

---

---

# 中国国际收支顺差的流动性分配效应 与银行贷款渠道检验

徐明东 陈学彬\*

---

**内容提要** 本文基于中国持续大规模顺差的现实背景,从国际收支顺差的流动性分配效应角度解释了中国银行业的流动性结构特征之谜,并利用微观面板数据检验了2001~2009年银行结售汇市场份额特征对信贷供给及银行贷款渠道的影响。研究结论显示:国际收支顺差的流动性分配效应是中国银行业流动性结构特征形成的重要原因,国际收支持续大规模顺差导致的流动性供给主要集中在大型银行;在控制了其他因素影响的情形下,结售汇市场份额越大的银行,其信贷供给意愿和能力越强,对存款准备金率等数量型货币政策工具的反应敏感度越低。这种资金来源渠道的数量机制能解释中国银行业的结构性行为。

**关键词** 国际收支顺差 流动性分配效应 银行贷款渠道

---

## 一 引言

自2002年以来,伴随着国际收支的持续大规模顺差,中国国内出现了银行体系整体流动性过剩,货币信贷扩张较快,资产价格泡沫和通货膨胀压力增大等问题,宏观经

---

\* 徐明东:复旦大学经济学院 通信地址:上海市邯郸路220号复旦大学金融研究院 200433 电子信箱: xumind@fudan.edu.cn; 陈学彬:复旦大学金融研究院 电子信箱: chenxb@fudan.edu.cn。

本文为国家自然科学基金青年基金《基于商业周期视角的银行内生风险承担行为与货币政策传导机制研究》(70903013)、国家社科重点项目《后危机时代中国通货膨胀防范与货币供应机制完善研究》(09AZD019)、教育部人文社科青年基金《资本充足率约束下的商业银行资产组合行为及其宏观经济效应》(08JC790022)和上海市教委晨光计划项目《资本充足率约束下的银行信贷行为:基于中国银行业的经验证据》(09CG05)的阶段性研究成果。作者感谢匿名审稿人和复旦大学世界经济系田素华为本文所提的建设性意见。

济运行的风险不断累积。中国人民银行(下文简称央行)也连续采取了多次提高法定存款准备金率、加息、发行央行票据等一系列的紧缩性政策措施来回收银行体系的流动性。

流动性过剩不仅是个总量问题,还是个结构问题(曾康霖 2007)。统计数据显示,中国大型银行的流动性资产比率显著高于中小型银行,2003年4月~2010年4月,全国性大银行一直是同业拆借市场的资金净拆出方,而中小型银行一直是同业拆借市场的资金净拆入方。<sup>①</sup>中国银行业的这种流动性结构特征与传统银行理论及美欧等国家的经验证据存在显著差异。传统银行理论认为,大型银行由于具有更多融资渠道、融资成本更低,相比中小型银行,大型银行往往保持更低的流动性资产比例,实行主动性负债策略以降低资金成本。在银行同业拆借市场,大银行往往是银行间市场上的资金净拆入方,小银行往往是银行间市场上的资金净供给方(Allen et al., 1989)。美欧等国银行业的经验证据也与传统银行理论一致(Kashyap and Stein, 1995, 2000; Ehrmann et al. 2003; Bech and Atalay 2008)。如何解释中国银行业的流动性结构特征之谜?持续大规模的国际收支顺差是导致中国银行体系整体流动性过剩的重要原因,但是否会以及如何影响银行体系的流动性结构特征?银行业的流动性结构特征对其信贷供给及对货币政策的反应具有怎样的影响?

近年来国内学术界关注更多的是银行体系的整体流动性过剩问题(夏斌与陈道富 2007;唐双宁 2007;曾康霖 2007;彭兴韵 2007),而对流动性的结构分配及其对货币政策的影响讨论甚少。反思近年来中国央行的货币政策调控,其效力在不断下降,微观主体市场化动机日益明显,宏观调控手段不得不更加依赖数量型工具和非市场化手段。根据货币政策传导的银行贷款渠道理论(bank lending channel)<sup>②</sup>,由于商业银行在资产规模、流动性、资本状况等方面的异质性,货币政策的变动在影响银行信贷总量的同时,也可能引起不同特征银行信贷供给反应的横截面差异。统一的货币政策调控对银行信贷供给影响的截面效应,不仅可能弱化货币当局通过银行贷款渠道传导政策意图的力度,还可能恶化信贷资源的配置效率。所以,为提高货币调控效率,我们需要进一步研究银行业的流动性等结构性特征,并分析货币政策调整引起的银行信贷供给变动的结构效应。

① 依 CEIC 数据库的数据得出判断。

② 根据信贷渠道(credit channel)理论,货币政策除了通过传统的利率渠道(interest rate channel)影响无风险利率,从而影响微观主体的融资和投资成本外,还通过资产负债表渠道(balance sheet channel)和银行贷款渠道放大了对实体经济的影响。Bermanke(2007)指出,作为信贷渠道的子渠道,资产负债表渠道和银行贷款渠道都可以从资产负债表角度理解,只不过前者强调企业和家庭的资产负债表,后者强调金融机构的资产负债表。

检验银行贷款渠道(即货币政策对银行信贷供给的影响是否依赖于微观银行特征)最大的困难在于识别和分离信贷供给和需求因素(Altunbas et al. 2009)。国外利用微观面板数据的研究表明,规模越大、流动性越强、资本越充足的银行对价格型(银行间市场利率)货币政策工具的反应敏感度越低(Kashyap and Stein, 1995、2000; Kishan and Opiela 2000; Van den Heuvel 2002),大型全球性银行和资产证券化程度高的银行对货币政策的冲击不敏感(Cetorelli and Goldberg 2008; Gambacorta et al., 2007)。对检验结果的解释主要基于外部融资成本机制,即当面临货币政策紧缩时,大型、流动性充裕和资本充足银行的外部融资溢价(external finance premium)更低,导致其对价格型货币政策工具的反应敏感度较低(Kashyap and Stein, 1995、2000; Ehrmann et al. 2003; Altunbas et al. 2009),这种机制在金融市场(尤其是债券市场)欠发达、市场约束不足的中国是否显著成立值得检验。在中国,企业和居民外部融资高度依赖银行贷款,货币政策传导以信贷渠道为主,但国内相关研究大多基于VAR方法的宏观数据分析(周英章与蒋振声, 2002; 蒋瑛琨等, 2005; 赵振全等, 2007),其局限是不能有效分离出信贷供给和需求效应,也就难以分析商业银行的信贷供给行为与货币政策的关系。

本文基于中国持续大规模顺差的现实背景,从国际收支顺差的流动性分配效应角度解释了中国银行业的流动性结构特征之谜,利用微观银行面板数据<sup>①</sup>检验了2001~2009年银行结售汇市场份额特征对流动性结构和信贷供给行为的影响及国际收支顺差的流动性分配对货币政策传导的银行贷款渠道的影响,为货币当局分析货币政策传导梗阻、实施差异化的货币政策调控提供了经验证据。

研究结论显示:(1)国际收支顺差的流动性分配效应是形成中国银行业流动性结构特征的重要原因之一,国际收支持续大规模顺差导致的流动性供给主要集中在大型银行。(2)在控制了其他因素的条件下,结售汇市场份额越大的银行,其信贷供给意愿和能力相对越强,对紧缩性货币政策(尤其是存款准备金率等数量型工具)的反应敏感度也越低。这种资金来源渠道的数量机制比Kashyap和Stein(1995、2000)等解释美欧国家银行行为的外部融资成本机制更能解释中国银行业的结构性行为。

本文的结构安排如下:第二部分描述了中国银行业的流动性结构特征之谜,并提出银行贷款渠道影响的理论假设;第三部分为相关检验模型的构建与数据说明;第四

<sup>①</sup> 具体样本银行包括(名称简写):5家国有大型银行(工商银行、农业银行、中国银行、建设银行、交通银行),12家全国性股份制银行(中信银行、招商银行、浦发银行、光大银行、兴业银行、民生银行、华夏银行、深圳发展银行、广东发展银行、浙商银行、恒丰银行和渤海银行)。

