

## 上市公司并购与债权人财富效应

郝项超 古志辉 程斌宏\*

**摘 要** 本文实证研究了中国上市公司并购活动对债权人财富的影响。以往研究基于债券价格的财富效应度量方法无法应用于缺乏债券价格的情况,因此本文引入了期权定价模型来估计不可交易债权的价值,并将该估值在并购前后的变化作为财富效应的新定义。实证研究的结果表明,中国上市公司的并购活动不仅没有给目标公司的债权人带来显著的财富效应,反而损害了目标公司债权人的财富,尤其是当目标公司财务风险较低时。

**关键词** 并购, 债权人财富效应, 期权定价方法

### 一、引 言

在过去的十几年间,中国的并购活动大量涌现出来,并成为整个亚洲金融市场非常重要的一部分。中国的并购活动吸引了国内外很多学者的关注和深入研究,不过这些研究主要集中于讨论并购活动对股东财富的影响,而忽略了对债权人财富的影响(冯根福和吴林江,2001;李善民和陈玉罡,2002;李善民和朱滔,2006)。但事实上,国外少量的研究表明,并购活动会对债权人的财富产生实质性的影响。这些有限的研究主要分析了美国上市公司并购事件对目标公司或者收购公司债券持有人(bondholder)财富的影响。早期的研究认为并购活动对债权人财富效应的影响并不显著(Kim and McConnell, 1977; Asquith and Kim, 1982),甚至在某种情况下会损害债权人的利益(Dennis and McConnell, 1986; Asquith and Wizman, 1990; Warga and Welch, 1993)。Billett *et al.* (2004)从三个方面分析了上述研究未能发现目标公司债权人存在显著财富效应的原因:首先,由于债券数据收集非常困难,因此研究的样本都比较小;其次,由于多数债券没有公开交易的价格,并且其中许多都只有矩阵价格(matrix prices)<sup>1</sup>,而这种价格通常是在债券没有交

\* 郝项超,南开大学公司治理研究中心,南开大学商学院;古志辉,南开大学商学院;程斌宏,中国工商银行总行。通信作者及地址:郝项超,天津市卫津路94号南开大学公司治理研究中心,300071;电话:(022)23498746;E-mail: haoxiangchao@163.com, haoxiangchao@mail.nankai.edu.cn。作者感谢两位匿名审稿人提出的宝贵建议,当然文责自负。同时感谢国家自然科学基金(71072097和70802032)、教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(08JJD630008)、教育部新世纪人才支持项目“我国私募股权投资基金风险管理及金融监管研究”以及中国博士后科学基金(20090460681)提供的资助。

<sup>1</sup> 对于那些成交不活跃的债券,做市商会根据债券的某些特征寻找与其类似的、成交活跃的债券作为定价的依据,比如将债券的价格定义为评级、到期日和票面利率类似的债券加上一定的固定息差。债券种类、债券特征及其对应的价格就构成了一个矩阵价格。

易和交易商询价不可获得的情况下才公布的,因此即使能够收集到有关的数据,其质量也是比较差的;最后,研究中考查的多数并购事件发生在20世纪60年代到70年代,而在这段时期债券市场上的确不存在超额收益。Billett *et al.* (2004)收集了1979—1997年的样本数据并构建了一个新的数据库,并且将债券分为投资级和低于投资级两种。他们发现并购公告期间目标公司债权人总体上可以获得显著的正的超额收益,但同时指出这种正的超额收益高度依赖于目标公司发行债券的风险水平。

本文的目的是检验在中国上市公司的并购中目标公司债权人是否能够获得财富效应以及其财富效应是否受目标公司的财务风险水平影响。我们尝试根据以往研究所使用的超额收益方法来收集与并购财富效应有关的数据,但是却发现根本不可行。我们发现使用超额收益方法必须满足两个基本条件:一是并购公司或者目标公司已经发行了可公开交易的债券;二是能够获得这些债券准确的价格数据。这种方法在美国等资本市场发达的国家是可行的,但在中国却无法使用。截至2007年年底,中国债券市场总值约为5000亿元人民币(超过700亿美元),仅占当年国内生产总值GDP的2%多一些。并且即便是目前市场上数量有限的、公开交易的债券其发行主体也主要为非上市的大型国有企业,因此我们根本无法获得与并购有关的债券价格信息,那么也就无从检验债权人的财富效应。

我们认为解决上述问题的关键在于如何寻找替代的交易价格数据,即如何为不可交易的债权进行定价。在这一方法逻辑下,改进工作的重点就在于引入定价方法并重新定义债权人的财富效应。我们对债权人财富效应的定义依赖于并购前后债权价值(对于目标公司为债务价值)的变化,在估计债权价值时我们采用了期权定价的方法。借助期权定价方法,我们可以避开以往实证研究对债券价格的依赖,而通过股票价格进行推断。我们对债权价值的估计主要延续了Black and Cox (1976)和Leland (1994)的定价公式,但在推导的过程中考虑了债权的不可分割、缺乏流动以及不满足买空卖空等限制条件。最后我们分别推导出了债权和股权的期权定价公式,并且给出了财富效应的定义。

我们对财富效应的定义最终取决于两个关键的因素,即资产期望收益和债权预期收益。在资本结构不变的情况下,通过适当的变换,我们构建了一个包含二者的等式。在这一等式中,除了上述两个变量外,其他变量为与公司股票收益有关的已知变量。因此通过这些已知变量的回归分析,我们可以得到上述两个变量的估计值,并依据估计值进行判断并购对债权人财富的影响。

根据本文提出的度量方法,我们收集了1997年到2007年间中国上市公司发生的并购事件,并构建了一个包括251个并购目标公司的样本,对中国上市公司并购活动中的债权人财富效应进行了检验。实证的结果表明,在中

国上市公司的并购中，目标公司的股东可以获得显著的财富效应，即并购后股东权益价值显著上升，而其债权人正好相反，即债权人财富价值在并购后显著下降，尤其是在财务健康的目标公司并购中。

本文其他部分结构安排如下：第二部分是研究的期权估值模型和理论分析，本文根据 Black and Cox (1976) 以及 Leland (1994) 的方法逐步推导出了债权和股权的估值公式，并对债权人财富效应进行了重新定义；第三部分是实证模型的设计以及样本选择；第四部分是实证结果以及相关分析；最后是本文的结论和政策建议。

## 二、基于期权定价方法的财富效应界定

在对股东财富效应的实证研究中，并购所带来的财富效应被定义为股票价格变化所形成的超额收益 (abnormal returns)，并且根据研究的目的不同，通常可以分为短期超额收益和长期超额收益。这种方法将收购公告发布前后某段时间 (事件窗口) 内并购双方股东的实际收益与同时期内无并购公告发生时的股东正常收益 (normal returns) 进行对比，来判断是否存在超额的收益。计算超额收益的方法有多种，比如 CAPM 模型 (李善民和陈玉罡, 2002)、均值调整模型、市场调整模型、市场模型等 (Brown and Warner, 1985; 张新, 2003)。在对债权人财富效应的实证研究中，国外研究关注的债权人是公司所发行债券的持有人，由于这些债券是在市场上公开交易的，因此，这些研究延续了有关股东财富效应实证研究中的界定的方法 (Kim and McConnell, 1977; Maqueira *et al.*, 1998; Billett *et al.*, 2004)。采用超额收益方法来判断股东或者债券持有人的财富效应，其逻辑是一致的。这一逻辑可以简单描述如下：证券的公开交易价格是证券价值的体现，公开交易价格的变化反映了投资人对证券价值判断的变化，如果预期并购会带来新的投资价值，那么对该证券需求的增加会使得其交易价格上涨并产生财富效应，反之则不能。因此，就债权人的财富效应界定而言，其关键就在于债券的价值估值。在存在公开交易的条件下，债券类的债权价值以交易价格体现，但对于其他不能公开交易的债权又该如何体现？换句话说，这些不能公开交易的债权进行转让时应当以什么样的价格来转让？如果能够确定这样的转让价格，那么我们就可以根据价格的变化来确定债权人财富的变化。

