

公允价值会计能否放大银行体系的 的系统性风险

刘红忠 赵玉洁 周冬华

(复旦大学经济学院国际金融系,上海 200433;江西财经大学会计学院,江西南昌 330013)

摘要:宏观审慎监管框架下公允价值会计被认为是顺周期机制,放大了银行体系的系统性风险而广受诟病。本文尝试从正向冲击和逆向冲击角度研究公允价值是否存在放大作用。研究发现两类冲击下系统性风险均存在;公允价值会计作用不对称,逆向冲击下放大了系统性风险,正向冲击下作用不明显;进一步分析逆向冲击的作用渠道时发现,市场流动性不足是放大作用的显著原因,银行以公允价值计价的风险敞口和资本充足率对放大作用没有显著影响。

关键词:宏观审慎监管;系统性风险;公允价值会计

JEL 分类:C23; G21; M41 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-7246(2011)04-0082-18

一、引言

与微观审慎监管政策着力于控制单个银行由于资本充足率不足等原因导致的个体风险(idiosyncratic risk)不同,宏观审慎监管更加关注银行体系的顺周期效应和系统性风险(systemic risk)。在顺周期机制的探讨中,公允价值会计与信用评级机制、巴塞尔新资本协议的内部评级法和贷款损失拨备一起被认为是银行体系外部的顺周期机制,放大了金融危机(周小川,2009;李文泓,2009)。公允价值会计之所以成为争论焦点的原因在于:银行以公允价值计价的资产和利润呈现出顺周期特征,经济高涨时市场价值的上升推高了相应资产的账面价值,导致银行资产和利润虚增,刺激银行扩大信贷规模,资本市场和

收稿日期:2010-12-20

作者简介:刘红忠,教授,博士生导师,任教于复旦大学国际金融系,研究方向为国际金融和金融市场,
Email:hzliu@fudan.edu.cn.

赵玉洁,博士研究生,就读于复旦大学国际金融系,研究方向为金融市场和公司金融。

周冬华,讲师,任教于江西财经大学会计学院,研究方向为会计理论和信息披露。

此文受国家自然科学基金课题“公开信息冲击下的投资者交易策略高阶期望模型及其实证分析”(项目批准号:70671027)资助;感谢第一届《金融研究》论坛上有关专家对提出的建设性修改意见;感谢复旦大学张宗新副教授、中央财经大学肖凤娟副教授等提出的重要修改意见。当然文责自负。

实体经济泡沫不断滋生、膨胀,风险逐渐累积;经济衰退时资产账面价值的下降促使面临资本监管约束的银行被迫出售资产,价格的下降引致其他同类银行进一步的抛售,恶性循环使得萎靡的经济雪上加霜。因此,公允价值的顺周期特征提高了银行体系的系统性风险(黄世忠,2009)。然而,这些评论建立在理论分析上,是否得到实证研究和经验证据的支持尚需进一步分析。

虽然宏观审慎监管政策的核心是对系统性风险的控制,但是,目前国际上对系统性风险并没有统一的、被普遍接受的定义,大多数定义主要从危害范围大小、风险传染、金融功能和对实体经济的影响四个角度进行(张晓朴,2010)。在对系统性风险的评估方面,此次危机之前的研究侧重于分析单个银行倒闭引起其他银行倒闭的传染性风险,研究主要采用网络分析法(Muller, 2003)、矩阵法(马君潞等,2007)等方法分析通过银行间支付系统和市场渠道进行的风险传染。金融危机爆发之后,学者们开始从系统整体对系统性风险进行评估和测度,其中银行股票收益率的相关程度被Lo(2008)大力推荐作为系统性风险的衡量指标在研究中被广泛采用,如Duffie等(2009),Huang等(2009),Patro等(2010)。本文也尝试从股票收益率的角度研究公允价值会计对系统性风险的影响。借鉴Huang等(2009)衡量系统性风险的方法,本文以中国资本市场上14家上市银行^①2002年5月至2010年3月之间股票月度收益率的相关性衡量银行体系的系统性风险,研究公允价值会计的运用能否提高银行体系的系统性风险。具体研究思路如下:首先选择深圳发展银行、浦东发展银行和招商银行^②为基础构建虚拟银行组合,研究正向冲击和逆向冲击下^③单个银行和虚拟银行组合之间股票收益率的相关性,以此来确认系统性风险是否存在;其次研究公允价值会计的运用能否放大银行间的系统性风险;如果存在放大作用,本文将进一步研究公允价值放大作用的机制和渠道。同时,为了区分正向冲击和逆向冲击下公允价值作用可能存在的差异,本文进一步将外部冲击分为正向冲击和逆向冲击单独进行回归分析。

文章其余部分安排如下:第二部分为文献综述、理论分析及研究假设;第三部分为研究设计及数据来源;第四部分为实证分析结果,基本模型研究公允价值会计准则对系统性

① 这14家上市银行为除农业银行和光大银行以外的14家上市银行。

② 以深圳发展银行、浦东发展银行和招商银行构造虚拟银行的原因在于:这三家银行上市时间较早,相对而言对市场冲击的反映更敏感,而且具备一定的规模和市场影响力。如果以国有三家上市银行中国银行、工商银行和建设银行为构成基础,它们上市时间较晚,样本研究期间局限于2007年10月之后,一方面无法检验新准则中公允价值规定发生变化的影响,另一方面样本量也大大缩小。稳健性研究以国有三家上市银行作为回归构成基础回归发现公允价值作用的结果并不显著,产生这种结果的原因可能一方面受样本期间的影响,另一方面如后文所述,也反映了公允价值会计的作用渠道。

③ 正向冲击和逆向冲击均指单个银行或者银行体系受到的外部冲击,例如外界因素导致银行持有的以公允价值计价的资产如本外币债券,即期、远期外汇协议以及利率、货币互换协议和期权协议以及复杂结构性债券的收益发生波动从而影响银行的资产、负债或利润,这一信息被市场投资者获悉将进一步影响上市银行的股票市场收益率。本文在指标衡量方面采用股票收益率是否位于极值区间衡量正向冲击和逆向冲击,当自变量即虚拟银行组合的股票收益率位于其所有时间维度上收益率最高的25%的区间时,我们认为是正向冲击,相反位于收益率最低的25%的区间时,则认为是逆向冲击。

风险的放大作用是否存在;拓展模型将进一步分析公允价值会计放大作用的渠道和路径;第五部分为研究结论。

二、文献综述、理论分析及研究假设

(一)宏观审慎监管政策和银行体系的系统性风险

Chen(1999)首先开始研究单个银行的流动性风险传染给整个银行体系的过程,他发现了风险传染的两条渠道:银行之间相互依赖的支付体系,以及投资者依据现有银行经营失败的信息对未来判断失误引发的“羊群效应”。Muller(2003)采用网络分析法,马君潞等(2007)采用矩阵法从第一条渠道模拟了单个银行对银行系统传染性风险的作用;包全永(2005)构造模型研究了第二条渠道,他发现储户因个人理性行为导致集体的非理性结果,银行体系风险具有自我放大的传染与扩散效应,最终可能使银行系统失去基本功能。因此,微观审慎监管政策通过对单个银行进行有效监管切断了风险传染的源头,认为只要单个银行安全即可维持整个银行体系的稳定。这隐含着—个前提假设,只有单个银行出现问题才会导致系统性风险,不存在内部逐渐累积直至摧毁整个银行体系的因素。这个假设在商业银行和投资银行之间业务分离,系统内部不存在风险累积,经营模式仍以分业经营为主时可能成立。彼时商业银行主要从事较低风险的借贷业务和提供服务,投资银行从事高风险的发行上市、资本投资等业务,两者之间的经营活动相互独立,形成天然的防火墙。随着金融业的发展,美国国会于1999年通过了克林顿政府提交的监管改革的绿皮书,形成了美国《金融服务现代化法案》(Financial Services Modernization Act),从法律角度为金融机构的混业经营、银行进入其他金融领域肃清了最后障碍。自此,银行内部的兼并收购不断发生,—个个跨越多种经营领域的金融控股集团不断出现。

