盈余管理动机与减值信息市场反应

——基于准则变迁视角

代冰彬(副教授)

(北京第二外国语学院a.国际商学院 b.国际财务与会计研究中心，北京 100024)

【摘要】本文考察了减值政策变更前后,盈余管理动机对减值信息市场反应的影响。结果表明,减值政策变更前后,盈余管理动机都会显著降低资产减值的信息含量。但减值政策变更前,主要是扭亏、大清洗和管理层变更动机在显著降低资产减值的信息含量;而减值政策变更后,则主要是平滑和大清洗动机在显著降低资产减值的信息含量。

【关键词】盈余管理；资产减值；市场反应

一、引言

资产,是指过去的交易、事项形成并由企业拥有或控制的资源,该资源预期会给企业带来经济利益。随着经济环境、企业经营状况以及其他因素的改变,资产有可能发生减值,从而影响企业未来经济利益的流入。为了公允反映资产价值,只要某项资产的价格或价值的减损能够可靠地予以计量,就应当确认价值的减少。因此,资产减值准备的计提应更多立足于现在和未来,致力于提供更为及时和可靠的信息。

但资产减值的计提存在着多种动机,主要包括经济因素、盈余管理和稳健性(Francis等,1996;Strong和Meyer,1987;李增泉,2001;代冰彬等,2007)。公司如果仅仅基于经济因素,即资产未来盈利能力的无偏估计计提减值,将会提升会计信息的相关性;若管理层出于自利目的也可能会对资产减值计提进行操纵,从而影响减值信息的信息含量。

自2001年资产减值计提范围扩大为八项减值之后,国内企业屡屡通过计提资产减值来达到操纵盈余的目的。为了减少上市公司利用资产减值准备操纵利润的空间,财政部在2006年颁布的《企业会计准则》中明确规定,长期资产减值准备一经计提不得转回。那么,盈余管理动机是否会影响资产减值的信息含量呢?资产减值政策变迁是否能起到改善会计信息质量的作用呢?这些问题还有待探讨。

本文从会计信息质量的表征之一——信息含量出发,考察减值政策变迁前后减值准备的市场反应,以及各种盈余管理动机对减值信息含量的影响。

二、文献回顾与研究假设

绝大多数关于资产减值市场效应的研究都表明,市场对减值公告总体上存在负的反应(如Strong等,1987;Euiott和John,1988)。学者们进行了更为细致的分析后,发现减值的市场效应与资产减值的类型或后果有着密切的联系。

Francis等(1996)将资产减值所传递的信息分为三类,并就每一类信息所可能产生的市场反应进行了分析。当资产减值传递企业资产经济价值减少的信息时,未被市场预期的大比例资产减值将导致市场调整回报的下降;当资产减值传递企业管理战略转变的信息时,高比例的减值意味着企业未来业绩的潜在增长机会,那么股价将作出正向的反应;当资产减值传递经理人员盈余操纵能力和意愿的信息时,市场的反应将取决于盈余管理的实际影响。

Bunsis(1997)的研究则表明,市场反应可能随着减值对现金流量影响的不同而不同,当减值预示着未来的现金流量增长时,比如处置不盈利经营业务而进行的资产冲销,市场将会作出正的反应,反之,市场则会作出负的反应。

Bartov等(1998)根据资产冲销的性质将其分为两类:一类涉及经营方式的改变,另一类则仅反映了资产减值的信息。他们的研究结果表明,前一类公司在公布资产减值公告前后股价基本没有变化,但后一类公司的股价却显著下降。

我国学者也以国内独特的制度为背景,进行了减值信息的市场反应研究。蔡祥、张海燕(2004)以1999年实施的强制减值为背景,研究了资产减值准备的追溯行为,发现在事件研究中,高追溯比例公司公告时的超额回报随累计数的升高而升高;在关联研究中,中追溯比例公司的年度回报随累计数的升高而下降,而高追溯和低追溯公

司的年度回报与累计影响数没有显著的相关关系,这可能是由于盈余管理的存在。无论长窗口还是短窗口,对应收账款减值占主导的公司,投资者的评价都很低,导致这一结果的出现可能是由于应收款减值过程中强烈的盈余管理动机的存在。

