

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编：向松祚



构建全球经济治理体系

互联网金融空间集聚效应分析

货币国际化的国家异质性分析

互联网与企业出口：来自中国工业企业的微观经验证据

人民币汇率指数有效性研究

陈云贤

郭峰、孔涛、王靖一

余道先、邹彤

李兵、李荣

何青、张策、郭俊杰

顾问委员会：（按姓氏拼音排序）

Edmond Alphandery	Yaseen Anwar	陈雨露	陈云贤
Steve H. Hanke	李 扬	李若谷	马德伦
Robert A. Mundell	任志刚	潘功胜	苏 宁
王兆星	吴 清	夏 斌	

编委会主任：张 杰

编委会委员：（按姓氏拼音排序）

贲圣林	曹 彤	陈卫东	丁剑平	丁志杰	鄂志寰
郭庆旺	焦瑾璞	Rainer Klump	IL HOUNG LEE	刘 珺	陆 磊
David Marsh	Herbert Poenisch	瞿 强	Alfred Schipke	涂永红	向松祚
曾颂华	张晓朴	张之骧	赵锡军	庄毓敏	

主 编：向松祚
副 主 编：何 青 苏 治 宋 科
编辑部主任：何 青
编辑部副主任：赵宣凯 安 然
责任编辑：王昊鹏
栏目编辑：叶子瑞
美术编辑：张耘峤

刊 名：国际货币评论
刊 期：月 刊
主办单位：中国人民大学国际货币研究所
出版单位：《国际货币评论》编辑部
地 址：北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室
邮 编：100872
网 址：www.imi.org.cn
电 话：86-10-62516755
传 真：86-10-62516725



IMI 更多精彩内容请登陆国际货币网
<http://www.imi.org.cn/>

目 录

【卷 首】

构建全球经济治理体系 ————— 陈云贤 01

互联网金融空间集聚效应分析：来自互联网金融发展指数的证据 ——— 郭峰、孔涛、王靖一 09

货币国际化的国家异质性分析

——基于美日经验探讨人民币国际化进程 ————— 余道先、邹彤 27

互联网与企业出口：来自中国工业企业的微观经验证据 ————— 李兵、李柔 47

人民币汇率指数有效性研究 ————— 何青、张策、郭俊杰 68

区块链技术原理及在金融领域的应用 ————— 宫晓林、杨望、曲双石 84

利率市场化、汇率改制与国际资本流动的关系研究 ——— 陈创练、姚树洁、郑挺国、欧璟华 99

【卷首】

构建全球经济治理体系

陈云贤¹

现代市场体系包括市场要素体系、市场组织体系、市场法制体系、市场监管体系、市场环境体系和市场基础设施六大方面；各国经济资源分为“可经营性资源”、“非经营性资源”和“准经营性资源”三大类，二者的配对产生“强式有为政府”与“强式有效市场”等九种市场经济中政府和市场的组合模式。

“潜在经济增长率”与“现实经济增长率”

潜在经济增长率是指一国经济在现代市场体系中所生产的最大产品和劳务总量的增长率，或者说一国在现代市场体系中各种资源得到最优和充分配置条件下，所能达到的最大经济增长率。

这里包括两方面内涵：一是市场有效——即现代市场体系中的市场基本功能（包括市场要素体系和市场组织体系）、市场基本秩序（包括市场法制体系和市场监管体系）与市场环境基础（包括社会信用体系和市场基础设施）的健全；二是政府有为——即一国政府能对“可经营性资源”、“非经营性资源”和“准经营性资源”系统的有效调配、政策配套、制度安排。潜在经济增长率是在现代市场体系健全条件下一国政府对三类资源最大限度地充分利用时所能实现的增长率，是“强式有为政府”+“强式有效市场”模式组合下实现的增长率。

现实经济增长率或实际经济增长率是指一国末期国民生产总值与基期国民生产总值的比较。以末期现行价格计算末期 GNP，属名义经济增长率，以基期价格（即不变价格）计算末期 GNP，属实际经济增长率。实际经济增长率即为实际经济增长速度，它现实反映一个国家一定时期经济发展水平变化程度的动态指标。

由于世界各国市场发展程度和政府有为状况不一，或者出现“弱式有为政府”结合“弱式有效市场”的模式，比如大多数中低收入水平的国家；或者出现“半强式有为政府”与“强式有效市场”结合的模式，比如说现行的美国；或者出现“强式有为政府”与“半强式有效市场”结

¹陈云贤，中国人民大学国际货币研究所顾问委员会委员、广东省人民政府党组成员、广东省原副省长

合的模式，比如说目前仍然面临进一步提升和完善市场竞争、市场秩序、市场信用和市场基础设施的中国；它们的实际经济增长率与“强式有为政府”和“强式有效市场”结合形成的潜在经济增长率相比，都存在一定的差距。这差距就是各国经济增长的潜力所在；针对这差距采取的系列经济措施就是各国经济发展的活力所在；针对这差距采取的系列政策配套或制度安排就是各国经济发展的创新力所在。成熟的市场经济=“强式有为政府”+“强式有效市场”，它是政府与市场结合的最高级模式，是世界各国经济增长率的理论目标，也是世界各国经济运行中实践探索的最佳模式。

在现实经济中，世界各国或者出现社会总需求小于社会总供给、或者出现社会总需求大于社会总供给的状况，我们都可以从完善的市场体系 6 个方面对应有为政府有效调配三类资源的模式上或图案中找到它的根源，提出解决问题的基本路径与方向。

“华盛顿共识”与“中等收入陷阱”

上个世纪八十年代末，面对世界经济衰退，世界各国现实经济增长率萎缩，经济增长动力不足、需求不振、人口增长率下降、经济全球化波折、金融市场动荡、国际贸易和投资持续低迷等状况，1990 年由美国国际经济研究所出面，由位于华盛顿三大机构——国际货币基金组织、世界银行和美国政府参与的“华盛顿共识”（Washington Consensus）提出十条政策措施——加强财政纪律，压缩财政赤字，降低通货膨胀率，稳定宏观经济形势；把政府开支的重点转向经济效益高的领域和有利于改善收入分配的领域（如文教卫生和基础设施）；开展税制改革，降低边际税率，扩大税基；实施利率市场化；采用一种具有竞争力的汇率制度；实施贸易自由化，开放市场；放松对外资的限制；对国有企业实施私有化；放松政府的管制；保护私人财产权。其政策核心点是“主张政府的角色最小化，快速私有化和自由化”。在理论上，其主张实行完全的自由市场经济模式，最大限度减少政府的作用；只要市场能够自由配置资源，就能够实现经济增长。在政策上，其涵盖：市场和内外贸易的快速自由化；国有企业的快速私有化；减少财政赤字，严格限制贷款和货币发行以实现宏观经济稳定化。“华盛顿共识”，旨在为陷入债务危机的拉美国家提供经济改革方案 and 对策，并为东欧国家转轨提供政治经济理论依据。应该说，“华盛顿共识”十项政策措施对刺激各国经济发展在一定阶段有一定合理内涵，但其既忽视了各国完善市场体系六大方面建设的重要性，更忽视了各国政府对三大类经济资源作用的重要性，从而形成“弱式有为政府”与“弱式有效市场”的结合模式，政府对经济基本没能发挥出调控作用，市场发育也并不健全，法制欠

缺，秩序混乱，市场竞争机制也常被隔断，这种模式、这种政策措施、这种理论主张，是肯定没有持久生命力的，其结果也必然会以困境作终结。

2006 年世界银行提出“中等收入陷阱”（Middle Income Trap）概念，专指那些中等收入经济体在跻身高收入国家的进程中，即新兴市场国家突破人均国内生产总值 1000 美元的“贫困陷阱”后，很快会奔向 1000 美元至 3000 美元的“起飞阶段”；但到人均国内生产总值 3000 美元附近，快速发展中积聚的矛盾集中爆发，自身体制与机制的更新进入临界，矛盾难以克服，陷入经济增长的回落或停滞期，陷入“中等收入陷阱”阶段。一方面资源成本、原材料成本、劳动力成本、资金成本、管理成本等居高不下，另一方面又缺乏核心尖端技术，难以创新，产业处于链条中低端，缺乏竞争力，从而由经济增长的回落或停滞，引发就业困难、社会公共服务短缺、金融体系脆弱、贫富分化、腐败多发、信仰缺失、社会动荡、等等。这些国家长期在中等收入阶段徘徊，迟迟不能进入高收入国家行列。此时，遵循“华盛顿共识”推进经济改革的拉美国家也成了陷入“中等收入陷阱”的典型代表。阿根廷在 1964 年就人均国内生产总值超过 1000 美元，在上世纪九十年代末上升到了 8000 多美元，但 2002 年又下降到了 2000 多美元，而后 2014 年又回升到了 12873 美元。墨西哥 1973 年人均 GDP 已达到 1000 美元，2014 年人均 GDP 仍然居于 10718 美元，41 年后还处于中等偏上国家。拉美地区许多类似的国家，虽然经过二三十年的努力，几经反复，但一直没能跨过 15000 美元的发达国家门槛。

以阿根廷为典型的拉美国家发展停滞“病灶”剖析：（1）现实经济增长率起伏大。阿根廷在 1963 年至 2008 年的 45 年间，有 16 年人均 GDP 负增长，在这 45 年中，其人均 GDP 年均增长率仅为 1.4%，1963 年，阿根廷人均 GDP 为 842 美元，已达到当时的中高收入国家水平，但到 45 年后的 2008 年，其人均 GDP 仅增长到 8236 美元，仍为中高收入国家水平。（2）科技引擎能力弱。从研发费用支出占 GDP 比重来看，2003 年阿根廷为 0.41%，在世界各国排名 40 位以后；从研发人才来看，2006 年阿根廷每千人中的研发人员只有 1.1 人；从劳动力素质看，2007 年阿根廷劳动力中具有大学以上教育程度的比重为 29.5%，优势不明显。（3）贫富分化严重，社会矛盾突出。从基尼系数上看，阿根廷在 1980 年代中期基尼系数就为 0.45 左右，到 1990 年代末接近为 0.50，2007 年达到 0.51。从最高 10% 收入阶层和最低 10% 收入阶层的收入比开看，阿根廷为 40.9%，分配不公问题不仅体现在财产性收入中，而且也体现在工资档次上。再加上城市基础设施和公共服务滞后，治安恶化，社会矛盾突出。（4）政府管理不得法。阿根廷宏观经济长期不稳定，汇率大起

大落，通货膨胀居高不下，财政逆差司空见惯，供给侧问题成堆，宏观管理法律手段、经济手段软弱，造就了“头痛医头”、“脚痛医脚”、经济失调、社会失衡的普遍现象。可以说，“华盛顿共识”是一种失败战略，其“休克疗法”是一种政策失败。（1）各国有效市场是市场充分竞争、法制监管有序、社会信用健全的市场。“华盛顿共识”只侧重各国市场基本功能即市场要素体系和市场组织体系的竞争与提升，却忽略了各国市场基本秩序即市场法制体系和市场监管体系的健全，以及市场环境基础包括社会信用体系和市场基础设施的发展与完善，因此，“华盛顿共识”中的市场经济是自由市场经济而非系统功能健全的现代市场经济。（2）各国有为政府是遵守市场规则、维护市场秩序、参与市场竞争的政府。“华盛顿共识”只承认各国政府对“非经营性资源”即社会公共产品的保障与提供，而完全忽视了各国政府对“可经营性资源”即对产业资源企业竞争除了有“调节、监督、管理”政策的一面外，还有“规划、引导、扶持”政策的一面，更全面不了解各国政府对“准经营性资源”即对城市资源调配除了有推动建设的同时，也存在参与竞争的角色。只有对三类资源调配实现政策配套、取得实效的政府，才是成熟市场经济中的有为政府。因此“华盛顿共识”中的“放松政府管制”实质上是“无政府主义”，它与现代市场经济呈现为有为政府与有效市场有机结合的理论对比，表现的极为贫乏。（3）各国现实经济增长率要接近或等同潜在经济增长率，除了要完善现代市场体系外，当前重中之重的是要加强政府能力建设、制度安排与制度建设、以及发展模式转换。这在“华盛顿共识”中是空白的。各国政府能力建设既包括遵循市场经济规则，又包括驾驭市场经济发展，参与市场经济竞争。各国制度环境建设既包括健全市场立法、执法、司法和市场法制教育等系列，又包括按照市场经济要求，构建监管主体、监督内容、监管方式，实施对机构、业务、市场、政策法规执行等监管，还包括完善对政府组织改革、发展自我实施的社会规范和制度规范等。各国发展模式转换则实质地应当从亚当·斯密：市场（看不见的手）+ 侧重供给（商品、价格、供给调节）；凯恩斯：政府干预+ 侧重需求（投资、消费、出口三驾马车拉动）；转换到现代市场经济中的：政府引领（干预）+ 侧重供给（供给侧结构性新引擎）的发展模式上来，即转换到“有为政府”+“有效市场”的发展模式上来。政府超前引领应作用于市场经济活动的全方位和全过程。

构建全球经济发展新引擎

1948 年，拉格纳·纳克斯把贸易比作 19 世纪的增长“引擎”，借以说明进口替代工业化战略的合理性。2012—2014 年金融危机爆发期间，全球贸易年增长不到 4%，远远低于

危机前 7% 左右的平均增速，于是，又有世界银行官员提出如何“重启”全球贸易引擎的问题。我们认为，世界各国经济发展从要素驱动阶段到投资驱动阶段、到创新驱动阶段的转换过程，好些国家，尤其是那些石油、天然气、矿产、农产品等自然资源丰富的经济体，运用资源要素、土地要素、劳动要素等“有形要素驱动”经济增长发挥到了极致并呈现出不可持续性，那么，在 21 世纪的“有为政府”+“有效市场”的现代市场体系中，推动与提升供给侧结构性新引擎（而非需求侧“贸易引擎”），充分发挥企业竞争配置产业资源、政府竞争配置城市资源的作用，构建全球“有形要素”与“无形要素”相结合的投资、创新、规则“三引擎”，将对全球经济治理与发展起到重要作用。

（一）构建全球投资新引擎

投资驱动型增长，既取决于供给侧产品和产业资源的配置与竞争状况，又取决于供给侧政府调配城市资源和推动基础设施建设的竞争表现。它能导致各国市场深化、资本增加，带来技术革新和岗位就业，具有长期可持续性。

1、推进供给侧结构性改革（1）推动新型工业化。它涉及三个方面。a. 扶持和引导对传统产业的改造提升。各国通过扶持和引导企业技术改造盘活巨大存量资产，优化提升产业质量的效益，能拉动需求，推动经济增长。b. 扶持和培植战略性新兴产业和高技术产业发展。作为增量资产，各国应着重于扶持和培育企业核心技术和关键技术的研发创新与成果转化及产业化，培植优势产业和主导产业，构建完善的产业链和现代化服务网络。c. 各国借助于市场竞争，推动企业兼并收购，整合重组，提升企业核心竞争力。它是实现供给侧有效投资、新旧动力转换的重要手段之一。（2）加快农业现代化。a. 各国农业现代化内涵，既包括土地经营规模扩大化，又包括“农民的现代化”。应引导和培育农民摆脱愚昧和落后，成为“有文化、有技术、会经营”的新式农民。b. 组织方式——各国不管是大农场，还是小规模家庭经营，都应扶持农民合作组织或众多分散的农户与市场对接，实现产前、产中、产后服务一条龙，购买生产资料、开展农产品储存加工运输、以及销售农产品作业一条龙。c. 适度规模经营。d. 适度城镇化。e. 推进农业技术教育职业化。各国农业现代化能为工业化和城市化创造稳定的社会环境，降低社会成本，繁荣各国经济。

2、加大基础设施投资建设（1）推进新型城镇化。发达国家城镇人口一般占 80% 以上。随着世界各国城乡一体化的进程和以城市为中心的城镇体系的形成，以人为核心的新型城镇化的规划与建设，“海绵城市”、“海绵社区”地下管廊、防洪排涝设施建设，城乡一体化水、电、路、气基础设施建设，城乡基本公共服务教育、医疗、文化、体育等设施建设，以

及发展休闲旅游、商贸物流、信息产业、交通运输等，将为世界各国提供新的增长潜力。(2) 推进基础设施现代化。它包括能源基础设施、交通基础设施、环保基础设施、信息基础设施和农田水利设施等建设的现代化。该投资回旋空间大、潜力足，能有效推动各国经济增长。

3、加大科技项目投入例如美国的 NNMI 计划 (National Networks of Manufacturing Innovation)，首期投入 10 亿美元，十年内建立 45 个 IMI (Institutes for Manufacturing Innovation)；英国 KTP 计划 (Knowledge Transfer Partnership)，以及基于信息物理系统 (CPS) 智能制造的德国工业 4.0 战略；它们能整合人才、企业、机构创新资源，引领产业研发方向，促进产业提升发展。世界各国对大数据、云计算、物联网等投入，对 NBIC 即纳米技术、生物技术、信息技术和人工智能等的投入，将能开拓新的经济增长点。

4、提升金融配套能力它既强调金融服务实体经济，又推进金融、科技、产业三融合。世界各国投资新引擎，离不开各国金融体系的改革、创新和发展。

(二) 构建全球创新新引擎

一个区域、一个国家、一个世界，当其从寻找本域如何提高经济增长率转而进入经济发展模式的切换；从发挥企业竞争配置产业资源过程进入国家政府竞争配置城市资源的过程；从单一市场机制发挥作用到“有为政府”与“有效市场”的结合构建世界各国经济增长的投资新引擎时；必然涉及到全球经济治理体系中公平、公正原则的保护，发展中国家在全球经济秩序中利益的保护，开放经济体系的维持或扩大以抵制保护主义，应对经济新领域（例如网络领域）以实施规范，以及应对全球经济发展新挑战而需不断跨越等一系列新问题。因此，现存的以世界各国在竞争合作中历史地形成的协调并治理全球经济秩序的公共机制或公共产品——思想性公共产品、物质性公共产品、组织性公共产品和制度性公共产品，就需要予以创新与完善。

1、推进思想性公共产品理念创新。a. 市场应是“有效市场”。现代市场体系是由六个方面组成的完整系统。一些国家过份强调市场要素与市场组织的竞争而忽视法制监管体系的建设和市场信用体系等环境基础设施的健全，都将产生市场“三公”原则的偏离。b. 政府应是“有为政府”。各国政府不仅应对“可经营性资源”——产业资源配置实施规划、引导、扶持、调节、监督和管理；而且应对“非经营性资源”——社会公共产品提供实施基本托底、公平公正、有效提升；还应对“准经营性资源”——城市资源配置进行调节，参与竞争。c. 世界各国追求成熟的市场经济模式应是“有为政府”+“有效市场”，在市场经济大系统中，企业竞争配置产业资源，政府竞争配置城市资源。国家政府在全球经济增长中应发挥出重要作用。

2、推进物质性公共产品技术创新。当前科技发展最典型的是用信息化融合工业化、城镇化、农业现代化及基础设施现代化。用中国语言即“互联网+”。所以，当我们一个国家、一个城市向民众、向社会提供的公共交通、城管、教育、医疗、文化、商务、政务以及环保、能源和治安配置融合了智能化的时候，“有形要素”与“无形要素”结合而成的智能城市的安全、高效、便捷和绿色、和谐将不仅造福民众，还将推动各个城市或各个国家加快工业化转轨，城市化转型和国际化提升，它能促进新兴国家崛起。

3、推进组织性公共产品管理创新。一个世界如一个国家或一座城市。传统的城市建设和组织框架如摊大饼，即使该城市有了一环、二环、三环、四环甚至五环道路，仍然还易公路堵塞，交通不畅，空气污染，红绿灯失效，效率低下。现代城市发展要求组团式的布局，其与网络发展要求重塑空间秩序、全球供应链发展容易“抹掉国界”一样，城市组团式架构能有效解决传统摊大饼城市管理带来的系列问题。世界经济秩序的组织管理如城市架构一样需要从摊大饼模式向组团式布局改革创新，但它需要相应的新规则和必要的“基础设施”投资，才能布局合理，世界和谐，协调可持续发展。

4、推进制度性公共产品规则创新。一国建设有概念规划、城乡规划和土地规划“三位一体”，其形成的战略规划、布局定位、实施标准、政策评估、法制保障等产生了既系列严谨又层次细分的实施作用；全球经济治理有联合国宪章、联合国贸发会议、经合组织和世贸组织等规章机制，围绕着“让全球化带来更多机遇”和“让经济增长成果普惠共享”，我们需要完善和创新经济增长理念和制度性相关规则，促进各国财政、货币和结构性改革政策相互配合，经济、劳动、就业和社会政策保持一致，需求管理和供给侧改革并重，短期政策与中长期政策结合，经济社会发展与环境保护共进，和全球经济治理格局共商共建共享及全球经济的可持续增长。

（三）构建全球规则新引擎

构建创新(Innovative)、活力(Invigorated)、联动(Interconnected)、包容(Inclusive)的“四I”世界经济，需要完善全球经济治理体系。与各国“非经营性资源”相对应的是国际公共产品供给体系；与各国“可经营性资源”相对应的是国际产业资源配置体系；与各国“准经营性资源”相对应的是世界城市资源配置体系；它们各自遵循客观存在的规则运行。

1、国际安全秩序规则——和平、稳定。这点已被世界各国一致认识，作为国际公共产品供给体系的基本准则，应构建和平稳定的发展环境，加强国际安全合作，捍卫联合国宪章宗旨和原则，维护国际关系基本准则，营造和平稳定、公正合理的国际安全秩序。

2、国际经济竞争规则——公平、效率。它是世界各国产业资源配置体系中企业竞争的基本准则。比如 G20（中国杭州 2016）确定的“促进贸易和投资开放”指导原则，包括减少关税和非关税贸易壁垒；减少对外国直接投资的壁垒和限制；实施贸易便利化措施以降低边境成本；适当减少贸易和投资的边境限制，促进更广泛的跨境协调；通过多边、诸边和双边协议最小化对第三方的歧视性措施，减少贸易和投资壁垒。确定的“促进竞争并改善商业环境”指导原则，包括强化竞争法律及落实；减少开办企业和扩大经营的行政及法律障碍；促进公平的市场竞争；实施高效的破产程序；减少妨碍竞争的限制性规定，减少额外的监管合规负担，并对监管政策进行有效监督；加强法治，提高司法效率，打击腐败。等等，无不体现出各国企业竞争中所必须实施的公平与效率规则。

3、国际共同治理规则——合作、共赢。它是世界各国城市资源配置体系中政府间竞争所需要遵循的基本准则。城市资源存在着“有形要素”和“无形要素”两方面，其中，新型城镇化，智能城市开发，以能源、交通、环保、信息、水利等为主体的基础设施现代化的投资，将是世界各国经济增长的新引擎，它能带来资本扩大、就业增加、技术革新、市场深化、经济可持续增长，和社会受益、环境改善、国力提升……。由于各国城市化进程、政策举措和制度安排不一，其投资驱动增长与竞争结果不一。但作为各国之间政府的竞争，应该是合作竞争，应该是可持续发展的竞争，应该是共同提升全球经济治理体系的竞争和共同创新经济增长方式的竞争。其基本原则应是合作共赢。构建以合作共赢为核心的创新型、开放型、联动型和包容型世界经济体系，将能持续创新增长方式，提升全球经济治理体系，造福于各国，造福于世界。

互联网金融空间集聚效应分析： 来自互联网金融发展指数的证据

郭峰¹ 孔涛² 王靖一³

【摘要】近年来，伴随中国互联网金融产业的高速发展，出现了大量相关研究，但使用权威数据，对全国各地互联网金融发展的状况进行深入分析的成果还十分有限。本文利用“北京大学互联网金融发展指数”，对全国范围内互联网金融的空间集聚特征进行了正式检验和讨论。通过对335个地级市互联网金融发展指数的空间自相关进行分析，本文发现中国互联网金融的发展呈现出一定的地区集聚效应。此外，应用空间计量模型的分析结果显示，即便是在控制了多个区域经济特征变量之后，区域互联网金融的发展仍具有较强的正向空间集聚效应。

【关键词】互联网金融 发展指数 空间集聚

引言

互联网金融作为基于互联网的新金融范式近年内在中国异军突起（李继尊，2015），引起学界、业界和监管部门的广泛关注（王国光和张扬，2015）。与之相应的是已有大量文献对互联网金融的理论及实践进行了分析。特别的，现有研究对互联网金融较传统金融“低成本、高效率”的特点进行了总结与分析（如谢平和邹传伟，2012；李继尊，2015等），并对互联网金融促进金融资源的可获得性，提升交易信息的对称及资源配置去中介化的特征进行了较为详尽的论述（如宫晓林，2013；贾甫和冯科，2014等）。此外，借助互联网的便利性和及时性，金融服务的提供者与消费者之间以及各自人群内的互动也有利于互联网金融的整体发展。总而言之，与传统金融相比，得益于与互联网的结合，互联网金融使原有影响金融发展的市场摩擦得以消减，而呈现了今天的蓬勃发展的现状。

¹郭峰，上海财经大学公共经济与管理学院讲师，北京大学数字金融研究中心特约研究员

²孔涛，北京大学中国社会科学调查中心副研究员，北京大学数字金融研究中心高级研究员

³王靖一，北京大学国家发展研究院、北京大学数字金融研究中心博士研究生

然而，囿于数据可得性等原因，对于以数据为基础的专注于理解互联网金融发展在地区间差异性的研究仍十分有限。特别值得一提的是，尽管地区经济发展水平、经济结构、人口特征等传统金融发展的决定因素对理解互联网金融的发展也是必要的，但互联网金融作“基于互联网思想的金融”（李钧，2013）深刻反映了互联网超越物理局限性的不同之处。基于这一考虑，对互联网金融的空间特征的讨论显得尤为重要。

就互联网金融发展的空间特征而言，至少存在两种相互对立的假说。一方面，由于互联网的普及，互联网金融从理论上可以突破传统地理空间上的局限，在遥远的地区实现低成本、便捷的金融资源配置。由此，我们可以得到的一种假说是：某地区互联网金融的发展与该地区的地理位置以及与周边地区的互联网金融发展水平没有显著的相关性。然而，从另一个角度而言，互联网金融作为金融的一种新的业态，仍然要遵循金融发展的基本规律。例如，互联网金融并不能凭空而发展，一方面其发展可能仍要依赖于实体经济和传统金融（Guo et al., 2016），另一方面影响互联网金融发展的因素可能与决定实体经济和传统金融的因素有很大共性。而且，互联网金融很多业务的推广也有赖于地理因素。因此，另一个合理的假说是互联网金融的发展仍然会显示出很强的空间特征。结合以上两方面考虑，互联网金融发展是否具有地理空间特征就成为一个极有价值的研究问题。

自从克鲁格曼将地理学纳入到经济学的分析框架中以来，经济活动的空间影响逐渐引起了经济学家的重视，并且对于金融的空间特征也逐渐纳入到学者们的分析框架中。近年来，随着信息技术的发展和监管层的容忍，中国的互联网金融快速发展，引起全球性的关注。但是，使用权威数据，对中国各地互联网金融产业发展进行的相关研究仍十分有限。聚焦空间计量经济学在金融学中的应用，现有文献中已经存在不少关于传统金融空间特征的研究。比如，任英华等（2010）对中国 28 个省域金融集聚的研究发现，金融集聚在省域之间有较强的空间依赖性和正的空间溢出效应；周凯和刘帅（2013）的研究也得到了类似的结论；杜家廷（2010）则发现中国金融发展的空间集聚特征有逐渐增强的趋势。此外，郭峰和胡军（2016）详细讨论地区金融发展的竞争效应和溢出效应，认为在不同的情形设置下，地区金融扩张可能会表现出不同的空间特征。相比之下，针对互联网金融的空间分析仍寥寥无几。可能主要受限于数据可得性，现有文献中几乎不存在对区域互联网金融的发展，特别是对其空间特征的规范分析。为填补这一空白，我们在借鉴了若干对传统金融空间特征的分析，利用最新的数据，对全国各地近年来互联网金融发展的空间特征进行考察。通过对中国区域互联网金融的地理特征和空间集聚情况进行实证分析，以期揭示中国互联网金融发展的一些规律特征，并为相关发展和监管政策提供实证依据。

本文剩余部分的结构如下：第二节综述空间计量的相关分析方法和相关模型并简要介绍本研究所使用的刻画中国区域互联网金融发展的数据，之后给出本文所使用数据的基本统计特征；第三节报告实证分析的结果；最后，第四节总结本研究的发现并初步讨论由此得到的一些启示。

一、研究设计与数据说明

（一）空间计量分析方法

空间计量模型所讨论的主要内容是经济社会指标的空间效应（Spatial Effects），即各地区间经济地理行为之间存在的空间相互作用。具体而言，空间相互作用又可分为空间依赖性（也叫空间自相关）和空间异质性（也叫空间差异性）。其中，空间依赖性为空间计量经济学模型识别的第一个来源，它一方面意味着空间上的观测值之间缺乏独立性；另一方面也意味着空间相关的强度及模式由空间的绝对位置和相对位置共同决定。而空间异质性为空间计量经济学模型识别的第二个来源，它是指地理空间上的地区缺乏均质性，即存在中心和外围地区、核心和边缘地区、发达和落后地区等经济地理结构，从而导致经济社会发展存在空间差异性。从方法上，空间计量模型主要解决的问题是回归模型中复杂的空间相互作用与空间依存性。

根据空间计量经济学原理，分析互联网金融空间效应的思路如下：首先采用 Moran 指数（Moran's I）检验互联网金融是否存在空间自相关性；如果存在空间自相关性，则建立空间计量经济模型进行互联网金融影响因素的空间计量估计和检验。

对于检验互联网金融集聚现象的空间相关性存在与否，可以运用空间自相关指数 Moran's I，计算公式为：

$$Moran's\ I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (1)$$

其中， $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n W_i (Y_i - \bar{Y})$ ， $\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$ ， Y_i 表示第 i 个地区的观测值，即互联网金

融发展指数（及分业务指数）； n 为地区总数（本文为 335 个）； W_{ij} 为空间权重矩阵，本文主要选取地理距离矩阵，同时也采用经济距离矩阵，进行对照分析。

Moran 指数可看作各地区互联网金融发展指数的乘积和, 取值范围介于-1 至 1 之间: 若其数值大于 0, 则说明互联网金融存在空间正自相关, 即相邻区域之间互联网金融发展具有相似属性, 互联网金融发展水平高的城市集聚在一起, 发展水平低的城市集聚在一起, 数值越大说明空间分布的正自相关性越强, 集聚的强度也越强; 若其数值小于 0, 则说明互联网金融存在空间负自相关, 互联网金融发展水平高的城市和互联网金融发展水平低的城市集聚在一起, 数值越小则说明各空间单元的离散性越大; 若其数值为 0, 则说明互联网金融发展服从随机分布, 地区间不存在相关关系。

根据 Moran 指数的计算结果, 可采用正态分布假设来检验 n 个地区的互联网金融发展指数是不是存在自相关关系, 其标准化形式为:

$$Z(d) = \frac{I - E(I)}{\sqrt{\text{VAR}(I)}} \quad (2)$$

其中, $E(I)$ 和 $\text{VAR}(I)$ 分别为 Moran 指数的均值和方程, 可以证明, 标准化的 Moran 指数服从渐进标准正态分布。这样就可以检验 n 个区域的互联网金融发展指数是否存在空间自相关关系。如果 Moran 指数的正态统计量的 Z 值大于正态分布函数在 0.05 (或 0.1、0.01 等显著性临界值) 水平下的临界值 1.96, 表明互联网金融在空间分布上具有明显的正相关关系, 反之则不存在空间自相关关系。

值得注意的是, 全域 Moran 指数可以描绘经济变量整体的空间自相关性, 但不能反映具体地区的空间依赖性, 而局域 Moran 分析则可以提供各地区与相邻地区间的空间关系。在局域 Moran 分析中, 一般是通过图形来展示不同地区的空间关系模式。具体而言, 通过在二维平面上绘制局域 Moran 指数散点图, 将各区域互联网金融发展指数分为 4 个象限的集群模式, 用以清晰识别一个区域与临近区域的空间关系。具体而言, 第 1 象限为高-高组合, 表示互联网金融发展水平高的地区被同是高水平的地区包围; 第 2 象限为低-高组合, 表示互联网金融发展水平低的地区被高水平地区包围; 第 3 象限为低-低组合, 表示互联网金融发展水平低的地区被同是低水平的地区包围; 第 4 象限为高-低组合, 表示互联网金融水平高的地区被低水平的地区包围。

在单变量的空间自相关检验之外, 我们还可以用空间计量模型进行回归, 以便考察在控制了其他影响因素之外, 区域互联网金融的发展是否仍具有空间溢出效应。空间计量模型有多种, 本文在根据相关检验确认后, 主要采用的空间计量模型是空间滞后模型 (Spatial Lag Model, SLM)。空间滞后模型主要是探讨各变量在一个地区是否具有扩散效应 (或溢出效

应)。其表达式为:

$$Y = \rho WY + X\beta + \varepsilon \quad (3)$$

其中, Y 为被解释变量; X 为解释变量; ρ 为空间回归系数, 取值介于-1 和 1 之间, 反映了临近空间单元之间的相互影响, 即溢出效应的大小和方向; W 为空间权重矩阵, WY 为空间滞后因变量; ε 为随机误差向量。参数 β 主要反映了自变量 X 对因变量 Y 的影响。

(二) 变量与数据

本研究中最重要变量是刻画各地互联网金融发展的数据。作为一种新兴业态, 互联网金融尚缺乏官方的统计数据信息。因此, 本文采用“北京大学互联网金融发展指数”。该指数是基于蚂蚁金服以及多家业内有代表性的互联网金融企业的数据, 并依照代表性、可操作性、独立性和可拓展性等原则, 构建而成。在区域层面, 该指数分为省级和地级市两级。考虑到省级截面只有 31 个观察值, 为了得到更丰富和可靠的结果, 我们主要使用地级市层面的数据进行分析, 共计包含 335 个地级市(盟、自治州和地区)。“北京大学互联网金融发展指数”不仅有每个城市 2014 年 1 月-2015 年 12 月每个月的互联网金融发展指数, 同时还提供了各城市的互联网支付发展指数、互联网货币基金发展指数、互联网投资发展指数、互联网保险发展指数等。而且, 各城市互联网金融发展指数纵向横向之间均具有可比性。

在对各地互联网金融发展的空间特征进行正式分析以前, 我们先对互联网金融发展水平的区域分布进行初步展示。根据 2015 年 12 月各城市互联网金融发展指数, 图 1 显示了城市互联网金融发展指数排序。其中, 我们将发展水平排名 1-50 的城市列为第一梯队, 排名 51-100 的城市列为第二梯队, 排名 101-200 的城市列为第三梯队, 排名 200 以后的城市列为第四梯队。从中不难看出, 互联网金融发展水平靠前的城市, 主要集中在东部沿海地区, 其余少量分布在内陆城市。同时, 图 1 还显示, 总体而言, 地区互联网金融发展指数似乎呈现较强的空间集聚特征: 互联网金融发达的地区倾向于和同样发达的地区集聚在一起, 互联网金融落后的地区, 其周边地区也大多同属落后地区。此外, 互联网金融的发展程度又存在较大的空间异质性: 经济发达的东部地区集聚了更多的互联网金融业务, 而广大中西部地区互联网金融业务则较为稀缺, 整体上呈现出非均质性特点。从地区上看, 长三角和珠三角地区的互联网金融集聚特征较为突出, 基本均属于第一梯队。相比之下, 环渤海地区则只有北京的互联网金融业务较为发达, 北京周边地区则表现平平。由此可见, 互联网金融的发展在不同地区显示出的各异的空间特征值得我们进一步分析讨论。

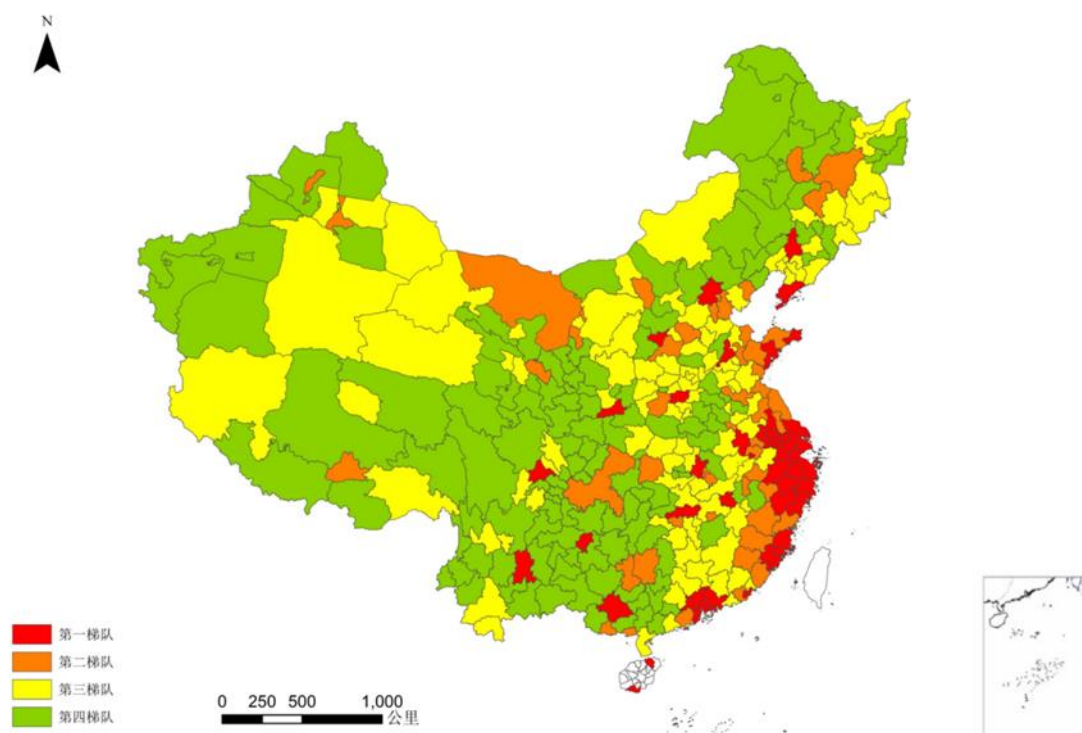


图 1： 2015 年 12 月城市互联网金融发展指数排序

为了更全面地刻画互联网金融在中国各地的发展，除了各城市的互联网金融发展水平以外，图 2 还展示了各城市互联网金融在 2014 年 1 月至 2015 年 12 月期间的发展速度排序。与图 1 类似，第一梯队包括发展速度排名 1-50 的城市，排名 51-100 的城市列为第二梯队，排名 101-200 的城市列为第三梯队，排名 200 以后的城市列为第四梯队。由图 2 可见，中西部地区城市发展速度较快，东部地区城市发展速度较慢。这一分布显示了互联网金融的发展速度与其基础水平可能存在负相关关系，其发展似乎具有一定的收敛性或者普惠性，落后地区的发展具有赶超经济较发达地区的机会。这一结论与郭峰等（2016）编制的更侧重普惠特征的数字普惠金融指数的结论完全一致。