在对银行系统性风险的衡量方面,IMF(2009)提供了四种方法:网络模型、Co-Risk模型、困境相关矩阵和违约强度模型,这四种方法大致表明了系统性风险研究的主要方向:采用网络模型分析和矩阵法研究的结构化方法,以及通过市场数据(包括股价和信贷违约互换,CDS价差等)推导出市场对相互关联的看法的简约化方法(谢平和邹传伟,2010)。结构化方法倾向于挖掘银行会计报表信息,例如关注银行的贷款状况、流动性和资本充足率等。然而,采用报表信息分析的一个问题是会计数据的频率低、时滞长(Huang等,2009),更容易被管理层操纵。资本市场数据由于其更快速的更新频率在研究银行体系的稳定性中被逐渐使用(Lehar,2005),例如Avesani等(2006)将银行系统内部的各家银行看成是投资组合的构成部分,以银行股票收益率为基础计算第N次违约(nth-to-default)概率衡量银行体系的系统性风险。Duffie等(2009)认为报表数据是历史性数据,无法预测未来的系统性风险,资本市场的价格反映了市场对银行未来经营绩效的预期,使用股票收益率数据更具有前瞻性(forward looking)。目前,最受关注的Huang等(2009)的研究采用渐近单风险因素模型(asymptotic single risk factor model, ASRF)计算银行体系的系统性风险,其中模型输入变量的资产回报相关系数(asset return correlations)采用

银行两两之间股票收益率的相关系数和CDS价差(credit default swap)计算得到。

出于对我国股票市场是否有效的顾虑,国内学者很少采用市场数据研究银行体系。在廖理等(2008)验证了股改后我国股票市场的有效性之后,郑鸣和张翼(2010)以银行市场数据研究了银行体系的稳定性。因此,本文尝试采用股票收益率的相关度衡量银行体系的系统性风险。然而,市场收益率可能受多种因素作用呈现出同向波动,这并不都是系统性风险。为了减少对回归结果的错误解读,本文根据外界可能存在的因素逐一进行处理:(1)同一时间维度上行业外因素作用,对此本文进行如下处理:①在控制变量中加入宏观基本面因素、市场因素和年度因素控制其他因素的作用,分析过滤了这些因素后银行股票收益率是否仍然相关;②对自变量和因变量采用极值化处理,用虚拟变量衡量股票收益率处于极大值区间或极小值区间,代替原始股票收益率数据,这样即可以部分弱化外界因素的间接作用,同时虚拟变量又可以作为正向冲击和逆向冲击的代理变量;③鉴于研究的目的是公允价值运用对系统性风险的影响,如果影响股票收益率相关度的缺省变量在加入公允价值交互项的前后对回归方程的作用不变,那么如果公允价值交互项的回归系数显著,仍然可以得到公允价值会计放大作用的实证结果。(2)行业内同质因素作用。虽然上述过程无法剔除行业内因素的影响,但是,行业内同质因素对银行股票收益率相关性的影响,正是银行间的系统性风险,银行从事高风险的经营业务和投资活动的这种同质性导致行业内同质因素的存在正是滋生和积累系统性风险的土壤,所以行业内同质因素是我们的研究目标,无需控制和剔除。(3)银行股票收益率可能在时间上存在耦合,回归结果的存在是因为缺省时间维度上的变量导致。对此,稳健性分析中通过改变虚拟银行组合进行分析,排除了这种可能性。为区分正向冲击和逆向冲击银行系统性风险可能存在的差异,将分别研究两者的影响,据此提出假设1:

假设1:银行体系存在系统性风险,面临正向冲击或逆向冲击时银行股票收益率高度相关,在控制其他因素后相关性依然存在。

(二)公允价值对银行体系系统性风险的放大作用

公允价值会计是区别于传统历史成本会计的一种计价方法,它的出现源于80年代历史成本法对当时美国大肆盛行的金融衍生工具计价的无能为力和无法继续满足投资者对市场信息的需求^①。我国在2006年颁布的企业会计准则中引入了公允价值计价原则,其中按照公允价值的确定原则不同,分为三个层次:(1)存在活跃市场,以市场价格为基础确定其公允价值;(2)不存在活跃市场、但同类或类似资产存在活跃市场,以同类或类似资产市场价格为基础采用估值确定其公允价值;(3)不存在同类或类似资产的可比市场交易,采用估值技术确定其公允价值。公允价值计价将财务报表数据与市场数据联系起来,增强了财务信息的透明度,给投资者提供了更多决策有用的信息。

次贷危机的爆发让理论界和实务界开始思考公允价值会计的危害。首先,公允价值

^① 葛家澍、窦家春和陈朝琳(2010);任世驰、李继阳(2010)等学者都对公允价值的产生及演进逻辑进行了深入分析和探讨,具体论述可以参考他们的研究。

会计采用市场价格计价,较历史数据调整频率更快,这客观上增加了以公允价值计量的资产和负债的波动性;其次,公允价值计量的依据虽然可以分为三个层次,但在我国资本市场缺乏相应价格信息时只能采用估值技术确定。鉴于估值过程无需在财务报告中披露,计算结果不具有可复制性,外界无法获知银行如何得到最终结果,也就无法监督管理层出于特殊目的可能存在的滥用行为。最后,即使采用公允价值计价,不同的资产分类对财务报表的影响也存在差异。例如,以公允价值计量且其变动计入当前损益的金融资产的未实现的损益可以直接计入利润表,而对比可供出售的金融资产未实现的损益只能计入所有者权益,这都增加了管理层根据持有意图,随意划分资产的可能性,叶建芳等(2009)的研究为管理层在划分金融资产方面存在盈余管理行为提供了证据。因此,管理层滥用估值技术的行为和随意划分将从主观上增加人为因素导致的财务报表波动性,提高系统性风险。

我国银行自身的风险管理机制也将放大公允价值会计的作用。银行在管理市场风险的过程中根据交易特征不同,将账户划分为交易账户和银行账户。对交易账户主要以公允价值计价,采用久期、凸度、敏感性测试、压力测试和风险价值法(VaR)等方法,设置市场风险限额指标如敞口限额、止损限额和敏感度限额对市场风险进行管理,同时将市场风险限额指标逐级分解到不同交易台和交易员层面,实施限额监控和分析^①。因此,一家银行抛售导致资产价格下降时,首先以历史数据为模拟的风险价值法将体现市场风险的上升,出于风险规避的考虑,银行可能减少其持有的金融资产。其次,上述市场风险限额逐级分解的管理体系将责任分配到岗,当逆向冲击导致银行风险上升时,管理人员和交易人员在无法准确得到市场未来走向时,“不求有功,但求无过”的思想和风险厌恶心理使得他们不愿意承担银行风险上升的责任,因此在其批准的交易限额内进行抛售是管理人员和交易人员较优的策略选择。最后,巴塞尔新资本协议提出,监管当局除要求银行对交易账户计算一般市场风险和特定风险资本要求外,还要对交易账户上的场外衍生工具和其他交易工具计算信用风险资本要求^②。其中对各项交易账户按照交易标的发行对象的信用评级、交易方向以及不同交易之间风险暴露是否完全匹配等确定不同的风险资本要求,因此当逆向冲击导致市场价格下降时,信用风险资本要求也将导致银行可能出售被评级机构下调的标的资产。

