

信息披露、披露监管与资本成本

李宏泰 杨云红*

摘 要 本文通过考察企业信息披露对投资者获取内部信息决策的影响,证明了企业公共信息质量与资本成本之间存在着先下降后上升的关系。一方面,所有企业自愿选择的信息披露质量都小于社会最优值,监管机构应该通过披露监管强制企业提高信息披露质量;另一方面,随着企业规模的增加,自愿选择的信息披露质量和社会最优值都会相应增加。因此对于大企业,尽管其信息披露质量高于小企业,但是仍然低于社会最优,所以应该对大企业或者企业规模大的股票市场实行更严格的监管。而对于小企业而言,统一监管要求的信息披露质量已经高于小企业的社会最优值,因此对小企业或者企业规模小的股票市场则应该实行相对宽松的监管。

关键词 信息披露,披露监管,资本成本

一、前 言

资本市场的一个主要功能是为企业融资,因此资本成本是企业关心的主要问题。在资本市场中,企业与投资者之间普遍存在信息不对称。如果企业不透明,企业和投资者之间的信息不对称程度非常严重时,企业在融资时面临的资本成本就可能很高,此时资本市场就很难达到为企业有效融资的目的。解决信息不对称的主要办法就是企业的信息披露,美国前 SEC 主席 Arthur Levitt 指出:

* 李宏泰,北京大学光华管理学院金融系博士研究生;杨云红,北京大学光华管理学院金融系教授。通信作者及联系方式: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。本文研究得到国家自然科学基金资助项目“资本市场中信息不对称与资产风险”(项目批准号:71172027)和“行为金融:心理偏差、投资行为与资产定价”(项目批准号:71021001)的资助。感谢匿名审稿人提出的宝贵意见。当然,文责自负。

资本市场的成功与否直接取决于会计和披露系统的质量高低,提高信息披露的质量可以提高投资者的信心,进而提高市场的流动性和效率,降低资本成本。

约束企业信息披露的手段主要是会计准则,好的会计准则能够促使企业真实地披露自己的财务和盈利状况。美国财务会计准则委员会(FASB)与国际会计准则委员会(IASB)为了促使企业更准确地进行信息披露,会不断地调整会计准则以适应新的变化。例如近期公布的《公允价值会计原则修改草案》,要求银行对其所有贷款和其他资产价格采用公允价值向投资者通报,并作相关资产减值准备。我国财政部于2006年2月15日发布了新会计准则,相比旧会计准则,新准则更强调会计信息的可靠性,较多地压缩了会计估计和会计政策的选择项目,能够更加有效地防止企业对净利润的操控。同时新准则还规定对资产价值采用以当期市场交易为基础的公允价值的计量属性,使企业的盈余信息更具价值相关性。除会计准则外,证监会还要求企业披露对投资者的投资决策有重大影响的信息。

结合国际和我国的实际情况来看,监管机构都希望通过法律法规提高上市公司信息披露的质量,从而提高市场上投资者的信息准确度。这样做的核心目的是要减少信息不对称、提高市场效率,一方面保护投资者,另一方面降低企业的资本成本。这些目标是监管机构想要看到的结果,但是预期和实际结果是否一致?特别是,提高上市公司信息披露的质量真的能降低资本成本吗?这是本文所要回答的问题。

我们将资本成本定义为均衡时的资产价格与资产未来价值之差,然后通过考察均衡时公共信息对于资产价格的影响来讨论信息披露对于资本成本的影响。我们先考察在没有披露监管的情况下,企业自主选择的信息披露决策,然后在此基础上考察监管机构对于信息披露的监管会造成的影响。我们的主要结论有三点:一是在理性预期均衡的框架下证明了企业公共信息质量与企业资本成本之间呈现非单调的关系;二是证明了企业的信息披露决策受企业自身规模的影响,给定其他情况相同,大企业往往比小企业披露更多的信息;三是为了提高社会整体福利,需要披露监管来强制企业提高公共信息质量,但是对规模不同的企业应该采取有区别的监管。

公共信息质量对于资本成本产生非单调影响的原因在于:一方面,公共信息质量的提高会降低投资者对于资产未来价值不确定性的判断,增加投资者对资产的需求,从而增加资产价格;另一方面,公共信息质量的提高同时会降低投资者获取内部信息的动力,降低均衡时资产价格的有效性。这两方面的效果对

于资本成本的影响是相反的,导致了非单调关系的产生。

企业在选择信息披露决策时,除了考虑法律监管的要求外,还要考虑信息披露的成本和其带来的收益,即企业会在资本成本和信息披露成本之间做出权衡。信息披露的直接成本包括进行会计核算、审计以及发布信息的成本,间接成本包括由于信息被竞争对手使用而导致市场竞争力下降带来的损失。信息披露的收益包括,降低投资者的信息不对称程度而导致股票市场流动性的提高,市场提高企业价值的评估而导致企业资本成本的降低。大企业会比小企业披露更多信息的原因在于,给定其他情况相同,大企业通过提高信息披露质量所节约的资本成本要大于小企业,因而更有动力去披露更多的信息。

需要对不同企业进行有区别的监管的原因在于,不同企业自主选择的披露决策是不同的。大企业自愿披露的公共信息质量原本就相对较高,披露监管对提高其公共信息质量的作用相对较小,只有那些自愿披露的公共信息质量较低的企业,受到披露监管的影响才会较大。同时,大企业对于投资者福利的影响程度更大,因此从社会总体福利角度考虑,也需要对其进行更加严格的披露监管。

本文的研究与已有的三类文献有着密切的联系。第一类是关于企业信息质量与资本成本的文献。有些文献从市场微观结构方面来讨论二者的关系,Akerlof(1970)和 Glosten and Milgrom(1985)认为,投资者交易时逆向选择问题的存在会导致买卖价差,降低没有内部信息的投资者的交易意愿和市场流动性。Constantinides(1986)、Amihud and Mendelson(1986)和 Garleanu and Pedersen(2004)认为,缺乏流动性或者高的买卖价差实质上会增加投资者的交易成本,进而导致投资者要求较高的回报率和企业融资时较高的资本成本。Verrecchia(2001)认为,企业可以通过信息披露降低这种逆向选择问题,进而增加市场流动性,降低资本成本。

还有一些文献直接讨论了企业信息质量与资本成本的关系,Merton(1987)认为投资者具有不完全信息并且只关注部分企业,企业可以通过信息披露使投资者意识到他们的存在,从而增加投资者的基数、提高风险分担的效率和降低资本成本。Diamond and Verrecchia(1991)认为,企业提高公共信息质量可以增加大型投资者的需求,减少做市商的数量,使得其对资本成本的影响是非线性的,只有在特定的条件下才可以降低资本成本。Lambert et al.(2009)认为,当企业增加自己的信息披露时,他们的现金流与其他企业现金流之间的协方差将降低,这一效应会使得企业的资本成本向无风险收益靠近。Easley and O'Hara

(2004)认为,公共信息和私有信息会同时对均衡价格产生影响,企业提高自己的信息披露会降低投资者对未来收益不确定性的判断,因此均衡时的价格也会更接近未来的收益,资本成本会得到降低。Gao(2010)将信息质量与企业的投资行为联系起来,发现只有在特定的经济中提高公共信息质量才能降低资本成本。汪炜和蒋高峰(2004)运用上海证券交易所的上市公司数据,发现提高上市公司的披露水平将降低公司的权益资本成本。而吴文锋、吴冲锋和芮萌(2007)以深圳上市公司为样本,发现提高信息披露质量并没有降低股权资本成本。

在本文的模型中,我们没有考虑微观结构的问题。与 Merton(1987)和 Lambert et al.(2009)不同,投资者关注所有的企业,各个企业未来收益之间是独立的。Easley and O'Hara(2004)外生给定了投资者是否具有内部信息,而在本文中我们将投资者是否具有内部信息进行内生。虽然 Diamond and Verrecchia(1991)也得出公共信息质量与资本成本是非单调的关系,但是与本文的区别在于,他们的文章中存在做市商,提高公共信息质量会减少做市商的参与,同时增加大型投资者的需求,而在本文中公共信息质量的变化会影响投资者获取内部信息的动力和对于未来收益的看法。Diamond and Verrecchia(1991)的结论只能运用到存在做市商的市场中,而本文的结论则可以运用到不存在做市商的市场环境中。

第二类文献是关于信息披露成本和外部性的文献。Verrecchia(1983)、Gal-Or(1985)、Feltham et al.(1992)和 Hayes and Lundholm(1996)认为,信息披露具有间接成本,企业向资本市场上披露的信息可能会被竞争对手、工会、税务部门等运用,这些部门会利用这些披露的信息来揭露企业的缺点。Lang and Lundholm(1993)认为,企业信息披露的成本存在规模效应,对小公司来说,信息披露的成本负担可能会较大。Diamond(1985)认为,企业是成本最低的信息生产者,信息披露可以减少中介和投资者重复高成本的信息搜集工作,提高社会的整体福利。Dye(1990)和 Admati and Pfleiderer(2000)认为企业的信息披露存在信息传递这种正外部性,一个企业的信息披露会被投资者用于其他企业的价值评估,进而增加投资者对于其他公司股票的需求。Fishman and Hagerty(1989)认为,当市场竞争不完全时,一个企业增加信息披露会吸引其他企业的投资者,这种效应会降低价格效率和产生负的外部性,并且这一效应会产生在不同的股票市场或者国家之间。在本文中我们同样假设企业信息披露是有成本的,这一成本是公共信息质量的线性函数且存在规模效应。我们关心企业信息披露除了对自身的资本成本产生影响外,还会对投资该企业的投资者的福利

产生影响。

第三类文献是关于企业信息披露决策和披露监管的文献。Mahoney(1995)和Rock(2002)认为,披露监管的存在可以降低企业信息披露的承诺成本,防止企业在运营状况差时不进行披露或者操纵信息。Easterbrock and Fischel(1984)认为,披露监管的存在可以防止企业披露假信息。Admati and Pfleiderer(2000)认为,由于企业的信息披露具有正外部性,披露监管可以促使企业更多地披露信息,但是难点在于不同企业信息披露的成本和收益是千差万别的,设计有效的披露监管政策是比较难的。高莺和史晋川(2003)运用类似于Admati and Pfleiderer(2000)的模型,也证明了应该对于企业实行有区别的监管。他们认为,由于处于同一行业的企业资产价值更具相关性,因此应该按照行业进行监管。谢志华和崔学刚(2005)运用中国的上市公司数据,发现企业信息披露水平与其规模呈正相关关系。在本文中,我们假定企业是在知道未来收益前确定自己的信息披露决策,因此不存在操纵信息或者披露假信息的问题,我们关注的披露监管的作用在于,其可以通过强制企业提高公共信息质量来提高投资者整体福利。我们的结论支持了谢志华和崔学刚(2005)的实证结果。

本文的贡献主要有两点:一是在理论上证明了企业公共信息质量与企业资本成本之间呈现非单调的关系,从而可以将汪炜和蒋高峰(2004)和吴文锋、吴冲锋和芮萌(2007)对立的实证结果统一起来;二是从理论上证明企业的信息披露决策受企业自身规模的影响,对于规模不同的企业应该采取不同的监管来强制企业提高信息披露质量,从而为我国实行《小企业会计准则》的合理性提供理论上的支持。

本文的后续章节安排如下:第二部分介绍模型并求解均衡价格,第三部分分析公共信息质量对于资本成本的影响,第四部分分析企业的信息披露决策和披露监管的必要性,第五部分进行总结。

二、模型与均衡价格

在本节中,我们构建理性预期均衡模型并进行求解。在模型中,获取内部信息需要支付一定的成本,投资者会内生地选择是否获取内部信息;公共信息一方面会直接影响资产价格,另一方面还会通过投资者是否获取内部信息的决策间接影响资产价格。

我们考虑一个三期模型,记为 $t=0,1,2$,时间轴如图1。经济中存在 $K+1$

种资产,包括一种无风险资产和 K 种风险资产。无风险资产的供给是具有完全弹性的,其价格始终为 1,因此经济中的无风险利率为 0。记风险资产为 $k=0, 1, 2, \dots, K$, 其在 $t=2$ 时的收益为随机变量,先验分布服从正态分布 $\bar{v}_k \sim N(\bar{v}_k, 1/\rho_k)$, 且各资产的收益之间是相互独立的。风险资产的人均供给是随机的,服从正态分布 $x_k \sim N(\bar{x}_k, 1/\eta_k)$ 。

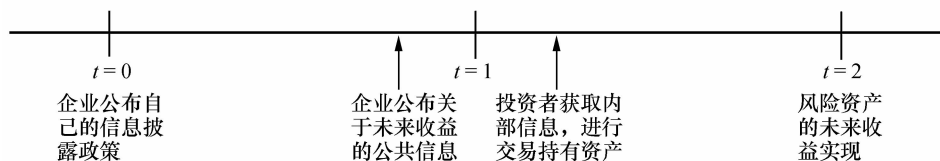


图1 时间轴

在 $t=0$ 时,除了关于资产未来收益和供给的分布外,企业和投资者都没有其他任何信息,此时企业选择自己的信息披露决策,承诺在 $t=1$ 时公布关于未来收益的公共信息 z_k , 满足 $z_k = \bar{v}_k + \bar{\varepsilon}_{zk}$, $\bar{\varepsilon}_{zk} \sim N(0, 1/\alpha_k)$, α_k 表示公共信息的精度。为了避免复杂的信号发送模型,我们按照 Admati and Pfleiderer (2000) 的方法,假设企业是在知道风险资产的未来收益之前承诺自己的信息披露决策,因此 α_k 独立于 $\bar{v}_k$ 。按照 Diamond (1985) 和 Admati and Pfleiderer (2000), 假设企业进行信息披露的成本是公共信息精度的线性函数: $C_k = \gamma_k \alpha_k$ 。

在 $t=1$ 时,除公共信息之外,投资者可以花费成本 c 来获取关于未来收益的内部信息 s_k , 满足 $s_k = \bar{v}_k + \bar{\varepsilon}_{sk}$, $\bar{\varepsilon}_{sk} \sim N(0, 1/\beta_k)$, β_k 表示内部信息的精度。给定未来收益 $\bar{v}_k$ 时,公共信息 z_k 和内部信息 s_k 是相互独立的。

经济中总共有 J 个投资者,所有投资者都满足指数效用函数, $U(\bar{w}) = -e^{-\delta \bar{w}}$, δ 代表风险厌恶程度, $\bar{w}$ 代表时间 $t=2$ 时的财富,投资者 j 拥有初始资金为 $\bar{m}^j$ 。在 $t=1$ 时,投资者在观测到企业公布的公共信息和做出是否获取内部信息的决策后,将自己的初始资金在无风险资产和风险资产中进行最优化配置,并持有到 $t=2$ 期。记均衡时,选择获取内部信息的投资者比例为 μ_k 。

投资者 j 对于风险资产 k 的需求为 D_k^j , 其在时间 $t=2$ 的财富为

$$\bar{w}^j = \sum_k (\bar{v}_k - p_k) D_k^j + \bar{m}^j - \varphi \cdot c \quad (1)$$

其中,当投资者 j 选择获取内部信息时 $\varphi = 1$; 否则 $\varphi = 0$ 。因为投资者 j 具有指数效用函数,且所有随机变量都服从正态分布,所以投资者 j 的优化问题等价于

$$\max_{\{D_k^j\}_{k=1}^K, \varphi} E[\bar{w}^j | I^j] - \frac{\delta}{2} \text{Var}[\bar{w}^j | I^j] \quad (2)$$

其中 I^j 为投资者 j 在决策时的信息集。如果投资者 j 选择获取内部信息, 则 $I^j = \{z_k, s_k\}$, 否则 $I^j = \{z_k, p_k\}$ 。求解式(2)得到投资者 j 的需求函数为

$$D_k^j = \frac{\bar{v}_k^j - p_k}{\delta(\rho_k^j)^{-1}}, \quad k = 1, \dots, K \quad (3)$$

其中 $\bar{v}_k^j, (\rho_k^j)^{-1}$ 分别表示投资者 j 根据自己的信息集 I^j 对于 $\bar{v}_k$ 的后验分布推断的均值和方差。

对于选择获取内部信息的投资者而言, $\bar{v}_k$ 的后验分布推断为

$$\bar{v}_k^j = \frac{\rho_k \bar{v}_k + \alpha_k z_k + \beta_k s_k}{\rho_k + \alpha_k + \beta_k}, \quad \rho_k^j = \rho_k + \alpha_k + \beta_k \quad (4)$$

从而此类投资者对资产 k 的需求为

$$DI_k^j = \frac{\rho_k \bar{v}_k + \alpha_k z_k + \beta_k s_k - p_k(\rho_k + \alpha_k + \beta_k)}{\delta} \quad (5)$$

对于不选择获取内部信息的投资者而言, 由于没有内部信息, 他们会从价格中理性地推断关于 $\bar{v}_k$ 的信息。为了从价格中获取信息, 他们需要推断价格的形式, 并且在均衡时这一推断是正确的。假设推断的价格形式为

$$p_k = a_k \bar{v}_k + b_k z_k + c_k s_k - d_k x_k + e_k \bar{x}_k \quad (6)$$

其中 a_k, b_k, c_k, d_k 和 e_k 是待定参数。从价格中获取的信息记为

$$\theta_k = \frac{p_k - a_k \bar{v}_k - b_k z_k + \bar{x}_k(d_k - e_k)}{c_k} = s_k - \frac{d_k}{c_k}(x_k - \bar{x}_k) \quad (7)$$

信息 θ_k 的精度为

$$\rho_{\theta k} = \frac{1}{\frac{1}{\beta_k} + \left(\frac{d_k}{c_k}\right)^2 \frac{1}{\eta_k}} \quad (8)$$

因此对于没有内部信息的投资者而言, $\bar{v}_k$ 的后验分布推断为

$$\bar{v}_k^j = \frac{\rho_k \bar{v}_k + \alpha_k z_k + \rho_{\theta k} \theta_k}{\rho_k + \alpha_k + \rho_{\theta k}}, \quad \rho_k^j = \rho_k + \alpha_k + \rho_{\theta k} \quad (9)$$

这类投资者对资产 k 的需求为

$$DU_k^j = \frac{\rho_k \bar{v}_k + \alpha_k z_k + \rho_{\theta k} \theta_k - p_k(\rho_k + \alpha_k + \rho_{\theta k})}{\delta} \quad (10)$$

在均衡时, 风险资产 k 的供给等于需求, 即

$$\sum_{j=1}^J [\mu_k \cdot DI_k^j + (1 - \mu_k) \cdot DU_k^j] = J \cdot x_k \quad (11)$$

对式(11)求解 p_k , 并将求得结果和式(6)进行对照, 可以求得价格的显示解。

定理1描述了这一均衡:

定理1: 存在一个理性预期均衡, 均衡时资产的价格为

$$p_k = a_k \bar{v}_k + b_k z_k + c_k s_k - d_k x_k + e_k \bar{x}_k, \quad k = 1, \dots, K \quad (12)$$

其中

$$a_k = \frac{\rho_k}{L_k}, \quad b_k = \frac{\alpha_k}{L_k}, \quad c_k = \frac{\mu_k \beta_k + (1 - \mu_k) \rho_{\theta k}}{L_k}, \quad d_k = \frac{\delta + \frac{(1 - \mu_k) \rho_{\theta k} \delta}{\mu_k \beta_k}}{L_k}$$

$$e_k = \frac{(1 - \mu_k) \rho_{\theta k} \delta}{\mu_k \beta_k L_k}, \quad L_k = \rho_k + \alpha_k + \mu_k \beta_k + (1 - \mu_k) \rho_{\theta k}, \quad \rho_{\theta k} = \frac{(\mu_k \beta_k)^2 \eta_k}{\delta^2 + \mu_k^2 \beta_k \eta_k}$$

证明: 见附录。

三、公共信息对于资本成本的影响

由于公共信息会通过投资者是否获取内部信息的决策间接影响资产价格, 因此我们首先需要考虑投资者的决策行为。投资者可以自愿选择是否支付成本 c 以获取内部信息 s_k , 因此均衡时选择获取内部信息的投资者比例 μ_k 是内生决定的。运用类似于 Grossman and Stiglitz (1980) 的方法, 我们可以定义均衡时两类投资者的期望效用比 $\lambda(\mu_k)$, 并分析公共信息对于投资者获取内部信息决策的影响。

$$\lambda(\mu_k) = \frac{EV(w_{Ij})}{EV(w_{Uj})} = e^{\delta c} \sqrt{\frac{\text{Var}(\tilde{v} | I_{Ij})}{\text{Var}(\tilde{v} | I_{Uj})}} \quad (13)$$

根据式(4)和(9), 我们将参数带入式(13), 得到

$$\lambda(\mu_k) = e^{\delta c} \sqrt{\frac{\rho_k + \alpha_k + \rho_{\theta k}}{\rho_k + \beta_k}} = e^{\delta c} \sqrt{\frac{\rho_k + \alpha_k + \frac{\mu_k^2 \beta_k^2 \eta_k}{\delta^2 + \mu_k^2 \beta_k \eta_k}}{\rho_k + \beta_k}} \quad (14)$$

如果 $\lambda(1) < 1$, 则所有投资者都选择获取内部信息, $\mu_k = 1$; 如果 $\lambda(0) > 1$, 则所有投资者都选择不获取内部信息, $\mu_k = 0$; 如果 $\lambda(\mu_k) = 1$, 则获取内部信息的投资者比例 μ_k 由式(14)决定。

投资者获取内部信息的动机来自于通过内部信息所得到的信息优势。相比没有内部信息的投资者而言, 他们可以在资产价格被低估时买入, 被高估时卖出, 从其他投资者那里获取收益。如果企业提高公共信息的质量, 那么他们这种信息优势就会被削弱, 通过信息优势获得的收益也会随之减少。因此企业

提高公共信息 z_k 的精度 α_k 的行为可能会降低投资者获取内部信息的动力。但是当 $\mu_k = 1$ 或者 $\mu_k = 0$ 时,提高公共信息精度的行为就不会影响获取内部信息的投资者比例。因此,我们需要确定能对获取内部信息投资者比例产生影响的公共信息质量 α_k 的临界值。

当 $\lambda(1) < 1$ 时, α_k 需要满足的不等式为

$$\lambda(1) = e^{\delta c} \sqrt{\frac{\rho_k + \alpha_k + \frac{\beta_k^2 \eta_k}{\delta^2 + \beta_k \eta_k}}{\rho_k + \alpha_k + \beta_k}} < 1 \quad (15)$$

我们得到

$$\alpha_k < \frac{e^{-2\delta c}(\rho_k + \beta_k) - \left(\rho_k + \frac{\beta_k^2 \eta_k}{\delta^2 + \beta_k \eta_k}\right)}{1 - e^{-2\delta c}} = \alpha_k^1 \quad (16)$$

因此,当 $\alpha_k < \alpha_k^1$ 时,选择获取内部信息的投资者比例为 $\mu_k = 1$ 。从式(16)可以看出,当企业公布的公共信息质量很差时,未来收益具有很大的不确定性,投资者为了规避风险,都愿意承担成本 c 去获取内部信息,并且获取内部信息带来的收益能够弥补成本。所以在这段区间内提高公共信息质量不会降低投资者获取内部信息的动机,对获取内部信息的投资者比例 μ_k 不会产生影响。

当 $\lambda(0) > 1$ 时, α_k 需要满足的不等式为

$$\lambda(0) = e^{\delta c} \sqrt{\frac{\rho_k + \alpha_k}{\rho_k + \alpha_k + \beta_k}} > 1 \quad (17)$$

我们得到

$$\alpha_k > \frac{e^{-2\delta c}(\rho_k + \beta_k) - \rho_k}{1 - e^{-2\delta c}} = \alpha_k^2 \quad (18)$$

因此,当 $\alpha_k > \alpha_k^2$ 时,选择获取内部信息的投资者比例为 $\mu_k = 0$ 。这意味着,当企业公共信息质量很好时,未来收益不确定性很小,获取内部信息的收益不足以弥补成本 c ,所有投资者都不愿意获取内部信息。所以在这段区间内提高公共信息质量同样不会影响获取内部信息的投资者比例。

当公共信息处于适中水平,即公共信息精度满足 $\alpha_k^1 \leq \alpha_k \leq \alpha_k^2$ 时,如果所有投资者选择获取内部信息,那么获取内部信息所带来的收益不足以弥补成本;如果所有人都选择不获取内部信息,那么获取内部信息所带来的收益会大于成本。因此在均衡时,只会有比例为 μ_k 的投资者选择获取内部信息,获取内部信息所带来的收益正好等于成本。此时,两类投资者的效用相等,即 $\lambda(\mu_k) = 1$,

获取内部信息的投资者比例 $\mu_k \in [0, 1]$ 。我们通过整理式(14)得到关于 μ_k 的方程

$$\begin{aligned}\mu_k &= \delta \cdot \sqrt{\frac{e^{-2\delta c}(\rho_k + \beta_k) - (\rho_k + \alpha_k)}{\eta_k(\beta_k - \alpha_k)(1 - e^{-2\delta c})(\rho_k + \beta_k)}} \\ &= \sqrt{\frac{\delta^2}{\eta_k(1 - e^{-2\delta c})} \left[\frac{e^{-2\delta c} - 1}{\beta_k - \alpha_k} + \frac{1}{\rho_k + \beta_k} \right]}\end{aligned}\quad (19)$$

总结上述结果,我们得到性质1:

性质1: 均衡时获取内部信息的投资者比例 μ_k 为

$$\mu_k = \begin{cases} 1 & \text{当 } \alpha_k < \frac{e^{-2\delta c}(\rho_k + \beta_k) - \left(\rho_k + \frac{\beta_k^2 \eta_k}{\delta^2 + \beta_k \eta_k}\right)}{1 - e^{-2\delta c}} \\ 0 & \text{当 } \alpha_k > \frac{e^{-2\delta c}(\rho_k + \beta_k) - \rho_k}{1 - e^{-2\delta c}} \\ \sqrt{\frac{\delta^2}{\beta_k \eta_k(1 - e^{-2\delta c})} \left[e^{-2\delta c} - 1 + \frac{\beta_k}{\rho_k + \alpha_k + \beta_k} \right]} & \text{其他情况} \end{cases}$$

当公共信息质量处于适中时,提高公共信息质量会影响选择获取内部信息的投资者所获得的信息优势,进而降低其获取内部信息的动力,从而使得 μ_k 降低。我们可以用比较静态分析印证上述分析,对式(19)关于 α_k 求导得到

$$\frac{d\mu_k}{d\alpha_k} = \frac{-\frac{1}{2}\delta \frac{1 - e^{-2\delta c}}{(\beta_k - \alpha_k)^2}}{\sqrt{\eta_k(1 - e^{-2\delta c}) \left(\frac{e^{-2\delta c} - 1}{\beta_k - \alpha_k} + \frac{1}{\rho_k + \beta_k} \right)}} < 0 \quad (20)$$

可以看出,当公共信息的精度 α_k 提高时, μ_k 会下降,正好印证我们上述分析。总结上述结果,我们得到性质2:

性质2: 当公共信息的质量处于适中水平时,会有部分投资者选择获取内部信息,并且随着公共信息质量的提高,这一比例会相应地降低。

我们可以进一步分析 α_k 对 μ_k 的影响,对 $\frac{d\mu_k}{d\alpha_k}$ 关于 α_k 求导得到

$$\frac{d^2\mu_k}{d\alpha_k^2} = \frac{\frac{1}{2}\delta}{\sqrt{\beta_k \eta_k(1 - e^{-2\delta c})}} \frac{\beta_k \left[2(e^{-2\delta c} - 1)(\rho_k + \alpha_k + \beta_k) + \frac{3}{2}\beta_k \right]}{\left(e^{-2\delta c} - 1 + \frac{\beta_k}{\rho_k + \alpha_k + \beta_k} \right)^{\frac{3}{2}} (\rho_k + \alpha_k + \beta_k)^4} \quad (21)$$

$$\alpha_k^3 = \frac{e^{-2\delta c}(\rho_k + \beta_k) - \rho_k - \frac{1}{4}\beta_k}{1 - e^{-2\delta c}} < \alpha_k^2 \quad (22)$$

可以看出:当 $\alpha_k < \alpha_k^3$ 时, $\frac{d^2\mu_k}{d\alpha_k^2} > 0$, μ_k 是 α_k 的凸函数;当 $\alpha_k^3 < \alpha_k < \alpha_k^2$ 时, $\frac{d^2\mu_k}{d\alpha_k^2} < 0$, μ_k 是 α_k 的凹函数。把性质 1 和性质 2 的结论反映在二维坐标轴上,如图 2。

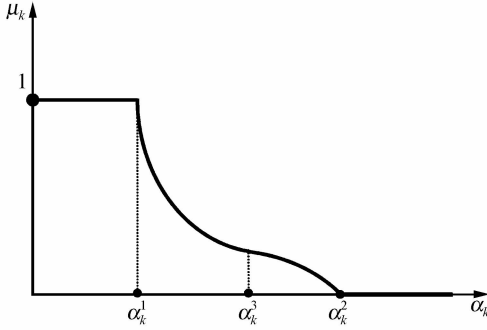


图 2 获取内部信息的投资者比例与公共信息质量的关系

在判断出公共信息质量 α_k 的临界值后,我们可以分析公共信息质量对于企业资本成本的影响。我们将资本成本定义为均衡时的资产价格与资产未来收益的差 $\bar{v}_k - p_k$ 。对于企业而言,在 $t=0$ 时,期望的平均资本成本为 $E[\bar{v}_k - p_k]$ 。将价格 p_k 代入其中,我们得到

$$E[\bar{v}_k - p_k] = \bar{v}(1 - a_k - b_k - c_k) + \bar{x}_k(d - e) \quad (23)$$

而从定理 1 中我们可以得出

$$a_k + b_k + c_k = 1, \quad d_k - e_k = \frac{\delta}{L_k} \quad (24)$$

所以资本成本的最终表达式为

$$E[\bar{v}_k - p_k] = \frac{\delta \bar{x}_k}{\rho_k + \alpha_k + \mu_k \beta_k + (1 - \mu_k) \rho_{\theta k}} \quad (25)$$

从式(25)可以看出,分母中存在 α_k 、 μ_k 和 $\rho_{\theta k}$,因此公共信息质量 α_k 对资本成本不仅会产生直接的影响,而且还会通过 μ_k 产生间接的影响。通过分析,我们得到如下有关公共信息质量如何影响资本成本的定理。

定理 2: 当公共信息质量很好或者很差时,其与企业资本成本呈反向关系,临界值由性质 1 给出;当公共信息质量处于适中水平时,其与企业资本成本呈 U 形关系,U 形的最低点由式(45)给出。

证明: 见附录。

在公共信息质量处于两种极端情况时,提高公共信息质量不会降低投资者获取内部信息的激励,因此不对 μ_k 产生影响。所以在这两种情况下提高公共信息质量会降低投资者对于资产未来收益的不确定性看法,使得资本成本降低。当公共信息质量适中,即 $\alpha_k^1 \leq \alpha_k \leq \alpha_k^2$ 时,获取内部信息的投资者比例为 $0 \leq \mu_k \leq 1$,且这一比例会随着公共信息的质量上升而下降。从直观上来看,企业提高公共信息的精度 α_k 会产生两种效果。一方面,对于所有投资者而言,收益 $\bar{v}_k$ 的不确定性会减少,从而更愿意持有风险资产,均衡时的价格会提高,这一效果使得资本成本降低,我们将这种效应称为“正向效应”^[1]。另一方面,由于公共信息质量的提高会降低获取内部信息的投资者比例,这样会降低均衡时风险资产的定价有效性,均衡价格更难以反映内部信息,当没有内部信息的投资者通过价格来判断未来收益时,未来收益的不确定性会增加,投资者对于风险资产的购买意愿下降,从而导致资产价格下降,因此这一效果会提高资本成本,我们将这一效应称为“负向效应”。当企业提高公共信息质量时,这两种效果同时存在,使得 α_k 对资本成本的影响呈现U形。我们将上述三种情况画在二维坐标轴上,如图3。

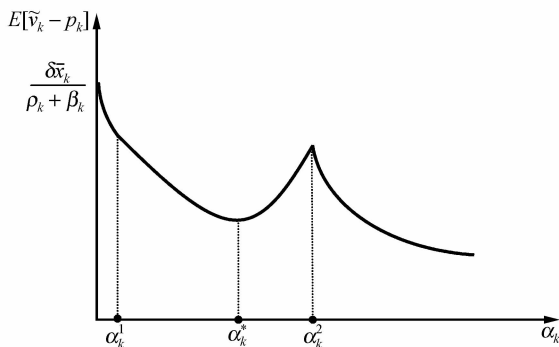


图3 资本成本与公共信息质量的关系

图3说明,当公共信息质量处于不同水平时,其对于资本成本的影响是不同的。当公共信息处于两种极端情况时,提高公共信息质量只会产生“正向效应”,因此会提高投资者的购买意愿进而降低资本成本。而当公共信息质量适中时,提高公共信息质量会同时产生上文提到的“正向效应”和“负向效应”,这两种效应对于资本成本的影响正好是反向的关系。当公共信息质量 $\alpha_k \in (\alpha_k^1, \alpha_k^2)$,

[1] 我们依据现有文献,希望提高公共信息质量能够降低资本成本。因此将能够降低资本成本的效应称为“正向效应”,而将提高资本成本的效应称为“负向效应”。

α_k^*) 时,“正向效应”起决定性作用,因此资本成本会下降;当公共信息质量 $\alpha_k \in (\alpha_k^*, \alpha_k^2)$ 时,“负向效应”起决定性作用,因此资本成本会上升。

定理 2 中的结论与 Diamond and Verrecchia(1991) 中的结论是有区别的。Diamond and Verrecchia(1991) 认为,当企业最初的信息不对称很严重时,降低信息不对称可以提高资产的价格;资产价格的最大值出现在仍然存在信息不对称的某个区间内;当进一步降低信息不对称时,会将市场中已经存在的做市商挤出市场,这样会降低资产的价格。因此他们文章中公共信息质量与资本成本也是类似的 U 形关系,但是 Diamond and Verrecchia(1991) 考虑的是做市商和流动性对资产价格的影响,而我们考虑的是投资者内生性地获取内部信息的过程对于资产价格的影响。在一个不存在做市商的市场中, Diamond and Verrecchia(1991) 的结论就不适用,但是本文的结论仍然可以适用。此外,本文这种公共信息质量和资本成本之间的非线性关系也可用来部分解释汪炜和蒋高峰(2004) 和吴文锋、吴冲锋和芮萌(2007) 所得到的不一致的实证结果。

四、企业的信息披露决策与披露监管

由上面的分析,我们得出企业公共信息质量与资本成本之间的非单调关系。既然存在区间使得提高公共信息质量可以降低资本成本,那么企业有很大的动机提高公共信息质量来降低自己的资本成本。由式(25)可以看出,在极端情况下,企业可以选择 $\alpha_k \rightarrow +\infty$, 使得没有投资者获取内部信息,此时资本成本由式(39)给出,从而使资本成本 $E[\bar{v}_k - p_k] \rightarrow 0$ 。但是这样的极端情况可能不是最优的,因为存在企业信息披露的成本 C_k , 企业会在资本成本和信息披露的成本之间做出权衡。由于我们假设企业是在知道未来收益 $\bar{v}_k$ 的实现值之前承诺自己的信息披露决策,那么企业选择的公共信息质量 α_k 是与未来收益 $\bar{v}_k$ 无关的,投资者无法从企业所选择的披露决策中获取关于未来收益 $\bar{v}_k$ 的信息。

对于不同的企业,其所发行的股数是不同的,企业 k 资产的人均供给为 x_k , 经济中投资者的数目为 J , 那么企业 k 发行的股数为 $E[Jx_k]$ 。我们假设企业的信息披露的成本为 $C_k = \gamma_k \alpha_k$, 这种成本的假设形式可以很好地反映企业信息披露的规模效应。对于不同规模的公司来说,披露成本可能差别不大,但是对所减少的资本成本绝对数额而言,大公司可能会远远大于小公司。规模不同的企业所能够节约的资本成本绝对数额可以通过发行的股数 $E[Jx_k]$ 来反映出来,企

业总的资本成本为 $E[\bar{v}_k - p_k] \cdot E[Jx_k]$ 。

企业选择最优披露决策 α_k 来最小化资本成本和信息披露成本之和：

$$\text{Min}_{\alpha_k} E[(\bar{v}_k - p_k) \cdot Jx_k] + \gamma_k \alpha_k \quad (26)$$

对于上述优化问题我们没有办法求出关于 α_k 的显式解,但是我们可以从图3和定理2中看出方程(26)的解所处的区间范围为 $\alpha_k \in (0, \alpha_k^*) \cup (\alpha_k^2, +\infty)$, 即随着 α_k 的增大资本成本会下降的区域。由于在此区间内,信息披露成本 C_k 随着 α_k 的上升而上升,而资本成本随着 α_k 的上升而下降,因此企业自愿披露的公共信息精度会落在区间 $\alpha_k \in (0, \alpha_k^*) \cup (\alpha_k^2, +\infty)$ 内,将其记为 α_k^{**} 。

方程(26)的解受经济中很多参数的影响,最重要的因素之一就是之前提到的企业规模,因此我们重点分析企业规模对于企业披露决策的影响。

对方程(26)进行了大量的数值模拟,在文中只报告一个具有代表性的模拟结果。^[2] 具体参数的取值为:未来收益的先验精度 $\rho_k = 1$ 、内部信息精度 $\beta_k = 100$ 、投资者风险厌恶系数 $\delta = 1$ 、供给的精度 $\eta_k = 1$ 、投资者获取内部信息的成本 $c = 0.5$ 、企业信息披露的单位成本 $\gamma_k = 1$ 。我们固定风险资产的人均供给 $\bar{x}_k = 5$, 此时分析企业规模的影响等价于分析投资者个数的影响。我们考虑投资者个数 $J \in [300, 500]$ 的情况。

在上述参数下, $\alpha_k^2 = 57.2$, $\alpha_k^* = 56.05$ 。企业选择的披露决策与企业规模的关系为如图4所示。

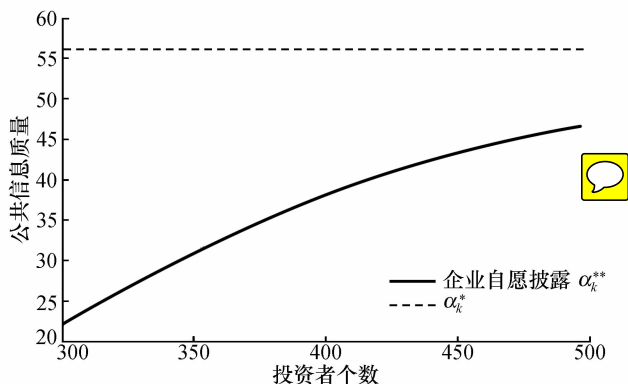


图4 企业规模对企业披露决策的影响

[2] 参数的选择不会影响文章的数值模拟结果,因此我们在正文中只报告一种模拟的具体结果。而为了稳健起见,我们将其他参数下的模拟结果放在附录中以供参考。

我们从图 4 可以看出,在没有监管机构的披露监管时,企业自主选择披露的公共信息质量决策会随着企业规模的增加而增加。出现这一现象的原因在于,企业信息披露存在规模效应,而这一规模效应使得大企业愿意选择披露更多的公共信息。总结这一结论,得到性质 3:

性质 3:企业自主选择披露的公共信息质量会随着企业规模的增加而增加。

如果没有监管机构对企业信息披露的要求,那么企业只会选择披露 α_k^{**} 。因为提高信息披露的成本是随着披露质量上升而上升的,而其收益只是降低企业的资本成本,在 $\alpha_k = \alpha_k^{**}$ 时这两种成本之和达到最小。但是正如现有文献所提到的,企业的信息披露除了对企业本身产生影响外,还会对其他个体产生影响。在本文中,这种影响体现在企业提高信息披露质量可以提高投资者的福利水平。但是企业在选择自己的披露决策时,没有考虑这种影响,因此相对于社会最优的披露政策,企业选择的公告信息质量 α_k^{**} 可能不是社会最优的。

在本文第二部分中,投资者对于式(2)进行最优化,在均衡时所有投资者最优化后的效用相同。记均衡时,投资者在 k 企业风险资产上投资获得的效用为 U_k 。当公共信号质量很差,即 $\alpha_k < \alpha_k^1$ 时,选择获取内部信息的投资者比例为 $\mu_k = 1$ 。当公共信息质量适中,即 $\alpha_k^1 \leq \alpha_k \leq \alpha_k^2$ 时, $\mu_k \in (0, 1)$, 此时两类投资者效用相等。因此在 $\alpha_k < \alpha_k^1$ 和 $\alpha_k^1 \leq \alpha_k \leq \alpha_k^2$ 时,只需要计算选择获取内部信息的投资者效用,这一效用由下式决定:

$$\begin{aligned} CE_k &= \max_{D_k^j, \kappa} E[\tilde{w}^j | I^j] - \frac{\delta}{2} \text{Var}^j[\tilde{w}^j | I^j] \\ &= \frac{(\bar{v}_k^j - p_k)^2}{2\delta (\rho_k^j)^{-1}} - c \\ U_k &= -e^{-\delta \cdot CE_k} \\ &= -e^{\delta c} \exp\left[-\frac{(\bar{v}_k^j - p_k)^2}{2(\rho_k^j)^{-1}}\right] \end{aligned} \quad (27)$$

当公共信号质量很高,即 $\alpha_k > \alpha_k^2$ 时,所有投资者都不会获取内部信息,则此时投资者效用为

$$\begin{aligned} CE_k &= \max_{D_k^j, \kappa} E[\tilde{w}^j | I^j] - \frac{\delta}{2} \text{Var}^j[\tilde{w}^j | I^j] \\ &= \frac{(\bar{v}_k^j - p_k)^2}{2\delta (\rho_k^j)^{-1}} \end{aligned} \quad (28)$$

$$\begin{aligned}
 U_k &= -e^{-\delta \cdot CE_k} \\
 &= -\exp\left[-\frac{(\bar{v}_k^j - p_k)^2}{2(\rho_k^j)^{-1}}\right]
 \end{aligned}$$

企业在 $t = 0$ 时决定自己的信息披露决策,此时投资者的期望效用为 $E[U_k]$,运用公式

$$\begin{aligned}
 E[e^{-tZ^2} | w_\lambda] \\
 = \frac{1}{\sqrt{1+2t}} \exp\left[\frac{-(E[Z | w_\lambda])^2 t}{1+2t}\right]
 \end{aligned} \tag{29}$$

我们可以得到投资者的期望效用为:

$$E[U_k] = \begin{cases} -e^{\delta c} \cdot \frac{1}{\sqrt{1+\rho_k+\alpha_k+\beta_k}} \exp\left[\frac{-(E(\bar{v}_k^j - p_k))^2}{1+\rho_k+\alpha_k+\beta_k} \cdot \frac{\rho_k+\alpha_k+\beta_k}{2}\right] & \text{当 } \alpha_k \leq \alpha_k^2 \\ -\frac{1}{\sqrt{1+\rho_k+\alpha_k}} \exp\left[\frac{-(E(\bar{v}_k^j - p_k))^2}{1+\rho_k+\alpha_k} \cdot \frac{\rho_k+\alpha_k}{2}\right] & \text{当 } \alpha_k > \alpha_k^2 \end{cases} \tag{30}$$

通过数值模拟的方法,我们可以分析企业提高公共信息质量对于投资者效用的影响,具有代表性的参数模拟结果见图 5。

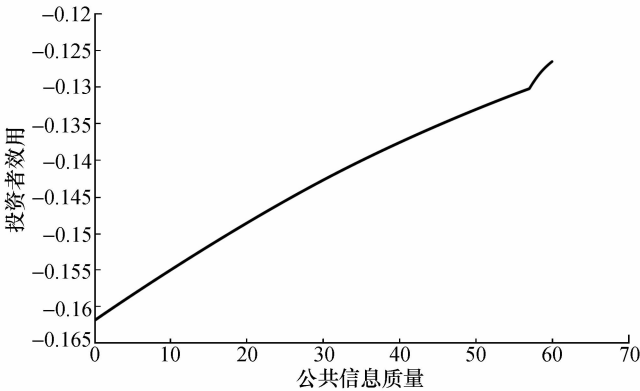


图 5 公共信息质量对投资者效用的影响

从图 5 中我们可以看出,企业提高公共信息质量会提高投资者的效用。那么在考虑投资者获得的效用后,政府进行披露监管的最优化目标为

$$\text{Max}_{\alpha_k} J \cdot E[U_k] - E[(\bar{v}_k - p_k) \cdot Jx_k] - \gamma_k \alpha_k \tag{31}$$