部分为经验检验结果分析;最后为本文结论和政策建议。

## 二 中国国际收支顺差的流动性分配效应与银行业流动性结构特征之谜

### (一) 中国银行业的流动性结构特征之谜

根据传统银行理论,大型银行由于具有更多融资渠道、融资成本更低,应对存款波动和贷款资金需求等流动性冲击的能力相对较强,所以相比中小型银行,大型银行往往保持更低的流动性资产比例,实行主动性负债策略以降低资金成本,而中小型银行由于融资渠道较少、融资成本更高,流动性的管理往往采取自我保险式的资产转换策略,通过持有较高比例的非现金资产,当面临流动性冲击时出售非现金资产来满足流动性需要(Thompson and Matthews 2005)。从表1美国银行业资产负债表数据可知,1986~2006年大型银行的证券/总资产、(准备金+证券)/总资产以及贷款/存款指标显示,中小银行的流动性水平高于大型银行。其中,1994年中小银行的证券/总资产比率高于大型银行8.5个百分点,2002年虽然该比率差距有所缩小,但仍高达4.26个百分点;中小银行的贷款/存款指标也显著低于大型银行。除美国外,法国、德国、意大利、西班牙及巴西等国银行业的流动性结构特征也与传统银行理论相符(Ehrmann et al. 2003; Cajueiro and Tabak 2008)。

		美国银行业资产负债表结构(1986~2006)					%
		1986	1990	1994	1998	2002	2006
准备金/总资产	大型银行	12.92	8.96	8.80	8.29	8.35	5.53
	中小银行	10.36	7.22	7.14	6.01	5.54	4.15
证券/总资产	大型银行	17.85	18.89	21.47	19.06	19.91	19.51
	中小银行	24.15	22.93	29.97	23.39	24.17	19.64
贷款/存款	大型银行	80.32	84.68	90.75	99.86	99.00	107.75
	中小银行	77.88	79.70	79.44	93.59	89.38	98.06

说明:原始数据来源于美国联邦储备委员会网站(<http://www.federalreserve.gov/releases/h8>),各项指标经笔者计算整理;大型银行与中小银行的划分参照美联储标准,前25家银行为大型银行,其余银行归为中小银行,2009年12月大型银行的门槛规模为650亿美元。

银行间市场的资金净拆借是反映银行短期流动性状况的重要指标。美国和欧洲等国家的经验表明,大银行往往是银行间市场上的资金净需求方,小银行往往是银行

间市场上的资金净供给方 ( Kashyap and Stein ,1995、2000; Furfine ,2000; Ehrmann et al. 2003) 。对美国联邦基金市场的最新研究表明 ,即使在整体流动性过剩的环境下 ,银行间的这种拆借模式特征仍然没有发生变化( Bech and Atalay 2008) 。对这种银行同业拆借模式的理论解释是 ,银行拆入拆出资金是为了应对流动性风险和提高流动性资产的收益率。一方面 ,借款者和贷款者间信息不对称导致了大型银行在同业市场的资金可获得性较强、借贷成本相对较低( Allen and Saunders ,1989) ,另一方面 ,风险规避的小型银行经理自身也倾向于选择银行存款作为资金来源 ,而不会将联邦基金作为一种重要的资金来源( Ho and Saunders ,1985) 。

表 2 中国银行业资产负债表结构 (2002 ~ 2009) %

		2002	2004	2006	2007	2008	2009
准备金 / 总资产	国有大型银行	8.81	8.77	9.62	12.27	14.88	13.24
	全国性股份制银行	12.78	12.13	12.54	12.42	13.32	11.89
	城市商业银行	9.22	11.94	12.94	16.11	16.95	16.24
	农村和城市信用社	12.92	14.44	15.13	19.11	17.94	16.71
证券 / 总资产	国有大型银行	31.07	32.78	37.21	35.76	35.50	34.04
	全国性股份制银行	21.40	23.33	23.15	26.31	25.40	25.37
	城市商业银行	32.61	29.56	28.20	27.46	26.76	26.89
	农村和城市信用社	15.18	17.03	18.92	19.49	25.25	23.85
贷款 / 存款	国有大型银行	73.45	61.39	60.66	62.26	56.56	60.51
	全国性股份制银行	77.02	70.82	71.76	74.99	74.71	75.60
	城市商业银行	68.40	63.31	63.14	61.98	61.25	62.19
	农村和城市信用社	72.87	66.78	66.77	67.43	65.15	66.64

说明: (1) 数据来源于 CEIC 数据库 ,各项指标经笔者计算整理; (2) 2007 年前国有大型银行的统计口径仅包括工农中建 4 家 ,不包括交通银行 ,2007 年后的统计口径为包括交通银行在内的 5 家银行。

中国银行业的流动性结构特征与美国和欧洲等国家存在显著差异。第一 ,大型商业银行的流动性资产占比高于中小银行。从表 2 可知 ,虽然国有大型银行的准备金 / 总资产比率低于中小商业银行 ,但证券 / 总资产、( 准备金 + 证券) / 总资产比率远高于中小商业银行 ( 尤其是农村和城市信用社) ,2009 年末国有大型银行的证券 / 总资产比例高于全国性股份制银行约 9 个百分点 ,更是高于农村和城市信用社约 10 个百分点。第二 ,大型商业银行充当银行间市场的资金净供给方 ,中小商业银行则是银行间市场

的资金净需求方。图1 银行间市场质押式债券回购和同业拆借的月度频率数据显示, 2003年4月~2010年4月, 全国性大银行一直是最大的资金净融出方, 城市商业银行、城市和农村信用社则始终是资金净融入方。这种拆借模式一直很稳定, 且2005年以来大型银行的资金净融出呈显著扩大趋势。据统计, 2010年中农工建交5家大型国有商业银行在同业拆借市场净融出资金2.35万亿元, 在回购市场净融出资金23.75万亿元, 而其他商业银行在同业拆借市场净融入0.73万亿元, 在回购市场净融入8.42万亿元。<sup>①</sup>

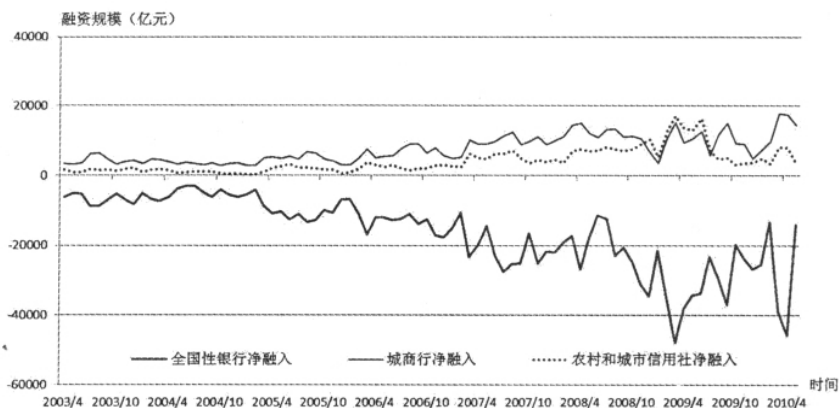


图1 各类型银行在银行间市场的资金净融通情况

说明: (1) 数据来源于CEIC数据库; (2) 资金融入净额包括质押式债券回购净额和同业拆借净额; 全国性银行资金净融入为负值表示净融出; (3) 全国性银行包括工农中建交5家大型国有银行和中信、招商等12家全国性股份制银行, 受数据限制, 我们无法得到大型国有银行和全国性股份制银行的分类数据。

## (二) 中国银行业流动性结构特征之谜的解释: 基于国际收支顺差的流动性分配效应视角

国内学者对国际收支顺差导致的整体流动性过剩进行了较多的研究。夏斌与陈道富(2007)从超额存款准备金率, 唐双宁(2007)从存贷差持续扩大定义银行体系的整体流动性过剩。曾康霖(2007)认为流动性过剩的实质是银行运作成本高, 难以充分利用其拥有的资源实现利润最大化。彭兴韵(2007)将流动性过剩划分为市场流动

<sup>①</sup> 数据来源于《中国货币政策执行报告(2010Q4)》。

性、银行体系的流动性与宏观流动性。国际收支的持续大规模顺差被认为是影响近年来中国宏观金融环境和导致银行体系整体流动性充裕的最重要因素。1998 ~ 2009 年,央行国外净资产(国外资产减去国外负债)增加了 17.03 万亿元,而同期基础货币增长 11.26 万亿元。这意味着若不考虑央行事后的各种冲销政策,国际收支的持续双顺差,通过企业将外汇资产卖给商业银行,商业银行再将外汇资产卖给中央银行的通道,央行向金融体系注入了 17.03 万亿元高能货币;2005 年以来,央行国外净资产的存量已超过基础货币量,截至 2009 年底,中国人民银行国外净资产存量折合人民币达 18.38 万亿元,而同期基础货币存量为 14.40 万亿元,央行国外净资产/基础货币超过了 1.28。<sup>①</sup>

