当代会计评论
第2卷第2期
2009年12月

Contemporary Accounting Review
Vol. 2 No. 2
December 2009

上市公司利用递延所得税资产确认进行盈余管理吗？——基于与IFRS趋同后欧盟及中国上市公司的经验证据比较*

曲晓辉[1]　肖虹[1,2]　丁芸洁[2]
（1. 厦门大学会计发展研究中心，福建 厦门 361005；
2. 厦门大学管理学院会计系，福建 厦门 361005）

【摘要】　本文以国际财务报告准则（IFRS）趋同下所得税会计准则在欧盟及中国上市公司的第一年实施情况为背景，研究并证明欧盟及中国上市公司均在一定程度上利用递延所得税资产确认进行避免利润下滑的盈余管理。其中，中国上市公司递延所得税资产确认具有可操纵应计利润之外的增量作用，欧盟上市公司则具有线下项目可操纵性应计项目之外的增量作用。但在避免亏损的盈余管理中，欧盟及中国上市公司递延所得税资产确认均未存在这种增量作用。进一步研究发现，中国上市公司递延所得税资产确认的盈余管理与市场监管动机相关，与债务契约、管理层薪酬激励无关。本文研究结果表明，IFRS趋同下所得税会计准则在欧盟及中国上市公司的实施效果已经具有一定程度的等效性，但其财务报告质量还受到特定制度环境因素影响。

【关键词】　递延所得税资产确认　盈余管理　欧盟　中国　准则趋同　实施效果等效

一、引　　言

在国际财务报告准则（IFRS）趋同背景下，2006年中国财政部借鉴《国际会计准

---

* 曲晓辉，教授，E-mail：xhqu@xmu.edu.cn；肖虹，教授，E-mail：xiaohong@xmu.edu.cn；丁芸洁，硕士，E-mail：dyj_green@sina.com.cn。

本文为教育部人文社会科学重点研究基地重大项目（08JJD630010）、教育部规划项目课题（07JA630016）、国家自然科学基金资助项目（70972113）及国家自然科学基金资助项目（70972112）的阶段性成果。

则第 12 号——所得税》，制定并公布了新所得税会计准则《企业会计准则第 18 号——所得税》，由原来的应付税款法和纳税影响会计法两者选择其一，改变为只允许采用资产负债表债务法。而欧盟这一中国最重要的贸易伙伴之一，则在 2002 年 7 月通过了《关于运用国际会计准则的第 1606/2002 号法令》，要求所有欧盟上市公司从 2005 年起采用经过欧盟委员会认可的国际财务报告准则编制合并财务报表，实现了包括所得税会计准则在内的会计准则国际趋同。与此同时，欧盟还分别启动了对中国、美国、日本、加拿大、韩国等第三国会计准则等效性认定的程序，并强调应从会计准则应用于决策过程中的作用的角度，对等效性①进行判断，要求不同会计准则所提供的财务报告具有同等质量。毫无疑问，所得税会计信息质量是判断所得税会计准则等效性的一个重要方面。

作为 IFRS 趋同下所得税会计准则的核心内容，基于资产负债表债务法的递延所得税资产的确认对公司会计信息质量的影响具有双重性。它既可传递管理层关于公司未来盈利状况预测和现金流量的私有信息（Amir and Sougiannis　1999），也可作为公司盈余管理的工具（David et al　2002），因而成为税收监管和股票市场信息披露规范所共同关注的焦点，但目前相关研究证据还非常不足，已有的研究也未取得一致结论。在经济不景气时期或公司经营困难阶段，特别是在发生纳税亏损的情况下，上市公司极有可能出于财务报告和收益预测的压力，利用递延所得税资产的确认夸大报告利润或低估报告亏损（Elliott and Swieringa　1985）。据此，本文以 IFRS 趋同下所得税会计准则在欧盟及中国上市公司的第一年实施情况为研究背景，对公司管理层是否利用递延所得税资产的确认进行盈余管理的问题进行检验与比较。

运用 Logistic 回归与多元线性回归分析方法，本文的检验结果显示，欧盟及中国上市公司均在一定程度上利用递延所得税资产确认进行避免利润下滑的盈余管理。其中，中国上市公司递延所得税资产确认具有可操纵应计利润之外的增量作用，欧盟上市公司则具有线下项目可操纵性应计项目之外的增量作用。在避免亏损的盈余管理中，欧盟及中国上市公司递延所得税资产确认均未存在这种增量作用。此外，中国上市公司递延所得税资产确认的盈余管理与市场监管动机相关，与债务契约、管理层薪酬激励无关。其中，存在上市公司利用 2006 年追溯确认递延所得税资产契机改善相关指标账面值现象，以及在 2007 年利用递延所得税资产确认缓解净利润下滑程度的倾向。本文认为，IFRS 趋同下所得税会计准则在欧盟及中国上市公司的实施效果已具有一定程度的等效性，但财务报告质量还受到特定制度环境因素的影响。应进一步明确限定递延所得税资产确认的条件，对具有避免亏损和避免利润下滑动机的上市公司加强递延所得税资产确认盈余管理的监管。

---

①　根据欧盟 2007 年发布的第 1569/2007 号条例第二款定义，是指："第三国会计准则在下面情况下可以认为是与欧盟根据 Regulation（EC）No. 1606/2002 所采纳的 IFRS 是等效的：投资者根据以第三国会计准则为基础编制的报表对证券发行者的资产和负债、财务状况、损益以及预期所作出的评价，与根据以 IFRS 为基础编报的报表所作出的评价相似，并体现在对购买、保留或处置证券的决定也一样。"

