

上海新金融研究院工作论文系列

No. SFIWP0005

**上海市国际金融中心建设和金融机构集聚
的战略研究**

郭新强

2012年4月2日

说明：上海新金融研究院是为支持上海国际金融中心建设而成立的非营利性金融类专业学术研究机构，由中国金融四十人论坛举办，并与上海市黄浦区人民政府展开战略合作。

本工作论文是上海新金融研究院研究人员在工作期间形成的、尚未公开发表的研究成果，文中观点仅代表作者本人，不代表本研究院。未经书面同意，谢绝任何形式的转载和复制。

上海市国际金融中心建设和金融机构集聚的战略研究

郭新强¹

内容摘要：本文考察了上海市金融机构集聚的现状，并通过案例分析和主成分实证分析进行了国际和国内比较，发现：上海市建设国际金融中心应从金融产品、金融资产管理规模和金融从业人员三个方面，促进金融机构集聚。然后，本文基于中国金融市场国情和上海市国际金融中心战略，构建了金融机构集聚战略模型。通过对模型结构参数的校准和贝叶斯估计，模型的数值模拟发现：（1）降低金融从业人员所得税、投资者的金融资产所得税和金融机构营业税有利于实现金融机构集聚，其中永久性税改的政策有效性最强；（2）上海建设国际金融中心，鼓励金融创新，将促进金融机构集聚，且影响具有持续性；（3）上海市国际金融中心能否如期建成将影响金融机构集聚，对此，保证国际金融中心的顺利建成将提高金融机构集聚的规模和速度。

关键词：金融集聚 国际金融中心 主成分分析法 DSGE 消息冲击 贝叶斯估计

一、引言

在经济金融全球化和中国经济快速发展的背景下，国际金融中心建设受到空前的重视，各国政府和国内各地方政府通过积极的政策干预应对。2009年3月，中国确定了加快推进上海市国际金融中心建设的国家战略，计划到2020年，将上海基本建成与中国经济实力和人民币国际地位相适应的国际金融中心。上海国际金融中心假设内容分为四块，分别是：金融市场建设、金融机构集聚、金融人才建设和法制建设。毫无疑问，这一系列战略举措将会对上海国际金融中心以致中国经济产生深远的影响。

然而，要评估这一庞大建设战略的动态宏观影响，并提出富有针对性、可行性和前瞻性的战略措施并不简单。首先，建设上海国际金融中心主要依靠上海市政府，要以金融改革发展先行先试为重点，不断探索符合上海市国情、有利于发挥上海优势的战略举措，包括金融市场的建设、金融机构的集聚和金融发展环境的营造等，在实践操作上并没有直接拿来可用

¹上海新金融研究院研究员、上海财经大学经济学院博士研究生，xqguo.shufe@gmail.com

的国际经验。其次，理论研究的缺乏，使上海市政府无法基于有效的理论框架进行政策实验。这是因为传统的动态随机一般均衡（DSGE）框架，包括实际经济周期（RBC）理论以及新凯恩斯经济周期（NKBC）理论在进行政策分析时，通常假设经济政策是经济中的参与人无法预见的冲击。经济职能在政策实施当期做出反应，不能提前准备，因此经济政策的效果直接来源于“意料之外”的实际政策冲击。显然，这一分析思路忽略了一个事实，即公众可以在政府执行其政策前，通过各种渠道得到政策将会执行与否的消息。类似于上海国际金融中心建设这样重要国家战略的实施，通常政府会通过媒体提前发布消息，而这些有关未来政策的消息很可能会影响公众的预期并相应地改变公众的经济行为，进而影响整个经济。因而，即使上海国际金融中心到 2020 年并未如期建成，这一战略本身也会对上海金融机构集聚产生作用。正如 Pigou（1927）所指出的，当家庭得到关于未来经济运行的利好消息并形成乐观预期时，将倾向于积累资本，增加需求从而增加产出，因此未实现的预期可能会造成经济波动，即庇古经济周期，这种经济波动与传统经济周期理论中只有实际冲击才能造成的经济波动存在着本质区别。

Beaudry & Portier（2004）把“消息”看作是经济人观察到的信号，因此乐观预期意味着观察到的信号比实际情况更加利好，悲观预期则相反。这种信号本身即构成对当前经济的一个冲击。在前向预期（Looking forward）的最优行为下，任何有关未来经济状况的信号或者消息冲击（News Shock）都会影响当前的经济行为，并可能造成经济波动。消息冲击的特殊性在于，虽然冲击在当期就对经济产生影响，但是这种影响并不是由实现了的实际冲击产生的，因而不会改变经济的基本面（Fundamental）。换句话说，消息冲击是对未来实际冲击的一种预见。例如，标准的新古典实际经济周期理论中，技术进步的实际冲击将改变边际生产力，提高产量，从而表现为供给冲击；而有关未来技术进步的消息冲击则通过预期的作用使得经济个体对未来更加乐观而增加消费，但是这个消息本身并不改变今天的生产技术，从而不改变经济的边际生产力，因此表现为需求冲击。对于上海国际金融中心建设来讲，从消息冲击角度研究国际金融中心战略，无疑具有很好的针对性和适用性，可以在政府实施相关政策之前通过政策实验对其效果进行评估和预测。

本文国际金融中心战略所带来的冲击包括实际冲击和消息冲击两个方面。就上海市建设“国际金融中心”这一战略问题，我们选择从金融机构集聚的角度进行研究，以为上海市政府提供“国际金融中心”建设方面的决策咨询。本文研究的主要内容包括以下四个方面。

第一，研究上海市证券金融机构集聚的现状，并进行国内和国际比较。具体而言，首先从证券机构金融衍生产品的数量、金融资产管理规模和金融从业人员数量等角度，从国内（上海、深圳、北京）、国际（纽约、伦敦、苏黎世、法兰克福、新加坡、香港）两个层面，就上海市证券金融机构集聚的现状进行定量考察和定性判断，以期准确定位、找出差距、明确改进方向。

第二，理论研究。本课题将从政府战略的角度，构建符合中国国情和上海市证券发展现

状的动态随机一般均衡模型 (DSGE), 即设定金融机构集聚战略模型。基于该模型, 我们可以就上述三个层面, 对上海市政府如何战略性推进证券金融机构的集聚, 提供具有可操作性和理论依据的政策建议。具体而言, 我们基于金融机构集聚战略模型: (1) 从政府税收制度的角度, 这包括金融从业人员的收入所得税、投资者的资本所得税、金融机构的营业税等, 研究上海市政府如何针对证券金融机构实施差别税制, 实现金融机构的集聚; (2) 从政府进行金融基础设施建设、激励金融产品的创新和研发、提高金融交易技术等, 可以直接或间接提高金融机构效率的角度, 考察政府行为对金融机构集聚的效应; (3) 考察上海市“建设国际金融中心”的这一战略本身, 即从消息冲击 (News Shock) 的视角, 研究上海市国际金融中心建设这一战略将如何影响证券金融机构集聚。

需要指出的是, 理论研究同样从金融机构衍生产品的数量、资产管理规模和相关从业人员数量等角度进行考察, 从而与第一部分中的集聚现状相呼应, 在增强理论分析逻辑严密性的同时, 也使政策建议的提出更加具有针对性。

第三, 实证检验。这一部分主要就第二部分所提出的“金融机构集聚战略理论”进行实证检验, 通过系统性的收集、整理国内和国际金融机构的经验数据, 对上述理论进行检验。只有理论假说得到经验事实的证明, 我们才能够基于理论本身分析政府政策影响金融机构集聚的传导机制, 进而提供富有针对性、有效性和前瞻性的政策建议。

第四, 总结全文, 提出政策建议。通过上述对上海金融机构集聚的现状分析、理论研究和数值模拟, 我们系统性地提出了“金融机构集聚战略理论”。根据这一理论, 我们就上海市如何有效推进“国际金融中心建设”, 提供了具有可操作的政策建议。

综上所述, 本文的选题切合“上海市国际金融中心建设”的重大战略, 研究方法系统、科学, 具有较强的可操作性, 不仅有助于丰富关于金融机构集聚的理论研究, 而且可以为上海市金融中心建设提供强有力的政策咨询, 具有较强的理论价值和政策意义。

二、金融机构集聚和消息冲击的研究文献

国内外基于传统 DSGE 模型的大量相关文献, 主要集中在讨论货币政策和财政政策对宏观经济的影响, 将其运用于金融市场的研究还十分有限。同时, 自 2004 年以来, 有关消息冲击的相关研究逐渐兴起, 目前主要的研究方向包括研究理论上产生底古周期的可能性和必要条件; 讨论不同冲击对应的消息冲击在实体经济中的传导机制; 以及通过计量方法估计消息冲击下宏观模型的有关参数并进行实证分析等。但是, 从国际金融中心战略的角度, 将实际冲击和消息冲击相结合, 应用于金融机构集聚的研究目前尚属空白。下面, 简要介绍相关研究文献。

(一) 金融机构集聚的有关研究

目前, 对于金融集聚的研究, 主要有两个视角。一个是从金融地理学的研究视角, 把地理位置、距离与空间因素引入金融研究, 例如 Yeung (2003)、金雪军和田霖 (2004) 等,

地理因素对金融发展的影响主要体现在不对称信息 (Porteous, 1995; Clark & Wojcik, 2003)、非标准化信息 (Zhao, 2002) 和地域依赖 (Martin, 1994; Pred, 1984) 等方面。二是金融地域运动理论, 该理论是关于区域经济发展的时空规律的研究成果, 全面系统地解释了经济地域与经济地域系统形成发展的根本原因和内在机制 (董锁成, 1994; 陈才和刘曙光, 2001)。

关于金融集聚形成动因问题的研究, 集中在三个方面。一是对金融集聚内在动因的直接研究。金融地理学的信息流理论是当前该领域的主流学派。Porteous (1995, 1999)、Martin (1999)、Thrift (1994)、Corbridge et al. (1994) 认为信息流是金融中心发展的先决条件, 而金融业也可理解为“高增值”的信息服务业。二是对区域金融成长的研究。张凤超、王亚范 (2000)、张凤超 (2005) 认为区域金融成长内含于区域经济发展状态的形成和变化过程之中, 为区域成长提供成长空间和条件。三是对产业集聚动因对金融集聚的借鉴。如马歇尔关于空间集聚外在性的理论主要针对产业空间集聚而言, 但对金融集聚也有一定的解释能力。这些理论从不同侧面、不同视角分析金融集聚的成因, 对此问题进行了较强的解释。不足之处在于缺乏其成长过程、速度的动态考察, 从而难以揭示金融集聚内在动因的动态特征。