丁方飞和伍中信(**2010**)则以**2001**年减值政策为背景,考察了**2001~2006**年上市公司长期资产减值准备对会计盈余质量的影响。他们按长期资产减值准备的应计盈余构建的逆向套利组合能获得显著为正的超额报酬率,这说明我国投资者不能识别长期资产减值准备对会计盈余质量的影响,对其做出了错误的反应。

从以上文献可知,如果资产减值是由于经济因素,即管理层对资产盈余能力的无偏估计,那么资产减值将带来负的反应。而盈余管理动机则会降低会计盈余质量,减少资产减值的信息含量。

因此,我们提出以下假设:

H1:本期资产减值有信息含量,计提的资产减值越大,累计超额回报越小。

H2:本期资产减值的信息含量受盈余管理影响,盈余管理动机将降低资产减值的信息含量。

三、研究设计

(一)样本选择

本文意图考察减值政策变更前后减值信息的市场反应情况,因此分别选取了现行会计准则变更前的三年(**2001~2003**年)和变更后的三年(**2010~2012**年)为窗口期,并以**A**股非金融类上市公司为研究对象。在剔除缺失值之后,最后得到变更前的**2 503**个公司/年度观测值和变更后的**5 185**个公司/年度观测值。本研究数据均来自**CSMAR**数据库。

本文采用**winsorization** 的方法对异常值进行处理,对所有小于**1%**分位数(大于**99%**分位数)的变量,令其值分别等于**1%**分位数(**99%**分位数)。

(二)变量设计

1. 被解释变量**CAR**。根据以往研究,本文以样本公司在窗口期内的累计超额回报**CAR**作为市场反应的衡量指标。$CAR=\sum AR_t$。其中,AR_t为日平均超额回报率,等于考虑现金红利再投资的日个股回报率减去流通市值加权的日市场回报率。

2. 解释变量。

(**1**)减值准备**WD**。减值准备**WD**为当期计提的减值准备,用"(期末减值准备-期初减值准备)/期初总资产"表示。

(**2**)盈余管理动机。本文考察的盈余管理动机主要包括扭亏、大清洗、平滑和管理层变更四种,均用虚拟变量表示。

①扭亏动机**NK**,是指公司存在转回减值准备以扭亏为盈的动机。若公司上一年度亏损,本年度盈利,等于**1**;否则为**0**。

表 1　　变量定义

变量类型	变量符号	变量名称	计　算　方　法
被解释变量	**CAR**	累计超额回报	$\sum AR_t$。其中,AR_t为日平均超额回报率,等于考虑现金红利再投资的日个股回报率减去流通市值加权的日市场回报率。
解释变量	**WD**	当期计提的减值准备	(期末减值准备-期初减值准备)/期初总资产表示。
	NK	扭亏动机	若公司上一年度亏损,本年度盈利,等于**1**;否则为**0**。
	BATH	大清洗动机	若**NK=0**,且公司减值前盈余/期初总资产小于该变量所有负值的中位数,等于**1**;否则为**0**。
	SMOOTH	平滑动机	若**NK=0**,且公司减值前盈余/期初总资产大于该变量所有正值的中位数,等于**1**;否则为**0**。
	△MGT	管理层变更动机	若**NK=0**,且公司本年度董事长或总经理发生变动,等于**1**;否则为**0**。
控制变量	**UE**	当期的未预期盈余	为方便起见,以当期减值前盈余减去上一期减值前盈余,用期初总资产作平减。也有学者用事件窗口前一个交易日的收盘价、年报披露日次日的收盘价、或者无明确说明的股价作平减。用年报披露日次日的收盘价做平减之后,所得结果类似。
	△DIV	股利影响	应付股利的变动,用期初总资产作平减。
	SIZE	公司规模	**LN**(期初总资产)。

②大清洗动机**BATH**,是指公司存在大额计提减值准备以进行大清洗的动机。笔者认为,减值前盈余已经为负的公司有可能利用减值准备进行大清洗,尤其那些减值前盈余极端负(公司减值前盈余/期初总资产小于该变量所有负值的中位数)的公司,更有可能大额计提减值准备,以为来年的反转提供空间。这里,我们将那些减值前盈余极端负但本年实现扭亏的公司归入扭亏组。这是因为,这些公司虽然从变量定义上看,既有扭亏动机,又有大清洗动机,但其更可能出于扭亏动机少提减值准备,而不是出于大清洗动机多提减值准备,因此应将其归入扭亏样本,并将其从大清洗样本中剔除,以不影响各种盈余管理动机的检验。

