

操纵性应计模型的一个改进

——基于动态面板估计的实证分析

张 剑

(西南财经大学 经济学院,四川 成都 610000)

[摘 要]使用动态面板对操纵性应计模型进行估计可以克服截面数据模型的内生性估计偏误。采用 1999—2011 年中国 A 股市场相关数据,对动态面板模型和其他模型的检测能力进行比较,结果表明:在对第 II 类错误进行检验时,动态面板模型检测能力显著优于其他模型;在对第 I 类错误、审计师意见检验时,动态面板模型检测能力与其他模型接近。

[关键词]盈余管理;动态面板;操纵性应计模型;模型效力;上市公司;盈余操纵行为;总应计模型

[中图分类号]F234.4 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1672-8750(2014)01-0078-11

一、研究背景

盈余管理(Earnings management)指企业管理层在公认会计准则允许范围之内为实现特定效用或价值最大化而做出的会计选择,企业管理层通过这一会计选择达到改变财务报告结果、误导利益相关者对公司业绩的理解、影响以报告盈余为基础的合约的目的^[1]。监管者也需要对公司披露的盈余质量进行分析,从而对资本市场治理、公司治理、会计制度调整等事项做出决策。现有文献主要从盈余管理的决定因素及盈余管理的经济后果两方面进行研究。总体而言,决定或影响盈余管理的因素包括企业特征、会计系统、公司内部治理、外部审计制度、资本市场环境、监管部门政策等。对于盈余管理经济后果的研究主要集中在诉讼风险、非标准审计意见、市场估值、管理层薪酬、管理层更换、债务融资成本等方面的变化上。如何确定衡量盈余管理的合适代理变量,是后续研究的起点与基础。操纵性应计模型是国内外盈余管理实证研究中最常使用的一类方法,该方法的核心思想是将会计应计区分为正常应计(normal accruals)和操纵性应计(discretionary accruals)。正常应计反映企业的基本经营状况,而操纵性应计反映会计准则导致的偏差和管理层的盈余操纵。操纵性应计能够度量会计系统的有效性,对企业利益相关者及会计体系监管者都具有重要意义,受到研究者的广泛关注,相关理论研究成果和实证研究成果不断涌现。

按照 Dechow 等对盈余质量相关文献综述的归纳,操纵性应计模型分为五类^[2]:(1)传统 Jones 模型^[3]。该模型认为总应计主要受营业收入变动和固定资产水平两个因素影响,模型能够解释的部分为正常应计,模型不能解释的残差部分为操纵性应计。(2)修正 Jones 模型^[4]。该模型认为管理层可以通过信用销售操纵盈余,因此建议从营业收入变动中减去应收账款的变动。(3)行业收益配比模型^[5]。该模型认为企业收益与应计利润存在相关性,因此要考虑在行业内找到一个与研究目标企业资产收益率(ROA)配比的企业,用 Jones 模型或修正 Jones 模型所得到的操纵性应计减去与其配比

[收稿日期]2013-06-28

[作者简介]张剑(1983—),男,四川成都人,西南财经大学经济学院博士生,主要研究方向为金融经济学、证券市场、公司金融学。

企业的操纵性应计。(4) Dechow-Dichev (DD) 模型^[6]。该模型将企业应计分解为上期、本期和下期经营产生的净现金流,模型能够解释的部分为正常应计,模型不能解释的残差项的标准差为盈余管理的代理指标。(5) FLOS 模型^[7]。该模型从两个方面对 DD 模型进行了修正,其一是依照 McNichols 的建议在 DD 模型增加了营业收入变动与固定资产水平,其二是将修正后的 DD 模型中估计出的残差标准差进一步分解,将不能被企业基本业绩所解释的残差作为衡量盈余管理的代理变量。不同操纵性应计模型的构建思路及其检验结果存在很大差异,并不存在唯一的、完全优于其他模型的衡量盈余质量的代理变量。每一种代理变量都反映了盈余管理不同特征。

本文认为应该使用动态面板方法对操纵性应计模型进行估计。因为传统的截面数据操纵性应计模型无法解决两类内生性因素导致的估计偏误。一方面,Louis 和 White 指出一些企业从历史上来看本身就具有较高的总应计,且由于惯性或者部分调整等原因,企业的当期总应计与上期总应计很可能存在一阶自相关,他们将上期总应计引入了修正 Jones 模型^[9]。当模型解释变量中存在被解释变量的滞后项时,整个模型的外生性条件往往不能得到满足,使用截面数据对模型进行回归可能导致估计出的操纵性应计是有偏的。另一方面,分行业使用截面数据估计操纵性应计模型时,由于某些企业与整个行业平均特征相比存在很大的差异,估计得出的残差(操纵性应计)可能显著偏大。而且如果行业内存在不可观测的异质性因素且该因素与模型残差相关,也将导致模型估计存在偏误。动态面板估计在某种程度上能够解决截面数据模型所面临的内生性导致的估计偏误问题。在分析截面数据操纵性应计模型的内生性估计偏误的基础上,本文尝试使用动态面板(dynamic panel model)的估计方法对操纵性应计模型加以修正,并利用随机抽样与模拟引入正负向盈余操作的方法,分析本文所提出的改进动态面板模型与其他模型的检验能力差异及敏感性差异^[9]。