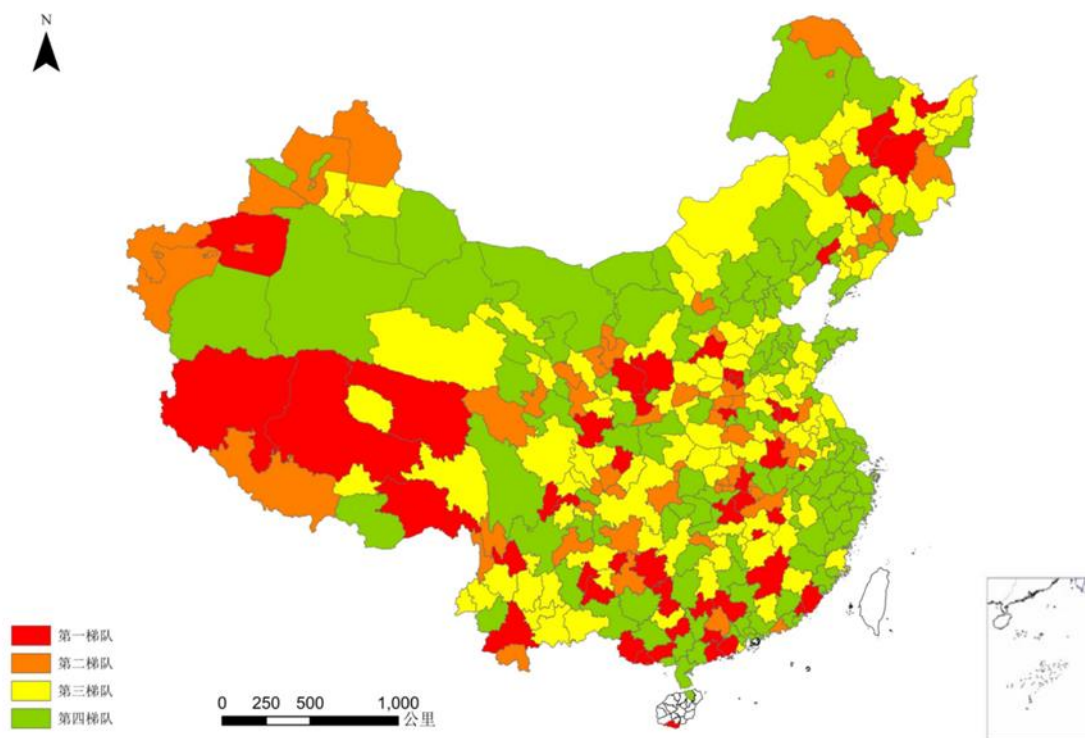


图 2：2014 年 1 月-2015 年 12 月城市互联网金融发展增速排序

本文的重心在于考察互联网金融的空间集聚效应，然而如果要对此有准确的估计，还要有对作为控制变量的其他经济特征科学的选择。对于其他经济特征数据，参考研究传统金融的一些文献，我们选取的主要变量为：

(1) 经济发展水平 ($\ln pgdp$)。互联网金融作为经济发展到一定水平后的产物，必然和经济发展水平存在密切的关系。本文以人均 GDP (对数值) 作为人均收入指标。

(2) 产业结构 ($tgdp$)，相对而言，中小微经营的服务业，比工业和农业对互联网金融服务的需求更多，因此不同地区的产业结构也可能成为各地互联网金融发展的重要背景，我们用第三产业在 GDP 中的比重，控制各地区的产业结构。

(3) 人口密度 ($\ln popden$)。互联网金融是一个网络型经济，周围的用户越多，使用越便利，因此人口密度越大的地区，互联网金融发展水平应该越高。

(4) 传统金融发展水平 ($loan_gdp$)。互联网金融是传统金融的替代还是补充，一直是行业内争论的焦点，通过控制传统金融发展水平 (以金融机构信贷余额与 GDP 之比来衡量)，我们可以控制传统金融发展水平对互联网金融的影响。

(5) 信息化水平 ($internet$)。本文所使用和讨论的“互联网金融”，是指狭义的互联网金融，即互联网企业参与的金融业务，因此一个地区的互联网普及情况将对当地的互联网金融发展产生直接的影响。我们以百人中的上网人数来度量当地的信息化水平。

(6) 政府经济干预程度 (*gov_gdp*)。互联网金融的一个鲜明特征就是它具有很强的市场化,基本属于自生自发的金融创新,在这种情况下,控制政府财政支出在 GDP 中的比重,可以帮助我们分析政府对经济的干预程度,对互联网金融发展水平的影响。

(7) 人力资本 (*edu*)。教育和人力资本是一个地区金融发展水平的影响因素之一,同时也可能是当地互联网金融发展水平的影响因素,考虑到数据可得性,我们用当地高中和大学毕业生人数与总人口之比,来度量当地的人力资本水平。

(8) 交通基础设施 (*proad*)。良好的基础设施,特别是交通基础设施,是传统金融机构开着业务便利程度的度量,因而对传统金融具有重要影响,而作为互联网线上交易为主的业态,互联网金融是否仍然与当地的交通基础设施相关,这是一个有趣的问题。我们通过控制当地的人均公路里程数对此进行考察。

(9) 城市地理特征。对于我们考察互联网金融的空间集聚效应,城市的地理特征显然是最重要的干扰因素之一,因为我们控制了多个城市地理特征变量,具体包括:省会城市 (*capital*)、西部城市 (*west*)、中部城市 (*central*) 等几个虚拟变量,以及到北京距离 (*distbj*)、到上海距离 (*distsh*)、到杭州距离 (*disthz*)、到深圳距离 (*distsz*) 等。

本研究中使用到的主要变量的具体含义和描述性统计见表 1。通过对这些变量的控制,我们可以检验互联网金融的发展受到了哪些因素的影响,并考察在控制这些因素之后,互联网金融的空间集聚效应是否仍存在。

表 1: 变量说明和描述性统计

变量名	变量含义	均值	标准差	最小值	最大值
<i>lnpgdp</i>	人均GDP (对数)	1.3279	0.5750	-0.2200	2.9792
<i>tgdp</i>	第三产业比重	0.3665	0.0967	0.0265	0.7685
<i>lnpopden</i>	人口密度 (对数)	5.3116	1.4879	-1.0980	8.5797
<i>loan_gdp</i>	金融机构贷款余额/GDP	0.8188	0.4450	0.0356	2.9474
<i>internet</i>	百人上网人数	18.3747	19.2814	0.0000	152.8150
<i>gov_gdp</i>	政府财政支出/GDP	0.2445	0.2232	0.0252	2.0555
<i>edu</i>	千人高中大学毕业生	9.6817	4.5501	1.5789	32.6003
<i>proad</i>	人均公里里程	51.7075	78.4029	1.5806	1075.4546
<i>capital</i>	省会城市哑变量	0.0925	0.2902	0.0000	1.0000
<i>west</i>	西部城市哑变量	0.3881	0.4880	0.0000	1.0000
<i>central</i>	中部城市哑变量	0.2448	0.4306	0.0000	1.0000
<i>distbj</i>	到北京距离	12.7056	6.6030	0.4818	33.9258
<i>distsh</i>	到上海距离	12.9469	7.5786	0.3002	41.7202
<i>disthz</i>	到杭州距离	12.2970	7.5519	0.4845	40.8884
<i>distsz</i>	到深圳距离	14.6943	8.3464	0.1681	40.2352

二、实证结果分析

在上文图 1 和图 2 的基础上,我们采用空间计量模型对中国各地互联网金融发展的空间特征进行正式的检验。本节逐一对互联网金融发展指数的空间自相关检验、局部 Moran 指数分析,空间计量分析的结果进行报告。

(一) 空间相关性检验

我们利用 2015 年 12 月中国 335 个地级市的互联网金融发展指数计算 Moran 指数,其中,空间权重矩阵根据各城市距离平方的倒数计算得到。表 2 给出了互联网金融总指数和分业务指数的 Moran 检验结果。从中可以看出,互联网金融各业务均有显著的正向空间相关性。换言之,中国互联网金融的发展在空间分布上并非处于完全随机的状况,而是某些地级市的相似值之间在空间上趋于集聚,显示中国互联网金融发展存在空间集聚现象。

表 2: 2015 年 12 月互联网金融指数

	Moran' s I	P 值
总指数	0.371	0.000
互联网支付	0.392	0.000
互联网货币基金	0.355	0.000
互联网投资理财	0.326	0.000
互联网保险	0.316	0.000

图 3 给出了 2014 年 1 月-2015 年 12 月每个月的互联网金融发展指数的 Moran 指数变化趋势。从中可以看出,一方面,每个月的 Moran 指数都为正数,且均非常显著,显示中国区域互联网金融发展有较强的空间集聚特征;另一方面, Moran 指数从 2014 年 1 月的 0.42 下降到 2016 年 3 月的 0.37,尽管下降幅度较小,但仍然揭示出中国互联网金融区域发展的空间分布具有一定的分散化趋势。中国互联网金融集聚的空间相关性呈现出一定的下降趋势,这与上文提到的互联网金融发展表现出一定的收敛性和普惠性的观察是一致的。有趣的是,这一结论与杜家廷(2010)发现的中国传统金融发展空间集聚特征逐渐增强的趋势形成鲜明对比。由此可见,互联网金融与传统金融两者发展的差异性在其空间特征上也很明显。

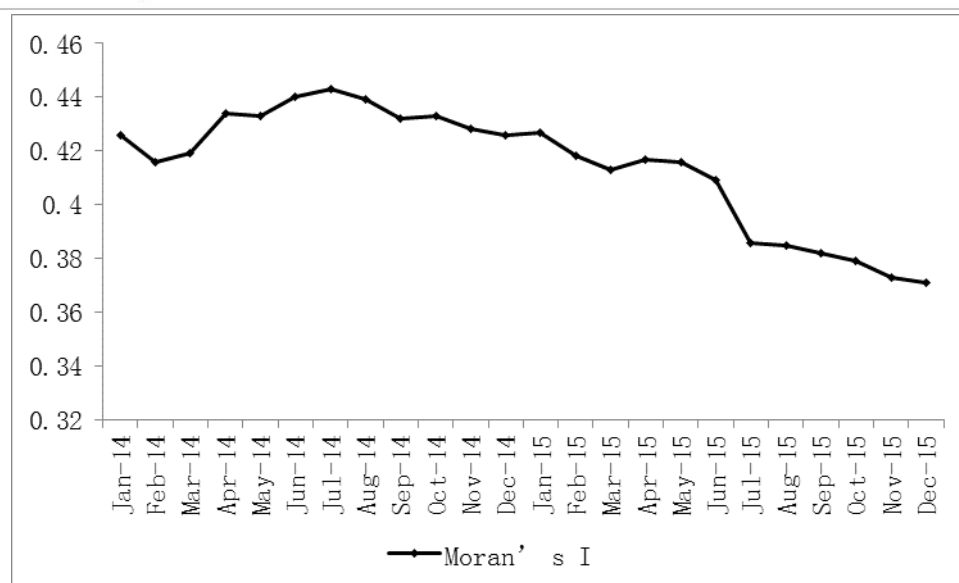
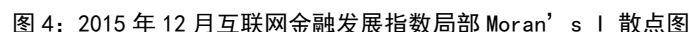


图 3：2014 年 1 月-2015 年 12 月互联网金融发展指数的 Moran' s I

为进一步分析中国区域互联网金融发展指数的空间集聚特征，本部分给出了局域 Moran 指数散点图。Moran 指数散点图是根据某地区互联网金融发展所属局部空间的集聚类型，将其划分为四个象限，分别对应于地区互联网金融发展与临近地区之间的四种类型的局部空间联系形式。总体而言，图 4 显示，绝大多数城市落在第 1 象限或者第 3 象限，即要么是高-高组合，要么是低-低组合；少数一些城市落在了第 2 和第 4 象限。落在第 1 象限的大部分都是东部沿海城市，城市本身互联网金融发展水平高，周边城市互联网金融发展水平也高；落在第 3 象限的城市则恰恰相反，基本上属于中西部地区，城市本身和周边城市互联网金融发展水平都低。第 4 象限城市多为中西部地区的区域中心城市，城市本身互联网金融发展水平高，但周边城市互联网金融发展水平一般；而第 2 象限又与此相反，多位于中心城市的周边，中心城市互联网金融发展水平高，但这些周边城市互联网金融发展水平却一般。这也说明中国互联网金融在表现出一定的空间集聚特征之外，也有一定的空间异质性，空间集聚并不是绝对的、完全的。



在进行空间计量回归之前，我们首先进行了普通最小二乘法（OLS）的回归，结果如表 3 所示。人均 GDP 与互联网金融发展正相关，说明互联网金融的发展仍然脱离不了实体经济的发展。第三产业比重与互联网金融发展正相关，揭示了互联网金融发展的产业基础。人口密度与互联网金融发展正相关，则说明了互联网金融发展边际成本近乎零，具有规模经济的特征。作为互联网与金融业的融合，互联网金融的发展依赖于传统金融与互联网的普及，我们的回归结果也显示，互联网金融与传统金融深化程度和互联网普及率高度正相关。财政支出与 GDP 的比例与互联网金融相关性较弱，初步反映了互联网金融发展的市场化特征。反映教育和人力资本的高中及大学与总人口之比不显著，但交通基础设施仍然对互联网金融有显著的正向影响。

19

越远, 互联网金融发展水平越高。这说明杭州互联网金融的发展对周边城市的影响是正的溢出, 而北京、上海和深圳的互联网金融发展对周边城市的影响是负的吸附效应。这是一个非常有趣的结果, 由于我们的数据主要来源为总部位于杭州的蚂蚁金服集团, 因此该结果表明, 距离该数据源越近, 互联网金融的推广力度越大, 从而互联网金融发展水平越高。这也说明, 互联网金融可能仍存在地理依赖性, 为我们进行空间计量分析奠定了逻辑基础。

表 3: 未考虑空间效应的 OLS 回归及相关检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	index_if1512	index_if1512	index_if1512	index_if1512
<i>lnpgdp</i>	144.881*** (8.201)	124.716*** (7.778)	130.551*** (9.026)	131.457*** (8.627)
<i>tgdp</i>	611.756*** (47.621)	394.974*** (54.648)	323.492*** (55.204)	237.551*** (53.391)
<i>lnpopden</i>	28.406*** (3.188)	21.716*** (3.003)	39.401*** (4.480)	28.004*** (5.128)
<i>loan_gdp</i>		78.392*** (12.412)	88.057*** (13.089)	78.186*** (13.621)
<i>internet</i>		1.184*** (0.239)	1.108*** (0.231)	0.712*** (0.210)
<i>gov_gdp</i>			43.227 (29.320)	43.872* (25.768)
<i>edu</i>			-0.586 (1.115)	0.187 (1.136)
<i>proad</i>			0.347*** (0.080)	0.244*** (0.072)
<i>capital</i>				24.380 (20.700)
<i>west</i>				-39.295*** (14.152)
<i>central</i>				-40.516*** (12.936)
<i>distbj</i>				7.410*** (1.178)
<i>distsh</i>				19.953* (10.472)
<i>disthz</i>				-28.557*** (10.901)
<i>distsz</i>				4.580*** (1.507)
N	335	335	335	335
R ²	0.6881	0.7473	0.7672	0.8263
Moran's I	10.795	11.323	10.821	6.125

	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
Lagrange Multiplier (error)	107.761	115.726	104.440	26.227
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
Robust LM (error)	39.504	36.624	33.400	3.680
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.055]
Lagrange Multiplier (lag)	78.433	105.784	99.192	39.998
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
Robust LM (lag)	10.175	26.682	28.151	17.451
	[0.001]	[0.000]	[0.000]	[0.000]

之后，我们根据该 OLS 的回归结果进行了空间相关性和空间模型优劣的检验。如表 3 所示，针对空间误差的三个检验中，三个检验全都表明变量存在空间依赖性，因此空间模型优于普通的 OLS 模型；而在空间模型中，根据拉格朗日乘子（Lagrange Multiplier）和稳健拉格朗日乘子（Robust LM）检验结果，空间滞后模型优于空间误差模型，因此本文后面的分析主要采用了空间滞后模型。

表 4 给出了空间滞后模型的回归结果，从中可以看出，空间滞后项本身显著为正，说明互联网金融发展有正的空间集聚效应。而且，空间滞后项的系数大小，虽然在控制变量逐步增多的时候，有逐步减小的趋势，但即便是在尽可能罗列相关经济特征控制变量后，空间滞后项仍然显著为正，这说明在考虑其他因素影响之后，互联网金融的发展仍然具有一定的集聚特征和空间溢出效应，互联网金融并没有表现出完全的超地理特征。进一步对比表 3 和表 4，可以看出，在包含空间滞后项之后，经济特征等控制变量的系数大部分都有所缩小，说明遗漏空间滞后项会使得相关经济因素的估计有高估。

表 4：空间计量回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	总指数	总指数	总指数	总指数	总指数
WY	0.736*** (0.055)	0.401*** (0.049)	0.442*** (0.044)	0.336*** (0.044)	0.327*** (0.053)
<i>lnpgdp</i>		126.728*** (7.726)	105.263*** (6.982)	107.924*** (8.082)	114.678*** (8.372)
<i>tgdp</i>		564.539*** (43.336)	297.656*** (48.114)	233.665*** (48.293)	201.607*** (49.391)
<i>lnpopden</i>		20.133*** (3.050)	13.097*** (2.729)	27.132*** (4.042)	26.595*** (4.716)
<i>loan_gdp</i>			95.308*** (10.835)	95.091*** (11.271)	72.000*** (12.553)
<i>pinternet</i>			0.877*** (0.208)	0.799*** (0.201)	0.644*** (0.193)
<i>gov_gdp</i>				41.529* (0.201)	39.428* (0.193)

				(25.200)	(23.685)
<i>edu</i>				1.425	0.469
				(0.979)	(1.044)
<i>proad</i>				0.286***	0.233***
				(0.069)	(0.066)
<i>capital</i>					52.007***
					(19.529)
<i>west</i>					-21.553
					(13.310)
<i>central</i>					-26.719**
					(12.090)
<i>distbj</i>					5.115***
					(1.144)
<i>distsh</i>					18.646*
					(9.623)
<i>disthz</i>					-24.455**
					(10.037)
<i>distsz</i>					4.039***
					(1.387)
N	335	335	335	335	335
Log-likelihood	-2094.036	-1926.332	-1877.915	-1864.5152	-1839.4913
Walt test	179.191	66.021	100.422	99.441	38.769
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]

在上文的分析中，我们曾猜测互联网金融空间集聚效应的存在，部分原因可能是因为互联网金融的发展仍然依赖于其他经济特征，而其他经济特征具有空间集聚特征，进而导致互联网金融也表现出一定的空间集聚特征。为了对此进行排除，我们构造了经济距离权重矩阵（各城市人均 GDP 之差平方的倒数作为矩阵元素），进行分析，其逻辑是如果互联网金融的空间集聚效应是因为经济特征控制的不够全面所导致，那么使用经济距离权重矩阵回归时，也该得到类似的结果。然而，表 5 的回归结果显示，在没有包括经济特征作为控制变量时，空间滞后项显著为正，但包含了经济特征等控制变量后，空间滞后项不再显著。直观而言，一个城市的互联网金融发展水平，与和该城市经济发展水平相近的城市，也非常接近，但在控制了经济因素之外，这些城市的互联网金融发展水平，就不再相近。这从“反事实”的角度也证明了我们关于互联网金融空间集聚的结论是可靠的。

还可以更直观地对此进行解读：在不考虑任何因素影响之前，经济发展水平较为接近的上海和北京两地，互联网金融发展水平也非常接近，这是表 5 第（1）列表达的内容，但在控制了经济发展水平等因素之外，北京和上海的互联网金融发展水平，就不存在相似性了，这说明上海、北京互联网金融发展水平的相近，是因为他们的经济发展水平相近，这是表 5

第 (2) - (5) 列表达的内容。而表 4 的回归结果显示, 地理距离接近的上海和杭州, 互联网金融发展水平相近, 但这并不是因为上海和杭州的经济发展水平接近, 因为这一解释已经在上面给排除了。剩下的解释只能是因为上海和杭州的地理距离相近, 才导致他们的互联网金融发展水平相近。

就更深入的解释而言, 我们认为, 之所以作为一个网络上进行的经济活动仍然表现出很强的地理空间依赖性, 是因为互联网金融的发展, 并不是凭空出现的, 仍然有赖于基于地理的推广和扩散。例如, 作为我们主要数据来源的蚂蚁金服, 坐落于杭州市, 其业务的推广和扩散, 仍然呈现出与杭州越远, 推广难度越大, 这在传统的经济地理学当中一直被反复强调, 互联网金融也难以摆脱。此外, 中国的互联网金融, 脱胎于网购及其产生的网络支付业务, 而由于涉及到快递等因素, 网购等也是高度地理依赖的, 江浙沪地区的“包邮”, 我们下文将要阐述的偏远地区互联网保险发展机遇更多的发现, 都是这些特征的最直观体现。

表 5: 经济距离权重的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	总指数	总指数	总指数	总指数	总指数
WY	0.659*** (0.059)	-0.037 (0.074)	-0.086 (0.069)	-0.102 (0.067)	-0.068 (0.061)
<i>lnpgdp</i>		149.229*** (11.870)	134.551*** (11.000)	143.275*** (12.165)	139.564*** (11.116)
<i>tgdp</i>		615.294*** (47.831)	399.749*** (54.133)	327.218*** (54.277)	242.428*** (52.168)
<i>lnpopden</i>		28.513*** (3.175)	21.910*** (2.971)	39.942*** (4.415)	28.752*** (5.037)
<i>loan_gdp</i>			79.627*** (12.304)	89.464*** (12.889)	78.844*** (13.275)
<i>pinternet</i>			1.187*** (0.236)	1.115*** (0.227)	0.726*** (0.205)
<i>gov_gdp</i>				48.546* (29.008)	46.969* (25.243)
<i>edu</i>				-0.665 (1.096)	0.193 (1.106)
<i>proad</i>				0.342*** (0.078)	0.244*** (0.070)
<i>capital</i>					23.152 (20.185)
<i>west</i>					-37.152*** (13.913)
<i>central</i>					-40.427*** (12.596)

<i>distbj</i>	7.486*** (1.149)				
<i>distsh</i>	19.442* (10.206)				
<i>disthz</i>	-28.198*** (10.619)				
<i>distsz</i>	4.700*** (1.471)				
N	335	335	335	335	335
Log-likelihood	-2207.256	-1955.277	-1919.374	-1905.284	-1856.759
Walt test	123.978 [0.000]	0.254 [0.614]	1.562 [0.211]	2.333 [0.127]	1.240 [0.265]

最后，表 6 显示，对互联网金融各业务的发展指数的空间计量回归结果，与互联网金融总指数的结果大体一致，这说明对于各业务而言，在控制了各地的经济特征之后，各互联网金融业务仍然具有一定的空间集聚特征和地理依赖性。就其他经济特征对互联网金融各业务发展指数的影响而言，我也可以发现大部分变量的系数方向和互联网金融发展指数，基本一致，说明互联网金融各业务的发展，遵循的逻辑基本一致。在其他变量中，值得一提的是省会城市和中西部城市对互联网保险的影响，与互联网金融总体发展和其他业务发展不同，省会城市的互联网保险并没有比其他城市更好，而西部城市也没有比东部城市的互联网保险更差。进一步分析可知，电商企业的运费险是互联网保险的发展重点，占据一定比例，而中西部城市人均保费的增长或源于这些“偏远”地区运费险的增长，而偏远地区运费险单价较其他地区高不少。这一发现与我们的空间计量分析也相互印证。

表 6：各业务指数空间计量结果

	(1) 互联网支付	(2) 互联网货币基金	(3) 互联网投资	(4) 互联网保险
<i>WY</i>	0.362*** (0.051)	0.331** (0.057)	0.319** (0.066)	0.271** (0.050)
<i>lnpgdp</i>	61.484*** (4.450)	63.942*** (5.199)	126.635*** (11.052)	142.438*** (8.295)
<i>tgdp</i>	109.853*** (26.355)	118.328*** (30.694)	164.599** (65.219)	193.961*** (48.429)
<i>lnpopden</i>	13.621*** (2.514)	16.133*** (2.935)	28.178*** (6.259)	22.680*** (4.619)
<i>loan_gdp</i>	37.730*** (6.688)	33.622*** (7.795)	80.034*** (16.679)	108.781*** (12.335)
<i>pinternet</i>	0.406*** (0.103)	0.362*** (0.120)	0.018 (0.256)	0.468** (0.189)
<i>gov_gdp</i>	16.197 (12.627)	30.807** (14.719)	54.939* (31.380)	88.057*** (23.247)

<i>edu</i>	0.079 (0.557)	0.470 (0.649)	-1.150 (1.383)	0.271 (1.024)
<i>proad</i>	0.096*** (0.035)	0.121*** (0.041)	0.141 (0.088)	0.276*** (0.065)
<i>capital</i>	31.875*** (10.404)	38.729*** (12.135)	56.415** (25.831)	9.990 (19.210)
<i>west</i>	-15.409** (7.167)	-11.946 (8.242)	-29.856* (17.474)	-8.203 (12.920)
<i>central</i>	-17.676*** (6.496)	-13.471* (7.467)	-23.728 (15.900)	-6.833 (11.803)
<i>distbj</i>	2.232*** (0.603)	2.623*** (0.705)	4.395*** (1.505)	6.316*** (1.124)
<i>distsh</i>	12.595** (5.136)	14.176** (5.983)	17.523 (12.754)	5.514 (9.430)
<i>disthz</i>	-15.165*** (5.360)	-18.212*** (6.250)	-23.676* (13.263)	-8.244 (9.830)
<i>distsz</i>	1.862** (0.739)	3.314*** (0.867)	5.689*** (1.846)	1.357 (1.358)
N	335	335	335	335
Log-likelihood	-1629.421	-1680.057	-1933.461	-1831.9223
Walt test	50.399 [0.000]	34.195 [0.000]	23.430 [0.000]	28.957 [0.000]

三、结论与启示

本文通过空间自相关检验和空间计量模型，揭示了中国区域互联网金融的空间集聚特征。本文主要得到以下结论：中国互联网金融发展水平高的地区主要集中在沿海地区，表现出一定的空间集聚特征；同时有少部分中西部地区的互联网金融发展水平超过了本地区的平均表现。整体而言，互联网金融发展的空间集聚性和空间异质性都有所展现。

空间自相关检验结果显示，中国互联网金融发展不同区域之间具有显著的空间自相关性，不同地区之间形成了较强的空间依赖特征和正向空间溢出效应。这种正向空间溢出效应说明本地相邻地区的互联网金融的发展，能够促进和带动本地区互联网金融业的发展。空间计量模型结果进一步显示，即便是控制了一系列的经济特征变量之后，互联网金融的发展的正向空间溢出效应仍是显著的。互联网金融发展本身并不是超地理的，而是仍具有一定的地理依赖性和空间溢出效应。本文的结论启示我们，中国的互联网金融有其独特的发展模式，这是制定监管政策时必须充分考虑的。例如，根据银监会等发布的关于 P2P 网络借贷行业的监管办法（征求意见稿），未来 P2P 网络借贷就以地方政府来负责日常监管

参考文献

- [1] 北京大学互联网金融研究中心课题组. 互联网金融发展指数的编制与分析[J]. 新金融评论, 2016 (1): 101-129
- [2] 杜家廷. 中国区域金融发展差异分析:基于空间面板模型的研究[J]. 财经科学, 2010 (9) 0: 33-41
- [3] 郭峰, 胡军. 地区金融扩张的竞争效应和溢出效应: 基于空间面板模型的分析[J]. 经济学报, 2016 (1): 1-20
- [4] 郭峰, 孔涛, 王靖一, 张勋, 程志云, 阮方圆, 孙涛, 王芳. 中国数字普惠金融指标体系与指数编制[R]. 北京大学互联网金融研究中心工作论文, 2016.
- [5] 宫晓林. 互联网金融模式及对传统银行业的影响[J]. 南方金融, 2013 (5): 86-88
- [6] 贾甫, 冯科. 当金融互联网遇上互联网金融: 替代还是融合[J]. 上海金融, 2014 (2): 30-35
- [7] 李继尊. 关于互联网金融的思考[J]. 管理世界, 2015 (7): 1-7+16
- [8] 李钧. 互联网金融是什么? [N]. 第一财经日报, 2013 年 3 月 15 日
- [9] 任英华, 徐玲, 游万海. 金融集聚影响因素空间计量模型及其应用[J]. 数量经济技术经济研究, 2010 (5): 104-115
- [10] 王国刚, 张杨. 互联网金融之辨析[J]. 财贸经济, 2015 (1): 5-16
- [11] 谢平, 邹传伟. 互联网金融模式研究[J]. 金融研究, 2012 (12): 11-22
- [12] 周凯, 刘帅. 金融资源空间集聚对经济增长的空间效应分析[J]. 投资研究, 2013 (1): 75-88

货币国际化的国家异质性分析

——基于美日经验探讨人民币国际化进程

余道先¹ 邹彤²

【摘要】2015年人民币正式加入SDR，标志着人民币国际化取得阶段性进展，但并不意味着人民币国际化战略就此成功。货币国际化地位的提升取决于货币境外持有的贸易需求动机与投资需求动机的有效推动，若货币国际化只是因为汇率上升而引发的投机性持有，则最终可能如日元国际化般昙花一现。本文利用面板数据从国家异质性的角度，分析美、日两国货币国际化成败的内在原因，并通过扣除本地需求法测算出2003~2016年人民币境外存量的走势，利用脉冲响应函数研究推动人民币国际化进程的潜在因素。基本结论是：（1）日元国际化失败因为日元并未在国际市场中发挥完全意义上的国际货币职能，仅充当“载体货币”用于国际金融市场套利交易；（2）经测算人民币境外存量已下跌至2009年金融危机后水平，经济“新常态”下人民币国际化进程严重受阻；（3）贸易规模的提升对人民币国际化仅存在短期促进作用，资本市场的过热将会对人民币国际地位产生负向作用，人民币币值的下降则会对人民币国际化进程带来长期的抑制效应。因此在当前经济形势下，人民币国际化战略应谨慎稳步推行。

【关键词】人民币国际化 异质性 货币境外需求 脉冲响应

一、引言

2007年金融危机席卷全球，以美元为单一核心的国际货币体系暴露出严重风险缺口，因此推动形成多元化国际货币体系格局成为广泛共识。随之2009年4月8日，人民币跨境贸易结算试点工作在上海、深圳等城市率先展开，此举标志着人民币国际化进程正式启航。2015年12月1日，国际货币基金组织正式宣布允许人民币加入SDR（特别提款权），人民币将成为与美元、欧元、英镑和日元并列的第五种SDR篮子货币，意味着人民币国际化进

¹余道先，武汉大学经济与管理学院

²邹彤，武汉大学经济与管理学院

程取得阶段性成果。

虽然人民币国际化近年发展态势较为迅猛，国内外学者对此也保持相对乐观的态度。Subramanian（2011）预测至 21 世纪 20 年代，人民币国际地位将超越美元成为世界第一储备货币；中国人民大学国际货币研究所发布的《人民币国际化报告 2014》表示人民币国际地位将于 2020 年之前超越英镑与日元成为世界第三。但是成为完全意义上的国际货币需要货币在国际市场中充分发挥交易媒介、计价单位和价值储藏等职能。1990 年日元国际化战略的失败因为日元在国际金融市场中仅仅充当一种“载体货币”用于套利交易，并没有扮演国际货币职能。因此人民币国际化进程的有效推进需要我国强大的经济实力、开放的对外贸易和完善的金融市场为此背书。

自 2015 年，中国国内经济面临较大的下行压力，GDP 增速下滑至 6.9%，全年出口总额同比下降 1.8%，进口总额同比下降 13.2%，人民币汇率全年下跌约 5.77%。同时世界经济复苏乏力，外加美国进入新一轮加息周期，将可能导致大量资本从中国国内抽离回流美国。在国内外经济形式的双重压力下，重新分析人民币国际化的潜在真实推动因素，审视经济“新常态”下人民币国际化面临的新风险与新挑战变得至关重要。本文首先通过面板数据分析推动货币国际化的内在因素，并从国家异质性层面分析美、日两国货币国际化成败的原因；其次采用扣除本地需求法测算在目前严峻的国内外经济形势下人民币国际化水平的波动；最后利用 VAR 模型分析人民币国际化的真实推动因素，并根据当前经济发展态势提出人民币国际化进一步发展的政策建议。

二、文献综述

相关文献研究涉及以下两个方面：货币国际地位影响因素研究、人民币国际化程度测算与其内在推动因素研究。

第二次世界大战后，美国凭借强大的政治经济实力在全球范围内进行货币汇率制度安排，美元一举成为世界第一大货币。但是自 20 世纪末，金融危机频发，以美元为单一核心的国际货币体系缺陷逐渐暴露，美元的国际地位受到日元、欧元等货币的冲击。Menzie Chinn 和 Jeffrey Frankel（2007）通过分析 1973 年至 1998 年世界主要国家央行外汇储备的币种结构得出结论：货币国际地位的主要影响因素包括货币发行国的经济规模、货币币值波动幅度以及该国金融市场成熟度等，二者甚至大胆猜测若美元持续维持贬值态势，欧元将会在 2022 年替代美元成为世界最主要的国际储备货币。Posen（2008）对欧元挑战美元国际地位这一结

论进行了反驳,其认为货币国际化程度不仅依赖一国的金融市场规模和经济发展水平,政治地位也是十分重要的影响因子,而欧洲货币联盟的政治影响力已然无法与美国匹敌。Ito T (2010)从微观层面分析企业调查数据,指出日元国际化的失败源于美元强大的“网络外部性”,即日本与欧美、东亚等国的经贸往来依然大多选择美元进行结算,以规避汇率风险。

我国学者也对货币国际地位影响因素进行了大量研究。李稻葵和刘霖林(2008)从各国央行国际储备、贸易结算、国际债券三个维度的货币结构评定货币的国际地位,指出一国的经济发展总量、通货膨胀率、真实利率水平及汇率稳定程度是该国货币国际化水平的内在影响因素。丁剑平和楚国乐(2014)应用非线性面板平滑转换回归(PSTR)模型对美元、日元、欧元、英镑样本数据进行分析,指出诸如网络外部性、净出口、经济增长对货币国际化具有非线性影响。周宇(2016)从汇率贬值角度分析指出日元的国际化崛起基于日元升值的背景,而当日元进入贬值周期时其国际化地位快速下降,而美国并不会以维持美元国际地位作为其汇率政策的目标,汇率贬值对美元国际化影响程度较弱。

虽然已有大量中外学者基于国家层面对货币国际化影响因素进行分析,但是大多数研究并没有考虑国家异质性问题,本文后续将根据凯恩斯货币需求模型系统分析货币国际地位的影响因子,并以美、日两国为代表探究何种国际化推动因素能够促使货币充分发挥国际货币职能。

国内外学者通常采用IMF(国际货币基金组织)发布的各国央行外汇储备的货币构成以及BIS(国际清算银行)统计的国际贸易结算中的货币份额和国际债券中的币种结构作为货币国际地位的代理变量。但是由于IMF与BIS仅统计世界主要国际货币,而人民币进入国际货币体系时间较短且比重较低,所能获得数据量较小。因此中外学者侧重以人民币境外存量来测度人民币国际化水平。李婧(2004)通过跨境游客数量及边境贸易额测算出2002年人民币境外存量约50亿。中国人民银行人民币现金跨境流动调查课题组(2005)测算出2004年底人民币在我国周边邻国及港澳地区的滞留量约为216亿元。李德运(2010)利用边境贸易结算额估测出2005年人民币在中亚8国的总流量约为2.38亿。上述人民币境外存量测算方法一般采用跨境贸易结算额与跨境旅游消费额作为依据,虽然测算过程简单,但是存在较大偏误。Hawkins和Leung(1997)提出利用扣除本地需求法精确测算人民币境外存量,其理论基础是假设一国处于封闭状态时期,该国货币供应量与需求量大体一致,因此可确定由经济发展水平、货币持有成本、物价水平等因素决定的本国货币需求量,当该国处于开放经济时期,境外居民货币持有量则等于本国货币供应量与国内货币需求量的缺口。李继民(2011)

基于 ARDL 模型通过线性回归拟合得出人民币境内需求函数，进而测算出 2001 年至 2008 年人民币境外存量呈现波动中上升趋势。沙文冰（2014）利用 1992 年至 2012 年季度数据测算出人民币境外存量自 2004 年起呈稳步上升趋势，且至 2012 年 4 季度达 144.1 亿美元。

人民币国际化问题的核心研究焦点在于分析人民币国际地位的潜在影响因素。Flandreau（2005）、Kannan（2006）、Chin 和 Frankel（2008）等学者分别从国家经济规模、经济稳定性、贸易地位、汇率稳定性等因素出发，指出上述因素对人民币国际化水平具有显著影响。Prased 和 Ye（2011）以及 Frankel（2012）将研究重心转移至中国金融市场的限制程度以及我国资本市场自由流动的政策阻碍对人民币国际化进程的影响，研究结论表明这一因素在特定时期会阻碍人民币国际化战略的实施。孙海霞(2010)在经济规模、贸易规模及汇率水平等传统影响因素的基础上，加入 FDI 资本存量、银行独立性、国家军费开支作为加强解释变量，从而完善人民币国际化长期趋势的解释模型。余道先（2015）指出经济规模的扩大、经常项目的持续顺差以及人民币币值的上升对人民币国际地位的提高具有显著正向作用，而我国资本与金融项目的顺差与人民币国际化呈负相关。

由于我国目前正处于经济结构性调整时期，国内外宏观经济形势下行压力较大。因此面临经济“新常态”时，人民币国际化进程是否能够持续向前推进值得我们深入探究。本文将采用完善后的扣除本地需求法重新测算 2003 年至 2016 年人民币境外存量变动，进而研究新经济形势人民币国际化水平的波动程度。同时，虽然较多学者系统分析了人民币国际化的推动因素，但是不同的推动因素可能最终直接影响货币国际化的成败。李艳军（2016）从经验分析的角度探讨了为何日元国际化最终只是昙花一现，并且指出人民币正在重演日元国际化的悲剧。本文将从实证研究的层面来分析人民币国际化潜在推动因素，并据此提出相关政策建议。

三、货币国际化的影响因素

借鉴凯恩斯的货币需求理论，境外居民持有他国货币的需求动机可分为三类：其一为贸易动机，旨在降低商品贸易与服务贸易的交易成本；其二为投资动机，即因对他国进行直接投资和证券投资而持有该国货币；其三为投机动机，指境外居民预测他国货币币值存在上升趋势，因此需持有他国货币准备进行套利交易。李艳军（2016）[22]指出之所以美元能迅速走向国际化道路，原因在于首先一战后美国经济规模与商品出口总额纷纷赶超曾经的世界第一强国英国，并且世界各国十分青睐美国商品，因此从贸易动机层面产生美元需求。其次美

国开始建立并完善现代金融体系,提升金融市场开放水平与流动性,进而吸引大量外国投资者,从投资动机层面扩大境外居民对美元的需求。相比之下,日元国际化则较多由货币投机动机推动。20世纪60年代,日本积累大量贸易顺差,美国开始不断对日元升值施压,引发较多国际游资以日元为载体进行套利交易。1985年广场协定签订后,日本产业出现空心化、经济泡沫破裂,大量资本撤离日本本土,日元国际化就此以失败告终。从历史经验发现,因贸易动机和投资动机引发的货币需求能够促使货币的国际地位长期有效提升,而因投机动机引发的货币需求在货币币值无法维持上升趋势时,大量投机者将会抛售此货币,最终导致货币国际化进程失败。本文将从实证分析的角度,结合国家异质性层面论证上述观点。

(一) 变量说明

本文借鉴 Menzie Chinn (2007) [3]、李稻葵 (2008) [6]等学者的历史经验,被解释变量货币国际化程度以国际储备中的货币构成来衡量。解释变量根据境外居民持有他国货币的三类需求动机设定。贸易需求动机采用贸易份额与贸易依存度两项指标测度,贸易份额是货币发行国的贸易总额与世界贸易总额之比,贸易依存度指货币发行国的贸易总额与本国 GDP 之比,前者代表该国在国际市场中的贸易地位,后者表示对外贸易在国民经济中的重要程度。投资需求动机选用金融市场规模与金融市场深化指标进行刻画,金融市场规模由货币发行国的股票交易额与 GDP 的比值衡量,金融市场深化指标由广义货币与 GDP 之比计算而得,二者反映了货币发行国金融市场发展的广度与深度。投机需求动机由货币汇率水平及汇率波动幅度作为代理变量,二者存在一定的因果关系,因为货币汇率的持续升值将引发大量国际游资对此货币进行套利交易,从而导致该货币币值波动幅度较大。控制变量中本文选用货币发行国工业增加值与本国 GDP 的比值表示该国实体经济发展水平;利用通货膨胀率代表该国的经济稳定性;选取社会失业率刻画该国社会稳定性。同时本文还将利用时间哑变量区分金融危机前与金融危机后两个时间段,考察金融危机对货币国际地位的影响。

