

# I 国际货币评论

## International Monetary Review

主编：向松祚



中国金融发展进入新时代

长期性停滞与持续低利率：理论、经验及启示

泰勒规则、股价波动与人民币汇率动态决定

美元定价约束下通胀目标冲击的国际传导与福利效应

汇率变化、贸易服务与中国企业对外直接投资

李 扬

李宏瑾

江 春、司登奎、李小林

范爱军、卞学宇

田 巍、余淼杰

顾问委员会：（按姓氏拼音排序）

Edmond Alphandery	Yaseen Anwar	陈雨露	陈云贤
Steve H. Hanke	李扬	李若谷	马德伦
Robert A. Mundell	任志刚	潘功胜	苏宁
王兆星	吴清	夏斌	

编委会主任：张杰

编委会委员：（按姓氏拼音排序）

贲圣林	曹彤	陈卫东	丁剑平	丁志杰	鄂志寰
郭庆旺	焦瑾璞	Rainer Klump	IL Hounq Lee	刘珺	陆磊
David Marsh	Herbert Poenisch	瞿强	Alfred Schipke	涂永红	向松祚
曾颂华	张晓朴	张之骧	赵锡军	庄毓敏	

---

主 编：向松祚  
副 主 编：何青 苏治 宋科  
编辑部主任：何青  
编辑部副主任：赵宣凯 安然  
责任编辑：王昊鹏  
栏目编辑：叶子瑞  
美术编辑：张耘峒

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](http://www.imi.org.cn)  
电 话：86-10-62516755  
传 真：86-10-62516725  
邮 箱：[imi@ruc.edu.cn](mailto: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】

- 中国金融发展进入新时代 ————— 李扬 01
- 长期性停滞与持续低利率：理论、经验及启示 ————— 李宏瑾 12
- 泰勒规则、股价波动与人民币汇率动态决定 ————— 江春、司登奎、李小林 37
- 信息技术的分配效应
- 论“互联网+”对劳动收入份额的影响 ————— 申广军、刘超 52
- 汇率制度与货币政策框架：演变、特征与启示 ————— 刘晓辉、张璟 68
- 美元定价约束下通胀目标冲击的国际传导与福利效应 ————— 范爱军、卞学宇 84
- 汇率变化、贸易服务与中国企业对外直接投资 ————— 田巍、余淼杰 113

**【卷首】****中国金融发展进入新时代**李扬<sup>1</sup>

中国金融发展进入新时代，去年以来，金融发展、金融监管的事情层出不穷，去年至少几件事，十九大、全国经济工作会议，开年以来仅仅才一个多月又有几次重要的会议，特别是习主席在政治局学习，讨论关于现代化经济的，反正新的论述层出不穷。我根据自己的理解挑了一些和我们未来金融发展和金融监管有关的主要论述和大家一起来学习一下。

首先是一句话，中国经济从高速增长阶段转向高质量发展阶段，这个有很多的解释。总是新常态理论的深化，从另外一个层面来讨论新常态。但是讲到新常态的时候，因为新常态的跨度非常大周期的经济发展变化。讲到周期，大家也都会回想起去年、前年中国的经济学界讨论的最多的一个概念是周期，谁都说周期触底等等。周期肯定是无处不在的，而且每一个现实经济的运行是有很多周期叠加的。在这么多的周期中特别需要找到一些主导性周期。

两个周期最为重要，一个是由科技进步驱动的一个长周期。新常态实际是一个长周期概念，习主席当前的经济金融形势有过一句非常重要的话，说“中国经济经过上一轮扩张期之后，现在进入到下行清算期”，这个背后很清楚是一个长周期的概念，而且指出了长周期是下行阶段。

第二个周期是金融周期，去年人民银行货币资金执行报告首先作为官方用了一个专栏讨论金融周期问题。大家也知道，金融周期最近几年在国际社会是非常热门的话题，难点、热点都做出了重大的贡献。中国官方首提金融周期，表明它已经有了可识别的轨迹。金融周期很重要的一个特征，不是我们以传统的以经济运行，以产量、供求、价格变化所导致的那样一个周期，直接就是金融资产价格暴涨暴跌。

看这两个周期，前者告诉我们金融周期就速度而言仍在下行期。莱特温教授的一个预测，他预测到 2050 年中国整个经济速度都是下行的，大多数做潜在增长的一致都是相同的看法。

---

<sup>1</sup>李扬，IMI 顾问委员、国家金融与发展实验室理事长、中国社会科学院原副院长

如果说金融周期，就告诉我们必须将管理金融风险至于更重要的问题，所以关于杠杆率的问题，关于资本金的问题成为监管的最重要的着力点。这是一段。

第二段是打好防范化解重大风险、精准脱贫、污染防治的攻坚战。特别是把金融风险放在非常非常重要的位置。

在对整个情况有这样一个非常概括的了解之后，我们就深入到中国金融领域，我这里面给出三个判断，是全国金融工作会议上的判断，这三个判断很严厉也很尖锐。

第一个挑战，因为中国金融外延式扩张模式已至末路，也就是说我们曾经经历过外延急剧扩张的阶段。这个判断背后有一套理论，实体经济和金融关系而言，实体经济扩张的时候、加速扩张的时候，金融会比它扩张速度更快的速度扩张。过去三十几年的状况就是这样的，实体经济年均增长 8%；金融如果就资产而言年均增长百分之二十几。

这个道理有它的另一面，当实体经济在回缩时候，金融很可能会以更快的速度收缩，因此大量的资产成为不良资产，不良资产暴露了，优良资产可能会遭池鱼之殃，变得有问题。我们现在正处在这个阶段，前面引述了习主席的话“正处在一个下行清算期”就是这个道理。所以，我们说经济增速下滑、产能过剩长期持续，使得金融业面临“缩水”的长期风险，于是质量优先、效率至上、内涵式发展就成为发展的新模式。这是第一个挑战，这个挑战是非常严厉的。

第二个挑战，是发展环境，又有一个令人胆战心惊的判断，金融业的制度性利差明显，一度存在坐地收钱的强势思维。

这说了个什么道理呢？金融业本身是一个特许经营的行业，特许经营就是排斥别人，让别人不经营你获得一个垄断经营的利润，所以它用“制度性利差”。当然金融业能够享受“制度性利差”也是经济发展的某一个阶段特有的现象。我们知道，最近二十年来金融业最大的变化之一就是整个经济的金融化、不断的泛化，等到像互联网等等进入金融领域之后开始去中心、开始创造出一些非官方的支付手段，开始进入支付清算领域，主旨在一定范围内、一定程度上替代银行的功能的时候，我们就发现已经没有这样一个制度性利差了，所以这种优势随着经济新常态持续一去不复返了。今后怎么办？我们必须以客户需求为导向、服务创造价值、靠竞争力吃饭。这是第二个严峻的挑战。

第三个挑战，是三个失衡。我们已经习惯于说金融不服务实体经济，但是金融工作会议的判断说这个事太简单了，其实应当说是三个失衡：

第一实体经济自身失衡是所有失衡的基础；

第二金融业自身当然是失衡的；

第三失衡的实体经济和失衡的金融在一起，准确说应当说它们之间的循环补差。这是对实体经济和金融之间关系一个最完整最科学最全面的看法。

在这样一种情况下，金融业下一步的发展当然面临着很多很多的任务。在十九大报告当中第一次出现了“现代金融”这个概念，又有三个判断是值得我们关注的：

1.着力建设加快实体经济、科技创新、现代金融、人力资源协同发展的产业体系。这里面出了两个概念，一个是现代金融，第二是把这样四个领域放在一起说是一个产业体。大家也看到，在大概前一个多周期，政治局集体学习讨论再次重申了这个判断。当然这个不是严格意义的产业体系，只是政治性非常强的一个判断。告诉各地、各级政府以后要抓住这四件事，第一是抓实体经济、第二是抓科技、第三是抓金融的整治变成现代金融、第四是抓人力资源的协同发展。

2.着力构建市场机制有效、微观主体有活力、宏观调控有度的经济体制。我注意到“宏观调控有度”再次出现习近平的讲话，显然是深思熟虑的表述。宏观调控至少从理论上从未和“有度”联系在一起，“有度”是一个非常强的一个政策的判断。也就是说，我们在过去一段时间的是不是有无度的问题、是不是有过度的问题。当然这个概念其实反过来说，还是回到我们经济体制的最基本的判断，市场经济、市场机制在资源配置中发挥决定性作用，更好地发挥政府的作用。宏观调控有度对这个判断又给了进一步的解释，从另外一个侧面阐释了它。

3.服务于供给侧结构性改革这条主线，要促进形成金融和实体经济、金融和房地产、金融体系内部的良性循环。又出现了一个我们要注意的关系，就是金融和房地产的关系，当然在央行的判断里面金融和房地产的关系是构成金融周期的基础，这里面单独提出来，因为房地产到底还是一个很综合的东西，你很难简单把它归到哪一边，在美国经济危机之初曾经把投资类房地产归到金融里面去，看来这个是简单化了一点。但是不管怎么样，金融和房地产的关系是很大的事。很多人讨论 1918 和 2018 最大的关系之一是房地产的问题。这是一个导言。

后面简单给大家列一下，在今后的几年里，特别是严肃整顿金融这三年里，防范和化解金融风险三年里面金融改革有哪几个主要领域我们可以下力气。

大家也看到，金融体制改革几十年之后现在到了重点突破的时候，到了补短板的时候，不是平铺直叙的发展。我选了几个问题：

首先金融服务实体经济，实体经济要什么？在中国来说今后实体经济要的是长期资金的供应。我们看，在金融工作会和经济工作会议上关于未来实体经济的发展，主要列举了这样5个领域：

一是基础设施和准公益性产业，我想不用说，已经有了若干年，中国投资领域基本上只有基础设施有大量的需求，但是在这个领域没有准公益，所以金融很多问题都产生在这里。还有一些很准公益性的产业其实和基础设施也比较接近，总之是这样一类。

第二是普惠，刚刚郑路先生谈到这个普惠的事情，你们研究的方向之一就是普惠。普惠不像以前把主业干完之后再干普惠，是你必须完成的、必须履行社会职责。

第三国家有很多重大的战略和项目，这些战略、这些项目不可能完全依托财政机制来满足资金需求，因此，必须有金融介入。金融就必须要考虑一套能够满足这种需求的一些制度安排和技术安排。

第四是科技发展，这是一个老的话题，大家都知道创新五大理念，第一理念就是创新，创新要支持科技，支持科技的产业化。这是老故事，范总在这儿，上世纪就开始讨论这个事情，可以说迄今为止这个事情没有得到很好的解决。科技满足这样一个很特殊的，从思想到产业发展的长链条的持续不断地融资需求的金融安排，现在没有得到有效的解决。

另外就是绿色，大家都注意到五大理念绿色排第三，现在看绿色隐隐升到第一位的层面，三大攻坚战，第三个攻坚战说的就是绿色发展。我们最近开了好多会讨论绿色金融的问题，在绿色金融这个概念之前曾经有过指导原则等等，现在回想一下所有和环保、治污有关的金融活动还都是被动的、防止或者是不允许杜绝某些污染环境的项目得到贷款，有效支持一些可能改善环境的项目。但是现在提出的要求是修复资源，要修复环境、要创造绿色，而且还提出要支持一些以修复生态为主业的企业。这件事显然是不能挣钱，不能挣钱我们的金融怎么去支持是一个问题。

所以，我总结一下我们未来所面对的实体经济的主要需求，大部分都是期限长、风险大、现金流不稳定、利润低，有的索性就没有利润，但是金融还必须支持，这是一个很大的挑战。现有的金融体系能不能支撑这样一些需求呢？显然不能够是有效支持，因为现在中国金融体系存在着很大的缺陷。中国现在金融已经不是缺钱，现在这个世界上还有比中国有钱的吗？没有了。从1994年中国的储备不断在一个方向增长的时候，中国已经不是一个缺钱的国家了。

但是也存在着结构性的失衡，两大失衡，一是期限错配、二是权益错配。期限错配我们学金融的人来说很简单，中国现有的金融体系，在动员资源上大部分是短期资金，今天我们

可以寄予厚望，而且可以筹集长期资金的资本市场也是短期资金，所以资金的需求和资金的供应就有了期限错配。

第二是权益错配，所谓权益错配就是我们现在筹集的资金大部分到用钱的人手里都是债务，就是杠杆率不断提高。我们这个金融结构本身是有提高杠杆率倾向的一个结果。这是娘胎带来的，这样的问题严重存在。所以我们看到现在，银行资产负债表中长期贷款可能占 60%，大家都知道，要学货币银行学一定告诉你银行只提供短期的资金，但是在中国银行是提供中长期资金。潜在的风险，大家始终觉得不放心，地方政府融资平台愈演愈烈，杠杆率居高不下都和这个缺陷有关，所以我们必须在今后三年里为解决这几个问题打好一个攻坚战。

我觉得从两个方向来入手：一个是发展资本市场。昨天在我们实验室里在讨论发展资本市场，大家觉得确实有很多的问题。比如说多层次资本市场，几个文件都说了，到底什么是多层次资本市场，中国的多层次资本市场现在是什么问题。我这里面概括了：中国多层次资本市场基础薄弱，倒三角。我们对标是美国的资本市场，美国资本市场从低到高，最高的时候是纽交所、纳斯达克，底下又有很多的不规范的初级状态的筹集权益资金的市场，或者是交易，这样是一个正三角。中国倒过来，最发达的是 A 股市场，然后是小板、中小板、创业板，越来越小，没有基础，这是指中国发展多层次资本市场一个很大的问题。

所以，我们觉得应当鼓励资本形成，特别是鼓励各类私募，规范地方资本交易市场，以满足三个需求：一是草根创业的需求、第二小微企业的资金需求，第三是满足地方金融发展的需求。这是发展资本市场的要点。当然，债券市场还有信用债市场、国债市场，以及制度债市场都是其中应有之意。

那么在讲到筹集长期资金的时候，我们不能只看到市场，可以说在过去这几十年来，我们眼睛里只盯着资本市场，而资本市场又不可能承担这么重的任务。我在 1 月人民大学讨论资本市场的会上就说了，中国不可能成为美国，它是一个文化、是一个历史，中国如果可以借鉴，欧洲怎么筹集长期资金、日本怎么筹集长期资金，借鉴他们金融机构的发展就至关重要。这里有几个要点：

——从十八届三中全会以来，在关于金融改革的时候，中央就反复说了一个观点，叫健全商业性金融、开发性金融、政策性金融、合作性金融，分工合理、相互补充的金融机构体系。和我们过去谈的金融改革完全不同，以前只是谈金融改革的市场化、商业化，这是四类金融，而且谈了它们分工合理、相互补充。我特别提醒各位，刘鹤同志有可能是这个观点始作俑者，谈到了现在中国的资金需求和资金的供应问题，觉得用机构的方式来满足需求。

——我们建立服务于长期融资的长期信用机构体系，包括基础设施，满足基础设施的融资需求的机构，满足城镇住房需求的机构，满足城镇化的需求机构，这三个从十八届三中全会以来都有表述，但是到现在基本是没有动的。我注意到十九大以来，有的地方政府开始注意要发展，比如说住房，住房的金融体系是残缺不全的，住房出现这些问题没有一个合适的，为这么大的资金需求的领域来提供融资的有效机制。这要重来，我们前面过去搞的公积金，机制很多。

——关于创新不用多说。

——要发展政策性担保体系，这是对我们现有体系重构。担保体系中央专门下了文件，发展商业性担保，但是十几年下来商业性担保基本解决不了中国当的信用问题、信用的支持问题。其实商业性担保和商业银行是重构，所以去年国务院专门下了一个文件，《关于建立政策性担保体系》，就是政府基金要介入、政府的功能也要介入。

——从机构方面推动产融结合，这也是一个老命题，周明理事长很熟悉，而且产融结合是东亚国家的一个特产，而且在东亚的经济发展各个阶段都发挥着重要的作用。在中国也必须要注意它。

——金融租赁，租赁在中国发展的比较缓慢，租赁本身是资本形成，是投资和融资连在一起的一项活动。

所以，这样看起来我们要做的事情，从机构层面也非常多。

下面一个重点，我想讲讲利率市场化。我们知道利率市场化谈了很久，但是现在发现基本上主要的事情还没有做好，所以在十九大报告里面谈金融改革就三句话：第一句话是多层次资本市场，第二句话是人民银行的货币政策和宏观审慎的双支柱以及利率市场化，汇率市场化；第三句话是防范风险。这么大一个文件，用了这么少的笔墨写金融，但是利率市场化还在，表明这个事情很重要，基本上还没完成。我们要重新审视谈了很久、常常忽视的一个概念。我们做金融的大家也知道，要把利率说清楚要整个金融学说一遍才真说清楚。所以这个事情是非常重要的。

其实利率市场化要做的事情非常多，我把它概括为四个方面：

1.要想利率市场化必须要让实体经济、金融机构有利率的敏感性。他对利率敏感才行，不敏感有什么用。我们这些年利率市场化不能够有效深入的推进，很重要的我们在资金的需求方，国企对利率不敏感，利率再高再低反正没有用。我们很多金融机构对利率不敏感，利率不敏感的情况就失去了利率市场化的前提。

2.关于供求问题，现在比方说有好多市场，比如说银行间市场、银行间交易商市场，市场交易看起来很频繁，很多人根据市场数据做模型，但是大家都忘了，这个市场后面还有手，有行政的手在控制，控制的资金供应、控制对资金的需求，这样被控的资金供应和被控的资金需求去进行市场交易，形成的结果还不是一个均衡的市场。所以下一步改革的问题，不是建立多少市场，而是建立市场能够正常发挥作用的机制。我们知道市场是供求双方显现自己的偏好，在这个基础上形成均衡，现在我偏好不能够有效的显现，所以我这个市场就有这个问题。其实一个很大的命题，中国现在利率水平是高还是低？应该高还是应该低？讨论了二十几年，你要从投资关系来说，它没理由高，这么多年我们过剩，但是从这个市场来看它还会走高，这个问题现在到了要解决的时候，不解决中国整个金融就在一个信号很模糊的背景下去运行。

3.要打破市场分割。我们现在市场很多，但是各自都是山头，“统一市场”这个话也谈了很久很久，我是现在还活跃的中国研究金融的少数几个人。我经历过不知道多少次讨论，很快大家获得了共识，应该统一，但是有一个问题就统一不了，统一给谁。都说统一到这儿来，财政部说统到我这儿来，央行说统到我这儿来，市场说统到市场，所以市场分割的问题、“五龙治水”的问题是解决这个问题一个障碍。没有市场化、一体化的体系的话，中国没有所谓的核心利益。什么是中国的核心利益？你要问大家会有不少的说法，有人说瞎搞，有人说是财政部的短期债券利益，有人说是回购。如果问银行的人，他会说一年期的利润增长率。怎么会有利率调控？央行调控什么？这都是一个问题。

4.央行的自身的调控机制必须是市场化的，说起来话长就不讲了。

在讨论中国利率市场化有一个问题必须要提出来，就是准备金制度，中国高达 17% 的准备金率应当说妨碍了一切市场化的改革。这么多的资金用这么高的成本锁定在那里，供应哪里去了？需求怎么显现？这都是很大的问题。大家知道在国际上的趋势，准备金是零利率，因为这次危机有所中断，但是绝不是高准备。中国这么高的准备，中国的利率问题、资金的供求问题都因为它隐去了，我们一定看到异乎寻常的高法定存款准备金率是 2014 年前外汇准备急剧增加，人民币大幅升值预期下，央行“冲销”流动性捉襟见肘时的一个权宜之计，现在应当彻底解决这个。

当然问题是非常敏感的，而是动了其他人奶酪的事情。在去年有人试图讲了一下，马上就轩然大波，所以我们对这个应该说有一个成熟的系统看法，我觉得适当的时候再说。因为启动这个关乎货币政策健康状况的进程，所谓健康状况如果在这么高的法定准备金情况下货

币政策不健康，需要对央行的货币政策、操作框架、外汇储备管理制度、债券市场、货币政策和财政政策协调配合机制下等等进行大规模的系统改革。

接下来想聊一聊如何深化汇率市场化改革。

汇率市场化改革，最近看到在这个方向上也在推进。我想跟大家说在去年几个重要会议上，讲到汇率、对外的时候，确定了有很微妙变化的一些新的原则：比如说强调的积极有为、水道渠成，水到渠成就是不要急，不要太急，顺应规律，同现代化建设相辅相成、统筹考虑，就是说不能单兵出境。

兼顾我国国情和国际标准，有序推动资本账户开放，说的不能照搬国际的情况，要考虑到中国的情况、要考虑到中国的声音、要考虑中国的故事。这是经济发展新时代对外强调了以我为主，强调和实体经济相结合统筹考虑，强调了慢慢来、不要着急这样一个缓步推进的战略。

关于这方面，当然有很多事可做，我们概括了三个方面：

外汇市场，产品、广度、深度等等。

有序扩大人民币汇率浮动区间，增强人民币汇率浮动弹性，保持人民币的合理均衡水平上的基本稳定。

货币当局减少常态式外汇市场管理，干预市场谁不干预，但是常态式的干预—长时间买方或者是卖方只有央行，买方是全世界，所以要强调完善以市场供求为基础的有管理的浮动汇率制度。

我再谈谈加强金融监管，关于监管，我看到安排有几位专家会细说，我在这里非常简单很快的过一下。

一个大事是设立了国务院金融稳定发展委员会，这是监管的第一策，从根本上解决了不统一的问题，因此解决了监管套利的问题，至少体制、机制上解决了这个问题。监管说实话，从各个部门的监管而言，证券监管、金融监管、银行监管，就条文而言，中国已经在世界前列；所谓部门，就是部门之间的协调，所以我们现在需要也一个能够协调的机构来解决这样的问题。国务院金融稳定发展委员会从功能上来说，就是解决它的功能，有五方面的功能，大家都看到过了。

关于加强监管我觉得应当值得注意的是，就是对于监管当局的定位的重新校正。长期以来，监管部门都认为自己是这个领域中的老子，我是爹、是娘，所以发展是硬道理。现在是监管是硬道理，发展不是你的道理。刘士余主席很早响亮的说出，“证监会第一监管、第二监管、第三还是监管”，这样功能就非常明确，最近一系列的监管部门采取的措施，特别是

最近银监会的一系列措施大家能够看到第一监管、第二监管、第三监管，发展问题由别的机制来解决。

关于理念和监管氛围，形成“有风险没有及时发现就是失职，发现风险没有及时提示和处置就是渎职”的严肃监管氛围。这是从来没提过的，就提严肃性在监管机制一定要有早期预警和早期干预，及时有效识别重大风险隐患。

在这个环节必不可少的环节就是退出机制问题，这个对我们来说都是很严峻的挑战，多层次资本市场是一层层加，每一层要少了退出机制加上去都白建，效率是不可能提高的。

再来谈谈如何整饬地方金融体系，地方金融在中国经历了好几个曲折，原来我们说金融是条条、没有块块，后来发现中国之大，块块有它的特征，于是它有块块的问题。后来又不说不行，现在大家知道金融办、金融局、金融厅很多地方撤销了，但是本世纪以来，大发展之后大家发现地方金融有它独立存在的价值，现在地方金融在中国整个金融体系中已经是正式登堂入室，金融机构，金融办、金融局、金融厅是一个正式的局级机构，配置干部、功能等等。在这种情况下，对地方金融的监管功能有一个严格的界定，所以在我们现在的金融改革方略中，对于地方政府要分离发展和监管存在职能，避免地方发展冲动带来道德风险。

我们看到地方政府在专设监管，专设监管部。原来金融办功能里面有监管，但是监管和发展放在一起监管肯定是被牺牲的，所以监管部门专设，在明确权限的基础，按照权责一致原则，强化地方监管责任。在整治地方金融体系很重要的方面是厘清了中央和地方的关系，中央统一定规则，地方省厅负责监管、负责担责。这样至少我们说架构上已经有了一个比较完善的框架。

最后来谈谈去杠杆。主持人说到现在是强监管的时代，也说过今后三年的监管过渡期，这个监管防风险是干什么呢？抓手在哪里呢？就是杠杆，所以去杠杆是我们今后防风险的主要抓手。

我们看有关的论述，十九大报告要建设打好防范和化解重大风险的攻坚战。这个问题。然后在全国经济工作会议，12月份的会议上说过这个攻坚战要打三年。金融工作会议也作出金融风险的源头在高杠杆，防范风险主要是金融风险，金融风险主要是高杠杆风险，这个杠杆很大，要想解决不容易，至少要用花三年的时间用打攻坚战方式来解决它，大家就知道事情的严重性。

我们觉得今后一个时期，我们实体经济主要风险将集中在体现在经济增长速度下滑，产能过剩、企业困难加剧等。这里面体现了前面我们已经真正金融和实体的关系，首先是实体

经济不顺、实体经济有问题，与之对应我国主要金融风险将集中体现为杠杆率攀升、债务负担加重和不良资产。于是任务很清楚，以处理不良资产为抓手，稳步去杠杆，成为今后一段时期金融工作的中心任务。

我给大家展示一下中国的杠杆状态，这是我们国家金融与发展实验室长期跟踪的一个领域，我们跟踪的结果显示：中国的杠杆在 2017 年已经开始稳定。但是 2018 年能不能保持这样一个趋势，我们没有把握，因为 2016、2017 年大家看到实体经济 GDP 增长率是上升，但是 2018 年普遍预测是 6.5%，从 6.9% 到 6.5% 这可是一个水落石出的过程，杠杆率本身有可能上升。再加上大家知道金融业 2017 年还可以，2018 年很多人预测如果还有很微薄了。2017 年上游产业得到全球大宗产品价格暴涨的影响，上游产业，钢材、水泥都涨得很好，这种状况在 2018 年也停了。因此，能不能够维持我们觉得还是很大的疑问。

我们国家杠杆率的动态，我们机构简称 NIFD，从去年开始就一个季度性指数，季度性指数就会刻画杠杆率的变化。去年前三季度居民的杠杆率是上升的，而且很危险。上升虽然不算多，比美国低得多了。但是要和人民银行在同时期存款、贷款的动态相比，会就觉得可怕了。因为在 2017 年中国居民部门有可能是一个负债的问题。大家知道国民经济几部门，有盈余部门、负债部门。我们始终是盈余部门，但是这几年加杠杆中国居民有可能已经成为负债部门，数字我们还在核实，但是至少已经打平了。最后居民对于中国储蓄的贡献已经没有了，这是很可怕的。再加杠杆居民部门整个破产，就进入了危机的节奏。我们有些人还在说，中国居民杠杆还可以加，千万不要相信，数字已经显示加不了。

企业的情况下降了，但是我们看到其中国企部门仍然在上升，所以企业的问题是结构的问题。

地方政府的上升势头的止住了，但是整个杠杆没有上升。这是截止到去年三季度中国杠杆率的状况，看起来是平稳，不发生剧变这个杠杆是可以持续的，不会危及经济。如果说以前重点是关注企业，特别是关注国企，现在开始要关注居民的问题。这两年居民加杠杆加的厉害，房地产、消费贷款已经到了满足不可持续的程度。

在中国去杠杆的问题，企业和地方政府必须要关注的两大部门，企业债务高，银行风险值得关注。这个不用多说了，在我们研究的基础上习主席也给了肯定，比如说企业债务风险高是主要的问题。地方政府债务好像问题更大，2014 年《预算法》修改之后非法的债务就不再统计到地方政府头上了。但是与它相关的一些债务在蔓延，主要方式有四个：一是政府投资引导基金、二是专项建设基金、三是政府委托代建购买服务协议、四是 PPP 项目。这

是地方政府都在做的事情，但是我想提醒大家的是，在金融工作会议已经被习主席正式列为今后地方金融风险的几个新的来源，显得问题非常严峻。

去杠杆的重点就很清楚了，首先是国企，而且在去年底的中央经济工作会议上，已经把这件事点的非常清楚，我们觉得非常好。把国企降杠杆作为重中之重，特别是抓好处置“僵尸企业”工作，说的再明白不过了。现在问题是国企是“僵尸”，因为民企没有僵尸，僵尸就是死而不僵，民企死了就死了，僵而不死还要输血，我觉得已经把这个问题点到要害。当然要算账、要算花多少钱、谁来承担，影子的次生风险怎么处置。这是一个。第二地方政府，对于地方政府最有效的手段就是政绩终身问责、倒查责任，这个手段是很强的，非常有效果。

关于风险处置，现在要完善风险管理框架、强化风险内控机制建设、推动金融机构真实披露和及时处置风险资产。大家看到真实的披露，这个要求已经体现在我们经济的很多方面，我想各位一定注意到最近在各地在晒自己的 GDP 的时候，有几个省、市、自治区公开让自己的 GDP 缩水，他要真实报给国家，告诉人民我们只做了这么一点，其他的都是水分。我觉得这是一个很好的事情，这是解决问题的第一步，而且是非常坚实的一步，把情况说出来，我们再解决。

总的来说，中国有这样的问題、那样的问題，金融风险、金融杠杆很高，我们的研究现实中国有更多的优良资产足以解决这些问題。我们的研究成果公布之后，在国际上有些研究者，说国家金融发展实验室的研究显示中国可以应付 1.5 次经济危机。我们手头还有很多、韧性很大，所以对去杠杆我还是充满信心的。

今天就跟大家汇报到这里。还想说明一下，因为这个题目很大，我只能说自己觉得最重要的，而且是自己最新的。金融改革的要点很多，我所说的都在文件中都被强调，以及我自己觉得要解决的问题。

不当之处请大家批评指正。谢谢！

## 长期性停滞与持续低利率：理论、经验及启示

李宏瑾<sup>1</sup>

【摘要】本文从自然利率角度出发，首先讨论了长期性停滞和持续低利率的关系及其决定因素。理论分析表明，自然利率是潜在产出增速的先行指标，决定着未来潜在产出增速的变化。本文对技术进步、人口及其他决定自然利率和潜在产出增速因素正反两方面的观点进行了全面梳理，在此基础上指出，有关长期性停滞的讨论本质上仍属于短期波动分析，主要讨论影响短期周期的因素是否具有长期的趋势性特征。政策偏误及其导致的结构性扭曲对经济增长和利率水平有着非常重要的影响。只有积极进行政策调整、充分发挥财政政策作用并进行深刻的结构性改革，经济才能够重新恢复强劲复苏并进入稳态增长路径，顺利实现货币政策正常化，这对新常态下中国经济的长远健康发展同样具有非常重要的启示性意义。

【关键词】长期性停滞 持续低利率 自然利率 自然率假说 磁滞

### 一、引言

2008 年全球金融危机后，虽然主要国家中央银行采取了前所未有的非常规宽松货币政策，但各国经济复苏进程缓慢，政策效果远远逊于预期。尽管美国经济明显复苏并于 2015 年底开启了加息和货币政策正常化步伐，但美国劳动参与率和物价走势不如人意，“脱欧”使得本已转好的英国经济面临严峻考验，欧元区和日本则一度在衰退边缘苦苦徘徊并不得不求诸颇具争议的负利率政策。由此，Summers(2013)重新提出由 Hansen(1939)首创的“长期性停滞”(Secular Stagnation)假说，引起了学术界特别是决策层的高度重视。例如，很多美国官方机构(如 CEA,2015; EOP, 2015)和 IMF(2014)、OECD(2014)等国际组织都指出，全球金融危机后在生产率和人口增速放缓等因素共同作用下，以美国为代表的主要经济体长期潜在产出增速和实际利率出现趋势性下降。另外，新兴经济体经济增速也明显下降。可见，长期性停滞或是各国共同面临的现象，由此也引发了世界经济“新常态”(New Normal)、“新中性”(New Neutral)、“新平庸”(New Mediocre)等方面的讨论。按照 Summers(2014)的说法，长

<sup>1</sup>李宏瑾，中国金融四十人论坛，中国人民银行研究院

期性停滞是“我们这个时代的主题”。

尽管学术界对长期性停滞及其成因进行了大量讨论(如 Gordon, 2014, 2016; Summers, 2015a), 不过大多都是针对长期经济增长动力不足的讨论。“大萧条”也是 Hansen(1939)首次提出长期性停滞假说的主要经济背景, 与主要发达经济体告别长达二十多年的“大缓和”(Great Moderation)并进入“大衰退”(Great Recession)有着共同之处。有关长期性停滞的假说至少可追溯至使得经济学有着“阴郁的科学”之称的 Malthus(1798)古典经济学时期。Hansen 和 Summers 提出长期性停滞假说主要是基于对总需求和劳动力人口、技术进步等因素的悲观判断, 而 Malthus 和很多古典经济学家主要是没有考虑到工业革命对生产率和技术进步的重要作用。

纵观现代经济增长理论的发展历程, 作为增长理论起点的哈罗德-多马模型相当于古典经济学将要素投入(人口和资本)作为经济增长源泉的重新表述。为此, 以 Solow(1956)为代表的新古典增长理论将技术进步作为外生变量, 在解释了资本、劳动力对经济推动作用的同时, 成功阐释了不同经济体之间的条件收敛性, 特别是解释了新兴经济体高速增长而发达经济体增速平缓的典型事实。不过, 一方面, 虽然以美国作为前沿国家的各国经济收敛能够很好地解释世界经济增长, 但技术外生假设无法有效解释科技进步原因和前沿国家自身的经济增长; 另一方面, 虽然各国经济收敛仍有很大空间, 但 1970 年代“滞胀”的蔓延使得新古典增长理论在解释前沿国家和赶超国家经济增长上都面临理论上的困难。正是在这样的背景下, Meadows 等(1972)提出的“增长极限”(相当于 Malthus(1798)古典增长理论的现代版本和“长期性停滞”的重新表述。由此, 1970 年代以来涌现出大量内生增长模型, 对技术进步过程、人力资本积累及制度等因素的作用进行了严格的理论阐释, 并得到了大量经验研究支持(Barro 和 Sala-i-Martin, 2010)。

相较而言, 长期性停滞假说并不是经济长期增长理论上的突破。尽管很多学者对全球金融危机后经济增长缓慢和低实际利率进行了深刻的理论探讨(Eggertsson 和 Mehrotra, 2015; Garrec 和 Touze, 2016), 但这些研究都是以新凯恩斯主义为基础的动态随机一般均衡模型(DSGE)分析。从方法上讲, 一方面, 这类研究的理论假设非常严格, 不同模型设定和经济冲击处理方式对结果有着非常重要的影响, 非常依赖模型的稳态特征, 对参数设定比较敏感, 结果的稳健性相对较差; 另一方面, 也是更重要的, 主流的新凯恩斯主义 DSGE 模型主要侧重于短期波动分析, 专长于刻画经济系统的具体结构并通过各种类型的冲击模拟进行政策分析(刘斌, 2016), 但仍缺乏对技术进步等的机制刻画, 本质上并未突破新古典和内生增长

理论有关长期经济增长的理论框架, DSGE 长期经济预测的研究仍主要侧重于模型方法, 而非增长过程本身(Del Negro 和 Schorfheide, 2013)。长期性停滞主要仍是对危机后全球经济是否进入持续的长期停滞状态(也即所谓“磁滞”, Hysteresis, Summers, 2014)及相应政策选择的分析。正如最初提出并广泛讨论的(Summers, 2014, 2015a), 长期性停滞主要是指在巨大的危机冲击下, 由于潜在产出增速的下降, 实际利率出现持续性下降, 货币政策只能长期维持前所未有的低利率水平。对持续低利率的关注程度并不逊于经济长期增长趋势, 这对危机后由于零利率下界约束而开展前所未有的非常规货币政策的各国央行非常重要(涉及到非常规货币政策效果评估及未来政策的方向, Borio 和 Zabai, 2016; Fischer, 2016a,b), 也是决策层更关注长期性停滞假说的主要原因。

由 Wicksell(1898)提出的“自然利率”理论为分析持续低利率和货币决策提供了重要的理论基础(Yellen, 2015), 技术、劳动力人口和家庭时间偏好等自然利率的决定因素又与潜在产出增速密切相关。因此, 本文将从自然利率的角度出发, 对长期性停滞和持续低利率的关系及影响因素进行分析, 以期更好地判断各国经济长期趋势、利率走势和货币政策方向, 并对新常态下中国经济增长和货币政策提供有益的借鉴。

## 二、自然利率内涵以及与潜在产出增速的关系

### (一) 自然利率内涵及在货币理论和政策中的作用

1980 年代中期以来, 主要国家中央银行普遍采取了仅盯住短端(主要是隔夜)政策利率并(隐含地)遵循泰勒规则进行利率决策的货币政策模式, 为之后长达二十余年经济稳健增长且通胀稳定的“大缓和”时代营造了良好的货币环境(Gambetti 和 Gali, 2009)。根据泰勒规则(Taylor, 1993), 名义利率应在均衡实际利率和通胀基础上, 根据产出和通胀缺口情况进行调整。其中, 均衡实际利率与 Wicksell(1936)的自然利率是一致的, 即与经济的长期潜在产出(或最大就业)和稳定通胀相符的短期实际利率(Yellen, 2015; Fischer, 2016c), 又称作“中性利率”(Blinder, 1998)。

虽然自然利率在泰勒规则和利率决策中非常重要, 但作为不可观测的潜在变量, 自然利率一度被认为仅是理论的抽象而难以准确估计(Blinder, 1998)。Taylor(1993)只是根据样本期美国 2.2%的平均产出增速将均衡实际利率设定为 2%。为此, Wicksell(1936)提出中央银行应以价格水平稳定为目标并按照简单利率规则进行货币调控。就现代货币政策而言, Wicksell 规则相当于一旦通胀高于目标, 中央银行就应提高利率; 若通胀低于目标则降低

利率；通胀稳定时所对应的实际利率就是自然利率。理论上这个方法可以扩展为类似于美联储以通胀和最大就业为目标的货币反应函数 (Fischer, 2016b)。不过，毕竟自然利率对经济均衡和名义利率水平有着非常重要的影响，各国利率决策都或多或少体现了 Wickseil 的自然利率 (中性利率) 思想 (Ferguson, 2004)。更重要的是，在理论上，自然利率体现了自古典经济学以来严格区分实际变量和名义变量的“两分法”范式，这在 Lucas (1972) 提出宏观经济分析的“自然率”假说 (Natural Rate Hypothesis, NRH) 后得到广泛认同。自然率就是“物价总水平的不同‘时间路径’可以与实际产出的不同‘时间路径’相联系，但实际产出的这些不同的‘时间路径’平均起来是一样的”。经济中存在“自然产出”、“自然增长率”、“自然失业率”，现实的实际产出、经济增速、失业率等只是围绕自然率波动，无论如何波动，长期经济增长必定等于自然增长水平。自然率假说成为现代宏观经济分析的重要命题，一旦某些变量与“自然率”出现差异，也就意味着经济出现了冲击和调整，现代增长和周期理论都将“自然率”的检验置于核心位置，并将经济运行与“自然率”的偏离作为分析波动和政策应对的重要依据 (Mishkin, 2007)。然而，与自然失业率和潜在产出相比，自然利率在很长一段时期并未得到应有重视 (李宏瑾、苏乃芳, 2016a)，直至 1980 年代以来各国重新转向利率调控，有关泰勒规则的讨论的逐渐深入，自然利率才逐渐引起各方的关注，这主要是由于 Woodford (2003) 的理论贡献。

## (二) 自然利率与潜在产出增速的关系

Woodford (2003) 在新凯恩斯主义基础之上提出并倡导新魏克赛尔 (Neo-Wickseilian) 框架，将均衡利率或魏克赛尔 (Wickseilian) 自然利率定义为，其他情况不变条件下，不存在价格或工资黏性且与稳态增长路径相符的实际利率，也即自然利率与经济价格黏性和货币政策无关，这与 Wickseil (1898) 的观点是一致的。在以新凯恩斯主义为基础的新魏克赛尔框架下，可以同时得到自然利率和潜在产出增速的表达式，从而非常方便地讨论潜在产出增速 (长期性停滞) 与自然利率 (持续低利率) 的关系。受篇幅限制，这里仅列出考虑劳动力人口因素的自然利率和潜在产出的表达式，具体参见李宏瑾和苏乃芳 (2016b)。

根据标准的新凯恩斯主义一般均衡模型，经济中包括家庭、厂商两个部门，厂商存在价格黏性并服从 Calvo 定价模式。通过对家庭、厂商的最优化条件，定义潜在产出 ( $y_t^*$ ) 和自然利率 ( $r_t^*$ ) 为厂商价格完全灵活时对应的产出和利率，可以得到：

$$\text{潜在产出增速: } \Delta y_t^* = y_t^* - y_{t-1}^* = \psi_{ya}(g_{t-1} + n_{t-1}) \quad (1)$$

$$\text{自然利率: } r_t^* = \rho + \sigma\psi_{ya}(g_t + n_t) \quad (2)$$

其中，模型中的产出 $y$ 为对数形式，厂商技术变化与人口有关， $g_t$ 和 $n_t$ 分别为人均技术增长率和人口增长率； $\rho$ 为反映家庭时间偏好的贴现率的变化； $\psi_{ya} = \frac{1+\phi}{\sigma(1-\alpha)+\phi+\alpha}$ ， $\sigma$ 为家庭消费跨期替代弹性的倒数， $\phi$ 为劳动供给跨期替代弹性的倒数，劳动的产出弹性（劳动产出占比）为 $1 - \alpha$ 。显然，由(1)和(2)可得：

$$r_t^* = \rho + \sigma\Delta y_{t+1}^* \quad (3)$$

$$\text{或 } \Delta y_{t+1}^* = \sigma^{-1}(r_t^* - \rho) \quad (4)$$

也就是说，自然利率是潜在产出的先行指标(但反之关系并不成立)，这也是理论上为什么当前有关长期停滞的讨论主要集中于持续低利率的分析。

由(1)和(2)式可见，潜在产出增速和自然利率与技术 and 劳动力的变化密切相关，因而对长期性停滞的分析主要围绕技术和人口因素展开(Gordon, 2014, 2016)，但是对技术进步和人口变化趋势的讨论更多地仍主要是侧重于现象的认识，而非增长机制理论上的分析(如熊彼特式技术变革、技术扩散与赶超收敛机制, Barro 和 Sala-i-Martin, 2010)，更多属于对全球金融危机对技术进步、要素贡献及其他影响经济增长因素冲击影响的经验研究，在经济长期增长理论方面并没有重要的突破。本文的讨论也主要围绕这些经验研究进行分析。

### (三) 主要经济体自然利率变化趋势

虽然自 Woodford(2003)提出新魏克赛尔框架后，涌现出很多自然利率的估计方法，但最早由 Neiss 和 Nelson(2003)提出的结构性模型 DSGE 方法、Laubach 和 Williams(2003)提出的基于半结构模型的状态空间法(LW 方法)，仍然是当前估计自然利率最主要的方法。虽然方法不同，估计结果存在差异，但对主要经济体自然利率的估计表明，全球金融危机后各国自然利率水平都出现了明显的趋势性下降，由此长期性停滞和持续低利率成为各方非常关注的问题。

## 三、长期性停滞和持续低利率的成因

### (一) 技术进步

新古典和内生增长理论都非常强调技术进步在长期经济增长中的作用。对美国和其他主要国家全要素生产率(TFP)的估算表明，全球金融危机后 TFP 增速出现了明显的趋势性下降并且仍将持续很长时间。Fernald 和 Jones(2014)的估算表明，1950—2007 年美国 TFP 对 GDP

增长的拉动高达 1.6%，在年均 2% 的人均 GDP 增长中贡献了将近 80%。Gordon(2014)预测未来 20 到 50 年美国的 TFP 年均增速仅为 1%，这意味着未来经济增长和利率也将保持在较低的水平。很多对美国 TFP 的估算研究也表明，全球金融危机后美国的 TFP 确实出现了明显的下降(图 1)。

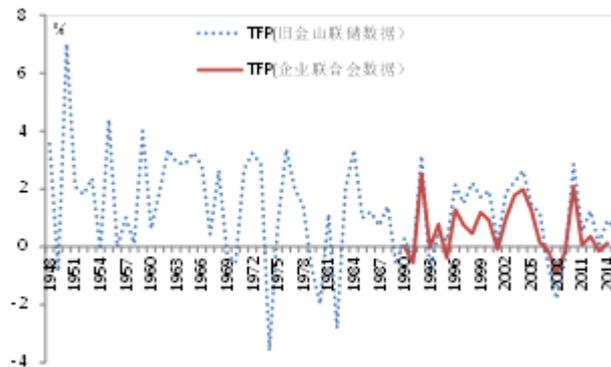


图 1 美国 TFP 增速

技术前沿国家研发(R&D)收益下降和技术进步放缓是长期性停滞的主要原因。Gordon(2014, 2016)对长期经济增长的历史分析指出，工业革命之前的技术进步和 TFP 增长几乎为零，二战后特别是 1990 年代以来，推动经济快速发展的信息通讯技术(ICT)已达到顶峰，对 TFP 的促进作用日益下降，这得到了很多经验研究的支持(如 Byrne 等, 2013; Fernald 和 Wang, 2015)。2008 年全球金融危机后，主要发达国家 R&D 占 GDP 比重都停滞不前甚至下降。Crafts(2016)指出，“大萧条”严重恶化了 TFP，只是人口死亡率和预期寿命的改善抵消了 TFP 下降的影响；鉴于当前人口形势改进空间有限，未来经济将更为悲观。Clark(2016)也认为，虽然 ICT 极大促进了生产率提高，但很多部门(如餐饮)并没有明显变化，80%的 R&D 集中于仅占 GDP 不到 5% 的行业，即使未来技术出现重大变革，经济带动作用也非常有限。

向技术前沿国家增长水平收敛的赶超型增长是全球经济增长的重要动力，Summers(2013)、Gordon(2014)也承认后进国家仍可能在前沿技术放缓条件下取得较快增长。但 Rachel 和 Smith(2015)指出，信息通讯技术对西欧各国增长的推动作用似乎不如美国那样明显，拉美、东亚等新兴经济体赶超过程受到金融危机的冲击而不得不中断，中国也面临着经济放缓问题。事实上，所有新兴市场和发展中经济体都面临着增长突然失速的考验，也即“中等收入陷阱”(Gill 和 Kharas, 2007)。新兴经济体在经过一段时期的赶超型增长后，向前沿国家收敛的空间将越来越有限，经济将面临很大的不确定性，全球金融危机后各国经济的赶超速度较危机前已明显下降(图 2)。因而，很难判断未来其他非技术前沿国家经济增长对全

