现金、股利资产估值与独立董事有效性
——基于价值回归模型的实证研究

徐晓萍，李进军
(上海财经大学金融学院，上海 200433)

摘要：文章在借鉴 Fama 和 French(1998)公司价值回归模型的基础上，从公司内部现金和股利角度，对上市公司独立董事的有效性进行了研究。研究表明，将独立董事引入公司董事会能够显著提升公司内部所持现金的价值，明显降低了股利对公司价值的贡献。这一证据表明，独立董事有效地抑制了公司管理层和大股东牺牲投资者利益、谋取私人利益的行为，提高了公司治理水平。文章还发现，独立董事在一定程度上抵消了公司董事会规模与公司价值的负相关关系，这在一定程度上解释了董事会规模与公司价值之间可能存在的非线性关系。

关键词：独立董事；公司治理；现金；股利；公司资产估值

中图分类号：F275；F281.5 文献标识码：A 文章编号：1001-9952(2011)03-0027-12

一、引言

自 2001 年 8 月 21 日中国证监会颁布《关于在上市公司建立独立董事制度的指导意见》(以下简称《意见》)以来，中国上市公司逐步引入独立董事制度。在这期间，独立董事在公司内部治理中的实际作用，一直是人们关注的问题之一。中国证监会引入英美国家的独立董事制度，目的是补充监事会制度的不足，进一步完善上市公司内部治理结构。然而，独立董事制度源自中小投资者保护较好的英美国家，其成功的经验只能说明在投资者保护较为完善的条件下，独立董事制度有利于公司内部治理的改进。这种制度在中国股权较为集中的外部大环境下能否提高公司价值，能否抑制大股东对中小股东的利益侵占，这些问题在理论和实践上都值得商榷和探讨。

本文采用 Fama 和 French(1998)的公司价值回归模型，通过考察市场对公司现金资产的估值，研究独立董事的有效性。投资者对独立董事占比较大的公司现金估值较高，而对其发放的股利估值却较低的研究结果表明，投资

收稿日期：2010-10-15
作者简介：徐晓萍(1963—)，女，上海人，上海财经大学金融学院教授，博士生导师；
李进军(1976—)，男，甘肃兰州人，上海财经大学金融学院博士生。
者更愿意将资金投放到独立董事占比较大的公司，这说明独立董事对提升公司内部治理水平是有效的。与已有的文献相比，本文的探索在于：首先，本文以公司现金与股利的相对价值衡量独立董事有效性的做法为相关研究提供了新的视角，丰富了这一研究领域的文献。其次，本文采用 Fama 和 French (1996)的价值回归模型作为分析框架，克服了控制变量之间存在的共线性和内生性的问题。再次，本文研究发现，独立董事在一定程度上抵消了公司董事会规模与公司价值的负相关关系，部分解释了董事会规模与公司价值之间可能存在的非线性关系。

二、文献回顾

国内外对独立董事有效性的研究，大致分为两类：第一类研究，从独立董事与公司价值或公司业绩之间的关系考察独立董事的有效性；第二类研究，通过考察在发生并购、重组或财务重述等特殊事件的公司之间投资者收益的差异，来研究独立董事有效性。


的资金占用显著负相关，这说明独立董事对大股东的败德行为有明显的抑制作用。

本文通过研究独立董事对公司现金资产估值的影响，考察独立董事对于提高公司治理水平的有效性。本文的逻辑是：如果独立董事能够提升公司的内部治理水平，那么投资者会乐于将资金交给独立董事占比（数量）较大（多）的企业，而不愿看到此类企业将现金以股利的形式返还，结果必将是市场对独立董事占比（数量）较大（多）的企业持有的现金估值较高，而对其发放的股利估值较低。②