我们记方程(31)中社会最优的信息披露政策为 $\hat{\alpha}_k^{**}$ 。运用数值模拟,我们

可以得到 $\hat{\alpha}_k^{**}$ 与企业规模的关系,如图 6 所示。

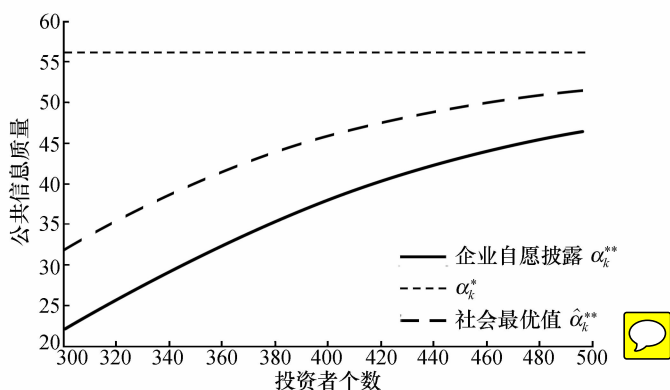


图 6 企业披露决策和社会最优政策的比较

从图 6 可以看到,社会最优的披露政策 $\hat{\alpha}_k^{**}$ 随着企业规模的增加而提高,同时始终高于企业最优决策 α_k^{**} 。由于企业在做出信息披露的决策时,不会考虑其对投资者带来的额外效用,导致其选择的最优信息披露质量小于社会最优政策。因此监管机构应该通过披露监管,要求企业提高其信息披露质量,达到社会最优水平。

从式(26)和图 6 可以看出,企业自愿披露所选择的公共信息质量 α_k^{**} 会受到单位成本 γ_k 、企业规模等因素的影响。同时由式(31)可以看出,社会最优的披露政策 $\hat{\alpha}_k^{**}$ 同样会受到披露的单位成本 γ_k 、投资者数目 J 、人均供给 x_k 等因素的影响。在没有披露监管时,有些企业原本选择的公共信息质量就很高,有些则很低。

一般的披露监管包括对重大信息的披露和会计信息的披露。当监管机构实施披露监管时,会给企业的披露决策限定一个下界,且一般而言这一下界对于所有企业是相同的。当监管机构对企业的信息披露进行监管时,可能会产生四种结果:(1) 监管规定披露的公共信息质量小于企业原来选择的 α_k^{**} ,那么披露监管对企业不会产生任何影响;(2) 如果监管规定的值大于 α_k^{**} 、小于 $\hat{\alpha}_k^{**}$,虽然会降低资本成本,提高整体福利,但是也不会达到最优;(3) 如果监管规定的值大于 $\hat{\alpha}_k^{**}$,那么虽然能够降低资本成本,但是已经大于社会最优,可能会降低社会整体福利;(4) 如果监管规定的值大于 α_k^{*} ,那么甚至会提高企业的资本成本。

我们通过数值模拟的方法着重分析了企业规模对于企业最优的披露决策

α_k^{**} 和社会最优的披露政策 $\hat{\alpha}_k^{**}$ 的影响。性质 3 说明,在没有披露监管时,大企业自愿选择披露的信息大于小企业。同样地,社会最优的披露政策 $\hat{\alpha}_k^{**}$ 也随着企业规模的增加而增加,说明大企业应该比小企业更多地披露信息。因此如果监管机构的披露监管是采取统一的方式,可能对一些大型企业不会产生影响,而对一些小企业而言,监管机构所规定的披露政策可能会给他们造成过多的负担。同时,如果监管要求的公共信息质量高于某一临界值的话,企业的资本成本就会提高。因此通过上述分析,我们对披露监管的政策启示是:对所有企业的信息披露应按照其规模实行有区别的监管,对规模大的企业应该实行相对严格的监管;但是对于所有企业而言,不是越严格得监管越好,如果对小企业实施过于严格的监管,可能会提高其资本成本。

Diamond and Verrecchia (1991) 也得出了类似的结论,因为在他们的模型中,大企业提高信息披露质量会受益更多,因此也愿意披露更多的信息,他们的受益来自于通过提高流动性增加大型投资者的需求从而降低资本成本。而在本文中,企业资本成本的降低是投资者内生性选择是否获取内部信息的结果,在公共信息和内部信息对价格同时产生影响的情况下,提高公共信息质量在一定条件下可以降低资本成本。因此两篇文章中,企业在选择自己的信息披露决策时,所考虑的对于资本成本的影响渠道是不同的。同时 Diamond and Verrecchia (1991) 没有考虑信息披露监管以及社会最优的信息披露水平,本文则对这个问题进行了分析。与高莺和史晋川 (2003) 不同的是,他们的侧重点是行业内企业资产价值的相关性,因此得出应该按照行业进行监管的结论,他们也没有涉及企业规模、投资者的理性选择对于资本成本以及监管的影响,而本文对这两个方面进行了考虑。

Admati and Pfleiderer (2000) 提到了设计有效的披露监管是很困难的,因为企业很多特征都是不同的,他们设想可以将企业按照规模或者交易市场进行分组,对于不同的组采取不同的监管方式。本文通过上述模型支持了 Admati and Pfleiderer (2000) 关于对企业按照规模进行监管的设想,同时谢志华和崔学刚 (2005) 的实证结论也支持我们的这一结论。在主板、中小板和创业板上市的企业,其规模往往差别比较大,因此需要对这些企业按照规模或者股票市场进行有区别的监管,这一结论为我国实行《小企业会计准则》的合理性提供了理论上的支持。

五、结论和拓展

本文首先讨论了在公共信息和内部信息同时存在的环境中,企业提高公共信息质量对于资本成本的影响。我们将投资者是否具有内部信息进行了内生化的处理,投资者会理性地选择是否支付成本获取内部信息。企业的公共信息质量会对这部分投资者的比例产生影响,只有在公共信息质量适中时,两类投资者才会同时存在。此时,获取内部信息的投资者比例会随着公共信息质量的提高而降低,这一现象对于分析企业资本成本的变化十分关键。当公共信息质量处于两个极端情况时,提高公共信息质量不会影响有内部信息的投资者比例,因此可以降低企业的资本成本;当公共信息质量处于适中水平时,提高公共信息质量会降低有内部信息的投资者比例,此时资本成本与公共信息质量呈 U 形关系。

然后我们考虑企业如何选择自己的信息披露决策,从而使得企业的资本成本和信息披露成本之和达到最小。但是由于企业选择自己的披露决策时,没有考虑其对投资者效应的影响,因此企业自愿选择的公共信息质量会小于社会最优公共信息质量。基于这点考虑,监管机构可以用强制的办法促使企业提高公共信息质量。

但是对于监管存在的问题是,如果实行对所有企业进行统一的披露监管,那么对于原来公共信息质量就很高的企业不会产生影响;对原来公共信息质量不是很高的企业,会降低其资本成本。但是如果监管政策过于严格,可能会起到反向的效果,从而增加企业的资本成本。我们用数值模拟的办法可以看出,给定其他情况相同,在没有披露监管时,大企业自愿选择的披露决策会比小企业大,同时对于社会最优而言,大企业应该比小企业披露更多的信息。因此在采取统一监管模式时,披露监管不会对大企业的信息披露和资本成本产生影响,而对相对小的企业而言会提高其信息披露质量和降低资本成本。但是对于一些很小的企业,这样的监管可能给他们造成太大的披露负担,会降低社会的总体福利。因此我们认为,如果想要达到降低资本成本、提高社会福利的目的,监管机构应该对企业按照规模或者市场进行有区别的披露监管。

本文的模型可以在两个方面进行拓展。一个方面是允许不同企业未来收益之间具有相关性。本文假设企业未来收益之间是不相关的,那么对这个假设进行一般化,允许不同企业未来收益之间具有相关性会是一个有意义的拓展。

在这样的拓展下,一个企业的公共信息可以被投资者用于对其他企业的投资决策上,产生和 Admati and Pfleiderer(2000) 类似的正外部性。另一个方面是在企业的信息披露决策行为方面进行拓展。本文假设企业在观测到未来收益之前承诺自己的披露决策,因此投资者不会从企业的披露决策中得到关于企业未来收益的信息。我们可以允许企业在观测到未来收益之后才确定自己的信息披露决策,那么此时企业选择的披露决策会受到未来收益的影响,投资者也可以从企业的披露决策中获取关于企业未来收益的部分信息。这一拓展会涉及比较复杂的信号发送模型,但是会对披露监管产生新的指导意义,也是一个有意义的拓展方面。

附录

定理 1 的证明

将式(5)和式(10)代入式(11)并进行化简,得到

$$\begin{aligned} & \mu_k \frac{\rho_k \bar{v}_k + \alpha_k z_k + \beta_k s_k - p_k(\rho_k + \alpha_k + \beta_k)}{\delta} \\ & + (1 - \mu_k) \frac{\rho_k \bar{v}_k + \alpha_k z_k + \rho_{\theta k} \theta_k - p_k(\rho_k + \alpha_k + \rho_{\theta k})}{\delta} = x_k \end{aligned} \quad (32)$$

进一步得到价格为

$$p_k = \frac{\rho_k \bar{v}_k + \alpha_k z_k + \mu_k \beta_k s_k + (1 - \mu_k) \rho_{\theta k} - \delta x_k}{\rho_k + \alpha_k + \mu_k \beta_k + (1 - \mu_k) \rho_{\theta k}} \quad (33)$$

将式(33)与式(6)对照,可以看出

$$\frac{d_k}{c_k} = \frac{\delta}{\mu_k \beta_k} \quad (34)$$

因此 θ_k 的精度重写为

$$\rho_{\theta k} = \frac{1}{\frac{1}{\beta_k} + \left(\frac{\delta}{\mu_k \beta_k}\right)^2 \frac{1}{\eta_k}} = \frac{(\mu_k \beta_k)^2 \eta_k}{\delta^2 + \mu_k^2 \beta_k \eta_k} \quad (35)$$

最终得到价格显式解为

$$p_k = a_k \bar{v}_k + b_k z_k + c_k s_k - d_k x_k + e_k \bar{x}_k, \quad k = 1, \dots, K \quad (36)$$

其中

$$\begin{aligned}
a_k &= \frac{\rho_k}{L_k}, \quad b_k = \frac{\alpha_k}{L_k}, \quad c_k = \frac{\mu_k \beta_k + (1 - \mu_k) \rho_{\theta k}}{L_k}, \\
d_k &= \frac{\delta + \frac{(1 - \mu_k) \rho_{\theta k} \delta}{\mu_k \beta_k}}{L_k}, \quad e_k = \frac{(1 - \mu_k) \rho_{\theta k} \delta}{\mu_k \beta_k L_k}, \\
L_k &= \rho_k + \alpha_k + \mu_k \beta_k + (1 - \mu_k) \rho_{\theta k}, \\
\rho_{\theta k} &= \frac{(\mu_k \beta_k)^2 \eta_k}{\delta^2 + \mu_k^2 \beta_k \eta_k}
\end{aligned} \tag{37}$$

证毕。

定理 2 的证明

我们将公共信息精度分为三个区间: $\alpha_k < \alpha_k^1$ 、 $\alpha_k^1 \leq \alpha_k \leq \alpha_k^2$ 和 $\alpha_k > \alpha_k^2$, 在这三个区间内公共信息质量 α_k 对获取内部信息的投资者比例 μ_k 不同, 因此对资本成本的影响也是不同的。在讨论企业提高公共信息质量对资本成本的影响时, 需要对这三个区间进行分别讨论。

当公共信息质量很差, 即 $\alpha_k < \alpha_k^1$ 时, 获取内部信息的投资者比例为 $\mu_k = 1$ 。资本成本为

$$E[\tilde{v}_k - p_k] = \frac{\delta \tilde{x}_k}{\rho_k + \alpha_k + \beta_k} \tag{38}$$

很容易看出, 当公共信息的精度 α_k 上升时, 资本成本下降。

当公共信息质量很好, 即 $\alpha_k > \alpha_k^2$ 时, 获取内部信息的投资者比例为 $\mu_k = 0$, 由式 (35) 得到 $\rho_{\theta k} = 0$ 。资本成本为

$$E[\tilde{v}_k - p_k] = \frac{\delta \tilde{x}_k}{\rho_k + \alpha_k} \tag{39}$$

同样可以看出, 当公共信息的精度 α_k 上升时, 资本成本下降。

为了进一步判断公共信息质量 α_k 对资本成本的影响, 我们需要对式 (25) 进行比较静态分析。从式 (35) 看出, $\rho_{\theta k}$ 是 μ_k 的函数, 因此也是 α_k 的函数, 对 $\rho_{\theta k}$ 关于 α_k 求导, 得到

$$\begin{aligned}
\frac{d\rho_{\theta k}}{d\alpha_k} &= \beta_k^2 \eta_k \cdot \frac{2\mu_k(\delta^2 + \mu_k^2 \beta_k \eta_k) - \mu_k^2 \cdot 2\mu_k \beta_k \eta_k}{(\delta^2 + \mu_k^2 \beta_k \eta_k)^2} \cdot \frac{d\mu_k}{d\alpha_k} \\
&= \beta_k^2 \eta_k \cdot \frac{2\mu_k \delta^2}{(\delta^2 + \mu_k^2 \beta_k \eta_k)^2} \cdot \frac{d\mu_k}{d\alpha_k}
\end{aligned} \tag{40}$$

再根据式 (25), 得到

$$\frac{dE[\tilde{v}_k - p_k]}{d\alpha_k} = - \frac{\delta \tilde{x}_k \left[1 + (\beta_k - \rho_{\theta k}) \frac{d\mu_k}{d\alpha_k} + (1 - \mu_k) \frac{d\rho_{\theta k}}{d\alpha_k} \right]}{[\rho_k + \alpha_k + \mu_k \beta_k + (1 - \mu_k) \rho_{\theta k}]^2} \tag{41}$$

将式 (35) 和式 (40) 代入式 (41), 整理得到

$$\frac{dE[\tilde{v}_k - p_k]}{d\alpha_k} = - \frac{\delta \tilde{x}_k \left[1 + \frac{\beta_k \delta^4 + (2 - \mu_k) \mu_k \beta_k^2 \eta_k \delta^2}{(\delta^2 + \mu_k^2 \beta_k \eta_k)^2} \cdot \frac{d\mu_k}{d\alpha_k} \right]}{[\rho_k + \alpha_k + \mu_k \beta_k + (1 - \mu_k) \rho_{\theta k}]^2} \tag{42}$$

上式中 $\frac{\beta_k \delta^4 + (2 - \mu_k) \mu_k \beta_k^2 \eta_k \delta^2}{(\delta^2 + \mu_k^2 \beta_k \eta_k)^2} > 0$, 而式 (20) 说明 $\frac{d\mu_k}{d\alpha_k} < 0$, 因此式 (42) $\frac{dE[\tilde{v}_k - p_k]}{d\alpha_k}$ 的

符号完全取决于 $1 + \frac{\beta_k \delta^4 + (2 - \mu_k) \mu_k \beta_k^2 \eta_k \delta^2}{(\delta^2 + \mu_k^2 \beta_k \eta_k)^2} \cdot \frac{d\mu_k}{d\alpha_k}$ 。将式 (19) 和式 (20) 代入, 记

$$\begin{aligned} \sqrt{e^{-2\delta c} - 1 + \frac{\beta_k}{\rho_k + \alpha_k + \beta_k}} &= X_k \\ 1 + \frac{\beta_k \delta^4 + (2 - \mu_k) \mu_k \beta_k^2 \eta_k \delta^2}{(\delta^2 + \mu_k^2 \beta_k \eta_k)^2} \cdot \frac{d\mu_k}{d\alpha_k} &= Y_k, \\ M_k &= \frac{\sqrt{1 - e^{-2\delta c}}}{\delta} \left(-\frac{e^{-2\delta c}}{1 - e^{-2\delta c}} \sqrt{\beta_k \eta_k} + \sqrt{\left(\frac{e^{-2\delta c}}{1 - e^{-2\delta c}}\right)^2 \beta_k \eta_k + \delta^2} \right) \end{aligned} \tag{43}$$

我们得到

$$Y_k = \frac{-(1 - e^{-2\delta c})\delta + 2e^{-2\delta c} \sqrt{\frac{\beta_k \eta_k}{1 - e^{-2\delta c}}} X + \delta X^2}{2 \sqrt{\frac{\beta_k \eta_k}{1 - e^{-2\delta c}} \left(e^{-2\delta c} - 1 + \frac{\beta_k}{\rho_k + \alpha_k + \beta_k} \right)}}$$

且当 $0 < X_k < M_k$ 时, $Y_k < 0$; 当 $X_k > M_k$ 时, $Y_k > 0$ 。

从式 (43) 和式 (42) 可以相应地得出, 当 $\alpha_k < \alpha_k^*$ 时, $\frac{dE[\tilde{v}_k - p_k]}{d\alpha_k} < 0$; 当 $\alpha_k > \alpha_k^*$ 时,

$\frac{dE[\tilde{v}_k - p_k]}{d\alpha_k} > 0$, 其中

$$\alpha_k^* = \frac{\beta_k}{1 - e^{-2\delta c} + M_k^2} - (\rho_k + \beta_k) \tag{45}$$

如果参数条件满足 $\alpha_k^1 \leq \alpha_k^* \leq \alpha_k^2$, 则当 $\alpha_k \in [\alpha_k^1, \alpha_k^2]$, 资本成本 $E[\tilde{v}_k - p_k]$ 与公共信息质量 α_k 呈 U 形关系。

证毕。

其他情况的参数模拟

参数设定 1:

未来收益的先验精度 $\rho_k = 1$ 、内部信息精度 $\beta_k = 100$ 、投资者风险厌恶系数 $\delta = 0.5$ 、供给的精度 $\eta_k = 1$ 、投资者获取内部信息的成本 $c = 1$ 、企业信息披露的单位成本 $\gamma_k = 1$, 风险资产的人均供给 $\bar{x}_k = 10$, 考虑投资者个数 $J \in [100, 300]$ 。此时 $\alpha_k^* = 56.9$, 企业选择的披露决策与企业规模的关系如图 A1 所示。

参数设定 2:

未来收益的先验精度 $\rho_k = 10$ 、内部信息精度 $\beta_k = 1\,000$ 、投资者风险厌恶系数 $\delta = 0.5$ 、供给的精度 $\eta_k = 10$ 、投资者获取内部信息的成本 $c = 1$ 、企业信息披露的单位成本 $\gamma_k = 1$, 风险资产的人均供给 $\bar{x}_k = 10$, 考虑投资者个数 $J \in [5\,000, 8\,000]$ 。此时 $\alpha_k^* = 571.5$, 企业选择的披露决策与企业规模的关系如图 A2 所示。

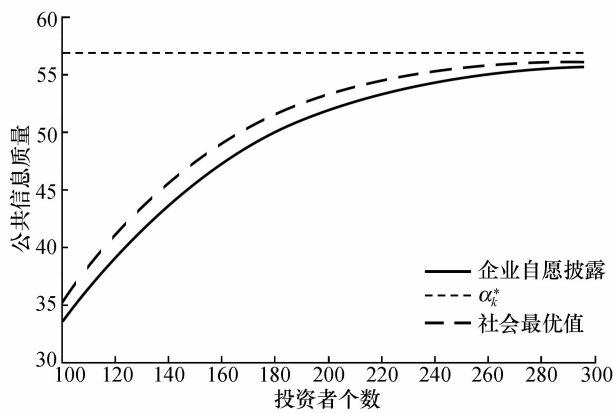


图 A1 企业规模对企业披露决策的影响

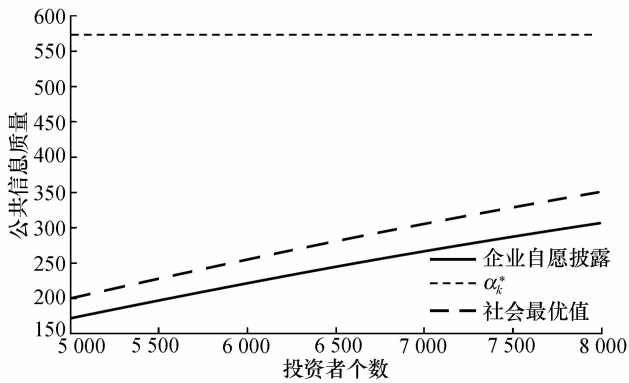


图 A2 企业规模对企业披露决策的影响

参 考 文 献

[1] 高莺、史晋川,2003,对企业信息披露进行分行业监管的经济学分析,《数量经济技术经济研究》,第 7 期,第 190—113 页。

[2] 汪炜、蒋高峰,2004,信息披露、透明度与资本成本,《经济研究》,第 7 期,第 107—114 页。

[3] 吴文锋、吴冲锋、芮萌,2007,提高信息披露质量真的能降低股权资本成本吗?《经济学(季刊)》,第 6 卷第 4 期,第 1201—1216 页。

[4] 谢志华、崔学刚,2005,信息披露水平：市场推动与政府监管,《审计研究》,第 4 期,第 39—45 页。

[5] Admati, A., and P. Pfleiderer, 2000, Forcing firms to talk: Financial disclosure regulation and externalities, *Review of Financial Studies*, 13: 479—515.

[6] Amihud, Y., and H. Mendelson, 1986, The effects of beta, bid-ask spread, residual risk and size on stock returns, *Journal of Finance*, 44: 479—486.

- [7] Akerlof, G. A. , 1970, The market for “Lemons:” Quality uncertainty and the market mechanism, *Quarterly Journal of Economics*, 84: 488—500.
- [8] Constantinides, G. M. , 1986, Capital market equilibrium with transaction costs, *Journal of Political Economy*, 94: 842—862.
- [9] Diamond, D. W. , 1985, Optimal release of information by firms, *Journal of Finance*, 40: 1071—1094.
- [10] Diamond, D. W. , and R. E. Verrecchia, 1991, Disclosure, liquidity, and the cost of capital, *Journal of Finance*, 46: 1325—1359.
- [11] Dye, R. A. , 1990, Mandatory versus voluntary disclosures: The cases of financial and real externalities, *The Accounting Review*, 65: 1—24.
- [12] Easley, D. , and M. O'Hara, 2004, Information and the cost of capital, *Journal of Finance*, 59: 1553—1583.
- [13] Easterbrook, F. H. , and D. R. Fischel, 1984, Mandatory disclosure and the protection of investors, *Virginia Law Review*, 70: 669—715.
- [14] Feltham, G. , F. Gigler, and J. Hughes, 1992, The effects of line-of-business reporting on competition in oligopoly settings, *Contemporary Accounting Research*, 9: 1—23.
- [15] Fishman, M. J. , and K. M. Hagerty, 1989, Disclosure decisions by firms and the competition for price efficiency, *Journal of Finance*, 44: 633—646.
- [16] Gal-Or, E. , 1985, Information sharing in oligopoly, *Econometrica*, 53: 329—343.
- [17] Gao, P. , 2010, Disclosure quality, cost of capital, and investor welfare, *The Accounting Review*, 85: 1—29.
- [18] Garleanu, N. , and L. H. Pedersen, 2004, Adverse selection and the required return, *Review of Financial Studies*, 17: 643—665.
- [19] Glosten, L. R. , and P. R. Milgrom, 1985, Bid, ask and transaction prices in a specialist market with heterogeneously informed traders, *Journal of Financial Economics*, 14: 71—100.
- [20] Grossman, S. , and J. Stiglitz, 1980, On the impossibility of informationally efficient markets, *American Economic Review*, 70: 393—408.
- [21] Hayes, R. M. , and R. Lundholm, 1996, Segment reporting to the capital market in the presence of a competitor, *Journal of Accounting Research*, 34: 261—279.
- [22] Lambert, R. A. , C. Leuz, and R. E. Verrecchia, 2009, Information asymmetry, information precision and the cost of capital , Working paper, Wharton School and University of Chicago.
- [23] Lang, M. , and R. Lundholm, 1993, Cross-sectional determinants of analyst ratings of corporate disclosures, *Journal of Accounting Research*, 31: 246—271.
- [24] Levitt, A. , 1998, The importance of high quality accounting standards, *Accounting Horizons*, 12: 79—82.
- [25] Mahoney, P. G. , 1995, Mandatory disclosure as a solution to agency problems, *The University of Chicago Law Review*, 62: 1047—1112.

- [26] Merton, R. C. , 1987, A simple model of capital market equilibrium with incomplete information, *Journal of Finance*, 42: 483—510.
- [27] Rock, E. , 2002, Securities regulation as lobster trap: A credible commitment theory of mandatory disclosure, *Cardozo Law Review*, 23: 675—704.
- [28] Verrecchia, R. E. , 1983, Discretionary disclosure, *Journal of Accounting and Economics*, 5: 179—194.
- [29] Verrecchia, R. E. , 2001, Essays on disclosure, *Journal of Accounting and Economics*, 32: 97—180.

Information Disclosure, Disclosure Regulation and Cost of Capital

Hongtai Li Yunhong Yang

(Guanghua School of Management, Peking University)

Abstract This paper consider the effect of firms' information disclosure on the investors' decision of whether to acquire private information. We prove that there is a nonlinear relation between the quality of public information and the cost of capital. All firms' voluntary disclosure levels are below the social optimal ones, regulators can improve the quality of public information by disclosure regulations; on the other hand, voluntary disclosure levels and social optimal ones are positively related with firm size. So for large firms, although its disclosure levels are higher than small firms, but they are still lower than social optimal, thus large firms or stock markets with large firms should be supervised more strictly. For small firms, disclosure levels determined by regulations are higher than their social optimal, thus small firms or markets with small firms ought to be supervised relatively more loosely.

Key Words Information Disclosure, Disclosure Regulation, Cost of Capital

JEL Classification G11, G12, G14

中国上市公司投资者保护测度与评价

柳建华 魏明海 刘 峰*

摘 要 投资者保护,尤其是中小投资者权益的保护是资本市场发展的关键。鉴于现有研究对投资者保护的度量存在同质性、外生性假设等缺陷,本文在分析投资者保护制度安排的基础上,构建了测度中国上市公司投资者保护水平的指标体系。运用这套指标体系和相关的方法,重点对 2006—2008 年间中国上市公司投资者保护水平进行测度,并对结果进行相关性分析。测度的结果表明:无论是宏观层面的立法与司法体系、证券市场监管、地方政府治理和中介组织发展,还是微观层面的公司治理机制,均对上市公司投资者权益保护产生了正面影响并呈现逐年向好的趋势。我们构建的指数能相对客观地反映投资者对中国上市公司投资者保护水平的心理评价,相关的数据既可用于截面比较研究,还可开展时间序列分析,从而为推动投资者保护的深入研究提供有益的参考和数据准备。

关键词 上市公司,投资者保护,制度安排,指标体系,测度

一、引 言

对任何一家上市公司来说,为其提供资本的投资者包括股东和债权人。由于债权人通常都是成熟且有能力自我保护的机构(如银行等),它们可通过事前的筛选与签约、事中的积极监督与检查、事后的法律诉讼等手段来保护自己的利益,本文只聚焦于股东权益的保护。实际上,自从亚当·斯密起,股东的权益

* 柳建华,中山大学岭南学院讲师,博士;魏明海,中山大学管理学院教授,博士生导师;刘峰,中山大学管理学院教授,博士生导师。通信作者及地址:柳建华,广东省广州市中山大学岭南学院,510275, E-mail:willow0703@163.com。本文是国家自然科学基金青年项目(批准号:70902023)和广东省自然科学基金博士启动项目(批准号:9451027501002449)的阶段性成果,也得到中山大学内部控制研究中心、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和中山大学经济研究所的资助。作者感谢匿名审稿人的修改意见,当然,文责自负。

就成为一个令人关注的话题。之后的一系列研究,包括著名的 Berle and Means (1932)乃至后来的 Jensen and Meckling (1976)的代理理论,都在关注股东权益。他们认识到:管理层作为代理人,是可以随时侵害股东权益的机会行为者,投资者权益保护,也就是限制管理层侵害股东利益的过程。在 La Porta et al. (1997)的研究中,股东被分成具有控制力的股东和其余中小股东。其中,具有控制力的股东可以通过任命管理层、直接介入董事会等方式来保护自己,甚至可能通过恶意行使控制权直接侵害中小股东的权益。中小股东是纯粹弱勢的群体,它们不仅自身在行使权益时存在诸多障碍,还可能面临来自管理层和控股股东的双重侵害。OECD (2004)由此提出:投资者保护一般是指保护股东权益,重点是确保所有股东,包括中小股东和非国有股东受到平等待遇。本文关注的投资者保护,主要是针对中小投资者的权益保护。

La Porta et al. (1997, 1998, 2006)关于“法与金融”的系列论文发现:一国本市场的发达与否,在相当程度上取决于该国法律对投资者保护的强弱。他们的研究是从国家层面讨论投资者保护的,其研究发现有助于人们从总体上理解资本市场发展的规律性特征,有助于宏观层面的政策制定。在 La Porta et al. 的研究框架中,所有 49 个经济体按照其法律来源不同,分为英美法系、法国法系、德国法系、斯堪的那维亚法系,但其研究实际上隐含着同质性假设,即假定同一法律制度下的所有公司的投资者保护水平相同。并且,该研究公认的另一个缺陷是没有可用的具有可比性的时间序列数据 (Armour et al., 2008)。

因此,后续的研究主要是从纵向和横向两个方面加以拓展的。在纵向拓展方面,Armour et al. (2008)构建了 1995—2005 年法律对投资者保护的一个新的纵向数据集,就法律起源、法律变更与股市发展的关系进行检验。研究发现:普通法系的投资者保护水平更高,而大陆法系在同一时期正逐步赶上普通法系,两者的总体差异在这一时期有缩小的趋势。沈艺峰等 (2004)研究了我国中小投资者法律保护的不同阶段,首次公开发行 (IPOs) 的初始收益率。他们发现:随着中小投资者法律保护的逐步完善,中小投资者对市场保护的依赖性会逐步减少, IPO 的初始收益率会有所降低。在横向拓展方面,除了法律以外,近年来越来越多的学者分别从宏观层面的证券市场监管 (Pistor and Xu, 2002; Chen et al., 2005; Berkman et al., 2008)、地方政府治理 (Bhattacharya and Daouk, 2002; Berkman et al., 2008)、中介组织发展 (Dyck and Zingales, 2004; Bushman et al., 2004; LLSV, 2006) 以及微观层面的公司内部治理机制 (Mitton, 2004; Klapper and Love, 2004; Doidge et al., 2007) 等方面考察了上述制度安排对投

资者权益保护的影响。这些研究不仅弥补了 La Porta 等的研究结果存在同质性和外生性假设的缺陷,还从时间序列上解决了其中的问题。更为重要的是,它使人们认识到:仅从立法和司法的视角研究投资者保护远远不够,投资者保护的内涵和制度安排需要进一步拓展,相应地,对投资者保护的测度指标和方法也需要改进。

对资本市场的普通投资者而言,更相关的研究应当是公司层面的。即具体到每家公司,投资者保护是否存在差异?如果存在差异,如何描述并量化这一差异?将投资者保护具体化到公司层面,对资本市场监管机构来说也是至关重要的,这是因为,证券市场监管的核心目标之一就是保护投资者的权益,指数化的、公司层面的投资者保护度量,可以为监管提供直接的帮助;对研究者来说,一个指数化的、公司层面的投资者保护指标,如果能够做到合理、可靠,它可以为后续的资本市场问题研究提供非常重要的条件。

正是基于上述诉求,本文将投资者保护分为国家、地区和公司三个层面。其中,国家层面的投资者保护包括立法、证券市场监管、法律与监管制度的执行;地区层面的投资者保护涉及地方政府治理和中介组织发展;公司层面的投资者保护的重点是内部治理机制。

我们的研究总体上体现出如下特点:第一,指标体系包含的指标比较全面,不仅延续了“法和金融”的立法和执法的视角,还考虑了证券市场监管、地方政府治理、中介组织发展以及公司治理机制等制度安排对投资者保护的影响,从而在横向上拓展了 La Porta 等人的研究,为在一国内部不同公司之间进行投资者保护研究提供了可能;第二,本研究完全采用客观指标来测度投资者保护水平,并且,年度之间的数据具有可比性,这有利于保证数据的持续更新,使投资者保护的研究避免了仅限截面研究的局限。

本文的后续部分安排如下:第二部分是对影响投资者保护的制度安排进行分析;在第三部分中,构建了一个比较全面、系统的投资者保护指标体系;第四部分阐述了投资者保护指数的计量方法;第五部分是有关投资者保护水平的测度结果;第六部分是投资者保护评价指标及其结果的相关性分析;最后是本文的研究结论。

二、影响投资者保护的制度安排

投资者保护,尤其是中小投资者保护通常被视为资本市场发展的关键,投

投资者保护水平的高低也与一个国家的经济发展存在显著的正相关关系。要构建投资者保护评价指标体系以测度投资者保护的水平,首要前提就是要分析和厘清哪些制度安排会影响,甚至决定投资者权益的行使以及投资者的实际利益。遗憾的是,现有的研究并未给出一致且明确的答案。

在“法与金融”学派的代表人物 La Porta 等看来,当外部中小股东将大量的资金投入企业时,可能面临公司控股股东或管理层利用其掌握的控制权以牺牲中小投资者的利益为代价来谋取私利的风险。因此,中小投资者需要获得一些法定权利,如选举权、知情权、表决权和收益权等,并通过公司法、证券法在内的一系列法律法规和公司章程中对中小股东的保护性条款以及这些条款的有效实施对其利益加以保护(La Porta et al., 1997, 1998)。如果外部投资者的利益得不到保障而选择离开市场时,市场交易就会萎缩,进而导致资本市场资本配置功能的丧失。安然、世界通讯、大庆联谊和红光实业等侵害投资者利益的臭名昭著的案件所引发的对资本市场的冲击即为明证。只有外部投资者的权益得到很好的保护,他们才愿意将资金投入企业,资本市场才能持续健康发展(Modigliani and Perotti, 2000)。因此,La Porta et al. (1998)认为,世界各国投资者保护水平的差异体现为不同国家对投资者权益保护法律条文的制定及其法庭对这些条文解释与执行的差异上。按照这一理解,所谓投资者保护仅是指法律对投资者权益的保护。但近年来越来越多的研究认为:仅仅用立法和司法的手段来保护中小投资者免受公司控股股东和管理层的利益侵占是远远不够的。证券市场监管、地方政府治理、中介组织发展以及公司内部治理机制等制度安排的改善可以弥补法律对投资者保护的不足。其中以世界银行(1999)所提出的从公司角度和公共政策角度两个层面的分析最为典型。^[1]因而,我们沿用这个框架并结合已有的相关文献,对投资者保护的法治观进行进一步的拓展。

首先,法律是不完备的,因此仅仅依赖这种存在固有内在不完备性的法律来保护投资者权益显然是不够的(Pistor and Xu, 2005)。法律既不能完全制止内部人恶意行使控制权,也不能为中小投资者行使法律赋权排除所有的障碍。Johnson and Shleifer(2001), Klapper and Love(2004), Bushee and Leuz(2005)

[1] 该分析框架认为,要抑制公司内部人的自利行为,达到公司价值最大化的目标,以保护中小股东的利益,从公司的角度看,是要在公司内部界定股东与负责经营的管理层之间彼此关系的契约安排。但是,仅靠内部治理机制无法达到上述目标,需要外部环境和制度的配合,这些制度包括各种法律规则的建立,也包含民间组织参与、市场竞争机制等。

和 Berkman et al. (2008) 等人的研究发现,证券市场监管机构在规则制定、市场调查和相关规则执行方面具有强大的力量。尤其是在法律和司法相对较弱的新兴市场,证券市场监管制度的出台将是司法不力的有效替代。事实上,一系列的研究为证券市场监管改善了投资者保护状况的观点提供了证据支持。例如,Nourayi(1994)的研究发现:当上市公司因为违反信息披露要求,违规进行账务处理以及错误使用 GAAP 而受到 SEC 的处罚时,上市公司的股价也会显著下降。Howe and Schlarbaum (1986), Ferris et al. (1992) 也就监管机构的相关监管措施对上市公司股价的影响进行了研究,得出了相似的结论。在针对中国证券市场监管效率的研究中,Chen et al. (2005) 发现,证监会对上市公司违规行为的监管会对公司的股价产生负面影响,并且这些受到监管处罚的上市公司出现审计师变更、被出具非标准审计意见以及 CEO 变更的概率也更高。Berkman et al. (2008) 则实证检验并发现了中国证券市场上旨在改善中小股东保护状况的三项监管措施的变化给上市公司带来的财富效应。上述结果说明中国证监会的监管行为发挥了一定的效用。

其次,包括地方政府治理和中介组织发展在内的地区治理环境也是影响投资者利益保护的重要方面。从地方政府治理对投资者保护影响的角度讲,基于新兴市场国家的多项研究表明,法律法规与监管制度的制定和执行都是通过政治系统实现的,其内容与执行效果可能因政治系统不同而存在差异(Black, 2001;Gourevitch,2006)。当一个国家的法律部门在行政部门面前表现得较为软弱时,执法往往会受到政治因素的影响(Shleifer and Vishny,1993)。即使法律制度设计得很完善,其执行也可能会因其中夹杂着的政治利益而无法保持中立(Modigliani and Perotti,2000)。立法和执法体系以及监管制度甚至有可能会扩大政治家寻租的空间,从而对投资者权益保护产生负面影响(La Porta et al., 1998)。在我国证券市场,一些地方政府可能会对法律和监管制度的实施过程施以较大影响,导致执法和监管机构不能严格地按照制度的强制性要求来执行规则或惩罚违规主体,在执行中表现出弹性和妥协,从而弱化了制度对市场主体行为的约束力,即制度实施中的“弱约束”。具体表现为制裁几率偏小,制裁力度偏弱,规则执行的非连续性和规则虚置(陈共炎等,2007)。Berkman et al. (2008),Bhattacharya and Daouk(2002)等基于中国的研究均发现,法律和证券市场监管制度的执行是有选择性的,尤其对存在政治关系的企业来说更是如此。另外,从中介组织发展对投资者保护影响的角度来讲,投资者能否及时获得真实可靠的信息是其做出正确投资决策的基础。为了使投资者能够平等地

获得公司真实可靠的信息,通过立法和相应的市场监管制度强制要求企业建立完整而有效的信息披露制度并无保留地履行信息披露义务固然重要,但法律和监管制度的不完备性、执法效率的低下也可能导致投资者权益保护的效果大打折扣,这在转型经济中表现得尤为明显(Pistor and Xu, 2005)。发达的中介组织在一定程度上可以弥补通过法律和证券市场监管改善公司信息披露状况的不足。比如, Dyck and Zingales (2004) 认为, 中介(如媒体)的高覆盖与企业内部人控制权私利的大小呈负相关关系。Bushman et al. (2004) 在构建透明度指数时就将信息的可获取性和流动性作为其中的重要指标, 分析师或媒体等其他中介行业的发展显然能提高透明度, 从而约束内部人的行为。La Porta et al. (2006) 也认为通过信息的广泛渗透能使经理人的自利行为受到约束。

最后,除了宏观层面的制度安排外,公司内部的制度安排对投资者保护也至关重要。由于法律存在“任意性规范”、“强制性规范”以及“赋权条款”的区别,每家公司对其公司章程及其附则等是否选用法律上的任意性规范或赋权条款存有灵活性,因而国家层面的法律法规条款在公司的制度安排中可能并未得到完整的体现(Easterbrook and Fischel, 1999; Black and Gilson, 1998)。在法律体系和证券市场监管制度一定的情况下,企业可能通过添加法律没有规定的条款或其他措施来强化投资者权益的保护(Djankov et al., 2008)。比如,公司可能会通过增加信息披露、构建功能良好且独立的董事会以及采用一些约束机制来限制管理层和控股股东侵害中小股东的利益等(Klapper and Love, 2004),以达到降低代理成本和融资成本等目的(南开大学公司治理研究中心课题组, 2008)。因此,公司内部治理机制的改善可以弥补外部制度环境的不足,从而更好地保护投资者的权益(Mitton, 2004; Klapper and Love, 2004; Boubakri et al., 2005; Durnev and Kim, 2005; Doidge et al., 2007)。这样,投资者保护水平不仅在国家层面存在差异,在同一国家内部的不同地区、不同公司之间也存在明显的差异(Klapper and Love, 2004)。

法律体系仅仅是影响投资者保护水平高低的一个重要方面,企业的投资者保护水平还受到证券监管机构、地方政府、中介组织以及公司内部治理机制等多种制度安排的影响。基于上述分析,我们认为:投资者保护是由国家法律、证券市场监管机构、地方政府、中介组织以及公司自身共同构建的藉以防止外部股权投资者权益被公司内部人侵占的一系列制度安排。由此,我们提出如下关于企业投资者保护制度安排的分析框架,具体见图1。

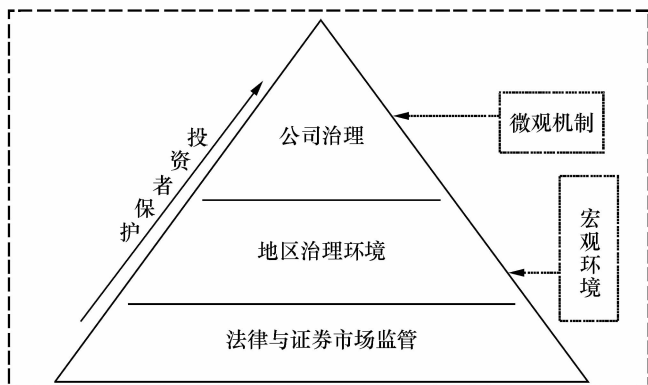


图1 投资者保护制度安排的分析框架

三、中国上市公司投资者保护水平测度指标体系构建

（一）指标体系的分类

如何选择合适的指标并构建一个完整的指标体系是测度投资者保护水平的核心内容。中小投资者的权益能否得到保护取决于宏观层面和微观层面的相关制度能否抑制公司的控股股东以及管理层以牺牲中小投资者利益为代价的自利行为。因此,我们以代理理论作为构建指标体系的理论基础,所选择的指标尽可能地围绕解决公司控股股东与中小股东以及股东与管理层之间的代理问题的制度安排及其相关的表现。

根据前面对投资者保护制度安排的分析,我们认为:要较为准确地测度上市公司投资者保护水平,影响投资者权益保护的各种制度安排都应纳入指标选择的视野。除了如 LLSV(1998)等经典文献使用的立法和执法指标外,还需加入体现证券市场监管、地方政府治理、中介组织发展以及公司治理机制的相关变量,以体现上述因素对投资者保护的影响。

（二）指标的选择

指标的选择是一个艰难的过程,需要充分考虑指标的代表性、可比性和数据的可得性。即所选的指标既要充分反映投资者保护的基本方面,又要考虑是否有相关文献和理论的支持,以期能获得广泛的认可并便于与相关研究做比较分析。同时,还要保证这些指标数据的客观性和可得性。

投资者保护影响机制、理论基础以及中国特定的制度背景为我们选择指标提供了基本思路。现有的关于投资者保护的相关文献、公司治理指数的研究报告等是我们选择指标的重要参考依据。各类统计年鉴、资本市场数据库以及上市公司公开披露的信息为我们提供了数据来源。经过一系列的初选和评估比较,我们最终确定分别从宏观层面的法律与证券市场监管、地区治理环境和微观层面的公司治理来测度上市公司投资者保护水平。

1. 法律与证券市场监管

延续“法与金融”学派的研究,结合投资者保护制度安排的分析,我们设置了“法律与证券市场监管”这样一个一级指标来测度法律和证券市场监管制度对投资者保护的影响。该一级指标下包含3个二级指标,分别为证券市场立法、证券市场监管、法律与监管制度执行。各二级指标下又各包含若干个三级指标。

(1) 证券市场立法。在没有法律保护的极端情况下,内部人可以随意攫取公司的利益(La Porta et al., 1997, 1998)。法律制度之所以能够给外部投资者提供保护,原因在于法律赋予股东一定的权利,以约束控股股东和管理层的侵占行为。由于不同法律体系对投资者享有的权利具有不同的界定,并提供不同的保护机制,而法源决定了一国法律体系的整体架构,因此,LLSV(1998)选用了一组指标来比较不同法系国家投资者保护水平的高低。以股权投资保护为例,选用的指标包括:一股一票、抗董事权和强制股利。其中抗董事权包括六项权利,分别是通信表决权、无阻碍出售权、累计投票权、少数股东反对权、优先认股权和临时股东会召集权。沈艺峰等(2004)在LLSV(1998)的基础上,选择了7项体现股东权利和9项其他有利于保护中小股东利益的指标,对照1992年5月至2002年6月施行的50项法律法规的相应条款,赋值计算投资者保护水平。按照LLSV(1998)的观点,保护中小投资者权益的法律通常包括公司法、证券法和破产法等。延续LLSV(1998)的基本思路,结合中国的制度背景,我们选择了如下指标从证券市场立法保护的视角测度中国上市公司的投资者保护水平。这12项指标分别为:累计投票权、征集投票权、通信表决权、分类表决权、回避表决权、重大事项表决权、临时股东大会召集权、强制性少数股东权利、股东对新发行股票的优先权、无阻碍出售权、现金分红权和诉讼权。