二、模型构建与研究设计

(一) 总应计模型的计量方式

已有文献中对总应计(total accruals)的计量方法包括资产负债表法和现金流量法。Collins 和 Hribar 的研究认为当样本中某些企业存在诸如收购兼并、非持续性项目等情况时,用资产负债表法计算的总应计会将这些特殊情况产生的应计利润也纳入其中,从而产生偏误。因此越来越多的文献采用现金流量法计量总应计^[10]。现金流量法确定总应计的方法有不包括线下项目的总应计(即线下面项目总应计)、包括线下项目的总应计两种。考虑到我国 A 股市场中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,并参考夏立军的研究结论^[11]①,本文选择不包括线下项目总应计法作为总应计的计量方法。

$$TA_{i,t} = OP_{i,t} - CFO_{i,t} \quad (1)$$

其中 $OP_{i,t}$ 为 i 企业 t 期非经常项目前利润, $CFO_{i,t}$ 为 i 企业 t 期经营活动产生的现金流量净额。

(二) 对操纵性应计模型的改进

文献中关于操纵性应计模型的研究主要围绕 Jones 模型与 DD 模型进行扩展。依照现有文献^[12-15],本文选择以下扩展的修正 Jones 模型作为研究基础:

$$\frac{TA_{i,t}}{ASSET_{i,t-1}} = \frac{\alpha_1}{ASSET_{i,t-1}} + \alpha_2 \frac{TA_{i,t-1}}{ASSET_{i,t-1}} + \alpha_3 \frac{(\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t})}{ASSET_{i,t-1}} + \alpha_4 \frac{PPE_{i,t}}{ASSET_{i,t-1}} + \varepsilon \quad (2)$$

其中 $TA_{i,t}$ 为企业年度总应计,由(1)计算得来, $\Delta REV_{i,t}$ 为年度主营业务收入变化, $\Delta REC_{i,t}$ 为年度应收账款变化, $PPE_{i,t}$ 为固定资产总额, $ASSET_{i,t-1}$ 为上年资产总额, $TA_{i,t-1}$ 为上年总应计。把企业总应计滞后项作为控制变量引入模型是参照了 Louis 和 White 的研究。Louis 和 White 指出某些企业从历史上来看本身就具有较高的总应计,并且企业的上期总应计由于惯性或者部分调整等原因,很可能会

①夏立军指出采用经营性应计能够有效识别盈余管理,直接使用线下项目作为非经营性应计不能有效识别盈余管理。

影响当期总应计,如果在操纵性应计模型中不考虑这种影响,就很有可能导致估计出的残差有偏大的倾向,因此 Louis 和 White 在模型解释变量中加入了上期总应计 $TA_{i,t-1}$ 。现有文献大多使用分行业、分年度数据对(2)式进行回归,估计得到的残差 $\varepsilon_{i,t}$ 即为企业某年度操纵性盈余。但是本文认为对(2)式进行分行业、分年度回归可能存在以下偏误:(1) 由于使用同一行业内的企业数据进行回归,一些企业出现较大残差 $\varepsilon_{i,t}$ 的原因可能并不是管理层进行了盈余管理,而是行业分类偏误,如果该行业中某些企业相对于行业平均特征存在较大差异,那么使用分行业回归的估计会导致这类异质性企业存在较大的盈余管理。(2) 与国外成熟市场不同,我国 A 股市场存在着国有企业与非国有企业这样不同性质的产权,还存在着主板、中小板、创业板这样企业成长性不同的板块,而且即使是同一板块内的企业之间也存在较大差异,因此利用分行业数据而不考虑板块间的差异进行的回归估计可能是有偏误的。(3) 由于模型中含有因变量的滞后项 $TA_{i,t-1}$,无法满足回归变量设置的外生性条件,因此简单使用固定效应面板回归将无法得到无偏误的估计量。(4) 由于存在某些无法观测到的行业之间异质特性因素(这些不可观测的因素既对总应计产生影响,同时也对模型中的解释变量产生影响),使用分行业分年度 OLS 估计会导致模型受到遗漏变量偏差(omitted variable bias)影响,使得 OLS 估计不再是一致的,从而无法得到无偏的盈余管理质量的代理变量。

本文的模型估计过程中需要处理一系列问题。首先,模型中加入了被解释变量(总应计)的滞后一期,以此表明总应计存在惯性或部分调整的情况,因此模型(2)实质上是一个动态模型。其次,本文的解释变量中的固定资产总额、年度应收账款变动、年度主营业务收入变动等变量与被解释变量可能存在互为因果的关系,因此必须处理联立内生性问题。最后,在影响企业总应计的诸多因素中,模型允许某些无法观测的各企业特征(如企业文化、领导层能力等)与解释变量相关。

动态面板的优点在于不仅能够对经济的动态行为进行建模,还能够通过差分或使用工具变量等方法处理无法观测的企业特征,同时也可以使用前期解释变量和滞后的被解释变量作为工具变量以此克服内生性导致的估计偏误问题。动态面板模型也被广泛使用在经济主体行为存在惯性或部分调整的文献中,如 Shen Yan 和 Yao Yang 在使用动态面板数据来分析村庄选举对收入分配的影响时,发现由于被解释变量收入分配受上期影响,因此模型中解释变量存在收入分配的滞后项,而动态面板估计方法可以很好地解决这一内生性问题^[16]。艾春荣和汪伟在分析影响居民消费增长率的因素时,发现由于居民消费存在惯性,因此模型的解释变量中也要加入消费增长率的滞后项,使用动态面板对模型进行估计可以提高结论的可靠性^[17]。

基于此,本文选择动态面板估计方法对(2)式进行回归分析。在处理动态面板模型的方法中,Arellano 和 Bond 提出的广义差分矩估计(GMM)^[18]、Blundell 和 Bond 提出的广义系统矩估计法最为常用^[19]。本文对(2)式做一阶差分后对相应符号做简化处理,得到:

$$TA_{i,t} - TA_{i,t-1} = \alpha_2 TA_{i,t-1} - TA_{i,t-2} + \beta \Delta X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1} \quad (3)$$

