0.6268	0.7742	0.0413
ρ_m	贝塔分布	0.5	0.2	0.8749	0.8413	0.7408	0.9498	0.0582
ρ_σ	贝塔分布	0.5	0.2	0.7575	0.7175	0.6231	0.8140	0.0493
ρ_s	贝塔分布	0.5	0.2	0.7838	0.7752	0.7142	0.8391	0.0379
σ_g	逆伽玛分布	0.1	2	0.0712	0.0836	0.0395	0.1261	0.0287
σ_z	逆伽玛分布	0.1	2	0.0247	0.0252	0.0214	0.0291	0.0022
σ_s	逆伽玛分布	0.1	2	0.0458	0.0684	0.0229	0.1188	0.0185
σ_a	逆伽玛分布	0.1	2	0.0756	0.0761	0.0551	0.0967	0.0130
σ_b	逆伽玛分布	0.1	2	1.1127	1.2330	0.9448	1.5328	0.1538
σ_i	逆伽玛分布	0.1	2	0.6117	0.6354	0.2280	1.1390	0.3714
σ_m	逆伽玛分布	0.1	2	0.0122	0.0130	0.0118	0.0143	0.0010
σ_σ	逆伽玛分布	0.1	2	0.0324	0.0366	0.0288	0.0440	0.0039
σ_s	逆伽玛分布	0.1	2	0.1011	0.1024	0.0879	0.1171	0.0088

在货币政策的货币供应机制中,内生的货币供应对通货膨胀的反应系数 ϕ_π 的后验均值为 -0.1449,标准差为 0.1313,对产出的反应系数 ϕ_y 的后验均值为 0.0009,标准差为 0.0374。说明当通货膨胀上升偏离其稳态值时,央行将收紧货币供应以控制通货膨胀;而当产出增长偏离其稳态值时,央行将适度地增加货币供应量,以满足经济系统对货币的需求。但是从其标准差的估计结果看,内生的货币供应对通货膨胀和产出的反应系数并不显著。从货币政策冲击

标准差 σ_m 的估计结果看,后验分布的均值和标准差分别为 0.013 和 0.001,货币政策冲击的显著性说明中国的货币供应机制中存在较强的政策干预。

(四) 模型的敏感性分析

采用贝叶斯方法估计 DSGE 模型的优点之一是根据后验边缘数据密度能够方便地进行模型的比较选择与模型的敏感性分析。本文构建的 DSGE 模型基本上囊括了目前文献中新凯恩斯宏观经济模型的重要特征,如由价格粘性和工资粘性产生的名义摩擦,由消费习惯、资本调整成本和资本使用率的调整成本引起的实际摩擦,以及由企业家收益波动及银行的违约损失导致的信用摩擦等。本节的模型参数敏感性分析的目的,在于考察这些模型构件对于分析中国经济波动的相对重要性,以便在应用和进一步扩展这类模型以进行经济政策分析时,抓住建立模型的关键要素。基于此目的,本文在敏感性分析时依次显著地减小并固定上述模型构件参数的取值,然后依次估计其余参数的后验均值和相应的边缘数据密度,通过与基准模型的边缘数据密度相比较来判断该参数及其对应模型构件的相对重要性,对边缘数据密度的影响越大,则该模型构件越重要。表 2 依次列出了显著地减小并固定一种参数后模型的边缘数据密度与其余参数的后验均值。表 2 中第 2 列是基准模型的估计结果,第 3 列至第 10 列是模型敏感性分析的结果。

对于名义摩擦,把价格粘性参数 θ_p 降低到 0.1 后,模型的边缘数据密度下降为 1379,与基准模型相比降低了 124。参数估计受到较大影响的有消费习惯参数 h 和货币供应对产出的反应系数 ϕ_y ,两者的后验均值分别由 0.91 减小为 0.78 和由 0.001 降低为 -0.06;另外,在外生冲击持久性参数中,受到较大影响的是违约损失率冲击的持久性参数 ρ_s ,后验均值从 0.46 增加到了 0.99。把工资粘性参数 θ_w 降低到 0.1,模型的边缘数据密度只减少了 20,参数 σ_L 的后验均值由 1.93 增至 4.35,即劳动供给弹性显著变小,工资刚性的减小也使得工资加成 λ_w 的后验均值降低为 1.06。通过模型的边缘数据密度比较可看出,价格粘性相对而言比工资粘性更为重要。

对于实际摩擦,将消费习惯参数 h 降低到 0.1,模型的边缘数据密度减少了 20,工资加成参数 λ_f 的后验均值由 1.62 减少至 1.16,货币需求冲击、企业家收益波动率冲击的持久性参数 ρ_b 和 ρ_σ 分别增至 0.96 和 0.99。资本调整成本参数 ϕ_i 降低为 0.1 后,模型的边缘数据密度损失了约 150,企业收益的波动率 σ 的后验均值由 0.23 降至 0.12,银行的违约损失率 η 的后验均值由 0.6 增加为 0.73。资本利用率调整成本参数 ϕ_u 减小为 0.01 后,模型的边缘数据密度只是略微变小为 1487,货币政策对产出的反应系数 ϕ_y 的后验均值由 0.001 变为 -0.02。

表 2 模型的敏感性分析

	基准	$\theta_p = 0.1$	$\theta_w = 0.1$	$h = 0.1$	$\phi_l = 0.1$	$\phi_u = 0.01$	$\sigma = 0.01$	$\eta = 0.05$
边缘数据密度	1 503	1 379	1 483	1 483	1 354	1 487	1 358	1 451
θ_p	0.70	0.1	0.72	0.73	0.74	0.69	0.70	0.75
θ_w	0.66	0.63	0.1	0.53	0.58	0.61	0.67	0.58
σ_L	1.93	0.98	4.35	3.02	3.14	2.72	1.60	3.33
g	0.17	0.21	0.27	0.23	0.24	0.16	0.16	0.18
t	0.62	0.46	0.06	0.16	0.49	0.68	0.36	0.66
h	0.91	0.78	0.89	0.1	0.88	0.92	0.92	0.93
ϕ_l	9.33	9.52	9.74	10.75	0.1	10.11	9.5	10.72
ϕ_u	3.23	2.31	4.03	3.84	5.78	0.01	4.24	3.79
ϕ_x	-0.14	-0.26	-0.17	-0.17	-0.15	-0.16	-0.15	-0.09
ϕ_y	0.001	-0.06	0.04	0.04	0.002	-0.02	-0.04	-0.02
σ	0.23	0.27	0.22	0.31	0.12	0.24	0.01	0.14
η	0.60	0.60	0.58	0.63	0.73	0.64	0.82	0.05
ρ_g	0.93	0.91	0.78	0.83	0.89	0.94	0.94	0.96
ρ_z	0.75	0.84	0.78	0.75	0.80	0.71	0.79	0.87
ρ_s	0.46	0.99	0.49	0.75	0.50	0.46	0.51	0.48
ρ_u	0.69	0.77	0.61	0.53	0.67	0.69	0.69	0.72
ρ_b	0.72	0.46	0.69	0.96	0.50	0.72	0.69	0.66
ρ_l	0.70	0.78	0.90	0.88	0.80	0.74	0.71	0.79
ρ_m	0.84	0.73	0.88	0.88	0.83	0.85	0.81	0.84
ρ_σ	0.72	0.57	0.71	0.99	0.81	0.88	0.89	0.74
ρ_x	0.78	0.88	0.80	0.88	0.55	0.83	0.72	0.85

对于信用摩擦,企业家收益的波动率 σ 减小为 0.01,模型的边缘数据密度损失了约 150,受影响较大的参数有:银行的违约损失率 η 的后验均值从 0.6 增加到 0.82,货币政策对产出的反应系数 ϕ_y 的后验均值由 0.001 变为 -0.04。将银行的违约损失率的长期均值 η 减小为 0.05,模型的边缘数据密度减小了 52,货币政策对产出的反应系数 ϕ_y 的后验均值由 0.001 变为负向反应 -0.02。

从总体上看,在显著地减小并固定某个结构参数后,估计的模型边缘数据密度值都有不同程度的减小,说明在分析货币政策的 DSGE 模型中引入相应的模型要素对于理解中国经济的波动都具有必要性。特别地,价格粘性、资本调整成本和企业收益的波动率是最为重要的模型要素,其余四个模型要素对于基准模型的后验边缘数据密度的贡献相对要小,但也会导致边缘数据密度显著地减小,因而在本文的 DSGE 模型中也是不可或缺的。

四、信用摩擦下外生冲击的作用机理分析

本文构建的模型包含三类外生冲击:(1) 货币政策冲击,即货币政策中外生的货币供应冲击。(2) 引致信用摩擦的金融冲击,包括银行的违约损失率冲击、

企业家收益的波动率冲击、企业家的生存率冲击。(3) 经济系统的供给冲击,包括生产率冲击、价格加成冲击、工资加成冲击。(4) 经济系统的需求冲击,包括消费需求冲击和货币需求冲击。本节通过脉冲响应分析,考察信用摩擦下货币政策冲击的传导机制以及存在信用摩擦时结构性外生冲击对经济波动的影响。下文给出了主要的内生变量在给定外生冲击下从0到40期的脉冲响应,图中的实线代表10万次MH抽样(丢掉了前5万次抽样)的脉冲响应后验均值,两条虚线之间的区域代表90%的置信区间,横轴为响应的时期,纵轴为变量关于其稳态值的偏离率。

(一) 货币政策冲击的传导机制分析

图1给出了在一个标准差的正向货币供应冲击下模型内生变量的脉冲响应。可以看出,正向的货币供应冲击对经济产生了正向的刺激作用,主要的宏

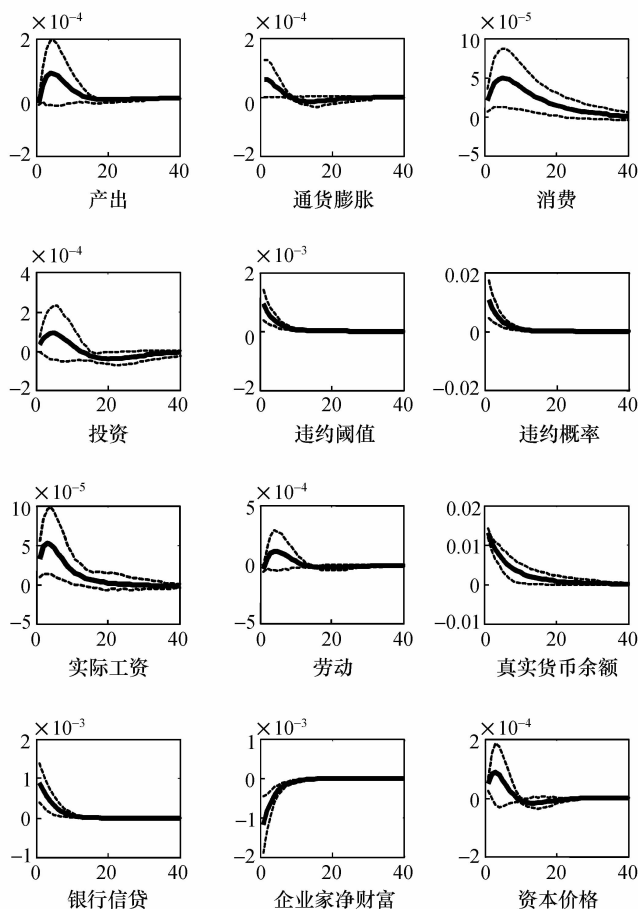


图1 货币政策冲击

观经济变量都有不同程度的正向响应。其中,实际货币余额增加的幅度最大,通过流动性效应导致投资、消费、产出的增长和通货膨胀的上升,也使得实际工资和劳动就业增加。值得注意的是,在正向的货币供应冲击下,通货膨胀上升的 Fisher 债务—紧缩效应使得家庭的实际财富向企业家转移,同时资产价格上升将使得企业家的财富增加;但是由于信用摩擦的存在,当银行信贷增加时,为了保持银行的信贷意愿,银行要求提高破产违约的阈值,虽然企业家破产违约的概率增大了,但银行的平均回报却会增加,以实现盈亏平衡(在模型中假设银行为风险中性的)。由于企业家的破产违约概率的显著上升(约为 1%),结果是企业家的净财富实际上出现了 0.1% 的缩水,通过 Bernanke 的金融加速器效应,信用摩擦抑制了正向的货币供应冲击对经济的扩张作用。

(二) 金融冲击对经济波动的影响分析

图 2 至图 4 给出了三种金融冲击对经济波动的影响。从图 2 可以看出,银

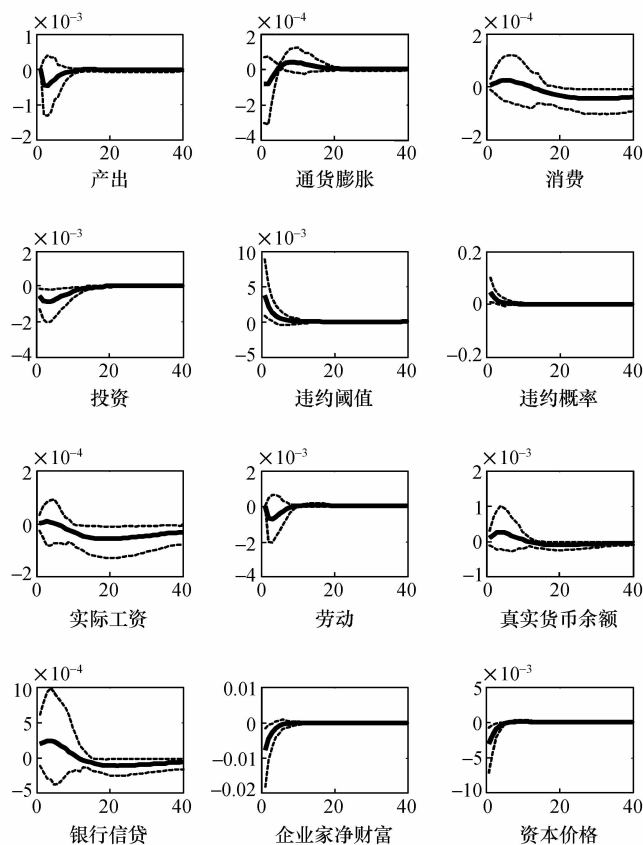


图 2 违约损失率冲击

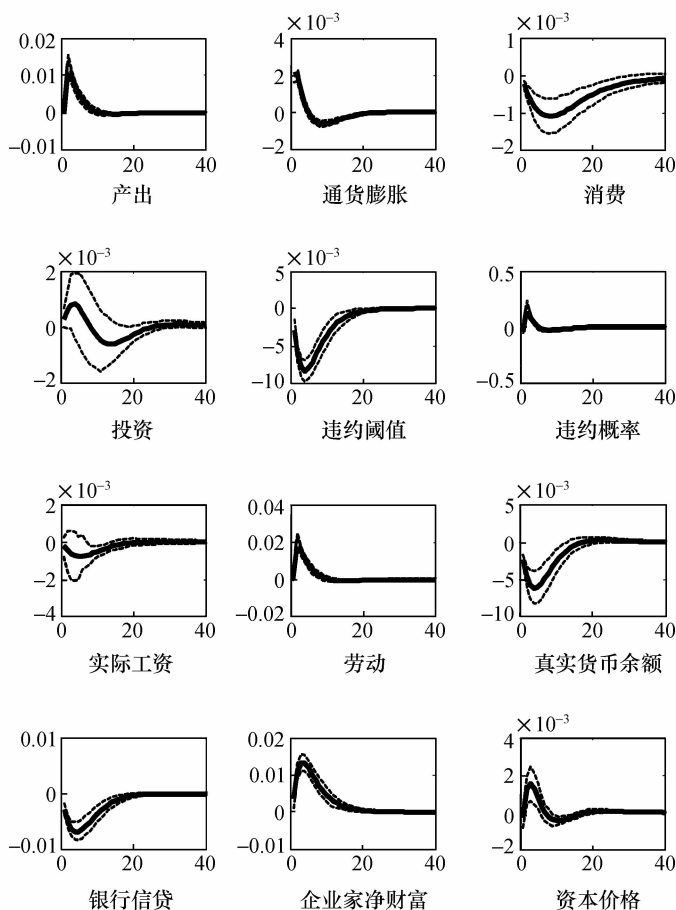


图3 企业收益波动率冲击

行的违约损失率冲击使得企业家的破产违约阈值和违约概率上升,外部融资升水增加,导致资本收益率及企业家净财富下降,企业家的外部融资能力减弱和企业家的资本需求下降,引发资本品价格下降,对经济产生较强的紧缩作用;家庭消费水平的下降导致一般价格水平的下降,通过债务—紧缩效应使得企业家实际财富向家庭转移,企业家投资的减小也会使得资本价格下降,并导致投资水平、劳动就业和实际工资的走低。银行的违约损失率冲击通过金融加速器效应和债务—紧缩效应对经济产生了紧缩作用。

图3给出了企业家收益波动率冲击的脉冲响应。企业家收益波动率增大,使资本租金率和资本价格上升,刺激投资增加,这些都带动企业家净财富的增长。企业家净财富增加后,使得投资水平上升和资本价格上涨,进一步增加了

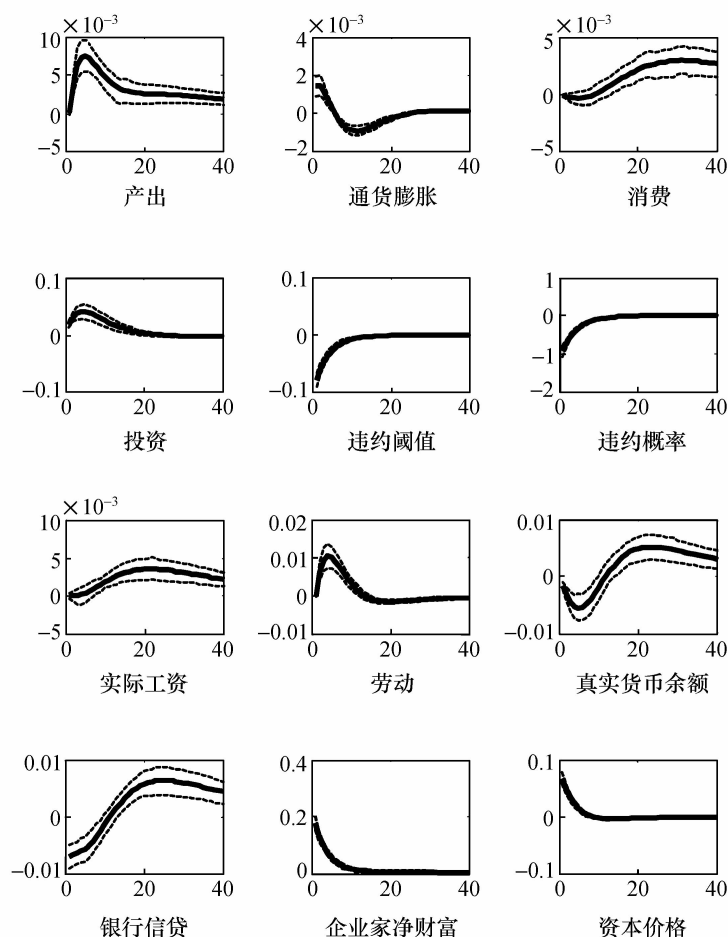


图4 企业家生存率冲击

企业家净财富。而消费价格水平上升则使家庭实际财富向企业家转移,抑制了家庭的消费需求。需要指出的是,虽然企业家的破产违约阈值下降,但由于收益波动率上升使得企业家的破产违约概率增加,因此,企业家收益波动率的正向冲击增加了企业家“增长期权”的机会价值,通过金融加速器效应刺激了产出水平的增长,但由于实际财富向企业家转移的债务—紧缩效应抑制了家庭消费的增长,因此家庭消费出现了显著的负向响应。

图4给出了企业家生存率冲击的脉冲响应。由于正向的企业生存率冲击显著增加了企业家的净财富,使得破产违约阈值和违约概率都显著下降,投资需求的增加导致资本价格上升,消费需求的增长导致通货膨胀的上升,使得企业家的净财富显著增加,在金融加速器效应和债务—紧缩效应的共同作用下,

产出水平和劳动就业显著上升,因此正向的企业生存率冲击对经济产生了积极的扩张性影响。

(三) 供给冲击对经济波动的影响

图5给出了生产率冲击对经济波动的影响。正向的生产率冲击使得产出和投资增长,也带动了消费的持续增长;由于产出的增加,通货膨胀下降导致实际货币余额上升,虽然通货膨胀下降通过债务—紧缩效应会减小企业家的实际财富,但资本价格的上升使得企业家的净财富增加和对银行信贷的需求下降,引致违约阈值和违约概率的下降及企业家资本收益率的上升。企业家净财富

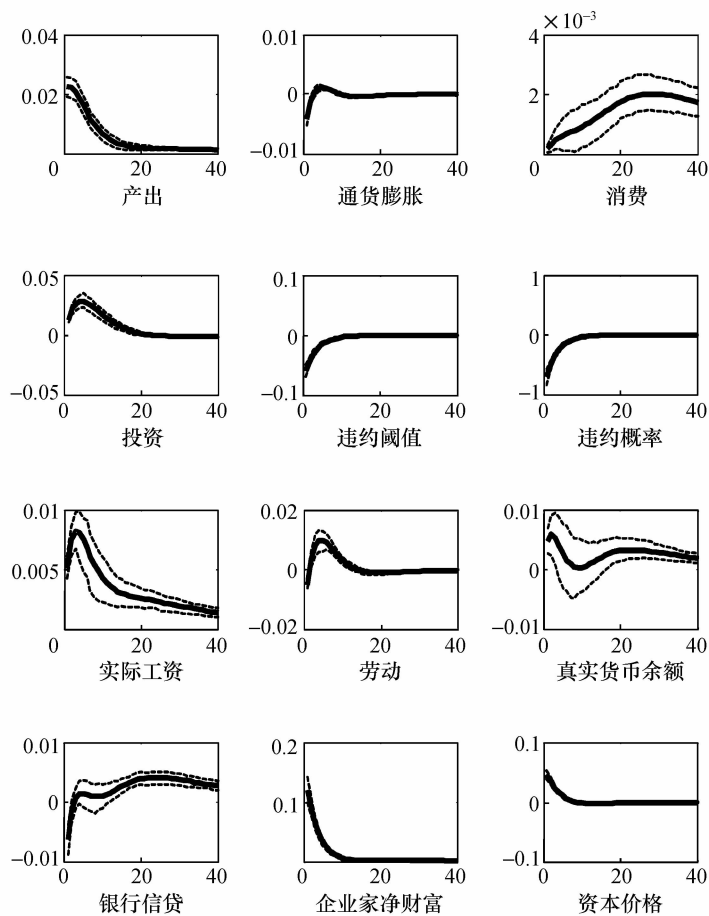


图5 生产率冲击

的增加通过金融加速器效应进一步刺激了投资的增加和产出的增长,在金融加速器效应的作用下,产出最高达到了2%的增长,投资最高达到了近3%的增长。值得注意的是,在正向的生产率冲击下,生产率的提高并没有抑制对劳动的需求和实际工资的上升,劳动就业只是在起初出现轻微的下降,但随即就显著地上升。

图6和图7分别是价格加成冲击和工资加成冲击的脉冲响应,这两种冲击对经济都有紧缩性的影响。首先看图6,正向的价格加成冲击意味着厂商的垄断性程度增强,由于通货膨胀和资本价格初始的暂时性上升,企业家净财富达到了2%的增长,使得违约阈值和违约概率下降,但债务—紧缩效应并没有完全抵消厂商垄断性增强对经济的紧缩作用。在正向的价格加成冲击下,峰值水平上投资下降了1%,产出下降了0.5%,劳动就业下降了0.8%。

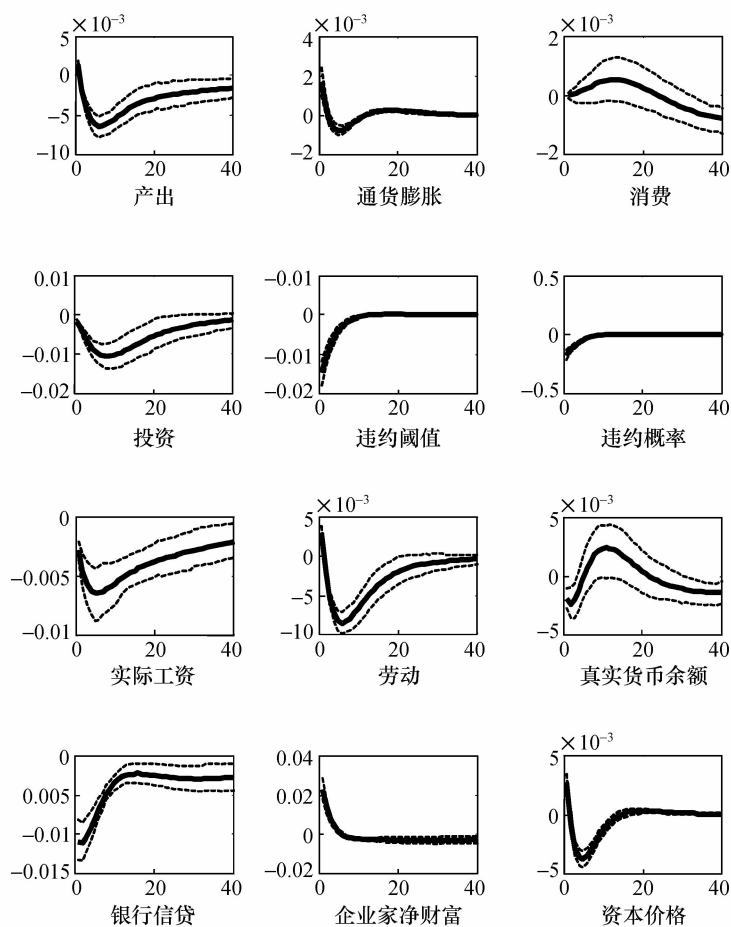


图6 价格加成冲击

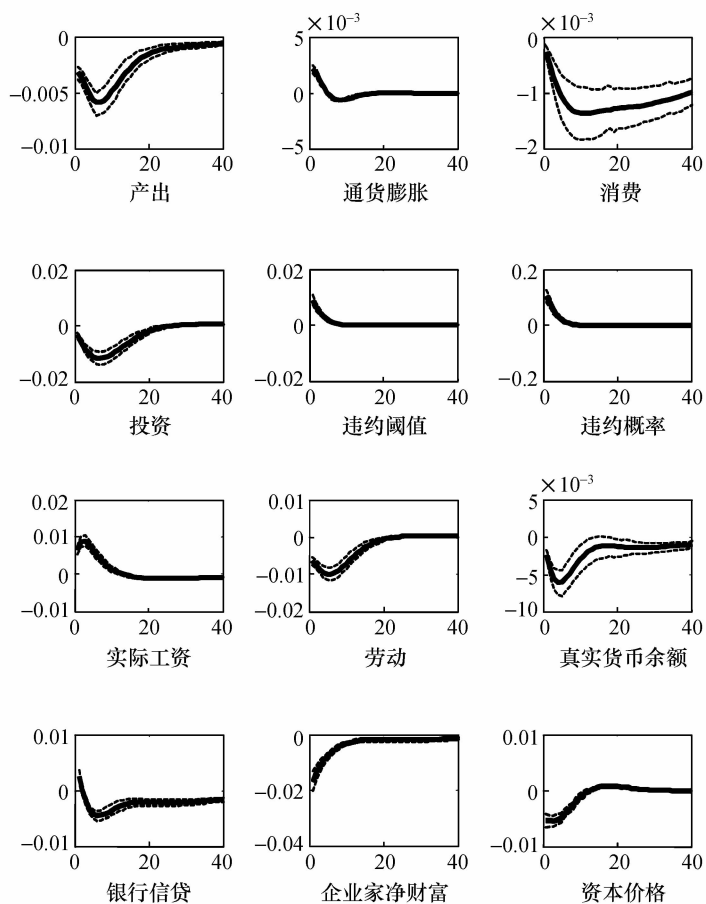


图7 工资加成冲击

其次看图7,正向的工资加成冲击意味着劳动垄断性的增强,因而在脉冲响应中实际工资持续地增加,劳动就业显著地减少;同时,劳动市场摩擦的增加加剧了信用摩擦,引起违约阈值和违约概率的上升;虽然通货膨胀上升使得家庭的实际财富向企业家转移,但资本价格的下降使得企业家净财富减小。因此,在工资加成冲击中金融加速器效应大于债务—紧缩效应,结果是产出、投资及消费的显著减小。

(四) 需求冲击对经济波动的影响

正向的货币需求冲击意味着家庭的流动性偏好的增加,必然导致家庭消费水平的下降、真实货币余额的上升和通货膨胀的下降。从图8可看出,虽然家庭偏向于持有更多的货币余额,导致银行信贷减少,但在信用摩擦的作用下违

约阈值和违约概率显著下降,企业家净财富大幅增加,说明金融加速器效应大于债务—紧缩效应;在货币需求冲击下,信用摩擦减小了信贷收缩对经济的紧缩效应,产出受到劳动和投资增加的影响并未出现负增长,因而信用摩擦缓冲了货币需求冲击对经济的紧缩影响。

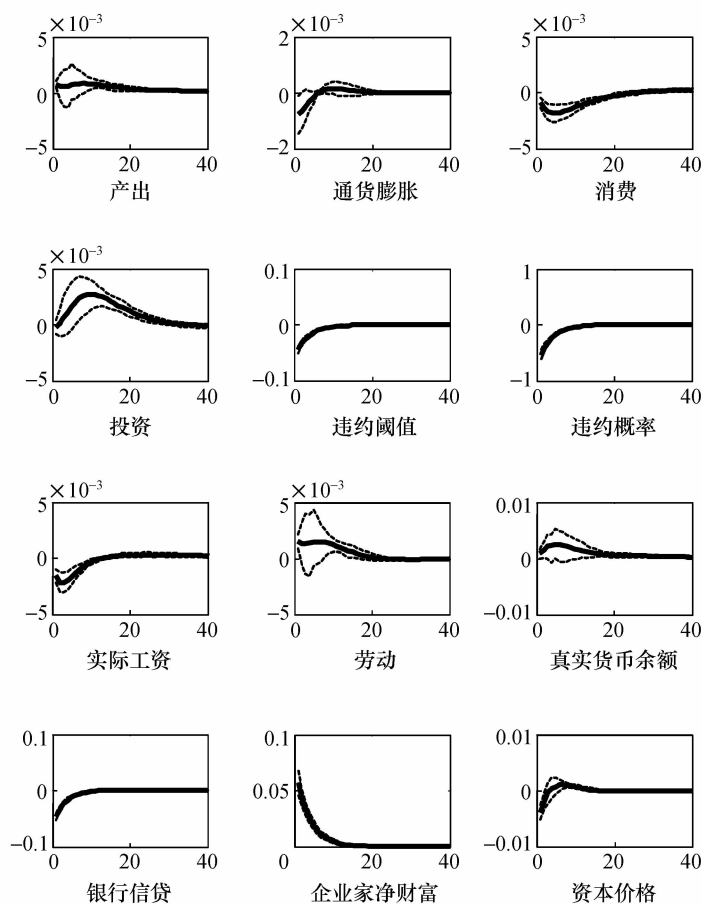


图8 货币需求冲击

图9给出了消费需求冲击下的脉冲响应。消费需求冲击使消费和通货膨胀同时上升,导致实际工资下降和厂商的劳动需求增加,劳动投入带动产出增长;另外,资本价格的下降及违约阈值和违约概率的上升会引起企业家实际财富的减少。同时,由于通货膨胀上升,在债务—紧缩效应的作用下,也会使家庭的实际财富向企业家转移,但企业家净财富并没有增加而是下降了,说明金融加速器效应大于债务—紧缩效应,信用摩擦减弱了消费需求冲击对经济的扩张作用。

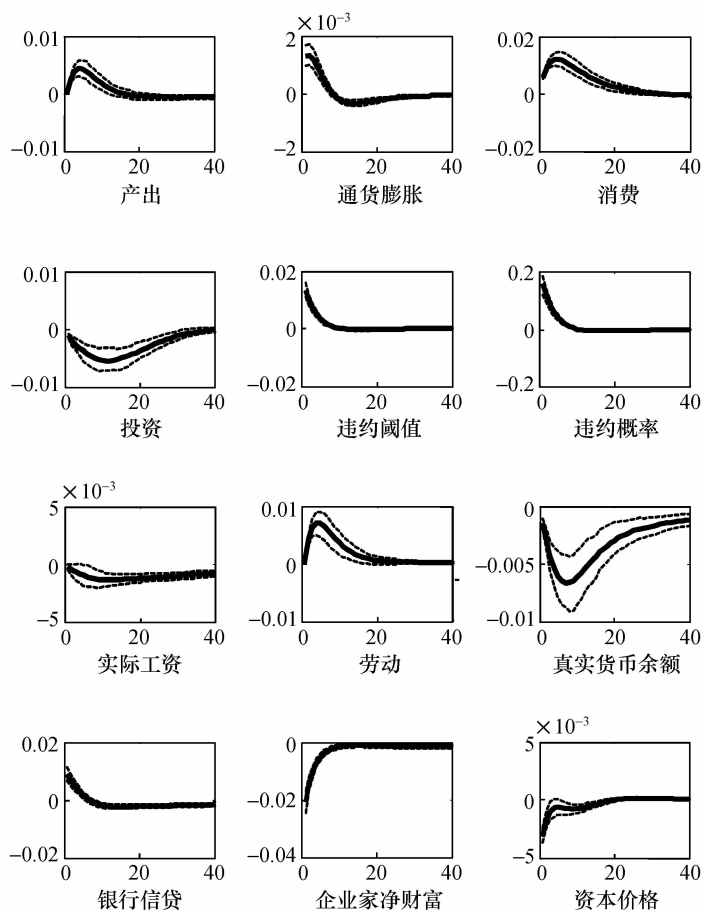


图9 消费需求冲击

(五) 与不包含信用摩擦模型的比较分析

通过比较包含信用摩擦的基准模型和不包含信用摩擦模型的简单模型,可以更为清晰地发现信用摩擦对我国经济波动的影响。图10给出了产出、通货膨胀、消费和投资在6个外生冲击下的脉冲响应。虽然信用摩擦引起的金融加速器效应有放大外生冲击的作用,但由名义债务合同引起的债务—紧缩效应,使得引起产出和通货膨胀同向变动的外生冲击的作用被强化,而引起产出和通货膨胀反向变化的外生冲击的作用被缓冲。两种效应的共同作用减弱了货币政策冲击的影响,放大了生产率冲击的作用,部分抵消了货币需求冲击、价格加成冲击及工资加成冲击对经济的紧缩作用。

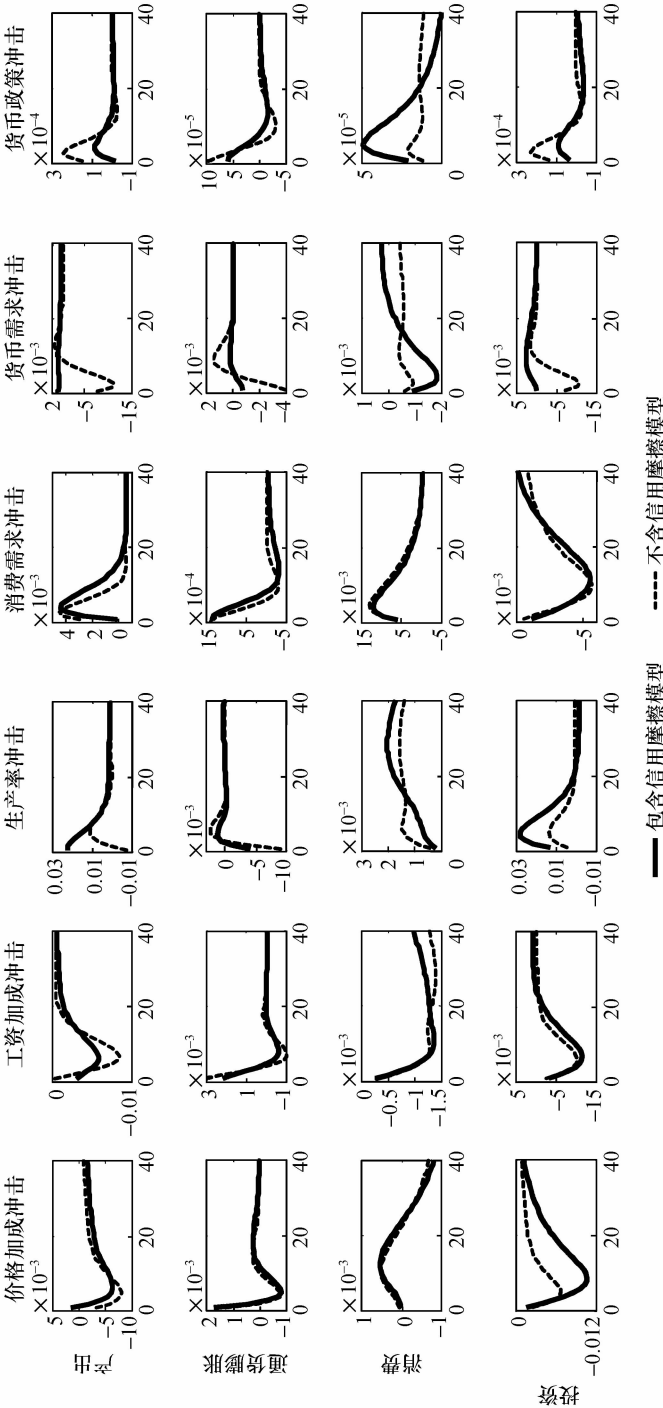


图10 包含信用摩擦模型与不含信用摩擦模型的脉冲比较

五、模型的预测误差方差分解与历史分解

上文通过脉冲响应方法分析了单一的外生冲击对经济波动的影响,下面我们将通过预测误差方差分解(variance decomposition)和历史分解(history decomposition)考察不同的外生冲击对经济波动贡献程度,目的是分析中国经济波动的主要动因,以及不同的外生冲击在经济短期和长期波动中的相对重要性。为清晰直观地看出不同外生冲击对经济变量波动的贡献程度,本文将分解结果以直方图的形式展示。

(一) 方差分解

图 11 给出了模型中 8 个可观察变量基于未来 7 个时间点(第 1、4、8、12、15、30、40 期)的预测误差方差分解,横轴表示预测的时期,纵轴表示不同冲击对预测误差方差贡献的百分比。

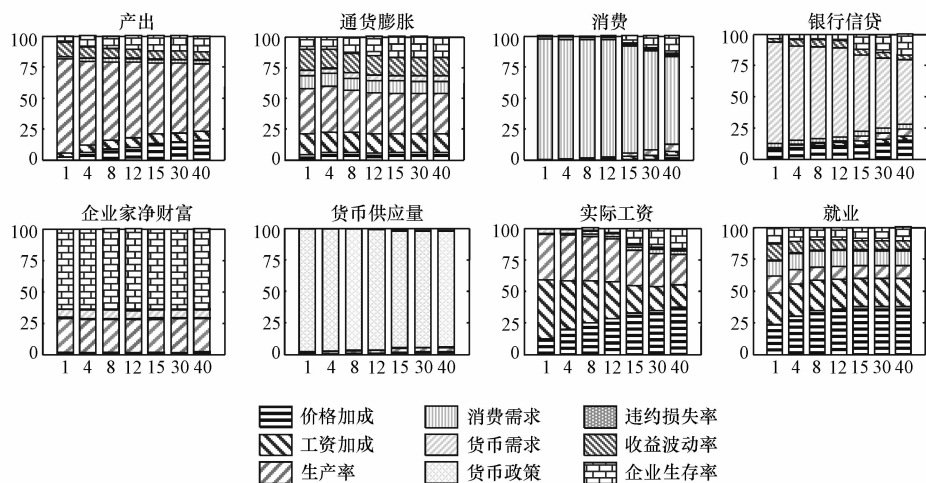


图 11 可观察变量的预测误差方差分解

首先注意到的是,随着预测时期的延长,不同的外生冲击对所有经济变量的预测误差方差的贡献程度的变化都不大,货币政策冲击除了对货币供应量的预测误差方差的贡献达到 91% 以上外,对其他经济变量的预测误差方差的贡献都相当小,以至于在图中未能显示,主要的原因是估计到的货币政策冲击方差较小;另外,银行的违约损失率冲击对所有经济变量的预测误差方差的贡献都很微小。

产出的预测误差方差在短期和长期的主要影响因素是生产率冲击,其次是企业家收益波动率冲击,它们的贡献程度最高达到了76%和11%,随着预测时间的延长,其贡献程度逐渐减小;价格加成冲击、工资加成冲击和企业生存率冲击对产出波动在短期的影响较小,但其影响程度逐渐增大。通货膨胀的波动主要受生产率冲击、工资加成冲击、企业家收益波动率冲击的影响,它们对通货膨胀的预测误差方差的贡献分别在36%、16%和16%左右。随着预测时间的延长,企业生存率的贡献逐渐增加。我国通货膨胀波动在短期和长期主要受生产率冲击的影响,其次才是工资加成冲击,这与美国的通货膨胀波动在中长期主要受工资加成冲击影响的结论有所不同(Smets and Wouters, 2007)。

