

管理防御视角下的 CFO 背景特征 与会计政策选择

——来自资产减值计提的经验证据

王福胜 程 富

(哈尔滨工业大学管理学院 150001)

【摘要】 本文选取 2008-2012 年沪深两市 A 股上市公司为研究样本, 以资产减值准备的计提为例, 从管理防御视角探究 CFO 背景特征对公司会计政策选择的影响。研究发现, 在控制经济因素和盈余管理因素后, CFO 背景特征会显著影响公司资产减值准备的计提行为: 与男性 CFO 和高学历 CFO 相比, 女性 CFO 和低学历 CFO 的管理防御程度更高, 计提资产减值准备的比例更低; CFO 的年龄越大、任期越长, 管理防御程度越高, 计提资产减值准备的比例越低。进一步区分资产类型和产权性质后发现, CFO 背景特征对流动资产减值计提和长期资产减值计提的影响存在一定差异, 不同产权性质下 CFO 背景特征对资产减值计提的影响存在显著差异。

【关键词】 管理防御 背景特征 会计政策选择 资产减值

一、引言

会计政策选择是财务会计研究的重要课题之一。早期的实证会计研究主要从经济激励视角检验公司会计政策选择的动机, 这些研究大都隐含以下假定: 在面临相同的经济激励下, 不同经理会做出相同的理性选择 (Heflin et al., 2002)。而高层梯队理论认为, 组织的战略选择和绩效水平在某种程度上取决于企业高管的管理背景和组成特征 (Hambrick and Mason, 1984)。会计政策选择作为企业一项重要的财务报告战略, 同样可能受到决策者个人特征的影响, 因此, 有必要尝试从经理特征视角理解企业的会计政策选择行为。由于 CFO 负责监督公司的财务报告过程, 所以他们要比其他高管对公司会计决策产生更加直接的影响 (Ge et al., 2011)。因此, 本文主要关注 CFO 的个人特征对会计政策选择的影响。

随着公司治理实践的发展, 由于经理固守职位而衍生的管理防御问题日益受到关注。管理防御是指经理人在公司内外部控制机制下, 选择有利于维护自身职位并追求自身效用最大化的行为 (Morck et al., 1988)。当经理在公司财务决策中起主导作用或自身拥有决策权时, 他们会出于管理防御动机进行公司财务政策的选择 (Berger et al., 1997; Hu and Kumar, 2004)。作为公司会计政策的制定者甚至决策者 (王霞等, 2011), CFO 也可能出于管理防御动机进行公司会计政策的选择。管理防御涉及管理者的个人目标和工作偏好, CFO 的背景特征会直接影响其管理防御程度 (Nejla, 2006)。考虑到公司在资产减值准备的计提方面存在较大自主权, 本文以资产减值准备的计提为例,

从管理防御视角探讨 CFO 背景特征对公司会计政策选择的影响。

本文的研究贡献在于: 第一, 既有研究大多从经济激励视角检验公司会计政策选择的动机, 而本文从 CFO 背景特征视角探讨公司的会计政策选择行为, 发现除经济因素和盈余管理因素外, 公司资产减值准备的计提行为还受到 CFO 背景特征的影响, 丰富了资产减值计提动机领域的研究, 并为深入理解公司的会计政策选择行为提供了新的视角; 第二, 既有研究大多将管理防御理论用于解释公司的财务政策选择行为, 而本文将用于解释公司的会计政策选择行为, 拓展了管理防御理论的应用领域; 第三, 既有研究发现, 在公司管理决策中, 女性高管通常比男性高管表现得更为稳健, 年轻高管通常比年长高管表现得更为激进, 而本文发现, 在流动资产减值准备和长期资产减值准备的计提中, 女性 CFO 均比男性 CFO 表现得更为激进, 在流动资产减值准备的计提中, 年轻 CFO 比年长 CFO 表现得更为稳健, 为理解公司高管在管理决策中的性别和年龄差异提供了新的证据。

二、文献回顾与评述

早期的会计政策选择研究主要集中于检验“三大假设”(红利计划假设、债务契约假设和政治成本假设)的成立性, 在研究结果上, 国外研究大部分都支持了“三大假设”, 尤其是债务契约假设和政治成本假设 (Fields et al., 2001); 而国内研究只是部分支持了“三大假设”, 其中, 有较多证据支持了债务契约假设, 仅有少数证据支持了红利计划假设和政治成本假设, 有的研究还得到了与政

治成本假设相反的结论(刘斌和胡媛, 2006)。

自 Bertrand and Schoar (2003) 发现经理在公司决策上存在固定效应后, 越来越多的研究开始关注经理个人特征在公司决策中的作用。国内外近期财务文献表明, 经理的个人特征会显著影响公司的投资、融资和股利分配等财务决策(姜付秀等, 2009; 姜付秀等, 2013; Deshmukh et al., 2013)。国内外近期会计文献发现, 高管团队背景特征的平均水平和异质性均对公司财务重述和会计稳健性有一定影响(何威风和刘启亮, 2010; 张兆国等, 2011); CEO的任期和年龄均与公司盈余质量正相关(陈德球等, 2011; Huang et al., 2012); CFO为女性的公司重述盈余的概率更低(王霞等, 2011)、应计质量更高(Barua et al., 2010)。