本文余下部分结构安排如下：第二部分为文献回顾和假说提出；第三部分为研究设计及变量数据描述性统计；第四部分为实证检验结果；第五部分为研究结论。

二、文献回顾与研究假说的提出

关于公司管理层是否利用递延所得税资产确认进行盈余管理问题，国外研究主要从考察递延所得税资产估值准备水平与盈余管理动机因素相关性的角度进行探讨，并已取得了一定进展。其中，早期研究结论倾向于认为公司递延所得税资产确认与盈余管理不具有相关性。例如，Miller 和 Skinner（1998）没有发现经理人利用递延所得税资产估值准备操纵会计盈余以降低财务杠杆或平滑利润的证据。Visvanathan（1998）研究也没有发现管理层利用递延所得税资产的确认来平滑收益或服务于薪酬契约和债务契约的证据。但近年来的研究比较多地支持递延所得税资产确认会被利用于各种目的盈余管理的观点。例如，Phillips 等（2003）研究发现，当采用总应计项目作为应计项目衡量指标时，递延所得税费用能够为检验避免亏损、利润下滑及满足分析师预期等目的的盈余管理提供增量作用。Gordon 和 Joos（2004）将影响未确认递延所得税因素划分为经营性因素和机会主义因素后研究证明，英国上市公司会采取机会主义行为操纵未确认递延所得税以管理公司财务杠杆。Chao 等（2004）研究发现当盈余水平低于历史正常水平时，公司会利用递延所得税资产估值准备计提来“洗大澡”。Burgstahler 和 Dichev（1997）研究显示，在对未来应纳税所得额获取能力进行控制的情况下，微利公司比微亏公司更大比例地减少了递延所得税资产估值准备占递延所得税资产的比重，递延所得税资产估值准备被用做避免亏损的盈余管理工具。Schrand 和 Wong（2003）研究发现，对于资本充足率高的银行，由于其资本充足率足以承受计提估值准备对利润和净资产带来的负面影响，因此银行会通过在采用准则当年计提较高水平的估值准备，以期在未来年度运用对估值准备调整来平滑收益，其盈余管理程度由调整前盈余与预期或历史盈余的差异大小决定。Philips 等（2003）从递延税款角度考察了盈余管理与非应税项目损益的关系，发现递延税款指标可以有效地识别公司出于平滑盈余和避免亏损项目而进行的盈余管理行为。

由于欧盟与中国上市公司分别于 2005 年与 2007 年才开始执行 IFRS 财务报告准则趋同下的新所得税会计准则，因此目前还鲜有文章对此进行相关的实证研究。事实上，作为当期应计项目的组成部分，递延所得税资产确认水平取决于未来应纳税所得额的获取情况，而未来应纳税所得额获取前景的不确定性以及所得税会计准则未对递延所得税资产确认提出严格限制条件，使之具有一定的可操纵性，有可能被公司管理层作为基本应计项目盈余管理之外的补充手段。据此，本文以中国与欧盟上市公司为比较对象，对基于基本应计项目盈余管理的递延所得税资产确认增量作用进行检测，并提出以下

假说：

假说 1-1：中国与欧盟上市公司递延所得税资产确认对于避免亏损的应计项目盈余管理具有增量作用。

假说 1-2：中国与欧盟上市公司递延所得税资产确认对于避免利润下滑的应计项目盈余管理具有增量作用。

现存研究文献显示，递延所得税资产确认与特定制度环境背景密切相关。例如，Miller 和 Skinner（1998）研究发现，递延所得税资产估值准备水平与税收因素密切相关，并随预期未来应纳税所得额的增加而降低。Chao 等（2004）将会计政策选择的薪酬契约、债务契约、政治成本三大假说拓展到递延所得税资产估值准备计提上来，研究管理层是否根据盈余管理的需要来操纵递延所得税资产估值准备的计提水平，由此判断美国财务会计准则第 109 号是否成为了管理层进行盈余管理的工具。该研究没有发现管理层利用递延所得税资产估值准备迎合债务契约、经理人薪酬、政府管制及平滑收益。当盈余水平低于历史正常水平时，公司更倾向于利用递延所得税资产估值准备计提来“洗大澡”而非平滑收益。Schrand 和 Wong（2003）研究发现，对于已经设有递延所得税资产估值准备账户的银行来说，如果该家银行有能力充分资本化以吸收估值准备增加对利润的负面影响，则银行的经理将会在以后年度通过对估值准备的调整来平滑收益。Skinner（2008）研究指出，递延所得税会计已被日本政府以及银行监管机构用来掩盖日本银行实际的财务困境，借此缓解了对主要银行进行改革的政治压力，而公司管理层则利用递延所得税会计达到银行监管者对资本金水平的要求。就中国制度背景的特殊性而言，也有大量文献证实，针对《公司法》有关退市规定以及证监会 ST 等政策，处于亏损边缘和新被 ST 的上市公司具有较强的盈余管理动机（魏明海 2000，蒋义宏 2003，陈小悦、肖星、过晓艳 2000，吴联生、薄仙慧、王亚平 2007，李静 2008 等）。事实上，这种现象与盈余管理的“门槛效应”（threshold effect）假说[①]预期也是相一致的。陆建桥（1999）研究证明，中国亏损上市公司为了尽量推迟因账面亏损而陷入被管制困境的时间，以及为了避免因连续三年亏损而受到证券监管部门的管制和处罚，在首次出现亏损的前一年份、亏损及其后年份，普遍会利用操控性应计项目进行盈余管理。同时，在各类可运用的应计利润项目中，主要通过管理短期的、与营业有关的应计利润项目来达到盈余管理的目的。由于 2006 年度中国上市公司所面临的递延所得税资产追溯确认的监管政策要求相对宽松[②]，绝大多数上市公司，包括将可结转以后年度纳税亏损和税款递减确认了递延所得税的上市公司，没有在其年度财务报告中披露确认递延所得税资产的证据性质。本文预期 ST、特别是 2006 年新 ST 这类公司有可能会利用追溯确认契机，进行改善每股净资产等指标账面值的盈余管理。与此相比较，上市公司在 2007 年面临更为严格的递延所得税资产确认条件，同时 ST 类上市公司的未来盈利能力

① 由 Burgstahler and Dichev 于 1998 年首先提出。该假说预期，为了跨越某些特定的门槛——盈余为正的门槛、盈余上升的门槛以及迎合财务分析师盈余预测的门槛，公司明显具有规避盈余损失或下降的盈余管理动机。

② 我们调查发现，在 2006 年亏损上市公司年报“股东权益差异调节表”的“所得税”项目附注中，确认递延所得税资产的公司有 124 家，但披露递延所得税资产具体构成的公司不到 20 家。绝大部分上市公司除在“股东权益差异调节表”中给出所得税对留存收益的影响金额外，没有其他任何披露。

也受到审计单位和投资者更多的关注，因此2007年新被ST且处于亏损边缘的上市公司的递延所得税资产确认盈余管理面临相对较高的成本。除了资本市场动机外，高管薪酬契约和债务契约也是值得关注的动机因素。现有文献已经证明，在中国转轨制度环境下，存在着高管薪酬契约动机下的盈余管理行为。高管报酬额越高，为获得这部分超额报酬的盈余管理动机将越强烈，盈余管理程度也越大（王倩2009）。由于通过递延所得税资产确认能够降低资产负债率，并通过增加公司经营业绩而提高管理者声誉及持股薪酬利益，因此高管薪酬契约、负债水平因素与递延所得税资产确认的盈余管理行为之间有可能存在着相关性，据此，本文提出以下假说：