另外,鉴于我国银行不断转向以岗位绩效工资制为主体的薪酬制度,银行薪酬与绩效逐渐挂钩(邵平等,2008)。责任到岗制度的形成意味着人员责任划分更加明确,将提高个人薪酬与工作绩效的关系,增加薪酬的激励性。因此当资产价格下降导致其他持有同类资产的银行相关收益率和资产价值下降时,可能影响直接从事公允价值资产交易的人员的绩效收入,使得价格下跌时交易人员具有抛售资产进行止损的动机,从而引发新的恶性循环。因此即使没有资本监管的约束,公允价值会计也可能加速银行的系统性风险。

最后,巴塞尔新资本协议中内部评级法的顺周期性也将进一步提高公允价值会计对

① 参见各家银行历年年报交易账户市场风险管理部分。

② 见巴塞尔新资本协议(征求意见稿)第六部分交易账户,C条款交易账户对手方信用风险的处理,660段。

银行系统性风险的作用。新资本协议要求银行采用标准法或内部评级法衡量银行的信用风险,前者依赖于外部评级机构的评级确定风险权重,顺周期性要小;初级内部评级法要求银行自行计算违约概率(PD),高级内部评级法下还要求银行自行计算违约损失率(LGD)、违约风险暴露(EAD)和期限(M)等参数确定监管资本。这些参数容易受市场波动的影响,对风险更加敏感(李文泓,2009)。外界冲击导致银行出售公允价值资产时市场价格下降,银行以公允价值计价的资产、负债的变化引起银行监管资本的波动,从而加剧了公允价值的影响。

综上所述,财务报表波动、资本监管要求、风险管理机制、薪酬结构和新资本协议的内部评级法的规定都可能导致公允价值会计在逆向冲击下放大银行体系的系统性风险。然而正向冲击下公允价值计价提高了银行资产的账面价值,此时上述方式都难以确定银行是否会抛售或者继续持有金融资产,风险的源头和传递过程被中断。因此,正向冲击和逆向冲击下公允价值会计作用的结果可能不同,公允价值会计可能存在非对称作用。据此提出本文假设2:

假设2:逆向冲击下公允价值会计将放大银行体系的系统性风险,公允价值会计运用程度越高,银行体系的系统性风险越大;正向冲击下公允价值会计的放大作用不明显。

(三)公允价值会计对银行系统性风险放大作用的渠道

如前所述,公允价值的放大作用可能存在如下方式:财务报表波动、资本监管要求、风险规避、人员薪酬设计和新资本协议的规定等。这些方式或单独发挥作用,或相互交织作用,共同放大了银行的系统性风险。从具体的作用渠道上看,财务报表波动能否发挥作用首先取决于公允价值的盯市价格是否存在以及相应价格的波动程度,其次则取决于管理层是否存在根据持有意图滥用估值、随意划分资产的动机。资本监管的作用依赖银行的资本充足状况,包括资本充足率和核心资本充足率等。风险规避取决于银行采用风险价值法时选择的观察窗口内的市场价格的波动、风险厌恶程度和银行确定的市场风险限额,后者也依赖于市场价格的波动。人员薪酬结构取决于市场价格的波动幅度和相关人员的薪酬敏感度。新资本协议的作用则取决于银行采用的衡量信用风险的方法、市场价格的波动和银行的资本充足状况。

可以看到,如果将上述五种方式的具体作用渠道逐个抽离,我们发现银行的资本充足状况、市场价格波动、管理层盈余管理动机、银行风险厌恶程度和相关人员的薪酬敏感度是主要的作用路径。受篇幅限制,本文主要研究银行资本充足状况和市场价格波动的影响,并将这两条渠道分别称为资本监管渠道和市场渠道。图1描述了这两条渠道对资本监管、风险规避和人员薪酬设计的主要作用过程。

首先从资本监管渠道出发,银行持有的以公允价值计价的资产敞口^①不同导致其面临的监管约束不同。Khan(2009)的研究证明单个银行资本充足率越低,采用公允价值计价的资产和负债的比率越高,公允价值会计对系统性风险的作用越大。本文将单个银行

^① 以公允价值计价的资产敞口定义为单个银行以公允价值计价的资产和负债的差异占总资产的比率。

持有的以公允价值计量的风险敞口和资本充足率作为资本监管渠道的衡量指标研究,如果资本监管渠道可以发挥作用,那么银行以公允价值计量的风险敞口越大,资本充足率越低,公允价值会计对系统性风险的提高作用越大。

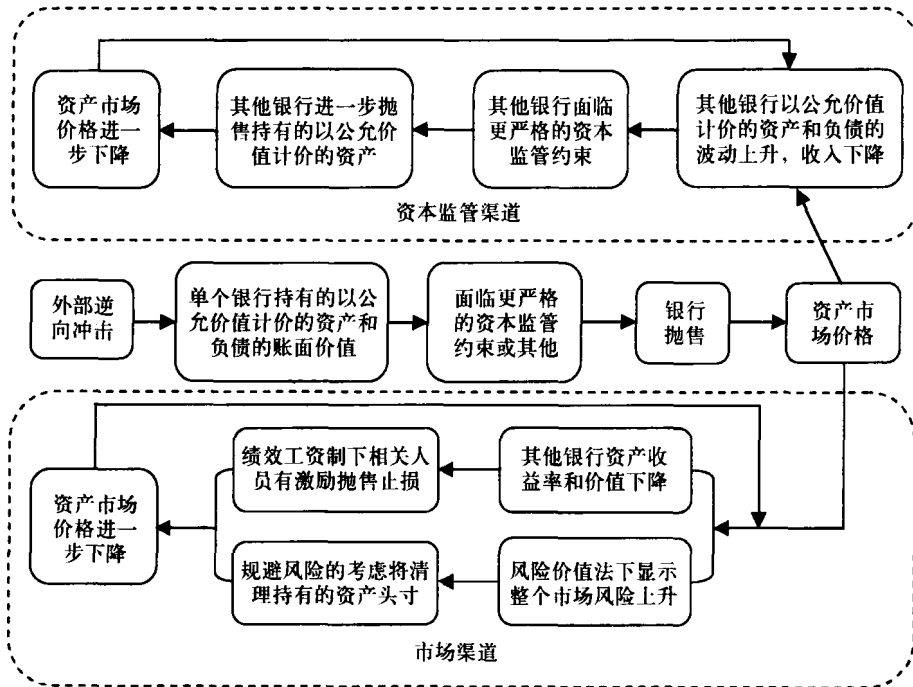


图 1 公允价值会计对银行系统性风险的作用过程

在无摩擦的有效市场中,此时市场价格真实反应了资产价值,可以直接采用市场价格确定公允价值。但在流动性不足的市场中,当部分银行出售其持有的以公允价值计价的资产时,成交价格可能低于资产的真实价值,这对其他持有同类资产的银行将产生负外部性。如果提前预期到其他银行的出售对自身造成的负外部性,“短视”的管理层 (managerial myopia) 可能选择提前出售。博弈的均衡结果是所有银行提前出售,价格的波动被放大。因此,市场流动性不足导致公允价值会计放大了逆向冲击下资产市场价格的波动,这在银行持有的金融资产同质或者高度相关下作用更大。