管理防御理论表明, 企业经理存在追求职位稳固和高额薪酬以实现自身效用最大化的动机(Morck et al., 1988)。既有研究发现, 经理会出于管理防御动机进行公司投资、融资和股利分配等财务政策的选择(Berger et al., 1997; Hu and Kumar, 2004; 张海龙和李秉祥, 2010)。管理防御理论为解释企业现实经理人的财务行为提供了一个新的视角(袁春生和杨淑娥, 2006)。

国外经验研究表明, 影响公司资产减值计提行为的因素主要包括经济因素和盈余管理因素, 如 Loh and Tan (2002) 发现, 行业属性、历史绩效、失业率、GDP 增长率等经济因素都会显著影响上市公司资产减值准备的计提行为; Elliott and Shaw (1988)、Zucca and Campbell (1992)、Riedl (2004) 等证实, 上市公司资产减值计提行为中存在避免亏损、利润平滑、“大清洗”等多种盈余管理动机。国内关于资产减值行为的研究主要关注盈余管理因素, 如李增泉(2001)、赵春光(2006)、罗进辉等(2010)等发现, 上市公司资产减值计提中普遍存在避免亏损、“大清洗”、平滑利润等盈余管理行为。

通过分析国内外文献发现: ①既有研究主要关注经济激励对会计政策选择的影响, 而很少关注经理特征对会计政策选择的影响, 尽管近期已有一些文献开始关注经理特征在会计决策中的作用, 但这些研究大多考察的是经理特征对会计决策产生的影响, 而非直接考察经理特征对会计决策本身的影响; ②既有文献大多将管理防御理论用于解释公司的财务行为, 而很少将其用于解释公司的会计行为; ③既有文献主要关注经济因素和盈余管理因素对资产减值计提行为的影响, 尚未有文献考察经理特征对资产减值计提行为的影响。基于此, 本文结合高层梯队理论和管理防御理论, 深入分析 CFO 背景特征如何影响其会计政策选择, 选取沪深两市 A 股上市公司为研究样本, 以资产减值准备的计提为例, 直接考察 CFO 背景特征对会计政策选择的影响。

三、理论分析与研究假设

公司新古典主义观认为, 经理是同质的或可以被完美替代的, 在面临相同的经济环境时, 不同经理会做出相同的理性选择(Bertrand and Schoar, 2003)。在此观点下, CFO 只是负责制定公司的会计政策, 如何选择会计政策并不会受到其个人特征的影响(Ge et al., 2011)。而高层梯

队理论认为, 高管的背景特征是形成其认知基础、价值观和洞察力的重要因素, 它们决定了高管在管理工作中的偏好(Hambrick and Mason, 1984)。众多基于高层梯队理论的经验研究表明, 高管背景特征是影响公司决策和绩效的重要因素。CFO 作为公司会计政策的制定者甚至决策者, 其背景特征同样可能影响公司的会计政策选择。

由于经理人力资本专有性以及解雇后高额转换成本的存在, 使得经理在面临被解雇或被撤换威胁时表现出管理防御动机。对 CFO 来说, 解雇或撤换是一种很高的人力资本风险, 因而一旦有机会, CFO 就有动机采取对自身有利的行为来降低不可分散的雇佣风险, 从而对公司会计决策产生影响。而公司 CFO 的更换决策通常又与其在位时的业绩表现直接相关(郭葆春, 2008), 因此, 为了追求职位稳固, CFO 倾向于选择增加收益的会计政策, 在资产减值计提上则体现为倾向于少计提资产减值准备。管理防御涉及高管复杂的心理活动, 是高管个人目标和偏好的反映, 不可避免地要受到高管个人特征的影响。

综上所述, 本文基于高层梯队理论和管理防御理论, 对 CFO 背景特征、管理防御和资产减值计提三者之间的关系进行系统分析。

(一) CFO 性别、管理防御与资产减值计提

传统观念认为, 女性应承担更多的家庭责任, 而非更多的社会责任, 受这种文化观念的影响, 女性在中国社会的地位长期受到轻视, 中国商业领域表现出明显的男性主导特征(任颢和王峥, 2010)。此外, 在现实生活中, 女性的就业问题也呈现出不容乐观的特点和趋势, 相对于男性经理而言, 女性经理被解雇或被撤换的风险更高, 离职后获得新职位的难度更大(黄国良等, 2013); 在职场上, 女性要付出超过男性的努力, 才可能换来相对平等的职场地位, 而解雇不仅会导致她们的福利受损, 也会致使她们辛苦得来的社会地位丧失, 福利损失和社会地位丧失的风险致使女性 CFO 有强烈的动机采取对自身有利的措施来降低职业风险, 以巩固其现有职位。因此, 与男性 CFO 相比, 女性 CFO 具有更强烈的管理防御动机, 更有可能少计提资产减值准备。据此, 提出如下假设:

H1: 女性 CFO 要比男性 CFO 计提更低比例的资产减值准备。

(二) CFO 年龄、管理防御与资产减值计提

随着经理年龄的不断增长, 其人力资本的流动性不断下降, 预期转换工作的成本不断上升(Eaton and Rosen, 1983)。对年长经理而言, 较低的人力资本流动性和较高的职位转换成本使他们离开公司而另谋高就的意愿显著下降; 相反, 对年轻经理而言, 由于其人力资本流动性较高, 预期的工作转换成本较低, 他们会通过不断转换工作来寻找自己满意的职位。李秉祥和郝艳(2009)的实验研究表明, 随着经理能力下降和预期工作转换成本的提高, 其管理防御程度呈上升趋势。Nejla*(2006)研究发现, 经理的管理防御程度与其年龄正相关。此外, 年龄还在一定程度上决定了经理的阅历、声誉及其所拥有的社会资源(黄国良等,