表1 变量汇总表

变量类型	变量含义	代理变量	符号
被解释变量	货币国际化程度	国际储备占比	share
解释变量	贸易需求动机	贸易份额	trade_ratio
		贸易依存度	trade_dependency
	投资需求动机	金融市场规模	capital_scale
		金融市场深化指标	capital_depth
	投机需求动机	汇率水平	er
		汇率波动幅度	variance
控制变量	实体经济发展水平	工业增加值占比	addedvalue

	经济稳定性	通货膨胀率	inflation
	社会稳定性	社会失业率	unemployment
	时间哑变量	金融危机影响	time_2007

本文选用美元、欧元、英镑、日元、瑞士法郎等五种货币的国际储备占比作为被解释变量截面，考虑欧元是 1999 年才正式开始实行，因此本文选用的数据时间跨度为 1999 年至 2015 年。国际储备中的货币占比数据来源于 IMF（国际货币基金组织）的 COFER 数据库，汇率数据来源于 OECD 数据库，其余数据来源于世界银行数据库。由于被解释变量是国际储备中的货币占比，其取值在 0 至 1 之间，而部分解释变量并不在此范围之内，因此对被解释变量进行 Logistic 函数转换处理，使其取值范围扩展至 $[-\infty, +\infty]$ 。图 1 表示了 Logistic 函数转换处理含义。

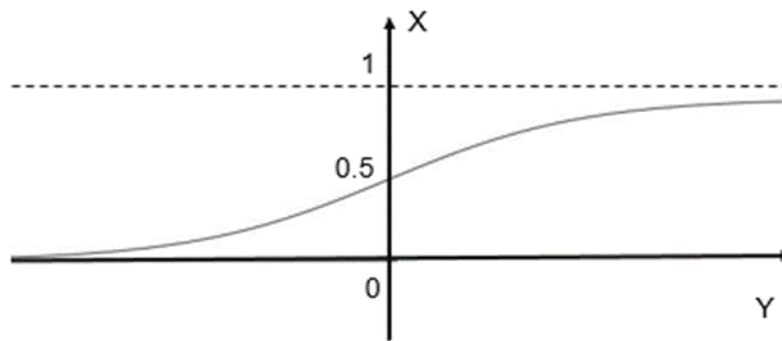


图 1 Logistic 函数转换处理

（二）基础计量模型

在不引入控制变量的情况下，采用被解释变量与六项解释变量构成基础计量模型，如下：

$$\begin{aligned} \text{Logisticshare}_{it} = & \alpha_i + \beta_1 \text{trade_ratio}_{it} + \beta_2 \text{trade_dependency}_{it} + \beta_3 \text{capital_scale}_{it} \\ & + \beta_4 \text{capital_depth}_{it} + \beta_5 \ln(er_{it}) + \beta_6 \text{varianc}_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

对六项解释变量分步进行广义最小二乘回归。由表 2 可以看出，贸易份额系数为正且十分显著，其对模型的拟合贡献率高达 57.6%，是六项解释变量中对模型拟合最为重要的变量，证明一国贸易地位的提升可显著加强该国货币的国际化水平。贸易依存度是货币贸易需求动机的另一解释变量，其对模型拟合贡献率仅为 6.7%，虽然贸易依存度这一变量也十分显著，但是其回归系数为负，表明假如一国的对外贸易在国民经济中的地位提升，该国货币国际地位将会下降。尽管此与预期不符，但是与事实相吻合，瑞士作为永久中立国是典型的贸易导向型经济，其年度贸易总额甚至超过国内 GDP，而美国的贸易依存度相对较低，可是美元国际化水平明显高于瑞士法郎，此现象可能是由美元强大的网络外部性导致。在货币投资需

求动机的代理变量中,金融市场规模与金融市场深化指标的系数均为正数且显著,证明拓宽金融市场广度,加强金融市场成熟度能够有效吸引外来投资者持有本国货币进行投资,其中金融市场规模这一指标对模型的拟合贡献为 15.9%,仅次于贸易份额位列第二。货币汇率水平变量是汇率的自然对数值,反映货币币值的变动情况;货币汇率的波动幅度是货币市场有效性的体现,反映货币与其真实价值的偏离程度以及市场套利机会的多寡。二者系数均显著为正,意味着汇率水平的提升能够刺激境外居民加大对该国货币的持有,其持有动机为规避风险或进行套利交易,同时当货币汇率波动幅度加大时,表明市场有效性较弱,市场套利行为众多。虽然此能够暂时提升货币的国际化水平,但是当货币汇率上升趋势反转、经济虚假繁荣的泡沫破裂时,该国货币国际化进程将会遭遇严峻阻碍,甚至以失败告终。

表2 解释变量分步 GLS 统计表

	GLS (1)	GLS (2)	GLS (3)	GLS (4)	GLS (5)	GLS (6)
trade_ratio	1.119***	0.736***	1.142***	1.500***	1.692***	1.607***
trade_dependency		-1.871***	-2.054***	-1.930***	-1.774***	-1.856***
capital_scale			1.450***	1.513***	1.587***	1.527***
capital_depth				0.651***	0.853***	0.316*
ln(er)					4.067***	3.264***
variance						0.308***
R ²	0.576	0.643	0.802	0.820	0.862	0.888

(三) 国家异质性分析

将控制变量引入基础计量模型之中,得到完整的回归分析模型如下:

$$Logisticshare_{it} = \alpha_i + \beta_i Demandmotive + \gamma_i Control_{it} \quad (2)$$

$$Demandmotive_{it} = \beta_1 trade_ratio_{it} + \beta_2 trade_dependency_{it} + \beta_3 capital_scale_{it} + \beta_4 capital_depth_{it} + \beta_5 \ln(er_{it}) + \beta_6 variance_{it} \quad (3)$$

$$Control_{it} = \gamma_1 addedvalue_{it} + \gamma_2 inflation_{it} + \gamma_3 unemployed_{it} + \gamma_4 time_2007 \quad (4)$$

如表3第二列所示,当加入控制变量后,模型的R平方提升至0.969,表明解释变量和控制变量能够反映被解释变量96.9%的变动,证明所选取的控制变量具备有效性。控制变量中的工业增加值占比系数为正且显著,表明大力推动高新技术产业、提升工业附加值能够促进货币国际化水平的提升。通货膨胀率作为经济稳定性指标其系数为正且在1%的置信区间内显著。虽然预期认为经济稳定程度越高,货币国际化进程推动愈加顺利,但是从本文考察的5个国家经济运行状况不难发现,五国均为发达国家且国内经济增速处于低位运行阶段,适当的通货膨胀能够刺激经济发展,因此通货膨胀率的提高反而会促进该国货币国际化进程

的推动。失业率是一国社会稳定程度的代理变量，其回归系数显著为负，证明社会环境的不稳定因素会抑制境外居民持有该国货币的意愿。控制变量中还加入时间哑变量，其在 1999 年至 2006 年范围内取值为 0，在 2007 年至 2015 年范围内取值为 1，时间哑变量在 1% 的置信区间内显著，表明 2007 年金融危机对货币的国际地位产生较为明显的冲击。

表 3 国家异质性分析模型统计表

	Model (1)	Model (2)	Model (3)	Model (4)
trade_ratio	1.407***	1.364***	1.378***	1.412***
trade_dependency	-3.465***	-4.117***	-4.057***	-3.479***
capital_scale	0.853***	0.918***	0.993***	0.846***
capital_depth	0.623***	0.625**	0.613**	0.559**
ln(er)	1.099**	0.051	0.447	0.902
variance	0.009	0.025	0.008	0.006
addedvalue	13.106***	14.206***	13.525***	13.166***
inflation	0.157***	0.144***	0.151***	0.166***
unemployed	-3.040***	-3.034***	-2.659***	-3.152***
time_2007	1.041***	1.310***	1.239***	1.046***
USA*trade_ratio*time_2007		0.260*		
JPN*trade_ratio*time_2007		0.300***		
USA*capital_scale*time_2007			0.300**	
JPN*capital_scale*time_2007			0.823***	
USA*ln(er)*time_2007				0.319
JPN*ln(er)*time_2007				0.667
R ²	0.969	0.974	0.973	0.969

此前大多数学者只对货币国际化的影响因素进行了分析，但是由于我们分析的数据基于国家层面，不同国家面对不同影响因素的反映程度是不一致的，因此本文从国家异质性层面重新构建面板数据回归模型，如下：

$$Logisticshare_{it} = \alpha_i + \beta_i Demandmotive + \gamma_i Control_{it} + \sigma_1 USA * trade_ratio_{it} * time_2007 + \sigma_2 JPN * trade_ratio_{it} * time_2007 \quad (5)$$

$$Logisticshare_{it} = \alpha_i + \beta_i Demandmotive + \gamma_i Control_{it} + \rho_1 USA * capital_scale_{it} * time_2007 + \rho_2 JPN * capital_scale_{it} * time_2007 \quad (6)$$

$$Logisticshare_{it} = \alpha_i + \beta_i Demandmotive + \gamma_i Control_{it} + \pi_1 USA * ln(er_{it}) * time_2007 + \pi_2 JPN * ln(er_{it}) * time_2007 \quad (7)$$

式（5）在原模型的基础上加入国家哑变量、贸易份额与时间哑变量的交互项，回归结果如表 3 第三列所示。两项交互变量的系数均为正且显著，表明贸易地位的提升对美元、日

元的国际化水平均有正向促进作用。从两项交互变量的系数大小可知,美元和日元在贸易需求层面上相差较小,但是如果二者均在贸易需求层面提升一个单位,日元国际化水平的提高依然略高于美元,证明贸易份额对日元国际化水平提升的边际效用稍高于美国。式(6)在原模型的基础上加入从货币投资需求方面分析国家异质性的交互变量,回归结果如表3第四列所示。两项交互变量的系数均显著为正,表明金融市场规模的扩大均能有效提升美元与日元的国际地位。但是从两项交互变量的系数大小可知,当美国与日本二者的股票市场规模均增大一个单位时,日元国际化水平的提升程度远高于美元。此证明虽然东京是全球性的金融中心,日本金融市场也已相对成熟,但是相较于美国而言,日本金融市场规模较小、流动性较弱、金融产品种类不够丰富,因此若要进一步推进日元国际化进程,拓宽金融市场广度和提升金融市场成熟度是关键因素。式(6)是在原模型的基础上考虑货币投机需求分别对美元与日元的影响,两项交互变量的系数为正但是均不显著,原因在于美元国际地位奠定时间较早,因此美元存在强大的网络外部性,汇率对美元国际化水平影响较小,而日元在广场协定之后,由于日本经济泡沫的破裂,日元国际化最终失败,因此目前日元国际化水平处于较为均衡状态。但是从两项交互变量的系数大小依然可以发现,由于日元离岸与在岸的货币交易市场体量较小,市场有效性较弱,其更易被作为国际游资的套利交易载体。从整体国家异质性角度及美元、日元国际化的历史经验得出结论:一国货币国际地位的有效提升一方面需要通过加强国内实体经济建设,提高进出口贸易总额与贸易附加值来提升境外居民持有该国货币的贸易需求;另一方面需要持续加强金融市场变革,扩大金融市场规模与提升金融市场深化程度,进而吸引境外投资者持有该国货币进行投资。同时需要防范因货币投机需求导致的货币国际地位的虚假化提升,因为当汇率回归理性时,该类货币的国际地位也将回归真实水平,日元国际化的失败正式前车之鉴。

四、人民币国际化水平测算与影响因素分析

(一) 人民币国际化水平测算

本文采用人民币境外存量来表示人民币国际化水平,通过历史文献研究发现,Hawkins和Leung(1997)[12]提出的扣除本地需求法所测算的人民币境外存量较为精确,符合本文研究我国经济“新常态”下人民币国际化水平波动的要求。扣除本地需求法的核心在于构建人民币境内需求函数并估算人民币境内需求量,由于人民币供应量被认为是中国人民银行外生给定的,因此人民币境外存量等于人民币供应量与其境内需求量的差值。古典经济学中的

费雪方程与剑桥方程对货币需求函数的分析始于货币因充当交易媒介与价值储藏职能而引发的需求,随后凯恩斯从货币的交易动机、审慎动机与投机动机三个方面详细的阐述了货币持有的各项需求动机,并指出货币的交易动机与审慎动机由国民收入决定,而货币的投机动机则取决于利率水平。现代经济学从多元发展的角度重新定义了货币需求函数,本文基于弗里德曼的现代货币主义提出货币需求函数应从境内居民持有货币的交易需求、投资需求与投机需求三方面衡量,构建如下所示的货币需求函数,并对相关变量采用半对数化处理:

$$Demand_onshore_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln\left(\frac{GDP_t}{P_t}\right) + \alpha_2 \ln(SV_t) + \alpha_3 \ln(X_t) + \alpha_4 \ln(R_t) \quad (8)$$

$$Demand_offshore_t = Supply_t - Demand_onshore_t \quad (9)$$

$$Supply_t = \ln\left(\frac{M_{0t}}{P_t}\right) \quad (10)$$

式(8)表示人民币境内需求函数, $Demand_onshore$ 代表人民币境内需求量; GDP 代表国内生产总值, P 是以 CPI 指数为代表的一般价格水平,因此 GDP/P 表示在消除价格因素影响后的我国真实国内生产总值,用于表示货币境内持有的交易需求; SV 表示我国股票市场流通市值, X 是我国货币和准货币的余额 M_2 与对应年份的 GDP 之比,前者表示金融市场发展规模,后者称为货币化率水平用以代表金融市场发展成熟度,二者衡量了境内居民持有货币的投资需求; R 表示我国利率水平,是货币持有者投机需求的代理变量。式(9)表示的人民币境外需求量 $Demand_offshore$ 是人民币供应量 $Supply$ 与人民币境内需求量的缺口,而人民币供应量由流通中的现金 M_0 与一般价格水平 P 的比值代表。

扣除本地需求法测算人民币境外存量应分为两阶段:第一阶段是假设人民币只在境内流通,而不存在境外流通现象,此时人民币供应量等于人民币境内需求量,如式(10)所示。

$$\ln\left(\frac{M_{0t}}{P_t}\right) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln\left(\frac{GDP_t}{P_t}\right) + \alpha_2 \ln(SV_t) + \alpha_3 \ln(X_t) + \alpha_4 \ln(R_t) \quad (11)$$

通过此阶段假设,可以测算出人民币境内需求函数。第二阶段是当人民币开始出现境外流通时,利用已测算出的人民币境外需求函数从而得到货币境内需求量,同时其与货币供应量的缺口等于货币境外存量。鉴于2003年6月和10月中国政府分别与香港特别行政区和澳门特别行政区签订了“建立更加紧密经贸关系的安排”,随后人民币净流出速度显著加快,因此第一阶段与第二阶段的时间分割点定为2003年。本文选用1992年1月至2002年12月的月度数据测算人民币境内需求函数,通过所获的货币境内需求函数估测2003年1月至2016年9月的人民币境外存量规模。由于国内生产总值的月度数据不可获得,因此利用社会消费品零售总额作为替代。除人民币汇率数据来源于中国人民银行网站外,其余数据来源于中经网数据库。

表4 国内货币需求函数各变量 ADF 检验表

变量	检验类型	ADF值	5%置信区间	1%置信区间	结论
$\ln(M_{0t}/P_t)$	(t, c, 9)	-2.406614	-3.490662	-4.127338	非平稳
$D\ln(M_{0t}/P_t)$	(t, 0, 9)	-9.199286***	-2.913549	-3.550396	平稳
$\ln(GDP_t/P_t)$	(t, c, 9)	-1.749635	-3.492149	-4.130526	非平稳
$D\ln(GDP_t/P_t)$	(t, 0, 9)	-6.131827***	-2.914517	-3.552666	平稳
$\ln(SV_t)$	(t, c, 9)	-3.484114	-3.487835	-4.121303	非平稳
$D\ln(SV_t)$	(t, 0, 9)	-7.120817***	-2.912631	-3.548208	平稳
$\ln(X_t)$	(t, c, 9)	-3.374795	-3.487845	-4.121303	非平稳
$D\ln(X_t)$	(t, 0, 9)	-8.542821***	-2.913549	-3.550396	平稳
$\ln(R_t)$	(t, c, 9)	-1.503564	-3.487845	-4.121303	非平稳
$D\ln(R_t)$	(t, 0, 9)	-7.921844***	-2.912631	-3.548208	平稳

由表4可知, $\ln(M_{0t}/P_t)$ 、 $\ln(GDP_t/P_t)$ 、 $\ln(SV_t)$ 、 $\ln(X_t)$ 、 $\ln(R_t)$ 均为非平稳时间序列, 经过一阶差分处理后均为平稳时间序列, 因此原序列为一阶单整序列, 符合进行协整检验的条件。本文采用针对多变量间协整关系检验的 Johansen 检验方法, 验证变量间是否存在协整关系。表5给出了 Johansen 迹检验结果, 在5%的置信区间下, 变量之间存在一个协整关系。

表5 Johansen 迹检验结果

H_0 协整向量个数	特征值	迹统计量	5%临界值	P值
None*	0.402576	74.26456	69.81889	0.0211
At most 1	0.310190	44.90225	47.85613	0.0923
At most 2	0.220298	23.73591	29.79707	0.2118
At most 3	0.153253	9.551865	15.49471	0.3168
At most 4	0.001222	0.069702	3.841466	0.7918

$$\ln\left(\frac{M_{0t}}{P_t}\right) = 0.537 + 0.520 \ln\left(\frac{GDP_t}{P_t}\right) + 0.055 \ln(SV_t) + 0.575 \ln(X_t) - 0.090 \ln(R_t) \quad (11)$$

式(11)为通过最小二乘拟合而确定的货币需求函数, 该回归方程的整体显著性和拟合优度均比较理想, 其中 R^2 为 0.973382, 表明回归方程趋势线的估计值与对应实际数据之间具有较高的拟合程度。方程中所列解释变量的系数均在1%的显著水平下不为零, 根据其系数值可知, 国民收入水平的提高会引发境内居民在日常交易中对现金或活期存款的需求增加; 金融市场规模的提升与市场发展的完善会导致境内居民投资需求的扩张, 进而提高货币的境内需求量; 相反利率的提升会带来市场无风险投资收益的增加, 降低境内居民持有货币的投机动机。

根据第一阶段所得人民币境内需求函数, 将第二阶段2003年1月至2016年9月的相关变量数据代入求得该时间段内的货币境内需求量, 通过与人民币供应量进行差值计算, 进而

得到如图 2 所示的人民币境外存量测算结果。由图 2 可以发现，自 2003 年开始，由于中国大陆与港澳及周边各国经贸往来逐渐密切，人民币境外存量稳步提高，但是提升速度较为缓慢，主要原因可能是受限于美元在世界贸易与资本市场中强大的“网络外部性”。2007 年至 2008 年金融危机，中国作为新兴市场国家出口贸易受阻，同时外商在华投资规模的降低，致使人民币境外存量略有下浮。但是金融危机对人民币国际化程度冲击较小，其原因在于人民币当时依然实行有管理的浮动汇率制度，人民币相对于美元的升值态势维持不变，加上中国政府强大的宏观经济干预措施，使得我国能平稳渡过金融危机的影响。随着金融危机后世界经济的复苏，中国政府于 2009 年 4 月正式开展人民币跨境贸易结算试点工作，并于 2010 年 6 月进一步扩大跨境贸易结算试点范围，同时此期间人民币汇率水平持续走高，这些因素推动人民币境外存量在 2009 年至 2014 年间迅猛增长，人民币国际化进程也大步迈进。但 2015 年以来，我国进入结构性改革的攻坚期，由于人力成本的提高导致对外出口贸易受到严重阻碍，外加资本市场大幅震荡使得人民币国际化进程开始停滞。2015 年 8 月 11 日，中国人民银行实行的新一轮汇率制度改革放宽了跨境资金流出的限制，随后美国进入加息窗口期，使得出现大量资本外逃、外汇储备快速消耗及人民币持续贬值等现象，人民币境外存量跌至 2010 年水平，人民币国际化进程陷入严重困境。

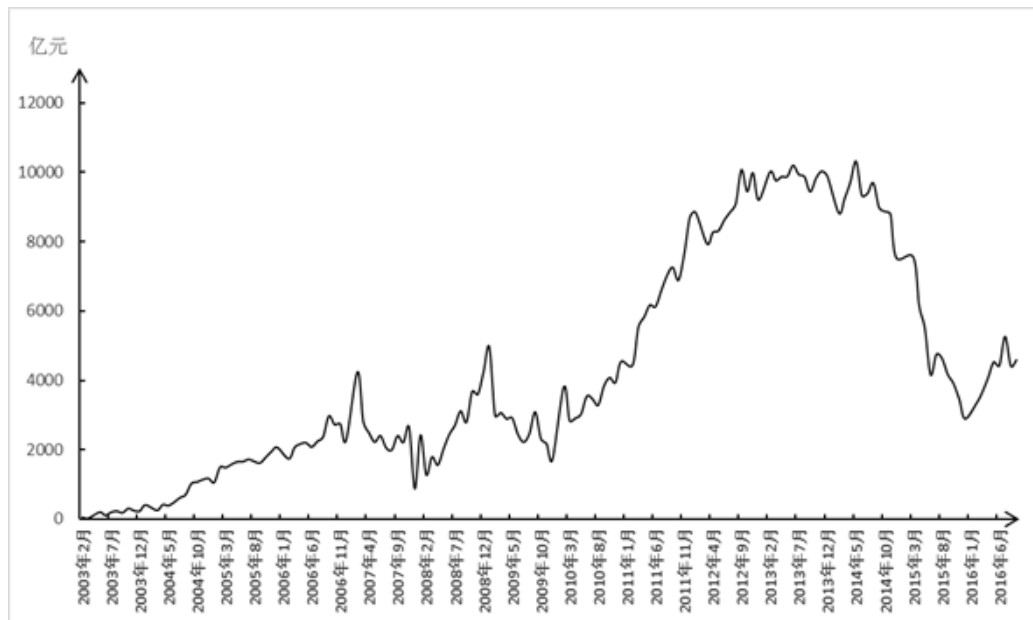


图 2 2004-2015 年人民币境外存量规模 (单位: 亿元)

(二) 人民币国际化影响因素分析

本文前述研究发现世界主要国际货币其国际化水平受到贸易需求动机、投资需求动机以及投机需求动机影响，并根据各国异质性得出只有当境外居民持有货币的贸易需求动机和投资需求动机作为货币国际化的主要推动因素时，货币国际化进程才能最终平稳实现。从人民

币国际化进程来看,人民币国际化水平在经历了2009年至2013年迅猛发展之后,于2014年开始突然陡转直下,人民币境外存量跌至2009年水平,此无疑给人民币国际化战略敲响了警钟。虽然国内外学者对人民币国际化的影响因素进行了广泛的研究,但是在目前我国出口贸易严重受阻、资本市场持续动荡与汇率水平大幅下跌的大背景下,人民币国际化后续是否依然能够有力推进,还是应当从另外一个角度思考是否应该暂缓推行人民币国际化,此些问题值得深入探究。

本文依然选择从国际货币境外持有的三类需求动机入手,构建人民币国际化影响因素分析模型:

$$share_RMB_t = c + \gamma_1 trade_dep_t + \gamma_2 trade_adv_t + \gamma_3 capital_sca_t + \gamma_4 capital_ind_t + \gamma_5 er_t \quad (12)$$

式(12)中 $share_RMB$ 代表人民币国际化水平,该变量是人民币境外存量与流通中的现金之比。人民币境外持有的贸易需求动机由贸易依存度 $trade_dep$ 与贸易竞争优势指数 $trade_adv$ 表示,贸易依存度的计算方法与上文一致,贸易竞争优势指数等于进出口贸易差额占进出口贸易总额的比重。人民币境外持有的投资需求动机选择我国股票市场流通市值 $capital_sca$ 与上证综合指数 $capital_ind$ 作为代理变量,股票市场流通市值增大表明我国资本市场发展规模扩大,而上证综合指数的上升表明我国资本市场投资收益的提升。人民币汇率水平 er 代表人民币境外持有的投机需求动机,该类货币持有需求会随着货币贬值而迅速降低。上述变量数据来自中经网月度数据库,人民币汇率水平选用的是人民币相对于一篮子货币的实际有效汇率值,数据来自 OECD 月度数据库。

表5 人民币国际化各影响因素 ADF 检验表

变量	检验类型	ADF值	结论
$share_RMB$	(t, c, 9)	-2.096684	非平稳
$D(share_RMB)$	(t, 0, 9)	-3.965241***	平稳
$trade_dep$	(t, c, 9)	-3.223519	非平稳
$D(trade_dep)$	(t, 0, 9)	-7.733671***	平稳
$trade_adv$	(t, c, 9)	-1.167264	非平稳
$D(trade_adv)$	(t, 0, 9)	-7.552963***	平稳
$capital_sca$	(t, c, 9)	-3.231225	非平稳
$D(capital_sca)$	(t, 0, 9)	-11.40397***	平稳
$Capital_ind$	(t, c, 9)	-2.555577	非平稳
$D(Capital_ind)$	(t, 0, 9)	-7.869452***	平稳
er	(t, c, 9)	-0.108369	非平稳
$D(er)$	(0, 0, 9)	-2.090862**	平稳

对上述经济变量进行 ADF 检验，如表 5 所示，所有变量的原始值均具有不平稳性，但一阶差分后均为平稳时间序列，因此表明原序列为一阶单整序列。同时，为检验各变量之间是否存在长期稳定关系，采用 Johansen 方法对变量进行协整检验，检验结果如表 6 所示：

表 6 Johansen 迹检验结果

H_0 协整向量个数	特征值	迹统计量	5%临界值	P 值
None*	0.363454	187.6280	95.75366	0.0000
At most 1*	0.310227	122.5834	69.81889	0.0000
At most 2*	0.194609	69.10228	47.85613	0.0002
At most 3*	0.067810	13.14107	15.49471	0.1097
At most 4	0.001222	0.069702	3.841466	0.7918

由表 6 可知，各变量之间存在 4 组协整关系，表明各变量之间存在较强的互为因果关联，因此本文将上述式（12）表示的简单最小二乘回归模型调整为向量自回归（VAR）模型。向量自回归模型由当期内生变量对所有内生变量的若干滞后值进行回归构成，主要用来估计联合时间序列系统之间的动态关系以及随机扰动对内生变量系统产生的冲击效应。包含 n 个内生变量滞后 k 期的 VAR 模型表示如下：

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \Pi_i Y_{t-i} + \xi_t \quad (13)$$

上述变量均为一阶单整时间序列，并且存量协整关系，因此可由上述变量构建 VAR 模型，具体方程形式如下：

$$\begin{bmatrix} share_RMB_t \\ trade_dep_t \\ \vdots \\ er_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \vdots \\ \alpha_6 \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^k \begin{bmatrix} \pi_{11,i} & \pi_{12,i} & \cdots & \pi_{16,i} \\ \pi_{21,i} & \pi_{22,i} & \cdots & \pi_{26,i} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \pi_{61,i} & \pi_{62,i} & \cdots & \pi_{66,i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} share_RMB_{t-i} \\ trade_dep_{t-i} \\ \vdots \\ er_{t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \xi_1 \\ \xi_2 \\ \vdots \\ \xi_6 \end{bmatrix} \quad (14)$$

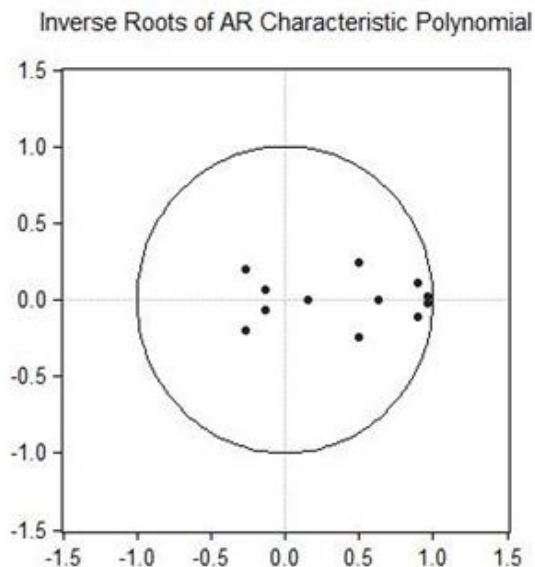


图3 AR 单位根检验

对所构建的 VAR 模型进行 AR 单位根检验, 如图 3 所示, 上述模型的特征多项式的所有根模的倒数均小于 1, 表明模型符合稳定性要求。在此基础上, 本文对 VAR 模型进行估计, 得出结果: $R_1^2=0.944162$ 、 $R_2^2=0.862871$ 、 $R_3^2=0.468956$ 、 $R_4^2=0.836337$ 、 $R_5^2=0.953576$ 、 $R_6^2=0.998604$ 。由所得结果可知, 除各变量对贸易竞争优势变动的拟合优度较低外, 其余内生变量之间具有较好的相互解释能力。但是在实际应用中, 由于 VAR 模型并非是一个理论性模型, 因此其无法反映一个变量的变化对另一个变量的影响程度, 即无法有效分析各货币需求动机对人民币国际化水平的影响。鉴于此, 本文将依据所构建的 VAR 模型, 利用脉冲响应函数研究当模型体系受到某一货币境外需求变量变化冲击时, 人民币国际化水平相应的反应情况。脉冲相应函数分析结果如图 4、图 5、图 6、图 7 所示:

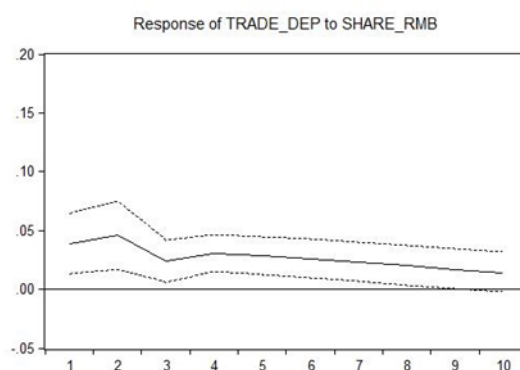


图4 贸易依存度对人民币境外存量的脉冲响应

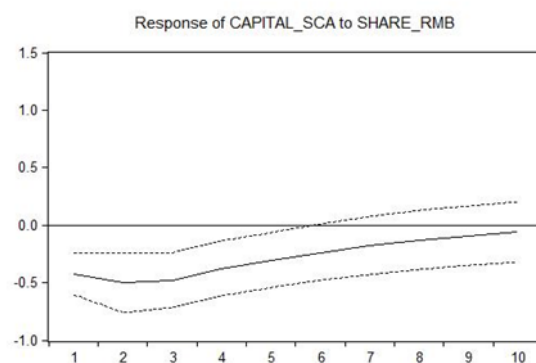


图5 股票市场流通市值对人民币境外存量的脉冲响应

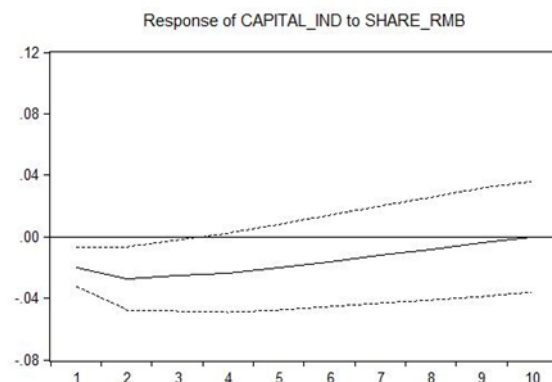


图 6 上证综合指数对人民币境外存量的脉冲响应

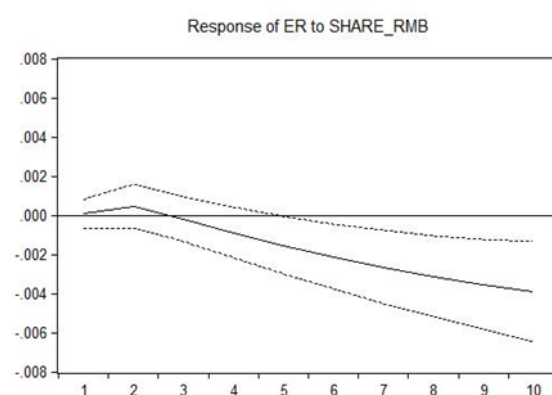


图 7 人民币实际汇率对人民币境外存量的脉冲响应

根据图 4 的脉冲响应结果可知,若在当期给予贸易依存度一单位标准正向冲击,人民币境外存量将会出现一定幅度的提升,并在第二期达到峰值,但随后冲击的正向影响逐渐开始减弱,此表明我国贸易依存度的提高对人民币国际化水平的提升具有短期的正向促进作用,长期内可能依然受限于世界贸易市场中美元的强大网络外部性,使得我国贸易水平的提升无法实质性地推动人民币国际化进程。由图 5 与图 6 可知,当我国股票市场流通市值和上证综合指数产生正向冲击时,均会给人民币境外存量带来负向影响,此表明我国证券市场的发展反而会对人民币国际化进程造成阻碍,这与上文国际货币影响因素的分析结果截然相反。结合我国目前经济形势发现,导致此现象的原因在于我国资本市场仍然处于发展不完善状态,资本市场突发的快速膨胀主要由市场投机行为导致,属于一种虚假的繁荣景象。资本市场泡沫并不会增加理性境外投资者持有人民币的投资需求,并且我国资本市场仍然处于不完全开放状态,因此也无法增加境外居民持有人民币对我国资本市场投机套利。同时,由于我国人力资本的增加与企业自我创新能力的不足,导致我国大部分以出口导向型的制造业面临结构性调整问题,如果此时出现证券市场过度膨胀倾向,例如 2015 年上半年沪深股票市场形成的巨大泡

沫,将引发大量实体经济中的资本涌入证券市场,进一步加大我国出口贸易企业转型升级压力,从而导致人民币境外持有的贸易需求降低。因此我国资本市场的膨胀会对人民币国际化水平产生较大负向效应,且由于我国资本市场的价格自我修复能力较弱,导致该负向效应需经过长于10个月的调整才能逐渐消失。图7反映了人民币实际有效汇率的冲击对人民币国际化的影响。当人民币对于一篮子货币贬值时,人民币国际化水平会在初期小幅度提升,原因是人民币贬值会在一定程度促使我国出口贸易的提升,加大人民币境外持有的贸易需求。但是人民币贬值会降低货币投机者持有人民币的信心,削弱货币境外持有的投机需求,并且由脉冲响应图可发现,人民币贬值对人民币国际化的负向效应具有持久性,且随着时间推移该影响逐步扩大。

五、结论与政策建议

本文立足当前我国经济面临的严峻经济形势,重新审视人民币国际化战略的推动进程。本文首先借鉴之前学者的研究经验,利用面板数据分析了世界主要货币其国际地位的影响因素,并创新的从国家异质性角度出发分析美、日两国货币国际化推动因素的差异。其次本文利用完善后的扣除本地需求法重新测算了人民币境外存量规模,观察我国经济结构性调整期间人民币国际化水平是否会受到较大冲击。最后本文通过构建VAR模型及脉冲响应函数分析当给予我国出口贸易、资本市场及汇率水平受到一定程度冲击时,人民币国际化水平将会如何波动。本文所得结论如下:

第一、世界主要货币国际化水平的影响因素按照货币需求可分为三类:贸易需求、投资需求及投机需求,从美、日两国国家异质性层面分析发现,货币境外持有的贸易需求与投资需求的扩大,将会长期有效的提升该国货币的国际化水平。但是如果该国货币的国际地位提升依靠货币投机需求的潜在推动因素,则当货币币值无法维持上升态势时,该货币国际化水平将会快速下滑,日元国际化失败的教训值得借鉴。

第二、自2015年中国经济进入结构性改革后,我国对外出口贸易增速下浮、资本市场进入深度调整期、人民币币值首次大幅下跌。在此经济背景下,通过扣除境外需求法所测得人民币境外存量规模发现,人民币国际化水平出现急剧下降态势,人民币境外存量规模跌至金融危机后水平。此表明当前人民币国际化进程的推进存在较为严峻的阻碍,我国应当如何在经济“新常态”的形势下推动人民币国际化战略值得当局政府重新谨慎思考。

第三、从人民币国际化影响因素的脉冲响应分析发现,我国对外贸易规模的加大能在一

定程度上提升人民币国际化水平,但是由于美元在国际贸易市场中依然存在较大的使用惯性,因此贸易规模的提升对人民币国际化的影响比较有限。由于我国资本账户并未实现完全的对外开放,因此我国资本市场规模的逐渐扩大及证券市场收益的提升并不能加大对外来投资者的引入,相反甚至会促使原本的实体经济产业忽略转型升级的重要性而加大对资本市场的投入,导致我国实体经济发展进一步疲软、对外出口产业国际竞争力进一步下降。人民币实际有效汇率的波动对人民币国际化水平将会产生长期且逐步扩大的影响,人民币币值的下跌会使人民币国际化水平随之快速下降。

上述结论表明 2009 年至 2015 年人民币国际化水平的快速提升主要由人民币币值的持续上涨导致。目前人民币国际化战略依然还处于初级阶段,人民币国际化水平应当由境外货币需求等内生因素稳步推进,而不应是单纯的政策导向。目前人民币还不具备成为世界货币所需满足的经济条件和政治条件,如果冒进的推动人民币国际化战略可能将会重演日元国际化失败的悲剧。因此基于上述结论,本文提出以下政策建议:

其一、暂缓强调人民币国际化的快速推进,而应当坚定深入国内经济结构性改革,从“供给侧”层面淘汰我国产能过剩、能耗较高的行业,将我国出口贸易产业由原来的劳动密集型为导向转型为以技术密集型为导向,由此大力增强我国出口产品的国际竞争,促使我国贸易地位往全球价值链的上游移动。

其二、加强我国资本市场的完善程度,加大我国证券市场的监管力度,引导资本市场以价值投资为导向,防止资本市场出现大幅度的震荡。同时我国应当待资本市场相对成熟后再稳步实现资本账户可自由兑换,目前我国资本市场依然存在大量投机套利行为,若迅速的打开资本账户的可自由兑换通道,可能引发巨额资本的外套,对我国目前国内经济的企稳回升将会造成更大的压力。

其三、加快汇率形成机制改革,减少当局政府对人民币汇率的政策干预,让人民币汇率根据市场供求自由浮动。虽然汇率改革无法消除人民币贬值预期,可能会带来外汇储备的部分消耗,但是让人民币币值尽快回归理性水平,削弱人民币单边投机力量,可以为后续人民币国际化战略的推进做好投机性预防准备。

参考文献

- [1] Subramanian, A. Eclipse. Living in the Shadow of China's Economic Dominance [M]. Peterson Institute, 2011.
- [2] 中国人民大学国际经济研究所. 人民币国际化报告[R]. 中国人民大学出版社, 2014.
- [3] Chinn M, Frankel J A. Will the Euro Eventually Surpass the Dollar as Leading International Reserve Currency? [M]. Chicago: University of Chicago Press, 2007: 283-338.
- [4] Posen A S. It's Not Just About The Money[J]. International Economy, 2008, 55:32-34.
- [5] Ito T, Koibuchi S, Sato K, et al. Why has the yen failed to become a dominant invoicing currency in Asia? A firm-level analysis of Japanese Exporters' invoicing behavior[J]. Nber Working Papers, 2010, 38(7):770-778.
- [6] 李稻葵, 刘霖林. 人民币国际化: 计量研究及政策分析[J]. 金融研究, 2008(11):1-16.
- [7] 丁剑平, 楚国乐. 货币国际化的影响因子分析——基于面板平滑转换回归(PSTR)的研究[J]. 国际金融研究, 2014, 332(12):35-46.
- [8] 周宇. 论汇率贬值对人民币国际化的影响——基于主要国际货币比较的分析[J]. 世界经济研究, 2016(4):3-11.
- [9] 李婧, 管涛, 何帆. 人民币跨境流通的现状及对中国经济的影响[J]. 管理世界, 2004(9):45-52.
- [10] 蒋万进, 阮健弘, 张文红, 等. 2004年人民币现金跨境流动调查[J]. 中国金融, 2005(6):38-39.
- [11] 李德运, 龚新蜀. 中国新疆与中亚五国边境贸易中人民币区域化初探[J]. 经济视角: 下, 2010(4):7-9.
- [12] Hawkins J, Leung C. The Demand for Hong Kong Dollar[J]. Quarterly Bulletin, HKMA, May, 1997: 2-13.
- [13] 李继民. 人民币境外存量估计——基于 ARDL 模型的实证分析[J]. 中南财经政法大学学报, 2011(2):107-114.
- [14] 沙文兵. 汇率变动、贸易地位与人民币境外存量——基于 1994~2012 年月度数据的实证分析[J]. 中南财经政法大学学报, 2014(1):3-9.
- [15] Flandreau M, Jobst C. The Empirics of International Currencies: Evidence from the 19th Century[R]. mimeo, November. 2005.
- [16] Prakash Kannan. Essays on International Money, ProQuest Dissertations & Theses, 2006: 43.
- [17] Chinn M D. The Euro May over the Next 15 Years Surpass the Dollar as Leading International Currency[J]. SSRN Electronic Journal, 2008.
- [18] Prasad E S. The Renminbi's Role in the Global Monetary System[J]. Proceedings, 2011(11):199-206.
- [19] Frankel J. Internationalization of the RMB and Historical Precedents[J]. Journal of Economic Integration, 2012, 27(3): 329-365.
- [20] 孙海霞, 谢露露. 国际货币的选择: 基于外汇储备职能的分析[J]. 国际金融研究, 2010(12):38-49.

