

中国资本市场披露现金流量信息的有用性

王化成, 程小可, 刘雪辉

(中国人民大学商学院 北京 100872)

[摘要] 基于扩展后的 DKW 模型, 结合中国的经济环境, 可以设计出检验历史现金流的增量预测价值模型, 用以验证“中国资本市场披露现金流量信息具有决策有用性”这一主题。实证结果表明, 增加现金流量表后的现金预测模型具有更强的预测能力, 从而印证了《企业会计准则——现金流量表》引言中的断定: 现金流量信息的披露有助于投资者预测企业的未来现金流量。

[关键词] 现金流量; 盈余; 预测; 决策有用性

[中图分类号] F830.91; F235.19 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000—596X(2003)10—0029—07

1998 年初, 财政部颁布了《企业会计准则——现金流量表》, 并从 1998 年 1 月 1 日起在全国实施。2001 年, 财政部对该准则又进行了一次修订, 修订后的《企业会计准则——现金流量表》在引言部分声称: “编制现金流量表的目的, 是为会计报表使用者提供企业一定会计期间内现金和现金等价物流入和流出的信息, 以便于会计报表使用者了解和评价企业获取现金和现金等价物的能力, 并据以预测企业未来现金流量。”《企业会计准则——现金流量表》已经在我国资本市场实施了 5 年多的时间, “披露现金流量信息是否为投资者提供了决策有用信息”成为一个十分有研究意义的实证命题。为此, 本文将探讨历史现金流量信息在预测公司未来现金流量方面的相关性, 从而检验如下假设: 中

国资本市场披露现金流量信息具有决策有用性, 即披露历史现金流量信息有助于投资者更加准确地预测上市公司未来的现金流量。

一、现金预测理论模型

由于最初的销售契约决定了现金流的数量与时间分布, 德乔等人 (Dechow et al., 1998) 以及巴思等人 (Barth et al., 2001) 依据销售产生过程假定构建出了经营现金流预测模型。模型推导的相关假定及推导过程如下:

(一) 相关假定

假定公司销售收入尾随一个随机游走的过程 (以下省略了公司属性下标 i):

[收稿日期] 2003—08—11

[基金项目] 国家自然科学基金资助项目 (70072035)

[作者简介] 王化成 (1963—), 男, 内蒙古赤峰人, 中国人民大学商学院教授, 博士生导师;
程小可 (1975—), 男, 江西新建人, 中国人民大学商学院博士研究生;
刘雪辉 (1978—), 女, 辽宁铁岭人, 中国人民大学商学院硕士研究生。

$$EARN_t = \pi S_t \text{ 以及 } S_t = S_{t-1} + \epsilon_t \quad (1)$$

式中, $EARN_t$ 为 t 期扣除非正常以及非连续经营之外的盈余; S_t 为 t 期的销售收入, 假设销售收入遵循简单随机游走序列; π 为销售利润率; ϵ_t 表示一个期望值为 0 的销售波动。假定从长期来看, 公司应该有比较稳定的正销售利润率, 可以合理假定 $0 < \pi < 1$,

$$AR_t = \alpha S_t \text{ 以及 } AP_t = \beta P_t$$

$$\Delta AR_t = \alpha \epsilon_t \text{ 以及 } \Delta AP_t = \beta P_t \quad (2)$$

式中, AR_t 为 t 期末应收账款数; AP_t 为 t 期末应付账款数; P_t 为 t 期内材料采购数; α, β 分别为应收账款与应付账款占销售收入与材料采购的目标比率, 不妨假定 $0 \leq \alpha, \beta \leq 1$; Δ 代表一个期间的变化量。公式 (2) 表明: 长期来看, 公司一般总是维持一个比较固定的应收账款占销售收入比以及应付账款占材料采购比。

