

中国人民大学国际货币研究所

2020 年 第 5 期 总第 86 期

刊发日期：2020 年 5 月 15 日

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编：张 杰



对数字货币未来发展的几点思考

数字时代货币竞争的研判及应对

新冠肺炎疫情冲击下稳增长与稳杠杆的艰难平衡

数字鸿沟还是信息福利

中国与“一带一路”参与国的贸易潜力研究

李若谷

王信、骆雄武

张晓晶、刘磊

鲁元平、王军鹏

李锐、张宇璇、陈小幸

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）

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

主 编：张 杰

副 主 编：何 青 苏 治 宋 科

编辑部主任：何 青

编辑部副主任：赵宣凯 安 然

责任编辑：黄辉煌

栏目编辑：颜子惠

美术编辑：包 晗

刊 名：国际货币评论

刊 期：月 刊

主办单位：中国人民大学国际货币研究所

出版单位：《国际货币评论》编辑部

地 址：北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室

邮 编：100872

网 址：www.imi.org.cn

电 话：86-10-62516755

传 真：86-10-62516725

邮 箱：imi@ruc.edu.cn



IMI

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

目 录

【卷 首】

对数字货币未来发展的几点思考	李若谷	01
数字时代货币竞争的研判及应对	王信、骆雄武	03
新冠肺炎疫情冲击下稳增长与稳杠杆的艰难平衡	张晓晶、刘磊	13
数字鸿沟还是信息福利？		
——互联网使用对居民幸福感的影响	鲁元平、王军鹏	31
中国与“一带一路”参与国的贸易潜力研究：		
以最终消费品进口为例	李晓、张宇璇、陈小辛	53
支付时滞、汇率传递与宏观经济波动	邓贵川、谢丹阳	79
汇率制度灵活性对生产率增长影响的再研究	王晋斌、刘璐、邹静娴	102

·对数字货币未来发展的几点思考

李若谷¹

在脸书发布的白皮书中，Libra 被解释为一种金融基础设施，以及便捷安全并有真实资产支持的、价值稳定的支付手段。它是低门槛的、使所有人都可以获得的金融服务平台，也是让每一个人掌握自己财产的新方式。

我们要讨论Libra的问题，首先是对它的认定问题，其次是法律问题，此外还有该创新产品可能产生的风险。

纵观现有文献，我以为存在两种截然不同的态度：一种是以西方七国及主要发达国家当局为代表的谨慎派，主张监管引导发展；另一种是以科技公司、私人部门为代表的积极支持派，主张允许发行稳定币，发行方愿意接受监管，按照现有规则，并逐步发展更有针对性的监管法规和措施。

由于我本人不是研究稳定币、加密货币和虚拟货币方面的专业人士，尤其对区块链及加密计算技术不甚了解，所以不便对Libra 及类似数字货币的优劣做出判断。但我认为，从宏观角度提出一些问题也许对其未来的发展有裨益。

首先，我既不是支持派也不是反对派。任何一个新事物的出现都会给既定法规、政策和操作等带来冲击，出现许多以前未见到的问题。但发展本身就是对旧有制度、法规、传统观念与做法的突破，不破不立。不改革束缚生产力发展的条条框框，就无法进步，经济也不能向前发展。但这种突破也不是不顾一切的“乱破”。在对该新事物的性质仍争论不休的情况下，制定适合的监管法规和框架似有闭门造车之嫌。人的正确思想是从实践中来的，因此，也许先做试点更可取，而不是等监管完善之后再放行。

其次，可以考虑是否能以央行发行数字货币为起点，将现行的电子货币数字化。首先实现这种创新的支付功能，先不开发其作为货币的其他功能，等各方面研究到位、达成共识之后再开发。另外，还可以思考是否有将国际货币基金组织（IMF）的特别提款权（SDR）改造成一种数字货币的可能性。

再次，一件新生事物的发展必然带来新的风险和问题。目前人们过度宣扬区块链及数字货币的优点，但有一利必有一弊，再好的事物也不能把它推向极端，水满则溢，月盈则亏，发展到极端就会走向反面。我希望对区块链、数字货币的推行都要适可而止，注意它们可能带来的负面影响，未雨绸缪，防患于未然才能立于不败之地。

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

最后，对于任何新生事物都不能轻易否认，也不能盲目推崇。Libra 这类数字货币的出现可能会改变到目前为止运行的货币银行制度，冲击现有国际金融体系，从而打破现在一币独大的国际货币体制。我们必须予以高度重视，不能放弃在新体系构成中的发言权与参与权。同时，我们要思考目前打破该体系的正负面影响，提出一些问题：在一个以民族国家为主的世界，抛开IMF这类被认可的国际金融机构，由一个私人机构发行一种超国界、超主权的货币的可行性有多大？如果有这种可能性，我们应该做哪些基础性的工作来促进？在我国多方面国际化水平较低的情况下，应该如何去适应可能出现的巨变？怎样才能不被未来形成的新国际货币金融体系排除在外？多提出问题，多思考问题，对我国的发展会更加有利。

数字时代货币竞争的研判及应对

王信¹ 骆雄武²

【摘要】Libra 等数字稳定币虽有一定潜力在支付领域获得广泛应用，但难以动摇主权货币的地位。包括美国在内的各国政府不会允许 Libra 类稳定币对主权货币形成挑战。从货币史看，货币发行从分散到集中、从民间到官方是一个大趋势。2008 年国际金融危机之后，各国政府对货币政策的倚重增加，更不会容许民间稳定币对主权货币形成冲击，削弱货币政策的有效性。未来的数字时代，国际货币竞争仍是主权货币的竞争，但会增加数字货币的新维度。一是借助锚定本币的稳定币来推动主权货币的使用，加强本币的竞争优势。二是各国发行基于互联网和加密数字技术的央行数字货币，法定货币增加了数字形态。此时，大科技公司（BigTech）凭借庞大的基础设施、技术积累、客户规模、场景应用等优势，将有潜力发挥重要作用。在数字时代，美国可能在数字稳定币、央行数字货币领域占优，进一步强化美元在国际货币体系中的地位。对此，中国应积极支持我 BigTech 公司参与国际支付领域的竞争，并按照“相同业务、相同风险、相同监管”的原则进行公平有效的金融监管；审慎应对我民间企业创设 Libra 类稳定币的呼声，做好深入研究和准备；积极稳妥推进我国央行数字货币研发试验，尽早完善基础设施，在条件成熟的地区先行先试；加强数字货币领域国际政策协调，积极参与相关标准和规则制定。

【关键词】Libra；数字货币；主权货币

2019 年 6 月脸书（Facebook）公司的天秤币（Libra）计划问世后，相关国际组织、多国监管部门提出诸多质疑，表示要严格监管甚至禁止其在本辖区使用。同时，为应对 Libra 等民间数字货币的挑战，越来越多发达国家关于央行数字货币（CBDC）的立场趋于积极，开始深入探讨发行 CBDC 的可行性。近日，脸书首席执行官（CEO）扎克伯格在美国众议院听证会上表示，Libra 不是在尝试制造货币，而是创建一个支付系统³。总体看，应密切关注民间数字货币的演变，但有关民间数字货币挑战甚至取代主权货币的论断言过其实。在未来数据、算法发挥越来越重要作用的数字时代，国际货币竞争仍是主权货币的竞争。美国凭借发达的科技、金融等优势，可能强化美元在国际货币体系中的主导地位。中国应妥善应对，积极参与国际支付领域竞争，

¹ 王信，中国人民银行研究局

² 骆雄武，中国人民银行货币金银局

³ U.S.House Financial Services Committee, “An Examination of Facebook and Its Impact on the Financial Services and Housing Sectors”, October 23, 2019.

稳妥开展央行数字货币研发，在数字时代的国际货币竞争中争取主动。

一、Libra 等稳定币不会动摇主权货币地位

Libra 以及早期出现的比特币、瑞波币等基于互联网和加密技术的所谓“数字货币”能否真正成为货币，关键是其能否发挥货币的价值尺度、流通手段和储藏手段等职能。比特币等缺乏内在的价值基础、价格波动大，金融稳定理事会（FSB）等国际组织已将其定位为“加密资产”而非货币。¹Libra 等以法定货币为准备而发行的“稳定币”价值可望保持相对稳定，但从当前各国监管部门态度以及中外货币史揭示的规律看，Libra 等数字稳定币在满足反洗钱、客户数据保护等方面的监管要求后可能在支付领域发挥重要作用，但很难发挥货币的多种职能，更难以挑战主权货币地位。

（一）从国际社会的普遍态度看，Libra 等稳定币发展前景不明朗

一是 Libra 计划持续遭到各国政府和监管部门的普遍质疑或反对，可能受到严格监管甚至被禁止使用。国际货币基金组织（IMF）、国际清算银行（BIS）、金融稳定理事会、金融行动特别工作组（FATF）等国际组织，七国集团（G7）和二十国集团（G20）等多边框架，以及包括美国在内的各主要国家政府官员多次表示，Libra 可能带来多方面风险，要严格监管或在各类潜在风险被有效应对之前不应推出，有些国家或地区明确表示将禁止其在本辖区使用。出于监管压力，在 2019 年 10 月 15 日 Libra 协会正式成立前夕，包括维萨（Visa）、万事达（Mastercard）、贝宝（PayPal）、易趣（eBay）等在内的 7 位重要创始成员相继退出，给 Libra 后续提供支付服务和推广带来负面影响。

二是脸书为减少障碍，强调 Libra 只是支付工具，无意挑战主权货币地位。脸书 CEO 扎克伯格在美国众议院听证会上表示，Libra 的出现并非试图创建一种主权货币，它与现有在线支付系统一样，只是用户转移资金的方式；Libra 无意与任何主权货币竞争，也不进入货币政策领域。²Libra 项目负责人马库斯也多次表示，Libra 是一种支付工具，并非投资。³脸书做此表示，显然是有意减少各国政府的疑虑。

三是以德国、法国为代表的欧盟国家表示，Libra 等稳定币可能冲击货币主权，不会允许 Libra 在欧洲使用。德、法两国财长 2019 年 9 月份发表联合声明称，任何私人实体都不能寻求货币权力，这是各主权国固有的权力。⁴德国财长多次强调，货币发行权应掌握在国家手中，反对 Libra 发行。法国财长和央行行长也分别在不同场合多次提出，Libra 威胁到了国家主权，Libra 在

¹ “FSB Chair's Letter to G20 Ministers and Governors March 2018”, <https://www.fsb.org/2019-12-05/>.

² U.S. House Financial Services Committee, “An Examination of Facebook and Its Impact on the Financial Services and Housing Sectors”, October 23, 2019.

³ US Senate Committee on Banking, Housing, and Urban Affairs, “Examining Facebook's Proposed Digital Currency and Data Privacy Considerations”, July 16, 2019.

⁴ “Joint Statement on Libra”, September 13, 2019, <https://www.economie.gouv.fr/presse/2019-12-05/>.

欧洲土地上不受欢迎，法国将联合德国和意大利阻止 Libra 在欧洲发行。

很难设想美国能容忍锚定一篮子货币的 Libra 对美元造成冲击。据称 Libra 锚定一篮子货币，类似特别提款权（SDR）。即使货币篮子中美元比重较 SDR 的情形更高，Libra 将来若广泛使用，也会对美元产生负面影响。SDR 诞生后，美国长期不支持其使用就是明证。Libra 白皮书发布后，美国众议院金融服务委员会呼吁脸书暂停开发 Libra，理由之一就是它会冲击美元。2019 年 7 月份的国会听证会上，有议员质询，为什么 Libra 使用一篮子货币而不靠美元支持。2020 年 4 月 16 日，Libra 协会发布 2.0 版白皮书，拟增加锚定单一法定货币（如美元、欧元、英镑、新加坡元）的稳定币，被视为试图减轻相关国家政府和监管机构疑虑以加快落地的举措。³

从目前情况看，锚定主权货币的稳定币的前景取决于发行体的实力、稳定币运行的治理结构等，但其信任基础主要基于主权货币，难以对主权货币形成挑战。未来如果稳定币逐步获得使用者信任，可能会逐步减少发行准备金比率，更多地发挥货币职能，但政府可在作为稳定币发行准备的法定货币供应、资金清算安排、金融监管等方面对其加以限制。总之，政府有充分手段对稳定币施加影响，稳定币并非无条件地在网络世界畅通无阻，所谓挑战法定货币的说法言过其实。

（二）从货币史看，货币发行从分散到集中、从民间到官方是一个大趋势

几千年的中外货币史表明，货币大体沿着实物货币、金属货币、以金属或其他资产为支撑发行的纸币，以及完全凭借政府信用发行的信用货币形式演进。货币形态从有形实物到纸币，再到电子货币，多种形态可以并存。历史上各种货币曾长期分散发行，但到了近现代，货币发行趋于集中。政府凭借国家的综合实力和信用发行货币、筹集资金、调控经济，并在危机中对陷入困境的机构实行救助，维护经济稳定发展。到了数字时代，科技公司等民间机构异军突起，凭借掌握的天量数据和科技实力，是否可能扭转货币发行由分散到集中的历史路径，再次主导货币发行和流通？未来数据、计算机算法等将发挥更加重要的作用，但民间货币取代法定货币的可能性较小，理由如下。

一是货币带有很强的政治色彩，是主权、政权的象征，政府须维护其货币发行权。从亚里士多德开始，历史上很多人都将货币与主权相提并论。19 世纪的哲学家穆勒（John Stuart Mill）指出，几乎所有的独立国家都采用自己的特定货币来宣示其国家性。19 世纪以后，越来越多的国家采用统一货币，与民族主义密不可分。当帝国或国家分裂，新成立的国家很快都采用自己的货币，罗马帝国、奥匈帝国、苏联分崩离析后莫不如此。可见，货币的采用既有经济考虑，也带有浓厚的政治色彩和国家象征。在可预见的未来，这一点不会因技术的发展而改变。

¹ Committee Democrats Call on Facebook to Halt Cryptocurrency Plans, July 2, 2019.

<https://financialservices.house.gov/news/documentsingle.aspx?DocumentID=404009>[2019-12-05].

² U.S. House Financial Services Committee, “Examining Facebook’s Proposed Cryptocurrency and Its Impact on Consumers, Investors, and the American Financial System”, July 17, 2019.

³ Libra White Paper v2.0, April 16, 2020. [https://libra.org/en-US/white-paper/\[2020-04-18\]](https://libra.org/en-US/white-paper/[2020-04-18])

二是法定货币是政府筹集资金、掌控资源和调控经济的基础手段之一，货币发行权的归属至关重要。英格兰银行等欧洲主要中央银行的产生，最初是由于政府为筹集低成本资金，或应对金融动荡而赋予某家私营银行高信用等级银行券的独家发行权，随着该银行券得到广泛使用，发行的银行也逐步演变为中央银行并成为政府部门，承担调控经济和维护金融市场稳定的重任。早期在民间货币分散发行，以及在 20 世纪以前出现了法定货币，但政府并不负责宏观调控的情况下，经济涨跌都由市场自发调节，波动巨大。一战特别是“大萧条”之后，越来越多的国家走向民主化、实现普选，加之有组织的工会兴起，政府为了社会稳定和选举等需要，不得不日益重视民众的诉求，对中央银行发行法定货币，通过货币政策调控经济的需求日益增强。这种局面一直持续到今天。如果民间货币冲击法定货币，政府筹集资金、掌控资源、调控经济、防范风险的能力都将受到冲击；各国政府只要还有能力，对此不可能坐视不管。

2008 年国际金融危机之后，货币政策的作用进一步增强，政府更不会允许民间货币横加干扰。危机之后，各国经济普遍低迷，社会矛盾加剧，民粹主义、经济民族主义升温。此时，不少发达国家和发展中国家政府的权力更加集中，政府干预、刺激经济的现象更趋普遍。在财政政策受到较大限制情况下，政府更依赖宽松的货币政策刺激经济。一旦民间货币盛行，对法定货币构成冲击，货币政策的有效性将被大大削弱，这显然是各国政府所不愿看到的。

三是民间数字货币很难解决信任问题，因而无法得到广泛使用。货币必须具有可接受性和稳定性，必须得到使用者的充分信任，才能得到广泛使用。早期货币发行不统一，民间货币五花八门，交易的复杂性和成本很高。15 世纪出现了巴塞罗那银行（成立于 1403 年）、热那亚银行（成立于 1408 年），16 世纪以后出现了威尼斯瑞阿尔托（Banco di Rialto）银行（1587 年）、阿姆斯特丹银行（1609 年）、汉堡银行（1619 年）等公共银行，这些银行拥有公共特许权，多设在当时的商贸中心，发行普遍使用的银行券，有利于降低社会交易和结算成本，促进商贸繁荣和经济发展。有观点认为，上述银行发行在当时信用等级最高、使用最广泛，在经济中占据核心地位的货币，已具有最早中央银行的雏形。¹到现代，法定货币凭借国家信用和综合实力发行，其流通使用受到政权保障，这是民间货币所无法比拟的。而比特币等所谓“数字货币”（实为虚拟资产）根据某种算法“挖矿”产生，无统一发行体，缺乏内在价值基础，价格波动剧烈，很难解决信任问题而发挥货币职能；Libra、摩根币（JPMCoin）等稳定币由民间机构以法定货币为基础发行，其信用度很大程度上将取决于锚定的法定货币，以及民间机构自身的实力。即使民间机构实力很强，也无法与主权国家相提并论，且私营机构存在追求自身利益最大化倾向，可能产生滥用客户数据等严重问题，损害客户利益。目前 Libra 受到较多质疑，与脸书曾被爆滥用客户数据、公众信任度受到很大冲击密切相关。近日 BIS 总经理卡斯滕斯指出，私营机构发行货币的尝试，最终会因其逐利特性而失败，只有中央银行才能建立货币体系的信任基础。²

¹ Ulrich Bindseil, “Pre-1800 Central Bank Operations and the Origins of Central Banking”, 2018, mimeo.

² “Carstens: Money Without Central Banks Is Doomed to Fail”, www.centralbanking.com[2019-12-05], Dec. 6, 2019.

四是民间货币很难满足促进经济发展和维护金融稳定的需要。随着科技的发展，在一定范围和程度内，民间数字货币确有可能发挥货币的某种职能，尤其在一国政局不稳、法定货币币值剧烈波动的情况下。有观点认为，政府出于种种目的，有超发货币的冲动，因此货币发行权应回归民间，通过算法等手段控制数字货币发行量，有助于防止货币超发和通货膨胀。¹调控货币供应是必要的，但如果货币供应机械、无弹性，必然无法适应现代经济的需要。金本位制下货币供应受制于作为货币发行准备的黄金总量，无法适应促进经济发展和维护金融稳定的需要，因而金本位制走向崩溃。在现代经济下，货币发行必须相机抉择、松紧有度，才能在正常时期保持合理的货币供应；在危机时期，央行充当“最后贷款人”，弥补银行由于恐慌引起的货币创造之不足，避免经济金融危机爆发或扩散。如果在数字时代，靠算法事前确定货币发行量或发行规则，显然与复杂多变的社会经济状况不符，只能说是历史的倒退。事实上，民间数字货币由于缺乏统一的发行体，各类民间数字货币可能层出不穷，其总量也是无法控制的，并无一些人声称的控制货币供应量的好处。

综上，即使 Libra 这样锚定现行国际货币、具备广泛用户基础的稳定币也难以动摇法定货币的地位。

二、数字时代主权货币竞争将进一步强化

目前，国际货币的竞争表现为主权货币的竞争。普遍认为，一国经济规模、金融市场发展和货币可兑换性等因素是决定本币在国际货币体系中地位的关键，短期内美元的霸权地位不会发生变化。进入数字时代，主权货币仍是国际货币体系竞争的主角，但各国数字技术的发展、市场主体拥抱数字时代的能力，将极大影响国际货币竞争的结果。

（一）数字时代主权货币的竞争可能增加数字稳定币和央行数字货币两种新维度

一是借助锚定本币的稳定币来推动主权货币的使用，加强本币的竞争优势。一国法币和本国机构发行的稳定币可相互促进，有利于在国际货币竞争中占据主动。法币强，则以本币为基础发行的稳定币更易取得国际竞争优势。Libra 计划公布前，市场上绝大多数稳定币都是美元稳定币，代表性的有泰达币（USDT）、摩根币等。Libra 宣称将锚定一篮子法定货币发行，但分析人士普遍认为这不过是为了淡化其背后的美元色彩，占领包容性发展的制高点，增强其国际号召力和吸引力，实际上将基本以美元为支撑。近日在美国众议院听证会上，扎克伯格就表示 Libra 将主要由美元支持，以扩展美国的金融领导地位以及美国的民主价值观。²为打消国内疑虑，Libra 可能在满足监管要求（如反洗钱反恐怖融资、隐私保护等）之后，基本以美元为主或直接

¹ Ousmène Jacques Mandeng, “Cryptocurrencies, Monetary Stability and Regulation: Germany’s Nineteenth Century Private Banks of Issue”, LSE Institute of Global Affairs, 2018.

² U.S. House Financial Services Committee, “An Examination of Facebook and Its Impact on the Financial Services and Housing Sectors”, October 23, 2019.

锚定美元发行，届时美国政府很可能采取默认或支持态度。2019年10月15日Libra协会章程的签署及理事会、董事会的成立，标志着Libra项目迈出了实质性步伐。Libra一旦推出，借助其在跨境支付领域的优势，美元在国际货币体系中的主导地位将得到进一步强化。

其他国家和地区为应对境外稳定币的冲击，可能推动本国主体发行与本国锚定的稳定币，如可能出现锚定欧元的稳定币等。借助锚定本币的稳定币，各国法币的竞争增加新的形式和维度。

另一种是央行数字货币直接竞争。近年来，一些国家加强央行数字货币研发工作，加拿大、瑞典、新加坡等国已完成阶段性试验。Libra白皮书发布后，IMF和BIS表示支持各国加快央行数字货币研发步伐。英格兰银行行长卡尼在2019年杰克逊霍尔央行年会上提出由公共部门提供“合成版主导货币”、构建全球CBDC网络的设想。¹近日美国众议院两名议员致信美联储主席鲍威尔，敦促其考虑美元版的国家数字货币；²联邦存款保险公司（FDIC）前主席希拉贝尔在参议院听证会上表示，美联储应考虑开发一种可被公众直接使用的央行数字货币；³费城联储主席哈克也表示美联储发行数字货币是大势所趋。⁴德法两国财长发表联合声明，鼓励欧洲央行围绕公共数字货币方案加快开展工作；⁵德国财长明确表示支持发行数字欧元（e-euro）；⁶法国央行行长表示将于2020年第一季度末开始央行数字货币试验。⁷欧央行行长拉加德表示欧央行应在数字货币领域处于领先地位，⁸欧央行执委克雷（Benoit Coeure）表示全球央行应联合起来，研究基于共同技术标准的央行数字货币的可行性。⁹

央行数字货币是主权货币的数字化，意味着各主权货币在数字世界里进行竞争。由于央行数字货币需要数字技术作支撑，一国数字技术的发展、公众对数字技术的接受度就显得尤为重要；数字技术的高投入和网络效应使得“赢者通吃”的局面更容易出现。

（二）大型科技公司（BigTech）可能在主权货币竞争中发挥巨大助推作用

按照有关国际组织的定义，BigTech一般指拥有数字技术优势的全球性大型科技公司，通常直接面向个人或企业用户提供搜索、社交、电商、数据存储处理等服务。¹⁰在美国，大科技公

¹ Mark Carney, “The Growing Challenges for Monetary Policy in the Current International Monetary and Financial System”, speech at the Jackson Hole Symposium 2019, 23 August 2019.

² <https://finance.yahoo.com/amphtml/news/us-congressmen-ask-fed-consider-230804719.html>[2019-12-05].

³ <https://www.banking.senate.gov/hearings/facilitating-faster-payments-in-the-us>[2019-12-05].

⁴ <https://www.reuters.com/article/us-usa-fed-harker-digital/feds-harker-digital-central-bank-currency-inevitable-idUSKBN1WH1L4>[2019-12-05].

⁵ Joint Statement on Libra, 13 September 2019, <https://www.economie.gouv.fr/presse>[2019-12-05].

⁶ <https://finance.yahoo.com/news/german-finance-minister-supports-digital-130005194.html>[2019-12-05].

⁷ François Villeroy de Galhau, “Central Bank Digital Currency and Innovative Payments”, Speech at the ACPR, Paris, 4 December 2019.

⁸ “Christine Lagarde, ECB Press Conference”, 12 December 2019.

<https://www.ecb.europa.eu/press/pressconf/2019/html/ecb.is191212~c9e1a6ab3e.en.html>[2019-12-05].

⁹ Benoît Cœuré, “Digital Challenges to the International Monetary and Financial System”,

<https://www.ecb.europa.eu/press/key/date/2019/html/ecb.sp190917~9b63e0ea23.en.html>[2019-12-05].

¹⁰ Jon Frost, etc., “BigTech and the Changing Structure of Financial Intermediation”, BIS Working Papers, No 779. April 2019.

司主要指“GAFA”（谷歌、苹果、脸书、亚马逊）等公司，中国则有“BAT”（腾讯、阿里巴巴、百度）等。BigTech 往往在自己的核心业务领域占据市场主导地位，并凭借其庞大的数字平台及掌握的数亿甚至几十亿海量用户，通过在已有高频应用（如社交、电商）上嵌入支付、小额信贷等业务，大举向金融领域渗透。它们用户触达能力强，善于运用人工智能、云计算、大数据、机器学习等金融科技，相较于传统金融机构可较快地获得竞争优势。无论是在数字稳定币还是央行数字货币领域，BigTech 都有潜力发挥重要作用。

一方面，目前最受关注的数字稳定币 Libra 正是由美国科技巨头 Facebook 所主导。在 Libra 之前，市场上其实已经存在了几十种稳定币。Libra 比它们更受关注，主要就在于 Libra 依托 Facebook 及其合作伙伴海量的全球用户和丰富的应用场景，如成功推出，可能在全球范围内迅速被采用。Libra 计划公布后，由于担心自身支付业务受到较大打击，中国有大科技公司强烈呼吁推出类似 Libra 的稳定币。不排除未来还有其他商业机构欲推出类似数字稳定币，可以预见，科技巨头凭借庞大的基础设施、技术积累、客户规模、场景应用等优势，可望在数字稳定币的竞争中占据重要甚至主导地位。

另一方面，在 CBDC 研发推广过程中，也可以借助 BigTech 的深度参与。为规避风险，IMF 报告中提出公私合营的合成版央行数字货币（sCBDC）设想，央行只向电子货币提供商提供结算服务，其他各项功能都由私营电子货币提供商在监管下承担。¹中国正在研发的法定数字货币（DC/EP）也采用“中央银行—商业机构”双层运营模式，由央行与商业机构密切合作、共同开发，充分利用现有 IT 基础设施和服务体系。无论是 sCBDC 还是 DC/EP，为了实现技术先进、场景丰富、推广迅速，BigTech 的参与都是很有必要的。可以预期，其他国家研发推广 CBDC，BigTech 也将发挥重要作用。

三、应对策略

综上，盯住法定货币的数字稳定币借助主权货币的信用，加之发行体自身的优势，可能成为重要的支付工具。但由于各国不会允许民间数字稳定币对本国法定货币造成冲击，稳定币很可能不会削弱只会强化作为发行基础的法币的国际地位。目前美联储对 CBDC 的用户隐私保护、货币政策和金融稳定相关影响，以及 CBDC 的操作风险等方面还有不少关切。但一旦美国下决心发行 CBDC，凭借其数字技术领先、BigTech 实力强大等优势，可能在数字稳定币、央行数字货币领域占优，进一步强化美元在国际货币体系中的地位，使人民币国际化面临更加严峻的挑战。中国宜加强分析研判，积极审慎应对。

（一）积极支持中国 BigTech 公司参与国际支付领域的竞争

¹ Tobias Adrian, Tommaso Mancini Griffoli, “The Rise of Digital Money”, [https://www.imf.org/en/Publications/fintech-notes/Issues/2019/07/12/The-Rise-of-Digital-Money-47097\[2019-12-05\]](https://www.imf.org/en/Publications/fintech-notes/Issues/2019/07/12/The-Rise-of-Digital-Money-47097[2019-12-05]). IMF FinTech Notes No. 19/001, July 15, 2019.

支付工具是主权货币的载体。目前，中国各类电子支付工具发展较快，支付宝和微信支付已占据零售支付市场的主要份额。随着人民币国际化和“一带一路”建设的深入推进，中国 BigTech 公司已具备一定的境外业务基础，取得了一定成绩。例如，蚂蚁金服已在境外多个国家布局钱包服务，用户规模达 3 亿；腾讯在境外的游戏和社交用户超 1 亿；字节跳动的产品和服务也已覆盖 150 多个国家和地区，境外短视频用户超 3 亿。这些企业如在境外积极推行基于人民币的支付工具，将有利于人民币的跨境使用和国际化。中国可考虑进一步在货币兑换、支付结算等方面采取鼓励措施，放松相关外汇管理限制，更加便利电子跨境支付和境外支付。

当然，中国的 BigTech 公司也存在严重短板，在底层基础领域如芯片、数据存储、算法框架等方面仍受制于人，存在“卡脖子”风险。另外，BigTech 一方面可便利支付，促进普惠金融发展，助推本币国际化。但另一方面它们也不同程度存在数据滥用、不公平竞争等问题。因此，在相关政策上既要进行必要扶持以增强其国际支付领域的竞争力，也要按照“相同业务、相同风险、相同监管”的原则进行公平有效的金融监管。

（二）审慎应对中国民间企业创设 Libra 类稳定币的呼声

目前 Libra 计划正遭遇重大质疑，必将面临较严苛的监管要求和审查。此时中国民间企业不宜急于创设 Libra 类稳定币，否则只会受到比 Libra 更严厉的对待。在技术细节上，中国版 Libra 有不少问题需要解决，如锚定资产选择、储备资产管理、市场监管、竞争优势等。就锚定资产而言，如果锚定美元会强化美元地位；如果锚定 SDR 或类似的包括美元在内的一篮子货币，也容易受到他国尤其是美国的干扰；如果锚定人民币，由于人民币目前还不能自由兑换，中国版 Libra 的使用将面临较大障碍。此外，从境外用户数量、用户活跃度和忠诚度、应用场景分布等方面看，目前中国有条件参与发行稳定币的相关企业都与 Facebook 存在不小差距，中国版 Libra 的竞争力还需要深入研判。

（三）积极稳妥推进我国法定数字货币研发试验

通常国际货币的使用具有较强的网络效应和路径依赖，主导货币的国际地位很难被动摇。但在数字时代，货币竞争有了新的维度，中国可借助法定数字货币的研发，抵御形形色色民间数字货币和其他央行数字货币的冲击，助力人民币国际化。

鉴于法定数字货币问题广受关注、高度敏感，我们宜少说多做、保持低调，不必在大国中率先发行央行数字货币，减少国际社会的疑虑。但应适时研究推动法定数字货币的跨境使用，尽早谋划完善基础设施，在条件合适的地区先行先试。

（四）加强数字货币领域国际政策协调

推动建立符合中国利益的民间数字货币国际监管规则和协调机制，加强对民间数字货币的监测监管，倡导金融业务必须持牌经营、金融牌照必须有国界，警惕和反对民间数字货币对主权货币的可能冲击，防范其存在的洗钱、数据和隐私泄露、加剧跨境资本流动波动、影响金融稳定等风险。

加强国际上 CBDC 的对话，积极参与相关标准和规则制定。例如，CBDC 跨境使用需要各国央行在 CBDC 跨境兑换、清算，基础设施的互联互通等方面加强研究、合作。

总之，在数字时代，国际货币竞争将增加数字技术和应用的维度，竞争的方式可能发生新变化。在中美摩擦大背景下，货币竞争可能成为其中一个重要方面。我们应牢牢把握货币发行权，有效应对民间数字货币的冲击，积极稳妥开展央行数字货币研发，更好地应对数字时代的国际货币竞争，切实维护中国整体利益。

Currency Competition in the Digital Era

Abstract: Although Libra and other stablecoins may have the potential to be widely used in payments, they cannot undermine the status of sovereign currencies. National authorities, including the United States Government will not allow stablecoins like Libra to challenge sovereign currencies. From the perspective of monetary history, it is a general trend that currency issuance has changed from decentralization to centralization and from private to official. After the international financial crisis in 2008, national authorities have increased their reliance on monetary policies, which will not permit private stablecoins to threaten sovereign currencies and weaken the effectiveness of monetary policies.

International currency competition in the future is still the competition of sovereign currencies, but it will add a new dimension that is digital currencies dimension. The first is to promote the use of sovereign currencies by stablecoins, which anchored to domestic currencies, and strengthen the competitive edge of domestic currencies. Second, national authorities could issue Central Bank Digital Currencies (CBDCs), which will be the digital form of fiat currencies. At this time, BigTechs could play an important role with its strengths of advanced technology , vast customer bases, and abundant application scenarios, etc.

In the digital era, the United States may take the lead in the fields of digital stablecoins and CBDCs, further strengthening the position of US dollars as the dominant international currency. Against this backdrop, China should actively support BigTechs to participate in competition of international payments, and conduct fair and effective financial regulations in accordance with "Same business, Same risk and Same regulation" principles. It is necessary to actively and steadily carry forward CBDC research and development, and to conduct pilot programs before making any decision about CBDC issuance. China should also actively participate in international dialogue and rule setting activities regarding digital currencies.

Keywords: Libra, Digital Currency, Sovereign Currency

新冠肺炎疫情冲击下稳增长与稳杠杆的艰难平衡

张晓晶¹ 刘磊²

【摘要】改革开放 40 余年的高增长创造了中国经济奇迹，但也积累了不少体制性、结构性问题，从而形成了风险的不不断集聚。这一风险的直接衡量指标就是持续高企的宏观杠杆率（债务/GDP）。中央提出稳增长与防风险的动态平衡，实质上就是要做到稳增长与稳杠杆的动态平衡。一方面，随着经济进入新常态，实际经济增长率由 14.2%（分别在 1992 年、2007 年实现），下降到 2019 年的 6.1%，降了 8.1 个百分点，下降幅度达到 57%，稳增长的压力越来越大；另一方面，根据我们的估算，宏观杠杆率由 1990 年代中期的不到 100%，上升到 2019 年底的 245.4%，上升了近 150 个百分点，上升幅度接近 150%，稳（去）杠杆的压力也在加大。这就是为什么说，实现稳增长与稳杠杆的平衡无异于在刀刃上行走。2020 年初，武汉爆发了新型冠状病毒肺炎。这无疑是一只“黑天鹅”，给原本不确定的经济增添了新的不确定性。鉴于疫情还在发展之中，全面评估其影响还为时尚早。但至少可以肯定，它给处在稳增长与稳杠杆艰难平衡中的中国经济带来了新的挑战。

【关键词】债务周期；宏观杠杆率；疫情冲击；稳增长

一、全球视野下的债务浪潮与杠杆率周期

债务积累与杠杆率高企并不是中国经济独有的问题。事实上，2008 年国际金融危机爆发以来，包括发达经济体、新兴与发展中经济体以及低收入经济体在内的全球债务攀升已经成为国际货币基金组织、世界银行等国际机构不断提示的全球性风险。

（一）800 年金融荒唐史与“超级债务周期”

早在 2009 年，曾经作为国际货币基金组织首席经济学家的哈佛大学教授罗格夫与其合作者就出版了专著《这次不一样：800 年金融荒唐史》，开创性地梳理了近八个世纪的债务与金融危机的历史⁴。通过长时段的历史考察，能够更好地把握债务与危机的本质。当一位研究人员用 25 年的数据观察一场百年一遇的洪水，只有四分之一的机会；而如果以八个世纪来观察，则有 8 倍的机会。在 25 年的时间段里看似罕见的事件，置于历史长河中，可能并不新鲜。由此，那种认为“这次不一样”的信念是错误的。比如，本轮国际金融危机的例子就是误认为外债才是导致危

¹ 张晓晶，中国社会科学院经济研究所

² 刘磊，中国社会科学院经济研究所

³ 即中国社会科学院国家资产负债表研究中心，CNBS。

⁴ Reinhart, C. M. and Rogoff, K.S., *This Time Is Different: Eight Centuries of Financial Folly*, Princeton University Press, 2009.

机的罪魁祸首，国内债务是现代金融格局的新特征，不会出大问题。但实际上并不是这么回事。而且，社会民众与专家每每都相信，过去许多的繁荣景象都曾造成灾难性的崩溃，但“这次不一样”：当前的繁荣是建立在坚实的基本面、结构改革、技术创新以及良好政策基础之上的，从而不会带来危机。而残酷的现实却是，“其兴也勃焉，其亡也忽焉”，没有哪个经济体能够逃脱繁荣-萧条的债务大周期。相应地，罗格夫更愿意相信，当前世界经济面临的是所谓“超级债务周期”(debt super cycle)问题而非长期停滞问题¹。

（二）150 年的杠杆率周期

与罗格夫近 800 年的考察以及“超级债务周期”有所不同，Jordà 等人则考察了 17 个发达经济体自 1870 年以来近 150 年的杠杆率周期。近一个半世纪以来，这些发达经济体基本上经历了两次大的债务高增长，且都以危机作为终结。如果进一步细化，这 150 年则大致可分为四个阶段，呈现长度为三四十年的杠杆率周期²。这四阶段分别是 1870-1914 年的第一次全球化繁荣时期；1914-1946 年的一战、大萧条和二战的“非常时期”；1946-1971 年西方战后增长的“黄金时代”；1971 年至今布雷顿森林体系崩溃及金融自由化与金融全球化发展阶段。这四阶段的杠杆率周期变化，往往是下一个周期的峰值会超过上一个周期的峰值。发达经济体的杠杆率历史表明，长周期看，杠杆率攀升不可避免。原因在于：从杠杆率分子即债务看，只要经济金融范式（paradigm）不发生颠覆性变化，实体经济对信贷的依赖症将不会改变；而从分母 GDP 看，随着一个经济体进入高收入阶段，快速赶超的过程结束，经济增速会放缓。分子与分母的此涨彼消，必然导致杠杆率的不断攀升。此外，从杠杆率演进的四阶段来看，三四十年的杠杆率周期与一个后发经济体快速追赶的时间大体一致。事实上，20 世纪 90 年代末亚洲金融危机国家（或地区）基本上都是经历了三四十年的高速增长。考虑到中国改革开放 40 余年的后发赶超，当前宏观杠杆率也基本处在一个周期的峰值附近，宏观杠杆率风险正处在高位³。因此，稳（去）杠杆政策成为必然之选。

（三）50 年来的全球债务浪潮

相比以上始自 1870 年以来的杠杆率周期考察，世界银行则将视野局限在 1970 年至今的债务浪潮。2020 年初，世行银行发布了最新研究报告《全球债务浪潮》。报告指出，自 1970 年以来的 50 年，全球债务积累经历了四波浪潮⁴。前三波都引发了金融危机，这包括 1980 年代的拉丁美洲债务危机，1990 年代末的亚洲金融危机，以及 2007-2009 年的全球金融危机。当前，世界正

¹ Rogoff, K., Debt Supercycle, Not Secular Stagnation. *Progress and Confusion: The State of Macroeconomic Policy*, Cambridge: MIT Press, 2016.

² Jordà, Ò., Schularick, M. HP. and Taylor, A.M., “When Credit Bites Back: Leverage, Business Cycles, and Crises”, NBER Working Paper No. 17621, 2011.

³ 张晓晶、刘磊、李成：“信贷杠杆率与经济增长：150 年的经济与启示”，《比较》2019 年第 1 辑（总第 100 辑）。

⁴ World bank, *Global Waves of Deb: Causes and Consequences*, Advance Edition, International Bank for Reconstruction and Development / The World Bank 1818 H Street NW, Washington DC 20433, 2020.

在经历第四波债务浪潮。

尽管第四波债务浪潮与之前有所不同，比如，债务积累规模之大、速度之快和覆盖范围之广为近 50 年来之最，但放在一起比较，四波浪潮也有很多共同点，这些共同点恰恰值得我们关注。一是低利率或不断下降的利率。比如第一波中，1970-79 年，美国实际政策利率平均约为 0.6%，其中有几年还是负利率。在第二波中，为应对 1991 年的全球衰退，美国实际政策利率从 1989 年的最高 5% 下降到 1993 年的 0.5%。类似地，在第三波浪潮开始时，美国政策利率降为负值以应对 2001 年的经济衰退。二是金融创新。1970 年代银团贷款市场的出现为第一波浪潮奠定了基础。1990 年代初引入布雷迪债券，刺激了主权债券市场的发展，这支撑了第二波主权债务的快速增长，而 1990 年代许多新兴市场经济体的资本账户自由化，则促进了私人部门的借贷扩张。2000 年代的第三波浪潮主要驱动力是发达经济体的国际银行带动的跨境资本流动，这是由于美国放松管制后允许存款银行从事投资银行业务，而欧盟放宽了跨境贷款规则，后者的变化帮助欧洲与中亚国家大量举债。三是经济好转。每次债务浪潮的开始通常伴随着经济好转。第一波和第二波的早期与全球经济衰退的复苏相吻合（1975 年，1991 年），2009 年开始的第四波也是如此，而第三波的开始恰逢 2001 年全球经济低迷时期的复苏。如果说以上这三条促进了债务积累，那么，接下来，不合理的政策也是导致债务风险加剧的重要原因，这包括固定汇率制、软弱的审慎监管、缺乏约束的财政扩张以及资金配置的无效率等。

世行报告提出警示：既然前三波债务浪潮均以危机而告终，那么，这一次（即第四次）可能也会面临同样的命运。为避免危机的结局，世行提出以下政策建议：1）可靠的债务管理和债务透明度将有助于降低借债成本，增强债务的可持续性，并控制财政风险。包括国际金融机构在内的债权人可以通过鼓励共同标准、支持能力建设以及通过及时的分析和监督工作来强调风险和脆弱性等努力，在这一领域发挥带头作用。2）稳健的货币、汇率和财政政策框架可以维护发展中经济体在脆弱的全球经济环境中的韧性。灵活的汇率可以阻止大量资产负债表错配的出现，特别是减少严重的汇率错配。财政规则可以帮助避免财政滑坡，确保在强劲增长时期的财政收入可以得到审慎管理，从而有利于管控制债务风险。3）积极的金融部门管理和监督可以帮助政策制定者识别并应对不断出现的风险。金融市场的深化有助于动员国内储蓄，这可能是比国外借贷更稳定的融资来源。4）促进企业良好治理的政策有助于确保债务资金被用于实际的生产；健全的破产制度框架有利于避免债务积压给更长期的投资造成负面影响。

二、中国杠杆率的最新进展

全球视野下的债务与杠杆率周期为讨论中国杠杆率问题提供了一个重要的语境。根据世界银行报告的说法，我们正在经历第四波债务浪潮。显然，在这波浪潮中，中国扮演了十分重要的角色。

如图 1 所示。自 1993 年¹以来，杠杆率大体上是处在一个逐步攀升的趋势。从 1990 年代初 100%左右，上升到 2003 年非典时期的近 150%；2003-2008 年是轻微的去杠杆，由 150%下降到 2008 年的 140%左右。而本轮国际金融危机爆发之后，杠杆率则由 2008 年 140%上升到 2016 年的 240%左右。相较而言，1993-2003 年的 10 期间，杠杆率不过上升了 50 个百分点；而 2008-2016 年，杠杆率上升 100 个百分点仅用了 8 年时间。

自 2017 年到 2019 年，三年连续 12 个季度，宏观杠杆率²大体在 240-246%之间波动，实现了宏观杠杆率的基本稳定。2019 年宏观杠杆率 245.4%，比上年攀升了 6.1 个百分点。2017 年杠杆率仅上升了 2.4 个百分点，2018 年下降了 1.9 个百分点，对比这样的演进路径，2019 年宏观杠杆率的攀升有些超预期。这当然是与中美经贸摩擦加剧导致经济下行压力加大，以及针对 2018 年去杠杆太猛产生较大负面作用的纠偏有关。

分部门来看，2019 年居民部门杠杆率为 55.8%，（非金融）企业部门杠杆率为 151.3%，政府部门杠杆率为 38.3%，分别比上年上升了 3.7、0.3 和 2.1 个百分点。居民部门仍然是杠杆率上升的主要驱动力，政府部门发力也颇为明显，非金融企业部门的杠杆率基本持平。金融部门杠杆率自 2017 年开始的强监管开始掉头向下，至 2019 年已逐渐趋于平稳，金融部门去杠杆或将告一段落（见图 2）。

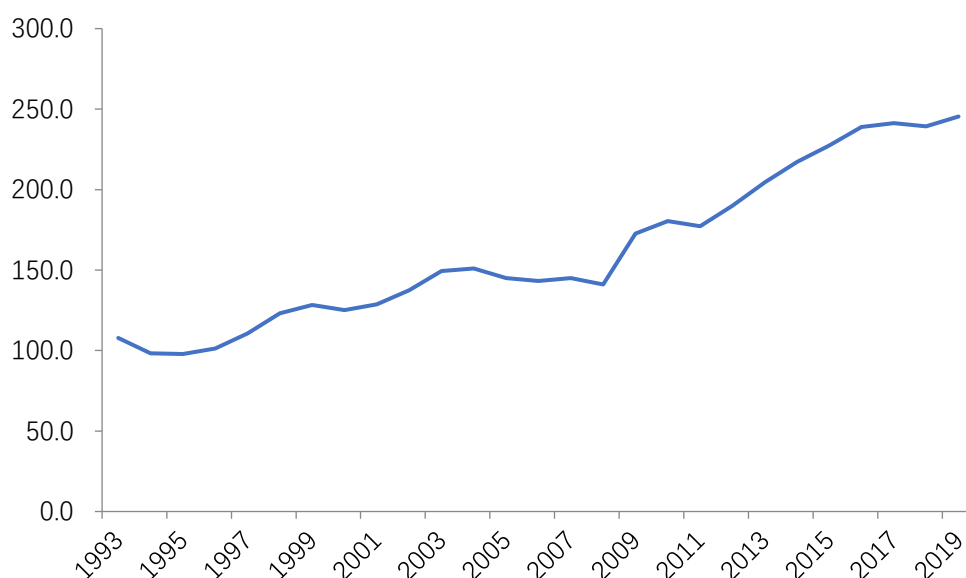


图 1 实体经济部门杠杆率 (%)

资料来源：中国人民银行、国家统计局、财政部、Wind；国家资产负债表研究中心

¹ 这是具有较为完整的杠杆率数据的起始年份。

² 这是新口径下的宏观杠杆率。所谓新口径，是基于两方面的因素对原有的杠杆率数据进行了调整。一个是 2019 年社会融资规模口径的变化，另一个是 2018 年经济普查数据对于 GDP 的调整。我们据此对 2014 年以来各季的数据都进行了调整。鉴于名义 GDP 的上调，新口径下宏观杠杆率则有所下调。

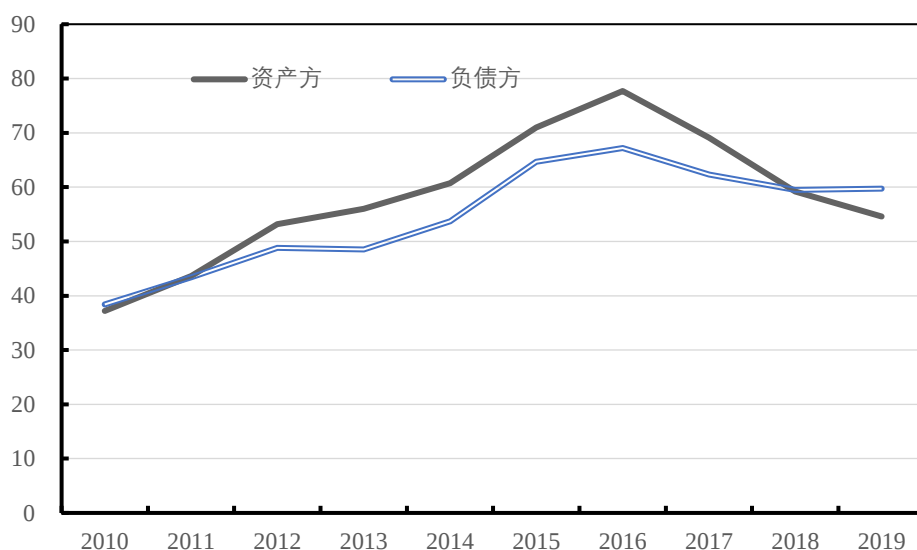


图 2 金融部门杠杆率 (%)