综上所述,可以提出本文假设 3:

假设 3(a) 资本监管渠道: 单个银行以公允价值计量的风险敞口越大, 资本充足率越低, 公允价值会计对系统性风险放大作用越大。

假设 3(b) 市场渠道: 市场流动性越低, 公允价值会计对系统性风险的放大作用越大。

三、研究设计及数据来源

(一) 研究设计

1. 基本模型

本文采用 Logit 模型研究。首先为区别正向冲击和逆向冲击下公允价值会计对系统

性风险的影响差异,将冲击分为两类进行。其次,如果分别研究单个银行两两之间股票收益率的相关度将大大增加回归过程,本文借鉴 Khan(2009)的方法,以深圳发展银行、浦东发展银行和招商银行为基础构造一个虚拟银行组合,以三家银行按市值加权求和得到的股票收益率作为虚拟银行的收益率进行研究。再次,本文研究对象是公允价值会计在冲击下是否存在放大作用,直接将股票收益率数据作为变量带入回归中可能存在序列相关等问题,需要进行更多的计量处理,而计量处理的准确性依赖于样本规模,本文样本规模较小,直接将股票收益率代入回归系数可能存在偏误。因此,研究构造两组虚拟变量分别衡量虚拟银行和单个银行股票收益率是否处于极值区间,通过研究虚拟变量的相关系数判断股票收益率的相关程度,以此界定系统性风险是否存在。最后,通过设置交互项研究公允价值会计对系统性风险是否具有放大作用。模型(1)、(2)反映了两类冲击下系统性风险是否存在;如果存在,模型(3)、(4)进一步研究公允价值会计对系统性风险是否具有放大作用。

$$Bank_L_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 MCB_B_t + ConVar \quad (1)$$

$$Bank_T_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 MCB_G_t + ConVar \quad (2)$$

$$Bank_L_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 MCB_B_t + \delta_2 Fairall_t + \delta_3 MCB_B_t \times Fairall_t + ConVar \quad (3)$$

$$Bank_T_{i,t} = \eta_0 + \eta_1 MCB_G_t + \eta_2 Fairall_t + \eta_3 MCB_G_t \times Fairall_t + ConVar \quad (4)$$

其中,变量相关定义详见表1。 α_1 、 β_1 分别衡量两类冲击下银行间系统性风险是否存在及其大小,系数显著大于零则表明存在系统性风险,假设1得到验证。 δ_3 、 η_3 分别衡量两种冲击下公允价值运用能否放大银行的系统性风险,如果 δ_3 的系数显著大于零,逆向冲击下公允价值运用存在放大作用,此时如果 η_3 的系数不显著的大于零,表明公允价值会计对系统性风险的放大作用在两种冲击下不对称,验证了假设2。

2. 拓展模型

如果逆向冲击下公允价值运用放大了银行系统性风险,那么本文将进一步构造交互项研究单个银行以公允价值计价的风险敞口、资本充足率及市场流性能否通过资本监管渠道和市场渠道提高公允价值的放大作用。综合考虑三者影响的具体模型如下:

$$Bank_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 MCB_t + \theta_2 Fairall_t + \theta_3 MCB_t \times Fairall_t + \theta_4 Cap_{i,t} + \theta_5 MCB_t \times Fairall_t \times Cap_{i,t} + \theta_6 FairR_{i,t} + \theta_7 MCB_t \times Fairall_t \times FairR_{i,t} + \theta_8 Liqu_t + \theta_9 MCB_t \times Fairall_t \times Liqu_t + ConVar \quad (5)$$

变量定义参见表1。 θ_5 、 θ_7 、 θ_9 分别衡量两种渠道下公允价值会计放大作用是否扩大。如果 θ_5 、 θ_7 的系数显著为正,说明公允价值会计通过资本监管渠道发挥作用,假设3(a)得到验证,如果 θ_9 的系数显著为正,则说明增量作用通过市场渠道产生,验证了假设3(b)。

3. 控制变量

为进一步控制宏观经济的影响,控制变量中加入股票市场月度收益率和市场利率衡量宏观经济对整个市场的影响。研究样本期间为2002年至2010年,中间跨越了新旧会计准则两个阶段,为控制制度背景的作用,回归中加入虚拟变量衡量新准则的实施。同

时,为避免年度时间变量和银行自身无法观察到的特征对模型的作用,研究中加入衡量年度固定效应和银行固定效应的虚拟变量。所有变量具体定义详见表 1。

表 1 相关变量定义

	变量名称	符号	变量说明
因变量	前 10% 的收益率	$Bank_T_{i,t}$	虚拟变量,等于 1 表示收益率在该银行收益率的前 10%
	后 10% 的收益率	$Bank_L_{i,t}$	虚拟变量,等于 1 表示收益率在该银行收益率的后 10%
自变量	正向冲击	MCB_G_t	虚拟变量,等于 1 表示虚拟银行收益率为最大的 25%
	逆向冲击	MCB_B_t	虚拟变量,等于 1 表示虚拟银行收益率为最小的 25%
	公允价值运用程度	$Fairall_t$	同一个期间内所有样本银行以公允价值计价的资产与负债之和占有所有银行资产总和的比率 ^①
	资本充足率	$Cap_{i,t}$	单个银行披露的资本充足率
	公允价值风险敞口	$FairR_{i,t}$	单个银行以公允价值计价的资产与负债之和占有所有银行资产总和的比率 ^①
	市场流动性	$Liqu_t$	按照 Boyson 等(2008)的方法计算得到月度流动性 ^②
控制变量	股票市场收益率	$MakRtn_t$	沪深 300 指数月度收益率
	市场利率	$ItsRate_t$	银行隔夜质押式回购的利率,计算得到年度利率
	制度变量	$Backgd$	虚拟变量,等于 1 表示样本处于 2006 年 10 月之后 ^③
	银行固定效应	$Dum_b0 - b13$	银行虚拟变量
	年度固定效应	$Dum_y2 - y9$	年度虚拟变量

(二)数据来源

本文数据来源于锐思数据库和国泰安数据库,其中银行股票月度收益率、股票市场月度收益率和市场利率数据来源于锐思数据库;市场流动性数据根据国泰安数据库披露的个股交易数据计算得到;公允价值和资本充足率数据根据银行每个季度披露的财务报表

① 虽然新会计准则实施时间是 2007 年,但上市银行在 2006 年年报中均采用公允价值计价。因此样本中 2006 年 10 月之后的公允价值资产采用的是新会计准则,在此之前以旧会计准则的短期投资科目余额作为公允价值计价资产。之后根据银行资产负债表披露的以公允价值计价的资产和负债的数据手工整理计算,主要构成为持有的公允价值计量且其变动计入当前损益的金融资产(负债)、交易性金融资产(负债)、可供出售的金融资产、衍生性金融资产(负债)以及投资性房地产。

② 按照 Boyson 等(2008)对 Amihud(2002)方法的修正,单个股票一天流动性等于当天股票交易的最高价与最低价之差除以当天交易额,然后以当月所有正常交易的股票的流通股市值为权重加权求和计算得到当月市场流动性。计算得到的市场流动性的值在 10^{-8} ,为防止市场流动性太小导致回归系数过大,对市场流动性的数据乘以 10^8 ,数值越大表明市场流动性越差。

③ 因为新会计准则是在 2006 年年报实施,因此 2006 年 10 月、11 月和 12 月的公允价值计价采用的是新会计准则的规定,之前采用的是旧会计准则的认定。

