

中国人民大学国际货币研究所

2018 年 第 12 期 总第 71 期

刊发日期：2018 年 12 月 15 日

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编：张 杰

警惕中国储蓄率过快下滑的趋势

李若谷

传统监管措施能够限制金融市场的波动吗

汪天都、孙谦

全面客观理解中美贸易不平衡问题

许宪春、余航

资源配置、产业结构与全要素生产率：基于真实经济周期模型的分析

刘伟、张立元

资本账户开放、制度质量与资本外逃：基于“金砖五国”的研究

喻海燕、范晨晨

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）

贡圣林	曹 彤	陈卫东	丁剑平 丁志杰	鄂志寰
郭庆旺	焦瑾璞	Rainer Klump	IL HOUNG Lee 刘 珺	陆 磊
David Marsh	Herbert Poenisch	瞿 强	Alfred Schipke 涂永红	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】

警惕中国储蓄率过快下滑的趋势	李若谷	01
传统监管措施能够限制金融市场的波动吗	汪天都、孙谦	15
全面客观理解中美贸易不平衡问题	许宪春、余航	33
资源配置、产业结构与全要素生产率：		
基于真实经济周期模型的分析	刘伟、张立元	50
资本账户开放、制度质量与资本外逃：		
基于“金砖五国”的研究	喻海燕、范晨晨	80
基于 DSGE 模型的货币政策对银行风险承担影响研究		
——兼论货币政策的应对	郭田勇、杨帆、李丹	97
企业异质性、出口决策与就业效应		
——兼论对中美贸易战的应对	原磊、邹宗森	126

警惕中国储蓄率过快下滑的趋势

李若谷¹

长期以来，中国一直是世界上储蓄率最高的国家之一。较高的储蓄不断转化为投资，为中国经济快速增长做出了重要贡献。但是，中国高储蓄率状态不会一直维持下去。2010年以来，中国国民储蓄率已经开始下降。据 IMF 预测，在 2022 年之前，中国国民储蓄率将持续下降至接近 40% 的水平（图 1）。金融危机后，中国快速增长的债务（主要是国内债务）与高储蓄的支持密不可分。中国储蓄率如若出现过快下降，会给经济结构调整和金融稳定带来深刻的影响。



图 1 中国国民储蓄率变化 (1982–2022 年)

数据来源：Wind

目前，中国主流经济学说主张中国转向基于消费和服务的增长。如果说这个主张是正确的，那么在这一重要且复杂的转型过程中，我们不仅需要关注消费升级、内需扩大，还应重视国民储蓄率的变化。当前虽然我国储蓄率仍处在较高水平，但已经开始下降，因此，必须警惕储蓄率过快下滑对经济健康发展产生的不利影响。

一、中国储蓄率的主要特征

改革开放以来，我国的储蓄率总体呈现波动上行趋势，具体变化可以划分成四个阶段，分别是缓慢上升期（1978–1994 年）、调整回落期（1995–1999 年）、快速上扬期（2000–

¹ 李若谷，中国人民大学国际货币研究所顾问委员、中国进出口银行原董事长、行长

2010 年)、持续下降期(2011 年至今)(图 1)。其中,从 2000 年开始,储蓄率进入快速持续的上涨阶段,这种趋势得以维持并在 2005 年之后变得更为明显,到 2010 年,中国的国民储蓄率达到峰值 51.2%,随后逐渐回落。

从储蓄的部门构成看,上个世纪 90 年代以来,居民储蓄构成了中国国内储蓄的最主要来源,几乎占据了国内总储蓄的半壁江山。2010 年以前,居民储蓄占 GDP 的比重一直缓慢提高,随后逐步下滑。在国民储蓄率的持续下降期,居民储蓄率对国民储蓄率变动的贡献率高达 69%,成为拉动国民储蓄率下滑的主要力量。企业储蓄是三部门中变化最为显著的。企业储蓄占 GDP 的比重在 20 世纪 90 年代初还仅为 11%左右,从 2002 年开始已经与居民储蓄基本相当。可以说,2008 年之前,中国储蓄的增长主要归因于企业储蓄的增长。2008 年金融危机后,企业储蓄率迅速下滑,后又叠加居民储蓄率的下滑,两者共同拉低国民储蓄率。政府储蓄在三部门中始终占比较低,但在 2000 年至 2008 年间,政府储蓄占 GDP 比重也呈先快速上升随后保持平稳的态势(图 2)。

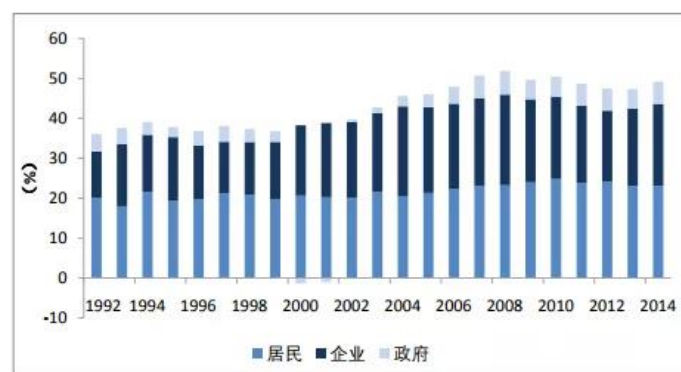


图 2 中国各部门储蓄占 GDP 比重的变化 (1992-2014 年)

数据来源：根据国家统计局《中国统计年鉴》资金流量表（实物交易）相关数据测算得出

从国际比较来看,发展中国家的国民储蓄率普遍较高,而发达国家的国民储蓄率排名一般相对靠后(图 3)。2015 年,中国储蓄率仍处于全球前列,不仅高于主要发达国家,而且也高于主要新兴发展中国家。比较中美韩三国的储蓄构成可知,不同于美韩两国以企业储蓄为主导,中国的居民储蓄和企业储蓄几乎平分秋色,但居民储蓄相对更高(图 4)

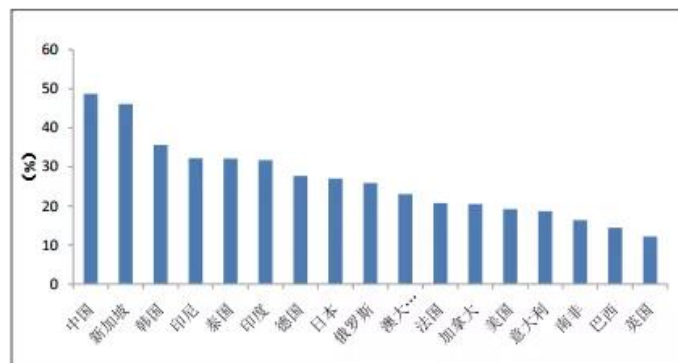


图 3 国民储蓄率的国际比较 (2015 年)

数据来源：Wind

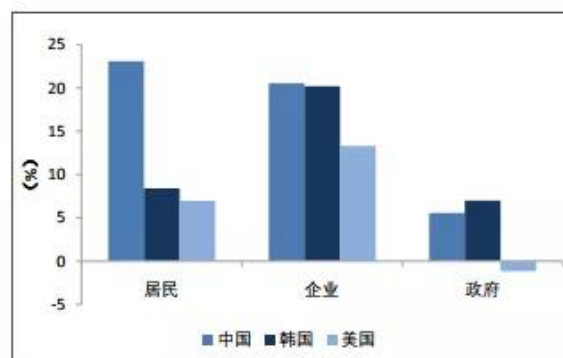


图 4 国民储蓄构成的国际比较 (2014 年)

数据来源：Wind

二、影响中国储蓄率的因素及其变化趋势

中国储蓄率下滑的可能诱因与形成高储蓄率的原因可以说是一枚硬币的两面。影响储蓄率的因素很多，包括收入增长、人口年龄结构、居民消费倾向、企业利润、收入分配、社会保障以及财政收支等，下面分部门依次讨论。

（一）居民部门

改革开放以来，同国民储蓄率相似，居民储蓄率总体也呈现波动上升的态势。2010 年，居民储蓄率达到峰值，随后开始下滑（图 5）。虽然影响居民储蓄行为的因素众多，但居民储蓄的来源主要是可支配收入中未用于现期消费支出的部分，即居民通过节制或延缓现期消费而持有的可支配收入的余额。因此，居民储蓄的影响因素可以由影响居民收入和消费支出的相关因素中发掘。



图 5 居民储蓄率与国民储蓄率 (1982-2014 年)

数据来源：Wind

1. 居民收入

根据弗里德曼的永久收入假说，储蓄率由当期收入与预期的长期收入水平之差决定，当期收入超过永久收入，人们会把超出部分的收入储存起来，储蓄率因而提高，反之人们会减少储蓄以维持既定的消费水平。因此，居民收入的变化无疑是影响中国居民储蓄率的重要因素。

改革开放以来，中国经济的高速增长带动了居民收入的快速增加，而大部分增加的收入转化为了储蓄，导致居民储蓄率随之提高。近年来，虽然居民人均可支配收入仍在不断增加，但增长放缓，居民储蓄率也随之出现下降（图 6）。



图 6 居民储蓄率与居民收入增长情况 (1990-2014 年)

数据来源：Wind

2. 居民消费支出

在消费支出层面，人口年龄结构、消费观念、社会保障体系建设以及金融发展等都是影响居民储蓄率的重要因素。

人口年龄结构。人口年龄结构的变化通常是缓慢的，它对储蓄的趋势性影响是渐进的，但却是持久的。根据生命周期假说，理性人处于工作年龄阶段时储蓄倾向最强，而在老年期储蓄倾向则较低，因此，工作年龄人口比重的上升有利于储蓄率提高，同时人口老龄化

会对储蓄率产生负面影响。

按照抚养比或工作年龄人口占比的变化，中国人口年龄结构的变化可以划分成三个阶段。首先是 20 世纪 70 年代前人口年龄结构的稳定期。其次，由于计划生育政策带来的“少子化”现象以及 60 后和 80 后婴儿潮人口持续进入劳动力市场的共同影响，从 20 世纪 70 年代至 2010 年，人口抚养比持续下降，且工作年龄人口占比不断上升。最后，2010 年后，伴随出生率下降和人口老龄化进程的加快，人口抚养比开始回升，工作年龄人口占比则逐渐下降（图 7）。

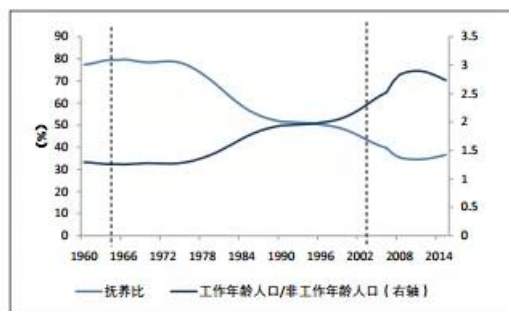


图 7 人口年龄结构变化 (1960-2015 年)

注：工作年龄人口指 15-59 岁的人口；抚养比为（14 岁及以下人口 + 60 岁及以上人口）/ 15-59 岁人口。

资料来源：Wind

根据人口红利分析框架，在高出生率以后的 10-20 年内，会出现储蓄率快速上升期，迎来储蓄潮，之后随着退休人口占比的增加，储蓄率会出现下降的趋势。我国 20 世纪 60 年代的婴儿潮以及婴儿潮一代带动的 80 年代出生高峰后，都出现了居民储蓄率的快速上升。伴随着 95 后 00 后出生低谷世代进入劳动力市场，以及婴儿潮一代步入退休期，消费性人口将迅速增长而生产性人口增长放缓，老人赡养比提升，人口老龄化进程加速，必会引起居民储蓄率的下滑（图 8）。人口老龄化本应是一个上百年的演进过程，但计划生育政策促使中国在几十年内就完成了。根据联合国《世界人口展望 2017》数据，2015-2030 年的 15 年内，中国 65 岁以上人口占总人口比重将由 9.7% 增至 17.1%（图 9），而根据世界银行统计数据，高收入国家完成相似比例的变化平均历经 47 年。老年人口比重快速提高的同时，储蓄能力较强的中青年人口占比则呈现显著下降。2015-2030 年，我国 25-49 岁人口占总人口比重将由 40.9% 降至 33.6%。因此，有较强储蓄能力的人口占总人口的比例在相对短的时间内发生较大变化，而消费人口占总人口比例显著上升，国民储蓄率有可能出现断崖式下滑。



图8 出生率、居民储蓄率和老人赡养比 (1962-2014 年)

数据来源: Wind

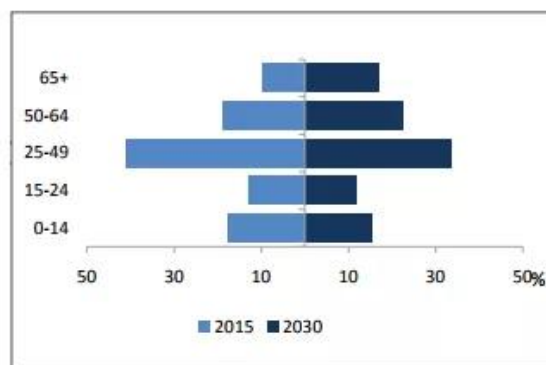


图9 人口年龄结构变化 (2015 年和 2030 年)

数据来源: UN, World Population Prospects 2017

消费观念。消费观念的变化也是影响居民储蓄率的因素之一。中国改革开放前30年处于人口红利阶段，年轻的劳动人口较多，且绝大多数劳动人口经历过温饱都不能实现的贫困阶段，普遍对消费的要求不高，习惯将收入储蓄起来留待将来花费。而如今中国的人口，每6位就有一位是90后。接下来随着00后加入消费大军，年轻一代成为中国消费的主力是一个必然发生的历史趋势。由于对生活质量的要求比老一代人更高，年轻人拥有更高的边际消费倾向。很多年轻人不仅是没有储蓄的“月光族”，还会负债消费。根据 OMD 产业报告，38%的90后没有储蓄，36%过度消费，只有26%有适当的储蓄，大部分人自称“活在当下”。同时，123 求职网针对39岁以下年轻上班族的调查显示，27.3%的年轻人正处于“入不敷出”的窘境，更有13.4%的年轻人为“零存族”，即没有储蓄。2010年以来，居民消费性贷款，尤其是短期消费贷款，在居民贷款余额中的比例由不足8%显著增加到接近15%（图10）。因此，相比上一代人年轻时期，作为当前劳动大军主力的新一代年轻人，其较低的储蓄意愿会使居民储蓄率下降。



图 10 不同期限消费贷款占居民贷款余额的比例 (2010-2016 年)

数据来源：Wind

此外，电商平台等购物渠道的多样化进一步提升了年轻人的消费意愿，网贷平台、信用支付（京东白条、蚂蚁花呗）等新型支付手段的出现使消费更为便捷。2012 年以来，互联网消费金融的交易规模年均增速在 200%以上。由于互联网的使用者以年轻人为主，便捷的消费方式更提高了年轻人的消费倾向，使得年轻人储蓄意愿进一步降低，进而加速居民储蓄率的下滑。

社会保障体系。由于社会保障体系的完善对个人储蓄存在挤出效应，在社会保障体系不健全的国家，储蓄是养老保险的一种重要补充形式。而且，中国人素有“养儿防老”的传统，独生子女政策的实施强化了居民的预防性储蓄动机，增加了人们出于养老目的的储蓄。目前，中国的“二孩”政策已经放开，并初步建立起世界上覆盖人群最多的社会保障制度。养老保险参保人数超过 8.7 亿人，医疗保险覆盖人数超过 13 亿人，工伤、失业、生育保险参保人数分别达 2.16 亿人、1.78 亿人、1.82 亿人。为进一步扩大社会保障覆盖面，中国政府组织实施“全民参保计划”，力争到 2020 年各项保险法定人群基本覆盖，实现人人享有基本社会保障的目标。社会保障体系的完善会减弱居民储蓄的预防性动机，从而降低居民储蓄率。这一点在农村居民储蓄率变化上表现最为明显。2010 年后，农村居民储蓄率出现快速下滑（图 11），而新型农村合作医疗的推广和完善是农村储蓄率下降的重要原因。

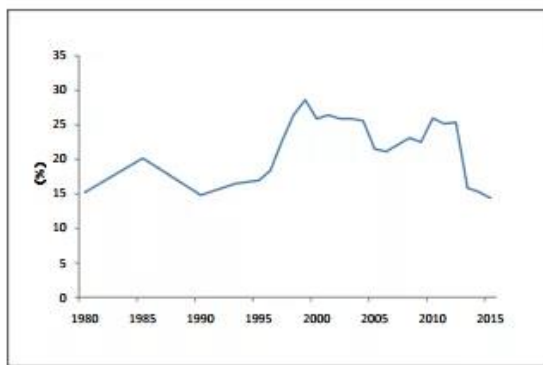


图 11 中国农村储蓄率¹变化 (1980-2015 年)

数据来源：Wind

（二）企业部门

目前，在中国国民储蓄中，企业储蓄与居民储蓄具有同等重要的位置。企业储蓄明显上升，这曾是 20 世纪 90 年代至 21 世纪初中国储蓄变化的重要特征，而金融危机后，企业储蓄率呈现波动下滑的态势。企业储蓄的变化主要受企业利润（收入）变动的影响。2000 年至 2014 年，中国规模以上工业企业利润总额在 GDP 中占比与企业储蓄率均呈现先升后降的特征，具有较高的一致性（图 12）。企业利润不仅与经济增长密不可分，也与行业的市场结构、要素成本以及收入分配制度息息相关。

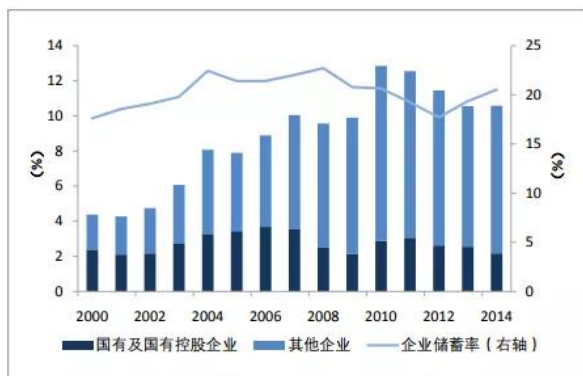


图 12 中国工业企业利润占 GDP 比重与企业储蓄率 (2000-2014 年)

数据来源：Wind

要素成本。要素成本的变化是影响企业利润的关键。一直以来，由于要素部门市场化改革的相对滞后，中国的要素价格与国外相比普遍偏低。这种成本扭曲不仅反映在众所周知的廉价劳动力和利息、股利等资金成本上，还体现在相对隐性的能源、土地补贴政策和环境成本上。要素市场的高度扭曲降低了整个经济的短期生产成本，增强了企业的短期竞争力和盈利水平，使企业获得了一定的超额利润。超额利润的不断积累推动企业储蓄率上升。

然而，随着中国经济市场化程度的不断提升，国内要素条件正发生变化，劳动力、土

地、能源、资源和环境等供给约束日趋增强。2002—2015 年，我国城镇就业人员平均工资水平从 12373 元上升至 62029 元，年均增长 13.23%。劳动报酬在国民收入中所占比重逐渐回升（图 13）。工业用地价格也不断攀升，2011 年至 2016 年，全国重点监测城市工业地价水平由 652 元/平方米增至 1055 元/平方米。要素成本的上升必然导致企业利润的压缩，企业储蓄率随之降低。

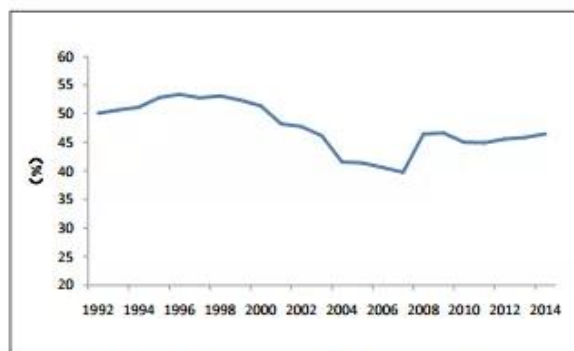


图 13 中国劳动者报酬在国民收入中占比 (1992-2014 年)

数据来源：Wind

行业市场结构。由于历史（原有体制和政策）、行业特点等方面的原因，中国的石油、电力、通信、铁路、金融等行业主要由国有企业控制，进入门槛很高，竞争受到限制。考虑到行业所涉资源的稀缺性或特殊性，垄断性质固然有其存在的理由，但因为缺乏公平准入和鼓励竞争的机制，这些因经济安全等原因而保持国有主导地位的行业得以独享高额利润，在利益分配中占据优势地位，促使企业再投资比例和储蓄率不断升高。随着我国国企改革不断推进，以及部分行业市场化程度的加深，因行业结构高度集中而存在的超额利润将逐渐减少，企业储蓄率也将逐步降低。

金融市场发展。不发达的金融媒介与资本市场在一定程度上也会增强企业的储蓄倾向。相反，金融市场化的发展进一步完善了企业获得外部融资的途径，减少企业为再投资进行的储蓄。相关研究指出，企业从银行获得的信贷资金越多，其所受的融资约束就越宽松，越倾向于减少储蓄。近年来，金融创新的不断深化使得企业获得资金的渠道不断增多。多层次资本市场的完善增加了企业直接融资的机会，商业保理、融资租赁、网络借贷（P2P）、质押融资等业务的开展丰富了企业的融资方式。2010 年以来，非金融企业股票融资和企业债券融资占社会融资规模比重逐渐上升（图 14）。这样一来，企业通过储蓄和自筹资金进行投资的需求减少，企业储蓄的意愿减弱，从而带动企业储蓄率下降。



图 14 企业股票和债券融资占社会融资规模比重 (2010-2016 年)

数据来源：Wind

（三）政府部门

政府储蓄占 GDP 的比重经过 20 世纪 90 年代的低位徘徊后，于本世纪迅速上升，并逐渐保持平稳（图 2）。影响政府储蓄变化的因素可以从财政收入和财政支出两个层面进行分析。

财政收入。充足的财力是政府部门储蓄的有力支撑。过去十年，政府财政收入的增长速度始终高于经济增长速度，有些年份甚至能高于经济增速两倍以上。然而，自 2014 年开始，财政收入增速降至个位数，且在 2016 年，财政收入增速近十年来首次低于 GDP 增长速度（图 15）。企业利润下降导致的税收收入减少是财政收入增长放缓的主要原因。财政收入的增速下滑显著减少了政府储蓄的资金来源。

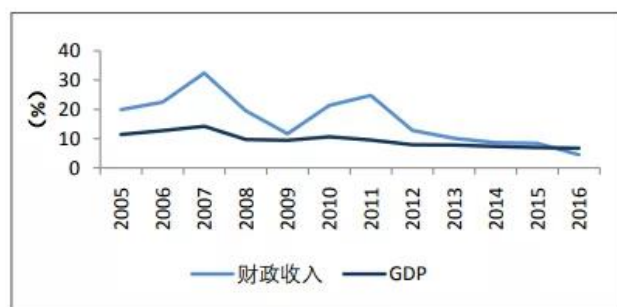


图 15 中国财政收入和 GDP 的增长速度 (2005-2016 年)

注：GDP 增速为按不变价格计算的增速；财政收入增速为按当年价格计算的名义增速

资料来源：Wind

政府支出。中国在人均收入较低的发展阶段，将较大部分财政资源用于基础设施等公共投资，满足国民经济发展需要，同时通过降低交易成本促进统一国内市场的形成。但是，随着中国财政体制由“建设财政”不断向“公共财政”转型，投资性支出在财政支出中的比重将会下降。同时，经济社会的不断发展和人口老龄化的加速会促使政府加大对教育科技、医疗卫生、就业与社会保障等公共服务领域的支出力度。公共服务支出具有较强的刚

性特征。政府非投资性支出的增长将进一步拉低政府储蓄率水平。

三、储蓄率下滑的国际经验

当前，中国储蓄率的下降虽然时间较短，但很可能是长期趋势的开始。从国际经验来看，经济增长放缓和经济发展阶段性转变都是诱发储蓄率下滑的因素。

经济增长。经济增长与储蓄率呈现一定的正相关性。以日本为例，在其经济快速增长的年代，日本的储蓄率非常高，但随着经济增长陷入停滞，其储蓄率迅速下滑，由 1970 年的 40.4% 降至 2015 年的 27.0%（图 16）。日本国民储蓄率的降低与其“失去的 20 年”基本是同步的。韩国和中国台湾也有相似经历。在 20 世纪 80 年代高速增长时期，两者的储蓄率也都呈现出快速上升的特征。随着经济发展日渐成熟，韩国与中国台湾的经济增速逐渐放缓，储蓄率也逐渐开始下滑，然后趋于平稳。20 世纪 80 年代末至 2015 年，韩国和中国台湾的储蓄率分别由峰值的 41.7% 和 40.3% 下降至 35.6% 和 34.7%（图 16）。改革开放以来，中国经济的高速增长带动了储蓄率的上升。近年来，受结构性和周期性因素影响，我国经济从高速增长转为中高速增长，储蓄率面临下行压力。



图 16 随发展阶段变化的国民储蓄率 (1970–2015 年)

数据来源：Wind

经济发展阶段。经济发展阶段与储蓄率呈现一定程度的负相关性。选取世界银行统计的不同经济体总储蓄率和人均 GDP 数据构建散点图，可以发现在相差 20 年的时间里，储蓄率与人均 GDP 之间的关系近似呈现“L”型变化（图 17）。因此，随着经济发展水平的提升，储蓄率下降是一种长期趋势。

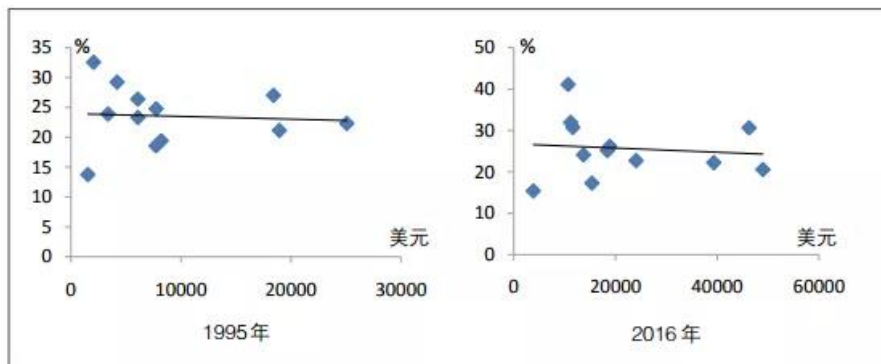


图 17 储蓄率与人均 GDP 散点图, 1995 年和 2016 年

数据来源: Wind

综上所述, 人口老龄化、年轻一代消费倾向增加、经济增长放缓、要素价格上升、社保体系完善等多重因素都会导致我国国民储蓄率的下滑。由于影响储蓄率下滑的多为结构性因素, 因而我国储蓄率的下降也具有趋势性, 无法回避。这一点在国际经验的验证中也得到了证明。但是, 上述不同因素叠加的连锁效应很可能引发储蓄率的断崖式下跌, 如不能提前预判、有效预防, 将对经济产生极大影响, 必须提高警惕。

四、储蓄率过快下滑的影响及建议

多年来, 中国以高储蓄、高投资引领的发展模式实现了经济持续高速增长的奇迹, 但美国等发达国家在对自身高消费、低积累的发展模式进行反思的同时, 却长期鼓吹中国应减少投资和储蓄、以消费推动增长。在我国当前经济发展阶段, 投资仍是经济增长的主要支柱之一, 调结构、补短板都需要在动态的过程中进行, 都需要大量投资, 因此, 维持较高的储蓄率和投资率是十分必要的。

(一) 提早重视和防范储蓄率下滑的负面影响

虽然当前我国储蓄率仍处在较高水平, 但已经呈现一定的下降趋势。随着拥有较高储蓄倾向的 60 后、70 后群体逐渐进入老年, 其退休后的储蓄能力开始下降^①, 故不再储蓄而进入花销阶段。同时, 90 后、00 后年轻群体的消费习惯已经养成, 未来即使进入储蓄能力较强的年龄段也很难改变其较低的储蓄倾向, 这使得新一代年轻人的储蓄较上一代降低。因此, 这种“一停一降”的影响有可能使国民储蓄率出现大幅下滑。近年来, 我国居民消费支出年平均增速维持在 10% 左右, 而储蓄增速不断下降, 由 2013 年的 11.6% 下降至 2016 年的 7.7%, 而且始终低于居民消费支出增速 (图 18)。因此, 对于西方发达国家的误导和炒作, 我们需要保持必要的警惕, 坚持自身的判断和正确的道路, 对于储蓄率出现大幅下

滑的可能性及可能产生的负面影响，要提早重视和防范。



图 18 居民消费支出与城乡居民储蓄存款的增速 (2008-2016 年)

数据来源：Wind

（二）短期储蓄率的过快下滑不利于投资与发展

未来储蓄率如果过快下滑，会对我国经济发展产生重大影响。由于储蓄是投资的来源，储蓄率过快下降必将引起投资增速放缓。储蓄率的变化与投资增长、经济增长相互作用，具有很高的 consistency（图 19）。我国当前正处于转型升级的关键时期，投资对经济的拉动和升级作用十分关键。短期储蓄率的过快下滑会严重制约投资增长，不利于我国经济转型与发展，需要密切关注。



图 19 中国的投资增速、储蓄增速和经济增长 (1970-2015 年)

数据来源：Wind

（三）储蓄率过快下滑将严重影响金融稳定

目前我国的高储蓄为高债务提供了缓冲，储蓄率的过快下滑容易引发债务风险。自 2008 年以来，中国的整体债务快速增加，债务占 GDP 的比率在 2007 到 2015 年期间提高了约 100 个百分点，防范金融风险已成为重要政策目标。金融领域至今依旧保持稳定，一定程度上是由于国内的高储蓄率支撑了较高的信贷增速。如果储蓄率快速下降，而同时债务或投资并没有出现相应的调整，则势必会带来融资成本的上升，增加债务偿还的负担。若中国增加外债融资，也会增加金融风险的外部脆弱性。因此，储蓄率过快下滑会对我国金

融稳定产生重大影响。

（四）优化投资结构，着力提高国内投资效率

尽管我国储蓄率的下降不可避免，但还是需要尽早对储蓄率过快下滑的风险作出应对。一方面，不可因当前我国储蓄率仍处在较高水平而盲目乐观，鼓励超越经济发展阶段的消费观念，以免造成储蓄率加速下降。

另一方面，为应对可能出现的储蓄率大幅下滑，必须在当前储蓄率仍较高且相对稳定的时期，优化投资结构，着力提高国内投资效率。为此，必须加快国有企业的市场化改革，支持民营企业发展的政策措施要落实，提高全要素生产率，优化资源配置，提升发展的质量和效益。

传统监管措施能够限制金融市场的波动吗？

汪天都¹ 孙谦²

【摘要】 金融市场传统监管措施的拥护者认为这些措施可抑制过度投机和投资者的过度反应，防止价格剧烈波动，有助于金融稳定。反对者则认为这些措施会阻碍价格发现，降低流动性，反而可能加剧波动。本文分析了中国资本市场的波动性特征，将总体波动率分解为系统波动率和超额波动率。通过追踪监管政策变化的事件，对交易税、杠杆限制、卖空限制、涨跌停板、T+1 交易和 IPO 限制六种监管措施的效果进行了实证检验，发现它们并没有起到抑制波动的作用，并且在大多数情况下降低了市场的流动性。建议参考国际成熟做法，逐步改革、放松或取消这些传统监管措施，进一步促进中国金融体系向市场化方向发展。

【关键词】 金融市场；金融稳定；监管措施；波动率；流动性；

一、引言

金融市场监管的一个主要目标是防止价格的过度波动，维持市场的稳定。常用的政策工具除了逆周期的财政政策和货币政策外，还包括直接对市场交易进行限制的监管措施。各国监管者曾使用过的传统监管措施包括交易(印花)税、杠杆限制、卖空限制、涨跌停板、T+1 交易和 IPO 限制等。

在世界主要金融市场中，同时实行了上述六种措施的中国 A 股市场无疑是限制最为严格的之一。在国外成熟市场中，上述措施中的前四种也一度颇为流行。即使是在自由度极高的美国市场，也会在特殊时期采用一些措施以试图抑制市场的剧烈波动。例如早在 1934 年，美国国会就通过《证券交易法》，授予美国联邦储备委员会对交易杠杆进行调节的权力，以控制当时市场的过度波动，此后美联储曾 23 次改变证券交易的保证金比率。2008 年金融危机时，美国证监会又曾禁止对部分金融公司的股票进行卖空。

¹ 汪天都，管理学博士，中国人民银行金融消费者权益保护局

² 孙谦，经济学博士，复旦大学管理学院教授

然而，上述这些措施是否真的能降低市场的波动性？其效果究竟有多大？学术界长期以来存在较大的争议，各国监管者的意见也并不一致。拥护者认为这些措施可以抑制过度投机和投资者的过度反应，防止价格的剧烈波动，有助于稳定市场秩序，起到保护投资者作用。反对者则认为这些措施会影响正常交易，阻碍价格发现，增加不确定性，损害市场深度，降低流动性，不但无法稳定市场，反而可能加剧波动。

从理论上讲，“投机”本身还没有统一的界定和公认的解释，对其作用尚褒贬不一；投资者究竟是表现出反应过度还是反应不足，相关研究也仍莫衷一是，纯粹的理论分析目前尚没有得出最终的结论，需要更多的实证予以检验。

本文的主要贡献和创新之处有三个方面：（1）利用 A 股市场这一天然实验室，使用事件研究法分析外生政策变化对于市场波动率的影响，从而自然缓解了国外研究中存在的内生性问题，并考虑了反向因果关系存在的可能，可以为相关争论提供了更有力的证据。（2）首次将多种监管措施放在同一框架下进行分析，从而能够在不同措施之间进行横向比较，使所得的结论更为全面和可靠。（3）对中国股市的波动率本身进行了深入分析，将这些事件串联起来，勾勒出中国资本市场的波动率在较长历史时间内变化的趋势，为监管者提供具有实际价值的政策建议，使监管达到提升市场质量的目的。

二、文献综述

从现有文献来看，一方面，经济学家正在尝试构建更精巧的理论模型来分析传统监管措施的作用。例如，Buss et al.（2016）建立了包含资本市场和实体经济的一般均衡模型，发现“投机”会提升资产回报率的波动性和投资的增长率，但会降低社会福利，而在抑制投机的监管措施中，交易税和杠杆限制比卖空限制更加有效。但 Walden（2016）指出 Buss et al.（2016）的模型虽然极具研究价值，但仍有待进一步的稳健性检验，需要观察其他衡量社会福利的指标和分析其他类型的资产。

另一方面，更多的学者希望找到有力的实证证据，来判断这些传统监管措施是否能够真正生效。在国际市场中，交易税、杠杆限制、卖空限制、涨跌停板四种监管措施较为常见，相关研究较为丰富；而 T+1 交易和 IPO 限制属于中国特色，并未进入主流研究的视野。

（一）交易税

交易（印花）税是指对金融市场中的交易按比例进行征税，支持者认为其可以抑制投

机行为。Summers and Summers (1989) 认为证券市场呈现出明显的“基本面无法解释的”过度交易和过度波动的特征，因此应当像博彩业一样被课以重税以抑制其过度繁荣，即使这些波动本身是无害的，也至少是对于社会资源，特别是人力资源的巨大浪费，使得“有才能的人都投身于交易纸面资产而不是去创造真实财富了”。

交易税的反对者则从多个方面提出了质疑：投机行为未必会加剧市场的波动，反而可能稳定市场。一方面，投机者可以为市场提供必要的流动性，使得外生的冲击不至于引发剧烈的波动；另一方面，投机者的套利交易可以帮助价格发现，防止价格过度偏离基本面。

到目前为止，反对者的观点获得了较多实证支持。例如，Umlauf (1993) 发现当瑞典开始对股票交易征收交易税后，市场的波动率却不降反升，这主要都是因为交易税减少了成交量，降低了市场深度，使得价格更容易受到冲击而产生剧烈波动。范南和王礼平 (2003) 研究了中国证券市场中早期的三次印花税调整，发现上（下）调印花税会增加（降低）市场波动性，这与海外实证研究的结果相符。

（二）杠杆限制

杠杆限制是指对投资者的信用交易保证金比率规定下限。在美国股票市场中，原始交易时的“初始保证金率”由美联储规定，而原始交易后的“维持保证金率”由证券交易所和证券商协会制定，并经美国证监会批准。近百年来，根据监管者的意图，二者均曾多次被调整。

杠杆限制的支持者断言投机者会利用高杠杆将价格抬升到极高的水平，到了泡沫破灭时，价格又会快速下跌，从而产生大起大落。而反对者则认为杠杆交易可以帮助价格发现，提升流动性，增加市场深度，从而稳定市场。由于在理论上存在明显的争议，杠杆限制对于波动率的影响同样需要实证来解答。

Hardouvelis (1990) 追踪了美联储对于初始保证金率的政策调节历史，发现每当其被调高 10 个百分点时，美国股市的波动率平均降低 0.77 个百分点。有趣的是，与之针锋相对，Hsieh and Miller (1990) 却提供了杠杆限制并没有影响美国股市的波动性有力证据，并认为 Hardouvelis (1990) 所使用的计量方法欠妥。更早些时候，Hartzmark (1986) 发现保证金比率的限制会起到反作用：挤走擅于使用杠杆的内行投资者，留下很少使用杠杆的外行投资者，使价格产生更加离谱的波动。Schwert (1988) 认为可能存在反向因果关系，即是市场价格的走势变化反向促使美联储改变了政策，而不是杠杆政策的变化影响了市场波动率。

在中国市场，李志生等（2015）发现融资融券标的股票的价格波动率显著下降，同样说明放开杠杆交易可以帮助价格发现。

（三）卖空限制

很多投资者认为卖空在熊市时会起到助跌作用，是引发暴跌的罪魁祸首，故监管者应限制卖空以防止市场崩溃。但是学术界的主流观点则是卖空可以帮助价格发现：如果卖空受到了限制，看空者的意见无法被反映到价格中，这样的单边市场会使得资产的价格被高估而产生泡沫；在卖空不受限的情况下，基本面差的股票会被市场自然淘汰，很难产生偏离基本面的泡沫，自然就不用担心泡沫破灭引发的暴跌。

Angel et al.（2003）发现纳斯达克上市公司中卖空活跃的股票波动率较高，但作者也承认其研究存在较强的内生性问题：究竟是卖空多的股票波动率高？还是波动率高的股票更吸引卖空者？Chang et al.（2007）发现在香港股市中存在卖空限制的股票价格会被高估，在允许卖空后，价格会自然下调，而波动率则会上升。陈海强和范云菲（2015）认为 A 股的融资交易（放松杠杆限制）降低了波动率，而融券交易（放松卖空限制）增加了股市的波动率，前者效应强于后者。

（四）涨跌停板

涨跌停板是指在特定时间段内，价格的涨跌不能超过某个幅度，主要目的是防止价格在短期内出现极端波动。支持涨跌停板的主要依据是“过度反应假说”：投资者会对信息过度反应，使得价格在短期内产生大起大落，涨跌停板为他们提供了一个冷静时间。而反对者则是基于“价格发现假说”：涨跌停板会只是延迟了价格走势，总体的波动率并不会下降；相反，由于其阻碍了真实价格的发现，增加了未来价格的不确定性，因此反而会增加市场波动。

正如 Roll（1989）所指出，投资者对于一天跌 20%和四天各跌 5%并没有显著的差异，甚至可能更偏好前者。前者至少保证了流动性，不必因为跌停板而被迫等到四天后才能卖出。基于日本（Kim and Rhee, 1997）、希腊（Phylaktis et al., 1999）和中国台湾地区（Kim, 2001）的实证研究均表明涨跌停板未能起到稳定股市的作用，甚至反而加剧了波动。

三、中国传统监管措施的演进历程

（一）交易税

目前，以美国为代表的大部分发达国家并不征收交易税，但仍有包括中国在内的一些国家保留了该税种。表 1 中列出了中国 A 股交易（印花）税率的变化历史。

表 1 A 股交易（印花）税率的变化历史

日期	变动
1997.5.10	从 3% 上升为 5%
1998.6.12	从 5% 降低为 4%
2001.11.16	从 4% 降低为 2%
2005.1.24	从 2% 降低为 1%
2007.5.30	从 1% 上升为 3%
2008.4.24	从 3% 降低为 1%
2008.9.19	从双向征收改为单向征收 1%

（二）杠杆限制与卖空限制

中国证券市场长期以来并没有允许杠杆交易，等价于保证金比率为 100%，同时也禁止卖空。因此，融资融券（两融）的开放包含了两层意义：融资是放松了杠杆限制，融券是放松了卖空限制。中国于 2010 年 3 月 31 日开始分批对个股开放两融信用交易，允许投资者向自己的经纪商融资融券，初始保证金比率被设定为 50%，维持保证金比率则为 30%。

2012 年 8 月 30 日，进一步开放了“转融资”，允许投资者通过经纪商向指定的第三方融资，降低了融资难度，使得杠杆限制进一步减弱。2013 年 2 月 28 日，进一步开放了“转融券”，允许投资者通过经纪商向指定的第三方融券，降低了融券难度，使得卖空限制进一步降低。

（三）涨跌停板与 T+1 交易

目前，国际上大部分成熟的股票市场均不再设置或放松了涨跌停板限制。中国深圳和上海两地股票市场曾分别于 1991 年 8 月 17 日和 1992 年 5 月 21 日取消过涨跌停板，但于 1996 年 12 月 16 日恢复为 10% 的涨跌停板并保留至今。

T+1 交易是指在当天买入的股票在第二天才能卖出，其初衷同样是限制过于频繁的投机交易。目前世界上绝大多数市场均实行 T+0 制度，允许日内回转交易。中国深圳和上海两地股票市场曾分别于 1993 年 11 月 22 日和 1992 年 5 月 21 日取消过 T+1 限制，但于 1995 年 1 月 1 日恢复并保留至今。

（四）IPO 限制

IPO 限制是中国特有的政策，其中最直接的措施就是 IPO 暂停，监管者希望能够以此

维持市场的稳定。表 2 中列出了 A 股 IPO 暂停和重启的相关事件。

表 2 A 股 IPO 的暂停和重启的历史

暂停	重启
1994.7.21	1994.12.7
1995.1.19	1995.6.9
2001.7.31	2001.11.2
2004.8.26	2005.1.23
2005.5.25	2006.6.2
2008.9.16	2009.7.10
2012.11.16	2014.1.1
2015.7.4	2015.11.6

四、中国股市的波动性

为了检验监管政策对波动性的影响，需要先找出中国股市的波动性特征，分析其组成成分。我们使用了 1991 年-2017 年中国 A 股主板上市公司股票价格的周度数据，数据来源为 Wind 数据库。首先计算各家公司的周回报率，表 3 中列出了相关的描述性统计量。

表 3 中国 A 股周回报率描述性统计量

公司-周观测数	平均值	标准差	偏度	峰度	KS 统计量
1254721	0.004	0.072	7.499	673.6	0.094*
AC(1)	AC(2)	AC(3)	AC(4)	AC(5)	AC(6)
0.097	-0.018	0.006	0.016	0.004	0.018

注：KS 统计量是 Kolmogorov-Smirnov 正态性检验统计量，*表示在 1%显著性水平下拒绝正态性。AC(n)是 n 阶自相关系数。

计算周回报率的年化标准差，可获得股票的总体波动率。进一步使用市场模型可以将总体波动率分解为系统波动率和超额波动率：

$$R_t = \alpha + \beta R_{tM} + \varepsilon_t$$

其中 R_t 是个股周回报率， R_{tM} 是市场指数周回报率， ε_t 是残差扰动项。系统波动率来自于股票的系统风险，而超额波动率可由特质风险（idiosyncratic risk）来衡量。参照 Bartram et al.（2012）的做法，我们使用 ε_t 的标准差作为超额波动率的估计值，使用总体波动率与超额波动率平方差的平方根作为系统波动率的估计值。表 4 和图 1 中给出了 A 股上市公司历年的波动率（中位数）变化¹。

¹ 由于样本量较大，中位数能够去除极端值的影响，比平均数更具代表性。

表 4 1991-2017 年 A 股主板上市公司股票的波动率变化

年份	公司 观测数	总体 波动率	系统 波动率	超额 波动率	年份	公司 观测数	总体 波动率	系统 波动率	超额 波动率
1991	11	0.357	0.080	0.355	2005	1231	0.401	0.039	0.398
1992	47	0.968	0.168	0.845	2006	1243	0.455	0.054	0.449
1993	151	0.615	0.291	0.554	2007	1259	0.654	0.108	0.641
1994	253	1.293	0.877	0.497	2008	1256	0.678	0.048	0.675
1995	272	0.609	0.526	0.379	2009	1270	0.520	0.136	0.497
1996	438	0.693	0.423	0.541	2010	1292	0.430	0.119	0.408
1997	639	0.442	0.225	0.383	2011	1336	0.365	0.047	0.360
1998	734	0.360	0.190	0.299	2012	1365	0.369	0.066	0.360
1999	822	0.398	0.240	0.311	2013	1379	0.360	0.067	0.349
2000	937	0.402	0.216	0.319	2014	1419	0.360	0.064	0.351
2001	1029	0.301	0.201	0.209	2015	1509	0.725	0.436	0.567
2002	1100	0.325	0.143	0.291	2016	1606	0.427	0.187	0.377
2003	1166	0.287	0.089	0.270	2017	1828	0.307	0.053	0.301
2004	1230	0.351	0.030	0.348	全样本	26822	0.381	0.117	0.337

从表 4 和图 1 中可以看出, A 股市场建立之初波动率较高, 进入 21 世纪以后波动率有所下降。但在 2007-2008 年以及 2015 年市场出现了两次较大的波动。其中, 2007-2008 年间, 超额波动率出现大幅升高, 而系统波动率并没有明显变化, 说明当时的波动率主要来源于个股的特质风险而不是系统风险。而在 2015 年, 系统波动率的上升幅度大于超额波动率, 说明当时波动率的主要来源是股市的系统风险。

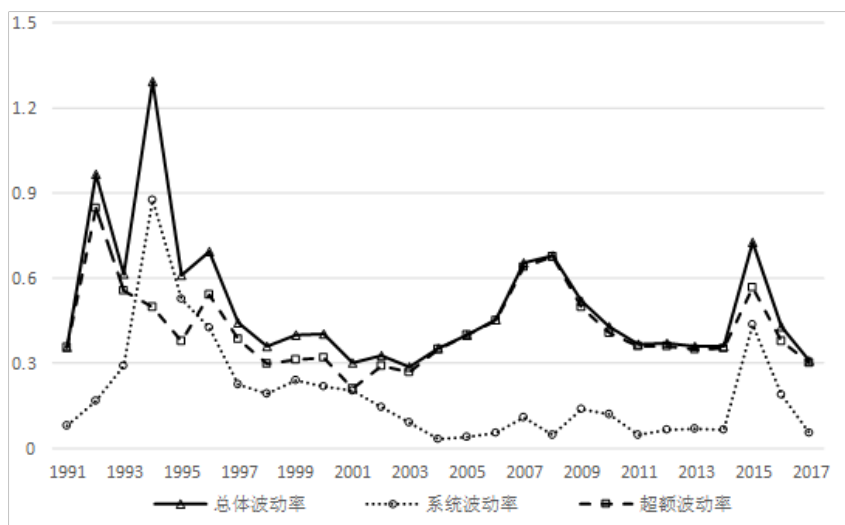


图 1 A 股市场建立以来的波动率走势

五、监管措施与市场波动率的关系

(一) 待检验假设

根据监管拥护者的观点, 之所以采取这些传统监管措施是因为其可以降低市场的波动率, 以达到稳定市场的目的。但是由于在理论上尚存争议, 这些措施是否真的有效还有待实证检验, 从而获得假设 1: 更严格的监管措施可降低 A 股市场的波动率, 更宽松的监管

措施将增加 A 股市场的波动率。

同时考虑内生性的问题，即是否是市场的波动率变化促使监管者改变了政策。如果内生性存在，那么在发生监管程度增强的事件之前，我们应该能观察到较高的市场波动率，反之亦然，从而获得假设 2：A 股市场出现较高的波动率会引发更严格的监管措施，A 股市场出现较低的波动率会带来更宽松的监管措施。

通常来说，如果金融市场的限制被放松，流动性往往会提升。例如酈金梁等（2012）发现开放沪深 300 股指期货的交易降低了 A 股市场的波动率，提升了流动性。相反，限制交易则可能会降低市场的流动性。既然传统的监管措施都是对交易进行限制，以达到抑制波动的目的。那么，这些措施是否以牺牲流动性为代价的？这需要检验假设 3：更严格的监管措施会降低 A 股市场的流动性，更宽松的监管措施将增加 A 股市场的流动性。

（二）检验结果

通过追踪政策变化的事件，可以比较事件发生前后的市场波动率。对于这些离散事件，无法直接进行时间序列回归；而在横截面上，各家公司的股票往往也是受到相同的监管措施，同样无法进行回归分析。因此，我们参考了 Hsieh 和 Miller（1990）所提供的经典方法，采用方差齐性检验来对假设 1 进行验证。

对于每一个事件，我们除去事件发生当周，比较事件前 20 周和后 20 周的各支股票回报率的平均波动率。20 周是相关文献普遍采用的窗口期长度，因为这样既尽可能地避免了出现多个事件的重叠，又能够观察到监管措施对于整个市场的系统性影响¹。我们筛选出事件发生前后 20 周与事件相关且有完整交易记录的 A 股上市公司股票，分别获得其前 20 周的回报率 $R_{-20}, \dots, R_{-1}$ 和后 20 周的回报率 $R_1, \dots, R_{20}$ 。在方差齐性检验中，标准的原假设和备择假设如下：

$$H_0: \text{Var}(R_{-20}, \dots, R_{-1}) = \text{Var}(R_1, \dots, R_{20})$$

$$H_1: \text{Var}(R_{-20}, \dots, R_{-1}) \neq \text{Var}(R_1, \dots, R_{20})$$

传统的 F 统计量可以检验两总体的方差是否存在显著差异，从而判断事件前后的波动率是否产生了变化，但是前提是数据必须呈正态分布。众所周知，股票的回报率往往会偏离正态性，有明显的尖峰厚尾的特征，A 股市场也不例外（见表 3 中的描述性统计）。因此，我们使用 Levene 方差齐性检验代替 F 检验。正如 Brown 和 Forsythe（1974）所指出，