资料来源：中国人民银行、国家统计局、Wind；国家资产负债表研究中心

（一）居民部门杠杆率

2019 年居民部门杠杆率为 55.8%，比 2018 年上涨了 3.7 个百分点。从四个季度的上升节奏来看，分别是 1.0、1.1、0.9 和 0.7 个百分点，增幅是减缓的。但与历年居民部门杠杆率上升的幅度相比，2019 年的增幅依然较高。

1、短期消费贷款。短期消费贷款包含了车贷与大部分信用卡贷款，是消费者购买潜力的最直接反映。近十年来，社会消费品零售总额同比增速持续下行，与居民短期消费贷款变动趋势基本保持一致。这两个指标在 2017 年开始出现背离，并于 2018 年初结束，继续保持下滑态势。这一现象主要是受住房限购政策的影响，2017 年各地银行纷纷收紧了房地产贷款额度，批贷周期也相应拉长，使得中长期消费贷升幅骤降，短期消费贷迅速攀升。其中大量的短期消费贷款违规流入房贷。随着监管机构的重视以及监管措施的逐步到位，这一现象已基本得到抑制。2019 年居民短期贷款和社会消费品零售额的增速都出现了较大幅度的下降，短期贷款余额的同比增速从 2018 年的 29% 下降到 13%，社销总额的同比增速从 2018 年的 9% 下降到 8%。这既压制了居民杠杆率水平，也预示着消费需求的下滑。

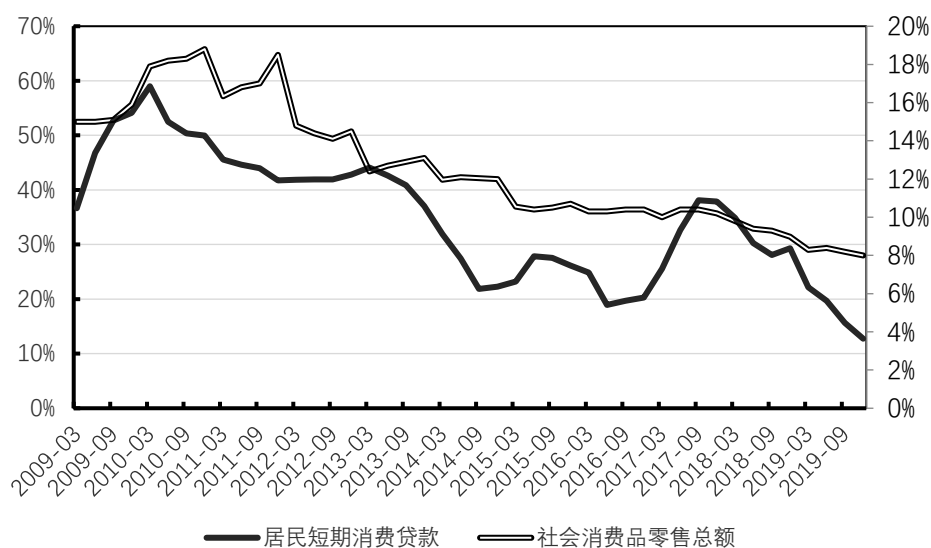


图4 居民部门短期贷款和社会消费品零售总额同比增速

资料来源：中国人民银行、国家统计局、Wind；国家资产负债表研究中心

2、房地产贷款。影响居民杠杆率的主要因素是房地产贷款。2019 年末居民总贷款规模为 55.3 万亿，其中中长期消费贷款为 34.0 万亿，是构成居民贷款的主要部分，而个人住房贷款余额约为 30.0 万亿，占全部居民贷款的 54%。从长期来看，居民贷款与住房按揭贷款的周期波动是基本一致的，居民部门的杠杆率也主要受到房地产周期的影响。

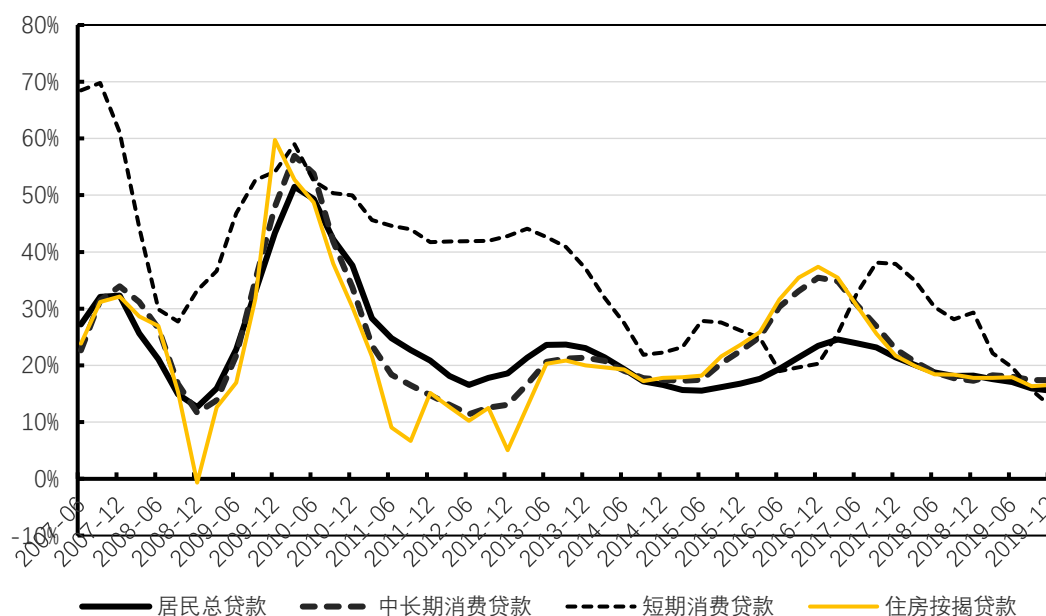


图5 居民部门各项贷款同比增速

资料来源：中国人民银行、Wind；国家资产负债表研究中心

判断居民部门杠杆率的走势关键还是在于房地产价格以及交易的变动趋势。从住房价格来看，无论是民间统计的百城房价指数，还是统计局公布的 70 个大中城市商品住宅价格，在 2019

年的同比增速都是逐渐走低的。虽然还没有出现 2012 年和 2014 年那样的负增长，但下行的趋势已经非常明显，尤其是一线城市的同比增速已经接近于 0。

2020 年影响房地产走势的有两个关键变量。一个是宏观经济稳增长的要求。虽然房地产调控在 2017 年以来非常严厉，但房地产开发投资仍然处于 10%以上的增速，为稳定经济贡献了重要的力量。在保增长的压力下，房地产适当宽松的预期是非常强烈的。另一个是“房住不炒”的约束。我国的住房价格从很多方面衡量都已处于较高的水平，尤其是从租售比来看，房地产的投资价值非常低。如果没有长期房价上涨的预期存在，投资房地产的吸引力会大幅降低。采用加杠杆方式来投资房产，房屋租金很难覆盖贷款利息。这是抑制居民通过负债进行房地产投资的关键因素。而当前，经过了将近 3 年房地产价格平稳的过程，住房价格较难上涨的预期正在形成。2019 年 7 月中共中央政治局会议强调了“不将房地产作为短期刺激经济的手段”，表明决策层对于抑制房地产价格过快上涨的决心。“房住不炒”将压制居民部门的购房投资行为，有利于居民杠杆率的稳定。

虽然稳增长的现实需求不能让房地产部门出现断崖式下跌，甚至有可能在经济下行压力加大情况下会出现边际的放松，但房地产价格企稳的预期会进一步形成。居民部门杠杆率仍然会上升，但 2020 年的上升幅度将有所下降。

（二）非金融企业部门杠杆率

非金融企业部门继续保持去杠杆，从 2018 年的 151.0%升至 151.3%，全年仅上升了 0.3 个百分点，四个季度分别为 3.4、-1.2、-0.7 和 -1.2 个百分点。从年度比较来看，2016 年非金融企业杠杆率达到 157.6%，成为历史高点，2017 和 2018 年分别下降了 1.0 和 5.6 个百分点。从季度比较来看，2017-2019 共计 12 个季度中，每一年的第一个季度都出现了杠杆率上升，其余 9 个季度的杠杆率都是环比下降的。这非常符合中央提出的“结构性去杠杆”的政策方向。

1、融资工具结构。

非金融企业的表外融资规模自 2017 年达到高点后逐年下降。社融规模中的信托贷款、委托贷款和未贴现银行承兑汇票三项加总，在 2017 年末达到 26.9 万亿，随后开始下降。2018 和 2019 年分别下降了 2.9 和 1.8 万亿，2019 年末已降至 22.2 万亿元。

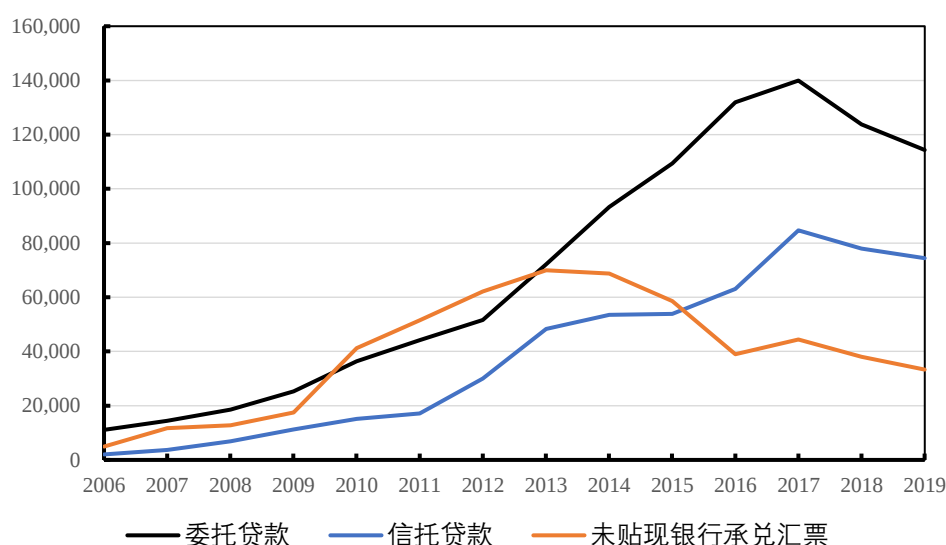


图7 各类非金融企业非标融资余额（亿元）

资料来源：中国人民银行、Wind；国家资产负债表研究中心

这成为非金融企业杠杆率持续下行的主要原因。这部分表外融资规模的下降，与这两年以来监管机构对影子银行的强监管是密不可分的。2020年1月，银保监会在国务院新闻发布会中披露“三年来影子银行规模较历史峰值压降16万亿元”。非金融企业的表外融资与影子银行规模、金融杠杆率是联系在一起的。由于金融杠杆率在2019年3-4季度已经出现了企稳迹象，企业部门的这部分表外融资预计也将企稳。

随着表外融资规模的下降，银行贷款在企业部门债务中的占比有所回升，从2017年的62%升至66%。与此同时，非金融企业贷款中的中长期贷款占比也在上升，从2016年的53%升至58%。这是融资结构改善的标志。首先，贷款占比上升侧面反映了影子银行规模的下降，压降了影子银行所带来的高成本和高风险。表内的贷款融资有效避免了表外信用的套利行为，同时也有利于降低融资成本。第二，中长期贷款具有更高的稳定性，意味着对未来宏观经济稳定的预期以及更为稳定的资金需求。第三，利率市场化改革引入LPR贷款定价机制后，整体贷款利率具有下降的趋势，企业融资结构向表内的中长期贷款转移将进一步促进降低企业部门的融资成本。

企业债券违约已经成为常态。2018年企业债券违约大幅增长，全年共有125只企业债发生违约，涉及规模1209.6亿。而2015-2017年这三年里企业债违约规模总和仅有846亿元。2019年企业债券违约进一步上升，全年共179只债券出现违约，涉及违约规模达1444.1亿。宏观经济下行和打破刚兑是企业债违约的主要原因，未来这种违约事件还会增加。但总体上看，企业债违约风险相对较小。2019年末企业债券存量规模约为23.5万亿，违约债券所涉及到的规模仅为1444.1亿，占比0.6%，低于银行的不良贷款率。从积极的角度来看，企业债违约数量增加有利于债券市场的建设完善，促进信用风险的价格发现过程。不过，监管部门也需要提高警惕，防

止违约风险的传染从而形成系统性风险。

2、融资主体结构。

财政部公布的全国国有企业资产和负债规模截至到 2019 年 6 月末分别为 195.0 万亿和 125.8 万亿，相应的资产负债率为 64.5%。自 2019 年 3 季度开始，财政部不再公布国有企业资产和负债总规模的数据，只公布国企的资产负债率，2019 年年末的资产负债率为 63.9%。根据我们的估算，国企债务约占全部非金融企业债务的将近 70%。

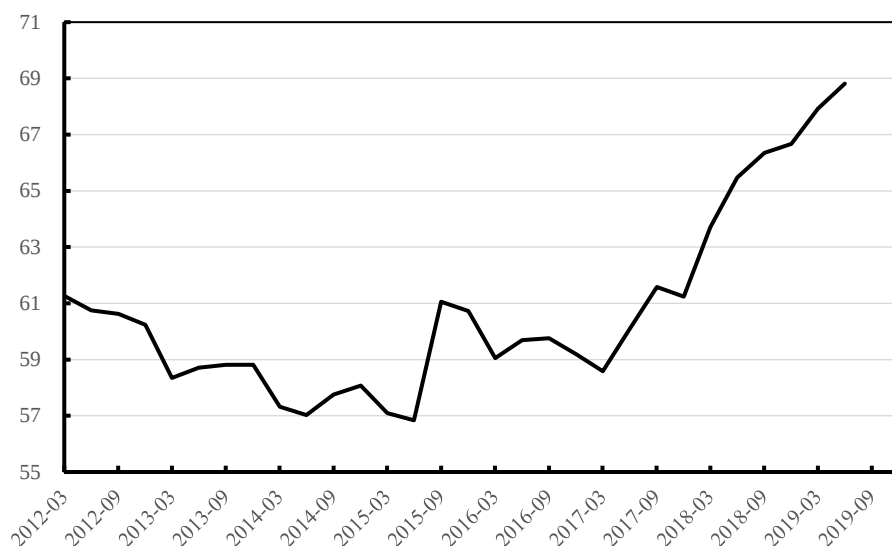


图 9 国有企业债务余额在非金融企业债务中占比 (%)

资料来源：中国人民银行、国家统计局、财政部、Wind；国家资产负债表研究中心

另一方面，自 2017 年以来国有企业的资产负债率是在逐渐走低的。财政部所公布的国有企业资产负债率在 2016 年年中达到最高点 66.3%，随后开始下降，当前已经降至 63.9%。与之一致的数据是统计局所公布的工业企业中的国有企业资产负债率也是在 2016 年年中达到最高点 61.7%，随后开始下滑，当前已经降至 56.9%。与国企资产负债率下降相对应的是民营企业资产负债率的上升。无论是以民营企业为主的工业企业，还是工业企业中的私营企业的资产负债率都在上升。但这一上升趋势在 2019 年有所缓解，全年基本保持稳定。

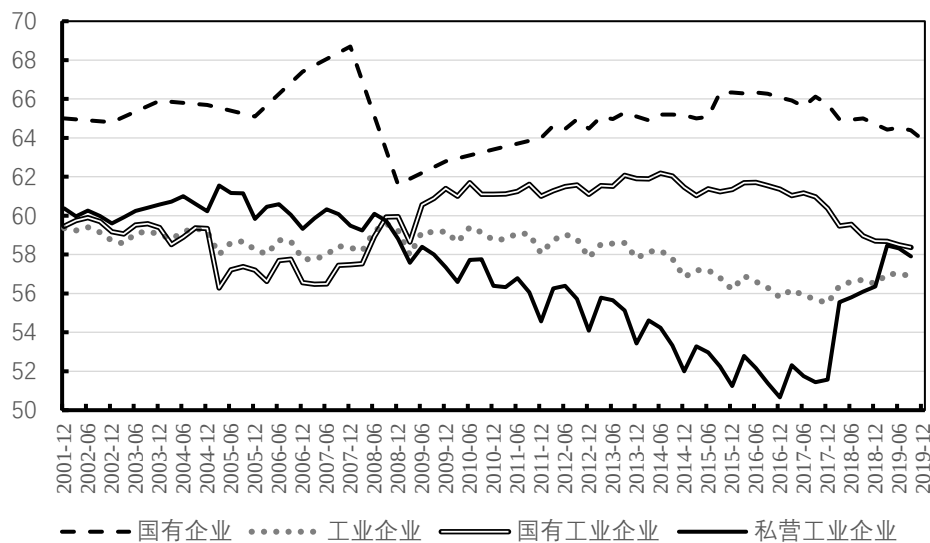


图 10 国企和工业企业的资产负债率 (%)

资料来源：国家统计局、财政部、Wind；国家资产负债表研究中心

由此可以看出，虽然国有企业的微观杠杆率是在下降的，但其总债务规模仍然在上升，国企债务在全部非金融企业债务中的占比仍然较高，其中很大一部分是地方政府的融资平台债务。

从小微企业的负债来看，其贷款在全部企业贷款中的占比有所上升。2020 年 1 月份召开的人民银行 2019 年度工作会议，指出 2019 年已经超额完成了国有大型商业银行小微企业贷款增长 30% 以上、小微企业信贷综合成本下降 1 个百分点的政策目标。从数据上看，2019 年末普惠小微贷款余额 11.59 万亿，同比增长 23.1%，比上年年末高了 7.9 个百分点，全年增加 2.09 万亿元，同比多增 8525 亿元。2019 年末，普惠小微贷款支持小微经营主体 2704 万户，同比增长 26.4%，全年增加 565 万户，同比多增 100 万户。对小微企业贷款比例提升和贷款利率下降是稳定经济增长和结构性去杠杆的重要环节。2019 年对小微企业贷款所取得的进步主要得益于国有大型商业银行的努力。

但另一方面，由于对非标融资和影子银行的严监管以及宏观经济下行压力的增大，中小微企业的融资途径和融资需求都是有所下降的。从融资渠道上看，虽然 2019 年其贷款余额占比不断上升，但金融去杠杆也使得中小微企业从表外获得贷款的通道减少了。影子银行最主要的投向是信贷限制领域，而传统银行表内贷款限制最多的三大领域是房地产、地方融资平台和民营企业。前两者是政策限制，民企则是银行自身审慎管理的限制。虽然成本有所上升，但客观上说，影子银行的存在也部分缓解了小微企业融资难的问题，虽然资金成本较银行信贷利率要高。金融去杠杆导致影子银行规模下降，一个不利的结果就是堵塞了这一渠道，导致民营企业融资困难度上升，客观上增加了国企在非金融企业融资中的占比。宏观经济增长预期的下滑也限制了中小微企业的贷款意愿。以工业企业中的民营企业为例，自 2017 年其营业收入和利润的同比增速一直处于下降的趋势中，2019 年末分别降到了 5.6% 和 2.2%。而 2020 年如果 GDP 仍在下行，

企业对未来经济的预期将会更为悲观，这部分私营企业和中小微企业的贷款融资意愿很难有所起色。

我国企业部门债务占到实体经济部门总债务的 61.7%（2019 年数据），我国的企业部门杠杆率也几乎是全球之冠，因此企业去杠杆天经地义。不过，需要对企业部门内部的杠杆率有一个清醒的认识。在全部非金融企业债务中，有三分之二左右的债务是国有企业，而国有企业债务中，又有近一半左右是融资平台债务。可见，企业去杠杆不单纯是企业自身的事情，而是涉及到清理国有僵尸企业和压缩融资平台债务。

（三）政府部门杠杆率

相比于居民与企业部门，政府部门杠杆率的上升是相对缓慢的。从 2018 年的 36.2% 升至 2019 年末的 38.3%，全年上升了 2.1 个百分点，四个季度分别为 0.7、0.8、0.7 和 -0.1 个百分点。其中中央政府杠杆率从 2018 年的 16.2% 升至 2019 年的 16.8%，全年上升了 0.6 个百分点；地方政府杠杆率从 2018 年的 20.0% 升至 2019 年的 21.5%，全年上升了 1.5 个百分点。考虑到 2014 年以来政府部门杠杆率基本呈下滑态势，2018 年也仅上升了 0.3 个百分点。因此，2019 年政府加杠杆的力度还是较大的。

1、中央政府杠杆率

我们统计的 2019 年末国债规模为 16.7 万亿元，与 GDP 之比为 16.8%。根据财政部公布的数据，2019 年 3 季度末中央政府债务余额 15973 亿元，其中国债规模为 15955 亿元，国债占全部中央政府债务余额的 99.9%。从几大类政府债券余额的规模来看，地方债在 2016 年之后快速增长，在政府债券中占有最大规模，国债规模与地方债规模之间的差距越来越大。

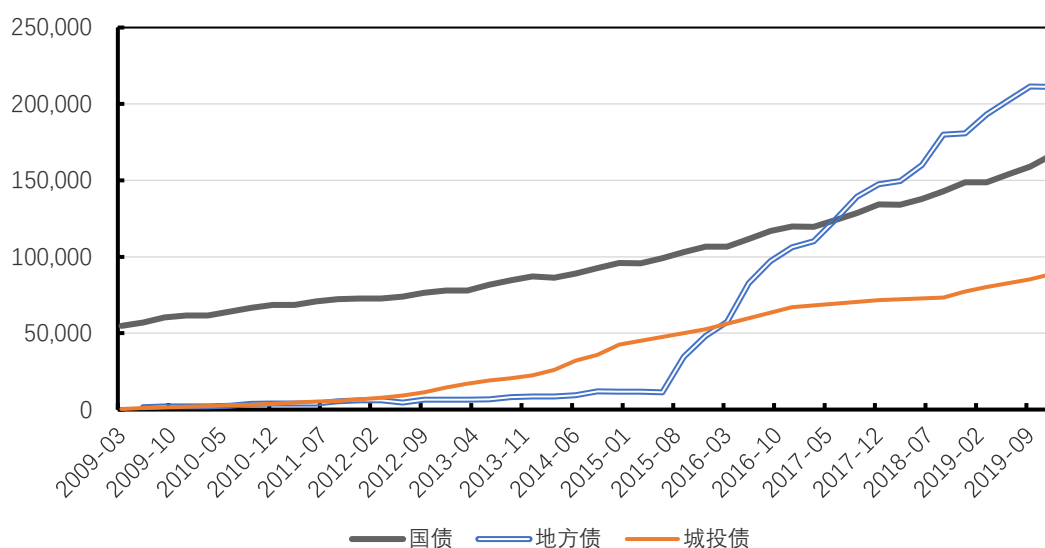


图 14 政府债券规模（亿元）

资料来源：Wind；国家资产负债表研究中心

从国际比较来看，我国中央政府债券规模相对偏小。截至 2019 年 3 季度末，日本、美国、

英国和德国的中央政府债券与 GDP 之比分别为 187.7%、87.7%、73.3%和 33.9%，均远高于中国的国债规模占比。从这个角度来看，中央政府加杠杆还有较大的空间，在结构性去杠杆中还应发挥更大的作用。

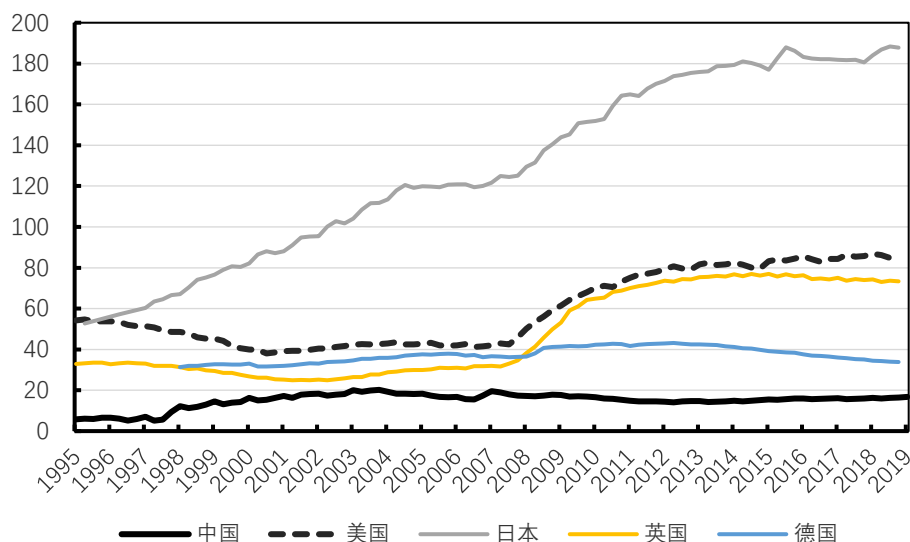


图 15 各国中央政府债券与 GDP 之比 (%)

资料来源：CEIC；国家资产负债表研究中心

2、地方政府杠杆率

2019 年末地方政府债券规模为 21.1 万亿元，仅次于金融债的规模，是债券市场的第二大券种。全国人大审批的 2019 年地方政府债务限额为 3.08 亿元，根据统计，发债工作在 3 季度末已经完成，4 季度没有新增债务。全年的新增债务额度也控制在全国人大批准的限额之内。

2019 年 9 月份的国务院常务会议上提出了加快地方政府专项债券发行使用的措施，带动有效投资支持补短板扩内需，并“按规定提前下达明年专项债部分新增额度”。根据新预算法，地方政府债务新增额度，需每年年初的两会上由全国人大批准。但由于两会一般都在 1 季度末召开，会影响到 1 季度的发债工作，因此全国人大专门批准 2019 年初至 2022 年末，在当年新增地方政府债务限额的 60%以内可以提前下达到下一年度的新增限额。由此，我们估算，2020 年两会前地方政府具有约 1.8 万亿的债务发行额度。财政部于 2019 年 11 月 27 日和 2019 年 2 月 11 日两次下达了新增债务限额，其中一般债与 2020 年 2 月下达的新增限额为 5580 亿，专项债在两次下达文件中的新增限额为 1 万亿和 2900 亿，两次下达的总新增规模共计 18480 亿元。2019 年四季度的三个月地方政府共发行债券规模分别为 964.6 亿、457.89 亿和 379.87 亿元。但由于部分债券到期，地方政府债券余额有所下降。但 2020 年 1 月，专项债发行开始加速，共发行了专项债 7148 元，超过了提前下达总规模的一半。

地方政府杠杆率所蕴含的主要风险在于其隐性债务。2009 年为应对全球金融危机，地方政府承担了重要的逆周期宏观调控职能，随之也形成了巨额的隐性债务。我们分别用宽口径和窄

口径两种尺度测算了地方政府隐性债务，2018 年末分别为 50 万亿和 15 万亿左右，分别占到当年 GDP 的 55% 和 20%。真实的地方政府隐性债务规模应该处在这两个比例之间。即便按照最窄口径的估算，地方政府隐性债务规模也与当前的国债规模接近。并且这部分债务的成本要远高于主权债务成本，成为地方政府财政的压力。

除了加大地方政府专项债券规模限额来增加化解隐性债务的手段之外，2018 年国务院发布的《关于保持基础设施领域补短板力度的指导意见》（101 号文）明确要求保证隐性债务还本付息的稳定性，必要时可通过展期、债务重组等方式来保持经济平稳健康发展。2019 年初便有新闻报道了镇江市隐性债务的化解方案：由国开行的贷款进行置换，持续两年，每年置换 200 亿。3 月份沪深交易所的窗口指导放松了融资平台发行公司债的申报条件。6 月份中共中央办公厅和国务院办公厅共同印发了《关于做好地方政府专项债券发行及项目配套融资工作的通知》（厅字〔2019〕33 号），允许在一些重大项目中由专项债券作为一定比例的项目资本金。这一系列举措旨在防范和化解地方政府隐性债务的风险，避免出现债务违约而引发的金融体系风险。

解决地方政府债务问题仍需要疏堵结合，既要为地方政府提供合适的资金来源，又要控制债务风险。首先是继续开前门、堵后门。地方隐性债务在短期内的还本付息压力较大，既限制了地方政府新增基建投资支出，也增加了城投债务的违约风险。进一步开前门，尤其是增加中央政府的杠杆率将有助于缓解这一矛盾。其次是进一步盘活政府资产，通过加强对执行进度的考核等方式来督促这些部分提高资金运用效率。尤其是要落实“资金跟着项目走”的原则，将资金直接转化为政府支出，拉动经济增长。

3、金融部门杠杆率。

2019 年金融部门杠杆率基本企稳。资产方统计口径杠杆率由 2018 年末的 59.4% 下降到 54.8%，全年下降了 4.6 个百分点，四个季度分别为 -0.1、-1.8、-2.8 和 0.1 个百分点。负债方统计口径下的杠杆率 2018 年末的 59.7% 微幅上升到 59.9%，全年升高了 0.2 个百分点，四个季度分别为 -1.5、-0.7、0.6 和 1.8 个百分点。两个口径下的杠杆率一个是从三季度开始企稳回升，一个是从四季度开始企稳回升。金融杠杆率自 2017 年开始的强监管便掉头向下，至 2019 年已逐渐趋于平稳。

我们认为，经过 2017 年至今已满三年的金融去杠杆，各种金融乱象得到了有效治理，金融部门杠杆率也接近较为合理的水平。2020 年宏观经济环境发生了较大变化，稳增长的压力突增，逆周期宏观调节的力度也必须有所加强，金融监管面临着边际上的放松。2018 年发布的资管新规指导意见给予金融了机构资产管理业务有序整改和转型时间，对于资管产品，尤其是存量资管产品的过渡期设置为 3 年，即从 2017 年底到 2020 年底。但从近日来监管部门的表态以及媒体报道来看，这一过渡期可能会延长一年。延长过渡期主要针对的是市场存量资产，而对于这三年以来的增量资产，资管新规已经起到了非常有效的规范作用，导致金融杠杆率持续下降。

当前金融供给侧结构性改革的主要矛盾已经发生变化。关于银行体系，未来的重点工作在于引导中小银行回归本质，建立审慎经营文化，合理确定经营半径，向地方经济、小微企业和

城乡居民提供更多贷款。关于资本市场体系，未来将继续推进注册制改革，增加长期资金和机构投资者占比，提高直接融资比例，增加企业融资的便利性，降低企业资产负债率，最终实现非金融企业杠杆率的良性发展。

三、疫情冲击对宏观杠杆率的影响

2020年初由武汉爆发的新冠病毒疫情及其蔓延必将对我国经济社会产生重大影响。全面分析力有不逮，这里仅讨论疫情冲击对于稳杠杆的潜在影响。宏观杠杆率即债务/GDP，因此，可分别讨论疫情对分母（GDP）与分子（债务）的影响。

（一）增长角度（分母）

由于受到疫情影响，2020年GDP增长下行压力进一步加大。尽管对疫情影响的预测五花八门，但到本文截稿时止，疫情自身的发展路径还非常不确定，更遑论其经济影响。因此，以下的分析也侧重于影响机制角度，参考非典的影响，作一下初步的预测。

鉴于当前经济周期、产业结构、区域格局和非典时期相比有显著不同，从而导致疫情的经济影响也有较大差异。

从经济周期看。2003年“非典”正处于我国经济周期的上升期，经济增长内在动力强劲。尽管受疫情影响，2003年各季度名义GDP增长率分别为13.4%，11.4%，12.9%和13.7%，二季度仅比一季度出现了2个百分点的下滑，但11.4%仍然是2001年二季度以来的高点。2003年之后各季度的名义GDP增长率都在不断冲高。2020年面临的情况则截然不同，经济进入新常态且处在周期的下降期，增长率不断探底：自2011年一季度名义GDP接近20%的高点，一路下滑到2019年4季度的7.4%。进一步看，非典时期房地产正处在繁荣周期的起始阶段，叠加城市化的大发展，对经济繁荣发挥了巨大的带动作用。相较而言，当前“房住不炒”以及“不能以房地产作为刺激经济的政策工具”情况下，政策当局能够动用的“招数”就少多了；并且，防风险成为逆周期调控的“紧箍咒”，无论是赤字的攀升还是信贷的扩张，都受到制约。保增长难度加大。

从产业结构看。2003年，我国第二产业和第三产业的增长贡献率分别为57.9%和39%，第二产业明显占优。2019年，二、三产业的贡献率分别为36.8%和59.4%，比例完全翻转。第三产业中小企业比例较高，疫情可能会造成一些企业完全退出市场，使得冲击的影响长期化。从“非典”时期的经验看，疫情对第三产业的冲击要大于第二产业，而在疫情尾声第二产业会迅速恢复，第三产业的恢复时间相对更长。因此，本次疫情对GDP的影响很有可能会超过2003年。

从区域格局看。从2003年至今，我国区域经济一体化快速发展。在政府政策和基础设施等因素推动下，长三角一体化、京津冀协同发展和粤港澳大湾区建设都取得可喜进展。区域经济一体化有利于优化资源配置，提升高质量发展，但是，这种区域间紧密联系的格局面对疫情冲击也更为脆弱。武汉在我国制造业产业链上处于关键一环，疫情的延续可能会对我国制造业产

生较大冲击，长三角地区首当其冲。鉴于长三角区域经济总量接近全国经济的四分之一，以及广东作为第一经济大省，目前受到疫情的影响也仅次于湖北，这导致经济活跃区域受疫情冲击非常大，疫情的直接负面影响或大于“非典”时期。

综合以上，当前疫情对增长的冲击，可能会比非典时期的冲击要大得多。2000 年以来，单季度名义 GDP 增速的最低点为 2015 年 3、4 季度的 6.7% 和 6.5%，以及 2009 年 1、2 季度的 6.6% 和 6.5%。2009 年和 2015 年全年名义 GDP 分别为 9.2% 和 7.0%，2019 年全年名义 GDP 增速为 7.8%。由此，我们推算 2020 年名义 GDP 增速可能会滑落至 6% 左右。

（二）债务角度（分子）

受疫情影响，货币当局、财政当局和监管当局都迅速做出了反应。重要的文件包括：2020 年 2 月 1 日由中国人民银行、财政部、银保监会、证监会、外汇局共同下发的《关于进一步强化金融支持防控新型冠状病毒感染肺炎疫情的通知》（银发〔2020〕29 号）、2020 年 2 月 8 日由财政部、发展改革委、工业和信息化部、人民银行、审计署共同下发的《关于打赢疫情防控阻击战强化疫情防控重点保障企业资金支持的紧急通知》（财金〔2020〕5 号），以及各部门在答记者问中对相关文件的解释性说明。

银发 29 号文包含四大项任务共 30 条，主要包括（1）保持流动性合理充裕，加大货币信贷支持力度、（2）合理调度金融资源，保障人民群众日常金融服务、（3）保障金融基础设施安全，维护金融市场平稳有序运行、（4）建立“绿色通道”，切实提高外汇及跨境人民币业务办理效率。主要从货币信贷流动性支持等方面具体安排了对疫情的支持工作。财金 5 号文共包括 5 大项（1）规范疫情防控重点保障企业名单管理、（2）通过专项再贷款支持金融机构加大信贷支持力度、（3）中央财政安排贴息资金支持降低企业融资成本、（4）切实加强应急保障资金监督管理、（5）强化责任担当，狠抓贯彻落实。很大一部分是对 29 号文实施落实的具体规定。

货币、财政和监管当局的具体要求对 2020 年实体经济部门债务的增长具有重要影响。

首先，金融机构对企业的信贷支持增加。人民银行将通过 3000 亿再贷款的方式加大信贷支持力度。此外，2020 年 2 月 3 日和 4 日，人民银行已累计开展了 1.7 万亿的公开市场逆回购操作，向市场投放资金。

其次，实体经济的融资成本将继续下行。文件中多次强调了对重点企业的利率信贷支持以及财政部贴息政策。央行所提供的再贷款利率在上月一年期 LPR 的基础上减 250 基点。央行对享受再贷款的企业提供贴息支持，按照获得贷款利率的 50% 进行贴息。由此，企业的实际融资成本会降至 1.6% 以下。为对冲公开市场逆回购到期和金融市场资金集中到期等因素的影响，维护疫情防控特殊时期银行体系流动性合理充裕，2020 年 2 月 3 日人民银行以利率招标方式开展了 12000 亿元逆回购操作。其中，7 天和 14 天逆回购利率均下降了 10 个基点，降至 2.4% 和 2.55%（此前分别为 2.50%、2.65%）。由此也引导了银行间市场利率的下行。

第三，小微企业贷款占比仍将上升。对于有发展前景但暂时受困的小微企业，不得盲目抽

贷、断贷、压贷，压低融资成本并提供一定的财政补贴。2019年末普惠小微贷款余额11.59万亿，同比增长23.1%，比上年年末高了7.9个百分点，全年增加2.09万亿元。预计2020年小微贷款会进一步提升，在其它条件不变情况下，会致非金融企业杠杆率上升2个多百分点。银保监会在答记者问中提到2019年合计整个小微企业的综合融资成本下降已经超过1个百分点，受当前疫情影响，很多大行和股份制银行对湖北省内的小微企业贷款利率在去年的基础上再次下调0.5个百分点，而且部分银行还增加了小微企业增加了专项的信贷额度，对逾期的利息给予了减免。2020年小微企业融资的成本会进一步下降，贷款规模占比还会提升。

以上这些因素都可能导致2020年的债务增速有所提高。但防风险的紧箍咒仍在，加上利率下行且小微企业贷款占比较小，总体债务上升幅度有限。

综合宏观杠杆率的分子与分母两方面来看，我们认为，2020年杠杆率的攀升幅度会显著高于2019年（即超过6.1个百分点），或在10个百分点左右。并且，2020年杠杆率的攀升更主要原因是名义GDP的下滑，而不是债务的攀升。

四、稳增长与稳杠杆的艰难平衡

目前来看，中国经济面临三方面的问题：一是进入新常态，经济增速换挡，下行压力加大，稳增长是政策的重点。二是传统的赶超发展模式导致风险不断累积，现在也到了一个需要缓释的高点，从而要注重防风险。三是本轮国际危机以来国际经贸格局以及全球化的趋势出现新变化，特别是中美经济摩擦升级，使得开放视角下稳增长与防风险的平衡变得尤为重要。鉴于稳增长与防风险一定程度上存在着权衡取舍的关系，即往往会顾此失彼，“按起葫芦起了瓢”。最终，需要通过供给侧（包括金融供给侧）结构性改革，用改革的方法来实现稳增长与防风险的动态平衡与有机统一。

近年来，稳增长与稳杠杆（防风险）之间的“跷跷板”，充分体现了二者的艰难权衡。

2015年10月，中央的供给侧结构性改革目标中已经提出了降杠杆的任务，但2016年的宏观杠杆率仍然上升了11.5个百分点。主要原因在于2016年的第一季度便出现了增长下滑，GDP同比增速6.7%，创28个季度的新低。这时候的去杠杆目标只能暂时让位于稳增长。这导致2016年一季度杠杆率攀升了5.4个百分点，全年上升了11.5个百分点。之后，杠杆率快速攀升的局面才得到了有效的抑制，2017和2018年，我国宏观杠杆率分别上涨了2.4个百分点和下降了1.9个百分点。但这种去杠杆也从付出了一定的代价。由于严监管以及部门之间的竞争性去杠杆，导致民企资金链断裂，债务违约频现，中小银行风险加剧，产生所谓“处置风险的风险”。接下来，随着中美经贸摩擦加剧，经济下行压力加大，宏观杠杆率也在2019年一季度大幅上涨了5.1个百分点，与之伴随的是经济增长超市场预期。第二季度的杠杆率升幅回落到0.7个百分点，经济增长的压力也随之而来，三季度增长率差一点“破6”。而面对2020年经济增长率进一步下滑的态

势，呼吁逆周期调控政策要更加发力的声音也不绝于耳。这些事实，“完美”呈现了稳增长与稳杠杆之间的艰难平衡。

针对 2020 年以及未来一段时间稳增长与稳杠杆的动态平衡，特别是避免“按起葫芦起了瓢”，我们提出以下四个方面的政策着力点。

首先，用改革而非刺激的办法稳住总需求。消费方面，注重调整收入分配格局，壮大中等收入群体，释放消费潜力；从供给侧入手，推进服务业开放，提升服务业质量，满足社会对于高质量服务的需求，着力提高服务业消费，促进服务产业与服务消费“双升级”；增加社会性支出，构筑社会安全网，减少消费的后顾之忧。投资方面，侧重于补短板、惠民生的有效投资，这包括脱贫攻坚、城镇老旧小区改造、与城市群发展相关的基础设施建设以及产业链创新链完整性的构建等；进一步推进市场开放以及政府与社会资本合作（PPP），给民营经济以更大的发展空间，激发民间投资的活力；推进私有产权保护，稳定预期，给民营企业以信心。外需方面，进一步提升对外开放水平，深化规则制度型开放；坚持市场化、法治化、国际化原则，不断改善营商环境；继续推进一带一路倡议建设，推动双边与多边贸易协定的达成，拓展国际合作空间和国际市场；努力保持对外学习通道，获取新的全球化红利。

其次，容忍宏观杠杆率的适度上升。自中央 2015 年提出降杠杆目标以来，2017 年和 2018 年取得明显成效，杠杆率分别上升 2.4 和 -1.9 个百分点，与 2008-2016 年杠杆率年均增幅 12.2 个百分点形成鲜明对比。不过，基于 2017、2018 年的去杠杆经验来推演未来的杠杆率趋势可能会形成误导。2019 年杠杆率上升了 6.1 个百分点就是例证。2020 年稳杠杆难度更大。其一，2017-2018 年名义 GDP 增速较快，都在 10% 上下，而 2020 年名义 GDP 增速可能回落较大，这增加了去杠杆的难度。其二，考虑 2018 年去杠杆力度过大带来的负面冲击，接下来的去杠杆宜稳妥推进。其三，疫情的冲击可能会致杠杆率出现较大幅度攀升。其四，GDP 的上调，使得新口径下宏观杠杆率水平有所下降，风险有所下降，从而也增加了宏观杠杆率上升的政策空间。基于以上，要容忍宏观杠杆率的适度上升。

第三，将资源配置与风险配置匹配起来。尽管我国较高的债务率（或宏观杠杆率）的水平值得警惕，但更大的问题在结构。从债务结构角度看，更多的风险都在公共部门，形成典型的风险集聚。我们的估算表明，发达经济体公共部门（主要是政府部门）债务占实体经济债务比重大约在 40% 左右，新兴经济体不到 30%，而中国公共部门（政府部门加上国有企业）债务占比却达到 60%。也就是说，债务风险中有六成左右集聚到了公共部门。显然，这些风险最终是需要政府来兜底的。因此，解决中国的高杠杆问题、化解金融风险，一个重要的途径就是将资源配置与风险配置统一起来、匹配起来，构建风险共担机制。中国传统的发展模式往往注重是注重资源配置而忽视风险配置。政府将资源（主要是一些要素，包括信贷资源）、市场机会与发展收益更多地“配置”给了国有经济和地方政府，但与此同时，却因为隐性担保、软预算约束等制度因素而未能将相应的风险配置出去，导致国有经济和地方政府在发展过程中的风险收益不

匹配，形成强烈的扩张冲动和快速的债务积累。未来看，必须一方面推进市场开放，将政府控制或垄断的资源、发展机会释放出来，另一方面，取消隐性担保、刚性兑付以及金融机构的体制性偏好这些制度性扭曲，实现风险与收益的更佳匹配，达成有效的风险共担。

第四、针对公共部门特别是国企与融资平台精准去杠杆，避免进入“日本化”阶段。全球范围看，私人部门杠杆率远高于公共部门杠杆率，二者相差 60 多个百分点。而中国的公共部门（政府部门加上国企）杠杆率远高于私人部门杠杆率，大大降低了杠杆资源配置的效率。未来看，需要在公共部门与私人部门杠杆率的优化配置上做文章，即对于居民部门及民企杠杆率的上升要有一定容忍度，对于地方融资平台以及国企要实施更加精准的去杠杆。尤其要防止进入“日本化”阶段：由于私人部门难以启动，主要靠政府的力量来稳增长。特别是 2003 年日本实施质化量化宽松政策后，公共部门杠杆率开始高于私人杠杆率，二者的差距现在已达 70 个百分点左右。就当前我国的发展阶段而言，更需要激发私人部门的活力和依靠市场内生的动力来支撑中长期增长，这就要求在杠杆资源配置上要向私人部门倾斜，减少信贷资源配置中的政府干预，坚持竞争中性和效率原则，纠正杠杆率的错配。

数字鸿沟还是信息福利?*

——互联网使用对居民幸福感的影响

鲁元平¹ 王军鹏²

【摘要】随着互联网普及率的不断提高,研究互联网使用对居民幸福感的影响具有重大的现实意义。本文基于中国家庭追踪调查(CFPS)2010年的数据,研究发现互联网使用显著提高了居民幸福感水平,产生了信息福利效应,互联网对居民幸福感的影响等同于将居民家庭人均纯收入提高 5965 元。机制分析表明互联网的信息传播、分享功能是其提高居民幸福感的重要渠道,人们高度重视互联网在工作学习中的作用,并将其作为获取信息的重要渠道。与此同时,本文异质性分析发现,在低收入、低教育水平、农村地区、欠发达地区等“弱势群体”中互联网所产生的信息福利效应更强,新技术的采用缩小了不同人群间既有的数字鸿沟,减少了同“优势群体”在主观福利上的差距。本文的研究结论对于“宽带中国”战略背景下,深入理解互联网、移动新技术的发展对人们生活的塑造具有一定的现实意义,同时有助于更好地剖析新时代下中国居民的幸福演变过程与“幸福—收入之谜”的解决之道。

【关键词】互联网;居民幸福感;信息福利;数字鸿沟

一、引言

以互联网为代表的信息通信技术,开启了一个无限可能的信息时代。互联网的发展不只是一场技术革命,更重要的是,它是一股强有力的社会、经济和文化力量,给人们的生活方式和经济社会发展带来了根本性的变化(谢宇等,2017)。已有文献围绕着信息技术与社会生产生活的关系开展了细致的研究,发现信息技术不仅影响经济产出、创新创业,甚至还在国家的政治进程和兴衰中扮演着关键角色(Fairlie, 2006; Gentzkow et al., 2011)。现如今,新一轮的信息技术革命伴随着互联网的普及,正作为一种不容忽视的力量参与着人类社会的发展进程。根据《中国互联网发展状况统计报告》的数据,2016 年中国互联网上网人数达到 7.31 亿人,互联网普及率达到 53.2%,超出全球平均水平 3.9 个百分点,超出亚洲平均水平 10.1 个百分点。随着互联网对社会生活和经济发展的的重要性日益提高,互联网对居民幸福感的影响便愈发成为一个值得研究

原文发表于《经济学动态》2020 年第 2 期

¹ 鲁元平,中南财经政法大学财政税务学院、收入分配研究中心

² 王军鹏,中南财经政法大学公共管理学院

的话题。正如 2016 年习近平总书记在第三届世界互联网大会中指出：“要让互联网更好造福国家和人民”，这是国家领导人第一次提出让互联网促进居民幸福的言论。

传统的幸福感研究主要关注收入、教育、公共支出、政府质量、社会资本等因素，较少关注技术应用，尤其是信息技术应用对居民主观幸福感的影响。在仅有的研究互联网和居民幸福感的文献中，研究者主要以西方发达国家作为分析对象，从社会资本、心理情绪等角度探索互联网影响居民主观幸福感的渠道机制。并且，已有研究未得到一致性的结论，主张互联网可以提高居民幸福感的学者认为，互联网使用可以增加社会交流、创造消费价值，以及增加收入（Hong, 2007; Sabatini and Sarracino, 2014）。反对者则认为，互联网使用降低了居民间的社会信任、引起了不良情绪，从而降低了居民幸福感（Pénard et al., 2013）。

与以往研究不同，本文聚焦于互联网的基本功能——信息搜索与传播，对居民幸福感的影响。许多研究已表明互联网熨平了信息流传播的阻隔和落差，通过消除时空障碍，提高居民获取信息的能力，同时缩小交易双方的信息差距，减轻信息不对称性，那么互联网使用是否是通过“信息”这一重要的渠道对居民幸福感产生影响，本文将试图对此进行深入研究。

