

会计信息预测宏观经济增长的实现路径： 盈余传导与风险感知

肖志超, 胡国强

(天津财经大学 商学院, 天津 300222)

摘要:会计信息对宏观经济增长的预测功能已得到证实,但这一预测功能的实现路径尚不清楚。文章基于国民经济核算体系内在逻辑与会计稳健性原则,将净利润分解为资产减值项目和调整会计盈余两部分,考察了会计信息的宏观经济预测功能的实现路径。研究发现,汇总的资产减值损失和汇总的调整会计盈余对GDP增长均具有预测功能。但资产减值损失主要通过稳健性原则将对宏观经济运行风险的估计提前反映在盈余信息中,预测路径表现为“风险感知”;而调整会计盈余的预测功能主要通过与GDP收入法下营业盈余的相关性来实现,体现为“盈余传导”。进一步研究发现,当经济下行压力加大时,资产减值项目与未来GDP增长的负向关系更加显著,而调整会计盈余与未来GDP增长的正向关系在不同经济运行状态下没有显著差异。文章的研究拓展了会计信息有用性的文献,且对宏观经济分析和预测具有重要的现实意义。

关键词: 会计信息; 资产减值损失; 会计盈余; 经济增长

中图分类号: F201 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2018)01-0061-14

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.2018.01.005

一、引言

随着近年来“从微观到宏观”研究范式的兴起,会计信息对宏观经济增长的预测功能备受关注。现有研究发现,资本市场层面汇总的会计盈余与未来GDP增长显著正相关(Konchitchki和Patatoukas, 2014; 方军雄等, 2015; 唐松等, 2015; 罗宏等, 2016)。然而,正如Ball和Sadka(2015)所指出,汇总的会计盈余对经济增长的预测并非仅由公司层面会计盈余所具有的预测信息简单加总而来;相关研究在探讨汇总会计信息与宏观经济变量之间的相关性时,还要深入分析会计信息预测宏观经济增长的实现路径。鉴于此,本文参考Konchitchki和Patatoukas(2014)以及Abdalla和Carabias(2017)的研究思路,基于国民经济核算体系内在逻辑和会计稳健性原则,将净利润分解为资产减值损失和不包括资产减值损失的净利润(下文简称“调整会计盈余”),考察了会计信息对未来GDP增长预测功能的实现路径。

其理论逻辑是:一方面,在会计准则体系中,会计盈余是收入和费用在权责发生制下配比核

收稿日期: 2017-08-14

基金项目: 国家自然科学基金青年项目(71502122); 教育部人文社会科学研究青年基金项目(14YJC630048); 天津财经大学优秀青年学者计划(YQ1503)

作者简介: 肖志超(1989-), 男, 河北邢台人, 天津财经大学商学院博士研究生;
胡国强(1985-)(通讯作者), 男, 江西抚州人, 天津财经大学商学院讲师。

算的结果,反映的是企业过去发生的交易和事项,主要体现为历史成本计量。在国民经济核算体系下,营业盈余作为GDP的重要组成部分,同样以权责发生制和历史成本法作为核算基础,与会计盈余具有高度兼容性(Konchitchki和Patatoukas, 2014; 唐松等, 2015; 罗宏等, 2016)。因此,从国民经济核算体系内在逻辑来看,会计盈余的宏观经济预测能力可能来自会计盈余与营业盈余的“机械”相关。换言之,可以观测到“当期调整会计盈余—未来营业盈余—未来GDP增长”这一影响路径,本文将之概括为“盈余传导”。

另一方面,资产减值项目作为会计稳健原则的集中体现,同样能预测宏观经济增长,并且其预测功能的实现所遵循的路径可能与“盈余传导”不同。首先,资产减值损失以可回收金额与账面价值孰低为计量标准,而可回收金额以资产的公允价值减去处置费用后的净额与资产预计未来现金流量的现值中较高者确定(参见《企业会计准则第8号——资产减值》)。通过将未来预期损失提前确认至当期盈余,资产减值项目体现了管理层对未来经营风险和负面冲击的估计(Abdalla和Carabias, 2017; Konchitchki和Patatoukas, 2016; Laurion和Patatoukas, 2016)。其次,与调整会计盈余的高度序列相关不同,资产减值项目带有偶发性特征,并且未包含在国内生产总值的核算中。最后,更重要的是,它是管理者在稳健原则下运用会计估计和专业判断的结果,包含了管理者有关未来经济运行风险的大量私有信息。虽然资产减值项目可能成为管理层进行盈余操纵的工具(张然等, 2007; 谭燕, 2008),但市场层面的汇总资产减值项目能抵消公司层面的操纵性“噪音”(Ball和Sadka, 2015),体现为管理者对未来宏观经济运行风险的“系统性”估计。因此,与汇总调整会计盈余相比,汇总资产减值对经济增长的预测功能主要通过对未来宏观经济运行风险的估计来实现(Konchitchki和Patatoukas, 2016),本文将这一实现路径概括为“风险感知”。

本文利用2003年第一季度至2016年第四季度沪深A股公司汇总的财务数据,研究了会计信息通过“风险感知”和“盈余传导”两条路径对GDP经济增长的预测作用。研究发现:(1)汇总的资产减值项目和汇总的调整会计盈余均对未来GDP增长具有预测能力。(2)以宏观经济先行指数和企业家信心指数作为未来经济运行风险的代理变量,采用中介效应模型检验“风险感知”路径,发现宏观经济运行风险变量在资产减值项目的预测过程中具有显著的中介效应,而这一中介效应在调整会计盈余的预测过程中不显著,支持资产减值项目经由“风险感知”路径实现预测功能的假设。同时,构建反向回归模型对“盈余传导”路径进行检验,发现调整会计盈余与GDP增长的相关性主要是通过营业盈余来实现的,而营业盈余的作用在资产减值项目与GDP增长的相关性中并不显著,这一结果支持本文提出的“盈余传导”路径。(3)在进一步的研究中,本文以宏观信用利差波动和经济周期波动来刻画宏观经济下行压力,检验发现在经济下行压力加大时,汇总的资产减值项目与未来GDP增长的负向关系更显著,而汇总的调整会计盈余与未来GDP增长的正向关系在不同经济运行状态下没有显著差异。本文研究表明,会计信息经由“风险感知”与“盈余传导”两条路径对未来经济增长发挥预测功能。

本文可能的研究贡献有:(1)首次将会计稳健性原则与国民经济核算体系相结合,通过将会计盈余分解为资产减值与调整会计盈余,提出并证实了会计信息预测宏观经济的“盈余传导”和“风险感知”两条路径。Konchitchki和Patatoukas(2016)以及Abdalla和Carabias(2017)均指出,会计稳健性包含了未来宏观风险的信息,但并未对此进行检验。本文以中介效应模型对风险感知路径进行了检验,拓展了Konchitchki和Patatoukas(2014)的研究范式,为宏观会计领域的相关研究提供了新的思路。(2)现有研究对会计稳健性在缓解信息不对称、降低融资成本以及提高资本市场定价效率等微观层面的经济后果进行了充分讨论(张敦力和李琳, 2011; 陈圣飞等, 2011; 张荣武和伍中信, 2010),资产减值项目所体现的稳健原则也在微观层面得到证实(Dechow

