

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编: 张杰



有效动员储蓄

二元经济环境下的巴拉萨 - 萨缪尔森效应

我国金融市场价格变动对人民币汇率的时变冲击

互联网应用扩张与微观经济学基础

宏观经济政策与股市系统性风险

李扬

陈仪、张鹏飞、刘冲

赵锡军、姚玥悦

何大安

邢可斌、关子桓、陈彬

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 Hounq Lee	刘珺	陆磊
David Marsh	Herbert Poenisch	瞿强	Alfred Schipke	涂永红	曾颂华
张晓朴	张之骥	赵锡军	庄毓敏		

主编：张杰
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：黄辉煌
栏目编辑：杨章轶
美术编辑：包晗

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
邮箱：imi@ruc.edu.cn



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

目 录

【卷首】

有效动员储蓄

——中国改革开放 40 年发展成功经验之一——李扬 01

二元经济环境下的巴拉萨 - 萨缪尔森效应

——对人民币实际汇率的再考察——陈仪、张鹏飞、刘冲 10

我国金融市场价格变动对人民币汇率的时变冲击

基于 TVP-VAR 模型的实证研究——赵锡军、姚玥悦 32

互联网应用扩张与微观经济学基础

基于未来“数据与数据对话”的理论解说——何大安 48

宏观经济政策与股市系统性风险

——宏微观混合 β 估测方法的提出与检验——邓可斌、关子桓、陈彬 75

外资参股、股权结构与中资银行风险承担

——基于 61 家商业银行的实证分析——张博、宋成、刘家松 99

汇率贬值是否影响了我国上市公司出口？——张天顶、吕金秋 116

有效动员储蓄

——中国改革开放 40 年发展成功经验之一

李扬¹

40 年中国的经济发展，展现出一系列令世人瞩目的鲜明特色，其中最显著者，当推高储蓄、高投资、高增长同时出现且内洽地持续数十年。这一现象与发展经济学的传统范式不尽吻合，因而又被国际社会称为“中国之谜”。

本文将从剩余劳动力转移现象入手，分析这种发展道路赖以产生并获成功的关键环节以及支撑它们的体制机制，以期揭开中国之谜背后的理论逻辑。我们认为，剩余劳动力由农业向工业(工业化)、由农村向城市(城市化)、由国有向非国有(市场化)持续转移，是我国经济能够保持长期高速增长的关键，而高储蓄率和高投资率长期并存、互相支撑，既是劳动力得以持续转移的前提条件，也是这种发展模式的必然结果，同时也构成这种发展模式得以维持的基础。

中国发展道路的实践经验及其揭示的理论逻辑具有全球意义，因为它在一个曾以“一穷二白、人口众多”为基本国情的发展中大国里，有效地冲破了长期困扰广大发展中国家经济起飞的致命瓶颈——发展资金短缺问题。在这个意义上，我们说，中国奇迹之关键之一，就在于创造出了有效的动员和分配储蓄的体制机制。

一、改革激发储蓄意愿

动员储蓄的第一要义，是激发微观经济主体从事储蓄的意愿。这一目标，在十四届三中全会之前，主要通过推进渐进式分权改革和大力发展金融体系实现；1993 年之后，则全面蕴含在建设和完善社会主义市场经济制度的过程之中。

中国的分权改革包含两部分内容：第一，政府向企业和居民户分权，从高度集中统一的计划经济转向大众创业、企业主导的市场经济。这是一种“经济性分权”，它代表了从高

¹ 李扬，中国人民大学国际货币研究所顾问委员、中国社会科学院学部委员、国家金融与发展实验室理事长

度集中统一的计划经济转向分散的市场经济的改革，旨在赋予广大微观经济主体明确的产权，激发其储蓄、投资和生产的积极性；第二，中央政府向地方政府分权，这是一种各级政府间的“行政性分权”，它包括中央和地方之间对事权和支出责任的重新配置，旨在大规模激发各级地方政府发展经济的积极性。与前苏联和东欧国家不同，中国的经济性分权和行政性分权改革采取的都是渐进、而非“大爆炸”的步调。这不仅表现在对改革目标的认识是逐步深化的，而且还表现在改革的措施也是分步安排，并尽可能沿着帕累托效率改善的路径来实施的。

现在已经可以确认，与前苏联和东欧国家当时普遍存在的希望从计划经济一步“跳跃”到市场经济的幼稚想法相比，渐进式的分权改革无疑是务实、稳健和成功的。分权的过程向微观经济当事人赋予了产权，为其开展经济活动创造了激励相容的框架，从而刺激了储蓄投资的动力；而渐进的方法则让包括决策者在内的所有经济当事人都能够有一个对新事物不断探索、试错、总结和逐步熟悉的过程，而新机制也就在这种渐进的过程中建立和完善起来。

中国 40 年的改革进程，以 1994 年为一个重要的分水岭。这一方面指的是，1993 年 11 月十四届三中全会作出的《中共中央关于建立社会主义市场经济体制若干问题的决定》，终于确定了建设社会主义市场经济体制的明确目标，因而此后的改革举措与此前存在着巨大差异；另一方面则是因为，宏观经济运行中最具基础性的一对关系——储蓄和投资的关系——在此前后存在着方向性的区别。

建立社会主义市场经济目标明确之后，“计划”和“市场”的无谓争议基本结束。在改革的重点上，1994 年之前重点讲“放权让利”而不注重改变产权制度，只关注“给好处”而不强调建立微观经济当事人激励约束机制的简单做法也得到纠正，企业改革开始强调明晰产权、完善治理结构、建立现代企业制度，财政体制也开始了影响极其深远的“分税制”改革。从那时开始，不仅企业逐渐成为自我决策的市场主体，而且，通过“分税制”的财政体制改革，地方政府也获得了很大的经济管理权力——后来被国内外学者称作中国经济发展又一“密钥”的地方政府发展经济的主动性以及基于此展开的政府间竞争，自此拉开了序幕。

改革的不断深入，无疑从制度层面推动了我国储蓄率和投资率的上升。

首先，市场化改革的一个直接结果，就是投资主体从以国有经济单位为主向多元化主体转变。投资主体的转变，意味着市场经济机制逐步发挥作用。这不仅极大地刺激了投资的上升，提高了投资的效率，而且也大大激发了广大微观经济主体的储蓄积极性。因而可

以说，企业的“企业化”和投资主体的多元化，是支撑我国高储蓄和高投资，进而支撑我国工业化和城市化的基本制度因素之一。

进一步看，市场化改革的深入，使得就业人口在传统计划经济体制下享受的各种福利待遇逐步减少乃至消失。在需求侧，这些改革使得需求向市场转移，必然要求居民预先增加储蓄，以便储备支付能力。此外，与计划经济体制下就业和福利、养老一体化的体制相比，市场化改革可能还会造成劳动人口对未来预期不确定性上升，因而会额外地增加居民的预防性储蓄。在供给侧，供给主体的转变和市场机制对计划机制的逐步取代，极大地刺激了全社会的投资。制造业投资激增自不待言，住宅、养老、医疗、教育等长期被屏蔽在政府投资清单之外的广大“民生”领域，也开始吸引越来越大的投资，进而，当经济基础设施和社会基础设施进入我们的视野之后，中国的投资更是进入了长期高速增长时期。

二、金融“大爆炸”

与经济体制改革中资源配置的权力由政府计划转向市场主导的取向一致，自改革开放开始，“大一统”于中国人民银行一家的金融体系便被渐次分拆为包括中央银行、商业银行、非银行金融机构在内的日益复杂的金融组织体系，同时，一大批与市场经济相适应的其他金融机构如信用社、财务公司等和包括资本市场、货币市场和基金市场在内的各种金融市场也如雨后春笋般出现在中国的大地上。金融资源的配置越来越多地由各种类型的金融机构、金融市场和非金融部门的分散决策共同决定。

这个被国内外研究者称作解除“金融抑制”的改革进程，首先触及的是资金的价格，长期被扭曲地压抑在低位上的利率水平随金融改革的深入而逐步提高，并成为刺激中国储蓄率上升的重要因素。

然而，中国储蓄率不断提高的主要动力，无疑归因于金融体系的迅速发展：金融机构、金融市场、金融产品和金融服务的不断丰富，为广大微观经济主体提供了日益宽广的储蓄渠道。

1978~1984 年，与经济主体的多样化和经济运行的市场化进程相适应，中国的金融体制也开始了多样化的进程。此间最令人瞩目的事件，是中国人民保险公司、中国人民建设银行(后改名为中国建设银行)和中国农业银行相继恢复和建立。

随着金融管制的松动，各种非银行金融机构，如信托投资公司和租赁公司和城乡信用社也开始发展起来。

1985 年，随着中国人民银行开始独立行使中央银行职能，一个新的承接被分离出来的商业银行功能的国有银行——中国工商银行——宣告成立。这样，在中国的银行体系中发挥主导作用的国有商业银行体系形成了基本框架。

以中央银行制度的建立为契机，中国进一步启动了大规模的金融机构创新热潮。

在商业银行方面，1986 年，中国第一家以股份制形式组织起来的商业银行——交通银行重新开业。1987 年，第一家由企业集团发起设立的银行——中信实业银行宣告成立。继之，第一家以地方金融机构和企业共同出资的区域性商业银行——深圳发展银行也开始营业。其后，又有民生银行、海南发展银行等十余家股份制商业银行以及北京、深圳和上海等数十家城市商业银行成为中国商业银行体系中的新成员。

1991 年以后，随着股票市场的兴起，证券公司在全国迅速发展，最多时曾多达近 200 家。

以上述发展为基础，从 1994 年开始，根据政策性业务和商业性业务相分离，以及银行业、信托业和证券业分业经营和分业管理的原则，长期被包含在国有商业银行之中的政策性贷款业务被分离出来，交给了新成立的国家开发银行、进出口银行和农村发展银行等三家政策性银行；同时，国有银行也按照商业银行的方向开始了新一轮“商业化”改革。

货币市场和资本市场等长期被人们讳言的金融市场也从上世纪 80 年代初登堂入室。其中，应当大书特书的重大事件发生在上世纪 90 年代初，在此前全国企业股份制试点的基础上，上海和深圳两地的证券交易所分别于 1990 年底开业，标志着股票市场正式成为中国社会主义市场经济体系的有机组成部分。

概言之，1978~1994 短短的 15 年中，中国的金融机构从人民银行一家独享天下，“爆炸式”地分蘖成为包括中央银行、(全国性和区域性)商业银行、保险公司、财务公司、城乡信用社、非银行金融机构(证券、信托、租赁、基金等)、政策性银行等在内的门类齐全的现代金融机构体系，股票市场、货币市场、债券市场等等也逐渐成为人们熟悉的投资场所。正是这种空前绝后的爆炸式发展，为中国储蓄率的提高奠定了可靠的体制和机制基础。

1978 年之前，如同发展经济学的经典论断所述，中国的固定资产投资和经济增长始终受到“储蓄缺口”(储蓄率低于投资率)的约束。在开始改革的 1978 年到改革进入建设社会主

义市场经济体制新阶段的 1993 年的十六个年份中，中国储蓄率高于投资率和储蓄率低于投资率的情况分别各有 8 个年份。

1994 年之后，情况出现了根本变化。储蓄率高于投资率，成为中国经济的常态。这种状况表现在国内，就是银行存款的长期高速增长；表现在对外经济关系上，则是经常项目的长期、持续顺差，以及由此导致的外汇储备高速增长。

1978 年，我国储蓄率仅为 37.9%，1994 年便上升到 42.6%，并超过了当年的投资率 (41.25%)。自那以后，我国储蓄率一路攀升，2008 年便上升到 51% 左右，2019 年则保持在 49% 左右。与之对应，我国的投资率(资本形成)也稳步提高：从 1978 年的 38.22% 上升到 1994 年的 41.25%，2008 年达到 44%，2017 年稳定在 46% 左右。平均而言，30 多年来我国的储蓄率和投资率分别达到 38% 和 36% 左右，远高于同期其他发展中国家和历史上高速增长时期的发达国家。正是如此之高、持续如此之久、且相互支撑的储蓄率和投资率，为我国近 40 年 GDP 年均增长近 10% 的奇迹奠定了牢固的基础。

三、人口：从“负担”到“红利”

在短期内，投资和储蓄主要是资本利润率和利率的函数；而在长期内，投资率和储蓄率的高低则主要决定于人口结构。

高投资率和高储蓄率长期并存，导致“人口红利”出现。人口红利产生于人口的年龄结构变化：在一波“婴儿潮”之后的数十年里，通常发生的现象是，经济中适龄劳动人口比重增加，而儿童人口比重(少儿抚养比)和老年人口比重(老年抚养比)则相对下降。在人口发生这种结构变化的过程中，如果适龄劳动人口能够同时获得就业，则总人口的劳动参与率上升。由人口结构变化引致高储蓄率、高投资率和高经济增长率同时并行并内洽地相互支撑现象，就是“人口红利”，研究显示，人口红利是一种普遍发挥作用的经济学现象，只不过，在不同的国家和地区，人口红利发生的时间有先有后，而且，其对经济发展的影响程度也有深浅之别。

同其他国家一样，人口年龄结构的变化在我国也产生了高储蓄率、高投资率和高经济增长率同时并行的“人口红利”现象。在适龄劳动人口比重增加的同时，我国适龄劳动人口的就业率一直维持在 98% 左右的水平，这导致总人口的劳动参与率随着人口年龄结构的变化而递增。在改革开放之初的 1979 年，我国的总人口参与率只有 42%，到 2004 年，总人

口参与率已经达到近 58%，2010 年更高达 74.2%，自那以后，中国人口参与率开始下降，尽管如此，我国的人口参与率目前仍显著高于世界中等收入国家的平均水平。

近年来，随着中国经济进入以中高速增长为基本特征的新常态，人口红利成为朝野热议的主题之一。多数人说的意思是，过去几十年中国的经济增长，靠的是收获了几种红利，其中，人口红利最为显著也最持久。但如今，大约从 2009 年开始，人口红利将逝，我们急切需要为未来中国的经济增长规划新的支撑。

这一思路正常而且合理。然而，我们特别想指出的是，如果把将逝的人口红利仅仅视为人口问题，因而对未来的规划主要围绕人口而展开，那可能是一个误区。仅仅提请大家注意一个事实就够了：如今人人扼腕的作为人口红利产生之必要条件的总人口增长和人口参与率上升，在改革开放之前以及改革开放之后的一段时期中，却是人人必欲除之的负担。同样一个人口，它可以是谈之色变的负担，也可以是一个令人难以忘怀的红利，个中分野，显然需要联系其他社会经济条件及其变化方能说得清楚。我以为，通过改革，创造出将人口从负担转化为红利的一系列社会经济条件，正是中国经济奇迹的真正沃土，这主要归功于持续不断的工业化和城市化。

四、工业化和城市化的作用

从各国的经验看，人口红利产生的必要条件，是适龄劳动人口能够就业、尤其是在经济增加值较高的非农产业中就业。在这里，将人口引导到非农产业就业是一个至关重要的因素，因为，非农产业的劳动生产率较高，所以，大量农业人口进入非农产业就业，将导致就业人口的收入显著上升并带动总人口的收入上升，进而引发一个经济增长和劳动生产率提高相互促进的良性循环。同时，劳动力从农业向非农产业转移，由于减少了农业就业人口，从而亦会产生提高农业就业人员收入水平的效果。于是，全部人口的收入上升必将带来储蓄增加的效应，而储蓄的增加又为投资的增加提供了条件，从而形成一个非农产业就业增加、收入上升、储蓄上升、投资上升、非农产业就业进一步上升的良性循环。

非农产业就业率的上升，首先同工业化进程密切相关。

最近，国际计量史学界推出了一项最新研究成果，认为，就经济社会发展而言，工业化是 3000 余年来人类历史上最重大的事件；其他事件虽很有趣，但不重要。因此，人类历史只有工业革命之前的世界和工业革命之后的世界之分。因为，从大的方面看，世界人均

GDP 在 1800 年前的两三千年里基本没有变化，只在工业革命之后才逐渐上升。微观方面，工业革命之后人类的生活方式、社会结构、政治形态以及文化内涵都有本质性的大变革。在工业化之前，包括中国在内的所有国家，经济增长都服从马尔萨斯定律。即，在生产率不变的情况下，自然灾害或战争导致人口死亡，继而人均收入增加，为下一轮生育率上升、人口增长提供条件；可是，人口增长后，人均土地和人均收入又会减少，生存挑战越来越大，进而导致战争或瘟疫发生，并使接下来的人口又减少，如此循环不已。工业化打破了这个循环，因为工业化使得人类可以进行“迂回生产”。因为有了迂回生产，大量的科学技术就能对象化，财富才可能不断积累。所有这一切，都导致生产率不断提高。

这是一个极有趣味、充满挑战、而且具有世界性影响的论题。按国际标准，中国的传统工业化已接近后期，但我们显然走的是与英国和其他西方国家不同的道路。我们用暴力革命推翻了半封建半殖民地的旧中国。我们在中国共产党领导下，从旧民主主义革命、新民主主义革命、到社会主义革命和社会主义建设，一步步走上了建设社会主义市场经济的道路。我们实行的是在中国共产党领导下的法治，这与西方的宪政存在重大区别。在推进工业化的早期，我们的政府发挥了主导性作用，改革开放以来，我们既有类似发展私有经济、推广“承包制”等的体制变化，也有维持集体所有，通过乡镇企业的成长壮大而取得重大进展，等等。归纳而言，政府的积极作为、人民的自主创造、多元的产权结构、集体组织的转型等等，构成中国工业化的主要动力。

中国工业化的模式及其效果在改革开放前后显然存在极大的差异。在改革开放前，计划经济体制和不顾客观经济规律的重工业化冲动抑制了中国的正常工业化进程；改革开放后，随着市场经济体制逐步建立，工业化进程开始遵循经济的客观规律而顺利展开。

就改革开放后的工业化进程及其效果而言，一个有意义的指标就是非农就业人口占全部就业人口比重逐渐上升。若以非农就业人口的变化为线索，我国 1978 年后的工业化进程显著经历了四个阶段，即，1978~1990 年的轻工业发展阶段；1991~2000 年的出口导向的加工业和一般制造业发展阶段；2001~2012 年的重工业阶段，以及 2012 年以后服务业高速发展阶段。这一发展轨迹告诉我们，不仅我国非农就业占比在不断提高，就是在非农就业内部，其优化过程已经展开。

进一步讨论，非农就业比率的上升，不仅反映了经济的工业化进程，也清晰地记载了城市化的步调。事实上，工业化和城市化是同一件事物的两个不可分割的过程。所以我们看到，伴随工业化的进程，改革开放后中国的城市化水平也迅速提高。1978 年，我国城镇

人口占总人口之比仅为 17.9%，1993 年城镇人口占比上升到 27.99%，15 年上升了约 10 个百分点。1994 年以后，随着社会主义市场经济建设的全面展开，城镇化进入快车道，城镇人口占比由 1994 年的 28.5% 跃升到 2017 年的 58.52%，24 年上升了约 30 个百分点。

城市人口和就业人口的增加，同样推动了储蓄率和投资率的上升。首先，由于城镇就业集中在人均收入较高的第二和第三产业，就业的增加和收入的提高，必然导致储蓄率上升。其次，城市化过程不仅直接推动了储蓄率和投资率的上升，而且，通过城镇居民的消费结构升级，还导致了投资的增加。虽然由于存在收入分配不公等现象，我国依然存在贫困问题，但是，对于越来越多的城镇居民来说，住房、汽车、休闲、旅游等正在成为新的消费热点。尤其值得指出的是，从上个世纪 90 年代中期开始的以消费信贷扩张为主要内容的金融结构的调整，有效纾缓了当期收入及储蓄的积累对居民消费大宗消费品的预算约束，更好地平滑了消费者生命周期内的收入，给予人们预支未来收入的便利。所有这些，无疑为我国居民尽快实现第三次需求结构的升级提供了强有力的金融支持。说到工业化和城市化，还有一个关于两者关系的问题需要讨论。

由高投资引发的城镇化进程，必然与工业化有着千丝万缕的关系。中国的实践显示，我们的城镇化显然是由工业化引致的。城镇化跟随工业化而展开，造成了我国城镇化落后于工业化的现实。这一点，曾引起很多研究者的诟病。我们认为，城镇化滞后于工业化，不仅不是中国经济发展的弊端，相反，工业化先行，产业发展先于城镇发展，恰正是中国经济发展的成功之处，也正是中国发展道路的主要经验之一。因为，它遵循的是“投资增加——产业发展——就业增加——人口集中——储蓄增加——城市发展——投资增加……”的自然发展过程。这一发展路线，保证了数以亿计的流动人口获得了就业的支持，从而大规模避免了一些发展中国家过早出现大城市无序膨胀、贫民窟遍地的严重社会问题。

五、简短的结语：渐进式改革的成功

以上我们从剩余劳动力转移入手，着重探讨了高储蓄、高投资、人口红利、工业化、城市化等因素如何“风云际会”，共同成就了中国经济 40 年高速增长的神奇。我们表达的分析逻辑是：从机制上说，上述诸因素风云际会，并共同为中国的经济增长贡献正能量，以储蓄率的提高为必要条件和基础；而储蓄率的提高，则归因于我国金融体系在改革之初的

爆炸式扩张，归因于我们形成了对居民、企业和各级政府的正向激励机制；而金融体系的扩张和正向激励机制的形成，显然是中国式渐进改革智慧的结晶。

经历了长达 40 年年均约 9.5% 的高速增长，如今的中国已进入了以中高速增长为外在特征的新常态。资源配置效率下降、人口红利式微、资本积累效率降低、资源环境约束增强、产能过剩、杠杆率飙升、以及金融领域“量宽价高”悖论等同时出现，既是导致经济增长速度下滑的原因，也是摆在我们面前的新挑战。

中国经济新常态绝不仅仅意味着增长速度下滑，其深刻的内涵则是经济增长的质量提高和效率改善；综合的结果，便是中国经济将迈上新的台阶。在我们看来，新常态区别于常规经济周期中的衰退和萧条阶段，它是经济发展脱离常轨，另辟蹊径的新发展。在全球范围内，另辟蹊径意味着供应链的重组、经济结构的转变、治理体系的重塑和大国关系的再造；在国内，除了上述全球共性，另辟蹊径还意味着对投资驱动和出口驱动增长方式的脱离，对质量、效益、创新、生态文明和可持续发展的追求，并由此越过中等收入陷阱，迈上中华民族伟大复兴之路。简言之，新常态意味着中国经济“浴火重生”。

然而，中华民族的伟大复兴绝非唾手可得。当我们说新常态开拓了通往新繁荣的康庄大道，那也指的是它为我们创造了新的战略机遇，为我们发展的新阶段提供了新的要素、条件和环境——机遇要变成现实，还有待我们以壮士断腕的决心去积极推进各个领域的改革，切实完成转方式、调结构的历史任务。

二元经济环境下的巴拉萨-萨缪尔森效应 ——对人民币实际汇率的再考察

陈仪¹ 张鹏飞² 刘冲³

【摘要】 本文构建了一个两部门开放小国一般均衡模型，在农村劳动力跨部门就业需要付出异质性成本的假设下，揭示了二元经济环境下部门偏向型技术进步影响实际汇率及部门工资差距等内生变量的作用机制，为研究以中国为代表的二元经济体的相关问题提供了一个具有启发性的理论框架。我们不仅使用跨国面板数据对模型的部分可检验假说进行了检验，还通过数值模拟法对模型拟合中国现象的能力进行了考察。数值模拟的结果表明，本文模型出色地拟合了样本期内各内生变量的变化轨迹，尤其是看似偏低且以较快速度升值的人民币对美元实际汇率，以及持续扩大的工农业部门工资差距。无论从哪个维度看，本文模型解释中国现象的能力都远胜于假设劳动力市场不存在摩擦的经典巴拉萨-萨缪尔森模型。

【关键词】 劳动力转移成本；巴拉萨-萨缪尔森假说；人民币实际汇率；部门工资差距；

一、引言

实际汇率是国际宏观经济学中最重要的概念之一。在诸多实际汇率决定理论中，巴拉萨-萨缪尔森（Balassa-Samuelson，以下简称 BS）假说始终占据着主流地位。根据这一经典假说，一国实际汇率的水平主要取决于该国（及参照国）可贸易部门与非贸易部门的相对劳动生产率，实际汇率的变化则主要由“部门偏向型技术进步（sectoral biased technological progress）”引起。给定其他因素不变，如果一国可贸易部门的相对劳动生产率增速高于非贸易部门，则该国的实际汇率升值，⁴这一因果关系又被称为 BS 效应。

¹ 陈仪，北京大学经济学院副教授

² 张鹏飞，北京大学经济学院副教授

³ 刘冲，北京大学经济学院讲师

⁴ 更一般的表述是，如果一国可贸易与非贸易部门的相对劳动生产率增长得比参照国快，则该国相对于参照国的实际汇率升值。正文中为了行文方便，将参照国的生产率归入“其他因素”。

经典 BS 假说因其逻辑简明且能解释部分经验事实而获得广泛接受，但也存在明显的局限。主要局限肇因于经典 BS 假说的一个关键假设：统一的或完全整合的（integrated）劳动力市场，其推论是可贸易部门与非贸易部门的工资始终相等，这是经典 BS 假说所有结论的基础。然而这一关键假设却与大多数国家——尤其是广大欠发达国家——的现实情况明显不符。欠发达国家往往是二元经济体，其标志性特征是分割的（separated）劳动力市场，即劳动力无法在地区间或部门间完全自由地流动，因此，部门之间通常存在巨大的工资差距。

以我国为例，1991-2009 年间，人民币对美元实际汇率经历了近 20 年的趋势性升值。¹同一时期内，我国工业部门（开放程度较高的部门）的生产率增速远高于农业部门（开放程度较低的部门）。²很多人据此认为，经典 BS 假说对人民币实际汇率的变化具有较强的解释能力。然而不应回避的是，至少在本文考察的阶段内，我国仍是一个典型的二元经济体。由于户籍制度的存在和其他种种原因，农村劳动力并不能无成本地进入工业部门就业。1991-2009 年间我国工业部门的劳均收入始终高于农业部门，且两者之间的差距逐年扩大，这便是我国不存在统一劳动力市场的明证。给定这一事实，经典 BS 假说对人民币汇率的解释和预测便值得怀疑了。事实上，包括本文在内的若干研究均发现，观察到的人民币实际汇率显著低于经典 BS 假说所预测的水平，³人民币实际升值的速度则明显快于经典 BS 假说所预测的速度。一言以蔽之，经典 BS 假说并没有很好地解释中国现象。

如果放松统一的劳动力市场这一假设，经典 BS 模型的结论是否会改变？解释现象的能力是否会提高？这便是本研究的出发点。本文有两个目的。一是理论性的，即以中国或类似的欠发达国家为背景国，构建一个具有二元经济特征的一般理论模型，对劳动力市场处于分割状态下汇率等内生变量的决定原理和外生技术进步的作用机制进行探讨。二是应用性的，即考察本文模型能否定性及定量地解释中国的典型性事实，尤其是人民币实际汇率的水平和变化趋势。

具体来说，本文构建了一个两部门开放小国一般均衡模型。模型保留了经典 BS 模型的部分特征，主要创新之处是引入了一种与二元经济体实际情况相符的劳动力市场摩擦——

1 详见本文第二节介绍的经验事实，下同。

2 与大多数国家类似，我国农业部门的开放程度和农产品的可贸易性均显著低于工业部门和工业品，因此我们将农业和工业分别假设为非贸易部门和可贸易部门。Menzies 等（2016）也做了完全相同的假设。我们暂时没有考虑开放程度更低的服务业，而将其作为未来的研究内容。

3 参见 Cline 和 Williamson（2008）、Cheung 等（2009）和 Wang 等（2016）。

农村劳动力的异质性转移成本。其具体含义是，农村劳动力进入工业部门就业需要付出一定的代价，且这一代价因人而异。给定工业和农业部门的工资差距，只有转移成本不大于这一差值的农村劳动力才会选择“外出务工”，其他农村劳动力则继续“务农”。当外部原因——如部门偏向型技术进步——使得工农业工资差距扩大时，更多的农村劳动力得以克服转移成本而流向工业部门，劳动力在部门间的配置发生改变，后者会对汇率等内生变量造成不可忽视的影响。

我们的理论发现为两个命题，从不同角度与经典 BS 模型进行了比较。命题 1 关注的是内生变量的均衡水平：与经典 BS 模型相比，本文模型所预测的实际汇率更低、工农业工资差距更大。命题 2 关注的是外生变化的影响：给定其他因素不变，工业部门劳动生产率的上升在两个模型中均会使实际汇率升值；然而，与经典 BS 模型不同，本文模型中工业部门劳动生产率的上升还会拉大两部门的工资差距。命题 2 表明 BS 效应同时存在于本文模型和经典 BS 模型中，但正如后文所揭示的那样，定性解释能力的相仿并不意味着定量解释能力的相当。

为了检查理论模型的预测是否与现实相符，我们首先使用跨国面板数据对模型的可检验命题进行了检验，确认被检验命题能得到数据的支持。接着我们使用数值模拟法对模型拟合中国数据的能力进行了考察。数值模拟的结果表明，本文模型对中国现象的解释能力远胜于经典 BS 模型。实际汇率方面，本文模型生成的人民币实际汇率轨迹与观察到的高度契合。尽管经典 BS 模型也能生成一条方向正确的汇率轨迹，但其预测的汇率水平明显偏高、升值速度也明显偏慢。部门工资差距方面，本文模型能同时较好地拟合我国持续上升的工农业工资差值和周期性上升的工农业工资比值，而在经典 BS 模型中两部门的工资却始终相等。

部分文献和本文一样注意到了二元经济环境下经典 BS 假说是否仍然适用的问题，中文文献包括卢锋和刘鋈（2007）、王泽填和姚洋（2008，2009）、赵进文和苏明政（2014）等。这些研究或者仍停留在文字叙述的层面，或者以实证分析为主，而未能像本文这样进行深入的结构分析，对传导机制进行清楚的刻画。在研究主题和方法上与本文最为接近的是以下文献。胡德宝和苏基溶（2013）对劳动力市场处于分割状态时的汇率决定问题进行了探讨，但该文构建的是一个局部均衡模型（将工资视为外生变量），也没有拟合人民币汇率的变化轨迹。Cardi 和 Restout（2015）假设不同部门的劳动投入具有不完全可替代性，据此对 BS 效应进行了再考察。Menzies 等（2016）关注农村劳动力过剩对人民币实际汇率的影

响,但该文是借助外生的楔子(wedge)来生成农村剩余劳动力。Wang等(2016)在一个三部门(农业、工业和服务业)BS模型中引入外生的部门工资差距,在此基础上解释人民币对美元实际汇率的变化。Ju等(2016)则是在经典刘易斯(Lewis)理论的框架下研究人民币汇率问题,即假设(非熟练)劳动力过剩,均衡工资等于外生的最低工资。本文与以上文献至少存在三大显著的区别。第一,劳动力市场摩擦的种类和引入方式不同。除了Cardi和Restout(2015)以外,其他文献中的劳动力市场摩擦均是外生的或特设的(ad hoc),缺少微观基础。而在本文中,工农业部门之所以存在工资差距、农业部门之所以配置了过多劳动力等都是微观主体理性行为的结果。第二,除了Wang等(2016)以外,其他文献均未尝试拟合人民币实际汇率的变化轨迹。第三,本文能为我国持续扩大的工农业部门工资差距提供一个直观且合理的解释,而上述文献大都无法做到这一点。总的来说,本文应视为上述文献的有益补充。

本文的创新和贡献主要体现在以下两方面。第一,本文通过引入农村劳动力的异质性转移成本,对经典BS假说进行了重要的拓展,揭示了二元经济环境下技术进步影响汇率、工资等变量的机制,为研究以中国为代表的二元经济体的相关问题提供了一个具有启发性的理论框架。第二,本文借助一个简单的理论模型出色地解释了中国的部分典型性事实,尤其是看似偏低且以较快速度升值的人民币对美元实际汇率,以及持续扩大的工农业工资差距。¹

本文的剩余部分安排如下:第二节介绍中国(与以美国为参照国)的典型经验事实,第三节详述理论模型和命题,第四节进行实证分析和数值模拟,第五节为总结性评论。

二、经验事实

本节旨在介绍经验事实。我们重点介绍中国的经验事实,但实际汇率在概念上涉及两个国家,由于本文关注的是人民币对美元实际汇率,我们也会选择性地介绍参照国即美国的有关情况。受限于数据的可得性,本文的样本期选取为1991-2009年。原始数据主要来自Groningen Growth and Development Centre (GGDC) 10行业数据库。²

¹ 后文将指出,观察到的人民币汇率并非真的低于均衡水平,而是劳动力市场摩擦的存在拉低了汇率的均衡水平。在此意义上,本文对文献中的人民币汇率“低估说”提出了有力的反驳。

² GGDC10行业数据库中包含各国各年10大行业(ISIC Rev.3.1)的以下指标:行业名义增加值、2005年本国不变价格下的行业实际增加值、行业就业量,以及2005年各国各行业的(相对)价格,其中2005年

经验事实涉及五个变量，分别是实际汇率、部门相对价格、部门相对就业量、部门相对劳均收入和部门相对劳动生产率。其中前四个是内生变量，其动态过程是本文的研究内容；劳动生产率是外生驱动变量。四个内生变量之间的逻辑关系简述如下：汇率由相对价格决定，后者是产品市场出清的结果；产品市场上的相对供给与部门相对就业量有关，后者在劳动力市场存在摩擦的前提下取决于部门劳均收入差。生产率变动是实际汇率变化的根本原因，但其效果是通过各个内生变量的相互作用来实现的。

（一）实际汇率

本文研究的核心变量是人民币对美元实际汇率。实际汇率是一个宽泛的概念，文献中存在多种度量方法。我们关注的是基于消费的实际汇率，即两国的消费价格之比。虽然“基于总消费（含服务品消费）的实际汇率”的数据不难获得，但由于我们构建的是一个不含服务业的两部门模型，基于总消费的实际汇率并不是本文模型中的实际汇率的准确对标物。为了保持概念的一致，我们使用 GGDC10 行业数据库中的有关数据构造了“基于农产品和工业品消费的人民币对美元实际汇率”。¹

图 1 显示了“基于农产品和工业品消费的人民币对美元实际汇率”（间接标价法）的变化轨迹。该指标始终小于 1，意味着中国的农产品和工业品消费整体上比美国便宜。就变化趋势而言，该指标在大部分年份里均处于升值状态，样本期内累计升值 19%（从 1991 年的 0.45 到 2009 年的 0.54）。

（二）部门相对价格

实际汇率与部门相对价格密切相关。大量文献指出，理解实际汇率的关键在于解释部门相对价格的行为。图 2 显示了中国和美国的部门相对价格（农业/工业）的变化轨迹。不难发现两条轨迹存在明显区别：中国的农产品相对价格呈现出上升趋势，美国的农产品相对价格却趋于下降。后文将说明，这正是样本期内人民币对美元实际汇率升值的直接原因。

（三）部门相对就业量

中国经济在增长过程中经历着持续不断的结构转型，主要表现为劳动力在农村和城镇之间的转移。图 3 显示了中国部门相对就业量（工业/农业）的变化轨迹。可以看到，中

美国 GDP 篮子的价格被标准化为 1。我们参考了 Inklaar 和 Timmer（2014）及 Wang 等（2016）的方法，使用上述原始数据计算出跨国跨年可比的部门（农业和工业）实际增加值、就业量、劳动生产率和（相对）价格。

¹ 这一指标的定义和构造方法详见式（17）。

国在 1991-1997 年间和 2002-2009 年间均发生了大规模的城乡劳动力转移，表现为工农业相对就业量的快速上升。¹在整个样本期内，工农业相对就业量大致翻了一番。后文将指出，部门相对就业量的变化是技术进步影响实际汇率的机制中一个不可忽视的环节。

（四）部门劳均收入差距

部门相对就业量的变化是无数劳动者跨部门就业的结果。单个劳动者之所以离开某部门进入另一个部门就业，归根结底是因为在另一个部门工作能获得更高的收入。如果忽略部门内的收入分配问题，则单个劳动者在某部门就业所能获得的名义收入可用该部门的“劳均名义增加值”来衡量。以下我们将对中国两部门的劳均名义增加值进行比较。

图 4 和图 5 分别显示了中国工农业劳均名义增加值的差值（工业-农业）和比值（工业/农业）在样本期内的变化轨迹。在我们考察的 19 年里，工农业劳均名义增加值的差值不断扩大，从 1991 年的 963.3（现价）美元增加到 2009 年的 9,161.7（现价）美元；两者的比值则经历了 1991-1993 年和 1996-2003 年两个上升期，以及 1993-1996 年和 2003-2009 年两个下降期，而总趋势是上升的，从 1991 年的 4.8 倍增加到 2009 年的 6.1 倍。如此巨大的部门劳均收入差距无疑是我国劳动力市场存在严重摩擦的有力证据。

（五）部门相对劳动生产率

我们认为，以上介绍的经验事实，无论是实际汇率、部门相对价格、相对就业量还是劳均收入差距的变化，都是由部门相对劳动生产率的变化引起的。为了掌握生产率的变动情况，我们使用 GGDC 10 行业数据库中的有关数据估算出跨国跨年可比的部门劳动生产率。

图 6 显示了中国和美国部门相对劳动生产率（工业/农业）的变化轨迹。中国的工农业相对劳动生产率经历了先大幅上升后小幅下降的动态过程，1991 年约为 3.6 倍，2003 年到达最大值 9 倍，2009 年回调至 8.1 倍。美国的工农业相对劳动生产率则整体上呈下降趋势。两国比较来看，中国的工农业相对劳动生产率始终高于美国（主要原因是中国农业部门的劳动生产率过低），且这一“优势”随着时间的推移不断扩大。²

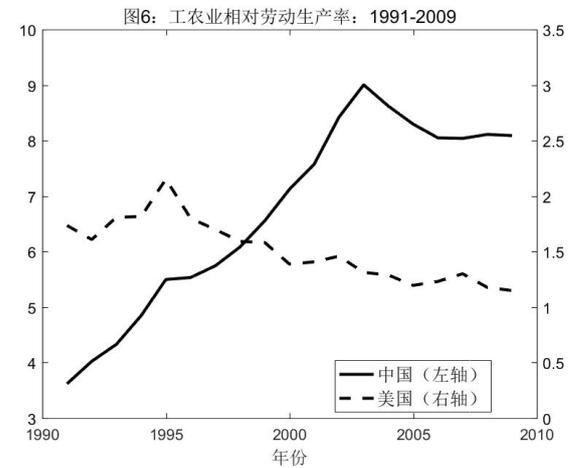
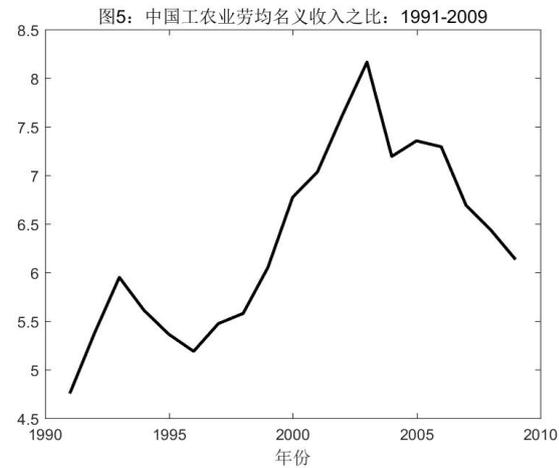
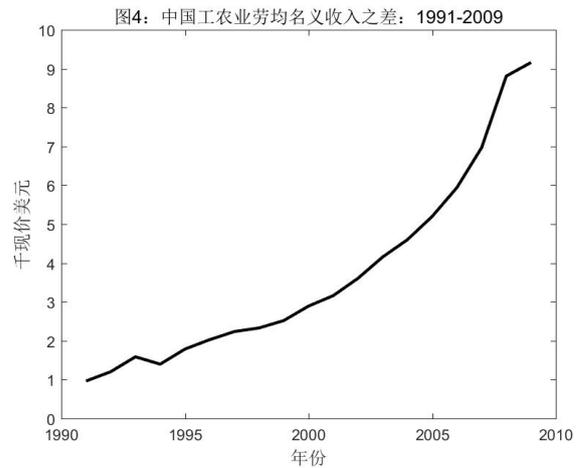
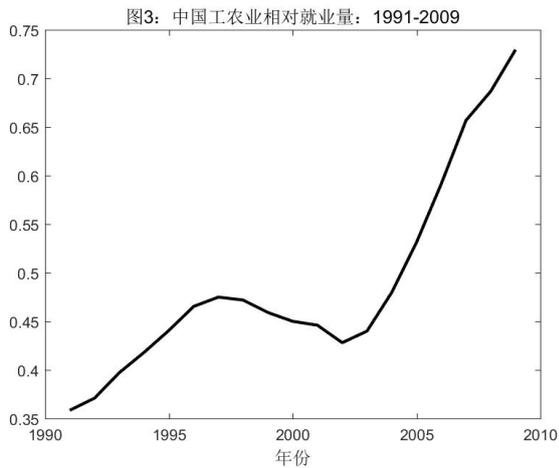
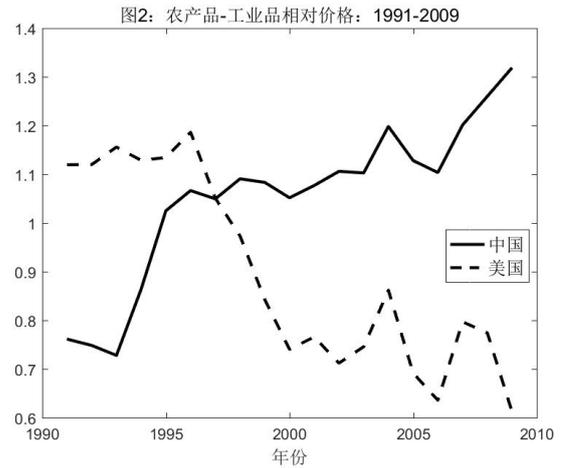
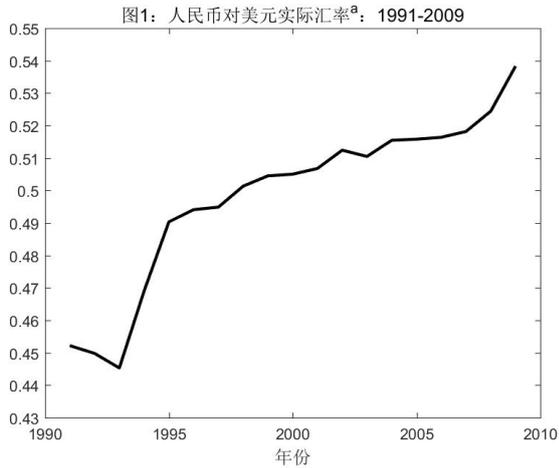
（六）小结