2013), 年轻 CFO 的阅历、个人声誉以及人脉关系等社会资源相对缺乏, 出于声誉、职业发展等原因, 他们进行管理防御的意识较为薄弱; 随着 CFO 年龄的增长, 其职位不断稳固, 管理经验不断提升, 进行管理防御的意识和动机也不断增强。综上所述, CFO 的年龄越大, 管理防御动机越强, 越有可能少计提资产减值准备。据此, 提出如下假设:

H2: CFO 年龄与公司资产减值准备的计提比例负相关。

(三) CFO 学历、管理防御与资产减值计提

经理人的学历蕴藏着丰富且复杂的信息, 虽说高学历并不一定代表高能力, 但由于信息不对称的存在, 公司在招聘中对求职经理人的能力并不了解, 只能依据经理人传递的信息来确定其能力 (黄国良等, 2010)。Spence (1973) 的信号传递模型表明, 教育投资程度可以反映劳动力市场上求职者的能力, 公司可以依据这一信号将不同能力的求职者加以区分。由于许多公司会出于“人才储备”战略的需要而招募大量高学历人才, 所以高学历经理人要比低学历经理人更容易获得新职位 (黄国良等, 2013)。此外, Wiersena and Bantel (1992) 发现, 管理者的学历越高, 其理性程度和认知能力也越高, 表现在会计政策的选择上就会越谨慎。张兆国等 (2011) 证实, 董事长和财务总监的学历对公司会计稳健性的影响均为正。综上所述, CFO 的学历越高, 管理防御动机越弱, 越有可能多计提资产减值准备。据此, 提出如下假设:

H3: CFO 学历与公司资产减值准备的计提比例正相关。

(四) CFO 任期、管理防御与资产减值计提

任期通常被解释为经理过度控制和董事会监督弱化的标志, 如 Berger et al. (1997) 发现, 经理在公司的任期越长, 其对公司形成的控制程度就越强, 受公司董事会监督约束的力度就越弱, 他们的行为更倾向于满足自己的私利。Nejla (2006) 研究发现, 经理的管理防御程度与其任期正相关。一方面, 随着经理任期的延长, 他们将更有能力与公司的利益相关者议定隐性契约, 从而增加自己的自主空间和提高自身对信息资本的掌控能力; 另一方面, 随着经理任期的延长, 其知识结构不断固化乃至僵化, 对组织的心理依赖程度不断增加, 预期工作转换成本也将不断增大, 进行管理防御的动机则会不断增强。因此, 任期越长的 CFO 越有能力和动机进行管理防御以固守其职位。综上所述, CFO 的任期越长, 管理防御动机越强, 越有可能少计提资产减值准备。据此, 提出如下假设:

H4: CFO 任期与公司资产减值准备的计提比例负相关。

四、研究设计

(一) 模型构建与变量设计

为了考察 CFO 背景特征对公司资产减值计提行为的影响, 构建如下实证模型:

$$\begin{aligned}
 WD = & \alpha_0 + \alpha_1 CFOGen + \alpha_2 CFOAge + \alpha_3 CFOEdu \\
 & + \alpha_4 CFOTen + \alpha_5 Ind\Delta ROA + \alpha_6 IndGrowth \\
 & + \alpha_7 ROA + \alpha_8 Growth + \alpha_9 Bonus + \alpha_{10} Lev \\
 & + \alpha_{11} Size + \alpha_{12} KS + \alpha_{13} PH + \alpha_{14} BG + \alpha_{15} NK + \alpha_{16} WL \\
 & + \alpha_{17} PG + \sum \beta_i Year_i + \sum \varphi_j Industry_j + \varepsilon \quad (1)
 \end{aligned}$$

因变量 WD 为公司资产减值准备的计提比例, 分别用 TWD 、 CWD 和 LWD 替代。 TWD 、 CWD 和 LWD 分别表示本期计提的总资产减值准备、流动资产减值准备和长期资产减值准备占期初资产总额的比例。由于公司本期计提的资产减值准备占其资产总额的比例通常较小, 所以 TWD 、 CWD 和 LWD 的值均用百分比表示。

自变量 $CFOGen$ 、 $CFOAge$ 、 $CFOEdu$ 和 $CFOTen$ 分别代表 CFO 性别、CFO 年龄、CFO 学历和 CFO 任期。当公司 CFO 为女性时, $CFOGen$ 取值为 1, 否则为 0; 当公司 CFO 的学历为中专及以下、大专、本科、硕士、博士及以上时, $CFOEdu$ 相应取值为 1、2、3、4、5; CFO 年龄是指公司 CFO 在本会计年度的年龄, CFO 任期是指从担任公司 CFO 开始日至本会计年末的时间间隔。根据研究假设, 本文预测 $CFOGen$ 、 $CFOAge$ 和 $CFOTen$ 的系数均为负, $CFOEdu$ 的系数为正。