和 Ge, 2006; Callen 等, 2010; Roychowdhury 和 Martin, 2013)。而在宏观经济层面,除了 Crawley (2015)首次研究了会计稳健性在经济增长中的表现及其对货币政策的影响外,这方面的文献还很少见。本文通过对资产减值项目宏观预测能力的研究,提供了会计稳健性宏观经济后果的新证据。

二、文献回顾与研究假设

自 Ball 和 Brown(1968)开创性地将实证范式引入会计盈余信息含量的研究以来,如何利用财务信息预测企业经营绩效,始终是财务会计领域的经典问题。会计信息不但是企业投融资决策、制定发展战略的重要基础,还在反映宏观经济波动和支持政府宏观经济决策等方面具有重要意义,但后者长期未受到关注(姜国华和饶品贵, 2011)。近年来随着“微观—宏观”范式的兴起,以宏观视角对会计盈余信息含量的研究开始增多。Konchitchki 和 Patatoukas(2014)的研究首次提供了会计盈余在宏观经济层面具有信息含量的证据,发现季度汇总会计盈余同比增长与未来四个季度的 GDP 增长均显著正相关。随后,延续其研究思路,唐松等(2015)及罗宏等(2016)利用中国上市公司数据,也证实了当期会计盈余与未来 GDP 增长的相关性,并且发现新会计准则的采用提高了会计盈余的宏观预测能力。此外,方军雄等(2015)发现分析师的确利用了会计盈余所包含的宏观经济信息。

现有研究认为,会计盈余之所以能够预测 GDP 增长,原因在于:(1)当期会计盈余不但反映了过去投资活动的回报,也包含未来盈余信息;而企业盈余在准则体系下的核算过程与国民经济核算体系高度兼容,既构成收入法下 GDP 的重要组成部分——营业盈余,也与 GDP 的其他组成部分密切相关(Fischer 和 Merton, 1984)。因此,作为企业层面的产出信息,会计盈余“天然”地具有将微观企业与宏观经济联系起来的纽带作用(Konchitchki 和 Patatoukas, 2014; 罗宏等, 2016)。(2)除了传递企业未来现金流信息外,会计盈余中也包含关于企业未来经营风险的信息,因此汇总会计盈余能提供有关宏观经济增长的实质性预测信息。但现有研究并未深入分析会计盈余如何实现对宏观经济增长的预测功能。作为国民经济核算体系的有机组成部分,会计盈余除了表现出直接、可观测的“机械”相关性外,是否还能提供不可直接观测的实质性预测信息?本文以此为切入点,将会计盈余分解为调整会计盈余与资产减值损失两部分,深入分析会计信息宏观经济预测功能的实现路径。

首先,在会计准则体系中,会计盈余是收入和费用在权责发生制下配比核算的结果,反映的是企业过去发生的交易和事项,主要体现为历史成本计量。会计盈余作为企业过去投资行为的收益,提供了未来期间投资回报的信息,而后者作为营业盈余又是收入法下 GDP 的重要组成部分。因此,盈余与未来 GDP 增长之间的“机械”相关,意味着存在“当期会计盈余—未来营业盈余—未来 GDP 增长”这一影响路径。本文认为不包括资产减值项目的调整会计盈余通过“盈余传导”路径实现对宏观经济增长的预测功能。

其次,资产减值项目作为会计稳健原则的集中体现,通过将未来可能要承受的损失和风险提前反映至当期利润,其计量过程涉及大量会计估计与专业判断,反映了管理层关于企业经营和宏观经济运行风险的私有信息。因此,市场层面汇总的资产减值项目在消除公司层面的操纵性“噪音”后(Ball 和 Sadkaz, 2015; Konchitchki 和 Patatoukas, 2014; Abdalla 和 Carabias, 2017),理论上能够反映管理层对企业经营和宏观经济运行风险的整体判断,从而为宏观经济预测提供实质信息。具体表现有:存货跌价准备反映了企业库存商品未来预期现金流的减少,可能与经济运行中需求不振有关;坏账准备反映了微观企业层面的流动性压力,与宏观经济下滑或货币政策变

动有关;而固定资产减值通常与企业盈利能力下降和技术淘汰有关。这些都反映了宏观经济形势的恶化或者企业经营层面的负面冲击。而与资产减值项目所体现的公允价值计量观不同,调整会计盈余主要基于历史成本计量,反映的是企业过去发生的交易和事项。更重要的是,与调整会计盈余的高度序列相关性相比,资产减值项目带有偶发性特征,并且未包含在国民生产总值的核算中。因此,本文预期,在控制调整会计盈余中的预测信息后,资产减值项目依然能够提供有关宏观经济增长的实质性预测信息。换言之,企业计提的资产减值损失越多,未来经济增速越低。另外,与“盈余传导”不同,资产减值项目的预测能力主要通过对未来宏观经济运行风险的反映来实现,存在“当期资产减值—未来宏观经济风险—未来 GDP 增长”这一影响路径,即资产减值通过“风险感知”路径实现对宏观经济增长的预测功能。

综上所述,本文将会计盈余的宏观预测功能分解为调整会计盈余的“盈余传导”与资产减值项目的“风险感知”两种实现路径。本文据此提出以下假设:

假设 1: 汇总的调整会计盈余与未来 GDP 增长显著正相关,汇总的资产减值项目与未来 GDP 增长显著负相关。

假设 2: 调整会计盈余通过对未来营业盈余的反映实现对 GDP 增长的预测,即“盈余传导”路径。

假设 3: 资产减值项目通过对未来经济运行风险的反映实现对 GDP 增长的预测,即“风险感知”路径。

三、研究设计

(一) 计量模型与变量说明

首先,本文将净利润分解为资产减值损失和调整会计盈余(不包括资产减值损失的净利润),考察对于未来 GDP 增长的预测,它们各自是否具有信息含量。借鉴 Konchitchki 和 Patatoukas(2014)的方法构建如下模型,在控制当期经济增长和宏观经济景气程度后,检验汇总季度资产减值损失与调整会计盈余是否与未来四个季度的 GDP 增长相关。

$$\Delta GDP_{q+k} = \alpha_{1k} + \alpha_{2k} LOSS_q + \alpha_{3k} \Delta RES_q + \alpha_{4k} \Delta GDP_q + \alpha_{5k} \Delta MACRO_q + \varepsilon_{q+k} \quad (1)$$

其中, ΔGDP_{q+k} 表示经济增长的代理变量,等于季度国内生产总值同比增长率, q 表示季度, $k = \{1, 2, 3, 4\}$, 预测范围包括未来四个季度,当季 GDP 由各季度累计值换算得到。 ΔRES_q 表示季度汇总盈余同比增长, $LOSS_q$ 表示季度汇总资产减值损失。参考 Konchitchki 和 Patatoukas(2014), 季度汇总资产减值损失的构建方法为: 首先,将公司 i 在 q 季度财务报告中的累计资产减值损失调整为当期发生额,并除以该季度营业收入,得到 $loss_{iq}$; 然后,以公司季度初总市值作为加权基础,计算汇总资产减值项目 $LOSS_q$ 。根据 Ali 和 Zarowin(1992)的观点,本文采用当期资产减值损失计算季度汇总数据,而未使用同比增长率,这是因为: 与调整会计盈余不同,资产减值损失属于暂时性的盈余项目,采用当期值比同比值更能体现该项目的经济意义。^① 季度汇总盈余同比增长 (ΔRES_q) 的构建方法与 Konchitchki 和 Patatoukas(2014) 以及罗宏等(2016)一致,限于篇幅,不再赘述。在模型(1)中,加入当期经济增长 (ΔGDP) 与宏观经济景气程度 ($\Delta MACRO$) 作为控制变量。由于宏观经济景气程度与当期 GDP 增长具有较强的多重共线性,本文以宏观经济预警指数季度

