

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编: 张 杰

违约潮来袭, 中国会出现债务危机吗

李若谷

双轮驱动下中国经济增长的共同趋势与相依周期

欧阳志刚、彭方平

宏观经济不确定性与出口: 贸易中介是缓冲器还是推动器?

刘 慧、蔡建红

央行沟通、适应性学习和货币政策有效性

郭豫娟、周 璇

金融发展下资本账户开放对货币国际化的影响

徐国祥、蔡文靖

顾问委员会：（按姓氏拼音排序）

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

编委会主任：张 杰

编委会委员：（按姓氏拼音排序）

贡圣林	曹 彤	陈卫东	丁剑平 丁志杰	鄂志寰
郭庆旺	焦瑾璞	Rainer Klump	IL HOUNG Lee 刘 珺	陆 磊
David Marsh	Herbert Poenisch	瞿 强	Alfred Schipke 涂永红	曾颂华
张晓朴	张之骧	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：叶子瑞
美术编辑：张耘峤

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

违约潮来袭，中国会出现债务危机吗 —— 李若谷 01

双轮驱动下中国经济增长的共同趋势与相依周期 —— 欧阳志刚、彭方平 12

宏观经济不确定性与出口：

贸易中介是缓冲器还是推动器？ —— 刘 慧、綦建红 37

基于拓展泰勒规则汇率模型的人民币汇率动态决定：

理论分析与经验研究 —— 江春、司登奎、李小林 60

人民币实际有效汇率变动对中国制造业企业绩效的影响

—— 来自制造业微观层面的证据 —— 沈筠彬、伏玉林、丁锐 82

央行沟通、适应性学习和货币政策有效性 —— 郭豫媚、周璇 103

金融发展下资本账户开放对货币国际化的影响 —— 徐国祥、蔡文靖 126

【卷首】

违约潮来袭，中国会出现债务危机吗

李若谷¹

【编者按】最近两年，国内外均有不少机构或学者提出中国的债务问题，认为中国的影子银行、地方政府债务等问题十分严重，将会引发债务危机甚或金融危机。这已经成为部分人士“唱空”中国的重要依据。为了解和清楚这些判断和预测是否有根据和道理，我考察了中国的债务水平、特点及其历史变动和国际比较情况，提出对我国当前债务问题的判断。

一、西方诟病中国债务问题的有关说法综述

近年来，众多国际机构、投资银行、评级机构、媒体、知名投资人及经济学家等发表了对中国债务问题的看法。

麦肯锡在 2015 年的报告中，较为全面地比较了世界主要国家的杠杆率水平，显示中国全社会杠杆率由 2007 年的 158% 上升至 2014 年的 282%，累计上升 124 个百分点，增长速度明显快于样本中的多数发达国家和各主要发展中国家。此后，其他知名机构陆续发布对中国债务水平的估计值，均介于 230% 到 350% 之间（表 1），并对此表达担忧。

表 1 部分机构对中国债务水平的估计值（%）

机构	全社会杠杆率	公布年份
麦格理（Macquarie）	350	2016
国际金融协会（IIF）	304	2017
麦肯锡（McKinsey）	282	2015
威格拉姆（Wigram）	280	2015
瑞银（UBS）	277	2017
高盛（Goldman Sachs）	270	2016
国际清算银行（BIS）	249	2017
经济学人（The Economist）	240	2015
金融时报（Financial Times）	237	2016

数据来源：Mckinsey Global Institute, BIS, EIU, Visual Capital, 新闻报道，中国进出口银行战略规划部整理计算

摩根士丹利全球首席策略师 Ruchir Sharma 研究了过去 50 年全球最严重的 30 个债务狂潮，它们的共同特征是私人部门债务与 GDP 比值在 5 年内增幅超过 40 个百分点，且都出现

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；

了严重的经济下滑。其中中国的债务狂潮是战后新兴市场国家中最大的，或许难以成为例外。高盛在报告中指出，历史表明，每一个债务快速增长的大国都将经历金融危机或 GDP 增速持续放缓，这意味着中国将面临同样的命运。著名投资人乔治·索罗斯（George Soros）认为，中国经济由债务推动的状况就像是 2007 年至 2008 年债台高筑的美国，经济增长在一定程度上由巨量信贷扩张支撑。对中国持有看空情绪的知名投资人还包括杰弗里·冈拉克（Jeffrey Gundlach）、大卫·泰珀（David Tepper）、比尔·阿克曼（Bill Ackman）等。《金融时报》首席经济评论员马丁·沃尔夫（Martin Wolf）表示，中国的债务激增并没有带来趋势增长率的上升，反而是下降，债务问题存在高风险，一方面债务大幅增加会掩盖短期风险，但长期可能导致恐慌；另一方面，一旦银行出现问题，将危及整个金融系统。

针对中国债务问题爆发的潜在风险点，外界主要聚焦于以下几个方面：

第一，中国政府债务风险可能上升。2017 年 5 月，评级机构穆迪将中国主权信用评级由 Aa3 调降为 A1，认为未来几年中国经济将出现减速，政府财政实力将会有所削弱，政府直接债务负担占 GDP 比重会继续上升。此外，标准普尔对中国主权信用评级展望为负面，认为中国将继续依赖信贷增长、政府通过债务融资进行公共投资以维持经济增速，使未来 2-3 年政府表外借贷仍将持续。为此标普可能在今年或明年调降中国主权信用评级。瑞银认为地方政府债务仍属可控，但需密切关注其上升速度，更加隐蔽的准财政支出的迅速增加是地方政府债务负担的隐患。

第二，企业债务问题凸显。麦肯锡测算结果显示，非金融企业部门杠杆率高达 125%，其过去几年的上升幅度是各经济部门中最大的。国际清算银行（BIS）数据表明，2016 年末中国企业部门杠杆率为 166.3%，比发达国家和新兴市场经济体平均值分别高 77 个和 64 个百分点。国际金融协会（IIF）估算中国企业债务占 GDP 比重为 175%，居全球首位。汤森路透给出的中国企业部门杠杆率为 160%，是美国该比率的两倍，并在过去五年出现严重恶化。部分机构还认为中国公司债市场面临更多违约风险。标准普尔预计，到 2019 年，中国的公司债规模将占到全球公司债总额的 40%。彭博称，在中国被评为顶级评级的信用债，却和其他国家的高风险垃圾债具有相似的特征，约 57% 的中国 AAA 级债券发行人可能存在违约风险。美银美林分析师认为，相比股市，管理债市可能是更危险的事，因为债市规模更大，道德风险将成为重大问题。

第三，国际机构认为中国银行业不良贷款问题被低估。截至 2017 年 6 月末，银监会公布的不良贷款率为 1.74%，远低于部分国外机构的估计值。其中，麦肯锡估计的不良贷款

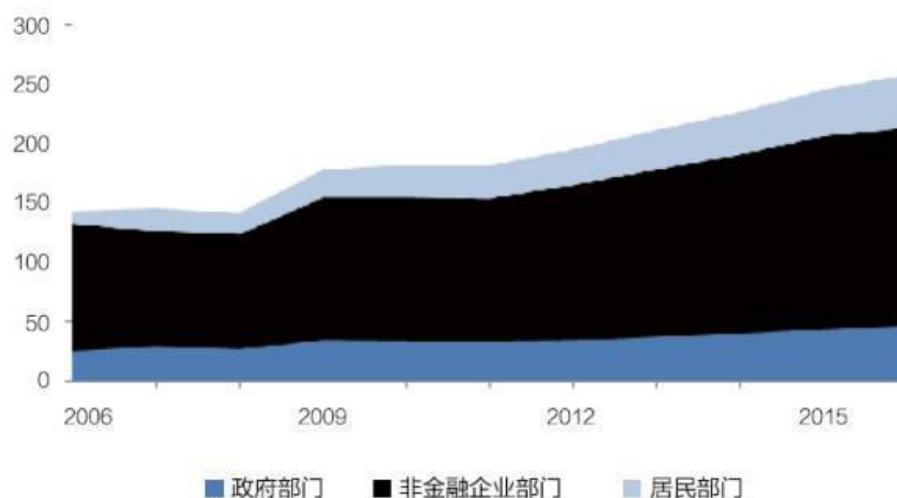
率为 7%左右，并指出如果没有相应遏制措施，2019 年不良资产率可能升至 15%，并会引发银行资本金的严重损耗，届时需要高达 8.2 万亿元人民币进行弥补；IMF 估算，中国银行业中，企业贷款的潜在损失相当于 GDP 的 7%左右（据此估算的企业贷款不良率约为 9.3%）；里昂证券、见地研究对中国不良贷款率的估计值更是分别高达 15%-19%和 20%-21%。

第四，金融杠杆率升高和影子信贷问题。由于同业存单快速增长、央行采用公开市场操作投放货币等原因，2016 年我国金融部门杠杆率升至 126%，这也成为外界关注的风险点。瑞穗证券认为，中国近年来商业银行表外业务的快速发展，降低了银行资本监管的有效性，同时降低资金使用效率，推高实体经济资金成本，并增加了资金期限错配的流动性风险。瑞银指出，一方面对影子信贷的有效监管较少，另一方面影子信贷增加了多层中介，这都增加了融资的风险和成本；政府将无法及时发现金融隐患，也无法应对金融风险 and 避免系统性危机。

二、中国债务水平的变动及国际比较

金融危机以来，在大规模的经济刺激下，我国经济杠杆率水平显著上升。我们以国际清算银行（BIS）的数据为准进行比较。其数据显示，我国全社会非金融部门杠杆率由 2008 年的 141%上升至 2016 年的 257%，累计上升 116 个百分点（图 1）。其中，2016 年政府部门、非金融企业部门、居民部门杠杆率分别达到 46%、166%和 44%，均较 2008 年大幅上升，其中非金融企业部门在全社会债务总额中占据多数。

图 1 2006-2016 年中国各部门杠杆率 (%)



数据来源：BIS

与世界主要国家相比，2016 年我国 257% 的全社会杠杆率水平仍低于多数发达国家，但明显高于新兴市场和发展中国家（表 2）。与 2008 年相比，我国全社会杠杆率上升了 116 个百分点，高于样本中的绝大多数发达国家和各主要发展中国家。

表 2 2016 年世界主要国家非金融部门杠杆率对比 (%)

国家	全社会	上升幅度	政府	非金融企业	居民
日本	371	55	213	96	63
葡萄牙	324	38	138	113	73
希腊	299	77	175	63	60
加拿大	298	70	80	117	101
法国	297	68	111	129	57
英国	280	37	117	76	88
西班牙	278	28	112	102	64
意大利	269	43	151	76	41
中国	257	116	46	166	44
美国	253	13	101	73	80
澳大利亚	244	44	39	81	123
韩国	233	34	40	100	93
德国	182	-3	75	53	53
巴西	144	25	77	44	23
南非	127	20	55	38	35
印度	125	-4	68	47	10
俄罗斯	84	21	16	52	16
墨西哥	82	27	38	27	16
印度尼西亚	68	10	28	23	17

数据来源：BIS

注：上升幅度指与 2008 年相比，全社会杠杆率水平上升的百分点数。

债务结构的主要特点，一是非金融企业部门杠杆率相对较高，由 2008 年的 96% 快速上升至 2016 年的 166%，无论绝对数值还是增幅，均高于各主要发展中国家和绝大多数发达国家，成为国外舆论关注的焦点。

二是政府部门杠杆率整体不高，由 2008 年的 27% 上升至 2016 年的 46%，与主要发展中国家水平相当，且低于多数发达国家。但地方政府债务占比较高，此前社科院报告显示，地方政府债务是中央政府债务的近三倍，特别是地方政府隐性债务缺乏透明性，成为最大风险点。

三是居民部门杠杆率仍处于相对合理水平，由 2008 年的 18% 升至 2016 年的 44%，虽然上升速度较快，但其绝对水平低于绝大多数样本发达国家，略高于各主要发展中国家。

三、中国债务状况的主要特点与风险评估

总体而言，当前我国全社会债务水平处于相对合理的范围，尽管近年来债务增速较快，非金融企业杠杆率高，但其本质与国外情况差别很大。

一是非金融企业杠杆率高主要源于政府对国有企业的隐性担保。我国非金融企业负债情况，以国有企业负债为主，2016 年国企杠杆率已上升到 117%。由于国企资本金长期得不到补充，自有资金少，资本市场发展慢，企业很难通过资本市场获得资金，所以一直依靠负债发展。再加上国企管理还有不少问题，企业税费负担较重，没有能力自我补充资本金。2003 年至 2015 年，全国国有企业资产总额从 20.0 万亿元扩大到 140.7 万亿元，而实收资本仅从 4.5 万亿元上升到 11.2 万亿元，因为国家虽没有为国企补充资本金，但却提供了隐性担保。

二是间接融资为主的社会融资体系推高杠杆率。目前我国资本市场仍不发达，社会融资结构中，间接融资和债务性融资比重高，而股权融资占比相对较低。我国 2016 年新增社会融资中，贷款类融资占比为 72.8%，债务性融资比重接近九成，非金融企业境内股票融资仅占 7.0%（表 3），而美国、日本等主要发达国家企业融资以股权融资为主，债务性融资占比均不及三分之一。截至 2016 年底，美国、欧元区和日本的社会总融资存量[3]分别是 GDP 的 425%、370% 和 406%，而我国这一数值仅为 278%；但由于股权融资不计入负债，这样在融资规模一定的情况下，我国的借贷主体需要承担相对更多的债务，进而推升全社会杠杆率水平。此外，我国股权融资需要较长的融资周期，国内上市公司通过增发方式融资大概需要一年半左右，容易错过优质的投资项目，而借款要快得多。这也是我国企业海

外收购多用借贷融资的主要原因。如果把这条路堵死，或经过更多审查手续，将不利于企业抓住机会实现跨越式发展，需要慎重。

表 3 2016 年我国社会融资结构（%）

	贷款类融资	企业债券融资	非金融企业 境内股票融资	其他
年末存量	84.1	11.5	3.7	0.7
当年新增	72.8	16.9	7.0	3.4

数据来源: Wind, 中国进出口银行战略规划部整理计算

注: 贷款类融资包括人民币贷款、外币贷款、委托贷款、信托贷款、未贴现银行承兑汇票

三是债务主要投向生产性领域和基础设施建设，而非福利支出。仅凭债务水平一个指标，不能完全反映经济的健康程度，还要考察支出方式和资产构成。我国政府债务占 GDP 比重远低于发达国家，且财政支出中医疗、社保等福利支出比重远低于发达国家，政府支出以生产型为主，私人部门负债也大量投向生产性资产，对经济能够产生促进作用，这种债务有可持续性，经济承受能力相对较强。据全国人大常委会预算工作委员会调研组数据，截至 2014 年年末，全国地方政府债务余额 15.4 万亿元，其中只有 2.9 万亿元用于民生领域，约占 19%，而发达国家的社会福利性支出占据政府财政支出的比重明显高于我国。以 2016 至 2017 财年为例，美国、英国、日本政府财政支出预算中，社会保障和医疗保障支出的占比分别为 47.6%、49.9%和 33.1%。基础设施投资不仅在短期提升总需求，而且是经济发展的必要基础。2016 年，我国基础设施建设投资额为 16.2 万亿元，占 GDP 比重高达 20.4%。

四是储蓄率高且以内债为主。评估一国的债务情况，除了看总杠杆率水平，还要考察其债务结构。日本虽然全社会债务水平较高，但由于具有高储蓄和低外债特征，债务持有人以国内银行和居民为主，故并未发生过严重的债务危机。2016 年我国全社会杠杆率为 257%，远低于日本的 371%，与韩国大体相当；我国储蓄率高达 45.8%，远高于日本和韩国；从外债余额占 GDP 比重、内债占全部债务比重这两项指标看，我国外债水平也明显低于日、韩两国（表 4）。而塞浦路斯、希腊等近年爆发债务危机的国家，都同时具有储蓄率低、外债水平高的特征。

图 4 部分典型国家储蓄率和外债水平 (%)

	贷款类融资	外债余额占 GDP 比重	内债占全部债务比重
中国	45.8	13.2	94.9
日本	27.2	59.3	84.0
韩国	36.2	30.1	86.7
塞浦路斯	13.1	508.8	
希腊	9.8	218.8	27.1
意大利	19.8	114.5	58.2
葡萄牙	15.7	215.5	38.3
西班牙	22.4	152.1	49.0

数据来源：IMF, World Bank, BIS, Bloomberg, Wind, 中国进出口银行战略规划部整理计算

注：各国储蓄率和中国内外债水平为 2016 年，其余为 2014 年。内债占 GDP 比重使用 BIS 全社会刚来数据及 World Bank 的外债和 GDP 数据计算

五是银行业经营稳健，且影子信贷风险可控。据银监会数据，截至 2017 年 6 月末，我国商业银行不良贷款余额 16358 亿元，不良贷款率 1.74%。如果按国外机构估计的不良贷款率极端值 20% 计算，不良贷款额为 18.8 万亿元。尽管中国经济增速略有放缓，但仍处于世界前列，银行业资产大幅恶化的可能性很小。随着经济发展，部分不良资产有望转化为正常资产。从 2000 年前后我国大规模不良贷款处置的情况看，不良贷款回收率在 30% 左右，[1]国外一些研究调查出的回收率水平往往更高。[2]如果按照 30% 的回收率计算，最后真正形成的不良资产极端值为 13.2 万亿元。而我国银行业监管不断改进，商业银行的审慎经营已成惯例，已具有较强的抗风险能力。截至 2017 年 6 月末，我国商业银行资本净额为 15.5 万亿元，贷款损失准备金为 2.9 万亿元，两项总和超过 18 万亿元，可以完全抵御国外机构所宣扬的极端情况。

在影子信贷方面，中国影子银行的资金大多从银行吸收过来，虽然通过通道业务输送给非银行金融机构，但最终投向仍以实体经济为主，其风险大体可控。这其中的确存在一些问题，客观上增加了实体经济的负担，但由于中国经济体制具有优势，且银行经营审慎，影子银行不会出现大的风险。如果发生局部问题，也往往通过重组或由银行承担等方式予以解决。从规模上看，2015 年中国影子银行规模约为 8 万亿美元，占 GDP 比重的 75%，而

美国和英国影子银行规模占 GDP 比重分别高达 143%和 290%。影子银行问题并没有西方说的那么严重。

四、西方炒作中国债务问题的实质

国际三大评级机构，均通过综合评估政府偿还债务的能力和意愿，展示主权国家的信用状况，并将多个评级因素对评级对象信用质量的影响浓缩到评级符号中。评级不仅仅是对当前状况的判断，也包含了对未来的预见。以穆迪的评级方法为例，其将信用评级影响因素划归为四大类：经济实力、制度实力、财政实力以及对事件风险的敏感性。

从主权债务风险的角度看，我国经济、制度、财政实力均处于良好水平，对风险事件的耐受力也较强，特别是政府负债率，中国在全球前十大经济体中是最低的，在大型发展中国家中也处于相对合理水平（表 5），当前我国政府债务风险并不算高，且 2017 年 3 月末我国对外金融净资产高达 17319 亿美元，爆发债务危机的可能性不大。

然而，部分国际评级机构对中国的主权信用评级往往过于悲观。以穆迪为例，2017 年 5 月将中国主权信用评级下调为 A1 级，与政府负担沉重、经济增长迟缓的日本处于同一水平，但日本的主权评级却维持不变，且评级展望继续维持稳定。从实际情况看，2016 年中、日两国政府负债率分别为 46%和 239%，非金融部门杠杆率分别为 257%和 371%，GDP 增速分别为 6.7%和 1.0%。显然中国的债务状况明显优于日本，穆迪下调对中国的评级缺乏依据。

表 5 2016 年部分国家政府负债率对比（%）

全球前十大经济体		部分大型发展中国家	
国家	负债率	国家	负债率
美国	107	俄罗斯	17
中国	46	墨西哥	58
日本	239	印度尼西亚	28
德国	68	土耳其	29
英国	89	沙特	12
法国	97	阿根廷	51
印度	70	波兰	54
意大利	133	泰国	42
巴西	78	尼日利亚	19
加拿大	92	伊朗	35

数据来源：IMF

注：负债率指政府债务总额占 GDP 比重，部分国家数据为 IMF 估计值

穆迪下调中国主权债务评级的依据是存在问题的。穆迪指出，未来 5 年中国潜在经济增速可能下滑至接近 5%，财政实力将有所削弱，政府直接债务负担占 GDP 比重将继续上升；地方政府融资平台、国企等债务水平持续增长，将增加政府或有债务。事实上，我国政府债务规模一直保持合理增长，经济增速也有望高于穆迪假设的 5%。由此判断，中国政府的债务风险指标与 2016 年相比不会发生大的变化。过去四十年，除了广国投之外，中国未发生过大的政府和国企债务的违约事件，所以穆迪对中国政府或有债务的判断与担忧也完全没有依据。

当前，西方炒作中国债务问题的实质，在于误导和动摇我坚持发展的决心，使我们不敢进行投资。对西方炒作我产能过剩问题，我们要认真分析。例如钢铁产能问题，在坚决消灭落后产能的同时，必须制订政策扩大钢结构建筑，增加使用量，保持与发展先进产能。应看到钢铁、水泥、玻璃等产业是“一带一路”沿线国家十分需要的，国家应制订有利于企业将其产能转移的政策，要堵疏相结合。总之我们必须有自己的判断，坚持正确的道路。否则将丧失对未来发展的掌控权。

五、有关建议

现代中国在争取民族解放和国家富强的道路上百年奋斗的经验告诉我们，没有哪个西方国家希望中国发展强大起来。他们何时真心诚意帮助我们出谋划策，助我强盛过？他们是能封锁就封锁，封锁不了就怂恿、联合盟国或与我有分歧的国家对我遏制。在经济上，他们总是耸人听闻地夸大问题。例如上世纪八、九十年代他们几乎异口同声地宣布中国的银行已技术性破产，而在我们实行银行改革时，这些国家的金融机构争先恐后地要作为“战略投资者”成为中国各银行的股东。遗憾的是这个“战略合作”只维持了十年左右，结果一个个赚得钵满盆盈，背后偷笑。生意场上欺骗对手是常态，关键是对手必须清醒，要透过现象看本质，不受其骗，这是我们能否获得成功的关键。过去西方曾不止一次预测过中国经济要垮，但一次也没有实现，我们也从没有相信过这些“预测”。今天我们也没有理由相信西方有关中国债务问题的判断。

上述分析表明，虽然近年来我国企业杠杆率水平上升较快，地方政府的债务也在增加，但我国债务问题并未像一些国际舆论所宣扬的那样严重。因为我国债务的 95%均为内债，且我国储蓄率高，因而不会爆发不可控的债务危机。

现在是西方处于经济发展方向混乱的时期，也正是我们加快发展的时期，是前 40 年改革开放、科技、工业积累的爆发时期。我们不能放过这个机会，必须加快发展。尤其不能被西方的误导所欺骗。中国目前主要的问题是市场化的管理体制、金融体制与已经基本市场化的经济之间的矛盾制约我们的发展。在政府具有有效的调控能力的情况下，不存在不可控的危机。既要促进发展，又要控制风险，但发展还是第一位的。我们要辩证看待经济发展过程中的高杠杆率问题，在不轻信西方误导的同时，也要加快推进各项改革，积极化解潜在债务风险。

一是必须要加快资本市场改革，提高直接融资的比重。我国较低的股权融资比重，是企业杠杆率高的重要原因。应加快资本市场的发展，在健全完善资本市场监管体系的基础上，尽快推进股票发行注册制改革和市场间转板、退出机制改革。

二是对国有企业注资，不再提供隐性担保。资本金不足已成为限制国企发展和推高其负债的重要原因。通过债转股降低企业杠杆率也是一种办法，不过要综合考虑银行作为上市公司的利益及其股东的利益。从根本上，还是要尽快针对国有企业建立常态化的资本金补充机制。建议中央与地方政府可以用发债的办法补充国企资本金，适当增加政府负债，降低企业负债。资金来源可考虑由财政部和地方政府发行特别国债和地方债，由人民银行认购。企业可使用注入的资本金偿付一部分银行贷款，从而抵消央行购买国债时的货币增发量。过去在解决地方一些金融风险时，也采取过地方政府向央行借再贷款的办法。这些借款可以用 30-40 年分期偿还的办法解决。在企业可以比较便捷地获得股权融资前，国有企业的资本金补充必须制度化，政府不再对其提供隐性担保。此外，对技术可行、订单充足，但面临流动性困难的国有企业，还可通过政策性银行发放中长期资本金贷款。

三是要抓住时机发展，加大投资力度补短板。我国正处在发展的重要战略机遇期，要在关键领域和薄弱环节着力补齐短板，加大投资力度。投资要投向制造业、投入研发，关键是选准领域和对象，这方面应放手让市场、企业去决定。

四是要加快各项改革。一是要加快国有企业改革，以改革体制机制为重点。对国企、民企要同等对待，使企业真正成为市场主体。在健全法制的基础上，放活对企业的管理，对一些管理人的不法行为，违法、违规者必究，列入黑名单，阻其发展前途，逐步建立起社会信用和信誉体系。加强管理、反对腐败，弘扬正气。二是推进税制改革，采取宽税基、低税率的政策，切实降低企业税费负担。三是要改革以巴塞尔Ⅲ监管标准为基础的银行监管规定，因为该标准是以西方情况为基础制订的，与发展中国家的经济发展实际不相符，

阻碍我国生产力的发展。我们要在借鉴的原则下制订符合我国经济发展需要的防控风险的监管规定。

双轮驱动下中国经济增长的共同趋势与相依周期

欧阳志刚¹ 彭方平²

【摘要】本文在供给侧和需求侧的双轮驱动下分解经济增长的共同趋势和相依周期，并在共同趋势和相依周期的约束下揭示供给侧和需求侧驱动力的相互影响。研究发现：①供给侧和需求侧的驱动力不仅各自推动经济增长，它们还相互作用，形成合力共同推动经济增长的长期趋势和短期周期。在供给侧和需求侧的驱动下，新常态时期经济增长的长期趋势和短期周期都处于下行阶段。②新常态下，需求侧支撑的趋势增长率低于供给侧推动的趋势增长率，但供给侧驱动力减弱的幅度大于需求侧驱动力的减弱幅度，因此，当前经济增速趋势下行过程中的供给侧因素更为重要。③整体而言，需求侧驱动力和供给侧驱动力存在正向的相互影响，但供给侧的人力资本积累不利于三大需求的增加，需求侧的投资增加不会显著带来供给侧的制度变迁、产业升级和人力资本积累的持续上升。稳定经济增长的宏观调控政策要以供给侧为主兼顾需求侧的双轮发力，同时还要特别关注供给侧和需求侧的相互影响。

【关键词】经济增长；供给侧；需求侧；共同趋势；相依周期；

一、引言

新常态以来，中国政府尝试转换经济增长的动力机制，提出了以经济结构调整为核心的供给侧结构性改革，经济政策的发力点也从需求侧转向供给侧，从而让“三驾马车”的驱动模式切换到供给侧和需求侧联合推动的双轮驱动模式。供给侧结构性改革的本质是通过经济增长主要驱动力的结构转换而提高全要素生产率和有效供给能力，着眼于解决经济增长的长期问题。推进供给侧结构性改革并不意味着放弃需求管理，需求管理通过适度扩大总需求，使经济保持在合理区间，为供给侧结构性改革营造良好的宏观环境。这就意味着，需求侧和供给侧是经济增长的两个方面，它们相互影响、相互作用，共同推动经济增长。正如习近平总书记所指出，“放弃需求侧谈供给侧或放弃供给侧谈需求侧都是片面的，二者不是非此即彼、一去一存的替代关系，而是要相互配合、协调推进。”这就表明，研究新常态