数据表明，在 1991-2009 年间，基于农产品和工业品消费的人民币对美元实际汇率升值，中国的农产品相对价格上升，工农业相对就业量呈周期性上升态势，工农业劳均名义收入的差值不断扩大、比值趋于上升但波动较大。这些事实是本文尝试解释的现象，可称

1 相对就业量在 1997-2002 年间的下降可能与当时的国企改革、亚洲金融危机和通货紧缩等因素有关。

2 样本期内，中美两国的部门相对劳动生产率之比大体上是单调上升的。

为“结果”。此外，在同一时段内，中国的工农业相对劳动生产率经历了长达 12 年的上升过程，在样本期的最后几年才出现小幅下降，这一事实被我们视为主要的外生变化，可称为“原因”。本文模型与经典 BS 模型一样，均试图在部门劳动生产率和实际汇率等内生变量之间建立起因果关系；不同之处则不仅在于外生变量作用于内生变量的机制，更在于模型定性及定量解释现象的能力。



三、模型

（一）模型概览

模型经济是一个两部门开放小国。两部门为生产单一农产品的农业部门和单一工业品的工业部门，服务业不在本文的考虑范围内。我们借鉴 Menzies 等（2016）的做法，将农业部门设为非贸易部门，将工业部门设为可贸易部门。为了便于和经典 BS 模型比较，我们和 Wang 等（2016）一样假设劳动是唯一的生产要素，而不考虑资本、土地等其他要素。两部门的劳动生产率是外生的随机变量，也是模型的驱动变量（driving force）。各部门内的代表性厂商在给定的产品和要素价格下追求利润最大化。

模型经济是一个二元经济体。经济中的劳动力按出生地分为农村劳动力和城镇劳动力两类，两者数量保持不变且前者数量大于后者。劳动力的出生地和部门归属可以不同。具体来说，任意一个农村劳动力既可在农业部门就业也可在工业部门就业，前一种情况下我们称其为“农民”，后一种情况下称其为“农民工”。从宏观角度看，在任一时点上，全社会的农民总量等于农村劳动力总量减去农民工总量，工人（指在工业部门就业的劳动力）总量等于城镇劳动力总量加上农民工总量。模型经济的“二元性”体现为以下两点：

第一，农村劳动力跨部门就业需要付出一定代价。该代价属于广义的劳动力流动成本，后者作为一个事实已得到众多学者的重视，并被认为具有不可忽视的影响（Lee 和 Wolpin, 2006、Kambourov, 2009、Kennan 和 Walker, 2011、Dix-Carneiro, 2014）。需要强调的是，劳动力转移成本并非我国独有，只是因为户籍制度的缘故在我国表现得尤其突出罢了。一般而言，劳动力跨部门就业所需付出的代价既可以是实际发生的从经济中漏出的成本，如“转移成本”、“再教育/培训成本”、“合同解除成本”、“搜寻成本”等，也可以是 Dix-Carneiro（2014）所认为的某种主观或心理成本，如“现状（status quo）变更的烦恼”或“背井离乡的痛苦”。简单起见我们采用了后一设定。¹

第二，农村劳动力跨部门就业所需付出的代价因人而异。已有文献均不同程度地注意到了这一点（如 Kennan 和 Walker, 2011）。对一个农村劳动力来说，进入工业部门就业的难易程度一方面取决于其受教育程度、工作经历和经验等人力资本因素，另一方面也取决于其乡土观念的强弱、在城镇地区是否有人际网络等非人力资本因素。引入劳动力跨部门

¹ 模型结论对此设定不敏感。

就业的异质性代价是我们最重要的创新之处，也是本文模型解释现象的能力优于经典 BS 模型的关键原因。

模型经济中的劳动力/消费者需要在给定的产品和要素价格下做两项决策。第一，农村劳动力需要选择在哪个部门就业。一旦就业部门确定后，所有个体的劳动供给是无弹性的。第二，所有个体需要做（期内）消费配置和（跨期）消费-储蓄决策。消费的对象是农产品和工业品按一定方式加总而成的消费篮子。储蓄的工具是可跨国交易的无风险债券，利率外生给定（体现了开放小国的特点）。个体最大化期望终生效用。

模型的均衡由行为主体的最优条件和市场出清条件决定。劳动力市场和非贸易品亦即农产品市场必然出清。可贸易品亦即工业品市场原则上可以不出清。

（二）模型架构

1、厂商利润最大化问题

农业和工业部门的生产函数分别为

$$Y_{a,t} = A_{a,t} N_{a,t}, Y_{m,t} = A_{m,t} N_{m,t} \quad (1)$$

其中 Y 、 A 、 N 分别代表部门的产量、劳动生产率和就业量，下标 a 和 m 分别指代农业和工业部门。劳动生产率为外生变量，其（对数）水平服从不含漂移项的随机游走过程。

各部门的代表性厂商（“农场”和“工厂”）在给定的产品和要素价格下通过选择劳动雇佣量来最大化利润。厂商优化问题的边际最优条件为

$$P_{a,t} A_{a,t} = W_{a,t}, A_{m,t} = W_{m,t} \quad (2)$$

其中 $P_{a,t}$ 是农产品的实际价格， W 为部门实际工资。我们始终将可贸易品作为计价物（numéraire）并将其价格标准化为 1。

2、劳动力/消费者的期内优化问题

经济中存在分布于连续统 $[0,1]$ 上的无数个劳动力/消费者，总测度标准化为 1。在个体层面上，总消费是农产品和工业品消费的常替代弹性（CES）加总。以第 i 个劳动力/消费者为例，其第 t 期的总消费 C_t^i 定义为

$$C_t^i = \left[\gamma^{1/\theta} C_{a,t}^{i1-1/\theta} + (1-\gamma)^{1/\theta} C_{m,t}^{i1-1/\theta} \right]^{1/(1-1/\theta)} \quad (3)$$

其中 $C_{a,t}^i$ 和 $C_{m,t}^i$ 分别为个体 i 第 t 期的农产品和工业品消费, $\gamma \in (0,1)$ 与农产品的支出份额有关, $\theta > 0$ 为两种产品的替代弹性。总消费的定义适用于所有个体, 故由式(3)可知模型经济的实际总消费价格 P_t 满足

$$P_t = [\gamma P_{a,t}^{1-\theta} + (1-\gamma)]^{1/(1-\theta)} \quad (4)$$

由此可见实际总消费价格完全由农产品的实际价格决定且是后者的增函数。

个体需要在期内优化消费配置。个体 i 的期内边际最优条件为

$$C_{a,t}^i = \gamma (P_{a,t}/P_t)^{-\theta} C_t^i, C_{m,t}^i = (1-\gamma)(1/P_t)^{-\theta} C_t^i \quad (5)$$

3、劳动力/消费者的跨期优化问题

所有劳动力/消费者均从第 0 期开始存活无穷期。个体 i 始于第 t 期的期望终生效用函数为

$$U_t^i = E_t \sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} u(C_s^i), \forall t \geq 0,$$

其中 U_t^i 代表个体 i 始于第 t 期的期望终生效用, E_t 代表条件于第 t 期信息的期望算子, $\beta \in (0,1)$ 为主观贴现因子, 单期效用函数 $u(\cdot)$ 具有所有标准性质。个体的单期效用仅取决于总消费而与闲暇无关, 任一个体在每一期都无弹性地供给 1 单位劳动。

个体可在国际金融市场上交易一只以可贸易品为兑付物的短期无风险债券。债券的净利率 r 为常数。个体 i 的资产积累方程或单期(紧)预算约束式为

$$B_{s+1}^i - B_s^i = rB_s^i + W_s^i - P_s C_s^i, \forall s \geq t \quad (6)$$

其中 B_{s+1}^i 和 W_s^i 分别代表个体 i 第 s 期末的债券持有量和第 s 期的实际工资收入。如果个体 i 在农业(工业)部门就业, 则 W_s^i 等于 $W_{a,t}$ ($W_{m,t}$)。

个体优化问题的边际最优条件亦即欧拉方程为

$$E_t \left[\left[\beta u_c(C_{t+1}^i) / u_c(C_t^i) \right] (P_t / P_{t+1}) (1+r) \right] = 1, \forall t \geq 0 \quad (7)$$

方便起见, 我们假设 $u(C) = \ln C$, $\beta(1+r) = 1$ 。¹在这两条假设下由式(6)和式(7)可解出个体 i 的政策方程:

¹ 这是开放小国宏观经济学文献中十分常见的假设, 参见 Obstfeld 和 Rogoff (1996)。

$$P_t C_t^i = r B_t^i + W_t^i, \forall t \geq 0 \quad (8)$$

$$B_{t+1}^i = B_t^i, \forall t \geq 0 \quad (9)$$

4、市场出清条件

农产品为非贸易品，其国内市场必然出清： $C_{a,t} = Y_{a,t}$ ，其中 $C_{a,t} \equiv \int_0^1 C_{a,t}^i di$ 代表农产品的总需求。无论是否存在摩擦，全社会范围内的劳动力市场必然出清： $N_{a,t} + N_{m,t} = 1$ 。

5、劳动力市场摩擦及农村劳动力的部门选择

劳动力分为农村劳动力和城镇劳动力两类，两者的固定测度分别为 $N_r \in (0,1)$ 和 $N_u = 1 - N_r$ 。任一农村劳动力既可以在农业部门就业也可以在工业部门就业，所有城镇劳动力则一律在工业部门就业，故有 $N_{a,t} \leq N_r$ ， $N_{m,t} = 1 - N_{a,t} \geq N_u$ 。

农村劳动力进入工业部门就业需要付出成本，且成本因人而异。不失一般性，我们用 $\delta^i \geq 0$ 刻画第 i 个农村劳动力跨部门就业所需付出的用可贸易品衡量的成本。 δ^i 的取值范围为 $[0, \bar{\delta}]$ ，对应的累积分布函数为 $G(\delta)$ 。对农村劳动力 i 来说，只有当外出务工与务农的实际工资收入之差 ($W_{m,t} - W_{a,t}$) 不小于 δ^i 时，他（她）才会选择在工业部门就业。换言之，定义

$$\hat{\delta}_t \equiv W_{m,t} - W_{a,t} = A_{m,t} - P_{a,t} A_{a,t} \quad (10)$$

并只考虑 $\hat{\delta}_t \geq 0$ 的均衡，则 $\delta^i \leq \hat{\delta}_t$ 的农村劳动力会选择外出务工，而 $\delta^i > \hat{\delta}_t$ 的农村劳动力会选择务农。当外部原因使得 $\hat{\delta}_t$ 发生变化时，劳动力在两部门的配置也会相应地做出调整。

由于劳动力市场是分割的，农民市场和工人市场需要分别出清，相应的出清条件分别为

$$N_{a,t} = N_r - G(\hat{\delta}_t) N_r \quad (11)$$

$$N_{m,t} = N_u + G(\hat{\delta}_t) N_r \quad (12)$$

(三) 模型求解和讨论

1、部门相对价格和实际汇率的中间结果

首先讨论部门相对价格亦即农产品的实际价格 $P_{a,t}$ 。联立行为主体的最优条件和农产品的市场出清条件可得 $C_{m,t} = rB_0 + Y_{m,t}$ ，其中 $C_{m,t} \equiv \int_0^1 C_{m,t}^i di$ 代表工业品的总需求， $B_t \equiv \int_0^1 B_t^i di$ 代表全社会的净头寸。假设 $B_0 = 0$ ，在此前提下可得到部门相对价格的如下表达式：

$$P_{a,t} = [\gamma/(1-\gamma)]^{1/\theta} [(A_{m,t}/A_{a,t})(N_{m,t}/N_{a,t})]^{1/\theta} \quad (13)$$

根据式(13)，部门相对价格不仅与部门相对劳动生产率有关，还与相对就业量有关。生产率的变化不仅直接作用于价格，还可能通过影响就业量来影响价格。

接下来讨论实际汇率。我们将间接标价法下的本国实际汇率定义为本国与参照国的实际总消费价格之比。由此定义与式(4)即可发现本国实际汇率是两国部门相对价格的函数：¹

$$Q_t \equiv P_t/P_t^* = [\gamma P_{a,t}^{1-\theta} + (1-\gamma)]^{1/(1-\theta)} / [\gamma^* P_{a,t}^{*1-\theta} + (1-\gamma^*)]^{1/(1-\theta)} \quad (14)$$

其中 Q_t 代表本国实际汇率， P_t^* 代表参照国的实际总消费价格， $P_{a,t}^*$ 代表参照国的部门相对价格亦即该国农产品的实际价格， γ^* 为参照国的支出份额参数，取值可以和 γ 不同。由于模型只包含两个部门， Q_t 即可解读为“基于农产品和工业品消费的实际汇率”。²

必须指出的是，我们在推导部门相对价格和实际汇率的中间表达式（式(13)和(14)）时并未使用与劳动力市场摩擦有关的信息，因此，式(13)和(14)与劳动力市场是否存在摩擦以及摩擦的具体形式无关。为了凸显劳动力市场摩擦的作用和重要性，下面我们分不存在摩擦和存在摩擦两种情形来探讨模型的最终解。前者可视为一项反事实分析。

2、劳动力市场不存在摩擦时的最终解

如果劳动力市场不存在摩擦，模型的供给面退化为经典 BS 模型。在此情形下套利行为使得两部门的工资趋同，故有 $(W_{m,t}/W_{a,t})|_{BS} = 1$ ，其中下标 BS 指代不存在摩擦的情形，对应着经典 BS 模型。联立这一无套利条件与式(2)可得

$$P_{a,t}|_{BS} = A_{m,t}/A_{a,t} \quad (15)$$

1 此处有两个隐含假设。一是各国工业品同质且价格相等。二是各国的参数 θ 相等。

2 构造该指标时使用的是部门相对价格的数据和校准出的参数值。

因此在这一特殊情形下，农产品的实际价格恰好等于工农业相对劳动生产率。将式(15)代入式(14)即可解得实际汇率；联立式(13)与式(15)即可解得工农业相对就业量。

3、劳动力市场存在摩擦时的最终解

首先求解部门就业量。数学上可证明，至少在参数条件 $\theta > 1$ （该条件得到了第四节回归结果的证实）下，部门就业量存在唯一解：

$$N_{m,t} = N_m(A_{m,t}, A_{a,t}), N_{a,t} = 1 - N_m(A_{m,t}, A_{a,t}) \quad (16)$$

将式(16)代入式(13)即可解得部门相对价格：

$$P_{a,t} = P_a(A_{m,t}, A_{a,t}) \quad (17)$$

假设参照国（美国）的劳动力市场不存在摩擦，则有 $P_{a,t}^* = A_{m,t}^* / A_{a,t}^*$ 。¹将此式与式(17)代入式(14)即可解得实际汇率：

$$Q_t = Q(A_{m,t}, A_{a,t}) \quad (18)$$

进一步，部门工资差值可通过联立式(10)与式(17)解得：

$$\hat{\delta}_t \equiv W_{m,t} - W_{a,t} = \hat{\delta}(A_{m,t}, A_{a,t}) \quad (19)$$

部门工资比值则可通过联立式(2)与式(17)解得：

$$W_{m,t} / W_{a,t} = RW(A_{m,t}, A_{a,t}) \quad (20)$$

我们将上述结果的性质列于表 1 中，第二行显示了各内生变量水平值的性质，第三和第四行显示的是生产率变化对各内生变量的（定性）影响。

表 1 劳动力市场存在摩擦时的最终解的性质

	$N_{m,t}$	$P_{a,t}$	Q_t	$\hat{\delta}_t \equiv W_{m,t} - W_{a,t}$	$W_{m,t} / W_{a,t}$
水平	$\in (N_u, N_{m,t} _{BS})$	$< P_{a,t} _{BS}$	$< Q_t _{BS}$	> 0	> 1
$A_{m,t}$ 上升	上升	上升	上升	上升	未知
$A_{a,t}$ 上升	下降	下降	下降	下降	未知

4、小结和讨论

根据以上发现，我们将主要理论预测概括为两个命题。两个命题从不同角度对劳动力市场不存在摩擦的情形（对应着经典 BS 模型）和存在摩擦的情形进行了比较。命题 1 关注

¹ 在数值模拟部分我们将放松这一假设。

的是内生变量的水平，命题 2 关注的是外生变化（以工业部门劳动生产率的上升为例）对内生变量的影响。两个命题共同的假设前提是 $\theta > 1$ ，以及参照国（美国）不存在摩擦。

命题 1：经典 BS 模型中两部门的工资始终相等，本文模型中工业部门的工资高于农业部门。与经典 BS 模型相比，本文模型中的工农业相对就业量更低，农产品实际价格更低，本国实际汇率更低。

命题 2：给定其他因素不变，如果工业部门的劳动生产率上升，经典 BS 模型中的部门工资差值和比值均不发生变化，本文模型中的工农业工资差值上升、比值变化方向未知。在两个模型中，上述外生变化均会导致工农业相对就业量上升，农产品实际价格上升，本国实际汇率升值。

本文模型和经典 BS 模型的结论之所以存在差异，是因为异质性转移成本的存在完全改变了汇率等内生变量的决定原理和外生技术进步的作用机制。在劳动力市场不存在摩擦的经典 BS 模型中，决定部门相对价格（进而实际汇率）和工资的是劳动力市场无套利条件；而在引入了异质性转移成本的本文模型中，上述变量是由产品市场出清条件和劳动力市场出清条件共同决定的。异质性转移成本的存在造成部门工资差距，同时使得劳动力配置过于向农业部门倾斜，故均衡下的农产品相对价格（进而实际汇率）低于经典 BS 模型。给定其他因素不变，工业部门劳动生产率的上升会（初步）拉大两部门的工资差距，促使更多的农村劳动力进入工业部门就业，在生产率效应的基础上进一步压低了农产品的相对供给。农产品的相对价格因此上升，实际汇率随之升值。尽管相对价格的变化会对部门工资差距产生回调作用（一般均衡效应），但由于回调作用的力度小于生产率效应的力度，最终两部门的工资差距仍会扩大。

由命题 1 和 2 可以看出，就定性解释中国现象的能力而言，本文模型与经典 BS 模型既存在明显的差异（如对部门工资的差值或比值），也有一致之处（如对部门相对价格和实际汇率）。但即便是对后一组变量，定性解释能力的相仿也并不意味着定量解释能力的相当。后文将使用数值模拟的方法对两个模型拟合中国数据的能力进行全面比较。在进行数值模拟之前，我们先对本文模型的可检验假说进行检验。

四、实证分析与数值模拟

（一）实证分析

本节旨在使用实际数据检验模型的部分假说。大量研究指出，理解实际汇率的关键在于部门相对价格。本文部门相对价格的一般决定式为式(13)。之所以称其为“一般”决定式，是因为该式与劳动力市场是否存在摩擦以及摩擦的具体形式无关。¹在劳动力市场不存在摩擦的特殊情形下，部门相对价格的决定式变为式(15)。这是经典 BS 模型的结论。需要说明的是，式(13)与式(15)的经济学含义完全不同，前者实质上是一个产品市场均衡条件，后者则是一个劳动力市场无套利条件。

我们使用跨国-年度面板数据对式(13)和式(15)进行检验。²样本由 18 个国家（阿根廷、巴西、智利、中国、丹麦、西班牙、法国、英国、印度尼西亚、印度、意大利、日本、韩国、墨西哥、荷兰、瑞典、美国、南非）19 年（1991-2009 年）的有关数据组成。

参与回归的变量有部门相对价格、相对劳动生产率和相对就业量。假设 θ 不存在国别差异，由式(13)可推得 $\Delta \ln P_{a,it} = \theta^{-1} \Delta \ln (A_{m,it} / A_{a,it}) + \theta^{-1} \Delta \ln (N_{m,it} / N_{a,it})$ ，³其中下标 i 指代国家。基于此式我们可构造如下回归式：

$$\pi_{t+1} = \beta_1 \pi_t + \beta_2 y_t + \beta_3 \sum_{i=1}^p \Delta f_{it} + \varepsilon_{t+1}^{\pi} \quad (\text{回归 1})$$

其中 α_i 代表（理论模型之外的）不随时间发生变化的国家固定效应， μ_t 代表（理论模型之外的）不因国家不同而不同的年份固定效应， ζ_{it} 为独立同分布的随机扰动项。如果

假说 1: $\beta_1 = \beta_2 > 0$

无法被拒绝，则结论是式(13)与现实情况相符，本文模型与劳动力市场摩擦无关的部分具有较高的可信度。另外，回归 1 的系数估计结果也为后文校准参数 θ 提供了信息。类似地，由式(15)可推得 $\Delta \ln P_{a,it} = \Delta \ln (A_{m,it} / A_{a,it})$ 。基于此式我们可构造如下回归式：

$$\pi_{t+1} = \beta_1 \pi_t + \beta_2 y_t + \beta_3 \sum_{i=1}^p \Delta f_{it} + \varepsilon_{t+1}^{\pi} \quad (\text{回归 2})$$

1 与之不同的是，式(17)是一条基于本文所引入的劳动力市场摩擦的部门相对价格决定式。

2 之所以使用国别面板数据，是因为单个国家（如中国）的时间序列数据过短，不足以支撑有意义的回归分析。当基于式(13)进行跨国回归时，我们实际上假设本文模型与劳动力市场摩擦无关的部分不仅适用于中国也适用于其他国家，但未对其他国家的劳动力市场是否存在摩擦以及摩擦的具体形式做出限定。当基于式(15)进行跨国回归时，我们实际上假设所有国家的劳动力市场都不存在摩擦。

3 之所以取一阶差分，是因为部门相对价格（的对数）和相对劳动生产率（的对数）可能含有单位根。

其中 a_i 和 u_i 分别代表国家固定效应和年份固定效应, η_{it} 为扰动项。如果

假说 2: $b_1 = 1$

被拒绝, 则结论是式(15)与现实情况不符, 经典 BS 模型被拒绝, 即就我们考察的各国而言, 劳动力市场确实存在摩擦。

表 2 显示了回归结果。回归 1 中工农业相对劳动生产率和相对就业量的系数均显著为正, 且在 10% 的显著性水平下无法拒绝两者相等的假说。这说明式(13)与现实相符, 亦即本文模型与劳动力市场摩擦无关的部分得到了数据支持。与之形成鲜明对比的是, 回归 2 中工农业相对劳动生产率的系数虽然显著为正, 但在 1% 显著性水平下可以拒绝其等于 1 的假说, 因此式(15)与现实情况不符, 数据清楚地表明劳动力市场确实存在摩擦。

表 2 回归结果

	回归 1	回归 2
	$\Delta \ln P_{a,it}$	$\Delta \ln P_{a,it}$
$\Delta \ln(A_{m,it} / A_{a,it})$	0.546*** (0.098)	0.427*** (0.095)
$\Delta \ln(N_{m,it} / N_{a,it})$	0.376*** (0.123)	
截距项	-0.027 (0.024)	-0.042* (0.022)
年份固定效应	控制	控制
国家固定效应	控制	控制
假设检验	$\beta_1 = \beta_2 > 0$, 无法拒绝	$b_1 = 1$, 拒绝
观测值	324	324
组内 R 平方	0.334	0.298

注: ***, **, * 分别表示在 1%、5%、10% 条件下显著。括号内为稳健性标准误。

(二) 数值模拟

本节使用数值模拟的方法比较经典 BS 模型和本文模型的数据拟合能力。

首先我们对所有结构性参数进行校准。需要校准的参数包括替代弹性 θ 、与支出份额有关的参数 γ 、人口分布参数 N_r 和 N_u 、以及累积分布函数 $G(\delta)$ 的函数形式和其中的参数。我们假设 θ 不存在国别差异, 根据回归 1 的结果假设 $\theta = 1 / \hat{\beta}_1 \approx 2$ 。没有任何证据表明中美两国的 γ 相等, 因此 γ_{CN} 和 γ_{US} 需要分别赋值。我们根据 Brandt 和 Zhu (2010) 和 Ju 等 (2016) 假设 $\gamma_{CN} = 0.25$, 根据 Caselli 和 Coleman (2001) 和 Herrendorf 等 (2013) 假设 $\gamma_{US} = 0.05$ 。我们根据国家统计局公布的 1991 年农村户口和城镇户口人口数计算得到

$N_r = 0.79$ ， $N_u = 0.21$ 。由于微观数据不可得，我们无法直接校准 $G(\delta)$ 。我们采取的策略是选择合适的 $G(\delta)$ ，使得模型生成的部门相对就业量尽可能地接近现实情况。¹图 7 显示了校准出的 $G(\delta)$ 的一部分。由于我们在校准 $G(\delta)$ 时已经使用了就业量的信息，后文将重点考察模型能否较好地拟合其他内生变量的动态过程。

参数校准后，将观察到的部门劳动生产率和校准出的参数值代入即可得到经典 BS 模型和本文模型的预测结果。²图 8-12 分别显示了实际汇率、部门相对价格、部门相对就业量、部门劳均名义收入的差值和比值的动态过程，我们在每张图中同时给出了实际数据、基于经典 BS 模型模拟出的时间序列和基于本文模型模拟出的时间序列。通过观察我们可得到以下结论：

第一，由图 8 可见，经典 BS 模型预测的人民币实际汇率水平远高于实际数据，其预测的人民币升值速度则慢于实际数据，而本文模型预测的水平 and 增速则与实际数据高度一致。这为文献中的人民币汇率“低估说”提供了一个可能的解释。这类文献³往往将经典 BS 模型预测的汇率水平视为均衡汇率水平，进而根据观测值低于该水平的事实得出人民币汇率被低估的结论。在我们看来，由于忽略了劳动力市场摩擦，经典 BS 模型实际上过高地估计了均衡汇率水平；一旦将劳动力市场摩擦考虑进来，观察到的人民币汇率便不难被解释为均衡的结果。换句话说，观察到的人民币汇率偏低不是因为汇率真的低于均衡水平，而是汇率的均衡水平本就不高，原因便是劳动力市场存在摩擦。

第二，图 9 表明经典 BS 模型还对农产品的相对价格做出了过高的预测，本文模型对相对价格的预测则十分出色。造成模型表现差异的关键因素仍然是劳动力市场摩擦：摩擦使得农业部门配置了过多的劳动力，推高了农产品的供给，压低了农产品的相对价格。

第三，经典 BS 模型下农业部门和工业部门的劳均收入始终相等，这显然与我国的现实不符。如图 11 和图 12 所示，本文模型几乎完美地拟合了我国工农业劳均收入之差的变化

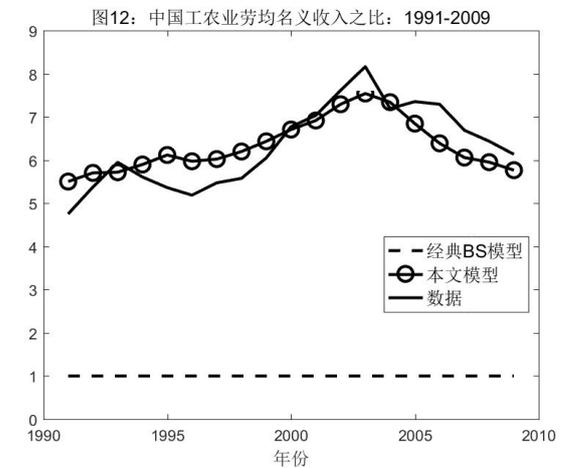
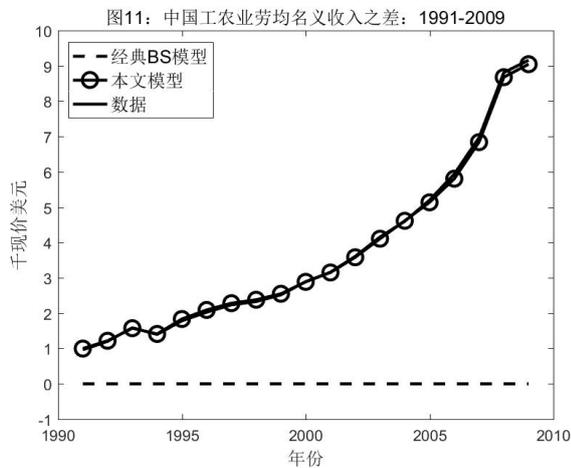
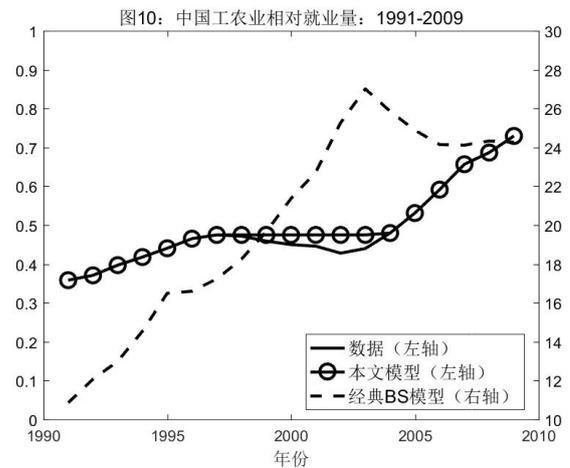
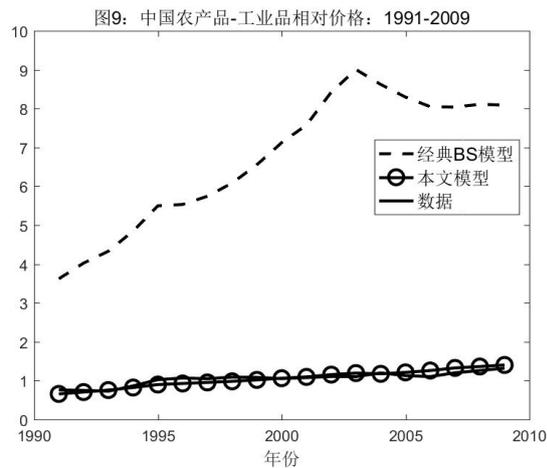
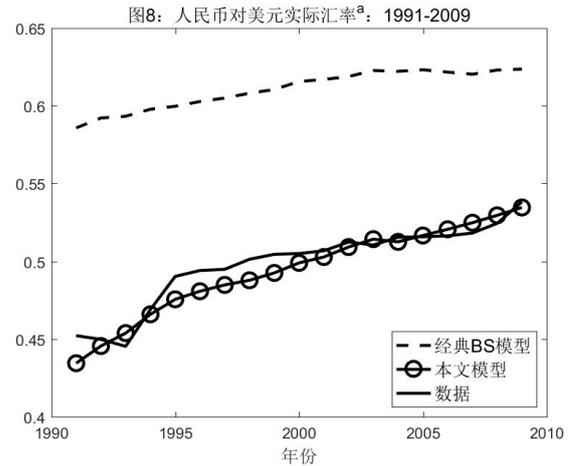
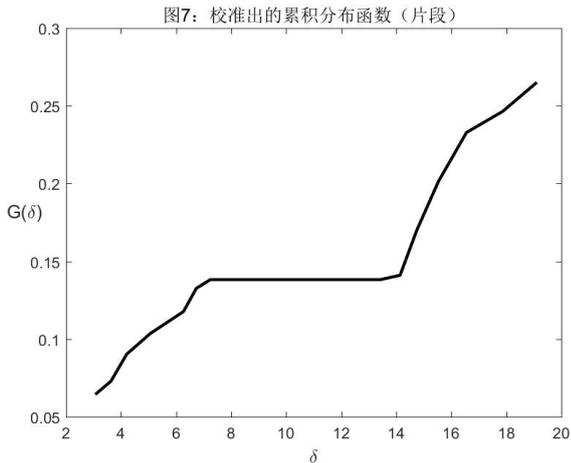
1 具体来说，我们将观察到的部门劳动生产率代入式(16)，通过选择选择合适的 $G(\delta)$ ，使得由式(16)生成的部门就业量尽可能地接近观察值。这是一种反向工程法 (inverse engineering)。

2 此处我们放松了参照国（美国）劳动力市场不存在摩擦的假设，转而根据式(13)计算 P_t^* ，由此生成本文模型预测的 Q_t 序列。这样做意味着不对美国的劳动力市场加以任何假设。

3 参见 Cline 和 Williamson (2008)、Cheung 等 (2009)。

轨迹；对两者之比，本文模型模拟出的时间序列也与数据有着较高的契合度。由此可以认为，我国逐年扩大的工农业劳均收入差距是工业偏向型技术进步和劳动力市场摩擦共同作用下的产物。

第四，根据图 10，经典 BS 模型对工农业相对就业量的预测也严重偏高，本文模型则较好地“拟合”了相对就业量的动态过程。



总之，图 8-图 12 表明，无论关注哪个内生变量，无论考察的是变量的水平还是变化趋势，本文模型拟合中国数据的能力都远胜于经典 BS 模型。在此意义上，我们认为本文模型确实抓住了中国现象背后的某些主要矛盾。

五、总结性评论

对经济保持高速增长、对外开放程度日渐提高的中国来说，人民币实际汇率不仅对中国的跨境贸易和投资有着重大影响，也关系到如何看待中国经济的规模、如何回应广为流行的“人民币汇率低估说”等重要问题。由于忽略了中国经济的二元特征，经典巴拉萨-萨缪尔森假说无法对人民币实际汇率的变化给出令人信服的（定量）解释。不仅中国如此，众多二元经济体也会面临同样的问题。本文通过引入农村劳动力的异质性转移成本，揭示了二元经济环境下技术进步影响汇率等变量的机制，为研究以中国为代表的二元经济体的相关问题提供了一个具有启发性的理论框架。本文模型的可检验命题得到了数据的支持，而根据数值模拟的结果，本文模型拟合中国数据的能力也远胜于经典巴拉萨-萨缪尔森模型。

本文的发现具有重要启示。一方面，本文为人民币汇率的水平和变化趋势提供了更合理的解释，指出看似偏低的人民币汇率实则是均衡的结果。但我们也应该注意到，这一均衡是劳动力市场处于分割状态下的均衡，并不代表最优配置。换言之，我们通过本研究可以了解人民币汇率何以偏低，但并不认为它应该偏低。使人民币汇率回归最优水平的根本办法是消除导致其偏离最优水平的摩擦——劳动力转移成本。这意味着我们应该加快推进劳动力市场改革，尽可能地消除劳动力跨部门就业的制度性障碍，减少这一摩擦所造成的效率损失。另一方面，降低劳动力转移成本也是缩小我国日益扩大的城乡收入差距的有效举措。

参考文献

- [1] 胡德宝和苏基溶, 2013, 《政府消费、贸易条件、生产率与人民币汇率——基于巴拉萨-萨缪尔森效应的扩展研究》, 《金融研究》第 10 期, 第 42~54 页。
- [2] 卢锋和刘逵, 2007, 《我国两部门劳动生产率增长及国际比较 (1978-2005) ——巴拉萨-萨缪尔森效应与人民币实际汇率关系的重新考察》, 《经济学 (季刊)》第 2 期, 第 357~380 页。
- [3] 王泽填和姚洋, 2008, 《人民币均衡汇率估计》, 《金融研究》第 12 期, 第 22~36 页。
- [4] 王泽填和姚洋, 2009, 《结构转型与巴拉萨-萨缪尔森效应》, 《世界经济》第 4 期, 第 38~49 页。
- [5] 赵进文和苏明政, 2014, 《劳动力市场分割、金融一体化与巴拉萨-萨缪尔森效应——基于省际面板平滑转换模型的检验》, 《金融研究》第 1 期, 第 16~28 页。
- [6] Brandt, Loren and Xiaodong Zhu. 2010. "Accounting for China's Growth", IZA Discussion Paper No. 4764.
- [7] Cardi, Olivier and Romain Restout. 2015. "Imperfect Mobility of Labor across Sectors: A Reappraisal of the Balassa-Samuelson Effect", *Journal of International Economics*, 97, pp. 249~265.
- [8] Caselli, Francesco and Wilbur John Coleman II. 2001. "The U.S. Structural Transformation and Regional Convergence: A Reinterpretation", *Journal of Political Economy*, 109, pp. 584~616.
- [9] Cheung, Yin-Wong, Menzie Chinn and Eiji Fujii. 2009. "China's Current Account and Exchange Rate". NBER Working Paper No. 14673.
- [10] Cline, William R. and John Williamson. 2008. "Estimates of the Equilibrium Exchange Rate of the Renminbi: Is There a Consensus and, If Not, Why Not?", in: Goldstein, Morris and Nicholas R. Lardy (eds.) *Debating China's Exchange Rate Policy*, Peterson Institute for International Economics, pp. 131~165.
- [11] Dix-Carneiro, Rafael. 2014. "Trade Liberalization and Labor Market Dynamics", *Econometrica*, 82, pp. 825~885.
- [12] Herrendorf, Berthold, Richard Rogerson and Ákos Valentinyi. 2013. "Two Perspectives on Preferences and Structural Transformation", *American Economic Review*, 103, pp. 2752~2789.
- [13] Inklaar, Robert and Marcel P. Timmer. 2014. "The Relative Price of Services", *Review of Income and Wealth*, 60, pp. 727~746.
- [14] Ju, Jiandong, Justin Yifu Lin, Qing Liu and Kang Shi. 2016. "Excess Labor Supply, Structural Change and Real Exchange Rate", presented at the NBER's Working Group on the Chinese Economy and the Chinese University of Hong Kong met in Shenzhen, China, on May 28-29.

[15] Kambourov, Gueorgui. 2009. “Labour Market Regulations and the Sectoral Reallocation of Workers: The Case of Trade Reforms”, *Review of Economic Studies*, 76, pp. 1321~1358.

[16] Kennan, John and James R. Walker. 2011. “The Effect of Expected Income on Individual Migration Decisions”, *Econometrica*, 79, pp. 211~251.

[17] Lee, Donghoon and Kenneth I. Wolpin. 2006. “Intersectoral Labor Mobility and the Growth of the Service Sector”, *Econometrica*, 74, pp. 1~46.

[18] Menzies, Gordon, Sylvia Xiaolin Xiao, Peter Dixon, Xiujian Peng and Maureen Rimmer. 2016. “Rural-Led Exchange Rate Appreciation in China”, *China Economic Review*, 39, pp. 15~30.

[19] Obstfeld, Maurice and Kenneth S. Rogoff. 1996. *Foundations of International Macroeconomics*, the MIT Press.

[20] Wang, Yong, Juanyi Xu and Xiaodong Zhu. 2016. “Structural Change and the Dynamics of China-US Real Exchange Rate”, presented at the NBER’s Working Group on the Chinese Economy and the Chinese University of Hong Kong met in Shenzhen, China.

The Balassa-Samuelson Effect in a Dual Economy: RMB Real Exchange Rate Revisited

CHEN Yi ZHANG Pengfei LIU Chong

Abstract: This paper develops a two-sector small open economy general equilibrium model. By assuming that rural labors need to pay idiosyncratic costs to get employed in the industrial sector, the paper articulates how technological advancement affects real exchange rate, sectoral wage gap and other endogenous variables in a dual economy, hereby providing a theoretical framework to understand related issues in dual economies such as China. We not only test certain testable predictions of the model using multi-country panel data, but simulate the model to assess its ability to fit Chinese data. It is shown that the model can account for the dynamics of all endogenous variables in the sample period strikingly well, particularly the seemingly weak but fast appreciating RMB-USD real exchange rate, as well as China's ever expanding industry-agriculture wage gap. In every aspect, the model significantly outperforms the classic frictionless Balassa-Samuelson model.

