

盈余管理计量模型在中国股票市场的应用研究¹

夏立军²

摘要

本文针对中国股票市场，使用上市公司 2000 年度财务报告数据，对以截面 Jones 模型和 KS 模型为基础调整出的各盈余管理计量模型揭示盈余管理的能力进行了检验。通过检验各模型估计出的非正常性应计利润和上市公司配股动机引起的盈余管理之间的关系，我们发现：1、在调整出的众多截面模型中，分行业估计并且采用线下项目前总应计利润作为因变量估计特征参数的基本 Jones 模型和调整 KS 模型最有效地揭示出盈余管理；2、在基本 Jones 模型中加进长期投资或无形资产和其他长期资产并不能改进模型，并且修正的 Jones 模型并不比基本 Jones 模型更好；3、在估计正常性应计利润时，采用线下项目前总应计利润作为因变量估计特征参数的方法优于采用包含线下项目的总应计利润作为因变量估计特征参数的方法，分行业估计行业特征参数的方法优于使用总体样本估计样本总体特征参数的方法；4、章永奎、刘峰（2002）使用的模型以及直接使用线下项目作为非正常性应计利润不能揭示出盈余管理。

关键词：盈余管理、模型评估、中国股票市场、配股动机

一、引言

盈余管理是二十世纪八十年代中后期兴起的实证会计研究的一个重要领域³。对盈余管理行为的研究可以从更深层次上理解会计盈余的有用性和会计行为的形成与作用机制，进一步验证会计行为的经济后果以及会计盈余的信息含量，从而有助于完善监管政策和会计准则，改善公司治理，优化市场资源配置。盈余管理的研究领域非常广泛，涉及管理人员报酬计划和盈余管理、债务契约和盈余管理、政治成本和盈余管理、股票发行和盈余管理、公司治理和盈余管理，以及盈余管理和资源配置、盈余管理的市场反应，等等。从方法上来讲，这些研究的主要区别在于如何计量盈余管理。但是到目前为止，实证研究结果对如何计量盈余管理还存在争议，尚没有找到一个完美的盈余管理计量方法。

现有的盈余管理计量方法主要有三种类型，包括应计利润分离法，具体项目法和分布检测法。所谓应计利润分离法，即是用回归模型将应计利润分离为正常性应计利润和非正常性应计利润，并用非正常性应计利润来衡量盈余管理的大小和程度。所谓应计利润是指那些不直接形成当期现金流

¹ 感谢《中国会计与财务研究》杂志两位匿名审稿人对本文提出的修改建议以及中国会计教授会 2002 年年会（2002.7，成都）上有关学者提出的意见，但文中的错误与不足由作者负责。另外，本文的写作参考了香港城市大学会计系徐林倩丽教授以及美国 DePaul University 戴红华小姐提供的有关文献，在此一并致谢。

² 夏立军，博士研究生，上海财经大学会计学院，上海市（200083）。

³ 关于盈余管理有不同的定义，本文采用章永奎、刘峰（2002）对盈余管理的定义，即指上市公司为特定目的而对盈利进行操纵的行为。

入或流出，但按照权责发生制和配比原则应计入当期损益的那些收入或费用（或净资产的增加或减少部分），比如折旧费用、摊销费用、应收账款增加额等等。根据应计利润的被操纵程度，可以将应计利润区分为正常性应计利润和非正常性应计利润。应计利润分离法要解决的便是如何将应计利润分离为正常性应计利润和非正常性应计利润的问题。

尽管应计利润分离法在盈余管理的计量中得到广泛的应用⁴，但是这种方法依赖于一些主观的假设，因此其局限性也非常明显。一种替代的方法是具体项目法，这种方法专门针对具体的应计利润项目进行研究，例如对坏账准备的研究（McNichols和Wilson 1988），针对保险行业的索赔损失准备的研究（Beaver和McNichols 1998）。该方法的一个优点是研究者可以根据对公认会计原则的理解获得对影响应计利润的关键因素的直觉，另一个优点是它可以应用于那些业务活动会导致大量容易被操纵的应计利润的行业。而它的缺点是应用这种方法需要研究者对制度背景有深刻的认识，而且由于具体的应计利润项目研究往往局限于小样本或具体的行业和部门，因此研究结果难以推广。

另一种非常实用的盈余管理计量方法是分布检测法，这种方法通过检查报告盈余在特定水平周围的不连续分布来计量盈余管理，这些特定的盈余水平一般是：盈余为零；上年盈余；本年度分析师预测的盈余。我们将这种方法称为分布检测法。近几年来，这种方法得到了一些应用（Burgstahler和Dichev 1997；Degeorge, Patel 和 Zeckhauser 1999）。已有的研究发现，在上述特定的盈余水平周围，往往出现比预期更少（或更多）的观察值，这表明在这些特定的盈余水平附近存在着盈余管理行为。这种方法的突出优点是仅仅通过检查盈余的分布就可以鉴别出哪些公司有盈余管理的行为，但是其缺点也非常明显，因为应用这种方法来计量盈余管理并不能获得关于公司进行盈余管理的手段或者程度的信息，并且只能用于特定的盈余管理动机。

在三种盈余管理计量方法中，关于应计利润分离法的争议最多。相应地，对使用这种方法的各种计量模型（以下简称“盈余管理计量模型”）进行评估的文献也较多。Dechow, Sloan 和 Sweeney（1995），Kang 和 Sivaramakrishnan（1995），Subramanyam（1996），Guay, Kothari 和 Watts（1996），McNichols（2000），Thomas 和 Zhang（2000），Batov, Gul 和 Tsui（2001），Hribar 和 Collins（2002）等分别运用不同的方法从不同侧面对各种盈余管理计量模型揭示盈余管理的能力进行了评估和比较。这些研究结果大大增进了人们对盈余管理计量模型的认识，从而有助于改进和发展出更好的盈余管理计量模型，提高盈余管理研究结果的可靠性。但是，这些研究主要针对美国股票市场。由于各国股票市场具有不同的特征，这些研究结论在其他国家的适用性还有待验证。

近几年来，针对中国股票市场的盈余管理研究日渐增多，研究范围也不断扩展，从而产生了对盈余管理计量模型的需求。一些学者开始使用盈余管理计量模型来揭示上市公司的盈余管理，例如林舒、魏明海（2000）对中国 A 股公司 IPO 过程中盈余管理的研究，章永奎、刘峰（2002）对中国上市公司盈余管理和审计意见相关性的研究。对于针对中国股票市场的研究者来说，是直接使用现有的盈余管理计量模型还是根据中国市场的情况对这些模型进行调整？如果直接使用，如何在众多的计量模型中进行选择？如果调整，那么怎样的调整可以改进模型的使用效果？这些问题有待回答。本文针对中国股票市场，通过检验不同盈余管理计量模型估计出的非正常性应计利润和上市公司为

⁴ 根据 McNichols（2000）对 1993 年—1999 年 9 月期间发表于美国 8 个顶级会计杂志的 55 篇盈余管理研究文献的统计，45.5%的文章使用了应计利润分离法，18.2%的文章使用了具体项目法，1.8%的文章使用了分布检测法。

获得配股资格的盈余管理动机之间的关系对各模型揭示盈余管理的能力进行评估，从而对以上问题作出初步回答。鉴于盈余管理计量的具体项目法和分布检测法在盈余管理计量中的适用性受到限制，并且关于这两种方法的争议较少，本文不对这两种方法在中国股票市场的应用进行讨论。

本文的第二节针对中国股票市场对盈余管理计量模型及其评估方法进行分析。首先在对中国上市公司的利润表和现金流量表进行解析的基础上提出本文需要进行评估的几种盈余管理计量模型及其变体，然后对本文评估盈余管理计量模型的方法进行分析。第三节是研究方法和数据描述，包括样本选择和数据描述，检验模型和变量说明。第四节是实证检验结果和解释。文章最后一节将进行小结，并给出研究结论和局限。

二、针对中国股票市场的分析

（一）中国上市公司利润表和现金流量表解析

前已述及，使用应计利润分离法计量盈余管理的关键在于怎样合理地将应计利润分离为正常性应计利润和非正常性应计利润。分离方法的可靠性不仅取决于上市公司的盈余管理动机、手段，股票市场的效率和监管环境，还取决于上市公司的会计核算制度和办法。中国上市公司强烈的融资动机、行政管理式的融资资格审核政策、特殊的股权结构、不完善的监管手段等重要因素使得中国上市公司的盈余管理成为一个普遍现象。而这些盈余管理行为如何影响会计报表中所反映出的应计利润则与会计核算制度有关。可以预见，在不同的会计核算制度下，同一种盈余管理计量模型计量盈余管理的可靠性会有不同。因此，我们首先对中国上市公司的会计报表进行解析。

中国股票市场自从 90 年代初建立以来，一直处于一个不断变革和发展的过程中。相应地，中国上市公司的会计核算制度也几经变更，其中近几年的重大会计核算制度和政策变更有：1998 年股份公司会计制度的颁布实施、1999 年的四项减值准备计提政策的颁布实施以及 2000 年底统一的企业会计制度的颁布实施。由于我们的研究对象是 2000 年的上市公司，因此我们选取了 2000 年上市公司具有代表性的利润表和现金流量表进行分析，以对在中国股票市场应用盈余管理计量模型有更好的认识。为了分析的方便，我们省略了利润表中不重要的项目，并对现金流量表各项目进行重新排列。整理后的利润表和现金流量表如图 1 所示。

从图 1 中我们可以看出，利润表中营业利润以上的项目主要对应着现金流量表虚线以上的项目，这些项目代表了公司主要的营业活动，相当于美国上市公司的“线下项目前利润”（EXBI）。利润表中营业利润和净利润之间的项目则主要对应着现金流量表中虚线以下的项目，这些项目代表了公司附属的和非持续性的业务活动，相当于美国上市公司的“线下项目”（BL）。在上市公司不存在盈余管理的情况下，公司主要的营业活动和附属的及非持续性的业务活动的发生也会影响公司的应计利润项目。但是，试图一一分辨出某项业务活动对某个应计利润项目的影响是不太可能的，研究者只能通过寻找主导上市公司应计利润项目的变量来控制公司正常的业务活动对应计利润项目的影响。