本文利用中国家庭追踪调查数据（CFPS），分析发现互联网使用产生了信息福利，显著地促进了居民幸福感水平的提升。其中，互联网的信息传播、搜索功能是互联网提高居民幸福感的关键机制，人们高度重视互联网在学习工作中的作用并将其作为获取信息的重要渠道。同时，本文进一步的分析表明在低收入、低教育水平人群，以及农村和欠发达地区等“弱势人群”中，互联网所产生的信息福利更加明显，新技术的采用使得居民的幸福水平呈现趋同的态势。本文可能的贡献有以下三点。其一，拓展了居民幸福感的研究视角，将信息技术纳入居民主观福利的函数中，进一步拓展了对信息技术所产生后果的认识。其二，提出了信息福利的概念，立足于互联网传播、分享信息的基本功能，为互联网影响居民幸福感的机制验证提供了经验证据，增进了对互联网功能的认识。最后，本文发现了互联网的信息福利效应存在“趋同”现象，即在“弱势人群”中的表现更为突出，有利于提出“幸福-收入之谜”¹的解决之道。

二、文献综述与研究假说

作为一种新兴信息技术，互联网正在以一种全方位、多维度的方式塑造社会的方方面面，不仅影响着经济发展的方式和结构，也深入到社会公众福利水平的演变过程中。在关于互联网使用与居民幸福感的研究中，由于互联网普及程度等原因，现有文献的分析对象主要集中于西方发达国家，且未得到一致的结论。一种观点认为使用互联网能够提高居民的幸福水平。其中，Graham and Nikolova(2013)基于 2009 至 2011 年盖洛普世界民意调查数据，研究了使用手机、

1 “幸福-收入之谜”是指居民的幸福水平并没有随着经济增长而不断上升，当经济发展到一定程度，居民幸福水平趋于一个稳定的值、呈现水平状态的现象，亦称之为“幸福悖论”或“伊斯特林悖论”（Easterlin Paradox）。

电视、电脑等不同信息技术对居民主观幸福感的影响,研究发现新型信息技术的使用对主观幸福感起到了促进作用,但该文没有对其中的机制进行具体的解释。Steinfeld et al. (2008) 选择 Facebook 作为研究对象,发现使用 Facebook 可以促进个人社会资本的积累,从而提升了居民的主观幸福感水平。Becchetti et al. (2008) 发现通过互联网参与社交活动(如保持与家人和朋友的联系)能够提高居民的幸福感。亦有研究表明互联网对居民生活满意度的促进作用来自于网络的使用有的某种社交商品属性,通过分享产生了愉悦感,从而改善人们的主观福利(Uhlaner,1989)。此外,互联网的普及也改善了信息不对称的程度、促进了价格发现机制的完善并且降低了交易费用,从而使得商品价格下降,明显改善了消费者的福利水平(Hong, 2007)。

另一种观点则认为互联网使用显著降低了居民幸福感水平。受到时间有限的硬性约束条件,互联网使用会减少人们在真实世界中与他人面对面交流的时间,居民的幸福感水平会因此而降低(Frey et al.,2007)。基于社会资本的研究视角,Sabatini and Sarracino (2014) 利用意大利的数据研究却发现互联网所产生的社交网络降低了社会信任,从而对居民的幸福感产生了消极的影响。Nie et al.(2016)的研究也得出了类似的结论,并进一步指出中国的传统文化因素加剧了这一影响。Graham and Nikolova(2013)在研究中发现在撒哈拉以南的非洲地区,手机银行的使用与精神压力和易怒水平呈现正相关关系,作者认为其原因可能在于手机银行支付的便捷性使得日常支出更为频繁。同时,互联网的使用可能会造成使用者上网成瘾,产生孤僻、不易与人交往等性格问题,对居民的福利水平产生了消极影响。

总的看来,目前已有的文献对于互联网使用与居民幸福感之间的关系尚未得出一致的结论,可能的原因在于各项研究的数据来源、样本选择、度量方法等方面存在差异。但是,互联网使用与居民幸福感之间产生联系的潜在机制却得到了充分的讨论,其中包括社会资本与信任(Steinfeld et al., 2008; Becchetti et al., 2008; Sabatini and Sarracino,2014; Castronova and Wagner,2011)、情绪和心理(Graham and Nikolova, 2013; Li and Chung,2006)、消费水平(Goolsbee and Klenow,2006; Hong,2007)等。然而在已有潜在机制的讨论中,研究者们却忽视了互联网的最基本和最核心的功能,即信息的搜索、分享和传播。从信息的角度解读互联网使用对居民幸福感的影响至今仍未得到应有的重视,而对于这一问题的研究不仅对于理解居民的主观福利的影响因素,而且对于认识互联网等信息技术的社会经济后果都具有重要的意义。

自斯蒂格勒以来,经济学家们日益将信息搜寻成本作为研究重点。其中,互联网以低成本、高效率和大容量等特征成为降低信息摩擦以及提高信息搜寻效率的重要选择,并深刻影响着经济发展、技术进步和市场效率。Morton et al. (2003) 基于美国汽车交易价格数据,发现互联网消除了种族等因素对购车价格的影响,改善了亚裔和西班牙裔在购车市场上受歧视的现象,在线平台对买方信息的隐匿提高了信息匹配度。Hong (2007) 的研究表明用户可以通过互联网获得更多的信息,并以电影市场为例,发现使用互联网的消费者可以搜寻到更多与自己需

求相匹配的电影。此外，Kroft and Pope（2014）以美国的 Craigslist 网站为研究对象，探索在线搜索对传统住房市场和劳动力市场的影响，发现网络搜索功能使房屋出租空缺率显著降低并且提高了信息搜寻的匹配程度。

基于互联网的信息属性及其所蕴含的信息福利，Pénard et al.（2013）发现使用互联网的人群拥有更高的主观幸福感水平，其原因在于互联网可以使人们以更高的效率搜寻信息、获取更便宜的商品和多样化的服务以及匹配度更高的工作机会。Graham and Nikolova（2013）的研究则进一步表明互联网使得个人从信息的被动消费者转变为积极搜寻者，并且提高了人们对生活的掌控能力，从而提高了居民的幸福感受。由此，本文提出了以下研究假说：

假说 1：互联网的使用可以提高居民的幸福感受，其信息搜索、分享和传播等功能是其中重要的作用机制，即互联网使用具有信息福利。

与此同时，部分研究者也发现互联网在促进经济增长和提高生产效率的同时，也可能产生新的不平等。高收入人群和高教育人群更有可能接入互联网服务(Pandey et al., 2003)，对美国的互联网使用的研究发现，更年轻、受过大学教育、更富有的白人使用互联网的概率更高（Witte and Mannon, 2010），因而这类人群能够更加好地享受和利用互联网所带来的好处（Viswanath and Finnegan, 1996; Hoffman and Novak, 1999; Strover, 1999）。相反的，社会经济地位较低的群体却被排斥在经济全球化和信息技术改革之外，处境变得更加艰难（Dimaggio and Bonikowski, 2008）。因此，部分研究者认为互联网可能会加剧人类社会的不平等并形成“数字鸿沟”(ITU, 2015)。

但也有学者指出，互联网在全球的广泛应用导致了信息生产与消费的爆炸式增长，极大地降低了信息成本，增加了所有社会群体尤其是低社会经济地位的人群获得信息资源和技术的可能性，有利于改善他们在劳动力市场中的机会和回报，最终实现向上社会流动（Anderson et al., 1995；谢宇等，2017）。而且基于边际效用递减原理，在已有信息存量较大的人群中互联网的所能够带来的增益有限，互联网的信息传播功能对于居民福利的改善情况将集中体现在原信息存量较少的“弱势群体”¹中。Graham and Nikolova(2013)的研究证实了现代信息技术对居民幸福感受的影响存在着边际递减的现象，对于接入信息技术能获得最高边际回报的人群中（即贫穷国家人群和低收入人群），现代信息技术对他们主观幸福感的提升作用最大。基于以上分析，本文进一步提出假说 2：

假说 2：互联网使用对居民幸福感受的影响在低收入、低教育水平和落后地区等“弱势群体”中表现得更为明显。

1 本文将“弱势群体”定义为收入低于平均水平以下、中学及以下受教育程度、居住在农村地区、所在省份人均 GDP 低于所有省份平均水平的个人，反之，则为“优势人群”。弱势与优势的划分仅仅是通过客观指标进行度量，没有任何歧视的性质。

三、数据来源、计量模型与变量描述

1. 数据来源及计量模型

本文所采用的数据来自于中国家庭追踪调查 (CFPS), CFPS 是一项全国性、综合性的社会跟踪调查项目, 由北京大学社会科学调查中心实施, 覆盖了中国除内蒙古、海南、青海、宁夏、西藏、新疆外的 25 个省市自治区, 代表了中国 95% 的人口, 重点关注中国居民的经济与非经济福利。本文采用幸福感水平作为主观福利的度量。CFPS 中关于居民幸福感的问题是“你觉得自己有多幸福?”, 取值从 1 到 5 代表幸福感的不断增强¹。由于幸福感数据的序数特征, 本文采用有序概率模型进行估计²。模型设定如下:

$$Happiness_i = F(Net_use_i + X\beta + \epsilon_i) \quad (1)$$

$F(X)$ 是某种非线性函数, 具体形式表达如下:

$$F(Happiness^*) = \begin{cases} 1 & Happiness^* < k_1 \\ 2 & k_1 < Happiness^* < k_2 \\ \vdots & \\ J & k_{J-1} < Happiness^* \end{cases} \quad (2)$$

$happiness^*$ 是 $happiness$ 背后的本文无法观察的连续变量, 即计量经济学所称的潜变量 (latent variable), 参照 Stewart(1983) 等文献的做法, $happiness^*$ 表示成为以下变量的线性函数:

$$Happiness^* = \beta Net_use_i + \gamma X_i + \epsilon_i \quad (3)$$

$k_1 < k_2 < k_3 < \dots < k_{J-1}$ 称之为门槛值 (Threshold Value), 均是需要估计的参数。

其中, $Happiness$ 代表居民幸福感水平; Net_use 为本文关注的核心解释变量, 代表个人是否使用互联网, 使用互联网取值为 1, 否则取值为 0; X 表示被已有研究证实的影响个体主观幸福感的变量, 主要包括: 年龄及其平方项、性别、民族、收入、婚姻状况、社会经济地位、健康状况、受教育程度、就业状况、地域变量等; ϵ 表示随机扰动项。对模型变量的详细描述与定义详见表 1。

2. 变量描述性统计

不同于已有研究仅考虑青少年或者老年群体, 本文在一个较宽泛的年龄段 (16-59 岁) 内考察了互联网使用情况对居民幸福感的影响, 由于中国男性职工退休年龄为 60 岁, 并且 60 岁也作为衡量是否老年的重要刻度, 60 岁及以上年龄人群的互联网使用可能有较大差异, 16 岁以下样本诸多变量如工作类型、收入等缺失, 所以本文将样本年龄限制在 16-59 岁。同时, 本文剔除了

1 以此种方式度量幸福感水平, 其信度和效度已经得到心理学家和经济学家的高度认可 (Kahneman and Krueger, 2006)。

2 Ferrer-i-Carbonell and Frijters(2004)指出在模型设定正确的情境下, 无论是将幸福水平感视为有序变量采用 Ordered Probit 模型进行估计, 或者将其视为连续变量采用 OLS 进行估计, 均可以得到一致的估计结果。本文主回归采用 Order Probit 模型, 并同时汇报了 OLS 的估计结果。后文中有关居民幸福感的回归, 除了表 2 第 (4) 是 OLS 方法估计之外, 其余的都是利用 Ordered Probit 模型进行估计的。

学生样本、主观幸福感缺失和汇报“不适用”的样本、关键变量缺失和汇报“不适用”的样本等，最终得到 22162 个有效样本。

表 1 变量描述性统计

变量名	变量定义	均值	标准差	最大值	最小值
居民幸福感水平 (<i>Happiness</i>)	1=非常不幸福, 2=比较不幸福, 3=一般, 4=比较幸福, 5=非常幸福	3.827	1.016	1	5
是否使用互联网 (<i>Net_use</i>)	1=使用互联网, 0=不使用互联网	0.196	0.397	0	1
年龄 (<i>Age</i>)	单位: 岁	41.05	10.97	17	59
性别 (<i>Gender</i>)	1=男性, 0=女性	0.481	0.500	0	1
婚姻状态 (<i>Marr</i>)	1=在婚, 0=其他	0.870	0.336	0	1
自评健康 (<i>Health</i>)	1=健康, 2=一般, 3=比较不健康, 4=不健康, 5=非常不健康	1.739	0.957	1	5
受教育程度 (<i>Edu</i>)	1=文盲/半文盲, 2=小学, 3=初中/高中, 4=大学及以上	2.405	0.935	1	4
汉族 (<i>Han</i>)	1=汉族, 0=少数民族	0.916	0.277	0	1
户口 (<i>Hukou</i>)	1=非农户口, 0=农业户口	0.286	0.452	0	1
政治身份 (<i>Ccp</i>)	1=党员, 0=其他	0.0636	0.244	0	1
工作状态 (<i>Work</i>)	1=有工作, 0=没有工作	0.605	0.489	0	1
对数收入 (<i>Lninc</i>)	家庭人均纯收入的对数	8.676	1.014	1.253	13.82
居住地 (<i>Urban</i>)	1=居住在城市, 0=居住在农村	0.464	0.499	0	1
自评社会地位 (<i>Social_Level</i>)	1=地位很低, 2=地位低, 3=地位中等, 4=地位高, 5=地位很高	2.730	0.950	1	5

变量的描述性统计结果如表 1 所示, 其中样本的总体幸福感水平为 3.827 分处于“一般”和“比较幸福”之间, 属于中等偏上水平。在样本中有近 20% 的被调查者使用互联网。图 1 显示使用互联网的居民幸福感水平为 4.03 分比未使用互联网的人群 3.77 分高出近 7 个百分点, 使用互联网的居民幸福感水平普遍较高。

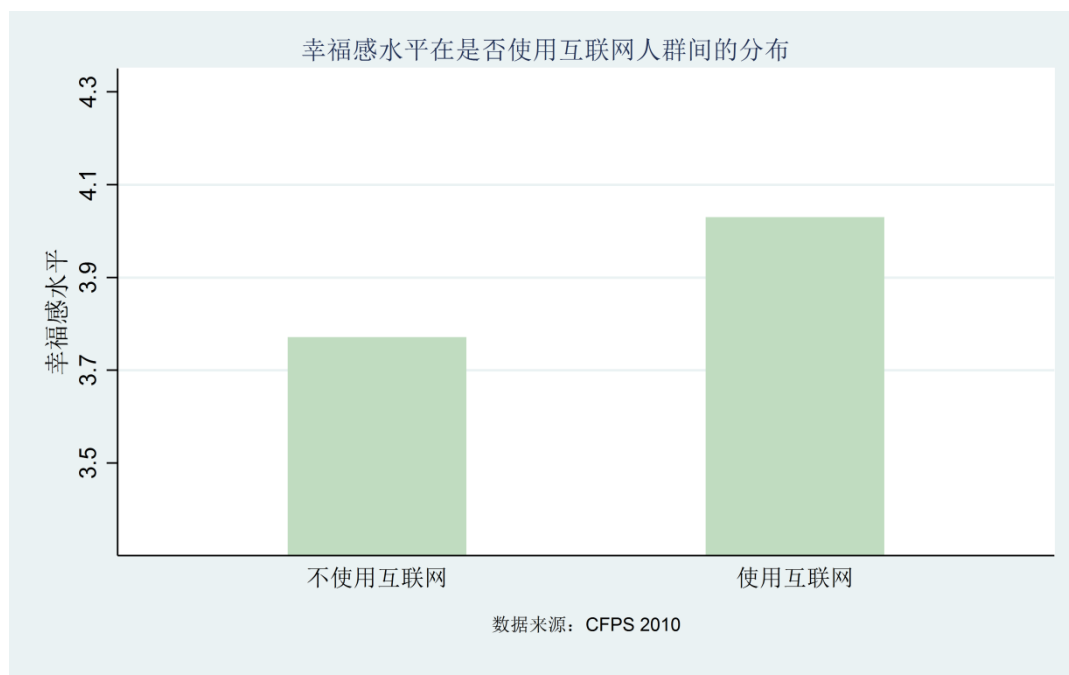


图 1 互联网使用状况与居民幸福感水平

通过分析个体日常获取信息的渠道,本文发现在使用互联网的情境下,互联网已经成为非常重要的信息获取渠道。互联网承载着信息传播的重要功能,这一属性已得到充分认可并且在日常生活中得到广泛运用,在对互联网不同功能的重要性评价中,学习和工作属性是居民最为关注的方面,其次是娱乐和社交(见图 2),利用互联网进行学习和工作的功能主要体现在信息的搜集方面,表明本文选择从信息的角度来分析互联网使用对居民幸福感的影响是较为正确的。信息获取能力的增强提高了人们对生活的掌控能力、促进了个体和群体间的沟通交流、降低了生产生活中的信息搜寻成本,对提升居民福利影响深远。

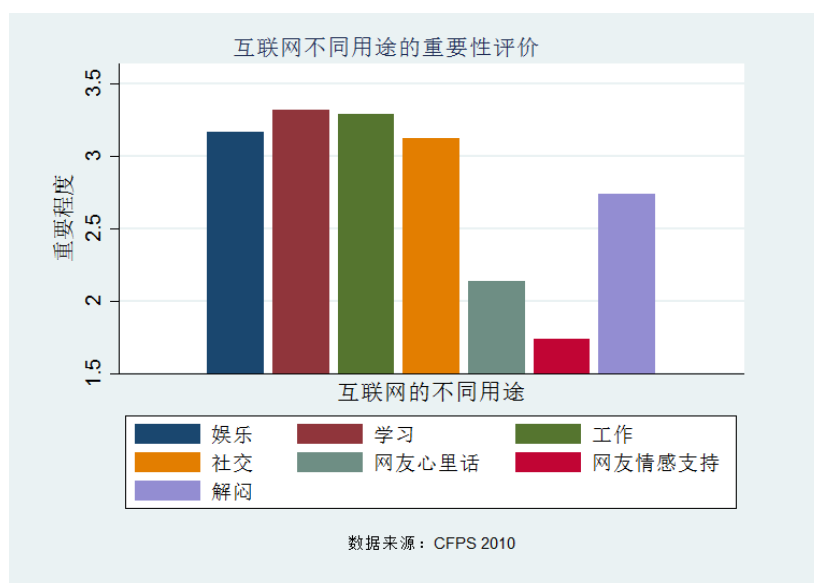


图 2 互联网不同用途的重要性评价

四、实证回归结果与分析

1. 基本回归结果

本部分基于前文所述的样本数据和估计方法对互联网使用与居民幸福感之间的正相关关系进行实证检验。由于是否使用互联网与幸福感水平，可能由共同因素驱动，与个人背景、收入等因素存在明显的相关关系，忽视此问题会导致严重的估计偏差，不能对结论进行因果性的解释。因此，本文控制可能会导致估计偏差的因素，并在后文采用工具变量方法对内生性问题作进一步的探讨和稳健性检验。

表 2 展示了互联网使用和居民幸福感关系的基本回归结果。在 Ordered Probit 模型中，第（1）列至第（3）列分别代表不控制任何变量、控制居民特征变量、进一步控制省份固定效应的回归结果，在三种情境下，互联网使用和居民幸福感水平之间保持着显著的正相关关系，互联网的使用促进了居民幸福感的提升，证明了本文的假说 1。第（2）和第（3）列的结果中，在控制居民背景变量之后，互联网的使用对居民幸福感的影响大幅下降，这说明了本文选取的控制变量可以显著剔除其他因素可能产生的估计偏差问题。同时，加入省份固定效应之后，互联网使用对居民幸福感水平的影响变化差异不大，增强了本文对解决遗漏变量问题的信心。表 2 第（4）列汇报了基于 OLS 的估计结果，在 1% 的显著性水平下，互联网的使用每提高 1 个点，居民幸福感相应提高 0.062 个点（与平均水平相比，提高了 1.6%），OLS 同 Order Probit 的回归结果相一致，不仅消除了模型误设的潜在问题，更进一步凸显了互联网使用可以促进居民幸福感水平提升这一客观事实。

其他控制变量的估计结果与现有文献的研究发现一致（鲁元平、王韬，2011；陈刚、李树，2012；何立新 潘春阳，2011；Appleton and Song, 2008）。男性比女性具有更低的幸福感、居民年龄与幸福感之间呈 U 型曲线关系、受教育程度对居民幸福感有显著的促进作用、健康状况显著增加了居民幸福感、已婚者更加幸福、无业人员、社会地位较低人群的幸福水平较低、绝对收入依旧对我国居民幸福感依旧有重要影响。由于以上几个变量的与以往的研究并没有显著差别，而且其回归系数的方向与显著性都比较符合直觉，所以在此不在作过多的阐述。

由于 Order Probit 的回归系数不能直接用于解释互联网使用对居民主观幸福感的影响程度，本文基于表 2 第（3）列计算出边际效应。为了令文章更简洁，本文以图形的形式呈现互联网使用对各个幸福感取值（1-5）的边际效应。如图 3 所示，互联网的使用可以有效降低居民感到不幸福的概率、提高感受到幸福的概率。具体的，居民感受到“非常不幸福”、“不幸福”和“一般”的概率分别下降了 0.28、0.60 和 1.7 个百分点，感受到“幸福”和“非常幸福”的概率分别增加了 0.17 和 2.3 个百分点。与其他因素对居民幸福感水平的影响相比，互联网对居民幸福感水平的影响效应是重大的、不容忽视的，这亦进一步凸显出从信息技术——互联网角度研究居民幸福感的重要性。

借鉴 Levinson(2012)以及杨继东和章逸然（2014）的做法，本文运用生活满意度法(Life Satisfaction Approach)对互联网使用进行幸福定价。在理性人追求效用最大化假设下，收入与互联网使用的边际替代率 $MRS = \frac{\partial \text{Happiness} / \partial \text{Net_use}}{\partial \text{Happiness} / \partial \text{Income}} = \frac{\beta}{\gamma}$ ，其中分子和分母分别表示互联网使用和家庭人均收入对幸福感的边际影响。当以对数形式衡量收入时，个体为使用互联网的支付意愿 (Willingness To Pay) 为 $Y \times \frac{\beta}{\gamma}$ ，其中 Y 代表了收入水平。由于本文所用样本的居民平均幸福感为 3.827，因此在 Order Probit 模型的估计结果中选取幸福感为 4 时的边际效应来计算互联网使用的幸福定价。此时，互联网使用对幸福感的边际效应为 0.00171，收入对数的边际效应为 0.0028。由于本文样本的平均收入为 9766.6 元，因此可计算出互联网的幸福定价为 5965 元，与家庭人均纯收入的中位数大致相当。这意味着互联网对居民幸福感的影响等同于将居民家庭人均纯收入提高 5965 元。基于同样的计算方法，表 3 第二行报告了基于 OLS 的计算结果，此时互联网的幸福定价价值约为 7569 元，相当于将家庭人均纯收入由 25 分位点提升至 75 分位点。此外，与杨继东和章逸然（2014）计算出的空气污染的幸福定价（1250 元）相比，互联网的幸福定价是其空气污染的数倍。由此可以反映出互联网在影响居民幸福感众多因素中的重要地位，也突显了本文研究的重要现实意义。

表 2 互联网使用对居民幸福感的影响

	Ordered Probit			OLS
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Net_Use</i>	0.270*** (0.018)	0.044* (0.023)	0.069*** (0.023)	0.062*** (0.019)
<i>Age</i>		-0.075*** (0.005)	-0.075*** (0.006)	-0.068*** (0.005)
<i>Age2</i>		0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)
<i>Gender</i>		-0.120*** (0.015)	-0.117*** (0.015)	-0.105*** (0.013)
<i>Marr</i>		0.486*** (0.026)	0.503*** (0.026)	0.455*** (0.024)
<i>Health</i>		-0.181*** (0.009)	-0.188*** (0.009)	-0.173*** (0.008)
<i>Edu</i>		0.081*** (0.010)	0.059*** (0.010)	0.054*** (0.009)
<i>Han</i>		0.039 (0.027)	-0.068** (0.032)	-0.050* (0.028)
<i>Hukou</i>		0.086*** (0.021)	0.058*** (0.022)	0.046** (0.019)
<i>Ccp</i>		0.020 (0.031)	0.034 (0.031)	0.027 (0.025)
<i>Work</i>		-0.016 (0.016)	0.014 (0.016)	0.017 (0.014)
<i>Lninc</i>		0.087*** (0.008)	0.088*** (0.009)	0.080*** (0.008)
<i>Urban</i>		0.075*** (0.017)	0.073*** (0.018)	0.067*** (0.015)
<i>Social_Level</i>		0.222*** (0.009)	0.232*** (0.009)	0.205*** (0.007)
Proved FE	No	No	Yes	Yes
Observations	22,162	22,162	22,162	22,162

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著，括号内为稳健标准误。

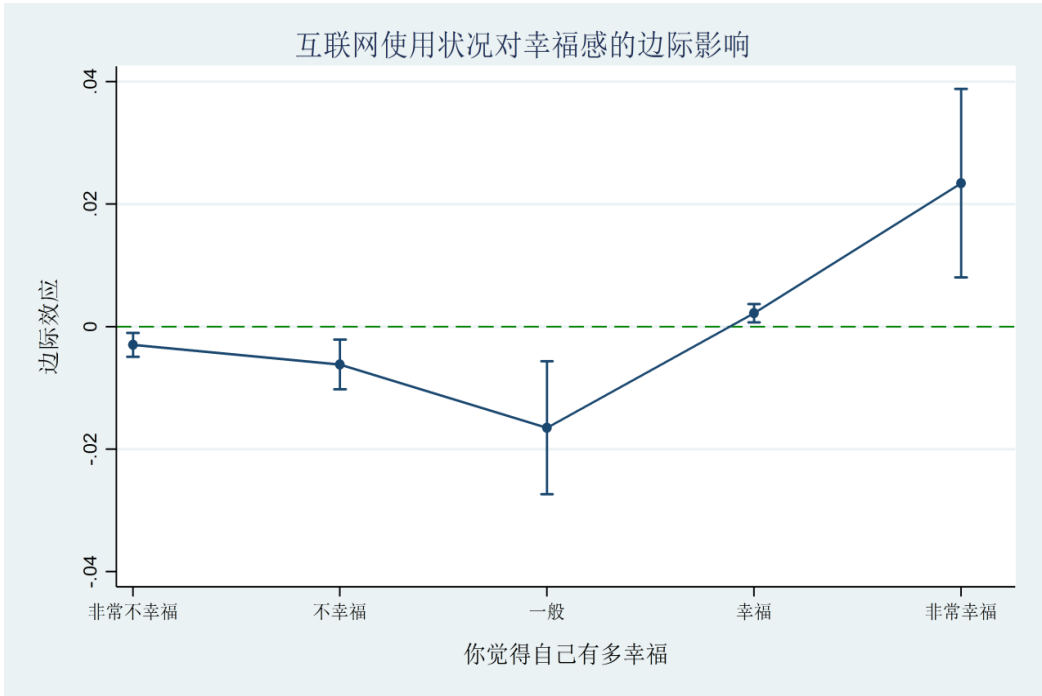


图 3 互联网使用对居民幸福感影响的边际效应

表 3 互联网使用的幸福定价

	β	γ	Y	$WTP = Y \times \frac{\beta}{\gamma}$
Order Probit	0.00171	0.00280	9766.6	5965
OLS	0.062	0.080	9766.6	7569

注：Y 代表了样本平均收入水平， β 和 γ 分别表示互联网使用和家庭人均收入对幸福感的边际影响。

2. 机制探讨：互联网的信息获取功能

前文的回归结果有效验证了互联网使用对提升居民主观幸福感的积极作用，但其中的影响机制还有待进一步的探讨。现有发现互联网可以提高居民幸福感的研究主要认为，使用互联网可以拓展居民的社交活动和社会资本，进而影响居民幸福感。此类研究着重于从互联网的社会功能出发，对互联网的信息搜索、传播这一基本功能并未给予过多关注。

互联网产生伊始便服务于科研过程中的交流与沟通，信息的共享和传递是互联网的基本功能，也是其吸引人们使用互联网的最大动机所在。如图 2 所示，学习和工作是人们所认为的互联网的最重要的功能。本文将居民对互联网不同功能重要性的感知同幸福感水平相联系，研究互联网的何种功能对居民幸福感水平发挥着实质性的作用。

互联网的信息交流、分享功能可以降低信息搜寻成本，帮助人们掌握更多的信息，从而改善信息不对称的局面(Dimaggio and Bonikowski, 2008)。在此背景下，是否使用互联网将对居民获取信息的渠道产生重要影响。在信息获取的多个渠道中，互联网在成本、时效性、丰裕度等方

面都领先于其他信息来源，如电视和报纸杂志。受限于时间和精力硬性约束，互联网出现之后，会挤压传统信息获取渠道的存在空间。基于此，本文首先探讨互联网使用对信息获取渠道的影响，对互联网的信息获取功能进行验证。表 4 的结果显示使用互联网显著地提高了居民将互联网作为主要信息获取渠道的概率，并同时降低了将电视、报纸/杂志/期刊、广播、手机短信和他人告知等手段作为信息获取渠道的概率。基于在信息获取方面的优势，互联网改变了人们获取信息的习惯性途径，挤出了传统信息获取渠道。Kroft and Pope(2014)也发现网络的在线搜索功能显著降低了人们对报纸等纸质媒体的使用。在实际应用中，互联网的信息功能得到充分的重视与应用，这个结论为本文的信息福利假说了提供了经验证据。

表 4 互联网使用对信息获取渠道的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Net_Use</i>	- 1.326*** (0.065)	2.633** * (0.108)	-0.214* (0.109)	- 0.517*** (0.090)	- 1.085*** (0.053)	- 0.602*** (0.079)
Control Var	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Proved FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	22,189	22,189	22,189	22,189	22,189	22,189

注：表中各列的因变量分别为居民是否选取（1）电视、（2）互联网、（3）报纸/杂志/期刊、（4）广播、（5）手机短信和（6）他人告知作为主要信息获取渠道。控制变量包括年龄及其平方项、性别、婚姻状态、自评健康、受教育水平、民族、户口、政治身份、工作状态、家庭人均纯收入、居住地、自评社会地位。***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著，括号内为稳健标准误。

为了进一步验证前文机制的可靠性，深入挖掘信息在互联网使用对居民幸福感影响中的作用，本文充分利用 CFPS 问卷中的“手机和网络模块”所涉及到的相关问题，问卷中将互联网用途分为学习、社交、娱乐、网友交流等 7 类，并通过询问“最近非假期的一个月内，你/您在使用互联网络时，下列目标对您有多重要？”被访者对其重要性进行 1-5 打分，1 分表示“非常不重要”，5 分表示“非常重要”，从而获取个体对互联网各个功能重要性的评价。本文将互联网功能分为两大类，第一类为“信息型用途”，包括学习、工作和社交¹，其主要体现在信息搜索与使用方面；第二类为“情感型用途”，包括互联网娱乐、与网友说心里话、寻求网友情感支持和解闷，其主要体现在情感与娱乐方面。

表 5 汇报了居民对互联网“信息型用途”的重要性评价对幸福感水平的影响，随着居民对互联网学习、工作和社交功能重要性评价的增加，幸福感水平也在不断提高。学习、工作和社交均是建立在互联网互通信息、共享知识、沟通交流的核心功能之上，居民幸福感与此类用途显著正向相关，说明了互联网信息共享功能的重要性。在切实认识到信息共享重要性的背景下，人们会充分挖掘互联网的潜力，提高信息搜寻和沟通交流的效率，增加自身的信息丰裕程度，进而获得了更高水平的幸福感。

¹ 关于学习和工作中的互联网信息功能较为明显，社交中的信息功能也日益突出，比如微信、QQ、微博等即时通讯工具的迅猛普及也反应了信息快速传播的基本功能。

表 5 互联网信息型用途重要性评价对居民幸福感的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Impt_Study</i>	0.068*** (0.016)			
<i>Impt_Work</i>		0.070*** (0.014)		
<i>Impt_Social</i>			0.078*** (0.015)	
<i>Impt_Info</i>				0.124*** (0.019)
Control Var	Yes	Yes	Yes	Yes
Provd FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	4,334	4,331	4,333	4,327

注：表中各列的因变量为居民幸福感水平。*Impt_Study*、*Impt_Work* 以及 *Impt_Social* 分别代表居民对互联网学习、工作和社交等用途的重要性评价，*Impt_Info* 为此三项指标的平均值。其余控制变量包括年龄及其平方项、性别、婚姻状态、自评健康、受教育水平、民族、户口、政治身份、工作状态、家庭人均纯收入、居住地、自评社会地位。***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著，括号内为稳健标准误。

资料来源：作者计算整理。

表 6 则是“情感型用途”互联网的重要性评价对居民幸福感的影响。可以发现此类用途对居民幸福感水平的影响，除娱乐用途外其他用途没有影响或者呈现出消极影响。互联网的“情感型用途”更多体现的是互联网的消遣、生活属性，不承担信息沟通、交流、共享的角色，是互联网在不断进化演变的道路上衍生出的功能。“信息型用途”和“情感型用途”变量对居民幸福感的回归结果亦进一步表明，信息在互联网使用影响居民幸福感中发挥了重要作用，是互联网发挥作用的重要机制。

表 6 互联网情感型用途重要性评价对居民幸福感的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Impt_Entain</i>	0.027* (0.015)				
<i>Impt_Pal1</i>		-0.016 (0.015)			
<i>Impt_Pal2</i>			-0.046** (0.018)		
<i>Impt_Fun</i>				-0.031** (0.013)	
<i>Impt_Emo</i>					-0.025 (0.023)
Control Var	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Provd FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	4,652	4,648	4,648	4,650	4,643

注：表中各列的因变量为居民幸福感水平。*Impt_Entain*、*Impt_Pal1*、*Impt_Pal2* 以及 *Impt_Fun* 分别代表居民对互联网娱乐、与网友说心里话、寻求网友的情感支持、寻求网友的专业帮助和解闷用途的重要性评价，*Impt_Emo* 为此五项指标的平均值。其余控制变量包括年龄及其平方项、性别、婚姻状态、自评健康、受教育水平、民族、户口、政治身份、工作状态、家庭人均纯收入、居住地、自评社会地位。***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著，括号内为稳健标准误。

资料来源：作者计算整理。

3. 社会资本还是信息功能？

在已有研究互联网与居民幸福感的文献中，部分学者认为在线活动可以扩大社会资本¹、提高社交参与度，是建立和维护社会关系或社会资本的重要手段（Bauernschuster et al., 2014; Pénard et al., 2013）。互联网有助于更容易获取关于社交活动的地点和时间的信息，降低预订场所或购买某些活动门票的交易成本，提供有关政治和公民活动的信息，甚至有助于找到与个人偏好较为匹配的志愿者活动的参与机会。例如，社区微信群、地方政府的网络公众号等都使得居民互动更方便、高效。由于社会资本对居民幸福感有显著的正向影响已经成为幸福经济学的基本共识（Helliwell, 2003; Lei et al., 2015）。因此，互联网使用可以通过改善和扩大社会资本进而提高了居民的幸福感（Pénard et al., 2013; Sabatini and Sarracino, 2014），正是由于互联网使用、社会资本以及主观幸福感之间存在这种链式关系，从而使得本文之前的研究面临一个竞争性的假设，即互联网对居民幸福感的积极作用有可能来自于其对社会资本的正面影响，而不是本文之前所探讨的信息功能，本部分将对这一竞争性假设进行检验。

Lei et al.(2015)在研究社会关系、社会资本对中国居民主观幸福感的影响时，主要用与亲友、邻居等的交往关系作为社会关系/社会资本的度量，本文参考其做法分别控制了居民自己人缘关系（Relation）、与人相处能力（Getalong）、与邻居交往（Neighbor）、与亲友交往（Kinship）四个变量。关于这四个变量的度量，CFPS 问卷中自己人缘关系的问题是“你认为自己的人缘关系有多好？”（从 1-5 进行选择，“1”表示非常差，“5”表示非常好），与人相处能力的问题是“你认为自己在与人相处方面能打几分？”（从 1-5 进行选择，“1”表示很难相处，“5”表示很好相处），与邻居交往的问题是“上个月，您家与周围邻居是否有以下交往？”（1.一起娱乐/聚餐；2.赠送食物或礼物；3.提供帮助；4.看望；5.聊天；6.其他。有其中一项交往则该变量赋值为 1，否则赋值为 0），与亲友交往的问题是“上个月，您家与亲友家是否有以下交往？”（1.一起娱乐/聚餐；2.赠送食物或礼物；3.提供帮助；4.看望；5.聊天；6.其他。有其中一项交往则该变量赋值为 1，否则赋值为 0）。分别控制各个变量时代表一种社会关系或者人际关系维度，同时控制四个变量时本文则视为个体的总体社会资本状况的度量。

表 7 列示了控制社会资本变量后互联网使用对居民幸福感影响的实证结果。表 7 第（1）列至第（4）列分别控制了居民自己人缘关系、与人相处能力、与邻居交往、与亲友交往四个变量，第（5）列同时控制了以上四个变量。回归结果显示，人缘关系、与人相处、与邻居交往以及与亲友交往四个控制变量中除了与邻居相处之外，其他三个变量都对居民幸福感有显著的正向影响。这表明，总体而言社会资本的增加确实能够促进了居民幸福感的提高，但是我们更为关心

¹社会资本是指个人社会关系网络，通过这种关系网络可以更容易得到资源、信息或援助，从而获得市场和非市场利益，比如更好的社会地位、更好的教育和职业成就，以及更多的幸福等（Glaeser et al., 2002; Pénard and Poussing, 2010）。在社区或国家层面，社会资本是指有利于促进集体行动的互惠规范与信任网络，它是文化、非正式制度的延续（Putnam, 2000）。

的是，在控制了社会资本变量之后，互联网使用对居民幸福感的影响，无论是符号还是显著水平均未有明显变化。这说明，即使存在互联网促进社会资本提升进而提高居民幸福感，但是互联网的信息功能依旧是影响居民幸福感水平的重要机制之一，上文提出的竞争性假设并不成立，再一次支持了本文的假说 1，即互联网的使用提升了居民幸福感，其信息搜索、分享、传播功能所产生的信息福利是其重要的作用机制。

表 7 互联网的社会资本效应检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Net_Use</i>	0.288*** (0.068)	0.355*** (0.062)	0.266*** (0.073)	0.261*** (0.072)	0.330*** (0.062)
<i>Relation</i>	0.444*** (0.011)				0.312*** (0.012)
<i>Getalong</i>		0.432*** (0.011)			0.293*** (0.012)
<i>Neighbor</i>			0.028 (0.018)		-0.033* (0.019)
<i>Kinship</i>				0.093*** (0.016)	0.077*** (0.017)
Control Var	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
ProvcdfE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	22,152	22,147	22,189	22,179	22,118

注：表中各列的因变量为居民幸福感水平。*Relation* 表示居民自己人缘关系、*Getalong* 表示与人相处能力、*Neighbor* 表示与邻居交往、*Kinship* 表示与亲友交往。其他控制变量包括年龄及其平方项、性别、婚姻状态、自评健康、受教育水平、民族、户口、政治身份、工作状态、家庭人均纯收入、居住地、自评社会地位。***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著，括号内为稳健标准误。

4. 数字鸿沟还是信息福利？

互联网通过其信息功能可以显著地提高居民幸福感水平，即本文称之为的“信息福利”。在互联网覆盖率较高的人群中，他们能够享受更多互联网带来的信息福利。根据已有研究和本文所用数据的样本差异检验¹，随着受教育程度、收入等因素的增加，居民更加有可能使用互联网 (Pandey et al., 2003; DiMaggio et al., 2004)。“优势人群”不仅在收入等经济领域居于优势地位，在新技术革命中也因为更易接触到新技术而达到更高的福利水平。传统研究认为社会经济地位较高的个体在知识学习和信息搜寻上存在优势，社会上存在着“知识鸿沟” (Viswanath and Finnegan, 1996)。在这一推论之下，随着互联网普及程度的提高，“优势人群”将获得更多的互联网信息福利，加深了“数字鸿沟”。

但是，Graham and Nikolova (2013) 发现现代信息技术（手机、电视和互联网）对主观幸福感的影响存在边际递减的规律，在接入信息技术能获得最高边际回报的人群中（贫穷国家和低收入人群），现代信息技术对他们的福利提升作用最大。作为新兴技术革命，互联网带来的海量

1 限于文章整体安排，本文并未展示样本差异检验，有兴趣的读者可向作者索取。

信息帮助“弱势群体”极大的开拓了视野，明显改善了他们的信息丰裕程度，而“优势人群”由于已有搜寻、共享信息等资源的传统渠道和较高的经济福利，互联网所带来的信息福利在“优势人群”中作用有限，而在“弱势群体”中则弥补了他们先前的资源和信息劣势，提高了其福利水平，互联网缩小了横亘在两类人群间的“鸿沟”。在互联网这一信息技术的帮助之下，其所蕴含的信息福利正帮助“弱势群体”缩小了与“优势人群”间的主观幸福感差异。

为了检验互联网是扩大了“优势人群”和“弱势群体”间的“数字鸿沟”，还是为“弱势群体”带来了更多的“信息福利”，本文从收入、受教育水平、城乡、区域经济发展水平等四个维度将居民分为“优势人群”和“弱势群体”。其中，将文盲、半文盲以及小学学历的个人划分为低教育群体，将初中、高中学历的个人划分为中等教育群体，将大学及以上学历的个人划分为高等教育群体，根据家庭人均纯收入的中位数将人群分为高收入人群和低收入人群，根据区县人均 GDP 的中位数将地区划分为发达地区和欠发达地区。并在各自群体中分别检验互联网使用对居民幸福感水平的影响。

为了让回归结果看起来更加简洁、清晰，本文采用图形的形式呈现互联网使用对不同群体在主观幸福感各个取值（1-5）的边际效应。图 4 基于城乡、经济发达水平、收入高低来划分“弱势群体”和“优势人群”，从图 4 可以较为明确地看到，互联网的使用显著降低了两种人群处于“非常不幸福”、“不幸福”和“一般”状态中的概率、提高了“幸福”和“非常幸福”的概率，这意味着互联网的信息福利是普遍存在于社会各个群体中，能够被众人所感知，具有较高程度的普惠性。但是，进一步对两种人群的边际效应进行比较分析可以发现，互联网使用对“弱势群体”回答“幸福”和“非常幸福”的概率要显著高于“优势人群”，对“弱势群体”回答“非常不幸福”、“不幸福”和“一般”状态中的概率要低于“优势人群”，对“弱势群体”处于各个幸福感水平的影响大约是对“优势人群”影响的两倍。这个结论表明，互联网的信息福利在“弱势群体”中表现的更加突出，这一发现与 Graham and Nikolova（2013）的结论基本一致，同时也验证了本文的假说 2。

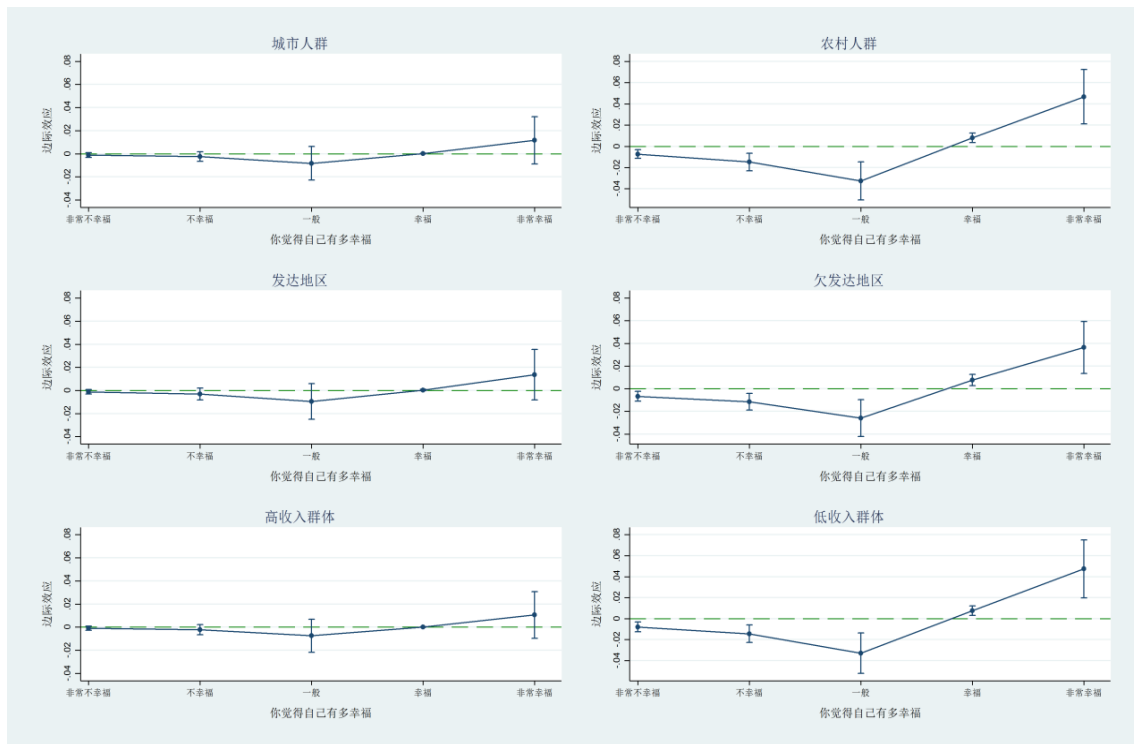


图4 互联网使用对城乡、不同收入与经济发达水平居民幸福感的影响

资料来源：作者绘制。

图5是基于居民的受教育水平来划分的，将中低等受教育水平的居民视为“弱势人群”，将高等受教育水平的居民视为“优势人群”。回归结果显示，对中低等受教育群体而言，互联网的使用显著降低了两种人群处于“非常不幸福”、“不幸福”和“一般”状态中的概率、提高了“幸福”和“非常幸福”的概率。对于高等教育的群体而言，其影响符号是相反的，其原因可能在于高等教育者其获取信息的手段较多、已有信息存量较大，互联网所能够带来的增益有限甚至要花较多的时间用于互联网的信息收集，因此影响模式出现一定的差异。但是由于其在统计学意义上不显著，本文也不做过多的分析。互联网使用对中低等受教育群体与高等受教育群体幸福感的影响差异，同样表明互联网的信息福利在“弱势人群”中表现的更加突出，进一步表明假设2的合理性。

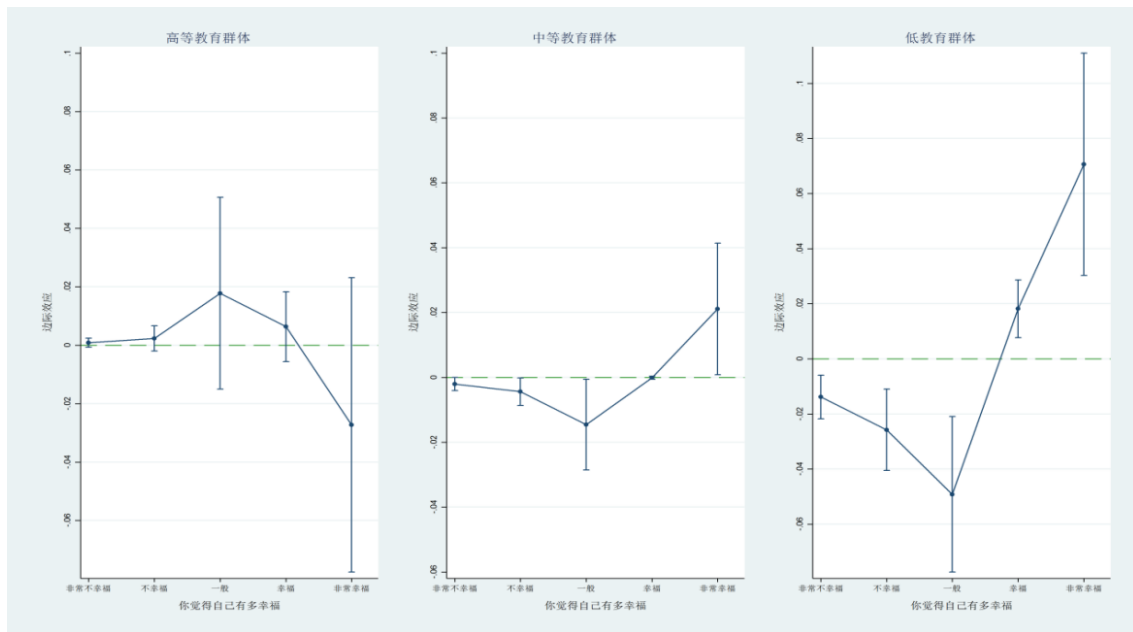


图 5 互联网使用对不同受教育水平居民幸福感的影响

资料来源：作者绘制。

5. 内生性问题的探讨

在检验互联网使用与居民幸福感的关系时，虽然本文将可能造成估计偏误的因素（如收入、受教育程度、居住地和省份固定效应等）纳入方程当中进行了控制，可以有效的缓解由于遗漏变量所导致的内生性问题。但是，还可能存在的状况是主观幸福感更高的人可能更倾向于使用网络获取信息，进而导致反向因果的估计偏误。为了进一步保证本文结论的可靠性，此部分对潜在的内生问题进行进一步的探讨。