控制变量 ROA 和 $Growth$ 分别代表公司的总资产收益率和营业收入增长率, 分别用来控制资产质量和成长性对公司资产减值计提行为的影响; $Ind\Delta ROA$ 和 $IndGrowth$ 分别表示公司所在行业的总资产收益率变化和营业收入增长率, 用来控制行业经营环境的变化对公司资产减值计提行为的影响。 ROA 等于本期净利润除以年末总资产, $Growth$ 等于本期营业收入与上期营业收入之差除以上期营业收入, $Ind\Delta ROA$ 等于本期行业 ROA 的中位数减去上期行业 ROA 的中位数, $IndGrowth$ 等于公司所处行业 $Growth$ 的中位数。戴德明等 (2005) 发现, 公司资产质量越差, 计提资产减值准备的比例就越高, 本文预测 $Ind\Delta ROA$ 和 ROA 的系数均为负。公司营业收入的增长通常伴随应收账款和存货的增加, 此时公司计提的资产减值准备也会相应增加, 本文预测 $IndGrowth$ 和 $Growth$ 的系数均为正。控制变量 $Bonus$ 、 Lev 和 $Size$ 分别代表 CFO 持股、资产负债率和公司规模, 分别用来控制红利计划、债务契约和政治成本对公司资产减值计提行为的影响。当 CFO 持有公司股份时, $Bonus$ 取值为 1, 否则为 0; Lev 等于年末总负债除以年末总资产, $Size$ 等于年末总资产的自然对数。依据会计政策选择的“三大假设”, 存在红利计划和资产负债率较高的公司更有可能少计提资产减值准备, 而规模较大公司更有可能多计提资产减值准备, 本文预测 $Bonus$ 和 Lev 的系数均为负, $Size$ 的系数为正。

控制变量 KS 、 PH 、 BG 、 NK 、 WL 和 PG 分别为亏损公司、平滑公司、变更公司、扭亏公司、微利公司和配股公司虚拟变量, 用来控制盈余管理因素对公司资产减值计提行为的影响。当公司本期的净资产收益率 ROE_t (等于本期净利润除以期初至期末所有者权益的平均余额) 为负时, KS 取值为 1, 否则为 0; 当 $ROE_{t-1} < 0$ 且 $ROE_t > 0$ 时, NK 取值为 1, 否则为 0; 当 $ROE_t \in [0, 0.02]$ 且 $NK = 0$ 时, WL 取值为 1, 否则为 0; 当 $ROE_t \in [0.06, 0.08]$ 且 $NK = 0$ 时, PG 取值为 1, 否则为 0; 当公司本期发生董事长或总经理变更, 且 KS 、 NK 、 WL 和 PG 均取值为 0 时, BG 取值为 1, 否则为 0; 当公司的 ROE 超过所有样本公司 ROE 的 3/4 分位数, 且 KS 、 NK 、 WL 、 PG 和 BG 均取值为 0 时, PH 取值为 1, 否则为 0。既有研究表明, 具有“大清洗”、

利润平滑、高管变更等调减收益动机的公司倾向于多计提资产减值准备,而具有避免亏损、扭亏为盈、增发配股等调增收益动机的公司倾向于少计提资产减值准备(李增泉,2001;罗进辉等,2010),本文预测 *KS*、*PH* 和 *BG* 的系数皆为正, *NK*、*WL* 和 *PG* 的系数皆为负。控制变量 *Year* 和 *Industry* 为年度和行业虚拟变量,分别用来控制年度效应和行业效应的影响。本文以 2008 年为基准年,设计 4 个年度虚拟变量;根据证监会行业一级分类标准,以制造业为基准行业,设计 11 个行业虚拟变量。

由于 CFO 通常是公司 CEO 的下属,CEO 可能通过给 CFO 施加压力来影响公司的财务报告决策(Feng et al., 2011),所以利用模型(1)检测到的 CFO 背景特征与资产减值计提比例的关系,可能并不是 CFO 自身行为的结果,而是 CEO 施压行为的反映。为此,本文将在控制 CEO 背景特征的情况下对 CFO 背景特征与公司资产减值计提行为的关系作进一步验证,具体实证模型如下:

$$\begin{aligned}
 WD = & \alpha_0 + \alpha_1 CFOGen + \alpha_2 CFOAge + \alpha_3 CFOEdu \\
 & + \alpha_4 CFOTen + \alpha_5 Ind\Delta ROA + \alpha_6 IndGrowth \\
 & + \alpha_7 ROA + \alpha_8 Growth + \alpha_9 Bonus + \alpha_{10} Lev \\
 & + \alpha_{11} Size + \alpha_{12} KS + \alpha_{13} PH + \alpha_{14} BG + \alpha_{15} NK \\
 & + \alpha_{16} WL + \alpha_{17} PG + \alpha_{18} CEOGen + \alpha_{19} CEOAge \\
 & + \alpha_{20} CEOEdu + \alpha_{21} CEOTen + \sum \beta_i Year_i \\
 & + \sum \varphi_j Industry_j + \varepsilon
 \end{aligned} \quad (2)$$

模型(2)是在模型(1)的基础上增加了 CEO 背景特征变量: *CEOGen*、*CEOAge*、*CEOEdu* 和 *CEOTen*。 *CEOGen*、*CEOAge*、*CEOEdu* 和 *CEOTen* 分别代表 CEO 性别、CEO 年龄、CEO 学历和 CEO 任期,它们的定义和取值方法与 CFO 背景特征变量的定义和取值方法类似。