图 1 中国上市公司的利润表和现金流量表解析

利润表	现金流量表	主导变量
一、主营业务收入 (REV) 减：折扣与折让 主营业务成本 主营业务税金及附加 二、主营业务利润 加：其他业务利润 减：存货跌价损失 营业费用 管理费用 财务费用 三、营业利润 (EBXI) 加：投资收益 补贴收入 营业外收支 以前年度损益调整 四、利润总额 (GI) 减：所得税 少数股东损益 五、 <u>净利润 (NI)</u>	<u>净利润 (NI)</u> 加： 经营性应收项目的增加 (减减少) 计提的坏账准备或转销的坏账 增值税增加净额 存货的减少 (减增加) 经营性应付项目的增加 (减减少) 待摊费用的减少 (减增加) 预提费用的增加 (减减少) 无形资产及其他资产摊销 处置无形资产和其他资产的损益 财务费用 固定资产折旧 ----- 固定资产报废和处置损益 投资损失 (减收益) 递延税款贷项 (减借项) 少数股东损益 <u>经营活动产生的现金流量净额 (CFO)</u>	主营业务收入 (REV) 主营业务成本 (COST) 无形资产和其他长期资产 (InAssets) 固定资产 (PPE) 长期投资 (LInvest)

通过对现金流量表中应计利润项目的具体分析，我们可以发现影响应计利润的主导变量。在图 1 右列，我们列示了这些主导变量，主要有：主营业务收入、主营业务成本、无形资产和其他长期资产、固定资产、长期投资。其中，前四个主导变量和公司主要的营业活动有关，而长期投资则和线下项目有关。需要指出的是，在使用回归模型计量公司正常性应计利润时，选取的主导变量并不是越多越好，原因有二：一是有些主导变量之间具有相关性，没有必要都进行控制；二是过多的主导变量会造成回归模型的共线性问题。至于选取多少主导变量控制公司正常业务活动对应计利润的影响，是一个实证性的问题。例如，Jones (1991) 选取了主营业务收入以及固定资产作为主导变量，而 Kang 和 Sivaramakrishnan (1995) 则选取了主营业务收入、成本和费用以及固定资产作为主导变量。本文将针对中国股票市场选取不同主导变量的盈余管理计量模型进行评估。

一般来说，假设现金流量表中经营活动现金流量不会被操纵是合理的，因此盈余管理的对象就变为各种应计利润项目。针对美国股票市场的盈余管理研究主要使用线下项目前利润 (EBXI) 和经营活动现金流量 (CFO) 的差额来反映这些可以被操纵的应计利润项目的总额，这与美国股票市场的监管制度比较完善有关，因为完善的监管政策使得上市公司操纵线下项目相对较难。但是，中国股票市场的情况有所不同，上市公司通过关联方债务重组、非货币性交易等活动操纵线下项目的盈余管理行为时有发生 (Chen 和 Yuan, 2001; 陈信元、原红旗, 1998; 原红旗, 1998)，因此，我们

还对总应计利润的计算方法做不同的调整，并对调整后的盈余管理计量模型进行评估。

（二）盈余管理计量模型的选择和调整

已有的盈余管理研究已经发展出非常多的盈余管理计量模型，比较常见的有（1）DeAngelo（1986）模型；（2）Healy（1985）模型；（3）Jones（1991）模型；（4）修正的 Jones 模型（Dechow, Sloan 和 Sweeney, 1995）；（5）行业模型（Dechow, Sloan 和 Sweeney, 1995）；（6）截面 Jones 模型（DeFond 和 Jiambalvo, 1994）；（7）截面修正的 Jones 模型（DeFond 和 Jiambalvo, 1994）；（8）KS 模型（Kang 和 Sivaramakrishnan, 1995）；（9）Beneish 模型（Beneish, 1997）。另外，还有这些模型的变体及其他一些模型。

在这些盈余管理计量模型中，有些属于时间序列模型（例如前五个模型），有些是截面模型（例如两个截面 Jones 模型）。时间序列模型往往根据每个公司估计期时间序列上的数据，给每个公司估计出一个总应计利润和主导变量之间的回归系数。因此，使用时间序列模型需要样本公司具有较长时间序列的数据，同时要求样本公司在估计期没有系统性的盈余管理。截面模型往往根据事件期（假设的盈余管理发生期）每个行业的公司数据，给每个行业估计出一个总应计利润和主导变量之间的回归系数。因此，截面模型不要求样本公司具有较长时间序列的数据，但是截面模型内在地假设样本公司在同行业中没有显著的差异。无论是时间序列模型还是截面模型，都依赖于一些特定的假设，而这些假设难以对所有样本公司都成立。选择时间序列模型还是截面回归模型，意味着权衡，至于哪种模型更优，则是一个实证性的问题。

但是，对于针对中国股票市场的盈余管理研究来说，目前使用时间序列模型还不太可能。其原因有三：第一，我国股票市场发展时间还很短，大部分上市公司上市时间不到 10 年，不满足使用时间序列模型的条件；第二，时间序列模型内在地假设样本公司在估计期没有系统性的盈余管理，而根据国内已有的实证研究文献，中国股票市场上上市公司存在着普遍性的盈余管理（蒋义宏、魏刚，1998；陈小悦、肖星、过晓艳，2000）；第三，如前文所述，中国股票市场上上市公司的会计核算制度处于一个不断的变更和完善过程中，而会计核算制度的变更会给时间序列模型计量盈余管理造成混乱。因此，我们认为，在目前情况下，针对中国股票市场的盈余管理研究不宜使用时间序列模型。

针对美国市场的实证研究结果表明，截面 Jones 模型以及截面修正的 Jones 模型比其时间序列模型更能有效地揭示出公司的盈余管理（Subramanyam, 1996；Bartov, Gul 和 Tsui, 2001）。并且，Bartov, Gul 和 Tsui（2001）的研究结果还证实，截面 Jones 模型和截面修正的 Jones 模型也优于 DeAngelo 模型、Healy 模型和行业模型。另外，Kang 和 Sivaramakrishnan（1995）的研究表明，他们基于工具变量法建立的盈余管理计量模型（以下简称“KS 模型”）在揭示盈余管理时比时间序列的 Jones 模型更能降低 I 类错误和 II 类错误。因此，接下来，我们着眼于截面 Jones 模型、截面修正的 Jones 模型和 KS 模型，并根据上一小节的分析发展几种调整方法。

正常性应计利润的估计模型

在评估盈余管理计量模型及其调整之前，有必要作如下说明：我们考虑估计正常性应计利润时

计算总应计利润的两种处理方法，一种是针对美国市场的盈余管理研究常用的，即 $GA = EBXI - CFO$ ，其中 GA 代表线下项目前总应计利润， $EBXI$ 为经营利润， CFO 为经营活动现金流量；另一种将线下项目也包括于总应计利润中，即使用 $TA = NI - CFO$ ，其中 TA 代表包括线下项目的总应计利润， NI 为净利润， CFO 为经营活动现金流量净额。为了表述方便，在下面估计正常性应计利润的模型表述中，我们将这两种方法计算的总应计利润统称为 ETA 。

1、基本 Jones 模型⁵

Jones (1991) 在估计正常性应计利润时成功地控制了公司经济环境的变化对正常性应计利润的影响，这里，我们考虑其截面模型，模型如下：

$$NDA_i = \alpha_1(1/A_i) + \alpha_2(\Delta REV_i/A_i) + \alpha_3(PPE_i/A_i) \quad (1)$$

其中： NDA_i 是经过上期期末总资产调整后的公司 i 的正常性应计利润， ΔREV_i 是公司 i 当期主营业务收入和上期主营业务收入的差额， PPE_i 是公司 i 当期期末厂房、设备等固定资产价值， A_i 是公司 i 上期期末总资产， $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ 是行业特征参数。这些行业特征参数 $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ 的估计值根据以下模型，并运用经过不同行业分组的数据进行回归取得：

$$ETA_i/A_i = a_1(1/A_i) + a_2(\Delta REV_i/A_i) + a_3(PPE_i/A_i) + \varepsilon_i \quad (2)$$

其中： a_1, a_2, a_3 是 $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ 的 OLS 估计值， ETA_i 是公司 i 的总应计利润，分别采用 GA_i 和 TA_i 计算。 ε_i 为剩余项，代表各公司总应计利润中的非正常性应计利润部分。其他变量含义和方程 (1) 相同。

2、修正 Jones 模型

当收入确认受到操纵时，基本 Jones 模型在估量非正常性应计利润时会出现误差，修正的 Jones 模型考虑了针对收入确认的盈余管理，模型如下：

$$NDA_i = \alpha_1(1/A_i) + \alpha_2[(\Delta REV_i - \Delta REC_i)/A_i] + \alpha_3(PPE_i/A_i) \quad (3)$$

其中： ΔREC_i 是公司 i 当期期末应收账款和上期期末应收账款的差额，其他变量的含义和方程 (1) 相同。需要注意的是， $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ 的估计值是从基本 Jones 模型中得到的，即使用方程 (2) 估计，而不是从修正 Jones 模型中得到的。修正 Jones 模型相对基本 Jones 模型的调整仅仅是模型中主营业务收入变化量经过了当期应收账款变化量的调整。

3、带无形资产和其他长期资产基本 Jones 模型

我们在基本 Jones 模型中加进主导变量无形资产和其他长期资产，以观察带无形资产和其他长期资产的 Jones 模型揭示盈余管理的能力是否增强。陆建桥 (1998)、章永奎、刘峰 (2002) 的研究中使用了这样的调整。模型如下：

$$NDA_i = \alpha_1(1/A_i) + \alpha_2(\Delta REV_i/A_i) + \alpha_3(PPE_i/A_i) + \alpha_4(InAssets_i/A_i) \quad (4)$$

其中： $InAssets_i$ 表示公司 i 当期期末无形资产和其他长期资产余额，其他变量含义和方程 (1) 相同。 $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4$ 的估计值根据以下模型，并运用经过不同行业分组的数据进行回归取得：

$$ETA_i/A_i = a_1(1/A_i) + a_2(\Delta REV_i/A_i) + a_3(PPE_i/A_i) + a_4(InAssets_i/A_i) + \varepsilon_i \quad (5)$$

其中： $InAssets_i$ 表示第 i 个公司当期期末无形资产和其他长期资产余额，其他变量含义和方程 (2)

⁵ 由于我们要评估的所有模型都是用截面数据估计的，因此，我们不再在模型的名称前加“截面”二字。

相同。

4、带无形资产和其他长期资产修正 Jones 模型

将无形资产和其他长期资产加进修正 Jones 模型中，我们得到带无形资产和其他长期资产的修正 Jones 模型，模型如下：

$$NDA_i = \alpha_1(1/A_i) + \alpha_2[(\Delta REV_i - \Delta REC_i) / A_i] + \alpha_3(PPE_i / A_i) + \alpha_4(InAssets_i / A_i) \quad (6)$$

其中： ΔREC_i 是公司 i 当期期末应收账款和上期期末应收账款的差额， $InAssets_i$ 表示公司 i 当期期末无形资产和其他长期资产余额，其他变量的含义和方程（1）相同。同样需要注意的是， α_1 ， α_2 ， α_3 ， α_4 的估计值是使用方程（5）估计的。