在研究互联网使用与居民幸福感之间关系的文献中，Pénard et al.(2013)和 Sabatini and Sarraino(2014)为解决内生性问题，一致采用地区层面的互联网普及率作为个体是否使用互联网的工具变量。互联网普及率作为工具变量完全满足工具变量的两点要求：其一，互联网普及率越高使用互联网的概率就越大，该变量与互联网使用这一内生解释变量高度相关；其次，由于地区层面的互联网普及率属于加总数据，不会因个人层面的互联网使用行为而产生重大变化，满足工具变量的外生性假设。因此参照已有文献的做法，本文计算出居民所在区县的平均互联网使用状况并将其作为地区层面的互联网普及率（Internet_pe），以地区层面的互联网普及率作为个人是否使用互联网的工具变量。

由于本文采用 Order probit 模型进行估计，而在工具变量估计方程中的内生变量又为虚拟变量，采用通常估计方法无法进行有效估计，本文将使用 Roodman(2011)所提出的方法进行估计。表 8 汇报了工具变量法的估计结果，第（1）列是第一阶段回归结果，从中可以看到区县层面的互联网普及率与个体是否使用互联网具有显著的正向关系，这也表明本文所选用的工具变量具有较强的解释力度。在第（2）列中，经过工具变量对潜在内生性问题的进一步处理，互联网使用对居民幸福感水平的促进作用仍然高度显著，与前文研究结论保持一致，这表明前文的结论

具有较高的可靠性与稳健性。

表 8 工具变量回归结果

	第一阶段 (1)	IV 结果 (2)
<i>Net_Use</i>		0.259*** (0.057)
<i>Internet_pe</i>	3.205*** (0.115)	
Control Var	Yes	Yes
Proved FE	Yes	Yes
Obs	22,189	22,189

注：各列的控制变量包括年龄及其平方项、性别、婚姻状态、自评健康、受教育水平、民族、户口、政治身份、工作状态、家庭人均纯收入、居住地、自评社会地位。***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著，括号内为稳健标准误。***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著，括号内为稳健标准误。

资料来源：作者计算整理。

五、结论和政策含义

人类社会自产生以来，经历了从农业时代向工业时代转变、再向信息时代迈进的发展历程，对生活的追求也逐渐从物质层面转向精神层面。在相当长的一段时期内，人们将经济增长、收入等物质生活的改善等同于居民幸福感。直到 Easterlin 提出“幸福—收入悖论”后，学界开始关注其他非经济因素对居民幸福感的影响，如环境质量、社会资本、社会身份等。在当今时代，互联网嵌入到人们生活的方方面面，对社会活动、信息获取和生活质量等产生了重要影响，以润物细无声般的手法塑造着个体行为和观念。

本文基于互联网的信息传播、分享功能，研究了互联网使用与居民幸福感水平之间的联系，发现互联网使用可以显著提高居民的幸福感水平。同时，互联网重构了人们信息来源的结构，网络成为人们获取信息的重要来源，切实改变着人们对信息的利用方式和效率。在使用互联网的情景下，只有感知到互联网在学习、工作、社交等“信息型用途”的个人才能获得互联网所带来的主观福利的增加。本文还对比分析了互联网信息福利效应在不同人群中的分布，发现互联网的信息福利存在着边际递减的现象，“弱势人群”的初始信息存量较少、对信息的需求量大，互联网在信息传播、分享等方面的强大优势为“弱势人群”提供了更多信息福利，提高了其幸福感水平，客观上缩小了“优势人群”和“弱势人群”之间的主观福利差异，使得两者的福利水平呈现出趋同的态势，缩小了“数字鸿沟”。

根据本文的研究结果，互联网在提升居民主观福利方面可以发挥积极作用，而目前中国仍然有相当部分的人群面临发展困境，福利水平有待改善，并且在地域、阶层上存在较大的差异。为了“让互联网更好的造福国家和人民”，实现全民社会整体福利的提升，本文提出以下政策建议：

- (1) 进一步提高互联网的覆盖面和普及率，加大高速宽带网络建设，降低接入和使用费用，

深化移动互联网的发展。2016年，中国互联网普及率已经达到53.2%，但是在不同人群间存在较大差异，尤其是农村居民。相比于城市，农村互联网基础设施建设依然是中国互联网发展中的短板，低收入人群受限于互联网应用成本尚未充分享受到完善的信息化服务。加大互联网应用（特别是移动互联网）的普及程度，对于满足人民期待和需求、普及信息化服务、提高居民福利具有重大而深远的意义。

（2）引导“弱势群体”积极使用互联网等信息化服务，培育其使用信息化服务的新观念，并为其接入互联网提供经济补贴。受制于自身经济资源的限制，“弱势群体”对互联网及信息化服务的使用经验较少，对新生事物抱有怀疑的态度，对原有生活方式和习惯存在较强的路径依赖，面对使用成本较高的互联网，“弱势群体”拥有较少接入互联网的机会。因此，国家需要综合协调多方力量，降低互联网接入费用，大力发展移动互联网，为“弱势群体”在互联网接入上提供经济补贴，培育其通过互联网快速获取信息的能力，让网络真正走进千家万户，为改善居民福利增添力量，成为破除“幸福-收入之谜”的重要解决之道。

（3）学习、熟悉信息技术需要一定的时间和精力投入，对于“弱势群体”而言，该学习曲线更为陡峭，在短期内对其精神状态产生压力。同时，网络欺诈行为近年来日益频繁、为社会大众所熟知，对网络风险的担忧进一步加剧了新用户的精神压力、减弱了其应用信息化服务的动力。为了降低信息化服务的学习曲线和有效避免网络风险，国家应积极组织社会力量、尤其是年轻人群，帮助“弱势群体”学习通过互联网使用各种信息化服务，准确识别潜在的网络风险，营造积极、健康的网络使用环境。

参考文献

- [1] 陈刚, 李树. 政府如何能够让人幸福? ——政府质量影响居民幸福感的实证研究[J]. 管理世界, 2012, (8): 55-67.
- [2] 何立新, 潘春阳. 破解中国的‘Easterlin 悖论’: 收入差距, 机会不均与居民幸福感[J]. 管理世界, 2011 (8) :11-22.
- [3] 鲁元平, 王韬. 收入不平等, 社会犯罪与国民幸福感——来自中国的经验证据[J]. 经济学 (季刊), 2011, 10 (4) :1437-1458.
- [4] 谢宇, 张晓波, 李建新, 涂平, 任强. 中国民生发展报告 2016[M]. 北京: 北京大学出版社, 2017.
- [5] 杨继东, 章逸然. 空气污染的定价: 基于幸福感数据的分析[J]. 世界经济, 2014, (12): 162-188.
- [6] Anderson R H., T. K. Bikson and S. A. Law. Universal Access to E-mail: Feasibility and Societal Implications[J]. Educational Media International, 1997, 34(2): 86-87.
- [7] Appleton, S. and L.N. Song. Life Satisfaction in Urban China: Components and Determinants[J]. World Development, 2008, 36(11): 2325-2340.
- [8] Bauernschuster, S., O. Falck, and L. Woessmann. Surfing Alone? The Internet and Social Capital: Evidence from an Unforeseeable Technological Mistake[J]. Journal of Public Economics, 2014, 117(1):73-89.
- [9] Becchetti, L., A. Pelloni, and F. Rossetti. Relational Goods, Sociability, and Happiness[J]. Kyklos, 2008, 61(3):343-363.
- [10] Castronova, E., and G. Wagner. Virtual Life Satisfaction[J]. Kyklos, 2011, 64(3):313-328.
- [11] Dimaggio, P., and B. Bonikowski. Make Money Surfing the Web? The Impact of Internet Use on the Earnings of U.S. Workers[J]. American Sociological Review, 2008, 73(2):227-250.
- [12] Dimaggio, P., E., Hargittai, Celeste, C., and S. Shafer. From Unequal Access to Differentiated Use: A Literature Review and Agenda for Research on Digital Inequality[J]. Social Inequality, 2004:355-400.
- [13] Fairlie, R. W. The Personal Computer and Entrepreneurship[J]. Management Science, 2006, 52(2): 187-203.
- [14] Ferrer-i-Carbonell, A. and P. Frijters. How Important is Methodology for the Estimates of the Determinants of Happiness?[J]. The Economic Journal, 2004, 114(497):641-659.
- [15] Frey, B. S., C. Benesch, and A. Stutzer. Does Watching TV Make Us Happy?[J]. Journal of Economic Psychology, 2007, 28(3):283-313.
- [16] Gentzkow, M., J. M. Shapiro, and M. Sinkinson. The Effect of Newspaper Entry and Exit on Electoral Politics[J]. American Economic Review, 2011, 101(7):2980-3018.
- [17] Glaeser, E.L., D. Laibson and B. Sacerdote. An Economic Approach to Social Capital[J]. Economic Journal, 2002, 112 (483) :F437-F458.
- [18] Goolsbee, A., and P. J. Klenow. Valuing Consumer Products by the Time Spent Using Them: An Application to the Internet[J]. American Economic Review, 2006, 96 (2) :108-113.
- [19] Graham, C., and M. Nikolova. Does Access To Information Technology Make People Happier? Insights from Well-being Surveys from Around the World[J]. The Journal of Socio-Economics, 2013, 44(10):126-139.
- [20] Helliwell, J. F. Well-being, Social Capital and Public Policy: What’s New? [J]. The Economic Journal, 2006, 116(510):C34-C35.
- [21] Hoffman D. L, T. P. Novak and M. Peralta. Building Consumer Trust Online[J]. Communications of the ACM, 1999, 42(4): 80-85.
- [22] Hong, S. H. The Recent Growth of the Internet and Changes in Household-level Demand for Entertainment[J]. Information Economics & Policy, 2007, 19(3-4):304-318.

- [23] International Telecommunication Union(ITU). Measuring the Information Society Report 2015.Geneva, Switzerland, 2015.
- [24] Kahneman, D. and A. B. Krueger. Developments in the Measurement of Subjective Well-Being[J]. Journal of Economic Perspectives, 2006, 20(1): 3–24.
- [25] Kroft, K., and D. G. Pope. Does Online Search Crowd Out Traditional Search and Improve Matching Efficiency? Evidence from Craigslist[J]. Journal of Labor Economics, 2014, 32(2): 259-303.
- [26] Lei, X., Y. Shen, J.P. Smith and G. Zhou. Do Social Networks Improve Chinese Adults' Subjective Well-being? [J]. The Journal of the Economics of Ageing, 2015, 6 :57-67.
- [27] Levinson A. Valuing Public Goods Using Happiness Data: The Case of Air Quality[J]. Journal of Public Economics, 2012, 96(9): 869-880.
- [28] Li, S. M., and T. M. Chung. Internet Function and Internet Addictive Behavior[J]. Computers in Human Behavior, 2006, 22(6):1067-1071.
- [29] Morton, F. S., F. Zettelmeyer, and J. Silva-Risso. Consumer Information and Discrimination: Does the Internet Affect the Pricing of New Cars to Women and Minorities?[J]. Quantitative Marketing and Economics, 2003, 1(1):65-92.
- [30] Nie, P., A. Sousa-Poza, and G. Nimrod. Internet Use and Subjective Well-Being in China[J]. Social Indicators Research, 2016:1-28.
- [31] Pandey, S. K., J. J. Hart, and S. Tiwary. Women's Health and the Internet: Understanding Emerging Trends and Implications[J]. Social Science & Medicine, 2003, 56(1):179-91.
- [32] Pénard, T. and N. Poussing. Internet Use and Social Capital: the Strength of Virtual Ties[J]. Journal of Economic Issues, 2010, 44 (3), 569–595.
- [33] Pénard, T., N. Poussing, and R. Suire. Does the Internet Make People Happier?[J]. The Journal of Socio-Economics, 2013, 46: 105-116.
- [34] Putnam R. D. Bowling alone: The Collapse and Revival of American Community[M]. New York: Simon and Schuster, 2001.
- [35] Roodman D. Fitting Fully Observed Recursive Mixed-Process Models with Cmp[J]. Stata Journal, 2011, 11(2): 159-206.
- [36] Sabatini F, and F. Saracino. Online Networks and Subjective Well-Being[J]. Kyklos, 2017, 70(3): 456-480.
- [37] Steinfield, C., N. B. Ellison, and C. Lampe. Social Capital, Self-esteem, and Use of Online Social Network Sites: A Longitudinal Analysis[J]. Journal of Applied Developmental Psychology, 2008, 29(6):434-445.
- [38] Strover S. Rural internet connectivity[J]. Telecommunications policy, 2001, 25(5): 331-347.
- [39] Uhlaner C. J. Relational Goods and Participation: Incorporating Sociability into a Theory of Rational Action[J]. Public choice, 1989, 62(3): 253-285.
- [40] Viswanath, K., and J. R. Finnegan Jr. The Knowledge Gap Hypothesis: Twenty-five Years Later[J]. Annals of the International Communication Association, 1996, 19(1): 187-228.
- [41] Witte, J. C., and S.E. Mannon. The Internet and Social Inequalities[M]. New York: Routledge, 2010.

Digital Gap or Information Welfare?:

The Effect of Internet on Individual Subjective Well-being in China

Abstract: With the widespread of the Internet, exploring how Internet will change people's life becomes meaningful. Based on China Family Panel Studies in 2010, this paper investigates the effect of Internet on individual happiness, and finds that the using Internet can significantly improve individual happiness. The effect is unignorable and equals the effect of increasing per capita family income by 5965 yuan. The mechanism analyses show that the function of sharing information is the key of why Internet can improve individual happiness. People with access to Internet choose it as main information channel, and only the evaluation about the importance of Internet usage on learning, work and social interaction will enhance individual happiness. Besides, the heterogeneity analysis also find that disadvantaged people, who are live in disadvantaged regions and have low income and education, can benefit more from the Internet on individual happiness. We call this phenomenon as the information welfare of the Internet. The widespread of Internet has narrowed the gap caused by technology among different groups, and improves the welfare of disadvantaged group largely. These findings help people better understanding how modern information technology shapes people's life, and solving happiness-income puzzle.

KeyWords: internet;happiness;information welfare;digital gap

中国与“一带一路”参与国的贸易潜力研究：以最终消费品进口为例

李 晓¹ 张宇璇² 陈小辛³

【摘要】 本文运用随机前沿引力模型研究了 2002—2017 年中国从“一带一路”参与国进口最终消费品的贸易效率和贸易潜力，而后构建贸易非效率模型，从双边制度差异的角度分析了影响贸易潜力实现的因素，并基于此探讨了中国作为“一带一路”参与国最终消费品市场提供者的地位与前景。研究发现：样本期内中国与“一带一路”参与国的经济发展规模对中国进口最终消费品具有显著的正向影响；地理距离是抑制中国进口贸易的主要因素。中国与“一带一路”参与国的文化差异对中国从其进口最终消费品具有一定的促进作用；政治制度差异对中国从其进口最终消费品具有一定的抑制作用。整体而言，中国从“一带一路”参与国进口最终消费品的贸易效率很低，但近些年有上升趋势。现阶段，中国从“一带一路”参与国进口最终消费品的增长速度较快，且面临的贸易阻力逐年下降，我们认为未来中国具有为“一带一路”参与国提供广阔最终消费品市场的巨大潜力。

【关键词】 最终消费品；市场提供者；随机前沿；贸易效率；贸易潜力；制度差异

一、引言

2018 年 3 月份以来，由美国挑起的中美贸易争端备受世界关注。这场贸易争端经历了双方博弈的多个阶段。目前，双方仍处于谈判磋商期，贸易争端的走向面临诸多不确定性。美国发起中美贸易争端的直接原因，在于近十年来中国对美国的巨额贸易顺差的日益累积和增长。这反映出中国对美国市场的高度依赖。即使中美贸易争端得到有效解决，在现阶段美元主导的国际货币体系中，中国经济发展都将面临巨大挑战。改革开放四十年来，对外开放无疑促进了中国经济的空前发展。在对外贸易方面，毋庸置疑，中国已经成为世界上的贸易大国。在进口贸易方面，中国仍以进口初级产品和中间产品为主，进口最终产品相对较少，中国对外提供最终产品市场的能力也相对薄弱。在当今世界经济充满不确定性，贸易保护主义抬头的环境下，中国作为负责任的大国不仅要提升出口贸易结构，也应该积极对外提供最终产品特别是最终消费品市场，释放自身巨大的消费市场潜力，从而带动其他国家的经济增长，让其他国家真正搭上

¹ 李 晓，吉林大学经济学院

² 张宇璇，吉林大学经济学院

³ 陈小辛，珠海华正咨询有限公司

中国经济发展的“顺风车”¹。

2013 年“一带一路”倡议提出后，中国正在通过互联互通（即“五通”）将亚欧非的众多国家和地区连接起来。由于“一带一路”参与国多是经济发展较为落后的发展中国家，若想让它们共同分享中国经济增长的红利，不仅大量的对外投资尤其是基础设施投资是必要的，为其提供更多的发展机会和更为广阔的最终产品市场也应该是“一带一路”建设的重要内容²。2018 年 11 月中国第一届世界进口博览会的成功举办体现出中国在扩大进口上的行动力。在全球经济增长缺乏动力、贸易保护主义盛行的环境下，中国正在积极承担起对外提供最终产品市场的责任。

2002—2017 年，中国从“一带一路”参与国³进口商品的贸易总额整体呈上升趋势，近几年受全球经济环境的影响有所回落（见图 1）。从进口各类产品的贸易额来看，中国从“一带一路”参与国进口的产品主要集中在初级产品和中间产品上⁴，进口最终产品的贸易份额较小，但自 2008 年全球金融危机后，中国从“一带一路”参与国进口最终消费品的贸易额呈快速增长趋势。伴随着中国经济的快速增长，国内巨大的消费潜力开始显现。从进口各类商品的增速来看，2002-2017 年间，中国从“一带一路”参与国进口商品总量的年均增速为 15.0%，其中进口最终消费品的年均增速为 18.3%。值得关注的是，2009—2014 年，中国从“一带一路”参与国进口最终消费品的年均增速高达 25.4%。基于上述分析，笔者发现，目前中国从“一带一路”参与国进口最终消费品的基数较小，但是其增长速度很快。虽然短期内进口贸易额增加有限，但从长期来看，国内巨

1 习近平总书记在世界经济论坛 2017 年年会开幕式上指出：“中国的发展是世界的机遇，中国是经济全球化的受益者，更是贡献者。我们真心希望各国搭乘我们的‘快车’‘便车’，所以我们坚定推动世界共同发展，构建人类命运共同体。”

2 中国目前在进口关税的调整方面已经表现出扩大进口（特别是进口最终消费品）的决心。2018 年 5 月 30 日召开的国务院常务会议决定较大范围下调日用消费品进口关税，更好满足群众多样化消费需求。这是继我国降低汽车进口关税后，持续扩大开放并满足群众需求的又一重要举措。从今年 7 月 1 日起，将服装鞋帽、厨房和体育健身用品等进口关税平均税率由 15.9%降至 7.1%；将洗衣机、冰箱等家用电器进口关税平均税率由 20.5%降至 8%；将养殖类、捕捞类水产品和矿泉水等加工食品进口关税平均税率从 15.2%降至 6.9%；将洗涤用品和护肤、美发等化妆品及部分医药健康类产品进口关税平均税率由 8.4%降至 2.9%。资料来源：国务院_中国政府网：<http://www.gov.cn/guowuyuan/> 登录时间：2018 年 6 月 4 日。

3 此处的“一带一路”参与国是根据中国一带一路网（<https://www.yidaiyilu.gov.cn/gbjg/gbgk/77073.htm>，登陆时间：2019 年 3 月 24 日）中给出的已同中国签订共建“一带一路”合作文件的国家（截至 2019 年 3 月 6 日，中国已经与 123 个国家和 29 个国际组织签署了 171 份共建“一带一路”合作文件）这 123 个国家分别为：斐济、萨尔瓦多、智利、苏里南、委内瑞拉、冈比亚、佛得角、坦桑尼亚、刚果（布）、尼日利亚、安哥拉、加蓬、赞比亚、塞舌尔、喀麦隆、马耳他、多米尼加、萨摩亚、格林纳达、多哥、乌干达、布隆迪、津巴布韦、乍得、肯尼亚、纳米比亚、莫桑比克、加纳、南苏丹、塞拉利昂、科特迪瓦、哥斯达黎加、毛里塔尼亚、索马里、乌拉圭、多米尼克、卢旺达、突尼斯、巴布亚新几内亚、安提瓜和巴布达、奥地利、巴拿马、苏丹、波黑、阿尔及利亚、吉布提、几内亚、希腊、纽埃、圭亚那、塞内加尔、利比亚、玻利维亚、特立尼达和多巴哥、马达加斯加、摩洛哥、埃塞俄比亚、新西兰、黑山、拉脱维亚、阿尔巴尼亚、爱沙尼亚、斯洛文尼亚、黎巴嫩、巴林、埃及、菲律宾、文莱、泰国、新加坡、阿塞拜疆、立陶宛、阿富汗、巴基斯坦、克罗地亚、阿曼、印度尼西亚、缅甸、东帝汶、阿联酋、越南、亚美尼亚、捷克、白俄罗斯、格鲁吉亚、伊拉克、吉尔吉斯斯坦、哈萨克斯坦、科威特、马尔代夫、马其顿、尼泊尔、保加利亚、塞尔维亚、斯洛伐克、俄罗斯、斯里兰卡、孟加拉国、柬埔寨、匈牙利、伊朗、老挝、卡塔尔、摩尔多瓦、马来西亚、蒙古国、波兰、罗马尼亚、沙特阿拉伯、塔吉克斯坦、南非、韩国、土耳其、乌兹别克斯坦、乌克兰、葡萄牙、密克罗尼西亚联邦、库克群岛、汤加、瓦努阿图、厄瓜多尔、巴巴多斯、古巴。

4 此处的产品分类是参照联合国商品贸易统计数据库中 BEC 分类方式下的分类方法。其中初级产品编号为 111、21、31；中间零部件产品编号为 42、53，中间半成品编号为 121、22、32；最终资本品编号为 41、521，最终消费品编号为 112、122、51、522、61、62、63。在该分类方式下有编号为 7 的其他未归类物品。

大消费市场潜力的不断释放必然会促进中国进口最终消费品能力的提升，未来中国会为“一带一路”参与国提供更为广阔的最终消费品市场，从而带动其经济发展。

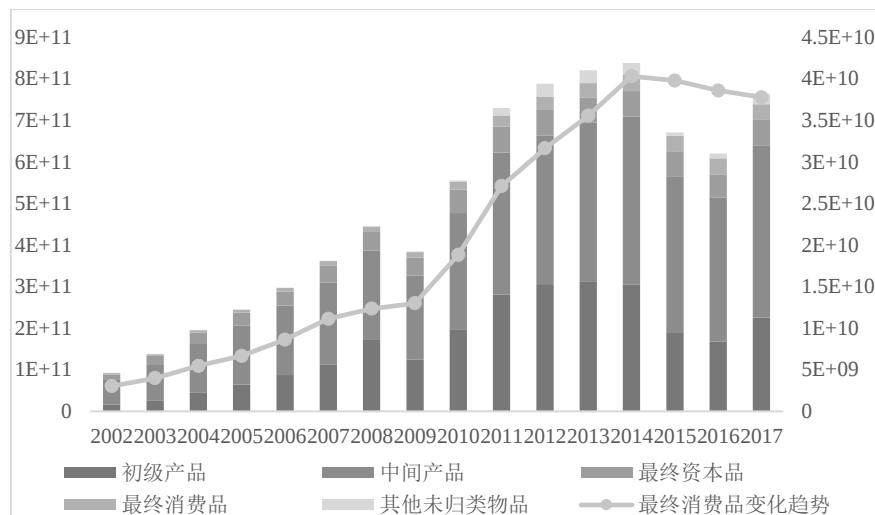


图 1 2002—2017 年中国从“一带一路”参与国进口各类商品的贸易额（单位：美元）

注：为了在图中同时体现中国从“一带一路”参与国进口各类商品的占比情况和进口最终消费品的增长速度，此处采用了双纵轴形式。左轴代表中国从“一带一路”参与国进口各类商品的贸易额；右轴代表中国从“一带一路”参与国进口最终消费品的贸易额。

数据来源：根据联合国商品贸易统计数据库（<https://comtrade.un.org/data>）中数据计算得出。

2002—2017 年，中国从“一带一路”参与国进口最终消费品的贸易额占从全球进口最终消费品贸易额的比重从 22.8% 增长到 24.3%¹，其中在 2015 年曾达到 27.0% 的水平。同期，“一带一路”参与国向中国出口的最终消费品占其向全球出口最终消费品的比重从 1.14% 增长到 3.34%。2002 年以来，“一带一路”参与国向中国出口最终消费品的年均增速为 14.74%，是其向全球出口最终消费品增速（6.80%）的两倍多。可见中国市场对“一带一路”参与国出口的影响愈发重要。中国与“一带一路”参与国最终消费品贸易往来渐密。但是从市场提供者的角度来看，目前中国为“一带一路”参与国提供的最终消费品市场仍然较小。

未来，中国为“一带一路”参与国提供最终消费品市场的能力，决定着中国与这些国家经贸合作的可持续性与中国对外贸易的结构转型。中国虽已具备对外提供最终消费品市场的潜力，但是短期内难以取代美国的地位。“一带一路”倡议的提出尤其是近来中美贸易争端的爆发表明，中国必须通过产业结构、经济结构和经济增长方式的深入调整，积极扩大内需，并通过加深与世界各国特别是“一带一路”参与国的经贸往来，扩大最终消费品的进口，满足国内日益增长的消费市场，同时带动世界各国特别是“一带一路”参与国最终消费品的出口，提升中国作为全球

1 笔者根据联合国商品贸易统计数据库中数据计算得出，本段中其他增长率数据亦如此。

最终消费品市场提供者的地位。

基于这样的现实背景，本文集中研究中国从“一带一路”参与国进口最终消费品的影响因素和贸易潜力，籍以分析未来中国作为“一带一路”参与国市场提供者的地位与前景。

二、相关文献综述

“市场提供者”的提法最早由日本经济企划厅于 1988 年提出¹，当时日本主张通过扩大进口的政策来促使其成为东亚地区的“市场提供者”。李晓（1995）在国内较早提出了中国在东亚地区的市场提供者地位问题，指出中国伴随着经济增长尤其是居民消费能力的提升将会成为东亚地区经济增长的“火车头”和主要的“市场提供者”。近年来，许多学者对中国作为东亚地区市场提供者的问题进行了探讨。目前，主要存在以下两种观点：一部分学者认为，中国作为东亚地区产品市场提供者，在降低区域内对外部市场的依赖性方面并没有显著作用。李晓和张建平（2010）认为，准确衡量中国吸纳东亚产品的真实能力是反映中国融入东亚区域生产网络的关键，而要考察中国吸纳本地区产品的真实能力，必须要深入考察中国在为东亚提供最终产品市场方面是否扮演着重要角色。Gaulier 等（2007）研究发现，中国崛起虽然加强了亚洲地区生产过程的内部分工，但并没有为该地区创造出能够促进区域内贸易发展的自动引擎，亚洲最终产品的出口仍依赖于区域外部市场。李晓和付竞卉（2010）的研究表明，中国已经成为东亚“新三角贸易”²的核心，正在成为东亚出口平台。中国虽已具备成为东亚市场提供者的潜力，但美国仍是东亚地区最大的最终消费品市场提供者，中国尚不具备取代美国成为东亚地区最终产品市场提供者的能力。另一部分学者认为，中国作为东亚市场提供者的地位呈不断上升的趋势，中国经济的快速发展能够对东亚地区的经济产生积极效应。Roland-Holst（2002）曾预测，2020 年中国将成为东亚最大的贸易实体，其经济扩张将为东亚地区提供史无前例的市场机会。张蕴岭（2009）认为，随着中国经济发展和国内市场的扩大，中国将会推动东亚地区的结构调整。冯永琦（2011）认为中国为东亚区域提供最终产品市场能力的不断提升，使中国在东亚贸易模式转型中的作用越来越重要。张坤（2013）、刘志雄和王新哲（2013）等也都指出中国作为东亚产品市场提供者的地位在不断上升。

现有研究中国对外提供产品市场的文献主要聚焦于中国的东亚市场提供者地位，鲜有文献从中国作为“一带一路”参与国市场提供者的角度进行探讨。“一带一路”倡议是中国在世界经济增长疲软的环境下，基于国内、国际发展的需要，提出的旨在促进中国与相关参与国共同发展的

1 详情参见：日本经济企划厅国际地域协作促进研究会编：《地域主义抬头条件下日本的选择》，1988 年版，第 145 页。

2 “新三角贸易模式”是指由原来的东亚从日本引进资金和进口资本品、产品主销美国，以对美的贸易顺差来弥补对日逆差的“三角”贸易模式，逐步转向其他东亚经济体向中国出口资本品、中国向美国等发达国家出口最终制成品的“新三角”贸易模式。

举措，希望以自身经济发展带动“一带一路”参与国、地区的发展。十九大报告中指出中国开放的大门不会关闭，只会越开越大。中国将以“一带一路”建设为重点，坚持引进来和走出去并重，遵循共商共建共享原则。一个大国要领导合作进程必须要具备为各方提供公共产品（如投资、技术转让、进口市场等）的能力。因此，中国作为产品市场提供者将不仅为东亚地区提供市场，也要为“一带一路”参与国甚至世界各国提供更为开放的产品市场。未来，中国为“一带一路”参与国提供产品市场特别是最终消费品市场的能力是决定中国与这些国家经贸合作可持续性与中国对外贸易转型的重要因素。

研究中国对外提供最终消费品市场的能力，首先要分析中国进口最终消费品的贸易潜力。中国从“一带一路”参与国进口最终消费品的贸易潜力越大，其对外提供最终消费品市场的潜力越大，也就是说在贸易阻力得到有效改善的前提下，中国作为“一带一路”参与国最终消费品市场提供者的能力会有很大的提高。国内外相关文献很多，研究多是基于贸易引力理论进行实证分析。自 Timbergen（1962）和 Poynohen（1963）将引力模型运用到贸易分析上面，贸易引力模型被广泛应用于测算贸易潜力。传统的贸易引力模型是研究贸易潜力最为经典的方法。学者们将引力模型估算出的贸易拟合值称为“贸易潜力”，并将真实贸易值与拟合值相比来衡量双边贸易效率。目前，已有较多学者使用该方法估计国家间的贸易潜力及其影响因素。盛斌、廖明中（2004）从总量和部门两个层次检验了新兴市场经济体出口贸易流量的决定因素并估算了中国对 40 多个主要出口国的贸易潜力。孔庆峰、董虹蔚（2015）研究发现，“一带一路”沿线亚欧国家之间的贸易潜力巨大，贸易便利化水平的提升可进一步扩大贸易潜力。廖泽芳等人（2017）的研究表明，一半以上“一带一路”沿线国家与中国的贸易潜力巨大，国家的经济发展水平、人口数量以及运输距离对双边贸易畅通的影响显著。

贸易引力模型虽然最为经典且被广泛应用，但是其在测算国家间的贸易潜力时存在以下弊端：第一，国家之间进行贸易时往往存在大量主客观贸易阻力（Trade Resistances），这些阻力在双边贸易中发挥着非常重要的作用。现实中很多贸易摩擦无法衡量，几乎所有基于传统引力模型的研究都只在模型中引入了容易观测到的贸易阻力因素，如：地理距离、关税壁垒等，但贸易摩擦远不止这些，因此引力模型无法对贸易阻力进行系统地研究。第二，以引力模型为基础测算贸易潜力的方法只能衡量被考虑在模型内的决定因素的平均效应（Armstrong, 2007）。为了克服引力模型存在的弊端，学者将最初用于研究生产效率问题的随机前沿分析方法引入贸易引力模型，提出随机前沿引力模型。该模型中包含能够吸纳所有阻力因素的贸易非效率项。在实践中，通常用不含贸易非效率项的贸易拟合值代表最优贸易量，即贸易潜力，并将此值与实际值相比来衡量国家间的贸易效率。Drysdale 等人（2000）通过构建随机前沿引力模型研究了世界 57 个国家作为出口国和进口国的贸易效率。研究发现中国的平均贸易效率低于所有国家的平均贸易效率。Malik 和 Mir（2014）估计了印度与中亚地区的贸易潜力。研究表明，印度与中亚国家之间存在巨大的贸易潜力，但地缘政治关系，特别是与巴基斯坦和阿富汗的政治局势阻碍了

印度与中亚国家之间贸易潜力的实现。

“一带一路”倡议提出后，国内学者开始关注中国与“一带一路”参与国之间的贸易潜力问题。中国与“一带一路”参与国的贸易效率、贸易潜力及其影响因素的研究，对于今后中国贸易政策的制定具有十分重要的现实意义。诸多学者的研究表明，“一带一路”沿线国家之间贸易潜力巨大（鲁晓东和赵奇伟，2010；谭秀杰和周茂荣，2015）。谭秀杰等人（2015）认为，影响贸易潜力实现的因素有自贸区建设、关税以及非关税壁垒、贸易便利化等。还有许多学者对中国与“一带一路”沿线国家不同产品领域的贸易潜力和贸易效率进行了研究。李浩学和李盛辉（2016）、王瑞和温怀德（2016）对中国与沿线国家的农产品贸易潜力和贸易效率进行了分析。杨奎和王学君（2017）对“丝绸之路经济带”沿线国家肉类产品的出口效率进行了研究。方英和马芮（2018）则分析了中国与主要伙伴国及地区的文化产品出口潜力。

综观现有相关研究，均认为中国与“一带一路”参与国之间贸易潜力巨大，但对中国从“一带一路”参与国进口产品贸易潜力的研究较少，更少有涉及中国从“一带一路”参与国进口最终消费品的贸易潜力。在分析影响贸易潜力实现的因素方面，多数学者是基于关税、非关税壁垒以及贸易投资便利化的视角展开研究，鲜有学者基于制度差异的视角进行探讨。“一带一路”参与国的政治制度及宗教文化背景等差异巨大，这些隐性因素都会对双边的经贸投资产生重要影响。因此，本文拟通过随机前沿引力模型研究中国从“一带一路”参与国进口最终消费品的影响因素和贸易潜力，在此基础上构建贸易非效率模型，着重从双边制度差异的角度分析影响贸易潜力实现的因素，探讨中国作为“一带一路”参与国最终消费品市场提供者的地位与前景。

三、理论模型

本文通过构建随机前沿引力模型和贸易非效率模型进行实证分析。随机前沿分析方法（Stochastic Frontier Analysis, SFA）最早由 Meeusen 和 van den Broeck（1977），Aigner、Lovell 和 Schmidt（1977）分别提出¹。该方法最大的创新之处在于把传统的随机扰动项 ε 拆分成传统的随机误差项 v 和代表不可观测的非效率因素的技术无效率项 u 。

国家之间的贸易流量可以看作是两国经济发展水平、地理距离等变量的函数，因此对一国贸易效率问题的分析与对生产函数技术效率的分析类似。

（一）随机前沿引力模型

引入随机前沿分析方法后，截面数据下的实际贸易量表示如下：

$$\begin{aligned} T_{ij} &= f(X_{ij}, \beta) \exp(V_{ij} - U_{ij}), U_{ij} \geq 0 \\ &= f(X_{ij}, \beta) \exp(V_{ij}) \exp(-U_{ij}) \end{aligned} \quad (1)$$

取对数得到线性表达式：

¹ 该方法最初用来分析生产函数的技术效率问题。

$$\ln T_{ij} = \ln f(X_{ij}, \beta) + V_{ij} - U_{ij} \quad (2)$$

其中, T_{ij} 表示 i 国与 j 国间的实际贸易流量; X_{ij} 是影响贸易流量的核心解释变量, 如贸易国的经济发展水平、地理距离等; β 是解释变量对应的待估参数; V_{ij} 是传统的随机扰动项, 服从均值为零的正态分布; U_{ij} 是贸易非效率项, 假定其非负, 并且通常假定其服从半正态分布或截断正态分布 (truncated normal distribution), 其中, 假定 U_{ij} 与 V_{ij} 相互独立¹。

在随机前沿引力模型中贸易潜力可表示为:

$$T_{ij}^* = f(X_{ij}, \beta) \exp(V_{ij}) \quad (3)$$

T_{ij}^* 表示不存在任何贸易阻力因素的情况下, 贸易国之间所能达到的最优贸易量², 此时不存在贸易非效率。在此基础上, 贸易效率的概念被引入:

$$TE_{ij} = T_{ij} / T_{ij}^* = \exp(-U_{ij}) \quad (4)$$

TE_{ij} 表示贸易效率, 即实际贸易量与最优贸易量的比值。贸易效率取值在 0 到 1 之间, 当取值为 1 时说明不存在贸易非效率, 实际贸易量就是最优贸易量。当取值在 0~1 之间时, 说明存在贸易非效率, 值越大, 两国之间的实际贸易量与最优贸易量越接近, 贸易效率越高; 反之则反。

(二) 时变衰减随机前沿模型 (Time-Varying Decay Model, TVDM)

早期的随机前沿引力模型假定贸易非效率项不随时间变化。随着面板数据的引入, 时序问题逐渐引起关注。在时序较长的面板数据中, u 不随时间变化的假定有其局限性, 基于此, Battese 和 Coelli (1992) 提出了时变衰减随机前沿模型, 基本形式如下:

$$U_{it} = \eta_{it} U_i = \left\{ \exp[-\eta(t-T)] \right\} U_i \quad (5)$$

上式中, U_i 服从截断正态分布, 且 $\exp[-\eta(t-T)] \geq 0$, η 为待估参数。 η 为正、负时分别表示贸易非效率项随时间递减、递增。当 $\eta=0$ 时, 模型即为非时变随机前沿引力模型。

(三) 贸易非效率模型

为了对影响贸易潜力实现的因素进行分析, 本文还需进一步构建贸易非效率模型。目前主要有两种方法: 两步法和一步法。由于两步法存在明显的缺陷, 所以笔者采用 Battese 和 Coelli (1995) 提出的一步法思想来构建贸易非效率模型。在一步法估计模型中, 贸易非效率项可表示如下:

$$U_{it} = Z_{it} \delta + W_{it} \quad (6)$$

其中, Z_{it} 表示各种影响贸易非效率项的外生变量, δ 为对应的待估参数, W_{it} 为随机干扰

1 U_{ij} 表示所有未纳入到模型中的贸易阻力, 既包括促进贸易的因素也包括阻碍贸易的因素; U_{ij} 非负的假定意味着其代表贸易中存在的净阻力因素, 即贸易阻力中促进贸易的因素可以抵消部分阻碍贸易因素的影响。

2 最优贸易量也可称之为前沿贸易量。

项。 U_{it} 服从均值为 $Z_{it}\delta$ 的截断正态分布。一步法的思路是将贸易非效率模型（6）与随机前沿引力模型（2）同时回归，将（6）式代入（2）式中，可得：

$$\ln T_{ijt} = \ln f(X_{ijt}, \beta) + V_{ijt} - (Z_{ijt}\delta + W_{ijt})^{-1} \quad (7)$$

上式即为一步法下对贸易非效率影响因素进行回归的模型，该方法可同时获得贸易非效率项的估计值与其影响因素的回归值。

本文首先使用随机前沿引力模型，分析中国从“一带一路”参与国进口最终消费品的核心影响因素和贸易效率，然后采用一步法构建贸易非效率模型，从贸易国之间制度差异的角度研究影响中国从“一带一路”参与国进口最终消费品贸易潜力实现的因素，并基于此分析未来中国作为“一带一路”参与国最终消费品市场提供者的前景。

四、计量模型和数据来源

Armstrong（2007）建议在用随机前沿引力模型测算贸易潜力时，模型中应只包含核心解释变量，如经济规模、相对距离，是否接壤以及其他一些短到中期内不会发生变化（自然因素）的因素，如语言相似性等；自贸协定、制度距离、区域壁垒等人为因素²应纳入到贸易非效率模型中，以此来估计影响贸易潜力实现的因素。

（一）随机前沿引力模型的设定

基于以上分析，本文构建如下随机前沿引力模型：

$$\ln IMP_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln PGDP_{ct} + \beta_2 \ln PGDP_{it} + \beta_3 \ln DIS_{ci} + \beta_4 X_i + V_{it} - U_{it} \quad (8)$$

上述方程中被解释变量 $\ln IMP_{it}$ 表示 t 时期中国从 i 国进口最终消费品的贸易流量； $PGDP_{ct}$ 和 $PGDP_{it}$ 分别表示 t 时期中国（用 c 表示）与贸易对象国 i 的人均GDP； DIS_{ci} 表示中国与贸易国的地理距离，此处以两国之间的人口加权地理距离表示； X_i 表示短到中期内不会发生变化的解释变量，笔者选取了国家是否为内陆国作为核心解释变量。贸易国之间是否接壤以及贸易国之间的语言相似度作为备选变量。由于随机前沿引力模型对变量的选取比较敏感，所以在进行实证分析之前本文先通过似然比检验确定是否在模型中纳入这两个解释变量。

（二）贸易非效率模型的设定

为进一步研究影响贸易潜力实现的因素，本文采用一步法构建贸易非效率模型，从贸易国之间制度差异的角度研究影响中国从“一带一路”参与国进口最终消费品贸易潜力实现的因素。

制度差异即制度距离，Kostova（1997）提出制度距离的概念。他将一国的政策环境、经济

1 由于考虑了时序问题，所以此处的模型是面板数据下的设定形式。

2 Baldwin 和 Taglioni（2006）将贸易阻力分为自然阻力和人为阻力。此处的自然因素对应自然阻力因素，人为因素对应人为阻力因素。

环境以及文化环境等一同纳入到一个国家的制度体系中，以期能够较为全面地衡量国家之间整体环境的差异。North（1990）将制度划分为正式制度和非正式制度。正式制度是人们有意识、有目的创造出的制度，其改变可以通过改革实现；非正式制度是在历史的长期积淀中形成的，根植于社会结构的变迁过程之中，往往难以改变。本文正是采取制度的这种分类方式，将制度距离分为正式制度距离和非正式制度距离，并以政治制度距离代表正式制度距离，以文化距离代表非正式制度距离。在测算方面，笔者参考了 Hofstede（1983）的计算方法，通过（9）、（10）两式分别计算政治制度距离和文化距离：

$$LD_{it} = \sum_{m=1}^6 \left[(I_{mit} - I_{mct})^2 / V_m \right] / 6 \quad (9)$$

上式中， c 表示中国， LD_{it} 表示中国和 i 国在 t 年的政治制度距离。 I_{mit} 是 i 国 t 年在第 m 个政治制度维度上的得分， I_{mct} 是中国 t 年在第 m 个政治制度维度上的得分， V_m 是第 m 个政治制度维度的方差。在政治制度距离的测算过程中，笔者选取了世界银行 WGI 数据库中的六项指标来衡量国家之间的政治制度距离。

$$CD_i = \sum_{k=1}^4 \left[(I_{ki} - I_{kc})^2 / V_k \right] / 4 \quad (10)$$

上式中， c 表示中国， CD_i 表示中国和 i 国之间的文化距离¹。 I_{ki} 是 i 国在第 k 个文化维度上的得分， I_{kc} 是中国在第 k 个文化维度上的得分， V_k 是第 k 个文化维度的方差。在文化距离测算过程中，笔者选择了 Hofstede 提出的文化理论中的四个指标：权利距离（Power Distance）、不确定性规避（Uncertainty Avoidance）、个人主义与集体主义（Individualism versus Collectivism）和男性气质与女性气质（Masculinity versus Femininity）来衡量国家之间的文化距离²。

基于贸易国之间制度差异的视角，构建如下贸易非效率模型：

$$\begin{aligned} T_{ij} &= f(X_{ij}, \beta) \exp(V_{ij} - U_{ij}), U_{ij} \geq 0 \\ &= f(X_{ij}, \beta) \exp(V_{ij}) \exp(-U_{ij}) \end{aligned} \quad (11)$$

其中， $culdis_i$ 表示中国与 i 国的文化距离； $poldis_{it}$ 表示 t 年中国与 i 国的政治制度距离； $traf_{it}$ 表示 i 国在 t 年的贸易自由度； $invf_{it}$ 表示 i 国在 t 年的投资自由度； fta_{it} 表示 t 时期中国与 i 国之间是否签署了自贸协定，若是赋值为 1，否则为 0³； sh_{it} 表示 t 时期中国与 i 国是否同属于

1 Hofstede 等认为文化维度分数就像气候数据，而不是股票价格。评估文化的变化是非常困难的。因此，目前将文化在代际之间的变化视为是缓慢的是有用的。（资料来源：<https://geerthofstede.com/research-and-vsm/>，登陆时间：2018 年 11 月 25 日。）另外，笔者认为随着全球化的推进，各国之间虽然会有文化交融，但鉴于文化的形成是漫长的，短期内难以发生较大改变，文化交融对其的影响也可忽略不计，所以可以认为样本期内各国的文化距离是恒定不变的。

2 Hofstede 文化理论中现有六个维度的指标，其余两个维度指标为时间导向性（Long-term orientation vs. short-term orientation, LTO）和放纵与克制（Indulgence vs. restraint, IND）。很多国家在这两个维度指标上没有数据，考虑到样本容量问题，本文在计算文化距离时只选取了前四个维度指标的数据。

3 本文的赋值原则是：若自贸协定于当年 7 月 1 日之前签署则从当年开始赋值为 1；若于当年 7 月 1 日之后签署，

上合组织国家，若是赋值为 1，否则为 0。

（三）数据来源

本文在数据选取上采取的原则是尽可能多地选择样本国家并尽量延长时间跨度，最终确定 136 个样本国，其中包括 115 个“一带一路”参与国¹和 36 个 OECD 成员国²。本文选取 OECD 国作为样本主要有以下两点原因：第一，中国从 OECD 国家进口最终消费品占比较高，达到从全球进口最终消费品的一半；第二，OECD 国家是一些较为发达的经济体，其与中国之间的贸易可能是最有效率的，选取这些国家作为参照的基准，能够更好地衡量中国与“一带一路”参与国之间的贸易效率与贸易潜力。

在随机前沿引力模型中，最终消费品的进口数据来源于联合国商品贸易统计数据库（UN Comtrade Database）；各国人均 GDP 数据来源于世界银行 WDI 数据库，其中人均 GDP 以 2010 年美元计价；两国之间的地理距离数据、国家是否为内陆国、国家之间是否接壤以及语言相似度等数据来源于法国 CEPII 数据库。

在贸易非效率模型中，政治制度各维度数据来源于世界银行 WGI 数据库；文化维度数据来源于 Hofstede 官网；贸易自由度、投资自由度数据来源于美国传统基金会（The Heritage Foundation）公布的全球经济自由化指数；自贸区协定数据来源于中国商务部网站；上合组织数据来源于中华人民共和国外交部网站。