对金融中心的研究主要是从以下几个方面进行的。第一是金融中心的形成动因。一些学者用聚集效益与外部规模经济效益的理论分析解释金融中心的成因。Kindleberger 认为金融中心的集聚效应主要体现在跨地区支付效率的提高和金融资源跨地区配置效率的提高。杨小凯 (1991) 则构建了一个关于城市化和分工演进之间关系的一般均衡模型。潘英丽 (2003) 认为金融机构的集聚提高了市场流动性, 降低了融资成本和投资风险, 这种外部规模经济效益加速了金融中心的形成。第二是金融机构区位选择的决定因素。E. P. Davis (1988) 首次将企业选址理论运用到金融中心的研究中。潘英丽 (2003) 运用企业区位选择理论分析了金融机构选址决策的重要决定因素。Economists Advisory Group (1984) 详细讨论了经营地点对不同种类金融机构包括银行业、证券业、保险业竞争能力的影响。第三是政府在金融中心形成过程中的作用。经济史学家 Gras (1922) 提出了都市发展阶段论。结论认为金融业的发展处在都市发展的最高阶段, 为发达地区地方政府将金融中心的假设作为其都市发展规划的重点提供了历史依据。潘英丽 (2003) 认为政府所提供的稳定的政治经济环境、先进的通讯设施和良好的监管环境是金融中心形成的基础条件。因此, 政府应在金融中心建设中起到重要作用。第四是对国际金融中心形成历史的考察。H. C. Reed (1981) 运用识别分析法, 通过大量数据处理对 20 世纪 70 年代主要国际金融中心的地位进行了分析和排序。

此外, 国内的许多学者从不同角度对上海国际金融中心建设问题进行了研究。黄运成和杨再斌 (2003)、叶耀明和高平平 (2004)、干杏娣 (2002) 分别从国际金融中心建设的基础性条件、与新加坡的相似性、政府作用等角度进行了探讨。

(二)消息冲击的有关研究

目前, 国外关于消息冲击的一个重要研究方向是讨论消息冲击下产生庇古周期的可能性及其必要条件。由于消息冲击与实际冲击存在本质区别, 在标准的 RBC 模型框架下, 关于

技术的消息冲击并不能够同时产生各经济变量的共动 (Co-movement)，即消费、投资、总产出同时增加，因此不能产生庇古周期。Beaudry & Portier (2004) 第一次通过提出一个复杂的三部门 NDBC 模型解决了该问题。此后，消息冲击的重要性日益引人注目。国外现有的相关研究文献主要是在他们的研究基础上，从理论层面分析在消息冲击的作用下产生庇古周期的可能性以及作用机制。例如，Beaudry & Portier (2007) 探讨了在新古典周期模型中产生庇古周期的必要假设。Jaimovich & Rebelo (2009) 在一个新古典的模型中引入了可变资本利用率、投资的调节成本以及特殊的消费者效用函数，也解决了传统理论无法产生共动的问题。另一个研究领域则是尝试从全要素生产率的角度寻找宏观数据中的证据，如 Beaudry & Portier (2005, 2006) 分别使用日本和美国的数据，利用结构向量自回归模型 (SVAR) 分析股市数据和 TFP 的关系，找到了消息冲击造成庇古周期的证据。Haertel & Lucke (2008) 使用类似方法在德国专利数据中找到了证据。

目前讨论消息冲击下实际经济政策的效果的文献还比较有限，最新的文章如 Kobayashi & Nutahara (2010) 在通过理论模型分析粘性价格设定下产生庇古周期可能性的基础上，基于美国数据探讨消息冲击对货币政策的意义。而关于“国际金融中心战略”的实际政策冲击及其消息冲击对金融机构集聚影响的研究，目前仍处于空白阶段。本文尝试在新凯恩斯框架下，构建比较能够体现上海市金融市场特点的金融机构集聚模型，来研究上海市建设国际金融中心对战略的动态影响。具体的，我们构建包含投资者、金融机构和政府的三部门均衡模型，通过引入资产调整成本、可变资产利用率，以及政府鼓励金融创新、完善金融基础设施、改革税制等措施，从实际冲击和消息冲击两个方面，定性和定量考察“国际金融中心战略”对金融机构集聚的动态影响。本文与 Kobayashi & Nutahara (2010) 的区别在于，我们首次将 NDBC 理论运用于国际金融中心建设的战略研究，并结合上海市金融发展实际，估计和讨论了“国际金融中心战略”对金融机构集聚的影响及其重要性。

(三) 贝叶斯估计的有关研究

对于作为外生冲击的税率制度冲击、金融机构效率冲击和“国际金融中心战略”的消息冲击而言，难以从数据中有效提取。特别是，由于消息冲击的特殊性，金融市场上参与者的消息来源及其准确性非常复杂，从经济数据中识别和提取关于“国际金融中心战略”的冲击序列面临诸多困难。更重要的是，金融市场上投资者的风险偏好、金融制度创新参数、金融发展战略参数等结构参数，难以通过微观数据进行校准。

针对上述问题，强调事后纠错机制的贝叶斯估计方法受到了广泛的关注。贝叶斯估计强调利用研究者掌握的先验信息，结合可观测数据进行对参数的后验分布进行推断，从而比较便于处理数据可得性有限的情况。这一方法直接从理论模型的均衡路径中得到用于估计的状态空间模型，推导出待估参数的极大似然函数，从而可以把观测数据和经济模型有机地结合起来。这方面的研究主要基于 DeJong et al. (2000) 以及 An & Schorfheide (2007) 建立的将贝叶斯方法用于动态宏观模型估计的分析模式。Smets & Wouters (2003) 基于欧盟数据

运用贝叶斯方法估计了 DSGE 模型。随后 Smets & Wouters (2007) 用该方法估计了一个美国经济的大型宏观模型。这一研究成果成为了现在基于 DSGE 框架估计宏观模型和在此基础上分析宏观经济现象的重要出发点。

由于状态空间模型不需要实际税收制度冲击、金融机构效率冲击和消息冲击的观测值，因此是本文估计结构性冲击的理想工具。Schmitt-Grohe & Uribe (2008) 在 RBC 模型中引入习惯形成、调节成本和资本利用率等摩擦，发现关于生产技术、投资专有技术以及政府支出的消息冲击可以解释 2/3 以上的经济波动。Fujiwara et al. (2011) 利用贝叶斯方法研究了有关要素增长率的消息冲击是否可能成为经济波动的主要推动力，发现消息冲击对美国经济比日本经济更加重要。

综上所述，我们认为对上海市金融机构集聚的战略研究，有必要在具有微观基础的 DSGE 框架下，考察税收制度、金融市场制度、国际金融中心战略等结构冲击的重要性。由于数据的不可获得性，评估政府政策及其战略消息冲击的动态影响则完全可以借助贝叶斯估计。鉴于此，本文使用贝叶斯方法估计了一个动态新凯恩斯主义模型，研究关于上海市金融机构集聚的政府政策及其发展战略对形成金融机构预期、推动金融机构集聚的重要性和作用机制。最后，用数值模拟方法比较金融机构在政府税收政策、金融市场制度建设和推进“国际金融中心战略”的集聚行为，对比分析了“上海市国际金融中心战略”的实现与否对金融机构集聚的影响，从而基于传导机制的分析与评估，提出如何推进上海市金融机构集聚的战略政策建议。

三、上海市金融机构集聚的现状与比较分析

(一)上海市金融机构集聚的现状

1. 金融机构

上海原本就具有较强的金融市场基础，加上最近几年的快速发展，其金融产业已经形成了一定的规模，初步具备了较为完成的金融市场体系，建立起了包括银行机构、证券机构、期货公司、保险公司、信托投资公司和金融租赁企业等各类金融机构的金融市场体系。

2008 年全年，上海金融产业的生产总值达到 1442.60 亿元，占全市生产总值的 10.53%；各类金融机构总数达到 689 家，其中银行机构 124 家，保险机构 291 家，证券机构 94 家，金融机构存款余额达到 35589.07 亿元，贷款余额为 24166.12 亿元；证券市场方面，上海证券交易所有价证券成交总额为 271842 亿元，其中股票成交总额为 180430 亿元，债券成交总额为 28091 亿元；银行间市场方面，成交金额为 1107857.82 亿元；黄金交易所成交金额为 8995.48 亿元。

在金融产品创新方面，中国银行上海市分行相继研发无风险套利产品及商品衍生产品，推出“中银美元指数”、NDF（人民币无本金交割远期）等业务实现了银企双赢。许多外资银行更是先后推出包括与股票指数、商品期货指数甚至黄金等资源类海外产品指数挂钩的外

汇理财产品。上海证券交易所也积极推动金融创新，推出沪深 300 指数、债券远期交易、企业短期融资融券等新产品。

2. 政府政策

2009 年 4 月，中国国务院发布《关于推进上海加快发展现代服务业和先进制造业，建设国际金融中心和国际航运中心的意见》，明确提出到 2020 年，要把上海“基本建成与我国经济实力以及人民币国际地位相适应的国际金融中心”。2009 年 8 月，上海市政府出台了《上海市推进国际金融中心建设条例》，按照国家统一部署，以金融市场体系建设为中心，以改革创新和营造环境为重点，推进国际金融中心建设。

在税收政策方面，政府出台相关的优惠政策措施，降低金融机构的营运成本，积极吸引大量区域外的金融机构进入上海，加强上海的金融集聚程度。在金融产品方面，上海政府支持金融机构开发、推广有利于金融市场健康发展、符合国家金融监管要求的各种金融产品和服务；支出有关机构研究探索以股指、汇率、利率、债券、银行贷款等为基础的金融衍生产品；推动离岸金融、股权投资、并购贷款、私人银行、券商直投、信托租赁、汽车金融等业务的发展，鼓励有序开发跨机构、跨市场、跨产品的金融服务。

截止到 2011 年 3 月，上海市金融业增加值年均增长 23.4%，分别同期 GDP 增速和第三产业增加值增速提高 10.6 和 8.4 个百分点。然而，上海市距离国际金融中心还存在三大差距。第一，金融业拉动经济作用不稳定。特别是，受证券市场波动和证券业盈利模式单一等因素影响，上海市证券业增加值的稳定性较差，从而导致金融业对经济增长拉动作用波动较大。第二，金融资源配置不均衡。从资金流向看，“十一五”时期，本市金融业融资总额在第二产业和第三产业的分布比例大致为 1: 8。各种融资渠道筹集的资金主要集中于大中型企业，小企业融资难的问题仍比较突出。第三，金融机构盈利模式单一。从银行的收入来源结构看，净利息收入仍是银行业利润的主要来源，资产规模扩张主导的传统盈利模式尚没有显著改变。从证券公司的收入构成看，2010 年，上海市证券公司经纪业务收入的比重为 60%，是券商业绩的主要贡献力量；而自营、承销和资产管理三项收入的比重分别为 12.4%、12.1% 和 1.2%。

(二) 国际比较

从 20 世纪 70 年代开始，越来越多的金融机构采用企业间协调的方式来组织交易和生产活动，从最初的少数几家银行集中到金融控股公司的兴起，各种不同种类金融机构的空间集聚和业务外包，金融服务业集群已经成为现代金融产业组织的基本形式之一。就世界范围而言，以纽约、伦敦和东京为代表的三大国际金融中心，无一不是聚集了大量的金融机构；同时，一些新兴国家和地区也出现了明显的金融服务业集聚的趋势，见表 1。