(2) 证券市场监管。证券市场监管机构出台的一系列制度有利于中小投资者权益的保护。国际证监会组织(IOSCO)将证券监管的目标归纳为保护投

资者,确保市场公平、有效和透明,减少系统风险等三个方面。事实上,确保市场公平、有效和透明就是保护投资者权益的手段,降低某些人为因素而导致的系统风险也可以保护中小投资者的权益。沈艺峰等(2004)选择了上市公司信息披露、会计政策与审计制度、外部独立董事、送配股政策、内部人股权转让、管理层、董监事持股规定、内幕交易、限制大股东行为的规定等9个指标来度量市场监管制度对中小投资者权益的保护程度。我们根据IOSCO设定的证券监管的目标,依据中国证监会和沪深两地证券交易所自股市设立以来所出台的相关监管制度,选择强化信息披露、规范关联交易、打击内幕交易以及对中介机构虚假和纵容行为的惩罚4个三级指标测度证券市场监管对投资者保护的影响。

(3) 法律与监管制度执行。对于转型国家来说,由于其用于规范证券市场的法律和监管制度大都是从成熟市场移植过来的,尚未形成自愿遵守这些法律和监管制度的传统,因此,法律及其相关监管制度的有效实施比书面的条文更为重要(Pistor et al., 2000)。DeFond and Hung(2004), Chen et al.(2005)等的研究也对法律执行的重要性做出了相似的评价。相对于立法指标的确定,法律与监管制度实施有效性的测度指标选择通常显得较为主观。目前对于该类指标的选取一般采用一些国际组织或国际评级机构的抽样调查数据,这些数据通过抽样调查受访者的主观感受计算而获得。例如,LLSV(1998)选择法制状况、司法体系的有效性、腐败的普遍性、契约履行程度、被政府掠夺的风险等5个指标进行度量。Pistor et al.(2000)也使用了3个来自抽样调查和国际组织的数据作为法制有效性的指标。这些指标最为明显的不足在于数据可得性差。出于数据可得性的考虑,另一些学者采用公开数据构建的单项指标来近似测度司法保护对投资者保护的影响(Zhang and Guang, 2005; 许年行和吴世农, 2006)。我们参照后一种方法,选用如下3个体现我国法律与监管制度执行有效性的指标:年检察院的结案数占接受案件数的比例、年法院一审结案数占接受案件数的比例和年违规上市公司家数占上市公司总数的比例。

2. 地区治理环境

立法和司法以及证券市场监管是从整个国家层面考察法律法规、执法效率以及证券市场监管等制度安排对投资者保护的影响,具有普适性。在未考虑其他因素前,这些因素对所有上市公司的影响是一致的。但是,中国地域辽阔,区域之间市场化水平存在显著差异。其中,不同地区的地方政府对经

济的干预程度和中介组织的发展程度均有很大的区别(樊纲和王小鲁, 2006)。假如地方政府的行为和所在地区的中介组织发展会影响当地企业的投资者权益保护,那么地区层面的投资者保护水平也可能存在系统性的差异。我们将地方政府治理行为和所在地区中介组织的发展统称为地区治理环境。

(1) 地方政府治理。在新兴市场国家,法律法规的执行会受行政部门的影响。政府对法制的干预可能会践踏司法的公正性。即使与企业有关的法律法规在全国一致,如果地方政府介入市场和企业的程度不同,对企业的影响也会存在明显的差异。以往的文献表明,政府干预企业可能增加企业的成本,因为政治家会利用公司的资源来服务政治和社会目标,乃至其自身的目标。但是,选择什么样的指标来度量地方政府治理对企业的影响呢?通常,选择这类指标有两种方式:一种是用调查问卷获取相应的数据。例如,樊纲和王小鲁(2006)在其编制的《中国市场化指数——各地区市场化相对进程 2006 年报告》中做了很好的尝试。他们选用了市场分配经济资源的比重、减轻农村居民的税费负担、减轻政府对企业的干预、减轻企业的税外负担以及缩小政府规模等五个指标反映政府与企业的关系,但是,这些指标往往在数据可得性方面表现较差。另外一种方式就是选用一些相对直接的客观指标进行度量。用这种方式选择的指标虽然间接,但数据比较客观、易获得,同时便于更新。因此,我们将采用后一种方式选择指标。世界银行 2006 年发布的题为《政府治理、投资环境与和谐社会:中国 120 个城市竞争力的提升》的研究报告认为,投资环境是发展的结果,每个城市都有其固有特征和经济基础,有一些因素的变化很缓慢,例如市场规模和交通运输费用;另一些因素可以在较短时间内得到提高,尤其是当地政府效率。其他一些因素的改善,比如教育和技术技能、环境质量、城市基础设施建设,则需要政府的持续投入。短期的政府改革和对公共产品的长期投入从长远来看将带来额外的商业投资并促进经济增长。因此,我们认为,投资环境的改善会导致与政府没有天然关系的外资经济和其他非公经济投资的增加,这在某种程度上能够反映投资主体对其投资能否获得良好回报的一种预期,是投资主体对自身利益受保护程度进行谨慎评估后的理性决策。为此我们选择各地区实际利用外资直接投资额、各地区实际利用外资直接投资额增长率、各地区非国有经济固定资产投资额占全部固定资产投资额的比重 3 个指标来体现地区投资环境的好坏,进而间接替代地方政府治理对投资者保护水平的影响。

(2) 中介组织发展。由于中介组织在一定程度上可以抑制内部人的自利行为,并有利于投资者获得更多有价值的信息,因此,世界银行(1999)在其提供的公司治理框架中将会计师、律师、投资银行、财经媒体、信用评级机构等纳入公司治理的外部影响因素中加以分析。鉴于中国的制度背景和数据可得性的原因,我们选择了各地区投资银行的数量^[2]、各地区主要财经媒体的发行量排名^[3]、各地区注册会计师人数占总人数比例排名3个与证券市场发展有关的指标来评价中介组织的发展对投资者保护水平的影响。

3. 公司治理

正如 Klapper and Love(2004)所言,公司可能会通过增加信息披露、构建功能良好且独立的董事会以及采用一些约束机制来限制经理人和控股股东侵害中小股东利益的行为。除了法律等外部因素外,公司内部治理对投资者的保护也不可忽视。公司治理结构的改善可以弥补外部制度环境的不足,从而更好地保护投资者的利益(Mitton, 2004; Boubakri et al., 2005; Durnev and Kim, 2005; Doidge et al., 2007)。这表明,投资者保护水平不仅在国家层面和地区之间存在差异,在同一国家内部的不同公司之间也可能存在差异(Klapper and Love, 2004)。

事实上,公司治理评价在国内外已有很多的研究。^[4] 在本研究中,我们强调的是微观层面的公司治理机制对中小股东权益的保护。为此我们设置了公司治理一级指标,并参照里昂证券(CLSA)公司治理评价的框架,设置了公平性、透明与合规性、激励性、独立与约束性4个二级指标,下含33个三级指标。这些指标有些直接反映的是公司的相关制度设计,有些则是某些制度规范的执行结果。我们希望通过这33个指标体现出公司是否公平对待中小股东,公司的信息是否透明,控股股东的行为是否合规,公司的制度在多大程度上激励董监高的公司价值最大化行为,公司的股东和高管是否独立以及如何约束他们可能的自利行为等。

[2] 本研究选用的投资银行主要是券商。

[3] 本研究选用的主要财经媒体是《中国证券报》、《证券时报》和《上海证券报》。

[4] 详细的列示参见李维安和程新生(2005)的总结。

表 1 中国上市公司投资者保护水平测度指标体系表

宏观指标			微观指标 ^[1]				
一级指标	二级指标	三级指标	一级指标	二级指标	三级指标		
法律与市场监管	证券市场立法	累计投票权	公司治理	公平性	公司层级		
		征集投票权			现金流权与控制权分离度		
		通信表决权			股权制衡度 ^[2]		
		分类表决权			与控股股东系统的关联交易金额占总资产的比重 ^[3]		
		回避表决权			与控股股东系统的关联担保金额占总资产的比重 ^[4]		
		重大事项表决权			控股股东占款占总资产的比重 ^[5]		
		临时股东大会召集权			公司当年累计分红占净利润的比例 ^[6]		
		强制性少数股东权利			公司当年澄清公告数量		
		股东对新发行股票的优先权			公司当年财务重述的数量		
		无阻碍出售权			公司年报披露时间 ^[7]		
	证券市场监管	现金分红权		透明与合规性	公司当年审计意见 ^[8]		
		诉讼权			公司当年业绩预告是否变脸 ^[9]		
		强化信息披露			公司是否存在虚假披露行为 ^[10]		
		规范关联交易			公司是否因未及时披露信息而受处分 ^[11]		
		打击内幕交易			公司是否存在其他违规行为 ^[12]		
		对中介机构虚假、纵容行为的惩罚			在公司领薪的董事高管监事的比例		
		法律与管制度执行			年检察院的结案数占接受案件数的比例 ^[13]	激励性	公司薪酬最高的三名董事的薪酬总额占所在行业董事薪酬均值的比重
					年法院一审结案数占接收案件数的比例 ^[15]		公司薪酬最高的三名高管的薪酬总额占所在行业高管薪酬均值的比重
					年违规上市公司家数占上市公司总数的比例 ^[17]		公司董事高管监事持股比例 ^[14]
							公司是否实行股权激励 ^[16]
地区治理环境	地方政府治理	各地区实际利用外资直接投资额	独立与约束性	来自控股股东的董监高占全体董监高的比例			
		各地区实际利用外资直接投资额增长率		董事长、总经理是否来自于大股东 ^[19]			
		各地区非国有经济固定资产投资额占全部固定资产投资额的比重		董事长和总经理是否两职合一 ^[20]			
				担任董事的高管人数占全体高管的比例			
	中介组织发展	各地区投资银行的数量 ^[22]		独立董事比例			
		各地区主要财经媒体的发行量排名 ^[24]		机构投资者持股占全部股本的比例 ^[21]			
		各地区注册会计师人数占总人数比例排名		与控股股东系统的关联产品购销金额占主营业务收入的比重 ^[23]			
				内部控制披露 ^[25]			
				董事会对外风险投资的单项审批权限 ^[26]			
				董事会对外非风险投资的单项审批权限 ^[27]			
	公司对外担保是否需要反担保 ^[28]						
	董事会对关联交易的审批权限 ^[29]						

注:[1] 在微观层面的指标中,某些指标原始数据难以根据我们设定的计算方法进行赋值,也有一些比例指标存在较多的极端值。为了消除这些影响,我们对该两类指标原始数据根据其经济意义进行初始赋值整理。

[2] 股权制衡度指的是前5大股东中既非控股股东又非控股股东的关联股东的持股比例之和与控股股东及前5大股东中控股股东关联股东的持股比例之和的比值。

[3] 与控股股东系统的关联交易金额占总资产的比重初始赋值是5为无交易,4为0—0.1%,3为0.1%—0.2%,2为0.2%—0.4%,1为0.4%—1%,0为1%以上。

[4] 与控股股东系统的关联担保金额占总资产的比重初始赋值是5为无关联担保余额,4为0—5%,3为5%—10%,2为10%—20%,1为20%—60%,0为60%以上。

[5] 控股股东占款占总资产的比重初始赋值是5为无占用,4为0—0.1%,3为0.1%—0.2%,2为0.2%—0.4%,1为0.4%—0.6%,0为0.6%以上。

[6] 公司当年累计分红占净利润的比例初始赋值是5为60%以上,4为40%—60%,3为20%—40%,2为10%—20%,1为0—10%,0为无分红。

[7] 根据年报披露的时间先后,1月31日前披露的为5,1—2月披露的为4,2—3月披露的为3,4月1—15日披露的为2,4月15—30日披露的为1,4月30日以后披露的为0。

[8] 标准无保留意见为5,无保留意见加事项段为4,保留意见为3,保留意见加事项段为2,否定意见为1,拒绝发表意见为0。

[9] 当年业绩预告变脸取1,否则为0。

[10] 当年公司发生虚假披露行为取1,否则为0。

[11] 当年公司发生未及时披露行为取1,否则为0。

[12] 当年公司存在除上述三项违规行为外的其他违规行为取1,否则为0。

[13] 我们根据统计年鉴提供的数据进行取值,结案数占立案数比例在90%以上的取5,80%—90%的取4,60%—80%的取3,40%—60%的取2,40%以下的取1。

[14] 公司董事高管监事持股比例初始赋值是5为持股比例15%以上,4为持股比例10%—15%,3为持股比例5%—10%,2为持股比例1%—5%,1为持股比例0—1%,0为未持股。

[15] 我们根据统计年鉴提供的数据进行取值,结案数占接收案件数比在90%以上的取5,80%—90%的取4,60%—80%的取3,40%—60%的取2,40%以下的取1。

[16] 股权激励方案经过董事会议案的取1,否则取0。

[17] 我们根据1992—2008年间中国上市公司违规情况的历史数据进行取值,违规上市公司数占上市公司总数比在2%以下的取5,2%—4%的取4,4%—6%的取3,6%—8%的取2,8%以上的取1。

[18] 公司授予股权激励的总数占当时总股数的比重为8%—10%的初始赋值为5,6%—8%的为4,4%—6%的为3,2%—4%的为2,0—2%的为1,0为无。

[19] 董事长和总经理都来自控股股东取2,其中一个来自控股股东取1,否则为0。

[20] 两职合一取1,否则取0。

[21] 机构投资者的持股之和占总股本的比例超过40%以上的,初始赋值为5,30%—40%的为4,20%—30%的为3,10%—20%的为2,0—10%的为1,0为无。

[22] 本研究选用的投资银行主要是指券商。

[23] 与控股股东系统的关联产品购销金额占主营业务收入的比重的初始赋值是5为无交易,4为0.1%以下,3为0.1%—0.4%,2为0.4%—1%,1为1%—10%,0为10%以上。

[24] 在各地区主要财经媒体的发行量排名指标中,选用的主要财经媒体是《中国证券报》、《证券时报》和《上海证券报》,我们根据各地区这三大证券报发行量的排名的算术平均值进行再排名。

[25] 披露公司内控自我评估报告及审计师的核实意见为1,只披露了公司内控自我评估报告为2,未披露相关信息为3。

[26] 需要特别说明的是,对外风险投资与非风险投资的划分,我们完全取决于各家公司章程中本身的界定。虽然我们难以确定到底是风险投资还是非风险投资更能给企业带来高额回报,但是,通常来说,风险投资者更可能给企业投资者带来极大的不确定性。董事会

对外风险投资的单项审批权限的初始赋值是:单项投资金额占净资产比为 0—10% 的为 5, 10%—20% 的为 4;20%—30% 的为 3;30%—40% 的为 2;40% 以上为 1;未规定为 0。

[27] 董事会对外非风险投资的单项审批权限的初始赋值是:单项投资金额占净资产比为 0—10% 的为 5;10%—20% 的为 4;20%—30% 的为 3;30%—40% 的为 2;40% 以上为 1;未规定为 0。

[28] 公司对外担保需要反担保的为 1,否则为 0。

[29] 董事会对关联交易的审批权限的初始赋值是:单项交易金额占净资产比例为 0—5% 的为 5;5%—10% 的为 4;10%—15% 的为 3;15%—20% 的为 2;20% 以上为 1;未规定为 0。

(三) 数据来源

在本研究中,法律和证券市场监管的相关制度来源于 WIND 数据库;法律和监管制度执行的数据中关于违规公司的数据来源于 WIND 数据库,其他数据来源于 2006 年至 2009 年的《中国统计年鉴》;地方政府治理的数据来源于 2006 年至 2009 年的《中国统计年鉴》;中介组织发展的数据中有关投资银行的数据来自于中国证监会官方网站,其他两个数据分别由相关的报社和中国注册会计师协会提供;公司治理的数据一部分来源于 WIND、CSMAR 和色诺芬数据库,或根据数据库的数据进行整理而得,另一部分数据根据巨潮资讯网和沪深两地交易所网站所披露的公司年报和其他公告、公司章程等手工收集。

四、中国上市公司投资者保护指数计算

在确定指标体系之后,本文采用常见的打分方式对相应指标进行赋值,以测度中国上市公司的投资者保护水平。由于测度指标涉及宏观和微观两个层面多个不同的视角,不同层面的数据具有不同的特征,因此指标赋值方法并不完全相同。我们希望通过对这些指标分别进行打分赋值,以观察投资者保护水平的年度变化;也希望能从整体上观察不同地区上市公司投资者保护水平的差异,并将投资者保护水平的测度细化到公司个体层面。

(一) 立法保护和证券市场监管保护指标得分的度量方法^[5]

由于立法保护中相关股东权利的赋予、证券市场监管中对公司和中介组织的约束都来自于国家和监管机构所颁布的相关法律法规,因此我们参照 LLSV

[5] 由于宏观层面的立法和证券市场监管规章制度是在全国范围内统一实施的,都是根据相关的法律法规是否涉及本研究所设计的指标进行赋值,因此,我们将立法保护和证券市场监管保护方面的度量指标的度量方法进行统一。

(1998)和沈艺峰等(2004)的方法对这两类指标进行度量。具体如下：

1. 立法保护指标得分的度量方法

凡属于全国人民代表大会通过的法律首次对股东的累计投票权、征集投票权、通信表决权、分类表决权、回避表决权、重大事项表决权(重大事项须经 2/3 以上表决通过)、临时股东大会召集权、强制性少数股东权利、股东对新发行股票的优先权、无阻碍出售权、现金分红权和诉讼权做出规定的,该项指标给予 2 分;属于行政法规或部门规章规定的,给予 1 分;如果涉及股东这些权利的某项条款已由之前的法律或法规做出规定,而后出台的法律或法规又对相同条款作出相同的规定或是更强更具体的规定,属于法律的给予 1 分,属于行政法规或部门规章规定的给予 0.5 分。当然,凡作出与上述各条款相反规定的,各条款则减去相应的分值。^[6]

2. 证券市场监管指标得分的度量方法

凡属于中国证监会和沪深两地交易所首次出台的旨在强化上市公司信息披露、抑制关联交易、打击内幕交易和对中介机构虚假、纵容行为惩罚的规定,该项指标给予 1 分;当某项条款已由之前的制度做出规定,而后出台的制度又对相同条款作了规定,不予给分;但如果后出台的制度又对相同条款作了更强更具体的规定,给予 0.5 分。^[7] 相应的减分原则同前。

归纳起来,立法保护和证券市场监管的赋值方法见表 2。

表 2 立法保护和证券市场监管保护指标赋值方法

对保护条款的规定	法律或法规		分值
当某项条款首次由法律或法规作相应规定时	法律		2
	行政法规或部门规章		1
当某项条款已由法律或法规作出规定,而后出台的法律或法规又对相同条款作了规定	新规定与旧规定相同	法律	1
		行政法规或部门规章	0
	新规定比旧规定在相同条款上作更强更具体的规定	法律	1
		行政法规或部门规章	0.5

[6] 以“通信表决权”为例,2000 年出台的《上市公司股东大会规范意见》首次明确规定禁止使用通信表决权,该条款不利于中小投资者合法权益的保护,故该条款减值 1 分。

[7] 以“信息披露”条款中有关《年度报告的内容与格式》的规定为例,1994 年至 2001 年,证监会先后对上市公司年度报告的内容与格式做了 4 次修订,每次修订都对年报所应披露的信息作了更具体、更严格也更有利于中小投资者的规定,故每次新的《年度报告的内容与格式》出台后,均在“信息披露”条款上加 0.5 分。

(二) 法律与监管制度执行指标得分的度量方法

法律和监管制度的执行指标得分的度量方法比较特殊。许年行和吴世农(2006)直接根据指标原始数值的大小来评价法律和监管制度执行的好坏。本文试图确定一个更为合适的测度方法。我们根据所选择的3个指标对投资者权益保护影响的理论关系进行赋分:当各项指标取值为5时,得分为10分;取值为4时,得分为8分;以此类推,当取值为1时,得分为2分。最后将3个指标的得分按算术平均方法汇总,并转化为百分制得分,即法律和监管制度的执行得分 $=100 * (S_1 + S_2 + S_3) / 10 * 3$ 。其中, S_1 、 S_2 、 S_3 分别代表年检察院的结案数占接受案件数的比例、年法院一审结案数占接受案件数的比例和年违规上市公司家数占上市公司总数的比例3个三级指标的得分。

(三) 地区治理环境和公司治理指标得分的度量方法

相对于立法和证券市场监管保护取值全国范围内一致性而言,地区治理环境的指标可以体现出地区层面的差异,进行地区层面的比较。这一特征与从微观层面测度公司治理机制对投资者权益的保护进而可以开展公司间的比较相类似,因而可采用同一种方法对这两类指标进行赋值。

为了使公司层面的投资者保护分值跨年度之间具有可比性,我们以股改之后的2006年为基期年份,并设定基期三级指标评分的最大值和最小值分别为10和0。

1. 基期三级指标得分计算

根据指标数值高低与投资者保护程度高低的理论关系,计算指标的公式分为两种情形:

(1) 当指标与投资者保护程度高低呈正相关关系时,采用以下公式:

$$\text{第 } i \text{ 个指标得分} = \frac{V_i - V_{\min}}{V_{\max} - V_{\min}} \times 10$$

其中, V_i 是某省份(或公司)第*i*个指标的原始数据, $V_{\max}$ 是某省份(或公司)基期第*i*个指标相对应的原始数据中数值最大的一个, $V_{\min}$ 是最小的一个。

(2) 当指标与投资者保护程度高低呈负相关关系时,采用以下公式:

$$\text{第 } i \text{ 个指标得分} = \frac{V_{\max} - V_i}{V_{\max} - V_{\min}} \times 10$$

经过上述处理,各项指标得分均与投资者保护程度正相关,即得分越高,说

明投资者保护程度越高。对于一些指标数值存在极端值,我们采用如下方法进行处理:如果某项指标数值超过该项指标的均值加(或减)3倍标准差,则该项指标数值的最大值和最小值分别为 $\text{Mean} + 3\sigma$ 和 $\text{Mean} - 3\sigma$;如果某个指标该项数据缺失值,将其赋分为 0。

2. 基期之后单项指标得分的计算

为了使各公司的指数得分可以跨年度对比,从而反映投资者保护程度的进步情况,对于基期以后年度单项指标得分的计算,采用如下公式:

(1) 当指标与投资者保护程度高低呈正相关关系时,采用以下公式:

$$\text{第 } i \text{ 个指标得分} = \frac{V_{i(t)} - V_{\min(0)}}{V_{\max(0)} - V_{\min(0)}} \times 10$$

其中, $V_i(t)$ 是某省份(或公司)第 t 年第 i 个指标的原始数据, $V_{\max(0)}$ 是某省份(或公司)基期第 i 个指标相对应的原始数据中数值最大的一个, $V_{\min(0)}$ 是最小的一个。

(2) 当指标与投资者保护程度高低呈负相关关系时,采用以下公式:

$$\text{第 } i \text{ 个指标得分} = \frac{V_{\max(0)} - V_{i(t)}}{V_{\max(0)} - V_{\min(0)}} \times 10$$

经过上述处理,各项得分均与投资者保护程度正相关,即得分越高,说明投资者保护程度越高。同样,对于指标数值的极端值和缺失值,我们采用上述同样的方法处理。

3. 二级指标得分和一级指标得分的计算方法

形成单项指标的得分为最终计算二级指标和一级指标得分提供了基础。在形成二级指标和一级指标得分时,关键是分别确定单项指标和二级指标的权重。采用主成分分析法可以避免主观赋权重的问题,但这种以数据自身特征确定的权重也会带来弊端,即随着时间的推移和数据的变化,各指标的权重将发生变化,这将导致最后算出的二级指标和一级指标不具纵向的可比性。因此,我们没有确定权重,而是直接采用算术平均法计算二级指标和一级指标的得分。^[8] 为了符合通常的习惯,我们还将二级指标和一级指标的得分转换成百分制。计算公式如下:

$$\text{某二级指标百分制得分} = 100 * \sum_i^m \text{SI}_i / 10m$$

[8] 樊纲和王小鲁(2006)在编制中国市场化进程指数时发现,由于指标体系中含有较多的变量,所包含的信息比较充分的情况下,采用主成分分析法和算术平均法结果非常接近。

其中, SI_i 表示某二级指标中第 i 项三级指标的得分, m 为该二级指标中的三级指标的数目。

$$\text{某一级指标百分制得分} = 100 * \sum_{i=1}^n SI_i / 10n$$

其中, SI_i 表示第 i 项三级指标的得分, n 为构成一级指标所含的三级指标的数目。

五、中国上市公司投资者保护水平测度结果

(一) 法律与证券市场监管保护指数

1. 立法保护指数

股东的权利是历年来出台的相关法律法规累积的结果。对照 1992 年 5 月至 2008 年 12 月实行的与企业有关的 210 部由全国人大、国家有关部委出台的法律、法规、部门规章的相应条款, 根据前面确定的测度方法, 我们逐项对所设定的 12 项股东权利分别进行赋值, 计算投资者立法保护水平。历年的得分情况见图 2。

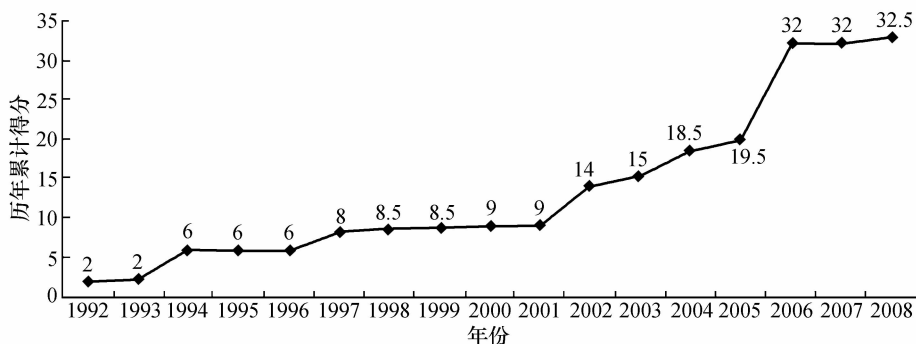


图 2 立法保护得分图

从图 2 可以看出, 整体上中国上市公司投资者立法保护的得分稳步上升。2001 年之前各年得分变化不大, 但 2002 年之后, 国家出台了多项相关的法律法规赋予股东更多的权益。尤其是 2006 年, 新《公司法》以及《上市公司章程指引 (2006 年修订)》的出台, 对股东的相关权益做了更多、更细的规定, 投资者立法保护分值锐增。各年度各项指标的详细得分见表 3。

表 3 立法保护历年得分表

年度	累积 投票权	征集 投票权	通信 表决权	分类 表决权	回避 表决权	重大 事项 表决权	临时 股东 大会 召集 权	强制 性少 数股 东权 利	无阻 碍出 售权	新股 优先 购买 权	现金 分红 权	诉讼 权	逐年 累计 得分
1992	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	2
1993	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	2
1994	0	0	0	0	0	2	2	0	0	0	0	2	6
1995	0	0	0	0	0	2	2	0	0	0	0	2	6
1996	0	0	0	0	0	2	2	0	0	0	0	2	6
1997	0	0	0	0	1	2.5	2	0	0	0	0	2.5	8
1998	0	0	0	0	1.5	2.5	2	0	0	0	0	2.5	8.5
1999	0	0	0	0	1.5	2.5	2	0	0	0	0	2.5	8.5
2000	0	0	-1 ^{〔9〕}	0	2	2.5	2.5	0	0	0	0	3	9
2001	0	0	-1	0	2	2.5	2.5	0	0	0	0	3	9
2002	1	1	0	1	2	2.5	2.5	0	0	0	0	4	14
2003	1	1	0	1	2.5	2.5	2.5	0	0	0	0	4.5	15
2004	1.5	1.5	0.5	1.5	2.5	3	2.5	0	0	0	1	4.5	18.5
2005	1.5	1.5	0.5	2	3	3	2.5	0	0	0	1	4.5	19.5
2006	3	2	1	2	5.5	3	4.5	2	0	2	1	6	32
2007	3	2	1	2	5.5	3	4.5	2	0	2	1	6	32
2008	3	2	1	2	5.5	3	4.5	2	0	2	1.5	6	32.5

从表 3 的结果可以发现,近年来国家在完善资本市场立法建设方面做了很大的努力。目前的立法除了尚未赋予股东无阻碍出售权外,其他的权利均有涉及。

2. 证券市场监管保护指数

根据 WIND 数据库提供的资料,自 1992 年至 2008 年 12 月间,中国证监会单独或联合其他各部委共出台了 161 部规章制度来规范资本市场的发展。遵照这些规章制度的条文,我们根据前文中有关证券市场监管保护所选择的四个指标并运用表 2 确定的方法打分赋值,得到的相应结果见图 3 和表 4。图 3 显示,从 1992 年开始中国证监会和沪深两地交易所历年来出台了一批规定,规范上市公司的信息披露和关联交易行为,打击公司内部人的内幕交易以及中介机构的虚假、纵容行为,整体得分呈逐年上升趋势。

〔9〕 2000 年中国证监会出台的《上市公司股东大会规范意见》中取消了该项规定,因此该项得分为 -1 分。

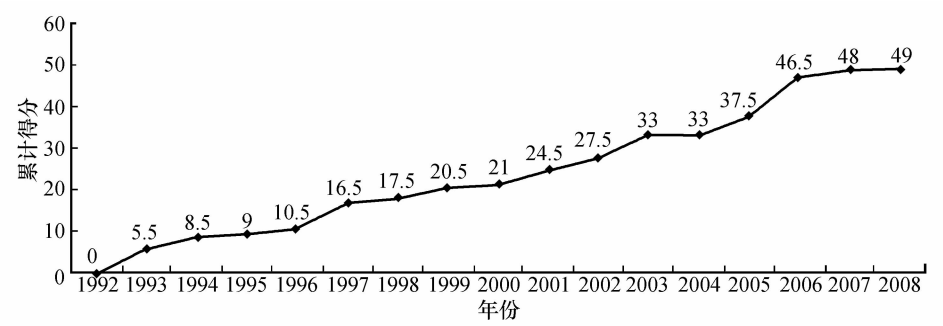


图 3 证券市场监管保护得分图

表 4 证券市场监管保护历年得分表

年度	强化信息披露	抑制关联交易	打击内幕交易	对中介机构虚假、纵容行为的惩罚	逐年累计得分
1992	0	0	0	0	0
1993	1.5	0	1.5	2.5	5.5
1994	3	0	1.5	3.5	8
1995	3.5	0	1.5	3.5	8.5
1996	5	0	1.5	3.5	10
1997	8	0	3	5	16
1998	9	0	3	5	17
1999	11	0	4	6	21
2000	11.5	0	4	6	21.5
2001	13.5	1	4.5	6	25
2002	15.5	2	4.5	6	28
2003	19.5	3	4.5	6.5	33.5
2004	19.5	3	4.5	6.5	33.5
2005	22	3.5	5	7.5	38
2006	25.5	5	6	10.5	47
2007	26	5	6.5	11	48.5
2008	27	5	6.5	11	49.5

从表 4 中的单项指标得分可以看出,为了提高上市公司的信息透明度,监管机构几乎每年在上市公司信息披露方面都做出了更为严格的规定。同时我们也发现,自股权分置改革以来,监管机构在 2006—2008 年每年对上市公司的信息披露均做了更细的规定,对公司的关联交易行为也不断规范,以抑制全流通环境下内部人利用私有信息进行的内幕交易行为,强化中介组织稳定市场的

作用,保护中小投资者的利益。

3. 法律与监管制度执行保护指数

根据 2006 年至 2009 年的《中国统计年鉴》和 WIND 数据库提供的相关数据,我们整理出评价法律与证券市场监管制度执行的情况。表 5 显示,年检察院的结案数占受案数的比例不断上升,年法院结案数与年接收案件数的比例虽然有所下降,但仍在 70% 以上,一定程度上说明我国司法系统的效率整体上有所提升。年违规公司数占全体上市公司数的比例逐年下降,这可能在一定程度上表明证券市场监管力度的加大促使大多数上市公司的行为不断规范。

表 5 法律与监管制度执行保护情况

年度	年检察院 的结案数 占立案数 的比例 (%)	年法院结 案数占年 接收案件 数的比例 (%)	年违规公 司数占全 体上市公 司数的 比例 (%)	年检察院 的结案数 占立案数 的比例 得分	年法院结 件数占年 接收案件 数的比例 得分	年违规公 司数占全 体上市公 司数的比 例得分	法律与监 督制度执 行保护综 合得分 (百分制)
2006	54.90	79.12	6.65	4	6	4	46.67
2007	60.27	77.10	4.99	6	6	6	60.00
2008	64.95	74.31	2.35	6	6	8	66.67

(二) 地区治理环境保护指数

1. 地方政府治理保护指数

世界银行题为《政府治理、投资环境与和谐社会:中国 120 城市竞争力的提高》(2006)的研究报告显示,市场潜力和投资活动在中国各地区差别很大,这一差异突显了投资环境对于经济发展的重要性。不管是在相对落后地区还是在充满活力的东南沿海地区,外国直接投资和国内私人投资都是经济增长的强大推动力。地区间投资环境的差异对于投资目的地的选择具有决定性作用。因此,创造有助于企业家创业和发展的投资环境对于中国区域经济的发展极为重要,这有赖于地方政府对市场和企业干预的减少。

借鉴该报告,我们将中国内地的 31 个省市区划分为 6 大经济区域,其中:江苏、上海、浙江、福建和广东为东南地区;北京、天津、河北和山东为环渤海地区;辽宁、吉林和黑龙江为东北地区;安徽、河南、湖北、湖南和江西为中部地区;云南、贵州、广西、四川、重庆和海南为西南地区;山西、陕西、内蒙古、宁夏、青海、甘肃、新疆和西藏为西北地区。表 6 的结果显示:从区域分布上看,各地区

的地方政府治理情况呈现出与其经济发展程度相吻合的状况,东南地区最好,然后依次下降,而西北地区的地方政府治理得分只为东南沿海地区的一半。而从年度进展情况看,东南、环渤海和东北地区基本上呈现逐年趋好的态势,但在中部、西南和西北地区,地方政府治理状况 2007 年较 2006 年有更大幅度改善,尤其是西北地区,改善的幅度最大。然而,2008 年上述三个地区的地方政府治理得分均出现不同程度的下降,同样地,西北地区得分下降幅度也最大。这可能说明,地方政府治理状况短期内的改变可能会在外部环境变化的情况下发生反复。

表 6 地区治理环境保护得分表 (区域得分)^[10]

区域	2006 年			2007 年			2008 年		
	地方政 府治理	中介组 织发展	地区治 理环境	地方政 府治理	中介组 织发展	地区治 理环境	地方政 府治理	中介组 织发展	地区治 理环境
东南	60.22	76.31	68.265	65.40	75.41	70.41	68.21	75.53	71.87
环渤海	52.86	67.16	60.01	52.75	71.25	62.00	50.77	71.31	61.04
东北	46.47	39.61	43.04	49.80	39.20	44.50	50.92	38.65	44.79
中部	43.49	33.68	38.59	49.01	33.50	41.26	43.97	34.19	39.08
西南	35.04	34.51	34.78	43.47	33.82	38.65	40.64	34.48	37.56
西北	31.41	24.32	27.87	46.64	23.59	35.12	29.50	23.59	26.55

2. 中介组织发展保护指数

中介组织的发展有利于现有的和潜在的投资者获得更为准确的信息,也有助于中小投资者维护应有的权利。表 6 的结果显示:区域之间中介组织的发展水平极不平衡。整体得分呈现出从沿海发达地区向内陆欠发达地区递减的趋势,而且,西北地区的整体得分甚至不及东南沿海地区得分的 1/3。但与地方政府治理得分不同的是,中介组织发展在年度间的差异并不明显,也未显示出明显向好的趋势。

(三) 公司治理保护指数

以股权分置改革之后的 2006 年为基期,我们本次编制的公司治理保护指数包括了 2006 年至 2008 年三年间在沪深两地交易所挂牌的上市公司。在剔除了根据公开渠道和手工采集都无法获得信息的缺失值较多的样本后,得到的样本是

[10] 我们也计算了各省(市、区)的地方治理环境保护得分、地方政府治理得分和中介组织发展的得分。大体上,属于不同地区的省(市、区)相关指标的得分基本上遵循着地区治理环境保护得分的趋势。为了节省篇幅,我们未报告按省(市、区)划分的相关指标得分,有兴趣的研究者可以向我们索取。

4 554 个,其中,2006 年为 1 409 个,2007 年为 1 534 个,2008 年为1 602 个。

表 7 的结果显示,公司治理保护指数的整体得分均值为 57.89 分,但 2006—2008 年间得分逐年上升、整体向好,各年间得分的均值差异分别在 1% 的水平上显著。二级指标年度得分也呈上述趋势,差异均在 10% 水平以上显著。但是,各二级指标得分差异很大。总体而言,透明与合规性方面做得最好,这可能反映出上市公司至少在形式上符合监管机构的制度约束规范;公平性得分也较高,说明多数公司在公平对待中小股东方面做出较大的努力;但激励性、独立与约束性得分较低,尤其是激励性方面做得很差。

表 7 公司治理保护得分表

年度	样本	投资者保 护总得分	公平性 得分	透明与合 规性得分	激励性 得分	独立与约 束性得分
2006	1 409	56.79	66.04	89.04	23.44	46.58
2007	1 534	58.27	68.32	90.33	24.31	48.01
2008	1 602	59.99	69.15	90.79	25.18	51.52
均值		58.42	67.90	90.09	24.34	48.81

对 2006—2008 年所有样本公司得分情况按所在区间进行划分,以进一步考察公司治理保护得分的变化趋势。我们发现:处于高分段的公司不断增加,2006—2008 年得分超过 60 的公司占全部上市公司的比例分别为 27.75%、38.66%、47.75%,得分处于 40—50 的公司比例大幅缩小,2008 年仅有 2.25% 的公司得分处于该分值段。这可能表明,来自于法律和证券市场监管的要求以及投资者对上市公司高治理质量的诉求使得微观层面的投资者保护水平不断提升。

表 8 公司治理保护得分区间表

得分 区间 (分)	2006 年 得分属 于该区 间的公 司数	2006 年 样本数	占比 (%)	2007 年 得分属 于该区 间的公 司数	2007 年 样本数	占比 (%)	2008 年 得分属 于该区 间的公 司数	2008 年 样本数	占比 (%)
90 以上	0	1 409	0.00	0	1 534	0.00	0	1 602	0.00
80—90	2	1 409	0.14	1	1 534	0.07	4	1 602	0.25
70—80	17	1 409	1.21	29	1 534	1.89	53	1 602	3.31
60—70	372	1 409	26.40	563	1 534	36.70	708	1 602	44.19
50—60	840	1 409	59.62	835	1 534	54.43	801	1 602	50.00
40—50	172	1 409	12.21	104	1 534	6.78	36	1 602	2.25
30—40	6	1 409	0.43	2	1 534	0.13	0	1 602	0.00
30 以下	0	1 409	0.00	0	1 534	0.00	0	1 602	0.00

按照上市公司终极控制人的不同,我们将上市公司区分为国有控股、民营控股、外资控股和其他控制四类。相关结果见表 9。从公司治理保护指数得分看,平均而言,外资控股的得分最高,表明外资控股上市公司的投资者保护程度最好,而民营控股上市公司的投资者保护程度最差。而且,2006—2008 年间均符合这种状况,各年间的总指数均有所增加,年度之间差异显著,表明公司治理保护水平均有不同程度的提升。从二级指标看,国有控股上市公司历年来在公平对待股东方面做得最好,但最缺乏对管理层的有效激励。民营控股上市公司中,透明与合规性表现最差,独立与约束性也做得相对不够。外资控股上市公司激励性表现最为突出,这显然与其管理层薪酬的市场化有关。

表 9 按产权性质区分的公司治理保护得分表

年度	产权类型	样本	公司治理 保护总得分	公平性 得分	透明与合 规性得分	激励性 得分	独立与约 束性得分
各年 均值	国有	2 825	58. 54	68. 45	90. 60	22. 97	49. 17
	民营	1 560	58. 19	67. 10	89. 11	26. 54	48. 19
	外资	55	60. 24	67. 31	91. 06	29. 97	50. 71
	其他	105	57. 73	65. 55	90. 47	25. 80	47. 32
2006	国有	916	56. 94	66. 99	89. 59	22. 76	46. 39
	民营	443	56. 48	64. 29	87. 82	24. 42	47. 05
	外资	8	57. 72	66. 09	87. 97	30. 83	46. 10
	其他	42	56. 98	63. 83	90. 12	26. 35	46. 20
2007	国有	942	58. 50	69. 02	90. 82	23. 03	48. 56
	民营	530	57. 87	67. 19	89. 41	26. 40	47. 16
	外资	12	59. 85	68. 28	92. 50	27. 84	49. 17
	其他	50	57. 78	67. 20	90. 34	25. 46	46. 73
2008	国有	967	60. 10	69. 28	91. 34	23. 10	52. 41
	民营	587	59. 76	69. 14	89. 81	28. 28	49. 98
	外资	35	60. 95	67. 25	91. 27	30. 50	50. 28
	其他	13	60. 00	64. 76	92. 09	25. 30	53. 19

表 10 将所有上市公司按其所属的区域进行划分来考察公司治理保护得分的情况。我们发现:整体而言,东南和环渤海地区上市公司的公司治理保护得分较高,东北地区上市公司得分最差,而且这种差异在 1% 水平上显著。从各年的变化情况看,各区域上市公司公司治理保护均有不同程度的改善。2006 年,西北地区上市公司得分最低,但 2008 年其得分已经超过了东北和西南地区的上市公司。

表 10 不同区域的公司治理保护得分表

区域	2006—2008 年公司 治理保护得分均值	2006 年公司 治理保护得分	2007 年公司 治理保护得分	2008 年公司 治理保护得分
东南	59.06	57.74	58.84	60.38
环渤海	59.00	57.26	59.01	60.53
东北	56.61	54.99	56.22	58.49
中部	58.53	56.67	58.51	60.23
西南	57.30	55.60	57.14	59.05
西北	57.32	55.32	57.13	59.32

进一步,按省(市、区)划分,来观察不同省份(市、区)的公司治理保护程度。表 11 的数据显示,同一区域内的不同省(市、区)之间,投资者保护程度也存在一定的差异。而且,各年度之间的排位情况并不一致。比如,2006 年全国内地 31 个省(市、区)中,云南上市公司的公司治理保护得分最高,属于西北地区的宁夏上市公司的公司治理保护得分最低。各省(市、区)上市公司的公司治理保护程度虽均有一定水平的提升,但程度并不一致。我们发现,北京和广东上市公司的公司治理保护水平有了显著的提升,尤其是北京,2008 年得分为 61.52 分,排名由 2006 年的第 4 位攀升为第 1 位。而甘肃上市公司的公司治理保护得分排名从 2006 年的第 29 位降至 2008 年的第 31 位。

表 11 不同(市、区)的公司治理保护得分表

区域	省份	2006 年得分	2007 年得分	2008 年得分
东南	江苏	57.83	58.31	59.59
	上海	56.60	57.33	58.86
	浙江	58.85	59.28	60.96
	福建	57.53	58.67	60.34
	广东	58.07	60.13	61.64
环渤海	北京	58.05	60.44	61.96
	天津	56.16	58.45	60.29
	河北	54.64	56.82	58.49
	山东	57.74	58.30	59.70
东北	辽宁	55.46	56.61	58.42
	吉林	54.09	56.30	58.86
	黑龙江	55.29	55.42	58.15
中部	安徽	55.94	57.83	59.91
	河南	56.87	58.01	59.40
	湖北	57.08	58.73	61.21
	湖南	56.27	59.08	60.00
	江西	57.54	59.08	60.29

(续表)

区域	省份	2006 年得分	2007 年得分	2008 年得分
西南	云南	57.79	59.23	61.79
	贵州	53.60	57.03	58.98
	广西	56.88	59.06	60.44
	四川	55.94	56.77	59.42
	重庆	54.30	56.16	57.47
	海南	56.63	57.45	57.82
西北	山西	55.16	57.69	59.83
	陕西	55.39	56.39	58.21
	内蒙古	54.93	56.80	57.46
	宁夏	52.97	55.95	57.54
	青海	54.84	53.85	57.86
	甘肃	53.10	55.29	57.29
	新疆	57.54	59.19	61.57
	西藏	52.64	54.62	57.98