球经济的带动作用(Rachel 和 Smith, 2015)。



图2 1960年代以来的赶超型经济增长

## (二) 人力资本和劳动力人口数量

Fernald 和 Jones(2014)的估算表明, 1950-2007 年人力资本提高对美国人均 GDP 的拉动约为 0.4 个百分点, 对 GDP 增长的贡献为 20%, 很多研究关注与技术进步和生产效率密切相关的人力资本瓶颈在长期性停滞中的作用。Jorgenson 等(2005)很早就发现人力资本积累增速(教育年限和工作经验)明显放缓, 1995 年以来人力资本对美国经济增长的拉动作用下降了 0.1—0.2 个百分点(Jorgenson 和 Vu, 2010)。Byrne 等(2013)、Gordon(2014)利用同样方法再次支持了该结论。

老龄化对经济的负向冲击是很多发达国家面临的严峻问题, 特别是对日本“失去的二十年”产生了重要的影响(Beau 等, 2014)。劳动力数量不仅对要素投入规模非常重要, 还对技术进步存在直接和间接的影响(Jones, 2002)。Hansen(1939)提出长期性停滞主要就是源于对人口在经济增长中作用的认识, 指出人口增速的下降及缺乏重大技术创新不仅会导致长期停滞, 还会使得经济复苏无法恢复至充分就业状态。Samuelson(1988)很早就对人口因素导致的长期性停滞进行了理论描述。老龄化还会通过边际消费倾向的变化影响储蓄率并改变利率长期趋势, 导致美国自然利率下降 75—125 个基点(Gagnon 等, 2016; Carvalho 等, 2016)。

美国劳动参与率和工作时间的趋势下降也是影响经济增长和利率水平非常重要的因素。“二战”后观念的开放以及技术进步使得大量女性参与到劳动力市场, 推动了劳动参与率的迅速上升。但是 1990 年代中期以来, 美国女性劳动参与率达到顶峰并呈下降态势。特别是, 随着“婴儿潮”人口逐步进入退休阶段, 男性劳动参与率持续下降。全球金融危机后平均工作时间明显低于危机前水平, 这进一步恶化了人口数量对经济的负面作用。

## (三) 影响潜在产出增速和自然利率水平的其他因素

除了技术和人口外，(1)式和(2)式中的家庭消费和劳动供给的跨期替代弹性等变量 $(\sigma, \phi, \rho, \alpha)$ 都是外生假定不变的，这主要是出于简化分析的需要，在正常时期也是非常合理的假设。不过，很多研究都指出，全球金融危机冲击对这些参数产生了非常重要的影响，经济主体的投资风险偏好或家庭时间偏好等因素都发生了明显改变，投资和储蓄行为及由此决定的利率水平发生了根本性变化，由此能够更好地理解长期性停滞和持续低利率现象。

**1、金融危机冲击导致的投资风险偏好和期限溢价的变化。**面对持续恶化且不确定性迅速增加的经济环境，经济主体对风险表现出极端地厌恶(Hall, 2016)，对政府债券等无风险资产的需求迅速上升。Bean 等(2014)的估算表明，投资风险偏好大幅上升和无风险资产收益率下降使得风险溢价上升了 100 个基点，从而导致可贷资金下降和无风险利率被压低至非常低的水平。投资风险溢价的上升严重抑制了未来投资和经济增长，经济主体对未来经济前景过于悲观，期限溢价发生了明显的改变从而压低长期利率水平(Bernanke, 2015; Turner, 2016)。

**2、人口结构变化导致的家庭时间偏好变化。**随着老龄化问题的加剧和人口抚养比的上升，家庭储蓄率相应上升(Rachel 和 Smith, 2015)。人口结构变化明显改变了家庭时间偏好，为平滑消费并应对未来不时之需，更倾向于收益率较低的无风险资产，从而提高了投资风险溢价，日本的经验充分支持了这一点(Aoki 等, 2016)。

**3、金融监管、税收及政府杠杆率等政策因素导致的风险溢价变化。**与风险偏好和时间偏好类似，危机后各国都加强了金融监管，投资者对国债等无风险金融资产需求上升，加大了资产的风险溢价。金融监管和税收等政策的变化进一步加大了投资的不确定性。同时，尽管危机后各国中央银行采取了大规模量化宽松政策，但 Caballero 和 Farhi(2014)指出，危机后政府部门发行的无风险安全资产的供给明显下降，这很大程度上又与各国政府高债务杠杆率密切相关(Lo 和 Rogoff, 2015)。以 Reinhart 和 Rogoff(2010)为代表的大量研究发现，高水平政府杠杆率与金融危机和经济衰退密切相关(也即著名的 90%阈值原则)。为应对金融危机冲击后实体部门去杠杆对经济增长的影响，主要发达国家政府部门杠杆率迅速上升并突破了 90%阈值标准，这进一步限制了政府债务的提升空间。

**4、资本品相对价格的变化与投资偏好改变。**随着生产效率的提高，资本品的相对价格(相对于消费品)自 1980 年代以来就呈现了明显的下降趋势(Eichengreen, 2015)，全球金融危机后投资风险溢价的上升进一步降低了风险资产价格。资本品相对价格的下降虽然可以促进实际投资并改变资本劳动替代弹性(从而促进劳动生产率的提高)，但也使得名义投资占 GDP 的比重下降。经验研究表明，资本品相对价格对名义投资的负向影响大于对生产率提高的正

向效果,从而导致名义投资的进一步下降并压低利率水平(IMF, 2014)。Thwaites(2015)、Garrec 和 Touze(2016)对资本品相对价格变化的机制影响进行了理论分析。

**5、经济不平等与边际消费倾向变化。**1980 年代以来,各国劳动报酬占比呈现出显著的趋势性下降态势(Karabarbounis 和 Neiman, 2014),由此引发了以 Piketty(2014)为代表的收入分配不均的讨论。由于经济生产日趋自动化并被 ICT 技术重塑的“技术跨跃”模式(Brynjolfsson 和 McAfee, 2011),真实劳动报酬提高缓慢并在与机器的竞争中处于劣势(Fleck 等, 2011)。熟练工人与非熟练工人之间、资本所有者与劳动者间的工资和财富差距越来越大,边际消费倾向进一步下降,从而压低了利率水平。

**6、储蓄过剩与投资风险偏好的变化。**随着中国、印度等国融入全球经济体系,特别是 1997 年东亚金融危机后出于预防性目的,新兴发展中经济体外汇储备迅速增长(Aizenman 和 Lee, 2007)。同时,中东等以自然资源出口作为主要产业的国家也积累了大规模的外汇储备(Saville, 1992)。大规模外汇储备流向以美国为代表的发达经济体,由此引发了“储蓄过剩”并压低了利率水平(Bernanke, 2015)。新兴经济体高储蓄和外汇储备主要投资于高等级债券,这进一步加剧了无风险资产供求失衡和风险溢价(Hall, 2016)。

**7、外部经济增速放缓的外溢性与共同停滞。**Eggertsson 等(2016)基于标准的两国开放模型的理论分析表明,在超低利率环境下的国际资本流动将向外传导经济衰退;以提高经常账户盈余为目的而采取的货币扩张和汇率贬值措施都是以邻为壑的政策,只有积极的财政政策才能减少政策的负面效果并具有正的外部性,走出长期性停滞。Fischer(2016c)也表明,其他主要发达经济体的经济低迷将美国的联邦基金利率压低了 30 个基点。

#### (四)对自然利率的具体影响

正是由于技术、劳动力人口及其他因素的作用,各国自然利率出现趋势性下降并持续保持在较低的水平。Fischer(2016c)对影响美国联邦基金利率各因素的作用, Rachel 和 Smith(2015)对影响全球长期实际利率各因素的作用,分别进行了估算。虽然分析角度、目的和方法的不同(如 Rachel 和 Smith(2015)针对的是十年期长期自然利率),各因素的具体含义并不完全一致, Fischer(2016c)也表明其技术、人口等各因素的作用不能累加计算,但他们的估算都表明,技术、人力资本、人口数量及经济不平等、投资、全球经济等因素,都对自然利率的趋势性下降产生了非常显著的影响。

## 四、有关长期性停滞和持续低利率的争论

正是由于技术、劳动力人口及影响家庭时间偏好等其他因素的变化，全球金融危机后各国潜在产出增速呈现长期停滞状态，自然利率和政策利率持续维持在较低的水平。但是，也有很多学者存在不同的看法。如果有关长期性停滞的讨论主要是指全球金融危机以后的情况，那么很多导致长期性停滞的现象在危机前就已发生，很难仅以危机后数年情况就得出长期停滞的判断，这很可能受到时间数据序列的误导(Mester, 2015)。Summers(2013)重新提出长期性停滞以来，一直面临着大量的争论和质疑。

### （一）技术进步 (TFP)

就衡量技术进步的技术进步 (TFP) 而言，以生产函数的产出核算法计算的 TFP 实际上是衡量要素贡献度无法解释的部分(也即对“无知的度量”)，这要求生产函数形式是稳定的(Mishkin, 2007)。传统的产出核算法往往采用规模报酬不变的柯布一道格拉斯生产函数，这有可能低估 ICT 资本贡献并导致很大的估算误差。Karabarbounis 和 Neiman(2014)考虑到 ICT 对资本存量和要素产出贡献影响，发现资本和劳动的要素替代弹性高达 1.25(而非规模报酬不变的 1)。ICT 资本在全球金融危机后仅出现略微下降，而由于非 ICT 资本和 TFP 拉动作用的下降，ICT 对 GDP 增长的贡献度还有所上升。而且，R&D 投资回报率下降也未得到足够的支持。每次衰退之后美国的资本回报率都会出现恢复性上升，此次全球金融危机也不例外，2010 年以后美国的资本回报率呈现出明显的上升态势(Gomme 等, 2015)。

从长期视角来看，很难预测未来技术发展的方向和速度。由于没有意识到新技术的影响，或是过于低估现有技术的作用，对未来技术和经济增长的悲观预测往往并不可靠。特别是，新技术的成熟和商业化应用往往需要大量相配套的基础设施投资和相当长的时间(Fernald 等, 2007)，技术创新对产出增长的作用存在很大不确定性。例如，虽然 Hansen(1939)也承认技术进步的作用，但认为传统行业(如钢铁、纺织和铁路)技术已近极限，汽车、飞机和收音机技术也趋于成熟，从而得到过于负面的悲观判断。显然，不应过于陷入自马尔萨斯以来的技术焦虑症(Mokyr 等, 2015)。

另外，产出函数法 TFP 估算对数据质量有着非常高的要求(Mishkin, 2007)，对 ICT 等部门的测量误差也可能影响对技术进步的判断。例如，很多研究表明，技术进步对生产率的贡献很可能是被低估了(Byrne 等, 2013)，厂商对资本和劳动力利用程度也将影响 TFP 的准确估计(Fernald, 2012)。考虑要素利用率后，虽然全球金融危机后经要素利用率调整后的 TFP 也出现了明显的下降，但其表现要明显好于未经调整的 TFP，这表明即使是在危机衰退期间经济效率也得到很大的改善(Fernald 和 Matoba, 2009)。而且全球金融危机期间，美国劳动

生产率反而是上升的(McGrattan 和 Prescott, 2012)。Gomme 等(2015)也发现, 尽管无风险利率大幅下降, 但过去十年美国的资本回报率并未出现明显的变化, 甚至还可能有所上升。

赶超型经济增长的讨论更是与长期性停滞相矛盾。毕竟, 作为技术前沿国家的美国经过深度调整之后经济已经率先复苏并开启了加息和货币政策正常化的步伐。1990 年代以来, 主要发达国家 TFP 与美国的相对差距不是缩小反而是扩大了。技术的扩散并不是一个稳定的过程(Bergeaud 等, 2015), 向前沿国家收敛的赶超型增长仍有很大的空间, 至少应对此持中性的态度(Rachel 和 Smith, 2015)。有关中等收入陷阱的分析仍面临很多争论, 毕竟对中等收入国家和经济停滞的判断标准存在很大的主观性(Agenor, 2015)。而且, 一方面, 如果从绝对收入水平来考察, 只要一国经济平均增速(哪怕是仅略微)大于零, 那么该国收入水平将迟早突破既定中高收入标准(Wang 和 Wei, 2015)。另一方面, 即使将中等收入陷阱定义为一国经济增速低于前沿国家同期增速, 但中等收入国家经济陷入相对停滞的概率并不比低收入国家和高收入国家更高(Han 和 Wei, 2015)。

## (二) 人力资本和劳动力人口数量

人力资本方面, 积极调整教育和就业政策, 充分发挥网络课堂技术将极大提高教育资源的利用效率和质量, 促进人力资本积累(Acemoglu 等, 2014b)。另外, 即使是受教育年限不变, 不同时期教育内容的更新和知识多样性的提高也将极大地改善人力资本的质量。Bosler 等(2016)发现, 1990 年代以来劳动力质量确实得到了明显的提升, 拉动美国生产率提高约 0.5 个百分点。尽管未来中长期人力资本质量改善空间可能进一步下降, 但人力资本的不确定性要远远小于技术(Fernald, 2016)。

劳动力人口数量的下降确实会对经济造成长期性的负向冲击, 不过人力资本质量的提高和移民等政策一定程度上弥补了这一问题, 日本经济低迷与其保守的移民政策有关。老龄化与经济停滞并不存在必然的关联, 人口结构与储蓄率的关系并不非常确定, 经验关系并不是十分稳健(Cooper, 2015)。事实上, 具有人口红利且经济处于起飞阶段的国家, 往往倾向于维持较高的储蓄率(周小川, 2009)。而且, 日本国内储蓄率与人口抚养比(特别是老年人口抚养比)呈现非常显著的负相关关系。尽管劳动参与率的趋势性下降与婴儿潮人口逐步进入退休年龄有关, 但经济周期性因素也是影响劳动参与率的重要原因。Taylor(2016)指出, 青年人口和 24—54 岁女性劳动参与率的下降显然不能用人口长期因素解释, 这主要与全球金融危机后低迷的经济表现及与人口无关的抑制就业的其他因素有关。

## (三) 其他因素

有关投资风险偏好和期限溢价的讨论。与技术、劳动力等的变化类似, 很多因素实际

上早在全球金融危机爆发之前就发生了明显的趋势性变化。期限溢价、风险溢价、储蓄性过剩等因素与 Greenspan(2005)对 2008 年金融危机之前美国出现长短期利差偏低的解释如出一辙，但 Greenspan(2005)对每一种解释都并不是非常满意。例如，老龄化并不是一个新的现象，由养老金短缺而进行的资产结构调整数量远不足以引起长期利率下降；美国的长期债券市场非常发达，外国政府购买不足以从根本上改变美国资本市场发展方向。

**有关风险溢价的讨论。**对长期性停滞和持续低利率其他因素的各种解释之间也存在着相互矛盾、值得推敲的地方。例如，除了技术、劳动力人口等供给侧因素外(Gordon, 2015)，Summers(2015a)更强调总需求对长期增长的影响，也即“萨伊定律”的逆否命题：“需求不足导致潜在产出不足”(DeLong 和 Summers, 2012)。但是，正如 Bernanke(2015)指出的，如果实际利率预期始终为负，那几乎所有投资都应是具有回报的，这将刺激投资需求并提高均衡实际利率。如果由于不确定性而导致风险和期限溢价上升，那也是正常的经济现象。毕竟，风险是人类进行商业探索所必须承担的成本之一，“高风险、高收益”的微观命题在宏观层面同样成立(李宏瑾，2014)。按照凯恩斯的话说，投资决策主要受动物精神的驱使，无风险利率下降和风险溢价上升恰是对提升动物精神的风险补偿，这将激发企业家精神，加速创造性毁灭过程(Fischer, 2016c)。如果风险溢价上升仍无法刺激投资，那很可能是缺乏对风险的足够补偿，而这与全球金融危机后的政策导向有关。因而，即使是 Summers(2015a)也将结构性改革作为走出长期性停滞困境的首要对策。

**有关杠杆率的讨论。**从杠杆率的角度考察，一方面，全球金融危机后主要发达经济体企业和住户部门杠杆率都呈现下降态势，特别是美英实体部门去杠杆进程明显快于日本和欧元区，一定程度上解释了发达经济体的分化；另一方面，杠杆率与经济周期密切相关，长期来看债务与 GDP 的比值最终都将回归到合理的区间(Reinhart 等，2015)。随着各国应对危机政策效果的发挥和经济逐步复苏，主要国家政府部门的杠杆率已经呈现收敛态势，美英欧日 2015 年政府部门杠杆率均开始下降，这将为未来经济增长奠定良好的基础。

**有关经济不平等的讨论。**尽管收入不平等也在扩大，但其严重程度远没有财富不平等那样大(Alvaredo 等，2013)，收入结构的变化主要反映了劳动技能的差异(Katz 和 Margo, 2013)。随着劳动力数量的日益短缺，劳动占收入的份额最终仍将逆转，Kuznets(1955)倒 U 曲线仍然是成立的。Acemoglu 等(2014a)发现，ICT 密集型行业生产率的快速提高并不完全缘于 ICT 技术推动，这取决于技术的具体应用方式。

**有关资本品相对价格变化、储蓄过剩和共同停滞的讨论。**根据 Fernald 和 Jones(2014)

的研究，资本投入对 GDP 增长的拉动几乎为零，而且这本身可能反映不同技术对资本密集度资本的不同要求(Jones, 2002)。Bracke 和 Fidora(2012)发现，宽松货币政策导致的流动性冲击是引发全球经济不平衡和金融危机的主要原因，储蓄过剩的影响非常有限。Taylor(2014a)也表明，全球储蓄过剩假说并不成立。在美元加息政策预期下，新兴经济体外汇储备规模（特别是中国）明显下降；石油价格的持续低迷也将有效缓解储蓄性过剩(Bernanke, 2015)。国际贸易的萎缩和全球化的倒退实际上是各国自身经济表现不佳的体现，在强调国际政策协调的同时，根本上还是需要各国进行正确的国内决策。按照博弈论的话说，各国开展正确决策的非合作博弈效果要远好于相互协调的合作博弈(Taylor, 2013)。

## 五、经济周期磁滞、政策偏误和结构扭曲与自然利率估算

### (一) 经济周期、磁滞(Hysteresis)与自然率

Pagano 和 Sbracia (2014) 认为有关长期性停滞的理论分析本质上仍是针对经济短期波动的研究，跟早期针对人口的 Samuelson(1988)加速器周期模型、近期的 DSGE 模型以及 IS-LM 框架下对利率的讨论一样(Fischer, 2016c)，并未涉及到技术进步机制等更深层次的理论刻画(Acemoglu 等, 2016)。毕竟，决定经济长期增长的机制非常复杂，很有可能忽视某些特定因素而对未来经济长期走势产生误判。正是由于更侧重于短期分析，相关研究主要争论影响周期波动因素是否会具有长期趋势性特征。Summers(2015b)也不得不承认，他无法肯定长期性停滞的影响因素是否已经发生。可见，未来能否摆脱导致经济大衰退因素的影响，才是人们关注长期性停滞的最主要原因。

尽管投资回报率下降所引发的有效投资需求不足和人口结构变化导致的有效需求不足是 Hansen(1939)和 Summers(2013)提出长期性停滞假说的共同背景，但从宏观经济分析“自然率”的角度来看，Summers(2013, 2014)重新提出长期性停滞假说，可追溯至其在讨论欧洲失业率问题时提出的“磁滞”(Hysteresis)现象(Blanchard 和 Summers, 1986)。作为源于物理学的概念，磁滞是指物体当前状态与历史路径有关。由于危机冲击影响，失业率将长期维持较高水平而不会随经济的调整降至原有较低的自然失业率，自然失业率也随之上升并具有长期性特征。类似地，尽管目前美国经济已开始复苏，但潜在产出水平由于衰退的影响而出现永久性损失(Cerra 和 Saxena, 2008; Summers, 2015a)。自然率的磁滞理论正是 Summers(2013)重提长期性停滞假说的理论基础。

除了决定经济增长和绩效的资本、劳动等总供给因素外，磁滞和长期性停滞假说更强调

短期总需求冲击对总供给的长期影响,这已成为全球金融危机后宏观经济研究的主要方向之一(Yellen, 2016)。但是,失业率的现实表现导致均衡的自然失业率发生永久性变化,这显然与“两分法”和自然率假说存在不可调和的内在冲突。事实上,被古典经济学奉为圭臬的萨伊定律和古典经济学家都将分析的重点放在了“自然价格”的分析,并没有考虑需求对自然价格的作用。正是基于货币数量论和“两分法”的传统,并受到维克赛尔“自然利率”思想的启发,Friedman(1968)才提出了著名的“自然失业率”假说。Friedman(1968)指出,货币数量论严格区分名义变量与实际变量,也就是说实际劳动供求是实际工资(而非名义工资)的函数,在给定条件下就存在着与实际工资均衡条件相对应的均衡失业水平,这样与均衡实际工资相一致的失业水平就是“自然失业率”。由于名义工资主要取决于货币数量和价格水平,长期来说名义工资与实际工资变量不一定存在关系,名义工资变化与失业率也并不一定相关。这样,长期菲利普斯曲线就是一条趋向垂直的线。

从理论上讲,自然率是源于实体经济并取决于结构性变量,而磁滞理论则认为受短期需求冲击影响,自然率还与变量的现实表现有关,由此才会得到危机冲击导致自然率持续性变化的结论(Cross, 2014)。尽管很多研究支持了磁滞现象(如 Blanchard 和 Wolfers, 2000),但仍有很多研究并不支持磁滞效应的存在(Akdogan, 2016),数据和计量等技术性问题往往夸大了磁滞现象(Mueller, 2012; Cross, 2014)。显然,经济结构对自然率有着非常重要的影响。按照 Friedman(1968)的话说,“自然失业率是瓦尔拉斯一般均衡体系下的失业水平,是劳动力和商品市场存在实际结构性特征(如不完全市场、供求的随机变化、搜集就业空缺和劳动力供给的信息搜集成本、流动性成本,等等)条件下,通过精心计算的瓦尔拉斯一般均衡方程组得到的失业水平”。也就是说,自然率假说认为自然率主要取决于反映包括供求因素在内的结构性变量,但与变量的现实表现无关,也即否认了磁滞效应(Cross, 2014)。有关磁滞的经验研究也表明(Sturn, 2014),失业福利安排、货币宽松所导致的实际利率下降、经济衰退中的财政整顿等结构性变量对自然失业率具有显著影响。可见,自然率仅取决于实体经济和结构性因素,与变量的历史水平无关。事实上,Blanchard 和 Summers(1986)所刻画的具有磁滞效应的失业率模型,就是以特定劳动力市场结构作为微观理论基础。不过,如果经济受到正向技术冲击而进入繁荣状态,失业率将与 Blanchard 和 Summers(1986)所描述的危机冲击所引发的磁滞呈现相反的变化。尽管现实失业率与自然失业率的偏离可能才是经济运行的常态,这也是 Friedman(1968)所描述的情形,但失业率缺口不会持续扩大并终趋向自然率水平(Rogerson, 1997)。按照 Lucas(1972)的话说,现实的失业率在不同“时间路径”平均起

来与自然失业率是一样的。如果自然率具有磁滞效应，那就意味着政策对变量的短期影响具有长期效应，这显然有违于新古典宏观经济学(Lucas, 1996)和新凯恩斯主义(Woodford, 2003)对货币短期中性和长期非中性这一货币理论核心问题的理论共识。因此，在很多经济学家看来(Solow, 1986; Blinder, 1987)，磁滞根本就不是自然率理论。

## (二) 政策偏误与经济结构扭曲

尽管自然率与变量的历史水平无关，但结构性因素对自然率和变量的具体表现仍具有重要影响，这也决定了危机冲击对自然率和变量的实际表现。正如 Friedman(1968,1977)指出的，未预期通胀对产出的非中性作用尽管是暂时性的，但这种暂时性冲击的持续时间可能会长达2~5年甚至更长，直至随着预期的调整，失业率缺口出现逆转并最终消失。与经济弹性密切相关的经济结构性变量直接决定了资源配置，而正是结构性扭曲及其导致的资源配置低效进一步导致引发危机的周期性因素呈现出持续的长期化特征，直接决定了全球金融危机后各国经济的实际绩效。

显然，政策的选择对经济周期和经济结构有着重要的作用，经济学家们对政策的选择是否正确一直存在不同的认识。特别是货币政策方面，大量研究表明，由于各种事件(如 9•11 恐怖袭击、伊拉克战争)的冲击和对复杂最优政策规则的回应，货币政策表现出越来越明显的相机抉择倾向(Taylor, 2014a,b)，政策利率长期偏离于泰勒规则所揭示的水平(IMF, 2008)，致使长期利率发生了明显的偏移(也即“格林斯潘之谜”，Smith 和 Taylor, 2009)，这才是导致全球金融危机重要原因(Hofmann 和 Bogdanova, 2012; Nikolsko-Rzhevskyy 等, 2014)。过低的利率只能促使人们更倾向于加大杠杆并承担更多的风险，从而强化货币政策传导的风险渠道(Borio 和 Zhu, 2008)。因而，在金融市场基本稳定之后，Taylor(2014a,b, 2016)就始终强烈主张货币政策的正常化。BIS(2012, 2016)也多次警告，长期的宽松非常规货币政策将延迟自主性复苏，削弱中央银行的信誉和独立性。过低的实际利率还会对技术进步和实体经济增长带来不利的影响，1990年代中期以来意大利、西班牙等欧洲国家实际利率的迅速下降导致其经济资源严重错配，与美国的技术差距越来越大(Cette 等, 2016)。

由此可见，政策偏误及其导致的经济结构性扭曲对经济增长和利率水平有着重要的影响。从应对危机的策略来看，货币政策在危机应对中承担了过多的职责，非常规货币政策边际效果已经非常有限(Borio 和 Zabai, 2016)。今后应进一步发挥财政政策的作用，在就业、收入分配、社会保障等方面进行全面的结构性改革，只有这样经济才能够真正复苏，重新进入稳态增长路径并实现货币政策的正常化。Hamilton 等(2015)表明，2008年以后经济复苏乏力，主要是由于房地产供给失衡、家庭和银行去杠杆以及削减财政支出等负向冲击的影响，这些

冲击持续时间较长，但仍属于暂时性的并将最终消失。Eichengreen(2015)则从长期视角出发乐观地认为，如果可以消除影响经济增长的医疗、教育、研发和金融部门的扭曲，当前生产率低速增长仍将预示更美好的未来，甚至 Bernanke(2015)也认同这一观点。

### （三）考虑结构因素及其他方法的自然利率估算

由于货币、财税、监管、福利等各种政策偏误导致经济结构性失衡和资源配置低效确实会对经济增长和自然利率水平带来显著的影响，因而在估计自然利率时需要进一步考虑可能遗漏的金融、税收等政策变量或金融摩擦等因素，否则很有可能导致估计结果存在较大的误差。目前，即使是作为主流的 LW 和 DSGE 自然利率估算方法仍可能由于遗漏变量或模型设定问题而导致估计结果并不准确(李宏瑾和苏乃芳，2016a)，现实决策往往也要综合考虑不同结构性模型的结果 (Yellen, 2015)。

## 六、结论性评述

本文从自然利率的角度出发，深入讨论了长期性停滞(潜在产出增速)与持续低利率(自然利率)的理论关系。理论分析表明，潜在产出增速和自然利率水平主要取决于技术进步和人口变化，并受家庭跨期替代弹性等其他因素的影响；自然利率是潜在产出增速的先行指标，决定着未来潜在产出增速的变化；正是由于自然利率在货币决策和经济增速预测中的重要作用，有关长期性停滞的讨论也主要围绕持续低利率问题展开。长期性停滞假说并不是刻画经济长期增长机制方面的理论突破，而是对于全球经济是否进入长期性停滞状态及政策选择的分析。对技术进步、人口和家庭时间偏好等因素变化认识的不同，对长期性停滞和持续低利率的看法并不完全一致。本文在对正反两方面观点进行全面梳理基础上指出，有关长期性停滞的讨论本质上仍是针对短期波动的分析，相关争论主要集中在影响短期周期因素是否具有长期趋势性特征，未来经济能否真正摆脱这些因素的影响，才是各方关注长期性停滞最主要的原因。政策偏误及由此导致的经济结构性扭曲对经济增长和利率水平有着非常重要的作用。只有通过积极的政策调整、充分发挥财政政策作用并进行深刻的结构性改革，经济才能够重新恢复强劲复苏并进入稳态增长路径，顺利实现货币政策的正常化。

尽管长期性停滞假说在理论和经验方面都很不成熟，甚至 Eichengreen(2014)曾半开玩笑地指出，长期性停滞就像罗夏墨渍测验(Rorschach inkblot test)，但有关长期性停滞和持续低利率正反两方面的讨论使我们能够对影响长期经济增长的因素及相应的政策选择有更为清晰的认识。根据李宏瑾和苏乃芳 (2016b) 的测算，中国的自然利率水平主要取决于技术进

步和人口等实体经济的变化，2004年以来中国自然利率平均为2.5%左右，随着中国进入经济新常态，近年来自然利率呈现平稳小幅下降态势。因而，今后应积极进行政策调整，大力深化供给侧结构性改革，通过加快转型升级和创新驱动促进技术进步的平稳增长，主动调整人口政策并加强人力资本投资，只有这样才能促进中国经济在新常态下的长远健康发展。

## 参考文献

- [1] 李宏瑾 (2014):《不良贷款、经济增长与制度》,《金融评论》第5期。
- [2] 李宏瑾、苏乃芳(2016a):《自然利率估算方法文献综述》,《国际金融研究》第6期。
- [3] 李宏瑾、苏乃芳(2016b):《货币理论与货币政策中的自然利率及其估算》,《世界经济》第12期。
- [4] 刘斌 (2016):《动态随机一般均衡模型及其应用》,北京:中国金融出版社。
- [5] 周小川(2009):《关于储蓄率问题的思考》, www.pbc.gov.cn, 3月24日。
- [6] Acemoglu, D.; Autor, D.; Dorn, D.; Hanson, G. and Price, B. "Return of the Solow Paradox?", *American Economic Review*, 2014a, 104(5), pp.394-399.
- [7] Acemoglu, D.; Laibson, D. and List, A. "Equalizing Superstars." NBER Working Paper, No. 19851, 2014b.
- [8] Acemoglu, D.; Moscona, J. and Robinson, J. "State Capacity and American Technology." *American Economic Review*, 2016, 106(5), pp.61-67.
- [9] Agenor, P. "Caught in the Middle?" University of Manchester, School of Social Sciences Working Paper, No.142, 2015.
- [10] Akdogan, K. "Unemployment Hysteresis and Structural Change in Europe." Central Bank of Turkey Working Papers, No.1618, 2016.
- [11] Aizenman, J. and Lee, J. "International Reserves: Precautionary Versus Mercantilist Views, Theory and Evidence." *Open Economies Review*, 2007, 18(2), pp.191-214.
- [12] Alvaredo F.; Atkinson, A.; Piketty, T. and Saez, E. "The Top 1 Percent in International and Historical Perspective." *Journal of Economic Perspectives*, 2013, 27(1), pp.3-20.
- [13] Aoki, K.; Michaelides, A.; and Nikolov, K. "Household Portfolios in a Secular Stagnation World." Bank of Japan Working Paper Series, No.16-E-4, 2016.
- [14] Barro, R. and Sala-i-Martin, X. *Economic Growth*. Cambridge: MIT Press, 2010.
- [15] Bean, C.; Broda, C.; Ito, T.; and Kroszner, R. "Low for Long?" 18th Geneva Report. London: CEPR Press, 2014.
- [16] Bergeaud, A.; Cette, G. and Lecat, R. "Productivity Trends from 1890 to 2012 in Advanced Countries." 2015, Banque de France, *Journal Rue de la Banque*, June.
- [17] Bernanke, B. "Why are Interests So Low, Part1-4." <http://www.brookings.edu/blogs/ben-bernanke>, 2015.
- [18] BIS, 82th Annual Report, 2012, [www.bis.org/publ/arpdf/ar2012e.htm](http://www.bis.org/publ/arpdf/ar2012e.htm).
- [19] BIS, 86th Annual Report, 2016, [www.bis.org/publ/arpdf/ar2016e.htm](http://www.bis.org/publ/arpdf/ar2016e.htm).
- [20] Blanchard, O. and Summers, L. "Hysteresis and the European Unemployment Problem." In Stanley Fischer,

- eds., NBER Macroeconomics Annual, 1986, 1(1), pp.15-90.
- [21] Blanchard, O. and Wolfers, J. “The Role of Shocks and Institutions in the Rise of European Unemployment.” *Economic Journal*, 2000, 110(462), pp.C1-33.
- [22] Blaug, M. “Classical Economics”, In Eatwell, J., Milgate, M., Newman, P. eds, *The New*
- [23] *Palgrave: A Dictionary of Economics(A-D)*, 1987, 434-445.
- [24] Blinder, A. “Keynes, Lucas, and Scientific Progress.” *American Economic Review*, 1987, 77(2), pp.130-136.
- [25] Blinder, A. *Central Banking in Theory and Practice*. Cambridge, MIT Press, 1998.
- [26] Board of Governors of the FED, *Monetary Policy Report*. February 10th, 2016.
- [27] Borio, C. and Zabai, A. “Unconventional Monetary Policies.” *BIS Working Paper*, No.570,2016.
- [28] Borio, C. and Zhu, H. “Capital Regulation, Risk-taking and Monetary Policy.” *BIS Working Paper*, 2008, No.268.
- [29] Bosler, C.; Daly, M.; Fernald, J. and Hobijn, B. “The Outlook for U.S. Labor Quality Growth.” *Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper*, No. 2016-14, 2016.
- [30] Bracke, T. and Fidora, M. “The Macro-Financial Factors behind the Crisis.” *North American Journal of Economics and Finance*, 2012, 23 (2), pp.185–202.
- [31] Brynjolfsson, E. and McAfee, A. *Race Against the Machine*. Lexington, MA: Digital Frontier Press, 2011.
- [32] Byrne, D.; Oliner, S. and Sichel, D. “Is the Information Technology Revolution Over?” *International Productivity Monitor*, 2013, 25(Spring), pp.20-36.
- [33] Caballero, R. and Farhi, E. “The Safety Trap.” *NBER Working Paper*, No.19927, 2014.
- [34] Carvalho, C.; Ferrero, A. and Nechio, F. “Demographics and Real Interest Rates.” *FED Finance and Economics Discussion Series*, No.2016-05,2016.
- [35] Cerra, V. and Saxena, P. “Growth Dynamics: The Myth of Economic Recovery.” *American Economic Review*, 2008, 98(1), pp.439-457.
- [36] Cette, G.; Fernald, J. and Mojon, B. “The Pre-Great Recession Slowdown in Productivity.” *European Economic Review*, 2016, 88(C), pp.3-20.
- [37] Clark, G. “Winter is Coming.” *American Economic Review*, 2016, 106(5), pp.68-71.
- [38] Cooper, R. “Demography, Economic Growth, and Capital Flows.” In Jose Fanelli, eds., *Asymmetric Demography and the Global Economy*, 2015, pp.107-126. Springer.
- [39] CEA (Council of Economic Advisers) , “Long-Term Interest Rates: A Survey.” July-2015.
- [40] Crafts, N. “The Rise and Fall of American Growth.” *American Economic Review*, 2016, 106(5), pp.57-60.

- [41] Cross, R. “Unemployment.” *European Journal of Economics and Economic Policies: Intervention*, 2014, 11(2), pp.136-148.
- [42] De Long, B. and Summers, L. “Fiscal Policy in a Depressed Economy.” *Brookings Papers on Economic Activity*, 2012, 44(1), pp. 233-297.
- [43] Del Negro, M. and Schorfheide, F. “DSGE Model-Based Forecasting.” in Graham Elliott and Allan Timmermann, eds., *Handbook of Economic Forecasting*, 2013, 2(2), pp.57-140. Amsterdam: North Holland.
- [44] Eichengreen, B. “Secular Stagnation.” in Coen Teulings and Richard Baldwin, eds., *Secular Stagnation: Facts, Causes and Cures*, , 2014, pp.41-46.London: CEPR.
- [45] Eichengreen, B. “Secular Stagnation.” *American Economic Review*, 2015, 105(5), pp.66-70.
- [46] Eggertsson, G. and Mehrotra, N. “A Model of Secular Stagnation.” *Bank of Japan, IMES Discussion Paper Series*, No.15-E-09, 2015.
- [47] Eggertsson, G.; Mehrotra, N. and Summers, L. “Secular Stagnation in the Open Economy.” *NBER Working Paper*, No.22172, 2016.
- [48] EOP (Executive Office of the President) , “Long-Term Interest Rates: A Survey.” July-2015.
- [49] Ferguson, R. “Equilibrium Real Interest Rate.” *Speech at the University of Connecticut School of Business*, 2004, October 29th.
- [50] Fernald, J. “A Quarterly, Utilization-Adjusted Series on Total Factor Productivity.” *Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper*, No. 2012-19, 2012.
- [51] Fernald, J. “Reassessing Longer-Run U.S. Growth: How Low?” *Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper*, No. 2016-18, 2016.
- [52] Fernald, J. and Jones, C. “The Future of US Economic Growth.” *American Economic Review*, 2014, 104(5), pp.44-49.
- [53] Fernald, J. and Matoba, K. “Growth Accounting, Potential Output, and the Current Recession.” *FRBSF Economic Letter*, No.2009-26, 2009.
- [54] Fernald, J.; Thipphavong, D. and Trehan, B. “Will Fast Productivity Growth Persist?.” *FRBSF Economic Letter*, No.2007-09, 2007.
- [55] Fernald, J. and Wang, B. “The Recent Rise and Fall of Rapid Productivity Growth.” *FRBSF Economic Letter*, No.2015-04, 2015.
- [56] Fischer, S. “Monetary Policy, Financial Stability, and the Zero Lower Bound.” *American Economic Review*,

2016a, 106(5), pp.39-42.

- [57] Fischer, S. “Low Interest Rates.” Speech at the 40th Annual Central Banking Seminar, 2016b.
- [58] Fischer, S. “Why Are Interest Rates So Low? Causes and Implications.” Speech at the Economic Club of New York, 2016c.
- [59] Fleck, S.; Glaser, J. and Sprague, S. “The Compensation-Productivity Gap.” Department of Labor, Monthly Labor Review, 2011, pp.57-69.
- [60] Friedman, B. “A Century of Growth and Improvement.” American Economic Review, 2016, 106(5), pp.52-56.
- [61] Friedman, M. “The Role of Monetary Policy.” American Economic Review, 1968, 58(1), pp.1-17.
- [62] Friedman, M. “Nobel Lecture: Inflation and Unemployment.” Journal of Political Economy, 1977, 85(3), pp.451-472.
- [63] Gagnon, E.; Johannsen, B. and Lopez-Salido, D. “Understanding the New Normal.” FED Finance and Economics Discussion Series, No.2016-080, 2016.
- [64] Gambetti, L. and Gali, J. “On the Sources of the Great Moderation.” American Economic Journal: Macroeconomics, 2009, 1(1), pp. 26-57.
- [65] Garrec, G. and Touze, V. “Capital Accumulation and the Dynamics of Secular Stagnation.” Sciences Po-OFCE Working Papers, No. 2016-17, 2016.
- [66] Gill, I. and Kharas, H. (Eds.) An East Asian Renaissance: Ideas for Economic Growth. Washington: World Bank, 2007.
- [67] Gomme, P.; Ravikumar, B. and Rupert, P. “Secular Stagnation and Returns on Capital.” Federal Reserve Bank of St. Louis Economic Synopses, No.19, 2015.
- [68] Gordon, R. “The Demise of U.S. Economic Growth.” NBER Working Paper, No. 19895, 2014.
- [69] Gordon, R. “Secular Stagnation.” American Economic Review, 2015, 105(5), pp.54-59.
- [70] Gordon, R. The Rise and Fall of American Growth. Princeton: Princeton University Press, 2016.
- [71] Greenspan, A., “Central Bank Panel Discussion.”, Remarks to the International Monetary Conference, The People’s Bank of China (via Satellite), 2005.
- [72] Hall, R. “Understanding the Decline in the Safe Real Interest Rate.” NBER Working Paper, No.22196, 2016.
- [73] Han, X. and Wei, S. “Re-examining the Middle Income Trap Hypothesis.” ADB Working Papers, No.436, 2015.
- [74] Hamilton, J.; Harris, E.; Hatzius, J. and West, K. “The Equilibrium Real Funds Rate: Past, Present, and

- Future.” NBER Working Paper, No. 21476, 2015.
- [75] Hansen, A. “Economic Progress and Declining Population Growth.” *American Economic Review*, 1939, 29(1), pp.1-15.
- [76] Holston, K.; Laubach, T. and Williams, J. “Measuring the Natural Rate of Interest: International Trends and Determinants.” FED Finance and Economics Discussion Series, No.2016-073, 2016.
- [77] IMF. “Global Prospects and Policies.” WEO Report, Oct-2008.
- [78] IMF. “Perspectives on Global Real Interest Rates.” WEO Report, Oct-2014.
- [79] Johannsen, B. and Mertens, E. “The Expected Real Interest Rate in the Long Run.” Finance and Economics Discussion Series (FEDS) Notes, 2016.
- [80] Jones C. “Sources of U.S. Economic Growth in a World of Ideas.” *American Economic Review*, 2002, 92(1), pp.220-239.
- [81] Jorgenson D.; Ho, M. and Stiroh, K. *Productivity: Information Technology and the American Growth Resurgence*. Cambridge: MIT Press, 2005.
- [82] Jorgenson, D. and Vu, K. “Potential Growth of the World Economy.” *Journal of Policy Modeling*, 2010, 32(5), pp.615-631.
- [83] Karabarbounis L. and Neiman, B. “The Global Decline of the Labor Share.” *Quarterly Journal of Economics*, 2014, 129(1), pp.61-103.
- [84] Katz L. and Margo, R. “Technical Change and the Relative Demand for Skilled Labor.” NBER Working Paper, No.18752, 2013.
- [85] Keynes, J. *The General Theory of Employment, Interest, and Money*. New York: Macmillan, 1936.
- [86] Kiley, M. “What Can Data Tell Us About the Equilibrium Real Interest Rate?” FED Finance and Economics Discussion Series, 2015-077, 2015.
- [87] Kuznets, S. “Economic Growth and Income Inequality.” *American Economic Review*, 1955, 45(3), pp.1-28.
- [88] Laubach T. and Williams, J.C. “Measuring the Natural Rate of Interest.” *Review of Economics and Statistics*, 2003, 85(4), pp.1063-1070.
- [89] Lo, S. and Rogoff, K. “Secular Stagnation, Debt Overhang and Other Rationales for Sluggish Growth, Six Years On.” BIS Working Paper, No.482, 2015.
- [90] Lubik, T. and Matthes, C. “Calculating the Natural Rate of Interest.” Federal Reserve Bank of Richmond Economic Brief, No. EB15-10, 2015.

- [91] Lucas, R. "Econometric Testing of the Natural Rate Hypothesis." in O. Eckstein, eds., *The Econometrics of Price Determination*, 1972, pp.90-103. Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System.
- [92] Lucas, R. "Nobel Lecture: Monetary Neutrality." *Journal of Political Economy*, 1996, 104(4), pp.661-682.
- [93] Malthus, T. *An Essay on the Principle of Population*. In McMaster University Archive for the History of Economic Thought, Book Series, 1798.
- [94] McGrattan, E. and Prescott, E. "The Labor Productivity Puzzle." Federal Reserve Bank of Minneapolis Working Papers, No.694, 2012.
- [95] Meadows, D.; Meadows, D.; Randers, J. and Behrens, W. *The Limits to Growth*. New York: Universe Books, 1972.
- [96] Mester, L. "Comments on 'The Equilibrium Real Funds Rate: Past, Present, and Future'." Presentation at the 2015 US Monetary Policy Forum, New York, 2015.
- [97] Mishkin, F. "Estimating Potential Output." Speech at the Conference on Price Measurement for Monetary Policy, Federal Reserve Bank of Dallas, 2007.
- [98] Mokyr, J.; Vickers C. and Ziebarth, N. "The History of Technological Anxiety and the Future of Economic Growth: Is This Time Different?" *Journal of Economic Perspectives*, 2015, 29(3), pp.31-50.
- [99] Muller, H. "Growth Dynamics: The Myth of Economic Recovery: Comment." *American Economic Review*, 2012, 102(7): pp.3774-3777.
- [100] Myrdal, G. *Monetary Equilibrium*. London: William Hodge & Co, 1939.
- [101] Neiss, K. and Nelson, E. "The Real Interest Rate Gap as An Inflation Indicator." *Macroeconomic Dynamics*, 2003, 7(2), pp.239-262.
- [102] Nikolsko-Rzhevskyy, A.; Papell, D. and Prodan, R. "Deviations from Rules-Based Policy and Their Effects." *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2014, 49(C), pp4-17.
- [103] OECD, *Long-Term Projections for the Economic Outlook*. Jan- 2014.
- [104] Pagano, P. and Sbracia, M. "The Secular Stagnation Hypothesis." Bank of Italy Occasional Paper, No.231, 2014.
- [105] Piketty, T. *Capital in the Twenty-First Century*. Havard University Press, 2014.
- [106] Rachel, L. and Smith, T. "Secular Drivers of the Global Real Interest Rate." Bank of England Staff Working Paper, No.571, 2015.
- [107] Reinhart, C. and Rogoff, K. "Growth in a Time of Debt." *American Economic Review*, 2010, 100(2), pp.573-578.