表 1 全球金融中心的分布

城市	全球金融中心	国际金融中心	区域金融中心	国家金融中心	地区金融中心
伦敦	★	●	■	◆	▲
纽约	★	●	■	◆	▲

香港	●		◆	
新加坡	●		◆	
苏黎世	●	■	◆	
法兰克福	●		◆	
日内瓦	●	■		
芝加哥	●		◆	▲
东京	●		◆	
悉尼	●		◆	▲

2011年9月22日，伦敦金融城公布的全球金融中心指数（GFCI指数，Global Financial Centers Index）显示，根据房地产价格、监管、税收、金融从业人数、政府战略规划、生活质量及其他因素进行评估，尽管伦敦和纽约依然领跑，但亚洲的金融中心进步迅猛。前10名的城市中，亚洲占一半，其中香港和新加坡分列第3名和第4名，深圳成为全球第5大金融中心，上海排名第10，北京排名第22。

我们选取英国伦敦金融城进行案例分析，通过翔实有效的数据和事实，验视伦敦金融城发挥金融集聚效应的发展经验。关于伦敦为何成为全球第一的国际金融中心，研究观点众多，包括竞争优势观点（Reed, 1989）、贸易诱发论（Powell, 1915; Allen, 1988）、实力决定论（Reed, 1981）、自然演化论（Kindleberger, 1974; Strange, 1988）、政府推动论（Mainelli, 2005）等。我们认为，伦敦金融城的集聚首先是市场经济运行下的自然聚集，其次是政府推动下的主动聚集，特别是政商联合共建金融中心区（CFD, Central Finance District），这一点与上海市陆家嘴金融贸易区的建设具有一致性；高起点制定金融战略规划，这一点与上海市建设国际金融中心的战略规划也相一致；积极推动金融技术创新，完善基础设施建设，这一点上海市还存在很大的差距，对此上海市应该加快推进“两个中心”、“上海银行间同业拆借利率”（SHIBOR）等的建设。

（三）国内比较

随着经济、金融全球化和信息化的发展，除上海之外，中国一些地方也出现了金融活动和金融机构的集聚现象。北京的金融街已成为国内金融企业的集聚地，那里聚集了中国的金融巨头。目前，北京金融街的金融资产总量占全国60%以上，控制着全国90%以上的信贷资金和65%以上的保险资金。深圳依托其开放的经济政策、毗邻国际金融中心香港的区位优势，也迅速发展成为珠江三角洲地区金融企业的集聚地，通过充分发挥金融企业集聚的经济效应和规模效应，深圳的金融中心地位提升迅速。其他的区域性金融中心还包括武汉、成都和天津滨海新区等。这表明，空间集聚已经成为金融服务业发展的一种趋势，金融服务产业集群正在成为提升区域金融竞争力的中坚力量，金融中心建设之间的竞争日趋激励。

1. 评价分析方法

本文从金融产品数量、金融管理规模和从业人员数三个方面，选取6个指标，建立金融机构集聚程度的评价指标体系，采用主成分分析法，对中国的31个省、自治区及直辖市的金融集聚程度进行评价。目前，国内关于金融集聚程度评价的研究还比较少，殷兴山（2003）

从金融集聚力、金融资源力、金融区位力三个方面构建城市金融竞争力评价指标体系，对长三角 15 个城市金融竞争力进行了评估。倪腾飞和孙承平（2005）利用模糊曲线关系模型和样本城市的相关数据，对哪些城市能够成为全国性金融中心和区域性金融中心进行了判断。丁艺等（2009）选取 23 个指标，对中国 31 个省及直辖市的金融集聚程度进行了评价。

根据科学性、可行性、稳定性和前瞻性的选择原则，选取金融产品数量（ X_1 ）、金融业增加值（ X_2 ）、金融业资产规模（ X_3 ）、金融机构的数量（ X_4 ）、金融市场层次（ X_5 ）、金融业从业人数（ X_6 ）等 6 个指标（见表 2）。同时，为了解决多指标综合评价权重确定主观赋权的问题，我们采用主成分分析法（Principal Components Analysis），该方法由 Hotelling 于 1993 年首次提出，是多元统计分析中的一种常用方法。其基本思想是，在保证信息损失尽可能少的前提下，经过线性变换对指标进行“集聚”，并舍弃一小部分信息，用几个综合指标，即主成分取代原指标，主成分之间彼此不相关，从而使高维的指标数据得到最佳的简化。同时，主成分分析法的整个评价过程比较模式化，便于进行程序化处理。

表 2 中国金融集聚程度评价指标体系

目标	指标	单位
金融集聚程度	X_1 金融产品数量	种
	X_2 金融业增加值	亿元
	X_3 金融业资产规模	亿元
	X_4 金融机构的数量	家
	X_5 金融市场层次	类
	X_6 金融业从业人数	万人

2. 评价结果

本文运用 EViews6.0 统计分析软件，选取 2010 年的金融数据，采用主成分分析法对中国各省、直辖市金融集聚程度进行计量分析，计算结果如表 3 所示。数据来源于各省、自治区与直辖市 2010 年《统计年鉴》与 2009 年《金融运行报告》。

表 3 金融集聚程度综合评价主成分表

省份	综合主成分	排名	省份	综合主成分	排名
北京	4.267	3	安徽	-0.542	15
上海	4.895	1	福建	-0.118	11
天津	-0.689	16	江西	-1.058	23
重庆	-0.849	20	河南	-0.104	10
山东	1.776	6	广西	-1.215	24
江苏	2.379	5	海南	-1.833	29
浙江	2.385	4	四川	0.445	8
广东	4.336	2	贵州	-1.339	27
湖北	-0.363	13	云南	-0.950	21
湖南	-0.232	12	西藏	-2.312	31
河北	0.214	9	甘肃	-1.329	26
山西	-1.058	14	青海	-1.923	30
内蒙古	-1.256	25	新疆	-0.953	22
辽宁	0.702	7	黑龙江	-0.725	18
吉林	-0.839	19	宁夏	-1.496	28
陕西	-0.658	17			

从表 3 中可以看出，金融集聚程度从东部向中西部地区递减，上海是中国金融集聚程度最高的地区，最为明显的是上海陆家嘴金融贸易区。作为国际金融中心的地域载体和核心功能区，目前狭小的小陆家嘴是总面积 1.7 平方千米的金融贸易区，集中了大约 100 多万平方米以上的高档办公楼。陆家嘴金融贸易区内国际国内的银行、保险、证券、基金和财务公司等金融机构逐渐集聚，已形成庞大的、能够辐射亚太地区的金融市场。在浦东 400 多个金融机构中，大约由 96% 的金融机构集聚在陆家嘴功能区。目前，浦东的基金管理公司数量接近全国的一半，全国 9 家保险资产管理公司中，5 家落户浦东。陆家嘴还集聚了证券、期货、金融衍生品、产权等国家级和市级金融要素市场。其次，就是广东、北京、浙江和江苏，而且从表 3 结果看，上海、北京、广东、浙江、江苏无论是在总体规模上，还是在银行业、证券业、保险业等金融机构市场体系上都名列前茅，这表明长三角、珠三角及环渤海地区是中国金融集聚程度最高的地区。

四、金融机构集聚战略的模型设定

基于上海市金融市场特点的考察，包括投资者、金融机构运作和上海市政府的金融战略等特征，我们构建一个符合上海市金融机构集聚的新凯恩斯 DSGE 模型。随着宏观经济学的发展，国内今年使用 DSGE 分析框架讨论中国经济问题的文献越来越多，但是用于金融机构集聚的研究，本文尚属首例。较早的研究如龚刚&Semmler（2003）、黄贇林（2005）、胡永刚、刘方（2007）等都使用基于竞争性市场的 RBC 模型。之后的研究认为，中国实体经济中大量存在的国有企业具有市场势力，交错的劳动合同等原因，意味着实体经济中存在价格粘性和工资刚性，因而实体经济并不满足市场出清条件。陈昆亭、龚六堂（2006）发现考虑价格粘性的标准新凯恩斯模型比 RBC 模型更能解释中国实体经济的波动特征，因此最近的研究已经基本转向考虑市场势力和不完全竞争的新凯恩斯模型，如李春吉、孟晓宏（2006），王君斌、王文甫（2010）等。

但是，金融市场不同与实体经济的运行，存在许多独特的特征，表现在：（1）金融资产价格的波动比较频繁，特别是股价、债券价格等，因而不存在价格粘性；（2）金融机构从业人员流动性强，金融机构之间竞争较为充分，因而不存在较强的工资刚性和劳动力调整成本；（3）金融资产组合的调整，受交易费、申购和赎回费等的影响，存在明显的资产调整成本，且资产规模越大，调整成本越高，即存在凸性资产调整成本；（4）与成熟国际金融中心（纽约、伦敦、新加坡）的金融市场相比，上海市的金融市场正处于快速发展阶段，政府在其中起到非常关键的作用，例如上海市建设“国际金融中心战略”的提出等，因此，本文引入了政府部门，并从税收制度、金融市场制度和发展战略等三个方面，真是刻画上海市政府在推进金融机构集聚中的战略作用。

假定金融市场上包含投资者、金融机构和政府等三个部门，其中代表性投资者最大化期望效用；金融机构实现利润最大化；政府制定金融机构从业人员、投资者所得税和金融机构

营业税等相关税收政策，致力于通过金融市场市场的制度建设、基础设施投资等措施，提高金融机构效率，实施“国际金融中心建设战略”，并遵循预算平衡。以下我们分部门简要介绍模型的要素。

(一) 投资者

投资者在资本市场上为金融机构提供从业人员（或劳动： N_t ）和资金（ F_t ），在预算约束下，实现效用最大化，这里投资者实际上包括金融机构从业人员、实体企业等。由于实体企业，特别是上市公司，也是由股东（包括金融从业人员）所拥有，因此，假设实现效用最大化的假设具有合理性。投资者的最优化目标函数如下：

$$\max_{\{C_t, A_t, N_t\}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t, A_t, N_t)$$

这里，假设瞬时效用函数为： $U(C_t, A_t, N_t) = \log C_t + \frac{A_t^{1+\eta}}{1+\eta} - aN_t$ ，其中， η 表示投资者进行资产投资的风险偏好程度， η 越大，投资者的风险偏好程度越强； a 影响投资者在消费和工作之间的最优选择。