¹ 欧阳志刚，中南财经政法大学金融学院教授；

² 彭方平，中山大学管理学院教授；

态下的中国经济增长必须充分考虑供给侧与需求侧的相互配合和协调推进, 仅仅顾及其中任何一个方面都是片面的。本文将兼顾需求侧和供给侧的影响, 在供给侧和需求侧的双轮驱动下研究经济增长的共同趋势和相依周期, 进而在存在共同趋势和相依周期的约束下, 揭示供给侧和需求侧驱动力的相互影响及其对经济增长的动态效应。可以看出, 本文的研究对于新常态下大力推进的供给侧和需求侧改革, 保持经济的平稳均衡增长具有显著的理论和实践意义。

面对 2010 年后中国经济增长速度的连续下滑, 经济学家对近期中国的趋势增长率展开了广泛的实证研究, 这些研究一般是在国际文献中有关经济增长的趋势与周期分解方法的基础上展开。从现有文献看, 趋势与周期的分解方法主要包括两类: 生产函数分解法和统计分解方法(Osman,2011;Andrei & Paun, 2014; Dorin & Lazar, 2014)。生产函数法是基于经济增长理论和潜在产出的概念, 将非工资引致失业率情形下的产出计算为潜在产出, 并把潜在产出作为经济增长的长期趋势成分。它具有两个明显的优点: 首先, 具有坚实的理论基础, 能够对估计的长期趋势提供充分的经济学解释; 其次, 生产函数法能够识别影响趋势产出的投入要素, 并计算各种投入要素对趋势产出的贡献。生产函数法也具有一定的缺陷: 首先, 生产函数形式必须预先确定, 而生产函数形式是由经济中的技术水平决定, 在经济理论和实践中它是未知的。其次, 使用生产函数法估算潜在产出必须预先计算投入要素的潜在值或均衡值, 而潜在值或均衡值的估计方法众多且不同方法估计的结果差异较大(Canova,1998)。统计分解方法包含了多种方法, 其基本特征是以数据说话的方式对数据进行分解。可以将其分成两大类: 第一类是以确定性趋势作为经济增长的长期趋势估计; 第二类是将确定性趋势和随机趋势作为经济增长的长期趋势估计。第一类主要包括时间趋势法、HP 滤波法等。第二类方法是以现代计量经济学发展起来的单位根理论为基础, 包括 Beveridge & Nelson (1981)提出的 BN 方法及其后续发展、不可观测成分法等。统计分解方法的共同缺陷就是缺少经济理论的支持, 因而在经济解释上略显不足(Lemoine,et al.,2010)。为给统计分解方法一个合理的经济学解释, 根据实际经济周期理论, 如果技术进步是以不变的速度增长, 当经济处于平衡增长路径时, 产出、消费和投资的增长率均等于技术进步增长率。这就意味着产出、消费和投资存在共同的确定性趋势。由于技术进步是带漂移的随机游走过程(King et al.,1988), 这种情形下, 均衡增长路径时的产出、消费和投资存在共同的确定性趋势和随机趋势。从计量经济学的角度看, 这就意味着这些变量存在协整关系。基于这一思想, King et al.(1991)提出一种对模型中变量施加协整约束的分解方法(简称

KPSW), 他们使用该方法分解了实际 GDP、消费、投资等宏观变量的共同趋势。KPSW 方法因其较好的经济含义和统计意义而被研究者接受(Centoni et al.,2007; Lettau & Ludvigson,2013)。Hecq et al. (2000) 提出的共同趋势和相依周期分解法是 KPSW 的一个发展, 它不仅在 KPSW 的基础上考虑了模型中变量之间的长期共同趋势, 而且还考虑了模型中变量之间短期周期成分的相依性。

国内学者借鉴了国际文献中的生产函数法和统计分解方法, 从供给侧或需求侧对新常态以来的趋势经济增长率展开了系统研究。在需求侧的研究中, 杨子荣等(2015)构建空间杜宾模型, 研究发现不同地区的主要驱动力有所不同, 固定资产投资、政府财政支出和出口仍是中国经济增长的重要动力来源。王少平和杨洋(2017)使用KPSW方法, 从需求侧分解研究了经济增长、消费、投资和出口的共同趋势, 发现2010-2014年期间经济趋势增长率为7.85%。在供给侧的研究中, 蔡昉和陆旸(2013)以资本回报率为解释变量, 以不包含国家预算内的全社会投资增长率为被解释变量建立计量模型, 测算到2011-2015年期间, 中国潜在增长率为7.19。中国经济增长前沿课题组(2012)基于生产函数, 对中国潜在增长率和减速通道构筑情景分析发现, 2016-2020年的潜在经济增长率为5.7%- 6.6%。陆旸和蔡昉(2014)在生产函数中加入人力资本变量, 发现2011 -2015年中国潜在增长率下降至7.75%, 2016-2020年潜在增长率进一步下降至6.7%。张军等(2016)基于收敛假说的研究发现2015年的潜在增长率约为8%, 2015-2035年人均GDP增长潜力为6.02%。

可以看出, 基于生产函数法估算中国长期趋势经济增长率是依据潜在产出的定义, 从供给侧进行分解, 这无疑是重要的, 但同样值得重视的是经济增长中需求侧的影响。经济中的总需求对应的是有支付能力的需求, 尽管供给能力充裕, 但超过需求边界的约束就会形成产能过剩。因此, 忽视总需求对实际产出的边界限制, 仅从供给的角度研究中国当前或未来一定时期的趋势增长率, 还有明显不足。同样地, 仅从需求侧分解经济增长的趋势成分, 就忽视了对经济增长具有长期持续影响的供给侧驱动力, 从而难以评价各种投入要素以及技术进步对经济增长的贡献, 因而在政策意义上有所欠缺。进一步地, 现有相关文献都忽视了经济增长的供给侧和需求侧的相互影响。正如萨伊逆否命题和经济增长演化理论所论述, 经济增长的供给侧和需求侧之间存在相互影响, 揭示这种相互影响对于新常态下保持中高速经济增长的宏观调控政策具有重要的意义。基于上述, 本文将在供给侧和需求侧的双轮驱动下, 分解经济增长的共同趋势和相依周期, 并研究供给侧驱动力和需求侧驱动力的相互影响。

本文的贡献体现如下：首先，在供给侧和需求侧的双轮驱动下，分解GDP的长期趋势与短期周期，这种研究方法不仅显著改进了既有文献仅从供给侧或需求侧分解GDP长期趋势的做法，而且在具体分解过程中综合考虑了供给侧驱动力、需求侧驱动力之间的长期和短期相互关联。其次，在共同趋势和相依周期的约束下揭示供给侧和需求侧驱动力的相互影响。

二、基本理论与研究方法

1. 供给侧和需求侧对经济增长的联合影响

宏观经济学中重要的分析工具AS-AD模型系统阐述了总供给和总需求联合确定均衡产出的过程。AS曲线一般划分为三个阶段：经济萧条时期的水平阶段(凯恩斯阶段)、中间正斜率的常规阶段、潜在产出的垂直阶段(古典阶段)。这三个阶段分别对应图1中的产出小于 y_1 ，产出在 y_1 和 y_2 之间，以及潜在产出为 y_2 的阶段

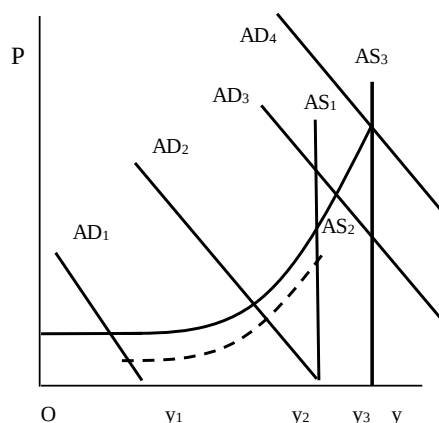


图1 AS-AD曲线图

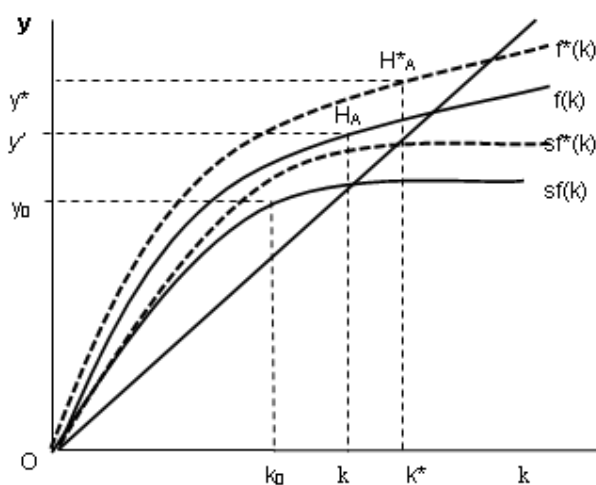


图2 经济增长的均衡产出

在经济萧条时期，由于总需求不足导致产能没有充分利用，此时扩大总需求只会带来产出的上升，不影响通胀，需求管理政策最有效。当经济位于 AS 曲线的垂直阶段，此时产能已被充分利用，扩大总需求只能带来物价的上升，不能带来产出的增加。在 AS 曲线常规阶段，由于工资粘性导致常规 AS 曲线向右上方倾斜，此时扩大总需求会带来产出与物价的同时上升。从 AS 曲线的移动看，当面对技术进步、成本下降等外生冲击时，AS 曲线的凯恩斯阶段和常规阶段会发生移动，如图 1 中的虚线部分(AS₂)，但古典阶段不会发生移动，因为古典阶段意味着所有的生产要素都被充分使用。至于生产要素积累导致的长期增长则不能在该分析框架内讨论，因此，AS-AD 模型适用于短期均衡分析，它没有触及长期经济增长的问题，也没有更讨论入供给侧和需求侧内部因素的相互影响。经济增长理论弥补了 AS-AD 模型的第一个不足，它系统探讨了长期经济增长的决定机制。图 2 是新古典增长模型的图形表述。当技术水平较低时，生产函数由曲线 $f(k)$ 表示。如果人均资本在初始状态 k_0 ，随着经济的持续增长，人均资本和人均产量的不断提高，经济进入稳定状态 H_A ，此时人均产出为 y^* 。由于生产函数曲线上的点是生产要素有效利用时的产出，因此 y^* 是技术水平较低时人均资本为 k^* 时的潜在产出，它相当于图 1 中 AS₁ 曲线的垂直阶段 y_2 。随着技术水平的提高，生产函数曲线上移为 $f^*(k)$ ，经济进入稳定状态 H^*_A ，此时的潜在产出为 y^* ，它相当于图 1 中 AS₃ 曲线的垂直阶段 y_3 。在这个更高技术水平条件下进行总需求管理，将总需求扩大到由 AD₄ 代表的水平，宏观经济可以在更高产出水平实现新的均衡。因此，AS-AD 模型和经济增长模型联合起来就将需求侧的短期管理和供给侧的长期增长结合起来，论述了两者的相互配合与协调推进，共同推动经济增长。

2. 供给侧与需求侧的相互影响

讨论供给侧和需求侧各驱动力的相互影响，需要一个复合的分析模型。Rudebusch & Svensson(1999)所使用的宏观经济模型被经常用于描述经济波动。本文借鉴该模型描述供给侧与需求侧的相互影响。

$$\left\{ \begin{array}{l} \pi_t = \delta_1 \pi_{t-1} + \delta_2 (y_t - y_t^n) + \varepsilon_{st} \\ y_t = \varphi_1 y_{t-1} - \varphi_2 (R_t - \pi_t) + \varepsilon_{dt} \\ y_t^n = \log(A_t) + (1 - \theta)k_t + \theta l_t + \eta_t \\ \log(A_t) = \mu_A + \log(A_{t-1}) + \xi_t \\ i_t = \alpha_1 y_t + \alpha_2 \pi_t + \alpha_3 R_t + v_t \\ c_t = \rho_1 y_t + \rho_2 R_t + u_t \\ R_t = \kappa_1 \pi_t + \kappa_2 (y_t - y_t^n) + e_t \end{array} \right. \quad (1)$$

模型(1)中第一个方程是总供给曲线, 它表示通货膨胀由后顾型通胀、产出缺口和供给冲击驱动。第二个方程是需求曲线, 它表示实际产出由上期实际产出、实际利率和需求冲击驱动。第三个方程使用新古典增长函数描述了潜在产出的形成。第四个方程是 RBC 模型中对技术进步的描述, ξ_t 为技术冲击。第五个投资方程是依据新古典经济学的论述而设定, 第六个消费方程是基于凯恩斯理论设定。这两个方程中的 v_t 和 u_t 分别表示投资冲击和消费冲击。第七个方程是描述央行货币政策的行为, 它表示央行遵从泰勒规则调整基准利率, e_t 为货币政策冲击。在这个宏观经济模型中, 系统决定了 7 个内生变量, 分别是 $\pi_t, y_t, R_t, i_t, c_t, y_t^n, \log(A_t)$, 一个外生变量劳动(l_t)。资本存量 k_t 虽然以外生变量的形式进入模型, 但资本积累过程等于初始资本存量加上新增投资再减去资本折旧, 因此资本积累过程因投资而内生化为模型中。模型中外生冲击分别为: 总需求冲击 ε_{dt} , 总供给冲击 ε_{st} , 潜在产出冲击 η_t , 技术冲击 ξ_t , 货币政策冲击 e_t , 消费冲击 u_t 和投资冲击 v_t 。在这些外生冲击的作用下, 系统中内生变量之间互相影响、相互作用。通过求解该模型, 可以得到系统各内生变量的影响因素^①, 具体而言, 实际产出 y_t 的影响因素包括供给侧的技术进步、资本存量、劳动投入、总供给冲击、潜在产出冲击、技术冲击, 也包括需求侧的总需求冲击和货币政策冲击, 需求侧的投资冲击是通过对资本存量而影响产出。在潜在产出的影响因素中, 对其直接有影响的因素包括供给侧的技术进步、技术冲击, 需求侧的投资冲击、总需求冲击和货币政策冲击, 投资通过影响资本存量而间接对潜在产出形成影响。类似地, 在消费和投资的影响因素中, 既包括了需求侧的消费冲击、投资冲击和总需求冲击, 也包括供给侧的技术进步冲击和总供给冲击。供给侧的资本存量主要取决于投资数量, 因此, 影响投资的外生冲击都对资本存量产生动态效应, 这些外生冲击包括供给侧的冲击也包括需求侧的冲击。综合上述可以看出, 实际产出和潜在产出的形成包含了供给侧和需求侧的因素, 它们联合对实际产出和潜在产出形成直接或间接的影响, 这就意味着供给侧驱动力和需求侧驱动力联合确定实际产出和潜在产出。此外, 供给侧和需求侧的因素不仅共同影响了供给侧的资本存量, 还共同影响了需求侧的消费和投资, 这就表明供给侧和需求侧的驱动力存在相互作用和相互影响。

^① 限于篇幅, 模型(1)求解结果省略, 如有需要, 可向作者索取。

3. 供给侧和需求侧驱动力的选择与模型设定

本文供给侧的驱动力选择为：劳动投入(ld)、物质资本(zb)、人力资本(rz)、产业结构升级(cy)、制度变迁(zd)、技术进步(kj)。需求侧驱动力选择消费(xf)、投资(tz)和出口(ck)。这样，本文包含的变量可写为 $X = (xf, tz, ck, zb, kj, rz, cy, zd, ld, y)'$ ，其中 y 为GDP。由前述分析，需求侧和供给侧的驱动力不仅各自影响经济增长，而且他们还相互作用，形成合力共同推动经济增长，因此，共同趋势与相依周期的分解方法适合于研究双轮驱动下经济增长的趋势与周期。Hecq et al.(2000, 2006)等提出的共同趋势和相依周期的检验与分解方法是基于协整的向量误差校正模型(VECM)，本文的VECM设定为：

$$\Delta X_t = \alpha_0 + \alpha\beta' X_{t-1} + \sum_{i=1}^{q-1} \varphi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

这里， β 和 α 分别为 $n \times r$ 的协整向量和调节参数矩阵^②， r 为协整向量的数量。如果 $\alpha\beta'$ 是非零矩阵，则表明 X_t 中的变量之间存在协整关系。协整关系的存在表明需求侧驱动力、供给侧驱动力和 GDP 之间具有长期均衡关系，由此意味着需求侧驱动力、供给侧驱动力和 GDP 的长期趋势成分是源于共同因子的驱动，从而使得这些变量的长期趋势成分具有“共同”的特征。这种共同特征不但说明需求侧和供给侧各自驱动 GDP，而且还意味着需求侧驱动力和供给侧驱动力之间存在相互影响，形成合力，共同驱动 GDP。调节参数矩阵 α 揭示了当需求侧驱动力、供给侧驱动力受到随机冲击的影响而偏离其均衡关系时向长期均衡路径回调的速度，因而它体现的是向长期均衡回复的短期动态特征。滞后项系数矩阵 φ_i 是 $n \times n$ 矩阵，它揭示了需求侧驱动力、供给侧驱动力的短期动态过程。

4. 共同趋势和相依周期的检验方法

由协整理论可知，存在协整关系就表明存在共同趋势。因此，检验 X_t 的共同趋势转变为检验 X_t 是否存在协整关系。本文根据模型(2)检验共同趋势，具体包括。①检验 X_t 各变量是否单位根过程。②使用 Johansen(1991)的迹统计量检验 X_t 的协整关系。③如果发现 X_t 存在协整关系，使用 Johansen(1991)的方法估计协整向量 β 和调节参数 α 以及滞后项系数

^②本文中 n 分别为 10, 4 和 7，是 X 中包含的变量数量。

φ_i 。

Vahid & Engle(1993)的相依周期定义为, 对于 n 维 $I(1)$ 变量 X_t , 如果存在线性组合使得 ΔX_t 成为白噪音, 就表明 ΔX_t 具有序列相关共同特征, 此时称 X_t 具有相依周期^①。根据这一定义, 对于模型(2), 如果存在 $n \times s$ 矩阵 ζ , 对模型(1)两边乘 ζ' , 使得等式 $\zeta' \varphi_i = 0_{(s \times n)}, (i = 1, \dots, q-1)$ 和 $\zeta' \alpha \beta' = 0_{(s \times n)}$ 同时成立。就意味着存在 s 个独立的线性组合褪去 ΔX_t 的序列相关, 并使 ΔX_t 成为白噪音, 由此表明 X_t 的周期成分具有相依性(Hecq et al., 2000)。因此检验 X_t 的相依周期就是检验矩阵 ζ 是否存在, 而 ζ 的秩 s 就是相依周期的数量, ζ 称为共同特征向量。检验统计量如下:

$$C(s) = -(T - q + 1) \sum_{i=1}^s \log(1 - \lambda_i) \quad (3)$$

这里, $\lambda_i (i = 1, K, s)$ 为 ΔX_t 与变量 $(\Delta X_{t-1}, K, \Delta X_{t-q-1}, \beta' X_{t-1})$ 之间最小的 s 个典型相关系数。原假设为 X_t 至少存在 s 个相依周期, 备择假设为相依周期数量小于 s 。在原假设下, $C(s)$ 服从自由度为 $s[n(q-1) + r + s]$ 的 χ^2 分布, 其中 r 为模型(1)的协整关系数量。

5. 共同趋势和相依周期的分解方法

如果单位根向量 X_t 存在共同趋势和相依周期, Hecq et al.(2000)提出了共同趋势和相依周期约束下的趋势与周期分解方法。在他们的分解方法中, 共同特征向量 ζ 不是唯一的, 从而相依周期的分解结果也不是唯一。为获得唯一的相依周期分解结果, 类似于协整向量的标准化处理, Hecq et al.(2006)对 ζ 进行正则化变换, 使其含有 s 维单位矩阵, 记为 $\zeta' = (I_s, \rho)$, 其中 ρ 为 $s \times (n-s)$ 维矩阵。将 (I_s, ρ) 左乘以模型(2), 从而得到拟结构误差修正模型:

^①相依周期的本质含义是指存在某些线性组合, 这些线性组合可以使 X_t 短期成分中的一些特征(比如自相关性、季节性等)消失, 这就意味着 X_t 短期成分中的季节性或自相关性等特征具有共同性或相依性。由于我们通常将时间序列数据(如 GDP)褪去趋势成分后剩余的短期部分称为周期成分。因此, 当一组时间序列数据的周期成分具有共同特征时, 就称这组时间序列数据具有相依周期。

$$\begin{pmatrix} I_s & \rho \\ 0_{(n-s) \times s} & I_{n-s} \end{pmatrix} \Delta X_t = \begin{pmatrix} 0_{s \times n} & L & 0_{s \times n} & 0_{s \times r} \\ \Gamma_1 & L & \Gamma_{q-1} & \alpha^* \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta X_{t-1} \\ M \\ \Delta X_{t-q+1} \\ \hat{\beta}' X_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} I_s & \rho \\ 0_{(n-s) \times s} & I_{n-s} \end{pmatrix} \varepsilon_t \quad (4)$$

相对于模型(2)，模型(4)的协整向量保持不变，这就意味着共同趋势不改变，但由于对模型施加了相依周期约束，模型(4)的调节参数和滞后项系数发生改变。正是通过对 VECM 模型中调节参数和动态滞后项施加线性约束，从而实现对 X_t 中的短期周期成分施加线性约束 (Vahid & Engle, 1993)，因此，模型(4)是同时施加了长期共同趋势约束和短期相依周期约束的拟误差校正模型。因此，基于模型(4)所获得的趋势和周期分解结果就是同时综合考虑 X_t 的长期趋势与短期周期关联的情形下得到的趋势与周期分解结果。模型(4)进一步写为模型(5)：

$$\Delta X_t = \gamma \beta' X_{t-1} + \sum_{j=1}^{q-1} \Pi_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5)$$

记 $P = [\Pi(1) - \gamma \beta']^{-1} \gamma \{\beta' [\Pi(1) - \gamma \beta']^{-1} \gamma\}^{-1} \beta'$ ， $\Pi(1) = I - \Pi_1 - \dots - \Pi_{q-1}$ ，根据 Hecq et al. (2000, 2006)， X_t 的共同趋势分解结果为 $ytr = (I - P)(\Pi(1) - \gamma \beta')^{-1} \Pi(L) X_t$ ，相依周期分解结果为 $yc = P X_t - (I - P)[\Pi(1) - \gamma \beta']^{-1} \sum_{j=0}^{q-1} \Pi_j \Delta X_{t-j}$ 。

三、共同趋势和相依周期的检验与分解结果

1. 数据说明和单位根检验

本文样本区间选择为1984~2014年。国内生产总值、资本形成总额、从业人员数量，出口总额，最终消费等数据可通过历年《中国统计年鉴》和Wind数据库直接得到。国内生产总值是1978年的不变价格数据，资本形成总额、出口总额和最终消费使用1978年为基期的消费者价格指数换算为实际数据。1984~2001的物质资本存量使用张军和章元(2003)的结果，随后的数据是使用张军和章元(2003)的方法计算得到。人力资本存量的测度使用王小鲁和樊纲(2009)，使用受过一定教育的劳动力总量与他们受教育年限的乘积表示。技术进步是科技资本投入的产出，从供给侧的角度看，科技资本是一种投入要素。本文参考王小鲁和樊纲(2009)，使用Goldsmith方法测度技术进步。制度变迁的度量是以非国有经济在工业总产值中的比重作为近似替代指标，大多数实证研究文献都采用了这种方法，如邱晓

华等(2006)等。关于产业结构变迁的度量,本文使用第三产业产值与第二产业产值之比表示产业结构变化。

对上述变量分别取自然对数,使用 ADF, PP 对上述全部变量进行单位根检验。检验发现所有变量的水平值都是 $I(1)$ 过程。这种数据特征表明,需求侧驱动力、供给侧驱动力和 GDP 都含有趋势和周期成分,共同趋势和相依周期方法适用于这种数据特征。

2. 共同趋势与相依周期的检验结果

本文的目的是在双轮驱动下分解中国经济增长的趋势和周期,因此,本文的检验和分解应该同时包括供给侧和需求侧的驱动力,但现有文献都是从供给侧或需求侧进行研究,为与现有文献一致,本文在研究双轮驱动的同时,也分别研究了供给侧或需求侧单轮驱动下经济增长的趋势与周期。对不同情形下的 X_t 估计 $VAR(q)$,在此基础上对 X_t 进行 Johansen 协整检验。检验结果表明,需求侧驱动力、供给侧驱动力和 GDP 之间存在协整关系,协整关系的数量为 9 个。这一结果说明,需求侧驱动力、供给侧驱动力和 GDP 之间存在共同趋势。本文还检验了供给侧或需求侧的单轮驱动力与 GDP 的共同趋势。从需求侧的检验结果看, GDP、消费、投资和出口之间存在 2 个协整关系。从供给侧的检验结果看, GDP 和供给侧的驱动力之间存在 6 个协整关系。由此说明,从单轮驱动看,供给侧和需求侧都是 GDP 的长期驱动力,从双轮驱动看,供给侧和需求侧还相互影响、相互作用,形成合力共同驱动 GDP。由此说明,揭示中国 GDP 的长期运行趋势应该在供给侧和需求侧的双轮驱动下,综合考虑它们之间的长期关联和长期相互影响,仅从需求侧或供给侧的某一个方面分解 GDP 的长期趋势难以准确全面中国 GDP 的运行趋势和特征。本文进而基于公式(2)检验相依周期,统计量 $C(s)$ 的计算值见表 1。

表 1 相依周期的检验结果

双轮驱动下相依周期的检验结果							
原假设	$C(s)$ 值	5%临界值	结论	原假设	$C(s)$ 值	5%临界值	结论
至少存在 1 个相依周期	20.1	31.4	接受	至少存在 2 个相依周期	74.6	55.76	拒绝
需求侧的相依周期检验结果				供给侧的相依周期检验结果			
原假设	$C(s)$ 值	5%临界值	结论	原假设	$C(s)$ 值	5%临界值	结论
至少存在 1 个相依周期	15.6	23.7	接受	至少存在 1 个相依周期	4.2	12.6	接受
至少存在 2 个相依周期	65.9	43.8	拒绝	至少存在 2 个相依周期	25.3	23.7	拒绝

相依周期的检验程序类似于协整检验，从相依周期数量 $s \geq 1$ 开始，如果接受原假设，则依次增加相依周期的数量继续进行检验，直至拒绝原假设为止。由表 1 结果，双轮驱动下相依周期的检验结果中，至少存在 1 个相依周期的原假设下，相依周期检验统计量值为 20.1，小于 5% 显著性水平的临界值 31.4，不能拒绝原假设。在至少存在 2 个相依周期的原假设下，检验统计量值为 74.6，大于对应的 5% 显著性水平的临界值 55.76，拒绝原假设，接受相依周期数量小于 2 的备择假设。综合上述两次检验结果，可以得到存在 1 个相依周期的结论。需求侧的相依周期检验结果和供给侧的相依周期检验结果都表明存在 1 个相依周期。

3. 共同趋势与相依周期的分解结果

对 ζ 进行正则化处理并将其植入向量误差校正模型(2)，获得拟向量误差校正模型(4)，然后使用完全信息极大似然估计方法估计模型(4)。根据模型(4)的结果获得拟误差校正模型(5)的估计结果。基于模型(5)可以获得 X 中各变量在共同趋势和相依周期约束下的趋势与周期的分解结果。为比较分析的目的，本文同时使用了郭庆旺和费俊雪(2004)的生产函数法分解经济增长的趋势和周期。与之有所不同的是，本文的生产函数中除了就业量和资本存量外，还包括人力资本、技术进步、产业结构升级和制度变迁，此外，本文不是使用 HP 滤波方法而是使用 BN 分解法计算 NAWRU。图 3 报告了双轮驱动下和生产函数方法分解的经济周期结果，图 4 报告了这两种方法分解得到的实际 GDP 的趋势增长率。