5、带长期投资基本 Jones 模型

在基本 Jones 模型中加进主导变量长期投资得到带长期投资的 Jones 模型，模型如下：

$$NDA_i = \alpha_1(1/A_i) + \alpha_2(\Delta REV_i / A_i) + \alpha_3(PPE_i / A_i) + \alpha_4(LInvest_i / A_i) \quad (7)$$

其中： $LInvest_i$ 为公司 i 当期期末长期投资余额，其他变量含义和方程（1）相同。 α_1 ， α_2 ， α_3 ， α_4 的估计值根据以下模型，并运用经过不同行业分组的数据进行回归取得：

$$TA_i/A_i = a_1(1/A_i) + a_2(\Delta REV_i / A_i) + a_3(PPE_i / A_i) + a_4(LInvest_i / A_i) + \varepsilon_i \quad (8)$$

其中： TA_i 为公司 i 当期总应计利润。由于长期投资和线下项目有关，因此，此处使用 TA_i 进行计算而不再考虑 GA_i 。 $LInvest_i$ 为公司 i 当期期末长期投资余额，其他变量含义和方程（2）相同。

6、带长期投资修正 Jones 模型

在修正的 Jones 模型中加进主导变量长期投资得到带长期投资的修正 Jones 模型，模型如下：

$$NDA_i = \alpha_1(1/A_i) + \alpha_2[(\Delta REV_i - \Delta REC_i) / A_i] + \alpha_3(PPE_i / A_i) + \alpha_4(LInvest_i / A_i) \quad (9)$$

其中： ΔREC_i 是公司 i 当期期末应收账款和上期期末应收账款的差额， $LInvest_i$ 为公司 i 当期期末长期投资余额，其他变量的含义和方程（1）相同。注意 α_1 ， α_2 ， α_3 ， α_4 的估计值是使用方程（8）估计的。

7、调整 KS 模型

Kang 和 Sivaramakrishnan（1995）在对各应计利润项目与主营业务收入、成本费用以及固定资产的关系进行分析的基础上，发展出 KS 模型。此模型先计算正常性应计利润的余额，模型如下：

$$AB_{i,t} = a_1 + a_2[b_{2,i} REV_{i,t}] + a_3[b_{3,i} EXP_{i,t}] + a_4[b_{4,i} PPE_{i,t}] + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

其中： $b_{2,i} = AR_{i,t-1}/REV_{i,t-1}$ ， $b_{3,i} = (INV_{i,t-1} + OCA_{i,t-1} - CL_{i,t-1})/EXP_{i,t-1}$ ， $b_{4,i} = DEP_{i,t-1}/PPE_{i,t-1}$ 。 $AB_{i,t}$ 表示 t 期公司 i 的应计利润余额， $AR_{i,t-1}$ 表示 $t-1$ 期公司 i 的扣除税收返还后的应收款项， $REV_{i,t-1}$ 表示 $t-1$ 期公司 i 的净销售收入， $INV_{i,t-1}$ 表示 $t-1$ 期公司 i 的存货， $OCA_{i,t-1}$ 表示 $t-1$ 期公司 i 的现金、应收款项和存货以外的其他流动资产， $CL_{i,t-1}$ 表示 $t-1$ 期公司 i 的流动负债扣除应交税金和一年内到期的长期借款后的余额， $EXP_{i,t-1}$ 表示 $t-1$ 期公司 i 的经营费用（包括销售成本、扣除折旧后的销售费用和管理费用）， $DEP_{i,t-1}$ 表示 $t-1$ 期公司 i 的折旧和摊销， $PPE_{i,t-1}$ 表示 $t-1$ 期公司 i 的财产、厂房和设备。 a_1 ， a_2 ， a_3 ， a_4 的估计值使用同样的模型在估计期回归取得。

公司事件期实际的应计利润余额和估计出的正常性应计利润余额之间的差额即为非正常性应计利润。KS 模型看似复杂，其实思想非常简单。该模型的内在假设相当于：对每个公司来说，在当期和上一期间，其销售收入与应收款项之间、成本费用与存货及应付款项之间、折旧摊销与财产、厂

房和设备之间的比率关系保持稳定。这样，公司的应计利润余额就主要由销售收入、成本费用和固定资产来决定。

由于时间序列模型在中国股票市场还不适用，我们根据 KS 模型的建模思想，对 KS 模型进行调整，将其改为截面模型，并将其内在假设改变为：在同一行业内，不同公司具有类似的应收账款周转率、存货和应付账款周转率以及固定资产折旧率。这样，我们可以使用截面数据对公司的正常性应计利润进行估计，模型如下：

$$NDA_i = \alpha_1(1/A_i) + \alpha_2(REV_i/A_i) + \alpha_3(COST_i/A_i) + \alpha_4(PPE_i/A_i) \quad (11)$$

其中：NDA_i是经过上期期末总资产调整后的公司 i 的正常性应计利润，REV_i是公司 i 当期主营业务收入，COST_i是公司 i 当期主营业务成本，PPE_i是公司 i 当期期末固定资产价值，A_i是公司 i 上期期末总资产， $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4$ 是行业特征参数。这些行业特征参数的估计值根据以下模型，并运用经过不同行业分组的数据进行回归取得：

$$ETA_i/A_i = a_1(1/A_i) + a_2(REV_i/A_i) + a_3(COST_i/A_i) + a_4(PPE_i/A_i) + \varepsilon_i \quad (12)$$

其中： a_1, a_2, a_3, a_4 是 $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4$ 的 OLS 估计值⁶，ETA_i是公司 i 的总应计利润，分别用 GA_i 和 TA_i 计算。 ε_i 为剩余项，代表各公司总应计利润中的非正常性应计利润部分。其他变量含义和方程 (11) 相同。

8、带长期投资调整 KS 模型

我们在调整 KS 模型中加入主导变量长期投资，以反映投资收益项目对应计利润的影响。加入此变量的内在假设是在同一行业，不同公司具有类似的投资收益率。因此，估计正常性应计利润的模型变为：

$$NDA_i = \alpha_1(1/A_i) + \alpha_2(REV_i/A_i) + \alpha_3(COST_i/A_i) + \alpha_4(PPE_i/A_i) + \alpha_5(LInvest_i/A_i) \quad (13)$$

其中：LInvest_i 为公司 i 当期期末长期投资余额，其他变量含义和方程 (11) 相同。相应地， $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \alpha_5$ 的估计模型变为：

$$TA_i/A_i = a_1(1/A_i) + a_2(REV_i/A_i) + a_3(COST_i/A_i) + a_4(PPE_i/A_i) + a_5(LInvest_i/A_i) + \varepsilon_i \quad (14)$$

其中：TA_i 为公司 i 当期总应计利润。由于长期投资和线下项目有关，因此，此处使用 TA_i 进行计算而不再考虑 GA_i。 a_1, a_2, a_3, a_4, a_5 是 $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \alpha_5$ 的 OLS 估计值。其他变量含义和方程 (13) 相同。

9、章永奎、刘峰（2002）使用的 Jones 模型

章永奎、刘峰（2002）对修正 Jones 模型进行了修改，将主导变量无形资产和其他长期资产加入模型中。同时，他们所做的一个更重大的修改是改变了行业特征参数的估计方程和估计方法。在他们使用的模型中，计算正常性应计利润的模型和方程 (6) 相同。但是，他们将行业特征参数 $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4$ 的估计方程改变为：

$$TA_i/A_i = a_1(1/A_i) + a_2[(\Delta REV_i - \Delta REC_i)/A_i] + a_3(PPE_i/A_i) + a_4(\ln Assets_i/A_i) + \varepsilon_i \quad (15)$$

即在估计行业特征参数时将 ΔREC_i 也包括其中，这样原本的“主营业务收入变动和应计利润的关系”被改变为“销售活动现金流量和应计利润的关系”，这可能是对修正 Jones 模型的误用。同时，他

⁶ 在 KS 模型中，为了控制解释变量的测量误差，使用的是工具变量法估计方法。由于中国股票市场盈余管理具有普遍性，难以找到合适的工具变量，因此我们依然使用 OLS 估计方法。

们使用总体样本对样本总体特征参数进行估计，而不是分行业估计行业特征参数。在下文中，我们也将对他们的模型进行评估。

分行业估计还是总体样本估计？

理论上说，在计算正常性应计利润时，使用分行业数据中估计行业特征参数比使用样本总体估计总体特征参数更为准确，因为假定“同一行业不同公司具有类似的主导变量与应计利润之间的关系”比假定“所有不同行业的样本公司具有类似的主导变量与应计利润之间的关系”更为合理。但是，二者的实际使用效果如何有待检验。为了考察分行业估计行业特征参数和使用总体样本估计样本总体特征参数两者之间的差异，我们对以上第 1—8 个模型分别使用分行业估计和总体样本估计，并比较二者的实际效果。第 9 个模型直接使用章永奎、刘峰（2002）的估计方法，即使用总体样本估计。

非正常性应计利润的计算

正常性应计利润估计出来之后，我们就可以计算出非正常性应计利润，其公式为： $DA_i = TA_i / A_i - NDA_i$ 。其中 DA_i 代表经过上期期末总资产调整后的公司 i 的当期非正常性应计利润， TA_i 为公司 i 的包含线下项目的总应计利润， A_i 为公司 i 上期期末总资产， NDA_i 根据以上不同模型计算而得。另外，根据已有的研究文献，上市公司经常对线下项目进行盈余管理，因此，我们还考察直接使用线下项目作为非正常性应计利润的方法。其计算公式为： $DA_i = BL_i / A_i$ ，其中 DA_i 代表经过上期期末总资产调整后的公司 i 当期非正常性应计利润， $BL_i = GI_i - EBXI_i$ ， GI_i 为公司 i 当期利润总额⁷， $EBXI_i$ 为公司 i 当期经营利润。

（三）非正常性应计利润与上市公司的配股动机

如果盈余管理行为可以被观察到，那么评估盈余管理计量模型只需要直接将各模型计量出的盈余管理和实际发生的盈余管理进行比较即可。然而，可惜的是，研究者难以观察到盈余管理行为本身。因此，要评估盈余管理计量模型的使用效果，只能使用间接的方法。例如，Dechow, Sloan 和 Sweeney（1995）使用统计模拟方法和不同的样本选择方法，预先给出具有盈余管理行为的样本和不具有盈余管理行为的样本，然后考察不同的盈余管理计量模型在揭示盈余管理时 I 类错误和 II 类错误的概率。Guay, Kothari 和 Watts（1996）首先根据有效市场理论对股票价格与非正常性应计利润和正常性利润之间关系做出假设，然后对盈余管理计量模型估计出的非正常性应计利润和正常性应计利润与股票价格的关系进行检验。Bartov, Gul 和 Tsui（2001）则通过检验盈余管理和审计意见的关系来评估模型的使用效果。如果审计质量比较高的话，盈余管理可能性越大的公司被出具非标准无保留审计意见的可能性应该越大。因此，根据计量模型计算出的非正常性应计利润和收到非标准无保留审计意见的可能性之间的关系越显著，则此模型揭示盈余管理的能力越强。而 Thomas 和 Zhang（2000）则从各模型估计出的正常性应计利润对实际应计利润的预测能力角度对各模型进行评估。