投资者服从如下预算约束：

$$C_t + F_t \leq (1 - \tau_t^w) w_t N_t + (1 - \tau_t^r) r_t A_t \quad (1)$$

这里， τ_t^w 表示政府在 t 期对金融从业人员所征收的所得税， τ_t^r 表示政府在 t 期对投资者资产所征收的利得税，上述税率由税法等法律法规规定，在 t 期属于外生变量。 C_t 表示投资者的消费， F_t 表示投资者投入金融机构的资金，逐渐形成投资者的资产。投资者的资产 A_t 服从如下累积方程：

$$A_t = \Phi \left(\frac{F_t}{A_{t-1}} \right) A_{t-1} + (1 - \delta) A_{t-1} \quad (2)$$

这里， δ 表示金融资产的减值率，由投资者承担，可以从资产证券化的角度来理解。投资者持有各种资产，包括流动资产和固定资产，投资者资产通过资本市场流入金融机构，在此之前投资者持有的资产存在折旧、通胀、汇率波动等所引起的资产减值。 $\Phi(\cdot)$ 是资产调整成本函数。根据 Bernanke et al. (1999) 对资本调整成本的设定， $\Phi(\cdot)$ 可以看成是资产的生产函数，投入要素为投资者的资金。我们假设 $\Phi(\delta) = \delta$ ， $\Phi'(\delta) = 1$ ， $\Phi''(\cdot) > 0$ ，即调整成本为严格凸函数（凹形技术），这一点与 Bernanke et al. (1999) 中设定实体经济投资存在凸性技术的调整成本不同，这一点被证明是非常重要的。同时，假定资产市场出于稳态时不存在调整成本。

(二) 金融机构

假设在金融市场上，金融机构是在 $[0, 1]$ 区间上均匀分布的连续统。代表性金融机构通过管理来自投资者的资产（ A_t ），雇佣金融从业人员（ N_t ），提供资产管理和服务等金融产品（ Q_t ），并以实现金融机构的利润最大化为目标。这意味着，金融机构的集聚将主要表现在金融产品（ Q_t ）的增多、金融机构资产管理规模的扩大（ A_t ）和金融业从业人员（ N_t ）

的增加。

假设金融机构采用如下的金融资产管理函数来提供金融产品和服务 (Q_t):

$$Q_t = E_t A_t^\alpha N_t^{1-\alpha} \quad (3)$$

这里, E_t 表示 t 期金融资产的管理效率, 包括金融产品的创新、金融交易的手段和技术、金融基础设施等方面, 这在很大程度上受到政府的影响和控制。结构参数 α 、 $1-\alpha$ 分别表示投资者的金融资产收入、从业收入在金融产品与服务所得中所占的比例。

我们假设金融市场是充分竞争的, 那么, 金融产品的定价将由市场决定, 单位化为 1。因此, 在 t 期, 金融机构的最优化问题如下:

$$\max_{\{A_t, N_t\}} \Pi_t = (1 - \tau_t^o) E_t A_t^\alpha N_t^{1-\alpha} - r_t A_t - w_t N_t \quad (4)$$

这里, τ_t^o 表示金融机构所缴纳的营业税 (或收入所得税), r_t 表示金融资产的投资回报率, w_t 表示金融从业人员的薪资水平 (劳动收入), 其中 r_t 和 w_t 均为实际变量。

(三) 政府部门

政府负责制定本国或本地区的金融机构集聚发展战略, 例如上海市的“国际金融中心建设”规划, 主要通过税收制度、金融创新制度安排²等措施, 促进金融机构的集聚, 实现金融发展战略, 并为政府支出 (G_t) 进行融资, 遵循如下财政预算平衡:

$$G_t = \tau_t^w w_t N_t + \tau_t^r r_t A_t + \tau_t^o E_t A_t^\alpha N_t^{1-\alpha} \quad (5)$$

金融发展战略是指: 政府通过制定金融发展战略, 为金融市场提供“愿景”, 并通过这种愿景直接或间接影响金融机构的集聚, 我们称之为“战略愿景效应”(对应消息冲击, News Shock, ξ_t^s)。需要指出的是, 这种战略或愿景可能最终实现也可能不会实现, 但这种实现与否的不确定性确实会影响金融机构的集聚。本文主要从税收制度和金融创新制度两个角度, 考察政府如何实施国际金融中心战略, 实现金融机构集聚。

税收制度主要是指: 对金融从业人员收入所得税税率 (τ_t^w , 人才政策)、金融业投资者的资产利得税 (τ_t^r , 吸引金融投资政策)、金融机构产品收益税 (τ_t^o , 吸引金融机构落户政策)。由于税收制度具有固定性的特征, 我们主要详细考察 4 种税收安排。第一种是政府在第 T 期, 永久性提高或降低税率 (τ_t^i), 即永久性改变 τ^i ; 第二种是政府在某一时期内 ($[t_0, t_T]$), 提高或降低税率 (τ_t^i), 即短期内改变 τ^i ; 第三种是政府在 T 期一次性提高或降低税率 (τ_t^i), 即改变一期 τ^i 。在上述三种情况下不存在未预期到的税收冲击, 这是由税收的固定性且提前告知公众的制度所决定的, 此时模型为作为确定性 (deterministic) 的, 区别于随机冲击模型 (stochastic)。但是, 不论政府采取哪一种税制安排, 之前都要告知公众, 因此存在关于税制变动的消息冲击 (ξ_t^{fi})。

$$\log \tau_t^i = (1 - \rho_i) \log \tau^i + \rho_i \log \tau_{t-1}^i + v_t \quad (6)$$

这里, τ^i 表示稳态水平的税率。 $v_t \sim N(0, \sigma_v^2)$ 包含两个组成部分, 未预期到的实际冲击 v_t^{fi} 和预期到的消息冲击 ξ_t^{fi} , 其中 $\xi_t^{fi} = \sum_{p=1}^T \xi_{p,t-p}^{fi}$ 表示投资者和金融机构在过去各期观察到

² 参见前文政府政策部分。

的有关第 t 期国际金融中心建设的信号，是多个消息冲击的加总。其中， $\xi_{p,t-p}^{\tau_i} \sim N(0, \sigma_{\tau_i,p}^2)$ 是第 $t-p$ 期得到的 p 期后国际金融中心建设的税制消息，即提前 p 期得到的关于第 t 期金融战略的税制消息。例如， $\xi_{4,t-4}$ 表示在 $t-4$ 期观察到的 4 期以后，即 t 期金融战略的消息。值得注意的是，这里讨论的每一个部分都是关于金融中心战略冲击的更新（innovation），而不是金融战略本身，因此一般假定各消息之间以及各消息与未预期到的部分之间不存在相关性。

金融创新制度安排是指：能够促进金融产品研发、交易技术提高等的制度安排，可以直接或间接提高金融机构的运作效率（ E_t ）假设金融业制度战略的实施服从如下随机过程：

$$\log E_t = (1 - \rho_E) \log E + \rho_E \log E_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

其中， $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ 是不能观察到的随机冲击项。然而，在预期推动的经济周期模型中， ε_t 包含两个组成部分，未预期到的实际冲击 ε_t^E 和预期到的消息冲击 ξ_t^S 。其中， $\xi_t^S = \sum_{p=1}^T \xi_{p,t-p}$ 表示投资者和金融机构在过期各期观察到的有关第 t 期国际金融中心建设的信号，是多个消息冲击的加总。其中， $\xi_{p,t-p} \sim N(0, \sigma_{\xi,p}^2)$ 是第 $t-p$ 期得到的 p 期后国际金融中心制度建设的消息。

根据前述对政府行为的描述，本文假定经济中出了国际金融中心战略的冲击之外，还包括 3 种不同的税收政策冲击，分别是金融从业人员所得税、投资者收益所得税和金融机构营业税。政府实施国际金融中心战略的税收冲击如下：

$$\log \tau_t^i = (1 - \rho_i) \log \tau^i + \rho_i \log \tau_{t-1}^i + \nu_t^{\tau_i} + \sum_{p=1}^T \xi_{p,t-p}^{\tau_i} \quad (8)$$

这里， $i = r, w, Q$ 分别对应政府的不同税种，设定 $\rho_i = 0$ 刻画税收的强制性和固定性特征。 $\nu_t^{\tau_i} \sim N(0, \sigma_{\nu,\tau_i}^2)$ 是未预期到的金融中心战略实际税收冲击， $\xi_{p,t-p}^{\tau_i} \sim N(0, \sigma_{\xi,\tau_i,p}^2)$ 表示提前预期到的政府推进国际金融中心建设的税收政策。我们设定 $T = 9$ ，表示距离上海市在 2020 年基本建成国际金融中心的战略规划。

政府实施国际金融中心战略的效率冲击如下：

$$\log E_t = (1 - \rho_E) \log E + \rho_E \log E_{t-1} + \varepsilon_t^E + \sum_{p=1}^T \xi_{p,t-p}^S \quad (9)$$

这里， $\varepsilon_t^E \sim N(0, \sigma_E^2)$ 是未预期到的金融中心战略实际效率冲击， $\xi_{p,t-p}^S \sim N(0, \sigma_{\xi,p}^2)$ 表示提前预期到的政府推进国际金融中心建设的提高金融机构营运效率的制度措施。

(四) 均衡系统

给定经济中的投资者偏好、金融资产运作模式和政府行为，给定状态变量集 $\{A_{t-1}\}$ 和外生随机变量集 $\{\tau_t^w, \tau_t^r, \tau_t^Q, E_t\}$ ，当经济达到系统均衡时，各经济主体实现约束下的最优化：投资者实现预期总效用最大化，金融机构实现税后利润最大化，政府遵循预算平衡，商品市场、资本市场和劳动力市场均出清。然后，通过求解该动态随机一般均衡系统³，我们可以得到如下经济变量的最优均衡路径： $\{C_t, A_t, N_t, F_t, G_t, Q_t, \lambda_t, w_t, r_t, \tau_t^w, \tau_t^r, \tau_t^Q, E_t, \xi_t^S\}$ 。

五、模型参数的校准与贝叶斯估计

3 均衡系统方程组及推导过程详见附录。

我们基于 DSGE 框架下的金融机构集聚战略模型，分析上海市“国际金融中心建设”战略的实际冲击和消息冲击对金融机构集聚的影响，因此其中最重要的是估计与冲击序列相关的参数。由于可得的相关数据有限，为了减少估计参数的维度，我们将所有参数分为两大类：一类根据现有文献，结合经济含义和微观经济数据进行校准，见表 4；另一类是我们感兴趣的参数，包括有关资产调整成本函数的二阶导数 Φ'' 以及各冲击序列的一阶自回归系数和标准差，见表 5。我们使用了国家统计局 1992~2011 年的年度经济数据进行估计。

(一)基本参数校准

首先，校准投资者的偏好参数。根据 Zhang (2009) 的计算方式，1992~2011 年间上海市金融机构的平均资产回报率约为 0.15，由于我们模拟的是年度数据，经通货膨胀折算后的每年度实际资产回报率约为 0.10。据此，可以设定投资者的折现因子约为 0.90。按照 Hansen (1985) 的不可分劳动假设，我们设定 $a = 1$ ，则根据 $aN_t = N_t^{1+\gamma} / (1+\gamma)$ 可知，劳动的替代弹性此时为 0，其经济含义是代表性金融从业人员根据一定的概率在找到工作时提供全部可用的劳动时间。