假说2-1：2006年中国上市公司递延所得税资产的追溯确认水平与公司的高管薪酬契约、负债水平以及新被ST性质特征显著正相关。

假说2-2：2007年中国上市公司递延所得税资产的确认水平与公司的高管薪酬契约、负债水平显著正相关，与公司新被ST性质特征显著负相关。

三、研究样本与模型、变量设定

（一）数据来源与样本选取

1. 相关数据来源

本文以净递延所得税资产大于等于零[①]的2007年度中国沪深交易所非金融类A股上市公司以及2005年欧盟非金融类上市公司为研究对象，这种研究对象选择的原因，与递延所得税资产确认需要以未来应纳税所得额作为保障的考虑有关。同时，因为新所得税准则要求公司管理层基于对未来可获得应纳税所得额进行预测，以未来能够获得的应纳税所得额为限确认递延所得税资产，但没有要求对递延所得税负债的确认需要以未来应纳税所得额为限，递延所得税资产显然比递延所得税负债更具有可操纵性。因此本文选用更具可操纵性的递延所得税资产作为考察对象。相关数据分别来源于Wind资讯财务数据库、金融界（www.jrj.com）股票公告和Compustat数据库。

2. 样本选取

本文假设1的检验子样本是根据图1至图4所示上市公司分布频数情况而选择的。从图中可以看出微利与微升公司数量远远多于微亏与微滑公司，这些图为上市公司盈余管理行为提供了一定的图形证据。

① 即递延所得税资产确认需要以未来应纳税所得额作为保障的公司。

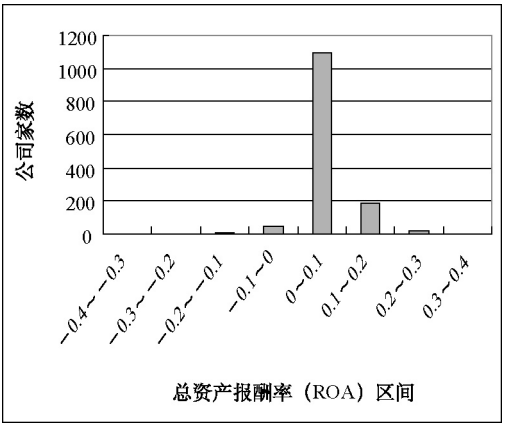

图 1　中国 2007 年总资产报酬率在（—0.1～0.1）上的分布

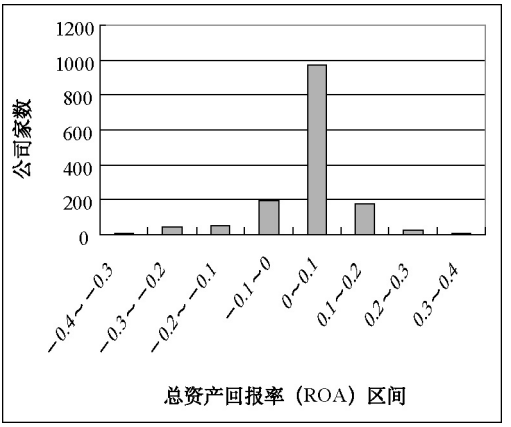

图 2　欧盟 2005 年总资产报酬率在（—0.1～0.1）上的分布

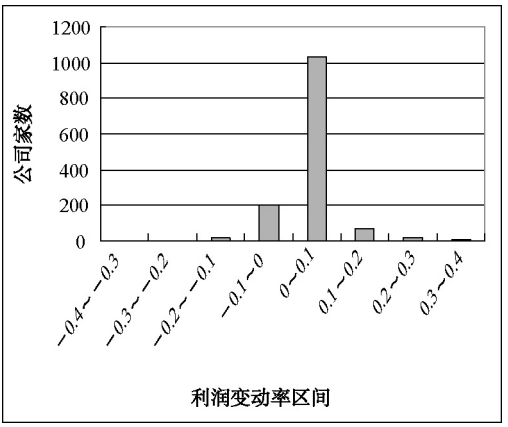

图 3　中国 2007 年经平减后利润变动率在（—0.1～0.1）上的分布

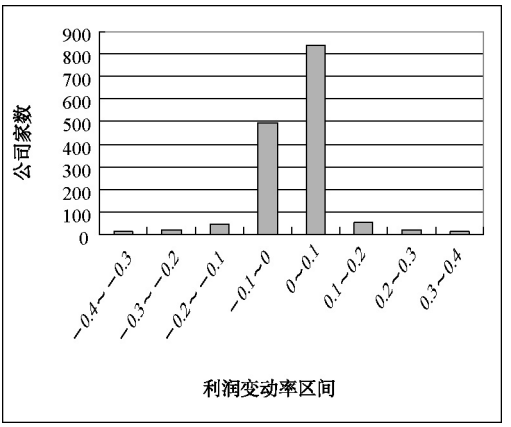

图 4　欧盟 2005 年经平减后利润变动率在（—0.1～0.1）上的分布

其中，中国样本部分是以 2007 年度中国沪深交易所非金融类 A 股上市公司研究对象为基础，剔除其中缺失 2006 年度及 2007 年度相关数据的 137 家 ST 公司，在剩余的 1361 家上市公司中，选择总资产回报率在区间（—0.1～0）、(0～0.1）的 1137 家上市公司形成避免亏损子样本，选择经总资产平减后利润变动率在区间（—0.1～0）、(0～0.1）的 1235 家上市公司构成避免利润下滑子样本。

欧盟样本部分是以 2005 年欧盟非金融类上市公司为基础，剔除 2005 年相关数据缺失及名称重复的公司后，在剩余的 1320 家上市公司中，以总资产报酬率在区间（—0.1～0)、(0～0.1）的 1001 家上市公司为考察范围，进一步剔除缺失 2004 年递延所得税资产数据的公司后，形成由 629 家公司构成的避免亏损子样本。同时，以经总资产平减后利润变动率在区间（—0.1～0)、(0～0.1）的 1242 家上市公司为考察范围，进一步剔

除缺失2004年递延所得税资产数据的公司后，形成由790家公司构成的避免利润下滑子样本。

为避免区间阀值选择对假设1研究结果的影响，本文还扩大和缩小了区间阀值，分别选择总资产回报率和利润变动率在区间（－0.2～0）、（0～0.2）和（－0.05～0）、(0～0.05）的公司样本进行敏感性分析。

假设2的检验子样本是在中国A股上市公司研究对象基础上，剔除缺失相关数据的139家公司以及73家[①]资产负债率和净资产收益率财务指标极端值的上市公司后，以剩余的1323家上市公司构成子样本。