⁷ 由于我们无法确定公司利润总额中各项目的实际所得税比例以及公司正常的少数股东权益，此处未将公司所得税和少数股东权益包含于 BL 中。我们对包含公司所得税和少数股东权益的 BL 进行了敏感分析，结论不变。

鉴于中国股票市场存在普遍性的盈余管理行为，我们难以使用Thomas和Zhang（2000）的方法来评估各盈余管理计量模型的使用效果。同时，由于中国股票市场尚未形成一个有效市场（吴世农，2000；赵宇龙、王志台，2000），而注册会计师的审计质量也不是很高（Defond, Wong和 Li, 2000；孙铮、王跃堂，1999），因此，Guay, Kothari和Watts（1996）和Bartov, Gul和Tsui（2001）使用的方法也不适用。但是，根据已有的研究文献，中国股票市场上上市公司存在着显著的针对配股政策的盈余管理行为，具体表现为具有边际ROE⁸的公司异常地多于其他ROE区间的公司（Chen和Yuan，2001；蒋义宏，1998；陈小悦、肖星、过晓艳，2000）。因此，我们不需要采用Dechow, Sloan 和Sweeney（1995）的统计模拟方法，便可以获得具有盈余管理行为的样本公司。这样我们便可以通过检验各模型估计出的非正常性应计利润和上市公司是否具有边际ROE两者之间的关系来评估各模型揭示盈余管理的能力。如果根据盈余管理计量模型计算出的非正常性应计利润与公司具有边际ROE正相关，那么就表明此模型能够揭示出盈余管理。

三、研究方法和数据描述

（一）样本选择和数据来源

我们选取了截至2000年12月31日止的沪深两市所有上市公司共1088家作为初选样本。由于我们要检验的是非正常性应计利润和边际ROE之间的关系，而净资产为负数的公司计算ROE没有意义，因此我们剔除了15家2000年12月31日净资产为负数的上市公司。同时，由于金融保险行业公司应计利润和其他行业相比具有独特的特征，我们剔除金融保险行业公司样本，共7家⁹。经过这样的筛选后，最后的样本公司为1066家。

上市公司的行业类型来自于中国证监会2001年颁布的《上市公司行业分类指引》，该指引以上市公司最近年度经审计后的营业收入为分类标准，具有较好的科学性和权威性，并与我们的研究对象吻合。我们将所有上市公司按中国证监会公布的分类结果分为21类，其中制造业由于公司数量特别多，取两位代码分类（制造业中代码为C2的公司只有两家，我们将其归入其他制造业C9中），其他行业取一位代码分类。样本选择过程和样本公司在各行业的分布如表1所示。上市公司的财务指标和上市时间等数据来自于巨灵证券信息系统（2001）。数据的处理使用SPSS10.0统计软件进行。

⁸ 所谓边际ROE是指公司的ROE超过特定的目标值，但是离特定的目标值很近。针对不同的配股政策，公司盈余管理的目标值也不一样，例如，对2000年的上市公司来说，配股政策要求连续三年每年ROE不小于6%，因此ROE处于6%至7%之间可以定义为边际ROE。

⁹ 我们对加进7家金融保险行业公司之后的样本进行了敏感性检验，敏感性检验结果不改变我们的研究结论。

表 1 样本选择过程及样本在各行业的分布

2000 年 12 月 31 日上市公司数		<u>1088</u>
减：2000 年 12 月 31 日净资产≤0 公司数		15
2000 年 12 月 31 日净资产>0 公司数		<u>1073</u>
减：金融保险业（代码为“1”）公司数		7
2000 年 12 月 31 日净资产>0 非金融保险业公司数		<u>1066</u>
其中：		
A	农、林、牧、渔业	28
B	采掘业	14
C0	食品、饮料	52
C1	纺织、服装、皮毛	58
C3	造纸、印刷	21
C4	石油、化学、塑胶、塑料	120
C5	电子	22
C6	金属、非金属	99
C7	机械、设备、仪表	168
C8	医药、生物制品	50
C9	其他制造业	17
D	电力、煤气及水的生产和供应业	41
E	建筑业	19
F	交通运输、仓储业	40
G	信息技术业	64
H	批发和零售贸易	94
J	房地产业	30
K	社会服务业	39
L	传播与文化产业	9
M	综合类	81
总样本数		<u>1066</u>

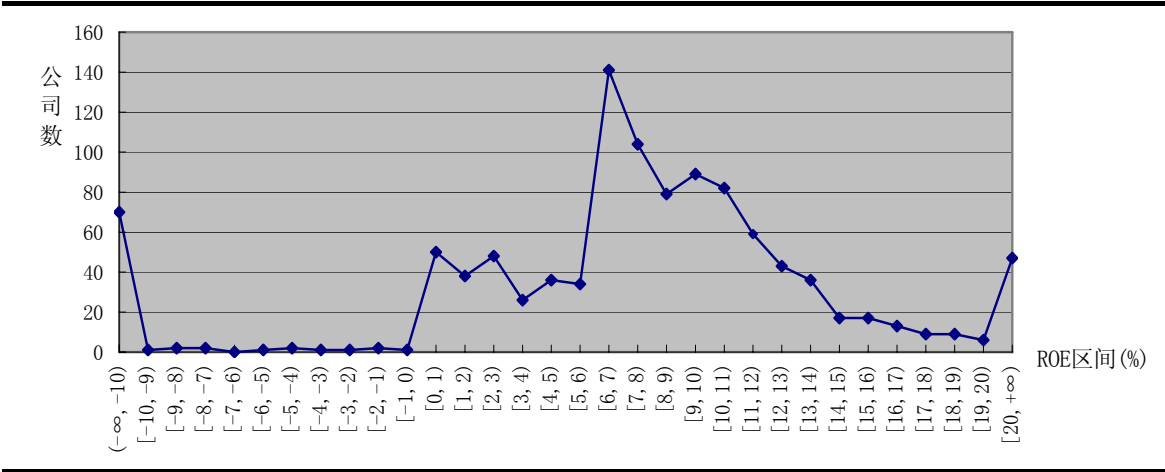
（二）样本在各 ROE 区间的分布

图 2 列示了 1066 家样本公司在各 ROE 区间（2000 年度 ROE）的分布情况。从图 2 我们可以看出：ROE 处于 [6%,7%) 之间的上市公司明显比其左右区域的上市公司要多，形成上市公司数分布的极值区。尤其是，ROE 处于 [5%,6%) 之间的上市公司只有 30 多家，而 ROE 处于 [6%,7%) 之间的上市公司则最多，达到 140 多家，显示了明显的盈余管理迹象。和以前年度相比，上市公司分布的“10% 现象”不再存在，却形成“6% 现象”¹⁰，我们认为这是和配股政策的变化分不开的。在 1999 年之前，上市公司配股政策要求 ROE 每年不低于 10%，而 1999 年后上市公司配股政策改为要求 ROE 每年不低

¹⁰ 10% 现象和 6% 现象分别指 ROE 处于 [10%,11%) 和 [6%,7%) 区间的上市公司异常地多于其他区域的现象，国内很多学者研究了“10% 现象”（Haw, Qi, Wu 和 Zhang 1998；蒋义宏，1998；等等）。

于 6%，由此可见，上市公司的ROE分布受到配股政策的很大影响。因此，图 2 表明，ROE处于 [6%,7%) 之间的上市公司有明显的盈余管理迹象。

图 2 2000 年 12 月 31 日上市公司数量在各 ROE 区间的分布 (N=1066)



（三）检验模型及变量说明

我们使用如下模型来检验和评估各盈余管理计量模型揭示盈余管理的能力：

检验模型： $DA = \beta_0 + \beta_1 Rights + \beta_2 No-Rights + \beta_3 LOSS + \beta_4 AGE + \varepsilon$ (16)

其中：DA 为各模型估计出的非正常性应计利润。 β_0 为截距， $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$ 为系数， ε 为残差。Rights 为测试变量，代表公司为获得配股资格的盈余管理动机。当公司 ROE 处于 [6%,7%) 中时，我们定义 Rights 为 1，其他情况定义 Rights 为 0。No-Rights 为控制变量，当公司的 ROE 处于 [5%,6%) 之间时我们定义 No-Rights 为 1，其他情况定义 No-Rights 为 0。根据上文，由于 ROE 处于 [6%,7%) 之间的样本公司具有明显的盈余管理迹象，而 ROE 处于 [5%,6%) 之间的公司则没有明显的盈余管理迹象。因此，如果被检验的盈余管理计量模型能够揭示出盈余管理，那么 DA 应该与 Rights 具有显著正相关关系，而与 No-Rights 没有显著的正相关关系。

LOSS 为控制变量，当样本公司当期亏损时 LOSS 取 1，当期盈利时取 LOSS 取 0。已有的盈余管理研究发现，公司的应计利润和公司的业绩具有显著的正相关关系（Dechow, Sloan 和 Sweeney 1995），并且亏损公司具有利润冲洗（Big Bath）的盈余管理动机。因此，我们在检验模型中加入代表公司亏损或盈利的变量 LOSS，以进一步分析公司业绩和利润冲洗的盈余管理动机对应计利润的影响。

AGE 为控制变量，代表公司上市时间长短，其取值用公司的上市日期距离 2000 年 12 月 31 日的天数除以 360 表示。Aharony, Lee 和 Wong（2000）以及林舒、魏明海（2000）的研究表明，中国上市公司在 IPO 过程中存在显著的盈余管理行为。因此我们预期，上市之前的过渡财务包装会导致上市之后应计利润项目的回转，从而上市时间越长的公司可能具有越少的应计利润。因此，我们在检验模型中再加入代表公司上市时间的变量 AGE。