Key words: Inter-sectoral migration cost; Balassa-Samuelson hypothesis; RMB real exchange rate; Sectoral wage gap

我国金融市场价格变动对人民币汇率的时变冲击¹

——基于 TVP-VAR 模型的实证研究

赵锡军² 姚玥悦³

【摘要】运用 TVP-VAR 模型对 2005 年汇率改革以后我国债券市场、货币市场、股票市场价格对人民币汇率的时变影响进行实证研究。研究发现，三个金融子市场对人民币汇率的影响呈现出典型的时变特征，随着汇率改革的不断推进与深化，金融市场价格变化对人民币汇率的冲击影响呈现出不断增强的趋势。因此，逐步开放我国金融市场，加强金融子市场的风险管理，对于维护金融稳定、有效防范汇率风险和稳步推动汇率市场化改革，都有着重要的意义。

【关键词】人民币汇率；金融市场；债券市场；货币市场；股票市场；时变冲击；TVP-VAR 模型

一、引言

汇率作为一个国家对另一个国家的购买力指标，是一国货币价值的体现，同时也是影响一国经济的重要因素。2005 年以来，人民币外汇市场机制不断完善，央行多次进行汇率改革，例如 2015 年 8 月 11 日央行调整了人民币汇率的报价机制，2015 年底人民币加入特别提款权（SDR），2017 年 5 月央行再一次对人民币汇率的报价机制进行了调整。十几年来，我国外汇市场不断变化，汇率形成机制进一步朝着市场化方向不断完善，人民币国际化程度也随之逐步提高。研究汇率变动的影响因素，特别是金融市场价格变动对汇率的影响，对于进一步理解汇率的形成机制和金融风险的传导途径、有效防范外汇市场风险极为重要，因而近年来逐渐成为学术界与决策部门共同关注的热点。

事实上，近年来我国金融市场特别是股票市场和债券市场得到了快速发展，“沪港通”、“深港通”、“债券通”等相继开启，国内金融市场与国际金融市场之间的联系日益紧密。外

¹ 本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文，编号 1807

² 赵锡军 中国人民大学国际货币研究所学术委员，中国人民大学财政金融学院副院长，

³ 姚玥悦 中国人民大学财政金融学院博士研究生

汇市场作为国内外投资交易的桥梁,在经济与金融运行中的重要地位不言而喻,深入理解金融市场对外汇市场特别是人民币汇率的影响机制,不仅对于增强外汇市场的本外币资产配置和交易功能极为重要,同时也可以为我国新常态背景下有效防范金融风险、稳步推进汇率制度改革提供有益的经验依据。为此,本文将运用时变参数向量自回归模型,考察在不同的经济与金融发展阶段,各金融市场价格变动对人民币汇率具有何种程度的冲击以及是否存在显著的时变特征,以期为我国外汇市场改革与金融风险防范提供相关的政策建议和启示。

二、文献综述

从现有文献来看,学者们多从汇率、利率、股价等金融市场价格指标之间的传递影响关系入手,探讨金融市场之间的关联机制。早期的研究主要集中于考察债券市场、股票市场等金融市场和外汇市场之间的相互作用关系,但是研究更加偏重汇率对资产价格的影响研究。例如贾永言认为汇率、利率、股价之间存在着相互影响的关系,而某一地区的股市波动和汇率变动会迅速波及其他地区的股市,并产生连续反应。^[1]李长青和王春生认为汇率变动与证券市场价格波动存在一定的相关关系,并对汇率变动与证券价格波动的传导机制进行了阐述,分析结果表明两者之间相互影响的中介渠道包括利率、外贸、资本流动及心理预期等,并且外汇市场和证券市场之间的传导机制相对更为复杂。^[2]姚小义从均衡关系的角度分析了我国资本市场、货币市场、利率市场的价格传导机制,认为建立利率市场化机制并通过目标区间调节利率,有利于资产价格的均衡及传导,因此在政策调控上应注重货币市场与资本市场之间的相互协调。^[3]

2005年人民币汇率改革以后,金融市场与汇率之间关系的研究明显增多。例如邓燊和杨朝军利用协整检验和 Granger 因果检验,对汇率制度改革以后我国外汇市场和股票市场的关系进行了实证检验,认为人民币升值是中国股市上涨的 Granger 原因。^[4]赵华利用二元 VAR-GRACH 对我国货币市场利率与汇率波动之间的溢出效应进行了检验,发现美元汇率对我国利率的溢出效应不明显;日元和欧元汇率的波动对我国利率的波动具有传递效应,且我国利率的波动对日元和欧元兑人民币汇率波动也具有溢出效应。^[5]胡明通过对人民币汇率改革后中国金融市场各价格指标序列的协整分析,研究了金融市场各子市场之间的联动效应,得出了中国金融市场效率仍有待提高的结论。^[6]陆岷峰和张越分析了利率、汇率、

物价变动与股价波动之间的联动效应，认为各金融市场的稳定发展与有效联动极为重要。^[7]屈晶对金融危机后期利率、汇率和股票市场关系进行了实证研究，结果表明利率对股票市场的传导具有时滞效应，我国汇率和股价的联动关系更接近成熟市场的表现，相比之下，汇率和同业拆借利率之间的关系则较为微弱。^[8]朱若晨等对人民币利率和汇率之间的相关性进行了实证研究，结果表明汇率改革之后利率和汇率存在一定的相关性。^[9]

近期的研究开始侧重于股票市场、债券市场、外汇市场、货币市场的联动效应和溢出效应的研究。孙彦林和陈守东基于 VAR-GARCH-M-BEEK 模型，对我国汇率改革后 10 年间金融市场的四个子市场日间均值与波动溢出效应进行研究，探讨我国金融市场间“风险传染”的作用机理。^[10]赵华和麻路运用向量自回归模型构建溢出指数，对股票市场、债券市场、货币市场、外汇市场之间的总溢出、净溢出以及各市场之间的配对溢出效应的时变性进行了研究，发现国内外重要经济金融政策和事件会显著影响金融市场的溢出效果。^[11]刘慧悦运用 DCC-GARCH 模型对 1997-2015 年国际金融市场每周收益率的数据进行了分析，研究了国际金融市场间的动态关联性，并得出了国际市场的金融传染效应逐步增强的结论。^[12]孔仪方对人民币汇率改革以来境内金融市场指标和汇率的联动关系进行理论和实证研究，发现人民币汇率、汇率预期与境内外利差对境内股票市场价格指数具有间接或直接的单向影响，而短期跨境资本流动是各金融市场间发生关联的重要媒介。^[13]

综上所述，现有研究要么集中于分析股票市场、债券市场等金融市场和汇率之间的相互影响关系，要么侧重于讨论不同金融市场之间的风险传染和溢出效应，并且多数研究都是针对金融市场中的某个子市场进行割裂分析；另一方面，现有研究多是在全样本下运用传统的固定系数计量模型进行分析，难以捕捉金融市场与外汇市场之间的关联机制或风险传染效应可能随时间而变化的特性。鉴于此，本文将在现有研究的基础上，尝试建立动态分析框架，选取能够准确描述短期内各变量在不同时间面对不同冲击所出现的脉冲响应特征的 TVP-VAR 模型^[14]，模拟股票市场、债券市场、货币市场价格变动对人民币汇率的时变冲击，并着重考察不同金融发展阶段和政策环境下，金融市场价格变动对人民币汇率的影响差异。

三、模型及实证研究

(一)时变参数向量自回归(TVP-VAR)模型设定^[15]

标准的结构向量自回归模型的定义为:

$$Ay_t = F_1 y_{t-1} + F_2 y_{t-2} + \dots + F_s y_{t-s} + \mu_t, \quad t = s+1, \dots, n \quad (21)$$

(1) 式中, y_t 是可观察变量组成的 $k \times 1$ 维向量, 而各系数矩阵则用 A 、 F_1 、 F_2 、 \dots 、 F_s 表示, 均为 $k \times k$ 维。 μ_t 代表结构冲击, 为 $k \times 1$ 维的向量。

同时指定 A 是下三角矩阵, 主对角线均为 1, 于是, 将模型(1)整理为:

$$y_t = B_1 Y_{t-1} + B_2 Y_{t-2} + \dots + B_s Y_{t-s} + A^{-1} \sum \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t : N(0, I_k) \quad (22)$$

其中, $B_i = A^{-1} F_i$, $i = 1, 2, \dots, s$, 且

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sigma_2 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & \dots & 0 & \sigma_k \end{bmatrix}$$

定义 $X_t = I_k \otimes (y'_{t-1}, \dots, y'_{t-s})$, 其中, \otimes 表示克罗内克乘积。进一步整理可得:

$$y_t = X_t \beta + A^{-1} \sum \varepsilon_t \quad (23)$$

上式即为结构向量自回归模型的标准形式, 很显然模型中假设各参数均为固定值, 无法体现出模型的时变特征。进一步地, 在上述模型中引入时变的系数矩阵和协方差矩阵, 即可得到如下形式的时变参数向量自回归模型:

$$y_t = X_t \beta_t + A_t^{-1} \sum \varepsilon_t, \quad t = s+1, \dots, n \quad (24)$$

根据 Primiceri、Nakajima 的文章^[15-16], 我们假设 $a_t = (a_{21}, a_{31}, a_{32}, a_{41}, \dots, a_{k,k-1})'$ 是 A_t 矩阵中非 0 和非 1 部分按行堆叠产生的向量^[17], $h_t = (h_{1t}, \dots, h_{kt})'$, 其中 $h_{jt} = \ln \sigma_{jt}^2$, 并假设 (4) 式中的时变参数均服从如下形式的随机游走过程:

$$\begin{pmatrix} \beta_{t+1} \\ \alpha_{t+1} \\ h_{t+1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta_t \\ \alpha_t \\ h_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \mu_{\beta t} \\ \mu_{\alpha t} \\ \mu_{h t} \end{pmatrix}, \quad \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \mu_{\beta t} \\ \mu_{\alpha t} \\ \mu_{h t} \end{pmatrix} : N \left(0, \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \Sigma_{\beta} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Sigma_{\alpha} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \Sigma_h \end{pmatrix} \right)$$

其中, $\beta_{s+1} : N(\mu_{\beta 0}, \Sigma_{\beta 0})$, $\alpha_{s+1} : N(\mu_{\alpha 0}, \Sigma_{\alpha 0})$, $h_{s+1} : N(\mu_{h 0}, \Sigma_{h 0})$ 。模型的假设中还包括时变参数冲击相互独立, 并且时变参数扰动项协方差矩阵 Σ_{β} 、 Σ_{α} 和 Σ_h 均为对

角矩阵。一般采用 MCMC 算法对模型进行贝叶斯参数估计，根据 Nakajima 给出的方法^[15]，我们采用人为设定的方法，确定较为合理的单调事前检验值。另外，模型需要假设参数 β 、 α 和 h 服从正态分布， $\mu_{\beta 0} = \mu_{\alpha 0} = \mu_{h 0} = 0$ ， $\Sigma_{\beta 0} = \Sigma_{\alpha 0} = \Sigma_{h 0} = 10 \times I$ ，并且协方差矩阵第 i 个对角线， $(\Sigma_{\beta})_i^{-2} : \text{Gamma}(40, 0.02)$ ， $(\Sigma_{\alpha})_i^{-2} : \text{Gamma}(4, 0.02)$ ， $(\Sigma_h)_i^{-2} : \text{Gamma}(4, 0.02)$ 。根据边际似然函数，我们选取 2 作为最优滞后阶数，应用蒙特卡罗—马尔科夫链模拟（MCMC 模拟）的方法迭代 10000 次，其中最初的 1000 次迭代作为预烧样本。^[14]

(二) 样本选取、平稳性检验及参数估计结果

在样本选取方面，我们选取人民币实际有效汇率指数作为汇率的替代变量，用 E 来表示；选取中债全价指数作为债券市场价格的替代变量，用 B 来表示；选取银行间同业拆借加权利率^[18]作为货币市场价格的替代变量，用 R 来表示；选取上证综合指数作为股票市场价格的替代变量，用 S 来表示。以上数据均来源于 Wind 数据库，样本期间为 2005 年 1 月至 2017 年 11 月，数据经过 Census-X13 季节调整，并进行对数处理。随后，对数据的平稳性进行了检验，检验结果如表 1。由表 1 可知，四组数据均为平稳序列。因此，我们将四组数据构建 TVP-VAR 模型并在 MATLAB 中进行了参数估计。

表 1 ADF 平稳性检验

变量	ADF 统计值	1%临界值	5%临界值	结论
E	-5.996318	-3.605593***	-2.936942	序列平稳
B	-3.318574	-3.605593	-2.936942**	序列平稳
R	-6.385645	-3.610453***	-2.938987	序列平稳
S	-3.994115	-3.605593***	-2.936942	序列平稳

注：***表示 1%水平下显著，**表示 5%水平下显著。

表 2 中展示了运用 MCMC 算法对构建的 TVP-VAR 模型的参数估计结果，涵盖了检验均值、标准差、95%置信水平的置信区间、收敛统计量（Geweke 值）和无效因子。可以看出，在 5%的显著性水平下，收敛统计量不能拒绝后验分布的原假设。并舍弃了初始的 1000 次抽样，可以满足马尔科夫链检验（MCMC 检验）结果趋于收敛，且蒙特卡罗模拟检验结果收敛^[19]。另外，Geweke 值均大于 0.05，无效因子均小于 120，这表明模拟取样显著有效。

表 2 TVP-VAR 模型参数估计结果及检验

参数	均值	标准差	95%置信区间	Geweke 值	无效因子
sb1	0.9297	0.2957	[0.5017, 1.6340]	0.821	47.12
sb2	0.367	0.0772	[0.2412, 0.5401]	0.247	24.94
sa1	0.0558	0.0203	[0.0293, 0.1085]	0.998	90.74
sa2	0.0604	0.0293	[0.0300, 0.1283]	0.061	119.59
sh1	0.1484	0.0613	[0.0609, 0.2926]	0.97	82.29
sh2	0.1762	0.0677	[0.0651, 0.3302]	0.931	112.25

(三) 金融市场对汇率的传导机制分析

TVP-VAR 模型的优点在于，能够准确描述短期内各变量在不同时间点面对不同冲击所出现的脉冲响应特征。本文在样本期间内，选择每间隔 1 个月的时点做一次冲击模拟，以考察汇率对债券市场价格、货币市场价格、股票市场价格冲击的时变脉冲响应情况^[20]，如图 1 所示。

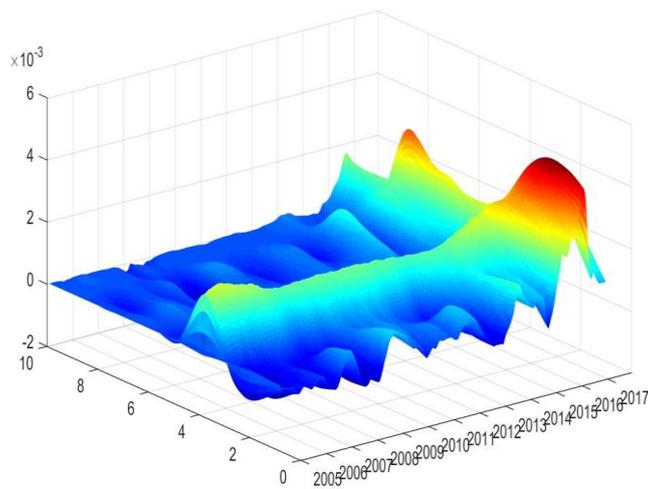


图 1 债券市场价格对汇率的时变冲击

图 1 显示了债券市场价格变动对汇率的时变冲击影响。总体来看，汇率对债券价格变动冲击的响应具有显著的时变特征，并且在样本区间内，这一响应总体处于正值。这表明，在 2005 年汇率改革之后，债券价格的正向冲击将引起人民币实际有效汇率指数的上升，即人民币升值。中债全价指数被认为是可以全面反映债券市场价格的一项指标，与股票价格指数类似，可以体现债券市场的景气程度，通常较长时间的高指数阶段是债券市场处于“牛市”阶段的表现。债券市场的价格上升对汇率带来正向的冲击，证明了债券市场的繁荣可以带来人民币一定程度的升值。主要原因在于债券市场不仅是企业直接融资的场所，也是金

融机构进行投资和交易的场所。债券市场的繁荣将会带来企业融资成本的下降，企业更容易进行融资。债券指数价格较高(债券收益率较低)也被认为是债券市场价值的提升，一定程度上提振了外国投资者对中国金融市场的信心，导致外国投资者在中国的投资有所增加，资本流入国内，人民币汇率上升。同时，随着我国资本账户的逐步开放，也伴随着金融市场开放程度的逐步增强，债券市场抵御外部风险的能力也在逐步提升。另外，债券投资相对于股票投资具有风险较小、投资回报率相对稳定的特点，因此，外国投资者对中国债券市场的债券投资会因为债券市场的正向冲击不断增加，使得部分外国投资进入国内，最终导致人民币汇率升值。这也说明，相对于更易遭受外部冲击影响的外汇市场，债券市场的稳定可以起到稳定金融市场乃至稳定经济的作用。经济的稳定是我国币值稳定的先决条件，因此债券市场稳定，可以起到为外汇市场减弱外部冲击的效应，为维护外汇市场的平稳提供有效屏障。

具体来看，2005年到2008年间，债券价格的正向冲击对实际有效汇率指数的影响先表现为负向，随后回归正向，并在长期趋于收敛。到了2008年，在金融危机的背景下，全球经济均受到影响，我国外汇市场也面临较大的外部冲击；同时，宏观经济与金融市场之间的联动性增加，经济与金融市场同时面临较大的不确定性，导致债券市场价格对人民币汇率的冲击先表现为负向，最后转变为正向。正是因为这一不稳定性的存在，这一时期我国的汇率政策调整为盯住美元汇率，维持人民币币值的稳定；同时，利用政府采取规模较大的刺激政策，维持我国经济平稳运行，刺激政策的实施使得我国经济在短期内恢复较高的增速。2008年前后，我国逐步加大债券市场的改革力度，通过“优先权重股企业注册票据上市”、“允许上市公司发行中期票据回购股份”、“全面实现券款兑付的结算方式”、“推动非法人机构进入银行间债券市场融资”等一系列措施不断完善债券市场，充分发挥债券市场融资功能，进一步维护资本市场的稳定。因此在2008年以后，债券市场价格变动对人民币汇率的影响表现为持续的正向冲击。因此在这一阶段，我国采取了以完善债券市场运行机制为主的手段，来多方面满足实体经济融资需求，实现经济平稳运行、汇率保持稳定的政策效果。

2010年6月起，央行宣布再次进行汇率改革，提高人民币汇率弹性。债券市场对汇率的正向冲击也开始增强，且表现为持续的正向冲击。这更加充分地表明，债券市场的繁荣可以带来人民币升值的效果。相较于金融危机时期，宏观经济和货币政策都进入了新的周期，债券市场与外汇市场的联系也愈加紧密。经过前期较长时间汇率升值过程后，这一阶

段的汇率政策转变为“如何应对人民币贬值预期冲击”。虽然债券价格的正向冲击对实际汇率的影响仍为正向，但是在人民币贬值预期下，债券市场对外汇市场的影响变得尤为复杂。在这种情况下，如果继续保持债券市场的封闭状态，虽然可以屏蔽国际金融市场波动以及国内债券市场价格变动对汇率的冲击，减少外汇市场的自然对冲，但将以我国外汇储备损失为代价。但是，如果此时选择大幅度开放债券市场，一旦人民币汇率贬值预期加大，将会出现大量资本外流的情况，加剧外汇市场风险。因此，此时适度地开放我国债券市场，让更多的外国投资者参与到中国债券市场，虽然会加大债券市场价格波动对汇率的冲击影响，但同时也可以适度降低以减少外汇储备来换取汇率稳定所产生的代价和损失。而一旦贬值预期得到释放，债券市场的收益率会吸引更多的外国投资者进入中国债券市场，这样可以对冲部分贸易企业偿还外国投资者债务的压力，也可对冲相应的汇兑损失以达到稳定汇率的效果。因此，为了更好地防范外汇市场风险，减少金融市场以及其他金融经济因素对人民币汇率的冲击，这一阶段我国并未选择大幅开放债券市场，而是采取了逐步开放债券市场的手段，选择在汇率波动较为平稳、贬值预期有所缓和时，逐步、分层次、有序地开放我国债券市场，在提高人民币国际化程度的同时有效降低汇率冲击。

2015 年 8 月开始，央行再一次进行汇率改革，对美元兑人民币报价机制进行了更加市场化的调整。随后，人民币大幅贬值，同时债券市场价格对汇率的正向影响大幅增加，债券市场价格变动对汇率的冲击甚至达到之前的两倍，并在 2017 年达到峰值。随着人民币债券市场的不断开放和汇率市场化水平的提高，金融市场对汇率的冲击不断增强。2016 年以来，美联储加息意愿较强，国内债券市场违约事件频发，信用风险状况频繁出现，经济仍在筑底之中，在内外双重压力之下，人民币的贬值预期强烈，直到 2017 年初才稍有缓解。同时，2016 年底开始，金融监管部门针对交叉金融风险的管控趋严，使得前几年较为火爆的同业金融业务受到严重影响，大量委外资金撤回。这类业务的主要资金投向就是债券市场。这一情况使得债券市场逐步下行，形成了与汇率相同的下降趋势，导致债券市场价格对汇率的同向变动较为明显。因此，为逐步释放人民币贬值预期，释放汇率风险，对冲金融周期和金融市场价格变动对汇率的影响，央行采取了相应措施，于 2017 年在人民币汇率中间价中加入了逆周期调节因子，对稳定人民币汇率起到了一定的作用。2017 年 6 月央行正式推出“债券通”，逐步加强债券市场的开放程度，有计划地实施“北向通”和“南向通”，平稳推进人民币国际化向前迈进。

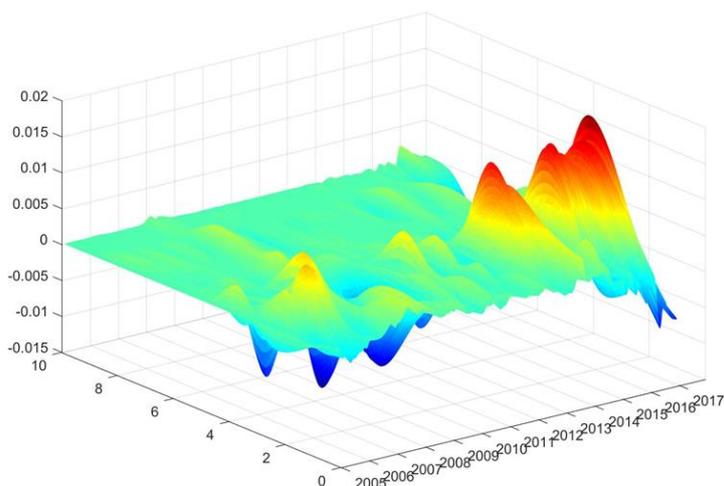


图 2 货币市场价格对汇率的时变冲击

图 2 展示了汇率对于货币市场价格冲击的时变响应结果。可以看到货币市场价格对汇率的冲击同样表现出显著的时变特征，样本期内货币市场价格正向冲击对汇率的影响总体为正向。具体表现为，2005年和2007年为负向冲击，2010年后表现为正向冲击，并在2014年到2017年表现出明显增强的正向冲击，冲击最终从正向趋于收敛。这表明货币市场价格的提高同样会引起人民币实际有效汇率指数的上升，即人民币升值。可以看出，人民币汇率对货币市场价格的变化较为敏感。具体来看，自2005年汇率改革开始，货币市场价格作为短期利率的体现，对汇率的影响表现为负向冲击，影响迅速达到最大值，而后再迅速降低，脉冲响应曲线表现为围绕0轴上下变动。这表明在改革初期汇率处于并不稳定的状态，任何外部冲击都可能产生短期效应。而在2008年金融危机前后，脉冲响应函数表现为暂时的负向效应，证明此时内外部冲击导致外汇市场仍处于不稳定的状态。同时，货币市场价格的正向增加代表利率上升，危机时期货币市场利率上升是流动性紧缺的表现，国内金融市场的流动性紧缺也会带来外汇市场的波动，于是出现货币市场价格上升对人民币汇率呈现负向冲击的情况。在这一阶段，为缓解经济面临的外部冲击和经济增长压力，我国采取了规模较大的经济刺激政策；为了维护本币的稳定，汇率采取了盯住美元的政策，有效应对了人民币贬值风险，并且使人民币成为广泛认可的避险货币。之后，经济在短时间内回复金融危机前的增速。但随着刺激政策的影响减弱，刺激政策短期效应的问题开始逐渐暴露，特别是在2010年重启汇改之后，人民币汇率弹性增强。2013年开始，货币市场价格对汇率的影响变得更加强烈。

2015年到2017年，货币市场价格的正向冲击对人民币汇率的影响达到最强。这是由于

中国人民银行修改了人民币中间价报价机制后，相比于改革之前，人民币汇率定价机制更加完善，汇率对国内金融市场冲击的敏感性进一步增强。特别是 2015 年“8·11”汇改后，人民币持续贬值，快速释放贬值预期；而后美联储宣布加息，美元利率上升后人民币贬值预期进一步扩大；再加上在中国境内的国际资本出现回流，进一步加大了人民币贬值压力，货币市场利率也是在波动中有所下行，与人民币汇率形成相同的趋势。为了在平稳的状态下逐步完善汇率市场化，2017 年 5 月央行进一步对汇率机制进行改革，在中间价形成机制中引入逆周期因子，用于缓解外汇市场受到金融市场各子市场的影响，避免引起外汇市场的“羊群效应”。

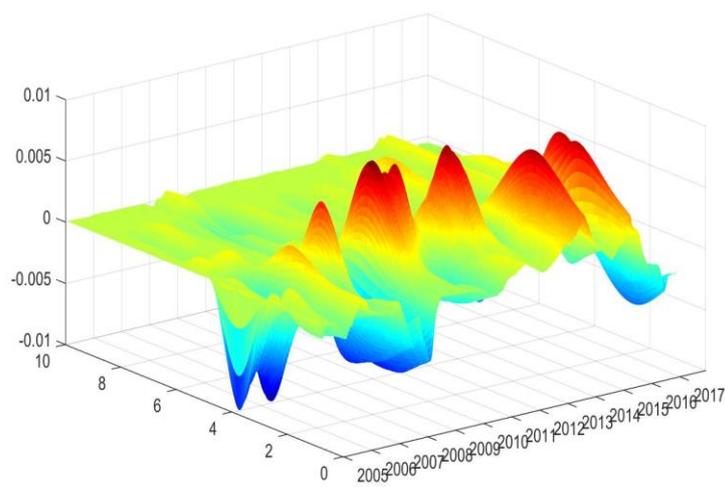


图 3 股票市场价格对汇率的时变冲击

图 3 显示了股票价格对汇率冲击的时变冲击影响。可以看出股票价格对实际有效汇率指数的正向影响表现出明显增强的时变特征。股票市场价格对汇率的时变冲击表现为正向。这是因为，股票市场的繁荣可以吸引更多的国际资本进入中国股票市场，增加人民币升值预期。而国际上对人民币的升值预期又进一步导致国际资本流入资本市场，推高股票价格。另外，我国央行积极干预外汇市场的措施导致外汇占款有所提高，流动性的充裕也使得更多的资金流向股市，表现出在外汇市场相对平稳的情况下股票价格的抬升。

具体地，在 2005 年汇率改革前后表现为负向冲击影响，表明这一阶段股票价格的上升会导致人民币实际有效汇率指数的下降。这是由于在改革初期人民币汇率的不稳定性较强，受到来自金融市场的冲击尚不稳定。2008 年金融危机前后，由于国际资本的跨市场配置有所增加，而人民币采取了继续盯住美元汇率的相关策略，国内外金融风险的增加导致了人民币开始面临贬值预期。在人民币贬值的预期下，股票市场也从 2008 年开始由之前几年的

高点逐步走低，呈现下降趋势，因此股票市场对汇率的影响体现为先是负向冲击，随后变为正向冲击。2009 年之后，这种正向效应开始逐渐增强。这是由于全球经济进入复苏阶段，我国经济结构逐渐转变，经济逐渐向好，经济全球化不断增强，国际资本流动越来越强；同时，“沪港通”和“深港通”的开通，也进一步增强了股票市场和外汇市场的联动效应。2015 年之后，股票市场对人民币汇率的正向冲击影响明显提升，说明 2015 年汇率改革效果显著。随着人民币外汇市场的放开，人民币在汇改后贬值趋势较为明显；股票市场也在 2015 年经历了近年来最惨痛的一次“股灾”，下行趋势较为明显。随着股市的暴跌，风险逐步释放，股票市场对外汇市场的冲击逐步加强。实证结果也表明，股票市场价格的上涨将引起人民币的升值，股票市场价格的下跌会引起人民币的贬值，汇率改革以后人民币的贬值预期也得到一定程度的释放。股票市场价格的变化对汇率的冲击最终在正向上趋于收敛。图 3 显示了股票价格对汇率冲击的时变冲击影响。可以看出股票价格对实际有效汇率指数的正向影响表现出明显增强的时变特征。股票市场价格对汇率的时变冲击表现为正向。这是因为，股票市场的繁荣可以吸引更多的国际资本进入中国股票市场，增加人民币升值预期。而国际上对人民币的升值预期又进一步导致国际资本流入资本市场，推高股票价格。另外，我国央行积极干预外汇市场的措施导致外汇占款有所提高，流动性的充裕也使得更多的资金流向股市，表现出在外汇市场相对平稳的情况下股票价格的抬升。具体地，在 2005 年汇率改革前后表现为负向冲击影响，表明这一阶段股票价格的上升会导致人民币实际有效汇率指数的下降。这是由于在改革初期人民币汇率的不稳定性较强，受到来自金融市场的冲击尚不稳定。2008 年金融危机前后，由于国际资本的跨市场配置有所增加，而人民币采取了继续盯住美元汇率的相关策略，国内外金融风险的增加导致了人民币开始面临贬值预期。在人民币贬值的预期下，股票市场也从 2008 年开始由之前几年的高点逐步走低，呈现下降趋势，因此股票市场对汇率的影响体现为先是负向冲击，随后变为正向冲击。2009 年之后，这种正向效应开始逐渐增强。这是由于全球经济进入复苏阶段，我国经济结构逐渐转变，经济逐渐向好，经济全球化不断增强，国际资本流动越来越强；同时，“沪港通”和“深港通”的开通，也进一步增强了股票市场和外汇市场的联动效应。

2015 年之后，股票市场对人民币汇率的正向冲击影响明显提升，说明 2015 年汇率改革效果显著。随着人民币外汇市场的放开，人民币在汇改后贬值趋势较为明显；股票市场也在 2015 年经历了近年来最惨痛的一次“股灾”，下行趋势较为明显。随着股市的暴跌，风险逐步释放，股票市场对外汇市场的冲击逐步加强。实证结果也表明，股票市场价格的上涨

将引起人民币的升值，股票市场价格的下跌会引起人民币的贬值，汇率改革以后人民币的贬值预期也得到一定程度的释放。股票市场价格的变动对汇率的冲击最终在正向上趋于收敛。

四、结论与政策建议

本文运用时变参数向量自回归模型检验了 2005 年人民币汇率改革之后，我国金融市场价格变动对汇率的时变影响，并着重分析了不同时点上债券市场、货币市场、股票市场价格冲击对汇率的动态影响。结果表明，随着人民币汇率改革的推进与深化，债券市场、货币市场、股票市场价格对人民币汇率的冲击影响，均表现出不断增强的时变特征。

汇率市场化程度的深化以及金融市场各方面功能的完善，都将成为新形势下缓解汇率冲击和抵御外汇市场风险的有效途径。因此，本文针对我国汇率机制完善、金融市场建设和宏观经济等层面提出以下建议：

首先，汇率市场化改革方面，我国应继续推进人民币汇率制度改革和人民币国际化，合理降低人民币投机预期。加强离岸人民币市场和人民币衍生品市场的建设步伐，增加外汇衍生品品种，引导境内外金融机构有序进入外汇市场，多元化市场主体；完善外汇市场的交易机制，增加外汇市场交易层次；同时加强人民币直接报价币种的扩展，稳固人民币国际化市场地位。应加强金融机构的外汇套期保值机制的实施，丰富人民币、美元、欧元等主要币种的远期套期保值品种，促进外汇产品创新，扩展外汇掉期、远期、期权市场的建设，健全人民币外汇交易体系。不断推进利率市场化改革进程，在“8·11”汇改、人民币加入 SDR、人民币汇率中间价加入逆周期调节因子等改革措施的基础上，继续推进人民币资本项目自由化的实施。

其次，在金融市场方面，应加快国内外金融市场的联动渠道建设，并在此基础上完善金融市场的各项产品，继续推进债券市场、股票市场及货币市场的对外开放。不断强化金融市场抵御短期资本流动性冲击的职能，发挥金融市场分散风险的作用，建立健全金融市场监管体系。通过对金融市场的完善，降低人民币在国际化的同时所带来的资本账户开放的负效应，减少短期资本流动加剧的情况发生。

最后，在宏观经济调控和金融风险防范问题上，应注重利率市场化改革与汇率市场化改革的协调配合，进一步完善货币政策传导机制，提高人民币汇率的自身调节功能；同时，

要重点加强对宏观金融风险与各金融子市场风险的监管，厘清金融市场之间的风险传染途径，减少其他金融市场对外汇市场的风险溢出效应，防范“黑天鹅”、“灰犀牛”等事件的发生。

汇率改革和债券、股票市场的对外开放都是我国改革开放的一部分。在经济全球化趋势下，准确判断国际形势的变化，深刻把握国内改革发展的新要求，以更加积极有为的行动，推进更高水平的对外开放，是我国汇率改革的重要目标，也是本文研究我国金融市场价格变动对汇率影响机制的意义所在。

参考文献

- [1]贾永言:《关于、股价、利率汇率研究》,《江西财经大学学报》1999年第6期。
- [2]李长青、王春生:《汇率变动与证券市场价格波动的相关性分析》,《山西财经大学学报》,1999年第1期。
- [3]姚小义:《金融资产价格传导机制与市场均衡-模型与实证》,博士学位论文,长沙:中南大学,2003年。
- [4]邓燊、杨朝军:《汇率制度改革后中国股市与汇市关系—人民币名义汇率与上证综合指数的实证研究》,《金融研究》2007年12期。
- [5]赵华:《人民币汇率与利率之间的价格和波动溢出效应研究》,《金融研究》,2007年第3期。
- [6]胡明:《基于汇率波动的金融市场价格联动效应分析》,《统计与决策》,2008年第18期。
- [7]陆岷峰、张越:《建立证券市场、外汇市场、货币市场联动机制,稳定我国股票市场》,《金融经济》2008年第18期。
- [8]屈晶:《后金融危机时代利率、汇率和股票价格关系的实证研究》,《中国证券期货》2013年第2期。
- [9]朱若晨、吴庆田、周伊萌:《人民币汇率与利率之间动态相关性的研究——基于汇改前后的比较分析》,《中国证券期货》,2013年第5期。
- [10]孙彦林、陈守东:《我国金融市场间风险传染的 VAR-GARCH-M-BEKK 模型的实证分析》,《国有经济评论》,2014年第9期。
- [11]赵华、麻露:《中国金融市场的时变信息溢出研究》,《财贸研究》,2016年第5期。
- [12]刘慧悦:《基于 DCC-GARCH 模型的新兴市场金融传染效应检验》,《统计与决策》,2016年第12期。
- [13]孔仪方:《境内外金融市场指标与短期跨境资本流动的关联性分析——基于人民币汇率形成机制改革后的实证研究》,《金融理论与教学》2017年第1期。
- [14]李博瑞:《人民币汇率对资产价格冲击影响的实证分析》,硕士学位论文,长春:吉林大学,2016年。
- [15]Nakajima,J. Time-Varying Parameter VAR Model with Stochastic Volatility: An Overview of Methodology and Empirical Applications,IMES Discussion Paper Series 11-E-09,2011.
- [16]Primerici G E. Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy, Review of Economic Studies, 2005.72(3),821-852.
- [17]徐国祥、周昀:《中国外汇市场压力指数与货币政策关联性基于 TVP-VAR 方法的实证分析》,《经

济统计与管理》，2017年12期。

[18]刘一楠、宋晓玲：《不确定性、风险异质与“利率-汇率”随机动态均衡：理论与实证》，《世界经济研究》，2016年第12期。

[19]吕江林、彭业辉：《汇率冲击、贬值预期与开放债券市场》，《金融经济学研究》，2016年第05期。

[20]刘林、孟焱、杨坤：《结构变化、人民币汇率与我国股票价格——理论解释与实证研究》，《国际金融研究》，2015年第05期。

The Time-Varying Impact of China's Financial Market Fluctuations on the Exchange Rate of RMB:

Based on TVP-VAR Model

ZHAO Xi-jun, YAO Yue-yue

Abstract: Through analyzing several sub markets of China's financial markets changes this article concentrated on the fluctuation of exchange rate and foreign exchange market, using the TVP-VAR model for empirical research in bond market, money market, and the stock market in China after the exchange rate reform in 2005, and the analysis was also included on transmission mechanism from financial market to the exchange rate changes. The study found that the impacts of the three sub markets in financial markets on exchange rate have some typical time-varying characteristics. Besides, along with the deepened interest rate reform, the impact of financial market is increasing on exchange rate changes. Therefore, we put forward our possible solutions such as internationalization of bond market, money market and other financial markets, expansion of financial markets, improvement of the depth and breadth of financial market, so as to continue to open up China and to improve the internationalization of the RMB. At the same time, we should appropriately reduce foreign exchange shocks and make some other related policies.

Keywords: RMB rate; financial market; bond market; money market; stock market; time-varying impact; TVPVAR model

互联网应用扩张与微观经济学基础

——基于未来“数据与数据对话”的理论解说

何大安¹

【摘要】 本文将互联网应用扩张解说为互联网、大数据和人工智能等全面融合对消费、投资、生产、服务、健康和生命等领域的影响和作用过程，将“数据与数据对话”理解为未来一切都由大数据解构或人工智能主宰，从而出现大数据思维取代只依据部分信息进行因果思维的情形。文章通过对互联网应用扩张的分析有以下结论：人类社会已开始从“人与信息对话”进入“人与数据对话”，并在未来会过渡到“数据与数据对话”的时代，这要求微观经济学基础有适应这个时代的创新；针对经济学理性选择理论与现实之间的偏差，可考虑把行为主体划分为智慧大脑和非智慧大脑两种类型，以偏好趋同化、认知趋同化、效用期望等待这三个概念来描述投资和消费选择的实际；互联网应用扩张正在导致资源配置机制发生变化，经济运行中已出现互联网资源配置机制，我们可通过对这个机制的分析来创新经济学资源配置理论和产业组织理论。本文依据即将到来的“数据与数据对话”，试图描述一个创新微观经济学基础的理论分析框架。

【关键词】 互联网；大数据；人工智能；数据与数据对话；微观经济学；

一、问题的理解

人类经济选择行为在互联网“时空错开、同步并联、客户拉动、实时评价”功能的作用下正在悄然发生改变，这种改变会引发资源配置方式变化，会促使产业组织变动，微观经济学必须能够对这些变化和变动作出新的解释。

互联网应用扩张是一个动态演进概念，它在起步阶段开辟了链接个人电脑之间的高效通讯系统，接着在消费和娱乐领域全面扩张，目前正迈向加工制造和城市基础设施等领域，并开始向医疗和生命领域渗透。互联网应用扩张反映三大层面的内容：（1）技术本身的内在扩张逻辑；（2）微观经济活动操作的扩张逻辑；（3）对人类行为、思想、文化乃至于对

¹ 何大安，浙江工商大学人文社会科学资深教授

人类文明进步的扩张逻辑。第一层面的扩张逻辑，主要指互联网、大数据、云计算、人工智能等的各自技术规定及相互融合；第二层面的扩张逻辑，主要指人类运用日新月异的互联网和人工智能等新技术进行投资和生产经营；第三层面的扩张逻辑，主要指这些新技术对人类经济、政治、文化和思想意识形态的潜移默化作用。这些扩张逻辑要求我们研究人类选择行为、资源配置和产业运行等的变化。

互联网应用扩张使人类的投资经营和消费娱乐等活动越来越受互联网、大数据和人工智能的导引。从行为主体、数据处理和信息获取之间的关联看这一导引过程，互联网应用扩张正在逐步结束“人与信息对话”，走向“人与数据对话”，并在未来极有可能实现“数据与数据对话”¹。值得经济学家关注的是，“人与数据对话”和“数据与数据对话”将会改变人们决策的思维方式、操作程序和实施手段。传统经济学和现代经济学的理性选择理论以及建立其上的微观经济学，都是以部分信息为依据来推论因果关系从而展开理性选择分析的，这些分析难以解释互联网和人工智能时代正在兴起的由大数据思维驱动的实际选择行为。

大数据思维本质上仍然是一种因果思维，只是这种思维较之以部分信息为依据进行推论的因果思维有显著不同。舍恩伯格（Viktor Mayer-Schönberger, 2012, 中译本）曾通过对大数据时代如何取舍信息的分析，认为在工业化时代人类一直是运用有限样本数据来剖析现象背后的因果关系，试图通过这一剖析而精准地获悉事物因果关系的内在机理，但这种因果思维不具有总体性和相关性；他进一步指出，大数据思维放弃了以样本数据追求精准因果关系，强调数据总体性和相关性所内蕴的因果关系，它实质上是一种包含总体思维、相关思维、容错思维和智能思维的方式。从信息获取方式来考察，舍恩伯格实际上是认为决策信息来源于大数据，人类通过对具有混杂性之大数据的总体分析，尤其是通过对大数据的相关分析，可以得到准确信息乃至有可能得到精准信息。因此，大数据思维并不否定因果推断，而是强调“人与数据对话”或“数据与数据对话”规定的因果推断，大数据思维对于重塑经济学基础理论具有革命性。

经济学理性选择理论诞生在“人与信息对话”的非互联网时代。理性选择理论主要经历了两大阶段：（1）对选择行为的一般理论模型分析；（2）研究选择行为的信息约束和认知

¹互联网和人工智能时代的大数据不只是指以数字为代表的数字数据，而是包括图片、图书、图纸、视频、声音、指纹、影像等一切非数字化数据。在人类获取信息途径主要靠实践和经验而没有计算机的漫长历史阶段，行为主体与外部世界的信息输入和输出，可解释为是“人与信息对话”时期；有了计算机尤其是出现互联网，人类进入了“人与数据对话”时期；当互联网、大数据、云计算、机器学习等广泛使用并相互交融，进而迈入人类借助人工智能挖掘、处理和匹配数据的阶段，人类便步入“数据与数据对话”时期。

约束。第一阶段是传统经济学在完全信息假设上，对选择行为所展开的抽象理论分析；第二阶段是现代经济学依据不完全信息假设，对传统理论偏离实际的质疑和批评¹。近半个多世纪以来的现代理性选择理论的发展，是从信息约束研究走向认知约束研究的，这一走向在反映科技进步影响理性选择理论演变的同时，也反映了经济学家思维层级的变化。以科技进步的影响而言，厂商投资经营最大限度地利用了科技手段获取影响选择的更多信息，以期实现最大化的决策效用；就思维层级变化而论，经济学家开始从单纯的行为分析转变为行为和心理的双重分析。

但从理论上评判，理性选择理论在非互联网时代的发展受到了极大限制。这种限制不是传统经济学将理性解释为追求自利最大化的错，也不是现代经济学把信息的搜集、整合、分类、加工和处理等解释为实现最大化路径的错，而是经济学家的理论研究受信息约束和认知约束所致。自上世纪五十年代赫伯特·西蒙的有限理性学说问世以来，理性选择理论对偏好、认知和效用等的分析有了很大的完善。例如，针对如何降低认知约束，经济学家通过并轨经济学与心理学，运用心理预期分析来探索认知约束形成及降低认知约束的方法（Kahneman & Tversky, 1973,1974,1979; Lucas & Prescott, 1971, Lucas & Stokey, 1983; Smith, 1994）。在非互联网时代，尽管理性选择理论经过经济学家的努力得到很大发展，但信息约束和认知约束问题始终难以得到解决。

互联网应用扩张的最重要标志是一切信息都来源于大数据。目前，已有文献对互联网应用扩张的未来前景进行了展望性研究，主流观点认为未来世界是大数据和人工智能的世界（吴军，2016；彭特兰，2015；赫拉利，2017；凯利，2014，2016，2017）。但是，这些研究较少涉及人类选择过程中的偏好、认知和效用期望等基础理论。事实上，互联网时代人们获取信息的方式已步入“人与数据对话”版本，并且在将来会发展到“数据与数据对话”版本。从经济学基础理论看这些标志着互联网应用扩张的“对话”版本的升级，我们可得到许多思想启迪。以人们选择而言，这些“对话”版本的升级不仅会改变选择的思维程序、选择手段和过程，更重要的，它将改变选择偏好、认知和效用期望。因此，我们创新微观经

¹关于第一阶段的一般模型分析，经济学家并不关注个体的实际选择，而是重点研究个体选择怎样才符合理性（Harsanyi, 1977），这充分反映在对偏好和认知给出条件约束的期望效用函数理论中（Neumann & Morgenstern, 1947; Arrow & Debreu, 1954）。关于第二阶段的质疑和批评，现代经济学从研究个体如何选择才符合理性(最大化)的模型分析起步（Edgeworth, 1981），发展到通过心理和行为实验来揭示传统理论与实际选择存在系统性偏差的研究（Kahneman and Tversky, 1979; Smith, 1994）。这两大阶段是经济学理性选择理论发展变化的主要脉络。

经济学的首要任务，需要对理性选择理论展开探索。

现有的涉及互联网应用扩张的分析文献，主要集中在企业如何利用互联网平台进行投资经营等研究上。其实，如果企业利用互联网平台实现了“时空错开，同步并联”，而不是运用大数据和人工智能等技术进行投资经营，它只是我们称之为的互联网+模式，是“人与数据对话”模式，而不是“数据与数据对话”模式。互联网应用扩张从“人与数据对话”向“数据与数据对话”转变时，有几个问题需要讨论：（1）在“人与数据对话”阶段，人类选择是否进入了信息不完全向信息完全的过渡阶段；（2）在“数据与数据对话”阶段，人类是否可以在信息完全的基础上进行选择；（3）微观经济学在“数据与数据对话”背景下如何发展，等等。