（二）主要研究变量

1. 递延所得税资产（递延所得税资产 DTA_{it}，递延所得税资产变动 ΔDTA_{it}）

本文从两个方面对递延所得税资产确认变量进行考察。首先，考察中国与欧盟上市公司在所得税准则实施第一年中递延所得税资产增量确认情况，因此定义

ΔDTA_{it} ＝ 该准则实施第一年递延所得税资产与该准则实施前一年相比的增量 / 该准则实施前一年末总资产

其次，本文对中国上市公司递延所得税资产确认的盈余管理动机进行考察，分别对2006年的追溯确认情况和2007年截面数据进行检验，因此定义

DTA_{it} ＝ 第 t 年确认的递延所得税资产 / 第 t 年末总资产

2. 盈余管理变量（EM_{it}）

现存文献认为，根据报告盈余在特定水平区间的不连续分布可以判断公司是否存在盈余管理。例如，Burgstahler and Dichev（1997）曾把利润微升样本显著高于利润微降样本的分布频率当做存在盈余管理行为的证据。借鉴上述研究，本文据样本期间上市公司收益指标分布情况，分别在避免亏损盈余管理与避免利润下滑盈余管理的两个不同情形中选择设计确定盈余管理哑变量，即：对于避免亏损盈余管理情形，当公司总资产回报率（ROE）大于等于0且小于0.01时，EM_{it}取值1；当ROE大于－0.01且小于0时，EM_{it}取值0。对于避免利润下滑的盈余管理情形，当利润变动率在区间（－0.1～0）内时，EM_{it}赋值为0，当利润变动率在区间（0～0.1）时，EM_{it}赋值为1。

3. 分离递延所得税资产后基本应计项目（$TA\Delta DTA_{it}$、$DA\Delta DTA_{it}$、$DACC\Delta DTA_{it}$）

本文分别采用应计利润法下的总应计项目（$TA_{i,t}$）、可操纵性应计项目（$DA_{i,t}$）、线下项目可操纵性应计项目（$DACC_{i,t}$）三类应计项目检测盈余管理，并以Healy模型和横截面修正Jones模型计算出每家样本公司相关年度的上述三个指标。在此基础上，分离出递延所得税资产增量后的应计项目，并将其定义为基本应计项目。进行分离处理的原因在于，递延所得税资产增量本身就是应计项目的一个组成部分，因此检测递延所

① 被剔除的有极端值的上市公司的构成是：71家2006年度或2007年度资产负债率超过100%的资不抵债上市公司和2家净资产报酬率异常的公司。

得税资产确认是否具有基本应计项目之外的盈余管理增量价值，必须将其从当年应计项目总量中扣除出来单独检验。

在此，本文以 $TA\Delta DTA_{it}$ 代表分离递延所得税资产增量后的总应计项目；以 $DA\Delta DTA_{it}$ 代表分离递延所得税资产增量后的可操纵应计项目；以 $DACC\Delta DTA_{it}$ 代表分离递延所得税资产增量后的线下项目前的可操纵应计项目。其中总应计项目 $TA_{i,t}$、可操纵性应计项目 $DA_{i,t}$、线下项目可操纵性应计项目 $DACC_{i,t}$ 的计算过程具体分别如下：

首先，根据 Healy（1985）计算公司 i 第 t 年的总应计利润 $TA_{i,t}$，它等于净利润减去经营现金流量的差额，即

$$TA_{i,t} = NI_{i,t} - CFO_{i,t} \tag{1}$$

在公式（1）中，NI_{it} 是公司 i 在第 t 年的净利润，CFO_{it} 是公司 i 在第 t 年的经营现金流量。上述变量都经过 $t-1$ 年末总资产进行标准化处理，以消除公司规模差异造成的影响。

其次，根据修正的 Jones 模型用公式（2）将非可操纵应计利润或期望应计利润表示为主营业务收入变动额、应收账款变动额和固定资产的函数，即

$$NDA_{i,t} = \beta(1/A_{i,t-1}) + \beta[(\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t})/A_{i,t-1}] + \beta(PPE_{i,t}/A_{i,t-1}) \tag{2}$$

在公式（2）中，$NDA_{i,t}$ 表示公司 i 第 t 年的非可操纵应计利润或期望应计利润，$\Delta REV_{i,t}$ 表示公司 i 第 t 年的主营业务收入增加额，$\Delta REC_{i,t}$ 表示公司 i 第 t 年的应收账款增加额；$PPE_{i,t}$ 表示公司 i 第 t 年的固定资产原值，$A_{i,t-1}$ 表示公司 i 第 $t-1$ 年末的总资产。

公式（2）中参数 β、β、和 β 可使用横截面数据通过公式（3）分行业进行估计而得，即

$$TA_{i,t}/A_{i,t-1} = \lambda_1(1/A_{i,t-1}) + \lambda_2[(\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t})/A_{i,t-1}] + \lambda_3(PPE_{i,t}/A_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \tag{3}$$

在公式（3）中，λ_1、λ_2 和 λ_3 分别是参数 β、β 和 β 的估计值，$\varepsilon_{i,t}$ 是随机误差项。

第三，用总应计利润减去期望应计利润，就可以得到用于检测盈余管理程度的异常应计利润或可操纵应计利润（DA），即

$$DA_{i,t} = TA_{i,t} - NDA_{i,t} \tag{4}$$

最后，以线下项目前应计项目为因变量，通过估计行业特征参数的截面 Jones 模型计算公司操纵性应计项目，其具体计算方法是：

先按年度采用不同行业分组数据运用公式（5）进行回归，以估计出各年各行业的特征参数 ∂_1、∂_2、∂_3，即

$$GACC_{i,t}/A_{i,t-1} = \partial_1(1/A_{i,t-1}) + \partial_2(\Delta REV_{i,t}/A_{i,t-1}) + \partial_3(PPE_{i,t}/A_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \tag{5}$$

在公式（5）中，$GACC_{i,t}$ 表示 i 公司 t 年度线下项目前的应计项目，等于营业利润减去经营活动现金流量，其他符号的含义与公式（3）相同。

将公式（5）中估计出的行业特征参数∂_1、∂_2、∂_3带入公式（6），计算出非操控性应计项目，即

$$NDACC_{i,t} = \partial_1(1/A_{i,t-1}) + \partial_2(\Delta REV_{i,t}/A_{i,t-1}) + \partial_3(PPE_{i,t}/A_{i,t-1}) \quad (6)$$

在公式（6）中，$NDACC_{i,t}$表示经上期期末总资产平减后的i公司t年度的非操控性应计项目。

根据公式（7），即

$$DACC_{i,t} = GACC/A_{i,t-1} - NDACC_{i,t}$$

可计算出线下项目前操控性应计项目，即

$$DACC_{i,t} = GACC/A_{i,t-1} - NDACC_{i,t} \quad (7)$$

在剔除递延所得税资产增量后，分别获得分离递延所得税资产后的基本应计项目，即分离递延所得税资产后总应计项目$TA\Delta DTA_{it}$、分离递延所得税资产后可操纵性应计项目$DA\Delta DTA_{it}$、分离递延所得税资产后线下项目可操纵性应计项目$DACC\Delta DTA_{it}$。

