第36卷 第2期　　财经研究　　Vol. 36 No. 2
2010年2月　　Journal of Finance and Economics　　Feb. 2010

机构投资者、公允价值与市场波动
——基于我国A股市场面板数据的实证研究

刘奕均，胡奕明
（上海交通大学 安泰经济与管理学院，上海 200052）

摘　要：文章研究了机构投资者对所投资公司公允价值计量的偏好和机构行为与市场波动的关系，以及公允价值计量方式对于市场波动的影响，并且检验了公允价值计量收益和机构交易对于市场波动的交互作用。研究发现，机构表现出对于公允价值计量资产的回避态度。公允价值计量收益减小了市场波动，而机构投资者的持股和交易却显著加剧了波动，这与我国基金普遍存在短视和羊群行为的解释相吻合。研究结论对于促进公允价值计量，限制机构投机，提高市场效率具有参考意义。

关键词：公允价值计量资产；公允价值计量收益；机构投资者；市场波动
中图分类号：F23　**文献标识码**：A　**文章编号**：1001-9952(2010)02-0110-11

由美国次贷危机所引发的金融风暴已经席卷全球，大量文献纷纷指责公允价值计量方法的运用助推了金融危机扩散，并且加剧了市场动荡和危机传染（Hodder等，2006；Plantin等，2008）。我国于2006年颁布了与国际会计准则趋同的新会计准则，其中有大量与公允价值计量相关的具体准则，那么我国新准则所倡导的公允价值计量是否会加剧市场波动和危机传导呢？

新准则实施以来恰逢我国超常规大力发展机构投资者，截至2007底，我国股票市场上机构持股占流通股比例超过30%（姚颐等，2008），机构在我国资本市场中的地位已经举足轻重。机构投资者对新会计准则中的公允价值计量将作何反应，机构与公允价值共同作用对市场波动又将产生什么影响？由于我国机构投资者是公募基金“一股独大”，其占比达到机构总持股市值的80%以上。所以，我们以基金作为机构的代表（姚颐等，2008），并以此研究机构对资本市场的影响。

收稿日期：2009-09-08
基金项目：国家自然科学基金资助项目(70772061)
作者简介：刘奕均(1978－)，男，江西南昌人，上海交通大学安泰经济与管理学院博士生；
胡奕明(1963－)，女，江西南昌人，上海交通大学安泰经济与管理学院教授，博士生导师。

一、文献回顾与研究假设

美国财务会计准则委员会从 20 世纪 90 年代起陆续颁布了 SFAS 107、SFAS 115、SFAS 133、SFAS 157,要求会计主体对公允价值进行披露和确认。FASB 积极倡导的公允价值计量被其认为是对金融资产最具相关性的计量方法。Barth(1996)研究表明,相对于以历史成本计量的资产,以公允价值计量的资产对股票价格提供了更多的解释力。而 Khurana(2003)研究发现,在公允价值度量比较准确的情况下,公允价值计量的价值相关性比历史成本计量的更好。邓传洲(2005)发现,公允价值披露显著增加了会计盈余价值相关性。现有研究表明,公允价值计量拥有历史成本计量所不能反映的价格内容,有更多信息含量。

机构作为较中小投资者更为理性的成熟投资者(Rubin,2008),被认为具有更多的信息、人才优势和规模经济效应。Chidambaran 和 John(2000)研究表明,机构投资者能够从公司管理层获得私有信息,并通过市场交易传递给其他股东和债权人。同时机构拥有职业分析团队,其分析能力和信息处理能力在众多市场参与者中占有优势,机构正是借助这种强大的信息收集和处理能力参与市场交易。根据 Grossman 和 Stiglitz(1980)提出的信息经济学理论,机构投资者一方面通过其拥有的信息优势获利,另一方面机构的作用直接体现为通过其作为知情人的交易向市场传递信息。

