

资产价格波动与银行信贷：基于资本约束视角的理论分析与经验分析

中国人民大学财政金融学院 郭伟博士

摘要：本文从商业银行资本约束的视角，讨论资产价格波动和银行信贷之间相互影响的动态关系，并分别采用静态面板和动态面板数据模型对中国 2004-2007 年数据进行实证分析，得出结论：第一，中国资本市场中股票价格与商业银行信贷高度相关，股票价格显著影响银行信贷的增长规模；第二，商业银行不良贷款率与银行信贷的增长规模有一定相关性，这表示在中国资本监管对银行信贷具有一定约束力，相对上世纪 90 年代，资本软约束现象有所改善。本文结论对中国 2009 年上半年银行信贷快速增长现象以及信贷资金流向问题具有一定的政策意义。

一、事实与问题

中国金融机构 2009 年上半年各项贷款增额达 74,052 亿元，约为 2008 年全年贷款增额的两倍¹。于此同时，中国股票市场经历了一次超过 60% 的价格上涨，房地产价格也一路上升。这引起了一场关于信贷资金是否流入股市和房市，从而推高资产价格的讨论。事实上不仅在中国，世界范围内对资产价格波动与银行信贷的关系的研究也一直是业界和学界关注的焦点。在这种背景下，探讨两者相互影响的动态关系以及其在中国的现实验证具有理论和现实的意义。

（一）资产价格泡沫与信贷扩张：典型事实与理论解释

人们对资产价格泡沫的关注由来已久，从 1636 年“郁金香泡沫”，1720 年“密西西比泡沫”，上世纪 80 年代日本的股市泡沫，90 年代末美国 IT 泡沫，直到 2007 年引发美国次贷危机的房地产泡沫，历史中每一次重大的资产价格泡沫都会引起人们的反思，也因此产生了资产价格泡沫理论。基于传统资产定价理论的“泡沫”模型无法对资产价格整体波动做出解释，因此不具备操作意义，也不能为政策提供有益的指导。而且“大量证据显示，信贷扩张与泡沫之间存在高度的相关性这是‘典型事实’（stylized facts）理论必须对这些现象进行合理解释”。资产价格泡沫的信贷扩张理论恰好可以弥补传统泡沫理论的不足，并且可以解释上述典型事实。关于信贷扩张影响资产价格波动的文献大多与金融危机相联系，且倾向于历史案例研究与实证研究，少有理论模型²。直到“艾伦和盖尔（Allen and Gale, 2000）提出了一个全新的、非凡的思路，来解释资产价格泡沫”，从而弥补了“资产定价理论脱离了信用货币的创造与扩张”的缺陷（瞿强, 2005a, b）。具体来说，艾伦和盖尔将资产价格泡沫定义为“借款购买资产，因为风险转移而导致的价格超过基础价格的部分”，并建立了一个信贷扩张影响资产价格波动的理论模型（简称 AG 模型）。但 AG 模型的重点仍然是在于说明资产价格泡沫与信贷扩张在金融危机形成过程中的作用，瞿强（2005a）将焦点集中到信贷扩张与资产价格波动的关系，对 AG 模型做了进一步阐述。他指出征之于历史案例，AG 模型所阐述

¹ 数据来源：中国人民银行网站。

² 桂荷发（2004）对信用扩张、资产价格与金融危机的问题做了详细的文献梳理。

的因果关系似乎被颠倒了更多的情况是资产价格的上涨带动了信用的被动扩张。此次美国房地产泡沫恰恰是典型的资产价格（房地产价格）上涨带动信贷被动扩张进而推动资产价格螺旋上涨的案例这间接验证了瞿强的观点。

（二）本文的问题意识

资产价格泡沫与信贷扩张的事实与理论解释比较清晰但也有一些问题没有解决。

第一，假设上述资产价格波动影响银行信贷的过程存在，那么其影响途径是什么？该过程在中国是否存在，可否用中国数据进行验证？

第二，资产价格泡沫至少包括两个阶段，泡沫形成期和泡沫破裂期。泡沫形成阶段与信贷扩张高度相关，同时泡沫破裂、资产价格暴跌的阶段往往也伴随着信贷紧缩（credit crunch）这点在上世纪 80 年代以来的几次泡沫过程中有明显体现。由此看出，资产价格波动与银行信贷之间存在紧密的相关性。但问题在于，目前研究往往仅关注泡沫的一个阶段对资产价格波动与银行信贷关系的完整表述很少。

第三，上世纪 80 年代以来资产价格泡沫发生的频率逐渐提高，泡沫破裂后对金融体系进而对实体经济的破坏程度也越来越高。目前比较普遍的解释认为这一现象是金融自由化和经济全球化等因素的综合结果。但该解释并不全面，本文认为可以从其它视角探寻原因。

本文第二部分通过商业银行资本约束的视角阐述资产价格在泡沫两阶段中与银行信贷的关系，并描述资产价格波动影响银行信贷的途径。对于资产价格泡沫频发以及破坏力增强的问题，第二部分从资本约束的视角给出了一个合理解释。本文第三部分为对中国数据的实证分析，验证资产价格波动影响银行信贷的关系及影响途径。第四部分为实证结果的现实分析。第五部分为结论。