三，研究假设

（一）独立董事、公司治理与公司价值


假设 1：在其他因素不变的条件下，公司董事会中独立董事人数与公司价值正相关。

假设 2：在其他因素不变的条件下，公司独立董事在董事会中的占比与公司价值正相关。

（二）独立董事、公司治理与现金资产价值

中国上市公司数据研究也发现，由于中国公司治理水平较低，公司现金的价值大多低于公司账面价值。此外，Pinkowitz 等(2006)通过对 35 个国家中 75,887 个公司样本进行国际比较研究，不仅发现在公司治理差的公司中现金对公司价值的贡献较小，而且还发现公司治理好的公司发放股利对公司价值的提升作用小于公司治理差的公司。这表明，由于公司治理好的公司代理问题小，利用现金的效率高，投资者对于公司持有现金持肯定态度，而不愿公司将现金以股利的形式返还。

基于已有研究成果，我们认为独立董事对公司治理的提升作用必然会体现在企业现金与股利的估值上，即独立董事在董事会中占比越大或人数越多，现金对公司价值的贡献越大，而所发放的股利对公司价值的贡献越小。由此，我们提出假设 3 和假设 4。

假设 3：在其他因素不变的条件下，公司董事会中独立董事人数越多，现金对公司价值的贡献越大，而股息对公司价值的贡献越小。

假设 4：在其他因素不变的条件下，公司董事会中独立董事占比越大，现金对公司价值的贡献越大，而股息对公司价值的贡献越小。

四、研究设计

(一) 模型设定与变量设计


\[ \frac{V_t}{A_t} = \beta_0 + \beta_1 E_t / A_t + \beta_2 dE_t / A_t + \beta_3 dE_{t+1} / A_t + \beta_4 dN_{t+1} / A_t + \beta_5 dN_A / A_t + \beta_6 dN_{A+1} / A_t + \beta_7 dR / A_t + \beta_8 dR_{t+1} / A_t + \beta_9 dR_{t+1} / A_t + \beta_{10} dI_t / A_t + \beta_{11} dI_{t+1} / A_t + \beta_{12} dD_t / A_t + \beta_{13} dD_{t+1} / A_t + \beta_{14} dV_{t+1} / A_t + \beta_{15} Cash_t / A_t + \epsilon_t \]  （1）

其中，\( V_t \) 表示公司 t 时期的市场价值等于公司股票市值与债务账面价值之和。我们对非流通股的处理采用夏立军等(2005)的方法，以公司每股净资产乘以非流通股股数作为非流通股价值。\( E_t \) 表示公司 t 时期息税前利润，为了排除盈余管理对公司盈利的影响，我们用营业利润加财务费用计算息税前利润。\( N_{t+1} \) 为公司 t 时期除现金以外的资产账面价值。\( R_d \) 为公司 t 时期的研发支出，中国的会计准则长期以来对研发支出资本化采取费用化的保守态度，我们只对报表披露的数据进行分析，如果以有相关披露，则当 0 处理（Pinkowitz 等，2006）。\( I_t \) 表示公司 t 时期的利息支出，我们用公司财务费用作为利息支出的代理变量（杨兴全等，2008）。\( D_t \) 为公司 t 时期所付现金股息。Cash_t 表示公司 t 时期所持现金量，由公司资产负债表中现金和短期投资相加得到。为了控制回归过程中的异方差问题，我们对所有变量均用 t 时期
公司账面价值 $A_i$ 进行标准化处理，以减小公司规模对回归结果的影响。$dX_i$ 表示变量 $X$ 由 $t-1$ 期到 $t$ 期的改变量。比如 $dE_{t+1}$ 就表示息税前利润 $t$ 期到 $t+1$ 期的改变量。这样，模型的左侧作为因变量的公司价值就由公司的托宾 $Q$ 代表。

我们采用方程 (1) 作为分析独立董事有效性基本模型，主要基于以下常识：任何公司价值均可看作是一个全股权资本构成的企业息税前现金流的市场价值，加上企业债务融资的税收效应所形成的价值 (Fama 和 French, 1998)。也就是说，企业价值是由企业经营所产生的息税前现金流折现价值与其融资决策所形成的税盾价值两部分构成。