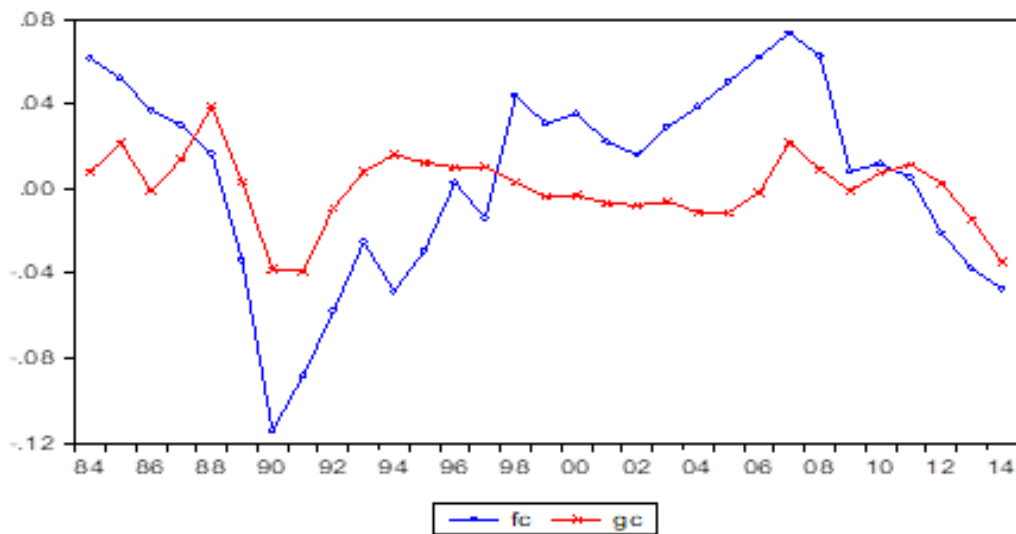


图 3 生产函数法与双轮驱动下的周期成分

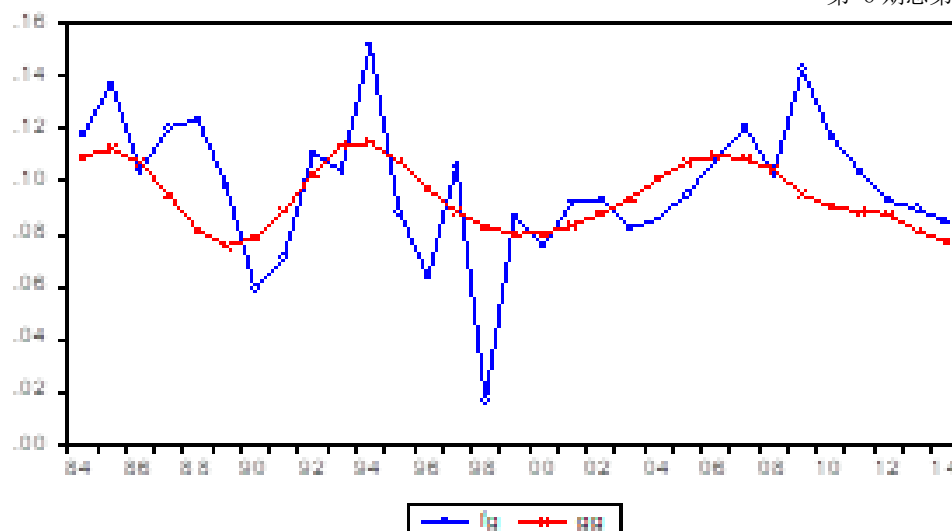


图 4 生产函数法与双轮驱动下的趋势增长率

图 3 中 fc 表示生产函数法分解的经济增长的周期成分， gc 为双轮驱动下经济增长的周期成分。图 4 中 fg 是生产函数法分解的趋势经济增长率， gg 为双轮驱动下的趋势经济增长率。对比这两种分解方法的结果，可以发现它们分解得到的趋势和周期具有大致相似的波动特征。例如，图 4 的趋势增长率中， fg 和 gg 在 1990 年前后以及 2000 年前后都进入一个谷底时期，2010 年以后，两者都呈现整体下行趋势。这些结果与中国宏观经济的实际运行背景也基本吻合，因此，两种估计方法都能够基本准确分解中国经济增长的趋势和周期，但相比较而言，基于共同趋势分解方法得到的结果更为精确，原因在于：首先从研究设计看，生产函数法只考虑投入要素当期值对当期经济增长的影响，而没有考虑投入要素对随后的经济增长的持续动态影响。共同趋势和相依周期的分解方法是在协整框架下展开，它不仅考虑各种投入要素对经济增长的当期影响，也考虑各种投入要素对经济增长的后续持续性影响。其次，从分解结果看，图 4 中 gg 的曲线明显比 fg 光滑。这就意味着，共同趋势和相依周期所揭示的经济增长趋势是较为平稳光滑的变化。我们知道，除非突然遭遇特别重大的随机冲击，否则年度趋势增长率不会频繁发生显著的突变， fg 的结果明显存在多处突变。产生这些突变的原因是因为某种投入要素存在突变，例如 2009 年为应对金融危机，投资大幅度增加导致 fg 突然大幅增加。基于上述，本文选择共同趋势和相依周期的分解结果进行分析。

从图 4 可以看出，中国经济趋势增长率的每一轮变化都正好对应对一次重大的经济体制改革或重大冲击。例如，1984 年后市场化改革后全面放开带来的市场混乱、1990 年前的经济波动、1992 年后的邓小平同志南巡讲话、亚洲金融危机以及全球金融危机。这些重大

事件对中国经济增长的长期影响都在图 4 中清晰地展现出来，这就意味着本文的结果基本捕捉中国经济运行的基本特征和刻画了客观事实。从图 4 的 gg 趋势增长率的近期波动看，亚洲金融危机的冲击使得 gg 在 1999 位于谷底，随后持续攀升直至 2006 年达到局部最高点，2007 年没有能够在 2006 年高速增长的基础上继续攀升，而是开始向下回落。这一时间点似乎与全球金融危机发生的时间并不完全吻合。美国次贷危机虽然发生于 2007 年，但一般认为金融危机在 2008 年才全面爆发并显著影响中国。由此意味着即使没有全球金融危机，中国长期经济增速的趋势下行也必然会发生。在 gg 的本轮下行过程中，2010-2012 年间有一波小幅度的缓降过程，这应该是金融危机后 4 万亿的刺激效果，因此，4 万亿的刺激虽然缓解了中国经济趋势经济增长速度的下行，但没有显著改变整体态势。2013 年后，趋势经济增速又回到原有的下行轨道中。这就说明，4 万亿的刺激并没有如同市场经济体制建立一样对中国长期趋势增长产生显著改变。从 2011 年后的新常态时期的趋势经济增长率看，其下落的速度似乎要快于全球金融危机时期的下降速度，2014 年的趋势增长速度已经下降至 7.7%。

图 3 中的 gc 是经济增长的相依周期分解结果。本文将一个基本完整的“U”型界定为一个经济周期，也就是说， gc 经历下降和上升所持续的时期为一个经济周期。据此，本文的样本期内可划分为 4 个完整周期：第一轮周期为 1984 至 1988 年，波谷期为 1986 年。第二轮周期为 1988 年至 1994 年，波谷期为 1991 年。第三轮周期为 1994 年至 2007 年，波谷期为 2002 年。第三轮周期是一轮长周期，持续时间达到 14 年。第四轮周期为 2007 年至 2011 年，波谷期为 2009 年。2012 年后，中国经济增长进入新一轮周期，并且处在继续探底的过程中。生产函数法分解的经济周期成分 fc 的波动特征与 gc 大致相同，特别是在 2008 年的全球金融危机及以后的时期，两者具有非常相似的特征。将图 4 趋势增长率 gg 和图 3 经济周期成分 gc 的循环特征相对照，可以发现它们有近似相同的循环波动特征，换言之，如果也按照前述类似的方法，将经济趋势增长率划分为周期，可以发现它与 gc 的周期特征相似。特别是第二轮周期和第三轮周期，两者有大致相同的起点和终点，并且谷底形成的时间也大致相同。这就说明，经济结构调整或重大随机冲击不仅显著改变经济趋势增长率，也同样改变经济增长的短期波动。在第四轮周期中， gg 和 gc 呈现出显著不同。 gc 在 2007-2011 年形成一轮小周期，并且这轮周期的时间较短、幅度也相对较小，而 gg 在全球金融危机的这段时间并没有明显的周期性，仅形成一个小波峰。这一结果说明，金融危机时期 2008-2011 年的经济增速下滑主要是长期趋势的下滑，短期周期成分下降的幅度相对较小。从 2012 年后的经济新常态时期看，经济增长的周期成分和趋势增长速度都呈现明显的快速下

滑。该结果表明，新常态下经济增速的下滑是趋势增长率和周期成分双双下降的叠加结果。

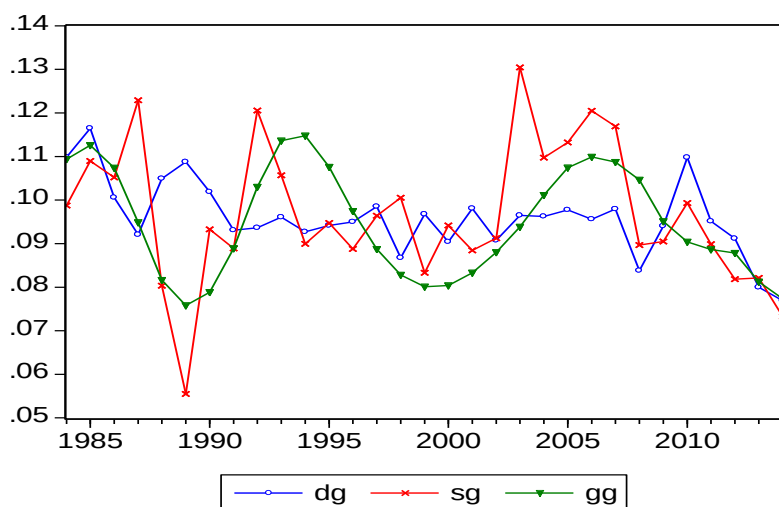


图 5 单轮驱动下趋势增长率的分解结果

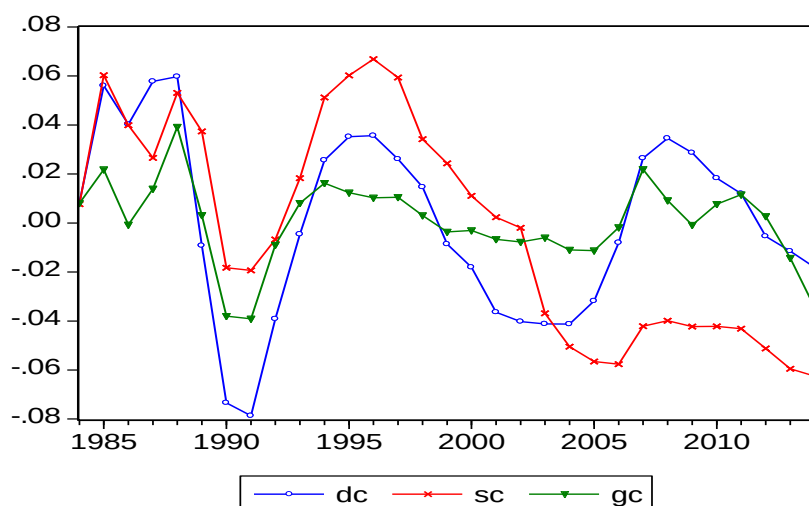


图 6 单轮驱动下相依周期的分解结果

图 5 中的 dg 和 sg 分别是需求侧和供给侧单轮驱动下长期趋势增长率的分解结果，它们分别表示由需求侧或供给侧支撑的趋势经济增长率，本文将其称为需求趋势增长率和供给趋势增长率。图 6 中 dc 和 sc 分别是需求侧和供给侧单轮驱动下的经济增长的周期分解结果，本文称其为经济增长的需求周期和供给周期。为比较方便，图 5 和图 6 中分别加入了双轮驱动下的周期成分(gc)和趋势增长率(gg)。从趋势增长率的分解结果看，样本期内 dg 和 sg 并不完全一致，局部时期出现短期的偏离，例如，1990 年前后的供给趋势增长率小于需求趋势增长率，2005 年前后，供给趋势增长率显著大于需求趋势增长率。但从整个样本期来看，两者具有长期相依相伴的关系。这一结果说明，经济增长的供给趋势和需求趋势之间具有长期均衡关系，也就是说，需求侧的驱动力下降将会影响供给侧，反之，供给侧驱

动力疲软也拖累需求侧。对比双轮驱动与单轮驱动下的趋势增长率，可以发现样本期内大多数时期 gg 曲线是贯穿于 dg 和 sg 曲线之间，这一结果隐含地意味着均衡的趋势增长率是由供给侧和需求侧联合驱动确定的，只有少部分时期存在 gg 曲线偏离 dg 和 sg 曲线的情形，例如，在 1994-1997 年期间， gg 明显高于 dg 和 sg ，这是因为 1992-1994 年的供给侧趋势增长率的快速增加导致的，类似地，1998 和 1999 年， dg 和 sg 的联合下降导致 2000 前后 gg 曲线低于 dg 和 sg 曲线。特别地， sg 在 2007 年就开始下降， dg 在 2007 年也处于较低的平台，在两者联合作用下， gg 从 2007 年开始掉头下行。由此可以判断，中国经济近期趋势增长率的下行主要是源于供给侧驱动力支撑能力的下降。这一结论为新常态下的供给侧结构改革提供理论依据。2008 年受金融危机的影响， sg 和 dg 双双滑入低谷，由此带动 gg 有一个下凹的过程。受 4 万亿的刺激，2009 年 sg 和 dg 开始小幅从低谷反弹，2010 年两者有较为明显的反弹。2011 年后的新常态时期 sg 、 dg 和 gg 都处于快速下降阶段，并且 sg 小于 dg ，直到 2014 年两者才接近。

需求趋势和供给趋势分别体现了需求侧和供给侧的驱动力对经济增长长期趋势的支撑能力，两者对比可以直观反映不同时期宏观经济供求的均衡与失衡状况^①。1985-1989 年和 2004-2006 年，这两段时期的需求趋势和供给趋势基本一致，说明这两个时期的中国宏观经济处于总供给与总需求基本均衡的状态。1990-1994 年，这一时期的需求趋势明显大于供给趋势。图 5 也清楚表明，1990-1994 时期的非均衡是由于 1987 年后的 dg 上升而 sg 的快速下降导致的，由此表明这一段时期的宏观经济增长主要是需求拉动型增长，这也是短缺经济的一种典型特征。1995-2003 年期间的 dg 和 sg 大致相等，对应地需求趋势和供给趋势也在这一时期大致相等，说明该时期的中国宏观经济总体处于总供给与总需求基本均衡的状态。2004-2008 年的 sg 都明显大于 dg ，由此导致 2007 年开始供给趋势显著大于需求趋势并一直持续到新常态时期。在全球金融危机时期，经济增长的需求趋势小于供给趋势的幅度更大。因此，2007 年后，中国就进入了整体供给过剩状态且这种供给过剩的状态一致持续到新常态时期。这就表明，经济结构调整和相应的改革在 2007 年后就应该着手推进。由于金融危机导致供给趋势增长率 sg 下降幅度过大以及 2010 年后 dg 大于 sg ，使得新常态时期供给过剩程度逐步消融，需求不足的缺口显著收缩，直至 2014 年两者基本接近一致。上述表明，新常态时期 GDP 趋势增速的下降既有供给侧的原因，也有需求侧的原因，但供给侧驱动力

^① 限于篇幅，文中省略了单轮驱动下分解的经济增长的趋势图。

减弱的程度大于需求侧驱动力减弱的幅度，因此供给侧的原因更为重要。由此意味着在当前总需求不足的程度已经较小的情况下，稳定经济增长的宏观调控政策要以供给侧为主，兼顾需求侧的双轮发力。

四、需求侧和供给侧驱动力的相互影响和动态反馈

传统的误差校正模型是在共同趋势的约束下，研究变量之间相互影响和动态反馈的方法，本文的拟误差校正模型(4)是在传统误差校正模型中置入相依周期约束的结果，因此，基于模型(4)的脉冲响应函数就适用于揭示共同趋势和相依周期约束下，需求侧驱动力和供给侧驱动力的相互影响。为避免拟误差校正模型(4)中的变量排序而影响脉冲响应函数的估计结果，本文使用了 Koop et al. (1996)的广义脉冲响应函数。累积广义脉冲响应函数的计算结果如下：

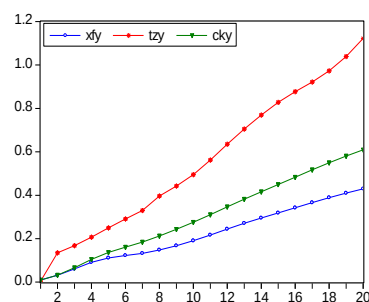


图 7 需求侧冲击对增长的效应

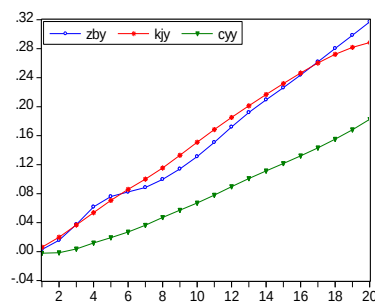


图 8 kj, cy, zb 冲击对增长的效应

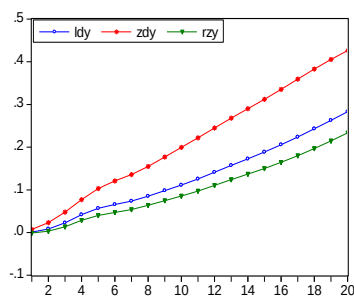


图 9 zd, ld, rz 冲击对增长的效应

图 7 中的 xfy, tzy 和 cky 分别是消费、投资和出口冲击对经济增长的累积动态效应，图

8 中的 zby , kjy 和 cyy 分别是资本存量、技术进步和产业升级冲击对经济增长的累积动态效应。图 9 中的 ldy , zdy 和 rzy 则是劳动、制度变迁和人力资本冲击对经济增长的累积动态效应。从三个图的总体结果看, 供给侧驱动力和需求侧驱动力对经济增长的累积冲击效应都为正值, 符合理论预期。这就意味着供给侧驱动力和需求侧驱动力都对经济增长具有正向驱动作用。图中结果也表明不同驱动力的动态冲击效应各有差异。具体而言, 需求侧驱动力中, 消费、投资和出口的动态效应持续为较大幅度正值, 且投资的拉动效应相对更强, 而消费的拉动效应相对较弱。因此, 新常态下应尽可能适度维持投资和出口的较高增长, 同时着力刺激消费, 以较快的消费增长拉动经济持续增长。图 8 和图 9 表明供给侧驱动力的累积动态效应始终为正值, 并且制度变迁和劳动供给的效应相对较大, 这就表明改革开放的 30 多年里, 制度变迁和劳动供给对长期的高速经济增长的推动效果相对更好。产业升级的效应相对较小, 因此, 服务化倾向的产业转型升级对经济快速增长的刺激效应相对缓慢。新常态下保持经济的较快增长, 还是要继续大力发展第二产业。

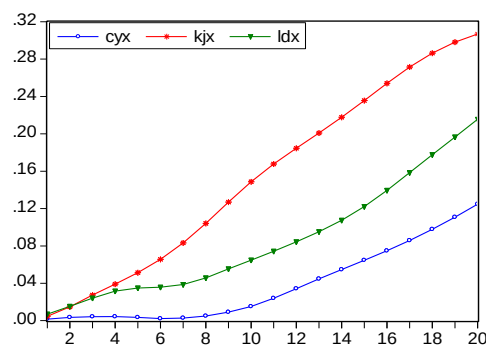


图 10 cy , kj 和 ld 对 xf 的冲击效应

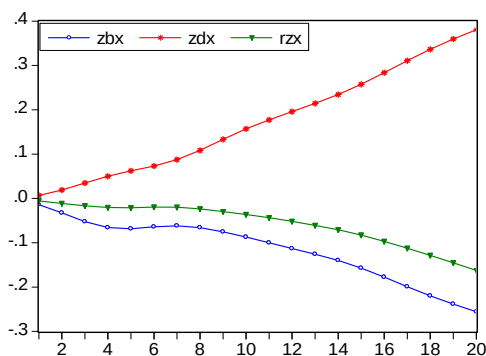


图 11 zb , zd 和 rz 对 xf 的冲击效应

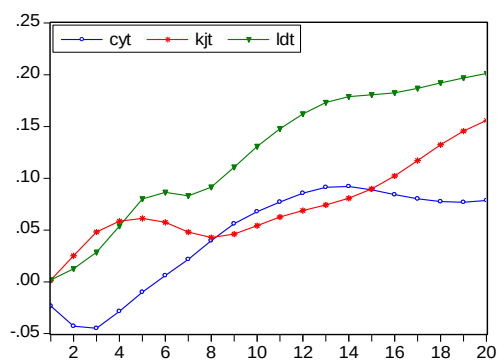


图 12 cy,kj 和 ld 对 tz 的冲击效应

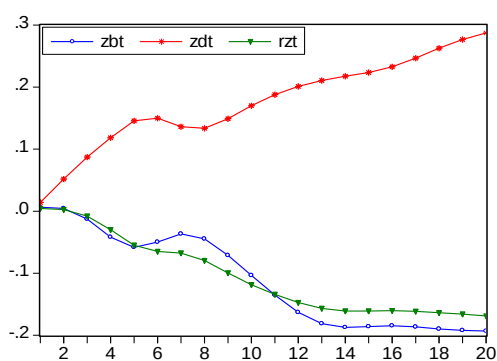


图 13 zb,zd 和 rz 对 tz 冲击效应

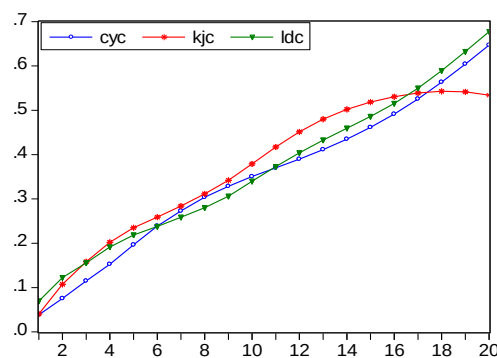


图 14 cy, kj 和 ld 对 ck 冲击效应

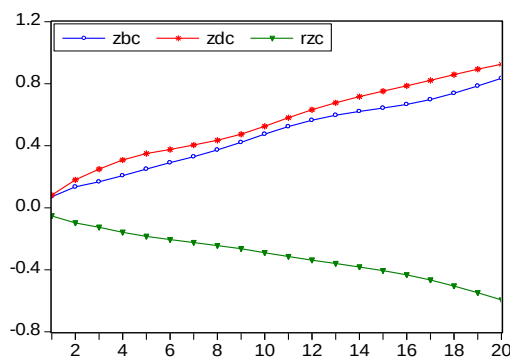


图 15 zb, zd 和 rz 对 ck 冲击效应

图10至图15报告的是供给侧驱动力对需求侧驱动力的累积动态冲击效应，其中图10和图11是供给侧驱动力对消费的累积冲击效应，图12和图13是供给侧驱动力对投资的累积冲

击效应，图14和图15是对出口的累积冲击效应。从图10和图11看，除人力资本和物质资本存量外，其余驱动力对消费产生持续的累积正向冲击效应。人力资本对消费的冲击效应表现为负值，这是因为人力资本投资随着投资主体的不同而对消费产生不同的影响。政府或企业的人力资本投资能够使个人或家庭用于人力资本的收入增加，或者在拥有相同的人力资本的情况下，使个人或家庭在人力资本方面的花费减少，从而将较多的收入用于购买其他消费品。个人人力资本投资是对眼前消费的放弃，是消费者所作的牺牲。在收入一定时，个人用于人力资本投资的越多，用于即期消费的就越少，二者之间存在着此消彼长的替代关系。因此，人力资本投资对消费的影响存在挤入效应和挤出效应，本文结果表明挤出效应大于挤入效应。资本存量是固定资产投资量的累积结果，当人们的收入一定时，用于固定资产投资的数量越多，用于消费支出的数量就越少，因此，资本存量的增加会挤占消费支出，从而对消费形成负向效应。在对投资的冲击效应中，资本存量和人力资本对投资支出的累积动态效应为负向，其余变量对投资的累积动态效应为正向。资本存量对投资的负向效应是因为上世纪90年代后期开始的住房、土地价格的快速上涨，导致住房、土地购置费用快速增加，统计上把这一部分计入资本存量而不计入资本形成总额科目，因而由于住房、土地购置费用快速增加挤占了投资支出(资本形成总额)，从而形成负向效应。因此，该负向效应主要是由于统计度量口径计算带来的。王询和孟望生(2013)在世代交叠模型中解释了人力资本对投资的负向效应。他们认为如果一项资本的回报率小于另一项时，决策主体就会将其资本投向回报率更高的资本项，进而对回报率低的另一项资本进行替代，因此，人力资本投资和物质资本投资之间存在着一定程度上的替代效应。在对出口的效应中，只有人力资本对出口具有明显累积负向效应，其余供给侧动力对出口都表现出正向效应。Fan(2004)认为人力资本存量对出口贸易产生积极影响的前提条件是人力资本积累能够达到相应的门槛。中国的人力资本积累虽然很丰富，但存在明显的人力资本错配，大量高学历者并没有进入生产性部门^①，从而使得生产出口商品部门的人力资本积累没有超过相应的门槛。综合上面分析能够发现，人力资本的增加不利于总需求的增加，人力资本对经济增长