- [108] Reinhart, C.; Reinhart V. and Rogoff, K. “Dealing with Debt.” *Journal of International Economics*, 2015, 96(S1), pp.S43-S55.
- [109] Rogerson, R. “Theory Ahead of Language in the Economics of Unemployment.” *Journal of Economic Perspectives*, 1997, 11(1), pp.73-92.
- [110] Samuelson P. “The Keynes-Hansen-Samuelson Multiplier-Accelerator Model of Secular Stagnation.” *Japan and the World Economy*, 1988, 1(1), pp.3-19.
- [111] Saville, I. “Foreign Exchange Reserves.” In Newmasn, P., Milgate, M., Eatwell, J. eds., *The New Palgrave Dictionary of Money and Finance (F-M)*, 1992, , pp.161-163. London and New York: Macmillan and Stockton.
- [112] Smith, J. and Taylor, J. “The Term Structure of Policy Rules.” *Journal of Monetary Economics*, 2009, 56 (7), pp.907-917.
- [113] Solow, R. “A Contribution to the Theory of Economic Growth.” *Quarterly Journal of Economics*, 1956, 70(1), pp.65-94.
- [114] Solow, R. “Unemployment: Getting the Questions Right.” *Economica*, 1986, 53(Supplement: Unemployment), pp.S23-S34.
- [115] Solow, R. “Secular Stagnation.” *Finance and Development*, 2014, 51(3), pp.16.
- [116] Sturn, S. “Macroeconomic Policy in Recessions and Unemployment Hysteresis.” *Applied Economics Letters*, 2014, 21(13), 914-917.
- [117] Summers, L. “Policy Responses to Crises.” Speech at IMF 14th Annual Research Conference, 2013,.
- [118] Summers, L. “US Economic Prospects: Secular Stagnation, Hysteresis, and the Zero Lower Bound.” *Business Economics*, 2014, 49(2), pp.65-73.
- [119] Summers, L. “Demand Side Secular Stagnation.” *American Economic Review*, 2015a, 105(5), pp.60-65.
- [120] Summers, L. “On Secular Stagnation: A Response to Bernanke.” <http://larrysummers.com/category/blog/>, 2015b.
- [121] Taylor, J. “Discretion versus Policy Rules in Practice.” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1993, 39(1), pp.195-214.
- [122] Taylor, J. “International Monetary Policy Coordination.” *BIS Working Paper*, No.437, 2013.
- [123] Taylor, J. “The Role of Policy in the Great Recession and the Weak Recovery.” *American Economic Review*, 2014a, 104(5), pp.61-66.

- [124] Taylor, J. “Re-Normalize, Don't New-Normalize Monetary Policy.” Monetary Authority of Singapore, Macroeconomic Review, 2014b, pp.86-90.
- [125] Taylor, J. “Can We Restart the Recovery All Over Again?” American Economic Review, 2016, 106(5), pp.48-51.
- [126] Taylor, J. and Wieland, V. “Finding the Equilibrium Real Interest Rate in a Fog of Policy Deviations.” Hoover Institution Economics Working Papers, 2016, No.16109.
- [127] Thwaites, G. “Why are Real Interest so Low?” Bank of England Staff Working Paper, No.564, 2015.
- [128] Turner, P. “Macprudential Policies, the Long-Term Interest Rate and the Exchange Rate.” BIS Working Paper, No. 588, 2016.
- [129] Wang, Y. and Wei, S. “International Trade and Non-convergence Trap for Middle-Income Countries.” HKUST, Department of Economics Working Paper, 2015.
- [130] Wicksell, K. Interest and Prices. London: MacMillan, 1936.
- [131] Woodford, M. Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy. Princeton: Princeton University Press, 2003.
- [132] Yellen, J. “The Economic Outlook and Monetary Policy.” Speech at the Economic Club of Washington, Washington, D.C., 2015.
- [133] Yellen, J. “Macroeconomic Research after the Crisis.” Speech at 60th Annual Economic Conference, 2016.

# 泰勒规则、股价波动与人民币汇率动态决定

江春<sup>1</sup> 司登奎<sup>2</sup> 李小林<sup>3</sup>

**【摘要】**本文基于引入股票价格的泰勒规则汇率模型刻画股价与宏观经济基本面影响人民币汇率动态决定的微观机理，并采用非线性自回归分布滞后（NARDL）模型对 2005 年 7 月—2016 年 4 月样本期间内人民币汇率的动态变化及其成因进行实证分析。研究发现，中美股价差、息差、物价差、产出缺口差与汇率预期对人民币汇率的影响具有“时域”稳定性及显著的非对称性。汇率预期对人民币汇率的动态变化发挥着最为重要的作用，其次是中美产出缺口差，股价差、息差与物价差对人民币汇率的影响依次减弱。特别地，中美股价差的正向波动短期内会助推人民币汇率升值，但长期内会改变升值趋势甚至引发人民币汇率贬值；而中美股价差的负向波动在长期和短期内均会引起人民币汇率贬值。基于此，本文指出，包含股票价格的泰勒规则汇率模型对汇率变动具有较强的解释力，能够为公众预测人民币汇率动态变化并为政府制定合适的政策以稳定人民币汇率提供启示。

**【关键词】**泰勒规则 股价波动 汇率决定 NARDL 模型

## 引言

伴随着我国外汇市场运行机制的深刻变化以及世界经济形势的深度调整，人民币汇率的波动特征正在发生着根本性改变，对人民币汇率的波动成因及变动规律有必要进一步深入研究。汇率是连接国内外相对价格、国内市场与国际市场的桥梁，是平衡内外部经济的核心变量，人民币汇率频繁双向变动将会对国内外经济产生广泛影响。因此，如何准确地认识和把握人民币汇率的波动规律极为重要。准确把握人民币汇率的波动规律，不但有利于公众及时根据汇率变动做出最佳决策并规避汇率风险，而且有利于货币当局采取合适的政策以稳定人民币汇率，从而为经济的稳定增长创造良好的宏观环境。为此，本文将力求从一个新的角度回答以下问题：在众多影响因素中，到底是哪些因素在人民币汇率的短期波动和长期决定中

<sup>1</sup>江春，武汉大学经济发展研究中心研究员，教授，博士生导师

<sup>2</sup>司登奎（通讯作者），武汉大学经济与管理学院博士研究生

<sup>3</sup>李小林中国海洋大学经济学院讲师

发挥重要作用？这些因素对人民币汇率的变动在短期和长期内是否会产生不同的影响？

在影响汇率变动的问题上，国内外学者已进行大量的理论研究，并产生许多经典理论。购买力平价理论、利率平价理论以及蒙代尔-弗莱明模型均被视为当代汇率决定理论的基石。然而，由于受贸易壁垒、市场不完全、外汇管制、交易费用、国内外资产非完全替代以及忽略宏观经济基本面等因素的影响，上述模型没有体现出应有的实践指导效果，从而引发理论及实务界较为广泛的质疑。最先将汇率变动与宏观经济基本面联系起来的是弹性价格货币模型及汇率超调模型。弹性价格货币模型及汇率超调模型将购买力平价理论与货币数量论结合起来，并考虑利率平价理论的基本思想，进而从宏观经济的角度将汇率与货币供应量、国民收入、利率或物价等变量联系起来，因而可称为标准的宏观经济汇率模型。但 Meese & Rogoff (1983a,1983b)、Mark (1995) 及 Mark & Sul (2001) 等发现上述理论模型对汇率的样本外预测能力并不优于最简单的随机游走模型。

这种状况直到 Engel & West (2005) 开始运用泰勒规则汇率模型来研究汇率决定时才逐步转变。Engel & West (2006) 采用泰勒规则汇率模型成功地拟合了美元实际汇率在 1978—2001 年间的波动走势。Mark (2009) 认为，使用错误的经济基本面是导致无法解释汇率波动的主要原因。因此，Mark (2009) 将利率平价理论与泰勒规则联系起来以解决“汇率脱离之谜”问题，这隐含着将货币政策视为内生的模型能较好地预测汇率变动。弹性价格货币模型及汇率超调模型之所以对汇率的预测能力不理想，可能是因为这些模型将货币政策视为外生（货币模型中的利率是外生变量）。泰勒规则将利率视为货币政策的中介目标，并认为利率会对通货膨胀及产出缺口做出反应，即泰勒规则中的利率是内生变量。这意味着，运用考虑宏观经济基本面且将货币政策视为内生的泰勒规则不但为经济全球化及金融自由化条件下的货币政策操作提供理论依据或政策规则，而且在此基础上产生的泰勒规则汇率模型还为研究汇率变动提供新的框架或思路。

在此基础上，近年来已有不少研究者运用泰勒规则汇率模型研究汇率问题，由此产生了许多有价值的成果，为本文提供了良好的基础。例如：Molodtsova et al. (2008) 发现运用泰勒规则汇率模型能够解释 1999—2007 年美元与欧元的汇率变动；陈平和李凯 (2010) 采用汇改后数据对人民币汇率进行预测，发现货币模型、无抛补利率平价以及购买力平价模型的预测绩效均低于随机游走模型，而泰勒规则汇率模型的预测能力却强于随机游走模型。Wang & Wu (2012) 采用半参区间预测法对部分 OECD 国家的汇率进行预测，同样发现泰勒规则汇率模型明显优于随机游走模型、传统货币模型以及购买力平价模型。

需要指出的是，Bernanke & Gertler (2001) 将资产价格纳入泰勒规则之中，并强调货币

政策应关注资产价格的波动。资产价格能够反映经济的环境，其变动不仅会影响货币流动性和居民的财富效应，还会影响投资者决策并对实体经济产生影响。此外，Bernanke et al. (1999) 通过构建金融加速器效应模型 (BGG)，发现资产价格泡沫的确会对经济产生冲击。Wang et al. (2016) 发现将资产价格纳入泰勒规则汇率模型中，能够提高模型对汇率的解释力。

从中国的现实来看，随着全球金融一体化程度的不断加深以及我国资本账户的不断开放，股票市场与外汇市场之间的联系也更加紧密。自 2005 年 7 月以来，我国股价与汇率变动在较多时间段里都表现出较强的关联变动规律或趋势，而且股价的变动略领先于汇率的变动。因此，运用股价分析人民币汇率变动具有一定的合理性，同时也符合中国资本账户开放的现实。

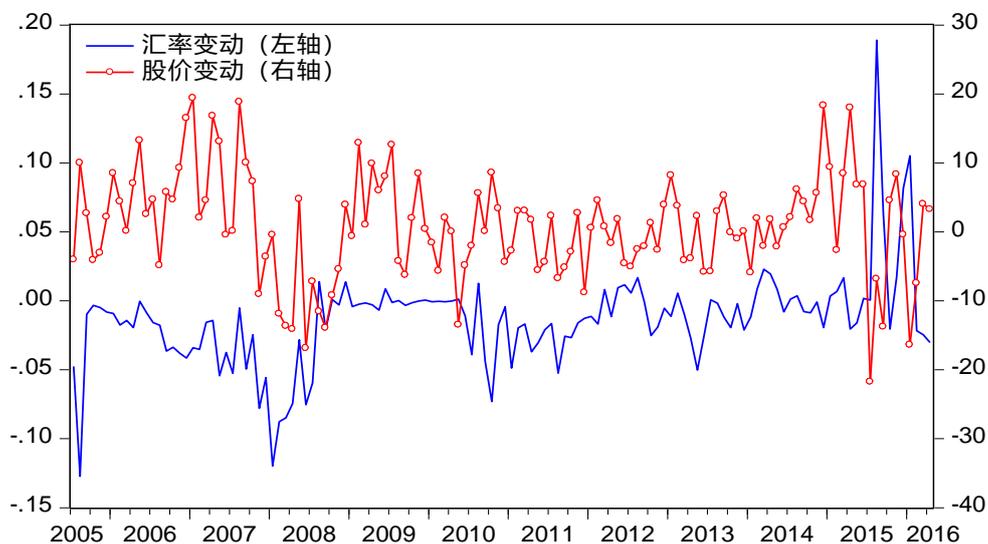


图 1 汇率变动与股价变动趋势

本文旨在运用包含股价的泰勒规则汇率模型研究人民币汇率变动，目的在于分析股价及宏观经济基本面影响人民币汇率的内在传导机制，并揭示该影响在短期和长期中分别具有怎样的特征。与已有的研究相比，本文的边际贡献体现在：第一，在包含汇率的泰勒规则理论模型下引入股价和汇率预期，有利于深入理解人民币汇率动态决定的微观机理；第二，突破封闭经济，从聚焦中国宏观经济基本面研究拓展至中美两国宏观经济基本面的相对变化来实证探究人民币汇率的动态决定，这有利于更为准确地解释人民币汇率的波动成因；第三，区别于马尔科夫区制转换模型，本文首次采用非线性自回归分布滞后模型 (NARDL)，同时从短期与长期视角实证测度中美股价差、息差、物价差、产出缺口差及汇率预期对人民币汇率所产生的非对称影响。一方面，为解决中国货币政策与汇率政策的冲突问题提出新的思路和框架；另一方面，也弥补传统货币模型无法分析人民币汇率短期变动的缺陷。

本文以下结构安排为：第一部分为理论分析；第二部分是变量选取及研究方法；第三部

分是实证结果与分析；第四部分是结论与启示。

## 一、理论分析

本文借鉴 Bernanke & Gertler (2001) 以及 Semmler & Zhang (2007) 的研究，将股票价格纳入到泰勒规则之中，具体形式表达如下：

$$i_t^* = r^* + \pi_t + \alpha_0(\pi_t - \pi^*) + \alpha_2 y_t + \alpha_3 q_t \quad (1)$$

其中， $i_t^*$  为短期目标利率，即中央银行用作政策或政策目标的短期利率； $r^*$  为长期均衡的实际利率； $\pi_t$  与  $\pi^*$  分别表示通货膨胀率和中央银行的目标通胀率； $y_t$  表示产出缺口； $q_t$  为股票价格指数，由于  $r^*$  与  $\pi^*$  分别为实际均衡利率与货币当局设定的目标通货膨胀率，故将其视为常数。为简化上式，令  $\mu = r^* - \alpha_0 \pi^*$ ， $\alpha_1 = (1 + \alpha_0)$ ，因此式 (1) 可重新写为：

$$i_t^* = \alpha_1 \pi_t + \alpha_2 y_t + \alpha_3 q_t + \mu \quad (2)$$

值得注意的是，式 (2) 是针对封闭经济体下货币政策规则进行刻画，但这一假设不断受到众多学者的质疑。Taylor (2001) 建议将汇率水平值引入至泰勒规则，从而实现向开放经济的拓展。本文认为货币当局在关注汇率时，不仅关注汇率的水平值，同时也会关注汇率的变动，因此将汇率目标表达如下：

$$e_t^* = (1 - \partial)(e_t - \bar{e}_t) + \partial(e_t - e_{t-1}) \quad (3)$$

上式中的  $e_t^*$  为汇率目标， $e_t$  为名义汇率， $e_{t-1}$  以  $t$  为基点的滞后一期名义汇率， $\bar{e}_t$  可表示为依据购买力平价条件所得到的基准汇率，因此  $(e_t - \bar{e}_t)$  可视为汇率水平的偏离，而  $(e_t - e_{t-1})$  可视为汇率的变动。式 (3) 中的汇率政策目标可看作汇率水平和汇率变动的加权，且  $0 \leq \partial \leq 1$ 。如果  $\partial = 0$ ，意味着央行只关注汇率的水平；如果  $\partial = 1$ ，表明央行只关注汇率的变动；当  $0 < \partial < 1$  时，表明央行既关注汇率水平值，又关注汇率变动。因此，包含汇率的泰勒规则可写为：

$$i_t^* = \alpha_1 \pi_t + \alpha_2 y_t + \alpha_3 q_t + \alpha_4 [(1 - \partial)(e_t - \bar{e}_t) + \partial(e_t - e_{t-1})] + \mu \quad (4)$$

为减少金融市场的过度扰动及引导市场预期，央行在制定利率政策时往往会考虑前期利率水平的冲击，因此有学者将平滑利率引入至泰勒规则模型（郑挺国和刘金全，2010；唐琳等，2016）。利率平滑可用下式所示：

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1-\rho)i_t^* + \varepsilon_t \quad (5)$$

其中， $i_t$  为观察到的名义利率； $\rho$  表示平滑因子，用来刻画利率平滑程度，取值范围为  $(0, 1)$ ； $\varepsilon_t$  为随机扰动。将式（5）代入式（4）中，可得：

$$\begin{aligned} i_t &= \rho i_{t-1} + (1-\rho)\{\alpha_1 \pi_t + \alpha_2 y_t + \alpha_3 q_t + \alpha_4 [(1-\delta)(e_t - \bar{e}_t) + \delta(e_t - e_{t-1})] + \mu\} + \varepsilon_t \\ &= \rho i_{t-1} + (1-\rho)\{\alpha_1 \pi_t + \alpha_2 y_t + \alpha_3 q_t + \alpha_4 [e_t - \delta e_{t-1} + (1-\delta)\bar{e}_t] + \mu\} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (6)$$

同样，假设国外的货币政策也遵循泰勒规则，同时假设国外货币当局对通胀、产出缺口以及股价的反应与国内一致（Engel & West; 2005, 2006），但本文与其不同之处在于，假设国外对汇率的反应与本国不一致，因此，可将国外的货币政策规则表达如下：

$$\begin{aligned} i_t^f &= \rho i_{t-1}^f + (1-\rho)\{\alpha_1 \pi_t^f + \alpha_2 y_t^f + \alpha_3 q_t^f + \alpha_4^* [(1-\delta)(e_t - \bar{e}_t) + \delta(e_t - e_{t-1})] + \mu^f\} + \varepsilon_t^f \\ &= \rho i_{t-1}^f + (1-\rho)\{\alpha_1 \pi_t^f + \alpha_2 y_t^f + \alpha_3 q_t^f + \alpha_4^* [e_t - \delta e_{t-1} + (1-\delta)\bar{e}_t] + \mu^f\} + \varepsilon_t^f \end{aligned} \quad (7)$$

进一步用式（6）减式（7），可得：

$$\begin{aligned} i_t - i_t^f &= \rho(i_{t-1} - i_{t-1}^f) + (1-\rho)\alpha_1(\pi_t - \pi_t^f) + (1-\rho)\alpha_2(y_t - y_t^f) \\ &\quad + (1-\rho)\alpha_3(q_t - q_t^f) + (1-\rho)(\alpha_4 - \alpha_4^*)[e_t - \delta e_{t-1} + (1-\delta)\bar{e}_t] \\ &\quad + (1-\rho)(\mu - \mu^f) + \varepsilon_t - \varepsilon_t^f \end{aligned} \quad (8)$$

此时，根据无抛补利率平价与购买力平价条件可得：

$$E_t e_{t+1} - e_t = i_t - i_t^f \quad (9)$$

$$\bar{e}_t = p_t - p_t^f \quad (10)$$

将式（9）、（10）带入式（8）中，整理可得：

$$\begin{aligned} [1 + (1-\rho)(\alpha_4 - \alpha_4^*)]e_t &= E_t e_{t+1} + \delta(1-\rho)(\alpha_4 - \alpha_4^*)e_{t-1} - \rho(i_{t-1} - i_{t-1}^f) \\ &\quad - (1-\rho)\alpha_1(\pi_t - \pi_t^f) - (1-\rho)\alpha_2(y_t - y_t^f) \\ &\quad - (1-\rho)(1-\delta)(\alpha_4 - \alpha_4^*)(p_t - p_t^f) - (\varepsilon_t - \varepsilon_t^f) \\ &\quad - (1-\rho)\alpha_3(q_t - q_t^f) + (1-\rho)(\mu - \mu^f) \end{aligned} \quad (11)$$

此时，令  $m = \frac{1}{1 + (1-\rho)(\alpha_4 - \alpha_4^*)}$ ，并对  $e_t$  进行求解，可得：

$$e_t = mE_t e_{t+1} + \delta(1-m)e_{t-1} - m\rho(i_{t-1} - i_{t-1}^f) - m(\varepsilon_t - \varepsilon_t^f) - m(1-\rho)(\mu - \mu^f) - m(1-\rho)[\alpha_1(\pi_t - \pi_t^f) + \alpha_2(y_t - y_t^f) + \alpha_3(q_t - q_t^f) - (\alpha_4 - \alpha_4^*)(1-\delta)(p_t - p_t^f)] \quad (12)$$

由于物价采用居民消费者价格指数同比数据，因此通货膨胀  $\pi_t$  可表示物价当期与上一期之差，即  $\pi_t = p_t - p_{t-1}$ ，此时可将式（12）进一步表达如下：

$$e_t = mE_t e_{t+1} + \delta(1-m)e_{t-1} - m\rho(i_{t-1} - i_{t-1}^f) - m(\varepsilon_t - \varepsilon_t^f) - m(1-\rho)(\mu - \mu^f) - m(1-\rho)\{\alpha_1 - (\alpha_4 - \alpha_4^*)(1-\delta)\}(p_t - p_t^f) - \alpha_1(p_{t-1} - p_{t-1}^f) + \alpha_2(y_t - y_t^f) + \alpha_3(q_t - q_t^f)\} \quad (13)$$

其中， $E_t e_{t+1}$  表示以  $t$  为基点的超前一期名义汇率，也即汇率预期； $\mu$  与  $\mu^f$  为外生变量且为常数； $\varepsilon_t$ 、 $\varepsilon_t^f$  可视为外生冲击干扰项，假设其服从均值为零，方差为常数的正态分布。因此式（13）所隐含的经济学含义为：在解释汇率的动态变动中，本国与外国息差、股价差、物价差、产出缺口差对于汇率的影响发挥着重要作用，同时汇率的滞后期以及汇率预期的作用不容小觑。该式也为下文实证分析过程中的变量选取以及非线性自回归分布滞后模型的构建提供了理论依据。

## 二、变量选取及研究方法

据前文分析，本文所涉及的变量主要有人民币对美元汇率、中美两国股票价格指数之差、人民币利率和美元利率之差、中美两国物价水平之差、中美两国产出缺口之差以及汇率预期。汇率采用直接标价法下的人民币对美元即期汇率（ $ER$ ）。由于美国的联邦基金利率被视为是最能够灵敏地反映银行之间的资金短缺情况及资金供求状况的基准利率（陈创练和杨子晖，2012），因此本文采用美国联邦基金利率（ $i_f$ ）作为美元利率指标。人民币利率采用中国银行间同业拆借隔夜利率（ $i_d$ ）。中国股价（ $SP_d$ ）采用中国股票价格综合指数，美国股价采用美国股票价格综合指数（ $SP_f$ ）。中美两国的物价水平分别采用中国和美国的消费者价格指数（ $CPI_d$  和  $CPI_f$ ）衡量。此外，由于中国缺乏月度  $GDP$  数据，为避免数据有效信息缺失且提高研究问题的时效性，本文借鉴孟庆斌等（2012）的研究，采用工业增加值作为产出的替代指标，同时遵循张斌（2016）的研究，对工业增加值增速进行  $HP$  滤波处理，从而得到工业增加值增速缺口，并将该缺口作为产出缺口的代理变量。对于汇率预期，借鉴范言慧等（2008）及司登奎等（2016）的研究，采用离岸市场中人民币兑美元的一年期无本金交割协议价（ $NDF$ ）作为汇率预期的代理指标，且是直接标价法表示。紧接着，本文将除利率之外的其他原始时间序列数据全部进行  $X-12$  季节调整及自然对数处理，并在此基础上最终求得中美两国的股

价之差 ( $SP$ )、中美息差 ( $ID$ )、中美物价之差 ( $CPI$ )、中美产出缺口之差 ( $GDP$ )。上述数据来源于 Wind 数据库、OECD 数据库、美国 St.Louis 联邦储备银行数据库，样本期间为 2005 年 7 月—2016 年 4 月。

为把握泰勒规则汇率模型对人民币汇率变动非对称影响的动态规律，本文采用 Shin et al. (2014) 所提出的非线性自回归分布滞后 ( $NARDL$ ) 模型进行实证分析。其中，在不考虑变量滞后期的情况下，将本文变量之间的非对称长期关系表述如下：

$$ER_t = \alpha_0 + \beta^+ SP_t^+ + \beta^- SP_t^- + \gamma^+ ID_t^+ + \gamma^- ID_t^- + \delta^+ CPI_t^+ + \delta^- CPI_t^- + \pi^+ GDP_t^+ + \pi^- GDP_t^- + \chi^+ NDF_t^+ + \chi^- NDF_t^- + \varepsilon_t \quad (14)$$

其中， $\beta^+$  与  $\beta^-$  分别表示中美股价差相对扩大与缩小对汇率的冲击系数； $\gamma^+$  与  $\gamma^-$  分别表示中美息差的正向与负向波动对汇率的冲击； $\delta^+$  与  $\delta^-$  分别表示中国通货膨胀相对美国的正向冲击与负向冲击； $\pi^+$  与  $\pi^-$  分别表示中国产出缺口相对美国的正向冲击与负向冲击， $\chi^+$  与  $\chi^-$  分别表示人民币汇率预期的正向冲击与负向冲击； $SP_t^+$ 、 $ID_t^+$ 、 $CPI_t^+$ 、 $GDP_t^+$  与  $NDF_t^+$  分别表示中美股价差、息差、物价差、产出缺口差和人民币汇率预期正向变动的累积和； $SP_t^-$ 、 $ID_t^-$ 、 $CPI_t^-$ 、 $GDP_t^-$  与  $NDF_t^-$  分别表示中美股价差、息差、物价差、产出缺口差和人民币汇率预期负向变动的累积和。具体可表示为：

$$[X(SP, ID, CPI, GDP, NDF)]^+ = \sum_{j=1}^t \Delta X_j^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta X_j, 0) \quad (15)$$

$$[X(SP, ID, CPI, GDP, NDF)]^- = \sum_{j=1}^t \Delta X_j^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta X_j, 0) \quad (16)$$

通过将式 (14) 嵌入  $ARDL(p, q)$  的形式，Shin et al. (2014) 得到了用来刻画非对称短期关系的误差修正模型，具体如式 (17) 所示：

$$\begin{aligned} \Delta ER_t = & \alpha_0 + rER_{t-1} + \eta^+ SP_{t-1}^+ + \eta^- SP_{t-1}^- + \theta^+ ID_{t-1}^+ + \theta^- ID_{t-1}^- + \tau^+ CPI_{t-1}^+ + \tau^- CPI_{t-1}^- + \mathfrak{S}^+ GDP_{t-1}^+ + \mathfrak{S}^- GDP_{t-1}^- \\ & + [^+ NDF^+ + ]^- NDF^- + \sum_{j=1}^{p-1} j \Delta ER_{t-j} + \sum_{j=1}^{q-1} (\kappa_j^+ \Delta SP_{t-j}^+ + \kappa_j^- \Delta SP_{t-j}^- + \ell_j^+ \Delta ID_{t-j}^+ + \ell_j^- \Delta ID_{t-j}^-) \\ & + \sum_{j=1}^{q-1} (\xi_j^+ \Delta CPI_{t-j}^+ + \xi_j^- \Delta CPI_{t-j}^- + v_j^+ \Delta GDP_{t-j}^+ + v_j^- \Delta GDP_{t-j}^- + \sigma_j^+ \Delta NDF_{t-j}^+ + \sigma_j^- \Delta NDF_{t-j}^-) \end{aligned} \quad (17)$$

不难发现，当式 (17) 中的所有参数不为零时，意味着变量之间在长期与短期均存在非对称性，而且式 (17) 中的短期与长期系数可通过逐步回归法 (Stepwise Regression) 估计

获得。总之，非线性自回归分布滞后模型能够有效刻画变量的长期关系和短期调节特征。

### 三、结果与分析

在对式（17）进行参数估计之前，需要依据累积和控制图（CUSUM）对最佳滞后期进行选择。在滞后期选择中，本文设置 1—12 期进行测试，发现只有当滞后期为 6 时，模型的 CUSUM 出现显著，故将滞后期设定为 6。为了模型选择结果的稳健性，本文结合 AIC 与 SC 最小的原则对模型形式进行筛选。从表 1 中可以看出，所有模型的边限协整检验统计量均通过了 1% 的显著性检验，表明中美股价差、息差、物价差、产出缺口差、汇率预期与人民币汇率存在稳定的长期均衡关系。此外，表 1 最后两行结果显示长、短期均为非对称模型的 AIC 与 SC 统计值最小，因此短期与长期均为非对称的模型是刻画本文变量之间关系的最佳模型。

表 1 基于边限协整检验以及 NARDL 模型形式判断

长短期均为对称		长期对称、短期非对称		长期非对称、短期对称		长期、短期均为非对称	
$F_{PSS}$	11.494***	$F_{PSS}$	23.315***	$F_{PSS}$	7.986***	$F_{PSS}$	23.839***
		$W_{SR}^{SP}$	0.163			$W_{SR}^{SP}$	6.553**
				$W_{LR}^{SP}$	6.958**	$W_{LR}^{SP}$	10.116***
		$W_{SR}^{ID}$	30.306***			$W_{SR}^{ID}$	14.843***
				$W_{LR}^{ID}$	0.307	$W_{LR}^{ID}$	12.351***
		$W_{SR}^{CPI}$	1.695			$W_{SR}^{CPI}$	7.003**
				$W_{LR}^{CPI}$	1.711	$W_{LR}^{CPI}$	0.251
		$W_{SR}^{GDP}$	34.993***			$W_{SR}^{GDP}$	25.425***
				$W_{LR}^{GDP}$	0.200	$W_{LR}^{GDP}$	9.777***
		$W_{SR}^{NDF}$	0.625			$W_{SR}^{NDF}$	23.165***
				$W_{LR}^{NDF}$	14.086***	$W_{LR}^{NDF}$	16.049***
$AIC$	-8.883	$AIC$	-9.386	$AIC$	-8.911	$AIC$	-9.425
$SC$	-8.282	$SC$	-8.106	$SC$	-8.203	$SC$	-8.289

表 2 为采用逐步回归法对所选定模型的参数估计结果。对于中美股价差而言，其正向波动与负向波动对人民币汇率的短期影响显著且存在较强的滞后效应。其中，人民币汇率不仅受股价差正向波动的当期值影响，还受其滞后 5 期值的影响，且中美股价差的当期值及滞后 5 期值对人民币汇率的影响系数累计达到-0.019。这表明当我国股价相对美国有所提高时，人民币汇率会在短期内升值。从长期影响来看，中美股价差的正向波动对人民币汇率的影响系数为 0.012，意味着当中美股价差的正向波动持续增加时，人民币汇率在长期将倾向于贬值。对于中美股价差的负向波动而言，人民币汇率受其当期值及其过去 1—4 期的影响，且

累计系数达到-0.064，表明中美股价差的负向波动在短期内会引发人民币汇率贬值。同时中美股价差滞后 1—4 期的影响系数均显著为负，这意味着从较长的时期来看，我国股价水平的相对下降会进一步加剧汇率贬值，这与模型估计得到的长期系数（-0.022）相印证。总之，中美股价差的正向波动短期内会助推人民币升值，但长期内会改变升值趋势，甚至引发人民币汇率贬值；而中美股价差的负向波动在长期和短期内均会引发人民币汇率贬值。该结论所隐含的潜在机理是：当中国股票市场价格相对较高时，此时股价的上涨会在短期内诱发资本流入国内并助推人民币汇率升值；但在长期内，为避免“热钱”持续流入，央行会实施冲销式干预操作，即在外汇市场上抛售本币，使得人民币汇率呈现贬值预期，从而表现为上述实证结论。相反，股价的下降在短期与长期内均倾向于引发人民币汇率贬值。这是因为，当本国股票市场呈现熊市时，依据货币政策实施经验，此时央行会通过降低利率提振股市，因此从长期来看，股价的相对降低会使得人民币具有较大的贬值态势。此外，股票市场熊市的出现会使得投资者调整投资结构，引发资本外流，还可能形成市场对人民币汇率的贬值预期。

表 2 NARDL 模型的长短期系数估计结果

长期系数		短期系数			
常数项	0.599***	DER(-4)	0.353***	DCPI_P(-6)	0.004***
ER(-1)	-0.288***	DER(-5)	0.203***	DCPI_N(-2)	0.003***
SP_P(-1)	0.012**	DSP_P	-0.011**	DCPI_N(-3)	0.002**
SP_N(-1)	-0.022*	DSP_P(-5)	-0.008*	DCPI_N(-4)	0.002*
ID_P(-1)	-0.003*	DSP_N	0.022***	DGDP_P(-1)	-0.068***
ID_N(-1)	-0.004***	DSP_N(-1)	-0.030***	DGDP_P(-2)	-0.077***
CPI_P(-1)	-0.004**	DSP_N(-2)	-0.016***	DGDP_P(-3)	-0.023*
CPI_N(-1)	-0.002	DSP_N(-3)	-0.017**	DGDP_P(-6)	0.019*
GDP_P(-1)	0.224***	DSP_N(-4)	-0.023**	DGDP_N(-1)	-0.055***
GDP_N(-1)	0.242***	DID_P(-3)	0.001**	DGDP_N(-2)	-0.025*
NDF_P(-1)	0.871***	DID_P(-4)	-0.002***	DGDP_N(-4)	0.029***
NDF_N(-1)	0.848***	DID_P(-5)	-0.003***	DGDP_N(-5)	0.038***
		DID_N	-0.002**	DNDF_P	0.263***
		DID_N(-3)	-0.004***	DNDF_P(-2)	-0.142***
		DID_N(-4)	-0.005***	DNDF_P(-3)	-0.144***
		DCPI_P	-0.002***	DNDF_P(-4)	-0.181***
		DCPI_P(-1)	0.002**	DNDF_N	0.061*
		DCPI_P(-3)	0.002**	DNDF_N(-3)	-0.113***
		DCPI_P(-4)	0.002**	DNDF_N(-5)	-0.195***

对于中美息差而言，其正向波动和负向波动对汇率的短期影响系数显著且分别为-0.004和-0.011。其中，中美息差正向波动的滞后 4、5 期均显著为负，表明中美息差的正向波动在短期内会使得人民币汇率升值，也即隐含着人民币汇率具有一定的升值预期，这与人民币汇

率对中美息差正向波动的长期弹性系数为-0.003 所得到的结论一致，即人民币利率的相对提高会使得人民币汇率在长期内呈现升值的态势。而中美息差负向波动的当期值及其滞后 3、4 期对汇率的影响系数显著为负，表明人民币利率的相对下降会使得人民币汇率贬值，同时从中美息差负向波动对人民币汇率影响的长期系数为-0.004 也可以看出，中美息差的负向波动会在长期内引发人民币汇率贬值。由于人民币汇率的升值弹性与贬值弹性显著不同，意味着中美息差的正向波动与负向波动对人民币汇率的影响具有显著的非对称性特征，而且中美息差扩大对人民币汇率所造成的升值冲击小于息差缩小所导致的贬值影响。总的来看，无论在长期还是短期，中美息差的正向波动均会助推人民币汇率升值，而负向波动均会引发人民币贬值。值得注意的是，这一结果与利率平价理论所阐述的“如果国内利率长期高于国外时，本币有贬值趋势”的思想不相一致。从中美两国的实际数据中不难发现，自 2007 年全球金融危机以来，美国为应对这次金融危机所造成的不利冲击而先后推出多轮“量化宽松”的货币政策，由于大量资金流入中国，从而导致通货膨胀也相应地随之呈现上升态势。此时，央行开始实施提高利率的紧缩货币政策，特别是自 2008 年 4 月以来，中美两国利差持续扩大，人民币开始呈现出较强的升值预期，资本的加速流入进一步强化人民币升值压力，从而出现中美息差对汇率的影响与“利率平价理论”得出的结果相背离，这也进一步表明“泰勒规则”汇率模型更能印证中国近年来的政策效果。

对于中美物价差而言，其正向波动对汇率的短期影响系数显著为 0.008，表明中国物价水平的短期提高将会引发人民币汇率贬值；负向波动对汇率的短期影响系数显著为 0.007，表明物价的持续降低会助推人民币升值。从长期来看，物价差的正向波动对汇率的影响显著且为-0.004，但负向波动对汇率的影响不显著，意味着物价的长期升高会使得人民币汇率升值。总的来看，物价的相对上升（下降）会在短期内使得人民币贬值（升值），且短期内物价的正向波动对汇率的影响弹性显著大于物价负向波动对汇率的影响，这与购买力平价所阐述的观点基本一致。长期来看，物价的相对上升会助推人民币汇率升值，这与标准货币模型中的物价持续上涨最终将导致汇率贬值的结论相反。这是因为，从泰勒规则模型的本质思想来看，由于泰勒规则是货币内生模型，利率是货币政策中介目标，当物价上升时，央行会通过提高利率而实施紧缩的货币政策，由此便会助推人民币汇率的升值。实际上，自 2005 年汇改以来，人民币对美元汇率在较长一段时期内呈现升值态势，加速了资本流入，此时为应对国内物价快速上涨可能带来的国际流动性冲击，央行会通过在外汇市场上投放基础货币进行干预，从而形成国内货币供应快速增长的压力，并进一步推动国内物价水平的上升。为应对这一问题，货币当局会实施“收缩信贷、紧缩银根”的紧缩性货币政策，并导致人民币即

期汇率的持续升值。中国的这一现实充分印证了本文所得出的长期内物价的相对上升会导致汇率升值的结论。但反之，物价的相对下降在长期内将导致人民币汇率贬值的结论并不显著。这意味着，虽然自 2011 年以来中国物价水平持续走低，但至于它是否是导致汇率下跌的原因，从本文中并不能得出显著的经验证据。总的来看，长期内汇率对物价变动的响应似乎更倾向于由“泰勒规则”汇率模型论证，而非购买力平价来预测。

从中美产出缺口差对汇率的影响来看，其正向波动对汇率的短期影响存在显著的滞后效应，且其 1—6 期的短期波动对汇率的影响系数累计达到-0.148。这表明当我国产出缺口相对扩大时，人民币汇率会在短期内升值。值得注意的是，虽然中美产出缺口差的正向波动对汇率的短期总效应为负，但从滞后 6 期开始，其正向波动对汇率的影响开始由负转正，这与中美产出缺口差正向波动在长期内会导致人民币汇率贬值（系数为 0.224）的估计结果相一致，意味着从较长的时期来看，中美产出缺口差会引发汇率贬值。从中美产出缺口差的短期负向波动来看，其滞后 1、2、4、5 期对汇率的影响均显著，总效应为-0.012，且滞后 1 期与 2 期的系数为负，但冲击幅度逐渐减小，并在第 4 期开始表现为正，且正向冲击逐渐增大，意味着当中国产出缺口持续低于美国时，人民币汇率会出现贬值，但贬值幅度逐渐降低，并最终在第 4 期后转为升值，这与中美产出缺口差的负向波动对汇率的长期冲击（系数为 0.242）特征一致。总的来看，当中国产出缺口相对于美国扩大，即中国经济增长相对美国走强时，此时人民币汇率会呈现出短期内升值而长期内升值趋势减弱。反之，当中国产出缺口相对于美国降低，即中国经济增长相对美国走弱时，此时人民币汇率会呈现出短期内贬值、长期内贬值趋势减弱的态势。这是因为，短期内中国经济增长率的相对提高会使得人民币坚挺；但随着经济增长及人民币汇率升值的强化，中国进口将会增加而出口降低，经济增长速度势必会有所放缓，使得人民币汇率的升值趋势逐渐减弱，甚至趋向于贬值。此外，由于中美产出缺口差的正向与负向波动对人民币汇率的冲击弹性显著相异，意味着中美产出缺口差对汇率的影响具有显著的非对称性。

最后，对于汇率预期而言，其正向波动与负向波动的长期影响分别为 0.871 和 0.848，意味着人民币汇率预期正向波动（贬值预期）在长期内能够引发人民币汇率贬值，人民币汇率预期负向波动（升值预期）则在长期内能够助推人民币汇率升值，而且长期内贬值预期对汇率的影响作用相对更强。但从短期来看，人民币汇率预期的当期值及滞后 2—4 期的正向波动对汇率的短期影响显著，其中，汇率预期当期值对汇率的影响为正（0.263），而滞后 2—4 期的影响均为负，且累计总效应为-0.204，意味着人民币汇率预期的正向波动在短期内能够

助推人民币即期汇率升值。同时，汇率预期当期值及其滞后 3、5 期负向波动对汇率的冲击显著：汇率预期当期值对即期汇率的影响为正（0.061），而滞后 3、5 期对即期汇率的冲击为负，且累计效应为负（-0.248），汇率预期的负向波动在短期内反而会引发人民币即期汇率贬值。总之，人民币汇率升值预期在短期内并不会体现出其应有的升值效果，但在长期内会助推人民币汇率升值。同样，人民币汇率贬值预期在短期内也不会达到其应有的贬值效果，而在长期内会引发人民币汇率贬值。究其原因，当人民币汇率出现贬值预期时，央行会在采取外汇干预政策（例如，央行在外汇市场上抛售外币回笼人民币资产），从而使得人民币贬值预期在短期内没有表现出应有的贬值效果；但随着央行干预效应的逐渐减弱并伴随贬值预期的不断强化，最终使得人民币汇率表现为贬值态势。

## 四、结论及启示

本文基于包含股票价格的泰勒规则汇率模型构建一个汇率动态决定系统，并进一步选取 2005 年 7 月—2016 年 4 月的中美两国数据，采用非线性自回归分布滞后模型（NARDL）实证检验中美股价差、息差、物价差、产出缺口差和汇率预期对人民币即期汇率的影响。

中美股价差、产出缺口差、息差、物价差及汇率预期与汇率的关系具有“时域”稳定性，而且对汇率的影响具有显著的非对称性。具体表现为：第一，无论是长期还是短期，中美息差的正向扩大均会助推人民币汇率升值，而负向变动则会引发人民币汇率贬值；第二，中美股价差的正向波动短期内会助推人民币汇率升值，但长期内会改变升值趋势甚至引发人民币汇率贬值，而中美股价差的负向波动在长期和短期内均会引起人民币汇率贬值；第三，短期内，中美产出缺口差以及汇率预期的正向（负向）波动会引发人民币汇率升值（贬值）；长期内，中美产出缺口差以及汇率预期的正向波动并不会继续推动人民币汇率升值，而中美产出缺口差和汇率预期的负向波动均会引发人民币汇率升值；第四，中美物价差的正向（负向）波动在短期内会引发人民币汇率贬值（升值），而正向波动在长期会助推人民币汇率升值，负向波动在长期下对汇率的影响不显著；第五，在人民币汇率动态变化的过程中，汇率预期发挥着最为重要的作用；其次是中美产出缺口差，股价差对汇率的影响强于息差的影响，而物价差的影响最小。

基于本文研究结果，可以得到以下四点启示：第一，由于长期内人民币贬值预期对汇率的影响最大，为稳定人民币汇率水平，中国央行应尽量采取有效措施以避免公众形成对人民币汇率的贬值预期；第二，由于中美产出缺口差对人民币汇率的影响较明显，要维持人民币

汇率稳定，中国就必须保持产出的长期稳定增长；第三，由于中美息差与物价差变动对汇率的影响相对较小，当国内经济环境出现通胀时，央行可以大胆地采用提升利率的紧缩性货币政策进行应对，而不必担心该政策会对外汇市场带来过大的冲击从而影响人民币汇率稳定。从这一角度来看，中国同时实现利率及汇率的市场化是可行的；第四，由于股票价格波动对汇率变动的显著影响，为防范股价波动对人民币汇率的影响，中国应进一步加快金融改革，以不断增大股票市场和外汇市场的广度、深度及弹性，并通过利率及汇率的市场化来化解股价波动对汇率的冲击。

## 参考文献

- [1] 陈创练, 杨子晖.“泰勒规则”、资本流动与汇率波动研究[J].金融研究, 2012 (11): 60-73
- [2] 陈平, 李凯.人民币汇率与宏观基本面: 来自汇改后的证据[J].世界经济, 2010 (9): 28-45
- [3] 范言慧, 潘慧峰, 李哲.人民币升值预期与我国的贸易顺差[J].国际金融研究, 2008 (2): 52-59
- [4] 孟庆斌, 杨新铭, 靳晓婷.我国非线性货币政策反应规则研究[J].经济学动态, 2012 (5): 76-82
- [5] 司登奎, 江春, 李小林.基于汇率预期与央行外汇干预的汇率动态决定: 理论分析与经验研究[J].统计研究, 2016 (9): 13-21
- [6] 唐琳, 王云清, 胡海鸥.开放经济下中国汇率政策的选择[J].数量经济技术经济研究, 2016 (2): 113-128
- [7] 张斌.中国在增速的估计与应用[R].中国金融四十人论坛, 2016
- [8] 郑挺国, 刘金全.区制转移形式的“泰勒规则”及其在中国货币政策中的应用[J].经济研究, 2010 (3): 40-52
- [9] Bernanke B.S., Gertler M. Should Central Banks Respond to Movements in Asset Prices? [J]. The American Economic Review, 2001(2):253-257
- [10] Bernanke B S, Gertler M, Gilchrist S. The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework [J]. Handbook of macroeconomics, 1999 (1): 1341-1393
- [11] Engel C., West K.D. Exchange Rates and Fundamentals[J]. Journal of Political Economy, 2005 (3): 485-517
- [12] Engel C., West K.D. Taylor Rules and the Deutschmark-Dollar Real Exchange Rate[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2006 (5): 1175-1194
- [13] Mark N.C. Changing Money Policy Rules, Learning and Real Exchange Rate Dynamics[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2009 (6): 1047-1070
- [14] Mark, N. C. Exchange rates and Fundamentals: Evidence on Long-horizon Predictability. The American Economic Review, 1995 (1): 201-218
- [15] Mark, N. C., Sul, D. Nominal Exchange Rates and Monetary Fundamentals: Evidence from a Small Post-Bretton Woods Panel. Journal of International Economics, 2001 (1): 29-52
- [16] Meese R., Rogott K. Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample?[J]. Journal of International Economics, 1983a (14): 3-24
- [17] Meese R., Rogott K. The Out-of-Sample Failure of Empirical Exchange Rate Models: Sampling Error or Misspecification?[R]. NBER Working Paper, 1983b, 67-112
- [18] Molodtsova T., Alex N.R., David H.P. Taylor Rules with Real-Time Data: A Tale of Two Countries and One

- Exchange Rate [J]. *Journal of Monetary Economics*, 2008 (55): S63-S79
- [19] Semmler W., Zhang W. Asset Price Volatility and Monetary Policy Rules: a Dynamic Model and Empirical Evidence [J]. *Economic Modelling*, 2007 (3): 411-430
- [20] Shin Y., Yu B., Greenwood N.M. Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework [M]. *Festschrift in Honor of Pchmidt Springer*, 2014, 281-314
- [21] Taylor J.B. The Role of the Exchange Rate in Monetary Policy Rules [J]. *American Economic Review*, 2001 (2): 263-267
- [22] Wang J., Wu J. The Taylor Rule and Forecast Intervals for Exchange Rates[J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2012 (1): 103-144
- [23] Wang R, Morley B, Ordóñez J. The Taylor Rule, Wealth Effects and the Exchange Rate[J]. *Review of International Economics*, 2016 (2): 282-301