财政部提倡公允价值计量方法,在政策层面旨在提高会计报表信息含量,提升资本市场信息公开程度。而证监会发展我国机构投资者,是寄希望机构能够发挥市场信息收集、处理和传递的作用,稳步推进市场完善和发展。政策监管方和准则制定者立意是否会实现?我们认为机构天生并没有稳定市场的本性,机构从私利出发积极占据市场信息优势的"高地",通过其交易获利并同时把这种私有信息经市场交易传递出去。财政部推动的公允价值计量方法开辟了信息传递的另一个渠道,以此为基础的资产和收益包含了更为相关的信息,通过会计报告披露方法,以公共物品的形式传递给市场参与各方。以公允价值计量为代表的"第二条信息渠道"的开辟,无疑对机构拥有的信息垄断和优势地位提出了挑战,一定程度上使其丧失了部分信息收集和处理优势。有研究认为,因公允价值计量包含有更多信息含量,促进了公司信息公开和市场完善,但同时也削弱了机构的信息优势地位,机构想通过信息垄断获利将变得更加困难,由此提出第一个假设。

假设 1:机构投资者对以公允价值披露的资产和损益采取回避态度。

在金融风暴的背景下,金融实业界人士、国外学者纷纷把矛头指向了公允价值计量方法。Khan(2009)认为公允价值计量方法加大了次贷危机程度,引发了金融危机扩散,而且公允价值计量引起了资产价格下跌恶性循环。Plantin(2008)研究认为,公允价值计量导致了价格顺周期循环交易,加速了市场

衰退期的价格下跌，增加了潜在系统性风险。但是以 FASB 和 IASB 为代表的会计学界则认为，金融界抨击公允价值是一种推卸责任寻找替罪羊的行为，因为公允价值提高了财务信息的相关性，反映了资产的真实价值，有助于防范风险。公允价值计量的运用虽仍有缺陷，但不是导致危机的根本原因。国际货币基金组织（IMF）在《全球金融稳定报告》中指出，如果市场透明度高，市场就能够及时了解公司财务状况，公允价值不会带来问题。葛家澍（2009）认为，此次金融危机根源在于美国金融监管不足和衍生品投机过度，公允价值计量是有用的，并且对于危机在我国的传染作用有限。我们认为公允价值计量并不是危机产生的根源，对其计量的不准确导致了市场各方对信息产生了误判，在金融危机中公允价值只是如实地反映了市场波动而没有引发危机并使危机加剧，因此我们提出第二个假设。

假说 2：我国上市公司公允价值计量的资产和收益并未加剧市场波动。

在动荡市场中，造成市场大幅波动的因素既有市场监管不严的原因，也有政策安排的疏漏，更有市场参与者的投机行为。现有关于机构行为与市场波动的研究结论，分歧较为明显，既有支持机构稳定市场的研究（Sosin，1998；祁斌，2006），也有机构加剧市场波动的文献（Sias，1996；Dennis 等，2002；姚颐等，2008）。稳定论认为机构利用其信息优势获利并通过交易向市场传递信息，有效降低了市场信息不对称性，使得市场价格向价值回归，减少市场波动。而加剧派则主张机构具有典型“群居”特性，存在广泛羊群行为和惯性交易，这种非理性行为使机构更加关注短期价格信息而忽视了长期价值信息，这样的交易策略使得机构加剧了市场波动。我们以证券投资基金为代表的机构投资者作为研究对象，由于基金在排名和业绩比较压力下普遍存在羊群行为（伍旭川等，2005），同时我国资本市场的弱势有效性，机构交易的信息不能在价格中得到有效反映，市场价格经常偏离价值，基于此提出第三个假设。

假设 3：我国机构投资者的交易行为加剧了市场波动。

如假设 1、假设 2、假设 3 得到验证，机构行为会加剧市场波动，而公允价值计量并未加剧市场波动。因为机构对公允价值计量资产的回避，公允价值的计量将会减少机构持股，从而缓解市场波动，因此我们提出第四个假设。

假设 4：公允价值计量方式缓解了机构行为对于市场波动的影响。

二、研究设计

本文使用的机构持股数据来源于 Wind 金融咨询终端，Wind 数据库从 2004 年开始报告机构季度末持股数据（IO），本文以 IO 作为研究机构偏好模型的因变量。而新准则于 2007 年开始在上市公司执行，因此，我们将研究样本期间定义为 2007 年一季度至 2009 年三季度，使用 11 个季度组成的面板数据进行分析。样本公司季报数据和财务数据来源于 CSMAR 数据库。对数