六、中国上市公司投资者保护评价指标的相关性分析

(一) 宏观与微观层面投资者保护评价指标的相关性分析

为了进一步考察不同层面的评价指标之间在测度投资者保护水平时是否在理论上符合预期,我们对不同层面的指标进行了相关性分析,相应的结果见表 12。表 12 的结果显示:所有的结果均基本符合理论预期。(1)立法和证券市场监管保护都与法律和监管制度执行的效率显著正相关,且相关系数很高,在 1% 水平上显著;(2)立法和证券市场监管法律法规的完善有利于规范地方政府治理行为,两者之间存在显著的正相关关系;(3)立法和证券市场监管保护有利于改善公司层面的内部治理机制,提高公司治理保护水平;(4)法律和监管制度执行与地区治理环境和微观的公司治理机制指标之间存在显著的相关关系;(5)地区治理环境越好的地方,该地上市公司治理机制总体上也更好,两者在 1% 的水平上存在显著的正相关关系;(6)地区中介组织发展水平也在 1% 水平上与公司治理保护总得分显著正相关。

表 12 各层面投资者保护评价指标的相关性检验

	立法	证券市场 监管	法律与监管 制度执行	地方政府 治理	中介组织 发展	公司治理
立法	1	0.878 ** 0.000	0.878 ** 0.000	0.059 ** 0.000	0.017 0.258	0.197 ** 0.000
证券市场监管	0.806 ** 0.000	1	1.000 **	0.106 ** 0.000	0.015 0.312	0.220 ** 0.000
法律与监管制度 执行	0.782 ** 0.000	0.999 ** 0.000	1	0.106 ** 0.000	0.015 0.312	0.220 ** 0.000
地方政府治理	0.038 * 0.011	0.108 ** 0.000	0.111 ** 0.000	1	0.596 ** 0.000	0.106 ** 0.000
中介组织发展	0.015 0.320	0.019 0.193	0.019 0.192	0.450 ** 0.000	1	0.127 ** 0.000
公司治理机制	0.199 ** 0.000	0.221 ** 0.000	0.220 ** 0.000	0.104 ** 0.000	0.135 ** 0.000	1

注：上表中，下三角矩阵列示的是 Pearson 相关系数，上三角矩阵列示的是 Spearman 相关系数。**表示相关系数在 1% 水平上显著，*表示相关系数在 5% 水平上显著，双尾检验。

（二）公司治理保护指标的相关性分析

表 13 是从微观层面考察公司治理保护各二级指标的相关性检验结果。表 13 显示，公平性机制、透明与合规性机制、激励性机制以及独立与约束性机制与公司治理保护总得分之间存在显著的正相关关系。这说明公司对股东越公平、信息越透明、行为越符合规范、对管理层激励越强、董事会与管理层之间以及上

表 13 公司治理保护指标的相关性检验

	公司治理	公平性	透明与合规性	激励性	独立与约束性
公司治理	1	0.608 ** 0.000	0.392 ** 0.000	0.500 ** 0.000	0.663 ** 0.000
公平性	0.613 ** 0.000	1	0.138 ** 0.000	0.282 ** 0.000	0.108 ** 0.000
透明与合规性	0.471 ** 0.000	0.173 ** 0.000	1	0.119 ** 0.000	0.045 ** 0.003
激励性	0.559 ** 0.000	0.244 ** 0.000	0.122 ** 0.000	1	0.046 ** 0.002
独立与约束性	0.656 ** 0.000	0.106 ** 0.000	0.043 ** 0.004	0.050 ** 0.001	1

注：上表中，下三角矩阵列示的是 Pearson 相关系数，上三角矩阵列示的是 Spearman 相关系数。**表示相关系数在 1% 水平上显著，*表示相关系数在 5% 水平上显著，双尾检验。

市公司与母公司之间的独立性越好、对管理层的约束性越强,投资者保护水平越高。而且,公平性、透明与合规性、激励性以及独立与约束性之间的相关关系也是显著的,符合理论预期。

(三) 投资者保护与公司绩效的相关性分析

进一步,我们考察通过该指标体系测度的投资者保护水平与公司绩效之间的关系。考虑到我们构建的反映投资者保护水平的指标体系中部分是企业采用投资者保护机制的指标,而机制能否发挥作用存在时滞的问题,因此,我们采用了滞后一年的 ROA、ROE 和 BHAR 分别替代公司的会计业绩和市场业绩,记作 ROA1、ROE1 和 BHAR1,并对 ROA1、ROE1 和 BHAR1 数值在 1% 和 99% 分位外的样本进行了 Winsorize 处理,剔除了金融类企业和数据缺失的样本,最后得到 4 313 个样本。

表 14 是各种投资者保护指标与公司绩效的回归分析表。从宏观层面投资者保护指标看,这些指标的得分与公司的会计业绩和市场业绩均存在正相关关

表 14 投资者保护指标与公司绩效的相关性分析

	立法与 证券市场 监管	法律与 监管制 度执行	地方政 府治理	中介组 织发展	公司 治理	ROE1	ROA1	BHAR1
立法与证券 市场监管	1	1.000** 0.000	0.107** 0.000	0.012 0.429	0.219** 0.000	0.033 0.129	0.021 0.138	0.342** 0.000
法律与监管 制度执行	0.999** 0.000	1	0.107*** 0.000	0.012 0.429	0.219** 0.000	0.033 0.129	0.021 0.138	0.342** 0.000
地方政府治理	0.110** 0.000	0.113** 0.000	1	0.593** 0.000	0.104** 0.000	0.069** 0.000	0.081** 0.000	0.043** 0.004
中介组织发展	0.016 0.293	0.016 0.294	0.450** 0.000	1	0.117** 0.000	0.083** 0.000	0.092** 0.000	0.039* 0.011
公司治理	0.222** 0.000	0.220** 0.000	0.104** 0.000	0.126** 0.000	1	0.222** 0.000	0.295** 0.000	0.074** 0.000
ROE1	0.020 0.119	0.017 0.227	0.038** 0.013	0.047** 0.002	0.114** 0.000	1	0.804** 0.000	0.102** 0.000
ROA1	0.034 0.127	0.038 0.222	0.044** 0.004	0.061** 0.000	0.289** 0.000	0.338** 0.000	1	0.115 0.000**
BHAR1	0.296** 0.000	0.297** 0.000	0.034* 0.026	0.048** 0.002	0.056** 0.000	0.045** 0.003	0.106** 0.000	1

注:上表中,下三角矩阵列示的是 Pearson 相关系数,上三角矩阵列示的是 Spearman 相关系数。**表示相关系数在 1% 水平上显著,*表示相关系数在 5% 水平上显著,双尾检验。

系。但是,立法与证券市场监管和法律与监管制度执行这两个指标与会计业绩的正相关关系并不显著,这可能表明,在我国这样的转型经济国家,企业的会计业绩与企业所面临的外部法律环境之间的关系较为疏远,而更多地与企业的治理结构、地方政府的关系等因素相关。

从微观层面投资者保护指标与公司绩效的相关性分析结果看,不管是会计业绩还是市场绩效,它们与公司治理之间均呈现显著的正相关关系。这说明在当前外部制度环境下,改善微观层面的投资者保护机制显得尤为重要。

七、主要结论

本文对现有主流文献的研究进行了归纳总结,结合中国的制度背景,认为投资者保护是由国家法律、证券市场监管机构、地方政府、中介组织以及公司自身共同构建的藉以防止外部股权投资者权益被公司内部人侵占的一系列制度安排。在此认识下,构建了涵盖上述多层制度安排的指标,从国家、地区和公司三个层面测度中国上市公司的投资者保护水平。

我们构建的指数具有以下三个方面的功能:第一是将投资者保护的研究拓展到可以进行地区和公司层面的截面研究。与传统的投资者保护指数不同,传统的 LLSV 指数只关注宏观层面的立法和司法对投资者利益的保护,因此该指数只能用于跨国研究。我们的研究不仅延续了 LLSV 从宏观层面关注立法和司法的方法,还考虑了宏观层面证券市场监管、地方政府治理以及中介组织发展等安排对上市公司投资者权益保护的影响。所以,我们的评价指标不仅可以反映出投资者保护国家层面的差异,还能反映地区层面的差异。此外,我们还从微观公司层面考察了公司治理机制对投资者权益保护的影响,因而可以从公司个体层面比较投资者权益保护的程度。如此度量,将使投资者保护的研究从跨国研究演变到地区和公司层面的研究。第二是为投资者保护的时间序列研究提供了数据支持。LLSV 构建的投资者保护指数的一个公认的缺陷是没有时间序列的数据。本研究所采用的指标基本是公开和客观的数据,具有相对稳定的数据来源,还可以动态度量中国上市公司投资者保护水平的走向和各类保护投资者的制度安排的效应。第三是相对客观地反映投资者对中国上市公司投资者保护水平的心理评价。本指数体现了投资者对中国上市公司投资者保护水平的认识,也体现了投资者对有效保护其利益的诉求,从而有助于推动政府和证券市场监管部门完善投资者保护的相关政策。

本文对2006—2008年中国上市公司投资者保护测度的结果表明:投资者保护各方面评价指标值逐年提高。不管是宏观层面的立法和司法体系、证券市场监管、地方政府治理以及中介组织发展,还是微观层面的公司治理机制,这些因素对上市公司投资者权益保护的影响均呈现逐年向好的趋势。具体而言,国家近年来出台了一系列法律法规赋予和强化投资者的相关权益以抑制公司管理层和控股股东的自利行为;证券市场监管机构也制定了一系列部门规章,约束了上市公司内部人和中介机构可能侵害中小投资者利益的行为;司法部门进一步强化了对现行法律法规的执行,一定程度上强化了对投资者利益的保护;地方政府治理会影响当地公司的投资者的利益保护,地方政府治理状况虽然在地区之间尚存在显著的差异,但总体上均有所改善,尽管改善的程度在地区间也存在差异;中介组织的发展有利于保护投资者的利益,其发展状况在地区之间差异显著,并且年度变化趋势并不明显。从保护投资者权益的公司治理指标值看,平均而言,公司治理保护指标值不断增加,低分值的公司不断减少。这表明,来自于法律和证券市场监管的要求以及投资者对上市公司高治理质量的诉求使得微观层面的投资者保护水平有一定的提升。在公司治理的四个二级指标中,虽然相应的得分逐年有所增加,但对管理层的激励性分值依然太低,说明我们上市公司总体上对管理层的激励不足,难以激励管理层的股东财富最大化行为。

从相关性分析的结果看,不同层面的投资者保护水平测度指标之间基本存在显著的相关性,并且,不同层面的评价指标与公司绩效之间的相关关系也基本符合预期。这说明,这套指标体系具有合理性,表现出较强的价值导向基础。

参考文献

- [1] 樊纲、王小鲁,2006,中国市场化指数——各地区市场化相对进程2006年报告,北京:经济科学出版社。
- [2] 世界银行,2006,政府治理、投资环境与和谐社会:中国120城市竞争力的提高,研究报告。
- [3] 沈艺峰、许年行、杨熠,2004,我国中小投资者法律保护历史实践的实证研究,《经济研究》,第9期,第90—100页。
- [4] 陈共炎等,2007,全球化背景下投资者保护制度研究,证券投资者保护基金研究报告。
- [5] 南开大学公司治理研究中心课题组,2008,为什么上市公司的治理水平存在差异,《南开学报(哲学社会科学版)》,第6期,第34—44页。

- [6] Armour, J. , and P. Lele, 2008, Law, finance and politics: The case of India, SSRN, Working Paper.
- [7] Berkman, H. , R. A. Cole, and J. L. Fu, 2008, Political connections and minority-shareholder protection: Evidence from securities-market regulation in China, SSRN, Working Paper.
- [8] Black, B. , 2001, The corporate governance behavior and market value of Russian firms, *Emerging Markets Review*, 2(2):89—108.
- [9] Bhattacharya, U. , and H. Daouk, 2002, The world price of insider trading, *Journal of Finance*, 57:75—108.
- [10] Boubakri, N. , J. C. Cosse, and O. Guedhami, 2005, Postprivatization corporate governance: The role of ownership structure and investor protection, *Journal of Financial Economics*, 76(2):369—399.
- [11] Bushee, B. J. , and C. Leuz, 2005, Economic consequences of SEC disclosure regulation: Evidence from the OTC bulletin board, *Journal of Accounting and Economics*, 39(2):233—264.
- [12] Chen G. , M. M. Firth, D. N. Gao, and O. M. Rui, 2005, Is China's securities regulatory agency a toothless tiger? Evidence from enforcement actions, *Journal of Accounting and Public Policy*, 24:145—488.
- [13] DeFond, M. , M. Hung, and Trezevant, 2007, Investor protection and the information content of annual earnings announcements: International evidence, *Journal of Accounting Economics*, 43:37—67.
- [14] DeFond, M. , and M. Hung, 2004, Investor protection and analysts' cash flow forecasts around the world, *Review of Accounting Studies*, 12:377—419.
- [15] Doidge, C. , A. Karolyi, and R. Stulz, 2007, Why do countries matter so much for corporate governance?, *Journal of Financial Economics*, 86:1—39.
- [16] Durnev, A. , and E. H. Kim, 2005, To steal or not to steal: Firm attributes, legal environment, and valuation, *The Journal of Finance*, 60(3):1461—1493.
- [17] Dyck, A. , and L. Zingales, 2004, Private benefits of control: An international comparison, *The Journal of Finance*, 59(2):537—600.
- [18] Howe, J. S. , and G. Schlarbaum, 1986, SEC trading suspensions: Empirical evidence, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 21:323—333.
- [19] Klapper, L. F. , and I. Love, 2004, Corporate governance, investor protection, and performance in emerging markets, *Journal of Corporate Finance*, 10(5):703—728.
- [20] La Porta, R. , F. Lopez-de-Silanes, A. Shleifer, and R. Vishny, 1997, Legal determinants of external finance, *Journal of Finance*, 52:1131—1150.
- [21] La Porta, R. , F. Lopez-de-Silanes, A. Shleifer, and R. Vishny, 1998, Law and finance, *Journal of Political Economy*, 106:1113—1155.
- [22] La Porta, R. , F. Lopez-de-Silanes, A. Shleifer, and R. Vishny, 2006, What works in securities laws? *The Journal of Finance*, 61(1):1—32.
- [23] Mitton, T. , 2004, Corporate governance and dividend policy in emerging markets, *Emerging Markets Review*, 5(4):409—426.

- [24] Modigliani, F. , and E. Perotti, 2000 , Security markets versus bank finance: Legal enforcement and investors' protection, *International Review of Finance*, 1 (2) :81—96.
- [25] Nourayi, M. N. , 1994 , Stock price responses to the SEC's enforcement actions, *Journal of Accounting and Public Policy*, 13 :333—347.
- [26] OECD, OECD Principles of Corporate Governance, 2004.
- [27] Pistor, K. and Xu, 2005 , Governing emerging stock markets: Legal vs administrative governance, *Corporate Governance*, 13 :5—10.
- [28] World Bank, 1999 , Corporate Governance: A Framework for Implementation Overview.
- [29] Zhang, Yi and Guang Ma, 2005 , Law, economic, corporate governance, and corporate scandal in a transition economy: Insight from China, Working paper, Peking University.

Measurement and Evaluation on Investor Protection in Chinese Listed Companies

Jianhua Liu

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

Minghai Wei Feng Liu

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

Abstract Investor protection, especially protecting minority investors' rights, is the key to capital market development. Whereas limitations, such as homogeneous hypotheses and exogenous hypotheses, remain in current researches of measuring the degree of investor protection, based on analyzing the institutional mechanism of investor protection, this study constructs an index system which measures the degree of investor protection in Chinese listed companies. Using this system and relevant methods, we emphasize on measuring the degree of investor protection in Chinese listed companies between 2006 and 2008, and carry out analysis on relevance results. Measurement results indicate that, macro-aspects, such as legislative and judiciary systems, securities market regulation, regional government governance, and development of intermediate institutions, as well as micro-perspectives, such as corporate governance mechanism, impact investor protection of listed companies positively and also demonstrate a tendency of melioration year by year. The constructed index system relatively objectively reflects investors' psychological evaluation on the degree of investor protection in Chinese listed companies. Relevant data can be used in cross-sectional com-

parative researches and time series analysis, thus provide useful reference and data reserve for promoting researches on investor protection.

Key Words Listed Companies, Investor Protection, Institutional Mechanism, Index System Measure

JEL Classification G21, G32

基于资源型两阶段 DEA 模型的 中国商业银行效率实证分析

唐齐鸣 邓 伟 付雯雯*

摘 要 本文构建了中国银行业资源型两阶段 DEA 模型,将商业银行资金运用过程分解为资金筹集和资金收益两个相互关联的子过程,综合地度量了商业银行效率。文章还将平滑自助法与 DEA 方法相结合,对银行效率值进行了修正并构造了修正值的置信区间。通过对中国银行业 2004—2008 年的效率进行实证研究,本文论证了 DEA 模型得出的结果高估了中国银行业的真实效率,国有银行与股份制银行相比,资金筹集效率更低,而资金收益效率更高;股份制银行与国有银行资金运用效率的差异越来越小。

关键词 银行效率,两阶段 DEA,平滑自助法,自助法置信区间

一、引 言

效率不仅是经济学研究的核心理论问题之一,也是商业银行在实际经营管理中追求的目标。银行业的效率不仅表现为银行自身的经营绩效,同时也反映了一国经济发展的内在质量。在间接融资占据主导地位的中国,银行业对本土市场、信贷业务和公司业务较高的依赖程度使得我国银行业的资产质量和经营业绩与国内整体经济运行状况变化具有较高的相关度。为了提升商业银行的竞争力与效率,近十年来我国制定并实施了许多政策对商业银行进行重大改

* 唐齐鸣,华中科技大学经济学院教授,博士生导师;邓伟、付雯雯,华中科技大学经济学院博士研究生。通信作者及地址:邓伟,湖北武汉华中科技大学经济学院,430074, E-mail: dengweihust@ gmail. com。本文得到北京大学汇丰金融研究院 2009 年课题“中国银行业的效率与风险研究”资助。作者感谢北京大学汇丰金融研究院宋敏教授及匿名审稿人的宝贵意见,当然,文责自负。

革。如1999年成立四大资产管理公司剥离1.4万亿元不良贷款,降低国有商业银行的不良资产率,对商业银行进行股份制改革。^[1]股份制改革的不断推进和商业银行上市的逐步开展,加速了我国银行业的改革进程,对银行业效率的提高起到了积极的促进作用。同时,随着经济一体化的不断增强,国内银行纷纷引进境外战略投资者。从1996年亚洲开发银行入股光大银行开始,中国银行业引入境外战略投资者的范围从最初的城市商业银行、股份制商业银行扩展到国有商业银行。2006年随着我国银行业对外资的全面开放,越来越多的国内银行引入境外战略投资者,迅速提升自身的核心竞争力以应对日益复杂的竞争环境。外资银行通过在中国二十多年的发展,以其在规模、体制、产品、财务实力和国际网络等方面的优势逐渐占据了中国的金融市场的一部分,并越来越深刻地影响着国内银行业的发展。一方面,外资银行的进入有利于提高国内银行的盈利能力和管理能力,加快银行业技术和产品创新,促进金融市场的发展和完善;另一方面,外资银行的进入在短期内对国内银行业的发展形成较大的冲击,使中资银行面临前所未有的竞争压力。2007年美国次贷危机爆发至今,已有多家美国大型商业银行遭到重创。由于我国对金融业开放一直采取谨慎的态度,银行机构中只有中国银行、中国工商银行、中国建设银行、交通银行、招商银行、中信银行6家上市银行购买了美国次级按揭债券,且数量较少,加之我国银行业95%以上的收入和利润来自本土市场,较低的国际化经营比重使得银行的资金流动性并未因此受到影响,避免了我国银行业遭受金融海啸的重创。这是否说明我国银行业具有更强的抗风险能力与较高的资金运用效率?面对国内外经济环境和体制的变迁,中国商业银行资金运用的内部机制和结构发生了怎样的变化?国有银行与股份制银行在资金运用上存在怎样的差异?如何建立科学客观的效率评估体系以合理评价中国银行业资金运用效率的变化特征?对这些问题的回答对于促进我国银行业的改革、保证银行业的稳健性、应对金融危机具有重要的理论和现实意义。

二、文献综述与研究思路

数据包络方法(Data Envelopment Analysis, DEA)是研究企业生产效率最流

[1] 1999年,由财政部向华融、信达、东方和长城4家公司各提供了100亿元资本金,同时由央行发放了5700亿元的再贷款,AMC以固定利率为2.25%的8200亿元金融债券为对价,收购了四大行剥离的1.4万亿元金融资产。

行的方法之一。其基本思想是把每一个决策单位作为一个决策单元(Decision Making Unit, DMU),再由众多的DMU构成评价群体,确定有效生产前沿面,并根据各DMU与有效前沿面的距离状况,判断每个DMU的相对效率。DEA方法实际上是一种基于相对效率的多投入多产出数学规划方法,该非参数估计方法无须预先估计参数,使其在避免主观因素和简化算法等方面存在较大的优越性,具有很强的实用性,因此被广泛应用在商业银行效率的研究中。如Ali and Le(2006),Ikhida(2008),Chiu and Chen(2009)以及赵永乐、王均坦(2008)等均利用DEA方法对商业银行的效率进行了研究。这些研究将商业银行的经营看做一个单一的生产过程,以投入最小化(通常选取职工人数、固定资产净值以及存款等作为投入)、利润最大化(选取贷款余额、非利息收入以及投资与证券收入等作为产出)来衡量商业银行的效率。这样把商业银行的生产过程简单看做一个不可分割的“黑箱”,不能弄清商业银行是如何将投入转化为产出的,因此不能合理测度商业银行的效率。

国内外研究表明,商业银行的经营过程具有明显的两阶段特征。为了弄清商业银行将投入要素转化为产出的内部机制,不少研究对银行的生产过程进行了不同的划分。如Wang et al.(1997)将银行的经营过程划分为吸收存款和利用存款放贷或投资两个阶段,以研究银行整体效率。由于其将中间产出仅作为IT的增值过程,因此全过程有效并不能保证每个子过程有效。Seiford and Zhu(1999)则将商业银行的经营过程划分为盈利过程 and 市场化过程,从盈利和市场化两个角度对美国银行的无效率进行了分析。由于并没有考虑到两个过程的内在依赖性,这种划分实质是重复运用DEA方法从不同角度对银行效率进行评价。Chen and Zhu(2004)和毕功兵等(2007)提出了一种序贯型两阶段DEA模型,第一阶段采用面向投入的DEA模型,而第二阶段则采用面向产出的DEA模型,以弥补两阶段缺乏相关性的不足。但这种划分假定中间变量在价值链的生产过程中保持不变,这与商业银行资金运用的复杂性不相符。现实中,商业银行作为企业不仅要努力实现自身的保值增值,作为金融中介机构更要发挥其间接融资功能,努力实现资金的有效配置。特别是对于承担着超过80%融资功能的中国银行业而言,其资金运用的特殊性,使得具有金融中介功能的商业银行首先以人力、资本等作为投入尽可能多地吸收存款,再以吸收到的存款和人力、资本等作为投入,并考虑到贷款、投资等风险因素,通过发放贷款、中间业务等方式获得收益,实现自身的保值增值。总之,商业银行的实际资金运用是一个包含资金筹集和资金收益的复杂过程,且人力、资本等总投入同时为两个阶

段所消耗,现有的研究忽视了商业银行实际资金运用过程的复杂性。

因此,本文根据中国商业银行的性质和职能特点,将商业银行的资金运用全过程分解为资金筹集和资金收益两个相互关联的子过程,构造了中国银行业资源型两阶段 DEA 模型,并利用平滑自助法对效率值进行了修正。这种方法可以更全面合理地度量我国商业银行效率,主要有三方面的原因:第一,指标选取具有一致性,能合理度量商业银行的投入产出。本文选取的投入和产出指标全部来自损益表,以员工支出、其他非利息支出和贷款损失准备作为投入,净利息收入和其他非利息收入作为最终产出,存款总额作为中间产出。投入变量的三个指标分别刻画了商业银行在人力、资本以及风险上的投入,最终产出的两个指标分别衡量传统业务和中间业务的收益状况,存款作为中间产出则起到了衔接商业银行发挥间接融资功能和实现保值增值的纽带作用。这种指标的选取有助于衡量不可测量的银行服务质量的变化,并有助于从成本和收益两个角度来追求利润最大化目标,克服了现有选取指标有的来自资产负债表、有的来自损益表的不足(Berger and Mester, 2003; Drake, Hall and Simper, 2006)。第二,构造了中国银行业资源型两阶段 DEA 模型,将银行资金运用全过程划分为资金筹集和资金收益两个相互关联的子过程,能合理刻画商业银行资金运用的真实过程。尽管黄薇(2009)在分析保险机构的资金运用效率时利用了资源型两阶段 DEA 模型,但银行业与保险业在资金运用上有很大的不同,直接将保险业的资源型两阶段 DEA 模型用于银行业是不可行的。本文假定资金收益阶段的投入既要利用到第一阶段的产出又要利用第一阶段的部分投入,而不是仅仅假定第二阶段的输入仅由第一阶段的输出决定,即在资金筹集阶段,商业银行利用投入吸收存款以筹集资金,在资金收益阶段,商业银行又以吸收的各类存款以及第一阶段的部分比例投入(包括人力、资本等)作为第二阶段的投入,以获取收益。这种划分打开了银行资金运用过程的“黑箱”,能更合理地刻画商业银行实际资金运用过程,并合理地评估各阶段的效率,为银行业改进效率提供更准确细致的信息。第三,将平滑自助法与资源型两阶段 DEA 模型相结合,对银行效率值进行了合理的修正。尽管 DEA 方法具有无须预先估计参数的优点,但 DEA 模型的求解结果对投入产出的变化非常敏感,因此,即使对同样的研究对象,投入产出指标选取的不一致往往得出差异很大的结论。通常的投入产出选取又没有统一的标准,尤其是在中国银行业样本量很有限的情况下,往往使效率值产生偏误,影响到估计结果的准确性。本文利用自助法构造了银行效率值的置信区间,减小因变量选取、搜集等差异造成估计结果的巨大波动,保证效

率估计的精确性。

三、研究方法

(一) 中国银行业资源型两阶段DEA模型

假设总共有 S 家银行,每家银行都有 m 种投入、 q 种中间产出以及 n 种最终产出。 $X_j = (x_{1j}, x_{2j}, \dots, x_{mj})^T$ 、 $Z_j = (z_{1j}, z_{2j}, \dots, z_{qj})^T$ 、 $Y_j = (y_{1j}, y_{2j}, \dots, y_{nj})^T$ 分别表示第 j 家银行的投入向量、中间产出向量和最终产出向量,其中 x_{ij} ($i = 1, 2, \dots, m$) 和 y_{rj} ($r = 1, 2, \dots, n$) 分别代表第 j 家银行的第 i 种投入和第 r 种最终产出, z_{pj} ($p = 1, 2, \dots, q$) 表示第 j 家银行的第 p 种中间产出,它既是第一阶段的第 p 种产出,也是第二阶段的第 p 种投入。则对于银行 j 而言,其资源型两阶段DEA模型的效率可表示为如下非线性规划方程的解:

$$\text{Max } \lambda \frac{W^T Z_j}{U^T(\alpha X_j)} + (1 - \lambda) \frac{V^T Y_j}{U^T((e - \alpha) X_j) + W^T Z_j} \quad (1)$$

$$\text{s. t. } \frac{W^T Z_j}{U^T(\alpha X_j)} \leq 1, j = 1, 2, \dots, S$$

$$\frac{V^T Y_j}{U^T((e - \alpha) X_j) + W^T Z_j} \leq 1, j = 1, 2, \dots, S$$

$$0 \leq \alpha \leq e, U \geq 0, W \geq 0, V \geq 0$$

其中, $\frac{W^T Z_j}{U^T(\alpha X_j)}$ 和 $\frac{V^T Y_j}{U^T((e - \alpha) X_j) + W^T Z_j}$ 分别刻画第一阶段(资金筹集)和第二阶段(资金收益)的效率。 $U = (u_1, u_2, \dots, u_m)^T$ 、 $V = (v_1, v_2, \dots, v_n)^T$ 和 $W = (w_1, w_2, \dots, w_q)^T$ 分别表示投入、最终产出和中间产出向量的权重。 $\alpha = (\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_m)^T$ 和 $(e - \alpha)$ 分别表示银行 j 的 m 种投入在第一阶段和第二阶段的投入比例,且 $e = (1, 1, \dots, 1)^T$ 。 λ 为两阶段效率的加权系数。本文假定资金运用的两个子阶段对于商业银行同样重要,且只有一种中间产出,即 $\lambda = 0.5$ 、 $q = 1$ 。此时上述非线性规划问题转换为线性规划问题,利用 Matlab 软件解线性规划可分别求出两个子阶段的效率值 $\frac{W^T Z_j}{U^T(\alpha X_j)}$ 和 $\frac{V^T Y_j}{U^T((e - \alpha) X_j) + W^T Z_j}$,则全过程的效率值 $\hat{\theta}_j = 0.5 \left(\frac{W^T Z_j}{U^T(\alpha X_j)} + \frac{V^T Y_j}{U^T((e - \alpha) X_j) + W^T Z_j} \right)$ 。

(二) 资源型两阶段 DEA 的平滑自助法研究步骤

为了减小 DEA 方法因指标选取、样本量限制等因素对银行效率值的影响,本文利用平滑自助法(Smoothed Bootstrapping)对资源型两阶段 DEA 模型得出的效率值进行修正。自助法实质上是用对大样本的计算代替理论分析,由于效率的分布函数很难得出或者完全无法得出,传统的自助法通过对原始样本重复抽样来模拟真实分布、构造置信区间来充分发掘隐含信息,达到更高估计精度的目的。因此,要使自助法有效,必须保证样本的经验分布与总体分布至少近似一致。而在 DEA 模型中,传统的自助法往往会产生偏误(Simar and Wilson, 2000)。Simar and Wilson(2000)提出的“平滑自助法”通过算法构造一种“核密度估计”,从中抽取自助法样本得到一致估计,解决了此问题。本文借鉴 Ferreier et al. (1997), Gocht et al. (2006), Lupi et al. (2009) 和 Simar and Wilson (2000, 2007) 等的方法通过重复抽样得到了效率修正值及其置信区间。可以通过如下步骤对资源型两阶段 DEA 模型得出的效率值进行平滑自助法修正。

第一步,对于每个银行 j 分别求解规划问题(1),得出 S 个银行的初始效率得分 $\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \dots, \hat{\theta}_s$;

第二步,以初始效率得分序列 $\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \dots, \hat{\theta}_s$ 为总体,从中进行有放回的均匀抽样,得到样本 $\beta_1^*, \beta_2^*, \dots, \beta_s^*$, 通过如下算法对该样本进行数据变换,得到平滑自助法样本 $\theta_1^*, \theta_2^*, \dots, \theta_s^*$;

$$(1) \text{ 做变换: } \tilde{\theta}_i^* = \begin{cases} \beta_i^* + h\varepsilon_i^* & \text{如果 } \beta_i^* + \varepsilon_i^* \leq 1 \\ 2 - \beta_i^* - h\varepsilon_i^* & \text{其他} \end{cases}$$

(2) 对得到的序列 $\tilde{\theta}_i^*$ 进行修正得到平滑自助法序列:

$$\theta_i^* = \bar{\beta}^* + 1/(\sqrt{1+h^2/\hat{\sigma}_\theta^2})(\tilde{\theta}_i^* - \bar{\beta}^*), \quad i = 1, 2, \dots, S$$

其中, $\bar{\beta}^* = 1/S \sum_{i=1}^S \beta_i^*$, $\hat{\sigma}_\theta^2$ 是 $\tilde{\theta}_1^* \dots \tilde{\theta}_s^*$ 的方差, ε_i^* ($i = 1, 2, \dots, S$) 是独立同分布的标准正态随机变量, h 为带宽因子。对序列进行修正是为了保证修正后的序列和初始效率得分序列有相同的均值和方差。鉴于 DEA 效率初始得分的分布未知,本文利用 X-plore 软件采用最小二乘交叉检验方法选取带宽因子 h 。

第三步,利用初始效率得分数据和平滑自助法样本数据对中间产出进行数据变换得到新数据 $D_b^* = \{(x_i, y_i, z_{ib}^*) \mid i = 1, \dots, S\}$, 其中 $z_{ib}^* = (\hat{\theta}_i / \theta_{ib}^*) z_i, i = 1, \dots, S$ 。由于本文的资源型两阶段模型假设第一阶段和第二阶段相互关联,因而

运用自助法对初始效率得分进行重复抽样后,只需不断对中间产出进行步骤三中的调整就能实现全过程的调整。

第四步,使用第三步得到的新数据再次求解规划问题(1),得到 $\theta_{ib}^*, i = 1, \dots, S$ 。

对于每一个银行 S ,重复以上步骤二到步骤四 B 次,则可得到每个银行的平滑自助法效率得分修正值 $\theta_{ci} = 2\hat{\theta}_i - \frac{1}{B} \sum_{i=1}^B \theta_{ib}^*$,利用该值及样本序列的顺序统计量可以构造效率得分的经验分布函数与置信区间。

四、实证分析

(一) 数据选取

本文选取中国 12 家商业银行 2004—2008 年的年度数据,包括四大国有商业银行和 8 家上市的全国性股份制商业银行。这些银行的总资产占我国商业银行总资产的 90% 以上,它们的效率可以代表我国银行业的总体绩效,并且每家银行都是全国性银行,相似的外部经营环境使得各家银行之间具有较强的可比性。

本文选取劳动力成本、其他非利息支出、贷款损失准备金作为投入要素,选取净利息收入、非利息收入作为产出要素。具体而言,对于投入中劳动力成本的代理变量,目前的研究大都用员工数代替,这对于本文的利润指标法选取方式而言是不合理的,因为员工人数并不能反映真实的投入成本。因而,本文将员工支出作为劳动力成本的代理变量。其他非利息支出是指除去员工费用之外的支出,主要包括各种资产的使用费用、业务费用和广告费用等。Altunbas et al. (2000) 和 Laeven and Majnoni (2003) 发现,如果没有充分考虑风险,那么效率的测量就会受到显著影响。因此,本文将贷款损失准备作为风险投入要素,用以度量贷款的风险程度。产出方面,由于损益表中没有直接的非利息收入数据,因而非利息收入用其他营业收入代替。选取总存款(包括客户活期、定期存款、银行存款、其他存款以及短期借款等)作为中间产出,衔接商业银行资金筹集过程和资金收益过程。这些投入和产出指标全部来自损益表,具有一致性。数据来源于 Bankscope 数据库以及各银行网站。

为节约篇幅,表 1 仅列出了 2008 年投入产出指标信息。从表 1 可以看出,

投入中员工支出与非利息支出即商业银行在人力、资本上的投入较多,而在风险上的投入相对较少;两种最终产出中,净利息收入远超过其他收入,反映出我国商业银行在经营过程中,中间业务还十分欠缺,传统银行业务仍占据绝对的主导地位;六种要素中,存款总额远高于其他要素,这与我国长期以来高储蓄的事实是一致的,也说明选取存款总额作为中间产出是符合我国银行业特征的。另外,各变量的标准差较大,最大值与最小值的差异也反映出此特点,这主要是由于国有银行和股份制银行这两类银行规模上的巨大差异造成的,因此本文按规模大小对两类银行的效率进行了比较研究。

表 1 投入产出指标 (2008 年) (单位:百万元)

指标		均值	标准差	最小值	最大值
投入	员工支出	44 539	45 072	5 585. 2	114 280
	其他非利息支出	59 116	58 264	12 180	148 450
	贷款损失准备	14 413	14 454	3 237. 7	39 858
中间产出	存款总额	3 075 100	2 994 300	442 970	8 900 520
最终产出	净利息收入	92 550	91 442	12 598	263 040
	其他收入	17 811	22 051	1 115. 1	65 960

(二) 结论分析

1. 平滑自助法修正值的结果比较^[2]

根据 DEA 方法和结合平滑自助法的 DEA 方法得出的中国商业银行效率估计值如表 2 所示。

表 2 资金筹集、资金收益及资金运用全过程效率及置信区间 (2008 年)

银行	资金筹集阶段			资金收益阶段			资金运用全过程		
	原始值	修正值	置信区间	原始值	修正值	置信区间	原始值	修正值	置信区间
1	0. 858	0. 697	[0. 577, 0. 875]	0. 994	0. 788	[0. 668, 0. 966]	0. 926	0. 742	[0. 622, 0. 920]
2	0. 694	0. 634	[0. 547, 0. 779]	0. 931	0. 792	[0. 705, 0. 937]	0. 812	0. 713	[0. 626, 0. 858]
3	0. 927	0. 716	[0. 618, 0. 920]	1. 000	0. 764	[0. 667, 0. 969]	0. 964	0. 740	[0. 642, 0. 944]

[2] 由于篇幅限制,表 2 仅给出了 2008 年的效率估计结果,其他年份的结果也表明原始值高估了真实值。后文除特别指出外,效率值均指用平滑自助法进行修正后的结果。

(续表)

银行	资金筹集阶段			资金收益阶段			资金运用全过程		
	原始值	修正值	置信区间	原始值	修正值	置信区间	原始值	修正值	置信区间
4	0.753	0.664	[0.568, 0.822]	1.000	0.829	[0.733, 0.987]	0.877	0.746	[0.651, 0.905]
5	0.851	0.703	[0.592, 0.873]	0.888	0.727	[0.616, 0.897]	0.870	0.715	[0.604, 0.885]
6	0.854	0.705	[0.595, 0.884]	1.000	0.803	[0.692, 0.981]	0.927	0.754	[0.643, 0.933]
7	1.000	0.740	[0.667, 0.964]	1.000	0.740	[0.667, 0.964]	1.000	0.740	[0.667, 0.964]
8	0.905	0.717	[0.603, 0.907]	0.981	0.768	[0.654, 0.958]	0.943	0.743	[0.629, 0.933]
9	1.000	0.735	[0.667, 0.966]	0.994	0.730	[0.663, 0.962]	0.997	0.732	[0.665, 0.964]
10	0.852	0.711	[0.598, 0.874]	0.889	0.735	[0.622, 0.898]	0.871	0.723	[0.610, 0.886]
11	0.675	0.624	[0.543, 0.765]	0.951	0.807	[0.727, 0.949]	0.813	0.715	[0.635, 0.857]
12	0.932	0.741	[0.622, 0.931]	0.790	0.646	[0.526, 0.836]	0.861	0.694	[0.574, 0.884]

注:(1)表中原始值指仅用 DEA 模型,即解线性规划(1)得出的效率值;修正值是用平滑自助法对原始值修正后的值,置信区间为修正值 95% 的置信区间。(2)“银行”这列从 1 到 12 依次为中国工商银行、中国农业银行、中国银行、中国建设银行、交通银行、中信银行、招商银行、兴业银行、上海浦东发展银行、深圳发展银行、民生银行和华夏银行。

从表 2 可以看出,无论是资金筹集阶段、资金收益阶段还是资金运用全过程,修正值与原始值总体上存在显著差异。以 2008 年为例,12 家银行平均而言,资金筹集阶段、资金收益阶段及资金运用全过程的效率原始值比修正值分别高 0.154、0.190 和 0.173。这说明 DEA 方法得出的效率高估了真实效率,这与 Simar and Wilson(2000,2007)已证明的结论是一致的,即 DEA 模型中平滑自助法的估计结果具有一致性,能够保证估计结果更接近真实的效率值。另外,从效率修正值的置信区间可以看出,2008 年中国商业银行资金筹集的效率平均位于[0.599, 0.878]之间,资金收益的效率平均位于[0.659, 0.941]之间,资金运用全过程的效率平均位于[0.630, 0.910]之间,可见 2008 年中国商业银行业资金筹集效率低于资金收益效率,但资金收益效率波动较大。

2. 2004—2008 年中国银行业各阶段效率比较与原因分析

由于四大国有商业银行与其他 8 家银行规模上存在较大差异,本文对两类银行的效率进行了比较。表 3 是 2004—2008 年四大国有商业银行和本文选取的 8 家股份制商业银行各个阶段的效率得分。

表 3 2004—2008 年银行效率

年份	阶段 银行	资金筹集阶段	资金收益阶段	资金运用全过程
2004	四大	0.704	0.728	0.719
	股份制	0.713	0.766	0.742
	全部	0.710	0.753	0.734
2005	四大	0.680	0.781	0.731
	股份制	0.700	0.771	0.736
	全部	0.693	0.774	0.734
2006	四大	0.701	0.775	0.738
	股份制	0.706	0.755	0.732
	全部	0.704	0.762	0.734
2007	四大	0.713	0.760	0.737
	股份制	0.728	0.749	0.739
	全部	0.723	0.752	0.738
2008	四大	0.677	0.793	0.735
	股份制	0.708	0.743	0.727
	全部	0.698	0.953	0.730

注:表 3 中“四大”指中国工商银行、中国农业银行、中国银行和中国建设银行,“股份制”指交通银行、中信银行、招商银行、兴业银行、浦发银行、深发银行、民生银行和华夏银行,“全部”指本文选取的全部 12 家银行。

通过对两类商业银行不同阶段的效率得分比较分析可以发现:

(1) 两类银行效率的变化与比较。2004—2008 年股份制商业银行的资金筹集效率高于四大国有商业银行,其中 2006 年、2007 年二者都呈现出较大的上升趋势,但 2008 年受国际金融危机的影响,整个银行业资金筹集效率都出现下降,尤其是四大国有商业银行下降幅度较大。这是由于国有商业银行较好的信誉使其更容易吸收存款,但相对于股份制商业银行而言,国有商业银行人事配备更加冗杂,激励机制相对不够健全,筹集相同的资金往往要花费更多的成本投入,资金筹集效率不如股份制商业银行。如 2004—2008 年平均而言,四大国有银行与股份制银行存款总额与人力投入之比分别为 75:1、83:1,存款总额与资本投入之比分别为 83:1、62:1。2006 年、2007 年随着外资银行的进入和股份制改革的逐步完成,国内银行业竞争日益激烈,国有银行大量精简人员与分支机构,人事配置、激励机制逐步完善,中国银行业存款总额与人力投入之比、存

款总额与资本投入之比都得到降低,前者从2004年的82:1下降到2007年的76:1,后者则从63:1降至60:1,因而筹集资金的效率呈现出整体上升趋势。2008年我国银行业资金筹集效率呈现下降趋势,这主要是受当年的宏观货币政策和总体经济形势影响所致。2008年央行连续5次降息,利率的下调直接降低了存款的预期收益,很大程度上抑制了存款总量的增长,因而资金筹集效率总体呈现下降趋势。2004年四大国有商业银行的资金收益效率低于股份制商业银行,从2005年开始超过股份制商业银行。2007年由于美国次贷危机的影响,四大国有商业银行和股份制商业银行的资金收益效率都有所下降。2008年股份制商业银行资金收益效率继续下滑,而四大商业银行则扭转了前一年的大幅下滑趋势,再次显示了资金收益效率的优势。通过比较各上市银行2008年净利润可以看到,工行(1107.66亿元)、建行(925.99亿元)、中行(635.39亿元)和交行(285.2亿元)净利润排名前三。^[3]其中工行、建行和中行的净利润明显比其他银行高出不少。由于大部分股份制商业银行成立时间相对较短,尽管拥有较高的自主经营权,可以采取更加灵活的经营方式,但相对国有商业银行而言,股份制商业银行市场占有率和营业网点数都还有限,在一定程度上限制了其经营,这势必影响到资金收益效率。另外,由于我国商业银行盈利来源中利息收入占据绝对主导地位,国有商业银行的规模优势、长期稳健经营特点和中央政府对国有商业银行的大力支持也在一定程度上提高了其资金收益效率。从存款总额与净利息收入比的变化来看,2004年四大国有银行存款总额与净利息收入之比(43:1)略高于股份制银行(42:1),随后几年,国有银行这一比例不断降低(2008年达到33:1),而股份制银行这一比例则约有上升(直至2008年才降至34:1),但仍然高于同期四大国有银行的水平,这在一定程度上也削弱了股份制商业银行的资金收益效率。

(2) 两阶段效率比较。资金筹集和资金收益阶段比较来看,前者的效率整体低于后者,这是因为虽然我国储蓄率一直很高,筹集资金相对较容易,但相对于净利息收入和其他收入的增速而言,存款总量增速较缓。如2004年到2008年我国银行业净利息收入和其他收入分别增长了139%和253%,而存款总量仅增长了85%。另外,我国商业银行资金筹集还缺乏竞争环境,加之冗杂的人事配置制约了银行业的资金筹集效率;相反,由于我国投资需求比较旺盛,各家

[3] 数据来源:上市公司2008年年度报告。后面类似数据均来自于上市公司各年的年度报告,不再一一说明。

银行在资金运用方面竞争十分激烈,近年来各银行纷纷推出各项金融创新产品,不断拓宽收入来源,同时由于我国存贷款利率差额较大,使得我国银行业呈现出相对较高的资金收益效率。