4. 盈余管理动机变量

（1）高管薪酬契约激励哑变量（MI_{it}）

当公司高管持有公司股票时，MI_{it}赋值为1，其他则赋值为0。在此，本文所界定的高管为上市公司前三名高管。本文认为，如果上市公司利用递延所得税资产增加利润，那么管理层应该更倾向于不在或少在2006年追溯确认递延所得税资产，而选择在2007年确认递延所得税资产，进而增加2007年净利润。

（2）市场监管哑变量（STX_{it}、ST_{it}、$DNAPS_{it}$）

当公司在第2006年新被ST时，STX_{it}赋值为1，其他则STX_{it}赋值为0；当公司在2007年新被ST且处于亏损边缘时，ST_{it}赋值为1，其他则ST_{it}赋值为0。当公司第t年每股净资产在［1～1.1］的区间内时，$DNAPS_{it}$赋值为1，否则$DNAPS_{it}$赋值为0。

（3）债务契约变量（$Lever_{it}$）

$Lever_{it}$为资产负债率，等于公司i在第t年的总负债与总资产比例。

此外，为了控制其他因素对盈余操纵的影响，本文在模型中引入了下列控制变量：① 股权集中度（SP_{it}），为公司前十大股东持股比例合计数，用以考察上市公司股权集中度对递延所得税资产确认的会计政策选择影响。② 行业哑变量（$\sum Ind_{it}$），用于控制行业差异性。其中，中国上市公司根据证监会行业划分标准进行分类，欧盟上市公司按照Compustate数据库中四位数行业划分标准进行分类。③ 递延所得税负债（DTL_{it}，ΔDTL_{it}）。DTL_{it}为2006年追溯确认的递延所得税负债，ΔDTL_{it}为2007年递延所得税负债确认比上年的增量，均以期初总资产进行标准化，其在未来的转回是上市公司未来应纳税所得额的获取来源之一。④ 公司盈利能力（ROE_{it}），为公司i第t年净资产收益率，代表未来通过生产经营获得应纳税所得额的能力。⑤ 经营现金流（CFO_{it}），为公司i第t年经营现金净流量，以期初总资产标准化后作为影响公司盈余水平的重要因素而加以控制。

（三）模型设计

1. 基本应计项目盈余管理之外递延所得税资产确认的增量作用检验

基于 Logitic 回归分析方法，本文就有关公司应计项目盈余管理中递延所得税资产确认的增量作用假说，在借鉴 Jobn（2003）模型的基础上，用递延所得税资产替代 John 模型中的递延所得税费用构建模型 1，分别对避免亏损组与避免利润下滑组样本中公司应计项目盈余管理基础上的递延所得税资产确认增量作用进行考察。首先，运用分离出递延所得税资产的基本应计项目回归模型，即用不包括递延所得税资产增量的总应计项目 $TA\Delta DTA_{it}$、可操纵应计项目 $DA\Delta DTA_{it}$、线下项目前的可操纵应计项目 $DACC\Delta DTA_{it}$ 模型，检测基于基本应计项目的上市公司盈余管理行为。根据假说 1，本文预期 $TA\Delta DTA_{it}$、$DA\Delta DTA_{it}$、$DACC\Delta DTA_{it}$ 变量系数均具有显著性。

$$EM_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 TA\Delta DTA_{it} + \varphi_2 CFO_{it} + \varphi_3 \sum Ind_{it} + \varepsilon_{it} \qquad \text{模型 1-1}$$

$$EM_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 DA\Delta DTA_{it} + \varphi_2 CFO_{it} + \varphi_3 \sum Ind_{it} + \varepsilon_{it} \qquad \text{模型 1-2}$$

$$EM_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 DACC\Delta DTA_{it} + \varphi_2 CFO_{it} + \varphi_3 \sum Ind_{it} + \varepsilon_{it} \qquad \text{模型 1-3}$$

其次，在上述基本应计项目回归分析模型基础上，本文进一步加入 ΔDTA_{it} 变量，以检测基本应计项目盈余管理之外递延所得税资产的增量作用。这种增量作用，仅当 ΔDTA_{it} 变量系数具有显著性时才能被证明存在。

$$EM_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 TA\Delta DTA_{it} + \varphi_2 \Delta DTA_{i,t} + \varphi_3 CFO_{it} + \varphi_4 \sum Ind_{it} + \varepsilon_{it} \qquad \text{模型 1-4}$$

$$EM_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 DA\Delta DTA_{it} + \varphi_2 \Delta DTA_{i,t} + \varphi_3 CFO_{it} + \varphi_4 \sum Ind_{it} + \varepsilon_{it} \qquad \text{模型 1-5}$$

$$EM_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 DACC\Delta DTA_{it} + \varphi_2 \Delta DTA_{i,t} + \varphi_3 CFO_{it} + \varphi_4 \sum Ind_{it} + \varepsilon_{it} \qquad \text{模型 1-6}$$

2. 递延所得税资产确认的盈余管理动机检验

对基于市场监管动机下中国上市公司递延所得税资产确认的盈余管理，本文借鉴蔡祥、张海燕（2004）的研究模型，结合递延所得税追溯确认特点，构造模型 2 进行检验。其中，模型 2-1 和模型 2-2 分别以递延所得税资产（DTA_{it}）、递延所得税资产变动（ΔDTA_{it}）为因变量，从存量和流量不同角度进行考察。如前所述，基于中国转轨制度环境的特殊性，本文认为高管薪酬契约激励哑变量（MI_{it}）、债务契约变量（$Lever_{it}$）与因变量之间关系的显著性是否存在尚未明确。

$$DTA_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 MI_{i,t} + \alpha_2 Lever_{i,t} + \alpha_3 DNAPS_{i,t} + \alpha_4 DTL_{i,t} + \alpha_5 ROE_{i,t} + \alpha_6 STX_{i,t} + \alpha_7 SP_{i,t} + \alpha_8 \sum Ind_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \qquad \text{模型 2-1}$$

$$\Delta DTA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 MI_{i,t} + \beta_2 Lever_{i,t} + \beta_3 DNAPS_{i,t} + \beta_4 \Delta DTL_{i,t} + \beta_5 \Delta EBIT_{i,t} + \beta_6 ST_{i,t} + \beta_7 SP_{i,t} + \beta_8 \sum Ind_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \qquad \text{模型 2-2}$$

四、实证结果与分析

（一）递延所得税资产确认的盈余管理增量作用回归分析结果

1. 描述性统计

表1的描述性统计结果显示，对于避免亏损组和避免利润下滑组，中国样本公司的递延所得税资产变动 ΔDTA_{it} 的标准差均小于欧盟样本公司。而对于分离递延所得税资产增量后的应计项目，在避免亏损组中，中国样本公司三类应计项目的标准差均大于欧盟样本公司，在避免利润下滑组中，欧盟样本公司 $TA\Delta DTA_{it}$、$DA\Delta DTA_{it}$ 应计项目的标准差则大于中国样本公司。