^①中国经济增长前沿课题组，2014：《中国经济增长的低效率冲击与减速治理》，《经济研究》第12期。

的正向推动效应主要是由供给侧的直接效应体现。

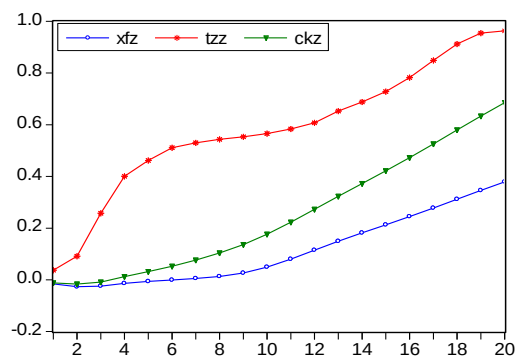


图16 需求侧对zb的冲击效应

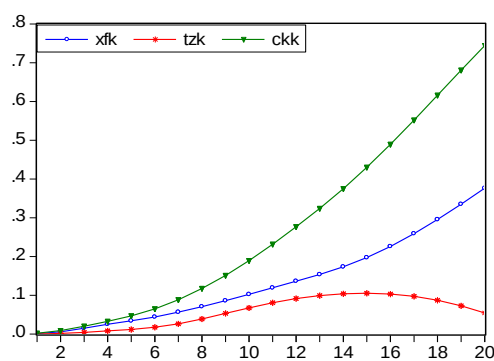


图17 需求侧对kj的冲击效应

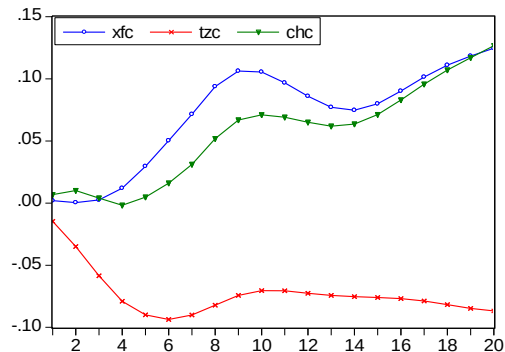


图 18 需求侧对 zd 的冲击效应

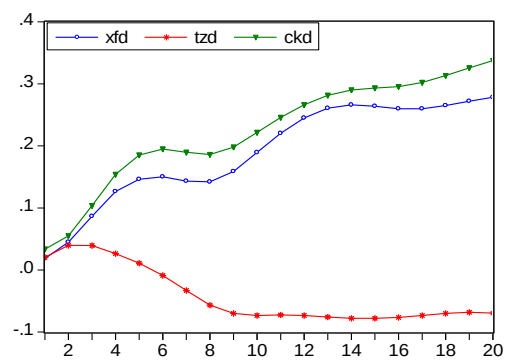


图 19 需求侧对 cy 的冲击效应

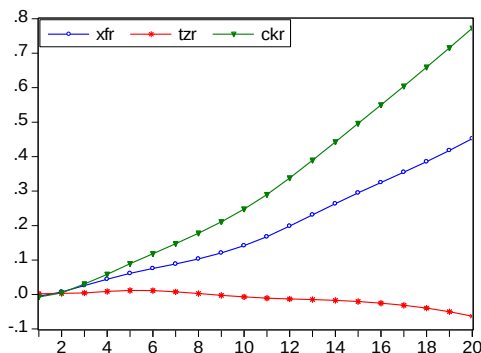


图 20 需求侧对 r_z 的冲击效应

图16至图20分别报告了需求侧驱动力对供给侧的累积冲击效应^②。图16中，需求侧的三大驱动力对供给侧的资本积累都形成正向动态效应，其中投资对物质资本积累的效应相对较大。出口对资本积累的累积冲击效应在前两期为负但很快转为正值，而消费在初始期的冲击效应持续为负向，直至10期后才转为正向，并且幅度相对较小。这就说明：消费在短期会挤占固定投资支出，但较长期时期而言消费增加将引起固定投资和产出的增加，从而有利于资本积累。这是因为从短期看，消费与投资之间具有替代效应，但消费增加对产出具有持续正向推动效应，当产出增加时，固定资产投资也会随之增加并带来资本积累增加。图17表明消费、投资 and 出口有利于持续的技术进步，并且出口对技术进步的累积冲击效应相对较大，这一结果表明出口企业对技术创新的水平溢出效应和垂直溢出效应显著。图18报告了需求侧驱动力对制度变迁的累计冲击效应，可以看出，消费和出口明显有利于经济制度向市场化转型，而投资对市场化发展没有形成长期持续的正向影响。影响市场化制度供给的因素包括法律规定、知识的积累和社会科学知识进步、路径依赖、居于支配地位的上层决策者的关切、制度变更的成本和收益等。投资可以通过影响知识的积累和社会科学知识进步、决策者的关切等方面而影响市场化制度供给。投资于技术含量高知识密集型的行业会对科学知识进步形成正向影响，政府为提高科技竞争力和推动技术进步而进行有利的市场化改革，反之，投资于基础设施、劳动密集型产业、传统农业等不会对科学知识进步形成显著正向影响，因而，不会对市场化制度形成正向影响。投资也可能通过上层决策者的关切而正向或反向影响市场化改革。例如，房地产投资影响住房价格，为将住房价格稳定在合理目标范围内，决策者既可能提供市场化的制度采取市场化的手段，也可能限制市场化的手段而代之以行政化的手段。图18的结果表明投资对市场化制度的影

^②劳动力的变化具有一定的外生性，除了经济因素外，社会因素和计划生育政策对其影响很大，本文没有报告需求侧驱动力对劳动力的冲击效应。

响在前5期是正向,随后才转为负向,该结果与上述理论分析一致。图19和图20有类似的结果:消费和出口的增加有利于产业升级和人力资本积累,而投资的增加对产业升级和人力资本积累的累积动态效应为负向。投资对产业结构升级的效应主要取决于在第二、第三产业中的投资数量和投资效率。尽管近年来固定资产投资在第三产业的投资数量高于在第二产业的投资数量,但第三产业的投资效率明显低于第二产业的投资效率,这是因为服务业部门吸收了大量低素质的劳动力,第三产业是在效率低下的被动扩张(中国经济增长前沿课题组,2012)。因此,由于第二产业投资效率高于第三产业,导致中国固定资产投资增加没有显著带来产业结构的高级化。在收入水平既定的情形下,人力资本投资和固定资产投资是竞争关系,固定资产投资增加必会挤占人力资本投资。另外,如果固定资本回报率与人力资本回报率存在差异时,决策主体就会将其资本投向回报率更高的资本项,进而对回报率低的另一项资本进行替代。因此,固定资产投资对人力资本投资的挤占效应和替代效应使得它们之间存在负向关系。

五、结论与政策建议

供给侧和需求侧的驱动力不仅各自从供给侧和需求侧直接推动经济增长,供给侧和需求侧驱动力还相互作用、相互影响,形成合力共同推动 GDP 的长期趋势和短期周期。在双轮驱动下,新常态时期经济增速的下行一方面是趋势下行和周期下行叠加的结果,另一方面也是供给侧和需求侧联合驱动的结果。从新常态时期供给侧和需求侧对经济增长趋势的支撑能力看,需求趋势小于供给趋势,由此表明总体需求不足,但这种需求不足的缺口正在缩小,缩小的原因是供给侧驱动力的下降速度快于需求侧驱动力的下降速度。这就说明,新常态时期 GDP 趋势增速的下降既有供给侧的原因,也有需求侧的原因,但供给侧的原因更为重要。这一结论为新常态下供给侧的结构改革提供理论支持。本文还发现:大多数供给侧驱动力对需求侧驱动力的冲击具有正向效应,但人力资本积累不利于三大需求的增加,物质资本积累不利于消费的增加。从需求侧对供给侧的累计冲击效应看:消费和出口对供给侧各驱动力有持续正向效应,而投资的增加不会显著带来供给侧中制度变迁、产业升级和人力资本积累的持续增加,对技术进步的正向累计冲击效应相对较小。基于上述结论,本文提出如下政策建议:

(1)在当前的供给侧结构性改革过程中,长期宏观调控政策的着力点应加大供给侧的调整力度,短期宏观调控政策在于努力扩大总需求。努力实现供给侧和需求侧的长短期政策

互补，双轮驱动，共同推动经济的持续增长。

(2)从供给侧的驱动力看，中国未来的供给侧驱动力应该转向制度变迁、产业结构升级、人力资本积累和技术创新。从这四个驱动力对经济增长的效应看，人力资本和产业结构升级还没有充分发挥其应有的贡献，因此，供给侧的结构改革应更加注重在这两方面发力。具体而言，在人力资本投资方面，应加大政府在教育、健康等方面的公共投入力度，适当提高甚至减少私人在人力资本投资中的支出，这样可避免人力资本投资对固定资产投资的挤占效应。其次，应充分利用高人力资本的劳动力，让他们进入生产率高的行业，从而推动产业结构升级和经济增长质量的提高。在产业结构升级方面，尽管新常态时期需要着力推进产业高级化和服务化，但要清醒认识到，在今后的相当时期内第二产业特别是制造业仍然在中国经济中占据较高比重，因此，产业结构升级的路径之一是在第二产业内部创造或派生第三产业，例如鼓励科技创新和技术服务、依托信息技术和现代管理方式发展现代服务业等。科技创新方面，首先应形成鼓励和保护创新体制和市场环境。其次，重视科研成果转化，要充分发挥政府、金融机构和中介组织等在创新成果转化中的服务功能。制度在需求侧和供给侧的中都扮演重要角色并产生决定性的作用。制度变迁的基本方向是市场化改革，改革的核心应集中于要素市场，应着力促进劳动、资本等生产要素流动的市场化。

(3)需求侧的“三驾马车”仍然是新常态下拉动经济持续增长的主要驱动力，因此，保持消费、投资和出口的稳定增长仍然具有重要意义。新常态下，投资和出口难以继续保持高速增长，需求侧的着力点应在继续保持稳定的投资和出口增速的条件下大力促进消费。促进消费的方式可以通过税收优惠和财政支持等方式推动商品消费向服务消费升级，这不仅直接拉动了消费数量而且推进了产业结构的高级化和服务化。

参考文献

- [1] 蔡昉、陆旸, 2013: 《中国经济的潜在增长率》, 《经济研究参考》第24期。
- [2] 郭庆旺、贾俊雪, 2004: 《中国潜在产出与产出缺口的估算》, 《经济研究》第5期。
- [3] 陆旸、蔡昉, 2014: 《人口结构变化对潜在增长率的影响: 中国和日本的比较》, 《世界经济》第1期。
- [4] 邱晓华、郑京平、万东华、冯春平、巴威、严于龙, 2006: 《中国经济增长动力及前景分析》, 《经济研究》第5期。
- [5] 王少平、杨洋, 2017: 《中国经济增长的长期趋势与新常态下的数量描述》, 《经济研究》第6期。
- [6] 王小鲁、樊纲, 2009: 《中国经济增长方式转换和增长可持续性》, 《经济研究》第1期。
- [7] 王询、孟望生, 2013: 《人力资本投资与物质资本回报率关系研究——基于世代交叠模型的视角》, 《当代财经》第7期。
- [8] 杨子荣、代军勋、葛伟、陶铸, 2015: 《新常态下中国经济增长动力切换研究——基于区域差异视角分析》, 《当代经济科学》第 11 期。
- [9] 余泳泽, 2015: 《改革开放以来中国经济增长动力转换的时空特征》, 《数量经济技术经济研究》第2期。
- [10] 张军、徐力恒、刘芳, 2016: 《鉴往知来: 推测中国经济增长潜力与结构演变》, 《世界经济》第1期。
- 张军、章元, 2003: 《对中国资本存量K的再估计》, 《经济研究》第7期。
- [11] 中国经济增长前沿课题组, 2012: 《中国经济长期增长路径、效率与潜在增长水平》, 《经济研究》第11期。
- [12] 中国经济增长前沿课题组, 2014: 《中国经济增长的低效率冲击与减速治理》, 《经济研究》第12期。
- [13] Andrei, A.M., and R.M.Paun, 2014, "Using Filters and Production Function Method for Estimating Output Gap and Potential GDP for Romania", *Economic Computation & Economic Cybernetics Studies & Research*, Vol.48, 1-21.
- [14] Beveridge, S., and C. R. Nelson, 1981, "A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle," *Journal of Monetary Economics*, Vol.7: 151-174.
- [15] Canova, F., 1998, "Detrending and Business Cycle Facts", *Journal of Monetary Economics*, Vol.41, 475-512.
- Centoni, M., G. Cubadda, and A. Hecq, 2007, "Common Shocks, Common Dynamics, and the International Business Cycle", *Economic Modelling*, Vol.24, 149-166.
- [16] Dorin, M. and D.T. Lazar, 2014, "Estimation of Potential GDP and Output Gap: Comparative Perspective",

Amfiteatru Economic Journal ,Vol.16,951-964.

[17] Fan,C.S.,2004, “Quality, Trade, and Growth”, Journal of Economic Behavior & Organization,Vol. 55, 271-291.

[18] Hecq,A., C.Franz, and J.P.Urbain, 2000, “Permanent-Transitory Decomposition in VAR Models Cointegration and Common Cycles”, Oxford Bulletin of Economics and Statistics,Vol.62, 511-532.

[19] Hecq,A., C., Franz, and J.P.Urbain, 2006, “Common Cycles Features Analysis in VAR Models with Cointegration”, Journal of Econometrics, Vol.132,117-141.

[20] Johansen, S., 1991, “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models, Econometrica, Vol.59, 1551-1580.

[21] King,R.G., C.I.Plosser, and S.T. Rebelo, 1988, “Production, Growth and Business Cycles II. New Direction”, Journal of Monetary Economics,Vol.21,309-341.

[22] King, R. G., C. I. Plosser, J. H. Stock, and M. W. Watson, 1991, “Stochastic Trends and Economic Fluctuations,” American Economic Review, Vol.81, 819-840.

[23] Koop, G., M. H. Pesaran and S. M.Potter, 1996, “Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models”, Journal of Econometrics, Vol.74, 119-147.

[24] Lemoine, M., G. L.Mazzi, M.V. Paola and F.Reynes, 2010, “A New Production Function Estimate of the Euro Area Output Gap”, Journal of Forecasting,Vol.29, 29–53.

[25] Lettau,M.,and S.C.Ludvigson ,2013, “Shocks and Crashes”, NBER Macroeconomics Annual 2013, Vol. 28,293-354.

[26] Osman, M., 2011, “Potential Output and Output Gap for the Gulf Cooperation Council Countries: Alternative Methods”, Journal of Economic and Social Research , Vol.13, 29-44.

[27] Rudebusch, G., and L. E. O. Svensson, “Policy Rules for Inflation Targeting”, in John B. Taylor, ed., Monetary Policy Rules ,University of Chicago Press, 1999.

[28] Vahid,F., and R. F. Engle, 1993, “Common Trends and Common Cycles”, Journal of Applied Econometrics, Vol.8, 341-360.

宏观经济不确定性与出口： 贸易中介是缓冲器还是推动器？

刘 慧¹ 綦建红²

【摘要】在全球经济不确定性持续飙升的新时期，从出口国和目标国两端研究其对我国出口的影响具有更加重要的现实意义。据此，本文一方面利用实物期权理论构建了宏观经济不确定性和贸易中介对我国出口额的影响模型；另一方面采用 2000-2009 年中国对 23 个主要贸易伙伴的出口海关数据进行实证分析，不仅验证了宏观经济不确定性对我国出口额的影响，也分析了贸易中介在其中的调节作用。研究结果发现：国内外宏观经济的不确定性均会对我国出口产生显著的抑制作用，且目标国经济不确定性对我国出口的抑制作用更大；基于贸易方式和产品特征的分组检验进一步说明，宏观经济不确定性对一般贸易和耐用品出口的冲击更大；在宏观经济不确定性抑制出口的过程中，贸易中介既发挥了“缓冲器”的作用，有效缓解目标国不确定性对我国出口的抑制作用，也同时扮演了“推动器”的角色，加剧了国内不确定性对我国出口的阻碍作用。

【关键词】宏观经济不确定性；贸易中介；实物期权

一、引言与文献综述

2016 年，英国脱欧、美国总统选举等全球“黑天鹅”事件的频发，使“经济不确定性”再次成为全球关注的重点。图 1 描述了 2000-2017 年全球经济政策不确定性指数（Economic Policy Uncertainty, EPU）的变化，该指数由芝加哥大学商学院教授 Steven J. Davis 等人在 1997 年创立，追踪了媒体提及经济不确定性的频率。根据图 1，EPU 指数在 9.11 恐袭事件、美国次贷危机、欧债危机时期明显升高，且在 2016 年后由于一系列经济政治事件的发生达到历史最高峰。

¹ 刘慧，山东财经大学金融学院；

² 綦建红，山东大学经济学院；

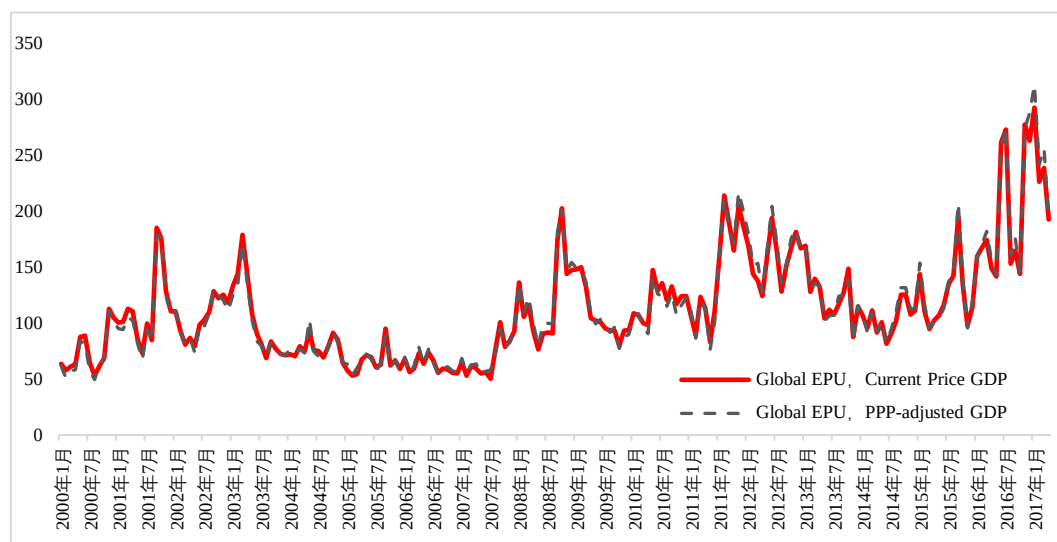


图 1 2000-2017 年全球经济政策不确定性指数 (EPU index)

数据来源: http://www.policyuncertainty.com/global_monthly.html

与此同时, 宏观经济的不确定性也必然影响全球贸易的发展 (世界银行, 2017), 中国亦不例外。如图 2 所示, 我国出口由 2000 年的 2492 亿美元迅速增长为 2016 年的 22200 亿美元, 并跃居成为世界第一大出口国; 但是在此过程中, 无论是 2001 年的恐袭事件, 还是 2008 年的金融危机, 均导致我国的出口增长率大幅回落, 充分暴露出我国出口增长的不稳定性。这种高增长、高降落的出口模式显然不利于我国出口乃至整个经济的平稳发展。基于此, 学者们开始研究外部经济冲击对我国出口的影响, 并对我国出口的关注从“增长数量”转向“增长质量” (施炳展, 2010; 钱学锋和熊平, 2010)。特别在全球经济不确定性飙升的新时期, 面对着复杂多变的国际形势, 如何实现出口贸易的稳定增长, 已成为我国“十三五”期间面临的重要问题。

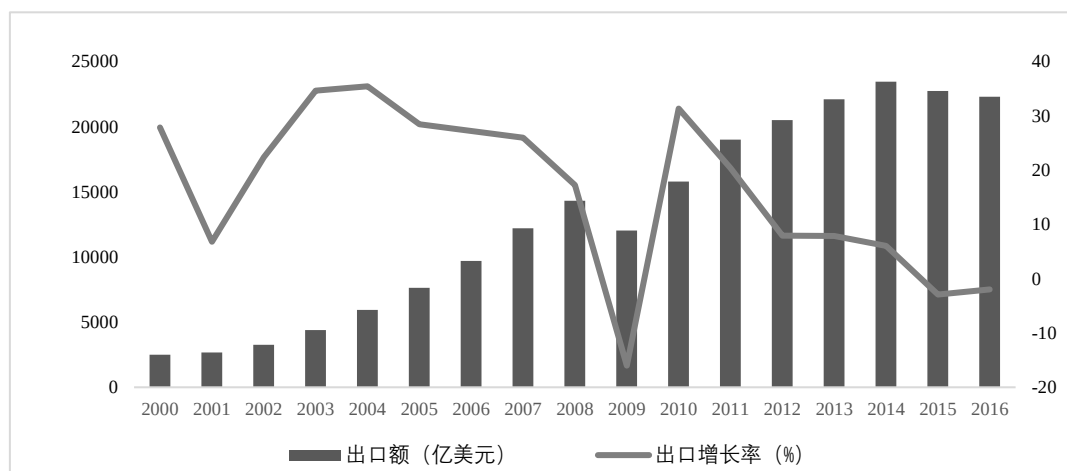


图 2 2000-2017 年中国出口额和增长率

数据来源: 中国统计局网站 (<http://www.stats.gov.cn/tjsj/>)

尽管宏观经济不确定性对一国出口贸易的影响早有学者涉及（Ghironi 和 Meltiz, 2005），但 2008 年的“贸易大崩溃”给该领域的研究提供了新的事实依据。诸多学者以此为背景，不仅从需求和供给层面对宏观经济不确定性的影响进行理论解释（Eaton 等，2016；Bems 等，2013），而且采用多种测算方法对这种影响进行量化分析（Bloom, 2009；Taglioni 和 Zavacka, 2013；Novy 和 Taylor, 2014）。但是，现有研究至少存在三方面可以改进的空间：

在宏观经济不确定性的度量方面，正如 Taglioni 和 Zavacka（2013）所指出的，现有文献多将宏观经济不确定性局限于汇率波动，并单纯从汇率角度研究经济不确定性对一国贸易的影响（Greenaway 等，2010），这是一种偏颇而不合理的做法，会导致研究结果产生一定的偏差（Baum 等，2004）。为此，国内外学者不断尝试对此进行改进与完善，例如，有的学者将经济不确定性区分为收入不确定性和汇率不确定性，分别研究二者对发达国家和发展中国家贸易的差异性影响（Grier 和 Smallwood, 2007）；也有的学者利用 GDP 增长率的波动性作为宏观经济不确定性的代理变量（Bloom, 2014）。而本文在度量宏观经济不确定性时，一方面参照 Taglioni 和 Zavacka（2013）的做法，采用股票市场的波动对一国经济的不确定性进行衡量，同时利用经济政策不确定性指数（EPU Index）进行稳健性检验；另一方面将国内经济不确定性也纳入考察范围，从出口国和目标国两端比较和分析宏观经济不确定性对我国出口影响的差异性。

在宏观经济不确定性影响出口的机制方面，现有研究认为不确定性会通过价格、收入等方式作用于出口（陈斌开等，2010），属于出口企业面对经济不确定性的一种被动反应。但是本文认为，在面对宏观经济不确定性时，企业不只是被动适应，更会主动调整。这是因为，根据实物期权理论，在不确定性环境下减少或者放弃现阶段的出口量，主动选择下一阶段的出口延迟会给企业带来额外的期权价值，而此期权价值的存在是企业进行出口行为选择的重要标准（Dixit, 1989；Dixit and Pindyck, 1994）。基于此，本文首次尝试利用实物期权理论研究经济不确定性对我国出口的影响。实物期权理论的应用不仅能强调企业在不确定性环境中的主动性，还能运用金融领域的期权定价方法对出口企业在不确定性下的“实物期权价值”进行量化分析，使经济不确定性对出口影响的定量研究成为可能。

在应对宏观经济不确定性的政策角度方面，国内外学者多从出口结构、二元边际等角度提出应对经济不确定性的政策建议（钱学锋和熊平，2010；黄先海等，2015；Taglioni 和 Zavacka, 2013），而本文尝试从贸易中介这一全新的角度给出答案。这是因为，近年来贸

易中介作为一种有别于直接出口企业的存在，在一国出口中的重要作用已被众多学者所证实（Bernard 等，2014；Crozet 等，2013；Abel-Koch，2013）。Ahn 等（2011）、Tang 和 Zhang（2013）采用中国出口数据也发现，贸易中介出口一直占据我国总出口的 20% 以上，成为我国企业参与国际贸易、开拓海外市场的重要力量之一。值得注意的是，作为旨在连接国内供给商和国外消费者的中介机构，贸易中介对海外市场具有较高的熟识度和完善的销售网络，贸易中介能否有效应对海外经济不确定性和国内经济不确定性对出口的双重冲击，其答案显然能够为促进我国出口贸易的稳定发展提供新的思路。令人遗憾的是，迄今为止尚未有学者对此做过任何尝试与检验。

据此，本文围绕两个问题进行分析：一是国内外宏观经济的不确定性是否会对我国出口产生抑制性作用；二是贸易中介在其中是发挥“缓冲器”还是“推进器”的作用。基于此，本文的结构安排如下：第二部分构建经济不确定性对我国出口影响的理论模型，并提出本文的理论假设；第三部分描述中国对 23 个主要贸易伙伴的出口情况，并对这些国家的经济不确定性程度进行衡量。在此基础上，以产品-目标国-时间为维度计算贸易中介出口的占比，利用统计性分析方法初步验证经济不确定性、贸易中介和我国出口之间的关系；第四部分利用固定效应面板回归分析国内外经济不确定性冲击对我国出口的影响，分组验证不确定性对不同贸易方式和不同特征产品出口的影响差异性；第五部分通过加入贸易中介占比变量和交互项，分析贸易中介是缓解还是加剧了经济不确定性冲击对我国出口的影响，论证贸易中介在其中的调节作用；第六部分提出结论与政策建议。

二、理论模型和基本假说

本文假定在一国市场中只存在一家出口企业。在出口中，该企业需支付不可逆的进入成本 I ，且企业出口价值为：

$$V = YD(Q) \quad (6)$$

其中， $D(Q)$ 衡量了排除市场波动后企业所面临的市场需求， Y 则刻画了国内外市场的波动情况，即衡量企业出口所面临的宏观经济不确定性。

参照 Dixit 和 Pindyck（1994）的经典实物期权模型，本文假设 Y 服从标准几何布朗运动的变化，即：

$$dY = \alpha Y dt + \psi \sigma_M Y dz \quad (7)$$

其中, a 是市场前景的漂移率; σ_M 代表市场波动的方差, 并由目标国市场波动 (σ_i) 和国内市场波动 (σ_C) 两部分组成; $\psi > 0$ 衡量了出口企业对市场波动的敏感度, 本文认为该值与企业的出口贸易方式和出口产品等密切相关; dz 是维纳过程的增量, 其均值和方差分别为 0 和 dt 。式 (2) 表示国内外市场的现状是已知的, 但未来情况存在不确定性, 且随着时间 t 进行波动。

由于一国企业对国内市场较为熟悉, 对国内宏观经济不确定性的把控力相对较强, 国内市场波动给企业造成的不确定性程度要小于国际市场, 故本文假设市场波动的方差如式 (3) 所示:

$$\sigma_M = \sigma_{i+\tau C} = \sigma_i + \tau \sigma_C + 2\rho_{iC}\sigma_i(\tau \sigma_C) \quad (8)$$

其中, σ_i 和 σ_C 分别表示目标国和国内市场波动的方差, $\tau < 1$ 衡量了企业对国内市场波动的控制能力, ρ_{iC} 为目标国和国内市场波动的相关系数。基于世界经济的一体化和联动性, 本文假设 $0 < \rho_{iC} < 1$ 。

企业在不确定环境下的出口选择如同其持有一个延迟期权, 赋予企业在未来某一时间出口的权利。如果未来国内外市场情况较好, 企业会执行期权, 进行出口; 但是如果未来市场情况变差, 企业会放弃期权, 即减少或放弃现阶段的出口额。由此可见, 企业出口选择的价值可视为市场波动 Y 的函数, 企业目标为出口选择价值最大化, 即:

$$F(Y) = \max E[(V(Y) - I)e^{-rT}] \quad (9)$$

其中, $F(Y)$ 为出口选择的价值, $E(\cdot)$ 表示期望算子, $V(Y) - I$ 为企业 t 时的出口净收益, r 为贴现率。同时, 本文假设 $a < r$, 否则 T 越大, $F(Y)$ 越大, 企业会无限期延迟其出口时机, 则式 (4) 不存在最优解。

根据实物期权理论, 为准确衡量企业的出口选择, 需要找出企业进行出口的临界条件 Y^* , 当市场条件 $Y > Y^*$ 时, 企业执行延迟期权, 开始出口。据此, 本文参照 Dixit 和 Pindyck (1994) 采用或有权益分析法 (Contingent claims analysis) 将企业持有的期权价值与某种资产组合对冲, 以保证企业可以获得市场无风险利率。

本文构建这样一个组合, 其中包括一单位延迟期权 (F) 的多头以及 $n = F'(V)$ 单位出口资产 (V) 的空头。在时间 $(t + dt)$ 中, 这个组合的持有者一方面可以获得组合的价值增值, 包含延迟期权的价值增值 (dF) 和出口资产的价值增值 (ndV), 即 $dF - ndV$; 但是另一方面, 除了资产增值外, 企业持有每单位的出口资产空头还必须支付给多头一定的利

息，即 δVdt ，其中 $\delta = r - a$ 为企业持有延迟期权的机会成本。故在 $(t + dt)$ 内，持有该组合的总收益为： $dF - ndV - n\delta Vdt$ 。

其中，根据伊藤引理，可得：

$$dF = F'(V)dV + \frac{1}{2}F''(V)(dV)^2 \quad (10)$$

由于 $V = YD(Q)$ ，可知： $dV = DdY$ ，则式（5）可化简为：

$$dF = F'(V)DdY + \frac{1}{2}F''(V)D^2(dY)^2 \quad (11)$$

又由于 $dY = aYdt + \psi\sigma_M Ydz$ 和 $(dY)^2 = \psi^2\sigma_M^2 Y^2 dt$ ，式（6）可化简为：

$$dF = F'(V)D(aYdt + \psi\sigma_M Ydz) + \frac{1}{2}F''(V)\psi^2\sigma_M^2 Y^2 dt \quad (12)$$