(3) 整个银行业资金运用全过程效率波动较大,且与经济周期和货币政策存在着较高的相关性。2005年,中国银行业的资金筹集效率下降而资金收益效率上升,最终导致资金运用全过程效率下降。这可部分归结为当年贷存比的下降和金融创新与监管所致。2004年年底,由于中国人民银行进行利率结构调整,活期存款利率维持不变而定期存款利率则有较大幅度提高,使得在存款总量没有明显增加的情况下,活期存款大量转换为定期存款,居民定期存款增速超过活期存款,这直接加大了银行资金筹集成本,致使资金筹集效率下降。在资金收益方面,由于当年中央银行加强了对货币金银管理信息系统的管理,规范了货币金银系统操作,加之金融改革创新的深化,使得资金收益效率上升。但总体而言,贷存比的下降致使资金筹集成本直接上升、银行业监督委员会对各商业银行资本充足率性管理的加强等最终使得银行业资金运用全过程效率呈现出轻微的下降。2006年和2007年,中国银行业资金运用全过程效率呈现出上升趋势。这可归结为宏观经济持续增长、股票市场持续高涨和货币当局调控等因素共同作用的结果。由于我国经济持续高速增长,流动性过剩的出现使得资金筹集成本大大降低,在2005年、2006年我国存款总量增长15%、16%的基础上,2007年我国银行业存款总量增速进一步上升至18%,宽松的货币环境和高速增长的经济形势促进了银行业资金运用全过程效率的提高。如A股市场14家上市银行2007年净利润平均增长71.8%,创历史新高。其中,工行、建行、中行净利润分别为819.9亿元、691.4亿元、620.2亿元,居上市银行净利润的前三名。净利润增速前三名分别是兴业银行、招商银行、中信银行,增速分别为126.04%、124.36%、122.49%。2007年也是银行A股上市最集中的一年,兴业银行、中信银行、交通银行、北京银行、建设银行、南京银行、宁波银行分别在A股上市。上市后,银行业在传统业务、中间业务与创新、资产质量、经营回报等方面得到了突飞猛进的发展,银行经营管理和盈利能力得以提升,资本实力不断增强,银行业整体竞争力也有了大幅提高,银行业绩大为改善。2008年全球金融危机爆发,总体经济形势的下滑使得银行业利润增长受到较大影响,美国已有多家银行破产或被兼并。虽然2008年中国银行业实现税后净利润5834亿元人民币,同比增长30.6%,但14家上市银行净利润比上年同期增长30%,逐季回落现象明显,从一季度的91%、第二季度的67%逐季回落到三季度

的 52%。特别是第四季度环比负增长成为普遍现象。如工商银行、建设银行、中国银行、浦发银行、招商银行、兴业银行等 2008 年第四季度净利润分别环比负增长 36.04%、67.28%、74.72%、22.98%、63.89%、32.06%。华夏银行和民生银行第四季度出现了单季亏损,分别亏损 3 551.14 万元、74 416.80 万元。此外,各家银行 2008 年拨备支出大幅增长,对于业绩都有明显的负面作用,剔除有效税率后,上市银行的利润增长率仅 14% 左右,增长势头明显下降。全球经济衰退使市场趋冷、信心受挫,存款总量、净利息收入等增速明显放缓,商业银行作为社会融资中介、支付中介和财富管理中介的职能发挥受到很大抑制,虽然 2008 年多次下调存款准备金率使得中国商业银行有相对更多的资金可以灵活运用,当年利息收益和其他非利息收益均保持了较快的增长,尤其是非利息收益方面,相对于前一年 23% 的增速,2008 年四大国有商业银行非利息收入增长 42%,但央行刺激经济的不对称降息导致上市银行净息差在 2008 年出现明显回落,净息差萎缩到近 5 年来的低点(2003—2008 年上市银行净利差分别为 2.91%、3.07%、3.12%、3.21%、3.27%、2.96%),使得平均 85% 的收入来自于利差收入的中国银行业总体效率有所下降。

3. 2004—2008 年中国银行业效率平均得分及排名

表 4 是各银行不同阶段 2004—2008 年平均效率得分与排名情况。

表 4 2004—2008 年各银行效率的平均得分与排名

	资金筹集阶段	排名	资金收益阶段	排名	资金运用全过程	排名
工商银行	0.723	4	0.776	6	0.750	1
农业银行	0.694	9	0.735	10	0.715	12
中国银行	0.679	11	0.780	5	0.729	8
建设银行	0.687	10	0.786	3	0.737	6
交通银行	0.712	5	0.734	11	0.723	10
中信银行	0.725	3	0.744	9	0.734	7
招商银行	0.702	7	0.784	4	0.743	4
兴业银行	0.743	1	0.753	7	0.748	2
浦发银行	0.708	6	0.786	2	0.747	3
深发银行	0.667	12	0.791	1	0.729	9
民生银行	0.701	8	0.730	12	0.716	11
华夏银行	0.740	2	0.744	8	0.742	5

从表 4 可以看出,2004—2008 年各商业银行效率差异并不大,尤其是资金运用全过程效率的最大差异仅 0.035,这与近年来商业银行面临相同的外部环境变化是分不开的。在股份制改革、战略投资者的引进、外资银行的进入等因

素的共同作用下,商业银行间竞争加强,各银行纷纷改进技术、减员增效、提高服务水平,使得整体效率得到了提高,个体差异也逐渐缩小。资金运用全过程效率排名前三的工商银行、兴业银行与浦发银行资金筹集效率与资金收益效率均较高,排名后三的农业银行、民生银行与交通银行资金筹集效率与资金收益效率则都较低。但同时也可看到,部分银行资金筹集与资金收益效率差异较明显。如深圳发展银行资金收益效率较高,而资金筹集效率较低,这与其奉行零售银行战略有关。以按揭业务为重点,深发展零售业务突飞猛进。2004—2008年该行个贷余额分别是154亿元、205亿元、383亿元、635亿元、740亿元,年平均增长率超过48%,占全行贷款比重从2004年的12.3%、2005年的13.1%上升到2006年的21.1%、2007年的29.4%、2008年的26.3%,远高于我国金融机构个贷在全部贷款中的比重。而吸收存款方面,2004—2008年深发展存款总量从1894亿元增长到4430亿元,年平均增长率仅23.7%,远低于48%的个贷余额增长速度,资金筹集与资金收益的不均衡导致深发展呈现出较高的资金收益效率和较低的资金筹集效率。因此,商业银行应注重资金筹集与资金收益效率的平衡,提高资金运用全过程的整体效率,更好地发挥商业银行融资和资产保值增值功能。

五、结论与建议

本文根据中国商业银行的性质和职能特点,将商业银行的资金运用全过程分解为资金筹集和资金收益两个相互关联的子过程,构造了中国银行业资源型两阶段DEA模型,以全面合理地度量银行效率,并利用平滑自助法对效率值进行了修正。通过对中国四大国有商业银行和8家全国性股份制商业银行效率的比较研究发现:(1)DEA模型得出的结果高估了中国银行业的真实效率,就资金运用全过程效率而言,还有0.2—0.3的改进空间。(2)中国银行业总体效率呈现出稳定上升的趋势,但2008年受国际金融危机的影响有所下降。银行业资金效率波动较大,与经济周期和货币政策存在着较高的相关性;国有银行资金筹集效率低于股份制银行;但资金收益效率方面,国有银行正显示出越来越多的优势。(3)股份制改革、战略投资者的引进以及银行业对外资的开放等措施与政策都对中国银行业的效率起到了积极促进作用,而次贷危机引发的国际金融危机等冲击对中国银行业整体效率产生了较大的负面影响。(4)股份制银行与国有银行资金运用效率的差距已越来越小,但部分银行资金筹集与

资金收益效率存在较严重的失衡,因此平衡二者间的关系有助于资金运用全过程效率的改善。

基于以上研究结论,本文认为,面对中国金融业的逐步开放以及国际金融环境的剧烈动荡,在我国经济正处在企稳回升和结构调整的关键时期,只有围绕国家宏观调控和产业结构调整政策,从资金筹集和资金收益两个环节,着力调整和优化信贷结构,支持重点产业振兴,有效抑制产能过剩和防范金融风险,加快推进金融产品和服务方式创新,努力改进和加强对重点产业和新兴产业的金融服务,才能进一步有效提高中国银行业效率,保持我国银行业的稳定与健康发展,而国有银行的领头作用至关重要。

参考文献

- [1] 毕功兵、梁樑、杨峰,2007,两阶段生产系统的DEA效率评价模型,《中国管理科学》,第4期,第92—96页。
- [2] 黄薇,2009,中国保险机构资金运用效率研究:基于资源型两阶段DEA模型,《经济研究》,第8期,第37—49页。
- [3] 赵永乐、王均坦,商业银行效率、影响因素及其能力模型的解释结果,《金融研究》,第3期,第58—69页。
- [4] Ataullah, A., and H. Le, 2006, Economic reforms and bank efficiency in developing countries: The case of the Indian banking industry, *Applied Financial Economics* 16: 653—663.
- [5] Berger, A. N., and L. J. Mester, 2003, Explaining the dramatic changes in performance of US banks: Technological change, deregulation and dynamic changes in competition, *Journal of Financial Intermediation* 12: 57—95.
- [6] Chen, Y., and J. Zhu, 2004, Measuring information technology's indirect impact on firm performance, *Information Technology & Management Journal* 5: 9—22.
- [7] Chiu, Y. H., and Y. C. Chen, 2009, The analysis of Taiwanese bank efficiency: Incorporating external environment risk and internal risk, *Economic Modeling* 26: 456—463.
- [8] Drake, L., J. B. Hall, and R. Simper, 2006, The impact of macroeconomic and regulatory factors on the bank efficiency: A non-parametric analysis of Hong Kong's banking system, *Journal of Banking & Finance* 30: 1443—1466.
- [9] Ferreier, G. D., and J. Hirschberg, 1997, Bootstrapping confidence intervals for linear programming efficiency scores: with an illustration using Italian banking data, *Journal of Productivity Analysis* 8: 19—33.
- [10] Gocht, A., and K. Balcombe, 2006, Ranking efficiency units in DEA using bootstrapping: An applied analysis for Slovenian farm data, *Agricultural Economics* 35: 223—229.

- [11] Ikhide, S. I. , 2008 , Measuring the operational efficiency of commercial banks in Namibia, *South African Journal of Economics* 76 : 586—595.
- [12] Laeven, L. , and G. Majnoni, 2003 , Loan loss provisioning and economic slowdowns: Too much, too late? *Journal of Financial Intermediation* 12 : 178—197.
- [13] Lupi, P. , F. M. Manenti, A. Sciala, and C. Varin, 2009 , On the assessment of regulators' efficiency: An application to European telecommunications, “Marco Fanno” Working Paper N. 98.
- [14] Seiford, L. M. , and J. Zhu, 1999 , Profitability and marketability of top 55 US commercial banks, *Management Science* 45 : 1270—1288.
- [15] Simar, L. , and P. W. Wilson, 2000 , A general methodology for bootstrapping in nonparametric frontier models, *Journal of Applied Statistics* 27 : 779—802.
- [16] Simar, L. , and P. W. Wilson, 2007 , Estimation and inference in two-stage semi-parametric models of production processes, *Journal of Econometrics* 136 : 31—64.
- [17] Wang, C. H. , R. Gopal, and S. Zions, 1997 , Use of data envelopment analysis in assessing information technology impact on firm performance, *Annals of Operations Research* 23 : 73—91.
- [18] Altunbas, Y. , S. Carbo, and E. Gardener, 2000 , CAR 2: The impact of CAR on bank capital augmentation in Spain, *Journal of Applied Financial Economics* 10 : 507—518.

Research on the Efficiency of Commercial Banks in China: A Resource-based Two-Stage DEA Approach

Qiming Tang Wei Deng Wenwen Fu

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

Abstract This paper constructs a resource-based two-stage DEA model by dividing the overall fund utilization process of China's banking into two sub-processes, fund raising and fund profitability process. Using the data during 2004—2008 our empirical study finds that (1) traditional DEA approach tends to highly overestimate the efficiency of China's banking; (2) the 'BIG FOUR' shows a lower fund-raising efficiency than the joint-venture commercial banks though both maintain an upward trend, while the former is showing a greater advantage in fund-profiting; (3) the overall fund utilization efficiency gap is getting smaller and smaller between the 'Big Four' and the joint-venture commercial banks.

Key Words Banking Efficiency, Two-stage DEA, Smoothed Bootstrap, Fund Raising, Fund Profitability

JEL Classification C14, D61, G21

宏观经济因素、风险溢价与期货市场基差变动

郑尊信 黄 伟*

摘 要 本文充分考虑国内商品市场周期波动和境内外市场联动关系,通过探究期货市场风险溢价来源,构建期货市场基差变动的宏观经济因素模型。实证研究发现,市场利率、股权风险溢价等宏观经济因素以及境外期货市场价格变动对国内期货基差有正向影响,且向上波动阶段期货基差受当期宏观经济信息冲击大于向下波动阶段,受前期基差影响则要弱于向下波动阶段;中国宏观经济因素对境外期货基差变动影响显著,但弱于对境内期货基差变动的影响。

关键词 基差变化,宏观经济因素,风险溢价,因素模型

一、问题提出

期货基差通常被定义为期货价格与标的现货价格之差,基差变动折射出期货价格和标的现货价格之间的联动模式以及期货市场的价格发现过程,并且影响到期货套期保值效果。关于基差变动影响因素,学术界一直不断地研究和探讨,比如,Fama and French(1987)将期货基差分解为预期现货价格变动和风险溢价,通过实证研究发现期货基差能够预测期货价格变动,故认为期货基差中存在期货市场风险溢价信息^[1]



* 郑尊信,深圳大学经济学院副教授;黄伟,上海期货交易所。通信作者及地址:郑尊信,广东省深圳市深圳大学经济学院文科楼五楼,518060, E-mail: zxzheng@szu.edu.cn。本文得到国家自然科学基金项目(批准号:70901053)和深圳大学人文社科基金项目(批准号:11QNCG18)的资助。感谢匿名审稿人对本文提出的宝贵意见,当然,文责自负。

[1] 预期价格变动部分。针对特定商品期货而言,商品供求变化、存储成本波动、库存变动等个体因素将改变标的商品的预期价格,从而影响期货基差(如 Tslser, 1958; Brennan, 1958; Bailey and Chan, 1993)。

针对期货市场风险溢价的解释,可以追溯到 Keynes(1930)和 Hicks(1939)的保险理论(Insurance Principle),该理论认为在期货市场上套期保值者因风险转嫁于投机者而愿意支付相应费用,即风险溢价,套期保值行为会对期货价格变动造成压力,保值净头寸与期货风险溢价密切相关(如 Carter, Raiser and Schmitz, 1983; Chang, 1985)。Hardy(1940)的赌博理论(Gambling Principle)提出了不同看法,Hardy认为,期货市场价格波动中存在投机获利机会,投机者为参与其中而愿意支付相应费用,这意味着投机者所得到的风险溢价可能接近零,甚至为负值。Dusak(1973)抛弃保险理论和赌博理论关于投机风险收益的假定,将CAPM框架运用于期货市场风险溢价的研究,从系统风险角度阐述风险溢价形成。Dusak的组合理论(Portfolio Principle)认为期货风险溢价取决于期货价格与经济状态变量的协方差,而非套期保值压力(如 Black, 1976; Richard and Sundaresan, 1981)。Bailey and Chan(1993)研究发现,商品期货的基差与股票的股息收益、债券的信用价差显著相关,表明期货风险溢价中存在宏观经济的公共因素。Fraser and Mckaig(2001)实证研究也发现,英国期货市场的基差变动中存在宏观经济因素。但部分研究却认为,这些理论并非相互排斥,期货风险溢价可能源于投资者承担经济系统风险的补偿和套期保值压力的综合作用,如 Bessembinder(1992)采用美国22种期货合约数据进行实证检验时发现,部分期货合约中风险溢价受系统风险和套期保值净头寸影响显著。

近期关于风险溢价的研究出现了新视角。Gorton, Hayashi and Rouwenhorst(2008)研究发现,价格测度(如期货基差、历史期货收益及现货收益)反映出库存状态和商品期货的风险溢价信息,动态风险溢价受到商品库存水平驱动,但否定 Keynesian 的套期保值压力假设及套期保值头寸对风险溢价的重要意义。Acharya, Lochstoer and Ramadorai(2011)认为商品生产者的违约风险是期货市场套期保值需求的重要决定因素,进而影响期货价格和风险溢价。实际上,宏观经济因素均显著影响商品库存和商品生产者违约风险,从而改变期货市场的风险溢价水平,尤其在当前商品市场高度金融化背景下。正如 Hong and Yogo(2010)、Tang and Xiong(2011)研究所指出的,各类商品期货中系统因素的出现主要由市场中的金融投资者推动。

目前,国内针对基差变动的研究,主要集中在基差变动对于套期保值影响的相关领域,并形成了丰富的研究成果(如吕江林、胡治山,2006;郑尊信、徐晓光,2009),但针对基差变动所蕴含风险溢价信息的研究非常鲜见。研究意义体现在四个方面:第一,通过期货市场基差变动的影响因素分析,观察市场风险溢

价的形成和期货基差变动的驱动因素,架构宏观经济变量与期货市场价格之间的联系桥梁,对理解中国期货定价机制具有重要参考价值;第二,针对期货市场定价效率的研究,目前国内主要采取 Granger 因果关系和协整等分析技术(如华仁海,2005;刘凤军、刘勇,2006;唐立新,2007),相关研究忽视具体信息内涵,针对宏观经济因素的研究将为期货市场定价效率观察提供新的视角;第三,定价权之争,在中国期货市场的实证研究已有丰富成果(如张屹山、方毅和黄琨,2006;张屹山、黄琨和赵继光,2006;张鹤和黄琨,2007)^[2],但缺乏对宏观经济因素的细致考虑,本文将建立风险溢价跨市场传递的检验方案,深入剖析中国经济变量对境外成熟商品市场的影响;第四,分析框架方面,考虑到中国期货市场的特殊性,如易受国际成熟商品市场的价格引导以及基差变动中存在明显波动集聚及阶段性特征,需在实证模型中纳入这些因素。

本文其余部分的结构如下:第二部分,从风险溢价角度探讨基差变化中宏观经济因素的理论框架;第三部分,构建基差变化的计量模型,并且介绍变量和数据;第四部分提供计量模型的参数估计结果;第五部分提供必要的检验;最后对实证结论进行讨论和总结。

二、理论框架

鉴于商品供求变化、存储成本波动、库存变动等商品层面因素及行业因素对不同期货合约的影响存在显著差异,而宏观经济因素的影响则具有系统性特征,所以从宏观层面分析基差变动的影响因素,可以避免个体因素的随意性以及分析结论的局限性。

(一) 宏观经济因素如何影响基差变动

期货价格应等于合约到期时现货价格预期,但由于期货投资者承担了持有期间的系统风险,会要求相应的风险补偿。因此,期货价格应等于合约到期时现货价格预期加上系统风险溢价(Fraser and McKaig,2001):

$$F(t, T) = E_t\{S(T) \mid \underline{Z}(t)\} + E_t\{\pi(t, T) \mid \underline{Z}(t)\} \quad (1)$$

其中, $F(t, T)$ 表示合约到期日为 T 的商品期货在 t 时期的市场价格; $S(T)$ 表示

[2] 相关研究大多采取价格引导关系、协整和 VAR 等方法。实证研究的主要结论是,中国期货市场与国际成熟期货市场相比信息反映能力滞后。

到期日的商品现货价格;从即期(t 时期)至合约到期日(T 时期),市场存在系统风险, $\pi(t, T)$ 度量该时期内的系统风险溢价; $\underline{Z}(t)$ 为 t 时期市场信息集合, $E_t\{\cdot | \underline{Z}(t)\}$ 表示 t 时期市场信息集合下的条件均值算子。

若将期货基差定义为期货价格减现货价格,则

$$F(t, T) - S(t) = E_t\{S(T) - S(t) | \underline{Z}(t)\} + E_t\{\pi(t, T) | \underline{Z}(t)\} \quad (2)$$

其中, $S(t)$ 表示 t 时期(即期)商品现货价格。等式左边为 t 时期期货基差,等式右边第一项为预期现货价格变动,第二项为期望风险溢价,表示期货基差可分解为预期现货价格变动和风险溢价之和,期望风险溢价的符号可能为正,也可能为负,取决于期货投资者的偏好、信仰和禀赋(Bailey and Chan, 1993)。

既然宏观经济不确定性因素会影响本土上市的所有期货合约,那么如何将宏观经济因素引入基差变动分析框架呢? Keim and Stambaugh(1986)指出,先验债券市场违约风险溢价和股票市场股息收益率具备预测资产价格变动的能力,反映出因经济周期波动的资产风险溢价共性。Bailey and Chan(1993)所采用的宏观经济变量也包括市场利率、债券信用价差和股票市场股息收益等。有鉴于此,并且考虑到持有成本模型的指数形式,将式(2)的理论模型调整为如下计量模型:

$$\ln B(t) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \beta_i \underline{Z}_i(t) + \varepsilon(t, T) \quad (3)$$

其中, $\ln B(t) = \ln F(t, T) - \ln S(t)$ 。 $\underline{Z}_i(t)$ 表示在 t 期的市场信息集合 $\underline{Z}(t)$ 中第 i 个宏观经济变量,包括当期变量和历史变量。在 τ 期,定义第 i 个当期宏观经济变量为 $Z_i(\tau)$ 。之后将 t 期的信息集合分解如下: $\underline{Z}(t) = \{Z_1(t), Z_2(t), \dots\} \cup \underline{Z}(t-1)$ (即:当期信息集合 $\cup$ 历史信息集合)。由于历史基差中吸收了历史宏观经济信息,式(3)可以调整为期货基差动态过程:

$$\ln B(t) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln B(t-1) + \sum_{i=1}^m \beta_i Z_i(t) + \varepsilon(t, T) \quad (4)$$

上述方程表明,基差变动受当期宏观经济系统因素和历史基差(历史因素)的共同影响。根据期货基差动态过程,宏观经济变量 i 的单位冲击对期货基差的累积效应为 $\beta_i/(1-\alpha_1)$ 。将期货基差动态过程进一步演算,得到差分形式的期货基差动态过程:

$$\Delta \ln B(t) = \alpha_0 + (\alpha_1 - 1) \ln B(t-1) + \sum_{i=1}^m \beta_i Z_i(t) + \varepsilon(t, T) \quad (5)$$

其中, $\Delta \ln B(t) = \ln B(t) - \ln B(t-1)$,或者 $\Delta \ln B(t) = \Delta \ln F(t, T) - \Delta \ln S(t)$ 。

差分形式的期货基差动态过程包含了期货和现货价格的联动模式。由于 α_1 通常介于 $(0,1)$ 之间,故 $\alpha_1 - 1 < 0$ 。当前期期货价格升水时,基差取正值,下期期货基差有下降趋势;当前期期货价格贴水时,基差取负值,下期期货基差有上升趋势。期货基差过程动态地描述期货价格和现货价格收敛过程。

(二) 为什么构建期货基差变动的宏观经济因素模型

1. 期货基差变动的宏观经济因素模型与期货市场的价格发现

当商品市场有新宏观经济信息到达时,若期货市场和现货市场同时吸收新到达信息,受相同信息冲击的期货现货价格变动可能会相互抵消,导致基差变动中难以体现该宏观经济信息。若期货市场因其交易成本优势,优先吸纳新到达的宏观经济信息,而现货价格却反应滞后或者反应不足,此时期货基差变动将可能会包含新到达的市场信息内容。简言之,如果期货基差变动中包含新近的宏观经济信息,则期货市场具备价格先行优势。

2. 期货基差变动的宏观经济因素模型与套期保值压力效应

套期保值压力效应反映了套期保值者为其交易行为所支付的费用,从而套期保值后的组合收益中隐含了压力效应信息。将差分形式的期货基差动态方程调整如下:

$$\Delta \ln S(t) - \Delta \ln F(t, T) = -\alpha_0 + (1 - \alpha_1) \ln B(t-1) - \sum_{i=1}^m \beta_i Z_i(t) - \varepsilon(t, T) \quad (6)$$

关于期货定价问题,根据 Fama and French (1987)、Kroner and Sultan (1993) 的观点,历史基差水平有助于预测期货价格变动,即

$$\Delta \ln F(t, T) = \gamma_0 + \gamma_1 \ln B(t-1) + \xi(t, T) \quad (7)$$

代入式(6),演算后得到

$$\begin{aligned} \Delta \ln S(t) - h^* \Delta \ln F(t, T) &= \gamma_0 (1 - h^*) - \alpha_0 \\ &\quad + (1 - \alpha_1 + \gamma_1 - h^* \gamma_1) \ln B(t-1) \\ &\quad - \sum_{i=1}^m \beta_i Z_i(t) + (1 - h^*) \xi(t, T) \\ &\quad - \varepsilon(t, T) \end{aligned} \quad (8)$$

其中, h^* 为最优套期保值比率。套期保值组合的期望收益如下:

$$E[\Delta \ln S(t) - h^* \Delta \ln F(t, T)] = \gamma_0 (1 - h^*) - \alpha_0$$

$$+ (1 - \alpha_1 + \gamma_1 - h^* \gamma_1) \ln B(t-1) - \sum_{i=1}^m \beta_i E[Z_i(t)] \quad (9)$$

该式展现期货历史基差和宏观经济系统波动对于套期保值的影响。其中, β_i 为宏观经济因素引起的系统风险测度。从套期保值压力角度, 当参数 β_i 显著不为 0 时, 系统风险因素会影响套期保值成本; 当该测度显著大于 0 时, 卖出套期保值需要支付风险溢价; 当该测度显著小于 0 时, 买入套期保值需要支付风险溢价。

三、模型、变量与数据

(一) 计量模型构建与变量设定

考虑到中国商品市场和金融市场的特殊性, 借鉴 Bailey 和 Chan 实证框架对期货基差变动进行研究时, 本文将加以充分利用和必要创新。从以下方面对期货基差变动的公共因素建立起可供实证检验的理论假设^[3]:

第一, 市场利率对期货基差的影响, 可由期货持有成本模型解释, 即市场利率越高, 持有商品的资金占用成本越高, 基差越大。但市场利率作为重要的宏观经济变量, 体现了货币市场的资金供求状况。从宏观经济信息传递角度, 市场利率变动隐含重要的资金供求和宏观货币政策取向等方面的信息, 当期货市场 and 现货市场对利率信息冲击响应程度有较大差异时, 将引起基差变动。

第二, 股票波动对期货基差变动的可能影响, 反映出股票市场和期货市场的联动关系。期货投资者所持有的虽非资本资产, 但与股票投资者一样, 宏观经济不确定均对其投资收益构成风险, 承担了持有期间的系统风险而要求获得相应系统风险溢价, 引起股票价格和期货基差的联动关系。

第三, 海外市场波动可能影响国内期货市场基差。张屹山、方毅和黄琨(2006)比较国际、国内期货市场价格发现功能时, 发现国际期货市场对市场信息反应更有效率。张鹤和黄琨(2007)通过比较国内外金属期货市场价格联动

[3] 企业债券违约风险和期货基差变动。Bailey 和 Chan 实证框架中, 企业债券违约风险作为公共因素影响基差变动。但在中国债券市场上, 企业债券发展严重滞后, 缺乏完善的债券信用评级制度, 不足以形成市场化的违约风险溢价信息传递渠道。国债市场虽发展良好, 但国债利率变动主要传递系统风险信息, 而非企业的违约风险, 见范龙振和张处(2009)。鉴于中国金融市场企业债违约风险定价的缺失, 本文研究中未引入中国期货市场的违约风险度量。

差异,发现 SHFE 的市场效率要明显弱于成熟的 LME。张屹山、黄琨和赵继光(2006)分析发现,SHFE 铜期货市场已经具备规避风险及价格发现的功能,但在信息反映效率和国际定价权方面,LME 市场总是优于 SHFE 市场。

总结国内学者关于境内外期货价格联动的研究成果,海外期货市场变动影响国内期货市场。国际成熟期货市场价格变动中可能隐含全球性宏观经济风险溢价信息,进而对中国期货市场的基差变动构成影响。

根据上述理论假设和变量设定,中国期货市场基差变动的多因素模型如下:

$$\ln B(t) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln B(t-1) + \beta_1 R(t, T) + \beta_2 \text{Riskprem}(t, T) + \beta_3 \text{RFFM}(t) + \varepsilon(t, T) \quad (10)$$

其中, $\ln B(t-1)$ 为前期基差水平,包含历史期货市场宏观经济信息及风险溢价信息; α_1 为历史基差的影响程度,刻画基差变动的路径依赖; $R(t, T)$ 为 $T-t$ 期的即期市场利率, β_1 衡量基差对市场利率的敏感程度; $\text{Riskprem}(t, T)$ 为股票市场风险收益, β_2 测度股票和期货市场的联动程度; $\text{RFFM}(t)$ 为海外市场的同类型期货合约的价格变动,若 β_3 显著不为 0,意味着境外商品市场价格变动会影响到本土基差变化。 $\varepsilon(t, T)$ 为随机误差项,在历史信息集合 $\underline{Z}(t-1)$ 条件下随机误差项的条件波动率是当期期货价格变动的条件波动率、现货价格变动的条件波动率、以及二者之间条件协方差的数学函数,考虑到 B -GARCH 模型广泛运用于期货和现货价格动态过程描述(如 Cecchetti et al., 1988; Kroner and Sultan, 1993; Park and Switzer, 1995; Lien and Yang, 2008),故将随机误差项设定如下过程:

$$\begin{aligned} \varepsilon(t, T) &= \sqrt{h(t)} v(t), \quad v(t) \sim \text{i. i. d.}(0, 1) \\ h(t) &= \varphi_0 + \varphi_1 \varepsilon^2(t-1, T) + \theta_1 \cdot h(t-1) \end{aligned}$$

基差变动的多因素模型,作为基本理论框架,还可用于检验中国因素对国际商品市场的影响。随着中国经济地位的提升,根据国内偏好假说,中国因素对全球大宗商品定价应该具有一定的影响力,但传统因果关系检验思路中回避了中国宏观经济因素。借助期货基差变动的宏观经济因素模型,有助于检验中国宏观经济因素是否影响西方成熟市场期货基差的变动。构建 LME 期货基差变动的多因素计量模型如下:

$$\begin{aligned} \ln \text{BFM}(t) &= \alpha'_0 + \alpha'_1 \ln B(t-1) + \beta'_1 R(t, T) \\ &+ \beta'_2 \text{Riskprem}(t, T) + \beta'_3 \text{RFM}(t) + \zeta(t, T) \end{aligned} \quad (11)$$

其中, $\ln\text{BFM}(t)$ 为海外市场的期货基差, 等于海外期货价格对数和现货价格对数之差; $\text{RFM}(t)$ 为本土市场的对应期货合约的价格变动, 其他变量同上, $\zeta(t, T)$ 设定如下:

$$\begin{aligned}\zeta(t, T) &= \sqrt{h(t)}v(t), \quad v(t) \sim \text{i. i. d.}(0, 1) \\ h(t) &= \varphi_0' + \varphi_1'\zeta^2(t-1, T) + \theta_1' \cdot h(t-1)\end{aligned}$$

其中, α_1' 为本土历史基差对境外期货基差的影响程度; β_1' 和 β_2' 分别反映本土市场利率和股票市场风险溢价等宏观经济变量对境外期货基差变动的影响程度; β_3' 为境外基差对本土市场期货价格变动的敏感程度。若 $\alpha_1' = \beta_1' = \beta_2' = 0$, 意味着本土宏观经济因素对境外期货市场没有影响; 若 $\beta_1' = \beta_2' = 0$, 且 $\alpha_1' \neq 0$, 表明本土宏观经济因素对境外期货市场仅有滞后效应。

指标选择如下: (1) 市场利率方面, 中国期货市场最远合约到期大致 1 年左右, 交易活跃的合约大多是 3 月合约, 在本文研究中主要选择 3 月合约。郭建伟(2009)针对 3 个月期限市场利率体系的实证研究指出, SHIBOR 是引导备付率、国债收益率、企业债收益率、金融债收益率、贷款加权平均利率、银行承担汇票贴现率等市场利率的 Granger 原因, 说明 3 个月 SHIBOR(变量 R) 适合作为市场利率的替代指标。(2) 风险溢价测度方面, 本文选取股票市场的风险溢价。股票收益可以由股息和资本利得构成, 在中国资本市场上, 股息分配相对较低, 投机氛围比较浓厚, 根据股息收益率来反映宏观经济系统风险补偿不太合理, 故采用股票市场组合收盘价的对数收益率(RM)扣减无风险收益率(采用 3 个月 SHIBOR 利率替代), 作为股票市场系统风险收益的度量。股票市场组合方面, 本文选择上证指数。(3) 期货市场价格变动方面, 本文选择 SHFE 3 月和 LME 3 月铜、铝、锌收盘价格对数差分作为市场波动替代指标。变量说明如表 1。

表 1 变量说明

变量名称	变量符号	变量说明
名义利率	$R(t, T)$	3 个月 SHIBOR
实际利率	$R'(t, T)$	3 个月 SHIBOR 扣减当月对应 CPI
风险溢价	$\text{Riskprem}(t, T)$	$\text{RM} \times 245 - 4 \times \ln(1 + R(t, T)/4)$
海外市场变动	$\text{RFFM}(t)$	LME 3 月合约收盘价格对数差分
境内市场变动	$\text{RFM}(t)$	SHFE 3 月合约收盘价格对数差分

注: RM 是每日上证指数收盘价的对数收益, 每年按 245 个交易日近似。通过实验可以发现, 每年交易日总数小幅变化(5 天以内)对实证结果的影响非常有限。通过 $4 \times \ln(1 + R(t, T)/4)$ 计算, 将 SHIBOR 转化为连续复利。

(二) 数据

本文实证数据分别来自境内外期货市场、现货市场及宏观经济数据。商品可分为两大类:投资目的所持有的商品和消费目的所持有的商品,投资目的所持有的商品可依据持有成本模型确定期货理论价格,但消费目的所持有的商品仅能保证期货理论价格上限成立(Hull, 2000)。从基差分解来看,选择为投资目的所持有的商品的期货合约作为研究对象更为合适,但考虑到国内尚未上市白银期货合约,而且上海期货交易所(SHFE)的黄金期货上市时间较短,不宜作为研究对象,故选择上海期货交易所与投资目的商品期货比较接近的相对成熟的金属期货合约,即铜、铝和锌期货合约。另外,中国期货市场的成熟合约中,除了有色金属外,还包括农产品期货合约,但农产品期货合约同样属于消费目的所持有的商品,且易受季节因素影响,将会干扰本文实证观察,故本文仅选择上海期货交易所成熟的有色金属期货合约作为实证研究对象。

境内铜、铝和锌期货等金属期货为上海期货交易所交易的 3 月合约,数据来自 WIND 资讯。上海铜、铝和锌现货为长江金属现货,数据来源为上海金属网。海外铜、铝和锌等金属期货和现货分别为 LME 交易的 3 月期货合约和金属现货,数据来源为 WIND 资讯和 CSMAR 数据库。消费者价格指数(CPI)数据来自国家统计局网站。样本期间为 2006 年年底(或 2007 年年初)至 2011 年 1 月。铜、铝市场样本为 2006 年 10 月 8 日至 2011 年 1 月 26 日的日数据,期间样本容量为 1 051;因上海期货交易所锌期货合约于 2007 年 3 月 26 日才挂牌上市,锌市场样本为上市首日至 2011 年 1 月 26 日的日数据,期间样本容量为 939。2005 年中国启动汇率形成机制改革之后,人民币进入升值通道,中国宏观经济和资本市场都经历一个快速的膨胀时期,在 2007 年 10 月上证指数一度站上 6 124 点。其后美国金融市场出现次贷危机,演变成一场全球性金融危机,拖累实体经济,出口受阻,中国宏观经济增长放缓,资本市场和期货市场随之步入熊市。2008 年年底,中国开始实施积极的财政政策和适度宽松的货币政策,资本市场和期货市场引来新一轮上升行情。从 2006 年年底(2007 年年初)到 2011 年 1 月,中国宏观经济、资本市场和期货市场都经历了一次“过山车”,系统周期特征非常明显,如图 1 和图 2 所示。SHFE 金属锌期货合约从 2007 年 3 月上市交易,样本期间相对其他商品要短。

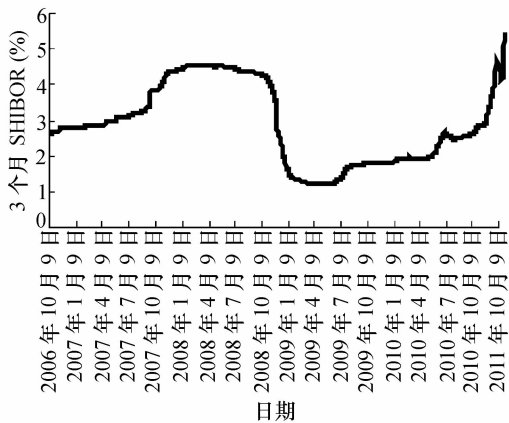


图 1 3 个月 SHIBOR 利率

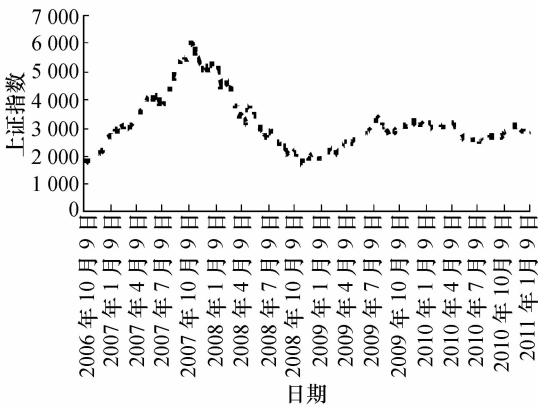


图 2 上证指数

表 2 为上海期货交易所和伦敦金属交易所(LME)铜、铝和锌期货合约基差的描述性统计信息。其中,期货基差定义为期货收盘价对数减现货收盘价对数。在样本期间内,SHFE 3 月基差和 LME 3 月基差有如下特征:首先,SHFE 3 月期货基差的标准差均大于 LME 3 月期货基差,表明国内期货基差波动率较大;其次,SHFE 3 月基差的偏度均小于 0,即左偏分布特征明显;再次,SHFE 3 月基差和 LME 3 月基差的峰度均超过 3,尖峰分布特征突出;然后,SHFE 3 月基差和 LME 3 月基差的 Jarque-Bera 统计量的显著性水平(p 值)低于 0.01,表明基差并非遵循高斯分布;最后, $Q(20)$ 统计量的显著性水平(p 值)均低于 0.01,SHFE 3 月基差和 LME 3 月基差都存在自相关现象。

表 2 描述性统计

	均值	标准差	偏度	峰度	Jarque-Bera	Q(20)	样本容量
SHFE 3 月 铜期货基差	-0.0148	0.0359	-1.4475	5.1505	569.5322 (0.0000)	12 088 (0.0000)	1 051
SHFE 3 月 铝期货基差	0.0049	0.0350	-1.1490	3.7162	253.7256 (0.0000)	14 319 (0.0000)	1 051
SHFE 3 月 锌期货基差	0.01433	0.0259	-0.6583	3.5268	78.6866 (0.0000)	8 157 (0.0000)	939
LME 3 月 铜期货基差	0.0006	0.0171	0.1034	5.2645	226.4296 (0.0000)	1 686 (0.0000)	1 051
LME 3 月 铝期货基差	0.0144	0.0116	-2.1812	9.6836	2 789.5230 (0.0000)	13 614 (0.0000)	1 051
LME 3 月 锌期货基差	0.0105	0.0094	-0.2807	3.3915	18.3262 (0.0001)	6 939 (0.0000)	939

四、实证结果

表 3 和表 4 分别为境内 (SHFE) 和境外 (LME) 基差变动的宏观经济因素模型的极大似然估计结果。表 3 和表 4 中前半部分为模型参数的极大似然估计结果, 后半部分为对数极大似然函数值与 Wald 检验统计量及其显著性水平。全体样本数据分成两个子样本, 以 2008 年年底市场阶段最低点作为分界点, 采用各子样本和全体样本分别进行参数估计。

表 3 中的 Wald 检验有如下结论: (1) 整体显著性检验。不论是子样本区间还是全体样本区间, 各个估计方程 $\chi^2(4)$ 统计量的显著性水平都小于 0.01, 说明引入宏观经济因素和境外市场因素等变量整体上有助于解释境内市场的基差变化。(2) 当期宏观经济因素影响的显著性检验。全体样本下各个估计方程 $\chi^2(2)$ 统计量的显著性水平都低于 0.01, 表明总体上当期市场利率和股票市场风险溢价等宏观经济变量对于期货基差有显著性影响。在子样本下各个估计方程的卡方检验显示, 在向下波动阶段 (2006 年 10 月到 2008 年 12 月) Wald 统计量在 0.05 水平上显著 (除了 SHFE 3 月铜), 在向上波动阶段 (2008 年 12 月到 2011 年 1 月) Wald 统计量在 0.01 水平上均显著, 且向上波动阶段当期宏观经济因素对当期基差的影响程度明显大于向下波动阶段的影响程度。从回归参数 β_1 估计的市场阶段性差异中可以发现, 市场利率不仅反映

表 3 SHFE 基差变动的宏观经济因素模型的极大似然估计结果 (采用名义利率)

变量	参数	SHFE 3 月铜期货基差			SHFE 3 月铝期货基差			SHFE 3 月锌期货基差		
		06.10.09— 08.12.26	08.12.27— 11.01.26	全体样本	06.10.09— 08.12.09	08.12.10— 11.01.26	全体样本	07.03.26— 08.12.05	08.12.06— 11.01.26	全体样本
均值方程	α_0	-0.0028 (0.0027)	-0.0034** (0.0016)	0.0002 (0.0010)	-0.0109*** (0.0032)	0.0002 (0.0009)	3.21E-06 (0.0006)	-0.0032 (0.0047)	0.0014 (0.0016)	0.0047*** (0.0014)
常数项										
$\ln B(t-1)$	α_1	0.9173*** (0.0182)	0.7297*** (0.0288)	0.8834*** (0.0134)	0.9183*** (0.0187)	0.9180*** (0.0117)	0.9588*** (0.0077)	0.8284*** (0.0337)	0.7153*** (0.0333)	0.8146*** (0.0208)
$R(t, T)$	β_1	0.0410 (0.0694)	0.2042*** (0.0713)	-0.0246 (0.0335)	0.3077*** (0.0859)	0.0733* (0.0438)	0.0213 (0.0198)	0.0978 (0.1191)	0.2647*** (0.0746)	-0.0569 (0.0397)
$\text{Riskprem}(t, T)$	β_2	0.0002* (0.0001)	0.0011*** (0.0001)	0.0004*** (6.9E-05)	0.0003*** (6.12E-05)	0.0007*** (9.60E-05)	0.0004*** (5.0E-05)	0.0003** (0.0001)	0.0010*** (0.0001)	0.0006*** (9.1E-05)
RFFM(t)	β_3	0.0669*** (0.0155)	0.0751*** (0.0258)	0.0963*** (0.0133)	0.0691*** (0.0171)	0.0198 (0.0232)	0.0632*** (0.0133)	0.0770*** (0.0257)	0.0966*** (0.0235)	0.1024*** (0.0170)
方差方程	φ_0	2.8E-06** (1.4E-06)	3.6E-06** (1.5E-06)	3.2E-06** (1.1E-06)	4.1E-06*** (1.1E-06)	6.0E-06*** (1.6E-06)	4.3E-06*** (8.3E-07)	1.4E-05* (8.0E-06)	1.6E-05* (8.4E-06)	1.5E-05*** (5.5E-06)
常数项										
$\varepsilon^2(t-1, T)$	φ_1	0.1200*** (0.0288)	0.1121*** (0.0282)	0.1131*** (0.0196)	0.1908*** (0.0322)	0.2517*** (0.0461)	0.1870*** (0.0211)	0.0681** (0.0311)	0.1077*** (0.0380)	0.1026*** (0.0278)
$h(t-1)$	θ_1	0.8747*** (0.0275)	0.8603*** (0.0283)	0.8748*** (0.0185)	0.7810*** (0.0290)	0.7076*** (0.0461)	0.7822*** (0.0199)	0.8752*** (0.0521)	0.8047*** (0.0732)	0.8308*** (0.0411)
对数极大似然函数值		1604.30	1532.25	3097.41	1765.26	1706.62	3449.19	1155.10	1528.39	2653.63
($\text{Log}L$)										
$\chi^2_1(1)$		2546.03***	641.61***	4342.61***	2399.21***	6189.01***	15597.66***	604.66***	462.54***	1531.65***
$\chi^2_2(1)$		18.65***	8.44***	52.10***	16.39***	0.73	22.53***	8.95***	16.81***	36.44***
$\chi^2(2)$		3.70	109.45***	43.39***	27.61***	56.89***	52.29***	6.35**	70.90***	46.80***
$\chi^2(4)$		3469.32***	833.34***	6147.37***	9128.39***	8704.07***	18845.78***	629.58***	640.03***	1744.31***