尾随伯纳德和斯托伯 (Bernard and Stober, 1989) 等人研究之后, 德乔等人 (1998) 假定公司 t 期末的存货水平由目标存货量和调整偏离所构成, 并假定目标存货量是产品销售成本 $(1 - \pi) S_t$ 的一个固定比例 γ_1 。如果公司在 t 期末增加存货存量 $\gamma_1 (1 - \pi) \epsilon_t$, 则公司的目标存货水平将保持不变。但问题在于实际存货管理中总是存在着滞后性调整, 当期盈余变化并未带来同步的存货调整, 而是存在着一个滞后调整过程。假定该滞后调整值为

$$\begin{aligned} & \gamma_2 \gamma_1 (1 - \pi) [S_t - E_{t-1}(S_t)] \\ & = \gamma_2 \gamma_1 (1 - \pi) \epsilon_t \end{aligned}$$

式中, γ_2 表示由于目前的销售波动 (ϵ_t) 没有及时调整存货数而递延到下一期间的比例; $E_t(x)$ 为期望函数, 且不妨假定 $0 \leq \gamma_1, \gamma_2 \leq 1$ 。根据上述条件, 不难列出 t 期末的存货水平为

$$INV_t = \gamma_1 (1 - \pi) S_t - \gamma_1 \gamma_2 (1 - \pi) \epsilon_t \quad (3)$$

根据公式 (3), 如果一个公司的 $\gamma_1 = 0$, 说明该公司期末无存货; 假如 $\gamma_2 = 0$, 说明该公司总是在当期就完全调整了期末存货, 即期末总是保持着目标存货水平。由公式 (3) 不难得到存货在 t 期的调整数及其 $t + 1$ 期的预期值为

$$\Delta INV_t = \gamma_1 (1 - \pi) [(1 - \gamma_2) \epsilon_t + \gamma_2 \epsilon_{t-1}]$$

$$E_t[\Delta INV_{t+1}] = \gamma_1 \gamma_2 (1 - \pi) \epsilon_t \quad (4)$$

根据公式 (4), 较易列出公司在 t 期间的材料采购及应付账款为

$$\begin{aligned} P_t &= (1 - \pi) S_t + \gamma_1 (1 - \pi) [(1 - \gamma_2) \epsilon_t + \gamma_2 \epsilon_{t-1}] \\ AP_t &= \beta (1 - \pi) [S_t + \gamma_1 (1 - \gamma_2) \epsilon_t + \gamma_1 \gamma_2 \epsilon_{t-1}] \end{aligned} \quad (5)$$

(二) 现金预测模型

根据上述假定, 下一期经营性现金流等于销售带来的现金流入 (调整未收部分之后) 减去材料购买引致的现金流出 (调整未付部分之后)。所以, 下期经营性现金流可表述为如下公式:

$$\begin{aligned} CR_{t+1} &= (S_{t+1} - \Delta AR_{t+1}) - (P_{t+1} - \Delta AP_{t+1}) \end{aligned} \quad (6)$$

根据前面的相关假定, 公式 (6) 可以转换为下式

$$\begin{aligned} CF_{t+1} &= \pi S_{t+1} - [\alpha + (1 - \pi) \gamma_1 - (1 - \pi) \beta] \epsilon_{t+1} + \gamma_1 (1 - \pi) [\beta + (1 - \beta) \gamma_2] \Delta \epsilon_{t+1} + \beta (1 - \pi) \gamma_1 \gamma_2 \Delta \epsilon_t \end{aligned} \quad (7)$$

类似于罗斯等人 (Ross et al., 1993) 在《公司财务》中的定义, 德乔等人 (1998) 将公式 (7) 中 ϵ_{t+1} 项前的乘数部分定义为经营性现金周转周期。不妨用 δ 表示现金周转周期, δ 以年为单位, δ 越大说明公司经营性现金周转越慢, δ 越小说明公司经营性现金周转越快。现金周转周期公式为

$$\delta = \alpha + (1 - \pi) \gamma_1 - (1 - \pi) \beta \quad (8)$$

德乔等人 (1998) 进一步推断认为, $\Delta \epsilon_{t+1}$ 与 $\Delta \epsilon_t$ 近似于 0, 可以将其忽略不计。因此, 下期经营性现金流预测公式可以表述为

$$\begin{aligned} E_t(CF_{t+1}) &= E_t(\pi S_{t+1} - \delta \epsilon_{t+1}) \\ &= \pi S_t = EARN_t \end{aligned} \quad (9)$$