据此，所构建的资产组合的总收益为：

$$dF - ndV - n\delta Vdt = \frac{1}{2}F''(V)\psi^2\sigma_M^2 D^2 Y^2 dt - F'(V)\delta YDdt \quad (13)$$

由于本文假设该组合收益为无风险收益，所以其收益与 $r(F - nV)dt$ 相同，即：

$$Q = \frac{1}{2}F''(V)\psi^2\sigma_M^2 D^2 Y^2 - F'(V)\delta YD - r(F - nV) = 0 \quad (14)$$

为求解延迟期权价值 F 和最优出口收益的临界值 V^* ，函数 $F(V)$ 必须满足以下条件：

初始条件：

$$F(0) = 0 \quad (15)$$

最优条件：

$$F(V^*) = V^* - I; F'(V^*) = 1 \quad (16)$$

为满足初始条件， $F(V)$ 应采取下列形式：

$$F(V) = A_1 V^{\beta_1} + A_2 V^{\beta_2} \quad (17)$$

其中， A_1 和 A_2 为待解参数， β_1 和 β_2 为方程的根。当企业出口的利润 $V = YD(Q)$ 趋向于0时，企业到达出口临界值的可能性极小，这时企业的延迟期权价值也趋近于0，由此可知 $A_2 = 0$ ，即 $F(V) = A_1 V^\beta$ 。据此，式（8）可化简为：

$$Q = \frac{1}{2}\psi^2\sigma_M^2 \beta^2 + \left(r - \delta - \frac{1}{2}\psi^2\sigma_M^2\right)\beta - r = 0 \quad (18)$$

假设 β 为上述一元二次方程的根，则有：

$$\beta = \left[\frac{1}{2} - \frac{r-\delta}{\psi^2 \sigma_M^2} \right] + \sqrt{\left[\frac{r-\delta}{\psi^2 \sigma_M^2} - \frac{1}{2} \right]^2 + \frac{2r}{\psi^2 \sigma_M^2}} > 1 \quad (19)$$

同时, 将 $F(V) = A_1 V^\beta$ 代入初始条件 (10) 和最优条件 (11) 方程, 求出企业出口的市场条件临界值和出口价值临界值, 分别为:

$$Y^* = \frac{\beta}{\beta-1} \frac{\delta I}{D} \text{ 和 } V^* = \frac{\beta}{\beta-1} I \quad (20)$$

也就是说, 当国内外市场环境和企业出口的价值达到以上临界值时, 企业才会执行延迟期权, 进行出口。利用式 (3)、(13) 和 (15), 得到 β 对 σ_i 和 σ_C 的导数, 即:

$$\frac{\partial \beta}{\partial \sigma_i} = - \frac{\partial Q / \partial \sigma_i}{\partial Q / \partial \beta} = - \frac{\psi^2 \sigma_M \beta (\beta-1) (1+2\rho_{ic} \tau \sigma_C)}{\psi^2 \sigma_M^2 \left(\beta - \frac{1}{2} \right) + (r-\delta)} < 0 \quad (21)$$

$$\frac{\partial \beta}{\partial \sigma_C} = - \frac{\partial Q / \partial \sigma_C}{\partial Q / \partial \beta} = - \frac{\tau \psi^2 \sigma_M \beta (\beta-1) (1+2\rho_{ic} \tau \sigma_C)}{\psi^2 \sigma_M^2 \left(\beta - \frac{1}{2} \right) + (r-\delta)} < 0 \quad (22)$$

根据式 (15), V^* 是关于 β 的减函数, 进而得到 V^* 关于 σ_i 和 σ_C 的导数:

$$\begin{aligned} \frac{\partial V^*}{\partial \sigma_i} &= \frac{\partial V^*}{\partial \beta} \frac{\partial \beta}{\partial \sigma_i} = \frac{\psi^2 \sigma_M \beta I (1+2\rho_{ic} \tau \sigma_C)}{(\beta-1) \left[\psi^2 \sigma_M^2 \left(\beta - \frac{1}{2} \right) + (r-\delta) \right]} > 0 \\ \text{且 } \frac{\partial V^*}{\partial \sigma_C} &= \frac{\partial V^*}{\partial \beta} \frac{\partial \beta}{\partial \sigma_C} = \frac{\tau \psi^2 \sigma_M \beta I (1+2\rho_{ic} \tau \sigma_C)}{(\beta-1) \left[\psi^2 \sigma_M^2 \left(\beta - \frac{1}{2} \right) + (r-\delta) \right]} > 0 \end{aligned} \quad (23)$$

根据式 (16)、(17) 和 (18), 在其他变量不变的情况下, σ 增大会使 β 值减小, V^* 值增大。这是因为, σ 越大, 企业出口所面临的不确定性越大, 此时企业持有的期权价值就越大, 进而导致企业推迟执行实物期权, 由此得出本文的假说 1:

假说 1: 宏观经济不确定性 σ 的增大会促使企业减少或者放弃现阶段出口, 导致一国出口额的下降。

根据式 (18), 由于 $0 < \tau < 1$, 可知 $\frac{\partial V^*}{\partial \sigma_i} > \frac{\partial V^*}{\partial \sigma_C}$, 据此得到本文的假说 2:

假说 2: 与国内经济不确定性相比, 目标国宏观经济不确定性对一国出口冲击力更大。

根据式 (18) 又可知: $\frac{\partial^2 V^*}{\partial \sigma_i \partial \psi} > 0$ 和 $\frac{\partial^2 V^*}{\partial \sigma_C \partial \psi} > 0$, 这意味着宏观经济不确定性对企业出口的冲击力度依赖于企业对不确定性的敏感度 ψ , 且 ψ 越大, 不确定环境下企业持有的延迟期权价值越大, 越倾向于进行出口延迟、放弃出口。与此同时, 本文认为企业对不确定性的敏感度 ψ 与企业出口方式 (一般贸易和加工贸易) 和出口产品 (耐用品和非耐用品) 相

关。具体来说,相较于一般贸易,加工贸易仅进行原材料的轻加工和装配,并不深度参与生产过程,对国内外经济不确定性的敏感度较差,即 $\psi_{pt} < \psi_{ot}$,据此提出本文的假说 3:

假说 3: 相较于一般贸易,宏观经济不确定性对加工贸易的冲击力较大。

此外,耐用品一般为使用时间较长、生产价格较高的产品,出口该类产品的企业受经济环境的影响较大。与此相对比,非耐用品多为一次性消费的商品,产品价格低,消费者可以经常、反复性购买,经济不确定性对出口该类产品企业的冲击较小,即 $\psi_{ndt} < \psi_{dt}$,基于此,得出本文的假说 4:

假说 4: 相较于非耐用品出口,宏观经济不确定性对耐用品出口的冲击力较大。

在贸易中介对经济不确定性冲击的调节作用方面,本文认为一方面,由于贸易中介对海外市场较为熟悉,对目标国经济不确定性的掌握程度较高,即 $\sigma_{i,inter} < \sigma_i$,故基于较为健全的营销网络等,贸易中介在不确定性环境中的延迟期权价值较小,所以在面临目标国经济不确定性冲击时,贸易中介的延迟倾向较弱,经济不确定性对其的冲击较小;但是另一方面,针对国内经济的不确定性,贸易中介的优势无法显现,所以无法确定贸易中介面对国内经济不确定性的表现,据此提出本文的假说 5:

假说 5: 贸易中介有助于缓解目标国经济的不确定性对一国出口的抑制作用。

三、数据整理与典型化事实描述

(一) 数据整理

一方面,采用 2000-2009 年中国出口海关数据库作为本文的观测样本来源。这是因为,其一,该样本期涵盖了两次全球经济不确定性的升高(2001 年和 2008 年前后),足以研究经济不确定性对我国出口的影响情况;其二,该数据库记载了每一年中国所有的出口交易情况,囊括了出口企业名称、企业所有权类型、目标国、出口产品种类、出口金额等相关信息。值得注意的是,鉴于商品名称及编码协调制度(Harmonized System)先后于 1996、2002、2007 年对部分产品编码进行了更新,因此为保证产品编码的一致性,本文将各年的出口产品编码统一调整为 HS1992。

另一方面,根据国家数据的可得性,本文选取 23 个主要贸易国家作为目标国,其中包括:7 个亚洲国家和地区(马来西亚、日本、韩国、中国香港、新加坡、印度和印度尼西亚)、8 个欧洲国家(奥地利、比利时、德国、法国、瑞士、希腊、英国和荷兰)、3 个南美洲国家(阿根廷、巴西和智利)、3 个北美洲国家(美国、加拿大、墨西哥)和 2 个大洋洲

国家（澳大利亚和新西兰）。在 2000-2009 年间，这 23 个国家在中国总出口中的占比高达 73%-82%，彰显出其在我国出口中的代表性。据此，本文获得时间-产品-目标国三维数据 663831 个。

（二）典型化事实

1. 宏观经济不确定性的测度

本文参照最新研究文献，一方面采用一国股票市场的年波动率衡量其经济不确定性程度（Taglioni 和 Zavacka, 2013; Novy 和 Taylor, 2014），见图 3；另一方面采用 EPU 指数进行稳健性检验。

根据图 3 可以看出，在中国国内经济不确定性方面，2000-2007 年间，中国股票市场的波动率一直保持在 20%左右，但是 2007、2008 两年的波动率突然分别上升至 38%和 45%，意味着中国经济受到了全球经济危机的强烈冲击，其不确定性明显提高；2009 年股票波动率又重新下降到 30%以下，说明国内经济在经历冲击后走向平稳。

在目标国的经济不确定性方面，大多数国家在 2000-2009 年间的不同时期经历了股票波动率的明显上升：一是 2000 年前后，由于亚洲金融危机的影响，部分国家（特别是亚洲国家）的宏观经济不确定性程度迅速提高；二是 9.11 事件及其后期全球反恐升级使美国和欧洲部分国家面临经济衰退，其宏观经济不确定性在此期间呈现出上升趋势；三是 2008 年前后，由美国次贷危机引发的经济危机是各国不确定性增大的重要原因，在这期间各国股票波动率升高，预示着较高的经济不确定性程度。

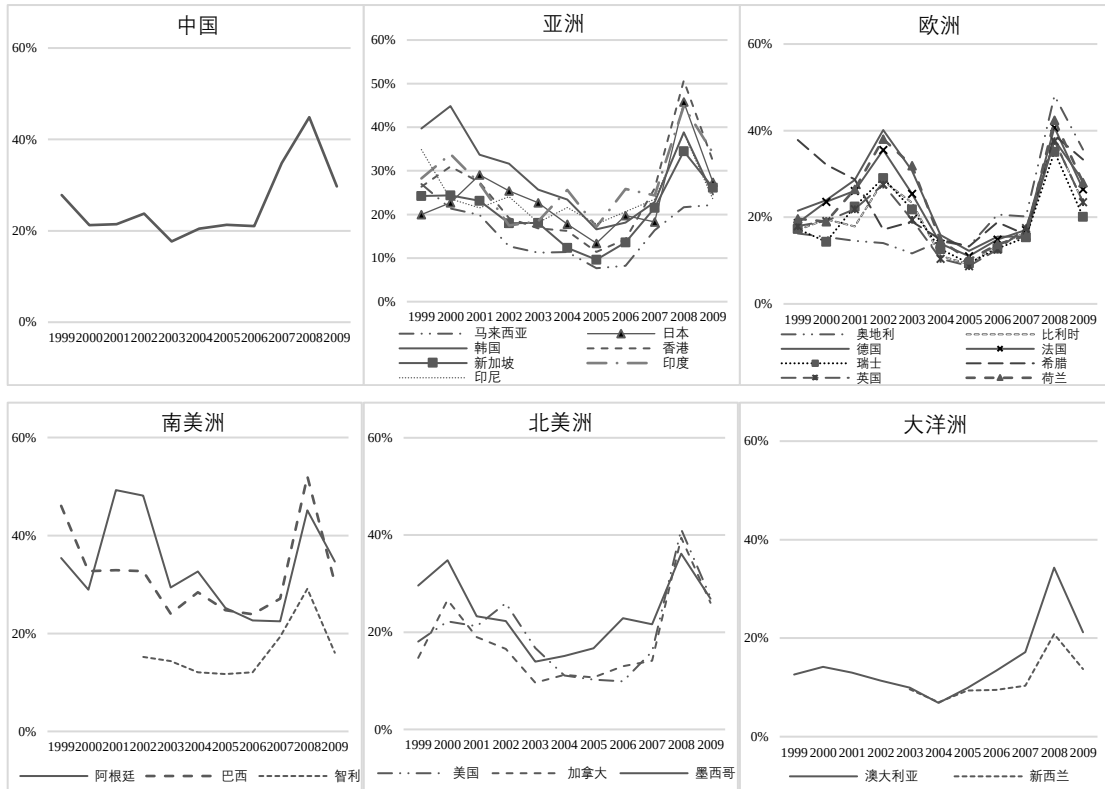


图 3 中国和 23 个目标国市场的经济不确定程度

2. 中国对目标国的出口变化

图 4 分别列示了 2000-2009 年间中国的整体出口额和对上述 23 个目标国的分国别出口额。在样本期间，中国对世界的出口额呈现突飞猛进的增长态势，由 2000 年的 2428 亿美元迅速增长到 2008 年的 13380 亿美元，增幅高达 450%，占全球出口比重的 11.8%。但是，由于受到全球经济危机的影响，中国出口额在 2009 年呈现明显的下降趋势，由 2008 年的 13380 亿美元下降到 2009 年的 11167 亿美元。其中，中国对 23 个目标国的出口与总体情况相类似，即在 2000-2008 年也经历了较大增幅，但是这一增长趋势被 2008 年金融危机所打断，中国对各国的出口在 2009 年均出现了程度不同的下降态势。其中，对瑞士和阿根廷的下降幅度最大，均为-31.83%。

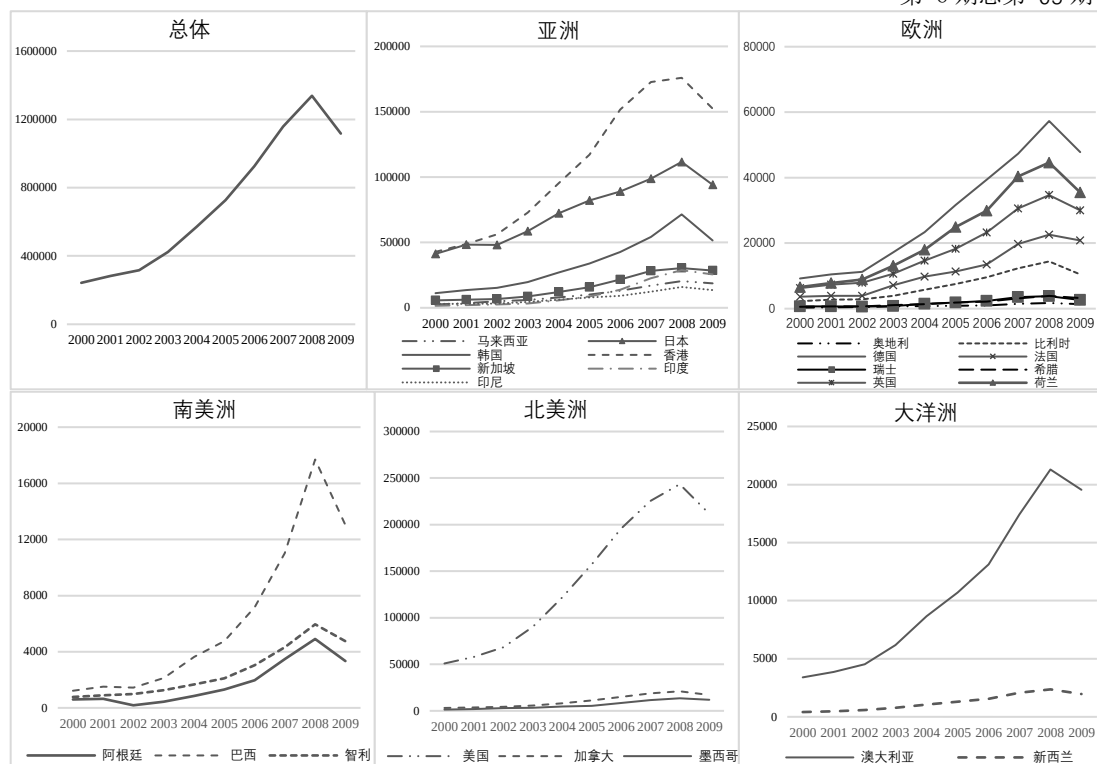


图 4 中国对 23 个目标国市场的出口额

3. 贸易中介在中国出口中的角色

本文参照 Taglioni 和 Zavacka (2013) 的做法, 采用占比法衡量一国出口的组成结构, 并在时间-产品-目标国维度上计算贸易中介出口在总出口中的比重, 以此来衡量贸易中介在该种组合出口中的重要性。与此同时, 本文参照 Ahn 等 (2011) 的方法, 利用中国出口海关数据库中的企业名称区分贸易中介和直接出口企业。具体来说, 当企业名称中含有“贸易”、“进出口”、“经贸”、“科贸”、“外贸”等字眼时, 该企业归类为贸易中介, 否则为直接出口企业。

基于此, 本文得出在时间-产品-目标国维度下, 我国贸易中介出口占比的核密度情况, 如图 5 所示。根据图 5 可知, 贸易中介在我国出口中的作用呈现明显的两极分化态势, 其中贸易中介出口占比为 0 的样本高达 28.9%, 而贸易中介出口占比大于 90% 的样本占据了 15.3%, 贸易中介出口占比的这种 U 性分布可能源于其出口的特殊性。具体来说, 尽管贸易中介能帮助企业将产品出口到难以进入的市场, 但中介费用的支付使企业面临较大的可变成本 (Bernard 等, 2010; Akerman, 2014), 所以当某种产品-目标国组合容易出口时, 绝大多数企业不会借助贸易中介进行间接出口, 从而导致贸易中介出口占比为 0 的

比重较高；当某种产品-目标国组合较难出口时，大多数企业会由于能力有限选择借助贸易中介进行间接出口，使贸易中介出口占比达到 90%以上的比重也较高。

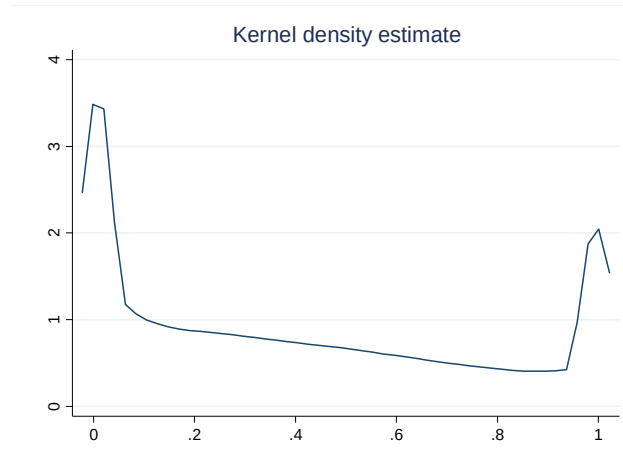


图 5 贸易中介出口占比的核密度图

为了进一步分析国内外经济不确定性对我国出口的影响以及贸易中介在其中的作用，本文将分别考察贸易中介出口占比在不同水平下，国内外经济不确定性与我国出口之间的关系。如图 6 所示，左图和右图分别刻画了在不同贸易中介出口占比下，目标国和国内经济不确定性对我国出口的影响。其一，不管是左图还是右图，经济不确定性与我国出口之间的直线斜率均为负，意味着两者之间呈显著的负相关关系，换言之，目标国和国内经济不确定性的提高均会对我国出口产生抑制性作用；其二，从左图可以看出，随着贸易中介占比由 10% 上升至 70%，直线的倾斜度在不断降低，说明目标国经济不确定性对我国出口的负向作用在逐步减弱，即贸易中介出口占比的增加缓解了目标国经济不确定性对我国出口的抑制作用；其三，与左图相反，在右图中，随着贸易中介出口占比的提升，直线的倾斜度在不断增大，意味着国内经济不确定性对我国出口的负向作用在不断加重，即贸易中介出口占比的增加加剧了国内经济不确定性对我国出口的阻碍作用。

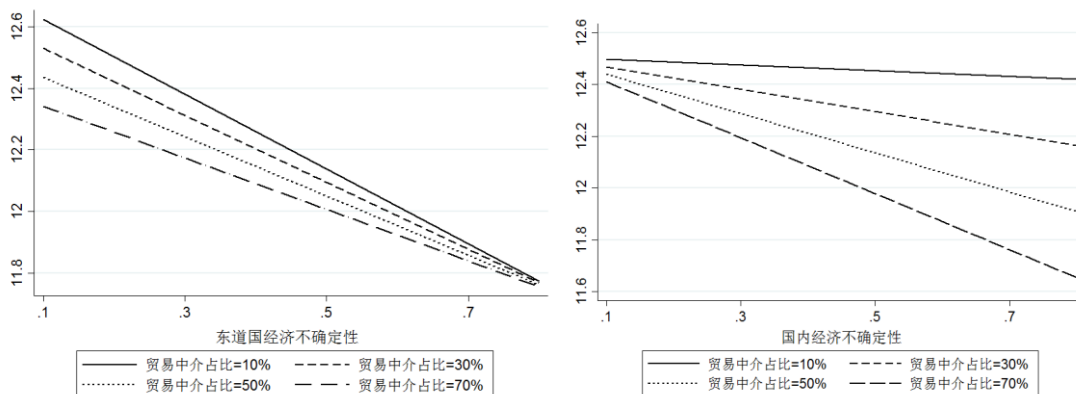


图 6 贸易中介占比与经济不确定性对我国出口的抑制

通过上文的统计性分析,可以初步得到:国内外宏观经济的不确定性均会对我国出口产生抑制作用。在目标国经济不确定性对我国出口的冲击中,贸易中介能够发挥“缓冲器”的稳定作用;但是,在国内经济不确定性对我国出口的冲击中,贸易中介却成为导致出口不稳定的“推动器”。对此,下文将采取更为科学严谨的实证分析对上述结论进行进一步的检验。

四、宏观经济不确定性会抑制我国出口吗?

(一) 变量选取和模型设计

1. 被解释变量

被解释变量 ($\ln Value_{pit}$) 代表中国在 t 年对 i 国出口产品 p 的金额的对数形式 (单位: 美元), 数据来源于中国出口海关数据库。

2. 解释变量

目标国和国内经济不确定性 ($Uncer_{i,t-1}$ 和 $Uncer_{c,t-1}$), 分别采用目标国和中国股票市场的波动率进行衡量。为了解决经济不确定性与我国出口中间存在的“内生性”问题, 并考虑经济不确定性对出口影响的延迟性, 本文将滞后一期变量引入模型, 数据来源于 YAHOO 财经。

3. 控制变量

参照引力模型, 本文将影响中国出口额的其他变量作为控制变量引入模型, 包括:

(1) 目标国和中国的国内生产总值 ($\ln GDP_{it}$ 和 $\ln GDP_{ct}$), 以 2005 年不变价格来衡量, 数据来源于世界银行。(2) 出口可变成本 ($\ln Varcost_{it}$), 将中国与目标国的地理距离与布伦特 (Brent) 原油价格的乘积作为中国出口成本的衡量变量, 两国距离数据来源于 CEPII 数据库。(3) 双边实际汇率 (RER_{it}), 借鉴 Berman 等 (2012) 等经典文献, 本文将双边实际汇率的表达式定义为: $RER_{it} = ER_{it}(CPI_{it}/CPI_t)$, 其中, ER_{it} 为直接标价法下的人民币名义汇率, 数据来源于 PWT7.1 (Penn World Table 7.1); CPI_{it} 和 CPI_t 分别为东道国市场 i 和中国在 t 期的消费者价格指数, 数据来源于世界发展指标数据库 (World Development Indicator)。基于此, 表 1 给出了各变量的统计性描述。

表 1 变量的统计性描述

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
$LnValue_{pit}$	663831	12.3236	2.9640	1.2154	23.8679
$Uncer_{i,t-1}$	649669	0.2188	0.0985	0.0685	0.5208
$Uncer_{c,t-1}$	663831	0.2597	0.0819	0.1767	0.4486
$LnGDP_{it}$	663831	27.1934	1.3240	24.6747	30.3203
$LnGDP_{Ct}$	663831	28.4828	0.4818	27.8121	29.2385
$LnVarcost_{it}$	663831	12.5632	0.9115	10.0594	14.4418
RER_{it}	620377	5.1432	4.2583	0.0005	15.2447

说明：结果由 stata13.0 完成。

为验证国内外经济不确定性我国出口的影响，本文在时间-产品-目标国三维维度下进行回归，建立基准回归方程如下：

$$LnValue_{pit} = a + \beta_1 Uncer_{i,t-1} + \beta_2 Uncer_{c,t-1} + \beta_3 LnGDP_{it} + \beta_4 LnGDP_{Ct} + \beta_5 RER_{it} + \beta_6 LnVarcost_{it} + v_{pi} + \mu_t + \varepsilon_{pit} \quad (24)$$

其中， $LnValue_{pit}$ 代表中国对目标国*i*出口产品*p*的金额的对数； $Uncer_{i,t-1}$ 和 $Uncer_{c,t-1}$ 分别为目标国*i*和中国在*t* - 1期的经济不确定性程度； $LnGDP_{it}$ 和 $LnGDP_{Ct}$ 分别代表出口目标国和中国国内生产总值； RER_{it} 为双边实际汇率； $LnVarcost_{it}$ 为出口的可变成本； v_{pi} 为产品-目标国固定效应， μ_t 为时间固定效应， ε_{pit} 为残差项。

（二）基准回归结果

本文采用面板固定效应（FE）的方法进行回归，为控制潜在的变量异方差和序列相关问题，对所有回归系数的标准误都在产品-目标国层面上进行 Cluster 处理，回归结果如表 2 所示。同时，为验证回归结果的稳健性，本文还采用经济政策不确定性指数（EPU Index）代替股票市场波动率来衡量一国经济的不确定程度，结果亦如表 2 所示。

从经济不确定性的系数符号来看，不管是基准回归还是稳健性检验，目标国（ $Uncer_{i,t-1}$ ）和国内经济不确定性变量（ $Uncer_{c,t-1}$ ）的系数均显著为负，意味着目标国和国内宏观经济的不确定性均对我国出口具有明显的抑制作用，证实了本文的假说 1。究其原因，一方面，目标国经济的不确定性意味着产品海外需求的不确定，在此情形下，鉴于“延迟期权价值”的存在，我国企业多会采取“等待和观察”策略，已出口企业会减少或暂停对该国的出口，潜在出口企业也会推迟对该国的出口计划，导致我国对目标国出口额的减少；另一方面，国内经济不确定性的增大会对国内出口企业的生产和运营造成冲击，具体表现为：国内经济的不稳定会造成实体经济的较大波动，严重影响国内出口企业的原材料购买、生产等；同时，国内经济的不稳定还会通过金融机构等虚拟经济间接影响企业的生产和出口。在国内经济存在较大不确定性时，银行等金融机构的信贷政策也会呈现较大

变动,影响出口企业的资金状况,进而造成企业出口的资金成本呈现不确定性。正是基于这种原材料等生产成本和资金使用成本的不确定,企业会采取减少或者放弃现阶段的出口计划,导致出口额的减少。