消费在短期的预测误差方差主要受消费需求冲击的影响,约占97%;其次是货币需求冲击的影响,约为2%。在长期的预测误差方差中,企业生存率、工资加成、生产率冲击的作用逐渐增强,但消费需求冲击仍然是最主要的因素。银行信贷在短期受货币需求冲击的影响最大,达到了81%,随着预测时间的推移,货币需求冲击的影响略有减小,但始终是主导因素,同时价格加成、企业生存率、工资加成冲击的影响增大。在企业家净财富的预测误差方差中,企业生存率冲击的影响最大,达到了63%以上,其次是生产率冲击,为27%以上,而价格加成和消费需求冲击的影响很小。实际工资在短期主要受到工资加成冲击(约46%)、生产率冲击(约36%)、价格加成冲击(约12%)的影响,但在长期主要受价格加成冲击的影响(约37%)。劳动就业受多种冲击共同作用,包括工资加成冲击(约24%)、价格加成冲击(约23%)、生产率冲击(约13%)、消费需求冲击(约12%)、企业收益波动率冲击(约12%)、企业生存率冲击(约12%)。劳动就业在短期和长期都主要受工资加成和价格加成冲击的影响,只不过价格加成冲击的作用不断增大,贡献程度最高达到了37%。

(二) 历史分解

历史分解的目的是考察不同的外生冲击对宏观经济变量在历史上偏离其长期均值的贡献。限于篇幅,本文只报告了3个主要的可观察宏观经济变量的历史分解。图12至图14分别给出产出、通货膨胀和消费在样本期间(1992Q1—2009Q2)的9个外生冲击的历史贡献。上文在结构参数的贝叶斯估计过程中得到了外生冲击的光滑估计。为了剔除变量初始值的影响,我们首先把所有变量的初始值设为0,然后依次保留一个外生冲击并关掉其余冲击,模拟仿真此时经济变量的历史动态,这样就可以得到未关掉外生冲击对经济变量的

历史贡献值。图中带阴影的直方图表示不同外生冲击的历史贡献值的大小,实线是所有外生冲击历史贡献值的叠加,它实际上是经BP滤波处理数据并去掉初始值对随后经济波动影响后的历史动态演进。

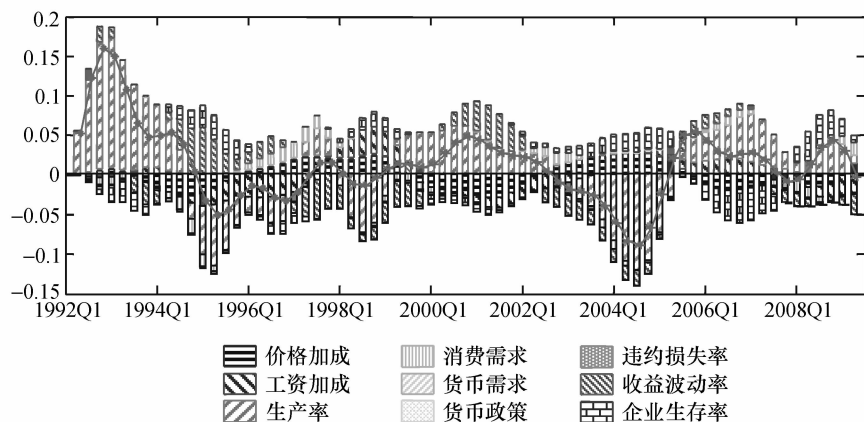


图 12 产出的历史分解

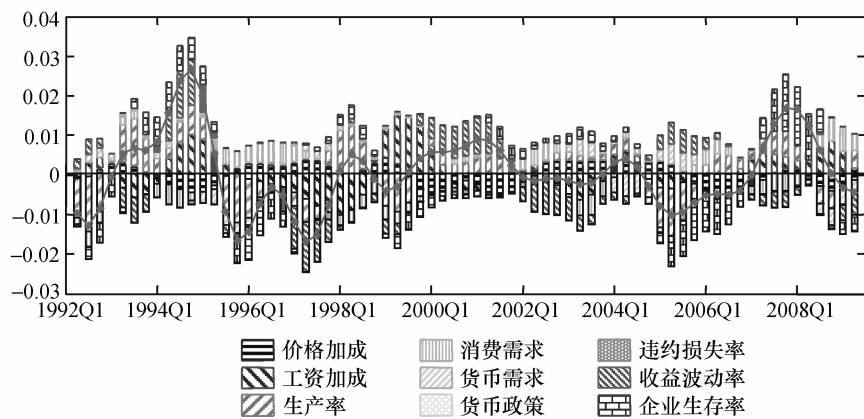


图 13 通货膨胀的历史分解

与预测误差方差分解的结果一致,产出的历史波动主要受生产率冲击的影响,其次是价格加成冲击和工资加成冲击、企业生存率和企业收益波动率这两种金融冲击的影响。银行违约损失率冲击对产出的历史波动的影响非常微弱。消费需求冲击和生产率冲击解释了消费波动的大部分,而货币政策冲击和银行的违约损失率冲击对产出、消费及通货膨胀波动的历史贡献都非常小。

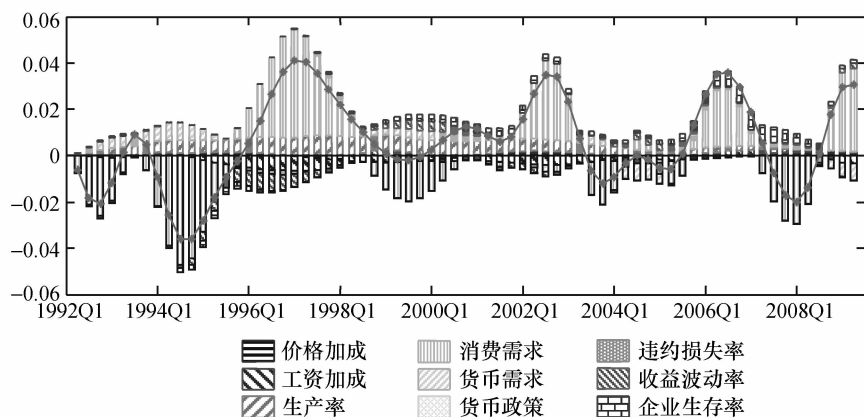


图 14 消费的历史分解

六、主要结论

本文构建了一个包含信用摩擦和大量外生冲击的 DSGE 模型,对我国经济周期波动问题进行分析,主要的研究结论为:

1. 贝叶斯估计的结果支持模型中企业破产时银行损失率较高的先验假设,从外生冲击的持久性参数的估计结果来看,价格加成冲击的持续性系数最高,而违约损失率冲击的持续性系数最低。同时,货币政策的货币供应机制中,内生的货币供应对通货膨胀做出逆周期反应,对产出做出微弱的顺周期反应。

2. 模型的敏感性分析说明价格粘性、资本调整成本和企业收益的波动率是理解中国经济最为重要的模型要素,其余四个模型要素(工资粘性、消费习惯、资本利用率调整成本和银行的违约损失率)对于基准模型的后验边缘数据密度的贡献相对要小,但也会导致模型边缘数据密度的显著减小,因而在本文的 DSGE 模型中也是不可或缺的。

3. 脉冲分析表明,我国经济波动的金融加速器效应强于债务—紧缩效应,信用摩擦抑制了正向的货币供应冲击对经济的扩张作用;企业家收益的波动率冲击和企业家的生存率冲击能够有效地提高产出,银行的违约损失率冲击对经济产生了紧缩的作用。与不包含信用摩擦的模型脉冲比较发现,金融加速器效应和债务—紧缩效应的共同作用减弱了货币政策冲击的影响,放大了生产率冲击作用,部分抵消了货币需求冲击、价格加成冲击及工资加成冲击对经济的紧缩作用。

4. 方差分解和历史分解表明,生产率冲击能够解释产出和通货膨胀在短期和长期的大部分波动,同时两种加成冲击和金融冲击对通货膨胀也有一定的解释力。另外,由于货币政策冲击的方差很小,导致了货币政策冲击对经济波动的影响非常微弱。

参考文献

- [1] 陈昆亭、龚六堂,2006,粘滞价格模型以及对中国经济的数值模拟——对基本 RBC 模型的改进,《数量经济技术经济研究》,第 8 期,第 106—117 页。
- [2] 崔光灿,2006,资产价格、金融加速器与经济稳定,《世界经济》,第 11 期,第 59—69 页。
- [3] 杜清源、龚六堂,2005,带“金融加速器”的 RBC 模型,《金融研究》,第 4 期,第 16—30 页。
- [4] 江群、曾令华,2008,一般均衡框架下货币政策信贷传导渠道研究,《经济评论》,第 3 期,第 60—66 页。
- [5] 蒋瑛琨、刘艳武、赵振全,2005,货币渠道与信贷渠道传导机制有效性的实证分析——兼论货币政策中介目标的选择,《金融研究》,第 5 期,第 70—79 页。
- [6] 李春吉、孟晓宏,2006,中国经济波动——基于新凯恩斯主义垄断竞争模型的分析,《经济研究》,第 10 期,第 72—83 页。
- [7] 谢安,1998,对我国消费价格指数编制方法的一点看法,《统计研究》,第 3 期,第 72—74 页。
- [8] 谢平、罗雄,2002,泰勒规则及其在中国货币政策中的检验,《经济研究》,第 3 期,第 3—12 页。
- [9] 许伟、陈斌开,2009,银行信贷与中国经济波动,《经济学季刊》,第 2 期,第 969—994 页。
- [10] 赵振全、于震、刘森,2007,金融加速器效应在中国存在吗,《经济研究》,第 6 期,第 27—38 页。
- [11] An, S., and F. Schorfheide, 2005, Bayesian Analysis of DSGE Models, mimeo, University of British Columbia.
- [12] Baxter, M., and R. G. King, 1999, Measuring business cycle: Approximate band-pass filter for economic time series, *Review of Economics and Statistics*, 81(4):575—593.
- [13] Bernanke, B., M. Gertler, and S. Gilchrist, 1989, Agency costs, net worth and business fluctuations, *The American Economic Review*, 79(1):14—31.
- [14] Bernanke, B., M. Gertler, and S. Gilchrist, 1996, The financial accelerator and the flight to quality, *Review of Economics and Statistics*, 78:1—15.
- [15] Bernanke, B., M. Gertler, and S. Gilchrist, 1999, The financial accelerator in a quantitative business cycle framework, in Taylor, J., and M. Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1C. Amsterdam; North Holland: 1341—1393.
- [16] Boldrin, M., L. J. Christiano, and J. Fisher, 2001, Habit persistence, asset returns and the business cycle, *The American Economic Review*, 91(1):149—166.
- [17] Calvo, G. A., 1983, Staggered prices in a utility maximizing framework, *Journal of Monetary Economics*, 12: 383—398.

- [18] Christiano, L. J. , R. Motto, and M. Rostagno, 2003, The great depression and the Friedman-Schwartz hypothesis, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 35(6):1217—1256.
- [19] Christiano, L. J. , R. Motto, and M. Rostagno, 2007, Financial factor in business cycle, Working paper.
- [20] De Fiore, F. , and O. Tristani, 2009, Optimal monetary policy in a model of the credit channel, European Central Bank Working Paper, No. 1043.
- [21] Dixit, A. , and J. Stiglitz, 1977, Monopolistic competition and optimum product diversity, *American Economic Review*, 67(3): 297—308.
- [22] Einarsson, T. , and M. H. Marquis, 2001, Bank intermediation over the business cycle, *Journal of Money, Credit and Banking*, 33(4): 876—899.
- [23] Fisher, I. , 1933, The debt-deflation theory of great depressions, *Econometrica*, 1: 337—357.
- [24] Geweke, J. , 1999, *Contemporary Bayesian Econometrics and Statistics*, John Wiley & Sons, Inc. .
- [25] Ireland, P. N. , 1997, A small, structural, quarterly model for monetary policy evaluation, Carnegie Rochester Conference on Public Policy.
- [26] Klein, P. , 2000, Using the generalized schur form to solve a multivariate linear rational expectations model, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 24:1405—1423.
- [27] Smets, F. , and R. Wouters, 2003, An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the Euro area, *The European Economic Association*, 1(5):1123—1175.
- [28] Smets, F. , and R. Wouters, 2007, Shocks and frictions in US business cycle: A Bayesian DSGE approach, *The American Economic Review*, 97(3): 586—606.

Credit Friction and China's Economic Fluctuation

Zhihong Jian Shuang Li

(*School of Economics, Huazhong University of Science and Technology*)

Abstract This paper introduces the credit friction and nominal debt contracts into a dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) model for studying the effects of financial accelerator and the debt-deflation on China's economic fluctuation. Impulse response analysis shows that the financial accelerator and the debt-deflation effect jointly weaken the effect of monetary policy shock on economy, and strengthen productivity shock's effect, while partially offset the impacts of certain shocks, such as money demand shock, price markup shock and wage markup shock. Variance decomposition and historical decomposition indicate that productivity shock accounts for most of the

volatility of output and inflation both in the short and long run. However, the impact of monetary policy shock on China's economic fluctuations is very weak.

Key Words Credit Friction, DSGE, Bayesian Estimation

JEL Classification E31, E32, E44

信息不确定性与 A 股上市公司反转效应的强化研究

柯海东 辛 宇*

摘 要 基于 A 股投资者过度自信导致过度反应的行为特征以及 DHS 行为模型 (Daniel, Hirshleifer and Subramanyam, 1998), 本文探讨了 A 股反转效应的存在性, 并进一步考察了信息不确定性与反转效应之间的关系。我们发现, A 股市场在短期内呈现出很强的反转效应, 但随着时间的推移, 效应逐渐减弱; 而信息不确定性越大, 反转效应就越强。在将股票收益率标准差分解为市场、行业和公司三个层面之后, 我们发现, 公司层面特有的信息不确定性是反转效应得以强化的根本原因。

关键词 反转效应, 信息不确定性, 收益率波动性

一、引 言

A 股投资者的常见思维是“紧跟热点、追涨杀跌”, 这能否战胜市场呢? 什么原因会加剧 A 股投资者的“追涨杀跌”行为呢? 对这些问题的回答有助于我们理解 A 股市场。我们知道, 如果股价表现出所谓的“强者恒强、弱者恒弱”的现象, 即中短期股票收益率存在正的自相关关系(“追涨杀跌”出现盈利)的话, 这种现象被称作动量效应 (momentum effect), 说明投资者反应不足 (underreac-

* 柯海东, 中山大学管理学院研究生, 中投证券研究所行业研究员; 辛宇, 中山大学管理学院教授、财务与投资系主任。通信作者及地址: 辛宇, 广东省广州市中山大学管理学院, 电话: 020-84115578, E-mail: mnsxy@mail.sysu.edu.cn。作者感谢《金融学季刊》编辑和两位匿名审稿人的宝贵建议, 这些建议使论文的质量得到明显提高; 感谢国家自然科学基金面上项目 (批准号: 70872115) 和青年项目 (批准号: 70702031) 的资助; 感谢教育部“2010 年新世纪优秀人才项目”以及中山大学 985 工程三期建设项目“金融创新与区域发展研究”创新基地的资助。

tion);与之相反,如果“追涨杀跌”出现亏损的话,这种现象被称作反转效应(contrarian effect),说明投资者反应过度(overreaction)。

De Bondt and Thaler(1985)以及 Jegadeesh and Titman(1993)的研究发现,美国股市在长期(3年)存在反转效应,在短期(3—12个月)存在动量效应,而且这里的动量/反转效应与公司规模成负相关关系。Zhang(2006)发现,美国股市的动量效应与个股的信息不确定程度成正相关关系。

针对A股的早期研究,如王永宏和赵学军(2001)认为,A股无论从长期还是从短期来看,都以反转效应为主导,并不存在动量效应;肖军和徐信忠(2004)也发现A股存在反转效应。最近的研究产生了一定分歧。刘博和皮天雷(2007)的研究结论与王永宏和赵学军(2001)的基本一致,即中国股市只存在反转效应,不存在动量效应,但游家兴(2008)却发现在机构持股比例高的股票中存在长期动量效应。

李心丹、王冀宁和傅浩(2002)发现在A股散户中存在着过度自信偏差,以及由过度自信所导致的过度交易。董梁(2003)发现有超过一半的投资者(包括散户和机构投资者)对自己的判断表现出很强的信心,说明A股投资者可能存在过度自信,同时,58%的散户及72%的机构投资者表现出可能存在自我归因偏差。刘力和王垒(2003)从投资者对投资成功及失败所作出的原因解释中发现投资者存在成功归自己、失败怨政策的自我归因偏差。总结上述对A股投资者心态的研究,我们可以发现,在A股投资者中存在过度自信和自我归因偏差。

Daniel, Hirshleifer and Subramanyam(1998,以下简称DHS)根据投资者的过度自信偏差和自我归因偏差构建了投资者行为模型。DHS假设存在两类投资者:知情投资者(informed investors)和不知情投资者(uninformed investors),其中的知情投资者是指那些具有私有信息的投资者,他们是风险中性的,决定了股票的价格。这里的知情投资者受制于两个偏差:过度自信偏差(overconfidence bias)和自我归因偏差(self-contribution bias)。所谓自我归因偏差,是指人总喜欢将过去的成功归功于自己,而将失败归咎于外部因素;同时,知情投资者对自己努力获得的私有信息还表现得过度自信。以好消息为例,如果随后市场公开的信息与知情投资者的预期相符,那么根据自我归因原理,投资者会越发觉得自己所拥有的私有信息非常有效,进而表现出更加过度自信的心理,推动股价进一步上涨,若此后公布的信息再次证实了投资者的预期,他们将表现得更为自信,从而进一步推动股价上涨……在这样的正向循环过程之下,他们的行为将股价推高到一个高于基本价值的水平,而未来的公共信息会逐渐地使错误的

股价得到修正,从而产生反转。坏消息的分析逻辑则刚好相反,这里从略。

根据 Chan, Jegadeesh and Lakonishok (1996) 提出的市场对信息逐步反馈的观点以及 DHS 模型,我们可以推断,公司的信息越是不确定,资本市场上可能存在的动量或反转效应就会越强。原因在于,投资者通常更容易对难以判断的商业模式、难以估值的发展战略表现出过度自信,即体现为:“概念越朦胧,想象空间越大,就越有炒作机会。”相应地,在面对利好消息时,公司的不确定性程度越高,其股价就越容易为过度反应的投资者推高,从而产生出更强的动量或反转效应。

以上述文献为基础,本文在考察中国资本市场反转效应存在性的基础上,进一步分析信息不确定性对反转效应高低的影响,从而为我们全面理解中国资本市场提供更为具体的经验证据,并给出相应的政策建议。

与之前的研究一致,我们发现 A 股市场在短期内呈现出很强的反转效应,但是随着时间的推移,反转效应逐渐减弱。整体来说,反转效应至少能持续 1 年以上。我们的研究贡献则主要体现在试图回答如下问题:既然在 A 股市场上存在着反转效应,那么这种反转效应又主要受哪些关键因素的影响呢?由于信息在资本市场的微观结构层面具有非常重要的理论和现实意义,为此,本文试图考察信息不确定性这一关键因素对反转效应的影响。

我们发现:在 A 股资本市场上,以市值规模和股票周收益率标准差表示的信息不确定性越大,反转效应就越强;进一步将股票收益率标准差分解为市场、行业和公司三个层面之后发现,公司层面特有的信息不确定性才是反转效应得以强化的根本原因。

这些发现具有较强的理论和现实意义:一方面,这些实证结果与前述的 Chan, Jegadeesh and Lakonishok (1996) 提出的市场对信息逐步反馈的观点以及 DHS 模型相符合,进一步验证了这些理论模型的推断;另一方面,这些实证结果也与 A 股投资者由于过度自信而导致过度反应的现实情况比较符合,从而说明“概念越朦胧,想象空间越大,就越有炒作机会”这样的投资理念在现实中其实是面临着很大风险的。

本文接下来的内容安排如下:在第二部分,以股票周收益率为研究样本,我们考察了 A 股市场反转效应的存在性问题;在第三部分,我们考察了信息不确定性与反转效应高低之间的关系问题,并利用 Fama-French 三因素模型尝试对本文的发现进行解释;第四部分是稳健性检验和进一步分析;最后在第五部分给出研究结论。

二、反转效应的存在性

国内已有的研究多数都以股票月收益率为研究样本,为使对样本的考察更为细致,本文使用周收益率数据,参照 Gutierrez and Kelley (2008) 构造投资组合的方法,探讨 A 股的动量或反转效应的存在性。本文所考察的公司样本为从 2000 年 1 月 1 日到 2009 年 6 月 30 日间所有上市满 1 年(避免受 IPO 效应的影响)的公司,共计 1 541 家。我们用上证指数作为市场组合的替代,行业指数为申银万国证券研究所从 2000 年起发布的申万一级行业指数,共有 23 个行业。研究数据主要来源于三个数据库:周交易数据来自于 CSMAR,日交易数据来源于 CCER,行业数据来自于 Wind。分析所使用的软件为 Matlab 2008b 和 Visual C++ 6.0。表 1 是主要变量的定义。

表 1 主要变量的定义

变量名	变量定义
$Wret_t$	t 周个股的周收益率,即有 $Wret_t = \ln(P_t/P_{t-1})$, P 为周收盘价
$Wret_{t-5,t-1}$	$t-5$ 周到 $t-1$ 周个股的累积收益率,即有 $Wret_t = \ln(P_{t-1}/P_{t-5})$
Mv_t	个股在 t 周的流通市值,以亿元为单位
$\hat{\sigma}_{it}$	个股在 t 周的前一个季度(约 62 个交易日)的日收益率波动性/标准差

根据表 2 的描述性统计,股票的平均周回报率是 1.30%,中位数是 0.10%,反映出股票周收益率的分布是略微右偏的。流通市值的范围从 0.25 亿元到 8 523.49 亿元;个股日收益率的波动性有较大的变化范围,这反映个股之间,以及个股在不同时期间的不确定性代理变量的差异都非常大。

表 2 主要变量的描述性统计

变量名	样本数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
$Wret_t$	560 242	1.30%	8.66%	-92.32%	0.10%	2 068.42%
$Wret_{t-5,t-1}$	517 771	2.10%	20.09%	-92.35%	0.00%	2 342.66%
Mv_t	560 242	21.70	75.83	0.25	9.42	8 523.49
$\hat{\sigma}_{it}$	504 183	2.31%	3.92%	0.03%	1.90%	369.20%

表 3 反映的是各主要变量间的相关程度。在该表的右斜对角线上侧的数据是指两变量间的 Pearson 相关系数,在该表的右斜对角线下侧的数据是 Spearman 相关系数。由相关系数大小可知,各变量之间的相关程度都比较弱。

表 3 主要变量之间的相关系数矩阵

	$Wret_t$	$Wret_{t-5,t-1}$	Mv_t	$\hat{\sigma}_{it}$
$Wret_t$	1	0.035	0.020	0.015
$Wret_{t-5,t-1}$	0.032	1	0.056	0.057
Mv_t	0.054	0.124	1	-0.003
$\hat{\sigma}_{it}$	0.063	0.169	0.025	1

我们按照过去 1 个月(即 5 个交易周)的公司股票收益率高低进行排序分组,认为过去股价表现好的公司出现了利好,表现差的则是出现了坏消息。具体来说,在 t 周,将样本按照 $Wret_{t-5,t-1}$ 从高到低排序分 5 组,最高的组是赢家组合,最低的是输家组合,组合的收益率为成分股的 $Wret_t$ 算术平均值。接着,我们做多输家组合,并卖空赢家组合,形成零成本套利组合,并持有该零成本套利组合 n 周,此时形成了 n 个周收益率($R_t, R_{t+1}, \cdots, R_{t+n-1}$)。

为了计算零成本套利组合超过 1 周的持有期收益率,我们采用日历时间法(calendar-time method),该法可以避免当考虑到所有可能的形成期时,对收益率重叠抽样所形成的收益率序列的强烈自相关问题。日历时间法的本质是用重叠组合的方法替代重叠收益率。例如,在 τ 周,存在着由 n 个投资策略形成的收益率,这 n 个策略的形成时点分别是 $\tau-n, \tau-n+1, \tau-n+2, \cdots, \tau-1$ 周。将 n 个策略所分别形成的第 τ 周的周收益率进行算术平均,得到我们所用来研究的收益率。

我们将进行上述计算后所最终形成的投资策略称为 $L(5, n)$ 。

根据表 4 的计算, $L(5, 1)$ 的平均收益率比 $L(5, 3)$ 及 $L(5, 5)$ 大,而 $L(5, 5)$ 的平均收益率比 $L(5, 25)$ 和 $L(5, 100)$ 大,而且当使用 $L(5, 50)$ 策略时,仍能得到显著大于 0 的正收益率(T 统计量为 2.42),这说明 A 股在整体上存在着反转效应,但持有期越长,反转效应越弱。该结论与王永宏和赵学军(2001)及肖军和徐信忠(2004)的发现基本类似。

表 4 不同持有期下的反转效应

投资策略	短期			中期			长期		
	1 周	3 周	5 周	20 周	25 周	30 周	50 周	100 周	300 周
	$L(5,1)$	$L(5,3)$	$L(5,5)$	$L(5,20)$	$L(5,25)$	$L(5,30)$	$L(5,50)$	$L(5,100)$	$L(5,300)$
周均收益率	0.614%	0.424%	0.377%	0.174%	0.119%	0.107%	0.107%	0.048%	0.046%
T 统计量	5.71	4.49	4.39	3.27	2.52	2.42	2.42	1.47	1.88

注:投资策略 $L(5, 1)$ 、 $L(5, 3)$ 、 $\cdots$ 、 $L(5, n)$ 、 $\cdots$ 、 $L(5, 300)$ 是指根据过去 5 个交易周的公司股票收益率高低进行排序分组,并做多输家组合、卖空赢家组合以形成零成本套利组合,然后持有该零成本套利组合 n 周。

三、信息不确定性与反转效应之强化

理论上,股价 s 符合 $s = v + e$, 其中 v 是指根据自由现金流折现模型所计算得出的股票的理论价值, e 为噪声项。股价是由信息驱动的, 其波动率可以表示为 $\text{var}(s) = \text{var}(v) + \text{var}(e)$ 。相应地, 信息的不确定性有两部分含义: 一部分是公司基本价值的不确定性, 表现为 $\text{var}(v)$; 另一部分为信息的质量及投资者的理解能力, 表现为 $\text{var}(e)$ 。显然, 能影响公司未来自由现金流的信息, 并不总能准确地传递给市场, 而市场也并不会总能准确地理解该信息; 当信息越模糊、越模棱两可时, 就越有可能在传递给市场时发生失真, 投资者的理解也就越容易发生偏误。可见, 无论是股价对信息过度反应(产生反转效应), 还是反应不足(产生动量效应), 都与信息的不确定性有关。根据我们在第一部分的分析, 信息不确定性对反转或动量效应的作用应该是一种正向的强化关系。

参考 Zhang(2006)的做法, 我们主要使用市值规模 (Mv_i)^[1] 和日收益率波动性 ($\hat{\sigma}_{it}$) 作为信息不确定性的代理变量。^[2] 相对于大市值公司, 小市值公司的多元化程度较低, 而多元化本身是可以降低风险及不确定性水平的, 可见小市值公司的不确定性相对较高; 而且从分析师关注、媒体关注等角度来看, 在资本市场上能够获得的关于小公司的信息相对较少。因此, 市值规模是可以在一定程度上作为信息不确定性的代理变量的(公司越小, 不确定性越强)。当然, 市值规模中也可能包含着一些其他方面的含义, 为此, 我们还使用股价收益率的波动性来刻画不确定性。具体来说, 我们将股价日收益率的标准差^[3] 作为对公司整体不确定性的衡量指标, 来考察信息不确定性与反转效应之间的正向强化关系是否存在。进一步地, 我们还借鉴 Bulan(2005)的两指数模型(two-index model)方法, 将日收益率波动性按照经济范畴进行宏观(市场)、中观(行

[1] 这里的市值规模是指个股的流通市值。

[2] 为避免先验性的错误, 我们计算信息不确定性代理变量的时间比分组时间再提前一期。同时, 与 Zhang(2006)不同的是, 我们未使用存续时间、EBITDA(息税及折旧和摊销前盈余)的波动率和分析师关注程度作为不确定性的代理变量。原因在于: A 股上市公司重组频繁, 老公司重组后便与新公司无异, 因此存续时间也就失去了代表不确定性的经济学意义; 某些强周期性行业(如金融业、房地产业等)的 EBITDA 会随经济周期的变化而发生大幅波动, 这使得像金融、房地产这些市场关注程度很高行业的信息不确定性程度不太适合用 EBITDA 的波动率来进行衡量; 没有使用分析师关注程度指标的原因是样本量偏少, 而且中国的分析师市场相对来说还发展得不够成熟。

[3] 针对 A 股短期波动剧烈的特点, 我们将求标准差的区间设定为一个季度。

业)和微观(公司)三个层面的分解,从而考察不同层面的波动性对 A 股反转效应的影响。

检验过程如下:(1)按过去 5 周的收益率对样本股票从高到低进行排序并分成 5 组;(2)按不确定性的代理变量对第一步所分的 5 组股票分别进行分组排序,分为 5 组,组合的每期收益率等于成分股的等权重加权平均值;(3)进一步地,我们将分析组合的收益率序列,以观察反转效应在信息不确定性程度提高的情况下是否有所增强。具体来说,我们每周都将股票按 $Wret_{t-5,t-1}$ 从高到低排序分成 5 组,并将 5 组内的股票再按照不确定性代理变量的大小排序分成 5 组,然后将我们将各个组合均持有 1 周^[4],并对组合内个股的周回报率按算术平均法求出该组的周平均收益率,进而与同期的上证指数的收益率进行比较。

从表 5 我们可以发现,流通市值 Mv_t 与反转效应之间存在着明显的负相关关系,随着市值规模的减小、信息不确定性的提高,“M5 - M1”所形成的零成本套利组合所得到的利润变得越来越大,从 0.297% (不显著) 一直提高到 0.989% (在 1% 的统计水平上显著)。类似地,我们将日收益率波动性($\hat{\sigma}_{it}$)作为公司整体的信息不确定性并进行分组检验,可以发现, $\hat{\sigma}_{it}$ 越高的股票,信息不确定性越强,相应地,反转效应也就越强,M5 - M1 的平均周收益率从 0.058% 提高到 1.025%, T 统计量从 0.490 提高到 3.598。这两个发现都表明反转效应与股票整体的信息不确定性程度正相关,信息不确定程度的提高会强化反转效应。

表 5 信息不确定性与反转效应之强化

信息不确定性代理变量		按过去 5 周收益率排序进行分组后 各组合持有 1 周的回报率					M5 - M1
		M1 (赢家)	M2	M3	M4	M5 (输家)	
流通 市值	U1(大市值/低不确定性)	0.154%	0.137%	0.126%	0.303%	0.451%	0.297% (0.563)
	U2	0.027%	0.090%	0.175%	0.353%	0.568%	0.541% (1.533)
	U3	-0.034%	0.098%	0.197%	0.378%	0.544%	0.578% (1.829)
	U4	-0.108%	0.098%	0.260%	0.501%	0.661%	0.769% (2.665)
	U5(小市值/高不确定性)	0.002%	0.135%	0.445%	0.626%	0.991%	0.989% (3.475)
	U5 - U1	-0.152% (-1.392)	-0.002% (-0.921)	0.319% (0.585)	0.323% (1.026)	0.540% (1.551)	

[4] 考虑持有 1 周,是因为第二部分发现持有期越短,反转效应越强。

(续表)

信息不确定性代理变量		按过去5周收益率排序进行分组后 各组合持有1周的回报率					M5 - M1
		M1 (赢家)	M2	M3	M4	M5 (输家)	
日 收 益 率 波 动 性	U1(低波动性/低不确定性)	0.238%	0.128%	0.083%	0.260%	0.297%	0.058% (0.490)
	U2	-0.069%	0.058%	0.206%	0.294%	0.456%	0.525% (1.610)
	U3	-0.074%	0.011%	0.193%	0.350%	0.499%	0.573% (1.809)
	U4	-0.109%	0.025%	0.194%	0.407%	0.594%	0.703% (2.346)
	U5(高波动性/高不确定性)	-0.080%	0.272%	0.430%	0.666%	0.945%	1.025% (3.598)
	U5 - U1	-0.318% (-2.003)	0.144% (-0.100)	0.347% (0.816)	0.407% (1.083)	0.649% (2.072)	

注:M1,M2,...,M5是指从赢家组合、输家组合维度进行的分组,U1,U2,...,U5是从信息不确定性维度进行的分组;括号内的数字为T统计量,用于比较该格数据与同期上证指数收益率之间的差异是否显著。

同时,在日收益率波动性的分组检验中,我们可以发现,在赢家组合M1内,U5 - U1(买入高波动性股票,卖出低波动性股票)可得到-0.318%的平均周收益率,T统计量为-2.003,这说明在出现利好之后,高波动性的股票将表现得更差;而在输家组合M5里,U5 - U1可得到0.649%的平均周收益率,T统计量为2.072,这说明投资者对高波动性股票出现的利空反应过度。

借鉴Bulan(2005)的方法,我们将整体的不确定性分解成市场层面、行业层面和公司层面的不确定性,以进一步分析到底是哪一个层面的收益率波动性加剧了反转效应。首先,我们回归下面的两指数模型(two-index model):

$$R_{it} = \alpha_{it} + \beta_{it} r_{M\tau} + \gamma_{it} r_{I\tau} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

上式中, $\tau = t - 63, t - 62, \dots, t - 1$, R_{it} 是个股*i*在第 τ 个交易日里的日收益率, $r_{M\tau}$ 是同期上证指数的日收益率, $r_{I\tau}$ 是同期个股所属申万行业*I*的指数的日收益率。对上式作OLS回归得出来的残差的标准差 Sigma_i 是控制了整个市场及个股所在行业的波动率后剩下的公司层面的在第*t*周的波动率,即为个股*i*在第*t*周的特有的不确定性。 Sigma_i 越大,说明公司在第*t*周的不确定性程度越高。我们用 $\hat{\sigma}_{M_t}$ 和 $\hat{\sigma}_{I_t}$ 分别表示同期上证指数的日收益率 $r_{M\tau}$ 以及个股*i*所在的申万行业指数的日收益率 $r_{I\tau}$ 的标准差,根据回归方程求出的系数,可以用 $\hat{\beta}_{it}\hat{\sigma}_{M_t}$ 表示个股*i*在市场层面的不确定性,用 $\hat{\gamma}_{it}\hat{\sigma}_{I_t}$ 表示个股*i*在行业层面的不确定性。

表6为按信息不确定性分解之后所进行的分组检验结果。从中可以发现,市场层面和行业层面的不确定性与反转效应之间不存在明显关系,而公司层面

特有的不确定性则与反转效应之间存在明显的正相关关系,M5 - M1 的平均周收益率从 0.043% 提高到 1.136%, T 统计量从 0.554 提高到 4.170。可见,股票特有的不确定性程度越高,反转效应越强。这些实证结果说明表 5 中公司整体不确定性导致反转效应增强的原因,是公司层面的、特有的不确定性,而宏观层面市场的不确定性及中观行业层面的不确定性都与股票的反转效应无关。同时,在针对公司层面不确定性的分组检验中,赢家组合的 U5 - U1 可得到 -0.234% 的平均周收益率, T 统计量为 -1.830,这说明在出现利好之后,高波动性的股票将表现得更差;而在输家组合 M5 里,U5 - U1 可得到 0.859% 的平均周收益率, T 统计量为 3.239,这说明投资者对高波动性股票出现的利空反应过度。这些发现与前面针对整体不确定性进行分组检验时所得出的实证结果基本一致。

表 6 信息不确定性的分解与反转效应的强化

日收益率波动性的分解		按过去 5 周收益率排序进行分组后 各组合持有 1 周的回报率					M5 - M1
		M1 (赢家)	M2	M3	M4	M5 (输家)	
市场 层面	U1 (低波动性/低不确定性)	-0.037%	0.155%	0.287%	0.502%	0.717%	0.754% (2.264)
	U2	0.041%	0.120%	0.225%	0.354%	0.495%	0.454% (1.411)
	U3	0.073%	0.116%	0.213%	0.354%	0.521%	0.447% (1.369)
	U4	-0.074%	0.101%	0.188%	0.373%	0.489%	0.562% (1.698)
	U5 (高波动性/高不确定性)	-0.123%	0.014%	0.219%	0.416%	0.597%	0.720% (2.043)
	U5 - U1	-0.086% (-0.263)	-0.141% (-0.429)	-0.068% (-0.205)	-0.086% (-0.253)	-0.120% (-0.336)	
行业 层面	U1 (低波动性/低不确定性)	-0.123%	0.049%	0.266%	0.416%	0.587%	0.709% (2.142)
	U2	0.041%	0.112%	0.203%	0.396%	0.539%	0.498% (1.562)
	U3	0.035%	0.132%	0.158%	0.347%	0.464%	0.429% (1.328)
	U4	-0.015%	0.054%	0.237%	0.378%	0.541%	0.555% (1.645)
	U5 (高波动性/高不确定性)	-0.042%	0.147%	0.255%	0.442%	0.675%	0.717% (2.021)
	U5 - U1	0.081% (0.246)	0.098% (0.298)	-0.011% (-0.033)	0.026% (0.077)	0.088% (0.246)	
公司 层面	U1 (低波动性/低不确定性)	0.149%	-0.005%	0.004%	0.096%	0.192%	0.043% (0.554)
	U2	0.024%	0.055%	0.077%	0.248%	0.350%	0.326% (0.713)
	U3	-0.061%	0.032%	0.212%	0.363%	0.505%	0.567% (1.770)
	U4	-0.124%	0.168%	0.255%	0.506%	0.692%	0.816% (2.884)
	U5 (高波动性/高不确定性)	-0.084%	0.236%	0.539%	0.766%	1.051%	1.136% (4.170)
	U5 - U1	-0.234% (-1.830)	0.241% (0.352)	0.535% (1.800)	0.670% (2.474)	0.859% (3.239)	

注:M1,M2,...,M5 是指从赢家组合、输家组合维度进行的分组,U1,U2,...,U5 是从信息不确定维度进行的分组;括号内的数字为 T 统计量,用于比较该格数据与同期上证指数收益率之间的差异是否显著。

肖军、徐信忠(2004)发现能用 Fama-French 三因素模型来解释 A 股的反转效应,因此我们也尝试使用三因素模型来解释本文所发现的实证结果:

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha + b_{iM}(R_{Mt} - R_{ft}) + s_i \text{SMB}_t + h_i \text{HML}_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

上式中, $R_{it} - R_{ft}$ 是组合 i 在 t 周回报率超过无风险利率的值, $R_{Mt} - R_{ft}$ 是市场指数的风险溢价, SMB_t 是小市值组合与大市值组合的周回报率之差, HML_t 是高账市比组合与低账市比组合的周回报率之差。若回归得出的 α 显著大于零,则说明 Fama-French 三因素模型无法解释组合的超额收益来源。

针对以 Sigma_i (公司层面特有的不确定性)作为不确定性代理变量所求出的 25 组收益率,我们利用 Fama-French 三因素模型进行回归分析,得出的结果如表 7 所示。^[5] 从表 7 中我们可以发现,在不确定程度最大的 U5 组内,回归方程的截距项也是最大的。在输家组合内,以 Sigma_i 分组后, Sigma_i 最大组的 α 值为 0.895%, T 统计量为 5.598。这说明 Fama-French 三因素模型并不足以解释公司层面特有的信息不确定性对 A 股反转效应的强化结果。

表 7 Fama-French 三因素模型的截距项及其 T 统计量

		M1 (赢家)	M2	M3	M4	M5 (输家)
公司层面特有的不确定性	U1(低波动性/低不确定性)	-0.014% (-0.115)	-0.193% (-1.822)	-0.184% (-1.805)	-0.095% (-0.896)	0.029% (0.245)
	U2	-0.134% (-1.109)	-0.133% (-1.173)	-0.119% (-1.056)	0.056% (0.493)	0.179% (1.452)
	U3	-0.227% (-1.732)	-0.150% (-1.331)	0.020% (0.171)	0.176% (1.507)	0.333% (2.533)
	U4	-0.297% (-2.352)	-0.016% (-0.133)	0.069% (0.571)	0.317% (2.640)	0.523% (3.757)
	U5(高波动性/高不确定性)	-0.266% (-1.791)	0.060% (0.448)	0.363% (2.815)	0.598% (4.460)	0.895% (5.598)

注:M1,M2,...,M5是指从赢家组合、输家组合维度进行的分组,U1,U2,...,U5是从信息不确定维度进行的分组;括号内的数字为 T 统计量,用于比较该格数据与同期上证指数收益率之间的差异是否显著。

[5] 在这里,我们未将市值规模(MV_i)作为不确定性的代理变量,原因在于:Fama-French 三因素模型的提出主要是由于在 CAPM 模型中未考虑公司特性,因而加入 SMB 与 HML 两个公司特性因素,这两个因素都是通过与市值规模相关的变量来计算的,这里再按市值规模作为不确定性的代理变量进行分类并考察 Fama-French 三因素模型的截距项会发生干扰。非常感谢匿名审稿人指出论文初稿中存在的这一不妥之处。

四、稳健性检验和进一步分析

金融异象最常为人所质疑的就是在实证过程中存在数据挖掘所造成的偏误,也就是说,我们在本文中所发现的不确定性增强反转效应的现象是否是数据挖掘偏误的结果呢?为防止数据挖掘偏误,我们除了用 White(2000)所提出的 Reality Check 方法之外,还采用了 Hansen(2005)所提出的 SPA 检验方法来对本文的实证发现进行稳健性检验。如果无法通过检验,说明结果存在数据挖掘偏误,反之则说明结果是可靠的。