因此，这一问题实际上转化为了债权定价的问题。而从期权的角度来对债权进行定价，相关的研究已经很多。债权的期权定价公式主要有两种，一种是 Black-Scholes-Merton 公式，也称 BS 模型，一种是 Black and Cox (1975)

以及 Leland (1994) 所提出的定价公式。<sup>2</sup> 尽管 BS 模型在目前有关期权定价的研究中更为流行, 但后者有一个非常明显的优势, 即可以通过适当的转换 (在本文第三部分实证研究设计中会给出详细的过程), 对模型的推论进行实证检验, 而 BS 模型则不能。因此我们延续了 Black and Cox (1975) 和 Leland (1994) 的期权定价公式 (以下简称 BCL 模型) 来对债权进行估值。我们将根据该期权定价公式逐步推导出债权的定价公式, 并在此基础上给出债权人财富效应的定义。同时, 为了验证本文定义的财富效应的有效性, 我们还给出了股权的定价公式和股东财富效应的定义。如果我们定义的财富效应是合理的, 那么依据此方法对股东财富效应的实证检验结果应当与超额收益方法是一致的。

### (一) 估值模型的基本逻辑

遵循 Black and Cox (1975) 和 Leland (1994) 的方法, 假定公司资产服从收益波动  $\sigma_a$  为常量的扩散过程:

$$dV = \mu(V, t)Vdt + \sigma_a VdW, \quad (1)$$

其中,  $W$  是一个标准 Weiner 过程,  $\mu(V, t)$  为资产的期望收益。对于获得现金流为  $f(V, t)$  的未定索取权 (claim), 假定现金流折现率是确定的值  $r$ , 则其估值  $F(V, t)$  是初始资产为  $V_0$  时折现现金流最大化问题的动态最优解 (Kamien and Schwartz, 1981):

$$F(V, t) = \max E \int_{t_0}^T e^{-rt} f(V, t) dt, \quad (2)$$

$$\text{s. t. } dV = \mu(V, t)Vdt + \sigma_a VdW \quad \text{且} \quad V(t_0) = V_0.$$

如果  $F(V, t)$  与时间无关 (time independent), 那么根据 Bellman 方程, 我们可以得到下式<sup>3</sup>:

$$\frac{1}{2} \sigma^2 V^2 F_{VV}(V) + \mu(V, t) V F_V(V) + f(V, t) = rF(V). \quad (3)$$

通过求解随机偏微分方程就可以获得  $F(V, t)$  的解析解。注意, 在投资者风险中性假设和资本市场允许买空卖空等条件下, 市场不存在套利的机会, 资产的期望收益  $\mu(V, t)$  就等于无风险收益  $r_f$ , 因此现金流的折现率也等于  $\mu(V, t)$  和  $r_f$ , 即  $r = \mu(V, t) = r_f$ 。这样, 我们就可以根据方程 (2) 和 (3)

<sup>2</sup> 期权定价公式因显式解的形式不同而有多多个公式, Black-Scholes-Merton 公式是一种特殊显式解, Black and Cox (1975) 和 Leland (1994) 给出的定价公式是另外一种特殊显式解。两个公式的假设条件都是一样的, 只是公式的表达形式不同。

<sup>3</sup> 在持续经营的假设下, 公司的债务可以视为永续年金, 或者债务一旦到期, 公司就与债权人续签贷款合同, 保持债务规模不变。在以上两种情况下, 债务的价值与时间都是无关的。

构建模型求解  $F(V, t)$ ，获得与 Black-Scholes-Merton 公式相似的解，用以估计未定索取权的价值。

我们进一步假设，未定索取权每期现金流为固定的  $C$ ，并且投资者遵循财富最大化的模型来进行决策，则 (2) 式可以重写为

$$F(V, t) = \max E \int_{t_0}^T e^{-rt} C dt, \quad (4)$$

$$\text{s. t. } dV = \mu(V, t)V dt + \sigma_a V dW \quad \text{且} \quad V(t_0) = V_0.$$

在  $r = \mu(V, t) = r_f$  的条件下，根据 (3) 式可得

$$\frac{1}{2} \sigma_a^2 V^2 F_{VV}(V) + r_f V F_V(V) + C = r_f F(V). \quad (5)$$

根据 Black and Cox (1975) 的求解方法，上述方程有如下形式的解：

$$F(V) = K_0 + K_1 V + K_2 V^{-\beta_f} \quad \text{其中} \quad \beta_f = \frac{2r_f}{\sigma_a^2}. \quad (6)$$

但在不允许卖空的条件下，资产的风险无法得到有效的对冲，因此资产的预期收益是有风险的<sup>4</sup>，即在不允许卖空条件下  $r = \mu(V) = r_f$  这一假设并不成立。但 Barron and Jensen (1990) 的研究表明，在风险中性的条件下，假定资产的预期收益和未定索取权现金流的折现率是相等的，就可以得到与 (6) 式相似的估值公式。同时，在给定的资本结构下，资产的期望收益率近似等于加权资本成本  $r_a$ <sup>5</sup>，即  $\mu(V) = r_a$ 。这样，(6) 式可以重新表示为

$$F(V) = K_0 + K_1 V + K_2 V^{-\beta}, \quad \beta = \frac{2r_a}{\sigma_a^2}. \quad (7)$$

其中  $\beta$  为由资产预期收益和资产波动率共同决定的一个重要参数，其经济含义为未定索取权期权价值的风险水平，在  $\sigma_a$  为常量的假设下， $\beta$  就是资产预期收益  $r_a$ 。当资产预期收益下降时，未定索取权未来收益的现值变小，在风险中性的环境中，未定索取权的期权价值因此而下降。

## (二) 公司债权和股权价值的期权定价公式

一般情况下债权的索取权要优先于股权，因此股权实际上是剩余索取权。所以在对公司股权价值进行估算的时候，应先对公司的债权进行估值，扣除债权后的剩余索取权价值即为股权的价值。按照 BCL 模型的逻辑，支付利息

<sup>4</sup> Leland(1994)则直接假设，资产所产生的固定收益中包含了风险的因素。

<sup>5</sup> 加权资本成本是企业同时使用权益和债务两种资本时的综合成本，并且这一成本已经考虑了资产收益风险的影响，因此加权资本成本要大于无风险利率。在投资者理性和资本市场有效的假设下，该成本就可以视为资产的预期收益。

现金流为  $C$  的公司的债权估值按照 (7) 式可以表达为

$$D(V) = K_0 + K_1 V + K_2 V^{-\beta}, \quad \beta = \frac{2r_a}{\sigma_a^2}. \quad (8)$$