注: 括号中的数值为参数估计的标准误差, *、**和*** 分别表示在 0.1、0.05、0.01 显著性水平上统计量显著。E-## 表示 $10^{-##}$ 。Wald 检验中, 卡方统计量下方的括号中的数值为显著性水平。 $\chi^2_1(1)$ 对应的假设体系: $\{H_0: \alpha_1 = 0, H_1: \alpha_1 \neq 0\}$; $\chi^2_2(1)$ 对应的假设体系: $\{H_0: \beta_3 = 0, H_1: \beta_3 \neq 0\}$; $\chi^2(2)$ 对应的假设体系: $\{H_0: \beta_1 = \beta_2 = 0, H_1: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0, H_1: \alpha_1, \beta_1, \beta_2, \beta_3 \text{ 不全为 } 0\}$ 。

表 4 LME 基差变动的宏观经济因素模型的结果(采用名义利率)

变量	参数	LME 3 月铜期货基差			LME 3 月铝期货基差			LME 3 月锌期货基差		
		06.10.09— 08.12.26	08.12.27— 11.01.26	全体样本本	06.10.09— 08.12.09	08.12.10— 11.01.26	全体样本本	07.03.26— 08.12.05	08.12.06— 11.01.26	全体样本本
均值方程	α_0'	0.0132*** (0.0032)	0.0099*** (0.0011)	0.0147*** (0.0010)	-0.0021 (0.0013)	0.0248*** (0.0005)	0.0184*** (0.0001)	-0.0252*** (0.0008)	0.0236*** (0.0005)	0.0209*** (0.0002)
常数项	α_1'	-0.1598*** (0.0207)	-0.0235 (0.0160)	-0.0610*** (0.0108)	0.0637*** (0.0055)	-0.0696*** (0.0056)	-0.0308*** (0.0022)	0.0157*** (0.0061)	-0.0653*** (0.0075)	-0.0372*** (0.0054)
$\ln B(t-1)$	β_1'	-0.5811*** (0.0890)	-0.2832*** (0.0396)	-0.4970*** (0.0351)	0.4315*** (0.0352)	-0.4081*** (0.0271)	-0.0397*** (0.0043)	0.7570*** (0.0216)	-0.4130*** (0.0324)	-0.2757*** (0.0072)
$Riskprem(t, T)$	β_2'	1.7E-05 (0.0001)	0.0002** (8.6E-05)	0.0001* (6.6E-05)	1.6E-05 (1.8E-05)	2.4E-05 (4.0E-05)	1.2E-05 (1.2E-05)	3.0E-05 (2.4E-05)	-6.9E-06 (2.3E-05)	6.9E-06 (1.7E-05)
RFM(t)	β_3'	-0.0502 (0.0346)	-0.0533*** (0.0194)	-0.0474*** (0.0166)	-0.0095 (0.0100)	-0.0353** (0.0141)	-0.0328*** (0.0071)	-0.0035 (0.0070)	-0.0196*** (0.0070)	-0.0169*** (0.0048)
方差方程	φ_0'	1.3E-05** (5.2E-06)	2.9E-07** (1.3E-07)	4.3E-07** (2.0E-07)	4.1E-07* (2.3E-07)	2.7E-08 (2.9E-08)	6.3E-08** (2.7E-08)	3.0E-06*** (6.2E-07)	9.2E-09 (4.1E-08)	1.1E-07* (5.7E-08)
常数项	φ_1'	0.1276*** (0.0351)	0.0409*** (0.0102)	0.0959*** (0.0116)	0.5909*** (0.1308)	0.2553*** (0.0304)	0.4153*** (0.0335)	0.9311*** (0.1719)	0.2209*** (0.0271)	0.3711*** (0.0386)
$e^2(t-1, T)$	θ_1'	0.8315*** (0.0446)	0.9476*** (0.0087)	0.9091*** (0.0098)	0.4324*** (0.0461)	0.8005*** (0.0151)	0.6616*** (0.0157)	0.0728 (0.0616)	0.8318*** (0.0130)	0.7001*** (0.0201)
$h(t-1)$										
AIC		-5.4434	-6.5436	-5.8936	-7.5994	-7.7228	-7.6590	-7.9858	-7.7194	-7.3475
$\lg L$		1488.59	1663.52	3102.14	2025.65	2012.06	4028.98	1673.04	2018.91	3453.99
$\chi^2(1)$		59.77***	2.16	31.94***	133.75***	154.94**	193.81***	6.66***	75.14***	47.31***
$\chi^2(3)$		45.85***	59.78***	211.01***	154.71***	241.36***	141.69***	1255.73***	182.17***	1546.17***
$\chi^2(4)$		119.79***	88.45***	254.82***	2983.60***	720.98***	526.29***	1256.27***	415.49***	1922.97***

注:括号中的数值为参数估计的标准误差,*、**和***分别表示在0.1、0.05和0.01显著性水平上统计量显著。E-##表示 $10^{-##}$ 。Lg L为对数似然大似然数值。Wald检验中,卡方统计量下方的括号中的数值为显著性水平,假设体系为: $\{H_0: \alpha_1' = 0, H_1: \alpha_1' \neq 0\}; \chi^2(3)$ 对应的假设体系: $\{H_0: \beta_1' = \beta_2' = \beta_3' = \beta_4' = 0, H_1: \beta_1' = \beta_2' = \beta_3' = \beta_4' \neq 0\}; \chi^2(4)$ 对应的假设体系: $\{H_0: \alpha_1' = \beta_1' = \beta_2' = \beta_3' = \beta_4' = 0, H_1: \alpha_1' = \beta_1' = \beta_2' = \beta_3' = \beta_4' \neq 0\}$ 。不全为0。

时间价值,更体现宏观货币政策效应。^[4] (3) 历史基差影响的显著性检验。各个估计方程 $\chi^2_1(1)$ 统计量的显著性水平都低于 0.01,表明前期基差对当期基差水平有显著影响,意味着宏观经济因素中货币政策和风险溢价存在滞后效应。在子样本下,观察回归参数 α_1 发现,SHFE 3 月铜、铝和锌期货向上波动阶段历史基差对当期基差的影响程度要小于向下波动阶段的影响程度,结合当期宏观经济因素对基差变动影响的分析结论,表明向上波动阶段基差更容易受到当期宏观经济信息冲击,而在市场向下波动阶段基差的稳定性要强于市场向上波动阶段。(4) 境外市场价格变动影响的显著性检验。在全体样本下回归方程 $\chi^2_2(1)$ 统计量在 0.01 水平上显著,表明境外成熟期货市场的价格变动对境内市场会产生显著影响。在子样本下市场向下波动阶段境外铝期货价格变动对境内对应市场的影响(回归参数 β_3) 显著,而在市场向上波动阶段影响却不显著;铜和锌期货市场则不同,不论上升抑或下降阶段在 0.01 水平上该影响均显著。对照各回归方程的 t -统计量检验,实证结论与 Wald 检验结论基本相同。

表 4 中的 Wald 检验有如下结论:(1) 整体显著性检验。各个估计方程(包括全体样本和子样本) $\chi^2(4)$ 统计量在 0.01 水平上显著,表明境内宏观经济因素和期货市场价格变动等变量整体上能够有助于解释境外成熟市场的基差变化。(2) 当期境内宏观经济因素和期货价格变动等因素影响的显著性检验。各个估计方程 $\chi^2(3)$ 统计量在 0.01 水平上通过检验,但影响结构分析发现,资本市场风险溢价的影响较小(在 0.05 显著性水平上未能通过显著性检验),而境内市场利率和期货价格变动的影响较为显著。在各子样本下境内期货价格变动因素对境外市场的影响(回归参数 β'_3) 有明显差异,在市场向下波动阶段影响不显著,但向上波动阶段影响却在 0.05 水平上显著;在全体样本下该影响在 0.01 水平上显著,这表明 2008 年年底之后 SHFE 对 LME 的影响更明显,市场联动方面与期货实务界的观点保持一致。但值得关注的是,LME 期货价格变动因素对 SHFE 基差有正向影响,而 SHFE 期货价格变动因素对 LME 基差则有反向影响,表明境外现货市场对来自中国期货价格的负向冲击更为敏感,超过期货市场的响应程度。(3) 历史基差影响的显著性检验。估计方程 $\chi^2(1)$ 统计

[4] 采用名义利率,在市场向下波动阶段,名义利率较高,且稳步上升,但通货膨胀率更高,且上升更快,虽持有商品会因资金占用而支付货币时间成本,但同时也可以抵御通货膨胀影响。因此,在铜和锌期货市场上,名义利率并不按照持有成本模型所描述发挥作用,而铝市场则不同,可能原因是中国为产铝大国,持有铝现货冲抵通货膨胀影响有限。在市场向上波动阶段,名义利率开始较低,后逐步上升,通货膨胀率则先降低后接近名义利率水平,此时货币时间成本突出,铜和锌期货中名义利率反而影响基差,铝市场则因名义利率下降,影响随之下降。

量的显著性水平都低于 0.01(除了 SHFE 铜在向上波动阶段),表明中国历史基差对境外市场基差变动有显著影响,但影响方向各异,体现了两地市场信息传递模式的复杂性^[5]。

综合分析,中国宏观经济因素和境外期货价格变动是 SHFE 期货市场风险溢价的主要来源,显著影响期货市场基差变动。境内市场利率、SHFE 历史基差和市场价格变动有助于解释境外成熟市场(LME)的基差变动,体现货币政策和期货市场因素对境外市场的影响。

五、稳健性检验

前文采用名义利率进行了实证分析,但名义利率中包含了通货膨胀因素,而通货膨胀因素可能会影响资本市场和商品市场价格变动,进而影响风险溢价水平和基差变动。为了判断实证结论的稳健性,并进一步观察货币政策效应,我们采用实际利率替代名义利率,参数估计结果见表 5 和表 6。

表 5 为 SHFE 基差变动的宏观经济因素模型。如表 5 所示,历史基差、风险溢价及海外市场波动等因素的回归系数没有发生明显变化,实证结论具有高稳健性;历史基差因素分析中,采用实际利率后,SHFE 3 月铝期货在向上波动阶段历史基差对当期基差的影响程度更明显小于向下波动阶段的影响程度,结论与铜、锌期货合约更加一致。综合而言,名义利率中包含的通货膨胀因素对其他解释变量的影响非常有限。比较名义利率和实际利率的回归系数发现:全体样本下,不论名义利率还是实际利率对基差的影响均不明显。子样本下,在期货向上波动阶段,为扩张性货币政策时期,名义利率处于相对低水平,对基差影响为正(持有商品所挤占货币的时间成本),此时通货膨胀率持续走高,实际利率稳步下降,其对基差影响为负,表明通货膨胀率对基差的正向效应,意味着持有商品所挤占货币的时间成本外还要求通货膨胀补偿,这与前文分析保持一致。在紧缩性货币政策阶段,名义利率稳步上升,2006 年 10 月至 2008 年 2 月期间通货膨胀率仍高企,之后紧缩性货币政策和次贷危机持续冲击,物价水平才开始向下,实际利率经历先降后升,实际利率对基差的影响在不同商品期货

[5] 复杂性主要源自名义利率和境内市场波动对基差的综合影响。若名义利率和境内市场波动均为负向影响,则历史基差的回归系数为负;若名义利率为正向影响,而境内市场波动为负向影响,因名义利率影响大,综合而言历史基差的回归系数为正。

表 5 SHFE 基差变动的宏观经济因素模型的极大似然估计结果 (采用实际利率)

变量	参数	SHFE 3 月铜期货基差				SHFE 3 月铝期货基差				SHFE 3 月锌期货基差			
		06.10.09—		08.12.27—		06.10.09—		08.12.10—		07.03.26—		08.12.06—	
		08.12.26	11.01.26	08.12.26	11.01.26	08.12.26	11.01.26	08.12.26	11.01.26	08.12.05	11.01.26	08.12.05	11.01.26
均值方程	α_0	-0.0033*** (0.0009)	0.0012*** (0.0005)	-0.0009** (0.0004)	-0.0002 (0.0005)	0.0033*** (0.0005)	0.0006** (0.0002)	0.0032** (0.0012)	0.0087*** (0.0011)	0.0032** (0.0012)	0.0087*** (0.0011)	0.0032** (0.0012)	0.0087*** (0.0011)
常数项	α_1	0.8899*** (0.0214)	0.7322*** (0.0288)	0.8821*** (0.0133)	0.9700*** (0.0116)	0.8617*** (0.0168)	0.9593*** (0.0078)	0.8023*** (0.0350)	0.6884*** (0.0328)	0.8023*** (0.0350)	0.6884*** (0.0328)	0.8023*** (0.0350)	0.6884*** (0.0328)
	β_1	-0.0918** (0.0357)	-0.0976*** (0.0289)	-0.0279 (0.0198)	-0.0265 (0.0243)	-0.1233*** (0.0238)	-0.0096 (0.0119)	0.1234** (0.0512)	-0.1605*** (0.0376)	0.1234** (0.0512)	-0.1605*** (0.0376)	0.1234** (0.0512)	-0.1605*** (0.0376)
	β_2	0.0002** (9.0E-05)	0.0011*** (0.0001)	0.0004*** (6.9E-05)	0.0002*** (6.1E-05)	0.0007*** (9.1E-05)	0.0004*** (5.0E-05)	0.0003** (0.0001)	0.0011*** (0.0001)	0.0003** (0.0001)	0.0011*** (0.0001)	0.0003** (0.0001)	0.0011*** (0.0001)
	β_3	0.0617*** (0.0152)	0.0765*** (0.0263)	0.0969*** (0.0133)	0.0768*** (0.0178)	0.0241 (0.0225)	0.0632*** (0.0134)	0.0771*** (0.0256)	0.0992*** (0.0233)	0.0771*** (0.0256)	0.0992*** (0.0233)	0.0771*** (0.0256)	0.0992*** (0.0233)
方差方程	φ_0	2.5E-06* (1.4E-06)	3.6E-06** (1.5E-06)	3.2E-06*** (1.1E-06)	5.5E-06*** (1.5E-06)	5.8E-06*** (1.7E-06)	4.3E-06*** (8.4E-07)	1.5E-05* (8.9E-06)	1.4E-05** (7.2E-06)	1.5E-05* (8.9E-06)	1.4E-05** (7.2E-06)	1.5E-05* (8.9E-06)	1.4E-05** (7.2E-06)
常数项	φ_1	0.1194*** (0.0277)	0.1165*** (0.0297)	0.1113*** (0.0192)	0.1968*** (0.0359)	0.2563*** (0.0490)	0.1857*** (0.0211)	0.0762** (0.0352)	0.1115*** (0.0360)	0.0762** (0.0352)	0.1115*** (0.0360)	0.0762** (0.0352)	0.1115*** (0.0360)
	θ_1	0.8769*** (0.0260)	0.8565*** (0.0289)	0.8761*** (0.0184)	0.7578*** (0.0364)	0.7020*** (0.0503)	0.7832*** (0.0201)	0.8649*** (0.0614)	0.8077*** (0.0661)	0.8649*** (0.0614)	0.8077*** (0.0661)	0.8649*** (0.0614)	0.8077*** (0.0661)
	$\text{Lg}L$	1607.81 (1729.74)	1532.55 (1729.74)	3098.23 (4388.66)	1758.48 (7042.75)	1715.64 (2640.76)	3449.04 (14969.41)	1157.47 (525.06)	1533.33 (439.49)	1157.47 (525.06)	1533.33 (439.49)	1157.47 (525.06)	1533.33 (439.49)
	$\chi^2(1)$	16.42*** (9.51***)	8.46*** (109.09***)	53.43*** (42.78***)	18.58*** (15.13***)	1.15 (84.74***)	22.22*** (51.38***)	9.06*** (11.99***)	18.09*** (75.36***)	9.06*** (11.99***)	18.09*** (75.36***)	9.06*** (11.99***)	18.09*** (75.36***)
	$\chi^2(2)$	3574.24*** (910.83***)	6149.60*** (9653.81***)	6149.60*** (9653.81***)	6149.60*** (9653.81***)	6149.60*** (9653.81***)	6149.60*** (9653.81***)	6149.60*** (9653.81***)	6149.60*** (9653.81***)	6149.60*** (9653.81***)	6149.60*** (9653.81***)	6149.60*** (9653.81***)	6149.60*** (9653.81***)
	$\chi^2(4)$	3574.24*** (910.83***)	6149.60*** (9653.81***)	6149.60*** (9653.81***)	6149.60*** (9653.81***)	6149.60*** (9653.81***)	6149.60*** (9653.81***)	6149.60*** (9653.81***)	6149.60*** (9653.81***)	6149.60*** (9653.81***)	6149.60*** (9653.81***)	6149.60*** (9653.81***)	6149.60*** (9653.81***)

注:括号中的数值为参数估计的标准误差,*、**和***分别表示在0.1、0.05、0.01显著性水平上统计量显著。E-##表示10^{-##}。Wald检验中,卡方统计量下方的括号中的数值为显著性水平。 $\chi^2_1(1)$ 对应的假设体系: $\{H_0:\alpha_1=0,H_1:\alpha_1\neq 0\}$; $\chi^2_2(1)$ 对应的假设体系: $\{H_0:\beta_3=0,H_1:\beta_3\neq 0\}$; $\chi^2(2)$ 对应的假设体系: $\{H_0:\beta_1=\beta_2=0,H_1:\beta_1=\beta_2\neq 0\}$; $\chi^2(4)$ 对应的假设体系: $\{H_0:\alpha_1=\beta_1=\beta_2=\beta_3=0,H_1:\alpha_1,\beta_1,\beta_2,\beta_3\text{不全为}0\}$ 。

表 6 LME 基差变动的宏观经济因素模型的极大似然估计结果（采用实际利率）

变量	参数	LME 3 月铜期货基差			LME 3 月铝期货基差			LME 3 月锌期货基差		
		06.10.09— 08.12.26	08.12.27— 11.01.26	全体样本	06.10.09— 08.12.09	08.12.10— 11.01.26	全体样本	07.03.26— 08.12.05	08.12.06— 11.01.26	全体样本
均值方程	α'_0	-0.0039*** (0.0010)	0.0039*** (0.0004)	0.0036*** (0.0004)	0.0191*** (0.0001)	0.0175*** (0.0003)	0.0172*** (5.3E-05)	0.0036*** (0.0002)	0.0174*** (0.0003)	0.0128*** (0.0002)
常数项	α'_1	-0.1368*** (0.0229)	-0.0420** (0.0164)	-0.0414*** (0.0122)	-0.0157*** (0.0014)	-0.0971*** (0.0075)	-0.0324*** (0.0019)	0.0064 (0.0055)	-0.0906*** (0.0085)	-0.0321*** (0.0060)
$\ln B(t-1)$	β'_1	0.1805*** (0.0451)	0.1237*** (0.0275)	0.1922*** (0.0231)	0.0831*** (0.0048)	0.0069 (0.0105)	0.0198*** (0.0019)	-0.0943*** (0.0078)	0.0153* (0.0091)	0.1084*** (0.0033)
$R^2(t,T)$	β'_2	3.6E-05 (0.0001)	0.0002** (8.6E-05)	0.0001* (7.2E-05)	5.3E-06 (7.7E-06)	3.7E-05 (3.6E-05)	1.2E-05 (1.1E-05)	3.2E-06 (2.1E-05)	3.4E-05 (2.8E-05)	1.8E-05 (1.6E-05)
Riskprem(t,T)	β'_3	-0.0462 (0.0353)	-0.0578*** (0.0189)	-0.0425** (0.0169)	-0.0173*** (0.0047)	-0.0406*** (0.0152)	-0.0328*** (0.0067)	-0.0127** (0.0063)	-0.0304*** (0.0086)	-0.0163*** (0.0055)
RFM(t)	φ'_0	1.5E-05** (6.4E-06)	2.6E-07* (1.5E-07)	1.7E-07 (1.7E-07)	1.5E-07** (6.0E-08)	5.0E-08 (4.9E-08)	6.0E-08** (2.6E-08)	2.5E-06*** (6.4E-07)	8.7E-08 (9.0E-08)	9.0E-08 (7.1E-08)
方差方程	φ'_1	0.1275*** (0.0377)	0.0467*** (0.0120)	0.0710*** (0.0110)	0.8924*** (0.2223)	0.2826*** (0.0369)	0.4244*** (0.0328)	1.1595*** (0.1948)	0.2878*** (0.0442)	0.3484*** (0.0398)
$\varepsilon^2(t-1,T)$	θ'_1	0.8211*** (0.0512)	0.9439*** (0.0098)	0.9312*** (0.0091)	0.1404 (0.1364)	0.7841*** (0.0184)	0.6589*** (0.0156)	-0.0521 (0.0427)	0.7728*** (0.0257)	0.7237*** (0.0191)
$h(t-1)$	AIC	-5.4101	-6.4918	-5.8276	-8.0538	-7.6114	-7.6677	-7.5334	-7.5437	-7.2104
	LgL	1479.54	1650.43	3067.48	2146.30	1983.16	4033.52	1578.71	1973.14	3389.68
	$\chi^2(1)$	35.73***	6.54**	11.45***	119.15***	168.93***	285.60***	1.36	112.45***	29.07***
	$\chi^2(3)$	18.77***	29.63***	75.06***	333.27***	7.39*	156.21***	151.26***	20.40***	1099.41***
	$\chi^2(4)$	101.10***	50.23***	116.60***	565.54***	444.41***	542.70***	161.85***	140.17***	1156.48***

注：括号中的数值为参数估计的标准误差，*、**和***分别表示在 0.1、0.05 和 0.01 显著性水平上统计量显著。E-## 表示 $10^{-##}$ 。LgL 为对数极大似然函数值。Wald 检验中，卡方统计量下方的括号中的数值为显著性水平，假设体系如下： $\chi^2(1)$ 对应的假设体系： $\{H_0: \alpha'_1 = 0, H_1: \alpha'_1 \neq 0\}$ ； $\chi^2(3)$ 对应的假设体系： $\{H_0: \beta'_1 = \beta'_2 = \beta'_3 = 0, H_1: \beta'_1 = \beta'_2 = \beta'_3 \neq 0\}$ ； $\chi^2(4)$ 对应的假设体系： $\{H_0: \alpha'_1, \beta'_1, \beta'_2, \beta'_3 \text{ 不全为 } 0\}$ 。

合约中表现迥异,主要是看持有商品的货币时间成本补偿和通货膨胀补偿哪个因素占据主导地位:若持有商品的货币时间成本补偿占据主导,则回归系数为正;反之,则为负。

表6为LME基差变动的宏观经济因素模型。如表6所示,全体样本下,历史基差、风险溢价及境内市场波动等因素的回归系数也未发生明显变化,实证结论同样具有高稳健性,表明名义利率中包含的通货膨胀因素对风险溢价和商品市场价格变动等其他因素的影响不显著。子样本下,名义利率和实际利率的回归系数存在差异,同样反映出两地市场信息传递模式的复杂性。

六、结论和启示

本文充分考虑国内商品市场周期波动和境内外市场联动关系,通过探究期货市场风险溢价来源,构建了期货市场基差变动的宏观经济因素模型,然后运用期货市场数据和宏观经济数据进行了研究。实证结果表明,中国宏观经济因素对本土期货基差变动有显著影响。具体而言,首先,市场利率对国内期货基差有正向影响,反映出持有库存成本中的货币时间成本;其次,股权风险溢价对期货基差有正向影响,表明期货多头持有者获得正的风险补偿,体现期货和股票市场之间的宏观经济系统风险溢价共性;最后,境外期货市场价格变动对国内期货基差也有正向影响,表明国际市场波动也是中国期货市场系统风险的来源之一,这与国内相关的实证研究结论相一致。

为了探索中国因素对境外成熟期货市场的影响,本文构建了LME基差变动的计量模型。实证结果表明,中国宏观经济因素对境外期货基差变动有显著影响,但是总体而言要弱于对境内期货基差变动的影响,而且从影响构成方面来说,主要是历史宏观经济因素影响占主体,当期宏观经济因素中资本市场的风险溢价影响并不显著,反映出中国资本市场对境外商品市场不具备信息传导能力。研究还发现,中国期货市场价格变动对境外期货基差变动也有影响,尤其在向上波动阶段影响显著,但在市场向下波动阶段影响却不明显;影响方向上呈现负向关系,表明境外现货市场对来自中国期货价格负向冲击的敏感程度超过期货市场。综合而言,中国因素中市场利率和期货市场价格等信息能快速向境外商品市场传播,且持续影响,而中国资本市场对境外商品市场不具备信息传播能力。

结合理论框架,实证结果的经济含义在于:(1)境内宏观经济信息变量对

基差有显著影响,表明中国期货市场风险溢价中包括宏观经济的公共因素;(2)套期保值压力效应方面,风险溢价中各宏观经济变量的回归系数取值为正,对于套期保值后组合收益有负向影响,意味着整体上卖出套期保值需要向投机者支付风险溢价;(3)在市场向上波动阶段,期货基差受历史基差的影响弱于市场向下波动阶段,而受当期宏观经济因素的影响却要强于市场向下波动阶段,反映出在市场向上波动阶段期货基差更容易受到当前市场宏观经济信息的冲击;(4)境外期货价格变动影响到境内市场期货基差,同时境内宏观经济因素和期货价格变动也会影响到境外基差变动,反映出境内外市场信息相互传播的特征。

本文研究结论隐含重要的管理学意义。从风险管理角度,空头套期保值的额外风险溢价支付以及不同市场阶段基差受宏观经济因素的影响模式差异都对传统套期保值理论研究提出了新的挑战,生产企业在套期保值策略构建中需要考虑期货市场宏观经济因素的风险溢价特征及影响模式。从市场定价效率角度,中国期货市场能够先行吸收本土宏观经济信息,具有价格发现功能,在国际市场上也具有一定的话语权,但同时也发现中国需求在国际大宗商品市场的定价权并未真正形成,未来中国仍需进一步完善大宗商品期货和现货市场,加快市场宏观经济信息和市场价格信息等传播,致力于建成国际大宗商品的定价中心。

限于篇幅,本文没有深入分析基差变动的宏观经济模型对期货定价影响的内在理论联系和实证检验方案,也没有讨论研究结论对套期保值等期货交易行为的具体影响,这些问题还有待深入探讨。

参考文献

- [1] 范龙振、张处,2009,中国债券市场债券风险溢酬的宏观因素影响分析,《管理科学学报》,第6期,第116—124页。
- [2] 郭建伟,2009,以SHIBOR为基准的金融机构利率定价实践,《中国金融》,第21期,第69—70页。
- [3] 华仁海,2005,现货价格和期货价格之间的动态关系:基于上海期货交易所的经验研究,《世界经济》,第8期,第32—39页。
- [4] 刘凤军、刘勇,2006,期货价格与现货价格波动关系的实证研究,《财贸经济》,第8期,第77—81页。
- [5] 吕江林、胡治山,2006,一个考虑基差收敛性的最适保值比率模型——上期所铜期货卖空保值实证分析,《数量经济技术经济研究》,第10期,第150—160页。

- [6] 唐立新, 2007, 郑州商品交易所棉花期货价格与现货价格关系的实证分析, 《安徽农业科学》, 第35期, 第11653—11654页。
- [7] 张屹山、方毅和黄琨, 2006, 中国期货市场功能及国际影响的实证研究, 《管理世界》, 第4期, 第28—34页。
- [8] 张屹山、黄琨和赵继光, 2006, 基于SVAR的SHFE的铜期货市场功能及国际影响实证研究, 《系统工程理论与实践》, 第9期, 第123—128页。
- [9] 张鹤和黄琨, 2007, 国内外金属期货市场价格联动的比较研究, 《世界经济》, 第7期, 第67—73页。
- [10] 郑尊信、徐晓光, 2009, 基差、随机冲击与不对称相关结构下的期货套期保值——来自亚洲股指期货市场的证据, 《数量经济技术经济研究》, 第3期, 第91—105页。
- [11] Acharya, V. V., L. A. Lochstoer, and T. Ramadorai, 2011, Limits to arbitrage and hedging: Evidence from commodity markets, Unpublished working papers, National Bureau of Economic Research (NBER), Cambridge. Available at: [Http://www.nber.org/papers/w16875.pdf](http://www.nber.org/papers/w16875.pdf).
- [12] Bailey W., and K. C. Chan, 1993, Macroeconomic influences and the variability of the commodity futures, *The Journal of Finance*, 48(2): 555—573.
- [13] Bessembinder, H., 1992, Systematic risk, hedging pressure, and risk premiums in futures markets, *Review of Financial Studies*, 5(4): 637—667.
- [14] Black, F., 1976, The pricing of commodity contracts, *Journal of Financial Economics*, 3(1): 167—179.
- [15] Brennan M. J., 1958, The supply of storage, *The American Economic Review*, 48(1): 50—72.
- [16] Carter, C., G. Rausser, and A. Schmitz, 1983, Efficient asset portfolios and the theory of normal backwardation, *Journal of Political Economy*, 91(2): 319—331.
- [17] Cecchetti, S. G., R. E. Cumby, and S. Figlewski, 1988, Estimation of optimal futures hedge, *Review of Economics and Statistics*, 70(4): 623—630.
- [18] Chang, E. C., 1985, Returns to speculators and the theory of normal backwardation, *Journal of Finance*, 40(1): 193—208.
- [19] Dusak, K., 1973, Futures trading and investor returns: An investigation of commodity market risk premiums, *Journal of Political Economy*, 81(6): 1387—1406.
- [20] Fama, E., and K. French, 1987, Commodity futures prices: Some evidence on forecast power, premiums, and the theory of storage, *Journal of Business*, 60(1): 55—73.
- [21] Fraser P., and A. J. McKaig, 2001, Basis variation and a common source of risk: Evidence from UK futures markets, *European Journal of Finance*, 7(1): 39—62.
- [22] Gorton, G. B., F. Hayashi, and K. G. Rouwenhorst, 2008, The fundamentals of commodity futures returns, Unpublished working papers, National Bureau of Economic Research (NBER), Cambridge. Available at: [http://www.nber.org/papers/w13249.pdf? new_window = 1](http://www.nber.org/papers/w13249.pdf?new_window=1).
- [23] Hong, H., and M. Yogo, 2010, Commodity market interest and asset prices, Unpublished working paper, Princeton University, New Jersey. Available at: [Http://server1.tepper.cmu.edu/sminars/docs/commodities.pdf](http://server1.tepper.cmu.edu/sminars/docs/commodities.pdf).

- [24] Hardy, C. , 1940, *Risk and Risk Bearing*, Chicago: the University of Chicago Press.
- [25] Hicks, J. R. , 1939, *Value and Capital: An Inquiry into Some Fundamental Principles of Economic Theory*, Oxford: Clarendon Press.
- [26] Hull, J. C. , 2000, *Options, Futures, and Other Derivatives*, New Jersey: Prentice Hall.
- [27] Keim, D. , and R. Stambaugh, 1986, Predicting returns in the stock and bond markets, *Journal of Financial Economics*, 17(2): 357—390.
- [28] Keynes, J. M. , 1930, *A Treatise on Money*, London: Macmillan.
- [29] Kroner, K. , and F. Sultan, 1993, Time-varying distributions and dynamic hedging with foreign currency futures, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 28(4): 535—551.
- [30] Lien, D. , and L. Yang, 2008, Asymmetric effect of basis on dynamic futures hedging: Empirical evidence from commodity markets, *Journal of Banking and Finance*, 32(2): 187—198.
- [31] Park, T. H. , and L. N. Switzer, 1995, Bivariate GARCH estimation of the optimal hedge ratios for stock index futures: A note, *Journal of Futures Markets*, 15(1): 61—67.
- [32] Richard, S. , and M. Sundaresan, 1981, A continuous time equilibrium model of forward prices and futures prices in a multigood economy, *Journal of Financial Economics*, 9(4): 347—371.
- [33] Tand, K. , and W. Xiong, 2011, Index investment and financialization of commodities, Unpublished working paper, Princeton University, New Jersey. Available at: <http://www.princeton.edu/~wxiong/papers/commodity.pdf>.
- [34] Telser, L. G. , 1958, Futures trading and the storage of cotton and wheat, *Journal of Political Economy*, 66(3): 233—255.

Macroeconomic Influences, Risk Premiums and Basis Variation of Futures Markets

Zunxin Zheng

(School of Economics, Shenzhen University)

Wei Huang

(Shanghai Futures Exchange)

Abstract Taking business cycle and comovement between domestic markets and foreign markets into consideration, a macroeconomic factors model of commodity futures basis will be constructed, by exploring source of risk premium, and empirical work will be conducted. Results show that, macroeconomic factors of market interest, equity risk premium and price change of futures have significant positive effects on basis of domestic futures markets, and have greater effects on fu-

tures basis during bull market than during bear market, while lag-basis has greater effects on simultaneous futures basis during bear market than during bull market. Macroeconomic factors also have significant negative effect on basis of foreign futures markets, which varies across different commodities, and is even weaker than on basis of domestic markets.

Key Words Basis Change; Macroeconomic Factors; Risk Premiums; Factor Model

JEL Classification C32, E32, G13

资本结构的省际特征 ——基于 A 股上市公司的实证研究

唐齐鸣 刘 波*

摘 要 以 1993—2005 年 1 254 家 A 股上市公司 9 273 个年度非平衡面板观察值为样本,本文首次深入分析了外生的省份因素对公司资本结构的影响。研究结果显示:省份差别显著影响上市公司资本结构;超过 3% 的上市公司真实负债率变异能由省份差别解释,而 2% 以上的上市公司名义负债率变异也能由省份差别解释;而且省份因素对上市公司资本结构的影响在地理上呈现聚集性,这种聚集性能很好地被各省上市公司的平均负债率解释。实证结果表明,区域差异可以作为影响企业资本结构的一个独立因素。

关键词 资本结构,区域差异,真实负债率

一、引 言

20 世纪 90 年代以来,资本结构的区域差异问题逐渐受到国际学术界的重视。具有代表性的研究成果包括:Rajan and Zingales(1995)对西方 7 国资本结构的对比分析,Wald(1999)对法、德、日、英、美 5 国的比较分析,Booth et al.(2001)对 10 个发展中国家资本结构的研究;以及近期 Delcours(2007)对波兰、捷克、斯洛伐克、俄罗斯等 4 个中东欧国家的研究,Antonios et al.(2008)对以

* 唐齐鸣,华中科技大学经济学院金融系教授,博士生导师;刘波,华中科技大学经济学院博士研究生,扬州大学商学院财政金融教研室讲师。通信作者及地址:刘波,扬州市茱茵北苑 19-504,225002, E-mail: okliubo@126.com。本文的早期版本曾入选 2009 年全国博士生学术会议(金融论坛)、第九届中国青年经济学者论坛和第九届中国经济学年会。感谢这三次学术会议上沈洪波副教授、董艳副教授、马永强副教授、刘焯博士、韦立坚博士、沈永健博士、夏晓华博士等对本文所提的有益建议。尤其感谢匿名审稿人的精细审阅和宝贵建议,当然,文责自负。

英、美为代表的资本市场导向型经济和以法、德、日为代表的银行导向型经济资本结构决定的分析,Abe et al. (2008)利用1997—2001年42个国家(包括中国)的相关数据进行的分析。这些分析都表明资本结构受一些共同因素的影响,但在国家和区域层面存在差异。

对我国企业在资本结构上与其他国家的差异,相关学者进行了有益的探讨。如Tong and Green(2005)以2002—2003年中国最大的50家上市公司的数据为样本,发现传统的资本结构理论也能解释中国企业的融资行为;Huang and Song(2006)^[1]比较了2003年中国上市公司杠杆率与其他17个国家20世纪80—90年代公司杠杆率的差异,发现影响其他国家公司杠杆率的因素也以同样的方式影响中国公司。

然而,国内外相关文献很少涉及外生的区域差异对企业资本结构的直接影响,在将区域差异作为一个变量纳入资本结构的影响因素研究方面,目前我们尚未发现这样的文献。本文在这方面进行了尝试。以1993—2005年我国A股市场1254家上市公司9273个年度非平衡面板数据为样本,通过分析省份差别对上市公司资本结构的影响,我们发现:即使控制了企业规模、盈利性、成长性、税率、非债务税盾、资产的有形性、风险、产业以及股权性质等因素对资本结构的影响,以及考虑公司个体差异和时间因素后,省份差别仍然显著影响上市公司的资本结构;在影响程度上,超过3%的上市公司真实负债率变异能由省份差别解释,而2%以上的上市公司名义负债率变异也能由省份差别解释;而且省份因素对上市公司资本结构的影响在地理上呈现聚集性,这种聚集性能很好地被各省上市公司的平均负债率解释。

本文其余部分结构如下:第二部分对相关文献进行了简要回顾,并提出理论及实证假设;第三部分是样本选取和对各省上市公司资本结构的描述统计;第四部分实证分析了省际差异对上市公司资本结构的影响及影响程度;第五部分是对实证结果的稳健性检验,以及对结果中隐含的省际特性的进一步揭示;最后一部分为结论和启示。

[1] Huang and Song(2006, p. 29)在分析中国上市公司资本结构时,提到“企业总部在不同地区可能具有不同杠杆率”,但没有展开分析。

二、文献回顾与理论及实证假设

(一) 资本结构理论

现代资本结构理论发端于 Modigliani and Miller(1958)提出的“无关性”命题,其后的发展从两个方向展开,我们不妨简单归纳为资本结构的“决定”理论与“被决定”理论。

资本结构的“决定”理论强调企业作为主体在资本结构形成上的主动性,即企业根据自身需要选择资本结构。这类理论直接突破了无关性命题,指出了实际资本结构决策中的“相关性”因素,具体包括以税收为基础的理论(Modigliani and Miller,1963;Miller,1977;DeAngelo and Masulis,1980)、静态权衡理论(Jensen and Meckling,1976)、优序融资理论(Myers and Majluf,1984;Myers,1984)、公司控制权理论(Harris and Raviv,1988)等^[2],它们分别强调了企业资本结构选择受税收、非债务税盾、企业规模、盈利性、股权集中等因素的影响。

资本结构的“被决定”理论突出了企业在选择资本结构上的被动性,强调外部因素的作用。此类理论包括产品/要素市场理论(Brander and Lewis,1986)、预算软约束理论(Dewatripont and Tirole,1994)、金融成长周期理论(Berger and Udell,1998)、行业特征理论(Scott and Martin,1975),以及近来提出的择时理论(Baker and Wurgler,2002;Kayhan and Titman,2007)等,这些理论及相关实证分析突出了企业风险、股权性质、行业类型、有形性以及市场时机等因素对企业资本结构的影响。

进入 20 世纪 90 年代以后,不同地区及国家间企业资本结构的差异问题在实证分析中逐渐受到重视,然而却很少有研究将区域差异单独作为影响资本结构的一个因素,本文拟在这方面有所突破。

(二) 区域差异与资本结构

区域因素应该包含在资本结构的“被决定”理论中,因为企业所在区域是企业选择资本结构时的一个外生因素。企业一定存在于某一地理范围中,这就是企业所处的区域,企业在选择资本结构时要受当地区域条件的影响,特别是在

[2] 对这些理论,Harris and Raviv(1991)的文章作了很好的综述。

选择债务时。因为从区域角度来看,企业股权融资对象往往没有区域局限,比如利用公开的股权市场或引入外来股东;但是债务融资一般受当地借贷环境约束,比如当地的银行、贷款公司、担保机构和习俗法规。尽管现代科技能使企业融资实现网络化和虚拟化,然而不同区域的企业在利用科技手段时仍然受当地条件“可得性”的限制,各地的融资条件和环境并非匀质分布,这种异质性必然会在企业资本结构上得到反映。由此我们提出假设:区域因素影响企业资本结构。

在对我国企业的研究中,较早关注东西部企业资本结构区域差异的是肖尧和杨小亮(2007),他们对2005年我国东西部各40家上市公司进行分析后发现,东西部上市公司资本结构本身没有显著差异,但在影响因素上存在差异。最近的一篇文章中,刘波和王斌(2010)以我国上市公司1993—2005年的数据为基础,分析了江苏上市公司与全国其他上市公司资本结构决定的差异,他们发现,上市公司是否属于江苏省对资本结构并没有显著影响。然而,上述研究都没有将区域差异本身作为影响资本结构的一个独立因素。

(三) 待检验的实证假设

要验证理论假设——区域因素影响企业资本结构,需要在实证中将区域因素具体化,同时还要考虑资本结构理论中涉及的其他因素。

本文将区域因素具体化为省份差异,这是因为我们研究的对象是A股上市公司,选取省份因素能获取足够的样本,满足实证研究的需要,如果更细化为企业所处的市,很多城市A股上市公司数量只有1家甚至没有,无法进行实证分析。虽然对于上市公司来说,其分支机构往往并不处于一省之内,但是分支机构的融资需要,尤其涉及资本结构变动的部分由该上市公司总部负责,因此省份差异能够说明企业的区域差别。这样本文的实证假设就是:省份差异影响A股上市公司的资本结构。

资本结构理论中涉及的其他因素,即资本结构的“决定”理论和“被决定”理论中包含的控制因素,前者包括税收、非债务税盾、企业规模、盈利性、股权集中性,后者包含企业风险、股权性质、行业类型、有形性以及市场时机。对于中国上市公司而言,股权的集中产生的代理问题更多地体现在不同的股权性质上,由于大量的上市企业是国有企业,股权结构本身就有集中的特点,因此我们选择股权性质作为控制因素,如田利辉(2005)和洪道麟等(2007)的研究就发现所有权性质对上市公司资本结构具有显著影响。而对市场时机因素,本文则在实证分析中引入年度时间变量进行调整。综合起来,我们在实证分析中考虑的

控制因素包括企业规模 SIZE、盈利性 PROF、成长性 GROW、税率 TAXR、非债务税盾 NDTs、有形性 TANG、风险 RISK、产业 INDU 和股权性质 STATE 等 9 个因素。这些因素的理论基础及相关的实证支持见表 1。

表 1 中的“实证支持”选择了近期对中国上市公司资本结构影响因素有代表性的实证研究成果,这些研究分别由 Tong and Green(2005,简称 TG)、田利辉(2005,简称田)、Huang and Song(2006,简称 HS)、顾乃康等(2007,简称顾等)、洪道麟等(2007,简称洪等)、肖泽忠和邹宏(2008,简称肖邹)、Bhabra, Liu and Tirtiroglu(2008,简称 BLT)作出。从表 1 可见,这些研究中有关企业规模、盈利性、有形性、股权性质和产业对我国上市公司资本结构的决定作用结论较为一致,而在其他因素上结论并不一致。

表 1 对受控因素的归纳

影响因素	方向	理论基础	实证支持
企业规模 SIZE	+	静态权衡理论认为大企业违约率低、在债务融资上具有成本优势,规模比较小的企业则相反	TG (2005)、 HS (2006)、顾等(2007)、洪等(2007)、肖邹(2008)、BLT(2008)
	-	优序融资理论认为大企业信息不对称程度低,更利于股权融资	
盈利性 PROF	+	静态权衡理论认为盈利性强的企业提高负债能更好地利用债务的税盾优势、减少代理成本	
	-	优序融资理论认为减少融资的信息成本,盈利性强的企业应直接利用内部盈余融资	TG (2005)、 HS (2006)、顾等(2007)、洪等(2007)、肖邹(2008)、BLT(2008)
成长性 GROW	+	优序融资理论认为成长型企业信息不对称程度更大,股权融资可能成本更高,采取债务或内部融资更合理	顾等(2007)
	-	静态权衡、金融成长周期以及择时理论都认为,成长型企业面临的不确定性较大,债务融资溢价成本高,应多使用股权融资	HS (2006)、洪等(2007)、肖邹(2008)、BLT(2008)
税率 TAXR	+	税率更高,企业债务融资的节税效应更明显,债务受企业偏好	HS (2006)、肖邹(2008)、顾等(2007)
非债务税盾 NDTS	-	NDTS 具有对利息扣除的替代效应和盈利的收入效应,能降低企业的有效税率,也使债务融资的激励下降	HS (2006)、洪等(2007)

(续表)

影响因素	方向	理论基础	实证支持
有形性 TANG	+	静态权衡理论、金融成长周期理论认为有形资产能为债务融资提供担保,有利于提高债务融资的比例	HS (2006)、洪 等 (2007)、肖邹 (2008)、BLT (2008)
	-	优序融资理论认为有形资产多的公司信息不对称程度相对较低,利用股权融资更有优势	
风险 RISK	-	权衡理论和产品/要素市场理论认为风险越大,债务的违约率越高,相应地债务成本越高,因此企业会减少债务的使用	TG (2005)
产业 INDU	?	行业特征理论认为产业不同,对债务资金的要求不同	TG (2005)、HS (2006)、顾等 (2007)
股权性质 STATE	-	公司控制权理论认为控制权收益随债务水平增加而减少,因此国有股权比例越高,企业管理者越不愿增加债务比例	
	+	预算软约束理论认为在预算软约束下,国有控股企业管理者更倾向于享受高债务带来的职务消费和自由现金流	田利辉 (2005)、洪 等 (2007)