² 我们也尝试了更短或更长的窗口期，发现窗口期在 10-30 周之内都不会影响本文的主要结论。如果更短，可能无法完整捕捉事件产生的系统性影响，并且会由于样本量过小而影响检验的精度；而如果更长，则会经常出现多个事件的重叠，使我们难以区分每个事件独立的影响。

当存在尖峰厚尾时，F 检验会错误地频繁拒绝零假设，而 Levene 检验在样本偏离正态性时仍能保持有效，可以提升检验结果的准确性。

为了确定 Levene 检验的显著性水平，需要使用 bootstrap 模拟法。在每次模拟中，从整个样本中随机抽取一周，计算该周前后 20 周的 Levene 统计量。反复进行 500 次模拟后，获得其 bootstrap 分布。根据真实事件发生时所观察到的 Levene 统计量在该 bootstrap 分布中的位置，即可估计其概率 p 值。例如，若观察到的 Levene 统计量处于 bootstrap 分布的 5% 上分位以内，说明其比 95% 以上的随机模拟值都更大，则可在 5% 的显著性水平上拒绝原假设。

由于系统波动率往往取决于宏观经济的基本面，理论上与监管措施无关。因此，相关文献都是关注总体波动率或超额波动率，本文对这两者都进行了检验。表 5 中列出了 A 股监管措施发生变化的历史事件，以及事件前后的市场波动率（其中，杠杆限制和卖空限制只针对已开放两融的股票进行检验）。如果这些措施是有效的，那么当监管程度增加时，事件后的波动率应该显著低于事件前的波动率，反之亦然。然而，从 Levene 检验的结果可以看出，这些事件绝大多数并没有对市场的总体波动率或超额波动率产生显著影响。仅有一次 IPO 暂停前后的波动率发生了显著变化，并且波动率不但没有降低，反而显著增加，与政策预期相反，假设 1 被拒绝。

反过来，波动率的变化也有可能导致政策制定者改变监管程度。为此，我们需要观察事件的发生是否是紧随着波动率的变化。如果监管程度增加的事件发生前 20 周波动率显著高于事件发生前 21-40 周的波动率，那么这样的反向因果关系才有可能成立。

表 6 中列出了政策针对波动率变化进行反应的检验结果。可以看出在各类政策变化事件之前，都没有观察到异常高或者异常低的波动率。因此，我们认为监管者对于 A 股市场暂时的波动性并不敏感，在很大程度上是按部就班的参考国际经验制定和修改政策；或者可能是更关心股市的价格水平而不是波动率，制定政策时针对当前波动率进行相机抉择的成分并不强，假设 2 被拒绝。

本文使用了换手率和 Amihud 比率两个流动性指标来检验传统监管措施对市场流动性的影响³。这两个指标的侧重点有所不同：换手率越高，表明市场的交易越活跃，流动性越高；而 Amihud 比率越高，则表明市场深度越差（即一定量的交易对价格的冲击越大），流动性越低。

3 为了避免数量级过大或过小，我们根据近年来文献中的常见做法，对 Amihud 比率进行根号化处理，计算公式为 $(10^6 \times |\text{周对数收益率}| / \text{周成交金额})^{1/2}$ 。

为了比较事件前后流动性的差异，我们采用了 Wilcoxon 符号秩检验。这种非参数检验类似于 T 检验，可以检验两组数据之差是否来自均值为 0 的总体，但是不像 T 检验那样需要假设该总体服从正态分布。此外，我们需要比较各家公司事件前与事件后的流动性是否存在显著差异，因此在横截面上属于一一对应的成对比较，在事前事后两组数据中，公司的排列顺序必须一致，而 Wilcoxon 符号秩检验就适用于这种情况。

由于 IPO 限制是针对一级市场，对二级市场的流动性理论上并没有直接的影响，故而我们围绕另外五种监管措施进行流动性检验，表 7 中列出了相应的实证结果。对于监管程度增加的四个事件，我们发现都会导致换手率的显著下降，说明这些监管措施限制了交易的频率，使得流动性下降。但是从市场深度的角度来看，2007 年 5 月的上调印花税和 1996 年 12 月的恢复涨跌停板并没有导致 Amihud 比率的显著上升，我们认为这主要是由于当时正处于阶段性牛市之中（当轮牛市分别于 2007 年 10 月和 1997 年 5 月达到最高点），大量资金不断涌入市场，使得 Amihud 比率持续下降，故而抵消甚至超过了监管措施变化对市场深度产生的影响。相反，非牛市时期中两个监管程度增加的事件则会导致 Amihud 比率显著上升，即流动性下降。总体来看，实证结果表明监管程度增加往往会降低市场流动性；在大牛市中例外，此时仅有换手率下降而市场深度没有下降。

有趣的是，监管程度降低对于流动性的影响却是不固定的，在很多时候并不能增加市场的流动性。这可能是已经加入市场的投资者时时关注着这些事件，因此对于政策变严非常敏感，从而对流动性的影响是立竿见影的。而还没有进入市场的潜在投资者却对这些事件不会特别敏感，因此政策放松对其的吸引在短期内往往并不显著。综上所述，我们只能接受假设 3 的前半部分，即有一定的证据表明更严格的监管措施会在某种程度上降低 A 股市场的流动性，但更宽松的监管措施在短期内却不一定会增加 A 股市场的流动性。

六、结论和政策建议

（一）结论

中国资本市场中的传统监管措施有交易税、杠杆限制、卖空限制、涨跌停板、T+1 交易、IPO 限制等，其主要目标是防止股票价格的剧烈波动。基于事件研究法的实证结果表明这些监管措施并没有显著降低 A 股市场的波动性。相反，有证据表明其限制了流动性，降低了市场深度。

从反向因果关系来看,政策的变化也并不能由波动率的变化解释,这说明监管者可能在很大程度是按部就班的制定和修改政策,或者可能是更关心价格的水平而不是波动率,制定政策时针对当前波动率进行相机抉择的成分并不强。

(二) 政策建议

既然这些监管措施并不能真正限制市场的波动,反而降低了市场的流动性,我们建议可以参考世界上成熟市场的做法,逐步改革、放松或取消这些传统监管措施,进一步促进中国金融体系向市场化方向发展。

交易(印花)税增加了交易成本,给上市公司和投资者带来额外的税收负担,在一定程度上影响了直接融资的效率。从国际经验看,取消交易税的地区往往能够吸引更多的境外投资者。中国未来如果要建设国际化的金融市场,可以考虑免征交易税。

国际上对杠杆限制和卖空限制的存在必要性目前尚存争议,但即使有所限制也比较适度。中国资本市场的杠杆率长期固定不变,显得较为死板。建议逐步参考美国等成熟市场,将资本市场的杠杆率作为一项宏观调控工具,通过定量的控制来起到政策调节的作用。

中国的融资融券长期处于不平衡状态,融券卖空难度较大,融券规模远远小于融资规模,是典型的单边市场。这一方面容易催生单边上涨的泡沫¹,而暴涨之后往往伴随着暴跌²;另一方面也使得经营不善的上市公司能够以不低的价格长期存在于市场中,难以发挥市场自然的优胜劣汰作用。建议对融券卖空机制进一步完善,拓宽融券券源,降低融券成本。

涨跌停板限制了市场的流动性,大部分地区的资本市场已逐步将其摒弃。中国市场中涨跌停板的示范效应容易引发追涨杀跌——上涨和下跌不能一次到位,不确定性无法得到充分释放,上涨时的乐观情绪和下跌时的悲观情绪不断积累,产生滚雪球式的示范效应,催生连续上涨的泡沫或引发市场连续暴跌崩盘。在下跌时,持仓的投资者面对跌停板无法抛出,流动性被锁死(证券不能随时变现带来了额外的流动性风险),容易引发恐慌,持仓较多的机构投资者只能选择在股指期货市场上做空以进行对冲,形成连续跌停的恶性循环³。在上涨时,涨停板也会引发投资者的非理性关注,出现所谓“涨停板敢死队”,加剧了市场的波动。从以往的经验教训也可以看出,涨跌停板并不能阻止“疯牛”和“股灾”。因此,建议取消股市的涨跌停板限制,但在期货市场予以保留(从技术上防止期货合约出现违约)。

¹ 在部分投资者推动非理性上涨的时候,理性的投资者缺乏卖空的渠道,无法使价格及时回归基本面。

² 而在下跌时,投资者为了对冲又只能通过股指期货对大盘进行“无差别做空”,无法针对其所持的个股。

³ 从国外市场的经验看,下跌时没有跌停板,证券总是可以随时卖出,不会出现流动性危机,而变现的资金可以立刻在低价位再次买入,从而阻止了短时间内的进一步下跌。

国际上很少有市场采取 T+1 交易的限制。在 2010 年实行 T+0 制度的股指期货开始交易后，特别是 2014 年沪港通推出后（香港股市实行 T+0 制度），A 股也应该尽早与国际接轨取消 T+1 限制，以增加流动性，方便投资者。

作为中国特有的政策措施，IPO 限制与其说是为了降低市场的波动率，不如说是为了维持市场的价格水平。事实上，监管者应关注的是市场的波动率（方差），而不是价格水平，否则容易将监管目标与发展目标混淆。在一个成熟的市场中，价格水平取决于基本面，与监管者并没有直接关系。IPO 是资本市场服务实体经济的纽带，建议未来不再引入 IPO 限制的措施，并继续推进股票发行注册制改革。

（三）未来的研究方向

换一个角度看，波动率高本身未必一定是坏事，关键要看造成高波动率的原因是什么。Bartram et al.（2012）发现美国股市的波动率之所以相对其他国家更高，是因为更好的投资者保护机制使得人们更愿意承担风险，更发达的市场体系使得风险更容易被分担，更强的创新动力使得公司更愿意投入高风险的研发活动，这些都是能够促进经济增长，增加投资者财富的正面因素，在市场中所产生的是有益波动。而由政治风险、投资者不成熟和过度投机等负面因素所带来的有害波动，才是需要被抑制的。在后续的研究中，可以根据中国上市公司特征，进一步分析个股的波动率，区分出市场波动率中有益和有害的成分。对政策制定者而言则需要更加慎重，在确保金融市场稳定的同时，也要认识到波动性的有益一面。

此外,本文研究了传统监管措施分别对波动性和流动性的影响，后续的研究可以考虑直接关注流动性对波动性影响。

最后，传统研究主要研究回报率水平（一阶矩），本文则集中于研究方差（二阶矩）。从规避极端风险的角度考虑，偏度（三阶矩）和峰度（四阶矩）也是非常有价值的，后续的研究也可以从这方面进行扩展。

表 5 中国 A 股监管措施对市场波动率的影响

日期	事件	监管程度	公司数	总体波动率				超额波动率			
				年化标准差		Levene 统计量	检验 p 值	年化标准差		Levene 统计量	检验 p 值
				事前	事后			事前	事后		
面板 A：交易税											
97/5/10	3%升为 5%	增加	509	0.528	0.336	0.002	0.978	0.219	0.138	0.034	0.910
98/6/12	5%降为 4%	降低	683	0.162	0.228	0.791	0.592	0.067	0.066	0.447	0.674
01/11/16	4%降为 2%	降低	1036	0.234	0.326	1.233	0.478	0.057	0.098	1.148	0.494
05/1/24	2%降为 1%	降低	1237	0.275	0.263	0.007	0.958	0.105	0.124	0.335	0.732
07/5/30	1%升为 3%	增加	1235	0.302	0.431	0.209	0.788	0.333	0.284	0.034	0.910
08/4/24	3%降为 1%	降低	1256	0.411	0.477	0.326	0.738	0.258	0.225	0.098	0.860
08/9/19	改单向征收	降低	1259	0.426	0.607	2.082	0.344	0.230	0.262	0.852	0.568
面板 B：杠杆限制和卖空限制											
10/3/31	开放两融	降低	87	0.275	0.303	0.142	0.824	0.042	0.053	0.246	0.778
10/6/21	开放两融	降低	5	0.354	0.411	0.027	0.922	0.195	0.221	0.036	0.908
11/12/5	开放两融	降低	189	0.265	0.270	0.331	0.732	0.084	0.124	3.399	0.204
13/1/31	开放两融	降低	197	0.291	0.225	1.005	0.540	0.124	0.092	1.789	0.388
12/8/30	开放转融资	降低	283	0.186	0.260	1.589	0.418	0.058	0.078	0.969	0.544
13/2/28	开放转融券	降低	480	0.262	0.228	0.155	0.818	0.090	0.076	0.838	0.572
面板 C：涨跌停板											
91/8/17	深市解限	降低	5	0.355	0.979	3.281	0.220	0.361	0.975	3.427	0.200
92/5/21	沪市解限	降低	12	0.442	3.141	1.653	0.408	0.367	1.079	1.363	0.456
96/12/16	两市恢复	增加	427	0.361	0.505	0.078	0.866	0.146	0.225	0.010	0.948
面板 D：T+1											
92/5/21	沪市解限	降低	12	0.442	3.141	1.653	0.408	0.367	1.079	1.363	0.456
93/11/22	深市解限	降低	41	0.598	0.417	0.391	0.702	0.498	0.467	0.005	0.960
95/1/1	两市恢复	增加	251	0.605	0.839	0.004	0.966	0.607	0.996	0.029	0.914
面板 E：IPO 限制											
94/7/21	IPO 暂停	增加	236	0.385	1.862	1.749	0.390	0.421	2.065	2.759	0.274
95/1/19	IPO 暂停	增加	251	0.606	0.830	0.012	0.946	0.607	0.991	0.005	0.960
01/7/31	IPO 暂停	增加	1021	0.090	0.262	9.428	0.028	0.020	0.068	15.982	0.000*
04/8/26	IPO 暂停	增加	1230	0.177	0.275	1.589	0.418	0.170	0.105	0.132	0.830
05/5/25	IPO 暂停	增加	1233	0.225	0.296	1.527	0.426	0.123	0.129	0.013	0.938
08/9/16	IPO 暂停	增加	1259	0.489	0.606	0.746	0.604	0.231	0.262	0.844	0.570
12/11/16	IPO 暂停	增加	1271	0.208	0.228	0.145	0.824	0.088	0.107	0.255	0.774
15/7/4	IPO 暂停	增加	1409	0.264	0.231	0.623	0.413	0.122	0.043	1.921	0.646

注: 采用 Levene 方差齐性检验, *代表在 1%程度上显著

表 6 中国 A 股监管措施对市场波动率的反应

日期	事件	监管 程度	公司 数	总体波动率				超额波动率			
				年化标准差		Levene 统 计量	模拟 p 值	年化标准差		Levene 统计量	模拟 p 值
				事前 0-20	事前 21-40			事前 0-20	事前 21-40		
面板 A：交易税											
97/5/10	3%升为 5%	增加	410	0.527	0.275	0.000	1.002	0.224	0.215	6.138	0.235
98/6/12	5%降为 4%	降低	631	0.164	0.567	5.284	0.131	0.070	0.351	6.315	0.184
01/11/16	4%降为 2%	降低	1036	0.234	0.331	2.267	0.475	0.057	0.335	7.154	0.029
05/1/24	2%降为 1%	降低	1211	0.274	0.298	0.214	0.823	0.106	0.314	1.841	0.814
07/5/30	1%升为 3%	增加	1230	0.309	0.124	3.529	0.215	0.341	0.191	3.481	0.234
08/4/24	3%降为 1%	降低	1257	0.400	0.512	0.351	0.714	0.275	0.380	0.945	0.749
08/9/19	改单向征收	降低	1247	0.419	0.654	0.438	0.562	0.227	0.427	0.531	0.691
面板 B：杠杆限制和卖空限制											
10/3/31	开放两融	降低	86	0.276	0.314	0.419	0.088	0.042	0.412	4.246	0.214
10/6/21	开放两融	降低	5	0.354	0.303	0.831	0.313	0.195	0.314	0.696	0.711
11/12/5	开放两融	降低	189	0.265	0.594	2.514	0.274	0.084	0.381	3.291	0.201
13/1/31	开放两融	降低	195	0.291	0.312	0.231	0.734	0.124	0.291	0.395	1.230
12/8/30	开放转融资	降低	283	0.186	0.291	1.518	0.346	0.058	0.164	4.527	0.396
13/2/28	开放转融券	降低	480	0.262	0.348	1.091	0.205	0.090	0.341	3.510	0.600
面板 C：涨跌停板											
91/8/17	深市解限	降低	5	0.355	0.192	0.518	0.818	0.361	0.609	1.168	0.864
92/5/21	沪市解限	降低	12	0.442	0.510	0.194	0.690	0.367	0.421	0.340	0.910
96/12/16	两市恢复	增加	300	0.382	1.033	0.661	0.738	0.189	1.907	1.218	0.638
面板 D：T+1											
92/5/21	沪市解限	降低	12	0.442	0.314	0.613	0.971	0.367	0.111	1.451	0.091
93/11/22	深市解限	降低	25	0.569	0.367	0.766	0.602	0.470	0.349	0.104	0.249
95/1/1	两市恢复	增加	251	0.605	0.518	0.021	0.803	0.607	0.441	3.510	0.518
面板 E：IPO 限制											
94/7/21	IPO 暂停	增加	230	0.385	0.555	0.417	0.752	0.421	0.399	0.417	0.691
95/1/19	IPO 暂停	增加	251	0.606	0.889	0.415	0.733	0.607	0.511	3.890	0.511
01/7/31	IPO 暂停	增加	985	0.090	0.447	9.355	0.016	0.019	0.411	8.517	0.410
04/8/26	IPO 暂停	增加	1189	0.163	0.441	2.351	0.318	0.160	0.233	0.180	0.808
05/5/25	IPO 暂停	增加	1237	0.215	0.538	2.652	0.282	0.124	0.312	2.599	0.281
08/9/16	IPO 暂停	增加	1262	0.477	0.388	0.493	0.460	0.225	0.246	0.257	0.619
12/11/16	IPO 暂停	增加	1274	0.208	0.391	2.313	0.286	0.198	0.281	3.098	0.218
15/7/4	IPO 暂停	增加	1413	0.305	0.451	2.641	0.441	0.138	0.290	1.412	0.513

注：采用 Levene 方差齐性检验，*代表在 1%程度上显著

表 7 中国 A 股监管措施对市场流动性的影响

日期	事件	监管程度	公司数	换手率				Amihud 比率			
				事前均值	事后均值	后-前差异	检验p 值	事前均值	事后均值	后-前差异	检验p 值
面板 A: 交易税											
97/5/10	3%升为 5%	增加	509	28.42	11.01	-17.41	0.000*	7.057	9.981	2.924	0.000*
98/6/12	5%降为 4%	降低	683	13.96	7.947	-6.013	0.000*	5.501	7.496	1.996	0.000*
01/11/16	4%降为 2%	降低	1036	3.758	4.757	0.999	0.000*	7.728	8.191	0.463	0.000*
05/1/24	2%降为 1%	降低	1237	5.421	6.085	0.664	0.000*	10.15	10.90	0.746	0.000*
07/5/30	1%升为 3%	增加	1253	26.18	22.79	-3.396	0.000*	5.456	4.370	-1.086	0.000*
08/4/24	3%降为 1%	降低	1257	11.621	10.10	-1.517	0.000*	5.238	7.759	2.521	0.000*
08/9/19	改单向征收	降低	1263	9.895	15.43	5.537	0.000*	7.858	8.052	0.194	0.020
面板 B: 杠杆限制和卖空限制											
10/3/31	开放两融	降低	85	8.160	5.432	-2.729	0.000*	0.885	1.270	0.385	0.000*
10/6/21	开放两融	降低	5	13.326	12.19	-1.133	0.841	1.362	1.361	-0.002	0.690
11/12/5	开放两融	降低	178	5.831	6.415	0.584	0.372	2.103	2.316	0.213	0.249
13/1/31	开放两融	降低	272	11.330	9.751	-1.579	0.382	2.631	2.223	-0.408	0.000*
12/8/30	开放转融资	降低	271	4.356	4.456	0.100	0.599	1.723	2.041	0.318	0.000*
13/2/28	开放转融券	降低	543	7.733	6.448	-1.285	0.070	2.121	2.059	-0.062	0.265
面板 C: 涨跌停板											
91/8/17	深市解限	降低	5	0.531	3.093	2.562	0.056	156.2	63.92	-92.25	0.151
92/5/21	沪市解限	降低	12	59.278	207.2	147.88	0.001*	322.0	23.92	-298.1	0.000*
96/12/16	两市恢复	增加	427	32.776	23.96	-8.812	0.000*	7.431	7.420	-0.011	0.344
面板 D: T+1 交易											
92/5/21	沪市解限	降低	12	59.278	207.2	147.9	0.001*	322.0	23.92	-298.1	0.000*
93/11/22	深市解限	降低	41	14.863	7.551	-7.312	0.001*	13.24	16.58	3.334	0.002*
95/1/1	两市恢复	增加	251	30.350	8.439	-21.91	0.000*	10.98	16.12	5.141	0.000*

注: 采用 Wilcoxon 符号秩检验, *代表在 1%程度上显著

参考文献

- [1] 范南和王礼平, 2003, 《我国印花税变动对证券市场波动性影响实证研究》, 《金融研究》第 6 期, 第 38~45 页。
- [2] 卮金梁、雷曜和李树憬, 2010, 《市场深度、流动性和波动率——沪深 300 股票指数期货启动对现货市场的影响》, 《金融研究》第 6 期, 第 124~138 页。
- [3] 陈海强和范云菲, 2015, 《融资融券交易制度对中国股市波动率的影响——基于面板数据政策评估方法的分析》, 《金融研究》第 6 期, 第 159~172 页。
- [4] 李志生、杜爽和林秉旋, 2015, 《卖空交易与股票价格稳定性——来自中国融资融券市场的自然实验》, 《金融研究》第 6 期, 第 173~188 页。
- [5] Angel, J.J., S. E. Christophe, and M. G. Ferri. 2003. "A Close Look at Short Selling on Nasdaq," *Financial Analysts Journal*, 59:66-74.
- [6] Bartram, S., M. Brown, and R. M. Stulz. 2012. "Why Are U.S. Stocks More Volatile?" *Journal of Finance*, 67:1329-1370.
- [7] Brown, M. B. and A. B. Forsythe. 1974. "Robust Tests for the Equality of Variances," *Journal of the American Statistical Association*, 69:364-367.
- [8] Buss, A., B. Dumas, R. Uppal, and G. Vilkov. 2016. "The intended and unintended consequences of financial-market regulations: A general-equilibrium analysis," *Journal of Monetary Economics*, 81:25-43.
- [9] Chang, E.C., J.W. Cheng, and Y. Yu. 2007. "Short-Sales Constraints and Price Discovery: Evidence from the Hong Kong Market," *Journal of Finance*, 62:2097-2121.
- [10] Hardouvelis, G. A. 1990. "Margin Requirements, Volatility, and the Transitory Component of Stock Prices," *The American Economic Review*, 80:736-762.
- [11] Hartzmark, M. L. 1986. "The Effects of Changing Margin Levels on Futures Market Activity, the Composition of Traders in the Market, and Price Performance," *Journal of Business*, 59:147-180.
- [12] Hsieh, D. and M. H. Miller. 1990. "Margin Regulation and Stock Market Volatility," *Journal of Finance*, 45:3-29.
- [13] Kim, K. 2001. "Price Limits and Stock Market Volatility," *Economics Letters*, 71:131-136.
- [14] Kim, K. A. and S. G. Rhee. 1997. "Price Limit Performance: Evidence from the Tokyo Stock Exchange," *Journal of Finance*, 52:885-901.

- [15] Phylaktis, K., M. Kavussanos, and G. Manalis. 1999. "Price Limits and Stock Market Volatility in the Athens Stock Exchange," *European Financial Management*, 5:69-84.
- [16] Roll, R. 1989. "Price volatility, international market links, and their implications for regulatory policies," *Journal of Financial Services Research*, 3:211-246.
- [17] Schwert, G.W. 1988. "Business Cycles, Financial Crises and Stock Volatility," *Proceedings of the Seminar on the Analysis of Security Prices*, 33:207-243.
- [18] Summers, L. H. And V.P. Summers. 1989. "When Financial Markets Work Too Well: A Cautious Case for A Securities Transactions Tax," *Journal of Financial Services Research*, 3:261-284.
- [19] Umlauf, S.R. 1993. "Transaction Taxes and The Behaviour of The Swedish Stock Market," *Journal of Financial Economics*, 33:227-240.
- [20] Walden, J. 2016. "Comment on: 'The intended and unintended consequences of financial-market regulations: A general-equilibrium analysis'," *Journal of Monetary Economics*, 81:44-47.

Can Traditional Regulatory Measures Control The Financial Market Volatility?

WANG Tiandu SUN Qian

Abstract: Advocates of traditional regulatory measures in financial markets contend that these measures prevent investors from over-speculation and over-reaction, control volatility, and stabilize market. While the opponents argue that these measures impede price discovery, reduce liquidity, and may reinforce volatility. We analyze the volatility characteristics of the Chinese capital market and decompose it into systematic volatility and excess volatility. By tracking the events of regulatory policy change, we test the impact of six regulatory measures on Chinese stock market, including transaction tax, margin constraint, short-selling constraint, price limit, intra-day trading limit, and IPO limit. We find none of them can reduce volatility but most of them dampen market liquidity. There is also no evidence that volatility leads to policy change.

Key words: financial market; financial stability; regulatory measures; volatility; liquidity;

全面客观理解中美贸易不平衡问题¹

许宪春² 余航³

【摘要】中美贸易不平衡问题是中美全面经济对话的重要议题，也是本次贸易摩擦的关注焦点。准确把握中美贸易不平衡的特征，能为中美双边协商和政策制定提供事实依据。本文从四个方面讨论中美贸易不平衡问题：一是从贸易总值统计的角度，二是从中美贸易不平衡贡献者的角度，三是从跨国利润转移的角度，四是从贸易增加值统计的角度。计价方式、转口贸易、贸易加成、旅行项目中包含货物等因素导致美方高估了美国对华货物贸易逆差，且中国对美迅速上升的服务贸易逆差缓解了双边贸易不平衡。外商投资企业特别是美方投资企业既贡献了很大一部分中国货物贸易顺差，还获得了丰厚的利润，中美贸易顺差记录在中国，但贸易背后的利益顺差多在美国，总体上双方均实现了互利共赢。本文针对贸易增加值统计的必要性和重要性，提出了用贸易增加值统计衡量中美贸易的建议，并简要讨论了当前中美贸易摩擦的成因。

【关键词】贸易不平衡；货物贸易；服务贸易；贸易增加值统计；

一、引言

作为全球最大的发展中国家和最大的发达国家与最重要的贸易伙伴国，中美两国之间的贸易关系不仅影响两国自身的发展，还对全球经济发展产生重要影响。中美贸易领域的争议和摩擦牵动着两国经济政策和经济运行，影响着世界经济复苏形势与世界贸易格局。美方多次以贸易失衡为由挑起针对中国的贸易调查和不合理制裁，直接加剧了贸易保护主义抬头和逆经济全球化趋势，对世界的健康发展和互惠的国际贸易关系形成了挑战。但是，中美贸易不平衡程度从不同的角度看是不一样的，从贸易增加值统计角度与从贸易总值统计角度看差异非常大，即使从贸易总值统计角度看，中美双方统计结果的差异也很

¹ 案例转引自《关于中美经贸关系的研究报告》。

² 许宪春，清华大学经济管理学院教授，清华大学中国经济社会数据研究中心主任

³ 余航，北京大学经济学院博士生

大。从中美贸易不平衡的贡献者角度看，不仅包括中国本土企业，还包括广大的在华外商投资企业，尤其是美国在华投资企业。从跨国利润转移角度看，外商投资企业，特别是美国在华投资企业在创造了很大一部分中国对美国的贸易顺差的同时，还获得了丰厚的利润，增加了美国的国民总收入和国民财富。我们需要从多个角度全面客观地观察中美之间的贸易不平衡问题，本着理性、对双方对全世界负责任的态度合理地解决这一棘手问题。

二、从贸易总值统计角度观察中美贸易不平衡问题

（一）中美贸易总值统计的基本方法

目前，中美货物贸易数据均依据国际海关组织编制的分类标准，《商品名称及编码协调制度》（HS），采用联合国统计司制定的《国际商品贸易统计：概念和定义（2010）》（IMTS2010）所规定的“总贸易制”统计，并按各自国情适当加以调整。中方货物贸易数据由中国海关总署统计并发布，美方货物贸易数据由美国商务部依照海关数据编制并发布。总贸易制是一种针对贸易总值的统计框架，要求对进入或离开国（地区）境或特定关税区的所有货物进行全额统计。在这一统计制度下，只要货物进入一国（地区）境内进行生产、消费、加工，即使所有权仍属于国（地区）外企业，或停留在自贸区、保税区等并未通过海关，都将其统计为该国（地区）进口总值，相应地，出口总值采用同样的口径。贸易总值统计不能客观地反映全球经济一体化条件下，许多产品的生产由多个国家（地区）共同参与完成、产品价值由各参与生产国（地区）共同创造的实际情况。

服务贸易包括运输服务、旅行服务、金融服务、保险服务、知识产权使用费等项目。中美服务贸易数据都是依据国际货币基金组织制定的国际标准，《国际收支和国际投资头寸手册》第六版（BPM6）统计的。中方数据由中国国家外汇管理局基于行政记录数据和部分调查数据编制并发布，美方数据由美国商务部编制并发布。随着服务贸易在国际贸易中的占比不断上升，全面考虑货物贸易和服务贸易对正确认识中美双边贸易形势十分必要。

（二）中美双方统计的货物贸易状况

根据中国海关总署统计数据，近年来中国对美国的货物出口、货物进口、货物贸易顺差均呈稳定上升态势。2017年，中国对美国货物出口为4298亿美元，货物进口为1539亿美元，货物贸易顺差为2758亿美元。根据美国商务部统计数据，近年来美国对中国货物出口、货物进口、货物贸易逆差也均呈稳定上升态势。2017年，美国对中国的货物出口为

1304 亿美元，货物进口为 5056 亿美元，货物贸易逆差为 3752 亿美元。美方统计的货物贸易逆差比中国统计的货物贸易顺差多出近 1000 亿美元。从上述统计数据可以看出，中美双方统计的货物贸易差额数据之间的差异主要来源于中方统计的对美国的货物出口数据和美方统计的从中国的货物进口数据之间的差异，这一差异占到了双边货物贸易差额统计数据差异的 76%。2000 年以来，中方统计的对美国的货物出口数据和美方统计的从中国的货物进口数据之间的差异从 2000 年的 480 亿美元逐步上升至 2017 年的 758 亿美元左右，但是这一差异占中国对美货物出口额的比重已经从 48% 逐步下降至 15% 左右，且这一比例近年来基本保持稳定。

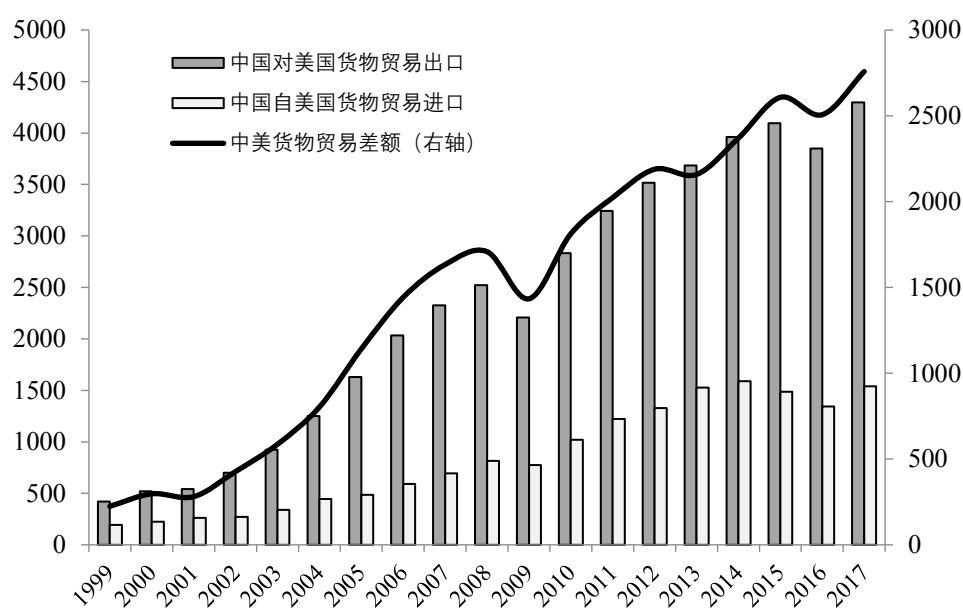


图 1 1999-2017 中国对美国货物出口、货物进口与货物贸易差额（单位：亿美元）

数据来源：中国海关总署。

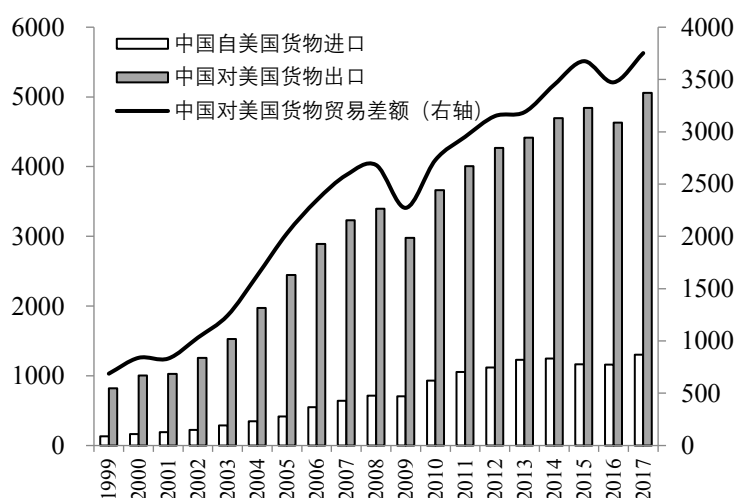


图 2 1999-2017 中国对美国货物出口、货物进口与货物贸易差额（单位：亿美元）

数据来源：美国商务部。

（三）美方货物贸易统计高估了美国对中国的货物贸易逆差

如上所述，中美双方统计的货物贸易差额数据之间的差异主要来源于中方统计的对美国的货物出口数据和美方统计的从中国的货物进口数据之间的差异，这一差异占到了双边货物贸易差额统计数据差异的 76%。导致中方统计的对美国的货物出口数据与美方统计的从中国的货物进口数据之间的差异有多种因素，例如计价方式、转口贸易、贸易加成、旅行项目中包含货物等。

从计价方式看，中国货物出口统计采用的是离岸价（FOB），美国货物进口统计采用的是船边交货价（FAS）和到岸价（CIF）两种价格。美国按到岸价计算从中国进口的货物价值中包含了从中国口岸到美国口岸所发生的国际运费、保费等，中国按离岸价格计算对美国的货物出口不包括上述费用。考虑到中美之间货物贸易的庞大体量和中方的贸易顺差，这一价格差异不会在双方进出口中抵消，而会扩大美国货物进口与中国货物出口间的统计差异。

从转口贸易和贸易加价看。中美货物进出口统计均包含了原产国（地区）和最终目的国（地区）信息，均将原产地作为进口统计的依据，把出口所指的目的地作为出口统计的依据。但在统计实践中，如果发生转口贸易，尤其是途径中国香港、新加坡等地的转口贸易，中国方面获知的出口目的地通常被登记为中国香港、新加坡等。但当中间商再次将货物出口到美国时，美国根据原产地规则将其统计为从中国大陆的进口。转口贸易中会发生两种加价行为。一种是通常针对加工贸易货物，这些货物在离开中国关境后被中间商购买，随后以更高价格转卖给美国买家，中国出口至美国的商品价格出现加成。另一种是经中国香港转运至美国的加价行为。这是因为货物在香港被进一步简单加工后产生了增加值，或由于逐利而抬价。但即使这些商品经过了加工，只要其商品性质没有发生实质性改变，美国依旧视其为中国大陆对美出口的一部分，且统计加工后货物的进口总值。这部分增加值或抬价没有被中国统计为对美国的货物出口，但被美国统计为从中国的货物进口，这是导致中美货物贸易统计差异的另一个重要因素。关于这一问题的详细数据分解可参见杨汝岱（2008）基于香港统计数据的研究。据中美商务部联合发布的《中美货物贸易统计差异研究》，这两个因素是中美货物贸易统计差异的主因。转口贸易中发生的上述两种加价行为，抬高了美国从中国进口货物的价值，扩大了统计差异，但这些增加的价值为中国大陆以外的企业获得。此外，美国通过中国香港出口至大陆的货物同样存在系统性的低报总值、改

变分类等避税行为，导致中方统计的来自美国的进口总额被进一步低估（Fisman & Wei, 2004）。

从旅行项目中包含货物看。中国服务贸易进口中的旅行项目包括了大量的货物，而这部分货物本应计入货物贸易进口而被计入了服务贸易进口，这导致了我国货物进口在一定程度上被低估，加大了我国对外，尤其是对美的货物贸易顺差。这一点需要特别注意。近年来，中美之间人员流动愈发频繁，经贸往来日益加深。随着中国人的购买力不断增强，对高质量生活的诉求愈发强烈，中国人员外出旅行时往往大量购买商品，或通过行邮等方式将小件商品寄往国内。继高端奢侈品以后，化妆品、高档餐具、甚至智能马桶盖等新型产品都成为了中国人海外抢购的商品，并随着人员跨境流动回到国内。由于这些境外购买行为通常单次通关金额较小，且跨境过程不存在商品所有权的转移，因此这部分商品流通被计入了旅行项目下，作为中国公民在境外购买服务的一部分，体现在中国对外服务贸易逆差中。而美国作为中国公民外出购物、旅游、留学的重要目的地，隐藏在服务贸易背后的商品流动低估了中国从美国的货物进口。考虑到中国对外服务贸易逆差主要来自于旅行，近些年其对服务贸易逆差的贡献度接近 90%（见下图），因此，这部分货物进口导致的美国对中国的货物贸易逆差的高估也是不可忽略的。

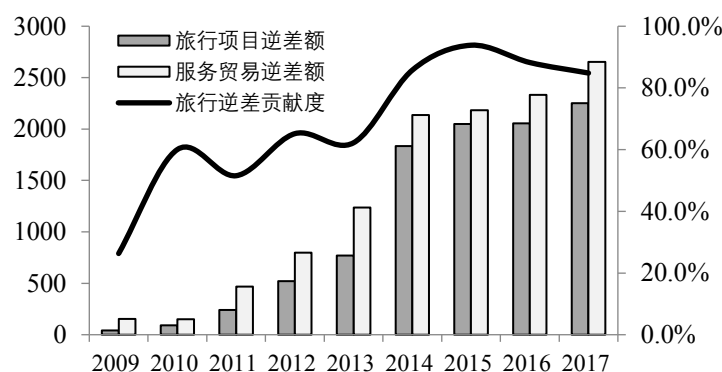


图 3 2009-2017 年旅行项目逆差对服务贸易逆差的贡献（单位：亿美元）

数据来源：国家外汇管理局中国国际收支平衡表

（四）仅考虑美国对中国的货物贸易逆差是不全面不客观的

近年来，中国对外服务贸易逆差迅速扩大，其中对美服务贸易逆差快速增长。据中方统计，2006 年至 2016 年，中国来自美国的服务进口额由 144 亿美元扩大到 869 亿美元，增长了 5 倍。2016 年，中国对美国服务贸易逆差高达 557 亿美元，占中国服务贸易逆差总额的 23%，占美国服务贸易顺差总额的 22%。其中主要包含两大类内容，第一大类是旅行，包括旅游、留学、医疗等；第二大类是运输服务和知识产权使用费等生产性服务业。据美

方统计，2006年至2016年，美国对中国服务贸易出口增长了4倍多。2016年，美国对中国服务贸易出口为542亿美元，进口为161亿美元，顺差为380亿美元。这一结果与中方统计结果虽有出入，但是并不影响对中美服务贸易的总体判断。所以，仅考虑美国对中国的货物贸易逆差而忽视高附加值的服务贸易顺差，高估了中美双边贸易差额，是不全面不客观的。

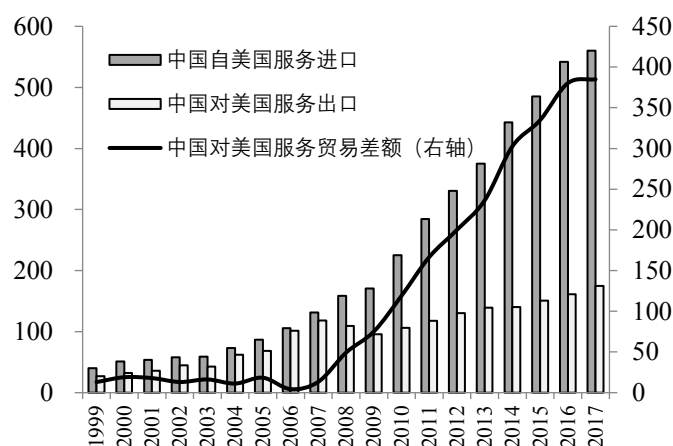


图4 1999-2017 中国对美国服务出口、服务进口、服务贸易差额（单位：亿美元）

数据来源：美国商务部。

三、从中美贸易不平衡的贡献者角度观察中美贸易不平衡问题

随着经济全球化不断深化，跨国企业在国际经济贸易中的作用愈发重要，跨境资本流动和投资行为深刻地影响着国家之间的经贸关系。各国在华拥有大量直接投资，外商投资企业与中国本土企业共同参与中国对外贸易活动，助推了中国过去四十年来的高速增长。相应地，中美贸易不平衡的贡献者并不只是中国本土企业，还包括广大的在华外商投资企业，尤其是在华美国投资企业。

中美两国都是开放的大国，中国长期鼓励并欢迎外国投资者在华以直接投资等形式参与全球经济分工，充分发挥中国的比较优势。美国有大量的在华投资企业，其中不乏宝洁、通用等世界级企业。美国在华投资企业贡献了大量的中国货物出口，尤其是对美货物出口。例如，历数近年中国对美出口大户，戴尔（DELL）、美光半导体（Micron）、英特尔(Intel)、希捷(Seagate)等美国高科技企业都位居前列，其中还包括一系列美方持股的产业链上下游企业。这些企业利用中国大陆的成本优势生产产品，再将其返售给美国，在为中国创造了就业机会和税收的同时，让美国消费者享受到物美价廉的产品。若将这一互惠的贸易结果简单归纳为中美贸易失衡、并将失衡的成因全部归于中国本土企业是很不切实际的。

从数据上,我们可以获得更为清晰的结论。表 1 列示了中国全部货物进出口差额、外商投资企业货物进出口差额以及后者所占的比重情况。2008 年国际金融危机爆发以来,中国货物贸易顺差经历了明显下滑到逐步复苏的过程,2015 年逼近 6000 亿美元大关,2016 年稍有回落。外商投资企业货物进出口差额数据是将外商投资企业的货物出口和进口相减后的差额。相对于中国货物贸易顺差的波动幅度,各国在中国投资、参股、控股的外商投资企业创造的货物贸易顺差大体稳定,保持在 1200-1800 亿美元范围内。2007-2013 年,外商投资企业货物进出口差额占中国全部货物进出口差额的比例超过 50%,占到了中国货物贸易顺差的半壁江山,并一度占到了中国货物贸易顺差的 80%以上。直到近几年,外商投资企业对中国货物贸易顺差的贡献才降低到了三成以下。

表 1 中国货物进出口差额与外商投资企业贡献

指标 (单位:百万美元)	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
货物进出口差额 (出口—进口)	263944	298131	195689	181507	154897	230309	259015	383058	593920	509705
外商投资企业货物进出口差额	135578	171064	126670	123842	130555	151120	169134	165682	175748	145997
外商投资企业货物进出口差额/ 货物进出口差额	51.37%	57.38%	64.73%	68.23%	84.29%	65.62%	65.30%	43.25%	29.59%	28.64%

数据来源:中国国家统计局、中国海关总署。

我们进一步分析外商投资企业对中国货物贸易顺差的贡献趋势和内部结构。图 5 给出了外商投资企业货物出口总额、进口总额以及进出口差额分别占中国货物出口总额、进口总额以及进出口差额的比重变动情况。2007 年以后,外商投资企业货物出口总额占比持续高于其进口总额占比,为中国带来了长时间货物贸易顺差。2014 年以来外商投资企业货物贸易顺差占比下降,更多的是由于其进口总额占比的迅速上升所致。2016 年,外商投资企业货物出口总额 9168 亿美元,依旧占到中国货物出口总额的 43.70%,其进口总额 7700 亿美元,占进口总额的 48.54%,货物贸易顺差 1460 亿美元,占到中国货物贸易顺差的三成。

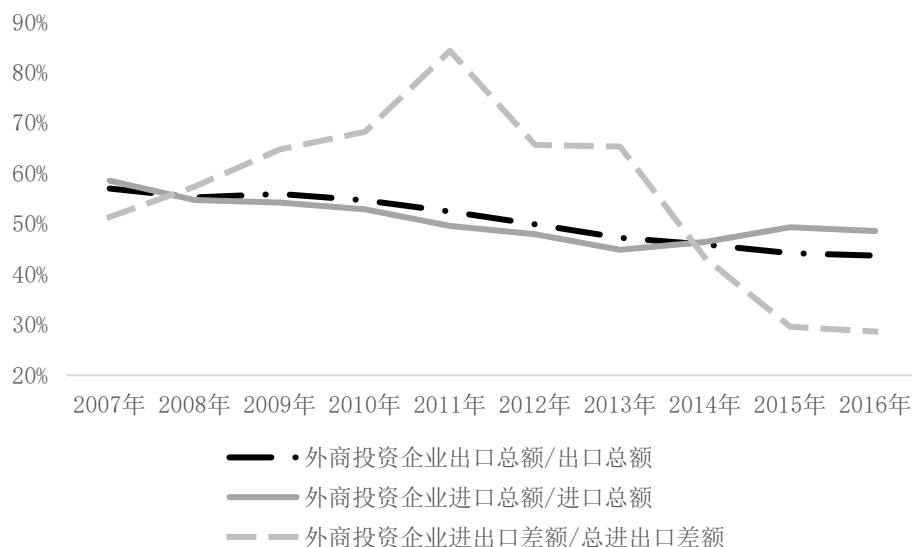


图 5 2007-2016 年外商投资企业对中国货物贸易顺差贡献率变动趋势

数据来源：国家统计局。

因此，中国的货物贸易顺差很大程度上是由外商投资企业的跨国生产、经营、销售行为导致的。美国是中国最大的贸易伙伴和主要商品出口国，外商投资企业作为中国出口的重要推动力，在中美贸易不平衡问题中发挥了相当重要的作用，中美货物贸易顺差不仅仅中国本土企业对美国的货物贸易顺差，也包含外商投资企业，其中包括美国在华投资企业对美国的货物贸易顺差。

已有研究结果也证实了这一观点。例如，Ma et al(2015)利用投入产出数据和微观数据将中国出口分解为中方企业出口和外商投资企业出口，其同样证明了外商投资企业贡献了我国出口创造增加值中的 45%，而我国出口收入的 52.6% 被境外所有者获得。

这一结论反映了经济全球化背景下各国经济的相互联系，双边贸易不是你死我活的零和博弈，而是企业、资本充分分工和选择的产物。因此，简单地将中美双边货物贸易顺差理解为中国本土企业对美国的货物销售失衡，既忽视了经济全球化以来资本跨国境流动，跨地区经营的新形势，也人为地将双边贸易互利关系与某方的经济利得对立起来，更忽视了中美双边贸易的重要推手是外商投资企业，包括美方投资企业这一重要事实。中美贸易摩擦以来，美国商界的表态与反馈已经深刻反映了任何对华的不实攻击与人为制裁，都会率先冲击美国在华投资企业的正常经营和运转，都会冲击双方密切合作形成的产业分工和布局，进而危害到双方长期利益。

四、从跨国利润转移的角度观察中美贸易不平衡问题

在讨论了外商投资企业，包括美国在华投资企业对中美贸易不平衡贡献的基础上，本文进一步从跨国利润转移角度审视中美贸易不平衡问题。外商投资企业，特别是美国在华投资企业不仅仅创造了很大一部分中国对美国的贸易顺差，还通过加工贸易和转移定价等方式获得了丰厚的利润，增加了美国的国民总收入和国民财富。因此，仅考虑美国对中国的货物贸易逆差，却不考虑美国在华投资企业获得的投资收益，亦是不全面和不客观的。

国际贸易实际上包含了两个过程，一是货物和服务的跨境流动，二是出售货物和服务后的资金分配。当外商投资企业成为中国对外贸易的重要参与者时，跨国利润转移回母国就成为了双边贸易的必然结果。举个简单的例子。某美国公司在华投资并注册一家制造业企业从事加工贸易，承接了美国电子产品组装订单，其从美国进口 500 美元原材料，对美国出口 600 美元制成品，支出的工资、材料、税费等 50 美元，获利 50 美元。此时，中国经常项目应计对美货物贸易顺差 100 美元，而货物贸易顺差中包含了美国企业获得的 50 美元利润，这部分利润作为美国的投资收益成为美国国民总收入的构成部分，如果这部分投资收益没有回流美国，它将作为投资收益的再投资增加美国的国外金融资产。中方从双边贸易中获得的工资、利税等仅为 50 美元，仅仅是贸易顺差的一部分。图 6 是这一过程的简单示意。