较之于工业化时代主要采用因果分析来甄别信息，互联网时代开始转向通过大数据的搜集、整合、分类、加工、处理来甄别信息。这种甄别信息方法的最大亮点，是逐步排除了主观判断所产生的信息误差。当人类通过大数据能够获得准确信息时，厂商就会在（最大化）理性驱动下运用以大数据支撑的互联网和物联网平台来投资经营。撇开互联网、大数据和人工智能等对产业运行过程的具体影响，仅就“人与数据对话”发展到“数据与数据对话”而论，从传统产业演变而来的互联网产业将不再是简单意义上的互联网+企业，而是转化成以人工智能挖掘和匹配大数据的智能科技产业。若此，微观经济学的资源配置和产业组织理论就不适合对产业运行的解释了。

互联网应用扩张会显现两大结果：一是人类选择的偏好、认知和效用期望等的变化，另一是个人、厂商和政府实际选择的变化。为此，我们首先要对互联网、大数据、人工智能等如何影响人们选择做出解说；其次是对选择偏好、认知和效用期望等做出一般理论解说，以重塑微观经济学的理论分析基础；再其次是在创新后的理性选择理论的基础上，对资源配置理论和产业组织理论做出新的解说。在笔者看来，这些解说可以在很大程度上说明现代经济学为什么不能解释互联网时代人们实际选择的原因，对于这种向主流经济学基础理论的挑战，需要有充分说服力的案例、数据或经验事实的论证。不过，这个问题的探索性研究可分为两步走，第一步是在创新理性选择理论的基础上对现代经济学不能解释互联网时代人们的实际选择行为展开一般性理论分析，第二步则是运用案例、数据或经验事实来展开实证。本文将致力于第一步的研究。

本文结构安排如下：第二部分对互联网应用扩张下的人类选择行为进行概要描述，重点考察理性选择理论在假设前提、参照系和分析方法等与互联网时代人们选择实际的偏离；第三部分是解析互联网时代人们选择偏好、认知和效用期望等的变化，探讨理性选择理论

分析框架的创新；第四部分是对微观经济学的资源配置理论和产业组织理论等作出一些新思考，以完成对互联网应用扩张与微观经济学基础之关联的理论论证；第五部分是分析性结语。

二、互联网应用扩张下的人类选择行为概览

经济学理性选择理论的分析架构，是经由完全信息假设转向不完全信息假设，对偏好、认知和效用等要素作出有取舍的研究，并采取以“个体行为”作为基本分析单元的个体主义方法论来完成的。假设前提转变，是经济学家逼近现实研究选择行为的一种理论反映；有取舍地研究偏好、认知和效用等要素，是经济学家追求理论完美以绕避分析难点的反映；采取个体主义方法论，则是经济学家推崇建构理性而采用的抽象分析方法¹。随着极大量、多维度和完备性特征的大数据的产生，随着机器学习和其他人工智能技术的广泛使用，互联网应用扩张下的信息基础已发生了很大的改变，人类选择偏好、认知和效用期望等正在发生变化。我们从“人与数据对话”以及“数据与数据对话”背景来研究互联网应用扩张下的人类选择行为，需要对现代理性选择理论的主要发展做出概要的梳理。

1. 现代经济学对新古典经济学的质疑和批评，是在“人与信息对话”版本内的质疑和批评

这里概括的“人与信息对话”版本是指行为主体获取信息的途径，以及依据所获取信息进行选择的方式和过程。具体地说，“人与信息对话”版本所对应的，是个人和厂商通过市场供求、价格波动、政策取向等获取影响选择的信息，是在分类、加工和处理这些信息的基础上做出判断、形成认知而进行选择。该版本最主要的特征如下：（1）个人和厂商获取的信息是已发生事件的部分信息；（2）个人和厂商难以借助科技手段从非数字化数据中得到信息；（3）经济学家的实证分析只能依据不完全的样本数据，还不能依据大数据建立实证分析模型。“人与信息对话”版本对应的社会经济形态，是现代农业、工业、服务业及全球化贸易的工业化时代。

¹建构理性认为一切知识和制度都是人的理性思维、推理和演绎的产物，经济学家运用个体主义方法论对人类偏好、认知和效用的分析，是对建构理性规则的遵循。以演化理性为背景的演化经济理论，主张在制度、历史和文化的大框架下来解释经济选择行为，强调以自然法则来解析人类偏好、认知和效用（哈耶克，1969）。国内学者（黄凯南、程臻宇，2008）曾对建构理性和演化理性在经济学方法论上的分歧，提出以认知理性来协调两者，深而究之，这样的分析思路涉及群体主义方法论的讨论。

一种理论与实际行为的偏离，通常表现为该理论的基本定理或分析范式不能有效解释与之发生偏差的实际行为。新古典经济学创立的以“偏好的内在一致性”为底蕴的期望效用函数理论就被视为出现了这种情况。关于“偏好的内在一致性”，现代主流经济学认为它是完全信息假设和其他给定条件约束下的逻辑推论，人们的实际选择偏好并不具有期望效用函数理论所说的非此即彼的内在一致性，尤其是考虑到心理因素和非经济动机影响的诸如施惠、受惠、报复等所导致的利他性社会偏好时更是如此（Goranson & Berkowitz, 1966; Berg et al., 1995; Forsythe et al., 1994; Marwell, Ames, 1979; Fehr et al., 1996）。现代非主流经济学则是通过一系列心理和行为实验，论证了偏好的内在一致性与人们实际选择之间的系统性偏差（Kahneman & Tversky, 1973, 1974, 1979; Smith, 1994）。关于“选择者知晓选择结果和效用最大化”，主流经济学和非主流经济学都认为人类的有限理性会导致认知约束，选择者不具有精确计算选择结果的能力，效用最大化是一种自利最大化愿景，选择者在认知约束下的效用期望会不断发生调整。这些质疑和批评表明现代经济学已逐步把“认知”作为内生变量来处理。

关于“相同选择通常在相同概率下发生”，现代主流经济学分析了认知约束下的选择行为所对应的结果集及其概率分布，他们通过对结果集的概率分布是否确知的研究，将人类受认知约束的选择划分为确定性随机选择和模糊性随机选择。阿莱悖论（Allais, 1953）和艾尔斯伯格悖论（Ellsberg, 1961）就是这些观点的早期最著名的理论¹。现代非主流经济学则将认知看成是决定选择权重之重要变量的主观概率，认为特定情境中的高低几率事件会导致人的认知偏差，选择结果的概率并不等于效用的加权之和，人们通过风险厌恶和风险偏好的主观感受值来度量预期财富变动，效用函数可以通过一条呈 S 型曲线的反映风险厌恶和风险偏好的价值函数表示（Kahneman & Tversky, 1979）。由此可见，现代经济学对认知约束的研究有了明显的加深和拓宽。

现代经济学是在“人与信息对话”框架中对已发生的信息做出搜集、整合、分类、加工和处理，再经因果分析对新古典经济学进行质疑和批评的，在“人与信息对话”版本中，人

¹丹尼尔·卡尼曼和阿莫斯·特维斯基的展望理论说出了“阿莱悖论”的真谛，他们认为“阿莱悖论”揭示了期望效用函数理论不能对个体选择做出不违背先验概率和后验事件更新后验概率的贝叶斯法则的准确刻画（Kahneman & A. Tversky, 1971, 1982; Kahneman & Frederick, 2002）；艾尔斯伯格悖论则表明，人们不是押注未知概率的模糊性事件，而是倾向于押注已知概率的风险性事件。这两大悖论所蕴含的风险偏好的思想，为后期经济学家从模糊性选择来研究期望效用函数理论与实际选择的偏差提供了基础（Fellner, 1961; Becker & Brownson, 1964）。

的选择都有着挥之不去的主观判断。在“人与数据对话”版本，出现了具备新的信息获取方式和因果分析方法的极少数智慧大脑者，他们能通过对大数据的多维度进行相关分析而获取精准信息，能借助互联网、大数据和运用云计算来设置模型，并运用机器学习处理参数而做出选择（这可看成是对智慧大脑者的定义），而那些不具备以上能力的芸芸众生，则可看成是非智慧大脑者。

2. 智慧大脑产生于“人与数据对话”版本，在将来有可能会在“数据与数据对话”版本下选择，智慧大脑的选择偏好、认知过程和效用期望等会影响非智慧大脑

当人类选择所依据的信息不是仅仅来源于数字和文字，而是包括图片、图书、图纸、视频、声音和影像等非数字化数据，并且获取信息的途径主要是通过大数据、云计算和机器学习时，人类选择行为及其过程便进入了“人与数据对话”版本。这个版本会随着互联网应用扩张而扩张，当其扩张至“数据与数据对话”版本时，人类选择过程将会告别主观判断，彻底进入一切有机体和无机体都可以通过数据解构的“算法”时代（赫拉利，2017）。这便有以下推论，人类从大数据获取精准信息的时代，是智慧大脑选择决定非智慧大脑选择的时代。联系理性选择理论创新看问题，随着互联网、大数据和人工智能的深度融合，互联网应用扩张在改变人类的选择偏好、认知过程和效用期望的同时，也会改变厂商行为方式和产业组织结构。

现代经济学对理性选择理论正确指出了人类选择偏好的多维性、认知的不确定性和效用期望的不断调整，但这些发展不是以大数据为基础的分析。在互联网时代，理性选择理论需要研究的是，智慧大脑运用大数据、云计算和机器学习等搜集、整合、分类、加工和处理人们消费和投资的历史数据、即时数据和未来数据时，如何在成本、收益、体验、时尚和心理满足等方面对选择偏好发生影响¹。智慧大脑通过机器深度学习和强化学习来搜寻最大化消费和最大化投资的路径时，如何对认知过程和效用期望调整发生影响呢？。基于智慧大脑选择有着确定性的高效用，智慧大脑的选择偏好、认知和效用在未来将会成为人类选择过程的主流，非智慧大脑会全面追随智慧大脑。这个问题的深入讨论涉及理性选择过程的行为主体结构问题（下文分析）。互联网时代的智慧大脑和非智慧大脑的现实选择正在“颠覆”经济学理性选择理论的分析基础。

3. 理性选择理论不能解释非智慧大脑的选择偏好、认知过程和效用期望

¹ 阿里巴巴集团提倡并大力实施的“新零售”，就是试图通过线上和线下的结合来捕捉消费者的选择偏好，以建构适合互联网时代的商业运营模式。

在“人与信息对话”的分析框架内，理性选择理论只能解释互联网时代智慧大脑的选择行为，难以解释非智慧大脑的选择行为。这是因为，从追求效用最大化以及由互联网协同效应引致的人们选择行为互动考察，非智慧大脑的选择偏好通常表现出一种以最大化为底蕴但却受智慧大脑牵引的趋同化偏好。对于这种趋同化偏好，理性选择理论不曾有过论述，而经济学家运用个体主义方法论对个体选择偏好所做的抽象分析，是不能解释非智慧大脑这种趋同化偏好的。非智慧大脑的认知形成是一种放弃理智思考而以智慧大脑认知为自己认知的过程。理性选择理论对选择者搜集、整合、分类、加工和处理信息的认知形成的分析，难以解释非智慧大脑这种特殊的认知形成过程。另一方面，与趋同化偏好和趋同化认知相对应，非智慧大脑的效用期望，则是一种将效用寄托于智慧大脑的没有自己明确预期的效用期望等待。

智慧大脑的选择效用会展现在互联网平台上，它会产生一种促动非智慧大脑仿效智慧大脑偏好和认知的催化作用。正是这种催化作用使非智慧大脑产生偏好趋同化和认知趋同化¹。不过，这两种趋同化要有互联网作为基础配置条件，否则，智慧大脑对非智慧大脑的引领作用便无法发挥。从人类获取信息的途径和方式理解，互联网高度体现了“联”的功能，这一功能使无数台独立计算机形成了信息流动和聚合；加之，物理世界的硬件设施与之相“联”，使任何行业都具有互联网属性，任何信息都来源于大数据。当人类能充分运用人工智能来挖掘、处理和匹配数据时，便有可能形成“数据与数据对话”。非智慧大脑趋同化偏好的程度和范围取决于互联网应用扩张，在趋同化偏好促动下，非智慧大脑会放弃理智思考而形成趋同化认知和效用期望等待。显然，针对这些情形，经济学家在“人与信息对话”版本内是难以洞察的²。

4. 建构智慧大脑引领非智慧大脑之选择模型的机理

智慧大脑尤其是非智慧大脑选择行为具有极强的抽象性，我们不能运用数理模型对之

¹ 现代经济学曾运用从众行为、一窝蜂效应、信息重叠等概念描述过大众选择行为中存在的催化作用，最著名的描述是诺奖得主罗伯特·希勒（2001）对股市的催化因素、放大机制、反馈环、连锁反应等现象的讨论，但希勒有关从众心理和行为的分析是“人与信息对话”版本下的讨论，同本文趋同化偏好和趋同化认知的分析不是一回事。

² 关于数据和信息的关系问题，主流观点认为数据属于信息范畴，是信息的具体形态，这个观点没错。但从信息获取途径考察，也可以认为信息属于数据范畴，是数据的具体形态。因为，无论是正确信息或精准信息还是错误信息或扭曲信息，都是经由大数据而来，人类能否得到完全信息、正确信息或精准信息，取决于新科技对大数据的挖掘、加工和处理水平的高低。本文所涉及的“人与数据对话”以及“数据与数据对话”，是以从大数据中获取信息作为分析导向的，特此说明。

进行刻画，但可用文字对这些模型的机理构成做出以下几点概括：

（1）互联网协同效应是智慧大脑和非智慧大脑选择行为的互动，它内蕴的函数关系可从互联网、大数据和人工智能等的相互融合中探索。

（2）智慧大脑是从大数据多维度的相关性获得正确信息，并通过机器学习或其他人工智能技术形成认知的，这个过程决定智慧大脑高效用的效用函数的形成过程。

（3）在网络协同效应下，非智慧大脑仿效智慧大脑而形成偏好趋同化和认知趋同化，这两种趋同化导致非智慧大脑形成没有主观展望的效用期望等待。

（4）非智慧大脑的效用函数是智慧大脑效用函数的复合函数，我们可将智慧大脑的选择偏好、认知和效用期望等，理解为是非智慧大脑相应变量的解释性变量。

以上所描述的智慧大脑引领非智慧大脑选择的模型建构机理表明，互联网应用扩张背景下的人类选择行为已发生很大变化，经济学理性选择理论要有效解释非智慧大脑的选择偏好、认知和效用期望，必须对互联网、大数据和人工智能等导致人类选择变化展开新的研究，必须在“人与数据对话”尤其是在“数据与数据对话”背景下思考问题。创新理性选择理论，需要关注智慧大脑和非智慧大脑两大主体，需要关注智慧大脑的选择行为对非智慧大脑的引领作用和过程。

三、理性选择理论分析框架的创新设想

互联网应用扩张在现实中的具体表现是：互联网向移动互联网转化，商业互联网向服务互联网转化，产品互联网向工业互联网转化，城市互联网向农村互联网转化，并由此导致互联网、通讯和信息等三大技术融合的物联网。换言之，商品和服务的互联网+模式会催生出物联网。诚然，在“人与数据对话”的互联网时代，人类运用移动设备、传感器、社交媒体和定位系统等手段所获取的大数据，还不足以产生供人类选择使用的全部信息，但到了“数据与数据对话”阶段，随着人工智能技术铺天盖地的成功应用，人工智能挖掘数据和预见数据变动的能力将大大增强，大数据提供完全信息的可能性就有可能转变成现实性。

依据本文对互联网应用扩张的理解，当大数据和人工智能等对经济活动具有全方位的渗透和影响时有以下问题值得关注：1、随着人类挖掘大数据的科技水平和处理能力的提高，行为主体会发生什么样的结构变化；2、人类利用云平台和运用云计算搜集和处理大数据，能够在多大程度和范围内消除信息不完全；3、随着未来的一切都有可能数字化和智能化，

人们会在哪些方面改变投资和消费的选择方式；4、一旦人类社会像未来学家所说的那样成为数据社会，我们可否对选择偏好、认知、效用等作出一般性理论描述。

1. 基于未来一切都有可能数字化和智能化，对人类选择行为的研究，需要切合实际地对行为主体结构作出新的界定

传统经济学和现代经济学都将个体作为抽象行为主体看待，他们或通过逻辑演绎，或通过实验来分析主体的选择行为，这种分析所导致的偏好函数、认知函数和效用函数的三位一体的融合，是“人与信息对话”版本的理论反映。在“人与数据对话”尤其是未来有可能出现“数据与数据对话”版本下，智慧大脑的投资和消费选择有着工业化时代不具备的“示范或引领大众选择的集约化效应”，我们可以依据这种效应把行为主体划分为智慧大脑和非智慧大脑两大类型。

事实上，在互联网时代能够取得高投资效用和高消费效用的选择者，一定是能全面搜集、整合、分类、加工和处理信息，运用大数据思维和机器学习，从而掌握精准算法的极少数智慧大脑者，而绝大部分非智慧大脑者从自身利益计会效仿智慧大脑的选择行为。诚然，从两大行为主体的行为互动看，这样的效仿可以解释为早已被现代经济学描述的羊群效应，但羊群效应是对特定选择事件的行为互动结果的描述。现代经济学与传统主流经济学一样，并没有放弃行为主体的一元结构，他们对羊群效应或蝴蝶效应或信息重叠等现象的描述，始终是在一元结构框架内展开的。智慧大脑和非智慧大脑的二元结构是羊群效应普遍存在而形成的一种趋势，它只会出现在“人与数据对话”和“数据与数据对话”版本中。

也许有人会认为既然非智慧大脑效仿智慧大脑，那么现代理性选择理论就同样适合于对非智慧大脑的解释，没有必要把行为主体划分为智慧大脑和非智慧大脑这样的二元结构。这是一种碰到问题以逻辑演绎和推理来解释现象的带有经验主义色彩的思维。因为，非智慧大脑效仿智慧大脑只是现象，其偏好、认知和效用期望有特定的规定，而正是这些规定才彰显出把两大行为主体视为理性选择理论创新的学术价值。其实，互联网时代行为主体结构的变化，是技术面和市场面的双重制度安排变化的结果，它会导致不同行为主体在选择过程中的相对位置变化（智慧大脑将成为主流），这便要求经济学家重新审视偏好、认知和效用期望之间的现实和逻辑关联。因此，行为主体结构的区分和界定是我们创新理性选择理论不可忽视的基本环节。

2. 我们构建理性选择理论的分析框架，可考虑采用信息完备假设¹

现代经济学质疑和批评传统理论时，延用了传统理论的自利假设，但有一个釜底抽薪的“学术动作”，那便是将完全信息假设改为不完全信息假设。如果说自利假设反映了经济学家对人类选择之永恒本性的理解，那么，不完全信息假设则可以看成是经济学家对工业化时代“人与信息对话”的逻辑认知。当互联网应用扩张将人类社会从“人与数据对话”推进到“数据与数据对话”时，大数据的极大量、完备性和多维度等特性客观上会给人类决策提供完备信息。其实，即便在原始社会，大数据也是客观存在的，只是那时人们不可能有大数据概念，不具备半点搜集和处理大数据的能力。到了工业化时代，人们搜集和处理大数据的能力空前提高，但由于科技水平限制了人们只能搜集和处理部分历史数据，不能搜集和处理正在发生的现期数据以及尚未发生的未来数据，更不能搜集和处理诸如声音、图片、指纹等非数据化数据，因此，不完全信息假设势在必然。

随着人类进入一切信息的初始状态都以大数据形式呈现的“数据与数据对话”版本，所有信息都会被纳入无中介环节的信息流动平台。智慧大脑利用云平台和运用云计算，通过机器深度学习和强化学习能够最大限度地获取影响决策的信息。因而可有一种极端的推论：如果新科技发展到顶级水平，智慧大脑是有可能获取完全信息的。当然，这要求人类能够驾驭“数据与数据对话”所覆盖的全部数字化数据和非数字化数据的复杂场景。目前，这个场景已进入初级阶段，随着互联网应用扩张，进入中级阶段可能不需要太长时间，但不能成功进入挖掘和处理完全信息的顶级阶段却不敢断言。在笔者看来，如果人类决策进入“数据与数据对话”的中级场景阶段，我们创新理性选择理论便可以采用信息完备假设。

“数据与数据对话”场景所型构的一般图景，是人类运用互联网、云平台、云计算和人工智能等技术把一切有机体和无机体破译和解构成数字世界。人类破译和解构数字世界的技术条件配置是建立在大数据基础之上的新科技，新科技挖掘、搜集、整合、分类、加工和处理数据的有可能取得的最大成功，是将万物的成因、变化和发展等归结为一种“算法”。从互联网应用扩张来考察，人类进入“数据与数据对话”版本后，互联网应用扩张会产生极大量、多维度和完备性的海量数据，云平台和云计算搜集、储存和计算大数据的功能会飞

¹ 这个假设接近但不等同于完全信息假设，它的底蕴是大数据的完备性。当新科技发展足以挖掘、搜集、整合、分类、加工和处理海量数据，并且能够通过对大数据的多维度进行相关分析而获取绝大部分信息时，便可从大数据的完备性推论信息完备性。信息完备假设是介于不完全信息假设与完全信息假设之间但靠近后者的一种假设状态。它在很大程度上吻合大数据时代的实际。

跃，人工智能加工和处理大数据的技术会飞跃，而这一切会给人类获取完备信息提供基础。因此，针对即将到来的“数据与数据对话”版本，我们创新理性选择理论可考虑采用完备信息假设。当然，这个假设是整个经济理论的分析基础，它需要许多复杂的数学模型论证，这里只是作为一个设想提出。

3. 智慧大脑是精英而非智慧大脑代表大众，我们需要分别分析这两大主体的偏好、认知和效用期望，以构建一个二元行为主体参照系来完成理性选择理论的创新

(1) 关于智慧大脑之选择偏好、认知和效用期望的理论解析。

现代理性选择理论质疑传统理论的核心，是批评该理论关于选择者知晓选择结果，以及通过数学模型所推论的能够实现效用最大化的分析结论。智慧大脑能否获取完备信息，一方面受制于对大数据的挖掘、搜集、整合和分类，另一方面取决于运用云平台、云计算、机器学习和其他人工智能手段对大数据的加工和处理。同时，智慧大脑追求效用最大化的选择偏好，会让位于挖掘、搜集、整合、分类、加工和处理大数据的认知过程。在未来“数据与数据对话”阶段，大数据贯穿于智慧大脑的选择偏好、认知和效用期望等过程的始终，是支配智慧大脑选择什么和怎样选择的灵魂。关于这一灵魂的作用，可联系智慧大脑的认知过程来展开讨论。

新古典经济理论通过“偏好的内在一致性”论证效用最大化，是一种把“认知”作为外生变量处理的分析方法。现代主流和非主流经济学运用实证分析和实验分析，力图将“认知”还原为内生变量，但由于他们在分析选择行为时或多或少存在一定的给定条件约束，于是“认知”始终没有完全成为内生变量。在互联网应用扩张的时代，智慧大脑针对特定事件所形成的要不要选择以及怎样选择的认知，完全是以大数据分析为依据的，它不夹带任何主观判断的成分；智慧大脑的认知形成过程是对大数据分析过程，这种以大数据分析为前提的简捷而科学的认知形成过程，是不需要附加任何给定条件约束的。从偏好、认知和效用之间联系看，认知处于偏好和效用期望的中介位置，当认知形成过程主要由大数据规定，大数据对选择偏好和效用期望的影响也就显而易见了。智慧大脑的选择偏好、认知和效用期望不是经济学理性选择理论所描述的理论情景。

(2) 关于非智慧大脑之选择偏好、认知和效用期望的理论解析。

非智慧大脑是不能运用大数据思维的行为主体。在“人与信息对话”时期，或在“人与数据对话”初期，按照大数据思维的要求和标准，人们几乎全是非智慧大脑者。自人类进入“人与数据对话”的中期，智慧大脑和非智慧大脑的二元主体结构才得以形成。针对互联网

应用扩张背景下的非智慧大脑出现偏好趋同化、认知趋同化和效用期望等待的情形，我们创新理性选择理论至少要完成两项任务：一是说明“偏好趋同化”与“偏好的内在一致性”的不同，解说“认知趋同化”与“认知跳越”的区别；另一是对非智慧大脑的选择偏好、认知和效用期望等的模型设置路径提出设想。

新古典经济学运用数理逻辑分析和论证的“偏好的内在一致性”，是指在可供选择的全部子集中，存在一种选择 X 比选择 Y 更受偏好的理性化能力；面对全部选择子集，当选择被框定在特定子集中时，偏好函数由选择 X 比选择 Y 受偏好时的最大化元素组成（Richter,1971）；著名的期望效用函数理论通过对个体理性化能力与不同选择子集系统性对应关系的分析，运用数理模型论证了预先设定“偏好的内在一致性”的合理性（Neumann & Morgenstern, 1947; Arrow & Debreu, 1954）。但是，偏好的“一致性”问题有内在和外在之别，非智慧大脑的“趋同化偏好”所具有的一致性特征是外在的，它不像“偏好的内在一致性”那样是一种理论预设。

我们描述二元主体的分析参照系可考虑这样一个建构路径：运用云平台和云计算搜集和整合来自移动互联网、物联网、传感器、社交媒体和定位系统等的大数据，通过考察行为主体是否进行大数据思维和操作来确认智慧大脑，并据此划分智慧大脑和非智慧大脑。就相应的模型构建而言，一方面，可根据智慧大脑与非智慧大脑的各自数量及其比率，建立二元主体模型。另一方面，可根据非智慧大脑内部效仿和不效仿智慧大脑的人数及其比率，建立反映非智慧大脑内部结构的（亚）二元主体模型。非智慧大脑内部的亚结构模型既是二元主体分析参照系基础，也是建立趋同化偏好模型和趋同化偏好函数的基础。

趋同化认知是趋同化偏好的自然延伸。非智慧大脑的趋同化认知同样具有“跳跃认知”的特征，但它不同于新古典经济学预设“知晓选择结果”所产生的“认知跳跃”。从纯理论考察，非智慧大脑有着可以描述的认知函数，该函数的核心解释变量，可以看成是智慧大脑与非智慧大脑之间的行为互动。诚然，智慧大脑对大数据进行挖掘、搜集、整合、加工和处理的认知过程，并不直接影响非智慧大脑的认知形成，但是，当智慧大脑的效用函数取得极大值时，通常会驱使非智慧大脑将“智慧大脑的认知”作为自己的认知。非智慧大脑效仿智慧大脑实际上是一种行为互动，虽然这种行为互动在现象形态上表现为非智慧大脑的认知跳跃，但作为智慧大脑与非智慧大脑之间的关联，它可以理解为是非智慧大脑认知函数的解释变量。这个抽象的解释变量对于创新理性选择理论是至关重要的，它是我们理解非智慧大脑趋同化偏好、趋同化认知和效用期望等待的枢纽。

非智慧大脑的趋同化偏好和趋同化认知，决定其效用函数的“效用等待”属性。如上所述，现代经济学关于效用期望研究的最新发展，是通过反映相对财富变化的风险厌恶和风险偏好的分析，对个体选择的效用函数作出描述的（Kahneman & Tversky, 1979, 1974）。但就构成效用函数永恒主题的最大化而言，这一描述同样适合于智慧大脑和非智慧大脑的选择行为；以创新理性选择理论的分析框架而论，与趋同化偏好和趋同化认知的模型化一样，效用期望的模型化也会碰到一系列的困难，经济学家要重点解决智慧大脑效用期望的模型建构。经济学理性选择理论是微观经济学的分析基础，我们对智慧大脑和非智慧大脑的二元主体划分，以及“趋同化偏好→趋同化认知→效用等待”的分析创新，是重塑微观经济学的一条路径。

四、微观经济学基础创新的几点思考

微观经济学包含极其宽泛的内容，资源配置理论和产业组织理论是最基础和最核心，至于厂商理论、价格理论、投资理论、分配理论、消费理论、激励理论等，在很大程度上和范围内都与这两大理论交叉或是其派生形式。这两大理论以主体、行为和制度作为分析对象，始终围绕人的理性选择来研究效率问题。现有的资源配置理论和产业组织理论都是诞生在“人与信息对话”的工业化时代，在“数据与数据对话”的未来，人们加工和处理数据的手段和获取信息的途径完全改变，“数据与数据对话”场景代替“人与信息对话”场景的事实，要求微观经济学创新。资源配置理论和产业组织理论与理性选择理论有很强的关联，我们需要考虑这两大理论与理性选择理论在互联网应用扩张背景下的理论衔接。

1. 微观经济学要符合实际地解决资源配置问题，需要有“数据与数据对话”的分析框架

微观经济学的资源配置理论，是古典经济学和新古典经济学期长期潜心研究的结晶。自马歇尔（1890）的边际分析框架问世以来，经济学家对各种约束条件下资源配置的均衡问题进行了广泛的研究¹。这些理论依据价格机制、市场供求、信息传输和处理等设置模型，试图在“人与信息对话”下对实现市场一般均衡的条件和途径做出基础理论解释。但是，经

¹ 帕累托（Pareto, 1909）在戈森（Gosson, 1854）、杰文斯（Jevons, 1871）和瓦尔拉斯（Walras, 1874-1877）等涉及一般均衡分析的基础上，针对交易经济中市场需求函数满足齐次条件的预算约束均衡，提出了著名的帕累托最优配置模型；阿罗（Arrow, 1951）论证了帕累托最优可以由竞争均衡实现的苛刻条件约束；科普曼斯（Koopmans, 1951）和丹齐克（Dantzig, 1951）针对生产及其效率的均衡，从技术能力角度讨论了不变规模报酬模型下的生产效率均衡；哈耶克（1945）讨论了信息获取和处理对价格机制有效配置资源的作用，等等。这些分析文献是研究资源配置问题的有较大影响的理论。

经济学家的理论建构所依据的信息，是在“人与信息对话”版本下获取的，是对已发生事件信息做出的搜集、整理和分类，并且搜集、整理和分类信息的手段，不能得到具有能够挖掘潜在信息和挖掘未来发生信息的技术手段支持，并且经济学家对隐性信息或尚有待于确认信息的甄别，通常是靠与之关联信息的因果分析和推论获得的。因此，微观经济学对买卖双方所有子集实现生产和交易的有关资源配置的一般均衡分析，是对“人与信息对话”版本下的生产和交易均衡的理论考量，尽管这种分析框架非常精美，但从后期经济学家运用大量数理模型对之进行完善的理论研究成果看，迄今为止的微观经济学始终难以符合实际地解释资源配置的一般均衡问题。

人类进入互联网时代具备了挖掘潜在信息和未来极可能发生信息的技术手段，这种技术手段就是大数据和人工智能。在互联网出现以前，计算机只是计算工具，只是在离线的物理世界中发挥高效的计算作用。互联网应用扩张不能改变物理世界，但它让物理世界处于实时在线状态，使计算机获得云平台支撑从而能对在线物理世界发挥云计算功能。一方面，互联网应用扩张的网络化决定互联网产业化，互联网产业化发展决定大数据及其运用，而大数据及其运用决定人类能否实现资源配置均衡。物理世界实时在线和所有行业全面网络化会导致全面数据化，而全面数据化将会使“数据与数据对话”成为人类解构物理世界的主导方式。资源配置的实质是供给和需求均衡的计算问题，互联网、大数据、云计算和人工智能等的深度融合为解决这种计算提供了可能性。以上分析可看成是从资源配置角度来创新微观经济学基础理论的框架思路。

2. 微观经济学分析框架需纳入互联网资源配置机制

互联网应用扩张对资源配置的影响，首先表现为互通互联使供求双方在信息沟通渠道上实现了“时空错开，同步并联”。互联网和物联网等正在消除供求的中间环节，即产品和服务的供给和需求不再需要中间商。这种互通互联在提高产品和服务供需合同的签约率以及减少产品库存的同时，充分展现了互联网应用扩张对资源配置的作用过程。我们可将这一过程理解为互联网资源配置机制，这是网络协同实现全局动态优化的配置机制。该机制起步于“人与数据对话”版本，它会在未来的“数据与数据对话”版本中发展到极致。价格配置资源机制主要是解说产品和服务供求的调节，它不可能像互联网资源配置机制那样能够去中间商。因此，我们创新资源配置理论需要研究互联网资源配置机制，需要在模型设置和参数选取上确立该机制及其功能。

其次，在未来“数据与数据对话”时期，移动互联网、物联网、传感器、社交媒体和定

位系统等可以提供超出人类想象的大数据，由于大数据蕴含着预判总供给和总需求及其结构变动的信息，智慧大脑可以利用云平台、云计算和人工智能等手段，用许多简单模型取代单一复杂模型的“数据驱动法”来确定参数和模型，并运用大量计算机服务器对数据进行机器深度学习和强化学习来预判供求总量及其结构；当总供给和总需求能够得到预判，互联网配置资源机制将会成为资源配置的最优机制。互联网配置资源机制并不排斥价格机制和供求机制，因此，将互联网配置资源机制容纳到分析框架，微观经济学基础的创新将会有一定空间。

再其次，基于互联网应用扩张会导致智慧大脑引领非智慧大脑，基于总供给和总需求主要由非智慧大脑的选择行为决定，微观经济学在资源配置理论上的创新，要重视这种二元行为主体结构的研究，尤其要重视对非智慧大脑选择行为的研究。国内有学者从资源聚合角度对厂商通过互联网争夺关注力，通过互联网企业平台聚合市场资源，通过互联网产业链聚合生产资源以及通过互联网共享经济聚合碎片资源等问题进行了分析，认为传统经济学理论亟需创新（江小涓，2017）。这一分析实际上暗含着以下观点：互联网时代的资源配置已不像以前那样完全用价格机制和供求机制决定，还存在互联网配置资源机制。需要关注的是，互联网资源配置机制会引发产业组织的变化。目前，一批经营商品和服务的以去中介化为特征的巨型企业发展势头强劲，这些企业正在打破原有的产业组织运行格局，论始求源，这些变化是由互联网资源配置机制引致的。

3. 现有的产业组织理论是经济学家在信息约束和认知约束条件下创建的，在未来“数据与数据对话”时期，经济学家要借用新科技解决信息约束和认知约束的成果来重塑产业组织理论

微观经济学的产业组织理论可划分为传统理论和现代理论两大块。与资源配置理论一样，产业组织理论也是“人与信息对话”的理论反映¹。关于这一“对话”，我们可以结合产业组织理论的形成作一番解析（资源配置理论也可类似解析）。一国在特定时期所形成的产业

¹哈佛学派和芝加哥学派曾在新古典理论有关完全竞争和垄断竞争研究的基础上，围绕“结构、行为、绩效”模型对产业组织展开过广泛的讨论（Mason, 1939, 1949; Bain, 1959; Stigler, 1971）；科斯（Coase, 1937）和威廉姆森（Williamson, 1975, 1985）等运用交易成本、有限理性、逆向选择、机会主义、道德风险、资产专用性等核心范畴，通过对市场竞争和垄断的新解读，创建了第一代现代产业组织理论；以博弈论和信息经济学为工具和基础的第二代现代产业组织理论，对产业组织和政府规制进行了研究（Fudenberg & Tirole, 1984; Rey & Tirole, 1986; Hart & Tirole, 1990）。这些理论是经济学家依据信息不完全对产业组织运行实际的分析，是对工业化时代产业组织运行的理论概括。

组织结构，既是该国产品价格、供求关系、利润率等作用的结果，也是该国前期的投资和消费及其结构综合作用的结果，产业组织结构合理与否，通常会在 GDP、物价、就业、国际贸易、汇率等方面通过各种数据指标反映出来，这便是“人与信息对话”框中的“信息”。经济学家作为产业组织结构的研究者，首先会与这些信息进行“对话”，即对这些信息进行搜集、整合、分类、加工和处理，然后依据不同行业或产品的价格指数、利润率、市场占有率、就业率等进行理论分析，并借助数学分析工具完成对市场竞争和垄断的形成机制、基本格局、变动趋势等的一般理论分析和概括，从而形成产业组织理论。产业组织理论之所以出现不同流派，可以说是“对话”方式不同的缘故。

但是，在“人与信息对话”版本下形成的理论体现了工业化时代理论研究的以下局限：

(1) 不具有搜集、整合、分类、加工和处理大数据的科技水平和手段；(2) 各种数据指标所显现的信息只是部分信息，并且经常包含着信息扭曲，而信息扭曲会误导理论判断；(3) 信息不完全将不可避免使研究者在理论分析中出现影响理论分析的主观判断；(4) 研究者受信息约束难以获得正确认知。事实上，经济学家在研究中已洞察到了这些局限性，并努力降低因信息约束和认知约束而产生的主观判断失误。例如，奈特 (Knight, 1992)、阿尔奇安和德姆塞茨 (Alchian & Demsetz, 1972)、威廉姆森 (Williamson, 1985) 等人在构建包含产业组织问题在内的新制度分析理论时，就曾运用不确定性、逆向选择、机会主义、道德风险等范畴来弥补因信息约束和认知约束所导致的在交易费用、产权、契约等理论研究中的一些主观判断失误。但是，认识到理论研究受信息约束和认知约束是一回事，解决这种双重约束是另一回事，它需要科技手段的支持。

在未来的“数据与数据对话”时期，会产生解决信息约束和认知约束的技术手段。经济学家可以借助智慧大脑处理大数据和运用人工智能的科技手段，对企业结构、价格结构、产品和服务供求结构、市场占有率等进行分析，并据此研究市场竞争和垄断的形成机制，从而对产业组织结构作出一般理论概括。诚然，在目前的“人与数据对话”阶段，互联网应用扩张尚不能提供完全消除信息约束和认知约束的技术手段，经济学家还不能获取完全信息，但从产业组织理论的创新来说，理论建构的这种路径和方法应该说是未来的趋势。

4. 产业组织正从垂直整合架构转向网络协同架构，这要求微观经济学对之作出新解说

互联网应用扩张在流通领域发展速度最快，方兴未艾的顾客拉动和客户社区化的实时评价机制，正在推进流通产业组织由原先的垂直整合架构转变成网络协同架构。产业组织的网络协同架构，可解说为厂商利用互联网或物联网平台和运用数据智能化而追求协同效

应的一种产业组织运作模式。这种模式通过用户对产品和服务的主动传播，以零成本获取新用户而实现需求端的扩张，并通过产品和服务的规模优势来实现供给端的扩张。目前，产业组织的网络协同架构已开始渗透加工制造业，例如，北京小米、青岛酷特、广州索菲亚和商品宅配、青岛海尔等许多企业已开始运用大数据、云计算和人工智能等技术来构建网络协同架构。当数据智能化和网络协同化有机结合从而形成网络协同效应时，产业组织的网络协同架构就会出现行业进入壁垒，以至于形成行业垄断。这是微观经济学必须关注的。

例如，在世界超 3000 亿美元市值的前十大公司中，迅速突起的谷歌、亚马逊、Facebook、阿里巴巴和腾讯，就是同时具备数据智能化和网络协同化并且形成网络协同效应的具有行业垄断特征的典型互联网公司。与此不同，仅仅具备数据智能化但不具有网络协同效应的 Uber 和滴滴打车，它们吸引了众多司机和打车者加入其数据智能平台，运用智能化手机和 GPS 定位系统实现了闲置出租车和出行打车者的同步并联，并通过数据智能化的扩张供给端方式实现了规模优势，但由于出租车供求是一个相对简单的用户场景，该场景限制了 Uber 和滴滴打车成为多边市场和极强生命力的生态潜力，因而出租车行业难以出现进入壁垒和形成行业垄断。滴滴打车和 Uber 合并后的规模优势进一步加强，但滴滴打车在简单场景下还是难以阻止其他玩家进入出租车市场。淘宝的情况就不是这样，它的在线支付、担保交易、客户评级、消费保证和信用评级等多边复杂场景形成了极强的网络协同效应，从而形成了被大众明显察觉的行业局部垄断。

从理论上考量，交易场景简单的互联网企业较之于交易场景复杂的互联网企业，只是表明两者 DNA 存在差异，或者说，只是表明两者网络协同效应程度的差异，并不说明交易场景简单的互联网企业不存在网络协同架构，这是问题的一方面。另一方面，随着互联网应用扩张导致未来的“数据与数据对话”版本，网络协同架构将成为产业组织的主要运行结构。对此，微观经济学关于竞争和垄断的分析应该在哪些方面关注网络经济运行的基础呢？换言之，我们创新互联网扩张背景下的产业组织理论需要在哪些方面深入创新呢？这些问题需要研究。

国内学者张永林（2014，2016）较早对网络、信息池、时间复制、信息元和屏幕化市场等展开过可认为是辐射了产业组织变动的基础研究，这两项研究曾围绕网络、信息集聚和繁衍对互联网时代的信息池概念进行了分析，解说了经济行为与网络信息池和时间复制的关联，并通过解说网络信息池和时间复制，将问题的研究推至社会福利分析。就这两项

研究所涉及的网络协同而论，作者关于网络经济内生的非市场出清和外部性分析，网络外部性被内部化和网络信息聚合产生协同效应的分析，信息元、物元、屏幕化市场等关联的模型分析，以及有关网络经济市场特征和屏幕化市场结构、经济行为和资源配置的分析，映射出网络经济下产业组织变动的一些有价值的理论见解。如果把这些研究与数据智能化和网络协同化相结合，或许会深化产业组织架构的研究。

产业组织的网络协同架构是以企业生产经营网络化为基础的，它反映的企业与企业、企业与消费者之间的交易模式，包含点击率、关注力、体验、个性化定制等新颖竞争方式，这种竞争方式会使原先的产品和产业链竞争转化成网络平台竞争。因此，微观经济学不能完全以价格机制和供求关系来解释市场竞争，而是要分析不同行业的网络协同。同时，对于市场势力强的企业有可能形成的垄断，微观经济学不能仅仅根据定价能力、市场占有率、市场势力等进行理论解说，而是要研究互联网应用扩张所引致的新的竞争和垄断形式。

五、分析性结语

我们正处在“人与数据对话”走向“数据与数据对话”时期。无论是挖掘、搜集、整合和分类大数据，还是加工和处理大数据，都离不开云计算和机器学习、语音识别、无人操控、指纹鉴定等人工智能技术。人工智能技术最值得关注的是机器学习，机器学习可划分为有监督学习、无监督学习、强化学习和深度学习等类型（Lecun, 2015），机器学习可通过“算法”找到加工和处理大数据的人工智能方法（Taddy, 2017）。经济学家可以通过机器学习来匹配已发生历史数据，对资源配置和产业组织状况进行实证分析，这可作为经济学家运用大数据思维取代以部分信息为依据的因果思维的例证。但对于正在发生的现期数据和尚未发生的未来数据，如果机器学习仍然处于“人与数据对话”阶段，经济学家即便使用了依据神经网络架构将低层级特征数据组合成高层级特征数据的深度学习方法，也难以挖掘、搜集、整合、分类、加工和处理现期数据和未来数据。人工智能有效匹配现期数据和未来数据，只能出现在“数据与数据对话”时期。经济学家要重塑理性选择理论、资源配置理论和产业组织理论，机器学习方法的拓展和深化是关键。

人类是否能够探索出一种匹配现期数据和未来数据的机器学习方法，是计算机和人工智能专家的任务。对于经济理论研究来说，基于“数据与数据对话”是人类未来发展的趋势，经济学家必须对这种趋势具有前瞻性，要能够借助最先进的机器学习方法所取得的成果来

进行研究。经济学理性选择理论是“人与信息对话”版本的产物，它不可能解释“数据与数据对话”版本下的选择行为。我们要完成互联网应用扩张下微观经济分析基础的创新，需要创新经济学的理性选择理论。

本文将互联网应用扩张下的行为主体划分为智慧大脑和非智慧大脑的二元结构，对创新理性选择理论、资源配置理论和产业组织理论等展开了分析，一是基于大数据和人工智能将会改变经济学分析框架的前瞻性考虑，另一是基于大数据和人工智能对传统产业冲击实践的考虑。智慧大脑加工和处理大数据是与智慧大脑运用机器深度学习和强化学习是相伴而行的。例如，众所周知的 AlphaGo 和 Master 与世界顶级棋手的对弈，就是智慧大脑通过对大约 30 万幅围棋谱之大数据的加工和处理，用无数台服务器对这些数据展开深度学习，再通过强化学习训练出进一步支撑人工智能的新数据而战胜世界顶级棋手的。这里的 30 万幅围棋谱是历史数据，这里的“新数据”则可看成是通过深度学习和强化学习的融合而从历史数据中提炼的未来数据。当智慧大脑借助这种融合使一切都成为“算法”时，人类便实现了以“数据与数据对话”为背景的人工智能产业化。

人工智能产业化的初级阶段出现在消费和服务领域，中级阶段出现在制造和基础设施领域，顶级阶段则是出现在医疗和生命科学领域。就此而论，“数据与数据对话”也存在与此对应的三个阶段。对于经济理论研究来说，经济学家要关注“数据与数据对话”如何改变微观经济运行方式。大数据应用的起点是“人与数据对话”，终点是“数据与数据对话”，它将改变人类资源配置手段。各行各业在大数据的导引下会形成由互联网竞争平台驱动的新产业组织结构。经济学界还没有对大数据应用扩张会重塑微观经济学基础展开专门研究，本文也只是提出一些思路。“互联网网络化→智能数据化→人工智能自动化→网络协同化”将成为人类经济、政治、军事、文化等领域发展的必然趋势。

国内经济学家与深谙智慧大脑的人士之间，爆发了一场将来能不能实行计划经济的争论。经济学家从理论和历史实践强调计划经济的不可行，而深谙和推崇智慧大脑的人士则从大数据有可能提供完全信息角度认为计划经济的可行性。其实，争论双方对实行计划经济的手段和途径的理解不同。前者认为计划行政手段和途径不可能合理配置资源，后者实际上是认为“算法”可以得到总供给和总需求的数量及结构的完全信息。但问题的症结在于，如果大数据提供的有关供给和需求的完全信息不是全社会范围，实行宏观层面上的计划经济是不可能的。其实，资源配置存在合理、准确和精准三大层级，在“人与信息对话”时期，

人类充其量只能实现合理配置资源，在“人与数据对话”时期，人类有可能实现准确配置资源，在“数据与数据对话”时期，人类才有可能精准配置资源。人类只有实现了精准配置资源，才具有计划经济的可能性。因此，问题的讨论最后还是回到“数据与数据对话”这个未来趋势的研究上来。

经济学家（极少数除外）不是智慧大脑者，但可以借助智慧大脑的成功来重塑经济学世界。

参考文献

- [1] 维克托·迈尔·舍恩伯格：《大数据时代》，浙江人民出版社，2012 年版，周涛译。
- [2] 阿莱克斯·彭特兰，2015：《智慧城市——大数据与社会物理学》，汪小帆、汪容译，浙江人民出版社。
- [3] 哈耶克，1969：《建构理性主义的谬误》，载《哈耶克文集》，中译本(2001)，首都经贸大学出版社。
- [4] 黄凯南、程臻宇，2008：《认知理性与个体主义方法论的发展》，《经济研究》第 7 期。
- [5] 江小涓，2017：《高度联通社会中的资源重组与服务业增长》，《经济研究》第 3 期。
- [6] 凯文·凯利，2014：《新经济新准则》，刘仲涛等译，电子工业出版社版。
- [7] 凯文·凯利，2016：《必然》，周峰等译，电子工业出版社版。
- [8] 凯文·凯利，2017：《科技想要什么》，严丽娟译，电子工业出版社。
- [9] 罗伯特·希勒，2001：《非理性繁荣》，中国人民大学出版社。
- [10] 马歇尔，1890：《经济学原理》，陈良壁译，商务印书馆中译本 1965 年版。
- [11] 吴军，2016：《智能时代：大数据与智能革命重新定义未来》，中信出版集团股份有限公司。
- [12] 张永林，2014：《网络、信息池与时间复制》，《经济研究》2014 年第 2 期。
- [13] 张永林，2016：《互联网、信息元与屏幕化市场》，《经济研究》第 9 期。
- [14] 尤瓦尔·赫拉利，2017：《未来简史：从智人到神人》，林俊宏译，中信出版社。
- [15] Alchian, Armen and Demsetz, Harold, 1972, "Production, Information Costs and Economic Organization", *American Economic Review*, 62 (50), 777-795.
- [16] Arrow, K. and G. Debreu, 1954, "Existence of equilibrium for a competitive economy", *Econometrica*, 22.
- [17] Arrow, K.J. 1951. An extension of the basic theorems of classical welfare economics. In Proceedings of the Second Berkeley Symposium, ed. J. Neyman, Berkeley: University of California Press.
- [18] Bain, J. S., 1959: *Industrial Organization*, New York, Harvard University Press.
- [19] Berg, J., Dickaut, J. And McCabe, K. Trust, 1995, "Reciprocity And Social History", *Games And Economic Behavior*, (10).
- [20] Coase, R. (1937), The Nature of the Firm, *Economica*, 4, 386-405.
- [21] Coase, R. (1960), The Problem of Social Cost, *The Journal of Law and Economics* 3, 1-44.
- [22] D. Ellsberg, 1961, "Risk, Ambiguity, and the Savage Axioms," *The Quarterly Journal of Economics*, vol.