根据公式 (9), 德乔等人 (1998) 认为本期盈余数是下期现金流的最佳估计。该结论的另一层含义是, 在预测下一期现金流方面, 本期盈余比本期现金流具有更高的信息含量。德乔等人并对上述结论进行了实证结论, 检验结果均支持上述推导结果。

但是, 巴思等人 (Barth et al., 2001, 2002)

认为, 将 $\Delta\epsilon_{t+1}$ 与 $\Delta\epsilon_t$ 简单当做零处理是不适当的, 因为,

$$E_t(\Delta\epsilon_{t+1}) = -\epsilon_t$$

$$E_t(\Delta\epsilon_t) = \epsilon_t - \epsilon_{t-1}$$

所以本期盈余并不是下期现金流的无偏估计。基于此, 他们推导出了更加合理的现金预测模型。下面将分析的三套理论上一致的现金预测模型(基于利润表、基于利润表与资产负债表、基于增加现金流量表之后的模型)正是建立在巴恩等人对 DKW 模型的修正基础之上的, 并针对我国经济环境在模型安排、变量定义以及检验设计上做了再修正和再调整。

1. 基于利润表信息的现金预测模型。由于 $E_t(\Delta\epsilon_{t+1}) = -\epsilon_t$, $E_t(\Delta\epsilon_t) = \epsilon_t - \epsilon_{t-1}$, 再根据前面的相关假定可以得到: $\epsilon_t = \pi^{-1}(EARN_t - EARN_{t-1})$ 以及 $\epsilon_{t-1} = \pi^{-1}(EARN_{t-1} - EARN_{t-2})$ 。根据这些条件以及公式(7), 现金流预测模型可以表述为

$$\begin{aligned} E_t[CF_{t+1}] = & \{1 - \gamma_1(1 - \pi)\pi^{-1}[\beta + \gamma_2(1 - \beta) \\ & - \beta\gamma_2]\} EARN_t + \gamma_1(1 - \pi)\pi^{-1} \\ & [\beta + \gamma_2(1 - \beta) - 2\beta\gamma_2] EARN_{t-1} \\ & + \gamma_1(1 - \pi)\pi^{-1}\beta\gamma_2 EARN_{t-2} \end{aligned} \quad (10)$$

式中, CF_{t+1} 为 $t+1$ 期经营性现金净流量。该模型表明在 t 期末预测的 $t+1$ 期经营性现金净流量为本期盈余以及两个历史盈余数据的函数。笔者将公式(10)称之为基于利润表信息的现金预测模型。^①

2. 基于利润表与资产负债表的现金预测模型。根据公式(1)~公式(4), 盈余与销售收入之间有如下关系

$$\begin{aligned} EARN_t &= S_t - P_t + \Delta INV_t - S_t \\ &= EARN_t + P_t - \Delta INV_t \end{aligned} \quad (11)$$

根据公式(6)、公式(11)以及前面的相关假

定, 现金流又可以表述为

$$\begin{aligned} E_t[CF_{t+1}] &= EARN_t - \Delta INV_t - (1 - \beta) \\ & (E_t[P_{t+1}] - P_t) = EARN_t - \Delta INV_t \\ & - (1 - \beta) \\ & (E_t[\Delta INV_{t+1}] \\ & - \Delta INV_t) \end{aligned} \quad (12)$$

将公式(4)代入公式(12), 再根据 $\epsilon_t = \Delta AR_t / \alpha$, 整理可得到基于利润表及资产负债表的**经营性现金流预测模型:

$$\begin{aligned} E_t[CF_{t+1}] &= EARN_t - (1 - \beta)\gamma_1\gamma_2 \\ & (1 - \pi)\alpha^{-1}\Delta AR_t - \beta\Delta INV_t \end{aligned} \quad (13)$$