- [21] 余道先, 王云. 人民币国际化进程的影响因素分析——基于国际收支视角[J]. 世界经济研究, 2015(3).
- [22] 李艳军, 华民. 人民币国际化:继续前行还是暂停推进[J]. 财经科学, 2016(1):13-23.

互联网与企业出口： 来自中国工业企业的微观经验证据¹

李兵² 李柔³

【摘要】本文使用合并后的工业企业数据库和海关数据库，采用倾向值得分匹配后的双重差分方法考察了互联网对企业出口的影响。我们发现，互联网显著促进了企业出口，且对企业出口的影响大于国内销售，会提高企业出口密集度。我们还采用 Bernard 等（2011）的多产品、多目的国企业出口理论框架，进一步探索了互联网促进企业出口的机制，结果发现互联网对企业出口的作用与贸易自由化的作用相似。

【关键词】互联网 出口 出口二元边际

一、引言

习近平主席在第二届世界互联网大会上指出，“互联网让世界变成了鸡犬之声相闻的地球村”。互联网的发展降低了信息成本，为世界经济文化交流提供了便利，中国也是互联网发展的最大受益方之一。中国互联网普及率从2003年的6.2%增长到2014年的47.9%。通过互联网的经济活动也越来越多，根据艾瑞网统计数据显示，2011年中国电子商务交易规模为6.4万亿元，到2014年时其交易规模达12.3万亿元，年均增长率在23.8%左右。易观智库的数据显示，2009年中国跨境电子商务交易规模为0.84万亿元，2013年时其交易规模达2.7万亿美元，年均增长为30.7%，这一增长速度是同期总体贸易平均增长率15%的两倍。这些数据表明互联网已经开始在国际贸易中发挥越来越大的作用，并改变了传统的贸易形态。从加总数据可以看出，中国的贸易总额持续处于上升趋势中，即使2008年全球金融危机之后贸易增长率下降，甚至曾有过短暂的负增长，但中国在全球贸易中的份额与地位也越来越稳固，2013年已经在总量上超过美国，成为世界第一贸易大国。然而，这些宏观加

¹该篇文章原载于《世界经济》2017年7月刊

²李兵，中央财经大学国际经济与贸易学院

³李柔，中央财经大学国际经济与贸易学院

总数据与对现实个案的观察并不能排除其他因素的影响,我们不能直接推断互联网的发展对出口的促进作用和作用大小,也无法得知互联网促进出口的具体机制是什么,本文认为有必要对这些问题进行系统而严谨的考察。

越来越多的学者也开始关注互联网对贸易的影响,其中大部分文献从国家层面进行研究,并发现互联网的使用有助于一国的出口(Freund 和 Weinhold, 2004;Wheatley 和 Roe, 2008;Bojnec 和 Ferto, 2010;Mallick, 2014;Lin, 2014)。而随着异质性企业理论的发展(Bernard 和 Jensen, 1997;Melitz, 2003;Bernard 和 Jensen, 2004),少部分学者开始从企业层面研究互联网对出口企业的影响(Mostafa 等, 2005;Ferro, 2011; Ricci 和 Trionfetti, 2012),这些研究为揭示互联网对出口的影响提供了理论和经验支撑。但当前有关互联网对中国企业出口促进作用的研究还十分缺乏,这与中国作为世界第一大互联网国家的地位极不相称。

本文使用中国工业企业数据库中企业是否汇报了企业的网页地址(web)和电子邮件地址(email)来测量企业是否使用互联网,然后通过企业名称将工业企业数据与海关数据合并,使用倾向得分匹配后的双重差分模型

(propensityscorematching-differenceindifferences,PSM-DID)处理了企业采用互联网影响企业出口这一问题中的选择性偏误(selectionbias)问题和遗漏变量偏误(omittedvariablebias)问题,从互联网的使用对企业出口的影响、互联网对企业出口和国内销售影响的相对程度(出口密集度)及互联网对企业出口的二元边际影响三个方面分析了互联网对企业出口的影响情况。

与以往研究相比,本文创新之处在于:(1)采用更具代表性的大样本工业企业面板数据进行分析;(2)使用 PSM-DID 方法较好处理了选择性偏误和遗漏变量偏误问题,从而得到更为可信的研究结论;(3)在 Bernard 等(2011)多产品企业出口的理论框架下,将企业出口的广延边际区分为企业间广延边际(betweenfirmextensivemargin)与企业内广延边际(withinfirmextensivemargin),考察了互联网对企业多产品和多目的国出口的影响机制,并得出与理论预测一致的结论。

本文其余部分安排如下:第二部分是文献评述与理论框架;第三部分为经验研究策略与数据描述;第四部分报告经验研究结果及分析;第五部分为稳健性检验;最后是本文结论及政策建议。

二、文献评述与理论框架

早在 2000 年互联网对贸易的影响已突显, 部分学者开始考察互联网对贸易的影响。多数文献从国家层面研究互联网对总体贸易的影响, 如 Freund 和 Weinhold(2004)使用引力模型对 56 个国家进行研究, 发现 1995 年互联网对国际贸易不产生影响, 1996 年有轻微影响, 而 1997-1999 年有不断增加的显著影响。Wheatley 和 Roe(2008)发现互联网对美国及其合作伙伴在农业和园艺产品的贸易上有积极影响。Clarke 等(2006)使用国家管理的服务器数量作为工具变量研究发现, 使用互联网确实提高发展中国家的出口水平, 促进发展中国家和高收入国家的贸易。Bojnec 和 Ferto(2010)发现互联网可降低食品行业的特定市场进入成本, 从而促进贸易。Mallick(2014)使用引力模型研究 2000-2010 年 48 个国家基础设施对商品和服务出口的影响情况, 发现技术基础设施中的互联网对服务贸易的促进作用更大。Lin(2014)使用 1990-2006 年接近 200 个国家的面板数据估计互联网对国际贸易的促进作用, 结果显示, 互联网用户每增加 10%, 会使得国际贸易总额增加 0.2%-0.4%。

随着异质性企业理论的发展, 部分学者开始从企业层面研究互联网对企业出口的影响。Mostafa 等(2005)研究发现, 创业型企业更倾向于使用互联网开发出口市场, 并且出口情况比其他企业好。Ricci 和 Trionfetti(2012)使用企业层面数据考察企业生产力和网络对企业出口能力的影响, 发现生产力更高的企业更容易出口, 且更易从外国网络、国内网络和交流网络(邮箱和互联网)中受益。Timmis(2013)研究发现, 互联网的使用有利于企业的直接出口, 但对间接出口的影响不显著。随着异质性企业理论的发展, 二元边际与出口增长的研究也逐渐丰富, 盛丹等(2011)使用 1998-2001 年中国制造业企业的出口数据, 考察基础设施对中国企业出口决策和出口数量的影响, 他们发现互联网对二元边际的影响并不显著, 并将原因归为中国目前的网络建设还不健全。Ferro(2011)的研究发现, 使用网站与客户和供应商交流使得企业出口可能性增加 11%;使用电子邮箱的企业在国外市场的销售额比不使用电子邮箱的企业高出 31%。Niru(2014)研究互联网对亚洲和撒哈拉以南的非洲企业出口和进口的影响, 发现互联网降低了进入国际市场信息相关的成本, 电子邮箱和网站使用对企业出口和进口的广延边际都有积极影响。茹玉骢和李燕(2014)使用 2005 年世界银行的中国企业调查数据分析发现, 电子商务提高了企业参与出口的可能性和企业出口密集度。

总结以上文献可知, 对于互联网影响贸易的研究还相对较少, 以中国为研究对象的研究更少, 并且仅有的几篇相关研究得出的结论还不一致, 更为重要的是, 对互联网影响企业出口二元边际的研究基本都建立在 Melitz(2003)的单一产品出口框架内, 例如, Chaney(2008)与 Dutt 等(2013)的研究。而 Bernard 等(2011)以 Melitz(2003)的研究为基础, 把异质性企业出

口模型拓展到了多产品、多目的国出口的多元边际，并使用美国数据发现，贸易自由化使得企业放弃生产一些竞争力相对低的产品，并将企业内部资源分配到出口产品的生产中。此外，他们还发现，更高的可变成本会减少出口企业的数量(企业间广延边际)，各企业出口产品的种类(企业内广延边际)，但对每个企业和每种产品的平均出口量(集约边际)影响不显著。在现实中，众多企业的出口都是多产品、多目的国，因此本文采用 Bernard 等(2011)的多产品、多目的国企业出口理论框架与现实更相符。

互联网对企业出口的作用主要是通过降低企业出口的贸易成本体现的。研究关于贸易成本对企业出口行为影响的文献很多，主要集中于贸易自由化导致的贸易成本降低对企业出口行为的影响，在研究互联网对企业出口行为影响的文献中，也都借用了贸易成本的理论分析框架。互联网的使用可以降低信息交流的成本，尤其是降低远距离的信息交流成本。原本需要使用越洋电话、电报、邮件传递的有关企业和产品的介绍可以通过企业的网站主页传播，而交易双方对于货物的质量、数量、价格、交货期等方面的谈判，很多也可以通过电子邮件及时沟通，而不必通过高成本的跨国面谈，这些时间与财务上的成本节约使得使用互联网的企业更有可能参与贸易，也使得参与贸易的企业更加频繁地从事贸易活动(盛丹等，2011; Ferro, 2011; Timmis, 2013; Niru, 2014; 茹玉骢和李燕，2014)。

在多产品和多目的国框架下(Bernard 等，2011)，互联网减少了出口产品的贸易成本，也就使得出口更加有利可图，本国企业会将更多资源分配到出口产品的生产，从而使出口占企业全部销售额的比重增加(企业出口密度)。互联网也减少了企业推荐新产品的贸易成本，这会促使企业增加出口的新产品种类(企业内广延边际)，贸易成本下降也会促进每一种产品出口额的增加。但是由于新增出口产品的出口额不一定能够达到已有产品的出口额那么高，因此平均每一种出口产品的出口额(企业内集约边际)不一定会增加。同理，互联网减少了企业开拓新市场的贸易成本，这会促使企业增加出口的新目的国数目(企业内广延边际)，贸易成本下降也会促进每一个目的国的出口额增加，但由于新增市场的出口额不一定能够达到已有市场出口额那么高，因此平均每一目的国的出口额(企业内集约边际)不一定增加。目前还没有在多产品和多目的国框架下研究互联网对企业出口行为影响的文献，这就是本文研究的重点，也是本文的主要贡献。

三、经验研究策略及数据描述

(一) 经验研究策略

为了探求互联网对企业出口的因果影响,我们需处理两个潜在的内生性问题,一是使用互联网的企业与不使用互联网的企业存在本质上的不同,这些差异同时决定了企业是否使用互联网和企业出口行为,也就是选择性偏误问题。从后文中的描述性统计上可以看出,样本中使用互联网的企业确实是少数,这些企业很可能与其他大部分企业存在本质上的差异,如果使用全部样本回归,等于是使用所有其他没有使用互联网的企业作为比较组,这种比较显然是“不公平”的。为此,我们首先使用 PSM 的方法,从不使用互联网的企业中筛选出在各方面特征与使用互联网的企业相似的企业,使得样本更加平衡,然后再进行比较,从而使得处理组(treatment group,即使用互联网的企业)与比较组(control group,即不使用互联网的企业)具有可比性。

另一个内生性问题在于遗漏变量。PSM 方法的一个最大问题是,我们只能根据企业可观测的特征来匹配处理组与比较组,显然还会有些不可观测的企业特征也会同时决定企业是否使用互联网和企业的出口行为,我们对企业使用互联网之后与之前的结果变量取一阶差分,从而消除不可观测的跨时间不变因素的影响。另外一些遗漏变量在时间上会发生变化,我们对匹配好的比较组采取一阶差分,然后再比较差分后的处理组与比较组,也就是双重差分,以消除那宏观变量对企业的影响。

总之,经过这些处理后,使用互联网与不使用互联网两组企业在可观测特征上极为相似,具有可比性,双重差分之后又消除了企业之间不可观测的跨时间不变的差异,以及跨时间可变的宏观变量的变化,因此,我们可以认为匹配后的双重差分(PSM-DID)结果就是互联网对企业出口行为的因果效应。

具体而言,我们采用“对被处理单位的平均处理效应”(average treatment effect on the treated, ATT)来估计使用互联网对出口产生的影响:

$$ATT = E(Y_i^1 - Y_i^0 | D=1) = E(Y_i^1 | D=1) - E(Y_i^0 | D=1) \quad (1)$$

其中,ATT 度量了使用互联网对企业出口影响的平均处理效应,二元虚拟变量 D 对企业样本进行分类, $D=\{0, 1\}$, D 取 0 表示不使用互联网的企业,取 1 表示使用互联网的企业; $E(Y_i^1 | D=1)$ 表示使用互联网的企业 i 出口的均值, $E(Y_i^0 | D=1)$ 为本该使用互联网的企业 i 不使用互联网出口的均值,该值是不可观测的。为了无偏的估计 ATT,本文需要构建一个对照组对其进行替代,即使用 $E(Y_i^0 | D=0)$ 来替代 $E(Y_i^0 | D=1)$ 。本文参照 Wagner (2002)、Girma 等 (2004) 及 Alvarez 和 Lopez (2005) 的方法采用倾向得分(propensity score)来构建对照组:

$$\Pr(X_i) \equiv \Pr\{D_i = 1 | X_i\} = E(D_i | X_i) \quad (2)$$

其中, X_i 是使用互联网的企业的特征变量, 也是匹配变量。本文从企业外部环境和企业自身特征两个方面找出既影响企业使用互联网又影响企业出口的变量。 $\Pr\{D_i=1|X_i\}$ 表示企业在 X_i 下, 使用互联网的概率, 因此 $\Pr\{X_i\}$ 作为倾向指数进行匹配。匹配结束后则可计算使用互联网对企业出口的影响效果:

$$ATT_{PSM} = \frac{1}{n} \sum_{i \in (D=1)} \left[Y_i - \sum_{j \in (D=0)} g(p_i, p_j) Y_j \right] \quad (3)$$

其中, P_i 表示使用互联网企业 i 使用互联网的 logit 模型预测值, P_j 表示不使用互联网企业 j 使用互联网的 logit 模型预测值。 n 为与企业 i 匹配的企业总数。 $g(\cdot)$ 为当企业 j 的 Y_j^0 作为企业 i 的 Y_i^0 替代时, 对企业 j 的 Y_j^0 所施加的权重。不同匹配的估计方法权重不一样。由于简单倾向得分匹配模型估计的平均处理效应仍然可能是有偏的 (Dehejia, 2005), 因而本文使用 PSM-DID 的方法克服未观测到的变量的影响情况, 尤其是那些不随时间不变和随着时间同步变化因素的影响。Glazerman 等(2002)认为倾向得分匹配方法是一种能显著降低偏差的非参数统计方法, 尤其是与双重差分等其他方法相结合的时候则更为有效⁴。因而本文使用 De Loecker (2007) 基于倍差法的倾向匹配评分的方法:

$$ATT_{PSM-DID} = \frac{1}{n} \sum_{i \in (D=1)} \left[\Delta Y_i - \sum_{j \in (D=0)} g(p_i, p_j) \Delta Y_j \right] \quad (4)$$

其中, $\Delta Y_k (k=i, j)$ 表示企业 k 使用互联网前后出口的变动情况。

(二) 变量的选取及数据描述

1. 变量的选取。具体选取的变量见表 1, 它们主要分为 3 类: 第一类是结果变量, 也是本文被解释变量, 主要有出口额、出口密集度、广延边际和集约边际。第二类是处理变量, 即本文观测的主要解释变量。第三类是匹配变量, 主要包括: (1) 描述企业外部环境的变量, 包括省虚拟变量和行业虚拟变量。面临不同外部环境的企业对互联网和出口影响不同, 如位于中国西部地区的企业, 由于互联网的普及和使用率不高因而使用互联网的效率较低, 而中国东部沿海地区的企业, 由于互联网较普及, 因而使用互联网的比例较高。(2) 描述企业自身特征的变量, 主要有企业性质虚拟变量、企业的管理成本、劳动资本比、杠杆比例、企业生产率、企业规模和企业年龄。互联网的使用需要一定的投入和维护成本, 因此本文推断较高的管理成本会影响企业对互联网的使用。

4 转引万海远和李实 (2013) 的研究。

2.数据描述。本文主要使用了两套大样本微观数据。第一套数据是中国工业企业数据库,该数据库包含由国家统计局收集的国有工业企业和年销售额 500 万元以上的全部工业企业的数据。国家统计局使用此数据加总成《中国统计年鉴》中工业经济部分的各种指标。我们也将这些原始数据加总之后与《中国统计年鉴》中的各项指标进行比较,没有显著差异,从而确认了数据的可靠性。该数据库的优点是样本大、指标多、时间长,包括“采掘业”、“制造业”和“电力、燃气及水的生产和供应业”3 大类 40 多个 2 位数行业,500 多个 4 位数行业,数十个指标,共 187 万个年度-企业样本,包含样本企业数量由 1998 年的 27 万家至 2009 年的 31 万家不等。统计局从 2004 年才开始统计企业网页地址信息,因此我们采用该数据库中 2004-2009 年的数据。

表 1 变量的定义

变量	变量定义
结果变量	exp 出口额
	dexp 出口集中度, 出口额 /产品销售收入
	PEM1 产品层面企业内广延边际
	PIM 产品层面企业内集约边际
	DEM1 目的国层面企业内广延边际
	PIM 目的国层面企业内集约边际
	EM2 企业间广延边际
处理变量	web 虚拟变量, 当企业使用企业网页时为 1, 否则为 0
	email 虚拟变量, 当企业使用企业公共邮箱时为 1, 否则为 0
匹配变量	prov 虚拟变量, 中国各省的虚拟变量
	inds 虚拟变量, 行业(2 位码)虚拟变量
	owe 虚拟变量, 企业性质的虚拟变量
	fs 企业规模, 企业工业总产值代表企业规模, 是衡量企业大小的重要指标
	lcr 劳动资本比, 企业固定资产/企业人数
	ggb1 杠杆比例, 企业总资产/企业总资产, 是企业的负债比
	ac 企业管理成本, 企业管理费用/工业销售产值
	lp 劳动生产率, 企业工业销售产值/全体职工数, 是衡量企业生产效率的重要指标
	age 企业的年龄, 被调查年份减去开业年份

第二套数据是中国海关总署产品层面的交易数据。这套数据记录了通关企业的每一条进出口交易信息,包括企业税号、进出口产品的 8 位 HS 编码、进出口数量、价值、目的国和交通运输方式等。因而本文可依据这套数据计算产品和国家层面企业出口的二元边际,并通过企业名称与第一套数据合并。

我们参考 Cai 和 Liu(2009)、Bai 等(2009)、聂辉华等(2012)及 Brandt 等(2012)对工业企业

数据库的处理方法,删除缺乏工业总产值、企业固定资产、企业人数、企业管理成本和产品销售收入的企业;还删除了内资企业和外资企业销售额小于 500 万的个别数据;此外,删除了出口额小于 0 和成立时间无效的企业。最后对各匹配变量进行 1%的收尾(winsorize)处理。

(三) 互联网使用情况

本文的互联网数据来源于中国工业企业数据库中 2004-2009 年企业网页(web)和企业邮箱(email)的使用情况。使用这一指标测量企业是否使用互联网可能会引起某些质疑。首先,企业有可能并没有使用互联网,但却填写了 web 和 email。我们不得不承认确实可能存在这种情况,但是与企业数据库中其他变量相比,这两个变量出现谎报的可能性并不会更高,因为企业也许会为了避税而少报收入多报成本,而是否使用互联网并不涉及企业税收负担。又或者,企业为了获得政府刺激出口的政策优惠,也许会谎报出口额,而是否使用互联网也不涉及能否享受出口的优惠政策。所以,我们认为企业并没有特别的动机,在没有使用互联网的情况下,谎报使用了互联网。即使存在谎报情况,也可能是随机出现的,至少与出口无关。其次,企业有可能使用了互联网,但没有填写。也就是说,有的企业实际上使用了互联网,却因为没有填写而被我们认定为没有使用互联网,这会导致系统性低估互联网对贸易的促进作用。但是如果在低估情况下,互联网仍然对出口有显著促进作用,可以认为我们的估计结果是一个下限,或者说,互联网至少会对企业出口有促进作用。最后,是否使用互联网无法测量企业使用互联网的程 度,有些企业可能确实拥有 web 和 email,但很少使用,甚至完全不用,这种情况同样也会造成互联网对企业出口促进作用的低估,所以我们的估计结果可以认为是一个最小值。总之,虽然工业企业数据库中的这两个测量企业使用互联网的指标并不完美,但在目前可得的大样本数据中,已经是较为可靠的数据来源。

表 2 web和email 的统计分析

不出口企业						出口企业				
年	企业数	web		email		企业数	web		email	
2004	195693	17420	8.90%	20767	10.61%	76505	14175	18.53%	19645	25.68%
2005	189772	18775	9.89%	22781	12.00%	74642	14342	19.21%	19763	26.48%
2006	216249	20084	9.29%	24613	11.38%	78553	15070	19.18%	20691	26.34%
2007	252143	21560	8.55%	27081	10.74%	78537	15483	19.71%	21510	27.39%
2008	314414	33468	10.64%	41367	13.16%	86873	22366	25.75%	30064	34.61%
2009	248012	27625	11.14%	33871	13.66%	67317	17884	26.57%	23768	35.31%

由表 2 可以看出,非出口企业使用 web 和 email 的比例分别为 9.74%和 11.93%,出口企业中使用 web 和 email 的比率为 21.49%和 29.30%。由此可见,出口企业使用企业网页和企

业邮箱的比率高于不出口企业约 11.75 和 17.37 个百分点。以上描述统计数据显示, 互联网与企业出口有正向的相关关系。

(四) 二元边际的计算

本文使用海关数据库的数据从产品和国家层面分别计算企业出口的二元边际, 并且区分了企业间和企业内的广延边际。所谓企业间广延边际与之前已有文献中的广延边际概念相同, 即是否有新的企业出口, 具体到本文来说, 就是考察使用互联网之后, 企业出口概率是否比没有使用互联网的企业更大(盛丹等, 2011; 茹玉骢和李燕, 2014)。所谓企业内广延边际是指, 同一家企业在使用互联网之后, 是否会出口更多新产品或者出口到新的目的国。具体测量如下:

从产品层面上看, 企业内广延边际 $PEM1_{it}$ 表示以 2001 年为基期⁵, 第 t 年 i 企业新出口的产品的种类数。集约边际为 $PIM_{it} = X_{it} / Z_{it}$, 其中, X_{it} 表示 t 年 i 企业的出口额, Z_{it} 表示 t 年 i 企业出口产品种类, PIM_{it} 表示 t 年 i 企业每种产品出口的平均价值。从国家的层面上看, 企业内广延边际为 $DEM1_{it}$, 表示以 2001 年为基期, 第 t 年 i 企业新出口目的国的个数。集约边际为 $DIM_{it} = X_{it} / H_{it}$, H_{it} 表示 t 年 i 企业出口目的国的个数, DIM_{it} 表示 t 年 i 企业出口到各国的平均贸易额。企业间的广延边际为 $EM2_{it}$, 这是一个虚拟变量, 表示在 t 年时出口的企业为 1, 不出口的企业为 0。

由 Bernard 等(2011)的研究可知, 企业在增加新出口产品种类的同时, 也会减少旧的产品种类, 如果按照传统的计算出口产品总个数的方式测量产品的广延边际, 就无法区分以下两种情况: 一是企业依然出口已有产品, 所以企业出口的产品总数不变, 即没有广延边际的增长; 另一是, 企业用新产品替代了旧产品出口, 虽然出口产品总数不变, 但出口的是完全不同的产品组合, 企业出口产品的广延边际已经发生变化。这可能会低估企业出口新产品种类(新目的国), 尤其是在考察多期时也会低估企业内的广延边际。因此, 我们以 2001 年为基期计算累积的新出口产品(目的国)来测量企业内广延边际, 并且在经验研究部分也采用累计计算定义的企业内广延边际。

四、模型估计与经验研究结果分析

(一) 固定效应和随机效应回归结果

5 由于目前可获得的最早的海关数据就是 2000 年的, 所以能够都得到的最早的出口的新产品(新目的国)的测量也只能从 2001 年开始。

为了建立一个比较的基准，我们在使用 PSM-DID 方法之前，先使用固定效应模型和随机效应模型估计了互联网对出口的影响。模型的因变量是出口额，主要自变量是使用主页(web)和电子邮件(email)。出口额是连续变量，且分布峰值有偏，所以我们按照惯例将出口额加 1 后取了自然对数，这样可以保证没有出口的企业的因变量为 0，并进入回归分析。由于 web 和 email 这两个变量都是用来测量企业是否使用互联网的，相关程度会非常高，所以每次回归只在模型中引入 1 个变量。另外，由于各个企业存在异质性，如果企业间差异不随时间改变，使用固定效应模型就可消除不可观测效应的影响，从而得到一致估计，因此本文采用固定效应模型，同时为控制时间上宏观经济冲击，还控制了年度固定效应。此外，为控制其他可能影响出口的因素，我们还依次加入了企业的管理成本(ac)、企业规模(fs)、企业年龄(age)、劳动生产率(lp)、资本劳动比(lcr)和杠杆比率(ggbl)变量。

表3 互联网对出口额影响的固定效应和随机效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Panel A						
web	0.413*** [0.009]	0.415*** [0.009]	0.406*** [0.009]	0.808*** [0.008]	0.701*** [0.008]	0.680*** [0.008]
ac		0.063*** [0.002]	0.053*** [0.002]		0.189*** [0.002]	0.161*** [0.002]
fs		0.408*** [0.003]	0.515*** [0.004]		0.559*** [0.002]	0.770*** [0.003]
age		0.089*** [0.005]	0.086*** [0.005]		0.126*** [0.003]	0.090*** [0.003]
lp			-0.173*** [0.004]			-0.373*** [0.003]
lcr			-0.002 [0.002]			-0.083*** [0.002]
ggbl			0.018*** [0.003]			0.008*** [0.003]
观察值数量	2,231,489	2,231,299	2,225,473	2,231,489	2,231,299	2,225,473
R2	0.004	0.017	0.018			
面板分组数	598,129	598,121	596,223	598,129	598,121	596,223
Hausman 检验 P 值	0.000***					
Panel B						
email	0.363*** [0.009]	0.378*** [0.009]	0.370*** [0.009]	0.932*** [0.008]	0.840*** [0.008]	0.822*** [0.008]
ac		0.063*** [0.002]	0.053*** [0.002]		0.185*** [0.002]	0.158*** [0.002]
fs		0.409*** [0.003]	0.517*** [0.004]		0.559*** [0.002]	0.769*** [0.003]
age		0.087***	0.084***		0.118***	0.082***

		[0.005]	[0.005]		[0.003]	[0.003]
lp			-0.172***			-0.371***
			[0.004]			[0.003]
lcr			-0.002			-0.084***
			[0.002]			[0.002]
ggb1			0.018***			0.007**
			[0.003]			[0.003]
观察值数量	2,231,489	2,231,299	2,225,473	2,231,489	2,231,299	2,225,473
R2	0.004	0.017	0.018			
面板分组数	598,129	598,121	596,223	598,129	598,121	596,223
Hausman 检验 P 值	0.000***					

表 3 为互联网对企业出口额影响的固定效应和随机效应回归结果。其中, Panel A 表示 web 对出口的影响, Panel B 表示 email 对出口的影响, 第(1)-(3)列是固定效应, 第(4)-(6)列是随机效应。由 Panel A 可知, 不管是固定效应还是随机效应, web 对出口有显著的正向影响, 并且固定效应中, web 系数的变化很小, 在 0.406-0.415 之间, 而随机效应中, web 系数的变化较大, 在 0.680-0.808 之间。由 Panel B 可知, email 对出口也有显著的正向影响, 且在固定效应下系数同样变化不大, 在 0.363-0.378 之间, 在随机效应下, 系数变化在 0.822-0.932 之间。本文进一步对固定效应和随机效应的结果进行 Hausman 检验, 结果显示固定效应模型更为合适。由固定效应回归结果可知, 使用主页可以使企业出口额增加约 40%多, 使用电子邮件可以使企业出口额增加 37%左右。

然而, 是否采用互联网由企业自主决定, 必然会出现自选择(self-selection)问题, 即使是在控制了各种可观察的企业特征情况下, 也无法确定使用互联网的企业和不使用互联网的企业是否具有可比性, 因此, 我们下面使用 PSM-DID 方法进一步处理这一问题。

(二) 倾向值匹配的检验

我们采用倾向值匹配的方法, 对使用和不使用互联网的企业进行匹配得出一组与处理组相似但不使用互联网的企业, 然后通过双重差分方法得出使用互联网对出口的影响。首先通过 Logit 回归估计倾向得分, 然后使用最近邻倾向评分匹配方法(the nearest neighbor matching)对处理组中的企业按倾向指数最接近的企业进行 1:5 配对, 最后算出 ATT 的值。

在匹配前我们先进行 PSM 适用条件检验。本文首先检验匹配的变量与企业是否使用互联网相关, 只有相关的变量才能作为匹配变量, 检验结果显示各变量对是否使用 web 和 email 的影响较为显著。其次本文进行平衡性(balancing)条件和共同支撑(common support)条件的检验。对于平衡性条件(Rosenbaum 和 Rubin, 1983), 我们依据 Smith 和 Todd(2005)的做法, 计算匹配后处理组和比较组各匹配变量的标准偏差, 标准偏差越小, 表明匹配效果越好, 但

对于标准偏差绝对值小的程度目前并无统一标准。Rosenbaum 和 Rubin(1985)认为当匹配变量的标准偏差绝对值大于 20 时可认为匹配效果不好。本文平衡性条件检验的结果显示,匹配后处理组和比较组的偏差均小于 5,且 t-test 不存在显著差异,说明匹配时满足了平衡性条件。而对于共同支撑条件检验,若匹配后大多数观测值落在处理组和对照组重合的部分,则表明满足共同支撑条件,具体检验结果显示,绝大部分观测值落在了重合部分,满足共同支撑条件。

(三) 互联网对出口影响的 PSM-DID 估计结果

1. 互联网对出口额的影响情况。本文检验了 web 和 email 对企业出口额的影响情况,具体估计结果见表 4。其中, t1 表示开始使用互联网出口, t2 表示使用互联网后的第 2 期, t3 表示使用互联网后的第 3 期, TZ 表示这 3 期影响的均值。

表 4 显示, web 对企业出口的影响在各期显著为正, 3 期平均的 ATT 值约为 7.7%, 即 web 的使用, 使得企业的出口增加 7.7%; email 在第 1 期对企业出口影响显著, 3 期平均的 ATT 值约为 2.9%, 即 email 的使用, 使得企业的出口增加 2.9%。可见使用网页对出口的影响大于使用电子邮箱。从互联网对出口的滞后影响上看, web 对出口的影响在第 1 期和第 3 期较大, 第 2 期略有下降。而 email 对出口的影响仅在第 1 期显著, 之后影响不显著。

2. 互联网对出口密集度的影响。本文通过出口密集度衡量互联网对国内销售和出口的影响情况。若系数为正, 则说明互联网对出口的影响大于其对国内销售的影响; 若系数为负, 则说明互联网对国内销售的影响大于其对出口的影响。具体结果见表 5。

表 4 互联网对出口额影响的PSM-DID结果

		web	email
t1	ATT	0.089***	0.049***
	标准差	[0.012]	[0.010]
	观察值数量	7,282	9,543
t2	ATT	0.044***	0.01
	标准差	[0.015]	[0.013]
	观察值数量	5,935	7,725
t3	ATT	0.146***	0.009
	标准差	[0.035]	[0.028]
	观察值数量	1,519	2,204
TZ	ATT	0.077***	0.029***
	标准差	[0.009]	[0.008]
	观察值数量	14,736	19,472

表5 互联网对出口密集度影响的PSM-DID结果

		web	email
t1	ATT	0.009***	0.006***
	标准差	[0.002]	[0.001]
	观察值数量	7,287	9,535
t2	ATT	0.002	0.005***
	标准差	[0.002]	[0.002]
	观察值数量	5,941	7,716
t3	ATT	0.011**	0.010***
	标准差	[0.004]	[0.003]
	观察值数量	1,518	2,203
TZ	ATT	0.006***	0.006***
	标准差	[0.001]	[0.001]
	观察值数量	14,746	19,454

总体上看, web 和 email 对出口密集度均有显著的正向影响, 其中, web 对出口密集度的影响在第1期和第3期影响显著, 平均3期影响的 ATT 值为 0.6%, 即 web 的使用, 使得企业出口的密集度增加 0.6%。email 的使用对出口密集度的影响在各期均显著为正, 平均3期的 ATT 值也为 0.6%, 即 email 的使用, 使得企业出口的密集度增加 0.6%。从互联网对出口密集度的滞后影响上看, web 和 email 对企业第1和3期影响较大, 而对第2期影响较小。以上结果总体来说, web 和 email 对企业出口的影响大于对国内销售的影响, web 和 email 对出口密集度的影响存在一定的滞后性, 滞后影响约为2期, 这与 web 对出口额的影响较为一致。

我们发现, 无论是 web 还是 email 都使得企业出口的密集度上升, 即用互联网后, 国内销售的比重相对下降。该结论符合 Bernard 等(2011)的结论, 贸易自由化使得企业间竞争加剧, 企业会减少甚至放弃竞争力低产品的生产, 而将更多资源用于生产竞争力高的产品。一般而言, 出口企业会出口竞争力较高的产品, 而将竞争力较低的产品用于国内销售, 因而贸易开放使得出口企业国内销售比重下降。互联网具有类似于贸易自由化的效果, 我们确实发现使用互联网的企业的国内销售比重存在下降现象。

3. 互联网对二元边际的影响。本文从互联网对企业间广延边际、企业内广延边际和集约边际的角度研究互联网对企业出口产品和目的国二元边际的影响情况。

表6中 Panel A 表示 web 对二元边际影响的情况, Panel B 表示 email 对二元边际影响的情况。从产品层面的广延边际上看, web 对第1期、第2期以及3期的广延边际产生显著的正向影响, 3期均值的 ATT 约为 1.1%, 即用 web 使企业出口产品增加 1.1%; email 对第1和3期广延边际产生显著的正向影响, 3期均值的 ATT 约为 0.9%, 即用 email 使企业出口

产品增加 0.9%。web 对广延边际的影响比 email 大。从产品层面的集约边际上看, web 在第 1 期对集约边际的影响显著为正, 但第 2 和 3 期均不显著; email 对集约边际的影响也不显著。从国家层面的广延边际上看, web 对广延边际各期均产生显著的正向影响, 3 期均值的 ATT 为 3.4%, 即 web 的使用, 使企业出口的目的国增加 3.4%, email 对第 3 期及 3 期均值的 ATT 产生显著的正向影响, 3 期均值的 ATT 为 0.9%, 即 email 的使用, 使企业出口的目的国增加 0.9%。在国家层面上 web 对广延边际的影响比 email 大。从国家层面的集约边际上看, web 在第 1 期对集约边际产生显著的正向影响, 但对第 2 和 3 期的影响不显著; email 对集约边际的影响不显著。以上结果表明互联网的使用对企业出口产品和目的国的广延边际影响都显著为正, 但对集约边际影响仅在第 1 期时影响为正。从企业间广延边际上看, web 对企业间广延边际的影响在各期显著为正, 3 期均值的 ATT 为 9.2%, 即互联网的使用, 使得进入出口市场的企业增加 9.2%, email 对企业间广延边际的影响在第 1 期显著, 3 期均值的 ATT 为 3.2%, 即电子邮箱的使用, 使得进入出口市场的企业增加 3.2%。综上所述, 互联网使企业间广延边际的出口增加; 互联网对企业内广延边际有正向影响; 但互联网对企业间集约边际的影响不确定。

表 6 互联网对二元边际的影响的PSM-DID结果

		企业内				企业间
		产品层面		国家层面		
		广延边际	集约边际	广延边际	集约边际	广延边际
Panel A						
t1	ATT	0.007*	0.072***	0.026***	0.058***	0.113***
	标准差	[0.004]	[0.014]	[0.004]	[0.014]	[0.020]
	观察值数量	4,900	4,938	4,890	4,942	10,649
t2	ATT	0.013**	0.001	0.039***	0.008	0.041***
	标准差	[0.005]	[0.018]	[0.006]	[0.019]	[0.014]
	观察值数量	4,114	4,150	4,106	4,152	5,935
t3	ATT	0.025	-0.01	0.050***	-0.018	0.146***
	标准差	[0.016]	[0.044]	[0.017]	[0.044]	[0.035]
	观察值数量	1,022	1,048	1,025	1,047	1,519
TZ	ATT	0.011***	0.035***	0.034***	0.030***	0.092***
	标准差	[0.003]	[0.011]	[0.004]	[0.011]	[0.013]
	观察值数量	10,036	10,136	10,021	10,141	18,103
Panel B						
t1	ATT	0.009**	0.011	0.002	0.012	0.049***
	标准差	[0.003]	[0.014]	[0.004]	[0.013]	[0.010]
	观察值数量	6,536	6,618	6,527	6,621	9,543

t2	ATT	0.007	-0.006	0.007	-0.01	0.017
	标准差	[0.005]	[0.018]	[0.005]	[0.016]	[0.012]
	观察值数量	5,485	5,555	5,476	5,558	7,725
t3	ATT	0.018	-0.032	0.041***	-0.026	0.009
	标准差	[0.012]	[0.037]	[0.013]	[0.035]	[0.028]
	观察值数量	1,553	1,599	1,545	1,598	2,204
TZ	ATT	0.009***	-0.001	0.009***	-0.001	0.032***
	标准差	[0.003]	[0.011]	[0.003]	[0.010]	[0.008]
	观察值数量	13,574	13,772	13,548	13,777	19,472