表 1

描述性统计

| 变量 | 均值 | 中位数 | 标准差 | 最大值 | 最小值 | 1/4 分位数 | 3/4 分位数 |
|---------------|--------|--------|-------|--------|---------|---------|---------|
| <i>TWD</i> | 0.769 | 0.370 | 1.553 | 32.589 | -7.362 | 0.107 | 0.849 |
| <i>CWD</i> | 0.604 | 0.311 | 1.140 | 28.058 | -7.362 | 0.084 | 0.718 |
| <i>LWD</i> | 0.166 | 0.000 | 1.001 | 29.398 | -23.388 | 0.000 | 0.003 |
| <i>CFOGen</i> | 0.288 | 0.000 | 0.453 | 1.000 | 0.000 | 0.000 | 1.000 |
| <i>CFOAge</i> | 44.386 | 44.000 | 6.413 | 70.000 | 28.000 | 40.000 | 48.000 |
| <i>CFOEdu</i> | 3.097 | 3.000 | 0.796 | 5.000 | 1.000 | 3.000 | 4.000 |
| <i>CFOTen</i> | 2.855 | 2.329 | 1.852 | 15.553 | 1.000 | 1.619 | 3.214 |

(二) CFO 背景特征与资产减值计提

为了检验 CFO 背景特征对公司资产减值计提行为的影响,分别以总资产减值准备的计提比例(*TWD*)、流动资产减值准备的计提比例(*CWD*)和长期资产减值准备的计提比例(*LWD*)作为因变量,对 CFO 背景特征和控制变量进行回归以估计模型(1)的参数,结果见表 2 的第一、二、三列。以自变量仅包含经济因素和盈余管理因素的模型为基准模型,分别以 *TWD*、*CWD* 和 *LWD* 为因变量对基准模型进行估计(结果未列出),联合显著性检验结果表明, CFO 背景特征变量的加入使基准模型的解释效力得到了显著提高:因变量为 *TWD* 时,调整的 R^2 由 0.236 增至 0.238;因变

(二) 样本选择与数据来源

考虑到新会计准则实行后一些财务报表项目发生了较大变化,且在计算营业收入增长率和行业总资产收益率变化时需要使用前一年的数据,本文选取 2008 - 2012 年沪深两市所有 A 股上市公司作为初始样本。在此基础上,进行如下处理:①剔除金融保险业样本;②剔除公司当年发生了 CFO 变更样本,旨在确保公司本期发生的资产减值准备由同一 CFO 计提;③剔除数据缺失样本。经过上述处理后,最终得到 5457 个研究样本用于估计模型(1)和 5362 个研究样本用于估计模型(2)。CFO 背景特征、CEO 背景特征、CFO 持股情况、董事长和总经理变更等数据来自国泰安数据库,其他变量数据来自锐思数据库。

五、实证分析

(一) 描述性统计分析

表 1 报告了因变量和自变量的描述性统计情况。从因变量看,就平均水平而言,样本公司本期计提的资产减值准备总额占期初资产总额的 0.77%,且样本公司流动资产减值准备的计提比例(0.60%)远高于其长期资产减值准备的计提比例(0.17%),这是因为在样本公司中,多达 96.35% 的公司计提了流动资产减值准备,而仅有 27.36% 的公司计提了长期资产减值准备。从自变量看,样本公司中 CFO 为女性的比例为 28.8%; CFO 的平均年龄介于 44 岁与 45 岁之间,且各公司 CFO 的年龄存在较大差异,年龄最大的高达 70 岁,而年龄最小的仅 28 岁; CFO 的平均学历介于本科与硕士之间,且超过 75% 的样本公司的 CFO 具有本科及以上学历; CFO 的平均任期接近 3 年,任期最长的超过 15 年,任期最短的为 1 年(因为在筛选样本时剔除了本期发生 CFO 变更的公司)。

量为 *CWD* 时,调整的 R^2 由 0.167 增至 0.170;因变量为 *LWD* 时,调整的 R^2 由 0.124 增至 0.126。这些结果表明, CFO 背景特征对公司资产减值准备的计提行为具有增量解释力。

由表 2 的第一列结果可知, *CFOGen* 的系数在 1% 水平上显著为负,说明女性 CFO 比男性 CFO 计提了更低比例的资产减值准备,支持了假设 H1;这表明,与男性 CFO 相比,女性 CFO 的管理防御程度更高,计提资产减值准备的比例更低。 *CFOAge* 的系数在 10% 水平上显著为负,说明 CFO 年龄与资产减值准备的计提比例负相关,支持了假设 H2;这表明, CFO 的年龄越大,管理防御程度越高,计提资产减值准备的比例越低。 *CFOEdu* 的系数在 5% 水平上显著为正,说明 CFO 学历与

资产减值准备的计提比例正相关, 支持了假设 H3; 这表明, CFO 的学历越高, 管理防御程度越弱, 计提资产减值准备的比例越高。CFOTen 的系数在 1% 水平上显著为负, 说明 CFO