手工整理得到,同时根据银行披露的公告每月进行调整,得到公允价值和资本充足率的月度数据。研究期间为2002年5月至2010年3月,共得到762个样本数据。

四、实证分析结果

(一)样本描述性分析结果

图2描述了我国银行业2002年5月至2010年3月公允价值会计的运用程度。可以看出,2006年四季度后,银行以公允价值计价的资产和负债迅速增加,这主要由两个原因导致:(1)随着股权分置改革进程的加快、银行经营业务的多元化以及国内银行业实施的“走出去”的战略,银行真正持有的国内外以公允价值计价的资产和负债的数量增加;(2)新会计准则的实施对银行采用公允价值会计计价提出了要求,这可能使得之前在旧准则下放在长期投资类项目或其他项目的资产和负债在新准则规定下放在以公允价值计价的项目中,因此新准则的实施也从账面上提高了以公允价值计价的资产和负债的比率。图2还可看出,在2005年四季度和2006年二季度公允价值计价的比率出现了一个突然增加,这是因为上市银行在2006年的年报中披露了对2005年年末的调整,同时2006年的中期报告大多也应用了新准则,而相反2006年的季报中仍然采用旧准则,这也从另一个角度说明新准则的实施从账面上增加了银行持有的以公允价值计价的资产和负债的价值。

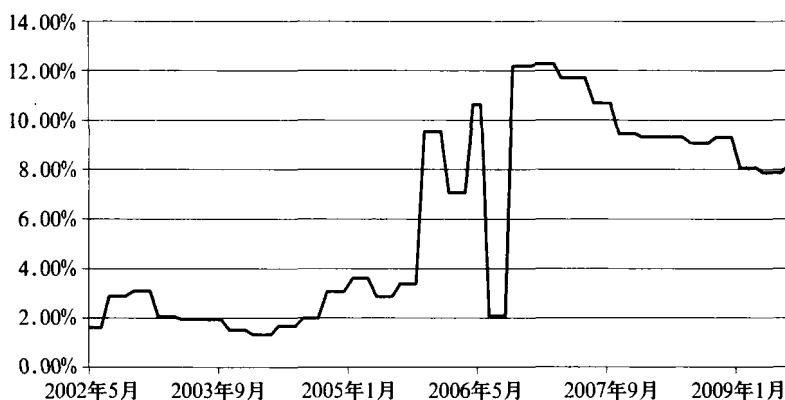


图2 银行以公允价值计价的资产和负债比率的变化趋势图

按照冲击类型和冲击与公允价值的交互项对样本进行分类,表2列示了不同分类指标下各子样本的均值的差异。

当 $MCB_G=1$ 即虚拟银行面临正向冲击时,单个银行收益率出现在极大值区间的平均概率为32.31%,显著大于 $MCB_G=0$ 即虚拟银行收益率不在极大值区间时2.65%的概率,这说明单个银行股票收益率与虚拟银行的股票收益率两者相关,系统性风险确实存在;进一步分析正向冲击下公允价值运用程度对系统性风险作用,发现 $FV=1$ 时单个银

行收益率出现在极大值区间的概率并不显著的大于 $FV=0$, 这说明正向冲击下公允价值并未显著地放大银行系统性风险。同理分析单个银行收益率出现在极小值区间的情形, 结果显示逆向冲击也将显著地提高银行收益率出现在极小值区间的平均概率, 系统性风险存在; 然而与之前结果不同的是, 逆向冲击下公允价值会计的运用可以显著地放大银行系统性风险, $FV=1$ 时单个银行收益率出现在极小值区间的概率显著大于 $FV=0$ 。当然, 均值比较只是给出一个粗略的分析结果, 更精确的结果有待进一步分析。

表 2 不同分类指标下银行收益率均值差异比较

Bank_T				Bank_L					
	样本量	均值	标准差		样本量	均值	标准差		
$MCB_G=0$	567	0.0265	0.1606	$MCB_B=0$	576	0.0174	0.1307		
$MCB_G=1$	195	0.3231	0.4689	$MCB_B=1$	186	0.3978	0.4908		
均值差异	0.2966 (13.0185 ***)			均值差异	0.3929 (16.8654 ***)				
$MCB_G=1$	$FV=0$	88	0.3068	0.4638	$MCB_B=1$	$FV=0$	81	0.1975	0.4006
	$FV=1$	107	0.3364	0.4747		$FV=1$	105	0.5524	0.4996
	均值差异	0.0296 (0.4382)				均值差异	0.3549 (5.2253 ***)		

注①: 变量定义与表 1 相同; 括号内为变量采用双尾检验的 t 检验值, **、*、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上统计显著。

相关变量的描述性统计分析结果详见表 3。从表 3 中可以看出: 虚拟银行收益率的振幅和方差都小于单个银行收益率, 这主要是虚拟银行的收益率为三家银行的加权值, 加权平均的做法降低了虚拟银行收益率的波动。以公允价值计价的资产和负债占银行资产的平均比率为 7.35%, 方差为 3.24%。

表 3 主要变量描述性分析

变量	样本量	平均值	方差	最小值	25 分位点	中值	75 分位点	最大值
单个银行收益率	762	0.0154	0.1339	-0.3512	-0.0661	0.0167	0.0896	0.6273
虚拟银行收益率	762	0.0218	0.1327	-0.3165	-0.0469	0.0212	0.1087	0.2960
$Fairall_t$	762	0.0735	0.0324	0.0135	0.0363	0.0810	0.0935	0.1230

(二) 回归分析结果

1. 银行间系统性风险

表 4 回归结果显示, 无论是否控制年度固定效应或银行固定效应, 模型回归的整体卡

① FV 为虚拟变量, $Fairall$ 大于中值时 FV 等于 1, 否则为零。 FV 等于 1 说明公允价值会计的应用程度大于中值, 处于较高水平。

方值(LR)均大于110,1%的显著性水平下卡方检验显示模型整体回归结果显著。虽然Logit回归报告的伪 R^2 ($Pseudo R^2$)统计量缺乏像普通最小二乘法回归中 R^2 统计量对方差的解释意义,但可以大致表明模型的相对拟合程度。结果显示正向冲击下回归的伪 R^2 值均大于25%,逆向冲击下均大于40%,这至少表明模型拟合程度较好。

无论是否控制年度固定效应和银行固定效应,正向冲击(MCB_G)和逆向冲击(MCB_B)的回归系数显著,两类冲击下银行体系间的系统性风险均显著存在。控制了宏观经济政策、年度固定效应和银行固定效应后,虚拟银行股票收益率大于75分位点的概率每提高1%,单个银行股票收益率出现在前10%的概率显著提升4.2173倍^①;在逆向冲击下虚拟银行股票收益率小于25分位点的概率每提高1%,单个银行股票收益率出现在后10%的概率显著提升2.2938倍。这从实证角度说明单个银行虚拟银行股票收益率之间的高度相关,银行间存在系统性风险。