公式(13)表明, 与德乔等人(1998)的结论相反, 本期盈余不是下期盈余的无偏估计, 下期盈余的无偏估计是本期盈余与应计项目(来自资产负债表)的函数。笔者将公式(13)称之为基于利润表与资产负债表信息的现金预测模型。

3. 增加现金流量表后的现金预测模型。根据前面的结论, 盈余等于现金与应计项目之和, 其关系如下

$$EARN_t = CF_t + \Delta AR_t + \Delta INV_t - \Delta AP_t \quad (14)$$

将公式(4)直接代入公式(13)便可以得到基于增加现金流量表之后的现金预测模型:

$$\begin{aligned} E_t[CF_{t+1}] &= CF_t + [1 - (1 - \beta)\gamma_1\gamma_2 \\ & (1 - \pi)\alpha^{-1}]\Delta INV_t + \\ & (1 - \beta)\Delta INV_t - \Delta AP_t \end{aligned} \quad (15)$$

由于公式(15)开始出现了现金流数据, 因此笔者将公式(15)定义为增加现金流量表后的现金预测模型。公式(15)表明: 本期现金流并非下期现金流的无偏估计, 预期下期现金流为本期现金与应计项目的函数。根据公式(13), 盈余不是未来现金流的无偏估计, 但是根据公式(14)与公式(15), 将盈余分解为现金与应计项目之后能够得到未来现金流的无偏估计。

(三) 研究设计

上述从严格假定得出的预测模型为我们研究现

^① 尽管 α , β , γ_1 , γ_2 , π 等参数(略去了公司下标)表明了不同公司在存货管理、应付账款政策、盈利性等方面的差异, 但是对同一公司而言, 可以假定这些参数是稳定不变的, 因此笔者在前面对这些参数的取值范围做了合理的假定, 如 $0 < \pi < 1$ 等。在估计每个公司的相应参数时, 一般以历史平均数代替。由于这些参数的常数特点, 公式(10)便可以看出是仅基于利润表信息的现金预测模型。

金流预测的因素相关性提供了理论基础,并为相关的实证研究提供了模型构建起点(如 Barth et al., 2001, 2002)。因此,笔者也将以前面论及的三套现金预测理论模型为起点,实证探讨中国资本市场披露现金流信息的有用性,即检验中国资本市场实施“现金流量表会计准则”的经济效果这一有意义的议题。具体而言,笔者将以上述模型为基础,研究如下主题:在预测未来现金流方面,披露历史现金流信息是否具有信息含量?针对该问题,笔者将对公式(10)、公式(13)、公式(15)主要做模型抉择的统计检验,即分别对公式(10)与公式(15)、公式(13)与公式(15)做模型抉择检验,笔者所采用的模型抉择统计方法是武翁(Vuong, 1989)的Z统计量。

二、披露现金流信息的有用性: 模型抉择统计检验

前面推导出的公式(10)、公式(13)、公式(15)为我们设计统计检验模型提供了理论基础。但是由于这些模型的构建存在许多假定,因此我们必须结合中国经济实际放宽或修正这些假定,以此构建出符合我们研究目标的统计检验模型。

(一) 基于利润表信息的检验模型

根据公式(10),预期下期经营性现金流是本期盈余与两个历史滞后盈余(共3阶历史盈余自变量)的函数。而现金预测模型中历史盈余变量的阶数与DKW模型的存货调整假定相关,德乔等人(1998)假定存货调整仅仅涉及延后一期。如果放宽该假定,现金预测模型中的历史盈余变量的阶数会相应增加。笔者将历史盈余阶数定为6阶(含本期盈余与5个历史盈余滞后变量),因此,基于利润表信息的现金预测检验模型可以表述如下:

$$CF_{i,t+1} = b + \sum_{\tau=0}^5 b_{t-\tau} EARN_{i,t-\tau} + \epsilon_{i,t} \quad (16)$$