考虑存在破产风险条件下, 如果资产价值低于  $V_B$ <sup>6</sup> 时, 公司将破产。此时, 公司将损失  $\alpha V_B$  的资产, 其中  $0 < \alpha < 1$ , 因此破产时其债权价值为  $(1-\alpha)V_B$ 。此外, 若以  $r_b$  表示债权预期收益或者债务预期成本, 当  $V \rightarrow \infty$ , 债权的价值趋近于支付固定现金流的永续债券的价值, 即  $D(V) \rightarrow C/r_b$ 。根据以上两个边界条件, 可以求得  $K_0$ 、 $K_1$  和  $K_2$  的解。其解为

$$D(V) = \frac{C}{r_b} \left[ 1 - \left( \frac{V}{V_B} \right)^{-\beta} \right] + (1-\alpha)V_B \left( \frac{V}{V_B} \right)^{-\beta}, \quad (9)$$

同时我们令

$$P = \left( \frac{V}{V_B} \right)^{-\beta} = \left( \frac{V_B}{V} \right)^{\beta}. \quad (10)$$

而根据 Leland (1994),  $P$  表示公司违约的概率。因此 (9) 式表明, 债权的价值就等于企业保持持续正常经营和破产两种情况下对应资产价值的加权平均值。<sup>7</sup>

与  $D(V)$  的求解同理, 我们可以解出破产成本  $BC(V)$  和税蔽收益  $TB(V)$ , 分别为

$$BC(V) = \alpha V_B \left( \frac{V}{V_B} \right)^{-\beta}, \quad (11)$$

$$TB(V) = \frac{\tau C}{r_b} - \left( \frac{\tau C}{r_b} \right) \left( \frac{V}{V_B} \right)^{-\beta}, \quad (12)$$

其中  $\tau$  为所得税税率。因此 (11) 式就表示企业保持持续正常经营和破产两种情况下对应破产成本的加权值, (12) 式则表示企业保持持续正常经营和破产两种情况下对应税蔽收益的加权值。根据财务学权衡理论 (trade-off theory), 对于存在债务融资的公司其价值就等于无负债公司的价值与债务带来的税蔽收益之和减去债务融资可能导致的破产成本, 结合 (11) 式和 (12) 式, 公司价值  $v(V)$  可以表示为

$$v(V) = V + TB(V) - BC(V) = V + \frac{\tau C}{r_b} \left[ 1 - \left( \frac{V}{V_B} \right)^{-\beta} \right] - \alpha V_B \left( \frac{V}{V_B} \right)^{-\beta}. \quad (13)$$

<sup>6</sup>  $V_B$  是经济产规模化后的一种相对水平, 比如资产负债率。在现实中, 通常法律会规定当企业资不抵债时, 可以申请破产, 因此这样的处理是合适的。当然, 也会有其他关于破产水平的界定, 比如 KMV 方法, 但这不是本文的重点。

<sup>7</sup> 感谢匿名审稿人对这部分分析提出的有价值建议。

结合前文所述，股权是剩余索取权，因此其价值  $E(V)$  就等于公司价值减去债权价值后的部分，用公式可以表示为

$$E(V) = v(V) - D(V) = V - V_B \left(\frac{V}{V_B}\right)^{-\beta} - \frac{(1-\tau)C}{r_b} \left[1 - \left(\frac{V}{V_B}\right)^{-\beta}\right]. \quad (14)$$

### (三) 财富效应的界定

假设并购公告发布的时间为 0。考虑公告前后较短的两个期间， $[-T, 0)$  和  $(0, T]$ ，其中  $T$  的取值比较小以至于在此范围内目标公司的资产和资本结构不会发生显著的变化。<sup>8</sup> 因此在期间  $[-T, T]$  内，公司遭受的冲击主要是并购活动的影响，目标公司的财富变化可以视为并购活动冲击影响的结果。我们定义  $D^{\text{pre}}$  和  $D^{\text{post}}$  分别为并购前和并购后的债权价值， $E^{\text{pre}}$  和  $E^{\text{post}}$  分别为并购前和并购后的股权价值，那么债权人的财富效应  $W_D$  和股东的财富效应  $W_E$  可以由下式定义：

$$\begin{aligned} W_D &= D^{\text{post}} - D^{\text{pre}}, \\ W_E &= E^{\text{post}} - E^{\text{pre}}. \end{aligned} \quad (15)$$

注意到，我们对财富效应的定义  $W$  取决于两个重要的参数，即  $r_b$  和  $\beta$ 。根据 (9) 式、(10) 式、(13) 式以及 (14) 式，将公司价值  $v$ 、债权价值  $D$ 、股权价值  $E$  以及公司的违约概率  $P$  分别对  $r_b$  和  $\beta$  求偏导，可以得到

$$\begin{cases} \frac{\partial v}{\partial r_b} = -\frac{\tau C}{r_b^2} \left(1 - \left(\frac{V}{V_B}\right)^{-\beta}\right) \leq 0 \\ \frac{\partial D}{\partial r_b} = -\frac{C}{r_b^2} \left(1 - \left(\frac{V}{V_B}\right)^{-\beta}\right) \leq 0 \\ \frac{\partial E}{\partial r_b} = \frac{\tau C}{r_b^2} \left(1 - \left(\frac{V}{V_B}\right)^{-\beta}\right) \geq 0 \\ \frac{dP}{dr_b} = \frac{\partial P}{\partial \beta} \frac{\partial \beta}{\partial r_b} > 0 \end{cases}, \quad (16)$$

$$\begin{cases} \frac{\partial v}{\partial \beta} = \left[\frac{\tau C}{r_b} + \alpha V_B\right] \left(\frac{V}{V_B}\right)^{-\beta} \ln\left(\frac{V}{V_B}\right) \geq 0 \\ \frac{\partial D}{\partial \beta} = \left[\frac{C}{r_b} - (1-\alpha)V_B\right] \left(\frac{V}{V_B}\right)^{-\beta} \ln\left(\frac{V}{V_B}\right) \geq 0 \\ \frac{\partial E}{\partial \beta} = -\left[\frac{(1-\tau)C}{r_b} - V_B\right] \left(\frac{V}{V_B}\right)^{-\beta} \ln\left(\frac{V}{V_B}\right) \leq 0 \\ \frac{\partial P}{\partial \beta} = \left(\frac{V_B}{V}\right)^{-\beta} \ln\left(\frac{V_B}{V}\right) < 0 \end{cases}. \quad (17)$$

<sup>8</sup> 并购之后的重组需要较长的时间来实施和完成，因此本文的假设是合理的。

我们从上述两式的结果可以看到, 参数  $r_b$  与公司的总价值、债权价值以及违约概率是负相关的, 参数  $\beta$  与公司总价值、债权价值以及违约概率是正相关的。也就是说, 如果并购导致债权预期收益  $r_b$  变小, 那么期权方法定义的债权价值  $D$  则因并购而增加, 而对于存在债务的公司, 其总价值  $v$  也因此而增加, 而公司违约的概率也将因此下降。若同时并购会提高资产的期望收益  $r_a$ , 那么  $\beta$  值将变大, 并购后的股权价值则因折现率的上升而下降。因此在  $r_b$  变小和  $\beta$  值变大的情况下, 债权人能够获得正的财富效应。反之, 如果  $r_b$  变大且  $\beta$  值变小, 那么并购会增加股权价值, 但债权价值和公司总价值却会因此而下降, 公司违约的概率就会增加, 因此股东能够获得正的财富效应, 而债权人则会损失财富。结合 (15) 式以及上述分析可知, 并购的财富效应取决于两个参数  $r_b$  和  $\beta$ , 而这两个参数的变化又取决于并购前后目标公司股票价格的变化, 因此, 我们借助股票价格对财富效应的检验就是可行的。