表4 银行系统性风险

变量	预期符号	回归结果			
		模型一	模型二	模型三	模型四
$Bank_T$		Panel A: 正向冲击下回归结果			
MCB_G	+	1.8315*** (4.62)	1.4359*** (3.2)	1.8414*** (4.58)	1.4392*** (3.19)
$MakRtn$	+	7.3895*** (3.57)	7.3958*** (3.08)	7.4099*** (3.58)	7.5843*** (3.11)
$ItsRate$?	1.2721 (0.05)	45.9052 (0.98)	-0.78589 (-0.03)	46.7960 (0.99)
$Backgd$?	0.4154 (1.04)	1.6588** (2.07)	0.7348* (1.8)	1.8953** (2.36)
常数项	?	-3.9110*** (-5.79)	-5.9516*** (-3.94)	-4.1309*** (-4.18)	-6.0856*** (-3.67)
LR		117.87***	118.38***	130.89***	132.42***
$Pseudo R^2$		27.33%	28.20%	28.44%	29.18%
$Bank_L$		Panel B: 逆向冲击下回归结果			
MCB_B	+	0.7404** (2.46)	0.8269*** (2.61)	0.7518** (2.45)	0.8302*** (2.58)
$MakRtn$	+	-19.0801*** (-9.7)	-18.7894*** (-9.44)	-21.4961*** (-8.84)	-21.2137*** (-8.46)
$ItsRate$?	19.0821 (0.82)	12.7417 (0.27)	16.7729 (0.72)	5.8072 (0.13)
$Backgd$?	-0.1684 (-0.42)	-15.4678*** (-10.8)	0.7354* (1.74)	-15.0347*** (-10.21)
常数项	?	-3.8737*** (-6.76)	11.0940*** (6.31)	-5.5710*** (-4.42)	9.8081*** (4.66)
LR		136.93***	135.68***	136.41***	133.79***
$Pseudo R^2$		44.62%	49.10%	46.24%	50.68%
样本量		762	762	762	762
年度效应		不固定	固定	不固定	固定
银行效应		不固定	不固定	固定	固定

2. 公允价值对银行间系统性风险的作用

表5回归结果显示,加入公允价值会计及其与正向冲击和逆向冲击的交互项后模型整体卡方值略有下降,但1%的显著性水平下整体回归结果仍然显著,回归伪 R^2 值大于

① 提升概率即优势比(Odds Ratio)为Logistic回归结果,它表明自变量每增加一个单位时因变量发生比的变化倍数,也可以通过logit回归系数计算得到,优势比为回归系数的E次方,在此计算过程为 $e^{1.4392} = 4.2173$ 。

25%,模型拟合程度较好。

表 5 公允价值对银行体系系统性风险的放大作用

变量	预期符号	回归结果			
		模型一	模型二	模型三	模型四
<i>Bank_T</i>		Panel A:正向冲击下回归结果			
<i>MCB_G* Fairall</i>	+	-14.5333(-1.43)	-21.8467*(-1.93)	-14.6660(-1.44)	-21.6801(-1.39)
<i>Fairall</i>	?	11.7221(1.16)	8.6743(0.47)	10.2773(1)	7.6121(0.41)
<i>MCB_G</i>	?	2.9941*** (3.44)	3.1589*** (3.16)	2.9992*** (3.45)	3.1452*** (3.12)
<i>MakRtn_t</i>	?	7.6390*** (3.82)	8.0044*** (3.52)	7.8057*** (3.91)	8.2084*** (3.56)
<i>ItsRate_t</i>	?	3.3138(0.11)	54.6498(1.07)	3.4643(0.11)	55.3562(1.07)
<i>Backgd</i>	?	0.3294(0.5)	2.6258(1.61)	0.7490(1.04)	2.9255*(1.75)
常数项	?	-4.8186*** (-4.81)	-7.7035*** (-3.93)	-5.0632*** (-4.05)	-7.8409*** (-3.75)
<i>LR</i>		106.21***	120.52***	110.90***	127.22***
<i>Pseudo R²</i>		27.68%	28.79%	28.85%	29.83%
<i>Bank_L</i>		Panel B:逆向冲击下回归结果			
<i>MCB_B* Fairall</i>	+	25.5938**(2.18)	23.9076*(1.85)	26.1914**(2.21)	24.0495*(1.84)
<i>Fairall</i>	?	-2.5684(-0.19)	14.8520(0.86)	-4.0342(-0.28)	15.4991(0.88)
<i>MCB_B</i>	?	-1.1419(-1.18)	-0.9517(-0.9)	-1.1455(-1.19)	-0.9508(-0.9)
<i>MakRtn_t</i>	?	-20.0512*** (-9.27)	-20.0234*** (-8.81)	-22.6097*** (-9.08)	-22.4923*** (-8.78)
<i>ItsRate_t</i>	?	27.9107(0.91)	64.4339(1.06)	27.8068(0.87)	58.5332(0.92)
<i>Backgd</i>	?	-0.6640(-0.69)	-15.7648*** (-12.14)	0.3123(0.3)	-16.3354*** (-12.24)
常数项	?	-3.6922*** (-4.38)	9.4036*** (5.36)	-5.4180*** (-4.41)	15.4991(0.88)
<i>LR</i>		106.21***	120.52***	110.90***	127.22***
<i>Pseudo R²</i>		27.68%	28.79%	28.85%	29.83%
样本量		762	762	762	762
年度效应		不固定	固定	不固定	固定
银行效应		不固定	不固定	固定	固定

正向冲击下控制宏观经济整体作用和年度及银行固定效应后,公允价值与正向冲击交互项 *MCB_G* Fairall* 的回归系数符号要么不显著,要么即使显著,也与预计符号相反^①。这说明当虚拟银行的收益率大于 75 分位点受到正向冲击时,虽然单个银行的收益率上升,但是公允价值的运用并不能够提高两者之间股票收益率的相关性,正向冲击下公允价值不能显著放大银行体系的系统性风险。

逆向冲击下结果显示在控制宏观经济的整体作用后,无论是否控制年度固定效应和银行固定效应,公允价值与逆向冲击的交互项(*MCB_B* Fairall*)的回归系数均显著为正。

^① Norton 等(2004)认为 Logit 回归中交互项系数的回归结果有时与真实边际作用的符号、大小和显著性并不相同,而且两者的差异依赖于构成交互项的两者之间的相关系数。因此,为避免依赖 logit 回归结果的符号而得到错误的答案,本文采用 stata 中由 Norton 等(2004)编辑的命令"inteff"得到交互项的正确结果,结果略小于 logit 回归结果,但符号和显著性上不存在较大差异。

控制了两种固定效应后,交互项的系数在10%的显著性水平下显著为正,与没有考虑公允价值作用时 *MCB_B* 的符号一致,这说明银行体系以公允价值计量的资产和负债的比例越大,银行体系间系统性风险越大,公允价值的运用显著放大了银行体系的系统性风险,两者回归系数为 24.0495。这意味着保持虚拟银行股票收益率不变,公允价值运用程度每增加1%,单个银行和虚拟银行组合间的相关性将提高24%,单个银行股票收益率出现在极小值区间的概率将提高1.2719倍。这个数据无论在大小或显著性上都是不容忽视的。值得注意的是,加入交互项后,逆向冲击的回归系数为负,而且变得不再显著,这说明逆向冲击下,虚拟银行和单个银行的系统性风险可能主要存在于持有的公允价值资产或负债的抛售,撇除公允价值会计的作用后,系统性风险可能不存在。

3. 公允价值会计提高作用的渠道和路径分析

上述分析可知,公允价值会计仅在逆向冲击下对银行系统性风险具有放大作用。因此,本文将利用单个银行持有的以公允价值计量的风险敞口、银行资本充足率和市场流动性三组变量及其与公允价值运用和逆向冲击的交互项,分别从资本监管渠道和市场渠道分析公允价值会计的作用路径。回归结果如表6所示,为节省篇幅,仅披露控制年度固定效应和银行固定效应后的结果。结果显示,加入三组变量及其交互项后模型整体的卡方值上升,尤其在加入截面数据后,模型的卡方值显著增加,1%的显著性水平下模型整体回归结果显著,回归的伪 R^2 值大于45%,模型拟合程度很好。