- 75, no. 4, 643-669.
- [23] D. Fudenberg and J. Tirole, 1984, "The Fat Cast Effect, the Puppy Dog Ploy, and the Lean and Hungry Look," *The American Economic Review*, vol. 74, no. 2, 361-368.
- [24] D. Kahneman and A. Tversky, 1979, "Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk," *Econometrica*, vol. 47, no. 2, 263-291.
- [25] Dantzig, G.B., 1951. The programming of interdependent activities. In activity analysis of Production and allocation, ed. T. Koopmans, Cowles Commission Monograph No. 13, New York: Wiley, ch. 2, 19-32.
- [26] F. Edgeworth, 1981. *Mathematical Psychics*, London: Kegan Paul.
- [27] Fehr, E. And Gächter, S. And Kirchsteiger, G. , 1996, "eciprocal Fairness And Noncompensating Wage Differentials", *Journal Of Institutional And Theoretical Economics*, (152).
- [28] Forsythe, R., Horowitz, J.L. Savin, N.E. And Sefton, M.,1994, "Fairness In Simple Bargaining Experiments", *Games And Economic Behavior*, 6(3).
- [29] Goranson , Richard E. and Berkowitz, onard, 1966, "Reciprocity and Pesponsibility Reactions to Prior Help," *Journal of Personnality & Social Psychology*, 3(2),227-232
- [30] Gosson, H. 1854. *Entwicklung der Gesetze des menschlichen Verkehrs*, 3rd edn, Berlin: Prager, 1927.
- [31] Hayek, F. von. 1945 , "The use of knowledge in society", *American Economics Review* 35, 519-53. Reprinted in F. von Hayek, *Individualism and Economic Order*, Chicago: University of Chicago Press, 1949, 77-92.
- [32] J. C. Harsanyi, , 1977, *Rational Behavior and Bargaining Equilibrium in Games And Social Situations*, Cambridge: Cambridge University Press.
- [33] Jevons, W.S. 1871. *The Theory of Political Economy*. London: Macmillan; Sth edn, New York: Kelley and Millman, 1957.
- [34] Kahneman, D., Tversky, A, 1973, "Psychology of Prediction". *Psychological Review*, 80, 237-251.
- [35] Kahneman, D and Tversky, A., 1974, "Judgement under uncertainty – Heuristics and biases", *Science*, 185 (3) .
- [36] Knight, J. 1992, *Institutions and Social Conflict*, Cambridge: Cambridge University Press.
- [37] Koopmans, T.C. 1951. Analysis of production as an efficient combination of activities. In *Activity Analysis of Production and allocation*, ed. T.C. Koopmans, Wiley: New Yoork.

- [38] Lucas,R.E.,Jr.and Prescott,E.C.1971,“Investment under uncertainty”. *Econometrica*, 39(5),659-81.
- [39] Lucas,R.E.,Jr.and Stokey, N.,1983, “Optimal fiscal and monetary policy in an economy without capital”,
Journal of Monetary Economics 12(1),July,55-93.
- [40] M. Allais,1953, "Le Comportement de l'Homme Rationnel devant le Risque: Critique des Postulats et
Axiomes de l'Ecole Americaine," *Econometrica*, vol. 21, no. 1, 503-546.
- [41] Marwell, G And Ames, R.E. , 1979, “xperiments On The Provision Of Public Goods. I. Resources,
Interest, Group Size, And The Free-rider Problem”,*American Journal of Sociology*, 84(6).
- [42] Mason, E.S. 1939, “Price and Production Policies of Large-Scale Enterprise,”*American Economic
Review*, 29, 61–74.
- [43] Mason, E.S. 1949, “The Current State of the Monopoly Problem in the United States.” *Harvard Law
Review*, 62,1265–85.
- [44] Hart and J. Tirole, 1990, “Vertical Integration and Market Foreclosure,” *Brooking Papers on Economic
Activity: Microeconomics*, 205-276, 285-286.
- [45] P. Rey and J. Tirole, 1986, “The Logic of Vertical Restraints,” *The American Economic Review*, vol. 76,
no. 5, 921-939.
- [46] Pareto,V. 1909. Manuel d'économie politique. Paris. Trans. from 1927 edn as Manual of Political
Economy, New York.Kelley.1971
- [47] Richter, M. K. 1971. Rational choice. In Chipman, Hurwicz, Richter and Sonnenschein(1971).
- [48] S. Becker and F. Brownson, 1964, “What Price Ambiguity? Or the Role of Ambiguity in Decision
Making,” *Journal of Political Economy*, vol. 72, 62-73.
- [49] Stigler, G.J., The Theory of Economic Regulation,. Bell Journal of Economics, 2 (Spring), 1971.
- [50] von Neumann, John, And Oskar Morgenstern, 1947,Theory Of Games And Economic Behavior, 2d ed.
Princeton: Princeton University Press.
- [51] V. L. Smith,1994 ,“Economics in The Laboratory,” *Journal Of Economic Perspectives*, vol.8,no.1,113-
131.
- [52] W. Fellner, 1961, “Distortion of Subjective Probabilities as a Reaction to Uncertainty,” *Quarterly journal
of Economics*, vol. 75, no. 4, pp. 670-689 .
- [53] Walras, L. 1874-7. Elements d'économie politique Pure. Lausanne:Cobaz.Trans.by W.Jaffé as Elements
of Economics,London:George Allen & Unwin, from the 1926 definitive edition,1954.

- [54] Williamson, O.E. 1975,“Markets and Hierarchies: Analysis and Antitrust Implications”, A Study in Economics of Internal Organizations, New York-London.
- [55] Williamson, O.1985, The Economic Institutions of Capitalism, New York: Free Press.
- [56] Taddy,M., 2017, The Technological Elements of Artificial Intelligence, Working Paper.
- [57] Lecun, Y., Bengio, Y., and Hinton, G.,2015,Deep Learning. Nature, 521(7553), 436-444.

The Expansion of Internet Applications and Microeconomic Foundations:

A Theoretical Explanation Based on the Future “Data and Data Dialogue”

HE Da-an

Summary: In this paper, Internet application expansion is commentated as the integration of internet, big data and artificial intelligence and their impact on consumption, investment, production, service, health and life. "Data and data dialogue" means that everything is deconstructed by large data or is dominated by artificial intelligence. "Data and data dialogue" can be seen as a choice or mode of operation that data thinking takes the place of causal thinking. It is difficult to explain the actual choice of people after the integration of the internet, large data and artificial intelligence. This paper takes the era of industrialization as a version of "human-information dialogue", and believes that the current stage has entered the "people-data dialogue" version, and in the future we will face the version of "data-data dialogue".

Based on the dividing three "dialogues" versions, this paper tries to make an explanation for the human choice behavior suitable for the background of internet application expansion. Microeconomics is based on rational choice theory. However, whether traditional or modern rational choice theory is facing difficulty to accurately explain human choice behavior at this stage with individualism methodology. This paper launches a new theoretical interpretation of the choice preference, cognitive process and utility expectation in the internet application expansion period. In this paper, it's believed that human beings will gradually form the main structure of the intellectual brain and the non intelligent brain, and it puts forward the concepts of preference assimilation, cognitive assimilation and utility expectation. This paper describes the reality of human investment choice and consumption choice under the expansion of internet application.

According to the prospect of internet application expansion and the future of "data and data dialogue", this paper considers that the theory of rational choice of economics can consider

"complete information" as a hypothesis. This paper tries to use the methodology of group doctrine to replace the individualist methodology. These analyses are a kind of academic effort about the innovation of rational choice theory of economics, which provides the most basic analytical framework for reshaping the basic theory of microeconomics. With regard to this basic analytical framework, the analytical approach of this paper is built along the path of "dialogue between human and information", "human and data dialogues", and "data and data dialogue". Objectively, the existing economic analysis literature in China and abroad has not yet systematically covered this framework. There has been a deep integration of large data, internet and artificial intelligence in the economic operation. This integration is causing the change of the resource allocation mechanism. The internet resource allocation mechanism has emerged. The impact of the internet resource allocation mechanism on the basic theory of microeconomics is revolutionary.

This paper holds that, in the period of "data and data dialogue", the role of the internet resource allocation mechanism in the economic operation is more important and prominent than market resource allocation mechanism in the period of "human and information dialogue". This requires economists build a new resource allocation theory to reflect the internet application expansion, and construct a new theory of industrial organization. This paper puts forward some theoretical assumptions about how to construct a new theory of resource allocation and new industrial organization theory, which are an analytical innovation of the theory of resource allocation in economics and the theory of industrial organization.

The logic of this paper is based on the analysis of the "data and data dialogue" in the future. The analysis is based on the division of the two main behavior subjects, which are intelligent brain and non intelligent brain. The basic point of view is that economists are not intelligent brains (except a few), but can reinvent the economics world with the success of intelligent brains.

Keywords: Internet; Big Data; Artificial Intelligence; Data and Data Dialogue; Microeconomics

宏观经济政策与股市系统性风险

——宏微观混合 β 估测方法的提出与检验

邓可斌¹ 关子桓² 陈彬³

【摘要】 本文首先提出了一种同时包括货币政策、财政政策等宏观经济政策的动态股市系统性风险估测方法（命名为宏微观混合 β 估测方法），并与现有模型比较，证明忽略宏观经济政策因素的已有方法会显著低估系统性风险，同时显著降低样本外预测精度。其次，证明了货币政策、财政政策因素在系统性风险的形成方面均有决定作用：宽松货币/财政政策均能有效地降低我国股市的系统性风险。最后提供了股市系统性风险价格的结构转换的检验方法，发现 2009-2015 年中我国股市的系统性风险价格存在着 2012 年 2 月与 2014 年 9 月两个主要结构转换点，相应的两个主要系统性风险结构转换点则为 2012 年 8 月与 2014 年 12 月。

【关键词】 宏微观混合 β ；资本资产定价模型；宏观经济政策；结构转换特征；

一、引言

对系统性风险 β 的测度及在此基础上对 CAPM 的时变性估计已成为资产定价研究的核心问题(Campbell,2001)。然而，像中国这样的新兴国家股市系统性风险存在着宏观经济政策因素与上市公司经营绩效分离的特征，单纯依靠股市收益率数据，很难准确地测度股市的系统性风险及其价格并判断其是否过高。

为解决上述困难，本文尝试提出一种融合了宏观经济政策因素的动态混合 β （系统性风险，systematic risk）测度方法。我们认为，无论是货币政策还是财政政策都会对系统性风险产生重要的动态影响。宽松的货币政策和财政政策对于系统性风险能够发挥显著的抑制作用。在考虑了货币和财政政策的影响后，从长期看，系统性风险应该对股票定价发挥着决定性的作用而超额收益因子 α 应该平均而言趋于零。进一步地，本文还尝试提供准确

¹ 邓可斌，华南理工大学经济与贸易学院，广东省供应链金融工程技术研究中心

² 关子桓，华南理工大学经济与贸易学院，广东省供应链金融工程技术研究中心

³ 陈彬，罗切斯特大学（美国）经济系

测度系统性风险及其价格结转换换点的方法，并在此基础上提出政策建议。

与本文相关的文献源自对经典 CAPM 模型的检验。基于发达市场的主流文献研究表明，对 CAPM 的检验发现证券市场线存在着过平的现象，也即长期内 α 显著为正，而 β 的系数（即市场超额收益率或市场风险价格）过低（Miller and Scholes,1972;Roll, 1977）。此后文献认为这是因为 CAPM 遗漏了一些风险因子，并试图通过增加截面因子解释上述现象。这主要基于两个理论维度展开：一是传统金融维度，即认为长期内 α 显著为正是由于漏了某些系统性风险因素，使得单纯从市场指数计算出的 β 不能完全代表系统性风险，从而造成 β 的系数（风险价格）过低(Jagannathan and Wang,1996;Petkova and Zhang,2005; Andersen et al., 2005; Zhang,2005)。另一个是行为金融的维度，即认为投资者情绪是解释股票收益率的重要原因，从而造成 β 因子解释力过低(La Porta et al.,1997; Chan et al., 2003)。其后的三因子(Fama and French,1992,1993)、四因子(Jegadeesh and Titman,1993; Carhart,1997)以及五因子(Fama and French,2015)等模型，都是对 CAPM 在因子解释力上的拓展。

然而，无论是传统金融维度还是行为金融维度的截面因素拓展仍无法证明系统性风险对股票收益率具有符合预期的解释力；从时间维度对 CAPM 模型进行动态化、时变性的拓展研究也就日益为资本资产定价理论的研究热点（如 Ang et al.,2010; Ang and Kristensen,2012）。这些时变性的资本资产定价模型研究发现，无论是超额风险溢价因子 α （即 CAPM 的截距项）还是系统性风险因子 β 都是时变的。将时变因素考虑进去将有效提升风险因子对股票收益率的解释力。Adrian et al.（2015）进一步指出，各类风险的价格包括系统性风险溢价也是时变的；而且相对于时变性的系统性风险因子，考虑风险价格的时变性对于资产定价模型的准确性有着更重要意义。Cosemans et al.（2016）则将其它风险因子和企业经营周期对系统性风险因子 β 的动态影响全面考虑，构建了混合系统性风险因子（Hybrid β ）。国内亦有文献指出，系统性风险必然是时变性的（丁志国等，2012）。

对中国的因子模型检验结果也存在两方面与发达国家不同之处。一是针对中国的五因子模型和动量因子的实证研究并结论并不一致。其中，尤其是投资因子、动量因子、规模因子之间的相互作用关系尚不明确（田利辉等，2014；郑振龙等，2014）。这说明，这些因子在解释系统性风险的有效性方面，存在着不同于发达国家的情况。近期对 Fama and French 三因子和五因子模型在中国市场适用性的检验也说明了这一点（Guo et al., 2017）。二是中国资本市场的制度设计和投资者结构与发达国家也明显不同。首先，我国资本市场是典型的核准制而非注册制，缺乏健全的退市制度，上市企业普遍存在较高的壳价值，这

导致企业微观特征变量难以完全反映宏观政策的影响作用；其次，在投资者结构上，我国投资者结构中个人投资者占比很高，投资者更少运用金融理论对股票进行分析，而是更关注宏观政策对公司前景的影响（田利辉等，2014）。再次，转型经济环境中，经济周期性并不鲜明，政策因素对系统性风险的作用并不能通过经济周期体现。这三个因素都会使得宏观经济政策因子与上市公司微观特征因子出现脱节的情况，并使得市场具有很强的同涨同跌性（戴方贤和尹力博，2017），都阻碍了市场组合和公司特征因素对系统性风险的充分反馈。

就中国的情况而言，现有文献仍存在两个亟需完善之处：一是在时变性资产定价模型中，缺乏对宏观经济政策因子的考察，这会使得在转型经济环境下的资产定价模型失效；二是缺乏同时侦测系统性风险因子和风险价格主要结构转换点的有效方法，这就很难为相关政策制定提供坚实的研究支撑。具体地，如果要制定相关政策措施，防范系统性风险的骤然升高，首先要知道什么样的政策手段才能有效降低系统性风险；其次还要能够准确判断系统性风险是否出现了骤然升高；最后还要能够同时判断风险价格同期是否亦发生骤然升高。如果系统性风险的升高是由于风险价格升高所致，可能是表明此时市场较为乐观且经济环境迅速转好，进行调控的急迫性可能不强；如果系统性风险的升高伴随着风险价格的迅速下降，那往往需要迅速有力的政策调控。反过来，如果系统性风险的降低伴随着风险价格的迅速增加，那可能意味着市场对风险的承受意愿不足，市场缺乏流动性，也需要政策调控。

本文的贡献体现在三方面：第一，同时考察风险价格因子时变性和系统性风险因子时变性，证实了宏观经济政策因素（货币政策、财政政策）在转型环境下对系统性风险的形成为重要影响，忽略这些因素会使得系统性风险估算偏低；第二，提出了融合宏观经济政策因素（货币政策、财政政策）的宏微观动态混合 β 估测方法，证实了该方法相对于以往方法的准确性；第三，提出了同时监测平均系统性风险 β 及其价格结构转换突变点估计方法。通过这一方法对 2009—2015 年的股市平均预期系统性风险（预期同涨同跌性）及其价格的结构转换突变点进行了观测。发现在这期间最重要的两个系统性风险结构转换点出现在 2012 年 8 月和 2014 年 12 月；而相应的风险结构转换点出现在 2012 年 2 月和 2014 年 9 月。

余下部分为：第二部分证明中国股市中 CAPM 模型截距与斜率的时变性与结构转换特征；第三部分给出宏微观混合 β 估测方法和估测结果，并估测系统性风险的主要结构转换

点：第四部分对宏微观混合 β 估测方法的合理性进行检验，并与现有方法进行比较；第五部分对系统性风险价格的结构转换特征进行估计，并阐明其政策内涵。最后是总结和政策建议。

二、中国股市中 CAPM 模型的检验：时变性与结构转换特征

（一）数据与方法

为检测系统性风险及价格的时变特征，本文研究需要使用平衡面板数据。我们采用 2000 年 1 月至 2015 年 12 月的 A 股市场月度股票数据进行研究。由于不少上市公司都出现某个时间点数据缺失的状况，我们最终能够使用的有效截面公司数为 320 家。¹ 本节使用的数据均来自 CSMAR 国泰安数据库。其中常用变量选择如下：选用考虑现金红利再投资的个股月度收益率；选用总市值加权的市场月度收益率；无风险利率则为年银行存款基准利率/12。

（二）Fama 和 Macbeth 方法

1. 基本估计

在 t 期（ t 为任意时点），先选取 24 个月的样本（即 t 至 $t+23$ 为样本）对每只个股进行时间序列 CAPM 回归得到 $\hat{\beta}_i$ ，根据 $\hat{\beta}_i$ 大小进行排序把样本个股分成 20 个组合。再以每只个股接下来 36 个月的样本（即 $t+24$ 至 $t+59$ 为样本）进行时间序列 CAPM 回归得到个股在该 36 个月中的 β 估计，然后对每个组合中各个股所得 β 估计值进行算术平均得到组合 β 的估计值 $\hat{\beta}_p$ 。同样，对每个组合中各股收益率进行算术平均计算得到各组合的收益率 $r_{p,t}$ 。换言之，每次计算 $\hat{\beta}_{p,t}$ 、 $r_{p,t}$ 时选取 t 至 $t+59$ 共 60 个月（24+36）为样本窗口进行计算。表 1 报告了所有 20 个组合 133 个时点的 $\hat{\beta}_{p,t}$ 平均值，以及 t 检验平均值，这些平均值说明对各组合 β 的估计都是有效的且有效程度接近：平均 t 值都集中在 5.04—5.64 的区域内。

¹ 中国上市公司中退市的情况极少，这大大缓解了因样本减少可能带来的生存偏倚（survivor bias）问题。

表 1 各组合 $\hat{\beta}_p$ 及显著性水平

组合	$\hat{\beta}_p$	$\bar{t}_{\hat{\beta}_p}$	组合	$\hat{\beta}_p$	$\bar{t}_{\hat{\beta}_p}$
1	1.1266	5.2704	11	1.1156	5.3424
2	1.1203	5.4129	12	1.1012	5.3350
3	1.1425	5.4688	13	1.1132	5.3406
4	1.1517	5.3785	14	1.0972	5.1862
5	1.1269	5.5315	15	1.0724	5.1426
6	1.1152	5.2154	16	1.0446	5.0277
7	1.0716	5.0467	17	1.1287	5.3144
8	1.0851	5.2491	18	1.1446	5.4404
9	1.0817	5.1968	19	1.0759	5.2574
10	1.1079	5.3902	20	1.1118	5.6351

2. 时变性结构转换特征估计：过大的截距与过平的斜率

本文使用 Chen & Hong(2012)以及 Chen and Huang(2018)提出的局部线性虚拟变量 (LLDV, Local Linear Dummy Variable) 估计方法来检验 CAPM 模型中截距 (a 值, 超额溢价因子) 与斜率项 (b 值, 市场风险溢价因子) 的时变性特征。拟检验 CAPM 模型如下:

$$R_{p,t} = a_t + b_t \cdot \hat{\beta}_{p,t} + \varepsilon_{p,t} \quad (25)$$

式 (1) 中, $\hat{\beta}_{p,t}$ 和 $r_{p,t}$ 值分别代表组合 β 的估计值和组合平均收益率; $R_{p,t} = r_{p,t} - r_{f,t}$, rft 代表用月度化的年银行存款基准利率计算得到的无风险利率。然后对式 (1) 进行 LLDV 时间序列滚动回归得到每个组合样本期内每个月 (2004: 12—2015: 12) 的估计 a 值与 b 值。然后将它们在各组合间求平均值, 得到每个月 (2004: 12—2015: 12) 平均 a 值与平均 b 值, 具体见图 1。

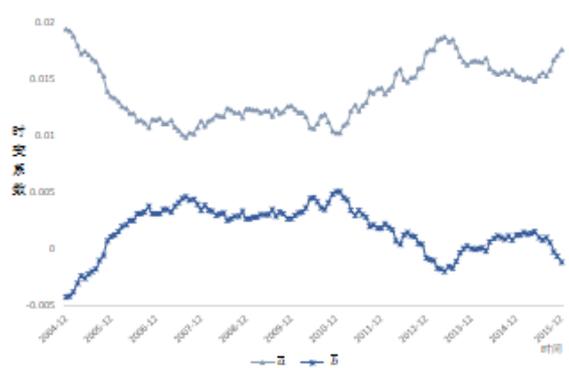


图 1 CAPM 模型截距与斜率的时变性特征

同时可得到时变特征的检验量, 广义豪斯曼检验统计量 $\hat{H} = 83.5697$, 其 bootstrap-p 值为 0.000, 拒绝原假设, 说明截距与斜率存在显著的时变与结构转换特征。

我们亦检验了结构转换特征是否来自斜率时变1，得到广义豪斯曼统计量 $\hat{H}_1 = 1814.9467$ ，其 bootstrap-p 值为 0.0303，拒绝原假设。说明斜率项（超额风险溢价）与截距项（风险价格）均存在典型的时变特征。从图 1 中可以清楚的看到，a 值（超额溢价因子）一直处于正值的区间，而 b（市场风险溢价因子）值则在很长时间段内处于小于 0.005 的极小值甚至负值水平。这与以往的检验结果相类似：截距过高而斜率过平（Miller and Scholes, 1972; Roll, 1977）。这说明套利机会长期存在，而市场风险溢价水平极低，这与 CAPM 和常识性的感觉均不符。另外可见平均 a 值和平均 b 值存在着强负相关性²，这说明对 a 的高估可能源于对 b 的低估。如果 a 是完全源自对 b 的估计误差 $e_{b,t}$ ，那么（1）式可写为： $R_{p,t} = (\hat{b}_t + e_{b,t}) \cdot \hat{\beta}_{p,t} + \varepsilon_{p,t}$ 。其中 $e_{b,t}$ 为对 b 的估计误差，即有： $a_t = e_{b,t} \cdot \bar{\beta}_{p,t}$ ；当 $\bar{\beta}_{p,t} \approx 1$ 时， $a_t \approx e_{b,t}$ 。此处 $\bar{\beta}_{p,t}$ 为第 t 期估计的组合 $\hat{\beta}_{p,t}$ 的平均值。特别的，如果对 b 长期低估（即 β 系数或 CAPM 斜率长期过平），那么 a 就更容易出现长期高估的情况。

（三）对 Fama 和 French 三因子模型的估计

根据 Fama and French（1993），数据均通过先分别按照规模与账面市值比大小进行五分形成 5×5 共 25 个组合然后进行平均得到。估计的方程为：

$$\hat{R}_{i,t}^{\circ} = \alpha_i + \beta_i^{FF} \hat{R}_{m,t}^{\circ} + s_i SMB_t + h_i HML_t + e_{it} \quad (26)$$

其中 $\hat{R}_{i,t}^{\circ}$ 为第 i 个组合的超额收益率， $\hat{R}_{m,t}^{\circ}$ 为市场超额收益率。与表 1 类似，我们在此得到的 β_i^{FF} 和相应的 t 统计值，显见 β_i^{FF} 值亦是显著有效的。为节省篇幅，结果留存备索。

三、融入宏观经济政策因素的宏微观混合 β 估算

（一）宏微观混合 β 估算方法和各影响因子作用检验

混合 β 的估测方法由 Cosemans et al(2016)提出，是建立在贝叶斯估计基础上的估测方法³。但他们的研究并未考虑宏观经济政策因素，我们首先在他们研究的基础上，加入宏观

¹ 检验方法详见 Chen and Huang(2018)。

² a 和 b 的简单相关系数为-0.961 且在 1%t 检验水平上统计显著。

³ 窄于贝叶斯算法较高的计算量级，在使用贝叶斯模型进行估测时不能象 OLS 回归那样，引入太多的定价因子。Cosemans et al.(2016)的研究亦只使用了六个定价因子。

经济政策因子。与式 (1) 近似, 我们先设定贝叶斯估计中先验 β^* 的模型:

$$\hat{R}_{i,t}^0 = \alpha_i^* + \beta_{it|t-1}^* \hat{R}_{m,t}^0 + e_{it}$$

加“*”号的变量代表先验值。然后在先验 β^* 的影响因素中加入两个宏观政策因子:

$$\beta_{it|t-1}^* = \gamma_{1i} + \gamma_{2i} X_{M2,t-1} + \gamma_{3i} X_{fixedinv,t-1} + \delta_1 Z_{it-1} + \delta_2 Z_{it-1} X_{t-1} \quad (27)$$

即构建以下平衡面板数据回归模型:

$$\hat{R}_{i,t}^0 = \alpha_i^* + (\gamma_{1i} + \gamma_{2i} X_{M2,t-1} + \gamma_{3i} X_{fixedinv,t-1} + \delta_1 Z_{it-1} + \delta_2 Z_{it-1} X_{t-1}) \hat{R}_{m,t}^0 + e_{it} \quad (28)$$

(3) 和 (4) 式中 X_{M2} 、 $X_{fixedinv}$ 是我们引入的两个宏观经济政策因子: 分别代表货币与财政政策的影响。具体的, X_{M2} 为 M2 同比增长率, $X_{fixedinv}$ 为政府固定资产投资占比的同比增长率。和 Cosemans et al(2016)研究类似, Z 中共包含四个变量: Z_{size} 为通过对企业总资产取对数所计算得到的企业规模, Z_{beme} 为企业账面市值比, $Z_{L/A}$ 为企业资产负债率, $Z_{momentum}$ 为动量因子¹, 并且加入行业虚拟变量², 以此来代表企业特征性质。同时模型中还加入宏观经济政策与企业微观特征变量的交叉项以及宏观经济政策与行业虚拟变量的交叉项, 控制住这些交叉作用。动量因子数据来源于锐思数据库, (4) 式中其他数据均来自 CSMAR 国泰安数据库。其中账面市值比 = 总资产 / (市值与负债之和)。样本区间为 2004 年 2 月至 2015 年 12 月, 这是由于从 2004 年 2 月开始才能计算得到 $X_{fixedinv}$ 变量。

货币政策 M2 因子选取依据在于: 大量文献指出我国货币政策偏重于数量型调控模式, 货币供应量的增长率 (尤其是 M2 增长率) 是货币政策的重要指标 (盛松成和吴培新, 2008; 王国刚, 2012)。财政政策代理变量政府固定资产投资比重增长率的选取依据是: 财政政策中, 政府投资占有重要的位置。一些文献直接以固定资产投资额或其中来自于国有

¹ Cosemans et al.(2016)的研究还使用了违约利差数据作为宏观经济周期的代理变量; 同时企业特征变量中还包括了经营杠杆、财务杠杆两个因子。由于中国经济金融数据库中没有违约利差数据, 我们使用企业的资产负债率来代理宏观经济周期。其依据是: 中国公司对银行贷款有着很强的依赖性, 在经济环境好时, 银行贷款指标较充足, 企业平均的资产负债率就较高, 系统性风险也较低。同时, 因为资产负债率指标和经营杠杆、财务杠杆指标有着太强的相关性, 我们略去这两个指标。

²我们采用中国证监会 2012 年版行业分类下二级行业分类。

资金的部分作为代理变量（项后军等，2017）。部分文献考虑到政府投资与全社会投资的相对关系，选取固定资产投资中国有部分在全社会固定资产投资或 GDP 中所占比重作为代理变量（段国蕊和臧旭恒，2013；陈志勇和陈思霞，2014；吴延兵，2017）。考虑到政府投资增长速度的重要影响，国有固定资产投资增长率被认为是更为合理的代理变量（张志敏和李娟娟，2017）。可见，政府投资的增长速度以及政府投资占全社会投资的比重都是政府投资的关键信息，因此我们采用国有固定资产投资占全社会固定资产投资比重的增长率作为财政政策的代理变量。

我们接着进行贝叶斯面板估计，选用一条标准马尔可夫链，进行 1250 次重复并去除（burn-in）前 250 次结果，得到贝叶斯参数估计值 γ 、 δ 后代入（3）式计算得到每一次重复下的参数估计结果 $\beta_{it|t-1}^{(l)}$ ，进一步计算得到宏微观混合 β 先验估计值及其方差：

$$\hat{\beta}_{it|t-1}^* = \frac{1}{L} \sum_{l=1}^L \beta_{it|t-1}^{(l)}, \quad \hat{\sigma}_{\beta_{it|t-1}}^2 = \frac{1}{L} \sum_{l=1}^L (\beta_{it|t-1}^{(l)} - \hat{\beta}_{it|t-1}^*)^2 \quad (29)$$

表 2 展现了 X_{M2} 与 $X_{fixedinv}$ 两个宏观经济政策变量及四个企业特征微观变量的平均系数与平均显著性水平。其中宏观变量平均系数由贝叶斯估计得到的参数结果 γ_{2i} 与 γ_{3i} ，在个股水平上进行平均得到；平均显著性水平亦为两系数 t_{2i} 与 t_{3i} 在个股水平上的平均，即有：

$$\gamma_{it}^* = \frac{1}{L} \sum_{l=1}^L \gamma_{it}^{(l)}, \bar{\gamma} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \gamma_{it}^*, \quad t_{\gamma, it}^* = \frac{1}{L} \sum_{l=1}^L t_{\gamma, it}^{(l)}, \bar{t}_{\gamma} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N |t_{\gamma, it}^*|$$

从表 2 中系数与显著性水平可见，两个宏观经济政策变量对系统性风险均有显著为负影响。宽松货币政策和宽松财政政策均能抑制系统性风险。规模系数显著为正意味着大企业相比小企业而言有更高 β ，这与发达国家相反，说明中国股市是大公司承担更多的系统性风险。这与部分理论也是相符的，即在经济环境较好的情况下，大公司会承担较多的系统性风险（Petkova and Zhang,2005; Zhang,2005）。资产负债率因子系数显著为负说明宏观经济形势较好、企业负债率较高时，系统性风险较低，这与我们的预期一致；账面市值比的系数为负说明价值型企业在其他条件一定下比成长型企业风险更低，这与 Fama 和 French（1992, 1993）的研究一致（Petkova and Zhang,2005; Zhang,2005）。同时，动量因子对系

统性风险因子 β 的影响并不显著。这和我们在第二部分中的论述是一致的，和以往文献的发现（Li et al.,2000）也是一致的，即动量因子并不适用于中国股市，因而四因子乃至五因子模型本文没有采用。¹

表 2 宏微观混合先验 $\hat{\beta}_{it}^*$ 估计中的各因子影响情况

变量	回归结果		
	平均系数	平均标准误	平均 t 值
截距	-23.9282	35.2731	8.4382
X_{M2}	-203.507	219.4247	6.9176
$X_{fixedinv}$	-247.201	119.351	9.5562
	系数	标准误	t 值
Z_{size}	1.0534	0.1491	7.0651
Z_{beme}	-2.6493	0.7377	-3.5913
$Z_{L/A}$	-3.8356	1.5811	-2.4259
$Z_{momentum}$	-2.1302	1.6575	1.2852

通过（5）计算先验 $\hat{\beta}_{it|t-1}^*$ 及其标准误差后，即可计算宏微观混合（后验） β_{it}° 及其标

准误差 $\beta_{it}^{\circ} = \frac{\hat{\beta}_{it|t-1}^* / \hat{\sigma}_{\hat{\beta}_{it|t-1}^*}^2 + b_{it} / s_{b_{it}}^2}{1 / \hat{\sigma}_{\hat{\beta}_{it|t-1}^*}^2 + 1 / s_{b_{it}}^2} = \phi_{it} \hat{\beta}_{it|t-1}^* + (1 - \phi_{it}) b_{it}$ ，其中 $\phi_{it} = \frac{s_{b_{it}}^2}{\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_{it|t-1}^*}^2 + s_{b_{it}}^2}$ 。 b_{it} 与 $s_{b_{it}}^2$ 为通过滚动回归

（Fama and Macbeth, 1973）得到的系数与方差。（其中 $i = 1, \dots, N$ ， $t = 1, \dots, T$ ， $N=320$ ，

$T=84$ ），最终得到 320 只个股共 84 个月的混合 β_{it}° 。收缩权重 ϕ_{it} （Shrinkage Weights）是先验 β^* 在混合 β_{it}° 中所占比重。

（二）宏微观混合 β 估算值的动态变化

图 2 展现了月度平均宏微观混合 β_{it}° 的动态变化（计算的是 β_{it}° 平均值，故无论是否按 Fama 和 Macbeth 方法分组，其结果是一样的）。由于对宏微观混合 β_{it}° 的贝叶斯计算需要五年数据，所以图中的期间为 2009 年 1 月至 2015 年 12 月。其中自 2009 年 1 月至 2012 年 4

¹ 我们亦对引入四因子和五因子的混合 β 模型进行了检验，结果确实不如本文模型。为节省篇幅这些结果亦留存备索。对五因子模型在中国市场的研究可参见赵胜民等（2016）、李志冰等（2017）和 Guo et al.（2017）。

月，混合 β_{it}° 呈现缓慢下降特征；2012 年 5 月后出现断崖式上升，此后一直保持在高位直至 2014 年 12 月，然后突然下落回到 2011 年断崖式上升前的水平，此后至今一直保持上升趋势。从混合 β_{it}° 走势图中可见，其存在明显时变性和结构转换特征，对此的详细证明我们在第四部分的表 3 中一并完成。从图中我们还可猜测最主要的两个结构转换点可能在 2012 年 5 月附近和 2014 年 10 月附近。

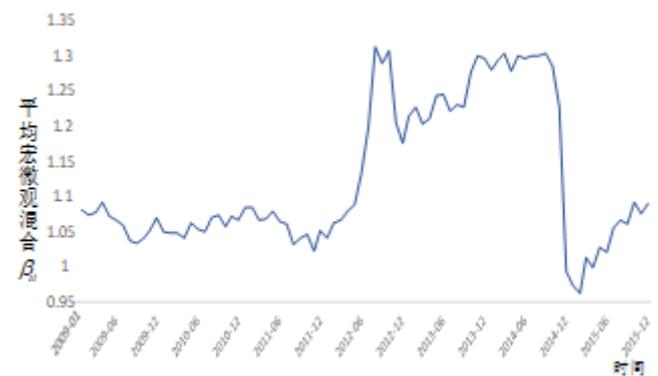


图 2 平均宏观微观混合 β_{it}° 的时间序列变化

然后，对每个时间点的 β_{it}° ，计算其前后各一个时间点 β_{it}° 差值的绝对值。比较这些绝对值，得到最主要的两个结构转换点：2012 年 8 月与 2014 年 12 月。在此基础上，我们将进一步观察风险价格的结构转换点与系统性风险结构转换点的关系。具体的，在第五部分基于局部线性虚拟变量（LLDV）估计方法来找到风险价格的主要结构转换点。

四、融入宏观经济政策因素的宏观微观混合 β 估计方法的比较和检验

（一）宏观微观混合 β 估计方法下 CAPM 的截距与斜率特征

我们采用 LLDV 估计方法及相关检验（详见 Chen and Huang, 2018）来检验 CAPM 模型中宏观微观混合 β_{it}° 的风险价格（斜率）与截距项是否存在结构转换。由于计算宏观微观混合 β_{it}° 的步骤复杂，数据量过于庞大导致计算量会随股票数量几何增长，从而带来计算困难，我们采取两种方法减少计算量：一是分组计算。与 Cosermans et al.(2016)类似，按照 Fama and Macbeth（1973）的分组方法，通过对每个个股每月进行前置 24 个月时间序列回归得到个股的前置系统性风险估计值 $\hat{\beta}_i$ ，根据 $\hat{\beta}_i$ 大小将股票在截面上分成 20 个组合（详见第二部分对 Fama and Macbeth 分组方法介绍），然后对当月各组合中个股宏观微观混合 β 求平均值。