## 信息技术的分配效应<sup>1</sup>

### ——论“互联网+”对劳动收入份额的影响

申广军<sup>2</sup> 刘超<sup>3</sup>

【摘要】现有文献大多关注信息技术的“增长效应”，但对其“分配效应”没有进行深入的探讨，尤其是没有研究信息技术如何影响企业初次分配中资本和劳动两种要素的收入份额。本文使用中国工业企业数据库在 2004-2007 年的微观数据，分析企业使用信息技术对要素收入分配格局的影响。研究发现，使用信息技术的企业的劳动收入份额更高，并且这一结论对于不同的变量、样本和模型设定都十分稳健。信息技术的分配效应也存在异质性，在内资企业、内销企业、东部地区的企业表现更加明显。对影响机制的讨论表明，使用信息技术在提高企业增加值的同时，更大幅度地提高了平均劳动报酬，从而导致初次分配更加偏向劳动。本文不仅填补了相关领域的空白，而且具有明显的政策含义。

【关键词】信息技术 分配效应 劳动收入份额 倾向得分匹配

#### 一、引言

自上世纪中叶起，一些大型机构开始使用计算机进行一些常规作业（routine work），也偶尔尝试一些非常规作业。[1]在 1980 年代个人计算机出现以后，尤其是文字处理和电子制表等办公软件出现以后，许多工作都开始被“自动化”。[2]实际上，20 世纪 80 年代也被视为计算机技术发展的转折点，因为它逐渐成为一种通用技术（general purpose technology），改变了各个行业许多职业的性质。[3]网络技术和电子商务的发展使得计算机技术如虎添翼，在经济活动和日常生活中都扮演了越来越重要的角色。近年来，世界各国的经济发展都越来越多地依赖计算机和信息技术。比如，美国和德国分别倡导的“工业互联网”和“工业 4.0”计划，谋求将信息技术与传统工业融合在一起。在 2015 年的政府工作报告中，李克强总理提

<sup>1</sup>本文原文发表于《经济理论与经济管理》2018 年第 1 期

<sup>2</sup>申广军，经济学博士，中央财经大学经济学院

<sup>3</sup>刘超，经济学硕士，中国工商银行

出“互联网+”行动计划，希望推动移动互联网、云计算、大数据、物联网等信息技术与现代制造业结合，作为下一轮经济增长的驱动力。

虽然信息技术被广泛认为是第三次科技革命最有力的引擎，但是对于信息技术如何推动经济社会发展仍缺少经验分析。并且，现有研究主要关注信息技术的“增长效应”，即信息技术对行业或者企业的经济绩效的影响，关于信息技术的“分配效应”的研究更加匮乏。本文希望填补这一空白。具体而言，笔者使用 2004-2007 年的工业企业数据库，研究企业使用信息技术对劳动收入份额的影响，以此来分析信息技术的分配效应。以下两点值得特别说明。首先，笔者聚焦于中国工业部门，一方面是因为工业部门内部差异远小于服务业部门各行业的差异，有利于避免不可控因素的干扰；另一方面是因为工业部门在我国经济中仍占有较大比重，其分配状况在很大程度上影响在国民经济收入的分配格局。其次，笔者使用劳动收入份额度量分配效应，因为劳动收入份额在微观层面表征增加值在资本方和劳动者之间的分配状况，在宏观层面则是国民总收入初次分配中有多大比例由劳动者获得。考察信息技术对初次分配而非最终分配的影响，机制更为清晰，而且还能避免税收、转移支付、社会保障等再分配政策的干扰。

本文研究发现，与不使用信息技术的企业相比，使用信息技术的企业的劳动收入份额高 0.5-0.9 个百分点。这一结果对于不同的变量、样本和模型设定都十分稳健。为了克服使用信息技术与否的自选择问题，笔者还使用倾向得分匹配（propensity score matching）的方法进行检验，也得到了类似的结果。对异质性的考察发现，信息技术对劳动收入份额的影响在内资企业、内销企业和东部地区最为显著，而外资企业、出口企业、中西部地区则没有类似的效果，但分配效应在轻工业企业和重工业企业之间并没有明显差异。最后，笔者讨论了信息技术影响劳动收入份额的具体机制，发现信息技术不仅提高了企业的劳均增加值，而且更快地提高了平均劳动报酬，因此导致初次分配更偏向劳动。

本文后续内容安排如下。第二节简要回顾信息技术对经济的影响，并进一步指出本文的贡献。第三节介绍本文使用的数据和变量。第四节报告了实证结果，并进行稳健性检验和异质性分析，还讨论了信息技术产生分配效应的机制。最后，第五节总结全文。

## 二、文献综述

关于信息技术如何影响经济发展，现有研究大都给出了乐观的答案。在宏观层面，Jorgenson 等人认为信息技术使得美国正在突破经济增长的速度极限，工业化国家和东亚经

济体的信息技术投资以两位数的速度增长，成为世界经济增长的重要源泉。[4]其他基于发达国家的分析也都认同信息技术投资对经济发展产生了重大影响。虽然基于行业层面的研究发现使用信息技术的行业的全要素生产率增长得更慢，但是这些研究面临激烈的批评，因为行业间的差异很大，TFP 并不具备可比性。[5]因此，研究越来越倾向于采用更为微观的企业数据。最近的一份研究利用中国工业企业的数据，发现更多使用计算机的企业更加注重研发投入，并且也获得了相应的回报：新产品比例增加、全要素生产率和劳动生产率都显著提高，因而有更高的增长速度。[6]

经济学家还分析了信息技术能够促进企业发展的机制。Paunov 和 Rollo 指出信息技术通过以下几个渠道影响企业的经济绩效：企业（尤其是中小企业）更容易获得相关市场信息；更加有效地协调企业的生产活动和供应链管理；创造了更多的商业机会和更好的商业环境。[7]不仅发达国家受益于信息技术，发展中国家也是如此。Aker 和 Mbiti 对非洲国家的研究最能说明问题。[8]非洲国家的通信技术非常落后，但是赶上了移动互联网的浪潮，所以对移动互联网的使用出现了井喷式增长。正因如此，信息技术的影响在非洲表现的更加明显。一系列研究都指出信息技术在非洲如何降低搜寻成本、提高市场效率、增进企业协作、降低运营风险。不仅如此，信息技术还促进了知识的传播、分享并大幅缩短了知识转化为生产能力的过程。最后，信息技术还有助于提高产品多样性，从而更好地迎合市场的需要。Anenberg 和 Kung 为此提供了一个生动的案例：他们分析了食物卡车（food truck）如何利用信息技术降低信息成本，从而更好地满足消费者对各种口味的需求。[9]

国内研究者也十分关注信息技术的经济影响。北京师范大学经济与资源管理研究所课题组界定并度量了信息技术产业，发现信息技术产业对名义 GDP 和实际 GDP 都有显著的积极影响，并且贡献了实际 GDP 增长的将近 25%（1997 年）。[10]研究还指出信息技术影响 GDP 的微观机制：在行业层面，信息技术改造传统产业、促进产业结构升级，推进服务业的发展，并在很大程度上改变了原有的贸易方式；从企业层面来讲，信息技术可大幅度降低成本，缩短产品开发周期和产品的生命周期，促进企业组织结构和管理方式发生根本性的变化。实证研究方面，张红历等研究了我国省域信息技术发展水平和经济增长的空间结构，分析了信息技术及其空间网络效应对省域经济增长的贡献，发现信息技术发展对我国省域经济增长有显著促进作用。[11]最近一份关于中国工业部门的研究则发现，信息技术有助于我国各城市的产业结构调整，并且是向有利于经济增长的方向调整。[6]

如前所述，虽然信息技术的增长效应已经得到深入的研究，但是研究者很少关注信息技术如何影响收入分配格局。现有研究涉及信息技术的分配效应时，也多是关注劳动者内部不

同技能工人的分配情况。这是因为，一般认为信息技术与技能存在互补性，因此信息技术可以通过多个渠道影响劳动需求的技能结构，进而影响劳动者内部的收入差距。[12]比如，Bresnahan 认为信息技术能够有效地替代中低技能的劳动力，但是对高技能劳动力影响非常有限，这就意味着技能溢价（或者教育回报率）会提高，进而加剧中低技能工人和高技能工人的收入差距。[1] Autor 等人的研究证实了这一点，行业内部收入差距扩大的主要原因是企业技能需求的升级，而这在密集使用计算机的行业尤为明显。[12] 最新研究进一步指出，信息技术更偏向抽象技能（abstract skills），信息技术的出现使得新增就业更集中于分析能力和沟通技巧较强的地区，从而导致美国财富的地理分布发生了变化。[2]

综上所述，现有研究多关注信息技术的增长效应，对其分配效应的研究不够深入。在少数分析分配效应的文章中，又只强调劳动者内部的收入差距及其来源，而忽略了信息技术如何影响资本和劳动两种生产要素的初次分配。然而，近年来我国收入分配不断恶化的状况引人关注，而初次分配格局无疑是收入差距扩大的重要原因。事实上，改革开放至 20 世纪 90 年代中期，中国的劳动收入份额像“卡尔多事实”预测的那样基本保持不变，但是其后十年间却迅速下降。[13]即使剔除统计口径变化的影响，1995-2003 年劳动收入份额下降幅度也超过 5 个百分点。这一趋势变化并非中国独有：欧洲国家自 20 世纪 80 年代以来也经历了劳动收入份额显著下降的过程，近期的研究甚至指出，劳动收入份额下降已成为全球趋势。[14]

劳动收入份额的趋势性下降引起经济学家的广泛关注，有理论和现实两方面的原因。从理论上讲，新古典经济学遵循“卡尔多事实”，认为要素分配份额在经济增长过程中保持不变，而最近的经验观察向相关理论提出了挑战。从现实角度来看，劳动收入份额表征收入在资本和劳动两大生产要素之间的初次分配状况，劳动收入份额降低直接导致收入差距扩大，影响着从个人健康和人际信任到长期增长和政治稳定等社会各个方面，因而具有重要的政策含义。[15][16]现有研究从不同角度探究了劳动收入份额下降的原因，贾坤和申广军将其归纳为技术因素、市场结构和经济发展等三个方面。[17]然而，现有文献在讨论技术对劳动收入份额的影响时，多从抽象的技术性质（技能偏向/资本增强）出发，很少分析某种具体的技术对劳动收入份额的影响。本文旨在填补文献中的研究空白，通过分析信息技术对工业企业劳动收入份额的影响和作用机制，既能为劳动收入份额影响因素提供进一步证据，也能指出信息技术在国民经济收入分配格局中的积极作用。

### 三、数据和变量

## （一）数据

本文实证分析使用“中国工业企业数据库（Chinese Industrial Enterprises Database）”。工业企业数据库是国家统计局根据样本企业提交给当地统计部门的季报和年报汇总得到，包含全部国有工业企业和规模以上（主营业务收入 500 万元以上）的非国有工业企业。工业企业数据库的统计单位为企业法人，1998-2008 年未处理的数据包括 260 余万家企业，从 1998 年的 16 万增长到 2008 年的 41 万。聂辉华等比较了工业企业数据库 2004 年数据和同年进行的第一次全国经济普查数据，发现工业企业数据库当年的样本企业销售额合计 19.56 万亿元，约占全国当年工业企业销售总额（21.84 万亿元）的 89.5%；[18]根据《中国统计年鉴》，2007 年规模以上工业企业增加值 11.7 万亿元，占工业部门总量（12.6 万亿元）的 93%，因此工业企业数据库的样本企业能够较好地反映中国工业部门的全貌。工业企业数据库报告了各个企业的基本信息和财务情况，为了解企业的生产经营提供了丰富的变量，成为研究中国工业经济的重要数据支撑。

## （二）变量

笔者首先根据工业企业数据库计算本文的研究对象——劳动收入份额。在宏观层面，劳动收入份额是国民收入中由劳动者获得的部分；对应到企业层面，劳动收入份额是劳动者报酬（包括工资和福利费两部分）占增加值的比重。根据收入法计算的增加值由四部分组成：折旧、劳动者报酬、营业盈余和生产税净额。为了更清晰地看到企业在劳动和资本两种要素之间如何分配，笔者在计算增加值时没有包括生产税净额。<sup>[19]</sup>因此，本文劳动收入份额根据下式计算：<sup>4</sup>

$$\text{劳动收入份额} \triangleq \frac{\text{劳动者报酬}}{\text{增加值}} = \frac{(\text{工资} + \text{福利费})}{(\text{工资} + \text{福利费} + \text{折旧} + \text{营业盈余})} * 100\% \quad (1)$$

这样，可得

$$\text{资本收入份额} = 1 - \text{劳动收入份额} \quad (2)$$

即资本收入份额和劳动收入份额是严格的数学关系，所以在回归中笔者只需使用劳动收入份额作为因变量即可。此外，本文也将使用根据生产法增加值计算的劳动收入份额进行稳健性检验。

---

<sup>4</sup> 钱震杰和朱晓东使用微观数据对工业部门的劳动收入份额进行了详尽的研究。<sup>[20]</sup>为了进行国际比较，该研究在计算收入法增加值时进行了精细的调整，尤其是在劳动者报酬中加入了各类社会保障费用和三大费用中应记为劳动者报酬的部分，因此得到了高于本文数值的劳动收入份额。本文无意进行跨国比较，因此省略了这一调整，这可能会对研究结论产生一定的影响。通过控制企业特征及固定效应、异质性的时间趋势，可以在很大程度上消除由于缺少调整产生的偏误。

企业层面的数据很难衡量企业在多大程度上使用了信息技术，本文也仅能用企业是否有网址作为代理变量。由于工业企业数据库只在 2004-2007 年报告了企业是否有网址，因此笔者使用 2004-2007 年的数据。数据显示，样本期间约有 13.4% 的企业有自己网址。为了进行稳健性检验，笔者也使用企业的计算机数量衡量信息技术。<sup>5</sup>2004 年，平均每家企业有 12 台计算机，每 100 人使用 8 台计算机，说明我国工业企业已经广泛使用计算机辅助生产活动。

根据现有文献对劳动收入份额影响因素的研究，本文使用的控制变量主要包括以下两个方面的变量。首先，在企业层面，笔者控制了企业的基本特征（企业规模、年龄、盈利能力、出口状态等）。<sup>6</sup>考虑到技术进步和外部融资对劳动收入份额的影响，笔者使用全要素生产率（TFP）衡量企业的生产技术，使用资产负债率和财务费用（用总负债标准化）衡量企业面临的融资约束。其次，回归在城市—行业层面控制了市场结果和开放程度。其中市场结构使用赫芬达尔指数来衡量；开放程度定义为本地同行业企业的出口比例，以控制经济全球化对劳动收入份额的影响。此外，不同所有制企业的劳动收入份额存在较大的差别，国企改革和民营化不利于劳动收入份额的提升，因此笔者在企业层面控制企业所有制特征，在城市—行业层面控制国有企业从业人员份额。表 1 描述了本文主要变量的特征。

表 1 核心变量的描述统计量

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
劳动收入份额	1 175 628	42.71	21.98	0.03	100.00
是否有网址	1 175 948	0.13	0.34	0.00	1.00
计算机数量	271 421	12.00	26.06	0.00	255
企业规模	1 152 110	8.40	1.61	3.18	13.04
企业年龄	1 165 136	1.95	0.86	0.00	3.97
盈利能力	1 150 582	8.44	15.01	-21.59	95.17
生产技术	1 071 141	3.24	1.11	-0.72	6.05
是否出口	1 175 948	0.26	0.44	0.00	1.00
财务费用	1 142 739	0.03	0.07	-0.02	0.70
资产负债率	1 150 582	56.24	26.92	0.67	136.93
市场结构	1 153 393	0.10	0.13	0.00	0.81
开放程度	1 163 794	19.95	21.14	0.00	83.07
国企份额	1 163 868	8.41	15.96	0.00	89.42

<sup>5</sup> 计算机数量可能比是否有网址更能衡量企业使用信息技术的程度，但是工业企业数据库仅在 2004 年报告了企业的计算机数量。由于横截面数据难以控制不可观测的企业特征，因此笔者主要使用是否有网址这个变量，只在稳健性检验中使用计算机数量。考虑到二者之间高度相关，因此结果并没有实质性的差异。

<sup>6</sup> 企业规模定义为固定资产对数，年龄根据企业开业年份计算（也为对数形式），盈利能力为资产回报率（ROA），出口状态为企业是否出口的虚拟变量。

## 四、实证研究

### (一) 模型设定与基准回归

本文基准回归使用如下双向固定效应模型：

$$LS_{it} = \beta_0 + \beta_1 ICT_{it} + X_{it}\beta_2 + firm_i + year_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中 $LS_{it}$ 表示企业  $i$  在  $t$  年的劳动收入份额，即企业将多大份额分配给劳动者； $ICT_{it}$  是企业是否有网址的虚拟变量，用来衡量企业对信息技术的使用程度，因此系数 $\beta_1$ 是笔者主要关注的参数。 $X_{it}$ 是一系列控制变量，用以剔除其他因素对劳动收入份额的影响。 $firm_i$ 是企业固定效应，可以消除不随时间变化的企业特征的影响； $year_t$ 是年份固定效应，用以消除同时影响所有企业的外生冲击。最后， $\varepsilon_{it}$ 表示随机干扰项。

表 2 报告了基准回归的结果。第（1）列除了固定效应以外，没有添加任何控制变量。回归系数在 10%的水平上显著为正，说明有网址的企业，劳动收入份额更高。但是，第（1）列的结果可能面临遗漏变量带来的偏误问题，因此笔者在第（2）列加入了企业层面的控制变量，发现回归系数确实大幅度提高为原来的 4 倍，并且在 1%的水平上显著，说明第（1）列的结果低估了信息技术对劳动收入份额的影响。第（3）列继续加入城市—行业层面的控制变量，核心回归系数仍在 1%的水平上显著为正，并且与第（2）列非常接近，说明信息技术对劳动收入份额的积极作用十分稳健。根据第（3）列的系数，有网址的企业比没有网址的企业，初次分配中更加偏向劳动这种生产要素，劳动收入份额平均高出 0.73 个百分点。如果从时间维度来看，2004-2007 年间，劳动收入份额均值下降了不到 1 个百分点。这就意味着，如果企业在这段时间内积极使用信息技术，几乎可以一举扭转劳动收入份额下降的趋势。可见，信息技术对要素间收入分配的影响具有经济意义上的显著性。

控制变量的回归结果解释如下。首先，大企业和成熟企业劳动收入份额较低。由于这类企业的平均工资较高，所以较低的劳动收入份额反映了大企业和成熟企业的人均产出更高，因为它们更加依赖资本和先进的生产技术进行生产，相对较少地使用劳动这种生产要素。其次，盈利能力越强的企业，劳动收入份额越低。这是因为给定（收入法）增加值，利润和劳动收入是此消彼长的关系。第三，与文献中的发现一致，生产技术与劳动收入份额负相关。第四，出口企业劳动收入份额更高。这一方面与出口企业更加劳动密集的技术特征相关，同时也可能反映了所谓的“出口—生产率悖论”现象，即中国出口企业生产效率低于内销企业，因为生产效率低的企业劳动收入份额高。第五，相比于国有企业，私营企业和外资企业的劳动收入份额显著较低，这与已有文献发现的典型特征一致。

表 2 基准回归

解释变量	因变量：劳动收入份额		
	(1)	(2)	(3)
信息技术	0.188* (0.113)	0.733*** (0.112)	0.732*** (0.114)
企业规模	-	-3.504*** (0.040)	-3.533*** (0.041)
企业年龄	-	-0.828*** (0.127)	-0.857*** (0.130)
盈利能力	-	-0.501*** (0.002)	-0.499*** (0.002)
生产技术	-	-2.550*** (0.035)	-2.592*** (0.036)
出口状态	-	0.449*** (0.076)	0.415*** (0.077)
财务费用	-	2.531*** (0.396)	2.544*** (0.400)
资产负债率	-	0.025*** (0.001)	0.025*** (0.001)
私营企业	-	-0.694*** (0.196)	-0.623*** (0.204)
外资企业	-	-0.274 (0.240)	-0.239 (0.249)
市场结构	-	-	0.491 (0.439)
开放程度	-	-	0.012*** (0.004)
国企份额	-	-	0.004 (0.003)
年份固定效应	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制
观测值	1 175 628	995 136	961 383
拟合优度	0.003	0.175	0.178
企业数量	417 780	381 183	372 549

## （二）稳健性检验

表 3 通过使用不同的变量和不同的样本进行稳健性检验。首先，本文基准回归使用的劳动收入份额是根据收入法增加值计算的。这一方法计算的劳动收入份额虽然和文献中的趋势一致，但是具体数值存在差别，因此，有必要使用根据生产法增加值计算的劳动收入份额进行稳健性检验。第（1）列使用基于生产法增加值计算的劳动收入份额，得到了与基准回归

一致的结果。其次，企业是否使用信息技术和要素分配之间可能存在反向因果或者共同决定的威胁，即存在某种不可观测的因素同时影响企业的信息技术使用情况和劳动收入份额。因此，第（2）列使用滞后一期的信息技术指标作为核心解释变量。回归系数仍然在 1%的水平上显著为正，有助于减轻笔者对这一问题的担忧。第三，本文使用是否有网址来衡量企业使用信息技术的程度，可能存在一定的测量误差问题。为此，第（3）列使用企业的计算机数量作为信息技术的另一个代理变量。需要指出的是，工业企业数据库仅在 2004 年报告了计算机数量，因此笔者只能使用横截面数据进行分析。为了克服潜在的遗漏变量偏误和反向因果问题，笔者控制了二位数行业、城市 and 所有制的固定效应，并且因变量使用 2005 年的劳动收入份额。回归系数在 1%的水平上显著为正，进一步证明更多使用信息技术的企业，在初次分配中更倾向劳动要素。实际上，考虑到企业平均拥有 12 台计算机，因此使用计算机数量衡量信息技术的平均效果（ $0.069 \times 12$ ）与基准回归非常接近。最后，由于工业企业数据库仅统计规模以上的非国有企业，因此样本期间有大量企业由于经营不善退出工业企业数据库，也有许多发展良好的企业进入工业企业数据库。根据聂辉华等的统计，只有不到 10% 的企业连续出现在整个样本期间。杨汝岱的研究显示，退出的企业和存续的企业可能在很多方面存在系统性差异，比如，存续企业的生产效率明显高于退出企业。[21]与本文密切相关的是，退出企业的劳动收入份额显著高于存续企业，同时它们也更少使用计算机、更可能没有自己的网址。这两类企业的差别可能给本文估计带来偏误。为了进一步检验结果的稳健性，表 3 第（4）列将回归限制在存续 3 年及以上的企业，信息技术的系数仍然显著为正，说明即使在存续企业内部，使用信息技术也与更高的劳动收入份额相联系。

表 3 稳健性检验：替代指标和样本

解释变量	替换因变量	替代自变量		存续企业
	(1)	(2)	(3)	(3)
信息技术	0.960*** (0.161)	-	-	0.515*** (0.115)
信息技术（滞后项）	-	0.291** (0.140)	-	-
计算机数量	-	-	0.069*** (0.002)	-
观测值	942 788	617 342	188 916	769 935
拟合优度	0.294	0.141	0.444	0.177

上文的分析虽然通过企业层面和城市—行业层面的控制变量以及双向固定效应尽量避免遗漏变量导致偏误问题，也通过滞后自变量来避免反向因果的问题，但是仍然存在内生性

的威胁。第一个问题在于忽略了异质性的时间趋势。比如，根据经济发展的规律，不同行业正在经历不同的发展阶段；根据区域经济学的理论，不同地区的发展趋势也不尽相同；产业经济学理论也指出，不同行业和信息技术的融合程度与进度也存在较大差异。为了消除以上几方面的影响，表 4 通过加入异质性时间趋势进行稳健性检验。其中第（1）列允许各行业有不同的时间趋势，第（2）列允许各省的发展趋势存在差异。回归结果显示，加入行业时间趋势时得到的系数比基准回归略小，而加入地区时间趋势时得到的系数与基准回归十分接近，说明异质性的行业趋势确实存在，并影响了信息技术的分配效应。但是，即使剔除这一因素的影响，更多使用信息技术仍然与更高的劳动收入份额相联系。

表 4 稳健性检验：异质性时间趋势

解释变量	加入行业时间趋势	加入地区时间趋势
	(1)	(2)
信息技术	0.581*** (0.114)	0.736*** (0.114)
观测值	961 230	961 383
拟合优度	0.179	0.179

内生性的第二个来源涉及信息技术的自选择问题。也就是说，企业是否使用信息技术，可能取决于前期的一些特征，而这些特征又影响着企业的分配情况。为了克服这一问题，笔者采用两个方法进行稳健性检验。首先，根据工业企业数据库报告的企业成立年份，笔者使用新成立企业进行分析。新成立企业没有“历史”，因此是否使用信息技术不受前期变量的影响。由于回归中还控制了企业所在城市和行业前一年的信息技术使用率，新企业是否有网址在很大程度上可以看成是随机的。表 5 第（1）列报告的回归结果显示，系数在 1% 的水平上显著为正，而且数值更大，说明对于新成立企业而言，信息技术的分配效应更加明显。

表 5 稳健性检验：新企业与匹配企业

解释变量	使用新成立企业样本	使用匹配样本
	(1)	(2)
信息技术	2.089*** (0.623)	0.896*** (0.285)
观测值	86 727	163 447
拟合优度	0.207	0.173

另一个方法是通过倾向得分匹配（propensity score matching, PSM），选择那些在“其他方面”比较接近的企业，然后进行比较。这一方法包括两个步骤。第一步，笔者选择那些可能影响企业是否使用信息技术的前期或者期初特征，包括 2003 年的企业规模、年龄、盈

盈利能力、出口状态和密度、生产效率、城市一行业内有网址的企业比例等，以及 2004 年企业员工的学历结构（大学毕业生所占比例）。表 6 将企业是否使用信息技术的虚拟变量回归到上述变量，发现上述变量都显著地影响企业使用信息技术的概率。这一回归可以计算企业的倾向得分（propensity score），基于此得分，可以为每个企业选择与其相似的一个或多个其他企业。本文使用近邻匹配方法，即为每个处理组企业（使用信息技术）匹配一个最接近的控制组企业（不使用信息技术），得到了包含 16 万观测值的子样本。表 6 的平衡检验对比了匹配前和匹配后的控制组和处理组的差异，所有变量在匹配前都有显著的差异，但是匹配后仅有学历结构和信息技术使用率两个变量在 5% 的水平上存在差异，说明匹配后的样本企业在其他方面确实是非常相似的。第二步，笔者使用匹配样本进行双向固定效应回归，样本量是 2004-2007 年企业的劳动收入份额，核心解释变量仍是企业是否使用信息技术的虚拟变量，报告在表 5 的第（2）列。由于匹配后的样本企业在其他方面都十分相似，只是有些企业使用信息技术而另一些企业不使用，因而劳动收入份额的差异可以归因为信息技术。表 5 显示信息技术的系数仍然在 1% 的水平上显著为正，并且比基准回归的系数更大，说明基准回归面临的偏误问题其实是低估了信息技术对劳动收入份额的影响。总之，表 3 到表 5 的稳健性检验说明，当企业使用信息技术时，它们在初次分配中会将更多的份额（大约 0.5-0.9 个百分点）分配给劳动者。

表 6 倾向得分匹配及平衡检验结果

预测变量	Probit 回归结果	平衡检验			
		样本	均值		差分
			处理组	对照组	
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	
企业规模	0.114*** (0.001)	匹配前	8.87	8.34	0.53**
		匹配后	8.95	8.79	0.16
企业年龄	0.129*** (0.003)	匹配前	2.17	1.92	0.24***
		匹配后	2.25	2.21	0.04
学历结构	0.009*** (0.000)	匹配前	17.99	11.43	6.57***
		匹配后	17.19	14.78	2.41*
盈利能力	-0.002*** (0.000)	匹配前	7.17	8.61	-1.45***
		匹配后	7.31	7.10	0.21
出口状态	0.242*** (0.004)	匹配前	0.41	0.24	0.17**
		匹配后	0.43	0.36	0.07
出口密度	0.001*** (0.000)	匹配前	21.01	15.72	5.29***
		匹配后	22.69	22.88	-0.19
生产效率	0.032*** (0.002)	匹配前	3.32	3.22	0.10***
		匹配后	3.32	3.29	0.03
信息技术使用率	0.045***	匹配前	21.66	10.27	11.39***

	(0.000)	匹配后	21.35	17.33	4.02*
观测值	798,582	-	-	-	-
伪 R 方	0.175	-	-	-	-

### （三）异质性分析

上文分析显示，使用信息技术的企业有着更高的劳动收入份额，并且这一结果非常稳健。接下来的问题是，信息技术对劳动收入份额的影响在不同类别的企业间是否存在差异？为了回答这一问题，笔者从四个方面进行异质性分析，结果报告在表 7 中。

表 7 异质性分析

Panel A	按所有制划分			按出口状态划分	
	国有企业	私营企业	外资企业	内销企业	出口企业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
信息技术	1.200** (0.605)	0.811*** (0.133)	0.405* (0.229)	1.101*** (0.145)	0.226 (0.203)
观测值	38 396	749 864	173 123	705 448	255 935
拟合优度	0.065	0.188	0.167	0.184	0.155
Panel B	按地区划分			按轻重工业划分	
	东部地区	中部地区	西部地区	轻工业	重工业
	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
信息技术	0.942*** (0.127)	0.170 (0.316)	-0.173 (0.436)	0.773*** (0.182)	0.779*** (0.150)
观测值	723 899	163 742	73 742	413 854	534 815
拟合优度	0.182	0.181	0.153	0.168	0.185

笔者首先按照所有制类别，将企业分为国有企业、私营企业和外资企业。信息技术对劳动收入份额的影响以国有企业最强，私营企业次之，但在外资企业的影响很弱。这可能反映了信息技术提高劳动收入份额的作用具有边际递减的特性，因为样本期间外资企业有网址的比例最高（16.8%），私营企业和国有企业较低（分别为 12.7%和 12.2%）。这一思路也可以解释为什么信息技术对劳动收入份额的影响主要体现在内销企业，而对出口企业没有显著影响。实际上，由于需要向国外客户展示本企业的产品，出口企业更倾向于建立自己的网站。样本中，20.6%的出口企业有网址，这一数字几乎是内销企业的 2 倍（10.8%）。第三，当笔者分地区考察信息技术对要素收入的影响时，发现只有东部地区有显著的影响，在中西部地区都没有发现这样的效果。这一现象背后的原因值得更深入的研究；可以肯定的是，地区间异质性的原因不在于生产技术的差别，因为表 6 中 Panel B 的最后两列显示，信息技术对劳动收入份额的影响在轻工业部门和重工业部门一样重要，回归系数在大小和显著性上都十分接近。这提醒笔者，在分析信息技术的分配效应在地区间的异质性时，应该从市场环境、

社会制度背景等方面寻找原因。

## （四）机制分析

上文分析确认了使用信息技术的企业在分配中相对更加偏向劳动这种生产要素，随之而来的问题是，这样的结果是如何形成的呢？为了分析信息技术对要素分配的影响机制，笔者将劳动收入份额表示为：

$$\text{劳动收入份额} \triangleq \frac{\text{劳动者报酬}}{\text{增加值}} = \frac{\text{劳动者报酬/就业人数}}{\text{增加值/就业人数}} = \frac{\text{劳均报酬}}{\text{劳均增加值}} * 100\% \quad (4)$$

上式显示，劳动收入份额变动在统计上是因为劳均报酬和劳均增加值变化幅度不同引起的，因此笔者可以分别查看信息技术对劳均报酬和劳均增加值的影响。回归结果报告在表 8。前两列的系数显著为正，说明使用信息技术的企业，劳均报酬和劳均增加值都更高。其中平均报酬提高 640 元，劳均增加值提高 1595 元。虽然劳均增加值提高得更多，但是其基数也更大，所以信息技术对平均报酬的提升作用其实更强。为了看清这一点，笔者使用平均报酬和劳均增加值的对数重新回归，结果报告在最后两列。使用信息技术的企业，平均报酬提高 2.1%，但是劳均增加值仅提高 0.4%，说明确实是平均报酬增长得幅度更大。因此，使用信息技术在提高劳均增加值的同时，更多地提高了劳均报酬，从而导致收入分配更加偏向劳动要素。

表 8 效果分解

解释变量	劳均报酬	劳均增加值	劳均报酬 (对数)	劳均增加值 (对数)
	(1)	(2)	(3)	(4)
信息技术	0.640*** (0.083)	1.595*** (0.577)	0.021*** (0.003)	0.004* (0.003)
观测值	947 828	955 318	947 828	953 849
拟合优度	0.153	0.439	0.221	0.782

## 五、结论

从 20 世纪中叶起，计算机、互联网、移动互联网等信息通信技术不断革新，成为推动经济社会发展的新引擎。然而，现有研究大多关注信息技术的增长效应，对其分配效应的研究不够深入。在少数分析分配效应的文章中，又只强调劳动者内部的收入差距及其来源，而忽略了信息技术如何影响资本和劳动两种生产要素的初次分配。本文使用中国工业企业数据库在 2004-2007 年的微观数据，分析企业使用信息技术对要素收入分配格局的影响，从而填补了这一领域的空白。

研究发现，相对于不使用信息技术的企业，积极利用信息技术的企业有着更高的劳动收入份额，并且这一差距在统计意义和经济含义上都十分显著。根据变量、样本和模型设定的不同，利用信息技术的企业分配给劳动者的收入份额平均高 0.5~0.9 个百分点。这一效果在不同类别的企业之间存在异质性：内资企业强于外资企业；内销企业强于出口企业；东部地区的企业强于中西部地区的企业；轻工业企业和重工业企业则没有显著差异。对影响机制的讨论表明，使用信息技术在提高增加值的同时，更大幅度地提高了平均劳动报酬，从而导致初次分配更加偏向劳动，这是信息技术分配效应的来源。

本文研究不仅在理论上填补了相关领域的空白，而且具有重要的政策含义。当前阶段，我国正在大力发展互联网及其相关行业，并希望利用信息通信技术改造、升级传统行业，创造新的发展生态。在这一过程中，笔者不仅要充分利用信息技术的增长效应，而且应该理解信息技术如何影响国民经济的分配格局，通过发挥其分配效应，因势利导地改善我国当前收入差距过大的形势。

## 参考文献

- [1] T. Bresnahan. Computerisation and Wage Dispersion: An Analytical Reinterpretation [J]. *The Economic Journal*, 1999, (456).
- [2] T. Berger, B. Frey. Did the Computer Revolution Shift the Fortunes of U.S. Cities? Technology Shocks and the Geography of New Jobs [J]. *Regional Science and Urban Economics*, 2015, (3).
- [3] F. Levy, J. Murnane. *The New Division of Labor: How Computers Are Creating the Next Job Market* [M]. Princeton: Princeton University Press, 2004.
- [4] D. Jorgenson, K. Stiroh, R. Gordon, D. Sichel. Raising the Speed Limit: U.S. Economic Growth in the Information Age [J]. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2000, (1).
- [5] C. Corrado, P. Lengermann, E. Bartelsman, J. Beaulieu. Sectoral Productivity in the United States: Recent Developments and the Role of IT [J]. *German Economic Review*, 2008, (2).
- [6] G. Shen. Computer and Information Technology, Firm Growth, and Industrial Restructuring: Evidence from Chinese Manufacturing [J]. *Asian Development Review*, forthcoming.
- [7] C. Paunov, V. Rollo. Overcoming Obstacles: The Internet's Contribution to Firm Development [J]. *World Bank Economic Review*, 2015, (29).
- [8] J. Aker, I. Mbiti. Mobile Phones and Economic Development in Africa [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2010, (24).
- [9] E. Anenberg, E. Kung. Information Technology and Product Variety in the City: the Case of Food Trucks [J]. *Journal of Urban Economics*, 2015, (90).
- [10] 北京师范大学经济与资源管理研究所课题组. 信息技术产业对国民经济影响程度的分析[J]. *经济研究*, 2001, (12).
- [11] 张红历, 周勤, 王成璋. 信息技术、网络效应与区域经济增长: 基于空间视角的实证分析[J]. *中国软科学*, 2010, (10).
- [12] D. Autor, L. Katz, A. Krueger. Computing Inequality: Have Computers Changed the Labor Market [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1998, (4).
- [13] 白重恩, 钱震杰. 国民收入的要素分配: 统计数据背后的故事[J]. *经济研究*, 2009, (3).
- [14] L. Karabarbounis, B. Neiman. The Global Decline of the Labor Share [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2014, 129, (1).
- [15] 周广肃, 樊纲, 申广军. 收入差距、社会资本与健康水平——基于中国家庭追踪调查 (CFPS) 的实证分析[J]. *管理世界*, 2014, (7).

- [16] 申广军, 张川川. 收入差距、社会分化与社会信任[J]. 经济社会体制比较, 2016, (1).
- [17] 贾坤, 申广军. 企业风险与劳动收入份额: 来自中国工业部门的证据[J]. 经济研究, 2016, (5).
- [18] 聂辉华, 江艇, 杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J]. 世界经济, 2012, (5).
- [19] 白重恩, 钱震杰, 武康平. 中国工业部门要素分配份额决定因素研究[J]. 经济研究, 2008, (8).
- [20] 钱震杰, 朱晓东. 中国的劳动份额是否真的很低: 基于制造业的国际比较研究[J]. 世界经济, 2013,(10).
- [21] 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).

# 汇率制度与货币政策框架：演变、特征与启示<sup>1</sup>

刘晓辉<sup>2</sup> 张璟<sup>3</sup>

**【摘要】**本文利用 IMF 发布的《汇率安排与汇兑限制年报》，考察了 2000—2015 年期间全球汇率制度与货币政策框架的发展演变及特征。研究发现：一，全球，尤其是新兴市场和发展中国家的汇率制度分布并未表现出向两极发展的趋势：虽然固定汇率制度占比持续稳定增长，但浮动汇率制度占比不断减少的同时，中间汇率制度占比持续强劲上升。二，汇率锚和通货膨胀钉标制的货币政策框架日益盛行。三，在汇率锚的货币政策框架中，美元是最主要的锚货币，欧元次之。四，很多经济体在采用通货膨胀钉标制的货币政策框架的同时，实行浮动汇率制度。这种浮动汇率制度与通货膨胀钉标制并行的政策操作范式，有望成为国际货币体系发展的重要方向。

**【关键词】**汇率制度 货币政策名义锚 FIT 范式

## 引言

在 2001 年发表于《经济学展望》杂志的一篇文章中，著名经济学家 Stanley Fischer 利用国际货币基金组织（IMF）发布的《汇率安排和汇兑限制年报》（Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions）中披露的汇率制度数据，详细考察了 1991—1999 年期间全球汇率制度的分布和演变情况。在文章的结尾，Fischer（2001）指出：“过去十年中，汇率制度的分布出现了舍中间而趋两极的趋势：硬钉住和浮动汇率制度占比不断上升的同时，软钉住汇率制度占比却不断下降。不仅对融入国际资本市场的经济体，而且对所有国家来说，这种趋势都是成立的。展望未来，在新兴市场经济体中，这一趋势仍将持续下去。”

Fischer（2001）的结论和他关于未来汇率制度演变的看法，再早一点可以追溯至 Eichengreen（1994）与 Obstfeld & Rogoff（1995）的研究。Eichengreen（1994）写道：“利用相机抉择的政策规则以实现明确的汇率目标，这种做法在 21 世纪将不再可行了...一国...将被迫在浮动汇率制度和货币联盟之间进行抉择。”。Obstfeld & Rogoff（1995）也指出：“在

<sup>1</sup>本文原文发表于《国际金融研究》2018 年第 1 期

<sup>2</sup>刘晓辉，西南财经大学中国金融研究中心教授、博士生导师

<sup>3</sup>张璟，西南财经大学金融学院教授、硕士生导师

浮动汇率制度和共同货币之间基本不存在比较舒适的中间地带。”学界由此将他们关于汇率制度分布和演变的观点称为两极论 (bipolar view)，又称为“中间制度消失论”、“中空论”、“消失的中间制度”或“角点解假说”。这种理论假说主要是建立在三元悖论基础上的。三元悖论认为，开放经济条件下货币政策独立性、资本自由流动和汇率稳定这三个目标是不能同时兼得的 (Krugman et al., 2012)。20 世纪 90 年代以后，全球资本流动和一体化的趋势加剧 (Levy-Yeyati & Sturzenegger, 2013)，这迫使各国不得不在汇率稳定和货币政策独立性两个目标之间进行权衡和抉择：要么放弃汇率稳定，实行浮动汇率制度以享有货币政策的独立性；要么放弃货币政策独立性，实行严格的固定汇率制度（即硬钉住汇率制度）。Fischer (2001) 进一步认为，在资本高度流动的背景下，任何的中间汇率制度都是不可持续的，终将趋于消失。20 世纪 90 年代后爆发的一系列新兴市场货币危机从经验上支持了两极论假说 (Bubula & Ötoker-Robe, 2003)。

自 Fischer (2001) 的论文发表至今已经 15 年过去了。这 15 年中，全球资本流动日益加剧，国际资本市场一体化程度不断加深。在此背景下，全球汇率制度的分布和发展演变是否印证了两极论者的预言呢？在这新世纪逝去的 15 年中，全球汇率制度安排又呈现出什么新的特征和趋势呢？这些特征对汇率和货币政策的制定又有什么启示呢？自 Fischer (2001) 的研究以来，学界还没有对这些问题做出回答。考虑到这一点，本文沿袭 Fischer (2001) 的方法，利用《汇率安排和汇兑限制年报》中发布的汇率制度分类数据和货币政策框架信息，考察了 2000—2015 年间全球汇率制度的分布和发展情况，以及全球货币政策框架 (monetary policy framework) 或名义锚 (nominal anchor) 的分布及特征，并讨论了这些新的特征和趋势对政策制定的启示意义。

文章其余部分安排如下：第一部分扼要介绍 Fischer (2001) 的研究和本文研究中所涉及的两次汇率制度分类方法及其修正情况；第二部分利用《汇率安排和汇兑限制年报》中的汇率制度分类数据，考察 2000—2015 年期间全球汇率制度的分布和演变情况；第三部分利用《汇率安排和汇兑限制年报》中的货币政策名义锚信息和数据，考察 2000—2015 年期间全球货币政策名义锚的分布和发展情况。最后是结论和启示。

## 一、IMF 的汇率制度分类方法

### (一) 历次分类方法与 1999 年新分类法

1944 年以来，IMF 关于汇率制度的分类方法曾历经 7 次调整和修改。Fischer (2001)

的样本期中（1991—1999），汇率制度分类方法原本应该采用的是 IMF 在 1982 年实施的汇率制度分类方法。该方法自 1982 年 1 月实行，至 1998 年 10 月份截止。由于 1982 年及其之前的几次汇率制度分类方法都是根据成员国汇报给 IMF 的汇率制度类型进行分类的，因此学界将这种汇率制度分类法称为名义分类方法（*de jure classification*），又称为官方分类法。

但是，现实中很多成员国在向 IMF 汇报了其汇率制度之后，这些国家并没有恪守其承诺，导致这些国家实际的汇率制度跟事先向 IMF 汇报的汇率制度出现了偏离，并且这种现象十分普遍（Alesina & Wagner, 2006; Bersch & Klüh, 2008; Méon & Minne, 2014）。理论上来说，这种背离有两类基本情形：一，很多国家汇报给 IMF 的汇率制度是固定汇率制度，但实际上这些国家经常调整汇率平价，导致实际的汇率制度呈现出更有弹性甚至是浮动汇率制度的特征。二，很多国家向 IMF 汇报的是浮动汇率制度，但实际上这些国家经常干预外汇市场，使得汇率保持了稳定，导致实际上的汇率制度呈现出固定汇率制度的特点。这种现象被 Reinhart (2000) 及 Calvo & Reinhart (2002) 形象地称为害怕浮动（*fear of floating*），成为新世纪以来学界研究的重要问题之一。

因此，IMF 在 1982 年以前的汇率制度分类方法并不能准确描述其成员国的汇率制度安排和汇率行为，这种分类方法也因此受到了学界的批评和苛责（如，Reinhart & Rogoff, 2004; Levy-Yeyati & Sturznegger, 2005）。这也使得 IMF 在 1998 年底对之前的汇率制度分类方法做了修改和调整（国内称为 1999 年新分类法，下文也使用这一称呼）。1999 年新分类法根据定量和定性的分析评估一国的汇率制度，当实际的汇率制度或官方的干预政策与报告给 IMF 的汇率制度不符时，那么 IMF 就会对该国的汇率制度进行重新分类。由于 1999 年新分类法不仅注重各国政府公开宣称的汇率制度，而且也注重考评各国政府真实的政策意图和行为，因此很多研究者将新分类法视为实际分类法（*de facto classification*，又称为行为分类法）。但是，也有一些学者认为（如，Reinhart & Rogoff, 2004; Barajas et al., 2008; Cruz Rodríguez, 2013），新分类法仍然严重依赖于其成员国官方所宣称的汇率制度安排，并且主要考虑了一国官方的汇率行为（Cruz Rodríguez, 2013），因此仍应将 1999 年新分类法视为名义分类法。

## （二）2009 年对新分类法的调整和修订

尽管存在争议，但因为 1999 年新分类法一定程度上考虑到了 IMF 成员国实际的政策行为，因此，尽管 Fischer (2001) 研究的样本期为 1991—1999 年，但他在研究中并没有采用 IMF 在 1982 年的汇率制度分类方法，而是采用了 1999 年新分类法进行了研究。从 1999 年开始，IMF 每年发布的《汇率安排和汇兑限制年报》也都采用了这一分类方法，直到 2009 年 IMF 对 1999 年新分类进行修订和调整为止。

IMF 在 2009 年对 1999 年新分类法进行修订和调整的原因主要有两个：一，进入 21 世纪后，对汇率进行积极管理的经济体越来越多。这导致我们越来越难以区分 1999 年新分类法中的独立浮动和管理浮动汇率制度。并且，这些经济体认为他们并没有宣称捍卫某一特定汇率水平的承诺，因此他们反对 IMF 将其汇率制度从管理浮动调整为固定汇率制度。二，很多经济体可自由使用国内货币计值的负债与国外货币计值的负债，还有些经济体由于来自石油收入的增长而建立了具有储备资产性质的资金池，因此，传统的外汇干预手段可能低估了这些经济体对汇率的干预和管理程度。