根据 Bernard 等(2011)的研究, 可变成本下降, 会增加企业内产品出口和出口目的国的广延边际, 增加出口企业数量的广延边际, 但对集约边际的影响不显著。因而当企业的生产受到某种冲击时, 在控制其他变量后, 我们可以通过二元边际来推测这种冲击对企业出口成本的影响。我们发现互联网的使用对企业出口的产品和目的国广延边际的影响显著为正, 对企业间广延边际的影响也显著为正, 但对集约边际的影响不确定。本文的结果与 Bernard 等(2011)的研究结论基本一致, 因而本文推测互联网的使用通过降低企业出口的可变成本来促进贸易的发展。

五、稳健性检验

本文主要做了两个稳健性检验, 首先我们考察了互联网对不同所有制企业出口的影响, 其次本文考察互联网对不同贸易方式出口的影响。由于 web 和 email 对出口的影响相似, 我们只报告了 web 对出口的影响。

(一) 互联网对不同所有制企业出口的影响

我们把企业分为国有企业、其他内资企业和外资企业 3 个子样本, 分别考察互联网对这 3 类企业出口额和出口密集度的影响情况, 具体结果见表 7。其中, 第(1)-(3)列为对出口额的影响, 第(4)-(6)列则是对出口密集度的影响。

表 7 第(1)-(3)列显示, web 对外资企业的影响在各期都显著, 3 期均值的 ATT 约为 7.6%; 对其他内资企业的影响在第 1 和 3 期显著, 3 期均值的 ATT 约为 5.6%; 而对国企的影响只在第 3 期显著, 3 期均值的 ATT 约为 8.2%。以上研究说明互联网对企业出口存在显著的正向影响, 其中对外资企业影响较为显著。但从 3 期影响的 ATT 值上看, 互联网对国有企业的影响较大。

表 7 第(4)-(6)列中 web 对出口密集度的影响可以发现, web 在第 1 期对外资企业出口密

集度的影响为正，即互联网对企业出口的影响大于其对国内销售的影响；第 2 期显著为负，这表明 web 对国内销售的影响大于其对出口的影响。然而第 3 期以及 3 期的均值都不显著，说明 web 对外资企业出口和国内销售的影响都较大，即外资企业使用互联网不仅利于其出口，也利于其占领中国的市场。web 对其他内资的影响显著为正，这表明相对于国内销售，互联网对其他内资企业出口的影响更大。

表 7 不同所有制性质企业互联网对出口的影响

		出口额			出口密集度		
		国企	其他内资	外资	国企	其他内资	外资
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
t1	ATT	0.086	0.075***	0.088***	0.001	0.010***	0.008***
	标准差	[0.059]	[0.017]	[0.016]	[0.006]	[0.002]	[0.002]
	观察值数量	401	3,525	3,132	400	3,528	3,134
t2	ATT	0.082	0.023	0.048**	0.008	0.005	-0.007**
	标准差	[0.081]	[0.022]	[0.022]	[0.007]	[0.003]	[0.003]
	观察值数量	293	2,860	2,551	293	2,863	2,552
t3	ATT	0.304***	0.123*	0.121***	0	0.020**	0.004
	标准差	[0.113]	[0.072]	[0.044]	[0.010]	[0.009]	[0.006]
	观察值数量	144	432	818	144	432	817
TZ	ATT	0.082**	0.056***	0.076***	0.004	0.008***	0.001
	标准差	[0.041]	[0.014]	[0.013]	[0.004]	[0.002]	[0.002]
	观察值数量	1,009	6,817	6,501	1,008	6,823	6,503

(二) 互联网对不同贸易方式出口的影响

中国是加工贸易大国，因此，本文进一步区分非加工贸易和加工贸易进行分析(见表 8)。表 8 中第(1)和(2)列是 web 对不同贸易方式出口额的影响；第(3)和(4)列是 web 对不同贸易方式出口密集度的影响；第(5)列是 web 对企业加工与非加工贸易额之比重的影响。结果显示，互联网使企业加工和非加工贸易的出口额和出口密集度都显著增加，但会使两者贸易额的比下降。我们认为互联网的使用降低了对外联系的成本，有助于企业自行设计、生产和销售，因而加工贸易比重会下降。

表 8 互联网对不同贸易方式出口的影响

		贸易额		出口密集度		
		非加工	加工	非加工	加工	加工/非加工
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
t1	ATT	0.063**	-0.048	0.001	0.001	-0.01

	标准差	[0.030]	[0.032]	[0.002]	[0.001]	[0.028]
	观察值数量	10,021	10,020	10,013	10,016	10,016
t2	ATT	0.109***	0.01	0.006***	0.003*	0.003
	标准差	[0.037]	[0.035]	[0.002]	[0.002]	[0.030]
	观察值数量	8,774	8,772	8,766	8,768	8,765
t3	ATT	0.162*	0.012	0.007*	0.005	-0.161**
	标准差	[0.083]	[0.070]	[0.004]	[0.003]	[0.079]
	观察值数量	2,706	2,706	2,705	2,705	2,705
t4	ATT	0.241**	0.187**	0.004	0.011*	-0.285***
	标准差	[0.106]	[0.091]	[0.004]	[0.006]	[0.097]
	观察值数量	1,821	1,821	1,821	1,822	1,821
TZ	ATT	0.106***	-0.001	0.004***	0.003***	-0.044**
	标准差	[0.023]	[0.022]	[0.001]	[0.001]	[0.020]
	观察值数量	23,322	23,319	23,305	23,311	23,307

六、结论与政策建议

本文使用在企业层面匹配后的工业企业数据库和海关数据库,分别采用固定效应估计和倾向得分匹配后的双重差分估计方法,考察了互联网对企业出口的影响。固定效应估计的结果表明,企业使用主页(web)会使企业出口额提高 40%,使用电子邮件(email)会使企业出口额提高 37%。由于固定效应模型可能存在的自选择问题,我们进一步采用 PSM-DID 方法,从互联网对企业出口额和出口密集度的影响,以及互联网对企业间广延边际、企业内广延边际和企业内集约边际的影响,深入考察了互联网对企业出口的影响及其大小和机制。研究结果显示,互联网对企业出口的确有显著的促进作用,但是没有固定效应模型中估计的那么大。其中,主页对出口企业的正向影响较大,为 7%-9%,而电子邮件对出口额的影响较小,为 3%-5%。此外,主页和电子邮箱对企业出口的影响大于其对国内销售的影响。虽然 web 对外资企业出口的影响更大,但其对国内销售的影响也很大,因而从 3 期均值上看 web 对外资企业出口密集度的影响不显著。相较而言,互联网对其他内资企业出口的影响大于其对国内销售的影响。分贸易方式来看,互联网会增加非加工贸易的出口比重。我们还发现互联网对企业间广延边际的影响显著为正,这与之前的研究发现一致。此外,互联网对企业内广延边际的影响也是正向的,但对企业内集约边际的影响不确定。在 Bernard 等(2011)多产品多目的国的企业出口理论框架下,互联网通过降低出口的可变成本促进企业的出口,使用互联网的企业通过降低国内销售的比重,将资源投入生产竞争力更高的产品上,互联网对企业出口的促进作用与贸易自由化的作用相似。

基于以上发现,本文认为政府应该推进互联网发展,增加互联网基础设施投资,鼓励企

业使用互联网，这将有助于中国企业增加出口。从不同所有制企业的情况来看，国有企业对于使用互联网的效果要慢于外资企业和其他内资企业，但是总的效果并不比外资企业和其他内资企业小，这一方面说明国有企业在采用新技术和新贸易模式时反应较慢，但其一旦适应了互联网技术的新形势，仍然可以发挥巨大潜力。从贸易方式角度来看，互联网也有助于中国企业从加工贸易“升级”到一般贸易。

互联网对企业出口密度也有正向影响，说明互联网对企业出口的影响要大于内销的影响。但是这个效果主要是由其他内资企业拉动的，国有企业并没有这样的效果，而外资企业甚至还有负向影响。这说明国有企业在互联网之后，对内销与出口的影响是一样的，而其他内资企业可能是在出口市场上受到更多的信息不对称的影响，因此互联网的作用更大。对于外资企业而言，由于外资企业本身来自海外，对于海外市场本来就有很多渠道和信息，相对而言，外资企业对中国市场的渠道和信息有可能不足，因此，互联网对外资企业在本地销售产品有更大帮助。基于以上发现可知，互联网会增加内外两个市场的企业互相进入和融合的程度，从而优化内部与外部资源配置，提高整体的经济运行效率，进而实现更为高质量的经济增长。从政策含义上来看，互联网对国有企业内销与出口的影响没有区别，而对其他内资企业使用互联网之后会更多增加出口，所以如果政策目标是增加更多出口的话，政府应该鼓励其他内资企业使用互联网，例如在建立互联网主页、企业邮件系统、企业信息化建设等过程中，政府可以通过财政、税收、信贷等政策给予更多优惠，促进更多企业进行互联网升级改造，从而促进企业出口增加。

互联网不仅可以增加企业出口的概率，还有助于原有出口企业出口新产品，开拓新的海外市场。这对于扩大中国企业出口，促进企业出口转型升级，抵御局部外部风险的冲击等方面都有着十分积极的意义。互联网对企业出口的促进作用不仅是量上的增加，也有质上的提高。

本文从出口角度支持了目前政府倡导的“互联网+”战略规划以及政府对互联网基础设施的升级改造投资。但企业在追赶“互联网+”热潮的同时也要保持冷静，不宜过分强调和依赖互联网的作用。

参考文献

- [1] 聂辉华、江艇、杨汝岱 (2012):《中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题》,《世界经济》第5期。
- [2] 茹玉骢、李燕 (2014):《电子商务与中国企业出口行为:基于世界银行微观数据的分析》,《国际贸易问题》第12期。
- [3] 施炳展 (2016):《互联网与国际贸易——基于双边双向网址链接数据的经验分析》,《经济研究》第5期。
- [4] 盛丹、包群、王永进 (2011):《基础设施对中国企业出口行为的影响:“集约边际”还是“扩展边际”》,《世界经济》第1期。
- [5] 万海远、李实 (2013):《户籍歧视对城乡收入差距的影响》,《经济研究》第9期。
- [6] Alvarez, Roberto and López, R. A. “Exporting and performance: evidence from Chilean plants.”, *Canadian Journal of Economics*, 2005, 38 (4), pp. 1384-1400.
- [7] Bai, Chong En; Lu, J. and Tao, Z. “How does privatization work in China?.”, *Journal of Comparative Economics*, 2009, 37 (3), pp. 453-470.
- [8] Bernard, A. B. and Jensen J. B. “Exceptional Exporter Performance: Cause, Effect or Both?.”, *Journal of International Economics*, 1997, 47(1), pp.1-25.
- [9] Bernard, Andrew B. and Jensen, J. B. “Entry, Expansion, and Intensity in the US Export Boom, 1987–1992.”, *Review of International Economics*, 2004, 12 (4), pp. 662–675.
- [10] Bernard, A.B.; Redding, S. J. and Schott, P.K. “multiproduct firms and trade liberalization.”, *The Quarterly Journal of Economics*, 2011, 126, pp.1271–1318.
- [11] Bojnec, Stefan and Ferto, Imre “Market-Creating Effect of the Internet on Food Trade.”, Working Paper No. 91958, 2010.
- [12] Brandt, Loren; Biesebroeck, Johannes Van and Zhang, Yifan “Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing.”, *Journal of Development Economics*, 2012, 97 (2), pp. 339–51.
- [13] Cai, H.B. and Liu, Q. “Competition and Corporate Tax Avoidance: Evidence from Chinese Industrial Firms.”, *Economic Journal*, 2009, 119(537), pp. 764-795.
- [14] Chaney, Thomas “Distorted Gravity: The Intensive and Extensive Margins of International Trade.”, *American Economic Review* volume, 2008, 98 (4), pp. 1707-1721.
- [15] Clarke, George R. G. and Wallsten, Scott J. “Has the Internet Increased Trade? Developed and Developing Country Evidence.”, *Economic Inquiry*, 2006, 44 (3), pp.465–484.

- [16] Dehejia, Rajeev “Practical propensity score matching: a reply to Smith and Todd.”, *Journal of Econometrics*, 2005,125(1-2) , pp.355-364.
- [17] De Loecker, Jan “Do exports generate higher productivity? Evidence from Slovenia.”, *Journal of International Economics*, 2007, 73 (1), pp. 69–98.
- [18] Dutt ,Pushan; Mihov, I. and Zandt, T. V. “The Effect of WTO on the Extensive and the Intensive Margins of Trade.”, *Journal of International Economics*, 2013,91 (2), pp. 204–219.
- [19] Ferro ,Esteban “Signaling and Technological Marketing Tools for Exporters.”, The World Bank, Policy Research Working Paper Series: 5547, 2011.
- [20] Freund, Caroline L. and Weinhold, D. “The Effect of the Internet on International Trade.”, *Social Science Electronic Publishing*, 2004, 62 (1), pp. 171-189.
- [21] Girma, Sourafel; Greenaway, A. and Kneller, Richard “Does Exporting Increase Productivity? A Microeconomic Analysis of Matched Firms.”, *Review of International Economics*, 2004,12 (5), pp. 855-866.
- [22] Glazerman, Steven; Dan, M. L. and Myers, D. “Nonexperimental Replications of Social Experiments: A Systematic Review.”, *Mathematica Policy Research Reports* No. 8813300,2002.
- [23] Lin, Faqin “Estimating the effect of the Internet on international trade.”,*Journal of International Trade & Economic Development*, 2014,62 (3), pp.171–189.
- [24] Mallick, Hrushikesh “Role of technological infrastructures in exports: evidence from a cross-country analysis.”, *International Review of Applied Economics*, 2014, 28 (5), pp. 669-694.
- [25] Melitz, M. J. “The Impact of Trade on Intra - Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity.”, *Econometrica*, 2003,71 (6), pp. 1695–1725.
- [26] Mostafa, Rasha H. A.; Wheeler, C. and Jones, M. V. “Entrepreneurial orientation, commitment to the Internet and export performance in small and medium sized exporting firms.”, *Journal of International Entrepreneurship*, 2005,3 (4), pp. 291–302.
- [27] Niru, Yadav “The Role of Internet Use on International Trade: Evidence from Asian and Sub-Saharan African Enterprises.”, *Global Economy Journal*, 2014, 14(2), pp.198–214.
- [28] Ricci, Luca Antonio and Trionfetti, Federico “Productivity, networks, and export performance: Evidence from a cross-country firm dataset.”, *Review of International Economics*, 2012,20 (3), pp. 552–562.
- [29] Rosenbaum, Paul R. and Rubin, D. B. “The central role of the propensity score in observational studies for causal effects.”, *Biometrika*, 1983, 70 (1), pp. 41–55.

- [30] Rosenbaum, Paul R. and Rubin, D. B. “Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods That Incorporate the Propensity Score.”, *American Statistician*, 1985,39 (1), pp.33–38.
- [31] Smith, J. A. and Todd, P. E. “Does Matching Overcome LaLonde’s Critique of Nonexperimental Estimators? .”, *Journal of econometrics*, 2005,125(1), pp.305–353.
- [32] Sun, Churen; Tian, G. and Zhang, T. “An Applitiocan of the Melitz Model to Chinese Firms.”, *Review of Development Economics*, 2013,17 (3) , pp.494–509.
- [33] Timmis, Jonathan “Internet Adoption and Firm Exports in Developing Economies.”, University of Nottingham, GEP, Discussion Papers, 2013.
- [34] Wagner, Joachim “The causal effects of exports on firm size and labor productivity: First evidence from a matching approach.”, *Economics Letters*, 2002,77 (2), pp. 287-292.
- [35] Wheatley, W. P.and Roe, T. L. “The Effects of the Internet on U.S. Bilateral Agricultural Trade.”, *Journal of International Agricultural Trade and Development*, 2008, 4 (2), pp. 231–53.

人民币汇率指数有效性研究¹

何青² 张策³ 郭俊杰⁴

【摘要】本文利用 VAR 模型、OLS 回归和基于利率平价的无套利模型等方法对 CFETS 人民币汇率指数以及参考 BIS 货币篮子和 SDR 货币篮子计算的人民币汇率指数的有效性进行定量分析。本文的结果表明，在现阶段，参考 SDR 货币篮子的汇率指数对于引导人民币汇率预期，缩小人民币离岸在岸价差以及维护金融稳定有着更加明显的作用。笔者建议，CFETS 人民币汇率指数的编制应该通过涵盖更多的货币，并且在权重设定中更多地考虑金融使用、货币地位和市场规模等金融因素来提高自身的有效性。

【关键词】人民币汇率 汇率指数 货币篮子 有效性

一、引言

自 2005 年汇改以来，人民币汇率形成机制稳步推进，逐渐确立了“以市场供求为基础，参考一篮子货币进行调节的有管理的浮动汇率制度”，而且人民币波动幅度也从 2007 年的 0.5% 扩大到 2014 年的 2%。尽管如此，国际货币基金组织关于全球汇率制度的年度报告（IMF's Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions）依然认为中国仍处于传统钉住和爬行钉住的汇率制度之中。笔者认为，之所以汇改以后的人民币汇率制度仍然会受到质疑，其主要原因是人民银行为了抵消近几年境外资本大量流入的负面影响，不得不频繁地干预外汇市场。然而，这种“常态式”的外汇干预使得人民币的汇率在一定程度上偏离了外汇市场的供求状况，致使人民币的汇率水平失真。与此同时，由于长期以来人民银行都没有公布货币篮子中的币种选择和各币种的权重，人民银行在进行外汇干预的时候显得相机抉择，从而降低了汇率制度的透明度减低，并且使得汇率市场的参与者难以形成合理稳定的人民币汇率预期。为了进一步完善汇率形成机制，外汇交易中心于 2015 年 8 月推动了人民币汇率中间价定价机制改革，并于同年 12 月 11 日在中国货币网正式发布了 CFETS 人民币汇

¹本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文，编号 IMI Working Papers No.1614

²何青，中国人民大学国际货币研究所特约研究员、财政金融学院教授、副系主任

³张策，中国人民大学财政金融学院博士生

⁴郭俊杰，美国印第安纳大学伯明顿分校经济系博士生

率指数。与此同时，外汇交易中心还列出了参考 BIS 货币篮子以及 SDR 货币篮子计算的人民币汇率指数。人民币汇率指数的推出使得人民币汇率的参考目标从单一地盯住美元转向一篮子货币。这有利于减弱美元在人民币汇率形成和外汇储备变动的影响，降低人民币对单一美元的依赖，使得人民币可以在维持与其他新兴市场国家汇率相对稳定的情况下，对美元表现的更加灵活。与此同时，在中国外汇交易中心发布的汇率指数中，“一篮子货币”的货币选择、权重和基期都有了明确的说明。这有利于加强政府与市场的沟通，对于引导人民币汇率预期、发现中国的均衡汇率水平。

上述三种不同的汇率指数的并存虽然有利于外汇市场的参与者从不同的角度来分析人民币汇率的走势，但是也使得人民币汇率的“锚”变得不唯一。事实上，由于在上述三个汇率指数所涵盖的币种以及相应的权重都存在一定的差异，这些汇率指数的走势难免会在某些时期内出现背离。这种背离不仅仅会对外汇市场的交易者带来干扰，而且也势必会对人民银行的汇率调控提出挑战。图 1 和图 2 分别展示上述三种汇率指数的历史变动以及其对数变动率的走势。由图可知，虽然三种汇率指数在大部分时期里的变动趋势是一致的，但是当突发事件来临时这三种货币指数的走势会出现背离。例如，由于三个货币篮子英镑权重相差比较大，英国脱欧事件发生后的英镑大幅贬值使得上述三种汇率指数的走势随即出现了背离。参考 SDR 货币篮子的汇率指数上涨，参考 BIS 货币篮子的汇率指数下跌，而 CFETS 汇率指数则相对保持稳定。对于人民银行而言，此时使用哪一种货币篮子作为外汇调控的依据就成了一个难题。

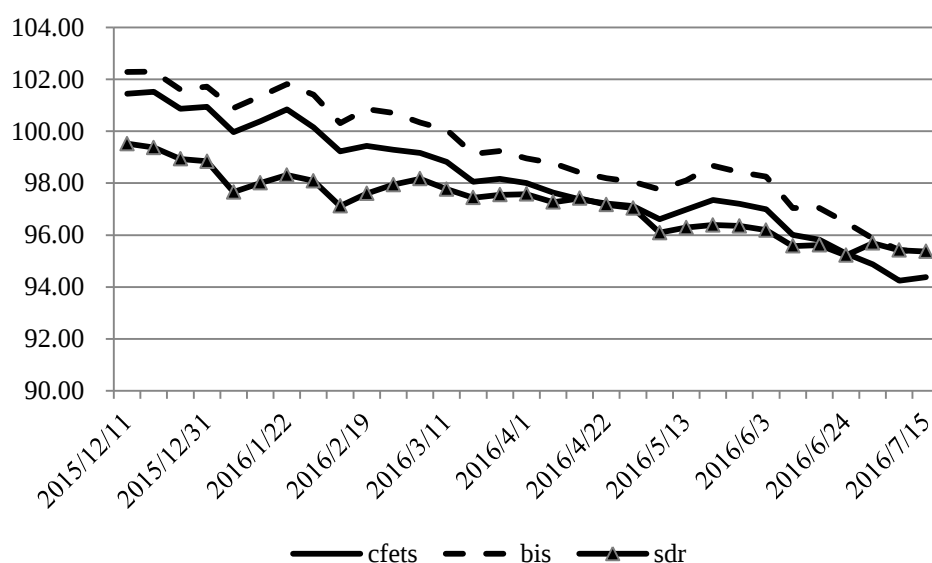


图 1 三种汇率指数的走势

数据来源：中国外汇交易中心

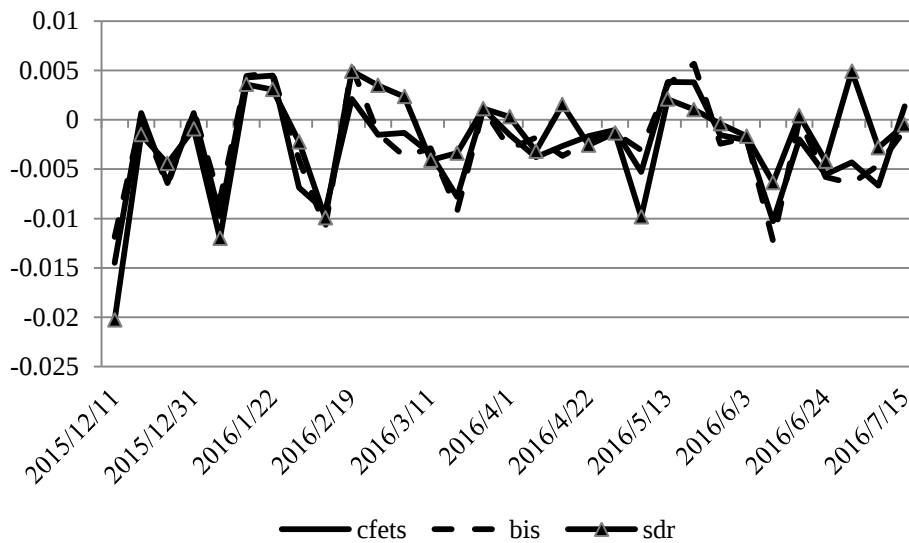


图2 三种汇率指数的对数变动率走势

数据来源：中国外汇交易中心，作者计算

为了解决这一难题，本文使用多种计量方法对三种汇率指数的有效性进行评测，从而为外汇调控的政策制定提出相关建议。与以往的研究相比，本文的主要贡献在于以下两个方面。第一，本文首次系统性地从人民币汇率指数对汇率的预期引导作用以及维护金融稳定的角度对人民币汇率指数的有效性进行分析。第二，本文不仅仅对人民币汇率指数的币种和权重选择进行了深入地分析，还通过横向对比对三种汇率指数的优劣进行分析。

本文的结构如下，第二节是文献回顾，第三节是关于货币篮子的分析，第四节是人民币汇率指数的有效性分析，第五节是全文的结论以及政策建议。

二、文献回顾

在汇率制度的选择中，盯住一篮子货币的汇率制度，是从固定汇率制度向更加灵活的汇率制度过渡过程中最有效的汇率制度选择。一方面，盯住一篮子货币还是可以给货币当局调控汇率水平留有余地，从而维持汇率水平的相对稳定，防范汇率冲击对本国经济的影响；另一方面，盯住一篮子货币而不是单一的货币能够避免汇率水平受单一国家的影响，使得汇率更加灵活有效、富有弹性。He et al. (2015) 文章指出人民币的全球分布还有很大的提升空间，建立灵活稳定、公开透明的汇率形成机制可以推动人民币在更加大的范围内使用。接下来，本节从两个方面进行文献回顾，第一是关于货币篮子确定和选择的文献研究，第二是关于中国参考一篮子货币的实际汇率制度的研究。

（一）关于货币篮子确定和选择的文献研究

在布林顿森林体系解体之后，西方发达国家主要货币采用了浮动汇率制度。与此同时，许多发展中国家为了防止汇率大幅波动带来的金融风险，纷纷选择一种或多种货币作为该国汇率的锚。如果选择锚定一种货币，则跟这一种货币是固定汇率，与其他货币是自有浮动。比如，许多发展中国家在布林顿森林体系解体之后选择盯住美元，而部分西非国家则是盯住法郎。另一方面，如果一个国家选择锚定一篮子货币，则该国的汇率对篮子里的所有货币保持自由浮动，但总体维持对一篮子货币的稳定，比如希腊、西班牙和摩洛哥。浮动汇率制度增加了汇率市场的动荡，容易产生金融不稳定的因素，而盯住一个国家货币的固定汇率制度，容易对一个国家形成依赖，并且受投机冲击扰乱可能诱发金融危机。盯住一篮子货币可以根据不同的政策目标确定货币篮子的币种和权重，在跟所有货币自有浮动的同时维持一篮子货币的相对稳定，是被越来越多的国家选择的中间汇率制度安排。

盯住一篮子货币作为最具吸引力的中间汇率制度安排，重要的是依据政策目标确定币种和权重。在早期的研究中，学者主要是从国际贸易的角度对一篮子货币的币种和权重进行分析。例如，Branson 和 Katseli-Papaefstratiou（1981）认为稳定贸易条件是货币篮子确定的政策目标，进出口贸易额和进出口需求弹性是确立权重的依据。Flanders 和 Tishler（1981）也是基于贸易稳定的角度进行探讨，不过他们认为盯住一篮子货币的目标是稳定贸易差额，因此在权重构建上需要更多地考虑 GNP 和贸易份额而不仅仅是国家之间的贸易总额。另外，Xu（2011）在一个黏性价格的小型开放经济体一般均衡框架下，指出垂直贸易的结构是确立一篮子货币权重的重要依据。Ma 和 Cheng（2014）将产出和物价稳定作为政策目标，小型开放经济体一篮子货币的最优权重是进出口的贸易份额。

与此同时，也有不少学者从资本流动和金融稳定的角度来研究这一问题。Turnovsky（1982）在资本自由流动的情况下，将产出波动最小化作为政策目标，构建了小国开放的模型，最优的权重是当宏观经济达到一般均衡时的取值。进入上世纪 90 年代以后，关于一篮子货币的币种和权重这一问题的研究角度逐渐向金融稳定的方向转变。特别是，在 1997 年亚洲金融危机之后，如何通过构建合适的货币篮子来防范跨国资本流动下的投机冲击成为了一个研究热点。Daniels et al.（2001）指出在考虑资本自由流动的情况下，基于贸易权重的货币篮子是次优的，而且与资本市场的一体化背道而驰。为此，他们将稳定国内物价和外汇储备作为制定一篮子货币的政策目标，强调货币市场和债券市场的作用。Yoshino et al.（2004）考虑了一个含有资本流动的一般均衡模型，并指出仅以贸易为权重的一篮子货币会产生比较

大的福利损失。还有部分实证研究表明,根据贸易权重去设计货币篮子并不是最优的。例如, Ma et al.(2016) 利用港元的一篮子货币的数据进行实证。他们的结果表明,在资本完全流动的情况下,最优的货币篮子权重应该最小化产出的波动,这是因为跨国资本大幅的流动会影响资源的错配,从而增大产出的波动性。

(二) 关于中国参考一篮子货币的实际汇率制度的研究

自 2005 年 7 月 21 日实施汇率改革以后,人民币的汇率制度盯住美元的汇率制度转向参考一篮子货币进行调节的汇率制度。不过,正如 Frankel et al. (2000) 指出,中间汇率制度安排的国家由于政策的不透明性,实际汇率制度往往并不是那么富有弹性,而且常常会出现言行不一的情况。那么,在 2005 年汇改之后,中国货币当局是否遵循参照一篮子货币进行调节的汇率制度呢?虽然国内外的学者就此进行了广泛的讨论,但是由于他们所参考的方法以及思考的角度各不相同,得出的结论也不尽一致。

Eichengreen (2006) 认为在人民币的货币篮子中,美元的比重超过 90%。据此,他认为中国所使用的仍然是盯住美元的汇率制度。与此同时, Funke 和 Gronwald (2008) 利用 TV-AR-GARCH 的非线性模型对人民币的货币篮子进行分析,并且支持了人民币依旧是盯住美元的单一汇率制度的结论。另一方面,丁剑平和杨飞 (2007) 则认为在 2005 年汇改之后,美元比重显著减小而区域货币权重逐步增大,特别是人民币与港币、林吉特、韩元和台币的联动性增强。除此以外, Frankel and Wei (2008) 也认为在 2007 年后人民币的货币篮子中美元的权重逐渐下降到 0.5~0.6,而欧元的权重达到 0.39。因此,他们认为人民币汇率已经从盯住美元转变为盯住参考一篮子货币。还有学者认为,尽管美元在人民币的篮子中仍具有主导地位,但是其他主要国际货币的占比也不断上升。Yamazaki (2006) 通过实证研究发现,在人民币货币篮子中虽然美元还占据比较大的比重,欧元、日元、韩元、新加坡元的比重在上升;而 Cui (2014) 通过实证研究发现,尽管美元仍然是人民币主要盯住的货币,但是最近美元在货币篮子中的比重在逐渐下降。另外,也有部分学者认为,人民币的货币篮子不是一成不变的,而是动态调整的。例如,黄梅波和王珊珊 (2013) 则指出在国际金融危机期间,人民币重新回归盯住美元的固定汇率制度阻碍了更加富有弹性的汇率制度改革,在金融危机结束之后,人民币参考一篮子货币的管理浮动汇率制度在逐步实现。周继忠 (2009) 认为在货币篮子中美元占据了绝对重要的位置,远超在贸易份额中的比例,货币当局对参照货币篮子的承诺水平并不高。陈奉先 (2015) 认为一篮子货币中不同货币的权重呈现阶段性变化,中国货币当局出于稳定汇率和出口的考虑,通过动态地调整一篮子货币来对外汇市场进行干预。不过,陆前进 (2012) 认为中国的参考一篮子货币中美元的权重最高、英镑最低,

在时间区间内权重比较稳定，不存在货币篮子的调整。

综合以上文献，笔者认为目前的研究仍然存在以下几个方面的不足。第一，现有关于人民币一篮子货币的讨论主要集中在人民币一篮子货币的变化趋势，但是鲜有文献研究最优的人民币一篮子货币。第二，现有的关于人民币一篮子货币的研究往往只是关注单一的货币篮子，并没有对根据不同货币篮子计算得到的人民币汇率指数进行对比。

三、货币篮子的描述统计

本节将对外汇指数所使用的三种货币篮子进行简要的描述统计。中国外汇交易中心公布的三种货币篮子的币种和所对应的权重如表1所示。首先，CFETS货币篮子包括13种货币，其权重采用考虑转口贸易因素的贸易权重法，因此该权重主要反映了两国之间贸易在中国贸易总额中的地位。其中，权重最大的货币为美元、欧元、日元和港币，其权重分别为26.4%、21.39%、14.68%和6.55%。其次，SDR货币篮子包括4种货币，分别是美元、欧元、日元和英镑。这四种货币的权重是根据各货币在SDR货币篮子中的相对权重计算得到，其中美元的占比最高为41.9%，其次是欧元、英镑和日元，占比分别为37.4%、11.3%和9.4%。这说明SDR货币篮子的权重构成主要反映了上述四种货币作为国际货币的地位。最后，BIS货币篮子包括40种货币，其主要是基于历史的进出口贸易数据为权重。其中，权重最大的货币为欧元、美元、日元和韩元，权重分别为18.7%、17.8%、14.1%和8.5%，这说明该货币篮子的权重构成主要反映了直接贸易额在中国贸易总额中的地位。

表1 三种货币篮子的币种和权重构成

CFETS 货币篮子					
币种	权重	币种	权重	币种	权重
USD/CNY	0.2640	AUD/CNY	0.0627	CNY/MYR	0.0467
EUR/CNY	0.2139	NZD/CNY	0.0065	CNY/RUB	0.0436
JPY/CNY	0.1468	SGD/CNY	0.0382	CNY/THB	0.0333
HKD/CNY	0.0655	CHF/CNY	0.0151		
GBP/CNY	0.0386	CAD/CNY	0.0253		
BIS 货币篮子					
币种	权重	币种	权重	币种	权重
USD/CNY	0.1780	CNY/ARS	0.0040	CNY/MXN	0.0230
EUR/CNY	0.1870	CNY/BGN	0.0010	CNY/NOK	0.0040
JPY/CNY	0.1410	CNY/BRL	0.0140	CNY/PEN	0.0030
HKD/CNY	0.0080	CNY/CLP	0.0090	CNY/PHP	0.0070
GBP/CNY	0.0290	CNY/COP	0.0030	CNY/PLN	0.0090
AUD/CNY	0.0150	CNY/CZK	0.0070	CNY/RON	0.0020

国际货币评论

International Monetary Review

NZD/CNY	0.0020	CNY/DKK	0.0040	CNY/SAR	0.0100
SGD/CNY	0.0270	CNY/DZD	0.0010	CNY/SEK	0.0080
CHF/CNY	0.0140	CNY/HRK	0.0010	CNY/TRY	0.0080
CAD/CNY	0.0210	CNY/HUF	0.0040	CNY/TWD	0.0560
CNY/MYR	0.0220	CNY/IDR	0.0130	CNY/VEF	0.0020
CNY/RUB	0.0180	CNY/ILS	0.0040	CNY/ZAR	0.0060
CNY/THB	0.0210	CNY/INR	0.0220		
CNY/AED	0.0070	CNY/KRW	0.0850		
SDR 货币篮子					
币种	权重	币种	权重	币种	权重
USD/CNY	0.4190	JPY/CNY	0.0940	GBP/CNY	0.1130
EUR/CNY	0.3740				

数据来源：中国外汇交易中心

通过三种货币篮子之间的横向对比，笔者发现以下几个显著的特征。第一，尽管 CFETS 货币篮子和 BIS 货币篮子的权重都是依据贸易权重的方法计算而得到，但是前者使用的是子权重是考虑转口贸易因素的贸易权重法而 BIS 货币篮子的权重是根据 2011-2013 年的进出口贸易额（不涉及转口贸易）计算所得。因此，在 CFETS 货币篮子中美元的权重要高于欧元，港元的权重比较高；而在 BIS 货币篮子中，欧元的权重比美元的高，港元的权重则很低。第二，CFETS 货币篮子所选择 13 个币种对应的是都是与中国经贸联系十分密切的国家，但是它也缺失了一些与中国联系非常密切的国家的币种，如韩国的韩元。相反，BIS 货币篮子选择了 40 种货币，对货币的选择更加全面，但是其中也包括一些与中国经贸联系不太密切以及汇率制度并不灵活的国家小币种，这可能会使得以 BIS 货币篮子为基准的人民币汇率指数对美元、欧元、日元等币种的变动反应不充分。第三，与前两种货币篮子不同，SDR 货币篮子只包括美元、欧元、日元和英镑这四种在国际使用中最频繁的货币。与此同时，其权重的确定不仅涵盖贸易因素，还会参考金融使用和储备货币地位，这使得权重能够更加充分地反映货币在国际使用中的供求变动。不过，SDR 货币篮子的缺点之一就是其涉及货币太少，忽视了很多与中国联系密切的发展中国家的币种，这导致它难以反映发展中国家汇率变动的影响。

从上述分析可知，中国外汇交易中心公布的三种人民币汇率指数的币种和权重的侧重点各不相同。那么，到底哪一种汇率指数更符合人民币汇率制度改革的方向，能够更加有效的发挥汇率在国际收支平衡和服务本国经济增长中的作用呢？为了解答这一问题，本文将在下文中使用三种方法对上述三种汇率指数的有效性进行深入的定量分析。

四、人民币汇率指数的有效性分析

本文借鉴 Harpaz et al.(1990)以及 Lin et al.(2016)研究美元指数对期货市场和大宗商品影响的做法,从汇率指数的预期引导作用以及维护金融稳定的角度对人民币汇率指数的有效性进行定量分析。

(一) VAR 模型

正如王芳等(2016)指出,在均衡区制内人民币汇率市场具有自我调节的能力。因此,有效的汇率指数能够加强央行与市场的沟通,有效的降低价差、维持汇率市场的稳定。接下来,本小节将以 VAR 模型为基础,利用脉冲响应分析和方差分解来分析上述三种人民币汇率指数对人民币离岸在岸即期汇率价差的影响。

本文所使用的数据是 2015 年 12 月 11 日至 2016 年 7 月 15 日的 CFETS 人民币汇率指数(CFETS)、参考 BIS 篮子的汇率指数(BIS)、参考 SDR 篮子的汇率指数(SDR)以及人民币离岸在岸价即期汇率的价差(gap)。原始数据频率为日,变频的方法是使用一周的简单平均值。

在进行 VAR 分析以前,本文首先对模型的变量进行平稳性检验。由于人民币离岸在岸价差不是两个时间序列变量的一阶差分,其满足 ADF 平稳性检验。为了满足平稳性检验,选择三个汇率指数的对数变动率进入 VAR 系统,与人民币离岸在岸价差形成三个 VAR(2)的系统,平稳性检验结果如表 2 所示。从表 2 可知,三种人民币汇率指数在 1%的水平上通过 ADF 平稳性检验,人民币离岸在岸价差也在 10%的水平上通过 ADF 平稳性检验。在建立 VAR 模型之后,本文根据 FPE、AIC、HQIC、SBIC 信息准则确定滞后期的阶数。结果表明,CFETS、BIS 汇率指数与人民币离岸在岸价差形成的 VAR 系统的滞后期数为 1 阶;而 SDR 汇率指数与人民币离岸在岸价差形成的 VAR 系统,FPE 和 AIC 准则表明应选择滞后 4 阶,HQIC、SBIC 信息准则判断为滞后 1 阶。考虑到样本数量的有限,滞后期过多对自由度的损失就越严重,同时为保证不同 VAR 系统结果的可比性,本文统一选择滞后 1 阶,并对残差自相关进行检验,结果表明扰动项为白噪声序列,因此本文的三个 VAR(2)系统是稳定的。

表 2 平稳性检验结果

变量	结论	P 值	统计量	1%临界值	5%临界值	10%临界值
cfets	平稳	0.0000	-7.076	-3.716	-2.986	-2.624
bis	平稳	0.0000	-6.669	-3.716	-2.986	-2.624
sdr	平稳	0.0000	-7.827	-3.716	-2.986	-2.624
gap	平稳	0.0819	-2.657	-3.716	-2.986	-2.624