二、基于商业银行资本约束视角的解释

对上述问题的解释首先需要强调信贷的授体即商业银行以往的研究往往忽视一个事实，商业银行在上世纪 80 年代之后经历了一次意义深远的变革，那就是巴塞尔协议的实施。1988 年巴塞尔委员会颁布巴塞尔协议（Basel I）目的在于通过资本要求实现对银行信贷行为的约束，从而达到稳定金融体系的目标。2007 年已在国际活跃银行（internationally-active banks）普遍推行的巴塞尔新资本协议（Basel II）是对 Basel I 的改良。Basel II 将商业银行资本要求与信用评级挂钩，大大增强了监管资本的风险敏感性，促使商业银行评级体系对于借款者违约风险做出更谨慎的评价，从而加强稳定金融体系的效果。

然而从近 20 年频发的金融危机来看，巴塞尔协议的初衷似乎并没有实现，反而产生了一些“副作用”。资产价格泡沫爆发的过程中，正是对商业银行的资本约束，成为了资产价格波动影响银行信贷的中间路径，放大了资产价格波动与银行信贷相互推动的关系。瞿强（2005b，第 81—83 页）阐述了资产价格下降导致信贷紧缩的过程他认为负的外部冲击导致资产价格下跌进而导致银行实际资本下降，银行为了满足监管机构设定的资本充足要求，不得已收缩信贷规模，信贷紧缩对资产价格的反馈作用进一步刺激资产价格下跌。金和莫瑞罗（Kim and Moreno, 1994），伊藤和佐佐木（Ito and Sasaki, 1998）的实证分析表明，上世纪 80 年代中后期，由于股市大幅度下滑导致商业银行附属资本明显缩水，日本银行业的资本充足率由 1988 年的

11.14%下降到 1991年的8%³,由此对商业银行信贷扩张能力产生了明显的影响,“形成了股市下滑—资本充足率下降—贷款扩张受阻的影响链条”(赵锡军和王胜邦, 2007)从资产价格泡沫的角度看,上述过程仅仅是泡沫破裂后资产价格下跌的部分,是“故事”的结尾。同样,在泡沫的开端,资本约束也参与了资产价格上涨导致信贷扩张,信贷扩张又反向推高资产价格的循环过程。起点仍然定位在一次正向的外部冲击。如果正向冲击的规模 and 影响足够大,能够给经济中一个或多个部门带来利润,从而改变了经济的整体预期。那么所对应的资产价格(如上市企业股票价格和房地产价格等)的上涨,必然会对商业银行的信用评级产生影响,银行贷款质量提高,资本充足率上升,银行因此有能力也有意愿扩张信贷⁴,而信贷上升对资产价格反馈刺激资产价格进一步上涨。当上述推动过程超过某一“临界点”,出现了纯粹的“投机”活动(其判别标准是购买资产都是为了再出售),如果这种行为大多能够获利时,会吸引更多的人加入,于是出现“资产价格泡沫”。当市场达到一定高度时,潜在的不安情绪增加,任何意外的事件均可能导致恐慌性抛售,使市场趋于崩溃。

通过以上对资产价格波动与银行信贷关系及其影响途径的表述针对资产价格泡沫频发以及破坏力加强的问题这里给出一个基于商业银行资本约束视角的理论猜想。上世纪80年代末之后,监管当局对商业银行实施资本约束,放大了资产价格波动与银行信贷相互推动的关系,加快资产价格暴涨暴跌的频率,因此导致资产价格泡沫频发。也正是因为资本约束,商业银行在资产价格下跌时更倾向于收缩信贷;市场中流动性的骤减对经济造成的破坏必然更大。

那么上述猜想是否成立?既有研究支持怎样的结论呢?资产价格波动通过资本约束途径影响商业银行信贷行为的过程,可以分解为两个阶段。

第一阶段,资产价格波动影响银行实际资本充足率;对这一阶段研究是基于商业银行资产负债表数据的分析,结果比较清晰:资产价格上涨(下跌)通常会导致商业银行资本充足率上升(下降)第二阶段,银行资本充足率变化或者变化预期导致银行相应调整信贷规模。对第二阶段的研究目前仍然是商业银行资本管理研究的热点。一方面,当实际资本充足率可能下降时,由于违背资本充足率要求会导致商业银行或有费用(道德风险或监管处罚, Barr i os and B l anco, 2003; Elizalde and Repullo, 2006)增加,银行倾向于收缩信贷以降低风险加权资产,从而提高资本充足率。大量文献通过实证方法验证了上述逻辑。伯南克和洛恩(Bernanke and Lown, 1991)认为1989—1992年间,巴塞尔协议的实施导致美国商业银行资本充足率下降,银行因此增持政府债券,减少贷款投放,造成了美国九十年代的经济衰退。汉考克和威尔考克斯(Hancock and W i lcox, 1994)对美国银行数据的实证研究也表明资本充足要求会导致银行房地产贷款供给的下降。博格和昂

³日本监管当局允许银行将持有股票的潜在利润的45%计入附属资本因此股票价格的波动对日本商业银行的实际资本充足率影响相对较大。

⁴ 对此存在如下质疑:在屡次发生资产价格泡沫的前提下,银行管理者在信贷决策失误之后应该吸取教训。那么什么原因导致相同的失误一再发生?对该问题已有文献的解释包括:灾难近视(disaster myopia)、羊群行为(herd behavior)、代理问题(agency)和制度记忆(institutional memory)。加布里埃尔和撒琳娜对导致商业银行一再发生信贷决策失误的上述原因做了综述(Gabriel and Saurina, 2005)。