我们论文中的数据挖掘问题主要集中在策略形成期的时间长度方面(将形成期设定为过去 5 周)。为此,我们先考虑 1 周、2 周、3 周……25 周分别作为形成期,再将持有期从原来的仅持有 1 周,改为分别持有 2 周和 3 周,进而取 Mv_t 及 Sigma_t 分组中构成的各种交易策略,并提出假设:这些交易策略中的最优策略所获得的收益率不能超过市场平均收益率。如果我们不能拒绝该假设,则说明本文所发现的实证结果只是数据挖掘偏误所带来的。

利用 White 的 Reality Check 及 SPA 检验进行稳健性分析(具体原理请参见附录),结果见表 8。从表 8 中我们可以发现,在 5% 的显著性水平下,原假设被拒绝,也就是说,本文所发现的不确定性对反转效应的强化效果不是数据挖掘偏误造成的,具有一定程度的稳健性。

表 8 稳健性分析:White 的 Reality Check 及 SPA 检验结果

White p 值	SPA p 值的下限	SPA p 值的一致估计量	SPA p 值的上限
1.700%	1.500%	1.500%	1.500%

进一步地,我们还考察了在控制住市值规模这一因素之后,公司特有的收益率波动性是否仍然会强化反转效应。具体过程如下:我们首先形成好消息组合与坏消息组合(在 t 周,我们将所有的股票按照 $Wret_{t-5,t-1}$ 从高到低排序,分为 3 组,第 1 组是好消息组合,第 3 组是坏消息组合);然后再按流通市值将好消息组和坏消息组分别分成三组(大盘股、中盘股和小盘股);最后,我们对上述分组再按公司特有的收益率波动性排序分成 5 组,并研究在控制住市值规模后公司特有的收益率波动性即不确定性对反转效应的强化作用是否仍然存在。实证结果如表 9 所示。

表9 进一步分析:控制市值规模因素后信息不确定性与反转效应之强化

赢家组合 (M1)				
	大盘股	中盘股	小盘股	小盘股 - 大盘股
U1 (低波动性/低不确定性)	0.158%	0.023%	-0.039%	-0.198% (-0.674)
U2	0.151%	0.021%	-0.101%	-0.251% (-0.824)
U3	0.147%	-0.012%	-0.109%	-0.255% (-0.798)
U4	0.170%	-0.057%	-0.055%	-0.225% (-0.680)
U5 (高波动性/高不确定性)	0.056%	0.083%	-0.092%	-0.148% (-0.414)
U5 - U1	-0.102% (-0.327)	0.060% (0.181)	-0.053% (-0.154)	
输家组合 (M3)				
U1 (低波动性/低不确定性)	0.061%	0.134%	0.301%	0.240% (0.743)
U2	0.298%	0.271%	0.478%	0.181% (0.532)
U3	0.283%	0.415%	0.589%	0.305% (0.888)
U4	0.478%	0.609%	0.779%	0.301% (0.843)
U5 (高波动性/高不确定性)	0.798%	0.828%	1.138%	0.340% (0.894)
U5 - U1	0.737% (2.206)	0.694% (1.966)	0.837% (2.258)	
输家组合 - 赢家组合 (M3 - M1)				
U1 (低波动性/低不确定性)	-0.097% (-0.340)	0.111% (0.353)	0.340% (1.035)	
U2	0.147% (0.477)	0.249% (0.765)	0.579% (1.718)	
U3	0.136% (0.436)	0.427% (1.276)	0.697% (1.988)	
U4	0.308% (0.936)	0.667% (1.880)	0.834% (2.323)	
U5 (高波动性/高不确定性)	0.742% (2.086)	0.745% (2.015)	1.230% (3.210)	

注:赢家组合(M1)为好消息组合,输家组合(M3)为坏消息组合(在 t 周,我们将所有的股票按照 $Wret_{t-S,t-1}$ 从高到低排序,分为3组,第1组是好消息组合,第3组是坏消息组合);U1,U2,...,U5是从信息不确定维度进行的分组;括号内的数字为 T 统计量,用于比较该格数据与同期上证指数收益率之间的差异是否显著。

从表9可以发现,在控制住 Mv_t 后, $Sigma_t$ 仍能强化反转效应。表现为无论是在大盘股组合、中盘股组合,还是在小盘股组合内,“输家组合-赢家组合”的周均收益率都随着 $Sigma_t$ 的提高而提高。同时在小盘股组合内,“输家组合-

赢家组合”的周均收益率随着 Sigma_i 达到最大而达到最高的周均收益率 1.230% (T 统计量为 3.210)。这说明 Mv_i 和 Sigma_i 对反转效应起到了互相加强的效果,在小盘股中公司特有的不确定性发挥了更为明显的作用,同时这也说明 Mv_i 和 Sigma_i 两个变量都不能单独说明不确定性程度,增加任何一个变量,都会产生信息增量。

这一实证结果与 A 股的现状基本相符:无论市场是处于牛市还是熊市,也不管行业因素如何,我们经常都能看到“涨停板敢死队”或是“庄家”利用资金优势拉升小盘股的股价,然后散布消息,吸引跟风盘;而散户往往对自己获得的所谓“内幕消息”过度自信,跟风追涨,最后往往被套牢;杀跌的时候也是如此,投资者恐慌性地抛售股票,使得股价在短期内下跌幅度过大,接着经过很长的时间再修复回真实价值。这一过程与 DHS 模型的描述非常吻合。

我们的研究结果与 Zhang(2006)相去甚远:他发现基于基本面的不确定性强化了美国股市的动量效应,而我们则发现公司层面的不确定性强化了 A 股的反转效应。我们的发现与游家兴(2008)的研究结果有一定的相关性,他发现在短期内机构持股比重较高的组合的反应相对理性,而散户持股比重较高的组合却存在由于反应过度导致的反转效应。从本文的实证结论来看,这可以解释成是由于机构具有研究优势,所以他们所发掘的股票,一般来说信息披露质量较高、完备性较好,从而使得信息不确定性程度有所降低。

五、研究结论

本文的研究结论主要有三点:

首先,我们发现 A 股市场在短期内呈现出很强的反转效应,但是随着时间的推移,反转效应逐渐减弱。整体来说,反转效应至少能持续 1 年以上。

其次,以市值规模和股票周收益率标准差表示的信息不确定性越大,反转效应就越强。在将股票收益率标准差分解为市场、行业和公司三个层面之后,我们发现,公司层面特有的信息不确定性才是反转效应得以强化的根本原因。这与 A 股投资者由于过度自信而导致过度反应的普遍行为特征相吻合,可以用 DHS 模型来解释,从而说明“概念越朦胧,想象空间越大,就越有炒作机会”的理念是面临很大风险的。可见,在中国的资本市场上仍然需要加强信息披露监管和投资者风险控制教育,从而避免虚假信息的肆意传播以及投资者对热点的盲目跟风。

最后,上述实证发现无法被 Fama-French 三因素模型这一传统的金融学理论所解释,同时也能通过 White 的 Reality Check 和 SPA 检验等稳健性分析,这些都表明本文所得出的实证结论是比较可靠的。

附录

陈浪南和王艺明(2001)曾利用过 White 的 Reality Check 来检验技术分析在 A 股的功效,在此不再赘述该检验过程,仅说明 SPA 的检验过程:

我们首先定义一个正常收益率(基准收益率)。本文将市场指数(上证指数)所得到的收益率定义为正常收益率,如果反转效应是数据挖掘偏误的结果,那么显然无法在输家组合中(不确定程度最高-不确定程度最低)的子组合构成的集合内找到能高于上证指数收益率的子组合。

在 t 期,根据我们所提出的构成输家组合的方法,在输家组合里按照市值规模 M_{v_i} 分 5 组,取市值最小的一组与同期市值最大一组的收益率之差(对公司特有的不确定性 Sigma_i 也采用类似的方法),定义为 $L_i(p, h)$,其中 $p = 1, 2, 3, \dots, 25$ 为形成期, $h = 1, 2, 3$ 为持有期。

相对基准收益率的超额回报为:

$$d_{p,h,t} = L_i(p, h) - R_{M,t} \quad (\text{A1})$$

其中, $R_{M,t}$ 为同期市场回报率。

由 p 和 h 不同形成的不同组合周收益率向量可以构成一个 $N \times m$ 矩阵

$$D = (d_1, d_2, \dots, d_t, \dots, d_n)' \quad (\text{A2})$$

其中 $d_i = [d_{p,h,t}]$, $p = 1, 2, 3, \dots, 25$; $h = 1, 2, 3$

我们感兴趣的问题是:由 p 和 h 不同形成的不同组合中是否有比基准策略收益率更高的组合呢?可以定义零假设 H_0 :没有策略能超越基准策略,以数学形式表达为:

$$H_0: E(d_i) \leq 0 \quad (\text{A3})$$

显然,若无法拒绝假设,则说明找不到存在反转效应的证据。

Hansen(2005)推导出这一假设检验的检验统计量为:

$$T^{\text{spa}} = \max \left[\max_{k=1,2,\dots,m} N^{1/2} \overline{d_k} / \hat{w}_k, 0 \right] \quad (\text{A4})$$

其中, $\overline{d_k} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n d_{p,h,t}$, 而统计量中的其他参数及其分布状况(注意:这个统计量并非 T 统计量)则需要运用 Politis and Romano(1994)提出的 Stationary Bootstrap 估计出来。

Stationary Bootstrap 的步骤如下:

选择一个平滑参数 $q, q \in (0, 1]$, q 的取值与 D 矩阵中每一列的收益率数据序列相关程度有关,参照 White(2000)的取值,将 q 取值为 0.1。所谓 Stationary Bootstrap,则是对 D 进行再抽样形成若干子样本矩阵。以第一个子样本矩阵的形成为例:

子样本矩阵第一行从 D 中任意抽取一行 d_i 来形成;第二行以 q 的概率从 D 中任取一行

来形成,以 $(1-q)$ 的概率由 d_{i+1} 构成,若 $i=N$,则令 $i=1$;重复上述过程 $N-1$ 次,则形成了一个子样本矩阵。

以上述方法形成 B 个子样本矩阵,完成 Stationary Bootstrap。 B 越大则得出的结果越精确,参照 White(2000),本文设定 $B=1\,000$ 。

Goncalves and De Jong(2003)证明了:

$$\hat{w}_k^2 = B^{-1} \sum_{b=1}^B N \times (\overline{d_{k,b}^*} - \overline{d_k})^2 \quad (\text{A5})$$

其中 $\overline{d_{k,b}^*} = \sum_{t=1}^N d_{k,t,b}^*$,是第 b 个子样本矩阵第 k 列的平均值, $b=1,2,\dots,B$ 。由此得出的 $\hat{w}_k$ 满足一致性。

令 $Z_{k,t,b}^* = d_{k,t,b}^* - \overline{d_k} \times I(\overline{d_k} \geq -\hat{w}_k \sqrt{2/N \times \log(\log(N))})$,令 $\overline{Z_{k,b}^*} = N^{-1} \sum_{t=1}^N Z_{k,t,b}^*$,则:

$$T_{b,n}^{\text{npa}*} = \max[0, \max[N^{1/2} * \overline{Z_{k,b}^*} / \hat{w}_k]] \quad (\text{A6})$$

对 $b=1,2,\dots,B$,可以得出 P 值的一个估计量:

$$\hat{p} = \sum_{b=1}^B I(T_{b,n}^{\text{npa}*} > T^{\text{npa}}) / B \quad (\text{A7})$$

$I(\cdot)$ 是示性函数,若括号内条件为真,其值为1,否则为0。求出的 $\hat{p}$,就类似于常用于假设检验的 P 值,若 P 值大于给定的显著性水平,我们就认为原假设没有被拒绝。

参考文献

- [1] 陈浪南、王艺明,2001,技术交易规则与超常收益研究,《经济研究》,第12期,第73—81页。
- [2] 董梁,2003,我国股票市场投资者六种非理性心理研究,《现代管理科学》,第11期,第43—45页。
- [3] 李心丹、王冀宁、傅浩,2002,中国个体证券投资者交易行为的实证研究,《经济研究》,第11期,第54—63页。
- [4] 刘博、皮天雷,2007,惯性策略和反转策略:来自中国沪深A股市场的新证据,《金融研究》,第8期,第154—166页。
- [5] 刘力、王垒,2003,中国证券投资者的投资行为与个性特征,《心理科学》,第1期,第24—27页。
- [6] 王永宏、赵学军,2001,中国股市“惯性策略”和“反转策略”的实证分析,《经济研究》,第6期,第56—61页。
- [7] 肖军、徐信忠,2004,中国股市反转投资策略有效性实证研究,《经济研究》,第3期,第55—64页。
- [8] 游家兴,2008,谁反应过度,谁反应不足——投资者异质性与收益时间可预测性分析,《金融研究》,第4期,第161—173页。
- [9] Bulan, L. T., 2005, Real options, irreversible investment and firm uncertainty: new evidence from U. S. firms, *Review of Financial Economics*, 14:255—279.
- [10] Chan, L. K. C., N. Jegadeesh, and J. Lakonishok, 1996, Momentum strategies, *Journal of Finance*, 51:1681—1713.

- [11] Daniel, K. , D. Hirshleifer, and A. Subrahmanyam, 1998, Investor psychology and security market under- and overreactions, *Journal of Finance*, 53:1839—1885.
- [12] De Bondt, W. F. M. , and R. Thaler, 1985, Does the stock market overreact?, *Journal of Finance*, 40: 793—805.
- [13] Goncalves, S. , and R. De Jong, 2003, Consistency of the stationary bootstrap under weak moment conditions, *Economics Letters*, 81, 273—278.
- [14] Gutierrez Jr, R. C. , and E. K. Kelley, 2008, The long-lasting momentum in weekly returns, *Journal of Finance*, 63:415—447.
- [15] Hansen, P. R. , 2005, A test for superior predictive ability, *Journal of Business & Economic Statistics*, 23:365—380.
- [16] Jegadeesh, N. , and S. Titman, 1993, Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency, *Journal of Finance*, 48:65—91.
- [17] Politis, D. N. , and J. P. Romano, 1994, The stationary bootstrap, *Journal of the American Statistical Association*, 89, 1303—1313.
- [18] White, H. , 2000, A reality check for data snooping, *Econometrica*, 68:1097—1126.
- [19] Zhang, F. X. , 2006, Information uncertainty and stock returns, *Journal of Finance*, 61:105—137.

Information Uncertainty and Contrarian Effect in China's A-share Market

Haidong Ke

(*School of Business, Sun Yat-sen University;*
China Jianyin Investment Securities)

Yu Xin

(*School of Business, Sun Yat-sen University*)

Abstract By employing A-share sample in recent ten years and the framework of behavioral finance (overconfidence bias, overreaction, and DHS model) for A-share investors, this paper investigates the existence of contrarian effect and the relationship between information uncertainty and contrarian anomalies. We find that, a strong contrarian effect exists during the beginning short holding period, and this effect fades in the following periods; the contrarian effect is stronger when information uncertainty is relatively high. By decomposing the information uncertainty into market,

industry and firm levels, we find that firm-specific information uncertainty is the key determinant for the stronger contrarian effect.

Key Words Contrarian Effect, Information Uncertainty, Return Volatility

JEL Classification G11, G12, G14

经理人激励、多元化决策与企业价值 ——基于我国上市公司治理结构的理论与实证研究

苏冬蔚 邓可斌*

摘 要 本文对国外的代理成本、多元化经营和企业价值理论加以利用、改造和创新,构建出符合我国上市公司治理结构的“一股独大”下多元化经营效率模型,提出具有原创性的“多元化程度与大股东控股比例呈双曲线特征关系”和“公司价值和多元化程度的关系取决于大股东控股比例”两个命题,然后通过对 1999 年年底上市的公司 1026 家公司在 2000—2006 年间的财务报表进行深入细致的调研,运用混合截面回归和系统广义矩法对模型进行实证检验,发现企业多元化的动因在于经理人能够从中获得私有收益;多元化程度是经理人私人收益激励的凹性增函数,是大股东持股比例的凸性减函数。本文的实证结果表明,在大股东持股比例较高的情况下,经理人追求多元化的私有收益使得多元化经营损害了公司价值,是造成公司预期价值与多元化程度呈负相关关系的原因。

关键词 多元化经营, 经理人激励, 企业价值, 公司治理结构

一、引 言

有关多元化经营对企业价值的影响,大多数国内外的研究发现,多元化难以提升企业价值。因此,企业多元化经营的动因成为公司金融领域亟待研究和

* 苏冬蔚,暨南大学经济学院,暨南大学金融研究所;邓可斌,广东外语外贸大学财经学院,暨南大学金融研究所。通信作者及地址:邓可斌,暨南大学经济学院,510632;E-mail: dengkebin@ tom. com。作者感谢两位匿名审稿人建设性的修改意见,感谢广东省高校高层次人才(珠江学者)项目、教育部新世纪优秀人才支持计划(NCET-08-0614)、国家自然科学基金(70572065;70972081;71003030)、中央高校基本科研业务费专项资金(21609204)、广东省自然科学基金(9151063201000050)和广东高校优秀青年创新人才培育项目(Wym09095)的研究资助。

解决的重要问题之一。Aggawal and Samwick(2003)的理论和实证研究表明,经理人与股东之间存在严重的委托—代理问题,经理人有动力通过多元化经营来追求自身利益的最大化,由此损害了公司价值。但是,Aggawal and Samwick(2003)的研究对象是股权分散的英、美上市公司,公司内部股东之间没有较大的利益冲突,全体股东与经理层之间的委托—代理矛盾是公司的主要矛盾,而我国上市公司国有股“一股独大”的现象非常普遍,大股东可以通过牺牲或剥削中小股东获取自身利益,因此 Aggawal and Samwick(2003)的研究仍无法解决我国上市公司多元化动因的问题。Shleifer and Vishny(1997)指出,当大股东股权比例超过某一点、基本上能充分控制公司决策时,大股东能攫取外部少数股东不能分享的私人利益。由此可见,我国上市公司的委托—代理问题较为复杂,公司所有权和控制权并没有完成真实意义上的分离,大股东与 CEO 之间以及中小股东与 CEO 之间的利益冲突不尽相同。

鉴于中小股东只寻求投资收益或公司利润最大化,而大股东不仅关心公司利润,还能利用其控股地位侵占中小股东的利益,本文假设大股东的控股比例为一外生参数,使 CEO 的激励方式及其努力程度、多元化决策和公司价值都取决于大股东的控股比例,在此基础上修正 Aggarwal and Samwick(2003)的模型,推导出我国上市公司多元化经营与内部资本市场效率的新命题,然后通过对于 1999 年年底前上市的 1 026 家公司在 2000—2006 年间的财务报表进行深入细致的调研,建立起符合我国上市公司实际情况的多元化程度、公司价值和 CEO 激励指标,在此基础上运用混合截面回归和系统广义矩法,研究大股东控制、经理人激励、多元化程度及公司价值的理论和经验关系。

本文余下部分的结构安排为:第二部分是相关文献回顾;第三部分构建出符合我国上市公司治理结构现状的“一股独大”下多元化经营与内部资本市场效率模型并提出相应的理论命题;第四部分对模型进行实证检验;最后是全文总结。

二、文献回顾

国内外有关企业多元化经营的研究很多,鉴于本文研究的角度,我们从经营风险和代理成本的角度对已有文献进行归纳和总结。

(一) 多元化与企业价值、经营风险的关系

这方面的研究是多元化问题研究的基础和重点领域,产生了较多文献。在国外学者中,Lewellen(1971)提出了著名的共同保险效应(coinsurance effect)理论,认为从事多种非完全相关多元化的公司具有更加稳定的现金流,能得到更好的外部融资条件,因此公司采用较高的财务杠杆,较多地享有避税的好处;此外,多元化可能导致公司价值和业绩下降,但这种价值损失可能被增加的负债容量和由此产生的税收价值所部分抵消。Berger and Ofek(1995)的实证研究发现,美国上市公司存在着明显的多元化折价也即多元化导致企业价值下降的情况,Comment and Jorrell(1995)运用与Lang and Stulz(1994)同样的研究数据,发现多元化公司的股票收益低,从另一个侧面证实了美国上市公司存在着多元化折价的情况。Lins and Servaes(1999)证实英国和日本同样存在明显的多元化折价的情况,而德国存在着不明显的多元化溢价。Villalonga(2004)的研究表明,Compustat 企业存在多元化折价,而BITS 企业则存在多元化溢价。Campa and Kedia(2002)、Lamont and Polk(1999)验证了多元化带来的价值损失仅仅是多元化企业 and 专业化企业之间的期望收益和现金流量差异的合理反映,实际上说明了多元化虽然会降低企业价值,但同时也能够降低企业的风险。

国内学者的研究中,绝大多数的研究也没能证明企业多元化战略对提高企业价值有帮助。比如,刘力(1997)对多元化与企业绩效、资本结构的关系进行了实证研究,发现多元化与企业绩效间没有显著相关性。姚俊等(2004)发现多元化公司的盈利能力不如专业化公司。苏冬蔚(2005)基于中国上市公司2000—2002年有关数据的实证研究结果表明,我国上市公司存在着明显的多元化溢价,而多元化溢价的原因并不是多元化有助于提升企业价值,相反却是价值高的公司更倾向于选择多元化。易行健等(2003)则认为股权结构不合理是我国上市公司在发展到一定阶段后,落入“多元化陷阱”的主要因素,认为法人控股模式相较国家控股模式,更有利于企业摆脱“多元化陷阱”。但是另一方面,部分学者的研究表明多元化可能降低企业风险。如朱江(1999)发现多元化与企业业绩间没有显著关系,但多元化与利润波动水平成反比,说明多元化不能提升企业价值,但能够降低企业的经营风险。洪道麟等(2007)则区分国有和非国有控股公司,对多元化和资本结构的内生性进行了考察,发现国有控股企业多元化可以降低经营风险,提高其负债融资比率,达到共同保险的目的。

综合以上分析可知,在这一领域的研究多数证实了多元化会带来企业价值

的下降,同时也会使得企业经营风险下降。

(二) 多元化成因的合约理论解释

根据著名的阿罗-林德定理(Arrow and Lind, 1970),对于拥有众多股东的公司而言,其风险偏好基本接近风险中性。因此,把这些公司的多元化行为简单地归因为减少经营风险是远远不够的。为进一步给出问题的答案,基于合约(委托—代理)理论,May(1995)发现拥有较多股权的经理人更倾向于多元化经营,其目的是规避专业化经营给经理人股权带来的风险。这实际上说明了多元化经营源于经理人的风险规避偏好。另一种同样是基于代理理论的解释源于Jensen(1986)的私有收益理论。Stulz(1990)的研究发现,经理人之所以采取多元化,其目的是为了攫取更多的私有收益。Dennis, Dennis and Sarin(1997)发现,公司多元化水平与经营管理人员和外部机构股东持有股份数量呈显著的负相关关系,而且在控制了其他变量的情况下,上述结论依然成立。据此,他们提出了多元化发展的私人收益与代理成本假说,他们认为当经理人持股较少时,经营管理人员从企业多元化发展中得到的私人收益要大于私人成本,这形成了经理人促使企业向多元化发展的激励。

Aggawal and Samwick(2003)对上述关于多元化问题的合约理论研究提出了质疑。他们指出,如果经理人是为了规避风险而采取多元化经营,那么为什么委托人要给经理人股权激励呢?如果经理人是为了私有收益而采取多元化经营,那么委托人同样可以对经理人的激励措施进行调整,消除其多元化经营动机。因此,以往的研究将经理人激励视为外生变量的处理方式是不恰当的。Aggawal and Samwick(2003)通过建立理论模型并进行实证检验证明了,公司绩效、多元化决策和CEO激励方式都是内生变量,CEO可以通过多元化经营来谋取私人利益,从而破坏公司价值。若代理成本来自CEO寻求降低经营风险的努力,那么多元化程度与CEO持股比例成反比;若代理成本来自CEO寻求非货币私人利益的努力,那么多元化程度与CEO持股比例成正比,但公司价值总是与多元化程度成反比。

三、理论模型

参考Aggawal and Samwick(2003)的研究,我们假设上市公司存在两类委托人:大股东(掌握实际控制权)和中小股东(没有实际控制权)。然后,我们引入

大股东控股比例外生变量 a 。两类委托人均呈风险中性,其财富函数就是效用函数。公司价值可表述为:

$$\pi = x - n + \varepsilon(n) \quad (1)$$

其中, x 为 CEO 付出的努力, n 为多元化程度, $\varepsilon(n)$ 为正态分布的随机变量且 $\varepsilon(n) \sim N(0, \sigma^2/n)$ 。因此,多元化能降低经营风险,也能破坏公司价值。^[1]

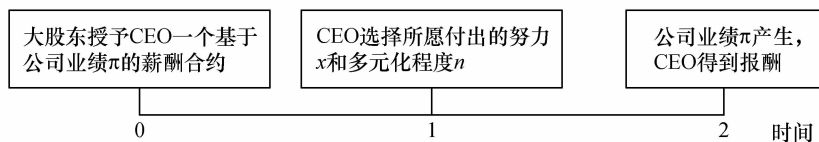
CEO 的财富(w)来自大股东设计的薪酬合约:

$$w = aw_0 + ab\pi \quad (2)$$

其中, w_0 为固定薪酬, b 为激励因子。^[2] CEO 呈风险厌恶且拥有 CARA(绝对风险厌恶系数不变)效用函数, $U(w) = -\exp(-\rho w)$, 表明其绝对风险厌恶系数为 $-U''(w)/U'(w) = \rho$, 同时, 假设 CEO 付出努力的成本(或负效用)为 $C(x) = -(k/2)x^2$ 。因此, CEO 效用函数 $U[w(\pi) - C(x)]$ 的确定性等价值(certainty equivalent, CE)可表述为:

$$\begin{aligned} U(\text{CE}) &= E_{\varepsilon} \left[aw_0 + ab\pi - \frac{k}{2}x^2 \right] \\ &= E_{\varepsilon} \left[aw_0 + ab(x - n + \varepsilon(n)) - \frac{k}{2}x^2 \right] \\ &= aw_0 + ab(x - n) - \frac{k}{2}x^2 - \frac{\rho a^2 b^2 \sigma^2}{2n} \end{aligned} \quad (3)$$

(3)式说明了大股东持股比例与经理人效用间的复杂联系。大股东持股比例越高,它指定的经理人与其的关系也越密切,因而给予经理的人的稳定薪酬和奖励薪酬都会更高。奖励薪酬的增加一方面会降低经理人多元化的动机(因为多元化会直接损害公司利润),但另一方面又会激励经理进行多元化尝试(因为可以降低经理人的风险)。给定 a 、 w_0 和 b , CEO 将选择 x 和 n , 以优化其效用 $U(\text{CE})$ 。给定 x 和 n , 大股东将选择 w_0 和 b , 以优化公司价值及从中小股东那里攫取的利益。模型中主要事件发生的时间顺序如下:



[1] 式(1)与 Aggawal and Samwick(2003)中的式(1)完全相同。如此假设是因为公司选择多元化会使得经理人面临多任务选择,努力分散,从而直接引致利润降低;但同时多元化也带来直接的风险分散作用。正如本文第二部分文献回顾中所述,这一假设与多数实证结果是一致的。

[2] 式(2)中,当 $a=1$ 时,就和 Aggawal and Samwick(2003)的研究完全一致。在这种情况下大股东持股比例与经理人激励问题无关。

CEO 的优化问题可表述为：

$$\text{Max}_{\{x, n\}} U(\text{CE}) = aw_0 + ab(x - n) - \frac{k}{2}x^2 - \frac{\rho a^2 b^2 \sigma^2}{2n} \quad (4)$$

$$\frac{\partial U(\text{CE})}{\partial x} = ab - kx = 0 \Rightarrow x^* = \frac{ab}{k} \quad (5)$$

$$\frac{\partial U(\text{CE})}{\partial n} = -ab + \frac{\rho a^2 b^2 \sigma^2}{2n^2} = 0 \Rightarrow n^* = \sqrt{\frac{\rho ab \sigma^2}{2}} \quad (6)$$

大股东的优化问题必须受限于 CEO 的激励相容 (incentive compatibility, IC) 和参与约束 (participation constraint, PC), 即

$$\text{Max}_{\{w_0, b\}} aE(\pi) - w + y - C(y) \quad (7)$$

s. t. IC: CEO 优化 $U(\text{CE})$

PC: $U(\text{CE}) \geq U_0$

其中, y 为大股东利用其控股地位侵占中小股东利益所获取的租金, $C(y) = (m/2)y^2$ 为租金的成本, U_0 为 CEO 的保留效用。如果高层经理市场处于高度竞争状态, $U(\text{CE}) = U_0 = 0$, 优化问题 (7) 可重写为：

$$\text{Max}_{\{w_0, b\}} a(x^* - n^*) - [aw_0 + ab(x^* - n^*)] + y - \frac{m}{2}y^2 \quad (8)$$

$$\text{s. t. } x^* = \frac{ab}{k}, \quad n^* = \sqrt{\frac{\rho ab \sigma^2}{2}} \quad (9)$$

此时由 (4) 式有：

$$aw_0 + ab(x^* - n^*) = \frac{k}{2}(x^*)^2 + \frac{\rho a^2 b^2 \sigma^2}{2n^*} \quad (10)$$

故 (8) 式可改写为：

$$\text{Max}_{\{b\}} \left(\frac{ab}{k} - \sqrt{\frac{\rho ab \sigma^2}{2}} \right) - \frac{a^2 b^2}{2k} - \frac{\sqrt{2\rho a^3 b^3 \sigma^2}}{2} + y - \frac{m}{2}y^2 \quad (11)$$

优化问题 (11) 的一阶求导条件为：

$$\frac{a^2}{k}(1 - b) - \frac{a^2 \rho \sigma^2}{2\sqrt{2ab\rho\sigma^2}} - \frac{3a^3 b^2 \rho \sigma^2}{4\sqrt{a^3 b^3 \rho \sigma^2}} = 0 \quad (12)$$

由此可以得到以下两个命题：

命题 1 在“一股独大”的上市公司中, 多元化程度 n 是 CEO 激励因子 b 的凹性增函数, 同时, 是大股东控股比例 a 的凸性减函数。

证明 根据等式 (6),

$$\frac{\partial n^*}{\partial b} = \frac{a\rho\sigma^2}{2\sqrt{2ab\rho\sigma^2}} > 0, \quad \frac{\partial^2 n^*}{\partial b^2} = -\frac{a^2\rho^2\sigma^4}{4\sqrt{2a^3b^3\rho^3\sigma^6}} < 0 \quad (13)$$

可见, n 是 b 的凹性增函数。另外, 等式(12)可改写为:

$$\frac{a}{k}(1-b) - \left(1 + \frac{3\sqrt{2}}{2}b\right) \frac{\partial n^*}{\partial b} = 0 \quad (14)$$

等式(13)和(14)表明:

$$\frac{\rho\sigma^2}{2\sqrt{2ab\rho\sigma^2}} = \frac{2(1-b)}{k(2+3\sqrt{2}b)} \quad (15)$$

为了揭示出 b 和外生变量 a 、 ρ 、 σ^2 及 k 之间错综复杂的函数关系, 我们运用 Mathematica[®] 5 内置的数字估值 (numerical approximation) 技术, 对等式(15)进行数字求解, 发现当 $a \ll b$ 时, $\partial b / \partial a > 0$, 而当 $a \gg b$ 时, $\partial b / \partial a < 0$, 因此,

$$\frac{\partial n^*}{\partial a} = \frac{\rho\sigma^2 \left(b + a \frac{\partial b}{\partial a}\right)}{2\sqrt{2ab\rho\sigma^2}} \quad \begin{array}{ll} > 0, & \text{若 } a \ll b \\ < 0, & \text{若 } a \gg b \end{array} \quad (16)$$

图1至4描绘了数字估值的一些结果。

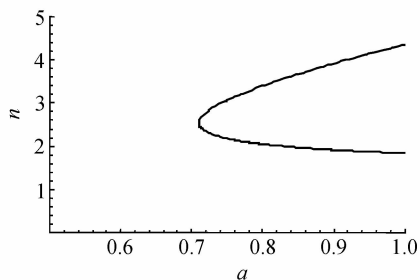


图1 多元化程度与大股东控股比例
($k = 0.06, \rho = 1, \sigma^2 = 100$)

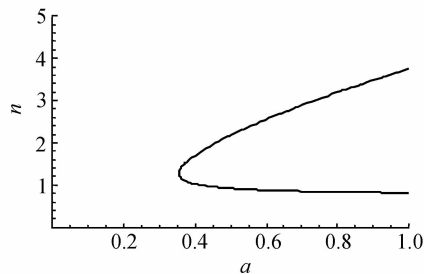


图2 多元化程度与大股东控股比例
($k = 0.06, \rho = 1, \sigma^2 = 50$)

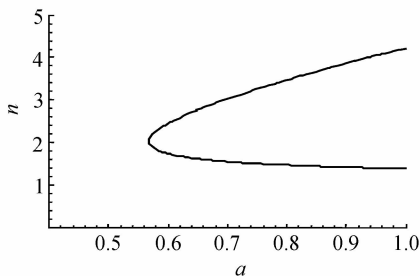


图3 多元化程度与大股东控股比例
($k = 0.04, \rho = 1, \sigma^2 = 100$)

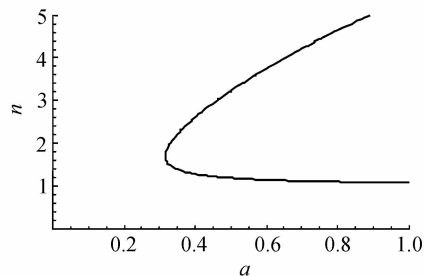


图4 多元化程度与大股东控股比例
($k = 0.06, \rho = 0.8, \sigma^2 = 100$)

可见, 多元化程度与大股东控股比例的关系呈现双曲线特征, 也即存在着

两种可能:多元化程度是大股东控股比例的凹性增函数或凸性减函数;这取决于是否存在 $a \ll b$ 或 $a \gg b$ 。当 $a \ll b$ 时,随着大股东控股比例逐渐提高,多元化程度逐渐上升;而当 $a \gg b$ 时,随着大股东控股比例逐渐提高,多元化程度逐渐下降。同时,增函数或减函数的曲度(即其斜率的变化程度)与模型参数密切相关——如果经营风险下降(如图2所示, σ^2 从100降至50),或努力的成本下降(如图3所示, k 从0.06降至0.04),或CEO的绝对风险厌恶系数减小(如图4所示, ρ 从1降至0.8),那么增函数的曲度减少,表明多元化上升速度加快,而减函数部分的曲度增加,表明多元化下降速度放缓。由于中国上市公司具有“一股独大”特征,也即第一大股东持股比例很高,因而更可能存在的情况是 $a \gg b$,也即多元化程度是大股东控股比例的凸性减函数。

命题2 在“一股独大”的上市公司中,公司预期价值 $E(\pi)$ 与多元化程度 n 的关系取决于大股东控股比例 a 。当 a 相对较大且 n 与 a 呈负相关时, $E(\pi)$ 是 n 的减函数;当 a 相对较小、努力成本 k 足够小且 n 与 a 呈正相关时, $E(\pi)$ 是 n 的增函数;当 a 相对较小、努力成本 k 足够大且 n 与 a 呈正相关时, $E(\pi)$ 是 n 的减函数。

证明 根据等式(1),

$$\pi = x^*(a, k, b(a, k, \rho, \sigma^2)) - n^*(a, b(a, k, \rho, \sigma^2), \rho, \sigma^2) + \varepsilon(n^*) \quad (17)$$

可见,公司价值、多元化程度和CEO付出的努力都是内生变量,取决于大股东控股比例 a 、努力成本 k 、CEO的绝对风险厌恶系数 ρ 以及经营风险 σ^2 。由此可得:

$$\frac{\partial E(\pi)}{\partial n^*} = \frac{\partial E(\pi)}{\partial a} \bigg/ \frac{\partial n^*}{\partial a} = \left(\frac{b}{k} - \frac{\partial n^*}{\partial a} \right) \bigg/ \frac{\partial n^*}{\partial a} \quad (18)$$

当 a 相对较大时, $\partial n^* / \partial a < 0$, 那么 $\partial E(\pi) / \partial n^* < 0$, 公司价值随多元化程度上升而减小;当 a 相对较小时, $\partial n^* / \partial a > 0$, 只要 k 足够小(CEO努力成本较低), 使 $b/k > \partial n^* / \partial a$, 那么 $\partial E(\pi) / \partial n^* > 0$, 公司价值就随多元化程度上升而增加;但如果 k 较大(努力成本较高), 使 $b/k < \partial n^* / \partial a$, 就仍有 $\partial n^* / \partial a < 0$ 。

命题2表明,公司价值取决于大股东控股比例。如果大股东控股比例较小且CEO努力成本较低,多元化可以提高公司价值;反之,如果大股东控股比例过高,多元化就会损害公司价值。由于中国上市公司普遍存在“一股独大”现象,因而总体上多元化程度应该与公司价值负相关。

上述两个命题的创新之处在于明确了“一股独大”下大股东控股比例、多元化程度、CEO激励和公司价值的函数关系,并能通过实证研究加以检验。

四、实证方法与数据来源

(一) 实证模型

根据理论模型分析结果,建立以下混合截面数据回归模型(pool data regression model),检验命题1:

$$n_{j,t} = \beta_0 + \beta_1 b_{j,t} + \beta_2 (b_{j,t})^2 + \beta_3 a_{j,t} + \beta_4 (a_{j,t})^2 + \sum_{l=1}^L g_l f_{j,t}^l + \varepsilon_{j,t} \quad (19)$$

使用混合截面数据回归,是因为上式中 CEO 激励因子是解释变量,但在样本期中 CEO 人选和数量会随时间发生变化,无法得到有效的面板数据。在(19)式中, $n_{j,t}$ 为公司 j 在第 t 年的多元化程度指标,分别取 HI 和 EI; $b_{j,t}$ 为 CEO 激励因子指标; $a_{j,t}$ 为第一大股东控股比例; $f_{j,t}^l$ 为多元化程度的控制变量,包括公司规模(总资产的对数,logsize)、年龄(age)、资产负债率(cs)和第一大股东的性质(国家、法人或自然人, D);误差项 $\varepsilon_{j,t}$ 在不同时间上和不同公司间没有相关性。当多元化变量使用 HI 指数(具体指标计算见下文指标选择部分的介绍)时,由于多元化程度越高,HI 指数越低,因而命题1就要求参数估计值 $\hat{\beta}_1 < 0, \hat{\beta}_2 > 0, \hat{\beta}_3 > 0, \hat{\beta}_4 < 0$ 且统计显著。

再次,设置多元化程度关联变量(interacting dummy variables)并建立以下面板数据回归模型,检验命题2:

$$\pi_{j,t} = \phi_0 + \phi_1 n_{j,t} + \sum_{s=1}^S \eta_s h_{j,t}^s + \mu_t + \lambda_j + \varepsilon_{j,t} \quad (20)$$

$$\begin{aligned} \pi_{j,t} = & \phi_0 + \phi_1 (n_{j,t} \times \text{PD}_{j,t}) + \phi_2 (n_{j,t} \times \text{ND}_{j,t}) + \phi_3 (n_{j,t} \times \text{ZD}_{j,t}) \\ & + \sum_{s=1}^S \eta_s h_{j,t}^s + \mu_t + \lambda_j + \varepsilon_{j,t} \end{aligned} \quad (21)$$

式(20)中, $\pi_{j,t}$ 为公司 j 在第 t 年的价值指标,分别取 MV/BV 和 Tobin's q 。 $h_{j,t}^s$ 为公司价值的控制变量,包括公司规模(logsize)、盈利能力(总资产收益率,ROA)、经营能力(总资产周转率,TAT)、资本结构(资产负债率,CS)。 λ_j 为各公司在截距上的个体差别,即在时间上固定,但在公司间存在变化; μ_t 为各公司在截距上的年度差别,即在公司间固定,但在时间上存在变化;当多元化变量使用 HI 指数时,命题2要求参数估计值 $\hat{\phi}_1 > 0$ 且统计显著。

式(21)中, $\text{PD}_{j,t}$ 、 $\text{ND}_{j,t}$ 和 $\text{ZD}_{j,t}$ 为虚拟变量,若第 t 年公司 j 的多元化程度与

其大股东控股比例均发生变化且两者成正比,即 $\Delta n_{j,t} \times \Delta a_{j,t} > 0$,那么 $PD_{j,t} = 1$,否则 $PD_{j,t} = 0$;若两者成反比,即 $\Delta n_{j,t} \times \Delta a_{j,t} < 0$,那么 $ND_{j,t} = 1$,否则 $ND_{j,t} = 0$;若多元化程度或大股东控股比例未变,那么 $ZD_{j,t} = 1$,否则 $ZD_{j,t} = 0$ 。由此可见, $PD_{j,t}$ 、 $ND_{j,t}$ 和 $ZD_{j,t}$ 将总样本根据多元化程度与大股东控股比例的关系划分成三个子样本。当多元化变量使用HI指数时,命题2要求参数估计值 $\hat{\phi}_2 > 0$ 且统计显著;在 k 足够小(努力成本较低)的情况下, $\hat{\phi}_1 < 0$ 且统计显著;在 k 足够大(努力成本较高)的情况下, $\hat{\phi}_1 > 0$ 且统计显著。

(二) 指标选择

1. 被解释变量与解释变量

(1) 多元化的度量指标

① 收入 Herfindahl 指数(HI): $HI = \sum_{i=1}^M P_i^2$, 其中 P_i 为行业收入占总收入的比重。多元化程度越高,Herfindahl 指数就越低;