五、实证结果与分析

本文使用 Frontier4.1 软件，分别对随机前沿引力模型和贸易非效率模型进行估计并对模型估计出的贸易效率进行分析，衡量中国从“一带一路”参与国进口最终消费品的贸易潜力。

则从下一年开始赋值为 1。上合组织国家赋值原则与此相同。

1 115 个“一带一路”参与国分别为：斐济、萨尔瓦多、智利、苏里南、委内瑞拉、冈比亚、佛得角、坦桑尼亚、刚果（布）、尼日利亚、安哥拉、加蓬、赞比亚、塞舌尔、喀麦隆、马耳他、多米尼加、萨摩亚、格林纳达、多哥、乌干达、布隆迪、津巴布韦、乍得、肯尼亚、纳米比亚、莫桑比克、加纳、塞拉利昂、科特迪瓦、哥斯达黎加、毛里塔尼亚、乌拉圭、多米尼克、卢旺达、突尼斯、巴布亚新几内亚、安提瓜和巴布达、奥地利、巴拿马、苏丹、波黑、阿尔及利亚、吉布提、几内亚、希腊、圭亚那、塞内加尔、利比亚、玻利维亚、特立尼达和多巴哥、马达加斯加、摩洛哥、埃塞俄比亚、新西兰、黑山、土库曼斯坦、拉脱维亚、阿尔巴尼亚、爱沙尼亚、斯洛文尼亚、黎巴嫩、巴林、埃及、菲律宾、文莱、泰国、新加坡、阿塞拜疆、立陶宛、阿富汗、巴基斯坦、克罗地亚、阿曼、约旦、印度尼西亚、缅甸、东帝汶、阿联酋、越南、葡萄牙、亚美尼亚、捷克、白俄罗斯、格鲁吉亚、伊拉克、吉尔吉斯斯坦、哈萨克斯坦、科威特、马尔代夫、马其顿、尼泊尔、保加利亚、塞尔维亚、斯洛伐克、俄罗斯、斯里兰卡、孟加拉国、柬埔寨、匈牙利、伊朗、老挝、卡塔尔、摩尔多瓦、马来西亚、蒙古国、波兰、罗马尼亚、沙特阿拉伯、塔吉克斯坦、南非、韩国、土耳其、乌兹别克斯坦、乌克兰（虽然土库曼斯坦和约旦目前为止还未跟中国签订共建“一带一路”合作文件，但这两个国家正在与中国积极商签相关文件，所以我们也选择了这两个国家作为样本国家）。由于个别国家有些年份数据缺失，所以，本文的面板数据是非平衡面板数据，但是这对文章的模型没有影响。基于 Frontier4.1 软件的随机前沿引力模型适用于非平衡面板数据。

2 36 个 OECD 成员国为：澳大利亚、奥地利、比利时、加拿大、智利、捷克、丹麦、爱沙尼亚、芬兰、法国、德国、希腊、匈牙利、冰岛、爱尔兰、以色列、意大利、日本、韩国、拉脱维亚、立陶宛、卢森堡、墨西哥、荷兰、新西兰、挪威、波兰、葡萄牙、斯洛伐克、斯洛文尼亚、西班牙、瑞典、瑞士、土耳其、英国、美国。115 个“一带一路”参与国中包含 15 个 OECD 国家。

（一）似然比检验和模型选择

随机前沿分析方法估计结果的准确性对模型函数形式设定的正确性要求较高，因此回归之前，需要进行似然比检验以判断模型的适用性并确定最终形式。本文设定以下四个检验，前两个检验用于验证模型的适用性和时变性，后两个检验用于确定模型的最终形式。

表 1 全样本随机前沿引力模型假设检验结果

原假设	约束模型	非约束模型	LR 统计量	5%临界值	检验结论
不存在贸易非效率项	-6281.8922	-4784.1179	2995.5486	5.138	拒绝
贸易非效率项不变化	-4784.1179	-4768.9625	30.3108	5.138	拒绝
不引入边界变量	-4768.9625	-4768.8034	0.3182	7.045	不能拒绝
不引入语言变量	-4768.9625	-4768.6178	0.6894	7.045	不能拒绝

表 2 “一带一路”参与国随机前沿引力模型假设检验结果

原假设	约束模型	非约束模型	LR 统计量	5%临界值	检验结论
不存在贸易非效率项	-5325.2595	-4176.1388	2298.2414	5.138	拒绝
贸易非效率项不变化	-4176.1388	-4157.6718	36.934	5.138	拒绝
不引入边界变量	-4157.6718	-4157.6717	0.0002	7.045	不能拒绝
不引入语言变量	-4157.6718	-4157.6666	0.0104	7.045	不能拒绝

表 3 OECD 成员国随机前沿引力模型假设检验结果¹

原假设	约束模型	非约束模型	LR 统计量	5%临界值	检验结论
不存在贸易非效率项	-1199.6570	-452.2123	1494.8894	5.138	拒绝
贸易非效率项不变化	-452.2123	-429.2326	45.9594	5.138	拒绝

在模型适用性方面，上述检验表明，对于不同样本，随机前沿引力模型都非常适用。在模型时变性方面，检验表明，在不同样本下中国进口最终消费品的贸易非效率均随时间变化。通过以上检验，最终确定的随机前沿引力模型见式（12）。备选的两个解释变量均未通过检验，因此不纳入模型中。

$$\ln IMP_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln PGDP_{ct} + \beta_2 \ln PGDP_{it} + \beta_3 \ln DIS_{ci} + \beta_4 LAND_i + V_{it} - U_{it} \quad (12)$$

（二）随机前沿引力模型结果分析

为了比较模型结果的稳健性，本文同时汇报了时变模型和非时变模型的结果。首先，对比表 4~表 6，发现在这三个模型中， γ 值均显著地在 0.8 以上，说明模型中实际贸易量和最优贸易量的差距主要来自贸易非效率因素²，再次证明采用随机前沿分析方法研究贸易非效率是合适的。

在全样本时变模型中（见表 4）， η 值显著为正，表明中国进口最终消费品的贸易非效率随时间递减，即中国进口最终消费品的贸易效率逐年提升，这正是近年来中国进口最终消费品增长迅速的原因之一。从引力模型的核心解释变量来看，中国与贸易对象国的人均 GDP 都具有正估计弹性，其中中国的人均 GDP 对从贸易对象国进口最终消费品的促进作用更大。中国自加入世贸组织以来，经济发展迅速，国内消费市场潜力不断释放，促进了中国对其他国家最终消费品

1 OECD 成员国与中国均不接壤，也未曾使用过相同语言，所以此处的检验不包含后两项。

2 γ 表示的是贸易非效率项占全部随机扰动项的比重， γ 值越大，说明 SFA 方法越适合。

的进口。而贸易对象国的经济发展可以提高其最终消费品的供给能力，从而促进最终消费品的出口。中国与贸易对象国的地理距离对中国进口最终消费品的影响显著为负，这说明地理距离仍是阻碍双边贸易的重要因素。贸易对象国为内陆国对其向中国出口的影响并不显著。

表 4 全样本时变随机前沿引力模型的估计结果¹

估计方法	非时变模型		时变模型	
变量	系数	t 值	系数	t 值
常数	2.954	1.041	8.438***	2.625
$PGDP_{ct}$	2.981***	26.501	2.120***	10.409
$PGDP_{it}$	1.578***	12.836	1.022***	5.151
DIS_{ci}	-2.390***	-7.423	-1.623***	-4.171
$LAND_j$	-1.872***	-3.853	-0.905	-1.378
σ^2	53.270***	3.114	35.256***	3.408
γ	0.926***	38.411	0.891***	27.824
μ	-0.815	-0.251	1.897	0.873
η			0.015***	6.050
对数似然值	-4784.118		-4768.963	
LR 检验	2995.549		3025.859	
样本容量	2149			

注：***、**、*分别表示 1%、5%和 10%显著水平上显著。

在中国从“一带一路”参与国进口最终消费品的时变模型中（见表 5）， η 值亦显著为正，表明中国从“一带一路”参与国进口最终消费品的贸易效率逐年提升。从引力模型的核心解释变量来看，中国的人均 GDP 对中国从“一带一路”参与国进口最终消费品具有促进作用。“一带一路”参与国的人均 GDP 对中国从其进口最终消费品具有一定的促进作用，但是这一作用在统计上并不显著。中国与“一带一路”参与国的地理距离对中国进口最终消费品具有阻碍作用。“一带一路”参与国为内陆国对其向中国出口的影响亦不显著。

表 5 “一带一路”参与国时变随机前沿引力模型的估计结果

估计方法	非时变模型		时变模型	
变量	系数	t 值	系数	t 值
常数	3.165	1.033	15.251***	2.947
$PGDP_{ct}$	3.222***	22.704	2.001***	7.480
$PGDP_{it}$	1.304***	6.132	0.324	1.219
DIS_{ci}	-2.393***	-6.720	-1.595***	-3.879
$LAND_j$	-1.296**	-2.077	0.059	0.078
σ^2	42.404***	2.988	25.158***	4.598
γ	0.892***	24.710	0.823***	21.533
μ	2.220	0.854	4.881***	4.099
η			0.019***	6.812
对数似然值	-4176.139		-4157.672	
LR 检验	2298.241		2335.175	
样本容量	1813			

¹ 时变模型与非时变模型的对比结果显示，本文的结果具有一定的稳健性。另外，估计方法中标粗的模型是本文最终采用的模型，未标粗的模型是用来比较模型结果稳健性的，表 5、表 6 同。

注：***、**、*分别表示 1%、5%和 10%显著水平上显著。

在中国从 OECD 成员国进口最终消费品的时变模型中（见表 6）， η 值显著为负，与上述结果有所不同，这表明中国从 OECD 成员国进口最终消费品的贸易效率逐年递减。产生这种情况的可能原因有以下两点：第一，中国与 OECD 成员国之间的贸易基数较大，贸易增长有限，剩余的贸易潜力难以有效释放；第二，近年来，一些欧美发达经济体的贸易保护主义使中国在与一些国家进行贸易往来时面临较大的人为贸易阻力，从而降低了中国从 OECD 成员国进口最终消费品的贸易效率。从引力模型的核心解释变量来看，中国和 OECD 成员国的人均 GDP 对中国进口最终消费品的影响均显著为正。地理距离变量显著为负，且抑制作用较强，主要在于中国与 OECD 成员国的地理距离较远，运输过程中不仅有物质成本还有很高的时间成本，对一些需要保鲜或对运输条件要求苛刻的消费品而言成本过高。内陆国变量亦显著为负，抑制作用也较强，其原因与地理距离相似，不再赘述。

表 6 OECD 成员国时变随机前沿引力模型的估计结果

估计方法	非时变模型		时变模型	
变量	系数	t 值	系数	t 值
常数	2.107	0.386	20.853**	3.999
			*	
$PGDP_{it}$	2.434***	42.173	2.960***	30.312
$PGDP_{jt}$	0.194	0.799	0.890***	5.445
DIS_{ci}	-0.171	-0.305	-3.460***	-7.247
$LAND_{jt}$	-1.627***	-2.825	-2.321***	-3.453
σ^2	6.487**	2.289	9.988***	2.655
γ	0.969***	71.476	0.982***	141.190
μ	2.520***	2.675	3.798***	4.047
η			-0.014***	-8.037
对数似然值	-452.212		-429.233	
LR 检验	1494.889		1540.849	
样本容量	576			

注：***、**、*分别表示 1%、5%和 10%显著水平上显著。

为了检验中国从“一带一路”不同地域参与国进口最终消费品的核心影响因素是否存在差异，笔者将“一带一路”参与国按照地理区位进行划分并进行分组回归，主要分为亚洲国家、欧洲国家、非洲国家、大洋洲和南北美洲国家¹。

在分组回归结果中（见表 7），笔者发现中国从非洲国家和亚洲国家进口最终消费品的贸易效率逐年递增，且从非洲国家进口最终消费品的贸易效率增速较快。而从欧洲、大洋洲和南北美洲国家进口最终消费品的贸易效率逐年递减，且从欧洲国家进口最终消费品的贸易效率降低的较快。从引力模型的核心解释变量来看，中国人均 GDP 对其从不同地域的“一带一路”参与国

1 因为大洋洲、南美洲和北美洲国家个数较少，因此笔者此处将三个地区的国家放在一起回归。

进口最终消费品具有较强的促进作用。“一带一路”参与国的人均 GDP 水平对中国从其进口最终消费品的影响表现出差异性。亚洲国家、欧洲国家及大洋洲和南北美洲国家的人均 GDP 对中国从其进口最终消费品具有促进作用，而非洲国家的人均 GDP 对中国从其进口最终消费品具有一定的抑制作用¹。地理距离对中国从亚洲国家和欧洲国家进口最终消费品的阻碍作用最强。亚洲内陆国对中国从其进口最终消费品具有较强的抑制作用²。

表 7 不同组别国家时变随机前沿引力模型的估计结果

国家组别	亚洲国家	欧洲国家	非洲国家	大洋洲和南北美洲国家
常数	22.446***	66.457***	34.187	-41.643***
$PGDP_{ct}$	2.529***	3.650***	1.676***	2.555***
$PGDP_{it}$	0.730	2.267***	-1.236**	2.669***
DIS_{ci}	-3.513***	-10.960***	-2.024	1.493
$LAND_j$	-4.143***	-0.171	-0.790	-1.444
σ^2	52.561	4.478***	21.789***	204.266
γ	0.940***	0.890***	0.676***	0.968***
μ	-5.083	3.992***	7.677***	-28.125
η	0.008	-0.026***	0.029***	-0.002
对数似然值	-1218.984	-463.342	-1376.105	-703.218
LR 检验	681.459	553.942	596.124	333.279
样本容量	576	375	545	285

注：***、**、*分别表示 1%、5%和 10%显著水平上显著。

（三）贸易非效率模型结果分析

为了进一步研究影响中国从“一带一路”参与国进口最终消费品贸易潜力实现的因素，本文采用一步法对进口最终消费品的贸易非效率进行估计。下面具体分析各种外生变量对贸易非效率的影响。

在“一带一路”参与国样本中（见表 8），文化距离对贸易非效率的影响显著为负，即中国与“一带一路”参与国的文化距离越大越能促进中国从其进口最终消费品。主要原因可能有以下两点：第一，人们对多样化产品的需求提高。一个国家的文化观念会蕴藏在其生产的最终产品中，从而导致同类产品的异质性。随着全球化进程的推进，人们对各种文化的包容心及认同感逐渐提升，特别是随着中国社会主要矛盾的变化，人们对差异化产品的需求也表现得更为明显。文化距离大的国家之间生产的最终产品还存在一定的互补性。第二，文化差异所导致的潜在成本还没有对双边贸易产生明显的负面影响。一般而言，文化距离越大越会导致贸易国之间成本的提升，从而抑制双边贸易的发展，但是这种潜在的贸易成本通常是在两国进行深度交往的过程中才会逐渐显现。政治制度距离对中国进口最终消费品贸易非效率的影响为负，但不显著。政

1 非洲是世界上经济最为落后的地区，从“冷战”结束以后非洲地区 GDP 的变化情况来看，非洲在整个世界经济格局当中微乎其微。但正因如此，非洲也是最具发展潜力的地区，笔者认为目前非洲最需要的是对外开放，融入世界经济当中，从而倒逼国内经济发展。

2 地理距离以及内陆国均会显著抑制中国从亚洲国家进口最终消费品，主要原因在于：亚洲一些发展相对落后的国家其国内基础设施建设较为落后，使得运输成本大大提高，从而阻碍了贸易的发展。

治制度体现的是一国的政治治理水平，政治制度差异衡量的主要是国家之间在处理国内乃至国际事务上的不同，其对国际贸易会有一定的外溢效应，就中国与“一带一路”参与国而言，目前这种影响相对有限。“一带一路”参与国的贸易自由度和投资自由度对贸易非效率的影响显著为负，但系数较小。自贸协定的签署及同为上合组织成员国均能显著提升中国从“一带一路”参与国进口最终消费品的贸易效率。

表 8 贸易非效率模型的估计结果（“一带一路”参与国）

随机前沿模型			贸易非效率模型		
变量	系数	t 值	变量	系数	t 值
常数	13.916***	11.122	常数	11.375***	7.567
$PGDP_{ct}$	1.871***	12.427	$culdis_i$	-0.843**	-2.191
$PGDP_{it}$	0.645***	8.000	$poldis_{it}$	-0.153	-0.302
DIS_{ci}	-1.720***	-12.261	$traf_{it}$	-0.075***	-2.924
$LAND_j$	0.422*	1.668	$invf_{it}$	-0.047***	-2.367
			fta_{it}	-32.260***	-13.074
			sh_{it}	-13.780***	-6.833
σ^2	28.652	8.249	γ	0.974	215.177
对数似然值	-2511.466		LR 检验	573.060	
N=1023					

注：***、**、*分别表示 1%、5%和 10%显著水平上显著。

在 OECD 成员国贸易非效率模型中（见表 9），文化距离对贸易非效率的影响显著为正，即中国与 OECD 成员国的文化距离越大越会抑制中国从其进口最终消费品。这与上述结果不同。可能的原因在于，现阶段中国与多数 OECD 成员国贸易往来较为密切，且贸易时间较长¹，随着贸易交往的日益密切国家之间的文化差异所导致的潜在交易成本逐渐显现出来，这种交易成本的抑制效应已经大于人们对多样化产品需求的促进效应，从而文化距离对进口最终消费品的抑制效应开始显现。政治制度距离对中国进口最终消费品贸易非效率的影响为正，但不显著，与上述结果相同。OECD 成员国的贸易自由度对贸易非效率的影响显著为正，这说明 OECD 成员国的贸易自由度越高反而会降低中国从其进口最终消费品的贸易效率。贸易自由度衡量的是一个国家对外贸易的整体开放程度，但是其并非对所有国家一视同仁，特别是一些欧美发达国家在某些产品上对中国的出口有着较为严格的限制，贸易自由度并不能充分反映出这些国家对中国出口的自由程度，从而导致贸易自由度高反而抑制其向中国出口最终消费品。OECD 国家的投资自由度对贸易非效率的影响为正，但不显著。自贸协定的签署对同样有助于提升中国从 OECD 国家进口最终消费品的贸易效率，但其促进作用相对“一带一路”参与国而言较小。

1 特别是以日韩为代表的东亚经济体和以美、英、法、德为代表的欧美发达经济体。

表 9 贸易非效率模型的估计结果（OECD 成员国）

随机前沿模型			贸易非效率模型		
变量	系数	t 值	变量	系数	t 值
常数	-10.270***	-5.013	常数	-9.628***	-3.254
$PGDP_{it}$	2.510***	14.051	$culdis_{ijt}$	0.765***	4.832
$PGDP_{jt}$	1.517***	13.175	$poldis_{ijt}$	0.027	0.255
DIS_{ci}	-0.414***	-4.185	$traf_{jt}$	0.100***	2.803
$LAND_{ij}$	-0.687***	-4.226	$invf_{jt}$	0.014	1.202
			fta_{ijt}	-1.370**	-2.300
σ^2	5.225***	9.338	γ	0.992***	169.010
对数似然值	-1135.263		LR 检验	128.787	
N=576					

注：***、**、*分别表示 1%、5%和 10%显著水平上显著。

对比上述结果，我们发现在贸易的不同阶段国家之间的文化差异对贸易的影响产生不同作用。整体而言，在双边贸易额较小，贸易往来的初期阶段，人们对多样化商品的需求导致的文化差异的促进效应更加明显；随着贸易交往的逐渐深入，文化差异导致的潜在贸易成本对贸易的抑制效应逐渐增强。虽然现阶段，文化差异对中国与“一带一路”参与国的贸易有一定的促进作用，但是从长远来看，中国应加强与“一带一路”参与国在文化方面的沟通与交流，以期降低未来可能面临的由文化差异导致的潜在交易成本。政治制度距离对中国进口最终消费品的作用不显著。政治制度距离对双方贸易的影响主要是通过政治治理的外溢渠道产生，现阶段这种影响相对较小，但是随着全球化的逐步深入，我们应该保持理性、清醒的认知，将这种外溢效应的负面因素防患于未然。出口国的贸易、投资自由度对中国进口最终消费品的影响较小，我们更应该关注的是不同国家对中国的贸易开放程度。自贸协定的签署对中国进口最终消费品的促进作用十分明显，特别是对中国从“一带一路”参与国进口最终消费品的促进作用非常大，未来中国应加快推进与“一带一路”参与国 FTA 的谈判。

（四）稳健性检验

对于贸易非效率模型的实证结果，我们进行了稳健性检验¹。针对不同的样本笔者选取了不同的方法。

在对“一带一路”参与国模型进行稳健性检验时，主要对原模型进行了以下修改：第一，将地理距离指标进行替换，以国家之间的首都地理距离代替人口加权的地理距离；第二，更改了政治制度距离的测算方法²，并以新的政治制度距离代替原政治制度距离；第三，将样本中的

1 上文中为了检验随机前沿引力模型结果的稳健性，笔者已将时不变模型与时变模型的结果进行对比，此处主要对贸易非效率模型进行稳健性检验。

2 笔者在文中计算政治制度距离时是以所有国家的政治指标为样本进行计算的，即在计算各维度指标的方差时包含了所有国家的各维度得分；此处进行稳健性检验时，笔者只选取“一带一路”参与国和 OECD 国家作为样本，在计算各维度指标的方差时只包含了这些国家的各维度得分。在对 OECD 国家模型进行稳健性检验时同样采取了此方法重新计算了中国与 OECD 国家之间的政治制度距离。

OECD 国家删除¹。在对 OECD 成员国模型进行稳健性检验时，主要采取了更换指标的方法：第一，用国家之间的首都地理距离代替人口加权的地理距离；第二，用五维度文化指标替代四维度文化指标²，在此基础上重新计算了中国与 OECD 成员国的文化距离；第三，用新计算的政治制度距离替代原有的政治制度距离。

“一带一路”参与国贸易非效率模型的稳健性检验结果（见表 10）与本文结果较为吻合，基本上所有的指标在符号上都与本文的结果相同，数值上个别指标略有差异。稍有不同的是，“一带一路”参与国为内陆国显著抑制中国对其最终消费品的进口。文化距离对中国进口最终消费品仍旧存在促进效应，而政治制度距离则会显著抑制中国与“一带一路”参与国的贸易往来。

表 10 “一带一路”参与国贸易非效率模型稳健性检验

随机前沿模型			贸易非效率模型		
变量	系数	t 值	变量	系数	t 值
常数	21.175***	13.970	常数	6.872***	3.328
$PGDP_{ct}$	1.824***	9.282	$culdis_i$	-0.502	-1.232
$PGDP_{it}$	0.720***	7.576	$poldis_{it}$	3.149***	5.273
DIS_{ci}	-2.596***	-16.943	$traf_{it}$	-0.078**	-2.377
$LAND_j$	-1.670***	-3.871	$invf_{it}$	-0.045**	-2.118
			fta_{it}	-31.819***	-7.599
			sh_{it}	-17.497***	-5.639
σ^2	33.498	13.452	γ	0.981***	207.180
对数似然值	-1945.929		LR 检验	400.102	
N=783					

注：***、**、*分别表示 1%、5%和 10%显著水平上显著。

OECD 成员国贸易非效率模型的稳健性检验结果（见表 11），与本文的结果在符号与数值上均高度吻合，此处不做过多说明。

表 11 OECD 成员国贸易非效率模型稳健性检验

随机前沿模型			贸易非效率模型		
变量	系数	t 值	变量	系数	t 值
常数	-10.319***	-5.262	常数	-10.092***	-3.411
$PGDP_{it}$	2.466***	14.487	$culdis_{ijt}$	0.537***	3.210
$PGDP_{jt}$	1.513***	12.603	$poldis_{ijt}$	0.083	0.685
DIS_{ci}	-0.363***	-4.129	$traf_{jt}$	0.109***	3.007
$LAND_{ij}$	-0.652***	-3.574	$invf_{jt}$	0.020*	1.611
			fta_{ijt}	-1.804**	-2.875
σ^2	5.481***	9.128	γ	0.994***	171.192
对数似然值	-1143.4459		LR 检验	117.815	
N=576					

注：***、**、*分别表示 1%、5%和 10%显著水平上显著。

1 因为“一带一路”参与国中有 15 个 OECD 成员国，为了消除这些国家的影响，笔者在检验时将这些国家从样本中删除。

2 在对“一带一路”参与国模型进行稳健性检验时，我们没有用五维度文化指标替代四维度文化指标，主要在于较多的“一带一路”参与国缺少第五个维度的指标，一旦进行指标替换会导致样本容量产生较大损失。

上述稳健性检验表明本文贸易非效率模型的结果具有一定的稳健性。

（五）贸易效率与贸易潜力分析

本文通过上述实证分析得到中国从 115 个“一带一路”参与国和 36 个 OECD 成员国进口最终消费品的贸易效率¹。

2002—2017 年中国从样本国进口最终消费品的贸易效率整体呈上升趋势，贸易效率均值从 0.082 上升到 0.104（见表 12）。中国从样本国进口最终消费品面临的人为贸易阻力逐年下降，贸易潜力不断释放。

表 12 2002—2017 年中国从样本国进口最终消费品的贸易效率

年份	OECD 成员国	亚洲	欧洲	非洲	南美洲	北美洲	大洋洲	样本国均值
2002	0.186644	0.079057	0.067487	0.021084	0.136773	0.002643	0.090168	0.081992
2003	0.189221	0.080342	0.068863	0.021865	0.138140	0.002822	0.091452	0.083327
2004	0.191830	0.081649	0.070267	0.022668	0.139517	0.003011	0.092744	0.084685
2005	0.194471	0.082976	0.071702	0.023493	0.140904	0.003211	0.094043	0.086064
2006	0.197145	0.084325	0.070470	0.024340	0.142302	0.003421	0.095350	0.086897
2007	0.199850	0.085695	0.068952	0.025210	0.143710	0.003643	0.096665	0.087667
2008	0.202587	0.087087	0.070387	0.026104	0.145128	0.003876	0.097987	0.089100
2009	0.205357	0.088500	0.071852	0.027020	0.146558	0.004121	0.099318	0.090557
2010	0.208159	0.089936	0.073350	0.027287	0.147998	0.004379	0.100656	0.091394
2011	0.210993	0.091395	0.074880	0.028925	0.149450	0.004649	0.102003	0.093544
2012	0.213860	0.092875	0.076443	0.029914	0.150913	0.004933	0.103358	0.095073
2013	0.216759	0.094379	0.078040	0.030928	0.152387	0.005231	0.104722	0.096627
2014	0.219690	0.095905	0.079671	0.031966	0.153874	0.005544	0.106095	0.098206
2015	0.222653	0.097455	0.081337	0.033030	0.186278	0.005871	0.107476	0.100549
2016	0.225649	0.099028	0.083039	0.034119	0.188073	0.006213	0.108867	0.102191
2017	0.228677	0.100625	0.084776	0.035234	0.189881	0.006572	0.110267	0.103858

笔者统计了中国从“一带一路”不同地区国家及 OECD 成员国进口最终消费品的贸易效率（见图 2）。我们发现中国从 OECD 成员国进口最终消费品的贸易效率最高，其次是南美洲的“一带一路”参与国，然后是大洋洲、亚洲和欧洲地区的“一带一路”参与国，从非洲和北美洲参与国进口最终消费品的贸易效率最低。但是中国从这两个地区进口最终消费品贸易效率的提升速度最快，提升速度快一方面说明中国从这两个地区国家进口最终消费品的贸易阻力下降较快，另一方面也说明目前中国从这两个地区进口最终消费品基数小，未来有巨大的发展空间。

1 笔者将随机前沿引力模型与贸易非效率模型得出的两组贸易效率进行了对比，发现二者差距不大。由于随机前沿模型一直以来都是衡量技术效率或贸易效率的主要模型，而贸易非效率模型主要是对贸易非效率的影响因素进行回归分析。因此笔者在进行贸易效率分析时，汇报的结果来源于全样本随机前沿引力模型。

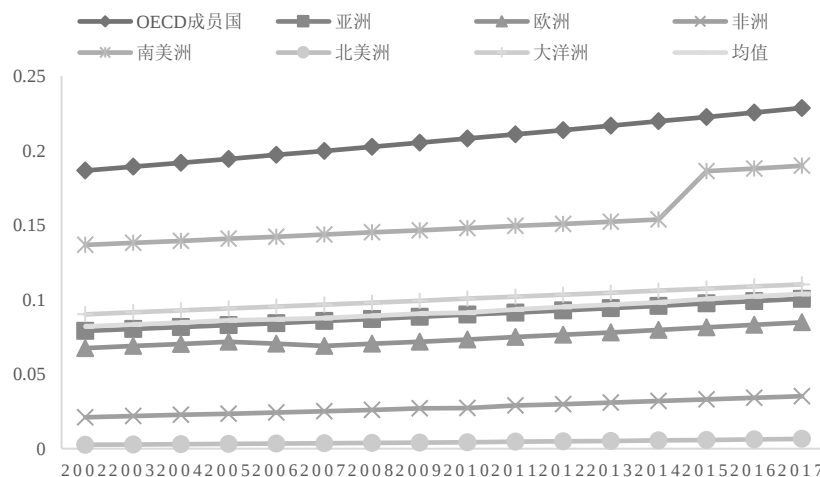


图 2 2002—2017 年中国从不同区域国家和 OECD 成员国进口最终消费品的贸易效率

中国从不同地区国家进口最终消费品贸易效率产生较大差异的主要原因一方面是不同的贸易对象国的经济发展水平不同，另一方面是不同的贸易对象国的市场开放程度不同。OECD 成员国多是世界上经济高度发达的国家，其国内市场较为开放，制度安排相对高效，加之中国与这些国家的贸易往来比较密切，时间较长，所以面临的人为贸易阻力较小。而“一带一路”参与国中有很多经济发展比较落后的国家和地区，特别是非洲地区，其国内市场的开放程度非常低，制度安排不合理，从而阻碍了与世界各国的贸易发展。中国“一带一路”倡议的提出对这些国家而言是一个很好的契机，在中国的引领下，它们可进一步融入全球化进程。

笔者还整理了 2002—2017 年中国从样本国进口最终消费品贸易效率排在前十位和后十位¹的国家。排在前十位的国家分别为：美国、德国、越南、智利、印度尼西亚、泰国、墨西哥、斯洛伐克、俄罗斯及法国，主要集中在 OECD 成员国和东南亚国家（见表 13）。OECD 成员国由于其国内经济十分发达，市场开放，制度安排合理，所以在出口最终消费品时贸易阻力较小。因此中国从这些国家进口最终消费品的贸易效率比较高。“一带一路”参与国中，中国与东南亚国家特别是越南、泰国和印度尼西亚等的经贸联系最为密切。随着中国作为东亚地区市场提供者地位的不不断提升，中国从东南亚国家进口最终消费品的贸易效率也逐年提高。同时，“中国—东盟”自贸区的建立也有助于缓解双边贸易阻力，提升贸易效率。但是从长期来看，中国从这些国家进口最终消费品的贸易效率较高意味着未来中国与其贸易合作的发展空间相对有限。

1 2002—2017 年中国从“一带一路”参与国和 OECD 成员国进口最终消费品的贸易效率排名前十位和后十位的国家没有任何变化。

表 13 2002—2017 年中国进口最终消费品贸易效率排名前 5 位的国家¹

国家	美国	德国	越南	智利	印度尼西亚
2002	0.79865056	0.75634955	0.68238030	0.65511982	0.55000112
2003	0.80112209	0.75922139	0.68586905	0.65881011	0.55433794
2004	0.80357015	0.76206897	0.68933454	0.66247822	0.55865991
2005	0.80599482	0.76489226	0.69277657	0.66612386	0.56296645
2006	0.80839612	0.76769123	0.69619494	0.66974678	0.56725701
2007	0.81077414	0.77046586	0.69958947	0.67334672	0.57153107
2008	0.81312891	0.77321614	0.70295999	0.67692344	0.57578807
2009	0.81546052	0.77594207	0.70630631	0.68047669	0.58002752
2010	0.81776904	0.77864364	0.70962830	0.68400626	0.58424890
2011	0.82005453	0.78132086	0.71292579	0.68751193	0.58845173
2012	0.82231707	0.78397374	0.71619866	0.69099351	0.59263553
2013	0.82455676	0.78660230	0.71944676	0.69445079	0.59679983
2014	0.82677368	0.78920656	0.72266998	0.69788359	0.60094418
2015	0.82896791	0.79178656	0.72586821	0.70129174	0.60506813
2016	0.83113955	0.79434233	0.72904134	0.70467508	0.60917126
2017	0.83328870	0.79687391	0.73218928	0.70803344	0.61325316
均值	0.81637278	0.77703734	0.70771122	0.68199200	0.58194636

中国进口最终消费品贸易效率排在后十位的国家分别是：佛得角、安提瓜和巴布达、加蓬、东帝汶、苏丹、塞舌尔、格林纳达、利比亚、特立尼和多巴哥及刚果（布），基本上都是非洲地区和北美洲地区的“一带一路”参与国。中国从这些国家进口最终消费品的贸易效率基本为 0。现阶段，中国与这些国家特别是非洲国家的经贸合作仍处于探索期，非洲是中国有待深入合作的地区。2018 年中非合作论坛的举办将会打开中非经贸合作的新局面。未来，中国与非洲的经贸往来有巨大的提升空间。

表 14 2002—2017 年中国进口最终消费品贸易效率排名后 5 位的国家

国家	佛得角	安提瓜和巴布达	加蓬	东帝汶	苏丹
2002	0.00000000	0.00000000	0.00000001	0.00000002	0.00000004
2003	0.00000000	0.00000000	0.00000001	0.00000002	0.00000005
2004	0.00000000	0.00000001	0.00000002	0.00000003	0.00000006
2005	0.00000000	0.00000001	0.00000002	0.00000004	0.00000008
2006	0.00000000	0.00000001	0.00000003	0.00000005	0.00000010
2007	0.00000000	0.00000001	0.00000004	0.00000006	0.00000013
2008	0.00000001	0.00000002	0.00000005	0.00000008	0.00000017
2009	0.00000001	0.00000002	0.00000006	0.00000010	0.00000021
2010	0.00000001	0.00000003	0.00000008	0.00000012	0.00000026
2011	0.00000001	0.00000004	0.00000010	0.00000015	0.00000033
2012	0.00000002	0.00000005	0.00000013	0.00000020	0.00000041
2013	0.00000002	0.00000007	0.00000017	0.00000025	0.00000052
2014	0.00000003	0.00000009	0.00000021	0.00000031	0.00000064

1 限于篇幅，笔者在文中只列出了中国进口最终消费品贸易效率排名前 5 位和后 5 位的国家。

2015	0.00000004	0.00000011	0.00000027	0.00000039	0.00000079
2016	0.00000005	0.00000014	0.00000033	0.00000048	0.00000098
2017	0.00000007	0.00000018	0.00000042	0.00000060	0.00000120
均值	0.00000002	0.00000005	0.00000012	0.00000018	0.00000037

综上，整体而言，中国从“一带一路”参与国进口最终消费品的贸易效率仍旧较低，因此未来贸易合作的空间巨大。

通过上述分析，我们发现中国从不同地区“一带一路”参与国进口最终消费品的贸易效率差异较大，因此在制定贸易政策时应充分考虑各国的实际情况，做到“因地制宜”，从而使贸易双方实现共赢。本文借鉴了用于制定公司战略的波士顿矩阵法（BCG Matrix）的思想，将“一带一路”参与国划分为四组，并针对每组国家的特点提出适宜的政策建议。

根据中国从“一带一路”参与国进口最终消费品的增长率¹和贸易效率²我们将“一带一路”参与国划分为（a）高贸易效率、高增长率国，（b）高贸易效率、低增长率国，（c）低贸易效率、高增长率国和（d）低贸易效率、低增长率国四组。在“一带一路”参与国中，奥地利、智利、匈牙利、印度尼西亚、斯洛伐克、越南等 13 个国家属于 a 组；俄罗斯、菲律宾、缅甸等 4 个国家属于 b 组；阿富汗、阿尔巴尼亚、亚美尼亚、斯里兰卡、塔吉克斯坦、乌兹别克斯坦、老挝等 56 个国家属于 c 组；伊朗、沙特阿拉伯、叙利亚等剩余国家属于 d 组。“一带一路”参与国中 c 组国家个数最多，即大部分“一带一路”参与国与中国的贸易增长较快，但是贸易效率却处于低水平状态。

中国从 a 组国家进口最终消费品的增长率和贸易效率都处于较高水平，说明中国与这些国家的贸易往来比较畅通，而且从这些国家进口最终消费品的贸易前景比较乐观。针对这些国家，中国应遵循市场机制，让其发挥积极作用，并在市场运行出现问题时进行宏观调控。中国从 b 组国家进口最终消费品的贸易效率较高，但是进口贸易的增长率较低。中国与这些国家的贸易同样比较畅通，而其增长率较低的主要原因是中国与这些国家的贸易基数相对较大。这些国家可以说是中国长期稳定的贸易伙伴国。在对其贸易政策的制定上，亦应遵循市场机制，并适当挖掘新的贸易合作空间，在保持较高贸易效率的基础上进一步提升贸易增速。中国从 c 组国家进口的贸易效率较低，但是进口增速较快，未来中国从这些国家进口最终消费品的贸易潜力很大，且贸易前景较为乐观。针对这些国家，中国政府应该有所作为，首先可进一步开放国内市场，适当降低本国关税扩大进口；其次，要与其进行政策沟通以期降低潜在的非关税壁垒；最后应积极推动与这些国家自贸协定的签署，以释放更多的贸易潜力。中国从 d 组国家进口最终消费品的贸易效率和贸易增速均较低，表明中国与这些国家不仅贸易阻力较大，而且贸易前景堪忧。

1 此处进口最终消费品贸易增长率采用的是样本期内进口最终消费品的年均增长率。

2 本文将中国从“一带一路”参与国进口最终消费品年均增长率超过 20% 的国家定义为具有高贸易增长率国家，将中国从其进口贸易效率超过 0.1 的国家定义为高贸易效率国家。

产生这种情况的原因主要有以下几点：第一，盛产石油的国家，其出口产品以石油为主，出口最终消费品较少；第二，经济发展落后的国家，其提供最终消费品的能力很低，导致最终消费品的出口低；第三，高政治风险国家，其国内政治比较动荡，从而在一定程度抑制了其贸易的深入发展。针对上述不同成因，中国应采取不同政策，对于盛产石油的国家，中国可对其进行直接投资，一方面带动当地制造业的发展，另一方面可通过投资获取中国经济发展所需的石油等自然资源；对于经济发展较为落后的地区，中国亦可对其进行直接投资，利用当地的比较优势进行生产活动而后将部分产品返销国内，这样既能带动当地经济的发展又能满足国内对最终消费品的需求，还可通过降低生产成本提高企业投资收益；对于政治风险较大的国家应采取相对谨慎的贸易政策，在保证贸易安全的基础上适当扩大贸易合作。

六、结论与政策启示

世界正处于大发展大变革大调整时期，面临的不稳定性、不确定性突出，世界经济增长动能不足。“一带一路”倡议的提出既为中国提供经济增长的新动力，也将带动参与国的经济发展，推进参与国的协调与合作。中国将会与各国同舟共济，积极发展全球伙伴关系，扩大同各国的利益交汇点，推动建设开放型世界经济。本文基于此现实背景研究了中国从“一带一路”参与国进口最终消费品的影响因素和贸易潜力，并探讨了中国作为“一带一路”参与国最终消费品市场提供者的前景。

在随机前沿引力模型中，研究发现中国的经济发展规模对其从“一带一路”参与国进口最终消费品产生显著的正向影响。伴随着中国经济的快速发展，国内消费市场的潜力不断释放。目前，消费已成为推动中国经济增长的最大动力。中国会进一步加大对最终消费品的进口，为“一带一路”参与国提供更为广阔的最终消费品市场¹。“一带一路”参与国经济发展规模的扩大会促进其最终消费品的出口。因此，在推进中国与“一带一路”参与国贸易发展的过程中，不仅要考虑中国国内的经济发展和消费水平，也要兼顾沿线国家的经济发展情况。针对经济发展较为落后的国家和地区，中国可对其进行直接投资，带动当地就业，拉动经济增长。地理距离仍是阻碍中国进口最终消费品的主要因素。因此，应继续推进“一带一路”参与国基础设施建设的进程，降低贸易运输成本，提升国际贸易的利润空间，促进贸易发展。

在贸易非效率模型中，文化差异对“一带一路”参与国和 OECD 成员国产生不同影响。文化差异能够促进中国对“一带一路”参与国最终消费品的进口，却抑制中国对 OECD 成员国最终消费品的进口。政治制度距离对中国进口最终消费品具有一定的抑制作用。自贸协定的签署能够

¹ 商务部日前发布《2017 年中国国内贸易发展回顾与展望》报告显示，2017 年，国内贸易保持平稳较快发展，规模稳步扩大，结构持续优化，质量和效益不断提升。其中，社会消费零售总额达到 36.6 万亿元，比上年增长 10.2%，连续第 14 年保持两位数增长，消费品市场规模稳居世界第二。

大幅提升中国进口最终消费品的贸易效率。同为上合组织成员国也能够显著提升中国从“一带一路”参与国进口最终消费品的贸易效率。上合组织最初建立的宗旨是为了地区和平稳定，在经贸方面的合作较少，今后可在维持地区稳定的基础上，把经贸合作放在更为重要的位置，以经济发展促进地区的稳定与繁荣¹。

在贸易效率与贸易潜力的分析中，研究发现中国从“一带一路”参与国进口最终消费品的贸易效率显著低于从 OECD 国家进口最终消费品的贸易效率。虽然近年来从“一带一路”参与国进口最终消费品的贸易效率逐年提高，但整体而言进口贸易效率依旧很低且从不同地区国家进口最终消费品的贸易效率差异较大。2002-2017 年，中国从“一带一路”参与国进口最终消费品的平均贸易效率为 0.09。进口贸易效率高的国家主要集中在东南亚地区，从非洲地区进口处于无效率状态。因此针对不同国家，中国政府应采取不同的贸易政策，做到“因地制宜”，寻找贸易双方的利益共同点，从而实现共赢。随着“一带一路”倡议的实施，中国与各参与国的贸易阻力有望得到进一步改善，未来中国从“一带一路”参与国进口最终消费品的贸易潜力巨大，即中国具备为“一带一路”参与国提供最终消费品市场的巨大潜力。

¹ 2018 年 5 月 25 日，由商务部研究院发起并主办的上海合作组织经济智库联盟成立暨上海合作组织经济论坛在京举行。钱克明副部长出席成立大会并见证了印度、中国、吉尔吉斯斯坦、巴基斯坦、乌兹别克斯坦、阿富汗、白俄罗斯、蒙古、阿塞拜疆、土耳其等 10 国经济智库机构签署《上海合作组织经济智库联盟合作框架》和《上海合作组织经济智库联盟北京共识》。论坛上，专家学者还围绕推进上海合作组织区域贸易便利化与自由化制度安排及上合组织区域经济合作展望等议题展开讨论。这表明未来上合组织将会在经贸领域发挥更为重要的作用。

参考文献

- [1] 方英, 马芮. 中国与“一带一路”沿线国家文化贸易潜力及影响因素: 基于随机前沿引力模型的实证研究[J]. 世界经济研究, 2018 (1): 112-121+136.
- [2] 冯永琦. 东亚区域的生产分工、产品需求结构与贸易模式转型[J]. 当代亚太, 2011 (3): 41-56+40.
- [3] 孔庆峰, 董虹蔚. “一带一路”国家的贸易便利化水平测算与贸易潜力研究[J]. 国际贸易问题, 2015 (12): 158-168.
- [4] 李浩学, 李盛辉. 中国与“一带一路”沿线国家农产品贸易潜力分析——基于 HM 指数及随机前沿引力模型[J]. 价格月刊, 2016 (11): 69-74.
- [5] 李晓. 中日经济关系在东亚经济发展中的地位与作用[J]. 世界经济与政治, 1995 (1): 41-45.
- [6] 李晓, 付竞舟. 中国作为东亚市场提供者的现状与前景[J]. 吉林大学社会科学学报, 2010 (2): 17-28+159.
- [7] 李晓, 张建平. 东亚产业关联的研究方法与现状——一个国际/国家间投入产出模型的综述[J]. 经济研究, 2010 (41): 147-160.
- [8] 廖泽芳, 李婷, 程云杰. 中国与“一带一路”沿线国家贸易畅通障碍及潜力分析[J]. 上海经济研究, 2017 (1): 77-85.
- [9] 刘志雄, 王新哲. 中国作为东盟产品市场提供者的实证研究[J]. 经济问题探索, 2013 (1): 84-88.
- [10] 鲁晓东, 赵奇伟. 中国的出口潜力及其影响因素——基于随机前沿引力模型的估计[J]. 数量经济技术经济研究, 2010 (10): 21-35.
- [11] 盛斌, 廖明中. 中国的贸易流量与出口潜力: 引力模型的研究[J]. 世界经济, 2004 (2): 3-12.
- [12] 谭秀杰, 周茂荣. 21 世纪“海上丝绸之路”贸易潜力及其影响因素——基于随机前沿引力模型的实证研究[J]. 国际贸易问题, 2015 (2): 3-12.
- [13] 王瑞, 温怀德. 中国对“丝绸之路经济带”沿线国家农产品出口潜力研究——基于随机前沿引力模型的实证分析[J]. 农业技术经济, 2016 (10): 116-126.
- [14] 杨奎, 王学君. 中国对“丝绸之路经济带”沿线国家肉类产品出口效率研究——基于随机前沿引力模型实证分析[J]. 世界农业, 2017 (10): 99-105.
- [15] 张坤. 东亚新贸易模式的形成与转型——基于中国地位及作用的考察[J]. 世界经济研究, 2013 (10): 75-80+89.
- [16] 张蕴岭. 东亚区域合作的新趋势[J]. 当代亚太, 2009 (4): 4-16.
- [17] Aigner D., Knox Lovell C. A., Schmidt P. Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models[J]. Journal of Econometrics, 1977(6): 21-37.
- [18] Armstrong S. Measuring Trade and Trade Potential: A Survey[J]. Asia Pacific Economic Papers, 2007(368).
- [19] Battese G. E., Coelli T. J. Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: with Application to Paddy Farmers in India[J]. Journal of Productivity Analysis, 1992(3): 149-65.
- [20] Battese G. E., Coelli T. J. A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data[J]. Empirical Economics, 1995 (20): 325-32.
- [21] Drysdale P., Huang Y., Kalirajan K.P. China's Trade Efficiency: Measurement and Determinants[J]. APEC and Liberalisation of the Chinese Economy, 2000 (15): 259-71.
- [22] Gaulier G., Lemoine F., Deniz Ünal-Kesenci. China's Emergence and Reorganization of Trade Flows in Asian[J]. China Economic Review, 2007, 18 (3): 209-43.

- [23] Hofstede G. National Cultures in Four Dimensions: A Research-based Theory of Cultural Differences among Nations[J]. International Studies of Management and Organization, 1983, 13(1/2): 46-74.
- [24] Malik I. A., Mir M. A. India's Trade Potential with Central Asia: An Application of Gravity Model Analysis[J]. International Journal on World Peace, 2014,31(3): 53-69.
- [25] Meeusen W., van den Broeck J. Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Function with Composed Error[J]. International Economic Review,1977(18): 435-44.
- [26] North D. Institutions, Institutional Change and Economic Performance[M]. Cambridge: Cambridge University Press ,1990.
- [27] Roland-Holst D. An Overview of PRC's Emergence and East Asian Trade Patterns to 2020[R]. ADBI Research Paper Series,2002(44).
- [28] Tatiana Kostova. Country Institutional Profiles: Concept and Measurement[C]. Academy of Management Proceedings,1997(1): 180-84.