表1 模型1变量描述性统计

避免亏损组		样本量	最小值	最大值	平均值	标准差
$TA\Delta DTA_{it}$	中国	1 137	−0.404 458 7	0.988 120 2	0.005 113 9	0.115 737 9
	欧盟	629	−1.010 005	0.695 628 5	−0.039 510 6	0.100 718 9
$DA\Delta DTA_{it}$	中国	1 137	−0.522 111	0.963 639 4	−0.003 994 5	0.115 081 7
	欧盟	629	−1.007 424	0.692 528 5	−0.039 746 6	0.099 247 9
$DACC\Delta DTA_{it}$	中国	1 137	−0.492 988 6	1.000 762	−0.007 747 8	0.116 731 8
	欧盟	629	−0.344 909 4	0.721 569 8	−0.027 437 6	0.085 945 2
ΔDTA_{it}	中国	1 137	−0.024 616 9	0.033 812 2	0.000 355 4	0.003 729 9
	欧盟	629	−0.132 052 7	0.154 970 8	0.001 220 1	0.012 402 7
CFO_{it}	中国	1 137	−0.962 959 9	0.507 997 3	0.046 690 1	0.115 185 9
	欧盟	629	−0.564 782 4	0.474 056 6	0.067 105 1	0.096 506 8
避免利润下滑组		**样本量**	**最小值**	**最大值**	**平均值**	**标准差**
$TA\Delta DTA_{it}$	中国	1 235	−0.404 458 7	0.988 120 2	0.007 061 2	0.114 454 2
	欧盟	790	−1.436 75	1.098 255	−0.043 436 3	0.141 156 6
$DA\Delta DTA_{it}$	中国	1 235	−0.522 111	0.963 639 4	−0.002 845 3	0.112 874 9
	欧盟	790	−1.431 021	1.091 027	−0.042 919 6	0.140 506 2
$DACC\Delta DTA_{it}$	中国	1 235	−0.499 220 8	1.000 762	−0.004 857	0.115 837 3
	欧盟	790	−0.794 526 2	1.396 83	−0.009 545	0.076 453 1
ΔDTA_{it}	中国	1 235	−0.035 029 9	0.033 812 2	0.000 329	0.003 797 9
	欧盟	790	−0.132 052 7	0.154 970 8	0.000 891 4	0.011 840 6
CFO_{it}	中国	1 235	−0.978 862 6	0.625 644 2	−0.010 362 5	0.119 397 9
	欧盟	790	−1.803 517	0.482 504 3	0.053 67	0.157 039 4

2. Logistic 回归检验结果

表 2 所示的中国上市公司数据检测结果表明，在避免亏损组和避免利润下滑组中，分离递延所得税资产后的三类基本应计项目 $TA\Delta DTA_{it}$、$DA\Delta DTA_{it}$、$DACC\Delta DTA_{it}$ 系数均具有显著性，意味着模型 1-1、1-2、1-3 均能检测到中国上市公司避免亏损和避免利润下滑的盈余管理行为，这与图 1 和图 2 证据是相符合的。加入递延所得税资产因素 ΔDTA_{it} 后，模型检验结果显示：对于避免亏损组，模型 1-4、模型 1-5、模型 1-6 检验中，ΔDTA_{it} 系数均不具有显著性。因而可以认为，在避免亏损的盈余管理中，中国上市公司递延所得税资产确认不具有增量作用。对于避免利润下滑组，当以分离递延所得税资产增量后的 $DA\Delta DTA_{it}$ 为盈余管理衡量指标时，ΔDTA_{it} 系数具有显著性。因而可以认为，在避免利润下滑的盈余管理中，中国上市公司递延所得税资产确认具有可操纵应计项目盈余管理之外的增量作用。

表 2　递延所得税资产确认盈余管理增量作用的 Logistic 回归检验结果——中国

EM_{it}：避免亏损	Model 1-1	Model 1-2	Model 1-3	Model 1-4	Model 1-5	Model 1-6
C	2.865 8*** (0.000)	2.492 224*** (0.003)	2.569 205*** (0.000)	2.831 648*** (0.000)	2.458 2*** (0.004)	2.545 491*** (0.000)
$TA\Delta DTA_{it}$	20.423 28*** (0.001)			21.640 82*** (0.001)		
$DA\Delta DTA_{it}$		71.724 67*** (0.000)			72.455 42*** (0.000)	
$DACC\Delta DTA_{it}$			21.286 78*** (0.000)			21.311 71*** (0.000)
ΔDTA_{it}				90.914 35 (0.330)	67.774 88 (0.560)	32.344 68 (0.647)
CFO_{it}	17.349 11*** (0.001)	71.701 69*** (0.000)	21.252 34*** (0.000)	18.247 05*** (0.001)	72.467 6*** (0.000)	21.217 09*** (0.000)
IND_{it}	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Log likelihood	−51.482 952	−29.854 881	−49.898 656	−51.063 3	−29.669 018	−49.795 683
Probability (LR stat)	0.001 2	0.000 0	0.000 3	0.002 1	0.000 0	0.000 7
EM_{it}：避免利润下滑	Model 1-1	Model 1-2	Model 1-3	Model 1-4	Model 1-5	Model 1-6
C	1.959 016*** (0.000 0)	2.007 301*** (0.000 0)	1.919 493*** (0.000 0)	1.987 973*** (0.000 0)	2.053 616*** (0.000 0)	1.946 678*** (0.000 0)
$TA\Delta DTA_{it}$	5.153 739*** (0.005 4)			5.570 765*** (0.003 3)		

续表

EM_{it}：避免利润下滑	Model 1-1	Model 1-2	Model 1-3	Model 1-4	Model 1-5	Model 1-6
$DA\Delta DTA_{it}$		5.998 702*** (0.001 7)			6.749 048*** (0.000 7)	
$DACC\Delta DTA_{it}$			3.127 133* (0.063 2)			3.444 906** (0.045 1)
ΔDTA_{it}				59.283 54 (0.103 3)	69.674 39* (0.058 0)	51.637 01 (0.144 1)
CFO_{it}	4.002 733** (0.017 3)	4.618 812*** (0.006 6)	2.548 830* (0.097 5)	4.296 672** (0.011 8)	5.139 079*** (0.003 2)	2.763 157* (0.075 5)
IND_{it}	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Log likelihood	−222.664 2	−221.604 6	−225.141 0	−221.353 7	−219.824 2	−224.078 4
Probability (LR stat)	0.023 16	0.008 742	0.206 777	0.016 359	0.004 311	0.153 332