② 收入熵(Entropy, EI): $EI = -\sum_{i=1}^M P_i \ln(1/P_i)$ 。多元化程度越高,收入熵就越高。

(2) 企业价值的度量指标

① 市值—账面值比(MV/BV): $MV = \text{流通股市值} + \text{非流通股股数} \times \text{每股净资产} + \text{负债账面值}$, $BV = \text{资产账面值}$ 。

② Tobin's q : 股东权益市值与长期负债市值之和除以资产重置成本,其中长期负债市值是公司债券的市场价值,资产重置成本应为资产在全新情况下的市场价值减去已使用年限的累计折旧。鉴于我国企业债券市场规模小、品种少且流动性差,债务的市场价值难以确定,而且公司财务报表没有提供资产重置成本的数据,所以我们运用 Chung and Pruitt(1994)的方法估计 Tobin's q 如下:

$$\text{Tobin's } q = \frac{MV + BD}{BV - CL}$$

其中,BD 是公司短期负债和长期负债的账面值,CL 是流动负债账面值。

(3) CEO 激励因子的度量指标

本文使用总经理和董事长薪酬占公司净利润的比例(PS)来度量 CEO 激励

的程度。^{〔3〕}

鉴于我国上市公司的管理层激励机制尚不完善,CEO对公司的贡献难以在薪酬中完全体现出来(魏刚,2000),所以本文在统计上述指标时,还将财务报表中“福利支出”栏目的数据加总进了管理层薪酬收益。^{〔4〕}

2. 工具变量

由于多元化与企业价值间可能存在内生性,在检验两者关系时,我们选取以下两个变量作为多元化变量的工具变量:

(1) 成长性变量。Stulz(1990)认为对于缺乏投资机会的低成长性公司,多元化程度必然较低。因此,企业成长性对于多元化经营有明显的作用。但是,高成长性的公司价值未必高,成长性与公司价值间不存在明显关系。我们用资本性支出与销售收入之比代表公司成长性。

(2) 非债务税盾变量。DeAngelo and Masulis(1980)指出,非债务性税盾取代利息费用发挥了抵减公司税收的作用,非债务性税盾越多,企业债务融资的税盾效应相对贡献越小,企业愿意通过债务筹集的资金也就越少。资金不足会影响企业的多元化扩张,因此非债务性税盾会影响公司的多元化程度,但没有证据表明非债务税盾会影响公司价值。参照 Titman and Wessels(1988)和洪道麟等(2007),本文用公司年度折旧额与总资产之比代表非债务性税盾。

(三) 样本与数据来源

参考以往研究者的方法,本文采用2001年4月中国证监会颁布的《上市公司行业分类指引》对公司业务进行分类。我们将行业划分到《上市公司行业分

〔3〕 Aggawal and Samwick(2003)用CEO团队的薪酬业绩敏感度指标(pay-performance sensitivity)来度量CEO激励程度,具体而言,其指标计算方法为CEO团队持股比例加上持有的股票期权比例之和。但由于数据条件所限,本文无法使用这一指标。不过应该承认,薪酬占净利润的比例只是现有情况下一种激励指标替代方案,薪酬中含有一些固定成分,这些成分并不随利润变化,这会使得这一指标度量出来的激励强度偏高。感谢一位匿名审稿人提醒我们注意这一点。

〔4〕 在分子分母均为正数的情况下,这一比例越高,激励越大。但是如果分母(即净利润)为负,应该如何认识这一指标呢?我们认为,首先,对于净利润为负的企业,从概率上说,其对经理人的激励应当比净利润为正的企业普遍做得差。这一假设应当是符合一般情况的。其次,在净利润为负的企业中,给予经理人的薪酬或者福利较高的企业,较之给予经理人薪酬或福利较低的企业,从概率上说,其激励效应要差。因为这意味着经理人薪酬福利与利润的倒挂,这种倒挂不会因为薪酬福利高而产生激励效应,只会产生相反的效应。再次,在本文所使用的2934个样本中,这一比例为0或负值的样本为383个,约占13.1%,这一比例并不太高。综上所述,我们认为在没有更好的解决方案的情况下,对净利润为0或为负的情况保持原状不加以处理,或许仍是相对更为稳妥的选择。但是,本文在推导命题1的理论模型式(10)和(11)中,要求激励因子必须大于0,因而本文在实际回归时删除了上述净利润小于等于零的样本。

类指引》行业代码的第二位,将公司各项主要业务分成91类。并根据上市公司分部报告中各行业销售收入和总业务收入数据,计算多元化指标。我们选取的样本期为2000—2006年,选取的样本公司为1999年年底前在深圳和上海证券交易所上市的1026家公司,并对样本进行以下筛选:(1)剔除金融类公司;(2)剔除数据有问题和数据不全的公司。最终得到的是平衡面板数据集,筛选后得到的样本公司数共789家。

数据来源如下:2000—2002年上市公司年度报告中的分部报告数据从巨潮资讯网(cninfo.com.cn)下载而得。其他数据来源于深圳国泰安公司和香港理工大学联合开发的《CSMAR中国上市公司财务指标分析数据库》和《CSMAR中国上市公司财务报告数据库》。我们一共整理得到2000—2006年间的总经理及董事长薪酬数据2934个,但由于数据库中只有2003年后的第一大股东持股数据,故我们对(19)式进行回归分析时,只使用了2003—2006年间的总经理及董事长薪酬数据,加上理论模型推论要求删除薪酬小于或等于0的样本,所以我们只剩下1951个样本。对(20)式进行回归时,由于不存在上述问题,故我们使用的样本数共4732个($789 \times 6 \text{ 年} = 4732$,由于部分工具变量使用滞后一期变量,故样本数减少一年)。

五、实证研究结果

(一) 描述性统计结果

1. 经理人薪酬与多元化的关系

首先,根据经理人薪酬水平高低,将样本分为六组,观察薪酬变量与多元化程度等变量间的关系。我们求出了每组变量的均值,结果见表1。可见,随着经理人薪酬上升,多元化程度提高,大股东持股比例下降,而公司价值变化趋势不明显。因而,经理人薪酬激励与多元化程度间存在较明显的正相关关系,与大股东持股比例间存在较明显的负相关关系。这一方面证实了理论模型中对于经理人薪酬激励会引起多元化程度提高的推论,另一方面也说明大股东持股比例的增加,很可能会引起公司多元化程度的下降。

表1 按经理人薪酬分组得到的变量均值

	经理人薪酬	多元化程度 (HI 指数)	第一大股东 持股比例(%)	Tobin's q	MV/BV
第一组	0.00065	0.850	48.15	1.355	0.938
第二组	0.0019	0.807	40.81	1.478	0.784
第三组	0.0038	0.804	38.19	1.371	0.775
第四组	0.0067	0.757	37.59	1.346	0.772
第五组	0.0126	0.771	34.36	1.513	0.781
第六组	0.0526	0.730	33.94	1.761	0.780

注:每组 489 个样本,样本总数共 2934 个。

2. 大股东持股比例与多元化程度的关系

其次,我们观察大股东持股比例与多元化程度的关系。按第一大股东持股比例将样本分为六组,并求出各组相关变量均值,结果见表2。可见随着大股东持股比例提高,经理人薪酬水平上升,说明多元化程度很可能是大股东持股比例的凸性减函数。

表2 按第一大股东持股比例分组得到的变量均值

	第一大股东 持股比例(%)	经理人薪酬	多元化程度	Tobin's q
第一组	18.086	0.00065	0.725	1.236
第二组	25.978	0.0019	0.749	1.590
第三组	32.291	0.0038	0.814	1.555
第四组	41.153	0.0067	0.810	1.556
第五组	51.227	0.0126	0.812	1.412
第六组	64.217	0.0526	0.810	1.475

注:前五组每组 325 样本,最后一组 326 个样本,样本总数共 1951 个。

3. 多元化与公司价值的关系

再次,根据多元化程度高低,将样本分为五组,观察多元化程度与公司价值的关系。各组变量均值见表3。可见,随着多元化程度下降,经理人的薪酬有明显下降趋势,公司价值 Tobin's q 和 MV/BV 变量均有一定上升趋势,其中 MV/BV 变量的上升趋势尤其明显。这既说明多元化与公司价值呈现负相关关系,又再次说明多元化程度与经理人薪酬激励存在正相关关系。

表3 按多元化程度分组得到的相关变量均值

	多元化程度 (HI 指数)	经理人薪酬	Tobin's q	MV/BV
第一组	0.348	0.020	1.460	0.786
第二组	0.526	0.017	1.446	0.786
第三组	0.704	0.014	1.309	0.798
第四组	0.913	0.0084	2.787	0.835
第五组	1	0.0105	2.790	0.825

注:第五组专业化公司样本(HI=1)共2394个,前三组每组样本782个,第四组样本783个,总计5523个样本。

为进一步考察多元化程度与公司价值变量间的关系,我们将样本分年度后再按多元化程度高低分成五组,得到各组公司价值变量均值,结果见表4。从中可见,随着多元化程度的下降,以MV/BV度量的企业价值有明显的上升趋势;以Tobin's q 度量的企业价值2005年和2006年有明显上升趋势,但在2001年有下降趋势,在2000年、2003年和2004年变化趋势不明显。我们认为,这是由于Tobin's q 值容易受到股市波动因素的影响,所以MV/BV变量与多元化程度间的关系可能会更稳定一些。因而综合来看,公司价值与多元化程度间应该存在着较为明显的负相关关系。

表4 按各年多元化程度分组得到的公司价值变量均值

	2000		2001		2002		2003	
	Tobin's q	MV/BV	Tobin's q	MV/BV	Tobin's q	MV/BV	Tobin's q	MV/BV
第一组	1.323	0.773	1.417	0.784	1.469	0.784	1.509	0.786
第二组	1.278	0.773	1.309	0.774	1.398	0.781	1.575	0.798
第三组	1.362	0.799	1.376	0.791	1.496	0.791	1.535	0.804
第四组	1.241	0.796	1.307	0.791	1.393	0.797	1.325	0.801
第五组	1.316	0.809	1.328	0.800	1.354	0.803	1.474	0.806
	2004		2005		2006		—	
	Tobin's q	MV/BV	Tobin's q	MV/BV	Tobin's q	MV/BV	—	
第一组	1.556	0.808	1.594	0.815	1.269	0.763	—	
第二组	2.044	0.803	1.565	0.800	1.172	0.776	—	
第三组	1.429	0.806	1.635	0.822	1.617	0.817	—	
第四组	1.582	0.818	1.822	0.827	2.221	0.805	—	
第五组	1.672	0.824	2.145	0.865	6.155	0.847	—	

注:前四组每组158个样本,第五组157个样本。

4. 变量间的简单相关系数与多重共线性检验

为控制回归中变量间可能出现的多重共线性问题,本文还检验了(19)式中解释变量与控制变量间的 pearson 相关系数,结果见表5。从中可见系数绝对值均小于0.20,因而模型多重共线性问题并不严重,回归模型设计是合理的。

表5 变量 pearson 相关系数

	经理人年龄	经理人薪酬激励变量	第一大股东持股比例	规模	资本结构
经理人年龄	1				
经理人薪酬激励变量	-0.025	1			
第一大股东持股比例	0.046	-0.101	1		
规模	0.174	-0.091	0.156	1	
资本结构	-0.035	0.019	-0.143	0.134	1

(二) 回归结果

1. 薪酬激励、大股东持股比例与多元化经营的决定

首先,检验(19)式。由于截面回归 $\bar{R}^2$ 值通常都很小(Gujarati,2003),我们主要关注变量系数符号及其显著性,回归结果见表6。可见变量 $b_{j,t}$ 的系数显著为负,表明薪酬激励与多元化程度正相关:经理人薪酬激励强度越大,多元化程度越强。加入其他控制变量后,这一结果仍然成立。当 $b_{j,t}$ 和 $(b_{j,t})^2$ 同时进入方程时, $b_{j,t}$ 的系数显著为负, $(b_{j,t})^2$ 的系数显著为正且绝对值远小于 $b_{j,t}$ 的系数。由于 $b \ll 1$,所以这就表明了,多元化程度 n 是 CEO 激励因子 b 的凹性增函数。当控制变量进入方程后, $(b_{j,t})^2$ 的系数显著性会减弱,但符号仍然为正。显著性减弱的原因是大股东控股比例与薪酬激励间存在一定关系,因而当大股东控股比例变量进入方程后,会影响薪酬激励变量的作用。因此多元化程度与 CEO 激励因子 b 关系的实证结果与理论模型的推论基本是一致的。

$a_{j,t}$ 的系数显著为正,表明大股东控股比例与多元化程度负相关。 $(a_{j,t})^2$ 的系数显著为负,说明多元化程度是大股东控股比例的凸函数。由于 $a_{j,t}$ 与 $(a_{j,t})^2$ 的系数绝对值较为接近,考虑到 $a_{j,t}$ 的平均值 $\bar{a}_{j,t} \ll 1$,故多元化程度是大股东控股比例的凸性减函数。这样表6的实证结果就证实了命题1的理论推论。

表6 多元化程度与CEO薪酬激励的关系

变量	1	2	3	4	5
常数项	0.793 *** (110.127)	0.798 *** (102.384)	0.553 *** (13.085)	0.559 *** (13.116)	0.326 * (1.852)
$b_{j,t}$	-0.510 *** (-3.139)	-0.968 *** (-3.063)	-0.433 *** (-2.671)	-0.764 ** (-2.412)	-0.656 ** (-2.019)
$(b_{j,t})^2$		0.473 * (1.689)		0.340 (1.217)	0.253 (0.885)
$a_{j,t}$			1.137 *** (5.216)	1.127 *** (5.172)	1.114 *** (5.084)
$(a_{j,t})^2$			-1.150 *** (-4.509)	-1.146 *** (-4.494)	-1.152 *** (-4.500)
$\ln size_{j,t}$					0.009 (1.125)
$cs_{j,t}$					0.005 (0.150)
$age_{j,t}$					0.001 (0.124)
$D_{j,t}$					0.019 (1.323)
$\bar{R}^2$	0.021	0.022	0.022	0.022	0.023

注:考虑滞后一期变量的样本数为1951个。括号内为双尾 t 检验统计量。***、**、*分别表示统计检验在1%、5%和10%水平上显著。 F 统计量在1%水平上显著。White异方差检验表明回归不存在异方差问题。

2. 多元化程度对公司价值的影响

接着检验(20)式。由于此时方程中不需要考虑薪酬激励变量,我们有七年共5523个样本的面板数据。苏冬蔚(2005)发现,价值较高的企业会更更多地选择多元化经营,因而多元化与企业价值间可能会存在内生性,多元化程度与其他变量间也可能存在内生关系。因而此时最小二乘法与两阶段最小二乘法(TSLS)都是有偏的。再考虑到样本截面数较多而时间序列较少,我们使用系统广义矩估计方法(SYS GMM)对(20)式进行估计。这一方法由Arellano and Bond(1991)、Arellano and Bover(1995)以及Blundell and Bond(1998)建立,可以合理解决回归中残差项异方差与自相关问题。

我们用最小二乘法对(20)式进行回归,并与工具变量法下的回归结果进行Hausman检验,结果拒绝了变量无内生性的原假设,这进一步证明了模型中存在变量内生性。我们在回归中为多元化变量选择的工具变量为:滞后一期的成长性变量和非债务税盾变量。如前文所述,这两个变量会影响多元化选择,但对企业价值的直接影响不大。^[5] 对其他控制变量选择的工具变量为滞后一期的该变量。回归结果见表7和表8。

表7 多元化程度与公司价值关系(以Tobin's q 为因变量)

变量	回归 1	回归 2	回归 3	回归 4	回归 5
常数项	-3.964** (-2.00)	-7.853** (-2.43)	4.435 (1.51)	-3.882** (-2.02)	-17.272 (-1.47)
$n_{j,t}$	7.073*** (2.86)	10.093*** (2.91)	7.558*** (2.98)	7.021*** (2.77)	22.080*** (2.56)
$roa_{j,t}$		-4.619 (-0.91)			1.438 (0.17)
$cs_{j,t}$		2.773** (2.25)			-1.277 (-0.42)
$lnsize_{j,t}$			-0.413*** (2.80)		0.556 (0.97)
$TAT_{i,t}$				-0.067 (-0.20)	-0.604 (-1.03)
$D_{j,t}$					-18.930* (-1.77)
Arrelano-Bond 一阶自 相关检验(P 值)	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.045**
Arrelano-Bond 二阶自 相关检验(P 值)	0.842	0.483	0.853	0.845	0.054*
Sargan 过度识别检验 (P 值)	0.563	0.939	0.658	0.548	0.767

注:考虑滞后一期变量的样本数为4732个。括号内为双尾 t 检验统计量。***、**、*分别表示统计检验在1%、5%和10%水平上显著。

表7是使用Tobin's q 作为因变量的回归结果,可见无论控制变量是否进入方程,变量 $n_{j,t}$ 的系数均显著为正,表明多元化程度提高会使得企业价值下降。表7中Sargan过度识别检验结果说明工具变量的选取是可靠的,Arrelano-Bond一、二阶自相关检验结果说明模型设置是基本合理的。虽然在回归5中,当控

[5] 我们也尝试用滞后一期的多元化变量作为工具变量进入回归方程,但当这一工具变量加入工具变量集时,回归无法通过Sargan过度识别检验,说明这一工具变量选择不合理。

制变量全部进入方程后,残差项出现了一定程度的二阶自相关,但多元化程度与企业价值的负相关关系仍然是稳健的。

为保证研究结论的稳健性,我们进一步使用 MV/BV 为因变量进行回归。回归结果见表 8。表中 Sargan 过度识别检验结果同样说明工具变量的选取是可靠的。但与表 7 不同的是,当仅以多元化程度为解释变量,或控制变量分别进入方程时,Arrelano-Bond 自相关检验说明残差项存在二阶自相关,但当控制变量全部进入方程后,残差项自相关消失了。但无论在哪种情况下,多元化变量均与公司价值显著负相关。因此表 8 的回归结果进一步证实了多元化会使得公司价值减少。

表 8 多元化程度与公司价值关系(以 MV/BV 为因变量)

变量	回归 1	回归 2	回归 3	回归 4	回归 5
常数项	0.716 *** (34.68)	0.931 *** (30.28)	0.931 *** (30.28)	0.714 *** (35.58)	0.723 *** (13.69)
$n_{j,t}$	0.108 *** (4.18)	0.168 *** (7.31)	0.120 *** (4.52)	0.104 *** (3.92)	0.187 *** (4.81)
$roa_{j,t}$		0.172 *** (5.10)			0.049 (1.29)
$cs_{j,t}$		0.352 *** (43.13)			0.393 *** (28.53)
$lnsize_{j,t}$			-0.011 *** (-6.84)		-0.015 *** (-5.74)
$TAT_{i,t}$				0.009 *** (2.62)	-0.013 *** (-5.06)
$D_{j,t}$					0.081 * (1.68)
Arrelano-Bond 一阶自 相关检验(P 值)	0.000 ***	0.000 ***	0.000 ***	0.000 ***	0.000 ***
Arrelano-Bond 二阶自 相关检验(P 值)	0.000 ***	0.058 *	0.000 ***	0.000 ***	0.379
Sargan 过度识别检验 (P 值)	0.553	0.666	0.792	0.736	0.128

注:样本数为 4732 个。括号内为双尾 t 检验统计量。***、**、* 分别表示统计检验在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

然后我们检验(21)式。结果见表 9。我们在回归中为多元化变量(包括 $n_{j,t} \times PD_{i,t}$ 、 $n_{j,t} \times ND_{i,t}$ 与 $n_{j,t} \times ZD_{i,t}$)选择的工具变量为:成长性变量和非债务税盾变量分别与 $PD_{i,t}$ 、 $ND_{i,t}$ 和 $ZD_{i,t}$ 的乘积(共 6 个);其他控制变量的工具变量为其自身。由于 CSMAR 数据库中仅有 2003 年以后的大股东持股比例数据,在计

算 $n_{j,t} \times PD_{i,t}$ 、 $n_{j,t} \times ND_{i,t}$ 与 $n_{j,t} \times ZD_{i,t}$ 指标时因为要用到一阶滞后数据,故样本区间仅为 2004—2006 年共 3 年,为最大限度保证样本数据,此处没有选择滞后变量作为工具变量。从表 9 中的 Sargan 检验可看出,这样做并不影响工具变量的有效性。此外,Arrelano-Bond 一阶自相关检验结果说明,当以 Tobin's q 为因变量时,模型基本不存在一阶自相关;但以 MV/BV 为因变量时,模型存在强的一阶自相关。因而我们对模型的设置是基本合理的。

由表 9 回归系数情况可见,无论控制变量是否进入方程,变量 $n_{j,t} \times PD_{i,t}$ 、 $n_{j,t} \times ND_{i,t}$ 与 $n_{j,t} \times ZD_{i,t}$ 的系数均显著为正,表明多元化程度提高会使得企业价值下降。这一回归结果与命题 2 的结论基本吻合。需要说明的是, $n_{j,t} \times PD_{i,t}$ 的系数为正,说明 k 足够小且 b 足够大(从而使得 $a \ll b$) 的情况很可能在样本中不存在。

表 9 大股东持股比例、多元化程度与公司价值关系

变量	以 Tobin's q 为因变量		以 MV/BV 为因变量	
	回归 1	回归 2	回归 1	回归 2
常数项	-9.655 ** (-2.44)	4.076 (0.72)	0.572 *** (14.68)	0.598 *** (31.40)
$n_{j,t} \times PD_{i,t}$	13.286 *** (2.65)	12.448 ** (2.44)	0.239 *** (4.84)	0.128 *** (7.43)
$n_{j,t} \times ND_{i,t}$	16.311 *** (2.73)	15.247 ** (2.49)	0.312 *** (5.29)	0.164 *** (7.93)
$n_{j,t} \times ZD_{i,t}$	14.542 *** (3.00)	13.604 *** (2.74)	0.312 *** (6.53)	0.181 *** (10.78)
$roa_{j,t}$		0.634 (0.55)		0.023 *** (5.90)
$cs_{j,t}$		0.834 (1.27)		0.431 *** (194.72)
$lnsize_{j,t}$		-0.632 ** (-2.50)		-0.008 *** (-9.78)
$TAT_{i,t}$		-0.498 (-1.03)		-0.008 *** (-4.64)
$D_{j,t}$		0.864 * (1.63)		0.004 ** (2.41)
Arrelano-Bond 一阶自相关检验 (P 值)	0.249	0.428	0.000 ***	0.000 ***
Sargan 过度识别检验 (P 值)	0.894	0.893	0.874	0.605

注:样本数为 2367 个。括号内为双尾 t 检验统计量。***、**、* 分别表示统计检验在 1%、5% 和 10% 水平上显著。由于只有三年样本,故只给出 Arrelano-Bond 一阶自相关检验结果。

最后,我们用熵指数(EI)代替赫芬达尔指数(HI)重复了上面的研究过程,结论完全相同。限于篇幅,此处略去相关的实证结果。

六、结 论

表面上看,多元化会直接破坏公司价值。但由于多元化会减少企业的经营风险,经理人也能通过多元化获得激励,从而多元化有可能使经理人更为努力地工作并因而带来公司价值的提升。因而,多元化是否能带来公司价值的提升实际上取决于上述两种效应相互抵减后的结果。在大股东“一股独大”的情况下,企业多元化经营的成因及对公司价值的影响更为错综复杂。通过改进 Aggawal and Samwick(2003)的合约理论模型,我们建立了转型经济“一股独大”环境下经理人与大股东间的博弈模型并进行了数据检验,从深层次上分析多元化、经理人激励与公司价值间的关系。研究结果表明:(1)企业多元化的原因在于经理人能够从中获得私有收益。在“一股独大”条件下,多元化程度是经理人私人收益激励的凹性增函数,是大股东持股比例的凸性减函数。(2)在大股东持股比例较高的情况下,经理人通过多元化获得私有收益会带来公司价值的损失,从而使公司预期价值与多元化程度呈负相关关系。

我们在第三部分中已指出,大股东持股比例越高,它指定的经理人与其的关系也越密切,因而给予经理人的稳定薪酬和奖励薪酬都会更高。奖励薪酬的增加一方面会降低经理人多元化的动机(因为多元化会直接损害公司利润),但另一方面又会激励经理人进行多元化尝试(因为可以降低经理人的风险)。在大股东持股比例很高的情况下,经理人在可能获得很高奖励收益的同时,其承担的风险增长速度更快。这就使得经理人必然更热衷于追求多元化降低风险的作用,而对其降低公司利润的负面作用有所忽视,同时也会使得经理人努力程度不足。所以,大股东持股比例高,未必能有效监督经理人行为对投资者的损害,因为大股东与经理人毕竟存在着明显的信息不对称与不同的利益取向。近期有研究(邓可斌和丁重,2010)发现,中国企业的多元化经营很可能是经理人对投资者利益侵害的一种方式,本文的研究从理论与实证上支持了这一论断。而且,本文发现,这种投资者利益侵害不仅仅是对中小股东的侵害,还包括了对大股东的利益侵害。

本文还提供了一个有趣的、有待实证检验的理论研究推论:如果大股东持股比例保持在适当水平之下,且经理人素质较高,能够较为轻松地完成工作任

务时,多元化会带来公司价值的提升。在中国乃至西方的现实环境中,能满足上述条件的公司并不多见,因而我们很难看到多元化程度增加与企业价值提升并存的现象。由于现有样本条件的限制,对于上述理论研究推论,本文尚无法通过样本进行实证检验。随着样本的逐渐丰富和研究手段的改进,我们今后会进一步完善相关的实证研究工作。

参考文献

- [1] 邓可斌、丁重,2010,多元化战略与资本结构之间关系探析,《管理学报》,第7期,第1075—1084页。
- [2] 洪道麟、熊德华、刘力,2007,所有权性质、多元化和资本结构内生性,《经济学季刊》,第4期,第1165—1184页。
- [3] 刘力,1997,多元化经营及其对企业价值的影响,《经济科学》,第3期,第68—74页。
- [4] 屈耀辉、姜付秀、陈朝晖,2007,资本结构决策具有战略效应吗?《管理世界》,第2期,第69—75页。
- [5] 苏冬蔚,2005,多元化经营与企业价值:我国上市公司多元化溢价的实证分析,《经济学季刊》增刊,第135—158页。
- [6] 姚俊、吕源、蓝海林,2004,我国上市公司多元化与经济绩效关系的实证研究,《管理世界》,第11期,第119—135页。
- [7] 易行健、杨碧云、聂子荣,2003,多元化经营战略、核心竞争力框架与股权结构,《南开管理评论》,第2期,第57—61页。
- [8] 朱江,1999,我国上市公司的多元化战略和经营业绩,《经济研究》,第11期,第54—61页。
- [9] Aggarwal, R. K. , and A. A. Samwick, 2003, Why do managers diversify their firms? Agency reconsidered, *Journal of Finance*, 58:71—118.
- [10] Arellano, M. , and O. Bover, 1995, Another look at the instrumental variable estimation of error-components models, *Journal of Econometrics*, 68(1):29—51.
- [11] Arellano, M. , and S. Bond, 1991, Some tests of specification for panel data: Monte carlo evidence and an application to employment equations, *Review of Economic Studies*, 58(2):277—297.
- [12] Berger, P. G. , and E. Ofek, 1995, Diversification's effect on firm value, *Journal of Financial Economics*, 37(1):39—65.
- [13] Blundell, R. , and B. Stephen, 1998, Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models, *Journal of Econometrics*, 87(1):115—143.
- [14] Brander, J. A. , and T. R. Lewis, 1990, Oligopoly and financial structure: The limited liability effect, *American Economic Review*, 76(5):956—970.
- [15] Bromiley, P. , 1990, On the use of financial theory in strategic management, *Advances in Strategic Management*, 6(1):71—98.
- [16] Campa, J. M. , and S. Kedia, 2002, Explaining the diversification discount, *Journal of Finance*, 57(4):1731—1762.

- [17] Comment, R. , and G. A. Jarrell, Corporate focus and stock returns, *Journal of Financial Economics*, 1995, 37(1):67—87.
- [18] DeAngelo, H. , and R. Masulis, 1980, Optimal capital structure under corporate and personal taxation, *Journal of Financial Economics*, 8(1):3—29.
- [19] Jensen, M. C. , and W. H. Meckling, 1976, Theory of the firm; Managerial behavior, agency costs and ownership structure, *Journal of Financial Economics*, 3:305—360.
- [20] Lang, L. H. , and R. M. Stulz, 1994, Tobin's q corporate diversification, and firm performance, *Journal of Political Economy*, 102(6): 1248—1291.
- [21] Lewellen, W. G., 1971, A Purefinancial Rationale for the Conglomerate Merge, *Journal of Finance*, 26(2):521—537.
- [22] Lins, K. , and H. Servaes, 1999, International evidence on the value of corporation diversification, *Journal of Finance*, 54(6):2215—2239.
- [23] Shleifer, A. , and R. Vishny, 1997, A survey of corporate governance, *Journal of Finance*, 52: 737—783.
- [24] Stulz, R. , 1990, Managerial discretion and optimal financing policies, *Journal of Financial Economics*, 26(1):3—27.
- [25] Titman, S. , and R. Wessels, 1988, The determinants of capital structure choice. *Journal of Finance*, 43(1): 1—19.
- [26] Villalonga, B. ,2004, Diversification discount or premium? New evidence from the business information tracking series, *Journal of Finance*, 59(2):479—506.

Managers' Incentive, Diversification Decision and Firm Value: Theory and Evidence Based on China's Listed Companies

Dongwei Su

(*Institute of Finance and School of Economics, Jinan University*)

Kebin Deng

(*School of Finance and Economics, Guangdong University of Foreign Studies*)

Abstract This paper sets up a model of diversification which adapts to governance structure of China's listed companies. We put forward two original propositions that are respectively “degree of diversification and shareholding proportion of major shareholders are hyperbolic characteristic re-

lation” and “the relation of enterprise value and degree of diversification depends on shareholding proportion of major shareholders”. Through investigating financial statements during 2000—2006 of 1026 companies listed before the end of 1999, we prove the propositions and find that the motivation of diversification is managers can get private benefit; the degree of diversification is concave increasing function of managers’ private benefit motivation and convex decreasing function of shareholding proportion of major shareholders. The empirical results of this paper show that managers chasing private gain of diversification make diversification damage enterprise value under higher shareholding proportion of major shareholders, which is the reason that expected enterprise value and degree of diversification are negatively related.

Key Words Diversification, Managers’ Incentive, Firm Value, Corporate Governance Structure

JEL Classification D46, G34, O31

企业信誉与企业债权融资工具选择

陈 文 杨云红*

摘 要 本文在 Diamond(1991)模型中引入抵押品,研究企业信誉对企业债权融资工具选择的影响。主要结论有:(1)大型企业债权融资的可获得性不受其信誉水平影响;(2)中小型企业只有达到抵押贷款市场的信誉门槛,才能获取债权融资;(3)银行甄别成本足够低时,中小型企业只会选择抵押贷款、信用贷款与信用债券三种债权融资工具。本文的模型能够解释 Diamond(1991)无法解释的实证结论,并为国内中小型企业债权融资难问题的解决方向提供政策建议。

关键词 企业信誉,抵押品,企业债券,银行贷款

一、前 言

企业债权融资工具选择问题涉及企业能不能获取债权融资,以及考虑融资成本最小化时企业选择何种债权融资工具两个方面。企业能不能向贷款人提供充足的抵押品对企业能否获取债权融资有重要影响。^[1] 由于中小型企业受制于自身净资产规模,无法提供充足的抵押品,信誉水平决定了中小型企业能不能获取债权融资。对于能够进入债权融资市场的企业,由于信誉水平不同,企业面对的融资成本最低的债权融资工具可能不同。就企业信誉影响企业债权融资工具选择的问题,学术界已有研究,但探讨引入抵押品之后企业信誉对企

* 陈文,北京大学光华管理学院 2010 级博士生;杨云红,北京大学光华管理学院教授。通信作者及地址:杨云红,北京大学光华管理学院,100871;电话:010-62759182;E-mail: yhyang@gsm.pku.edu.cn。本文得到国家自然科学基金项目(基金号:70873003)资助。

[1] 例如 Bestor(1985)得出:低风险企业可以通过向银行提供充足的抵押品与高风险企业分离,获取银行贷款。

业债权融资工具选择影响的模型还比较少见,本文试图在这一领域做进一步探讨。

Diamond(1989)较早将企业信誉引入债权融资市场,定义企业信誉为企业通过长期观察企业还款行为而获取的关于企业类型的信息。Diamond(1991)将有甄别的贷款视为银行贷款,将无甄别的贷款视为企业债券。^[2] 银行根据公共信息和借助甄别获取的私人信息设置贷款合同,发放贷款,而公众仅根据公共信息决定是否购买企业债券。在Diamond(1991)的模型中,低信誉和高信誉的企业发行企业债券的融资成本较低,中等信誉的企业获取银行贷款的融资成本较低,因此申请银行贷款的仅为中等信誉水平的企业。

尽管Diamond(1991)将信誉概念应用于债权融资市场,做出了开创性理论贡献,但Diamond(1991)的模型还存在值得改进之处:(1)仅考虑了企业从融资成本最小化角度选择何种债权融资工具的问题,没有考虑企业能不能选择特定债权融资工具的问题;(2)没有引入抵押品,讨论的企业债权融资工具仅局限于信用债券与信用贷款等完全以企业信誉为担保的债权融资工具。

本文对Diamond(1991)模型进行了如下拓展:(1)考虑了企业选择特定债权融资工具所需达到的信誉水平。在我们的模型中,信誉过低的企业无法获取债权融资,只有达到一定信誉水平的企业才能选择特定债权融资工具,信誉水平越高的企业能够选择的债权融资工具种类越多。(2)引入抵押品,进一步细分企业债权融资工具为四类:信用债券、抵押债券、信用贷款、抵押贷款。抵押品在一定程度上能够抵消企业信誉不足对企业融资造成的不利影响,使得低信誉的企业也能够参与到债权融资市场,债权融资市场的参与主体扩大了。

企业选择特定债权融资工具必须具备一定的条件,这一认识在Repullo and Suarez(2000)与Boot and Thakor(2000)的模型中同样得到重视。本文的研究角度有别于Repullo and Suarez(2000),Boot and Thakor(2000)。Repullo and Suarez(2000)研究的是企业投资总额中权益资本比重对企业债券融资工具选择的影

[2] 银行对企业类型的甄别行为得到了许多学者的重视(Campbell and Kracaw,1980; Diamond, 1984; Fama,1985; Datta *et al.*,1999)。这些研究认为银行在制定含有甄别行为的贷款合约上具有比较优势,能以较低的成本甄别从事高风险投资的企业。例如,Diamond(1984)认为银行在企业类型的信息生产方面具有规模经济,因此对贷款的甄别具有比较优势,而分散化的企业债券所有权带来的严重“搭便车”现象削弱了债券持有者参与企业内部信息生产的激励。Fama(1985)认为银行除了获取关于企业的公共信息外还能获取一定的内部信息,银行的这种信息优势使银行与企业债券持有人相比,对企业的甄别成本更为有效。其他将企业债权融资工具划分为银行贷款与企业债券(或商业票据)两种类型的理论模型参见Kashyap *et al.* (1993), Repullo and Suarez(2000), Boot and Thakor(2000)与Gerber(2008)等。

响,指出只有权益资本达到一定比重的企业才能进入特定债权融资市场。Boot and Thakor(2000) 研究的是企业投资项目的质量对企业债券融资工具选择的影响,指出只有投资项目足够好的企业才能进入特定债权融资市场。本文则从企业信誉角度探讨企业债权融资工具选择。关于 Diamond(1991),Repullo and Suarez(2000),Boot and Thakor(2000)与本文的比较参见表 1。

表 1 D(1991)、RS(2000)、BT(2000)与 CY(2010)的对比

	D(1991)	RS(2000)	BT(2000)	CY(2010)
研究角度	企业信誉	权益资本比重	项目质量	企业信誉
抵押品	未考虑	未考虑	未考虑	考虑
门槛问题	未考虑	考虑	考虑	考虑
MH/AS	MH 和 AS	MH	未考虑	AS

注：D(1991)指 Diamond(1991),RS(2000)指 Repullo and Suarez(2000),BT(2000)指 Boot and Thakor(2000),CY(2010)为本文。MH 指道德风险,AS 指逆向选择。

本文的模型可以得出的主要结论有：(1) 大型企业能够提供充足抵押品，无论企业信誉如何，均可获取债权融资；(2) 中小型企业无法提供充足抵押品，只有达到抵押贷款市场的信誉门槛，才能获取债权融资；(3) 银行甄别成本足够低时，中小型企业只会选择抵押贷款、信用贷款与信用债券三种债权融资工具，发展中小型企业抵押债券市场意义不大。

基于本文的模型，我们可以解释 Diamond(1991)无法解释的一些实证结论。例如货币政策紧缩对大型企业与中小型企业银行贷款量影响的非对称性(Gertler and Gilchrist,1993;Mateut *et al.*,2006)；货币政策紧缩对银行贷款总量影响的不确定性(Gertler and Gilchrist,1993)。

作为本文模型的一个应用，我们解释了中国普遍存在的中小型企业债权融资难问题。就此问题，现有文献主要考虑中小型企业获取债权融资难的问题(王霄和张捷,2003;林毅夫和孙希芳,2005)。我们则同时考虑了中小型企业获取债权融资难与债权融资成本高两个问题，并为中国债权融资市场的建设提供了政策建议。

本文其余部分的结构安排如下：第二部分建立模型，分析企业选择的最优债权融资工具选择；第三部分解释现有实证研究，并联系中小型企业贷款难问题，阐述模型的现实含义；最后一部分是结论。命题的证明与相关图表参见附录部分。

二、基本模型

债权融资市场中,存在风险中性的融资企业与贷款人。每期期初融资企业都面临两类投资项目:无风险投资项目与高风险投资项目。两类项目的投资规模在技术上不可分,且投资规模相等,我们将投资规模标准化为1。

根据企业选择的项目类型,我们将企业划分为两类:

G类企业:选择无风险投资项目,投资收益为 Z_G 。

B类企业:选择高风险投资项目,投资成功的收益为 Z_B ,投资失败的收益为0,投资成功的概率为 $\tau \in (0,1)$ 。

企业投资的资金均来自借款。贷款人通过贷款合同设置已规避了企业的资产转移风险^[3],只要投资成功,企业必然偿还贷款本息。我们对两类企业的投资收益做如下技术性规定: $Z_B > Z_G > r > \tau Z_B$,其中 r 为贷款人单位资金的机会成本。由于B类企业的期望收益低于贷款人的资金机会成本,贷款人不愿意贷款给B类企业。

在信息不对称环境中,企业选择的项目类型为企业的私人信息,贷款人无法以零成本观察到。某企业为G类企业的概率为该企业的信誉 ρ ,由评级机构(如穆迪、标准普尔等)免费发布,所有贷款人均可获取,企业的信誉作为债权融资市场的公共信息。

假设融资市场有两类贷款人:银行与债券持有人。银行可以通过付出一定的甄别成本 Q 获取私人信息。银行执行甄别行为可以产生信号 $\xi = B$ 或 $\xi = G$ 。当企业为B类企业时,甄别行为将以 P 的概率产生信号 $\xi = B$,以 $1 - P$ 的概率产生信号 $\xi = G$;当企业为G类企业时,贷款人的甄别行为将产生信号 $\xi = G$ 。银行同时拥有企业信誉的公共信息和私人信息,而企业债券持有人仅拥有公共信息。

在Diamond(1991)的模型中,债权融资市场仅有信用贷款与信用债券两种债权融资工具,本模型通过引入抵押品,将可供企业选择的债权融资工具拓展为信用贷款、信用债券、抵押贷款与抵押债券四种。参考Bester(1985),企业提供价值为 C ^[4]的抵押品,需要承担的抵押成本为 $kC(k > 0)$ 。我们定义企业债

[3] 参见Levy and Hennessy(2007)。

[4] C 的上限为企业的净资产规模 W ,假设 $W < r$,即企业无法提供充分担保(充分担保时企业提供给贷款人的抵押品价值等于贷款人资金的机会成本 r ,贷款人没有本息损失的风险)。

权融资成本为企业提供给贷款人的名义贷款收益与抵押成本之和。为方便以后的讨论,我们对参数作如下假设: $(1+k)r < Z_c$, 即 $0 < k < \frac{Z_c}{r} - 1 \equiv \bar{k}$ 。该假设的一个直观解释为:即使提供充分担保,G类企业的期望净收益仍为正。^[5]

(一) 企业债权融资工具选择集合

企业债权融资市场分为银行贷款市场与企业债券市场。我们首先分析银行贷款市场。将所有信誉水平为 ρ 的企业数量标准化为 1,若该信誉水平的企业全部向银行申请贷款,其中的 $(1-\rho)P$ 个 B 类企业将被银行甄别出来,无法获取银行贷款。获取银行贷款的 $\rho + (1-\rho)(1-P)$ 个企业中,有 ρ 个 G 类企业, $(1-\rho)(1-P)$ 个 B 类企业。给定名义贷款收益 R^M 与抵押品价值 C ,若企业投资成功,银行能获取 R^M 的收益,若企业投资失败,银行获取抵押品价值 C 。在获取银行贷款的 $\rho + (1-\rho)(1-P)$ 个企业中,投资成功的企业数为 $\rho + (1-\rho)(1-P)\tau$,投资失败的企业数为 $(1-\rho)(1-P)(1-\tau)$,贷款人之间的充分竞争使得贷款人提供贷款的期望收益等于其资金的机会成本,即

$$\begin{aligned} & [\rho + (1-\rho)(1-P)\tau]R^M + (1-\rho)(1-P)(1-\tau)C - Q \\ & = [\rho + (1-\rho)(1-P)]r \end{aligned}$$