任期与资产减值准备的计提比例负相关, 支持了假设 H4; 这表明, CFO 的任期越长, 管理防御程度越高, 计提资产减值准备的比例越低。

表 2 资产减值计提比例对 CFO 背景特征的回归结果

| 变量 | 模型 (1) 的估计结果 (样本量 = 5457) | | | 模型 (2) 的估计结果 (样本量 = 5362) | | |
|-------------------|---------------------------|-----------------------|----------------------|---------------------------|-----------------------|----------------------|
| | 因变量为 TWD | 因变量为 CWD | 因变量为 LWD | 因变量为 TWD | 因变量为 CWD | 因变量为 LWD |
| CFOGen | -0.096 (-3.23)*** | -0.037 (-1.66)* | -0.043 (-3.17)*** | -0.098 (-3.26)*** | -0.039 (-1.74)* | -0.042 (-3.04)*** |
| CFOAge | -0.004 (-1.74)* | -0.006 (-2.66)*** | 0.002 (2.28)** | -0.004 (-1.66)* | -0.006 (-2.16)** | 0.002 (2.27)** |
| CFOEdu | 0.043 (2.39)** | 0.033 (2.47)** | 0.012 (1.45) | 0.045 (2.50)** | 0.034 (2.57)** | 0.011 (1.33) |
| CFOTen | -0.021 (-2.74)*** | -0.015 (-2.59)*** | -0.007 (-1.90)* | -0.017 (-2.00)** | -0.016 (-2.49)** | -0.003 (-0.78) |
| IndΔROA | -6.243 (-2.65)*** | -9.426 (-5.39)*** | 3.081 (2.90)*** | -6.711 (-2.82)*** | -9.663 (-5.50)*** | 3.000 (2.77)*** |
| IndGrowth | 0.702 (4.37)*** | 0.569 (4.77)*** | -0.001 (-0.01) | 0.699 (4.32)*** | 0.581 (4.85)*** | -0.012 (-0.16) |
| ROA | -6.421 (-14.33)*** | -3.464 (-10.41)*** | -1.807 (-8.94)*** | -6.352 (-14.11)*** | -3.395 (-10.20)*** | -1.807 (-8.82)*** |
| Growth | 0.171 (4.00)*** | 0.122 (3.86)*** | 0.050 (2.62)*** | 0.156 (3.62)*** | 0.106 (3.34)*** | 0.052 (2.63)*** |
| Bonus | 0.050 (1.62) | 0.068 (2.93)*** | -0.018 (-1.27) | 0.054 (1.73)* | 0.072 (3.12)*** | -0.018 (-1.29) |
| Lev | -0.153 (-1.82)* | 0.037 (0.60) | -0.140 (-3.70)*** | -0.146 (-1.74)* | 0.049 (0.79) | -0.146 (-3.80)*** |
| Size | -0.101 (-7.82)*** | -0.090 (-9.35)*** | -0.002 (-0.36) | -0.098 (-7.46)*** | -0.087 (-8.95)*** | -0.001 (-0.23) |
| KS | 1.007 (14.47)*** | 0.525 (10.16)*** | 0.399 (12.70)*** | 1.014 (14.45)*** | 0.522 (10.05)*** | 0.411 (12.85)*** |
| PH | 0.482 (9.64)*** | 0.280 (7.55)*** | 0.125 (5.55)*** | 0.478 (9.55)*** | 0.277 (7.47)*** | 0.125 (5.49)*** |
| BG | 0.031 (0.65) | -0.034 (-0.97) | 0.054 (2.50)** | 0.023 (0.46) | -0.030 (-0.82) | 0.045 (2.00)** |
| NK | 0.203 (3.07)*** | 0.030 (0.60) | 0.161 (5.40)*** | 0.185 (2.80)*** | 0.016 (0.33) | 0.159 (5.27)*** |
| WL | -0.202 (-3.48)*** | -0.157 (-3.64)*** | -0.003 (-0.11) | -0.203 (-3.47)*** | -0.161 (-3.73)*** | 0.001 (0.026) |
| PG | -0.132 (-2.86)*** | -0.107 (-3.10)*** | -0.014 (-0.69) | -0.137 (-2.94)*** | -0.112 (-3.27)*** | -0.013 (-0.62) |
| CEOGen | | | | -0.076 (-1.37) | -0.086 (-2.10)** | 0.002 (0.09) |
| CEOAge | | | | -0.007 (-3.18)*** | -0.007 (-4.17)*** | -0.001 (-0.59) |
| CEOEdu | | | | 0.023 (1.03) | 0.004 (0.23) | 0.014 (1.42) |
| CEOTen | | | | -0.009 (-1.07) | 0.002 (0.27) | -0.007 (-1.94)* |
| F 值 | 90.859*** | 59.970*** | 42.539*** | 78.477*** | 52.405*** | 36.910*** |
| 调整 R ² | 0.238 | 0.170 | 0.126 | 0.241 | 0.174 | 0.128 |

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著; 括号外的数为回归系数, 括号内的数为 t 值; 为了剔除极端值的影响, 对所有连续型变量进行了 1% 分位和 99% 分位的 winsorize 处理; 限于篇幅, 年度和行业控制变量的估计结果未列出。下表同。

由表2的第二、三列结果可知,进一步区分资产类型后发现,CFO背景特征对流动资产减值计提和长期资产减值计提的影响存在一定差异:与男性CFO相比,女性CFO在流动资产减值准备和长期资产减值准备的计提上均表现得更为激进(因变量为CWD和LWD时,CFOGen的系数均显著为负);随着CFO年龄的增长,他们在流动资产减值准备的计提上会变得更加激进(因变量为CWD时,CFOAge的系数在1%水平上显著为负),而其在长期资产减值准备的计提上会变得更加稳健(因变量为LWD时,CFOAge的系数在5%水平上显著为正);与低学历CFO相比,高学历CFO在流动资产减值准备的计提上表现得更为稳健(因变量为CWD时,CFOEdu的系数在5%水平上显著为正),但两者在长期资产减值准备的计提上不存在显著差异;随着CFO任期的延长,他们在流动资产减值准备和长期资产减值准备的计提上都会变得更加激进(因变量为CWD和LWD时,CFOTen的系数均显著为负)。