对各月组合的宏微观混合 β 平均值进行回归，检验宏微观混合 β_{it}^0 下超额风险溢价 a_t 与风险价格 b_t 的时变特征；二是非分组方法。即从 320 只股票中随机选取 120 只个股 ($N=120$)，直接进行面板数据回归，检验宏微观混合 β_{it}^0 下超额风险溢价 a_t 与风险价格 b_t 的时变特征。

这里带宽 (bandwidth) 变量 $h \equiv h(NT) = cNT^{-\frac{1}{5}}$ 是关键，即如何选取估计 a_t 与 b_t 时所选取的邻近 τ 的一小截样本窗口。同时带宽中参数 c 的选取会影响带宽宽度从而影响参数结果以及诊断检验结果。我们根据样本外预测和交叉验证 (cross-validation) 的拟合程度¹选取 $c=0.25$ 进行平滑结构转换下的非参数平衡面板估计。并在下文稳健性部分将 $c=0.2$ 下的估计值作为稳健性检验展示；而对于随机选取的 120 只个股，根据样本外预测的结果，我们选取 $c=1.5$ 进行平滑结构转换下的非参数平衡面板估计，然后在下文稳健性检验部分，我们会展示 $c=1$ 下的估计结果。对于分组得到的 20 个组合，我们取 $c=0.25$ 时，得到 \hat{H} 统计量为 271.9882 (bootstrap-p 值为 0.0000)，在 1% 显著性水平下平均超额风险溢价 (a_t) 与平均风险价格 (b_t) 呈现显著时变性特征。进一步地，我们在允许截距项时变性下，检验结构转换特征是否来自斜率的时变，相应的广义豪斯曼统计量 \hat{H}_1 为 26845.54，其 bootstrap-p 值为 0.0303，拒绝原假设。估计结果见图 3 (图中虚线代表 95% 置信区间，下文同)。

对于随机选取的 120 只个股，我们取 $c=1.5$ 时，得到 \hat{H} 统计量为 2.6832 (bootstrap-p 值为 0.0303)，在 5% 显著性水平下平均超额风险溢价 (a_t) 与平均风险价格 (b_t) 呈现显著时变性特征。进一步地，我们在允许截距项时变性下，检验结构转换特征是否来自斜率的时变。得到相应的广义豪斯曼统计量 \hat{H}_1 为 387.7726，其 bootstrap-p 值为 0.0404，拒绝原假设。结果见图 4。相对图 3，图 4 中大部分样本期时间点中的平均风险价格波动更为剧烈。其背后的经济学逻辑是：分组后组合面对的系统性风险价格在时间序列上更为稳定。在无摩擦的完美金融市场环境中，组合与个股面对的系统性风险价格应该是一致的。但在有摩擦的金融市场环境中，两类系统性风险价格存在明显区别。组合投资相对于个股投资不仅能够规避公司特质风险，而且在应对宏观经济波动与系统性风险价格波动方面，也有更强

¹ 篇幅关系，我们略去交叉验证和样本外预测的检验结果。需要的读者可以索取。

的抗波动能力。

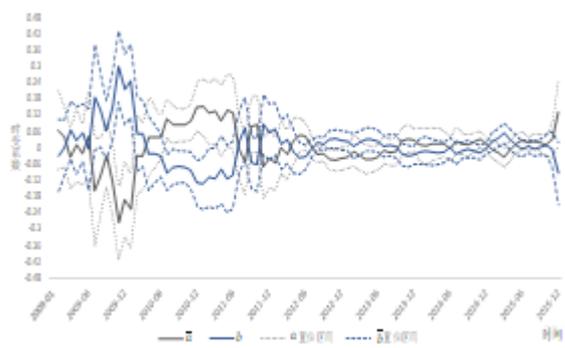


图 3 分组后宏微观混合 β 估计方法下 CAPM 检验的截距和斜率估计值 ($c=0.25$)

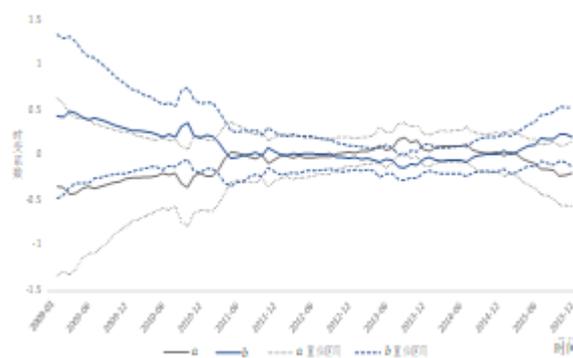


图 4 不分组宏微观混合 β 估计方法下 CAPM 检验的截距和斜率估计值 ($c=1.5$)

无论是图 3 还是图 4，都可以发现，它们与图 1 相比， a_t 基本围绕 0 波动，不再存在长期为正的特征。同时 b_t 值在大多数时间内为正值，与图 1 相比有了明显的提升。这初步说明宏微观混合 β 估计方法较之传统方法更为合理。

(二) 宏微观混合 β 估计方法的估计精度与解释力比较

接着我们将宏微观混合 $\hat{\beta}_{it}^{\circ}$ 与其他估计方法得到的 $\hat{\beta}$ 进行比较。同时，为了观察是否需要同时引入货币政策与财政政策政策变量，我们还对方程 (3) 中宏观经济政策向量 X 进行两个调整：其一，我们先分别删去 X_{M2} (M2 同比增长率) 与 $X_{fixedinv}$ (国有固定投资比重同比增长率) 及相应交乘项，并分别计算混合 $\hat{\beta}_{it}^{\circ}$ ，以观察只考虑一个宏观经济政策变量时混合 $\hat{\beta}_{it}^{\circ}$ 是否有更好表现，结果分别以 No X_{M2} 与 No $X_{fixedinv}$ 标识；其二，我们同时删去 X_{M2} 与 $X_{fixedinv}$ 并计算混合 $\hat{\beta}_{it}^{\circ}$ ，结果以 No X 标识。

其余对样本和模型的处理如下：为了更合理地比较各模型估测得到的系统性风险的解释力，我们统一选取样本区间均为 2004 年 2 月至 2015 年 12 月。首先我们构建 CAPM 模型

并估计传统 β ，以 320 只个股为样本按照 Fama & Macbeth (1973) 的方法进行分组分为 20 个组合，按照第二部分的方法估计得到 20 个组合共 84 个时点的传统 β ，并把组合中对应个股的混合 $\hat{\beta}_{it}^{\circ}$ 平均得到组合混合 $\hat{\beta}_{pt}^{\circ}$ 。同样地，我们按照第二部分的方法得到三因子模型中市场风险因子的 β^{FF} 。然后把基于 Fama and Macbeth(1973)和 Fama and French(1993)三因子模型构建的各组合 $r_{p,t}$ 对市场风险进行混合 OLS 回归与分时点截面回归，其中分时点截面回归是对每个时点中各组合 $r_{p,t}$ 与 $\beta_{p,t}$ 作截面回归 $r_{p,t} = \lambda_{0t} + \lambda_{1t}\beta_{p,t} + u_{p,t}$ ，其中 $\beta_{p,t}$ 分别选取传统 β 、三因子模型 β^{FF} 与组合混合 $\hat{\beta}_{pt}^{\circ}$ 。CAPM 模型样本为 20 个组合，Fama and French(1993)三因子模型样本为 25 个组合 (5×5)。同时，作为对比，我们亦给出了不分组得到的混合 $\hat{\beta}_{pt}^{\circ}$ 的回归结果：此时样本为 320 只个股。

所有结果见下表 3。其中 Implied SD 的计算方法为：

$$\text{Std}(\beta) = \left[\text{Var}(\hat{\beta}) - \overline{\text{Var}_{\beta_i}} \right]^{1/2},$$

即全样本所有估计 beta 的方差，与每个组合估计 beta 方差平均值之差的平方根。Implied SD 可以有效去除 β 估计方差的时间序列噪音。从而得到更为准确的估计方差 (Coselman et al., 2016)。表 3 中 Panel A 的估计结果显示，在只考虑企业特征变量和经济周期变量时估计得到的系统性风险 $\hat{\beta}_{it}^{\circ}$ 略低于传统滚动窗口估计方法 (即 Fama and Macbeth 方法)，而加入宏观经济政策变量后估计得到的系统性风险显著增加，同时考虑两个宏观经济政策变量得到的混合 $\hat{\beta}_{it}^{\circ}$ 值最高。说明忽略宏观经济政策变量会低估系统性风险。同时，引入两个宏观经济政策变量后，其估计的 Implied SD 值在所有估计方法中仅高于基于 Fama and Macbeth(1973)的简单 Fama-Macbeth monthly 估计方法，估计的精度在各种方法比较中也处于较高水平。

表 3 宏微观混合 $\hat{\beta}_{it}^{\circ}$ 的估计精度与解释力

Panel A: 宏微观混合 β_{it}^0 与其他 β_{it}^0 的比较								
	Mean	SD	Implied SD					
宏微观混合	1.1265	1.3260	0.0406					
宏微观混合-No X	1.0931	0.2120	0.0827					
宏微观混合-No X_{M2}	1.0976	0.1483	0.0747					
宏微观混合-No $X_{fixedinv}$	1.1064	0.1618	0.0552					
Fama Macbeth Monthly	1.1072	0.2156	0.0344					
Fama-French	1.0180	0.0376	0.0477					

Panel B: 宏微观混合 β_{it}^0 在回归模型中的解释力优势								
	各时点截面回归				混合 OLS 回归			
	截距	λ_{1t}	adj R^2 (%)	Obs	截距	λ_1	adj R^2 (%)	Obs
宏微观混合 - 分组	-0.0217 (0.7640)	0.0379 (7.6668)	4.49	1680	0.1323 (40.94)	-0.1042 (38.82)	49.48	1680
宏微观混合- 无分组	0.0003 (1.5677)	0.0209 (1.6287)	1.57	26880	0.0513 (9.12)	-0.0267 (5.35)	0.07	26880
宏微观混合-No X-分组	0.0170 (0.8349)	-0.0006 (5.2389)	1.05	1680	0.1127 (28.91)	-0.0894 (24.92)	34.38	1680
宏微观混合-No X-无分组	0.0015 (1.7241)	0.0193 (0.7023)	-0.03	26880	0.0182 (3.54)	0.0028 (0.61)	0.0025	26880
宏微观混合-No X_{M2} -分组	0.0227 (0.8508)	-0.0071 (8.1522)	1.64	1680	0.1022 (31.92)	-0.0795 (27.76)	31.08	1680
宏微观混合-No X_{M2} -无分组	0.0317 (2.0173)	-0.0098 (1.1812)	0.41	26880	0.0089 (1.89)	0.0113 (2.58)	0.02	26880
宏微观混合-No $X_{fixedinv}$ -分组	-0.0346 (0.6400)	0.0446 (8.0539)	2.02	1680	0.1101 (37.55)	-0.0860 (32.45)	35.89	1680
宏微观混合-No $X_{fixedinv}$ -无分组	0.0633 (1.3395)	-0.0388 (0.7590)	-0.0039	26880	0.0143 (3.54)	0.0063 (1.72)	0.0013	26880
Fama Macbeth Monthly	0.0192 (0.0118)	-0.0040 (0.0074)	4.35	1680	0.0943 (22.02)	-0.0717 (19.67)	31.44	1680
Fama-French	0.0627 (0.1330)	-0.0356 (0.9728)	2.59	2100	0.0114 (0.43)	0.0141 (0.54)	0.01	2100

$$Std(\beta) = \left[Var(\hat{\beta}) - \overline{Var}_{\beta_i} \right]^{1/2}$$

注：Panel A 中，Implied SD 计算方法为： $\left[Var(\hat{\beta}) - \overline{Var}_{\beta_i} \right]^{1/2}$ ，即全样本所有估计 β 的方差，与每个组合估计 β 方差平均值之差的平方根。Panel B 各时点截面回归中，括号中为经过 Shanken (1992) 方法调整后得到的 t 值绝对值的平均值。混合 OLS 回归中，括号中为 t 值的绝对值。

表 3 的 Panel B 进一步展示了宏微观混合 β_{it}^0 的解释力。在简单的混合 OLS 回归中，仅

有引入了货币政策因子 X_{M2} 的回归中 λ_{1t} 为正且显著；其余回归要么 λ_{1t} 为负，要么不显著。但引入了货币政策因子 X_{M2} 的简单混合 OLS 回归得到的结果其调整 R^2 亦处于非常低的水平（低于 0.01%），说明模型效果并不理想。而在时点截面回归中，引入两个宏观经济政策因子的分组混合 β 模型的拟合效果是最好的。不仅调整 R^2 处于最高的水平（4.49%），而且 λ_{1t} 值为正且高度显著，同时截距项不显著。接下来相对合理的模型则是引入两个宏观经济政策因子的不分组混合 β 模型， λ_{1t} 为正值且 t 统计量相对较高。因此，宏微观混合 β_{pt}° 估计值基本符合了对 CAPM 检验的预期要求。这些证据说明，两个宏观经济政策变量（货币政策与财政政策变量）的引入，使得本文提出的宏微观混合 β_{pt}° 相比传统方法而言对收益率具有更高的解释力。此外，还可以看到，分组宏微观混合回归中 λ_{1t} 值为 0.0379，显著高于无分组值 0.0209。这说明组合面临的系统性风险价格明显高于个股面临的系统性风险价格。

（三）宏微观混合 β 估计的样本外预测精度比较

首先我们仅选用直至 t 月的数据来估计不同模型中的 beta，并把股票 i 的 beta 作为 $t+k$ 月的预测 beta，记作 $\beta_{i,t+k}^F$ 。我们同时考虑月度、半年度、年度与三年度的预测区间，即分别取 k 为 1, 6, 12 与 36。然后，把预测 beta 与对应预测区间内已实现的 beta（realized beta）进行比较，已实现的 beta 采用 $t+1$ 月至 $t+k$ 月的日度数据来计算，记作 $\beta_{i,t+k}^R$ 。对每个月重复以上步骤即可得到 beta 样本外预测的时间序列结果。取 t 为 2010 年 1 月至 2012 年 12 月，对于每个 k 可得到有 36 个时点的 beta 样本外预测时间序列。通过以下计算方法

$$\beta_{i,t+k}^R = \frac{Cov_{iM,t+k}^R}{Var_{M,t+k}^R} = \frac{\sum_{h=1}^{k/\Delta} r_{i,t+h\Delta} r_{M,t+h\Delta}}{\sum_{h=1}^{k/\Delta} r_{M,t+h\Delta}^2}$$

来估计股票 i 在预测区间 k 内已实现的 β ：
 $Cov_{iM,t+k}^R$ 是股票 i 收益与市场收益已实现的协方差， $Var_{M,t+k}^R$ 是市场收益已实现的方差， Δ 为预测区间 k 内交易日数与预测区间总日数的比值。特别地，对于宏微观混合 β 方法与月度 Fama—Macbeth 方法，我们按照第二部分的方法，根据 $\hat{\beta}_i$ 大小进行排序把样本个股分成 10 个组合，再计算各组合等权平均收益率然后计算各组合的 $\beta_{i,t+k}^R$ 。考虑月度、半年度、年

度与三年度的预测区间以研究不同预测区间下的预测力。我们通过对每个样本外预测区间构造等权的均方误差来评价 beta 估计量的预测精度，即：

$$MSE_{t,t+k} = \frac{\sum_{i=1}^{N_t} (\beta_{i,t+k}^R - \beta_{i,t+k}^F)^2}{N_t}$$

其中， N_t 为 t 月样本中股票的数量，宏微观混合 β 方法（分组）中 N_t 恒为 10，Fama-Macbeth Monthly（Fama and Macbeth, 1973）方法中 N_t 也为 10，Fama 和 French 三因子（Fama and French, 1993）方法中 N_t 恒为 25。

表 4 展示了宏微观混合 β 预测方法与 Fama-Macbeth 预测方法、Fama-French 三因子预测方法样本外预测的平均 MSE 结果及对比。t 统计量源于 Diebold and Mariano (1995)：

$$DM_{j,k} = \frac{\bar{d}_{j,k}}{\sqrt{\hat{\sigma}_d^2 / P}}, \text{ 其中 } \bar{d}_{j,k} = \frac{1}{P} \sum_{t=Q}^{T-k} d_{j,t+k}, \quad d_{j,t+k} = MSE_{t,t+k}^0 - MSE_{t,t+k}^j, \quad Q \text{ 是样本内估计的}$$

样本长度， P 为样本外预测的样本长度（在我们实验中， $P=36$ ）， $\hat{\sigma}_d^2$ 为 $d_{j,t+k}$ 的长期方差的一致估计量。使用两种方法来估计 $d_{j,t+k}$ 的长期方差：Newey and West (1987) 和 West (1997) 估计方法。同时采用 Giacomini & White (2006; 标记为 GW 检验) 方法来检验不同预测方法的预测准确度。GW 检验中双侧检验（GW two-sided test）的原假设是：

$$H_0 : E[MSE_{t,t+k}^0 - MSE_{t,t+k}^j | I_{t-1}] = 0, \text{ 而左侧检验（GW left-sided test）检验的是 } MSE_{t,t+k}^0 \text{ 是否显著}$$

小于 $MSE_{t,t+k}^j$ ，原假设为： $H_0 : E[MSE_{t,t+k}^0 - MSE_{t,t+k}^j | I_{t-1}] < 0$ ，其中 I_{t-1} 是 $t-1$ 的信息集，

$MSE_{t,t+k}^0$ 为宏微观混合 β 方法的预测均方误差， $MSE_{t,t+k}^j$ 为 Fama-Macbeth Monthly 方法、

Fama-French 三因子方法的均方误差。检验预测准确度的思路是检验最近的可得信息是否可以

用于预测哪一种预测方法可以使样本外预测周期内的预测误差更小。GW 检验统计量是一个

Wald-type 检验统计量，在原假设（即不同预测方法拥有同等预测能力）下服从卡方分布。

我们计算 GW 检验统计量时分别采用 Newey-West 方差估计值（Newey and West (1987)）和

West(1997)方差估计值，其中使用 Newey-West（1987）估计方差时取 Bartlett kernel 函数的

窗宽（bandwidth）为 1.5 倍的预测区间 k ；使用 West（1987）方法估计方差时取 MA 过程

的滞后阶数为 $k-1$ 。

表 4 样本外预测结果对比

	宏微观混合-分组	Fama-Macbeth Monthly	Fama-French
一个月预测			
MSE	0.0506	0.0551	0.0810
NW t-stat		-2.2380	-2.9196
(GW two-sided p-value)		(0.0252)**	(0.0035)***
(GW left-sided p-value)		(0.0126)**	(0.0018)***
West t-stat		-2.2996	-2.9414
(GW two-sided p-value)		(0.0215)**	(0.0033)***
(GW left-sided p-value)		(0.0107)**	(0.0016)***
六个月预测			
MSE	0.0487	0.0514	0.0679
NW t-stat		-1.0067	-0.5887
(GW two-sided p-value)		(0.3141)	(0.5561)
(GW left-sided p-value)		(0.1570)	(0.2780)
West t-stat		-1.0945	-0.6390
(GW two-sided p-value)		(0.2737)	(0.5228)
(GW left-sided p-value)		(0.1369)	(0.2614)
一年预测			
MSE	0.0388	0.0433	0.0493
NW t-stat		-1.4453	-0.2582
(GW two-sided p-value)		(0.1484)	(0.7962)
(GW left-sided p-value)		(0.0742)*	(0.3981)
West t-stat		-1.5214	-0.1859
(GW two-sided p-value)		(0.1282)	(0.8526)
(GW left-sided p-value)		(0.0641)*	(0.4263)
三年预测			
MSE	0.0161	0.0197	0.0583
NW t-stat		-2.1761	-1.3142
(GW two-sided p-value)		(0.0295)**	(0.1888)
(GW left-sided p-value)		(0.0148)**	(0.0944)*
West t-stat		-1.3929	-0.9986
(GW two-sided p-value)		(0.1637)	(0.3180)
(GW left-sided p-value)		(0.0818)*	(0.1590)

表 4 的各种 t 检验结果表明，在考虑宏观经济政策（包括货币和财政政策）因素后，宏微观混合 β 方法无论在短期（1 个月）还是长期（3 年）预测中，其预测精度都显著高于 Fama-Macbeth 方法和 Fama-French 方法，但在中期预测（六个月和一年）中优势不显著。综合而言，宏微观混合方法的预测精度是最高的，拥有明显的预测优势。

五、主要风险价格结构转换点的估测

寻找主要风险价格结构转换点的目的，是为了将其与系统性风险的结构转换点结合，

帮助我们判断系统性风险的变化并进行政策干预。如果风险价格的急速下降伴随着系统性风险的迅速上升，或风险价格的急速上升伴随着系统性风险的迅速下降，我们认为就必需予以政策干预。而如果风险价格的急速上升伴随着系统性风险的迅速上升，此时可以考虑不予以政策干预。因为这种情况下系统性风险的上升可能意味着经济形势的好转。¹

（一）估测方法

我们在 Chen and Hong(2012)、Chen and Huang(2018)研究的基础上，提出寻找最主要结构转换点的检测方法。思路如下：对于任意时间点，观察从左边逼近的极短窗宽内的 LLDV 回归值，与从右边逼近的极短窗宽内的 LLDV 回归值，其差别是否在样本期间内最大，如是，则为样本期间内的存在着最大的差别，也就是最主要结构转换点。具体对风险价格结构转换点的估测方法如下：选取两个不同的 kernel 核函数 $k_p(\cdot)$ 与 $k_n(\cdot)$ （可视为分别从左边和右边逼近任意时间点的权重）来替换原 LLDV 中的核函数 $k(\cdot)$ ，采用类似 LLDV 的估计方法（详见 Chen and Huang(2018)），估计得到两种核函数下的 LLDV 估计量 $\hat{\theta}_p(\tau)$ 与 $\hat{\theta}_n(\tau)$ ，构建 $\hat{\theta}_d(\tau)$ 为两种 LLDV 估计量的距离 $\hat{\theta}_d(\tau) = |\hat{\theta}_p(\tau) - \hat{\theta}_n(\tau)|$ ， $\hat{\theta}_d(\tau)$ 最大值所对应的时点则为结构转换点。两个核函数为：

$$k_p(x) = \begin{cases} \frac{3}{2}(1-x^2) & 0 \leq x \leq 1 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}, k_n(x) = \begin{cases} \frac{3}{2}(1-x^2) & -1 \leq x \leq 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}.$$

（二）估测结果与政策涵义

我们在 320 支样本股票中随机选用 120 支股票，对全样本期间的风险价格结构转换点进行检测，得到第一个最主要的结构转换点为 2012 年 2 月。从图 4 可知，在这一时间点风险价格出现了明显下降。我们还可以从图 2 粗略地看到 2014 年 6 月至 2015 年 6 月间的结构转换也很明显。于是，我们把样本期缩短到 2012 年 3 月至 2015 年 12 月间，再重复以上过程，又得到第二个主要结构转换点为 2014 年 9 月。从图 4 可知，在这一时间点风险价格出现了明显的上升。当然，通过不断改变样本期间，重复上述检验过程，我们还可以得到第三、第四、第五个结构转换点。但就重要性而言，这些结构转换点的重要性显然是依次降低的。

接着讨论结构转换点的政策含义。首先看 2012 年 2 月，图 2 表明在这个阶段系统性风

¹ 因此，因为组合的系统性风险价格变化相对平缓，对政策制定的影响较小；没有对分组情况下的系统性风险价格转换进行估计不会影响本文的主旨。

险明显上升。风险价格迅速下降同时伴随着系统性风险的急速上升，这是最急需予以政策干预的情况之一。但当时证监会并没有发出明确的救市信号。接着看 2014 年 9 月，图 2 显示此后不久股市系统性风险出现了明显的结构性下降，此时证监会也没有明确的干预措施。当然，对此可以理解为此时系统性风险下降并伴随着风险价格的上升，这种情况无需干预。此后虽然风险开始明显回升，但至 2015 年 6 月系统性风险的水平仍远未达到 2014 年 9 月的水平；同时从图 4 可知，风险价格仍处于上升期间。因此，证监会在 2015 年 7 月对股市采取的干预措施显然存在干预时机不恰当的问题。我们还观察了两个宏观政策变量的变化情况，如图 5 所示。可见在 2012 年 2 月至 8 月前后，货币政策指标 (X_{M2}) 平稳波动；但财政政策指标 ($X_{fixedinv}$) 显著上升，所以，当时帮助我国股市降低系统性风险其实主要是相对宽松的财政政策。

需要说明的是，结构转换点背后的影响因素是非常复杂的问题，本文提出的方法只是数据上监测结构转换点。就宏观经济政策因素而言，我们更多的认为，上述转换点是和 2012 年 18 大召开前后经济政策不确定性从增加到减弱，以及 2014 年底“新常态”下经济结构减速增质进入了战略调整周期有关（这一过程亦可从由新闻报道中计算的经济不确定性指数 EPU 指标中窥见，但由于中国经济不确定性指数完全从报纸媒介报道中计算得到，并未有明确的宏观经济政策含义，本文对其对系统性风险的作用暂存不论）。¹

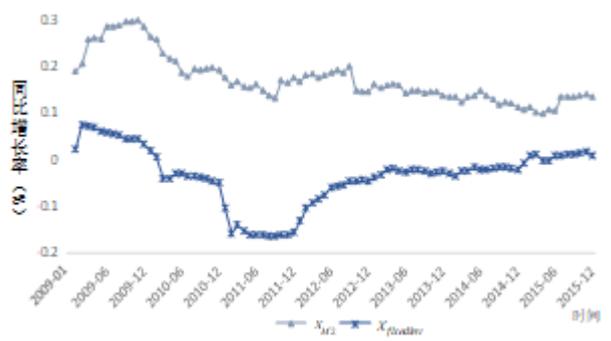


图 5 宏观经济政策变量波动情况

注： X_{M2} 为 M2 同比增长率， $X_{fixedinv}$ 为国有固定投资比重同比增长率

（三）稳健性检验

为保证研究科学性，我们还进行了如下的稳健性检验：一是调整带宽函数中的参数 c

¹ 可参见 http://www.policyuncertainty.com/china_monthly.html，以及 Baker et al.(2016)。

值。二是将样本期延至 2016 年 12 月重新检验模型的解释力¹。三是将本文的模型解释效力和预测效力与引入盈利和投资因子（即考虑 Fama and French 五因子）的模型进行比较。这些检验都说明本文的研究结论是稳健的。限于篇幅，此处未展示这些检验结果。

六、结论与政策建议

尚未有文献能给出一种行之有效地测度转型环境证券市场系统性风险及其结构转换特征的方法。难度主要集中在两方面：一是如何将转型环境中起关键作用的宏观经济政策与微观企业因素相结合，寻找到能够准确刻画这一环境下系统性风险的 β 因子，解决以往对 CAPM 模型进行实证检验遇到的各种困难；二是如何检验转型环境中系统性风险价格与系统性风险的结构转换特征，为政策制定提供更好的依据。

对于以上两方面困难，本文从两方面解决：一是在 Cosemans et al. (2016) 研究的基础上，提出一种融合宏观经济政策因素与微观企业特征的动态混合 β （系统性风险）测度方法。二是拓展 Chen and Hong(2012)和 Chen and Huang (2018) 的研究，给出了测度主要结构转换点的计量方法。我们证明，无论是货币政策还是财政政策都对系统性风险产生重要的影响，忽略这些因素会使模型变量的解释力显著下降。具体结论包括三方面：第一，宽松货币政策和财政政策对系统性风险能发挥显著抑制作用；第二，从长期看，系统性风险对股票定价发挥着决定性作用；超额收益因子 α 平均而言趋于零，并与系统性风险溢价紧密相关，实质是系统性风险的测度误差。第三，2009 年 1 月—2015 年 12 月期间，系统性风险价格存在着两个明显的结构性转换点：2012 年 2 月与 2014 年 9 月。而相对应的两个系统性风险结构转换点为 2012 年 8 月与 2014 年 12 月。

本文结论的政策内涵是明显的。首先我们为如何判断系统性风险价格与系统性风险是否突然升高或降低建立了一种从理论到实证相一致的方法；其次我们可以通过这种方法对以往相关政策的实施进行反思。比如，本文实证表明，我国股市的系统性风险只在 2012 年 8 月出现了结构性的升高，而在这个时间点前后半年内，我们并未出台有效的风险控制政策。同时，2015 年 6 月前后系统性风险虽然处于上升阶段，但其绝对水平并不是很高，而此时我们却错误地进行了人为干预。最后，我们的研究还表明宏观经济政策，无论是扩张

¹ 由于 2016 年有大量股票非正常停牌，将样本期延至 2016 年底会使得样本公司进一步大幅下降到 258 家。为了保证样本公司数量同时考察股灾的影响，我们在论文主体部分还是保持截至 2015 年 12 月的样本结果。

性财政政策还是货币政策都可以有效地抑制股市的系统性风险。这充分说明股市风险控制的责任显然不应该由证监会来主要承担，而应由财政部、中国人民银行和证监会协调进行操作。

参考文献:

- [1] 陈志勇、陈思霞, 2014:《制度环境、地方政府投资冲动与财政预算软约束》,《经济研究》第3期。
- [2] 戴方贤、尹力博, 2017:《中国资本市场系统性风险——基于个股的风险联动》,《投资研究》第4期。
- [3] 丁志国、苏治、赵晶, 2012:《资产系统性风险跨期时变的内生性:由理论证明到实证检验》,《中国社会科学》第4期。
- [4] 段国蕊、臧旭恒, 2013:《中国式分权、地方政府行为与资本深化——基于区域制造业部门的理论和经验分析》,《南开经济研究》第6期。
- [5] 李志冰、杨光艺、冯永昌、景亮, 2017:《Fama-French 五因子模型在中国股票市场的实证检验》,《金融研究》第6期。
- [6] 盛松成、吴培新, 2008:《中国货币政策的二元传导机制——“两中介目标,两调控对象”模式研究》,《经济研究》第10期。
- [7] 田利辉、王冠英、张伟, 2014:《三因素模型定价:中国与美国有何不同?》,《国际金融研究》第7期。
- [8] 吴延兵, 2017:《中国式分权下的偏向性投资》,《经济研究》第6期。
- [9] 王国刚, 2012:《中国货币政策目标的实现机理分析:2001-2010》,《经济研究》第12期。
- [10] 项后军、巫姣、谢杰, 2017:《地方债务影响经济波动吗》,《中国工业经济》第1期。
- [11] 张志敏、李娟娟, 2017:《中国投资与消费失衡的表征、路径依赖与供给侧改革》,《宏观经济研究》第9期。
- [12] 赵胜民、闫红蕾、张凯, 2016:《Fama-French 五因子模型比三因子模型更胜一筹吗——来自中国 A 股市场的经验证据》,《南开经济研究》第2期。
- [13] Adrian, T., Crump, R. K., and Moench, E., 2015, “Regression-based Estimation of Dynamic Asset Pricing Models”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 118, No. 2, pp.211-244.
- [14] Andersen, T. G., Bollerslev, T., Diebold, F. X., and Wu, J., 2005, “A Framework for Exploring the Macroeconomic Determinants of Systematic Risk”, *American Economic Review*, Vol. 95, No. 2, pp.398-404.
- [15] Ang, A., Liu, J., and Schwarz, K., 2010, “Using Stocks or Portfolios in Tests of Factor Models”, Working Paper, Columbia University.
- [16] Ang, A., and Kristensen, D., 2012, “Testing Conditional Factor Models”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 106, No. 1, pp.132-156.
- [17] Baker, S. R., Bloom, N., and Davis, S. J., 2016, “Measuring Economic Policy Uncertainty”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 131, No. 4, pp.1593-1636.

- [18] Campbell, J., Lettau, M., Malkiel, B., and Xu, Y., 2001, "Have Individual Stocks Become More Volatile? An Empirical Exploration of Idiosyncratic Risk", *Journal of Finance*, Vol. 56, No. 1, pp.1-43.
- [19] Carhart, M. M., 1997, "On Persistence in Mutual Fund Performance", *Journal of Finance*, Vol. 52, No. 1, pp.57-82.
- [20] Chan, L., Karceski, J., and Lakonishok, J., 2003, "The Level and Persistence of Growth Rates", *Journal of Finance*, Vol. 58, No. 2, pp.643-84.
- [21] Chen, B., and Hong, Y., 2012, "Testing for Smooth Structural Changes in Time Series Models via Nonparametric Regression", *Econometrica*, Vol. 80, No. 3, pp.1157-1183.
- [22] Chen, B., and Huang, L., 2018, "Nonparametric Testing for Smooth Structural Changes in Panel Data Models", *Journal of Econometrics*, Vol. 202, No. 2, pp.245-267.
- [23] Cosemans, M., Frehen, R., Schotman, P. C., and Bauer, R., 2016, "Estimating Security Betas Using Prior Information Based on Firm Fundamentals", *Review of Financial Studies*, Vol. 29, No. 4, pp.1072-1112.
- [24] Diebold, F., and Mariano, R., 1995, "Comparing Predictive Accuracy", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 13, No. 3, pp.253-263.
- [25] Fama, E., and MacBeth, J., 1973, "Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests", *Journal of Political Economy*, Vol. 71, No. 3, pp.607-636.
- [26] Fama, E., and French, K. R., 1992, "The Cross-section of Expected Stock Returns", *Journal of Finance*, Vol. 47, No. 2, pp.427-465.
- [27] Fama, E. F., and French, K. R., 1993, "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds", *Journal of Financial Economics*, Vol. 33, No. 1, pp.3-56.
- [28] Fama, E. F., and French, K. R., 2015, "A Five-factor Asset Pricing Model", *Journal of Financial Economics*, Vol. 116, No. 1, pp.1-22.
- [29] Giacomini, R., and White, H., 2006, "Tests of Conditional Predictive Ability", *Econometrica*, Vol. 74, No. 6, pp.1545-1578.
- [30] Guo, B., Zhang, W., Zhang, Y., and Zhang, H., 2017, "The Five-factor Asset Pricing Model Tests for the Chinese Stock Market", *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 43, pp.84-106.
- [31] Li, B., Qiu, J., and Wu, Y., 2010, "Momentum and Seasonality in Chinese Stock Markets", *Journal of Money, Investment and Banking*, Vol. 17, pp.24-36.
- [32] Jegadeesh, N., and Titman, S., 1993, "Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock

- Market Efficiency”, *Journal of finance*, Vol. 48, No. 1, pp. 65-91.
- [33] Jagannathan, R., and Wang, Z., 1996, “The Conditional CAPM and Cross-section of Expected Returns”, *Journal of Finance*, Vol. 51, No. 1, pp.3-53.
- [34] Newey, W., and West, K., 1987, “A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix”, *Econometrica*, Vol. 55, No. 3, pp.703-708.
- [35] Roll, R., 1977, “A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests Part I: On Past and Potential Testability of the Theory”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 4, No. 2, pp.129-176.
- [36] Petkova, R., and Zhang, L., 2005, “Is Value Riskier Than Growth?”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 78, No. 1, pp.187-202.
- [37] Shanken, J., 1990, “Intertemporal Asset Pricing: An Empirical Investigation”, *Journal of Econometrics*, Vol. 45, No. 1, pp.99-120.
- [38] West, K., 1997, “Another Heteroskedasticity- and Autocorrelation- Consistent Covariance Matrix Estimator”, *Journal of Econometrics*, Vol. 76, No. 1-2, pp.171-191.
- [39] Zhang, L., 2005, “The Value Premium”, *Journal of Finance*, Vol. 60, No. 1, pp.67-103.

外资参股、股权结构与中资银行风险承担

——基于 61 家商业银行的实证分析

张博¹ 宋成² 刘家松³

【摘要】 本文基于外资参股基本特征与股权结构特征的双重视角，检验了 2007—2015 年 61 家商业银行外资参股与银行风险承担的关系。研究表明，外资参股与否、外资持股比例均与银行风险承担负相关，股权集中度与银行风险承担正相关，股权制衡度与银行风险承担负相关，外资参股强化了股权制衡度对银行风险承担的抑制作用。本文将为制定合适的外资参股政策以降低中资银行的风险承担提供理论依据和经验支持。

【关键词】 外资参股；股权集中度；股权制衡度；银行风险承担；

一、引言

股权结构是公司治理的基础，中资银行引进外资股东是将外资股东定义为战略投资者，希望通过多元化的股权结构改革，在中资银行内部形成不同性质股东相互制衡的股权结构，从而实现优化公司治理、降低中资银行风险承担的目的。然而实践中，外资股东逐利的本性决定了其极易从名义上的战略投资者蜕变为实质上的财务投机者，外资股东的投机行为又会导致中资银行风险承担的增加。那么，外资股东参股的基本特征与中资银行的风险承担有着怎样的关系？外资参股而导致的中资银行股权结构变动与中资银行的风险承担有着怎样的关系？如何制定合适的外资参股政策以降低中资银行的风险承担？诸如此类的问题均是中资银行境外引资亟待解决的重大现实课题。

鉴此，本文将从三个方面展开研究：其一，研究外资参股基本特征（外资是否参股、外资持股比例）与银行风险承担的关系，目的是从总体层面检验中资银行引进外资股东对公司治理尤其风险承担的效果；其二，研究股权结构特征（股权集中度与股权制衡度）与银行风险承担的关系，目的是探讨有助于中资银行风险控制的股权结构类型；其三，研究

¹ 张博，中央财经大学金融学院、荷兰蒂尔堡大学提亚斯商学院

² 宋成，中建五局信和地产有限公司

³ 刘家松，中南财经政法大学会计学院

外资参股对股权结构与银行风险承担的调节效应，目的是检验外资股东对完善中资银行股权结构、优化公司治理从而降低银行风险承担的具体作用。

相比于现有研究，本文主要贡献体现在：

其一，现有研究局限于外资参股与银行风险承担或股权结构与银行风险承担等两两变量的研究，缺乏将三者结合起来进行系统研究的成果。本文全面研究了外资参股、股权结构与银行风险承担的关系，从而为系统研究外资参股对中资银行风险承担的影响提供了一个新的完整视角。

其二，现有关于股权制衡度对银行风险承担的研究多局限于规范研究，缺乏实证方面的研究成果。本文采用实证研究方法，研究了股权制衡度与银行风险承担的关系以及外资参股对其的强化作用，从而为深入研究外资参股对中资银行风险承担的影响提供了一种新的验证方法。

其三，现有研究范围局限于大型商业银行，缺乏关于城市商业银行的研究成果，研究结论代表性较差。本文将研究范围从上市商业银行拓展至城市商业银行，将研究样本从十几家扩大到 61 家，研究结论更有代表性，从而为全面总结外资参股对中资银行风险承担的影响提供了一种新的路径。

本文的研究成果将为制定合适的外资参股政策以降低中资银行的风险承担提供有价值的建议。

二、文献述评

目前国内外学者主要集中于研究上市商业银行外资参股与银行风险承担或股权结构与银行风险承担等两两变量之间的关系。

关于外资参股与银行风险承担的关系，主要有正相关论、负相关论、倒 U 型论与无关论四种代表性观点。正相关论者认为，外资参股对引资银行的效果非常明显，通过引进外资银行先进的管理理念和风险控制技术，会改善银行的治理机制，从而有效地抑制银行的风险行为（Choi 和 Hasan, 2005；张宗益和宋增基, 2010；李世华和尹应凯, 2012；Rostislav, 2012；陈伟平和冯宗宪, 2015；Cheng、Geng 和 Zhang, 2016）；负相关论者认为，外资参股会改变银行的股权结构进而稀释引资国对银行的控制权，弱化引资国的宏观政策对引资银行的控制，导致引资国银行风险承担增大（Claessens、Bongini 和 Ferri, 2001；

Unite 和 Sullivan, 2003; 谈儒勇和丁桂菊, 2005; 卢嘉圆和孔爱国, 2009; Bonin、Hasan 和 Wachtel, 2013); 倒 U 型论者认为, 外资参股与否、外资持股比例均存在拐点, 拐点前后其与银行风险承担的关系不一致 (Tacneng, 2015; 刘家松和张博, 2015); 无关论者则认为外资参股与银行风险承担之间没有显著的相关关系 (吕剑, 2006; Ullah 等, 2014)。

关于股权结构 (股权集中度、股权制衡度) 与银行风险承担的关系, 主要有积极效应论与消极效应论两种代表性观点。积极效应论者认为, 外资参股后相对分散的股权结构更能体现引资银行股权结构多元化的特征, 而适度集中并相互制衡的股权结构也更能够降低引资银行的风险承担 (李维安和曹廷求, 2004; 王晓枫和吴丛根, 2011; Kouki 和 Mabrouk, 2016); 消极效应论者认为, 股权集中度较高即一股独大的股权结构会造成大股东侵蚀中小股东权益的现象, 中小股东对大股东的监督与牵制权徒有虚名, 引进外资股东并不能改变银行的风险承担 (Teresa 和 Dolores, 2008; Buch、Sandra 和 Esteban, 2010; 江俊蓉和宫鹏浩, 2015; 戴国强和刘兵勇, 2016)。虽然两种观点都认为外资参股会影响引资银行的股权结构与银行风险承担, 但均没有深入研究外资参股对引资银行股权结构与银行风险承担的调节作用, 而且关于股权制衡度与银行风险承担的研究仅限于规范研究。

可见, 现有研究的局限性在于: 其一, 仅限于两两变量之间的研究, 缺乏关于外资参股对股权结构与银行风险承担调节作用的研究; 其二, 关于股权制衡度与银行风险承担关系的研究, 多局限于规范研究, 缺乏实证方面的研究成果; 其三, 研究范围仅限于上市商业银行而没有囊括城市商业银行, 研究样本的广适性较差。

三、理论分析与研究假设

金融脆弱性理论、战略管理理论和委托代理理论, 分别从不同角度解释了外资参股、股权结构与银行风险承担的关系。

金融脆弱性理论从银行风险的形成原因方面解释了外资参股与银行风险承担的关系。当外资股东参股中资银行时, 能够改变中资银行的外部环境, 同时, 外资股东的参股会使中资银行的股权结构多元化, 引进先进的银行治理机制, 对中资银行原有的银企关系进行重构, 使中资银行在选择贷款对象、贷款方式及贷款收回等方面更加合理, 使中资银行的信贷量在其可控范围内变动, 保证银行信贷资金的稳定性, 维持良好的资金供求关系, 从而降低中资银行的风险承担。

战略管理理论从企业战略联盟的优势互补方面解释了外资参股与银行风险承担的关系。对外资股东而言，战略投资于中资银行可以绕开各种政策限制，低成本地进入中国银行业而分享中国经济快速增长的成果；对中资银行而言，引进外资战略投资者，可以在弥补资本金不足的同时，引进先进的技术和管理经验，提高银行的核心竞争力。外资股东与中资银行的战略联盟可达到优化互补双赢的目的，由此中资银行的风险承担得以下降。