图 3 显示当给定汇率指数一个正向冲击时,即人民币汇率指数上升(升值)的情况下,

人民币离岸在岸价差的响应情况。人民币离岸在岸价差对三种汇率指数的响应结果都比较相似，表现为当期的响应最为激烈，随后影响最近减弱，在第 5 期之后响应逐渐趋于零。这一个结果表明了汇率指数确实对人民币离岸在岸价差有着引导作用。但是，从人民币离岸在岸价差对汇率指数变动的响应程度来看，参考 BIS 篮子的汇率指数和参考 CFETS 篮子的汇率指数的上升对于人民币离岸在岸价差的影响最小；人民币离岸在岸价差对参考 BIS 货币篮子的汇率指数和 CFETS 人民币汇率指数在 1 期之后影响几乎消失。相比前两个汇率指数，参考 SDR 篮子的汇率指数对人民币离岸在岸价差影响更大。该指数在第一期使得人民币离岸在岸价差下跌了 0.8%，影响程度是参考 BIS 货币篮子的汇率指数的两倍；在 5 期之前都对人民币离岸在岸价差有明显的影响。这表明，相比于参考 BIS 货币篮子的汇率指数和 CFETS 人民币汇率指数，参考 SDR 货币篮子的汇率指数可以更好的引导人民币汇率预期，降低人民币离岸在岸价差。

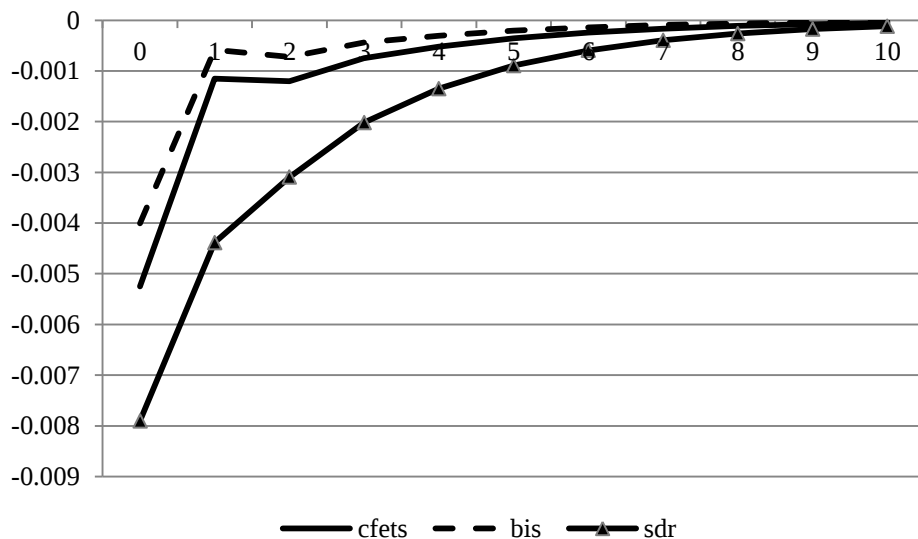


图 3 三种人民币汇率指数的脉冲响应图

接下来，本文利用 VAR 模型对预测误差进行方差分解，图 4 列示了相关的结果。从图 4 可知，三种汇率指数对人民币离岸在岸价差的预测误差都表现出一定的相似性，即在第一期的解释能力最强，然后逐渐减弱到一个固定水平。但是三种汇率指数对人民币离岸在岸价差的解释能力也存在一定的差异。在三期之后，有 13.85% 的预测误差仍然可以被参考 SDR 篮子的汇率指数所解释，但是只有 4.63% 和 2.58% 能够分别被参考 CFETS 篮子和参考 BIS 篮子的汇率指数所解释。这表明参考 SDR 篮子的汇率指数能够更好的对人民币离岸在岸价差的预测误差进行解释。

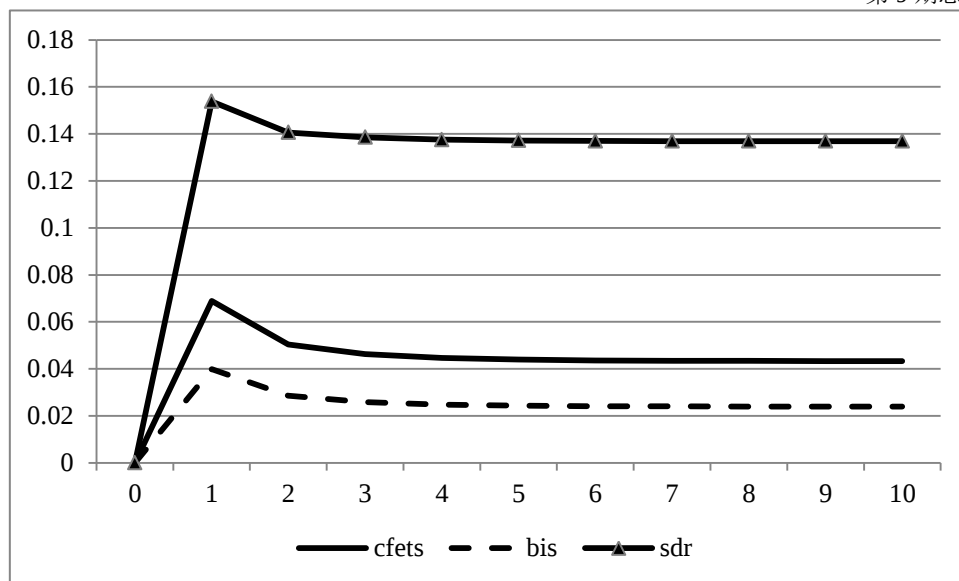


图4 三种人民币汇率指数的脉冲响应图

笔者认为，之所以 SDR 篮子的汇率指数相对于其他两个汇率指数而言能够更准确地引导和预测人民币离岸在岸价差，其原因在于以下两个方面。第一，SDR 篮子的汇率指数在设定货币权重的时候更多地考虑了金融交易和储备货币的因素。由于人民币离岸在岸价差的变动主要受到市场流动性、市场参与者以及资本套利等金融交易的因素所影响，SDR 篮子的汇率指数能够更准确地引导何预测人民币离岸在岸价差。第二，SDR 篮子的汇率指数对美元赋予的权重远高于其他两种汇率指数。由于国际间的资本流动以美元资本为主，如果货币篮子对美元赋予的权重，那么相应的汇率指数就可以更准确地反映人民币汇率的变动。

（二）OLS 回归

接下来，本节利用 OLS 回归对三种汇率指数的有效性进行分析。OLS 回归所用到的样本区间与上一节相同。解释变量是 CFETS 人民币汇率指数(cfets)、参考 BIS 篮子的汇率指数(bis)和参考 SDR 篮子的汇率指数(sdr)，被解释变量是人民币离岸在岸价差(gap)。与此同时，本文借鉴 Funke et al.(2015)，加入中美十年期国债收益率差异(r10)作为控制变量。图 5 展示了上述五个变量从 2015 年 12 月到 2016 年 7 月的走势。从图 5 可知，中美十年期国债收益率的差异与人民币离岸在岸价差呈高度的相关性。其中，当中美十年期国债收益率利差收窄的时候，离岸人民币相对于在岸人民币汇率贬值更快，离岸在岸价差增大。反之，当中美十年期国债收益率利差扩大的时候，离岸人民币相对于在岸人民币汇率回落更快，离岸在岸价差缩小。与此相反，在 16 年春节之前，三种汇率指数与人民币离岸在岸价差并没有呈现明显的相关关系。然而，在 16 年春节之后，汇率指数和人民币离岸在岸价差呈现出比较强的相关性。笔者认为，这是因为随着央行与市场的积极沟通，市场对人民币汇率指数的了解

逐渐增加，汇率指数变动和离岸在岸价差的开始呈现较为显著的相关关系。

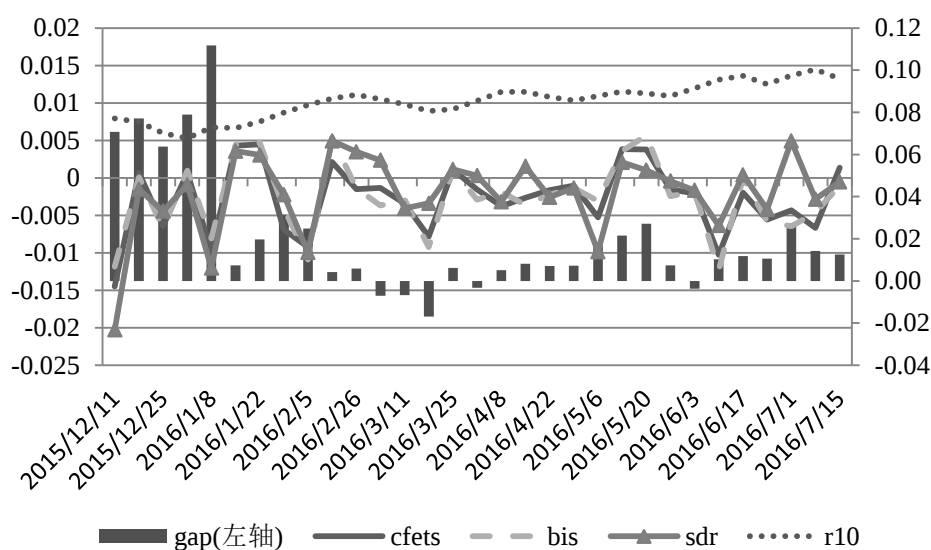


图 5 主要解释变量的走势图

数据来源：中国外汇交易中心、中国人民银行、作者计算。

接下来，表 3 列示了 OLS 回归的结果。从变量的显著性水平上看，参考 SDR 货币篮子的汇率指数的回归系数在 5% 的显著性水平上保持显著，说明其能够显著的降低人民币离岸在岸价差；CFETS 人民币汇率指数的回归系数在 10% 的显著性水平上显著；而参考 BIS 货币篮子的汇率指数并不显著。从模型的解释能力来看，参考 SDR 货币篮子的汇率指数模型是三个模型中拟合优度最高的。参考 SDR 货币篮子的汇率指数模型的拟合优度为 44.6%；CFETS 人民币汇率指数模型的拟合优度为 40.3%；而参考 BIS 货币篮子的汇率指数的拟合优度仅为 36.9%。由此可见，参考 SDR 货币篮子的汇率指数能够更好地解释人民币离岸在岸价差变动。正如上一节所述，由于参考 SDR 货币篮子的汇率指数更多地考虑了金融交易的因素而且对美元赋予了较高的权重，其能够更好地反映短期的外汇市场供求状况变化。

表 3 OLS 回归结果

	(1)	(2)	(3)
VARIABLES	gap	gap	gap
cfets	-1.760* (0.917)		
bis		-1.295 (0.917)	
sdr			-1.948** (0.786)
r10	-0.0714*** (0.0181)	-0.0723*** (0.0186)	-0.0610*** (0.0178)
Constant	0.0892***	0.0916***	0.0795***

	(0.0191)	(0.0196)	(0.0191)
Observations	31	31	31
R-squared	0.403	0.369	0.446

注：*, **, ***分别代表在 10%、5%和 1%的显著性水平上显著

（三）利率平价的无套利模型

参考一篮子货币重要的目的之一就是维持人民币汇率的稳定。特别是，在资本流动性不断增强的情况下，人民币汇率指数的构建对于保持人民币汇率稳定有着十分关键的作用。因此，本小节从维护人民币汇率平稳和金融稳定的角度，利用利率平价的无套利模型对汇率指数的有效性的进行分析。

根据利率平价理论，中国和美国的资本收益率应该相等。然而，在现实中，利率平价并不是总是成立⁵。特别是，由于人民币利率和汇率都比较缺乏弹性以及货币当局还对资本账户存在很大程度上的管制，跨境资本的套利活动有比较大的成本，所以利率平价在中国常常表现为不成立。然而，由于资本管制是有成本的，因此货币当局应该通过选择最优的货币篮子来最小化资本管制的成本。因此，在给定资本管制的情况下，中美两国的利率平价公式可以改写为：

$$r_1 - r_2 + \delta = \frac{E_{12}^* - E_{12}}{E_{12}}$$

其中，等式左边是中国美国收益率的差异，等式右边是人民币兑美元汇率变动。为了刻画资本管制的制度成本，笔者在等式中增加制度成本变量 δ ，即中美收益率之差和人民币兑美元的汇率变动的差异。与此同时，笔者假定 δ 在短期内是不发生改变的。在其他的所有变量中，只有 E_{12}^* 是不确定的，假定参考一篮子货币的标准是维持一篮子货币的有效汇率指数保持不变。因此，假定下一期的汇率指数与本期的汇率指数保持一致，从而可以通过人民币汇率指数的计算方法推出来人民币兑美元的汇率，并且可以将这个汇率作为人民币兑美元汇率的预期。

本小节所使用的数据与前两节的基本相同。需要注意的是，在本小节中，中美收益率之差（ $r_1 - r_2$ ）指的是持有中美 10 年期国债一周平均收益率的差值。其计算方法分为两步：首先计算中美 10 年期国债年化收益率的周度均值；其次，本文利用复利计算的方法将持有一年的收益率水平换算为持有一周的收益率水平。此处，当期人民币兑美元汇率水平选择的是中国外汇交易中心公布的人民币兑美元中间价的周度均值。

⁵ 肖立晟和刘永余（2014）对非抛补利率平价条件不成立的相关假说进行了综述和检验，由于风险溢价、交易成本、外汇市场干预和套利受限的原因，非抛补利率平价条件不一定成立。

最后，本文选择三个指标进行对制度成本 δ 进行度量：第一个是 δ 变动率的均值，更加有效的汇率篮子应该会使 δ 保持稳定；第二个是 δ 变动率的标准差，更加有效的汇率篮子应该会使 δ 变动率保持稳定；第三个是 δ 变动率的均方根平均值，对所有观测值的平方均值取对数，更加有效的汇率篮子应该使得 δ 变动率的离散程度最小。从表 4 可以看到 δ 变动率序列的相关指标，从均值、标准差和均方根平均值来看，参考 SDR 货币篮子可以使得 δ 变动率更贴近于 0、变动更小，能更加有效的防范套利活动。从这个角度看，参考 SDR 货币篮子的汇率指数更有效。

当前，人民币跨境资本套利的重要收益来源是离岸和在岸人民币的价差。然而，从前两节分析，由于参考 SDR 货币篮子的汇率指数能够更有效地减少离岸和在岸人民币的价差并且引导人民币汇率的预期，从而保证平价定律的成立并且能够有效地抑制资本套利，

表 4 参考三种汇率指数所计算出的 δ 变动率的相关指标

	CFETS	SDR	BIS
均值	0.0011	0.0006	0.0016
标准差	0.0304	0.0201	0.0445
均方根平均值	0.0298	0.0197	0.0437

五、结论和政策建议

本文利用三种方法从不同的角度分析了中国外汇交易中心公布的三种货币篮子的有效性。第一，VAR 模型的结果表明，参考 SDR 货币篮子的汇率指数对人民币离岸在岸价差的影响更大、持续性更强，对人民币离岸在岸价差的预测误差解释能力更强；第二，OLS 回归的结果表明，参考 SDR 货币篮子的汇率指数对人民币离岸在岸价差变动的解释能力更强；第三，利率平价的无套利模型的结果表明参考 SDR 货币篮子能够更加有效的防范套利活动，从而维护金融稳定。在现阶段，之所以参考 SDR 货币篮子的汇率指数的有效性高于 CFETS 货币篮子和 BIS 货币篮子，是因为其更多地考虑了金融使用的因素并且对美元赋予了更高的权重。由于人民币兑美元的外汇交易仍旧占据即期人民币外汇交易的绝大部分份额，因此参考 SDR 货币篮子的汇率指数能够更清晰地反映短期外汇市场的供求变化。

基于本文的讨论，笔者认为未来 CFETS 人民币汇率指数可以从以下两个方面进行改进。第一，在币种权重的选择上，不仅仅要考虑贸易的币种，还应该同时兼顾一种货币在国际投资和储备货币中的作用。本文的结果表明，考虑汇率在投资和储备货币中的地位能够增加汇率指数的有效性。第二，增加更多与中国联系密切的国家的货币，提高货币篮子中的多样性，从而增强外汇的灵活性。在目前的 CFETS 货币篮子中，还有很多与中国政治经济贸易联系

十分紧密的国家没有纳入其中，比如韩国、南非、印度、巴西等。中国同这些国家不仅经济贸易联系密切，而且在政治、投资、文化和人员交流方面也有频繁的交往，增加这些国家的货币进入货币篮子中，能够增加货币篮子的代表性。

正如周小川行长所说，未来中国将继续完善以市场供求为基础、参考一篮子货币进行调节的人民币汇率形成机制，不断提高政策规则性和透明度，加强与市场沟通⁶。笔者相信，一个有效人民币的汇率指数对于完善人民币汇率形成机制，维护中国的金融稳定以及推动中国的结构性改革将起到重要的促进作用。因此，有关部门应该提高对这一问题的重视程度，进一步提高人民币的汇率指数，促进人民币汇率形成机制改革顺利实施。

⁶ 《周小川：继续改善汇率制度 加强与市场的沟通》，
<http://forex.eastmoney.com/news/1129,20160724650019140.html>

参考文献

- [1]. 陈奉先, 2015:《中国参照一篮子货币的汇率制度:理论框架与实证考察》,《财经研究》,第2期。
- [2]. 丁剑平, 杨飞, 2007:《人民币汇率参照货币篮子与东亚货币联动的研究》,《国际金融研究》,第7期。
- [3]. 黄梅波, 王珊珊, 2013《人民币事实汇率制度研究:基于篮子货币权重的经验分析》,《世界经济研究》,第9期。
- [4]. 陆前进, 2012,《新汇改以来人民币汇率参考一篮子货币权重的估计及经验验证》,《统计研究》,第5期。
- [5]. 王芳, 甘静芸, 钱宗鑫, 何青, 2016:《央行如何实现汇率政策目标——基于在岸-离岸人民币汇率联动的研究》,《金融研究》第4期。
- [6]. 肖立晟, 刘永余, 2014:《人民币非抛补利率平价为什么不成立:对四个假说的检验》, 中国社会科学院世界经济与政治研究所国际金融研究中心工作论文, W25。
- [7]. 周继忠, 2009:《人民币参照货币篮子:构成方式、稳定程度及承诺水平》,《国际金融研究》,第3期。
- [8]. Branson W H, and Katseli L T, 1981, “Currency Baskets and Real Effective Exchange Rates”, National Bureau of Economic Research Working Paper, No.666.
- [9]. Cui Y, 2014, “Re-testing Chinese RMB’s Currency Basket: US dollar pegging vs. currency basket pegging”, Journal of Law and Social Sciences, 1(1), PP 96-101.
- [10]. Daniels J P, Toumanoff P G, von der Ruhr M, 2001, “Optimal Currency Basket Pegs for Developing and Emerging Economies”, Journal of Economic Integration, 16(1), PP128-145.
- [11]. Eichengreen B, 2006, “China’s Exchange Rate Regime: The Long and Short of It”, Paper presented at the Columbia University’s Conference on Chinese Money and Finance, New York.
- [12]. Flanders M J, and Tishler A, 1981, “The role of elasticity optimism in choosing an optimal currency basket with applications to Israel”, Journal of International Economics, 11(3), PP 395-406.
- [13]. Frankel J, Schmukler S, and Servén L, 2000, “Verifiability and the vanishing intermediate exchange rate regime”, National Bureau of Economic Research Working Paper, No.7901.
- [14]. Funke M, and Gronwald M, 2008, “The Undisclosed Renminbi Basket: Are the Markets Telling us something about where the Renminbi-US Dollar Exchange Rate is Going?”, The World Economy, 31(12), PP 1581-1598.
- [15]. Funke M, Shu C., Cheng X. and Eraslan S., 2015, “Assessing the CNH-CNY Pricing Differential: Role of Fundamentals, Contagion and Policy”, Journal of International Money and Finance, 59, PP 245-262.
- [16]. Harpaz G, Krull S, Yagil J, 1990, “The efficiency of the US dollar index futures market”, Journal of Futures

- Markets, 10(5) , PP 469-479.
- [17].He Q, Korhonen I, Guo J, 2016, “The geographic distribution of international currencies and RMB internationalization”, *International Review of Economics & Finance*, 42, PP 442-458.
- [18].Lin F L, Chen Y F, Yang S Y, 2016, “Does the value of US dollar matter with the price of oil and gold? A dynamic analysis from time–frequency space”. *International Review of Economics & Finance*, 43, PP59-71.
- [19].Ma Z, and Cheng L K, 2014, “An optimal currency basket to minimize output and inflation volatility: theory and an application to Hong Kong”, *Pacific Economic Review*, 19(1), PP 90-111.
- [20].Turnovsky S J, 1982, “A determination of the optimal currency basket: a macroeconomic analysis”, *Journal of International Economics*, 12(3), PP 333-354.
- [21].Xu J, 2011, “The optimal currency basket under vertical trade”, *Journal of International Money and Finance*, 30(7), PP 1323-1340.
- [22].Yamazaki K, 2006, “Inside the currency basket”, Columbia University and Mitsubishi UFJ Trust and Banking Corp.
- [23].Yoshino N, Kaji S, Suzuki A, 2004, “The basket-peg, dollar-peg, and floating: A comparative analysis”, *Journal of the Japanese and International Economies*, 18(2) , PP183-217.

区块链技术原理及在金融领域的应用¹

宫晓林² 杨望³ 曲双石⁴

【摘要】区块链技术是当前金融科技领域最前沿的技术，已经引起了多国政府部门、金融机构和投资者的广泛关注。本文以区块链技术的一个较成熟的应用——比特币的工作原理入手，介绍区块链技术的原理、特点及在金融行业的应用。信息不对称问题是困扰金融机构支持实体经济发展的核心问题。传统金融模式一直没有找到有效解决信息不对称问题的办法。区别于传统金融模式，区块链技术的出现为解决信息不对称问题提供了方案。未来，随着技术的成熟和应用的落地，区块链技术可能给金融行业和整个金融生态带来更大变化。

【关键词】区块链 信息不对称 比特币 金融科技

引言

近年来，随着互联网金融模式的出现，一些金融机构开始关注普通客户群体，并认为，服务小微客户是未来金融行业的蓝海。但是，服务小微客户的成本较高，多数金融机构服务小微客户的收益和成本不能匹配，积极性并不高。信息不对称是造成这一现象的根本原因。作为困扰传统金融服务实体经济最核心的问题，由于受到信息不对称的制约，传统金融模式无法全面发挥出金融对实体经济的支持作用，于是产生了小微客户“融资难、融资贵”的问题。

尽管金融机构想尽各种办法，强化风险管理，但是利用传统手段依然无法有效突破信息不对称难题。随着金融科技（Fintech）公司逐渐进入到金融领域，人工智能、区块链（Blockchain）等各类新技术应用于金融行业。在传统金融模式服务实体经济的能力已经达到瓶颈的情况下，利用科技手段对金融行业进行升级可能会带来新活力。

伴随着Fintech席卷全球，区块链技术的先进性日益彰显。2015年开始，部分国际化大

¹本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文，编号 IMI Working Papers No.1704

²宫晓林，中央汇金投资有限责任公司，经济学博士

³杨望，深圳前海瀚德金融科技研究院，金融学硕士

⁴曲双石，中国人民大学国际货币研究所研究员，经济学博士

型金融机构正在积极探索应用区块链技术对传统金融业务进行改造升级。区块链技术对我国金融产业和金融体系的重要性同样不容忽视。我国金融机构对于区块链技术仍处于探索阶段,越来越多的金融机构已经意识到区块链技术的重要性并在相关领域开展应用。同时,区块链技术也受到监管机构的关注。由于区块链技术对于提升金融普惠性和防范金融安全方面的潜在作用,《G20数字普惠金融高级原则》中提出,“探索分布式账本技术在提高批发和零售金融基础设施透明度、有效性、安全性和可得性方面的潜力”。

本文拟从区块链技术较为成熟的一个应用——比特币的工作原理出发,全面介绍区块链技术的原理及在金融机构中的应用前景,揭示该技术在解决信息不对称、提升交易效率、降低交易成本等方面的作用。

一、从比特币看区块链技术

(一) 比特币(Bitcoin)是一种数字加密货币

比特币是一种数字加密货币,由中本聪(Satoshi Nakamoto)2009年1月25日设计上线。比特币的产生、发行和交易机制与传统货币不同,传统货币的产生、发行和交易依托于中央银行、商业银行等中心化的二元模式。比特币的发行不需要中心化的金融中介,比特币社区用户可通过比特币区块链网络发行和管理数字加密货币。。

比特币是以黄金模式发行,人们形象地该过程称为“挖矿(mining)”,并将所有提供计算力的节点称为“矿工(miner)”。目前,比特币挖矿的发行方式使每位矿工都可以从中获取12.5个比特币的收益。

实际上,比特币的发行过程是求解多重哈希值解方程(Hash Function)的过程。节点挖矿获得比特币的过程是通过计算机进行大量计算,求出合理的哈希值来实现的,简而言之,这个过程的主要目标是求解交易双方公钥。每次求出的解都会作为下次计算的初始条件,节点在此基础计算新结果。当一个节点解出一组之前未解出的哈希值时,系统向全网络广播,各节点查验本地数据库。如果各节点发现该解正确,并且数据库中没有此解记录,将确认并记录该解的合法性。当所有节点都确认并记录完毕时,求出该解的节点便被奖励一定数量的比特币。

作为比特币最底层的核心技术,区块链技术被人们所熟知来源于2014年10月大英图书馆的一次研讨会。比特币是区块链技术最成功的金融应用,它以公开账本的形式在全网记录所有交易信息。随着比特币的普及和应用,区块链技术日益受到金融科技界关注。

（二）区块链是弱中心化的分布式账本协议

德勤（2016）认为，区块链技术提供了一份公共的分布式安全账本，是一种开放式的价值传递协议。实际上，区块链是一个由使用密码学方法相关联产生的数据块构成的弱中心化的数据库，任何发生在此区块链网络上的交易均会以约定的算法记录到区块链系统上。所有节点都保存一份完整的数据备份，包含着自该区块链系统形成以来的所有交易记录。

区块链由一个个区块组成。区块是区块链的基本存储单元，记录了 10 分钟内各节点的全部交易信息。每一个数据区块中包含一次交易信息，用于验证信息的有效性并为下一个区块的生成做准备。区块由三部分组成：一是本区块的地址；二是交易单；三是前一个区块的地址。当区块链上一个节点发起一笔交易时，该节点需要将信息向其他节点进行公告。该节点用私钥加密信息，从而有效防止信息伪造。由于了解历史交易信息，收到信息的节点利用备份信息能够判断交易是否真实。各节点验证成功后，将最后一个区块的地址与交易信息结合，形成一个新区块，并打上时间戳（timestamp）连接到区块链上，完成交易的全过程。由于每个区块都拥有前一个区块的地址，人们可以通过后一区块地址找到前一区块，直至初始区块。因此，区块链就是根据时间顺序相连接的区块构成的完整交易信息链条。

（三）区块链的特点

区块链是一个全新的数据库系统，具有弱中心化、不可篡改、包容性等特点。其中，弱中心化、不可篡改是区块链技术区别于传统技术的核心特征，这两个特征使得由区块链技术构建的系统能够通过系统机制设置，实现“自信任”。

1. 弱中心化。区块链系统的每个节点都保存着一份完整数据备份，能够有效预防中央服务器发生故障而导致的网络瘫痪和数据丢失以及黑客对单个节点的恶意攻击，从而保证数据安全。除非有人能同时控制系统中超过 51% 的节点，否则对于单个节点的攻击不能影响其他节点数据的内容。

2. 不可篡改。区块链系统是一个公共的总账本，系统全部数据都公开透明地记录在该账本。所有数据通过网络共识算法记录，每笔基于区块链交易的新信息都会向全网广播，并经各个节点逐一确认、保存，并将收到的交易信息形成新区块，确保区块链系统信息不可篡改、无法作假、可以追溯。同时，区块链技术使用随机散列算法和时间戳技术，节点在验证时会盖上时间戳，提供交易时间证明，保证同笔交易的唯一性。如果要修改某个区块的交易信息，必须要完成该区块及之后区块的所有信息。由于修改后会造成哈希值与原来的哈希值不同，无法通过其他节点确认，使得修改无效，大大提高篡改信息的难度。

因此，区块链技术可以为交易提供可靠的信用保证。其不可篡改的特性为解决合同冲突

提供了有效方案，可以应用于存储并公证永久性记录和需要确保信息真实性的领域。如，财产所有权的公证。

3. 包容性。区块链技术以算法为基础，摒弃了不同国家文化和经济差异，使各国机构可以建立统一的信用体系。此外，区块链技术是对外开源和共享的。任何进入区块链的机构和个人不仅能提交记录，还能得到完整的系统历史交易记录，并对信息所有者确权。同时，由于区块链系统运行于互联网，符合要求的任何机构和个人都可以节点的方式加入该系统。

二、区块链技术的兴起：解决信任问题

现有的信息互联网架构是基于 TCP/IP 协议构建的中心化架构，TCP/IP 协议保证了信息传递渠道的可靠性。但是，该协议不能保证所传递信息的真实性。而信息的真实性，即信息不对称问题是现代金融理论研究的一个重要问题。区块链技术之所以能够得到金融科技界的广泛关注，主要是其解决了信息传递中的信用问题，也称“拜占庭将军问题（Byzantine Failures）”。王永利（2016）认为，区块链很可能将成为下一代全球信用认证和价值互联网的基础协议。

（一）拜占庭将军问题

拜占庭将军问题由 Leslie Lamport（1982）提出，其核心是解决信任问题。拜占庭帝国（东罗马帝国）国土辽阔，驻守边疆的各支军队距离远，将军间依靠信差传递消息。根据规定，只有所有将军和副官在达成共识的情况下，才能攻打敌人。但是，由于军队内部存在叛徒和间谍，其发出的错误信息可能影响出兵决定。拜占庭将军问题就是在已知存在叛徒的情况下，忠诚的将军如何不受影响，形成正确共识的问题。

将拜占庭将军问题应用到金融科技领域，就是处理分布式系统的信息交互问题。即，当网络中任意节点都无法相互信任时，如何防范信息被篡改并形成共识进行安全的信息交互。

区块链技术解决了拜占庭将军问题。区块链技术是弱中心化、自信任的底层架构技术，由区块链技术构建的系统存在一个公开、透明的账本，通过共识机制解决信任问题，使所有节点都能进行安全的数据交换，不必担心信任问题。

（二）区块链共识机制

区别于传统由中心化（如交易、清算中心等）机构进行信息更新和验证的模式，区块链通过形成共识机制解决信用问题，利用弱中心化的模式实现网络各节点的自证明。以比特币为例，比特币主要通过工作量证明（Proof of Work, POW）机制作为共识机制。交易记账权

或区块建设权需要节点通过算力竞争获得——节点通过计算解决复杂的数学问题，构成了工作量证明机制。并且，随着求解难度的不断增加，计算量也随之增加。工作量证明机制中，其他节点通过验证结果的方式，确定求出解的节点完成了相应工作量。

除工作量证明机制外，区块链技术还存在其他共识机制，例如：权益证明机制（Proof of Stake, POS）、股份授权证明机制（Delegated Proof of Stake, DPOS）等。权益证明机制通过每一笔交易销毁的币天数（coin days）⁵实现权益证明，从而克服工作量证明机制浪费算力的问题。股份授权证明机制通过实施科技式民主以抵消中心化的影响。由拥有投票权的人投票选出区块链的生产者签署（生产）区块。在每个区块被签署之前，验证前一个区块已经被受信任节点签署。区别于其他保障加密货币安全的算法，在股份授权证明机制下，每个客户端都能决定可以信任谁，不必信任拥有资源最多的人，该机制可以最大化有投票权人利益，同时最小化维护网络运行和安全的成本。

区块链技术通过共识机制产生了“智能信任”（Coded Trust），可以作为可靠的数据库记录各种信息。除共识机制外，区块链系统记录的信息字段与生成时间相对应，一个区块经过验证后链接到区块链后会被永久存储。该信息具有唯一和不可篡改性。通过共识机制等技术保证，区块链技术较好地解决了信任问题，可以为金融行业创造自信任的金融生态。

三、区块链技术在金融领域的应用

（一）区块链的应用形态

区块链系统具有灵活的结构。根据区块链可扩展节点范围，区块链分为公有链、联盟链、私有链和侧链四种应用形态。金融机构可以根据不同的应用场景和用户需求进行选择。

1. 公有链。公有链是任何人都能参与到共识机制形成的区块链组织架构。无论采取何种共识机制，没有节点可以阻止其他新节点加入区块链。比特币就是一种典型的公有链。

2. 联盟链。联盟链的参与主体由构建区块链的组织或个人决定。只有通过确认后，新节点才能加入联盟链。有观点认为，联盟链可能是未来区块链应用的主要形式。多家大型金融机构组成的区块链联盟——R3 CEV 就是典型的联盟链，其主要职责是制定金融行业区块链技术开发的标准，探索区块链技术在金融实务的应用。

3. 私有链。私有链由开发人指定参与成员，仅对特定主体内部开发，不对外公开。私有链主要应用于机构内部数据管理和审计。

⁵ 币天数是一个特定的币距最后一次在网络上交易的时间。

4. 侧链。侧链锚定了主区块链的某一个节点，在主区块链基础上形成的新区块链。主链与侧链之间可以进行数据交换，提升了主链的可扩展性，扩大了主链的应用范围。每一条侧链可以对应特定的应用场景。针对不同应用场景，每条侧链还可以形成分支侧链。区块链初创公司——区块流（Blockstream）就在比特币的主区块链基础上开发了侧链和一系列工具，允许客户创造自己的侧链，提升区块链的可扩展性。

（二）金融机构对区块链技术应用的探索

对区块链基础理论和技术研究的不断深化是区块链技术大范围应用的前提。目前，区块链技术依然处于概念引入和技术研究的阶段。但是，国际上一些大型金融机构已经在区块链领域开展了探索。目前，区块链技术在金融业落地主要通过三种途径：一是金融机构设立区块链技术研发部门。瑞士银行、花旗银行等机构成立了区块链研发实验室，围绕数字货币及其支付、结算等方面探索区块链技术应用。二是投资区块链初创公司。2015 年以来，部分大型金融机构以股权投资的形式投资区块链技术企业。例如，高盛联合其他机构注资比特币公司 Circle，西班牙对外银行通过子公司参与了 Coinbase 融资等。三是与金融科技初创公司合作开展业务。例如，澳大利亚联邦银行和开源软件瑞波（Ripple）合作构建可以在其子公司间转账支付的区块链系统；普华永道与 Blockstream 等科技公司合作，为客户提供区块链技术咨询服务。

在所有研发区块链技术落地的金融机构中，R3 CEV是区块链技术在商业银行领域应用的典范。R3 CEV成立于2015年9月。作为银行业区块链组织，其核心职能是探索区块链技术在金融领域的开发应用、制定银行业区块链技术开发的行业标准。目前，美国银行、花旗银行、汇丰银行、高盛等60多家银行集团加入该组织。

2016年至今，R3 CEV已经进行了两轮测试，测试内容包括电子交易、商业票据签发和票据赎回。第一轮测试在1月进行，巴克莱银行、瑞士信贷银行等11家大型银行参与了测试。1月20日，R3 CEV发布了首个分布式账本实验，使用以太坊和微软Azure的区块链后端即服务。

第二轮测试在2月进行，40家大型金融机构参与，主要测试分布式分类账系统执行智能化指令的性能。在预先存在的条件满足时，区块链系统自动执行协议并完成交易。

2016 年 4 月，R3 CEV 宣布了分布式账本应用 Corda。区别于原区块链技术把历史数据拷贝给所有参与者的做法，只有经过验证的交易才可以由 Corda 分享，并为监管机构设置“监管观察员节点”，监控系统运行。

区块链技术在国内也引起了金融机构的重视。2016 年 5 月，中国平安宣布与 R3 CEV 建立合作伙伴关系，成为中国第一家正式加入该区块链联盟的金融机构。平安集团希望通过与 R3 CEV 合作，开发和运用区块链技术打造更加高效的端到端金融资产数字化管理。同时，万向控股也设立了专门的区块链技术投资基金，在全球范围内投资区块链商业应用项目。2016 年 4 月，万向集团等机构发起成立中国分布式总账基础协议联盟（China Ledger）。

（三）区块链技术在金融行业的应用展望

尽管区块链技术无论是在科技界还是金融界的应用很有限，缺少成熟产品，但在金融领域，大型国际化金融机构均投入精力开展研发。Melanie Swan（2015）认为，区块链技术应用分为三个阶段：第一阶段主要应用于货币领域，与现金有关的加密数字货币和数字支付系统等。第二阶段主要应用于合约领域，如股票、债券、信贷、资产确权和智能合约等。第三阶段主要应用于政府、健康、科学、文化和艺术等方面，最终实现弱中心化和社会自治。目前，区块链技术的应用主要处于第一和第二阶段。

区块链技术应用金融领域可能产生巨大的潜力和价值。金融机构可以基于区块链技术的三个特点开展应用。一是区块链弱中心化特点可以简化金融服务、管理流程；二是基于区块链不可篡改的特性，可以构建开户、登记、结算和清算系统，将消费类资产、实物资产和虚拟服务类资产数字化；三是基于区块链技术开源的特征，可以构建智能合约。如：出具证明、医疗、保险、政治投票等。

未来，区块链技术在金融科技领域的应用主要可能集中在以下方面：

1. 法定数字货币。除比特币、瑞波币（Ripple Coin）等数字加密货币外，全球中央银行或商业银行都在研究利用区块链技术开发法定数字货币平台。国际货币基金组织、美联储、英国央行等机构对区块链技术表现出浓厚兴趣。数字货币具有“直升机撒钱（helicopter drops of money）”的功能，可以将央行的现金直接发到每个人手上，减少中间环节。因此，汇丰银行认为，央行可以把区块链技术作为一种货币政策工具，更直接地实施宏观调控政策。

目前，英国央行计划发布由中央银行发行的数字货币 RSCoin。RSCoin 是一款完全基于央行需求利用区块链技术设计的数字货币，目前进入了初步测试阶段。RSCoin 的发行将有助于推动各国政府对区块链技术的认可。人民银行和社科院（2015）认为，“eSDR 是走向理想的超主权货币创新”，表明我国央行正在跟踪区块链技术及其在数字货币领域的应用。2016 年 1 月，人民银行召开数字货币研讨会时表示，人民银行 2014 年就成立团队研究数字货币及区块链技术。

2. 支付清算。商业银行是传统支付清算的重要中介。按照现有流程，完成一笔支付清算

需要经过央行、开户行和对手行，境外交易还涉及境外银行或代理行。在此过程中，各个机构都有自己的财务系统，需要事先建立代理关系，并批准授信额度。每笔交易节点多、流程长、成本高。

通过区块链技术构建的数字货币支付、清算体系与传统支付清算体系完全不同。区块链技术实现了去中介和自信任的效果。因此，运用区块链技术支付数字货币不再需要第三方做信用中介，整个支付过程由交易双方直接进行，大大提高了跨境、跨区域支付效率。并且，支付信息在区块链系统上的完整记录，保证了交易信息可以追溯，可以实时统计资金的流向和用途，很大程度上避免了洗钱、偷漏税等违法行为的发生。即使区块链系统部分网络节点瘫痪，也不会影响整个系统运行，进而增加了黑客攻击区块链支付体系的难度，提升了支付系统的安全性。

利用区块链技术构建的数字货币网络使没有银行账户的人通过手机软件就能即时跨境取或支付款项，突破机构、地区甚至国家的信用局限，实现不同地域、不同文化背景人群的信用共识。

3. 数字直接融资平台。（1）数字有价证券。利用区块链技术发行有价证券，可以减少交易成本，提高交易和结算速度。利用区块链技术将有价证券的每笔交易信息都放到区块链上，公开透明，从而解决信息不对称难题，使投资决策更加高效。