表 2 列示了各盈余管理计量模型中估计正常性应计利润的自变量以及上述检验模型中自变量的

描述性统计数据。

表 2 有关变量的描述性统计结果

	N	平均值	中位数	标准差	最小值	最大值
TA/A	1066	0.0043	-0.0039	0.1279	-0.6407	1.6165
GA/A	1066	0.0050	-0.0056	0.1269	-0.6455	1.6737
Δ REV/A	1066	0.1236	0.0636	0.3515	-1.8361	6.1863
REV/A	1066	0.6614	0.5130	0.5820	0.0000	8.0171
COST/A	1066	0.5122	0.3793	0.5288	0.0000	7.7675
PPE/A	1066	0.5099	0.4547	0.3686	0.0026	6.4464
InAssests/A	1066	0.0563	0.0320	0.1044	0.0000	2.3922
LInvest/A	1066	0.0895	0.0489	0.1244	-0.0376	1.1264
AGE	1066	4.0743	3.8944	2.4471	0.0056	10.2056

四、实证结果和解释

（一）各行业特征参数估计结果

表 3 为各模型分行业估计正常性应计利润的回归结果。表中各模型名称后面的 GA 和 TA 分别表示用于估计特征参数的总应计利润计算方法，GA 表示线下项目前总应计利润，TA 表示包含线下项目的总应计利润。从表中可以看出，各模型回归系数小于 0 的比例基本符合预期，即被预测为正相关的变量其回归系数小于 0 的比例一般小于 50%，被预测为负相关的变量其回归系数小于 0 的比例一般大于 50%。各回归模型的 Model F 值的均值一般在 5 左右，Adj-R² 的均值一般在 0.15 左右，两者的中位数比均值略小，说明各模型的解释能力较好。由此说明，分行业估计正常性应计利润的效果良好，即假设同行业不同公司具有类似的回归系数是合理的。

比较各模型回归结果的差异，可以看出，几种 KS 模型的回归系数小于 0 的比例比其他模型更符合预期。在 KS 模型中，调整 KS 模型的回归系数小于 0 的比例最为符合预期，同时，使用 GA 作为因变量估计特征参数的模型比使用 TA 作为因变量估计特征参数的模型回归系数更为显著。这显示出使用 GA 作为因变量估计特征参数的调整 KS 模型效果可能最好。在几种不同的 Jones 模型中，使用 GA 和 TA 的差异不明显，同时各模型之间的差异也不显著。因此，通过观察各行业参数估计的结果，我们初步发现，分行业估计正常性应计利润的效果良好，并且使用 GA 作为因变量估计特征参数的调整 KS 模型效果最佳。下文进行进一步检验。

表3 行业特征参数估计结果

正常性应计利润 估计模型	自变量及 模型参数	预测 符号	回 归 系 数					
			均值	标准差	中位数	最小值	最大值	小于零(%)
Panel A 基本 Jones 模型和修 正 Jones 模型/GA	截距	?	0.01 (0.20)	0.05	0.00 (0.01)	-0.07	0.13	47.30
	$\Delta\text{REV}/A$	+	0.10 (1.39)	0.17	0.05 (0.79)	-0.15	0.64	21.00
	PPE/A	-	-0.02 (-0.47)	0.09	-0.01 (-0.37)	-0.20	0.26	63.10
	样本数		52.30	40.27	40	9	165	—
	Model F		4.38	5.60	2.05	0.13	20.65	—
	Adj-R ²		0.12	0.19	0.09	-0.11	0.75	—
Panel B 基本 Jones 模型和修 正 Jones 模型/TA	截距	?	0.02 (0.60)	0.05	0.01 (0.51)	-0.06	0.14	26.30
	$\Delta\text{REV}/A$	+	0.07 (1.11)	0.15	0.03 (0.56)	-0.12	0.50	26.30
	PPE/A	-	-0.03 (-0.74)	0.10	-0.05 (-0.80)	-0.23	0.29	68.40
	样本数		52.10	40.34	39.50	9	166	—
	Model F		4.86	7.75	1.19	-0.08	26.65	—
	Adj-R ²		0.14	0.27	0.02	-0.07	0.80	—
Panel C 带无形资产和其他长 期资产基本 Jones 模 型和带无形资产和其 他长期资产修正 Jones 模型/GA	截距	?	0.02 (0.17)	0.06	0.00 (0.13)	-0.07	0.16	47.30
	$\Delta\text{REV}/A$	+	0.08 (1.33)	0.13	0.04 (0.66)	-0.16	0.37	21.00
	PPE/A	-	-0.04 (-0.48)	0.07	-0.03 (-0.47)	-0.22	0.10	68.40
	$\text{InAsset}/A$	-	0.09 (0.09)	0.61	-0.06 (-0.22)	-0.38	2.47	52.60
	样本数		52.45	40.33	40	9	166	—
	Model F		4.01	4.84	2.26	0.04	15.12	—
	Adj-R ²		0.12	0.23	0.08	-0.17	0.74	—
Panel D 带无形资产和其他长 期资产基本 Jones 模 型和带无形资产和其 他长期资产修正 Jones 模型/TA	截距	?	0.02 (0.50)	0.05	0.02 (0.81)	-0.08	0.19	21.00
	$\Delta\text{REV}/A$	+	0.06 (1.13)	0.12	0.05 (0.68)	-0.16	0.37	15.70
	PPE/A	-	-0.05 (-0.72)	0.07	-0.04 (-0.65)	-0.26	0.07	68.40
	$\text{InAsset}/A$	-	0.12 (0.12)	0.57	0.00 (0.02)	-0.41	2.29	42.10
	样本数		52.15	40.29	40	9	166	—
	Model F		4.36	5.71	2.21	0.04	18.75	—
	Adj-R ²		0.12	0.27	0.04	-0.15	0.80	—

表3 行业特征参数估计结果（续）

正常性应计利润 估计模型	自变量及 模型参数	预测 符号	回 归 系 数					
			均值	标准差	中位数	最小值	最大值	小于零(%)
Panel E 调整 KS 模型/GA	截距	?	-0.02 (-0.74)	0.05	-0.02 (-0.72)	-0.16	0.07	63.10
	REV/A	+	0.51 (2.50)	0.51	0.35 (2.15)	-0.09	2.27	5.20
	COST/A	-	-0.54 (-2.20)	0.66	-0.40 (-1.93)	-2.67	0.40	89.40
	PPE/A	-	-0.04 (-0.81)	0.11	-0.04 (-1.20)	-0.23	0.27	73.60
	样本数		52.45	40.28	40	9	165	—
	Model F		6.04	6.39	3.14	0.14	21.93	—
	Adj-R ²		0.23	0.25	0.18	-0.08	0.77	—
Panel F 调整 KS 模型/TA	截距	?	0.00 (-0.18)	0.05	0.00 (-0.07)	-0.13	0.08	47.30
	REV/A	+	0.36 (1.49)	0.51	0.24 (1.14)	-0.14	2.00	21.00
	COST/A	-	-0.37 (-1.28)	0.62	-0.21 (-0.88)	-2.44	0.50	78.90
	PPE/A	-	-0.05 (-0.81)	0.11	-0.04 (-1.18)	-0.24	0.23	68.40
	样本数		52.30	40.15	40	9	165	—
	Model F		4.83	6.11	1.87	0.21	22.52	—
	Adj-R ²		0.17	0.26	0.07	-0.10	0.83	—
Panel G 带长期投资基本 Jones 模型和带长期 投资修正 Jones 模型 /TA	截距	?	0.02 (0.28)	0.08	0.01 (0.27)	-0.12	0.26	31.50
	ΔREV/A	+	0.05 (0.86)	0.15	0.03 (0.37)	-0.26	0.45	26.30
	PPE/A	-	-0.02 (-0.62)	0.12	-0.03 (-0.53)	-0.30	0.34	63.10
	LInvest/A	+	-0.02 (0.40)	0.41	0.07 (0.82)	-1.30	0.91	36.80
	样本数		52.15	40.17	39.50	9	165	—
	Model F		5.10	8.87	1.95	0.12	38.21	—
	Adj-R ²		0.15	0.25	0.05	-0.05	0.90	—
Panel H 带长期投资调整 KS 模型/TA	截距	?	-0.01 (-0.35)	0.07	-0.01 (-0.36)	-0.14	0.18	52.60
	REV/A	+	0.36 (1.43)	0.51	0.21 (1.08)	-0.11	2.02	15.70
	Cost/A	-	-0.38 (-1.20)	0.62	-0.22 (-1.01)	-2.46	0.54	89.40
	PPE/A	-	-0.04 (-0.74)	0.12	-0.04 (-0.77)	-0.28	0.24	68.40
	LInvest/A	+	0.04 (0.61)	0.36	0.06 (0.65)	-1.16	0.95	31.50
	样本数		52.40	40.33	40	9	166	—
	Model F		5.12	8.14	1.87	0.46	34.49	—
	Adj-R ²		0.18	0.27	0.09	-0.06	0.91	—

注：模型名称后面的 GA 和 TA 分别表示使用 GA 和 TA 作为因变量估计行业特征参数。系数均值和中位数下方括号内数字分别为 T 值的均值和中位数。样本数根据剔除各回归模型中残差三倍标准差以外异常值之后实际样本数计算。

（二）非正常性应计利润为零的 T 检验

表 4 是根据各盈余管理计量模型估计出的非正常性应计利润的均值为 0 的 T 检验结果。我们将样本进行分组，分别考察所有样本的非正常性应计利润、ROE 处于 [5%,6%) 区间样本的非正常性应计利润以及 ROE 处于 [6%,7%) 区间样本的非正常性应计利润。从表中可以看出：（1）除使用线下项目直接作为非正常性应计利润的方法外，各模型估计出的样本总体的非正常性应计利润的均值在 10% 水平上都与 0 没有显著差异，估计出的 ROE 处于 [5%,6%) 区间样本的非正常性应计利润的均值在 10% 水平上基本都与 0 没有显著差异，在 5% 水平上则都与 0 没有显著差异，而估计出的 ROE 处于 [6%,7%) 区间样本的非正常性应计利润的均值在 5% 水平上都显著大于 0；（2）在使用线下项目直接作为非正常性应计利润的方法时，三组样本非正常性应计利润的均值都显著大于 0，这可能是由于直接使用线下项目作为非正常性应计利润会将涉及现金流入流出的线下项目包含于非正常性应计利润中。

表 4 的结果初步说明，除直接使用线下项目作为非正常性应计利润的方法外的其他各模型都能在一定程度上区分测试样本（ROE 处于 [6%,7%) 的样本）和控制样本（ROE 处于 [5%,6%) 的样本）的非正常性应计利润。这种单变量分析的结果和 Bartov, Gul 和 Tsui（2001）的类似，在他们的单变量分析中，除 DeAngelo 模型外的其他模型都能揭示出盈余管理。另外，观察表 4 中各模型的表现差异，可以发现，修正的 Jones 模型并不比基本 Jones 模型更优，带无形资产的修正 Jones 模型也不比带无形资产的基本 Jones 模型更好。在带长期投资的模型中，也只有带长期投资的调整 KS 模型表现较好。