委托代理理论从股权结构方面解释了外资参股与银行风险承担的关系。由于历史原因，中资银行股权结构较为集中，因委托代理而导致的“大股东控制问题”和“内部人控制问题”都非常严重。引进外资股东后，中资银行可以变集中型股权结构为分散型股权结构，形成大股东与中小股东相互制衡的局面。分散型股权结构，既能够避免“大股东控制问题”，又能够解决“内部人控制问题”，从而提高中资银行的经营绩效，降低银行的风险承担。

（一）外资参股与银行风险承担

银行引进外资股东是基于银行内部治理更高的战略管理之上的决策，可适应现代银行的竞争环境（Covin 和 Slevin, 1989）；外资股东为保证其话语权，通常会向中资银行派驻董事，其直接作用表现为引资后中资银行的董事会结构会得以优化、专业素养得以提高以及董事会的独立性得以增强，并能很好地监督管理者的投机行为（魏涛和李平，2012）；外资参股通过变革中资银行的管理会计、改进中资银行的经营模式和信息技术，从而达到减少中资商业银行风险承担的作用（戴璐和汤谷良，2014）。可见，中资银行引入外资股东的优势体现在：第一，外资参股可以给中资银行带来大量的资本金，《巴塞尔协议》确定了银行风险管理体系的核心为资本监管，而引资可以使中资银行迅速提升资本充足率、增强偿债能力并提高抗风险能力；第二，中资银行的股权结构在外资股东参股后能够得到优化，对大股东进行有效的制衡进而改变其决策方式；第三，外资参股可以给中资银行带来先进的内部治理机制，完善的风险控制制度、丰富的风险检测经验及科学的量化工具、模型设计和计量方法的运用，这能够在很大程度上降低中资银行的风险承担。

因此，本文提出假设：

H1：与未引入外资的中资银行相比，引资后的中资银行风险承担较低。

外资股东进入中资银行市场的深度和影响程度直接由其参股比例所反映（李双杰和宋秋文，2010）；外资股东参股中资银行的比例越大，向中资银行传授先进风险控制技术和管理经验的意愿会愈强，对中资银行的正向效果也就越明显（Cheng、Geng 和 Zhang, 2016）；当外资股东的参股比例较低时，外资股东主要靠赚取股票等金融产品差价的投机方式获利，

是财务投机者，对完善中资银行的治理结构成效甚微，只有当其持股比例上升到战略投资者的层面之后，外资参股才能够增强中资银行的盈利能力和抗风险能力（刘家松和聂宝平，2016）。可见，外资股东参股中资银行的比例越大，拥有的话语权越多，作为战略投资者参与中资银行治理的意愿和能力越强，短期投机行为就会减少，外资股东与中资银行的长远利益就会保持一致，中资银行的经营绩效就会上升，银行的风险承担就会下降。

因此，本文提出假设：

H2：外资参股中资银行的比例越高，参股后中资银行的风险承担越低。

（二）股权集中度与银行风险承担

银行作为金融业的核心组成部分，特殊性的地位决定了集中型的股权结构普遍存在于银行业之中（Claessens、Bongini 和 Ferri，2001）；银行股权集中度较高，即大股东拥有绝对的控制权时，中小股东对其约束力自然而然较弱，此时银行风险承担较大，原因在于缺乏中小股东制衡的大股东通常会选择激进的投资策略（江俊蓉和宫鹏浩，2015）；缺乏股权制衡，集中度较高的银行会使大股东更有机会和动机使用关联交易等手段进行资金套现，使中小股东的利益受到损害（Buch、Sandra 和 Esteban，2010）。可见，当银行股权集中度较大时，管理层可能会直接代替大股东的意志，两者之间建立起长期稳定的合作关系，管理层由于面临股东造成的压力较小，可能怠于履行自己的职责，从而出现第一层面的代理问题。同时股权过于集中会导致大股东侵蚀小股东的权利，在缺乏股权制衡的前提下，民主决策形同虚设，大股东直接和间接控制重大决策，中小股东实现不了参与公司决策的权力，从而出现第二层面的代理问题。这两个层面的代理问题都会侵蚀中小股东的利益，不利于中资银行的风险控制。

因此，本文提出假设：

H3：股权集中度与银行风险承担呈正相关关系。

（三）股权制衡度与银行风险承担

股权结构相对分散，制衡度较大的银行其风险承担较低（戴国强和刘兵勇，2016）；外资股东通过增持中资银行的持股比例，扩大其自身的话语权来达到制衡中资银行大股东的目的，可以降低中资银行的风险承担（魏涛和李平，2012）。可见，股权制衡度的提高有利于使银行由“一股独大”的股权结构发展为“多股均衡”的股权结构，由一个大股东发展为多个大股东。此时所有股东的权力可以通过多个大股东的相互制衡得以实现，银行管理层的行为更易受到监督，管理者的“道德风险”更易减少。同时，外资股东参股中资银行或者继

续增加其持股比例，也是增加银行股权制衡度的一种表现形式。外资股东作为投资者，为追求其在中资银行的投资回报，势必会将先进的管理理念和内部治理方法一并带入中资银行，同时也在一定程度上平衡了股权集中与分散之间的矛盾，使中小股东的利益得以保护，对于降低银行风险承担有着重要的作用。

因此，本文提出假设：

H4：股权制衡度与银行风险承担呈负相关关系。

H5：外资参股可有效强化股权制衡度降低银行风险承担的作用。

四、研究设计

（一）样本与数据来源

本文以中国商业银行 2007—2015 年的相关数据为研究样本，由于受到数据的可获得性限制，故将截面数据与时间序列数据相结合，形成非平衡面板数据。通过手工收集银行年报以及涉及相关信息披露的新闻报道等获取本文的研究数据，剔除缺失值后，得到有效银行样本 61 家，有效数据 455 条，其中，国有大型商业银行 5 家，股份制商业银行 12 家，城市商业银行 44 家；引进外资股东的中资银行 24 家，未引进外资股东的中资银行 37 家。

本文的数据来源由银行层面和宏观层面的数据组成。其中上市商业银行的数据直接从 Wind 数据库中下载获得，未上市的城市商业银行的数据主要通过手工搜集的方法获取；宏观层面的数据主要来源于国家统计局的官方网站。本文采用 STATA13.0 进行相关的数据处理。

（二）变量定义

1. 被解释变量：银行风险承担变量

银行风险承担变量（RISK）是本文的被解释变量。银行风险承担主要用来测量出现资不抵债的情况时银行承担风险的情况，是包括业务操作风险、市场风险和流动性风险在内的所有风险的综合结果。国内外学者普遍认为衡量银行贷款风险的指标为不良贷款率（NPL），基于贷款在银行业务中的主业地位以及数据可获取性的因素，本文参考杨有振和赵瑞（2010）的做法，将衡量银行风险承担的变量定义为银行的不良贷款率（NPL）。不良贷款率为中国商业银行的不良贷款额与银行贷款余额之比¹。

¹商业银行贷款根据内在风险程度分为五级：正常、关注、次级、可疑、损失，其中，次级、可疑、损失

<i>INFLA</i>	通货膨胀率
<i>RGDP</i>	实际 GDP 增长率
<i>RM</i>	M2 增长率 ¹

(三) 模型设计

1. 为检验中资银行是否引入外资（假设 H1）以及外资持股比例（假设 H2）对银行风险承担的影响，本文参考王涛和蒋再文（2012）的研究模型设计回归模型（1）、（2）：

$$RISK_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 FSI_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 ROA_{i,t} + \beta_4 LEV_{i,t} + \beta_5 CAR_{i,t} + \beta_6 RGDP_{i,t} + \beta_7 RM_{i,t} + \beta_8 INFLA_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (30)$$

$$RISK_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 FSIS_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 ROA_{i,t} + \beta_4 LEV_{i,t} + \beta_5 CAR_{i,t} + \beta_6 RGDP_{i,t} + \beta_7 RM_{i,t} + \beta_8 INFLA_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (31)$$

2. 为检验股权集中度对银行风险承担的影响（假设 H3），本文参考戴国强和刘兵勇（2016），Shehzad、De Haan 和 Scholtens（2010），Haw 等（2010）的研究，设计回归模型（3）。其中，SN 为银行前几大股东持股比例之和。

$$RISK_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 SN_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 ROA_{i,t} + \beta_4 LEV_{i,t} + \beta_5 CAR_{i,t} + \beta_6 RGDP_{i,t} + \beta_7 RM_{i,t} + \beta_8 INFLA_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (32)$$

为检验股权制衡度对银行风险承担的影响（假设 H4），参考模型（3）设计回归模型（4）：

$$RISK_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 ZN_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 ROA_{i,t} + \beta_4 LEV_{i,t} + \beta_5 CAR_{i,t} + \beta_6 RGDP_{i,t} + \beta_7 RM_{i,t} + \beta_8 INFLA_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (33)$$

3. 为检验外资参股条件下股权制衡度对银行风险承担的影响（假设 H5），本文参考步丹璐、文彩虹和 Banker.R.（2016）的研究设计回归模型（5）：

$$RISK_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 FSI_{i,t} + \beta_2 ZN_{i,t} + \beta_3 FSI * ZN_{i,t} + \beta_4 ROA_{i,t} + \beta_5 SIZE_{i,t} + \beta_6 LEV_{i,t} + \beta_7 CAR_{i,t} + \beta_8 RGDP_{i,t} + \beta_9 RM_{i,t} + \beta_{10} INFLA_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (34)$$

五、实证检验

(一) 描述性统计

表 2 的结果显示，银行风险承担（RISK）的均值为 1.19%，标准差为 0.0103，说明中资银行的风险承担在 1% 左右，其中标准差与均值的比例较小，说明各银行间风险承担值分

¹ M2 为广义货币，能同时反映现实和潜在购买力，该增长率数据通过国家统计局官网获取。

布相对稳定，不同种类的银行差距较小。外资参股基本特征方面，FSI 的均值为 0.3406，说明约有 34.06% 的银行引进了外资股东；FSIS 的均值为 5.65%，标准差为 0.0848，说明外资平均持股比例较低且各银行间相差较大。股权结构特征方面，S1 的均值为 23.93%，S10 的均值为 70.35%，说明中国银行的股权集中度较高；Z10 的均值为 2.7622，标准差为 1.6835，Z10 最小值只有 0.07，最大值高达 8.43，说明中国银行股权制衡度相对较好，但各银行间相差较大。

表 2 主要变量的描述性统计结果

变量	观测值	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
RISK	455	0.0119	0.0098	0.0103	0.0001	0.1397
FSI	455	0.3406	0	0.4744	0	1
FSIS	455	0.0565	0	0.0848	0	0.2499
S1	455	0.2393	0.1960	0.1637	0.0423	0.9201
S5	455	0.5668	0.5345	0.1954	0.1904	0.9739
S10	455	0.7035	0.7098	0.1698	0.3101	1
Z1	455	0.6619	0.6800	0.2554	0.0200	1
Z5	455	1.8252	1.7465	0.9609	0.0400	4.9200
Z10	455	2.7622	2.6237	1.6835	0.0700	8.4300
ROA	455	0.0113	0.0110	0.0038	-0.0004	0.0263
CAR	455	0.1268	0.1223	0.0250	0.0577	0.3067
SIZE	455	19.43	19.13	1.8656	15.95	23.82
LEV	455	0.9363	0.9381	0.0179	0.8692	0.9946

（二）实证结果与回归分析

1. 外资参股、外资持股比例与银行风险承担的回归检验

表 3Model 1 中显示，FSI 与 RISK 的系数在 10% 的水平下呈显著的负相关关系，这与假设 H1 相符。这一结果表明中资银行在引入外资股东之后，其风险承担显著降低，即外资参股中资银行有利于降低中资银行的风险承担。其原因在于中资银行的治理结构会随着外资股东的参股而有所改变，能够对普遍存在股权结构单一问题的中资银行进行一定程度上的改进和完善。同时，中资银行的决策机制也会得到很大程度的改善，原因在于外资股东向中资银行董事会派驻董事能够增加其独立性，在进行相关决策时更加谨慎和客观。此外，中资银行能够将“引制”和“引智”紧密结合，使其管理水平和防御风险的能力通过向外资股东学习而得到改善。具体表现为制定适合自身客观实际的合作计划，针对风险控制的不同方面进行相对应的改进，量化相关资产管理的评价指标，提高资产质量，逐步降低中资银行的风险承担。

表 3Model 2 中显示，FSIS 与 RISK 的系数在 5% 的水平下显著负相关，这说明假设 H2 得到了检验，外资参股中资银行的持股比例与银行的风险承担呈负相关关系。其原因在于，

随着外资参股中资银行持股比例的上升，可以使外资投资者从财务投机者上升到战略投资者，而后者对于降低中资银行风险承担的作用显著高于前者，这从股东持股比例的角度解释了外资参股对于降低中国商业银行风险承担的积极作用。

表 3 外资参股、外资持股比例与银行风险承担的回归分析

自变量	因变量	
	RISK	
	Model 1	Model 2
FSI	-0.0017* (-1.81)	
FSIS		-0.0123** (-2.34)
ROA	0.6935*** (5.63)	0.6576*** (5.25)
CAR	0.0567** (2.46)	0.0558** (2.44)
SIZE	-0.0003 (-1.62)	-0.0004* (-1.68)
LEV	0.1444*** (4.21)	0.1421*** (4.17)
INFLA	0.1374*** (3.30)	0.1414*** (3.40)
RGDP	0.0621 (1.22)	0.0589 (1.16)
RM	0.0798*** (4.71)	0.0813*** (4.80)
_Cons	-0.1760*** (-5.19)	-0.1732*** (-5.14)
N	455	455
Adj. R-sq	0.2775	0.2810
F	21.4124	21.7910

注：“***”、“**”、“*”分别表示在 1%、5%、10%的水平下显著，括号里的数值为 t 值。

2. 股权集中度与银行风险承担的回归检验

表 4 中回归结果验证了假设 H3，即股权集中度与银行风险承担呈正相关关系。根据列示在表 4 的相关数据可以看出：R² 值均达到了 0.27 以上，表明模型的拟合度较好。回归模型 3-1 检验了第一大股东持股比例变量 S1 与银行风险承担变量 RISK 之间的关系。结果显示 S1 与 RISK 的系数在 1% 的水平下显著为正，表明第一大股东持股比例与银行风险承担呈显著正相关关系。第一大股东持股比例越大，银行的风险承担越高。回归模型 3-2 检验了

前五大股东持股比例变量 S5 与银行风险承担变量 RISK 之间的关系。回归结果显示, S5 与 RISK 的系数在 1%的水平下显著为正, 表明前五大股东持股比例与银行风险承担呈显著正相关关系。前五大股东持股比例越大, 银行的风险承担越高。回归模型 3-3 检验了前十大股东持股比例变量 S10 与银行风险承担变量 RISK 之间的关系。回归结果显示, S10 与 RISK 的系数呈正相关关系, 且在 5%的水平下显著, 这说明前十大股东持股比例与银行风险承担呈显著正相关关系。前十大股东持股比例越大, 银行的风险承担越高。股权集中度的三个代理变量与银行风险承担的回归结果, 验证了假设 H3, 即股权集中度与银行风险承担呈显著正相关关系。

表 4 股权集中度与银行风险承担的回归分析

自变量	因变量		
	RISK		
	Model3-1	Model3-2	Model3-3
S1	0.0069*** (2.72)		
S5		0.0055*** (2.58)	
S10			0.0044** (2.14)
ROA	0.7407*** (6.12)	0.7481*** (6.17)	0.7390*** (5.97)
CAR	0.0505** (2.21)	0.0493** (2.15)	0.0499** (2.46)
SIZE	-0.0004** (-2.02)	-0.0004* (-1.95)	-0.0004** (-2.35)
LEV	0.1388*** (4.08)	0.1378*** (4.04)	0.1373*** (4.15)
INFLA	0.1332*** (3.21)	0.1328*** (3.20)	0.1345*** (4.76)
RGDP	0.0532 (1.05)	0.0562 (1.11)	0.0557 (2.70)
RM	0.0787*** (4.66)	0.0789*** (4.68)	0.0790*** (6.18)
_Cons	-0.1701*** (-5.07)	-0.1712*** (-5.09)	-0.1705*** (-4.83)
N	455	455	455
Adj. R-sq	0.2841	0.2829	0.2773
F	22.1261	21.9970	19.9931

注: “***”、“**”、“*”分别表示在 1%、5%、10%的水平下显著, 括号里的数值为 t 值。

3. 股权制衡度与银行风险承担的回归检验

表 5 中回归结果验证了假设 H4 与假设 H5, 即股权制衡度与银行风险承担呈负相关关系, 外资参股强化了股权制衡度对银行风险承担的抑制作用。根据列示在表 5 的相关数据可以看出: R2 值均达到了 0.28 以上, 表明模型的拟合度较好。Z1 与 RISK 的关系在模型 4-1 得到检验。结果显示, Z1 与银行风险承担的系数在 1%的水平上显著负相关, 这说明在银行股权结构中, 当第二大股东持股比例较高时, 能较好地制衡第一大股东, 有效抑制第一

大股东做出相关高风险的决策，降低了银行的风险承担。模型 4-2、模型 4-3 分别检验了 Z5、Z10 对银行风险承担变量 RISK 的影响。回归结果显示，Z5、Z10 与银行风险承担的系数均在 1%的水平上显著负相关。三个模型的回归结果表明，银行股权制衡度与其风险承担呈显著的负相关关系，验证了前文所提出的假设。同时，FSI*Z1 与银行风险承担的系数在 10%的水平下显著为负，FSI*Z5、FSI*Z10 与银行风险承担的系数在 1%的水平下显著为负，这都表明外资参股强化了股权制衡度抑制银行风险承担的作用，验证了假设 H4 与假设 H5。

表 5 股权制衡度与银行风险承担的回归分析

自变量	因变量					
	RISK					
	Model4-1	Model4-2	Model4-3	Model5-1	Model5-2	Model5-3
FSI				-0.0033 (-1.24)	-0.0029 (-1.51)	-0.0035** (-2.03)
Z1	-0.0046*** (-2.80)			-0.0022 (-1.16)		
FSI*Z1				-0.0067* (-1.87)		
Z5		-0.0016*** (-3.84)			-0.0007 (-1.41)	
FSI*Z5					-0.0022*** (-2.51)	
Z10			-0.0011*** (-4.77)			-0.0005* (-1.75)
FSI*Z10						-0.0016*** (-3.30)
ROA	0.7194*** (5.95)	0.7294*** (6.08)	0.7346*** (6.18)	0.7049*** (5.76)	0.7196*** (5.94)	0.7316*** (6.12)
CAR	0.0552** (2.41)	0.0522** (2.31)	0.0494** (2.20)	0.0597** (2.61)	0.0574*** (2.54)	0.0549** (2.46)
SIZE	-0.0004* (-1.95)	-0.0004** (-2.04)	-0.0004** (-2.06)	-0.0003 (-1.60)	-0.0003 (-1.63)	-0.0004* (-1.80)
LEV	0.1451*** (4.26)	0.1404*** (4.16)	0.1396*** (4.17)	0.1492*** (4.39)	0.1448*** (4.31)	0.1474*** (4.44)
INFLA	0.1324*** (3.19)	0.1315*** (3.20)	0.1284*** (3.14)	0.1375*** (3.32)	0.1372*** (3.35)	0.1351*** (3.35)
RGDP	0.0497 (0.98)	0.0527 (1.05)	0.0535 (1.08)	0.0463 (0.91)	0.0487 (0.97)	0.0439 (0.89)
RM	0.0778*** (4.62)	0.0771*** (4.61)	0.0764*** (4.60)	0.0786*** (4.68)	0.0786*** (4.73)	0.0778*** (4.74)
_Cons	-0.1716*** (-5.11)	-0.1667*** (-5.00)	-0.1653*** (-5.00)	-0.1782*** (-5.30)	-0.1743*** (-5.24)	-0.1751*** (-5.33)
N	455	455	455	455	455	455

Adj. R-sq	0.2848	0.2955	0.3076	0.2778	0.2930	0.3122
F	22.2020	23.3878	24.7678	18.46	19.82	21.61

注：“****”、“***”、“**”分别表示在 1%、5%、10%的水平下显著，括号里的数值为 t 值。

（三）稳健性检验

为确保实证结果的严谨性，本文进行了稳健性检验：中国商业银行可划分为国有商业银行、股份制商业银行以及城市商业银行，股权结构、经营区域等方面因素在不同的商业银行中存在差异性，通过影响银行的风险承担而增加回归结果的偏离性。本文加入银行类别变量作为控制变量，再次对原模型进行回归来进行稳健性检验¹。回归结果与主回归结果基本一致。

六、结论与建议

本文发现：外资参股与银行风险承担负相关；外资持股比例与银行风险承担呈负相关关系；股权集中度与银行风险承担正相关；股权制衡度与银行风险承担负相关，同时外资参股对股权制衡度与银行风险承担之间存在调节效应。据此，本文建议：（1）积极鼓励外资股东参股中资银行；（2）适度提高外资股东参股中资银行的持股比例；（3）推进形成“相对分散、多股制衡”的股权结构。

¹ 国有大型商业银行，股份制商业银行和城市商业银行涵盖了本文选取的银行样本范围，故将这三类银行作为控制变量加入回归方程中进行稳健性检验。

参考文献

- ①步丹璐、文彩虹、Banker.R.:《成本粘性和盈余稳健性的衡量》,《会计研究》2016年第1期。
- ②陈伟平、冯宗宪:《战略引资会降低银行风险承担吗?——基于中国商业银行的实证研究》,《财经论丛》2015年第4期。
- ③戴国强、刘兵勇:《股权集中度、第一大股东持股与商业银行风险承担》,《现代管理科学》2016年第10期。
- ④戴璐、汤谷良:《国有商业银行在管理会计变革中的“西学东渐”与外资的知识传授》,《会计研究》2014年第7期。
- ⑤黄隽、章艳红:《商业银行的风险:规模和非利息收入——以美国为例》,《金融研究》2010年第6期。
- ⑥何维达、于一:《外资进入与中国商业银行的风险承担》,《金融论坛》2011年第1期。
- ⑦江俊蓉、宫鹏浩:《市场约束对银行风险承担行为的影响——基于股权结构异质性的视角》,《金融与经济》2015年第6期。
- ⑧姜凌、曹瑜强:《引进境外战略投资者对中资银行的影响研究》,《统计与决策》2013年第14期。
- ⑨李世华、尹应凯:《中国银行业引进境外战略投资者的福利效应分析》,《管理世界》2012年第9期。
- ⑩李双杰、宋秋文:《我国商业银行战略引资的效应研究》,《数量经济技术经济研究》2010年第9期。
- ⑪李维安、曹廷求:《股权结构、治理机制与城市银行绩效——来自山东、河南两省的调查证据》,《经济研究》2004年第12期。
- ⑫刘家松、聂宝平:《商业银行境外引资、股权结构与经营绩效——基于2007—2015年62家商业银行的经验证据》,《会计研究》2016年第10期。
- ⑬刘家松、张博:《外资参股银行业后的金融安全:现状、威胁及对策》,《中国社会科学院研究生院学报》2015年第1期。
- ⑭卢嘉圆、孔爱国:《境外战略投资者对中国商业银行的影响:2002-2007》,《上海金融》2009年第9期。
- ⑮吕剑:《外资银行进入对中国银行业的影响——基于面板数据的分析》,《国际商务:对外经济贸易大学学报》2006年第5期。
- ⑯牛丽娟:《资本充足率、股权结构与商业银行风险承担的实证检验》,《统计与决策》2015年第22期。

- ⑰谈儒勇、丁桂菊：《外资银行进入效应研究述评》，《外国经济与管理》2005 年第 5 期。
- ⑱王涛、蒋再文：《中国商业银行股权结构、治理机制与风险行为的实证分析——基于资产配置视角》，《经济问题探索》2011 年第 5 期。
- ⑲王晓枫、吴丛根：《公司治理对中国商业银行风险影响的实证研究》，《长沙理工大学学报（社会科学版）》2011 年第 6 期。
- ⑳魏涛、李平：《中资银行引进境外战略投资者效应的案例研究》，《管理案例研究与评论》2012 年第 3 期。
- ㉑杨有振、赵瑞：《中国商业银行风险规避与股权结构：基于面板数据的经验与证据》，《财贸经济》2010 年第 6 期。
- ㉒张宗益、宋增基：《境外战略投资者持股中国上市银行的效果研究》，《南开管理评论》2010 年第 6 期。
- ㉓Bonin, B.P., Hasan, I. and Wachtel, P., Privatization matters, bank efficiency in transition economies. *Journal Of Banking And Finance*, Vol.29, No.8, 2013.
- ㉔Buch, C.M., Sandra, E. and Esteban, P., Macroeconomic factors and micro-level bank risk. CESifo Working Paper, No.3194, 2010.
- ㉕Cheng, M., Geng, H. and Zhang, J., Chinese commercial banks: Benefits from foreign strategic investors?. *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol.40, No.12, 2016.
- ㉖Choi, S. and Hasan, I., Ownership, governance, and bank performance: Korean experience. *Financial Markets, Institutions & Instruments*, Vol.14, No.4, 2005.
- ㉗Claessens, C.F., Bongini, P. and Ferri.G., The political economy of bank distress: Evidence from East Asia. *Journal Of Financial Services Research*, Vol.19, No.1, 2001.
- ㉘Covin, J.G. and Slevin, D.P., Strategic management of small firms in hostile and benign environments. *Strategic Management Journal*, Vol.10, No.1, 1989.
- ㉙Haw, I.M., Ho, S., Hu, B., and Wu, D., Concentrated control, institutions, and banking sector: an international study. *Journal Of Banking And Finance*, Vol.34, No.3, 2010.
- ㉚Kouki, M. and Mabrouk, L., Bank governance, regulation and risk taking: Evidence from Tunisia. *International Finance And Banking*, Vol.3, No.2, 2016.
- ㉛Rostislav, S., Competition and risk-taking in banking industry. *Financial Assets And Investing*, Vol.4, No.1, 2012.

⑳Shehzad, C.T., De Haan, J., and Scholtens, B., The impact of ownership concentration on impaired loan and capital adequacy. *Journal Of Banking And Finance*, Vol.34, No.2, 2010.

㉑Taceng, R., The impact of minority foreign ownership and controlling shareholder on bank risk and performance: Evidence from an emerging economy. *Managerial Finance*, Vol.41, No.5, 2015.

㉒Teresa, G. and Dolores, G., Risk-taking behavior and ownership in the banking industry: The Spanish evidence. *Journal Of Economics And Business*, Vol.60, No.4, 2008.

㉓Ullah, A., Zhang, X.D., Iqbal, K. and Ayat, M., Sub-optimization of bank queuing system by qualitative and quantitative analysis. 2014 11th International Conference On Service Systems And Service Management (ICSSSM) Working Paper, No.6874038, 2014.

㉔Unite, A.A. and Sullivan, M.J., The effect of foreign entry and ownership structure on the Philippine domestic banking market. *Journal Of Banking & Finance*, Vol.27, No.12, 2003.

Abstract: Based on the dual perspectives of the basic characteristics of foreign equity participation and the characteristics of equity structure, this paper examines the relationship between foreign equity participation and bank risk taking in 61 commercial banks from 2007 to 2015. The research shows that foreign equity participation and foreign shareholding ratio are negatively related to bank risk taking. Ownership concentration is positively correlated with bank risk exposure. Equity balance is negatively correlated with bank risk exposure. Foreign capital participation strengthens the restraining effect of equity balance on the risk-taking of banking. This paper will provide a theoretical basis and empirical support for formulating appropriate foreign equity participation policies to reduce the risk exposure of Chinese banks.

Keywords: Foreign equity participation Ownership concentration Equity balance Bank risk taking

汇率贬值是否影响了我国上市公司出口？

张天顶¹ 吕金秋²

【摘要】近些年来，由于受到国际金融危机冲击的持续影响，我国企业所面临的出口形势较为严峻，而最近人民币汇率水平变化和波动情况又相对突出，为此本文采用 CSMAR 数据库的微观企业数据研究人民币汇率水平变化和波动对我国上市公司出口的影响。本文建立双向固定效应模型，不仅同时考虑了汇率水平变化和汇率波动，还控制了企业层面特征，加入企业规模、借贷能力、总资产周转率三个控制变量，并且还探讨了国有股份权重在汇率对企业出口的影响中发挥的作用。本文得到了与传统理论预测不一致的经验发现，实证结果表明：人民币实际有效汇率贬值并不会改善我国上市公司的出口，然而汇率的大幅波动却会抑制出口。值得强调的是，上市公司国有股份权重不同情形下汇率变化对企业出口的影响具有差异，而汇率波动对企业出口的影响无显著不同。

【关键词】汇率水平变化；汇率波动；企业出口；企业特征；国有股份权重；

一、问题提出

2017 年以来，人民币对美元呈现出与以往三年较为不同的变化趋势。在过去三年里，人民币基本处于贬值的状态，2014 年人民币对美元汇率中间价贬值 0.36%，进而结束了 2005 年汇改以来大约 10 年的人民币升值期，而 2015 年和 2016 两年也出现持续贬值的情况。图 1 给出了人民币名义汇率二十多年来的走势，并标注了 2005 年 7 月 21 日和 2015 年 8 月 11 日的人民币汇改。关于人民币汇率的问题一直以来都是政策制定者和经济学者们关注的焦点。作为一个全球货币政策的关键问题，人民币汇率政策和变动都会给全球贸易、投资以及各国经济带来深刻影响（Frankel 和 Wei，2007）。自 2005 年汇改后，我国不再单一盯住美元，而是实行以市场供求为基础，参考一篮子货币进行调节的浮动汇率制度。从图 2 呈现出来的人民币汇率变化情况来看，汇率波动幅度自 2005 年汇改后逐渐变大，因而引发了众多国内外学者对人民币汇率波动的关注。布雷顿森林体系协议崩溃后汇率波动的

¹ 张天顶，武汉大学经济与管理学院，武汉大学美国加拿大经济研究所

² 吕金秋，武汉大学经济与管理学院

增加一直都是决策者和学者关注的问题 (Héricourt 和 Poncet, 2013)。固定汇率体系向浮动汇率体系的转变意味着国际贸易金融环境的更大风险, 这就促成了汇率波动对国际贸易影响问题的研究 (吴武清等, 2008)。

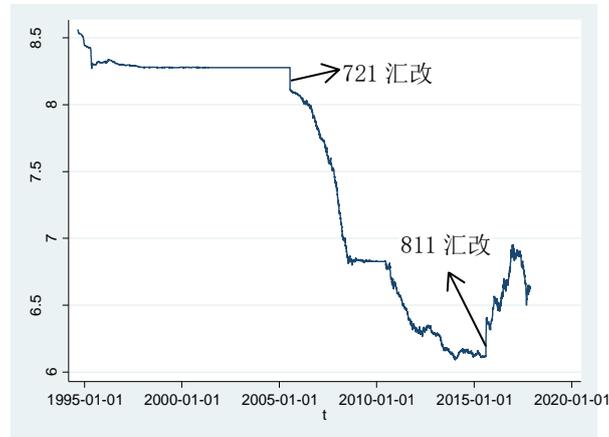


图 1 人民币对美元汇率中间价

注: 作者绘制

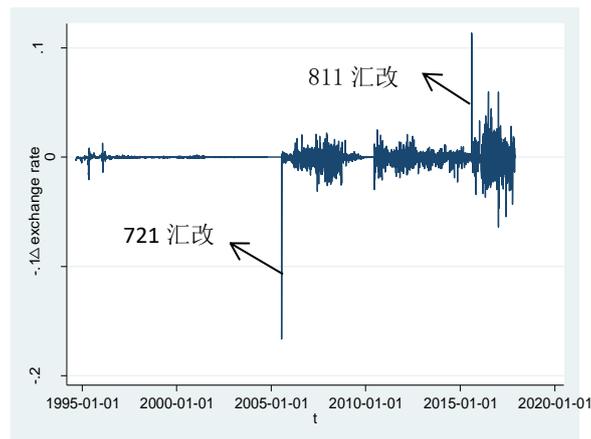


图 2 人民币对美元汇率变化情况

注: 作者绘制

标准的经济学理论强调货币币值的变化会传递到消费者物价上, 本国货币贬值会降低以外币计价的出口品价格, 而提高本币计价的进口品价格。于是, 在马歇尔-勒纳条件成立的情况下, 一国货币贬值会刺激出口贸易, 而减少进口贸易。在理论上, 研究者常常用支出转换效应 (Expenditure-switching Effect) 来强调上述调整过程 (Obstfeld & Rogoff, 2007)。关于汇率对出口贸易的影响, 现有相关实证研究文献相对较多, 但是不同研究文献所得到的研究结论并不一致, 常常存在着混合的结论。首先, 对于汇率变化对出口的影响, 有研究表明人民币升值导致出口下降 (Thobrick, 2006; Marquez 和 Schindler, 2007; 李宏彬等, 2011), 但是也有研究表明人民币汇率对出口并没有显著影响 (Lau 等, 2004)。对于汇率波动, 一般研究者采用它来衡量汇率的不确定性。不确定性在经济学中主要是指经济行为者在事先

不能准确地知道自己的某种决策的结果，而对于出口企业来说，汇率的不确定性就意味着未来收益的不确定性。因而，在面临汇率波动的情况下，风险厌恶的出口商就会选择减少出口甚至不出口，很多现有文献得到了类似的研究结果（Byrne 等，2008；Serenis 和 Tsounis，2014），但是，也有一些研究文献得到了截然不同的结论（Hooy 等，2015；Bahmani-Oskooee 等，2015b）。因而，本文是在现有研究存在分歧情况下展开研究的。

比较国内外现有的研究，我们不难发现大量的实证研究主要是基于宏观经济数据或者跨国宏观数据进行研究的。一般地，宏观经济数据存在加总偏误，极有可能会掩盖微观企业的异质性行为，为此本文选用微观企业数据展开研究。值得注意的是，国内研究者采用微观数据研究多是选择中国工业企业数据库和海关统计数据匹配的数据集。然而，中国工业企业数据库存在诸如出口交货值部分年份缺失等问题。同时，值得关注的问题是采用中国工业企业数据库受样本末端限制，无法反应中国微观企业新近开拓国际市场的实践情形。而根据《上市公司信息披露管理办法》的规定，上市公司年度报告中的财务会计报告应当经会计师事务所审计，并且要真实、准确、完整、及时地披露，所以本文采用 CSMAR 上市公司数据库进行研究更能准确地反映汇率对我国企业出口的影响。

本文建立了双向固定效应模型，研究了汇率水平变化和汇率波动对我国上市公司出口的影响。本文实证研究结论表明人民币汇率贬值并不能促进我国上市企业的出口，反而导致了我国上市企业出口量的下降。而汇率波动的上升则会降低我国企业的出口。除此以外，我们考虑了企业层面的特征变量，在模型中我们加入了企业规模、借贷能力以及总资产周转率。研究表明企业层面的这三个控制变量的系数显著为正，也就是上述三个控制变量都可以促进我国企业的出口。其次，本文探讨了国有股份权重在汇率对我国上市公司出口的影响中所发挥的作用。研究表明国有股份权重增强了汇率贬值对企业出口的不利影响，而在汇率波动对企业出口的不利影响中并没有发挥显著的作用。最后，本文还讨论了汇率贬值抑制我国企业出口的原因，注重强调我国企业面临汇率变化时汇率传递的影响作用。

本文研究可能的创新点主要在于：第一，本文注重采用微观企业数据而不是宏观数据，可以有效地消除加总偏误的问题，并且还可以在此基础上考虑企业层面的控制变量，对现有研究做出有效的补充。第二，本文考虑了出口企业的国有股份权重，加入了其与汇率水平变化和汇率波动的交互项，发现了国有股份权重在汇率对微观企业出口的影响中发挥的作用。第三，本文采用了双向固定效应法，既控制了难以观测到的不随时间变化的企业特

征例如企业管理者的个人能力、经营方针和决策策略等，还考虑了时间固定效应如商业周期等，极大地解决了可能产生的内生性问题（李宏彬等，2011）。此外，本文使用的是聚类稳健标准误，该方法允许组内存在自相关问题，并且可以修正异方差问题。

二、文献综述

汇率对于出口贸易的影响作用一直以来都广受国内外经济研究者的关注，现存的研究成果主要分为两大类，一类是汇率水平的变化，一类是汇率波动的变化。但是对于这两者对出口的具体影响，研究者们对此依旧存在重大的分歧。

（一）汇率水平的变化对出口的影响

汇率水平的变化主要指的是汇率的升值或者贬值。汇率水平的变化对于出口的影响，学术界对此意见不尽相同，一部分研究认为汇率的贬值可以提高对外出口，改善贸易收支，而另一部分的研究则否定了这个结论。早在上个世纪，国外学者就开始了相关研究。汇率水平对于国际贸易的影响中较为权威的理论是贸易收支弹性论。如果马歇尔—勒纳条件成立，那么汇率的贬值就可以改善贸易收支。Bahmani-Oskooee 和 Niroomand（1998）、Boyd 等人（2001）的研究支持了马歇尔-勒纳条件的成立。此外，Ahmen（2009）对我国一般贸易和加工贸易出口的研究也得到类似的结论，汇率升值极大地损害了出口。但是，也有一部分学者得出了截然不同的结论。例如 Athukorala 和 Menon（1994）、Wilson 和 Tat（2001）发现汇率的升值并不能使一些亚洲国家的出口降低。Thorbecke（2006）采用我国 30 个贸易伙伴的数据得出的结论为人民币汇率对贸易没有显著的影响。此外，国内学者对于该问题的研究也存有较大的分歧。卢向前和戴国强（2005）的研究表明我国满足马歇尔—勒纳条件。杨雪峰（2013）认为人民币实际有效汇率和名义有效汇率的升值对我国出口总额的长期累积效应不可忽视，即人民币升值会减少我国出口，但是短期的影响并不显著，曹阳和李剑武（2006）、黄锦明（2010）等也得出类似结论。

上述关于汇率水平的变化对出口的影响的相关文献主要采用的是宏观层面的数据，近年来越来越多的学者开始关注企业层面的微观数据来探究两者之间的关系。Campa（2004）采用的是西班牙制造业企业的数据，得到本币贬值会使出口总量增加的结论。Guillou（2008）采用法国制造业企业的数据发现对于大部分行业的企业来说，本币贬值对其打入国际市场是有利的，而对出口强度的效应则是不显著的。李宏彬等人（2011）使用 2000 年

至 2006 年的中国进出口企业数据研究人民币汇率对我国企业进出口的影响，结果表明人民币实际有效汇率升值会减少企业的实际出口值，并且，我国私营企业、高科技和资本密集型行业中的企业等受到人民币升值带来的冲击最大，然而汇率升值也会提升国有企业的出口。Berman 等（2012）采用的也是法国企业的数据，他们发现当面对汇率贬值时，规模更大的企业会提高价格而并非出口数量。Cheung 和 Sengupta（2013）对印度非金融企业的出口行为进行了研究，他们的实证研究表明汇率贬值有利于印度的出口。

（二）汇率波动的变化对出口的影响

汇率波动衡量的主要是汇率的风险，而因为出口商一般是风险厌恶的，一旦汇率出现大幅度波动，那么出口商出于对未来收益的不确定性考虑就会使其被迫调整预期。现存有大量的实证研究采用了宏观层面的数据对汇率波动和出口进行了研究，但结论总体而言不完全统一。Coric 和 Pugh（2010）的研究总结出有 33 个研究发现汇率波动不利于对外贸易，6 个研究发现汇率波动有助于提升贸易，而有 25 个实证研究发现汇率波动对贸易无显著效应的结论。现存国外的研究主要有 Klein（1990），Grobar（1993），Byrne 等（2008），Bahmani-Oskooee 等（2012），Serenis 和 Tsounis（2014），Bahmani-Oskooee 等（2015a），他们的研究表明汇率波动对出口有显著的负效应，但是也有一些研究给出完全不同的结果。Olayungbo 等（2011）的研究采用的是 40 个非洲国家的数据，结果表明在这些国家，汇率波动对贸易的影响是积极的。Hooy 等（2015）的研究也给出了相同的结论。另外，Sauer 和 Bohara（2001）发现汇率波动对不同国家的影响不尽相同，对 91 个国家的总样本有显著的负效应，对拉丁美洲和非洲国家的子样本也是显著的负效应，但是对发达国家和亚洲国家的样本而言影响并不显著。国内的学者们主要关注的是人民币汇率的波动对我国出口的影响。谷宇、高铁梅（2007）分析了人民币汇率波动性对中国进出口的长短期影响，研究发现不论是长期还是短期，人民币汇率的波动对出口均表现为负向冲击。陈六傅、钱学锋和刘厚俊（2007）的研究采用我国六大类企业出口数据表明人民币实际汇率波动对企业出口产生的负向冲击比较显著。而李广众等（2004）研究了汇率波动率、汇率错位对于 8 类制造业商品出口的影响，结论表明汇率波动的系数随商品、国家的不同而不同。

但是，实证研究在使用宏观数据时存在加总偏误，很有可能掩盖微观企业行为，因而近来更多的学者倾向于采用微观企业数据来研究汇率波动对企业出口行为的影响。Guillou（2008）表明汇率波动对出口有积极影响。Solakoglu 等（2008）对于土耳其大型企业的数据研究表明汇率波动对于企业出口额的影响是不显著的，既没有正面影响也没有负面影响。

Cheung 和 Sengupta (2013) 对于印度微观企业的研究表明, 在控制其他变量的情况下, 汇率波动对于印度企业的出口具有显著的负效应, 即汇率的波动上升会降低企业的出口。Hericourt 和 Poncet (2015) 采用的是超过十万家中国出口企业的数据, 结果显示不论是广延边际还是集约边际, 汇率波动的影响都是显著为负的。Rashid 和 Waqar (2017) 的研究采用 221 个巴基斯坦的制造业企业数据, 结果表明汇率波动不利于企业的出口。

现存的研究成果虽然是相当丰富的, 但是汇率水平以及汇率波动的变化对于出口的影响结论仍然是不统一的, 因而本文在现有研究未有定论的情况下进行研究是具有意义的。综合上述文献, 我们不难发现, 目前结合汇率水平变动和汇率波动率对进出口影响的文章较少 (陈云和何秀红, 2008), 使用微观数据进行研究的则少之更少, 因而本文采用国泰安 CSMAR 数据库的微观企业数据来研究人民币汇率水平和波动对企业出口的影响具有非常重要的意义, 可以弥补该领域目前研究的不足。

三、数据、数据预处理及变量测量

(一) 数据来源

本文所采用的微观企业数据均来源于国泰安 (CSMAR) 数据库, 宏观数据来源于 EIU 国家数据库和中经网统计数据库。具体而言, 本文采用 CSMAR 数据库的中国上市公司财务报表数据库。国内现有文献采用的微观企业数据大多是来自于中国工业企业数据库和海关数据相匹配的数据集。但是, 我们不能忽视工业企业数据库存在的一些问题 (张天顶和邹强, 2016), 例如指标缺失、大小异常等并且部分年份数据还缺少出口交货值等重要指标 (聂辉华等, 2012)。较国内以往文献, 本文采用的上市公司数据是更加准确、完整的。同时, 采用上市公司数据最突出的优势体现为它能够捕获和考察我国微观企业针对人民币汇率变化和波动的新近情况。