其次，校准金融机构的产品运作参数。关于上海市金融机构的资产份额，国内基本上没有文献进行研究。我们根据 1998~2011 所有上市金融机构的公告，估计得到的 α 值为 0.8。另外，受通货膨胀、汇率波动、自然灾害等各种原因所导致的资产价值率，国内外同样没有进行过相关探讨和估计。由于资产可以视为资本的证券化，因此我们采用资本的折旧率近似代替资产减值率。Chow & Li (2002) 所估计的资本折旧率为 0.04~0.056，王小鲁、樊纲 (2000) 以及胡永刚、刘方 (2007) 均设定为 0.05，陈昆亭等 (2004)，陈昆亭和龚六堂 (2006) 以及王文甫 (2010) 均设定为 0.1。考虑到资产的时间价值等属性，我们使用 0.15 作为资产的年减值率，据此设定 $\delta = 0.15$ 。

最后，校准 2011 年上海市政府的相关税收制度参数。根据 2011 年上海市所征收的金融从业人员所得税、投资者的资本利得税和金融机构的营业税等相关数据，我们分别设定 $\tau_{t=2001}^w = 0.15$ ， $\tau_{t=2001}^r = 0.20$ ， $\tau_{t=2001}^o = 0.25$ 。

表 4 模型参数的校准值

投资者偏好参数：	$a = 1$ ， $\beta = 0.90$
金融产品运作参数：	$\alpha = 0.80$ ， $\delta = 0.15$
税收制度参数：	$\tau_{t=2001}^w = 0.15$ ， $\tau_{t=2001}^r = 0.20$ ， $\tau_{t=2001}^o = 0.25$

(二)贝叶斯估计

1. 贝叶斯估计方法

基于 DSGE 结构模型的贝叶斯估计在最大似然估计的基础上强调了待估参数分布的重要性。一方面可以利用研究者掌握的待估参数的信息，另一方面由于其估计方法是基于状态空间模型，可以避免使用难以观测到的变量，例如资产存量和劳动时间，因此近年来被大量用于估计 DSGE 模型，如 Shorfheide (2000)，Smets & Wouters (2003)，Negro 等 (2007)。

由于篇幅原因，这里我们只给出简单的描述，有关估计过程的详细解说，读者可以参考 DeJong et al. (2000) 以及 An & Schorfheide (2007)。

与传统的校准 (Calibration) 方法不同，贝叶斯方法假设参数 Θ 是随机变量而非一个固定的值。因此，估计的第一步是设定参数的先验分布 $f^p(\Theta)$ ，这取决于研究者对参数的先验信息，一般是根据传统文献中的校准值来设定，具体见下文讨论。第二步，根据模型的均衡路径，利用 Kalman 滤波方法从状态空间方程中计算出给定参数 Θ 下，控制变量 (即观察到的数据样本) J_t 的联合条件密度函数： $f(J_1, \dots, J_r | \Theta)$ 。第三步，根据贝叶斯公式可以计算出参数 Θ 的后验分布与 $f(J_1, \dots, J_r | \Theta) f^p(\Theta)$ 成正比，即：

$$f(\Theta | J_1, \dots, J_r) = \frac{f(J_1, \dots, J_r | \Theta) f^p(\Theta)}{\int f(J_1, \dots, J_r | \Theta) f^p(\Theta) d\Theta} \quad (10)$$

计算上式的最大值，即使后验分布中概率密度最大的点，记为 $\tilde{\Theta}$ 。由于分母部分其实是 J_1, \dots, J_r 的联合边际分布，与 Θ 无关，因此找 $\tilde{\Theta}$ 等价于最优化步骤一、二中计算得到的联合分布 $f(J_1, \dots, J_r | \Theta) f^p(\Theta)$ 。由于后验分布需要计算式分母中的积分，而通常该积分又极其复杂，因此一般采用数值模拟的方法。本文采用的是随机行走 Metropolis-Hastings 的抽样算法，具体参见 Geweke (2005)。

我们使用的数据为 1992~2010 的年度实际总消费 C_t 、金融机构的资产管理规模 A_t 以及政府税率 $\tau_t^i (i=r, w, Q)$ 。另外，我们采用了常见的 X11 方法进行季节性调整消除季节性特征的影响，并且通过取自然对数以便于模型中对数线性化后的变量相吻合。另外，通过 ADF 方法和 PP 方法对调整后的数据进行平稳性检验后发现，以上序列均为一阶单整序列，具有长期趋势而非平稳，但是一阶差分的序列，即各变量的增长率是平稳的。这些增长率即对应我们模型中对数线性化后的差分序列，例如数据中去掉均值的 $\Delta \ln(C_t) = \Delta \hat{c}_t$ 。经过转化后，观测变量为： $J_t = [\Delta \log C_t, \Delta \log A_t, \Delta \log \tau_t^r, \Delta \log \tau_t^w, \Delta \log \tau_t^Q]$ 。

2. 贝叶斯估计过程及其结果

投资者最优化问题及其一阶条件，金融结构的要素需求函数，政府预算和收支规则以及市场出清条件共同定义了模型的一般均衡动力系统。

我们在稳态附近进行对数线性化，将该动力系统转化成线性差分方程组，具体推导过程可向作者索取。根据 Blanchard & Kahn (1980)，该系统的唯一解可以写成如下状态空间 (State Space) 形式：

$$S_t = H_1(\Theta) S_{t-1} + H_2(\Theta) E_t(\zeta_t, \zeta_{t+1}, \dots) \quad (11)$$

$$J_t = G_1(\Theta) J_{t-1} + G_2(\Theta) E_t(\zeta_t, \zeta_{t+1}, \dots) \quad (12)$$

其中， S_t 为状态变量， J_t 为控制变量，函数 $E_t(\zeta_t, \zeta_{t+1}, \dots)$ 表示给定第 t 期的信息，家庭对外冲击的前向预期；外生冲击向量为 $\zeta_t = [E_t, \tau_t^r, \tau_t^w, \tau_t^Q]$ ；系数矩阵 H_1 、 H_2 、 G_1 、 G_2 为模型结构参数 Θ 的函数。因此，以上方程组定义了外生冲击下，模型在给定参数下的均衡路径。在此基础上，我们使用前述的贝叶斯方法对模型参数进行估计。

本文估计的参数包括 Φ'' 与 $\{\eta; \sigma_{\tau_i}, \sigma_{\tau_i, q}; \rho_E, \sigma_E, \sigma_{\xi, p}\}$, $i = r, w, Q$, $q = 2$, $p = 1, \dots, 9$, 其中 Φ'' 是资产调节成本函数在稳态的二阶导数, 我们根据 Kobayshi & Nutahara (2010) 设定其先验分布为 $N(5, 2)$, η 为投资者的风险偏好因子, 我们设定其先验分布为 $N(-1, 0.002)$ 。根据 An & Schorfheide(2007), 我们设定外生金融机构效率冲击 E_t 的自回归系数 ρ_E 服从 Beta 的先验分布, 均值为 0.8, 标准差为 0.2, 并且取值在 $[0, 1]$ 之间。假设实际效率冲击与战略消息冲击的方差之和与数据一致, 效率冲击、个人所得税率冲击、资本里的税率冲击和产品税率冲击的标准差分别服从均值为 0.05、0.048、0.169、0.0154 的 Inverse Gamma 先验分布, 并且 $\xi_{p, t-p}$ ($p = 1, \dots, 9$) 的方差相同 (σ_ξ), 均为 σ_E 的 1/9; $\xi_{p, t-p}^i$ ($i = r, w, Q$) 的方差相同 (σ_{τ_i}), 均为 σ_{τ_i} 的 1/2。从而未预期到冲击的方差与预期到冲击的方差之和一致。我们的设定允许消息冲击不能实现的情况, 即提前得到的消息可能是错误的, 这意味着上海市国际金融中心到 2020 年存在没有建成的可能性。

我们使用 MATLAB 的工具包 DYNARE 完成整个估计过程。表 5 给出了贝叶斯估计的结果, 其中左边两列为预先设定的先验分布和先验均值, 第三列和第四列分别报告后验均值和标准差, 最后一列是 95% 的置信区间, 这些值都是通过 Metropolis-Hastings 算法模拟 25000 此得到的。总体上说, 我们的估计结果与 Kahn & Tsoukalas(2010)以及 Schimit-Grohe & Uribe (2008) 比较一致。

表 5 模型参数的先验分布与后验估计结果

参数	先验分布	先验均值	后验均值	标准差	置信区间
Φ''	正态	5	13.1561	0.0080	[12.9934, 13.2923]
η	正态	-1	-1	0.0001	[-1.0001, 0.9999]
σ_{τ_w}	Inv. Gamma	0.0156	0.0179	0.0029	[0.0036, 0.0327]
$\sigma_{\tau_w, 1}$	Inv. Gamma	0.0078	0.0046	0.0013	[0.0019, 0.0075]
$\sigma_{\tau_w, 2}$	Inv. Gamma	0.0078	0.0095	0.0013	[0.0018, 0.0218]
σ_{τ_r}	Inv. Gamma	0.0169	0.0178	0.0325	[0.0436, 0.3472]
$\sigma_{\tau_r, 1}$	Inv. Gamma	0.0085	0.0635	0.0160	[0.0223, 0.1132]
$\sigma_{\tau_r, 2}$	Inv. Gamma	0.0085	0.0858	0.0160	[0.0214, 0.1929]
σ_{τ_Q}	Inv. Gamma	0.0174	0.0179	0.0029	[0.0036, 0.0327]
$\sigma_{\tau_Q, 1}$	Inv. Gamma	0.0087	0.0046	0.0013	[0.0019, 0.0075]
$\sigma_{\tau_Q, 2}$	Inv. Gamma	0.0087	0.0095	0.0013	[0.0018, 0.0218]
σ_E	Inv. Gamma	0.0546	0.0372	0.0091	[0.0124, 0.0640]
$\sigma_{\xi, 1}$	Inv. Gamma	0.0273	0.0222	0.0045	[0.0066, 0.0041]
$\sigma_{\xi, 2}$	Inv. Gamma	0.0273	0.0240	0.0045	[0.0062, 0.0238]
$\sigma_{\xi, 3}$	Inv. Gamma	0.0273	0.0255	0.0045	[0.0054, 0.0555]
$\sigma_{\xi, 4}$	Inv. Gamma	0.0273	0.0153	0.0045	[0.0061, 0.0238]
$\sigma_{\xi, 5}$	Inv. Gamma	0.0273	0.0151	0.0045	[0.0057, 0.0233]
$\sigma_{\xi, 6}$	Inv. Gamma	0.0273	0.0123	0.0045	[0.0059, 0.0211]
$\sigma_{\xi, 7}$	Inv. Gamma	0.0273	0.0087	0.0045	[0.0033, 0.0178]
$\sigma_{\xi, 8}$	Inv. Gamma	0.0273	0.0063	0.0045	[0.0036, 0.0189]
$\sigma_{\xi, 9}$	Inv. Gamma	0.0273	0.0057	0.0045	[0.0017, 0.0098]