Trade Potential Between China and Participating Countries of “Belt and Road”:

Take Imports of Final Consumption Products

Li Xiao, Zhang Yuxuan and Chen Xiaoxin

Abstract: Through stochastic frontier gravity model, this paper researched China's trade potential of importing final consumption products from participating countries of "Belt and Road" from 2002 to 2017. Then, the non-efficiency model of trade is established. From the bilateral institutional differences, factors affecting the realization of trade potential is analyzed, and based on that, the position and prospect of China as the market provider for final consumption products of participating countries of "Belt and Road" are discussed. It's found in the research that: during the sample period, the economic development scale of China and the countries of "Belt and Road" have notable influence to China's importing of the final consumption products and geographical distance is the main factor suppressing China's import trade. The cultural distance between China and participating countries of "Belt and Road" have positive influence on China's trade efficiency of importing the final consumption products. The political institutional distance have inhibiting effect on China's trade efficiency of importing the final consumption products. On the whole, China's trade efficiency of importing final consumption products from participating countries of "Belt and Road" is low. But it has been an upward trend in recent years. China's imports of final consumption products from the participating countries of "Belt and Road" are growing at a faster rate, and the trade resistance faced is declining year by year. Therefore, in the future, China has enormous potential of providing market for final consumption products of the participating countries of "Belt and Road".

Keywords: Final Consumption Product; Market Provider; Stochastic Frontier; Trade Efficiency; Trade Potential; Institutional Differences

支付时滞、汇率传递与宏观经济波动

邓贵川¹ 谢丹阳²

【摘要】本文在基准当地货币定价（LCP）模型的基础上引入支付时滞建立小国开放经济 DSGE 模型，研究支付时滞对汇率传递及经济波动的影响。结果表明引入支付时滞后，汇率不仅通过基准 LCP 模型下实际边际成本和汇率失调影响产品价格，还会通过汇率预期和利率影响产品价格，这使得支付时滞会加剧国内通胀和经济波动，降低货币政策效果，增加货币政策调控难度。同时，引入支付时滞的 LCP 模型减小了汇率传递程度，提高了 LCP 模型对汇率不完全传递的解释能力。

【关键词】支付时滞；汇率传递；经济波动；DSGE

一、引言

自 2005 年 7 月人民币汇率实行以市场需求为基础，参考一篮子货币进行调节的、有管理的浮动汇率制度以来，人民币汇率市场化程度不断加深，其波动程度也不断提高。以人民币兑美元汇率为例，2005 年 7 月改革之后，人民币持续升值直到 2008 年 8 月全球金融危机爆发，人民币共升值 15.59%；2010 年 7 月，人民币再次开启升值之旅，截止 2013 年 6 月，人民币再次升值 9.02%；随后人民币汇率保持了一段时期的相对稳定直到 2015 年 8 月 11 日，中国人民银行宣布进一步完善人民币汇率中间价报价机制，自此以后，人民币汇率走出单向升值区间，开始双向浮动。随着人民币汇率市场化程度的逐步提高，人民币汇率的波动愈加强烈，无论是学界还是业界都越来越关注人民币汇率波动对经济的影响。

研究汇率变化对经济影响的重要领域是汇率对价格的传递效应，很多经典理论都是建立在汇率完全传递的假设之上，但越来越多的实证研究表明人民币汇率是不完全传递的，然而这些实证研究往往缺乏严密的理论分析，难以深入了解造成人民币汇率不完全传递的原因，因此也难以深入理解汇率不完全传递会怎样影响汇率变动对经济的影响。国外解释汇率不完全传递的重要理论是当地货币定价（Local Currency Pricing, 简称 LCP）模型（Betts&Devereux, 1996, 2000; Gopinath et al., 2010; Choudhri&Hakura, 2015），但 Choudhri et al.（2005）利用 G7 国家数据的实证分析表明基于 LCP 设定的模型高估了汇率变动对生产价格和贸易价格的传递程度，即便引入分销成本仍不能改善 LCP 模型的低解释能力。基于 LCP 设定的模型高估了汇率对贸易价格的传

¹ 邓贵川，中山大学国际金融学院

² 谢丹阳，香港科技大学经济系、武汉大学经济发展研究中心、武汉大学经济与管理学院

递程度，可能原因是现有研究忽略了对外贸易中出口企业接受订单与收到货款之间存在时差（简称支付时滞，下同）这一显著特点，Chor&Manova（2012）、Manova（2013）和Antras&Foley（2015）等学者的实证研究表明，支付时滞广泛存在，平均而言为 90 天。支付时滞使厂商收支时间错配，并增加贸易厂商面临的汇率风险，利率和汇率预期将影响厂商定价。然而，大多数文献在构建模型时均忽略了支付时滞这一现实问题，而仅有的少数研究（如李艳丽和彭红枫，2014）从局部均衡出发，是一种非结构型模型，难以避免 Lucas 批判。

为了进一步完善现有研究，从理论上深入剖析造成汇率不完全传递的原因，本文引入支付时滞，建立小国开放经济 DSGE 模型，并从理论上深入分析支付时滞影响汇率传递和经济波动的利率渠道和汇率失调渠道，并基于数值求解结果说明了支付时滞对汇率传递程度和经济波动的影响。

本文结构安排如下：第二部分是文献综述，回顾国内外关于汇率传递的相关研究；第三部分是模型构建，建立一个包含家庭、厂商和央行的开放经济 DSGE 模型；第四部分是模型动态分析，从理论上分析支付时滞对汇率传递和经济波动的影响；第五部分是支付时滞和经济波动，分析支付时滞模型相对于基准模型对经济波动的影响；第六部分是模型的扩展，在现有模型的基础上引入生产性资本分析模型动态的变化；最后得出结论。

二、文献综述

关于汇率传递的研究始于 20 世纪 80 年代，大量研究发现美元汇率对进出口价格的传递是不完全的，于是很多学者开始通过构建理论模型寻找汇率不完全传递的原因，早期关于汇率不完全传递的研究主要从局部均衡的角度分析汇率对厂商定价行为的影响，如 Krugman（1986）和 Marston（1990）认为垄断竞争市场导致了汇率不完全传递，Front&Klemperer（1988）认为厂商为保持市场份额而使出口价格不完全传递；Dornbusch（1987）认为汇率变动导致均衡价格变动的幅度依赖于产品替代率、国内外厂商的相对数量和市场结构。进入 20 世纪 90 年代，经济学家开始使用一般均衡框架研究汇率不完全传递，如 Obstfeld&Rogoff（1995）提出从新开放宏观经济学框架研究汇率传递；该时期对汇率不完全传递的解释主要包括：定价货币选择（Gopinath et al., 2010; Choudhri&Hakura, 2015），依市场定价行为（Pricing to Market）（Atkeson&Burstein, 2008），价格调整频率（Devereux&Yetman, 2002, 2010），进口产品存在分销成本（Corsetti&Dedola, 2005）等。

国内关于汇率传递的文献主要集中于实证分析，包括如下三个方面：人民币汇率变动对价格指数的传递率及传递速度，如毕玉江和朱钟棣（2007）、曹伟和申宇（2013）、项后军和许磊（2013）、黄满盈和高志存（2012）；人民币汇率对不同价格指数传递的阶段性特征，如项后军和潘锡泉（2011）、李艳丽和彭红枫（2014）；人民币汇率传递的非对称性及非线性特征，如曹

伟等（2012）、项后军和许磊（2011）。少数文献基于理论模型分析汇率传递效应，如黄志刚（2009）在新开放宏观经济学框架下，考虑加工贸易这一中国特色经济结构构建了一个多国 DSGE 模型分析了人民币汇率变动对价格水平、贸易收支和宏观经济均衡的影响。

现在研究为本文提供了参考，本文在现有研究的基础上，考虑垄断竞争厂商设定价格与收到货款之间存在时差这一因素建立一个小国开放经济 DSGE 模型，理论分析支付时滞对汇率传递和经济波动产生影响的利率渠道和汇率失调渠道，拓宽现有关于汇率传递的研究，并通过数值求解结果定量分析支付时滞对经济波动的影响。

三、构建模型

（一）家庭部门

本文借鉴 De-Paoli（2009）的作法，先设定一个包含国家规模的两国模型，然后让本国规模趋于 0 来构建一个小国模型。设世界由本国和外国两个国家组成，每个国家由无数家庭组成，且世界经济规模为 1，本国经济规模为 n ，因此本国家庭构成 $[0, n]$ 上的连续统，外国家庭构成 $[n, 1]$ 上的连续统。本国代表性家庭对每一种本国产品和外国产品的消费量分别为 $C_{Ht}(h)$ 、 $C_{Ft}(f)$ ，其中 $h \in [0, n]$ 、 $f \in [n, 1]$ 表示产品种类，且按 CES 方式消费本国产品和进口产品，则本国家庭对本国产品和进口产品的总消费量 C_{Ht} 、 C_{Ft} 分别为：

$$C_{Ht} = \left[\left(\frac{1}{n} \right)^{1/\varepsilon} \int_0^n C_{Ht}(h)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dh \right]^{\varepsilon/(\varepsilon-1)}, \quad C_{Ft} = \left[\left(\frac{1}{1-n} \right)^{1/\varepsilon} \int_n^1 C_{Ft}(f)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} df \right]^{\varepsilon/(\varepsilon-1)}$$

其中， $\varepsilon > 1$ 表示本国产品之间以及进口产品之间的替代弹性。本国家庭的总消费 C_t 为：

$$C_t = \left[(1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} C_{Ht}^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \alpha^{\frac{1}{\eta}} C_{Ft}^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\eta/(\eta-1)}$$

其中， $\eta > 0$ 表示本国产品与进口产品之间的替代弹性， $\alpha \in [0, 1/2]$ 表示本国家庭对本国产品的偏好度¹， α 越小，家庭的本国产品偏好越强。借鉴 De-Paoli（2009）的方法，设 $o = C_{Ft}(j)/C_t$ 表示本国贸易开放度，根据本文关于产品加总的设定可以推导本国产品偏好与贸易开放度的关系，即 $\alpha = (1-n)o$ 。

设以本币表示的本国产品 h 的价格水平为 $P_{Ht}(h)$ ，进口产品 f 的价格水平为 $P_{Ft}(f)$ ，最小化本国家庭消费支出可得到本国家庭对本国产品 h 和进口产品 f 的需求函数分别为²：

¹ Engel（2011）详细分析了本国偏好（Home bias）对经济均衡和最优货币政策的影响。

² 关于家庭期内优化决策的推导详见 Gali&Monacelli（2005），Gali（2015）。由于篇幅限制，此处不再赘述。

$$C_{Ht}(h) = (1-\alpha) \left[P_{Ht}(h)/P_{Ht} \right]^{-\varepsilon} (P_{Ht}/P_t)^{-\eta} C_t/n$$

$$C_{Ft}(f) = \alpha \left[P_{Ft}(f)/P_{Ft} \right]^{-\varepsilon} (P_{Ft}/P_t)^{-\eta} C_t/(1-n)$$

其中 P_{Ht} 和 P_{Ft} 分别是以本币表示的生产价格指数和进口产品价格指数， P_t 是消费价格指数。家庭通过上述期内优化决策使得当居民通过跨期决策选择最优的总消费 C_t 时，家庭对每一类产品的消费 $C_{Ht}(h)$ 和 $C_{Ft}(f)$ 也是最优的。设本国代表性家庭通过消费本国产品和进口产品、休闲获得效用，即本国家庭的跨期效用函数为：

$$U_t = E_t \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k \left(\frac{1}{1-\sigma} C_{t+k}^{1-\sigma} - \frac{\chi_t}{1+\phi} N_{t+k}^{1+\phi} \right)$$

其中， β 表示效用贴现因子， σ 表示家庭相对风险厌恶系数，还表示消费的跨期替代弹性的倒数， ϕ 表示劳动供给弹性的倒数， N_t 表示本国家庭的劳动时间， χ_t 表示休闲在居民效用中的份额，服从如下 AR(1) 过程： $\hat{\chi}_t = \rho_{\chi} \hat{\chi}_{t-1} + \eta_t^{\chi}$ ，其中 $\hat{\chi}_t = \log \chi_t / \chi$ ， χ 是 χ_t 的稳态水平， $\eta_t^{\chi} \sim i.i.d.N(0, \sigma_{\chi}^2)$ 表示本国劳动供给冲击。

本国家庭通过提供劳动获得名义收入 $W_t N_t$ ， W_t 表示本国名义工资；拥有国内厂商的所有权而获得厂商利润 J_t ，向国家缴纳总量税 T_t ，并将剩余可支配收入用于消费本国产品、进口产品和购买债券 B_t 。因此，本国家庭的预算约束为：

$$C_t + \bar{B}_t = \bar{W}_t N_t + R_{t-1} \bar{B}_{t-1} / \Pi_t + J_t - T_t$$

其中 $\bar{B}_t = B_t/P_t$ 表示实际债券金额， $\bar{W}_t = W_t/P_t$ 表示本国实际工资， R_t 表示本国无风险名义利率， $\Pi_t = P_t/P_{t-1}$ 表示本国消费价格通胀。

本国家庭在预算约束下最大化跨期效用函数，得到一阶条件：

$$\beta E_t C_{t+1}^{-\sigma} / C_t^{-\sigma} 1/\Pi_{t+1} = 1/R_t \quad (1)$$

$$\chi_t N_t^{\phi} C_t^{\sigma} = \bar{W}_t \quad (2)$$

方程(1)表示本国家庭最优消费-储蓄决策的欧拉方程；方程(2)表示本国劳动供给方程，也反映了消费和劳动供给之间的权衡关系。外国代表性家庭有类似的设置，按照本国家庭的求解方法可求得外国家庭的欧拉方程、劳动供给函数。本文用“*”表示外国家庭对应的变量。假设国际金融市场是完备的，本国家庭购买本国债券和外国家庭购买本国债券可以得到相同的期望收益，设 ξ_t 表示直接标价法下的名义汇率水平，因而国际风险分担条件可表示为：

$$(C_t^*)^{-\sigma} / C_t^{-\sigma} = \xi_t P_t^* / P_t \quad (3)$$

国际风险分担条件表明，任意一单位货币（无论是本币还是外币），用于消费本国总产品或

者消费外国总产品得到的效用是相同的。

方程 (3) 中 $(C_t^*)^{-\sigma}$ 表示消费外国加总产品的边际效用, $C_t^{-\sigma}$ 表示消费本国加总产品的边际效用, 因此等式左边 $(C_t^*)^{-\sigma} / C_t^{-\sigma}$ 表示消费外国加总产品与消费本国加总产品的边际效用之比, 当该比例小于均衡水平时, 即 $(C_t^*)^{-\sigma} / C_t^{-\sigma} < \xi_t P_t^* / P_t$, 说明 1 单位货币 (无论是本币还是外币) 用于消费外国加总产品获得的效用小于 1 单位货币用于消费本国加总产品获得的效用, 因此, 外国总消费水平会下降, 本国总消费水平会上升。从本国加总产品和外国加总产品的构成来看, 外国总消费水平下降将导致本国出口水平下降, 而本国总消费水平上升将导致本国产品在本国的销售上升, 而本国产出水平的变化取决于出口下降水平与本国销售上升水平的相对大小。

(二) 厂商部门

国内有无数个生产厂商, 这些生产厂商构成 $[0, n]$ 上的连续统, 每一个生产厂商生产一种差异化产品。借鉴 Clarida et al. (2002)、Fujiwara & Wang (2017) 等研究的设定, 代表性厂商雇佣劳动作为生产要素生产差异化产品 h , 其生产函数为¹: $Y_t(h) = A_t N_t(h)$, 其中, $N_t(h)$ 表示本国厂商 h 生产产品 h 时的劳动投入, $Y_t(h)$ 是本国产品 h 的产量。 A_t 表示厂商拥有的技术水平, 服从 AR

(1) 过程: $\log A_t - \log A = \rho_a (\log A_{t-1} - \log A) + \eta_t^a$, 其中 $\eta_t^a \sim i.i.d.N(0, \sigma_a^2)$ 表示技术冲击。

1. 支付时滞与厂商价格设定

厂商签订合同与收到货款的时间往往不一致, 本文将厂商从签订合同 (设定产品价格) 与收到货款之间的时间差定义为支付时滞, 对于贸易厂商, 支付时滞包括设定价格与产品出口之间的时滞、以及出口到收款之间的时滞。对于厂商而言, 如果厂商按时收到货款, 至少可以将货款存入银行获得利息, 但现实经济中交易往往存在支付时滞, 延迟收到货款会增加厂商的机会成本, 即利息收入; 对于出口厂商而言, 延迟收到货款还会增加厂商的汇率风险敞口, 因为延迟收到的货款 (外币) 会根据未来的名义汇率兑换为本币, 如果本币升值, 则外币兑换为本币时利润会进一步损失²。以利润最大化为目标的厂商在设定产品价格时会考虑支付时滞给厂商带来的利润损失 (利息损失和因为本币升贬值造成的利润损失或收益): 首先, 当利率上升时, 支付时滞造成的利息损失上升, 厂商利润下降, 产品供给下降, 价格上升, 反之, 当利率下降时, 支付时滞造成的利息损失下降, 厂商获得额外利润, 产品供给上升, 价格下降; 其次, 对于出口厂商而言, 预期本币升值 (直接标价法下的名义汇率下降), 厂商下一期收到的货款兑换

¹ Obstfeld & Rogoff (1995) 开创新开放宏观经济学 (NOEM) 时假设产出是劳动的线性函数, 因而产出直接进入家庭效用函数, 且为家庭带来负效用, Benigno & Benigno (2003, 2006) 沿用了这种假设, Clarida et al.

(2002), Gali & Monacelli (2005), Engel (2011), Fujiwara & Wang (2017) 等建立在 NOEM 框架下的研究则假设厂商仅使用劳动作为生产要素, 进而引入价格黏性。

² 如果厂商利用远期汇率进行保值, 则会支付相应的购买远期合约费用。在远期合约合理定价的情况下, 支付购买远期合约的费用与因为本币升值而造成的货款价值损失是等价的。

为本币时金额下降，厂商遭受额外损失，利润下降，产品供给下降，价格上升，反之，预期本币贬值时，厂商下一期收到的货款兑换为本币时金额上升，厂商获得额外收益，利润上升，产品供给增加，价格下降。因此，当经济存在支付时滞时，利率变动和预期本币升贬值会改变贸易厂商价格设定。

根据 Chor&Manova (2012)、Manova (2013) 和 Antras&Foley (2015) 等学者的研究，厂商支付时滞平均为 1 个季度，本文根据 2002 年第 1 季度-2019 年第 3 季度中国制造业全部上市企业财务数据的分析表明，中国制造业企业应收账款回收期约为 81 天，加上产品生产周期，中国企业支付时滞也约为 1 季度。因此，本文假设厂商支付时滞为 1 期。

另一方面，根据中国人民银行金融统计报告，2012 年 1 月至 2019 年 10 月，中国进出口贸易中以人民币作为结算货币的比例平均为 19.67%，且该比例自 2015 年 8 月人民币汇改以来一直保持下降趋势，因此，假定本国厂商按照 LCP 设定产品价格更符合中国经济现状。LCP 下厂商具有盯市行为 (Price to Market)，即厂商分别在本国家庭和外国家庭对本国产品的需求的约束下以利润最大化为目标设定产品在本国和外国出售的价格，因此，LCP 下一价定律不成立。Engel (2011)、Choudri&Hadura (2015) 等都对 LCP 下厂商定价行为进行了研究，本文借鉴 Engel (2011) 的方式设定厂商的定价行为。本文接下来将同时考虑支付时滞与 LCP 研究厂商定价行为。

产品价格是黏性的，厂商按照 Calvo (1983) 的方式调整产品价格，即每一期厂商获得重新调整价格信号的概率为 $1-\theta$ ，可以重新设定产品价格的厂商将产品在本国出售的价格设定为 $\ddot{P}_{Ht}$ ，在外国出售的价格设定为 $\ddot{P}_{Ht}^*$ ，无法重新设定产品价格的厂商则保持价格不变。每一期有 θ 比例的厂商保持价格不变， $1-\theta$ 比例的厂商设定重新设定产品价格，根据大数定律，本国生产价格指数和出口价格指数满足：

$$P_{Ht}^{1-\varepsilon} = \theta P_{Ht-1}^{1-\varepsilon} + (1-\theta) \ddot{P}_{Ht}^{1-\varepsilon}, \quad (P_{Ht}^*)^{1-\varepsilon} = \theta (P_{Ht-1}^*)^{1-\varepsilon} + (1-\theta) (\ddot{P}_{Ht}^*)^{1-\varepsilon} \quad (4)$$

可以重新设定产品价格的厂商在本国和外国家庭的需求约束¹下最大化厂商利润，即：

$$\begin{aligned} \max_{\ddot{P}_{Ht}, \ddot{P}_{Ht}^*} E_t \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k \left\{ Q_{t,t+k+1} \left(\ddot{P}_{Ht} \ddot{C}_{Ht+k} + \xi_{t+k+1} \ddot{P}_{Ht}^* \ddot{C}_{Ht+k}^* \right) - Q_{t,t+k} MC_{t+k} \left(\ddot{C}_{Ht+k} + \ddot{C}_{Ht+k}^* \right) \right\} \\ \text{s.t.} \quad \ddot{C}_{Ht+k} = \left(\ddot{P}_{Ht} / P_{Ht+k} \right)^{-\varepsilon} C_{Ht+k} / n, \quad \ddot{C}_{Ht+k}^* = \left(\ddot{P}_{Ht}^* / P_{Ht+k}^* \right)^{-\varepsilon} C_{Ht+k}^* / n \end{aligned}$$

其中 $MC_t = W_t / (P_{Ht} A_t)$ 表示本国实际边际成本， $Q_{t,t+k} = C_{t+k}^{-\sigma} / C_t^{-\sigma} 1 / \Pi_{t+k}$ 表示随机贴现因子。求解上述最优化问题，得到产品价格方程分别为：

¹ 厂商的需求约束来源于本国家庭和外国家庭的期内优化决策。

$$\ddot{P}_{Ht} = \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1} \frac{E_t \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k Q_{t,t+k} P_{Ht+k}^{\varepsilon+1} C_{Ht+k} MC_{t+k}}{E_t \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k Q_{t,t+k+1} P_{Ht+k}^{\varepsilon} C_{Ht+k}} \quad (5)$$

$$\ddot{P}_{Ht}^* = \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1} \frac{E_t \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k Q_{t,t+k} (P_{Ht+k}^*)^{\varepsilon} C_{Ht+k}^* P_{Ht+k} MC_{t+k}}{E_t \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k Q_{t,t+k+1} (P_{Ht+k}^*)^{\varepsilon} C_{Ht+k}^* \xi_{t+k+1}} \quad (6)$$

外国厂商有类似的设置，此处不再赘述。

(三) 均衡条件

产品市场均衡时有 $Y_t(h) = nC_{Ht}(h) + (1-n)C_{Ht}^*(h)$, $Y_t(f) = nC_{Ft}(f) + (1-n)C_{Ft}^*(f)$ 。假设两国开放度相同，即 $o = o^*$ ，当 $n \rightarrow 0$ 时， α 趋于开放度 o 且 α^* 趋于零。将本国和外国家庭对本国产品 h 和外国产品 f 的消费代入均衡条件并整理得到本国为小国时产品市场均衡条件为：

$$Y_t = (1-o)(P_{Ht}/P_t)^{-\eta} C_t V_{Ht} + o(P_{Ht}^*/P_t^*)^{-\eta} C_t^* V_{Ht}^* \quad (7)$$

$$Y_t^* = (P_{Ft}^*/P_t^*)^{-\eta} C_t^* V_{Ft}^* \quad (8)$$

其中 $Y_t \equiv \int_0^n Y_t(h) dh/n$ 表示本国总产出， $Y_t^* \equiv \int_n^1 Y_t^*(f) df/(1-n)$ 表示外国总产出。 V_{Ht} 是本国产品在本国出售时价格分散度， V_{Ht}^* 是本国产品在外国出售时价格分散度， V_{Ft}^* 表示外国产品在外国出售时价格分散度¹。

对生产函数加总得到：

$$N_t = A_t^{-1} Y_t \quad (9)$$

其中 $N_t \equiv \int_0^n N_t(h) dh/n$ 是本国总劳动供给水平。在劳动力市场上，家庭提供劳动，厂商需求劳动，均衡时 $N_t = N_t$ 。外国劳动力市场均衡条件与本国类似。

四、模型动态分析

本文用小写字母表示变量对稳态值的百分比偏离，将方程 (4) (5) 对数线性化并整理得到本国生产价格通胀和出口价格通胀动态方程分别为：

$$\pi_{Ht} = \beta E_t \pi_{Ht+1} + \kappa (mc_t + r_t) \quad (10)$$

$$\pi_{Ht}^* = \beta E_t \pi_{Ht+1}^* + \kappa (mc_t + p_{Ht} - p_{Ht}^* - E_t e_{t+1} + r_t) \quad (11)$$

¹ 当厂商按照 Calvo (1983) 的方式设定产品价格时，一部分产品价格是根据利润最大化设定，一部分产品保持上一期价格不变，同一时期，产品价格不同 (cross-section difference)，价格分散度则衡量了同一时期价格分散的程度。Woodford (2003), Gali&Monacelli (2005) 等对价格分散度进行了详细分析。

其中 $\kappa = (1 - \theta)(1 - \beta\theta)/\theta$ ， e_t 表示名义汇率对稳态值的百分比偏离。

从方程（10）知，当经济存在支付时滞时，利率会影响产品价格设定，当利率上升时，支付时滞造成的利润损失上升，厂商提高产品价格，通胀上升；反之，当利率下降时，支付时滞造成的利润损失下降，厂商会降低产品价格，通胀下降。从方程（11）知，对于出口厂商，不仅利率会影响厂商设定产品价格，预期汇率也会影响厂商设定产品价格，当预期本币升值（汇率下降）时，厂商延迟收到的货款兑换为本币时遭受额外的损失，厂商会提高产品价格，出口价格通胀上升；反之，当预期本币贬值（汇率上升）时，厂商延迟收到的货款兑换为本币时得到额外的收益，厂商会降低产品价格，出口价格通胀下降。

同理可得到外国生产价格通胀和进口价格通胀动态方程分别为：

$$\pi_{Ft}^* = \beta E_t \pi_{Ft+1}^* + \kappa (mc_t^* + r_t^*) \quad (12)$$

$$\pi_{Ft} = \beta E_t \pi_{Ft+1} + \kappa [mc_t^* - (p_{Ft} - p_{Ft}^*) + E_t e_{t+1} + r_t^*] \quad (13)$$

从方程（10）-（13）可以看出，引入支付时滞之后通胀动态方程有两点差异：第一，当期汇率并不直接影响进出口价格通胀，而预期汇率直接影响进出口价格通胀。引入支付时滞后，厂商面临巨大的汇率风险敞口，预期汇率的变化直接影响厂商的利润水平，因而厂商根据预期汇率设定产品价格，而不是根据当期汇率设定产品价格。第二，利率对进出口价格通胀产生直接影响，该项表明了货币的时间价值，由于厂商延迟一期收到货款，厂商制定价格时会将该货款延迟一期的机会成本考虑进产品价格设定当中。

在 LCP 下厂商分别根据本国和外国家庭对产品的需求设定产品价格，即使名义汇率发生变动，只要产品成本和外国家庭对产品的需求不发生变化，则出口产品价格不发生变化，一价定律不成立，这与 PCP 存在显著差异¹。为了分析开放经济下 LCP 和支付时滞对经济波动的影响机制，本文借鉴 Engel（2011）的方法定义 $Z_t \equiv P_{Ht}/P_{Ht}^*$ 表示本国产品在本国和外国出售时的相对价格，进一步定义 $M_t \equiv \xi_t/Z_t$ 表示本国产品在本国和外国出售的价格对一价定律的偏离程度，当 $M_t \neq 1$ 时，一价定律不成立，称此时的经济状态为汇率失调（currency misalignment）（Engel, 2011）。同时可以定义外国产品在本国和外国出售时的相对价格 $Z_t^* \equiv P_{Ft}/P_{Ft}^*$ 以及汇率失调程度 $M_t^* \equiv \xi_t^*/Z_t^*$ 。

同时，借鉴 Clarida et al.（2002）、Engel（2011）等研究的方法定义 $S_t \equiv P_{Ft}/P_{Ht}$ 为本国贸易条件，表示本国家庭消费中进口产品与本国产品的相对价格。贸易条件上升，则进口产品价格相对于本国产品价格上升，本国产品获得相对价格优势，本国家庭对本国产品需求增加，对外国产品的需求减小，反之则反。同理，定义 $S_t^* \equiv P_{Ht}^*/P_{Ft}^*$ 表示外国贸易条件。贸易条件的变化反

¹ 在 PCP 下，出口产品价格根据本国产品价格和名义汇率兑换得到，一价定律成立。即使产品成本和外国家庭的需求不发生变化，汇率变动也会改变出口产品价格。

映了本国和外国产品的竞争优势。

将上述变量对数线性化并结合通胀方程 (10) - (13) 可得到如下引理:

引理 1: 当厂商采用 LCP 且按照 Calvo (1983) 调整产品价格, 一阶近似时:

(1) 本国产品在本国和外国的销售价格之比等于外国产品在本国和外国的销售价格之比, 即 $z_t = z_t^*$; (2) 本国产品对一价定律的偏离程度等于外国产品对一价定律的偏离程度, 即 $m_t = m_t^*$; (3) 本国贸易条件和外国贸易条件互为相反数, 即 $s_t^* = -s_t$ 。

引理 1 的证明见邓贵川和彭红枫 (2019)。引理说明了本外国产品价格之间的关系, 这些关系可以用于简化模型。

对数线性化外国家庭消费-储蓄方程和产品市场均衡方程可整理得到外国动态 IS 曲线:

$$y_t^* = E_t y_{t+1}^* - (r_t^* - E_t \pi_{t+1}^*) / \sigma \quad (14)$$

对数线性化外国家庭消费-劳动权衡方程、厂商生产函数, 并给生产价格通胀方程 (11) 可整理得到外国新凯恩斯菲利普斯曲线:

$$\pi_{Ft}^* = \beta E_t \pi_{Ft+1}^* + \kappa [(\sigma + \varphi) y_t^* - (1 + \varphi) a_t^* + r_t^*] \quad (15)$$

方程 (14) 描述了外国经济的需求面, 方程 (15) 描述了外国经济的供给面, 二者均不受本国经济变量的影响。因此, 在小国模型中, 外国经济不受本国经济的影响。假设外国央行按照泰勒规则设定货币政策, 即:

$$r_t^* = \rho_r r_{t-1}^* + (1 - \rho_r) (\phi_y y_t^* + \phi_\pi \pi_{Ft}^*) \quad (16)$$

方程 (14) - (16) 构成一个封闭的包含 $\{y_t^*, \pi_{Ft}^*, r_t^*\}$ 三个内生变量的刻画外国经济的动态系统, 该系统受到外生变量 a_t^* 的影响。小国模型中, 外国经济不受本国经济的影响, 因而不存在本国冲击 → 外国经济 → 本国经济的传导渠道, 这样有利于对汇率传递程度的分析。

对数线性化国际风险分担条件、本外国产品市场均衡条件并结合引理 1 可整理得到:

$$m_t = \frac{\sigma}{1-o} (y_t - y_t^*) - \frac{D}{1-o} s_t \quad (17)$$

$$c_t = \frac{1-o}{D} y_t + \frac{\eta o(2-o)}{D} m_t + \frac{D-(1-o)}{D} y_t^* \quad (18)$$

其中 $D = \sigma \eta o(2-o) + (1-o)^2$ 。

对数线性化本国家庭消费-储蓄方程 (1) 并结合方程 (18) 得到本国动态 IS 曲线:

$$y_t = E_t y_{t+1} - \frac{D}{\sigma} (r_t - E_t \pi_{Ht+1}) + \frac{D-(1-o)}{\sigma} E_t \Delta m_{t+1} + (D-1) E_t \Delta y_{t+1}^* \quad (19)$$

方程 (19) 描述了本国产出动态调整方式, 刻画了产出与利率之间的关系。产出的动态调整根源于家庭的消费-储蓄决策, 当利率上升时, 家庭会增加储蓄减少当期消费, 社会总需求下

降，进而当期总产出下降。

对数线性化本国家庭消费-劳动权衡方程（2）、生产函数（9），并结合方程（10）（18）得到：

$$\pi_{Ht} = \beta E_t \pi_{Ht+1} + \kappa \left[\left(\frac{\sigma}{D} + \varphi \right) y_t + \frac{D-(1-\phi)}{D} m_t + r_t + \sigma \left(1 - \frac{1}{D} \right) y_t^* - (1+\varphi) a_t + \hat{\chi}_t \right] \quad (20)$$

方程（20）是本国新凯恩斯菲利普斯曲线，描述了本国通胀动态调整方式，刻画了通胀与产出之间的关系。与基准模型下新凯恩斯菲利普斯曲线相比，当经济存在支付时滞时，利率是影响厂商设定产品价格的重要因素，当利率上升时，延迟收到货款的损失增加，厂商会提高产品价格以弥补损失；当利率下降时，延迟收到货款的损失下降，厂商会降低产品价格以提高产品需求。

因此，当经济存在支付时滞时，利率会同时影响产品的需求和供给。在基准模型中，当央行实施紧缩性货币政策而提高利率时，居民会增加储蓄，因而产品需求下降，这会导致产出下降和产品价格下跌；经济存在支付时滞时，利率上升后，一方面家庭会增加储蓄减少消费，产品需求下降，产出下降且产品价格下跌，另一方面，厂商因为货款延迟收回造成的利息损失增加，厂商会提高产品价格以减少利润损失，因而产品价格进一步下降，价格下降使居民需求增加，产出上升。从上述分析可以看出，经济存在支付时滞时，货币政策会同时影响经济需求和经济供给，利率通过两个渠道对价格的影响方向是一致的，但对产出的影响方向是相反的。因此，央行实施紧缩性货币时，通胀下降，但产出上升还是下降，取决于利率通过两个层面对产出产生影响的相对大小。

根据贸易条件定义知， $\Delta s_t = \pi_{Ft} - \pi_{Ht}$ ，在国际资本市场完备的假设下，利率平价成立， $r_t - r_t^* = E_t \Delta e_{t+1}$ ，结合进口价格通胀方程（13）和本国生产价格通胀方程（10）得到贸易条件方程：

$$\beta E_t s_{t+1} - (1 + \beta + \kappa) s_t + s_{t-1} = \kappa \phi (y_t - y_t^*) - \kappa (1 + \varphi) (a_t - a_t^*) + \kappa \hat{\chi}_t \quad (21)$$

根据消费价格指数方程得到消费价格通胀动态方程：

$$\pi_t = \pi_{Ht} + \phi (s_t - s_{t-1}) \quad (22)$$

本文假设本国央行按照 Taylor 规则实施货币政策，同时借鉴 Christiano et al.（2005）、Smets&Wouters（2007）、侯成琪和堇六堂（2013）等研究假设央行利率规则具有利率平滑的特点，即：

$$r_t = \rho_r r_{t-1} + (1 - \rho_r) (\phi_y y_t + \phi_\pi \pi_{Ht}) \quad (23)$$

方程（17）-（23）构成了一个包含 $\{y_t, c_t, \pi_{Ht}, \pi_t, m_t, s_t, r_t\}$ 七个内生变量的封闭的刻画本国经济的动态系统，该经济系统受到外生变量 y_t^* 以及外生冲击 $\{a_t, \hat{\chi}_t, a_t^*\}$ 的影响。

从上述分析知, 贸易条件会影响其他经济变量, 但同时被其他经济变量所影响, 这样增加了模型分析的难度。为了深入分析支付时滞对汇率传递及经济波动的影响, 本文借鉴 Engel (2011) 的分析方法, 假定家庭效用是劳动的线性函数, 即 $\varphi = 0$, 此时贸易条件动态方程 (21) 变为:

$$\beta E_t s_{t+1} - (1 + \beta + \kappa) s_t + s_{t-1} = -\kappa(a_t - a_t^*) + \kappa \hat{\chi}_t$$

从上式可以看出, 贸易条件不受其他经济变量的影响, 由外生变量 $\{a_t, \hat{\chi}_t, a_t^*\}$ 外生决定。使用待定系数法求解上述动态方程得到:

$$s_t = \theta s_{t-1} + \psi_1(a_t - a_t^*) + \psi_2 \hat{\chi}_t \quad (24)$$

其中 $s_{-1} = 0$, $\psi_1 = (1 - \theta)(1 - \beta\theta)/(1 - \rho_a\beta\theta) > 0$, $\psi_2 = (1 - \theta)(1 - \beta\theta)/(\rho_\chi\beta\theta - 1) < 0$ 。

从方程 (24) 知, 本国正向技术冲击下, 贸易条件上升; 外国正向技术冲击下, 贸易条件下降, 且本国和外国技术冲击下, 贸易条件上升和下降的幅度相同。造成这种现象的原因在于本国正向技术冲击下, 厂商边际成本下降, 竞争的市场环境使得本国厂商降低产品价格, 因而本国产品价格相对于进口产品价格下降, 贸易条件上升; 外国正向技术冲击具有类似的传导机制。本国负向劳动供给冲击下 ($\hat{\chi}_t$ 上升), 贸易条件下降, 这是因为本国劳动供给下降使得本国实际工资水平上升, 本国厂商会提高产品价格, 因而本国产品价格相对于进口产品价格上升, 贸易条件下降。

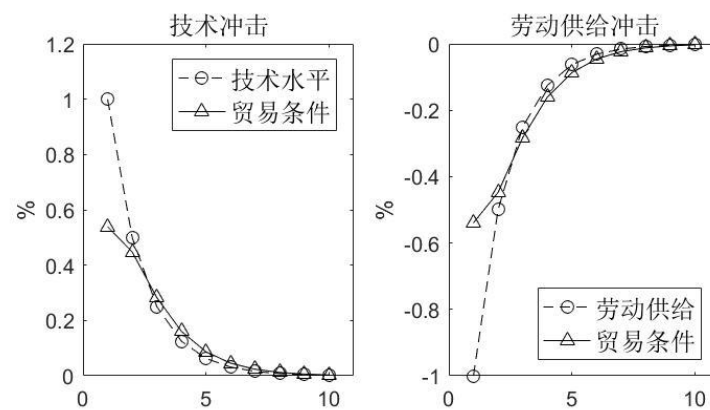


图 1 本国技术冲击和劳动供给冲击下贸易条件脉冲反应

从图 1 可以看出, 本国正向技术冲击下贸易条件上升幅度小于技术水平上升幅度, 但贸易条件回归稳态的速度比技术水平慢; 本国负向劳动供给冲击下, 贸易条件下降幅度小于劳动供给下降幅度, 但贸易条件回归稳态的速度比劳动供给回归稳态的速度慢。

五、支付时滞与经济波动

（一）参数校准

2006 年 10 月-2019 年 11 月 SHIBOR3 个月期利率平均值为 3.67%，因此设定 $\beta = 0.991$ ，Zhang（2009）研究中国货币政策时设定相对风险厌恶系数 $\sigma = 2$ ，唐琳等（2016）的估计结果为 2.21，本文取其均值 $\sigma = 2.11$ 。根据刘斌（2008）对中国经济的分析，本文设定国内外产品的替代弹性 $\eta = 2.5$ 。关于产品市场价格黏性的测度，根据金雪军等（2013）的研究设定 $\theta = 0.33$ ，这相当于中国商品每 4.5 个月调整一次价格。关于贸易开放度 o ，De-Paoli（2009）取值为 0.4，而中国 1995 年-2018 年进口产品总额占居民最终消费支出的比例为 0.37，因此，本文设定 $o = 0.37$ 。关于技术冲击和劳动供给冲击持续系数，本文设定为 0.5。根据 Gertler&Karadi（2011）的研究设定 $\rho_r = 0.8$ ， $\phi_y = 0.125$ 、 $\phi_\pi = 1.5$ 。本文各参数取值汇总于表 1。

表 1 参数校准值汇总

参数	含义	值	参数	含义	值
β	效用贴现率	0.99	σ	相对风险厌恶系数	2.11
η	本国产品与进口产品替代弹性	2.5	o	贸易开放度	0.37
θ	价格黏性系数	0.33	ρ_r	利率平滑系数	0.8
ϕ_y	利率对产出反应系数	0.125	ϕ_π	利率对通胀反应系数	1.5

（二）技术冲击与经济动态

本国正向技术冲击下，本国厂商边际成本下降，竞争使得厂商降低产品价格，通胀下降。产品价格下降使得居民对产品的需求增加，因而产出水平增加。图 2 是本国技术冲击下经济变量的脉冲反应图，从图 2 可以看出，本国技术水平受到正向冲击后，无论经济是否存在支付时滞，生产价格通胀和消费价格通胀均下降，居民总消费水平平均上升，产出均增加。但当经济存在支付时滞时，本国技术冲击下产出和消费上升幅度显著增加，通胀下降幅度更大。这是因为当经济存在支付时滞时，扩张性利率政策会减小延迟收到的货款造成的利润损失，进而改变厂商的定价策略。根据本国货币当局货币政策方程（23）知，通胀下降后，本国央行会降低利率以稳定物价，在基准模型中，扩张性利率政策会激励居民增加消费、减少储蓄，从而社会需求增加、产出上升（方程 19）；而当经济存在支付时滞时，扩张性利率政策不仅会激励居民减少储蓄、增加消费，进而产出上升（方程 19），还会降低厂商延迟收到货款的利息损失，竞争使得厂商会进一步降低产品价格（方程 20），居民对产品的需求进一步增加，产出进一步上升。因此，当经济存在支付时滞时，扩展性货币政策同时从需求（刺激消费）和供给（降低产品机会成本）两个方面影响经济，均衡时产出上升幅度更高，经济波动更大。

根据 Engel（2011）的研究，汇率失调表示产品在本外国出售时一价定律的偏离程度，偏离程度越大说明资源在国际间配置的效率越低。当出口厂商按照 LCP 方式设定产品价格时，便

存在汇率失调现象。汇率失调的程度，也隐含了汇率传递的程度，当 $m_t = 0$ ，即不存在汇率失调时，一价定律成立，汇率完全传递，当 $m_t \neq 0$ ，即存在汇率失调时，一价定律不成立，汇率不完全传递。从国际风险分担条件（3）知，本国和外国消费价格相对值会影响两国消费水平，结合两国消费价格指数方程及汇率失调定义有 $\sigma(c_t - c_t^*) = e_t + p_t^* - p_t = m_t + (1 - o)s_t$ ，即汇率失调变动会改变两国消费价格相对值，进而影响两国消费水平。两国消费水平分别代表两国居民对两国产品的总需求，两国消费水平的变化进而会影响产出和产品价格设定。因此，汇率失调（或传递）的变动会影响产出（方程（19））和通胀（方程（20）），研究汇率失调程度对研究经济均衡有重要意义。

根据方程（17）知，汇率失调受到本外国产出和贸易条件的影响。本国技术冲击下，外国产出不受影响 $y_t^* = 0$ ，贸易条件外生（见图 1），因而汇率失调程度由本国产出内生决定，这主要是因为本国产出上升使得本国居民消费上升，为了使国际风险分担条件成立，本国消费价格相对外国消费价格下降，根据 $m_t = e_t + p_t^* - p_t - (1 - o)s_t$ 知，汇率失调程度上升。当本国技术水平上升时，贸易条件上升使得汇率失调下降，而本国产出上升使得汇率失调上升，均衡时汇率失调的变化取决于二者的净影响。从图 2 可以看出，当经济存在支付时滞时，本国技术冲击下产出上升幅度大于基准模型中产出上升幅度，贸易条件的反向作用无法抵消产出的正向影响，进而使得均衡时汇率失调上升幅度大于基准模型中汇率失调程度，即汇率传递程度下降。Choudhri et al.（2005）的研究表明 LCP 高估了汇率传递，而本文的分析表明支付时滞有利于提高 LCP 模型对汇率不完全传递的解释力度。

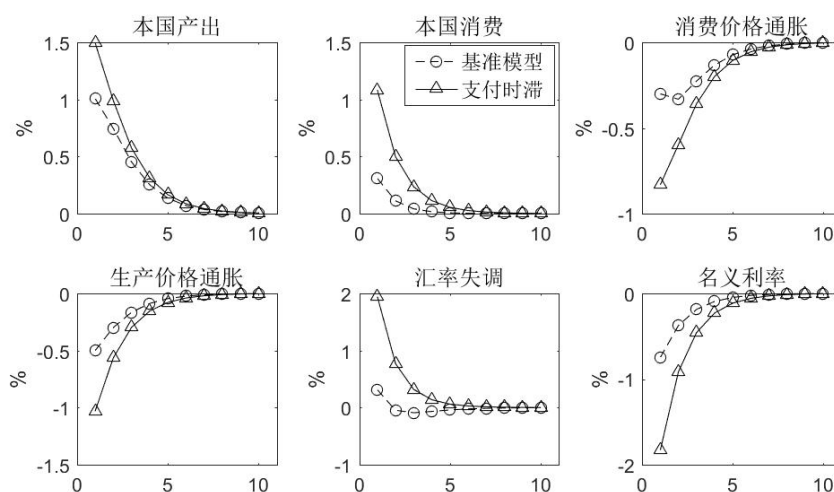


图 2 本国技术冲击下经济变量脉冲响应

汇率传递与通胀。从图 2 知，本国技术冲击下，当经济存在支付时滞时，本国生产价格通胀

下降幅度从 0.5%增加到 1.03%，即生产价格通缩胀波动显著增加。深入分析影响通胀波动的因素可以发现，汇率传递（失调）对通胀波动有重要影响。

定义 $\pi_{Ht}^C \equiv \pi_{Ht} - \hat{\pi}_{Ht}$ 是支付时滞模型与基准模型下的本国生产价格通胀差，其他变量有类似定义。在本文设定下，外国经济变量及贸易条件变动与支付时滞无关，即 $y_t^{*C} = 0$ 且 $s_t^C = 0$ 。无论经济是否存在支付时滞，方程（17）均成立，根据方程（17）得到 $m_t^C = \sigma/(1-\phi)y_t^C$ ，再结合生产价格通胀动态方程（20）得到：

$$\pi_{Ht}^C = \beta E_t \pi_{Ht+1}^C + \kappa(m_t^C + r_t) \quad (25)$$

方程（25）表明相对于基准模型，当经济存在支付时滞时，生产价格通胀超额变动主要由两部分造成：支付时滞模型中利率变动和汇率失调的超额变动。首先，支付时滞使厂商收支时间错配，利率上升会增加厂商贷款延迟收回的利息损失，厂商有提高产品价格动机，因此利率上升会提高生产价格通胀；其次，根据汇率失调定义 $m_t = (e_t + p_{Ht}^*) - p_{Ht}$ 知汇率失调表示同一产品在国外出售与在本国出售的价格差，汇率失调上升幅度越大，产品在本国的出售价格相对于在外国的出售价格越低，本国产品在本国市场上的需求相对于在外国市场上的需求上升越多，从而本国厂商提高本国生产价格的动机越大。

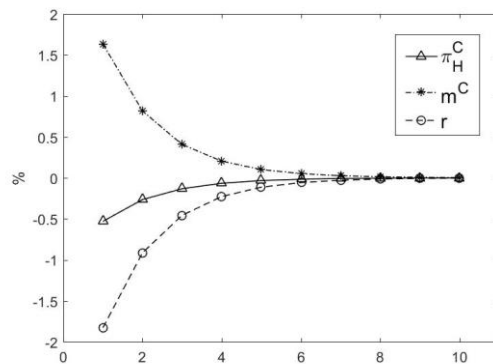


图3 本国技术冲击下通胀脉冲反应差的渠道分解

注释：上标C表示支付时滞模型与基准模型中相应变量的差； π_H^C 表示本国生产价格通胀脉冲反应差； m^C 表示汇率失调脉冲反应差； r 表示支付时滞模型中利率的脉冲反应。

图3描述了本国技术冲击下支付时滞模型中生产价格通胀与基准模型中生产价格通胀差的脉冲反应分解图，从图3可以看出，本国正向技术冲击下，通胀差下降，说明经济存在支付时滞时通胀下降幅度更大，这与图2结果一致。另一方面，利率下降 1.83%，然后逐渐回归到稳态水平；经济存在支付时滞时，汇率失调上升幅度比基准模型高 1.63%，然后逐渐回归到稳态。根据方程（25）知，影响支付时滞模型与基准模型通胀差变动的因素包括汇率失调差和利率，利率下降使得生产价格通胀差下降，汇率失调差上升使得生产价格通胀差上升，二者综合效应使得生产价格通胀差下降。这说明，当经济存在支付时滞时，利率变动会加速通胀波动，而且汇率失调