其中 $X_{i,t}$ 为(2)式中的 $\frac{(\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t})}{ASSET_{i,t-1}}$ 和 $-\frac{PPE_{i,t}}{ASSET_{i,t-1}}$ 。当 $t = 3$ 时,(3)式变为 $TA_{i,3} - TA_{i,2} = \alpha_2 TA_{i,2} - TA_{i,1} + \beta \Delta X_{i,3} + \varepsilon_{i,3} - \varepsilon_{i,2}$ 。显然 $TA_{i,1}$ 与 $(TA_{i,2} - TA_{i,1})$ 高度相关,而与 $(\varepsilon_{i,3} - \varepsilon_{i,2})$ 不相关。因此当 $\varepsilon_{i,t}$ 不存在自相关时, $TA_{i,1}$ 可以作为 $(TA_{i,2} - TA_{i,1})$ 有效工具变量。同理,当 $t = 4$ 时,(3)式变为 $TA_{i,4} - TA_{i,3} = \alpha_2 TA_{i,3} - TA_{i,2} + \beta \Delta X_{i,4} + \varepsilon_{i,4} - \varepsilon_{i,3}$ 。此时 $TA_{i,1}$ 和 $TA_{i,2}$ 均为 $(TA_{i,3} - TA_{i,2})$ 的有效工具变量。以此类推,当 $t = n$ 时,有效工具变量集合为 $(TA_{i,1}, TA_{i,2}, \dots, TA_{i,n-2})$ 。差分 GMM 估计法也会产生一些问题,即当 T 很大时,模型将存在许多工具变量,容易出现弱工具变量问题(weak IV),并且如果解释变量存在时间上的持续性, $TA_{i,1}$ 与 $(TA_{i,2} - TA_{i,1})$ 相关性可能很弱,特别当 $TA_{i,t}$ 接近随机游走时,弱工具变量问题更为突出,从而影响估计结果的渐进有效性。为解决上述问题,Arellano 和 Bover 重新分析差分前的方程(2),不对其进行差分,而是使用 $(\Delta TA_{i,t-1}, \Delta TA_{i,t-2}, \dots)$ 作为 $TA_{i,t-1}$ 的工具变量^[20],认为如果扰动项 $\varepsilon_{i,t}$ 不存在自相关性,则工具变量 $(\Delta TA_{i,t-1}, \Delta TA_{i,t-2}, \dots)$ 与 $\varepsilon_{i,t}$ 不相关。水平 GMM 的缺

点是需要假设 $(\Delta TA_{i,t-1}, \Delta TA_{i,t-2}, \dots)$ 与个体效应不相关,才能保证该工具变量集与包含了不可观测的个体效应的复合扰动项不相关。Blundell 和 Bond 提出用系统广义矩阵(system GMM)估计法来处理这个问题。该方法能同时利用差分和水平方程中的信息,能够达到提高估计效率的目的^[19]。同样系统广义矩阵估计法包含水平维度工具变量,也需要满足新增工具变量有效性问题。在本文研究中显然无法假设 $(\Delta TA_{i,t-1}, \Delta TA_{i,t-2}, \dots)$ 与不可观测的企业异质性无关,因此本文选择差分 GMM 动态面板模型的估计方法。

综上所述,本文提出的研究模型如下:

$$TA_{i,t} = \alpha_1 + \alpha_2 TA_{i,t-1} + \alpha_3 (\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}) + \alpha_4 PPE_{i,t} + \mu_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中所有变量(包含常数项)均除以期初资产总额, $\mu_{i,t}$ 为企业不可观测的异质性变量。用(4)式估计后得到的残差估计值作为为本文衡量盈余管理程度的第一个代理变量。考虑到行业分类、企业当期收益也有可能对盈余管理产生影响,本文遵循 Kothari 等人的思路^[5],用(4)式估计后得到的残差估计值减去该企业所在行业平均操纵性应计估计值作为本文衡量盈余管理程度的第二个代理变量。

模型估计还需要确定是采用一步估计方法还是两步估计方法。Arellano 和 Bond 认为在大样本的情况下,两步估计的标准协方差矩阵能更好地处理自相关和异方差问题^[18],因此本文选择两步差分 GMM 方法对(4)式进行估计。

(三) 模型效力的检测方法

模型效力检测方法主要分为三类:(1)使用模拟重复抽取的方法,检验操纵性应计模型估计出的结果出现第 I 类、第 II 类错误的频率^①。(2)检测各种操纵性应计模型预测的准确性。Thomas 等人检测了三个指标,即预测误差的分布、预测误差平方的排序、预测期的伪 R^2 比较^[21]。(3)从审计师报告视角,检验操纵性应计模型估计的可操纵应计与审计意见的关系,一般而言较高的盈余管理导致审计师出具非标准审计意见的可能性更大。

在模型效力的检测方法上,本文采用了随机抽样与人为模拟的方式,通过检测动态面板模型与其他模型产生第 I 类错误和第 II 类错误的频率来评判各模型的优劣,同时对动态面板模型的时间跨度选择及样本选择进行敏感性分析,还利用上市公司是否获得非标准审计意见与盈余管理的关系对各模型进行稳健性检验。

依照 Dechow 等人与 Kothari 等人的做法^[4-5],本文的统计模拟重复抽取测试分为两个部分。首先,本文检测各模型产生第 I 类错误的频率。具体步骤如下:(1)从研究样本中随机抽取 10% 的子样本,并生成虚拟变量 $Sample$,令抽取出的 10% 的子样本 $Sample = 1$,未抽取出的剩余样本 $Sample = 0$ 。(2)利用 $Sample = 0$ 的剩余样本对各模型进行回归分析,得到相应解释变量的估计参数,并利用这些参数得到 $Sample = 1$ 和 $Sample = 0$ 的全样本残差值,该残差值即为盈余管理程度的代理变量,记为 DA 。然后利用 $Sample$ 变量与 DA 进行回归,估计 $Sample$ 的参数 β ,并判断 β 系数是否在统计意义上显著非零。 $DA = \alpha + \beta \times Sample + \eta$ 。(3)对研究样本重复步骤(1)、步骤(2) 100 次,并统计改进模型与其他模型 $Sample$ 系数 β 在各显著水平下非零的频率。

由于步骤(1)中的子样本是随机抽取的,不可能存在与总体样本系统性的盈余管理差异,因此如果操纵性应计模型估计效力较好,其产生第 I 类错误的频率,即系数显著非零的频率也对应较低。通过比较 β 系数显著非零的频率,就可以判断各模型优劣。