戴尔 (Berger and Udell, 1994) 的实证分析结论却并不相同, 他们认为导致上世纪 90 年代初期美国 商业银行资产的重置现象的诸多原因中, 基于风险资本充足要求的信贷紧缩假说 结果最不显著, 而其它原因如杠杆资本要求, 贷款审查和自愿风险调整相对具有 更强的解释力。对于中国的实证研究, 郭友和莫倩 (2006) 用面板数据模型考察 中国商业银行 2000—2002 年不良贷款率同贷款增长率的关系, 得出结论: 中国商 业银行通过降低不良贷款比例以达到资本充足要求的努力, 导致了本世纪初的信贷紧缩。而赵锡军和王胜邦 (2007) 有不同的结论, 其实证结果表明, 1995—2003 年期间, 监管当局的最小资本要求对商业银行信贷扩张的约束失效。国内外研究 结论的相悖也许在于数据选取的时间区间不同, 也许在于变量的选择不同。总体 而言, 资本约束导致信贷紧缩的结论并不清晰。另一方面, 当实际资本充足率有 上升预期时, 出于对经济前景的乐观估计以及利润最大化的目标, 银行会扩张信 贷, 这方面的实证分析不多。

综上, 从实证研究角度看, 资产价格波动会导致银行实际资本充足率变动, 但 银行资本充足率的变动未必导致银行信贷规模的调整。因此推论, 资产价格波 动未必会导致银行信贷的调整。然而, 已有研究并未将资产价格波动通过资本约 束途径影响 商业银行信贷行为的过程作为一个整体, 并未充分体现各变量之间的 动态关系。本文 第三部分正是将上述过程作为一个整体, 通过对中国 2004—2007 年数据的实证分 析, 验证其存在性。

三、中国的实证分析 (2004-2007)

本文期望通过对中国商业银行数据的实证, 验证以下两个理论假设: 第一, 资产 价格波动正向影响银行贷款增长规模。第二, 资本充足率的变动正向影响银行贷款 增长规模, 该假设也可表述为不良贷款率的变动负向影响银行贷款增长规模⁵。

(一) 研究样本、数据来源及变量说明

本文选择的样本个体为中国境内的 17 家商业银行, 包括中国工商银行 (ICBC)、中国农业银行 (ABC)、中国银行 (BOC)、中国建设银行 (CCB) 四家国有 商业银行, 和交通银行 (BOCom)、中信银行 (CITIC)、光大银行 (CEB)、招商银行 (CMB)、深圳发展银行 (SHDB)、广东发展银行 (GDB)、浦东发展银行 (PDB)、福 建兴业 银行 (FIB)、民生银行 (CMBC)、华夏银行 (HXB) 等十家全国性股份制 商业银行以及 北京银行 (BBJ)、南京银行 (BNJ)、宁波银行 (BNB) 等三家已 上市的城市商业银行。这 17 家商业银行的存款余额和贷款余额占银行业存款余 额和贷款余额的比例分别 为 73.03% 和 67.57%⁶ 其中 14 家已经在 A 股市场上市, 其余三家中国农业银行、光 大银行和广东发展银行也正在筹备上市。

本文使用年度的面板数据, 资本市场数据来源于中国证券业监督管理委员会网站, 银

⁵ 其逻辑在于: 商业银行资本充足率通常与其不良贷款率高度负相关。由于短期内很难扩充自有资本, 商业银行 如果想要提高资本充足率, 通常需要通过降低其不良贷款率来实现。已有的实证研究中, 研究者大多使用 不良贷款率作为资本充足率替代的变量, 如西班牙银行的加布里埃尔和撒瑞娜 (Gabriel and Saurina, 2005) 和中国光大银行的郭友和莫倩 (郭友和莫倩, 2006) 中国商业银行资本充足率数据在 2003 年前后统 计标准有所变化, 因此本文也使用不良贷款率作为替代变量。

⁶ 作者通过对 2007 年中国银行业数据计算所得, 商业银行数据来自各银行年报, 银行业整体数据来自中国人 民银行网站。

行存款余额、贷款余额、不良贷款率等数据来自各商业银行公布年报。

从 2003 年底开始，我国政府逐步对四大国有商业银行注资以补充其资本充足率；2004 年 2 月，中国银行业监督管理委员会发布了《商业银行资本充足率管理办法》对资本充足率的计算方法进行实质性修改，并提出了严格的资本监管措施和信息披露标准。为消除制度变迁的影响，且限于商业银行公布年报时间的局限，本文选择 2004-2007 年的时间跨度。

本文计量模型所涉及的变量如表 1 和表 2 所示,其中表 1 给出了模型中涉及的变量名称、标识及其含义。表 2 给出了各变量的描述性统计结果。如表 2 所示， 对各变量本文选取了 17 家银行 4 年共 68 个观测值。