表6 公允价值对银行系统传染风险放大作用的渠道和路径分析

变量	预期符号	回归结果		
		单个银行 公允价值比率	银行资本充足率	市场流动性
<i>MCB_B</i> * <i>Fairall</i> * <i>FairR</i>	+	1.0462 (1.13)		
<i>FairR</i>	?	-16.8340 (-0.21)		
<i>MCB_B</i> * <i>Fairall</i> * <i>Cap</i>	-		-10.3429 (-1.27)	
<i>Cap</i>	?		1.3809 (0.35)	
<i>MCB_B</i> * <i>Fairall</i> * <i>Liqu</i>	+			28.9075 *** (3.32)
<i>Liqu</i>	?			0.3597 *** (2.76)
<i>MCB_B</i> * <i>Fairall</i>	?	25.9355 * (1.77)	14.7645 * (1.73)	9.3696 (0.71)
<i>Fairall</i>	?	16.3344 (0.73)	11.6321 (0.82)	17.5472 (0.94)
<i>MCB_B</i>	?	-0.9892 (-1.04)	1.3276 (0.97)	3.5297 *** (2.68)
<i>MakRtn</i> ,	?	-22.4561 *** (-8.09)	-23.4372 (-8.45)	-22.9866 *** (-7.47)
<i>ItsRate</i> ,	?	57.4929 (1.03)	46.6418 (0.88)	76.2677 (1.38)
<i>Backgd</i>	?	-16.3638 *** (-12.64)	-16.4728 *** (-11.78)	-16.2697 *** (-8.99)
常数项	?	9.3536 *** (3.79)	11.3782 *** (4.73)	6.1802 *** (2.77)
<i>LR</i>		149.52 ***	165.23 ***	119.41 ***
<i>Pseudo R</i> ²		47.18%	50.15%	54.66%
样本量		762	762	762
年度效应		固定	固定	固定
银行效应		固定	固定	固定

(1) 单个银行持有的公允价值计量的风险敞口比率。回归结果显示,虽然交互项的

系数为正,但回归结果并不显著,因此,单个银行持有的公允价值风险敞口比例并不会显著地提高公允价值会计对银行系统性风险的放大作用。原因可能在于我国上市银行的数据较少,单个银行的公允价值风险敞口数据和银行体系公允价值会计的运用程度数据在时间维度上可能存在类似的同向波动,因此,单个银行持有的公允价值风险敞口信息对回归方程而言并非一个新的信息,即使加入之后模型解释力度并未显著增强,回归系数并不显著。

(2) 单个银行资本充足率。如前所述,当逆向冲击降低银行以公允价值持有的资本市场价值时,银行出于维持资本充足率的考虑将出售资产,此时资本充足率高的银行自身可以吸收逆向冲击的影响,因此出售资产的可能性比资本充足率低的银行小。本文的回归结果显示加入资本充足率后虽然交互项的系数为正,但结果并不显著,银行资本充足率的提高并不能显著地降低金融体系的系统性风险。

上述结果说明资本监管渠道对公允价值放大作用的影响并不显著,原因可能在于:首先公允价值变动,尤其是可供出售的金融资产未实现的收益或损失(浮盈浮亏)可能影响银行资本充足率,据此,银监会对《商业银行资本充足率管理办法》进行了修订。规定商业银行计算资本充足率时,应将计入资本公积的可供出售债券的公允价值从核心资本转入附属资本,对计入所有者权益的可供出售债券的公允价值的正变动可计入附属资本,计入部分不得超过正变动的 50%;公允价值的负变动应全额从附属资本中扣减。该规定缓解了逆向冲击下资本监管的约束,降低了公允价值会计的顺周期效应。其次,我国银行较少采用公允价值计价,单个银行采用的以公允价值计量的资产和负债的比率最大值为 22.72%,依靠出售公允价值资产弥补资本不足的做法杯水车薪;最后,即使面临资本充足率不足,银行更多的是采用其他融资方式,如向中央银行或者其他金融机构拆解,甚至是定向增发新股,而不是抛售持有的以公允价值计价的金融资产,这都导致资本监管渠道的作用不明显。

(3) 市场流动性。回归结果显示 MCB_B 的系数显著为正,这说明银行间依然存在着系统性风险;公允价值运用与逆向冲击的交互项 ($MCB_B * Fairall$) 符号变得不再显著;而市场流动性、逆向冲击以及公允价值会计的交互项 ($MCB_B * Fairall * Liqu$) 显著为正。这说明在市场流动不足时(即市场流动性的数据越大)公允价值会计运用对银行间系统性风险的放大作用越大,公允价值的放大作用在市场流动性低时发生的概率显著大于市场流动性高时的概率,市场流动性是影响公允价值放大银行体系系统性风险的关键因素。

综上所述,市场流动性不足导致市场无法立刻吸收逆向冲击时虚拟银行出售的以公允价值计价的资产,资产市场价格过度下跌,市场波动性增大,通过财务报表波动、风险规避机制、人员薪酬设计和新资本协议等方式单独或者综合作用提高公允价值对银行体系系统性风险的作用。市场渠道是公允价值对银行系统风险放大作用的主要作用路径,资本监管渠道并未提高公允价值会计的放大作用。

(三) 稳健性检验

样本中包含了构成虚拟银行的深圳发展银行、浦东发展银行和招商银行的数据,为避免数据重叠产生的问题,稳健性检验中将这三家银行的数据从样本中剔除,结果发现除了

个别系数数值下降之外,主要结果并未发生显著变化。

回归结果显示,公允价值会计加速作用的渠道主要是市场渠道,而非资本监管渠道。为进一步证实此观点,将虚拟银行的构成换成中国银行、建设银行和工商银行三大国有上市银行,国有银行作为市场中重要的流动性提供者,是其他银行的主要资金拆出方。如果资本监管角度能够发挥作用,即银行出于维持资本充足率的目的而出售公允价值资产,那么以三大国有上市银行为虚拟银行的回归将体现更加显著的结果。然而,基本模型中公允价值放大作用的回归结果并不显著,这首先从侧面强化了上述观点。其次,如前文所述,采用股票市场数据分析得到的结果可能是由于未完全控制所有外界因素,缺省重要变量导致。虽然分析中采用虚拟变量代替原始股票收益率可以弱化外界因素的作用,前述模型回归结果的存在仍然可能是未将其他在时间维度上同时影响银行股票收益率的相关性和公允价值运用的缺省变量纳入到回归中。但是,如果回归结果的确由于变量缺省导致的话,那么即使虚拟银行换成了国有银行,也依然可以得到显著的结果,然而我们并没有得到,这也可说明表4~6的回归结果并非由于省略重要变量导致。

五、研究结论

公允价值会计被认为是顺周期机制,加速了银行体系的系统性风险而备受诟病。但大量的探讨从理论角度进行,对公允价值顺周期效应或系统性风险影响的实证研究较少。虽然除90年代海南发展银行因挤兑而关闭事件外,我国银行体系几乎没有出现真正意义上的金融危机,但在我国会计制度不断转向以公允价值计量、银行业不断国际化和金融衍生工具的运用大量增加的进程中,分析公允价值会计的影响有利于我们防微杜渐。