表 2 宏观经济不确定性与中国出口额

	全样本		贸易方式		产品特征	
	基准回归	稳健性检验	一般贸易	加工贸易	耐用品	非耐用品
$Uncer_{i,t-1}$	-1.1638*** (-30.40)	-0.0013*** (-10.71)	-1.2894*** (-32.85)	-0.5418*** (-9.01)	-1.2045*** (-21.35)	-1.1471*** (-21.99)
$Uncer_{c,t-1}$	-0.3833*** (-10.90)	-0.0008*** (-10.21)	-0.6851*** (-19.08)	-0.0347 (-0.64)	-0.5040*** (-9.66)	-0.3156*** (-6.59)
$LnGDP_{it}$	1.0729*** (37.91)	1.0757*** (28.74)	0.9103*** (31.86)	0.7403*** (16.32)	1.0289*** (24.88)	1.0728*** (39.10)
$LnGDP_{ct}$	0.8479*** (48.22)	0.8470*** (32.47)	1.0593*** (59.05)	0.3862*** (14.21)	0.7719*** (29.71)	0.9364*** (39.10)
REX_{ict}	0.0971*** (5.59)	0.1963*** (8.02)	0.1136*** (6.37)	0.1715*** (6.24)	0.0181 (0.70)	0.1820*** (7.73)
$LnVarcost_{it}$	-0.0069 (-1.49)	0.0008 (0.14)	0.0078 (1.65)	-0.0089 (-1.23)	-0.0166** (-2.47)	-0.0011 (-0.18)
常数项	-42.5909*** (-124.27)	-45.3858*** (-151.46)	-45.6057*** (-130.95)	-20.9456*** (-23.69)	-36.9323*** (-71.86)	-37.6501*** (-49.00)
产品-目标国	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R2	0.0477	0.0498	0.0476	0.0435	0.0601	0.0386
N	611819	336275	594816	298517	318912	283052

说明: 回归结果由 stata13.0 完成, **、*、* 分别表示参数的估计值在 1%、5%、10% 的统计水平上显著, 括号内数值为 t 统计值; “YES”表示模型中加入了固定效应。

从经济不确定性的系数大小来看, 根据基准回归结果, 目标国经济不确定性变量 ($Uncer_{i,t-1}$) 的系数为-1.1638, 而国内不确定性 ($Uncer_{c,t-1}$) 的系数仅为-0.3833, 说明目标国不确定性和国内不确定性每提高 1%, 中国出口额分别减少 1.16% 和 0.38%。由此可见, 目标国不确定性对我国出口的抑制作用明显大于国内不确定性的抑制作用。基于政策经济不确定性指标的稳健性结果也印证了这一点, 且这一结果与 Taglioni 和 Zavacka (2013) 的研究不谋而合, 这主要是源于相较于国内经济不确定性, 我国企业对目标国经济不确定性的把控力较差、敏感度较强, 导致企业在面对目标国经济不确定性时, 更倾向于通过延迟出口缓解不确定性带来的风险, 造成目标国经济不确定性对出口的冲击更大, 证实了本文的假说 2。

从控制变量来看, 目标国和中国 GDP 的系数为正值, 且均在 1% 的水平上显著有效, 意味着目标国和中国国内生产总值即经济规模越大, 中国对该目标国的出口就越多, 这与引力模型预测的结果保持一致; 双边实际汇率变量的系数显著为正, 说明在直接标价法下, 该变量值越大 (人民币贬值) 会促进中国出口的增加; 出口成本变量对中国出口的作

用并不显著，这可能是因为在世界各国交通便利化和贸易便利化的双重“利好”下，距离成本对出口的抑制作用逐步削减。

（三）分组检验结果

1. 基于贸易方式的分组检验

本文按照贸易方式将企业出口划分为一般贸易和加工贸易，分析宏观经济不确定性对不同贸易方式出口的影响，结果见表 2 所示¹。根据表 2 可知，在一般贸易中，目标国（-1.2894）和国内经济不确定性（-0.6851）均能显著抑制我国出口，而且目标国经济不确定性对出口的抑制作用更为剧烈；在加工贸易中，虽然目标国经济不确定性（-0.5418）对出口的抑制作用较为显著，但国内经济不确定性的作用并没有得到彰显。究其原因，加工贸易是指对原材料等进行轻加工或装配业务，在经济中的参与度较低、对宏观经济不确定性的敏感度较弱，故在不确定性环境下，企业基于延迟期权价值放弃出口的积极性不够，使其出口受目标国宏观经济不确定性的影响小于一般贸易，而且在遭受国内经济不确定性时，从事加工贸易的企业有可能会更加青睐海外市场，加大出口力度，从而导致国内经济不确定性对加工贸易的抑制作用并不显著，验证了本文的假说 3。

2. 基于产品特征的分组检验

已有研究认为，耐用品出口是经济不确定性对出口冲击的主要作用渠道（Taglioni 和 Zavacka, 2013）。基于此，本文按 Kroszner 等（2007）的标准将出口产品划分为耐用品和非耐用品两类，并验证经济不确定性在其中的差异性影响，结果亦见表 2。在两类产品出口中，目标国和国内经济不确定性的系数皆显著为负，意味着不管是耐用品还是非耐用品，宏观经济的不确定均会使企业延缓现阶段出口，导致出口额降低，这与前面的分析保持一致。但是值得注意的是，与对非耐用品出口的抑制作用（-1.1471 和 -0.3156）相比，宏观经济不确定性对耐用品出口的抑制作用（-1.2035 和 -0.5040）更大，这不仅与 Novy 和 Taylor（2014）的研究结果相吻合，而且也说明：一方面，耐用品的消费周期较长，销售价格较高，在经济波动较大时其需求量和供给量会遭受更大的冲击，故其对宏观经济不确定性的敏感度较大，导致经济不确定性的冲击力度较大；但是另一方面，在非耐用品中，

¹ 值得注意的是，表 2 贸易方式的分组检验中，采用一般贸易出口的组合样本有 631696 个，采用加工贸易出口的组合数有 311362 个。二者的样本量加总大于总样本量，这是因为，存在部分产品-目标国组合既采用一般贸易方式又采用加工贸易方式进行出口。

相当一部分为使用时间较短的日用必需品（如食品等），其需求弹性和供给弹性较小，对经济不确定性的敏感度较小，导致其出口受宏观经济不确定性的影响也较小，与本文的假说 4 相符。

五、贸易中介是推动器还是缓冲器？

前文验证了宏观经济不确定性对我国出口的抑制作用，在全球不确定性飙升的大背景下，如何缓解这种抑制作用无疑具有更加重要的现实意义。为此，本文尝试从贸易中介的角度进行分析，并在实证模型中加入贸易中介及其与不确定性的交互项来研究贸易中介在宏观经济不确定抑制我国出口的过程中是否存在调节作用。基于此，本部分的实证模型如式（20）所示：

$$\begin{aligned} \ln Value_{pit} = & \alpha + \beta_1 Uncer_{i,t-1} + \beta_2 Uncer_{c,t-1} + \beta_3 Inter_{pit} + \beta_4 Inter_{pit} * Uncer_{i,t-1} \\ & + \beta_5 Inter_{pit} * Uncer_{c,t-1} + \beta_6 \ln GDP_{it} + \beta_7 \ln GDP_{ct} + \beta_8 RER_{it} \\ & + \beta_9 \ln Varcost_{it} + v_{pi} + \mu_t + \varepsilon_{pit} \end{aligned} \quad (25)$$

其中， $Inter_{pit}$ 代表贸易中介占比，采用每个产品-目标国-时间维度下贸易中介出口的金额占比进行衡量，该值越大，意味着在该种组合出口中贸易中介的作用越为突出，数据来源于中国出口海关数据库； $Inter_{pit} * Uncer_{i,t-1}$ 和 $Inter_{pit} * Uncer_{c,t-1}$ 为贸易中介与宏观经济不确定性的交互项，用以分析贸易中介在目标国和国内经济不确定性中的调节作用。参照前文，本部分利用固定效应分析法进行实证检验，结果如表 3 所示。

首先，出口目标国（ $Uncer_{c,t-1}$ ）和中国国内经济不确定性（ $Uncer_{i,t-1}$ ）的系数依然显著为负，意味着宏观经济不确定性会抑制我国出口的增加，且目标国经济不确定性的抑制作用（-1.1127）明显高于国内经济的不确定性（-0.2820），与前文的结果保持一致。

其次，从贸易中介占比变量（ $Inter_{pit}$ ）来看，该变量的系数为负，且在 1% 的水平上高度显著。这说明在产品-目标国组合中，贸易中介出口的占比越高，该组合的出口额越少。对此我们的解释是，根据 Ahn 等（2011）、Felbermayr 和 Jung（2011）等学者的研究，越是难以进入的市场（例如需求规模较小、贸易保护较多等），企业选择通过贸易中介间接出口的可能性就越大（Akerman, 2014），究其原因，贸易中介作为专业的经济代理人，具有强于其他企业的信息获取渠道和分销技术，使其能够应对较困难的市场进入。正

是基于这一点, 本文认为贸易中介占比越高的产品-目标国组合意味着其出口的难度越大, 进而导致该组合出口额较少。

表 3 贸易中介的调节作用分析

	全样本		贸易方式		产品特征	
	基准回归	稳健性检验	一般贸易	加工贸易	耐用品	非耐用品
$Uncer_{i,t-1}$	-1.1127*** (-23.09)	-0.0012*** (-7.44)	-1.3134*** (-24.99)	-0.5811*** (-19.83)	-1.2104*** (-16.73)	-1.0517*** (-16.18)
$Uncer_{c,t-1}$	-0.2820*** (-8.07)	-0.0006*** (-3.37)	-0.6008*** (-16.81)	-0.0134 (-0.25)	-0.4240*** (-8.17)	-0.1979*** (-4.17)
$Inter_{pit}$	-0.1171*** (-4.98)	-0.2631*** (-7.09)	-0.0286 (-1.25)	0.0751 (1.47)	-0.1272*** (-3.74)	-0.1163*** (-3.53)
$Uncer_{i,t-1}$ $* Inter_{pit}$	0.7658*** (8.61)	0.0007** (2.50)	0.9865*** (11.33)	1.3377*** (7.49)	0.7216*** (5.65)	0.7897*** (6.31)
$Uncer_{c,t-1}$ $* Inter_{pit}$	-1.7874*** (-19.91)	-0.0010*** (-3.06)	-1.9229*** (-22.88)	-2.1542*** (-9.68)	-1.3636*** (-10.59)	-2.1412*** (-16.99)
$LnGDP_{it}$	1.0913*** (38.79)	1.0731*** (28.85)	0.9291*** (32.67)	0.7423*** (16.39)	1.0488*** (25.45)	1.0876*** (28.32)
$LnGDP_{ct}$	0.8555*** (48.42)	0.8272*** (31.55)	1.0863*** (59.77)	0.3823*** (14.03)	0.7685*** (29.49)	0.9560*** (39.70)
REX_{ict}	0.0977*** (5.66)	0.1675*** (6.76)	0.1184*** (6.67)	0.1866*** (6.75)	0.0249 (0.97)	0.1741*** (7.46)
$LnVarcost_{it}$	-0.0286*** (-6.01)	-0.0017 (-0.30)	-0.0177*** (-3.64)	-0.0188*** (-2.56)	-0.0370*** (-5.31)	-0.0229*** (-3.50)
常数项	-42.3610*** (-79.98)	-42.7953*** (-56.98)	-45.1076*** (-84.04)	-21.0034*** (-23.74)	-37.9656*** (-48.45)	-45.9068*** (-63.94)
产品-目标国	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R ²	0.0574	0.0608	0.0542	0.0452	0.0844	0.0456
N	611819	336275	594748	298493	318912	299032

说明: 回归结果由 stata13.0 完成, ***, **, * 分别表示参数的估计值在 1%、5%、10% 的统计水平上显著, 括号内数值为 t 统计值; “YES”表示模型中加入了固定效应。

再次, 从目标国经济不确定性与贸易中介占比的交互项 ($Uncer_{i,t-1} * Inter_{pit}$) 来看, 该变量系数显著为正, 表明贸易中介发挥了“缓冲器”的作用, 弱化了海外经济不确定性对我国出口的抑制作用, 证实了本文的假说 5。究其原因, 一方面, 贸易中介对出口业务的专业性和对海外市场需求的高熟识度, 能够较大地吸收和化解目标国不确定性对我国出口的抑制性作用, 从而使贸易中介占比较高的产品-目标国出口受目标国经济不确定性的影响减弱; 另一方面, 贸易中介可以利用其出口产品种类较多的特点灵活调整其产品种类应对外部冲击。具体来说, 我国参与出口贸易的企业根据出口模式可以分为两类: 一是制造企业, 该类企业集生产、国内销售与海外销售为一体, 往往倾向于拥有一条或少数几条核心的产品生产线, 故其出口产品种类较少; 二是贸易中介, 作为承接各类生产制造企业出口业务的经济代理人, 贸易中介成为联系产品供给方和需求方的纽带, 仅参与产品的跨国分销而非生产, 故其倾向于进行种类更多、跨度更广的产品出口。通过对 2000-2009 年出口企业数据进行整理可知, 我国贸易中介平均出口产品种类数为 17 种, 而直接出口企业出口

产品种类数仅为 4 种。因此在面对外部冲击时, 贸易中介可以针对每种产品需求受冲击程度的不同, 灵活转变出口的产品种类, 使出口额遭受更小的冲击。与贸易中介对比, 直接出口企业由于生产过程的专一性和专业性使其出口产品类别较为单一或相似, 所以在面对外部冲击时, 该类企业缺乏调整的灵活性。

最后, 从我国国内经济不确定性与贸易中介占比的交互项来看, 该变量系数显著为负, 表明贸易中介扮演了“推动器”的角色, 加剧了国内不确定性对出口的抑制作用。换言之, 国内市场的不确定性不仅会对从事生产的出口企业造成冲击, 还会以更强的力度对贸易中介的出口产生影响。这是因为, 当宏观经济的不确定性来自国内时, 贸易中介对海外熟识度较高的优势得不到有效发挥。同时, 基于较低的出口贸易成本, 贸易中介在面对国内经济、信贷条件等变化时, 能迅速调整自身的出口策略 (Bernard 等, 2014), 致使贸易中介占比较高的产品-目标国出口会遭受国内不确定性的较大冲击。

本文基于出口贸易方式和产品特征再次进行分组检验, 结果亦见表 3。在出口贸易方式分组中, 出口目标国的经济不确定性能够抑制中国一般贸易 (-1.3134) 和加工贸易 (-0.5811) 的出口额, 而我国国内经济不确定性的升高虽能抑制一般贸易出口 (-0.5172), 但对加工贸易的影响却不显著; 不管一般贸易还是加工贸易, 贸易中介占比与目标国经济不确定性的交互项系数均显著为正, 与国内经济不确定性的交互项系数显著为负, 意味着贸易中介能有效缓解目标国经济不确定性对出口的抑制, 却恶化了国内经济不确定对出口的抑制, 与全样本结果保持一致。在产品特征分组中, 不管是耐用品 (-1.2104 和 -0.4240) 还是非耐用品 (-1.0517 和 -0.1979), 宏观经济不确定性均能抑制国内出口的增加, 且贸易中介一方面能够缓解目标国经济不确定性对出口的冲击, 另一方面却加重了国内不确定性对出口的冲击, 与全样本的回归结果仍然保持一致。

六、结论与政策建议

本文采取 2000-2009 年中国出口海关数据, 首次从实物期权理论的视角构建国内外宏观经济不确定性和贸易中介对我国出口的影响框架, 并利用统计方法和实证方法不仅验证了宏观经济不确定性对我国出口的抑制作用, 而且分析了贸易中介在其中发挥的调节作用。结果表明: 一方面, 国内外经济不确定性均会对我国出口产生显著的抑制作用, 且目标国经济不确定性的抑制作用更大。不管是一般贸易还是加工贸易, 目标国经济不确定性均会对其产生显著的抑制作用, 但是国内经济不确定性对加工贸易的抑制作用并不明显;

基于出口产品特征的检验发现宏观经济不确定性对耐用品的影响冲击大于非耐用品；另一方面，贸易中介出口占比的增加能够有效缓解目标国经济不确定性对我国出口的抑制作用，但却显著加剧了国内经济不确定性对我国出口的抑制性。以出口贸易方式和出口产品特征的分组检验亦证实了这一点。

基于上述结论，本文的政策含义在于：在经济新常态下，面对宏观经济不确定性程度的不断攀升，我国要充分认识到宏观经济不确定性对出口造成的不良影响，并在此基础上积极探索规避不良影响的多样化方式。其一，政府及其相关部门应建立全球经济不确定性的风险防控机制和应对机制。本文的理论模型认为在宏观经济不确定性升高时，企业会基于不确定性带来的延迟价值提高减少或者放弃出口。据此，政府和相关机构可以通过提供套期保值的金融创新工具、保险业务等，降低企业在出口中面临的不确定性，保障企业更加安全地出口。其二，根据贸易方式和产品特征面对宏观经济不确定性的不同反应，制定有差别的应对策略。例如，与其他产品相比，耐用消费品受宏观经济不确定性的冲击更大，因此在未来市场不确定性飙升的环境中，企业可以有控制地降低耐用品的出口比重，缓解宏观经济不确定性对我国的冲击。其三，灵活利用贸易中介在不确定性中的调节作用。贸易中介基于对海外环境较高的熟识度，可以发挥“缓冲器”的作用，在一定程度上缓解目标国经济不确定性对我国出口的抑制性；但是另一方面，在面对国内不确定性的抑制作用时，贸易中介又会扮演“推动器”的角色。因此，贸易中介的两面性要求出口企业必须厘清宏观经济不确定性的主要来源，适时运用贸易中介的占比来积极“熨平”宏观经济不确定性对我国出口的冲击，保障我国出口平稳地度过全球经济不确定性飙升的新时期。

参考文献

- [1] Abel-Koch J.. Who Uses Intermediaries in International Trade? Evidence from Firm-level Survey Data [J]. The World Economy, 2013, 36(8): 1041-1064.
- [2] Ahn J., Khandelwal A. K., Wei S.. The Role of Intermediaries in Facilitating Trade [J]. Journal of International Economics, 2011, 84: 73-85.
- [3] Akerman A.. A Theory on the Role of Wholesalers in International Trade Based on Economies of Scope [R], Mimeo, Stockholm University, 2014.
- [4] Baum C., Caglayan M., Ozkan N.. Nonlinear Effects of Exchange Rate Volatility on the Volume of Bilateral Exports [J]. Journal of Applied Econometrics, 2004, 19(1): 1-23.
- [5] Bems R., Johnson R.C., Yi K-M.. The Great Trade Collapse [J]. Annual Review of Economics, 2013, 5(1), 375-400.
- [6] Berman N., Martin P., Mayer T.. How do Different Exporters React to Exchange Rate Changes? [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2012, 127(1): 437-492.
- [7] Bernard A.B., Jensen J. B., Redding S. J., Schott P. K.. Wholesalers and Retailers in US Trade [J]. American Economic Review, 2010, 100(2): 408-413.
- [8] Bernard A. B., Grazi M., Tomasi C.. Intermediaries in International Trade: Direct Versus Indirect Modes of Export[R]. NBER Working Paper No. 17711. 2014.
- [9] Bloom N.. The Impact of Uncertainty Shocks [J]. Econometrica, 2009, 77(3):623-685.
- [10] Bloom N.. Fluctuations in Uncertainty [J]. Journal of Economic Perspective, 2014, 28(2):153-176.
- [11] Crozet M., Guy L., Sandra P.. Wholesalers in International Trade [J]. European Economic Review, 2013, 58: 1-17.
- [12] Dixit A. K.. Entry and Exit Decisions under Uncertainty [J]. The Journal of Political Economy, 1989, 97(3): 620-638.
- [13] Dixit A. K., Pindyck R. S.. Investment under Uncertainty [M]. Princeton University Press. 1994.
- [14] Eaton J., Kortum S., Neiman B., Romalis J.. Trade and the Global Recession [J]. American Economic Association, 2016, 106(11): 3401-3438.
- [15] Felbermayr G., Jung B.. Trade Intermediation and the Organization of Exporters [J]. Review of International Economics, 2011, 19(4):634-648.
- [16] Greenaway D., Kneller R., Zhang Xufei.. Exchange Rate Uncertainty and Export Decisions in the UK [J],

- Journal of Economic Integration, 2010, 25(4): 734-753.
- [17] Ghironi F., Melitz M. J.. International Trade and Macroeconomic Dynamics with Heterogeneous Firms [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2005, 120(3):865-915.
- [18] Grier K.B., Smallwood A. D.. Uncertainty and Export Performance: Evidence from 18 Countries [J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2007, 39(4): 965-979.
- [19] Kroszner R.S., Laeven L., Klingebiel D.. Banking Crises, Financial Dependence, and Growth [J]. Journal of Financial Economics, 2007, 84(1):187-228.
- [20] Novy D., Taylor A. M.. Trade and Uncertainty[R], Working Paper 19941. 2014.
- [21] Taglioni D., Zavacka V.. Innocent Bystanders How Foreign Uncertainty Shocks Harm Exporters[R]. Working Paper No.1530. 2013.
- [22] Tang H., Zhang Y.. Quality Differentiation and Trade Intermediation [R]. Centro Studi Luca d'Agliano Development Studies Working Paper No. 340. 2013.
- [23] 陈斌开, 万晓莉, 傅雄广. 人民币汇率、出口品价格与中国出口竞争力——基于产品层面数据的研究[J], 金融研究, 2010 (12): 30-42.
- [24] 黄先海, 蔡婉婷, 宋华盛. 金融危机与出口质量变动: 口红效应还是倒逼提升[J], 国际贸易问题, 2015 (10): 98-110.
- [25] 钱学锋, 熊平. 中国出口增长的二元边际及其因素决定[J], 经济研究, 2010 (11): 65-79.
- [26] 施炳展. 中国出口增长的三元边际[J], 经济学 (季刊), 2010 (4): 1311-1330.

Macroeconomic Uncertainty and Export: Are Trade Intermediaries Buffers or Propellers?

Abstract: In the new period of global uncertainty soaring, the research on the impact of macroeconomic uncertainty on China's exports has more important practical significance. Therefore, this paper on the one hand utilizes the real option theory to construct the model of depicting the impacts of uncertainty and trade intermediaries on China's export volume, and on the other hand using China's export data with 23 major partners not only tests the impact of uncertainty on exports but also analyzes the moderated effects of trade intermediaries. The results indicates the uncertainty will have a significant inhibitory effect on China's exports, and the effect of uncertainty from abroad is much bigger; the analysis according to the mode of trade and the exporting products reveals the negative shocks of uncertainty is greater in general trade and durable products; Trade intermediaries can effectively alleviate the inhibitory effect of the host country uncertainty on China's exports, but they have exacerbated the effects when the uncertainty comes from home country.

Key words: Macroeconomic Uncertainty, Trade Intermediaries, Real Options

基于拓展泰勒规则汇率模型的人民币汇率动态决定： 理论分析与经验研究

江春¹ 司登奎² 李小林³

【摘要】文章将股价、央行外汇干预及汇率预期纳入拓展的泰勒规则汇率模型之中，在两国开放泰勒规则汇率模型分析框架下阐释人民币汇率变动的微观机理，采用平滑转换模型并选择 2005 年 7 月至 2016 年 7 月研究样本进行实证分析。结果发现拓展泰勒规则汇率模型中的变量对人民币汇率的影响具有显著的区制转换特征，人民币汇率的动态变化会依托于异质性区制环境而呈现非对称性特点。我们进一步采用含随机波动的贝叶斯时变向量自回归模型从时变演进视角刻画了人民币汇率的动态变化，发现拓展泰勒规则汇率模型中的变量对人民币汇率的影响既存在一定的滞后，又在短期与长期内存在显著差异。我们还发现拓展的泰勒规则汇率模型对于中国短期货币政策的操作和执行具有较强的解释力。本研究为公众在新的人民币汇率形成机制条件下认识人民币汇率动态变化规律、波动成因提供启示。

【关键词】泰勒规则；汇率；非对称；贝叶斯时变向量自回归

一、引言

自 2005 年 7 月我国将盯住美元的固定汇率制度转变为有管理的浮动汇率制度以来，人民币汇率弹性不断增强。2015 年 8 月，我国又进行了旨在增强人民币汇率中间价市场化程度和基准性的改革，并且一次性将人民币兑美元汇率中间报价下调 1136 点，贬值幅度达 1.8%，创下单日最大降幅。此后连着三个交易日，人民币兑美元汇率中间价累计下跌 2848 个基点，贬值超过 4%，这一改革初步实现了提高中间价市场化程度和基准地位的改革目标，并使得人民币汇率波动频率及幅度再次得到提高。人民币汇率的频繁波动不仅引起了公众（包括企业及学界）的持续性关注，更是引发了政府的高度重视。为避免汇率的大幅波动对经济带来不利影响，中国外汇交易中心于 2015 年 12 月发布人民币汇率指数(CFETS)

¹ 江春，武汉大学经济发展研究中心；

² 司登奎，武汉大学经济与管理学院；

³ 李小林，中国海洋大学经济学院；

并强调加大参考一篮子货币力度。2016 年 12 月中央经济工作会议及 2017 年 3 月政府工作报告中也均明确提出“增强汇率弹性的同时，保持人民币汇率在合理均衡水平上的基本稳定”，可见优化人民币汇率形成机制并维持人民币汇率水平的基本稳定是中国货币当局的重要政策目标。为此，认识人民币汇率的动态变化特征并在合理的框架下厘清其波动成因，无疑能为货币当局采取合适的政策以实现该政策目标提供一定的启示。

作为汇率决定的经典理论，购买力平价理论、利率平价理论以及蒙代尔-弗莱明模型限于其严格的假设且未考虑经济基本面的原因，使得上述汇率决定模型并没有较好地解释汇率变动，且对汇率的预测绩效并不优于随机游走模型。而由于泰勒规则汇率模型是在综合基准泰勒规则、购买力平价理论、利率平价理论及弹性价格货币模型基础之上而形成的汇率动态决定模型，能够为分析汇率动态决定提供一种新的框架和参照系，因此近年来有一些学者开始采用泰勒规则汇率模型所揭示的经济基本面来分析汇率变动，所得结论基本达成共识，即无论是在样本内还是样本外预测方面，泰勒规则汇率模型均表现出较好的绩效（Engel and West, 2005; Clark and West, 2006; Molodtsova and Papell, 2009; 陈平和李凯, 2010; Galimberti et al., 2013）。此外，较多的学者还发现在泰勒规则汇率模型中加入市场预期可以解决“汇率脱离之谜”（Evans and Lyons, 2005; Moore and Roche, 2010; Lansing, 2017）。

需要特别指出的是，随着全球金融一体化程度的不断加深以及我国资本账户的不断开放，我国资本市场的市场化和国际化程度正在不断提高，这使得我国各金融子市场之间的联系，尤其是股票市场与外汇市场之间的联系越来越紧密。在我国股票市场的国际化进程中，2003 年正式推出的合格境外投资者（QFII）制度发挥了重要作用，它不仅加快了跨境股权资本的流动，而且还改变了我国股票市场的结构。据国家外汇管理局统计，截至 2016 年 8 月末，已累计有 300 家境外投资机构获批 QFII 资格，累计审批的投资额度也高达 815 亿美元。同时，为扩大人民币跨境使用及其相应的回流渠道，推进我国资本市场开放，2011 年底我国推出 RQFII 制度（即人民币合格境外投资者制度），允许符合条件的境外机构在批准的额度内，运用来自境外的人民币资金投资境内证券市场。通过 RQFII 机制，既可以完成人民币国际化的一个回环，也能够推动我国资本市场的对外开放。与此同时，我国股票市场的交易额也呈快速增长趋势。从 2003 年以来经历的几轮暴涨来看，我国股市成交金额屡创新高。特别是在 2014 年 7 月至 2015 年 6 月的最近一轮股市暴涨中，我国股市的单月成交金额由 5.34 万亿元人民币迅速飙升至 36.67 万亿元，是上一轮股市暴涨最高单