表 1 模型中的变量及含义		
变量	标识	说明
上证综合指数	Sindex	作为资产价格的替代变量 ⁷ ，数据为上证综指年度增长率
不良贷款率	Npl	作为资本充足率的替代变量，为各商业银行年末不良贷款率
存款增长规模	Dep	数据为各商业银行年度存款余额增长率
贷款增长规模	Loan	数据为各商业银行年度贷款余额增长率
银行经营规模	Size	年末个体银行存贷余额与银行业存贷余额的比率，作者计算所得

表 2 变量的描述性统计					
变量	均值	标准差	最小值	最大值	观测值个数
Sindex	0.51	0.641009	-0.15	1.	68
Npl	5.299559	6.297836	0.33	3	68
Dep	0.1776471	0.0706921	0.02	26.73	68
Loan	0.1767647	0.1027886	-0.24	0.38	68
Size	0.0423662	0.0540298	0.001	0.43	68

注：结果由统计软件 STATA10.0 计算所得，下同。

（二）计量模型及回归结果

1. 静态面板数据模型 静态面板数据模型可以有三种选择：固定效应模型、随机效应模型及混合 OLS 模型估计。由表 3 表示，对于非观测效应误差项的 Breusch & Pagan LM 检验表明，卡方统计量 $\chi^2_1=5.33$ ， $p=0.02$ ，因此该误差项具有随机性，确定随机效应模型作为备选模型之一；同时固定效应模型的 F 检验给出 $F=3.99$ ， $p=0.01$ ，表明模型误差项不为 0，因此将固定效应模型作为另一备选模型。最后，豪斯曼检验（Hausman Test）结果表明卡方统计量值为 $\chi^2_4=4.79$ ，伴随概率 $p=0.3097$ ，说明模型的自变量序列与非观测效应误差项序列正交因此最终检定模型为随机效应模型：

$$Loan_{it} = \theta_1 Sindex_{it} + \theta_2 L1.Npl_{it} + \theta_3 Dep_{it} + \theta_4 Size_{it} + v_i + \varepsilon_{it}$$

其中 v_i 为非观测效应误差项， ε_{it} 为随机误差项。

⁷ 用来代表资产价格的变量，通常使用证券价格或房地产价格，国内已有研究多以房地产价格作为替代变量，如：平新乔和陈敏彦（2004）李宏瑾（2005）使用资本市场数据尤其是股票价格数据的研究不多。

式(1)的回归结果如表3所示：

表3 资产价格波动对银行贷款增长规模影响的静态效应模型回归结果

(1)

解释变量	固定效应模型	随机效应模型	AR(1)校正随机效应模型
常数项	0.264 (0.279)	0.072 (0.044) *	0.074 (0.045) *
Sindex	0.011 (0.023)	0.034 (0.019) *	0.034 (0.019) *
L1.Npl	-0.014 (0.005) ***	-0.005 (0.002) ***	-0.005 (0.002) ***
Dep	0.473 (0.359)	0.721 (0.185) ***	0.715 (0.188) ***
Size	-2.023 (5.729)	-0.187 (0.219)	-0.179 (0.226)
Breusch-Pagan 检验	—	5.33**	—
Hausman 检验	4.79	4.79	—
LB1 检验 (ρ)	—	—	2.706 (-0.031)
修正的 D-W 值	—	—	2.05
Wald chi2	—	46.79 ***	45.02**
F 统计量	3.99***	—	—
有效样本数	51	51	51

注：*表示在 10%的置信度上显著，**表示在 5%的置信度上显著，***表示在 1%的置信度上显著。LB1 检验后的小括号内为残差项的一阶自回归系数，其它小括号中的数值为标准差。L1 表示滞后一期。

由随机效应模型回归结果看，模型整体系数 wald 检验卡方值 $\chi^2_4=46.79$ ，远远大于置信度 1%下的临界值，因此整体模型具有较好的解释能力。且对于各个参数的 Z 检验大都显著（相对固定效应模型结果显著性表现更好）。

影响贷款增长规模的因素中，作为资产价格波动水平的替代变量，上证综指年增长率 Sindex 和商业银行年不良贷款率的一期滞后 L1.Npl 是本模型选取的核心解释变量，另外选取年存款增长率 Dep 和银行规模 Size 作为控制变量。

上证综指增长率与商业银行贷款增长规模正相关，但显著性水平一般。表明资产价格波动的确会导致银行贷款规模的正向变动，符合理论假设。

我们使用滞后一期的不良贷款率，原因在于：商业银行事实上总是基于上期的不良贷款率数据来调整当期信贷行为的，选择滞后一期更符合现实逻辑。结果显示，滞后一期的不良贷款率与贷款增长规模存在显著的负相关，但影响程度不大。该结论符合一般理论假设和国外的实证研究结果，郭友和莫倩（2006）使用2000-2002年数据得到近似结果，只是其研究结果显示该影响程度相对较大（系数为-1.69）不管如何，通过静态面板模型得到的，不良贷款率对贷款规模负相关的影响是存在共识的。

商业银行存款与贷款的紧密联系是选择存款增长率作为控制变量之一的重要原因。作为贷款资金的主要来源，存款增长率与贷款增长率之间的正相关是显而易见的，结果中 0.721 的系数与 1%置信度上的显著性足以证明。

商业银行的规模扩张通常体现在贷款业务的扩张上，因此本模型通过考察 Size 变量来测度银行规模变动对贷款增长率的影响程度。结果显示，商业银行规模变动与贷款增长呈负相关，但显著性很差，结论并不能被接受⁸。