的变动会减缓通胀波动。

（三）劳动供给冲击与经济波动

2012 年以来中国劳动力人口增长率几乎为零，甚至出现负增长现象，这对经济有重要影响。基于中国现实情况，本文在模型中引入劳动供给冲击并深入分析该冲击下支付时滞对经济均衡的影响。当经济遭受负向劳动供给冲击时，劳动供给下降，产出下降，工资水平上升，厂商边际成本上升，厂商会提高产品价格，因而通胀上升。图 4 是本国劳动供给冲击下经济变量的脉冲反应图，从图 4 可以看出，在基准模型下，当本国劳动供给下降时，本国产出下降，但本国总消费水平上升，这主要是因为本国劳动供给冲击下本国工资水平上升，本国产品价格上升，在外国产品市场上本国产品价格相对于外国产品价格上升，外国家庭对本国产品需求下降，进而出口下降；在本国产品市场上，进口产品价格相对于本国产品价格下降，本国家庭对进口产品需求增加，对本国产品需求下降，内需和出口均下降导致产出下降，而本国家庭对进口产品的消费增加幅度大于对本国产品消费的下降幅度，均衡时总消费上升。央行根据方程（23）实施货币政策，为了稳定通胀，央行实施紧缩性货币政策，但利率上升幅度较低，这是因为较大幅度紧缩性货币政策会导致产出进一步下降。

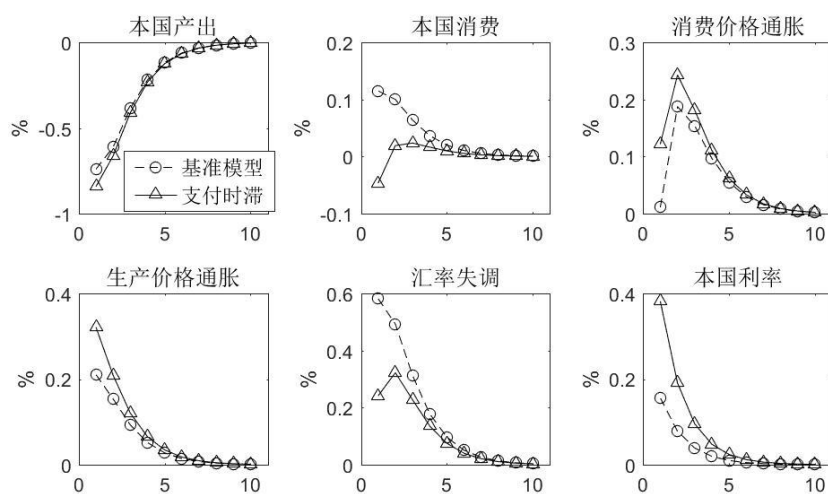


图 4 本国劳动供给冲击与经济变量脉冲反应

当经济存在支付时滞时，即使在劳动供给冲击下，支付时滞加剧经济波动的特性仍然存在。当央行实施紧缩性货币政策时，由于延迟支付造成的利息损失增加，为了弥补利润损失，厂商会进一步提高产品价格，因而生产价格通胀进一步上升，消费价格通胀也相应上升。产品价格上涨，家庭对本国产品的需求进一步下降，因而产出进一步下降，本国居民总消费也下降。因此，当经济存在支付时滞时，劳动供给冲击下产出和通胀波动幅度均显著增加。

（四）经济波动率

从脉冲反应可以看出，当经济存在支付时滞时，无论技术冲击还是劳动供给冲击，通胀反

应幅度均显著增加。为了更加直观分析支付时滞对经济波动的影响，我们还计算了所有经济冲击下相关经济变量的波动率（见表 2）。

表 2 经济变量波动率

	产出	消费	消费价格通胀	生产价格通胀	汇率失调
基准模型	2.01	0.91	0.41	0.67	0.74
支付时滞	2.45	1.38	1.24	1.24	1.36

注释：表中数据为相关经济变量标准差，单位： 10^{-2} 。

从表 2 可以看出，相对于基准模型，当经济存在支付时滞时，本国产出波动率从 2.01% 上升至 2.45%，提高了 0.44 个百分点；本国消费波动率从 0.91% 上升到 1.38%，提高了 0.47 个百分点。由此可以看出，支付时滞会显著加剧经济波动。本国消费价格通胀波动率从 0.41% 上升至 1.24%，本国生产价格通胀波动率从 0.67% 上升到 1.24%，分别上升了 0.73 和 0.57 个百分点，这说明支付时滞具有显著加剧通胀的作用；汇率失调波动率从 0.74% 上升到 1.36%，增加了 0.62 个百分点，这表明国际贸易中的支付时滞加剧了汇率失调程度，汇率的传递率下降。

六、模型扩展：引入生产性资本的分析

前文在一个简单的开放经济框架中引入支付时滞，分析了支付时滞对汇率传递和经济波动的影响。但在经济运行中，生产性资本对经济均衡有重要影响，一些文献尤其是研究封闭经济均衡的文献如 Kydland&Prescott（1982）、Gertler&Karadi（2011）等均在模型中引入了生产性资本。前文分析表明，支付时滞会加剧通胀风险和经济波动并降低汇率传递程度，那么，引入生产性资本后，支付时滞对经济均衡的影响是否仍然存在？为了回答该问题，本文引入生产性资本对前文模型进行扩展¹。引入生产性资本后，利率对经济均衡的影响渠道除了需求效应（改变家庭消费-储蓄决策）和供给效应（改变支付时滞造成的利润损失大小进而影响厂商价格设定）外，还增加了新的供给效应（改变资本收益率进而影响厂商边际成本）：利率下降时，居民会减少债券的投资增加生产性资本投资，使得资本价格上升收益率下降，进而降低了厂商实际边际成本，在竞争的环境中厂商会降低产品价格，提高产量，即利率下降通过资本收益率渠道使得投资增加、产出上升且价格下降，反之则反。

引入生产性资本后，支付时滞加剧经济波动的特征仍然显著存在，本国技术冲击和劳动供给冲击下经济均衡是上述三条渠道的综合效应。图 5 和图 6 分别是引入生产性资本后本国正向技术冲击和负向劳动供给冲击下经济变量脉冲反应²。从图 5 可以看出，本国技术水平上升后，产品边际成本下降，产品价格下降，生产价格通胀和消费价格通胀下降，产出上升，投资增加，

¹ 由于篇幅限制，引入生产性资本后的模型不在论文中列出，备案。

² 借鉴 Gertler&Karadi（2011）和侯成琪和龚六堂（2013）设定资本折旧率 $\delta = 0.025$ ，资本产出弹性 $\mu = 0.415$ ，其他参数值设定与表 1 一致。

为了稳定物价，央行实施扩张性货币政策。当经济存在支付时滞时，央行扩张性货币政策降低了厂商延迟收回货款造成的利润损失，竞争环境下厂商会进一步降低产品价格，生产价格通胀和消费价格通胀进一步下降，产品需求进一步上升，因而产出进一步上升，对资本的需求上升，投资进一步增加。因而，引入生产性资本后，本国技术冲击下支付时滞使得本国产出上升幅度和通胀下降幅度更大，这与前文结论一致。从图 6 可以看出，本国劳动供给冲击下本国劳动供给下降，本国工资水平上升，厂商边际成本上升，厂商会提高产品价格，因而生产价格通胀和消费价格通胀均上升，产品需求下降，产出下降，对资本的需求下降，投资水平下降，为了稳定物价水平，央行实施紧缩性货币政策。当经济存在支付时滞时，紧缩性货币政策使得厂商货款延迟收回造成的利润损失增加，竞争使得厂商会进一步提高产品价格以弥补利润损失，因而生产价格通胀和消费价格通胀进一步上升，产品需求进一步下降，产出进一步下降，投资水平也相应下降。因此，引入生产性资本后支付时滞亦然使得通胀上升幅度更大，产出不降幅度更大。图 5 和图 6 分析表明引入生产性资本后，支付时滞对经济均衡的影响仍然显著存在，其加剧通胀的传导渠道与前文一致。

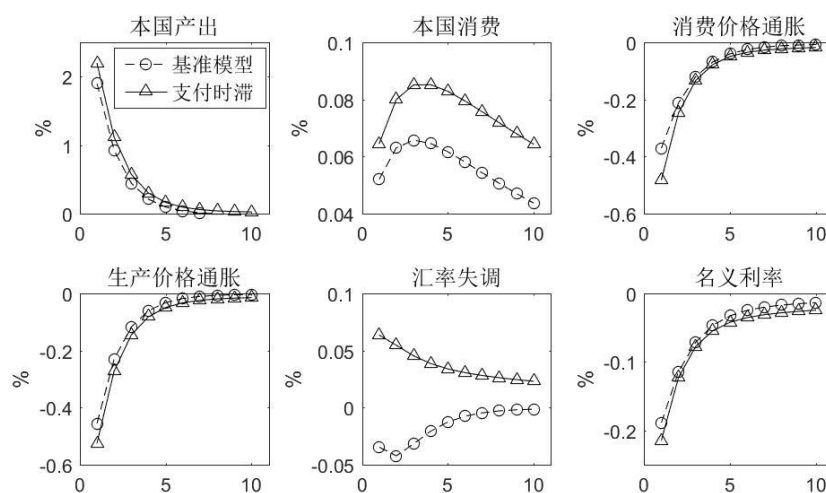


图 5 引入生产性资本后本国正向技术冲击下经济变量脉冲反应

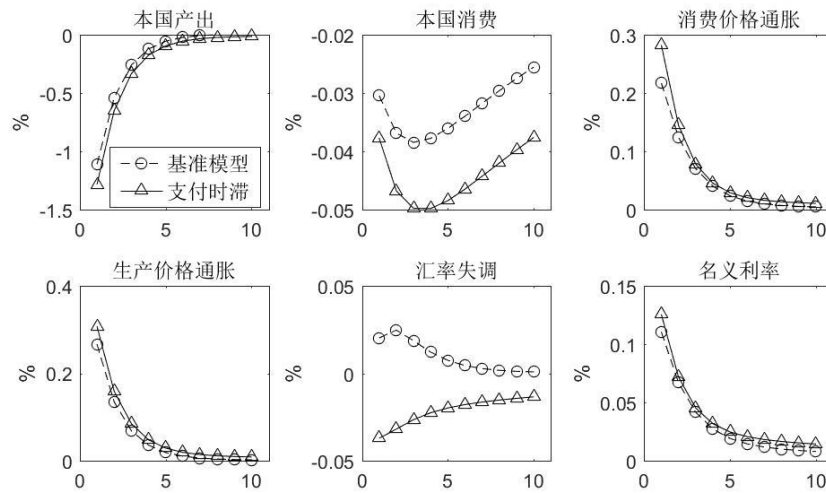


图 6 引入生产性资本后本国负向劳动供给冲击下经济变量脉冲反应

为了直观地比较引入生产性资本后经济变量波动率的变化，我们计算了引入生产性资本后所有经济冲击下相关经济变量的波动率（见表 3）。从表 3 可以看出，引入生产性资本后，相对于无支付时滞的基准模型而言，当经济存在支付时滞时，消费价格通胀和生产价格通胀波动率分别增加了 0.14 和 0.11 个百分点，产出、消费和投资波动率分别增加了 0.46、0.11 和 0.87 个百分点，汇率失调波动率增加了 0.11 个百分点，这说明引入生产性资本后，支付时滞的存在同样显著加剧了通胀风险和经济波动，降低了汇率传递程度，与前文的结论一致。

表 3 引入生产性资本后经济变量波动率

	产出	消费	投资	消费价格通胀	生产价格通胀	汇率失调
基准模型	2.60	0.32	9.06	0.55	0.63	0.11
支付时滞	3.06	0.43	10.93	0.69	0.74	0.22

注释：基准模型指引入生产性资本且经济中无支付时滞的模型；支付时滞指引入生产性资本且经济中存在支付时滞的模型。表中数据为相关经济变量标准差，单位： 10^{-2} 。

七、结论和启示

随着人民币汇率市场化程度不断提高，汇率波动不断加剧，汇率对经济的影响不断扩大。Choudhri et al. (2005) 认为经典 LCP 模型往往低估了汇率对经济均衡的影响，这可能是因为经典模型忽略了支付时滞对经济均衡的作用。由于支付时滞的存在，厂商收入（销售货款）和支出（成本）在时间上错配，设定产品价格时厂商会考虑货款延迟收回造成的利息损失，对于贸易厂商而言，延迟收回的货款还面临汇率风险，因而贸易厂商不仅要考虑货款延迟收回造成的利息损失，还要考虑汇率变动对延迟收到的货款的影响。本文在 De-Paoli (2009) 和 Engel (2011) 的基础上考虑当地货币定价和支付时滞，构建了一个小国开放经济 DSGE 模型，从理论上分析分析了支付时滞对汇率传递和宏观经济均衡的影响，并通过数值求解结果定量分析支付

时滞对经济波动的影响，研究发现：

首先，支付时滞会加剧通胀风险和经济波动。正向技术冲击下央行会提高利率以稳定经济，当经济存在支付时滞时，利率上升使得厂商延迟收回货款的利息损失增加，厂商会进一步提高产品价格以弥补利息损失，这会加剧通胀风险和产出波动。数值求解结果表明引入支付时滞后，产出标准差从 2.01% 增加至 2.45%，而通过标准差从 0.41% 增加至 1.24%。

其次，支付时滞降低了货币政策效果，增加了货币政策调控难度。由于支付时滞加剧了通胀和经济波动，为了稳定经济，央行会加快利率调整频率并加大利率调整幅度，即便如此，均衡时，通胀和产出波动幅度仍然显著增加。

最后，支付时滞提高了经典模型对汇率不完全传递的解释能力。相对于基准 LCP 模型，引入支付时滞后，汇率失调程度上升，国内外产品价格偏离一价定律程度上升。数值求解结果显示引入支付时滞后，汇率失调标准差从基准 LCP 模型下的 0.74% 上升至 1.36%，这意味着相对于基准 LCP 模型，汇率传递程度进一步下降，结合 Choudhri et al. (2005) 的研究知引入支付时滞有利于提高模型对汇率不完全传递的解释力。

标准新凯恩斯模型认为货币政策只通过影响家庭消费-储蓄决策来调控宏观经济，但引入支付时滞后，货币政策还可以通过影响企业决策来调控宏观经济，这拓宽了货币政策传导渠道。另外，由于支付时滞的存在，出口企业面临汇率风险敞口，因此我们在分析企业行为时需特别关注未来汇率的动态。为了简化分析，本文假设国际资本市场完备且利率平价成立，因而汇率变动由两国利率完全决定。未来研究可以放松国际资本市场完备的假设，引入金融摩擦、资本流动“突停”等新兴市场国家的突出特点，在更现实的背景下分析社会福利和央行最优货币政策的变动。

参考文献

- [1] 毕玉江、朱钟棣, 2007:《人民币汇率变动对中国商品出口价格的传递效应》,《世界经济》第5期。
- [2] 曹伟、申宇, 2013:《人民币汇率传递、行业进口价格与通货膨胀:1996~2011》,《金融研究》第10期。
- [3] 曹伟、赵颖岚、倪克勤, 2012:《汇率传递与原油进口价格关系——基于非对称性视角的研究》,《金融研究》第7期。
- [4] 邓贵川、彭红枫, 2019:《货币国际化、定价货币变动与经济波动》,《世界经济》第6期。
- [5] 黄满盈、高志存, 2012:《人民币汇率水平变动和波动对中美出口价格的传递效应研究》,《统计研究》第2期。
- [6] 黄志刚, 2009:《加工贸易经济中的汇率传递:一个DSGE模型分析》,《金融研究》第11期。
- [7] 侯成琪、龚六堂, 2013:《食品价格、核心通货膨胀与货币政策目标》,《经济研究》第11期。
- [8] 金雪军、黄滕、祝宇, 2013:《中国商品市场名义价格粘性的测度》,《经济研究》第9期。
- [9] 李艳丽、彭红枫, 2014:《人民币汇率对出口价格的传递效应——考虑预期与结构变化的分析》,《金融研究》第10期。
- [10] 刘斌, 2008:《我国DSGE模型的开发及在货币政策分析中的应用》,《金融研究》第10期。
- [11] 项后军、潘锡泉, 2011:《汇率变动、货币政策与通货膨胀》,《统计研究》第5期。
- [12] 项后军、许磊, 2011:《汇率传递与通货膨胀之间的关系存在中国的“本土特征”吗?》,《金融研究》第11期。
- [13] 项后军、许磊, 2013:《汇改后的人民币汇率传递、出口商品价格与依市定价(PTM)行为研究》,《金融研究》第8期。
- [14] 唐琳、王云清、胡海鸥, 2016:《开放经济下中国汇率政策的选择——基于Bayesian DSGE模型的分析》,《数量经济技术经济研究》第2期。
- [15] Antràs P., and F. C. Foley, 2015, "Poultry in Motion: A Study of International Trade Finance Practices", *Journal of Political Economy*, 123 (4), 853-901
- [16] Atkeson A., A. Burstein, 2008, "Price-to-Market, Trade Costs, and International Relative Prices," *American Economic Review*, 98 (5), 1998-2031.
- [17] Benigno G, and P. Benigno, 2003, "Price Stability in Open Economies", *Review of Economic Studies*, 70 (4), 743-764.
- [18] Benigno G, and P. Benigno, 2006, "Designing Targeting Rules for International Monetary Policy Cooperation", *Journal of Monetary Economics*, 53 (3), 473-506.
- [19] Betts C. and M. B. Devereux, 1996, "The Exchange Rate in a Model of Pricing-to-Market," *European Economic Review*, 40 (3), 1007-1021.
- [20] Betts C. and M. B. Devereux, 2000, "Exchange Rate Dynamics in a Model of Pricing-to-Market," *Journal of International Economics*, 50 (1), 215-244.
- [21] Calvo G. A., 1983, "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework," *Journal of Monetary Economics*, 12 (3), 383-398.
- [22] Choudhri E. U., H. Faruquee and D. S. Hakura, 2005, "Explaining the Exchange Rate Pass-Through in Different Prices," *Journal of International Economics*, 65 (2), 349-374.
- [23] Choudhri, E. U. and D. S. Hakura, 2015, "The Exchange Rate Pass-Through to Import and Export Prices: The Role of Nominal Rigidities and Currency Choice," *Journal of International Money and Finance*, 51, 1-25.

- [24] Chor D., and K. Manova, 2012, "Off the Cliff and Back? Credit Conditions and International Trade During the Global Financial Crisis," *Journal of International Economics*, 87, 117-133.
- [25] Christiano, L. J., M. Eichenbaum, and C. L. Evans, 2005, "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy," *Journal of Political Economy*, 113 (1) , 1-45.
- [26] Clarida R., J. Gali and M. Gertler, 2002, "A Simple Framework for International Monetary Policy Analysis," *Journal of Monetary Economics*, 49 (5) , 879-904.
- [27] Corsetti G., and L. Dedola, 2005, "A Macroeconomic Model of International Price Discrimination," *Journal of International Economics*, 66 (1) , 129-155.
- [28] De-Paoli B., 2009, "Monetary Policy and Welfare in a Small Open Economy," *Journal of International Economics*, 77 (2009) , 11-22.
- [29] Devereux M. B. and J. Yetman, 2002, "Price Setting and Exchange Rate Pass-through: Theory and Evidence," HKIMR Working Paper, No.22/2002.
- [30] Devereux M. B. and J. Yetman, 2010, "Price Adjustment and Exchange Rate Pass-through," *Journal of International Money and Finance*, 29 (1) , 181-200.
- [31] Devereux, M. B., and J. Yetman, 2014, "Globalisation, Pass-through and the Optimal Policy Response to Exchange Rates," *Journal of International Money and Finance*, 49, 104-128.
- [32] Dornbusch R., 1987, "Exchange Rate Economics: 1986," *Economic Journal*, 97 (97) , 1-18.
- [33] Engel C., 2011, "Currency Misalignments and Optimal Monetary Policy: A Reexamination," *American Economic Review*, 101 (6) , 2796-2822.
- [34] Engel, C., 2014, "Exchange Rate Stabilization and Welfare," *Annual Review of Economics*, 6 (1) , 155-177.
- [35] Froot K. A. and P. Klemperer, 1988, "Exchange Rate Pass-Through When Market Share Matters," NBER working paper, No. 2542.
- [36] Fujiwara I., and J. Wang, 2017, "Optimal Monetary Policy in Open Economies Revisited", *Journal of International Economics*, 108 (Supplement C) : 300-314.
- [37] Gali J., 2015, *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework*, Princeton University Press.
- [38] Gali J., and T. Monacelli, 2005, "Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy," *Review of Economic Studies*, 3, 707-734
- [39] Gertler M., and P. Karadi, 2011, "A Model of Unconventional Monetary Policy", *Journal of Monetary Economics*, 58, 17-34.
- [40] Gopinath G., O. Itskhoki and R. Rigobon, 2010, "Currency Choice and Exchange Rate Pass-Through," *American Economic Review*, 100 (1) , 304-336.
- [41] Krugman P., 1986, "Pricing to Market when the Exchange Rate Changes," NBER working paper, No. 1926.
- [42] Kydland F. E., and C. E. Prescott, 1982, "Time to Build and Aggregate Fluctuations", *Econometrica*, 1345-1370.
- [43] Manova K., 2013, "Credit Constraints, Heterogeneous Firms, and International Trade," *Review of Economic Studies*, 80, 711-744.
- [44] Marston R. C., 1990, "Pricing to Market in Japanese Manufacturing," *Journal of International Economics*, 29 (3) , 217-236.
- [45] Obstfeld M. and K. Rogoff, 1995, "Exchange Rate Dynamics Redux," *Journal of political Economy*, 103 (3) , 624-660.
- [46] Smets F., and R. Wouters, 2007, "Shocks and Frictions in US Business Cycles", *The American Economic Review*, 97

(3) , 586-606.

[47] Woodford M., 2003, *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton University Press.

[48] Zhang W., 2009, "China's Monetary Policy: Quantity versus Price Rules," *Journal of Macroeconomics*, 31 (3) , 473-484.

Payment Delay, Exchange Rate Pass-through and Economic Fluctuations

Deng Guichuan, Xie Danyang

Abstract: Based on the LCP benchmark model, this paper builds a small open economy DSGE model by introducing the payment delay to study the effect of payment delay on exchange rate pass-through and economic fluctuations. The results show that exchange rate would affect product price not only through the real marginal cost and exchange rate misalignments which is similar with LCP benchmark model, but also the expectation of exchange rate and interest rate. The new channels of payment delay result in aggravated domestic inflation and economic fluctuations, and reduce the effect of monetary policy accompanied with increasing of difficulty of monetary policy regulation. At the same time, the LCP model with payment delay reduces exchange rate pass-through and improves the interpretation ability of LCP model for incomplete exchange rate pass-through.

Key words: Payment Delay, Exchange Rate Pass-through, Economic Fluctuations, DSGE

汇率制度灵活性对生产率增长影响的再研究

王晋斌¹ 刘璐² 邹静娴³

【摘要】 Aghion 等（2009）的研究表明更加灵活的汇率制度会对一国劳动生产率产生负面影响，而金融发展有助于降低这一负面影响。本文在两方面对此研究进行了拓展：一是在原有单一要素（劳动力）模型基础上引入了资本和要素密集度概念；二是拓宽了金融发展的内涵，金融发展不再局限于企业融资约束的放松，也包含宏观层面资本密集度的提升。进行拓展后本文发现：一方面，如果从放松企业融资约束的角度来看，金融发展有利于缓解更加灵活的汇率制度对劳动生产率进步带来的不利影响；但另一方面，由资本深化导致的宏观层面资本密集度提升又将放大更加灵活的汇率制度对劳动生产率的不利影响。本文的研究表明金融发展具有多个维度，不同定义下的金融发展对汇率制度的选择有着不同的启示。

【关键字】 汇率制度灵活性；生产率进步；国家资本密集度

一、引言

次贷危机之后，有关汇率制度灵活性和汇率波动对一国生产率影响的研究成为热点问题之一。长期以来，汇率制度都被认为对长期经济增长没有任何影响，汇率制度是中性的（Baxter 和 Stockman, 1989; Flood 和 Rose, 1995; Helpman, 1981; Mussa, 1986）。然而 Aghion 等（2009）对 83 个国家 1960—2000 年的相关数据进行了研究，发现更加灵活的汇率制度和汇率波动对劳动生产率的增长率有显著的负向影响，且这种负向影响随着一国金融发展程度的提高而减弱，即一国金融发展程度越高，选择更加灵活的汇率制度越好；一国金融发展程度越低，选择固定汇率制度越好。从而提出了汇率制度非中性的观点以及这种非中性具有异质性（随信贷约束条件的不同而不同）的观点，大大拓展了关于汇率制度与经济增长关系的相关研究。

此后，很多研究对 Aghion 等（2009）提出的汇率制度非中性及其异质性进行了进一步拓展。Rodriguez（2017）从金融开放角度拓展了汇率制度非中性的异质性，在对 123 个国家 1970—2010 年的相关数据进行了研究后，发现随着一国金融开放程度的提高，更加灵活的汇率制度和汇率波动对劳动生产率增长率的负向影响越小，即一国对资本流动越开放，越应该选择更加灵活的汇率制度。王雅琦和邹静娴（2017）将 Aghion 等（2009）的单部门模型拓展为包含可贸易和不可贸易部门的两部门模型，其研究发现当一国生产率进步时，固定汇率（相比于浮动汇率）

¹ 王晋斌，中国人民大学经济学院、中国人民大学中国经济改革与发展研究院

² 刘璐，中国人民大学经济学院

³ 邹静娴，中国人民大学国家发展与战略研究院

可以实现一定程度的汇率低估，这将部分缓解金融市场扭曲，进而通过提升可贸易部门的生产率和份额拉动经济增长。Slavtcheva（2015）则对 Aghion 等（2009）的发现给出了一个具有微观基础的理论模型解释：给定其他条件不变，固定汇率下之所以生产率增长更快，是因为固定汇率下的通胀率更低，而低通胀通常伴随着更高的长期生产率增速，并且固定汇率下的增长效应之所以在金融发展程度较低的国家更明显，原因在于这些国家往往有更高的通胀，同时金融机构持有更多的存款准备金（高通胀和高存款准备金都不利于生产率增长）。在其模型中，生产率的进步源于中间品多样性的增加，而存款准备金的积累不利于新厂商进入，因此有碍于生产率提升。

不难发现，在上述文献中，金融发展都是影响汇率制度灵活性与经济增长关系的重要因素，而不同研究者对于“金融发展”定义的侧重有所不同，比如：Aghion 等（2009）在其模型中将金融发展理解为企业面临信贷约束的放松；Rodriguez（2017）在实证中则以一国金融开放程度进行度量；Slavtcheva（2015）则从信息不对称的角度出发将金融发展对应到金融中介机构对企业监管成本的下降。可以看出，虽然这些文献都指向一个共同的结论，即金融发展有助于降低汇率制度灵活性对生产率增长带来的不利影响，但不同研究者所说的“金融发展”其实是存在差异的。

那么究竟何谓金融发展？事实上学术界对其定义并无定论。其中，最常见的度量指标当属私人部门信贷/GDP（King 和 Levine，1993a, b¹；Beck 等，2000；Aghion 等，2009），该指标侧重银行部门的信贷投放规模。在此基础上，研究者又陆续从外延和内延两方面拓展了金融发展的内涵：外延上的拓展，典型的做法是将股票、债券等资本市场规模纳入。例如，Levine 和 Zervos（1996）就在银行信贷/GDP 的基础上，吸收了股票周转率、股票交易额/GDP、股市资本化规模/GDP 等指标；内延上的拓展则主要反映在除关注规模外，研究者还加入了一些体现金融市场深度、效率、稳定性等方面的指标（Levine，2002；Svirydzenka，2016；世界银行，2018）。此外，Mauro 和 Juhn（2002）及 Levy-Yeyati 等（2010）从国内市场与国际资本市场联系紧密度的角度出发，使用 JP 摩根的 EMBI 全球指数作为金融发展的指标之一。Hossain（2009）则认为反映利率管制水平、信贷管控水平、私有化程度、进入壁垒、资本账户自由化水平的金融自由化指标是能够更好地代表金融发展的指标。

既然金融发展的含义如此多样，那么以往文献中多次被论证的结论：金融发展有助于降低汇率制度灵活性对生产率增长带来的不利影响，是否一定正确呢？这一问题的答案具有很强的现实意义，在很多发展中国家的汇率制度改革或是更为一般的经济制度转型过程中，金融发展是一个被经常提及的“药方”。以中国为例，在经历了数轮汇率制度改革后，“深化金融改革，扩大金融开放”成为了汇率市场化改革的指引方向。但正如我们前面提到的，金融发展可能是多维

¹ King 和 Levine（1993a, b）用的是私人部门总信贷/GDP，即除了银行部门提供给私人部门的信贷外，还包括了货币当局和政府提供给私人部门的信贷。

度的，按照金融发展最朴素的想法，即资本可得性的增加为例，由此产生的一个结果自然是企业层面融资约束的放松（Aghion 等，2009），但是从国家宏观层面来看另一个结果是国家资本密集度的提升，而后者可能同样会改变汇率制度对生产率的影响。

这正是本文创新所在：本文在 Aghion 等（2009）基础上拓展了金融发展的内涵，将国家资本密集度引入，并从理论和实证上证明了在汇率制度灵活性对产出的影响上，传统意义上的金融发展（信贷约束）和本文强调的资本密集度可能起到相反的作用——即前者依旧如之前文献所述，会降低汇率制度灵活性对产出的负面效果，而后者则会强化。至于为何一国资本密集度可能产生如此效果，其经济学直觉不妨放在一个典型的两部门（可贸易、不可贸易部门）模型下去理解：一般而言，可贸易部门（多是制造业）的资本密集度相比于不可贸易部门（多是服务业）是更高的，那么一国资本密集度的提升可能会提升一国可贸易部门的汇率波动风险敞口，进而放大汇率制度灵活性对于劳动生产率进步产生的负面影响（顾国达等，2007）。本文结论也启示我们金融发展对于汇率制度变革所产生的影响并不能一概而论，而需针对金融发展的不同维度具体去谈。

二、文献综述

由于本文所要探究的问题是金融发展和国家资本密集度对于汇率制度和经济增长关系的影响，主要涉及以下三方面的文献。

第一、关于金融发展的文献。对于金融发展的衡量，学术界并没有公认的、唯一的指标。King 和 Levine（1993a, b）使用私人部门总信贷/GDP 来衡量一国的金融发展。Beck 等（2000）则使用私人信贷/GDP 衡量金融发展，其中排除了货币当局和政府提供给私人部门的信贷。Aghion 等（2009）和 Rodriguez（2017）均采用了表示银行系统发达程度的私人信贷/GDP 指标来衡量金融发展。然而随着研究的深入，人们越来越重视将反映银行系统发展和金融市场发展的指标结合在一起反映金融发展的状况。Levine 和 Zervos（1996）就将银行信贷/GDP、股票周转率、股票交易额/GDP、股市资本化规模/GDP 同时放入回归方程中，研究其对产出增长、生产率增长和储蓄的影响，其研究结果表明衡量银行系统发达程度和股票市场发达程度的指标均对经济增长具有显著的正向影响。Beck 和 Levine（2002）则使用金融活动和金融规模的第一主成分（金融总量）代表金融发展水平。在上述基础上，Levine（2002）则使用三个指标的第一主成分代表金融发展水平：金融活动、金融规模和金融效率。Sviryzdenka（2016）构建了包括金融机构和金融市场两方面的更广泛的金融发展变量指标，每个方面各包含深度、广度和效率三个子指标。世界银行《全球金融发展报告 2017/2018》则将金融发展划分为金融深度、金融可获得性、金融效率和金融稳定性四个层面。此外，Mauro 和 Juhn（2002）及 Levy-Yeyati 等（2010）这样定义金融发展，即工业化国家和加入到 JP 摩根 EMBI 全球指数的非工业化国家金融发展指

数为 1，否则为 0。其认为若非工业化国家的主权债具有相当的流动性则该国会被编入该指数，而被编入该指数又会引起国际投资者的投资兴趣，从而进一步加强该国与国际市场的金融联系。Hossain（2009）则认为虽然广义货币/GDP 常用来表示金融发展，但金融自由化指标能够更好地代表金融发展，金融自由化反映利率管制水平、信贷管控水平、私有化程度、进入壁垒、资本账户自由化水平等方面的情况，更加全面。

第二、关于国家资本密集度的文献。Romalis（2004）在假设没有要素密集度逆转，并且各行业的要素份额固定的情况下，估算了各国要素密集度和要素丰裕程度，研究了要素比例对商品贸易结构的影响，发现一国对于密集使用本国丰裕要素的商品，会在生产和贸易中占据更大的份额；若一国迅速积累某种要素，则该国的出口和生产结构会系统地偏向密集使用该要素的行业。其背后机理就是要验证赫克歇尔—俄林假说：一国的丰裕要素更加便宜，进而使该国在密集使用该要素的商品上实现专业化。Jin（2012）遵循 Romalis（2004）的方法，但使用各国出口而非进口数据测量了中国、印度、俄罗斯以及发展中国家群体的国家资本密集度（显示性竞争优势），验证了其理论模型的结论：一方面，资本会流向在资本密集行业更加专业化的国家；另一方面，资本会流向资本更加稀缺的国家。当前一种效应占主导时，一国受到正向的生产率冲击时，资本反而会外流，也就是说，若一国在资本密集行业更加专业化，则其经常账户赤字会更大。另外，Feenstra 等（2015）经过测算提供了各国在空间上和时间上均可比的劳动收入份额占 GDP 的百分比，也即各国的劳动要素密集度。

第三、关于汇率制度衡量指标及其与经济增长关系的文献。首先，目前有三种常用的汇率制度分类指标。Ilzetzi、Reinhart 和 Rogoff（2017，以下简称 IRR）提供了 1946—2016 年 194 个国家和地区的汇率制度分类数据：一种为 15 档分类法，即按从固定到浮动分别赋值 1-15；另一种为 6 档分类法，即按从固定到浮动分别赋值 1-6。国际货币基金组织官方汇率制度分类指标（以下简称 IMF）按从固定到浮动将汇率制度安排分为 4 类，分别赋值 1-4。Levy-Yeyati 和 Sturzenegger（2005，以下简称 LYS）提供了 1974—2004 年 183 个国家的汇率制度分类指标，其中 1 表示浮动汇率制，2 表示中间汇率制，3 表示固定汇率制。几种分类标准的详细异同可参见张璟和刘晓辉（2015）、Mao 和 Yao（2016）。简言之，IMF 是名义汇率分类指标（*de jure*），即这种汇率制度分类是基于各国汇报结果，而非实际情况，因此常常与一国真正实行的汇率制度有所偏差。IRR 和 LYS 分类法都是实际汇率分类指标（*de facto*），衡量的都是市场汇率或实际汇率，而这两者又各有不同，比如 IRR 分类中考虑了在发展中国家常见的多重汇率、平行外汇市场等情形，而 LYS 分类又参考了外汇储备变动。文献中一般认为，IRR 的分类法准确度最高，同时结果也最为稳健（Mao 和 Yao，2016；Mao 等，2019）。因此，我们在基准回归中主要使用该汇率制度分类。其次，关于汇率制度选择对于经济增长的影响，很多文献从不同角度进行了探究。Aghion 等（2009）发现更加灵活的汇率制度和汇率波动对劳动生产率的增长率有显著的负向影响，且这种负向影响随着一国金融发展程度的提高而减弱。Slavtcheva（2015）则发现，给定其

他条件不变，固定汇率下之所以生产率增长更快，是因为固定汇率制下的通胀率更低，而低通胀通常伴随着更高的长期生产率增速。Rodriguez（2017）则发现一国金融开放程度的提高会减弱更加灵活的汇率制度和汇率波动对劳动生产率增长率的负向影响。王雅琦和邹静娴（2017）发现当一国生产率进步时，固定汇率（相比于浮动汇率）可以实现一定程度的汇率低估，这将部分缓解金融市场扭曲，进而通过提升可贸易部门的生产率和份额拉动经济增长。

在以上文献的基础上，本文对 Aghion 等（2009）进行了理论和实证两方面的拓展：理论方面，本文在 Aghion 等（2009）模型的基础上加入了资本要素和资本密集度变量，讨论了资本密集度对经济增长的影响，以及要素密集度对汇率制度灵活性与经济增长关系的影响。这样，本文就从信贷约束和资本要素密集度两个维度更全面地考察了金融发展对汇率制度灵活性与经济增长关系的影响。实证方面，首先，与 Aghion 等（2009）的研究相比，本文采用完整的金融发展指标来考察金融发展在汇率制度灵活性对生产率增长的影响上起到了什么作用。其次，由于金融越发展，筹资越便利，实体经济的国家资本密集度也越高，因此本文还考察了国家资本密集度对于汇率制度灵活性与经济增长之间关系的影响。

本文安排如下：第一部分为导言；第二部分为文献综述；第三部分为数理模型的构建及其推论；第四部分为基于数理模型基础之上的计量实证检验；第五部分为简要结论。

三、数理模型的构建及其三大推论

本文的模型基础源于 Aghion 等（2009），与之相比，模型共同点在于经济增长的动力主要来自于生产率的变化，而生产率的变化又主要取决于企业每期创新成功的概率。汇率灵活性和汇率波动之所以会影响创新成功概率，原因在于当企业面临信贷约束时，汇率波动越剧烈，企业克服流动性冲击的概率越低。金融发展在 Aghion 等（2009）中仅反映为企业面临的信贷约束程度，由于信贷约束不利于企业应对流动性冲击，因此金融发展（信贷约束放松）不仅能够提高创新成功概率，还能缓解由汇率灵活性和汇率波动给经济增长造成的负面效果¹。

除了上述这些与 Aghion 等（2009）一致的结论外，正如导言中谈到的，本文一个创新在于从另一维度刻画了金融发展——资本密集度。通过在模型中引入资本，本文得以展开对资本密集度的讨论：在 Aghion 等（2009）中，劳动是唯一的生产要素。因此当给定劳动力总数（ L ）不变时，经济增长就只能依靠生产率（ A_t ）进步。而引入资本后，人均产出不仅取决于生产率，还取决于人均资本（ k_t ），而后者同样会受到生产率的影响，并且这一影响会随着资本密集度的上升而呈现指数级增长。可以看出，当引入资本要素后，模型可以用于讨论资本密集度如何影响不同汇率制度下经济增速的差异。

¹ 为了分析的方便，本文遵照 Aghion 等（2009），在第二部分的数理模型中将“汇率波动”与“汇率制度灵活性”等同视之；在第三部分的实证分析中则统一采用“汇率制度灵活性”的表述。

（一）模型基本设定

本文沿用 Aghion 等（2009）中的小国开放模型设定，这主要反映在两点上：一是汇率方面，该国是国际价格接受者，其国内商品价格满足一价定律；二是小国开放模型中的实际利率由外国决定，这一点也是与 Aghion 等（2009）中的假设相一致的¹。

该经济体生产一种与世界其他国家相同的产品并将其出口，作为价格接受者，该小国开放经济体将 t 期的国外商品价格 P_t^* 视为给定的，其商品价格由下式决定（一价定律成立）：

$$P_t = S_t P_t^* \quad (3.1)$$

其中： P_t 是本国商品价格； P_t^* 是外国商品价格，为了简化分析，将其标准化为 1； S_t 为名义汇率（直接标价法，1 单位外币能换得的本币数量）。这样就有 $P_t = S_t$ 。在固定汇率制下， S_t 为常数；在浮动汇率制下， S_t 为随机变量并围绕均值（ $E(S_t) \equiv \bar{S}$ ）波动，以反映外汇市场的有效性。

企业的生产函数中既需要劳动，也需要资本。简单起见，假定企业生产函数为柯布—道格拉斯形式： $Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha}$ 。鉴于柯布—道格拉斯生产函数的规模报酬不变性质，我们的后续讨论都将以人均形式进行表述，即：

$$y_t = A_t k_t^\alpha \quad (3.2)$$

其中， y_t 为人均产出， A_t 为生产率， $k_t = K_t/L_t$ 为人均资本。我们将 L_t 标准化为 1。 α （ $0 < \alpha < 1$ ）代表资本密集度，该值越大，意味着生产中资本使用密集度越高。

1、存在工资粘性的劳动力市场

假定该国劳动力市场不完全，工资存在黏性。在这样假定的模型中，汇率波动影响企业创新决策的一个重要传导机制就是：企业出口商品的价格是根据汇率及时调整的，但是其工资却是在汇率变动之前就给定的，且在汇率发生变化后无法及时调整，这样企业就要承担汇率波动的成本，直接影响企业利润，研发活动会受到影响，进而影响生产率。为了简化分析，本文遵照 Aghion 等（2009），假定 t 期期初的实际工资与当期的总要素生产率（以 A_t 表示，是非随机的）成比例，即：

$$\frac{W_t}{E(P_t)} = k A_t \quad (3.3)$$

其中： W_t 是名义工资水平， $E(P_t)$ 是期望价格水平， k 是一个常数，且 $k < 1$ ，以反映工资粘性。由于 $E(P_t) = E(S_t) = \bar{S}$ ，所以有：

$$W_t = k \bar{S} A_t \quad (3.4)$$

2、资本市场

在 Aghion 等（2009）模型的基础上，本文加入了资本要素和资本市场。小国开放经济意味着国内实际利率与国际实际利率一致，记为 i^* 。那么国内名义利率（ R_t ）即为实际利率与价格乘

¹ Aghion 等（2009）模型在其脚注中有相关说明。

积：

$$R_t = P_t \cdot i^* = S_t \cdot i^* \quad (3.5)$$

（二）企业的决策行为

企业需要做两项决策：在第 1 期期初，企业会通过选择最优化的人均资本来最大化其折现到当期的总利润；第 1 期期末，企业会面临一个流动性冲击，并需要决策是否要补充资本以继续存活（如果可以的话），并在第 2 期进行创新。

1、生产和利润

如前所述，企业产出的人均形式为： $y_t = A_t k_t^\alpha$ 。假设利润最终被分享，那么第 1 期期末的人均利润函数如下：

$$\Pi_t = P_t y_t - W_t - R_t k_t \quad (3.6)$$

第 2 期期初，企业会面临一个流动性冲击，并需要决策是否要补充资本以继续存活，并在第 2 期进行创新。企业在第 2 期存活并进行创新的概率是 ρ_t ，创新成功的价值为 v_{t+1} ， β 是企业的贴现值。企业业主在第一期需要对人均资本进行决策以实现其两期的净利润现值最大化，即

$$\max_{k_t} P_t A_t k_t^\alpha - k_t \bar{S} A_t - S_t i^* k_t + \beta \rho_t E_t v_{t+1} \quad (3.7)$$

其中， $P_t, A_t, S_t, k, \bar{S}, i^*, \beta$ 对于企业此时可视为外生给定；第二期创新成功概率（ ρ_t ）和第二期预期市场价值（ $E_t v_{t+1}$ ）内生取决于 k_t 的选取。

2、创新、流动性冲击和信贷约束

企业家第 2 期进行创新的概率为 ρ_t ，它依赖于企业家是否能弥补第 1 期期末（或第 2 期期初）发生的流动性冲击的成本。如果企业家进行创新，则第 2 期创新实现的价值为 v_{t+1} 。创新会使企业的生产率提升，即如果创新成功，则企业第 2 期的生产率变为 $A_{t+1} = \gamma A_t$ ， $\gamma > 1$ 。那么，第 2 期创新成功实现的价值与生产率成比例，即

$$v_{t+1} = v P_{t+1} A_{t+1} \quad (3.8)$$

其中： $v > 0$ 。

接下来假设企业在第 1 期期末遭遇流动性冲击 C_t^i ，只有克服了该冲击的企业才能生存下来。在没有信贷约束的条件下，若创新的价值大于克服流动性冲击的成本，则克服流动性冲击的概率为 1，否则为 0。此时克服流动性冲击的概率与企业利润不相关。然而，一旦引入信贷约束，企业克服流动性冲击并创新的概率就会依赖于企业利润，进而依赖于对人均资本 k_t 的选择。进一步假设该人均形式的流动性冲击与生产率的关系如下：

$$C_t^i = c^i P_t A_t \quad (3.9)$$

其中， c^i 在该国企业中是独立同分布的，并在 0 和 c 之间均匀分布。事前所有企业面临的冲击 c^i 都相等，但是在事后每个企业面临的 c^i 就不同了，假设企业创新带来的收益足够高，以至于企业总是想尽办法克服流动性冲击并进行创新。

为了弥补流动性冲击带来的资金缺口，假设企业可以向信贷市场借款。由于金融市场的不

完全性, 企业最多只能借到其第 1 期净利润的一个比例, 即 $(\mu - 1)\Pi_t$, 其中 μ 代表本地信贷市场的发达程度, 也即金融发展程度, 是外生参数。当 μ 足够大时, 信贷约束就不存在了。这样在第 1 期期末, 企业的总流动性为 $\mu\Pi_t$, 只有当企业的总流动性足以弥补其面临的人均流动性冲击 C_t^i 时, 企业才能存活下来, 而只要企业存活下来就一定会进行创新, 所以企业进行创新的条件可以表示为:

$$\mu\Pi_t \geq C_t^i \quad (3.10)$$

这样企业进行创新的概率可以表示为¹:

$$\rho_t = \min\left(\frac{\mu\Pi_t}{C_t^i S_t A_t}, 1\right) \quad (3.11)$$

3、均衡利润

企业进行利润最大化决策, 即选择最优的人均资本以最大化(3.7)式, 一阶条件得到

$$k_t^* = \left(\frac{\alpha A_t}{i^*}\right)^{1/(1-\alpha)} \quad (3.12)$$

企业的最大化利润为:

$$\Pi_t^* = \frac{1-\alpha}{\alpha} (S_t \cdot i^*) \left(\frac{\alpha A_t}{i^*}\right)^{1/(1-\alpha)} - k_t^* S_t A_t \quad (3.13)$$

(三) 企业创新成功概率及产出增长率

将企业实现的最大化利润代入(3.11)式, 可得:

$$\rho_t = \min\left\{\frac{\mu}{C_t^i} \left[\frac{1-\alpha}{\alpha} \alpha^{\frac{1}{1-\alpha}} \left(\frac{A_t}{i^*}\right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} - \frac{k_t^* S_t}{S_t}\right], 1\right\} \quad (3.14)$$

为了表述简便, 我们将 (3.14) 式大括号中的第一项记为 $\Gamma(\cdot)$, 该项表明企业进行创新的概率是关于国内金融发展程度 (信贷约束) μ 、资本密集度 α 、名义汇率 S_t 、国内 (国际) 实际利率 i^* 和当期生产率 A_t 等因素的函数。并且, 从 (3.14) 式中不难发现, 企业创新概率是金融市场发展程度 (信贷约束参数 μ) 的增函数。

不失一般性, 在本文的讨论中, 我们聚焦于 $\Gamma = \frac{\mu}{C_t^i} \left[\frac{1-\alpha}{\alpha} \alpha^{\frac{1}{1-\alpha}} \left(\frac{A_t}{i^*}\right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} - \frac{k_t^* S_t}{S_t}\right] \in (0,1)$ 的情形, 即 $\rho_t = \Gamma$ 。此时, 固定、浮动汇率制度的差别体现在: 浮动汇率下 S_t 围绕其期望值 $\bar{S}$ 波动, 而固定汇率制度下, S_t 始终等于 $\bar{S}$ 。由于 Γ 是 S_t 的凹函数², 意味着 $\Gamma(\bar{S}) = \Gamma(E(S_t)) > E(\Gamma(S_t))$, 因此有如下引理:

引理 1 (汇率波动与创新成功概率): 给定其他条件 ($\mu, C_t^i, \alpha, i^*, k, A_t, \bar{S}$) 一样, 且 $\Gamma(\cdot) \in (0,1)$, 那么企业下一期创新成功的概率 (ρ_t) 在固定汇率制度下将高于浮动汇率。

¹ 由于均衡时 $\Pi_t > 0$, 且 $S_t > 0$, 所以总有 $\rho_t > 0$ 。

² 因为如果将 $\Gamma(\cdot)$ 视为关于 S_t 的函数, 则可写为 $\Gamma(S_t) = c \cdot (a - b/S_t)$, 其中, a, b, c 均为与 S_t 无关的参数。显见, 这是关于 S_t 的凹函数 ($S_t > 0$)。