### 三、实证研究设计与样本选择

#### (一) 实证研究设计

为了验证上述理论的推论, 本文进一步做了实证研究的设计和检验。由衡量公司资本成本的基本原理可知:

$$r_a = (1-L)(1-\tau)r_b + Lr_e, \quad (18)$$

$$\sigma_a^2 = L^2\sigma_e^2, \quad (19)$$

其中  $L$  表示的是公司的资本结构, 这里表示股权资本的占比,  $r_e$  为股权融资成本,  $\tau$  是公司的所得税税率。由于  $\beta = \frac{2r_a}{\sigma_a^2}$ , 那么将 (18) 式、(19) 式代入并整理后有

$$r_e = -\frac{(1-L)(1-\tau)}{L}r_b + \frac{1}{2}L\beta\sigma_e^2. \quad (20)$$

令  $\alpha_0 = -\frac{(1-L)(1-\tau)}{L}r_b$ ,  $\alpha_1 = \frac{1}{2}L\beta$ , 于是得到本文的计量模型

$$r_e = \alpha_0 + \alpha_1\sigma_e^2 + \varepsilon, \quad (21)$$

其中  $\alpha_0$  是显著小于 0 的值, 且  $\frac{\partial r_b}{\partial \alpha_0} < 0$ ,  $\alpha_1$  与  $\beta$  是确定的正相关关系, 即  $\frac{\partial \beta}{\partial \alpha_1} > 0$ 。我们可以根据上市公司的实际数据, 估计出  $\alpha_0$  和  $\alpha_1$ , 并由此推断并购前后股权和债权价值的变化, 最终确定财富效应是否存在。如果以  $\alpha_0^{\text{pre}}$  和  $\alpha_1^{\text{pre}}$  表示并购公告前的参数估计, 以  $\alpha_0^{\text{post}}$  和  $\alpha_1^{\text{post}}$  表示公告后的参数估计,  $r_b^{\text{pre}}$ 、 $r_b^{\text{post}}$ 、

$\beta^{\text{pre}}$  和  $\beta^{\text{post}}$  表示并购前后的  $r_b$  和  $\beta$ 。在  $[-T, T]$  时间范围内，并且  $T$  的取值比较小以至于在此范围内目标公司的资产和资本结构不会发生显著变化的前提下，由上文 (16) 式、(17) 式所给出的结果，我们有下列可供实证的推论：

(1) 若  $\alpha_0^{\text{post}} > \alpha_0^{\text{pre}}$  且  $\alpha_1^{\text{post}} = \alpha_1^{\text{pre}}$ ，则有  $r_b^{\text{post}} < r_b^{\text{pre}}$ ， $D^{\text{post}} > D^{\text{pre}}$ ， $E^{\text{post}} < E^{\text{pre}}$ ；或者  $\alpha_1^{\text{post}} > \alpha_1^{\text{pre}}$  且  $\alpha_0^{\text{post}} = \alpha_0^{\text{pre}}$ ，则有  $\beta^{\text{post}} > \beta^{\text{pre}}$ ， $D^{\text{post}} > D^{\text{pre}}$ ， $E^{\text{post}} < E^{\text{pre}}$ ；或者  $\alpha_0^{\text{post}} > \alpha_0^{\text{pre}}$  且  $\alpha_1^{\text{post}} > \alpha_1^{\text{pre}}$ ，则有  $r_b^{\text{post}} < r_b^{\text{pre}}$ ， $\beta^{\text{post}} > \beta^{\text{pre}}$ ， $D^{\text{post}} > D^{\text{pre}}$ ， $E^{\text{post}} < E^{\text{pre}}$ ，因此，在以上三种任一情况下，债权人都可以在并购中获得财富效应，而股东则不能。

(2) 若  $\alpha_0^{\text{post}} < \alpha_0^{\text{pre}}$  且  $\alpha_1^{\text{post}} = \alpha_1^{\text{pre}}$ ，则有  $r_b^{\text{post}} > r_b^{\text{pre}}$ ， $D^{\text{post}} < D^{\text{pre}}$ ， $E^{\text{post}} > E^{\text{pre}}$ ；或者  $\alpha_1^{\text{post}} < \alpha_1^{\text{pre}}$  且  $\alpha_0^{\text{post}} = \alpha_0^{\text{pre}}$ ，则有  $\beta^{\text{post}} < \beta^{\text{pre}}$ ， $D^{\text{post}} < D^{\text{pre}}$ ， $E^{\text{post}} > E^{\text{pre}}$ ；或者  $\alpha_0^{\text{post}} < \alpha_0^{\text{pre}}$  且  $\alpha_1^{\text{post}} < \alpha_1^{\text{pre}}$ ，则有  $r_b^{\text{post}} > r_b^{\text{pre}}$ ， $\beta^{\text{post}} < \beta^{\text{pre}}$ ， $D^{\text{post}} < D^{\text{pre}}$ ， $E^{\text{post}} > E^{\text{pre}}$ ，因此，在以上三种任一情况下，债权人均不能从并购中获得财富效应，而股东则能获得显著的财富效应。

(3) 若  $\alpha_0^{\text{pre}} = \alpha_0^{\text{post}}$  且  $\alpha_1^{\text{post}} = \alpha_1^{\text{pre}}$ ，则并购前后债权价值与股权价值均没有显著变化，二者均不能获得显著的财富效应。

## (二) 数据来源和样本选择

本文的并购资料来自中国经济研究中心 CCER 上市公司股权协议转让数据库，并购样本的股票日收益数据来自 CCER 股票价格收益数据库。根据 CCER 上市公司股权协议转让数据库，我们最初得到了 1997 年至 2007 年间共计 471 个成功的并购股权交易观测值。这些并购股权交易的观测值数量是按照交易涉及的股东数来统计的，因此原本为一个并购的交易可能会得到多个观测值。<sup>9</sup>为此，我们将类似的股权交易观测值分别就每一个被并购公司进行了合并，这样共剔除了 139 个观测值。我们还注意到，样本中有部分上市公司的股权交易是按照无偿划拨的方式进行的。无偿划拨的原因主要有两个，一是控股股东因重组、内部调整等原因需将股权转让给受同一股东控制的其他公司或者转移到该控股股东所控制的其他公司<sup>10</sup>；二是在国有企业改革的推动下，尤其是政企分离的要求，地方政府必须向其成立的国有资产管理委员会

<sup>9</sup> 比如 2003 年 3 月 28 日，舒卡股份的公告表明江苏双良科技有限公司同时从成都市商业银行、成都市信托投资股份有限公司、成都市煤气公司和四川汇源科技产业控股集团有限公司四家股东手中共计收购了 29.99% 的股权，并成为公司的第一大股东。该笔股权交易实际观测值应为 1，但却被记录了 4 次。

<sup>10</sup> 烟台万华聚氨酯股份有限公司（股票代码：600309）的原控股股东为烟台万华合成革集团有限公司。2001 年，烟台万华合成革集团有限公司与中国华融资产管理有限公司以及中国信达资产管理有限公司共同设立烟台万华华信合成革有限公司，然后于 2003 年将其所持有上市公司烟台万华聚氨酯股份有限公司的全部股权无偿划拨给后者。这一股权转让只是集团内部持股的重新安排，并无外部股东参与进来，因此该交易并不是真实的交易。

或者全资控股的投资管理公司转让其所持股权。<sup>11</sup>这两类股权转让交易实际上都是股东所持股权在内部的变更,并没有改变原控股股东的控股地位,也没有外部股东的参与,因此都不是真实的交易。而我们的理论模型假设并购交易是一种市场行为,因此我们将这部分上市公司(共计52个)排除在样本之外。另外还有部分公司在股权交易公告期间被交易所停牌,并且停牌时间过长导致该交易公告窗口期间不能得到足够的日收益数据,对于这29个交易,我们也将排除在外。表1给出了上述样本筛选的过程以及对应的样本观测值,最终我们得到了251个样本。<sup>12</sup>