考虑到新的形势变化，IMF 在 2009 年对 1999 年新分类法做了调整。这次调整，与其说是修改，不如说是对 1999 年新分类法的局部修订（为行文便利，我们将 2009 年的这次修订称为 2009 年修订的分类法）。这正如 IMF 在 2009 年《汇率安排和汇兑限制年报》里所指出的：“这次的修订并不是彻底改变既有的汇率制度分类方法，而是在保持与既有汇率制度分类方法连续性的同时，优化这一既有的分类方法。”

由于本文样本期包括 1999 年新分类法也包含了 2009 年修订的分类法，因此，我们在此扼要说明这两种分类方法对汇率制度的划分。由表 1 可见，2009 年修订的分类法保留了 1999 年新分类法中的大部分汇率制度类型，并且对学界广为接受的硬钉住（固定汇率制度）、软钉住（中间汇率制度）和浮动汇率制度类型的划分也基本上与 1999 年新分类法保持了一致。

表 1 1999 年新分类法和 2009 年的调整

类型	1999 年新分类法	2009 年修订的分类法	
硬钉住 (固定汇率制度)	无独立法偿货币的汇率制度	无独立法偿货币的汇率制度	
	美元化	货币局制度	
	货币联盟		
	货币局制度		
软钉住 (中间汇率制度)	传统的固定钉住制度	传统的钉住制度	
	水平带内钉住制度	水平带内钉住制度	
	爬行钉住制度	爬行钉住制度	
	爬行带内钉住制度		类爬行安排
			稳定化安排
		其他管理安排	
浮动汇率制度	事先没有宣称汇率路径的管理浮动制度	浮动汇率制度	
	独立浮动汇率制度	自由浮动汇率制度	

## 二、全球汇率制度分布及特征

### （一）汇率制度分类数据的校正

前文指出，本文样本期既包括了 1999 年新分类法的汇率制度分类数据，也涵盖了 2009

年修订的分类法数据，此外，IMF 还在 2007 年 1 月对 1999 年新分类法下属于“无独立法偿货币的汇率制度”的几类经济体的汇率制度类型重新做了调整。这意味着如果直接使用《汇率安排和汇兑限制年报》中关于汇率制度分类的数据，那么既可能导致本文的研究结论与 Fischer（2001）的结论不具备可比性，也会导致研究结论的不可信。

为此，本文首先说明 IMF 在 2007 年对汇率制度分类数据所做的调整。从 2007 年 1 月 1 日起，IMF 发布的《汇率安排和汇兑限制年报》对“无独立法偿货币的汇率制度”下的“货币联盟”这一汇率制度类型采取了新的处理方法。IMF 认为，新的处理方法根据一国是否采取共同货币来划分货币联盟的归属，而之前的处理方法是看一国是否拥有独立的法偿货币。因此，新的处理方法从 2006 年的数据开始将属于“货币联盟”经济体调整出去。具体来说，新的处理方法将加入欧元区的各经济体归入到 1999 年新分类法的独立浮动汇率制度或者 2009 年修订的分类法的自由浮动汇率制度；将原属法郎区的西非经济和货币联盟（WAEMU，共 6 个经济体）及中部非洲经济和货币共同体（CAEMC，共 8 个经济体）的成员国，调整到了传统的固定钉住制度（1999 年新分类法）和传统的钉住制度（2009 年修订的分类法）。新的处理方法最后还将东加勒比货币联盟的成员国（ECCU，6 个经济体）调整为货币局制度。并且，在 2009 年对 1999 年新分类法进行调整和修订之后，对这些经济体汇率制度具体归属的处理也保留了下来（表 2），因此 2009 年修订的分类法中“无独立法偿货币的汇率制度”实际上仅仅包括美元化的制度安排（表 1）。

表 2 2007 年对汇率制度分类数据的调整

经济体所属货币区	调整之前	调整之后
欧元区成员国	无独立法偿货币的汇率制度（美元化）	独立浮动汇率制度（1999）；自由浮动（2009）
西非经济和货币联盟；中部非洲经济和货币联盟	无独立法偿货币的汇率制度（货币联盟）	传统的固定钉住制度（1999）；传统的钉住制度（2009）
东加勒比货币联盟	无独立法偿货币的汇率制度（货币联盟）	货币局制度（1999；2009）

## （二）汇率制度分布及演变：Fischer（2001）统计口径的观察

由于 Fischer（2001）使用的是 1999 年新分类法，且样本期截止 1999 年，因此，他的研究中硬钉住汇率制度包括欧元区各经济体，WAEMU 及 CAEMC，但 2007 年对 ECCU 的调整则并不影响 Fischer（2001）研究中硬钉住的数量及占比。为了和 Fischer（2001）的统计口径保持一致，我们将 2006—2015 年的汇率制度分类数据做了如下处理：一，将浮动汇率制度的经济体数量减去各年欧元区成员国的数量；二，将硬钉住汇率制度的数量加上各年欧元区成员国的数量后，再加上 14（这是 WAEMU 及 CAEMC 成员国总数），得到调整后的硬钉住数量；三，将软钉住数量减去 WAEMU 及 CAEMC 成员国总数（14），得到与 Fischer

（2001）及 2000-2005 年期间统计口径一致的软钉住汇率制度数量。统计结果如图 1 所示。

图 1 表明：一，硬钉住汇率制度数量及占比稳中有升。采取硬钉住汇率制度的经济体数量从 2000 年的 47 个上升至 2015 年的 58 个，占比相应地从 25.27% 升至 30.21%。与 Fischer（2001）研究中的 1991 年数据相比，2015 年实行硬钉住汇率制度的经济体占比增加了 14%。二，中间汇率制度（软钉住）不仅没有消失，反而逐年增长。在经历 2000—2004 年的总体下跌趋势后，实行中间汇率制度（软钉住）的经济体，无论在数量上还是在占比上都形成了上升趋势，到 2009—2015 年期间，每年占比均已超过 42%。因此，在新世纪开始的 16 年中，中间汇率制度并没有像 Fischer（2001）预言的那样趋于消失。在 Fischer（2001）的研究中，实行中间汇率制度经济体的数量从 1991 年的 98 个下降至 1999 年的 63 个，占比也相应从 62% 跌至 34%，从而导致 Fischer（2001）得出中间汇率制度行将消亡的结论。三，中间汇率制度占比的上升是以浮动汇率制度占比的减少为代价的。2000—2015 年间，实行浮动汇率制度的经济体数量从 2000 年的 81 个减少至 2015 年的 52 个，占比则从 43.55% 降至 27.08%。浮动汇率制度数量和占比持续下跌的重要原因在于，1999 年新分类法及 2009 年修订的分类法都在很大程度上注重考核各国的汇率政策实践，从而导致很多名义上向 IMF 通告实行浮动汇率制度或管理浮动汇率制度的经济体，被修正为某种形式的软钉住汇率制度。

在 Fischer（2001）的预言中，他对新兴市场经济体给予了特别的关注。他认为，新兴市场经济体和发达经济体一样，资本流动程度都非常强，因此两极论在这两类经济体中的发展趋势将会尤其特出。遵循他对新兴市场经济体的划分方法，本文也考察了 31 个新兴市场经济体和 22 个发达经济体的汇率制度分布及演变（图 1）。图 1 清楚表明，两极论假说在这类经济体中也不成立，发达和新兴市场经济体中浮动汇率制度占比自 2007 年以后不断走低，而中间汇率制度占比则不断抬升（2014—2015 年期间则有所下降）。图 1 进一步表明，中间制度消失论假说在发展中国家也不成立。

### （三）汇率制度分布及演变：新的统计口径及其他稳健性分析

由于 Fischer（2001）将欧元区经济体、WAEMU 及 CAEMC 都归入到了固定汇率制度，这和 IMF 在 2007 年对汇率制度分类数据的调整方法是相悖的，因此上述分析结论可能受到调整方法的影响。为了考察上述结论的稳健性，本文对 2000—2005 年期间的汇率制度分类数据进行调整，使整个样本期的分类口径保持一致。具体做法如下：一，将 ECCU（6 个）移至货币局制度；二，将 WAEMU 及 CAEMC（14 个）移至传统的固定钉住制度或传统的钉住制度；三，将欧元区经济体移动至独立浮动汇率制度一栏。第一种调整实际上是硬钉住

汇率制度内部不同类型汇率制度的结构性调整，因此，这并不会影响硬钉住汇率制度的数量和占比。第二种调整实际上将 14 个经济体由硬钉住汇率制度调整为中间汇率制度，这会提高中间汇率制度数量和占比，并降低硬钉住或固定汇率制度的数量及占比。第三种调整则将 11 个欧元区经济体由硬钉住汇率制度调整为浮动汇率制度，这一方面降低了固定汇率制度的数量及占比，另一方面则提高了浮动汇率制度的数量及占比。

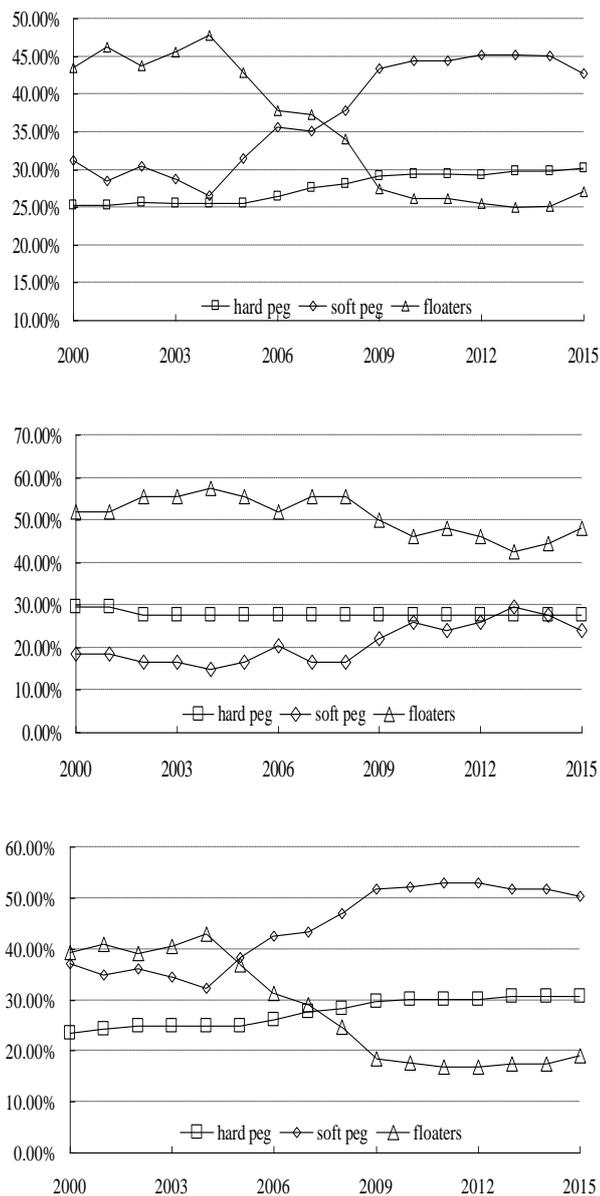


图 1 全球汇率制度分布及演变（2000-2015）

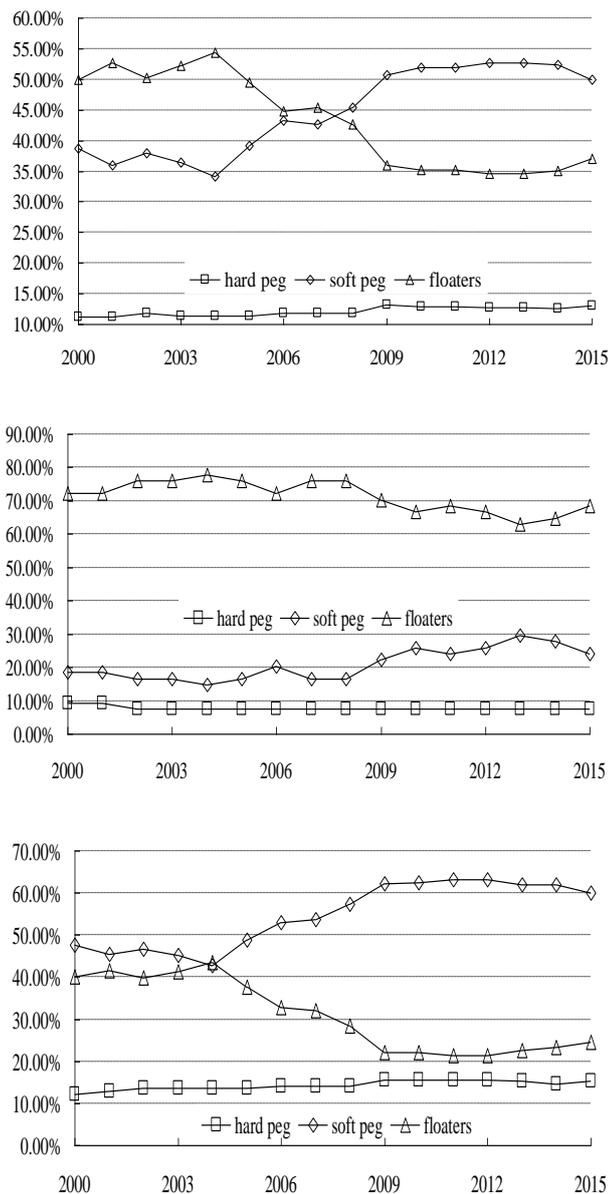


图 2 口径调整后的全球汇率制度分布及演变（2000-2015）

因此，上述调整并不会改变本文的定性分析结论。图 2 清楚地表明，Fischer（2001）的两极论预言在过去的十多年中并不成立。与图 1 相比，图 2 中全球和发达及新兴市场经济体的中间汇率制度占比不仅持续上升，而且占比也比图 1 中的占比分别高出近 7.5 个百分点和 10.4 个百分点。由于加入 WAEMU 及 CAEMC 的 14 个经济体被重新划分到软钉住汇率制度，且 11 个属于欧元区的发达经济体被划入浮动汇率制度，因此，新的统计口径得到的硬钉住汇率制度数量及占比都大幅度减少。这是中间和浮动汇率制度数量及占比提高的主要原因。

上述分析和 Fischer（2001）的研究都没有将卢森堡和冰岛划分为发达经济体，而是将它们归入发展中国家。这和 IMF 对这两个国家的划分是不同的。此外，很多经济学家认为，

在讨论两极论或者中间制度消失论的问题上,应该将新兴市场经济体和发展中国家作为一类经济体,因为这些经济体都施加了一定程度的资本管制,资本的流动程度并不能和发达经济体相提并论。为了考察这两种情形对结论的影响,本文还做了更进一步的稳健性分析:一,将卢森堡和冰岛划分为发达经济体,然后重做上述分析;二,将新兴市场经济体和发展中国家作为一组,发达经济体单独作为一组,进一步考察这两组经济体的汇率制度分布和演变情况。结果表明,从全球来看,尤其是对新兴市场和发展中国家来说,本文的结论仍然成立

### 三、货币政策名义锚的分布及特征

20世纪90年代后,旨在创建一个有效的名义锚的政策在很多国家付诸实施,此后关于货币政策名义锚的政策实践日渐流行(Sterne, 1999)。这种变化既有历史的原因,也有理论的原因。历史地看,20世纪70—80年代的高通货膨胀持续困扰着许多发达国家和发展中国家(Feenstra & Taylor, 2012, 第103页),抑制和稳定通货膨胀成为政策制定者必须面对的难题。在理论层面,20世纪70年代中期以后,随着理性预期思想在宏观经济学中的成熟运用和政策动态不一致理论的发展,学界对货币政策名义锚的关注也逐渐增长。现实的需求和理论的发展导致了名义锚政策实践在20世纪90年代后的盛行。

所谓货币政策名义锚,是长期当中为了实现货币政策的主要目标——价格稳定——而施加于政策制定者的某种约束(Feenstra & Taylor, 2012, 第99页),它是成功实施货币政策的重要保障。一般而言,货币政策名义锚主要包括汇率锚、货币总量锚、通货膨胀钉标制、基金支持的或其他货币方案(fund-supported or other monetary program)以及其他方案(Mishkin, 1999; IMF, 2001)。

货币政策名义锚不仅对于成功的货币政策的实施非常重要,它与不同的汇率制度进行组合和搭配也会进一步影响到通货膨胀与经济增长等重要宏观经济变量(如, Bailliu et al., 2002; Guisinger & Singer, 2010),并为各国政策的制定和实施提供了更加多样的选择。近年来,学界也渐认识到固定汇率制度、中间汇率制度和浮动汇率制度在内涵上的差异(如, Bailliu et al., 2002)。固定汇率制度既为一国指定了汇率的形成机制,同时也为一国货币政策的实施指定了一个名义锚——汇率。然而,中间和浮动汇率制度并没有为一国货币政策指定一个具体的名义锚。中间和浮动汇率制度都可以与不同的货币政策名义锚配合以促进一国货币政策的实施(表3)。理论上来说,中间汇率制度可以与任何名义锚配合,而浮动汇率制度也可以和汇率锚之外的任何一种名义锚相结合,这就为一国汇率政策和货币政策的实施提供了多种选择(表3)。由于这些影响,IMF从2001年的《汇率安排和汇兑限制年报》开始,在

发布汇率制度的同时定期发布成员国的货币政策名义锚信息。

表 3 汇率制度与货币政策名义锚的组合

	汇率锚	货币总量锚	通货膨胀钉标制	其他
硬钉住（固定汇率制度）	√	×	×	√
软钉住（中间汇率制度）	√	√	√	√
浮动汇率制度	×	√	√	√

值得说明的是，IMF 在 2008 年发布的《汇率安排和汇兑限制年报》中，将之前年份（2001—2007）归入到“其他”一栏的欧元区经济体划分到“通货膨胀钉标制”一栏之下，之后，在 2009 年的《汇率安排和汇兑限制年报》又继续沿用之前的处理方法，将欧元区经济体从“通货膨胀钉标制”一栏移至“其他”一栏，这导致 2007 年“通货膨胀钉标制”统计数据的异动。本文对此进行了调整：一，将 IMF 发布的 2007 年实行通货膨胀钉标制经济体的数量（43 个）减去当年欧元区经济体的数量（15 个），得到当年实行通货膨胀钉标制经济体的数量（28 个）；二，将 2007 年“其他”一栏的数据加上欧元区经济体的数量（15 个）得到调整后的数值。本文将计算的各项指标及结果报告在图 3 到图 7 中。这些图形统计表明，进入新世纪以后的 16 年中，全球货币政策名义锚的分布呈现出以下两个显著特征：

#### （一）汇率作为货币政策名义锚

图 3 表明，采取汇率锚的经济体数量和占比持续增长。汇率锚占全部经济体的比重从 2003 年的 33.7% 升至 2015 年的 51.04%，十二年间增加了 17 个百分点。在锚货币的选择上，全球在 2003—2015 年期间也呈现出一定的特点（图 4）：首先，美元仍然是主要的锚货币，欧元次之。2003 年，有 35 个经济体选择美元作为名义锚，占全部经济体的比重为 19%。到 2015 年，这一数值和占比分别增加至 64 个和 33.33%。选择欧元作为名义锚的经济体数量持续稳定在 22~25 个，占比则稳定在 12~13%。其次，钉住一篮子货币的安排并不普遍。2003—2015 年期间，全球年均不到 11 个经济体采用了这一制度，占全部经济体比重年均均为 5.8%。最后，采取钉住特别提款权安排的经济体极为罕见。在 2003 年、2007—2008 年以及 2015 年，仅利比亚和叙利亚采取了这一制度，其余年份则只有利比亚采取了这种汇率制度。

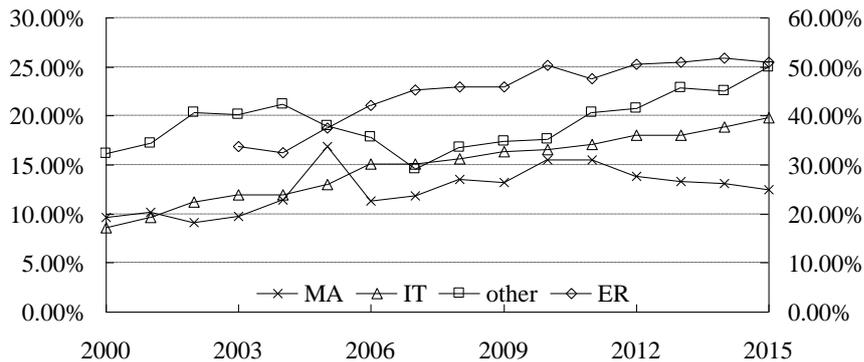


图3 货币政策名义锚的演变 (2000—2015)

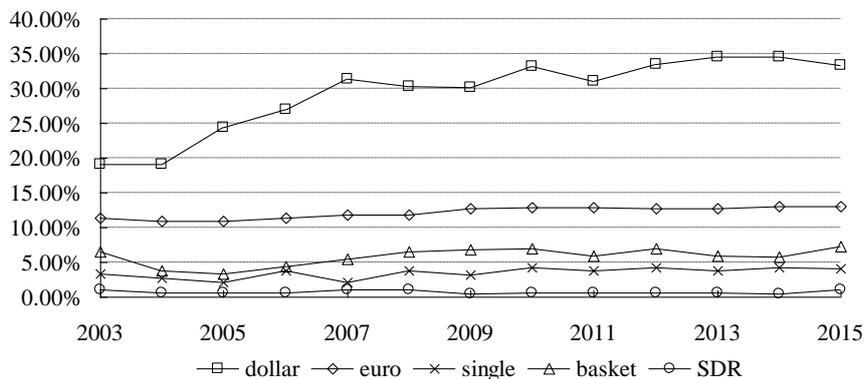


图4 汇率锚分布 (2003—2015)

## (二) 通货膨胀钉标制与 FIT 范式

1990年，新西兰率先引入通货膨胀钉标制度，在随后的二十年中，包括英国、加拿大、瑞典、澳大利亚、巴西、智利、以色列、韩国、墨西哥、波兰、南非和菲律宾等在内的发达和新兴市场经济体纷纷跟进。《汇率安排和汇兑限制年报》显示，2000年，全球有16个经济体采用这一政策框架，到2015年，采用通货膨胀钉标制的经济体数量增加了一倍多（38个）。全部经济体中，实行通货膨胀钉标制经济体的占比也持续增长，从2000年的8.6%持续上升至2015年的19.8%，增加了11个百分点（图3）。通货膨胀钉标制度已成为发达经济体和新兴市场经济体现代货币政策操作的重要范式。

近来的研究发现，发达和新兴市场经济体在采用通货膨胀钉标制的同时，还同时实行浮动汇率制度，这是近年来学界发现的通货膨胀钉标制的一个重要特征。利用表3的信息，可以从两个方面说明这一特征：一方面，我们可以考察实行浮动汇率制度的经济体同时实行通货膨胀钉标制度的情况。图5显示，在所有实行浮动汇率制度的经济体中，采用货币总量锚的经济体占比在2005年达到历史峰值（34.18%）之后，出现了趋势性的剧烈下跌，到2015年，浮动汇率制度经济体采用货币总量锚的占比仅为9.86%，下跌了24个百分点。而采用

通货膨胀钉标制经济体的占比则从 2000 年的 18.52% 持续上升至 2006 年的 37.14%，在 2007 年跌至 33.33% 后，继续上升至 2010 年的历史高位（46.97%），在随后的 2011—2015 年期间，持续上升至 50.70%。

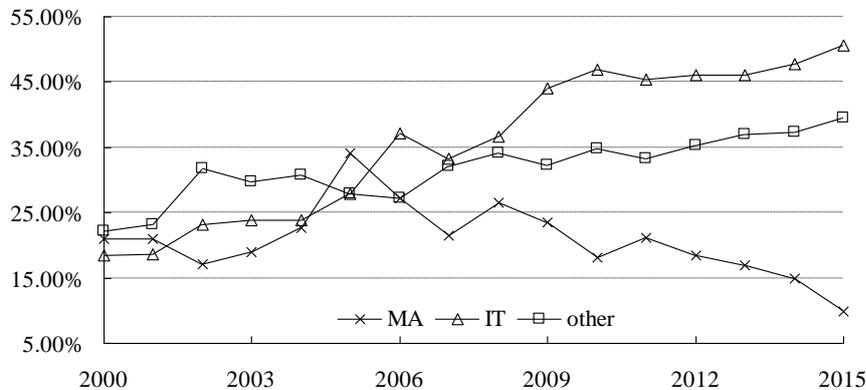


图 5 实行浮动汇率制度经济体的名义锚分布（2000—2015）

另一方面，我们可以考察采用不同类型货币政策名义锚的经济体实行浮动汇率制度的情况。图 6 给出了在采取通货膨胀钉标制、采取货币总量锚和其他方案的经济体中实行浮动汇率制度的经济体占比。该图表明，在采取货币总量锚的经济体中，实行浮动汇率制度的经济体占比在 2008 年之后大幅度减少，至 2015 年底，所有采取货币总量锚的经济体中，仅有 29.17% 的经济体实行浮动汇率制度。而在实行通货膨胀钉标制度的经济体中，平均而言，93% 以上的经济体都实行了浮动汇率制度。

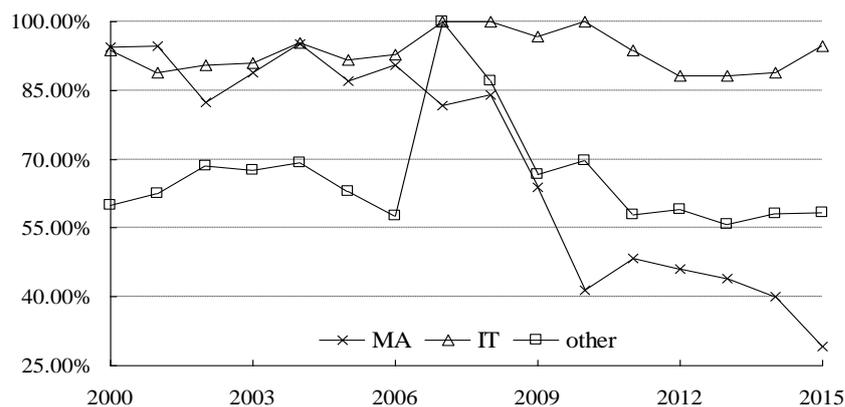


图 6 不同名义锚中浮动汇率制度占比（2000—2015）

上述分析说明近年来全球汇率制度和货币政策名义锚的搭配呈现出两个趋势性变化：一，浮动汇率制度—货币总量锚的组合方案越来越不受青睐。二，浮动汇率制度—通货膨胀钉标制的组合，或浮动汇率制度和通货膨胀钉标制并行已成为汇率政策和货币政策的流行组合，并且实行这一组合的大多是发展中国家和新兴市场经济体（图 7），学界称之为 FIT 范式

(floating cum inflation targeting, Levy-Yeyati & Sturzenegger, 2013), 并对它寄予了厚望。在论述了这一模式的大量优点后, Rose (2007) 明确指出, 20 世纪 90 年代早期出现的这一模式预示着一个稳定的国际货币体系的到来, 是未来国际货币体系的发展方向。

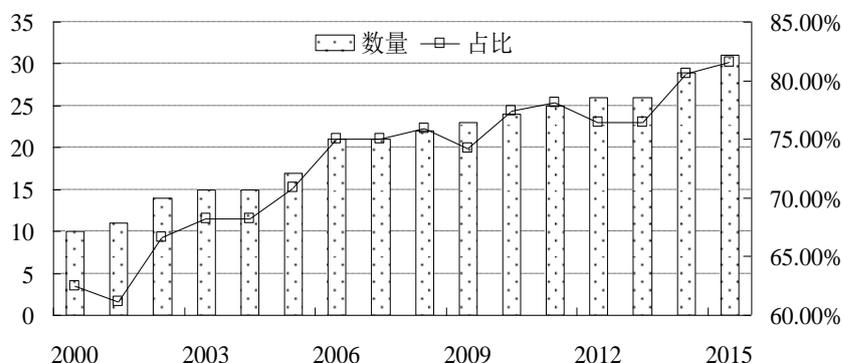


图 7 实行 FIT 范式的发展中国家和新兴市场经济体数量和占比 (2000—2015)

然而, Rose (2007) 可能高估了 FIT 范式。2000 年以后, 以 Reinhart (2000) 及 Calvo & Reinhart (2002) 等经济学家发现, 很多实行浮动汇率制度的经济体的汇率变化、利率变化和储备变化都和浮动汇率制度不相吻合, 这些经济中汇率、利率和储备的变动反而更接近固定汇率制度下这些变量的变动特征。他们将实行浮动汇率制度的经济体汇率缺乏变动的现象称为害怕浮动。一些经济学家 (如, Ball & Reyes, 2008) 认为, Calvo & Reinhart (2002) 所谓的害怕浮动和通货膨胀钉标制之间并无显著差异, 实行通货膨胀钉标制的部分经济体 (巴西、哥伦比亚、秘鲁、波兰和南非), 确实表现的更像害怕浮动。因此, 这些讨论说明, 一些经济体实行的 FIT 范式与其说是 FIT, 还不如说是一种隐蔽的害怕浮动。尽管 Rose (2007) 可能高估了 FIT 范式的影响, 但 FIT 范式正成为国际货币体系发展的重要方向, 这一点从经验证据来看是很明显的。

## 结论与启示

“在 20 世纪最后 20 年中, 资本的流动性大大提高了, 这在很大程度上是由于管制的取消, 同时也是由于通讯技术的进步 (Krugman et al., 2012, 第 678 页)。”在两极论观点的支持者看来, 资本流动的加剧, 给发展中国家宏观经济政策的设计和 implementation 带来了理论上的严峻挑战: 它“把发展中国家推向了三角形的另一条边: 或者像货币局制度那样实行严格的固定汇率制度, 放弃货币自主权 (像前文描述的美元化和货币局制度); 或者转向灵活管理 (甚至浮动) 的汇率制度 (Krugman et al., 2012, 第 678 页)。”然而, 新世纪以来全球的汇率政策实践却推翻了这一于 20 世纪 90 年代所形成的关于汇率制度的理论共识, 汇率制度演变的

两极化趋势并未出现。可能的原因正如 Krugman et al. (2012) 所总结的那样：“尽管从以前实行中间汇率制度的经验中所获得的教训表明，采取中间汇率制度是很危险的，但是发展中国家对两极汇率制度仍然惴惴不安（Krugman et al., 2012, 第 678 页）。”它们既担心由于自身的原罪问题而使得汇率浮动的成本高昂，又害怕严格的固定汇率制度会在危机时期剥夺或限制其政策调整的灵活性空间（Krugman et al., 2012）。

新世纪以来的 16 年中（2000—2015），全球汇率制度和货币政策框架演变的经验还表明，实行汇率锚和通货膨胀钉标制的货币政策框架日渐盛行，而且很多浮动汇率的经济体都采用了通货膨胀钉标制的货币政策框架（FIT 范式）。这种 20 世纪 90 年代初期出现的政策操作规范在新兴市场经济体和发展中国家逐渐流行起来，并且这些经济体正逐渐构成了实行 FIT 范式的主体，正成为国际货币体系新的发展方向 and 趋势，有望对未来国际货币体系的改革和演变产生深刻影响。

## 参考文献

- [1] Alesina, A. and Wagner A. Choosing (and Reneging on) Exchange Rate Regimes [J]. *Journal of the European Economic Association*, 2006 (3): 770-799
- [2] Bailliu, J. Lafrance R. and Perrault J. Does Exchange Rate Policy Matter for Growth [J]. *International Finance*, 2002 (3): 381-414
- [3] Ball, C. and Reyes, J. Inflation Targeting or Fear of Floating in Disguise? A Broader Perspective [J]. *Journal of Macroeconomics*, 2008 (1): 308-326
- [4] Barajas, A. Erickson, L. and Steiner, R. Fear of Declaring: Do Markets Care What Countries Say About Their Exchange Rate Policies [J]. *IMF, Staff Papers*, 2008 (3): 445-480
- [5] Bersch, J. and Klüh, U. When Countries Do Not Do What They Say: Systematic Discrepancies between Exchange Rate Regime Announcements and de facto Policies [C]. *University of Munich, Discussion Papers in Economics*, 2008 (38)
- [6] Bubula, A. and Ötker-Robe, İ. Are Pegged and Intermediate Exchange Rate Regimes More Crisis Prone [J]? *IMF, Working Paper*, 2003 (223)
- [7] Calvo, A. and Reinhart, M. Fear of Floating [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2002 (2): 379-408
- [8] Cruz Rodríguez, A. Choosing and Assessing Exchange Rate Regimes: A Survey of the Literature [J]. *Revista de Análisis Económico*, 2013 (2): 37-61
- [9] Eichengreen, B. *International Monetary Arrangements for the 21st Century* [M]. 1994, Washington: Brookings Institution.
- [10] Feenstra, R. and Taylor A. *International Macroeconomics* [M]. 2012, Worth Publishers
- [11] Fischer, S. Exchange Rate Regimes: Is the Bipolar View Correct [J]? *Journal of Economic Perspective*, 2001 (2): 3-24
- [12] Guisinger, A. and Singer G. Exchange Rate Proclamations and Inflation-fighting Credibility [J]. *International Organization*, 2010 (2): 313-337
- [13] IMF. *Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions* [G]. IMF, 2001-2014, Washington
- [14] Krugman, P. Obstfeld, M. and Melitz, M. *International Economics: Theory and Policy* [M]. 2012, Pearson Education Limited
- [15] Levy-Yeyati, E. and Sturzenegger F. Classifying Exchange Rate Regimes: Deeds vs. Words [J]. *European Economic Review*, 2005 (6): 1603-1635

- [16] Levy-Yeyati, E. and Sturzenegger F. Fear of Appreciation [J]. *Journal of Development Economics*, 2013 (2): 233-247
- [17] Méon, P. and Minne G. Mark My Words: Information and the Fear of Declaring An Exchange Rate Regime [J]. *Journal of Development Economics*, 2014 (2): 244-261
- [18] Mishkin, F. International Experiences with Different Monetary Policy Regimes [J]. *Journal of Monetary Economics*, 1999 (3): 579-605
- [19] Obstfeld, M. and Rogoff K. The Mirage of Fixed Exchange Rates [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1995 (4): 73-96
- [20] Reinhart, C. The Mirage of Floating Exchange Rates [J]. *American Economic Review*, 2000 (2): 65-70
- [21] Reinhart, C. and Rogoff K. The Modern History of Exchange Rate Arrangement: A Reinterpretation [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2004 (1): 1-48
- [22] Rose, A. A Stable International Monetary System Emerges: Inflation Targeting Is Bretton Woods, Reversed [J]. *Journal of International Money and Finance*, 2007 (5): 663-681
- [23] Sterne, G. The Use of Explicit Targets for Monetary Policy: Practical Experience of 91 Economies in the 1990s [J]. *Bank of England Quarterly Bulletin*, 1999 (3): 272-285

# 美元定价约束下通胀目标冲击的 国际传导与福利效应

范爱军<sup>1</sup> 卞学宇<sup>2</sup>

**【摘要】**通过将贸易品美元定价约束纳入近年来发展迅速的 NOEM 理论框架，本文利用中美季度数据对不同资本市场结构下的两国模型进行参数估计，在此基础上分析了模型的矩拟合能力与通胀目标冲击的国际传导等问题。研究表明，包含噪声预期时的模型参数估计最为理想，取消结构参数的对称设定、并引入不对称贸易品定价约束，显著改善了模型的矩匹配效果。方差分解的结果表明，通胀目标是影响中美经济波动的重要外部冲击，借助 IRF 分析的进一步研究显示，提高目标通胀率虽有利于政策实施国的经济扩张，但导致贸易对象国产出与消费同时下降，是典型的“以邻为壑”政策。福利分析发现，贸易开放度越高、外汇市场越偏离理性预期，通胀目标冲击导致的福利损失就越大。以财政政策为例的敏感性分析表明，两国中间贸易品替代弹性的赋值差异会对开放经济变量的波动趋势产生重要影响。最后，基于方差分解与福利分析结论，我们总结了两点针对性政策启示。

**【关键词】** 噪声交易 通胀目标冲击 福利损失 NOEM 模型

## 一、引言

Obstfeld 和 Rogoff (1995, 2000) 所提出的 Redux 模型开创了一般均衡视角下汇率动态研究的新方法，以此为基础，各国学者围绕国家间或区域范围内的货币及财政政策冲击溢出效应、生产技术扩散等问题的研究不断取得突破性进展，使 Redux 模型日益成为当前进行各类开放经济政策分析的主流框架，即 NOEM 模型。通过将价格、工资粘性以及垄断竞争的中间品市场等特征与对代表性经济个体的跨期决策分析相融合，NOEM 模型克服了蒙代尔—弗莱明—多恩布什模型微观基础不足、仅着眼于宏观经济分析的明显缺陷。得益于其完善的微观经济基础，使研究者能够利用 NOEM 模型评估各类外生冲击的福利损失，因而成为许多国

<sup>1</sup>范爱军，山东大学经济学院

<sup>2</sup>卞学宇，山东财经大学国际经贸学院

际组织进行经济政策模拟的重要依据。

作为规模最大的两个经济体，当前中美经济相互依赖日益加深，双边贸易依存度不断提高，2015 年中国更是首次超过加拿大成为美国第一大贸易伙伴。但也应看到，两国的贸易失衡与货币政策协调等矛盾愈加突出，给世界经济平衡可持续增长带来严重隐忧，受到各国政府与学者广泛关注。近年来，美国经常项目逆差一直居高不下，2007 年逆差达 8027 亿美元，占当年 GDP 的 5.54%；2008 年受金融危机影响虽短暂下降，但近几年又迅速扩大，2015 年这一比重达到 4.94%，重新接近金融危机前的高位。中国是美国贸易失衡的最大来源国，对美贸易顺差占美国 GDP 的比重介于 1.32-1.81% 之间，个别年份甚至占到其贸易逆差的 50% 以上。许多国外研究将贸易失衡归因于人民币汇率低估，汇率与货币政策不可避免地成为历次中美战略与经济对话的焦点。

此外，随着对货币政策调控手段的不断探索，控制消费价格过度上涨或下跌成为许多央行的共识，由此发展而来的通胀目标制先后被巴西与南非等国所采用。但这并不意味着目标通胀率一成不变，而是作为基准利率调整的决策指标而存在。因此，通胀目标的选择在起到稳定经济运行作用的同时，本身也成为一个新的经济波动来源。图 1 绘制了自亚洲金融危机以来中国的通胀目标与实际 CPI 时序图，可以看到当经济低迷时，政府将公布较高目标通胀率以引导公众形成宽松货币政策预期，反之则制定略低于实际水平的目标通胀率。

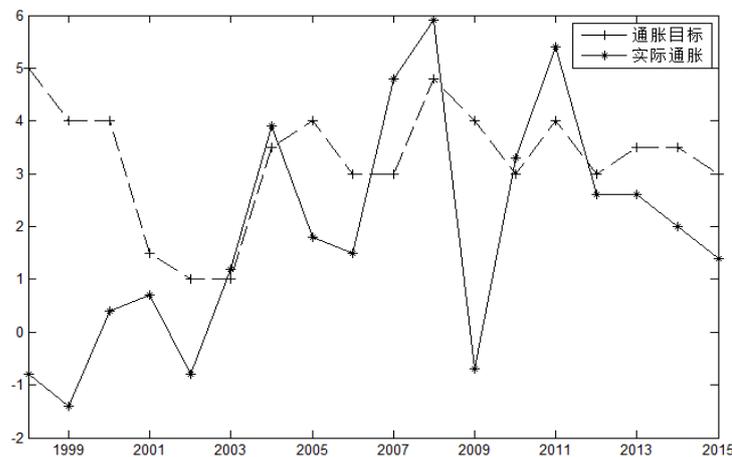


图 1 1998-2015 年中国的通胀目标与实际通胀走势

目前，伴随一般均衡分析理论与 Bayesian 估计方法的快速发展，利用宏观经济数据对两国模型进行参数估计已经可行。结合上述现实背景，本文尝试构建一个能够体现中美两国经济重要特征的 NOEM 模型，并在参数估计基础上分析通胀目标冲击（作为扩张性货币政策的另一体现形式）对两国经济的影响。下文的结构安排为：第二部分进行简要的文献评述，第

三部分以家庭、外汇与劳动市场、中间品生产以及政府部门的顺序描述两国模型的基本结构，第四部分结合实际数据进行参数估计与模型比较，第五部分进行通胀目标冲击的动态分析及敏感性检验，最后总结主要结论与政策启示。

## 二、文献评述

货币冲击的国际传导及其与短期汇率波动的关系一直是国际经济学的研究热点，尤其是自 20 世纪 70 年代初布雷顿森林体系崩溃起，浮动汇率体系下汇率变动的影响因素更是受到各国学者诸多关注。当前，国内学者对货币冲击与汇率波动的实证研究仍多以 Dornbusch(1976)提出的汇率超调模型作为理论基础(盛斌, 2001; 王立荣和刘力臻, 2009 等)。虽然超调模型通过纳入价格粘性来体现不完全市场竞争、从理论上证明了名义汇率超调的存在性，但对计量模型的设定却提供不了多少指导，而且由于其局限于宏观分析、缺乏微观基础，也使得基于超调模型的实证研究存在先天不足、容易招致“卢卡斯批判”。

因此，伴随 20 世纪 80 年代新古典宏观经济学的兴起及动态分析方法的广泛应用，以 Obstfeld 和 Rogoff(1995)为代表的 NOEM 理论模型应运而生，它克服了超调模型微观基础不足、与实证分析脱节等突出问题，能够为实证研究中发现的“投资—储蓄相关性悖论”、“购买力平价之谜”等货币现象提供充分的理论阐释，展现了 NOEM 模型的完备性与高度灵活性，逐渐成为国际经济学研究的主流框架，得到各国学者越来越多的认可与关注，一些最新文献已尝试将这一模型应用到财政政策、石油冲击与共同货币区的福利效应等研究领域。结合本文研究目的，以下仅简要评述基于 NOEM 模型的货币冲击与汇率波动关系研究的主要观点，以及在其参数实证估计上取得的积极进展。

对短期汇率的许多早期实证研究发现，紧缩性货币政策对名义汇率的影响方向是不确定的，部分学者认为即便超调现象能够被实证研究所证实，但汇率超调也不是如 Dornbusch(1976)所预期的那样在外部冲击发生后立即出现的，一般存在 4-6 个季度的滞后，这意味着在汇率短期波动过程中，无抛补利率平价方程并不是始终成立的，因此被称为“滞后超调之谜”。Linde 等(2009)等研究发现，通过将价格与工资粘性、不完全信息、非理性预期等特征引入 NOEM 框架，能够在理论上为滞后超调等现象找到依据，这也说明对许多经典假设的放松能够更好地拟合经济现实。Gourinchas 和 Tornell(2004)利用两国模型的理论分析发现，若市场参与者无从判断某一货币政策的实施周期，那么国内外利率差将长期存在，从而导致名义汇率出现滞后超调；如果代表性家庭对冲击后的货币政策方向产生错误判断，

名义汇率超调的滞后特征更为明显。Pierdziuch(2005)对一个简化两国模型的理论分析发现, 当外汇市场的汇率波动预期包含噪声交易时, 永久性货币扩张将导致名义与实际汇率均表现出滞后超调特征, 完全理性预期下则不会导致滞后超调现象。因此, 相比于经典超调模型而言, NOEM 框架的优势在于其完善的微观基础, 能够充分检验某一结构假定或参数变化对研究对象的影响。不过, 这类研究的可信性完全依赖于特定假设, 只有证明这些假设能够被观测数据所支持, 研究结论才更具说服力和参考价值, 因而 NOEM 模型的结构参数估计就成为将其应用于政策分析评估的必要前提。

Ghironi(2000)最早利用美国与加拿大的数据、尝试使用非线性 OLS 法估计小国 NOEM 模型, 但对价格调整系数、资本重置成本等参数的估计值方差较大, 因此很少有文献沿用这一方法。Lubik 和 Schorfheide(2007)通过对小国开放经济 DSGE 模型的实证估计认为, 英国与加拿大两国的货币政策调整会考虑到名义汇率走势的影响, 但与其他采取传统型货币政策的国家相比, 盯住汇率并没有显著削弱国内价格与产出波动的风险。Rabanal 和 Tuesta(2010)利用贝叶斯法估计了一个完整的两国模型, 研究发现当模型使用中间品市场端定价形式并包含 UIP 冲击时, 能够最大限度拟合名义汇率波动。当然, 由于这些文献所构建的 NOEM 模型规模仍相对有限、在推广到复杂的多国模型参数估计时可能面临严重的弱识别问题, 但其对 NOEM 模型估计待估参数先验分布设定的探索仍为各国学者的后续研究提供了有益的方法论借鉴。

目前, 各国学者在对大型的两国和多国 NOEM 模型参数估计方面取得重要突破, 当然仍集中于对美国和欧盟的研究为主(Smets 和 Wouters, 2005; De Walque 等, 2005), 对其他经济体尤其是发展中国家的政策参考价值有限。但得益于 NOEM 模型良好的适用性与可拓展性, 近年来已逐渐出现将 NOEM 模型应用于对其他经济体的实证研究, 如 Kolasa(2009)对波兰与欧盟的研究、Silveira(2015)对巴西与美国的研究等。遗憾的是, 基于这一框架对我国开放经济问题的研究还较少, 孙立坚等(2003)研究发现贸易品厂商的定价能力对汇率的支出转换效应有重要影响, 但这一因素往往被基于宏观模型的实证研究所忽视。梅东州和龚六堂(2012)在包含金融加速器的 NOEM 模型中, 从理论上考察了各类开放经济冲击对本国外部均衡的影响及其福利效应。王君斌和郭新强(2014)通过构建开放经济 DSGE 模型的模拟分析表明, 人民币实际汇率存在显著的“滞后超调”特征, 通货膨胀及其国际传导具有较强持续性。

不过, 这些国内研究均使用了校准法对模型进行参数赋值, 但正如 De Walque 等(2005)

所指出的，基于 NOEM 模型的研究对中间贸易品替代弹性等参数的取值很敏感，其取值的微小波动也可能使研究结论产生方向性差异；因此，对这类关键参数使用校准法的局限性是显而易见的，其赋值只能结合现实经济数据、使用贝叶斯或广义矩估计等方法进行识别。作为基于 NOEM 模型的一个初步探索，本文尝试引入非理性汇率波动预期与贸易品市场分割定价因素，以刻画外汇市场不完全与双边贸易的美元结算等现实特征，并首次结合两国季度数据进行了系统的贝叶斯参数估计与比较，以期为国内学者后续深入研究提供有益参考。