⁸ 作者也尝试使用虚拟变量来刻画制度因素（是否国有）对贷款增长的影响，及与其它解释变量的交互作

此外, 鉴于可能存在的序列相关性问题, 本文做了相应检验。LBI 统计量 (Baltagi and Wu, 1991) 为 2.706, 虽然偏离标准值 2 较多, 但残差项的一阶自回归系数仅为 -0.031, 而且 Bhargava 等修正的 D-W 值接近 2, 显示该模型并不存在明显的序列相关。AR (1) 校正后的模型参数与原随机效应模型相比基本没有变化, 这也间接证明了不存在序列相关的结论。

2. 动态效应面板模型

上述随机效应模型尽管很好的估计了模型参数但该模型将所有解释变量均视为严格外生变量, 忽视了一个事实: 资产价格、不良贷款率、银行贷款增长率三者之间是一个动态的相互推动影响的关系随机效应模型可能存在由此引发的内生性问题, 导致参数估计的有偏和非一致性 (Arellano and Bond, 1991; Arellano and Bover, 1995; Blundell and Bond, 1998; Bond, 2002; 贾俊雪和郭庆旺, 2008)。

因此我们进一步利用动态效应面板模型和系统广义矩估计考察资产价格波动银行贷款规模的影响。动态效应面板模型构建如下:

$$Loan_{it} = \sum_j \alpha_j Loan_{it-j} + \beta_1 Sindex_t + \beta_2 Npl_{it} + \beta_3 Dep_{it} + \beta_4 Size_{it} + v_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

在动态效应面板模型中, 与静态面板模型不同的是, 被解释变量贷款增长率的滞后项 $Loan_{it-j}$ 作为自变量影响当期值, N 为最大滞后阶数。另外, 我们选取上证综指增长率 $Sindex$ 、不良贷款率 Npl 、存款增长率 Dep 和银行规模 $Size$ 作为前定解释变量 (满足条件: 解释变量 x_{it} 和 ε_{it} 不相关, 但是和 $\varepsilon_{is}, s \leq t-1$ 相关) 或内生解释变量 (满足条件: 解释变量 x_{it} 和 $\varepsilon_{is}, s \leq t$ 相关; 而和 $\varepsilon_{ij}, j \geq t+1$ 无关)^⑨, v_i 为非观测效应误差项, ε_{it} 为随机误差项。

由于内生性问题, 对式 (2) 的 OLS 回归结果会产生向上偏差, 而组内估计则会产生向下的估计偏差。差分广义矩估计可以有效解决上述问题 (Arellano and Bond, 1991), 但差分广义矩估计也有一个明显缺陷, 即基于变量一阶差分滞后项构造的工具变量有可能存在弱工具变量和有限样本偏差问题。艾瑞罗诺和巴弗 (Arellano and Bover, 1995) 以及布朗戴尔和邦德 (Blundell and Bond, 1998) 提出的系统广义矩估计较好地解决了弱工具变量问题。他们在一阶差分方程的基础上引入原始水平方程, 构成一个方程系统, 并将水平变量作为其一阶差分滞后项的工具变量。

本文选择系统广义矩估计方法对式 (2) 进行估计, 结果如表 4 所示:

用, 但显著性表现不好。表明商业银行是否国有对其贷款增长率的影响作用结论并不清晰。

^⑨ 由于资产价格、不良贷款率和贷款增长率三者之间相互影响的关系, 可以确定资产价格、不良贷款率这两个变量的性质为内生或者前定; 存款和贷款两者之间有着紧密联系, 存款是贷款的资金来源, 贷款派生存款, 同时又是存款的重要组成部分, 因此作为贷款增长率的解释变量, 存款增长率应该设定为前定或者内生; 商业银行的贷款增长率的大小一定程度上也会反之影响该银行在整个银行体系中的市场规模, 因此本文将规模变

表 4 资产价格波动对银行贷款规模影响的动态效应模型回归结果

解释变量	模型 a	模型 b	模型 c	模型 d	模型 e	模型 f
常数项	0.001 (0.083)	0.093 (0.032)**	0.081 (0.036)**	0.082 (0.036)**	0.195 (0.075)**	0.127 (0.054)**
L1. Loan	-0.232 (0.085)**	-0.163 (0.131)	-0.149 (0.080)	-0.151 (0.079)	-0.021 (0.104)	-0.224 (0.127)*
Sindex	0.04 (0.022)**	0.016 (0.013)	*	*	0.022 (0.011)**	0.025 (0.009)**
L1. Sindex	0.01 (0.015)	0.001 (0.011)	0.035 (0.012)**	0.035 (0.012)**	0.003 (0.009)	0.005 (0.012)
Npl	0.005 (0.011)	0.003 (0.007)	0.007 (0.009)	0.007 (0.010)	0.014 (0.007)*	0.012 (0.008)
L1. Npl	0.002 (0.006)	-0.007 (0.005)	0.006 (0.006)	0.006 (0.006)	-0.014 (0.006)**	-0.012 (0.006)*
Dep	0.569 (0.131)**	0.394 (0.125)**	-0.005 (0.004)	-0.005 (0.004)	-0.328 (0.459)	0.404 (0.140)**
L1. Dep	0.619 (0.248)**	0.395 (0.211)*	0.411 (0.224)*	0.476 (0.116)**	0.356 (0.191)*	0.299 (0.191)*
Size	24.29 (1.45)**	6.77 (0.68)	0.476 (0.117)**	0.410 (0.225)*	-1.619 (0.03)	11.20 (7.128)*
L1. Size	-26.13 (12.31)**	-6.93 (1.42)	18.32 (8.871)**	18.42 (8.910)**	1.249 (0.48)	-12.23 (7.553)*
			-19.89 (9.555)**	-20.00 (9.595)**		
Sargan 检验	5.952	6.421	6.084	6.088	5.650	9.673
AR(1) 检验	-1.652*	-1.763*	-1.963**	-1.962**	-7.409***	-1.150
Wald chi2	145.79***	476.59***	1477.32***	1421.91***	2036.25***	1216.19***
有效样本	51	51	51	51	51	51