在流动性总量过剩问题的背后,还存在流动性分配的结构问题(曾康霖,2007)。我们感兴趣的是,国际收支的失衡是否会以及如何影响银行体系流动性的结构分配。国际收支顺差主要通过结售汇形成外汇占款的途径增加了国内的货币供给,结售汇也是银行获得流动性的重要渠道。1994 ~ 2008 年,中国长期实行强制结售汇制度,2008 年 8 月虽然取消了强制结售汇规定,但在人民币渐进升值、升值预期较强的背景下,企业不愿意持有外汇资产,将盈余外汇卖给商业银行,而商业银行也不愿意持有外汇头寸,将盈余外汇出售给中央银行。

理论上,在结售汇过程中,银行因结售汇市场份额的不同将导致其获得不同的初始流动性。一般而言,企业的结售汇银行也是其开户银行,从事结售汇业务将导致结售汇银行的人民币存款和准备金增加,在货币创造模型中,这相当于获得了一笔“原始存款”。假定存在两类银行:结售汇银行和非结售汇银行,外贸企业将盈余外汇卖给结售汇银行,结售汇银行再将外汇卖给中央银行,如果企业短期内仍将结售汇所得人民币存款存于结售汇银行,将导致该银行资产方准备金存款增加,负债方人民币存款增加,初始流动性增加。而非结售汇银行的资产负债表上初始流动性没有变化。仅当企业将在结售汇银行结售汇所得的人民币存款使用出去时,在“存款 - 贷款”的创造机制下发生流动性溢出,非结售汇银行才能获得部分派生存款和派生流动性,同时结售汇银行也能获得部分派生存款和流动性。如果国际收支持续顺差,那么结售汇银行相对非结售汇银行将能获得更多的存款资金(详见图 2)。

长期以来中国外汇结售汇等业务主要集中在全国性大银行(尤其是 5 大有银行,但近年来其他全国性股份制银行市场份额逐渐上升),绝大部分城市商业银行及

<sup>①</sup> 原始数据来源于中国人民银行网站。

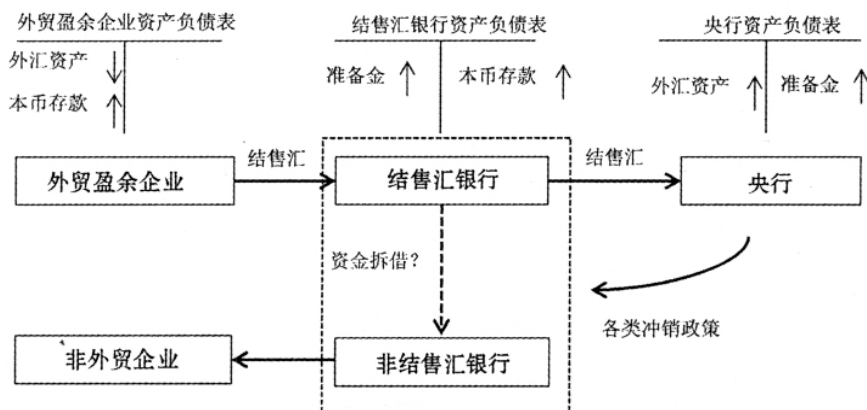


图2 结售汇链条

城市和农村信用社在外汇业务领域几乎没有作为。即使部分客户存在外汇业务需求，中小商业银行也可能倾向于将客户介绍到大银行办理相关业务，自己从中收取部分中介费。<sup>①</sup> 据统计，2006年年底5大国有银行资产占银行业金融机构的总资产比重为55.15%，而该年度结售汇市场份额为71.05%（2009年该数据仍高达67.93%），其中工农中建交5家银行在结售汇市场份额分别为32.65%、12.15%、10.89%、9.35%、6.00%，而其他12家全国股份制银行的结售汇市场份额为16.68%，城市商业银行以及城市和农村信用社等小型银行总资产占比为16.37%，但结售汇市场份额仅为3.25%。<sup>②</sup>

导致外汇业务主要集中在全国性银行的因素主要有：第一，政策层面，自改革开放以来，中国外汇业务的具体业务和经营主体（外汇指定银行）实行了渐进开放的政策。早期仅中国银行和其他国有银行具有结售汇业务经营权，后来这项业务向全国性股份制商业银行、城市商业银行、城市和农村信用社等逐渐放开。截至2010年底，大多数中小地方性银行仍无法直接经营如远期结售汇、外汇掉期、外汇期权等增值和避险业

<sup>①</sup> 详见《第二届全国中小银行外汇业务高峰论坛》（2010.10）主题讨论二“人民币跨境结算——困境还是机遇”的相关内容 <http://www.chinaforex.com.cn/zhuanti/2010zhongxiaoyinhang/>。

<sup>②</sup> 各类银行总资产数据来源于《中国银行业监督管理委员会2009年年报》，银行结售汇市场份额数据来源于国家外汇管理局。



务。<sup>①</sup> 第二,企业选择某家银行作为结售汇银行,需要该银行具备国际结算网络。中国城商行等中小银行开展国际业务的最大瓶颈在于资产规模相对较小,对外渠道狭窄,代理行建设困难,对外出具的信用文件(信用证、保函)接受度差,开出的信用文件被要求加具保兑或可能被国外受益人拒绝。第三,银行国际业务是一个相对复杂的业务体系,中小银行外汇业务人才缺乏、风险控制和识别能力较弱,同时外汇资金补给渠道方面,城市商业银行外汇业务需求量不大,账户沉淀资金较少,账户维护费相对较高,外汇资金补给主要靠国内同业之间拆借,外币资金供给成本高于大型银行。

由于全国性大银行在结售汇市场居于主导地位,持续大规模的国际收支顺差是导致中国大型银行的流动性相对充裕、在货币市场拆出资金的潜在原因之一,中小商业银行由于获得结售汇的流动性分配较少,同时面临法定存款准备金率提高、央行票据发行等货币冲销政策的影响,流动性不足,倾向于从同业市场拆入资金满足短期流动性或者信贷资金的需求。统计数据显示,全国性大型银行从国际收支顺差获得的初始流动性资金绝对规模和占总资金来源的相对规模都不容忽视。2003~2009年,中国央行国外净资产增加了16万亿元,意味着顺差使结售汇银行初始存款增加了16万亿元,而这些增加的银行初始存款主要集中在结售汇市场占据主导地位的全国性大银行,构成其存款增加和资产规模膨胀的重要来源。不考虑派生存款和存款溢出的情况,2003~2009年全国性大银行结售汇初始存款增加约占其全部吸收存款增加的比例超过50%,约占2009年末全国性大银行存款存量的1/3。<sup>②</sup> 即使考虑央行采取公开市场操作(出售或发行债券)或存款准备金率提高等冲销政策,这些政策的作用主要在于减少银行体系的整体流动性,难以抵消国际收支顺差所导致的流动性分配效应。

综上,国际收支顺差导致的流动性分配效应可能是解释中国银行业流动性结构不同于传统银行理论和欧美等国家经验的重要原因。国际收支顺差的流动性分配效应在影响银行体系流动性结构的同时,也可能对银行的信贷供给以及对货币政策反应的敏感度造成结构性影响。由此,我们假设:

在国际收支持续大规模顺差和其他因素相同的条件下,结售汇市场份额越大的银行,从结售汇途径获得的流动性分配规模越大,其流动性水平相对越高,信贷供给意愿和能力越强,对流动性冲销的紧缩性货币政策工具的敏感度越低。

<sup>①</sup> 国家外汇管理局2010年12月发布《关于合作办理远期结售汇业务有关问题的通知》,允许部分符合条件的中小银行与具备远期结售汇业务的大型银行进行合作,以代理方式间接经营远期结售汇业务。