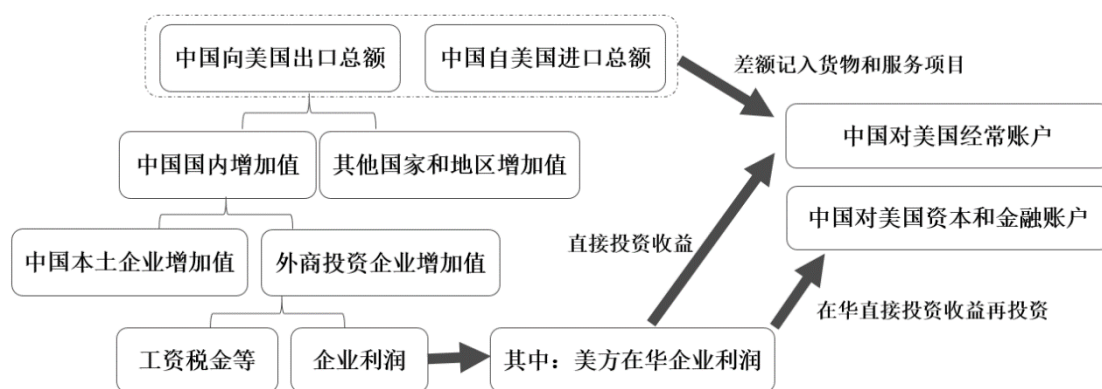


图 6 考虑跨国利润转移的中美贸易关系示意图

注：外商投资企业的投资收益并不会全部回流母国，许多会被企业留存用于再投资，但不改变利润分布和转移格局。

因此，分析中美双边贸易关系不能只关注货物贸易差额，却忽视货物贸易背后对应的跨国企业的获利和资本和金融账户变化。忽视这一点就会低估货物贸易对双边经济的互利关系，也会低估美国企业从中美互惠贸易中的得利。

我们利用中国国际收支平衡表讨论中方在外投资收益和外方在华投资收益。自 2007 年以来，外方在华投资收益连年上升，累积增长近四倍，2017 年外方在华投资收益更是超过 2800 亿美元。目前，在中国 5.1 万亿美元对外负债中，有 2.9 万亿美元为直接投资，占比超过一半，其中绝大部分为非金融企业股权。外方在华投资收益中很大一部分来自于经营实体企业所得。与此不同，中方在外投资收益往往来自于美国国债等相对安全的证券资产，收益相对偏低。

表 2：中方在外投资收益和外方在华投资收益（单位：亿美元）

	2007	2010	2013	2016	2017
投资收益差额	37	-381	-945	-650	-499
中方在外投资收益	766	1,288	1,662	1,984	2,349
外方在华投资收益	-729	-1,669	-2,607	-2,634	-2,848

数据来源：国家外汇管理局中国国际收支平衡表（BMP6）

概览中外贸易往来情况，2016 年中国货物贸易顺差为 5097 亿美元，其中中美货物贸易顺差为 2758 亿美元，同期外方在华投资收益达到了 2634 亿美元。据中国商务部发布的《关于中美经贸关系的研究报告》显示，截止到 2015 年，美国在华投资企业业绩良好、利润丰厚，当年利润达到 362 亿美元。需要说明的是，由于大量的美国资金通过中国香港进入大陆，并被认定为港资企业或合资企业等，因此这一数据应当低估了美方企业从中国获得的利润。不过，这依旧可以说明美方企业在双边贸易往来中的巨大收益。

因此，在观察中美双边贸易差额时，有必要充分考虑跨国企业在贸易中的利润情况，并将跨国利润转移纳入到双边贸易关系的观察视角中来，否则将大大低估美方在中美贸易中获得的真金白银，也将影响对中美双边贸易形势的准确判断。

五、用贸易增加值统计衡量中美贸易

（一）贸易增加值统计的必要性

随着经济全球化和跨国企业直接投资的发展，生产链条呈现出国际化的特征，许多产品的生产由多个国家（地区）共同参与完成，每个国家（地区）专业化于产品的某一工序或零部件的生产，最终产品的价值实际上被多个国家（地区）共同创造和分享，而不是由最终产品的出口国家（地区）创造和享有。贸易总值统计只能从交易总值的角度测度各国（地区）参与国际贸易的程度，却难以反映商品生产过程中价值增值的过程。这一缺陷使得基于贸易总值统计的贸易差额已不能准确地反映一国（地区）从贸易过程中的利得，更不能准确判断双边贸易关系。

贸易总值统计在新型国际分工体系下的不适用性导致了“统计假象”，扭曲了双边贸易不平衡状况。以来料加工贸易为例，中国企业出口额的很大一部分价值是购自其他国家（地区）的原材料价值，只附加很少一部分加工价值，这种“两头在外”的模式在统计上表现为对原材料来源国家（地区），如日本、韩国等的贸易逆差和对制成品去向国家（地区），如美国等的贸易顺差。例如，中国在保持对美欧货物贸易顺差的同时保持对韩国货物贸易逆差，2016 年对韩国货物贸易逆差达 722 亿美元。我国自韩进口的产品以机械和电子产品为主，很大一部分经过组装、加工之后销往美欧。中国只是处于生产过程中的一个阶段。不考虑国际贸易过程中各国的实际利得，简单以贸易总值统计下的“顺差有利，逆差有弊”的逻辑分析双边贸易关系显然是不全面不客观的。

有鉴于此，国际社会已经意识到贸易总值统计的缺陷，提出了“贸易增加值统计”这一新统计方法。世界贸易组织前总干事帕斯卡尔·拉米认为，现行的贸易总值统计方法扭曲了贸易的实际情况，他提倡改革贸易统计方法，推进全球价值链研究，以贸易增加值统计弥补传统贸易统计体系的缺陷，合理还原事实真相。经济合作与发展组织（OECD）和 WTO 联合建设了全球价值链与贸易增加值数据库（TiVA），将国家（地区）投入产出表和双边贸易数据联系起来，形成国家（地区）间投入产出表。OECD 和 WTO 基于 TiVA 数据库，用贸易增加值指标对国际贸易和全球价值链进行了核算，并于 2013 年 1 月发布了初步成果。目前，除了 OECD 和 WTO 外，还有联合国贸发会议、亚洲开发银行、联合国统计司，欧盟统计局等都开展了全球价值链与贸易增加值的相关研究。

同时，许多学术研究机构也在开展全球价值链与贸易增加值测算的相关工作。例如，Koopman et al（2012，2014）建立了行业层面贸易增加值统计的研究范式，并在此基础上利用投入产出表和跨国数据分析中方在进出口中实际获得的增加值。随后，王直等（2015）在传统国际贸易统计和国民经济核算体系之间建立了一个系统性对应框架。Kee & Tang（2017）和 Tang et al（2016）逐步将贸易增加值研究从行业层级推广到企业层级，能够从出口的所有制结构等角度分析各种因素对贸易增加值的影响，并解释中国企业在全球价值链上的提升。可以说，从贸易增加值角度测度双边或多边经贸往来的理论基础已经成熟，数据基础已经相对完备。

当前，从贸易增加值统计角度分析中美贸易不平衡问题十分必要，能够更客观地反映中美双边贸易关系。中美两国在全球分工中的特殊地位使得贸易增加值统计与贸易总值统计的差异尤为突出。究其原因，中国一方面发挥着“世界工厂”的特殊地位，以完整的产业

链和高素质的劳动力队伍成为全球价值链中的重要一环，进口大量原材料并向美国等发达国家（地区）持续输出制成品。贸易总值统计将中国对美输出的制成品的全部价值都计入了中国对美国的出口，其中包括其他国家（地区）交付中国企业加工、组装、再出口美国的制成品价值，忽视了中国仅仅是全球价值链上的一环，高估了中国对美国货物贸易顺差，扭曲了中美双边贸易关系。以苹果手机为例，中国从日、韩等国（地区）进口屏幕等重要零部件，通过来料加工等方式在中国大陆组装后向美欧等国家（地区）出口，据中国商务部报告，一部在中国组装制造的苹果手机批发价为 178.96 美元，其中仅有 6.5 美元的价值是在中国产生的，其余的价值都由美国设计商和韩国、日本等零部件供应商获得。依据亚洲开发银行研究所（ADB）测算结果，如果将这一过程中其他国家和地区创造的增加值剔除，当年美国对中国在苹果手机上的贸易赤字将从 19 亿美元减少到 7300 万美元^①。因此，使用贸易增加值统计数据有利于客观地分析中美双边贸易关系，有利于理性地看待中美贸易不平衡问题。

（二）贸易增加值统计下的中美贸易差额

在生产全球化和产业分工日益深化的背景下，利用全球价值链视角的贸易增加值统计方法重新核算中美贸易差额是客观描述现阶段两国经济互补关系的新要求，是正确认识双边乃至多边贸易关系的重要基础。

在全球价值链视角下，中美贸易顺差记录在中国，但贸易背后的利益顺差多在美国，总体上双方均实现了互利共赢。根据商务部委托中国全球价值链课题组所做的《2010—2016 年中美贸易增加值核算报告》，如果 2017 年有关参数保持不变，则 2017 年中国向美国出口每 1000 美元货物所拉动的中国国内增加值为 646 美元，中国从美国进口每 1000 美元货物所拉动的美国增加值为 814 美元。这意味着，中国向美国出口的 1000 美元货物中，有 354 美元用于购买位于产业链上游国家（地区）的原材料或服务，646 美元形成中国居民的工资、企业的利润和政府的税收等项目。而这一数值在美国则为 814 美元，远高于中国，同样的出口额中美国居民、企业和政府实际获得的利益更大。

若将基于贸易总值统计的中美贸易差额调整为基于贸易增加值统计的中美贸易差额，则中美贸易严重失衡的结论明显变化。2017 年中国向美国出口货物拉动的中国国内增加值为 2776 亿美元，中国从美国进口货物拉动的美国国内增加值为 1253 亿美元，基于贸易增加值统计的中美货物贸易顺差仅为 1523 亿美元，比基于贸易总值统计的中美货物贸易顺差 2758 亿美元降低了 44.77%。因此，基于贸易总值统计的中美贸易顺差被严重高估，中美贸

易不平衡程度被严重夸大。

从细分项目上可以看出中美在全球价值链中的相对位置。目前，中国对美国货物贸易顺差的 61%^②来自附加值很低的加工贸易，这些产品生产所需的高附加值核心零部件多数来自于包括美国在内的其他国家（地区），使得美国等发达国家（地区）从设计、零部件供应、营销等环节获取较高利润；而加工贸易出口产品仅在中国进行简单的组装加工，所使用的国内原材料较少，中国只赚取了少量加工费，对应的国内增加值较少，中国从对美国单位出口中获得的增加值远低于美国对中国单位出口的增加值。例如，海关数据显示，中国目前加工贸易主要出口品为通信设备及电子产品，中国一边从美国进口电子元器件等配件（如集成电路、存储器等），一边将电子元器件制成品（如电脑整机等）出口美国，而中国从加工贸易中仅能留下出口总额 20-30% 的增加值。因此，虽然基于贸易总值统计的中美间的贸易不平衡矛盾依然突出，但是在中美之间巨大的货物贸易差额背后，中国所获得的增加值并不高，特别是考虑到中国货物贸易出口中加工贸易占比偏高的情况。

现阶段，美国主要从事产品设计和出口零部件生产，在全球价值链中处于上游位置。相反，中国更多从事加工组装生产，处于价值链的下游。中美贸易在价值链上呈现出较强的互补性而非竞争性。因此，中美贸易关系本质上是利益交融、互利共赢的。

（三）用贸易增加值统计衡量中美贸易

2013 年，亚太经合组织领导人同意，在亚太经合组织范围内推进全球价值链的开发与合作。2014 年 5 月，在中国青岛举行的亚太经合组织贸易部长会议上，各经济体通过了亚太经合组织全球价值链贸易增加值核算战略框架。2014 年 8 月在中国北京举行的亚太经合组织第三次高官会议上，各经济体又通过了由中国、美国共同倡议的亚太经合组织全球价值链贸易增加值核算战略框架行动计划。鉴于项目的技术难度较大，该行动计划建议，建立一个由中国和美国共同主持的技术团队，亚太经合组织各成员经济体学术界专家以及有意参与的国际组织，如世界贸易组织、经济合作与发展组织、亚洲开发银行、世界银行和联合国的专家参加，实施这一项目。2014 年 11 月，在北京峰会上，亚太经合组织 21 个经济体领导人批准了亚太经合组织贸易增加值核算战略框架和亚太经合组织贸易增加值核算战略框架行动计划。并指示技术团队与 WTO、OECD、世界银行、联合国及其他国际组织密切合作，在 2018 年底前完成亚太经合组织经济体间供给使用表的编制和贸易增加值数据库建设，实现亚太经合组织贸易增加值数据库与 OECD 和 WTO 联合建设的全球价值链与贸易增加值数据库之间的整合。

在中美双方共同努力下，在各经济体的支持下，APEC 技术团队已经完成亚太经合组织 21 个经济体中 20 个经济体的基准年度（2005 和 2012 年）供给使用表和双边贸易数据的收集、加工、整理和编制工作，正在进行经济体间供给使用表的联接工作，预期按时完成项目的目标任务。这项工作完成之后，就可以计算亚太经合组织各经济体之间以及与其他经济体之间，特别是中美之间的贸易增加值数据，为客观判断亚太经合组织各经济体之间以及与其他经济体之间，特别是中美之间的贸易关系提供数据依据。

建议中美双方继续牵头，组织亚太经合组织各经济体继续开展经济体间供给使用表的编制和全球价值链贸易增加值核算工作，及时更新数据，为今后客观判断亚太经合组织各经济体之间以及与其他经济体之间，特别是中美之间的贸易关系提供数据依据。

六、对当前中美贸易摩擦成因的讨论

既然中美货物贸易顺差记录在中国，而货物贸易背后的利益顺差多在美国，总体上双方均实现了互利共赢，那么为何美方会发动刻意针对中方的双边贸易摩擦，并不惜威胁国际多边贸易格局的稳定？客观地回答这一问题，有利于正确看待和妥善应对中美贸易冲突。

虽然货物贸易背后的利益顺差多在美国，但现有的统计数据没有完全反映美方从双边贸易中获得的利益。例如，上世纪末以来，跨国公司的快速扩张加速了国际分工和利润转移，境外投资通过第三方避税地流入中国国境，利用中国的廉价资源、劳动力和招商优惠获得利润。但是中美双方统计都无法完全识别资金的来源地和最终投向，不仅导致中方统计数据低估了美方企业利润，也导致美方统计数据低估了其在华企业的经济利益。而离岸外包、转移定价的迅速发展也使得 GDP 等指标的统计数据没有充分反映贸易分工给美国带来的经济繁荣。例如，苹果等高科技公司通过研发设计创造了知识产权产品，并利用中韩等国完成低附加值的生产过程，获取“微笑曲线”两端的高额利润。但是，这些公司通过转移定价等方式将部分知识产权产品价值和相应的利润留存在避税地的下属离岸公司，这部分产值没有体现在美国国内生产总值数据中，相应的利润也没有体现在美国国际收支统计数据中，从而没有体现在美国国民总收入和美国国民财富中。事实上，美国官方和研究机构也开始高度关注美方企业在外的投资利润转移带来的数据表现问题。例如美国经济分析局和高校的四位学者（Güvenen et al, 2017）发表论文认为，美方跨国企业尤其是高科技企业

在世界范围内获得了超额利润，但其跨国利润转移行为导致企业总部的研发产出价值被

低估，部分统计指标（如美国国内生产总值）数据低估了美国经济的实际发展成果。这导致美国统计数据低估了跨国分工和互惠贸易对美国经济的拉动作用和美国获得的利益。

中国在全球价值链位置的不断上升引发了美国商界的复杂情绪，对维持双边健康的经贸关系带来了一定负面影响。中国拥有世界上最多的人口和增长最快的市场，改革开放以来，在中国市场潜力的吸引下，美国商界致力于增进双方经贸合作，降低双边贸易壁垒，并避免中美双边关系朝着不利方向变动。这一直是双边合作的重要稳定器。历史上，美国的财团多次参与中美经济乃至政治层面的谈判和博弈。例如，波音公司作为美国军工巨头和航空业巨头，始终希望打开对华市场，也多次为中方赢得平等的国际商贸环境提供了一些有益帮助。本次贸易摩擦升级以来，受益于中国市场的美国农业协会等团体就多次向美国当局表示不满，要求继续保持中美平等互惠的贸易关系。但随着中国企业在全球价值链位置的上升（Tang et al, 2016），并逐步进入美方占有传统优势的精密制造、创新研发等高附加值环节，对美方企业竞争力构成了一定冲击。这一担忧削弱了美国商界对中方正当诉求的支持力度，加剧了双边贸易摩擦。

美方贸易利得并不代表美方普通居民的贸易利得。而美方居民的利益诉求直接影响到美方政治周期，从而对双边经贸往来带来影响。例如，已有研究（Che et al, 2016）分析了在贸易壁垒逐步消除之后，美国自中国进口增速保持高位，来自中国的产业竞争冲击了美国各县（County）的生产和就业，改变了当地的政治选举情况。“铁锈带”的高失业率的蓝领工人就成功影响了美国的大选结果，不论这些选民的需求是否合理，都将使得未来很长一段时间内美国政府高度关注中美贸易不平衡问题，并采取一定政策措施。

因此，在全面客观理解中美贸易不平衡问题的基础上，中方也必须正视贸易摩擦背后的结构性原因，既要有理有据地对美方不当观点予以澄清和反驳，也需要进一步分析其背后的利益诉求和结构原因，才能实现双边经贸往来的可持续发展。

参考文献

- [1] 王直, 魏尚进, 祝坤福, 2015: 《总贸易核算法: 官方贸易统计与全球价值链的度量》, 《中国社会科学》第9期。
- [2] 杨汝岱, 2008: 《香港转口贸易及其对中美贸易平衡的影响》, 《经济科学》第2期。
- [3] 中国全球价值链课题组, 2017: 《2010—2016 年中美贸易增加值核算报告》。
- [4] 中华人民共和国商务部, 2015: 《关于中美经贸关系的研究报告》。
- [5] 中美贸易统计工作小组, 2009: 《中美货物贸易统计差异研究报告》。
- [6] 中美贸易统计工作小组, 2012: 《中美货物贸易统计差异研究第二阶段报告》。
- [7] Bureau of Economic Analysis (2014), “U.S. International Economic Accounts: Concepts and Methods”.
- [8] Fisman R, Wei S J. (2004), “Tax rates and tax evasion: evidence from “missing imports” in China”, *Journal of political Economy* 112(2): 471-496.
- [9] Guvenen, F., Mataloni Jr, R. J., Rassier, D. G., & Ruhl, K. J. (2017), “Offshore profit shifting and domestic productivity measurement”, NBER Working Paper, No. w23324.
- [10] Kee, H. L., & Tang, H. (2016) , “Domestic Value Added in Exports: Theory and Firm Evidence from China”, *American Economic Review*, 106(6):1402.
- [11] Koopman R, Wang Z, Wei S J. (2014), “Tracing value-added and double counting in gross exports”, *American Economic Review* 104(2): 459-94.
- [12] Koopman, R, Wang, Z, Wei, S J. (2012), “Estimating domestic content in exports when processing trade is pervasive”. *Journal of Development Economics* 99:178–189.
- [13] Che, Y., Lu, Y., Pierce, J. R., Schott, P. K., & Tao, Z. (2016), “Does trade liberalization with China influence US elections? ”, NBER Working Paper, No. w22178.
- [14] Ma, H., Wang, Z., & Zhu, K. (2015), “Domestic content in China’s exports and its distribution by firm ownership”, *Journal of Comparative Economics* 43(1), 3-18.
- [15] Tang, H., Wang, F., & Wang, Z. (2016), “Extending the Input-Output Table Based on Firm-level Data”, Working Paper.

The Stylized Facts about the Trade Imbalance between China and the United States

Xu Xianchun Yu Hang

Abstract: The Sino-American trade imbalance issue is an important topic in China-US comprehensive economic and trade dialogue, as well as the focus of the trade friction. An accurate understanding of the characteristics of Sino-American trade imbalance can provide factual fundamentals for bilateral consultations and policy evaluations between China and the United States. This article addresses the issue mainly from four perspectives: the perspective of the total value for the trade statistics, the perspective of contributors of Sino-American trade imbalance, the perspective of trans-national profit transfer, and the perspective of trade in value-added statistics. Factors such as price accounting, re-export trades, trade markup, and missing goods included in travel item have led to an overestimation on the US trade deficit with China. Furthermore, China's rapid rise in service trade deficit with the US also alleviated the bilateral trade imbalances. Foreign-invested enterprises, especially American-funded enterprises, have contributed largely to the China's trade surplus of goods, and have also gained huge profits. China-US trade surplus is recorded on China's behalf, but most of the benefits from the surplus behind the trade belong to the US. Hence, generally speaking, both countries gained interests from the transaction. This article also recommends applying trade in value-added statistics to measure Sino-American trade imbalances, taken account of the importance of value-added statistics method of necessity.

Key words: Trade Imbalance, Good Trade, Service Trade, Trade in Value-Added

资源配置、产业结构与全要素生产率： 基于真实经济周期模型的分析*

刘伟¹ 张立元²

【摘要】 本文旨在测算、分析中国经济及各产业部门全要素生产率的水平和年均增长率、产业结构高度及其合理化程度，再结合其他 37 个国家的相应数据进行国际比较。本文依据真实经济周期模型推导出全要素生产率的测算方程并构建了测算产业结构高度及其合理化程度的两个指标。本文发现，由三大产业部门全要素生产率水平之间的差异和部门间规模巨大的人力资本转移而形成的“结构效益”，能够合理解释中国经济整体全要素生产率年均增长率较高但三大产业部门却处在较低水平甚至负增长这两个看似矛盾的经济事实。本文从数理逻辑和经验研究两个角度验证了“产出增长率效应”和“结构效益”的存在。本文通过国际比较发现，中国经济产业结构高度及其合理化程度均大幅落后于多数高收入国家。

【关键词】 产业结构；真实经济周期模型；人力资本；全要素生产率测算；

一、前言

Krugman 最早质疑东亚国家经济增长的质量并首次提出“东亚无奇迹”的观点。[1]随着东南亚金融危机的爆发，国内外学界开始关注改革开放以来中国经济的增长及其质量。学者们尝试从中国经济整体以及各产业部门两个视角对中国经济的增长及其质量分别进行解释。而各种学术观点争论的焦点在于，对中国经济和三大产业部门全要素生产率水平和增长率的测算以及它们之间关系的解释。

学者们基于不同视角和测算方法得出的研究成果之间存在着很大差异。将中国经济作为一个整体考察时，Young 认为，中国和东亚各国的经济增长主要由物质资本要素和人力资本要素的积累来驱动，而全要素生产率年均增长率处在较低水平，最低为 1.4%。[2][3][4]

*原文刊发于《经济理论与经济管理》2018 年第 09 期

¹ 刘伟，中国人民大学经济学院博士生导师，北京大学经济学院兼职博士生导师

² 张立元，北京大学经济学院

郭庆旺和贾俊雪的测算结果要更低一些, 仅为 0.954%。[5]然而, 蔡跃洲和张钧南的测算数据为 3.57%。[6]学者们也尝试将各产业部门从中国经济抽离出来后单独测算其全要素生产率的增长率, 由此判断中国经济增长的质量, 而具体数据之间的较大差异则让学者们得出不同的结论。这种研究方法大多侧重于各产业部门全要素生产率的增长率, 忽视了全要素生产率水平的不同, 也割裂了三大产业部门之间的联系。对于工业化尚未完成的中国经济, 产业部门之间在全要素生产率的水平方面必然有差异, 还存在着规模巨大的人力资本转移。这无疑会影响相关研究的可靠性及其政策主张的有效性。学者们还致力于从产业结构变迁的角度来解释中国经济的增长及其质量, 该类方法基本上是在产业结构的高度化过程及其合理化程度两个层面上开展研究, 但高度化过程的计量较少考虑各产业部门的全要素生产率水平及其增长率, 在高度化过程中起到重要作用的“结构效益”未能获得数理逻辑及相应经验研究上的论证。合理化程度的研究也缺乏有效的计量标准。此外, 学者未曾留意预算约束中消费数量的作用, 而消费产出比和物质资本产出比及其产出弹性之间有着不应被忽视的联系。

本文尝试弥补上述不足并做出了三个创新。第一, 本文将消费产出比作为一个重要参数引入真实经济周期模型之中。在此基础上依据理论模型的最优化条件、稳态系统以及对数线性系统, 推导出各产业部门的全要素生产率测算方程。第二, 测算产业结构变迁条件下中国经济整体的全要素生产率增长率, 总产出增长率与产业部门产出增长率之比变动的效应, 产业部门就业份额与产出份额之比变动的“结构效益”以及各产业部门全要素生产率增长率。本文在全要素生产率测算方程的基础上演绎得到了相应的数理方程并将这四个方面联系起来。本文还按照该数理方程建立实证模型并基本上验证了“产出增长率效应”和“结构效益”, 且其乘数分别为物质资本产出比与消费产出比。本文尝试依此对中国经济全要素生产率年均增长率整体较高与各产业部门年均增长率均很低甚至处于负值水平这两个看似矛盾的经济事实做出合理的解释。第三, 本文构建出基于全要素生产率的产业效率指数、产业结构高度化及其合理化程度的三个指标, 据此对中国经济的产业结构进行分析和国际比较。

二、文献综述

（一）产业结构变迁与经济增长

一个经济的产业结构是指该经济的产业部门的增加值在当期总产出中所占的比例以及各产业部门之间的经济联系。[7]在由该经济所处发展阶段要素禀赋结构决定的技术条件下，通过专业化和社会分工就会形成相应的产业结构。[8][9]经济增长主要采用国民生产总值的增加进行测度，而实现增长的过程中往往也伴随着产业结构的变迁。在发达经济体的早期发展阶段和发展中经济体工业化开始之后的发展阶段，这种产业结构的变迁就更为迅速。对此，Kuznets 提出，一个国家国民收入的度量必须从产业结构的角度去度量，而一个经济的产业结构又是由其生产方式决定的。[10] Kuznets 在其后续研究中还发现，制造业部门的扩张将伴随着人均国民收入的增加，因此，确有必要对产业结构的变迁和经济增长此二者之间的关系进行研究。[11] Chenery 提出了经济增长的工业化模式，即当经济增长推动一国经济规模发生变动时，服务业和农业的规模变化最小但制造业的增长幅度最大，而且这种工业化模式能够确保资源配置达到最优状态。[12]但是，也有经济学家发现了有异于上述工业化模式的大量经济事实，并通过实证研究表明，在人均收入水平较高时，服务业的迅速增长将使得制造业的规模弹性下降。[13]

就国内学界而言，田新民和韩端认为，经济增长是产业结构不断优化的结果，不合理的产业结构无法保证经济稳定增长和可持续发展的目标，而产业结构的不断调整和优化既能够保证经济增长的“量”的需要，亦可推动经济增长的“质”的提高。[14]不过，经济增长的速度和幅度与产业结构高度提升的速度与幅度之间似乎不存在确定的因果关系，即经济增长并不必然导致产业结构高度的提升，经济的快速增长也并不必然导致产业结构高度的等比例提升。[15]而对于中国等工业化尚未完成的发展中国家，经济增长的主要动力在于工业制造业，其持续扩张对国民经济的增长、技术进步、资本效率的提高以及劳动生产率的提升均具有重要意义；同时，该时期内服务业的发展对经济增长的拉动作用低于制造业，服务业规模扩大的主要作用体现在服务于市场化。[16]这些研究结果符合经济增长的工业化模式。但中国经济持续向前发展，新的经济事实随之出现，理论研究也须对此做出进一步的解释。对此，刘伟和李绍荣认为，产业结构在一定意义上决定了经济的增长方式，第三产业的结构扩张会降低第一产业和第二产业对经济规模的正效应，因此只有通过提高第一产业和第二产业的效率才能获得长期稳定的经济增长。[9]该研究成果能够更好地解释中

国经济发展过程中出现的新经济事实。中国仍处于一个产业结构的升级和转换时期,这种转换可能使得中国经济增长中的主导产业由第二产业转变为第三产业,进而对中国经济增长产生一系列深刻影响。[17][18]具体来说,在工业化持续推进和经济发展水平稳定提高的条件下,中国经济的工业化进程到 2010 年时已完成了三分之二。[7]进入工业化后期以后,第三产业仍然会保持较快的发展而第二产业的增长率在出现回落后将不再恢复到先前的增长速度。[18]最后,市场化程度不断提高的情况下,产业结构变迁对中国经济增长的贡献度将呈现不断降低的趋势。[19]因此,随着经济发展水平的提高和产业结构的变迁,中国经济的自然增长率将会出现放缓。[17][18]

(二) 产业结构发展水平的测度

产业结构合理化和高度化是衡量产业结构发展水平的两个方面。[14]产业结构的合理化程度将影响到中国经济的增长速度及其质量,因此确有必要对其进行研究。但国内学术界对产业结构合理化的定义并未达成一致,这种定义上的差异起源于不同学者依其研究视角和方法的差别对产业结构合理化进行了各自有异的解释。大体上主要存在四种不同的理论,结构协调论、结构功能论、结构动态均衡论、资源配置论。[14]产业结构合理化程度是一个随着经济产业结构变迁而不断调整的动态过程。当产业结构的变迁促使各个产业的劳动生产率均有提升时,这样的产业结构变迁才具有实际意义,即增进整体经济的“结构效益”,否则,只能将之视为产业结构的倒退或者出现了“虚高度”。[20]这意味着产业结构的合理化程度下降。学者们对如何判断产业结构变迁过程中其合理化程度的变动也未能实现一致,各自提出了不同的判定方法和标准。但这些方法和标准多数仅具有定性意义,缺乏必要的定量数据支撑,因而在具体研究中实际应用时效果并不理想。国内学术界衡量产业结构合理化的方法主要有两类:国际基准法和区际类比法。[14]国际基准法下产业结构合理化的判定依据是,研究人员或世界银行按多国模型确定的产业结构水平的“标准结构”。这种方法具有一定的参考与借鉴意义,但因其无法将不同国家的特殊国情纳入模型之中,故仅能作为相对较为粗略的判定依据。而区际类比法则很难找到能够被广泛接受的客观标准,因此在实际研究中应用范围更窄。

国内学术界对产业结构高度化的研究较为广泛并取得了丰富的研究成果。学者们从不同的研究角度出发并采用不同的研究方法对中国经济产业结构高度化进行测算,再据其测算结果对产业结构变迁过程中产业结构高度化的问题进行分析。周振华认为,产业结构的成长存在两种模式,梯度转换成长模式和跨梯度转换成长模式。前者是指按第一、二、三

产业序列依次渐进转换的结构成长模式，其具体特征为，产值构成或就业构成的重心先由第一产业转入第二产业接着再转入第三产业。而后者区别于前者的重大特征是，第三产业跨越历史的发展。[21][22]这似乎正是赶超战略的理论基础。宋锦剑设计出一个复杂的指标体系用以测算中国经济产业结构高度化的程度但缺乏相应的经验研究对该体系的有效性和适用性进行验证；其中，判定产业结构高度化程度的关键特征为，三大产业增加值的结构变化、第二产业霍夫曼比例的变动以及技术密集型和智力信息密集型产业的比重。前述两类观点过于重视不同产业部门增加值的份额，从而忽视了产业结构高度化的本质。[23]因此，刘伟等人认为，产业间份额的转变并不是产业结构高度化的本质。产业结构高度化也是一个动态过程，即原有的要素和资源从劳动生产率较低的产业部门向劳动生产率较高的产业部门转移，而新增的要素和资源也配置到劳动生产率较高的产业部门，导致劳动生产率较高的产业部门的增加值份额不断上升，进而促使不同产业部门的劳动生产率共同提高；其基本内涵有两个，产业部门之间产出比例关系的演进以及劳动生产率的提升。[20]

经验研究中进行定量分析时，国内学界采用的产业结构高度化程度测算方法主要有三类。[14][20]其一，静态直观比较法。该方法需要将待考察经济体各产业部门增加值之间的比例关系与发达经济体各产业部门增加值之间的比例关系或者“标准结构”下各产业部门增加值之间的比例关系进行比较，再据此判断该经济体产业结构的相对高度。早期研究中，学者们常用该方法比较研究不同经济体之间产业结构高度的差异。其二，动态比较判别法。主要包括相似判别法和距离判别法，该方法需要构造出若干特定的量化指标，并选择某个经济体的产业结构作为比较基准，据此判断待考察经济体的产业结构高度。其特点在于，统计方法的运用使得该方法能够从动态视角研究两个经济体的产业结构高度之间的相似性或者离差程度。[14]其三，指标法。该方法需要设计出单个或多个指标，并依此判断待考察经济体的产业结构高度。[7][14][15] [19][20]该方法适用性较强，可用于截面数据和时间序列数据的跟踪分析，也可作为计量实证研究的基础。[20]

（三）产业结构发展水平与全要素生产率及人力资本

改革开放以来，中国经济的产业结构也出现了显著的变迁。学术界对产业结构变迁的动因则有着不同的认识。Krugman 指出，大部分东亚国家和地区的经济增长的推动力是要素投入的增加，技术进步的作用并不显著。[1]就此而言，这类经济体产业结构的变迁只是体现在不同产业部门增加值份额的此消彼长，而产业结构发展水平并未出现实质性的提高。考虑到生产率分析中的技术进步指的是广义技术进步，生产率的增长不一定完全由技术进

步所引起,技术进步也并不能完全转化为生产率的增长,生产率只反映了无形技术变化的影响,而不包含有形技术变化的影响,也就是说生产率并不包括资本投入或中间投入在设计 and 品质上的创新 [24]。刘伟和张辉将技术进步和产业结构变迁从要素生产率(劳动生产率和全要素生产率)中分解出来之后再就此二者对经济增长的影响进行研究。[19]这意味着产业结构变迁和技术进步均是全要素生产率的构成部分,而技术进步的提升显然将会促进全要素生产率的提高,但产业结构变迁与全要素生产率二者之间是否也存在类似的因果关系?在中国等转型国家中,市场化的力量体现为产业结构的变迁。[19]这种变迁一般可从其合理化程度和高度化两方面衡量。[14]而产业结构合理化程度的提高和高度化的提升伴随着要素配置效率的提高,进而最终会增进全要素生产率。那么,这是否就意味着市场化的制度创新使得全要素生产率得以提高?选择市场经济制度的发达经济体和发展中经济体,其产业结构的发展水平相差甚大,因此很难将产业结构发展水平的提高全部归因于市场化的制度创新,但市场化的制度创新无疑是实现产业结构发展水平不断提升的不可或缺的制度性基础条件。能够将此二者联系起来的应该是生产要素,尤其是人力资本。市场机制下人力资本的跨部门转移和新增人力资本的持续流入以及物质资本的重新配置才是产业结构高度化以及产业结构发展水平提升的本质。[20]

从人力资本视角对产业结构发展水平进行研究的文献较少,学者的研究观点也存在分歧。曾先锋和李国平采用平均受教育年限作为人力资本水平的衡量指标来研究工业部门内部产业结构的变迁,并认为人力资本之于工业部门内产业结构的再配置效应显得微不足道,甚至可以忽略不计。[25]周少甫等人也将平均受教育年限作为人力资本的代理变量,基于省级面板数据的实证研究得出结论,人力资本的经济增长效应受产业结构的影响,与人力资本相适应的产业结构转化可以优化人力资本的配置,提高人力资本的产出效率有助于经济持续快速地增长。[26]王鹏和尤济红也采用平均受教育年限作为人力资本的代理变量,其研究表明,中国经济实现的产业结构红利中劳动要素贡献了 90%以上。[27]

三、理论模型

(一) 人力资本的设定

本文在参考新近出现的测算方法的基础上,从数量和质量两个方面对人力资本进行设定与计量。鉴于难以获得适合本文研究的微观数据,本文从宏观层面对人力资本的数量进

行测算，即依据理论模型、相应的假定以及宏观经济数据，计算得出人均人力资本数量的基准水平。Dagum 和 Slottje 提出了一个基于终生收入法中常见假设的人力资本测算新方法。按照该方法，经济个体的人力资本水平为，总体人力资本的加权均值和经济个体货币价值的加权均值此二者之比与该经济个体货币价值的乘积。[28]朱平芳和徐大丰将 LIHK 方法进行扩展后提出了“单位人力资本”的概念。上述两种方法均是在“非熟练劳动力等效水平”的基础上按传统方式测算人力资本。[29]Jones 重新考虑传统的人力资本测算方法时提出，传统的核算方法低估了人力资本存量，因此，仅能作为跨国人力资本差异的下限。基于“广义劳动分工”的人力资本加总算子被引入到理论模型之中用来计算人力资本存量，同时允许不同国家的“非熟练劳动力等效水平”存在差异。[30]本文借鉴上述文献中“单位人力资本”和“非熟练劳动力等效水平”这两个概念，尝试从人均人力资本数量的“基准水平”出发测算人力资本数量总水平。

本文研究的目的之一是“将注意力转向可以替代全要素生产率来度量驱动长期经济增长的技术变革指标，同时考虑到“技术变化是长期经济增长的最终原因”。[31]本文认为人力资本质量的提升是催生技术变革的根本动力。因此，本文将人力资本质量作为全要素生产率的替代性测度指标。衡量长期经济增长成果的重要指标之一是收入水平的变动，对跨国收入差异的原因的研究在某种程度上也能够揭示出推动长期经济增长的原因。Solow, Swan 倡导的新古典增长理论认为要素积累方面的差异能够解释大部分的跨国收入差异，Lucas, Mankiw et al 均持有类似观点[32][33][34] [35][36]。但是，Klenow and Rodriguez-Clare, Prescott, Hall and Jones 均认为全要素生产率是解释跨国收入差异的关键所在[37][38][39]。然而，Jones 认为，传统的人力资本测算方法忽视了人力资本类型之间的互补性和稀缺性并因此低估了人力资本差异。与此同时，“非熟练劳动力等效水平”的跨国差异以及由此形成的人力资本跨国差异能够解释跨国收入差异的大部分。[30]Manuelli and Seshadri 通过将人力资本的获得纳入标准的收入最大化问题之中，个人可选择接受学校教育的年限数（人力资本数量的测度指标）以及接受学校教育和在职培训期间每年的人力资本水平（人力资本质量的测度指标），据此间接测算出人力资本存量；由此得出结论，人力资本质量方面的差异能够解释跨国产出差异的大部分。[40]面对“新古典复兴”倡导者与反对者之间的上述分歧。[30][36] [37][38][39][40]考虑到“无论全要素生产率可以度量什么，它都不是技术变革的测度”以及“大量技术变革都涉及资源有成本地向研究和发现活动配置”。[31]人力资本质量水平较高的经济体更有可能实现技术变革并获得相应的回报，进而达到更高的产出水平。本

文未能确定此二者之间是否存在精确的函数关系,亦未发现文献中提到此二者之间存在精确的函数关系或者采用具体的函数形式解释此二者的关联。但是,直观上看,人力资本质量较高的国家或经济体,出现技术变革的可能性和持续性均更高。虽然尚无法确定此二者之间是否存在精确的函数关系,本文仍可合理地推断,它们之间存在着正相关关系。因此,作为弥合上述两类学术观点之间分歧的一个尝试,同时也为了保持本文研究的一致性,本文将人力资本质量作为全要素生产率的替代性测度指标,并进一步将之直接定义为全要素生产率。

(二) 效用函数的设定

文献中提供了两种基本类型的效用函数。使用范围比较广泛的是具有不变相对风险厌恶系数的效用函数,另一种为 Cobb-Douglas 类型的效用函数。依研究目的之不同,通过嵌套或组合这两种基本类型,就可得到效用函数的特殊形式。本文模型中,消费者选择消费数量,用于消费的支出能够在当期产生正效用,而用于提升人力资本积累的支出能够提高未来期的收入水平,但在当期则会降低用于消费的支出,且占用消费者的闲暇时间并在当期产生负效用;体现人力资本的劳动者在参与生产过程时也会产生负效用。

(三) 全要素生产率测算方程的推导

本文构建一个基本的真实经济周期模型,不考虑政府和进出口部门。政府部门经济活动最终能够体现在国内生产总值等宏观经济变量之中,本文实证研究部分所用数据均为按支出法核算的宏观数据,因此,这些数据可以反映政府部门经济活动的作用。类似地,进出口部门的经济活动也能体现在上述数据之中,故本文理论模型均不考虑进出口部门。消费数量对全要素生产率的测算有着重要影响,但对于三大产业部门或细分后各产业部门从业人员的消费总量,本文无法获得其可用数据。因此,本文使用对数效用函数。根据上述设定,本文消费者预期效用最大化的动态规划问题可表示为:

$$\max_{\{K_t, C_t, H_t\}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [\ln(C_t) - \ln(H_t)] \quad (1)$$

式(1)中, C_t 为第 t 期的消费数量; H_t 为第 t 期期初的人力资本数量; β 为贴现因子。消费者拥有物质资本和人力资本,价格水平标准化为 1 时,面临如下预算约束。

$$C_t + S_t \leq W_t H_t + R_t K_t \quad (2)$$

式(2)中, S_t 为第 t 期的储蓄; W_t 为第 t 期的人力资本租金率; R_t 为第 t 期的物质资

本租金率。本文采用新古典总量生产函数，按照新古典理论各生产要素按其边际产品得到报酬。

$$Y_t = Z_t K_t^\alpha H_t^{1-\alpha} \quad (3)$$

式（3）中， Y_t 为第 t 期的产出； Z_t 为第 t 期的全要素生产率； α 为物质资本的产出弹性。全要素生产率服从如下一阶自回归过程：

$$\ln(Z_t) = (1 - \rho_Z) \ln(\bar{Z}) + \rho_Z \ln(Z_{t-1}) + \varepsilon_t^Z; \quad \varepsilon_t^Z : i.i.d. N(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (4)$$

式（4）中， ρ_Z 为自回归系数； $\bar{Z}$ 为全要素生产率的稳态值；全要素生产率冲击 ε_t^Z 是白噪声。物质资本存在折旧，当期投资无折旧，折旧率为 δ_t 。物质资本的运动方程如下：

$$K_{t+1} = I_t + (1 - \delta_t) K_t \quad (5)$$

本文引入折旧率冲击，并假定有利的全要素生产率冲击会提高折旧率，则折旧率的一阶自回归过程如下：

$$\ln(\delta_t) = (1 - \rho_D) \ln(\bar{\delta}) + \rho_D \ln(\delta_{t-1}) + \zeta_t^D + \varepsilon_t^Z; \quad \zeta_t^D : i.i.d. N(0, \sigma_\zeta^2) \quad (6)$$

式（6）中， ρ_D 为自回归系数； $\bar{\delta}$ 为 δ_t 的稳态值；折旧率冲击 ζ_t^D 也是白噪声。经济的投资用储蓄来完成，即 $I_t \equiv S_t$ 。

给定初始期的物质资本存量和适当的横截条件，实现竞争性均衡时，根据库恩—塔克定理和消费者效用最大化问题的贝尔曼方程，理论模型之欧拉方程跨期替代与期内替代的效率条件分别为：

$$C_t^{-1} = \beta E_{t+1} \left[C_{t+1}^{-1} \left(\alpha Z_{t+1} K_{t+1}^{\alpha-1} H_{t+1}^{1-\alpha} + (1 - \delta_{t+1}) \right) \right] \quad (7)$$

$$H_t^{-1} = C_t^{-1} (1 - \alpha) Z_t K_t^\alpha H_t^{-\alpha} \quad (8)$$

根据式（3）和式（8），可以得到：

$$Y_t = \frac{1}{1 - \alpha} C_t \quad (9)$$

$$C_t = H_t \cdot W_t \quad (10)$$

本文采用常见的 Uhlig（1999）规则进行对数线性化处理，根据模型的稳态系统，可得

到稳态时的消费产出比和折旧率的稳态值分别为 $\mu_C = 1 - \alpha$ 和 $\bar{\delta} = \alpha / \mu_K$ (μ_K 为稳态时的物质资本产出比)。由此可得贴现因子 $\beta = 1$, 意味着消费者将来自人力资本的收入全部用于消费并将得自物质资本的收入全部用于再投资。真实经济周期模型的相关文献中, 多数经济变量的稳态值都可表示为模型参数的函数。全要素生产率稳态值却被视为给定且通常设定为 1。本文认为, 从直观上来看, 物质资本产出比越高, 实现单位产出所需物质资本量就越高, 可合理地推断, 对应的全要素生产率也就越低。本文据此假设, 全要素生产率稳态值与物质资本产出比稳态值呈反比关系, 即 $\bar{Z} = 1 / \mu_K = \bar{\delta} / \alpha$ 。于是, 稳态时的人力资本产出比 μ_H 与 μ_K 相等, 同时模型中所有的经济变量都可表示为模型参数的函数。本文根据理论模型的对数线性系统及前文各式得出全要素生产率测算方程如下:

$$Z_{t+1} = (\bar{Z})^\alpha \left(\frac{Y_{t+1}}{Y_t} \right)^{\frac{1}{\bar{Z}}} (H_{t+1})^{\alpha-1} (Y_{t+1})^{1-\alpha} \quad (11)$$

(四) “结构效益”数理方程的推导

为从数理角度对“结构效益”进行分析并付诸实证研究, 本文依据式 (11) 推导得出中国经济全要素生产率增长率与产业部门全要素生产率增长率及产业结构变迁的关系方程:

$$G_{Z_{t+1}^{nat.}} = \frac{\alpha}{\bar{\delta}} G_{g_Y^{nat.}/g_Y^i} + (1-\alpha) G_{w_N^i/w_Y^i} + G_{Z_{t+1}^i} \quad (12)$$

式 (12) 中, $G_{Z_{t+1}^{nat.}}$ 为中国经济整体的全要素生产率增长率, $G_{g_Y^{nat.}/g_Y^i}$ 为国内生产总值的实际增长率与第 i 产业部门增加值的实际增长率此二者之比的增长率, $G_{w_N^i/w_Y^i}$ 为第 i 产业部门就业人员数量在全国就业人员总数中所占比重与该产业部门增加值在国内生产总值中所占比重此二者之比的增长率, $G_{Z_{t+1}^i}$ 为第 i 产业部门全要素生产率的增长率。为研究中国经济整体与各产业部门的全要素生产率增长率之间的关系, 需要对式 (12) 两侧按产业部门划分数量加权求和。依本文之研究目的, 较为适用的加权方法有三种。其一, 给予各产业部门相同的权重, 如式 (13), 这种方法简单易行但不足也很明显, 为比较起见, 本文采用了该方法。其二, 以各产业部门增加值占国内生产总值的比例为权重, 但此权重与 $G_{g_Y^{nat.}/g_Y^i}$ 相乘后会使得实证研究无法进行, 本文未采用该方法。其三, 以各产业部门就业人

员数量占全国就业人员总数的比例为权重，如式（14）， $G_{w_N^i/w_Y^i}$ 为就业比例的增长率，与此权重相乘后并不会产生 w_N^i 的平方项，进而不会导致重复，同时还能避免前两种方法的不足，本文也采用了该方法。

$$G_{Z_{t+1}^{nat.}} = \frac{\alpha}{\delta} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(G_{g_Y^{nat.}/g_Y^i} \right) + (1-\alpha) \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(G_{w_N^i/w_Y^i} \right) + \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(G_{Z_{t+1}^i} \right) \quad (13)$$

式（13）中， $G_{Z_{t+1}^{nat.}}$ 为三部分之和：其一， $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(G_{g_Y^{nat.}/g_Y^i} \right)$ 为产出增长率效应， $\frac{\alpha}{\delta}$ 为其乘数，等于物质资本产出弹性；其二， $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(G_{w_N^i/w_Y^i} \right)$ 为“结构效益”， $(1-\alpha)$ 为其乘数，等于消费产出比；其三， $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(G_{Z_{t+1}^i} \right)$ 为产业部门全要素生产率增长率效应。

$$G_{Z_{t+1}^{nat.}} = \frac{\alpha}{\delta} \sum_{i=1}^n \left(w_N^i G_{g_Y^{nat.}/g_Y^i} \right) + (1-\alpha) \sum_{i=1}^n \left(w_N^i G_{w_N^i/w_Y^i} \right) + \sum_{i=1}^n \left(w_N^i G_{Z_{t+1}^i} \right) \quad (14)$$

式（14）中各项含义与式（13）类似，不再赘述。

（五）产业结构高度化及其合理化程度测算方程

本文依据文献中采用的产业结构高度测算方法，并结合各国经济和三大产业部门全要素生产率的测算结果，构建出测算经济体产业结构高度 E_t 及其合理化程度 D_t 这两个指标。[7][9][17][18] [19][20] 结合产业部门全要素生产率 Z_t^i 以及能够体现产业结构变迁中“结构效益”的重要参数 w_Y^i/w_N^i ——第 i 产业部门的产出份额与其就业份额此二者之比，本文构建出该产业部门的效率指数为：

$$e_t^i = Z_t^i \times \left(\frac{w_Y^i}{w_N^i} \right) \quad (15)$$

式（15）中， e_t^i 表示第 t 期该经济第 i 产业部门的效率指数。本文认为，各产业部门与第二产业部门效率指数的比值 e_t^i/e_t^2 ，可视为该产业部门相对于第二产业部门的高度，而各产业部门该比值之和就可作为该经济的当年产业结构高度和工业效率的衡量指标：

$$E_t = \sum_{i=1}^n (e_t^i / e_t^2) \quad (16)$$

依据式 (16)，经济划分为三大产业部门时，由于 $e_t^2 / e_t^2 = 1$ ， $E_t = 3$ 等价于 e_t^1 / e_t^2 与 e_t^3 / e_t^2 之和为 2，亦即第一、三产业部门与第二产业部门效率指数比值之和为 2，意味着在第 t 年该经济三大产业部门的效率指数整体上能够达到其工业部门的效率指数。同时，为比较各国经济产业结构的合理化程度 D_t 并分析其变化趋势。本文根据式 (14) 和式 (15) 构造出测算方程：

$$D_t = \sum_{i=1}^n \left(\frac{e_t^i}{Z_t^{nat.}} - 1 \right)^2 \quad (17)$$

式 (17) 中， $Z_t^{nat.}$ 为各国经济第 t 年的全要素生产率；根据定义可知， $D_t = 0$ 时的产业结构合理化程度最为理想——此时各产业部门和经济整体的全要素生产率水平相同且各产业部门的产出份额与其就业份额相等 ($e_t^i / Z_t^{nat.} = 1$)， D_t 越大表明第 t 年经济体产业结构的不合理程度越高。在生产要素市场化配置的条件下，依据本文全要素生产率测算方程和测算结果，理论上和实际上均不会出现 $Z_t^i / Z_t^{nat.} < 1$ 但 $w_Y^i / w_N^i > 1$ 的情形。因此，也不会导致误测该产业部门对经济体产业结构合理化程度的影响。