月成交金额的 4.44 倍。此外，2014 年 11 月启动的“沪港通”也在很大程度上加快了我国股票市场的国际化程度，而这些无疑都会通过影响跨境资本流动的规模和速度进而强化资产价格与汇率变动之间的联系。事实上，已有相当的研究将资产价格（以股价为主）纳入泰勒规则汇率模型以更全面地揭示汇率的波动成因，且相继发现资产价格对汇率变动具有较好的解释力（Walid et al., 2011; Chkili and Nguyen, 2014）。

无论是理论分析还是经验论证，已有的研究均为解释汇率波动成因起到了一定的参考价值，同时也为我们深入分析人民币汇率动态决定提供了较好的依据。但已有的研究尚存在以下待于突破之处：第一，学者在分析利率与汇率的关系时，由于国内外资产并非完全替代，使得传统货币模型在解释汇率变动上具有一定的局限性，而且很少有学者在货币政策内生架构下与资本市场结合起来分析人民币汇率的变动。第二，较多的研究假设人民币汇率形成机制遵循线性变化过程，缺乏深入剖析人民币汇率波动成因的非线性特征，更没有将这种特征从动态演进的视角进行考察，显然尚不能全面认知人民币汇率的变动特点。第三，尽管有学者从基本面的视角分析人民币汇率动态变化，但主要聚焦于国内经济基本面的冲击。由于汇率是两国货币的相对价格，其动态变化离不开本国与外国基本面的相对变动，因而从开放视角考察人民币汇率动态变化及波动成因尤为必要。

鉴于此，本文拓展已有的研究，在基准泰勒规则汇率模型中纳入股价、央行外汇干预及汇率预期，结合中美两国的实际数据，并采用平滑转换及含随机波动的贝叶斯时变向量自回归模型实证分析人民币汇率的动态变化。其中，平滑转换模型能够从区制异质性视角考察拓展泰勒规则汇率模型中的变量对人民币汇率影响的非对称效应，而贝叶斯时变向量自回归模型能够从时变演进的视角描述人民币汇率的动态变化特征，从而为全面分析人民币汇率的动态变化及波动成因提供参照依据。因此，与已有的研究相比，本文的边际贡献在于：第一，将资产价格、央行外汇干预及汇率预期同时纳入拓展的泰勒规则汇率模型之中，并从关注中国基本面变化拓展至中美两国基本面相对变化考察人民币汇率的波动成因，能够为刻画人民币汇率动态决定提供一种新的理论依据、思路框架；第二，在不同的区制环境下分析人民币汇率波动成因的非对称性，并进一步从更加灵活的动态演进视角考察拓展泰勒规则汇率模型中的变量对人民币汇率的时变性影响，有利于更为全面地考察人民币汇率的变动特征。

本文余下的研究结构安排如下：第二部分是理论分析及研究假说；第三部分是从区制转换视角分析拓展泰勒规则汇率模型中的变量对人民币汇率的非对称影响；第四部分是从时变演进视角对人民币汇率动态决定进行分析；第五部分是本文的结论及启示。

二、理论分析及研究假说

货币政策应按“规则行事”还是“相机抉择行事”一直受到学界的关注，如何使货币政策能同时兼顾物价稳定及经济增长这两大目标也是货币当局及学界需要考虑的重要问题。

Taylor (1993) 所提出的“泰勒规则”不仅从理论上论证了中央银行“规则行事”与“相机抉择行事”的行为区分问题，还较好地印证了 1984~1992 年期间美联储的货币政策实践。其中，Taylor (1993) 提出的泰勒规则形式如下所示：

$$i_t^* = r^* + \pi_t + \alpha_{0t}(\pi_t - \pi^*) + \alpha_{2t}y_t \quad (26)$$

其中， i_t^* 为中央银行的短期利率目标， r^* 为长期均衡实际利率。 π_t 与 π^* 分别表示实际通货膨胀率和目标通货膨胀率。 y_t 表示产出缺口。该规则的主旨思想可概述为：货币当局在制定利率政策目标时，应将通货膨胀缺口和产出缺口的变化作为参考依据，并将实际利率保持在均衡水平以避免扰乱经济运行，从而使经济以其自身的潜在在目标通胀率水平下持续稳定地增长，进而实现物价稳定和经济增长的双重目标。

依前文所述，较多的研究发现货币政策的制定还应关注资产价格的波动，而且考虑资产价格的货币政策规则会提高货币政策的前瞻性，同时能为货币政策框架的设计提供更为重要的参考 (Bernanke and Gertler, 2001)。因此，参照已有的研究，本文将股票价格纳入泰勒规则理论模型之中，具体形式表达如下：

$$i_t^* = r^* + \pi_t + \alpha_{0t}(\pi_t - \pi^*) + \alpha_{2t}y_t + \alpha_{3t}q_t \quad (27)$$

其中， q_t 为股票价格指数，由于泰勒规则属于短期利率规则，短期内政府的通胀目标和均衡利率均固定不变，我们可以将这一固定值视为常数¹，并令 $\mu_t = r^* - \alpha_{0t}\pi^*$ ，

$\alpha_{1t} = (1 + \alpha_{0t})$ ，此时式 (2) 可重新写为：

$$i_t^* = \alpha_{1t}\pi_t + \alpha_{2t}y_t + \alpha_{3t}q_t + \mu_t \quad (28)$$

¹从统计上来看，我们将其视为常数，但并未从式中去掉，只是将其归纳到 μ 这一参数中，对于上式没有根本性变动，属于等价代换，并不影响泰勒规则的实际意义。

为从开放经济视角考察货币政策的变动，不乏有学者将汇率水平引入至泰勒规则，而且加入汇率之后的泰勒规则更符合经济及金融全球化的发展背景（Taylor, 2001）。为此，我们将汇率纳入至泰勒规则模型之中，形式如下：

$$i_t^* = \alpha_{1t}\pi_t + \alpha_{2t}y_t + \alpha_{3t}q_t + \alpha_{4t}(e_t - \bar{e}_t) + \mu_t \quad (29)$$

上式中的 e_t 为名义汇率， $\bar{e}_t$ 可表示为依据购买力平价条件所得到的基准汇率（即： $\bar{e}_t = p_t - p_t^f$ ），因此 $(e_t - \bar{e}_t)$ 可视为汇率水平的偏离。应注意的是，由于中央银行在实际操作中无法获得精确的经济信息，且为防止金融市场产生过度波动以及避免政策反复所导致的信誉损失，中央银行倾向于通过缓慢调整短期利率以引导公众预期并提高政策效果。因此，学者还将平滑利率引入至泰勒规则模型（卞志村，2006；郑挺国和刘金全，2010）。其中，利率平滑如式（5）所示：

$$i_t = \lambda i_{t-1} + (1 - \lambda)i_t^* + \varepsilon_t \quad (30)$$

上式中 $\lambda \in (0,1)$ 代表利率平滑程度， ε_t 为随机扰动。将式（5）代入式（4）中，可得：

$$i_t = \lambda i_{t-1} + (1 - \lambda)[\alpha_{1t}\pi_t + \alpha_{2t}y_t + \alpha_{3t}q_t + \alpha_{4t}(e_t - \bar{e}_t) + \mu_t] + \varepsilon_t \quad (31)$$

同样，我们假设国外的货币政策也遵循泰勒规则汇率模型，借鉴 Engel and West（2005）的假设，认为国外货币当局对通胀、产出缺口以及股价的反应与国内一致，但假设国外对汇率的反应与本国不一致（ $\alpha_{4t} \neq \alpha_{4t}^*$ ），因此，我们可将国外的货币政策规则表达如下：

$$i_t^f = \lambda i_{t-1}^f + (1 - \lambda)[\alpha_{1t}\pi_t^f + \alpha_{2t}y_t^f + \alpha_{3t}q_t^f + \alpha_{4t}^*(e_t - \bar{e}_t) + \mu_t^f] + \varepsilon_t^f \quad (32)$$

我们将式（6）减去式（7），可得：

$$i_t - i_t^f = \lambda(i_{t-1} - i_{t-1}^f) + (1 - \lambda)\alpha_{1t}(\pi_t - \pi_t^f) + (1 - \lambda)\alpha_{2t}(y_t - y_t^f) + (1 - \lambda)\alpha_{3t}(q_t - q_t^f) + (1 - \lambda)(\alpha_{4t} - \alpha_{4t}^*)(e_t - \bar{e}_t) + (1 - \lambda)(\mu_t - \mu_t^f) + \varepsilon_t - \varepsilon_t^f \quad (33)$$

值得注意的是，在式（8）中，由于 $\varepsilon_t - \varepsilon_t^*$ 具有时变风险因子的特征，意味着模型中所纳入的影响因素对汇率的冲击会随着时间的变化而表现为时变性特征。鉴于此，我们提出如下研究假说：

研究假说 1：拓展泰勒规则汇率模型中的变量对人民币汇率的影响具有时变性特征。

需要指出的是, 依据无抛补利率平价条件, 式 (8) 中左侧的息差等于预期的汇率变动率。以人民币兑美元为例, 该条件表示为:

$$i_t - i_t^f = E_t e_{t+1} - e_t \quad (34)$$

其中, i_t 与 i_t^f 分别表示人民币利率与美元利率, e_t 表示人民币兑美元即期汇率 (直接标价法), $E_t e_{t+1}$ 表示对 $t+1$ 的汇率预期。需要注意的是, 虽然我国汇率市场化改革不断向前推进, 人民币汇率形成机制也在不断完善, 但我国外汇市场仍存在着进入壁垒和交易主体过于集中, 且由于资本账户没有完全开放, 因而人民币汇率水平仍然不能充分反映外汇市场的供求状况, 而且央行尚未彻底退出常态式的外汇市场干预, 目前仍然通过向市场购买或投放外汇流动性的方式以维持人民币汇率水平的基本稳定。还需提及的是, 由于汇率变动也会引起央行外汇干预的决策, 如果引入央行外汇干预的同期值, 将因内生性问题而导致分析结果出现有偏的现象。为此, 本文借鉴 Miyajima (2013) 的研究, 将央行外汇干预的滞后一期引入式 (9), 具体如式 (10) 所示:

$$E_t e_{t+1} = INTV_{t-1} + e_t + i_t - i_t^f \quad (35)$$

将式 (10) 带入式 (8) 中, 整理可得:

$$\begin{aligned} [1 + (1 - \lambda)(\alpha_{4t} - \alpha_{4t}^*)]e_t &= E_t e_{t+1} - INTV_{t-1} - \lambda(i_{t-1} - i_{t-1}^f) - (1 - \lambda)\alpha_{1t}(\pi_t - \pi_t^f) \\ &\quad - (1 - \lambda)\alpha_{2t}(y_t - y_t^f) + (1 - \lambda)(\alpha_{4t} - \alpha_{4t}^*)(p_t - p_t^f) \\ &\quad - (1 - \lambda)\alpha_{3t}(q_t - q_t^f) - (1 - \lambda)(\mu_t - \mu_t^f) - (\varepsilon_t - \varepsilon_t^f) \end{aligned} \quad (36)$$

此时, 令 $s_t = 1 / (1 + (1 - \lambda)(\alpha_{4t} - \alpha_{4t}^*))$, 并对 e_t 进行求解, 可得:

$$\begin{aligned} e_t &= s_t E_t e_{t+1} - s_t INTV_{t-1} - s_t \lambda(i_{t-1} - i_{t-1}^f) - s_t (\varepsilon_t - \varepsilon_t^f) - s_t (1 - \lambda)(\mu_t - \mu_t^f) \\ &\quad - s_t (1 - \lambda)[\alpha_{1t}(\pi_t - \pi_t^f) + \alpha_{2t}(y_t - y_t^f) + \alpha_{3t}(q_t - q_t^f) - (\alpha_{4t} - \alpha_{4t}^*)(p_t - p_t^f)] \end{aligned} \quad (37)$$

由于物价采用居民消费者价格指数同比数据, 因此通货膨胀 π_t 可表示物价当期与前一期之差, 即 $\pi_t = p_t - p_{t-1}$, 此时我们可将式 (12) 进一步表达如下:

$$\begin{aligned} e_t &= s_t E_t e_{t+1} - s_t INTV_{t-1} - s_t \lambda(i_{t-1} - i_{t-1}^f) - s_t (\varepsilon_t - \varepsilon_t^f) - s_t (1 - \lambda)(\mu_t - \mu_t^f) \\ &\quad - s_t (1 - \lambda)[\alpha_{1t} - (\alpha_{4t} - \alpha_{4t}^*)](p_t - p_t^f) - \alpha_{1t}(p_{t-1} - p_{t-1}^f) + \alpha_{2t}(y_t - y_t^f) + \alpha_{3t}(q_t - q_t^f) \end{aligned} \quad (38)$$

其中, μ 与 μ^f 为外生变量且为常数, ε_t 、 ε_t^f 可视为外生冲击干扰项, 假设其服从均正态分布。值得注意的是, 由于利率、股价、通胀缺口、产出缺口、汇率预期及央行外汇干

预处于不同的区制时（如：股票市场表现为牛市和熊市、汇率预期表现为升值预期和贬值预期以及央行外汇干预表现为正向干预和负向干预，等），此时货币当局可能根据不同经济情形采用不同政策形式，这从计量识别上等价于假定扩展泰勒规则汇率模型中的变量对汇率的影响具有区制转换特征。类似地，Sims and Zha（2006）也对货币政策的平滑转换特征给出了较好的理论分析与经验证据。因此，沿袭经典文献，为突出变量影响的区制转换特征，本文假设解释变量对汇率的影响存在如下变动路径：

$$\Omega_t(INTV, i, p, y, q) = \Omega_t(INTV, i, p, y, q) \cdot M \quad (39)$$

其中， Ω_t 表示有效信息域， $M = \begin{bmatrix} \rho_{11} & \rho_{12} \\ \rho_{21} & \rho_{22} \end{bmatrix}$ 表示变量不同区制间的转移概率矩阵。我

们用 0 表示低区制，1 表示高区制，则可将转换概率表达如下：

$$\rho_{11} = \Pr(\Omega_t = 0 | \Omega_{t-1} = 0), \quad \rho_{12} = \Pr(\Omega_t = 1 | \Omega_{t-1} = 0) \quad (40)$$

$$\rho_{21} = \Pr(\Omega_t = 0 | \Omega_{t-1} = 1), \quad \rho_{22} = \Pr(\Omega_t = 1 | \Omega_{t-1} = 1) \quad (41)$$

据此，我们提出如下研究假说：

研究假说 2：当拓展泰勒规则汇率模型中的变量处于不同区制时，汇率变动将呈现非对称性特征。

以上理论分析表明：在采用具有内生特征的拓展泰勒规则汇率模型解释汇率变动时，本国与外国息差、通胀之差、产出缺口之差对于汇率的影响固然重要，股价相对变动、汇率预期及央行外汇干预所发挥的作用理应值得重视。而且，当拓展开放泰勒规则汇率模型变量处于不同区制状态及不同时间下，货币当局很有可能会据此制定不同的政策，也即拓展泰勒规则汇率模型中的变量对汇率的影响很可能具有非对称性及及时变性特征。总之，上述理论分析一方面有助于深入认识汇率变动的微观机理，并为分析汇率的变动提供一种新的思路、框架和参照系；另一方面也为本文实证分析中的变量选取以及模型构建提供了研究依据。

三、实证分析

（一）指标选取

本文所涉及的变量及相应选取的度量指标有：（1）即期汇率（*ER*）：采用直接标价法下的人民币对美元月末汇率。（2）息差（*ID*）：采用中国银行间同业拆借隔夜利率与美国联

邦基金利率之差。(3) 股价差(SP): 采用中国与美国股票综合价格指数之差来表示。(4) 通货膨胀差(CPI): 采用中美消费者价格指数的同比增长率之差来衡量。(5) 产出缺口差(GAP): 对于产出而言, 由于中国缺乏 GDP 月度数据的统计, 且为了与其余数据的频率保持一致, 本文借鉴周逢民(2008)等的研究, 采用工业增加值作为产出的替代指标, 并对工业增加值增速进行 HP 滤波处理, 从而得到工业增加值增速缺口, 并将该缺口作为产出缺口的代理变量, 由此中美两国产出缺口之差采用两国的工业增加值增速缺口之差进行表示。(6) 汇率预期(NDF): 根据叶永刚等(2006)、范言慧等(2008)的研究, 离岸市场中人民币兑美元的一年期无本金交割协议价(*Non-deliverable Forward, NDF*)同时考虑了人民币双边名义汇率变动和通胀变化, 对于真实反映货币购买力具有重要的作用, 而且该指标相对于汇率波动所受到的外界约束较少, 因此本文中人民币汇率预期采用 NDF (直接标价法表示) 作为替代变量。(7) 央行外汇干预($INTV$): 关于央行外汇干预的度量, 一些学者采取外汇储备的变动量作为代理变量(黄志刚和陈晓杰, 2010; 徐建炜等, 2011)。但由于影响外汇储备变动的因素很多, 如货币当局直接动用外汇储备、汇率变动的影响等, 国际储备中的其他资产也可以随时转换为外汇储备(何诚颖等, 2013)。央行外汇干预是外汇占款余额变动的主导因素, 其变动实际上可近似地看成是央行为维持人民币汇率水平的基本稳定而进行的外汇干预(林伟斌和王艺明, 2009; 王永中, 2013)。鉴于此, 本文选用我国央行外汇资产余额的对数差分作为央行外汇干预的代理变量¹。

上述原始数据来源于 OECD 数据库、美国 St. Louis 联邦储备银行数据库及 Wind 数据库, 样本区间为 2005 年 7 月至 2016 年 7 月。值得说明的是, 对于除利率之外的其他原始数据, 本文全部进行了 $X-12$ 季节调整及自然对数处理, 中美两国的股价差(SP)、息差(ID)、通货膨胀差(CPI)及产出缺口差(GAP)系在此基础上最终计算得到。

(二) 模型构建及参数估计

为了考证中美股价差、息差、通胀差、产出缺口差、汇率预期及央行外汇干预对人民币汇率变动的影响是否会依赖于基本面及预期环境的异质性而产生非对称性特征, 本文首先采用平滑转换自回归模型($STAR$)对变量之间的非线性关系进行刻画, 具体表示如下:

¹ 由于我国部分月份的央行外汇资产变动值为负, 不能直接取自然对数。因此, 本文以央行外汇资产余额的对数差分值作为外汇市场干预的代理变量。

$$ER_t = (\alpha_0 + \sum_{i=1}^{p_1} \alpha_i ER_{t-i} + \sum_{i=0}^{p_2} \beta_i x_{t-i}) + (\rho'_1 + \sum_{i=1}^{p_1} \pi_i x'_i ER_{t-i} + \sum_{i=0}^{p_2} \vartheta_i x_{t-i}) * F(z_{t-d}; c, \gamma) + \mu_t \quad (42)$$

其中, $F(z_{t-d}; c, \gamma)$ 为转换函数, $x = (SP, ID, CPI, GAP, NDF, INTV)$, d 表示递延期数, c 表示区制发生转换的位置, 也即高、低区制发生转换的阈值, 机制转换速度 $\gamma > 0$, 表示从低区制转换到高区制的速度。当 γ 越大时, 函数变动的幅度也就越大, 也意味着变量受外部冲击时, 调整的速度较快, 因而所受冲击的时间较短。同理, 当 γ 越小时, 转换函数对外部冲击所做出的调整速度越慢, 变化的时间会维持较长。 μ_t 表示服从白噪声过程的时变外生冲击, 且其构成的方差-协方差矩阵为 Ω_t 。不失一般性, 我们借鉴 Primiceri (2005) 及 Franta et al. (2014) 的研究, 对 Ω_t 进行转换以使得外生冲击的方差与协方差均具有时变性特征, 具体如式 (18) 所示:

$$A_t \Omega_t A_t' = \Sigma_t \Sigma_t' \quad (43)$$

此时, 我们可对 Ω_t 进行求解, 结果如下:

$$\Omega_t = A_t^{-1} \Sigma_t \Sigma_t' (A_t^{-1})' \quad (44)$$

其中, A_t 为三角阵, 且可表示如式 (20) 所示:

$$A_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ \alpha_{21,t} & 1 & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ a_{n1,t} & \cdots & a_{n(n-1),t} & 1 \end{bmatrix} \quad (45)$$

且 Σ_t 为对角矩阵, 具体如下:

$$\Sigma_t = \begin{bmatrix} \sigma_{1,t} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sigma_{2,t} & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \cdots & 0 & \sigma \end{bmatrix} \quad (46)$$

因此, 我们可将式 (17) 重新表述如下:

$$ER_t = (\alpha_0 + \sum_{i=1}^{p_1} \alpha_i ER_{t-i} + \sum_{i=0}^{p_2} \beta_i x_{t-i}) + (\rho'_1 + \sum_{i=1}^{p_1} \pi_i x'_i ER_{t-i} + \sum_{i=0}^{p_2} \vartheta_i x_{t-i}) * F(z_{t-d}; \tau, k) + A_t^{-1} \Sigma_t \varepsilon_t \quad (47)$$

需要指出的是, 在选择转换函数的具体形式时, 本文依据 LM 统计量的伴随概率 P 值来确定模型的形式。当最小的 P 值出现在 H_{02} 时, 此时模型的形式为 $ESTAR$ 模型; 若最小

的伴随概率 P 值出现在 H_{01} 与 H_{03} 时, 此时的非线性模型为 $LSTAR$ 模型¹。我们发现, 当中美产出缺口差作为转换变量时, $d=2$ 时所对应的 LM 统计量最大以及伴随概率最小, 而且拒绝了 H_{03} 的原假设, 因而此时中美产出缺口差对汇率的影响服从逻辑型平滑转换特征。类似地, 当中美股价差、息差、通胀差、央行外汇干预和汇率预期变动分别作为转换变量时, $d=1$ 所对应模型的 LM 统计量最大及相应伴随概率最小, 且均拒绝了 H_{01} 的原假设, 表明这些变量对汇率的影响也服从逻辑型平滑转换特征。

当转换变量与转换函数确定之后, 本文将依据前文所述对解释变量与汇率之间的非线性关系建立 $LSTAR$ 模型。值得注意的是, 由于 $STAR$ 模型本质为非线性模型, 如果依然使用普通最小二乘法对参数进行估计, 则会导致参数统计偏误的缺陷。鉴于此, 本文采取非线性最小二乘法 (*Non-linear Least Square, NLLS*) 来估计模型中所有的参数, 并首先运用 *SIMPLEX* 算法预估模型参数的初始值, 然后将这些初始值代入 *Gauss-Newton* 算法中重新进行参数估计, 并通过迭代 20000 次来达到参数的收敛, 并进而提高模型参数的解释力。其中, 利用 *NLLS* 对 $STAR$ 模型参数估计的结果如表 1 所示。

¹限于篇幅, 我们在此处未报告每个转换变量在不同递延期数下的检验结果, 感兴趣的读者可向作者索取。

表 1 非线性平滑转化模型参数估计结果

区制	变量	(一)	(二)	(三)	(四)	(五)	(六)
低 区 制	常数项	0.054*	0.035	0.029	-0.062*	0.030	0.049
	ER(-1)	0.989***	1.354***	1.321***	1.183***	1.308***	0.262
	ER(-2)	-0.017	-0.373**	-0.338***	-0.152*	-0.325**	0.576
	SP(-1)	-0.007	0.001	0.002	0.008*	0.002	0.003
	SP(-2)	0.006	-0.006	-0.005	-0.011**	-0.004	0.023
	ID(-1)	-0.002**	-0.001	0.001	-0.001	-0.001	-0.009**
	ID(-2)	-0.001	0.001	0.001	0.001*	0.002*	-0.008*
	CPI(-1)	0.110*	-0.069**	-0.065	-0.022	-0.026	0.019
	CPI(-2)	-0.066	0.033*	-0.015	0.085*	-0.048	0.031
	GAP(-1)	-0.014	-0.004	-0.001	-0.014*	-0.003	-0.204***
	GAP(-2)	-0.006	0.005	-0.007	0.003	-0.004	0.343***
	NDF(-1)	0.162***	-0.014	0.039*	0.147***	0.032	1.459**
	NDF(-2)	-0.037*	-0.018	-0.029	-0.005	-0.017	1.353*
	INTV(-1)	-0.116*	0.093*	0.059*	0.013	0.087*	-0.127*
	INTV(-2)	0.006	-0.038	-0.061*	-0.060*	-0.057	0.165*
高 区 制	常数项	-0.038	0.094	-0.271**	1.484***	-0.043	0.004
	ER(-1)_N	1.086*	-0.608**	-0.803***	0.402***	-0.703***	0.145
	ER(-2)_N	-1.068*	0.561**	0.967***	-4.809***	0.731***	0.118
	SP(-1)_N	0.003	-0.013	-0.032**	0.028	-0.032***	-0.021
	SP(-2)_N	-0.006	0.022**	0.056	-0.044	0.039***	-0.031
	ID(-1)_N	0.003	-0.001	0.001	-0.020***	-0.001	0.026**
	ID(-2)_N	-0.001	0.002	-0.001	-0.003*	-0.002*	0.017***
	CPI(-1)_N	-0.176	0.110	-0.070	1.765*	0.209*	-1.684
	CPI(-2)_N	0.143	-0.039	-0.153	-1.937**	-0.001	0.668
	GAP(-1)_N	0.007	-0.005	-0.030	0.129	-0.044*	0.373*
	GAP(-2)_N	0.013	-0.007	0.008	-0.297*	-0.007	-0.696***
	NDF(-1)_N	-0.234**	0.245***	0.330*	-0.157*	0.327***	0.989
	NDF(-2)_N	0.071	0.031	-0.007	-0.209*	0.211**	-2.439
	INTV(-1)_N	0.343*	-0.298***	-0.274*	0.136	0.511***	0.106
	INTV(-2)_N	-0.045	0.161*	0.551***	0.201	0.786***	-0.532
转换 参数	γ	81.312	97.367	120.945	10.411	26.282	105.669
	C	0.029	1.145	0.045	-0.023	0.004	0.004

注：***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；_N 表示模型的非线性部分；

(一)、(二)、(三)、(四)、(五)、(六)分别表示以股价差、息差、通胀差、产出缺口差、央行外汇干预和汇率预期作为转换变量的模型。

从表 1 中的参数估计结果可以看出，当分别选择中美股价差、息差、通胀差、产出缺口差、央行外汇干预及汇率预期作为转换变量时，人民币汇率的动态变化均呈现出显著的非对称性特征。具体来讲，对于中美股价差而言，其对汇率的影响在低区制环境下主要依托于中美产出缺口差环境的变动。特别是当中国产出缺口低于美国 0.023 单位时（即低区制），股价滞后 1 期与 2 期对汇率的影响系数分别为 0.008 和 -0.011，表明股价的相对变化对人民币汇率的影响具有显著的非对称性，即虽然在长期内股价差的正向变动会助推人民

币汇率升值,但短期内并不会助推人民币汇率升值,甚至会引发人民币汇率贬值¹。原因在于受经济增长率下滑的影响,外国投资者出于汇率风险的考虑而对股票的需求会由净买入转为净卖出,而一旦由此导致资本净流出,人民币将表现为贬值趋势,还可能引发市场对汇率的贬值预期,从而加速资本外流,并使得汇率贬值幅度加大。值得说明的是,短期内国内外股价差与本国币值所呈现的负向关系也被称之为“非抵补资产收益率平价条件”。而在高区制环境下,股价对汇率的影响受央行外汇市场干预的影响明显。特别当外汇占款余额增长率超过 0.4% 时,此时股价滞后 1 期和 2 期对汇率的影响系数分别为 -0.032 和 0.039,意味着当货币当局投放基础货币以相对较多地增加外汇购买时,短期内中国股价相对美国提高会助推人民币汇率升值,但这一趋势并不会持续。由于正向央行外汇干预所带来的汇率贬值效应大于股价升值所带来的汇率升值效应,因而在外汇正向干预的区制环境下,中美股价差的提高反而会使得人民币汇率贬值。