已有机构应用区块链技术探索搭建数字直接融资平台。美国十大网上零售商之一 Overstock 于 2015 年发布了 tΦ 区块链平台，利用区块链技术发行数字有价证券，颠覆传统有价证券的发行和交易模式。7 月，Overstock 通过 tΦ.com 发行了总额 500 万美元的“数字企业债券”。Overstock 还希望运用区块链技术发行和交易股票。2015 年末，Overstock 运用区块链技术开发弱中心化股票交易系统——美第奇项目（Medici Project）获得美国证券交易委员会（SEC）批准。

此外，2015 年 6 月，纳斯达克宣布和区块链技术初创公司 Chain 合作，构建区块链股票交易系统。12 月，纳斯达克通过该平台成功完成首单证券交易，证明了运用区块链技术进行股份交易的可行性。

（2）股权数字众筹平台。区块链技术的弱中心化、不可篡改的特性可以应用于搭建股权数字众筹平台，对被投资人个人情况和家庭商业行为、投资记录等进行识别。同时，利用区块链技术还可以对投资项目进行全过程跟踪，使投资人及时掌握项目进展情况，降低信用风险。

4. 风险管理。(1) 数字征信系统。商业银行进行信贷审批，需要在客户授权的前提下，从央行征信中心调阅借款人信用记录；同时，商业银行也需要将收集到的借款人信用信息上传至央行征信中心。这种由央行集中收集信用数据的模式可能造成借款人信息不完整、使用效率低。

区块链系统可以依靠算法自动记录信用信息，由系统每台计算机确认并存储信息，透明度高、不可篡改、使用效率高。商业银行以加密形式存储并共享客户在本机构的信用状况，客户申请贷款时不必再到央行申请查询征信，商业银行通过调取区块链系统的数据就能全面掌握借款人历史信用记录。

(2) 数字票据系统。传统P2P票据模式下，监管机构、投资者与被投资企业存在信息不对称。监管机构和投资者不能全面掌握企业是否存在虚构票据、一票多卖；资金是否被挪作他用等信息，存在较大风险。

基于区块链技术开发的数字票据是一种更安全、智能和便捷的票据形式。一是可以有效防范企业信用风险。区块链系统是一个公共账本，信息不可篡改，避免了纸票“一票多卖”、电票打款背书不同步等问题。二是节约成本，降低中心化风险。区块链信息系统的搭建和数据存储不需要中央服务器，不用进行中央系统开发，减少了系统维护和优化成本，降低系统中心化可能出现的风险。三是降低监管成本。区块链技术不可篡改的特征为系统提供了信用保证，降低了监管调阅成本。监管机构可以在区块链系统中建立数字监管规则，实现全面、实时、有效监管。

(3) 数字审计和内控系统。区块链技术可以提升审计效率，提高系统数据的完整性和真实性。

运用区块链技术还可以永久保存监管记录和审计痕迹，为监管、审计等提供便利，有效控制欺诈、手工输入错误等操作风险。由于交易确认即完成清算和结算，大大降低了交易对手的信用风险。使用区块链系统可以马上识别任何细微的造假，从根本上避免单点风险的发生，可以使金融机构以较低的成本提升自身内控和内审能力。

5. 数字化认证。(1) 资产电子确权(认证)。财产的有效确权能够为社会低收入人群扩大正规金融担保品的来源，让低收入群体可以享受到正规金融服务，提升金融普惠性。

区块链初创公司 Factom 与洪都拉斯政府合作，应用区块链技术开发了一套土地产权登记系统。洪都拉斯政府通过该系统建立了新的房地产契约登记和交易制度，运用区块链技术跟踪该国所有土地产权交易。另外，World Citizen Project 项目正在设计全球区块链护照系统，希望构造适用于全球的市民体系。

(2) 鉴定。由于区块链系统可以有效解决信息真实性的问题，可以将该技术应用于奢侈品和艺术品领域，进行产品认证和辨伪，避免行业欺诈。例如，艺术品信息创业公司 Verisart 利用区块链技术保证艺术品的真实性；英国区块链初创公司 Everledger 在其构建的区块链系统记录了 83 万颗钻石信息。

目前，金融机构和科技公司均看好区块链技术应用于金融领域的前景。金融机构主要看中区块链技术在记账的完整性和安全性、交易清算、结算和审计的便利性和低成本。科技公司主要为区块链技术研究和开发提供软件和硬件支持。

未来，区块链技术将影响金融机构支付系统、审计和内控等管理信息系统架构。同时，技术的变革可能对传统金融业务和经营模式产生冲击。区块链技术可能对商业银行支付清算业务产生影响，形成点对点的支付清算系统，随后，区块链技术将向资产和信用管理领域深入，对数字资产、智能合约、财务管理等领域产生深远影响。最终，区块链技术将改变人们使用金融产品的习惯并对社会信用体系产生影响，形成更加民主、友好的金融生态。

四、区块链尚存的技术难题

任何技术的发展和落地都不是一蹴而就。尽管区块链技术越来越受到金融科技界关注，但本身依然不够成熟，在广泛应用之前，仍然有许多问题需要解决。

(一) 存储占用空间大

区块链采用分布式的存储方式，对于系统发生的任何交易，每个节点均需认证并保存完整的历史数据。由此产生了较大的存储空间损耗。这点在比特币这一较成熟的区块链技术的应用中已经有所体现：使用普通计算机下载比特币总账数据需要几天时间。如果将现有区块链技术直接应用于金融领域，将耗费极大的存储资源。并且，在一些数据交换频繁的场景下，该问题将使得区块链技术的应用性受阻。

(二) 处理速度慢

区块链的执行问题在于运行速度。区块链中的所有节点需要在交易生效前确认每笔交易的有效性。相比于一个对等的点对点之间的交换，同一时刻由多个节点的确认并复制信息需要花费较长时间。例如，比特币每秒只能处理3-7笔交易，每10分钟构建一个区块，而VISA是3.5万笔，支付宝是8.59万笔，甚至央行清算系统也是20万笔的数量级。由于全球高频交易每秒要完成成千上万笔，区块链系统处理速度慢的问题，将不能适应信息交互频率高的工作场景。

比特币网络是目前最大的区块链网络，但已经出现交易确认速度越来越慢的情况。而其规模与银行转账交易相比依然很小，不能满足小额电子商务支付领域的应用要求。

（三）与现有系统的整合，技术及应用融合问题

区块链技术仍处于研究开发阶段，相关标准还需完善和统一。金融机构现有基于电路交换技术（CT）的信息系统的建立和维护花费了大量成本。而区块链技术带来的系统解决方案可能颠覆传统结算、交易和管理体系。因此，做好现有信息系统与区块链系统的衔接、再造业务流程是运用好区块链技术的关键。

（四）51%攻击问题

区块链系统依靠网络中所有节点共同维护，其安全性建立在大量可信计算节点的基础上。只有掌握系统超过51%的算力才有能力成功篡改和伪造区块链数据。难度虽然很大，但在区块链系统建立之初，由于参与计算的节点数较少，可能出现51%节点被攻克的问题。因此，需要大量公共计算资源参与是维护区块链系统安全性的关键。并且，在发展大量可信节点前，确保区块链系统不受到攻击是区块链技术发展面临的挑战。

（五）隐私保护和客户端安全问题

由于区块链采取分布式记账方式在全网共享，个人信息隐私保护应引起足够重视。此外，区块链客户端安全问题不容忽视。以比特币为例，尽管比特币网络系统从未遭到实质性攻击，但交易终端和比特币交易所被攻击的情况却非常普遍。比特币账户的私钥存储在用户计算机本地，极易被黑客窃取。

五、我国金融机构应用区块链技术的意义及策略

（一）区块链技术对商业银行的意义

区块链技术得到了金融科技界的广泛关注，其推出适应了互联网发展进入万物互联、人人互联的要求，缓解了信息不对称难题，更有效地支持实体经济发展。

由于弱中心化可能冲击金融机构传统业务，金融机构对区块链技术的兴趣在于利用其降低经营成本，提升经营效率。区块链技术可能给金融行业带来深远影响，重塑金融行业基础设施。一方面，由区块链技术构建的金融生态，解决了传统金融模式信息不对称的难题。另一方面，人们利用区块链技术，可以将资产准确、快速地进行价值和信用转移。未来，区块链技术将对金融行业产生以下积极影响：

1. 降低金融机构运营成本，提升“智慧化”水平。传统金融机构业务系统有大量需要

人工操作的环节，既费时、费力，又可能产生操作风险。区块链技术具有创建大型、低成本网络的能力，可以将大量手工金融服务流程电子化。金融机构运用区块链技术可以改进传统经营管理模式，优化业务流程，节省人力和物力成本，降低交易成本，提升核心竞争力。麦肯锡认为，数字化通道将成为商业银行未来在销售和交易端与客户联系的“标准配置”。

在经济进入“新常态”的背景下，区块链技术对于我国金融机构控费增利具有现实意义。花旗银行和野村证券认为，商业银行使用区块链技术可以将运营成本降低10%以上。西班牙桑坦德银行认为，区块链技术的应用可以极大地节省社会资源，包括大量因跨境支付、证券交易以及合规产生的成本开支。

2. 改进金融机构风险管理体系。区块链技术通过减少信息不对称，实现金融资源优化配置。区块链技术不可篡改的特性，使每个节点都能验证交易的真实性，确保交易的可靠性和可追溯性，降低信用风险。同时，区块链技术还能提升金融机构内控水平，利用自动化代替手工劳动，实现数据实时监控，减少了操作风险和道德风险的发生。区块链技术能够保护金融信息和产权不受侵犯，通过严格的认证和监督机制，保证交易双方权益的落实，促成交易达成。

3. 激发金融机构的创新活力。区块链技术能够促进传统金融经营模式转型，驱动新的商业模式出现。由于具有弱中心化的特点，区块链技术能够实现一些在中心化模式下难以实现的商业模式。例如，商业银行可以针对没有银行账户但拥有区块链系统客户端的人群开发金融产品，扩大客户范围。区块链技术的包容性鼓励创新 and 协作，通过源代码的开放和协作，促进不同技术和研究人员及机构间的协作，其可扩展的应用模式将推动更多金融应用形态的出现。区块链技术还为自金融的产生奠定了技术基础，推动共享金融的实现。

（二）我国金融机构对区块链技术的应对策略

1. 积极迎接区块链等新技术给金融行业带来的变化，做好技术储备。

一是随着经济环境变化以及金融科技行业发展，各种新思想、新技术不断涌现，可能改变未来金融行业的经营方式和竞争模式。尽管区块链技术弱中心化的性质会对传统金融业务带来冲击，但金融机构仍应以开放的心态看待区块链技术，通过运用新技术适应经营环境的变化，推动业务转型和升级，为实体经济提供更好的金融服务。

二是在宏观经济进入“新常态”的背景下，金融机构应当充分挖掘区块链技术的潜力，研究切实可行的落地方案，全面提升内部管理、风险防控和盈利能力。

三是利用区块链技术改造中心化系统，使区块链技术成为改进管理、优化基础架构的工

具，在支付、结算、风险管理等领域发挥作用，探索科技转型的新途径。

四是积极参与国内外区块链等新技术标准的制定和应用方案的设计，更好适应国际化发展。利用区块链技术平台开展机构间合作，拓展国际市场，加强区块链技术等金融科技知识产权的保护。

2. 关注和防范区块链技术本身带来的风险。

一是区块链是一项新技术，除比特币外，目前还没有非常成熟的技术应用形式。在应用层面，还有许多技术问题需要解决，可能出现客户隐私保护、交易处理效率等问题。由于技术尚不成熟，金融机构应用区块链技术前应充分研究，防范好技术风险。

二是区块链技术可能冲击传统金融业务。区块链系统是一个自信任的点对点系统，降低了金融中介的重要性，削弱传统商业银行在货币创造过程中的作用，影响存款和信贷等商业银行核心业务。

三是区块链技术与金融机构现有信息系统的整合成本较高。运用区块链技术构建系统，不仅要重塑信息系统架构和业务流程，还要改变传统管理理念。

四是监管政策滞后可能带来风险。随着区块链等新技术不断涌现，相关监管政策落后于实践，可能带来风险。为防止金融科技领域创新带来的风险，2016年5月，英国金融行为监管局（Financial Conduct Authority, FCA）推出了应对金融科技的监管模式——“监管沙箱（Regulatory Sandbox）”。监管沙箱的推出旨在给予金融科技领域的创新一些弹性，在防范风险的基础上，鼓励金融科技产品的适度发展。国外监管机构的经验值得我国监管部门借鉴。

结语

随着金融科技的不断发展和深入，一些技术手段可以突破传统金融模式的束缚，为实体经济发展贡献更大能量。作为比特币的底层核心技术，区块链技术具有弱中心化、不可篡改和包容的特点，可以产生自信任的效果，解决围绕实体经济发展的信息不对称难题。

尽管在理论上，区块链技术能够给金融业带来变革。但是，在实际应用中，由于技术尚不成熟，其可操作性仍需进一步研究。未来，区块链技术可以在法定数字货币、支付清算、风险管理、直接融资等金融领域全面应用。

国外一些大型金融机构已经意识到了区块链技术在金融领域的潜力，开展了相关研发活动。我国金融机构应主动迎接新技术带来的行业变革，在认真研究技术落地可行性的同时，

防范好新技术风险。

参考文献

- [1] 蔡钊.区块链技术及其在金融行业的应用初探[J].中国金融电脑, 2016 (2): 30-34
- [2] 冯珊珊.区块链: 信任背书大数据时代的可能性[J].中小企业金融, 2016 (3): 14-17
- [3] 龚鸣.英国对区块链技术的态度[J].金融博览, 2016 (3): 14-16
- [4] 蒋润祥、魏长江.区块链的应用进展与价值探讨[J].甘肃金融, 2016 (2) :19-21
- [5] 李群.区块链技术不是阳光雨露, 巨大的风险隐含其中[J].商, 2016 (13): 169
- [6] 林晓轩.区块链技术在金融业的应用[J].中国金融, 2016 (8): 17-18
- [7] 上海金融学会票据专业委员会课题组.区块链技术如何运用在票据领域[N].上海证券报, 2016-4-23 (6)
- [8] 宋湘燕、黄珊.区块链技术在商业银行的应用前景[N].金融时报, 2015-12-21 (12)
- [9] 王田田.应用区块链技术改进金融体系业务模式[N].中国经济时报, 2016-1-7 (3)
- [10] 王永利.区块链: 下一代互联网金融革新技术[J].博鳌观察, 2016 (4) 112-114
- [11] 武文斌.银行交易区块链的原理、模式与建议[J].河北大学学报(哲学社会科学版), 2015 (6): 159-160
- [12] 袁勇、王飞跃.区块链技术发展现状与展望[J].自动化学报, 2016 (4) 481-494
- [13] 张波.国外区块链技术的运用情况及相关启示[J].金融科技时代, 2016 (5) 35-38
- [14] 朱建明、付永贵.基于区块链的供应链动态多中心协同认证模型[J].网络与信息安全学报, 2016(1): 27-33
- [15] Byström, Hans. Blockchains: Real-Time Accounting and the Future of Credit Risk Modeling [EB/OL]. Lund University Working Paper, March 2016
- [16] Jaag, Christian, Bach, Christian. Blockchain Technology and Cryptocurrencies: Opportunities for Postal Financial Services [EB/OL]. Swiss Economics Working Paper 0056, August 2016
- [17] Peters, Gareth, W., Panayi, Efstathios, Chappelle, Ariane. Trends in Crypto-Currencies and Blockchain Technologies: A Monetary Theory and Regulation Perspective [EB/OL]. Social Science Electronic Publishing, August 2015
- [18] Pilkington, Marc. Blockchain Technology: Principles and Applications [EB/OL]. Social Science Electronic Publishing, September 2015

利率市场化、汇率改制与国际资本流动的关系研究

陈创练¹ 姚树洁² 郑挺国³ 欧璟华⁴

【摘要】随着利率市场化改革、汇率改制以及资本账户开放改革进程的加快推进，我国金融市场面临着前所未有的挑战。本文从理论上分析了国际资本流动与利率、汇率之间的时变和互动关系，并采用时变参数向量自回归模型实证分析了三者之间的时变动态关系。通过进一步分析不同时间阶段我国利率市场化改革、汇率改制以及资本账户开放等对中美利差、汇率波动和国际资本流动的影响效应，结果发现：利率对汇率和国际资本流动的传导渠道相对有限；汇率对利率的传导受阻，但对国际资本流动的影响相对较为顺畅；国际资本流动对利率传导相对较弱，而对汇率的影响十分显著。可见，在利率—汇率—资本流动三者相互传导过程中，利率渠道最为不顺畅。利率对国际资本流动影响渠道受阻，除了因为我国利率的价格机制作用有限和资本账户管制外，另外一个原因则在于汇率日波动受限从而削弱了利率对汇率波动的传导效应，并使得“非平抛利率平价”曲线无法更好地发挥作用。同时为了避免由于难以控制的资本外逃而导致系统性金融风险，基于本文的研究结果，我国金融市场化改革应该遵循如下改革顺序：利率市场化—汇率改制—资本账户开放。

【关键词】利率市场化 汇率改革 资本账户开放

一、引言

在有效市场中，利率、汇率与国际资本流动三者之间存在一种自动平衡机制，而“非平抛利率平价”直接影响该自动平衡机制能否得以有效实现。在资本自由流动和浮动汇率制度下，如果存在足够多的交易能力和交易机会，则套利力量将使得国际金融市场上相似金融资产的收益率趋于相等，并保证“一价定律”成立，这同时也决定了一国的利率和汇率水平。近年来，随着利率市场化、汇率改制和资本账户开放三大金融改革的不断深化，我国跨境资本

¹陈创练，暨南大学经济学院，华南师范大学经济与管理学院

²姚树洁，重庆大学经济与工商管理学院，英国诺丁汉大学

³郑挺国，厦门大学经济学院统计系、王亚南经济研究院

⁴欧璟华，重庆大学经济与工商管理学院

流动波幅也随之迅速增加。然而，在资本账户管制下，利率是否影响汇率以及汇率在国际资本流动和货币政策传导中是否有效，即“非平抛利率平价”曲线是否成立，却是学术界和政策当局长期争论的问题。

早期研究表明，非平抛利率平价曲线是利率和汇率间互动传导的理论基石，也是断定国际资本流动方向的重要标准；汇率则是利率与国际资本流动互动影响的重要传导渠道，它通过国际资本流动的“利率平价”效应调节市场货币供应，进而影响利率走向（Peel & Taylor, 2002）。同时，利率和汇率均是国际资本流动的主要影响因素，Calvo et al.（1996）、Montiel & Reinhart（1999）、Kim（2000）以及 Lipschitz et al.（2002）等代表性研究认为跨境资本流动对国际利率变动的反应较为敏感，两者呈负相关关系，而且真实汇率水平及其变化趋势也能够引发大规模国际资本流动。但也有研究认为如果非平抛平价套利获得的收益低于其他跨境投资机会，则国际资本流入动力不足，该论断被称为“套利受限假说”（Lyons, 2001; Paya et al., 2010）。

近年来相关研究表明，由于交易成本和粘性价格的存在，使利差和汇率均值回归以及相互影响存在非线性关系，真实利率存在非线性动态调整过程（Taylor & Peel, 2000; Nakagawa, 2002）。特别是只有当利差超过一定门槛值时，非平抛利率平价才得以成立（Craighead et al., 2010）。由此也使得利率和汇率波动与国际资本流动关系受风险溢价能力影响。更重要的是，货币跨境交易和配置也与风险溢价直接相关，即在套利动机下投资者偏向于从低利率国家借款，而投资于高收益国家的金融资产，因此高利率国家货币的市场需求增加，从而导致低利率国家货币贬值（Menkhoff et al., 2012）。同时，当交易货币期货合约的波动率较高时，利差与汇率的关系步入不稳定区域，特别是当外汇市场交易货币期货合约的波动率较高时，汇率和利差的关系不再稳定，而是呈现出非线性的利率平价关系（Sarantis, 2006; Frankel & Poonawala, 2010）。可见在短期内，由于投资者的跨境资本配置调整不充分，套利受限导致利率和汇率的调整不遵循线性的非平抛平价规则，存在“远期溢价之谜”，但长期中该现象将逐渐消失（Bacchetta & Wincoop, 2012）。最近，随着时变参数计量方法的发展，Coudert & Mignon（2013）、Benjamin & Simon（2014）以及 Kavli & Viegli（2017）等相继采用平滑转换回归（STR）、时变数值模拟法和时变参数 VAR 模型的研究表明，Fama 模型估计系数随金融市场波动表现出极强的非线性特征。同时，随着风险溢价和套利偏好变化，国际投资者不断调整其跨境投资的资产配置，也即非平抛利率平价以及利率和汇率对国际资本流动的影响具有较强的时变特征。特别是国际资本流动受金融市场风险（如 2008 年次贷危机）影响的时变特征更为明显。

国内学者现有研究也相继表明,利差和人民币预期升值均是我国短期资本流动的 Granger 影响因素,而且人民币升值预期的影响更为显著(王世华和何帆,2007)。套价和套汇是国际资本在华投资和流动的主要决定因素,其中套汇影响最大,其次是套价,而套利因素的影响相对较弱(刘立达,2007;吕光明和徐曼,2012)。同时,短期国际资本流入也会引发人民币汇率升值、股价和房价上涨;同时汇率升值和升值预期以及股价上涨均会导致国际资本进一步流入,并再次推动汇率上涨(朱孟楠和刘林,2010;赵进文和张敬思,2013)。但也有研究表明,我国只存在从人民币汇率到国际资本流动的同期单向因果关系,而且又因为资本管制增加了国内产出冲击波动,从而使得其对国际资本流动的作用也非常有限(刘莉亚等,2013;卜林等,2015)。近年来,随着非线性计量方法的发展,赵文胜等(2011)研究表明,短期国际资本流动对房价的反应程度最强,对汇率和利率的反应适度,而且汇率波动对短期国际资本流动的影响存在明显的门限特征。杨子晖和陈创练(2015)通过对全球69个国家和地区的实证分析表明,净利差和实际汇率升值均导致外商直接投资和对内证券投资流入增加,而且存在显著的非线性门槛关系。

上述文献分析在分析利率、汇率和国际资本流动之间的相互影响时大都在不变参数估计的框架下开展研究,但是资本管制、交易成本以及套利受限等因素会导致非平抛利率平价曲线中利率和远期汇率呈现非线性关系,甚至是时变关系(Lyons, 2001; Bacchetta & Wincoop, 2012)。基于此,本文结合我国现阶段实施有管理浮动汇率制度和资本流动管制的制度背景,构建新开放经济条件下利率、汇率波动与国际资本流动之间互动时变关系的理论模型,并采用 TVP-VAR 模型进一步实证检验三者之间的相互影响机制和动态关系。与传统常系数模型相比,本文框架能够动态地刻画三个变量随时间变迁的互动时变关系,并进一步评估长时期以来“非平抛利率平价”曲线在我国的适应性和时变调整特征。研究表明,当人民币在岸与离岸利率之差超过阈值时,利率冲击对汇率的影响更多表现为升值,而且对国际资本流动有正影响效应。反之,当人民币在岸和离岸利率之差低于阈值时,则更多表现为贬值或零效应,同时对国际资本流动影响的正效应呈显著下降态势。因此,只有当风险溢价足够大时,本币升值和本币加息预期才促使国际资本流入,由此使得利率和汇率波动与国际资本流动的关系受风险溢价能力影响而表现出较强的时变特征。该研究结论是对现有文献的一个有益补充,同时也为当前三大金融改革与政策制定提供了重要决策依据。

二、利率、汇率与国际资本流动互动关系理论模型

首先，基于 Sarantis（2006）理论模型可知，利率和汇率对国际资本流动的影响受风险溢价能力影响。而且，由于资本管制、交易成本和套利受限，只有当利差超过门槛值时，非平抛利率平价才成立（Bacchetta & Wincoop, 2012）。特别是随着风险溢价和套利偏好的变化，国际投资者不断调整其跨境投资的资产配置，也即非平抛利率平价以及利率和汇率对国际资本流动的影响具有较强时变调整特征（Benjamin & Simon, 2014）。基于此，将国际资本流动方程表示成如下形式：

$$f_t = A_t + \theta_t f_{t-1} + \alpha_t i_t + \beta_t e_t + \eta_t \quad (1)$$

其中， A_t 为除汇率和利差外国际资本流动的其他影响因素； f_t 为 t 时期国际资本流动，利差 $i_t = i_t^d - i_t^f$ ， e_t 为实际汇率， η_t 为扰动项。基于现有理论，设定 α_t 和 β_t 分别为国际资本流动对利差和汇率的时变响应参数，而且 α_t 和 β_t 符号的正负主要取决于风险溢价大小。

其次，在利率决定上，与现有研究一致（如 Clarida et. al, 2000），拓展引入“汇率因素”，同时遵循研究惯例（如 Kim & Nelson, 2006），考虑利率平滑性，设定本国和外国利率规则为：

$$\begin{aligned} i_t^d &= (1-\rho)[i_0^d + \gamma_\pi \pi_t^d + \gamma_y y_t^d + \gamma_e(e_t - e_{t-1})] + \rho i_{t-1}^d + \varepsilon_t^d \\ i_t^f &= (1-\rho)[i_0^f + \gamma_\pi \pi_t^f + \gamma_y y_t^f] + \rho i_{t-1}^f + \varepsilon_t^f \end{aligned} \quad (2)$$

其中， i_0^d 和 i_0^f 分别为本国和外国长期均衡利率； π_t^d 和 π_t^f 分别为本国和外国通胀率； y_t^d 和 y_t^f 分别为本国和外国产出缺口， e_t 为实际汇率。 $\rho \in [0,1]$ 为名义利率的时变平滑参数，意味着央行并非将短期名义利率设定为目标利率值，而是根据目标利率和前期利率水平进行部分调整，以消除与目标利率的偏差。 γ_π 、 γ_y 和 γ_e 为参数。此外， ε_t^d 和 ε_t^f 为随机扰动项。令 $i_0 = i_0^d - i_0^f$ 、 $\pi_t = \pi_t^d - \pi_t^f$ 、 $y_t = y_t^d - y_t^f$ 以及 $\varepsilon_t = \varepsilon_t^d - \varepsilon_t^f$ ，通过（2）式可得利率的决定方程为：

$$i_t = B_t + \gamma(e_t - e_{t-1}) + \rho i_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

可见，利率取决于三部分因素：一是利率平滑特征，二是宏观基本面因素（ B_t ），三是外部汇率波动因素，而且由于 $\partial i_t / \partial e_t = \gamma(1-\rho)\gamma_e > 0$ ，可见汇率对利差存在正相关的影响效应。

再次，在汇率决定上，遵循现有研究（如 Dieci & Westerhoff, 2010），同时考虑我国资本管制的实际，假设在外汇市场上本国货币的超额需求取决于两方面：一是由两国利差决定的国外投资者持有本国的实际货币需求，二是外汇市场基本面投资者和技术投机者的实际货币需求（取决于汇率波动）。据此，在 t 时刻的汇率为：

$$e_t = e_{t-1} + d \left[D_t^H + \varpi_{C,t} D_{C,t}^E + (1 - \varpi_{C,t}) D_{F,t}^E \right] + u_t, d > 0 \quad (4)$$

其中， d 为汇率对货币需求的反应参数。 D_t^H 为 t 时刻由利差决定的国外投资者持有投资本国的实际货币需求，即 $D_t^H = a_t i_t + \lambda_t f_t$ ， $a_t > 0$ 表示本国利率大于国外利率则本国实际货币需求增加； $\lambda_t > 0$ 表示国际资本流入时本国实际货币需求增加。 u_t 为扰动项。 $D_{C,t}^E$ 和 $D_{F,t}^E$ 分别表示基本面投资者和技术交易者对本国的实际货币需求，外汇市场上对应比重分别为 $(1 - \varpi_{C,t})$ 和 $\varpi_{C,t}$ ，其中，技术交易者采用推断预期预测汇率走势“追涨杀跌”决定实际货币需求持有量，即汇率升值（贬值）时，本国货币需求量增加（减少），满足 $D_{C,t}^E = b(e_{t-1} - e_{t-2}), b > 0$ ；基本面投资者的实际货币需求持有量取决于实际汇率与汇率基本面价值之差，即当实际汇率高于（低于）基本面价值时，本国货币需求量增加（减少），满足 $D_{F,t}^E = c(e_{t-1} - e_{t-1}^f), c > 0$ 。将上述（1）式、（3）式和（4）式拓展设定为时变参数关系，则可构建开放经济条件下时变参数模型系统为：

$$f_t = A_t + \theta_t f_{t-1} + \alpha_t i_t + \beta_t e_t + \eta_t \quad (1)$$

$$i_t = B_t + \gamma_t (e_t - e_{t-1}) + \rho_t i_{t-1} + \varepsilon_t, \gamma_t > 0 \quad (5)$$

$$e_t = e_{t-1} + d_t \left[D_t^H + \varpi_{C,t} D_{C,t}^E + (1 - \varpi_{C,t}) D_{F,t}^E \right] + u_t, d_t > 0 \quad (6)$$

而且满足：

$$D_t^H = a_t i_t + \lambda_t f_t; D_{C,t}^E = b_t (e_{t-1} - e_{t-2}); D_{F,t}^E = c_t (e_{t-1} - e_{t-1}^f); a_t, \lambda_t, b_t, c_t > 0。其中，\alpha_t、$$

$\beta_t、\lambda_t、\gamma_t、\theta_t、\rho_t、\varpi_{C,t}、a_t、b_t、c_t$ 和 d_t 为时变参数，则动态效应为：

第一，利差对汇率波动的影响分析。联立（1）式、（5）式和（6）式可知，⁵利率对汇率波动的单期影响效应：

$$a(i \rightarrow e) = \frac{\partial e_t}{\partial i_{t-1}} = \frac{(a_t + \alpha_t \lambda_t) \rho_t d_t}{1 - (a_t + \alpha_t \lambda_t) \gamma_t d_t - \beta_t \lambda_t d_t} > 0 \quad (7)$$

第二，汇率波动对国际资本流动的影响分析。联立（1）式、（5）式和（6）式可知，汇率波动对国际资本流动的单期影响效应：

$$a(e \rightarrow f) = \frac{\partial f_t}{\partial e_{t-1}} = \frac{\left\{ \begin{aligned} &\beta_t(1 - a_t d_t \gamma_t) + \\ &(\alpha_t \gamma_t + \beta_t) d_t [(1 - \varpi_{c,t}) c_t + \varpi_{c,t} b_t] \end{aligned} \right\}}{1 - a_t d_t \gamma_t - \alpha_t \gamma_t \lambda_t d_t - \beta_t \lambda_t d_t} \quad (8)$$

第三，利差对国际资本流动的影响分析。联立（1）式、（5）式和（6）式可知，利率对国际资本流动的单期影响效应：

$$a(i \rightarrow f) = \frac{\partial f_t}{\partial i_{t-1}} = \frac{\alpha_t \rho_t + \beta_t a_t d_t \rho_t}{1 - a_t d_t \gamma_t - \alpha_t \gamma_t \lambda_t d_t - \beta_t \lambda_t d_t} \quad (9)$$

上述（7）式、（8）式和（9）式估计系数的大小和时变特征取决于时变参数 a_t 、 d_t 、 λ_t 、 α_t 、 β_t 、 ρ_t 、 γ_t 和 $\varpi_{c,t}$ 的符号方向及其大小关系，而且受风险溢价水平影响。

其经济含义可概括三点。一是，与传统常系数模型不同，本文理论模型佐证了国际资本流动与利率和汇率存在时变关系，而且利率和汇率对国际资本流动影响的关系参数随风险溢价的变化而发生改变，因此采用传统模型系统无法准确刻画利率、汇率与国际资本流动之间的时变关系。二是，由理论模型分析表明，资本管制和交易成本使得我国的非平抛利率曲线呈现时变关系，即只有当风险溢价足够大时，本币升值和本币加息预期才促使国际资本流入，由此使得利率和汇率波动与国际资本流动关系受风险溢价能力影响而表现出较强的时变特征。三是，允许模型参数时变，可以有效刻画宏观变量随经济形势和政策改革而发生变化的渐进演变或突变关系。其中，时变参数 $a(i \rightarrow e)$ 可用于评估“非平抛利率平价”曲线的有效性；而时变参数 $a(i \rightarrow f)$ 和 $a(e \rightarrow f)$ 的动态演变和数值大小能够反映出我国利率市场化改革和汇率改制下，利率和汇率波动对国际资本流动的动态影响效应。

⁵ 事实上还可以推导得出参数 $\partial i_t / \partial i_{t-1}$ 、 $\partial i_t / \partial e_{t-1}$ 、 $\partial i_t / \partial f_{t-1}$ 、 $\partial e_t / \partial e_{t-1}$ 、 $\partial e_t / \partial f_{t-1}$ 以及 $\partial f_t / \partial f_{t-1}$

也是时变的。理论上，模型系统利率、汇率和国际资本流动相互之间还存在累积影响效应，但需要求解多元差分方程，并通过模拟或校验获得。有兴趣的读者可向作者索取。

三、实证框架及数据来源说明

（一）实证模型设定

由理论分析可知，（1）式、（5）式和（6）式构成一个开放经济条件下模型系统。借助矩阵形式，定义向量： $y_t = [i_t \quad e_t \quad f_t]'$ ，那么由利差、汇率和国际资本流动构成的动态经济系统可表述如下：

$$\Gamma_{0,t}y_t = \varphi_t + \Gamma_{1,t}y_{t-1} + \mu_t \quad (10)$$

其中， $\varphi_t = [B_t \quad -b_t d_t \varpi_{C,t} e_{t-2} - c_t d_t (1 - \varpi_{C,t}) e_{t-1} \quad A_t]'$ ， $\mu_t = [\varepsilon_t \quad u_t \quad \eta_t]'$ ，

$$\Gamma_{0,t} = \begin{bmatrix} 1 & -\gamma_t & 0 \\ -d_t a_t & 1 & -d_t \lambda_t \\ -\alpha_t & -\beta_t & 1 \end{bmatrix}, \quad \Gamma_{1,t} = \begin{bmatrix} \rho_t & -\gamma_t & 0 \\ 0 & 1 + b_t d_t \varpi_{C,t} + c_t d_t (1 - \varpi_{C,t}) & 0 \\ 0 & 0 & \theta_t \end{bmatrix}。基于上$$

述定义，（10）式是一个经典的SVAR（1）模型系统，其中各变量的结构性关系取决于非单位矩阵 $\Gamma_{0,t}$ ，且由于其行列式非零，故而可逆由此可进一步将结构式VAR改写为如下简化式VAR模型：

$$y_t = \Phi_{0,t} + \Phi_{1,t}y_{t-1} + v_t \quad (11)$$

其中， $\Phi_{0,t} = \Gamma_{0,t}^{-1}\varphi_t$ ， $\Phi_{1,t} = \Gamma_{0,t}^{-1}\Gamma_{1,t}$ ， $v_t = \Gamma_{0,t}^{-1}\mu_t$ 。可见，向量 $Y_t = [i_t \quad e_t \quad f_t]'$ 构成一阶自回归的时变参数简化式VAR模型系统。由此，我们需要采用时变参数向量自回归模型

（TVP-VAR）才能有效刻画出利率、汇率和国际资本流动之间的相互时变动态关系。在实际估计过程中，必须克服两大问题。一是，大量需要识别的模型参数降低了模型估计和脉冲响应的精确度（Koop & Korobilis, 2012）。二是，由于随机波动模型的似然函数构建相对复杂，也使得模型的估计变得极为困难（Nakajima, 2011）。为此，遵循Banerjee & Fuentes（2012）的研究惯例，采用贝叶斯推理的马尔可夫链蒙特卡罗模型方法对TVP-VAR模型展开估计，主要是由于依靠贝叶斯推理方法允许将原始模型分解为较小的子样本先展开估计，得到先验值，并采用MCMC算法对参数的条件后验概率展开重复随机抽样，以获取参数的联合后验分布和递归估计，从而能够有效地处理参数空间的高维和模型的非线性特征。同时还可基于理论模型，设定特定冲击矩阵对简约式模型的冲击进行重组，并验证分析在不同相关约束条件下模型的脉冲响应估计结果。

（二）数据来源及说明

本文选取样本时间跨度为 1997 年 1 月至 2016 年 4 月，共 232 个观察值。各指标选取说明如下：

利率。利率是衡量市场上资金借贷成本的主要经济指标，是整个利率体系形成的基础，也是央行制定基准利率的价格信号。我国利率选取同业拆借利率，数据来源于《中国人民银行统计季报》各期。美国联邦基金利率采用伦敦银行提供的同业拆借利率中的美元利率进行衡量。

汇率。由于在外汇市场上，国际投资者是通过名义汇率走势来预判汇率预期升值或贬值，而且我国一定时期内采取“硬盯住”美元汇率制度，因此，本文采取人民币兑换美元实际汇率作为代理变量。实际汇率 $e = s \times CPI^* / CPI$ ，其中， s 为名义汇率， CPI^* 和 CPI 分别表示以 2010 年为基期的美国和中国消费者物价指数，数据来源于中国人民银行和美联储。

国际资本流动。国际资本流动指的是资本在国际间单向、双向或多向的转移，选取我国与其他国家国际资本短期净流入作为代理变量。短期国际资本的核算主要有直接法（国际收支平衡法）和间接法（残差法）两种，但由于我国国际收支平衡表公布的是半年度的周期数据，因此与张明（2011）、苟琴等（2012）相一致，采用间接法估计得到我国月度的短期国际资本流动。数据来源于中国人民银行、海关总署、商务部和国家统计局。

为了消除样本量纲对模型估计影响，本文测算出人民币对美元实际汇率的升值（贬值）幅度；并核算得出国际资本流动占我国工业增加值的百分比。为了剔除工业增加值季节性对模型估计的影响，还采取 Tramo-Seats 方法对其做季节性调整。此外，我们同时对中美利差、人民币实际汇率以及国际资本流动占我国工业增加值比重分别去均值并除以各自标准差作去量纲化处理。其中，月度工业增加值数据来源于国家统计局。

四、实证结果及分析

（一）模型参数检验

本文采用参数和非参等方法检验发现利率、汇率和国际资本流动存在非线性动态关系（估计结果备索），接着采用 TVP-VAR 模型对三者间的互动时变关系展开分析。表 1 报告了 MCMC 两万次抽样估计的参数后验均值、标准差、95%可信区间、收敛概率 Geweke 检验、无效影响因子、相对数值效率和有效样本数以及相关倍数。从表 1 可以发现，在 1%显著性水平下，Geweke 检验结果均无法拒绝估计参数收敛于后验标准分布的原假设，由此表明在迭代周期中预烧期已经能够有效使得马尔科夫链趋于集中。表 1 结果还显示，参数无效

影响因子普遍较低（最大值仅为 99.64），由此至少可以获得 201 个有效样本数，满足后验统计推断需要，表明后验均值接近参数真实值，可见模型参数模拟结果非常有效。

表 1 TVP -VAR 模型参数估计结果及检验

参数	均值	标准差	95%可信区间	Geweke 检验	无效影 响因子	相对数 值效率	有效样 本数	相关 倍数
sb_1	0.0276	0.0054	[0.0192, 0.0400]	0.542	37.82	0.0264	529	38
sb_2	0.0248	0.0040	[0.0184, 0.0342]	0.102	28.93	0.0346	691	29
sb_3	0.0215	0.0031	[0.0164, 0.0285]	0.008	23.22	0.0431	861	23
sb_4	0.0226	0.0033	[0.0172, 0.0299]	0.592	17.25	0.0580	1159	17
sb_5	0.0282	0.0058	[0.0196, 0.0416]	0.976	43.49	0.0230	460	43
sb_6	0.0265	0.0046	[0.0191, 0.0369]	0.719	31.80	0.0314	629	32
sb_7	0.0267	0.0048	[0.0190, 0.0373]	0.000	25.40	0.0394	787	25
sb_8	0.0266	0.0052	[0.0189, 0.0392]	0.420	37.31	0.0268	536	37
sb_9	0.0389	0.0090	[0.0245, 0.0599]	0.335	47.91	0.0209	417	48
sb_{10}	0.0268	0.0051	[0.0190, 0.0386]	0.069	32.28	0.0310	620	32
sb_{11}	0.0249	0.0042	[0.0181, 0.0346]	0.775	18.87	0.0530	1060	19
sb_{12}	0.0267	0.0049	[0.0190, 0.0382]	0.023	28.18	0.0355	710	28
sa_1	0.0738	0.0251	[0.0407, 0.1368]	0.924	79.87	0.0125	250	80
sa_2	0.0836	0.0336	[0.0410, 0.1679]	0.798	99.64	0.0100	201	100
sa_3	0.0635	0.0192	[0.0371, 0.1151]	0.051	89.32	0.0112	224	89
sh_1	0.6970	0.1345	[0.4645, 0.9891]	0.241	56.56	0.0177	354	57
sh_2	0.6360	0.1460	[0.3762, 0.9434]	0.263	72.50	0.0138	276	73
sh_3	0.3817	0.0849	[0.2346, 0.5687]	0.214	44.51	0.0225	449	45