此外还需要说明的是，对于本文理论部分假设中美两国出口中间品均使用美元进行计价和结算，并不能完全由传统国际贸易理论中的市场分割效应来解释。Bacchetta 和 Van Wincoop(2005)研究发现，若本国进出口企业的议价能力越强，就越倾向于将本币作为计价与贸易结算货币，以便将未来的收汇风险转移给贸易对象国。Devereux 和 Engel(2001)的理论分析则显示，如果其他影响因素相同，那么出口企业将选择以币值相对稳定的货币作为结算货币。曹伟(2016)从经营绩效与产品属性等微观维度梳理了该领域的大量文献，对企业的依市定价行为进行了很好的解释与总结。这些文献从不同角度说明了为何美元成为目前最重要的国际支付货币与进出口结算媒介，所以我们将中美两国出口贸易品均设为美元定价形式是合理可行的。

### 三、非对称两国模型框架

为构建一个尽可能准确体现经济运行特点的两国模型，本文的理论框架融合了近年来相关研究的重要进展。其主要特征及创新之处包括以下四点：一是借鉴 Pierdzioch(2005)理论研究的做法，通过引入噪声交易的外汇中间商以体现非理性汇率预期；二是取消既有研究中对两国模型中间品定价形式的对称设定，相较于 Rabanal 和 Tuesta(2010)等针对美国与欧盟的研究，这是一个更贴近中美两国实际的假设；三是将外生通胀目标纳入货币政策规则，以检验这一冲击是否是两国经济波动的重要来源；四是为两国中间品生产函数引入一个服从随机游走过程的技术冲击，这使我们能够考察中美两国经济增长究竟更多地源于自身的技术积累，还是主要受益于世界生产技术进步。理论模型的结构框架见图 2。

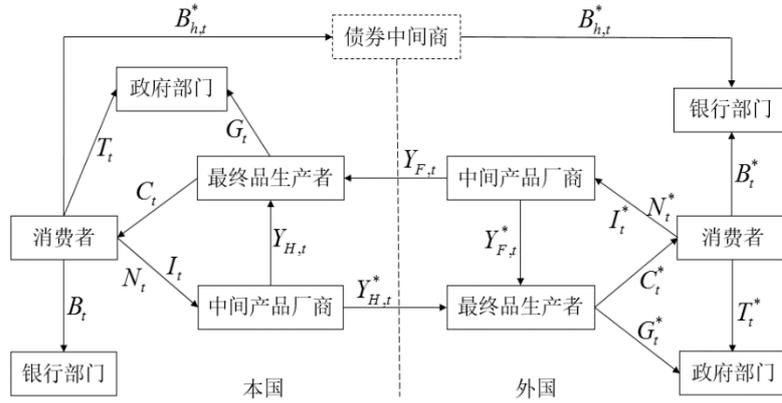


图 2 NOEM 两国模型结构框架

### (一) 家庭跨期消费与投资约束

为简化后续推导步骤，我们假设世界经济由两个规模大致相同的国家组成，每个国家都存在一个代表性的家庭或典型消费者，本国人口均匀分布于 $[0, 1]$ 区间，对应的外国人口分布于 $(1, 2]$ 。将本国消费者终生贴现效用函数形式设定如下：

$$U_t = E_t \sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} D_{c,s} \left[ \log(C_s^j - bC_{s-1}^j) - D_{n,s} \frac{(N_s^j)^{1+\eta}}{1+\eta} \right] \quad (1)$$

以本国变量加星号表示相应的外国变量，如 $C_t^{f*}$ 表示外国消费者 $f$ 在时期 $t$ 的总消费水平。消费最终产品与闲暇为个人带来效用，效用函数中还体现了本期个人消费与上期社会平均水平的差异对个人效用的影响，其中消费习惯系数 $0 \leq b < 1$ 。 $\eta$ 表示劳动供给工资弹性的倒数， $D_{c,t}$ 与 $D_{n,t}$ 分别表示跨期消费偏好与消费—闲暇偏好冲击<sup>3</sup>。

假设除持有本国债券外，本国消费者还可以参与外币债券交易(但必须通过债券代理商进行)，外国消费者则不能持有本国债券，因此本国持有的外币债券总量即等价于本国的经常项目顺差<sup>4</sup>。消费者的收入来源包括以下几部分：购买国内发行债券的利息收入、作为垄断竞争的中间品与最终产品厂商获得的垄断收益 $\Pi_t^j$ 、工资收入 $W_t^j N_t^j$ 、生产性投资收益 $R_t^K K_{t-1}^j$ 和持有外币债券的到期利润 $\Pi_{j,t}^f$ ，其预算约束可表示为：

$$P_t(C_t^j + I_t^j) + \frac{B_t^j}{R_t} + P_t T_t \leq B_{t-1}^j + \Pi_{j,t}^f + W_t^j N_t^j + R_t^K K_{t-1}^j + \Pi_t^j \quad (2)$$

外国消费者的预算约束除不包含购买本国债券的利息收益外，其他与(2)式相同。家庭

<sup>3</sup> 除特殊说明外，外部冲击均服从AR(1)过程，随机误差项服从i.i.d正态分布，下文不再逐一列述。

<sup>4</sup> 这只是一个便于模型求解的技术性假设，不会对研究结论产生影响。

将其拥有的生产设备等物质资本出租给中间品厂商，以  $\delta$  表示生产资本的季度折旧率，以  $\Phi(\cdot)$  体现生产资本形成过程中的额外损耗、即投资调整成本 (Investment adjustment cost, IAC)，那么生产性资本的变化服从下式：

$$K_t^j = (1 - \delta)K_{t-1}^j + V_t \Phi(I_t^j / I_{t-1}^j) I_t^j \quad (3)$$

满足凹函数形式的投资调整成本稳态取值为 1，即经济系统处于稳态时不存在额外的投资成本。此外，资本积累路径还包括一个服从 ARMA 过程的反映投资技术效率的外生冲击：

$$\log V_t = \rho_{v,1} \log V_{t-1} - \rho_{v,2} \varepsilon_{v,t-1} + \varepsilon_{v,t} \quad (4)$$

在预算方程 (2) 式与资本积累路径 (3) 式约束下，解效用最优化问题即可求得决定跨期消费与投资的最优条件，其中  $Q_t$  表示额外增加一单位资本积累的影子价格：

$$1 = \beta R_t E_t \left( \frac{P_t}{P_{t+1}} \frac{D_{c,t+1}}{D_{c,t}} \frac{C_t - bC_{t-1}}{C_{t+1} - bC_t} \right) \quad (5)$$

$$Q_t = \beta E_t \left\{ \frac{D_{c,t+1}}{D_{c,t}} \frac{C_t - bC_{t-1}}{C_{t+1} - bC_t} \left[ \frac{R_{t+1}^K}{P_{t+1}} + (1 - \delta) Q_{t+1} \right] \right\} \quad (6)$$

$$Q_t V_t \left[ \Phi \left( \frac{I_t}{I_{t-1}} \right) + \Phi' \left( \frac{I_t}{I_{t-1}} \right) \frac{I_t}{I_{t-1}} \right] = 1 + \beta E_t \left[ \frac{D_{c,t+1}}{D_{c,t}} \frac{C_t - bC_{t-1}}{C_{t+1} - bC_t} Q_{t+1} V_{t+1} \Phi' \left( \frac{I_{t+1}}{I_t} \right) \left( \frac{I_{t+1}}{I_t} \right)^2 \right] \quad (7)$$

## (二) 外汇市场结构与汇率预期

假设本国消费者进行外币计价债券的交易时，必须通过外汇市场的债券代理商进行。

代理商寻求最大化每笔消费者委托债券投资的期望收益，即  $E_t^{fx} (q_t S_{t+1} B_{h,t}^* - S_t B_{h,t}^* / R_t^* e^{uip_t})$ 。

$E_t^{fx}$  表示外汇中间商的条件期望算子。 $q_t$  表示当期外币债券的影子价格， $R_t^{*-1}$  代表外币计价债券的发行价格，我们还参考 Bergin (2006) 引入了一个额外的 AR(1) 冲击  $uip_t$  来体现持有外币债券的风险溢价水平。假设外汇市场是完全竞争的，由此可解得刻画外汇市场均衡的无抛补利率平价条件：

$$R_t^* = E_t^{fx} \left( \frac{S_t}{q_t S_{t+1} e^{uip_t}} \right), \quad q_t = \beta (U'_{C,t+1} / U'_{C,t}) (P_t / P_{t+1}) \quad (8)$$

从 (8) 式可以看到，债券代理商的投资行为同时受到外币债券发行价格以及对外币升值或贬值预期的影响。为简化推导，我们将债券代理商按照其汇率波动预期的差异分为两类：

一类是理性预期中间商，其对汇率走势的判断即可表示为  $E_t^f(\hat{s}_{t+1} - \hat{s}_t) = E_t(\hat{s}_{t+1} - \hat{s}_t)$ ；另一类是服从后向预期、使用简单经验规则预测汇率走势的噪声交易者<sup>5</sup>：

$$E_t^n(\hat{s}_{t+1} - \hat{s}_t) = -\varphi_n(\hat{s}_t - \hat{s}_t^T) \quad (9)$$

其中， $\hat{s}_t$  表示名义汇率偏离稳态的百分比， $E_t^n$  表示噪声交易的条件期望， $\varphi_n$  表示对于  $\hat{s}_t$  偏离其预期值  $\hat{s}_t^T$  的修正系数。噪声交易者参考前  $mt$  期的名义汇率来修正预测目标：

$$\hat{s}_t^T = \sum_{j=1}^{mt} \frac{q_n^{mt-j}}{J} \hat{s}_{t-j}, \quad J = \sum_{j=1}^{mt} q_n^{j-1} \quad (10)$$

以上所描述的这种经验规则常被噪声交易相关研究作为基准模型使用，因此大量实证研究的统计分析有助于对本文模型进行校准。对于外汇市场参与者行为动机的研究不是我们关注的重点，所以对本文而言，以上噪声交易规则设定简洁直观，已足以体现不完全理性预期的影响。假设噪声交易者的占比为  $g_n$ ，整个债券代理市场的汇率波动预期即为：

$$E_t^{fx}(\hat{s}_{t+1} - \hat{s}_t) = g_n E_t^n(\hat{s}_{t+1} - \hat{s}_t) + (1 - g_n) E_t(\hat{s}_{t+1} - \hat{s}_t) \quad (11)$$

### （三）劳动异质性与工资调整

消费者  $j$  对中间品  $h$  所付出的劳动时间可记为  $N_t^j(h)$ ，假设在产品层面的劳动投入是同质的、即  $N_t^j = \int_0^1 N_t^j(h) dh$ 。以  $\varepsilon_w$  表示劳动替代弹性，中间产品  $h$  的总劳动时间投入为：

$$N_t(h) = \left[ \int_0^1 N_t^j(h)^{\frac{\varepsilon_w - 1}{\varepsilon_w}} dj \right]^{\frac{\varepsilon_w}{\varepsilon_w - 1}} \quad (12)$$

因此，决定个人劳动投入的需求曲线与总工资水平为：

$$N_t^j = \left( \frac{W_t^j}{W_t} \right)^{-\varepsilon_w} N_t, \quad W_t = \left[ \int_0^1 (W_t^j)^{1 - \varepsilon_w} dj \right]^{\frac{1}{1 - \varepsilon_w}} \quad (13)$$

由于存在劳动合同、最低工资保障制度等约束，劳动市场不可能时刻处于均衡状态，工资粘性是客观存在的。我们使用 Calvo(1983) 所提出的交错定价模型来刻画工资调整过程：

假设每期均有  $1 - \theta_w$  比例的劳动合同得到调整“机会”、将工资直接确定至最优水平  $W_t^{opt}$ ，

剩余部分以盯住通货膨胀的方式进行调整： $W_t^j = (P_{t-1} / P_{t-2})^{\lambda_w} W_{t-1}^j$ ， $0 \leq \lambda_w \leq 1$  表示工资

<sup>5</sup> 从对汇率预测模型的大量实证研究中可以看到，在汇率波动的决定方程中适当引入后向预期是必要的，且近年来开始出现一些直接基于噪声交易模型对人民币汇率的实证研究，如陈浪南等(2016)。

的指数化水平。在劳动需求(13)式的约束下解代表性家庭贴现效用最大化问题,可以得到决定最优工资率的一阶条件:

$$E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \theta_w)^k \frac{D_{c,t+k} N_{t+k|t}}{C_{t+k} - bC_{t+k-1}} \left[ \frac{W_t^{opt}}{P_{t+k}} \left( \frac{P_{t+k-1}}{P_{t-1}} \right)^{\lambda_w} - \frac{\varepsilon_w}{\varepsilon_w - 1} N_{t+k|t}^{\eta} (C_{t+k} - bC_{t+k-1}) \right] = 0 \quad (14)$$

将指数化工资与最优工资率按照其比重进行加权,将得到总工资水平的决定方程:

$$W_t = \left\{ (1 - \theta_w)(W_t^{opt})^{1-\varepsilon_w} + \theta_w \left[ W_{t-1} \left( \frac{P_{t-1}}{P_{t-2}} \right)^{\lambda_w} \right]^{1-\varepsilon_w} \right\}^{\frac{1}{1-\varepsilon_w}} \quad (15)$$

#### (四) 最终产品部门

我们假设最终产品的生产分为两阶段。首先,本国中间品批发商从本国与外国分别购买  $Y_{H,t}$ 、 $Y_{F,t}$  单位的中间品用于生产  $Y_t(i)$  单位的合成中间产品:

$$Y_t(i) = \left[ (1 - \alpha)^{\frac{1}{\theta}} Y_{H,t}^{\frac{\theta-1}{\theta}} + \alpha^{\frac{1}{\theta}} Y_{F,t}^{\frac{\theta-1}{\theta}} \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (16)$$

$\theta > 0$  表示本国与外国中间品替代弹性,  $0 \leq \alpha \leq 1$  代表合成中间产品中的进口占比,

即外国产品偏好(Foreign Product Bias)。以  $\varepsilon_p$  表示中间品替代弹性,  $Y_{H,t}$ 、 $Y_{F,t}$  的加权形式与(16)式相同:

$$Y_{H,t} = \left[ \int_0^1 Y_{H,t}(h)^{\frac{\varepsilon_p-1}{\varepsilon_p}} dh \right]^{\frac{\varepsilon_p}{\varepsilon_p-1}}, \quad Y_{F,t} = \left[ \int_1^2 Y_{F,t}(f)^{\frac{\varepsilon_p-1}{\varepsilon_p}} df \right]^{\frac{\varepsilon_p}{\varepsilon_p-1}} \quad (17)$$

其次,零售商购买合成中间品来生产同质化最终产品。此处,本文借助额外的成本加成冲击  $\mu_{f,t} = \varepsilon_{f,t} / (\varepsilon_{f,t} - 1)$  以体现实际经济运行中零售价格相对于生产成本的频繁波动,:

$$\mu_{f,t} = \rho_{\mu_f,1} \mu_{f,t-1} - \rho_{\mu_f,2} \varepsilon_{\mu_f,t-1} + \varepsilon_{\mu_f,t} \quad (18)$$

$$P_t = \mu_{f,t} MC_t^Y, \quad MC_t^Y = \left[ (1 - \alpha) P_{H,t}^{1-\theta} + \alpha P_{F,t}^{1-\theta} \right]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (19)$$

在纳入依市定价约束的两国模型中,汇率变动的价格传递效应是不完全的,因而生产者价格满足下述形式:

$$P_t^Y = \left[ (1 - \alpha) P_{H,t}^{1-\theta} + \alpha (S_t P_{H,t}^*)^{1-\theta} \right]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (20)$$

很显然,生产者价格除受中间品在国内外实际价格影响外,还决定于本国产品偏好与名义汇率。本国产品偏好越强,PPI受汇率波动的直接影响越小,与汇率的相关性越低。

#### (五) 中间产品生产与定价

假设最终产品不能进行国际贸易，家庭作为生产者仅从事一种中间品的生产。在不变替代弹性的生产函数中，同时包括一个体现世界技术进步的非平稳生产技术冲击  $X_t$ <sup>6</sup> 以及服从 AR(1) 过程的本国技术进步率  $A_t$ ：

$$Y_{H,t}(h) + Y_{H,t}^*(h) = \left( \frac{K_{t-1}}{N_t} \right)^\varphi (A_t X_t)^{1-\varphi} N_t(h) \quad (21)$$

利用 (21) 式解成本最优化问题，得到如下生产单位中间品的实际边际成本：

$$MC_t = \frac{1}{P_t (A_t X_t)^{1-\varphi}} \left( \frac{R_t^K}{\varphi} \right)^\varphi \left( \frac{W_t}{1-\varphi} \right)^{1-\varphi} \quad (22)$$

中间品价格的调整过程如下：假设  $\theta_p$  部分的中间品厂商参照上期通货膨胀率进行指数化调整，即  $P_{H,t}(h) = (\Pi_{H,t-1})^{\lambda_p} P_{H,t-1}(h)$ ， $\lambda_p$  体现价格指数化水平；其他  $1-\theta_p$  比例的中间品厂商按照利润最大化原则重新定价。解需求曲线约束下的最大化实际利润问题，可以得到消费端定价形式下关于本国中间品最优定价  $\tilde{P}_{H,t}(h)$  的一阶条件：

$$E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \theta_p)^k \Lambda_{t,t+k} Y_{H,t+k} \left[ \frac{\varepsilon_p P_{t+k} MC_{t+k}}{(1-\varepsilon_p) \tilde{P}_{H,t}(h)} + \left( \frac{P_{H,t+k-1}}{P_{H,t-1}} \right)^{\lambda_p} \right] \left[ \frac{P_{H,t}}{P_{H,t+k}} \left( \frac{P_{H,t+k-1}}{P_{H,t-1}} \right)^{\lambda_p} \right]^{-\varepsilon_p} = 0 \quad (23)$$

相应地，在生产端定价形式下，美国中间品厂商对其生产的所有中间品均以美元计价，一价定律始终成立： $\tilde{P}_{F,t}(f) = S_t \tilde{P}_{F,t}^*(f)$ 。求解中间品厂商的实际利润最大化问题可得到决定美国中间品最优价格  $\tilde{P}_{F,t}^*(f)$  的一阶条件：

$$E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \theta_p^*)^k \Lambda_{t,t+k}^* GDP_{t+k}^* \left[ \frac{\varepsilon_p P_{t+k}^* MC_{t+k}^*}{(1-\varepsilon_p) \tilde{P}_{F,t}^*(f)} + \left( \frac{P_{F,t+k-1}^*}{P_{F,t-1}^*} \right)^{\lambda_p^*} \right] \left[ \frac{P_{F,t}^*}{P_{F,t+k}^*} \left( \frac{P_{F,t+k-1}^*}{P_{F,t-1}^*} \right)^{\lambda_p^*} \right]^{-\varepsilon_p} = 0 \quad (24)$$

## (六) 市场出清与价格型货币政策

<sup>6</sup> 假设冲击  $X_t$  服从随机游走过程，其非平稳特征有助于避免 DSGE 模型在结合实际数据进行参数估计时必须使用滤波剔除时间趋势的主观性 (Smets 和 Wouters, 2007)。

两国模型的完整性还决定于两个市场出清条件，即总产出内部均衡与国际债券市场均衡。由于前文假定最终产品不能用于出口，因此最终产品全部用于满足国内消费与政府购买：

$$Y_t = C_t + I_t + G_t \quad (25)$$

将(25)式代入预算约束(2)式，通过对中间品类进行积分，可得如下关于本国持有外币计价债券(即经常项目)的一阶条件：

$$\frac{B_{h,t}^*}{R_t^* e^{uip_t}} = B_{h,t-1}^* + S_t^{-1} P_{H,t} Y_{H,t} + P_{H,t}^* Y_{H,t}^* - S_t^{-1} P_t Y_t \quad (26)$$

假设中央银行将名义利率作为货币政策工具，基准利率对产出波动与预期通货膨胀率做出反应，并加入一个服从 AR(1) 过程的通胀目标冲击  $\pi_{o,t}^7$ ：

$$\frac{R_t}{\bar{R}} = \left( \frac{R_{t-1}}{\bar{R}} \right)^{\varphi_R} \left[ \left( \frac{E_t P_{t+1} / P_t}{e^{\pi_{o,t}}} \right)^{\varphi_\pi} \left( \frac{GDP_t}{GDP_{t-1}} \right)^{\varphi_y} \right]^{1-\varphi_R} e^{\varepsilon_{m,t}} \quad (27)$$

## (七) 稳态转换与定义

在应用于参数估计与实证分析之前，需要定义两国模型的稳态、并围绕稳态将各一阶条件进行对数线性化处理。由于共同技术冲击服从随机游走过程，因此实际产出与政府支出等变量不存在确定性稳态，本文将这些非平稳变量除以  $X_t$  并加上标“~”表示其稳态，以小写字母形式表示其偏离稳态的百分比，如  $\tilde{C}_t = C_t / X_t$ 、 $\tilde{c}_t = (\tilde{C}_t - \bar{\tilde{C}}) / \bar{\tilde{C}}$ 。其他变量本身即平稳过程，不需进行以上趋势处理。

显然由于我们对两国经济规模的对称设定，因此稳态汇率  $\bar{S} = 1$ ，两国中间产品价格均一致、通胀率为零。从(3)式可以解出  $\bar{I} = \delta \bar{K}$ ，将  $\bar{V} = 1$  代入(7)式得可解得 Tobin's Q 稳态取值为 1，继续代入(6)式可得到稳态的实际资本租金率：

$$\frac{\bar{R}^k}{\bar{P}} = \beta^{-1} - (1 - \delta) \quad (28)$$

<sup>7</sup> 虽然政府如图 1 所示公布目标通胀率，但并不是强制性的，央行能够随经济形势的变化进行政策调整，且对于市场而言是不可观测和预知的，因此将通胀目标设为服从 AR 过程的外部冲击是合理的。

(28) 式说明, 当 NOEM 模型同时保持内部与外部均衡时, 进行固定资产投资的实际利润率应等于持有本币债券的净收益  $\beta^{-1} - 1$ 。将稳态边际成本  $\overline{MC} = (\varepsilon_p - 1) / \varepsilon_p$  与 (28) 式代入 (22) 式可解得稳态实际工资率:

$$\frac{\overline{W}}{\overline{P}} = \left\{ (1-\varphi)^{(1-\varphi)} \varphi^\varphi \frac{\varepsilon_p - 1}{\varepsilon_p} [\beta^{-1} - (1-\delta)]^{-\varphi} \right\}^{\frac{1}{1-\varphi}} \quad (29)$$

将政府支出的比重设为  $\gamma_g$ , 由市场出清条件  $\overline{Y} = \overline{C} + \overline{I} + \overline{G}$  定义  $\gamma_i = (1-\gamma_g)\overline{I}/\overline{Y}$ 、 $\gamma_c = (1-\gamma_g)(1-\overline{I}/\overline{Y})$ 。将从生产函数 (21) 式得到的最优资本—劳动投入比代入贸易均衡时的实际产出  $\overline{Y} = \overline{K}^\varphi \overline{N}^{1-\varphi}$  解得稳态资本—产出比:

$$\frac{\overline{K}}{\overline{Y}} = \left( \frac{1-\varphi}{\varphi} \frac{\overline{R}^k / \overline{P}}{\overline{W} / \overline{P}} \right)^{\varphi-1} = \varphi \frac{\varepsilon_p - 1}{\varepsilon_p} \left( \frac{\overline{R}^k}{\overline{P}} \right)^{-1} \quad (30)$$

因此, 利用 (28) 与 (30) 式即可得到稳态的投资—产出比  $\overline{I}/\overline{Y}$ , 并进一步代入以上对  $\gamma_i$  和  $\gamma_c$  的定义, 从而分别解得稳态的投资—产出比以及消费—产出比:

$$\gamma_i = (1-\gamma_g) \delta \varphi [\beta^{-1} - (1-\delta)]^{-1} (\varepsilon_p - 1) / \varepsilon_p \quad (31)$$

$$\gamma_c = (1-\gamma_g) \{ 1 - \delta \varphi [\beta^{-1} - (1-\delta)]^{-1} (\varepsilon_p - 1) / \varepsilon_p \} \quad (32)$$

#### 四、参数估计与模型评价

借助泰勒公式将上述理论模型围绕稳态定义进行线性化转换之后, 我们利用中美两国季度经济数据对部分结构参数进行实证估计。与大量针对美国与欧盟的研究相比, 我们进一步取消了两国间所有非稳态参数的对称设定, 这使待估计参数增加了约 60%, 而由于观测样本容量有限, 使用 MLE 等计量方法进行参数会面临严重的弱识别问题, 贝叶斯方法则能够很好地避免这一问题。该方法的显著优势在于可以将变量一阶矩、微观计量信息等融入先验分布设定, 从而不必完全依赖实际数据提供的有限信息。

##### (一) 数据来源与处理

上述 NOEM 模型共包含 18 个外生冲击, 涵盖了近年来基于封闭经济 DSGE 框架的研究所发现的主要外部冲击类型。按照理论模型定义, 将中国作为本国、美国作为外国。共选取

15 个重要变量作为观测样本，满足贝叶斯估计的识别条件。观测变量依次为两国人均实际产出、实际消费、实际投资、实际工资、CPI、GDP 平减指数和名义利率以及名义汇率，时间跨度为 1996 年 1 季度至 2015 年 2 季度。

美国的人均实际周工资、CPI 指数与 16 岁以上就业人口数据来源于劳工统计局(BLS)网站，其他代理变量如实际 GDP、实际私人部门消费与固定投资数据均来自于经济分析局(BEA)统计数据库。将实际产出等总量指标除以就业人口得到人均数据，以 3 个月的美国国债二级市场加权利率作为名义利率的替代指标。

由于中国没有官方公布的私人部门固定资产投资的季度数据，我们借鉴卞学宇(2016)的划分方法将国内贷款等四项数据之和作为私人部门投资的替代指标，并除以固定资产投资价格指数得到实际投资。借助 GDP 平减指数对名义 GDP 数据进行平减处理得到实际产出的季度数据，分别以城镇单位平均劳动报酬、社会消费品零售总额除以 CPI 作为实际工资与实际消费的替代指标，将银行间 7 天同业拆借加权利率作为名义利率代理变量。以上数据除 GDP 平减指数外均来自中宏数据库与中经网统计数据库，将实际产出等除以城镇单位就业人员数得到人均指标<sup>8</sup>。对于 GDP 平减指数，由于只能从《中国统计年鉴》得到政府公布的年度数据，我们参考王擎和田娇(2016)将其按照复利计算转换为季度值。然后，对除名义利率外的其他指标进行 X12-ARIMA 调整以剔除季节因素。由于两国模型本身是非平稳的，因此我们将各实际变量取一阶对数差分后再引入模型。

且在进行参数估计之前，我们使用 ADF 与 DF-GLS 单位根检验发现名义利率与汇率均服从一阶单整过程，若使用 H-P 滤波等方法进行去势处理，对滤波参数的赋值不可避免地带有主观性，因此我们将名义利率与汇率均取对数差分作为观测变量。观测变量向量即  $\{\Delta gdp_t, \Delta gdp_t^*, \Delta c_t, \Delta c_t^*, \Delta i_t, \Delta i_t^*, \Delta p_t, \Delta p_t^*, \Delta p_t^Y, \Delta p_t^{Y*}, \Delta(w_t - p_t), \Delta(w_t^* - p_t^*), \Delta R_t, \Delta R_t^*, \Delta s_t\}$ 。

## (二) 参数校准与先验分布设定

参考以往文献的做法，我们对部分参数进行校准以改善整体估计效果。考虑到在本文样本区间内、世界利率处于较低水平，因此我们以平均利率的倒数将效用贴现因子  $\beta$  设为 0.993。按照龚六堂和谢丹阳(2004)等多数国内文献的做法，将资本折旧率的季度值取 0.025。

<sup>8</sup> 之所以使用人均数据，一是符合理论模型的定义，二是就业人口间接反映生产技术波动，有利于识别劳动附加型技术进步。

资本的产出弹性  $\varphi$  设为 0.34，劳动与中间品替代弹性分别取 6 和 11。将政府支出占实际产出的比值校准为 0.2，与 Rabanal 和 Tuesta (2010) 及王云清 (2014) 等研究一致。参考 Cavaglia 等 (1993) 将噪声交易预测规则中的权重  $q_n$  及滞后期数和  $mt$  均取为 2。最后，根据样本区间内中国对美出口占美国 GDP 的比重与进口额占中国 GDP 比重的平均值将  $\alpha$  校准为 0.022。

其他参数均通过贝叶斯估计得到。依据各参数经济含义所对应的理论取值范围，对价格与工资粘性等取值介于  $[0, 1]$  的参数使用 BETA 分布，对无约束参数使用正态分布，将取值应大于零的参数设为 GAMMA 分布。先验分布具体设定见表 1。

表 1 结构与深度参数先验分布设定

参数	分布类型	先验均值	标准差	参数	分布类型	先验均值	标准差
$b$ $b^*$	BETA	0.50	0.10	$\rho_i$	BETA	0.50	0.05
$\eta$ $\eta^*$	GAMMA	0.75	0.25	$\rho_j$	BETA	0.75	0.075
$\theta$ $\theta^*$	NORMAL	1.75	0.15	$\sigma_n$ $\sigma_n^*$	GAMMA	1.00	0.20
$\zeta$ $\zeta^*$	NORMAL	4.00	0.25	$\sigma_c$ $\sigma_c^*$	GAMMA	0.10	0.05
$\theta_w$ $\theta_w^*$	BETA	0.75	0.05	$\sigma_v$ $\sigma_v^*$	GAMMA	0.10	0.075
$\lambda_w$ $\lambda_w^*$	BETA	0.50	0.05	$\sigma_a$ $\sigma_a^*$	GAMMA	0.15	0.10
$\theta_p$ $\theta_p^*$	BETA	0.75	0.025	$\sigma_{\mu_f}$ $\sigma_{\mu_f}^*$	GAMMA	0.025	0.02
$\lambda_p$ $\lambda_p^*$	BETA	0.50	0.05	$\sigma_m$ $\sigma_m^*$	GAMMA	0.015	0.01
$\varphi_R$ $\varphi_R^*$	BETA	0.75	0.025	$\sigma_{\pi_o}$ $\sigma_{\pi_o}^*$	GAMMA	0.015	0.01
$\varphi_\pi$ $\varphi_\pi^*$	NORMAL	1.50	0.10	$\sigma_g$ $\sigma_g^*$	GAMMA	0.15	0.10
$\varphi_y$ $\varphi_y^*$	NORMAL	1.00	0.10	$\sigma_x$	GAMMA	0.05	0.025
$g_n$	BETA	0.50	0.10	$\sigma_{uip}$	GAMMA	0.015	0.01
$\varphi_n$	NORMAL	0.50	0.10				

### （三）参数估计结果与比较

结合表 1 的先验分布设定，本文分别估计了三种外汇市场假定下的模型结构参数、以便直观比较不同结构假设下的参数取值差异，详见表 2。我们发现大部分结构与深度参数的后验分布密度曲线都比较平滑、较接近各分布类型的标准密度曲线形状，这表明我们所选择的先验设定是合适的、能够保证参数识别的有效性。比较不同外汇市场设定下的边际似然值可看到，同时包含噪声交易汇率预期与 UIP 冲击的模型 III 是其中表现最好的。模型 II 与模型 III 中对噪声交易的相关参数均能够准确识别，这说明样本数据中确实包含了体现后向汇率预期的有效信息。

表 2 部分结构参数估计结果

参数	模型 I		模型 II		模型 III	
	后验均值	90%置信区间	后验均值	90%置信区间	后验均值	90%置信区间
$b$	0.228	[0.143, 0.310]	0.187	[0.118, 0.257]	0.396	[0.285, 0.521]
$b^*$	0.439	[0.322, 0.542]	0.422	[0.320, 0.530]	0.424	[0.330, 0.525]
$\eta$	0.916	[0.553, 1.248]	0.774	[0.469, 1.095]	0.749	[0.379, 1.034]
$\eta^*$	0.856	[0.440, 1.223]	0.912	[0.540, 1.300]	0.748	[0.343, 1.109]
$\theta$	1.902	[1.717, 2.108]	1.973	[1.739, 2.167]	1.929	[1.683, 2.154]
$\theta^*$	1.755	[1.518, 1.973]	1.779	[1.563, 1.988]	1.754	[1.557, 1.977]
$\theta_w$	0.761	[0.721, 0.801]	0.792	[0.752, 0.832]	0.793	[0.763, 0.825]
$\theta_w^*$	0.793	[0.748, 0.840]	0.791	[0.753, 0.835]	0.808	[0.770, 0.853]
$\lambda_w$	0.507	[0.429, 0.586]	0.473	[0.390, 0.550]	0.459	[0.389, 0.536]
$\lambda_w^*$	0.480	[0.400, 0.559]	0.480	[0.400, 0.565]	0.471	[0.406, 0.534]
$\theta_p$	0.858	[0.842, 0.882]	0.856	[0.836, 0.880]	0.865	[0.852, 0.883]
$\theta_p^*$	0.802	[0.769, 0.838]	0.818	[0.784, 0.855]	0.851	[0.823, 0.878]
$\lambda_p$	0.617	[0.542, 0.703]	0.597	[0.519, 0.673]	0.631	[0.557, 0.695]
$\lambda_p^*$	0.493	[0.421, 0.561]	0.477	[0.408, 0.554]	0.529	[0.461, 0.607]
$\varphi_R$	0.858	[0.839, 0.880]	0.831	[0.805, 0.859]	0.846	[0.824, 0.870]
$\varphi_R^*$	0.822	[0.797, 0.849]	0.816	[0.783, 0.845]	0.814	[0.793, 0.835]
$\varphi_\pi$	1.741	[1.617, 1.866]	1.679	[1.543, 1.821]	1.669	[1.546, 1.784]
$\varphi_\pi^*$	1.532	[1.411, 1.664]	1.468	[1.321, 1.612]	1.094	[0.950, 1.226]
$\varphi_y$	0.441	[0.364, 0.518]	0.648	[0.500, 0.778]	0.386	[0.364, 0.414]
$\varphi_y^*$	0.817	[0.671, 0.974]	0.921	[0.782, 1.064]	1.156	[1.068, 1.263]
$\zeta$	4.214	[3.866, 4.5740]	4.179	[3.803, 4.564]	4.384	[4.067, 4.726]
$\zeta^*$	4.263	[3.881, 4.622]	4.134	[3.768, 4.533]	3.972	[3.545, 4.352]
$g_n$	—	—	0.387	[0.318, 0.448]	0.805	[0.743, 0.866]
$\varphi_n$	—	—	0.704	[0.575, 0.824]	0.856	[0.770, 0.948]
边际似然值	3556.366		3574.641		3610.280	
汇率波动预期	理性预期		噪声交易		噪声交易+UIP 冲击	

对比模型 I 至模型 III 的贝叶斯估计结果发现，国内外产品替代弹性与工资粘性系数等大多数参数估计值差别不大，中间贸易品替代弹性等参数在不同外汇市场假设下的估计结果虽有所差异，但区别不大、也没有规律性。模型 I 至模型 III 的参数识别性都较好，而且对于两国同一参数的估计值表现出显著不同，这说明结构参数的非对称设定是合理必要的，能

够得到样本数据的支持。总的来说，本文 NOEM 模型参数估计及其取值范围是合理的，没有出现偏离先验期望太远的极端值，多数参数与王云清(2014)等基于封闭经济 DSGE 模型的估计值也比较接近。此外，从表 2 中对价格型货币政策规则系数的贝叶斯估计值来看，相对于美国而言，中国的基准利率调整更注重反通胀。由于模型 III 的整体估计效果最为理想，因此下文的研究在模型 III 基础上进行。

#### （四）两国模型的样本矩拟合能力

商业周期理论的观点认为，若模型对观测变量的方差或标准差拟合值与实际经济数据相接近，说明该模型对宏观经济运行基本事实的刻画越准确，在此基础上进行各类经济政策的预测和评估便更具可信性。不过，虽然近十年来 NOEM 理论框架发展迅速，但对观测样本的矩匹配能力仍然较弱，难以与封闭经济 DSGE 模型媲美。为考察本文所构建 NOEM 模型对实际数据的矩匹配效果，我们模拟了持续 120 个季度的 1000 个随机样本，计算模型变量的平均标准差、相关系数，并与对应的实际数据二阶矩进行比较，见表 3。

表 3 两国模型与样本数据的二阶矩比较

变量	实际经济	模拟经济	变量	实际经济	模拟经济
标准差					
$gdp_t$	2.91	3.77	$gdp_t^*$	1.02	1.30
$c_t$	3.76	4.88	$c_t^*$	1.04	1.34
$i_t$	5.89	15.44	$i_t^*$	3.71	3.29
$w_t - p_t$	1.68	1.69	$w_t^* - p_t^*$	0.97	1.70
$w_t$	1.47	2.94	$w_t^*$	0.86	1.56
$p_t$	1.22	2.08	$p_t^*$	0.72	1.19
$p_t^y$	0.73	2.38	$p_t^{y*}$	0.44	1.20
$R_t$	0.20	0.47	$R_t^*$	0.25	0.17
$s_t$	1.41	1.49	$rer_t$	1.86	1.19
相关系数					
$\Delta gdp_t, \Delta gdp_t^*$	0.99	16.25	$\Delta c_t, \Delta c_t^*$	1.28	3.56
$\Delta i_t, \Delta i_t^*$	-20.78	0.21	$\Delta R_t, \Delta R_t^*$	2.15	11.39
$\Delta rer_t, \Delta c_t$	13.09	4.81	$\Delta rer_t, \Delta c_t - \Delta c_t^*$	9.51	6.26

由表 3 可发现，本文模型对中美两国多数变量的标准差估计值与实际值均比较接近，对美国观测变量的矩匹配效果相对更好一些，尤其是产出、消费、工资等实际变量的标准差拟合非常好。对中国观测变量的标准差拟合稍差、主要是实际投资的标准差估计值偏大。此

外，名义汇率的标准差拟合值为 0.015，与实际值 0.014 非常接近，说明借助外生 UIP 冲击与噪声交易来刻画资本市场的特征显著改善了对汇率波动的预测准确度。

对比模型拟合的各变量相关系数与实际值可以看到，除实际投资以外，模型对大部分系数的预测方向是准确的。相比于大量针对美国与欧盟的既有研究，本文两国模型的一个显著优势在于很好地纠正了以往研究对国际风险分担条件的严重高估：理论上， $\Delta c_t - \Delta c_t^*$  与  $\Delta rer_t$  的相关系数应等于 1，现实经济中由于受到各种名义摩擦因素的影响，这一关系可能被严重弱化，我们的研究很好地体现了这一点。总的来看，本文所构建理论模型对实际变量的矩匹配能力比较出色、能够体现中美开放经济的主要特征，很好地弥补了以往该领域研究在二阶矩拟合能力上的不足，相关动态分析可以在此基础上进行。

## （五）理论方差分解

在参数贝叶斯估计的基础上，我们还考察了观测变量波动的理论方差来源。由于 NOEM 模型共包含 18 个外生冲击、无法逐一汇报所有冲击的方差分解结果，本文首先将外生冲击划分为 4 类。供给冲击指两国中间品生产技术与零售部门的价格加成冲击；偏好冲击由跨期消费选择与消费—闲暇偏好冲击组成；需求冲击包含生产性投资技术与财政支出冲击；货币冲击指未能由货币政策规则所涵盖的非预期利率波动。除此之外，将外汇风险溢价、世界生产技术以及通胀目标冲击均单独列出，以测算其对样本的方差贡献率。

从该方差分解结果可以发现，在不对称贸易品定价约束及不完全资本市场预期假设下，外汇风险溢价是名义汇率的主要方差来源，这很好地印证了为何表 2 中包含 UIP 冲击的模型 III 其整体估计效果要明显优于模型 II。需求冲击解释了汇率波动的 16.16%，其次是货币政策冲击与供给冲击，尤其值得注意的是，通胀目标冲击比利率冲击更重要，提供了货币政策对汇率波动约 2/3 的解释力。与 Rabanal 和 Tuesta(2010)的研究观点有所区别的是，我们发现共同生产技术冲击并非对等地作用于中美两国，对美国观测变量的方差贡献率显著高于中国。此外，UIP 冲击对其他观测变量的方差贡献非常有限，这说明外汇市场虽然波动频繁，但却相对独立、不会对实体经济产生显著的溢出效应。

表 4 理论方差分解

观测变量	供给冲击	偏好冲击	需求冲击	货币冲击	通胀目标冲击	UIP 冲击	共同技术冲击
$\Delta s_t$	13.907	9.769	16.165	5.307	9.195	41.781	3.876
$\Delta gdp_t$	6.159	26.465	47.433	1.292	14.608	0.009	4.035
$\Delta c_t$	4.185	69.396	1.069	1.983	20.844	0.065	2.459

$\Delta i_t$	12.421	2.837	67.256	0.921	13.827	0.029	2.709
$\Delta(w_t - p_t)$	61.231	34.480	0.752	0.032	0.497	0.023	2.986
$\Delta p_t$	74.895	4.183	3.523	0.912	15.534	0.050	0.903
$\Delta p_t^y$	38.960	10.448	8.968	2.178	37.402	0.141	1.903
$\Delta R_t$	18.253	19.603	34.821	18.394	8.328	0.008	0.593
$\Delta gdp_t^*$	15.871	14.831	19.967	24.791	7.384	0.063	17.094
$\Delta c_t^*$	11.278	29.739	0.840	34.662	9.595	0.366	13.519
$\Delta l_t^*$	22.107	7.328	28.198	18.862	8.133	0.248	15.125
$\Delta(w_t^* - p_t^*)$	44.496	48.502	0.098	0.153	0.102	0.038	6.612
$\Delta p_t^*$	56.203	8.133	4.073	6.141	4.111	2.667	18.672
$\Delta p_t^{y*}$	38.970	11.412	5.531	8.711	5.788	3.484	26.104
$\Delta R_t^*$	22.363	16.464	24.063	26.431	4.148	0.578	5.953

此外，需求冲击是造成中国产出波动的关键因素、方差贡献率达到 47.43%，其次是偏好与通胀目标冲击，其方差贡献率分别为 26.47%与 14.6%。对于美国产出水平而言，偏好、供给与需求冲击的方差占比非常接近。货币政策对美国实际产出贡献率约 32%，约为对中国产出方差贡献率的 2 倍，说明受资本市场不健全、利率非市场化等多种因素制约，导致我国货币政策的传导渠道并不通畅、货币政策的独立性不强，对实体经济的促进作用相对有限，与美国相比存在较大差距。

从其他样本观测变量的方差分解看，偏好冲击是影响消费波动的主要因素，对中国实际消费的方差贡献率达到了 69.4%，但对美国个人消费的贡献率则相对有限。我们还发现偏好冲击与供给冲击之和几乎提供了模型对两国实际工资的全部解释力。当然就相对大小而言，供给冲击是决定中国工资水平的最主要因素，而对于解释美国的实际工资波动，供给冲击与个人选择偏好同等重要。由此可见，我们的理论模型很好地反映了两国宏观经济的另一明显差异，即中国的劳动力市场仍是一个需求占主导、用工企业占有更大议价权的买方市场，美国的劳动市场则相对均衡，个人劳动意愿与劳动需求对于均衡工资的形成同等重要。

值得注意的是，在这一模型框架下，共同技术冲击对两国经济的影响有显著差别，对中美两国 GDP 的贡献率分别为 4.0%与 17.1%，对中国消费与投资的方差贡献率也与美国存在较大差距。显然，与美国相比，我国对国外技术的吸收效率仍有较大差距。虽然过去 30 多年来，成功的出口导向型发展战略使我国更迅速地融入全球经济一体化进程，但这种经济融合的深度不足，我国更多地承担了世界工厂的角色，经济增长主要依赖于国内技术积累、

规模扩张与政府投资等因素驱动。未来应鼓励优秀企业更大胆地“走出去”，总结借鉴发达国家企业国际化的有益经验，扩大对外投资以实现本地化生产，从而提高我国经济对外开放的深度与广度。另外，本文还发现通胀目标冲击对中国观测变量的解释力明显高于货币政策冲击，而美国则截然不同、货币政策的重要性高于通胀目标冲击，后者仅能解释实际产出的 7.38% 与实际消费的 9.6%，仅为货币冲击方差贡献率的 1/3。

## 五、NOEM 模型动态与敏感性分析

对模型短期特征的考察分为如下三部分。首先，我们在两国模型框架内借助脉冲响应分析，考察若美国实施以提高公众通胀预期为目标的扩张性货币政策时，对中美宏观经济可能有哪些影响。其次，借助理论模型完善的微观基础，参考 Kollmann(2004)与马勇(2013)等研究的做法，对不同模型结构设定下通胀目标冲击的福利效应进行估计与比较。然后，针对 De Walque 等(2005)指出两国中间贸易品替代弹性的校准值差异可能对研究结论产生方向性影响的问题，我们以政府支出冲击为例进行简要的敏感性分析，即在不同中间贸易品替代弹性校准值下、哪些变量的 IRF 曲线差异最为明显。

### (一) 通胀目标调整与中美经济波动

虽然中美都不是严格的通胀目标制国家(Gurkaynak 等, 2010)，但通过参数估计与方差分解我们发现，通胀目标的变动是两国经济波动的重要外部冲击来源。假设美国将其目标通胀率由稳态水平提高 5%，主要变量对该外生冲击的脉冲响应曲线如图 3 所示。

可以看到，这一扩张性货币政策与许多文献对利率冲击的研究结论确实存在较大差异。虽然通胀预期的提升无疑是一种扩张性货币政策，但美国的名义利率在政策实施初期并未立即下降，而是有一个短期的加息过程。原因在于公众预期到这一刺激性政策将显著推动价格上涨，并且名义利率在长期内将维持在较低水平；中间品价格上涨与长期利率下降共同作用，促使理性的消费者作为垄断竞争中间产品的生产者增加固定资产投资、进而提高实际产出。因此，执行相机干预政策的货币当局将在提升目标通胀率的初期，不得不进行反向加息、以部分抵消产出与价格水平的同时上涨。由于价格调整过程存在时滞，所以加息之后的美国 CPI 仍将上涨一段时间但增速显著放缓，从图 3 的左中图可以看到美国的实际产出扩张在第 4 期达到最高点、然后逐渐向初始稳态靠近。所以，受 CPI 增速回落与产出萎缩的影响，美国在第 4 期之后才步入与提高预期通胀率的目标相一致的降息周期。在此过程中，由于代表性消费者的劳动收入与其作为中间品生产者所获得的超额利润均显著提高，所以从图 3 可以