注:“+”、“-”、“?”分别表示受控因素与资本结构正相关、负相关和关系不确定。

三、分省上市公司资本结构的描述统计

(一) 样本选择

上市公司在各省的分布差异很大,有的省份上市公司数量极少,为获得尽可能多的样本,本文将考察期间选为 1993—2005 年^[3]。文中所有纳入计算的数据均来自 Wind 金融资讯系统,并按以下标准对数据进行筛选:(1) 样本公司为上市的 A 股公司,与肖泽忠和邹宏(2008)处理一致,本文排除同时在海外上市的公司,避免上市公司受海外证券市场规则的约束,保证制度环境相对一致;(2) 剔除金融、保险业上市公司,这些行业经营对象为金融产品,在财务准则和报告制度上与其他企业存在差别,表 1 中提到的实证分析都进行了这样的处理;(3) 同时剔除受管制的公用设施行业类公司,如 Flanney and Rangan(2006)发现这类企业具有与正常企业不同的资本结构;(4) 排除 IPO 抑价效应的影响

[3] 1992 年 12 月 31 日经国务院批准,财政部发布了《企业会计准则》;1993 年 12 月 29 日,颁布了《公司法》,上市公司的财务报表得到规范;2005 年后开始股权分置改革,暂停了新股发行和股票增发。

响,IPO 抑价导致公司价值失真,如江洪波(2007)证明了 A 股 IPO 后确实存在异常收益,考虑到要使用年末股价计算公司价值,对于每年 7—12 月 IPO 并上市的公司,剔除当年数据^[4]; (5) 删除名义负债率 ≥ 1 的观察值,当名义负债率 $\geq 100\%$ 时,静态权衡理论的理论基础不再成立,如顾乃康等(2007)、肖泽忠和邹宏(2008)等采用了同样的处理方式。这样共获得 1 254 家 A 股上市公司的 9 273 个年度非平衡面板数据的观察样本。

(二) 变量计算

比较公认的对资本结构的计算为长期债务占总资产的比例,在分析发达国家间资本结构的差异时,通常选择长期负债率代表资本结构,如 Rajan and Zingales(1995)、Wald(1999)等,而对中国上市公司资本结构的研究,通常会选择名义负债率,如表 1 的 6 个实证研究无一例外地都考虑了名义负债率。但是正如刘波和王斌(2010)指出的,直接使用名义负债率没有排除短期信用^[5]的临时干扰,这可能是很多有关我国上市公司资本结构实证研究结论不一致的原因之一。为了排除这种干扰,本文也使用“真实负债”衡量企业的债务需求。真实负债 = 短期借款 + 应付利息 + 一年内到期的长期负债 + 长期负债,从账面价值和市场价值角度计算的真实负债率为:账面真实负债率(book based real leverage) = 真实负债/总资产的账面价值,市场真实负债率(market based real leverage) = 真实负债/总资产的市场价值,其中总资产的市场价值 = 流通股股数 $\times$ 年收盘价^[6] + 非流通股股数 $\times$ 每股净资产 + 总负债。变量的定义如表 2。

表 2 对控制变量的计算,尽量选取那些不易受盈余管理的报表成分,如使用“息税折旧摊销前利润”反映企业的真实盈利状况,使用“累积折旧 + 管理费 + 营业费”反映企业税前非债务抵扣。同时也考虑到我国的特殊性,如使用固定资产代表资产的有形性,因为在考察期间流动资产在我国不能作为担保资产^[7];使用名义所得税税率反映税率因素,而没有使用 Graham(1996)提出的边

[4] 也就是最短使用半年后的股价计算公司价值,这符合国内投资者的认识:将 IPO 后半年内的股票称为“次新股”。

[5] 这里的短期信用包括体现商业信用的应付票据、应付账款、预收账款,体现职工信用的应付工资、应付福利费;体现股东信用的应付股利;体现政府信用的应交税金等。

[6] 年收盘价使用该上市公司每年最后一个交易日的收盘价,如果上市公司该日停牌,则用 12 月份的均价表示年收盘价。

[7] 1995 年 10 月 1 日实施的《担保法》第三章有关抵押物的规定中不包含原材料、产成品等流动资产。

表 2 变量的定义

变量名称	变量符号	计算公式
被解释变量		
账面真实负债率	RL_b	真实负债/总资产的账面价值
市场真实负债率	RL_m	真实负债/总资产的市场价值
控制变量		
企业规模	SIZE	总资产的自然对数
盈利性	PROF	息税折旧摊销前利润/总资产
成长性	GROW	总资产的市场价值/总资产
税率	TAXR	所得税/利润总额
非债务税盾	NDTS	(累积折旧 + 管理费 + 营业费)/销售收入
有形性	TANG	固定资产/总资产
风险	RISK	营业利润的同比增长率取绝对值
行业	INDU	采用不同数值表示不同行业
股权性质	STATE	使用国有股占总股本的比例

际税率,主要考虑我国上市公司通常能享受地方和国家的各种税收优惠;在对行业进行分类时,选择了证监会行业分类的“门类一次类”标准^[8],分为 22 类行业。在对风险的处理上,本文使用营业利润同比增长率取绝对值,而非通常使用的主营业务利润的标准差,理由是部分样本公司在行业上属综合类,没有主营业务,而且标准差不能满足面板数据回归的要求,取绝对值除了满足回归的需要外,更重要的是对变化(风险)的反应更敏感。此外,在反映股权性质的变量上,本文使用了国有股比例 STATE,因为处于这一比例两端的是民营企业 and 国有控股企业,而中间部分则是混合所有制企业,能比较全面地体现上市公司的股权性质。

(三) 变量的描述统计特征

全部样本的描述统计特征如表 3。为方便与名义负债率的比较,表 3 也考虑了账面名义负债率(book based nominal leverage)。从表 3 可以看出名义负债率和真实负债率均值的差异在 45%—57% 之间,说明约有一半的名义负债属于短期信用,如此高的短期信用会让用名义负债率表示的上市公司资本结构失真,也表明了选取真实负债率指标的合理性。

[8] 证监会的《上市公司行业分类指引》含 13 个门类,其中对制造业又分出 10 个次类。

表 3 全部样本的描述统计特征

变量	变量符号	均值	中值	标准差	最小值	最大值
账面真实负债率	RL_b	0.2523	0.2453	0.1524	-0.0292	0.9027
市场真实负债率	RL_m	0.1968	0.1753	0.1363	-0.0156	0.8128
名义负债率	NL_b	0.4596	0.4605	0.1805	0.0067	0.9964
企业规模	SIZE	20.9247	20.8596	0.9378	17.4965	26.9782
盈利性	PROF	0.0692	0.0744	0.0830	-3.0605	0.9790
成长性	GROW	1.4432	1.2861	0.5604	0.3772	11.7310
税率	TAXR	0.1767	0.1490	1.4726	-62.9669	120.8079
非债务税盾	NDTS	0.5935	0.3663	4.7610	-126.9030	381.6562
有形性	TANG	0.3420	0.3218	0.1851	0.0008	0.9482
风险	RISK	135.5090	31.7732	1351.6780	0.0000	95449.8400
股权性质	STATE	37.4988	42.0441	25.3431	0.0000	88.5819

注：(1) RL_b 和 RL_m 这两者最小值出现负值的原因，经考证，为某些上市公司长期债务冲抵后为负；(2) TAXR 出现负值和大于 100 的原因因为存在税收返还和补交；(3) 未列出行业变量 INDU 的情况，因为对名义变量而言，描述统计没有意义。

我国有 32 个省级区域，1 254 家上市公司分布在 31 个省域（不包括台湾省）。各省上市公司资本结构概况如表 4。表 4 集中给出了每个省级区域上市公司数量、观察到的样本数、账面和市场真实负债率以及账面名义负债率情况。

表 4 各省上市公司资本结构概况

区域	公司数量	样本数量	账面真实负债率		市场真实负债率		名义负债率	
			均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
全国	1 254	9 273	0.2523	0.1524	0.1968	0.1363	0.4596	0.1805
安徽	44	231 ⁽⁻³⁾	0.2153	0.1458	0.1823	0.1400	⁽⁻³⁾ 0.4158	0.1561
北京	81	544 ⁽⁻²⁾	0.1980	0.1400	⁽⁻²⁾ 0.1532	0.1271	⁽⁻²⁾ 0.4150	0.1870
重庆	25	209	0.2862	0.1655	0.2017	0.1406	⁽²⁾ 0.5281	0.1675
福建	40	306 ⁽³⁾	0.2916	0.1608	0.2218	0.1345	0.4865	0.1958
广东	135	1 160	0.2535	0.1539	0.2015	0.1357	0.4678	0.1955
甘肃	17	116	0.2394	0.1388	0.1854	0.1217	0.4424	0.1693
广西	21	142	0.2914	0.1446	0.2239	0.1324	0.4686	0.1512
贵州	16	92 ⁽⁻¹⁾	0.1849	0.1356	⁽⁻¹⁾ 0.1373	0.1182	⁽⁻¹⁾ 0.3799	0.1661
河北	31	200	0.2666	0.1495	0.2241	0.1377	0.4685	0.1753
湖北	54	388	0.2461	0.1506	0.1939	0.1386	0.4379	0.1814
湖南	39	238	0.2571	0.1397	0.1965	0.1355	0.4278	0.1633
黑龙江	24	187	0.2403	0.1531	0.1861	0.1335	0.4524	0.1740
海南	20	165 ⁽²⁾	0.3175	0.1777	⁽²⁾ 0.2352	0.1676	0.4984	0.2016

(续表)

区域	公司数量	样本数量	账面真实负债率		市场真实负债率		名义负债率	
			均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
河南	30	184	0.2408	0.1509	0.1895	0.1409	0.4553	0.1771
吉林	29	231	0.2571	0.1637	0.1953	0.1385	0.4327	0.1905
江苏	85	529	0.2220	0.1381	0.1794	0.1290	0.4464	0.1759
江西	21	131	0.2746	0.1564	0.2188	0.1469	0.4418	0.1638
辽宁	40	317	0.2667	0.1441	0.2138	0.1293	(3)0.5002	0.1709
内蒙古	15	100	0.2429	0.1512	0.1972	0.1408	0.4245	0.1576
宁夏	11	77	0.2505	0.1355	0.1892	0.1230	0.4774	0.1894
青海	9	76	0.2822	0.1101	0.2009	0.1110	0.4936	0.1450
四川	52	424	0.2405	0.1415	0.1708	0.1186	0.4629	0.1748
山东	70	484	0.2182	0.1438	(-3)0.1673	0.1290	0.4476	0.1839
上海	131	1330	0.2795	0.1544	(3)0.2267	0.1412	0.4773	0.1784
山西	22	140	0.2628	0.1332	0.2061	0.1201	0.4768	0.1450
陕西	24	181	0.2412	0.1334	0.1797	0.1216	0.4384	0.1656
天津	27	199	0.2797	0.1556	0.2171	0.1401	0.4731	0.1582
新疆	25	154	(1)0.3303	0.1689	(1)0.2533	0.1553	(1)0.5340	0.1620
西藏	8	61	0.2844	0.1521	0.1845	0.1287	0.4262	0.1895
云南	20	145	0.2323	0.1590	0.1754	0.1341	0.4081	0.1997
浙江	88	532	0.2286	0.1490	0.1754	0.1270	0.4601	0.1727

注：表中(1)、(2)、(3)和(-1)、(-2)、(-3)分别表示负债率最高的前三位和最低的前三位。

从表 4 中可以发现,1993 年至 2005 年,以真实负债率为衡量标准,各省平均账面真实负债率在 18.49% 和 33.03% 之间,平均账面真实负债率最低的前三个省份为贵州、北京和安徽,最高的三个省份为新疆、海南和福建;同时各省平均市场真实负债率在 13.73% 和 25.33% 之间,最低的前三个省份为贵州、北京和山东,最高的三个省份为新疆、海南和上海。在这 13 年间,各省平均名义负债率在 37.99% 和 53.4% 之间波动,名义负债率最低的前三个省份为贵州、北京和安徽,最高的是新疆、重庆和辽宁。

如表 4 所示,在考察期间,全国 31 个省级区域中,上市公司的数量居前三位的是广东、上海和浙江,分别有 135 家、131 家和 88 家;居后三位的是西藏、青海和宁夏,分别只有 8 家、9 家、11 家上市公司,只相当于前者的 1/10 左右,反映出我国上市公司区域分布严重不平衡。从各省的有效样本中也可以看出这种不平衡,上海、广东上市公司的有效样本分别为 1330 个和 1160 个,而西藏和宁夏的有效样本分别只有 61 个和 77 个。

为了更清楚地反映各省上市公司平均负债率的变化,将各省上市公司在

1993—2005 年间的平均负债率用折线图表示(如图 1)。图中水平线表示全国平均水平。从图中可直观地看出,各省上市公司资本结构差异比较明显,且使用三种方法表示的资本结构波动具有共同的趋势。

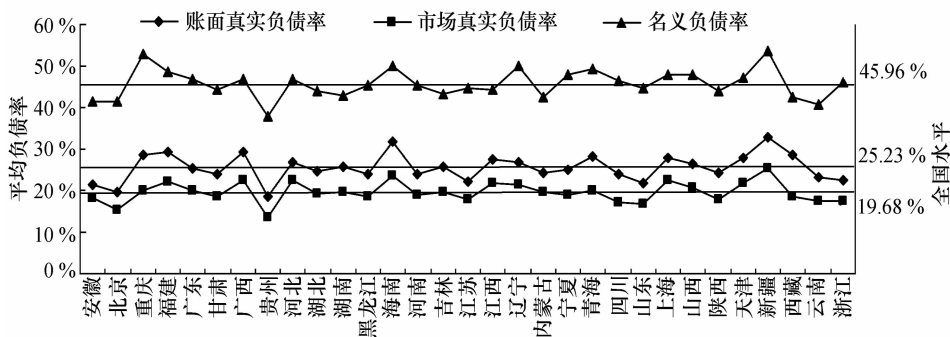


图 1 各省上市公司的平均负债率

四、模型设定及回归结果

(一) 控制变量模型

为考察省份差异是否为影响我国上市公司资本结构的显著因素,本文在控制 9 个因素:企业规模 SIZE、盈利性 PROF、成长性 GROW、税率 TAXR、非债务税盾 NDTs、有形性 TANG、风险 RISK、产业 INDU 和股权性质 STATE 的前提下,引入省份变量 PROVIN 作为检验变量。使用 $k=1,2,\dots,31$, 分别代表 31 个省,得到的回归模型如(1)式。

$$\begin{aligned} RL_{it} = & f(SIZE_{it-1}, PROF_{it-1}, GROW_{it-1}, TAXR_{it-1}, NDTs_{it-1}, TANG_{it-1}, \\ & RISK_{it-1}, INDU_j, STATE_{it-1}) + \alpha SELF_i + \beta YEAR_t \\ & + \gamma PROVIN_k + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

其中,RL 为被解释变量,表示真实负债率;INDU_j 为表示行业的虚变量, $j=1,2,\dots,22$, 代表证监会发布的 22 个“门类一次类”行业;SELF_i 是公司特定效应的虚变量,用来控制公司个体(截面)差异;在 9 个控制变量中,8 个实值控制变量取 1 期滞后值^[9],这是考虑到这些控制变量间可能存在内生性,如成长性高的企

[9] 为克服内生性带来的估计量不一致问题,取变量 1 期滞后值是一种常用的方法,如 Helwege and Liang(1996)以及肖泽忠和邹宏(2008)都采用了同样的处理方式。

业一般风险也高,规模大的企业通常有形资产和 NDTs 也较多。

模型(1)年度虚变量 YEAR_{*i*}用来控制年度时间效应,因为每年上市公司面临的宏观融资环境不同,在资本结构上的表现也就不同。同时为深入分析年度时间效应,本文考察了 1993—2005 年全国上市公司年均负债率的变化情况,得到表 5,对应的变化趋势如图 2。

表 5 1993—2005 年全国上市公司平均负债率

年度	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
RL_b	0.2155	0.2331	0.2470	0.2617	0.2353	0.2312	0.2417	0.2413	0.2521	0.2561	0.2653	0.2677	0.2619
RL_m	0.1635	0.1989	0.2253	0.2053	0.1701	0.1678	0.1660	0.1354	0.1651	0.1890	0.2174	0.2370	0.2574
NL_b	0.3950	0.4000	0.4518	0.4545	0.4233	0.4196	0.4277	0.4361	0.4418	0.4617	0.4807	0.4979	0.5118

注:RL_b、RL_m、NL_b 分别表示账面真实负债率、市场真实负债率和名义负债率。

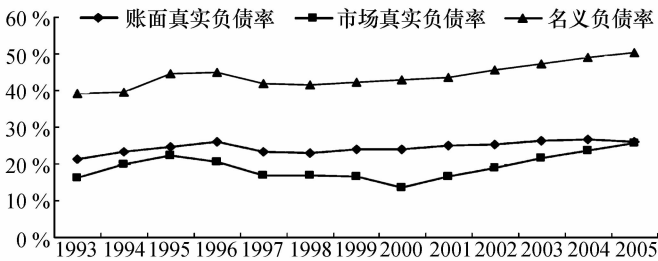


图 2 1993—2005 年全国上市公司平均负债率

从表 5 和图 2 中可以看出,尽管三种负债率的波动趋势大致相同,但仍存在差异。1993—1995 年名义负债率和市场真实负债率经历了一个上升的过程,然后名义负债率降到 1998 年的低点 41.96%,而后一直上升到 2005 年 51.18% 的最高点,而市场真实负债率到 2000 年降到最低点 13.54% 后才重新上升到 2005 年的最高点 25.74%。账面真实负债率从 1993 年上升到 1996 年的高点 26.17% 后,到 1998 年有一个轻微的下降,然后平稳上升到 2004 年最高点 26.77%,到 2005 年又出现了下降。这说明不同年度,宏观经济环境、政策环境、市场环境不同,上市公司资本结构的表现存在差异,符合资本结构的择时理论。

分别使用账面和市场真实负债率 RL_b、RL_m 代替模型(1)中的 RL,然后对模型(1)利用 Stata9.0 软件进行堆积面板数据回归,结果如表 6 中第 RL_b 列和 RL_m 列所示。

从表 6 中可见,在控制了九大因素对资本结构的影响,考虑了公司个体差异和时间因素的前提下,无论是对账面真实负债率 RL_b 还是对市场真实负

率 RL_m ，省份因素 $PROVIN$ 都高度显著，因此可以确认省份差异是影响我国上市公司资本结构的一个重要因素。

表 6 模型 (1) 和 (4) 的回归结果

控制 变量	Book based			Market based		
	RL_b	REM_b	NL_b	RL_m	REM_m	NL_m
SIZE	0.0295*** (7.01)	0.0619*** (23.24)	0.0445*** (9.44)	0.0331*** (8.85)	0.0582*** (25.33)	0.0533*** (12.49)
PROF	-0.6403*** (-15.29)	-0.4325*** (-17.35)	-0.8246*** (-20.03)	-0.4772*** (-14.68)	-0.3159*** (-15.99)	-0.6095*** (-17.74)
GROW	-0.0100** (-1.96)	-0.0037 (-1.35)	-0.0230*** (-3.76)	-0.0734*** (-12.73)	-0.0672*** (-21.88)	-0.1385*** (-14.81)
TAXR	0.0005 (1.26)	-0.0004 (-1.30)	0.0001 (0.24)	0.0003 (0.68)	-0.0002 (-0.65)	-0.0001 (-0.14)
NDTS	-0.0003 (-0.71)	0.0004 (0.69)	-0.0010*** (-4.19)	0.0003 (1.36)	0.0005 (1.53)	0.0000 (0.12)
TANG	0.1333*** (6.81)	0.1183*** (11.22)	-0.0596*** (-2.75)	0.1155*** (7.28)	0.1157*** (13.25)	-0.0456*** (-2.58)
RISK	0.0000 (-1.01)	0.0000 (-0.99)	0.0000 (-0.44)	0.0000 (-0.87)	0.0000 (-0.85)	0.0000 (-0.52)
INDU	0.0012* (1.85)	0.0015** (2.55)	0.0021*** (2.86)	0.0007 (1.4)	0.0007 (1.36)	0.0014** (2.38)
STATE	-0.0005*** (-3.93)	-0.0004*** (-5.3)	-0.0004*** (-2.77)	-0.0005*** (-4.87)	-0.0008*** (-10.28)	-0.0005*** (-4.34)
SELF	0.0000* (-1.64)		0.0000** (-2.18)	0.0000 (-1.36)		0.0000* (-1.92)
YEAR	-0.0017 (-1.97)	-0.0006 (-1.29)	0.0031*** (3.09)	-0.0003 (-0.45)	0.0000 (-0.07)	0.0048*** (5.66)
常数项	2.9828 (1.79)	0.1415 (0.16)	-6.5801*** (-3.34)	0.2601 (0.18)	-0.8757 (-1.11)	-10.2066*** (-6.06)
检验变量	0.0009** (2.37)	0.0009*** (2.61)	0.0013*** (2.88)	0.0007** (2.43)	0.0006** (2.18)	0.0011*** (3.23)
模型	F :	χ^2 :	F :	F :	χ^2 :	F :
显著性	36.24***	1 658.67***	68.55***	67.12***	3 058.81***	34.56***
Adj. R^2	0.1473	0.1044	0.2116	0.2913	0.2634	0.4589

注：(1) ***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平上显著。(2) 括号中的数值为系数对应的 t 值。(3) F 为堆积面板数据回归的模型显著性统计量， χ^2 为随机效应回归的模型显著性统计量。

同时可以发现，企业规模、盈利性、成长性、有形资产、产业和股权性质变量对真实负债率具有显著影响，上市公司的资本结构与规模、有形资产和产业正

相关,与盈利性和成长性负相关,这与郭鹏飞和孙培源(2003)、Tong and Green (2005)、肖泽忠和邹宏(2008)和 Bhabra et al. (2008)的研究是一致的。与洪道麟等(2007)不同的是,表 6 中反映出股权性质与资本结构显著负相关,支持资本结构的控制权理论。

(二) 影响程度检验

为分析省份因素对公司资本结构的影响程度,本文以省份为虚拟变量,对样本公司 1993—2005 年的真实负债率进行多元线性回归,以进一步考察多大比例的资本结构变异可以用省份因素进行解释。回归模型如(2)式:

$$RL_{it} = \alpha + \sum_{k=1}^{30} \beta_k PROVIN_k + \mu_{it}, \quad k = 1, 2, \cdots, 30 \tag{2}$$

其中,PROVIN 为省份虚拟变量,当上市公司属于某一个省时,PROVIN_k = 1, 否则 PROVIN_k = 0。由于有 31 个省,为避免“虚拟变量陷阱”,设定 30 个虚拟变量,不包括真实负债率位于中间水平的湖南省。

分别使用账面真实负债率 RL_b 和市场真实负债率 RL_m 代替模型(2)中的 RL,同样利用 Stata9.0 软件进行堆积面板数据回归,得到的结果如表 7 中的 RL_b 列与 RL_m 列所示。

由表 7 中的 F 值可以判断,无论对账面真实负债率还是对市场真实负债率,模型整体都非常显著,结果与控制变量下资本结构变量对省份虚变量的回归一致,表明省际差异是影响我国上市公司资本结构的重要因素;而且从调整的 R²统计量的值可以看出,省际因素对账面真实负债率变动的解释程度为 3.7%,对市场真实负债率变动的解释程度为 3.11%,因此可以判定我国上市公司资本结构变动的 3% 以上可以由省际差异解释。

表 7 模型(2)的回归结果

省	RL_b	RL_m	NL_b	NL_m
安徽	-0.0255* (-1.74)	-0.0072 (-0.52)	-0.0395** (-2.38)	-0.0016 (-0.09)
北京	-0.0429*** (-3.39)	-0.0364*** (-3.10)	-0.0403*** (-2.63)	-0.0313** (-2.09)
重庆	0.0454*** (2.84)	0.0122 (0.86)	0.0728*** (4.17)	0.0232 (1.32)
福建	0.0508*** (3.52)	0.0323** (2.50)	0.0312* (1.82)	0.0224 (1.37)
广东	0.0127 (1.06)	0.0120 (1.08)	0.0124 (0.87)	0.0191 (1.38)
甘肃	-0.0015 (-0.09)	-0.0041 (-0.27)	-0.0129 (-0.63)	-0.0174 (-0.93)
广西	0.0506*** (3.08)	0.0344** (2.26)	0.0133 (0.73)	0.0026 (0.14)
贵州	-0.0559*** (-3.12)	-0.0523*** (-3.25)	-0.0754*** (-3.49)	-0.0699*** (-3.35)

(续表)

省	RL_b		RL_m		NL_b		NL_m	
河北	0.0257 [*]	(1.68)	0.0346 ^{**}	(2.43)	0.0131	(0.73)	0.0410 ^{**}	(2.26)
湖北	0.0053	(0.39)	0.0044	(0.35)	-0.0174	(-1.09)	-0.0106	(-0.68)
黑龙江	0.0163	(1.14)	0.0070	(0.51)	-0.0275 [*]	(-1.64)	-0.0248	(-1.44)
海南	-0.0005	(-0.03)	-0.0034	(-0.24)	-0.0029	(-0.16)	-0.0035	(-0.20)
河南	0.0767 ^{***}	(4.32)	0.0457 ^{***}	(2.74)	0.0431 ^{**}	(2.11)	0.0089	(0.47)
吉林	0.0163	(1.05)	0.0057	(0.41)	-0.0226	(-1.25)	-0.0233	(-1.35)
江苏	-0.0189	(-1.49)	-0.0102	(-0.86)	-0.0089	(-0.59)	0.0057	(0.37)
江西	0.0338 [*]	(1.92)	0.0293 [*]	(1.78)	-0.0135	(-0.70)	0.0043	(0.21)
辽宁	0.0259 [*]	(1.88)	0.0242 [*]	(1.91)	0.0449 ^{***}	(2.77)	0.0514 ^{***}	(3.18)
内蒙古	0.0021	(0.11)	0.0076	(0.44)	-0.0308	(-1.51)	-0.0164	(-0.78)
宁夏	0.0097	(0.51)	-0.0003	(-0.02)	0.0221	(0.88)	0.0101	(0.39)
青海	0.0414 ^{**}	(2.47)	0.0114	(0.70)	0.0383 [*]	(1.82)	0.0002	(0.01)
四川	-0.0003	(-0.02)	-0.0187	(-1.58)	0.0076	(0.49)	-0.0189	(-1.25)
山东	-0.0227 [*]	(-1.76)	-0.0223 [*]	(-1.87)	-0.0077	(-0.50)	-0.0143	(-0.95)
上海	0.0387 ^{***}	(3.26)	0.0372 ^{***}	(3.36)	0.0220	(1.58)	0.0360 ^{***}	(2.64)
山西	0.0220	(1.39)	0.0166	(1.14)	0.0215	(1.20)	0.0252	(1.38)
陕西	0.0004	(0.03)	-0.0099	(-0.72)	-0.0169	(-0.94)	-0.0277	(-1.60)
天津	0.0388 ^{**}	(2.48)	0.0275 [*]	(1.92)	0.0178	(1.04)	0.0133	(0.75)
新疆	0.0895 ^{***}	(5.10)	0.0638 ^{***}	(3.93)	0.0787 ^{***}	(4.27)	0.0613 ^{***}	(3.14)
西藏	0.0436 [*]	(1.95)	-0.0050	(-0.26)	-0.0291	(-1.06)	-0.0742 ^{***}	(-2.88)
云南	-0.0085	(-0.50)	-0.0141	(-0.93)	-0.0472 ^{**}	(-2.24)	-0.0461 ^{***}	(-2.32)
浙江	-0.0122	(-0.95)	-0.0141	(-1.20)	0.0048	(0.32)	0.0029	(0.19)
常数项	0.2408 ^{***}	(21.67)	0.1869 ^{***}	(19.39)	0.4553 ^{***}	(34.92)	0.3519 ^{***}	(27.71)
F 值	11.75 ^{***}		9.92 ^{***}		7.98 ^{***}		6.77 ^{***}	
Adj. R ²	0.0370		0.0311		0.0237		0.0211	

注：(1) 虚拟变量中不包括河湖南省，以避免多重共线性。(2) ***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平上显著。

进一步地，我们可以考察哪些省份对上市公司资本结构的影响显著。从表 7 的回归结果可以看出，常数项对真实负债率的影响显著为正，根据虚拟变量的设置原则可知，常数项的影响实际上包含了湖南省的作用，可以视为湖南省这个省份因素对真实负债率的影响显著为正。于是在所有 31 个省级区域中，对上市公司账面真实负债率具有显著影响的省份变量有 17 个，分别为安徽、北京、重庆、福建、广西、贵州、河北、河南、江西、辽宁、青海、山东、上海、天津、新疆、西藏和湖南；对上市公司市场真实负债率具有显著影响的省份变量有 13 个，分别是北京、福建、广西、贵州、河北、河南、江西、辽宁、山东、上海、天津、新疆与河南。与刘波和王斌(2010)的结果一致，本文没有发现江苏省这个虚拟变

量对上市公司的真实负债率具有显著影响。

五、稳健性检验及省际特征探讨

(一) 稳健性检验

1. 随机效应模型回归

由于在模型(2)中引入了行业 INDU、省份 PROVIN, 这些虚变量在考察期间不变, 因此不能使用固定效应模型回归, 只能采用随机效应模型作稳健性检验。而且随机效应模型已经考虑了截面效应, 因此与使用面板堆积数据直接回归不同的是, 需要在模型(2)中剔除用于控制公司个体差异的 SLEF 变量, 使用真实负债率进行随机效应回归, 得到的回归结果如表 6 中的 REM_b 列和 REM_m 列所示。

从回归结果可以看出, 使用随机效应回归时由于模型自身包含个体效应, 拟合优度有所降低, 但是控制变量的影响仍与堆积回归的结果高度一致, 而且省际差异对上市公司真实负债率的影响也非常显著。说明使用不同的模型没有改变受控因素、省份差异对我国上市公司资本结构的影响, 回归结果是稳健的。

2. 名义负债率下结论是否成立

对于名义负债率下上市公司的资本结构是否仍然具有省际差异, 与对真实负债率的处理相同, 本文也计算账面名义负债率 NL_b 和市场名义负债率 NL_m, 比照(1)式作如下回归模型(3):

$$\begin{aligned} \text{NL}_{it} = & f(\text{SIZE}_{it-1}, \text{PROF}_{it-1}, \text{GROW}_{it-1}, \text{TAXR}_{it-1}, \text{NDTS}_{it-1}, \text{TANG}_{it-1}, \\ & \text{RISK}_{it-1}, \text{INDU}_j, \text{STATE}_{it-1}) + \alpha \text{SELF}_i + \beta \text{YEAR}_t \\ & + \gamma \text{PROVIN}_k + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

仍然使用 Stata9.0 进行堆积面板数据计算, 回归结果见表 6 中的 NL_b 列和 NL_m 列。从这两列可以看出, 当使用名义负债率作为被解释变量时, 省际因素的影响仍然非常显著, 甚至比采用真实负债率的时候更加显著, 这可能是由于名义负债率体现了更多的各省短期经济波动成分, 但无法体现持续性的影响。

为衡量省际差异对名义负债率的解释程度, 本文也采用两种名义负债率 NL_b 与 NL_m 对模型(2)进行回归。回归结果见表 7 中的 NL_b 列和 NL_m

列。从表 7 中可见,省际差异只能解释账面名义负债率变化的 2.37% 和市场名义负债率变化的 2.11%,比采用真实负债率时解释力度要低。因此使用名义负债率时,并没有改变上市公司资本结构的省际特征,但省份因素对资本结构变化的解释力度降低。

(二) 省际特征探讨

实证结果已经确认了资本结构的省际特征,而且我们发现上市公司所在的省份不同对资本结构的影响表现出不同的特点。从表 7 中可以看出,当所处的省级地区为北京、贵州和山东时,省份因素对账面真实负债率和市场真实负债率具有显著为负的影响;而对福建、广西、河北、河南、江西、辽宁、上海、天津以及新疆这 8 个省级地区而言,它们对真实负债率具有显著为正的影响;剩下的地区要么对真实负债率的影响不显著,要么影响显著但不相同。如果我们将省份的不同影响标示在地图上,可以得到图 3。

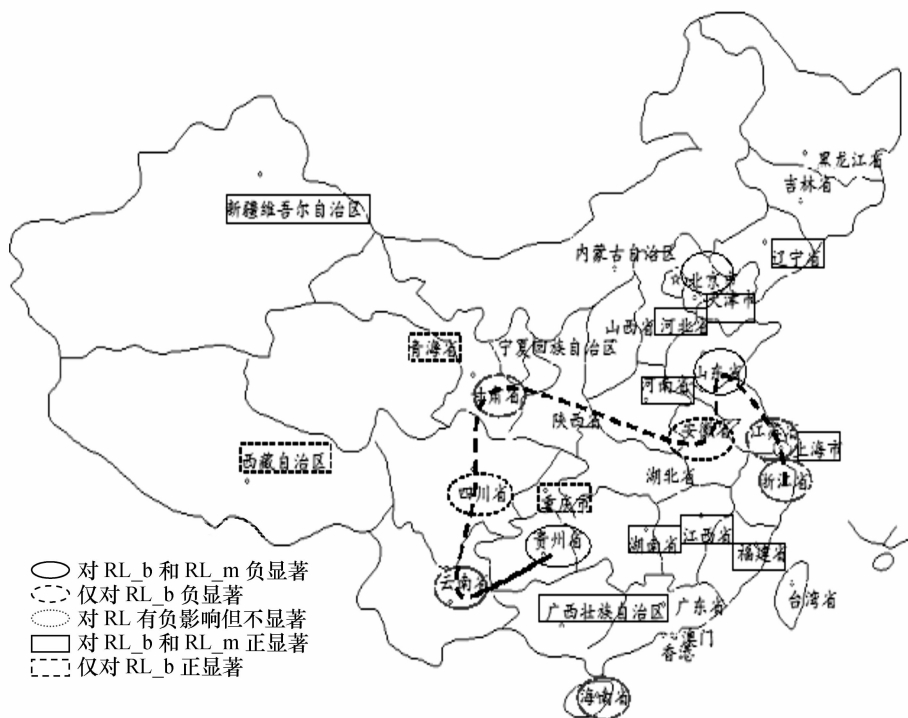


图 3 省份因素对真实负债率的不同影响

图 3 就省份因素对真实负债率的不同影响区别了五种情况:对 RL_b 和 RL_m 负显著、仅对 RL_b 负显著、对 RL 有负影响但不显著、对 RL_b 和 RL_m 正

显著以及仅对 RL_b 正显著,分别用不同的框形图标示。剩下未作标示的省份除陕西和宁夏对市场真实负债率 RL_m 具有负面影响但不显著外,其他省份都属于对真实负债率 RL_b 和 RL_m 具有正面影响但不显著的情况。

从图3容易看出,省份因素对上市公司真实负债率的不同影响在地理上表现出聚集性。在所有对账面真实负债率具有负面影响的省级地区中,除北京和海南外,其他8省,包含浙江、江苏、山东、安徽、甘肃、四川、云南以及贵州,集中于中国东部和西南部,而且都是相邻省份,如果考虑到对市场真实负债率具有负面影响的宁夏和陕西,在图3上将它们连接起来,则在地理上形成了一条分割带,这条带上的10个省份对上市公司真实负债率的影响为负,这条带外的其他省级地区,除北京和海南外,都对真实负债率具有正面影响。这真是一个有趣的现象。

这种现象显然不是偶然的。结合表4,通过进一步的分析,我们发现,对账面真实负债率有负面影响的10个省级地区中,除海南外,其他9省A股上市公司的账面真实负债率均值在所有省份中处在最低的10位之列,只有黑龙江省上市公司账面真实负债率处于倒数第9位且对账面真实负债率影响为正。根据表7中 RL_b 列的体现显著性程度的 t 值大小进行排列,省份因素对 RL_b 的负面影响由大到小分别为北京、贵州、山东、安徽、江苏、浙江、甘肃、云南、海南和四川,而表4中它们的 RL_b 均值水平在31个省级地区中分别位于最低的第2、1、4、3、5、6、8、7、30、10位,显示出 RL_b 均值低的省份对上市公司的 RL_b 影响为负, RL_b 均值越低,这种影响越显著。同样根据 t 值大小对省份因素的正面影响进行分析,可以观察到影响最大的10个省份:新疆、河南、福建、上海、广西、重庆、天津、青海、西藏和江西,而在表4中,它们的 RL_b 均值分别位于最高的第1、21、3、9、4、5、8、7、6、10位。在对市场真实负债率的观察中,我们也发现 RL_m 均值越低的省份对上市公司 RL_m 的负面影响越显著,而 RL_m 均值越高的省份对上市公司 RL_m 的正面影响越显著。如 RL_m 均值最低的贵州、北京和山东,它们对上市公司 RL_m 的影响在10%的水平上负显著;在5%的显著性水平对上市公司 RL_m 影响正显著的新疆、上海、河南、广西以及福建,它们在表4中的 RL_m 均值分别位于最高的第1、3、15、6、7位。

可以看出,省际因素对资本结构的影响与各省上市公司真实负债率均值有关,真实负债率均值较低的省份对上市公司资本结构的影响趋于负面,而真实负债率均值较高的省份对资本结构的影响趋于正面。由于真实负债率为被解释变量,那么在解释变量中各省的差异是否能够揭示省级因素影响的差异呢?

也就是说,表示省际因素的解釋变量 **PROVIN** 与其他控制变量是否存在明显的相关性? 利用相关性检验我们得出表 8。

表 8 省份变量与其他控制变量之间的相关性

控制变量	SIZE	PROF	GROW	TAXR	NDTS	TANG	RISK	INDU	STATE
相关系数	-0.0415	0.0254	0.0264	0.0159	0.0005	0.0079	0.0007	-0.0269	-0.0498

表 8 表明,省际变量 **PROVIN** 与其他控制变量间不存在显著的相关性,这说明从各省来看,上市公司的规模、盈利性、成长性、税率、非债务税盾、有形性、风险上没有明显的特征将某一或某些省份区别开,特别是我们发现造成上市公司资本结构省级差异的原因也与各省上市公司的行业特征 **INDU** 和企业股权性质因素 **STATE** 没有显著的相关性。这进一步说明省份因素可以作为影响上市公司资本结构的一个独立因素。

六、结论及启示

国际上有关资本结构的区域差异研究表明,尽管不同区域间公司的资本结构受一些共同因素的影响,但存在国家和地区的差别。那么地域差异本身是否构成影响企业资本结构的一个独立因素? 对这一问题,本文以中国上市公司为研究对象,以不同省份代表地区差异,首次考察了省际差异对企业资本结构的影响。

利用 1993—2005 年 A 股 1 254 家上市公司 9 273 个年度非平衡面板数据为样本,通过分析省份差别对上市公司的真实负债率和名义负债率影响的显著性、影响程度及影响方向,得出关于我国上市公司资本结构省际特征的以下结论:

第一,在控制了企业规模、盈利性、成长性、税率、非债务税盾、资产的有形性、风险、产业以及股权性质等因素对资本结构的影响,以及在考虑了公司个体差异和时间因素的前提下,省份差别仍然是显著影响我国上市公司资本结构的一个重要因素。

第二,我国上市公司账面真实负债率变化的 3.7% 可由省际差异解释,市场真实负债率变动的 3.11% 可由省际差异解释;对名义负债率,由于受短期信用成分的干扰,省际差异的解释力度要低一些,但仍能解释账面名义负债率变化的 2.37% 和市场名义负债率变化的 2.11%。

第三,从地理上看,省份因素对上市公司真实负债率的不同影响表面上呈现聚集性,实质上则与各省上市公司真实负债率均值有关,真实负债率均值较低的省份对上市公司资本结构的影响趋于负面,而真实负债率均值较高的省份对资本结构的影响趋于正面。

通过分析资本结构的省际特征,我们证实了区域因素确实能解释企业资本结构的差异。在分析中我们将区域差异作为外生变量,并没有否定现实中存在这样一种状况:企业为了融资的需要而特意选择设立在某一区域,但这与我们的分析并不矛盾,因为我们分析的对象是已经设立的企业,而非新设企业。而有关区域差异与资本结构议题的深入研究可从以下三个方面展开:(1) 研究我国经济的其他区域特征对上市公司资本结构的影响,如考虑 1998 年 10 月后中国人民银行九大跨省、自治区、直辖市的一级分行的设立是否影响到上市公司的资本结构,或其他区域的划分对上市公司资本结构的影响。(2) 具体分析哪些区域特征影响了上市公司的资本结构,本文的研究已经发现省份在地理上的聚集性和在平均负债率上存在的共性,然而这些尚不足以全面解释资本结构的省际特征,比如河南、海南、黑龙江等,这说明还存在其他区域特征影响了资本结构;即使平均负债率上的共性也需要进一步分析其产生的原因。(3) 利用非上市公司的样本进行分析,或采用上市公司上市前的数据进行分析,也许更能表明我国企业资本结构的区域差异,因为上市改善了公司的融资环境,可能削弱了区域差异对资本结构的影响。

参考文献

- [1] 顾乃康、张超、孙进军,2007,影响资本结构决定的核心变量识别研究,《当代财经》,第 11 期,第 41—48 页。
- [2] 郭鹏飞、孙培源,2003,资本结构的行业特征:基于中国上市公司的实证研究,《经济研究》,第 5 期,第 66—73 页。
- [3] 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 6 卷第 4 期,第 1165—1184 页。
- [4] 江洪波,2007,基于非有效市场的 A 股 IPO 价格行为分析,《金融研究》,第 8 期,第 90—102 页。
- [5] 刘波、王斌,2010,上市公司资本结构的区域差异性——基于江苏与配对公司的比较分析,《区域金融研究》,第 12 期,第 72—77 页。
- [6] 田利辉,2005,国有产权、预算软约束和中国上市公司杠杆治理,《管理世界》,第 7 期,第 123—128 页。

- [7] 肖尧、杨小亮,2007,我国东西部上市公司资本结构实证分析,《金融理论与实践》,第8期,第30—32页。
- [8] 肖泽忠、邹宏,2008,中国上市公司资本结构的影响因素和股权融资偏好,《经济研究》,第6期,第119—134页。
- [9] 郭鹏飞、孙培源,2003,资本结构的行业特征:基于中国上市公司的实证研究,《经济研究》,第5期,第66—73页。
- [10] Abe, D. J., K. Rezaul, and T. Nguyen, 2008, Capital structure around the world: The roles of firm- and country-specific determinants, *Journal of Banking & Finance* 32(9): 1954—1969.
- [11] Antonios, A., G. Yilmaz, and P. Krishna, 2008, The determinants of capital structure: Capital market-oriented versus bank-oriented institutions, *Journal of Financial & Quantitative Analysis* 43(1): 59—92.
- [12] Baker, M., and J. Wurgler, 2002, Market timing and capital structure, *Journal of Finance* 57(1): 1—32.
- [13] Berger, A. N., and G. F. Udell, 1998, The economics of small business finance: The roles of private equity and debt markets in the financial growth cycle, *Journal of Banking & Finance* 22: 613—673.
- [14] Bhabra, H., T. Liu, and D. Tirtiroglu, 2008, Capital structure choice in a nascent market: Evidence from listed firms in China, *Financial Management* 37(2): 341—364.
- [15] Booth, L., V. Aivazian, A. Demircuc-Kunt, and V. Maksimovic, 2001, Capital structures in developing countries, *Journal of Finance* 56(1): 87—130.
- [16] Brander, J., and T. Lewis, 1986, Oligopoly and financial structure: The limited liability effect, *American Economic Review* 76(5): 956—970.
- [17] DeAngelo, H., and R. Masulis, 1980, Optimal capital structure under corporate and personal taxation, *Journal of Financial Economics* 8(1): 3—29.
- [18] Delcours, N., 2007, The determinants of capital structure in transitional economies, *International Review of Economics & Finance* 16(3): 400—415.
- [19] Dewatripont, M., and J. Tirole, 1994, A theory of debt and equity: Diversity of securities and manager-shareholder congruence, *Quarterly Journal of Economics* 109(4): 1027—1054.
- [20] Flannery, M., and K. Rangan, 2006, Partial adjustment toward target capital structures, *Journal of Financial Economics* 79(3): 469—506.
- [21] Harris, M., and A. Raviv, 1988, Corporate control contests and capital structure, *Journal of Financial Economics* 20: 55—86.
- [22] Harris, M., and A. Raviv, 1991, The theory of capital structure, *Journal of Finance* 46(1): 297—355.
- [23] Helwege, J., and N. Liang, 1996, Is there a pecking order? Evidence from a panel of IPO firms, *Journal of Financial Economics* 40: 429—458.
- [24] Huang, G. H., and F. M. Song, 2006, The determinants of capital structure: Evidence from China, *China Economic Review* 17: 14—36.
- [25] Jensen, M., and W. Meckling, 1976, Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure, *Journal of Financial Economics* 3(4): 305—360.