为了进一步检验CFO在资产减值计提上所表现出的个人风格差异,是其自身行为的体现还是CEO施压行为的反映,分别以TWD、CWD和LWD作为因变量,对CFO背景特征、CEO背景特征和其他控制变量进行回归以估计模型(2)的参数,结果见表2的第四、五、六列。由模型(2)的估计结果可知,尽管CEO的一些背景特征也会显著影响公司的资产减值计提行为(如因变量为CWD时,CEOGen和CEOAge的系数均显著为负),但是在控制CEO背景特征后,CFO背景特征变量在各因变量下的回归系数及其显著性均未发生实质变化(除CFOTen在因变量LWD下的回归系数变得不显著外),表明CFO对公司的资产减值计提行为具有单独影响,这进一步支持了本文的研究假设。

此外,控制变量的估计结果显示,与本文的预测一致,各因变量下ROA的系数均显著为负,Growth的系数均显著为正,表明公司资产质量越高,计提资产减值准备的比例越低,公司营业收入增长越快,计提资产减值准备的比例越高。与“红利计划假设”的预测相反,Bonus的系数在流动资产减值计提中显著为正,表明持有公司股份的CFO会通过采用稳健的流动资产减值政策减少其与股东之间的信息不对称;与“债务契约假设”的预测一致,Lev的系数在长期资产减值计提中显著为负,表明资产负债率较高的公司会通过采用激进的长期资产减值政策避免违反债务协议;与“政治成本假设”的预测相反,Size的系数在流动资产减值计提中显著为负,表明规模较大的公司倾向于采用激进的流动资产减值政策。

模型(1)和模型(2)的估计结果还表明,上市公司资产减值准备的计提行为中存在“大清洗”、平滑利润、避免亏损、增发配股等多种盈余管理动机,且具有不同盈余管理动机的公司会利用不同类型的资产减值计提进行利润操纵;亏损和平滑公司会同时使用流动资产减值计提和长期资产减值计提(KS和PH在各因变量下的系数

均显著为正),而变更公司仅使用长期资产减值计提(BG在因变量CWD下的系数为负且不显著,而其在因变量LWD下的系数为正且显著),微利和配股公司则只使用流动资产减值计提(WL和PG在因变量CWD下的系数均显著为负,而其在因变量LWD下的系数均不显著)。

(三)不同产权性质下的CFO背景特征与资产减值计提

由于国有企业与非国有企业对CFO的任命程序、任职资格、重视程度等都存在较大差异(丁友刚和文佑云,2012),而这些差异可能导致两类企业CFO防御地位的差异,进而对公司的资产减值政策产生不同影响。因此,本文将进一步比较不同产权性质下CFO背景特征对资产减值计提影响的差异。首先根据控股股东的类别,将全样本划分国企样本与非国企样本两组,分别以TWD、CWD和LWD为因变量,对模型(1)进行分组回归,结果见表3(限于篇幅,表中仅列示了自变量的估计结果,省略了控制变量的估计结果)。

由表3的第一列和第四列结果可知,在非国企样本回归结果中,CFOGen的系数在1%水平上显著为负,CFOAge的系数在10%水平上显著为负,CFOEdu的系数在1%水平上显著为正,而在国企样本回归结果中,CFOGen、CFOAge和CFOEdu的系数均不显著,说明CFO性别、CFO年龄和CFO学历仅在非国有企业中显著影响资产减值准备的计提行为,其可能的原因是:一方面,与非国有企业的CFO选聘机制(即市场决定机制)相比,国有企业的CFO一般由政府委派或相关国有资产管理机构任命,因而在进行决策时可能过多地考虑了个人及其主管领导的政治前途,从而弱化了由其性别、年龄、学历等因素决定的个人风格在公司决策中的作用;另一方面,根据丁友刚和文佑云(2012)的调查研究,相对于国有企业CFO,非国有企业CFO在高管团队中没有排位或居末位的比例更低,且进入董事会的比例更高,说明非国有企业CFO在管理团队中的地位相对更重要,拥有的决策自主权相对较多,即非国有企业CFO在决策过程中的个人主导作用更强,因此他们因性别、年龄和学历差异决定的个人风格差异更有可能反映在公司的决策产出中。

在国企样本回归结果中,CFOTen的系数在5%水平上显著为负,而在非国企样本回归结果中,CFOTen的系数为负却不显著,说明CFO任期仅在国有企业中显著影响资产减值准备的计提行为,这可能是因为:一方面,与非国有企业高管不同,国有企业高管不但存在被撤换的威胁,而且存在政治升迁的激励,随着任期的延长,国企高管在面临此双重激励的情况下,更有可能采用激进的资产减值政策,以保住现有职位或实现政治升迁;另一方面,与非国有企业的CFO相比,国有企业的CFO一般由政府委派或相关国有资产管理机构任命,而这种任命的不确定性使得CFO随着任期的延长,会过多地考虑个人及其主管领导的政治前途,从而增加CFO采用激进会计政策的可能性。