引理 1 告诉我们汇率波动不利于企业创新成功。同时，表达式 (3.14) 也告诉我们，金融市场的发展（表现在信贷约束参数上）可以在一定程度上缓解由汇率波动带来的负面效果。极端情况下，如果企业完全没有信贷约束（ $\mu \rightarrow +\infty$ ），那么 $\rho_t \equiv 1$ ，意味着企业的技术创新一定能够取得成功。综上，可将金融发展程度对企业创新成功概率的影响总结为引理 2：

引理 2（金融发展（信贷约束放松）与创新成功概率）：给定其他条件（ $c^i, \alpha, i^*, k, A_t, \bar{S}$ ）一样，且 $\Gamma(\cdot) \in (0,1)$ ，金融市场越发达，企业创新成功概率越高。并且，金融市场的发展还能缓解汇率波动对于创新成功概率的不利影响。

更进一步，我们想知道企业 $t+1$ 期（第 2 期）的生产率期望值：

$$E(A_{t+1}) = E(\rho_t)\gamma A_t + (1 - E(\rho_t))A_t = [1 + (\gamma - 1)E(\rho_t)] \cdot A_t \quad (3.15)$$

鉴于 $\gamma > 1$ ，再结合引理 1、2，易知：

引理 3（金融发展、汇率波动与生产率进步）：企业预期生产率增速在固定汇率制度下将高于浮动汇率；同时，金融发展有助于提高生产率进步，并且能够缓解汇率波动带来的不利影响。

最后，企业总产出预期增长率可以表示为：

$$g_t = \frac{E(A_{t+1} \cdot k_{t+1}^{1-\alpha}) - A_t \cdot k_t^{1-\alpha}}{A_t \cdot k_t^{1-\alpha}} = \frac{E\left(A_{t+1}^{\frac{1}{1-\alpha}}\right) - A_t^{\frac{1}{1-\alpha}}}{A_t^{\frac{1}{1-\alpha}}} - 1 \quad (3.16)$$

两种汇率制度下，预期产出增长率的差异可表示为

$$g_{t, \text{固定}} - g_{t, \text{浮动}} = \frac{E\left(A_{t+1, \text{固定}}^{\frac{1}{1-\alpha}}\right) - E\left(A_{t+1, \text{浮动}}^{\frac{1}{1-\alpha}}\right)}{A_t^{\frac{1}{1-\alpha}}} \quad (3.17)$$

从(3.17)式中可以看出本文模型与 Aghion 等（2009）模型的异同：一方面，产出增长的差异都最终反映在生产率进步差异上，而后者又取决于创新成功概率（引理 1-3）。因此，如果不考虑资本使用及要素密集度时，共同的结论都是：汇率波动不利于产出增长，而金融发展有助于缓解汇率波动带来的负面效果；但另一方面，由于我们引进了资本，模型中新增了一个放大不同汇率制度下增长率差异的机制：给定两种汇率制度下各自的预期生产率（即 $E(A_{t+1, \text{固定}})$ 和 $E(A_{t+1, \text{浮动}})$ ），随着资本密集度越高（ α 越趋近于 1， $1/(1-\alpha)$ 趋近于 $+\infty$ ），生产率差异对产出增速的影响会被指数级放大，导致产出增速差距被进一步放大。事实上，如果考虑资本积累效果的话， α 会随时间变大（以上分析中均假定 α 不随时间变化），这会进一步强化我们的结论。我们将以上引理总结为推论 1-3：

推论 1（汇率波动与产出增速）：给定信贷约束和资本密集度，总可以证明固定汇率制度下产出增速高于浮动汇率。原因在于汇率波动越大，企业下一期创新成功概率越低，生产率增速越慢，产出增速越慢。

推论 2（信贷约束、汇率波动与产出增速）：给定资本密集度，信贷约束越松（反映为参数 μ

越大), 创新概率越大, 产出增速越高; 且汇率波动对生产率增长和产出增长的负向影响越小。

推论 3 (资本密集度、汇率波动与产出增速): 给定信贷约束, 资本密集度越高 (反映为参数 α 越大), 创新概率越大, 产出增速越高; 且汇率波动对产出增长的负向影响越大。

结合推论 1-3, 我们可以知道一国金融市场发展会从多个维度改变汇率波动对经济增长产生的影响: 一方面, 如果从缓解信贷约束的角度来理解金融发展, 那么这无疑能够提高企业研发、创新成功概率, 并且能够缓解由汇率波动给创新带来的负面影响。在模型中, 如果企业不受任何信贷约束 ($\mu \rightarrow +\infty$), 那么企业总能成功渡过流动性危机从而实现创新, 因此汇率制度的选择不会影响经济增长。但事实上, 金融市场的发展不仅限于融资约束这一个维度, 比如, 我们模型中的资本密集度也会是金融发展的体现或者结果之一。模型告诉我们, 当引入资本后, 资本密集度越高, 汇率波动对经济增长的负面效果会越大, 可见金融发展也可能放大汇率波动的负面效果。需要指出的是, 在我们的模型中, 信贷约束 (μ) 和资本密集度 (α) 是作为两个独立参数引入的, 我们并没有考虑两者间的交互影响。但这并不妨碍我们得到如下定性结论: 即信贷约束和资本密集度虽然都与金融发展高度相关, 但在影响汇率波动对经济增长产生的负面效果时可能发挥截然相反的作用。

四、计量实证：三大推论的经验性检验

(一) 数据解释、处理方法和来源

本文选取了 1970—2014 年 115 个国家的数据, 变量解释和数据来源如表 1 所示。本文采用了人均实际产出增长率 (劳动生产率) 作为被解释变量。关键解释变量为汇率制度灵活性、金融发展和国家资本密集度。在参考既有相关研究的基础上, 本文的控制变量包括期初实际人均产出、教育水平、通货膨胀、政府规模、贸易开放度和民主化程度指标。本文首先对三个关键解释变量做出详细解释。

首先, 关于汇率制度灵活性变量。本文使用了 IRR 汇率制度分类数据¹, 我们选用其中的 6 档分类法, 即按从固定到浮动分别赋值 1-6。为了剔除汇率制度在个别年份的波动性, 我们对汇率制度变量进行了 5 年算术平均处理。本文在附录中的稳健性检验中还将使用 IMF 官方汇率制度分类指标以及 LYS 汇率制度分类指标进行稳健性检验。本文根据 Aghion 等 (2009) 对几种分类进行了微调, 具体为: 在使用 IRR 指标时将 IRR 中归类为自由沉降 (free falling) 和双重汇率 (dual market) 的国家删除; 在使用 LYS 指标时将 IRR 中归类为双重汇率的国家纳入浮动汇率制国家, 同时删除了 IRR 中的自由沉降国家。为了使几种汇率制度分类标准下数值大小方向一致,

¹ 与另一组常用的汇率制度分类法 Reinhart 和 Rogoff (2004, 下简称 RR) 相比, 从作者构成不难看出 IRR 很大程度上是在 RR 分类法上的优化与补充, 但事实上两组汇率制度分类指标相关系数达到 0.9 以上, 所以两组指标十分类似。

调整后的结果均是数值越大，代表汇率灵活度越高¹。

其次，关于金融发展变量。依据 Beck 和 Levine (2002)，本文采用金融总量来代表金融发展，它是通过提取以下两种指标的第一主成分得到的：一是金融活动 (Finance-Activity)，等于 $\ln [(\text{股票市场资本化规模}/\text{GDP}) * (\text{金融机构提供给私人的国内信贷}/\text{GDP})]$ ，二是金融规模，等于 $\ln [(\text{股票市场资本化规模}/\text{GDP}) + (\text{金融机构提供给私人的国内信贷}/\text{GDP})]$ 。本文还分别用“金融机构提供的国内信贷”和“银行提供给私人部门的国内信贷”两个指标代替“金融机构提供给私人的国内信贷”进行了稳健性检验，并使用世界银行提供的一些关于金融发展指标（包括金融深度和金融效率等方面）的数据进行了稳健性检验。相比于 Aghion 等 (2009) 和 Rodriguez (2017) 使用私人信贷/GDP 这一仅反映银行系统发达程度的指标，本文所使用的指标可以更全面地反映银行系统和股票市场的综合发达程度对经济增长的影响。

最后，关于国家资本密集度。本文使用了两种代表国家资本密集度的指标，一是按照 Romalis (2004) 和 Jin (2012) 的研究，本文以一国生产资本密集产品的“显示性竞争优势”指标衡量该国生产资本密集产品的专业化程度；二是以 Feenstra 等 (2015) 提供的佩恩表 (PWT9.0) 中的资本收入占总收入的份额表示国家资本密集度。下面着重解释第一种指标的构建。

第一种表示国家资本密集度的指标，即一国生产资本密集产品的专业化程度，以 α_i 表示一国生产资本密集产品的“显示性竞争优势”，其估算公式如下：

$$x_{iz} = \gamma_i + \alpha_i k_z + \lambda_i s_z + \varepsilon_{iz}$$

其中， x_{iz} 是 i 国的 z 行业在世界贸易（总进口或总出口）中所占的份额，本文通过 UNComtrade 数据库找到各国每个行业的出口值，并计算了每个国家每个行业的出口额占该行业世界总出口额的比重； k_z 是 z 行业的资本密集度，用 1 减去总劳动报酬占增加值的比例表示。 s_z 是 z 行业的技术密集度，用非生产工人占总就业人数的比例表示²。本文所要测量的 α_i 即 i 国 z 行业资本密集度上升 1 个百分点， i 国 z 行业占世界的贸易份额所提升的百分比，该指标越大则表示该国越在生产资本密集产品上有专业化优势。

为了与 NBER-CES Manufacturing Industry Database 所提供的行业资本密集度和技术密集度的行业代码 (SIC 和 NAICS) 相匹配，本文对来自 UNComtrade 数据库的各国、各行业、各年的数据进行了行业代码转换。具体来说，2002—2014 年的 UNComtrade 数据开始时采用 HS2002 行业代码，根据世界银行提供的行业代码转换表将其转换为 SIC 行业标准的数据³。1970—2001 年的 UNComtrade 数据开始时采用 SITC rev1 行业代码，同样根据世界银行提供的相关行业代码转换表将其转换为 SIC 行业标准的数据。其他相关变量的解释及数据来源见表 14。

¹ 三种汇率制度指标具有较强的正相关性，IRR 和 IMF 相关性为 0.274，IRR 和 LYS 相关性为 0.351，IMF 和 LYS 相关性为 0.604。

² k_z 和 s_z 数据来自 NBER-CES Manufacturing Industry Database。

³ 网址为 https://wits.worldbank.org/product_concordance.html。

⁴ 样本国家为 115 个，限于篇幅不再报告。样本国家和数据描述性统计如有需要，可向作者索取。

表 1 模型所需变量的解释和数据来源

变量名称	数据处理	来源
人均实际产出增长率	实际 GDP/人口 (rgdpo/pop) 的增长率 (%)	PWT9.0 (Feenstra 等, 2015), 作者计算
期初人均实际产出增长率	1970 年的人均实际产出, 取对数	PWT9.0, 作者计算
IRR (2017) 汇率制度分类指标	处理方法见正文	http://www.nber.org/papers/w23135.pdf
IMF 官方汇率制度分类指标	做 5 年平均	www.carmenreinhardt.com/data/
LYS 汇率制度分类指标	做 5 年平均	Levy-Yeyati 和 Sturzenegger (2005)
国家资本密集度 (显示性竞争优势)	见正文数据处理部分, 5 年平均, 取对数	作者计算
国家资本密集度 (资本收入份额)	做 5 年平均, 取对数	PWT9.0, 1- 劳动收入占总收入的份额 (labsh)
金融机构提供的国内信贷	做 5 年平均, 取对数	世界银行 (Domestic credit provided by financial sector (% of GDP))
金融机构提供给私人的国内信贷/GDP	做 5 年平均, 取对数	世界银行 (Domestic credit to private sector (% of GDP))
银行提供给私人部门的国内信贷	做 5 年平均, 取对数	世界银行 (Domestic credit to private sector by banks (% of GDP))
股票市场资本化规模/GDP	做 5 年平均, 取对数	世界银行
股票交易额	做 5 年平均, 取对数	世界银行
银行存款资产/GDP	做 5 年平均, 取对数	世界银行
银行利率溢价 (贷款利率-存款利率)	做 5 年平均, 取对数	世界银行
股票换手率	做 5 年平均, 取对数	世界银行
股价波动性	做 5 年平均, 取对数	世界银行
贸易开放	(进口+出口)/GDP, 做 5 年平均, 取对数	世界银行
政府规模	政府消费占 GDP 的比例, 做 5 年平均, 取对数	世界银行
通胀水平	$\log(100+\text{inflation rate})$	世界银行
教育水平	总入学率 (Gross enrolment ratio, secondary, both sexes (%)), 做 5 年平均, 取对数	世界银行
民主化程度	立法机构选举竞争程度(liec); 行政机构选举竞争程度(eiec); 稳定性(stabs)	世界银行, World Bank Database of Political Institutions, DPI

(二) 实证结果及其讨论

采用上述数据, 本文的实证分析支持数理模型部分得到的三个推论。

推论 1: 汇率制度灵活性增大会对生产率增长产生负向的影响。

为了验证推论 1, 本文将计量方程设定如下:

$$Y_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^3 \alpha_j Y_{it-j} + \sum_{n=1}^2 \beta_n X_{nit} + \Gamma \times \text{controls}_{it} + u_i + e_t + \varepsilon_{it} \quad (4.1)$$

其中, Y_{it} 是人均实际产出增长率, Y_{it-j} 分别是被解释变量的 1-3 阶滞后项; X_i 为汇率制度灵活性和表示金融发展的指标; **controls** 为一组控制变量, 包括期初人均实际产出、教育水平、通货膨胀、政府规模、贸易开放度 (Aghion 等, 2009; Rodriguez, 2017), 以及衡量民主化程度的指

标 (Rodriguez, 2017); u_i 为国家固定效应; e_t 为时间固定效应; ε_{it} 为误差项。

表 2 的第一行显示的是汇率制度灵活性对生产率增长的影响, 其效果显著为负, 意味着更为灵活的汇率制度不利于经济增长, 这与 Aghion 等 (2009) 和 Rodriguez (2017) 得到的结论一致。

金融发展对生产率增长的作用则体现在表 2 的 2-4 行: 表 2 方程(1)(2) (3)分别对金融发展的两个分指标和一个总指标进行了回归, 结果都表明金融发展对生产率增长具有正向的推动作用, 这与 Aghion 等 (2009) 和 Rodriguez (2017), 以及 Beck 和 Levine (2002) 等的结论一致。具体来说, 方程(1)中的金融活动是衡量金融中介和金融市场总体活动的指标, 能够反映金融发展的一个方面, Beck 和 Levine (2002) 将其定义为 $\ln[(\text{股票市场资本化规模}/\text{GDP}) * (\text{金融机构提供给私人的国内信贷}/\text{GDP})]$ 。金融活动的系数为正 (1.041) 且在 5% 的显著性水平下显著。方程(2)中的金融规模是衡量金融部门总体规模大小的指标, 也能反映金融发展的一个方面, Beck 和 Levine (2002) 将其定义为 $\ln[(\text{股票市场资本化规模}/\text{GDP}) + (\text{金融机构提供给私人的国内信贷}/\text{GDP})]$ 。金融规模的系数为正 (1.953) 且在 10% 的显著性水平下显著。方程(3)中的金融总量指标是以上两个指标的第一主成分, 能够全面反映金融发展水平, 其系数也为正 (1.258) 且在 10% 的显著性水平下显著¹。

表 2 汇率制度灵活性和金融发展对人均实际产出增长率的影响

	(1)	(2)	(3)
汇率制度灵活性(IRR)	-2.089*** (0.750)	-2.089*** (0.731)	-1.877** (0.832)
金融发展分指标 1: 金融活动	1.041** (0.516)		
金融发展分指标 2: 金融规模		1.953* (1.171)	
金融发展总指标: 金融总量			1.258* (0.655)
控制变量:			
期初人均实际产出	4.046* (2.165)	4.588* (2.349)	6.445*** (2.174)
通货膨胀	-8.937*** (3.040)	-8.918*** (2.978)	-11.18*** (3.398)
政府规模	-1.003 (1.755)	-1.104 (1.779)	-2.371 (1.947)
教育水平	0.780 (1.715)	0.877 (1.690)	-0.701 (1.975)
贸易开放度	3.917** (1.975)	4.024** (1.934)	4.812** (1.994)
民主化程度 1: 立法机构选举竞争程度	1.861*** (0.456)	1.859*** (0.462)	1.675*** (0.462)
民主化程度 2: 行政机构选举竞争程度	1.158*** (0.378)	1.141*** (0.380)	1.164*** (0.386)
民主化程度 3: 稳定性	-1.701** (0.820)	-1.718** (0.817)	-1.164 (0.793)
常数项	0 (0)	0 (0)	0 (0)

¹ 为了验证推论 1 的稳健性, 我们将表 2 中用于构建金融发展指标的“金融机构提供给私人的国内信贷”分别替换为“金融机构提供的国内信贷”和“银行提供给私人部门的国内信贷”, 结论依然稳健; 又将表 2 中所用的 IRR 汇率制度分类指标替换为了 IMF 和 LYS 分类标准, 结论依然稳健。限于篇幅不再报告, 如有需要, 可向作者索取。

观测值	200	200	200
国家数	76	76	76
Sargan 检验(p 值)	1.000	1.000	0.997
相关性检验: 一阶(p 值)	0.034	0.038	0.030
二阶(p 值)	0.476	0.558	0.204

注: (1)括号中为稳健标准误, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1; (2)控制了国家固定效应和时间固定效应。

推论 2: 金融发展对经济增长确实具有正向影响, 而且金融发展程度越高, 汇率制度灵活性对经济增长的负向作用越小。

表 2 的实证已经表明了金融发展对经济增长(人均产出增长率)有正向作用。为了进一步验证推论 2, 本文将计量方程设定如下:

$$Y_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^3 \alpha_j Y_{it-j} + \sum_{n=1}^2 \beta_n X_{nit} + \beta_3 X_{1it} X_{2it} + \Gamma \times \text{controls}_{it} + u_i + e_t + \varepsilon_{it} \quad (4.2)$$

回归方程(4.2)在回归方程(4.1)的基础上加入了汇率制度灵活性与金融发展指标的交叉项 $X_{1it} X_{2it}$ 来考察金融发展是否能够降低汇率制度灵活性对生产率的影响。其他变量意义与回归方程(4.1)相同。

表 3 第一行同样显示出汇率制度灵活性对生产率增长产生显著的负向影响, 与表 2 结论一致。表 3 方程(1)(2) (3)分别对金融发展三个指标与汇率制度灵活性的交叉项进行了回归, 结果都表明交叉项系数显著为正, 这与 Aghion 等(2009)的结论一致。具体来说, 在三个表示金融发展的指标下, 汇率制度灵活性对生产率增长的边际影响分别为 $-5.421+0.468 \times$ 金融活动、 $-6.630+1.044 \times$ 金融规模、 $-1.865+0.598 \times$ 金融总量, 这就说明, 金融活动、金融规模、金融总量指标越大, 汇率制度灵活性对生产率增长的负向作用就越小¹。

表 3 汇率制度灵活性、金融发展对人均实际产出增长率的交叉影响

被解释变量: 人均实际产出增长率	(1)	(2)	(3)
汇率制度灵活性(IRR)	-5.421** (2.197)	-6.630** (2.839)	-1.865** (0.728)
金融发展分指标 1: 金融活动	-0.017 (0.677)		
汇率制度灵活性*金融活动	0.468* (0.272)		
金融发展分指标 2: 金融规模		-0.783 (1.677)	
汇率制度灵活性*金融规模		1.044* (0.607)	
金融发展总指标: 金融总量			-0.037 (0.978)
汇率制度灵活性*金融总量			0.598* (0.361)
控制变量:			

¹ 为了验证推论 2 的稳健性, 我们将表 3 中用于构建金融发展指标的“金融机构提供给私人的国内信贷”分别替换为“金融机构提供的国内信贷”和“银行提供给私人部门的国内信贷”, 结论依然稳健; 我们采用世界银行的“全球金融发展数据库”中代表金融深度、金融效率和金融稳定性等维度的多种指标作为金融发展指标, 结论依然稳健; 我们将表 3 所用的 IRR 汇率制度分类指标分别替换为了 IMF 和 LYS 分类法, 结论依然稳健。限于篇幅不再报告, 如有需要, 可向作者索取。

期初人均实际产出	2.420 (1.764)	2.962 (1.847)	2.387 (1.460)
通货膨胀	-5.387*** (1.933)	-5.921*** (1.831)	-5.533*** (1.660)
政府规模	-2.188 (1.862)	-2.582 (1.976)	-2.878 (1.903)
教育水平	0.774 (1.729)	0.955 (1.704)	0.501 (1.937)
贸易开放度	1.839 (2.108)	2.019 (2.080)	2.193 (2.145)
民主化程度 1: 立法机构选举竞争程度	1.917*** (0.537)	1.844*** (0.532)	1.988*** (0.563)
民主化程度 2: 行政机构选举竞争程度	1.238*** (0.421)	1.233*** (0.426)	1.235*** (0.438)
民主化程度 3: 稳定性	-1.320* (0.777)	-1.282 (0.791)	-1.124 (0.743)
常数项	0 (0)	0 (0)	0 (0)
观测值	207	207	207
国家数	78	78	78
Sargan 检验(p 值)	1.000	1.000	1.000
相关性检验: 一阶(p 值)	0.014	0.013	0.015
二阶(p 值)	0.765	0.852	0.808

注: (1)括号中为稳健标准误, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1; (2)控制了国家固定效应和时间固定效应。

推论 3: 国家资本密集度确实对生产率增长具有正向作用, 且国家资本密集度越大, 汇率制度灵活性对生产率增长的负向影响越大。

为了验证推论 3, 本文将计量方程设定如下:

$$Y_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^3 \alpha_j Y_{it-j} + \sum_{n=1}^2 \beta_n X_{nit} + \beta_3 X_{1it} X_{2it} + \beta_4 Z_{it} + \beta_5 X_{1it} Z_{it} + \Gamma \times \text{controls}_{it} + u_i + e_t + \varepsilon_{it} \quad (4.3)$$

其中, Z 表示国家资本密集度, $X_{1it} Z_{it}$ 为汇率制度灵活性与国家资本密集度的交叉项, 其他变量意义与回归方程(4.2)相同。

表 4 的结果证实了推论 3。表 4 展示了汇率制度灵活性和国家资本密集度对劳动生产率的影响。尽管在方程(1)中, 汇率制度灵活性和国家资本密集度都不显著, 但是在方程(2)中, 加入了汇率制度灵活性和国家资本密集度的交叉项后, 不仅该交叉项的系数在 5% 的显著性水平下显著, 国家资本密集度的系数也在 5% 的显著性水平下显著了。由方程(2)可知, 当国家资本密集度提升一单位 (显示性竞争优势提升 1%) 时¹, 对人均实际产出增长率的边际影响为 $1.301 - 0.661 \times \text{IRR}$, 例如若 IRR 取最小值 1 (汇率制度比较固定) 则国家资本密集度提升一单位使人均实际产出增长率提升 0.64 个百分点 ($1.301 - 0.661 \times 1 = 0.64$); 若 IRR 取最大值 4 (汇率制度比较灵活) 则国家资本密集度提升一单位使人均实际产出增长率下降 1.343 个百分点 ($1.301 - 0.661 \times 4 = -1.343$)。

方程(3)在方程(2)的基础上加入了金融发展及汇率制度灵活性和金融发展的交叉项, 此时汇率制度灵活性的系数也变得显著了。从方程(3)中不难看出, 汇率制度灵活性对生产率增长的边

¹ 如前文所述, 此处国家资本密集度为显示性竞争优势的对数值, 因此其提升一单位实际就是增长 1% ($\Delta x/x$), 下文同。

际影响为 $-3.163-0.490 \times \text{国家资本密集度}+1.104 \times \text{金融发展}$ ，即金融发展不变的情况下，国家资本密集度越大，则汇率制度灵活性对生产率增长的负向影响越大。

表 4 汇率制度灵活性（IRR）和国家资本密集度对人均实际产出增长率的影响

	(1)	(2)	(3)
汇率制度灵活性（IRR）	-0.779 (0.796)	-0.312 (0.725)	-3.163* (1.856)
国家资本密集度（显示性竞争优势）	0.078 (0.284)	1.301** (0.663)	0.652** (0.327)
汇率制度灵活性*国家资本密集度		-0.661** (0.285)	-0.490*** (0.155)
金融发展			0.317 (1.004)
汇率制度灵活性*金融发展			1.104** (0.535)
控制变量：			
期初人均实际产出	1.325 (2.309)	1.549 (2.261)	4.605** (2.255)
通货膨胀	-3.702 (2.408)	-3.619 (2.408)	-8.246*** (2.204)
政府规模	-1.531 (4.459)	-1.376 (4.477)	-7.113*** (2.525)
教育水平	0.251 (2.190)	-0.110 (2.009)	4.885 (3.251)
贸易开放度	-1.510 (3.182)	-0.925 (3.017)	-4.213 (4.006)
民主化程度 1：立法机构选举竞争程度	0.401 (0.702)	0.353 (0.679)	0.536 (0.740)
民主化程度 2：行政机构选举竞争程度	-0.300 (0.520)	-0.235 (0.529)	-0.418 (1.061)
民主化程度 3：稳定性	-0.996 (0.855)	-1.095 (0.825)	-0.834 (0.964)
常数项	12.670 (35.27)	10.630 (35.98)	0 (0)
观测值	256	256	130
国家数	98	98	56
Sargan 检验(p 值)	0.942	0.971	1.000
相关性检验：一阶(p 值)	0.021	0.027	0.090
二阶(p 值)	0.588	0.546	0.340

注：(1)括号中为稳健标准误，*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ ；(2)控制了国家固定效应和时间固定效应。由于加入表 2 中的金融总量指标会使样本量急剧减少从而影响结果，因此方程(4)中的金融发展变量本文使用了股票市场资本化规模/GDP 来代表。

表 5 展示了将汇率制度灵活性替换为 IMF 和 LYS 后的情况，结果显示推论 3 依然成立。表 5 中方程(1)(2)(3)的汇率制度灵活性为 IMF 官方汇率制度分类指标，方程(4)(5)(6)的汇率制度灵活性为 LYS 汇率制度分类指标。从第(3)列和第(6)列可以看出，系数的符号和显著性情况与表 4 第(3)列十分一致。

表 5 汇率制度灵活性和国家资本密集度对人均实际产出增长率的影响
(汇率制度灵活性为 IMF 和 LYS)

	汇率分类: IMF			汇率分类: LYS		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)

汇率制度灵活性	-0.492* (0.283)	-0.043 (0.260)	-3.567* (1.911)	-0.168 (0.638)	-0.012 (0.544)	-4.756** (2.232)
国家资本密集度（显示性竞争优势）	0.124 (0.236)	1.596** (0.680)	1.155* (0.700)	0.047 (0.478)	0.589 (1.007)	2.240* (1.177)
汇率制度灵活性*国家资本密集度		-0.561** (0.247)	-0.614** (0.260)		-1.254*** (0.425)	-0.683* (0.364)
金融发展			-0.426 (1.940)			-2.153 (1.424)
汇率制度灵活性*金融发展			0.899* (0.500)			1.308** (0.604)
控制变量：						
期初人均实际产出	0.192 (2.248)	0.565 (2.247)	1.861 (3.235)	1.317 (2.394)	1.341 (1.219)	-2.614 (2.906)
通货膨胀	-3.993*** (1.358)	-4.585*** (1.587)	-3.218 (3.630)	-0.221 (1.562)	-1.575 (1.309)	-1.771 (2.096)
政府规模	-6.842*** (2.347)	-7.110*** (2.414)	-4.290 (4.241)	1.112 (3.222)	-0.710 (2.992)	-2.535 (2.569)
教育水平	2.341 (2.401)	1.285 (2.268)	4.812 (3.184)	-2.206 (4.750)	1.278 (2.081)	5.938* (3.270)
贸易开放度	1.657 (2.309)	2.066 (2.188)	1.356 (2.833)	3.458 (4.212)	-3.221 (2.849)	-0.961 (2.032)
民主化程度 1：立法机构选举竞争程度	-0.247 (0.347)	-0.351 (0.342)	-0.866 (0.944)	3.031*** (1.109)	0.238 (0.623)	2.029* (1.205)
民主化程度 2：行政机构选举竞争程度	0.229 (0.381)	0.191 (0.356)	0.511 (1.150)	-2.790** (1.312)	0.277 (0.332)	0.666 (1.134)
民主化程度 3：稳定性	-0.720 (0.871)	-0.823 (0.871)	-0.780 (0.900)	-1.121 (0.867)	-0.885 (0.774)	-1.576** (0.650)
常数项	34.170* (18.690)	37.600* (19.530)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	15.650 (18.21)
观测值	248	248	131	134	129	78
国家数	98	98	56	63	62	35
Sargan 检验(p 值)	0.959	0.982	1.000	1.000	1.000	1.000
相关性检验：一阶(p 值)	0.012	0.011	0.053	0.030	0.045	0.029
二阶(p 值)	0.727	0.684	0.370	0.194	0.171	0.289

注：(1)括号中为稳健标准误，*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1；(2)控制了国家固定效应和时间固定效应。

表 6 展示了国家资本密集度为资本收入份额时的情况，结果显示推论 3 依然成立。第(1)列显示，汇率制度灵活性从固定向浮动变动一单位会使人均实际产出增长率显著地下降 0.934 个百分点，国家资本密集度上升一单位（资本要素收入份额增长 1%）会使人均实际产出增长率上升 5.775 个百分点。第(2)列显示，国家资本密集度提升会加剧汇率制度灵活性对人均实际产出增长率的负向影响。第(3)列显示，国家资本密集度提升会加剧汇率制度灵活性对人均实际产出增长率的负向影响，金融发展程度的提升则会降低这种负向影响。结果与表 4 具有一致性。

表 6 汇率制度灵活性和国家资本密集度对人均实际产出增长率的影响
(国家资本密集度为资本要素收入份额)

	(1)	(2)	(3)
汇率制度灵活性 (IRR)	-0.934* (0.529)	-5.398** (2.166)	-8.083*** (2.604)
国家资本密集度 (资本要素收入份额)	5.775*	11.920	6.647

	(3.510)	(7.259)	(7.877)
汇率制度灵活性*国家资本密集度		-5.974** (2.555)	-4.561** (2.309)
金融发展			0.212 (0.722)
汇率制度灵活性*金融发展			0.985*** (0.319)
控制变量:			
期初人均实际产出	3.205* (1.699)	1.505 (1.509)	0.382 (1.592)
通货膨胀	-2.377 (2.465)	-5.309** (2.140)	-4.270*** (1.395)
政府规模	-1.068 (2.446)	-3.417 (2.521)	-2.207 (1.777)
教育水平	-3.880 (2.850)	-4.449 (2.879)	2.292 (1.807)
贸易开放度	4.048 (2.698)	5.296* (2.831)	1.408 (2.400)
民主化程度 1: 立法机构选举竞争程度	-0.167 (0.386)	-0.085 (0.464)	2.225*** (0.703)
民主化程度 2: 行政机构选举竞争程度	0.641* (0.353)	0.663* (0.380)	1.516** (0.628)
民主化程度 3: 稳定性	0.012*** (0.002)	0.005** (0.003)	-1.243** (0.556)
常数项	8.146 (18.950)	53.220*** (19.350)	0 (0)
观测值	515	433	230
国家数	115	115	75
Sargan 检验(p 值)	0.442	0.224	1.000
相关性检验: 一阶(p 值)	0.000	0.003	0.008
二阶(p 值)	0.124	0.686	0.906

注: (1)括号中为稳健标准误, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1; (2)控制了国家固定效应和时间固定效应。

遵照 Aghion 等 (2009) 和 Rodriguez (2017) 的研究, 本文试图探究以上结果是否是极端条件 (比如各国的银行业危机) 导致的结果, 因此, 本文加入银行危机哑变量这一控制变量进行了检验, 如表 7 所示。结果显示, 本文推论 3 在控制银行危机哑变量之后依然成立。

表 7 汇率制度灵活性和国家资本密集度对人均实际产出增长率的影响
(加入各国银行危机控制变量)

	(1)	(2)	(3)
汇率制度灵活性 (IRR)	-1.558	-1.060	-4.990***

	(0.954)	(0.945)	(1.842)
国家资本密集度（显示性竞争优势）	0.051 (0.312)	0.796 (0.682)	0.635* (0.347)
汇率制度灵活性*国家资本密集度		-0.478* (0.289)	-0.369** (0.161)
金融发展			-0.206 (0.961)
汇率制度灵活性*金融发展			1.630*** (0.537)
控制变量：			
银行危机哑变量	-10.680** (4.380)	-10.750** (4.628)	-6.946 (4.732)
期初人均实际产出	0.096 (3.695)	0.731 (3.458)	-1.192 (7.822)
通货膨胀	-0.835 (2.992)	-0.630 (3.119)	-7.386** (3.273)
政府规模	2.601 (5.907)	2.636 (5.931)	-5.962 (4.280)
教育水平	0.504 (3.166)	-0.500 (2.818)	4.922 (3.612)
贸易开放度	-3.556 (3.363)	-2.994 (3.316)	-10.47*** (3.851)
民主化程度 1：立法机构选举竞争程度	0.253 (0.735)	0.176 (0.751)	-1.552 (0.981)
民主化程度 2：行政机构选举竞争程度	-0.400 (0.590)	-0.233 (0.598)	-3.764** (1.522)
民主化程度 3：稳定性	0.198 (1.006)	-0.193 (0.930)	-2.835*** (1.099)
常数项	0 (0)	0 (0)	73.020 (79.150)
观测值	177	182	110
国家数	68	69	44
Sargan 检验(p 值)	1.000	1.000	1.000
相关性检验：一阶(p 值)	0.016	0.023	0.081
二阶(p 值)	0.758	0.858	0.619

注：(1)括号中为稳健标准误，*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1；(2)控制了国家固定效应和时间固定效应。

至此，本文的实证结果支持了理论部分的 3 个推论。前 2 个推论与 Aghion 等（2009）的结果一致。即使本文使用了更全面的衡量金融发展的指标验证了金融发展对于生产率增长的作用，以及金融发展在降低汇率波动对经济增长产生的负面影响方面的作用，结果都显示了金融发展程度越高，汇率制度灵活性对生产率增长的负向影响越小。

第 3 个推论是本文依据基础模型并通过实证得到的。国家资本密集度对一国经济的长期增长具有十分重要的影响。一旦加入了国家资本密集度，本文的研究则表明，国家资本密集度并不能降低，反而会放大汇率制度灵活性对生产率增长的负向影响。因此，随着国家资本密集度的提高，维持稳定的汇率制度对于一国生产率的提升是至关重要的。这与 Aghion 等（2009）认为一国金融发展程度越高，选择弹性汇率制度越好，一国金融发展程度越低，选择固定汇率制度越好的结论并不一致。因为一般的经验事实是，金融越发达，企业筹资更为便利，国家资本密集度越高，而选择弹性汇率制度会通过资本密集度放大汇率波动对产出的负面影响。这就是说，在金融发展能够提高劳动生产率，并降低汇率制度灵活性对生产率的负面影响的同时，也会由

于金融发展本身带来资本密集度的提高而放大汇率制度灵活性对产出的负面影响。因此，汇率制度的选择不但要考虑金融发展程度，也要考虑实体经济中的要素比例。

（三）本文对内生性问题的解释

在本文中内生性问题并不严重，下面从三个方面进行解释。

首先，本文使用的是系统 GMM 模型，该模型的一个重要特点就是可以在解释变量弱外生性的假设前提下控制所有解释变量可能存在的内生性，而 Sargan 检验的结果显示，所有回归方程均不存在过度识别的问题，即所有方程工具变量均有效的原假设无法被拒绝，保证了弱外生性假设的成立。因此，与 Aghion 等（2009）所述一致，本文动态面板的计量模型设定首先就在一定程度上避免了可能存在的内生性问题。为了使结果更加稳健，本文对关键回归方程工具变量的滞后阶数进行了变动，从滞后 3 阶变为滞后 2 阶¹，结果显示，变动工具变量滞后阶数对论文关键结果并无实质影响，进一步保证本文结果不存在遗漏变量偏误（即某遗漏变量与汇率制度灵活性相关，而其可能给下一期的生产率增长带来独立的影响）。

其次，如 Aghion 等（2009）所述，对于交叉项的回归，其内生性本来就比对单一变量进行回归弱。此外，使用汇率制度灵活性指标时删除了自由沉降和双重汇率两类汇率制度，也排除了最可能产生内生性的情况，即同一种制度缺陷原因，同时导致生产率低下和汇率制度安排不完善。

最后，关于汇率制度灵活性与经济增长关系的文献也为本文解决内生性问题提供了帮助。除了 Aghion 等（2009）提到的 Mauro 和 Juhn（2002）、Levy-Yeyati 等（2010）、Djankov 等（2007）、De Vries（1985）、Boughton（2001）、Mussa（1986）等的研究之外，其他相关研究也表明本文汇率制度灵活性与经济增长之间的内生性不是很严重。如 Edwards（1996）使用 probit 模型研究了各国采用更加固定或更加浮动的汇率制度的原因，其研究发现，GDP 增长率越低的国家选择更加固定的汇率制度的可能性更大。如果这一结论成立，则意味着 IRR 与经济增长之间的内生关系是正向的，这就加强了我们的结论。Bordo（2003）回顾了过去 100 多年中发达国家和发展中国家汇率制度变迁的历史，发现长期中汇率制度和经济增长之间没有明显的联系。Ghosh 等（1997）使用 1960—1990 年的数据并没有发现汇率制度和经济增长之间存在联系。

五、简要结论

在 Aghion 等（2009）技术和单一要素投入（劳动力）模型的基础上，本文加入了资本要素和资本密集度来更全面地考察汇率制度灵活性对产出增长的影响。本文采用了更加全面的金融

¹ 限于篇幅不再报告，如有需要，可向作者索取。

发展指标，实证结论依然支持了 Aghion 等（2009）的判断：汇率制度灵活性对一国生产率有显著的负面影响，且金融发展有助于降低汇率制度灵活性对生产率的负面影响。

但当本文从国家资本密集度的视角来审视汇率制度灵活性与经济增长的作用时，本文得出了不同的结论：国家资本密集度并不能降低，反而会放大汇率制度灵活性对产出增长的负向影响。换言之，单从金融发展的视角来看，金融发展能够降低汇率制度灵活性对生产率的负面影响；但加入国家资本密集度后，汇率制度灵活性会通过国家资本密集度来放大对产出的负面影响。而一般的经验事实是，金融越发达，企业筹资越便利，国家资本密集度也越高。这种内在冲突的作用机制表明了，不能仅仅从金融发展的视角去看待汇率制度的选择，也要重视从实体经济的要素结构（国家资本密集度）的视角去审视汇率制度的选择。

总体上，本文在理论和实证两个层面讨论了金融发展的两个维度对汇率制度选择的影响，一是信贷约束的放松，也即金融发展本身的提升，二是由金融发展引致的资本要素密集度的提升；前者会降低汇率制度灵活性对生产率的负面影响，后者则会放大汇率制度灵活性对生产率的负面影响。因此在进行汇率制度选择时要综合考虑两种方向相反的作用机制。需要指出的是，本文在实证中并没有反过来考虑资本密集度、金融发展等因素对汇率制度选择的可能影响，这或许也是未来的一个研究方向。

参考文献

- [1] 顾国达、张正荣、张钱江 (2007):《汇率波动, 出口结构与贸易福利——基于要素流动与世界经济失衡的分析》,《世界经济研究》第 2 期。
- [2] 谷宇、高铁梅 (2007):《人民币汇率波动性对中国进出口影响的分析》,《世界经济》第 10 期。
- [3] 王雅琦、邹静娴 (2017):《本币币值低估、金融发展与经济增长》,《世界经济》第 2 期。
- [4] 张璟、刘晓辉 (2015):《金融结构与固定汇率制度——来自新兴市场的假说和证据》,《世界经济》第 10 期。
- [5] Aghion, P.; Bacchetta, P.; Ranciere, R. and Rogoff, K. "Exchange Rate Volatility and Productivity Growth: The Role of Financial Development." *Journal of Monetary Economics*, 2009, 56 (4), pp.494-513.
- [6] Baxter, M. and Stockman, A. C. "Business Cycles and the Exchange-Rate Regime: Some International Evidence." *Journal of Monetary Economics*, 1989, 23 (3), pp.377-400.
- [7] Beck, T. and Levine, R. "Industry Growth and Capital Allocation: Does Having a Market-or Bank-based System Matter?" *Journal of Financial Economics*, 2002, 64 (2), pp.147-180.
- [8] Beck, T.; Levine, R. and Loayza, N. "Finance and the Sources of Growth." *Journal of Financial Economics*, 2000, 58 (1-2), pp.261-300.
- [9] Bordo, M. D. "Exchange Rate Regime Choice in Historical Perspective." National Bureau of Economic Research working paper No.w9654, 2003.
- [10] Boughton, M. J. M. "Silent Revolution: The International Monetary Fund, 1979-1989." International Monetary Fund, 2001.
- [11] De Vries, M. G. "The International Monetary Fund, 1972-1978: Cooperation on Trial." International Monetary Fund, 1985.
- [12] Djankov, S.; McLiesh, C. and Shleifer, A. "Private Credit in 129 Countries." *Journal of Financial Economics*, 2007, 84 (2), pp.299-329.
- [13] Edwards, S. "The Determinants of the Choice between Fixed and Flexible Exchange-Rate Regimes." National Bureau of Economic Research working paper No.w5756, 1996.
- [14] Feenstra, R. C.; Inklaar, R. and Timmer, M. P. "The Next Generation of the Penn World Table." *American Economic Review*, 2015, 105 (10) pp.3150-82.
- [15] Flood, R. P. and Rose, A. K. "Fixing Exchange Rates: A Virtual Quest for Fundamentals." *Journal of Monetary Economics*, 1995, 36 (1), pp.3-37.
- [16] Ghosh, A. R.; Gulde, A. M.; Ostry, J. D. and Wolf, H. C. "Does the Nominal Exchange Rate Regime Matter?" National Bureau of Economic Research working paper No.w5874, 1997.
- [17] Helpman, E. "An Exploration in the Theory of Exchange-Rate Regimes." *Journal of Political Economy*, 1981, 89 (5), pp.865-890.
- [18] Hossain, M. "Institutional Development and the Choice of Exchange Rate Regime: A Cross-Country Analysis." *Journal of the Japanese and International Economies*, 2009, 23 (1), pp.56-70.
- [19] Ilzetzi, E.; Reinhart, C. M. and Rogoff, K. S. "Exchange Arrangements Entering the 21st Century: Which Anchor Will Hold?" National Bureau of Economic Research working paper No.W23134, 2017.
- [20] Jin, K. "Industrial Structure and Capital Flows." *American Economic Review*, 2012, 102 (5), pp.2111-46.

- [21] King, R. G. and Levine, R. "Finance and Growth: Schumpeter might be Right." *The Quarterly Journal of Economics*, 1993a, 108 (3), pp.717-737.
- [22] King, R. G. and Levine, R. "Finance, Entrepreneurship and Growth." *Journal of Monetary Economics*, 1993b, 32 (3), pp.513-542.
- [23] Levine, R. "Bank-based or Market-based Financial Systems: Which Is Better?" *Journal of Financial Intermediation*, 2002, 11 (4), pp.398-428.
- [24] Levine, R. and Zervos, S. "Stock Market Development and Long-run Growth." *The World Bank Economic Review*, 1996, 10 (2), pp.323-339.
- [25] Levy-Yeyati, E. and Sturzenegger, F. "Classifying Exchange Rate Regimes: Deeds vs. Words." *European Economic Review*, 2005, 49 (6), pp.1603-1635.
- [26] Levy-Yeyati, E.; Sturzenegger, F. and Reggio, I. "On the Endogeneity of Exchange Rate Regimes." *European Economic Review*, 2010, 54 (5), pp.659-677.
- [27] Mao, R. and Yao, Y. "Fixed Exchange Rate Regimes, Real Undervaluation, and Economic Growth." *Journal of International Commerce, Economics and Policy*, 2016, 7 (02), pp.1-35.
- [28] Mao, R.; Yao, Y. and Zou, J. X. "Fixed Exchange Rate Regimes, Real Undervaluation, and Economic Growth." *China Economic Review*, 2019, 56 (6) .
- [29] Mauro, M. P. and Juhn, M. G. "Long-run Determinants of Exchange Rate Regimes: A Simple Sensitivity Analysis." International Monetary Fund working paper No.2-104, 2002.
- [30] Mussa, M. "Nominal Exchange Rate Regimes and the Behavior of Real Exchange Rates: Evidence and Implications." In *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* (1986, 25, pp.117-214) .North-Holland.
- [31] Pino, G.; Tas, D. and Sharma, S. C. "An Investigation of the Effects of Exchange Rate Volatility on Exports in East Asia." *Applied Economics*, 2016, 48(26), pp.2397-2411.
- [32] Rodriguez, C. M. "The Growth Effects of Financial Openness and Exchange Rates." *International Review of Economics & Finance*, 2017, 48, pp.492-512.
- [33] Romalis, J. "Factor Proportions and the Structure of Commodity Trade." *American Economic Review*, 2004, 94 (1), pp.67-97.
- [34] Slavtcheva, D. "Financial Development, Exchange Rate Regimes and Productivity Growth: Theory and Evidence." *Journal of Macroeconomics*, 2015, 44, pp.109-123.
- [35] Soleymani, A.; Chua, S. Y. and Hamat, A. F. C. "Exchange Rate Volatility and ASEAN-4's Trade Flows: Is There a Third Country Effect?" *International Economics and Economic Policy*, 2017, 14 (1), pp.91-117.
- [36] Svirydzenka, K. "Introducing a New Broad-based Index of Financial Development." International Monetary Fund, 2016.
- [37] Vieira, F. V. and MacDonald, R. "Exchange Rate Volatility and Exports: A Panel Data Analysis." *Journal of Economic Studies*, 2016, 43 (2), 203-221.
- [38] World Bank. "Global Financial Development Report 2017/2018: Bankers Without Borders." World Bank Group, 2017.

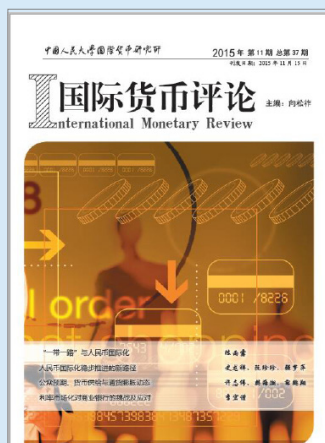
Re-examination of the Impact of Exchange Rate Regime Flexibility on Productivity Growth

Wang Jinbin、Liu Lu、Zou Jingxian

Abstract: Aghion et al. (2009) suggested that a more flexible exchange rate regime will have a negative impact on a country's labor productivity, while such negative effect can be alleviated by financial development. Based on their work, this paper extends Aghion et al. (2009) from two perspectives, that one is to introduce capital and factor intensity into their one-factor model, and the other is to expand the scope of financial development. In this paper, financial development is no longer restricted to the relaxation of borrowing constraint at firm level, but extended to the increase of capital intensity at country level. Our empirical results found that on the one hand, financial development can alleviate the negative impacts of exchange rate flexibility on productivity when financial development is viewed as the relaxation of firm's borrowing constraint. However, on the other hand, the financial development related to the capital deepening at macro level will magnify such negative impact. These results indicate that financial development may have multiple dimensions, and different interpretation of financial development may lead to different impacts of exchange rate regimes.

Key words: exchange rate regime flexibility; productivity growth; capital intensity.

征稿启事



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

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

作品要求:

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

投稿方式:

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

邮寄地址:

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

《国际货币评论》编辑部



元素征信 专业的信用大数据服务商

北京|上海|深圳|辽宁|陕西|云南|山西|天津|河北|湖北
山东|广西|贵州|南京

地址：北京市海淀区北坞村路23号创新园北区5号楼
电话：010-82602070