（二）样本选取与描述统计
1. 样本选取

本文数据均来自 CSMAR 数据库，我们选取了 1999－2009 年中国上市公司 11 年数据作为初选样本。由于模型涉及前后各一年的相关数据，有效数据为 2000－2008 年 9 年的数据。初选样本包括 1,604 家公司共 11,236 个样本数据，经过筛选，有 1,049 家公司共 6,993 个样本数据。具体筛选规则如下：(1) 为了避免四舍五入误差，剔除发行境外股票和有 B 股的上市公司；(2) 由于金融业特殊的会计处理，所以将此类公司从研究样本中剔除；(3) 由于股票更名一般伴随资产重组，改变了公司资产性质和资本结构，这无疑会使前后一年的差值发生剧烈变动，故我们将在研究区间发生更名事件的企业剔除。另外，考虑到 2000－2002 年数据受政策性影响过大，我们最终剔除了 2000 年至 2002 年的 1,112 个数据。这样做一方面排除了相关政策的干扰，另一方面也排除了独立董事发挥实质性作用的时滞效应对研究的干扰。本文最终的有效样本为 1,043 家企业 2003－2008 年的 5,219 个样本数据。

2. 描述统计

表 1 的统计结果显示，虽然中国证监会早在 2001 年就发布了《意见》，规定了公司董事会中独立董事的最少人数和最小占比，而且限定在 2003 年必须达标。但研究发现，仍然有部分企业在个别年份未达到规定数量标准。这表明部分中国上市公司聘请独立董事也许只是为了迎合相关规定，达到 IPO 目的而已 (朱荣芬, 2006)。不过，上市公司不愿聘请独立董事的事实，在一定程度上表明独立董事对管理层和大股东侵占行为具有潜在的约束力。

因变量托宾 $Q$ 代表公司价值，其中位数和均值分别为 1.22 和 1.46，标准偏差为 0.74。托宾 $Q$ 的均值大于 1 表明，总体来讲，中国上市公司可能是处于价值最大化的投资水平，或者说，大部分公司投资项目现金流为正 (Lang 等, 1989)。董事人数、独立董事人数和独立董事占比的均值分别为 9.75、3.38 和 0.35，均略大于其中位数 9.3 和 0.33。
表 1 关键变量的描述性统计

<table>
<thead>
<tr>
<th>变量名</th>
<th>样本数</th>
<th>均值</th>
<th>标准偏差</th>
<th>最小值</th>
<th>中位数</th>
<th>最大值</th>
</tr>
</thead>
<tbody>
<tr>
<td>托宾 Q</td>
<td>5219</td>
<td>1.46</td>
<td>0.74</td>
<td>0.73</td>
<td>1.22</td>
<td>11.36</td>
</tr>
<tr>
<td>其他资产</td>
<td>5219</td>
<td>0.83</td>
<td>0.11</td>
<td>0.14</td>
<td>0.86</td>
<td>1.00</td>
</tr>
<tr>
<td>现金</td>
<td>5219</td>
<td>0.17</td>
<td>0.11</td>
<td>0.00</td>
<td>0.14</td>
<td>0.86</td>
</tr>
<tr>
<td>息税前利润</td>
<td>5219</td>
<td>0.07</td>
<td>0.06</td>
<td>-0.69</td>
<td>0.06</td>
<td>0.54</td>
</tr>
<tr>
<td>研发支出</td>
<td>5219</td>
<td>0.00</td>
<td>0.00</td>
<td>0.00</td>
<td>0.00</td>
<td>0.10</td>
</tr>
<tr>
<td>股利</td>
<td>5219</td>
<td>0.01</td>
<td>0.02</td>
<td>0.00</td>
<td>0.01</td>
<td>0.24</td>
</tr>
<tr>
<td>利息费用</td>
<td>5219</td>
<td>0.01</td>
<td>0.01</td>
<td>-0.04</td>
<td>0.01</td>
<td>0.09</td>
</tr>
<tr>
<td>董事人数</td>
<td>5219</td>
<td>9.75</td>
<td>2.10</td>
<td>5.00</td>
<td>9.00</td>
<td>21.00</td>
</tr>
<tr>
<td>独立董事人数</td>
<td>5219</td>
<td>3.38</td>
<td>0.85</td>
<td>0.00</td>
<td>3.00</td>
<td>10.00</td>
</tr>
<tr>
<td>独立董事占比</td>
<td>5219</td>
<td>0.35</td>
<td>0.05</td>
<td>0.00</td>
<td>0.33</td>
<td>0.60</td>
</tr>
</tbody>
</table>