^①如本文理论分析所述,资产减值损失包含了管理层对未来经济运行风险的估计。若某公司预期到未来经济运行的下行风险冲击,在 T 年对一项年收入为 100 万元的资产计提 10 万元资产减值损失, $LOSS$ 等于 10%; 而在 $T+1$ 年该资产年收入降低为 80 万元,并且由于经济形势进一步恶化,继续对资产计提 8 万元资产减值损失, $LOSS$ 依然为 10%, 而 $\Delta LOSS$ 为 0。 $LOSS_q$ 表示在 q 时期对经济运行风险的估计,不同时间点 $LOSS_q$ 的同比变化并不具有经济意义。

同比增长率作为宏观经济景气的反向指标,^①季度预警指数由月度数据取均值得到。根据假设 1, 本文预期模型(1)中系数 α_{2k} 显著为负, 系数 α_{3k} 显著为正。

其次, 本文构建模型(2)至模型(5)来检验资产减值损失和调整会计盈余是否通过对宏观经济运行风险的反映来实现经济增长预测功能。

$$RISK_q = \beta_{1k} + \beta_{2k}LOSS_q + \beta_{3k}\Delta GDP_q + \beta_{4k}\Delta MACRO_q + \varepsilon_q \quad (2)$$

$$\Delta GDP_{q+k} = \gamma_{1k} + \gamma_{2k}LOSS_q + \gamma_{3k}RISK_q + \gamma_{4k}\Delta GDP_q + \gamma_{5k}\Delta MACRO_q + \varepsilon_{q+k} \quad (3)$$

$$RISK_q = \eta_{1k} + \eta_{2k}\Delta RES_q + \eta_{3k}\Delta GDP_q + \eta_{4k}\Delta MACRO_q + \varepsilon_q \quad (4)$$

$$\Delta GDP_{q+k} = \theta_{1k} + \theta_{2k}\Delta RES_q + \theta_{3k}RISK_q + \theta_{4k}\Delta GDP_q + \theta_{5k}\Delta MACRO_q + \varepsilon_{q+k} \quad (5)$$

其中, 本文以宏观经济先行指数(*FORW*)和工业企业信心指数(*CONF*)作为宏观经济运行风险(*RISK*)的代理变量, 在检验中采用两者的同比增长数据。宏观经济先行指数作为反映经济运行风险和景气状况的先兆性指标, 常用于对经济运行形势的预测(郭国峰和郑召锋, 2010; 柳建华等, 2015)。而企业家信心指数能综合反映企业家对当前宏观经济形势和发展趋势的乐观程度, 是经济波动的前瞻性指标(Mehra 和 Martin, 2003; 苏冬蔚和曾海舰, 2011)。根据上文分析, 本文预期宏观经济运行风险在资产减值损失对未来经济增长的预测中发挥显著的中介效应, 而在会计盈余的预测中不具有中介效应。

最后, 本文参考 Patatoukas(2014)、Sadka 和 Sadka(2009)以及 Abdalla 和 Carabias(2017)的研究, 构建反向回归模型(6)和模型(7)来检验会计盈余对经济增长的预测是否通过“盈余传导”路径实现。本文之所以采用反向回归模型而非中介效应模型, 是因为营业盈余作为 *GDP* 组成部分, 并不具有中介变量特征。换言之, 营业盈余与 *GDP* 之间的相关性是总体与部分的关系, 而非因果关系, 不符合中介效应范畴。

$$LOSS_q = \alpha_{1k} + \alpha_{2k}\Delta CORP_{q+k} + \alpha_{3k}\Delta GDP_{q+k} + \varepsilon_{q+k} \quad (6)$$

$$\Delta RES_q = \beta_{1k} + \beta_{2k}\Delta CORP_{q+k} + \beta_{3k}\Delta GDP_{q+k} + \varepsilon_{q+k} \quad (7)$$

其中, *CORP* 表示 *GDP* 收入法核算下的营业盈余。由于我国 *GDP* 采用部门法和支出法核算, 无法直接取得收入法下的营业盈余, 因此采用季度规模以上工业企业利润总额与销售收入总额之比的同比增长作为 $\Delta CORP$ 的代理变量。反向回归模型将营业盈余与 *GDP* 放在同侧, 体现营业盈余作为 *GDP* 的重要组成部分。本文预期, ΔRES 与 ΔGDP 的相关性主要由当期会计盈余与未来营业盈余之间的相关性引起的, 而 *LOSS* 与 $\Delta CORP$ 的相关性较弱。因此, 本文预期, 模型(6)中 α_{2k} 不显著, 模型(7)中 β_{2k} 显著。

我们在实证检验中采用 *NW-HAC* 处理后的标准差来检验系数显著性。根据格林(2013)的规则, *NW* 检验滞后阶数为 *N* 的 0.25 次方根, *N*=56, 因此选择滞后期数为 2。

(二) 研究样本与数据来源

本文的研究区间为 2003 年第一季度至 2016 年第四季度, 共 56 个季度观测值。本文所用季度 *GDP* 数据和规模以上工业企业利润总额来自国家统计局官方网站, 其他宏观变量来自中经网宏观经济数据库, 上市公司数据来自国泰安 CSMAR 数据库。我们对季度全部公司样本进行了如下处理: (1) 剔除被 *ST*、*PT* 或退市的公司; (2) 剔除金融行业样本; (3) 剔除财务数据或总市值缺失的样本; (4) 借鉴 Konchitchki 和 Patatoukas(2014)的做法, 剔除上市公司季度会计盈余同比增长和季度资产减值损失数据小于 1% 分位数和大于 99% 分位数的样本。

^①在稳健性检验中, 我们还以单个或多个景气指标替换宏观经济预警指数, 除了个别变量系数的显著性减弱外, 主要结论保持不变。

四、实证结果分析

(一)描述性统计

主要变量的描述性统计结果显示, ΔGDP 为 14.1%, ΔRES 均值为 0.188, 中位数为 0.160。资产减值项目均值为 0.006, 中位数为 0.004。在回归中, 为避免 $LOSS$ 的系数过大, 对其进行百分比处理。

(二)回归分析

模型(1)的检验结果见表 1。不管是将 ΔRES 与 $LOSS$ 单独还是同时放入模型中, ΔRES 在未来 1 期至未来 4 期对 GDP 增长均具有显著的预测能力; 而 $LOSS$ 除在未来 1 期对 GDP 增长的影响不显著外, 与未来 2 期至 4 期的 GDP 增长均至少在 10% 水平上显著负相关。与假设 1 一致, 在控制当期宏观经济变量所包含的预测信息后, 调整会计盈余与资产减值对未来 GDP 增长均发挥了增量预测作用。