四、实证研究

本文实证研究包括四小节。第一小节为中国经济和三大产业部门全要素生产率的测算及结果分析。第二小节根据全要素生产率的测算结果对“结构效益”进行实证检验。第三小节对中国经济产业结构高度及其合理化程度进行测算与分析。第四小节中本文根据其他 37 个国家的测算数据进行国际比较。

(一) 中国经济和三大产业部门全要素生产率的测算与结果分析

本文按照式 (11) 测算中国经济和三大产业部门的全要素生产率 (见表 1)。理论上，本文可按式 (9) 和式 (10) 计算所需的时变 α ；但中国经济和三大产业部门的工资总额在产出中所占比例较低，由此得出的 α 偏高。因此，根据理论模型新古典规模报酬不变的假设，本文测算三大产业部门的全要素生产率时也采用基于全国数据和式 (9) 计算得到的

时变 α 。本文测算全要素生产率时选用折旧率稳态值 $\bar{\delta} = 0.1163$ ，且有 $\beta = 1$ 。

本小节所用数据均来自中经网统计数据。测算中国经济的全要素生产率时，本文采用依据支出法统计得到的数据。鉴于 α 对全要素生产率的测算结果有着首要影响，国家统计局网站上也未发现正式公布的国内生产总值平减指数数据，以及真实的国内生产总值平减指数与居民消费价格指数之间可能存在的实际差异并不足以对测算结果产生较为显著的影响。因此，本文对国内生产总值数据与最终消费数据按正式公布的居民消费价格指数进行平减处理。鉴于稳态时 μ_H 与 μ_K 相等，结合 1978 年中国经济处于稳态的假设，本文计算出人力资本数量的基准水平为 2 980.03 元（1978 年价格），再由中国经济的就业人员总数可算得历年人力资本数量。测算三大产业部门的全要素生产率时，也按居民消费价格指数对各产业部门增加值进行平减处理。基于 1978 年各产业部门处于稳态的假设，本文计算出三大产业部门人力资本数量的基准水平分别为 1 192.49 元、8 379.38 元、6 136.84 元。按照各自的基准水平和各产业部门就业人员总数可计算得到其人力资本数量水平。为比较起见，本文也使用测算中国经济全要素生产率时采用的人力资本数量基准水平（2 980.03 元）计算三大产业部门的人力资本数量水平。

表 1 1978—2016 年不同时段内中国经济及三大产业部门全要素生产率年均增长率（%）

中国经济 产业部门	人力资本 基准水平	1978—2016	1978—1990	1990—2000	2000—2010	2010—2016
中国经济	2 980.03	4.32	4.02	6.79	4.64	0.25
I	1 192.49	0.07	0.58	-2.17	0.09	1.75
II	8 379.38	-0.19	-2.98	4.20	0.91	-2.36
III	6 136.84	0.38	-1.23	2.86	0.13	-0.19
I		0.31	0.60	-2.20	1.46	1.27
II	2 980.03	-0.46	-3.01	4.24	-0.62	-1.83
III		0.23	-1.05	2.99	-0.99	0.07

根据表 1 的测算数据，本文发现了表面上看似矛盾的两个经济事实，即 1978—2016 年作为一个整体的中国经济基于式（11）和时变 α_t 的全要素生产率年均增长率为 4.32%，但同一时期内在测算方程、人力资本数量基准水平和参数条件均相同的情况下中国第一、二、三产业部门的全要素生产率年均增长率却分别为 0.31%，-0.46%，0.23%。

学者们对这两个看似矛盾的经济事实的解释存在不同的视角和观点。从中国经济作为一个整体的视角来看，继 Krugman 之后，Young 也认为，中国和东亚诸国的经济增长主要由物质资本要素和人力资本要素的积累来驱动，全要素生产率年均增长率仅为 2%~3%。[1][2][3]其后，Young 通过对中国国家统计局公开的数据进行处理后测算得出，1978—1998

年期间中国全要素生产率年均增长率进一步降为 1.4%。[4]这两位学者代表了对中国经济全要素生产率增长存有质疑的一类观点,但本文表 1 的测算数据表明,1978—2016 年期间中国经济全要素生产率为 4.32%。

对于中国经济第一产业部门的全要素生产率及其增长率。尹朝静等人认为,农业全要素生产率明显存在着阶段性波动变化趋势。[41]这与本文测算结果较为一致。李静和孟令杰基于非参数的 HMB 生产率指数方法的实证研究显示,农业全要素生产率的年均增长率为 2.2%左右。[42]全炯振基于随机前沿分析方法的测算结果表明,1978—2007 年农业全要素生产率的年均增长率为 0.7%,该值与本章测算结果较为接近。[43]秦天等人基于数据包络分析方法的测算结果为,2004—2014 年农业全要素生产率年均增长率仅为 0.19%。[44]

针对中国经济第二产业部门的全要素生产率及其增长率。李玉红等人基于中国工业企业数据库的研究成果中,2000~2005 年中国工业生产率的年均增长率为 2.5%。[45]吴军基于非参数数据包络分析方法的测算结果为,在环境约束下,1998—2007 年中国工业全要素生产率的年均增长率为 8.5%。[46]Brandt et al 基于中国工业企业数据库数据处理的研究发现,1998—2007 年,中国工业企业的全要素生产率年均增长率高达 7.96%,并据此认为,加入世界贸易组织大幅提高了中国工业企业的全要素生产率水平。[47]杨汝岱基于中国工业企业数据库和 OP 及 LP 等方法的测算结果为,1998—2009 年中国制造业整体全要素生产率增长速度在 2%~6%之间,年均增长率为 3.83%,不同年度间增长速度存在较大的波动。[48]吴利学等人基于中国工业企业数据库的实证成果表明,1998—2007 年中国工业企业全要素生产率的年均增长率为 3.44%。[49]本文测算数据为,2000—2010 年中国第二产业部门全要素生产率的年均增长率为-0.62%,大幅低于上述文献的测算数据。1978—2016 年第二产业部门全要素生产率的年均增长率为-0.46%。

从中国第三产业部门的全要素生产率及其年均增长率的视角来看。顾乃华基于数据包络分析方法的研究显示,1992—2002 年期间中国服务业技术效率低下。[50]本文测算结果为,1990—2000 年中国服务业全要素生产率年均增长率高于 4%。刘兴凯和张诚认为,1978—2007 年中国服务业全要素生产率年均增长率为 2.5%。[51]王恕立和胡宗彪提出,进入二十一世纪后中国服务业全要素生产率增长的主导因素在于技术进步的提高。[52]杨向阳的研究表明,1978—2012 年中国东部地区服务业全要素生产率年均增长率高达 10.64%。[53]但根据本文测算结果可合理地推断,该数据很可能存在大幅度的高估。庞瑞芝和邓忠奇认为,1998—2012 年中国服务业全要素生产率的年均增长率稍逊于工业。[54]该结论与

本文测算结果较为一致，2000—2010 年中国第二、三产业部门的全要素生产率年均增长率分别为-0.62%和-0.99%。而王恕立等的实证研究成果中，2000—2012 年服务业全要素生产率年均增长率为 3.2%。[55]

本文认为，反驳“东亚无奇迹”之类的观点，需要对上文中看似矛盾的两个经济事实做出合理的解释。这要立足于中国第一、二、三产业部门全要素生产率水平上存在着的较大差异和 1978 年以来中国经济产业结构出现显著变迁的历史背景。比较部分现有文献和本文对中国经济与三大产业部门全要素生产率年均增长率的测算结果，本文发现，文献中的测算结果不同程度地高估了三大产业部门全要素生产率的年均增长率。出现这种高估的原因在于，这些文献未能将不同产业部门置于中国经济产业结构变迁的历史背景下进行研究，单独就某个产业部门进行研究这种做法割裂了产业部门之间以及该产业部门与中国经整体之间的联系，也忽视了各产业部门全要素生产率的初期水平之间存在差异的事实。加之对“东亚无奇迹”这类观点所持的保留态度，共同导致了对中国各产业部门年均增长率出现了不同程度的过高估计。然而，若三大产业部门全要素生产率的年均增长率均处在较高水平上，同时伴有第二、三产业部门增加值比重的持续提高，据此应该能够推断出中国经济作为一个整体其全要素生产率的年均增长率将处在更高水平。那么，中国经济产业结构调整的政策就显得既缺乏经济上的事实依据又不具备逻辑上的必要性。因此，本文认为，在市场化制度创新下原有的人力资本从全要素生产率水平较低的第一产业向全要素生产率水平较高的第二或第三产业转移以及新增的人力资本直接进入第二或第三产业，新进入的人力资本会不同程度地拉低第二或第三产业部门的全要素生产率水平——人力资本的质量水平，进而降低其增长率，如 1978—1990 年中国第二、三产业全要素生产率年均增长率分别为-3.01%和-1.05%。在干中学效应的作用下，此前新进入的人力资本质量将会提高，据本文理论模型的设定，这意味着其所在产业部门的全要素生产率水平将会出现恢复性增长，如 1990—2000 年中国第二、三产业全要素生产率年均增长率分别达到了 4.24%和 2.99%。而全要素生产率的持续提升需要持续的自主创新来推动，更高质量的人力资本才能确保有利的全要素生产率冲击和创新成果的不断涌现，故人力资本质量改善未见显著成效的事实导致了 2000—2016 年中国第二、三产业全要素生产率年均增长率再次下降。然而，人力资本持续转移到全要素生产率水平较高的第二、三产业，导致了三次产业部门的就业人员数量与增加值在全国就业人员总量与国内生产总值中所占比重的变化，这最终推动中国经济在 1978—2015 年整体上实现了年均 4.32%的全要素生产率增长，同时也可解释三大产业部

门未能实现全要素生产率的显著增长。

（二）“结构效益”的理论分析和实证检验

结合式（13）和式（14）以及上文分析，本文从数理逻辑角度对上文中看似矛盾的两个经济事实做出合理的解释。根据式（13）和式（14），一个经济体全要素生产率增长率由三部分构成，从逻辑上来看，经济整体较高的全要素生产率增长率与各产业部门较低甚至处在负值水平的全要素生产率增长率二者之间并不存在矛盾。对于“双重转轨”的中国经济，在较长时期内，产业部门之间实际上也存在着规模巨大的人力资本转移，各部门就业比例的变化构成了“结构效益”，此即为合理解释上述矛盾的事实依据。此外，本文从相关数据的计算结果中发现，1978—2016 年期间，产出增长率效应的变动范围为 1981 年的最低值 0.991 到 2007 年的 1.026，而首末两期的该数据分别为 1978 年的 1.009 和 2016 年的 1.009。由此可知，各产业部门的产出增长率效应对中国经济全要素生产率增长率的影响接近于零。从表 1 的测算数据亦可看出，各产业部门全要素生产率增长率效应的影响也仅为 0.08%。比较而言，1978—2016 年，“结构效益”的变动范围为 1982 年的 1.028 到 2006 年的 1.773，首末两期的数值分别为 1978 年的 1.135 和 2016 年的 1.595。因此，从数据上看，也只有“结构效益”能够合理地解释 1978—2016 年期间中国经济实现了较高的全要素生产率年均增长率而各产业部门却未能如此。

本文按式（13）和式（14）建立回归方程，分别采用 OLS 方法与稳健标准差的组合和贝叶斯估计方法与基于 Metropolis-Hastings 算法的马尔可夫链蒙特卡洛方法（MCMC）的组合对回归方程的三个系数进行估计，结果见表 2。

表 2 产出增长率效应乘数（物质资本产出比）与“结构效益”乘数（消费产出比）的估计与比较

回归方程	待估数据 处理方法	估计方 法选择	产出增长率 效应乘数	结构效 益乘数	产业部门 全要素生 产率增长 率效应	判决系数 或接受率
式（13）	各产业部门相 应变数指数 （上年=1）	OLS 稳健标准误	-2.35 [2.55] (-7.53, 2.83)	1.55** [0.57] (0.39, 2.70)	0.92* [0.45] (-0.01, 1.84)	0.410
	数据简单相加 后取其均值	贝叶斯方法 MH-MCMC	0.19 [0.44] (-0.67, 1.10)	0.30 [0.44] (-0.59, 1.16)	0.31 [0.42] (-0.49, 1.17)	0.346
式（14）	各产业部门相 应变数指数 （上年=1）	OLS 稳健标准误	-0.05 [1.82] (-3.76, 3.65)	0.02 [0.07] (-0.12, 0.17)	0.99** [0.39] (0.19, 1.80)	0.245
	数据以就业比 重为权重加总	贝叶斯方法 MH-MCMC	0.19 [0.44] (-0.65, 1.05)	0.14 [0.26] (-0.36, 0.65)	0.36 [0.42] (-0.42, 1.19)	0.339

注：*，**和***分别表示 10%，5%和 1%的显著性水平。方括号内为 t 值，圆括号内为 95%的置信区间。

结合表 2 中的参数估计值, 本文认为, 基于各产业部门相应变量指数算术均值的 OLS 估计值与稳健标准误的组合与式 (13) 整体上契合程度较好, 因此基本上证实了“结构效益”的存在且其乘数即为消费产出比。具体而言, 产业部门全要素生产率增长率效应的估计值为 0.92, 这与理论预测值 1 十分接近。结构效益产出乘数 (消费产出比) 的估计值要高于理论预测值, 但考虑到本文采用时变 α_t , 据式 (9) 这意味着消费产出比也具有时变性, 其值为 $(1-\alpha_t)$ 。基于统计数据计算出的时变消费产出比的取值范围处在表 2 中其估计值的 95% 置信区间。对于产出增长率效应乘数 (物质资本产出比), OLS 估计值与本文理论预测存在较大不同但本章的测算结果与其 95% 置信区间的上限较为接近。比较之下, 本文根据各产业部门相应变量指数以就业比重为权加总数据, 估计得出的产出增长率效应乘数, 其 OLS 估计值的 95% 置信区间基本上能够覆盖本章测算得出的时变物质资本产出比的变化范围。此外, 贝叶斯方法的综合表现与 OLS 方法的差异体现在, 贝叶斯方法大幅低估了产出增长率效应的乘数, 甚至其估计值的 95% 可信区间都与该参数的变化范围相去甚远。但 Bayes 方法下其余两个参数估计值的 95% 可信区间均覆盖各自变化范围。

(三) 中国经济产业结构高度化和合理化程度的测算与分析

本文根据各产业部门全要素生产率的测算数据与式 (15) 计算各产业部门的效率指数, 再按式 (16) 与式 (17) 分别计算中国经济的产业结构高度和合理化程度, 具体数据见表 3。

表 3 1979—2015 年中国经济产业结构高度和合理化程度测算 (人力资本数量基准水平均为 2 980.03 元)

年份	中国经济全要素生产率	第一产业全要素生产率	第二产业全要素生产率	第三产业全要素生产率	第一产业效率指数	第二产业效率指数	第三产业效率指数	产业结构高度式 (16)	产业结构高度以 1979 年第二产业效率指数为基准	产业结构合理化程度式 (17)
1979	0.44	0.22	0.75	0.54	0.10	1.99	0.96	1.53	1.53	14.75
1980	0.37	0.17	0.85	0.50	0.07	2.24	0.85	1.41	1.59	27.02
1981	0.40	0.23	0.61	0.57	0.11	1.54	0.95	1.69	1.30	10.72
1982	0.43	0.27	0.66	0.60	0.13	1.60	1.00	1.71	1.37	9.91
1983	0.48	0.24	0.74	0.58	0.12	1.75	0.94	1.61	1.41	8.66
1984	0.63	0.28	0.77	0.69	0.14	1.67	1.09	1.74	1.46	3.79
1985	0.62	0.20	0.84	0.73	0.09	1.72	1.28	1.79	1.55	5.02
1986	0.52	0.21	0.66	0.62	0.09	1.32	1.07	1.88	1.25	4.16
1987	0.57	0.22	0.71	0.65	0.09	1.39	1.12	1.87	1.30	3.69
1988	0.50	0.21	0.75	0.66	0.09	1.46	1.13	1.83	1.34	5.94
1989	0.37	0.21	0.59	0.53	0.09	1.15	0.96	1.90	1.10	7.48
1990	0.48	0.24	0.53	0.48	0.11	1.02	0.85	1.94	0.99	2.41
1991	0.61	0.20	0.73	0.59	0.08	1.42	1.08	1.82	1.30	3.19
1992	0.73	0.20	0.91	0.64	0.07	1.81	1.15	1.67	1.52	3.31
1993	0.74	0.20	0.94	0.61	0.07	1.93	1.00	1.55	1.51	3.50
1994	0.67	0.22	0.96	0.62	0.08	1.95	0.92	1.51	1.48	4.65

1995	0.66	0.25	0.89	0.60	0.09	1.82	0.82	1.50	1.37	3.93
1996	0.70	0.26	0.86	0.60	0.10	1.73	0.77	1.50	1.31	2.90
1997	0.72	0.23	0.81	0.63	0.08	1.61	0.83	1.57	1.27	2.33
1998	0.75	0.22	0.76	0.60	0.08	1.47	0.83	1.62	1.19	1.74
1999	0.81	0.21	0.75	0.62	0.07	1.49	0.90	1.65	1.23	1.56
2000	0.93	0.19	0.81	0.65	0.06	1.63	0.94	1.61	1.32	1.44
2001	0.95	0.19	0.77	0.66	0.05	1.54	0.98	1.67	1.29	1.29
2002	1.02	0.18	0.80	0.65	0.05	1.67	0.96	1.61	1.34	1.32
2003	1.06	0.18	0.85	0.59	0.04	1.79	0.85	1.50	1.35	1.43
2004	1.14	0.22	0.78	0.59	0.06	1.60	0.80	1.54	1.23	1.15
2005	1.23	0.21	0.80	0.64	0.05	1.58	0.84	1.57	1.24	1.09
2006	1.33	0.20	0.81	0.68	0.05	1.53	0.88	1.61	1.24	1.06
2007	1.49	0.20	0.84	0.75	0.05	1.47	0.99	1.71	1.26	1.05
2008	1.23	0.23	0.69	0.61	0.06	1.20	0.79	1.71	1.03	1.04
2009	1.23	0.21	0.69	0.59	0.05	1.14	0.77	1.72	0.99	1.06
2010	1.47	0.22	0.76	0.59	0.06	1.22	0.75	1.66	1.02	1.19
2011	1.52	0.23	0.72	0.61	0.06	1.14	0.75	1.72	0.98	1.23
2012	1.38	0.24	0.66	0.57	0.07	0.98	0.72	1.80	0.89	1.22
2013	1.39	0.24	0.65	0.58	0.07	0.94	0.70	1.82	0.86	1.24
2014	1.38	0.25	0.63	0.57	0.08	0.91	0.67	1.82	0.83	1.27
2015	1.49	0.25	0.61	0.59	0.08	0.85	0.70	1.92	0.82	1.36

根据表 3 的测算数据可以看出, 第一产业的效率指数在改革开放之初有所提高, 1984 年达到其最高水平 0.14, 其后持续下降, 2003 年处在最低水平 0.04, 1997—2015 年期间在 0.04 到 0.08 之间波动。第二产业的效率指数总体上呈波动性下降趋势, 从 1979 年的 1.99 下降到 1990 年的 1.02, 再逐渐上升至 1994 年的 1.95, 其后或有波动但仍逐步下降为 2015 年的 0.85。第三产业的效率指数则先波动上升至 1985 年的最高水平 1.28, 之后在波动中持续下降至 2015 年的 0.70。按照式 (16) 和当年第二产业效率指数的测算数据显示, 产业结构高度先上升到 1990 年的 1.94, 再缓慢降低为 2003 年的 1.50, 最终又逐渐提升至 2015 年的 1.92。比较之下, 基于式 (16) 和 1979 年第二产业效率指数的测算数据却显示, 产业结构高度先开始逐步下降为 1990 年的 0.99, 然后在波动中回升到 2003 年的 1.35, 其后逐次下降至 2015 年的 0.82, 仅为 1979 年的 53.6%。而基于式 (17) 的测算结果显示, 产业结构合理化程度从改革开放之初开始逐步提升, 2008 年达到最佳状态, 2008 年全球金融危机之后, 产业结构合理化程度一直在降低。

鉴于稳态时 μ_H 与 μ_K 相等, 结合 1978 年中国经济及各产业部门处于稳态的假设, 本文按理论模型的参数约束计算得出我国三大产业部门人力资本数量基准水平分别为 1 192.49 元、8 379.38 元、6 136.84 元, 据此按式 (11) 测算出各产业部门的另一组全要素生产率数据, 并按式 (15)~式 (17) 分别测算各产业部门的效率指数、产业结构高度、产业结构合理化程度, 具体数据列入表 4。

表 4 不同人力资本数量基准水平下 1979—2015 年中国经济产业结构高度和合理化程度测算表

年份	中国经济全要素生产率	第一产业全要素生产率	第二产业全要素生产率	第三产业全要素生产率	第一产业效率指数	第二产业效率指数	第三产业效率指数	产业结构高度式 (16)	产业结构高度以 1979 年第二产业效率指数为基准	产业结构合理化程度式 (17)
1979	0.44	0.40	0.39	0.36	0.18	1.04	0.64	1.78	1.78	2.45
1980	0.37	0.31	0.43	0.33	0.13	1.15	0.56	1.60	1.77	4.88
1981	0.40	0.42	0.31	0.36	0.19	0.78	0.60	2.02	1.52	1.43
1982	0.43	0.49	0.33	0.39	0.24	0.81	0.66	2.10	1.64	1.30
1983	0.48	0.45	0.37	0.40	0.22	0.88	0.65	1.99	1.68	1.13
1984	0.63	0.52	0.40	0.45	0.25	0.85	0.72	2.14	1.76	0.49
1985	0.62	0.36	0.43	0.47	0.16	0.89	0.83	2.12	1.81	0.85
1986	0.52	0.37	0.34	0.41	0.16	0.68	0.70	2.27	1.49	0.69
1987	0.57	0.38	0.37	0.43	0.17	0.73	0.74	2.24	1.58	0.67
1988	0.50	0.36	0.40	0.43	0.15	0.77	0.73	2.15	1.60	1.00
1989	0.37	0.38	0.30	0.37	0.16	0.60	0.67	2.38	1.38	1.36
1990	0.48	0.43	0.28	0.31	0.19	0.53	0.55	2.39	1.23	0.40
1991	0.61	0.34	0.39	0.39	0.14	0.75	0.72	2.14	1.55	0.69
1992	0.73	0.35	0.49	0.44	0.13	0.98	0.78	1.93	1.82	0.81
1993	0.74	0.35	0.52	0.43	0.12	1.06	0.69	1.76	1.81	0.90
1994	0.67	0.37	0.53	0.43	0.13	1.07	0.64	1.72	1.78	1.01
1995	0.66	0.42	0.49	0.41	0.16	0.99	0.56	1.72	1.64	0.85
1996	0.70	0.44	0.47	0.39	0.17	0.93	0.51	1.73	1.56	0.76
1997	0.72	0.40	0.44	0.41	0.14	0.87	0.55	1.79	1.51	0.74
1998	0.75	0.39	0.41	0.39	0.13	0.79	0.54	1.86	1.42	0.75
1999	0.81	0.36	0.40	0.41	0.12	0.78	0.58	1.90	1.43	0.81
2000	0.93	0.34	0.42	0.42	0.10	0.85	0.60	1.83	1.50	0.93
2001	0.95	0.33	0.41	0.43	0.09	0.81	0.64	1.90	1.49	0.94
2002	1.02	0.32	0.43	0.43	0.09	0.89	0.63	1.81	1.55	1.00
2003	1.06	0.30	0.47	0.40	0.07	0.99	0.58	1.66	1.59	1.08
2004	1.14	0.36	0.45	0.41	0.10	0.91	0.55	1.71	1.50	1.14
2005	1.23	0.34	0.46	0.44	0.09	0.90	0.58	1.74	1.52	1.21
2006	1.33	0.33	0.48	0.47	0.08	0.90	0.61	1.77	1.53	1.28
2007	1.49	0.32	0.50	0.53	0.08	0.87	0.70	1.89	1.59	1.35
2008	1.23	0.36	0.42	0.43	0.09	0.72	0.56	1.90	1.32	1.32
2009	1.23	0.34	0.41	0.42	0.09	0.68	0.54	1.92	1.27	1.38
2010	1.47	0.35	0.46	0.42	0.09	0.74	0.54	1.85	1.32	1.53
2011	1.52	0.37	0.43	0.43	0.10	0.68	0.53	1.92	1.27	1.60
2012	1.38	0.38	0.39	0.41	0.11	0.58	0.52	2.07	1.17	1.57
2013	1.39	0.39	0.38	0.41	0.11	0.56	0.50	2.10	1.14	1.60
2014	1.38	0.40	0.37	0.40	0.12	0.54	0.47	2.11	1.10	1.63
2015	1.49	0.41	0.35	0.41	0.13	0.50	0.49	2.25	1.07	1.73

从表 4 中的数据可以看出，第一产业的效率指数也是在改革开放之初有所提高，1984 年达到其最高水平 0.25，其后持续下降，2003 年处在最低水平 0.07，1997—2015 年期间在 0.07 到 0.14 之间波动。第二产业的效率指数总体最先也出现短暂上升接着逐次降低，从 1979 年的 1.04 下降到 1990 年的 0.53，再逐渐上升至 1994 年的 1.07，其后或有波动但仍逐步下降为 2015 年的 0.50。第三产业的效率指数同样也是先波动上升至 1985 年的最高水平 0.83，之后在波动中持续下降至 2015 年的 0.49。按照式 (16) 和不同人力资本数量基准下当年第二产业效率指数的测算数据显示，产业结构高度先上升到 1990 年的 2.39，再缓慢降低为 2003 年的 1.66，最终又逐渐提升至 2015 年的 2.25。比较之下，基于式 (16) 和 1979

年第二产业效率指数的测算数据却显示, 产业结构高度先开始逐步提升至 1992 年的 1.82, 然后在波动中下降至 2015 年的 1.07。而基于式 (17) 的测算结果显示, 1997 年产业结构合理化程度为 0.74, 其后就呈现出较为稳定的下降趋势, 2015 年为 1.73, 甚至差于 1981 年的 1.43。

结合对表 3 和表 4 中数据的分析, 本文发现, 人力资本数量基准水平会影响到测算所得的全要素生产率水平, 但对其增长率影响较小。因此, 基于全国平均的基准水平和不同产业部门各自的基准水平的产业部门效率指数、产业结构高度以及产业结构合理化程度均表现出大体类似的变化趋势。根据上述变化趋势, 本文认为, 中国经济各产业部门的全要素生产率增长率长期低迷甚至负增长导致了产业结构高度出现倒退, 而且产业结构合理化程度也随之下降。尤其是 2008 年全球金融危机之后, 中国经济产业结构合理化程度一直在降低。

(四) 产业结构高度及其合理化程度的国际比较

1978 年以来, 中国经济的产业结构出现了明显变化, 按照上文分析, 这种变化的表现之一为产业结构高度与合理化程度的下降。根据世界银行 2012 年的标准, 从人均国内生产总值水平看, 中国当年已属于上中等收入国家。但是, 当前至未来若干年内中国都要面临一个问题, 即顺利迈进高收入国家行列, 还是落入“中等收入陷阱”。从产业结构高度及其合理化程度这两个指标出发, 对中国和其他经济体进行比较, 或将有助于更好地认识并回答上述问题。

产业结构高度与合理化程度的国际比较共涉及 38 个国家, 中国、34 个 OECD 成员国和 3 个非 OECD 成员国 (俄罗斯、印度尼西亚、南非, 本文仅能收集到这三个国家三大产业部门就业人数的统计数据)。本文将中国之外的 37 个国家分为四组。第一组为七国集团成员国, 美国、日本、德国、英国、法国、意大利、加拿大。第二组为转轨国家, 俄罗斯、波兰、爱沙尼亚、捷克、斯洛伐克、斯洛文尼亚、匈牙利, 共七国。第三组包括爱尔兰、奥地利、澳大利亚、比利时、冰岛、丹麦、芬兰、荷兰、卢森堡、挪威、葡萄牙、瑞典、瑞士、土耳其、西班牙、希腊、新西兰, 共十七国。第四组包括墨西哥、以色列、智利、南非、韩国、印度尼西亚, 共六国。

本文按式 (11) 对各国及其三大产业部门全要素生产率的水平与年均增长率进行测算, 再依式 (15)~式 (17) 分别测算产业部门的效率指数、产业结构高度及合理化程度。本文需要获得其历史数据的宏观经济变量包括, 总产出、三大产业部门产出、总就业人数、各

产业部门就业人数、最终消费数量。结合式（9），本文可得出时变物质资本产出弹性及其估计值，计算全要素生产率水平的稳态值，再由理论模型稳态系统得到折旧率稳态值并用 $\mu_K = \mu_H = \alpha/\delta$ 计算基期人力资本总量和人均人力资本数量的基准水平。各国产业部门就业人数的数据来源于中经网统计数据库。为确保数据及测算结果的可比性，本文从 BVD——EIU Countrydata 数据库中选用测算所需的其他宏观经济数据，包括产出和消费。产出、居民消费、政府消费均已由该数据库折算为不变价格的 2005 年美元，式（11）的实际产出增长率直接取用数据库提供的数据，再利用数据库中三大产业部门的产出份额计算各产业部门产出水平（不变价格的 2005 年美元）。除中国外，本文利用美国经济的商业银行对民营部门中长期贷款利率的时间序列数据（LRAT）和理论模型的稳态系统计算得出其折旧率稳态值为 7.61%，并将之作为其他经济体折旧率稳态值。

本文仅对美国、日本、德国这三个经济体及其三大产业部门全要素生产率的水平和增长率，各产业部门的效率指数，产业结构高度及其合理化程度的测算数据，进行简要比较。限于篇幅，各国的详细测算数据均不列入本文。此处将基于测算数据的各国及其三大产业部门全要素生产率年均增长率，产业结构高度与合理化程度的均值和方差，以及基于期初第二产业效率指数的产业结构高度提升的年均速率列入表 5。

本文发现，美国经济的产业结构高度及合理化程度这两项指标的历年数据与其均值都要优于中国经济，标准差反映的波动性也较小。1981—2016 年期间，美国经济整体及其三大产业的全要素生产率的年均增长率分别为，1.20%，0.34%，1.18%，1.24%；第二、三产业部门全要素生产率的增长推动了美国经济全要素生产率的增长，这与中国不同。由于三大产业部门的效率指数与各自的全要素生产率较为接近，第二、三产业与美国经济全要素生产率的水平及其年均增长率相差不大，据此可判断出，第一产业相对较低的全要素生产率水平及其年均增长率是导致产业结构高度及其合理化程度始终未能实现最优水平的主要原因，而其三大产业部门全要素生产率的增长促使基于 1981 年第二产业效率指数的产业结构高度得以按 0.99% 的年均速率逐步提升。

日本经济产业结构高度及其合理化程度这两项指标也都优于中国经济，标准差反映的波动性也较小。1981—2016 年期间，日本经济整体及其三大产业的全要素生产率的年均增长率分别为，0.88%，2.08%，1.17%，0.59%。相对稳定、持续的全要素生产率增长出现在 1980 年代。由于第二产业效率指数始终高于该部门的全要素生产率水平，据此可判断，相

对较低的第一产业全要素生产率水平和第三产业全要素生产率年均增长率是产业结构高度及其合理化程度低于美国这两项指标的主要原因。然而，1981 年的第二产业全要素生产率水平较低，致使基于该年第二产业效率指数的日本经济产业结构高度得以按 1.11% 的年均速率提升，这略高于美国经济。

德国经济的产业结构高度的波动性较大，整体上仍优于中国经济，亦优于美国经济和日本经济；产业结构合理化程度略优于日本、逊于美国。1992—2016 年期间，德国经济的全要素生产率的年均增长率为 0.56%，第一产业全要素生产率波动较大且处在较低水平，第二产业全要素生产率的年均增长率为 1.83%，但第三产业全要素生产率保持在较为稳定的水平。由于德国第二产业全要素生产率水平的年均增长率高于美国和日本，且其第三产业全要素生产率水平高于同期第一、二产业，据此可判断出，此两者是德国经济产业结构高度高于美国和日本的主要原因，但其合理化程度要逊于美国但稍优于日本。1992 年的第二产业全要素生产率水平较低，致使基于该年第二产业效率指数的日本经济产业结构高度得以按 1.12% 的年均速率提升，这也略高于美国和日本。

表 5 产业结构高度及其合理化程度的国际比较

分组	国家	各国整体及其三大产业部门 全要素生产率年均率 (%)				产业 结构 高度		产业 结构 合理 程度		基于期初 第二产业 效率指数 产业结构 高度提升 年均速率 (%)
		整 体	第 一	第 二	第 三	均 值	标 准 差	均 值	标 准 差	
中国 七 国 集 团 成 员 国	中国	4.32	0.36	-0.58	0.25	1.68	0.17	4.06	5.02	-1.75
	美国	1.20	0.34	1.18	1.24	2.26	0.14	0.42	0.19	0.99
	日本	0.88	2.08	1.17	0.59	2.10	0.21	0.81	0.07	1.11
	德国	0.56	4.01	1.83	-0.13	2.52	0.48	0.76	0.27	1.12
	英国	0.59	0.99	1.90	0.22	2.38	0.25	0.42	0.17	1.13
	法国	-0.69	-1.95	0.09	-0.89	2.74	0.24	0.46	0.18	-0.42
	意大利	-0.33	-0.66	0.77	-0.85	3.09	0.28	0.57	0.14	-0.29
	加拿大	1.54	2.98	1.66	1.52	2.83	0.64	2.16	2.79	3.29
转 轨 国 家	俄罗斯	0.33	5.34	-1.69	1.85	15.90	3.94	10.89	3.20	3.22
	波兰	1.83	6.96	2.85	0.39	2.26	0.34	1.07	0.20	1.12
	爱沙尼亚	-1.54	-5.29	-3.18	-0.73	3.19	0.60	0.54	0.37	-2.29
	捷克	2.27	2.70	3.54	1.31	2.94	0.50	0.98	1.56	0.90
	斯洛伐克	1.39	4.74	1.14	1.06	3.15	1.35	0.85	1.29	3.62
	斯洛文尼亚	1.69	6.16	1.84	1.05	2.52	0.36	0.91	0.14	1.51
经 合 组 织	匈牙利	0.55	2.91	0.27	0.38	3.06	0.44	0.23	0.33	0.97
	爱尔兰	0.43	0.59	0.00	0.78	1.78	0.47	1.39	0.72	1.75
	奥地利	-0.25	0.96	-0.62	-0.09	1.59	0.07	1.35	0.27	-0.37
	澳大利亚	1.26	2.57	1.36	1.20	2.34	0.38	0.70	0.74	2.50
	比利时	0.15	-4.92	0.00	0.25	2.48	0.31	0.41	0.25	-1.04

其他部分成员国	冰岛	0.00	7.78	2.01	-1.58	1.65	0.23	1.52	0.82	0.51
	丹麦	0.52	-1.95	1.83	0.18	2.23	0.36	0.50	0.34	0.72
	芬兰	0.75	1.89	0.69	0.79	1.86	0.11	0.65	0.18	1.09
	荷兰	0.04	1.36	-0.53	0.12	2.00	0.18	0.44	0.23	0.36
	卢森堡	0.56	10.86	2.82	0.07	2.28	0.37	0.86	0.25	3.13
	挪威	0.00	3.42	2.66	-1.19	1.49	0.27	4.67	3.64	2.75
	葡萄牙	0.44	2.79	3.22	-1.01	7.24	3.74	2.20	0.82	-0.27
	瑞典	1.18	0.92	1.73	1.29	1.63	0.11	2.52	1.14	1.72
	瑞士	0.00	2.14	0.09	-0.16	1.71	0.04	1.07	0.05	0.29
	土耳其	0.28	0.47	-1.04	0.19	2.28	0.33	0.99	0.19	-0.58
	西班牙	0.07	0.75	0.73	-0.22	2.37	0.20	0.37	0.12	0.71
	希腊	0.14	-0.93	1.52	-0.54	2.71	0.61	0.96	0.15	0.32
	新西兰	0.90	-1.88	2.04	0.79	3.30	1.12	0.88	1.81	0.51
第四组	墨西哥	0.52	7.21	-0.39	0.44	1.68	0.16	1.45	0.42	-0.14
	南非	0.49	4.24	0.09	0.32	1.83	0.12	0.81	0.21	0.24
	以色列	0.19	3.92	0.04	0.01	2.53	0.85	4.87	6.92	3.23
	智利	0.37	2.14	-1.01	0.92	1.56	0.13	1.71	0.69	-1.08
	韩国	1.47	2.44	1.25	0.70	1.79	0.29	1.22	0.52	1.22
	印度尼西亚	2.78	-3.64	5.95	2.36	1.28	0.03	10.25	0.97	2.01

根据表 5 的数据, 本文发现, 七国集团成员国的产业结构高度及其合理化程度均大幅优于中国, 合理化程度标准差体现的波动性也远低于中国。除法国和意大利之外, 七国集团其他成员国的经济及其三大产业部门的全要素生产率以及基于期初第二产业效率指数的产业结构高度也都基本上实现了提升。中国经济整体全要素生产率的年均增长率要大幅高于转轨国家, 但在产业结构高度及其合理化程度方面则不如除俄罗斯之外的其他转轨国家。本文认为原因在于, 转轨国家可用数据的时间范围较窄, 中国人口规模远大于转轨国家以及由此造成的“结构效益”的长期存在。相对于各国自身第二产业的效率指数而言, 中国经济的产业结构高度要略优于奥地利、冰岛、挪威、瑞典; 但合理化程度仅优于挪威, 且由其标准差体现的波动性要大于上述 17 国。此外, 基于期初第二产业效率指数的产业结构高度的提升速度也要低于这些国家。然而, 鉴于前文所述之原因, 中国经济作为一个整体, 其全要素增长率在数据覆盖期间的年均增长率要高于这些国家。相对于各国自身第二产业的效率指数而言, 中国经济的产业结构高度与墨西哥持平, 优于智利和印度尼西亚, 但逊于韩国、南非、以色列; 其合理化程度则优于以色列和印度尼西亚。但基于期初第二产业效率指数的产业结构高度的提升速度要低于上述六国。

五、主要结论与政策建议

依据理论及实证分析, 本文得出如下结论:

第一, 基于相同人力资本数量基准水平的测算结果显示, 1978—2016 年中国经济整体

上实现了年均 4.32% 的全要素生产率增长, 而三大产业部门全要素生产率年均增长率分别为 0.31%, -0.46%, 0.23%, 这是两个看似矛盾的经济事实。本文认为, 各产业部门全要素生产率水平的不同和部门间规模巨大的人力资本转移及由此形成的“结构效益”, 能够合理地解释这两个看似矛盾的经济事实。

第二, 本文通过数理逻辑的推导验证了“产出增长率效应”和“结构效益”的存在, 其乘数分别为物质资本产出比和消费产出比。本文的实证研究也基本上证实了这个结论。

第三, 本文发现, 按照基于全要素生产率测算结果的产业结构高度及其合理化程度指标, 以 1979 年第二产业效率指数为基准的中国经济产业结构高度 1992 年之后一直呈下降趋势。人均人力资本基准水平相同时, 1979—2008 年期间, 中国经济产业结构的合理化程度始终在不断优化。但全球金融危机之后, 趋势发生逆转, 到 2015 年之前一直在降低。人均人力资本基准水平不同时, 1979—1996 年期间, 中国经济产业结构的合理化程度总体上呈持续优化的趋势。亚洲金融危机以后, 趋势开始反转, 1997—2015 年期间, 产业结构的合理化程度持续降低。

第四, 从基于各国当期第二产业效率指数的产业结构高度来看, 中国经济产业结构高度的历年均值仅为 1.68, 相应的工业化效率为 56%, 与墨西哥持平, 大幅落后于多数高收入国家。相应的产业结构合理化程度仅优于俄罗斯、印度尼西亚、以色列, 且标准差反映的波动性较大, 仅略优于以色列。中国经济基于期初第二产业效率指数的产业结构高度的提升速度为-1.75%, 仅优于爱沙尼亚。

“中国经济短期失衡和长期不可持续的深层次矛盾”在产业层面的表现之一为各产业部门全要素生产率增长率较低甚至处在负值水平, 进而产业结构高度及其合理化程度均不如预期。[56]基于上述结论, 本文认为可从两个方面着手应对该问题。

第一, 扩大消费产出比。从本文视角来看, 消费产出比的扩大意味着物质资本产出弹性的降低, 这将导致“结构效益”乘数变大且“产出增长率效应”乘数变小, 在产业部门全要素生产率增长率提升的条件下, 此两者将使得国民经济整体的全要素生产率加速提升, 进而提高产业结构高度并改善其合理化程度。

第二, “制度重于技术, 兼具有序性和公正性的制度安排是提升技术创新能力的前提”, 而更加完善的要素市场是制度安排的重要组成部分之一。[56]依据本文理论模型, 居民消费总量等于其工资总额, 就此而言, 增加工资总额在产出中的份额也是扩大消费产出比的应有之义, 要素市场的完善能够促进人力资本按其市场价值获得报酬, 这将有利于从微观

层面上增强居民个人提高其自身人力资本质量的激励，进而在宏观层面上实现各产业部门以及中国经济的全要素生产率的提升。从政府消费层面看，公共财政支出可更加侧重于能够整体上提升人力资本质量的领域，如教育体系的持续优化、基础研究以及人力资本激励机制等。

参考文献

- [1] P. Krugman. Myth of Asia's Miracle [J]. Foreign Affairs. 1994, 73(6).
- [2] A. Young. The Tyranny of Numbers Confronting the Statistical Realities of the East Asia Growth Experiences [J]. Quarterly Journal of Economics, 1995. 110(3).
- [3] A. Young. The Razor's Edge Distortions and Incremental Reform in the People's Republic of China [J]. Quarterly Journal of Economics, 2000, 115(4).
- [4] A. Young. Gold into Base Metals Productivity Growth in the People's Republic of China during the Reform Period [J]. Journal of Political Economy, 2003, 111(6).
- [5] 郭庆旺, 贾俊雪. 中国全要素生产率的估算: 1979~2004 [J]. 经济研究, 2005, (6).
- [6] 蔡跃洲, 张钧南. 信息通信技术对中国经济增长的替代效应与渗透效应——基于乔根森增长核算框架的测算与分析 [J]. 经济研究, 2015, (12).
- [7] 刘伟, 张辉. 我国经济增长中的产业结构稳态 [J]. 中国高校社会科学, 2013, (1).
- [8] 林毅夫, 刘培林. 经济发展战略对劳均资本积累和技术进步的影响——基于中国经验的实证研究 [J]. 中国社会科学, 2003, (4).
- [9] 刘伟, 李绍荣. 产业结构与经济增长 [J]. 中国工业经济, 2002, (5).
- [10] Simon Kuznets. National Income and Industrial Structure [J]. Econometrica, 1949, (17).
- [11] Simon Kuznets. Quantitative Aspects of the Economic Growth of Nations: Industrial Distribution of National Product and Labor Forces [J]. Economic Development and Culture Changes, 1957, (5, suppl).
- [12] Hollis B. Chenery. Patterns of Industrial Growth [J]. The American Economic Review, 1960.
- [13] Paul Gregory, James M. Graffin. Secular and Cross-section Industrialization Patterns: Some Further Evidence on the Kuznets-Chenery Controversy [J]. The Review of Economics and Statistics, 1972, (56).
- [14] 田新民, 韩端. 产业结构效应的度量与实证——以北京为案例的比较分析 [J]. 经济学动态, 2012, (9).
- [15] 周昌林, 魏建良. 产业结构水平测度模型与实证分析——以上海、深圳、宁波为例 [J]. 上海经济研究, 2007, (6).
- [16] 刘伟. 工业化进程中的产业结构研究 [M]. 北京, 中国人民大学出版社, 1995.
- [17] 刘伟, 蔡志洲. 产业结构演进中的经济增长和就业——基于中国 2000~2013 年经验的分析 [J]. 学术月刊, 2014, (6).
- [18] 刘伟, 蔡志洲. 我国工业化进程中产业结构升级与新常态下的经济增长 [J]. 北京大学学报哲学社会

科学版, 2015, (5).

- [19] 刘伟, 张辉. 中国经济增长中的产业结构变迁和技术进步 [J]. 经济研究, 2008, (11).
- [20] 刘伟, 张辉, 黄泽华. 中国产业结构高度与工业化进程和地区差异的考察 [J]. 经济学动态, 2008, (11).
- [21] 周振华. 论后起发展国家的新结构成长模式 [J]. 社会科学辑刊, 1992, (2).
- [22] 周振华. 实现新结构成长的战略目标及其基础性条件 [J]. 学习与探索, 1992, (2).
- [23] 宋锦剑. 论产业结构优化升级的测度问题 [J]. 当代经济科学, 2000, (5).
- [24] OECD. Measuring Productivity-OECD Manual: Measurement of Aggregate and Industry-level Productivity Growth [M]. 北京, 科学技术文献出版社, 2008.
- [25] 曾先锋, 李国平. 资源再配置和中国工业增长: 1985~2007 年 [J]. 数量经济技术经济研究, 2011, (9).
- [26] 周少甫, 王伟, 董登新. 人力资本与产业结构转化对经济增长的效应分析——来自中国省级面板数据的经验数据 [J]. 数量经济技术经济研究, 2013, (8).
- [27] 王鹏, 尤济红. 产业结构调整中的要素配置效率——兼对“结构红利假说”的再检验 [J]. 经济学动态, 2015, (10).
- [28] Camilo Dagum, Daniel J. Slottje. A New Method to Estimate the Level and Distribution of Household Human Capital with Application [J]. Structural Change and Economic Dynamics, 2000.
- [29] 朱平芳, 徐大丰. 中国城市人力资本的估算 [J]. 经济研究, 2007, (9).
- [30] Benjamin F. Jones. The Human Capital Stock: A Generalized Approach [J]. American Economic Review, 2014, 104(11).
- [31] D. A. R. George, L. Oxley, K. I. Carlaw. Surveys in Economic Growth Theory and Empirics [C]. Journal of Economic Surveys (Special Issue), 2003. 长春, 长春出版社, 2009.
- [32] Robert M. Solow. A Contribution to the Theory of Economic Growth [J]. Quarterly Journal of Economics, 1956, (2).
- [33] Robert M. Solow. Technical Change and the Aggregate Production Function [J]. Review of Economics and Statistics, 1957, (8).
- [34] T. W. Swan. Economic Growth and Capital Accumulation [J]. Economic Record, 1956.
- [35] R. E. Lucas. On the Mechanics of Economic Development [J]. Journal of Monetary Economics, 1988, (22).
- [36] N. Gregory Mankiw, David Romer, David N. Weil. A Contribution to the Empirics of Economic Growth [J]. Quarterly Journal of Economics, 1992, (107).

- [37] Peter J. Klenow, Andres Rodriquez-Clare. The Neoclassical Revival in Growth Economic: Has it Gone Too Far? [C]. NBER Macroeconomic Annual, 1997.
- [38] E. C. Prescott. Needed: A Theory of Total Factor Productivity [J]. International Economic Review, 1998, (39).
- [39] Robert Hall, Charles I. Jones. Why Do Some Countries Produce So Much More Input per Worker than Others? [J]. Quarterly Journal of Economics, 1999, 114(1).
- [40] Rodolfo E. Manuelli, Ananth Seshadri. Human Capital and the Wealth of Nations [J]. American Economic Review, 2014, 104(9).
- [41] 尹朝静, 李谷成, 范丽霞, 高雪. 气候变化、科技存量与农业生产率增长 [J]. 中国农村经济, 2016, (5).
- [42] 李静, 孟令杰. 中国农业生产率的变动与分解分析: 1978~2004—基于非参数的 HMB 生产率指数的实证研究 [J]. 数量经济技术经济研究, 2006, (5).
- [43] 全炯振. 中国农业全要素生产率增长的实证分析—基于随机前沿分析 (SFA) 方法 [J]. 中国农村经济, 2009, (9).
- [44] 秦天, 彭珏, 邓宗兵. 生产性服务业发展与农业全要素生产率增长 [J]. 现代经济探讨, 2017, (12).
- [45] 李玉红, 王皓, 郑玉歆. 企业演化: 中国工业生产率增长的重要途径 [J]. 经济研究, 2008, (6).
- [46] 吴军. 环境约束下中国地区工业全要素生产率增长及收敛分析 [J]. 数量经济技术经济研究, 2009, (11).
- [47] L. Brandt, J. Van Biesebroeck, Y. Zhang. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing [J]. Journal of Development Economics, 2002, 97(2).
- [48] 杨汝岱. 中国制造业企业全要素生产率研究 [J]. 经济研究, 2015, (2).
- [49] 吴利学, 叶素云, 傅晓霞. 中国制造业生产率提升的来源: 企业成长还是市场更替 [J]. 管理世界, 2016, (6).
- [50] 顾乃华. 我国服务业发展的效率特征及其影响因素——基于 DEA 方法的实证研究 [J]. 财贸研究, 2008, (4).
- [51] 刘兴凯, 张诚. 中国服务业全要素生产率增长及其收敛分析 [J]. 数量经济技术经济研究, 2010, (3).
- [52] 王恕立, 胡宗彪. 中国服务业分行业生产率变迁及异质性考察 [J]. 经济研究, 2012, (4).
- [53] 杨向阳. 基于 Hicks-Moorsteen 指数方法的中国服务业 TFP 分解——以东部九省为例 [J]. 财贸研究, 2012, (1).
- [54] 庞瑞芝, 邓忠奇. 服务业生产率真的低吗? [J]. 经济研究, 2014, (12).