然后,本文检验各模型产生第 II 类错误的频率。第 II 类错误检验的核心思想是在随机抽取的子样本 $Sample = 1$ 中人为地引入一定数量的盈余操纵,利用 $DA = \alpha + \beta \times Sample + \eta$ 得到估计参数 β ,

^①第 I 类错误也称拒真错误,是指进行统计假设检验时,模型错误地拒绝了正确的原假设 H_0 而出现的错误,具体到本文模型,原假设 H_0 (两个子样本间操纵性应计无差异)是真,如果模型估计结果拒绝原假设(认为随机抽取的样本与剩余样本在操纵性应计上存在差异),那么就出现了第 I 类错误。第 II 类错误也称存伪错误,指在进行假设检验时,原假设不正确而模型接受原假设而出现的错误,具体到本文模型,原假设 H_0 (不存在操纵性应计)是假,如果模型估计结果又错误地接受该假设,那么就出现了第 II 类错误。

并检验 β 在统计上的非零频率。由于人为引入的盈余操纵仅仅存在于随机抽取的子样本中,因此如果式中系数 β 为零的原假设被拒绝的频率越大,说明模型犯第 II 类错误的可能性越小,模型解释能力也越强。张昕等人指出现阶段企业盈余管理手段主要包含利用会计方法变更、通过应计管理、真实活动操控三大类^[22]。但无论采用哪种手段管理盈余,其最终结果都将在利润表中反映出来。夏立军认为现金流量表中的现金流量难以被管理层操纵,而主营业务成本、管理费用等项目交易很容易受到操纵。因为主营业务成本的确认和计量主要由企业内部财务人员负责,企业对这部分财务数据有较大的操控能力;与营业费用相比,企业对管理费用的操作空间较大,例如可以自主决定是否支付、支付多少等,而且企业对于应收账款的坏账准备与存货减值准备等项目也存在一定的调控能力,这些都将导致管理费用受到较大程度的操控^[11]。但是无论是费用类操纵,还是收入类操纵,其结果都将反映在企业的营业利润中,最终影响到总应计。本文选择人为引入当期总应计(TA)增加或减少1%、3%、5%、10%、20%的正负向盈余管理,对第 II 类错误进行检验。

(四) 其他检验模型选取

为了检验前文提出的改进模型的效力,本文选择国内外实证研究中最具代表性的四类模型进行对比分析,这些模型包括修正 Jones 模型、LW 修正 Jones 模型、收益配比模型、DD 模型。其中 DD 模型适用残差的标准差 $\sigma(\varepsilon_t)$ 作为盈余管理程度的代理变量,其他模型均适用残差 ε_t 作为盈余管理的代理变量。具体四类模型及本文改进模型的对比见表 1。

表 1 改进操纵性应计模型与传统操纵性应计模型对比

模型	模型表达式
修正 Jones 模型	$TA_t = \beta_0 + \beta_1(\Delta REV_t - \Delta REC_t) + \beta_2 PPE_t + \varepsilon_t$
LW 修正 Jones 模型	$TA_t = \beta_0 + \beta_1 TA_{t-1} + \beta_2(\Delta REV_t - \Delta REC_t) + \beta_3 PPE_t + \varepsilon_t$
收益匹配模型	$TA_t = \beta_0 + \beta_1(\Delta REV_t - \Delta REC_t) + \beta_2 PPE_t + \beta_3 ROA_t + \varepsilon_t$
DD 模型	$\Delta WC_t = \beta_0 + \beta_1 CFO_{t-1} + \beta_2 CFO_t + \beta_3 CFO_{t+1} + \varepsilon_t$
本文改进模型	$TA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 TA_{i,t-1} + \beta_2(\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}) + \beta_3 PPE_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t}$

注: TA_t 为企业 t 年总应计; ΔREV_t 为企业 t 年主营业务收入变化, ΔREC_t 为企业 t 年应收账款变化; PPE_t 为企业 t 年末固定资产; $\Delta WC_t = CA_t - CL_t - CA_{t-1} - CL_{t-1}$, 其中 CA 与 CL 分别为流动资产与流动负债; CFO 为企业营业净现金流; μ_i 为企业不随时间变化的不可观测的异质性因素。以上模型中除 ROA_t 项目外,所有项目包括常数项都是用上年总资产进行标准化处理。

(五) 样本选择及样本分组

本文选择 1999 年至 2011 年期间我国 A 股市场全部上市公司作为研究样本,并进行了必要的样本筛选。选取 1999 年作为样本的时间起点是由于 LW 模型、DD 模型、本文的改进模型都需要使用上年数据,而我国从 1998 年起开始公布上市公司现金流量表。本文进行了如下筛选:剔除了样本中的金融公司数据,因为金融行业与其他行业相比其应计具有一定特殊性;剔除了曾经被 ST、PT 的公司,这些公司在 ST、PT 期间为了“摘帽子”具有明显的盈余操纵动机;剔除了净资产为负数的公司;剔除了研究数据缺失的公司;由于分年度、分行业回归要求行业内样本数量不少于 10 个,因此对于少于 10 个公司的行业,本文进行必要的合并与剔除^①。

本文提出的改进模型由于使用动态面板分析方法,因此需要选择一个连续时间序列样本作为研究对象。本文以模型所需的最短时间跨度 3 年为标准,并在稳健性检验中将这个时间跨度增加至 4 年、5 年。表 2 给出了研究样本具体分组方式。

① C2 制造业-木材家具及 C9 其他制造业,由于公司数据过少予以剔除, L 传播与文化产业纳入 M 综合类。

表 2 研究样本分组方式

分组	第一种分组方式			第二种分组方式				第三种分组方式				
第一组	1999	2000	2001	1999	2000	2001	2002	1999	2000	2001	2002	2003
第二组	2000	2001	2002	2000	2001	2002	2003	2000	2001	2002	2003	2004
第三组	2001	2002	2003	2001	2002	2003	2004	2001	2002	2003	2004	2005
第四组	2002	2003	2004	2002	2003	2004	2005	2002	2003	2004	2005	2006
第五组	2003	2004	2005	2003	2004	2005	2006	2003	2004	2005	2006	2007
第六组	2004	2005	2006	2004	2005	2006	2007	2004	2005	2006	2007	2008
第七组	2005	2006	2007	2005	2006	2007	2008	2005	2006	2007	2008	2009
第八组	2006	2007	2008	2006	2007	2008	2009	2006	2007	2008	2009	2010
第九组	2007	2008	2009	2007	2008	2009	2010	2007	2008	2009	2010	2011
第十组	2008	2009	2010	2008	2009	2010	2011					
第十一组	2009	2010	2011									