表3 不同产权性质下 CFO 背景特征对资产减值计提影响的比较

| 变量 | 国企样本回归结果 (样本量 = 2331) | | | 非国企样本回归结果 (样本量 = 3126) | | |
|-------------------|-----------------------|--------------------|---------------------|------------------------|---------------------|----------------------|
| | 因变量为 TWD | 因变量为 CWD | 因变量为 LWD | 因变量为 TWD | 因变量为 CWD | 因变量为 LWD |
| CFOGen | -0.041 (-0.78) | -0.008 (-0.22) | -0.021 (-0.86) | -0.130 (-3.62)*** | -0.053 (-1.98)** | -0.055 (-3.46)*** |
| CFOAge | -0.001 (-0.13) | -0.003 (-0.89) | 0.003 (1.54) | -0.005 (-1.70)* | -0.005 (-2.55)** | 0.001 (0.95) |
| CFOEdu | 0.018 (0.59) | 0.007 (0.31) | 0.015 (1.10) | 0.058 (2.62)*** | 0.050 (3.03)*** | 0.008 (0.77) |
| CFOTen | -0.030 (-2.48)** | -0.016 (-1.78)* | -0.011 (-2.05)** | -0.007 (-0.71) | -0.009 (-1.20) | -0.001 (-0.26) |
| F 值 | 43.280*** | 33.212*** | 17.576*** | 47.628*** | 27.044*** | 26.579*** |
| 调整 R ² | 0.256 | 0.208 | 0.119 | 0.221 | 0.137 | 0.135 |

由表3的第二、三列结果可知,在国企样本回归结果中,CFOGen在因变量CWD和LWD下的系数均显著为负,表明在国有企业中,任期较长的CFO会同时使用流动资产减值计提和长期资产减值计提来固守其职位。由表3的第五、六列结果可知,在非国企样本回归结果中,CFOGen在因变量CWD和LWD下的系数均显著为负,而CFOAge和CFOEdu的系数都仅在因变量为CWD时显著,表明在非国有企业中,女性CFO会同时使用流动资产减值计提和长期资产减值计提来固守其职位,而年长CFO和低学历CFO仅使用流动资产减值计提来固守其职位。

六、结论与启示

本文以资产减值准备的计提为例,从管理防御视角实证考察了CFO背景特征对公司会计政策选择的影响。结果表明,在控制经济因素和盈余管理因素后,CFO背景特征会显著影响公司资产减值准备的计提行为:与男性CFO和高学历CFO相比,女性CFO和低学历CFO的管理防御程度更高,计提资产减值准备的比例更低;CFO的年龄越大、任期越长,管理防御程度越高,计提资产减值准备的比例越低;且女性CFO和任期较长的CFO会同时通过少计提流动资产减值准备和长期资产减值准备来固守其职位,而年长CFO和低学历CFO仅通过少计提流动资产减值准备来固守其职位。在控制CEO背景特征后,以上结论仍然成立,表明CFO对公司的资产减值计提行为具有单独影响。进一步区分产权性质后发现,CFO性别、CFO年龄和CFO学历仅在非国有企业中显著影响资产减值准备的计提行为,而CFO任期仅在国有企业中显著影响资产减值准备的计提行为。此外,本文还发现,具有不同盈余管理动机的公司会使用不同类型的资产减值计提进行利润操纵:亏损和平滑公司会同时使用流动资产减值计提和长期资产减值计提,而变更公司仅使用长期资产减值计提,微利和配股公司则只使用流动资产减值计提。

本文研究结论对于规范上市公司的资产减值计提行为、抑制经理的管理防御行为和完善上市公司的CFO制度建设具有重要的政策启示:①尽管新的资产减值准则压缩了上市公司利用资产减值准备进行利润操纵的空间,而本文基

于新会计准则实行后的财务数据发现,上市公司的资产减值计提行为中依旧普遍存在避免亏损、利润平滑、“大清洗”等多种盈余管理动机,且CFO会出于管理防御动机进行资产减值政策的选择,因此,准则制定者应进一步压缩上市公司在资产减值政策上的自主权,以规范上市公司的资产减值计提行为。②本研究发现,女性CFO、年长CFO和低学历CFO会通过采用激进的资产减值政策来固守其职位,并且这一观点仅在非国有企业中得到证实,因此,当公司(尤其是非国有公司)的CFO具备这些特征时,董事会应增加对CFO的监管力度,以缓解因经理管理防御而导致的代理问题。③本研究表明,CFO持股有助于缓解其与公司股东之间的利益冲突,因此,在管理层持股比例普遍较低的现实环境下,相关监管部门应该鼓励更多的公司授予CFO一定比例的公司股份。

主要参考文献

何威风,刘启亮.2010.我国上市公司高管背景特征与财务重述行为研究.管理世界,7:144~155

李增泉.2001.我国上市公司资产减值政策的实证研究.中国会计与财务研究,3(4):70~113

罗进辉,万迪昉,李超.2010.资产减值准备净计提、盈余管理与公司治理结构——来自2004-2008年中国制造业上市公司的经验证据.中国会计评论,8(2):179~200

袁春生,杨淑娥.2006.经理管理防御下的公司财务政策选择研究综述.会计研究,7:77~82

张兆国,刘永丽,谈多娇.2011.管理者背景特征与会计稳健性——来自中国上市公司的经验证据.会计研究,7:11~18

Barua, A., L. F. Davidson, D. V. Rama, and S. Thiruvadi. 2010. CFO Gender and Accruals Quality. Accounting Horizon, 24(1): 25~39

Feng, M., W. Ge, S. Luo, and T. J. Shevlin. 2011. Why Do CFOs Become Involved in Material Accounting Manipulation?. Journal of Accounting and Economics, 51(1-2): 21~36