- [55] 王恕立, 滕泽伟, 刘军. 中国服务业生产率变动的差异分析—基于区域及行业视角 [J]. 经济研究, 2015, (8).
- [56] 刘伟. 转变发展方式的根本在于创新 [J]. 北京大学学报哲学社会科学版, 2014, (1).

Resource Allocation, Industrial Structure and TFP

Measurements:

An Analysis within a Basic RBC Model

LIU Wei, ZHANG Li-yuan

Abstract: This paper aims at measuring and analyzing the level and annual average growth rate of total productivity factor (TFP) of China economy and its three major industrial sectors, the level of supererogation and rationalization of industrial structure. With required data of 37 other countries, this paper implements an international comparison. The paper applies a basic RBC model to derive the TFP measurement equation and proposes two indices to quantify the level of supererogation and of rationalization of industrial structure. This paper finds that the differences in level of TFP among industrial sectors, large-scale transfer of human capital between the sectors and structural benefits could reasonably explain two seemingly contradictory economic facts that China's economy has been experienced a high annual average growth rate of TFP while its industrial sectors have not. This paper uses mathematical and empirical methods and confirms the existence of the effect of output growth rate and of structural benefits. This paper also shows that, in line with an international comparison, both of the level of supererogation and of rationalization of industrial structure of China economy are much lower than those of almost all high-income countries.

Key words: industrial structure; RBC model; human capital; TFP measurement;

资本账户开放、制度质量与资本外逃： 基于“金砖五国”的研究

喻海燕¹ 范晨晨²

【摘要】 论文利用面板数据对“金砖五国”资本账户开放、制度质量与资本外逃进行了研究，从总体开放度、资本流入方向和资本流出方向的开放度三个角度考察了过去 16 年来“金砖五国”资本账户开放、制度质量与资本外逃的关系。研究表明：资本账户总体开放度的提高并没有导致资本外逃的增加，相反起到了抑制作用；跨境资本流出方向开放度的提高会促进资本外逃，跨境资本流入方向开放度的提高会抑制资本外逃，由于“金砖五国”较好地控制了流入、流出方向资本开放的速度和程度，使得总体上抑制效应大于促进效应；在资本账户开放进程中，制度质量的完善，特别是有关合同保护、产权保护的法律制度质量的提升，能够有效减少资本外逃。

【关键词】 资本账户开放；制度质量；资本外逃；

一、引言

长期以来发展中国家资本外逃现象引起大量学者的关注。一方面许多发展中国家经历了经济的高速增长，“金砖五国”在过去的几十年里以明显高于世界经济增长速度的水平快速发展，其中中国 1990-2015 年 GDP 平均增速为 9.96%，印度、俄罗斯、巴西和南非在过去的一二十年里也实现了经济快速增长；另一方面，伴随经济增长，这些国家已经或正在实施资本账户开放，资本账户管制的放松给资本自由流动带来了便利的同时，也为资本外逃创造了条件。近十余年来“金砖五国”国际收支平衡表的“净误差与遗漏项”长期为负值。虽然我们不能完全把净误差与遗漏都归类为资本外逃，但一定程度上意味着记录在国际收支平衡表的资本流入超过了资本流出，即存在隐蔽的资本流出，这反映出这些国家遭遇了

¹ 喻海燕，厦门大学经济学院金融系副教授，经济学博士

² 范晨晨，厦门大学经济学院金融系硕士研究生

一定规模或比较频繁的资本外逃。

过去几年我国加快了资本市场开放的步伐，先后降低 QFII、QDII 门槛，同时放开了 RDII，提高了 RQFII 额度。2016 年 6 月 21 日央行发布的《中国人民银行年报 2015》明确提出，在未来一段时间将重点推动境内个人投资便利化，推进资本市场双向开放，适时推出合格境内个人投资者境外投资制度（QDII2）试点，允许符合条件的优质外国公司在境内发行股票；2016 年 12 月 5 日我国开通了深港通。但伴随资本账户开放的推进，我国外汇储备规模从最高 2014 年的 3.99 万亿美元急剧下降到 2017 年 1 月底的 2.99 万亿美元¹，这引发了学者对我国资本外逃现象的担忧，也引起各界对于我国是否需要继续加速开放资本账户的讨论。

那么，为什么在经济增长的背景下“金砖五国”仍然遭遇了资本外逃？资本账户开放是导致资本外逃的主要原因吗？虽然这些问题的答案涉及到许多方面和因素，但一国在法律、政治等方面的基本制度特征不应被忽略。基于此，本文将研究重点放在制度质量与资本账户开放、资本外逃的关系上。本文将回答两个问题：一是资本账户开放程度的提高是导致“金砖五国”资本外逃的原因吗？二是在考虑资本账户开放及其他经济因素的前提下，一国的制度质量会对资本外逃起到显著的影响吗？如果有，作用的方向如何？

二、文献综述

（一）资本账户开放与资本外逃

资本外逃通常是指由于经济、政治、战争等因素，导致资本从境内大规模流到境外的现象。对资本外逃的影响因素研究早期主要集中在经济因素，如利差、汇率变动、通货膨胀率等因素。伴随各国资本账户的逐渐开放，开始出现资本账户开放对资本外逃影响的相关研究。在这些研究中，一部分文献认为资本账户开放度的提高会减少资本外逃规模。持有这种观点的人认为，在一个封闭的经济体中，居民只能采用一些非法手段将资本转移到国外，而资本账户开放让资本流动渠道和方式变得更为便捷自由（Mody & Murshid, 2002），而且居民会将资本账户开放视为一国政府对掌控该国经济有信心的一种信号，从而减少资本外逃（Kose, 2008）；一些文献也指出资本账户开放体现了一国政府具有能够合理运用财政政策和货币政策调节外部失衡的能力（Obstfeld, 1998；Stiglitz, 2000），因此资本账户

¹自 2016 年 6 月以来，短短 7 个月时间我国外汇储备规模持续下降减少了 1 万亿美元；截至 2018 年 4 月外汇储备规模为 3.125 万亿美元。

开放度提高，资本外逃规模会减少。另一部分文献则认为资本账户开放度的提高会引发资本外逃规模的扩大，这主要是从资本账户开放所带来的风险角度考虑。资本账户开放会给国内经济稳定带来很多不确定性，发生金融危机的可能性大幅提高，这引发投资者担忧，从而导致资本外逃增加(Epstein, 2004)。

一些学者运用实证方法对资本账户开放是否影响资本外逃进行了研究，但目前没有得到一致的研究结论，这与选择的资本账户开放指标以及样本有关。在采用名义测算法衡量资本账户开放度方面，采用 Chinn-Ito 指标¹的研究都得出资本外逃规模与资本账户开放度无关的结论，包括利用格兰杰因果检验对包括中国在内的 21 个新兴经济体的面板数据进行的检验(Yalta, 2012)、利用线性面板模型对 18 个非洲国家的年度数据进行的研究 (Hermes & Linsink, 2014)；而采用其他名义开放度指标得出的结论则不尽相同：Cheung & Qian (2010) 用一个二元虚拟变量来指代中国资本管制政策，通过格兰杰因果检验发现中国资本外逃规模与资本账户管制程度没有显著统计关系；但同样是二元虚拟变量指代资本管制政策，何娟文 (2005) 发现资本管制对中国资本外逃有显著抑制作用。在采用事实测算法衡量资本账户开放度方面，Lensink et al. (1998) 将外逃资本作为一种资产，构建了一个资产组合模型，并利用线性面板数据对 9 个非洲国家进行实证检验，发现资本账户开放加大能减少资本外逃规模，但影响作用小；黄蔚和彭真善 (2006) 将经济开放度分解为经常账户下的商品贸易和服务贸易开放度、资本账户下的直接投资与间接投资开放度四项，运用向量自回归方法 (VAR) 实证检验，发现这四项开放度的提高均明显引起资本外逃规模的增加。

(二) 制度质量与资本外逃

制度因素如何影响资本外逃，理论上认为政治制度、法律制度的质量高低会影响投资者对未来回报的预期，进而对资本外逃产生影响。但是对制度质量与资本外逃关系进行实证研究的较少，尤其是在对中国资本外逃研究中，涉及制度因素的寥寥无几。

在有限的文献中，研究政治制度质量与资本外逃关系、政府对经济活动的管控制度与资本外逃关系的相对较多，涉及产权保护等法律制度的非常少。Lensink et al. (1998) 运用 84 个发展中国家数据对政治风险与资本外逃关系进行了实证检验，通过设置暗杀率和革命、政治权利等虚拟变量，发现大多数政治风险变量与资本外逃保持显著的统计关系。一部分

¹Chinn-Ito 指标是衡量一国资本账户开放程度的指标，是基于 IMF《汇兑安排与汇兑限制年度报告》(AREAER) 中的跨境金融交易限制虚拟变量计算出的。

文献认为政治风险通过造成与投资相关的保险费损失以及资产损失，而造成资本外逃（Davies, 2008; Ndikumana, 2014）。Hermes & Lensink（2001）考察了政府对经济行为管控与资本外逃的关系，认为政策的不确定性是造成资本外逃的重要原因，如果政府政策意图模糊，国内居民就会倾向于将资本转移到资产回报更加确定的国外。他们利用财政支出、税收支出、政府消费、通货膨胀和实际利率的数据，通过时间趋势扩展的二阶段自回归（Second-order autoregressive）方法构建了五个政策不确定性指标，发现除通胀外其他四个不确定性指标都同资本外逃有显著的正相关，即政策不确定性越高，资本外逃规模越大。

综合考虑多种制度因素研究的有 Cerra et al.（2008）、Asongu & Nwachukwu（2016）等。Cerra et al.（2008）运用面板数据研究制度质量与资本外逃关系时，引入了多个数据库中的制度指标，包括银行治理指标、腐败行为管控指标、政策制定和执行质量指标、政治稳定指标、法律法规指标，结果表明制度质量越低，资本外逃越高，并且制度质量通过影响波动性与不确定性影响资本外逃；Asongu & Nwachukwu（2016）利用 37 个非洲国家的面板数据研究制度质量对资本外逃的影响，在考察了六种制度质量后，发现政治稳定、言论自由与选举投票权自由、腐败行为管控质量三个指标对资本外逃起到显著抑制作用，在所有指标中，腐败行为管控质量与资本外逃的负相关关系最为稳健。

我国学者对制度质量与资本外逃关系的研究，曹元涛（2005）对我国 1985—2002 年资本外逃的影响因素进行了分析，采用国际透明组织（Transparency International）的清廉指数（Corruption Perceptions Index）衡量我国政治清廉程度，用公有制经济的工业总产值与社会工业总产值之比粗略衡量我国产权制度的变革，结果表明：政治越清廉，资本外逃越少；产权制度显著影响资本外逃，如果产权制度不能满足厂商对产权保护的要求，则出现资本外逃；潘镇和金中坤（2008）用逐步回归法检验了 1982—2006 年我国制度约束与资本外逃的关系，以居民持有价证券价值在居民金融资产价值中占比作为我国私有产权保护程度的测算指标，其他制度约束还包括内外资差别待遇政策、腐败程度、外汇管制、市场化程度等，结果显示我国政府对私有产权保护程度、外汇管制程度、市场化程度与资本外逃呈显著负相关；腐败程度、内外资差别待遇与资本外逃呈显著正相关。但这两个研究样本量都小，结论还有待进一步检验。

从现有研究资本账户开放对资本外逃影响的文献看，考虑制度因素，尤其是有关合同保护、产权保护等法律制度的非常少，并且几乎是采用资本账户开放的总体指标，没有区分资本流入或流出，这使得我们无法了解流入方向和流出方向的资本账户开放分别对资本

外逃起到了怎样的作用。鉴于此，本文以“金砖五国”为研究对象，分别以总指标、流入方向指标、流出方向指标来刻画资本账户开放度，考察资本账户开放、制度质量与资本外逃的关系，揭示制度质量是否会对资本外逃产生影响。本文主要贡献在于：（1）将资本外逃影响因素从经济因素层面拓展到制度因素层面，丰富了研究视角；（2）有助于进一步厘清新兴市场国家资本账户开放与资本外逃之间的关系，特别是资本账户不同方向开放度与资本外逃的关系，为寻找资本外逃的动因及有效抑制资本外逃提供新的理论支撑；（3）对我国资本账户开放下如何抑制资本外逃提供可借鉴的思路，即在稳定经济发展的同时，注重资本账户开放的方向、程度和速度，不断完善制度质量，特别是法律制度质量。

三、资本账户开放、制度质量对资本外逃的影响机理

（一）资本账户开放影响资本外逃的机制

资本账户开放是指放松甚至取消跨境交易和资金转移的管制，放松甚至取消与资本交易相关的外汇管制的一系列政策行为。资本账户开放既可以一国经济发展起到积极的作用，也可能对一国的经济发展造成损害，可能对资本外逃产生抑制作用，也可能加大资本外逃。

资本账户开放对一国经济可能产生积极的影响。资本账户开放可提供便捷的跨国投融资渠道，促进了资本跨国流动。对发展中国家或新兴市场经济体而言，国际资本通过直接投资或间接投资促进了境内外生产和技术的交流，先进的技术和生产工具有利于企业改进生产流程、提高劳动生产率；资本跨国流动还扩大了国内金融市场的交易主体，丰富了金融交易的需要和供给，促使国内外金融市场的相互融通，有利于提高国内金融市场运行效率；此外境外投资需求促进了金融产品创新和发展，有利于提高金融资源配置效率。从这方面看资本账户开放对经济的积极影响一定程度上会抑制一国的资本外逃。

资本账户开放也可能对经济发展和金融稳定产生消极影响，继而引发资本外逃。当一国国内金融市场资产定价能力不足，境内投资者又存在非理性投资行为，资本账户开放后涌入资本容易集聚在某些短期趋利性行业（比如房地产市场或股市），从而诱发资产泡沫，损害国内实体经济发展。一旦遇到国际投资环境突变，或本国经济出现问题，短期投机资本会逆向外逃；一旦境外投机性资本对本国货币进行攻击，势必导致本币面临贬值压力，大量资本外逃又会加剧本币汇率贬值。如果政府要维持汇率稳定，势必运用外汇储备干预

外汇市场，这又会导致本国外汇储备大量流失和耗尽，最终引发货币危机甚至国际金融危机。上世纪 1997 年亚洲金融危机始于泰国的过早资本账户开放，就是典型的例子。

（二）制度质量影响资本外逃的机制

制度是一系列用来建立生产、交换与分配基础的基本政治、社会和法律基础规则，它构成了人们交易行为的激励机制。制度质量是指制度所代表的行为准则被人们接受的程度及其约束力程度。制度质量越高、人们对制度的遵守程度越高，交易中的机会主义行为越不容易出现，交易后果的不确定性减小，交易主体的预期就越稳定。由于对法律相关的制度质量影响资本外逃的研究极少，因此，此处主要分析法律制度质量影响资本外逃的机制。

在法律制度影响资本外逃的传导机制中，交易成本是一个非常重要的要素。良好的产权保护制度通过以下两个途径能够降低交易的成本：第一，降低交易的不确定性。良好的产权保护制度对产权界定清晰，对市场中摩擦纠纷事件的发生起到提前预防作用，因此能降低市场交易成本，促成交易行为，提高交易效率；第二，减少机会主义的发生。机会主义是指人们通过不正当的手段谋取个人利益的最大化。良好的产权保护制度通过交易合约的合理安排为产权交易建立起准则和规范，对交易过程中出现的种种机会主义行为予以约束与惩治，明确交易双方各自的权利和义务，促使各方遵守合约规则，降低不遵守合约带来的交易成本。

投资效益也是法律制度影响资本外逃的一个重要要素，完善的投资者保护制度能够为投资者进行跨市场资本投资，享受金融机构信息咨询等金融服务提供相应的制度保护，为投资者提供良好的金融投资环境，从而提高投资效益。文献显示投资者保护制度质量越高，投资者进行投资的效果更佳：La Porta et al(1997,1998)发现在投资者保护较强的国家，金融市场相对更发达，这能够为投资者提供更多可选择的金融工具，更好地分散投资组合风险；La Porta et al(2000)发现在投资者保护较强的国家，投资者能够获得较高的红利支付。

完善的产权保护制度和金融法律制度从立法层面对降低交易成本、提高交易效率与投资收益起到积极的作用，高质量的司法制度则从执法层面保障各项立法有效执行。丰富的律师资源、高水平的法院队伍、健全的审判体系，为执法的效率与公正提供坚实的保障，具备公信力的司法体系也为各项经济往来提供激励。

综上，本文认为高质量的法律制度可以提供明确的产权、有效保护投资者、保障执法的效率，并有效降低交易往来中的信息不对称，提高交易结果的可预见性，降低交易成本；同时，良好的法律制度还可以提高投资效益。因此，一国的法律制度质量越高，资本越少

流出或不容易发生外逃。

四、实证检验

（一）模型的设定

“金砖五国”资本账户开放程度、制度质量与资本外逃关系的基准模型（1）表达式为：

$$CF_{i,t} = \beta_1 OPEN_{i,t} + \beta_2 IQ_{i,t} + \beta_3 X_{i,t} + e_{1i,t} \quad (18)$$

其中：

1. CF——资本外逃规模/GDP

本文认为，资本外逃不在于它的路径有多少，而在于其是否具有投机性质，资本外逃的典型特点是一旦预期收益或者风险有变动便迅速地转移至国外，因此短期投机性资本是外逃资本的重要组成部分。本文采用 J. Cuddington（1986）的直接测算法来计算资本外逃规模¹，即：资本外逃规模=[扣除统计误差的净误差与遗漏项+债券和股权投资规模]。

公式中的项目符号与国际收支平衡表一致。其中扣除统计误差的净误差与遗漏项代表了隐蔽的资本流动。正常统计误差以美国和日本两个国家国际收支平衡表中净误差与遗漏项目占贸易总额的比例为参考估算得到，因为美国和日本的国际收支统计制度相对比较完善（任惠，2001）；在资本账户开放下，债券和股权投资作为一种重要的对外投资手段，本身流动性和投机性都较高，短期大规模的流动会影响一国金融市场稳定，因此本文将其作为短期投机性资本的代表。

2. OPEN——资本账户总体开放程度

衡量资本账户开放程度常用的指标有两种：一种是 Chinn-Ito 构建的 KAOPEN 指标，该指标属于法规开放度；另一种是利用资本存量或流量占 GDP 的比值进行衡量，属于事实开放度。由于 KAOPEN 指标下中国 1993—2014 年得分一直为-1.1887569432，维持不变，没有体现我国资本账户开放稳步推进的事实，因此，本文采用资本账户事实开放度。

OPEN=（直接投资资产+直接投资负债+证券投资资产+证券投资负债）/GDP。

3. IQ——制度质量（Institutional Quality）

一直以来，制度质量的数字化衡量存在难度，因此确定一个适用于跨国数据研究的制

¹ J. Cuddington, Capital flight: Estimates, issues, and explanations[M]. Princeton, NJ: International Finance Section, Department of Economics, Princeton University, 1986.

² http://web.pdx.edu/~ito/Chinn-Ito_website.htm

度质量指标体系非常重要。实证中有一些制度指标体系常被采用，包括 Kaufmann et al.(2011)提供的全球治理指标（Worldwide Governance indicators, WGI）、EFW 数据库（Economic Freedom of the World）提供的政府规模与产权保护等多个制度质量指标、PRS 集团（Political Risk Services Group）提供的国家整体风险指数（International Country Risk Guide, ICRG）、Marshall & Jaggers（2002）提供的政体数据库(Polity IV)等。

EFW 数据库和 WGI 指标体系是衡量制度质量的较全面的综合数据库，既提供政治制度质量，又提供法律制度质量；而 ICRG 数据库指标和 Polity IV 数据库指标虽然也被广泛采用，但是一般适用于研究政治制度质量。在所有指标体系中，使用频率最高的是 WGI 指标（邵军和徐康宁，2008）。这是因为 WGI 指标在所有同类指标体系中，严谨性与综合性更高、覆盖的国家更广。严谨性高是因为 WGI 指标比较注重统计学上的精确性，除了公布制度质量的估计值，还强调并计算了估算带来的误差（Standard Error）；综合性更高是因为 WGI 采用的数据来源更加丰富，既包括了政府官方组织公布的数据，又包括了商业机构的分析数据与调查数据，并且吸收了其他已公布指标体系的指数，比如 WGI 指数中的 Rule of Law 指标就提取了 ICRG 指标中与法规制度相关的信息进行综合。同时，WGI 指数覆盖的国家或地区范围更广，目前 WGI 指数覆盖了 213 个国家和地区，而 ICRG 等指标只覆盖了 100 多个国家和地区。基于 WGI 指标的以上优点，本文采用 WGI 指标衡量“金砖五国”的制度质量。WGI 指标体系有三个维度，每个维度下有两个子指标，两个子指标的相关性较大，一共六个子指标。WGI 指标体系中所有指标数值越大，相应维度的制度质量越高。WGI 指标体系衡量制度质量的三个维度和六个子指标见表 1。

表 1 WGI 体系各指标说明

维度	子指标	具体解释
维度一 政府被选择、被监督以及被替代的过程	话语权和问责： Voice and Accountability, 简写为 VA	测量一国居民自由选择政府，以及言论自由的程度。
	政权稳定性： Political Stability and Absence of Violence/Terrorism, 简写为 PV	测量现有政府政权的稳定性和控制暴乱能力
维度二 政府有效制定与有效实施政策的能力	政府有效性： Government Effectiveness, 简写为 GE	测量行政服务、公共服务质量不受政治施压影响的程度，以及政府承诺实施相关政策的可信度及政策执行力度。
	管制质量： Regulatory Quality, 简写为 RQ	测量政府实施提高私人部门发展的政策及监管的能力。
维度三 民众及社会尊重并遵守经济规则、社会规则等一系列法律法规的程度	法治程度： Rule of Law, 简写为 RL	测量民众信任并遵守法律法规（尤其有关合同执行、产权保护以及司法体系的法律法规）的程度。
	腐败控制： Control of Corruption, 简写为 CC	衡量对公共权利被用于获取私人利益的控制力度，包括狭义和广义的腐败。

资料来源：World Bank

本文认为有关合同保护、产权保护等法律法规对投资活动具有非常重要的作用，直接影响了投资效果和投资行为，因此对制度质量的主要关注点在 WGI 指标体系中的“RL”指标，同时在 WGI 指标体系其他两个维度下依据数据可得性，各选择了一个指标“PV”、“RQ”。具体而言，IQ 包括：RL—测量民众信任并遵守法律法规的程度，尤其是有关合同执行、产权保护以及司法体系的法律法规；PV—测量现有政府政权的稳定性和控制暴乱能力；RQ—测量政府为允许和提升私人部门发展而形成的政策及监管的能力；RL、PV 和 RQ 得分范围为 0-100，数值越大表示相应的制度质量越高。

4. X——其它控制变量

其它控制变量包括

(1) 国家 i 与国际市场利率的利差 (RD_i): 等于国家 i 的货币市场利率 - 国际市场利率，国际市场利率以伦敦同业拆借利率 (Libor) 指代。利差越大，则投资者在国家 i 能获得的收益更大，资本外逃应该相应减少。

(2) 国家 i 的汇率变动率 ($Exchange_i$): 等于国家 i 的 (当期汇率 - 上期汇率) / 当期汇率。汇率都采用美元标价法，因此 $Exchange_i > 0$ 表明该国货币贬值。

(3) 通货膨胀率 ($Inflation_i$): 等于 (当期 CPI - 上期 CPI) / 上期 CPI。

(4) 经济增速 ($Growth_i$): 等于 (当期 GDP - 上期 GDP) / 上期 GDP。

本文所有数据来自国际货币基金组织 (IMF) 和世界银行 (World Bank)，基于数据的可得性和完整性，时间跨度为 2000—2015 年。

(二) 实证过程及结果分析

1. 面板单位根检验

我们首先对数据进行 ADF 面板单位根检验，各变量的检验结果如表 2 和表 3 所示。

表 2 主要变量 ADF 面板单位根检验结果

变量 统计量	CF	OPEN	RL	PV	RQ
chi2(10)	39.77	37.47	27.74	29.72	24.23
Prob>chi2	0.000	0.000	0.002	0.001	0.007

表 3 控制变量 ADF 面板单位根检验结果

变量 统计量	RD	Exchange	Inflation	Growth
chi2(10)	30.65	24.99	25.25	33.49
Prob>chi2	0.001	0.005	0.005	0.000

由表 2 和表 3 可知, 所有变量都在 1% 显著水平下平稳。

2. 模型回归

根据豪斯曼检验结果, 模型 (1) 应选择随机效应模型, 为了克服可能存在的异方差问题, 所报告的标准误都经过了异方差修正, 即标准误对异方差稳健。模型 (1) 的回归结果见表 4 第 1 列。

表 4 模型回归结果

估计方法	RE	FE	System GMM
模型	(1)	(2)	(3)
$CF_{i,t-1}$			0.0465 (0.0383)
OPEN	-0.308*** (0.0585)	-0.215** (0.0872)	-0.397*** (0.0799)
RL	-0.000928*** (0.000124)		-0.000954*** (0.000149)
PV	1.56e-05 (0.000188)		-0.000229 (0.000312)
RQ	2.13e-05 (0.000244)		0.000593 (0.000410)
PP		-0.00474*** (0.00145)	
RD	-0.000416* (0.000232)	-0.000679** (0.000294)	-0.000744*** (0.000274)
Exchange	0.000327*** (8.22e-05)	0.000434*** (0.000129)	0.000178 (0.000229)
Inflation	0.000249 (0.000425)	0.00101* (0.000529)	0.00113* (0.000606)
Growth	6.40e-07 (0.000106)	6.44e-05 (0.000156)	-0.000307** (0.000151)
Constant	0.0479*** (0.0101)	0.0253** (0.0103)	0.0315** (0.0125)
Hausman 检验卡方统计量	10.92 [0.206]	21.50*** [0.0003]	
观测值	80	75	75
R2	0.598	0.687	
Arellano-Bond test for AR(1)			-1.894* (0.0581)
Arellano-Bond test for AR(2)			-1.0662 (0.2863)
Sargan test			9.69067 (0.2068)

注: () 内为标准误; [] 内为相应统计量的 P 值; **、*、* 分别代表 1%、5%、10% 的水平下显著;

Arellano-Bond 检验括号内的数为 Prob>Z 的值, sargan 检验括号内的数为 Prob> χ^2 的值。

模型 (1) 检验结果表明, 在控制相关变量之后, 资本账户总体开放程度 (OPEN) 的

系数为负且在 1%水平上显著，这说明资本账户总体开放程度的提高能够显著地减少资本外逃。法律制度质量（RL）前的系数为负且在 1%水平上显著，说明法律制度质量的提高能够有效减少资本外逃规模，这也许是因为一国法律制度质量越高，在产权保护、投资者保护方面做得越好，从而有效降低了交易过程中的不规范行为，交易主体对交易结果的预期越稳定，从而带来交易成本的降低和投资收益安全性的提高，进而对资本外逃起到抑制作用。政治制度质量（PV）和私人部门发展制度质量（RQ）则对资本外逃的作用不显著。

3. 稳健性检验

为确保实证结果的可靠性，对模型（1）结论进行稳健性检验。首先采用替换指标方式，将 EFW 数据库（Economic Freedom of the World）提供的产权保护法律制度质量指标（Protection of property rights，简写为 PP）作为法律制度质量的另一种度量，在模型（1）中设定 IQ 为 PP 指标，作为模型（2），表达式为：

$$CF_{i,t} = \beta_1 OPEN + \beta_2 PP + \beta_3 X_{i,t} + e_{i,t} \quad (19)$$

PP 指标数值在 0-10 之间，数值越大，代表制度质量越高。数据时间区间为 2000—2014 年。PP 指标经过面板单位根检验后显示平稳，豪斯曼检验结果显示模型（2）选择固定效应模型，回归结果见表 4 列 2。

由于模型（1）可能因为遗漏变量导致内生性的存在，为检验估计结果是否受到内生性影响，且考虑到资本外逃可能存在一定的惯性，本文采用动态面板模型进行进一步的稳健性检验，动态面板模型（3）设定如下：

$$CF_{i,t} = \beta_1 CF_{i,t-1} + \beta_2 OPEN_{i,t} + \beta_3 IQ_{i,t} + \beta_4 X_{i,t} + e_{i,t} \quad (20)$$

模型（3）包含被解释变量的一阶滞后项，若采用一般的面板 OLS 回归，会因内生变量的存在而导致估计值上偏与不一致（upwards biased and inconsistent），而 GMM 估计（Generalized-Method-of-Moments）可以有效地应对动态面板数据中的内生性问题。GMM 估计方法分为系统 GMM 和差分 GMM，相比差分 GMM 方法，系统 GMM 估计能够提高模型估计的精确度，并减少有限样本造成的偏差（Baltagi, 2013），因此此处采用系统 GMM 方法对模型进行估计。模型（3）的回归结果见表 4 列 3。

两种稳健性检验结果均显示，核心解释变量资本账户开放（OPEN）、法律制度质量（PP、RL）前的系数符号与显著性都没有发生改变，回归结果保持稳健。这表明，法律制度质量的提高，稳健地对资本外逃起到了抑制作用；资本账户总体开放程度的提高能够显

著地减少资本外逃规模。

4. 对资本账户开放抑制资本外逃的深入分析

由于资本账户开放涉及资本流入的开放和资本流出的开放，为深入研究不同方向的开放对资本外逃会产生什么影响，本文将资本账户开放分解为流入和流出两个方向，分析流入方向资本账户开放程度、流出方向资本账户开放程度以及制度质量对资本外逃的影响。

模型（4）设定如下：

$$CF_{i,t} = \delta_1 OUT_OPEN_{i,t} + \delta_2 IN_OPEN_{i,t} + \delta_3 IQ_{i,t} + \delta_4 X_{i,t} + e_{2i,t} \quad (21)$$

其中，OUT_OPEN 代表流出方向的资本账户开放程度，OUT_OPEN=（直接投资资产+证券投资资产）/GDP。

IN_OPEN 代表流入方向的资本账户开放程度，IN_OPEN=（直接投资负债+证券投资负债）/GDP。

IQ 仍然取 WGI 指标体系中 RL、PV、RQ 三个指标。根据豪斯曼检验结果模型（4）选择固定效应，回归结果见表 5。

表 5 分解资本账户开放回归结果	
估计方法	FE
模型	(4)
OUT_OPEN	0.345* (0.185)
IN_OPEN	-0.608*** (0.119)
RL	-0.00110*** (0.000375)
PV	-4.36e-05 (0.000344)
RQ	-6.75e-05 (0.000302)
RD	-0.000784** (0.000322)
Exchange	0.000228* (0.000120)
Inflation	0.00146*** (0.000551)
Growth	-0.000113 (0.000134)
常数项	0.0713*** (0.0197)
Hausman 检验卡方统计量	19.83** [0.019]
观测值	80
R2	0.687

注：（）内数值为系数的标准差，[]内数值为相应统计量的 P 值；***、**、* 分别代表 1%、5%、10% 的水平下显著。

实证结果显示，OUT_OPEN 前的系数在 10% 的水平上显著为正；IN_OPEN 前系数在 1% 水平上显著为负，并且系数的绝对数值更大；法律制度质量前的系数仍然在 1% 水平上显著

为负；其余两个制度质量回归系数仍旧不显著。这表明：

（1）跨境资本流出方向的开放程度与资本外逃呈正相关关系，即跨境资本流出方向开放程度的提高会促进资本外逃；

（2）跨境资本流入方向的开放程度与资本外逃呈负相关关系，说明跨境资本流入方向开放程度的增加会抑制资本外逃；

（3）在资本账户开放进程中，由于较好地控制了资本开放的方向、程度和速度，使资本流入方向开放对资本外逃带来的抑制效应大于资本流出方向开放带来的促进效应，这也是“金砖五国”资本账户总体开放程度的提高能够显著地减少资本外逃的一个重要原因；

（4）法律制度质量对资本外逃依旧起到了稳健的抑制作用。

五、结论与建议

基于上述研究，本文得出以下结论及建议：

1. 资本账户总体开放度的提高不是资本外逃加大的原因。从“金砖五国”的实证结果来看，资本账户开放对资本外逃还起到一定程度的抑制作用。一方面金砖国家通过扩大资本账户开放向人们展示了一个信号，即政府对维持本国的经济发展和金融稳定是有充分信心的；另一方面作为全球最大的五个新兴市场经济体，它们具有巨大的经济增长潜力，近年来在国际舞台上的影响力也日益提高，这些因素对国际资本投资具有很大的吸引力。早在2011年IMF对新兴市场国家调研时就指出，“趋势性的规模资本流动是由国际金融市场外部条件变化引发的，外部因素具有不可控性；内部因素如经济增速、国际收支、国际市场参与度等对资本流动发生趋势性变化作用较小，但可以决定本国资本流动的规模”。因此，归根到底，在资本账户开放过程中，促进本国经济稳健发展，保持国际收支适度顺差，维护本国汇率的相对稳定，才是根本上抑制资本外逃的重要因素。

2. 在资本开放进程中，合理控制资本账户开放的方向、程度和速度，对抑制资本外逃起到关键的作用。近年来人民币国际化有条不紊的进行，目前我国新一轮的改革开放序幕也已经拉开，包括资本项目在内的进一步开放是必然的，但也会带来新的问题与风险。就资本项目的进一步开放而言，在注意资本账户开放的顺序、步骤外，要高度重视资本流入、资本流出方向开放程度与速度的匹配，重视资本开放与金融监管、金融法律等制度的建设水平相匹配，由此做到既引入了国际资本为我所用，又可以最大程度地防范资本外逃及由

此引起的对金融市场的冲击。

3. 制度质量的提升将显著抑制资本外逃。法律制度质量的提升意味着法律执行成本的降低与法律执行效果的加强。良好的产权保护制度可以使投资者的投资成果得到有效的保护，确保投资资产的安全；完善的金融法律制度是保障金融市场上投资行为（保护股票、债券、金融衍生品等金融工具投资）的基础，也是构成成熟、有效的金融市场的重要组成部分。因此在我国新一轮的金融开放中，健全法律制度，尤其是有关合同保护与产权保护的法律法规以及有关投资者保护方面的金融法律制度，十分必要。此外，提高行政服务和公共服务质量，控制腐败等其他制度建设也应该同步进行。这些措施这对抑制资本外逃或防范大规模的资本异动，将起到积极的作用。

4. 注意改革措施的配套与协调。由于控制变量中利差和经济增速对资本外逃至少在 5% 显著水平上显著，通货膨胀率在 10% 显著水平上显著。因此，建议必须注意配套改革，资本项目的进一步开放与利率、汇率市场改革，与人民币汇率制度改革，与人民币国际化战略的实施，与我国整体金融监管制度的改革及法律制度改革等配套、协调地进行，由此提高我国资本项目开放的效率与效果。

参考文献

- [1] 曹元涛. 中国资本外逃问题宏观决定模型分析[J]. 南开经济研究, 2005 (3): 35-41
- [2] 何娟文. 资本管制能否抑制资本外逃——关于中国的案例分析[J]. 财经理论与实践, 2005 (5): 60-64
- [3] 黄蔚, 彭真善. 我国资本外逃与经济开放度的实证研究:1982-2004年[J]. 国际贸易问题, 2006 (12): 108-114
- [4] 潘镇, 金中坤. 制度约束与中国的资本外逃:1982-2006[J]. 南京师大学报社会科学版, 2008 (6): 44-52
- [5] 任惠. 中国资本外逃的规模测算和对策分析[J]. 经济研究, 2001 (11): 69-75
- [6] 邵军, 徐康宁. 制度质量、外资进入与增长效应:一个跨国的经验研究[J]. 世界经济, 2008 (7): 3-14
- [7] Asiedu Elizabeth, Donald Lien. Democracy foreign direct investment and natural resources [J].Journal of international Economics, 2011 (1): 99-111
- [8] Asongu Simplice, Jacinta Nwachukwu. Fighting Capital Flight in Africa: Evidence from Bundling and Unbundling Governance[M]. Social Science Electronic Publishing, 2016: 1-19
- [9] Cerra Valerie, Meenakshi Rishi, Sweta Saxena. Robbing the Riches: Capital Flight, Institutions and Debt[J]. The Journal of Development Studies, 2008, 44(8): 1190-1213
- [10] Cheung Yin-Wong, XingWang Qian. Capital Flight: China's Experience [J]. Review of Development Economics, 2010, 14(2): 227-247
- [11] Davies Victor. Postwar Capital Flight and Inflation [J].Journal of Peace Research, 2008 (4): 519-537
- [12] Epstein Gerald, Ilene Gabel. Capital Management Techniques in Developing Countries: An Assessment of Experiences from The 1990s and Lessons from the Future[N]. United Nations Conference on Trade and Development, 2004: 13-14
- [13] Kaufmann Daniel, Aart Kraay, Massimo Mastruzzi. The Worldwide Governance Indicators: Methodology and Analytical Issues[J]. Hague Journal on the Rule of Law, 2011 (3): 220-246
- [14] Kose M., Ayhan, Eswar S. Prasad, Macro E. Terrones. Does Openness to International Financial Flows Raise Productivity Growth?[J]. Journal of International Money and Finance, 2008 (4): 554-580
- [15] La Porta R, Lopez-de-Silanes F, Shleifer A, et al. Legal determinants of external finance[J]. Journal of

finance, 1997 (3): 1131-1150

[16] La Porta R, Lopez-de-Silanes F, Shleifer A, et al. Law and finance [J]. Journal of political economy, 1998 (6): 1113-1155

[17] La Porta R, Lopez-de-Silanes F, Shleifer A, et al. Agency problems and dividend policies around the world [J]. The journal of finance, 2000 (1): 1-33

[18] Maurice Obstfeld. The Global Capital Market: Benefactor or Menace? [J]. Journal of Economic Perspectives, 1998 (4): 9-30

[19] Mody Ashoka, Antu Panini Murshid. Growing Up with Capital Flows [J]. Journal of International Economics, 2002 (1): 249-266

[20] Ndikumana Léonce. Capital Flight: Measurement and Drivers[M]. Social Science Electronic Publishing, 2014: 1097-1103

[21] Niels Hermes, Lensink Robert. Capital Flight and the Uncertainty of Government Policies[J]. Economics Letters, 2001 (3): 377-381

[22] Niels Hermes, Robert Lensink. Financial Liberalization and Capital Flight: Evidence from the African Continent [J]. Journal of the Physical Society of Japan, 2014 (9): 2522-2523

[23] Okada Keisuke. The Interaction Effects of Financial Openness and Institutions on International Capital Flows [J]. Journal of Macroeconomics, 2013 (1): 131-143

[24] Robert Lensink, Niels Hermes, Murinde Victor. Capital Flight and Political Risk[J]. Journal of International Money and Finance, 1998 (1): 73-92

[25] Stiglitz Joseph. Capital Market Liberalization, Economic Growth, and Instability [J]. World Development, 2000 (6): 1075-1086

[26] Yalta Ayse Yasemin, Talha Yalta. Does Financial Liberalization Decrease Capital Flight? A Panel Causality Analysis[J]. International Review of Economics and Finance, 2012 (1): 92-100

Capital Account Openness、Institutional Quality and Capital Flight:

The Case of BRIC Countries

Abstract: This paper uses the representative system quality index and the panel data of the BRIC countries to study the relationship between the capital account openness, the institutional quality and the capital flight. The study shows that the increase in the overall openness of the capital account does not lead to the increase of capital flight, but has played an inhibitory role. The increase in the openness of the cross-border capital outflow will promote capital flight. The increase in the openness of the cross-border capital inflow will inhibit the capital flight. The openness speed and depth of the capital account which is better controlled by the "BRIC five" makes the overall inhibition effect greater than the promotion effect; in the process of opening up the capital account, the improvement of the quality of the system, especially the improvement of the legal system of the contract protection and the protection of property rights, can effectively reduce the capital flight.

Keywords: Capital Account Openness; Institutional Quality; Capital Flight;

基于 DSGE 模型的货币政策对银行风险承担影响研究

——兼论货币政策的应对

郭田勇¹ 杨帆² 李丹³

【摘要】 本文着力研究货币政策对商业银行风险承担的影响机制，并在此基础上分析货币政策应当如何应对。为此，本文构建了 DSGE 模型对比分析银行风险承担行为的传导机制，结果显示在信息不对称和有限债务的条件下，银行存在着道德风险，会过度地主动承担风险。为应对银行风险承担行为造成的低效率，本文设计了“最优”货币政策规则：货币政策应当适当容忍通货膨胀的波动，优先关注实际利率，以降低由银行风险承担行为所导致的社会福利损失。

【关键词】 货币政策；DSGE 模型；福利损失函数；银行风险承担；

一、引言

2008 年金融危机前，学术界和金融监管当局普遍认为货币政策的政策目标不应当包括金融稳定的目标，认为货币政策的运用在实现物价稳定目标的同时，便能够实现金融稳定的目标。全球金融危机的爆发及其后续影响引发了学术界和金融监管当局的反思，许多经济学家认为，长期的低利率及由此产生的充足流动性导致了资产价格泡沫的形成和证券化信贷产品的增长，使金融机构杠杆率不断升高，存在过度承担风险的现象（Adrian and Shin）。[1]危机前，主流货币政策传导理论的研究难以对这一现象做出解释，学术界和金融监管当局需要从一个新的角度研究货币政策的传导渠道理论，因此，相关研究也成为了学术研究的焦点领域。

从现实情况看，商业银行承担风险追求利润，中央银行实施货币政策的主要目标是实现物价稳定，宏、微观主体目标不一致，而且货币政策对市场利率水平的影响也不可避免

¹ 郭田勇，中央财经大学金融学院

² 杨帆，中央财经大学金融学院

³ 李丹，中央财经大学会计学院

地将影响到银行的经营。近年来，我国银行业市场化改革步伐不断加快，金融市场综合化、混业化经营趋势明显，商业银行逐利的动机更强、方式更多。经营方式和金融产品的多样化、结构化，导致了风险传导渠道的复杂化，经营风险的管理在银行经营管理行为和货币政策传导中的作用不断加大。

Borio and Zhu 率先提出了货币政策的银行风险承担渠道的理论框架，货币政策能够影响商业银行的风险偏好，从而影响商业银行对投资组合风险水平、资产定价等相关决策的选择，从而进一步传导到了实体经济。[2]这一概念的提出在一定程度上解释了金融危机前金融市场，尤其是商业银行市场风险积聚的现象。以此为基础，众多学者和监管当局不断丰富相关理论，从不同角度解释货币政策与商业银行承担风险的传导渠道。

针对这一主题，本文的创新性主要体现在三方面：首先，本文结合福利损失函数构建理论模型，论证了在有限债务和信息不对称的现实条件下，货币政策难以同时实现物价稳定、产出稳定与确保银行风险承担稳定这两大目标。其次，本文基于理论分析构建了一个六部门 DSGE 模型，对比分析了无银行摩擦和有银行摩擦情况下商业银行风险承担传导机制和效果的差异，分析了实践中商业银行风险承担的特征。最后，本文设计了实现社会福利最大化的“最优”货币政策规则，以尽可能地协调产出稳定、物价稳定和商业银行风险承担稳定两大目标。

二、文献综述

金融危机之前，货币政策传导渠道的研究领域主要是关注货币政策通过影响利率、汇率、信贷规模等实际经济变量，影响社会投资、消费、储蓄，从而导致社会总产出的变化，在实践中货币政策最主要的目标是保持物价水平的稳定和充分就业。不仅货币政策的传导渠道中不涉及金融机构，尤其是商业银行对货币政策变化做出的经营决策和风险态度，而且在政策目标中也并不包括金融稳定的目标。

（一）商业银行风险承担渠道研究的文献综述

金融危机爆发之后，Borio and Zhu 率先构建了货币政策的银行风险承担渠道的理论框架，以微观主体决策出发研究了货币政策变化下商业银行的应对及其风险的传导机制。[2]众多学者也从不同角度建立理论分析货币政策对银行的风险承担行为。银行风险承担渠道可分为两方面：

1. 货币政策对商业银行决策的影响途径。由于信息不对称的存在, 货币政策能够影响商业银行在风险、资产定价等方面的决策, 从而对银行风险承担产生了影响。根据渠道不同, 还可以细分为:

(1) 估值、收入、现金流效应, 认为货币政策对银行资产估值、收入的影响造成的信息不对称导致了银行对风险的判断出现偏差, 对违约损失率、波动率等关键变量的估计存在着顺周期性, 降低了商业银行的风险感知能力。Borio and Zhu 认为, 过低的利率导致了商业银行的资产、抵押品价值、收入和利润的增加, 增强了银行的风险容忍度, 加剧了银行的风险承担。[2]在此基础上, Adrian and Shin 认为, 银行风险承担行为的传导渠道类似于“金融加速器”效应, 区别仅在于关注的对象不同。[3]Eurostat et al. 则从银行借款标准、投资标准的角度分析了货币政策对商业银行的风险承担的影响, 认为货币政策影响了利率水平, 从而引发资产价格的变动, 对银行的借款标准、投资标准、风险判断标准产生影响, 改变了银行的风险定价, 从而对银行的风险承担行为造成了影响。[4]Ioannidou et al. 也论证了长期低利率环境导致银行放松了贷款标准。[5]在此基础上, Jimenez and Ongena 的研究认为宽松货币政策的持续时间决定了商业银行风险承担的效果, 而低利率维持时间越长, 物价膨胀导致资产、抵押物升值, 银行信贷条件降低, 商业银行风险承担增加。[6]

(2) 风险转移效应, 认为低利率环境下, 银行收益率降低, 而对风险的判断拥有完全信息的银行由于经营外部性和道德风险的存在, 具有主动增加风险承担、提高收益率的动机。Keeley 认为, 在信息不对称和有限债务的条件下, 商业银行即使了解投资失败会产生损失, 也不会投入到净现值更高的审慎投资项目, 即商业银行的风险承担行为存在着道德风险。[7]Diamond and Rajan 则认为银行经营的外部性决定了一旦爆发系统性金融危机, 过度风险承担行为将由央行来“买单”。因而, 存在着主动增加风险承担的动机。[8]De Nicolò and Rima 在 Keely 的基础上进一步提出了风险共担效应, 认为商业银行的资本充足率越高, 项目失败时自有损失就越大, 从而降低了其道德风险。[9]Dell’Ariccia et al. 则从银行的特许权价值进行了分析, 认为商业银行具有特许权价值, 而特许权价值的增大会导致投资失败时自身损失的增加, 因此, 商业银行过度承担风险的动机降低了。[10] Dell’Ariccia et al. 认为由于借贷存在期限错配, 紧缩的货币政策将降低商业银行的利润, 导致资金需求者倾向于追逐风险, 并且竞争也限制了政策利率向贷款利率的传导。[11]

(3) 央行预期管理效应, 认为中央银行货币政策的信息不完全能够对银行决策的预期产生影响, 导致风险承担行为的增加。Altunbas et al. 认为在制定货币政策时, 中央银行利

用预期管理实现政策目标，但预期管理不完善导致的信息不对称性使商业银行在低利率环境下会主动增加风险承担。[12]De Nicolò and Lucchetta 也论证了中央银行的决策机制和反应函数的透明性对银行的决策能够产生预期引导作用。[13]

2. 货币政策对商业银行资产负债结构的影响途径。出于对更高收益的追求，货币政策能够影响商业银行对资产负债结构的选择，从而影响了商业银行的风险承担行为。根据具体的传导渠道，还可以细分为：

(1) 资产替代效应，认为低利率政策下，银行收益率降低，倾向于增加配置收益更高的高风险资产，增加了风险承担。De Nicolò and Juvenal 的研究表明过低的利率环境使安全性资产收益率降低，银行不得不降低安全性资产的配置比率，从而增加风险资产的配置，从而增加了风险承担。[14]

(2) 杠杆效应，认为银行的杠杆率具有周期性，在宽松货币政策下，银行通过提高杠杆率提高收益率，增加了风险承担。Adrian and Shin 研究表明，一旦出现外部冲击，金融机构总是优先调整总资产。而低利率环境使资产价格上涨，导致杠杆率下降。面对资产规模的增长，金融机构倾向于提高其杠杆率，增加了风险资产的配置，提高了风险承担。[15]Itai and Maria 认同杠杆效应的存在，并认为如果银行资本结构具有波动性并可调整，则低利率环境会使银行更快地增加杠杆比例，提高了商业银行的风险承担。[16]

(3) 追逐收益效应，认为低利率条件下，相较于其他资产，信贷投资的利润下降幅度更低，导致银行增加信贷投资，增加了风险承担。Thakor 提出了货币政策改变了银行的信贷发放意愿，实质是改变了投资回报的非对称性。[17]Rajan 则认为在收益目标具有粘性的条件下，名义利率下降迫使银行从事高风险业务，导致信用水平低的市场主体也会在此机制下取得贷款，银行风险承担随之增加。[18]Simona Cociuba et al.在 Rajan 的基础上进一步研究，基于通过交易市场上的抵押交易利率能够影响风险承担的假设，将风险承担渠道又分为了资产组合渠道和抵押渠道。由于两种渠道的作用相反，因此，利率对商业银行风险承担的影响由两者的相对作用决定。[19]

(二) 银行风险承担渠道实证研究的文献综述

基于以上论证，国内外学者分别运用面板数据模型、VAR 模型等计量经济学模型、构建不同的风险代理指标，对货币政策对银行风险承担的传导渠道的存在性进行了实证研究，多数研究认为宽松货币政策会导致银行风险承担水平增加的结论。Jiménez et al., Altunbas et al.分别以西班牙银行业和欧美地区上市银行为样本，实证结果显示，宽松货币政策使抵