据极端值进行了 Winsorize(1%)处理。

当前我国上市公司运用公允价值计量资产仍较为谨慎,主要集中在对金融资产的计量上。因此,对于公允价值计量资产(FVZC)的衡量,我们采用了公司季报中以公允价值计量的金融资产为代表,由可交易性金融资产(ETFA)、可供出售金融资产(ESA)、持有到期投资(EHI)之和减去可交易性金融负债(ETFD)组成。这些资产在新准则下都被严格要求按公允价值计量方式报告,以上资产和负债都除以公司总股本得到每股资产和负债数。公允价值计量的损益采用公司利润表中的公允价值变动损益(FVEPS)衡量,此变量衡量了公允价值资产或负债价值变动引起的公司损益情况,同样除以总股本得到每股资产和负责数。我们把此外的资产和收益看作非公允价值计量的资产(NFVZC)和损益(NFVEPS)。当然,新准则中还有其他资产如投资性房地产也可用公允价值计量,但非强制性,并且当前大部分公司对于投资性房地产采用的是历史成本计量。所以以金融类资产作为公允价值计量的资产进行观测,并采用公允价值计量收益衡量金融资产价值变动的损益情况。

在控制变量方面,Gompers 和 Metrick(2001)系统研究了机构持股的影响因素,发现机构偏好股票价格高、流动性好、前期市场回报率较好的公司,且公司上市时间、公司规模与机构持股正相关。因此我们用季度平均股价(Aprice)控制价格因素,季度日均换手率(Turnover)控制股票流动性,用前一季度股票回报($Return_{t-1}$)控制市场回报,公司上市月数(Age)控制上市时间,用流通市值自然对数(LnLTSZ)控制公司规模。Bushee(2001)检验了机构持股公司的特征,发现市场风险、资产负债率、会计盈余及其变化对于机构持股产生影响,我们参考其研究成果,用前两个季度数据计算的 β 和季末资产负债率(Indebt)控制公司风险,用公司季度净资产回报率(ROE)和前 12 个季度 ROE 方差(VROE)控制公司会计盈余及其变化。最后模型还控制了季度每股经营现金净流量(Ecash)和季度每股营业收入(Eearning)对于机构偏好的影响,构造检验假设 1 的模型(1)和模型(2)。

$$\begin{aligned} IO_{it} = {} & \alpha_0 + \alpha_1 FVZC_{it} + \alpha_2 NFVZC_{it} + \alpha_3 FVEPS_{it} + \alpha_4 NFVEPS_{it} \\ & + \gamma_1 lnLTSZ_{it} + \gamma_2 Aprice_{it} + \gamma_3 Age_{it} + \gamma_4 ROE_{t-1it} + \gamma_5 VROE_{it} \\ & + \gamma_6 Turnover_{it} + \gamma_7 Ecash_{it} + \gamma_8 Eearning_{it} + \gamma_9 Indebt_{it} + \gamma_{10} \beta_{it} \\ & + \gamma_{11} Return_{t-1it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \tag{1}$$

$$\begin{aligned} IO_{it} = {} & \alpha_0 + \alpha_1 ETFA_{it} + \alpha_2 ESA_{it} + \alpha_3 EHI_{it} + \alpha_4 ETFD_{it} + \alpha_5 NFVZC_{it} \\ & + \alpha_6 FVEPS_{it} + \alpha_7 NVVEPS_{it} + \sum 控制变量 + \varepsilon_{it} \end{aligned} \tag{2}$$

其中 ε 代表模型残差,i 代表第 i 个上市公司,t 为第 t 个季度。针对假设 2 和假设 3 研究设计因变量为市场波动, Sais (1996)以公司股票日收益的季度标准差 V 衡量公司股价市场波动,这也成为衡量股价市场波动的常用变量,本文在构建检验市场波动模型中也将 V 作为因变量。