<sup>②</sup> 数据来源于中国人民银行网站。

### 三 模型构建与数据说明

#### (一) 模型设定与变量选择

为检验上述假设,我们做了三个层面的检验。

第一,我们检验国际收支顺差的流动性分配效应是否存在,即在其他因素相同的条件下,是否结售汇市场份额越大的银行,其流动性水平越高。不同特征的银行其流动性管理策略和流动性资产占比可能存在显著差异,根据已有研究文献(Kashyap and Stein 2000; Altunbas et al. 2009),我们主要识别了资本充足水平、资产规模、是否上市和结售汇份额特征等对银行流动性比率的影响。具体模型设定如下:

$$LIQ_{i,t} = \alpha_1 LIQ_{i,t-1} + \alpha_2 CAP_{i,t-1} + \alpha_3 SIZE_{i,t-1} + \alpha_4 IPO_{i,t} + \alpha_5 FX_{i,t-1} + \theta_t + u_i + v_{i,t} \quad (1)$$

其中  $i = 1, 2, \dots, N$  表示银行家数。方程(1)中被解释变量为银行流动性指标  $LIQ$ , 用  $(1 - \text{净贷款} / \text{总资产})$  指标代表,相当于  $(\text{准备金} + \text{证券资产}) / \text{总资产}$  的比率;解释变量包括银行流动性比率的滞后值、微观银行特征变量和时间虚拟变量。规模指标  $SIZE$  用总资产的对数值代表,同 Kashyap 和 Stein(1995),资本指标  $CAP$  用资本/资产比率代表(Kishan and Opiela 2000), $IPO$  为公开上市虚拟变量,上市后值为1,上市前值为0。 $FX$  表示从结售汇途径获得的流动性资产占总资产比例,用  $(\text{银行结售汇市场份额} \times \text{当年央行国外净资产增加额} / \text{银行总资产})$  来代表。<sup>①</sup> 考虑到当期流动性与规模、资本比率等指标存在相互影响,为减轻同时决定导致的内生性问题,解释变量中我们采用了上述指标的滞后1期值。同 Altunbas 等(2009)的方法,我们采用设置时间虚拟变量  $\theta_t$ , 以识别和控制所有随时间变化而不随银行个体变化的因素,如宏观经济和货币政策调控等因素对银行体系流动性的影响。此外,本模型还允许银行产权等不随时间改变的固定效应  $u_i$  的存在。

我们感兴趣的是参数  $\alpha_5$  的符号及其显著性,如果  $\alpha_5$  显著大于0,则表明,在控制了所有时间效应(time effects)和其他微观银行特征的情况下,结售汇市场份额越大的银行,其流动性水平相对越高。

第二,我们检验国际收支顺差的流动性分配效应对银行信贷供给意愿及能力的影响,即其他条件不变的情况下,是否结售汇市场份额越大的银行,其信贷供给意愿和能

<sup>①</sup> 据国家外汇管理局公布的《2010年中国跨境资金流动监测报告》2001~2010年,每年银行代客结售汇差额占央行外汇资产增加的比例维持在85%~115%波动,平均比例约为100%。所以我们用央行外汇资产增加额来代替银行代客结售汇差额。

力越强。影响银行信贷的因素既包括供给因素,也包括需求以及货币政策等因素。紧缩性货币政策既可能通过减少信贷需求也可能通过减少信贷供给来影响信贷规模,利用简化式模型检验银行贷款渠道时需要对信贷供给和需求因素的影响进行有效分离,即模型识别问题(Altunbas et al., 2009)。同 Altunbas 等(2009)的处理,本文假定各银行面临同质的信贷需求,且信贷需求与宏观经济变量密切相关。设定模型如下:

$$\begin{aligned} \Delta \ln loans_{i,t} = & \beta_1 \Delta \ln loans_{i,t-1} + \beta_2 LIQ_{i,t-1} + \beta_3 CAP_{i,t-1} + \beta_4 SIZE_{i,t-1} + \beta_5 IPO_{i,t} \\ & + \beta_6 FX_{i,t-1} + \beta_7 \Delta \ln invest_{i,t} + \beta_8 \Delta r_{i,t} + \beta_9 \Delta r_{c,t} + \beta_{10} \Delta de\_req_{i,t} + u_i + v_{i,t} \\ & + \beta_{11} \Delta r_{l,t} + \beta_{12} \Delta r_{c,t} + \beta_{13} \Delta de\_req_{i,t} + u_i + v_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

国外文献多采用名义 GDP 增长率作为信贷需求替代变量,用银行间市场利率作为货币政策替代变量(Kashyap and Stein, 1995, 2000; Ehrmann et al., 2003; Altunbas et al., 2009)。中国 GDP 增长中进出口贸易顺差的贡献较大,而这部分因素与银行国内信贷的关系相对较弱,所以本文选用与银行信贷更加紧密的固定资产投资增长率(以  $\Delta \ln invest$  表示)作为信贷需求替代变量。<sup>①</sup> 中国的货币调控体制与美欧等金融体系发达的国家存在显著差异。美欧等金融市场发达国家,货币政策往往选择利率类价格型中介目标,政策调控和传导模式主要通过公开市场操作来影响货币市场利率,并经信贷市场和资本市场传导到存贷款利率和其他资产价格;而中国自 1998 年放弃信贷直接控制以来,中国人民银行以  $M_2$  作为货币政策中介目标,调控工具具有多样化特征(包括价格和数量型工具),除了国债买卖和央行票据发行等公开市场操作外,调控工具还包括存贷款利率管制,法定存款准备金率调整以及窗口指导和信贷直接控制等。由于中国的货币政策调控常综合使用上述工具,且不同类型工具影响银行信贷行为的机制不同,<sup>②</sup>如果模型仅包括货币市场利率作为货币政策替代变量,则可能存在遗漏重要变量导致的内生性问题。为清晰识别不同政策工具对银行信贷行为的影响机制,本文识别了三大货币政策工具代理变量,法定存款准备金率采用其一阶差分( $\Delta de\_req$ )表示,公开市场操作采用 7 天银行间同业拆借利率的一阶差分( $\Delta i_c$ )表示,

① 根据各变量 1997~2009 年的相关系数,银行贷款增长率与固定资产投资增长率的相关系数是 0.61,而与名义 GDP 增长率是 0.10。

② 存贷款管制利率具有利差保护的性质,其幅提高主要通过减少信贷需求从而抑制银行信贷规模。存款准备金率的提高与公开市场冲销操作都是回收银行体系流动性的工具,但对银行体系流动性的结构性影响是不同的。公开市场冲销操作作为间接价格控制型工具,主要通过诱导的方式减少货币市场流动性,从而间接影响信贷供给,其影响效果主要取决于银行体系的整体流动性;而法定存款准备金率作为直接数量型工具,如果银行体系整体面临紧的准备金率要求且不同类型银行间的流动性水平存在结构性差异,统一的法定准备金率调整可能导致部分银行陷入流动性困境和恶化信贷资源的结构性配置。

存贷款管制利率采用 1 年期贷款基准利率的一阶差分 ( $\Delta i_L$ ) 表示。<sup>①</sup> 其他解释变量的定义同模型 (1)。

我们感兴趣的是参数  $\beta_6$  的符号及其显著性, 如果  $\beta_6$  显著大于 0, 则表明, 在控制了信贷需求、货币政策及其他微观银行特征条件下, 结售汇市场份额越大的银行, 其信贷供给能力和供给意愿越强。

此外, 为检验上述固定资产投资、各货币政策变量是否有效识别了全部时间效应, 以识别不同的货币需求变量如固定资产投资还是 GDP 对估计结果的潜在影响, 我们采用了设置时间虚拟变量  $\theta_t$  的办法, 以检验模型 (2) 系数  $\beta_6$  估计结果的稳健性。此外, 采用时间虚拟变量的方法, 还能避免银行信贷增速与固定资产投资和货币政策各变量间当期相互影响而导致的内生性问题。

$$\begin{aligned} \Delta \ln loans_{i,t} = & \beta_1 \Delta \ln loans_{i,t-1} + \beta_2 LIQ_{i,t-1} + \beta_3 CAP_{i,t-1} + \beta_4 SIZE_{i,t-1} \\ & + \beta_5 IPO_{i,t} + \beta_6 FX_{i,t-1} + \theta_t + u_i + v_{i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