银行贷款的名义贷款收益 R^M 由下式确定:

$$R^M = \frac{[\rho + (1-\rho)(1-P)]r - (1-\rho)(1-P)(1-\tau)C + Q}{\rho + (1-\rho)(1-P)\tau} \quad (1)$$

对于企业债券市场,给定名义贷款收益 R 与抵押品价值 C ,企业投资成功时,债券持有人获取名义贷款收益 R ,企业投资失败时,债券持有人获取抵押品价值 C 。给定企业信誉水平 ρ ,对债券持有人而言,企业投资成功的概率为 $\rho + (1-\rho)\tau$,企业投资失败的概率为 $(1-\rho)(1-\tau)$ 。贷款人之间的充分竞争使得贷款人提供贷款的期望收益等于其资金的机会成本,即

$$[\rho + (1-\rho)\tau]R + (1-\rho)(1-\tau)C = r$$

企业债券的名义贷款收益 R 由下式确定:

$$R = \frac{r - (1-\rho)(1-\tau)C}{\rho + (1-\rho)\tau} \quad (2)$$

[5] 企业提供充分担保时,贷款人不会面临损失,因此要求的名义贷款收益为 r 。事实上,由于 B 类企业提供充分担保的期望净收益小于 0,提供充分担保的只可能是 G 类企业。由于 $W < r$, G 类企业无法提供充分担保。

企业获取银行贷款或发行企业债券,分别要求: $R^M \leq Z_c - kC$ 或 $R \leq Z_c - kC$ ^[6],由(1)与(2)分别可以得到:

$$\begin{aligned} & [\rho + (1 - \rho)(1 - P)]r + Q - (1 - \rho)(1 - P)(1 - \tau)C \\ & - [\rho + (1 - \rho)(1 - P)\tau](Z_c - kC) \leq 0 \\ & r - (1 - \rho)(1 - \tau)C - [\rho + (1 - \rho)\tau](Z_c - kC) \leq 0 \end{aligned}$$

定义:

$$G^M(\rho, C) = [\rho + (1 - \rho)(1 - P)]r + Q - (1 - \rho)(1 - P)(1 - \tau)C - [\rho + (1 - \rho)(1 - P)\tau](Z_c - kC) \quad (3)$$

$$G(\rho, C) = r - (1 - \rho)(1 - \tau)C - [\rho + (1 - \rho)\tau](Z_c - kC) \quad (4)$$

若 $\rho \geq \frac{(1 - P)(r - \tau Z_c) + Q}{Z_c[1 - (1 - P)\tau] - rP} \equiv \bar{\rho}^M$, 由(3), $G^M(\rho, 0) \leq 0$, 即信誉水平足够高

的企业可以获取信用贷款。若 $\rho \geq \frac{r - \tau Z_c}{(1 - \tau)Z_c} \equiv \bar{\rho}$ 时, 由(4), $G(\rho, 0) \leq 0$, 即信誉水平足够高的企业可以发行信用债券。

命题 1 $W > \frac{\tau(Z_B - Z_c)}{(1 + k)(1 - \tau)} \equiv \bar{W}$ 时, 无论信誉水平如何, 企业均可获取债权融资。

命题 1 的一个直观解释是: G 类企业提供的抵押品价值量足够高时, 可以实现与 B 类企业的分离, 企业始终能够获取债权融资。假设大型企业的净资产规模 $W > \bar{W}$, 那么我们可以得到: 信誉水平不影响大型企业的债权融资可获得性。

当 G 类企业受制于其净资产规模, 无法提供足够的抵押品使其能够与 B 类企业分离时, 企业信誉对企业能否获取债权融资显得尤为重要。本文侧重研究 $W < \bar{W}$ 的中小企业的债权融资问题。

给定企业净资产规模 $W < \bar{W}$, 只有企业的信誉水平足够高, 才能获取债权融资。假设信誉水平为 ρ^M 的 G 类企业将自己的全部净资产用于申请银行贷款, 恰好可以获取银行贷款, 即 $G(\rho^M, W) = 0$, 则

$$\rho^M = \frac{(1 - P)[r - \tau(Z_c - kW)] - (1 - P)(1 - \tau)W + Q}{(1 - P)(1 - \tau)(Z_c - kW - W) + P(Z_c - kW - r)}$$

[6] $R^M > Z_c - kC$ 时, G 类企业债券融资的期望净收益 $\pi_c = Z_c - kC - R^M < 0$, G 类企业不会申请银行贷款, 申请银行贷款的仅为 B 类企业, 不会有银行发放贷款。同样的分析适用于企业债券市场。

$\underline{\rho}^M$ 为企业进入银行贷款市场的信誉门槛。在银行贷款市场上,若信誉水平 $\rho \in (0, \underline{\rho}^M)$, 企业无法获取银行贷款;若信誉水平 $\rho \in [\underline{\rho}^M, \bar{\rho}^M]$, 企业能够获取抵押贷款^[7];若信誉水平 $\rho \geq \bar{\rho}^M$, 企业能够获取抵押贷款与信用贷款。

假设信誉为 $\underline{\rho}$ 的 G 类企业将全部净资产用于抵押发行债券,恰好可以获得债券融资,即 $G(\underline{\rho}, W) = 0$, 则

$$\underline{\rho} = \frac{r - (1 - \tau)W - \tau(Z_c - kW)}{(1 - \tau)(Z_c - W - kW)}$$

$\underline{\rho}$ 为企业进入企业债券市场的信誉门槛。在企业债券市场上,若信誉水平 $\rho \in (0, \underline{\rho})$, 企业无法发行企业债券;若信誉水平 $\rho \in [\underline{\rho}, \bar{\rho}]$, 企业能够发行抵押债券^[8];若信誉水平 $\rho \geq \bar{\rho}$, 企业能够发行抵押债券与信用债券。

命题 2 ρ 越大, C 越大, $G^M(\rho, C) \leq 0$ 与 $G(\rho, C) \leq 0$ 越有可能成立。对于给定净资产规模 $W < \bar{W}$ 的企业, $\frac{\partial \underline{\rho}^M}{\partial W} < 0$, $\frac{\partial \bar{\rho}}{\partial W} < 0$ 。

命题 2 的经济学含义是:企业信誉越高,企业提供的抵押品价值量越多,企业越有可能能够获取银行贷款或发行债券。对于 $W < \bar{W}$ 的中小型企业而言,企业的净资产规模越大,企业进入银行贷款市场与企业债券市场的信誉门槛越低。

引理 1 $0 < Q < \frac{P(r - \tau Z_c)(Z_c - r)}{(1 - \tau)Z_c}$ 时, $\bar{\rho}^M < \bar{\rho}$, $\underline{\rho}^M < \underline{\rho}$ 。

引理 1 的经济学含义是:在银行甄别成本较小时,银行剔除部分 B 类企业的好处大于甄别成本支出,企业进入信用贷款市场、抵押贷款市场的信誉门槛分别低于信用债券市场、抵押债券市场。

综上所述,可知企业债权融资工具选择集合决定于企业的信誉水平与净资产规模。我们将 ρ 与 W 结合到一起考虑,可以得到在 (W, ρ) 坐标系内不同区域对应的企业债权融资工具选择集合。如图 1 所示,位于区域 1 中的企业的债权融资工具选择集合为 $A = \{\text{信用债券, 信用贷款, 抵押债券, 抵押贷款}\}$, 位于区域 2 中的企业的债权融资工具选择集合为 $A = \{\text{信用贷款, 抵押债券, 抵押贷款}\}$, 位于区域 3 中的企业的债权融资工具选择集合为 $A = \{\text{信用贷款, 抵押贷}$

[7] 如果未做特殊说明,我们一般指的都是 G 类企业能够获取银行贷款。由于银行的甄别行为,始终有 P 比重的 B 类企业被甄别出来,无法获取银行贷款。

[8] 如果未做特殊说明,我们一般指的都是 G 类企业能够获取银行贷款。由于银行的甄别行为,始终有 P 比重的 B 类企业被甄别出来,无法获取银行贷款。

款},位于区域4中的企业的债权融资工具选择集合为 $A = \{\text{抵押债券, 抵押贷款}\}$,位于区域5中的企业的债权融资工具选择集合为 $A = \{\text{抵押贷款}\}$,位于区域6中的企业的债权融资工具选择集合为 $A = \phi$ 。

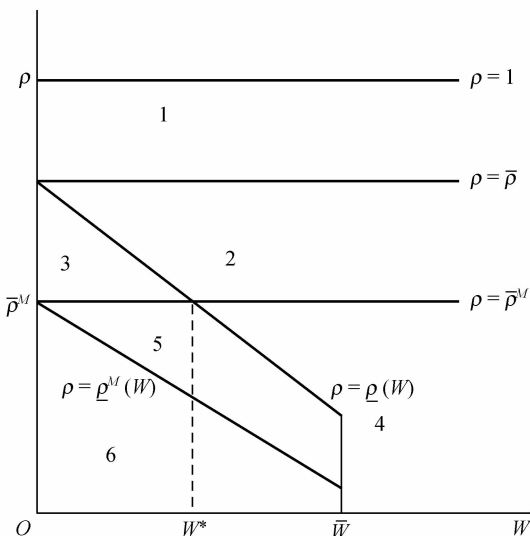


图1 信誉水平、净资产规模与企业债权融资工具选择集合

注: $W \leq \bar{W}$ 时的 $\rho = \underline{\rho}(W)$ 线与 $\rho = \underline{\rho}^M(W)$ 线我们均用直线表示,以描述 $\rho = \underline{\rho}(W)$ 线与 $\rho = \underline{\rho}^M(W)$ 线中 $\underline{\rho}$ 、 $\underline{\rho}^M$ 与 W 的负向关系,实际的 $\rho = \underline{\rho}(W)$ 线与 $\rho = \underline{\rho}^M(W)$ 线并不是直线。引理1证明了 $\bar{\rho}^M < \bar{\rho}$ 且 $\underline{\rho}^M < \underline{\rho}$,因此 $\rho = \bar{\rho}$ 线在 $\rho = \bar{\rho}^M$ 线上, $\rho = \underline{\rho}(W)$ 线在 $\rho = \underline{\rho}^M(W)$ 线上。选择合适的参数取值范围使得 $\underline{\rho}(\bar{W}) < \bar{\rho}^M$,则 $\underline{\rho}(W)$ 与 $\bar{\rho}^M$ 的交点对应的净资产规模 $W^* < \bar{W}$ 。

将图1以命题形式给出,我们可以得到:

命题3 当 $0 < Q < \frac{P(r - \tau Z_c)(Z_c - r)}{(1 - \tau)Z_c}$, $0 < W < \bar{W}$ 时,假设企业的债权融资

工具选择集合为集合 A ,则:

- (1) 若 $\rho \geq \bar{\rho}$, $A = \{\text{信用债券, 信用贷款, 抵押债券, 抵押贷款}\}$;
- (2) 若 $\text{Max}\{\bar{\rho}^M, \underline{\rho}\} \leq \rho < \bar{\rho}$, $A = \{\text{信用贷款, 抵押债券, 抵押贷款}\}$;
- (3) 若 $W > W^*$, 则 $\underline{\rho} \leq \rho < \bar{\rho}^M$ 时, $A = \{\text{抵押债券, 抵押贷款}\}$;
若 $W < W^*$, 则 $\bar{\rho}^M \leq \rho < \underline{\rho}$ 时, $A = \{\text{信用贷款, 抵押贷款}\}$;
- (4) 若 $\underline{\rho}^M \leq \rho < \text{Min}\{\bar{\rho}^M, \underline{\rho}\}$, $A = \{\text{抵押贷款}\}$;
- (5) 若 $\rho < \underline{\rho}^M$, $A = \phi$ 。

由命题3可知,给定企业净资产规模 $0 < W < \bar{W}$,企业的信誉水平越高,企业可以选择的债权融资工具越多。假设中小型企业的净资产规模 $0 < W < \bar{W}$,中小型企业能否获取债权融资取决于企业信誉水平是否达到抵押贷款市场的信誉门槛 $\underline{\rho}^M$,只有信誉水平高于 $\underline{\rho}^M$ 的企业才能获取债权融资。如果企业的信誉水平足够高,企业可以从信用债券、抵押债券、信用贷款与抵押贷款等四种债权融资市场融资。值得注意的是命题3(3)中,如果企业净资产规模 $W < W^*$,存在 $\bar{\rho}^M < \underline{\rho}$,即对于净资产规模小于 W^* 的中小型企业,信用贷款市场的信誉门槛低于抵押债券市场。

(二) 融资成本最小化与企业债权融资工具选择

因为企业提供更多的抵押品一方面降低了名义贷款收益支付,另一方面增加了抵押成本,所以存在最优的抵押品价值量,使得企业融资成本最小化。若企业申请贷款,企业融资成本为 $R^M + kC$ 。 $\rho \geq \frac{(1-P)[1-(1+k)\tau]}{(1-P)(1-\tau)(1+k) + Pk} \equiv \rho_5$ 时, $C=0$ 使得 $R^M + kC$ 最小; $\rho < \rho_5$ 时, $C=W$ 使得 $R^M + kC$ 最小。若企业发行债券,企业融资成本为 $R + kC$ 。 $\rho \geq \frac{1-(1+k)\tau}{(1-\tau)(1+k)} \equiv \rho_6$ 时, $C=0$ 使得 $R + kC$ 最小; $\rho < \rho_6$ 时, $C=W$ 使得 $R + kC$ 最小。企业先分别确定融资成本最低的银行贷款融资与企业债券融资安排,再选择银行贷款融资与企业债券融资中成本较低的一种。我们注意到,企业提供的最优抵押品价值量 C 仅有 0 与 W 两个可能取值。因此,信用债券、信用贷款、抵押债券、抵押贷款的融资成本分别为:

$$R_0 = \frac{r}{\rho + (1-\rho)\tau}$$

$$R_0^M = \frac{[\rho + (1-\rho)(1-P)]r + Q}{\rho + (1-\rho)(1-P)\tau}$$

$$R_W = \frac{r - (1-\rho)(1-\tau)W}{\rho + (1-\rho)\tau} + kW$$

$$R_W^M = \frac{[\rho + (1-\rho)(1-P)]r - (1-\rho)(1-P)(1-\tau)W + Q}{\rho + (1-\rho)(1-P)\tau} + kW$$

引理2 当 $0 < Q < \frac{(1-\sqrt{\tau})^2 rP}{1-\tau}$ 时, $\rho \in (\rho_1, \rho_2)$ 时, $R_0^M < R_0$; $\rho \in (0, \rho_1] \cup$

$[\rho_2, 1)$ 时, $R_0 \leq R_0^M$ 。

其中 $\rho_1 = \frac{(1-\tau)(rP-Q) - \sqrt{\Delta_1}}{2(1-\tau)rP}$, $\rho_2 = \frac{(1-\tau)(rP-Q) + \sqrt{\Delta_1}}{2(1-\tau)rP}$

$$\Delta_1 = [(1-\tau)(rP-Q)]^2 - 4(1-\tau)rP\tau Q$$

$$\frac{\partial \rho_1}{\partial r} < 0, \quad \frac{\partial \rho_2}{\partial r} > 0$$

引理2的经济学含义为:若债权融资市场上仅存在信用债券和信用贷款两种债权融资工具,低信誉与高信誉企业偏好^[9]信用债券,中等信誉企业偏好信用贷款;货币政策紧缩时更多企业偏好信用贷款。

引理3

当 $0 < W < r - \frac{(1+\sqrt{\tau})^2 Q}{(1-\tau)P}$ 时, $\rho \in (\rho_3, \rho_4)$ 时, $R_W^M + kW < R_W + kW$; $\rho \in (0, \rho_3] \cup [\rho_4, 1)$ 时, $R_W + kW \leq R_W^M + kW$ 。

$$\text{其中 } \rho_3 = \frac{(1-\tau)[(r-W)P-Q] - \sqrt{\Delta_2}}{2(1-\tau)(r-W)P}, \quad \rho_4 = \frac{(1-\tau)[(r-W)P-Q] + \sqrt{\Delta_2}}{2(1-\tau)(r-W)P}$$

$$\Delta_2 = \{(1-\tau)[(r-W)P-Q]\}^2 - 4(1-\tau)(r-W)P\tau Q$$

$$\frac{\partial \rho_3}{\partial r} < 0, \quad \frac{\partial \rho_4}{\partial r} > 0, \quad \frac{\partial \rho_3}{\partial W} > 0, \quad \frac{\partial \rho_4}{\partial W} < 0$$

引理3的经济学含义为:若债权融资市场上仅存在抵押债券和抵押贷款两种债权融资工具,低信誉与高信誉企业偏好抵押债券,中等信誉企业偏好抵押贷款;货币政策紧缩时更多企业偏好抵押贷款;经济繁荣时^[10]更多企业偏好抵押债券。

结合命题3、引理2、引理3,我们可以得到如下命题:

命题4 当 $0 < k < \bar{k}, 0 < Q < \text{Min}\left\{\frac{P(r-\tau Z_G)(Z_G-r)}{(1-\tau)Z_G}, \frac{(1-\sqrt{\tau})^2(r-\bar{W})P}{1-\tau}\right\} \equiv \bar{Q}$,

$0 < W < \bar{W}$ 时,假设债权融资市场上同时存在信用债券、抵押债券、信用贷款、抵押贷款等四种债权融资工具,存在如下均衡:

(1) $Q_1(k) < Q < \bar{Q}$ 时, $\rho^M \leq \rho < \rho_4$ 的企业选择抵押贷款, $\rho_4 \leq \rho < \rho_2$ 的企业选择抵押债券, $\rho \geq \rho_2$ 的企业选择信用债券;

(2) $0 < Q < Q_2(k)$ 时, $\rho^M \leq \rho < \rho_5$ 的企业选择抵押贷款, $\rho_5 \leq \rho < \rho_2$ 的企业选择信用贷款, $\rho \geq \rho_2$ 的企业选择信用债券。

其中 $\rho_2(Q_1(k)) = \rho_5(k), \rho_4(Q_2(k)) = \rho_6(k), Q_1(k) > Q_2(k)$

命题4的一个直观解释是:信誉水平位于较低区间的企业选择抵押贷款,

[9] 我们这里所使用的“偏好”指的是企业从融资成本最小化角度可能会选择的债权融资工具。由于企业选择特定债权融资工具,必须达到一定的信誉水平,因此企业实际选择的债权融资工具可能与其偏好的债权融资工具不同。

[10] 经济繁荣时,企业净资产规模一般会增大。

信誉水平位于较高区间的企业选择信用债券,信誉位于中间区间的企业在信用贷款与抵押贷款之间做选择;若银行甄别成本过高,抵押债券或信用债券的融资成本始终低于银行信用贷款,没有企业会申请银行信用贷款;若银行甄别成本极低,抵押贷款或信用贷款的融资成本始终低于抵押债券,没有企业会发行抵押债券。命题2的政策性含义非常明显:在银行甄别成本非常高时,降低中小型企业融资成本,应该发展抵押债券市场与信用债券市场;在银行甄别成本非常低时,降低中小型企业债权融资成本,应该发展信用贷款与信用债券市场。

三、模型的应用

(一) 货币政策紧缩与银行贷款量变化

1. 货币政策紧缩对大型企业与小中型企业银行贷款量影响的非对称性

Gertler and Gilchrist(1994)与 Mateut *et al.* (2006)的实证研究表明:货币政策紧缩时,中小型企业的银行贷款量下降,大型企业的银行贷款量上升。假设所有中小型企业的净资产规模均为 $W_1 \in (0, \bar{W})$,所有大型企业的净资产规模均为

$$W_2 \in \left(\frac{(1-P)(r-\tau Z_c) + Q}{(1-P)[1-(1+k)\tau]}, r - \frac{(1+\sqrt{\tau})^2 Q}{(1-\tau)P} \right)$$

由命题4,若银行甄别成本满足 $0 < Q < Q_2(k)$,申请银行贷款的中小型企业的信誉

分布在 $[\underline{\rho}^M, \rho_2)$ 区间上。由于 $\frac{\partial \underline{\rho}^M}{\partial r} > 0$, $\frac{\partial \rho_2}{\partial r} > 0$, 因此货币政策紧缩时,部分低信誉

的中小型企业退出银行贷款市场,部分高信誉的中小型企业加入银行贷款市场,中小型企业的银行贷款总量变化方向不确定。考虑到中小型企业信誉水平大多不高,货币政策紧缩时,银行贷款市场新增的高信誉中小型企业数量不多,银行对低信誉中小型企业减少的银行贷款量可能远大于对高信誉中小型企业增加的银行贷款量,中小型企业从银行获取的贷款总量下降。对于大型企业而言,不存在进入银行贷款市场的信誉门槛问题,由引理2与引理3, $\frac{\partial \rho_2}{\partial r} > 0$, $\frac{\partial \rho_3}{\partial r} < 0$, 货币政

策紧缩时,更多的大型企业会申请银行贷款,大型企业的银行贷款总量增加。^[11]

[11] 类似于命题4中的证明,我们可以得到: $0 < Q < Q_2(k)$ 时, $0 < \rho < \rho_3$ 的大型企业选择抵押债券, $\rho_3 \leq \rho \leq \rho_5$ 的大型企业选择抵押贷款, $\rho_3 \leq \rho < \rho_2$ 的大型企业选择信用贷款, $\rho \geq \rho_2$ 的大型企业选择信用债券。由于申请银行贷款的大型企业的信誉分布在 $[\rho_3, \rho_2)$ 区间上,因此货币政策紧缩时,大型企业的银行贷款量增加。

2. 货币政策紧缩对银行贷款总量影响的不确定性

实证研究得出货币政策紧缩对银行贷款总量的影响是不确定性的(Gertler and Gilchrist, 1993), 我们的模型可以解释这种影响的不确定性。^[12] 正如上面分析所指出的, 货币政策紧缩时, 新加入银行贷款市场的包括高信誉的中小型企业、高信誉的大型企业、低信誉的大型企业, 退出银行贷款市场的主要是低信誉的中小型企业, 银行的贷款总量变化方向不确定。如果退出银行贷款市场的低信誉中小型企业数量很多, 而新加入银行贷款市场的企业数量较少, 我们可以得到 Kashyap *et al.* (1993) 与 Bernanke *et al.* (1996) 的实证结论: 货币政策紧缩时, 银行贷款总量下降。这与 Diamond (1991) 得出的“货币政策紧缩时, 银行贷款总量增加”的结论正好相反。

(二) 中小型企业债权融资难问题

中小型企业债权融资难问题体现在两方面: 第一, 许多中小型企业无法获取债权融资; 第二, 部分中小型企业即使获取债权融资, 债权融资的成本也比较高。我们做出的解释是: 国内贷款市场上大型商业银行占主导地位, 银行对中小企业的贷款甄别成本高, 使得中小型企业难以获取银行抵押贷款, 不能进入债权融资市场; 我国资本市场上债权融资工具的匮乏束缚企业的债权融资工具的选择, 使得中小型企业即使获取债权融资, 融资成本也较高。

1. 中小型企业获取债权融资难

由命题 3, 中小型企业进入债权融资市场的信誉门槛为 ρ^m 。 Q 越小, ρ^m 越小。通过鼓励非正规金融部门的发展, 可以降低 ρ^m ^[13], 使得更多的低信誉的中小型企业获取金融部门的贷款。目前非正规金融部门尚未正式纳入我国金融监管体系, 处于资本市场的灰色领域。政府一方面默许非正规金融部门的存在以缓解中小型企业融资困境, 另一方面又限制非正规金融部门的发展以防范金融风险。茅于軾先生创办的“龙水头村民互助基金”, 就是非正规金融机构的典范, 为缓解当地农村的贷款难问题做出了一定的贡献。然而“龙水头村民互助基金”十几年来多次被指责为非法集资, 监管部门甚至还专门发文要求取缔这一互助基金, 可见非正规金融部门在中国资本市场中的地位还是相当尴尬的。

[12] Bernanke and Gertler (1995) 对此作出的解释是: 货币政策紧缩时, 银行的贷款供给减少, 企业的贷款需求增加, 实际贷款量变化方向不确定。

[13] 林毅夫和孙希芳 (2005) 认为非正规金融部门在获取企业“软信息”方面较银行等正规金融部门拥有优势, 这意味着非正规金融部门甄别企业类型的成本较低。

在中央政策尚不明确的情况下,非正规金融部门短期难以得到快速发展,解决企业贷款融资难问题还主要依靠正规金融部门体系的完善。可喜的是,现在中国大多省份都存在一些服务地方企业融资的中小型商业银行。由于这些中小型商业银行的地缘优势,在本地拥有更多的社会关系与人脉资源,能够得到地方政府的有力支持,可以以更低的成本甄别企业类型,对企业的信誉的要求也有所降低。近年来,地方商业银行纷纷上市,扩充了资本金,对中小企业的贷款融资的支持能力不断提高。

2. 中小型企业获取债权融资成本高

不同信誉水平的企业,对应的融资成本最低的债权融资工具可能不同。对于信誉水平达到 $\underline{\rho}^M$ 的企业,新的债权融资工具的出现使得企业拥有更多的选择,有助于降低企业的融资成本。我国债权融资市场上债权融资工具较为单一,目前居于主导地位的是银行抵押贷款,抵押债券、信用贷款、信用债券市场尚处于起步阶段,债权融资工具的单一束缚了中小型企业降低融资成本的能力。

命题4对我国发展多层次债权融资市场有一定启迪意义。假设中小型企业的净资产规模 $W < \bar{W}$,由命题4, $0 < Q < Q_2(k)$ 时,抵押债券市场的存在与否则不影响中小型企业的债权融资成本。假设中小型商业银行与非正规金融机构的甄别成本 $0 < Q < Q_2(k)$,那么降低中小型企业债权融资成本只需要发展以中小型商业银行与非正规金融机构为主导的中小型企业信用贷款市场,不需要发展抵押债券市场。

基于命题3与命题4,我们可以大体给出中国债权融资市场的如下发展思路:大力发展甄别成本低的中小型商业银行,允许非正规金融机构的发展,一方面,可以降低抵押贷款市场的信誉门槛,以增加中小型企业的债权融资可获得性;另一方面,可以通过发展以中小型商业银行与非正规金融机构主导的中小型企业信用贷款市场,来减少甚至消除我国抵押债券市场发展严重滞后对中小型企业债权融资造成的不利影响;^[14]培育信用债券市场,为高信誉的中小型企业

[14] 结合命题3(3)中,对于净资产规模 $W < W^*$ 的中小企业而言,信用贷款市场的信誉门槛较抵押债券市场要低。我们注意到一些甄别成本较低的中小型商业银行与小额贷款公司已经推出针对中小企业的信用贷款服务。

降低债权融资成本创造良好的环境。^[15] 对于抵押债券市场,我们做出的评述是,在中小型企业信用贷款市场没有得到充分发展之前,抵押债券市场的存在与发展能够缓解中小型企业的债权融资成本高的问题。

四、结 论

现有关于企业债权融资工具选择模型中尚未引入抵押品,所分析的债权融资工具仅限于信用贷款与信用债券。本文在 Diamond (1991) 的模型中引入抵押品,将企业债权融资工具扩展为信用债券、抵押债券、信用贷款与抵押贷款等四种,探讨企业信誉对企业债权融资工具选择的影响。

本文的模型可以得出的主要结论有:

1. 大型企业的净资产规模较大,能够提供充足的抵押品,无论信誉水平如何,大型企业均可获取债权融资。

2. 中小型企业净资产规模较小,无法提供充足的抵押品,企业能否获取债权融资取决于企业是否达到银行抵押贷款市场的信誉门槛。净资产规模越大、信誉水平越高的中小型企业,越有可能获取债权融资。

3. 银行甄别成本足够低时,对于中小型企业而言,抵押贷款或信用贷款的融资成本始终低于抵押债券,从融资成本最小化角度出发,中小型企业只会选择抵押贷款、信用贷款与信用债券三种债权融资工具。

4. 解决中小型企业债权融资难问题的关键在于加快中小型商业银行与非正规金融机构的发展。一方面,发挥中小型商业银行与非正规金融机构在贷款甄别上的成本优势以降低抵押贷款市场的信誉门槛,增加中小型企业债权融资的可获得性;另一方面,构建与完善以中小型商业银行与非正规金融机构为主导的中小型企业信用贷款市场,在一定程度上减小我国抵押贷款市场发展滞后对中小型企业债权融资的不利影响。理论上,如果中小型商业银行与非正规金融机构的甄别成本足够低,就没有发展中小型企业抵押债券市场的必要。

另外,基于本文的模型,我们可以得到:货币政策紧缩时,银行对大型企业的贷款量增加,对中小型企业的贷款量下降,银行贷款总量变化方向不确定。

[15] 在我们的模型中,只要银行甄别成本大于0,始终存在高信誉中小型企业对信用债券的需求。但考虑到目前国内信誉超过 ρ_2 的中小型企业数量较少,从融资成本最小化的角度看,信用贷款市场的完善对于降低中小型企业债权融资成本的意义更大。

附录

命题 1 的证明:

由 $(1+k)r < Z_G$ 与 $\tau Z_B < r < Z_G < Z_B$, 可得 $(1+k)\tau Z_B < (1+k)r < Z_G < Z_B$, 故 $(1+k)\tau < 1$ 。若 G 类企业申请银行贷款, 提供的抵押品价值量 $C > \frac{\tau(Z_B - R^M)}{1 - \tau + k}$, B 类企业的期望净收益 $\pi_B = \tau(Z_B - R^M) - (1 - \tau)C - kC < 0$, B 类企业不会申请银行贷款, G 类企业实现与 B 类企业的分离。由于 $R^M \leq Z_G - kC$, G 类企业实现与 B 类企业在银行贷款市场中的分离要求的最低抵押品价值为 $C = \frac{\tau(Z_B - z_G)}{(1+k)(1-\tau)}$, 此时 G 类企业提供的名义贷款收益 $R^M = Z_G - kC$ 。只要 $W > \frac{\tau(Z_B - Z_G)}{(1+k)(1-\tau)} \equiv \bar{W}$, 无论企业信誉水平如何, G 类均可以在银行贷款市场实现与 B 类企业的分离。类似的分析应用到企业债券市场。我们可以得到: 只要 $W > \frac{\tau(Z_B - Z_G)}{(1+k)(1-\tau)} \equiv \bar{W}$, 无论企业信誉水平如何, G 类均可以在企业债券市场实现与 B 类企业的分离。

由 (3) 式, $W > \frac{(1-P)(r - \tau Z_G) + Q}{(1-P)[1 - (1+k)\tau]}$ 时, $G^M(0, W) \leq 0$, 任何信誉水平的企业均可获取银行贷款。由于

$$\begin{aligned} \tau(Z_B - Z_G) &< r - \tau Z_G \quad (1+k)(1-\tau) > 1 - (1+k)\tau \\ \frac{\tau(Z_B - Z_G)}{(1+k)(1-\tau)} &< \frac{r - \tau Z_G}{1 - (1+k)\tau} < \frac{(1-P)(r - \tau Z_G) + Q}{(1-P)[1 - (1+k)\tau]} \end{aligned}$$

因此, $W > \bar{W}$ 时, 任何信誉水平的企业均可申请银行贷款。

由 (4) 式, $W > \frac{r - \tau Z_G}{1 - (1+k)\tau}$ 时, $G(0, W) \leq 0$, 任何信誉的企业均能发行企业债券。由于 $\frac{\tau(Z_B - Z_G)}{(1+k)(1-\tau)} < \frac{r - \tau Z_G}{1 - (1+k)\tau}$ 。因此, $W > \bar{W}$ 时, 任何信誉水平的企业均可发行企业债券。

综上所述, 只要 $W > \frac{\tau(Z_B - Z_G)}{(1+k)(1-\tau)} \equiv \bar{W}$, 无论企业信誉水平如何, G 类企业始终可以获取债权融资。

证毕。

命题 2 的证明:

$$\frac{\partial G^M(\rho, C)}{\partial \rho} = -(1-P)(1-\tau)[Z_G - (1+k)C] - P(Z_G - r - kC)$$

$$\frac{\partial G^M(\rho, C)}{\partial C} = -(1-\rho)(1-P)(1-\tau) + [\rho + (1-\rho)(1-P)\tau]k$$

$$\frac{\partial G(\rho, C)}{\partial \rho} = -(1-\tau)[Z_G - (1+k)C] < 0$$

$$\frac{\partial G(\rho, C)}{\partial C} = -(1-\rho)(1-\tau) + [\rho + (1-\rho)\tau]k$$

由于 $C \leq W < r, Z_c - (1+k)C > Z_c - r - kC > Z_c - (1+k)r > 0$, 故 $\frac{\partial G^M(\rho, C)}{\partial \rho} < 0$, ρ 越大,

$G^M(\rho, C) \leq 0$ 越有可能成立。

若 $\rho \geq \frac{(1-P)(r-\tau Z_c) + Q}{Z_c[1-(1-P)\tau] - rP}$, $G^M(\rho, C) \leq 0$ 恒成立, C 的变化不影响 $G(\rho, C) \leq 0$ 的成立

与否。

若 $\rho < \frac{(1-P)(r-\tau Z_c) + Q}{Z_c[1-(1-P)\tau] - rP}$, $G^M(\rho, C) \leq 0$ 要求 $C > 0$ 。

由 $Z_c > (1+k)r$, 得 $\frac{(1-P)(r-\tau Z_c) + Q}{Z_c[1-(1-P)\tau] - rP} < \frac{(1-P)[1-(1+k)\tau] + \frac{Q}{r}}{(1-P)(1-\tau)(1+k) + kP}$ 。

Q 相对于 r 足够小时, 存在 $\frac{(1-P)(r-\tau Z_c) + Q}{Z_c[1-(1-P)\tau] - rP} < \frac{(1-P)[1-(1+k)\tau]}{(1-P)(1-\tau)(1+k) + kP}$ 。

由于 $\rho \leq \frac{(1-P)[1-(1+k)\tau]}{(1-P)(1-\tau)(1+k) + kP}$ 时, $\frac{\partial G^M(\rho, C)}{\partial C} \leq 0$,

因此 $\rho < \frac{(1-P)(r-\tau Z_c) + Q}{Z_c[1-(1-P)\tau] - rP}$ 时, $\frac{\partial G^M(\rho, C)}{\partial C} \leq 0$ 。

故 C 越大, $G(\rho, C) \leq 0$ 越有可能成立。

由于 $C \leq W < r, 0 < Z_c - (1+k)r < Z_c - (1+k)C$, 故 $\frac{\partial G(\rho, C)}{\partial \rho} < 0$, ρ 越大, $G(\rho, C) \leq 0$ 越

有可能成立。

若 $\rho \geq \frac{r - \tau Z_c}{(1-\tau)Z_c}$, $G(\rho, C) \leq 0$ 恒成立, C 的变化不影响 $G(\rho, C) \leq 0$ 的成立与否。

若 $\rho < \frac{r - \tau Z_c}{(1-\tau)Z_c}$, $G(\rho, C) \leq 0$ 要求 $C > 0$ 。

由 $(1+k)r < Z_c$, 可得 $\frac{r - \tau Z_c}{(1-\tau)Z_c} < \frac{1 - (1+k)\tau}{(1-\tau)(1+k)}$ 。

由于 $\rho \leq \frac{1 - \tau(1+k)}{(1-\tau)(1+k)}$ 时, $\frac{\partial G(\rho, C)}{\partial C} \leq 0$,

因此, $\rho < \frac{r - \tau Z_c}{(1-\tau)Z_c}$ 时, $\frac{\partial G(\rho, C)}{\partial C} \leq 0$ 。

故 C 越大, $G(\rho, C) \leq 0$ 越有可能成立。

综上所述, ρ 越大, C 越大, $G^M(\rho, C) \leq 0$ 与 $G(\rho, C) \leq 0$ 越有可能成立。

由于 $(1+k)r < Z_c$

$$\frac{\partial \rho}{\partial W} = -\frac{(1-\tau)[Z_c - (1+k)r]}{[(1-\tau)(Z_c - W - kW)]^2} < 0$$

Q 较小时, 存在

$$\frac{\partial \underline{\rho}^M}{\partial W} = - \frac{(1-P)(1-\tau)[Z_G - (1+k)(r+Q)] - kPQ}{[(1-P)(1-\tau)(Z_G - kW - W) + P(Z_G - kW - r)]^2} < 0$$

证毕。

引理 1 的证明:

$$\text{容易得到: } Q < \frac{P(r-\tau Z_G)(Z_G-r)}{(1-\tau)Z_G} \text{ 时, } \bar{\rho}^M < \bar{\rho}; Q < \frac{P[r-\tau(Z_G-kW)-(1-\tau)W](Z_G-kW-r)}{(1-\tau)(Z_G-kW-W)}$$

$\equiv L(W)$ 时, $\underline{\rho}^M < \underline{\rho}$ 。

$$L'(W) = \frac{(1+k)P(1-\tau)(Z_G-kW-r)(r-W)}{[(1-\tau)(Z_G-kW-W)]^2} - \frac{kP(1-\tau)[r-\tau(Z_G-kW)-(1-\tau)W](Z_G-kW-r)}{[(1-\tau)(Z_G-kW-W)]^2}$$

由于 $\lim_{k \rightarrow 0} L'(W) > 0$, 在 k 较小的情况下, 一般存在 $L'(W) > 0$ 。

由 $\frac{P(r-\tau Z_G)(Z_G-r)}{(1-\tau)Z_G} = \lim_{W \rightarrow 0} L(W)$, 我们可以得到:

$$\frac{P(r-\tau Z_G)(Z_G-r)}{(1-\tau)Z_G} < \frac{P[r-\tau(Z_G-kW)-(1-\tau)W](Z_G-kW-r)}{(1-\tau)(Z_G-kW-W)}$$

因此, $0 < Q < \frac{P(r-\tau Z_G)(Z_G-r)}{(1-\tau)Z_G}$ 时, $\bar{\rho}^M < \bar{\rho}$ 且 $\underline{\rho}^M < \underline{\rho}$ 。

证毕。

引理 2 的证明:

$$R_0^M - R_0 = \frac{(1-\tau)rP\rho^2 - (1-\tau)(rP-Q)\rho + \tau Q}{[\rho + (1-\rho)\tau][\rho + (1-\rho)(1-P)\tau]}$$

$R_0^M < R_0$ 等价于:

$$(1-\tau)rP\rho^2 - (1-\tau)(rP-Q)\rho + \tau Q < 0$$

$0 < Q < \frac{(1-\sqrt{\tau})^2 rP}{1-\tau}$ 时^[16], 不定式的解为:

$$\rho_1 < \rho < \rho_2$$

$$\text{其中 } \rho_1 = \frac{(1-\tau)(rP-Q) - \sqrt{\Delta_1}}{2(1-\tau)rP}, \quad \rho_2 = \frac{(1-\tau)(rP-Q) + \sqrt{\Delta_1}}{2(1-\tau)rP}$$

$$\Delta_1 = [(1-\tau)(rP-Q)]^2 - 4(1-\tau)rP\tau Q$$

显然 $0 < \rho_1 < \rho_2 < 1$,

因此, $\rho \in (\rho_1, \rho_2)$ 时, $R_0^M < R_0$; $\rho \in (0, \rho_1) \cup (\rho_2, 1)$ 时, $R_0 \leq R_0^M$ 。

[16] $Q=0$ 时, 所有信誉水平的企业均偏好信用贷款; $Q > \frac{(1-\sqrt{\tau})^2 rP}{1-\tau}$ 时, 所有信誉水平的企业均偏

好信用债券。使得不定式的解集 $X \neq \emptyset$ 且 $X \subset (0, 1)$ 的 $Q \in \left(0, \frac{(1-\sqrt{\tau})^2 rP}{1-\tau}\right)$ 。

设定 $f(x) = (1-\tau)(P - \frac{Q}{x})$, $h(x) = -\frac{4(1-\tau)P\tau Q}{x}$, 其中 $x > 0$,

则 ρ_1, ρ_2 分别可以表述为:

$$\rho_1 = \frac{f(r) - \sqrt{[f(r)]^2 + h(r)}}{2(1-\tau)P}, \quad \rho_2 = \frac{f(r) + \sqrt{[f(r)]^2 + h(r)}}{2(1-\tau)P}$$

由于 $f'(x) > 0, h'(x) > 0$, 显然 $\frac{\partial \rho_2}{\partial r} > 0$,

$$\begin{aligned} & \{f(x) - \sqrt{[f(x)]^2 + h(x)}\}' \\ &= \frac{2\{\sqrt{[f(x)]^2 + h(x)} - f(x)\}}{2\sqrt{[f(x)]^2 + h(x)}} f'(x) - \frac{h'(x)}{2\sqrt{[f(x)]^2 + h(x)}} \end{aligned}$$

由于 $f(x) > 0, h(x) < 0, \sqrt{[f(x)]^2 + h(x)} - f(x) < 0$, 因此

$$\{f(x) - \sqrt{[f(x)]^2 + h(x)}\}' < 0$$

由此可以得到 $\frac{\partial \rho_1}{\partial r} < 0$ 。

证毕。

引理3的证明:

$$(R_w^M + kW) - (R_w + kW) = \frac{(1-\tau)(r-W)P\rho^2 - (1-\tau)[(r-W)P - Q]\rho + \tau Q}{[\rho + (1-\rho)\tau][\rho + (1-\rho)(1-P)\tau]}$$