三、动态面板模型效力的实证检验

(一) 各模型操纵性应计的统计描述

本文首先采用表 2 的第一种分组方式,使用动态面板模型对全体样本进行回归分析,得到各个企业每年度的操纵性应计。同时,使用四个对比模型分年度分行业计算得到该模型下的企业操纵性应计。表 3 给出了这些模型得到的操纵性应计的统计描述结果。由于我国上市公司从 2007 年开始使用新的企业会计准则,会计报表项目与内容较以往都有了较大幅度的调整,因此表 3 中将 2007 年各模型的操纵性应计单独列示。

表 3 改进模型与对比模型操纵性应计的描述统计

	均值	25%	50%	75%	偏度	峰度
差分 GMM 动态面板	-0.015(-3.16)	-0.08	0.0008	0.076	-30.53	1948.38
2007 年差分 GMM 动态面板	20.81(1.48)	-8.14	-1.58	7.37	26.47	697.79
配比动态面板	-0.08(-2.42)	-0.046	0	0.054	-36.99	2023.33
2007 年配比动态面板	14.38(1.16)	-15.61	-6.44	3.26	28.86	832.7102
修正 Jones 模型	0(0)	-0.053	0.00014	0.052	-25.11	1399
2007 年修正 Jones 模型	0(0)	-5.84	0.94	11.17	-8.18	148.62
LW 修正 Jones 模型	0(0)	-0.052	0	0.049	-25.54	1417.27
2007 年 LW 修正 Jones 模型	0(0)	-5.9	0.54	10.58	-8.42	153.91
配比模型	0(0)	-0.049	0	-0.047	-837	506.79
2007 年配比模型	0(0)	-6.55	0.85	7.14	-2.85	54.33
DD 模型残差标准差	5.52(29.02)	0.049	0.06	0.082	3.75	16.83
2007 年 DD 模型残差标准差	46.4(50.9)	19.03	41.85	8.39	0.49	1.94

从表 3 的统计结果来看,两类动态面板模型的回归结果表明研究样本操纵性应计显著不为零,并且在 2007 年操纵性应计也存在不为零的较大可能性。而修正 Jones 模型、LW 修正 Jones 模型、配比模型在整个样本期间与 2007 年度操纵性应计的均值均与零无显著统计差异,说明这三个模型并未有效识别由于会计准则改变而导致的操纵性应计变化。以模型残差标准差作为盈余管理程度代理变量的 DD 模型则显示出整个样本期间都存在盈余管理,且 2007 年盈余管理的幅度有显著增加。就偏度和峰度来看,各模型的总体样本均存在明显偏左现象,只有 DD 模型残差标准差偏右,各模型的峰度均超过了 3^①。

①由于篇幅所限,本文对动态面板模型总应计滞后项及扰动项差分的一阶与二阶自相关检验的结果,有需要者可向作者索取。

(二) 对第 I 类错误的检验

依照 Dechow 等人与 Kothari 等人的做法,本文使用重复随机抽样来检验改进模型与其他模型犯第 I 类错误的频率。首先从总体样本中随机抽取 10% 的子样本,将未被抽取的 90% 的样本代入各模型进行回归,然后估计得出行业或企业特定系数,再利用估计所得到模型系数计算出 10% 子样本的残差 ε_i 或残差的标准差 $\sigma(\varepsilon_i)$,最后利用二项分布检验两个样本组是否存在显著差异。表 4 报告了在 5%、10% 显著水平下各模型的正向和负向可操纵应计利润犯第 I 类错误的频率。与 Kothari 等人的研究方式相同,本文同样设定 95% 的置信水平的拒绝区间为(2%,8%),同时添加 1% 置信水平下的拒绝区间为(0%,2%),如果模型的实际拒绝率在该区间之外(用斜体标注),我们就认定该模型可能存在模型设定问题,即该模型更易犯第 I 类错误。

从表 4 我们可以看出,在显著水平 1% 时,所有模型拒绝原假设的频率均显著大于 1%,这意味着所有模型在 1% 的显著水平下均无法通过二项检验。但当显著性水平放宽至 5% 时,动态面板模型、修正 Jones 模型、配比模型在操纵性应计小于零的单侧检验中通过了二项检验,在操纵性应计大

表 4 对操纵性应计模型第 I 类错误的检验

显著水平	异常应计利润 < 0				异常应计利润 > 0			
	全样本		2007 年		全样本		2007 年	
	1%	5%	1%	5%	1%	5%	1%	5%
差分 GMM 动态面板	4.23	6.89	1.94	6	3.13	8.52	1	4
配比动态面板	3.94	7.19	3	7	3.2	9.4	2	3
修正 Jones 模型	3.25	7.42	4	13	6.81	12.8	7	12
LW 修正 Jones 模型	4.14	11.77	5	16	4.24	7.67	6	14
配比模型	3.24	7.53	4	17	2.14	6.72	1	14
DD 模型	7.8	15.5	6	19	5.4	8.45	7	18

注:其中斜体数字为随机抽样后在接受区间之外模型犯第 I 类错误的频率。

于零的单侧检验中,LW 修正 Jones 模型和配比模型通过了检验。与此同时,表 4 单独报告了 2007 年第 I 类错误检验情况,结果显示动态面板模型在 2007 年度,5% 显著水平下犯第 I 类错误的频率低于其他模型。由此可见,在第一种数据分组方式下,通过对每组 100 次随机抽样(总共进行 1100 次随机抽样),分年度分行业回归的操纵性应计模型在模型设定上并没有明显优于动态面板模型;本文提出的差分 GMM 动态面板和动态面板配比模型相比较,不考虑行业内部的平均操纵性应计的差分 GMM 动态面模型设定较优。DD 模型显著劣于其他各模型,存在较大的模型设定问题。