第三, 我们检验了国际收支顺差的流动性分配效应对银行贷款渠道的影响, 即是否结售汇市场份额越大的银行, 其对紧缩性货币政策 (尤其是数量型政策工具) 的反应敏感度越低。我们借鉴了 Matousek 和 Sarantis (2009) 设置交叉项的办法, 在模型 (2)、(3) 的基础上增加了结售汇流动性资产占比与 3 大货币政策变量间的交叉项。具体模型设定如下:

$$\begin{aligned} \Delta \ln loans_{i,t} = & \gamma_1 \Delta \ln loans_{i,t-1} + \gamma_2 LIQ_{i,t-1} + \gamma_3 CAP_{i,t-1} + \gamma_4 SIZE_{i,t-1} + \gamma_5 IPO_{i,t} \\ & + \gamma_6 FX_{i,t-1} + \gamma_7 FX_{i,t-1} \Delta r_{L,t} + \gamma_8 FX_{i,t-1} \Delta r_{C,t} + \gamma_9 FX_{i,t-1} \Delta de\_req_t \\ & + \gamma_{10} \Delta \ln finvest_t + \gamma_{11} \Delta r_{L,t} + \gamma_{12} \Delta r_{C,t} + \gamma_{13} \Delta de\_req_t + u_i + v_{i,t} \end{aligned} \quad (4)$$

我们感兴趣的是参数  $\gamma_7$ 、 $\gamma_8$  和  $\gamma_9$  的符号及其显著性。一般而言, 如果  $\gamma_7$ 、 $\gamma_8$  和  $\gamma_9$  显著大于 0, 则表示在控制了其他因素影响的条件下, 结售汇市场份额越大的银行, 其对货币政策的敏感度越低。而且, 我们还可以比较  $\gamma_7$ 、 $\gamma_8$  和  $\gamma_9$  的估计系数, 以检验不同结售汇流动性资产占比特征的银行对不同流动性紧缩政策工具反应的差异。同样, 我们通过设置时间虚拟变量来控制所有时间效应 (模型 5), 以检验估计结果的稳健性。

$$\begin{aligned} \Delta \ln loans_{i,t} = & \gamma_1 \Delta \ln loans_{i,t-1} + \gamma_2 LIQ_{i,t-1} + \gamma_3 CAP_{i,t-1} + \gamma_4 SIZE_{i,t-1} + \gamma_5 IPO_{i,t} \\ & + \gamma_6 FX_{i,t-1} + \gamma_7 FX_{i,t-1} \Delta r_{L,t} + \gamma_8 FX_{i,t-1} \Delta r_{C,t} + \gamma_9 FX_{i,t-1} \Delta de\_req_t + \theta_t + u_i + v_{i,t} \end{aligned} \quad (5)$$

<sup>①</sup> 自 1998 年以来, 存款利率和贷款利率往往同向变动, 而且该期间存贷利差变化幅度也很小, 为考虑多重共线性影响, 本文仅引入贷款基准利率; 三大货币政策工具变量先根据月末数据计算出年度平均值, 然后再进行差分。

### (二) 数据说明与描述

本文研究样本为 2001 ~ 2009 年 17 家国有和全国性股份制商业银行的年度非平衡面板数据(non-balanced panel data)。银行结售汇市场份额数据来源于国家外汇管理局,由于该数据仅有 17 家国有和全国性股份制商业银行的个别份额数据,而城市商业银行及城市和农村信用社仅有一个汇总的结售汇份额,所以我们的研究样本仅包括这 17 家银行。由于获得的结售汇数据期间为 2002 ~ 2009 年,我们做了简单处理,将 2001 年各银行结售汇市场份额用 2002 年数据代替。银行的结售汇包括代客结售汇和自身结售汇,本文所希望论述的流动性分配效应主要涉及代客结售汇差额部分,受数据限制,我们仅得到代客和银行自身结售汇的合并数据,考虑到国家外汇管理局自 2006 年才开始统计银行自身结售汇交易,而且银行自身结售汇规模远小于代客结售汇,<sup>①</sup>所以我们用汇总的结售汇份额代替代客结售汇份额,并假定结售汇差额与结售汇市场份额是正相关的,用结售汇的市场份额代替结售汇差额的市场份额。微观银行资产负债表数据来自于 Bankscope 数据库,宏观数据(包括固定资产投资、存款准备金率等货币政策变量、央行国外净资产)来源于 CEIC 数据库。

变量描述性统计结果见表 3。样本银行贷款增速最高为 96% (浙商银行 2005 年),最低为 -27% (广东发展银行 2005 年);银行结售汇市场份额占比最高为 37% (中国银行 2001 年),银行通过结售汇途径获得的流动性分配占总资产的比例最高为 24% (中国银行 2007 年),最低为 1% (恒丰银行 2004、2005 和 2009 年)。

变量相关系数矩阵见表 4。在没有控制其他因素影响的情形下,资本比率越高、流动性越高的银行,其信贷增速越高;资产规模越大,其信贷增速越低。银行结售汇市场份额占比越大,则通过结售汇途径获得的流动性分配占总资产比重越高(二者相关系数 0.55)。我们重点关注的结售汇带来的流动性资产占比与银行信贷增速的关系显示,国际收支顺差流动性分配比例越高的银行,信贷增速越低。这主要是由于相关系数估计没有控制其他变量的影响。银行规模与国际收支顺差的流动性分配存在较高的正相关性(0.55),银行规模越大的银行,其信贷增速越低,在没有控制规模等其他因素的情况下,简单的相关系数估计显示出国际收支顺差的流动性分配与银行信贷增速反而是负相关的(-0.33)。银行贷款与贷款基准利率、银行间同业拆借利率及

<sup>①</sup> 外汇利润、外汇资本金(营运资金)结汇是银行自身结汇的主要来源,支付境外股东红利、境外直接投资、购买外汇营运资金、缴纳税款准备金购汇等是银行自身售汇的主要用途。据国家外汇管理局发布的《2010 年中国跨境资金流动监测报告》2006 ~ 2010 年,银行自身结售汇交易共发生 5975 亿美元,仅相当于银行代客结售汇总额的 7%。

存款准备金率等货币政策变量负相关,央行的紧缩货币政策伴随着银行信贷增速的下降。此外,贷款基准利率、银行同业拆借利率与法定存款准备金率的变动相关性较高。

表3 主要变量的描述性统计结果

变量名	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值	p25	p50	p75
$\Delta \ln loans$	136	0.21	0.17	-0.27	0.96	0.12	0.18	0.26
<i>SIZE</i>	143	13.75	1.63	9.24	16.28	12.78	13.73	15.33
<i>LIQ</i>	143	0.45	0.07	0.32	0.58	0.4	0.45	0.51
<i>CAP</i>	143	0.04	0.04	-0.14	0.31	0.03	0.04	0.06
<i>IPO</i>	143	0.48	0.50	0.00	1.00	0.00	0.00	1.00
<i>OWN</i>	143	0.41	0.49	0.00	1.00	0.00	0.00	1.00
<i>FX_share</i>	136	0.07	0.09	0.00	0.37	0.01	0.04	0.11
<i>FX</i>	136	0.06	0.04	0.01	0.24	0.03	0.05	0.08
$\Delta \ln invest$	136	0.23	0.01	0.21	0.26	0.22	0.23	0.24
$\Delta i_L$	143	0.01	0.57	-1.08	0.95	-0.41	0.14	0.27
$\Delta i_c$	143	-0.10	0.49	-1.24	0.59	-0.33	-0.10	0.19
$\Delta de_{req}$	143	1.35	1.37	0.00	3.75	0.25	0.75	3.00

说明: 银行规模  $SIZE = \ln(\text{总资产})$ , 流动性水平  $LIQ = (1 - \text{净贷款}/\text{总资产})$ , 资本比率  $CAP = \text{股权资本}/\text{总资产}$ ; *IPO* 为公开上市虚拟变量, 上市前值为 0, 上市后值为 1; *OWN* 为产权虚拟变量, 国有银行为 1, 非国有银行为 0; *FX\_share* 为银行结售汇市场份额, 国际收支顺差的初始流动性分配  $FX = (\text{结售汇市场份额} \times \text{央行当年国外净资产变动额}) / \text{银行年末总资产}$ 。