看到美国实际消费的 IRF 曲线始终位于产出曲线的上方，即增长更快且下降更慢；在第 10 期之后实际消费的下降速度非常平滑、主要是受到消费惯性的作用。

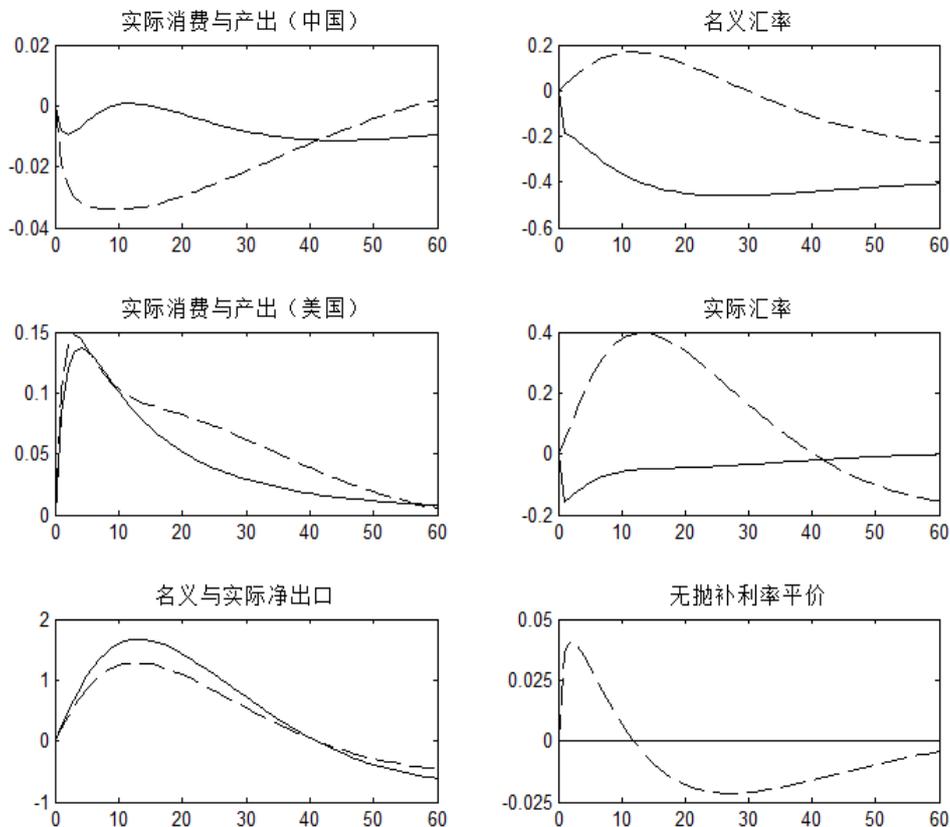


图 3 通胀目标冲击对主要宏观经济变量的影响

由于本文假设美国中间产品生产商采用生产端定价模式，因此在任何外部冲击发生后，一价定律仍然成立： $\tilde{p}_{F,t} = \tilde{p}_{F,t}^* + \hat{s}_t$ 。短期中可能由于美国进行加息导致美元出现暂时性升值，但中长期来看仍会步入持续贬值区间，受此影响美国中间出口品价格上涨幅度将高于其国内销售部分。对于中国，这将显著增加来自贸易渠道的输入型通胀压力，促使央行进行加息以防国内物价进一步上涨，融资成本抬升使得国内生产性投资出现下滑，因此如图 3 左上图所示，中国的实际产出出现下降；同时，由于中国出口中间品以美元计价，在较长时期内中国消费者受出口收益减少与进口支出上升的双重影响，因此出于跨期消费平滑动机及预防性储蓄目的，我们看到中国的实际消费比实际产出下滑幅度更大。以往基于对称 NOEM 模型对利率冲击的许多研究均发现，外国降低基准利率虽对本国产出有短期负面影响，但至少对国内消费有显著正向作用；显然，作为扩张性货币政策的另一形式，通胀目标冲击对本国的不利影响更明显、也更具持续性，消费者所遭受的福利损失也更大，本国货币政策的调整应该对这种输入型通货膨胀的影响予以更多关注。在消费端定价模式下、中国出口品价格上涨

非常缓慢，从而将使价格贸易条件趋于恶化，即如图 3 左下图所体现的那样，名义净出口的 IRF 曲线在前 40 期均位于实际净出口曲线下方。

另外，我们还对比了完全资本市场与存在噪声交易情形下汇率对通胀目标冲击的响应曲线。研究发现，由于两国中间品定价形式不一致、且通胀目标冲击并不完全等同于以往研究中所关注的利率冲击，因而名义与实际汇率均未出现如 Pierdzioch (2005) 等研究所发现的典型的滞后超调特征。通胀目标冲击发生后，理性预期的外汇中间商将预测人民币升值，但由于美国在政策冲击初期进行约 4 期的对冲加息，这使得美元贬值预期并不强烈。在此之后受人民币开始加息与美国压低中长期利率影响，我们从图 3 右上图观察到人民币升值约 26 期，随后逐步向初始稳态靠近。但若考虑到外汇市场对汇率波动的不完全理性预期、且噪声交易者占 80% 以上，汇率波动则完全是另一种情形，人民币汇率将在通胀目标冲击后约 12 期内经历持续贬值，在此之后噪声交易者才通过不断修正其对汇率波动的中期预测目标，形成与理性债券中间商一致的人民币升值预期<sup>9</sup>。

从上述对通胀目标冲击的系统分析来看，当我们将美元作为共同的贸易品定价与结算货币时，即使考虑到外汇市场的汇率波动预期是不完全理性的，也可能不会导致滞后超调现象<sup>10</sup>，这一结论显著区别于 Pierdzioch (2005) 基于对称两国模型的理论探讨。不对称贸易品定价形式的引入还导致两国经济向稳态调整的速度存在显著差异，这无疑增加了分析冲击传导路径的难度，如何对两国模型的冲击结构进行适度简化、又可以保证其对实际经济数据的拟合能力不被削弱，是进一步研究面临的一个不小挑战。

## (二) 通胀目标调整的福利效应

在两国模型的参数估计基础上，我们分析了源自美国的通胀目标冲击对两国宏观经济的短期影响。同时，我们还很关注其对消费者福利水平的影响，但图 3 很难直观地体现出来。为此，综合借鉴 Kollmann (2004) 与 Galí 和 Monacelli (2005) 等研究的做法，对家庭效用函数进行适当变形以量化分析通胀目标冲击的福利效应。具体地，首先将  $t$  期效用函数在其稳态处做二阶近似展开<sup>11</sup>：

$$U_t \approx U + U_m(M_t - M) + U_n(N_t - N) + \frac{1}{2}U_{mm}(M_t - M)^2 + \frac{1}{2}U_{nn}(N_t - N)^2 \quad (33)$$

<sup>9</sup> 判断依据即无抛补利率平价条件与横轴的交点，如图 3 右下图所示。

<sup>10</sup> 滞后超调是一个复杂的货币现象、原因是多方面的。Pierdzioch (2004) 等研究就发现，在同时包含消费“攀比效应”与不完全资本市场的 NOEM 模型中，生产率冲击也将导致名义汇率的滞后超调。

<sup>11</sup> 为简化推导过程，直接剔除了跨期消费偏好与消费—闲暇偏好冲击，不会对福利分析结论产生影响。

其中  $M_t = C_t - bC_{t-1}$ ，去除时间下标的各符号表示对应变量的稳态取值，右侧各因式的第一项分别表示效用函数对相应变量的一阶与二阶偏导。根据 (9) 式的符号定义，可以将 (33) 式转换为各变量偏离稳态的对数形式：

$$U_t - U = U_m M \left( \hat{m}_t - \frac{1}{2} \hat{m}_t^2 \right) + U_n N \left( \hat{n}_t + \frac{1+\eta}{2} \hat{n}_t^2 \right) \quad (34)$$

将 (34) 式除以稳态消费效用，进行加总可得到总的社会福利损失：

$$L = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[ \hat{m}_t - \frac{1}{2} \hat{m}_t^2 + \frac{U_n N}{U_m M} \left( \hat{n}_t + \frac{1+\eta}{2} \hat{n}_t^2 \right) \right] \quad (35)$$

由此，可以得到平均的社会福利损失函数表达式：

$$\bar{L} = -\frac{1}{2(1-b)^2} \text{var}(\hat{c}_t - b\hat{c}_{t-1}) + \frac{U_n N}{U_m M} \frac{1+\eta}{2} \text{var}(\hat{n}_t) \quad (36)$$

从 (36) 式可以看到，平均福利损失决定于消费与就业波动以及消费者的风险厌恶程度。在其他参数不变的前提下，消费与就业方差越大、消费者福利的损失也就越明显。借助 (36) 式即可模拟美国目标通胀率提高 5% 对本国福利水平的影响，详见表 5。

首先依照模型 III 假设外部资本市场是不完全的，从表 5 我们看到在外国产品偏好取 2.2% 的基准设定下，美联储目标通胀率提高 5% 造成我国消费者福利损失约 3.46%，实际消费、产出与就业受影响最为明显。横向对比来看，当外汇市场持完全理性汇率预期时，本国经济所遭受的冲击要小得多，各主要变量的方差均小于噪声交易情形，福利损失仅为 0.06%。之所以出现这一结果，原因主要在于噪声交易导致冲击后的汇率与宏观经济波动性更强、传导过程更具持续性。尤其是从图 3 可以看到，外汇市场本应在冲击初期形成人民币升值预期，但由于噪声交易的市场扭曲作用，使本币处于长期贬值区间；且由于本国中间贸易品采用消费端定价、美国采用生产端定价，两方面原因造成出口增长缓慢但进口降幅较大。因此相比于完全理性预期情形，在资本市场的噪声交易假定下，代表性家庭的消费波动性较强、下降幅度也更大，构成了本国福利损失的主要来源。

表 5 通胀目标冲击的社会福利效应

外汇市场	完全理性预期					包含噪声交易				
	主要经济变量的方差				福利	主要经济变量的方差				福利
贸易开放水平	产出	通胀	消费	就业	损失	产出	通胀	消费	就业	损失
0.022*	0.015	0.001	0.054	0.027	-0.063	0.617	0.006	4.377	0.933	-3.462
0.1	0.192	0.032	0.649	0.366	-0.815	0.700	0.030	4.237	0.892	-3.361

## 国际货币评论

International Monetary Review

0.2	0.518	0.148	1.600	1.008	-2.151	1.038	0.040	3.345	2.102	-4.525
0.3	0.869	0.395	2.513	1.720	-3.563	1.673	0.039	3.003	3.689	-6.468
0.4	1.211	0.868	3.363	2.427	-4.937	2.457	0.035	2.942	5.480	-8.823
0.5	1.525	1.768	4.160	3.078	-6.212	3.384	0.029	3.082	7.497	-11.58
0.6	1.799	3.568	4.915	3.647	-7.358	4.480	0.023	3.408	9.803	-14.82
0.7	2.040	7.645	5.625	4.198	-8.461	5.786	0.018	3.933	12.48	-18.66
0.8	2.448	19.454	6.229	5.400	-10.38	7.355	0.016	4.687	15.64	-23.27
0.9	6.035	79.872	6.374	15.55	-24.06	9.257	0.017	5.715	19.44	-28.85

其次我们还分别计算了在其他参数沿用基准模型设定的条件下，不同贸易开放度下通胀目标冲击的福利效应。分析结果显示：当外汇市场服从完全理性汇率预期时，贸易开放水平越高，产出与实际消费等主要变量波动性越强，通胀目标冲击造成的本国福利损失越大；当外汇市场汇率预期包含噪声交易时，随着贸易开放水平的提高，实际产出的方差逐渐增加，其他变量的波动性则在一定区间内出现下降但幅度不大，并且即使实际消费的方差等于 0.4 附近略有下降，但由于就业波动性逐渐增强，因此与理性预期情形一致，本国社会福利损失仍随贸易开放水平的提高而持续扩大。

由以上福利分析可以得到两点推论。一是本国对外贸易开放水平越高，通胀目标冲击造成的社会福利损失越大；因此，贸易开放度的提升意味着本国更紧密地融入世界经济，外部冲击的国际传导更加迅速，宏观经济波动与社会福利损失随之扩大，这种外部依赖型经济增长模式的脆弱性应该受到高度重视。二是噪声交易实质上体现了对名义汇率波动预期的粘性，这种汇率粘性改变了完全理性预期外汇市场假设下的国际风险分担条件，虽然在某些情况下有助于抑制汇率的频繁扰动，但也可能如本文图 3 所指出的那样扭曲了冲击初期的汇率波动方向，此时不仅无助于稳定汇率，还显著增加了经济调整过程的福利代价。此外，在图 4 中我们分别绘出了外汇市场不同噪声交易比重下的福利损失曲线。很明显，噪声交易占比越高、名义汇率波动越偏离完全理性预期，通胀目标冲击产生的福利损失就越大，代表噪声交易的虚线始终位于实线上方，从而验证了上述推论的稳健性。

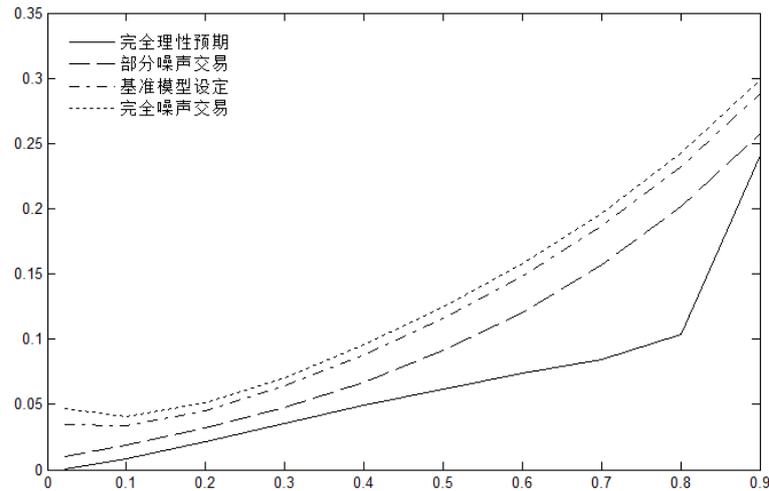


图 4 不同参数设定下通胀目标冲击的福利效应

### (三) 敏感性分析

对于本国与外国中间贸易品的替代弹性系数取值范围，目前该领域研究仍存在较大争议。多数文献都假设这一系数取值应大于 1，但也有少数研究根据对实际经济数据的统计分析认为中间贸易品替代弹性小于 1、甚至接近零。本文的做法是在保证识别性的前提下，赋予该参数一个尽可能大的先验标准差，使其有一定概率得到小于 1 的后验均值。本文的参数估计结果表明中间贸易品替代弹性确实显著大于 1，与多数基于 NOEM 模型的研究一致。但鉴于其取值可能影响研究结论的稳健性，我们以财政政策为例、对中间贸易品替代弹性的取值差异进行简单的敏感性分析，即不同的固定替代弹性系数赋值是否会使实证分析结论产生本质区别。

为此，我们将中间贸易品替代弹性围绕贝叶斯估计值 1.75，分别以 0.75 代表替代弹性小于 1 的情形、以 2.75 代表替代弹性显著大于 1 的情形，其他结构参数取值均保持不变，主要宏观变量对 0.1 单位政府支出正向冲击的脉冲响应曲线如图 5 所示。可以看到，扩张性政府支出政策对私人消费产生一定负面影响，但取值越小，这种负面影响越大。扩张性财政政策会对本国实际产出发挥积极效应，在冲击发生后短期产出水平提高了约 1.78%，但其影响不具有持续性，从第 2 期开始实际产出迅速向稳态回落，在约 12 期之后财政政策冲击的影响完全消失。而且，实际产出的 IRF 曲线对中间贸易品替代弹性取值很不敏感，不同取值的差异几乎可以忽略。

其他变量的 IRF 曲线对中间贸易品替代弹性取值均比较敏感，但不会造成方向性差异。具体来看，政府支出的扩张不但增加了本国产品需求，也相应提高了本国的进口中间品需求，同时由于出口品边际利润低于国内销售部分，本国中间品厂商会倾向于出口转内销，从而如

图 5 右中图所示出现贸易逆差。取值越大，进口需求的增长幅度就越高，即政府支出更多地转化为进口需求。因此，可以看到中间贸易品替代弹性越高，初期的实际净进口规模增长越明显。纳入价格因素后，名义净出口的 IRF 曲线形状与实际净出口基本一致，但受本国贸易条件改善的影响，名义净出口的波动更平缓一些。

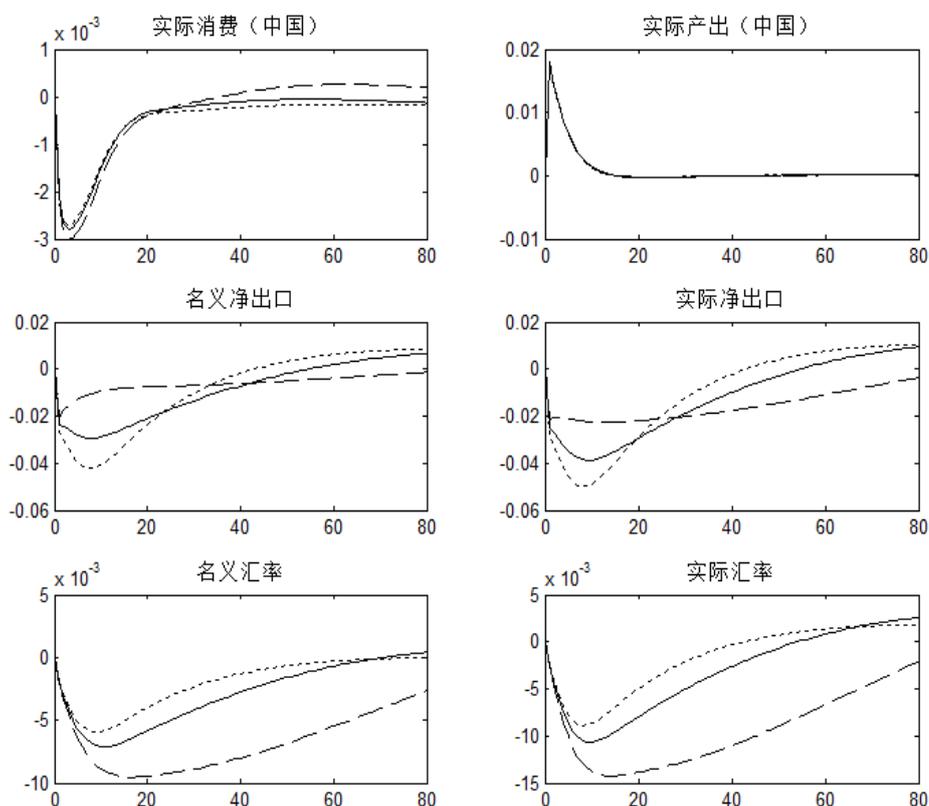


图 5 政府支出扩张对主要变量的影响

此外，政府支出扩张还造成名义与实际汇率升值，不过升值幅度较贸易条件的改善要小一些。这是由于政府支出增长带动本国产出与消费者价格上涨，因此央行根据泰勒规则进行缓慢加息以对冲经济过热风险，人民币显然将趋于升值。在中长期内，受外生冲击国际传导速度缓慢的影响，在本国经济重新达到内部均衡时、美国的名义利率仍然高于其稳态水平，因此从图 5 可看到，名义汇率升值大约在第 10 至 15 期达到峰值，随后缓慢贬值、恢复初始稳态。横向比较来看，中间贸易品替代弹性越大，本国产出与价格的增长空间则越小，那么名义利率上调空间便越有限，如图 5 所示名义与实际汇率的波动幅度越小。

总的来看，实际消费与产出对中间贸易品替代弹性取值不敏感，净出口等开放经济变量则比较敏感。虽不致对研究结论产生方向性影响，但若实证研究关注在外生冲击后这些开放经济变量脉冲响应曲线的拐点，那么对这类关键参数使用校准法进行赋值是不稳健的、甚至可能得出错误观点，此时结合现实经济数据进行参数估计是合理必要的。

## 六、结论与政策启示

借鉴近年来针对美国与欧元区国家的大量实证研究，结合中美两国经济现实特点，本文对 Obstfeld 和 Rogoff(1995)所建立的标准 NOEM 框架做了如下针对性改进：对中间贸易品引入统一的美元定价约束，借助噪声交易来刻画不完全理性汇率预期，以及在中央银行的前瞻性货币政策基础上引入不可观测的通胀目标冲击。经此修正的 NOEM 模型具备了较为完善的结构特征，我们在参数贝叶斯估计基础上着重分析了通胀目标冲击的国际传导路径与其造成的本国社会福利损失等问题。

从参数估计结果可以看到，两国对应结构参数的估计值存在显著不同，说明由于中美国情不同、经济发展阶段差距较大，因而直接沿用多数国外文献的对称参数设定可能导致较大误差，在 NOEM 模型框架下放松结构参数的对称约束是确有必要的。对提高目标通胀率的扩张性货币政策研究表明，通胀目标调整属于典型的“以邻为壑”型政策：在促使本国产出与消费增长的同时，也造成外国产出和消费显著下滑。作为世界第二大经济体，我国的货币政策调整不可能也不应仅着眼于国内经济形势，还应密切关注主要贸易伙伴国的政策取向。相对于基准利率波动，通胀目标调整对我国经济的负面冲击更大、也更具持续性。此外，我们还考察了通胀目标冲击的福利效应。分析表明对外贸易开放度越高，通胀目标冲击产生的福利损失越大；当外汇市场包含噪声交易的汇率预期时，本国实际消费与产出等主要变量波动性更强、社会福利的损失也更大。基于经济稳定与社会福利最大化视角，中美应加强政府间合作，完善外汇市场监管、增强信息公开与透明度，充分发挥名义汇率对外部冲击的“缓冲器”作用(Broda, 2004)。

对于 NOEM 模型的进一步改进方向，可从如下两方面着手：一是完善对私人投资部门的结构设定，以提高模型对实际投资标准差与相关系数的矩估计效果，从表 3 来看我们的研究还稍显不足，有一定改进空间；二是进一步完善对外汇市场的模型化处理，若能够同时纳入管理浮动汇率汇率及资本管制两个制度性因素，无疑会显著提高 NOEM 模型对中国开放经济的刻画能力。

## 参考文献

- [1] 卞学宇(2016):《噪声交易、短期汇率与中美开放经济波动——基于 NOEM-DSGE 分析框架》, 山东大学博士论文。
- [2] 卞学宇、范爱军(2014):《噪声交易、贸易开放与滞后汇率超调——基于 PTM-NOEM 模型的理论研究》,《南开经济研究》第 4 期。
- [3] 曹伟(2016):《依市定价与汇率传递不完全: 发展历史与研究进展评述》,《世界经济》第 9 期。
- [4] 陈浪南、王升泉、吴圣金(2016):《噪声交易视角下人民币汇率的动态决定研究》,《国际金融研究》第 7 期。
- [5] 龚六堂、谢丹阳(2004):《我国省份之间的要素流动和边际生产率的差异分析》,《经济研究》第 1 期。
- [6] 简志宏、刘静一、朱柏松(2013):《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》,《管理工程学报》第 3 期。
- [7] 刘强、白玉竹、范爱军(2017):《全球能源互联网的产业效应分析》,《山东社会科学》第 8 期。
- [8] 马勇(2013):《植入金融因素的 DSGE 模型与宏观审慎货币政策规则》,《世界经济》第 7 期。
- [9] 梅冬州、龚六堂(2012):《经常账户调整的福利损失——基于两国模型的分析》,《管理世界》第 4 期。
- [10] 盛斌(2001):《汇率超调、预期冲击和蒙代尔——弗莱明模型》,《经济科学》第 2 期。
- [11] 孙立坚、李安心、吴刚(2003):《开放经济中的价格传递效应: 中国的例证》,《经济学(季刊)》第 4 期。
- [12] 王君斌、郭新强(2014):《经常账户失衡、人民币汇率波动与货币政策冲击》,《世界经济》第 8 期。
- [13] 王立荣、刘力臻(2009):《虚拟经济膨胀视角下的汇率短期波动研究——对 Dornbusch 超调模型的扩展》,《国际金融研究》第 7 期。
- [14] 王擎、田娇(2016):《银行资本监管与系统性金融风险传递——基于 DSGE 模型的分析》,《中国社会科学》第 3 期。
- [15] 王云清(2014):《能源价格冲击与中国的宏观经济: 理论模型、数值分析及政策模拟》,《经济学动态》第 2 期。
- [16] 谢平、罗雄(2002):《泰勒规则及其在中国货币政策中的检验》,《经济研究》第 3 期。
- [17] Bacchetta, P. and Van Wincoop, E. "A theory of the currency denomination of international trade." *Journal of International Economics*, 2005, 67(2), pp. 295-319.
- [18] Bergin P R. "How well can the New Open Economy Macroeconomics explain the exchange rate and current account?" *Journal of International Money and finance*, 2006, 25(5), pp. 675-701.
- [19] Broda, C. "Terms of trade and exchange rate regimes in developing countries." *Journal of International*

- Economics, 2004, 63(1), pp. 31-58.
- [20] Calvo, G. A. "Staggered prices in a utility-maximizing framework." *Journal of Monetary Economics*, 1983, 12(3), pp. 383-398.
- [21] Cavaglia, S.; Verschoor, W. F. C. and Wolff, C. C. P. "Further evidence on exchange rate expectations" *Journal of International Money and Finance*, 1993, 12(1), pp. 78-98.
- [22] Cogley, T.; Primiceri, G. E. and Sargent, T. J. "Inflation-gap persistence in the US." *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2010, 2(1), pp. 43-69.
- [23] De Walque, G.; Smets, F. and Wouters, R. "An estimated two-country DSGE model for the Euro area and the US economy." *European Central Bank, Mimeo*, 2005.
- [24] Devereux, M. B. and Engel, C. "Endogenous currency of price setting in a dynamic open economy model." *NBER Working Paper*, No. w8559, 2001.
- [25] Dornbusch, R. "Expectations and exchange rate dynamics." *Journal of Political Economy*, 1976, 84(6), pp. 1161-1176.
- [26] Gali, J. and Monacelli, T. "Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy." *Review of Economic Studies*, 2005, 72(3), pp. 707-734.
- [27] Ghironi, F. P. "Towards new open economy macroeconometrics." *FRB of New York Staff Report*, No. 100, 2000.
- [28] Gourinchas, P. O. and Tornell, A. "Exchange rate puzzles and distorted beliefs." *Journal of International Economics*, 2004, 64(2), pp. 303-333.
- [29] Gurkaynak, R. S.; Levin, A. and Swanson, E. "Does inflation targeting anchor long-run inflation expectations? Evidence from the US, UK, and Sweden." *Journal of the European Economic Association*, 2010, 8(6), pp. 1208-1242.
- [30] Kolasa, M. "Structural heterogeneity or asymmetric shocks? Poland and the euro area through the lens of a two-country DSGE model." *Economic Modelling*, 2009, 26(6), pp. 1245-1269.
- [31] Kollmann, R. "Welfare effects of a monetary union: the role of trade openness." *Journal of the European Economic Association*, 2004, 2(2-3), pp. 289-301.
- [32] Krugman, P. "Pricing to market when the exchange rate changes." *NBER Working Paper*, No. w1926, 1986.
- [33] Linde, J.; Nessen, M. and Soderstrom, U. "Monetary policy in an estimated open-economy model with imperfect pass-through." *International Journal of Finance & Economics*, 2009, 14(4), pp. 301-333.

- [34] Lubik, T. A. and Schorfheide, F. “Do central banks respond to exchange rate movements? A structural investigation.” *Journal of Monetary Economics*, 2007, 54(4), pp. 1069-1087.
- [35] Obstfeld, M. and Rogoff, K. “Exchange rate dynamics redux.” *Journal of Political Economy*, 1995, 103(3), pp. 624-660.
- [36] Obstfeld, M. and Rogoff, K. “New directions for stochastic open economy models.” *Journal of International Economics*, 2000, 50(1), pp. 117-153.
- [37] Pierdzioch, C. “Noise trading and delayed exchange rate overshooting.” *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2005, 58(1), pp. 133-156.
- [38] Pierdzioch, C. “Productivity shocks and delayed exchange-rate overshooting.” Kiel Working Paper, No. 1199, 2004.
- [39] Rabanal, P. and Tuesta, V. “Euro-dollar real exchange rate dynamics in an estimated two-country model: an assessment.” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2010, 34(4), pp. 780-797.
- [40] Silveira, M. “A small open economy as a limit case of a Two-country New Keynesian DSGE model: A Bayesian estimation with Brazilian data.” Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada-IPEA, No. 175, 2015.
- [41] Smets, F. and Wouters, R. “Comparing shocks and frictions in US and euro area business cycles: a Bayesian DSGE approach.” *Journal of Applied Econometrics*, 2005, 20(2), pp. 161-183.
- [42] Smets, F. and Wouters, R. “Shocks and frictions in US business cycles: A Bayesian DSGE approach.” *American Economic Review*, 2007, 97(3), pp. 586-606.

# 汇率变化、贸易服务与中国企业对外直接投资

田巍<sup>1</sup> 余森杰<sup>2</sup>

**【摘要】** 本文研究汇率变动对异质性出口企业对外直接投资的影响及机制，尤其是对贸易服务型投资的“出口传导”效应。以往研究只关注汇率对制造业投资的“出口替代”影响，忽略了出口与贸易服务型投资的“互补关系”。本文从理论和经验两方向考察了汇率对贸易服务型投资的影响，理论上拓展了异质性企业对外直接投资模型，经验上基于 2000–2008 的微观企业样本，处理了内生性和稀有事件等问题，发现当汇率上升 10% 时，贸易服务型投资上升 4.3 个百分点，结果对不同计量方法稳健。

**【关键词】** 汇率变化 贸易服务 对外直接投资 出口传导 企业生产率

## 一、引言

本文研究汇率波动对异质性企业对外直接投资的影响，尤其关注汇率通过“出口传导”效应对企业对外直接投资的影响。2000 年以后，中国的对外直接投资快速增长，2005 年之后增幅尤其显著，同时从 2005 年开始，人民币对美元经历了大约 30% 的升值，对欧元、日元和其他世界主要货币的汇率也处于波动状态。而对中国企业对外直接投资的影响研究甚少，结论不一。Tolentino(2010)用中国 1980–2006 年宏观数据发现汇率对对外直接投资没有显著影响，而另外一些研究发现人民币升值促进了对外直接投资。这些研究都是基于宏观数据与方法，没有区分人民币波动对不同类型对外直接投资的不同影响机制，并且缺乏汇率对微观企业投资行为的影响分析（胡兵和涂春丽，2012；乔琳，2011；王凤丽，2008）。我们认为，这些不一致的发现，很可能是由于忽略了不同类型对外直接投资的投资差异造成的。基于以上现实，本文从研究企业对不同类型的投资动机的角度出发，通过理论建模和企业层面的计量分析，探索人民币升值对中国企业出口以及对外直接投资，尤其是对贸易服务型对外直接的微观影响机制。

<sup>1</sup>田巍，对外经济贸易大学国际经贸学院

<sup>2</sup>余森杰（通讯作者），北京大学国家发展研究院

一般研究认为汇率对对外直接投资的影响具有以下几种途径：“成本节约”效应，即母国升值降低了企业在海外扩张和建厂的成本；“出口替代”效应，即母国货币升值阻碍了本国出口，从而企业有更大动机在海外生产销售；以及在不完全市场上，对外直接投资带来的融资效应。不同于以往的研究强调汇率对制造业投资的影响，我们关注汇率变动对与贸易相关的服务业投资的影响。根据商务部公开发布的最新信息，2016年，中国的对外直接投资流量已达全球对外直接投资流量的9.9%；中国企业对制造业投资占对外投资总额的比重从2015年的12.1%上升为18.3%。按行业分，对制造业投资占对外直接投资总额的比重增速是最快的。而在制造业对外投资中，服务类型投资（下文简称贸易服务型投资）又约占投资总额45%，这些贸易服务型投资大部分是与进出口贸易紧密相关的服务业投资，如进出口代理、批发零售、市场开发与售后服务。所以，可以近似地认为制造业的贸易服务对外直接投资占了中国总对外直接投资的8.4%左右，这应该说是一个相当大的份额，值得我们对该现象做深入的研究。

Horstmann 和 Markusen (1992)、Brainard (1993)及 Markusen 和 Venables(2000)认为，在以制造业投资为主的发达国家，水平投资与出口之间具有就近集中取舍关系

(proximity-concentration trade off)，汇率变化使出口与投资之间具有替代效应，我们认为对贸易服务业投资，汇率冲击具有反向的出口互补效应，并且对行业垄断性异质的企业影响机制和效果不同，这意味着反应在宏观上，汇率变化对投资类型的结构和企业构成都会有影响。本文基于 Berman 等（2012）与 Helpman 等(2004)的研究，构建了一个分析汇率对企业进行不同类型投资选择的理论框架，并利用中国制造业企业对外直接投资和生产的微观数据进行了经验分析。

理论上，我们在 Helpman 等(2004)的基础上引入真实汇率，并在 Berman 等（2012）的基础上引入两种类型的对外投资：建立贸易服务型外国分支和在外国建厂生产。此外，我们在生产成本之外引入了出口企业的跨国销售与沟通成本，而企业在国外建立贸易服务型分支则不仅可以降低运输中的冰山成本，还可以免除跨国销售与沟通成本。这使得在外建立服务型分支有意义。经验上，我们利用多套企业微观数据，构造了企业层面的汇率指标、控制了内生性问题、小概率事件带来的偏误，进行了大量经验分析，发现人民币升值对企业参与贸易服务型对外投资的倾向具有显著的阻碍影响。

本文与多个研究对外直接投资的文献分支紧密相关。第一是关于对外直接投资动机的研究。Helpman 等(2004)引入了企业异质性，发现只有高生产率的企业才会在国外生产销售。Helpman（1984）等文章解释了垂直投资与出口的互补关系，其发现被 Yeaple(2003)等经验

研究证实。之后垂直对外投资的研究集中在跨国公司边界,如 Antras(2003)、Antras 和 Helpman(2004)。理论上大多数文献围绕制造业投资,包括水平投资(即在海外生产并销售)和垂直投资(将中间品生产转移到发展中国家),与以往的研究不同,本文重点关注影响贸易服务业对外投资的因素。

第二是汇率变动对对外直接投资的影响机制的研究。汇率是影响对外直接投资水平的重要因素,反映在汇率水平、汇率风险及预期汇率变化三个方面。此外,Barrell 等(2004)还研究并论证了第三国汇率水平和波动对对外投资的影响。本文关注汇率水平变动,即升值或贬值的影响,这部分文献虽然丰富但是没有统一的结论。以东道国汇率贬值(即母国货币升值)为例,大部分研究认为会引起对外直接投资的上升,如 Blonigen (1997,2005)、Brainard (1993)、Osinubi 和 Amaghionyeodiwe (2009)、Froot 和 Stein (1991)。这些研究的主要观点包括:(1)母国货币升值降低了企业在海外扩张和建厂的成本;(2)母国货币升值阻碍了本国出口,从而企业有更大动机在海外生产销售,即“出口替代”效应;(3)当资本市场不完全时,企业更容易通过内部实现融资,从而促进了海外投资。还有一些研究发现母国货币升值反而降低了海外投资,比如 Görg 和 Wakelin(2001)与 Campa 等 (1995)。但这些文献没有指出汇率变化对出口互补型直接投资的影响,无法解释企业在海外建立贸易办事处或进出口公司的行为,对人民币变化对中国对外投资的微观影响缺乏解释力。

第三是服务业对外直接投资研究。服务业贸易与投资在国际贸易与投资中地位日益重要,近年来也受到越来越多的研究关注, Tanaka(2015)与 Chen 和 Tang(2014)研究发现,与制造业相同,大型、高生产率、高出口强度的企业有较高的概率进行对外投资,投资到吸引力较低的国家,并伴随更高的外国分支销售额。但与制造业不同, Tanaka(2015)发现在制造业中地理距离会减少对外投资和贸易量,但在服务业中反而会增加对外投资。Oldenski(2012)用美国行业数据发现造成服务业对外投资比重显著高于制造业的一个重要解释原因是服务业的产品消费者间的跨境信息沟通成本明显强于生产过程中的信息沟通成本。关于中国服务业对外直接投资的研究多集中在宏观层面、缺乏微观视角的考察与论证。

据我们所知,本文是第一篇用理论和微观数据研究中国贸易服务型对外投资的文章,并且首次提出了汇率对于贸易服务型投资和生产性投资的相反影响。本文丰富了关于人民币汇率变化的研究:以往关于人民币的研究多集中在其与进出口和就业(戴觅等,2013;李宏彬等,2011;刘尧成等,2010),以及人民币和外国直接投资(FDI)方面(孙雷和杨舜贤,2005)。研究人民币对中国对外直接投资的文献很有限且几乎都是使用宏观数据及方法进行

分析，如胡兵和涂春丽（2012）、乔琳（2011）及王凤丽（2008）等，本文则有助于加深对人民币汇率对中国经济影响的理解。此外，本文专注于汇率变动对企业对外投资的“出口传导”效应，补充了关于服务业对外投资研究的理论模型和微观证据，提供更多关于中国贸易服务业投资的研究结论。最后，大量研究发现汇率波动对不同企业的影响是有差异的，体现在生产率、贸易开放度，行业等多方面。本文也拓展了汇率波动对企业的异质性影响的结论。

本文其余部分安排为：第二部分构建理论模型，解释汇率变化如何影响企业参与出口、贸易服务型投资及生产型投资的决策；第三部分解释数据和关键变量的度量；第四部分构建计量模型并介绍计量方法和分析结果；最后为本文结论。

## 二、理论框架

我们拓展了 Helpman 等（2004）与 Berman 等（2012）的一般均衡模型，用以分析汇率变动对不同生产率的出口企业投资决策的影响。我们分别构建消费者的效用与需求，生产者的利润最大化定价，并求出企业三种方案（出口，贸易服务型投资，生产型投资）的利润，以决定不同选择的生产率截点。模型框架如下。

### （一）消费者

假设每个国家的代表性消费者具有相同的常替代弹性（CES）效用函数， $x(\varphi)$  为对产品  $\varphi$  的消费，其形式如下：

$$\sigma > 1, \alpha = \frac{\sigma - 1}{\sigma}$$

$$U = \left( \int_{\Omega} x(\varphi)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} d\varphi \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}$$

### （二）厂商

假设本国（ $i$  国）每个企业生产一种产品，厂商生产只需要劳动力一种投入，每个企业具有随机的生产率  $\varphi$ ， $1/\varphi$  代表单位产出所需的劳动力投入， $\varphi$  满足帕累托分布， $G(\varphi)$  为累积分布函数。企业首先选择是否进入本国市场，假设注册需要固定沉没成本  $f_E$ （单位劳动力，下同），在决定进入之后，企业可观察到生产率  $\varphi$ 。之后若企业继续在本国（ $i$  国）生产，则需继续投入固定成本  $f_D$ ，用于在本国建厂生产。企业若想继续服务于外国市场（ $j$  国），有

3 种方案：若企业只出口，需继续投入固定成本  $f_x$ ，用于扩大本国生产能力；若企业在海外建立贸易服务型分支并出口，需要在  $f_x$  之外再投入固定成本  $f_{IS}$  用于建立外国分支机构；若企业在海外建厂生产，需要投入在外国建厂的固定成本  $f_{IM}$ 。 $f_D$   $f_x$  为本国劳动力， $f_{IS}$  与  $f_{IM}$  为外国劳动力，且  $f_{IM} > f_{IS} + \frac{f_x}{q_{ij}} > \frac{f_x}{q_{ij}} > \frac{f_D}{q_{ij}}$ ，其中  $q_{ij} = \frac{\varepsilon_{ij} w_j}{w_i}$  是真实汇率，其中  $\varepsilon_{ij}$  为  $i$  和  $j$  两国的双边名义汇率，而  $w_i$  和  $w_j$  则为相应两国的工资水平。假设企业出口的运输中会产生“冰山”成本以及关税，其总和为每单位最终销售的产品共需要本国生产  $\tau_{ij}$  单位产品 ( $\tau_{ij} > 1$ )。

同时，如 Oldenski(2012)指出的，没有进行对外直接投资的出口企业要支付更高的与消费者的跨境信息沟通成本，因此，当企业出口但是不在外国投资时，需要支付额外的跨国沟通与销售费用，另外，每单位产品需  $\eta_j$  个  $j$  国的劳动力。但若企业进行对外投资，无论是哪种形式，都可以在当地与外国客户直接联络，则省去了这笔费用。同时如果企业在外国建立贸易服务型分支，可以降低出口的冰山成本（比如进出口分支的作用），为  $\tau_{ij}\mu, 0 < \mu < 1$ ，若直接在外国建厂生产并销售则完全没有运输成本，则企业只在国内生产销售，出口，进行贸易服务型投资，以及在海外建厂投资的边际成本分别为  $MC^d = \frac{w_i}{\varphi}, MC^e = \left( \frac{\tau_{ij}}{q_{ij}\varphi} + \eta_j \right) w_j, MC^{fs} = \frac{\mu\tau_{ij}}{q_{ij}\varphi} w_j, MC^{fm} = \frac{w_j}{\varphi}$ 。注意到，除了在国内销售的边际成本是用本币计价外，其他几类销售都是用外币来计价，这是因为出口和对外直接投资的产品都是国外消费者在消费的。

### （三）利润最大化

如果产品出口或投资到  $j$  国，假设  $j$  国人口  $L_j$ ，收入为  $Y_j, Y_j = w_j \times L_j$ ，工资为  $w_j$ ，物价水平  $P_j$ <sup>3</sup>，则若产品  $\varphi$  在  $j$  国的价格为  $p_j^c(\varphi)$ ，则  $j$  国消费者对其需求如下式。

3

$$P_j = \frac{\sigma}{\sigma-1} w_j \left\{ \sum_{h=1, h \neq j}^N L_h \int_{\varphi_{h,j}}^{\varphi_{j,h}} \left( \frac{\tau_{hj}}{q_{hj}\varphi} + \eta_j \right)^{1-\sigma} dG(\varphi) + \int_{\varphi_{j,h}}^{\varphi_{j,h}} \left( \frac{\mu\tau_{hj}}{q_{hj}\varphi} \right)^{1-\sigma} dG(\varphi) + \int_{\varphi_{j,h}}^{\infty} \left( \frac{1}{\varphi} \right)^{1-\sigma} dG(\varphi) + L_j \int_{\varphi_j}^{\infty} \left( \frac{1}{\varphi} \right)^{1-\sigma} dG(\varphi) \right\}^{\frac{1}{1-\sigma}}$$

，其中第一个积分号里是  $h$  国非投资企业到  $j$  国出口的产品平均价格，第二个积分号里是  $h$  国在  $j$  国进行贸

$$X_j(\varphi) = Y_j P_j^{\sigma-1} [p_j^c(\varphi)]^{-\sigma}$$

其中， $c = d、e、fs、fm$  分别代表只在本国生产销售、只出口、出口并进行贸易服务型投资以及进行生产型投资。

进一步可计算边际收益： $MR = p_j^c(\varphi) \frac{\sigma-1}{\sigma}$ 。根据企业利润最大化，可以解得 4 种情况

的消费者价格  $p_j^c(\varphi) = \frac{\sigma}{\sigma-1} MC^c$ ， $c = d、e、fs、fm$ 。

从而可解得 4 种情况下厂商利润，如下式。其中  $B_j = \frac{1}{\sigma} \left( \frac{\sigma}{\sigma-1} \right)^{1-\sigma} Y_j P_j^{\sigma-1}$ ， $q_{ij} = \frac{\varepsilon_{ij} w_j}{w_i}$  为真实汇率：

$$\Pi_i^d = \left( \frac{w_i}{\varphi} \right)^{1-\sigma} B_i - f_D w_i$$

$$\Pi_{ij}^e = \left[ \left( \frac{\tau_{ij}}{q_{ij}\varphi} + \eta_j \right) w_j \right]^{1-\sigma} B_j - \frac{f_X w_j}{q_{ij}}$$

$$\Pi_{ij}^{fs} = \left[ \left( \frac{\mu\tau_{ij}}{q_{ij}\varphi} \right) w_j \right]^{1-\sigma} B_j - f_{IS} w_j - \frac{f_X w_j}{q_{ij}}$$

$$\Pi_{ij}^{fm} = \left[ \frac{w_j}{\varphi} \right]^{1-\sigma} B_j - f_{IM} w_j$$

其中， $\Pi_{ij}^e、\Pi_{ij}^{fs}、\Pi_{ij}^{fm}$  以外币度量， $\Pi_i^d$  以本币度量。

#### (四) 自由进入条件与一般均衡

由  $\Pi_i^d = 0、\Pi_{ij}^e = 0、\Pi_{ij}^{fs} = \Pi_{ij}^e、\Pi_{ij}^{fm} = \Pi_{ij}^{fs}$  可分别求得企业只在本国生产、在本国生产并对  $j$  国进行出口、在本国生产出口并进行贸易服务型投资、在本国生产并进行生产型投资的生产率分界点分别为  $\hat{\varphi}_{di}、\hat{\varphi}_{eij}、\hat{\varphi}_{fsij}、\hat{\varphi}_{fmij}$ 。

注意只有当存在（以外国产品衡量）真实冰山运输成本  $\left( \frac{\mu\tau_{ij}}{q_{ij}} > 1 \right)$  时，临界点  $\hat{\varphi}_{fmij}$  才能存在。再根据市场自由进入条件，企业预期利润等于进入市场的固定成本  $(f_E w_i)$ ，即：

---

易服务型投资的企业在  $j$  国销售产品的平均价格，第三个积分号里是  $h$  国在  $j$  国进行生产型投资的企业在  $j$  国销售产品的平均价格，最后一个积分号是  $j$  国企业在国内销售的产品平均价格。

$$\int_{\hat{\varphi}_{di}}^{\infty} \Pi_i^d dG(\varphi) + \sum_{j=1, j \neq i}^N \varepsilon_{ij} \left\{ \int_{\hat{\varphi}_{ej}}^{\hat{\varphi}_{fsij}} \Pi_{ij}^e dG(\varphi) + \int_{\hat{\varphi}_{fsij}}^{\hat{\varphi}_{fmij}} \Pi_{ij}^{fs} dG(\varphi) + \int_{\hat{\varphi}_{fmij}}^{\infty} \Pi_{ij}^{fm} dG(\varphi) \right\} = f_E w_i$$