以独立董事人数的中位数为界，我们将样本公司划分为两类，并引入哑变量 num。当董事会独立董事人数大于 3 时，num=1，否则，num=0；以独立董事占比的中位数为界，我们将样本公司划分为两类，并引入哑变量 rate。当公司董事会中独立董事占比大于 0.33 时，rate=1，否则，rate=0。

表 2 中，我们计算了不同类别公司托宾 Q 均值的差异。结果显示，独立董事人数多的公司托宾 Q 均值为 1.437，人数少的公司托宾 Q 均值为 1.478，其差值为-0.041，t 值仅为-1.90，这说明两组公司的价值差异仅有 10% 的显著性水平。但是，按照董事会中独立董事占比划分公司，两组公司的托宾 Q 均值显示出非常显著的差异，差值达到 0.053，显著性水平达到了 5%。这一结果表明，独立董事占比可能对公司价值有重大影响，而且董事会的独立董事占比可能比独立董事人数在改善公司治理方面更具决定性意义。

表 2 高独董与低独董公司托宾 Q 差异检验

<table>
<thead>
<tr>
<th></th>
<th>托宾 Q</th>
</tr>
</thead>
<tbody>
<tr>
<td></td>
<td>样本数</td>
</tr>
<tr>
<td>num</td>
<td>1</td>
</tr>
<tr>
<td></td>
<td>0</td>
</tr>
<tr>
<td>rate</td>
<td>1</td>
</tr>
<tr>
<td></td>
<td>0</td>
</tr>
</tbody>
</table>

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平，下表同。括号中为 t 统计值。

五、实证结果分析

（一）回归结果分析

本文对 2003－2008 年 1043 家中国 A 股市场上市企业 5215 个样本数据的回归结果见表 3。其中，Ln(N) 为董事会规模的代理变量，其值为公司董事会董事人数的对数，Ln(NUM) 为董事会独立董事人数的代理变量，其值为公司董事会中独立董事人数的对数，Ln(RATE) 为董事会独立董事占比的代理变量，其值为公司董事会中独立董事人数占比的对数。另外，由于篇幅所限，表 3 中只列示了现金与股利的回归结果，其他控制变量均显著，且经济学含义符合常理。• 32 •
徐晓萍、李进军：现金、股利资产估值与独立董事有效性