表4 主要变量的相关系数矩阵

	$\Delta \ln loans$	<i>SIZE</i>	<i>LIQ</i>	<i>CAP</i>	<i>IPO</i>	<i>OWN</i>	<i>FX</i>	<i>FX_share</i>	$\Delta \ln invest$	$\Delta i_L$	$\Delta i_c$
$\Delta \ln loans$											
<i>SIZE</i>	-0.62***										
<i>LIQ</i>	0.16*	0.28***									
<i>CAP</i>	0.53***	-0.16*	0.32***								
<i>IPO</i>	-0.05	0.29***	0.03	0.17							
<i>OWN</i>	-0.42***	0.81***	0.36***	-0.02	0.01						
<i>FX</i>	-0.33***	0.55***	0.13	0.10	0.20**	0.14					
<i>FX_share</i>	-0.37***	0.65***	0.46***	0.11	0.02	0.70***	0.55***				
$\Delta \ln invest$	0.24***	-0.02	0.12	-0.02	-0.08	-0.07	-0.37***	-0.08			
$\Delta i_L$	-0.22***	0.00	-0.22***	0.03	0.00	0.07	0.39***	0.08	-0.79***		
$\Delta i_c$	-0.21**	0.00	-0.17**	0.04	-0.01	0.09	0.39***	0.08	-0.83***	0.91***	
$\Delta de_{req}$	-0.06	0.07	0.17*	0.20**	0.17**	0.00	0.31	0.02	-0.48***	0.50***	0.61***

说明: 表格中省略了自相关系数; \*, \*\*, \*\*\* 分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平, 下表同。

## 四 检验结果分析

由于模型中解释变量包含被解释变量的一阶滞后项,不可观测面板效应与被解释变量的滞后项相关,使得标准估计量不具有 consistency。所以本文主要采用了 Arellano 和 Bond(1991)提出的一阶差分 GMM 估计量方法(以下简称 A-B 估计),该方法在 Anderson 和 Hisao(1982)的基础上增加了更多可用的工具变量,以解决不可观测面板效应与被解释变量的滞后项相关的内生性问题,这一方法在实际中得到广泛应用。

为确保估计模型的有效性和稳健性,我们做了两个重要检验:(1)过度识别检验,采用 Sargan 检验判断工具变量的使用是否合理,零假设为工具变量使用是合理的。(2)干扰项序列相关检验,A-B 估计的一阶差分估计量要求原始模型干扰项不存在序列相关,由于差分后的干扰项必然存在一阶序列相关,因此,需要检验差分方程的残差是否存在二阶(或更高阶)序列相关,若存在,则意味着选取的工具变量不合理。

### (一) 中国国际收支顺差的流动性分配效应检验

表 5 为银行流动性资产比率影响因素的估计结果。其中(1)、(2)、(3)列的估计没有考虑银行结售汇市场份额特征,而(4)、(5)、(6)列则引入了银行结售汇市场份额变量。由于解释变量中含有被解释变量的滞后项,固定效应(FE)和随机效应(RE)模型的估计结果不能解决这种内生性,估计结果存在偏误,而更适合采用 A-B 动态面板估计方法。为了对比分析不同模型估计结果的差异,我们同时列出了固定效应和随机效应的估计结果。其中 Sargan 检验和序列相关检验显示,在 10% 显著性水平上,A-B 估计的工具变量选择是合理的。

估计结果显示,前期流动性和资本充足程度估计系数符合预期。前期流动性水平越高的银行,其后期的流动性水平也越高,表现出了某种程度的流动性惯性特征;流动性和资本比率为银行信贷投放的两大约束条件,资本越充足的银行,其流动性比率越低,表明在国内银行业整体流动性过剩和存贷利差保护的环境下,国内银行普遍存在信贷扩张冲动。随着 2003 年银监会的成立,资本充足率监管越来越严格,资本充足的银行有能力发放更多的贷款,而资本不足的银行只能持有更多的证券类资产,流动性比率相对较高。此外,产权因素可能是影响流动性和银行经营策略的重要因素,<sup>①</sup>但由于产权特征并不随时间发生变化,在我们采用的 A-B 估计通过差分已经去除了产

<sup>①</sup> 贾春新(2007)的研究发现,银行的产权特征影响其信贷行为,全国股份制银行的经营行为比国有商业银行更为谨慎。

权因素的影响。

表5 中国国际收支顺差的流动性分配效应检验结果

	被解释变量: 银行流动性资产比率( $LIQ_{i,t}$ )					
	(1) A - B	(2) FE	(3) RE	(4) A - B	(5) FE	(6) RE
$LIQ_{i,t-1}$	0.311*** (3.47)	0.299*** (3.41)	0.622*** (9.66)	0.306*** (3.49)	0.283*** (3.13)	0.537*** (7.84)
$SIZE_{i,t-1}$	0.020** (2.47)	0.044*** (4.45)	0.010*** (4.16)	-0.006 (-0.34)	0.036* (1.80)	0.007** (2.24)
$CAP_{i,t-1}$	-0.283** (-2.44)	-0.171 (-1.50)	-0.169* (-1.85)	-0.353*** (-3.35)	-0.224** (-1.99)	-0.216** (-2.36)
$IPO_{i,t}$	-0.004 (-0.27)	-0.013 (-0.92)	-0.019** (-2.47)	-0.003 (-0.24)	-0.003 (-0.24)	-0.018** (-2.41)
$FX_{i,t-1}$				0.593* (1.63)	0.856** (2.32)	0.113** (2.01)
常数	0.038 (0.34)	-0.291** (-2.15)	0.025 (0.71)	0.326 (1.40)	-0.245 (-0.89)	0.086* (1.77)
N	126	136	136	119	129	129
arm1	-2.286	-	-	-1.971	-	-
p_arm1	0.02	-	-	0.05	-	-
arm2	-0.622	-	-	-0.948	-	-
p_arm2	0.53	-	-	0.34	-	-
sargan	105.076	-	-	101.218	-	-
sar_p	0.10	-	-	0.13	-	-

说明: A - B 表示 Arellano - Bond(1991) 动态面板模型, FE 表示固定效应(Fixed Effects)模型, RE 表示随机效应(Random Effects)模型; 括号内为 t 统计量值, 下表同。

就我们最为关注的  $FX$  估计系数来看, (4)、(5)、(6) 列示的结果均显示, 在 10% 显著性水平上,  $FX$  的估计系数显著为正, 表明在控制了银行规模、资本充足程度、公开上市和时间效应等因素的情形下, 银行结售汇市场份额越大, 则流动性比率越高。值得注意的是, 从规模特征系数的估计结果来看, 在纳入  $FX$  变量前, 规模特征的系数显著为正, 表明规模越大的银行, 其流动性比率越高, 与国外的相关经验正好相反, 但引入  $FX$  变量后, A - B 模型估计的规模特征系数不再显著, 而且为负值。

上述检验结果支持了我们对中国银行业流动性结构特征之谜的解释: 国有大型银行结售汇市场份额最大, 其流动性相对更加充裕并相对过剩, 向市场提供流动性资金的可能性大。2010 年 5 月外汇占款环比大幅下降 54%, 同时 5 大国有银行存款增量



也大幅下降,导致在该月市场上由净拆出资金转为净拆入资金<sup>①</sup>也间接支持了我们的判断。此外,田素华等(2008)的研究也支持了我们的判断,他们对11家商业银行在2003~2004年的存款过剩弹性计算结果显示,工农中建等4家国有商业银行存款过剩弹性平均为2.185,交行和其他6家全国性股份制商业银行的存款过剩弹性平均为1.393。在全部商业银行中,中国银行存款过剩弹性最大,人民币存款每增加1%,存款过剩就增加3.13%。

### (二) 中国国际收支顺差的流动性分配对银行信贷供给的影响检验

表6的A-B动态面板模型Sargan检验和序列相关检验结果显示,在5%显著性水平上,工具变量的选择是合理的。虽然估计结果(1)和(3)的Sargan检验值在10%显著性水平上拒绝了零假设,但考虑到样本数据较少的限制,我们将置信水平放到5%显著性水平,而且分别作为(1)和(3)稳健性检验结果的(2)和(4)的Sargan检验P值均超过了15%。