由此,大清洗动机(**BATH**)定义为:减值前盈余极端负又不属于扭亏样本的公司定义为**1**,否则为**0**。

③利润平滑动机**SMOOTH**,是指公司会在业绩良好的年度计提高额减值准备,以利于未来绩差年度的调节或保持业绩增长的态势。笔者认为,减值前盈余极端正(减值前盈余/期初总资产大于该变量所有正值的中位数)的公司,更有动机将盈余隐藏起来。同样,对减值前盈余极端正但属于扭亏公司的样本,预期其更可能出于扭亏动机少提减值准备,因此也将这类公司从平滑样本中

剔除。

由此,平滑动机(**SMOOTH**)定义为:减值前盈余极端正但又不属于扭亏样本的公司定义为**1**,否则为**0**。

④管理层变更动机△**MGT**,是指管理层变更的公司有动机尽可能地冲减不良资产或计提减值准备,以划清界线并为未来业绩的增加提供空间。同上,对于管理层发生变更但本年扭亏的公司,将其归入扭亏样本,因此,若**NK=0**,且管理层(定义为董事长或总经理)发生变更,则△**MGT**为**1**,否则为**0**。

3. 控制变量。此外,我们还控制了当期的未预期盈余、公司规模和宣告股利对市场反应的影响。具体变量定义见表**1**。

4. 模型建立。本文建立了以下两个模型,以检验**H1**和**H2**:

模型**1**:$CAR=\alpha_0+\alpha_1UE+\alpha_2WD+\alpha_3\Delta DIV+\alpha_4SIZE+\varepsilon$

模型**2**:$CAR=\gamma_0+\gamma_1UE+\gamma_2WD+\gamma_3WD\times NK+\gamma_4WD\times BATH+\gamma_5WD\times SMOOTH+\gamma_6WD\times\Delta MGT+\gamma_7\Delta DIV+\gamma_8SIZE+\varepsilon$

在模型**1**和**2**中,减值信息的信息含量体现在**WD**的系数上,如果α_2、γ_2都显著,说明减值信息有信息含量。由于减值越大,说明公司的经济状况越差,因此预期**WD**的系数显著为负。

在模型**2**中,γ_3、γ_4、γ_5、γ_6分别表示扭亏动机(**NK**)、大清洗动机(**BATH**)、平滑动机(**SMOOTH**)和管理层变更动机(△**MGT**)对资产减值信息含量的增量影响。由于盈余管理动机将会降低会计信息质量,因此我们预期这些盈余管理动机因素的系数都显著为正。

表 2　年报披露日前后10天的平均超额回报率

日期	减值政策变更前		减值政策变更后	
	平均超额回报率	T值	平均超额回报率	T值
-10	0.000 3	0.91	0.001 0	3.33***
-9	0.000 6	1.63	0.001 0	3.24***
-8	0.000 3	0.98	0.000 9	3.19***
-7	-0.000 1	-0.34	0.001 4	4.69***
-6	-0.000 8	-2.15**	0.000 9	3.26***
-5	0.000 1	0.36	0.001 2	4.27***
-4	0.000 6	1.58	0.001 2	4.19***
-3	0.000 3	0.90	0.001 1	3.66***
-2	0.000 4	1.13	0.001 9	6.20***
-1	0.000 0	0.09	0.001 7	5.23***
0	-0.003 0	-5.25***	-0.005 0	-10.50***
1	-0.000 2	-0.39	-0.000 8	-2.29**
2	0.000 5	1.43	0.000 4	1.11
3	0.000 5	1.46	0.000 1	0.39
4	0.000 3	0.69	0.000 9	3.05***
5	0.000 3	0.75	0.000 6	1.92**
6	-0.000 4	-1.12	0.000 5	1.71*
7	0.001 2	3.25***	0.000 9	3.15***
8	0.000 4	1.16	0.000 9	3.20***
9	-0.000 1	-0.14	0.000 6	2.01**
10	-0.000 1	-0.26	0.001 0	3.41***
N	2 503		5 185	