3. 作为消息冲击的“国际金融中心战略”的重要性

根据贝叶斯估计的结果, 我们通过数值模拟研究作为消息冲击的“国际金融中心战略”对金融机构集聚的影响。具体而言, 我们分别考察金融机构效率冲击、税收制度冲击等实际

冲击，及其消息冲击对金融产品数量、资产管理规模和金融从业人员等变动方差的影响，从而定量考察实施“国际金融中心战略”不同措施的相对重要性。

表 6 列出了不同变量在实际冲击和消息冲击下的方法分解结果。表中数字越大代表相应的冲击对该表内对应变量的波动贡献越大。从表中可以看出，对金融产品数量而言，影响最大的是关于金融机构营业税的消息冲击，其次是推进金融产品创新的国际金融中心战略措施；对金融机构的资产管理规模而言，影响最大的同样是关于金融机构营业税的消息冲击，其次是政府对金融机构营业税的实际冲击；对金融从业人员来讲，起到重要作用的除政府有关金融机构营业税征收的消息冲击外，建设国际金融中心提高金融机构运营效率的实际冲击对金融从业人员，同样影响较大。

表 6 方差分解结果

变量/冲击	实际冲击				消息冲击			
	τ_t^r	τ_t^w	τ_t^o	E_t	ξ_t^r	ξ_t^w	ξ_t^o	ξ_t^s
Q_t	0.0064	0.0014	0.0008	0.0308	0.0001	0.0008	0.9594	0.0004
A_t	0.0003	0.0045	0.2179	0.1303	0.0002	0.0036	0.6416	0.0017
N_t	0.0942	0.0146	0.0004	0.3192	0.0005	0.0087	0.5585	0.0043

(三)参数说明和稳健性检验

在求解模型时，一阶近似的对数线性化系统中资产调节成本函数 Φ 的具体形式并不重要，起作用的仅仅是 $\Phi'(\delta)$ 和 $\Phi''(\delta)$ 。Kobayshi & Nutahara (2010) 分别设定了两种资本调节成本函数进行模型并发现在技术的消息冲击下均可以产生共动。本文根据文献中较常见的做法假定 $\Phi(\delta) = \delta$ ， $\Phi'(\delta) = 1$ ，其经济含义是稳态时不存在资产调节成本。

为了测试模型对结构参数的敏感程度，我们对部分参数进行了稳健性实验分析。具体地说，我们测试了当参数 η 在区间 $[-1, 1]$ 之间变动， δ 在区间 $[0.025, 0.10]$ 之间变动时的模型结果。实验结果表明模型对参数值并不敏感。

六、“金融机构集聚战略”的数值模拟

(一)税收政策

对于税收政策而言，我们主要从实际冲击的层面进行探讨，具体包括：永久性改变税率的冲击 (permanent shock)、一段时期内改变税率的冲击 (short period shock)、仅在某一期改变税率的冲击 (one time shock)。下面，我们分别探讨金融从业人员所得税 (τ_t^w)、资产利得税 (τ_t^r) 和金融产品营业税 (τ_t^o) 等不同税种对金融机构集聚程度的影响，包括金融机构产品数量 (Q_t)、金融机构资产管理规模 (A_t) 和金融机构从业人员数量 (N_t)。

1. 金融从业人员所得税 (τ_t^w)

关于金融产品数量。从图 1 中可以看出，金融从业人员所得税的减免将有利于金融产品的研发，当期增加金融产品数量，且在短期内呈“驼峰形态”调整，表现出一定的持续性。就政策有效性而言，永久性降低金融从业人员所得税的经济效应最强，其次为短期内降低所

得税，而一次性税率变动对金融产品的效应较小。

关于金融资产管理规模。从图 1 中可以看出，降低金融从业人员所得税，将扩大金融机构的资产管理规模，短期内金融资产管理规模迅速攀升，并经历“驼峰”形态的调整过程后，缓慢收敛到新的稳态水平，表现出较强的持续性。就政策有效性而言，永久性降低金融从业人员所得税的政策效应最强，其次为短期内降低所得税，而一次性税率变动对金融资产管理规模的政策效应较小。

关于金融从业人员数量。从图 1 中可以看出，降低金融从业人员所得税，将增加金融机构从业人员，短期内金融从业人员迅速增加，并经历“驼峰”形态的调整过程后，快速收敛到新的稳态水平，表现出较弱的持续性。就政策有效性而言，永久性降低金融从业人员所得税的政策效应最强，其次为短期内降低所得税，而一次性税率变动对金融从业人员的政策效应较小。

综上所述，降低金融从业人员的所得税，将促进金融产品的研发，扩大金融机构的资产管理规模，增加金融机构从业人员。就政策有效性而言，永久性减税较短期内减税和一次性减税，具有更强且更加持久的政策效应。

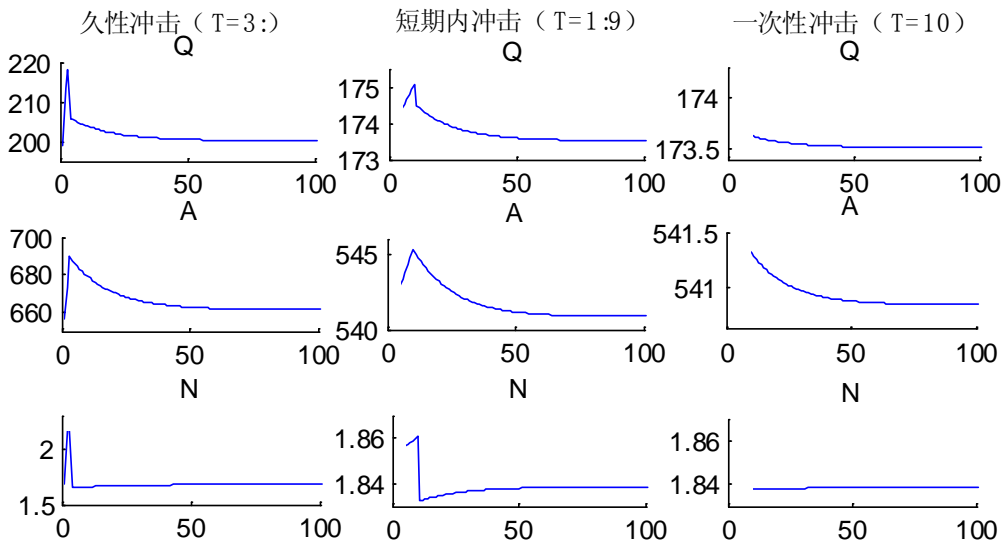


图 1 金融从业人员所得税减免冲击下，金融机构集聚的动态反应

2. 金融资产投资所得税 (τ_i^r)

关于金融产品数量。从图 2 中可以看出，降低金融资产投资所得税，将有利于金融产品的研发，当期增加金融产品数量，且在短期内呈“驼峰形态”调整，表现出一定的持续性。就政策有效性而言，永久性降低金融资产投资所得税的经济效应最强，其次为短期内降低所得税，而一次性税率变动对金融产品的效应较小。

关于金融资产管理规模。从图 2 中可以看出，降低金融资产投资所得税，将扩大金融机构的资产管理规模，短期内金融资产管理规模迅速攀升，并经历“驼峰”形态的调整过程后，缓慢收敛到新的稳态水平，表现出较强的持续性。就政策有效性而言，永久性降低金融资产

投资所得税的政策效应最强，其次为短期内降低所得税，而一次性税率变动对金融资产管理规模的政策效应较小。

关于金融从业人员数量。从图 2 中可以看出，金融资产投资所得税减免的形式对金融从业人员数量表现出较大的差异性。永久性降低金融资产投资所得税，金融从业人员短期内快速增加，然后呈“驼峰”形态迅速收敛到新的稳态水平，一次性降低金融资产投资所得税的就业效应相类似；然而，面对金融资产投资所得税短期内降低的冲击，金融从业人员就业有一个下降的过程，然后缓慢收敛到新的稳态水平。值得注意的是，虽然金融资产投资所得税短期内可能降低金融从业人员数量，但是却在长期内最能促进金融从业人员的增加。

综上所述，降低金融资产投资所得税，将促进金融产品的研发，扩大金融机构的资产管理规模，增加金融机构从业人员。就政策有效性而言，短期内，永久性减税对实现金融机构集聚最有效；长期内，短期内降低金融资产投资所得税，更能增加金融从业人员。

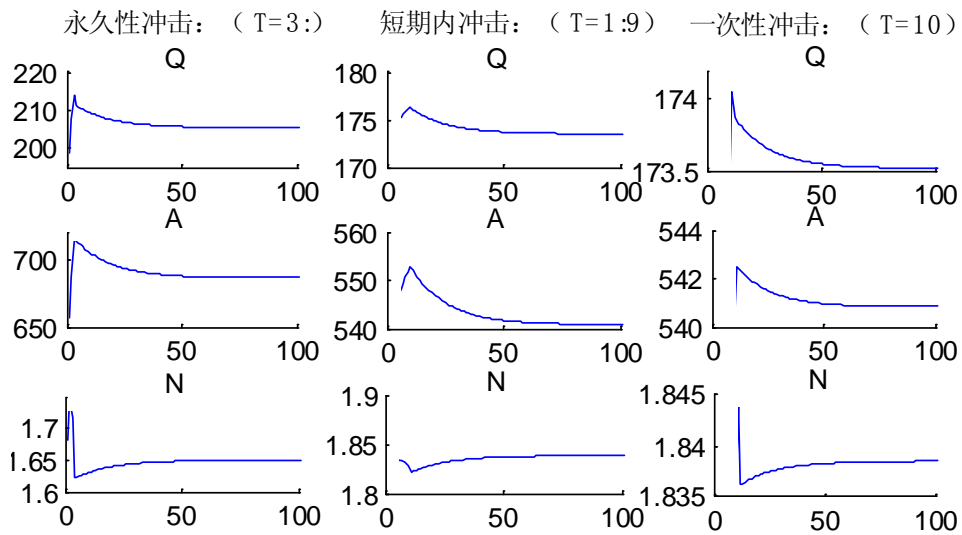


图 2 金融资产投资所得税减免冲击下，金融机构集聚的动态反应

3. 金融机构产品营业税 (τ_i^o)

关于金融产品数量。从图 3 中可以看出，永久性和短期内降低金融机构营业税，将有利于金融产品的研发，当期增加金融产品数量，且在短期内呈“驼峰形态”调整，表现出一定的持续性。然而，一次性降低金融机构营业税，将在短期内减少金融产品的数量。就政策有效性而言，永久性降低金融机构营业税的经济效应最强，其次为短期内降低机构营业税，而一次性税率变动对金融产品的效应较小。