本文核心变量企业层面出口贸易金额数据是来自于上市公司财务报表中报表附注中的损益项目, 我们根据分部标准中的按地区分部筛选出各个上市企业逐年的出口额。其他的控制变量原始数据则是由财务报表数据库提供, 并经过作者计算而得。值得注意的是, 我们还从 CSMAR 数据库公司研究系列治理结构中的股本结构文件得到了每个上市公司每年总股数和国有股股数的数据, 从而得出各个公司每年的国有股份权重的控制变量。根据我们的匹配结果, 本文样本共有 9930 个观测值, 主要包含 1724 家上市企业出口情况, 在这

些企业中有 1316 家上市企业主营业务属于制造业，因而我们的样本中制造业出口占主导地位。

本文主要研究的是汇率对于我国微观企业出口的影响作用，所以对于核心变量汇率水平的变化以及汇率的波动数据，对于宏观经济变量我们采用的是 BVD 数据库中 EIU 国家数据库中的数据。对于汇率的测量，本文采用的是人民币实际有效汇率的月度数据。根据国际清算银行（BIS）公布的统计数据，2016 年人民币实际有效汇率累计下跌 5.69%，名义有效汇率则累计下跌 5.85%，均为七年来首次年度下跌，且创 2003 年以来最大跌幅，而至 2017 年人民币汇率变动幅度趋缓，人民币 2017 年实际有效汇率累计跌 2.65%，名义有效汇率则累计跌 1.89%。

相较于实际汇率，实际有效汇率是一种加权平均汇率，通常采用对外贸易的比重作为权数。实际有效汇率不仅考虑与贸易国之间双边汇率的相对变动情况，并且还剔除了通货膨胀对货币购买力的影响作用，能够更加准确的反映本国货币的对外价值和相对购买力，因此这种方法能够更准确、更全面的描述人民币汇率对我国微观企业出口的影响。实际有效汇率数值的增大意味着人民币购买力的增强。

另外，我们还采用了 EIU 国家数据库中的我国每年前五的贸易伙伴国或地区的实际 GDP 来计算国外市场的商品需求。除上述说明的数据来源以外，其他数据来源于中经网统计数据库。本文选用了工业生产者出厂价格指数对各个企业逐年的出口数据进行平减，其中我们将 1993 年作为基准年份，设为 100。并且，我们还采用该数据库中我国每年前五的贸易伙伴国或地区的出口额来计算相对贸易权重，从而与上述各国实际 GDP 相乘得到以贸易权重为基础的加权平均 GDP 值，以表示外国商品需求。

（二）变量及测量

本文考察的核心变量主要是汇率水平和汇率波动。汇率水平的变化 $\Delta \ln REER$ ，我们采用的是人民币实际有效汇率月度对数一阶差分的年度均值来表示的，相关计算参照 Caglayan 和 Demir（2014）。参照先前相关研究的探讨（例如，Goldberg，2004）， $\Delta \ln REER$ 表示的是人民币实际有效汇率的变化率。而对于人民币汇率波动 $REER_vol$ ，本文采用的是月度数据，相对而言数据频数能够满足测量需要，既可以采用 GARCH 方法来衡量，也可以使用更为普遍的对数一阶差分的标准差度量。但是，由于实际有效汇率序列的 ARCH 效应不够显著，并且依据 Coric 和 Pugh（2010）研究表明，就算使用更复杂的测量方法也不能显著改变实证结果的结论，这里我们采用后者来测量汇率的波动。此外，我们考虑国外

市场对我国商品的需求，本文计算了我国每年排名前五的贸易伙伴国或地区的加权平均 GDP，并将其取对数值得到 \lnfgdp 。

我们还考虑了企业层面的控制变量。本文考虑的变量有三个，分别是企业规模 $Size$ （张会清和唐海燕，2012；田朔和沈得芳，2014；许家云等，2015），借贷能力 BAR 以及总资产周转率 TAT （Cheung 和 Sengupta，2013；Rashid 和 Waqar，2017）。企业规模 $Size$ 定义为企业员工人数的对数值。企业的借贷能力 BAR ，本文采用的是企业净固定资产与总资产的比值。而对于企业的总资产周转率 TAT ，本文考虑的是企业营业收入与总资产的比值。企业国有股份权重 SOR ，本文定义为企业国有股股数与总股数的比值。

（三）描述性统计

由表 1 所示，本文给出了本文涉及主要变量的描述性统计，主要报告了均值、标准差、最小值以及最大值等统计量。

表 1 主要变量的描述性统计

Variables	Mean	Std. Dev.	Min	Max
\lnexp	18.35135	2.148983	4.930974	24.83196
$Size$	7.685776	1.220158	1.609438	12.59392
BAR	0.2462205	0.1532892	0.0004884	0.8911068
TAT	0.7243096	0.5546051	0.0049523	9.309835
SOR	0.1081684	0.2011906	0	0.8567681
$\Delta \ln REER$	0.0013458	0.0050847	-0.0053739	0.0097349
$REER_vol$	0.0106472	0.0029734	0.0067582	0.0181939
\lnfgdp	8.733615	0.0749915	8.59626	8.893088

注：作者计算所得。

四、模型设定及回归结果

（一）基准模型设定

本文选用的基准模型主要是基于 Rashid 和 Waqar（2017）和 Cheung 和 Sengupta（2013）模型设定的基础上建立起来。首先，该基准模型的因变量是微观企业基于工业生产者出厂价格指数进行平减的实际出口对数值，核心解释变量是汇率水平的变化和汇率波动。此外，我们还加入了以我国每年前五的贸易伙伴国或地区的出口比重作为权重计算所得的外国加权平均 GDP 值，这是体现国外市场整体需求的代表变量。基准模型的设定如下：

$$\ln exp_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln REER_t + \beta_2 REER_vol_t + \beta_3 \ln fgdp_t + \chi \mu_i + \phi \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (35)$$

估计上述基准模型我们使用的并不是传统的估计方法，而是双向固定效应法。双向固定效应法在一定程度上可以去除难以观测的企业特征 μ_i ，同时也控制了时间虚拟变量 η_t ，因而可以解决可能存在的内生性问题。此外， β_0 是截距项， ε_{it} 为残差项。在（1）式中，

我们重点应该关注的是 β_1 和 β_2 。 β_1 表示的是出口对汇率变化率的弹性，也就是体现汇率水平的变化对企业出口的影响。如果 $\beta_1 > 0$ ，那么表示人民币实际有效汇率数值变小，即人民币贬值会抑制我国上市公司的出口额，反之如果 $\beta_1 < 0$ ，那么人民币汇率的贬值则会提高我国上市公司的出口额。 β_2 表示的我国上市公司的出口在面临汇率波动时的情况。如果 $\beta_2 > 0$ ，那么汇率的波动会提高出口额，反之则会减少出口额。表 2 给出基准模型的回归结果。

值得强调的是，本文是基于聚类稳健标准误（Cameron 和 Miller，2015）报告最终的回归结果。聚类稳健标准误要比普通标准误小。因为同一家企业不同期间的扰动项可能存在自相关，而普通标准误的计算方法是基于扰动项是独立同分布的假设，因而普通标准误的估计不如聚类稳健标准误准确。所以，本文中的回归结果采用聚类稳健标准误而不是普通标准误。

表 2 给出了基准模型（1）的回归结果。其中第一列表示只控制了企业的固定效应而没有控制时间固定效应，第二列给出了同时控制企业特征和时间两个固定效应的结果。从表 2 中我们不难看出， β_1 的数值显著为正，那么即意味着人民币实际有效汇率数值减小，上市公司的出口也随之降低。这就表明我国上市公司的出口是随着人民币贬值而下降的。而 β_2 的数值显著为负，就意味着人民币汇率波动的上升会使得我国上市公司减少出口。对比第一列和第二列汇率水平变化和波动的 β 值，我们可以看出不管是否控制时间固定效应， β 值的正负号和显著性都是保持不变的，也就是汇率水平变化和波动变化对于微观企业出口的影响是恒定的。此外值得注意的是，在控制时间效应后， β_1 和 β_2 的绝对值变大了，也就是汇率对于出口的影响实际上是增强的。最后，对于国外商品的需求 $\ln fgd p$ ， β_3 的数值为正，说明国外商品的需求上升，也会促进我国微观企业的对外出口。

表 2 基准模型的回归结果

	实际出口值	
	(1)	(2)
$\Delta \ln REER$	0.24*** (8.08)	0.51*** (5.40)
$REER_vol$	-0.24*** (-5.79)	-0.95*** (-2.89)
$\ln fgd p$	0.04*** (10.28)	0.03*** (6.16)
Year dummies	No	Yes
Firm fixed effects	Yes	Yes

注：***表示显著水平为 1%，**表示显著水平为 5%，*表示显著水平为 10%，括号内数值为 t 统计量。

（二）模型拓展

考虑到企业层面的控制变量可能会影响到我国企业对外出口的决策，因而本文参考了

Rashid 和 Waqar (2017) 和 Cheung 和 Sengupta (2013) 等先前研究中的实证模型设定, 在基准模型 (1) 的基础上加入了企业层面的控制变量。拓展后的模型设定如下:

$$\ln exp_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln REER_t + \beta_2 REER_vol_t + \beta_3 \ln f gdp_t + \beta_4 X_{it} + \chi \mu_i + \phi \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (36)$$

其中, X_{it} 表示的是企业 i 在时间 t 可观测的控制变量, 本文主要考虑以下三个变量, 分别是企业的规模、借贷能力以及总资产周转率。对于企业的规模 $Size$, 我们采用企业员工人数的对数值来定义。理论上, 一个企业的规模越大, 就越具有规模优势。因为更大的企业规模就意味着更高的产量, 那么长期而言企业的平均总成本就会降低, 从而使得企业可以降低产品的成本, 提高产品的竞争力, 增加企业的经济效益。同样的, 企业规模的扩大对企业的出口也是有促进效应的。而对于企业的借贷能力 BAT , 本文定义为企业的净固定资产与总资产的比值。考虑到我国企业为了生产经营的需要, 尤其是出口企业想要进入国外市场或者占领一定市场份额的需要, 会向银行或者是其他的金融机构以一定的利率进行借款, 而企业借款中重要的方式之一是抵押贷款。企业可以通过抵押相应固定资产获得贷款, 因而我们考虑企业的固定资产与总资产的比值来衡量企业可获得借款资金的能力。如果企业的固定资产比例较高, 那么企业就可以通过向银行或其他金融机构抵押贷款获得充足的资金, 从而保证企业对外贸易的顺利进行。所以, 企业的借贷能力越强, 那么越有利于企业的出口行为。最后, 我们要考虑的是企业的总资产周转率 TAT , 本文采用的是企业财务报表的营业收入与总资产的比值。总资产周转率反映的是一个企业整体资产的运营情况, 衡量的是企业的经营质量和资金的利用效率。总资产周转率越大, 说明企业销售能力越强, 企业的周转能力越好。因而相应的, 上市公司的出口也应随企业总资产周转率的上升而上升。

表 3 报告了拓展模型 (2) 的回归结果。首先, 我们看到依次加入企业层面的控制变量后, 汇率水平和汇率波动的系数 β_1 和 β_2 的符号保持不变, 并且也都是显著的, 但是系数的绝对值减小了。换句话说, 人民币实际有效汇率下降依旧会抑制出口, 而汇率波动的提高仍然会减少出口, 只是在加入企业层面的控制变量后人民币汇率对企业出口的影响被削弱了。其次, 可以发现企业层面的三个控制变量的符号与我们的预期相一致, 并且都是显著的。所以, 企业规模更大, 企业的出口也会随之提高。同样的, 企业的借贷能力和总资产周转率的上升对于我国上市公司的出口也都具有显著的积极效应。

表 3 拓展模型的回归结果

	实际出口值		
	(1)	(2)	(3)
$\Delta \ln REER$	0.37*** (4.13)	0.37*** (4.14)	0.31*** (3.43)
REER_vol	-0.77** (-2.37)	-0.79** (-2.43)	-0.64** (-1.98)
lnfgdp	0.02*** (4.44)	0.02*** (4.67)	0.02*** (4.77)
Size	0.0058*** (10.02)	0.0057*** (9.86)	0.006*** (10.71)
BAR		0.0055** (2.22)	0.0052** (2.12)
TAT			0.0035*** (2.97)
Year dummies	Yes	Yes	Yes
Firm fixed effects	Yes	Yes	Yes

注：***表示显著水平为 1%，**表示显著水平为 5%，*表示显著水平为 10%，括号内数值为 t 统计量。

鉴于李宏彬等人（2011）的研究发现，企业的所有制不同，汇率水平变化对企业出口的影响也显著不同，尤其是国有企业在人民币实际汇率升值 1%的情况下，出口值将增加 0.25%。此外陈婷和向训勇（2015）的研究也得到了类似的结果，人民币汇率升值 1%导致了国有企业的出口值增加 0.62%。鉴于国有股份权重数据的可获得性，本文考虑国有股份权重不同的企业在面临汇率变化时表现是否有显著的不同，并在此基础上也考虑了国有股份权重是否会影响汇率波动对企业出口的影响。参考李宏彬等人（2011）的模型设定，我们在拓展模型（2）的基础上加入企业国有股份权重的控制变量 SOR，并考虑汇率水平变化 $\Delta \ln REER$ 以及汇率波动 REER_vol 与国有股份权重 SOR 的交互项，模型的具体设定如下：

$$\ln exp_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln REER_t + \beta_2 REER_{vol_t} + \beta_3 \ln fgdp_t + \beta_4 X_{it} + \beta_5 SOR_{it} + \beta_6 SOR_{it} * \Delta \ln REER_t + \beta_7 SOR_{it} * REER_{vol_t} + \chi \mu_i + \phi \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (37)$$

我们需要重点关注的是汇率水平变化 $\Delta \ln REER$ 以及汇率波动 REER_vol 与国有股份权重 SOR 交互项前面的系数 β_6 和 β_7 。如果 β_6 显著大于 0，那么国有股份可以增强汇率贬值对企业出口的负面影响，反之如果 β_6 显著小于 0，那么则削弱汇率贬值对企业出口的负面影响。如果 β_7 显著大于 0，那么国有股份可以削弱汇率波动上升对企业出口的消极影响，反之如果 β_7 显著小于 0，那么则增强汇率波动上升对企业出口的消极影响。

表 4 报告了模型（3）的回归结果，如下所示。第一列加入汇率水平变化和国有股份权重的交互项，结果显著为正，并且系数的绝对值明显大于前面任何一个模型汇率水平变化的系数绝对值，这表明了国有股份权重在汇率水平变化对于企业出口的影响中占据了举足轻重的地位。第二列是考虑国有股份权重在汇率波动对企业出口影响中扮演的角色。我们发现汇率波动与国有股份权重的交互项 SOR*REER_vol 的系数是不显著的，也就是说国有

股份权重并没有改变人民币汇率波动对我国上市公司出口的影响。第三列则是同时考虑了国有股份权重 SOR 与汇率水平和汇率波动对企业出口的联合效应，结果与第一列、第二列显示出的结果保持一致。因而，从表 4 中我们可以得出，国有股份权重更高的企业在面临人民币贬值时，会表现为更多的降低出口，而在面临汇率波动时则不会表现出显著的差异。

表 4 加入国有股份权重的拓展模型的回归结果

	实际出口值		
	(1)	(2)	(3)
$\Delta \ln REER$	0.23** (2.41)	0.32*** (3.44)	0.23** (2.41)
REER_vol	-0.56* (-1.70)	-0.65** (-2.01)	-0.56* (-1.71)
lnfgdp	0.02*** (3.99)	0.02*** (4.70)	0.02*** (3.99)
Size	0.006*** (10.76)	0.006*** (10.69)	0.006*** (10.76)
BAR	0.0052** (2.15)	0.0052** (2.12)	0.0052** (2.14)
TAT	0.0035*** (3.00)	0.0035*** (2.97)	0.0035*** (3.00)
SOR	-0.0004 (-0.25)	-0.0006 (-0.26)	-0.0015 (-0.62)
$\Delta \ln REER * SOR$	0.63*** (4.25)		0.63*** (4.25)
REER_vol * SOR		0.12 (0.62)	0.10 (0.56)
Year dummies	Yes	Yes	
Firm fixed effects	Yes	Yes	

注：***表示显著水平为 1%，**表示显著水平为 5%，*表示显著水平为 10%，括号内数值为 t 统计量。

根据拓展模型（3）的结果，我们发现国有股份权重在汇率变化对我国上市公司出口中发挥了重要的作用。下面基于拓展模型（2），我们按照国有股份权重分组，进一步讨论国有股份在我国上市公司的出口行为的重要影响。关于国有企业，广义的可分为纯国有企业、国有控股企业、国有参股企业，但是并没有明确的权重界定。分组结果如表 5 所示，我们给出了以 30%，20%，10%为分组标准的结果。从表 5 中我们不难看出，国有股份高于 30% 以上的企业汇率水平变化 $\Delta \ln REER$ 的系数显著为正，表明企业在面临汇率贬值时，出口也会减少，而对于国有股份低于 30% 的部分国有控股企业以及民企而言，汇率水平的变化对他们的出口影响并不显著。同样的对于 20% 和 10% 的分组结果也是一样的。因而我们有理由相信一些较大型的纯国有企业和国有控股企业的存在造成了本文汇率贬值抑制企业出口的结果。根据李宏彬等人（2011）的研究认为，国有企业对汇率变动的反应较为迟钝，可能受到政策导向的影响较大，因而会产生这样的结果。此外，陈婷和向训勇（2015）的研究也表明这种现象可能解释为国有股份权重较大的企业还不是完全市场化的行为主体，相比而言政策因素对其影响更大。

表 5 按国有股份权重分组的回归结果

	实际出口值					
	国有股份 30%分组		国有股份 20%分组		国有股份 10%分组	
	30%以上	30%以下	20%以上	20%以下	10%以上	10%以下
$\Delta \ln REER$	0.83** (2.17)	0.15 (1.27)	0.99*** (2.63)	0.17 (1.35)	0.82*** (3.00)	0.21 (1.56)
REER_vol	-1.22 (-1.50)	-0.39 (-1.14)	-3.56* (-1.92)	-0.41 (-1.18)	-1.75* (-1.77)	-0.52 (-1.44)
lnfgdp	0.02 (0.96)	0.017*** (2.78)	0.0064 (0.29)	0.018*** (2.60)	0.01 (0.91)	0.02*** (2.92)
Size	0.0053*** (4.86)	0.0057*** (8.81)	0.0067*** (5.26)	0.0057*** (8.32)	0.0069*** (5.73)	0.0057*** (8.13)
BAR	-0.0009 (-0.17)	0.0052* (1.80)	0.0022 (0.49)	0.0051* (1.65)	0.004 (1.00)	0.0047 (1.47)
TAT	0.0054*** (3.61)	0.0026* (1.85)	0.0058*** (4.06)	0.0024* (1.68)	0.0049*** (3.64)	0.0028** (2.22)
Year dummies	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注：***表示显著水平为 1%，**表示显著水平为 5%，*表示显著水平为 10%，括号内数值为 t 统计量。

3. 稳健性检验

上文我们给出的是以生产者出厂价格指数平减的出口值作为因变量的回归结果，也就是上文我们采用的是实际出口值，下面我们给出名义出口值的回归结果。考察名义出口值主要原因在于：企业进行经营决策过程以及开拓海外市场过程中，经理以及销售专员并不是像经济学家一样思考问题。回归结果如表 6 所示。从表 6 中我们看出，以出口的名义值作为回归因变量并不会显著改变我们的模型结果。汇率水平变化 $\Delta \ln REER$ 的系数仍然显著为正，汇率波动 REER_vol 的系数仍然显著为负，也就是说人民币汇率贬值会降低我国上市公司的出口，而汇率大幅度的波动也会对我国企业的出口产生不利的影响。此外，与上文所示结果比较，表 6 中 $\Delta \ln REER$ 和 REER_vol 的系数绝对值增加了，并且均在 1% 的显著水平下显著，因而可以证明我们上述结果的稳健性。

表 6 名义出口值的回归结果

	名义出口值			
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\Delta \ln REER$	0.69*** (7.36)	0.56*** (6.18)	0.56*** (6.18)	0.49*** (5.49)
REER_vol	-1.21*** (-3.66)	-1.02*** (-3.16)	-1.04*** (-3.22)	-0.89*** (-2.77)
lnfgdp	0.03*** (6.67)	0.025*** (4.95)	0.026*** (5.18)	0.026*** (5.29)
Size		0.0058*** (10.02)	0.0057*** (9.86)	0.006*** (10.71)
BAR			0.0055** (2.22)	0.0052** (2.12)
TAT				0.0035*** (2.97)
Year dummies		Yes	Yes	Yes
Firm fixed effects		Yes	Yes	Yes

注：***表示显著水平为 1%，**表示显著水平为 5%，*表示显著水平为 10%，括号内数值为 t 统计量。

此外，我们考虑汇率波动的度量。除了上文所使用的月度实际有效汇率对数一阶差分

的标准差外,我们还可以使用 GARCH 模型测量汇率波动。本文使用的是实际有效汇率的月度数据,但是数据显示 ARCH 效应不显著,所以本文没有报告 GARCH 模型下测量汇率波动的结果。近来有研究(Coric 和 Pugh, 2010)已经表明,即便是使用更加复杂的测量方法,也不会显著改变模型的回归结果。所以,我们有理由认为我们模型的回归结果是稳健的。

(四) 模型回归结果进一步讨论

就国内外现存的研究文献而言,汇率的贬值多数会促进企业的出口,或者对企业出口的影响不显著,而本文得到的结果是汇率的贬值会抑制我国上市公司的出口。那么这个结果与普遍研究结果不一致背后深层次的原因是什么,值得我们思考。回顾各国对外经济发展历程,我们不难找到一些本币升值出口大增或本币贬值出口大减的反例。新加坡元在 20 世纪 70 年代中期至 90 年代中期持续升值,与此同时新加坡的出口规模却并未减少。亚洲金融危机期间,尽管大多数亚洲国家货币遭受了大幅贬值,然而出口仍旧收缩了(Blalock 和 Roy, 2010; Duttagupta 和 Spilimbergo, 2004)。同样的,巴西、阿根廷和乌拉圭也有出口未对突然的汇率冲击做出反应的情况。在遭遇 2007-2008 年国际金融危机的冲击之后,货币大幅贬值也表现出对出口贸易影响作用甚微的情形。根据英国《金融时报》报道,在经历较低的经济增长率之后,一些全球最大经济体的政策制定者诉诸于汇率贬值手段,寄望于刺激出口拉动经济复苏,如日本和欧元区,但结果却事与愿违。

通过对比,我们发现本文的结果与上个世纪八十年代中期美国的情况具有高度的相似性。这个期间内美元贬值并没有改善美国对外贸易表现,反而短期内贸易赤字仍在持续。现有研究中存在着大量的实证研究探讨当时美国出口企业行为特征,从而解释了美国贸易均衡反应迟钝的原因。他们发现美国的出口厂商固定出口商品的美元价格,而将汇率完全递到国外货币价格上,也就是说美元贬值时出口商品的价格也随之降低。所以,美国出口值的增加很大程度上依赖于外国消费者的需求反应,但是 Krugman 和 Baldwin (1987)表明消费者反应是需要时间的,所以在面临汇率贬值时,出口并不会增加反而会减少。那么类似地,我们发现我国的汇率传递也是较高的。根据我国的很多研究表明人民币的出口汇率传递程度很高。胡冬梅等(2010)发现人民币汇率传递平均为 97.8%。文争为(2010)的研究表明人民币汇率传递的程度约为 97.92%。而 Li 等人(2015)利用海关总署数据的研究表明,人民币升值 10%,商品的出口价格只会降低 0.35%,这就意味着几乎是接近于完全的汇率传递。

参照 Subramanian 和 Robert (1993) 的研究, 我们考虑我国企业的出口行为, 几近完全的汇率传递可以从以下四个方面来解释: 第一个是我国出口企业的管理者可能并不看重国外的市场。从我们的数据样本来说, 出口占企业销售总额的均值为 22%。上市公司企业的市场主要还是国内, 因而可能对国外出口市场并不十分重视。第二个关于我国企业为什么不根据市场进行定价, 可能原因是成本太高, 也就是我们必须强调菜单成本。毕竟, 从我们的样本来看, 对外出口只占了总体销售额的一小部分。如果一个企业试图选择最优的定价策略, 那么就必须有较大比例的出口以承担额外的菜单成本。所以企业在出口比例较小的情况下, 不会选择依据出口国当地市场而进行不同的定价。第三个要讨论的就是套利的问题。如果我国企业可以根据不同市场给出不同的定价, 那么就会面临套利的压力。而我国的企业可能不具备如此定价的能力。最后一个可能性就是数据的问题。这种情况下, 意味着尽管官方数据给出的是完全的汇率传递, 但是实际上我国企业可能的确依据市场的不同而选择了不同的定价。一些重要的理论研究如 Krugman (1986) 就表明了这种不完全汇率传递现象的存在, 企业试图保持商品的外币价格, 吸收一部分汇率变化到自己的利润率中, 根据目的地市场选择最优定价。但是, 在早期的研究中 Kravis 和 Lipsey (1971) 指出企业可能不愿意给出不同的出口价格和国内价格, 因为他们不愿意表现出价格歧视, 所以官方数据收集就到的几乎是相等的国内价格和出口价格, 因而我们观察到几乎完全的汇率传递。

五、结论和建议

本文采用 CSMAR 数据库中上市公司的财务报表研究了汇率水平的变化和汇率波动对企业出口的影响。基于模型的回归结果, 我们得到如下结论: 首先, 汇率贬值对我国微观企业的出口有一个抑制作用。而汇率波动, 对我国上市公司的出口是显著的负面效应, 换句话说, 如果人民币汇率波动大幅上升, 那么就会极大地危害我国企业的出口。此外, 在我们的模型中, 我们还看到企业层面的特征变量对企业出口决策的影响。在本文的模型中, 我们考虑了企业规模、企业借贷能力以及企业的总资产周转率。从回归的结果上首先我们看到, 企业规模越大, 越有利于我国企业的出口。原因在于企业规模越大, 越能体现企业的规模效应, 可以相应地降低生产成本, 提高出口产品在国际市场上的竞争力。其次, 企业的借贷能力对出口的影响也是显著为正的。出口企业在进入国外市场时需要一定的沉没

成本，或者由于拓宽国外市场等经营的需要，所以企业必须向银行或其他金融机构获取一定的借款。而抵押借款又是其中非常重要的方式之一，企业可以抵押自己的固定资产从而保证企业资金的充足。所以企业的借贷能力越强，那么越对企业出口有利。最后我们考虑的是企业的总资产周转率，总资产周转率的系数也是显著为正的。企业的总资产周转率越高，说明企业的销售能力越强，那么越有助于企业向国外出口。本文还讨论了企业的国有股份权重在汇率对企业出口的影响中发挥的作用。回归结果表明国有股份权重和汇率水平变化的交互项显著为正，说明面临相同的汇率贬值，国有股份权重越高的企业越不利于出口。而国有股份权重和汇率波动的交互项不显著，则说明国有股份在汇率波动对企业的不良影响中并未发挥作用。文章的最后我们讨论了汇率贬值会降低我国上市公司的出口背后可能的深层次原因。通过与美国相比，我们认为原因可能是人民币汇率的完全传递造成的，但是还需进一步研究。

通过本文的实证研究，我们提出以下几点政策建议：

第一，我国要稳定当前的汇率水平，因为汇率对于出口的影响是错综复杂的，不能轻易地将人民币汇率陷入大幅波动的境地。人民币汇率的大幅波动给我国企业的出口带来的只能是不利的影响，微观企业可能由于对未来收益的不确定性而放弃部分出口。因而我国货币当局应当要紧密关注我国人民币汇率的波动情况。但是由于人民币汇率受到多种因素的综合影响，所以货币当局要考虑合理使用汇率政策、财政政策等多方面政策稳定人民币汇率。

第二，我国应该建立人民币跨境结算平台，完善人民币跨境结算机制，支持国内外企业使用人民币跨境结算，免除由于汇率变化和汇率波动带来的风险。此举还可以推动人民币国际化，提升人民币的国际地位。人民币国际化有利于增强我国在国际贸易中的影响力。我国的出口企业绝大部分都是采用美元或者欧元结算，那么汇率波动的风险主要是由国内的企业所承担。因而如果在对外贸易中我国企业可以直接使用人民币计价结算，那么相应的就会大大降低汇率波动所带来的风险。这有助于我国企业规避汇率风险，降低企业的运行成本，极大地便利了企业的对外贸易和对外投资。此外，人民币跨境结算还可以降低我国企业的结算成本，促进对外出口。采用人民币结算可以为企业节省汇兑成本等财务成本，加快企业的资金周转。并且，人民币结算还可以减少企业由于汇率变化造成的定价成本。

第三，出口企业要合理地进行产业结构升级。当前外贸形势较为严峻，中国加工贸易多是采取拉料加工和进料加工的方式，主要集中在中下游的技术产业中，加工的附加值较

低。除此以外，中国的劳动力成本也在上涨，过去存在的劳动力优势在不断消失，很多外资企业逐渐把工厂转向其他具有更低劳动力成本的国家，因此导致国内大量加工企业倒闭，因此我国的产业结构亟待改善升级。我国的出口企业应该逐步转向附加值较高的产业链环节，要努力推动大型企业在加工贸易产业升级中的领头作用，提高我国出口企业在国际市场上的竞争力和影响力。另外，我国的出口企业也要加强自主创新，让自己的产品具有不可替代性和特殊性。利用创新技术生产商品，打造自有品牌，从而在国际市场上拥有一席之地。在现今严峻的国际形势中，我国的出口企业不仅要发挥自身的优势，还要采取合理的金融工具来规避汇率风险，减少由于汇率波动带来的损失。

参考文献

- [1] Ahmed S. Are Chinese exports sensitive to changes in the exchange rate?[R]. Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers, No.987, 2009.
- [2] Athukorala P, Menon J. Pricing to market behaviour and exchange rate pass-through in Japanese exports[J]. *The Economic Journal*, 1994: 271-281.
- [3] Bahmani-Oskooee M, Niroomand F. Long-run price elasticities and the Marshall–Lerner condition revisited[J]. *Economics Letters*, 1998, 61(1):101-109.
- [4] Bahmani-Oskooee M, Xu J. Impact of exchange rate volatility on commodity trade between U.S. and China: is there a third country effect[J]. *Journal of Economics & Finance*, 2012, 36(3):555-586.
- [5] Bahmani-Oskooee M, Hegerty S W, Hosny A. Exchange-rate volatility and commodity trade between the EU and Egypt: evidence from 59 industries[J]. *Empirica*, 2015a, 42(1): 109-129.
- [6] Bahmani-Oskooee M, Hegerty S W, Hosny A S. The effects of exchange-rate volatility on industry trade between the US and Egypt[J]. *Economic Change and Restructuring*, 2015b, 48(2): 93-117.
- [7] Berman N, Martin P, Mayer T. How do different exporters react to exchange rate changes?[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2012, 127(1): 437-492.
- [8] Blalock G, Roy S. A Firm-level Examination of the Exports Puzzle: Why East Asian Exports Didn't Increase After the 1997–1998 Financial Crisis[J]. *World Economy*, 2010, 30(1):39-59.
- [9] Boyd, Roy, Krutilla, et al. The Welfare Impacts of U.S. Trade Restrictions against the Canadian Softwood Lumber Industry: A Spatial Equilibrium Analysis [J]. *Canadian Journal of Economics*, 2001, 20(1):17-35.
- [10] Byrne J P, Darby J, MacDonald R. US trade and exchange rate volatility: A real sectoral bilateral analysis[J]. *Journal of macroeconomics*, 2008, 30(1): 238-259.
- [11] Caglayan M, Demir F. Firm productivity, exchange rate movements, sources of finance, and export orientation[J]. *World Development*, 2014, 54: 204-219.
- [12] Cameron A C, Miller D L. A Practitioner's Guide to Cluster-Robust Inference [J]. *Journal of Human Resources*, 2015, 50(2):317-372.
- [13] Campa J M. Exchange rates and trade: How important is hysteresis in trade?[J]. *European Economic Review*, 2004, 48(3):527-548.
- [14] Cheung Y W, Sengupta R. Impact of exchange rate movements on exports: An analysis of Indian non-financial sector firms [J]. *Journal of International Money and Finance*, 2013, 39(4):231-245.

- [15] Duttagupta R, Spilimbergo A. What Happened to Asian Exports during the Crisis?[J]. IMF Staff Papers, 2004, 51(1):72-95.
- [16] Frankel J A, Wei S J. Assessing China's Exchange Rate Regime[J]. Economic Policy, 2007, 22(51):575-627.
- [17] Goldberg L S. Industry-Specific Exchange Rates for the United States[J]. Economic Policy Review, 2004(May):1-16.
- [18] Grobar L M. The effect of real exchange rate uncertainty on LDC manufactured exports[J]. Journal of Development Economics, 1993, 41(2): 367-376.
- [19] Guillou S. Exports and Exchange Rate: A Firm-Level Investigation[C]Workshop: International Activities and Firm Performance. 2008.
- [20] Hericourt J, Poncet S. Exchange rate volatility, financial constraints, and trade: empirical evidence from Chinese firms[J]. The World Bank Economic Review, 2015, 29(3): 550-578.
- [21] Hooy C W, Siong-Hook L, Tze-Haw C. The impact of the Renminbi real exchange rate on ASEAN disaggregated exports to China[J]. Economic Modelling, 2015, 47: 253-259.
- [22] Klein M W. Sectoral effects of exchange rate volatility on United States exports[J]. Journal of International Money and Finance, 1990, 9(3): 299-308.
- [23] Kravis I B, Lipsey R E. Front matter, Price Competitiveness in World Trade[J]. Price Competitiveness in World Trade, 1971.
- [24] Krugman P R. Pricing to market when the exchange rate changes[R].NBER Working Papers w1926, 1986.
- [25] Krugman P R, Baldwin R E, Bosworth B, et al. The Persistence of the U.S. Trade Deficit[J]. Brookings Papers on Economic Activity, 1987, 1987(1):1-55.
- [26] Lau F, Mo Y, Li K. The impact of a renminbi appreciation on global imbalances and intra-regional trade[J]. Hong Kong Monetary Authority Quarterly Bulletin, 2004: 16-26.
- [27] Li H, Ma H, Xu Y. How do exchange rate movements affect Chinese exports? — A firm-level investigation[J]. Journal of International Economics, 2015, 97(1):148-161.
- [28] Marquez J, Schindler J. Exchange-rate Effects on China's Trade[J]. Review of International Economics, 2007, 15(5):837–853.
- [29] Obstfeld M, Rogoff K. The Unsustainable U.S. Current Account Position Revisited [M]. G7 Current Account Imbalances: Sustainability and Adjustment, Richard H. Clarida, editor (p. 339 - 376), University of Chicago

Press, 2007.

[30] Olayungbo D, Yinusa O, Akinlo A. Effects of exchange rate volatility on trade in some selected Sub-Saharan African countries[J]. *Modern Economy*, 2011, 2(04): 538-545.

[31] Rashid A, Waqar S M. Exchange rate fluctuations, firm size, and export behavior: an empirical investigation[J]. *Small Business Economics*, 2017:1-17.

[32] Sauer C, Bohara A K. Exchange rate volatility and exports: regional differences between developing and industrialized countries[J]. *Review of International Economics*, 2001, 9(1): 133-152.

[33] Serenis D, Tsounis N. The effects of exchange rate volatility on sectoral exports evidence from Sweden, UK, and Germany[J]. *International Journal of Computational Economics and Econometrics*, 2014, 5(1): 71-107.

[34] Solakoglu M N, Solakoglu E G, Demirağ T. Exchange rate volatility and exports: A firm-level analysis[J]. *Applied Economics*, 2008, 40(7): 921-929.

[35] Subramanian Rangan, Robert Z. Lawrence, Richard N. Cooper. The Responses of U.S. Firms to Exchange Rate Fluctuations: Piercing the Corporate Veil[J]. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1993, 24(2):341-379.

[36] Thorbecke W. The effect of exchange rate changes on trade in East Asia[R]. Tokyo. Research Institute for Economy, Trade and Industry. Discussion Paper, 2006 (05-E): 009.

[37] Wilson P, Tat K C. Exchange rates and the trade balance: the case of Singapore 1970 to 1996[J]. *Journal of Asian Economics*, 2001, 12(1): 47-63.

[38] 安辉, 黄万阳. 人民币汇率水平和波动对国际贸易的影响——基于中美和中日贸易的实证研究[J]. *金融研究*, 2009(10):83-93.

[39] 陈六傅, 钱学锋, 刘厚俊. 人民币实际汇率波动风险对我国各类企业出口的影响[J]. *数量经济技术经济研究*, 2007, 24(7):81-88.

[40] 陈婷, 向训勇. 人民币汇率与中国出口的二元边际:基于多产品企业的研究视角[J]. *国际贸易问题*, 2015(8):168-176.

[41] 陈云, 何秀红. 人民币汇率波动对我国 HS 分类商品出口的影响[J]. *数量经济技术经济研究*, 2008, 25(3):43-54.

[42] 曹阳, 李剑武. 人民币实际汇率水平与波动对进出口贸易的影响——基于 1980~2004 年的实证研究[J]. *世界经济研究*, 2006(8):56-59.

[43] 谷宇, 高铁梅. 人民币汇率波动性对中国进出口影响的分析[J]. *世界经济*, 2007(10):49-57.

[44] 黄锦明. 人民币实际有效汇率变动对中国进出口贸易的影响——基于 1995-2009 年季度数据的实

证研究[J]. 国际贸易问题, 2010(9):117-122.

[45] 胡冬梅, 郑尊信, 潘世明. 汇率传递与出口商品价格决定:基于深圳港 2000~2008 年高度分解面板数据的经验分析[J]. 世界经济, 2010(6):45-59.

[46] 李广众, Lan P.Voon. 实际汇率错位、汇率波动性及其对制造业出口贸易影响的实证分析:1978~1998 年平行数据研究[J]. 管理世界, 2004(11):22-28.

[47] 李宏彬, 马弘, 熊艳艳, 等. 人民币汇率对企业进出口贸易的影响——来自中国企业的实证研究[J]. 金融研究, 2011(2):1-16.

[48] 卢向前, 戴国强. 人民币实际汇率波动对我国进出口的影响:1994—2003[J]. 经济研究, 2005(5):31-39.

[49] 聂辉华, 江艇, 杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J]. 世界经济, 2012(5):142-158.

[50] 田朔, 沈得芳. 汇率波动对企业出口的非线性影响--基于微观层面数据的研究[J]. 现代管理科学, 2014(11):81-83.

[51] 文争为. 中国制造业出口中 PTM 行为的经验研究[J]. 世界经济, 2010(7):82-95.

[52] 吴武清, 陈敏, 毛志杰. 人民币汇率、汇率风险对中国对美国出口的经济影响分析[J]. 数理统计与管理, 2008, 27(4):663-677.

[53] 许家云, 佟家栋, 毛其淋. 人民币汇率、产品质量与企业出口行为——中国制造业企业层面的实证研究[J]. 金融研究, 2015(3):1-17.

[54] 杨雪峰. 人民币汇率对我国出口影响的实证研究[J]. 世界经济研究, 2013(6):40-44.

[55] 张天顶, 邹强. 行业技术差异、选择效应与我国制造业企业国际化[J]. 世界经济研究, 2016(11):112-123.

[56] 张会清, 唐海燕. 人民币升值、企业行为与出口贸易——基于大样本企业数据的实证研究:2005~2009[J]. 管理世界, 2012(12):23-34.

Whether RMB Exchange Rate Devaluation affect the Export of China's listed firms

Zhang Tianding Lv Jinqiu

Abstract: At present, the export situation of Chinese enterprises is severe, and the changes and volatility of the exchange rate of RMB are large. Therefore, this paper uses the micro-enterprise data of CSMAR database to study the impact of RMB exchange rate changes and volatility on the export of Chinese listed companies. This paper establishes a two-way fixed-effects model that takes into account not only the changes in exchange rates and exchange rate volatility, but also the characteristics of the firm level, the three control variables of firm size, borrowing ability and total assets turnover ratio. It also explores the importance of state- Impact on the export of enterprises to play a role. The empirical results show that the devaluation of the real effective exchange rate of Renminbi is harmful to the export of listed companies in our country and exchange rate volatility will also restrain the export. Moreover, the increase of state-owned shares in listed companies will enhance the adverse effect from the devaluation of the exchange rate on the export of enterprises, while the exchange rate volatility on corporate exports have no significant effect.

Keywords: exchange rate changes; exchange rate volatility; export of enterprises; characteristics of enterprises; weight of state-owned shares.

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”。

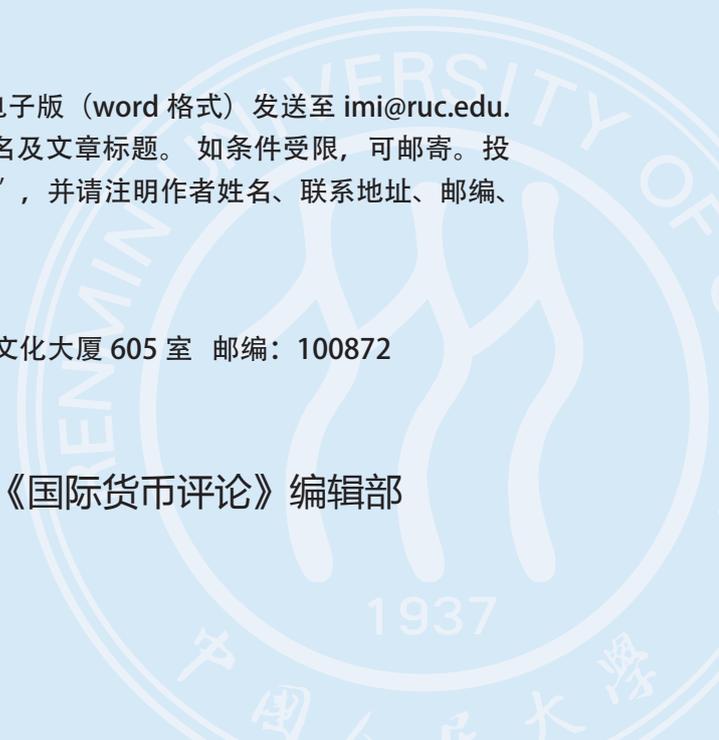
投稿方式：

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



厦门 国金

XFinTech

资产证券化专业服务商

ASSET BACKED SECURITIZATION SPECIALIST



0755—26416011



xft@xfintech.com.cn



深圳市南山区高新科技园后海大道
2388号怡化金融科技大厦20楼