(三) 对第 II 类错误的检验

我们先人为地增大或减小当期总应计,然后对各模型进行重复抽样,以检查模型对人为引入的总应计冲击的识别效果。表 5 和表 6 分别列示了在显著性水平 1% 和 5% 下,对当期总应计人为增加或减少当期总资产的 1%、3%、5%、10%、20% 时,各模型操纵性应计与随机抽取的子样本进行的 1100 次回归中,单侧 t 检验系数为零被拒绝的频率。原假设是系数为零,原假设被拒绝的频率越高说明模型对人为引入的盈余操纵的识别能力越好,模型犯 II 类错误的频率越低。

表 5 对操纵性应计模型第 II 类错误的检验之一(负向盈余操纵)

引入盈余管理比例	差分 GMM 动态面板		配比动态面板		修正 Jones		LW 修正 Jones		配比模型		DD 模型	
	1%	5%	1%	5%	1%	5%	1%	5%	1%	5%	1%	5%
-1%	26.3	39.11	18.11	33.21	25.71	33.71	24.81	32.21	18.41	22.71	19.71	28.8
-3%	29.2	54.6	23.1	42.6	28.6	40.2	30.7	40.9	25.7	32.3	27.8	37.9
-5%	39.4	70.4	36.8	68.3	33.9	61.4	34.2	62.9	37.3	64.3	33.7	59.7
-10%	100	100	82.9	100	70.3	78.5	67.6	87.8	94	100	78.4	95.6
-20%	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

表 6 对操纵性应计模型第 II 类错误的检验之二(正向盈余操纵)

引入盈余 管理比例	差分 GMM 动态面板		配比动态面板		修正 Jones		LW 修正 Jones		配比模型		DD 模型	
	1%	5%	1%	5%	1%	5%	1%	5%	1%	5%	1%	5%
1%	27.8	39.1	18.7	37.8	19.9	29.7	26.8	34.2	14.2	29.5	16.7	28.8
3%	33.2	52.2	27.1	41.6	27.6	40.1	31.7	44.9	21.3	29.3	19.8	37.9
5%	47.4	73.4	38.8	77.3	31.4	61.7	35.2	59.7	25.9	63.1	22.7	78.4
10%	78.2	100	76.1	86.8	51.2	69.2	47.2	63.3	85.9	100	65.8	92.5
20%	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

总体而言,动态面板模型和其他模型在 20% 正向或负向人为盈余操纵的水平下均 100% 拒绝原假设,所有模型都能够识别较大幅度的盈余管理导致的操纵性应计的变化。在 10% 的人为盈余操纵条件下,动态面板模型有效识别率最高,而修正 Jones 模型、LW 修正 Jones 模型识别率相对较低,犯第 II 类错误的频率较大。在 1%—5% 的正负向盈余操纵条件下,动态面板也较其他模型有更好的识别能力。本文提出的两个代理变量中,差分 GMM 动态面板模型在第 II 类错误检验中仍优于动态面板配比模型。由于第 I 类错误只有在否定原假设 H_0 时才会出现,而第 II 类错误是在接受原假设 H_0 时才会发生,所以在样本容量相同的情况下,两类错误存在一定的负相关关系。而评估盈余管理计量模型效力时,最重要的标准是模型能否有效识别样本中业已存在的盈余操纵的企业,如果某个模型对数据中存在的盈余操纵识别能力偏低,那么采用这个模型对盈余管理进行后续分析的正确性将直接受到影响。

四、敏感性分析与稳健性检验

(一) 不同时间跨度的敏感性分析

动态面板模型至少需要企业连续 3 年的数据,在使用动态面板模型分析操纵性应计时,研究者面临着时间跨度选择问题。为了检验不同时间跨度选择是否会对模型效力产生影响,首先本文按照表 2 的三种分组方式,分别对本文提出的第一类代理变量与第二类代理变量进行第 I 类、第 II 类错误的检验。由表 7 和表 8 可以看出,时间跨度的增加导致动态面板模型中每组样本容量减少,从随机抽样检测两类错误的结果看,4 年和 5 年的分组方式使得模型的识别效力有所下降。因此本文建议在使用动态面板模型分析操纵性应计时,应该尽可能选择最短 3 年为分组依据,过长的时间跨度不仅会面临存活者偏误(survivorship bias),还会由于企业初期数据时间维度无法满足需要而导致研究样本数量的减少。

表 7 不同时间跨度的第 I 类错误检验

显著性 水平	3 年时间跨度				4 年时间跨度				5 年时间跨度			
	异常应计利润 < 0		异常应计利润 > 0		异常应计利润 < 0		异常应计利润 > 0		异常应计利润 < 0		异常应计利润 > 0	
	差分 GMM	配比 面板										
1%	4.23	3.94	3.13	3.2	4.77	4.58	5.74	4.17	5.64	5.32	3.48	4.7
5%	6.89	7.19	8.52	9.4	7.24	7.39	9.86	9.76	9.47	8.34	11.4	10.46

表 8 不同时间跨度的第 II 类错误检验(正向人为盈余操纵)

引入盈余 管理比例	3 年时间跨度				4 年时间跨度				5 年时间跨度			
	差分 GMM		配比动态面板		差分 GMM		配比动态面板		差分 GMM		配比动态面板	
	1%	5%	1%	5%	1%	5%	1%	5%	1%	5%	1%	5%
1%	27.8	39.1	18.7	37.8	24.7	35.7	15	30.2	17.8	26.3	12.3	26. D9
3%	33.2	52.2	27.1	41.6	26.4	48.6	20.4	38	21.7	42.6	23.1	42.6
5%	47.4	73.4	38.8	77.3	35.2	66.4	32.7	57.8	32.8	60.1	27.4	56.2
10%	78.2	100	76.1	86.8	99.4	100	78.4	97.4	77	74.4	64.2	74.5
20%	100	100	100	100	100	100	100	100	94.9	100	95.4	100