注：*、** 和 *** 分别表示显著性水平为0.10、0.05和0.01。

表3基于欧盟上市公司数据检测的结果表明，在避免亏损组中，$TA\Delta DTA_{it}$、$DA\Delta DTA_{it}$变量系数具有显著性，意味着模型1-1、1-2可检测到上市公司为避免亏损而进行的盈余管理。在避免利润下滑组中，分离递延所得税资产后的线下项目前可操纵应计项目$DACC\Delta DTA_{it}$系数具有显著性，意味着模型1-3可检测到上市公司为避免利润下滑的盈余管理行为，这与图1、图2证据也是相符合的。与此同时，对于避免亏损组，在模型1-4、模型1-5、模型1-6检验中ΔDTA_{it}系数均不具有显著性。因而，在避免亏损的盈余管理中，欧盟上市公司递延所得税资产确认对于$TA\Delta DTA_{it}$、$DA\Delta DTA_{it}$、$DACC\Delta DTA_{it}$均不具有增量作用。对于避免利润下滑盈余管理，模型1-6检验中，ΔDTA_{it}系数具有显著性。因而，在避免利润下滑的盈余管理中，欧盟上市公司递延所得税资产确认具有$DACC\Delta DTA_{it}$之外的增量作用。

表3 递延所得税资产确认盈余管理增量作用的Logistic回归检验结果——欧盟

EM_{it}：避免亏损	Model 1-1	Model 1-2	Model 1-3	Model 1-4	Model 1-5	Model 1-6
C	1.207 454*** (0.000)	1.206 185*** (0.000)	1.166 242*** (0.000)	1.207 789*** (0.000)	1.206 481*** (0.000)	1.164 234*** (0.000)
$TA\Delta DTA_{it}$	3.063 875*** (0.006)			3.322 582*** (0.004)		
$DA\Delta DTA_{it}$		2.960 777*** (0.008)			3.215 597*** (0.006)	

续表

EM_{it}：避免亏损	Model 1-1	Model 1-2	Model 1-3	Model 1-4	Model 1-5	Model 1-6
$DACC\Delta DTA_{it}$			0.319 011 7 (0.809)			0.477 070 1 (0.723)
ΔDTA_{it}				9.353 972 (0.277)	9.234 064 (0.284)	6.057 21 (0.499)
CFO_{it}	10.079 84*** (0.000)	9.986 681*** (0.000)	8.636 79*** (0.000)	10.112*** (0.000)	10.015 47*** (0.000)	8.631 32*** (0.000)
IND_{it}	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Log likelihood	−247.480 72	−247.816 89	−251.452 13	−246.828 34	−247.184 27	−251.211 75
Probability (LR stat)	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0
EM_{it}：避免利润下滑	Model 1-1	Model 1-2	Model 1-3	Model 1-4	Model 1-5	Model 1-6
C	0.262 537 8* (0.071)	0.264 641 6* (0.069)	0.244 296 1* (0.093)	0.261 898 4* (0.072)	0.264 003 3* (0.070)	0.234 413 9 (0.108)
$TA\Delta DTA_{it}$	0.094 566 (0.864)			0.134 335 2 (0.811)		
$DA\Delta DTA_{it}$		0.141 102 4 (0.800)			0.182 329 1 (0.746)	
$DACC\Delta DTA_{it}$			6.738 027*** (0.000)			7.698 201*** (0.000)
ΔDTA_{it}				3.211 37 (0.612)	3.285 404 (0.604)	10.906 5* (0.098)
CFO_{it}	2.489 523*** (0.000)	2.489 117*** (0.000)	2.663 729*** (0.000)	2.482 435*** (0.000)	2.482 092*** (0.000)	2.672 135*** (0.000)
IND_{it}	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Log likelihood	−523.411 81	−523.394 08	−514.352 76	−523.280 29	−523.256 33	−512.928 94
Probability (LR stat)	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 1	0.000 1	0.000 0

注：*、** 和 *** 分别表示显著性水平为 0.10、0.05 和 0.01。

（二）递延所得税资产确认的盈余管理动机分析结果

1. 描述性统计

表 4 的描述性统计结果表明，样本公司的业绩指标 ROE_{it}、$\Delta EBIT_{it}$ 标准差较大，即样本公司具有较大的业绩差异性。其递延所得税资产确认上的选择是否也因此有所不

同，值得进一步检验。

表4 模型2变量描述性统计

Model 2-1	样本量	最小值	最大值	平均值	标准差
DTA_{it}	1 323	0	19.45	0.579	1.07
MI_{it}	1 323	0	1	0.65	0.478
$Lever_{it}$	1 323	2.07	99.38	50.54	18.058
$DNAPS_{it}$	1 323	0	1	0.02	0.125
DTL_{it}	1 323	−0.04	21.05	0.17	0.825
ROE_{it}	1 323	−211.3	159.4	3.12	19.632
STX_{it}	1 323	0	0.177	1	0
SP_{it}	1 323	13.48	15.415 9	98.86	5.18
Model 2-2	样本量	最小值	最大值	平均值	标准差
ΔDTA_{it}	1 323	−6.05	3.38	0.02	0.534
MI_{it}	1 323	0	1	0.63	0.482
$Lever_{it}$	1 323	0.91	96.7	50.23	17.919
$DNAPS_{it}$	1 323	0	1	0.02	0.122
DTL_{it}	1 323	−2.42	50.8	0.61	3.153
$\Delta EBIT_{it}$	1 323	−10 450.6	62 163.74	135.5	2 412.705
ST_{it}	1 323	0	1	0.004 5	0.067
SP_{it}	1 323	12.53	96.34	54.6	15.034

2. 多元线性检验结果

基于中国上市公司2006年与2007年截面数据的递延所得税资产确认盈余管理动机的回归分析结果，如表5所示。其中，MI_{it}、$Lever_{it}$系数不具有显著性，意味着管理层薪酬激励和债务契约动机对递延所得税资产确认的作用并不明显。ROE_{it}系数显著为负，说明盈利能力低的上市公司在2006年追溯确认递延所得税资产的比例更高。$DNAPS_{it}$、STX_{it}系数显著为正，表明上市公司存在利用2006年追溯确认递延所得税资产契机，改善每股净资产等指标账面值的现象。此外，模型2-2的检验数据表明，$\Delta EBIT_{it}$系数显著为负，说明当上市公司盈利能力发生下滑时，公司管理层并不会调减公司未来应纳税所得额获取能力的预期，而是通过增加递延所得税资产的确认，缓解净利润的下滑程度。

表5 递延所得税资产确认的盈余管理动机——中国检验结果

	Model 2-1		Model 2-2
C	0.592*** (0.000)	C	−0.25*** (0.001)