针对公允价值计量资产和损益与市场波动的考察,我们继续采用此前以金融资产为主的观测方式,以公允价值计量的金融资产和资产价格变动形成的损益代表公允价值计量的资产和损益。在假设3关于机构行为对于市场波动影响的研究中,本文采用机构季度平均持股比例 $MIO=(IO_{t-1}+IO_t)/2$ 和季度持股比例变化 $\Delta IO=IO_t-IO_{t-1}$ 考察机构季度股票持有和机构季度交易行为。机构可能在季度内多次买卖交易,而机构持股公开可得数据只有季度数据,因此研究设计的 ΔIO 变量衡量的是机构季度净买或净卖的比例。将公允价值计量的资产和损益以及机构持有和交易行为作为自变量构造模型3和模型4,用以观察其对市场波动的影响。

$$\begin{aligned} V_{it}=&\alpha_0+\alpha_1 FVZC_{it}+\alpha_2 NFVZC_{it}+\alpha_3 FVERS_{it}+\alpha_4 NFVEPS_{it}+\alpha_5 MIO_{it}\\ &+\alpha_6 \Delta IO+\gamma_1 \ln LTSZ_{it}+\gamma_2 Aprice_{it}+\gamma_3 Age_{it}+\gamma_4 ROE_{t-1it}\\ &+\gamma_5 VROE_{it}+\gamma_6 Turnover_{it}+\gamma_7 Ecash_{it}+\gamma_8 Eearning_{it}+\gamma_9 Indebt_{it}\\ &+\gamma_{10}\beta_{it}+\gamma_{11} Return_{t-1it}+\varepsilon_{it} \end{aligned} \tag{3}$$

$$\begin{aligned} V_{it}=&\alpha_0+\alpha_1 ETFA_{it}+\alpha_2 ESA_{it}+\alpha_3 EHI_{it}+\alpha_4 ETFD_{it}+\alpha_5 NFVZC_{it}\\ &+\alpha_6 FVEPS_{it}+\alpha_7 NFVEPS_{it}+\alpha_8 MIO_{it}+\alpha_9 \Delta IO_{it}+\sum \text{控制变量}+\varepsilon_{it} \end{aligned} \tag{4}$$

借鉴以往研究成果,我们控制了影响市场波动的若干控制变量。Rubin 和 Smith(2007)认为,财务风险会导致市场波动加剧,为此我们控制了资产负债率(Indebt)和公司系统风险,Dennis 和 Strickland(2002)发现市场波动与公司股价呈正相关,本文加入了股票季度平均价格(Aprice)作为控制变量,而 Wei 和 Zhang(2006)研究得出公司盈余及盈余波动对市场波动产生影响,因此我们控制了净资产收益率(ROE)和前12季度ROE的标准差(VROE)。Karpoff(1987)的研究表明,股票换手率是导致股价波动的直接因素,所以我们把股票季度日平均换手率(Turnover)作为控制变量。此外我们还控制了公司规模、上市时间、市场回报等可能影响股价波动的其他因素。

在以上的模型设计中我们主要观察公允价值计量资产和损益以及机构行为对于市场波动的影响。为了验证假设4,针对公允价值计量损益,我们设计虚拟变量 DUMMY,当公司每股公允价值计量损益大于样本中位数时变量取值为1,小于中位数时取值为0。把 DUMMY 变量和交互变量 DUMMY×ΔIO 加入模型(3)和模型(4),用以检验 FVEPS 是否缓解了机构交易对于市场波动的作用,如交互变量与市场波动显著负相关,就说明公允价值计量的收益能够缓解机构交易行为对市场波动的影响,因研究设计变量较多,在实证中我们将针对主要观察变量和因变量之间的关系展开分析。

三、实证结果分析

(一)描述性统计结果分析

在主要变量描述性统计结果中 FVZC 均值为0.61,中位数为0.036,相对

于每股总资产的均值7.75和中位数6.2,所占比重相对较小。在以公允价值计量的资产中ESA和EHI均值分别为0.41和0.19,成为构成以公允价值计量每股资产的主要部分。FVEPS均值为0,中位数为0.00004,但是其最大值和最小值分别为0.24和-0.26,而EPS的最大值、最小值分别为0.69和-0.4,说明FVEPS在一些上市公司EPS中起了一定贡献作用。IO的均值为13.87%,而最大值达到66.57%,ΔIO最大值和最小值分别为35.6%和-36.97%,说明我国资本市场中机构交易活跃,占流通股比例较大。在观测期内的市场季度波动率均值为3.89%,最大季度波动率为5.91%,市场波动剧烈。