式中, b , $b_{t-\tau}$ 为回归系数; $\epsilon_{i,t}$ 为回归残差; i 为公司下标; t 为时间下标。公式(16)即是基于利润表信息的现金预测检验模型,不妨将该模型称为模型I。

(二) 基于利润表与资产负债表的检验模型

DKW模型在推导过程中仅仅考虑了营运性应计项目而忽略了长期应计项目,如固定资产折旧、无形资产摊销等等。根据费尔泰姆和奥尔松(Feltham and Ohlson, 1996)等人做的经验研究,折旧与摊销等长期应计项目与未来经营性现金流正相关。因此,笔者在公式(13)的基础上加入了两个变量, $DEPR$ (固定资产折旧)与 $AMORT$ (无形资产及其他资产摊销)。另外,在对公式(13)的推导过程中,笔者约去了变量 ΔAP ,而实际情形下, ΔAP 变量可能还对模型有边际解释力度,笔者再将 ΔAP 加入模型之中。这样处理后,模型自变量个数为6,与前面一致。所以,基于利润表与资产负债表的检验模型为

$$\begin{aligned} CF_{i,t+1} = & B + B_E EARN_{i,t} + B_{AR} \Delta AR_{i,t} \\ & + B_I \Delta INV_{i,t} + B_{AP} \Delta AP_{i,t} + \\ & B_D DEPR_{i,t} + B_{AM} AMORT_{i,t} \\ & + u_{i,t} \end{aligned} \quad (17)$$

式中, B 为回归系数; $u_{i,t}$ 为回归残差; i 为公司下标; t 为时间下标; $DEPR_{i,t}$ 为与经营有关的本期固定资产折旧发生数; $AMORT_{i,t}$ 为与经营相关的无形资产及长期资产摊销数,这些数据均来自对资产负债表项目的分析。公式(17)即为基于利润表与资产负债表的现金预测检验模型,不妨称之为模型II。

(三) 增加现金流量表之后的检验模型

与模型II的道理一致,笔者在公式(15)的基础上再加入长期应计项目,不同的是笔者现在加入的变量是 $SUMDA$ 。 $SUMDA$ 指 $DEPR$ 与 $AMORT$ 之和(保持变量个数的一致)。此外,为了完整反映盈余与现金的差异,笔者扩展了一个变量 $OTHER$ 到公式(13)之中,它定义了除 ΔAR , ΔINV , ΔAP , $SUMDA$ 等应计项目之外的应计部分,即 $OTHER \equiv EARN - (CF + \Delta AR + \Delta INV - \Delta AP - SUMDA)$ 。因此,基于增加现金流量表之后的检验模型为

$$\begin{aligned} CF_{i,t+1} = & l + l_{CF} CF_{i,t} + l_{AR} \Delta AR_{i,t} \\ & + l_I \Delta INV_{i,t} + l_{AP} \Delta AP_{i,t} \\ & + l_S SUMDA_{i,t} \\ & + l_O OTHER_{i,t} + v_{i,t} \end{aligned} \quad (18)$$

式中, l 为回归系数; $v_{i,t}$ 为回归残差; i 为公司下标; t 为时间下标。公式 (18) 即为增加现金流量表之后的现金预测检验模型, 我们不妨将它称为模型 III。

(四) 符号预测

由于公式 (10) 中的系数符号与 $\alpha, \beta, \gamma_1, \gamma_2$ 的取值有关, 因此笔者不对模型 I 的符号做预测。

根据公式 (13) 以及费尔泰姆和奥尔松 (1996) 等人的研究结论, 笔者预测模型 II 的符号为: B_E, B_D, B_{AM} 为正号; B_{AR}, B_I 为负号。由于缺乏理论依据, 对 B_{AP} 的符号笔者不做预测。