因此,本文以银行股票收益率的相关度作为系统性风险的衡量,尝试从实证角度研究公允价值会计对系统性风险的影响。研究结果发现无论是正向冲击或逆向冲击下,银行体系均存在系统性风险。然而两类冲击下公允价值会计对系统性风险的影响存在非对称性,逆向冲击下公允价值会计显著地放大了系统性风险,正向冲击下这一放大作用不显著。进一步分析公允价值放大作用的渠道我们发现,市场流动性不足通过财务报表波动、风险规避机制、人员的薪酬设计和新资本协议的规定等方式单独或者共同发挥作用,提高了公允价值会计对银行体系系统性风险的放大作用。而银监会对银行资本充足率的修订弱化了公允价值的顺周期效应,单个银行持有的较低比例的公允价值资产,以及银行在面临资本监管约束时更加依赖于资金拆借等其他融资方式,都使得资本监管渠道对公允价值的作用不明显,银行以公允价值计价的风险敞口和资本充足率不能显著的提高公允价值会计对系统性风险的放大作用。

宏观审慎监管政策的核心是银行间的系统性风险,系统性风险的内涵、来源、表现形式和计量仍然有大量的工作要做,这也是宏观审慎监管的基础(谢平、邹传伟,2010),本文采用市场数据从公允价值会计角度分析银行系统性风险进行了一个尝试。正如本文从引言起一直强调的那样,受市场有效性和金融行业特殊性的影响,市场数据对银行资产真

实价值的反映程度和外界因素的作用可能在一定程度上干扰上述实证研究结果。因此, 本文的研究建立在理论分析框架上, 只是提供了一种从实证角度研究公允价值会计对银行系统性风险的方法, 具体的研究结论应当非常审慎地对待, 还需通过其他方式做进一步的分析和验证。

参 考 文 献

- [1] 包全永, 2009, 《银行系统性风险的传染模型研究》, 《金融研究》第 8 期, 第 72 ~ 84 页。
- [2] 陈旭东和逯东, 2009, 《金融危机与公允价值会计: 源起、争论与思考》, 《会计研究》第 10 期, 第 18 ~ 23 页。
- [3] 葛家澍, 窦家春和陈朝琳, 2010, 《财务会计计量模式的必然选择: 双重计量》, 《会计研究》第 2 期, 第 7 ~ 12 页。
- [4] 黄世忠, 2009, 《公允价值会计的顺周期效应及其应对策略》, 《会计研究》第 11 期, 第 23 ~ 29 页。
- [5] 李文泓, 2009, 《关于宏观审慎监管框架下逆周期政策的探讨》, 《金融研究》第 7 期, 第 7 ~ 24 页。
- [6] 李妍, 2009, 《宏观审慎监管与金融稳定》, 《金融研究》第 8 期, 第 52 ~ 60 页。
- [7] 廖理、刘碧波和酆金梁, 2008, 《道德风险、信息发现与市场有效性——来自于股权分置改革的证据》, 《金融研究》第 4 期, 第 146 ~ 173 页。
- [8] 马君潞, 范小云和曹元涛, 2007, 《中国银行间市场双边传染的风险估测及其系统性特征分析》, 《经济研究》第 1 期, 第 68 ~ 78 页。
- [9] 任世驰和李继阳, 2010, 《公允价值与当代会计理论反思》, 《会计研究》第 4 期, 第 13 ~ 20 页。
- [10] 邵平、刘林和孔爱国, 2008, 《高管薪酬与公司业绩的敏感性因素分析——金融业的证据(2000 ~ 2005 年)》, 《财经研究》第 1 期, 第 94 ~ 105 页。
- [11] 谢平和邹传伟, 2010, 《金融危机后有关金融监管改革的理论综述》, 《金融研究》第 2 期, 第 1 ~ 17 页。
- [12] 叶建芳、周兰、李丹蒙和郭琳, 2009, 《管理层动机、会计政策选择与盈余管理——基于新会计准则下上市公司金融资产分类的实证研究》, 《会计研究》第 3 期, 第 25 ~ 30 页。
- [13] 张晓朴, 2010, 《系统性金融风险研究: 演进、成因与监管》, 《国际金融研究》第 7 期, 第 58 ~ 67 页。
- [14] 郑鸣和张翼, 2010, 《我国商业银行稳定性的实证研究——基于市场信息的视角》, 《经济学家》第 1 期, 第 67 ~ 75 页。
- [15] 周小川, 2009, 《关于改变宏观和围观顺周期的进一步探讨》, 中国人民银行网站。
- [16] Allen, F. and E. Carletti, 2008, "Mark-to-Market Accounting and Liquidity Pricing", *Journal of Accounting and Economics*, 45(2-3), pp. 358 ~ 378.
- [17] Avesani, R., A. G. Pascual, and Jing Li, 2006, "A new risk indicator and stress testing tool: A multifactor Nth-to-default CDS basket," *IMF Working Paper*.
- [18] Boyson, N. M., C. W. Stahel, and R. M. Stulz, 2008, "Hedge fund contagion and liquidity", *Fisher College of Business Working Paper*.
- [19] Chen, Y., 1999, "Banking panics: The role of the first-come, first-served rule and information externalities", *Journal of Political Economy*, 5, pp. 946 ~ 968.
- [20] Cifuentes, R., G. Ferrucci, and H. S. Shin, 2005, "Liquidity risk and contagion", *Journal of the European Economic Association*, 3, pp. 556 ~ 566.
- [21] Duffie, D., A. Eckner, G. Horel, and L. Saita, 2009, "Frailty correlated default," *Journal of Finance*, 64, pp. 2083 ~ 2163.
- [22] FSF, 2009, "Report of the Financial Stability Forum on Addressing Procyclicality in the Financial System".
- [23] G20, 2009, "Enhancing Sound Regulation and Strengthening Transparency".
- [24] Huang, Xin, Hao Zhou, and Haibin Zhu, 2009, "A Framework for Assessing the Systemic Risk of Major Financial Insti-

- tutions”, *Journal of Banking and Finance*, 33, pp. 2036 ~ 2049.
- [25] IMF, 2009, “Global Financial Stability Report: Responding to the Financial Crisis and Measuring Systemic Risks”.
- [26] Khan, U. , 2009, “Does Fair Value Accounting Contribute to Systemic Risk in the Banking Industry?” SSRN working paper.
- [27] Lehar, A. , 2005, “Measuring systemic risk: A risk management approach,” *Journal of Banking and Finance*, 29, pp. 2577 ~ 2603.
- [28] Lo, A. W. , 2008. Hedge funds, systemic risk, and the financial crisis of 2007 ~ 2008: Written testimony for the House Oversight Committee hearing on hedge funds. MIT Working Paper.
- [29] Muller, J. 2003, “Two Approached to Assess Contagion in the Interbank Market”. *Swiss National Bank Discussion Paper*, 12, pp. 23 ~ 76.
- [30] Patroa, D. K. , Qi, M. , and Sun, X. , 2010, “A Simple Indicator of Systemic Risk”, SSRN working paper.

Abstract: Under the framework of macro prudential regulation, fair value accounting is criticized as a procyclical mechanism amplifies systemic risk of banking system. We investigate the impact of fair value accounting under positive and negative shocks. And it is found out the existence of systemic risk under both shocks, but the extent of fair value accounting has asymmetric effects, which significantly strengthens risk under negative shock while does not for positive shock. Moreover, strengthening effect is more severe during periods of market illiquidity while high-risk openness or poorly capitalized does not amplify effects of fair value accounting on systemic risk.

Key Words: macro prudential regulation; systemic risk; fair value accounting

(责任编辑:李景农)(校对:YJ)