表 3 独立董事与现金、股利的市场价值

<table>
<thead>
<tr>
<th>变量名</th>
<th>(1)</th>
<th>(2)</th>
<th>(3)</th>
<th>(4)</th>
<th>(5)</th>
<th>(6)</th>
</tr>
</thead>
<tbody>
<tr>
<td>Ln(N)</td>
<td>-0.15**</td>
<td>-0.04**</td>
<td>-0.19***</td>
<td>-0.22***</td>
<td>0.01**</td>
<td></td>
</tr>
<tr>
<td>(0.06)</td>
<td>(0.10)</td>
<td>(0.04)</td>
<td>(0.05)</td>
<td></td>
<td>(0.06)</td>
<td></td>
</tr>
<tr>
<td>Ln(N) × Cash,</td>
<td>-1.66***</td>
<td>-2.21***</td>
<td></td>
<td></td>
<td></td>
<td></td>
</tr>
<tr>
<td>(0.51)</td>
<td>(0.41)</td>
<td></td>
<td></td>
<td></td>
<td></td>
<td></td>
</tr>
<tr>
<td>Ln(N) × D,</td>
<td>13.93***</td>
<td>1.61</td>
<td></td>
<td></td>
<td></td>
<td></td>
</tr>
<tr>
<td>(3.28)</td>
<td>(3.33)</td>
<td></td>
<td></td>
<td></td>
<td></td>
<td></td>
</tr>
<tr>
<td>Ln(NUM)</td>
<td>0.14**</td>
<td>0.06**</td>
<td></td>
<td></td>
<td></td>
<td></td>
</tr>
<tr>
<td>(0.07)</td>
<td>(0.09)</td>
<td></td>
<td></td>
<td></td>
<td></td>
<td></td>
</tr>
<tr>
<td>LN(NUM) × Cash</td>
<td>-0.65**</td>
<td>0.53</td>
<td></td>
<td></td>
<td></td>
<td></td>
</tr>
<tr>
<td>(0.28)</td>
<td>(0.44)</td>
<td></td>
<td></td>
<td></td>
<td></td>
<td></td>
</tr>
<tr>
<td>LN(NUM) × D,</td>
<td>-5.81***</td>
<td>-15.40***</td>
<td></td>
<td></td>
<td></td>
<td></td>
</tr>
<tr>
<td>(1.81)</td>
<td>(2.86)</td>
<td></td>
<td></td>
<td></td>
<td></td>
<td></td>
</tr>
<tr>
<td>Ln(RATE)</td>
<td></td>
<td>0.01</td>
<td>0.00</td>
<td>0.04</td>
<td></td>
<td></td>
</tr>
<tr>
<td>(0.09)</td>
<td>(0.09)</td>
<td>(0.09)</td>
<td>(0.09)</td>
<td></td>
<td></td>
<td></td>
</tr>
<tr>
<td>Ln(RATE) × Cash</td>
<td>0.76*</td>
<td>0.88**</td>
<td>0.74*</td>
<td></td>
<td></td>
<td></td>
</tr>
<tr>
<td>(0.44)</td>
<td>(0.44)</td>
<td>(0.44)</td>
<td>(0.44)</td>
<td></td>
<td></td>
<td></td>
</tr>
<tr>
<td>Ln(RATE) × D,</td>
<td>-14.51***</td>
<td>-14.71***</td>
<td>-15.53***</td>
<td></td>
<td></td>
<td></td>
</tr>
<tr>
<td>(2.82)</td>
<td>(2.87)</td>
<td>(2.86)</td>
<td></td>
<td></td>
<td></td>
<td></td>
</tr>
<tr>
<td>Ln(RATE) × Cash, × Size</td>
<td></td>
<td></td>
<td></td>
<td></td>
<td></td>
<td></td>
</tr>
<tr>
<td>(0.10)</td>
<td>(0.13)</td>
<td></td>
<td></td>
<td></td>
<td></td>
<td></td>
</tr>
<tr>
<td>Ln(RATE) × D, × Size</td>
<td></td>
<td></td>
<td></td>
<td></td>
<td></td>
<td></td>
</tr>
<tr>
<td>(0.74)</td>
<td>(1.18)</td>
<td></td>
<td></td>
<td></td>
<td></td>
<td></td>
</tr>
<tr>
<td>Cash,</td>
<td>0.14*</td>
<td>0.90***</td>
<td>3.25***</td>
<td>0.95**</td>
<td>1.00**</td>
<td>5.67***</td>
</tr>
<tr>
<td>(0.08)</td>
<td>(0.34)</td>
<td>(0.81)</td>
<td>(0.47)</td>
<td>(0.47)</td>
<td>(0.47)</td>
<td>(0.49)</td>
</tr>
<tr>
<td>D,</td>
<td>0.11</td>
<td>7.16***</td>
<td>-12.93**</td>
<td>-15.24***</td>
<td>-15.20***</td>
<td>-19.44**</td>
</tr>
<tr>
<td>(0.65)</td>
<td>(2.25)</td>
<td>(5.29)</td>
<td>(3.09)</td>
<td>(3.10)</td>
<td>(7.72)</td>
<td></td>
</tr>
<tr>
<td>R²</td>
<td>0.47</td>
<td>0.47</td>
<td>0.47</td>
<td>0.47</td>
<td>0.47</td>
<td>0.47</td>
</tr>
<tr>
<td>样本数</td>
<td>5 215</td>
<td>5 215</td>
<td>5 215</td>
<td>5 215</td>
<td>5 215</td>
<td>5 215</td>
</tr>
</tbody>
</table>