注:***、**、*分别表示通过了10%、5%和1%的显著性水平,下同。

四、实证分析

(一)描述性统计

表**2**给出了减值政策变更前后,以年报披露日为基准(-10,10)窗口期内的平均超额回报率。

可以看出,减值政策变更前,市场反应集中在年报披露日,而减值政策变更后,市场提前反应,年报披露日则发生逆转直至年报披露次日。

表 3　描述性统计

变量		N	均值	中位数	标准差	最大值	P75	P25	最小值
减值政策变更前	CAR(-10,0)	2 503	-0.001 0	-0.004 5	0.066 7	0.822 0	0.031 3	-0.034 4	-0.758 9
	UE	2 503	-0.000 9	-0.001 9	0.082 8	2.219 0	0.012 8	-0.017 7	-1.253 0
	WD	2 503	0.005 0	0.001 5	0.054 5	0.773 2	0.006 5	-0.001 9	-1.026 0
减值政策变更后	CAR(-10,0)	5 185	0.006 8	0.001 4	0.068 5	0.231 2	0.043 4	-0.036 3	-0.144 9
	UE	5 185	0.011 1	0.005 1	0.066 4	0.403 8	0.024 7	-0.013 6	-0.171 6
	WD	5 185	0.001 3	0.001 1	0.016 3	0.068 5	0.004 7	-0.000 5	-0.091 3

原因可能是日趋成熟的分析师群体提前挖掘出公司相关财务信息,并传递到资本市场,导致市场提前反应,而年报披露日则对之前预测信息进行调整。

由于减值政策变更前的样本在年报披露日后的平均超额回报不再显著或发生逆转,因此为尽可能多地反映信息含量,将窗口期定为(-10,0)。在这个窗口期内计算累计超额回报率,并进行进一步分析。

表**3**给出了窗口期(-10,0)内的累计超额回报率、未预期盈余、计提减值等情况。

可以发现,减值政策变更前后,公司计提减值准备的中位数从**0.001 5**到**0.001 1**,并未发生很大变化,但均值从**0.005 0**降至**0.001 3**,最大值从**0.773 2**降至**0.068 5**,最小值从**-1.026 0**升至**-0.091 3**,标准差从**0.054 5**降至**0.016 3**。这说明减值政策变更后,公司计提或转回的减值准备都显著减少,新的减值政策对公司计提或转回减值准备的行为起到了抑制作用。

按扭亏/大清洗/平滑/管理层变更/其他对样本进行

分组，并对各变量的中位数进行秩和检验（如表4所示），结果表明，减值政策变更前后的情况基本相似。与没有扭亏/大清洗/平滑/管理层变更动机的公司相比，扭亏公司计提的减值更少，累计超额回报更好；大清洗公司计提的减值更多，累计超额回报也更差；平滑公司计提的减值更多，但累计超额回报更好；而管理层变更公司则只在计提的减值上显著高于无盈余管理动机的公司，在累计超额回报上则无差异。

但需要注意的是，减值政策变更后，扭亏公司转回的减值准备从0.008 3降至0.000 7，大清洗公司计提的减值准备从0.025 3降至0.004 4，管理层变更公司计提的减值准备从0.002 0降至0.001 1，这种显著的下滑可能表明新的减值准备政策一定程度上抑制了公司利用减值准备操纵盈余的行为。

续表5　Panel B 分组相关性

		CAR(-10,0)				
		扭亏	大清洗	平滑	管理层变更	其他
减值政策变更前	UE	0.078 4	0.019 0	0.135 4***	0.225 3***	0.075 5**
		(0.021 3)	(0.006 9)	(0.116 6)***	(0.241 1)***	(0.014 3)
	WD	-0.088 3	-0.162 3**	-0.064 8**	-0.140 9***	-0.147 6***
		(-0.099 4)	(-0.150 2)**	(-0.068 5)**	(-0.158 5)***	(-0.220 1)***
减值政策变更后	UE	0.062	-0.084	0.119***	0.114***	0.099***
		(0.032)	(-0.034)	(0.101)***	(0.058)**	(0.065)***
	WD	-0.115**	-0.015	0.010	-0.007	-0.071***
		(-0.045)	(-0.005)	0.017	(0.001)	(-0.053)**