表1 样本构建的过程

交易种类	交易数量
全部股权交易	471
同一股权交易中涉及多个股东的股权交易	139
无偿划拨类股权交易	52
控股股东向受同一股东控制的其他企业转让股权或向其控制的子公司转让股权	32
政府向其全资控股的国有资产经营公司或投资公司进行的股权划拨	20
公告窗口期间因停牌时间过长导致日收益数据缺失严重的股权交易	29
最终的股权交易样本	251

我们也注意到,以往研究认为目标公司本身的风险可能会对并购结果造成实质性的影响(Billett *et al.*, 2004),因此我们尝试将目标公司根据其财务风险大小进行分组,以区分不同财务风险的目标公司其样本特征是否存在差异。对于目标公司财务风险水平,Billett *et al.* (2004)选择目标公司已发行债券的评级结果作为替代的度量,并将样本分为投资级和低于投资级两组。但由于前文提到的中国上市公司债券数据的不可获得性,我们只能采用其他的方法来度量风险水平。

我们采用了两种方法来度量目标公司的财务风险水平,一种是根据样本公司的财务状况作为其风险水平的替代度量。我们对财务状况好坏的区分是以该公司是否被中国上海证券交易所和深圳证券交易所实施特别交易处理(special treatment, ST)<sup>13</sup>作为界定的标准,如果被ST,则归为财务较差的样本组,否则就归为财务健康样本组。这样,在本文的样本中,财务状况健康

<sup>11</sup> 比如吉林敖东药业集团股份有限公司(股票代码:000623),其原控股股东为延边州国有资产管理局,2002年,该股东将其所持全部股份无偿转让给其全资控股的延边国有资产经营公司;再比如河南银鸽实业投资股份有限公司(股票代码:600069),其原股东为漯河市财政局,后财政局成立全资子公司漯河银鸽创新发展有限公司,并将所持银鸽实业投资股份有限公司的股权全部无偿转让给后者。这些交易也只是股东名称发生了变化,交易只是在政府内部进行,并没有外部股东参与交易,因此同样不是真实的交易。

<sup>12</sup> 我们也考虑了这样的筛选是否会导致严重的样本选择偏差问题。我们比较了52个无偿划拨交易样本以及在本文选择的样本中加入这52个样本的分析结果,结果发现虽然无偿划拨类交易的性质与本文选择的样本存在差异,但本文的处理并不会导致选择偏差问题。

<sup>13</sup> 根据上海证券交易所和深圳证券交易所的规定,实施特别处理(ST)的公司主要是指最近两年经审计的利润出现连续亏损的上市公司。

的公司有 212 个，财务状况差的即 ST 类公司有 39 个。上述分组有两个优势：首先，财务健康的公司等价于投资级的公司，而财务状况较差的公司等价于低于投资级的公司；其次，并购 ST 类目标公司的收购公司财务状况都要更好，因此，其目标公司的风险将因并购而下降，而财务状况健康类公司的并购中，目标公司和收购公司的财务状况差异要明显小于 ST 类公司，因此目标公司风险的下降也要小于后者，甚至可能会出现上升。另外一种是根据 Altman Z 值的大小来区分目标公司的财务风险。<sup>14</sup>考虑到国外模型直接引入国内时所遇到的适用性问题，本文分别采用了 Altman (1968) 和张玲 (2000) 两个模型来计算 Z 值，并根据 Z 值结果与临界值<sup>15</sup>的比较来判断目标公司财务风险是高风险还是低风险，即高于临界值的为高风险组，低于临界值的为低风险组。与第一种方法相比，高风险组对应于 ST 组，低风险组则对应于财务健康组。但由于两种方法的结果并没有实质性的差异，因此本文在下面的分析中，只报告了基于 ST 的财务风险分组统计和回归分析结果。<sup>16</sup>表 2 给出了样本公司的行业分布情况，行业划分的标准为 GICS<sup>17</sup>，可以看到目标公司主要集中在可选消费、工业、材料和信息科技等竞争较为激烈的行业，而国家控股较多的能源和公用事业两个行业的公司被并购的占比最少。

表 2 样本公司的行业分布

行业	全样本		财务健康		ST	
	观测值	占比(%)	观测值	占比(%)	观测值	占比(%)
能源	1	0.40	1	0.47	0	0.00
材料	39	15.54	32	15.09	7	17.95
工业	44	17.53	38	17.92	6	15.38
可选消费	54	21.51	42	19.81	12	30.77
日常消费	21	8.37	18	8.49	3	7.69
医疗保健	26	10.36	24	11.32	2	5.13
金融地产	24	9.56	18	8.49	6	15.38
信息科技	31	12.35	28	13.21	3	7.69
公用事业	11	4.02	11	5.19	0	0.00
合计	251	100	212	100	39	100

表 3 报告了并购交易的金额和并购完成后新的第一大股东持股比例情况。

<sup>14</sup> 这里我们要感谢匿名审稿人的建议。Altman Z 值是一种依据财务数据评价公司财务状况的方法，该方法在研究和实践方面都有很广泛的应用。

<sup>15</sup> Altman(1968)模型的临界值为 1.81，张玲(2000)的模型临界值为 0.50。Z 值在临界值上方附近的目标公司财务风险的判断可能会出现误判的情况，但 Z 值在临界值下方时通常判断都是准确的，因此以临界值为界限将目标公司分为低风险和高风险两组可以充分避免误判对分析的影响。本文的处理与 Billett *et al.* (2004)将 BBB 及以下的债券视为低于投资级组而 BBB 以上的为投资级组的分类在逻辑和效果上是一致的。

<sup>16</sup> 如对结果感兴趣，可直接向作者索取。

<sup>17</sup> 本研究采用 GICS(Global Industrial Classification System)作为行业分类标准。GICS 对产业的划分包括了四个层次，本研究只考虑了产业部门(industrial sector)层次。

可以看到, 财务健康公司的交易金额均值要显著大于 ST 公司, 但是前者交易后第一大股东获得的持股比例却小于后者。这说明财务健康公司的股权交易价格在总体上要大于 ST 公司。事实上, 通常良好的财务状况使得财务健康的目标公司股权交易价格较高, 而糟糕的财务业绩导致 ST 公司较低的股权交易价格。

表 3 并购交易的总金额和并购完成后第一大股东持股比例

类型	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
Panel A 并购交易的金额(亿元)					
全样本	251	1.43	2.39	0.01	31.50
财务健康	212	1.56	2.56	0.01	31.50
ST	39	0.69	0.70	0.04	2.92
均值 $t$ 检验		2.10**			
Panel B 并购完成后第一大股东持股比例(百分比)					
全样本	251	30.78	12.11	5.95	70.00
财务健康	212	30.28	12.11	5.95	69.06
ST	39	33.51	11.89	13.58	70.00
均值 $t$ 检验		-1.54*			

注: \*\*、\* 分别代表在 0.05 和 0.10 的水平显著。

## 四、实证分析

### (一) 样本描述性统计

本文定义时间 0 为并购公告日。在一般情况下, 公告日后 60 天内(包含节假日, 大约 8 到 9 周的时间) 交易活动已经基本完成。<sup>18</sup> 而考虑到正常情况下每周有五个交易日, 因此我们选择公告日前后各 40 个连续交易日作为研究的期间。这样  $T$  就等于 40, 两个样本期间分别为  $[-40, 0)$  和  $(0, 40]$ 。