关于金融资产管理规模。从图 3 中可以看出，永久性或短期内降低金融机构营业税，将扩大金融机构的资产管理规模，短期内金融资产管理规模迅速攀升，并经历“驼峰”形态的调整过程后，缓慢收敛到新的稳态水平，表现出较强的持续性。然而，一次性降低金融机构营业税，将在短期内降低金融机构的资产管理规模。就政策有效性而言，永久性降低金融机构营业税的政策效应最强，其次为短期内降低机构营业税，而一次性税率变动对金融资产管理

理规模的政策效应较小。

关于金融从业人员数量。从图 3 中可以看出，降低金融机构营业税，将减少金融机构从业人员，短期内金融从业人员迅速下降，并经历倒“驼峰”形态的调整过程后，缓慢收敛到新的稳态水平，表现出较强的持续性。就政策有效性而言，永久性降低金融机构营业税对金融从业人员的挤出效应最弱，其次为一次性税率降低金融机构营业税，而短期内金融机构营业税的变动对金融从业人员的挤出效应最强。

综上所述，降低金融机构营业税，将促进金融产品的研发，扩大金融机构的资产管理规模，降低金融机构从业人员，对金融机构集聚表现出差异性的影响。就政策有效性而言，永久性减税对实现金融机构集聚相对最为有效。

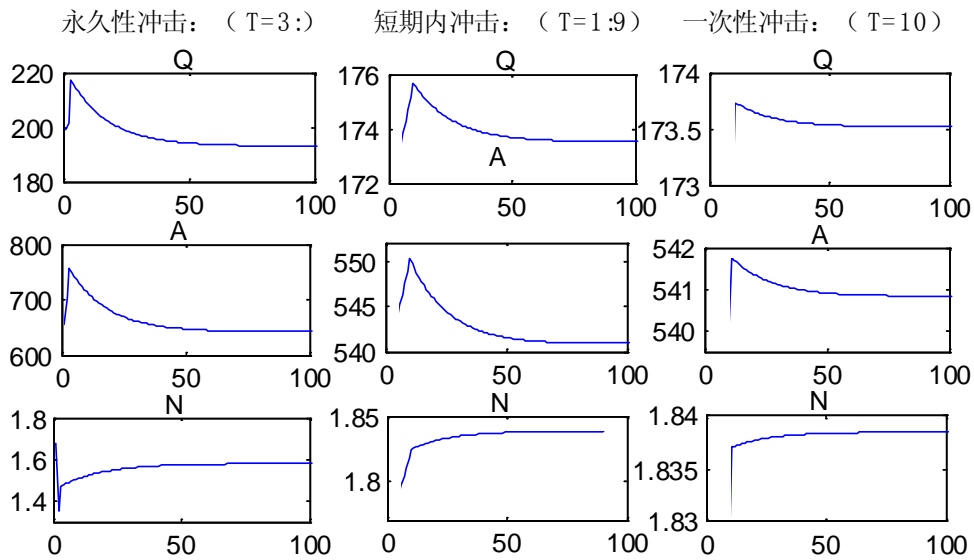


图 3 金融机构营业税减免冲击下，金融机构集聚的动态反应

(二)金融创新

关于金融产品数量。从图 4 中可以看出，在 1 个百分点的金融创新冲击下，当期金融产品数量提高约 0.15 个百分点，然后呈“驼峰”形态向上调整，之后缓慢收敛到初始稳态水平。由此可见，正向金融创新冲击将增加金融产品数量，且具有较强的持续性。

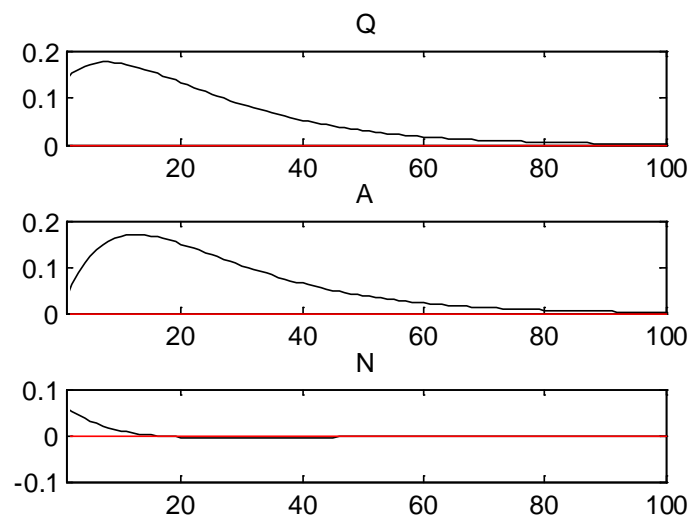


图 4 正向金融创新冲击下，金融机构集聚的动态反应

关于金融资产管理规模。从图 4 中可以看出，面对 1 个百分点的正向金融创新冲击，当期金融资产管理规模增加约 0.08 个百分点，之后呈“驼峰”形态不断扩大规模，最终缓慢收敛到初始稳态水平。由此可见，正向金融创新冲击将扩大金融机构的资产管理规模，且具有较强的持续性。

关于金融从业人员数量。从图 4 中可以看出，面对 1 个百分点的正向金融创新冲击，当期金融从业人员数量提高约 0.09 个百分点，之后快速收敛到初始稳态水平。由此可见，正向金融创新冲击将增加金融机构从业人员的数量。

综上所述，政府通过鼓励金融创新、完善金融基础设施等、制定金融市场制度等促进金融机构运营效率的提高，可以有效实现金融机构集聚。

(三)上海市“国际金融中心战略”

如前所述，虽然上海市提出了建设“国际金融中心”的战略，但是国际金融中心能否如期建成存在不确定性，而这种不确定性依然会通过影响投资者、金融机构和金融从业人员的预期，进而间接影响金融机构集聚。值得注意的是，“国际金融中心战略”能否如期建成却对金融机构集聚具有差异性影响。

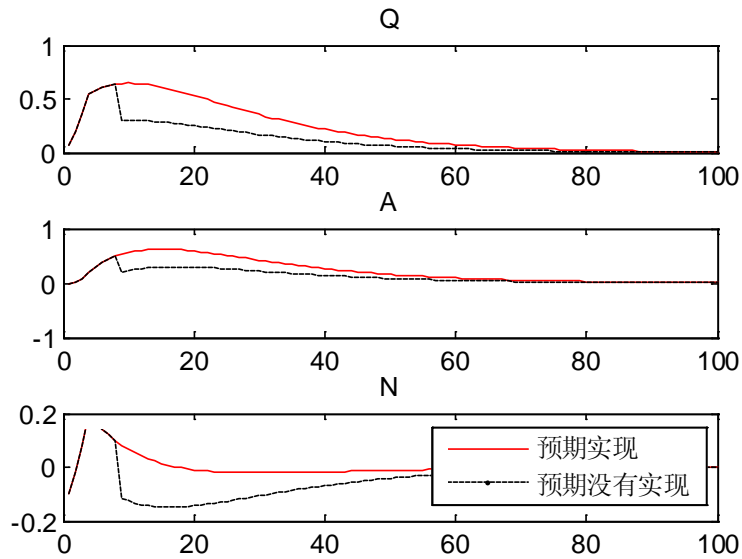


图5 “国际金融中心战略”实现与否与金融机构集聚的动态反应

从图5中可以看出，上海市“国际金融中心战略”本身对实现金融机构集聚具有重要影响。在“国际金融中心”建成之前，该战略本身将增加金融产品数量、扩大金融机构的资产管理规模、增加金融从业人员。

然而，“国际金融中心”能否如期实现却对之后金融机构的集聚具有差异性影响。从图5中可以看出，如果上海国际金融中心如期实现，那么金融产品、金融资产管理规模和金融从业人员将经历较长时期的扩张过程，从而推动金融机构的快速集聚。反之，如果上海国际金融中心没有如期实现，那么，金融产品数量和金融资产管理规模将迅速下降，特别是，金融从业人员数量甚至将向下“超调”，出现金融从业人员下降，这意味金融机构集聚在规模和速度上将大打折扣。

由此可见，上海市提出“建设国际金融中心的战略”本身有利于实现金融机构集聚。同时，由于国际金融中心能否如期实现将影响此后金融机构集聚的进程，因此，通过制定时间表和可操作的战略规划，通过过程控制以保证国际金融中心如期实现，对于促进金融机构集聚具有重要意义。

七、金融机构集聚战略的动态传导机制

为了方便分析上海市国际金融中心战略对金融机构集聚的影响，解释战略作为实际冲击和消息冲击的动态传导机制区别。本节以金融创新冲击为例说明金融机构集聚战略的动态传导机制，以便读者更好地理解上一节中国际金融中心建成与否对金融机构集聚的差别性影响。假定在 t 期经济中出现一个关于 $t+3$ 期（即3年后）的国际金融中心战略规划，我们分析国际金融中心如期建成，未建成，以及金融创新实际冲击等3中情形讨论金融机构集聚的不同反应。

在本文的金融机构集聚战略模型中，金融资产市场是理解模型的关键，我们从投资者的边际效用以及资产市场的均衡条件入手进行分析。金融资产需求曲线由投资者的最优行为决定：

$$A_t^q - \lambda_t (1 - (1 - \tau_t^r) r_t) + \beta(1 - \delta) E_t \lambda_{t+1} = 0 \quad (13)$$

金融机构通过金融产品运营提供金融资产，因此，金融资产的供给曲线由金融机构追求利润最大化的行为决定：

$$A_t = \alpha \frac{Q_t}{r_t} \quad (14)$$

因而，金融资产市场出清时，式(13)和式(14)共同决定了资产的价格（ r_t ）和金融资产管理规模（ A_t ）。

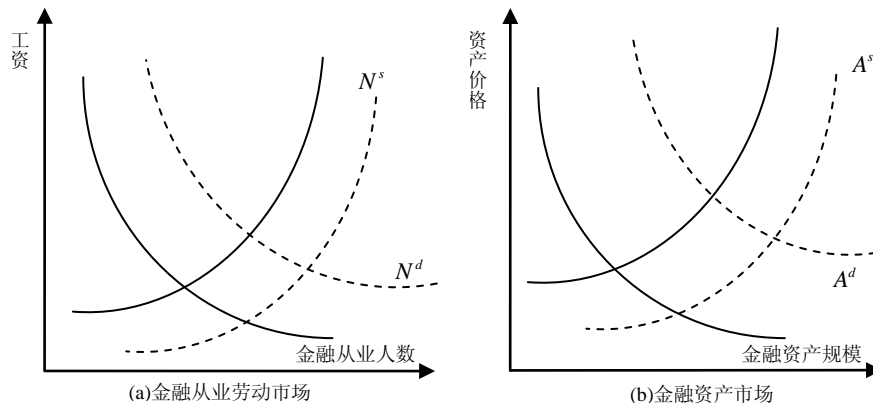


图 6 市场均衡

金融创新冲击本质上是一种供给冲击，其直接作用是造成金融产品数量的增加，供大于求，金融资产价格下降。金融产品增加对投资者的财富效应是增加投资需求，刺激投资者消费，增加金融从业人员数量；同时，金融投资的边际回报增加导致的替代效应在刺激投资需求的同时，倾向于减少投资者的消费动机和金融从业人员的工作意愿。因此，金融资产市场上的供给曲线将向右移动，使得投资者面临的投资回报率提高，如图 6 所示。在我们的模型设定下，财富效应大于替代效应，因此金融从业劳动市场供给曲线向上移动，金融机构面临的实际工资下降，这又刺激金融机构进行金融创新，如图 6 所示。另外，金融创新从两方面导致金融机构边际成本下降，一是直接提高金融机构的边际投资效率；二是通过提高资产回报率预期，提高了当前的投资意愿，但由于资产调整成本的存在，资产投资无法一次性调整到位，从而金融机构定价能力提高，这意味边际成本下降。因此，金融机构的金融产品供给曲线和金融从业人员需求曲线右移，如图 6 所示。综上所述，在金融创新的实际冲击下，金融产品数量增加，金融机构资产管理规模扩大，金融从业人员数量增加，如图 6 所示。上述传导机制分析，解释了图 4 中金融创新冲击下，金融机构集聚的动态反应。