根据公式 (15) 以及与前面相同的道理, 笔者预测模型 III 的符号为: l_{CF}, l_I, l_S 为正号; l_{AP} 为负号。在公式 (15) 中, ΔAR 前的系数为 $[1 - (1 - \beta) \gamma_1 \gamma_2 (1 - \pi)] \alpha^{-1}$, 该系数的大小与公司属性有关。通过运用后面的检验过程涉及的 506 个有效公司数据分别计算了该系数值, 结果 $[1 - (1 - \beta) \gamma_1 \gamma_2 (1 - \pi)] \alpha^{-1}$ 均值大于 0, 原假设下的 t 值并不显著。因此笔者不对 l_{AR} 的符号进行预测; 此外, 由于 $OTHER$ 变量的属性, 笔者也不对其符号进行预测。

(五) 披露现金流的增量有用性: 模型抉择预测

根据前面的研究设计, 笔者将要对模型 I 与模型 III, 模型 II 与模型 III 的解释能力 (R^2) 进行辨别。如前面所述, 笔者的抉择依据是基于武翁 (1989) 的 Z 值比较法。假定现金流能够向中国资本市场传递增量信息, 笔者预测模型 III 好于模型 I 及模型 II。

三、样本选择与描述性统计

(一) 样本选取

笔者建立了一个数据筛选标准, 以排除一些特异值样本及其数据。此外, 对当年发生了较大规模的资产重组事件且该事件对未来现金流带来了实质性影响的公司 (视为非连续经营主体) 排除在当年的检验样本之外。由于金融企业的财务特性, 笔者

也将其排除在我们的检验样本之外。

由于我国从 1998 年开始要求所有企业编制现金流量表, 故模型 I ~ 模型 III 的检验样本分别依时间划分为三类: 预测 1999 年现金流量的年度样本; 预测 2000 年现金流量的年度样本; 预测 2001 年现金流量的年度样本 (相应的模型参数 t 分别为 1998, 1999, 2000)。根据样本的删除标准, 最后剩余公司年度样本数为 1 334 个, 其中 1999 年样本为 280 个, 2000 年样本为 420 个, 2001 年样本为 634 个。样本共涉及 748 家上市公司 (扣除年份间样本重复)。

(二) 变量的描述性统计

表 1 列示了剔除规模影响之后的各变量的描述性统计量。下述统计分析中的样本总数为 1 334 个, 笔者对每个变量除以同期平均总资产以剔除规模带来的截面异方差影响。^①

表 1 各指标描述性统计量

变量	均值	标准差	中位值	全距
$EARN_t$	0.046 1	0.073 3	0.044 1	0.947 4
CF_t	0.040 9	0.080 6	0.034 3	0.772 1
ΔAR_t	0.008 6	0.059 7	0.002 9	0.965 9
ΔINV_t	0.018 3	0.067 4	0.009 3	0.894 7
ΔAP_t	0.005 1	0.042 3	0.002 7	0.633 4
$DEPR_t$	0.021 9	0.015 7	0.018 5	0.144 5
$AMORT_t$	0.003 1	0.004 9	0.001 7	0.086 8
$SUMDA_t$	0.025 0	0.016 6	0.021 8	0.145 4
$OTHER_t$	0.008 5	0.106 2	0.001 8	1.087 1

说明: (1) 各变量定义如下 (未包括主营业务收入 S 变量, 因为该变量为中间计算变量, 未包含在模型之内): $EARN_t$: 利润表中的营业利润; CF_t : 现金流量表中的经营活动所产生的现金流量净额; ΔAR_t : 资产负债表应收账款 (全额) t 期调整数; ΔINV_t : 资产负债表存货 t 期调整数; ΔAP_t : 资产负债表应付账款 t 期调整数; $DEPR_t$: t 期固定资产折旧计提数, 通过资产负债表与利润表分析计算得出; $AMORT_t$: t 期无形资产及其他资产摊销数, 通过资产负债表与利润表分析计算得出; $SUMDA_t$: $DEPR_t + AMORT_t$; $OTHER_t$: $EARN_{i,t} - (CF_{i,t} + \Delta AR_{i,t} + \Delta INV_{i,t} - \Delta AP_{i,t} - SUMDA_{i,t})$ 。(2) 为了消除截面数据带来的异方差性, 上述变量都经过了剔除规模的数据处理, 即每个变量都除以同年份平均总资产数。