$R_w^M + kW < R_w + kW$ 等价于:

$$(1-\tau)(r-W)P\rho^2 - (1-\tau)[(r-W)P - Q]\rho + \tau Q < 0$$

$0 < W < r - \frac{(1+\sqrt{\tau})^2 Q}{(1-\tau)P}$ 时^[17], 不定式的解为:

$$\rho_3 < \rho < \rho_4$$

$$\text{其中 } \rho_3 = \frac{(1-\tau)[(r-W)P - Q] - \sqrt{\Delta_2}}{2(1-\tau)(r-W)P}, \quad \rho_4 = \frac{(1-\tau)[(r-W)P - Q] + \sqrt{\Delta_2}}{2(1-\tau)(r-W)P}$$

$$\Delta_2 = \{(1-\tau)[(r-W)P - Q]\}^2 - 4(1-\tau)(r-W)P\tau Q$$

显然 $0 < \rho_3 < \rho_4 < 1$,

因此, $\rho \in (\rho_3, \rho_4)$ 时, $R_w^M + kW < R_w + kW$; $\rho \in (0, \rho_3] \cup [\rho_4, 1)$ 时, $R_w + kW \leq R_w^M + kW$ 。

将 ρ_3 与 ρ_4 分别表述为:

$$\rho_3 = \frac{f(r-W) - \sqrt{[f(r-W)]^2 + h(r-W)}}{2(1-\tau)P},$$

[17] $W > r - \frac{(1+\sqrt{\tau})^2 Q}{(1-\tau)P}$ 时, 所有信誉水平的企业均偏好抵押债券。使得不定式的解集 $X \neq \emptyset$ 且 X

$\subset (0, 1)$ 的 $W \in \left(0, r - \frac{(1+\sqrt{\tau})^2 Q}{(1-\tau)P}\right)$ 。

$$\rho_4 = \frac{f(r-W) + \sqrt{[f(r-W)]^2 + h(r-W)}}{2(1-\tau)P}$$

类似引理 2 中的证明,我们可以得到 $\frac{\partial \rho_3}{\partial r} < 0, \frac{\partial \rho_4}{\partial r} > 0, \frac{\partial \rho_3}{\partial W} > 0, \frac{\partial \rho_4}{\partial W} < 0$ 。

证毕。

命题 4 的证明:

由引理 3, $\frac{\partial \rho_4}{\partial W} < 0, \rho_2 = \lim_{W \rightarrow 0} \rho_4$, 故 $\rho_2 > \rho_4$ 。 $Q \rightarrow 0$ 时, $\rho_1 \rightarrow 0, \rho_3 \rightarrow 0, \rho_4 \rightarrow 1$, 因此, Q 足够小时,

存在 $\rho_1 < \underline{\rho}^M, \rho_3 < \underline{\rho}^M, \rho_4 > \bar{\rho}$ 。

对于信誉 $\rho > \underline{\rho}^M$ 的企业,

$\rho \geq \rho_2$ 时, $R_0 \leq R_0^M$;

$\rho \geq \rho_4$ 时, $R_W + kW \leq R_W^M + kW$;

$\rho \geq \rho_5$ 时, $R_0^M \leq R_W^M + kW$

$\rho \geq \rho_6$ 时, $R_0 \leq R_W + kW$

设定 $R_0^M = R_0^M(\rho), R_0 = R_0(\rho), R_W^M = R_W^M(\rho), R_W = R_W(\rho)$

显然 $\frac{\partial R_0^M}{\partial \rho} < 0, \frac{\partial R_0}{\partial \rho} < 0, \frac{\partial R_W^M}{\partial \rho} < 0, \frac{\partial R_W}{\partial \rho} < 0$,

由于 $R_0^M(\bar{\rho}^M) = Z_c, R_0(\bar{\rho}) = Z_c$

而 $R_0^M(\rho_5) = R_W^M(\rho_5) + kW \leq Z_c, R_0(\rho_6) = R_W(\rho_6) + kW \leq Z_c$

因此, $\rho_5 \geq \bar{\rho}^M, \rho_6 \geq \bar{\rho}$

设 $\rho_5 = g(P)$

$$\frac{\partial g(P)}{\partial P} = \frac{-k[1 - (1+k)\tau]}{[(1-P)(1-\tau)(1+k) + Pk]^2}$$

由命题 1 的证明部分, $(1+k)\tau < 1$, 故 $\frac{\partial g(P)}{\partial P} < 0$

由 $\rho_6 = \lim_{P \rightarrow 0} g(P)$, 故 $\rho_5 < \rho_6$

$\rho_2, \rho_4, \rho_5, \rho_6$ 四个信誉水平, 我们可以确定的大小关系只有: $\rho_2 > \rho_4, \rho_5 < \rho_6$ 。因此 $\rho_2, \rho_4, \rho_5, \rho_6$ 的大小排列有 $\frac{4!}{2! \cdot 2!} = 6$ 种可能。

设定 $\rho_2 = \rho_2(Q), \rho_4 = \rho_4(Q), \rho_5 = \rho_5(k), \rho_6 = \rho_6(k)$ 。容易得到: $\frac{\partial \rho_2}{\partial Q} < 0, \frac{\partial \rho_4}{\partial Q} < 0$, 且 $Q \rightarrow 0$

时, $\rho_2 \rightarrow 1, \rho_4 \rightarrow 1; \frac{\partial \rho_5}{\partial k} < 0, \frac{\partial \rho_6}{\partial k} < 0$, 且 $k \rightarrow 0$ 时, $\rho_5 \rightarrow 1, \rho_6 \rightarrow 1$ 。

设定 $\rho_2(Q_1(k)) = \rho_5(k)$, 若 $Q > Q_1(k)$ ^[18], 存在 $\rho_4 < \rho_2 < \rho_5 < \rho_6$; 设定 $\rho_4(Q_2(k)) =$

[18] 存在 $k \in (0, k^*)$, 使得 $Q_1(k) < \bar{Q}$ 。

$\rho_6(k)$, 若 $Q < Q_2(k)$, 存在 $\rho_5 < \rho_6 < \rho_4 < \rho_2$ 。由 $\rho_5(k) < \rho_6(k)$, $\rho_4(Q) < \rho_2(Q)$, $\frac{\partial \rho_2}{\partial Q} < 0$, $\frac{\partial \rho_4}{\partial Q} < 0$, 可得: $Q_2(k) < Q_1(k)$ 。 $Q_2(k) < Q < Q_1(k)$ 时, 存在如下四种情形: $\rho_4 < \rho_5 < \rho_2 < \rho_6$, $\rho_4 < \rho_5 < \rho_6 < \rho_2$, $\rho_5 < \rho_4 < \rho_6 < \rho_2$ 以及 $\rho_5 < \rho_4 < \rho_2 < \rho_6$ 。我们只考虑 $Q > Q_1(k)$ 与 $Q < Q_2(k)$ 时的情形。

(1) $Q_1(k) < Q < \bar{Q}$ 时, $\rho_4 < \rho_2 < \rho_5 < \rho_6$ 的情形下

$\underline{\rho}^M \leq \rho < \rho_4$ 时, $R_w^M + kW < R_w + kW$, $R_0^M < R_0$, $R_w^M + kW < R_0^M$, $R_w + kW < R_0$, 因此

$$R_w^M + kW = \min\{R_0^M, R_0, R_w^M + kW, R_w + kW\}$$

$\rho_4 \leq \rho < \rho_2$ 时, $R_w^M + kW \geq R_w + kW$, $R_0^M < R_0$, $R_w^M + kW < R_0^M$, $R_w + kW < R_0$, 因此

$$R_w + kW = \min\{R_0^M, R_0, R_w^M + kW, R_w + kW\}$$

$\rho_2 \leq \rho < \rho_5$ 时, $R_w^M + kW > R_w + kW$, $R_0^M \geq R_0$, $R_w^M + kW < R_0^M$, $R_w + kW < R_0$, 因此

$$R_w + kW = \min\{R_0^M, R_0, R_w^M + kW, R_w + kW\}$$

$\rho_5 \leq \rho < \rho_6$ 时, $R_w^M + kW > R_w + kW$, $R_0^M > R_0$, $R_w^M + kW \geq R_0^M$, $R_w + kW < R_0$, 因此

$$R_w + kW = \min\{R_0^M, R_0, R_w^M + kW, R_w + kW\}$$

$\rho \geq \rho_2$ 时, $R_w^M + kW > R_w + kW$, $R_0^M > R_0$, $R_w^M + kW > R_0^M$, $R_w + kW \geq R_0$, 因此

$$R_0 = \min\{R_0^M, R_0, R_w^M + kW, R_w + kW\}$$

(2) $0 < Q < Q_2(k)$ 时, $\rho_5 < \rho_6 < \rho_4 < \rho_2$ 的情形下

$\underline{\rho}^M \leq \rho < \rho_5$ 时, $R_w^M + kW < R_w + kW$, $R_0^M < R_0$, $R_w^M + kW < R_0^M$, $R_0^M < R_0$, 因此

$$R_w^M + kW = \min\{R_0^M, R_0, R_w^M + kW, R_w + kW\}$$

$\rho_5 \leq \rho < \rho_6$ 时, $R_w^M + kW \geq R_w + kW$, $R_0^M < R_0$, $R_w^M + kW < R_0^M$, $R_0^M < R_0$, 因此

$$R_0^M = \min\{R_0^M, R_0, R_w^M + kW, R_w + kW\}$$

$\rho_6 \leq \rho < \rho_4$ 时, $R_w^M + kW > R_0^M$, $R_w + kW \geq R_0$, $R_w^M + kW < R_w + kW$, $R_0^M < R_0$, 因此

$$R_0^M = \min\{R_0^M, R_0, R_w^M + kW, R_w + kW\}$$

$\rho_4 \leq \rho < \rho_2$ 时, $R_w^M + kW > R_0^M$, $R_w + kW > R_0$, $R_w^M + kW \geq R_w + kW$, $R_0^M < R_0$, 因此

$$R_0^M = \min\{R_0^M, R_0, R_w^M + kW, R_w + kW\}$$

$\rho \geq \rho_2$ 时, $R_w^M + kW > R_0^M$, $R_w + kW > R_0$, $R_w^M + kW > R_w + kW$, $R_0^M \geq R_0$, 因此

$$R_0 = \min\{R_0^M, R_0, R_w^M + kW, R_w + kW\}$$

综上所述:

(1) $Q_1(k) < Q < \bar{Q}$ 时, $\underline{\rho}^M \leq \rho < \rho_4$ 的企业选择抵押贷款, $\rho_4 \leq \rho < \rho_2$ 的企业选择抵押债券, $\rho \geq \rho_2$ 的企业选择信用债券。

(2) $0 < Q < Q_2(k)$ 时, $\underline{\rho}^M \leq \rho < \rho_5$ 的企业选择抵押贷款, $\rho_5 \leq \rho < \rho_2$ 的企业选择信用贷款, $\rho \geq \rho_2$ 的企业选择信用债券。

证毕。

参 考 文 献

- [1] 林毅夫、孙希芳,2005,信息,非正规金融与中小企业融资,《经济研究》,第7期,第35—44页。
- [2] 王霄、张捷,2003,银行信贷配给与中小企业贷款,《经济研究》,第7期,第68—75页。
- [3] Bernanke, B. S. , and M. Gertler, 1995. Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission, *Journal of Economic Perspectives*, 9 (4) :27—48.
- [4] Bernanke, B. S. , M. Gertler, and S. Gilchrist, 1996, The financial accelerator and the fight to quality, *Review of Economics and Statistics*, 78 :1—15.
- [5] Bester, H. , 1985, Screening vs. rationing in credit markets with imperfect information, *American Economic Review*, 75 (4) :850—855.
- [6] Bester, H. , 1987, The role of collateral in credit market with imperfect information, *European Economic Review*, 31 :887—899.
- [7] Boot, A. W. A. , and A. V. Thakor, 2000, Can relationship banking survive competition?, *Journal of Finance*, 55 (2) :679—713
- [8] Boot, A. W. A. , T. T. Milbourn, and A. Schmeits, 2006, Credit rating as coordination mechanisms, *Review of Financial Studies*, 19 (1) :81—118.
- [9] Campbell, T. S. , and A. K. William, 1980, Information production, market signaling, and the theory of financial intermediation, *Journal of Finance*, 35 (4) :863—882.
- [10] Datta, S. , M. Iskandar-Datta, and A. Patel, 1999, Bank monitoring and the pricing of corporate public debt, *Journal of Financial Economics*, 51 :435—449.
- [11] De Hann, W. J. , W. S. Sumner, and G. Yamashiro, 2007, Bank loan portfolios and the monetary transmission mechanism, *Journal of Monetary Economics*, 54 :904—924.
- [12] Diamond, D. W. , 1984, Financial intermediation and delegated monitoring, *Review of Economic Studies*, 51 :393—414.
- [13] Diamond, D. W. , 1989, Reputation acquisition in debt markets, *Journal of Political Economy*, 97 (4) :828—864.
- [14] Diamond, D. W. , 1991, Monitoring and reputation: The choice between bank loans and directly placed debt, *Journal of Political Economy*, 99 :689—721.
- [15] Fama, E. , 1985, What's the different about banks?, *Journal of Monetary Economics*, 15 :29—39.
- [16] Gerber, A. , 2008, Direct versus intermediated finance: An old question and a new answer, *European Economic Review*, 52 :28—54.
- [17] Gertler, M. , and S. Gilchrist, 1993, The cyclical behavior of short-term business lending: Implications for financial propagation mechanisms, *European Economic Review*, 37 :623—631.
- [18] Gertler, M. , and S. Gilchrist, 1994, Monetary policy, business cycles, and the behavior of small manufacturing firms, *Quarterly Journal of Economics*, 109 (2) :309—340.

- [19] Kashyap, A. K. , J. C. Stein, and D. W. Wilcox, 1993, Monetary policy and credit conditions: Evidence from the composition of external finance, *American Economic Review*, 83: 78—98.
- [20] Levy, A. , and C. Hennessy, 2007, Why does capital structure choice vary with macroeconomic conditions?, *Journal of Monetary Economics*, 54: 1545—1564.
- [21] Malliaris, S. , and H. Yan, 2009, Nickels versus black swans: Reputation, trading strategies and asset pricing, Unpublished Working paper, Yale University.
- [22] Mateut, S. , S. Bougheas, and P. Mizen, 2006, Trade credit, bank lending and monetary policy transmission, *European Economic Review*, 50: 603—629.
- [23] Repullo, R. , and J. Suarez, 2000, Entrepreneurial moral hazard and bank monitoring: A model of the credit channel, *European Economic Review*, 44(10): 1931—1950.
- [24] Yasuda, A. , 2005, Do bank relationships affect the firm's underwriter choice in the corporate-bond underwriting market?, *Journal of Finance*, 60(3): 1259—1292.

Enterprise Reputation and Enterprise's Debt Financing Instrument Selection

Wen Chen Yunhong Yang

(Guanghua School of Management, Peking University)

Abstract This paper examines the effect of enterprise reputation on enterprise's debt financing instrument selection by introducing collateral into Diamond (1991)'s model. Our basic results are as follows: (i) Large enterprises can always get debt financing aside from their reputation levels; (ii) SMEs (small and medium-sized enterprises) can get debt financing only when their reputation are beyond the minimized requirement for entering into mortgage loan market; (iii) SMEs would raise finance from mortgage loan, unsecured loan or debenture bond market when the screening cost of bank is low enough. This model can explain the empirical results that Diamond (1991) can't. It also provide some policy suggestions for solving debt financing difficulties of China's SMEs.

Key Words Enterprise Reputation, Collateral, Enterprise Bond, Bank Loan

JEL Classification G21, G32, G39

非意愿产出、外部环境和商业银行 X 效率

李胜文 李新春 李大胜*

摘 要 现有文献认为与非国有商业银行相比,国有商业银行的效率较低,据此证明银行股份制改革的必然性。本文结合非意愿产出、四阶段 DEA 模型和 Bootstrap 法估算了 1996—2006 年中国商业银行 X 效率,发现国有商业银行 X 效率处于中下水平,其根源在于所有权以外的异质外部环境;非国有银行则出现两极分化,其主要由各自管理水平决定,受外部环境影响相对小。 X 效率高低和银行所有权形式并无明显的联系;纯技术效率对 X 效率影响较大,配置效率和上市对其影响较小。总体而言,银行 X 效率都在稳步提高,并具有较强的收敛趋势。

关键词 非意愿产出, X 效率, DEA 模型

一、引 言

由于市场存在非竞争性因素,企业并不能实现成本最小化,因而产生了 X 无效率,而企业的单位成本取决于 X 效率 and 市场竞争水平 (Leibenstein, 1966), X 无效率与 X 效率具有此消彼长的关系。 X 效率反映了金融机构的管理能力 (王聪和谭政勋, 2005), 是决定金融机构经营绩效至关重要的因素 (Berger and Humphrey, 1997)。美国次贷危机中,许多经营绩效较高的知名大型金融机构也陷入困境甚至倒闭,因而如何综合风险因素考察中国商业银行 (以下简称“银行”) 的 X 效率受到学者关注。

* 李胜文,华南农业大学经管学院讲师;李新春,中山大学管理学院教授;李大胜,华南农业大学经管学院教授。通信作者及地址:李胜文,广东省广州市五山路 486 号华南农业大学经济管理学院;E-mail: lshengw@mail.sysu.edu.cn。本文得到国家自然科学基金项目“基于资源观的新企业创建与早期成长机理研究”(批准号:70732005)的资助。

张健华(2003a)利用 DEA 模型估算银行效率后发现,股份制银行效率较高而城市商业银行效率较低。考虑到传统 DEA 模型中有效率的点无法比较效率大小,朱南等(2004)采用 DEA 超效率模型克服了此不足,结果显示股份制商业银行的效率明显高于国有银行。外部环境^[1]会影响企业对投入产出水平的管理能力(Fried *et al.*, 1999),增加或减少 X 无效率,最终影响 X 效率。由于银行面临的经营环境存在差异,有利的外部环境条件下银行可用相对较少的投入达到相同的产出,而处于不利的外部环境下要达到相同的产出水平则需更多的投入,因而外部环境对银行效率有影响,但传统文献并未考虑这一点(甘小丰, 2007),因而估算结果受多种外部环境的干扰,不能很好地体现管理水平在 X 效率改善中的作用。甘小丰(2007)和黄宪等(2008)尝试控制市场中存在的非竞争性因素,进一步消除外部环境的影响后,再考察银行效率和 X 效率,他们发现控制外部环境后,国有银行的技术效率或 X 效率处在较高的水平,甘小丰(2007)考虑到所有权对松弛投入具显著影响,因此认为所有权形式对银行效率的作用明显。

非参数法具有无须预先设定函数形式的优点,不存在函数估计正确与否的问题,因此前述研究人员都采用此法。但非参数模型不允许随机误差存在,往往把随机误差当成效率的一部分,使效率估计产生偏差,但研究人员在估算银行效率时没有采取适当的方法纠正这种缺陷。此外采用非参数法估算银行每年的效率时,往往存在样本量过少的问题,这就容易导致估算结果中有效值过多,从而得不出有意义的研究结果(Atkinson and Wilson, 1995)。针对非参数法存在的问题,王聪和邹鹏飞(2006)、徐传湛和齐树天(2007)采用参数法估算了银行效率和 X 效率,认为非国有银行效率较低,但采用参数法的研究人员在估算过程中均未剔除外部环境对无效率的影响。与非参数法相比,参数法具有允许随机误差存在和可检验参数显著性等优点,但参数法在方法论上也存在不足,生产函数的计量估计并不是一个单方程的简单回归分析问题,而是包括生产要素需求的联立方程体系问题(林毅夫和任若恩, 2007)。同时,不良贷款是商业银行运营中的有害副产品和非意愿产出(*undesirable output*),降低不良贷款率可以提高商业银行的效率,不良贷款对中国银行业效率的影响非常大(张健华, 2003b),忽略不良贷款(风险)使效率估算结果产生偏差(王聪和邹鹏飞,

[1] 这些环境相对于商业银行的管理者而言是不能控制或难以控制的,即是外生的,因而称其为外部环境。

2006)。部分研究人员注意到此问题,在参数法中将非意愿产出纳入成本或生产函数中,但他们将非意愿产出(不良贷款)作为一种投入而非产出,这与商业银行的真实运营过程不符;或者在非参数模型中直接将非意愿产出(不良贷款)视为一种产出,由于商业银行效率与非意愿产出呈负相关,因此在效率估算过程中,作为产出之一的非意愿产出越少,即表现为总产出^[2]越少,商业银行效率反而越高,传统非参数模型并不能处理通过降低产出来提高效率的方式。

总的来看,不管采用何种方法,现有的大多数文献都认为银行效率与所有权存在必然的联系,据此证明银行的股份制改革的必然性。尽管国有银行早已商业化,但其经营在一定程度上仍受政府干预(2008年为维护经济平稳运行,政府主要通过国有银行扩大放贷规模就是其干预银行经营的表现之一),因此与非国有银行相比,国有银行在经营过程中难免出现更多非理性或者非市场的行为,然而许多学者在估算银行效率时都没有重视这一点,忽略了外部环境对银行效率的影响。针对前述问题,本文采用四阶段DEA模型,并克服非意愿产出与银行效率反向变动的局限,利用Bootstrap法消除DEA模型随机误差对估算结果所带来的偏差,以比较商业银行X效率的变化。同时把外部环境变量区分为异质外部环境与同质外部环境,以考察所有权等外部环境变化的条件下银行X效率的变化,并据此重点评估外部环境对银行X效率的效应。

二、估算方法

出于简洁的目的,本文文中均采用各商业银行的简称。采用Seiford and Zhu(2002)非意愿产出DEA模型,假设 x 为投入, y 为产出, $y = (y^e, y^b)$, y^e 、 y^b 分别为意愿产出和非意愿产出,由于产出 y^e 与效率正相关,而非意愿产出 y^b 则与效率负相关,因此把非意愿产出转换成负数并加上某个数 w ,使 $\bar{y}_j^b = -y_j^b + w > 0$ (y_j^b 为银行 j 的第 b 个非意愿产出),使负的非意愿产出变成正产出,避免了通过降低产出来提高效率这种现象。

经数据转换后,假设有 K 家银行,每家银行有 N 种投入、 G 种意愿产出、 B 种非意愿产出,模型(1)将非意愿产出纳入其中并作为一种与效率同向变化的产出,效率 θ 的计算如下式:

[2] 总产出包括意愿产出(如正常贷款)和非意愿产出。

$$\begin{aligned}
& \min \theta \\
& \text{s. t. } \sum_{k=1}^k z_k y_{kg} \geq y_{k'g}, \quad g = 1, \dots, G \\
& \sum_{k=1}^k z_k \bar{y}_{kg} \geq \bar{y}_{k'g}, \quad b = 1, \dots, B \\
& \sum_{k=1}^k z_k x_{kn} \leq \theta x_{k'n}, \quad n = 1, \dots, N \\
& z_k \geq 0, \quad k = 1, \dots, K
\end{aligned} \tag{1}$$

由于银行面临的经营环境存在差异,这些差异化的环境是银行管理者所不能控制的,有利的外部环境条件下银行可用相对较少的投入达到相同的产出,而处于不利的外部环境下要达到相同的产出水平则需更多的投入,因而外部环境对银行效率的估算。本文利用原始的投入产出数据和方程(1)可以得到各种投入的射线差额(radial slack)与非射线差额(non-radial slack)之和,然后根据 Fried *et al.* (1999) 以及甘小丰(2007)、黄宪等(2008)的方法,建立投入差额总和与外部环境之间的方程,以确定外部环境变量与投入总差额的关系。

$$ITS_j^k = f_j(Q_j^k, \beta_j, \mu_j^k), \quad j = 1, \dots, N; k = 1, \dots, K \tag{2}$$

其中 ITS_j^k 是银行 k 投入 j 的总差额, Q_j^k 是影响投入 j 效用的外部环境变量向量, β_j 是系数向量, μ_j^k 为干扰项。利用(2)式估计的方程系数,预测每家银行每种投入的总差额($\hat{ITS}_j^k$),根据预测总差额调整原始的投入数据,得到调整后的投入数据 x_j^{kadj} , 即有:

$$\hat{ITS}_j^k = f_j(Q_j^m, \hat{\beta}_j), \quad j = 1, \dots, N; k = 1, \dots, K \tag{3}$$

$$x_j^{\text{kadj}} = x_j^k + [\text{Max}^k \{ \hat{ITS}_j^k \} - \hat{ITS}_j^k], \quad j = 1, \dots, N; k = 1, \dots, K \tag{4}$$

采用经调整的投入数据及原产出数据,就消除了外部环境对投入的影响,然后根据 Aly *et al.* (1990) 考虑投入要素价格的 DEA 模型,其中 σ 为成本效率,即:

$$\begin{aligned}
& \min \sigma \\
& \text{s. t. } \sum_{k=1}^k z_k y_{kg} \geq y_{k'g}, \quad g = 1, \dots, G \\
& \sum_{k=1}^k z_k \bar{y}_{kg} \geq \bar{y}_{k'g}, \quad b = 1, \dots, B \\
& \sum_{k=1}^k z_k x_{kn} \leq \sigma x_{k'n}, \quad n = 1, \dots, N
\end{aligned}$$

$$z_k \leq 1, \quad k = 1, \dots, K \quad (5)$$

估算出配置效率(AE)和技术效率(TE),按照 Sathye(2001)的X效率衡量方法, $X \text{ 效率} = TE \times AE$,考虑到X效率不包括规模效率(Avkiran, 1999; 黄宪等, 2008), 即有:

$$X \text{ 效率} = PTE \times AE \quad (6)$$

其中PTE为纯技术效率,通过修改模型(5)的约束条件 $z_k \leq 1$ 为 $z_k = 1$ 而得到。

由于DEA模型无法处理随机误差,进而影响效率的准确估算;同时样本量少时容易导致有效值过多。因此本文参照 Ferrier and Hirschberg(1997)的方法,采用 Bootstrap 法来消除随机误差的影响和克服有效值过多的问题,即:

① 采用原始投入产出集 (X, Y^s, Y^b) , 得到各银行的效率值集 $M^* = (\mu_1^*, \dots, \mu_T^*)$;

② 计算X的有效投入 X^* , 即 $X^* = D \cdot X$, 其中 D 为效率值 $\mu_1^*, \dots, \mu_T^*$ 的 $T \times T$ 对角线矩阵;

③ 对于银行 $t, t = 1, \dots, T$, 从 M^* 中重复抽取 $T-1$ 个效率值,并保持银行 t 的效率值不变从而得到新的效率值样本, $M_t(b) = \{\mu_1^b, \dots, \mu_{t-1}^b, \mu_t^*, \mu_{t+1}^b, \dots, \mu_T^b\}$, μ^b 为重新抽样所得的效率值;

④ 构建新的投入向量 $X_t(b) = [D_t(b)]^{-1} \cdot X^*$, 其中 $D_t(b)$ 是效率值样本 $M_t(b)$ 的 $T \times T$ 对角线矩阵;

⑤ 把 $X_t(b)$ 及相应产出代入方程(5)中,并根据方程(6)分别得出银行 t 的X效率值;

⑥ 重复③—⑤步骤,得到多个银行 t 的X效率值,并取平均值作为 Bootstrap-DEA 法的银行 t 的X效率值。

三、投入产出及数据说明

由于投入产出项过多会影响效率评估(Berger and Humphrey, 1997), 因此本文选择短期资产、长期资产、不良贷款率三项产出和劳动、资本存量、存款三项投入。

(一) 产出

考虑到中国的银行对利率的自主抉择权小,人民银行对利率的调整往往使

银行的收入和利润发生较大变动,进而影响银行效率;同时银行的大量没有在报表中反映的逾期贷款及其利息收入虚增了利润(张健华,2003a),采用收入或利润的方法来衡量产出往往并不能真正体现银行的效率水平,因而许多研究人员把银行作为产出贷款和投资的中介机构,来规避此问题。同样,本文根据资产的流动性与收益性,将意愿产出分为短期资产和长期资产,短期资产包括短期贷款、短期投资、贴现、进出口押汇、透支、存放或拆借金融机构款、存放人行款项(去除法定准备金);长期资产包括中长期贷款、中期流动资金贷款、长期投资。

采用不良贷款率表示非意愿产出,非意愿产出转换中的 w 值采用最高不良贷款率与最低不良贷款率之和。不良贷款在银行财务报表中并没有得到体现,尤其是国有银行大量的不良贷款既没有在报表中反映出,也没有提取足够的呆账准备(张健华,2003a;王聪和谭政勋,2005)。在目前银行公开的年报数量有限的条件下,难以获得多数银行2001年前的不良贷款数据。由于银行一般采用冲减权益或呆账准备的方式处理不良贷款,因此本文假设银行每年不良贷款总额分别与其当年的坏账准备和转出表外的不良资产具有线性关系,分别利用国有银行和非国有银行当年的坏账准备和转出表外的不良资产与不良贷款总额所建立的回归方程,估算没有公布的国有银行和非国有银行的不不良贷款数据。

令 O_t, C_t, P_t, L_t 为银行 t 年的所有者权益、资本金、利润和转出表外的不良资产,则有

$$L_t = (O_{t-1} - O_t) + (C_t - C_{t-1}) + P_t \quad (7)$$

(二) 投入及投入价格

采用与王聪和谭政勋(2005)同样的观点,即将存款作为一项投入,本文的存款除了包括各种类存款外,还包括银行的借入款及债券融资款项、股本和资本公积,同时劳动采用营业费用减去折旧来衡量,资本存量以固定资产净值来衡量;投入价格采用王聪和谭政勋(2005)的方法,即固定资产价格为当年固定资产折旧除当年固定资产净值,劳动价格为营业费用减去当年固定资产折旧后除以总资产,存款价格为利息支出除以存款。

(三) 环境变量

环境变量有多种,影响 X 效率的因素从另一角度来看也是影响 X 无效率的

因素,因此本文在参考张健华(2003b)、朱南等(2004)、甘小丰(2007)和黄宪等(2008)对外部环境分析的基础上选定外部环境因素,与上述文献不同的是,本文将外部环境分为两类:一类为异质外部环境,包括规模、所有制、银行结构,即除了这些外部环境外,所有银行所面对的外部环境是一致的;另一类为同质外部环境,即对不同银行来说这种环境是没有差别的,包括经济发展水平、人民银行规定的存贷利差。采用此分类的目的主要是为了考察银行在同等外部环境及控制外部环境下的效率差异。本文以总资产来衡量规模,并将所有制分为国有银行^[3]、非国有上市股份制银行(以下简称“上市银行”)和非国有股份制非上市银行(以下简称“非上市银行”);银行结构以银行资产市场份额来衡量,以一年期平均存贷利差^[4]代表存贷利差,以人均GDP和固定资产投资规模来衡量经济发展水平。

(四) 数据来源

由于DEA法要求采用平衡数据,而国内银行成立时间长短不一,因而选择1997年以前成立的15家银行作为研究对象。人均GDP和固定资产来源于1997—2007年的《中国统计年鉴》,其他所有数据来源于1997—2007年的《中国金融年鉴》、各银行网站公开的年报、CCER色诺芬金融研究数据库和Wind金融资讯终端。其中建设银行的资本存量以物业及设备净值来衡量;少数样本的短期贷款采用流动资产贷款衡量,中长期贷款采用固定资产贷款来衡量;建设银行和中国银行部分年度的短期投资采用经营性债券投资来衡量,中长期投资采用持有至到期的债券投资来衡量;1996年工商银行的金融往来采用1997年的标准进行了调整。

四、经验结果

由于中国储蓄率相对较高,银行并不受投入的约束,因此其目标不是在既定投入约束下的产出最大化,而是资金丰裕条件下实现目标产出,因此本文选择投入导向的DEA模型。

(一) 外部环境与投入差额

模型(2)的具体函数设定为:

[3] 在本文研究期内均将国有商业银行视作未上市。

[4] 因利率多次调整,每年的平均存贷利差以相应利差执行时间长度为权重加权计算。

$$ITS_j^k = c + \beta_1 D_1 + \beta_2 D_2 + \beta_3 K + \beta_4 K^2 + \beta_5 H + \beta_6 H^2 + \beta_7 \Delta i + \beta_8 \Delta i^2 + \beta_9 y + \beta_{10} y^2 + \beta_{12} I + \beta_{13} I^2 + \mu \quad (8)$$

其中 D_1 、 D_2 分别代表国有银行、上市银行,相应的类别数值为 1,其他为 0。考虑到所有解释变量均可能与无效率之间存在非线性关系,所以都增加了二次项。 K 、 H 、 Δi 、 y 、 I 分别代表规模、银行结构、存贷利差、人均 GDP、社会固定资产投资。对存款、劳动差额采用 Pooled EGLS(Period SUR)法,对固定资产采用 Pooled IV/Two-stage EGLS(Period SUR)法回归;同时根据系数的显著性及拟合结果对模型(8)的解释变量进行了调整,结果如表 1。

表 1 投入差额与外部环境的回归结果

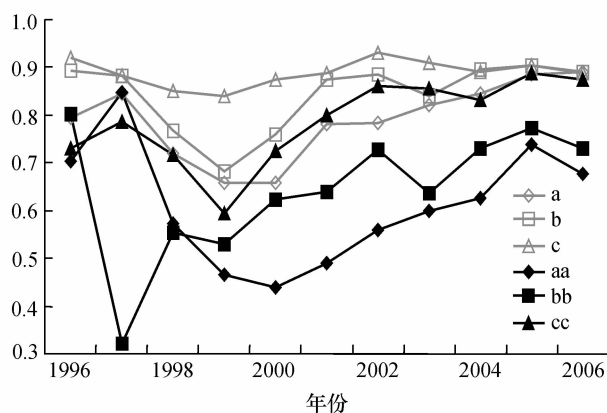
变量	存款	固定资产	劳动	变量	存款	固定资产	劳动
c	8.972 + E3 ** (0.016)	-3.987 + E4 ** (0.038)	1.307 + E4 *** (0.000)	Δi^2	4.102 + E2 * (0.067)	2.239 + E2 ** (0.033)	5.100 + E2 * (0.062)
D_1	1.136 + E *** (0.001)	8.424 + E3 *** (0.000)	9.958 + E2 ** (0.000)	y	1.950 - E1 ** (0.044)	3.843 + E1 ** (0.028)	-7.923 - E2 ** (0.036)
K	1.772 - E2 * (0.056)	1.005 + E1 ** (0.034)	1.114 - E2 ** (0.051)	y^2	-2.130 - E6 * (0.085)		
K^2	-6.480 - E5 * (0.071)	-4.900 - E4 ** (0.027)		I	-5.562 - E2 ** (0.040)	-1.170 - E2 ** (0.016)	-5.134 - E2 * (0.087)
H	-6.846 ** (0.006)	-3.935 + E4 * (0.059)	-6.198 + E3 ** (0.022)	I^2	2.450 - E7 * (0.101)	3.340 - E7 * (0.075)	2.600 - E7 ** (0.050)
H^2	8.108 + E3 ** (0.015)	5.235 + E4 *** (0.007)	5.390 + E3 ** (0.036)	$\bar{R}^2$	0.521	0.726	0.663
Δi	-3.916 + E3 ** (0.046)	-1.820 + E4 ** (0.051)	-5.065 + E3 ** (0.018)	DW	2.078	1.938	1.976

注:括号内的值为 p 值,*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平,双尾检验。

D_1 、 K 、 H^2 、 Δi^2 、 I^2 的系数均为正,说明它们与投入差额正相关; H 、 Δi 、 I 的系数均为负,说明它们与投入差额负相关。此外,三模型均移除了 D_2 ,实际上所有权的划分变为国有银行与非国有银行。模型相应系数均显著,说明外部环境对投入差额确实有影响;而模型的 $\bar{R}^2$ 均大于 0.5,说明模型具有良好的解释力,外部环境可以解释大部分投入差额。

(二) X 效率总体变化趋势

总体来看,银行 X 效率呈先较快下降、后缓慢提高的趋势,其中 1999 年是拐点(图 1)。DEA 模型结果显示,在不控制外部环境、控制异质外部环境和控制外部环境的条件下,1996—1999 年 X 效率分别年均下降 6.07%、8.57% 和 2.95%,1999—2006 年分别年均增长 4.39%、3.88% 和 0.81%;而 Bootstrap-DEA

图 1 Bootstrap 前后 X 效率变化趋势

注：a、b、c 分别代表未经 bootstrap 抽样条件下未移除外部环境、移除异质外部环境、移除外部环境的结果；aa、bb、cc 表示经 bootstrap 重复抽样后未移除外部环境、移除异质外部环境、移除外部环境的结果。以下表格内相同符号均为此含义。

结果显示，1996—1999 年 X 效率分别年均下降 12.85%、12.82% 和 6.63%，1999—2006 年分别年均增长 5.51%、4.63% 和 5.65%（表 2），经 Bootstrap 法纠正后 X 效率先降后升的趋势更为明显。此变化趋势与徐传谔和齐树天（2007）未控制风险的参数法结果的不同之处在于，本文的 X 效率出现波动，这与王聪和邹鹏飞（2006）考虑资本结构和风险因素的参数法结果和迟国泰等（2005）未考虑风险的参数法结果较为相似，尤其是仅控制异质外部环境条件下的 Bootstrap-DEA 的变化形状更为接近，所不同的是，本文中 DEA 法的 X 效率平均值相对较高，而 Bootstrap-DEA 法的相应值则相对略低。同时本文 Bootstrap-DEA 的 X 效率水平也比黄宪等（2008）未考虑非意愿产出 DEA 法的结果低，这是抑制了 DEA 模型随机误差影响效率估算和考虑了非意愿产出的缘故。

表 2 1996—2006 年银行 X 效率年均值及年增长率

	DEA			Bootstrap-DEA			aa 年增长率 (%)		cc 年增长率 (%)	
	a	b	c	aa	bb	cc	1996—1999	1999—2006	1996—1999	1999—2006
工商银行	0.821	1.000	1.000	0.647	0.686	0.894	-17.57	3.62	-0.32	4.80
农业银行	0.735	0.817	0.881	0.488	0.484	0.665	-3.39	4.51	-9.10	2.59
中国银行	0.686	0.726	0.769	0.561	0.694	0.732	-8.63	7.69	-11.15	9.65
建设银行	0.763	0.785	0.872	0.645	0.674	0.853	-3.81	7.53	-5.56	6.09
交通银行	1.000	1.000	1.000	0.769	0.729	0.854	-10.75	1.24	-9.61	3.85
中信银行	0.882	0.825	0.823	0.581	0.572	0.593	-18.41	6.89	-26.09	14.67
华夏银行	0.850	0.696	0.685	0.640	0.637	0.602	-4.53	4.22	-6.83	9.29
民生银行	0.982	0.850	0.756	0.670	0.660	0.616	-3.89	4.00	-0.12	8.35
深发银行	0.875	0.939	0.909	0.535	0.566	0.507	-11.80	6.97	-20.38	11.83

(续表)

	DEA			Bootstrap-DEA			aa 年增长率(%)		cc 年增长率(%)	
	a	b	c	aa	bb	cc	1996— 1999	1999— 2006	1996— 1999	1999— 2006
招商银行	0.919	0.907	0.899	0.676	0.656	0.710	-9.70	6.35	-17.40	12.01
兴业银行	0.948	0.888	0.845	0.665	0.638	0.621	-3.25	2.89	-5.29	7.97
浦发银行	1.000	1.000	0.994	0.706	0.683	0.729	-9.21	4.99	-6.26	7.47
恒丰银行	0.940	0.732	0.614	0.759	0.677	0.556	-8.92	0.00	0.35	9.40
光大银行	0.911	0.832	0.825	0.597	0.552	0.545	-18.70	8.68	-25.40	19.73
广发银行	0.526	0.488	0.415	0.517	0.360	0.300	15.89	3.55	32.28	5.24
加权平均值	0.789	0.843	0.889	0.611	0.642	0.787	-12.85	5.51	-6.63	5.65
离散系数	0.154	0.166	0.192	0.132	0.157	0.235	-1.09	0.51	-1.89	0.50

同时 Bootstrap 法纠正前后 X 效率有较大幅度的下降,在不控制外部环境、控制异质外部环境、控制外部环境的条件下,1996—2006 年 X 效率同比分别下降 22.64%、23.81% 和 11.41%,其主要原因是 Bootstrap 在一定程度上消除了 DEA 模型把随机误差当成效率对 X 效率估算所造成的偏差,这也说明在样本量较少的条件下传统 DEA 模型所估计的效率值与实际有较大偏差。

图 2 显示,在未控制外部环境的条件下,Bootstrap-DEA 估算的 X 效率中位数基本大于加权数^[5],表明总体上规模大的银行其 X 效率相对较低,而规模小的银行 X 效率相对较高。控制异质外部环境后,仅有约半数年份的中位数大于加权数,表明消除不同外部环境对 X 无效率的影响后,银行 X 效率相对大小就与规模大小的相关性较低。当控制外部环境后, X 效率中位数全部大于加权数,这就意味着规模大的银行 X 效率相对较高。因此外部环境对不同规模银行的影响不同,从图 2 的结果来看,外部环境增加了规模大的银行 X 无效率,而规模小的银行更能适应外部环境。

(三) 随机误差与 X 效率

Bootstrap 法可以消除 DEA 模型的误差。为了进一步证明随机误差对 X 效率的变化在统计上是否显著,本文采用 Wilcoxon Rank Sum Test 法考察 Bootstrap 前后各银行在相同条件下 X 效率的差异是否显著。选择非参数的 Wilcoxon Rank Sum Test 主要是考虑到 X 效率不一定服从正态分布且各银行对应的样本量少,难以满足参数统计法的前提。结果显示,不管是否控制外部环境对 X 无效率的影响,DEA 与 Bootstrap-DEA 二者估算的所有银行 X 效率差异均非常显