注：*表示在 10 % 的置信度上显著，**表示在 5 % 的置信度上显著，***表示在 1 % 的置信度上显著。小括号中的数值为标准差。L1 为 1 阶滞后算子。

通过 Arellano-Bond 2 阶残差自相关检验，本文决定将被解释变量 Loan 的滞后一期作为解释变量，其他解释变量的滞后阶数也为 1。由于各解释变量的性质尚不明确，本文首先将解释变量分别全部设定为内生变量和前定变量进行估计，结果分别由模型 a 和模型 b 所示。随后，根据理论假设，确定将不良贷款率设定为前定变量，规模和存款增长率设定为内生变量。而资产价格作为主要的研究对象，将其分别设定为内生变量和前定变量，得到模型 c 和 d 的估计结果。另外，本文还在模型 c 和 d 的基础上将存款增长率设定为前定变量，其它设定不变，得到模型 e 和 f，以作为比较。各模型中变量性质的选择组合如表 5 所示。

表 5 模型中变量性质选择的组合

	内生变	前定变
模型 a	全部解释变量	无
模型 b	无	全部解释变量
模型 c	资产价格、存款增长率、规模	不良贷款率
模型 d	存款增长率、规模	不良贷款率、资产价格
模型 e	资产价格、规模	不良贷款率、存款增长率

由于内生性问题会导致 OLS 估算产生向上偏差，组内估算产生向下偏差，那么上述模型中参数的真实值应该介于组内和 OLS 估算之间。由此判断模型 a、e、f 估算结

量也设定为内生或前定。

果相对较差（由 OLS 估计和组内估计结果可知，贷款增长率一阶滞后后的系数应介于-0.2 和-0.1 之间特别是对模型 f 的 Arellano-Bond AR(1)检验显示模型并不存在 1 阶自相关，这意味着模型 a、e、f 的变量设定均存在问题。而模型 b 尽管参数数值符合上述原则，但各参数显著性存在问题，且其它检验表现较模型 c 和 d 也较差因此认定将全部变量设定为前定变量的模型 b 也并不合适。相比而言，模型 c 和 d 的估计结果可以接受。表 4 中对模型 c 和 d 的 Arellano-Bond AR(1)检验表明，模型残差序列均存在显著的 1 阶自相关，而由于数据时间长度，AR(2)检验没有显示。尽管不能充分验证模型的设定合理性，但 Sargan 工具变量过度识别检验和模型 wald 检验卡方值显示整体模型具有较好的

解释力。各变量参数估计值的正负方向符合理论假设，具体总结如下：第一，模型 c 和 d 的参数估计结果基本相同，表明将资产价格设定为内生变量和前定变量对估计结果没有影响。

第二，与随机效应模型结果有出入的是，当期资产价格波动对商业银行贷款增长率的正向影响非常显著，这点更加符合理论假设。而滞后一期的资产价格波动对贷款增长的影响显著性不是很高。

第三，当期不良贷款率对贷款增长率产生正向影响，而滞后一期的不良贷款率对贷款增长率的影响则为负；两者参数显著性表现均不够好，其中滞后一期的显著性略好。尽管与随机效应模型估计的显著性表现有一定区别，但参数值和参数符号均相同这验证了商业银行根据上期不良贷款率来调整当期贷款增长规模的理论假设。