表 1 资产减值与调整会计盈余的宏观预测能力

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	$F1.\Delta GDP$	$F1.\Delta GDP$	$F1.\Delta GDP$	$F2.\Delta GDP$	$F2.\Delta GDP$	$F2.\Delta GDP$	$F3.\Delta GDP$	$F3.\Delta GDP$	$F3.\Delta GDP$	$F4.\Delta GDP$	$F4.\Delta GDP$	$F4.\Delta GDP$
$LOSS$		-0.011 (-0.94)	-0.010 (-1.07)		-0.021*** (-2.98)	-0.020*** (-3.81)		-0.022*** (-2.62)	-0.021** (-2.18)		-0.028** (-2.30)	-0.027* (-1.83)
ΔRES	0.057*** (3.55)		0.057*** (3.88)	0.101*** (4.18)		0.100*** (4.69)	0.107*** (3.68)		0.106*** (3.75)	0.059** (2.18)		0.057** (2.10)
ΔGDP	0.653*** (7.79)	0.668*** (6.79)	0.634*** (7.15)	0.406*** (3.59)	0.439*** (3.12)	0.364*** (3.44)	0.233* (1.71)	0.277* (1.68)	0.193 (1.65)	0.190 (0.88)	0.179 (0.92)	0.134 (0.72)
$\Delta MACRO$	0.009** (2.52)	0.007 (1.48)	0.008** (2.14)	0.012*** (2.63)	0.007 (1.57)	0.010** (2.38)	0.016*** (2.59)	0.012** (1.97)	0.014** (2.37)	0.020** (2.53)	0.016** (2.34)	0.017** (2.41)
$_{-cons}$	0.036*** (2.62)	0.051*** (3.28)	0.045*** (2.66)	0.063*** (3.56)	0.089*** (4.49)	0.081*** (4.48)	0.087*** (3.99)	0.112*** (4.34)	0.104*** (4.63)	0.101*** (3.05)	0.129*** (4.24)	0.125*** (4.22)
N	55	55	55	54	54	54	53	53	53	52	52	52
$Adj. R^2$	0.533	0.481	0.533	0.406	0.257	0.434	0.309	0.143	0.336	0.139	0.148	0.192

注: *、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著, 括号内为经NW-HAC处理后的t值。下表同。

为深入分析各解释变量对模型调整 R^2 的边际贡献程度, 本文计算了各变量的夏普率值。变量的夏普率值越大, 表明该变量对经济增长的解释能力越强 (Shapley, 1952)。未报告的结果显示, 随着预测期间的延长, $LOSS$ 对 GDP 增长的解释能力逐步增强, 由最初的 4.46% 提升至 38.53%, 并在未来 4 期时对经济增长的解释能力超过 ΔRES 。而资产减值项目占营业收入的比重平均只有 0.6%, 与其在损益项目中所占比重相比, 它对经济增长的解释能力进一步证实了其宏观经济预测功能的有效性。

上述检验已证实资产减值项目与调整会计盈余对宏观经济增长均具有预测功能, 那么两者是否具有相同的实现机制? 本文认为, 资产减值项目对经济增长的预测功能主要通过“风险感知”路径来实现, 即“当期资产减值—未来经济运行风险—未来 GDP 增长”; 而调整会计盈余对经济增长的预测功能主要通过“盈余传导”路径来实现, 即“当期调整会计盈余—未来营业盈余— GDP 增长”。

表 2 和表 3 分别报告了以宏观先行指数 ($\Delta FORW$) 和工业企业家信心指数 ($\Delta CONF$) 作为中介变量的中介效应检验结果。在表 2 中 Panel A 列(1)结果显示, 资产减值损失与宏观经济先行指数显著负相关。而列(2)显示, $\Delta FORW$ 的系数在 5% 水平上显著为正, 同时 $LOSS$ 的系数为负且

不显著。这表明在 $LOSS$ 对未来 1 期 GDP 增长的预测中, $\Delta FORW$ 表现出完全中介效应。列(3)至列(5)显示, $\Delta FORW$ 的估计系数显著为正, 同时 $LOSS$ 的估计系数显著为负, 但与表 2 中相应的系数相比显著要低。这表明宏观经济风险在资产减值项目对经济增长的预测中具有部分中介效应。以上结果支持了资产减值对经济增长预测的“风险感知”路径(假设 3)。同时, 表 2 中 Panel B 显示, 调整会计盈余与宏观经济先行指数显著正相关。但在将 $\Delta FORW$ 和 ΔRES 同时放入模型中后, $\Delta FORW$ 的系数均不显著, 且 ΔRES 对 GDP 增长的影响系数除列(5)外均在 5% 水平上显著为正。经 1 000 次抽样的 *Bootstrap* 检验显示(限于篇幅未报告), 中介效应均不显著, 表明在会计盈余对经济增长的预测中, 宏观经济先行指数并不具有显著的中介效应, 即调整会计盈余的预测功能并非通过反映宏观经济运行风险来实现。

表 2 风险感知路径检验: 以宏观经济先行指数为中介变量

Panel A: 资产减值损失					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$\Delta FORW$	$F1.\Delta GDP$	$F2.\Delta GDP$	$F3.\Delta GDP$	$F4.\Delta GDP$
$\Delta FORW$		0.463** (2.49)	0.602** (2.15)	0.711*** (2.72)	0.506** (2.24)
$LOSS$	-0.008* (-1.90)	-0.007 (-0.65)	-0.016*** (-2.69)	-0.016* (-1.82)	-0.023* (-1.79)
ΔGDP	-0.013 (-0.29)	0.671*** (6.81)	0.440*** (3.30)	0.277* (1.83)	0.179 (0.93)
$\Delta MACRO$	0.006 (1.53)	0.004 (1.06)	0.004 (0.86)	0.008 (1.22)	0.013* (1.70)
$_{cons}$	0.005 (0.61)	0.050*** (3.08)	0.088*** (4.64)	0.111*** (4.59)	0.128*** (4.25)
N	56	55	54	53	52
$Adj. R^2$	0.079	0.502	0.295	0.200	0.168
Panel B: 调整会计盈余					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$\Delta FORW$	$F1.\Delta GDP$	$F2.\Delta GDP$	$F3.\Delta GDP$	$F4.\Delta GDP$
$\Delta FORW$		0.099 (0.42)	-0.180 (-0.52)	-0.054 (-0.13)	0.349 (0.77)
ΔRES	0.062*** (4.20)	0.051** (2.45)	0.113*** (3.53)	0.110** (2.44)	0.037 (0.75)
ΔGDP	-0.033 (-1.09)	0.656*** (7.63)	0.400*** (3.50)	0.231* (1.71)	0.201 (0.93)
$\Delta MACRO$	0.008*** (2.85)	0.008** (2.17)	0.013** (2.40)	0.017** (2.08)	0.017* (1.70)
$_{cons}$	-0.009** (-2.03)	0.037** (2.67)	0.062*** (3.34)	0.086*** (3.66)	0.104*** (3.18)
N	56	55	54	53	52
$Adj. R^2$	0.442	0.525	0.396	0.295	0.131