注：括号中为统计量的标准差；控制变量均用公司资产账面价值 A，进行了标准化。

1. 中国上市公司总体情况

表 3 中模型 (1) 的回归结果表明，中国上市公司现金对公司价值的贡献仅为账面价值的 14%，这一结果与杨兴全等 (2008) 的研究结果基本一致，远远低于投资者保护程度较高的国家现金对公司价值 117% 的贡献 (Pinkowitz 等, 2006)。平均来看，中国上市公司发放股利会增加公司价值，其贡献为账面价值的 11%。但是股利对公司价值的正向影响并不显著，这或许是由于不同治理程度的公司股利对公司价值的影响方向不一致，从而造成整体混合样本中股利的增值效应并不显著。但是，这也可能是由于中国二级资本市场的投资者并不关心公司现金分红的投资思路使得投资者对股利政策并不敏感所致。

2. 中国上市公司独立董事人数对公司价值与现金资产价值的影响

为了控制董事会规模对公司价值的直接影响，我们在模型 (1) 的基础上引入董事会规模的代理变量 Ln(N)。如表 3 第 2 列所示，董事会规模对公司价值的直接影响显著为负（−0.15），而独立董事人数对公司价值的影响显著为正 (0.14)。平均而言，中国上市公司董事会中增加一名独立董事对公司价值的直接效应是使公司价值增加 0.03 (0.14 × (1/3.38) − 0.15 × (1/9.75) =
0.03）。这一结论直接支持了本文研究假设 1。

值得注意的是，在模型(2)中引入交叉项后，现金和股利前的系数显著增大，这说明独立董事人数对公司现金和发放股利的市场价值有显著的影响。

然而，表 3 第 2 列中交叉项的系数均显著为负，使得董事会中独立董事人数对公司治理的影响并不清晰。首先，独立董事人数与现金交叉项的系数为负，表明董事会中独立董事数量越多，市场对公司现金估值越低。这说明独立董事人数对市场治理水平有负面影响。其次，独立董事人数与股利交叉项的系数为负，表明独立董事越多，市场对公司发放的股利估值也越低。这说明独立董事人数对公司治理有正面影响。

本文认为，独立董事人数对公司治理影响方向的不确定性，源于独立董事人数与董事会规模的高度相关性。考虑到董事会规模对独立董事人数具有较大的影响，我们在模型(3)中引入董事会规模与现金和股利的交叉项。结果发现，独立董事人数与现金交叉项的系数为正，与股利交叉项的系数为负，支持了本文的研究假设 3。但是，由于与董事会规模之间高度的相关性，现金与独立董事人数交叉项前的系数并不显著。

3. 中国上市公司独立董事占比对公司价值与现金资产价值的影响

表 3 第 4 列显示，独立董事在董事会中的占比与公司价值呈正相关关系，这虽然支持了本文假设 2，但并不显著。现金在回归方程中系数为 0.95，其含义为，当独立董事在董事会占比为 100% 时，市场对公司现金的估值为其账面价值的 95%。独立董事占比与公司现金的交叉项前系数为 0.76，并且在 10% 的水平上显著。综合来看，当独立董事占比为最小值 8% 时，现金对公司价值的贡献为账面价值的 -96% (0.76 × Ln(0.08) + 0.95)；而当公司独立董事占比为最大值 60% 时，公司现金对公司价值的贡献为其账面价值的 56% (0.76 × Ln(0.60) + 0.95)。这表明独立董事占比小的公司代理问题较大，公司现金被管理层或大股东用来满足其私人利益的可能性更高。