表6中(1)和(2)列为国际收支顺差的流动性分配效应对银行信贷供给意愿及能力影响的检验结果。模型估计中没有考虑国际收支顺差的流动性分配与货币政策变量的交叉项,(1)和(2)列分别为采用固定资产投资等具体时间变量和时间虚拟变量的估计结果。结果显示,流动性程度越高和资本水平越充足的银行,其信贷增速越快;规模越大的银行,其信贷增速越低。这与Kashyap和Stein(2000)对美国、Altunbas等(2009)对欧洲多国的研究结论一致。基准利率的提高对银行信贷增速存在紧缩影响,但不显著。存款准备金率的提高对银行信贷增速的影响存在显著紧缩影响,而公开市场操作影响的银行间利率上升不仅不能抑制银行信贷投放,反而会使得信贷增速上升。由于三大政策工具对银行信贷的影响机制存在差异,估计结果表明,具有利差保护性质的存贷款利率管制,虽有利于改善银行的经营绩效(易纲,2009),但弱化了代表批发市场价格的银行间同业拆借利率向代表零售市场价格的存贷款利率的传导链条,从而弱化了间接性货币政策(公开市场操作)的作用效果。

我们最感兴趣的是FX估计系数,表6中(1)和(2)列的系数均为正且显著,表明在控制了其他因素影响的条件下,银行结售汇市场份额的大小影响了其信贷增速,银行从结售汇途径获得的流动性分配占总资产的比例越高,则银行的信贷增速越快。

<sup>①</sup> 资料来源于证券时报网(2010年6月22日),[http://www.stcn.com/content/2010-06/22/content\\_777459.htm](http://www.stcn.com/content/2010-06/22/content_777459.htm)。

表6 国际收支顺差的流动性分配对银行信贷供给及银行贷款渠道影响的检验结果

	被解释变量: 银行贷款资产增速( $\Delta \ln loans_{i,t}$ )					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\Delta \ln loans_{i,t-1}$	-0.088 (-1.06)	-0.107 (-1.40)	-0.004 (-0.05)	-0.080 (-1.01)	-0.025 (-0.29)	-0.124 (-1.40)
$LIQ_{i,t-1}$	1.014*** (4.71)	0.821*** (4.25)	1.170*** (5.59)	0.885*** (4.39)	1.093*** (5.05)	0.838*** (4.09)
$CAP_{i,t-1}$	1.278*** (4.18)	1.273*** (4.74)	1.258*** (3.98)	1.082*** (3.59)	1.237*** (3.86)	1.218*** (4.08)
$SIZE_{i,t-1}$	-0.081** (-1.98)	-0.145*** (-5.54)	-0.124*** (-3.39)	-0.236*** (-4.85)	-0.128*** (-3.42)	-0.274*** (-3.80)
$IPO_{i,t}$	0.037 (1.18)	-0.000 (-0.01)	0.051 (1.61)	0.042 (1.34)	0.052 (1.62)	0.022 (0.71)
$FX_{i,t-1}$	1.180** (2.21)	1.588*** (3.93)	-0.997 (-1.50)	-1.061 (-1.37)	-1.028 (-1.53)	-0.291 (-0.36)
$\Delta \ln invest_t$	4.992*** (3.28)		0.480 (1.40)		0.468 (1.35)	
$\Delta i_{L,t}$	-0.041 (-1.20)		-0.051 (-0.76)		-0.333 (-1.03)	
$\Delta i_{ct}$	0.178** (2.03)		0.067 (0.71)		0.436 (0.99)	
$\Delta de_{req,t}$	-0.034** (-2.15)		-0.026 (-1.35)		-0.031 (-0.39)	
$FX_{i,t-1} \Delta i_{L,t}$			1.070 (1.30)	0.502 (0.62)	0.988 (1.16)	0.509 (0.65)
$FX_{i,t-1} \Delta i_{ct}$			-2.079 (-1.63)	-1.534 (-1.23)	-2.050 (-1.55)	-1.373 (-1.13)
$FX_{i,t-1} \Delta de_{req,t}$			0.397* (1.79)	0.394* (1.82)	0.437** (1.96)	0.302 (1.45)
$SIZE_{i,t-1} \Delta i_{L,t}$					0.021 (0.88)	-0.014* (-1.67)
$SIZE_{i,t-1} \Delta i_{ct}$					-0.027 (-0.84)	0.029 (1.47)
$SIZE_{i,t-1} \Delta de_{req,t}$					0.000 (0.04)	-0.006 (-1.17)
常数	-0.357 (-0.47)	1.820*** (4.92)	1.245** (2.57)	2.971*** (4.25)	1.344*** (2.68)	3.554*** (3.56)
时间虚拟变量	无	控制	无	控制	无	控制
N	108	108	108	108	108	108
arm1	-1.888	-1.774	-1.697	-1.856	-1.740	-1.877
p_arm1	0.06	0.08	0.09	0.06	0.08	0.06
arm2	-0.831	1.471	-1.311	-0.850	-1.353	1.269
p_arm2	0.41	0.14	0.19	0.40	0.18	0.20
sargan	86.734	79.186	95.969	90.388	94.540	81.211
sar_p	0.07	0.19	0.09	0.18	0.11	0.15

(三) 中国国际收支顺差的流动性分配对银行贷款渠道的影响检验

表6中(3)~(6)列为国际收支顺差的流动性分配效应对银行贷款渠道影响的检验结果。其中(3)和(4)列仅考虑了银行结售汇市场份额特征与三大货币政策变量间的交叉项。考虑到银行结售汇市场份额与银行规模存在显著正相关,为排除银行规模特征的影响,我们在(5)和(6)列中还控制了银行规模与三大货币政策变量间的交叉项。

表7 不同规模银行对货币政策工具反应敏感性的检验结果

	被解释变量: 银行贷款资产增速( $\Delta \ln loans_{i,t}$ )			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	5 大国有银行	全国性股份制银行	城市商业银行	全部样本
$\Delta \ln loans_{i,t-1}$	-0.169 (-1.08)	-0.049 (-0.17)	-0.084** (-2.19)	0.001 (0.06)
$LIQ_{i,t-1}$	0.670 (1.62)	1.638** (2.01)	1.327*** (9.59)	1.177*** (17.75)
$CAP_{i,t-1}$	1.545*** (4.82)	1.294 (0.28)	3.294*** (7.84)	1.216*** (5.06)
$SIZE_{i,t-1}$	-0.118** (-2.16)	-0.090 (-1.16)	-0.024 (-1.12)	-0.047*** (-8.70)
$IPO_{i,t}$	0.034 (0.82)	0.176 (0.69)	0.055** (1.98)	0.123*** (13.42)
$\Delta \ln invest_{i,t}$	1.314*** (4.22)	0.788* (1.83)	0.431*** (4.65)	0.319*** (5.49)
$\Delta i_{L,t}$	-0.019 (-0.58)	0.001 (0.01)	0.039*** (2.71)	0.004 (1.10)
$\Delta i_{C,t}$	-0.055 (-1.59)	0.110* (1.65)	0.031*** (2.88)	0.050*** (32.64)
$\Delta de_{req,t}$	0.010 (0.81)	-0.049* (-1.94)	-0.032*** (-10.22)	-0.032*** (-20.20)
常数	1.209* (1.66)	0.477 (0.45)	-0.365 (-1.33)	0.116 (1.50)
N	36	107	156	299
arm1	-1.728	-1.173	-1.724	-2.241
p_arm1	0.08	0.24	-1.72	0.03
arm2	-0.771	-1.150	0.868	0.677
p_arm2	0.44	0.25	0.87	0.50
sargan	24.134	8.886	23.079	47.499
sar_p	0.62	1.00	1.00	1.00

估计结果显示,在10%显著性水平上,存贷款基准利率和银行间同业拆借利率的交叉项系数均不显著,而存款准备金率的交叉项系数除模型(6)的估计结果不显著

外,模型(3)~(5)结果都显著为正,而且估计系数比较接近,表明银行信贷供给对存款准备金率调整的反应显著依赖于银行结售汇市场份额特征。结售汇市场份额越大的银行对存款准备金率提高的反应越不敏感。