当以企业家信心指数来反映宏观经济运行风险时, 表 3 报告了相似的结果。列(1)显示, 资产减值损失与企业家信心指数显著负相关。在同时考虑企业家信心指数与资产减值损失后, Panel A 显示, 除列(5)外, $\Delta CONF$ 的系数均在 5% 水平上显著; 同时, $LOSS$ 估计系数的显著性与大小与表 1 中的各期相比均显著要低。这表明资产减值损失对经济增长的影响部分是通过对企业信心指数的影响间接实现的, 即企业家信心指数在资产减值损失对经济增长的预测中具有中介效应。对于调整会计盈余, Panel B 显示, 除列(2)外, $\Delta CONF$ 的估计系数均不显著; 同时, ΔRES 对 GDP 增长的影响依然保持较强的显著性。未报告的 *Bootstrap* 检验也显示, 中介效应不显著。综上分析, 宏观经济运行风险的代理变量在资产减值损失对未来经济增长的预测中表现出显著的中介效应, 支持“风险感知”路径假设, 但这一路径并非调整会计盈余预测经济增长的实现路径。

基于反向回归对“盈余传导”路径的检验结果见表 4。当因变量为 ΔRES 时, 列(1)显示,

表 3 风险感知路径检验: 以企业家信心指数作为中介变量

Panel A: 资产减值损失					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$\Delta CONF$	$F1.\Delta GDP$	$F2.\Delta GDP$	$F3.\Delta GDP$	$F4.\Delta GDP$
$\Delta CONF$		0.098*** (3.70)	0.134*** (3.00)	0.111** (2.22)	0.045 (0.75)
$LOSS$	-0.049* (-1.82)	-0.005 (-0.60)	-0.014** (-2.08)	-0.016* (-1.68)	-0.025** (-1.97)
ΔGDP	0.593* (1.79)	0.606*** (6.33)	0.351*** (2.59)	0.203 (1.28)	0.151 (0.74)
$\Delta MACRO$	0.005 (0.19)	0.006 (1.56)	0.007 (1.51)	0.011** (1.97)	0.016** (2.28)
$_{cons}$	-0.052 (-0.92)	0.057*** (3.60)	0.098*** (4.78)	0.119*** (4.43)	0.132*** (4.09)
N	56	55	54	53	52
$Adj. R^2$	0.070	0.524	0.343	0.194	0.141
Panel B: 调整会计盈余					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$\Delta CONF$	$F1.\Delta GDP$	$F2.\Delta GDP$	$F3.\Delta GDP$	$F4.\Delta GDP$
$\Delta CONF$		0.063** (2.10)	0.060 (1.21)	0.018 (0.34)	0.009 (0.12)
ΔRES	0.327*** (3.56)	0.037** (2.24)	0.082*** (2.99)	0.101*** (2.96)	0.056 (1.55)
ΔGDP	0.509 (1.53)	0.619*** (6.97)	0.375*** (3.07)	0.224 (1.56)	0.186 (0.82)
$\Delta MACRO$	0.017 (0.83)	0.008** (2.30)	0.011** (2.37)	0.016** (2.48)	0.020** (2.49)
$_{cons}$	-0.131** (-2.56)	0.045*** (3.09)	0.071*** (3.48)	0.089*** (3.63)	0.102*** (2.86)
N	56	55	54	53	52
$Adj. R^2$	0.352	0.539	0.407	0.296	0.121

表 4 盈余传导路径检验

	被解释变量: ΔRES				被解释变量: $LOSS$			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	$F=F1$	$F=F2$	$F=F3$	$F=F4$	$F=F1$	$F=F2$	$F=F3$	$F=F4$
$F.\Delta CORP$	1.134*** (7.06)	0.805*** (3.53)	0.038 (0.18)	-0.626*** (-4.46)	-0.750 (-0.91)	-0.479 (-1.35)	-0.116 (-0.34)	1.137 (1.44)
$F.\Delta GDP$	0.516 (0.85)	1.448** (2.38)	2.042*** (3.44)	1.667*** (2.65)	-2.051** (-2.17)	-2.812** (-2.56)	-2.846* (-1.88)	-4.306*** (-3.63)
$_{cons}$	0.100 (1.28)	-0.030 (-0.38)	-0.108 (-1.39)	-0.047 (-0.64)	0.857*** (4.89)	0.962*** (4.89)	0.957*** (3.74)	1.155*** (5.82)
N	55	54	53	52	55	54	53	52
$Adj. R^2$	0.469	0.412	0.207	0.158	0.069	0.083	0.053	0.158

$F1.\Delta CORP$ 的系数在 1% 的水平上显著为正, $F1.\Delta GDP$ 不再显著, 说明会计盈余对未来 1 期 GDP 增长的预测完全是通过营业盈余实现的。在列(2)中, $F2.\Delta CORP$ 和 $F2.\Delta GDP$ 均显著, 说明会计盈余对未来 2 期 GDP 增长的预测部分是通过营业盈余的预测实现的。而列(3)中 $F3.\Delta CORP$ 不再显著, 列(4)中 $F4.\Delta CORP$ 的系数显著为负, 与预期不符。当因变量为 $LOSS$ 时, 各期 $\Delta CORP$ 的系数均不显著, 但各期 ΔGDP 的系数均显著为负。可见, 至少在未来一个季度至两个季度, 会计盈余通过“盈余传导”路径实现了对 GDP 增长的预测, 且这一路径并不存在于资产减值损失对经济增长的预测中。

(三)进一步分析

根据上文分析, 与调整会计盈余相比, 资产减值包含了管理层有关未来经济运行风险的估

计与判断,进而能提供额外的实质性预测信息。若上述假设成立,在稳健性原则要求下,资产减值中包含的信息应该与未来经济下行压力有关(Dechow 和 Ge, 2006; Callen 等, 2010)。换言之,与经济上行期相比,资产减值项目对未来宏观经济增长的预测作用在经济下行期更为明显。而若调整会计盈余对宏观经济增长的预测功能更多来自“机械”关联,则调整会计盈余与经济增长的相关性在不同经济运行状态下应该没有显著差异。

为了证实这一推测,本文构建宏观经济下行压力变量与资产减值和调整会计盈余的交互项模型(8),进一步检验会计信息对宏观经济预测的“风险感知”路径。在模型(8)中, $\Delta DOWN$ 表示宏观经济下行压力,本文分别采用宏观信用利差变化 ΔSD 和经济周期波动 CY 来刻画。

$$\Delta GDP_{q+k} = \beta_{1k} + \beta_{2k} LOSS_q + \beta_{3k} LOSS_q \times \Delta DOWN_q + \beta_{4k} \Delta RES_q + \beta_{5k} \Delta RES_q \times \Delta DOWN_q + \beta_{6k} \Delta DOWN_q + \beta_{7k} \Delta GDP_q + \beta_{8k} \Delta MACRO_q + \varepsilon_{q+k} \quad (8)$$

以宏观信用利差变化(ΔSD)作为未来宏观经济下行压力的代理变量,其逻辑在于:信用利差是债券到期收益率中高于无风险利率的部分,用于向投资者补偿基础资产的违约风险,通常被认为是企业信用风险的代表,并与经济增长负相关(Mody 和 Taylor, 2003)。信用利差对未来宏观经济增长具有负向信号功能已得到证实(Faust 等, 2013; 张燃, 2010; 王雅炯和幸丽霞, 2012; 熊海芳和王志强, 2015)。