押品价值提高, 向信用水平较低的贷款人发放贷款, 增加了银行贷款的信用风险。[6] [12]Altunbas et al.还运用动态平衡面板数据模型, 分析了美国和欧洲商业银行, 结果表明一定时间内的低利率并不会引发商业银行风险承担的增加, 而超过一定时限就会使商业银行增加风险承担。[20]Delis and Kouretas 的研究也支持了长期的低利率政策会导致商业银行风险承担增加的结论。[21]江曙霞和陈玉婵以我国上市银行的季度数据为样本, 分析结果表明, 在方向上, 紧缩的货币政策对商业银行风险承担有抑制作用; 在程度上, 这一抑制效应则由银行资本状况决定。[22]金鹏辉等人基于资产负债表构建银行风险承担指标, 并利用 VEC 等模型实证检验了商业银行风险承担行为的重要影响。[23]刘生福和李成采用了动态非平衡面板系统 GMM 模型进行分析, 论证了货币政策对银行风险承担行为具有显著的负向影响。[24]王晋斌和李博的实证研究验证了“估值效应”、“追逐收益效应”、“央行预期效应”的存在, 并发现了不同货币政策工具的影响具有非对称性。[25]熊劼则运用动态面板模型, 论证了当货币政策利率低于某种基准利率时, 其对银行的风险承担则将产生负面的刺激作用。[26]

在检验风险承担渠道的基础上, 国内外学者进一步研究了宏观经济政策变量和商业银行内部变量两个方面因素在风险传导渠道发挥的特异性作用。在宏观经济政策变量方面, 相关研究成果主要从经济增长率、银行市场结构、金融监管政策等方面入手, 探究其在风险传导渠道中发挥的作用。Marquez and Hauswald 认为, 商业银行市场结构越趋于完全竞争市场, 银行利润越趋于零, 当信息投入的收益下降到一定程度后, 银行信息源将集中于某些特定领域的投入, 强化了市场中企业的逆向选择, 银行风险承担加大。[27]López et al.以哥伦比亚银行业为样本, 研究表明, 较高的 GDP 增速使银行风险容忍度提高, 导致了风险较大的劣质贷款的产生, 但对已有贷款的风险能产生积极影响, 能够降低违约概率。[28]杨熠和林仁文指出银行为满足不断提高的资本充足率监管要求, 会从事高风险业务以增加当期收益, 加剧了银行风险。[29]方意认为紧缩货币政策冲击导致银行被动风险承担的增加, 而房价上涨冲击导致了银行主动风险承担的增加。[30]李明辉等人的研究结论表明, 提高银行流动性监管中净稳定资金比率将加大商业银行的负债融资成本, 能够起到抑制商业银行风险承担的作用。[31]冯文芳等人研究表明, 兼顾了杠杆率约束的资本监管指标可以促进我国银行资本水平的不断提高和风险水平的逐步下降。[32]在商业银行经营内部变量方面, 相关研究成果主要从治理结构、资产规模等方面入手, 分析商业银行经营的内部特征在风险承担过程中发挥的作用。Haldane 认为规模较大的银行有“大而不倒”的特权,

规模越大的商业银行越倾向于承担更大的风险。[33]Buch et al.以美国银行业数据为样本，发现美国小型银行存在风险承担渠道，但大型银行对风险承担的意愿并不受货币政策的影响。[34]Brissimis and Delis 主要从商业银行风险承担渠道的异质性特征角度进行了研究，结果显示，商业银行风险承担渠道不仅因其资本充足率和流动性而发生变化，还与其表外业务的参与程度有关。[35]方意等人利用我国商业银行的面板数据，研究显示资本充足率指标的作用十分重要，能够影响风险转移效应，且呈现出非线性关系的特征。[36]徐明东和陈学彬的分析论证了商业银行的资本金越充足、规模越大，风险承担对货币政策的反应越不敏感，而且在不同政策方向下，风险承担的变化表现出非对称性。[37]张雪兰和何德旭发现银行风险承担不但受货币政策的显著影响，还受到自身资产结构以及资产负债表特征的影响。[38]刘晓欣、王飞的研究表明商业银行规模越大、银行结构集中越有利于降低银行风险。[39]谭政勋、李丽芳测算了我国商业银行的效率，认为我国银行风险承担对效率的影响并非单调，而是存在倒 U 型关系，因此，存在着最优的风险承担。[40]

从现有文献来看，对于货币政策的银行风险承担渠道的研究已经取得了一定成果，对风险承担的影响渠道与机制进行了实证检验，并细化分析了宏观经济环境、监管政策环境及银行自身特质等方面因素对风险承担渠道的影响。但现有文献大多将关注点集中于某一个传导效应的验证，将在实践中相互联系的决策过程分隔开来研究，而且研究方法集中于面板数据模型等计量模型，对商业银行风险承担的传导机制也更多地从数据关系层面进行分析，缺少传导机制本身的理论联系。此外，现有研究结果大多集中于风险传导机制的验证，很少从实证角度提出对风险传导效应的货币政策对策。基于此，本文尝试构建 DSGE 模型模拟风险传导的理论机制，从一个新的角度验证了商业银行风险承担渠道的存在性，并由此构建新的货币政策规则，以应对银行的风险承担行为。本文的研究方法参考了 Angela Abbate and Domink Thaler, Dell' Ariccia et al., Smets and Wouters 的学术成果。[41] [42] [43]

三、理论模型分析

按照传统理论讲，货币政策作为一种总量政策，通过对市场资金成本的调节，进而影响投资、储蓄、产出等实际变量，从而实现物价稳定、产出稳定的目标。而以银行为代表的金融行业的稳定并不必然能够通过货币政策得以保证。本部分将从理论模型推导的角度

论证仅仅依靠货币政策不能够同时实现物价稳定、产出稳定与银行风险承担的稳定。

(一) 银行风险承担指标的确定

货币政策也主要通过银行等金融机构影响利率价格,因此,银行经营存在着外部性:在利率低的环境下,即扩张型货币政策条件下,银行会出现过度的风险承担行为,出现过度投资。单一个体银行遵循这样的操作模式,并不会引发宏观金融失衡,但是如果市场中大多数银行都按照这样的方式进行操作,整个金融系统将受到影响,金融失衡不断累积加剧,存在着爆发金融危机的可能。

假设充分竞争的市场中存在着众多银行,在无限的期限内,即 $t = 0, 1, \dots, \infty$,进行经营。每一期 t 又可以进步细分为 t_0, t_1, t_2 。每一家银行 i 的资本为 k^i ,其价值在均匀分布于 $[0, K]$ 。银行吸收存款用于投资在每一期,银行在 t_0 时刻将 I^i 资金贷出,在 t_2 时刻收回 θI^i 的资金。在金融稳定的条件下, $\theta > 1$;在金融危机条件下, $\theta = 0$ 。银行在吸收存款 I^i ,其中吸收了 mI^i 的短期存款和 $(1-m)I^i$ 的长期存款,需要支付的名义利率分别为 r_1 和 $r_1 + \delta$,则银行承担的成本为 $I^i(r_1 + \delta - m\delta)$,则银行的净利润可以表示为 $I^i(\theta - r_1 - \delta + m\delta)$ 。

在 t_1 时刻,银行可以获得金融市场的公开信号,其中有 $(1-s)$ 的概率金融市场维持稳定,可以获得 θI^i 的回报;有 s 的概率金融危机,不能获得任何回报,即零回报。这一信息对于存款人也是公开的,因此,在金融稳定条件下,到期存款者可以延长存款的期限,但是在金融危机状态下,到期存款者将会不会延长存款期限,要求取出存款。基于这一假设,可以认定:如果在 t_1 时刻,银行的资本金 k^i 不足以偿付短期存款 mI^i ,那么就意味着银行破产。由于 k^i 服从 $[0, K]$ 的均匀分布,则银行破产的风险可以表示为 $\frac{mI^i}{K}$ 。为了方便分析,假设金融系统性风险随着社会总投资,即 $I = \sum_i I^i$,呈线性正相关关系。另一方面,银行经营具有外部性,假设银行破产给金融体系增加的成本也是线性的,可以表示为 $C^i = \gamma \sum_i I^i$,其中 $\gamma > 0$ 。一旦银行破产,其总资产将以较低的价格 p 出售,因此,金融危机情况下,银行承担的成本可以表示为 $p \frac{mI^i}{K} \gamma \sum_i I^i$ 。假设所有银行并不会内生其破产造成的成本,而是选择在市场出售其资产,造成外部性的影响。

因此,在每一期开始的 t_0 时刻,银行的目标是实现自身利益的最大化,即:

$$\max_{I^i} \Pi^i = I^i(\theta - r_1 - \delta + m\delta) - p \frac{mI^i}{K} \gamma \sum_i I^i \quad (22)$$

由此可以得到,其一阶拉格朗日最优解为:

$$I^c = (\theta - r_1 - \delta + m\delta) \frac{K}{pm\gamma} \quad (23)$$

其中, I^c 表示银行 i 在市场竞争环境下, 追求自身利益最大化的最优投资额。

而从市场的角度看, 目标是实现整个银行业的利益最大化, 表示为:

$$\max_i \sum_i \Pi^i = \sum_i I^i (\theta - r_1 - \delta + m\delta) - p \frac{mI^i}{K} \gamma \sum_i I^i \quad (24)$$

由此可以得到, 以银行业利益最大化为目标情况下, 银行 i 的最优投资额:

$$I^p = (\theta - r_1 - \delta + m\delta) \frac{K}{2pm\gamma} \quad (25)$$

由此, 可以看出, 银行业利益最大化的最优投资量低于银行自身利益最大化的最优投资量, 银行为了追求自身利润的最大化, 将按照超出银行业最优水平的投资量进行投资决策。因此, 银行的风险承担可以用银行的投资额来表示, 因为过量的投资, 即过高的杠杆率, 可能导致银行破产, 进而引发系统性风险。对于同质的、充分竞争的商业银行而言, 每一家银行破产的概率可以表示为 $\frac{mI^i}{K}$, 因此将银行风险承担指标可以定义为:

$$f(I) = \frac{mI^c}{K} \quad (26)$$

由以上分析, 我们可以看到, 在充分竞争的银行市场中, 银行风险承担可以看成是均衡条件下的银行业总债务 $L = \sum_i L^i$ 或银行业总投资 $I = \sum_i I^i$ 的增函数, 而且, 由于存在着外部性, 银行从自身收益最大化出发所承担的风险 $\frac{mI^c}{K}$ 会高于银行从银行业收益最大化出发所产生的金融失衡程度 $\frac{mI^p}{K}$ 。

(二) 理论模型推导

从理论上讲, 商业银行通过吸收存款和发放贷款创造了社会信贷 I , 市场主体即企业运用信贷创造出实际产出 y 。而中央银行可以通过影响市场利率 r 影响银行的信贷水平, 进而影响了社会实际产出。反过来讲, 一旦实际产出水平得到确定, 也会影响中央银行对市场利率的决策。因此, 首先假设银行和企业一致形成关于银行风险承担水平的预期 $\hat{f}$ 和通货膨胀水平的预期 $\hat{\pi}$ 。然后由中央银行通过货币政策决策, 决定了银行风险承担水平 f 和通货膨胀率水平 π 。由此形成的损失可以表示为 $-(f - \hat{f})^2 - (\pi - \hat{\pi})^2$ 。银行、企业都期望尽量准确地预测出金融失衡水平和通货膨胀率水平, 以降低由此产生的损失。中央银行则期望金融失衡水平和通货膨胀率水平接近目标水平 f^* 和 π^* , 同时社会投资 I 和社会实际产出 y 也接近潜在水平 I^* 和 y^* 。

假设实际利率水平 $\hat{r}$ 固定, 则可以认为 $\pi = r_1 - \hat{r}$ 表示, 这一假设表示运用短期名义利

率水平代替了通货膨胀率。因此，中央银行的损失函数可以表示为：

$$\min_{r_1} L = (y - y^*)^2 + a(r_1 - \hat{r} - \pi^*)^2 + b[f(I) - f^*]^2 \quad (27)$$

其中 a, b 均为正数，表示银行风险承担指标和通货膨胀率水平偏离目标值造成损失的吸收。此方程以 r_1 为变量，约束条件则有菲利普斯曲线，即：

$$y = \alpha y^* + \beta(r_1 - \hat{r} - \pi^* + \varepsilon_y) \quad (28)$$

其中， α, β 均大于零， ε_y 为产出冲击，正态分布，即 $\varepsilon_y \sim [0, \sigma_y^2]$ 。另一方面，通过前述推导，我们可以得出金融投资与短期利率之间的关系，即为：

$$I = (\theta - r_1 - \delta + m\delta + \varepsilon_f) \frac{K}{pm\gamma} \quad (29)$$

在本模型中，我们加入了随机的金融冲击 ε_f ，金融冲击的期望为零，即 $E[\varepsilon_f] = 0$ 。根据上一部分的定义，银行风险承担指标可以表示为：

$$f(I) = \gamma \bar{I} = (\theta - r_1 - \delta + m\delta + \varepsilon_f) \frac{K}{pm} \quad (30)$$

而银行业利益最大化下的最优银行风险承担指标可以表示为：

$$f^* = \gamma I^* = (\theta - r_1 - \delta + m\delta + \varepsilon_f) \frac{K}{2pm} \quad (31)$$

因此，中央银行的损失函数可以改写为：

$$\min_{r_1} L = [\alpha y^* + \beta(r_1 - \hat{r} - \pi^* + \varepsilon_y) - y^*]^2 + a(r_1 - \hat{r} - \pi^*)^2 + b[(\theta - r_1 - \delta + m\delta + \varepsilon_f) \frac{K}{2pm}]^2 \quad (32)$$

由此以上方程，我们可以得到，中央银行最优的利率和产出的表达式：

$$r^c = \frac{1}{B} [(1 - \alpha)\beta y^* + a\hat{r} + (\theta - \delta + m\delta)C] - \frac{1}{A} (\beta^2 \varepsilon_y - C\varepsilon_f) \quad (33)$$

$$y = \alpha y^* + \frac{B}{A} \beta \varepsilon_y + \frac{C}{A} \beta \varepsilon_f \quad (34)$$

其中，指标 A, B, C 代表了复杂形式的参数，具体表达式为：

$$A = a + \beta^2 + b \left(\frac{K}{2pm} \right)^2, B = a + b \left(\frac{K}{2pm} \right)^2, C = b \left(\frac{K}{2pm} \right)^2$$

(三) 理论模型结论分析

从上述模型推导出的最优利率与产出的表达式可以看出，一个正向的实际产出冲击 ε_y 提高了社会生产函数，导致边际生产率的增长，并且由于边际生产率决定了资本边际收益率，导致银行提高了信贷供给，也就是说实际产出冲击对金融稳定也能够产生影响，也在一定程度上解释了信贷的顺周期性。另一方面，一个负向的金融冲击 ε_f 将导致银行提供的

信贷降低，使企业投资减少，进而导致实际产出的降低，这也在一定程度上解释了金融危机对实体经济的溢出影响，而且如果实际产出冲击与金融冲击的相关性越大，这种溢出效应就越严重。

由此，我们还可以得出从银行自身利益出发的预期福利损失 $E[L^n]$ 可以表示为：

$$E[L^n] = (\alpha - 1)^2 y^{*2} + a \left[\frac{(1-\alpha)\beta y^* + (\theta - \delta + m\delta - \hat{r})C}{B} \right]^2 + C \left[\frac{(1-\alpha)\beta y^* + a\hat{r} - (\theta - \delta + m\delta)a}{B} \right]^2 + \frac{B^2 + \beta^2(a+C)}{A^2} \beta^2 \sigma_y^2 + \frac{(a+\beta^2)^2(C^2+C)}{A^2} \sigma_f^2 + 2C\beta^2 \frac{B+\beta^2}{A^2} \rho_{y,f} \quad (35)$$

其中， σ_y^2 表示实际产出冲击的方差， σ_f^2 表示金融冲击的方差， $\rho_{y,f}$ 表示实际产出冲击与金融冲击之间的相关系数。

另一方面，从银行业收益出发的预期福利损失 $E[L^c]$ 可以表示为：

$$E[L^c] = E \left[[(\alpha - 1)y^* + \beta \varepsilon_y]^2 + \left(\frac{K}{2pm} \varepsilon_f \right)^2 \right] = (\alpha - 1)^2 y^{*2} + \beta^2 \sigma_y^2 + \frac{C}{b} \sigma_f^2 \quad (36)$$

实际产出冲击和金融冲击都能够对中央银行的损失函数产生影响，而且，尤其值得注意的是，实际产出冲击和金融冲击两者之间的相关性也直接影响着中央银行货币政策的效果。也就是说，中央银行的货币政策为了实现政策目标，不仅要考虑实际产出冲击和金融冲击的影响，还必须考虑两个冲击之间的相关影响。由此，我们可以得出一个结论：在上述模型中，中央银行货币政策的预期损失将随着金融冲击和实际产出冲击的相关性呈现单调递增的趋势。此外，从上述结果中，我们也可以看到，货币政策在实现产出稳定与金融稳定两大目标上的无能为力。

四、实证模型建立

本部分借鉴了 Angela Abbate and Dominik Thaler 的研究[41]，并对其模型进行了部分调整，构建了包含了货币政策影响银行风险承担行为的动态一般均衡模型，模型包含了家庭部门，中间商品和最终商品生产企业，资本生产企业，中央银行，银行部门。

（一）家庭部门

代表性的家庭进行消费（ c_t ），提供劳动力（ L_t ），并进行储蓄和投资，以实现其效用最大化的目标， t 时期消费者的效用函数表示为：

$$u(c_t, L_t) = \frac{(c_t - \gamma c_{t-1})^{1-\sigma_c}}{1-\sigma_c} \exp(\phi L_t^{1+\sigma_L} \frac{\sigma_L-1}{1+\sigma_L}) \quad (37)$$

其中， γ 表示消费者的消费习惯； σ_c 表示风险偏好系数； σ_L 表示提供劳动力所产生的

负效用系数。家庭部门的目标是将各期居民部门效用贴现后的总效用最大化，即：

$$\max_{d_t, e_t, s_t, c_t, L_t} E[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \varepsilon_t^B u(c_t, L_t)] \quad (38)$$

假设 t 时期，存在着一个偏好冲击 ε_t^B ，并利用一阶自回归形式进行迭代，对 t 期的效用产生影响。

居民部门的储蓄主要用于三种途径：国债（ s_t ）、存款基金（ d_t ）和银行股权基金（ e_t ）。其中，国债的收益率是名义无风险收益率（ R_t ），存款基金和银行股权基金均进入银行部门，分别获得名义收益率为 $R_{d,t}$ 和 $R_{e,t}$ 。本模型假设居民部门不能进行融资消费，因此，在 t 期，居民部门将受预算约束，以实际变量可表示为：

$$c_t + d_t + e_t + s_t + T_t \leq L_t w_t + d_{t-1} \frac{R_{d,t}}{\pi_t} + e_{t-1} \frac{R_{e,t}}{\pi_t} + s_{t-1} \frac{R_{t-1}}{\pi_t} + W_t \quad (39)$$

由于效用函数是消费 c_t 的增函数，因此，效用最大化的解一定是在预算约束取等号时取到，因此，预算约束也可以写为：

$$c_t + d_t + e_t + s_t + T_t = L_t w_t + d_{t-1} \frac{R_{d,t}}{\pi_t} + e_{t-1} \frac{R_{e,t}}{\pi_t} + s_{t-1} \frac{R_{t-1}}{\pi_t} + W_t \quad (40)$$

其中， T_t 表示 t 期政府收取的总税收； π_t 表示 t 期的通货膨胀率； w_t 表示 t 期劳动力获得的实际工资； W_t 表示居民部门拥有企业所产生的的收益。

根据消费与储蓄的一阶条件，可以得到两个无套利条件：

$$E_t \left[\varepsilon_{t+1}^B u_c(c_{t+1}, L_{t+1}) \frac{R_{d,t+1}}{\pi_{t+1}} \right] = E_t \left[\varepsilon_{t+1}^B u_c(c_{t+1}, L_{t+1}) \frac{R_t}{\pi_{t+1}} \right] \quad (41)$$

$$E_t \left[\varepsilon_{t+1}^B u_c(c_{t+1}, L_{t+1}) \frac{R_{e,t+1}}{\pi_{t+1}} \right] = E_t \left[\varepsilon_{t+1}^B u_c(c_{t+1}, L_{t+1}) \frac{R_t}{\pi_{t+1}} \right] \quad (42)$$

其中 $u_c(c_{t+1}, L_{t+1})$ 是消费的边际效用，消费的一阶条件可以得到欧拉方程：

$$u_c(c_t, L_t) = \beta E_t [\varepsilon_{t+1}^B u_c(c_{t+1}, L_{t+1}) R_t] \quad (43)$$

（二）最终产品和中间产品生产商

对于最终产品和中间产品的设定，本部分对原模型进行了一定的调整。假设中间产品商之间是垄断竞争的关系，但生产同质的中间产品。生产商 j 的生产函数为：

$$y_{t,j} = L_{t,j}^{1-v_t} K_{t,j}^{v_t} \exp(\varepsilon_t^I) \quad (44)$$

其中， $L_{t,j}$ 为 j 厂商 t 时期雇佣的劳动力， $K_{t,j}$ 为 j 厂商 t 时期租用的资本量， ε_t^I 为外生生产率冲击。中间生产商可以利用其垄断权利定价。根据 Calvo 的交错定价模型[44]，中间产品生产商在每一期调整价格的概率为 λ^P ，否则中间产品生产商就根据通货膨胀率调整名义价格，即 $P_t = \gamma^P \pi_{t-1} + (1 - \gamma^P) \bar{\pi}$ ，其中， π_{t-1} 为 $t-1$ 期的通货膨胀率， $\bar{\pi}$ 为通货膨胀率的稳

态值。

产品生厂商成本最优化问题的均衡条件：

$$\frac{r_t}{w_t} = \left(\frac{v}{1-v} \right) \left[\frac{L_{t,j}}{K_{t,j}} \right] \quad (45)$$

最终产品的生产商是完全竞争的关系，中间产品的产出全部进入了最终产品生产部门，最终产品的生产函数可以表示为：

$$y_{t,f} = \left(\int_0^1 y_{t,j}^{\frac{\zeta-1}{\zeta}} dj \right)^{\frac{\zeta}{\zeta-1}} \quad (46)$$

根据其利润最大化的均衡条件，可以得出其对中间产品的需求函数和价格：

$$D_t(y_j) = \left(\frac{P_{t,j}}{P_{t,f}} \right)^{-\zeta} y_{t,f} \quad (47)$$

$$P_t = \left(\int_0^1 P_{t,j}^{1-\zeta} dj \right)^{\frac{1}{1-\zeta}} \quad (48)$$

最终产品生产出来之后，供居民们进行消费。假设劳动力也是充分竞争的，只能接受市场提供的工资，并根据通货膨胀率进行调整， $W_t = \gamma^w \pi_{t-1} + (1 - \gamma^w) \bar{\pi}$ 。但由于市场信息的不完全，劳动力的工资具有随机弹性的替代冲击 ε_t^w ，即：

$$W_{t,l} = \gamma^w \pi_{t-1} + (1 - \gamma^w) \bar{\pi} + \varepsilon_t^w \quad (49)$$

（三）银行股权基金和存款基金

假设银行运用居民存款和股权投资进行经营，每家银行都面临着两态的特异性的冲击，即银行在每一期开始前都有 $(1 - q_{t-1})$ 的概率破产，一旦银行破产，对居民部门而言，股权投资将全部损失，储蓄存款可以从存款保险中获得部分补偿，因此 q_t 可以看做是银行投资承担的风险，即银行的风险决策。银行存款基金（银行股权基金）的作用是通过分散投资，购置每一期所有银行存款（股权）市场组合，充分分散银行特异性的违约风险。

银行存款基金没有摩擦，资金全部存入银行，并且完全代表着存款者的利益。银行存款基金从居民部门募集资金，并将其存入银行，形成 d_t 单位的存款。下一期，银行存款基金可以获得从每家未破产银行的名义收益率 $r_{d,t}$ 。通常来说，存款保险制度只能对每个账户赔付一定的金额，并不能保证全额赔付。因此，对于破产银行，银行存款可以获得存款保险赔付的部分补偿，假设存款保险制度对总量 l_t 的债务只能赔付 ψ 部分的金额，其中总债务 l_t 由存款 d_t 和股东权益 e_t 组成的。假设存款保险上限 ψ 根据通货膨胀率进行调整，避免货币政策干扰存款保险制度的有效性。

假设银行负债超过了存款保险的上限，即 $r_{d,t} d_t > \psi(d_t + e_t) \pi_{t+1}$ 。而银行的股权比率

可以表示为 $k_t = \frac{e_t}{e_t + d_t}$; t 时期从违约银行, 每单位存款可以获得 $\frac{\psi}{1-k_t}$ 实际补偿。因此, 总的来讲, $t+1$ 时期, 每单位存款可以获得的名义收入可以表示为:

$$R_{d,t+1} \equiv q_t r_{d,t} + (1 - q_t) \frac{\psi}{1-k_t} \pi_{t+1} \quad (50)$$

不同于无摩擦的银行存款基金, 银行股权基金存在着代理问题, 基金经理人在每一 t 时期都有两种决策选项, 第一种决策是银行经理人勤勉守职, 可以运用 t 时期募集来的资本 e_t , 投资于银行股权, 其中 q_t 比例的银行在下期会支付 $r_{e,t+1}$ 的收益, 而违约的银行不会产生任何收益; 第二种决策是基金经理人违背投资者利益, 携款逃匿, 并在下一期消费其中 ξ 比例的资金, 依照此决策, 他可以获得 $u_c(c_{t+1}, L_{t+1}) \xi e_t$ 的额外效用。为了防范基金携款潜逃, 银行股权基金投资人承诺将在 $t+1$ 期支付给没有携款潜逃的经理人奖金 p_t , 由此经理人可以获得的额外效用为 $u_c(c_{t+1}, L_{t+1}) p_t$ 。为支付以最少的奖金并保证基金经理不携款潜逃, 则需要满足条件: $\xi e_t = p_t$ 。由于银行股权基金的全部收益最终全额归居民部门所有, 一旦排除了经理人携款潜逃的可能, 银行股权基金经理便完全代表了投资者的利益。可以明确, 银行股权基金投资者可以获得的名义收益率为 $q_t r_{e,t+1}$, 算上支付给基金经理的奖金, 银行股权基金投资者可以获得名义总收益率为:

$$R_{e,t+1} = q_t r_{e,t+1} - \xi \pi_{t+1} \quad (51)$$

这一收益是考虑了所有影响银行收益的风险后的收益。

(四) 资本生产商

假设资本生产商 m 在进行资本生产过程是存在着风险。在时期 t , 他们将 i_t 单位的最终产品投资于规模为 o_t^m 的资本项目。此项目在 $t+1$ 期获得成功的概率为 q_t^m , 该项目生产出 $K_{t+1}^m = (w_1 - \frac{w_2}{2} q_t^m) o_t^m$ 单位的资本, 其中 w_1 为调整参数, w_2 风险收益转换系数。否则, 项目失败, 该项目只剩下 $\theta_t o_t^m$ 单位的清算资本, 其中 $\theta_t < w_1 - \frac{w_2}{2} q_t^m$ 。每一家资本生产商都可以选择不同 $q_t^m (0 \leq q_t^m \leq 1)$ 的技术实现其风险收益的组合。在给定 q_t^m 的条件下, 可以得到资本生产商的产出为:

$$K_{t+1}^m = \begin{cases} (w_1 - \frac{w_2}{2} q_t^m) o_t^m & \text{项目以 } q_t^m \text{ 的概率成功} \\ \theta_t o_t^m & \text{项目以 } (1 - q_t^m) \text{ 的概率失败} \end{cases}$$

由此公式可以看出, 项目成功的概率 q_t^m 越高, 项目成功时的资本生产越少。银行投资这些资本项目, 并且要求资本生产商运用特定的技术, 但资本生产商运用何种技术并不能

被第三方获知，因此，此过程中居民部门是信息不对称的，即这个过程中存在信息不对称。

假设资本生产商是同质的，则在 $t + 1$ 时期，可以得到资本生产商的预期总资本为：

$$K_{t+1} = q_t \left(w_1 - \frac{w_2}{2} q_t \right) o_t + (1 - q_t) \theta_t o_t^m \quad (52)$$

进一步假设，每期末资本以 δ 的折旧率进行折旧，折旧后的剩余资本可以用于其他类型的项目，不受本期项目类型的限制。因此， $t + 1$ 期，资本项目的资本总供给可以分为两部分：一部分是上期折旧后的总剩余资本 $o_t^{old} = (1 - \delta)K_t$ ，这些剩余资本以 Q_t 的价格从银行购置；另一部分是资本项目新生产的资本 o_t^{new} （由 i_t 单位最终产品生产的），考虑到投资调整成本，假设投资调整成本为 $S\left(\frac{i_t}{i_{t-1}}\right) = \kappa\left(\frac{i_t}{i_{t-1}} - 1\right)^2$ ，其中 κ 投资调整成本系数。由此， i_t 单位的最终产品可以产出的资本为 $o_t^{new} = \left(1 - S\left(\frac{i_t}{i_{t-1}}\right)\right)i_t$ 。两部分资本加总，便得到了资本总量。

对于资本生产商而言，他们的目标是实现各期贴现效用和的最大化，可以表示为：

$$\max_{i_t, o_t^{old}} E \sum_0^\infty \beta^t u_c(c_t) \varepsilon_t^B \left[Q_t \left(1 - S\left(\frac{i_t}{i_{t-1}}\right) \right) i_t + Q_{t+1} o_t^{old} - R_z i_t - Q_t o_t^{old} \right] \quad (53)$$

其中， $R_z = R_{e,t+1}k_t + (1 - k_t)R_{d,t+1}$ 表示资金投入到资本生产的融资成本。尽管旧资本可以被重新利用，根据托宾方程，项目的价格 Q_t 可以由如下方程决定：

$$Q_t \left[1 - S\left(\frac{i_t}{i_{t-1}}\right) - S'\left(\frac{i_t}{i_{t-1}}\right) \frac{i_t}{i_{t-1}} \right] - 1 = \beta \frac{u_c(c_{t+1}) \varepsilon_{t+1}^B}{u_c(c_t) \varepsilon_t^B} \left[Q_{t+1} S'\left(\frac{i_t}{i_{t-1}}\right) \left(\frac{i_t}{i_{t-1}}\right)^2 \right] \quad (54)$$

（五）银行部门

银行通过存款基金和股权基金募集资金，并投资于有风险的项目。由前所述，存款者并不能了解银行的风险决策，而且由于有限债务的保护，银行投资的下跌风险有限。因此，产生了代理问题：银行的资本越少，银行承担风险的动机越强。由于存款保险制度和支付给银行股权基金经理的奖金使存款成本和股权投资成本出现了差异，银行最优的资本结构需要提高银行股权基金投资成本来规避代理问题。

假设银行业充分竞争，可以由代表性银行所代表，由股东，即银行股权基金的投资者拥有，以最大化各期贴现利润和为唯一目标。每一期，银行通过吸收存款和出售股份的方式从居民部门募集资金，随后以 Q_t 的价格投资于规模为 o_t 的资本项目中，在投资中，银行有权选择成功概率为 q_t 的技术，即银行选择承担 $(1 - q_t)$ 的失败风险，也可以看作银行的风险决策，并要求资本生产商运用。假设每家银行只能投资于一个项目，承担投资风险，一旦投资失败，股东将没有任何回报，而存款者只能获得清算价值和存款保险的赔付。

假设银行决策行为视为一个递归二阶段问题，在第二阶段，给定资本结构和存款成本的条件下，银行要决定选择最优的技术 q_t ，实现自身利润的最大化；在第一阶段，银行预期第二阶段问题的最优解，要确定最优的资本结构。虽然银行和银行股权基金投资者都会预期第二阶段的最优选择，但是由于存在着信息不对称性，只有银行能够拥有完全信息。基于以上假设，本文首先构建银行的目标函数， t 时期每（通过存款基金和股权基金）募集一单位资本，银行可以购买 $\frac{1}{P_t}$ 单位的消费品，其中 P_t 表示 t 时期的物价水平，银行以 Q_t 的价格购买资本，将这些投资到资本项目中，价值为 $\frac{1}{P_t Q_t}$ ，并选择成功概率为 q_t 的技术，如果项目成功，可以生产资本为 $\frac{(w_1 - \frac{w_2}{2} q_t)}{P_t Q_t}$ 。在 $t+1$ 期，银行可以将这些资本租给最终产品生产者和中间产品生产者，由公司支付租金为 $r_{k,t+1} K_{t+1}$ ，而且银行可以收回折旧后的资本 $(1 - \delta) Q_{t+1} K_{t+1}$ ，并将折旧资本在投入到其他项目中。因此，如果投资成功， $t+1$ 期，银行的名义总收益率为：

$$\Delta_{t+1} = (w_1 - \frac{w_2}{2} q_t) \frac{r_{k,t+1} + (1-\delta) Q_{t+1} \frac{P_{t+1}}{P_t}}{Q_t} \quad (55)$$

同时，银行也必须支付存款成本（ $r_{d,t}$ ）和资本成本（ $r_{e,t+1}$ ），考虑到股权比率 k_t ，在投资成功的条件下， $t+1$ 期每单位资金银行需要支付的总成本为：

$$\Gamma_{t+1} = r_{e,t+1} k_t + r_{d,t} (1 - k_t) \quad (56)$$

由于投资失败时，银行股东将得不到任何回报，因此，银行的目标函数可以表示为：

$$\max_{q_t, k_t} \beta E \left[\frac{u_c(c_{t+1}, L_{t+1}) \varepsilon_{t+1}^B}{\pi_{t+1}} q_t (\Delta_{t+1} - \Gamma_{t+1}) \right] \quad (57)$$

由于银行投资失败时，银行得不到任何补偿，因此存款保险赔付上限 ψ 和清算价值比率 θ 并不会影响银行的目标函数，为简便计算，假设 $\psi = \theta = 0$ 。银行的目标函数还可以用实际变量，用边际效用的形式表示为：

$$w_1 q_t \tilde{r}_{l,t} - \frac{w_2}{2} q_t^2 \tilde{r}_{l,t} - q_t \tilde{r}_{d,t} (1 - k_t) - q_t \tilde{r}_{e,t} k_t \quad (58)$$

$$\text{其中, } \tilde{r}_{l,t} = E \left[u_c(c_{t+1}, L_{t+1}) \varepsilon_{t+1}^B \left(\frac{r_{k,t+1} + (1-\delta) Q_{t+1}}{Q_t} \right) \right],$$

$$\tilde{r}_{d,t} = E[u_c(c_{t+1}, L_{t+1}) \varepsilon_{t+1}^B \frac{r_{d,t}}{\pi_{t+1}}], \quad \tilde{r}_{e,t} = E[u_c(c_{t+1}, L_{t+1}) \varepsilon_{t+1}^B \frac{r_{e,t+1}}{\pi_{t+1}}].$$

$$\text{利用定义银行收益的公式, 改写居民部门的均衡条件, 可以写为 } \tilde{r}_{d,t} = \frac{\tilde{R}_t}{q_t} \text{ 和 } \tilde{r}_{e,t} = \frac{\tilde{R}_t + \tilde{\xi}_t}{q_t},$$

$$\text{其中 } \tilde{R}_t = E[u_c(c_{t+1}, L_{t+1}) \varepsilon_{t+1}^B \frac{R_t}{\pi_{t+1}}], \quad \tilde{\xi}_t = E[u_c(c_{t+1}, L_{t+1}) \varepsilon_{t+1}^B \xi].$$

1. 银行的递归二阶问题。根据以上分析，来解决银行的递归二阶问题。第二阶段，银行已经募集了 $(e_t + d_t)$ 的资金，需要选择最优的风险决策 q_t ，以实现股东效用的最大化。由于存款者无法获得银行选择技术的信息，因此，在存款利率固定不变、资本结构确定的条件下，利润的最大化等价于股东利润的最大化，因此，银行的目标函数可以写为：

$$\max_{q_t} \left[w_1 q_t \tilde{r}_{l,t} - \frac{w_2}{2} q_t^2 \tilde{r}_{l,t} - q_t \tilde{r}_{d,t} (1 - k_t) \right] \quad (59)$$

根据上述方程，可以得到 q_t 的一阶条件为：

$$q_t = \frac{w_1 \tilde{r}_{l,t} - \tilde{r}_{d,t} (1 - k_t)}{w_2 \tilde{r}_{l,t}} \quad (60)$$

而第一阶段，存款者预期到银行第二阶段的决策，因此，存款者的无套利条件在均衡条件 $\tilde{r}_{d,t} = \frac{\tilde{R}_t}{q_t}$ 中必须满足。结合之前的一阶条件公式(13)，可以得到最优决策 $q_t(k_t)$ ，可以表示为：

$$\hat{q}_t \equiv q_t(k_t) = \frac{1}{2w_2 \tilde{r}_{l,t}} \left[w_1 \tilde{r}_{l,t} + \sqrt{(w_1 \tilde{r}_{l,t})^2 - 4w_2 \tilde{r}_{l,t} \tilde{R}_t (1 - k_t)} \right] \quad (61)$$

基于以上条件，预期在第二阶段会选择 $q_t(k_t)$ ，银行选择资本结构 k_t 最大化其利润：

$$\max_{k_t} \left[w_1 \hat{q}_t \tilde{r}_{l,t} - \frac{w_2}{2} \hat{q}_t^2 \tilde{r}_{l,t} - q_t \tilde{r}_{d,t} (1 - k_t) - q_t \tilde{r}_{e,t} k_t \right] \quad (62)$$

受存款者无套利均衡条件 $\tilde{r}_{d,t} = \frac{\tilde{R}_t}{q_t}$ 和股东无套利均衡条件 $\tilde{r}_{e,t} = \frac{\tilde{R}_t + \tilde{\xi}_t}{q_t}$ 的约束，可以得到 k_t 的一阶条件为：

$$w_1 \tilde{r}_{l,t} \frac{\partial \hat{q}_t}{\partial k_t} - \tilde{\xi}_t - \frac{w_2}{2} \tilde{r}_{l,t} \frac{\partial \hat{q}_t^2}{\partial k_t} = 0 \quad (63)$$

得到 k_t 表达式为：

$$\hat{k}_t \equiv k_t(\tilde{r}_{l,t}) = 1 - \frac{\tilde{\xi}_t (\tilde{R}_t + \tilde{\xi}_t) (w_1 \tilde{r}_{l,t})^2}{w_2 \tilde{r}_{l,t} \tilde{R}_t (\tilde{R}_t + 2\tilde{\xi}_t)} \quad (64)$$

2. 银行模型的均衡条件——零利润条件。由于各家银行充分竞争，投资收益给定为 $\tilde{r}_{l,t}$ ，因此银行在均衡条件下，不会有任何利润，即：

$$\left(w_1 - \frac{w_2}{2} q_{t-1} \right) \left(\frac{r_{k,t} + (1-\delta)Q_t}{Q_{t-1}} \right) - \frac{r_{d,t-1}}{\pi_t} (1 - \hat{k}_{t-1}) - \frac{r_{e,t}}{\pi_t} \hat{k}_{t-1} = 0 \quad (65)$$

利用股权基金和存款基金的供给，得到：

$$w_1 \hat{q}_t \tilde{r}_{l,t} - \frac{w_2}{2} \hat{q}_t^2 \tilde{r}_{l,t} - q_t \tilde{r}_{d,t} (1 - \hat{k}_t) - \hat{k}_t \tilde{\xi}_t - k_t \tilde{R}_t \quad (66)$$

将公式(19)、最优条件公式(14)和公式(17)结合起来，可以得到股权比率 k_t ，风险决策 q_t 的分析表达式：

$$k_t = \frac{\bar{R}_t}{\bar{R}_t + 2\bar{\xi}_t} \approx \frac{R_t^r}{R_t^r + 2\bar{\xi}_t} \quad (67)$$

$$q_t = \frac{w_1(\bar{R}_t + \bar{\xi}_t)}{w_2(\bar{R}_t + 2\bar{\xi}_t)} \approx \frac{w_1(R_t^r + \xi)}{w_2(R_t^r + 2\xi)} \quad (68)$$

有上述表达式可以看出, 真实无风险利率 $R_t^r = \frac{R_t}{E[\pi_{t+1}]}$ 下降, 银行承担的风险 $(1 - q_t)$ 越大, 资本比率 k_t 越小。这是因为一方面, 无风险利率的下降导致资本项目回报率的下降, 稳健投资的回报率降低, 导致银行不得不从事风险更大的业务。另一方面, 无风险利率的下降也降低了存款融资成本, 使银行在支付利息的压力下降, 使银行在资本结构的选择过程中, 倾向于增加存款负债的比率, 这就导致银行经营中出现道德风险, 即风险决策的后果内生性降低, 存在着承担更高风险的动机。

3. 过量风险承担与无摩擦风险承担的比较。有限的债务和银行的风险决策的信息不对称性产生了银行的代理问题, 得到并不是最优均衡, 而是次优均衡。通过比较不完全合约、有限债务的银行模型的结果和无摩擦的银行模型 (支付给基金经理的奖金和存款保险均为 0) 的结果, 代理问题导致的摩擦可以被测算出。在无摩擦模型中, 选择 q_t 实现预期收益的最大化:

$$\max_{q_t} [\tilde{r}_{l,t}(w_1 - \frac{w_2}{2}q_t)q_t] \quad (69)$$

由此得到的最优条件为: $q_t^o = \frac{w_1}{w_2}$ 。与有摩擦的银行模型, 相比较:

$$q_t^f = q_t^o \frac{\bar{R}_t + \bar{\xi}_t}{\bar{R}_t + 2\bar{\xi}_t} \approx q_t^o \frac{R_t^r + \xi}{R_t^r + 2\xi} \quad (70)$$

现实的风险决策与无摩擦的模型相比较, 表现出两大特征, 首先, q_t^f 小于 1, 由于存在代理问题, 获得回报的可能性低, 银行选择承担过量的风险; 其次, 两者区别取决于真实无风险利率 R_t^r , 两者差别对 R_t^r 的一阶近似展开是增函数, 这表示实际利率越小, 区别越大, 即承担越多的风险。

同理, 资本结构的选择也是次优的。在无摩擦的情况下, 银行承诺选择最优水平的风险, 存款者拥有完全的信息, 因此他们会完全选择存款, 而不会选择股权投资, 即 $k_t^o = 0$ 。而在摩擦的情况下, 存款者会选择 $k_t^f = \frac{\bar{R}_t}{\bar{R}_t + 2\bar{\xi}_t}$ 。两者的区别同样表现出两大特征: 首先, 两者比率远大于 1, 说明存在着股权基金的过度使用; 其次, 根据一阶近似, 两者的差异是 R_t^r 的增函数。

而且, 风险和资本结构的选择都有福利含义。 q_t 的边际增加意味着更加有效的风险选

择，在其他条件不变的情况下，会导致福利提升。而 k_t 的边际增加意味着更高的利润，在其他条件不变的情况下，会导致福利下降。由于 q_t 和 k_t 都是实际利率的增函数，

4.带有存款保险和清算价值的完整模型。上文在构建银行的目标函数时假设 $\psi = \theta = 0$ 。本部分对 ψ ， θ 非零的情况进行分析，由于假设资本项目失败时，存款者能够获得的是存款保险的赔付和失败项目剩余的清算价值，这意味着项目失败时，存款者的收益为：

$$\min \left(\frac{r_{d,t}}{\pi_{t+1}}, \max \left(\frac{r_{k,t+1} + (1-\delta)Q_{t+1}}{Q_t(1-k_t)} \theta, \frac{\psi}{1-k_t} \right) \right) \quad (71)$$

为了保证存款保险制度发挥作用，我们假设残值 θ 足够小，满足 $\frac{r_{k,t+1} + (1-\delta)Q_{t+1}}{Q_t(1-k_t)} \theta < \frac{\psi}{1-k_t}$ 条件。结合存款基金的名义收益公式和居民部门的无套利条件，可以得出存款基金供给函数：

$$q_t \tilde{r}_{d,t} + (1 - q_t) \frac{\tilde{\psi}_t}{(1-k_t)} = \tilde{R}_t \quad (72)$$

其中， $\tilde{\psi}_t = E[u_c(c_{t+1}, L_{t+1}) \varepsilon_{t+1}^B] \psi$ 。

假设存款保险的资金主要来源通过对资本收税的方式实现的，则贷款的收益 $\tilde{r}_{l,t}$ 可以写为：

$$\tilde{r}_{l,t} \equiv \frac{r_{k,t} + (1-\delta)Q_{t+1} - \tau_t}{Q_t} \quad (73)$$

其中， $\tau_t \equiv \frac{Q_t \frac{1-q_t}{q_t} (\psi - \theta \frac{r_{k,t+1} + (1-\delta)Q_{t+1}}{Q_t})}{w_1 - \frac{w_2}{2} q_t}$ ，这一税收能够恰好地抵消由存款保险导致的投资

量的变化，因此，存款保险只能影响银行的融资决策，进而影响银行的风险决策。

同理，股权比率和风险决策相关模型也可以得出。股权比率 k_t 或风险决策 q_t 偏离最优状态会导致实际利率的变动。

（六）货币政策与财政政策

中央银行遵循名义利率规则，以调节通货膨胀波动和产出波动为目标：

$$R_t - \bar{R} = (1 - \rho)(\phi_\pi \hat{\pi}_t + \phi_y \hat{y}_t) + \rho(R_{t-1} - \bar{R}) + \varepsilon_t^R \quad (74)$$

其中， ρ 为平滑参数， $\hat{\pi}_t$ 和 $\hat{y}_t$ 分别表示通货膨胀率和产出距稳态值的偏离幅度， $\bar{R} = \frac{\pi_{ss}}{\beta}$ 表示稳态的名义利率， ε_t^R 表示货币政策冲击。

考虑到外生政府支出与全要素生产率提高之间的关系，财政政策部门面临随机的支出冲击 $g_y \bar{Y} \varepsilon_t^G$ ，可以表示为：

$$\ln(\varepsilon_t^G) = \rho_g \ln(\varepsilon_{t-1}^G) + u_t^G + \rho G_A u_t^A \quad (75)$$

（七）市场出清

货币政策冲击服从滞后一阶过程 AR(1)，则货币政策冲击的对数线性表达式为：

$$\hat{\epsilon}_t^R = \rho_R \hat{\epsilon}_{t-1}^R + \epsilon_t^R \quad (76)$$

市场出清条件可以表示为：

$$Y_t = c_t + i_t + \left(1 - S\left(\frac{i_t}{i_{t-1}}\right)\right) i_t \quad (77)$$

五、实证分析

（一）数据来源及模拟

数据的周期是 2000Q1 至 2016Q4，模型中用到的我国宏观经济数据包括一年期存款基准利率，工作时间的对数，通货膨胀率，真实时薪的增长率，人均 GDP 的增长率，实际消费和实际投资等宏观经济变量。其中通货膨胀率，真实时薪的增长率，人均 GDP 的增长率，实际消费和实际投资的数据来源于中国统计局官网，一年期存款基准利率数据来源于中国人民银行网站，由于工作时间数据并没有官方统计，因此通过北京师范大学、中山大学分别发布的中国劳动力调查报告及世界银行的数据库得到。模型中用到的具体参数值估计，在国内外的文献中可以借鉴到。参考现有文献，本文中，资本折旧比率为 0.051，资本在生产中的权重为 0.352，资本调整成本为 53。通货膨胀率的稳态值一般在 2%至 2.5%之间，因此本文取值 2%。贴现率因子估计值为 0.980，即稳态的实际利率水平为 2%。其他参数参考 Angela Abbate and Dominik Thaler 的研究参数[41]、Bankscope 数据库及 Wind 数据库。

（二）模型的模拟分析

根据上文的分析及模拟，表 1 中比较了无银行摩擦的模型和有银行摩擦的模型的非随机稳态值。根据此前分析，在无银行摩擦的模型中，因为不存在代理问题，因此资本结构并未确定，风险达到了最优水平，在给定估计值的情况下，最优值为角点解，即 $\bar{q}^o = 1$ 。在有银行摩擦的模型中，资本比率小于 1，表明银行并没有将其风险决策的后果内生化的，也没有选择符合社会福利最大化的最优风险，而是选择了符合银行利益最大化的风险水平。因此，可以看出，有银行摩擦的情况下，银行存在着过度风险承担行为，即 $\bar{q}^o > \bar{q}^f$ ，这也意味着模型中资本生产技术 q_t 并不是最优的，这也导致了模型中福利、产出、消费在稳态

¹ 参见王小鲁和樊纲^[45]、马栓友^[46]及邓子基和唐文倩^[47]的测算。

² 资本在生产中的权重，国内主要的文献对其校准值在 0.35-0.5 之间，参照资本在生产王小鲁和樊纲^[45]、黄贇琳^[48]、简志宏等人^[49]的测算，由于本文的分中的权重析中，生产企业的生产要素有技术、劳动和资本，故取值 0.35。

³ 参照庄子罐等人采用的投资调整成本。^[50]

情况下的低于无银行摩擦的模型。

表 1 有摩擦模型与无摩擦模型的稳态情况比较

变量	有银行摩擦的模型	无银行摩擦的模型
q	0.889	1.000
k	0.126	0.000
C	0.753	0.836
K	7.268	20.591
I	0.193	0.242
L	1.000	0.915
Y	1.584	2.369
π	1.013	1.013
R	1.025	1.025
福利情况	-1273.502	-967.329

为了进一步明确银行风险承担渠道的存在，图 1 展示了扩张性货币政策冲击下的各个变量脉冲反应情况。为了避免风险决策 q_t 和股权比率 k_t 同时变化及稳态值的不唯一性，此处只比较相同稳态值情况下的两个模型，因此，将无银行摩擦模型中的风险决策 q_t 和股权比率 k_t 视为参数，参数值分别为有银行摩擦模型的稳态值，经此处理的无银行摩擦模型被视为基准模型。