（二）时变（Time-Varying）随机波动分析

从图 1 可知，在 2000 年以前利率的随机波动率较大，此后下降至为零，并维持较为稳定的水平，但从 2007 年开始略微呈波动态势。究其原因，自 1996 年取消同业拆解利率上限以来，央行陆续在 1997 年放开回购利率、1998 年改革贴现率形成机制并增加贷款利率上限、1999 年开始逐步允许不同的机构协商利率、2000 年更是放开外币存贷款利率，以上这些举措在一定程度上加剧了我国利率波动。此后，央行仅在 2004 年扩大金融机构贷款利率浮动区间，在此期间利率的随机波动率较为稳定。但是，2006-2007 年央行分八次调高存贷款利率，这在一定程度上加剧利率波动。同时为了加快利率市场化改革，2010-2011 年又分五次调高存贷款利率，而且 2012 年 6 月将存款利率浮动区间上限调整为基准利率的 1.1 倍，2014 年 11 月 21 日，进一步将存贷款利率浮动区间上限调整为基准利率的 1.2 倍，2015 年 10 月

24 日更是不再设定存款利率浮动上限，至此我国名义上完成“利率市场化”，因而在此期间利率经过一段时期波动后又趋于稳定。

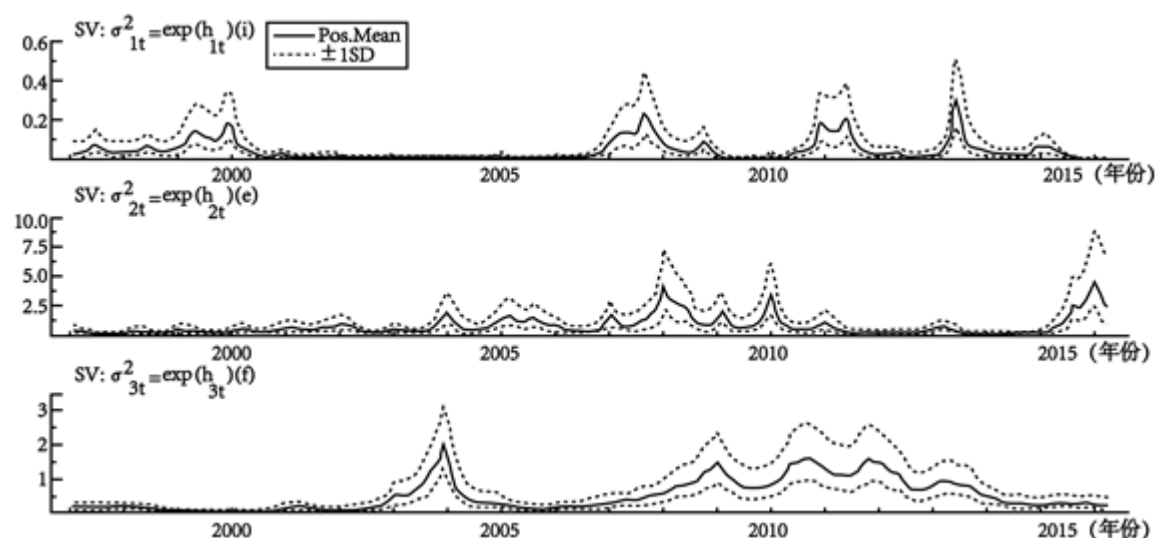


图 1 1997—2016 年利率、汇率波动与国际资本的随机波动特征

从人民币汇率随机波动率来看（见图 1），2005 年 7 月汇改前，由于汇率波幅受限，由此使得汇率随机波动率基本保持为零。改制后至次贷危机前夕，人民币汇率在中国经济高速增长和贸易顺差的强力支撑下得以持续升值，从图中可以看出在此期间随机波动率急速上升。次贷危机期间，我国一度实行“硬钉住”美元爬动汇率制度，而且由于贸易顺差规模急速下滑，特别是，2012 年起“双顺差”局面更是首次被打破，国际资本流入下滑，从而极大降低了人民币汇率的升值压力，这同时也更进一步表明人民币实际汇率已经十分接近于均衡汇率，由此极大降低了人民币汇率的随机波动率，并降至零附近。此后，虽然两度放宽人民币汇率波动区间，但由于央行仍通过适度调整汇率中间价的方式来保持汇率稳定，即汇率每日中间价（开盘价）可以持续低于或高于前天市场价（收盘价），因而人民币汇率的波动区间依然较为合理，同时也使得 2014 年起人民币与美元汇率的市场价持续略低于中间价。但由于 2015 年实行汇率中间价市场化以及资本外流严重，人民币存在贬值压力，并由此加剧汇率波动。

从国际资本流动随机波动率看（见图 1），2002 年以前基本稳定为零，此后呈稳步上升态势。由于我国长期以来执行较为严格的资本流动管制制度，从而使得国际资本流动规模相对较小。2002 年起中国开启了资本账户开放较有实质性的改革，同时随着 2005 年汇率改制，我国也进一步启动“合格境外机构投资者（QFII）”和“合格境内机构投资者（QDII）”项目，2006 年起更是允许居民可用人民币购汇或自由外汇资金从事境外证券投资，2011 年又推出境外直接投资试点方案和人民币结算试点业务等。近年来，随着资本账户开放步伐加快，国

际资本流动的波幅也随着加剧，主要表现在自 2009 年以来短期国际资本流入和流出频繁交替出现。

（三）时变（Time-Varying）脉冲响应分析

在模型参数估计基础上，我们接着采用 TVP-VAR 模型估计两类不同的时变脉冲响应函数，其中图 2 给出的是 1999 年 1 月、2007 年 1 月和 2015 年 1 月三个不同时刻冲击下的时变脉冲响应，这些时点的选取是随机的。

图 2 脉冲响应结果显示，利率对汇率和国际资本流动三个不同时刻冲击的响应走势的表现并不一致。其中，1999 年 1 月的冲击时点（正）汇率冲击在短期提高利率（ $\varepsilon_e \rightarrow i$ ），随着时间推移，大概一年后趋于稳定。短期上利率对国际资本流动冲击表现为正响应（ $\varepsilon_f \rightarrow i$ ），且随后均在大概一年后影响效应变小趋于稳定。而 2007 年 1 月和 2015 年 1 月的冲击时点，汇率和国际资本流动冲击对利率的影响均为负效应，并于一年后收敛为零。三个不同时刻冲击的脉冲响应走势不一致表明，外部冲击因素（即汇率和跨境资本）对我国利率的影响并非长期有效和稳定。而且，利率对国际资本流动冲击的响应（ $\varepsilon_f \rightarrow i$ ）相对较大，而汇率冲击对利率（ $\varepsilon_e \rightarrow i$ ）影响较小。由（5）式可知，主要原因可能在于，我国货币政策目前较少盯住汇率波动，而更倾向于保持国内宏观经济和物价稳定。

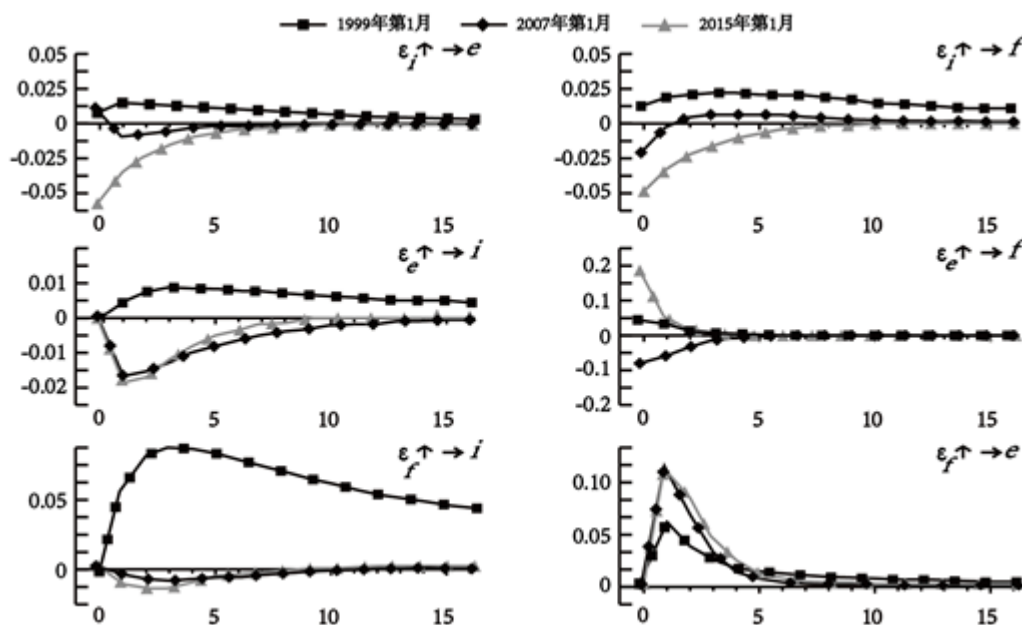


图 2 三个不同时刻冲击的脉冲响应函数：基于 TVP-VAR

时变脉冲响应结果也表明，汇率对利率冲击的脉冲响应走势并不一致，而汇率波动对国际资本流动冲击脉冲响应的走势却基本相似，其中，1999年1月和2007年1月的冲击时点，

（正）利率冲击在短期导致汇率升值（ $\varepsilon_i \rightarrow e$ ），随着时间推移，在一年后趋于稳定为零。由非平抛利率曲线可知，本国加息导致本国利率高于国外利率，则本币升值，而且升值幅度由两国利差决定，随着利差缩小，长期上汇率升值也跟着消失。对于2015年1月的冲击时点，（正）利率冲击在短期导致汇率贬值（ $\varepsilon_i \rightarrow e$ ），随着时间推移，在一年后趋于稳定为零。主要原因在于，2015年起我国国际资本外流高达12405亿美元，国际资本外流给人民币贬值造成极大压力，此时加息不足以逆转促使汇率升值，并导致非平抛利率曲线失效。可见，在“利率—国际资本流动—汇率”的传递链影响关系中，国际资本流动是利率和汇率双向传导是否有效以及非平抛利率曲线成立的关键媒介。同时，对于1999年1月、2007年1月和2015年1月的三个不同冲击时点，汇率波动对国际资本流动冲击的脉冲响应（ $\varepsilon_f \rightarrow e$ ）在短期均为正，随着时间推移，在大概半年后影响效应收敛于零。究其原因，国际资本流入，则本币供不应求，本币升值预期明显。在有管理浮动汇率制度下，为了维持汇率稳定的政策目标，央行选择对冲或冲销的方式投放本国货币。在IS-LM框架中可知，随着本国货币投放增加，在国内货币市场上，本国名义利率将持续下降，这也进一步消除国内和国外的利差，则国外资本流入本国的动力下滑。长期上，当国内和国外利率趋于平衡时，央行将不再投放本国货币，本国利率也保持稳定，此时国际资本流动也趋于稳定为零。该机制很好地刻画了我国当前汇率、国际资本流动与货币政策之间的三角关系，同时三个不同时点冲击的脉冲响应走势一致也表明，在“利率—国际资本流动—汇率”的传递链影响关系中，国际资本流动对汇率的传导和影响是非常有效和稳定的。

时变脉冲响应结果还表明，虽然我们在三个不同时刻施加冲击，但国际资本流动对利率冲击和汇率冲击的三次脉冲响应函数的走势不一致，这可能与中国当时所处的宏观经济环境有关。其中，1999年1月冲击时点，（正）利率冲击和（正）汇率冲击对国际资本流动（ $\varepsilon_i \rightarrow f$ ， $\varepsilon_e \rightarrow f$ ）的影响在短期有正效应，但长期上该效应减至零；同时，对于2007年1月时点冲击，期初（正）汇率冲击对国际资本流动（ $\varepsilon_e \rightarrow f$ ）为正，但长期上该效应消失至零。由理论模型和非平抛利率曲线可知，市场风险溢价足够大和人民币即时汇率较低，正的利率冲击和正的汇率冲击，在期初导致汇率升值预期明显增加，在套利力量作用下跨境资本有流入的动机。但随着汇率升值，风险溢价能力逐步下滑，则国际资本流入动力不足，并逐渐趋

于稳定。但对于2007年1月和2015年1月时点冲击,期初(正)利率冲击对国际资本流动($\varepsilon_i \rightarrow f$)为负,长期上该效应消失至零。对于2007年1月时点冲击,期初(正)汇率冲击对国际资本流动($\varepsilon_e \rightarrow f$)为负,长期上该效应消失至零。可见,在“利率—国际资本流动—汇率”的传递链影响关系中,利率和汇率对国际资本流动的影响与所处的宏观经济环境直接相关,这同时也进一步表明我国利率和汇率对国际资本流动传导的正效应影响并不具长期有效性。

图3给出了提前期分别为半年、一年和两年条件下,一单位标准外生正向冲击的时变脉冲响应函数,其中三个不同提前期冲击的脉冲响应函数走势基本均是一致的和相似的。

脉冲响应结果显示,1997-2000年利率对汇率波动冲击的响应($\varepsilon_e \rightarrow i$)开始逐渐由正值下降至负值,随后略有回升,于2003年后趋于稳定,并围绕零值上下小幅波动。利率对国际资本冲击的响应($\varepsilon_f \rightarrow i$)也由正值快速下降至2003年趋近于零,并在此后也围绕零值上下小幅波动。这主要是由于我国并未完全实现利率市场化,利率水平的走势在很大程度上受政策影响较为明显,同时,由于人民币汇率日波动区间依然有限,从而使得汇率并非利率的内生决定变量,这同时也表明以利率为货币政策中介对汇率决定的影响较为有限。

脉冲响应结果还显示,利率冲击对汇率波动($\varepsilon_i \rightarrow e$)的影响相对较小,1997-2002年汇率升值(贬值)幅度对利率冲击的响应值由正逐渐下滑,并于汇改后则转为负值。与之类似,国际资本流动冲击对汇率波动($\varepsilon_f \rightarrow e$)的影响也是由正逐步下滑至2001年接近于零,此后则回归至零附近波动。究其原因,由于我国存在资本账户管制,在岸和离岸人民币市场存在明显的息差(见图5),当人民币在岸和离岸利率之差超过一定门槛值时,利率冲击对汇率的影响更多表现为升值。而当人民币在岸和离岸利率之差低于一定门槛值时,则更多表现为贬值。如果两者之差差别不大,则更多表现为零效应。可见,由于资本管制存在的风险溢价水平影响利率与汇率波动的时变动态关系。这与Craighead et al. (2010)以及Bacchetta & Wincoop (2012)等人的研究结论相一致,即由于存在资本管理、交易成本和套利受限,只有当利差(国内外利差)超过一定门槛值时,非平抛利率平价才得以成立。

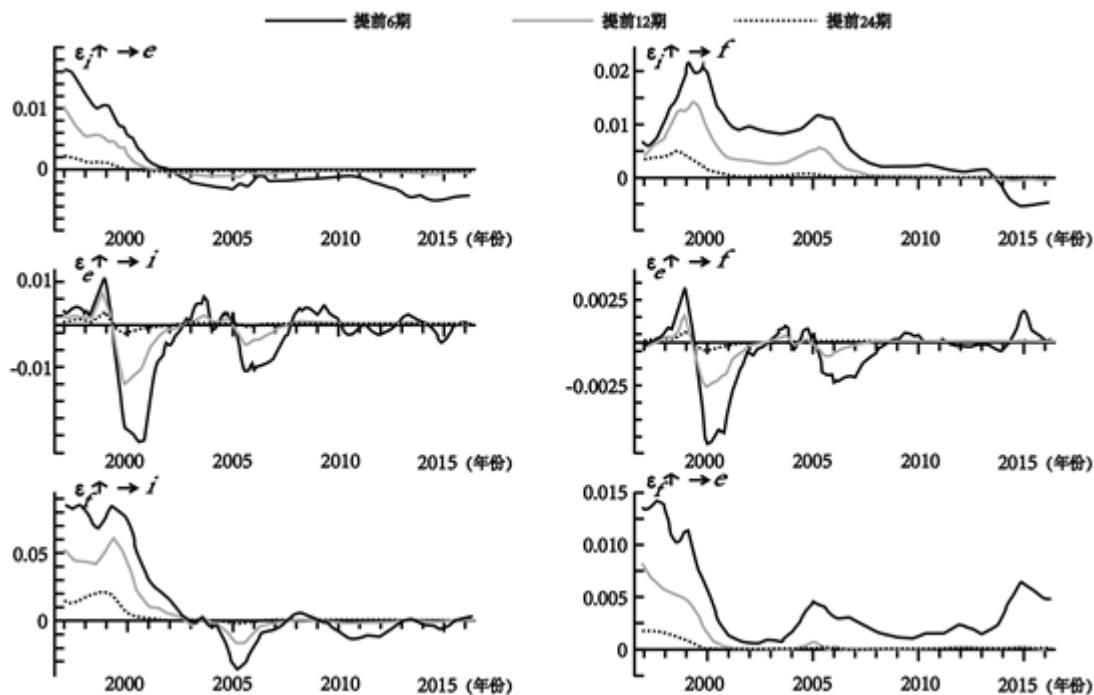


图3 提前半年、一年和两年下外生冲击的脉冲响应函数：基于 TVP-VAR

国际资本对利率冲击的响应 ($\varepsilon_i \rightarrow f$) 长期看在 2014 年以前均为正值,但在 1999 年起有呈下降态势。这与近年来我国逐步开放资本账户直接相关,从而逐渐发挥利率对国际资本流动影响的传导作用。进一步分析表明,当人民币在岸和离岸利率之差超过一定门槛值时,利率冲击对国际资本流动的影响更多表现为正效应 (见图 5); 差额缩小则正效应呈显著下降态势。可见,只有当风险溢价足够大时,本币加息预期冲击才促使国际资本流入,由此使得利率与国际资本流动的关系受风险溢价能力影响而表现出较强的时变特征。与此同时,国际资本流动对汇率波动冲击的响应值 ($\varepsilon_e \rightarrow f$) 相对较小,这主要是我国汇率的日波动区间受限有关,从而削弱了汇率波动对国际资本流动的影响效应。

(四) 时变 (Time-Varying) 预测方差分解分析

在 TVP-VAR 模型时变脉冲响应估计基础上,紧接着本文采用滚动 (Rolling) 方法估计得到时变预测方差分解。由于结构残差相互正交,由此可得 h 阶时变预测误差为:

$$\text{Var}(y_{it+h} - \hat{y}_{it+h|t}) = \sum_{s=1}^h (\hat{v}_{jt} - \bar{v}_{jt})_{1t}^2 \text{IRF}_{Y,1}^2 + \dots + \sum_{s=1}^h (\hat{v}_{jt} - \bar{v}_{jt})_{nt}^2 \text{IRF}_{Y,n}^2 \quad (12)$$

结合广义脉冲响应函数,我们可以得到各内生变量的预测方差分解为:

$$\text{FEVD}_{i,j}(h) = \frac{\sum_{s=1}^h (\hat{v}_{jt} - \bar{v}_{jt})_{1t}^2 \text{IRF}_{Y,j}^2}{\sum_{s=1}^h (\hat{v}_{jt} - \bar{v}_{jt})_{1t}^2 \text{IRF}_{Y,1}^2 + \dots + \sum_{s=1}^h (\hat{v}_{jt} - \bar{v}_{jt})_{nt}^2 \text{IRF}_{Y,n}^2}, j=1, \dots, n \quad (13)$$

其中, 广义脉冲响应函数 $IRF_{Y,k}(\nu_{jt}, \omega_{t-1}) = E[Y_{t+h} | \nu_{jt}, \omega_{t-1}] - E[Y_{t+h} | \omega_{t-1}]$, $E[\cdot]$ 表示期望算子, h 为预测长度, 且 $h=1, 2, 3, \dots$, $IRF_{Y,k}$ 表示变量 Y 的冲击响应函数, ν_{jt} 为各内生变量对应任意信息的标准化冲击, ω_{t-1} 表示预测 Y 的历史信息集。在此基础上, 设定以 60 个观察值为固定长度窗口, 依次滚动类推, 直接对最后一期样本进行方差分解为止, 并分别把每次方差分解第四个预测期结果列于图 4。同时, 必须指出的是滚动预测方差分解是基于 TVP-VAR 估计结果进行的。

时变预测方差分解分析结果显示如图 4 所示。首先, 汇率冲击对利率变动的解释力度平均为 9%, 而且长期低于 7%, 同时利率冲击则解释了 14% 的汇率波动。可见, 虽然近年来我国陆续开展利率市场化和汇率改制, 但从执行效果看, 由于人民币日波幅依然受限, 从而使得人民币汇率并非利率的内生变量 ($e \not\rightarrow i$), 仅存在利率影响汇率波动相对有效但依然较小的单向关系 ($i \rightarrow e$)。故此, 利率和汇率双向传导的非平抛利率曲线并不成立, 这与脉冲响应分析显示与国际资本流动冲击相比, 汇率冲击对利率影响相对较小的结论相一致。其次, 国际资本流动不足 7% 由利率冲击解释 ($i \not\rightarrow f$), 而国际资本流动冲击解释了 8% 利率波动 ($f \rightarrow i$), 虽然自 2012 年起国际资本流动冲击对利率波动的影响呈增长态势, 但总体上资本流动与利率之间的相互传导影响依然十分有限。这与不同时点冲击的脉冲响应分析结论相一致。再次, 国际资本流动冲击解释了 29% 的汇率变动 ($f \rightarrow e$), 而且该影响效应自 2005 年改制后呈微弱增长态势, 而汇率冲击解释了 24% 的国际资本流动的变动 ($e \rightarrow f$), 但近年来呈下降趋势, 表明国际资本流动对汇率波动的影响十分显著, 但汇率波动对资本流动影响的传导效应相对小一些。

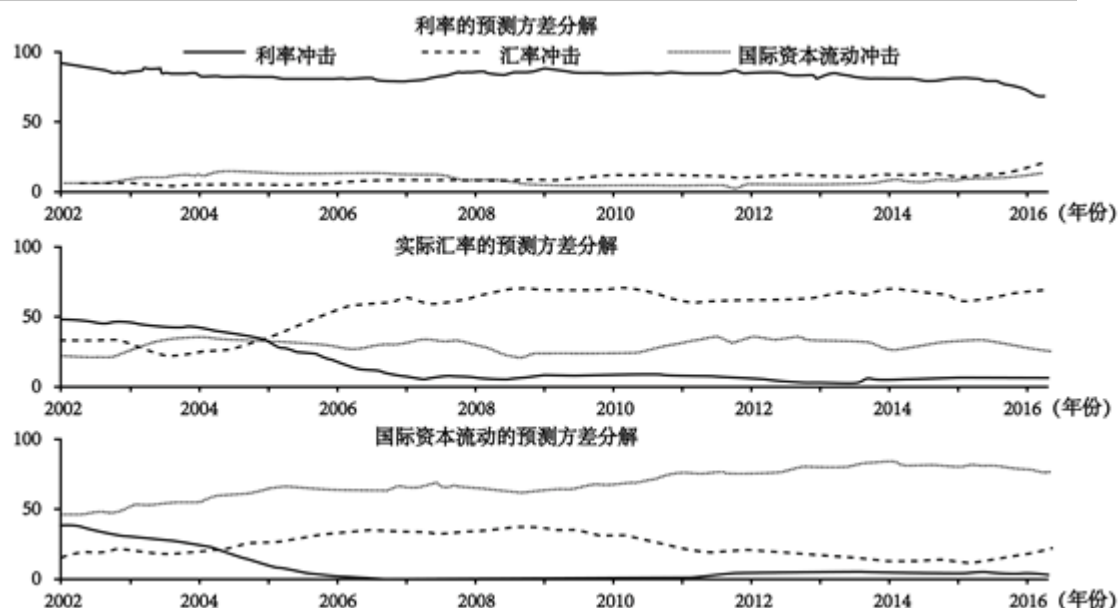


图 4 时变 (Time-Varying) 预测方差分解分析: 基于 TVP-VAR

由上可知: 利率对汇率和国际资本流动传导影响相对有限; 汇率对利率传导受阻, 但对国际资本流动的影响相对较为顺畅; 国际资本流动对利率传导相对较弱, 而对汇率的影响十分显著。可见, 在利率—汇率—资本流动三者相互传导过程中, 利率渠道最为不顺畅, 一旦打通利率对国际资本流动的影响渠道 ($i \rightarrow f$), 则能够有效改善非平抛利率曲线得以实现双向传导。而拓宽汇率对利率影响的传导渠道 ($e \rightarrow i$), 也有助于提高汇率对国际资本流动 ($e \rightarrow f$) 的影响效应。因此, 目前我国三大金融改革比较紧迫的策略在于先要理顺价格因素 (利率), 发挥其在调节国际资本流动中的基础性作用。同时继续执行和全面推进汇率改制, 拓宽人民币汇率日波动区间, 完善人民币汇率市场化, 并消除市场价与中间价的差额, 以期打通汇率对利率波动传导的受阻渠道, 从而能够有效实现利率和汇率的双向传导, 最终增强利率和汇率对国际资本流动的传导效应。

此外, 利率对国际资本流动 ($i \rightarrow f$) 的影响渠道受阻和汇率对国际资本流动 ($e \rightarrow f$) 的影响有限, 主要原因还在于我国存在资本账户管制。由图 5 可知, 在岸和离岸人民币市场存在明显的息差, 且自 2008 年至今在岸利差远高于离岸利差, 由此表明国际资本面临较大的交易成本, 同时也反映出目前我国资本账户管制仍然是有效的 (Otani et al., 2011)。因此, 如果政策当局在利率市场化之前, 盲目放开资本账户管制, 则套利行为将可能引发大规模的国际资本流入, 从而危及我国金融稳定。更重要的是, 资本账户开放对国际资本流动的影响在很大程度上依赖于金融发展水平, 如若国内金融市场改革未能有效推进, 那么国内投资风

险陡增可能会使得投资国内的资产面临贬值风险,此时开放资本账户可能引发大量资本外流,并对宏观经济产生不良冲击。因此,政策当局目前较为迫切地尽早完全实现利率市场化,由市场资金供给双方决定价格,同时逐步完善国内金融市场以及宏观金融调控和风险甄别系统,保障金融市场的稳定性。



图5 在岸和离岸人民币利差走势

可见,目前我国由于资本管制产生的风险溢价水平仍然保持在较为合理的区间,即正的利率冲击在期初导致汇率升值预期明显增加,在套利力量作用下跨境资本有流入动机。更重要的是,此时开放资本账户更能有效降低交易成本,同时使得利率和汇率对国际资本流动的传导渠道更为顺畅,而且能够有效消除人民币在岸和离岸利差,促使利率对汇率和国际资本流动的影响更为合理。因此,在我国资本账户完全开放之前,政策当局需要迫切先解决利率市场化、汇率市场化和完善国内金融市场。其中,利率市场化是价格传导机制顺畅的基础,汇率市场化则是非平抛利率平价曲线得以实现的前提条件,而发展国内金融市场是宏观金融稳定的重要保障,它能够有效降低开放资本账户引发国际资本流动加剧和金融风险陡增的影响效应。可见,目前我国三大政策改革的顺序应该依次为:“利率市场化—汇率市场化—资本账户开放”有序推进。

五、结论与启示

近年来,随着我国利率市场化改革、汇率改制以及资本账户开放进程的加快推进,我国金融市场面临着前所未有的挑战。特别是,近年来我国经济增长放缓,加之美元汇率持续走强以及美元利率加息预期明显,从而使得学术界和政策当局对在该时点下放开我国资本账户是否会引发国际资本外流产生极大的担忧。有学者认为应该遵循“先内后外”的改革次序,即国内先完成利率市场化和汇率改革形成机制后再逐步开放资本账户,以免遭外部冲击。也有观点认为,资本自由流动、汇率稳定和货币政策独立性三者不可能兼得的“不可能三角”理论不完全适合中国,如果等国内改革最终完成,则资本账户开放将错过宝贵的改革时机。因此,

三者可以循序渐进、稳步协调同时进行。在此背景下，本文从理论和实证两方面分析国际资本流动与利率、汇率之间的时变动态关系，以期为当前的三大金融政策改革、制定和实施提供有益的决策依据。

研究结果表明：利率对汇率和国际资本流动的传导影响相对有限；汇率对利率的传导受阻，但对国际资本流动的影响相对较为顺畅；国际资本流动对利率传导相对较弱，而对汇率的影响十分显著。由此可见，在利率—汇率—资本流动三者相互传导过程中，利率渠道最为不顺畅。利率对国际资本流动影响渠道受阻。究其原因，一是我国利率的价格机制作用有限和资本账户管制；二是汇率日波动受限，从而削弱了利率对汇率波动的传导效应，并使得“非平抛利率平价”曲线无法更好地发挥作用。可见，目前我国三大金融改革比较紧迫的策略在于理顺利率对汇率波动的传导机制和效应，并进一步拓宽人民币汇率波动区间，适时有序地开放资本账户，才能够有效发挥货币政策（如利率政策）在国际间的传递功能和调节国际资本流动的作用。

同时，由于目前我国资本管制产生的风险溢价水平仍然保持在较为合理的区间，即利率冲击在期初导致汇率升值预期明显增加，在套利力量作用下跨境资本有流入动机。更重要的是，此时开放资本账户更能有效降低交易成本，同时使得利率和汇率对国际资本流动的传导渠道更为顺畅。但如果先放开资本账户，由于其对利率和汇率的影响大，那么在利率和汇率还没有市场化而产生自我回归市场均衡点能力的情况下，就会对利率和汇率（尤其是汇率）产生难以控制的风险。人民币现在的贬值压力证明了这一点，如果这个时候彻底放开资本账户，就很难用利率来控制资本外逃和汇率下滑过快的风险。这样的话，中国可能会遭受类似亚洲金融危机一样的打击。本文建议先对利率、汇率的市场化改革，再全面放开资本账户。主要的政策目的就是为了在利率和汇率全面市场化之前，避免中国遭受很难预料的系统性金融危机。其中，利率市场化是价格机制的基础，汇率市场化则是非平抛利率平价曲线得以实现的前提条件，而发展国内金融市场还能够有效降低开放资本账户引发国际资本流动加剧和金融风险徒增的影响效应。可见，目前我国三大政策改革的顺序应该依次为：“利率市场化—汇率市场化—资本账户开放”有序推进。

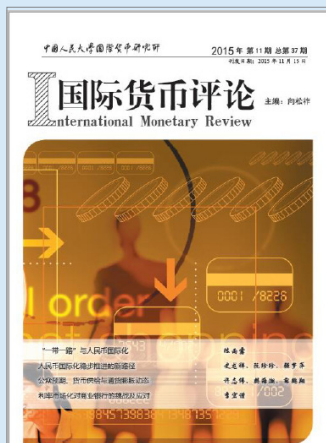
参考文献

- [1] 苟琴、王戴黎、鄢萍、黄益平, 2012:《中国短期资本流动管制是否有效》,《世界经济》第2期。
- [2] 刘立达, 2007,《中国国际资本流入的影响因素分析》,《金融研究》第3期。
- [3] 刘莉亚、程天笑、关益众、杨金强, 2013:《资本管制能够影响国际资本流动吗?》,《经济研究》第5期。
- [4] 吕光明、徐曼, 2012:《中国的短期国际资本流动:基于月度VAR模型的三重动因解释》,《国际金融研究》第4期。
- [5] 卜林、李政、张馨月, 2015:《短期国际资本流动、人民币汇率和资产价格:基于有向无环图的分析》,《经济评论》第1期。
- [6] 王世华、何帆, 2007:《中国的短期国际资本流动:现状、流动途径和影响因素》,《世界经济》第7期。
- [7] 杨子晖、陈创练, 2015:《金融深化条件下的跨境资本流动效应研究》,《金融研究》第5期。
- [8] 张明, 2011:《中国面临的短期国际资本流动:不同方法与口径的规模测算》,《世界经济》第2期。
- [9] 赵进文、张敬思, 2013:《人民币汇率、短期国际资本流动与股票价格》,《金融研究》第1期。
- [10] 赵文胜、张屹山、赵杨, 2011:《人民币升值、热钱流入与房价的关系》,《世界经济研究》第1期。
- [11] 朱孟楠、刘林, 2010:《短期国际资本流动、汇率与资产价格》,《财贸经济》第5期。
- [12] Bacchetta, P., and E. V. Wincoop, 2012, "Modeling Exchange Rates with Incomplete Information", Handbook of Exchange Rates, Vol.8, 375-390.
- [13] Banerjee, S., and M. Fuentes, 2012, "Bayesian Modeling for Large Spatial Datasets", Wiley Interdisciplinary Reviews: Computational Statistics, Vol. 4(1), 59-66.
- [14] Benjamin, J., and S. Simon, 2014, "Time-Varying International Diversification and the Forward Premium", Journal of International Money and Finance, Vol. 40, 128-148.
- [15] Calvo, G. A., L. Leiderman, and C. M. Reinhart, 1996, "Inflows of Capital to Developing Countries in the 1990s", The Journal of Economic Perspectives, Vol. 10(2), 123-139.
- [16] Clarida, R., J. Gali, and M. Gertler, 2000, "Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory", Quarterly Journal of Economics, Vol. 115(1), 147-180.
- [17] Coudert, V., and V. Mignon, 2013, "The Forward Premium Puzzle and the Sovereign Default Risk", Journal of International Money and Finance, Vol. 32, 491-511.
- [18] Craigheada, W. D., K. D. George and C. M. Norman, 2010, "Interest Differentials and Extreme Support for Uncovered Interest Rate Parity", International Review of Economics and Finance, Vol. 19(4), 723-732.
- [19] Dieci, R., and F. Westerhoff, 2010, "Heterogeneous Speculators, Endogenous Fluctuations and Interacting

- Markets: A Model of Stock Prices and Exchange Rates”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 34(4), 743-764.
- [20] Frankel, J., and J. Poonawala, 2010, “The Forward Market in Emerging Currencies: Less Biased Than in Major Currencies”, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 29(3), 585-598.
- [21] Kavli, H., and N. Viegi, 2017, “Are Determinants of Portfolio Flows Always the Same?: South African Results From a Time Varying Parameter VAR Model”, *South African Journal of Economics*, Vol. 3, 1-25.
- [22] Kim Y., 2000, “Causes of Capital Flows in Developing Countries”, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 19(2), 235-253.
- [23] Kim, C. J., and C. R. Nelson, 2006, “Estimation of a Forward-Looking Monetary Policy Rule: A Time-Varying Parameter Model Using Ex Post Data”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 53(8), 1949-1966.
- [24] Koop, G., and D. Korobilis, 2012, “Forecasting Inflation Using Dynamic Model Averaging”, *International Economic Review*, Vol. 53(3), 867-886.
- [25] Lipschitz, L., T. Lane, and A. Mourmouras, 2002, “Capital Flows to Transition Economics: Master or Servant?”, IMF Working Paper, No. 02/11.
- [26] Lyons, R. K., 2001, “The Microstructure Approach to Exchange Rates”, MIT Press, Cambridge and London.
- [27] Menkhoff, L., L. Sarno, M. Schmeling, and A. Schrimpf, 2012, “Carry Trades and Global Foreign Exchange Volatility”, *Journal of Finance*, Vol. 67(2), 681-718.
- [28] Montiel, P., and C. M. Reinhart, 1999, “Do Capital Controls and Macroeconomic Policies Influence the Volume and Composition of Capital Flows? Evidence from the 1990s”, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 18(4), 619-635.
- [29] Nakagawa, H, 2002, “Real Exchange Rates and Real Interest Differentials: Implications of Nonlinear Adjustment in Real Exchange Rates”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 49(3), 629-649.
- [30] Nakajima, J., 2011, “Time-Varying Parameter VAR Model with Stochastic Volatility: An Over-view of Methodology and Empirical Applications”, *Monetary and Economic Studies*, Vol. 29, 107-142.
- [31] Otani, I., T. Fukumoto, and Y. Tsuyuguchi, 2011, “China’s Capital Controls and Interest Rate Parity: Experience during 1999-2010 and Future Agenda for Reforms,” Bank of Japan Working Paper Series, No. 11-E-8, August.
- [32] Paya, I., D. A. Peel, and A. Spuru, 2010, “The Forward Premium Puzzle in the Interwar Period and Deviations from Covered Interest Parity”, *Economics Letters*, Vol. 108(1), 55-57.

- [33] Peel, D. A., and M. P. Taylor, 2002, "Covered Interest Rate Arbitrage in the Interwar Period and the Keynes-Einzig Conjecture", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 34(1), 51-75.
- [34] Sarantis, N., 2006, "Testing the Uncovered Interest Parity Using Traded Volatility, a Time-Varying Risk Premium and Heterogeneous Expectations", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 25(7), 1167-1186.
- [35] Taylor, M. P., and D. A. Peel, 2000, "Nonlinear Adjustment, Long-run Equilibrium and Exchange Rate Fundamentals", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 19(1), 33-53.

征稿启事



《国际货币评论》系中国人民大学国际货币研究所主办的学术交流内刊。以兼容中西的战略思维与严谨求实的学术精神为指导,《评论》重点研究人民币国际化、国际货币体系改革以及中国国际金融战略等宏观金融领域的前沿问题。

自 2010 年度创刊以来,得到了社会各界人士的广泛认同和大力支持。刊热诚欢迎专家、学者以及广大金融从业人员踊跃投稿。投稿文章应紧密围绕宏观金融领域的重点、难点问题,论证严密,方法科学,并符合相关要求和学术规范。刊欢迎基于扎实数据分析与理论模型的高质量稿件,也欢迎有较强思想性同时行文规范的高质量稿件。

作品要求:

- 1、稿件要求选题新颖、积极健康、表述鲜明、具有一定的学术交流价值。
- 2、作者确保稿件不涉及保密、署名无争议,文责自负。刊有权对来稿进行必要的删改,如不同意删改者,请在投稿时说明。因编辑部工作量较大,请作者自留底稿,恕不退稿。
- 3、题名(文章标题)应简明、确切、概括文章要旨,一般不超过 20 字,必要时可加副标题名。文标明作者单位及联系地址、邮编、电话、传真、电子邮箱。如为基金资助项目应加以注明,并提供项目编号。
- 4、来稿最低不少于 6000 字以上。文内计量单位、数字和年代表示等请采用国际标准或按国家规定书写,如有引文请注明出处。文章内容摘要、注释与参考文献等要求请参见“《经济理论与经济管理》投稿格式要求”。

投稿方式:

来稿请首选 E-mail, 请通过电子邮箱将论文电子版(word 格式)发送至 imi@ruc.edu.cn, 并在邮件标题上注明“投稿”字样和作者姓名及文章标题。如条件受限,可邮寄。投稿请使用 A4 纸打印注明“《国际货币评论》投稿”, 并注明作者姓名、联系地址、邮编、电话。

邮寄地址:

北京市海淀区中关村大街 59 号中国人民大学文化大厦 605 室 邮编: 100872

《国际货币评论》编辑部