然而，经济系统在战略规划消息冲击下的反应与实际冲击下有较大区别。当投资者和金融机构预期未来第 4 期将会出现正向金融创新冲击时，当前金融产品技术没有改变，从而金融机构的运营效率不变，不会减少金融从业人员需求；投资者没有获得实际的金融新产品，

也不会投资新的产品。但是，由于预期未来财富增加、投资回报率增长，投资者为了使资产配置平滑将会增加当前金融产品的投资额度，对应于图 6(b)中金融资产需求曲线 (A^d) 向右移动，均衡资产价格和资产规模增加。在财富效应的作用下，金融从业人员供给曲线 (N^s) 向右移动并决定了较高的均衡工资。金融机构的边际经营效率不变，但是由于投资回报率预期提高，由此推动金融机构和投资者的投资意愿，最终的效果就是金融资产规模的扩张。

当国际金融中心战略的消息冲击实现时，原来的需求冲击转化为实际的供给冲击，金融产品数量继续增加，金融资产管理规模继续扩张，金融从业人员却因运营效率的提高转而减少。如图 4 所示，当国际金融中心战略预期实现时，金融产品数量 (Q)、金融资产规模 (A) 继续增加，而金融从业人员数量 (N) 将沿着原来的均衡路径收敛到初始稳态水平。另一方面，当国际金融中心战略的消息冲击未实现时，在第 4 期，投资者和金融机构将发现在前面 3 期由过度反应，超预期的不利冲击使得金融资产的需求曲线和供给曲线向左回移，金融从业人员的需求量大幅下降。因此，如图 4 所示，金融产品数量 (Q)、金融资产规模 (A) 将陡幅下降，金融从业人员数量 (N) 甚至向下超调。

根据上述分析可以看出，金融机构集聚战略模型中的传导机制如下：对于任意结构性外生冲击，理性的投资者和金融机构通过对冲击如何影响金融产品、金融资产和资产价格的预期做出反应。对于税收政策冲击的分析也遵循这一思路，根据实际冲击和消息冲击的不同性质进行研究。

八、结论和政策建议

本文在考察和比较上海市金融机构集聚现状的基础上，通过构建金融机构集聚战略模型，模拟并分析了上海市如何实施金融机构集聚的战略。从消息冲击视角，研究上海市国际金融中心战略的实施，是对国际金融中心理论的重要创新。

首先，我们从金融机构和上海市金融战略政策两个角度，考察了上海市金融机构集聚的现状，然后进行了国际比较和国内比较。以伦敦金融城为案例，我们认为上海市要实现金融机构集聚，需要制定顶层设计的战略规划，促进金融创新，以此不断创新金融产品、扩大资产管理规模和增加金融从业人员。基于金融产品、资产管理规模、金融从业人员和资本市场层次等指标，我们采用主成分分析法，研究了上海市在国内的金融地位，发现：上海市金融机构集聚程度在中国是最高的，同时也面临着深圳、北京和天津等城市在税收制度安排、金融创新激励和国际金融中心战略规划等方面的激烈竞争。

其次，我们构建了一个符合中国金融市场国情和上海市国际金融中心战略规划的金融机构集聚战略模型，并在估计和校准模型结构参数的基础上进行了数值模拟。研究发现，(1) 税收制度安排对金融机构集聚具有重要影响。降低金融从业人员所得税、投资者的金融资产投资所得税和金融机构的营业税，将有助于促进金融产品的研发，扩大金融机构的资产管理规模，增加金融机构从业人员，从而实现金融机构集聚。就政策有效性而言，永久性减税较

短期内减税和一次性减税，相对更加有效。需要指出的是，降低金融机构营业税将会减少金融机构从业人员的数量，因此，实施税收制度时应根据不同目标进行政策指派。(2)上海市建设国际金融中心，鼓励金融创新、完善金融基础设施，将通过增加金融产品数量、扩大金融机构的资产管理规模和吸引更多金融从业人员，实现金融机构的集聚。(3)上海市“国际金融中心战略”本身有利于实现金融机构集聚。鉴于国际金融中心能否如期实现对金融机构集聚的差别性影响，通过统一规划、过程控制以保证上海市如期建成国际金融中心，将大大促进金融机构集聚的规模和速度。

本文提出了金融机构集聚的理论模型，从消息冲击的视角，考察了上海市国际金融中心战略的影响，填补了学术界对国际金融中心研究的空白。然而，由于消息冲击的特殊性，NDBC理论在应用层面还存在许多问题需要解决，从数据中实际识别和提取冲击的序列还面临诸多困难，例如，实际经济中公众的消息来源以及准确性非常复杂，因此，经济中关于预期的扰动难以从数据中识别出来。Beaudry & Portier (2004) 利用结构向量自回归 (SVAR) 方法从美国股市中提取出关于技术冲击的消息冲击序列。Jaimovich & Rebelo (2009) 假设消息冲击的实现服从马尔科夫过程，并通过模拟距 (SMM) 估计转移矩阵，进而模拟美国经济。本文在运用了贝叶斯估计方法从可观测数据间接推断得到与冲击相关的重要参数，从而避免了识别冲击序列的问题。进一步利用 NDBC 模型研究中国经济周期波动，探讨上海市国际金融中心战略，对实际数据进行模拟还需要从理论研究和计量分析等方面做出进一步的研究。

参考文献

- [1] 吴化斌、许志伟、胡永刚、鄢萍，2011：《消息冲击下的财政政策及其宏观影响》，《管理世界》第9期。
- [2] 胡永刚、刘方，2007：《劳动调整成本、流动性约束与中国经济波动》，《经济研究》第10期。
- [3] 王君斌、郭新强、蔡建波，2011：《扩张性货币政策下的产出超调、消费抑制和通货膨胀惯性》，《经济研究》第3期。
- [4] 王君斌、郭新强，2011：《人民币升值、经常账户失衡和中国技术进步》，《金融研究》第11期。
- [5] 李春吉、孟晓宏，2006：《中国经济波动：基于凯恩斯主义垄断竞争模型的分析》，《经济研究》第10期。
- [6] 刘玉红、高铁梅、陶艺，2006：《中国转轨时期宏观经济政策传导机制及政策效应的模拟分析》，《数量经济技术经济研究》第3期。
- [7] 王文甫，2010：《价格粘性、流动性约束与中国财政政策的宏观效应：动态新凯恩斯主义视角》，《管理世界》第1期。
- [8] Beaudry, P. and F. Portier, 2004, "An Exploration into Pigou Theory of Cycles", *Journal of Monetary Economics*, Vol.51(6), pp.1183-1126.
- [9] Beaudry, P. and F. Portier, 2006, "Stock Prices, News and Economic Fluctuations", *American Economic Review*, Vol.96, pp.1293-1307.
- [10] Beaudry, P. and F. Portier, 2007, "When Can Changes in Expectations Cause Business Cycle Fluctuations in Neo-classical Settings?", *Journal of Economic Theory*, Vol. 135(1), pp.458-477.
- [11] Blanchard, O., J. P. L. Huillier and G. Lorenzoni, 2009, "News, Noise and Fluctuations: An Empirical Exploration", Working Paper.
- [12] Blanchard, O. and R. Perotti, 2002, "An Empirical Characterization of The Dynamic Effects of Changes in

- Government Spending and Taxes on Output” , *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, pp.1329-1368.
- [13] DeJong, D., B. F. Ingram and C. H. Whiteman, 2000, “A Bayesian Approach to Dynamic Macroeconomics” , *Journal of Econometrics*, Vol. 98(2), pp.203-223.
- [14] Fujiwara, I., Y. Hirose and M. Shintani, 2011, “Can News be a Major Source of Aggregate Fluctuations? A Bayesian DSGE Approach” , *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 43(1), pp.1-29.
- [15] Geweke, J., 2005, *Contemporary Bayesian Econometrics and Statistics*, John Wiley and Sons.
- [16] Jaimovich, N. and S. Rebelo, 2009, “Can News about the Future Drive the Business Cycle?” , *American Economic Review*, Vol. 99(4), pp.1097- 1118.
- [17] Haetel, T. and B. Lucke, 2008, “Do News Shocks Drive Business Cycles? Evidence from German Data” , *Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal*, Vol. 2, pp.2008-2010.
- [18] Khan, H. and J. Tsoukalas, 2010, “The Quantitative Importance of News Shocks in Estimated DSGE Models” , Working Paper.
- [19] Kobayashi, K. and K. Nutahara, 2010, “Nominal Rigidities, News-Driven Business Cycle, and Monetary Policy” , *The B. E. Journal of Macroeconomics*, Vol. 10(1), Article 24.
- [20] Mountford, A. and H. Uhlig, 2009, “What are the Effects of Fiscal Policy Shocks?” , *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 24(6), pp.960-992.
- [21] Nergo, M. D. et al., 2007, “On the Fit of New Keynesian Models” , *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 25(2), pp.123-143.
- [22] Schimitt-Grohe, S. and M. Uribe, 2008, “What is News in Business Cycles?” , NBER Working Paper, 14215.
- [23] Smets, F. and R. Wouters, 2007, “Shocks and Frictions in Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach” , *American Economic Review*, Vol. 97(3), pp.586-606.
- [24] Wang, P., 2007, “Expectation-Driven Fluctuations Without Sunspots: A Labor-Market Approach” , Working paper.
- [25] Zhang, W., 2009, “China Monetary Policy: Quantity Versus Price Rules” , *Journal of Macroeconomics*, Vol. 31(3), pp.473-484.