[5] 以银行资产为权重。

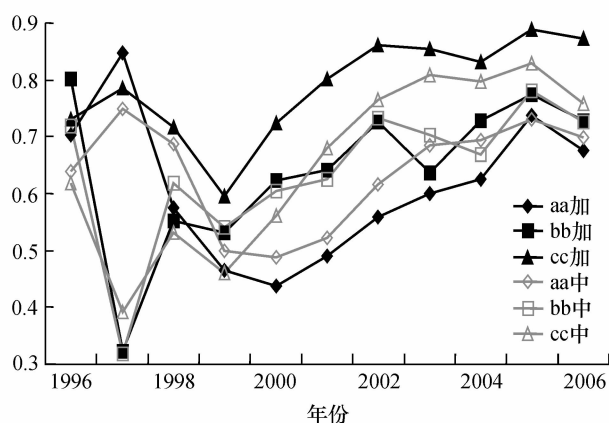


图2 Bootstrap后X效率加权数与中位数

注:aa、bb、cc后的“加”和“中”,分别表示相应值的加权数和中位数;以下表格内相同符号均为此含义。

著(表3),说明本研究中DEA模型的随机误差严重影响X效率估算。

与DEA法相比,Bootstrap-DEA所估算的X效率值均明显地下降(表2),年均下降24.25%。其中,下降幅度最大的深圳发展银行,年均下降40.93%;其后是光大银行和中国农业银行,年均下降幅度分别为33.98%和33.00%。下降幅度最小的是中国银行,年平均下降9.19%;其次为中国建设银行和恒丰银行,年均下降幅度分别为10.63%和12.07%。下降幅度的最小值与最大值相差3.45倍。从表3还发现,控制异质外部环境或外部环境并经Bootstrap法纠正后,中国银行的X效率排名由第14位和第11位,分别提升至第2位和第4位;深圳发展银行则由第4位和第4位,分别下降至第12位和第14位;而广东发展银行的排名基本保持不变。因此DEA模型的随机误差对不同银行效率的影响程度差异较大,如果忽略DEA模型的随机误差,就有可能使估算的效率值严重偏离真实值,并混淆银行效率值的相对大小。

(四) 银行X效率比较

基于前述结果,对银行X效率的判断就采用Bootstrap-DEA的结果。如表3所示:1996—2006年在未控制外部环境时,X效率排名前4位的依次为交通银行(0.769)、恒丰银行(0.759)、浦东发展银行(0.706)和招商银行(0.676),全部为非国有银行,3家为上市银行;而X效率排名最后4位的依次为农业银行(0.488)、广东发展银行(0.517)、深圳发展银行(0.535)和中国银行(0.561),2家为国有银行,1家为上市银行。在控制异质外部环境对X无效率的影响后,

即将所有银行置于同样的外部环境中, X 效率较高的依次为交通银行(0.729)、中国银行(0.694)、工商银行(0.686)、浦东发展银行(0.683),2家为国有银行,2家为上市银行; X 效率最低的依次为广东发展银行(0.360)、农业银行(0.484)、光大银行(0.552)、深圳发展银行(0.566),1家为国有银行,1家为上市银行;控制全部外部环境变量后,工商银行(0.894)、交通银行(0.854)、建设银行(0.853)、中国银行(0.732)占据 X 效率前4位,其中3家为国有银行,1家为上市银行;广东发展银行(0.360)、深圳发展银行(0.507)、光大银行(0.545)、恒丰银行(0.556)的 X 效率相对较低,全部为非国有银行,1家为上市银行。由此可见 X 效率高低与银行所有制并无必然的联系。

在外部环境影响下, X 效率下降幅度最大的依次为工商银行、农业银行、建设银行、中国银行,下降幅度分别为27.63%、26.62%、24.38%、23.36%, X 效率上升幅度最大的依次为广东发展银行、恒丰银行、光大银行、民生银行,上升幅度分别为72.33%、36.51%、9.54%、8.77%。尽管广东发展银行、光大银行利用外部环境大幅提高了 X 效率,但由于其 X 效率基数较低,因此仍处于最低水平。总的来说,国有银行 X 效率相对较低,非国有银行的 X 效率水平则因银行而异;而 X 效率高的银行大多为上市银行,但也有的上市银行 X 效率较低,因此所有权和上市与银行 X 效率高低之间并无明显的关联。

总体来看,未控制外部环境对 X 无效率的影响时,国有银行的 X 效率水平相对较低,整体上处于中下水平,尤其是农业银行和中国银行的 X 效率水平更低;而非国有银行则呈现两极分化,但大部分处于中上水平,部分处于中下水平。控制异质外部环境或外部环境对 X 无效率的影响后,国有银行的 X 效率相对水平出现较大幅度的提高;而非国有银行变化幅度各不相同,恒丰银行、广东发展银行出现较大幅度的下降,其他非国有银行有升有降,但变化幅度不大(表2)。从表3可见,外部环境对工商银行、农业银行、中国银行、建设银行、恒丰银行、交通银行和广东发展银行的 X 无效率产生显著影响,其他银行受外部环境的影响并不显著。需要说明的是,外部环境对工商银行、农业银行、中国银行、建设银行、交通银行 X 无效率具有显著正效应,而对恒丰银行、广东发展银行 X 无效率具有显著负效应(表2)。这就说明国有银行和交通银行适应当前经济环境的能力相对较弱,而恒丰银行、广东发展银行则利用当前外部环境大幅降低了 X 无效率;至于其他非国有银行,尽管外部环境影响了其 X 无效率数值及排名,但统计上并不显著,因此外部环境对其 X 无效率来说是中性的。

表3 Bootstrap 法及外部环境对X效率的影响

	X 效率排名						Z 值及 p 值				
	DEA			Bootstrap-DEA			Bootstrap 的影响			外部环境的影响	
	a	b	c	aa	bb	cc	aaa	bbb	ccc	aabb	Aacc
交通	1	1	1	1	1	2	-2.667*** (0.008)	-2.803*** (0.005)	-1.600 (0.110)	-0.153 (0.878)	-1.778* (0.075)
浦发	1	1	3	3	4	6	-2.936*** (0.003)	-2.934*** (0.003)	-2.936*** (0.003)	-0.711 (0.477)	-0.267 (0.790)
民生	3	7	12	5	7	9	-2.934*** (0.003)	-2.312*** (0.021)	-2.934*** (0.003)	-0.000 (1.000)	-0.622 (0.534)
兴业	4	6	8	6	9	8	-2.845*** (0.004)	-2.937*** (0.003)	-2.936*** (0.003)	-0.089 (0.929)	-0.622 (0.534)
恒丰	5	12	14	2	5	12	-2.934*** (0.003)	-2.934*** (0.003)	-2.934*** (0.003)	-1.067 (0.286)	-2.357** (0.018)
招商	6	5	5	4	8	5	-2.934*** (0.003)	-2.934*** (0.003)	-2.845*** (0.004)	-0.756 (0.450)	-1.156 (0.248)
光大	7	8	9	10	13	13	-2.940*** (0.003)	-2.934*** (0.003)	-2.934*** (0.003)	-0.890 (0.374)	-0.800 (0.424)
中信	8	9	10	11	11	11	-2.934*** (0.003)	-2.934*** (0.003)	-2.934*** (0.003)	-0.712 (0.477)	-0.044 (0.965)
深发	9	4	4	13	12	14	-2.936*** (0.003)	-2.934*** (0.003)	-2.845*** (0.004)	-1.112 (0.266)	-0.267 (0.790)
华夏	10	15	13	9	10	10	-2.936*** (0.003)	-2.934*** (0.003)	-2.934*** (0.003)	-0.357 (0.721)	-0.445 (0.657)
工商	11	1	1	7	3	1	-2.934*** (0.003)	-2.934*** (0.003)	-2.756*** (0.006)	-2.667*** (0.008)	-1.778* (0.075)
建设	12	11	7	8	6	3	-2.936*** (0.003)	-2.934*** (0.003)	-2.934*** (0.003)	-1.956** (0.050)	-2.845*** (0.004)
农业	13	10	6	15	14	7	-2.756*** (0.006)	-2.934*** (0.003)	-2.934*** (0.003)	-0.623 (0.533)	-2.9347*** (0.003)
中国	14	14	11	12	2	4	-2.934*** (0.003)	-2.934*** (0.003)	-2.936*** (0.003)	-1.956** (0.050)	-2.934*** (0.003)
广发	15	13	15	14	15	15	-2.934*** (0.003)	-2.934*** (0.003)	-2.934*** (0.003)	-0.276 (0.790)	-2.936*** (0.003)

注:括号外为Z值,括号内为p值,*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平,双尾检验;aaa、bbb、ccc、aabb、aacc分别表示a和aa、b和bb、c和cc、aa和bb、aa和cc的比较。

不控制外部环境的条件下,本文对X效率最低的银行判断上与迟国泰等(2005)未考虑风险的参数法结果基本一致,不同之处在于本文结果显示深圳发展银行的效率相对较低;同时,对X效率最高的银行判断上,尽管均认为非国有

银行具有更高的效率,但相对顺序不同,最大的区别在于本文认为建设银行只有中等效率水平、交通银行具有较高的效率水平,而迟国泰等(2005)则持相反观点;在同期的总体效率平均水平上,本文的结果也仅为其平均效率值的 64.33%。

与王聪和邹鹏飞(2006)经资本结构和风险调整后的参数法结果一样,本文也认为恒丰银行、浦东发展银行、民生银行的 X 效率相对较高;不同的是,王聪和邹鹏飞(2006)认为建设银行、工商银行、兴业银行、交通银行的 X 效率相对较低,而本文发现交通银行和兴业银行的效率相对较高,建设银行、工商银行的效率则处于中等水平。其同期的总体效率水平与本文接近,二者之比为 1:0.92。

与黄宪等(2008)未考虑非意愿产出但控制外部环境的 DEA 法的结果一样,本文也认为中国银行、建设银行、交通银行的 X 效率相对较高,广东发展银行、深圳发展银行的 X 效率水平处于最低层次,农业银行、华夏银行的 X 效率则处于中等水平。不同的是,本文认为光大银行的 X 效率相对水平较低,而中国工商银行的 X 效率相对水平较高,黄宪等(2008)则与此观点相反,且本文同期银行 X 效率总体水平在 Bootstrap-DEA 条件下只有黄宪等(2008)的 81.26%,在传统 DEA 条件下则为 99.02%。

值得注意的是,本文认为深圳发展银行 X 效率水平处于较低的水平,这与少数文献(张健华,2003a;黄宪等,2008)相同,与大多数文献(迟国泰等,2005;王聪和谭政勋,2005;徐传谔和齐树天,2007)差距较大,但本文 DEA 结果则与大多数研究人员一致,可见经 Bootstrap 后,深圳发展银行的 X 效率水平出现较大幅度下降。此外,与大多数研究人员(甘小丰,2007;王聪和谭政勋,2005;迟国泰等,2005;王聪和邹鹏飞,2006)一样,本文也认为广东发展银行和农业银行的 X 效率值处于最低水平。

(五) 上市与银行 X 效率

为了考察银行上市对其 X 效率是否有显著影响,本文选择考察交通银行、民生银行、招商银行、华夏银行和浦东发展银行上市前后 X 效率的变化。由于上市时间长短不一致,因此对上市较迟的交通银行采用 One-Sample T Test 法检验,而其他 4 家银行则采用 Wilcoxon Rank Sum Test 法检验。结果显示,交通银行、民生银行和招商银行在控制外部环境条件下,上市前后 X 效率才有显著变化;在不控制外部环境的条件下,上市前后 X 效率变化不显著。不管是否控制外部环境,华夏银行和浦东发展银行的 X 效率在上市前后变化均不显著(表 4)。因此从总体上来看,在外部环境约束下上市对银行 X 效率改善的贡献并不明显,上市与银行 X 效率高低之间不存在必然的联系。

表4 上市前后X效率变化的检验

	aa	aa	bb	bb	cc	cc
	t 值或 z 值	p 值	t 值或 z 值	p 值	t 值或 z 值	p 值
交通银行	-0.791	0.452	-1.579	0.153	-2.098 *	0.069
华夏银行	-1.461	0.144	-0.730	0.465	-1.461	0.144
民生银行	0.000	1.000	-1.461	0.144	-1.826 *	0.068
招商银行	-1.214	0.225	-2.023 *	0.043	-1.826 *	0.068
浦发银行	-0.730	0.465	-1.461	0.144	-1.604	0.109

注: * 表示 10% 的显著性水平, 双尾检验。

(六) 对结果的解释

本文采用银行 1996—2006 年配置效率、技术效率、投入产出差额的年均值和银行具体情况分析其对 X 效率的影响。

1. 从配置效率来看,最高的是工商银行、建设银行、兴业银行和恒丰银行,配置效率为 1;最低依次为民生银行、光大银行、中信银行、华夏银行,配置效率分别为 0.811、0.827、0.853、0.866。整体水平为 0.930,明显高于同期 X 效率总体水平 0.630,说明配置效率对 X 效率水平影响较小。

2. 从纯技术效率来看,民生银行、交通银行、恒丰银行、华夏银行的纯技术效率较高,分别为 0.834、0.797、0.759、0.754,因此尽管民生银行和华夏银行的配置效率相对较低,但由于其纯技术效率具有较高的水平,因而 X 效率也相对较高;农业银行、广东发展银行、深圳发展银行、中国银行的纯技术效率相对较低,依次为 0.504、0.567、0.572、0.631,这 4 家银行在配置效率相对水平并不高的情况下,纯技术效率过低导致其 X 效率也相对较低。整体上看,银行的纯技术效率为 0.682,与同期 X 效率总体水平接近,说明 X 效率高主要是由纯技术效率造成的。

总体上纯技术效率与有效值 1 存在 0.318 的差距,说明有较大的改进空间,因此本文进一步考察了投入差额。为了便于比较不同投入产出水平的银行投入差额,本文采用投入差额与投入之比作为分析依据。总体上投入差额与投入之比的平均水平为 23.53%,即银行需要减少 23.53% 的投入;恒丰银行、民生银行、交通银行和招商银行的投入差额与投入之比的水平相对较低,分别为 0.61%、11.63%、13.62%、19.90%,因此其纯技术效率水平相对较高;广东发展银行、深圳发展银行、华夏银行、中信银行、光大银行、农业银行的投入差额与投入之比的水平相对较高,分别为 50.77%、45.46%、36.51%、36.35%、

35.29%、31.40%，说明它们存在严重的过度投入，因而导致了这些银行的纯技术效率相对较低。但工商银行、建设银行、中国银行的投入差额与投入的比例也很小，分别为0.22%、7.17%、8.68%，其纯技术效率也并非处于领先水平；而兴业银行、浦东发展银行尽管其投入差额占其投入的比重大，分别为32.00%、30.28%，即其过度投入情况也较严重，但其纯技术效率并不低。

3. 从三种投入差额与其投入的比较来看，广东发展银行的劳动投入差额与投入之比较高，比存款和固定资产的相应值分别高出16.72和15.11个百分点，说明劳动存在相对明显的过度投入。而浦东发展银行和中信银行的固定资产投入差额与投入之比明显高于劳动和存款投入，其中浦东发展银行分别高出17.00和24.07个百分点，中信银行分别高13.40和4.12个百分点，说明它们应该大力缩减固定资产投入；其他银行三种投入差额与投入的比值相差不大。从产出差额来看，仅深圳发展银行的产出略有不足，其产出总体上需提高0.63%。

4. 从银行具体情况分析，所有权形式对银行X效率有一定程度的影响，但并不显著，但异质环境对银行X效率的影响十分显著，其中主要是异质环境中的规模和银行结构的影响，国有银行遍布全国县级以上行政区域，机构十分庞大，规模 and 市场份额也相对占优。对于位于经济发展不发达的地区国有银行而言，其业务较少，因此经营成本相对较高，往往处于亏损经营状况，但为了保障当地对金融服务的零散需求，国有银行并不能撤销当地的分支机构。国有银行不少年份在产生巨额亏损的情形下，税额也是相当多，这是因为在经济发达地区，国有银行获利较多，所以税额较高，但在经济欠发达地区国有银行亏损额也较大，因此把全国各个独立核算的分支机构汇总成总的利润表时，就出现了巨额税负与低利润并存的情况，国有银行税负也显得相对较重，例如：农业银行1995年、2004年、2005年的所得税税率分别为55.00%、76.27%、86.75%。非国有银行分支机构往往集中于经营环境相对较好的大中型城市，因此经营业绩和管理效率显得较高。

总之，银行的配置效率相差不大且均处于较高的水平，而纯技术效率水平较低，因此X效率主要取决于纯技术效率。从投入差额来看，各银行均存在一定程度上的过度投入，总体上看投入差额与纯技术效率并无密切关联，但从非国有银行内部来看，投入过度程度低者纯技术效率高，反之则反是；国有银行之间相比，投入过度程度低者纯技术效率也相对较高，反之则反是；而且国有银行纯技术效率总体水平比非国有银行低；同时国有银行受除所有权以外的异质环境影响，经营成本相对上升，X效率和管理水平相对下降。

(七) X效率收敛性

1. α 收敛

为了考察银行X效率的变化趋势,本文采用离散系数和标准差来考察其 α 收敛。从图3可以发现,经Bootstrap法调整前后,总体上银行X效率存在显著的 α 收敛,尤其是1999年以后 α 收敛更为明显;同时发现,经Bootstrap法调整后,不管是否控制外部环境对银行X效率的影响,离散系数基本上都大于Bootstrap法调整前,这个结果与表2中银行X效率均值的离散系数相对比,两个相对大小正好相反,一个相对大小相符;其原因是经Bootstrap法调整后,在未控制外部环境、控制同质外部环境、控制异质外部环境条件下,年平均离散系数分别增大了61.67%、77.41%、50.43%,而表2采用的X效率年均值熨平了Bootstrap法调整后X效率的剧烈波动程度,导致两种条件下X效率离散系数相对大小不同。图4同样显示1996—1999年期间X效率标准差有一定的起伏,但2000年以后不管是否控制外部环境的影响,银行X效率标准差均呈现较明显的 α 收敛。

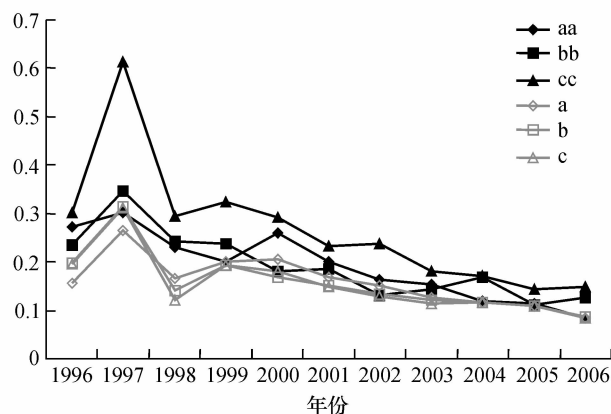


图3 离散系数

2. β 收敛

绝对收敛:令 E 为X效率, α_0 、 α_c 为待估参数,下标 i 为银行, t 和 T 为期初和期末, $T-t$ 为观察时间长度, ε 为误差项, $\alpha_c = -(1 - e^{-\lambda t})/t$, λ 为收敛速度。选取1996—1998年和2004—2006年的年平均值为期初值与期末值,观察长度为9。由于自由度较小,故本文并未考虑控制变量。则:

$$\frac{1}{T-t} \ln \left[\frac{E_{iT}}{E_{it}} \right] = \alpha_0 + \alpha_c \ln E_{it} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

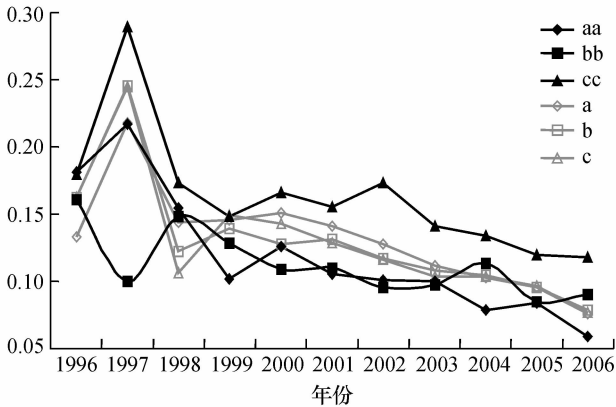


图 4 标准差

条件收敛:采用 Mille and Upadhyay(2002)的方法利用面板数据的固定效应模型来估计,这种估计不需要增加其他的控制变量,方法较简便。

$$d(\ln E_{it}) = \ln E_{it} - \ln E_{i,t-1} = \alpha_0 + \alpha_c \ln E_{i,t-1} + \varepsilon_t \tag{10}$$

其中 $\alpha_c = -(1 - e^{-\lambda t})$,由于本文研究期总共 11 年,以 3 年为一时间段,以使 X 效率变化更为明显,便于分析,因此将 1998—2006 年划分为 3 个平均时间段,1996—1997 年不予考虑。

表 5 报告了(9)式和(10)式的回归结果,从回归系数的显著性水平来看,不管是否控制外部环境,DEA 法及 Bootstrap-DEA 法估算的 X 效率均存在显著绝对收敛和条件收敛。采用 DEA 法并对外部环境控制后,X 效率的绝对收敛速度和条件收敛速度得到加强,收敛速度分别由 0.082 和 0.233 上升至 0.091 和 0.332,而采用 Bootstrap-DEA 法并对外部环境控制后,绝对收敛速度出现减缓,收敛速度由 0.305 下降至 0.125,但条件收敛速度出现加速,收敛速度由 0.095 上升至 0.252。

表 5 β 收敛检验

	绝对收敛					条件收敛				
	α_c	t	p	r	λ	α_c	t	p	r	λ
a	-0.058***	-3.866	0.002	0.499	0.082	-0.503***	-5.108	0.000	0.463	0.233
b	-0.061***	-3.874	0.002	0.500	0.088	-0.566***	-4.810	0.000	0.432	0.278
c	-0.062***	-3.529	0.004	0.450	0.091	-0.631***	-5.235	0.000	0.476	0.332
aa	-0.104***	-7.088	0.000	0.778	0.305	-0.247***	-3.771	0.001	0.313	0.095
bb	-0.101***	-4.487	0.001	0.577	0.266	-0.534***	-4.581	0.000	0.408	0.255
cc	-0.075***	-7.663	0.000	0.804	0.125	-0.531***	-6.068	0.000	0.552	0.252

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平,双尾检验。

银行管理的创新是一种服务创新,知识产权较难以得到保护,因此更容易得到扩散。银行自商业化改革以后,银行更注重管理水平提高,对竞争对手的有效率管理方式与经验加以模仿,从而提高了X效率和竞争力,这也说明银行的商业化改革取得了一定的成效。

五、结论与局限性

本文结合银行的非意愿产出,采用四阶段 Bootstrap-DEA 估算了 1996—2006 年银行的 X 效率,结果显示国有银行 X 效率处于中下水平,而非国有银行 X 效率则出现两极分化,部分非国有银行处于高水平,部分水平较低。本文的主要结论有:

1. 市场中的非竞争性外部环境对 X 无效率的影响因银行而异,国有银行和少数非国有银行受外部环境影响造成 X 无效率上升和 X 效率下降,但二者的原因不同,其中非国有银行低 X 效率是不适应外部环境所致,而国有银行的低 X 效率是由异质外部环境造成。少数非国有银行具有较高的管理水平,能灵活应对外部环境,并据此降低了其 X 无效率;外部环境对多数非国有银行来说是中性的,因而并不增加它们的 X 无效率。

2. 所有权形式与银行 X 效率之间并没有必然的联系,对非国有银行而言,X 效率的提高主要取决于由其管理水平决定的纯技术效率改善;对国有银行而言,它们本来就具有较高的管理水平,但异质外部环境极大地降低了其 X 效率水平。

3. 各银行均存在一定程度的过度投入,这就直接导致了 X 效率的下降,部分非国有银行尤为明显,而国有银行则相对不明显。

4. 上市后银行 X 效率的提高并不显著,银行能够上市是因为其具有较高的 X 效率。

5. 整体看来,不管市场中是否存在非竞争性外部环境,1999 年以来银行的 X 效率都逐步提高,并具有较强的收敛趋势。

为避免分析过于复杂,本文未考察产出不包括非意愿产出的情形,因此考察非意愿产出对银行 X 效率的影响主要是通过与现存文献相比较来实现,由于与现存文献的 X 效率估算方法不尽相同,采用的投入产出口径也有差异,这种对比难免存在瑕疵。此外,本文在用 DEA 法第一阶段估算投入差额时,并未采用 Bootstrap 法,没有消除 DEA 模型的随机误差对投入差额的影响,在一定程度

上会影响到控制外部环境时的投入差额大小。

参考文献

- [1] 迟国泰、孙秀峰、芦丹,2005,中国商业银行成本效率实证研究,《经济研究》,第6期,第104—114页。
- [2] 甘小丰,2007,中国商业银行效率的SBM分析,《金融研究》,第10期,第58—69页。
- [3] 黄宪、余丹、杨柳,2008,我国商业银行X效率研究,《数量经济技术经济研究》,第7期,第80—91页。
- [4] 柯孔林、冯宗宪,2008,中国银行业全要素生产率测度:基于Malmquist-Luenberger指数研究,《数量经济技术经济研究》,第4期,第110—120页。
- [5] 林毅夫、任若思,2007,东亚经济增长模式相关争论的再探讨,《经济研究》,第8期,第4—12页,第57页。
- [6] 邱兆祥、张磊,2007,经过风险调整的商业银行利润效率评价研究,《金融研究》,第3期,第98—111页。
- [7] 王聪、谭政勋,2005,我国商业银行效率结构研究,《经济研究》,第7期,第110—123页。
- [8] 王聪、邹朋飞,2006,基于资本结构和风险考虑的中国商业银行X-效率研究,《管理世界》,第11期,第7—12页。
- [9] 徐传谥、齐树天,2007,中国商业银行X效率实证研究,《经济研究》,第3期,第106—116页。
- [10] 张健华,2003a,我国商业银行效率研究的DEA方法及1997—2001年效率的实证分析,《金融研究》,第3期,第11—25页。
- [11] 张健华,2003b,我国商业银行的X效率分析,《金融研究》,第6期,第46—57页。
- [12] 朱南、卓贤、董屹,2004,关于我国国有商业银行效率的实证分析与改革策略,《管理世界》,第2期,第18—26页。
- [13] Aly, H. Y., R. Grabowski, C. Pasurka, and N. Rangan, 1990, Technical, scale, and allocative efficiencies in U. S. banking: An empirical investigation, *The Review of Economics and Statistics*, 72 (2): 211—218.
- [14] Atkinson, S. E., and P. W. Wilson, 1995, Comparing mean efficiency and productivity scores from small samples: A bootstrap methodology, *The Journal of Productivity Analysis*, 6: 137—152.
- [15] Avkiran, N. K., 1999, The evidence on efficiency gains: The role of mergers and the benefits to the public, *Journal of Banking and Finance*, 23: 991—1013.
- [16] Berger, A. N., and D. B. Humphrey, 1997, Efficiency of financial institutions: International survey and directions for research European, *Journal of Operational Research*, 98: 175—212.
- [17] Ferrier, G. D., and J. G. Hirschberg, 1997, Bootstrapping confidence intervals for linear programming efficiency scores: With an illustration using Italian banking data, *Journal of Productivity Analysis*, 8: 19—33.
- [18] Fried, H. O., S. S. Schmidt, and S. Yaisawarng, 1999, Incorporating the operating environment into a nonparametric measure of technical efficiency, *Journal of Productivity Analysis*, 12: 249—267.

- [19] Leibenstein, H., 1966, Allocative efficiency vs. 'X-Efficiency', *American Economic Review*, 56(3):392—415.
- [20] Miller, S., and M. Upadhyay, 2002, Total factor productivity and the convergence hypothesis, *Journal of Macroeconomics*, 24:267—286.
- [21] Sathye, M., 2001, X-Efficiency in Australian banking: An empirical investigation, *Journal of Banking and Finance*, 25:613—630.
- [22] Seiford, L. M., and J. Zhu, 2002, Modeling undesirable factors in efficiency evaluation, *European Journal of Operational Research*, 142:16—20.

Undesirable Output, External Environment and X-Efficiency in China's Commercial Banks

Shengwen Li

(*Economics and Management School, South China Agricultural University*)

Xinchun Li

(*Business School, Sun Yat-Sen University*)

Dasheng Li

(*Economics and Management School, South China Agricultural University*)

Abstract Existing literatures show that the non-state-owned commercial banks are more efficient than state-owned commercial banks, which proves the necessity of Joint-Stock reform. Employing four-stage model of DEA and bootstrap method, this paper investigates the *X*-efficiency of commercial banks in China from 1996 to 2006. State-owned banks have a lower level of *X*-efficiency due to the heterogeneity of the external environment, while there is a bipolar division in non-state-owned banks as a result of their management levels. The relation between *X*-efficiency and the form of ownership is not significant. The major factor impacting the *X*-efficiency of commercial banks is pure technical efficiency instead of allocative efficiency and public offering. Commercial banks have a steady increase overtime in *X*-efficiency, at the same time the overall *X*-efficiency shows a strong convergence trend.

Key Words Undesirable Output, *X*-efficiency, DEA Model

JEL Classification C67, D61, G21

开放式基金资金流、资产配置 特征及其收益影响

刘京军 吴英杰*

摘 要 本文分析了基金规模变化中的资金流动对基金资产配置以及基金收益的影响及影响途径,研究结果表明,基金的资金流入增加了基金的持股只数,也增加了基金的持股比例。而持股个数较多和持股比例较高的基金,其风险调整后的超额收益也较大。结果表明我国基金具有流动性动机交易特点,揭示了基金的资产配置决策在克服规模不经济过程中的积极作用,并验证了基金规模不经济的流动性假说。

关键词 基金规模,流动性动机交易,资产配置,基金业绩

一、引 言

在超常规发展机构投资者的引导下,我国的证券投资基金市场得到了飞速发展,发行总数从 2003 年年末的 110 只增长到 2008 年年末的 557 只,基金管理的资金总额从 2003 年的不足两千亿增长到 2009 年年末的 2.67 万亿,其中在 2007 年的牛市高峰曾经超过 3.27 万亿元,占当时股票流通总市值的 36%。另一方面,我国的基金总持有户数从 2003 年的不足 300 万户激增到 2008 年的 9800 多万户。^[1] 无可否认,证券投资基金已经成为我国股票市场中的重要机构投资者,基金投资已经成为个人投资者的重要投资方式。表 1 是 2003—2008

* 刘京军、吴英杰,中山大学岭南学院。通信作者及地址:刘京军,广州海珠区新港西路 135 号中山大学岭南学院,510275;E-mail:liujj@mail.sysu.edu.cn。本项目受到国家自然科学基金(70871124)、国家杰出青年基金(70825002)以及中山大学高校基本科研业务费专项资金(0909063)的资助。

[1] 以上数据来源于 Wind 金融数据库。

年积极型股票投资基金市场的净值规模、资金流动、持股特征和收益特征的年度描述。^{〔2〕}

表1 基金市场描述

年份	基金数	基金家族数	总净值 (亿元)	平均 净值 (亿元)	净资 金流 (%)	净资 金流* (%)	平均 持股 只数	净值 加权 收益 (%)	股票 市场 收益 (%)
2003	79	24	1 223	15.48	6.89	-17.32	43.34	20.06	7.39
2004	115	34	2 101	18.27	74.34	-7.62	48.29	-1.46	-7.18
2005	145	46	2 070	14.28	-3.95	-14.92	45.86	2.58	-1.69
2006	198	50	5 484	27.70	26.46	-26.17	50.28	109.49	147.94
2007	257	56	28 771	111.95	138.97	31.86	75.94	119.54	195.28
2008	306	59	12 498	40.84	-12.86	-15.37	63.02	-50.15	-57.45

注：统计范围是除指数型基金以外的股票型基金和混合型基金。净值加权收益的计算中剔除了报告期当期成立的基金。

* 本列数据表示剔除期间内新募集基金资金之外的净资金流。

从表1可看出,我国积极型股票投资基金的数量规模从2003年以来稳定快速增长,并且基金数增长快于基金家族数。在净值规模的变化上,基金行业在2004年和2006年、2007年分别经历了大规模“扩容潮”。但比较资金流动可发现我国基金业的规模扩容主要通过募集新基金实现,同时发现老基金总体上面临的是资金流出,并且老基金最大比例的资金流出是发生在牛市初期的2006年,这种异常赎回体现了基金持有人的处置效应。^{〔3〕}另外,处置效应还体现在2008年的基金规模大缩水之中,基金亏损超过50%,但是净资金流出仅为12.86%。从表1同时发现,基金平均持股只数在43只到76只之间,而且年度变化与基金净值和资金流动的年度变化基本一致。从基金净值加权收益与股票市场收益对比来看,基金收益变化基本与股票市场一致。

另外从表1还可以看出,基金规模是动态变化的,这种动态变化的影响之一一是基金的资金流入(flow)。较多的文献讨论基金业绩表现与资金流的关系,如Edelen(1995,2001),国内的陆蓉等(2007)的研究表明我国的基金投资者有反向选择,即面临赎回压力较大的是业绩良好的基金而不是业绩较差的基金。面对投资者的异常赎回,基金管理者将改变投资策略以应对流动性需求。这种资金流动对基金管理的资产配置方式以及资产配置方式对基金的业绩的影响

〔2〕 为描述方便,表1统计基于年度数据,本文其他图表和实证分析都是基于半年度数据。

〔3〕 即投资者倾向于尽快变现盈利而延缓变现损失的心理,由Shefrin *et al.* (1985)提出。

是值得研究的问题。

目前大部分的研究是考虑静态规模对基金收益的影响。例如基于规模经济理论,Fredman(1998)研究指出当基金规模增大,能够降低运营费用比例,有能力配备更多的研究人员,从而实现更佳的基金业绩。Indro *et al.* (1999)对1993年至1995年的683只美国非指数型基金进行研究则表明,基金存在最适规模,在适度范围内,基金能够取得最佳报酬。Lowenstein(1997)基于流动性理论的研究支持了这一观点,他认为在流动性有限的市场中,小盘基金更容易将资金投资于最优股票组合,而大盘基金在大规模建仓和平仓的时候将对股价造成较大的价格冲击,较高的交易成本让大盘基金的业绩受损。Chen *et al.* (2004)对1962年到1999年美国共同基金的实证研究发现,基金规模与风险调整收益的反向关系在小盘股基金中尤为显著,进一步支持了流动性假说。也有实证研究表明基金规模与基金业绩不存在相关关系(Dahlquist *et al.*, 2000; Gallagher, 2003)。国内的研究如林坚等(2002)实证发现基金规模对基金收益的影响为凹形,拐点在20亿元左右,而邓超等(2005)发现我国基金的净值规模与基金收益之间存在凸形关系,最优规模在30亿元到40亿元之间。由于基金净值规模随着证券市场价格水平的波动而变动较大,^[4]所以最优规模的结论在不同时期变化较大,适用性也较差。

本文主要在流动性假说的分析框架下,针对开放式基金资金流动对基金规模以及资产配置的影响,实证分析我国股票投资基金在资金流动驱动下如何进行资产配置,即如何调整持股只数和持股比例;然后分析基金资产配置方式对基金收益的影响。本文的实证结论表明:资金流动对资产配置造成流动性冲击,对基金业绩带来了负面影响。基金在规模扩大过程中受到的流动性限制增大,但基金在资金流入情况下的流动性交易中会显著提高股票组合的股票只数和持股比例。而股票组合投资范围的扩大能更有效地分散流动性冲击的影响,较高的持股比例也有助于提高基金的私有信息套利能力。因此,基金可以通过调整资产配置方式削弱流动性限制的影响。进一步的实证检验也表明基金可以通过积极的资产配置方式来克服基金规模过大导致的规模不经济现象。同时对比不同类型的基金发现以上流动性假说下的资产配置作用对大盘基金(large fund)和小盘股基金(small-cap fund)的收益影响更大,进一步验证了流动

[4] 参考表1。股票投资基金的平均净值规模在2005年年末是14.28亿元,而在2007年年末是111.95亿元。

性假说。

本文第二部分将提出本文流动性假说分析框架下的命题假设并对此进行实证研究设计,第三部分则是上述实证过程的结果分析,第四部分进行了稳健性检验,第五部分是本文的总结。

二、数据说明和理论假设

(一) 数据说明

本文从 Wind 数据库选择了积极配置的股票型基金和混合型基金,不包括指数型基金以及增强型指数股票基金。样本选取为 2003 年至 2008 年的各基金的半年度数据,主要有基金的财务报表、资产组合数据以及相关股票数据。由于实证分析中涉及持股变化的计算,为了避免新基金成立初期的持股不稳定影响,我们剔除了成立一年以内的基金数据,同时在剔除了部分数据缺失的样本之后,得到 1377 个回归样本,包括 2008 年以前成立的 138 只股票型基金和 102 只混合型基金。基金的日收益率数据、资产组合中关于股票的解禁调整以及流通股股数变动数据则来自于锐思数据库。

(二) 相关变量

开放式证券投资基金由于其可赎回和申购的特点,资金流动对其调整资产组合和资产配置都会产生重要影响。资金流动导致基金规模发生变化,并且直接影响基金经理对资产组合的调整,从而影响基金收益。

基金规模指标采用基金总净值的对数值,记作 TNA。资金流动计算基于同类文献的一般假设 (Pollet & Wilson, 2008; 陆蓉等, 2007), 即假设所有资金流动在期初发生, 如公式 (1) 所示,

$$\text{Flow}_{i,t} = \log(\text{TNA}_{i,t}) - \log(\text{TNA}_{i,t-1}(1 + R_{i,t})) \quad (1)$$

其中的 $R_{i,t}$ 选用基金的复权单位净值增长率,该指标是已扣除交易费用和管理费用的基金实际盈亏。资金流入 Flow 的含义是,如果 Flow 等于 1%, 那么表示该基金流入相当于期初基金净值 1% 的新资金。

资产配置的特征变量同时采用两个指标,即持股只数的对数值(记作 $\log(S)$)和股票组合中各股票市值占该股票总市值比例的对数加权平均值

(记作 Own), 下文简称为持股比例^[5], 如公式(2)所示。

$$\text{Own}_{i,t} = \sum_{j=1}^J \omega_{i,j,t} \log c_{i,j,t} \quad (2)$$

其中 $\omega_{i,j,t}$ 是指基金 i 在时期 t 所持股票 j 的市值占基金净值的比例, $c_{i,j,t}$ 是指基金 i 所持股票 j 的市值占该股票总流通市值的比例 (Pollet & Wilson, 2008)。资产组合的调整量分别是 $\Delta \log(S_t) = \log(S_t) - \log(S_{t-1})$ 和 $\Delta \text{Own}_{i,t} = \text{Own}_{i,t} - \text{Own}_{i,t-1}$, 分别代表了基金持股只数和持股比例的对数增长率, 以此作为基金对资产组合配置的调整决策变量。由于 2005 年“股改”启动, 2006 年下半年以来“大小非”解禁规模日益增大, 股票流通股规模的扩大造成了基金持股比例的被动下降, 这种变化并不是基金管理人对于资产组合的策略性调整导致的。因此, 持股比例需要根据可流通股的解禁比例进行修正^[6], 采用公式(3)进行修正:

$$\Delta \text{Own}_{i,t} = \sum_{j=1}^{J_{i,t}} \omega_{i,j,t} \log[c_{i,j,t} \times (1 + d_{j,t})] - \sum_{j=1}^{J_{i,t-1}} \omega_{i,j,t-1} \log c_{i,j,t-1} \quad (3)$$

其中 $d_{j,t}$ 是指股票 j 在时期 t 的解禁股数占原流通股数的比例。与资产配置相关的指标还有基金投资风格。本文采用基金所持股票组合中股票的加权平均流通市值来衡量基金在股票市值选择上的投资风格, 计算如表达式(4)所示:

$$\text{CapStyle}_{i,t} = \sum_{j=1}^J \omega_{i,j,t} \text{stockcap}_{j,t} \quad (4)$$

其中 $\text{stockcap}_{j,t}$ 是指股票 j 在 t 期的总流通市值, $\omega_{i,j,t}$ 是指基金 i 在时期 t 所持股票 j 的市值占基金净值的比例。可见, 如果股票 j 的流通市值越大, 持有比例越多, 表明该基金持有的主要是流通市值大的股票, 因此称之为大盘股基金 (large-cap fund), 与此对应的分别有中盘股基金 (medium-cap fund) 和小盘股基金 (small-cap fund)。投资风格并不直接引入模型, 而是构造代表大小盘股基金的虚拟变量, 衡量不同投资风格的基金在资产配置上的差异。

持股只数 $\log(S)$ 与持股比例 $\text{Own}_{i,t}$ 有显著的经济意义。持股只数越多, 表明基金持股越分散; 而持股比例越高, 表明基金持股较集中。当然, 分散持股和集中持股与基金的规模有关。根据样本数据, 图 1 和图 2 绘制了持股比例以及持股只数与基金规模占市场总净值比例的关系。从图 1^[7] 可看出, 持股比例随

[5] 有别于股票组合总市值占总基金净值比例的“持股比例”。

[6] 除了非流通股等原因解禁以外, 增发普通股、债转股、优先股转普通股、职工股上市、股东增持、增持股份的上市等原因都会对流通股数产生影响。持股比例变动指标同时对分红或分拆以外原因导致的流通股数变动进行修正, 但为了表述方便, 文中统一表述为“解禁”。