模型(4) 股利前的回归系数表明，如果独立董事在董事会中占比为 100%，那么公司发放股利的行为会严重损害公司价值，也就是说，公司多发放 1 元股利，公司价值会下降 15.24 元，这种下降幅度足以显示市场对此类公司发放股利的抵制情绪。而独立董事占比与股利交叉项的系数为负表明，董事会独立董事占比减少，可能使公司的股利发放提升公司价值。综合来看，对于董事会独立董事占比最大的公司，多发放 1 元股利会使公司价值减少 7.8 元 (−15.24−14.51 × Ln(0.60)=−7.8)；而对于公司董事会独立董事占比最小的公司(RATE=8%)，多发放 1 元股利会使公司价值增加 21.41 元 (−15.24−14.51 × Ln(0.08)=21.41)。由于独立董事占比不同，公司股利对公司价值的贡献存在巨大差异。这一方面表明，在模型(1)中股利代理变量前系数不显著，是由于治理程度不同的公司股利政策对公司价值的影响方向不一
致，造成整体混合样本中这种股利的增值效应并不显著；另一方面也表明，独立董事有效地减少了管理层与大股东为谋求自身利益而损害投资者利益的可能性，从而支持了本文的假设 4。

为了考察不同规模董事会中独立董事占比对公司现金和股利的不同影响，我们在模型（5）中引入代表董事会规模的哑变量 Size（当董事人数大于中位数，size=1；否则 size=0）与模型（4）中两个交叉项的交互项。由回归结果可知，即使我们考虑了董事会规模对独立董事占比有效性的影响，模型（4）的结论依然成立。从含有董事会规模哑变量的交互项回归系数看，在独立董事占比相同的情况下，在大型董事会的公司中，现金对公司价值的贡献更大，所发放的股利对公司价值的贡献更小。这说明董事会中独立董事越多，独立董事监督管理层与大股东行为的效果越明显，公司现金对公司的价值贡献越大，股利对公司价值的贡献越低，间接支持了本文的假设 3。

为了将董事会规模对现金和股利价值的直接影响区分开，我们加入了董事会规模与现金和股利的交叉项，回归结果如表 3 第 6 列所示。我们发现，当考虑董事会规模对公司现金和股利的直接影响后，模型（4）和模型（5）的结果仍然成立。

对比模型（4）至模型（6）的结果可知，虽然总体上董事会规模与公司价值之间存在负相关关系，但考虑到独立董事在董事会中的作用，董事会规模与公司价值之间有可能存在类似 U 型曲线的非线性关系。也就是说，在独立董事占比一定的条件下，董事会规模的扩大，一方面会使公司董事会内部成员之间推诿的道德风险加剧，不利于公司价值的提升，另一方面独立董事的人数也会随着董事会规模的扩大而相应增加。模型（5）和模型（6）均显示，在董事人数中位数附近，董事会规模的扩大有可能改善公司的治理水平，提升公司价值。而且，不同规模的董事会，独立董事的占比是不同的，这可能造成董事会规模与公司价值之间 U 型、倒 U 型或其他非线性关系。

（二）稳健性检验

1. 研发费用

由于中国会计制度的局限，只有部分样本披露了近年的研发费用数据，这可能会低估中国上市企业的研发支出水平。因此，本文参照杨兴全等（2008）的方法，以企业披露的资本性支出作为研发支出的代理变量。其回归结果与前文结果相似，并未发现有显著差异。