本文以债券市场整体信用利差变化率 ΔSD 来衡量宏观信用利差变化,债券指数日收益率数据来自锐思金融数据库。其构建方法如下:首先,选择中债综合指数的平均到期收益率($yield$)衡量债券市场总体到期收益率。^①然后,以中债央票总指数的平均到期收益率($frisk$)来衡量市场无风险收益率。与国债相比,央票利率期限结构完整,发行规模较大,流动性较强,更符合金融市场无风险收益率曲线的特征(梁琪等, 2010; 姚余栋和谭海鸣, 2011, 2013)。最后,将两个指数的日度到期收益率取算术平均值,得到各自的季度平均到期收益率 $yield_q$ 和 $frisk_q$,将 $yield_q$ 与 $frisk_q$ 之差的环比变化定义为季度宏观信用利差波动 ΔSD_q 。若 q 季度 SD_q 相对于 $q-1$ 季度变大,则意味着未来经济下行压力加大,反之亦然。

同时,以宏观经济周期的虚拟变量 CY 作为未来宏观经济下行压力的另一代理变量。由于我国经济增长趋势非常明显,不宜直接采用产出的绝对变化来判断经济周期,本文参考罗时空和龚六堂(2014)、吴华强等(2015)以及刘端和薛静芸(2015)的思路,以 $H-P$ 滤波法得到季度 GDP 增长的波动成分。若波动成分为负,则经济运行下行压力较大,虚拟变量 CY 取1;反之, CY 取0。根据上文分析,当经济下行压力较大时,资产减值项目与未来 GDP 增长的负相关关系更强,而调整会计盈余与未来 GDP 增长的正相关关系受到经济周期的影响并不明显。因此,对于 ΔSD 和 CY ,本文预期 $\Delta DOWN$ 与 $LOSS$ 的交互项系数 β_{3k} 显著为负,与 ΔRES 的交叉项系数 β_{5k} 不显著。

表5报告了以宏观信用利差变化(ΔSD)作为未来宏观经济下行压力代理变量的检验结果,除了未来4期外, ΔSD 与 GDP 增长均显著负相关。这证实了宏观信用利差能够有效预测宏观经济下行风险,也说明了本文将其作为宏观经济下行压力代理变量的合理性。 $LOSS$ 和 ΔSD 的交互项除了在未来1期不显著外,其系数在未来2期至4期均显著为负,而 ΔRES 和 ΔSD 的交互项在未来各期均不显著。这表明资产减值项目中包含的风险信息强化了宏观经济下行压力与未来经济增长的负相关关系,而调整会计盈余并不具有这一强化作用,这与预期一致。

表6报告了以宏观经济周期的虚拟变量 CY 作为未来宏观经济下行压力代理变量的检验结

^①关于中债综合指数以及下文其他债券指数的具体说明,可参考中国债券信息网“中债价格产品”栏目中的说明文件。

表 5 资产减值、宏观经济运行风险与经济增长

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>F1.ΔGDP</i>	<i>F1.ΔGDP</i>	<i>F2.ΔGDP</i>	<i>F2.ΔGDP</i>	<i>F3.ΔGDP</i>	<i>F3.ΔGDP</i>	<i>F4.ΔGDP</i>	<i>F4.ΔGDP</i>
<i>ΔSD</i>	-0.002*** (-2.88)	0.000 (0.11)	-0.003** (-1.99)	-0.006** (-2.01)	-0.002* (-1.82)	-0.002 (-1.26)	0.001 (0.35)	-0.001 (-0.26)
<i>LOSS</i>		-0.012 (-1.15)		-0.030*** (-5.54)		-0.029*** (-3.14)		-0.037** (-2.52)
<i>LOSS×ΔSD</i>		-0.001 (-0.57)		-0.009*** (-5.13)		-0.010*** (-4.78)		-0.014*** (-3.77)
<i>ΔRES</i>		0.061*** (2.86)		0.087*** (3.97)		0.113*** (3.12)		0.073* (1.89)
<i>ΔRES×ΔSD</i>		0.012 (0.45)		-0.007 (-0.38)		0.014 (0.36)		0.017 (0.36)
<i>ΔGDP</i>	0.682*** (7.12)	0.632*** (6.44)	0.469*** (3.19)	0.397*** (3.64)	0.312* (1.75)	0.236** (2.01)	0.242 (1.09)	0.201 (1.02)
<i>ΔMACRO</i>	0.007* (1.67)	0.007* (1.85)	0.008* (1.76)	0.009** (2.08)	0.013** (2.14)	0.014** (2.19)	0.019** (2.50)	0.018** (2.39)
<i>_cons</i>	0.044*** (3.33)	0.047** (2.54)	0.075*** (3.65)	0.084*** (4.27)	0.096*** (3.78)	0.103*** (4.17)	0.104*** (3.13)	0.118*** (3.85)
<i>N</i>	55	55	54	54	53	53	52	52
<i>Adj. R²</i>	0.481	0.508	0.254	0.440	0.110	0.330	0.077	0.208

表 6 资产减值、经济周期与经济增长

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>F1.ΔGDP</i>	<i>F1.ΔGDP</i>	<i>F2.ΔGDP</i>	<i>F2.ΔGDP</i>	<i>F3.ΔGDP</i>	<i>F3.ΔGDP</i>	<i>F4.ΔGDP</i>	<i>F4.ΔGDP</i>
<i>LOSS</i>	-0.010 (-1.07)	0.006 (0.42)	-0.020*** (-3.81)	-0.009 (-1.27)	-0.021** (-2.18)	-0.012 (-1.01)	-0.027* (-1.83)	-0.021 (-1.22)
<i>LOSS×CY</i>		-0.037 (-1.36)		-0.090*** (-2.66)		-0.096*** (-2.61)		-0.098** (-2.51)
<i>ΔRES</i>	0.057*** (3.88)	0.121*** (4.46)	0.100*** (4.69)	0.119*** (5.90)	0.106*** (3.75)	0.119*** (4.25)	0.057** (2.10)	0.021 (0.36)
<i>ΔRES×CY</i>		-0.087*** (-2.67)		-0.028 (-0.95)		-0.026 (-0.62)		0.049 (0.81)
<i>CY</i>		0.052 (1.06)		0.048 (0.96)		0.035 (1.36)		0.019 (0.58)
<i>ΔGDP</i>	0.634*** (7.15)	0.634*** (7.46)	0.364*** (3.44)	0.391*** (4.25)	0.193* (1.66)	0.242*** (2.69)	0.190 (0.88)	0.189 (1.11)
<i>ΔMACRO</i>	0.008** (2.14)	0.005 (1.03)	0.010** (2.38)	0.005 (1.39)	0.014** (2.37)	0.009* (1.76)	0.020** (2.53)	0.012** (1.98)
<i>_cons</i>	0.045*** (2.66)	0.008 (0.30)	0.081*** (4.48)	0.068*** (3.35)	0.104*** (4.63)	0.092*** (3.61)	0.101*** (3.05)	0.125*** (2.98)
<i>N</i>	55	55	54	54	53	53	52	52
<i>Adj. R²</i>	0.533	0.558	0.434	0.489	0.336	0.384	0.139	0.250