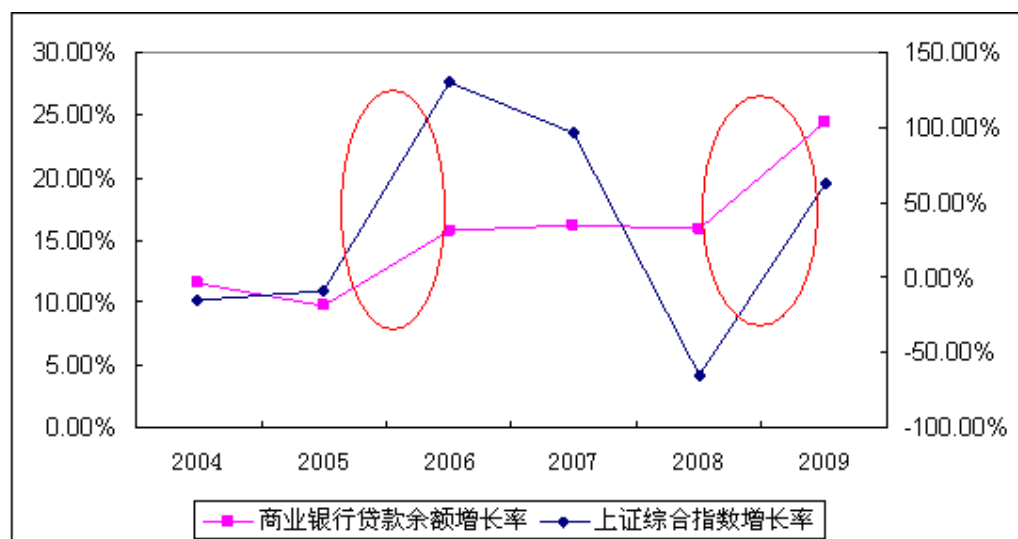
第四，存款增长率和滞后一期的存款增长率显著的正向影响贷款增长率。

第五，银行规模的变动正向影响贷款增长率，表明商业银行试图扩张规模的目的确实是通过增长贷款来实现的。而滞后一期的银行规模与贷款增长率负相关，这体现了银行在规模扩张中的谨慎态度，如果上期扩张过快，表现在当期的就会是放缓贷款增长。该结果符合现实逻辑，且显著性较好。

四、实证结果的现实分析

（一）中国的资产价格波动与银行信贷

实证结果表明，2004-2007 年间，在中国资产价格波动与银行信贷增长之间显著相关。这段时间内，中国资本市场恰好经历了 2005 年底至 2007 年底的一次资产价格暴涨阶段。之后的 2008 年资产价格迅速下跌至年底，后重新上涨至今。如图二所示，宏观数据的对比可以直观的验证上述实证结论。图中做标注的两个阶段，充分表明信贷扩张与 A 股市场价格的紧密联系。首先，2005 年底至 2006 年底的资产价格暴涨阶段，上证综指上涨 130.43%，而同一时间段银行贷款增长 15.71%，远高于 2004 年和 2005 年的 11.55%和 9.77%。而近半年股票市场的反弹又伴随着 24.41%的半年信贷增幅。虽然从直观上很难判断资产价格和银行信贷在两者相互推动的过程中哪一个是最初的推动力，但两者之间的高度相关是显而易见的。



图二 资产价格波动与银行信贷增长

数据来源：商业银行贷款

余额数据来自中国人民银行网站，其中 2009 年为第二季度末数据。上证综合指数数据来自 WIND 数据库，其中 2009 年为 6 月 30 日数据。增长率数据为作者计算所得。左坐标轴代表商业银行贷款余额增长率，右坐标轴代表上证综合指数增长率。相对应的是，在 2008 年资产价格大幅下跌 65.39% 时，银行信贷增长率维持在 15.94%。似乎这段时间资产价格波动和银行信贷的相关性又打了折扣。对这一现象我们认为：第一，银行信贷增长并不完全由资产价格波动决定。本文实证结果表明对银行信贷增长起决定作用的是存款增长率而资产价格下跌导致的资金退出恰恰推高了储蓄增长，从而保证了贷款余额一定比例的增长；第二，2008 年正是金融危机全球爆发的一年，各国政府纷纷颁布刺激经济的货币政策，我国政府在 2008 年 9 月至 12 月间连续五次降低银行贷款基准利率，累计下降 189 个基点。宽松的货币政策对 2008 年后半年的信贷增长起到了一定的刺激作用。第三，2008 年信贷增长率相对 2007 年下降了 0.22 个百分点，资产价格下跌对银行信贷增长确实产生了一定影响。

（二）中国的资本软约束现象 资本软约束是指资本监管制度对商业银行贷款增长没有约束作用赵锡军和王胜邦（2007）认为，上世纪 90 年代中国存在很明显的资本软约束现象，这与经典的理论分析和美日等国的实证结论形成鲜明对比对此他们的解释是第一，粗放的经济增长模式和特殊的融资结构客观上要求银行信贷的高速扩张；第二，国有银行体制决定了资本约束功能难以发挥；第三，资本监管制度本身的缺陷使得资本约束进一步弱化。

本文实证结果显示：尽管显著性还存在问题，但 2004-2007 年间资本监管对银行信贷增长规模的影响作用还是比较明显的。这表明相对上世纪 90 年代，资本软约束现象正逐步改善。2004-2007 年，中国商业银行贷款余额增长 64.59%，与此相对应的是，各商业银行资本充足率也平均提高了约 2-3 个百分点。这与上世纪 90 年代高贷款增长伴随着资本充足率下降的现象是明显不同的。对于资本软约束现象的改善我们认为主要有以下两点原因。

第一，体制改革使得国有商业银行信贷行为更加市场化。2003 年以来政府先后对四大国有商业银行注资补充其资本充足率，从而促进了以国有商业银行上市

为标志的国有银行体制改革这使得商业银行有意愿也有能力以市场为标准对信贷行为进行决策,地方政府“绑架”商业银行的现象相应减少了。因此,商业银行可以在资本充足率出现变化时调整信贷,以满足自身的资本安全要求。