(二)主要变量的相关性Person系数和Spearman系数分析

在相关性分析中发现,机构持股与FVZC在10%水平上呈负相关,初步表现了对公允价值计量资产的回避。V表现出与FVZC、FVEPS等以公允价值计量每股资产和损益的负相关性,但是V与ΔIO却呈现显著的正相关关系,相关系数为0.059,说明机构交易加剧了市场波动,在回归分析中将在控制更多变量的条件下研究主要变量之间的关系,相关性分析结果因篇幅原因在此未呈报。

(三)多元回归结果分析

1. 机构持股比例与公允价值计量。研究采用STATA 9.0中的Fixed-effects回归方式对面板数据进行回归,并且针对面板数据特点使用了Hausman检验,拒绝了Random-effects回归方式,使用Fix-effects回归能够消除数据组内不随时间序列而变化的自变量对于因变量的影响。同时为了防止数据中异方差的影响,回归中还使用了Robust检验,在以下分析中使用了同样的回归方法。

表1呈报了公允价值计量资产和收益与机构持股的回归结果,针对模型(1)和模型(2)分别采用IO和MIO作为因变量进行回归取得了较好的效果。如表1所示无论采用机构季末持股IO还是机构季度平均持股MIO作为因变量,FVZC都与因变量在1%的水平上显著负相关,其回归系数为-0.92和-0.75,说明机构表现出对于公允价值计量资产FVZC的回避态度。我们把FVZC细分为ETFA、ESA、EHI、ETFD继续研究,发现以上变量相关系数都为负,并且ESA和EHI始终表现出与机构持股的显著负相关性,这进一步验证了机构对于公允价值计量资产的回避。ΔETFD变量不显著,可能是因为其在FVZC中占比较小的原因。在回归分析中,IO和MIO因变量与非公允价值计量的收益NFVEPS显著正相关,说明机构偏好持有非公允价值计量收益多的公司股票,机构与公允价值计量收益FVEPS回归系数为正,但不显著,说明机构对公允价值计量的收益态度较为谨慎。

在ΔIO为因变量的回归中,研究采用差值模型进行分析。对于模型(1)和模型(2)中因变量和所有观察变量,取本季和上一季度差值进行研究,如$\Delta FVZC = FVZC_t - FVZC_{t-1}$,在回归中ΔIO方程的整体$R^2$较小,可能是因为

控制变量主要是针对 IO 而设计，对于 ΔIO 解释力度较小，但是主要观测变量仍表现出与因变量的预期关系，并且在面板数据回归中 R^2 较小仍可接受。

表 1　公允价值计量对于机构持股的 Fix-effects 回归结果

自变量 \ 因变量	IO	IO	MIO	MIO	自变量 \ 因变量	ΔIO	ΔIO
CONS	34.70** (0.015)	35.61** (0.012)	18.76** (0.033)	19.01** (0.031)	ΔCONS	60.11*** (0.003)	59.84*** (0.002)
FVZC	−0.92*** (0.003)		−0.751*** (0.000)		ΔFVZC	−1.33* (0.075)	
NFVZC	−0.095 (0.419)	−0.078 (0.511)	0.124 (0.106)	0.131* (0.089)	ΔNFVZC	−0.324* (0.058)	−0.298 (0.165)
FVEPS	5.11 (0.21)	6.16 (0.134)	1.53 (0.557)	1.82 (0.491)	ΔFVEPS	12.34** (0.035)	9.25 (0.187)
NFVEPS	7.59*** (0.000)	7.58*** (0.000)	4.06*** (0.000)	3.99*** (0.001)	ΔNFVEPS	9.69*** (0.000)	9.25*** (0.000)
ETFA		−2.91** (0.025)		−1.34 (0.117)	ΔETFA		1.39 (0.565)
ESA		−0.847*** (0.005)		−0.73*** (0.000)	ΔESA		−0.293 (0.721)
EHI		−0.85** (0.021)		−0.523** (0.031)	ΔEHI		−2.63* (0.083)
ETFD		−3.85 (0.204)		−1.83 (0.360)	ΔETFD		−3.08 (0.655)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制变量	控制	控制
N	1938	1938	2151	2151	N	2085	2082
F 值	16.7***	14.2***	26.29***	21.99***	F 值	11.53***	7.83***
R^2	0.0701	0.0680	0.2593	0.2663	R^2	0.0040	0.0040