此外,受微观银行结售汇份额数据限制,本文上述研究样本中仅包括了17家大型国有和全国性的股份制银行。为验证顺差的流动性分配效应假说对城市商业银行等小型银行是否成立,考虑到结售汇市场份额与银行规模显著正相关,我们以结售汇市场份额的组间差异作为按规模特征分组的依据,增加了城市商业银行样本,<sup>①</sup>检验不同规模银行对货币政策工具的异质性反应,进一步间接验证国际收支顺差的流动性分配效应对银行贷款渠道的影响。表7的估计结果显示,大型国有银行的信贷增速更易受资本比率的影响,而中小型银行的信贷增速更易受流动性比率的影响;法定存款准备金率的提高对大型国有银行的信贷增速影响不明显,而对全国股份制银行和城市商业银行等中小银行显著为负。结果表明,银行规模越大,则其信贷增速对法定存款准备金率提高的反应越不敏感,可作为间接支持国际收支顺差的流动性分配效应对银行贷款渠道影响的证据。

## 五 本文结论

本文基于中国持续大规模顺差的现实背景,从国际收支顺差的流动性分配效应角度解释了中国银行业的流动性结构特征之谜,并利用微观面板数据检验了银行结售汇市场份额特征对银行流动性、信贷供给以及对不同货币政策工具反应的影响,为货币当局分析货币政策传导梗阻、提高货币政策有效性提供了经验证据。主要研究结论如下:

(1) 中国银行业表现出了与传统银行理论和美欧等国经验不一致的流动性结构特征。在人民币钉住美元汇率、升值压力与结售汇制度的背景下,国际收支顺差导致的流动性分配效应是解释中国银行业流动性结构特征之谜的重要原因,国际收支持续大规模顺差导致的流动性过剩主要集中在大型银行。

(2) 国际收支顺差的流动性分配效应增强了大型银行的流动性获取能力,源源不断的流动性供给弱化了存款准备金率提高等流动性冲销政策对其信贷扩张的抑制作用。考虑到中小银行的客户特征,过度的整体紧缩还可能恶化中小企业的信贷可获得

<sup>①</sup> 按规模分组回归模型的样本,包括17家大型国有和全国股份制银行以及38家城市商业银行1998~2009年的数据。微观银行数据均来自于Bankscope数据库。

性。

我们认为,这种基于资金来源渠道的数量机制,相比基于外部融资成本的价格机制(Kashyap and Stein, 1995, 2000)更能解释中国银行业的结构性行为。在2009年的信贷扩张狂潮中,西方学者普遍认为国有银行产权、政府对国有银行的干预是决定国内银行尤其是大型银行信贷行为的主要因素,但我们认为随着市场化改革的深入,产权因素并不是决定国内银行尤其是大型国有银行信贷扩张的重要因素,流动性累积、利差补贴、资本约束放松、信贷管制放松以及需求拉动等是导致2009年国内银行信贷天量增速的重要原因。在顺差导致的流动性日益累积、存贷款利差补贴未取消的情况下,银行业越市场化,国内大型银行的信贷扩张冲动越强烈。

(3) 在中国国际收支顺差规模短期内难以发生逆转的条件下,大型银行的流动性充裕状况将持续存在。为提高货币政策的有效性,货币当局应持续关注国际收支顺差规模变动对国内银行流动性结构的影响,并加强对能够反映资产负债表质量的银行个体特征的监测,将其纳入到货币政策的决策体系之中,并对不同特征银行实行差异化的货币政策调控和差异化的动态监管是优于银行信贷直接管控的措施。从本文结论出发,若为抑制经济过热和资产泡沫累积,应对流动性相对充裕的大型银行采取更为紧缩性的政策。本文的研究从资金来源渠道为央行近年来针对大型银行的央行定向票据、差别存款准备金率调控提供了理论和经验证据的支持。

### 参考文献:

- 国家外汇管理局(2011):《2010年中国跨境资金流动监测报告》。
- 贾春新(2007):《国有银行与股份制银行资产组合配置的差异研究》,《经济研究》第7期。
- 蒋瑛琨、刘艳武、赵振全(2005):《货币渠道与信贷渠道传导机制有效性的实证分析——兼论货币政策中介目标的选择》,《金融研究》第5期。
- 彭兴韵(2007):《流动性、流动性过剩与货币政策》,《经济研究》第11期。
- 唐双宁(2007):《关于解决流动性过剩问题的初步思考》国务院发展研究中心信息网 <http://www.drcnet.com.cn/>。
- 田素华、徐明东、徐晔(2008):《人口红利、流动性短期过剩与中国现代金融服务供给——对2008~2010年中国金融市场走势的判断》,《金融研究》第9期。
- 夏斌、陈道富(2007):《中国流动性报告》,《第一财经日报》7月9日。
- 易纲(2009):《中国改革开放三十年的利率市场化进程》,《金融研究》第1期。
- 曾康霖(2007):《流动性过剩研究的新视角》,《财贸经济》第1期。
- 赵振全、于震、刘淼(2007):《金融加速器效应在中国存在吗》,《经济研究》第6期。
- 中国人民银行(2010):《中国货币政策执行报告(2010Q4)》。
- 中国银行业监督管理委员会(2010):《中国银行业监督管理委员会2009年报》。
- 周英章、蒋振声(2002):《货币渠道、信用渠道与货币政策有效性——中国1993-2001年的实证分析和政策

含义》，《金融研究》第9期。

Allen, L. and Saunders, A. "The Large - small Bank Dichotomy in the Federal Funds Market." *Journal of Banking & Finance* ,1989 ,10( 2) pp.219 - 230.

Allen, L.; Peristiani S. and Saunders A. "Bank Size, Collateral, and Net Purchase Behavior in the Federal Funds Market: Empirical Evidence." *The Journal of Business* ,1989 62(4) pp.501 - 515.

Altunbas, Y.; Gambacorta, L. and Marques - Ibanez, D. "Bank Risk and Monetary Policy." ECB working paper No. 1075, 2009.

Anderson, T. W. and Hsiao, C. "Formulation and Estimation of Dynamic Models using Panel Data." *Journal of Econometrics* ,1982 ,18 pp.47 - 82.

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

Bech M. L. and Atalay E. "The Topology of the Federal Funds Market." ECB working paper No. 986 2008.

Bernanke, B. S. "The Financial Accelerator and the Credit Channel." Speech At the The Credit Channel of Monetary Policy in the Twenty - first Century Conference, Federal Reserve Bank of Atlanta 2007.

Cajueiro, D. O. and Tabak, B. M. "The Role of Banks in the Brazilian Interbank Market: Does Bank Type Matter?" *Physical A* 2008 387 pp.6825 - 6836.

Cetorelli, N. and Goldberg, L. S. "Banking Globalization, Monetary Transmission, and the Lending Channel." National Bureau of Economic research working paper series No. 14101 2008.

Ehrmann, M.; Gambacorta, L.; Martinez - Pages J.; Sevestre P. and Worms, A. "Financial Systems and the Role of Banks in Monetary Policy Transmission in the Euro Area," in Angeloni I.; A. K. Kashyap and B. Mojon, eds., *Monetary Policy in the Euro Area*. Cambridge, United Kingdom: Cambridge University Press 2003.

Furfine, C. H. "Interbank Payments and the Daily Federal Funds Rate." *Journal of Monetary Economics* , 2000 46( 2) pp. 535 - 553.

Gambacorta, L.; Altunbas, Y. and Marques, D. "Securitisation and the Bank Lending Channel." ECB working paper No. 838 2007.

Ho, T. S. Y. and Saunders, A. "A Micro Model of the Federal Funds Market." *The Journal of Finance* , 1985 40( 3) pp.977 - 988.

Kashyap, A. K. and Stein, J. C. "The Impact of Monetary Policy on Bank Balance Sheets." *NBER Working Paper* No. W4821 ,1995.

———. "What Do a Million Observations on Banks Say about the Transmission of Monetary Policy?" *The American Economic Review* 2000 90( 3) pp.407 - 428.

Kishan, R. P. and Opiela, T. P. "Bank Size, Bank Capital, and the Bank Lending Channel." *Journal of Money, Credit and Banking* 2000 32( 1) pp. 121 - 141.

Matousek, R. and Sarantis, N. "The Bank Lending Channel and Monetary Transmission in Central and Eastern European Countries." *Journal of Comparative Economics* , 2009, 37(2) pp.321 - 334.

Thompson, J. L. and Matthews, K. *The Economics of Banking*. West Sussex, England: Wiley 2005.

Van den Heuvel S. J. "The Bank Capital Channel of Monetary Policy." Wharton School of the University of Pennsylvania working paper, 2002.

( 截稿: 2011 年 5 月 责任编辑: 宋志刚)