第二,资本监管制度的改革使得商业银行信贷行为受到更严格的资本约束。

2004年2月,中国银监会颁布了《商业银行资本充足率管理办法》首先,该办法大幅提高表内风险资产权重如中央政府投资的公共企业贷款权重由20%提到50%;国家大型企业保证贷款、土地房屋产权抵押、动产物业抵押等项目风险权重均由50%提高到100%;另外,该办法对计入资本的项目也做了较大的调整。贷款专项准备、非信贷资产准备、当年实现利润、长期普通债券等原本可以计入资本的项目均不可计入这两项重要调整分别从资本充足率的分母项和分子项加强了对商业银行的资本充足要求。在新旧口径对比下,各商业银行资本充足率平均下降约2%。新办法增加了资本要求的风险敏感性,对商业银行信贷行为的资本约束也更强化了。

五、结论

本文从商业银行资本约束的视角阐述了资产价格波动和银行信贷之间相互影响的动态关系,并分别采用静态面板和动态面板数据模型对中国2004-2007年数据进行实证分析,得出结论:第一,中国资本市场中股票价格与商业银行信贷高度相关,股票价格显著影响银行信贷的增长规模;第二,商业银行不良贷款率与银行信贷的增长规模有一定相关性这表示在中国资本监管对银行信贷具有一定的约束力,相对上世纪90年代,资本软约束现象有所改善。

本文结论对于中国现状具有一定的政策意义尽管我国商业银行和资本市场之间存在法律“防火墙”,商业银行资金不允许进入资本市场,但目前依然存在各种违规通道使得大量银行资金流入市场资产价格波动和银行信贷相互推动的关系在我国表现的相当明显。2008年以来我国宽松的货币政策导致2009年上半年银行信贷快速增长。随着资产价格的上涨,信贷资金流向引发的讨论已经引起了监管部门的关注。事实上,中国银行业监督管理委员会已于2009年7月27日和30日先后颁布了《固定资产贷款管理暂行办法》和《流动资金贷款管理暂行办法(征求意见稿)》对信贷资金流向加以约束。这充分表明监管部门对该问题的重视。

本文仅验证了资产价格波动对银行信贷的影响关系考虑到在我国更多情况下银行信用是政策外生的,通常是银行信贷首先推动资产价格,然后资产价格波动才反馈带动信贷的调整通过更长时间维度的数据对这一关系进行现实验证是值得进一步研究的问题。

参考文献

1. 桂荷发:《信贷扩张、资产价格泡沫与政策挑战》,《财贸经济》2004年第7期。
2. 郭友、莫倩:《资本约束与信贷挤压》,《金融研究》,2006年第7期。
3. 贾俊雪、郭庆旺:《政府间财政收支责任安排的地区经济增长效应》,《经济研究》,2008年第6期。
4. 李宏瑾:《房地产市场、银行信贷与经济增长——基于面板数据的经验研究》,《国

际金融研究》，2005年第7期。

5. 平新乔、陈敏彦：《融资、地价与楼盘价格趋势》，《世界经济》，2004年第7期。

6. 瞿强：《资产价格泡沫与信用扩张》，《金融研究》，2005年第3期。

7. 瞿强：《资产价格波动与宏观经济》，中国人民大学出版社2005年版。

8. 赵锡军、王胜邦：《资本约束对商业银行信贷扩张的影响：中国实证分析（1995-2003）》，《财贸经济》，2007年第7期。

9. Allen, F. and D. Gale (2000), “Bubbles and Crises”, *The Economic Journal*, January.

10. Arellano, M. and S. Bond (1991), 《Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and An Application to Employment Equations》, *Review of Economic Studies* 58, pp.277-297.

11. Arellano, M. and O. Bover (1995), 《Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models》, *Journal of Econometrics*, vol. 58, No. 2, pp. 277-297.

12. Baltagi, B. and P. X. Wu (1999), 《Unequally Spaced Panel Data Regressions with AR(1) Disturbance》, *Econometric Theory* 15, pp.814-823.

13. Barrios, V. and J. Blanco (2003), “The effectiveness of bank capital adequacy regulation: atheoretical and empirical approach”, *Journal of Banking and Finance*, vol.27, 1935-1958.

14. Basel Committee on Banking Supervision, “The New Basel Capital Accord (the Third Consultative Document)”, <http://www.bis.org>, 2003-6.

15. Berger, N. and G. Udell (1994), “Did Risk-Based Capital Allocate Bank Credit and cause a ‘Credit Crunch’ in the United States?” *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 26, pp.585-628.

16. Bernanke, B. and C. Lown (1991), “The Credit Crunch,” *Brookings Papers on Economic Activity*, vol.2, pp. 205-239.

17. Blundell, R. and S. Bond (1998), “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models”, *Journal of Econometrics* 87, pp.115-143.

18. Bond, S. (2002), 《Dynamic Panel Data Models: A Guide to Micro Data Methods and Practice》, Working Paper 09/02, Institute for Fiscal Studies, London.

19. Elizalde, A. and R. Repullo (2006), “Economic and regulatory capital in banking: what is the difference?”, *BIS Working Paper*.

20. Gabriel, J. and J. Saurina (2005), “Credit cycles, credit risk, and prudential regulation”, *BIS Working Paper*.

21. Kim, S. B. and R. Moreno (1994), “Stock Prices and Bank Lending Behavior in Japan”, *FRBSF Economic Review*, No.1.

22. Takatoshi Ito and Yuri Nagataki Sasaki (1998), “Impact of the Basel Capital Accord on Japanese Banks’ Behavior”, *NBER Working Paper*, 6730.