表 4 给出了样本期间日收益和波动率的均值统计结果。在 Panel A 中, 并购前上市公司的平均日收益明显高于并购后, 但是并购前后的日收益波动率并没有发生显著的变化。表 4 的 Panel B 给出了对并购前后的股票收益率均值  $r_e$  和收益率方差  $\sigma_e^2$  的检验结果, 进一步证实了上述结论。 $r_e$  的检验  $t$  值为 4.68, 并且在 0.01 的水平显著, 而  $\sigma_e^2$  的  $t$  检验值仅为 1.05, 统计上并不显著, 这表明并购前后日收益波动率不存在显著差异。这也说明本文模型对资产收益服从常量波动的假设是合理的。事实上并购前后改变的是不同股东对资产的预期, 而资产的特性没有改变, 其波动也因此并不会受到太大影响。同时, 由于我们选择的样本期间比较短暂, 目标公司的杠杆率和所得税很难

<sup>18</sup> 根据《上市公司收购管理办法》第三十七条的规定, 收购要约的收购期限不得少于 30 日, 但也不得超过 60 日。

在如此短暂的时间内进行有效的调整，因此我们并不考虑资本结构和所得税税率变化的影响。

表 4 并购前后日收益与波动率均值统计及变化显著性检验

Panel A 均值统计						
变量	全样本		财务健康		ST	
	观测值	均值	观测值	均值	观测值	均值
并购前						
$r_e$	251	0.22	212	0.22	39	0.19
$\sigma_e^2$	251	7.55	212	7.64	39	7.05
并购后						
$r_e$	251	0.00	212	0.01	39	-0.02
$\sigma_e^2$	251	7.18	212	7.29	39	6.58

  

Panel B 并购前后日收益与波动率差异的 $t$ 检验			
假设	$t$ 统计量		
	全样本	财务健康	ST
$r_e^{\text{post}} - r_e^{\text{pre}} = 0$	4.68***	4.44***	1.57*
$(\sigma_e^2)^{\text{post}} - (\sigma_e^2)^{\text{pre}} = 0$	1.05	0.086	0.87

注：\*\*\*、\* 分别代表在 0.01 和 0.10 的水平显著。

## (二) 回归结果及分析

表 5 Panel A 给出了股票日收益和波动率的回归结果。其中第 2 和第 3 栏给出了样本公司股票日收益与其波动率的总体回归结果。总体回归结果包括了所有的样本公司。在总体回归结果中，并购前的参数  $\alpha_0$  为 -0.12，并购后则为 -0.22，并且至少在 0.05 的水平显著。但表 5 Panel B 进一步的检验结果表明， $\alpha_0$  并购前后数值的变化在统计上并不显著，因此  $\alpha_0^{\text{post}} = \alpha_0^{\text{pre}}$ 。而根据  $\alpha_0 = -\frac{(1-L)(1-\tau)}{L} r_b$  可知  $r_b$  在并购前后并没有发生显著变化，即有  $r_b^{\text{post}} = r_b^{\text{pre}}$ 。而对于  $\alpha_1$ ，我们发现其估计结果均在 0.01 的水平显著，并且在表 5 Panel B 给出的进一步的回归系数差异检验结果中，并购前后的  $\alpha_1$  变化在 0.05 的水平显著，因此我们有  $\alpha_1^{\text{post}} < \alpha_1^{\text{pre}}$ 。在短期内资本结构不变的条件下，我们可以进一步得到  $\beta^{\text{post}} < \beta^{\text{pre}}$  的结论，即并购活动导致参数  $\beta$  下降。而根据我们之前的推论 (2) 可知，并购后目标公司的股东权益价值是增加的，这表明对于股东而言，并购活动为其带来了显著的财富效应。<sup>19</sup>但是同时由于债权价值  $D$  与  $\beta$  是正相关的，因此，从总体上看，并购活动虽然增加了目标公司股东的权益价值，但是却导致了债权价值的下降，表明目标公司的债权人在并购中获得了负的财富效应。本文的结果与 Aquisth and Wizman (1990)，Warga

<sup>19</sup> 这个发现与 Moran and Betton(2004)针对期权溢价的研究结论是一致的。他们根据异常收益的结果发现并购期权存在溢价现象。

and Welch (1993) 以及 Maquieira *et al.* (1998) 的发现是一致的。

表5 并购前后日收益与波动率回归结果:  $T=40$

Panel A 回归结果						
参数	全样本		财务健康		ST	
	并购前	并购后	并购前	并购后	并购前	并购后
$\alpha_0$	-0.12 (-2.38**)	-0.22 (-4.51***)	-0.12 (-2.42**)	-0.19 (-3.57***)	-0.09 (-0.87)	-0.66 (-4.67***)
$\alpha_1$	0.044 (8.37***)	0.031 (5.60***)	0.045 (8.49***)	0.026 (4.60***)	0.027 (2.55**)	0.098 (5.06***)
样本数	251	251	212	212	39	39
调整 $R^2$	0.22	0.09	0.26	0.08	0.15	0.4
F 检验	70.13***	31.38***	72.15***	21.16***	6.48**	25.55***
Panel B 并购前后回归系数的差异检验						
假设	F 统计量					
	全样本	财务健康	ST			
$\alpha_0^{post} = \alpha_0^{pre}$	2.40	0.73	7.61***			
$\alpha_1^{post} = \alpha_1^{pre}$	4.00**	7.37***	4.62**			
$\alpha_0^{post} = \alpha_0^{pre}$ 且 $\alpha_1^{post} = \alpha_1^{pre}$	17.03***	16.84***	4.10**			

注:\*\*\*、\*\* 分别代表在 0.01 和 0.05 的水平显著。

以上总体的回归结果尚未没有考虑样本特征对财富效应的影响, 而以往的研究表明, 并购财富效应还会受到目标公司风险水平的影响。这些研究从两个方面分析了目标公司风险水平对财富效应的影响: 首先, Kim and McConnell (1977)、Dennis and McConnell (1986) 以及 Cook and Martin (1990) 认为, 债券持有人可以从并购的“共同保险”(coinsurance) 效应中受益, 风险较高的债券其协同效应也较高, 因此评级较低的债券持有人能够从并购中获得更多的超额收益。Shastri (1990) 进一步指出, 如果目标公司的风险<sup>20</sup> 较低, 那么其债券持有人在并购中能够获得正的财富效应, 否则就会遭受财富损失。Billett *et al.* (2004) 对这些假设进行了实证的检验, 结果发现对于目标公司, 低于投资级的债券持有人的确能够获得较强的共同保险效应。另外一种观点认为, 并购是风险较高的金融市场活动, 债权人利益也可能会在并购活动中遭受一定的风险。Smith and Warner (1979) 就指出, 在公开交易的债券没有优先条款保护的条件下, 并购如果导致杠杆的上升就会损害公司的价值。而 Franks and Torous (1989) 则认为, 即使存在优先条款, 也不一定能够得到法庭的强力支持和有效保护。因此除非杠杆收购带来的收益足以弥补其造成的潜在破产成本, 否则债券的价格很有可能受到负面的影响。因此, 并购在给市场带来良好预期的同时也给债权人带来了不确定的并购风险。