- [26] Kayhan, A. , and S. Titman, 2007, Firms histories and their capital structures, *Journal of Financial Economics* 83(1) : 1—32.
- [27] Miller, M. , and H. Merton, 1977, Debt and taxes, *Journal of Finance* 32(2) : 261—275.
- [28] Modigliani, F. , and M. Miller, 1958, The cost of capital, corporation finance, and the theory of investment, *American Economic Review* 48(3) : 261—297.
- [29] Modigliani, F. , and M. Miller, 1963, Corporate income taxes and the cost of capital, *American Economic Review* 53(3) : 433—443.
- [30] Myers, S. C. , 1984, The capital structure puzzle, *Journal of Finance* 39(3) : 575—592.
- [31] Myers, S. C. , and N. S. Majluf, 1984, Corporate financing and investment decisions, when firms have information the investors do not have, *Journal of Financial Economics* 13(2) : 187—221.
- [32] Rajan, R. G. , and L. Zingales, 1995, What do we know about capital structure? Some evidence from international data, *Journal of Finance* 50(5) : 1421—1460.
- [33] Scott, D. , and J. Martin, 1975, Industry influence on financial structure, *Financial Management*. Spring: 67—73.
- [34] Tong, G. , and J. C. Green, 2005, Pecking order or trade-off hypothesis? Evidence on the capital structure of Chinese companies, *Applied Economics* 37: 2179—2189.
- [35] Wald, J. K. , 1999, How firm characteristics affect capital structure, *The Journal of Financial Research* 12(2) : 161—187.

The Provincial Characteristic of Capital Structures: Based on Listed companies of A share market

Qiming Tang

(Huazhong University of Science and Technology)

Bo Liu

(Yangzhou University)

Abstract Based on 9 273 annual unbalanced panel observations of 1 254 listed companies of A share market from 1993 to 2005, this paper analyses the effect of exogenous difference of provinces to the determinants of capital structures for the first time. The result shows that: 1. the difference of provinces is a significant factor that affects the capital structures of listed companies. 2. Over 3% of the varieties of real debt ratios of listed companies can be explained by the difference of

provinces, and 2% for nominal debt ratios. 3. Furthermore, the provincial characteristic shows geographical aggregation, which can be explained by the average debt ratio of each province. The result of this empirical research reveals that the difference of region is an independent factor influencing corporate capital structure.

Key Words Capital Structure, Difference of Region, Real Debt Ratio

JEL Classification E51, G32, G34

法律诉讼、银企关系与企业融资

罗党论 聂超颖*

摘要 诉讼是一种高成本解决利益冲突的方式,一般是在双方关系僵持到破裂甚至公开对立时才使用。当银行对不能及时归还借款本息的企业提起诉讼时,一方面破坏了银企关系,作为一种惩罚也破坏了声誉的隐性契约作用,其“社会实施”机制导致企业原有的声誉资产丧失,导致企业信贷融资规模大幅下降,与同行业的其他企业相比也有显著差异。对不同所有权性质企业的检验结果表明,国有企业借款可得性受到的影响要比非国有企业小,政府的“援助之手”为国有企业提供隐形担保,信贷歧视现象依然存在。尽管被诉讼的公司发生了显著的 CEO 变更,但这种变更对其融资的影响并不明显。

关键词 诉讼,声誉,银企关系,信贷融资

一、引言

现有的关于银企关系的研究认为,银行和企业之间缔结的某种关系,可以节约逆向选择和道德风险产生的交易成本,使银企双方受益。诸多研究更着眼于银企关系的良性互动如何有助于企业获得银行信贷资源,如较低的融资成本、更为便利的获得银行借款;尤其是现有的实证研究,更是将主要目光集中在建立和评价借款企业从银企关系中获得怎样的价值。本文旨在从反面,即银企关系的破裂方向研究,考察银企关系破裂后对企业的信贷融资产生怎样的实质

* 罗党论,中山大学岭南学院副教授,博士;聂超颖,中国电信广东分公司财务部,硕士。通信作者及地址:罗党论,广东省广州市海珠区中山大学岭南学院,510275, E-mail: luodl@mail.sysu.edu.cn。本文得到国家自然科学基金青年项目(项目编号:70902024、71003108、71002057)、广东省软科学课题(2011B070300024)、广东省研究生创新培养计划资助项目(sybzzxm201022)、中山大学经济研究所基地建设经费项目与中山大学青年教师培育项目的资助。

影响,并从经验数据进行验证分析。在这里,将法律诉讼视为银企关系“破裂”的起点和标志。

法律诉讼与银企关系非同一概念。就像声誉,企业有好的声誉也有负面声誉;媒体评价,有正面评价也有负面消极的评价。之所以这样选择,是因为诉讼通常是纠纷最后的对策手段,意味着社会关系的破裂或者开始缺少亲近关系,特别是从传统中国思维角度,诉讼在一定程度上成为公众对个体负面评价的认定。

受儒家文化熏染,中国人讲究“以和为贵”、“息讼止争”,传统的解决纠纷或者冲突的方法主要是调解、谈判、协商等非对抗性方式,诉讼一直是被避讳的,甚至还有“想活别打官司,想死别进地狱之说”、“饿死不做贼,屈死不告官”,厌诉文化可见一斑。涉及诉讼成了“惹官司”,诉讼在一定程度上成为公众对个体负面评价的认定(Wong,2003)。

诉讼是一种高成本解决利益冲突的方式,通常被认为是次优(second best)的解决方案(王彦超、林斌和辛清泉,2008),一般是在双方关系僵持到破裂甚至公开对立状态时才使用(Munger,1986),一旦启动诉讼程序,意味着双方很难再保持长久的亲密关系。银行对企业的违约诉讼,建立在双方关系疏远的基础上,作为一种惩罚也破坏了声誉的隐性契约作用,其“社会实施”机制导致企业原有的声誉资产丧失(Gopalan et al.,2005;Newberry and Parthasarathy,2007),影响银行信贷审核时对“软信息”的判断。

我们的研究表明:当银行对不能及时归还借款本息的企业提起诉讼时,其“社会实施”机制导致企业原有的声誉资产丧失,导致企业信贷融资规模大幅下降,与同行业的其他企业相比也有显著差异。对不同所有权性质企业的检验结果表明,国有企业借款可得性受到的影响要比非国有企业小,政府的“援助之手”为国有企业提供隐形担保,信贷歧视现象依然存在。尽管被诉讼的公司发生了显著的CEO变更,但这种变更对其融资的影响并不明显。

我们的贡献主要体现在:Allen et al.(2005)在对我国法、金融与经济增长的考察后得到了“中国之谜”的命题,认为当前的法律制度和金融发展水平不能有效地解释中国经济的快速增长,存在着一种合适的替代机制,如声誉或关系,来满足企业的融资需求。好的声誉可以证明企业的长期行为和战略眼光,有助于增加企业的承诺力度和议价能力,减小融资的谈判成本、契约设计成本和惩罚执行成本。而关于银企关系的研究也表明,银行和企业通过交易缔结关系,可以降低因逆向选择和道德风险产生的交易成本,帮助企业降低融资成本、更加

便利地获得信贷资源 (Ongena and Smith, 2001; 黄纯纯, 2003; 何自力、徐学军, 2006)。

然而, 上述都是正面的阐述, 即拥有声誉、关系给企业带来的有利影响。但当企业披露了银行的收贷诉讼后, 一方面对企业的声誉造成了损害, 另一方面也破坏了筑建已久的银企关系, 但这种破坏究竟对企业的信贷融资是否有影响、影响有多大、对于国企和民企是否有差异化对待……都只能是一种猜测或者推断, 尚未有文献以经验化的结论来验证此事。那么, 本文的一个贡献就在于用数据去验证, 从反面去验证声誉、关系的破坏如何影响企业的融资, 使得中国之谜的结论更加丰富。

本文余下部分的结构安排如下: 第二部分是文献回顾和理论分析; 第三部分为实证设计; 第四部分为实证检验的结果与分析; 第五部分是全文的结论和不足。

二、理论分析及假设提出

在转轨经济中, 企业的经营面临诸多不确定性, 比如经济环境的不确定性和政治的不确定性 (Guthrie, 1997), 能否在变化的市场环境中及时获得融资成为影响企业发展的重要因素。Firth et al. (2009) 的研究表明, 经过 30 年的改革, 我国银行系统已经开始更倾向于商业化的运作, 其信贷资源配置行为更倾向于是一笔生意 (孙亮、柳建华, 2011)。银行在进行信贷资源配置时, 首先要确认每笔贷款所面临的违约风险, 依据企业的历史财务业绩来决定放贷规模和成本, 倾向于向偿债能力和盈利性良好的企业放贷 (孙铮、李增泉和王景斌, 2006)。

但是, 为了完成一笔成功的贷款生意, 对不能及时还贷企业催收追缴、谈判重组无效时, 通过法律途径提起诉讼成为有效途径之一。法律诉讼对于关系的疏离或破坏, 主要在于诉讼相当于一种社会缺陷, 这种缺陷打破了工作关系, 或者将想要维持关系的个体拒之门外, 因此被视为最糟糕的社会关系。

诉讼作为一种解决纠纷矛盾的有效途径, 什么时候才会被采用, 对此, 法社会学家的研究表明, 诉讼通常是最后的对策手段, 意味着社会关系的破裂或者开始缺少亲近关系 (Macaulay, 1963; Galanter, 1983; Ellickson, 1991)。在面临纠纷时, 大多数个体并非马上求助于法院, 因为一旦启动诉讼程序, 双方

很难再保持长久的亲近关系,诉讼被视为最糟糕的社会关系。法社会家典型地强调诉讼是解决冲突的最后方式(Mather and Yngvesson,1981)。人们选择如何处理纠纷方式时主要考虑:(1)关系的亲近程度,(2)关系的未来发展,并且后者更重要(Lempert and Sanders,2005)。从博弈论角度的分析也强调未来关系的重要性,如果要在未来重复交易,双方就会采取合作的方式,即使这并不是双方的初衷(Murningham and Roth,1983),因为重复的、长期关系使得博弈双方有动机合作以减少不合作一方带来的风险(Baird、Gertner and Picker,1994)。

Diamond(1989)把声誉和实际经济问题联系了起来,在其关于“企业声誉、年龄和融资成本”的模型中指出,声誉在信贷市场上具有信号传递作用,银行通过声誉来考察企业的风险类型,以确定发放贷款的规模和成本,企业的声誉可以部分抵消道德风险,更加便利地获得信贷融资。蓝虹(2005)通过博弈模型研究声誉对企业融资的影响,当融资企业建立诚实的声誉机制时,非对称信息转化为对称信息,缓解了非对称信息的程度,改变了博弈结果,增加了企业和金融机构的得益,也改变了宏观融资效率(张维迎,2002)。潘藩(2009)研究了民营企业融资过程中的声誉机制,推导出声誉可以增强企业的承诺力度,降低了谈判成本、契约设计成本和惩罚执行成本,从长期来看,帮助企业获得了融资效益。叶康涛等(2010)以媒体对民营企业最终控制人的报道作为声誉的替代,发现在同等条件下,如果企业最终控制人受到媒体的正面报道,债务融资规模并未显著增加;但若遭到媒体的负面披露,企业次年的融资规模显著降低,特别是在市场化程度不高的地区,声誉对债务融资的影响更大。这也在一定程度上说明,正面声誉固然能够提高民营企业的融资能力,但其作用远不及负面声誉对企业融资能力的破坏之大。银行对企业的收贷诉讼源于企业借款违约,也是对企业声誉的破坏,负面声誉对企业融资能力的破坏极大,金融市场对企业的声誉信息有很强的反应能力,形成的体制内声誉评价环境极易造成声誉效应的连锁反应。

基于上述分析,我们提出以下假设:

H1:诉讼对企业信贷融资产生负面影响,即与未被诉讼的对照企业相比,被诉讼的企业不容易获得信贷融资。

我国正处在转轨经济中,在“自上而下”的强制性制度变迁中,中央和地方政府在政策制定、资源配置方面都施加了一定程度的政府干预,政府环境构成

了企业外在环境的重要组成部分。

政府做出各种安排和干预也是出于自身利益考虑的,经济体制改革的核心内容便是国有企业改革(夏立军,2005)。林毅夫和谭国富(2000)提出,转轨经济中绝大多数国有企业承担着政策性负担^[1],这些负担内生于转轨前的制度中,政府对企业源于政策性负担的损失负有责任,有责任给予补贴和扶持资助。田利辉(2005)认为,借款企业和贷款银行同属国家所有,虽然债务融资有直接公司治理效应^[2],但当政府是债权和债务人的共同所有者时,“左手”很难对“右手”实施惩罚,政府反倒倾向于向银行施加压力,继续对企业放贷以维持其正常运转,对于陷入财务困境的企业,政府更愿意向国有企业提供援助(Brandt and Li,2003),银行也会据此预计,即使发生违约,国有企业也可以通过政府的“援助之手”获得救济(黎凯、叶建芳,2007),此时贷款银行的事先调查和事中监督激励也减弱了,债务融资的公司治理职能微乎其微。^[3]

孙铮、刘凤委和李增泉(2005)以长期借款比重作为债务期限结构的指标,发现企业与政府的密切关系可为企业的长期借款提供“隐性担保”,降低了这些企业的履约成本。孙铮、李增泉和王景斌(2006)指出,政府对国有企业获得贷款的各种优惠政策起到了隐形担保的作用,即使银行行为完全市场化,国有企业仍然可以通过各种方式获得政府补贴,民营企业依旧受到信贷歧视。朱凯和陈信元(2006)研究了银企关系和会计信息质量间的关系,认为政府可以通过内部各种机制协调国有股东和国有银行间的利益冲突,降低国有企业的会计稳健性要求,但民营企业不具有这种内部机制优势,只能提高会计稳健性。

基于上述分析,我们提出以下假设:

H2: 诉讼对不同所有权性质企业的信贷融资影响不同,即被银行诉讼后,非国有企业比国有企业更难获得信贷融资。

通常来说,当公司陷入诉讼前,公司其实早就已经是“危机四伏”了,诉讼只

[1] 如经济发展、就业、税收、社会稳定等多重目标(Lin, Cai and Li, 1998)。

[2] 包括事前调查,事中监督,甄选和确保借款公司有足够的能力产生足够的利润还本付息,事后的惩罚机制。

[3] 沧州化工(600722)2006年因借款未还被兴业银行深圳科技支行和中国光大银行深圳红荔支行起诉,在其年报中,该公司披露了如下内容:目前沧州市政府成立的以市长为组长的“沧州化工”生产运营领导小组,同时沧州市政府已经准备了几套应急方案以确保本公司的正常生产经营,帮助公司筹集到1.6亿元资金,用于支持公司的生产经营。但这家公司当年的补贴收入(税收返还和政府补贴)为758,393.10元,其余的款项来自于银行,也就意味着政府帮助企业从银行取得了贷款。

是诸多矛盾爆发的其中一种表现形式。而这些被诉的公司的另外一个普遍表现就是大股东变更,以及高管变更。实际上,控制权转移是约束企业管理层、改善治理机构的重要机制(方轶强等,2006)。控制权市场理论认为,控制权转移可以惩罚低效率的管理者,提高经营效率,实现财富创造或财富再分配效应(Jensen and Ruback,1983)。Bushman et al. (2010)认为追求利润最大化和降低风险成为高管更换的重要原因。赵震宇等(2007)研究发现,上市公司的业绩跟董事长和总经理的升迁或降职有正向显著关系。国有企业与私营企业在考察总经理的经营能力时所基于的指标存在差异,私营企业将融资贷款数额作为总经理职位变动的一个很重要的考核指标。宋乐和张然(2011)发现,法律诉讼作为潜在损毁公司资产或名誉的事件,会导致由此产生的股东对于高管的不信任感,致使高管产生变更。

那么,如果是由于高管的经营不善引起了诉讼,换掉这些高管后应该会有一些正面的效果。Kato and Long(2005)的研究发现,CEO 更换会显著提高公司业绩,与国有企业相比,私营企业在 CEO 更换后有更大幅度的业绩提高。朱琪(2010)也发现,更换了高管人员的公司,经营绩效有显著提高。更换高管后还有一个影响,就是有了新的人跟企业的各个方面打交道,其中当然也包括与银行的谈判。

基于上述分析,我们提出以下假设:

H3:被银行诉讼后,管理层变更有助于企业获得信贷融资。

三、研究方法设计

(一) 样本选择和数据来源

按照中国证监会对上市公司信息披露的相关规定,上市公司对“涉及公司的重大诉讼、仲裁应当立即披露,说明事件的起因、目前的状态和可能产生的影响”。CCER 中国经济金融数据库收录了从 1997 年至今上市公司的全部诉讼仲裁数据,涵盖了公司代码、公告日期、案件名称、案件简介、原告被告、诉讼类型、涉案金额、是否上诉、判决内容、执行情况 and 公司所属行业等信息。

本文以 2002—2006 年一般上市公司披露的诉讼仲裁数据为起点,首先根据案件名称和原告方信息筛选出与银行相关的诉讼,然后根据案件简介或执行内容追溯到企业的临时公告,确定企业被银行提起收贷诉讼的时间(银行对企

业的诉讼有借款纠纷、担保纠纷等;企业披露的诉讼公告有起诉、和解或判决、执行情况三种)。在配对样本的选择上,依次遵循的原则是:(1)同一年份;(2)相同行业(即中国证监会公布的上市公司行业分类相同);(3)相同地区(先选择市一级的相同地区,如果没有,则看是否有省一级的,最后根据樊纲、王小鲁(2007)编制的《中国市场化指数》中“金融业的市场化”指数值相近的考察),如果得不到,则为缺失;(4)在最近4年没有受到银行的收贷诉讼。在依照上述4个条件的过程中,有部分样本因为不能满足条件找到相应的对照组企业而被删除。最后的诉讼企业样本量是2002年23个、2003年15个、2004年31个、2005年46个、2006年35个,共150个。

本文使用的数据包括两种:一是手工搜集的数据。根据CCER中国经济金融数据库“重大事件专题”中的“上市公司诉讼仲裁数据库”筛选出银行对企业的收贷诉讼,如果数据不详就在谷歌(www.google.com.hk)中搜索案件简介或执行内容,追溯到企业的临时公告以确定。二是通用数据库。(1)“金融业的市场化”指数来自樊纲、王小鲁和朱恒鹏(2007)编制的中国市场化指数数据库。(2)关于企业所有权性质的数据,我们把来自CSMAR和CCER的数据进行核对后确认。(3)其他数据来自CCER中国经济金融数据库。

(二) 模型设定及主要变量的定义

我们建立了以下模型来检验假设1、假设2和假设3:

$$\begin{aligned} \text{Loan}_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \text{Lawsuit}_{it} + \beta_2 \text{SOE}_{it} + \beta_3 \text{Lawsuit}_{it} \times \text{SOE}_{it} \\ & + \beta_4 \text{CEOch}_{it} + \beta_5 \text{Lawsuit}_{it} \times \text{CEOch}_{it} \\ & + \beta_6 \text{Lnasset}_{it-1} + \beta_7 \text{FA}_{it-1} + \beta_8 \text{ROA}_{it-1} + \beta_9 \text{NOI}_{it-1} \\ & + \sum \gamma \text{Industry}_{it} + \sum \lambda \text{Year}_t + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

其中,Loan刻画企业银行信贷规模,使用了现金流量表中“取得借款收到的现金”来衡量。之所以选择这个指标,是因为:短期借款在一个营业周期内偿还,可能在一年内已经周转了不止一次,无论是增量还是存量都无法准确显示出银行对企业发放短期借款的流入金额。在执行《企业会计准则(2006)》前,企业的长期借款本息都反映在资产负债表的长期借款科目中,增量变化不仅包含本金还包括长期借款的利息变化。本文的研究样本年限是2002—2006年,如果以长期借款科目的增量或存量为研究变量,并不能真实刻画某一年度银行对企

业发放贷款的金額。^{〔4〕}

Lawsuit 表示是否被银行提起收贷诉讼的虚拟变量,1 表示被银行诉讼,0 表示未被诉讼;SOE 为国有企业,1 表示是国有企业,否则为 0;CEOch 表示取得贷款之前公司是否发生了 CEO 变更,如果发生了则为 1,否则为 0。

另外,我们还控制了可能影响企业信贷规模的其他因素,包括企业资产规模、抵押能力、盈利能力,以及年度、行业虚拟变量。具体的变量定义如表 1:

表 1 研究变量定义表

变量名	变量定义及计算方法
银行借款 (Loan)	企业当年现金流量表中借款收到的现金/年末总资产,我们考虑了连续三年的该变量
诉讼 (Lawsuit)	是否被银行诉讼,1 表示被银行诉讼,0 表示未被诉讼 ^{〔5〕}
国有企业 (SOE)	如果企业是国有企业,则为 1,否则为 0
CEO 是否变更 (CEOch)	诉讼当年、下一年、下两年是否发生 CEO 变更,如果发生则为 1,否则为 0 ^{〔6〕}
公司规模 (Lnasset)	上一年年末总资产的自然对数
财务业绩 (ROA)	上一年营业利润/总资产
固定资产比例 (FA)	上一年固定资产净值/年末总资产
大股东持股比例 (NOI)	当年的大股东持股比例
年度虚拟变量 (Year)	1 表示处于该年度,否则为 0
行业虚拟变量 (Industry)	1 表示处于该行业,否则为 0

(三) 描述性统计

表 2 报告了企业因为没有及时归还借款本息被银行诉讼的当年 t_0 、滞后 1 年 t_1 、滞后 2 年 t_2 、滞后 3 年 t_3 。

〔4〕 在本文的样本中,2002 年被银行提起收贷诉讼的公司在 2002—2005 年均没有发生再融资,2003 年的样本中仅有一家公司在 2006 年增发融资,2004 年的样本中有两家在 2006 年增发,2005 年的样本中有三家在 2008 年增发,2006 年的样本中有两家在 2008 年增发、一家 2009 年增发,所有样本均没有配股融资。也就是说,对于样本公司来说,股权再融资对企业外部融资的影响是非常小的,故不再控制此变量。

〔5〕 由于年份不同,同家企业在不同年份的信贷资金规模受到经济环境、国家信贷政策以及当地银行资金调控的影响,这种宏观政策带来的影响不能使用控制变量等因素来消除,而这些宏观政策势必会导致一家企业在前后年份的借款规模不同、出现差量。同时,一家企业在不同年份的信贷需求规模也不同,不能说第 2 年比第 1 年的银行借款金额少就是难贷款,或许前一年获得了充裕的信贷资金,次年的企业发展现金量充裕。所以本文引入了配对企业作为比较的标准,使用配对企业与样本企业在同一年份的借款规模来比较。

〔6〕 对研究银行贷款当年,我们是用当年的 CEO 变更情况来衡量;银行贷款下一年,是用上一年跟当年的 CEO 变更情况来衡量;银行贷款下两年,是用发生诉讼后的 2 年 CEO 变更情况来衡量。

表 2 被诉讼企业银行信贷融资规模描述性统计

t_0 年	全体企业		国有企业		非国有企业	
	均值	中位数	均值	中位数	均值	中位数
样本组	0.190	0.115	0.243	0.136	0.136	0.082
对照组	0.254	0.242	0.256	0.247	0.251	0.220
t_1 年	全体企业		国有企业		非国有企业	
	均值	中位数	均值	中位数	均值	中位数
样本组	0.118	0.046	0.166	0.077	0.073	0.027
对照组	0.253	0.245	0.256	0.241	0.250	0.252
t_2 年	全体企业		国有企业		非国有企业	
	均值	中位数	均值	中位数	均值	中位数
样本组	0.104	0.021	0.135	0.073	0.079	0.005
对照组	0.262	0.238	0.256	0.234	0.268	0.243
t_3 年	全体企业		国有企业		非国有企业	
	均值	中位数	均值	中位数	均值	中位数
样本组	0.128	0.039	0.183	0.072	0.081	0.014
对照组	0.258	0.259	0.247	0.231	0.270	0.269

可以看到,在企业被银行提起诉讼的当年,与对照组相比,在借款的规模上已有差别,样本组的均值是对照组的 74.81%,中位数不足对照组的一半。对于国有企业来说,均值上差别并不大,而民营企业差异十分明显,被银行诉讼的企业银行借款均值仅是对照组的 54.05%。诉讼后一年企业的银行借款是诉讼当年金额的 61.93%,这一变化在非国有企业表现得更加明显, t_1 年仅占 t_0 年的 54.16%。在被银行提起收贷诉讼后的第 2 年,样本组和对照组在信贷融资的规模上仍然存在明显的差异,前者仅为后者的 39.57%,特别是,非国有企业的银行借款金额均值还不及对照组的 30%。

我们还对被银行提起诉讼企业的银行借款金额和对照组进行了均值 T 检验(Paired-Samples T Test)和方差分析(One-Way ANOVA),如表 3 所示:

表 3 银行借款的均值 T 检验和方差分析(ANOVA)

	全样本		国企		非国企	
	T 值	P	T 值	P	T 值	P
T_0	2.654	0.009**	0.03	0.976	3.67	0.01**
T_1	6.358	0.000***	2.534	0.013**	7.063	0.000***
T_2	7.912	0.000***	3.668	0.000***	5.814	0.000***

(续表)

	全样本		国企		非国企	
	F 值	P	F 值	P	F 值	P
T_0	7.784	0.006**	0.137	0.712	16.238	0.000***
T_1	44.019	0.000***	7.244	0.008**	65.037	0.000***
T_2	62.118	0.000***	16.479	0.000***	48.69	0.000***

在均值 T 检验表中可知,在发生诉讼的当年,样本组和对照组企业的银行借款金额已有差别,总体样本和非国有企业的样本都通过了 5% 的假设检验,但这种差别在国有企业中并未体现。在 t_1 年,总体样本和非国有企业在 1% 的程度显著,而国有企业的差异仅在 5% 水平显著。但在 t_2 年,无论是总体样本还是以所有权性质分类再检验,均通过了 1% 以下的假设检验。

模型的其他变量描述性统计如表 4:

表 4 其他变量的描述性统计

变量名	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
Lawsuit	300	0.500	0.501	0.000	1.000
SOE	300	0.500	0.501	0.000	1.000
CEOch	300	0.520	0.500	0.000	1.000
Lnasset	300	20.657	0.960	16.831	23.187
FA	300	0.262	0.202	0.000	1.029
ROA	300	-0.126	1.063	-6.080	2.485
NO1	300	0.343	0.150	0.004	0.725

从表 4 可以发现,在样本中,发生诉讼的国有企业与非国有企业刚好是一样,在诉讼后的两年间,CEO 的变更十分频繁,比例达到了 52%。其他变量如表 4 所示,这里不冗述。

四、实证分析

(一) 产权、诉讼与企业融资

我们先来看诉讼对企业融资的影响以及在不同产权下这种影响的差异,结果如表 5。

表 5 诉讼对企业融资的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Loan _{<i>t</i>0}	Loan _{<i>t</i>0}	Loan _{<i>t</i>+1}	Loan _{<i>t</i>+1}	Loan _{<i>t</i>+2}	Loan _{<i>t</i>+2}
Constant	-0.895 ** (- 2.844)	-0.858 (- 2.739)	-0.499 * (- 1.798)	-0.462 (- 1.676)	0.089 (0.255)	0.137 (0.395)
Lawsuit	-0.054 ** (- 2.268)	-0.104 (- 3.118) **	-0.114 (- 5.401) ***	-0.163 *** (- 5.558)	-0.119 (- 4.480) ***	-0.182 *** (- 4.930)
SOE	0.012 (- 0.500)	-0.039 (- 1.141)	0.030 (1.370)	-0.021 (- 0.705)	0.039 (1.439)	-0.026 (- 0.688)
Lawsuit × SOE		0.100 ** (2.126)		0.099 ** (2.393)		0.127 ** (2.439)
Lnasset	0.060 *** (3.948)	0.059 *** (3.935)	0.037 ** (2.795)	0.037 ** (2.777)	0.005 (0.281)	0.004 (0.240)
FA	0.080 (1.196)	0.078 (1.175)	-0.025 (- 0.420)	-0.027 (- 0.456)	-0.067 (- 0.902)	-0.070 (- 0.944)
ROE	0.002 (0.431)	0.001 (0.220)	0.003 (0.524)	0.001 (0.288)	0.006 (0.909)	0.004 (0.670)
NO1	-0.148 * (- 1.820)	-0.137 * (- 1.682)	0.027 (0.376)	0.039 (0.544)	0.070 (0.770)	0.085 (0.943)
Year	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Industry	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	300	300	300	300	300	300
R ²	0.080	0.092	0.194	0.208	0.064	0082

注：***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。表中数据为各自变量的估计系数，括号内的数据为 *T* 值。*T* 值已经过企业层面 Cluster 标准误和 White 异方差稳健性修正。回归中不存在需要引起关注的共线性问题。

在表 5 中，(1)、(3)、(5) 所在的列分别是发生诉讼后对企业当年融资、下年以及下 2 年融资的影响。(2)、(4)、(6) 所在的列分别是考察在不同产权下发生诉讼后对企业当年融资、下年以及下 2 年融资的影响。

可以看到，银行对企业进行诉讼后，显著地影响到了企业跟银行的关系，这体现在诉讼对企业融资的影响。无论是对企业当年融资，还是对企业后续年度的融资，这种诉讼的影响都是十分显著的，对当年融资的影响在 5% 水平上显著，对后续年度融资的影响都在 1% 水平上显著。正如前面所分析的那样，一旦银行对企业进行诉讼，那么企业跟银行之间建立的银企关系就遭到了破坏，企业再向银行借款自然就没那么容易了。这跟 Dahiya et al. (2003)，罗正英、王志斌和刘焕蕊(2011)等的研究结果基本一致。可见，越是在危机时刻，企业越需要跟银行处理好关系，否则就会“雪上加霜”。

诉讼对企业的融资会造成影响,可是相对于非国有企业,国有企业在遭受诉讼后的融资问题却没那么恶劣。可以看到,Lawsuit $\times$ SOE 无论是在当年融资还是后续年度融资,影响都是在 5% 水平上显著。这说明国有企业和非国有企业的“信贷歧视”现象依然存在。这意味着,当政府是债权和债务人的共同所有者时,“左手”很难对“右手”实施惩罚,政府反倒倾向于向银行施加压力,继续对企业放贷以维持其正常运转,对于陷入财务困境的企业,政府更愿意向国有企业提供援助 (Brandt and Li,2003),银行也会据此预计,即使发生违约,国有企业也可以通过政府的“援助之手”获得救济,从而尽管国有企业的银企关系也因为诉讼遭到破坏,但后果却不如非国有企业那么严重。

在控制变量中,我们发现对这种被诉讼的企业而言,企业的基本面除了公司规模还对企业后续融资有影响外,其他的如抵押、盈利能力等对企业融资并没太多的影响。

(二) CEO 变更对诉讼企业融资的影响

宋乐和张然(2011)认为法律诉讼从另一个角度体现了高管的风险控制能力,当发生诉讼后,股东显然难以容忍该类丑闻事件的发生,并将该类事件归罪于企业的高管,一旦对高管能力产生怀疑,该高管被替换的可能性随之增加。由此,法律诉讼作为潜在损毁公司资产或名誉的事件,会导致由此产生的股东对于高管的不信任感,致使高管产生变更。

我们先来看企业被银行诉讼后 CEO 的变更情况,如表 6 所示:

表 6 企业被银行诉讼后 CEO 的变更情况				
		样本数	均值	T 检验
诉讼的当年 CEO 变更情况	发生诉讼的企业	150	0.43	5.968 ***
	没发生诉讼的企业	150	0.13	
诉讼的下年 CEO 变更情况	发生诉讼的企业	150	0.40	5.898 ***
	没发生诉讼的企业	150	0.11	
诉讼的下 2 年 CEO 变更情况	发生诉讼的企业	150	0.36	5.307 ***
	没发生诉讼的企业	150	0.11	

注:***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

从表 6 可以看出,诉讼发生第一年,有 43% 的公司发生了 CEO 变更,诉讼发生第二年,有 40% 的公司发生了 CEO 变更,诉讼发生第三年,有 36% 的公司发生了 CEO 变更,与此相比,对照样本的公司在这三年中发生 CEO 变更的情况分别是 13%、11% 与 11%,这种差异在 1% 水平上显著。的确,诉讼发生后企业

的 CEO 发生了显著的变更。

那么,这种 CEO 变更会对被诉的企业融资产生影响吗? 我们看表 7 的结果:

表 7 CEO 变更对被诉讼的企业融资的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Loan _{<i>t</i>0}	Loan _{<i>t</i>0}	Loan _{<i>t</i>+1}	Loan _{<i>t</i>+1}	Loan _{<i>t</i>+2}	Loan _{<i>t</i>+2}
Constant	-0.878 ** (-2.753)	-0.883 (-2.769)	-0.471 * (-1.706)	-0.457 (-1.654)	-0.367 (-1.327)	-0.366 (-1.325)
Lawsuit	-0.051 ** (-2.044)	-0.067 ** (-2.359)	0.028 *** (-3.872)	-0.119 *** (-3.832)	-0.131 *** (-6.145)	-0.153 *** (-4.923)
SOE	0.013 (0.512)	0.014 (0.575)	-0.471 (1.491)	0.034 (1.567)	0.006 (0.300)	0.008 (0.364)
CEOch	-0.010 (-0.349)	-0.061 (-1.181)	0.028 ** (-1.931)	-0.084 ** (-2.282)	-0.032 (-1.512)	-0.052 * (-1.738)
Lawsuit × CEOch		0.072 (1.181)		0.065 (1.352)		0.041 (0.942)
Lnasset	0.059 *** (3.870)	0.060 *** (3.916)	-0.471 ** (2.763)	0.036 ** (2.748)	0.031 ** (2.345)	0.031 ** (2.366)
FA	0.081 (1.204)	0.080 (1.195)	0.028 (-0.316)	-0.023 (-0.384)	-0.057 (-0.966)	-0.063 (-1.058)
ROE	0.002 (0.436)	0.002 (0.428)	-0.471 (0.546)	0.002 (0.519)	0.003 (0.681)	0.003 (0.631)
NO1	-0.150 * (-1.838)	-0.144 * (-1.762)	0.028 (0.397)	0.044 (0.609)	0.125 * (1.742)	0.130 * (1.806)
Industry	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	292	292	292	292	292	292
R ²	0.077	0.078	0.202	0.205	0.215	0.215

注:***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。表中数据为各自变量的估计系数,括号内的数据为 *T* 值。*T* 值已经过企业层面 Cluster 标准误和 White 异方差稳健性修正。回归中不存在需要引起关注的共线性问题。

在表 7 中,(1)、(3)、(5)所在的列分别是发生诉讼后对企业当年融资、下年以及下 2 年融资的影响。(2)、(4)、(6)所在的列分别是考察在 CEO 变更后对诉讼的企业当年融资、下年以及下 2 年融资的影响。^[7]

可以看到,总的来说,CEO 变更这个事件对企业融资的影响是负的,但不显著。而在发生诉讼后,CEO 变更这个事件反而对融资是个好消息,但是 Lawsuit

[7] 我们还就 CEO 变更对诉讼企业融资的影响区分了国有企业与非国有企业进行检验,但差异并不明显,故在文章中并未特意区分展现。

×CEOch 这个交叉变量虽然符号为正,但并不显著。可以认为,对于被银行诉讼的企业而言,更换 CEO 并不会对企业融资带来实质的影响。这意味着,当企业被银行诉讼后,单纯靠换人来解决问题是不奏效的,企业必须在业务重组方面下工夫,最终使得企业的盈利有好转,这样才能缓和跟银行之间的银企关系。

五、研究结论及不足

本文以企业未能及时还本付息、被借款银行提起诉讼为起点,研究了银行的收贷诉讼对银企关系和企业融资的影响。研究发现:诉讼是解决利益冲突的一种高成本方式,一方面意味着银行与企业的关系走到了尽头,破坏了持续的银企借贷关系,另一方面也对企业的声誉造成了负面影响。本文的实证结果表明,银行对企业的收贷诉讼对企业日后的银行信贷融资造成了不利影响。相比被诉讼的非国有企业而言,国有企业在被诉讼后对融资的影响没有非国有企业那么严重,这也是“信贷歧视”的一种体现。尽管被诉讼的企业发生了显著的 CEO 变更,但这种变更对其融资的影响并不明显。

本文的可能不足在于:(1) 被银行诉讼的企业大多数盈利能力和偿债能力不足,没有足够的现金归还借款本息,在被诉讼之后,企业会出现售子公司、债务重组或者借新债还旧债的情况。由于资产负债表中长期借款的存量或者变化量不能有效刻画新增银行借款,我们没有采取以往文献中用长期借款或者一年内到期的长期借款等指标来衡量企业的信贷融资便利性的方法,所以检验变量只是现金流量表中关于“借款收到的现金”存量和增量。我们曾考虑根据企业披露的借款公告来更加真实准确地表述新增借款,但发现部分企业并没有披露,这只能使得我们原本就不多的样本量更少。(2) 在配对样本的选择上,我们重点控制的是企业的行业变量和地区间的差异,在被银行诉讼后续的 3 年中,如果企业发生了行业的变化,我们及时调整了配对样本企业;很显然,不同的市场化程度会影响银行的信贷资源配置行为,虽然我们企图用相同地区、《中国市场化指数——各地区市场化相对进程 2006 年报告》中“金融业的市场化”指标相近的因素来选择,但仍然没能给全部企业找到配对样本,这也造成了样本的删除。

在后续的研究中,我们将关注,在被银行诉讼前一年,企业在现金持有量、现金流量和信用风险方面有怎样的特征,将这些因素作为诉讼的前置性研究来探索,以考察怎样的企业容易被银行诉讼。

参考文献

- [1] 方轶强、夏立军、李莫愁,2006,控制权转移后公司业绩变化的影响因素分析——基于效率理论和管制理论的解释,《财经研究》,第1期,第12—18页。
- [2] 何自力、徐学军,2006,我国银企共生关系与银企共生模式分析,《企业家天地(理论版)》,第6期,第74—77页。
- [3] 黄纯纯,2003,公司上市、关系贷款与中国银企关系的重建,《管理世界》,第2期,第8—15页。
- [4] 蓝虹、穆争社,2005,构建融资企业声誉机制的博弈分析,《中央财经大学学报》,第2期,第52—56页。
- [5] 黎凯、叶建芳,2007,财政分权下政府干预对债务融资的影响——基于转轨经济制度背景的实证分析,《管理世界》,第8期,第23—34页。
- [6] 林毅夫、谭国富,2000,自生能力、政策性负担、责任归属和预算软约束,《经济社会体制比较》,第4期,第54—58页。
- [7] 罗正英、王志斌、刘焕蕊,2011,银企关系贷款效应以及金融生态环境影响的理论和实证——基于我国成长型中小企业的视角,《金融评论》,第2期,第64—83页。
- [8] 潘藩,2009,民营企业融资过程中的声誉机制,学位论文,浙江大学。
- [9] 孙亮、柳建华,2011,银行业改革、市场化与信贷资源的配置,《金融研究》,第1期,第23—39页。
- [10] 孙铮、李增泉、王景斌,2006,所有权性质、会计信息与债务契约——来自我国上市公司的经验证据,《管理世界》,第10期,第100—107页。
- [11] 孙铮、刘凤委、李增泉,2005,市场化程度、政府干预与企业债务期限结构——来自我国上市公司的经验证据,《经济研究》,第5期,第52—63页。
- [12] 宋乐、张然,2011,国有控股、法律诉讼与高管变更,《会计之友》,第8期,第11—17页。
- [13] 田利辉,2005,国有产权、预算软约束和中国上市公司杠杆治理,《管理世界》,第7期,第123—128页。
- [14] 王彦超、林斌、辛清泉,2008,市场环境、民事诉讼和盈余管理,《中国会计评论》,第1期,第21—40页。
- [15] 夏立军,2005,政府干预与市场失灵——上市公司之会计师事务所选择研究,博士论文,上海财经大学。
- [16] 叶康涛、张然、徐浩萍,2010,声誉、制度环境与债务融资,《金融研究》,第8期,第171—183页。
- [17] 张维迎,2002,法律制度的信誉基础,《经济研究》,第1期,第3—13页。
- [18] 朱凯、陈信元,2006,银企关系与会计信息稳健性——中国资本市场的经验证据,《中大管理研究》,第1期,第31—42页。
- [19] 朱琪,2010,上市公司控股股东和高管变更是否改善了企业绩效?《管理工程学报》,第1期,第10—16页。
- [20] 赵震宇、杨之曙、白重恩,2007,影响中国上市公司高管层变更的因素分析与实证检验,《金融研究》,第8期,第22—28页。

- [21] Allen Franklin, Jun Qian, and Meijun Qian, 2005, Law, finance and economic growth in China, *Journal of Financial Economics*, 77: 57—116.
- [22] Baird Douglas G., Robert H. Gertner, and Randal C. Picker, 1994, *Game Theory and the Law*, Cambridge: Harvard University Press.
- [23] Brandt, L., and Li, H., 2003, Bank discrimination in transition economics: Ideology, information, or incentives? *Journal of Comparative Economics*, 31: 387—413.
- [24] Bushman, R. M., Z. Dai, and X. Wang, 2010, Risk and CEO turnover, *Journal of Financial Economics*, 96(3): 381—398.
- [25] David Kreps and Robert Wilson, 1982, Reputation and imperfect information, *Journal of Economic Theory*, 27: 245—279.
- [26] Diamond D. W., 1989, Reputation acquisition in debt markets, *Journal of Political Economy*, 97(4): 828—862.
- [27] Frank W. Munger, 1986, Commercial litigation in west virginia state and federal courts, *The American Journal of Legal History*, 30(4): 322—349.
- [28] Gopalan R., V. Nanda and A. Seru, 2005, Reputation and spillovers: Evidence from Indian business groups. working paper, University of Michigan.
- [29] Guthrie D., 1997, Between markets and politics: Organizational responses to reform in China, *The American Journal of Sociology*, 102: 1258—1304.
- [30] Lempert, R., and J. Sanders, 2005, Law and social science, In S. F. Moore (Ed.), *Law and Anthropology: A Reader* (pp. 61—62). Oxford: Blackwell Publishing.
- [31] Jensen, Michael C., and R. S. Ruback, 1983, The market for corporate control: The scientific evidence, *Journal of Financial Economics*, 11: 5—50.
- [32] Marc Galanter, 1983, Reading the Landscape of Disputes: What We Know and Don't Know (and Think We Know) about Our Allegedly Contentious and Litigious, *Ucla Law Review*, 31: 4—10.
- [33] Mather, L. and B. Yngvesson, 1980, Language, audience and the transformation of disputes, *Law and Society Review*, 15(3/4): 775—822.
- [34] Michael Firth, Chen Lin, Ping Liu and Sonia M. L. Wong, 2009, Inside the black box: Bank credit allocation in China's private sector, *Journal of Banking and Finance*, 33: 1144—1155.
- [35] Murnighan, J. K. and A. E. Roth, 1983, Expecting continued play in prisoner's dilemma games—A test of several model, *Journal of Conflict Resolution*, 27(2): 279—300.
- [36] Newberry K. and K. Parthasarathy, 2007, The impact of financial restatements on debt markets, working paper, University of Houston.
- [37] Robert C. Ellickson, 1991, *Order Without Law: How Neighbors Settle Disputes*, Harvard University Press.
- [38] Steven Ongena and David C. Smith, 2001, The duration of bank relationships, *Journal of Financial Economics*, 61(3): 449—475.
- [39] Takao Kato and Cheryl Long, 2006, Executive Turnover and Firm Performance in China, *The American Economic Review*, 96(2): 363—367.

- [40] Wong, T. M., 2003, Defendants' Standing to Oppose Lead Plaintiff Appointment under the Private Securities Litigation Reform Act of 1995, *U. CHI. LEGAL F*, 833, 844.

Lawsuit, Bank-Firm Relationship and Firm Financing

Danglun Luo

(*Lingnan College, Sun Yat-sen University*)

Chaoying Nie

(*China Telecom Guangdong Branch*)

Abstract This paper focused on the lawsuits between firms and bank because of debt due and drew the conclusions: as a high-cost solution to conflict, lawsuits mean both termination of firm-bank relationship and loss of reputation. Lack of relationship and community enforcement of reputation leads to decline in bank loan financing. In contrast with the control samples, the difference behaved significantly. In addition, when grouped by ownership, the results revealed that bank loan financing of state-owned enterprises is more available than non-state enterprises. The helping hand of government guarantees for state-owned enterprises and there remains credit discrimination. The helping hand of government guarantees for state-owned enterprises and there remains credit discrimination. Despite being lawsuit of company CEO changes significantly, but the effect of the changes to the financing is not obvious.

Key Words Lawsuit, Reputation, Bank-Firm Relationship, Credit Financing