注：括号内数值为 P 值，***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著，下表同。

用差值模型回归发现，公允价值计量资产差值仍与 ΔIO 在 10%的水平上呈显著负相关，表明公司公允价值计量资产与机构持股成反比。将 ΔFVZC 分拆后发现，公司以公允价值计量持有到期投资的增长使得机构持股比例显著降低，其他变量符号与预期基本一致，但并不显著，可能是其他公允价值计量资产占比较小所致。实证发现机构持股与非公允价值计量的收益 NFVEPS 始终显著正相关，表现出对收益的偏好。但对公允价值计量的收益 FVEPS 正相关却不显著，也说明了机构对于公允价值计量收益的谨慎性。

综上所述，在针对假设 1 的检验中，无论采用机构季末持股、季度平均持股还是差值模型，机构都表现出对公允价值计量金融资产的回避态度，尤其以可供出售金融资产和持有到期投资最为明显，这与描述性统计分析中 ESA 和 EHI 构成公允价值计量资产的主要部分的结论是一致的，研究证实了假设 1。

2. 公允价值、机构行为与市场波动。针对假设 2 和假设 3，我们设计了模型(3)和模型(4)进行实证检验，结果如表 2 中 V1 和 V2 回归所示。模型总体的 F 值和 R^2 都较为理想，说明模型设计的总体有效性。多元回归中 MIO 和 ΔIO 变量与市场波动 V 显著正相关性，同 Sias(1996)的研究结论一致，说明了机构的持股和交易行为加剧了股价波动，证实了假设 3。而公允价值计量的每股收益 FVEPS 在 1%水平上显著与波动呈负相关，回归系数为−2.1，与

假设 2 一致。我国证监会在 2008 年底发布《公开发行证券公司信息披露解释性报告》,将公允价值变动损益列入非经常性损益,目的在于让投资者分清公司收益来源,把握上市公司业绩变动,这一措施也旨在减轻二级市场价格波动。从实证结果来看,FVEPS 确实减轻了市场波动,证实了假设 2。但应当注意的是公允价值计量的每股持有到期投资表现出与市场波动的微弱正相关,值得进一步研究。

在假设 4 的检验中,我们在模型(3)和模型(4)的基础上加入了 DUMMY 变量和交互变量 DUMMY×ΔIO,用以观测 FVEPS 对于机构交易加剧市场波动的缓解作用,实证结果如表 2 中 V3－V6 回归所示。FVEPS、MIO 和 ΔIO 变量仍表现出与预期一致的显著相关性,而交互变量 DUMMY×ΔIO 在 10%的水平上与因变量 V 显著负相关,说明公允价值计量的每股收益缓解了机构交易行为加剧股价波动的作用,证实了假设 4。

表 2　公允价值计量、机构持股与市场波动的 Fix-effects 回归结果

因变量 / 自变量	V1	V2	V3	V4	V5	V6
CONS	13.24*** (0.000)	13.19*** (0.000)	12.47*** (0.000)	12.48*** (0.000)	12.44*** (0.000)	12.45*** (0.000)
FVZC	－0.015 (0.428)		－0.013 (0.555)	－0.012 (0.574)		
NFVZC	－0.015* (0.062)	－0.015 (0.129)	－0.012 (0.209)	－0.012 (0.217)	－0.012 (0.211)	－0.012 (0.220)
FVEPS	－2.1*** (0.000)	－2.1*** (0.000)	－1.07*** (0.001)	－1.06*** (0.001)	－1.11*** (0.000)	－1.1*** (0.000)
NFVEPS	0.169 (0.168)	0.149 (0.246)	0.18 (0.156)	0.183 (0.149)	0.153 (0.228)	0.156 (0.219)
ETFA		0.054 (0.572)			0.035 (0.718)	0.036 (0.704)
ESA		－0.022 (0.251)			－0.019 (0.307)	－0.019 (0.314)
EHI		0.041* (0.091)			0.053** (0.026)	0.053** (0.024)
ETFD		0.284 (0.208)			0.293 (0.196)	0.292 (0.202)
MIO	0.007*** (0.008)	0.007*** (0.006)	0.007*** (0.005)	0.007*** (0.006)	0.007*** (0.005)	0.007*** (0.005)
ΔIO	0.0022* (0.067)	0.0023** (0.03)	0.002* (0.076)	0.003** (0.017)	0.002* (0.060)	0.004** (0.013)
DUMMY			－0.30*** (0.000)	－0.302*** (0.000)	－0.306*** (0.000)	－0.308*** (0.000)
DUMMY×ΔIO				－0.003* (0.099)		－0.003* (0.095)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	2141	2141	2141	2141	2141	2141
F 值	73.87***	57.08***	70.41***	67.12***	61.05***	58.66***
R^2	0.0805	0.0784	0.0844	0.0845	0.0813	0.0814