为了检验上述目标公司财务风险对债权人财富效应的影响, 我们采用了

<sup>20</sup> Shastri 将有关的风险总结为三个方面, 即并购资产的风险效应、财务杠杆效应和债务期限效应。

如下的处理方法：我们依据财务风险的不同将目标公司分成不同的组，并根据总体回归结果分析的逻辑来判断每组样本中债权人财富效应的情况，然后比较每组的情况是否存在显著的差异，并由此判断财务风险对债权人财富效应的影响。前文已经给出了基于财务风险的分组，即样本被分为财务健康组和 ST 组。我们对这两组样本均重新估计了 (21) 式，结果列示在表 5 Panel A 的后四栏中。表 5 Panel A 的第 4 和第 5 栏给出了并购期间财务健康公司的回归结果。可以看到，财务健康公司的回归结果与总体回归结果基本是一样的。因此对于财务健康的目标公司，其股东可以获得显著的财富效应，但是其债权人则会遭受价值下降的损失，并获得负的财富效应。

表 5 的最后两栏给出了 ST 公司的回归结果。与总体和财务健康公司结果不同的是，并购后的  $\alpha_0$  是显著的，而并购前并不显著。同时并购前的  $\alpha_1$  为 0.027，在 0.05 的水平显著，并购后为 0.098，在 0.01 的水平显著，因此并购后的  $\alpha_1$  要大于并购前，即  $\alpha_1^{\text{post}} > \alpha_1^{\text{pre}}$ 。而在表 5 Panel B 给出的系数变化显著性检验结果中，我们发现  $\alpha_0$  和  $\alpha_1$  在并购前后的变化均在 1% 的水平显著，这表明  $\alpha_0^{\text{post}} < \alpha_0^{\text{pre}}$  且  $\alpha_1^{\text{post}} > \alpha_1^{\text{pre}}$ 。这一结果与前文的推论 (1)、(2) 和 (3) 所描述的情况均不符合，因此我们无法判断在 ST 类目标公司的并购中债权人是否可以获得财富效应。

因此，上述实证的结果表明，如果目标公司的财务状况是健康的，其债权人可能因此遭受财富损失，而如果目标公司的财务状况较差，那么并购对其债权人财富效应的影响是不确定的。这也就是说，目标公司财务风险水平对财富效应的影响仅在财务风险较低时得到了验证，而这一结果与 Billett *et al.* (2004) 的结论部分是一致的。<sup>21</sup>

### (三) 稳健性检验

在前面的分析中，我们选择了 60 日作为研究的事件窗口，因此窗口大致覆盖了 8—9 周。如果按连续交易日来计算，大约包括 40 到 45 个连续的交易日。因此，40 个连续交易日可能遗漏了部分市场信息。为了避免这个问题，我们扩大了窗口，计算了 45 个连续交易日期间的平均日收益及其波动率，并重新估计了 (21) 式。在表 6 的回归估计结果中，全样本和财务健康样本公司的结果与表 5 基本一致，除了数值稍有变化。而对于 ST 类公司， $\alpha_1$  的估计结果虽然在并购后是下降的，但并购前的结果不再显著，并且并购前后  $\alpha_0$  和  $\alpha_1$  的系数变化都不显著，根据推论 (3)，在 ST 类目标公司的并购中，股东和债权人的财富效应都不显著。

<sup>21</sup> 他们发现目标公司债券为投资级时其持有人能够获得 -0.8% 的平均超额收益，而目标公司债券低于投资级时其持有人可以获得 4.3% 的平均超额收益，即财务风险越低，超额收益越低，甚至是负值。

我们还检验了样本公司在30日内（即《上市公司收购管理办法》规定的最短时间）的财富效应情况，即 $T=25$ 。表7给出了估计的结果，可以看到其估计结果与表5基本一样。这些检验的结果充分说明了本文前面的估计结果是稳健和可靠的。

表6 并购前后日收益与波动率回归结果： $T=45$ 

Panel A 回归结果						
参数	全样本		财务健康		ST	
	并购前	并购后	并购前	并购后	并购前	并购后
$\alpha_0$	-0.13 (-2.87**)	-0.144 (-4.51***)	-0.13 (-2.80**)	-0.220 (-4.87***)	-0.10 (-0.53)	-0.14 (-4.67***)
$\alpha_1$	0.042 (8.92***)	0.018 (5.60***)	0.043 (8.49***)	0.030 (5.61***)	0.037 (1.59)	0.016 (5.06***)
样本数	251	251	212	212	39	39
调整 $R^2$	0.24	0.20	0.28	0.13	0.06	0.47
F 检验	79.60***	62.43***	80.11***	31.49***	2.54*	32.66***
Panel B 并购前后回归系数的差异检验						
假设	F 统计量					
	全样本	财务健康	ST			
$\alpha_0^{post} = \alpha_0^{pre}$	0.10	2.04	0.05			
$\alpha_1^{post} = \alpha_1^{pre}$	21.47***	3.34*	0.92			
$\alpha_0^{post} = \alpha_0^{pre}$ 且 $\alpha_1^{post} = \alpha_1^{pre}$	26.34***	13.91***	2.24			

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在 0.01、0.05 和 0.10 的水平显著。

表7 并购前后日收益与波动率回归结果： $T=25$ 

Panel A 回归结果						
参数	全样本		财务健康		ST	
	并购前	并购后	并购前	并购后	并购前	并购后
$\alpha_0$	-0.10 (-1.78*)	-0.26 (-4.73***)	-0.12 (-2.00*)	-0.25 (-3.61***)	-0.11 (-0.76)	-0.65 (-3.96**)
$\alpha_1$	0.0405 (8.19***)	0.034 (5.30***)	0.046 (8.33***)	0.030 (4.08***)	0.037 (1.59)	0.088 (3.68***)
样本数	251	251	212	212	39	39
调整 $R^2$	0.21	0.10	0.25	0.07	0.02	0.27
F 检验	67.11***	21.07***	69.31***	20.97***	0.57	13.57***
Panel B 并购前后回归系数的差异检验						
假设	F 统计量					
	全样本	财务健康	ST			
$\alpha_0^{post} = \alpha_0^{pre}$	1.40	1.89	7.85***			
$\alpha_1^{post} = \alpha_1^{pre}$	2.76*	3.25*	3.32*			
$\alpha_0^{post} = \alpha_0^{pre}$ 且 $\alpha_1^{post} = \alpha_1^{pre}$	13.38***	10.87***	5.09***			

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在 0.01、0.05 和 0.10 的水平显著。

## 五、研究结论

本文实证检验了中国上市公司并购活动对债权人财富的影响。在研究的过程中，我们发现，就中国的上市公司而言，无法获得充足的、公开交易的债券价格，因此也就无法应用以往研究基于超额收益的财富效应度量方法来展开研究。为了解决这个问题，我们重新定义了财富效应。我们认为对于不能公开交易的债权，其潜在的转让价值与市场上公开交易的债券价格一样，可以作为债权的价格，而该价格的变化可以作为并购活动前后债权人财富效应的度量。为解决不能公开交易债权的估值问题，我们进一步引入了 Black and Cox (1976) 和 Leland (1994) 的期权定价方法来推导出债权的期权定价公式。根据这些估值公式，我们给出了具体的债权人财富效应定义，并进行了相关的分析和讨论。同时，为了验证该财富效应定义的合理性，我们还推导出了股权的期权定价公式，并定义了股东的财富效应。我们定义的财富效应取决于资产预期收益和债权预期收益两个关键因素，如果能够得到这两个因素的数据，我们就可以依据重新定义的财富效应公式判断并购对债权人财富效应的影响。为此，我们根据估值公式设计了实证研究的模型，该模型可以借助公司股票的公告数据提供上述两个变量的估计值，从而使得有关的检验是可行的。实证的结果表明，在中国上市公司的并购活动中，股东可以获得显著的财富效应，但债权人的财富效应则正好相反，即债权人财富因并购而受到了损害，尤其是在财务健康目标公司的并购中。