续表

	Model 2-1		Model 2-2
MI_{it}	0.062 (0.317)	MI_{it}	0.039 (0.202)
$Lever_{it}$	−0.001 (0.634)	$Lever_{it}$	0.001 (0.426)
$DNAPS_{it}$	0.931*** (0.000)	$DNAPS_{it}$	−0.175 (0.144)
DTL_{it}	−0.005 (0.894)	ΔDTL_{it}	0.004 (0.374)
ROE_{it}	−0.006*** (0.000)	$\Delta EBIT_{it}$	−0.000 35*** (0.000)
STX_{it}	0.64*** (0.001)	ST_{it}	0.062 (0.774)
SP_{it}	0.000 04 (0.984)	SP_{it}	0.003*** (0.001)
IND_{it}	控制	IND_{it}	控制
Ad-R^2	0.045	Ad-R^2	0.036

注：*、** 和 *** 分别表示显著性水平为 0.10、0.05 和 0.01。

五、敏感性分析

为避免区间阀值选择对假设 1 研究结果的影响，本文扩大和缩小了区间阀值，分别选择总资产回报率和利润变动率在区间（−0.2～0）、(0～0.2）和（−0.05～0）、(0～0.05）的公司样本进行敏感性分析。同时，为避免指标选择对假设 2 研究结果的影响，本文在模型 2-1 中采用总资产收益率作为公司盈利能力的衡量指标，在模型 2-2 中采用 2007 年度的每股收益同比增长率、主营业务收入同比增长率以及净资产收益率增量来衡量上市公司盈利能力变化情况等。这些敏感性分析结果并没有改变上述基本结论，表明其具有比较高的稳定性。

六、结论与建议

本文研究结果表明，欧盟及中国上市公司均在一定程度上利用递延所得税资产确认进行避免利润下滑的盈余管理。其中，中国上市公司递延所得税资产确认具有可操纵应计利润外的增量作用，欧盟上市公司则具有线下项目可操纵性应计项目外的增量作用。同时，中国上市公司递延所得税资产确认的盈余管理与市场监管动机相关，与债务契约、管理层薪酬激励无关。

本文研究的局限性主要体现在两个方面：首先，由于目前公司递延所得税资产分项划分标准存在很大差异，不少上市公司没有披露递延所得税资产的分项数据，因此未能针对公司递延所得税资产分项数据进行深入的分析与检验；其次，受限于数据的可得性，未能对欧盟经济环境下公司递延所得税资产确认的盈余管理动机进行比较检验。

根据研究结论，本文认为，IFRS趋同下所得税会计准则在欧盟及中国上市公司的实施效果已经具有一定程度的等效性，但财务报告质量还受到特定制度环境因素的影响。从准则完善来说，应当进一步明确限定递延所得税资产确认的条件，加强对具有避免亏损动机上市公司的延所得税资产确认盈余管理的监管。

参 考 文 献

蔡祥，张海燕．2004．资产减值准备的计提、追溯与市场效应．中国会计与财务研究，(3)：31-84.

陈小悦，肖星，过晓艳．2000．配股权与上市公司利润操纵．经济研究，(1)：30-36.

蒋义宏．2003．配股资格线的变迁与ROE分布的变化——中国上市公司“上有政策，下有对策”图解．经济管理，(2)：61-67.

李静．2008．上市公司盈余管理动机与对策分析．财会通讯，(4)：35-37.

陆建桥．1999．中国亏损上市公司盈余管理实证研究．会计研究，(9)：25-35.

王倩．2009．论高管薪酬契约动机与上市公司盈余管理．四川经济管理学院学报，(3)：34-36.

魏明海．2000．盈余管理基本理论及其研究述评．会计研究，(9)：37-42.

吴联生，薄仙慧，王亚平．2007．避免亏损的盈余管理程度：上市公司与非上市公司的比较．会计研究，(2)：44-51.

Amir E，Sougiannis T．1999．Analysts' interpretation and investors' valuation of tax carryforwards．Contemporary Accounting Research，16 (1)：1-33.

Burgstahler D，Dichev I．1997．Earnings management to avoid earnings decreases and losses．Journal of Accounting and Economics，24 (1)：99-126.

Chao C L, Kelsey R L, Horng S M, Chiu H S. 2004. Evidence of earnings management from the measurement of the deferred tax allowance account. The engineering Economist, 49 (1): 63-93.

David B, Elliott B, Michelle H. 2002. How firms avoid losses: evidence of use of the net deferred tax asset account. University of Washington Working Paper.

Elliott J A, Swieringa R J. 1985. Aetna, the SEC and tax benefits of loss carryforwards. The Accounting Review, 60 (3): 531-546.

Gordon E, Joos P. 2004. Unrecognized deferred taxes: evidence from the U.K. The Accounting Review, 79 (1): 97-124.

Miller G, Skinner D. 1998. Determinants of the valuation allowance for deferred tax assets under SFAS No. 109. The Accounting Review, 73 (2): 213-233.

Philips J, Pincus M, Rego S. 2003. Earnings management: new evidence based on deferred tax expense. The Accounting Review, 78 (2): 491-521.

Schrand C, Wong F. 2003. Earnings management using the valuation allowance for deferred tax assets under SFAS 109. Contemporary Accounting Research, 20 (3): 579-611.

Skinner D J. 2008. The rise of deferred tax assets in Japan: the case of the major Japanese banks. Journal of Accounting & Economics (JAE), Forthcoming.

Visvanathan G. 1998. Deferred tax valuation allowance and earnings management. Journal of Financial Statement Analysis, 3 (4): 6-15.

Do Firms Use the Recognition of Deferred Tax Assets to Manage Earnings: Evidence from European Union and China after Their Adoption of IFRS

Xiaohui Qu[1] Hong Xiao[1 2] Yunjie Ding[2]

1. Center for Accounting Studies, Xiamen University, Xiamen, Fujian, China 361005

2. School of Management, Xiamen University, Xiamen, Fujian, China 361005

Abstract: This paper examines whether firms in European Union (EU) and China have used the recognition of deferred tax assets to manage earnings, using data after the adoption of new income tax accounting standards that converged to International Financial Reporting Standards (IFRS). We find evidence of earnings management to avoid earnings decreases. Specifically, we find that, Chinese firms use the recognition of deferred tax assets, except discretionary accruals, to increase profits, while EU firms increase profits using the recognition of deferred tax assets except discretionary accruals for under-line items. But as to the earnings management to avoid losses, there is no such evidence for EU and Chinese firms. We further find that the recognition of deferred tax assets by Chinese firms is influenced by market regulations, but it is not related to debt contracting and compensation contracting. Our results also show that the adoption of the income tax accounting standards has similar effect on EU and Chinese firms. However, the financial reporting quality may still differ due to specific institutional factors.

Keywords: the recognition of deferred tax assets; earning management; European Union; China; converged standard; equivalent implementation effect.