综合以上分析我们认为,机构在短期内的羊群行为和惯性交易可能是造成 MIO 和 ΔIO 与市场波动正相关的主要因素,我国以基金为代表的机构投

资者在动荡市场和逐利因素的驱动下有很强的投机动机，直接加剧了市场波动。我们关于公允价值研究的结论与国外的不同，发现公允价值计量收益有效减轻了股价波动。究其原因，一方面与我国证监会在金融危机中及时对公允价值披露作出解释，市场对其认识提高有关；另一方面国外公允价值计量研究主要针对金融行业（Hodder 等，2006），而我国整体上市公司中金融类公司数量有限，对市场的影响作用也不及发达市场，此外，我国上市公司对于公允价值计量的运用较为谨慎，因此在会计稳健性原则指导下的公允价值计量损益并未加剧波动，还在一定程度上缓解了机构交易加剧市场波动影响的作用。

四、研究结论

本文研究了以证券投资基金为代表的机构投资者对于所投资公司公允价值计量方式的偏好，以及公允价值计量与机构行为对于市场波动的影响。研究发现：其一，机构表现出对公允价值计量的资产采取明显的回避态度，在可供出售金融资产和持有到期投资上尤为突出。公允价值计量的披露和呈报开辟了新的市场信息渠道，机构面临信息优势的蚕食，对公允价值计量的资产采取了回避态度。其二，机构持股和交易显著加剧了市场波动，这与前期文献（Sias，1996）结论一致，说明我国基金机构追逐短期利益，市场交易频繁，并未起到稳定市场的作用。其三，公允价值计量的收益减轻了市场波动，原因在于证监会及时发布《公开发行证券公司信息披露解释性报告》对公允价值损益进行解释性说明，提高了市场认识，我国推行的公允价值计量收益并未助推危机，并且因为机构回避公允价值计量的资产，还在一定程度上缓解了机构交易加剧波动的影响。研究结论对于我国进一步推广公允价值计量和限制机构投机行为，发展和完善我国资本市场具有重要参考意义。

本文局限性在于对于机构持股是以季度持股比例来衡量，如果能够获得机构持股的高频数据，对于机构的分析将更加深入，这也是国内外对于机构研究普遍面临的问题。随着公允价值计量方法在我国的逐步展开，新的会计计量方法与资本市场价值相关性和风险相关性的研究仍有待进一步深入。

参考文献：

[1]邓传洲.公允价值的价值相关性：B股公司的证据[J].会计研究，2005，(10)：55－62.

[2]黄世忠.公允价值会计：面向21世纪的计量模式[J].会计研究，1997，(12)：1－4.

[3]葛家澍.关于公允价值会计的研究[J].会计研究，2009，(5)：6－13.

[4]祁斌，黄明，陈卓思.机构投资者与股市波动性[J].金融研究，2006，(9)：54－64.

[5]伍旭川，何鹏.中国开放式基金羊群行为分析[J].金融研究，2005，(5)：60－69.

[6]姚颐，刘志远.震荡市场、机构投资者与市场稳定[J].管理世界，2008，(8)：22－32.

[7]Barth Mary E，Beaver William H.Value-relevance of banks' fair value disclosures under SFAS No.107 [J].The Accounting Review ，1996，71(4)：513－537.

[8] Bushee Brian J. Do institutional investors prefer near-term earnings over long-run value? [J].Contemporary Accounting Research,2001,18 (2): 207—246.