① 有些研究者也使用流通股份、平均净资产、销售收入等变量作为剔除规模的分母数。

如表 1 所示, 盈余与现金从均值以及标准差等统计量上来看, 差距不大, 但是其他 7 个应计项目无论从均值还是中位值来看均小于现金与盈余。摊销项目远远小于折旧项目, 因此与构建模型 III 时所做的假定一致。此外, 由于 *OTHER* 为其他应计项目, 它是盈余在扣减现金以及已明确的应计项目之后的部分, 因此, *OTHER* 的全距与其均值以及中位值相对而言偏大。

四、检验结果与结论

表 2、表 3、表 4 列示了三套现金预测模型的回归结果, 回归结果是在 1 334 个基本样本数据上运用 Eviews 统计软件计算出来的。表 5 列示了三套现金预测模型在解释性方面的差异, 其抉择方法是基于武翁 (1989) 的 *Z* 统计量。根据表 2、表 3 和表 4, 从符号预测的准确性上看: (1) 笔者没有对模型 I 的系数符号进行预测, 从检验结果来看, 除截距外仅仅两个系数显著。(2) 笔者预测模型 II 中的 *EARN*, *DEPR*, *AMORT* 变量前的系数为正号, 检验结果与该预测相符, 并且都通过了至少 0.05 水平内的显著性检验。笔者预测模型 II 中的 ΔAR 与 ΔINV 为负号, 但统计结果无法支持该预测。(3) 在模型 III 中, 所有系数的预测均与实际结果一致, 并且所有参数的显著性都在 0.01 水平内。根据表 5, 模型 I、模型 II 及模型 III 的 *Adj. R*² 分别为 0.039, 0.111, 0.124。依据 *Adj. R*² 的大小对模型拟合优度的排序为: 模型 III、模型 II、模型 I。但是, 由于仅仅根据 *Adj. R*² 的大小还不能断定模型解释能力的优劣, 笔者根据武翁的 *Z* 统计量分别对模型 II 与模型 III、模型 I 与模型 III 进行了抉择比较, 结果发现: 模型 III 的解释能力分别在 0.047 以及 0.000 显著水平上高于模型 II 与模型 I。该结果与前面的预测一致, 模型 III 的解释能力应该好于其他两个模型。

综上所述, 实际数据支持了笔者的预测: 在相对于已有利润表信息以及资产负债表信息的基础上, 现金流信息为中国股市传递了有用的增量信息; 即就企业未来现金流预测而言, 披露现金流信息相对于投资者而言, 具有决策相关性。因此《企

表 2 模型 I 的回归结果

自变量	符号预测	回归系数	<i>t</i> 统计量 ²
截距	?	0.037	12.901**
<i>EARN_t</i>	?	-0.024	-3.221**
<i>EARN_{t-1}</i>	?	0.027	0.720
<i>EARN_{t-2}</i>	?	0.042	0.833
<i>EARN_{t-3}</i>	?	0.025	0.506
<i>EARN_{t-4}</i>	?	0.067	1.423
<i>EARN_{t-5}</i>	?	0.096	2.828**

说明: *t* 值建立在怀特 (White, 1980) 的调整异方差参数估计上。** 表示显著性在 0.01 水平内; * 表示显著性在 0.05 水平内; 无符号预测的系数 (?) 为双尾检验, 否则为单尾检验。表 3、表 4 的 *t* 值内容与表 2 同。