对于直接使用线下项目作为非正常性应计利润的方法，我们进一步比较测试样本（ROE 处于 [6%,7%) 的样本）和控制样本（ROE 处于 [5%,6%) 的样本）的非正常性应计利润的均值差异性。我们分别进行均值差异 T 检验和 Mann-Whitney 检验，检验结果如表 5 所示。从表中可以看出，T 检验和 Mann-Whitney 检验都显示测试样本和控制样本非正常性应计利润的均值没有显著差异，这说明直接使用线下项目作为非正常性应计利润不能揭示出盈余管理。由于表 4 和表 5 的单变量分析没有控制潜在的其他因素的影响，因此，表 4 和表 5 的结果还有待更严格的检验。

表 4 非正常性应计利润均值为 0 的 T 检验

非正常性 应计利润	全体样本 (N=1066)			5%≤ROE<6% (N=34)			6%≤ROE<7% (N=141)		
	Mean	T 值	P 值	Mean	T 值	P 值	Mean	T 值	P 值
Panel A: 基本 Jones 模型									
O_DA	0.0020	0.542	0.588	0.0340	1.641	0.110	0.0230	2.820	0.005
N_DA	0.0016	0.438	0.662	0.0351	1.609	0.117	0.0231	2.888	0.004
TO_DA	0.0037	0.945	0.345	0.0528	1.591	0.121	0.0239	2.901	0.004
TN_DA	0.0038	0.982	0.326	0.0524	1.562	0.128	0.0250	3.021	0.003
Panel B: 修正 Jones 模型									
OM_DA	0.0044	1.101	0.271	0.0436	1.787	0.083	0.0255	2.986	0.003
NM_DA	0.0032	0.822	0.411	0.0413	1.653	0.108	0.0246	3.019	0.003
TOM_DA	0.0047	1.179	0.239	0.0561	1.659	0.107	0.0252	2.966	0.004
TNM_DA	0.0047	1.170	0.242	0.0550	1.617	0.115	0.0260	3.069	0.003
Panel C: 带无形资产和其他长期资产基本 Jones 模型									
OI_DA	0.0021	0.575	0.565	0.0252	1.419	0.165	0.0212	2.641	0.009
NI_DA	0.0019	0.523	0.601	0.0298	1.583	0.123	0.0211	2.683	0.008
TOI_DA	0.0037	0.944	0.345	0.0527	1.584	0.123	0.0241	2.916	0.004
TNI_DA	0.0039	0.996	0.319	0.0524	1.558	0.129	0.0252	3.039	0.003
Panel D: 带无形资产和其他长期资产修正 Jones 模型									
OIM_DA	0.0042	1.083	0.279	0.0321	1.690	0.100	0.0238	2.837	0.005
NIM_DA	0.0035	0.898	0.370	0.0343	1.710	0.097	0.0232	2.884	0.005
TOIM_DA	0.0047	1.179	0.239	0.0560	1.651	0.108	0.0254	2.981	0.003
TNIM_DA	0.0047	1.183	0.237	0.0550	1.613	0.116	0.0262	3.086	0.002
Panel E: 调整 KS 模型									
OKS_DA	0.0013	0.386	0.699	0.0278	1.578	0.124	0.0216	2.865	0.005
NKS_DA	0.0020	0.572	0.567	0.0310	1.605	0.118	0.0226	2.972	0.003
TOKS_DA	0.0036	0.941	0.347	0.0477	1.490	0.146	0.0215	2.689	0.008
TNKS_DA	0.0038	0.998	0.319	0.0498	1.497	0.144	0.0234	2.883	0.005
Panel F: 带长期投资基本 Jones 模型									
NL_DA	0.0037	1.023	0.306	0.0366	1.716	0.096	0.0263	3.250	0.001
TNL_DA	0.0038	0.978	0.328	0.0539	1.599	0.119	0.0256	3.116	0.002
Panel G: 带长期投资修正 Jones 模型									
NLM_DA	0.0052	1.351	0.177	0.0423	1.759	0.088	0.0276	3.352	0.001
TNLM_DA	0.0046	1.162	0.245	0.0564	1.651	0.108	0.0266	3.160	0.002
Panel H: 带长期投资调整 KS 模型									
NLKS_DA	-0.0044	-1.289	0.198	0.0225	1.107	0.276	0.0212	2.759	0.007
TNLKS_DA	0.0038	0.992	0.321	0.0515	1.544	0.132	0.0241	3.001	0.003
Panel I: 其他模型									
Zhang_DA	0.0036	0.924	0.356	0.0517	1.499	0.143	0.0234	2.840	0.027
BL_DA	0.0142	14.441	0.000	0.0119	4.814	0.000	0.0134	9.186	0.000

注：DA 之前的字母用以表示不同模型估计出的 DA，其中：O 表示使用 GA 作为因变量估计特征参数，N 表示使用 TA 作为因变量估计特征参数，T 表示使用总体样本估计样本总体特征参数的方法，DA 前无 T 则表示分行业估计行

业特征参数的方法，M 表示修正模型，KS 表示 KS 模型，I 表示带无形资产和其他长期资产，L 表示带长期投资，Zhang 表示使用章永奎、刘峰（2002）的模型，BL 表示直接使用线下项目作为非正常性应计利润。P 值为 95%置信区间上双尾检验的显著性。

表 5 测试样本和控制样本 BL_DA 的均值差异性检验

样 本 组	ROE 区间	样本数	BL_DA 均值	T 检验		Mann-Whitney 检验	
				T 值	P 值（双尾）	Z 值	P 值（双尾）
测试样本	6%≤ROE<7%	141	0.0134	0.546	0.587	-0.345	0.730
控制样本	5%≤ROE<6%	34	0.0119				

（三）多变量回归分析

在对各盈余管理模型的检验中，我们剔除 3 倍残差标准差以外的异常值，以控制异常值的影响¹¹。多变量回归分析的结果如表 6、表 7 、表 8、表 9 所示。表 6 是对分行业估计的各模型的检验结果，左右两列分别表示用GA和TA作为因变量估计特征参数的两种方法。表 7 为对使用总体样本估计的各模型的检验结果，左右两列同样表示用GA和TA作为因变量估计特征参数的两种方法。表 8 为对几个带长期投资的模型的检验结果，这些模型都使用TA作为因变量估计特征参数，左右两列分别表示分行业的估计和使用总体样本的估计。表 9 则列示了对章永奎、刘峰（2002）使用的模型以及直接使用线下项目作为非正常性应计利润估计方法的检验结果。

从表 6 可以看出，在使用 GA 作为因变量估计特征参数的基本 Jones 模型、修正 Jones 模型、带无形资产 Jones 模型、调整 KS 模型中，Rights 都与 DA 在 10%水平上显著正相关，而 No-Rights 与 DA 在 10%水平上相关性都不显著。这说明，这些模型能够揭示出盈余管理。在表中使用 TA 作为因变量估计特征参数的模型中，只有调整 KS 模型能够揭示盈余管理，但是揭示盈余管理的能力不强。这说明，使用 TA 作为因变量估计特征参数不如使用 GA 作为因变量估计特征参数好。这与我们的直觉是一致的，因为 TA 包含了线下项目，而线下项目和估计特征参数的模型中使用的主导变量没有关系，因而使用 TA 作为因变量估计特征参数会产生误差。从表 6 中还可以看出，在几个 Jones 模型中，两个修正的模型揭示盈余管理的能力并不比其对应的基本模型强。

在表 7 中，对各模型的检验结果同样显示，使用 TA 作为因变量估计特征参数的效果不如使用 GA 作为因变量估计特征参数的效果，这再次验证了我们的直觉。在所有模型中，只有基本 Jones 模型和修正的 Jones 模型估计出的 DA 与 Rights 的相关性比与 No-Rights 的相关性更为显著。但是，所有的检验结果显示，各模型都不能有效地揭示出盈余管理。比较表 6 和表 7 的检验结果，我们发现，使用分行业估计的方法优于使用总体样本估计的方法。

¹¹ 我们分别对剔除 5 倍标准差和不剔除任何样本的情况进行了敏感分析，基本的研究结论不受影响。

表 6 检验模型的分析结果（分行业估计特征参数）

正常性应计利润 估计模型	自变量	预测 符号	使用 GA 作为因变量估计特征参数			使用 TA 作为因变量估计特征参数		
			系数	T 值	P 值	系数	T 值	P 值
Panel A 基本 Jones 模型			O_DA (N=1051)			N_DA (=1050)		
	截距	?	0.0230	3.907	0.000	0.0265	4.608	0.000
	Rights	+	0.0154	1.826	0.068	0.0148	1.792	0.073
	No-Rights	+	0.0207	1.267	0.206	0.0297	1.837	0.066
	LOSS	-	-0.0564	-4.244	0.000	-0.0636	-4.899	0.000
	AGE	-	-0.0059	-5.029	0.000	-0.0068	-5.881	0.000
	Model 参数		F=14.957***, Adj-R ² =0.050			F=20.061***, Adj-R ² =0.068		
Panel B 修正 Jones 模型			OM_DA (N=1051)			NM_DA (N=1050)		
	截距	?	0.0245	4.001	0.000	0.0270	4.582	0.000
	Rights	+	0.0160	1.815	0.070	0.0152	1.797	0.073
	No-Rights	+	0.0226	1.328	0.184	0.0308	1.863	0.063
	LOSS	-	-0.0598	-4.325	0.000	-0.0661	-4.978	0.000
	AGE	-	-0.0059	-4.773	0.000	-0.0066	-5.593	0.000
	Model 参数		F=14.441***, Adj-R ² =0.049			F=19.342***, Adj-R ² =0.065		
Panel C 带无形资产和其他 长期资产基本 Jones 模型			OI_DA (N=1052)			NI_DA (N=1054)		
	截距	?	0.0188	3.220	0.001	0.0241	4.134	0.000
	Rights	+	0.0140	1.669	0.095	0.0119	1.423	0.155
	No-Rights	+	0.0220	1.381	0.168	0.0248	1.554	0.121
	LOSS	-	-0.0605	-4.593	0.000	-0.0662	-5.021	0.000
	AGE	-	-0.0047	-4.013	0.000	-0.0057	-4.910	0.000
	Model 参数		F=12.893***, Adj-R ² =0.043			F=16.386***, Adj-R ² =0.055		
Panel D 带无形资产和其他 长期资产修正 Jones 模型			OIM_DA (N=1052)			NIM_DA (N=1054)		
	截距	?	0.0200	3.291	0.001	0.0246	4.117	0.000
	Rights	+	0.0148	1.698	0.090	0.0130	1.512	0.131
	No-Rights	+	0.0274	1.653	0.099	0.0283	1.730	0.084
	LOSS	-	-0.0643	-4.700	0.000	-0.0684	-5.065	0.000
	AGE	-	-0.0046	-3.765	0.000	-0.0056	-4.670	0.000
	Model 参数		F=12.859***, Adj-R ² =0.043			F=16.109***, Adj-R ² =0.054		
Panel E 调整 KS 模型			OKS_DA (N=1056)			NKS_DA (N=1057)		
	截距	?	0.0129	1.808	0.071	0.0190	3.081	0.002
	Rights	+	0.0185	1.798	0.072	0.0185	2.092	0.037
	No-Rights	+	0.0254	1.287	0.198	0.0278	1.643	0.101
	LOSS	-	-0.0433	-2.660	0.008	-0.0520	-3.719	0.000
	AGE	-	-0.0031	-2.193	0.029	-0.0047	-3.843	0.000
	Model 参数		F=6.383***, Adj-R ² =0.020			F=11.154***, Adj-R ² =0.037		