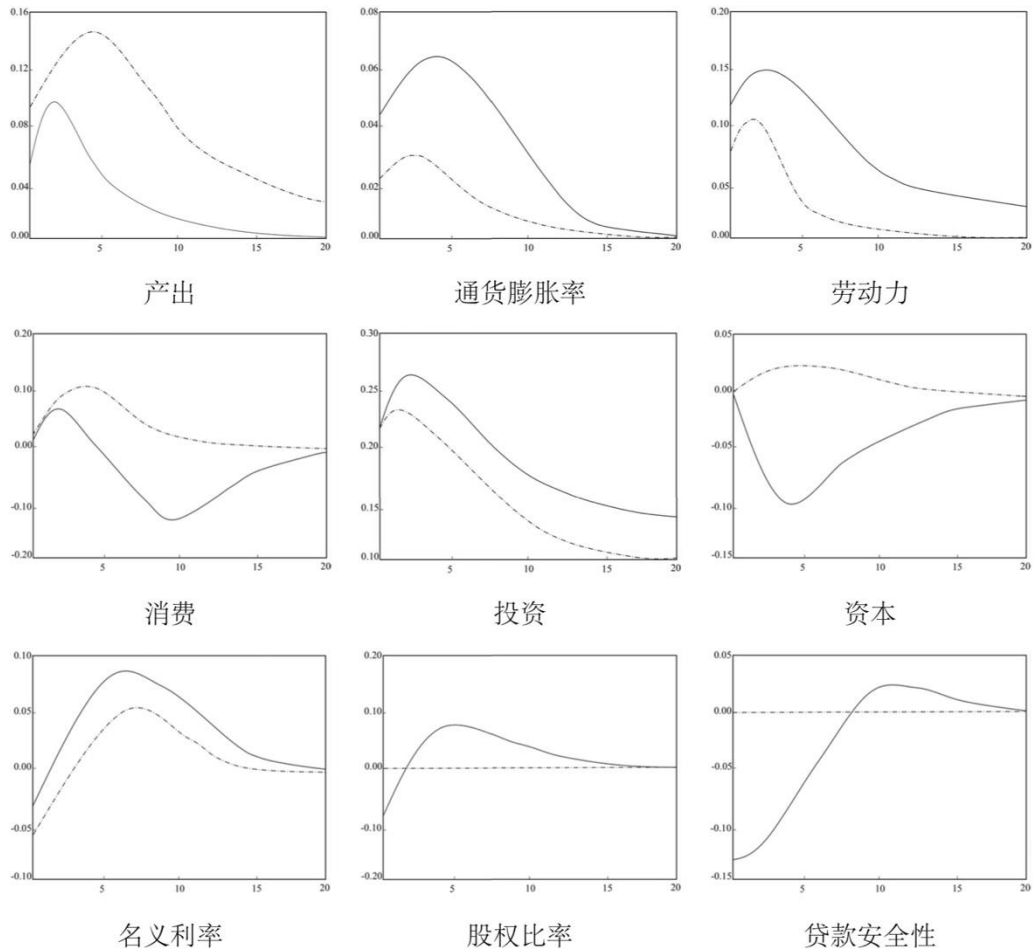


图 1 扩张货币政策冲击对各变量的脉冲响应

说明：其中实线代表有银行摩擦的模型，虚线代表无银行摩擦的模型。

如图 1 所示, 扩张性货币政策的冲击下, 除了产出水平外, 其他变量指标中, 有银行摩擦模型的变量波动情况均大于无银行摩擦模型的变量波动情况。在扩张性货币政策冲击下, 由于存在着价格粘性, 无银行摩擦模型和有银行摩擦模型情况下, 名义无风险利率的未预期下降导致实际利率的下降, 消费随之增加, 消费品的产量和价格也随之提高, 导致通货膨胀率的上升。但不同于无银行摩擦模型, 在有银行摩擦模型中商业银行的风险承担渠道中, 银行可以根据真实利率的变动情况, 选择对自身收益最优的风险决策 q_t 和股权比率 k_t 。基于这样的传导渠道, 实际利率的下降导致银行吸收更多存款, 降低权益资本的比率, 并且选择承担更多的风险, 风险决策偏离最优的选择的程度更大, 银行股权投资的预期收益也下降了。居民部门不得不更多地投资银行股权以确保资本结构同基准模型保持一致。但这也将导致居民部门消费的降低, 同样偏离了最优状态。也就是说, 在有限债务和信息不对称的现实条件下, 商业银行的风险承担表现出了风险转移效应和追逐利益效应两方面效应的特征, 正因如此, 也导致了商业银行福利损失增加, 因此, 扩张的货币政策导致银行风险承担增加, 进而导致福利的降低。进一步地讲, 在货币政策以实现物价稳定和产出稳定为目标的情况下, 商业银行能够利用有限债务和信息不对称的现实条件增加自身风险承担, 以提高自身收益水平, 而避免承担风险可能造成的损失。

(三) 货币政策的应对

上一部分的分析表明, 银行的风险承担行为具有静态特征和动态特征。从静态特征看, 在稳态情况下, 银行过度承担风险, 资本比率和消费水平则低于最优均衡状态; 从动态特征看, 实际利率的变动将引发银行风险决策 q_t 和股权比率 k_t 的变动, 具体而言, 实际利率的下降导致银行承担风险的增加和股权比率的下降, 造成社会福利的损失。

为了降低银行风险承担造成的损失, 在假设中央银行只有利率政策这一种货币政策手段的条件下, 本部分尝试构建一种新的货币政策规则 (或称为“最优”货币政策), 以限制银行的过度风险承担行为, 并通过“最优”货币政策与基准模型中的最优货币政策相比较考察“最优”货币政策的有效性, 这一比较有助于解释为什么中央银行视角下的最优货币政策在现实情况下会导致社会福利的损失。

根据 Schmitt-Grohé and Uribe 的研究[51], 本部分构建一种“最优”货币政策, 实现社会福利的最大化, 此规则可以表示为:

$$R_t - \bar{R} = \phi_\pi \hat{\pi}_{t+s} + \phi_y \hat{y}_{t+s} + \phi_k \hat{k}_{t+s} + \rho(R_{t-1} - \bar{R}) \quad (78)$$

其中, $R_t - \bar{R}$, $R_{t-1} - \bar{R}$ 分别表示 t 期利率和 $t-1$ 期利率与稳态值的偏离程度, 下标 s

表示前瞻性 ($s = 1$) 或同期 ($s = 0$) 的情况, $\hat{\pi}_{t+s}$, $\hat{y}_{t+s}$, $\hat{k}_{t+s}$ 分别表示通货膨胀率、产出、股权比率与各自稳态值的偏离幅度, 为了避免不同变量单位的干扰, 均用偏离幅度的百分比表示。当 $\phi_k = 0$ 时, 此货币政策规则等价于泰勒规则。当 $\phi_k \neq 0$ 时, 中央银行的货币政策则可以对银行的杠杆率做出反应。假设利率政策不直接取决于银行的风险承担行为, 并假设 $\phi_\pi \geq 0$, $\phi_y \geq 0$, $\rho \in [0,1]$ 。

社会福利标准, 与上文保持一致, 是居民部门贴现各期效用和:

$$V \equiv E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \varepsilon_t^B u(c_t, L_t) \quad (79)$$

根据以上模型, 通过非随机稳态值的二阶近似, 得出了此货币政策在基准模型和银行摩擦模型中的相关系数。表 2、表 3 列出的是经过稳健性检验的得出的相关系数值, 可以看出, 两类模型的相关系数值存在着一定的差异。

表 2 银行摩擦模型与基准模型的相关系数

基准模型						银行摩擦模型					
s	政策条件	ρ	$\phi_{\pi+s}$	ϕ_{y+s}	W	ρ	$\phi_{\pi+s}$	ϕ_{y+s}	ϕ_{k_t}	W	差值
0	$\phi_k, \rho = 0$	0	8.538	1.826	-95.423	0	3.525	0.366	0	-95.847	0.424
0	$\phi_k=0$	0.014	8.538	1.826	-95.423	1.000	1.452	0.157	0	-95.974	0.551
0	$\rho = 0$	0	8.538	1.826	-95.423	0	26.773	2.692	-3.519	-96.315	0.892
1	$\phi_k, \rho = 0$	0	34.761	4.213	-95.423	0	4.527	0.483	0	-96.538	1.115
1	$\phi_k=0$	0.005	34.761	4.213	-95.423	1.000	0.764	0.259	0	-96.829	1.406

说明: W 表示最优规则下的福利水平, 差值表示最优规则在两种模型产生的福利的差异, 即福利损失。

表 3 银行摩擦模型与基准模型的相关变量的变化情况

s	政策条件	平均值						标准差				
		q	R	π	y	c	q	R	π	y	c	
0	$\phi_k, \rho = 0$	0.072	0.011	-0.017	0.113	0.164	-32.527	-32.527	46.861	3.574	-5.837	
0	$\phi_k = 0$	0.096	-0.002	-0.025	0.154	0.277	-57.939	-57.939	77.643	1.953	-2.464	
0	$\rho = 0$	0.087	-0.005	-0.036	0.216	0.354	-44.582	-44.582	48.934	5.429	-6.362	
1	$\phi_k, \rho = 0$	0.189	0.001	-0.023	0.473	0.716	-60.476	-60.476	88.148	4.962	-	12.757
1	$\phi_k = 0$	0.218	-0.013	-0.058	0.731	0.855	-75.453	-75.453	93.470	2.553	-9.825	

说明: 表中数值表示两个模型中各个变量的平均值 (标准差) 的差值变动比例情况, 即银行摩擦模型的相关变量的平均值 (标准差) 减去基准模型的相关变量的平均值 (标准差) 得到的差值再除以基准模型的相关变量的平均值 (标准差)。

有表 2、表 3 可以看出, 基准模型情况下的社会福利要大于有银行模型情况下的社会福利, 但相差幅度随着“最优”货币政策规则参数和前瞻性程度而表现出差异, 而且基准模型中的通货膨胀和产出的最优相关系数要普遍地大于银行摩擦模型的最优相关系数, 也就是说, 在通货膨胀和产出变化一定的条件下, 受到银行风险承担的影响, 名义利率的变动幅度更小。如果最优的产出相关系数越趋近于 0, 则最优条件下的利率政策就越趋近于稳态条件下的实际利率政策, 基准模型中的相关系数均小于等于有银行摩擦的情况, 因此, 根据本文设定的“最优”货币政策规则, 中央银行应当优先限制实际利率的波动, 能够有效地

抑制银行的风险承担行为。同时，通货膨胀的相关系数在最优条件下表现出了较大的波动性，在银行风险承担渠道影响下，中央银行应当容忍较高的通胀波动以降低由银行风险承担行为所导致的福利损失。在限制实际利率的波动后，中央银行对银行杠杆率变化做出反应是最优的选择，因为银行的杠杆率可以表示出银行的风险承担行为。而且，杠杆率和风险承担行为不仅仅取决于名义利率，而且还取决于预期通货膨胀率，因此，中央银行可以更准确地限制银行风险承担行为。一旦风险承担行为得到有效控制，货币政策对通货膨胀偏离稳态值的情况做出应对措施。进一步地讲，虽然本文设定的“最优”货币政策规则能够改善商业银行风险承担的水平，但无法在理论上实现其与货币政策目标的协调，这就意味着单独依靠货币政策是不够的，根据丁伯根法则，需要宏观审慎政策的配合，以真正实现政策目标的协调。

六、结论

本文首先构建理论模型推导论证了货币政策难以在实现物价稳定、产出稳定与确保银行风险承担稳定上实现协调，其次运用 DSGE 模型分析了货币政策对银行风险承担的影响，以理论模型和实证模拟相结合的方式实证检验了银行风险承担过程中风险决策和股权比率的决策过程，并在此基础上进一步分析了货币政策应对银行过度的风险承担的应对之策

本文构建了一个结合福利函数的理论模型，结论认为，以物价稳定、产出稳定和银行风险承担稳定为目标的货币政策难以兼顾各项目标，并且实际产出冲击和金融冲击两者之间的相关性也直接影响着中央银行货币政策的效果。也就是说，中央银行的货币政策为了实现政策目标，不仅要考虑实际产出冲击和金融冲击的影响，还必须考虑两个冲击之间的相关影响。由此，我们可以得出一个结论：在上述模型中，中央银行货币政策的预期损失将随着金融冲击和实际产出冲击的相关性呈现单调递增的趋势。

本文运用一个六部门的 DSGE 理论模型，实证检验了我国货币政策对于银行风险承担性影响。通过比较无银行摩擦的模型和有银行摩擦的模型的非随机稳态值，表明了信息不对称和有限债务的条件下，银行存在着道德风险，不会选择符合社会福利最大化的最优风险，也不会选择符合社会福利最大化的股权比例，而是会过度地主动承担风险。在这个稳态条件下，股权比率、产出和消费的水平都低于社会福利最优时的水平，社会福利受到损失。

本文构建了一个“最优”货币政策规则来应对银行风险承担行为造成的低效率。研究结论显示，在银行风险承担行为存在，且利率政策是中央银行唯一的货币政策工具的条件下，货币政策应当重点用于稳定实际利率走势，应当容忍通货膨胀的剧烈波动性，以降低由银行风险承担行为所导致的社会福利的损失。

基于以上研究结论，由于银行风险承担行为的特征，因此，短期来看，在宏观审慎政策尚未健全，货币政策作为实现物价稳定、产出稳定与商业银行风险水平稳定两大目标的唯一工具的条件下，中央银行为实现社会福利的最大化，不得不提高货币政策对通货膨胀率容忍程度，保持政策“定力”，优先考虑限制银行风险承担的关键变量，限制银行的风险承担水平，在物价稳定目标和抑制金融风险目标之间实现平衡。

长期来看，仅仅依靠货币政策难以真正地同时实现物价稳定、产出稳定与商业银行风险稳定的两大目标。因此，我国应当尽快建立、完善宏观审慎政策工具，货币政策应当与资本充足率指标等宏观审慎监管政策相互配合，根据丁伯根法则，各司其职，促进货币政策目标与金融稳定目标的协同实现，降低商业银行风险的聚集。

参考文献

- [1] Adrian T., H. S. Shin. Financial Intermediaries and Monetary Economics [J]. FRB of New York Staff Report, 2010, No.398.
- [2] Borio C., H. Zhu. Capital Regulation, Risk-Taking and Monetary Policy: A Missing Link in the Transmission Mechanism? [J]. BIS Working Paper, 2008, No. 268.
- [3] Adrian T., H S. Shin. The Shadow Banking System: Implications for Financial Regulation[R]. Staff Report, Federal Reserve Bank of New York, 2009.
- [4] Arsène Eurostat, Kristen J. Dealogic, Steve P. Thomson. Asymmetric Bank Risk Taking and Monetary Policy[J]. American Economic Review, 2008, 97(1).
- [5] Ioannidou V., Ongena S., Peydro J.L.. Monetary Policy and Subprime Lending: A Tall Tale of Low Federal Funds Rates, Hazardous Loans and Reduced Loan Spreads[J]. European Banking Centre discussion paper, 2009, No.45.
- [6] Gabriel Jiménez, Steven Ongena, José L. Peydró, Jesús Saurina. Hazardous Times for Monetary Policy: What Do Twenty-Three Million Bank Loans Say About the Effects of Monetary Policy on Credit Risk-Taking? [J]. Econometrica, 2014, 82 (2).
- [7] Keeley M.C.. Deposit Insurance, Risk, and Market Power in Banking[J]. American Economic Review, 1990, 80(5).
- [8] Diamond D.W., Rajan R.G.. Liquidity and Interest Rate Policy[R]. National Bureau of Economic Research, 2009.
- [9] De Nicolò, Rima Turk Ariss. Bank Market Power Rents and Risk: Theory and Measurement [J]. SSRN Electronic Journal, 2010, 5(31).
- [10] Dell’Ariccia G., Laeven L., R. Marquez. Monetary Policy, Leverage and Bank Risk-Taking[J]. IMF Working Paper, 2010, No.10/276.
- [11] Dell’Ariccia G., Laeven L., R. Marquez. Real Interest Rates, Leverage and Bank Risk-Taking[J]. Journal of Economic Theory, 2014, No.149.
- [12] Altunbas Y., Gambacorta L., Marques-Ibanez D.. Securitisation and the Bank Lending Channel[J]. European Economic Review, 2009, 53(8).
- [13] De Nicolò, M. Lucchetta. Financial Intermediation, Competition and Risk: A General Equilibrium

Exposition [J]. IMF Working Papers, 2010, 09 (67S).

[14] De Nicolò, L. Juvenal. Financial Integration and Risk-Adjusted Growth Opportunities: A Global Perspective [J]. IMF Working Papers, 2010,42(6).

[15] Adrian T., H. S. Shin. Money, Liquidity and Money Policy[J]. American Economic Review, 2009, 99(2):600-605.

[16] Itai Agur, Maria Demertzis. Excessive Bank Risk-Taking and Monetary Policy[J]. European Central Bank Working Paper, 2012, No.1457.

[17] Anjan V. Thakor. Capital Requirements, Monetary Policy and Aggregate Bank Lending: Theory and Empirical Evidence[J]. Journal of Finance, 1996, 51 (1).

[18] Ramkishen S. Rajan. Monetary Policy Rules for Small and Open Developing Economies: A Counterfactual Policy Analysis[J]. Journal of Economic Development, 2006, 31.

[19] Simona Cociuba, Malik Shukayev, Alexander Ueberfeldt. Do Low Interest Rates Sow the Seeds of Financial Crises? [J]. Staff Working Papers, 2011, 11:73-89.

[20] Altunbas Y., Gambacorta L., Marques-Ibanez D.. An Empirical Assessment of the Risk-Taking Channel[R]. Social Science Electronic Publishing, 2009.

[21] Delis M.D., Kouretas G.P.. Interest Rates and Bank Risk-Taking[J]. Journal of Banking & Finance, 2011, 35(4):840-855.

[22]江曙霞, 陈玉祥.货币政策,银行资本与风险承担[J].金融研究, 2012(4).

[23]金鹏辉, 张翔, 高峰.货币政策对银行风险承担的影响——基于银行业整体的研究[J].金融研究, 2014(2).

[24]刘生福, 李成.货币政策调控、银行风险承担与宏观审慎管理——基于动态面板系统 GMM 模型的实证分析[J].南开经济研究, 2014(5).

[25]王晋斌, 李博.中国货币政策对商业银行风险承担行为的影响研究[J].世界经济, 2017(1).

[26]熊劼.中国货币政策风险承担渠道的实证研究[J].世界经济研究, 2017(3).

[27] R. Hauswald, R. Marquez. Competition and Strategic Information Acquisition in Credit Markets[J]. Social Science Electronic Publishing, 2002, 19(3) :967-1000.

[28] López M., F. Tenjo, H. Zárate.The Risk-Taking Channel and Monetary Transmission Mechanism in Colombia [EB/OL]. <http://www.banrep.gov.co/en/borrador-616>, 2011-05-12.

[29]杨熠, 林仁文.资本充足率越高,银行的风险越低吗?——基于利率风险的考察[J].财经科学, 2013(5).

[30]方意.货币政策与房地产价格冲击下的银行风险承担分析[J].世界经济, 2015(7).

- [31]李明辉, 刘莉亚, 黄叶范. 巴塞尔协议III净稳定融资比率对商业银行的影响——来自中国银行业的证据[J]. 国际金融研究, 2016(3).
- [32]冯文芳, 闫磊, 李艳武, 金存. 资本监管、货币政策与银行风险承担[J]. 华东经济管理, 2018(2).
- [33] Andrew G. Haldane. Rethinking the Financial Network[J]. BIS Quarterly Review, 2009, 53.
- [34] Buch C. M. et al.. In Search for Yield? Survey-based Evidence on Bank Risk-Taking[J]. Deutsche Bundesbank Discussion Paper, 2011, No.10.
- [35] Brissimis S. N., Delis M. D., Tsionas E. G.. Technical and Allocative Efficiency in European Banking[J]. European Journal of Operational Research, 2009, 204(1).
- [36]方意, 赵胜民, 谢晓闻. 货币政策的银行风险承担分析——兼论货币政策与宏观审慎政策协调问题[J]. 管理世界, 2012(11).
- [37]徐明东, 陈学彬. 货币环境, 资本充足率与商业银行风险承担[J]. 金融研究, 2012(7).
- [38]张雪兰, 何德旭. 货币政策立场与银行风险承担——基于中国银行业的实证研究(2000—2010)[J]. 经济研究, 2012(5).
- [39]刘晓欣, 王飞. 中国微观银行特征的货币政策风险承担渠道检验——基于我国银行业的实证研究[J]. 国际金融研究, 2013(9).
- [40]谭政勋, 李丽芳. 中国商业银行的风险承担与效率——货币政策视角[J]. 金融研究, 2016(6).
- [41] A. Abbate, D. Thaler. Monetary Policy Effects on Bank Risk Taking[J]. Economics Working Papers, 2015, No.287.
- [42] Dell' Ariccia G., Laeven L., Suarez G. A.. Bank Leverage and Monetary Policy Risk-Taking Channel: Evidence from the United States[J]. Journal of Finance, 2016, 72 (143).
- [43] Frank Smets, Rafael Wouters. Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach[J]. American Economic Review, 2007, 97(3).
- [44] Calvo G. A.. Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework[J]. Journal of Monetary Economics, 1983, 98(12).
- [45]王小鲁, 樊纲. 中国经济增长的可持续性——跨世纪的回顾与展望[R]. 经济科学出版社, 2000.
- [46]马栓友. 1983—1999: 我国的财政政策效应测算[J]. 中国经济问题, 2001(6).
- [47]邓子基, 唐文倩. 政府公共支出的经济稳定效应研究[J]. 经济学动态, 2012(7).
- [48]黄贇琳. 中国经济周期特征与财政政策效应——一个基于三部门 RBC 模型的实证分析[J]. 经济研究, 2005(6).

[49]简志宏, 刘静一, 朱柏松.非平稳技术冲击、时变通胀目标与中国经济波动——基于动态随机一般均衡的分析[J].管理工程学报, 2013(3).

[50]庄子罐, 崔小勇, 龚六堂, 邹恒甫.预期与经济波动——预期冲击是驱动中国经济波动的主要力量吗?[J].经济研究, 2012(6).

[51] Stephanie Schmitt-Grohé, Martín Uribe. Optimal Simple and Implementable Monetary and Fiscal Rules[J]. Federal Reserve Bank of Atlanta Working Paper, 2007, No.24.

The Impact of Monetary Policy on Bank Risk Taking based on DSGE Model

—How Monetary Policy Responses?

Guo Tian-yong Yang Fan Li Dan

Abstract: This paper aims to study the influence mechanism of the monetary policy on banks' risk-taking, and analyze how the monetary policy should be addressed. Therefore, this paper builds a DSGE model to analyze the conduction mechanism of banks risk-taking behavior, the results show that under the conditions of asymmetric information and limited debt, there exists moral hazard in banks' behavior, which means banks will not choose to take optimal risk, instead will choose to take excess risk. For response to the low efficiency caused by bank excess risk taking, the "optimal" monetary policy designed by this paper should focus on stabilizing the trend of real interest rates, and tolerate the explosive volatility of inflation, in order to reduce the loss of social welfare caused by bank excess risk-taking behavior.

Key Words: monetary policy; DSGE model; welfare loss function; bank risk taking

企业异质性、出口决策与就业效应 ——兼论对中美贸易战的应对

原磊¹ 邹宗森²

【摘要】 本文采用 PSM 方法，基于企业异质性视角，考察了企业出口和贸易方式选择、产品种类和目的地选择以及转型升级等出口决策产生的就业效应。研究发现：2005-2009 年间，新进入国际市场企业在出口后产生了持续的显著的就业促进效应，采用替代指标以及纳入全部出口样本企业后，结论依然稳健；进一步区分企业技术密集度、规模、所有制、地理区位等企业异质性属性后，发现出口组中的中高技术企业、大规模企业、民营和外资企业、中西部地区企业的就业促进效应要显著高于非出口组中相同属性的企业；此外，企业调整出口额、选择不同的贸易方式、调整产品种类和目的地以及转型升级决策均会影响就业水平。针对当前中美贸易战，中国在制定政策时应优先考虑就业目标，实施交叉补贴的关税政策，适当支持和鼓励加工贸易发展，并进一步深化改革开放。

【关键词】 出口；就业促进；企业异质性；中美贸易战；

一、引言

当前，世界经济格局和国际贸易环境正发生深刻的变化。国际市场需求持续低迷，“逆全球化”兴起和贸易保护主义抬头开始挑战现有国际贸易规则。尤其是 2018 年 7 月份以来，美国开始对华 340 亿美元商品加征 25% 关税，并威胁对额外的 2000 亿美元中国商品加征关税，挑起了人类经济史上规模最大的贸易战。中国作为一个人口众多、劳动力丰裕的发展中国家，扩大就业和治理失业始终是政府的重要关切和施政目标（马弘等，2013），对外贸易在解决就业问题方面发挥了不可替代的重要作用。改革开放以来尤其是入世以后，我国积极开展对外贸易和参与国际分工，加快了我国工业化和城市化进程，新增了城镇就业机

¹ 原磊，中国社会科学院

² 邹宗森，青岛理工大学商学院

会，缓解和转移了农村大量富裕劳动力就业压力。

中国已是世界第二大经济体和第一贸易大国，综合实力和国际影响力日渐增加，经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段，构建开放型经济新体制，形成全面开放新格局，是新时代我国重要的战略抉择。出口转型升级和出口发展方式转变，对于劳动力数量需求和技能要求也将随之改变，必然伴随新的就业机会出现、部分现有就业岗位消失的就业再配置的动态过程。本文将采用 PSM 方法，基于企业异质性视角，考察了企业出口和贸易方式选择、产品种类和目的地选择以及转型升级等出口决策产生的就业效应，并针对当前中美贸易战提出了具体的应对建议。

本文在现有文献基础上进行的创新及贡献在于：首先，本文将研究视角延伸至企业层面，在新时代构建中国开放型经济新体制背景下重新审视了出口的就业效应。既从企业出口规模扩张路径方面（出口选择、贸易额调整、出口种类选择等）考察了企业出口决策的就业效应，也从企业出口高质量发展路径方面（贸易方式转变、转型升级等）进行了深入分析。其次，本文提供了研究出口与就业关系的另一个视角，即侧重于企业出口与就业需求的动态考察和全景分析，基于中国工业企业数据库统计数据，通过动态比对企业出口之前、出口当期和出口之后的用工需求及其变化，将企业出口经营决策前后阶段与就业需求动态衔接起来，对于前瞻性地调整出口和就业政策，以应对出口衰退、出口企业大量退出国际市场引发的就业数量和结构性变化，具有重要的政策启示意义。最后，研究方法上，我们运用倾向得分匹配方法（PSM）控制企业的异质性特征，运用倍差匹配估计方法（PSM-DID）控制不随时间变化的不可观测因素，对于出口企业 and 非出口企业进行了动态比对。匹配方法可以很好地弥补线性回归的缺陷，有效应用于观察性研究和政策评价领域。

本文余下部分安排如下：第二部分为文献综述；第三部分给出了研究方案；第四部分基于匹配估计的结果进行了分析，并做了稳健性检验；第五部分从企业异质性和出口贸易决策两个方面进行了拓展性分析；最后部分从就业角度对如何应对当前中美贸易战，提出了具体的政策建议。

二、文献综述

对外贸易影响就业的机理和路径，经典的赫克歇尔—俄林定理（H-O）及其推论赫克歇尔—俄林—萨缪尔森定理（H-O-S）以及斯托尔珀—萨缪尔森定理（S-S）等从要素禀赋、

产业间分工、要素投入与收益等方面完美阐释了发达国家与发展中国家贸易往来。后续研究进一步从宏微观两个角度展开了分析。

从宏观机制看，对外贸易遵循菲利普斯曲线规律，即对外贸易作用于经济增长进而对就业产生影响，这是相对简单而且容易验证的分析逻辑。Messerlin (1995) 研究表明对外贸易对法国 1980-1992 年期间就业净效应为正，平均值为 0.8%，然而 1987-1992 年期间的净效应则为-0.2%。Jenkins & Sen (2006) 探讨了越南等四国制造业就业效应，发现国际贸易对于孟加拉国和越南制造业就业促进效应明显，国际贸易导致了肯尼亚制造业就业的减少，对南非制造业就业的影响不明显。俞会新、薛敬孝（2002）研究发现我国出口导向率（出口值与产值之比）的增加能够促进工业就业。张华初、李永杰（2004）认为加工贸易形式将我国的劳动力优势与发达国家的技术和资本优势相结合，创造了大量的就业机会，并提高就业质量。

从微观机制看，对外贸易对就业的影响可以基于多方面进行分析。新新贸易理论基于企业异质性角度重新审视了国际贸易对资源配置的影响，认为国际贸易促使生产资源由低生产率企业转移至高生产率企业。出口生产率“自选择效应”（Melitz, 2003）以及进入出口市场后的“学习效应”（Girma et al, 2004）改变企业的生产和经营效率，甚至使企业优胜劣汰。劳动力要素在不同企业甚至行业间转移，进而影响社会就业水平和就业结构。对外贸易改变企业生产要素投入的比例和结构，进而影响就业结构；对外贸易通过技术溢出效应，改进企业生产效率，影响劳动要素需求；此外，对外贸易促进产品和要素市场竞争，改变劳动要素弹性，从而对就业市场产生间接影响（Greenaway et al, 1999；毛日昇，2009）。

搜寻与匹配理论认为由于交易摩擦的存在产生搜寻与匹配成本，劳动力市场无法及时出清，产生失业。基于搜寻与匹配理论的“贸易筛选机制”认为开展对外贸易的企业可能提高员工招聘门槛并更加注重对劳动者的筛选（screening），无形中增加搜寻成本与匹配难度，因而可能会降低整体就业水平（Helpman & Itskhoki, 2010；Helpman et al, 2010；Helpman & Redding, 2010；Helpman et al, 2011）。

经验研究方面，Greenaway et al (1999) 发现英国 167 个制造业行业 1979-1991 年中对外贸易增加使英国制造业劳动生产效率提高进而导致劳动力需求下降。Bernard et al (2005) 指出美国有 40% 的国内劳动力受雇于外贸企业。Dauth et al (2014) 认为东欧国家的崛起对于 1988-2008 年期间德国进口竞争行业就业产生负向影响，而对于出口导向行业就业产生显著

正向影响,德国净出口就业效应为正。Biscourp & Kramarz (2007) 控制了企业规模大小和技术创新等因素后,发现法国 1986-1992 年进口贸易导致法国制造业企业就业机会消失,出口贸易则创造就业机会。Kurz & Senses (2013) 基于美国 1976-2005 年企业层面数据对进出口与就业波动的关系进行的研究发现美国企业出口与就业波动的关系是非线性的,受企业出口所占份额的影响,在份额临界值以内(17%),出口企业就业波动性低于非出口企业。

针对我国的研究中,毛日昇(2009)基于 329 个制造业行业面板数据,研究发现出口规模和开放度都会促进制造业就业,扩大出口对于稳定和促进就业尤其是劳动密集型行业的就业特别重要。张川川(2015)基于 2000 年、2005 年人口普查数据以及联合国商品贸易数据库中的中国进出口数据,在行业层面上估计了出口对就业的影响,发现 2000-2005 年间的出口增长显著促进了制造业和服务业就业,出口增长对于年轻人、低学历、农村户籍和女性劳动者就业影响更显著。

随着我国企业层面数据的可获得,研究转向更加微观的企业异质性视角。企业是否出口以及不同的出口状态、出口强度、出口集约边际和扩展边际等企业出口贸易特征,以及企业所属行业的要素密集度和贸易伙伴国的一系列差异化特征均会影响企业就业规模(席艳乐、于江曼,2016)。马弘等(2013)研究发现 1998-2007 年间我国制造业经历了大规模的就业创造与就业消失,平均就业净增长为正。史青、李平(2014)利用我国工业企业 2000-2007 年持续经营的企业数据进行的研究表明我国企业出口的就业效应明显,但结论不支持贸易对就业的筛选机制,出口降低了技术工人的就业比例,不利于工人就业结构的优化。邵敏、包群(2011)采用 2000-2006 年持续经营的工业企业数据,考察了出口企业转型(出口转内销)对于就业与工资的影响,发现出口企业完全转型为内销型企业,企业产出减少,就业规模减少;只要继续出口,企业的不完全转型行为对于就业的影响便不显著。原磊、邹宗森(2017)研究发现出口带来了显著的就业扩张效应。

总体来看,目前针对我国出口就业效应的研究以宏观和行业层面研究居多,企业层面研究相对较少。尽管研究结论大都肯定了出口的就业促进效应,但是尚需进一步深入研究。首先,企业不同出口阶段面临的不同的国内外市场竞争环境,企业的经营决策和行为会有所差异。企业出口前的生产率门槛(Melitz, 2003)、出口额外支付的固定成本、国外销售网络的开拓以及企业出口之后面临的一系列不确定性,均会影响到企业经营规模和用工数量,倘若企业开拓国际市场遭遇挫折产生沉没成本,则企业会削减国外市场份额甚至退出国际市场,并因此削减用工数量;但若企业一旦立足国际市场,经营规模和销售网络的扩大必

然会导致用工数量的增加。因此，宜将企业出口经营行为和就业需求看做是一个动态的决策过程。

其次，出口企业生产效率的提高和技术进步既可能是劳动节约型，也可能是资本节约型，因而出口对于就业的影响需结合我国企业生产效率提高的路径进行分析，事实上，就现有研究结论来看，不仅国外研究结论大不相同，针对中国的研究结论也存在较大差异；“贸易筛选机制”等微观机理分析认为贸易对于就业的影响是不确定的，纳入了异质性企业和劳动力市场摩擦假设后，贸易影响就业的机理更为复杂与微妙，有必要进行动态分析。

再次，现有研究多以线性回归为主，忽视了非线性效应，而出口对就业的促进效应本身可能是非线性的，甚至在达到一定程度时可能产生逆转（陈昊、谢超峰，2012；Kurz & Senses, 2013）。因此，研究方法上，有必要采用非线性模型避免线性回归分析带来的估计偏误，客观度量企业出口对于就业的实际影响。

三、研究设计

（一）数据来源

研究原始样本来自于中国工业企业数据库 2005-2009 年统计数据¹，我们借鉴史青、李平（2014）筛选出持续经营的企业样本，参照张杰等（2009）的研究将企业分为两组：出口组企业 and 非出口组企业，其中出口组企业仅指 2006-2008 年企业某一年首次进入出口市场，此后未间断出口，非出口组企业则是指 2005-2009 年期间从未出口的企业。参照谢千里等（2008）的做法，对于数据库关键指标缺失、统计错误等影响研究结果可靠性的记录进行了剔除，例如，剔除同年度法人代码缺失或重复的记录；剔除固定资产总额、从业人员数量等关键变量为负或缺失的记录；剔除明显违背会计准则的记录；剔除从业人员数量不足 10 人的工业企业。

为了消除价格因素的影响，我们统一设定基期为 2005 年，分别采用工业生产者出厂价格指数、工业生产者购进价格指数和固定资产投资价格指数对相应指标进行了平减处理，价格指数数据来源于国家统计局网站。

（二）匹配模型

¹ 中国工业企业数据库是目前国内最全面、最权威的企业层面数据，已引起学界的高度重视并逐渐应用于各种微观视角的经济和统计分析。但该数据库更新缓慢，目前已发表的文献数据多数采用 2007 年及以前的数据，本文更新数据至 2009 年。

运用匹配方法能够从非出口组企业中寻找与出口组企业特征相匹配的样本企业，来替代出口组企业反事实假设的变量值。例如，假设变量 y 的上标取值为 1 时表示出口，取值为 0 表示非出口，则对于出口组企业 i ，变量 y_i^1 为实际值，可观测； y_i^0 为反事实假设值，不可观测。通过匹配方法，可以找到与出口企业 i 相匹配的非出口企业 j ，变量 y_j^0 为可观测实际值，用以代替 y_i^0 。则企业 i 选择出口与反事实假设该企业未参与出口时变量 y 的处理效应（treatment effect）可以表示为： $TE_i = y_i^1 - \hat{y}_i^0 = y_i^1 - y_j^0$ 。

PSM 匹配估计首先运用 Logit 方法计算企业 i 参与出口的条件概率，得到出口倾向得分值（PS），PS 值为一维数据，数值介于 0 和 1 之间。然后，依据 PS 值对出口企业与非出口企业进行匹配。完成匹配后，通过如下公式计算出口组企业的平均处理效应（ATT）：

$$ATT^{PSM} = \frac{1}{N_i} \sum_{i \in \{D_i=1\}} \left\{ y_i^1 - \sum_{j \in \{D_j=0\}} w_{ij} \cdot y_j^0 \right\} \quad (80)$$

其中， N_i 为出口企业数量；权重 $w_{ij} = 1/N_i^c$ ， N_i^c 为与出口企业 i 相匹配的非出口企业集合中的企业数量。 D_i 为处理变量，取值为 1 表示出口企业，取值为 0 表示非出口企业。如果影响处理变量 D_i 的不可观测因素不随时间变化，且有面板数据，则可以采用倍差匹配方法（PSM-DID）方法（Heckman et al, 1997）。对公式做如下变换，则可以一致地估计出口组企业的平均处理效应：

$$ATT^{PSM-DID} = \frac{1}{N_i} \sum_{i \in \{D_i=1\}} \left\{ (y_{i,a}^1 - y_{i,b}^1) - \sum_{j \in \{D_j=0\}} w_{ij} \cdot (y_{j,a}^0 - y_{j,b}^0) \right\} \quad (81)$$

我们旨在考察出口的就业促进效应。中国工业企业数据库提供了“年末从业人员合计”字段，我们用变量 STAFF 来表示企业从业人员数量，通过设定不同期次¹，借助公式（1）可以横向对比出口组企业平均从业人员数量与非出口组从业人员数量的差异。依据公式（2），如若取变量 STAFF 的对数形式，通过计算 $D(\ln STAFF)_s = \ln(STAFF)_s - \ln(STAFF)_{s-1}$ ，可以对比出口组企业与非出口组相邻两期的就业增长率。按照匹配估计的思想，上述指标也就等同于出口组企业参与出口与反事实假设该组企业未出口相比变量 STAFF 产生的溢价

¹ 例如，出口组企业进入出口市场之前各期（ $s=-1, -2, \dots$ ）、出口当期（ $s=0$ ）以及进入出口市场以后各期（ $s=1, 2, \dots$ ）。

效应，而解决问题的关键在于对出口组和非出口组的企业进行合理的匹配。

（三）匹配协变量选取

运用 PSM 估计，首先需要计算企业 i 出口倾向得分 PS 值，即计算企业 i 进入出口组的概率。我们参考张杰等（2009），以出口组企业开始出口的前一期（ $s=-1$ ）的可观测变量向量 $\mathbf{X}$ 作为解释变量，进行如下 Logit 模型估计：

$$\Pr(D_{i,s=0}=1) = \Phi(\mathbf{X}_{i,s=-1}'\boldsymbol{\beta}) = \frac{\exp(\mathbf{X}_{i,s=-1}'\boldsymbol{\beta})}{1 + \exp(\mathbf{X}_{i,s=-1}'\boldsymbol{\beta})} \quad (82)$$

$D_{i,s=0}$ 表示企业在 $s=0$ 期是否出口的取值，出口取值为 1，未出口取值为 0； $\Phi(\cdot)$ 为逻辑分布的累积分布函数； $s=-1$ 表示出口前一期； $\mathbf{X}$ 为协变量向量，包括企业生产率、企业规模、企业存续时间、企业员工收入水平构建协变量，Logit 估计时同时控制了企业所处区位、行业、年份、所有制性质以及是否进行创新活动。

（1）生产率。我们选用 4 个生产率变量：全要素生产率（TFP）、劳动生产率（LP）、资本生产率（CP）和投入产出效率（EIO）。通常生产率越高的企业盈利能力越强，越有可能克服固定投入成本实现出口（Melitz, 2003），但模型中设定劳动生产率，而后续研究则以测算全要素生产率居多。测算企业层面全要素生产率代表性的方法有 OP 方法（Olley & Pakes, 1996）以及 LP 方法（Levinsohn & Petrin, 2003），其中 LP 方法以中间投入品作为生产率冲击的代理变量，而中国工业经济数据库恰好提供了中间投入品数值，因此我们以 LP 方法估算全要素生产率。

此外，考虑到我国加入 WTO 充分发挥了劳动力要素的比较优势，劳动生产率优势可能是影响企业出口决策的重要因素，我们引入劳动生产率协变量，通过计算工业总产值与从业人员数量的比值获得，取对数；同时，考虑到地方政府“GDP 锦标赛”激励和招商引资冲动会扭曲资本密集型企业的出口（张杰等，2011），我们引入资本生产率指标，通过计算工业总产值和固定资产总额的比值获得，取对数；投入产出效率也是反映企业生产率的一个重要指标，我们也将作为协变量之一，采用 $\ln(1+\text{中间投入}/\text{工业增加值})$ 计算获得。

（2）企业规模因素。“大公司更容易实现出口”的命题已得到国外众多实证文献的支撑，并改变了学者对于贸易决定因素的思考方式（Costinot et al, 2016）。我们选取工业销售额（SALES）和员工人数（STAFF）两个变量，控制企业规模大小对出口决策造成的影响。其中工业销售额来自数据库中的工业销售产值指标，取对数；员工人数来自数据库中的企

业从业人员指标, 取对数。

(3) 存续时间因素。一般而言, 企业成立时间越长, 销售经验和企业资源越丰富, 越有利于建立起信任关系, 更容易实现出口, 新成立企业的“进入缺陷”会使企业无暇顾及出口业务。但也有研究认为, 企业年龄与出口决定可能存在非线性关系, 伴随着企业年龄的增长, 经营风险可能发生逆转并退出出口市场。因此, 我们参照 Colombelli et al (2013) 引入企业年龄(AGE)及其平方项 (AGE2) 两个指标。

(4) 平均收入水平。出口企业支付的工资水平往往高于非出口企业 (Bernard & Jensen, 2006)。考虑到入世后我国企业的出口优势可能主要基于国内廉价的劳动力成本, 企业支付的工资水平与未必与出口行为正相关, 因此有必要在匹配协变量中加入平均收入水平 (PWAGE), 采用公式“(应付工资+应付福利)/从业人员数量”计算获得, 取对数。

(5) 虚拟变量。我们依据企业所处区位、行业、所有制性质、是否进行创新活动以及变量设定一系列虚拟变量。(1) 区位、行业和年份。不同地理区位、企业所处不同行业以及不同年份经济形势的差异, 均会影响到企业的出口概率, 因此, 我们分别设定区位虚拟变量 (AREA)、行业虚拟变量 (INDUSTRY) 和年份虚拟变量 (YEAR), 控制上述因素。

(2) 所有制性质。相比民营企业, 国有企业在企业信誉和获取资源方面具有明显的优势, 更容易占据国内市场, 因而未必有出口动机; 外资企业则由于国外母公司的支持更容易实现出口。我们根据企业是否为国有企业以及企业是否为外资企业, 设置两个企业所有制性质变量, 分别为 SOE 和 FOE。(3) 是否创新。新新贸易理论指出, 研发投入能提高企业生产率水平, 使企业在全球竞争中持续保持竞争优势, 因而出口概率更大。我们设置是否创新虚拟变量 (RD), 若企业新产品产值大于 0, 取值为 1, 否则取值为 0。

(四) 匹配估计

依据公式 (3), 我们分别按 2006 年、2007 年和 2008 年三个年度进行 Logit 估计获得企业 i 的 PS 值, 并依据 PS 值完成出口组企业和非出口组企业的第一轮匹配, 匹配时选用“卡尺内最近邻匹配”方法 (样本 PS 值标准差 σ 的 0.25 倍), 设定 1 对 3 最近邻匹配 (1-to-3 Matching)。表 1 为 Logit 估计结果及匹配平衡性检验。

表 1 分年度匹配的 Logit 估计结果及匹配平衡性检验

变量	含义	Logit 估计			匹配平衡性检验			
		2006 年	2007 年	2008 年	标准偏差	2006 年	2007 年	2008 年
TFP	全要素生产率	-6.918*** (0.767)	-8.255*** (1.078)	-11.250*** (1.576)	匹配前 匹配后	7.7 1.2	15.5 -1.9	20.5 0.3
LP	劳动生产率	5.738*** (0.649)	6.712*** (0.909)	10.090*** (1.344)	匹配前 匹配后	-13.2 1.9	-10.6 -0.8	-10.2 -0.1
CP	资本生产率	0.996*** (0.118)	1.133*** (0.165)	1.525*** (0.241)	匹配前 匹配后	1.9 1.0	-1.7 2.0	-5.5 -2.9
EIO	投入产出效率	-6.716*** (0.773)	-8.048*** (1.087)	-11.030*** (1.586)	匹配前 匹配后	16.9 -0.9	15.3 0.9	15.8 -2.7
SALES	工业销售额	-0.0578 (0.176)	0.113 (0.258)	-0.656* (0.349)	匹配前 匹配后	23.3 0.6	31.6 -2.2	37.2 -0.7
STAFF	从业人员数量	5.265*** (0.533)	6.171*** (0.747)	9.057*** (1.103)	匹配前 匹配后	40.2 -1.2	48.4 -1.7	57.3 -0.6
AGE	企业年龄	-0.034*** (0.00466)	-0.037*** (0.00774)	-0.034*** (0.0119)	匹配前 匹配后	-22.3 -0.9	-23.7 1.1	-24.0 0.3
AGE2	企业年龄平方项	0.000234** (0.000100)	0.000102 (0.000187)	-3.62e-05 (0.000291)	匹配前 匹配后	-19.1 -0.6	-21.3 0.9	-22.8 -0.8
PWAGE	人均收入水平	0.470*** (0.0358)	0.575*** (0.0471)	0.412*** (0.0690)	匹配前 匹配后	21.5 -0.6	28.7 0.6	29.7 0.0
AREA	地理区位	0.677*** (0.0493)	0.857*** (0.0673)	0.940*** (0.0956)	匹配前 匹配后	42.9 0.6	46.0 -0.1	45.2 -0.5
SOE	是否国有企业	-0.632*** (0.200)	-0.627** (0.270)	-0.681* (0.401)	匹配前 匹配后	-23.6 0.5	-23.8 1.1	-24.3 0.2
FOE	是否外资企业	1.157*** (0.0418)	1.250*** (0.0578)	1.542*** (0.0793)	匹配前 匹配后	61.2 1.1	58.9 -2.2	64.8 -2.6
RD	是否技术创新	0.467*** (0.0659)	0.612*** (0.0778)	0.782*** (0.103)	匹配前 匹配后	15.4 -0.4	23.7 -1.4	28.2 0.1
INDUSTRY	行业	是	是	是				
Constant	常数项	-9.081*** (0.607)	-10.58*** (1.038)	-10.92*** (1.075)				
Observations	观测值	70,010	63,582	57,171				

注：观测值数量为控制组与处理组样本之和；industry 为行业虚拟变量；括号内为标准差；***表示 $p < 0.01$ ，**表示 $p < 0.05$ ，*表示 $p < 0.1$ 。

从分年度匹配的 Logit 估计结果来看，在出口前一期($S=-1$)，劳动生产率 (LP)、资本生产率 (CP)、从业人员数量 (STAFF)、人均收入水平 (PWAGE)、外资企业背景 (FOE)、技术创新 (RD) 以及东部沿海区位 (RD) 均会对企业出口决定产生正向显著影响；而全要素生产率 (TFP)、投入产出效率 (EIO)、企业年龄 (AGE)、国有企业背景 (SOE) 以及中西部区位 (AREA) 对于企业出口产生显著负向影响。可以初步得出如下结论：企业全要素生产率水平越高，出口可能性越低；劳动生产率和资本生产率越高，出口可能性越高，符合我国劳动密集型和资本密集型产品出口占据主体的现实，验证了“出口——生产率”悖论；出口企业支付的工资水平和吸纳的就业人员数量要明显高于非出口企业；国有企业的出口倾向要低于外资企业和民营企业；企业成立时间越短，出口概率反而越大；技术创

新有助于推进企业出口。Bernard et al (2007) 的研究表明进出口总是集中于少部分企业，通常这部分出口企业规模较大、生产率较高，而且支付的工资率水平也比非出口企业高。然而基于中国工业企业数据库分年度 Logit 回归结果与 Bernard 的结论不尽一致。

需要指出，PSM 匹配方法尽管能在一定程度上能够减少可观测变量的选择性偏误，但却无法处理不可观测因素造成的选择性偏误（于娇等，2015）。我们继续进行了敏感性分析和平衡性检验，直观对比表 1 中各匹配协变量匹配前后的均值差异，发现标准偏差绝对值均明显低于 5。一般认为，匹配后标准偏差的绝对值小于 20 即可视为获得比较理想的匹配结果（Rosenbaum & Rubin, 1985）。

（五）匹配后的样本统计

第一轮匹配完成后，我们设定新的时间变量 s ，出口当期赋值 $s=0$ ，出口之后各期分别赋值 $s=1$ ； $s=2$ ； $s=3$ ；...，出口之前各期分别赋值 $s=-1$ ； $s=-2$ ； $s=-3$ ；...。然后合成新的数据集，依据 Logit 估计得到新的 PS 值，在出口前一期（ $s=-1$ ），设定 1 对 2（1-to-2 Matching）进行第二轮匹配。第二轮匹配完成后，我们参照李小平等（2015）划分了企业的技术密集度，分为低技术、中低技术、中高技术、高技术和其他 5 个类别；参照邱斌等（2012）将企业划分为小型企业、中型企业和大型企业；将企业性质划分为国有、民营、港澳台资、外资及其他 5 个类别；按照国家统计局关于东西部地区的划分，将北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南 11 个省（市、自治区）划分为东部地区，其他省（市、自治区）归为中西部地区。匹配后，出口组企业有 3716 家，非出口组企业有 6419 家。表 2 为匹配后样本统计。