由此可以解得均衡时的  $\hat{\varphi}_{di}$ 、 $\hat{\varphi}_{ej}$ 、 $\hat{\varphi}_{fsij}$ 、 $\hat{\varphi}_{fmij}$  及  $B/w^\sigma$ ，其中，

$$B_j/w_j^\sigma = \frac{1}{\sigma} \left( \frac{\sigma}{\sigma-1} \right)^{1-\sigma} X_j(\varphi) \left[ \frac{p_j^c(\varphi)}{w_j} \right]^\sigma$$

相当于  $j$  国的真实收入水平。并且均衡解与人口无关<sup>4</sup>。

**命题 1:** 当所有国家对称，除  $i$  和  $j$  两国之外购买力平价成立，并且存在冰山运输成本

$$\frac{\mu\tau_{ij}}{q_{ij}} > 1, \text{ 并且各项运输成本满足 } \frac{f_X}{q_{ij}f_D} > \left( \frac{q_{ij}}{\tau_{ij}} \right)^{\sigma-1}, f_{IS} > f_X [\mu^{1-\sigma} - 1]/q_{ij},$$

$$f_{IM} > \frac{f_X}{q_{ij}} + f_{IS} \left[ \left( \frac{\mu\tau_{ij}}{q_{ij}} \right)^{\sigma-1} - \mu^{\sigma-1} \right] / (1 - \mu^{\sigma-1}) \text{ 时, 生产率临界点排序: } \hat{\varphi}_{di} < \hat{\varphi}_{ej} < \hat{\varphi}_{fsij} < \hat{\varphi}_{fmij} \text{ 5.}$$

换言之，如果模型参数满足了以上一些基本的要求，那么模型就能够解出有关企业生产率临界点的排序条件，并且具有鲜明的经济学含义。即生产率最高的企业进行生产型对外直接投资，其次高的企业进行贸易服务型对外直接投资并出口，再次的企业只进行出口不投资，再低的企业只在国内生产销售，最低的企业退出市场。事实上，各种固定成本的排序条件的另一种直观理解是：由于建立海外贸易机构所固定成本是通过雇佣海外劳动力支付的，当本币升值时，等于以本币计价的固定成本减小。

**命题 2:** 当其他国家真实汇率不变，当真实汇率  $q_{ij}$  小幅度下降时， $\hat{\varphi}_{ej}$  上升， $\hat{\varphi}_{fsij}$  上升， $\hat{\varphi}_{fmij}$  下降。即本币升值抑制了出口，促进了生产型对外直接投资，同时阻碍了贸易服务型对外投资。

命题 2 的结论可以用图 1 来表示。企业的生产率自左向右，由低到高排列，当汇率  $q_{ij}$  下降，本币升值，则有出口的临界点  $\hat{\varphi}_{ej}$  右移， $\hat{\varphi}_{fsij}$  右移，但  $\hat{\varphi}_{fmij}$  会左移。该命题同样具有很直观的经济含义，一方面，本币升值通常会导致出口减少，为保证国外销售，企业会尽力去转而增加对外直接投资，正如命题 1 指出的，如果企业能够支付在外建厂的固定成本，

<sup>4</sup>一个特例：当所有国家对称  $\tau_{ij} = \tau, \eta_j = \eta$ ，且购买力平价成立，即  $q_{ij} = 1, \forall i, j$  时，所有国家的生产率截点和  $B_j/w_j^\sigma$  相等，即  $\hat{\varphi}_{di}, \hat{\varphi}_{ej}, \hat{\varphi}_{fsij}, \hat{\varphi}_{fmij}, B/w^\sigma$  对所有  $i, j$  取值相同。

<sup>5</sup>限于篇幅，命题 1 和命题 2 的具体证明未报告，如有需要可向作者索取。

那么出口与对外直接投资的替代关系一般就会成立。一个经典的案例是上世纪 80 年代，日元升值，日本对美国的出口减少，但对外直接投资增加。当然，另一方面，出口的减少也有可能会导致企业去努力在国外多建立自己的销售渠道；但由于出口额的总体减少，对在国外建立分销机构的需求也就相应地减少，所以这一方面的影响应该是比较弱的。正如模型所预测的，出口减少，总体会使国外贸易型投资也减少。

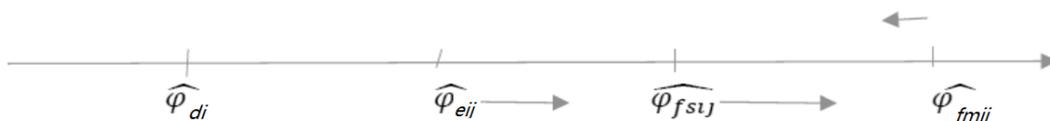


图 1 生产率临界点的变动

## 三、数据与度量

### （一）数据描述与整理

本文经验分析所需要的变量和指标主要来自以下几套统计数据，样本涵盖年份为 2000 到 2008。其中企业是否进行对外直接投资的虚拟变量来自商务部提供的对外直接投资企业名录，企业生产信息如劳动力数量、所有制、行业、省份等来自工业企业数据库。企业生产率根据工业企业数据库中的产出、中间品、资本、劳动力、出口等信息估算。企业层面真实有效汇率根据企业到不同国家出口比重加权计算，其中到不同国家的出口量包含在海关贸易数据库中，双边汇率来自于世界银行数据库。国家层面的控制变量如 GDP、人均 GNI，和物价指数来自世界发展指数（WDI）数据库。

1.中国工业企业数据库。本数据由国家统计局在每年的制造业年度调查中进行收集和记录，共计收录了从 1998 年至今，中国大陆地区各类型国有企业和年销售额在 500 万元以上的非国有企业微观数据，涵盖中国工业制造业 40 多个大产业，90 多个中类、600 多个子行业，每年约 230 000 个制造业企业的生产信息，到 2009 年底共收集了中国 43 万多家企业，企业数目从 2000 年的 162 885 间翻倍增至 2006 年的 301 961 间。这套数据包括了完整的 3 张会计报表（损益表、资产负债表、现金流量表），包括以上所有企业的会计报表中涉及到的 100 个以上的财务项。平均而言，这套数据每年涵盖的企业生产总值占中国总工业生产总产值约 95%。数据库有充足的信息，但是也包括一些由于企业误报而产生的干扰。我们根据 Cai 和 Liu（2009）及 Yu(2015)的方法对数据进行整理。

2.海关企业产品面贸易数据。这套贸易数据来自中国海关总署的高度细分的数据，包括了 2000-2006 年产品层面交易的月度数据（我们将其加总到年度）。每个产品都是在 HS8 位

码上，产品数量从 2000 年 1 月的 78 种增加到 2006 年 12 月的 230 种，每年平均的观察值数目由 2000 年的 1000 万增加到 2006 年的 1600 万，最终这 7 年的观察值总数约为 118 333 831 个，大约有 286 819 家企业参与了国际贸易。对每种产品数据提供了以下贸易信息：贸易额、进口/出口状态、贸易产品数目、交易单位、单位价值、贸易对象、路线、贸易类型、运输方式及进出海关。此外数据还汇报了企业基本信息：企业名称、海关编码、城市、电话、邮编、CEO 姓名及企业所有制等。

3. 中国对外直接投资企业名录。这套数据是目前国内唯一可用的全国范围企业层面对外直接投资数据，由商务部提供，包括了上世纪八十年代以来所有在商务部备案的对外直接投资企业境内企业名称、境外机构名称、投资地区、注册年份、投资类别等信息。样本涵盖所有行业所有非金融类对外投资企业的注册信息。虽然这套数据没有提供具体投资额度，也不提供对同一海外分支追加投资的信息，但是对于研究企业开始投资与否，以及选择何种类型的投资分析已经十分充足。此名录中每个对外直接投资的境外机构只会在成立的年份出现一次，而今后是否撤销或者追加投资并不知晓。因此我们只分析企业进入对外投资市场的决策，而不考虑退出问题。我们根据 Chen 等(2016)将这套数据与工业企业数据库数据合并，可以得到投资企业的生产和会计信息。合并后工业企业数据库中企业的观察值数目由 1255 276 变为 80 121，对外投资企业名录数据由 4244 变为 345。

## （二）关键变量与指标度量

1. 对外直接投资变量。对外直接投资变量包括企业是否参与投资的虚拟变量，以及投资类别变量。我们根据数据中对企业投资类型的描述，以及外国投资指导性服务外国投资指导性服务(foreign investment advisory service) 机构发起的调查问卷所显示的中国企业投资动机，将企业投资按照投资动机分为以下几种：资源开采、工程承包、研发、生产、加工贸易、市场开发、贸易公司、经贸办事处、产品设计咨询。其中，贸易公司以及经贸办事处是我们特别关心的贸易服务类型投资。关于企业投资以及投资类型的统计描述见表 1，在对外直接投资企业名录中，贸易服务型投资企业在合并前约占半数，合并后略有增加，占将近 60%；原因是投资数据包括所有行业的国内企业的投资信息，而与工业企业数据库合并后只剩下制造业企业的投资信息，制造业企业是中国对外贸易的主体，因此贸易服务型投资比重会偏高。

表 1 对外直接投资企业投资类型描述

企业数目	对外直接投资企业名录		
	贸易服务型投资	其他投资	贸易服务型投资占比
合并前	2039	2205	48%
合并后	203	142	59%

2.企业水平真实有效汇率指标 (*REER*)。不同企业的出口和投资国不同,受到汇率波动的冲击程度也不同。因此我们构建企业层面真实汇率指标,度量一个企业出口或者投资到多个国家时,面临的平均水平的汇率变化。这样简化大大降低了样本量,并突出了企业特征如生产率的影响,同时避免了回归偏误。根据余淼杰和王雅琦(2015)的研究,我们构造企业层面加权平均的汇率指标,以企业到不同国家的出口占当年该企业全部出口的比重作为权重(即下面的 $\omega$ ),对不同国家的真实汇率进行加权平均。其中 $f$ 为企业, $j$ 为出口目的国, $t$ 为年份, $REER$ 是以1999年为基年的CPI调整后的人民币对 $j$ 国的真实汇率, $x_{f,t-1}^j$ 为企业 $f$ 在 $t-1$ 年出口到 $j$ 国的出口量。之所以使用上一年的出口比例作为权重是为了一定程度上减轻投资对出口的内生性影响。类似地,我们也构造了以进口量加权的汇率指标(即下式中的 $\omega$ 变成企业 $f$ 在 $t-1$ 年从 $j$ 国进口占当年该企业全部进口的比重),用来度量企业进口受到的平均汇率冲击。

$$REER_{ft} = \prod_{j=1}^n RER_{jt}^{\omega_{ft,j-1}}, \quad \omega_{ft,t-1} = \frac{x_{f,t-1}^j}{\sum_{j=1}^n x_{f,t-1}^j}$$

该指标的优点是可以度量企业面临的平均汇率冲击,但如果企业对一个国家出口为零,那么该国汇率对企业的投资行为就没有影响,但Conconi等(2014)指出,大部分对外直接投资企业在投资之前都已经在东道国进行出口,出口往往是投资的先行。而我们考察的正是出口企业的投资决策,所以并不会受此影响。表2显示了2000-2007年企业层面真实有效汇率指标,平均而言呈现逐渐升值的趋势,与国家水平的真实有效汇率趋势不同。

表2 企业平均实际有效汇率(2000-2007年)

年份	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
真实值	0.432	0.429	0.426	0.427	0.428	0.427	0.424	0.423
名义值	0.429	0.426	0.425	0.426	0.427	0.426	0.425	0.424

3.全要素生产率。全要素生产率是本文中重要的控制变量。我们根据Yu(2015)与余淼杰(2010)的研究,采用修正的Olley和Pakes(1996)方法,利用半参数估计法,通过将投资决策内生化的方法,估计全要素生产率,以修正反向因果关系和选择性偏误。表3汇报了关键变量的统计信息。

表3 关键变量统计信息

与全国投资企业名录合并	均值	标准差
是否ODI企业	0.002	0.047
是否首次投资	0.473	0.499
投资类型	0.006	0.101

企业实际有效汇率	0.515	0.400
企业实际有效汇率（初期加权）	0.423	0.398
全要素生产率对数	3.40	1.11
是否国有企业	0.025	0.157
是否外资企业	0.449	0.497

#### 四、计量模型和结果

为了直观地显示人民币汇率与不同类型对外直接投资的关系，我们拟合了人民币与贸易服务型投资占全部投资比例的现行关系，以及与制造业投资比例的相关图。图 2 显示，人民币贬值与贸易服务投资比重呈现微弱的正相关关系，而与制造业投资比重呈现微弱的负相关关系，与我们的预测基本吻合。在下面的理论和经验部分，我们将进一步从企业的角度度量以及考察汇率对投资的影响机制。

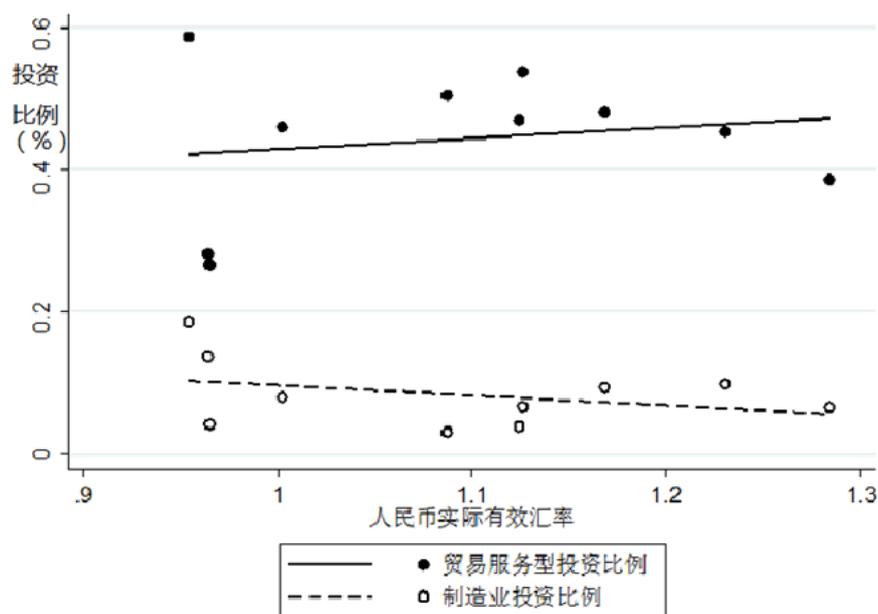


图 2 贸易服务、制造业对外直接投资与人民币汇率

我们的理论模型已经推导出：汇率上升（即贬值）将导致企业出口上升，从而导致企业进行贸易服务型对外直接投资的概率上升，从而生产型（制造业）对外直接投资的概率下降。由于对外直接投资的企业样本数有限，而贸易服务型投资又是本文的研究重点，我们将投资分为两类，即贸易服务型对外直接投资企业，和非贸易服务型投资企业。此外，企业生产率应该对企业进行对外直接投资有正向作用，对非贸易服务型对外直接投资的促进作用应该高于对贸易服务型投资的促进作用。

基于以上分析，我们构建如下基准回归方程<sup>6</sup>：

$$\Pr(ODI_{ft} = 1) = \Pr(\beta_0 + \beta_1 REER_{ft} + \beta_2 \mathbf{X}_{ft}) = \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 REER_{ft} + \beta_2 \mathbf{X}_{ft})}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 REER_{ft} + \beta_2 \mathbf{X}_{ft})}$$

(1)

其中， $ODI_{ft}$  为企业  $f$  在  $t$  年是否投资的虚拟变量，1 代表投资，0 代表不投资； $REER_{ft}$  为企业  $f$  在  $t$  年的真实有效汇率指标； $\mathbf{X}_{ft}$  为企业层面的其他控制变量，包括企业全要素生产率、企业所有制属性、企业规模、所属行业及年份虚拟变量等。

$$\Pr(ODI_{ft} = j) = \Pr(\gamma_0 + \gamma_1 REER_{ft} + \gamma_2 \mathbf{X}_{ft}) = \frac{\exp(\gamma_0 + \gamma_1 REER_{ft} + \gamma_2 \mathbf{X}_{ft})}{1 + \exp(\gamma_0 + \gamma_1 REER_{ft} + \gamma_2 \mathbf{X}_{ft})}$$

(2)

其中， $j$  代表企业进行对外直接投资的类型，0 代表不投资，1 代表进行贸易服务型投资，2 代表进行生产型投资。

首先我们用企业实际有效汇率对企业投资与否的虚拟变量进行回归，结果显示在表 4 中。在控制了企业生产率、所有制属性后，我们发现第(1)列用线性概率模型 (LPM) 估计的企业实际有效汇率对对外直接投资没有显著影响。之所以会出现这一结果，可能有 3 个原因造成：第一，如 Feenstra 等 (2014) 指出的，用 LPM 的优点是有利于控制企业的固定效用，不足之处是模型估计的概率值有可能大于 1 或小于 0，这显然不准确。第二，中国的企业对外直接投资是个小概率事件，在计量上称为“稀有事件”，标准的 LPM 估计是基于事件发生与不发生是对称收敛的假设，这会导致很大的误差。第三，企业的实际有效汇率是用当期的出口值来计算权重的，这会导致出口与汇率之间存在内生性--汇率贬值越高，出口越多。下文对这三个可能造成的计量误差逐一进行讨论，并一一修正回归结果。

首先，为纠正使用 LPM 模型估计的概率值可能大于 1 或小于 0 的误差，表 4 第(2)和(4)列分别用了 Probit 与 Logit 模型。虽然这两个模型在理论上也存在着无法使用固定效应的不足，但这对本文的研究影响不大，因为在商务部公布的对外直接投资企业数据中，只汇报了企业对外初始年份的数据，所以如果一家没有向多个国家投资的话，在回归中只会出现一次，固定效用帮助不大 (表 4 第(1)列的固定效用是为了控制该企业向多国投资的情形)。相反，我们加入了 3 位码的行业固定效用，可以较好地控制不同行业的差异。回归结果均显示汇率

<sup>6</sup>其中第二个等号在 Logit 模型中成立，在 Probit 模型中等于标准正态的累计分布函数

$\int_{-\infty}^{\beta_0 + \beta_1 REER_{ft} + \beta_2 \mathbf{X}_{ft}} \phi(t) dt$ ，其中  $\phi(\cdot)$  为标准正态分布。

上升即贬值促进了企业对外直接投资，这意味着，汇率上升通过促进出口从而传导到贸易服务型对外直接投资的出口互补效应有可能存在。在第(3)列中，我们控制了根据企业进口权重加权的真实有效汇率指标，用来控制汇率上升通过影响进口对企业的投资动机造成的影响，结果仍然一致。同时回归还显示，生产率越高的企业进行对外直接投资的倾向越高，与理论预测吻合。

表 4 企业平均真实汇率与对外直接投资：基准回归

计量方法	LPM	Probit		Logit
企业是否参与ODI	(1)	(2)	(3)	(4)
企业实际有效汇率	-0.001 (-0.18)	0.24*** (4.48)	0.24*** (2.72)	0.65*** (4.36)
企业全要素生产率	-0.001** (-2.13)	0.08*** (3.31)	0.10*** (2.69)	0.22*** (3.46)
劳动力对数	0.001*** (3.20)	0.18*** (10.35)	0.19*** (7.05)	0.50*** (11.03)
外资企业虚拟变量	0.001 (0.66)	-0.34*** (-7.88)	-0.63*** (-8.48)	-0.96*** (-7.72)
国有企业虚拟变量	0.01** (2.28)	-0.22 (-1.39)	-0.29 (-1.40)	-0.65 (-1.59)
企业进口加权汇率			-0.05 (-0.48)	
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	否	否	否
行业固定效应	否	是	是	是
观察值数目	79 709	76 407	31 408	76 407

我们进一步将企业对外投资按照类别分为贸易服务型和非贸易服务型对外直接投资，考察汇率变化对企业投资类型的影响。表 5 显示了 Multinomial Logit 的回归结果，第(1)和(2)列的结果显示在控制了企业生产率和企业所有制属性后，企业的真实有效汇率越高（即贬值冲击越大），企业进行对外直接投资的概率越高，而对参与贸易服务型投资的作用显著高于对参与其他投资的作用。换言之，如果企业实际有效汇率下降，那么它将显著阻碍贸易服务型对外直接投资，这与我们预测升值通过出口互补作用阻碍了贸易服务型对外直接投资的结论一致，但是不能解释升值对制造业对外投资的促进作用。造成这个发现的一个可能的解释是，其他类型中制造业投资只占一部分，而资源开采型投资也是中国对外直接投资的重要组成部分，而当人民币升值时，进口成本降低，因此企业有更高的动机直接进口资源型产品而非进行对外直接投资，所以抑制了资源开采型投资。如此导致汇率对其他类型对外投资的影响呈同方向。因此我们在第(3)和(4)列的回归中控制了进口加权的企业实际有效汇率，以控

制汇率通过进口对投资的影响。回归显示汇率下降显著阻碍了贸易服务型投资，而对其他类型投资没有显著影响，与我们的分析一致。

表5 企业平均真实汇率与对外直接投资：投资类别选择

	回归1		回归2	
	(1)	(2)	(3)	(4)
企业ODI决策	贸易服务投资	其他投资	贸易服务投资	其他投资
企业实际有效汇率	0.92*** (4.61)	0.51** (2.17)	1.37*** (3.85)	0.42 (1.09)
企业全要素生产率	0.10 (1.23)	0.49*** (4.95)	0.28* (1.93)	0.39** (2.46)
外资企业虚拟变量	-1.17*** (-7.52)	-0.65*** (-3.51)	-2.15*** (-7.85)	-1.68*** (-5.88)
国有企业虚拟变量	-0.67 (-0.94)	0.67 (1.27)	-1.02 (-0.99)	0.03 (0.04)
企业进口加权汇率			-0.49 (-1.40)	0.38 (1.07)
年份固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.05	0.05	0.06	0.06
观察值数目	79 697	79 697	34 768	34 768

在上面的回归中使用的企业实际有效汇率由当年企业到各国出口比重加权而得。但是汇率下降会对出口产生显著的抑制作用，从而减少了到该目的地的出口权重，削弱了升值的实际影响程度，造成影响系数的高估。此外，不可观测的宏观因素、政策冲击等遗漏变量，可能同时影响企业的投资和出口决策，从而造成对外投资和企业实际有效汇率之间的内生性问题。为此，我们在表6的回归中，使用初始年份即2000年企业到每个国家的出口比例作为权重，构造企业真实汇率。第(1)列的线性概率模型和第(2)列的Probit模型的回归结果与表4的前两列一致，只是汇率对于是否投资的影响程度有所下降，从0.24下降到0.2；第(3)列的Logit回归，第(4)列和第(5)列的Multinomial Logit回归结果与表4和表5一致，并且汇率对于贸易服务型投资的影响程度从0.92下降到0.73，而对其他类型投资的影响不再显著。由此可以估计企业实际有效汇率对投资概率的影响程度，在均值水平上企业实际有效汇率为0.423，企业对外投资的平均概率为0.2%。其对投资的边际影响率为0.42，对贸易服务型投资的边际影响率为0.43，意味着若企业实际有效汇率均值上升10%，那么企业对外投资的概率将上升4.2%，进行贸易服务型对外投资的概率上升4.3%。

表6 企业平均真实汇率与对外直接投资：初始年份加权汇率

计量方法	LPM	Probit	Logit	Mlogit	
企业ODI决策	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
				贸易服务投资	其他投资

企业实际有效汇率	-0.02 (-0.95)	0.20** (2.37)	0.48** (1.99)	0.73** (2.01)	0.15 (0.38)
企业全要素生产率	0.001 (0.03)	0.16*** (4.53)	0.46*** (4.53)	0.21 (1.39)	0.73*** (4.41)
外资企业虚拟变量	0.001 (1.35)	-0.57*** (-7.13)	-1.59*** (-6.96)	-1.45*** (-5.07)	-1.80*** (-5.53)
国有企业虚拟变量	0.001 (0.70)	-0.11 (-0.64)	-0.23 (-0.47)	-1.42 (-1.37)	-0.09 (-0.12)
年份固定效应	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	否	否	否	否
行业固定效应	否	是	是	是	是
观察值数目	34 398	27 043	27 043	34 394	34 394

由于中国企业对外直接投资是从 2005 年后开始迅速增加，前几年的投资企业数目非常有限。为了避免稀缺样本对回归产生的偏误，在表 7 的第 (1) - (3) 列回归中，我们将样本控制在 2005 年之后的企业，同样使用初始年份加权的企业实际有效汇率，对投资决策进行回归分析。结果显示，汇率上升仍然促进企业投资概率，并且对贸易服务型投资的促进作用显著，而对其他类型投资没有显著影响，与之前的分析结果一致。

在第(4)和(5)列的回归中，我们将其他类型的投资样本替换成只进行制造业生产的投资企业，年份是 2000-2008 年，回归结果显示本币升值对于生产型投资的影响仍然不显著，而对贸易服务型投资的影响仍然显著，与之前一致。

表7 企业平均真实汇率与对外直接投资：不同子样本回归

计量方法	Probit		Mlogit		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
企业 ODI 决策		贸易服务投资	其他投资	贸易服务投资	生产投资
企业实际有效汇率	0.20** (2.07)	0.78* (1.95)	0.20 (0.47)	0.73** (2.01)	0.59 (0.94)
企业全要素生产率	0.13*** (3.07)	0.02 (0.10)	0.70*** (3.98)	0.21 (1.39)	0.47* (1.69)
外资企业虚拟变量	-0.61*** (-7.06)	-1.45*** (-4.63)	-1.83*** (-5.35)	-1.44*** (-5.06)	-0.55 (-0.99)
国有企业虚拟变量	-0.12 (-0.56)	-17.08 (-0.01)	0.08 (0.10)	-1.42 (-1.37)	0.44 (0.39)
年份固定效应	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是
样本	2005-2008	2005-2008	2005-2008	服务/生产投资	服务/生产投资
观察值数目	13 998	15 334	15 334	34 366	34 366

由于大部分中国企业都是不进行对外直接投资的，这意味着在样本中，企业进行对外直接投资是小概率事件，换言之是“稀有事件”，这会造成回归结果的偏误。考虑企业有效汇率 *REER* 对不同生产率企业投资概率的影响，如式 (1) 中的  $\beta_1$ 。由于 *REER* 的升高导致企业投资概率上升，那么如图 3 所示，不投资企业（即  $ODI=0$ ）的 *REER* 的条件分布将位于  $ODI=1$  的条件分布左侧，由于大量样本为不投资样本，投资与否的生产率分界点估计值会比真实值向右偏，造成投资概率被低估。

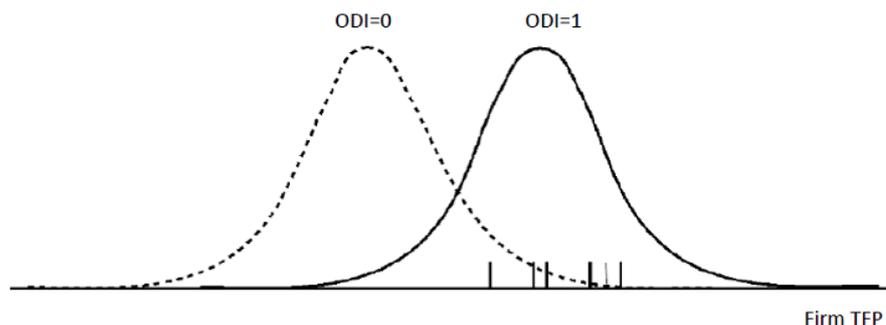


图 3 对外投资与不投资的分布示意图

为了解决这个问题，我们根据 King 和 Zeng (2001)，使用稀有事件（rare event Logit）模型修正偏误，该方法基于传统的 Logit 模型，对稀有事件造成的小样本偏差  $bias(\hat{\beta}_1)$  进行估计，并用原模型估计值修正，得到偏差修正估计，即  $\hat{\beta}_1 - bias(\hat{\beta}_1)$ 。回归结果显示在表 8 中，第(1)列回归的被解释变量是企业是否进行对外直接投资的决策，回归系数的符号和显著性与之之前一致，汇率对企业是否进行对外直接投资没有显著影响；第(2)列中我们将样本限制在所有非投资企业和进行贸易服务型对外投资的企业，对企业是否投资进行回归；第(3)列中我们使用全体样本，对企业是否进行贸易服务型投资进行回归；结果与先前一致，汇率上升促进了企业进行贸易服务型对外投资。在第(4)-(6)列中，我们将样本限制在 2005 年之后的企业，重做第(1)-(3)列的回归，结果仍然稳健，并且汇率对贸易服务型投资的影响程度更大。

表8 企业平均真实汇率与对外直接投资：稀有事件回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
企业ODI决策	投资与否	服务投资 与否	服务投资 与否	投资与否	服务投资 与否	服务投资 与否
企业实际有效汇率	0.40 (1.26)	0.83* (1.93)	0.84* (1.94)	0.38 (1.09)	0.97** (2.14)	0.97** (2.14)
企业全要素生产率	0.35*** (3.46)	0.13 (0.98)	0.13 (0.97)	0.16 (1.45)	-0.08 (-0.60)	-0.09 (-0.61)
外资企业虚拟变量	-1.50***	-1.35***	-1.35***	-1.58***		

	(-5.66)	(-3.88)	(-3.88)	(-5.43)		
国有企业虚拟变量	-0.52	-1.10	-1.10	-0.29		
	(-0.92)	(-1.07)	(-1.07)	(-0.45)		
企业集聚(Cluster)	是	是	是	是	是	是
样本	全部	非投资/服务 投资	全部	2005年后 全部	2005年后非投 资/服务投资	2005年后 全部
观察值数目	34 398	34 349	34 398	15 337	15 293	15 337

为了进一步证明我们的观点，我们进行了几组分组回归。首先，我们按照企业所在行业的垄断程度将行业分为高垄断行业和低垄断行业两组，高垄断行业中的企业需求弹性更低，当面临相同的本币升值冲击时，企业有更强的市场加价能力，出口需求下降幅度更小，出口收益相对受损更小，所以一方面高垄断力量的企业有更低的动机的进行生产投资，另一方面，因其出口受损较小，升值对其进行贸易服务型投资的抑制作用也小。而对于低垄断力量的企业，出口受到汇率的影响较大，所以汇率对其进行贸易服务型投资的影响也更显著。我们计算每个 CIC 两位行业的 HHI 值，并按照高低排序，以中位数为分界线将样本分为两个组。表 9 汇报了回归结果，第(1)和(2)列显示，企业实际有效汇率下降对低垄断企业的投资有显著阻碍作用，而对高垄断行业则没有显著影响。第(3)-(6)列显示，升值仅对低垄断组企业的贸易服务型投资有显著影响，而对低垄断组企业的其他类型投资，以及对高垄断组企业的两类投资都没有显著影响，与我们的预期一致。

表9 企业平均真实汇率与对外直接投资：按行业垄断性分组

计量方法	Probit		Mlogit			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ODI 类别			贸易服务投资	其他投资	贸易服务投资	其他投资
按行业垄断性分组	低	高	低	低	高	高
企业实际有效汇率	0.21***	0.02	0.76**	0.22	0.54	-0.69
	(2.69)	(0.09)	(1.97)	(0.52)	(0.51)	(-0.48)
企业全要素生产率	0.15***	0.26***	0.16	0.71***	0.53	0.95*
	(4.55)	(24.18)	(0.97)	(4.02)	(1.38)	(1.88)
外资企业虚拟变量	-0.53***	-0.91***	-1.26***	-1.72***	-2.51***	-2.58**
	(-3.40)	(-8.86)	(-4.07)	(-5.07)	(-3.34)	(-2.38)
国有企业虚拟变量	-0.08		-1.33	0.03	-15.34	-16.31
	(-0.64)		(-1.28)	(0.04)	(-0.00)	(-0.00)
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
观察值数目	63,352	7,814	64,443	64,443	15,254	15,254

接下来我们将行业按照出口占世界总出口的比重分为高出口行业 and 低出口行业，如果一个行业中国的出口占世界出口比重很高，外国对中国该行业产品的需求弹性就较低，汇率对出口价和出口量的影响相对较低，对企业进行贸易服务型投资的影响就较弱，同时企业也没

有太高的动机进行生产型投资。反之，如果中国在某行业上出口占世界比重很低，汇率升高时，外国消费者很容易找到其他国家的替代品，因此对该行业中企业的出口影响较大，进而对贸易服务型投资的冲击也较大。根据 UN Comtrade 数据，中国出口占世界出口份额排序，前四位分别是 HS2 位序号 61、63、84 和 85 的行业，对应 CIC2 位是 17、18、36、37 和 39。这些行业的样本构成高出口组，其他则是低出口组。回归结果汇报在表 10 中，第(1)和(2)列的结果显示，汇率变化只对低出口行业组有显著影响，对高出口行业组没有显著影响；第(3)-(6)列分投资类别的回归显示，汇率下降只显著阻碍了低出口行业组的贸易服务型投资，而对其他投资无显著影响，对高出口行业组没有显著影响，符合我们的推测。

表10 企业平均真实汇率与对外直接投资：按行业出口特性分组

计量方法	Probit		Mlogit			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全部	全部	贸易服务投资	其他投资	贸易服务投资	其他投资
所属行业出口	低	高	低	低	高	高
企业实际有效汇率	0.27*** (2.65)	0.09 (0.72)	1.79*** (2.94)	-0.38 (-0.69)	-0.22 (-0.42)	0.72 (1.19)
企业全要素生产率	0.13*** (2.99)	0.21*** (5.33)	0.25 (1.20)	0.49** (2.22)	0.16 (0.73)	1.06*** (4.08)
外资企业虚拟变量	-0.35*** (-2.75)	-0.85*** (-2.60)	-0.43 (-0.93)	-1.59*** (-3.81)	-2.54*** (-5.61)	-2.07*** (-3.74)
国有企业虚拟变量	-0.30 (-0.91)	-0.05 (-0.17)	0.06 (0.06)	-15.75 (-0.01)	-17.39 (-0.01)	1.01 (1.22)
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
观察值数目	16 396	7640	23 710	23 710	10 684	10 684

最后我们根据企业是否是加工贸易企业进行分组，加工贸易企业从外国进口中间品和原材料，加工后销售到国外。一方面，汇率下降虽然阻碍了出口，但是却促进了进口，另一方面，加工贸易企业往往是外资企业，与外国企业有紧密联系，相对于非加工贸易企业，有较稳定的进货渠道和销货渠道，所以汇率冲击对于加工贸易企业的影响不大，而加工贸易企业大多是生产率较低的企业 (Yu,2015)，进行对外直接投资的能力有限，所以可以预见，人民币升值对加工贸易企业的影响相对于非加工贸易企业应比较不显著。表 11 汇报了回归结果，第(1)、(3)和(4)列显示，升值对于非加工贸易企业的对外投资有显著的阻碍作用，尤其是对非加工贸易企业的贸易服务型对外投资。第(2)、(5)和(6)列回归结果显示汇率对于加工贸易企业的对外直接投资没有显著影响，与预期一致。

表11 企业平均真实汇率与对外直接投资：按加工出口企业分组

计量方法	Probit			Mlogit		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)

ODI 类别	全部	全部	贸易服务	其他投资	贸易服务投	其他投资
			投资		资	
加工贸易企业	否	是	否	否	是	是
企业实际有效汇率	0.28*** (2.63)	0.12 (1.57)	0.82* (1.77)	0.76 (1.45)	0.69 (1.17)	-0.67 (-0.97)
企业全要素生产率	0.09*** (2.96)	0.28*** (5.07)	0.13 (0.68)	0.36* (1.70)	0.32 (1.26)	1.38*** (4.54)
外资企业虚拟变量	-0.54*** (-3.32)	-0.74*** (-3.36)	-1.56*** (-4.21)	-1.33*** (-3.17)	-1.59*** (-3.23)	-2.69*** (-4.97)
国有企业虚拟变量	-0.14 (-0.69)	-0.05 (-0.12)	-1.19 (-1.13)	-15.36 (-0.01)	-18.34 (-0.00)	0.58 (0.66)
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
观察值数目	11 965	8806	19 711	19 711	14 683	14 683

## 五、总结

本文研究了汇率对出口企业对外直接投资选择的影响，尤其是在外国建立办事处或进出口分支的贸易服务型投资。研究发现贸易服务型投资和出口具有互补关系，当母国货币升值时，企业出口下降，从而在外建立服务分支的动机下降。本文构建了一个异质性企业投资的理论框架，在其中引入了贸易服务型投资和生产性投资两种投资选择，同时引入了汇率的影响。之后我们利用围观企业的对外投资、生产和贸易数据进行了经验分析。研究发现，汇率上升（贬值）显著地提高了企业进行贸易服务型投资的动机，平均而言，当企业的实际有效汇率上升 10% 时，企业的平均投资概率上升 4.2%，而进行贸易服务型投资的概率上升 4.3%。

具我们所知，本文是第一篇用理论和微观数据研究中国贸易服务型对外投资的文章，并且首次提出了汇率对于贸易服务型投资和生产性投资的相反影响。本文拓展了对外直接投资的理论文献和经验研究结果：提供了投资和出口互补关系的一个新的解释，从微观角度研究了服务业对外投资和制造业对外投资的不同，并提出了一个新的人民币汇率变化对中国对外投资的影响机制。贸易服务型投资是中国最主要的对外投资种类，本文对于理解人民币汇率变化和中国对外直接投资有重要的现实意义，有助于理解汇率对企业“走出去”的微观影响和机制，以及汇率变动下中国制造业和服务业的投资结构，对改善和调整投资结构，管理汇率有一定参考价值。

## 参考文献

- [1] 戴觅、徐建炜、施炳展(2013):《人民币汇率冲击与制造业就业——来自企业数据的经验证据》,《管理世界》第 11 期。
- [2] 胡兵、涂春丽(2012):《人民币汇率与中国对外直接投资——基于跨国面板数据的实证分析》,《当代经济研究》,第 11 期。
- [3] 李宏彬、马弘、熊艳艳、徐嫒(2011):《人民币汇率对企业进出口贸易的影响》,《金融研究》第 2 期。
- [4] 刘尧成、周继忠、徐晓萍(2010):《人民币汇率变动对我国贸易差额的动态影响》,《经济研究》第 5 期。
- [5] 卢向前、戴国强(2005):《人民币实际汇率波动对我国进出口的影响:1994—2003》,《经济研究》第 5 期。
- [6] 乔琳(2011):《我国人民币汇率与 OFDI、IFDI 的互动效应实证研究》,《中央财经大学学报》,第 8 期。
- [7] 盛丹、王永进(2012):《中国企业低价出口之谜——基于企业加成率的视角》,《管理世界》,第 5 期。
- [8] 孙雷、杨舜贤(2005):《浅析人民币升值对 FDI 可能形成的影响》,《经济前沿》,第 08 期。
- [9] 王凤丽(2008):《人民币汇率对我国对外直接投资的影响——基于 E C M 模型的检验》,《经济问题探索》第 3 期。
- [10] 余淼杰、王雅琦(2015):《人民币汇率变动与企业出口产品决策》,《金融研究》第 4 期。
- [11] 张曙光(2005):《人民币汇率问题:升值及其成本收益分析》,《经济研究》第 5 期。
- [12] Antràs, P. “Firms, Contracts, and Trade Structure.” *Quarterly Journal of Economics*, 2003,118(4) pp.1375-1418.
- [13] Antras P. and Helpman, E. “Global Sourcing.” *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, 2004, 112(3), pp.552-580.
- [14] Barrell, R, Gottschalk, S. and Hall, S., “Foreign Direct Investment and Exchange Rate Uncertainty in Imperfectly Competitive Industries.” National Institute of Economic and Social Research(NIESR) working paper, No.220, 2004.
- [15] Cai, H. and Liu,Q., “Competition and Corporate Tax Avoidance: Evidence from Chinese Industrial Firms”, *Economic Journal*, 2009, 119(537), pp.764-795.

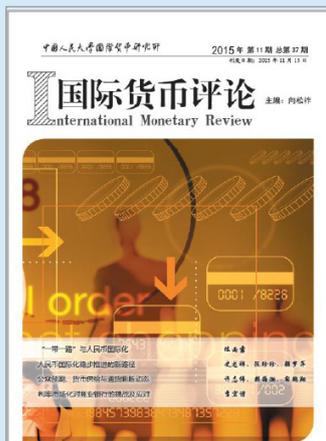
- [16] Campa, J. and Goldberg, L. "Investment in Manufacturing, Exchange Rates and External Exposure." *Journal of International Economics*, 1995, 38 (3-4), pp.297-320.
- [17] Berman, Nicolas, Martin, Philippe and Mayer, Thierry "How Do Different Exporters React to Exchange Rate Changes?" *Quarterly Journal of Economics*, 2012, 127(127), pp.437-492.
- [18] Bernard, A. B., Jensen, J. B., Redding, S. J. and Schott, P. K. "Wholesalers and Retailers in US Trade." *American Economic Review: Papers & Proceedings*, 2010, 100(2), pp. 408-13.
- [19] Bernard, A. B., Grazzi, M. and Tomasi, C. "Intermediaries in International Trade: Direct Versus Indirect Modes of Export." *Working Paper 17711 (Cambridge, MA: NBER)*, 2011
- [20] Blonigen, B.A. "Firm- specific Assets and the Link between Exchange Rates and Foreign Direct Investment." *American Economic Review*, 1997, 87 (3), pp.447-465.
- [21] Blonigen, B. A. "A Review of the Empirical Literature on FDI Determinants." *Atlantic Economic Journal*, 2005, 33 (4) , pp.383-403.
- [22] Brainard, S. Lael. "A Simple Theory of Multinational Corporations and Trade with a Trade-Off Between Proximity and Concentration." *NBER Working Paper No.4269*, 1993.
- [23] Breinlich, H. and Criscuolo, C. "International Trade in Services: A Portrait of Importers and Exporters." *Journal of International Economics*, 2011, 84(2), pp.188-206.
- [24] Buch, C. M., Koch, C. T. and Koetter, M. "Size, Productivity, and International Banking." *Journal of International Economics*, 2011, 85(2), pp.329-34.
- [25] Chen, Wenjie, and Tang, Heiwai "The Dragon is Flying West: Micro-level Evidence of Chinese Outward Direct Investment." *ADB working paper*, 2014
- [26] Chen, Cheng, Tian, Wei and Yu, Miaojie "Outward FDI and Domestic Input Distortions: Evidence from Chinese Firms." *CCER Working Paper*, Peking University, 2016
- [27] Conconi, Paola, Sapir, Andre and Zanardi, Maurizio, "The Internationalization Process of Firms: from Exports to FDI", *Journal of International Economics* , 2016 , 99 (1) , pp.16-30
- [28] Ekholm, Karolina, Moxnes, Andreas, Ulltveitmo, Karen Helene "Manufacturing Restructuring and the Role of Real Exchange Rate Shocks." *Journal of International Economics* , 2012 , 86 (1) , pp.101-117
- [29] Feenstra, Robert C., Taylor, Alan M, *International Economics*, (2014), Third Edition, ISBN-13: 9781429278430
- [30] Froot, Kenneth and Stein, Jeremy, "Exchange Rates and Foreign Direct Investment: An Imperfect

- Capital Markets Approach.” *Quarterly Journal of Economics*,1991, 106 (4) ,pp.1191-1218.
- [31] Görg, H. and K. Wakelin “The Impact of Exchange Rate Volatility on US Direct Investment.” GEP Conference on FDI and Economic Integration working paper, University of Nottingham, 2001
- [32] Head, K., Mayer, T. and Ries, J. “How Remote is the Offshoring Threat?” *European Economic Review*, 2009, 53(4),pp.429–44.
- [33] Keller, Wolfgang, Yeaple, Stephen R, “Gravity in the Weightless Economy.” NBER working paper 15509. National Bureau of Economic Research,2009
- [34] Helpman, E., “A Simple Theory of International Trade with Multinational Corporations.” *Journal of Political Economy*,1984, 92(3),pp.451-471.
- [35] Helpman, E., Melitz, M. J. and Yeaple, S. R. “Export Versus FDI with Heterogeneous Firms”, *American Economic Review*, 2004, 94(1),pp.300–16.
- [36] Horstmann, I. and Markusen, J.,“Endogenous Market Structures in International Trade.” *Journal of International Economics*,1992, 32 (1–2), pp.109-29.
- [37] Kimura, F. and Lee, H.-H. “The Gravity Equation in International Trade in Services.” *Review of World Economics*,2006, 142(1), pp.92–121.
- [38] King, G. and Zeng, L.. 2001. Logistic Regression in Rare Events Data. *Political Analysis*, 9 (2), pp.137–63.
- [39] Osinubi, T., Amaghionyeodiwe, L. “Foreign Direct Investment and Exchange Rate Volatility in Nigeria.” *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*, 2009, 9(2), pp.83-116.
- [40] Oldenski,L.“Export Versus FDI and the Communication of Complex Information.”*Journal of International Economics*,2012, 87 (2), pp.312-322.
- [41] Ramasamy, B. and Yeung, M. “The Determinants of Foreign Direct Investment in Services.” *The World Economy*, 2010, 33(4), pp.573–96.
- [42] Tanaka, Kiyoyasu , “Firm Heterogeneity and FDI in Distribution Services.” *The World Economy*,2015, 38 (8), pp.1295-1311.
- [43] Tolentino, PE.,“Home country macroeconomic factors and outward FDI of China and India.”*Journal of International Management*,2010, 16(2),pp.102–120
- [44] Markusen, J. and Venables, A. “The Theory of Endowment,Intra-industry and Multi-national Trade.” *Journal of International Economics*,2000 ,52 (2),pp.209—34.
- [45] Yeaple, S, “The Complex Integration Strategies of Multinationals and Cross Country Dependencies in

the Structure of FDI.” *Journal of International Economics*, 2003, 60 (2), pp.293-314.

- [46] Yu, M., “Processing Trade, Tariff Reductions, and Firm Productivity: Evidence from Chinese Firms.” *Economic Journal*, 2015, 125(585), pp.943-988.

# 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](mailto: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