2. 对没有独立董事公司的处理

为了使回归方程变量具有明确的经济学意义，本文直接使用独立董事人数和独立董事占比的对数值作为独立董事的代理变量。但是，这样处理的成本是，我们从研究样本中剔除了 4 个独立董事人数为 0 的公司样本，丢失了原有样本的一部分信息。为了检验本文前述结论的稳健性，我们对独立董事人
数与独立董事占比进行了修正，用 $\ln(1 + \text{NUM})$ 作为独立董事人数的代理变量，用 $\ln(0.01 + \text{RATE})$ 作为独立董事占比的代理变量。这样，独立董事人数的系数就表示独立董事人数的边际效应，而独立董事占比前的系数表示独立董事的边际效应。其回归结果与前文中的结果相似，没有本质差异，而且从结果的显著性水平来看，边际效应更为显著。

3. 方法的稳健性

考虑到运用平衡面板数据进行分析需要舍弃在研究时间范围内数据不全的公司样本，故本文直接对混合数据进行 OLS。为了保证本文结果的稳健性，我们还对混合数据进行了固定效应面板分析，其结果与我们运用 OLS 方法得到的结果没有本质的差异。虽然面板分析结果显示，独立董事占比与现金的交叉项系数并不显著，但依然为正，其值稳定在 0.59 左右。而且，独立董事占比和人数前的系数在 1% 的显著性水平上为正，表明独立董事与公司价值具有显著的正向相关关系。

六、研究结论

本文在利用和借鉴 Fama 和 French(1998) 的价值回归模型基础上，考察了中国上市公司独立董事的有效性问题。我们的主要发现有：首先，独立董事人数和占比与公司价值之间均存在直接的正相关关系，但并不显著。因此，我们没有充分的理由相信，独立董事占比对公司价值的提升有直接的影响。其次，对独立董事占比与公司现金资产相互影响的分析表明，独立董事占比的提高有助于提升市场对公司现金的估值，降低公司股利对投资者的吸引力。这说明中国上市公司独立董事有效地抑制了公司管理层与大股东牺牲投资者利益来谋求私人利益的行为，提高了公司利用投资者资金的效率。再次，在控制独立董事占比的情况下，大型董事会中的独立董事对管理层和大股东谋取私人利益的抑制效果更为明显的实证结果表明，独立董事人数的增加同样能够加强公司治理，保护投资者。最后，作为本文研究的意外成果，我们发现正是由于独立董事的存在，董事会规模对公司价值的影响可能呈现非线性关系。这一发现解释了以往在研究董事会规模对公司价值影响的问题时所取得结论差异的原因。

* 本文为上海财经大学第五批研究生科研创新基金资助项目(CXJJ-2010-329)

注释：
① 本文的现金资产是指公司内部持有的现金和发放的现金股利。另外，文中出现的"股利"一词，均指公司发放的现金股利。
② 公司发放的现金股利，可以被看作是公司将内部持有的现金外部化。
③ 由于本文模型中的变量采用独立董事人数的对数形式，因此，舍弃了 4 个没有独立董事
事的公司样本，此时，样本中独立董事所占比的的最小值变为 0.08。
③由于篇幅所限，稳健性检验的详细结果并未列出，如需查看可向作者索取。

参考文献:
[18] Jensen M C，Meckling W H. Theory of the firm: Managerial behavior，agency costs
Valuation of Cash and Dividend Assets, and the Effectiveness of Independent Directors: An Empirical Analysis Based on Value Regression Model

XU Xiao-ping, LI Jin-jun

(School of Finance, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)

Abstract: By adopting the corporate value model developed by Fama and French in 1998 and the valuation of cash and dividends, this paper studies the effectiveness of independent directors of listed companies in China. The result shows that the introduction of independent directors into the board can raise the value of the company’s cash holdings and obviously reduce the contribution of dividends to corporate value. Thus, it proves that independent directors can protect the interests of investors from being expropriated by the management and large shareholders, leading to the improvement of corporate governance. It also finds that the presence of independent directors in the board partially offsets the negative relationship between board size and corporate value, which gives an explanation of the possible nonlinear relationship between board size and corporate value to some extent.

Key words: independent director; corporate governance; cash; dividend; valuation of corporate assets