果。引入经济周期虚拟变量后, *LOSS* 与 *CY* 的交互项除了在未来 1 期不显著外, 其系数在未来 2 期至 4 期均在 5% 水平上显著为负, 而 *RES* 与 *CY* 的交互项除了在未来 1 期显著为负外, 在未

来 2 期至 4 期均不显著,与上述预期一致。这表明在经济下行期,资产减值项目与 GDP 增长的相关性显著增强,能对宏观经济发挥更强的预测功能。根据上文分析,这主要是因为在经济下行期,资产减值相对于其他损益项目,通过对预期损失的提前确认,将未来宏观经济运行风险及时反映到企业当期损益中,进而对宏观经济增长具有更强的预测作用。上述结果进一步证实了会计信息预测宏观经济增长的“风险感知”路径。

(四)稳健性检验^①

1.考虑到模型(6)和模型(7)可能存在模型设定问题,本文构建模型(9)和模型(10)对“盈余传导”路径做了进一步检验。由于营业盈余是 GDP 的重要组成部分, $\Delta CORP$ 与 ΔGDP 之间的相关性是机械的,而非因果的。若“盈余传导”路径成立,则可以预期 β_{1k} 显著,而 β_{2k} 不显著。检验结果表明,这一预期至少在未来两期得到证实。

$$\Delta CORP_{q+k} = \alpha_k + \beta_{1k} \Delta RES_q + \gamma_1 \Delta CORP_q + \delta_1 \Delta MACRO_q + \varepsilon_{q+k} \quad (9)$$

$$\Delta CORP_{q+k} = \alpha_k + \beta_{2k} LOSS_q + \gamma_2 \Delta CORP_q + \delta_2 \Delta MACRO_q + \varepsilon_{q+k} \quad (10)$$

2.为增强结果的稳健性,本文选用分省的季度 GDP 数据和规模以上工业企业利润总额、省级层面的汇总资产减值损失和汇总会计盈余对模型(1)、模型(7)和模型(8)进行了检验,仍支持上文结论。

3.替换宏观经济运行变量。(1)分别以宏观经济景气指数、工业企业景气指数和宏观经济一致指数替代宏观经济预警指数;(2)选取季度工业增加值替代 GDP 作为衡量宏观经济增长的指标,以 $H-P$ 滤波法处理工业增加值以重新界定经济周期;(3)以中国债券总指数替换中债综合指数,以银行间国债指数替换中债央票指数,重新计算宏观信用利差波动变量;(4)在计算汇总调整会计盈余和资产减值项目时,将期初市值加权平均法改为取算术平均值。在重新检验后,本文结论保持不变。

五、结 论

本文将净利润分解为资产减值项目和调整会计盈余两部分,考察了会计信息宏观经济预测功能的实现路径。研究发现,汇总资产减值项目和汇总调整会计盈余对 GDP 增长均具有预测能力,但两者的预测功能遵循不同的实现路径。具体来说,资产减值损失反映了管理层对未来宏观经济运行风险的判断与估计,其预测路径表现为“风险感知”。而调整会计盈余的预测功能则主要是通过与 GDP 收入法下营业盈余高度相关实现的,体现为“盈余传导”。与这一观点一致,中介效应模型检验发现,宏观经济运行风险变量在资产减值项目的预测过程中具有显著的中介效应,而这一中介效应在调整会计盈余的预测过程中不显著,支持了“风险感知”路径。同时,反向回归模型检验发现,调整会计盈余与 GDP 增长的相关性主要是通过营业盈余实现的,而营业盈余对资产减值项目与 GDP 增长之间的相关性并没有显著影响,支持“盈余传导”路径。进一步研究发现,资产减值因包含更多与未来经济运行风险相关的信息,在经济下行压力加大时,与未来 GDP 增长的负向关系更为显著,而汇总调整会计盈余与未来 GDP 增长的正向关系在不同经济运行状态下没有显著差异。本文研究表明,会计信息经由“风险感知”与“盈余传导”两条路径对未来宏观经济增长产生预测作用。

本文证实会计盈余包含有关未来经济运行的实质性信息,是预测未来 GDP 增长的重要指标。因此,提高企业会计盈余的信息质量,有助于提高基于微观数据对宏观经济变量的预测效

^①限于篇幅,稳健性检验结果未报告。

率。此外,本文存在一定的局限性和不足:(1)由于现行国民经济核算体系并未采用收入法核算,以规模以上工业企业利润总额可能无法刻画营业盈余的全貌,进而会影响“盈余传导”路径的检验结果;(2)本文认为资产减值损失通过对未来宏观经济运行风险的感知来实现经济增长预测功能,但由于样本期间相对较短,并未从实证角度阐明其对“未来”宏观经济风险进行预测的时间尺度;(3)本文并未考虑GDP的其他组成部分可能与会计盈余之间的内在关联。

参考文献:

- [1]陈圣飞,张忠寿,王焯. 会计稳健性研究的理论回顾与展望——基于契约观和信息观的视角[J]. 会计研究,2011,(4): 35-42.
- [2]方军雄,周大伟,罗宏,等. 会计信息与宏观分析师经济预测[J]. 中国会计评论,2015,(4): 389-412.
- [3]郭国峰,郑召锋. 中国宏观经济先行指数和一致指数应用效果检验与改进[J]. 数量经济技术经济研究,2010,(10): 131-144.
- [4]姜国华,饶品贵. 宏观经济政策与微观企业行为——拓展会计与财务研究新领域[J]. 会计研究,2011,(3): 9-18.
- [5]梁琪,张孝岩,过新伟. 中国金融市场基准利率的培育——基于构建完整基准收益率曲线的实证分析[J]. 金融研究,2010,(9): 87-105.
- [6]刘端,薛静芸. 经济周期波动视角下现金持有在企业产品市场定价中的竞争效应研究[J]. 中国管理科学,2015,(9): 9-18.
- [7]罗宏,曾永良,方军雄,等. 会计信息的宏观预测价值: 基于中国制度环境的研究[J]. 会计研究,2016,(4): 9-18.
- [8]罗时空,龚六堂. 企业融资行为具有经济周期性吗?——来自中国上市公司的经验证据[J]. 南开管理评论,2014,(2): 74-83.
- [9]苏冬蔚,曾海舰. 宏观经济因素、企业家信心与公司融资选择[J]. 金融研究,2011,(4): 129-142.
- [10]谭燕. 资产减值准备与非经常性损益披露管制——来自中国上市公司的经验证据[J]. 管理世界,2008,(11): 129-142.
- [11]唐松,吴秋君,孙铮. 会计盈余能预测未来GDP增长率吗?[J]. 中国会计评论,2015,(3): 267-284.
- [12]王雅炯,幸丽霞. 基于信用价差结构的最优对宏观经济预测模型的研究[J]. 证券市场导报,2012,(7): 43-48.
- [13]威廉·H·格林. 计量经济分析(第七版)[M]. 北京: 中国人民大学出版社,2013.
- [14]吴华强,才国伟,徐信忠. 宏观经济周期对企业外部融资的影响研究[J]. 金融研究,2015,(8): 109-123.
- [15]熊海芳,王志强. 参数不稳定下利差在宏观经济与货币政策中的应用[J]. 数量经济技术经济研究,2015,(10): 74-89.
- [16]姚余栋,谭海鸣. 央票利率可以作为货币政策的综合性指标[J]. 经济研究,2011,(2): 63-74.
- [17]姚余栋,谭海鸣. 通胀预期管理和货币政策——基于“新共识”宏观经济模型的分析[J]. 经济研究,2013,(6): 45-57.
- [18]张敦力,李琳. 会计稳健性的经济后果研究述评[J]. 会计研究,2011,(7): 19-23.
- [19]张然,陆正飞,叶康涛. 会计准则变迁与长期资产减值[J]. 管理世界,2007,(8): 77-84.
- [20]张燃. 信用价差变化与中国实体经济增长预期[J]. 证券市场导报,2010,(10): 59-64.
- [21]张荣武,伍中信. 产权保护、公允价值与会计稳健性[J]. 会计研究,2010,(1): 28-34.
- [22]Abdalla A M, Carabias J M. From accounting to economics: The role of aggregate special items in gauging the state of the economy[R]. SSRN Working Paper, 2017.
- [23]Ali A, Zarowin P. The role of earnings levels in annual earnings-returns studies[J]. Journal of Accounting Research, 1992,30(2): 286-296.