注：DA 前字母含义和表 4 相同，各 DA 分别表示对不同盈余管理计量模型进行检验时检验模型的因变量。***，**，* 分别表示检验在 1%、5%、10%水平上统计显著（单尾检验）。括号内为总样本数 1066 剔除 3 倍残差标准差以外异常值后的实际样本数。我们对剔除残差 5 倍标准差以外异常值以及不剔除任何样本进行了敏感性分析，基本结论

不变。

表 7 检验模型的分析结果（总体样本估计特征参数）

正常性应计利润 估计模型	自变量	预测 符号	使用 GA 作为因变量估计特征参数			使用 TA 作为因变量估计特征参数		
			系数	T 值	P 值	系数	T 值	P 值
Panel A 基本 Jones 模型			TO_DA (N=1051)			TN_DA (N=1050)		
	截距	?	0.0263	4.226	0.000	0.0282	4.596	0.000
	Rights	+	0.0145	1.623	0.105	0.0150	1.705	0.089
	No-Rights	+	0.0208	1.205	0.228	0.0304	1.761	0.078
	LOSS	-	-0.0619	-4.417	0.000	-0.0656	-4.742	0.000
	AGE	-	-0.0064	-5.117	0.000	-0.0068	-5.512	0.000
Model 参数			F=15.337***, Adj-R ² =0.052			F=18.128***, Adj-R ² =0.061		
Panel B 修正 Jones 模型			TOM_DA (N=1051)			TNM_DA (N=1050)		
	截距	?	0.0279	4.397	0.000	0.0295	4.729	0.000
	Rights	+	0.0146	1.604	0.109	0.0151	1.688	0.092
	No-Rights	+	0.0226	1.283	0.200	0.0322	1.833	0.067
	LOSS	-	-0.0632	-4.403	0.000	-0.0666	-4.725	0.000
	AGE	-	-0.0066	-5.170	0.000	-0.0069	-5.549	0.000
Model 参数			F=15.498***, Adj-R ² =0.052			F=18.257***, Adj-R ² =0.062		
Panel C 带无形资产和其他长 期资产基本 Jones 模型			TOI_DA (N=1052)			TNI_DA (N=1054)		
	截距	?	0.0222	3.424	0.001	0.0260	3.993	0.000
	Rights	+	0.0157	1.687	0.092	0.0150	1.598	0.110
	No-Rights	+	0.0485	2.742	0.006	0.0464	2.604	0.009
	LOSS	-	-0.0633	-4.329	0.000	-0.0676	-4.590	0.000
	AGE	-	-0.0054	-4.156	0.000	-0.0060	-4.604	0.000
Model 参数			F=14.21***, Adj-R ² =0.048			F=15.794***, Adj-R ² =0.053		
Panel D 带无形资产和其他长 期资产修正 Jones 模型			TOIM_DA (N=1052)			TNIM_DA (N=1054)		
	截距	?	0.0238	3.588	0.000	0.0274	4.126	0.000
	Rights	+	0.0159	1.672	0.095	0.0151	1.582	0.114
	No-Rights	+	0.0508	2.811	0.005	0.0482	2.657	0.008
	LOSS	-	-0.0645	-4.318	0.000	-0.0686	-4.575	0.000
	AGE	-	-0.0056	-4.209	0.000	-0.0062	-4.648	0.000
Model 参数			F=14.41***, Adj-R ² =0.049			F=15.935***, Adj-R ² =0.054		
Panel E 调整 KS 模型			TOKS_DA (N=1058)			TNKS_DA (N=1057)		
	截距	?	0.0157	1.999	0.046	0.0195	2.897	0.004
	Rights	+	0.0159	1.393	0.164	0.0183	1.883	0.060
	No-Rights	+	0.0427	1.963	0.050	0.0456	2.461	0.014
	LOSS	-	-0.0509	-2.828	0.005	-0.0614	-4.010	0.000
	AGE	-	-0.0032	-2.051	0.041	-0.0046	-3.403	0.001
Model 参数			F=7.655***, Adj-R ² =0.025			F=11.452***, Adj-R ² =0.038		

注：DA 前字母含义和表 4 相同，各 DA 分别表示对不同盈余管理计量模型进行检验时检验模型的因变量。***, **, * 分别表示检验在 1%、5%、10%水平上统计显著（单尾检验）。括号内为总样本数 1066 剔除 3 倍残差标准差以外异

常值后的实际样本数。我们对剔除残差 5 倍标准差以外异常值以及不剔除任何样本进行了敏感性分析，基本结论不变。

表 8 检验模型的分析结果（带长期投资模型）

正常性应计利润 估计模型	自变量	预测符 号	分行业估计特征参数			总体样本估计特征参数		
			系数	T 值	P 值	系数	T 值	P 值
Panel A 带长期投资 基本 Jones 模型			NL_DA (N=1050)			TNL_DA (N=1050)		
	截距	?	0.0231	4.062	0.000	0.0264	4.298	0.000
	Rights	+	0.0182	2.225	0.026	0.0169	1.915	0.056
	No-Rights	+	0.0324	2.024	0.043	0.0329	1.905	0.057
	LOSS	-	-0.0615	-4.789	0.000	-0.0635	-4.583	0.000
	AGE	-	-0.0058	-5.057	0.000	-0.0066	-5.373	0.000
Model 参数			F=17.915***, Adj-R ² =0.061			F=17.699***, Adj-R ² =0.060		
Panel B 带长期投资 修正 Jones 模型			NLM_DA (N=1050)			TNLM_DA (N=1050)		
	截距	?	0.0231	3.980	0.000	0.0277	4.432	0.000
	Rights	+	0.0186	2.230	0.026	0.0170	1.895	0.058
	No-Rights	+	0.0337	2.064	0.039	0.0347	1.973	0.049
	LOSS	-	-0.0642	-4.900	0.000	-0.0644	-4.569	0.000
	AGE	-	-0.0055	-4.722	0.000	-0.0068	-5.410	0.000
Model 参数			F=17.267***, Adj-R ² =0.058			F=17.833***, Adj-R ² =0.060		
Panel C 带长期投资 调整 KS 模型			NLKS_DA (N=1057)			TNLKS_DA (N=1057)		
	截距	?	0.0110	1.796	0.073	0.0205	3.054	0.002
	Rights	+	0.0245	2.785	0.005	0.0190	1.962	0.050
	No-Rights	+	0.0267	1.588	0.113	0.0473	2.561	0.011
	LOSS	-	-0.0525	-3.785	0.000	-0.0587	-3.846	0.000
	AGE	-	-0.0045	-3.709	0.000	-0.0049	-3.642	0.000
Model 参数			F=12.090***, Adj-R ² =0.040			F=11.855***, Adj-R ² =0.039		

注：DA 前字母含义和表 4 相同，各 DA 分别表示对不同盈余管理计量模型进行检验时检验模型的因变量。***，**，* 分别表示检验在 1%、5%、10%水平上统计显著（单尾检验）。括号内为总样本数 1066 剔除 3 倍残差标准差以外异常值后的实际样本数。我们对剔除残差 5 倍标准差以外异常值以及不剔除任何样本进行了敏感性分析，基本结论不变。

从表 8 可以看出，在几个带长期投资的模型中，只有使用分行业估计的带长期投资调整 KS 模型能够揭示出盈余管理。其他几个带长期投资的模型无论使用总体样本估计方法还是使用分行业估计方法都不能揭示出盈余管理。同样，表 8 也显示，分行业估计方法优于总体样本估计方法。另外，从表 9 可以看出，使用章永奎、刘峰（2002）的模型时，DA 与 Rights 和 No-Rights 都在 10%水平上显著正相关，并且 DA 与 No-Rights 的相关性程度高于 DA 与 Rights 的相关性程度。使用线下项目直接作为非正常性应计利润时，DA 与 Rights 和 No-Rights 的相关性在 10%水平上都不显著。因此，表 9 的结果说明章永奎、刘峰（2002）使用的模型和用线下项目直接作为非正常性应计利润的方法都不能揭示出盈余管理。

我们发现，在所有检验模型的分析结果中，DA 与 LOSS 在 1%水平上都是显著负相关的，这与我们的预期基本一致，其原因是亏损公司具有利润冲洗动机。另外，除直接使用线下项目作为非正

常性应计利润的方法外，在对其他模型的检验中，DA 与 AGE 在 5%水平上都显著负相关，这说明公司的应计利润与其上市时间负相关，其原因是公司上市时的财务包装行为导致上市后应计利润项目的回转。我们对检验模型的分析结果进行了共线性条件指数（Condition Index）诊断和异方差怀特（White）检验，结果显示模型没有严重的共线性和异方差问题。另外，我们剔除检验模型中 LOSS 和 AGE 两个变量进行敏感分析，我们发现剔除 LOSS 和 AGE 两个变量前后的分析结果基本一致，这说明检验结果是比较稳定和可靠的。最后，我们对边际 ROE 变量 Rights 的定义进行了敏感性测试，分别测试了边际 ROE 为两个百分点、三个百分点时对各模型的检验结果，敏感性测试的结果不改变基本的检验结论。

表 9 检验模型的分析结果（其他模型）

正常性应计利润 估计模型	自变量	预测 符号	章永奎、刘峰（2002）的模型			线下项目作为 DA		
			系数	T 值	P 值	系数	T 值	P 值
其他模型			Zhang_DA (N=1057)			BL_DA (N=1049)		
	截距	?	0.0252	3.734	0.000	0.0131	6.776	0.000
	Rights	+	0.0166	1.702	0.089	-0.0026	-0.928	0.354
	No-Rights	+	0.0460	2.475	0.013	-0.0047	-0.879	0.380
	LOSS	-	-0.0746	-4.857	0.000	-0.0366	-10.183	0.000
	AGE	-	-0.0059	-4.336	0.000	0.0011	2.749	0.006
	Model 参数		F=15.751***, Adj-R ² =0.053			F=26.755***, Adj-R ² =0.088		