表 3 模型 II 的回归结果

自变量	符号预测	回归系数	<i>t</i> 统计量
截距	?	0.012	3.047**
<i>EARN_t</i>	+	0.119	3.953**
ΔAR_t	-	0.001	0.020
ΔINV_t	-	-0.001	-0.021
ΔAP_t	?	-0.110	-1.955
<i>DEPR_t</i>	+	1.311	10.317**
<i>AMORT_t</i>	+	0.940	2.079*

表 4 模型 III 的回归结果

自变量	符号预测	回归系数	<i>t</i> 统计量
截距	?	0.012	3.098**
<i>CF_t</i>	+	0.208	5.123**
ΔAR_t	?	0.123	2.844**
ΔINV_t	+	0.114	2.740**
ΔAP_t	-	-0.249	-3.924**
<i>SUMDA_t</i>	+	1.023	7.587**
<i>OTHER_t</i>	?	0.092	3.145**

表 5 模型 I、模型 II、模型 III 的解释能力的比较

模型抉择	模型 III	模型 II	模型 I
<i>Adj. R</i> ²	0.124	0.111	0.039
<i>Z</i> (<i>Sig</i>)	-	1.67 (0.047)	4.45 (0.000)

说明: *Z* 值为模型 II 以及模型 I 的解释能力分别与模型 III 相抉择的统计量, 括号内数为该统计量的单尾显著性。

业会计准则——现金流量表》以及在中国资本市场的实施, 对中国经济具有相当积极的意义, 促进了中国资本市场的有效性, 有利于投资者更加理性地分析上市公司经营业绩, 并改变了收益信息一统天

下的格局, 有利于改进会计信息的质量。

参考文献

- [1] 财政部. 企业会计准则——现金流量表 [M]. 北京: 中国财经出版社, 2001.
- [2] M.E.Barth, D.P.Cram, K.K.Nelson. Accruals and the Prediction of Future Cash Flows [J]. The Accounting Review, 2001, (76): 27-58.
- [3] M.E.Barth, D.P.Cram, K.K.Nelson. Accruals and the Prediction of Future Cash Flows [J]. Finance India, 2002, (16): 627-655.
- [4] V.L Bernard, T.L.Stober. The Nature and Amount of Information in Cash Flows and Accruals [J]. The Accounting Review, 1989, (64): 624-652.
- [5] P.M.Dechow. Accounting Earnings and Cash Flows as Measures of Firm Performance: the Role of Accounting Accruals [J]. Journal of Accounting and Economics, 1994, (18): 3-42.
- [6] P.M.Dechow, S.P.Kothari, R.L.Watts. The Relation between Earnings and Cash Flows [J]. Journal of Accounting and Economics, 1998, (25): 133-168.
- [7] G.A.Feltham, J.A.Ohlon. Uncertainty Resolution and the Theory of Depreciation Measurement [J]. Journal of Accounting Research, 1996, (34): 209-234.
- [8] S.A.Ross, R.W.Westerfield, J.F.Jaffe. Corporate Finance [M]. Homewood, 1993.
- [9] Q.Vong. Likelihood Ratio Tests for Model Selection and Non-nested Hypotheses [J]. Econometrica, 1989, (57): 307-334.
- [10] H.White. A Heteroscedasticity Consistent Covariance Matrix and a Direct Test of Heteroscedasticity [J]. Econometrica, 1980, (48): 817-838.

(责任编辑: 王碧峰)

USEFULNESS OF REVEALING CASH-FLOW INFORMATION IN CHINA CAPITAL MARKETS

WANG Hua-cheng, CHENG Xiao-ke, LIU Xue-hui

(School of Business, Renmin University of China, Beijing 100872, China)

Abstract: Based on developed DKW model and Chinese economic environment, this paper makes incremental-predicting models to verify that revealing cash-flow information in China capital markets is useful for decision-making. Positive analysis shows that the cash-predicting models with cash-flow tables are more powerful, and revealing cash-flow information is useful for investors to predict future cash flows.

Key words: cash flow; surplus; prediction; usefulness for decision-making