[9]Chidambaran N,John K.Relationship investing and corporate governance[EB/OL].http://papers.ssrn.com,2000-11-24.

[10]Dennis Patrick J,Deon Strickland.Who blinks in volatile markets,individuals or institutions [J].The Journal of Finance.2002,57 (5): 1923—1949.

[11]Gompers Paul A,Metrick Andrew.Institutional investors and equity prices[J].Quarterly Journal of Economics,2001,116 (1):229—259.

[12]Grossman Sanford J,Stiglitz Joseph E.On the impossibility of informationally efficient markets[J].American Economic Review,1980,70(3):393—408.

[13]Hodder Leslie D,Hopkins Patrick E,Wahlen James M.Risk-relevance of fair-value income measures for commercial banks[J].Accounting Review,2006,81 (2):337—375.

[14] Karpoff Jonathan M. The relation between price changes and trading volume: A survey[J].Journal of Financial & Quantitative Analysis,1987,22 (1):109—126.

[15]Khan Urooj.Does fair value accounting contribute to systemic risk in the banking industry[EB/OL].http://papers.ssrn.com,2009-08-31.

[16]Khurana Inder K,Myung-Sun Kim.Relative value relevance of historical cost vs fair value: Evidence from bank holding companies[J].Journal of Accounting & Public Policy,2003,22 (1):19—42.

[17]Plantin Guillaume,Sapra Haresh,Shin Hyun Song.Marking-to-Market: Panacea or Pandora's Box? [J].Journal of Accounting Research,2008,46 (2):435—460.

[18]Rubin Amir,Daniel R Smith.Institutional ownership volatility and dividends[EB/OL].http://papers.ssrn.com,2008-01-25.

[19]Sias. Richard W. Volatility and institutional investor[J]. Financial Analysts Journal,1996,52(2): 13—20.

[20]Sosin Kim,Rives Janet,West Janet.Unions and gender pay equity in academe: A study of US [J].Institutions Feminist Economics,1998,4(2):25—45.

[21]Wei Steven X,Chu Zhang.Why did individual stocks become more volatile? [J].Journal of Business,2006,79 (1):259—292.

Institutional Investors, Fair Value and Market Volatility:Empirical Evidence from the Panel Data of A-share Stock Market in China

LIU Yi-jun, HU Yi-ming

(*Antai College of Economics & Management*, *Shanghai Jiao Tong University*, *Shanghai* 200052, *China*)

Abstract: The paper studies institutional investors' preference for the fair-value-based measurement method and the relationship between institutional investors' behaviors and market volatility. It also explores the fair-value-based measurement method and the effects of fair-value-based profit measurement and institutional transactions on market volatility. The results show that the institutions show an evasive attitude to the fair-value-based assets measurement. The profits measured by fair value smooth the market volatility, but the stock-holding and transactions of institutional investors intensify the market volatility, which are consistent with the explanation of the short-horizon and herd behaviors of funds in China. The research conclusions are beneficial to the spreading of the fair-value-based measurement and the restriction on the speculating behaviors of institutional investors.

Key words: assets measured by fair value; EPS measured by fair value; institutional investor; market volatility (责任编辑 金 澜)

(上接第88页)

Savings Shortage and Supply-constrained Economic Trend: A Research on Basic Premise of Economic Operation in Modern China

LIU Wei

(*Center for WTO & Economics-trade of Guangdong, Guangdong University of Foreign Studies, Guangzhou* 510420, *China*)

Abstract: Multi-angle studies show that the level of price increase driven by aggregate demand is higher than the level of price reduction caused by aggregate supply in modern china, but the effect on the output is weak. An appreciation of home currency can promote the trade balance and the terms of trade are formed. The sum of the absolute value of exchange rate elasticity of import and export is far less than 1, and Marshall-Lerner condition does not hold. Therefore, the basic premise of China's modern economy is a supply-constrained one, and the AS curve is supposed to be steep. Considering these conditions, when analyzing modern china economy, we need to take into account that whether the theoretic premise is consistent with real economic situation in modern China.

Key words: supply constrained type; aggregate supply and demand; terms of trade; Marshall-Lerner condition; basic premise

(责任编辑 金 澜)