注：①以上所有变量已进行winsorize处理，即对所有小于1%分位数（大于99%分位数）的数值，令其值分别等于1%分位数（大于99%分位数）。②Panel A中，上三角为Pearson相关性检验结果，下三角为Spearman相关性检验结果。Panel B中，括号内为Pearson相关性检验结果，其他为Spearman相关性检验结果。

表4　分组比较

分组		N	CAR(-10,1)	UE	WD
减值政策变更前	扭亏	166	0.010 6***	0.051 0***	-0.008 3***
	大清洗	210	-0.037 2***	-0.076 7***	0.025 3***
	平滑	1 000	0.004 3***	0.006 8***	0.002 1***
	管理层变更	790	-0.009 6	-0.006 4	0.002 0***
	其他	724	-0.009 9	-0.007 8	0.000 8
减值政策变更后	扭亏	318	0.012 0***	0.068 5***	-0.000 7***
	大清洗	265	-0.006 7**	-0.074 5***	0.004 4***
	平滑	2 130	0.004 8	0.018 4***	0.001 7***
	管理层变更	1 454	-0.003 0	0.001 1***	0.001 1***
	其他	1 681	-0.000 4	-0.002 9	0.000 8

注：①表中的“其他”组为无扭亏、大清洗、平滑和管理层变更动机的公司。②表中给出各组各变量的中位数。

（二）相关性分析

表5给出了相关性分析。首先观察整体相关性，减值政策变更前后，无论是Spearman相关性检验还是Pearson相关性检验，累计超额回报都与计提的减值准备呈显著负相关关系。

表5　相关性分析

Panel A 整体相关性

		CAR(-10,0)	UE	WD
减值政策变更前	CAR(-10,0)		0.173 3***	-0.187 7***
	UE	0.185 4***		-0.105 0***
	WD	-0.131 0***	0.044 0**	
减值政策变更后	CAR(-10,0)		0.088***	-0.032**
	UE	0.119***		0.023*
	WD	-0.038***	0.072***	

Panel B给出了按盈余管理动机分组后累计超额回报与减值准备之间的相关性。从表中可以看出，减值政策变更前，大清洗、平滑和管理层变更公司的累计超额回报与计提的减值准备之间存在显著负相关关系；而在减值政策变更后，扭亏公司的累计超额回报与计提的减值准备之间存在显著负相关关系。这说明，减值政策变更可能改变了盈余管理动机对减值信息市场反应的影响。但具体的影响还需要在回归分析中进行检验。

（三）回归分析

表6给出了市场反应模型的结果。

表6　市场反应模型

变量	减值政策调整前		减值政策调整后	
	CAR(-10,0)	CAR(-10,0)	CAR(-10,0)	CAR(-10,0)
UE	0.199 1*** (7.19)	0.203 9*** (7.47)	0.087*** (5.25)	0.086*** (5.25)
WD	-0.323 1*** (-7.30)	-0.594 3*** (-6.17)	-0.139** (-2.11)	-0.39 0*** (-2.66)
WD*NK		0.306 9** (2.04)		0.157 (0.84)
WD*BATH		0.242 5** (2.29)		0.321* (1.85)
WD*SMOOTH		0.336 0 (1.60)		0.392** (2.04)
WD*△MGT		0.156 3* (1.78)		0.102 (0.64)
N	2 503	2 503	5 185	5 185
调整后R^2	0.081 4	0.085 4	0.010	0.010
F	37.96***	24.35***	7.44***	5.59***

注：①以上模型已控制股利、规模及年度影响，为简洁起见而未列出。②括号中的数值为t值。③标准误差按公司层面进行了聚类调整（cluster at firms）。

在不考虑交叉项时,无论减值政策变更与否,未预期盈余**UE**都显著为正,而计提的减值准备**WD**系数显著为负,说明当期减值信息有信息含量,计提的减值越大,累计超额回报越小,从而证实了**H1**。

当考虑盈余管理动机对减值信息含量的影响,加入交叉变量**WD*NK**、**WD*BATH**、**WD*SMOOTH**、**WD*△MGT**时,减值政策变更前,**WD*NK**、**WD*BATH**、**WD*△MGT**的系数显著为正,减值政策变更后,**WD*BATH**、**WD*SMOOTH**的系数显著为正。这说明盈余管理对资产减值的信息含量产生了很大影响,盈余管理将降低资产减值的信息含量,从而证实了**H2**。