本文的研究期间为1999年至2011年。由于2007年上市公司开始适用新会计准则,导致确认计量的范围发生变化,从而可能使得对模型效力的评估出现偏误。因此在敏感性分析时,我们剔除了2007年样本公司,重新计算了可操纵应计与其他所需数据,并进行了两类错误检验,结果与前文的结果相似。

本文将特别处理(ST)公司“戴帽”一年前、“摘帽”一年后的数据放入研究样本中,重新计算了可操纵性应计与其他相关数据,两类错误检验结果仍与前文结果类似,其中配比动态面板模型检测效力有所加强。

(二) 基于审计意见的稳健性检验

外部审计是保障证券市场会计信息质量的重要机制,是对公司盈余管理进行监督和控制的重要力量,审计师对财务报告的审计过程其实就是对被审计单位盈余管理行为进行侦查和纠正的过程。Bartov等人利用企业外部审计报告质量,对各类操纵性应计模型效力进行了检测。章永奎和刘峰及徐浩萍的研究发现可操纵应计高的企业,更有可能被出具非标准审计意见^[23-25]。

本文采用Logistic模型对操纵性应计与审计意见之间的关系进行检验,提出检验模型如下:

$$AO = \alpha + \beta_1 |DA| + \beta_2 ST + \beta_3 ST \times |DA| + \beta_4 LAO + \gamma OTHER + \varepsilon \quad (5)$$

其中AO为被解释变量,某年审计为非标准审计意见时为1,否则为0。非标准审计意见包括无保留意见加说明、保留意见和无法表示意见。|DA|为表1中各模型估计出的操纵性应计取绝对值,其中DD模型直接使用残差标准差作为代理变量。ST为被特别处理的公司的虚拟变量。ST×|DA|为特殊处理公司变量与操纵盈余绝对值的交互项。根据研究假设,如果审计师对ST公司可能存在的出于“保牌”等动机而采取的机会主义盈余操纵出具非标审计意见的概率较大,那么该交互项的系数为负,反之为正^[23]。LAO为上期审计意见变量。OTHER为其他控制变量,参考以往文献,本文选择了总资产收益率、应收账款占总资产比例、资产负债率、个股年收益率减去所在行业年平均收益率、审计事务所是否属于“四大”虚拟变量、上年是否被出具非标准审计意见虚拟变量、年份虚拟变量、企业所属板块虚拟变量。为了与以往研究审计师意见与盈余管理关系的文献保持一致,此处本文在研究样本加入了当年被特别处理(ST)的上市公司。表9列示了Logistic回归结果。

表9 操纵性应计与审计意见的Logistic回归结果

	差分 GMM	配比动态面板	修正 Jones	LW 修正 Jones	配比模型	DD 模型
DA	3.472 (0.021)**	2.741 (0.030)**	6.407 (0.028)**	4.461 (0.07)*	8.781 (0.270)	2.659 (0.47)**
ST	-0.487 (0.032)**	-0.748 (0.076)*	-0.0853 (0.08)*	-0.146 (0.041)**	-0.0724 (0.023)**	1.024 (0.38)
ST× DA	-7.139 (0.004)***	-6.128 (0.007)***	-3.622 (0.041)**	-1.296 (0.081)*	-7.635 (0.024)**	-8.259 (0.37)
LAO	2.911 (0.001)***	3.942 (0.000)***	2.724 (0.000)***	0.911 (0.004)***	1.963 (0.000)***	5.874 (0.000)***
OTHER	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	10517	10517	11002	11002	11002	11002
R ²	0.379	0.416	0.427	0.485	0.457	0.391

注:括号内为系数的P值,***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平下显著。

由回归结果可以看出动态面板模型、修正 Jones 模型、DD 模型所得到的操纵性应计绝对值与审计意见在 5% 显著水平上正相关,LW 修正 Jones 模型在 10% 显著水平上与审计意见正相关,而配比模型|DA|系数不显著。同时动态面板模型、修正 Jones 模型、LW 修正 Jones 模型、配比模型ST的系数为负且在 10% 的水平下显著,DD 模型ST系数不显著。除 DD 模型外,在其他模型中ST与|DA|交互项在 10% 的水平下显著。在操纵性应计与上年是否收到非标准审计意见项目上各模型均得出了在

1%的显著性水平正相关的结论。通过以上稳健性回归分析可以看出,本文提出的改进模型在控制了其他因素的条件下估计出的各上市公司盈余操纵水平与审计意见存在正相关关系,盈余操纵程度越高的上市公司收到非标准审计意见的概率也越大。在稳健性检验下,本文提出的改进模型效力与修正 Jones 模型、LW 修正 Jones 模型的效力基本一致。

五、研究结论与研究局限

本文首先分析了以往操纵性应计模型存在的不足,发现使用动态面板模型可以解决内生性导致的模型估计偏误问题,在此基础上提出了改进的动态面板模型。然后本文使用 1999—2011 年我国 A 股上市公司数据,运用随机抽样与模拟的检验方式,比较分析了本文改进的动态面板模型与修正 Jones 模型、LW 修正 Jones 模型、配比模型以及 DD 模型产生第 I 类错误与第 II 类错误的频率。最后本文进行了敏感性分析和稳健性检验。通过以上研究,本文得出以下结论:(1)通过对各模型出现第 I 类、第 II 类错误的频率进行比较,可以发现动态面板模型在第 I 类错误检验上与修正 Jones 模型、配比模型没有显著差异,动态面板模型在第 II 类错误检验上对人为引入的盈余操纵有更好的识别力,显著优于其他各模型。(2)动态面板模型在时间跨度选择上,最短的时间跨度 3 年显著优于 4 年、5 年的时间跨度分组方式。(3)动态面板模型估计出的操纵性应计与上市公司得到非标准审计意见的频率存在显著正相关,修正 Jones 模型、LW 修正 Jones 模型也得到了同样的结果。