表 2 新进入出口企业及与之匹配的非出口企业的分布

技术密集度			企业性质			企业规模			地理区位		
	出口	非出口		出口	非出口		出口	非出口		出口	非出口
低技术	1287	2053	国有	136	367	小	1354	2454	东部	3123	5350
中低技术	794	1426	民营	2459	4400	中	1949	3336	中西部	593	1069
中高技术	1275	2335	港澳台资	535	878	大	413	629			
高技术	240	415	外资	572	740						
其他	120	190	其他	14	34						

由表 2 可以看出，我国工业企业库中 2006-2008 年新进入出口市场的企业以低技术和中高技术为主，高技术企业较少；以小型和中型企业为主，大型企业数量较少；以民营和外资企业为主，国有企业较少；地区分布上，以东部企业居多，而中西部地区企业较少。¹

¹ 中国海关数据库对于中国所有贸易企业的进出口记录（进出口额、贸易方式、贸易国别等）统计完备，

四、出口就业促进效应

如前所述,我们运用 PSM 和 PSM-DID 方法分别考察变量 STAFFs 和 $D(\ln\text{STAFF})_s$, 由于样本时间跨度 2005-2009 年,出口组企业是于 2006-2008 期间的某一年首次进入出口市场后持续出口的企业,因此, s 的取值可以为 $s=-3, -2, -1, 0, 1, 2, 3$ 。STAFFs 用于横向对比出口组企业 and 非出口组企业在各期次的员工数量; $D(\ln\text{STAFF})_s$ 可以对比员工数量增长率在出口组和非出口企业之间的差异。按照匹配模型思想, STAFFs 和 $D(\ln\text{STAFF})_s$ 也就等同于出口组企业参与出口与反事实假设该组企业未出口相比变量上述两变量产生的溢价效应。

(一) 匹配估计结果及分析

我们首先绘制匹配后的出口组企业 and 非出口组企业员工人数对数的核密度分布图。图 1 中,实线是出口组企业核密度分布图及均值,虚线是非出口组企业核密度分布图及均值,左中右三幅图分别绘制的是 $s=-3, 0, 3$ 期,其中 $s=-3$ 时,出口组和非出口组的偏度系数分别为 0.5093 和 0.4936; $s=0$ 时,出口组和非出口组的偏度系数分别为 0.5109 和 0.4570; $s=3$ 是,出口组和非出口组的偏度系数分别为 0.4509 和 0.4244,说明出口组和非出口企业员工人数分布右偏,即说明出口组和非出口组以中低企业员工规模占多数,即以中小型企业为主,这与匹配后的样本统计相符。

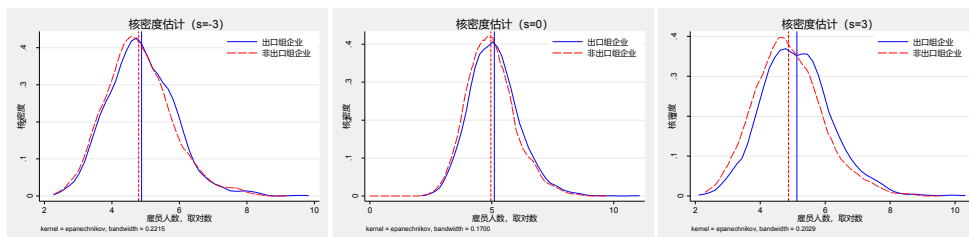


图 1 核密度分布

由图 1 来看, $s=-3, 0, 3$ 这三期,出口组企业均值始终在非出口组企业均值右侧,非出口组企业均值与出口组企业均值的差距逐渐扩大。在 $s=-3$ 和 $s=0$ 时,非出口组与出口组差距不明显,然而当 $s=3$ 时,非出口组企业与出口组企业的差距加大。图 1 仅是初步进行的直观统计分析,仍需要进一步借助 PSM 方法进行实证检验和分析。

表 3 为全样本 PSM 和 PSM-DID 估计结果。变量 STAFFs 在 $s=0$ 的 ATT 在出口组企业出口之前各期($s=-3, -2, -1$)不显著,然而在出口当期($s=0$)和出口之后各期($s=1, 2, 3$)非常显著。出口组企业吸纳劳动力的数量显著超出口之前各期。由变量 STAFFs 的 ATT 的数值大小

但海关库未统计这些企业的从业人员数量,因此,表 2 和图 1 仅基于中国工业企业库统计了 2006-2008 年 3716 家新进入出口企业和与之相匹配的 6419 家非出口企业的分布情况。

来看, 出口之前各期数值偏小且不显著, 而出口当期以及出口之后数值明显变大, 说明出口组企业出口后员工人数的扩张明显领先于非出口组企业, 同时依据匹配估计思想, 出口组企业做出出口决策后会比假设该企业不做出出口决策招募更多的员工。

员工人数增长率变量 $D(\ln\text{STAFF})_s$ 的 ATT 在出口之前($s=-2, -1$)不显著, 然而在出口当期以及出口以后各期非常显著, 说明进入出口市场后出口组企业员工增长率也显著高于非出口组企业。

表 3 匹配估计结果

变量	含义	s=-3	s=-2	s=-1	s=0	s=1	s=2	s=3
STAFFs	员工人数	7.422 (23.59)	4.634 (16.81)	9.082 (15.49)	47.91** (20.47)	64.36*** (23.56)	59.70*** (19.20)	71.92*** (26.45)
	No. of Obs	3,420	7,193	13,629	13,629	13,629	10,209	6,436
D(lnSTAFF)s	员工人数增长率		0.0211 (0.0190)	-0.0214 (0.0137)	0.0853*** (0.00976)	0.0523*** (0.0111)	0.0244* (0.0134)	0.0671*** (0.0191)
	No. of Obs		3,420	7,193	13,629	13,629	10,209	6,436

注: 观测值数量为匹配后的处理组与控制组样本之和; 括号内为采用自助法(bootstrap, reps(500))获得的标准差; *表示 $p<0.1$, **表示 $p<0.05$, ***表示 $p<0.01$ 。

整体来看, 不管按企业员工人数还是员工人数增长率, 出口组企业在出口前与非出口组企业无显著差异, 然而出口之后, 出口组企业与非出口组企业产生了持续的显著性差异, 说明全样本估计的出口就业促进效应非常明显。估计结果同时说明“贸易筛选机制”在我国工业企业中不存在, 与史青、李平(2014)研究结论一致, 这可能与新进入企业的“出口——生产率”悖论有关, 表 1 中企业全要素生产率越低, 出口的概率越高, 因此多数出口企业可能不会刻意设定劳动者技能门槛而产生筛选机制, 企业出口后市场扩大和规模扩张产生了显著的就业促进效应。

(二) 稳健性检验

1. 跨期增量和累积增长率

依据公式(2), 我们可以用 $D(\text{STAFF})_s = \text{STAFF}_s - \text{STAFF}_{s-1}$ 计算相邻两期就业人数的增量在出口组企业 and 非出口组企业之间的差异。若 $s>0$, 我们可以用公式计算相对于出口当期的累积增量 ($\text{ACCUM}_s = \text{STAFF}_s - \text{STAFF}_0$) 在出口组企业 and 非出口组企业之间的差异; 若 $s<0$, 我们则可用公式计算出口当期相对于出口之前各期的累积增量 ($\text{ACCUM}_s = \text{STAFF}_0 - \text{STAFF}_s$) 在出口组企业 and 非出口组企业之间的差异。同理, 我们可以获得累积增长率 ACCUM_GR 在出口组企业 and 非出口组企业之间的差异。

全样本稳健性检验的结果仍然支持出口的就业促进效应显著的结论, 区分技术密集度、企业规模、企业性质和地理区位属性的分样本稳健性检验结果说明就业促进效应的差异性

依然显著存在，且与变量员工人数变量 STAFFs 和员工人数增长率变量 D(lnSTAFF)s 得到的结论基本相符。

2. 纳入全部出口企业

2005-2009 年持续经营的企业样本中，包括出口企业 and 非出口企业，其中出口企业又包括新进入出口市场企业、始终出口企业和间歇性出口企业。在上文的讨论中，我们侧重于讨论新进入出口企业的出口决策对于就业促进效应的影响，发现新进入出口企业的就业促进效应明显。我们进一步补充间歇性出口和始终出口企业，讨论出口企业与非出口企业相比，是否随着时间的推移吸纳更多的劳动力。由于无法准确判断间歇性出口企业和始终出口企业的初始出口年份，我们以 2005 年为基年 (s=0) 进行匹配，然后观察随着时间的推移 (s=1; s=2; s=3; s=4)，出口企业的就业促进效应是否依然高于非出口企业？

表 4 纳入全部出口企业的匹配估计结果

变量	含义	2005(s=0)	2006(s=1)	2007(s=2)	2008(s=3)	2009(s=4)
STAFFs	员工人数	14.650** (6.078)	22.012*** (4.978)	26.202*** (3.982)	18.684*** (6.218)	12.865* (6.667)
	No. of Obs	134,110	134,106	134,109	134,102	134,109
D(lnSTAFF)s	员工人数增长率	-	0.0290*** (0.0033)	0.0152*** (0.0040)	-0.0179** (.0041)	-0.0085*** (0.0044)
	No. of Obs	-	134,106	134,105	134,101	134,101

注：观测值数量为匹配后的处理组与控制组样本之和；括号内为采用自助法(bootstrap, reps(500))获得的标准差；*表示 $p < 0.1$ ，**表示 $p < 0.05$ ，***表示 $p < 0.01$ 。

由表 4 来看，当出口组企业纳入所有出口企业并以 2005 年作为基期进行匹配后，相对于非出口企业组，2005-2009 年期间，员工人数变量 STAFF 的平均处理效应 (ATT) 显著为正，说明出口组平均吸纳的就业人数要显著高于非出口组。但是，由 ATT 数值来看，2006 年和 2007 年呈增加趋势，2007 年达到峰值，而 2008 年和 2009 年呈递减趋势，2009 年数值最小。由员工人数增长率变量 D(lnSTAFF)来看，出口组企业 2006 年和 2007 年员工人数增长率的 ATT 数值显著为正，意味着这两年出口组企业平均吸纳就业人员增长率显著高于控制组企业，但 2008 年和 2009 年出口组企业平均吸纳就业人员增长率显著低于非出口组企业。这与本轮全球金融危机冲击有一定联系，危机造成外需疲弱，中国出口削减，导致企业用工数量减少（或者用工增长率减少）。

五、扩展性分析

我们首先对全样本进行了 PSM 估计。鉴于就业在不同性质企业和行业间的有效配置对

于生产率提高和经济增长具有至关重要的意义 (Hsieh & Klenow, 2007), 准确把握出口的就业结构及其变动是重要研究课题, 我们继续考察企业异质性 (技术密集度、企业规模、企业性质以及地理区位等) 以及企业贸易决策 (贸易方式、产品和目的地数量、转型升级等) 对于就业效应的影响及差异。

(一) 企业异质性与就业促进效应

1. 区分技术密集度

依据国际标准产业分类 (ISIC) 进行的技术密集度划分包括四个类别 (李小平等, 2015), 其中低技术行业包括食品、纺织品、皮革及鞋类制品等; 中低技术包括船舶制造与修理、橡胶和塑料制品和金属制品等; 中高技术包括电器机械设备、汽车、化学制品和铁路机车等; 高技术包括航空航天制造、办公和计算机设备、通讯设备、制药医疗、光学仪器等。我们将数据库中出现而上述分类未概括的行业列为其他行业, 例如工艺品及其他制造业、废弃资源和废旧材料回收加工业。

由表 5 员工人数 STAFFs 来看, 出口组低技术企业在出口前后相对于非出口组企业无显著差异; 而中低技术在出口后第二期($s=2$), 中高技术在出口当期、出口后第二期和第三期($s=0,2,3$), 以及高技术企业在出口后第一期和第二期($s=1,2$), 出口组企业员工人数均显著多于非出口企业, 反映了我国吸纳就业的主体正由低技术企业逐渐演变为以中等技术和高技术企业为主的趋势, 也是出口促使企业改进技术增强竞争力的内在要求。由该变量 ATT 大小来看, 在每一期次中, 基本遵循高技术、中高技术、中低技术和低技术这一由高到低的顺序, 说明高技术出口组企业员工人数与相匹配的非出口组企业员工人数的差值均值 (即 ATT) 高于中高技术企业, 依次类推。

从员工人数增长率指标 $D(\ln\text{STAFF})_s$ 来看, 出口组企业在出口之前与非出口组企业无明显差异 (除中高技术在出口前一期在 10% 水平上显著外), 而出口组企业在出口之后某些期次的员工人数增长率显著高于非出口组企业。出口组低技术企业员工人数增长率在 $s=0,1,3$ 期显著, 似乎与出口组低技术企业变量 STAFF 有悖, 但是我们观察该类低技术企业, 出口组员工人数均值之中少于非出口组均值, 但是在 $s=-3$ 至 $s=1$ 期, 出口组与非出口组员工人数差距在减少, 这也许就是变量 $D(\ln\text{STAFF})_s$ 在 $s=0,1,3$ 期显著的原因。

表 5 区分技术密集度

变量	类别	s=-3	s=-2	s=-1	s=0	s=1	s=2	s=3
STAFFs 员工人数	低技术	-51.01 (35.32)	-38.34 (26.38)	-27.24 (18.32)	-1.280 (19.69)	-0.402 (23.67)	-1.986 (38.90)	-17.24 (31.63)
	No. of Obs	992	2,135	4,466	4,466	4,466	3,474	2,331
	中低技术	-27.81 (52.10)	17.28 (34.22)	0.622 (43.90)	42.47 (32.75)	56.01 (38.46)	96.42** (48.06)	111.9 (70.50)
	No. of Obs	787	1,609	2,988	2,988	2,988	2,201	1,379
	中高技术	16.80 (27.81)	24.94 (24.29)	27.68 (22.68)	42.93* (24.10)	66.87** (29.51)	55.50 (43.89)	142.5** (62.14)
	No. of Obs	1,301	2,749	4,852	4,852	4,852	3,551	2,103
	高技术	9.786 (48.97)	-30.89 (50.86)	59.36 (48.98)	65.18 (56.62)	123.7** (49.51)	166.5** (79.69)	130.4 (91.42)
	No. of Obs	240	499	909	909	909	669	410
	其他	563.3 (610.7)	100.9 (372.4)	-22.26 (183.7)	335.9 (461.6)	401.4 (500.0)	-32.57 (58.48)	-13.49 (38.17)
	No. of Obs	100	201	414	414	414	314	213
D(lnSTAFF) s 员工人数增长率	低技术		-0.0211 (0.0326)	-0.0224 (0.0307)	0.0582*** (0.0177)	0.0599*** (0.0188)	0.0158 (0.0252)	0.0569* (0.0299)
	No. of Obs		992	2,135	4,466	4,466	3,474	2,331
	中低技术		0.0209 (0.0375)	-0.0182 (0.0333)	0.0969*** (0.0222)	0.0757*** (0.0240)	0.0271 (0.0308)	0.0303 (0.0372)
	No. of Obs		787	1,609	2,988	2,988	2,201	1,379
	中高技术		0.00977 (0.0320)	-0.0357* (0.0216)	0.0926*** (0.0152)	0.0539*** (0.0183)	0.0304 (0.0215)	0.0799** (0.0369)
	No. of Obs		1,301	2,749	4,852	4,852	3,551	2,103
	高技术		0.0347 (0.0520)	-0.0254 (0.0551)	0.0468 (0.0494)	0.129*** (0.0470)	0.0424 (0.0629)	0.0314 (0.103)
	No. of Obs		240	499	909	909	669	410
	其他		0.0588 (0.124)	-0.0707 (0.0770)	0.102* (0.0561)	0.00998 (0.0589)	-0.0166 (0.0748)	0.0372 (0.0723)
	No. of Obs		100	201	414	414	314	213

注：观测值数量为匹配后的处理组与控制组样本之和；括号内为采用自助法(bootstrap, reps(500))获得的标准差；*表示 $p < 0.1$ ，**表示 $p < 0.05$ ，***表示 $p < 0.01$ 。

2. 区分企业规模

我们将企业员工人数在区间[10,99)、[100,499)、[500,max.]的企业分别定义为小型企业、中型企业和大型企业。表 6 是区分企业规模的估计结果。由变量 STAFFs 来看，与非出口组企业相比，出口组企业出口之前各期($s=-3, -2, -1$)员工数量无明显差异，出口后三种规模的出口组企业均会明显扩大劳动力规模。由该变量 ATT 数值大小来看，大型企业显著高于中型企业，而中型企业又明显高于小型企业。

表 6 区分企业规模

变量	类别	s=-3	s=-2	s=-1	s=0	s=1	s=2	s=3
STAFFs 员工人数	小企业	0.324 (3.480)	2.501 (1.899)	0.826 (0.937)	8.061*** (2.412)	14.56*** (3.566)	15.43*** (3.763)	30.00** (12.51)
	No. of Obs	1,239	2,628	5,101	5,101	5,101	3,862	2,473
	中型企业	1.756 (8.971)	-0.200 (5.849)	3.487 (3.480)	20.32*** (4.829)	38.45*** (8.282)	30.91 (24.33)	43.31** (21.71)
	No. of Obs	1,838	3,813	7,057	7,057	7,057	5,219	3,244
	大型企业	227.2 (185.5)	152.6 (113.9)	133.3 (98.00)	346.7** (148.4)	381.9** (171.4)	345.6*** (126.6)	316.1* (190.0)
	No. of Obs	343	752	1,471	1,471	1,471	1,128	719
D(lnSTAFF) s 员工人数增长率	小企业		0.0439 (0.0304)	-0.0253 (0.0213)	0.0833*** (0.0181)	0.0643*** (0.0172)	-0.00303 (0.0194)	0.00488 (0.0289)
	No. of Obs		1,239	2,628	5,101	5,101	3,862	2,473
	中型企业		-0.0193 (0.0238)	-0.0181 (0.0195)	0.0777*** (0.0124)	0.0489*** (0.0141)	0.0372** (0.0178)	0.0931*** (0.0270)
	No. of Obs		1,838	3,813	7,057	7,057	5,219	3,244
	大型企业		0.00674 (0.0709)	-0.0124 (0.0501)	0.0974*** (0.0311)	0.0261 (0.0344)	0.0501 (0.0422)	0.135* (0.0703)
	No. of Obs		343	752	1,471	1,471	1,128	719

注：观测值数量为匹配后的处理组与控制组样本之和；括号内为采用自助法(bootstrap, reps(500))获得的标准差；*表示 $p < 0.1$ ，**表示 $p < 0.05$ ，***表示 $p < 0.01$ 。

由员工人数增长率指标 D(lnSTAFF)s 来看，中型企业自出口当期始，出口组企业员工增长率一直显著高于非出口组企业；小企业和大企业仅在个别期次显著。由该变量 ATT 数值大小来看，在显著的期次中(s=0 和 s=3)，大型企业 ATT 数值均明显高于小企业和中型企业。

3. 区分企业性质

我们将样本按照企业性质分为国有、民营、港澳台资、外资和其他 5 种类型，以考察出口就业促进效应在不同所有制企业间的差异。由表 7 企业员工人数 STAFFs 的显著性来看，国有企业在出口组和非出口组之间无显著差异，意味着即使进入了出口市场，国有企业不会因此多招募工人；民营出口企业在出口当期及以后各期(s=0,1,2,3)均会显著扩充工人数量；港澳台资出口企业在出口第二期(s=2)工人数量扩张明显；外资企业在出口后第一期(s=1)工人数量扩张明显。由变量 STAFFs 的 ATT 数值大小来看，出口组企业出口之前的 ATT 数值大都小于出口之后的 ATT 数值。

从员工人数增长率指标 D(lnSTAFF)s 来看，出口组民营企业出口当期及出口后的第二期和第三期 ATT 效应显著；港澳台资企业在出口前一期显著；外资企业在出口当期显著；值得注意的是国有出口企业 D(lnSTAFF)s 在出口当期和出口后第一期显著，而变量 STAFFs 在任何一期都不显著，究其原因，是由于变量 STAFFs 在出口前一期和出口当期的 ATT 数值为负，意味着出口组企业与非出口组企业员工人数均值的差值为负，但差距在缩小，因

此会看到 $D(\ln STAFF)_s$ 在出口当期和出口后第一期显著。

表 7 区分企业性质

变量	类别	s=-3	s=-2	s=-1	s=0	s=1	s=2	s=3
STAFFs 员工人数	国有	37.08 (174.0)	40.21 (111.3)	-106.5 (92.98)	-59.44 (77.11)	53.74 (60.80)	62.36 (50.75)	-0.0368 (81.61)
	No. of Obs	173	349	701	701	701	528	352
	民营	22.64 (30.72)	11.41 (19.16)	11.78 (19.34)	55.33** (27.64)	76.82*** (28.98)	59.52** (23.87)	77.84** (38.47)
	No. of Obs	2,457	5,078	9,178	9,178	9,178	6,721	4,100
	港澳台资	33.14 (26.28)	21.70 (26.48)	27.10 (25.04)	31.31 (26.39)	28.33 (41.57)	87.29** (43.79)	48.29 (70.71)
	No. of Obs	402	904	1,914	1,914	1,914	1,512	1,010
	外资	-65.27 (62.42)	-7.926 (41.92)	18.94 (29.31)	53.19 (35.49)	71.59* (37.62)	87.23 (54.29)	56.94 (40.76)
	No. of Obs	371	822	1,767	1,767	1,767	1,396	945
$D(\ln STAFF)_s$ 员工人数增长率	国有		-0.00758 (0.152)	-0.0702 (0.0616)	0.0811* (0.0489)	0.131*** (0.0505)	0.0439 (0.0624)	0.0178 (0.108)
	No. of Obs		173	349	701	701	528	352
	民营		0.0172 (0.0216)	-0.00833 (0.0158)	0.0797*** (0.0112)	0.0606*** (0.0133)	0.0245 (0.0153)	0.0490** (0.0216)
	No. of Obs		2,457	5,078	9,178	9,178	6,721	4,100
	港澳台资		-0.0847 (0.0600)	-0.0793* (0.0424)	0.0321 (0.0287)	0.0212 (0.0302)	0.0579 (0.0360)	0.0796 (0.0544)
	No. of Obs		402	904	1,914	1,914	1,512	1,010
	外资		0.0481 (0.0491)	-0.0453 (0.0430)	0.122*** (0.0291)	0.0243 (0.0304)	-0.00290 (0.0389)	0.0437 (0.0498)
	No. of Obs		371	822	1,767	1,767	1,396	945

注：观测值数量为匹配后的处理组与控制组样本之和；括号内为采用自助法(bootstrap, reps(500))获得的标准差；*表示 $p < 0.1$ ，**表示 $p < 0.05$ ，***表示 $p < 0.01$ 。

4. 区分地理区位

我们依据国家统计局关于东西部地区的划分，将样本企业按所在省份划分东部地区企业和中西部地区企业。表 8 是区分地理区位的估计结果。由变量 STAFFs 来看，进入出口市场之前，出口组和非出口组员工人数无显著差异；进入出口市场当期，东部地区出口组企业显著多于非出口组企业，而中西部地区出口组和非出口组无显著差异；进入出口市场之后，东部地区和中西部地区出口组企业均显著高于非出口组企业。由 ATT 大小来看，进入出口市场之后，中西部地区 ATT 明显高于东部地区 ATT，即中西部地区出口组企业与非出口组企业员工人数的差值均值明显高于东部地区。

表 8 区分地理区位

变量	类别	s=-3	s=-2	s=-1	s=0	s=1	s=2	s=3
STAFFs 员工人数	东部	5.411 (20.90)	6.205 (14.55)	5.374 (13.92)	29.65** (13.45)	37.05** (16.56)	37.49* (22.18)	40.69* (24.69)
	No. of Obs	2,848	6,018	11,402	11,402	11,402	8,554	5,384
	中西部	79.93 (120.7)	62.96 (69.96)	29.05 (52.46)	143.2 (94.59)	201.0* (109.8)	146.1** (66.75)	222.5** (104.7)
	No. of Obs	572	1,175	2,227	2,227	2,227	1,655	1,052
D(lnSTAFF)s 员工人数增长率	东部		0.0115 (0.0200)	-0.0210 (0.0144)	0.0808*** (0.0109)	0.0441*** (0.0114)	0.0205 (0.0140)	0.0596*** (0.0210)
	No. of Obs		2,848	6,018	11,402	11,402	8,554	5,384
	中西部		0.0961** (0.0462)	-0.00934 (0.0390)	0.114*** (0.0237)	0.0845*** (0.0292)	0.0379 (0.0368)	0.0816 (0.0551)
	No. of Obs		572	1,175	2,227	2,227	1,655	1,052

注：观测值数量为匹配后的处理组与控制组样本之和；括号内为采用自助法(bootstrap, reps(500))获得的标准差；*表示 $p < 0.1$ ，**表示 $p < 0.05$ ，***表示 $p < 0.01$ 。

(二) 企业出口决策与就业效应

企业从业人员数量不但受企业进入和退出国际市场的选择行为的影响，还可能会受到企业出口额变动的影响。此外，鉴于我国加工贸易出口占比一直较高，从事加工贸易的企业数量也很多，贸易方式的选择可能会影响企业从业人员数量；近来的多产品出口企业相关研究表明，企业出口产品数量和出口目的地选择是企业出口的重要决策，因而可能会影响到出口企业的就业水平；企业的出口转换决策，也可能影响到就业水平。因此，本文设定面板模型进一步考察上述企业贸易决策对于就业的影响，面板模型设定如下：

$$STAFF_{it} = \alpha + \beta CV_{it} + \mathbf{X}_{it}' \gamma + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (83)$$

其中，因变量 STAFF 为企业从业人员数量，取对数；解释变量中，CV 是核心解释变量，在下文的分析中依次为出口额、当年是否出口虚拟变量、出口企业虚拟变量、加工贸易企业虚拟变量、出口产品种类数、出口目的地数量以及出口转型升级虚拟变量；X 为协变量向量，包括企业生产率、企业规模、企业存续时间、企业员工收入水平、是否国有企业、是否研发等（变量名称及含义同表 1）；u 为不随时间而变的个体固定效应；v 为时间固定效应； ε 为随机误差项。

1. 出口额变动的影响

2005-2009 年期间，始终出口的企业每年都会有出口记录，但是新进入出口市场的企业和间歇性出口企业个别年份没有出口记录，即出口额为 0，在本文中仍然定义为出口企业。因此，本文采用 $\ln(1+\text{EXPORT})$ 计算获得出口额变量 EX；DEX 为当年是否出口的虚拟变量；DEXF 为是否出口企业的虚拟变量。回归结果如表 9 所示。

表 9 考虑出口额影响的稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
EX	0.0137*** (0.000255)	0.000382*** (3.24e-05)	0.0123*** (0.000299)	0.0212*** (0.000240)	0.00120*** (2.14e-05)	0.000354*** (4.85e-05)
DEX			0.0162*** (0.00219)			0.00103** (0.000431)
DEXF				0.478*** (0.00590)	0.00456*** (0.000245)	
TFP		1.337*** (0.000931)			1.311*** (0.000797)	1.319*** (0.00138)
LP		-1.192*** (0.000274)			-1.193*** (0.000178)	-1.190*** (0.000396)
CP		-0.209*** (0.000201)			-0.206*** (0.000146)	-0.206*** (0.000303)
EIO		1.340*** (0.000955)			1.316*** (0.000822)	1.321*** (0.00141)
SALES		0.0731*** (0.000606)			0.0962*** (0.000543)	0.0844*** (0.000895)
PWAGE		-0.00397*** (0.000146)			-0.00525*** (0.000124)	-0.00396*** (0.000205)
AGE		-0.00264*** (0.000272)			-0.00320*** (0.000132)	-0.00236*** (0.000486)
RD		-3.27e-08*** (7.41e-09)			-2.43e-07*** (5.72e-09)	-2.44e-08** (9.70e-09)
SOE		0.000372 (0.00112)			-0.00886*** (0.000523)	0.00128 (0.00194)
常数项	4.767*** (0.00120)	0.0152*** (0.00186)	4.800*** (0.00137)	4.393*** (0.00507)	-0.0152*** (0.000844)	0.0288*** (0.00330)
观测值	680,283	407,468	541,395	680,283	407,468	272,573
截面	138,891	138,793	138,891	138,891	138,793	138,628
R2	0.014	0.991	0.009			0.991

注：第（1）-（6）列因变量均为 STAFF（取对数），均采用固定效应面板估计，同时控制年份、行业和区位；*表示 $p<0.1$ ，**表示 $p<0.05$ ，***表示 $p<0.01$ 。

由表 9 第（1）列的回归结果可以看出，当仅引入出口额作为解释变量时，出口额（EX）越高，企业从业人员数量越多，在引入其他控制变量（企业效率、企业规模等）后（第（2）（5）（6）列），出口额的就业弹性仍显著为正，但已明显变小；企业选择出口（DEX），就会增加用工数量；如果该企业为出口企业（DEXF），用工数量相对于非出口企业也会增加；其他变量方面，全要素生产率、投入产出效率、销售额、国企性质均会对企业用工数量产生正向显著影响，而劳动生产率、资本生产率、人均工资水平、企业研发变量均会对企业用工数量产生负向显著影响。

2. 贸易方式选择与就业效应

改革开放以来,我国积极融入全球价值链分工体系,主要形式之一便是加工贸易。¹上世纪 90 年代中期至 2009 年,我国加工贸易出口额占我国出口总额的 50%以上,加工贸易与一般贸易企业在生产模式和主营业务方面存在很大差异(宋超、谢一青,2017)。本文的研究区间为 2005-2009 年,我国出口中加工贸易占比较高,应考虑贸易方式选择对于就业的影响。为此,本文匹配了中国工业企业数据库和中国海关贸易统计数据库²,将海关贸易统计数据库中“进料加工”、“来料加工”和“出料加工”统称为加工贸易,并删除了非贸易企业,着重考察企业贸易决策对于就业的影响。

表 10 中,第(1)列和第(3)列考察了企业从事加工贸易的就业效应。变量 PT 为虚拟变量,若企业在某年中有任何一笔海关统计记录属于“加工贸易”,则该企业在该年中被视为加工贸易企业,虚拟变量 PT 取值为 1,否则取值为 0。PT 的系数显著为正,说明企业从事加工贸易时会吸纳更多的劳动力。控制变量的系数大小和显著性均与表 9 相似。

表 10 企业贸易决策与就业效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
PT	0.00104*** (0.000308)		0.000831*** (0.000309)			
PNUM		8.36e-05** (3.71e-05)	8.04e-05** (3.71e-05)			
DNUM		0.000287*** (3.40e-05)	0.000283*** (3.40e-05)			
1.PTC					0.000839** (0.000365)	
2.PTC					-0.000845* (0.000487)	
1.INC						0.00148** (0.000652)
2.INC						0.000290 (0.000224)
TFP	1.303*** (0.00174)	1.303*** (0.00174)	1.303*** (0.00174)	1.342*** (0.00163)	1.342*** (0.00163)	1.342*** (0.00163)
LP	-1.185*** (0.000525)	-1.185*** (0.000525)	-1.185*** (0.000525)	-1.194*** (0.000487)	-1.195*** (0.000487)	-1.194*** (0.000487)
CP	-0.203*** (0.000395)	-0.203*** (0.000395)	-0.203*** (0.000395)	-0.210*** (0.000368)	-0.210*** (0.000368)	-0.210*** (0.000368)
EIO	1.306*** (0.00178)	1.305*** (0.00178)	1.305*** (0.00178)	1.347*** (0.00168)	1.347*** (0.00168)	1.347*** (0.00168)
SALES	0.0955*** (0.00113)	0.0952*** (0.00113)	0.0952*** (0.00113)	0.0724*** (0.00106)	0.0724*** (0.00106)	0.0724*** (0.00106)

¹ 根据《中华人民共和国海关对加工贸易货物监管办法》的定义,加工贸易是指“经营企业进口全部或者部分原辅材料、零部件、元器件、包装物料,经加工或者装配后将制成品复出口的经营活动”。

² 中国工业企业数据库仅提供了企业出口额,没有提供企业的贸易方式和出口目的地信息。因此,本文参照 Yu (2015)、向训勇等 (2016) 等提供的思路匹配了中国工业企业数据库和中国海关贸易统计数据库,获得了企业贸易方式、出口目的地和出口产品信息,样本区间为 2005-2009 年。

PWAGE	-0.00445*** (0.000285)	-0.00451*** (0.000284)	-0.00451*** (0.000284)	-0.00379*** (0.000263)	-0.00379*** (0.000263)	-0.00379*** (0.000263)
AGE	-0.00199*** (0.000561)	-0.00191*** (0.000561)	-0.00192*** (0.000561)	-0.00187*** (0.000516)	-0.00188*** (0.000516)	-0.00186*** (0.000516)
RD	-3.21e-08*** (9.70e-09)	-3.56e-08*** (9.71e-09)	-3.54e-08*** (9.71e-09)	-3.54e-08*** (8.60e-09)	-3.52e-08*** (8.60e-09)	-3.54e-08*** (8.60e-09)
SOE	0.00490* (0.00257)	0.00479* (0.00257)	0.00477* (0.00257)	0.00572** (0.00237)	0.00570** (0.00237)	0.00573** (0.00237)
常数项	0.0302*** (0.00386)	0.0327*** (0.00387)	0.0328*** (0.00387)	0.00766** (0.00357)	0.00795** (0.00357)	0.00771** (0.00357)
观测值	132,311	132,311	132,311	124,193	124,193	124,193
截面	45,064	45,064	45,064	42,282	42,282	42,282
R2	0.989	0.989	0.989	0.992	0.992	0.992

注：第（1）-（6）列因变量均为 STAFF（取对数），均采用固定效应面板估计，同时控制年份、行业和区位；*表示 $p<0.1$ ，**表示 $p<0.05$ ，***表示 $p<0.01$ 。

3.多产品和多目的地出口决策与就业效应

多产品出口企业在国际贸易中发挥着十分重要的作用，企业出口动态不仅体现在进入和退出国际市场，更多地还体现在多产品出口企业调整出口范围以及出口目的地。近期关于多产品企业的研究大都发现市场竞争加剧会促使企业缩小出口产品类别，使企业集中生产并出口具有核心竞争力的产品（Eckel & Neary, 2010；Mayer et al, 2014），企业必然会进行资源的再配置，影响劳动力生产要素投入数量。

表 10 中，解释变量 PNUM 和 DNUM 分别为企业某年出口的产品数量以及出口目的地的数量。由第（2）列和第（3）列的回归结果可以看出，PNUM 和 DNUM 的系数均显著为正，即企业出口产品种类和目的地数目越多，吸纳的劳动力越多。控制变量的系数大小和显著性均与第（1）列以及表 9 相似。

4.出口转型升级与就业效应

出口企业转型升级可以从很多方面体现出来，例如马述忠等（2016）认为一般贸易出口占比提升、生产率提高以及价值链地位的提升意味着出口转型升级。齐俊妍、王岚（2015）归纳了企业技术选择和出口方式的四种组合（低技术加工出口、高技术加工出口、低技术一般出口和高技术一般出口），并指出了不同类型的转型升级路径，例如低技术加工出口可以先进行技术升级转变为高技术加工出口，再进行贸易转型转变为高技术一般出口企业；也可以先进行贸易转型为低技术一般出口，在进行技术转型转变为高技术一般出口企业。结合本文选题和数据可得性，我们从如下三个维度定义出口企业转型升级行为：企业生产率的提升；由加工贸易向一般贸易的转换；目的地国家由低收入国家向高收入国家的调整。

我们定义了 4 个生产率变量，全要素生产率（TFP）和投入产出效率（EIO）的回归系数显著为正，而劳动生产率（LP）和资本产出比（CP）的回归系数显著为负，4 个变量的系数在表 9 和表 10 的各列中未发生根本性变化。出口企业全要素生产率和投入产出比越高，吸纳的劳动力越多，可能与出口企业全要素生产率提升路径有关系；劳动生产率和资本产出比越高，则企业对于劳动力的需求就越少。

PTC 为贸易方式转换的因子变量（factor variable），根据当年 PT 和上年 PT 的取值，PTC 可包括三个类别：未发生转换，取值为 0；一般贸易向加工贸易转换，取值为 1；加工贸易向一般贸易转换，取值为 2，其中取值为 2 时表现为转型升级的第二个维度。采用面板模型回归时，将 PTC 取值为 0 视为基准情形。由第（5）列回归结果来看，相比不发生转换情形，当出口企业由一般贸易转换为加工贸易时，会吸纳更多的劳动力（1.PTC 的系数 >0 ）；当出口企业由加工贸易转换为一般贸易时，会削减劳动力数量（1.PTC 的系数 <0 ），即当出口企业进行贸易方式的转型升级时，会影响社会就业水平。

同理，INC 为目的国家转换的因子变量，取值为 0 表示未转换；取值为 1 表示核心产品（企业出口额最大的产品）的出口目的地由发达国家向发展中国家的转换；取值为 2 表示核心产品的出口目的地国家由发达国家向发展中国家的转换，表现为转型升级的第三个维度。由第（6）列的回归结果看出，当出口企业目的地由发达国家向发展中国家转换时，会增加劳动力的投入；但是目的地由发展中国家向发达国家转换时，不影响劳动力的投入。

六、结论及政策建议

本文在现有研究的基础上，运用匹配方法，考察了 2005-2009 年新进入出口市场企业相对于非出口企业的就业促进效应及其差异性。研究发现：（1）整体来看，我国工业企业出口产生了显著的持续的就业促进效应。全样本匹配结果显示，不论按企业员工人数还是员工人数增长率，出口组企业在出口前与非出口组企业无显著差异，然而出口之后，出口组企业与非出口组企业产生了持续的显著性差异，说明出口的就业促进效应非常明显。（2）在区分技术密集度、企业规模、企业性质和地理区位等属性后，出口的就业促进效应表现出明显的差异性。出口后，高技术和中高技术企业的 ATT 数值明显高于低技术企业，即较之于非出口组相应类别企业，高技术和中高技术出口组企业比低技术出口组企业吸纳更多的就业；出口后，三种规模的企业均会明显扩大就业规模，大型出口企业就业的 ATT 数值

明显高于中型企业，中型企业又明显高于小型企业；出口后，国有企业的 ATT 效应不明显，港澳台资和外资企业在出口后个别期次明显，而民营企业在出口当期和出口之后各期均非常明显，说明较之其他所有制类型企业，民营企业的就业促进效应更为明显；出口后，东部地区和中西部地区出口企业的 ATT 效应均显著，从 ATT 数值大小来看，中西部地区出口组企业的就业促进效应已明显高于东部地区。（3）出口企业调整贸易额、选择不同的贸易方式、调整产品种类和目的地等决策均会影响就业水平，出口企业劳动生产率和资本产出比的提升、加工贸易向一般转型等升级决策将加剧出口行业的失业现象。

本文基于微观企业主体研究出口的就业促进效应及其差异性，对于应对中美贸易战，形成以下政策建议。（1）优先考虑就业目标。出口扩张可以明显促进就业，出口萎缩可能显著抑制就业，甚至可能造成大量失业。鉴于外贸行业从业人员所占比重较高，中国应高度警惕中美贸易战可能带来的出口萎缩对劳动力市场产生的不利冲击。美国通过发动贸易战，企图对中国高科技产业发展进行压制，阻碍中国深度参与全球价值链分工，从而使国际资本，尤其是实体经济投资，更多地回流到美国，从而解决美国就业问题。在一定意义上讲，中美贸易战也是中美就业争夺战。为解决中美贸易战可能带来的失业问题，中国应做好应对危机的准备，加快发展科技、文化、教育、交通等领域，加快企业技术改造，积极扩大就业渠道，避免出现出口规模急剧下降可能造成的大规模失业现象。（2）实施交叉补贴的关税政策。此次中美贸易战中，美国对中国加征关税的领域并非中国更具比较优势的中低端制造，而主要是《中国制造 2025》中计划主要发展的高科技产业，包括航空、新能源汽车、新材料等。而研究发现，中高技术企业出口就业促进效应更为显著。在这种情况下，中国应采取交叉补贴的方式，来减少美国加征关税对这些产业的影响。可以主要包括两个方面具体措施：一是降低或免除部分高科技产业零部件进口关税，在国内技术尚未攻克或生产能力不足的情况下，从欧洲、日本等国家扩大进口，减轻高科技企业的经营负担；二是对美国水果、猪肉、大豆、天然气等产品加征关税，并用增加的关税收入来补贴受损失的高技术企业，手段可以主要采取研发补贴、技术改造补贴等。（3）适当支持和鼓励加工贸易发展。尽管加工贸易是引致中美贸易不平衡的重要原因，但此次贸易战中，中美双方没有将加工贸易作为主要对象。事实上，改革开放以来加工贸易对解决我国剩余劳动力就业问题、促进经济增长，发挥了非常重要作用；而且，加工贸易也为中国工业的发展培养了大批成熟的产业工人，促进了工业企业技术进步和生产工艺的提升。目前，虽然中国劳动力成本大幅上升，相比于东南亚国家和非洲国家已经不具有成本优势，但在产业

门类的完整性、熟练工人的数量、基础设施条件等方面仍具有明显优势。在这种情况下，为避免中美贸易战对就业带来剧烈冲击，中国可采取人民币贬值、税收优惠等方式，适当支持和鼓励加工贸易发展，这样也有利于为中国工业转型升级奠定更加坚实的基础。(4) 进一步深化改革开放。坚定不移地深化改革开放，构建全面开放的新格局，是我国面对中美贸易战的必然选择。中国应以更大决心和力度推动新一轮改革开放，继续扩大制造业和服务业的开放，尤其在养老、医疗、教育、金融等领域的开放。一方面深化经济体制改革和垄断行业改革，减少国家对市场的直接干预，为外资企业和民营企业提供同等的国民待遇，以科学、高效的制度，吸引国内、外投资者；另一方面鼓励和支持中国企业，尤其是民营企业海外加大直接投资，鼓励将引进国外技术和加大自主研发相结合，构建开放式创新体系，推动制造业整体水平的提升。

参考文献

- [1] 陈昊 谢超峰,2012:《外贸顺差、贸易筛选与就业关系研究——基于月度数据的再检验》,《经济评论》第2期。
- [2] 李小平 周记顺 王树柏,2015:《中国制造业出口复杂度的提升和制造业增长》,《世界经济》第2期。
- [3] 马弘 乔雪 徐娜,2013:《中国制造业的就业创造与就业消失》,《经济研究》第12期。
- [4] 马述忠 王笑笑 张洪胜,2016:《出口贸易转型升级能否缓解人口红利下降的压力》,《世界经济》第07期。
- [5] 毛日昇,2009:《出口、外商直接投资与中国制造业就业》,《经济研究》第11期。
- [6] 齐俊妍 王岚,2015:《贸易转型、技术升级和中国出口品国内完全技术含量演进》,《世界经济》第03期。
- [7] 邱斌 刘修岩 赵伟,2012:《出口学习抑或自选择:基于中国制造业微观企业的倍差匹配检验》,《世界经济》第4期。
- [8] 屈小博 高凌云 贾朋,2016:《中国制造业就业动态研究》,《中国工业经济》第2期。
- [9] 邵敏 包群,2011:《出口企业转型对中国劳动力就业与工资的影响:基于倾向评分匹配估计的经验分析》,《世界经济》第6期。
- [10] 史青 李平,2014:《再议中国企业出口的就业效应》,《财贸经济》第10期。
- [11] 宋超 谢一青,2017:《人民币汇率对中国企业出口的影响:加工贸易与一般贸易》,《世界经济》第08期。
- [12] 席艳乐 于江曼,2016:《出口贸易对企业就业规模的影响——基于2000-2007年中国企业微观数据的实证检验》,《山西财经大学学报》第2期。
- [13] 谢千里 罗斯基 张轶凡,2008:《中国工业生产率的增长与收敛》,《经济学(季刊)》第3期。
- [14] 于娇 逯宇铎 刘海洋,2015:《出口行为与企业生存概率:一个经验研究》,《世界经济》第4期。
- [15] 俞会新 薛敬孝,2002:《中国贸易自由化对工业就业的影响》,《世界经济》第10期。
- [16] 原磊 邹宗森,2017:《中国制造业出口企业是否存在绩效优势——基于不同产业类型的检验》,《财贸经济》第5期。
- [17] 张川川,2015:《出口对就业、工资和收入不平等的影响——基于微观数据的证据》,《经济学(季刊)》第4期。
- [18] 张华初 李永杰,2004:《论我国加工贸易的就业效应》,《财贸经济》第06期。
- [19] 张杰 李勇 刘志彪,2009:《出口促进中国企业生产率提高吗?——来自中国本土制造业企业的经验证

据:1999~2003》,《管理世界》第 12 期。

- [20] 张杰 周晓艳 郑文平 芦哲,2011:《要素市场扭曲是否激发了中国企业出口》,《世界经济》第 8 期。
- [21] Bernard, A. B. et al (2005), “Importers, exporters, and multinationals: A portrait of firms in the US that trade goods”, NBER working paper, No. 11404.
- [22] Bernard, A. B. et al (2007), “Firms in international trade”, *Journal of Economic Perspectives* 21(3): 105—130.
- [23] Bernard, A. B. & J. B. Jensen (2006), “Why some firms export”, *Review of Economics & Statistics* 86(2): 561—569.
- [24] Biscourp, P. & F. Kramarz (2007), “Employment, skill structure and international trade: Firm-level evidence for France”, *Journal of International Economics* 72(1): 22—51.
- [25] Colombelli, A. et al (2013), “Properties of knowledge base and firm survival: Evidence from a sample of French manufacturing firms”, *Technological Forecasting & Social Change* 80(8): 1469—1483.
- [26] Costinot, A. et al (2016), “Micro to macro: Optimal trade policy with firm heterogeneity”, NBER Working Paper, No.21989.
- [27] Dauth, W. et al (2014), “The rise of the east and the far east: German labor markets and trade integration”, *Journal of the European Economic Association* 12(6): 1643—1675.
- [28] Eckel, C. & J. P. Neary (2010), “Multi-product firms and flexible manufacturing in the global economy”, *The Review of Economic Studies* 77(1): 188—217.
- [29] Girma, S. et al (2004), “Does exporting increase productivity? A microeconomic analysis of matched firms”, *Review of International Economics* 12(5): 855—866.
- [30] Greenaway, D. et al (1999), “An empirical assessment of the impact of trade on employment in the United Kingdom”, *European Journal of Political Economy* 15(3): 485—500.
- [31] Heckman, J. J. et al (1997), “Matching as an econometric evaluation estimator: Evidence from evaluating a job training programme”, *Review of Economic Studies* 64(64): 605—654.
- [32] Helpman, E. et al (2010), “Unequal effects of trade on workers with different abilities”, *Journal of the European Economic Association* 8(2): 421—433.
- [33] Helpman, E. et al (2011), “Trade and labor market outcomes”, *Social Science Electronic Publishing* 9(2): 171—194.
- [34] Helpman, E. & O. Itskhoki (2010), “Labour market rigidities, trade and unemployment”, *Review of Economic Studies* 77(3): 1100—1137.

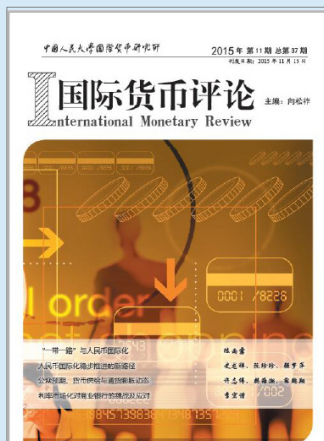
- [35] Helpman, E. & S. Redding (2010), “Inequality and unemployment in a global economy”, *Econometrica* 78(4): 1239—1283.
- [36] Hsieh, C. T. & P. J. Klenow (2007), “Misallocation and manufacturing TFP in China and india”, *Quarterly Journal of Economics* 124(4): 1403—1448.
- [37] Jenkins, R. & K. Sen (2006), “International trade and manufacturing employment in the south: Four country case studies”, *Oxford Development Studies* 34(3): 299—322.
- [38] Kurz, C. & M. Z. Senses (2013), “Importing, exporting, and firm-level employment volatility”, *SSRN Electronic Journal* 98: 160—175.
- [39] Levinsohn, J. & A. Petrin (2003), “Estimating production functions using inputs to control for unobservables”, *Review of Economic Studies* 70(2): 317—341.
- [40] Mayer, T. et al (2014), “Market size, competition, and the product mix of exporters”, *American Economic Review* 104(2): 495—536.
- [41] Melitz, M. J. (2003), “The impact of trade on Intra-Industry reallocations and aggregate industry productivity”, *Econometrica* 71(6): 1695—1725.
- [42] Messerlin, P. A. (1995), “The impact of trade and capital movements on labour: Evidence on the French case”, *OECD Economic Studies* 24(October): 89—124.
- [43] Olley, G. S. & A. Pakes (1996), “The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry”, *Econometrica* 64(6): 1263—1297.
- [44] Rawski, T. G. (2001), “What is happening to China's GDP statistics?”, *China Economic Review* 12(4): 347—354.
- [45] Rosenbaum, P. R. & D. B. Rubin (1985), “Constructing a control group using multivariate matched sampling methods that incorporate the propensity score”, *The American Statistician* 39(1): 33—38.

Firm Heterogeneity, Export Decision and the Effect on Employment

Abstract: The paper investigates the promotion effect of export decision, mode selection, varieties and destination selection, and transformation and upgrade decision on employment by method of PSM-DID using microdata of Chinese industrial firms from 2005 to 2009. The results show that the promotion effect is very significant for those new exporters after they enter international market. Exporters of high-technology, large scale, private and foreign ownership, and central and western regions promote much more employment than matched non-exporters of the same attribute. Moreover, firm decision on export value adjustment, type of trading, selection of product varieties and destinations, transformation and upgrading, would impact employment. In response to the current Sino-US trade war, China should give priority to employment targets when formulating policies. China should implement cross-subsidized tariff policies, appropriately support and encourage the development of processing trade, and deepening the reform and opening up in an all-round way.

Key words: export; employment promotion; enterprise heterogeneity; Sino-US trade war

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前海大道
2388号怡化金融科技大厦20楼