本研究对于银行等债权人保护其自身利益有着非常重要的现实意义。当目标公司处于财务困境状态时，由于银行等债权人的利益很可能受到损害，因此他们能够重视和关注任何与目标公司有关的重组活动，当然包括外部人发起的收购。但是当目标公司的财务状况健康时，人们总是对并购事件抱持乐观的态度，而常常忽视那些潜在的风险。而本文研究的结论再次提醒人们，并购并不是总是有利的，而是一项风险活动。无论目标公司的财务状况健康与否，银行等债权人都应当给予充分的重视和适当的介入，否则就可能遭受财富损失。本文建议银行等债权人从两个方面采取应对措施：

首先，要积极介入并购，尽量消除信息不对称，减少道德风险的威胁。如果银行意识到新股东未来可能改变目标公司资产的用途，从事高风险项目的投资，那么就有必要密切关注公司的经营变动信息，及时调整对目标公司的信贷政策，在适当的时候要求债务人对其债务进行再担保或者签订补充协议，做到事前防范，未雨绸缪。

其次，需要及早对新控股股东和并购后的目标公司进行信用评级，改进

贷后管理过程。银行最初投放贷款的决策条件包括原控股股东的信用等级、目标公司资产状况、项目情况等信息。一旦控股股东变化了,那么原始贷款投放的条件就发生了变化。因此,在贷后管理的过程中,就有必要对原贷款进行重新评估,那么对新控股股东及并购后目标公司的信用评级就自然不可或缺。

## 参 考 文 献

- [1] Altman, E., "Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction Of Corporate Bankruptcy", *Journal of Finance*, 1968, 23(1), 589—609.
- [2] Asquith, P., and E. Kim, "The Impact of Merger Bids on the Participating Firms' Security Holders", *Journal of Finance*, 1982, 37(5), 1209—1228.
- [3] Asquith, P., and T. Wizman, "Event Risk, Covenants, and Bondholder Returns in Leveraged Buyouts", *Journal of Financial Economics*, 1990, 27(1), 195—213.
- [4] Barron, E., and R. Jensen, "A Stochastic Control Approach to the Pricing of Options", *Mathematics of Operations Research*, 1990, 15 (1), 49—79.
- [5] Billett, M., T-H. King, and D. Mauer, "Bondholder Wealth Effects in Mergers and Acquisitions: New Evidence from the 1980s and 1990s", *Journal of Finance*, 2004, 59(1), 107—135.
- [6] Black, F., and J. Cox, "Valuing Corporate Securities: Some Effects of Bond Indenture Provisions", *Journal of Finance*, 1976, 31(2), 28—30.
- [7] Brown, S., and J. Warner, "Using Daily Stock Returns: The Case of Event Studies", *Journal of Financial Economics*, 1985, 14(1), 3—31.
- [8] Cook, D., and J. Martin, "The Coinsurance and Leverage Effects on Target Firm Bondholder Wealth", *Research in Finance*, 1990, 9, 107—129.
- [9] Dennis, D., and J. McConnell, "Corporate Mergers and Security Returns", *Journal of Financial Economics*, 1986, 16(2), 143—187.
- [10] Eger, C., "An Empirical Test of the Redistribution Effect in Pure Exchange Mergers", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1983, 18(4), 547—572.
- [11] 冯根福、吴林江, "我国上市公司并购绩效的实证研究", 《经济研究》, 2001年第1期, 第54—61页。
- [12] Franks, J., and W. Torous, "An Empirical Investigation of U. S. Firms in Reorganization", *Journal of Finance*, 1989, 44(3), 747—769.
- [13] Galai, D., and R. Masulis, "The Option Pricing Model and the Risk Factor of Stock", *Journal of Financial Economics*, 1976, 3(1), 53—81.
- [14] Higgins, R., and L. Schall, "Corporate Bankruptcy and Conglomerate Merger", *Journal of Finance*, 1975, 30(1), 93—111.
- [15] Jensen, M., and W. Meckling, "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Cost, and Capital Structure", *Journal of Financial Economics*, 1976, 3(4), 305—360.
- [16] Kamien, M., and N. Schwartz, *Dynamic Optimization: the Calculus of Variations and Optimal Control in Economics and Management*. New York: North Holland, 1981.
- [17] Kim, E., and J. McConnell, "Corporate Mergers and the Co-insurance of Corporate Debt", *Journal of Finance*, 1977, 32(2), 349—365.

- [18] Leland, H., "Corporate Debt Value, Bond Covenants, and Optimal Capital Structure", *Journal of Finance*, 1994, 49(4), 1213—1252.
- [19] 李善民、陈玉罡, "上市公司兼并与收购的财富效应", 《经济研究》, 2002 年第 11 期, 第 27—35 页。
- [20] 李善民、朱滔, "多元化并购能给股东创造价值么? 兼论影响多元化并购长期绩效的因素", 《管理世界》, 2006 年第 3 期, 第 129—137 页。
- [21] Maqueira, C., W. Megginson, and L. Nail, "Wealth Creation versus Wealth Redistributions in Pure Stock-for-Stock Mergers", *Journal of Financial Economics*, 1998, 48(1), 3—33.
- [22] Marais, L., K. Schipper, and A. Smith, "Wealth Effects of Going Private for Senior Securities", *Journal of Financial Economics*, 1989, 23(1), 151—191.
- [23] Moran, P., and S. Betton, "Option Premia in Acquisitions", SSRN Working Paper No. 724841, 2004.
- [24] Morellec, E., and A. Zhdanov, "The Dynamics of Mergers and Acquisitions", *Journal of Financial Economics*, 2005, 77 (3), 649—67.
- [25] Reneboog, L., and P. Szilagyi, "Corporate Restructuring and Bondholder Wealth", *European Financial Management*, 2008, 14(4), 702—819.
- [26] Shastri, K., "The Differential Effects of Mergers on Corporate Security Values", *Research in Finance*, 1990, 8, 179—201.
- [27] Smith, C., and J. Warner, "On Financial Contracting: An Analysis of Bond Covenants", *Journal of Financial Economics*, 1979, 7(2), 117—161.
- [28] Warga, A., and I. Welch, "Bondholder Losses in Leveraged Buyouts", *Review of Financial Studies*, 1993, 6(4), 959—982.
- [29] 张玲, "财务危机预警分析判别模型", 《数量经济技术经济研究》, 2000 年第 3 期, 第 49—51 页。
- [30] 张新, "并购重组是否创造价值? 中国证券市场的理论与实证分析", 《经济研究》, 2003 年第 6 期, 第 20—29 页。

## Creditors' Wealth Effects in Mergers of Chinese Listed Companies

XIANGCHAO HAO ZHIHUI GU

(Nankai University)

BINHONG CHENG

(Industrial and Commercial Bank of China)

**Abstract** This paper investigates how merger and acquisition affect the wealth of creditors of Chinese listed companies. The measures of the wealth effect in previous studies are mostly based on bond prices, infeasible when bond prices are unavailable. This paper evaluates the claims of creditors with an option model. We define the creditors' wealth effect of

---

merger and acquisition as changes in the option values. Our empirical study suggests that the creditors' wealth effect of the target companies is negative, especially when the target companies have lower financial risks.

**JEL Classification** G21, G33, G34