本文提出的改进模型还存在一些局限性:第一,动态面板模型增加了时间上的维度,需要使用至少连续 3 年的企业数据,因此存在一些企业在上市初期由于数据不能满足 3 年的要求而无法使用动态面板模型进行估计的情况。第二,在某些事件研究中,如评估某项经济政策对上市公司盈余管理影响程度时,需要估计政策变化前后较短时期的企业盈余操作程度,动态面板模型得到的结果可能会存在偏误。原因是经济政策的改变将使得动态面板模型及 DD 模型的回归系数随政策变化而改变,跨年度回归将得到有偏的结论。第三,在对面改进模型与其他模型进行第 II 类错误检验时,本文是通过人为引入盈余操纵的方式进行的,其形式可能与现实中盈余操作方式存在差异,需要通过对现实盈余管理行为检测能力的评估来进行完善。第四,任何盈余操纵行为都是在特定制度背景下产生的,不同公司面临的公共治理和公司治理存在差异,现有模型均忽略这些因素的影响,因此这些模型在我国特定资本市场环境下的适用性仍需要进一步探讨。

参考文献:

- [1] Healy P M, Wahlen J M. A review of the earnings management literature and its implications for standards setting[J]. Accounting Horizons, 1991, 13: 365 - 383
- [2] Dechow P, Ge Weili, Schrand C. Understanding earnings quality: a review of the proxies, their determinants and their consequences[J]. Journal of Accounting and Economics, 2010, 50: 344 - 401.
- [3] Jones J. Earnings management during import relief investigations[J]. Journal of Accounting Research, 1991, 29: 193 - 228.
- [4] Dechow P, Sloan G, Sweeney P. Detecting earnings management[J]. The Accounting Review, 1995, 70: 193 - 225.
- [5] Kothari S, Leone A, Wasley C. Performance matched discretionary accrual measures[J]. Journal of Accounting and Economics, 2005, 39: 163 - 197.
- [6] Dechow P, Dichev I. The quality of accruals and earnings: the role of accrual estimation errors[J]. The Accounting Review, 2002, 77: 35 - 59.
- [7] McNichols M F. The quality of accruals and earnings: the role of accrual estimation errors-discussion[J]. The Accounting Review, 2002, 77: 61 - 69.

- [8] Louis H, White H. Do managers intentionally use repurchase tender offers to signal private information? Evidence from firm financial reporting behavior[J]. *Journal of Finance Econ*, 2007, 85: 205 - 233.
- [9] Bartov F G, Tsui J. Discretionary-accruals models and audit qualifications[J]. *Journal of Accounting and Econ*, 2001, 30: 421 - 452.
- [10] Hribar P, Collins D W. Errors in estimating accruals: implications for empirical research[J]. *Journal of Accounting Research*, 2002, 40: 105 - 134.
- [11] 夏立军. 盈余管理计量模型在中国股票市场的应用研究[J]. *中国会计与财务研究*, 2003(5): 94 - 154.
- [12] Lee G, Masulis R. Do more reputable financial institutions reduce earnings management by IPO issuers? [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2011, 17: 982 - 1000.
- [13] Gong Guojin, Louis H, Sun A, Earnings management and firm performance following open-market repurchases [J]. *Journal of Finance*, 2008, 63: 947 - 986.
- [14] Louis H. Earnings management and the market performance of acquiring firms [J]. *Journal of Finance Econ*, 2004, 74: 121 - 148.
- [15] Louis H, Robinson D, Sbaraglia A. An integrated analysis of the association between accruals disclosure and the abnormal accruals anomaly [J]. *Review of Accounting Studies*, 2008, 13: 23 - 54.
- [16] Shen Yan, Yao Yang. Does grassroots democracy reduce income inequality in China? [J]. *Journal of Public Economics*, 2008, 92: 2182 - 2198.
- [17] 艾春荣, 汪伟. 习惯偏好下的中国居民消费的过度敏感性 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2008(11): 98 - 114.
- [18] Arellano M, Bond S. Some tests of specification for panel data: Monte-Carlo evidence and an application to employment equation [J]. *Review of Economic Studies*, 1991, 58: 277 - 298.
- [19] Blundell R, Bond S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data model [J]. *Journal of Econometrics*, 1998, 87: 115 - 143.
- [20] Arellano M, Bover O. Another look at instrument variable estimation of error components models [J]. *Journal of Econometrics*, 1995, 68: 29 - 51.
- [21] Thomas J, Zhang Huai. Inventory changes and future returns [J]. *Review of Accounting Studies*, 2002, 7: 163 - 187.
- [22] 张昕, 姜艳. 亏损上市公司盈余管理手段分析——基于第四季度报表数据 [J]. *财经科学*, 2010(6): 33 - 40.
- [23] 陈小林, 林昕. 盈余管理、盈余管理属性与审计意见 [J]. *会计研究*, 2011(6): 77 - 85.
- [24] 章永奎, 刘峰. 盈余管理与中国证券监督管理委员会审计意见相关性实证研究 [J]. *中国会计与财务研究*, 2002(1): 1 - 14.
- [25] 徐浩萍. 会计盈余管理与独立审计质量 [J]. *会计研究*, 2004(1): 44 - 49.

[责任编辑: 杨凤春]

An Improvement of Discretionary-accruals Model: Based on the Empirical Analysis of Dynamic Panel Data

ZHANG Jian

Abstract: It is going to discuss two kinds of endogeneities of the cross-sectional discretionary-accruals model that will conclude as a biased estimator. The author proposes to use the Dynamic Panel Data method to estimate the discretionary-accruals models. Using historical data of A-share listed companies from 1999 to 2011, the Dynamic Panel Data model and other Discretionary-accruals models are compared. The evaluation shows that DPD model can catch the Type-II errors more efficiently while the DPD model is as good as other models in model specification at the type-I error test and auditor opinions robust check test.

Key Words: earnings management; dynamic panel data; discretionary-accruals model; model validity; listed company; earnings discretionary-behavior; general-accruals model