同时,我们也注意到减值政策变更前后,盈余管理动机对资产减值信息含量的影响发生了改变,从减值政策变更前的扭亏、大清洗和管理层变更动机变为减值政策变更后的大清洗和平滑动机。与之前的描述性统计相联系,扭亏公司、大清洗公司和管理层变更公司转回或计提的减值准备大幅下降,可能意味着减值政策变更后,由于限制了长期资产计提减值的转回,导致公司利用资产减值的转回进行利润操纵的空间大幅压缩。出于扭亏和管理层变更动机计提的减值大幅减少,而出于大清洗和平滑动机计提的减值,相比其他盈余管理动机计提的减值而言依旧较高,因此扭亏和管理层变更动机不再对资产减值的信息含量产生显著影响,而大清洗和平滑动机则会显著降低资产减值的信息含量。

五、研究结论

作为会计信息中的重要组成部分,资产减值信息通过反映资产价值的减少,揭示公司潜在风险,能向投资者提供更为及时相关的信息。但资产减值的确认和计量很大程度上依赖于会计职业判断,由此可能给盈余操纵带来空间。

本文以**A**股上市公司为样本,以年报披露日前后的市场反应来衡量会计信息质量,对减值政策变更前后减值信息的信息含量以及盈余管理动机对其的影响进行了实证检验。结果表明:

盈余管理动机会影响投资者对资产减值信息做出的市场反应,降低资产减值的信息含量。而且,减值政策变更前,平滑动机不显著影响资产减值的信息含量,而扭亏、大清洗和管理层变更动机将显著降低资产减值的信息含量;而减值政策变更后,扭亏、管理层变更动机不会显著影响资产减值的信息含量,而大清洗和平滑动机则会显著降低资产减值的信息含量。这种变化可能表明,长期资产减值一经计提不可转回等一系列政策的变化,导致具备扭亏等显性动机的公司不再显著使用资产减值进行盈余管理。

从这一角度来看,新的资产减值政策缩小了盈余管理动机公司利用减值准备操纵利润的空间,在客观上起到了提高会计信息质量的作用。

主要参考文献

Bartov, Eli, Lindahl, Frederick W., Ricks, William E.. Stock Price Behavior Around Announcements of Write-Offs[J]. Review of Accounting Studies, 1998(3).

Basu, S.. The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings[J]. Journal of Accounting and Economics, 1997(24).

Bunsis, Howard. A Description and Market Analysis of Write-Off Announcements[J]. Journal of Business Finance and Accounting, 1997(24).

Elliott, John A., Shaw, Wayne H.. Write-Offs as Accounting Procedures to Manage Perceptions[J]. Journal of Accounting Research, 1988(26).

Francis, J., J. D. Hanna, L. Vicent. Causes and Effects of Discretionary Asset Write-offs[J]. Journal of Accounting Research, 1996(34).

Rees, L., Gill, S., Gore, R.. An Investigation of Asset Write-Downs and Concurrent Abnormal Accruals[J]. Journal of Accounting Research, 1996(34).

Strong, J., Meyer, J.. Asset Write-downs: Managerial Incentives and Security Returns[J]. Journal of Finance, 1997(7).

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

代冰彬,陆正飞,张然.资产减值:稳健性还是盈余管理[J].会计研究,**2007(12)**.

代冰彬.盈余管理动机对减值信息预测能力的影响[J].财会通讯,**2010(30)**.

丁方飞,伍中信[J].长期资产减值准备:盈余质量与市场反应[J].证券市场导报,**2010(2)**.

黄志忠,白云霞,会计方法变迁、会计信息质量与股市效应——有关沪市对会计方法国际协调化的反应的证据[J].中国会计评论,**2004(2)**.

李增泉.我国上市公司资产减值政策的实证研究[J].中国会计与财务研究,**2001(4)**.

【基金项目】北京市属高等学校高层次人才引进与培养计划项目(**The Importation and Development of High-Caliber Talents Project of Beijing Municipal Institutions**);北京第二外国语学院校级重点项目