注：DA 前字母含义和表 4 相同，各 DA 分别表示对不同盈余管理计量模型进行检验时检验模型的因变量。***，**，* 分别表示检验在 1%、5%、10%水平上统计显著（单尾检验）。括号内为总样本数 1066 剔除 3 倍残差标准差以外异常值后的实际样本数。我们对剔除残差 5 倍标准差以外异常值以及不剔除任何样本进行了敏感性分析，基本结论不变。

五、研究结论与局限

针对美国股票市场的盈余管理研究所采用的盈余管理计量方法非常之多，常用的有应计利润分离法、具体项目法和分布检测法。在三种方法中，应计利润分离得到了最广泛的应用，发展出众多的盈余管理计量模型，然而，对于这些盈余管理计量模型揭示盈余管理的能力也存在不少争议。近几年来，针对中国股票市场的盈余管理研究不断增加，研究领域也不断拓宽，从而产生了对盈余管理计量模型的需求。但是，对于针对中国股票市场的研究者来说，应该直接使用现有的盈余管理计量模型还是对它们进行调整？本研究在分析中国股票市场特征的基础上，以截面 Jones 模型和 KS 模型为基础发展出不同调整方法，通过检验各模型估计出的非正常性应计利润和上公司配股动机引起的盈余管理之间的关系初步回答了上述问题。基本结论概括如下：

1、在单变量分析中，除直接使用线下项目作为非正常性应计利润的方法外，作为本文检验对象的其他盈余管理计量模型都能在一定程度上揭示出盈余管理。但是，多变量分析的结果表明，只有分行业估计并且采用线下项目前总应计利润作为因变量估计特征参数的基本 Jones 模型、修正 Jones 模型、带无形资产基本 Jones 模型、调整 KS 模型，以及分行业估计并且采用包含线下项目的总应计利润作为因变量估计特征参数的带长期投资调整 KS 模型能够有效地揭示盈余管理。这说明，在使

用盈余管理计量模型时，控制潜在的干扰变量是非常重要的。

2、在能够揭示盈余管理的模型中，基本 Jones 模型和调整 KS 模型揭示盈余管理的能力较强。在基本 Jones 模型中加入主导变量无形资产或长期投资，在调整 KS 模型中加入主导变量长期投资，并不会改进模型揭示盈余管理的能力，相反却可能降低模型的使用效果。在 Jones 模型中，修正 Jones 模型揭示盈余管理的能力并不比基本 Jones 模型高，这可能与 McNichols（2000）指出的修正模型的缺陷有关，即修正模型虽然尽力考虑针对收入确认的盈余管理，却有可能低估那些收入增长型公司的正常性应计利润。

3、在估计正常性应计利润时，采用线下项目前总应计利润作为因变量估计特征参数的方法优于采用包含线下项目的总应计利润作为因变量估计特征参数的方法；同时，分行业估计行业特征参数的方法优于使用总体样本估计样本总体特征参数的方法。

4、对章永奎、刘峰（2002）使用的修正 Jones 模型的检验结果表明，使用这种计量模型不能揭示出公司的盈余管理。其原因可能源自于他们对修正 Jones 模型的三个方面的修改：（1）将主营业务收入变化扣除应收账款变化后作为自变量估计特征参数；（2）使用包含线下项目的总应计利润而不是线下项目前总应计利润作为因变量估计特征参数；（3）使用总体样本估计样本总体特征参数而不是分行业估计行业特征参数。

5、对直接使用线下项目作为非正常性应计利润的方法的检验结果表明，这种方法不能揭示出盈余管理。其原因可能是，财政部 2001 年 1 月修订了相关的具体会计准则并从 2001 年 1 月 1 日起实施，因此上市公司 2000 年年报受修订后的准则约束，而修订后的准则对公司利用线下项目进行盈余管理的行为进行了限制，例如修订后的债务重组准则要求将重组收益计入资本公积而不是营业外收入。另外，1998 年后中国证监会在配股审批过程中加强了对公司盈余管理行为的审查（Chen 和 Yuan 2001），而通过线下项目进行盈余管理容易被发现，这也使得公司通过线下项目进行盈余管理变得困难。

本研究的一个局限是其研究样本局限于 2000 年的上市公司，这削弱了研究结论的外在有效性。但是我们使用了大量的样本，在单变量分析基础上进行多变量分析，并且进行了敏感性分析，这些因素会增强研究结论的可靠性。以上研究结论对于未来针对中国股票市场的盈余管理研究的一个启示是，直接使用或者随意修改针对美国市场的研究所使用的盈余管理计量模型都难以得到一个可靠的研究结果。我们建议，针对中国股票市场的盈余管理研究在使用盈余管理计量模型时优先考虑基本 Jones 模型或调整 KS 模型，并且分行业估计行业特征参数，同时使用线下项目前总应计利润作为因变量估计特征参数，然后将包含线下项目的总应计利润和估计出的正常性应计利润之间的差额作为非正常性应计利润。

参考文献

中文参考文献按汉语拼音排序。

吴世农. 2000. 中国证券市场效率的分析. 见: 刘树成, 沈沛主编.《中国资本市场前沿理论研究文集》. 社会科学文献出版社, 第 1 版. 3-16.

- 赵宇龙, 王志台. 2000. 中国证券市场“功能锁定”现象的实证研究. 见: 刘树成, 沈沛主编.《中国资本市场前沿理论研究文集》. 社会科学文献出版社, 第1版. 40-54.
- 孙铮, 王跃堂. 1999. 说明段与变更审计意见之实证研究.《审计研究资料》第6期. 9-15.
- 陈信元, 原红旗. 1998. 上市公司资产重组财务会计问题研究.《会计研究》第10期. 1-10
- 陈小悦, 肖星, 过晓艳. 2000. 配股权和上市公司利润操纵. 见: 刘树成, 沈沛主编.《中国资本市场前沿理论研究文集》. 社会科学文献出版社, 第1版. 301-313.
- 蒋义宏. 1998. 一个不容忽视的问题——上市公司利润操纵的实证研究.《中国证券报》3月19日、20日.
- 蒋义宏, 魏刚. 1998. 上市公司 ROE 分布的实证研究.《上市公司会计研究论丛》(工作论文集). 上海财经大学. 90-100.
- 林舒, 魏明海. 2000. 中国 A 股发行公司首次公开募股过程中的盈利管理.《中国会计与财务研究》, 第2卷第2期. 87-107.
- 陆建桥. 1998. 中国亏损上市公司盈余管理实证研究. 上海财经大学博士学位论文.
- 原红旗, 1998. 从中期报告看关联交易: 现实问题与理性思考.《会计研究》第4期. 1-6.
- 章永奎, 刘峰. 2002. 盈余管理与审计意见相关性实证研究.《中国会计和财务研究》第4卷第1期. 1-13.
- Aharony, J., C. J. Lee and T. J. Wong. (2000), ‘Financial Packaging of IPO Firms in China’, *Journal of Accounting Research* 38(Spring): 103-126.
- Bartov, E., Gul F.A. and S.L. Tsui. (2001), ‘Discretionary-Accruals Models and Audit Qualifications’, *Journal of Accounting and Economics*: 421-452.
- Beaver, W.H., and McNichols, M.F. (1998), ‘The Characteristics and Valuation of Loss Reserves of Property Casualty Insurers’, *Review of Accounting Studies* (3): 73—95.
- Beneish, M.D. (1997), ‘Detecting GAAP Violation: Implications for Assessing Earnings Management among Firms with Extreme Financial Performance’, *Journal of Accounting and Public Policy* 16(3): 271-309.
- Burgstahler, D., and Dichev, I. (1997), ‘Earnings Management to Avoid Earnings Decreases and Losses’, *Journal of Accounting and Economics* 24 (1): 99-126.
- Chen, K. and H.Yuan. (2001), ‘Earnings Management and Capital Resource Allocation: Evidence from China’s Accounting- based Regulation of Rights Issues’ (Working paper).
- DeAngelo, L. (1986), ‘Accounting Numbers as Market Valuation Substitutes: A Study of Management Buyouts of Public Shareholders’, *The Accounting Review* 61: 400-420.
- Dechow, P.M., R.G. Sloan, and A.P. Sweeney. (1995), ‘Detecting Earnings Management’, *The Accounting Review* 70: 193-225.
- Defond, M. L., and J. Jiambalvo. (1994), ‘Debt Covenant Violation and Manipulation of Accruals’, *Journal of Accounting and Economics* 17: 145-176.
- Defond, Mark L., T.J. Wong, and Shuhua Li. (2000), ‘The impact of Improved Auditor Independence on Audit Market Concentration in China’, *Journal of Accounting and Economics* 28: 269-305.

- Degeorge, F., Patel, J., Zeckhauser, R. (1999), ‘ Earnings Management to Exceed Thresholds’ , *Journal of Business* 72 (1): 1-33.
- Guay, W., Kothari, S., Watts, R. (1996), ‘ A Market-based Evaluation of Discretionary Accrual Models’ , *Journal of Accounting Research* Supplement 34: 83-115.
- Haw, I., D.Qi., W. Wu., and W.Zhang. (1998), ‘Earnings Management of Listed Firms in Response to Security Regulations in China’s Emerging Capital Market’ (Working paper).
- Healy, P. M. (1985), ‘The Effect of Bonus Schemes on Accounting Decisions’ , *Journal of Accounting and Economics* 7: 85-107.
- Hribar, P., Collins, D. (2002), ‘Errors in Estimating Accruals: Implications for Empirical Research’ , *Journal of Accounting Research* 40: 105-134.
- Jones J. (1991), ‘Earnings Management During Import Relief Investigations’ , *Journal of Accounting Research* 29: 193-228.
- Kang, S.-H., Sivaramakrishnan, K. (1995), ‘Issues in Testing Earnings Management and an Instrumental Variable approach’ , *Journal of Accounting Research* 33(2): 353-367.
- McNichols, M. (2000), ‘Research Design Issues in Earnings Management Studies’ , *Journal of Accounting and Public Policy* 19: 313-345.
- McNichols, M., Wilson, P. (1988), ‘Evidence of Earnings Management from the Provision of Bad Debts’ , *Journal of Accounting Research* Supplement 26: 1-31.
- Subramanyam K.R. (1996), ‘The Pricing of Discretionary Accruals’ , *Journal of Accounting and Economics* 22: 249-282.
- Thomas, J., Zhang, X.J. (2000), ‘Identifying Unexpected Accruals: a Comparison of Current Approaches’ , *Journal of Accounting and Public Policy* 19: 347-376.