[7] 分别对各年度的基金样本按基金净值分组, 分组计算平均持股只数和平均持股比例。

着基金规模的扩大而渐慢地非线性提高,结合图2可看到,基金规模较大,通常投资比较分散,同时表现出持股比例的进一步缓慢提高,这可能是因为较小的投资范围和较高的持股比例将降低对应股票的流动性,从而加大流动性冲击的可能损失。因此,对于基金而言,是分散持股还是集中持股能够带来收益以及基金资金流动如何影响基金的资产配置是很有意义的问题。本文检验的主要问题有:第一,资金流动对资产配置的影响以及对不同类型的基金的影响;第二,基金的资产配置特征如何对基金的收益产生影响。

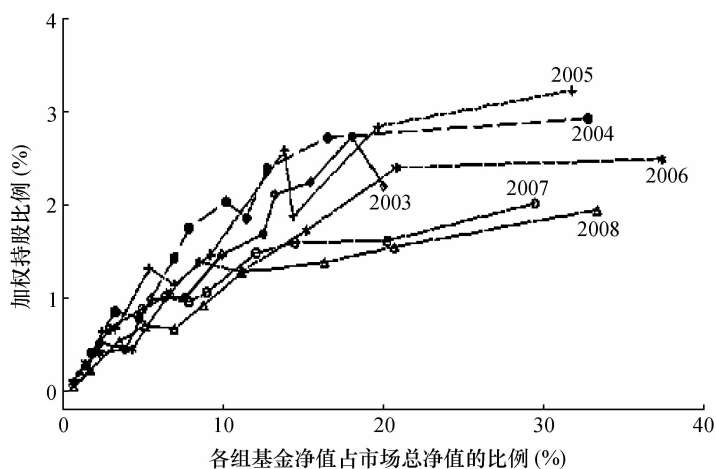


图1 基金净值与持股比例

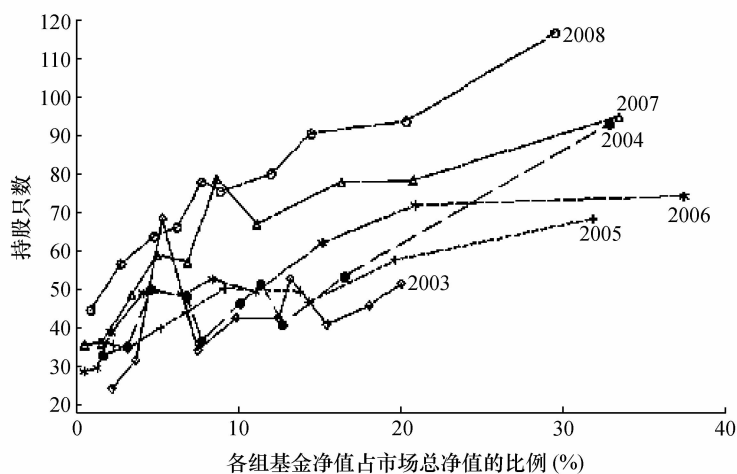


图2 基金净值与持股只数

(三) 理论假设

Edelen(1999)指出影响基金经理对既定投资组合进行调整交易的动机主要有信息动机(information-motivated trading)和流动性动机(liquidity-motivated trading)。^[8]我国证券投资基金的一般投资决策程序是投资决策委员会下达资产配置比例的指导意见,基金经理在此基础上进行投资。因此,包括现金资产在内的各资产类投资比例在一段时间里相对固定,当较大规模的新资金流入时,股票投资基金在流动性动机交易中将不可避免地增加股票投资。^[9]

进一步地,Pollet & Wilson(2008)对美国共同基金的分析表明,基金经理在进行股票组合调整的时候,更倾向于提高股票组合的持股比例,而增加股票投资只数的倾向较低。从基金选股的决策程序来看,研究部经过宏观研究和行业研究定期给基金经理提供基本股票库和相应个股评级,基金经理再从机构核心股票池中择时投资,并且基金经理的交易指令必须通过组合控制员审核后才最终下达到交易员执行。一方面,由于基金经理的关注能力限制和核心股票池的股票数相对固定,所以在临时的新增资金流动性需求下相应扩大投资范围的可能受限;另一方面,由于基金经理对基于信息动机挑选出的股票组合相对自信,所以在资金流出需求下也不会较大程度地缩小投资范围。因此,提出本文的第一个待检验假设。

H1 对于净资金流入 Flow 较大的基金,当期的股票只数变化($\Delta \log(S_t)$)和持股比例变化(ΔOwn)都较大,并且持股比例变化(ΔOwn)更敏感。

同时自然的问题是基金资产配置策略对其收益率有何影响?本文采用四因素模型(Carhart,1997)对基金收益进行调整。在Fama & French(1992)提出三因素资产定价模型以及Carhart(1997)发展出四因素模型之后,大量的文献研究采用四因素模型评估基金的业绩和表现(Daniel *et al.*,1997;Wermers,2000),主要基于四因素模型能够解释绝大部分的基金超额收益(Carhart,1997),所以本文的基金收益变量选择Fama-French-Carhart四因素调整收益 $\alpha_{i,t}$ 作为度量基金收益率的指标,计算主要通过回归方程(5)实现。

$$(R_{i,t} - R_t^f) = \alpha_{i,t} + \beta_{1,i,t} \cdot (R_t^m - R_t^f) + \beta_{2,i,t} \cdot \text{SML}_t$$

[8] 另外还有税收动机(tax-motivated)和窗饰效应(window dressing)。

[9] 我国股票型基金契约规定,百分之六十以上的基金资产必须投资于股票;《证券投资基金运作管理办法》三十一条第二款规定,同一基金管理人管理的全部基金持有一家公司发行的证券,不得超过该证券的百分之十。

$$+ \beta_{3,i,t} \cdot \text{HML}_t + \beta_{4,i,t} \cdot \text{UMD}_t + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

该模型实际上是对基金收益中的四种系统性风险溢价进行剔除,从而考察基金持续获得非系统性溢价的能力。这很大程度上体现了基金经理的选股能力,或者说是准确及时把握上市公司特质信息的能力,^[10]包括择时买入和择时卖出特定股票的能力。模型(5)的风险调整收益 $\alpha_{i,t}$ 采用半年期间的日收益数据估计,表示基金半年内的日平均收益。与此对应,模型(5)中的市场收益 R_t^m 选用沪深300指数日收益率,规模因子SML选用申银万国小盘指数和大盘指数的日收益率之差,价值因子HML选用申银万国低市净率指数和高市净率指数的日收益率之差。而动量因子UMD则依据沪深全部A股的日收益数据算得,具体算法是每季度末计算所有股票的前12个月到前1个月的收益,按此排序得到下一季度的高动量股票组(最高的30%)和低动量股票组(最低的30%),然后下一季度分别计算两组的市值加权日收益率,两者之差作为UMD因子。

关于基金的资产配置,如果持股较多,说明基金拥有较大的机构核心股票池,体现了基金所属基金公司拥有较强的研究团队,基金经理对行业和个股的掌握能够更加细致全面,从而体现出较强的选股能力。另一方面,流动性动机往往会使得基金经理无法在预想的最佳时机调整持股,如果基金持股较分散,那么在遇到临时调整需要时,基金可从更大的股票范围里选择执行次优交易,也可以把流动性动机交易分配到更多的股票上,从而较大程度地降低流动性动机交易可能带来的股票价格冲击和基金收益损失。Pollet & Wilson (2008)的研究证实了持股只数与基金调整后收益的正向关系,并论证了结论与上述流动性限制有关。

Kelly (2005)在信息环境分析框架下发现上市公司的股权越集中,私有信息保留度越高,知情者的私有信息套利行为越多,并且认为机构持有能抑制私有信息套利。但冯用富等(2009)实证发现在我国机构持有比例与私有信息套利的关系并不显著,原因归结为我国机构投资者的短期投资行为特点。我国股票投资基金每半年的股票组合更新率在50%以上,基金的短期投资行为反映了基金本身也倾向于利用私有信息套利。持股比例较高的基金拥有较强的信息获取能力,因此能从中获得更高的非系统性溢价。因此本文提出第二个假设。

[10] 如果能在某上市公司的利好信息被广泛认知之前准确识别,基金经理便可以在股价上涨之前买入该上市公司的股票并从中获益。本文没有调整行业系统风险,所以这里还包含行业特质信息的分析能力。

H2a 持股只数 S 较多的基金, 风险调整收益 α 较大。

H2b 持股比例 Own 较大的基金, 风险调整收益 α 较大。

Chen *et al.* (2004) 以及 Joshua & Mungo (2008) 的实证研究都发现, 基金收益与基金净值规模存在负相关关系, 并且在小盘股基金中尤其显著, 由此支持规模化的流动性限制。所以在命题假设 H2a 和 H2b 的作用下, 基金可以通过调整资产配置方式克服规模扩大过程中流动性限制带来的负面影响, 从而流动性假说的结论需要控制了持股特征后才能得到体现。

流动性冲击是流动性假说的另一方面, Edelen (1999) 研究证实命题假设 H1 中的流动性动机交易将显著降低基金收益, Pollet & Wilson (2008) 从股票市场角度也实证发现基金的流动性动机交易使得股票价格偏离真实价值, 并将在之后一段时间内回调, 他们据此构造的套利组合在四因素模型调整下得到了显著的流动性溢价。由此可预见, 基金规模变化中的资金流动将给基金带来流动性冲击损失。但资金流入的流动性冲击损失有可能在命题假设 H2a 和 H2b 作用下有所抵消, 从而体现出资金流与基金收益的正相关关系。因此, 需要控制资金流入或持股调整行为的影响后才会体现出流动性冲击损失。据此, 提出本文的第三个假设。

H3a 在控制基金资产配置组合特征的影响后, 基金净值规模 TNA 越大, 基金的风险调整收益 α 越小。

H3b 在控制基金资产配置组合特征的影响后, 基金规模变化中的资金流动越大, 即 $Flow^2$ 越大, 基金的风险调整收益 α 越小。

(四) 回归模型设计和控制变量

本文建立实证模型对以上命题假设进行实证检验, 模型的改进主要有三点: 一是对持股比例变化进行了非流通股解禁影响的调整; 二是在收益分析方程中引入期初持股比例来反映私有信息套利能力的影响, 引入净资金流入的二次项来直接验证命题假设 H3b; 三是依据我国股票市场的特殊情况引入基金羊群行为对基金收益影响的控制变量。本文实证模型如(6)——(8)所示。

$$\begin{aligned} \Delta \log(S_{i,t}) = & a_1 + \delta_{1,t} + b_{11} Flow_{i,t} + b_{12} \log(S_{i,t-1}) + b_{13} Own_{i,t-1} \\ & + b_{14} dummy_size_{i,t-1} + b_{15} dummy_cap_{i,t-1} \times Flow_{i,t} \\ & + b_{16} X_{i,t} + \varepsilon_{1,i,t} \end{aligned} \quad (6)$$

$$\Delta Own_{i,t} = a_2 + \delta_{2,t} + b_{21} Flow_{i,t} + b_{22} \log(S_{i,t-1}) + b_{23} Own_{i,t-1}$$

$$+ b_{24} \text{dummy_size}_{i,t-1} + b_{25} \text{dummy_cap}_{i,t-1} \times \text{Flow}_{i,t} \\ + b_{26} X_{i,t} + \varepsilon_{2,i,t} \quad (7)$$

$$\alpha_{i,t} = a_3 + \delta_{3,t} + b_{31} \text{TNA}_{i,t-1} + b_{32} \text{Flow}_{i,t} + b_{33} \text{Flow}_{i,t}^2 + b_{34} \log(S_{i,t-1}) \\ + b_{35} \text{Own}_{i,t-1} + b_{36} \text{dummy_size}_{i,t-1} + b_{37} \text{dummy_cap}_{i,t-1} \times X_{i,t} \\ + b_{38} Y_{i,t} + \varepsilon_{3,i,t} \quad (8)$$

模型(6)和模型(7)是命题 H1 的实证检验,即基金经理如何根据资金流动调整基金持股只数和持股比例。除了资金流入以外,模型中还引入了两组控制变量,分别是期初状态变量 $\log(S_{i,t-1})$ 和 $\text{Own}_{i,t-1}$,控制期初持股特征对交易行为的影响以及刻画基金规模(size)与持股特征(大盘股基金)的虚拟变量。 dummy_size 表示基金规模的虚拟变量,每时期按基金净值中位数划分大、小盘基金,如果大于中位数取值为 1,否则为 0; dummy_cap 表示其持股特征(cap-style)的虚拟变量,也是与同期样本中持股特征的中位数比较,大盘股基金取 0,否则取 1。同时考虑虚拟变量及其净资金流动 $\text{Flow}_{i,t}$ 的交互项,分别刻画基金规模与不同投资风格对流动性动机交易体现出来的差异性,以此验证资金流动性对基金资产配置的影响。

模型(8)是对命题假设 H2 和 H3 的实证检验模型,即探讨基金资产配置特征对基金收益的影响以及基金规模和资金流动对基金收益的影响。本文引入期初持股特征、期初规模及期间资金流动来验证以上命题假设,并且通过基金规模、投资风格和持股比例的虚拟变量及其与持股特征的交互项,进而进一步分析资产配置特征在面临不同程度流动性限制的基金类型中的影响差异性,以此验证流动性限制在以上命题中的作用。模型(8)还引入了一些控制变量讨论资产组合调整对收益的影响,主要控制变量是控制基金的羊群行为。本文采用 Grinblatt *et al.* (1995) 提出的 FHM(Fund Herd Measure) 指标来衡量基金交易中的羊群倾向。根据 Grinblatt *et al.* (1995) 定义公式(9)——(12)如下:

$$p(j,t) = \frac{\text{Buy}(j,t)}{\text{Buy}(j,t) + \text{Sell}(j,t)} \quad (9)$$

$$\text{UHM}(j,t) = [| p(j,t) - p(t) |] - E[| p(j,t) - p(t) |] \quad (10)$$

$$\text{SHM}(i,j,t) = I(i,j,t) \times \text{UHM}(j,t) - E[I(i,j,t) \times \text{UHM}(j,t)] \quad (11)$$

$$\text{FHM}(i,t) = \sum_j \{ [w(j,t) - w(j,t-1)] \times \text{SHM}(i,j,t) \} \quad (12)$$

其中 $\text{Buy}(j,t)$ 、 $\text{Sell}(j,t)$ 表示当期买卖股票 j 的基金只数, $p(j,t)$ 是当期基金对股票 j 买卖的交易中买入交易的概率估计值,本文只对当期有五只以上基金参

与交易的股票进行统计; UHM(Unsigned Herding Measure)是股票 j 上的相对羊群集聚度; $I(i, j, t)$ 表示基金 i 在股票 j 上的顺羊群行为或逆羊群行为, SHM(Signed Herding Measure)代表了基金 i 在股票 j 上的羊群行为超出或低于同行期望水平的程度, $w(j, t)$ 表示当期基金持有股票 j 的资产组合比例, FHM 则是基金 i 这种相对羊群行为在当期股票组合调整中的综合体现, 基于二项分布的期望算法请参考原文献 Dass *et al.* (2007)。本文还采用了基金绩效研究文献中的部分控制变量, 全部变量的定义如表 2 所示。

表 2 变量定义

变量	符号	定义及计算
风险调整收益	α	对相关的系统性风险调整后的超额收益, 见模型(5)
基金规模	TNA	基金总净值
净资金流动	Flow	经收益调整后的基金净值对数增长率, 见公式(1)
持股分散度	$\log(S)$	基金持股只数的对数值
持股分散度变化	$\Delta \log(S)$	基金持股指数的对数增长率
持股比例	Own	基金持股比例, 见公式(2)
持股比例变化	ΔOwn	经解禁调整的基金持股比例的对数增长率, 见公式(3)
基金公司规模	Family	该基金之外基金公司旗下的各基金总净值的对数值
羊群倾向	FHM	基金在资产组合调整中的羊群倾向, 见公式(12)
交易活跃度	Freq	基金的总交易佣金与期内平均总净值的比例
管理费用	Fee	基金发生的管理费用与期内平均总净值的比例
基金年龄	Age	基金成立日到报告日之间的天数除以 365, 取对数
规模虚拟变量	dummy_size	每时期按基金净值规模的中位数划分大、小盘基金
风格虚拟变量	dummy_cap	每时期按基金的投资风格 CapStyle 中位数划分为大盘股、小盘股基金, 基金规模投资风格指标见公式(8)

三、实证结果分析

(一) 流动性动机交易分析

进一步地, 表 3 给出了实证模型(6)和(7)的估计结果, 即验证资金流动对持股调整影响的回归结果, 并给出随机效应模型的 Hausman 检验 P 值, 当 P 值大于 0.05, 表示随机效应模型的系数估计不存在显著的系统性偏差, 并且随机效应模型的系数估计更有效。^[11]

[11] 对于本文实证结果, 随机效应模型的系数估计显著性与固定效应模型的结果相差甚微, 为节省篇幅, 文中只报告固定效应模型的估计结果。

表 3 净资金流动与持股调整的关系估计结果

被解释变量 模型序号	$\Delta \log(S_{i,t})$				$\Delta \text{Own}_{i,t}$			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$\text{Flow}_{i,t}$	0.2336*** (0.0145)	0.2106*** (0.0157)	0.2057*** (0.0201)	0.1803*** (0.0219)	0.7240*** (0.0176)	0.7226*** (0.0196)	0.7141*** (0.0246)	0.7491*** (0.0268)
$\log(S_{i,t-1})$	-0.3113*** (0.0213)	-0.2761*** (0.0185)	-0.2739*** (0.0180)	-0.2724*** (0.0186)	0.0687*** (0.0259)	0.1846*** (0.0231)	0.2254*** (0.0220)	0.2065*** (0.0227)
$\text{Own}_{i,t-1}$	0.01628*** (0.0177)	0.0612*** (0.0105)	0.0643*** (0.0085)	0.0632*** (0.0106)	-0.28252*** (0.0215)	-0.1240*** (0.0103)	-0.0842*** (0.0104)	-0.1051*** (0.0130)
$\text{TNA}_{i,t-1}$	0.0574*** (0.0185)				0.2331*** (0.0226)			
$\text{LargeSize}_{i,t-1}$		0.0133 (0.0208)		0.0063 (0.0214)		0.1174*** (0.0259)		0.0654** (0.0261)
$\text{LargeSize}_{i,t-1} \times \text{Flow}_{i,t}$		0.0852** (0.0337)		0.0974*** (0.0341)		-0.1255*** (0.0420)		-0.1298*** (0.0416)
$\text{SmallCap}_{i,t-1}$			-0.0227 (0.0151)	-0.0232 (0.0156)			-0.1692*** (0.0185)	-0.1554*** (0.0191)
$\text{SmallCap}_{i,t-1} \times \text{Flow}_{i,t}$			0.0401 (0.0260)	0.0528** (0.0263)			-0.0237 (0.0318)	-0.0403 (0.0321)
R^2	0.3843	0.3829	0.3858	0.3858	0.5899	0.5994	0.6135	0.6185
Hausman (P 值)	<0.0001	0.0032	0.5149	<0.0001	0.0847	0.1720	0.1261	0.3850

模型(1)和(5)的估计结果表明,基金的资金流动对基金资产配置方式均有影响。比较模型(1)—(4)以及模型(5)—(8)中 $\text{Flow}_{i,t}$ 的估计系数,表明假设 H1 成立,即资金流入对基金持股比例(系数大约为 0.69—0.75)的影响要大于持股只数的变化影响(系数为 0.1744—0.2271)。具体来看,对于期初持股 50 只、持股比例为 2% 的基金,当净流入 10% 的资金时,将增加持股 1.13 只 ($0.2251 \times 50 \times 10\%$),提高持股比例 0.14% ($0.7102 \times 2\% \times 10\%$)。这是因为基金经理对原来的选股足够自信,并受研究能力和基金选股决策程序的限制,所以在流动性动机交易中主要调整股票组合的持股比例。

从期初持股特征 $\log(S_{i,t-1})$ 和 $\text{Own}_{i,t-1}$ 的约束来看(符号是负号),持股调整中存在收敛机制。这意味着期初持股只数较多的基金增加持股只数的倾向较低,进而提高持股比例;而期初持股比例较高的基金提高持股比例的倾向较低,增加持股只数的倾向较高,某种程度上反映了流动性限制的作用。

为进一步考察流动性限制对不同规模和投资风格基金的影响,模型(2)—(4)和模型(6)—(8)引入了基金规模 $\text{LargeSize}_{i,t-1}$ 和投资风格 $\text{SmallCap}_{i,t-1}$ 的虚拟变量,以及它们与资金流 Flow 的交互项。交互项 $\text{LargeSize}_{i,t-1} \times \text{Flow}_{i,t}$ 和 $\text{SmallCap}_{i,t-1} \times \text{Flow}_{i,t}$ 的系数分别表示大盘股基金(large fund)与对照组、小盘股

基金与对照组在调整持股时对资金流动的敏感性差异。从模型(2)和(4)的交互项系数可见,大盘股基金比小盘股基金更大程度地调整持股只数,而持股比例的调整程度较低。模型(3)和(5)的交互项系数表明小盘股基金与大盘股基金对比也是同样的情况,只是显著性较低。但这并不表明流动性限制对小盘股基金没有显著影响,因为模型(5)的 $\text{SmallCap}_{i,t-1}$ 系数在 1% 的显著水平下为负,说明小盘股基金提高持股比例的倾向显著低于大盘股基金。进一步地,在模型(4)和(8)中同时引入以上两组虚拟变量,即以偏好大盘股的小盘基金(small large-cap fund)为对照组。从模型(4)的估计结果可见,如果期初持股 50 只,大盘股基金在资金流入 10% 时将增加 $1.39((18.03 + 9.74) \times 0.05)$ 只股票,调整程度比对照组高出 54% ($9.74/18.03$),小盘股基金在同样的情况下则将增加 $1.17((5.28 + 18.03) \times 0.05)$ 只,高出对照组 29% ($5.28/18.03$)。由于大盘股基金和小盘股基金所面临的流动性限制较强,结果表明流动性限制将增加基金在流动性动机交易中扩大投资范围的倾向。而基金规模的作用比基金投资风格的作用要强,一定程度上说明了扩大投资范围还需要以基金研究能力作支持。大盘股基金在面临较大流动性限制的同时具有较强的研究能力,如较大的备选股票池,因此在扩大投资范围时能更灵活。而从模型(8)的估计结果也可以得到类似结论。^[12] 可见,较强的流动性限制将降低基金调整持股比例的程度,因为对持股比例较高的股票进行调整时对股票价格的冲击较大,调整成本较大。由于大盘股基金能更灵活地调整投资范围,所以持股比例的调整程度也能够比小盘股基金更低,有可能降低遭受流动性冲击的损失。

(二) 业绩影响分析

对于表 3 中体现的资产配置行为特征是否有利于基金业绩,以经过四因素模型调整的风险调整收益作为基金业绩指标的代理变量,表 4 列出了回归分析结果。

[12] 对于原持股比例 2%、资金流入 10% 的情况,大盘股基金将提高持股比例 0.124% [$(0.7491 - 0.1298) \times 2\% \times 10\%$], 低于对照组 17% ($0.1298/0.7491$), 而小盘股基金将提高持股比例 0.142% [$(0.7491 - 0.0403) \times 2\% \times 10\%$], 低于对照组 5%。

表4 基金业绩影响因素的面板回归结果

模型序号	$\alpha_{i,t}$ (万分之一)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\log(S_{i,t-1})$	—	1.4436 *** (0.3393)	—	1.7085 *** (0.3573)
$\text{Own}_{i,t-1}$	—	—	0.2647 (0.2837)	0.7335 *** (0.2962)
$\text{Flow}_{i,t}^2$	-0.3945 ** (0.1669)	—	—	-0.3823 *** (0.1656)
$\text{Flow}_{i,t}$	0.7753 ** (0.3197)	0.1580 (0.2437)	0.1941 (0.2469)	0.5640 ** (0.3247)
$\text{TNA}_{i,t-1}$	-0.09782 (0.1496)	-0.4172 *** (0.1686)	-0.31001 (0.2911)	-1.1450 *** (0.3335)
$\text{Family}_{i,t}$	0.3359 *** (0.0913)	0.3168 *** (0.0962)	0.3796 (0.096)	0.3141 *** (0.0961)
$\text{FHM}_{i,t}$	-0.6850 *** (0.2327)	-72.87 *** (23.174)	-65.859 *** (23.6352)	-63.74 *** (23.34)
$\text{Freq}_{i,t}$	-1.9712 *** (0.6794)	-2.4101 *** (0.7577)	-2.2797 (0.7675)	-2.6827 *** (0.7626)
$\text{Fee}_{i,t}$	-0.8053 (0.5199)	-0.6664 *** (0.5183)	-0.7726 *** (0.526)	-0.8804 ** (0.5204)
$\text{Age}_{i,t}$	-0.1963 (0.2200)	-0.0484 (0.2266)	-0.2151 (0.226)	-0.10816 (0.226)
R^2	0.2538	0.2541	0.2506	0.2706
Hausman (P 值)	<0.0001	0.3897	0.8802	0.8802

表4中模型(1)回答了假设H3b,在控制家族规模、羊群倾向、交易频率、管理费率和基金年龄等影响因素后,考察了资金流动冲击($\text{Flow}_{i,t}^2$)对收益的影响。结果表明,资金流动对资产收益的影响是负的。通过引入期间净资金流 $\text{Flow}_{i,t}$ 及其二次项 $\text{Flow}_{i,t}^2$ 来刻画基金规模变化中的净资金流(流动性冲击)如何影响基金收益。资金流的二次项 $\text{Flow}_{i,t}^2$ 系数显著为负,即基金规模变化中的净资金流动的确会对基金收益造成损害,验证了命题假设H3b,表明资金流动将对基金提出流动性需求,基金将需要花费额外的流动性成本^[13]来满足流动性需求,造成收益损失。该结论跟Edelen(1999)和Pollet & Wilson(2007)的研究结果一致。另外,净资金流动的一次项系数显著为正,这一方面反映了基金持

[13] 这里的流动性成本是为迅速满足赎回需要而以较低的价格出售资产或为迅速满足申购需要而以较高的价格买入资产,这主要在发生较大规模资金流动的时候产生。

股特征的作用,因为基金面临净资金流动时将通过流动性动机交易调整持股特征,而持股特征调整又对基金收益产生了显著影响^[14];另一方面也可能反映了基金市场中的资金流动较为理性,即能够较有效地流向预期收益较好的基金。这个结果同时意味着基金经理需要做好资产配置方面的工作或者选取适当的交易策略来克服资金流动所导致的收益下降。

模型(2)同样在控制家族规模、羊群倾向、交易频率、管理费率和基金年龄等影响因素后,发现 $\log(S_{i,t-1})$ 的系数在 1% 的显著性水平下显著为正,验证了命题假设 H2a,即持股只数(投资分散化)的确对基金的风险调整后收益有积极影响。模型(3)考察持股比例对资产收益的影响,观察 $\text{Own}_{i,t-1}$ 的系数可发现,在控制了相关因素后,持股比例对收益的影响为正,但是并不显著。

模型(4)综合考察资产配置对收益的影响。发现持股只数和持股比例的系数都显著为正。结果表明,对股票组合的配置策略有效抵消了资金流动以及资产规模限制的负面影响。如果不进行资产配置调整,即持股特征相同,基金净值规模扩大 10%,风险调整收益降低 0.27% ($1.1450/10\,000 \times 240 \times 10\%$),此结果验证了命题假设 H3a。基金规模(TNA)对收益的影响,从模型(1)——(4)可以看出,表明基金规模扩大并不一定带来基金收益的提高,模型(4)进一步控制持股特征的收益影响之后,可发现基金规模的扩大显著引起了基金调整后收益的下降。

另外,从模型(1)——(5)的控制变量估计结果来看,家族规模系数显著为正,这一结果与 Chen *et al.* (2004) 和 Pollet & Wilson (2008) 对美国共同基金的研究发现一致,基金的规模经济效应主要体现在基金家族层面。基金的羊群倾向 FHM 和交易频率 Freq 的系数都在 1% 的显著性水平下显著为负,表明基于私有信息交易的基金总体上能获得相对较高的风险调整后收益,因为羊群倾向和交易频率较低都是这类基金的投资行为特征。基金管理费率的估计系数为负,但显著性较低,表明要求较高管理费率的基金并未能够获得较高的风险调整后收益,至少没能够弥补所高出的管理费率。而基金年龄对调整后收益的影响并不显著,这有可能与我国基金替换基金经理的频率较高有关,基金年龄因此未能反映基金经理的投资管理经验及能力。

[14] 如果在模型中用两个持股特征变化量来替代净资金流一次项,可证实持股特征的这种正向影响。实际上做了这样的替代后并没有影响表 4 中其他变量的显著性。为了结果的简洁性,本文没有汇报这一估计结果,如有需要可向笔者索要。

四、流动性影响的稳健性检验

从以上的实证分析可见,基金在规模扩大的过程中往往通过基金资产配置手段,例如增加持股只数、提高持股分散度来降低流动性冲击带来的收益损失,同时也通过提高持股比例来获得更强的私有信息套利能力。在流动性假说框架下,持股分散度的正向收益影响应该在面临较大流动性限制的小盘股基金和大盘股基金中尤为显著,持股比例在提高的过程中也将面临越来越大的流动性限制,因而持股比例的正向收益影响也应该逐渐被抵消。为进一步检验本文这种流动性分析逻辑的合理性,引入虚拟变量及对应交互项来对上述持股特征影响的差异性进行实证分析。另外,参考 Pollet & Wilson(2008)的变量选取,持股只数的倒数 $1/S$ 能更有效反映持股分散度对基金收益的非线性影响,因此该部分实证分析中采用 $1/S$ 替代持股只数对数值作为持股分散度指标^[15],回归结果如表 5 所示。

从表 5 可见,采用持股只数的倒数作为基金持股分散度的衡量指标后, $1/S$ 的系数都在 1% 的水平下显著为负,由于持股只数 S 越多则 $1/S$ 越小,即 $1/S$ 越小意味着股票组合越分散,所以负的系数代表持股分散对基金的调整后收益有积极影响,这与表 4 所反映的结论一致。表 5 模型(2)中交互项 $\text{Cap}2_{i,t-1} \times (1/S_{i,t-1})$ 和 $\text{Cap}3_{i,t-1} \times (1/S_{i,t-1})$ 的系数递增且都显著为正,即中盘股基金和大盘股基金的 $1/S$ 系数比小盘股基金的系数要大,反映了持股分散对中盘股基金和大盘股基金的调整后收益影响较小,持股分散的收益提高作用对面临较大流动性限制的小盘股基金尤其显著。模型(3)中交互项 $\text{size}2_{i,t-1} \times (1/S_{i,t-1})$ 和 $\text{size}3_{i,t-1} \times (1/S_{i,t-1})$ 的系数为负且递减,即中盘基金和大盘基金的 $1/S$ 系数比小盘基金要小,后者在 15% 的水平下显著,表明分散持股对大盘基金的收益提高作用显著强于小盘基金。以上四个 $1/S$ 的交互项系数估计结果都反映了分散持股对受到较强流动性限制的基金的积极作用较大,由此验证了分散持股能够通过抵消流动性限制的方式来提高基金的调整后收益。而模型(4)中交互项 $\text{Own}2_{i,t-1} \times \text{Own}_{i,t-1}$ 和 $\text{Own}3_{i,t-1} \times \text{Own}_{i,t-1}$ 的系数为负且递减,后者在 5% 的显著性水平下显著,表明对于原来持股比例较高的基金,进一步提高持股比例的收

[15] 作者也尝试直接沿用持股只数对数值来刻画分散度,回归结果相似,只是交互项系数的显著性比持股只数倒数的估计显著性稍低, R^2 也稍小,表明用倒数形式刻画分散度比较有效。

表5 流动性影响的稳健性检验结果

解释变量 模型序号	$\alpha_{i,t}$ (万分之一)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$1/S_{i,t-1}$	-61.20*** (13.47)	-107.44*** (20.28)	-66.96*** (15.40)	-65.16*** (13.46)	-103.21*** (21.02)
$Own_{i,t-1}$	0.9259*** (0.2921)	1.8440*** (0.4181)	1.9215*** (0.4354)	1.5680*** (0.3529)	2.0964*** (0.4647)
$Cap2_{i,t-1} \times (1/S_{i,t-1})$		50.63** (22.95)			56.87** (23.14)
$Cap3_{i,t-1} \times (1/S_{i,t-1})$		57.27** (26.18)			64.95** (26.49)
$size2_{i,t-1} \times (1/S_{i,t-1})$			-22.36 (32.49)		-19.81 (32.73)
$size3_{i,t-1} \times (1/S_{i,t-1})$			-48.33# (35.43)		-54.64# (36.50)
$Own2_{i,t-1} \times Own_{i,t-1}$				-0.1680 (0.7358)	-0.5016 (0.7467)
$Own3_{i,t-1} \times Own_{i,t-1}$				-1.3852** (0.6424)	-1.6242** (0.6644)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.2841	0.3100	0.3062	0.3065	0.3174
Hausman(P值)	0.5973	0.3595	0.8184	0.4234	0.8047

注:模型(1)至(5)是面板固定效应模型,括号内是系数估计的标准差。***、**、*、#分别代表在1%、5%、10%、15%的显著水平。控制变量包括基金净值规模、基金家族规模、羊群倾向、交易频繁度、管理费率、基金年龄、净资金流动、净资金流动的一次项和二次项。基于篇幅限制,没有报告控制变量系数以及虚拟变量系数。

益提高作用显著弱于原来持股比例较低的基金,这反映了基金在提高持股比例的过程中所面临的流动性限制越来越大,以至于逐渐抵消私有信息优势所带来的收益提高。模型(5)在综合以上交互项之后,系数估计的显著性并没有改变,表明以上模型的估计结果是稳健的,持股特征通过改变基金流动性进而影响基金风险调整后收益的作用途径确实存在,这进一步支持了本文的流动性假说分析框架。

五、总 结

本文通过研究基金投资行为特征来讨论基金的资金流动以及基金规模对基金业绩的影响。以流动性动机交易特征为出发点,实证分析了基金规模以及基金规模变化中的资金流动对基金风险调整收益的影响及影响途径,从而考察

基金在流动性动机下的持股调整决策如何克服基金规模扩大过程中流动性冲击和流动性限制的负面收益影响,揭示基金的投资行为决策以及资产配置手段在克服规模不经济过程中的积极作用。

本文基于我国2003年到2008年指数型基金以外的股票型基金和混合型基金的半年度样本数据,采用时间固定效应模型的实证分析发现了我国基金的“流动性动机交易”特点,发现基金很大程度上通过调整持股比例来满足申购赎回所产生的资金流动需要,调整持股只数(即投资范围)的程度较低,但是基金若受流动性限制较强,将增加其调整持股范围的倾向。然后分析基金规模和持股特征对基金风险调整收益的影响,发现资产组合调整方式与基金的风险调整后收益存在显著的正相关关系。基金规模的扩大体现出流动性限制影响下的显著收益损失可以通过资产配置方式的改变(例如分散投资以及提高持股比例)来克服,从而肯定基金经理的资产配置决策在克服规模不经济过程中所起到的重要作用。另外,对资金流动的收益影响分析发现,资金流动带来的流动性冲击确实给基金造成了收益损害,但是资金流动的一次项影响大于二次项影响,基金规模变化中资金流动的收益影响主要体现为“流动性动机”的持股特征调整所代表的正向影响。

本文认为以上持股特征对基金收益的影响途径是:股票组合投资范围的扩大能更有效地分散流动性冲击的影响从而更好地实现预定的投资计划,较高的持股比例也有助于提高基金的私有信息套利能力从而抵消相伴的流动性限制。本文通过对不同类型基金的比较分析,发现持股分散的收益作用在受流动性限制较大的大盘股基金和小盘股基金中更为显著,持股比例提高过程中所带来的私有信息优势也被逐渐增大的流动性损失所抵消,从而验证了以上流动性假说。

对于基金管理人而言,以上结论并非表明只要通过增加持股只数和提高持股比例就能提高自身的非系统性风险收益能力。因为以上收益影响途径的实现还受制于基金的研究能力和市场的私有信息含量。“流动性动机交易”的实证结果表明,基金始终是在自身研究能力下谨慎地扩大投资范围以避免边际收益的下降;谨慎性检验也表明,持股比例的收益影响是递减的,而流动性损失将增大。所以基金应该通过权衡私有信息套利可能和流动性损失来提高持股比例,在发展过程中需积极配备扩大投资范围所需的研究能力,从而更灵活地应对易变的市場流动性需要。

参考文献

- [1] 邓超、蔡奕奕, 2005, 我国配置型开放式基金规模与回报关系的实证分析, 《中南大学学报》(社会科学版), 第5期, 第620—624页。
- [2] 冯用富、董艳、袁泽波、杨仁眉, 2009, 基于 R^2 的中国股市私有信息套利分析, 《经济研究》, 第8期, 第50—59页。
- [3] 蒋晓全、丁秀英, 2007, 我国证券投资基金资产配置效率研究, 《金融研究》, 第2期, 第89—97页。
- [4] 林坚、郑慧清、王宁、陈宇峰, 2002, 证券投资基金规模与绩效实证分析, 《商业研究》, 第258期, 第111—114页。
- [5] 陆蓉、陈百助、徐龙炳、谢新厚, 2007, 基金业绩与投资者的选择——中国开放式基金赎回异常现象的研究, 《经济研究》, 第8期, 第39—50页。
- [6] 曾德明、查琦、龚红, 2006, 基金特征、管理特性与基金绩效关系的实证研究, 《管理学报》, 第3期, 第347—353页。
- [7] Abhijit, V. B., 1992, A simple model of herd behavior, *The Quarterly Journal of Economics*, 3: 797—817.
- [8] Berk, J. B., and R. C. Green, 2004, Mutual fund flows and performance in rational market, *Journal of Political Economy*, 112: 1269—1295.
- [9] Carhart, M., 1997, On persistence in mutual fund performance, *Journal of Finance*, 52: 1035—1058.
- [10] Chen, J., H. Harrison, H. Ming, and D. K. Jeffrey, 2004, Does fund size erode mutual fund performance? The role of liquidity and organization. *American Economic Review*, 94: 1276—1302.
- [11] Dahlquist, M., S. Engström, and P. Söderlind, 2000, Performance and characteristics of Swedish mutual funds, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 35: 409—423.
- [12] Daniel, K., M. Grinblatt, S. Titman, and R. Wermers, 1997, Measuring mutual fund performance with characteristic-based benchmarks, *Journal of Finance* 52, 1035—1058.
- [13] Dass, N., M. Massa, and R. Patgiri, 2008, Mutual funds and bubbles: The surprising role of contractual incentives, *Review of Financial Studies*, 1: 51—99.
- [14] Edelen, R., and J. Wamer, 2001, Aggregate price effects of institutional trading: A study of mutual fund flow and market returns, *Journal of Financial Economics*, 59: 195—220.
- [15] Edelen, R. M., 1995, Investor flows and the assessed performance of open-end mutual fund, *Journal of Financial Economics*, 53: 439—466.
- [16] Edwards, F. F., and X. Zhang, 1998, Mutual funds and stock and bond market stability, *Journal of Finance Services Research*, 13, 257—282.
- [17] Elton, G., S. Das, and M. Hlavka, 1993, Efficiency with costly information: A reinterpretation of evidence from managed portfolios, *Review of Financial Studies*, 6: 1—22.
- [18] Fama, F., and K. R. French, 1992, The cross-section of expected stock returns, *Journal of Finance*, 47: 427—465.

- [19] Fredman, A. J., and Russ, Wiles. *How Mutual Funds Work*, 2nd Edition. New York: New York Institute of Finance, 1998.
- [20] Gallagher, D., 2003, Investment manager characteristics, strategy, top management changes, and fund performance, *Accounting and Finance*, 43:283—309.
- [21] Grinblatt, M., S. Titman and R. Wermers, 1995, Momentum investment strategies, portfolio performance, and herding: A study of mutual fund behavior, *American Economic Review*, 85: 221—245.
- [22] Indro, D., C. Jiang, M. Hu, W. Lee, 1999, Mutual fund performance: Does fund size matter?, *Financial Analysis Journal*, 3:74—87.
- [23] Jensen, M. C., 1986, The performance of mutual funds in the period 1945—1964, *The Journal of Finance*, 1968, 23:389—416.
- [24] Kelly, 2005, Information efficiency and firm-specific return variation, working paper, Arizona State University.
- [25] Lowenstein, R., 1997, “Frightened Funds: Is There a Master in the House?” *Wall Street Journal*. November 20, p. C1.
- [26] Pollet, J. M. and M. Wilson, 2008, How does size affect mutual fund behavior. *The Journal of Finance*, 6:2941—2969.
- [27] Shefrin, H., and M. Statman, 1994, Behavioral capital asset pricing theory, *Journal of Finance and Quantitative Analysis*, 29: 323—349.
- [28] Wermers, R., 2000, Mutual fund performance: An empirical decomposition into stock-picking talent, style, transaction costs and expenses, *Journal of Finance* 55: 1655—1695.

How Do Open-fund Flows Affect Asset Allocation and Its Performance?

Jingjun Liu Yingjie Wu

(Ling Nan College, Sun Yat-sen University)

Abstract This paper analyzes the flow of funds and its effects on asset allocation and risk return. The results show that the inflow of funds increased the number of the fund's holdings, also increased the proportion of the fund's holdings. The more stocks shares and higher proportion the fund holds, the higher is risk-adjusted excess return. The results show that the motives of the fund are with liquidity trading characteristics. Our results also reveal that the fund's asset allocation decision-making process plays an active role in overcoming the disadvantage of fund's scale.

Key Words Fund Scale, Liquidity-motivated Trading, Asset Allocation, Fund Performance