- [24]Ball R, Sadka G. Aggregate earnings and why they matter[J]. *Journal of Accounting Literature*, 2015, 34: 39–57.
- [25]Callen J L, Dan S, Hope O K. The pricing of conservative accounting and the measurement of conservatism at the firm-year level[J]. *Review of Accounting Studies*, 2010, 15(1): 145–178.
- [26]Crawley M J. Macroeconomic consequences of accounting: The effect of accounting conservatism on macroeconomic indicators and the money supply[J]. *The Accounting Review*, 2014, 90(3): 987–1011.
- [27]Dechow P M, Ge W. The persistence of earnings and cash flows and the role of special items: Implications for the accrual anomaly[J]. *Review of Accounting studies*, 2006, 11(2-3): 253–296.
- [28]Faust J, Gilchrist S, Wright J H, et al. Credit spreads as predictors of real-time economic activity: A Bayesian model-averaging approach[J]. *Review of Economics & Statistics*, 2013, 95(5): 1501–1519.
- [29]Fischer S, Merton R C. Macroeconomics and finance: The role of the stock market[J]. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1984, 21(1): 57–108.
- [30]Konchitchki Y, Patatoukas P N. From forecasting to nowcasting the macroeconomy: A granular-origins approach using financial accounting data[R]. SSRN Working Paper, 2016.
- [31]Laurion H, Patatoukas P N. From micro to macro: Does conditional conservatism aggregate up in the national income and product accounts?[J]. *Journal of Financial Reporting*, 2016, 1(2): 21–45.
- [32]Mehra Y P, Martin E W. Why does consumer sentiment predict household spending?[J]. *FRB Richmond Economic Quarterly*, 2003, 89(4): 51–67.
- [33]Mody A, Taylor M P. The high-yield spread as a predictor of real economic activity: Evidence of a financial accelerator for the United States[J]. *IMF Staff Papers*, 2003, 50(3): 373–402.
- [34]Patatoukas P N. Detecting news in aggregate accounting earnings: Implications for stock market valuation[J]. *Review of Accounting Studies*, 2014, 19(1): 134–160.
- [35]Patatoukas P N. Dissecting the association between stock returns and GDP growth forecast surprises: An implied cost of capital approach[R]. SSRN Working Paper, 2016.
- [36]Roychowdhury S, Martin X. Understanding discretion in conservatism: An alternative viewpoint[J]. *Journal of Accounting & Economics*, 2013, 56(2-3): 134–146.
- [37]Sadka G, Sadka R. Predictability and the earnings-returns relation[J]. *Journal of Financial Economics*, 2009, 94(1): 87–106.
- [38]Shapley L S. A value for n-person games[J]. *Contributions to the Theory of Games*, 1953, 2(28): 307–317.

The Effect Paths of Forecasts of Macro-economic Growth by Accounting Information: Earnings Conduction and Risk Perception

Xiao Zhichao, Hu Guoqiang

(School of Business, Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin 300222, China)

Summary: With the rise in “from micro to macro” paradigm recently, the information of aggregate earnings gets much attention and its predictability for economic growth has been confirmed. As Ball and Sadka (2015) points out, however, the predictability of aggregate earnings is not the only accumulation of firm-level earnings, researchers should focus on the effect paths of forecasts of macro-economic growth by ac-

counting information. Based on the intrinsic logic of national economic accounting system and accounting conservatism principle, this paper decomposes earnings into assets impairment losses(AIL)and adjusted accounting earnings(AAE), and investigates the paths of forecasts of future GDP growth by accounting information.

The theoretical logic for our design is following. The accounting earnings are the matching result of income and costs using the accrual basis, which reflect the events and transactions in the past, and its measurement attribute is mainly historical costs. As the component of GDP, operating surpluses are highly compatible with accounting earnings in concept and calculation. We thus propose that the predictability of aggregate earnings largely drives from the mathematical correlation of accounting earnings and operating surpluses. In other words, there might be a path function as “current AAE-future operating surpluses-future GDP growth”, which is defined as “earnings conduction”.

However, the predictability of AIL follows a different logic from AEE. First, the AIL embodies the conservatism principle, which requires that the expected future losses should be recognized in advance. Therefore, the AIL item in annual reports indicates the managerial estimation about the business risks and negative macro shocks, and manifests the consequences of fair value measurement. Second, the AAE is highly serially correlated, while the recognition of AIL is accidental and is excluded from the national economic accounting system. Third, as the AIL is the result from managerial judgment and estimation on risks, it contains much private information about macro risks. The AIL might be manipulated for earnings management purpose; nevertheless the aggregation progress could offset the noises and thus reflects systematical estimation of further macro-economic risks. Therefore, we define the predictability of the AIL driving from the systematical estimation of future macro-economic risks as “risk perception”.

Based on the aggregately quarter data of Shanghai and Shenzhen A-share companies from 2003 to 2016, this paper confirms that both AIL and AAE could predict future GDP growth, but both predictability follows different paths. By adopting the mediating effect model, the macro-economic risk has a significantly mediating effect in the prediction process of AIL, but not significant in the prediction process of AAE, confirming the “risk perception” path. Meanwhile, the reverse regression tests show that the predictability of AAE mainly comes from its mathematic correlation with operating surpluses, and the correlation of AIL and GDP growth is not affected by operating surpluses, which is consistent with the “earnings conduction” path. Furthermore, we find that the negative relation between AIL and future GDP growth is stronger during economic downturn period than during economic upswing period, while the prediction function of AAE has no difference during economic downturn or upswing periods.

The potential contributions of this paper are as follows. First, through integrating the conservatism principle with the national economic accounting system, we firstly propose and demonstrate the effect paths of forecasts of macro-economic growth by accounting information: “earnings conduction” and “risk perception”. Second, a stream of literature investigates the micro-level consequence of conservatism principle and also studies its relation to AIL, but little examines its macro-level consequences from the macro-perspective except Crawley(2015)that finds accounting conservatism could impact monetary policy. This paper provides further evidence for the macro-economic consequences of accounting conservatism.

Key words: accounting information; asset impairment loss; accounting earning; economic growth

(责任编辑 康健)