无论是低区制还是高区制下,中美息差对人民币汇率的影响均主要依托于汇率预期环境的变动。其中,在低区制环境下,即当人民币汇率表现为小幅贬值预期(0~0.004)及升值预期(小于 0)时,此时中美息差滞后 1-2 期对人民币汇率的影响系数分别为 -0.009 和 -0.008,且均通过了显著性检验,意味着当人民币利率高于美元利率时,此时人民币汇率将呈现出显著的升值趋势。这是因为,当人民币利率相对升高(即人民币收益率升高)时,人民币在境内外市场的需求将增加,由此人民币将表现出一定的升值趋势,而这将进一步加速资本流入,从而继续增大人民币升值压力。这与利率平价所阐述的汇率与利率之间的关系基本一致。而在高区制环境下,也即人民币表现为较大幅度的贬值预期(大于 0.4)时,此时中美息差滞后 1-2 期对汇率的影响系数显著且分别为 0.026 和 0.017,表明在人民币汇率出现贬值预期的环境下,人民币利率的提高并不会助推人民币升值,而是引发人民币贬值。特别是我国近年来出现的通货紧缩预期、资产价格泡沫化(如股市、房市)等现实问题也在一定程度上体现了人民币汇率具有贬值的压力,并在 2015 年 11、12 月均连续 10 个交易日以及 2016 年连续 12 个交易日呈现大幅贬值态势。这也进一步说明当人民币汇率具有明显的贬值预期时,预期的贬值效应会强于息差扩大所带来的升值效应,也充分体现了人民币汇率变动对于息差的响应与调整既存在显著的区制异质性,而且也存在着一一定的滞后。

¹我们将参数的滞后 1、2 期分别视为短期和长期是从相对意义上而言。

对于中美通胀差而言，其对人民币汇率的影响在低区制环境中主要依托息差的变化。其中，当人民币利率小于美元利率 1.145 单位时，通胀差的滞后 1-2 期对汇率的影响分别为 -0.069 与 0.033，表明中美通胀差的增大在短期内会助推人民币汇率升值，这一结果与弹性价格货币模型中的通胀持续上涨将最终导致汇率贬值的结论相反。这是因为，由于泰勒规则是货币内生模型，利率是货币政策的中介目标，因此当物价上升时，央行会通过提高利率而实施紧缩性货币政策，而这在短期将会助推人民币汇率的升值。但从长期来看，物价的持续上升并不会继续助推人民币汇率升值，相反会引发人民币汇率贬值。这是因为，根据购买力平价理论，当物价水平相对上升时，人民币购买力的相对下降也会使其竞争力下降，也即人民币汇率会呈现贬值趋势。而在高区制环境下，中美通胀差对汇率的冲击受中美产出缺口环境变化的影响最大。当中美产出缺口差大于 -0.023 时，即当中美产出缺口差逐渐转为正向（-0.023~0），甚至继续扩大时，中美通胀差的滞后 1 期与 2 期对人民币汇率的影响系数分别为 1.765 与 -1.937，意味着当中国经济增长率趋于上升时，短期内物价的升高会引发人民币汇率贬值，但长期内则会助推人民币汇率升值。这一结果所隐含的经济含义为，当中国经济增长尚处于低速增长时，物价的升高会降低人民币资产的实际收益率，通过引发资本外流使得人民币汇率在短期内具有贬值趋势，这一结果也与标准弹性价格模型中的物价升高将会引发汇率贬值的结论一致。但随着中国经济的持续增长，此时物价的提高会促使货币当局通过采取提高利率的紧缩性货币政策来降低通货膨胀，人民币资产收益率提高与经济增长“双向叠加”进而扭转短期贬值态势，从而助推人民币汇率升值。

对于中美产出缺口差而言，无论在高区制还是低区制环境下，其对人民币汇率的影响均主要依托于汇率预期的变动。其中，在低区制环境中，即当汇率预期变动小于 0.004 时，也即人民币汇率表现为小幅贬值预期（0~-0.004）及升值预期（小于 0）时，中美产出缺口差滞后 1-2 期对人民币汇率的影响系数分别为 -0.204 和 0.343，意味着中国经济增长率的相对上升在短期内会助推人民币汇率升值。值得注意的是，尽管短期内人民币汇率呈现升值，但随着中国经济的持续增长，人民币汇率升值态势在长期内并不持续，甚至会引发人民币汇率贬值。这是因为，短期内中国经济增长率的相对提高会使得人民币汇率呈现“坚挺”，但随着经济持续增长及人民币汇率升值预期的影响，为了刺激出口以消化国内扩大的产能，人民币汇率的升值趋势很可能会逐渐减弱甚至趋向于贬值。而在高区制环境下，即当汇率预期变动大于 0.004 时，也即人民币汇率表现为明显的贬值预期时，此时中美产出缺口差滞后 1-2 期对人民币汇率的影响系数分别为 0.373 和 -0.696，表明在人民币贬值预期

的环境下,此时中国经济增长率的相对提高在短期内会引发人民币汇率贬值,但是长期内会使得人民币呈现升值趋势。这一结果所隐含的机理为,当中国具有相对较高的产出增长率时,国内的商品需求水平会在短期内显著增加,并进而带动本国进口总量,此时刺激出口以改善国际收支会成为汇率贬值的内在驱动力。但长期来看,在市场预期汇率贬值的条件下,此时为应对资本快速流出的风险,央行会通过在外汇市场上卖出外汇进行负向干预,以抑制人民币汇率贬值趋势。与此同时,为应对经济过热而出现通货膨胀,货币当局倾向于实施“提高利率、紧缩银根”的紧缩性货币政策,由此利率水平的上升也可能使得人民币转为升值态势。

央行外汇干预对汇率的影响在低区制环境下同样受汇率预期环境的制约。当人民币汇率呈现小幅贬值预期(0~0.004)及升值预期(小于0)时,此时央行外汇干预滞后1期与2期对人民币即期汇率的影响系数分别为-0.127和0.165,意味着当央行投放基础货币而购买外汇时,会引发人民币汇率在短期内升值,而在长期内贬值。这是因为,由于汇率升值预期环境的影响,央行外汇干预并不能在短期内完全抑制住人民币汇率升值的态势,但随着央行外汇干预效力的逐渐显现以及市场对政策信号的充分理解,人民币升值预期将不断减弱,资本也将出现明显外流,此时人民币汇率将不再继续升值,甚至会引发人民币汇率贬值。换句话说,该结论也表明在升值预期环境下央行外汇干预对汇率的影响力短期内有限,而长期内显著,也即存在一定的滞后性。从高区制环境来看,央行外汇干预对人民币汇率的影响会因自身变动而具有显著的门槛效应。具体而言,当央行外汇干预大于0.004时,即当央行投放基础货币、购买外汇而使得外汇占款余额的增长率超过0.4%时,此时央行干预滞后1期与2期对人民币汇率的影响系数分别为0.511和0.786,表明较大规模的央行外汇干预在短期与长期内均会引发人民币汇率贬值。这是因为,在不考虑其他环境变化时,央行在外汇市场上持续大规模地投放基础货币并购买外汇,会促使人民币汇率呈现显著的贬值预期,贬值预期的“自我强化”会进一步引发人民币汇率的贬值,因此无论是长期还是短期,当央行大规模地投放基础货币时,势必会引发人民币汇率贬值。

最后,对于汇率预期而言,在低区制环境下,其对人民币汇率的影响受自身变动约束明显。具体而言,当汇率预期呈现小幅贬值预期(0~0.004)及升值预期(小于0)时,汇率预期滞后1期与2期对人民币汇率的影响系数分别为1.459和1.353,意味着无论是长期还是短期内,人民币汇率贬值(升值)预期均会引发人民币即期汇率贬值(升值)。而在高区制环境下,汇率预期对人民币即期汇率的影响受央行外汇干预环境的制约,而且此时汇

率预期的滞后 1 期与 2 期对人民币汇率的影响系数分别为 0.327 和 0.211，同样表明无论是长期还是短期内，人民币汇率贬值（升值）预期均会引发人民币即期汇率贬值（升值），这也再次体现了人民币汇率预期具有“自我实现”的特征。

四、进一步分析

在考察拓展泰勒规则汇率模型中的变量对人民币汇率变动的区制异质性影响的基础上，本文进一步采用贝叶斯时变向量自回归模型（TVP-SV-BVAR）从动态演进视角刻画人民币汇率变动的时变性特征¹。我们首先依照先验概率分布，根据马尔科夫蒙特卡罗

（MCMC）算法对初始值进行迭代，然后进一步对参数的后验概率进行抽样，进而形成参数的条件后验分布，并以此构造合适的冲击矩阵对简约形式的冲击进行重组以及形成时变条件下的冲击效果。为了降低因模拟次数选择而导致检验结果的失真能效，我们选择贝叶斯技术的“前向滤波、后向抽样”的多步移动 Gibbs 抽样方法进行分析，其中抽样 11000 次，避免因初始值对模拟估计带来的影响，将前 1000 次结果作为“预烧（burn-in）”舍掉，因此模型中的参数估计值是基于 10000 次抽样获得。

表 2 和图 1 显示了根据 MCMC 算法对含随机波动的时变向量自回归模型的参数估计结果。不难发现，在剔除预烧期的样本后，样本的自相关性下降，且样本取值路径平稳，意味着多步移动 Gibbs 抽样方法能够产生有效的样本。同时从表 2 中可以发现，在 95%的置信水平下，CD 统计量均能够显著拒绝“趋于后验分布”的原假设，意味着本文选择的预烧期能够使得马尔科夫链趋于集中，同时从非有效性的回归结果中也可看出，模型中的样本对于参数估计具有较高的有效性。

表 2 TVP-SV-BVAR 的参数回归结果

参数	均值	标准差	95%置信区间	CD	非有效性
$(\sum_{\beta})_1$	0.023	0.003	[0.018,0.029]	0.100	6.75
$(\sum_{\beta})_2$	0.022	0.003	[0.018,0.028]	0.635	6.99
$(\sum_{\alpha})_1$	0.101	0.038	[0.049,0.195]	0.578	42.74
$(\sum_{\alpha})_2$	0.082	0.031	[0.042,0.160]	0.179	66.93
$(\sum_h)_1$	0.492	0.078	[0.356,0.658]	0.241	49.89
$(\sum_h)_2$	0.498	0.090	[0.341,0.692]	0.579	77.27

¹ 方法原理详见 Primiceri（2005）及 Franta et al.（2014）的研究。

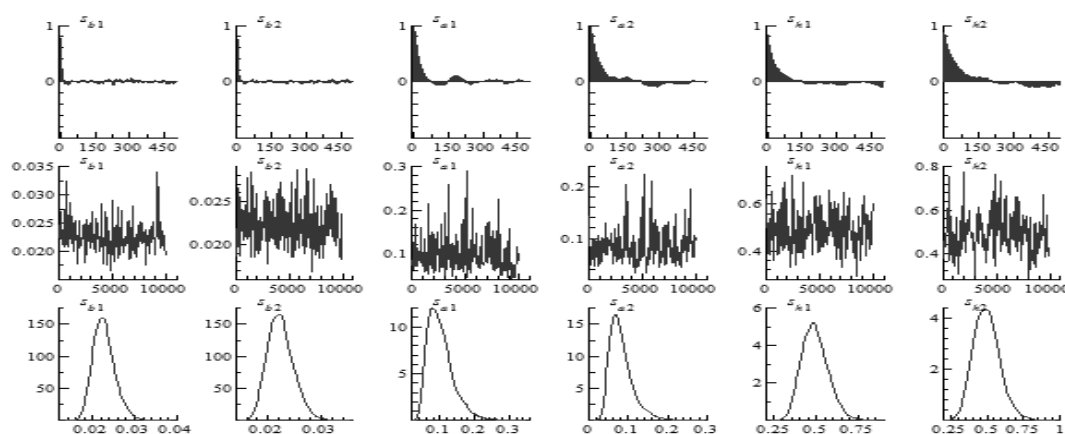
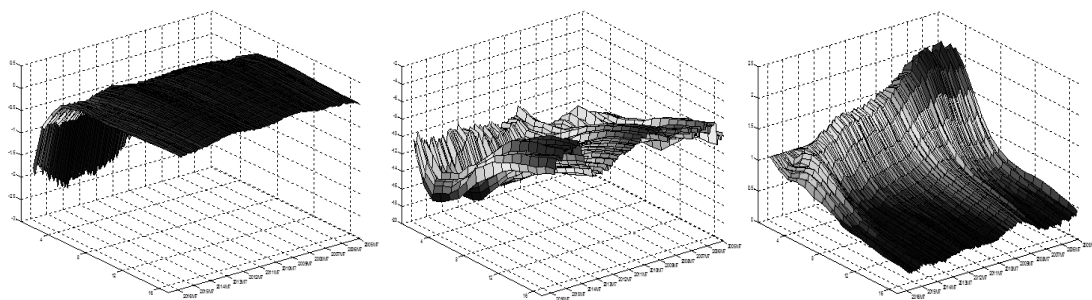


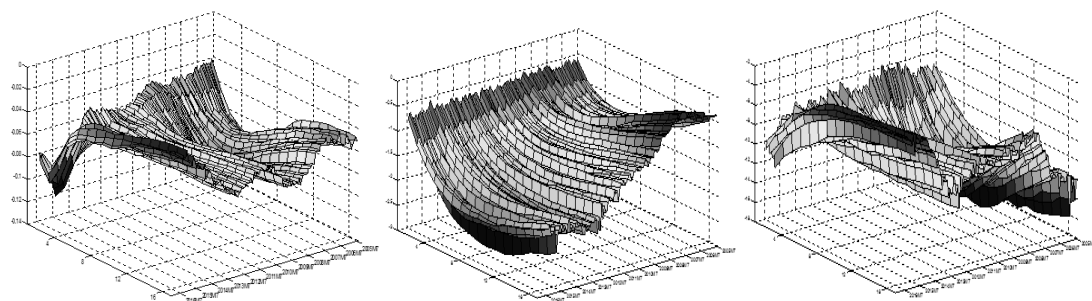
图 1 TVP-SV-VAR 参数估计结果

模型时变参数的脉冲响应结果见图 2 所示。首先，从全局性指标来看，中美息差、股价差、通胀差、产出缺口差、央行外汇干预及汇率预期对人民币汇率的影响的确具有时变性（time-varying）特征，而且这种时变影响具有显著的结构化变化，同时也印证了前文关于中美息差、股价差、通胀差、产出缺口差、央行外汇干预及汇率预期对汇率的影响具有非对称特征的结论。具体而言，图 2（a）描述了中美息差对人民币汇率的时变性影响。不难发现，随着滞后期数的增加，息差的变动对汇率的影响程度具有“先增加后降低”的特征，一方面体现了息差对汇率的冲击具有显著的非对称性和“门槛”效应（这与表 4 中所得到的区制转换特征相一致）；另一方面也进一步体现了息差对汇率的冲击具有显著的时滞性（但超过一定的期数之后，息差对汇率的效应也随之降低）。图 2（b）显示了股价差对汇率的动态影响，不难发现短期内股价的上涨会引起人民币汇率的升值，但长期却更容易引起汇率贬值，而且无论从历史演进的纵向角度抑或是从同时间段内的不同滞后期来看，股价差对汇率的影响均具有明显的“结构化”变化特征。类似地，从中美产出缺口差（图 2（c））和通胀差（图 2（d））对汇率的影响来看，在不同的滞后期及时间下汇率对其冲击的敏感性均具有显著的异质性，且二者对汇率的冲击均呈现先增加后降低的特征，且分水岭处于变量的滞后 4 期。从央行外汇干预（图 2（e））与汇率预期（图 2（f））对汇率的动态影响来看，在同一滞后期下以及相同时间下的不同滞后期中，央行在投放基础货币以购买外汇以及汇率预期对人民币即期汇率的影响均存在明显的结构化变化。而且随着时间的变化，央行外汇干预对汇率的影响有逐渐减弱的趋势，但汇率预期的影响却随着时间的递延有逐渐增强的趋势，这也进一步体现了汇率预期在汇率变动中发挥着重要的作用。总之，中美

息差、股价差、通胀差、产出缺口差、央行外汇干预以及汇率预期对人民币即期汇率的影响并非一成不变，而是具有显著的结构变动和时变性特征。



(a) 息差对汇率的时变冲击 (b) 股价差对汇率的时变冲击 (c) 产出差对汇率的时变冲击



(d) 通胀差对汇率的时变冲击 (e) 央行外汇干预对汇率的时变冲击 (f) 汇率预期对汇率的时变冲击

图2 拓展泰勒规则汇率模型中的变量对汇率的时变性冲击

五、结论与启示

本文基于拓展的泰勒规则汇率模型从理论上考察了人民币汇率的动态决定，并进一步选取中美两国 2005 年 7 月至 2016 年 7 月的数据，采用非线性平滑转换自回归及含随机波动的贝叶斯时变向量自回归模型分别从区制转换及时变演进视角进行实证分析，研究结果表明：

中美股价差、息差、通胀差、产出缺口差、央行外汇干预及汇率预期对人民币汇率的影响具有显著的区制异质性，且在低区制与高区制环境中汇率的动态变化表现为非对称性。具体而言：（1）在低区制环境中，中美股价差对汇率的影响取决于中美产出缺口差的变动，而在高区制中取决于央行外汇干预幅度，且在低（高）区制下，中国股价的相对上升会在短期内引发人民币汇率贬值（升值），长期则会使得人民币汇率升值（贬值）；（2）无论是低区制还是高区制下，中美息差对人民币汇率的影响均主要依托于汇率预期环境的变动，其中低区制下由于利率提高所带来的升值效应大于预期的贬值效应，使得低区制下

利率提高会助推人民币汇率升值，而在高区制下，汇率预期的贬值效应大于利率提高的升值效应，从而引发人民币汇率贬值；（3）中美通胀差对汇率的影响在低区制中依托于息差的变动，而在高区制中取决于产出缺口差的变动，且在低（高）区制中，中国物价的相对上升在短期内会引发人民币汇率升值（贬值），在长期内会使得人民币汇率贬值（升值）；（4）无论在高区制还是低区制，中美产出缺口差对人民币汇率的影响主要依托于汇率预期的变动，且在低（高）区制中，中国经济增长率的相对提高会在短期内使得人民币汇率升值（贬值），而在长期内会引发人民币汇率贬值（升值）；（5）央行外汇干预对汇率的影响在低区制下受汇率预期环境的制约，而在高区制下受自身变动幅度的影响，其中央行外汇干预力度的加大会在短（长）期内使得人民币升值（贬值），但在高区制下，央行外汇干预力度的加大在短期和长期内均会引发人民币汇率贬值；（6）低区制下，汇率预期对人民币汇率的影响受自身环境约束明显，而在高区制下，汇率预期对人民币即期汇率的影响依托于央行外汇干预的变动，且无论是长期还是短期，人民币汇率升值（贬值）预期均会引发人民币汇率升值（贬值）。

我们的研究还发现，在本文基于拓展泰勒规则汇率模型所考察的人民币汇率动态变化过程中，汇率预期在低区制环境下对汇率的影响幅度最大，而在高区制环境中，央行外汇干预对汇率的影响最大。而且，基于泰勒规则汇率模型所得到的结论与利率平价理论以及购买力平价理论所阐述的观点在高区制环境下具有一致性，但在低区制环境中，泰勒规则汇率模型对于我国货币政策与经济现象具有相当的解释力，这也进一步体现了泰勒规则汇率模型对于短期货币政策的操作和执行具有较强的指导作用。

基于本文研究结果，我们可以得到以下四点启示：第一，由于包含资产价格的泰勒规则汇率模型能够解释人民币汇率的长期变动，能够为中央银行采取合理的政策工具以维持人民币汇率稳定提供依据，因此，随着我国资本账户的开放，特别是在外汇市场和股票市场之间联系越来越密切的背景下，中国政府应当着重理顺外汇市场和股票市场之间的关系，并积极防范和化解股票市场剧烈波动所可能带来的汇率波动风险；第二，由于外汇市场干预在人民币存在小幅贬值预期的情况下能够起到抑制汇率贬值的作用，因此，中国央行可在退出常态式外汇干预和稳步推进资本账户开放的同时，采取顺应市场力量的、平稳的干预以化解贬值预期对即期汇率带来的不利冲击，并进而维持人民币汇率的基本稳定，同时减少市场的投机套利机会；第三，由于通胀差对人民币即期汇率的影响主要依托于息差的变化，且物价的上涨在短期内会导致人民币汇率升值，而由于购买力平价关系的存

在，长期内物价的上涨会使得人民币汇率贬值。因此，当国内出现通胀压力时，央行可通过采取提升利率的方式进行调控，并进而维持人民币汇率稳定；第四，由于产出缺口差及汇率预期（特别是在贬值预期的环境下）能够对人民币即期汇率产生较强的“叠加”影响，因此，为稳定人民币汇率水平，中国政府应保持产出的长期稳定增长以避免公众形成对人民币汇率的贬值预期。

参考文献

- [1] 卞志村, 2006.《泰勒规则的实证问题及在中国的检验》,《金融研究》第 8 期,第 56~69 页。
- [2] 陈平和李凯, 2010.《人民币汇率与宏观基本面: 来自汇改后的证据》,《世界经济》第 9 期,第 28~45 页。
- [3] 范言慧、潘慧峰和李哲, 2008.《人民币升值预期与我国的贸易顺差》,《国际金融研究》第 2 期,第 52~59 页。
- [4] 何诚颖、刘林和徐向阳, 等, 2013.《外汇市场干预、汇率变动与股票价格波动》,《经济研究》第 10 期,第 29~42 页。
- [5] 黄志刚和陈晓杰, 2010.《人民币汇率波动弹性空间评估》,《经济研究》第 5 期,第 41~54 页。
- [6] 林伟斌和王艺明, 2009.《汇率决定与央行干预》,《管理世界》第 7 期,第 67~76 页。
- [7] 王永中, 2013.《中国外汇储备统计口径辨析》,《国际金融》第 5 期,第 77~80 页。
- [8] 徐建炜、徐奇渊和黄薇, 2011.《央行的官方干预能够影响实际汇率吗?》,《管理世界》第 2 期,第 5~15 页。
- [9] 叶永刚、胡丽琴和黄斌, 2006.《人民币实际有效汇率和对外贸易收支的关系——中美和中日双边贸易收支的实证研究》,《金融研究》第 4 期,第 1~10 页。
- [10] 郑挺国和刘金全, 2010.《区制转移形式的“泰勒规则”及其在中国货币政策中的应用》,《经济研究》第 3 期,第 40~52 页。
- [11] 周逢民, 2008.《经济转型时期中俄货币政策目标比较研究》,《金融研究》第 7 期,第 93~103 页。
- [12] Bernanke, B.S. and M. Gertler, 2001. “Should Central Banks Respond to Movements in Asset Prices?” *The American Economic Review*, 91(2):253~257.
- [13] Chkili, W. and D.K. Nguyen, 2014. “Exchange Rate Movements and Stock Market Returns in a Regime-switching Environment: Evidence for BRICS Countries,” *Research in International Business and Finance*, 31:46~56.
- [14] Clark, T.E. and K.D. West, 2006. “Using out-of-sample Mean Squared Prediction Errors to Test the Martingale Difference Hypothesis,” *Journal of Econometrics*, 135(1): 155~186.
- [15] Engel, C. and K.D. West, 2005. “Exchange Rates and Fundamentals,” *Journal of Political Economy*, 113 (3):485~517.
- [16] Evans, M. and R. Lyons, 2005. “Meese-Rogoff Redux: Micro-Based Exchange Rate Forecasting,” *American Economic Review*, 95(2): 405~414.

- [17] Franta M., R. Horvath and M. Rusnak, 2014. “Evaluating Changes in the Monetary Transmission Mechanism in the Czech Republic,” *Empirical Economics*, 46 (3):827~842.
- [18] Galimberti, K. Jaqueson and M.L. Moura, 2013. “Taylor Rules and Exchange Rate Predictability in Emerging Economies,” *Journal of International Money and Finance*, 32:1008~1031.
- [19] Lansing K.J. and J. Ma, 2017. “Explaining Exchange Rate Anomalies in a Model with Taylor-rule Fundamentals and Consistent Expectations,” *Journal of International Money and Finance*, 70: 62~87.
- [20] Miyajima, K., 2013. “Foreign Exchange Intervention and Expectation in Emerging Economies,” *BIS Working Paper*.
- [21] Molodtsova, T. and D. H. Papell, 2009. “Out-of-Sample Exchange Rate Predictability with Taylor Rule Fundamentals,” *Journal of International Economics*, 77(2): 167~180.
- [22] Moore, M.J. and M.J. Roche, 2010. “Solving Exchange Rate Puzzles with Neither Sticky Prices nor Trade Costs,” *Journal of International Money and Finance*, 29(6):1151~1170.
- [23] Primiceri, G., 2005. “Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy,” *Review of Economic Studies*, 72 (3): 821~852.
- [24] Sims, C. A. and T. Zha, 2006. “Were There Regime Wwitches in US Monetary Policy?” *The American Economic Review*, 96(1), 54~81.
- [25] Taylor, J.B., 1993. “Discretion Versus Policy Rules in Practice,” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39:195~214.
- [26] Taylor, J.B., 2001, “The Role of the Exchange Rate in Monetary Policy Rules,” *American Economic Review*, 91 (2): 263~267.
- [27] Walid, C., A. Chaker and O. Masood, et al. 2011. “Stock Market Volatility and Exchange Rates in Emerging Countries: A Markov-state Switching Approach,” *Emerging Markets Review*, 12 (3):272~292.

The Dynamic Determinations of RMB Exchange Rate based on Extend Taylor Rule Model:

Theory and Empirical Evidence

JIANG Chun, SI Dengkui, LI Xiaolin

Abstract: This paper extends the Taylor rule theoretical model with stock price, central bank intervention and exchange rate expectation, and investigates the microscopic mechanisms under the two-country model of Taylor rule exchange rate framework. For this purpose, we further apply smooth transition auto-regression model from the view of regime-switching during the period from July 2005 to July 2016. Our result shows that the impact of extend Taylor rule on exchange rate is significantly regime-switching and asymmetric. We also employ Bayesian time-varying VAR model with stochastic volatility to depict the dynamic determination of RMB exchange rate, and find that the extend Taylor rule has a certain lagged effect on RMB exchange rate and such an effect is different between short and long run. Besides, we also find that extended Taylor rule exhibits much higher power in explaining the conduction of monetary policy of China in the short term. Our paper provides a new insight for the public to understanding the regularity and causes of RMB exchange rate fluctuation.

Key words: Taylor Rule, Exchange Rate, Asymmetric, Bayesian Time-varying Vector Auto-Regression

人民币实际有效汇率变动对中国制造业企业绩效的影响

——来自制造业微观层面的证据

沈筠彬¹ 伏玉林² 丁锐³

【摘要】 本文采用中国工业企业数据库和海关贸易数据库匹配的数据集，在计算行业实际有效汇率基础上，从出口收益、进口成本和进口竞争三个渠道，考察了汇率变动对制造业企业绩效的影响。研究发现：人民币升值通过出口收益渠道，提高了本国产品以外币表示的价格，对企业绩效有负向影响；人民币升值通过进口成本渠道，降低了以本币表示的进口中间品成本价格，对企业绩效有正向影响；通过进口竞争渠道，人民币升值降低了进口产品的价格，给国内产品市场施加了更大的竞争压力，对企业绩效有负向影响。同时，实际有效汇率对企业绩效的影响因企业生产率、行业集中度、要素密集度及所有制的不同而表现出差异性。

【关键词】 行业实际有效汇率；企业绩效；出口收益；进口成本；进口竞争；

一、引言

人民币汇率问题得到越来越多的关注，汇率冲击对经济和企业的影响正逐渐成为焦点。汇率是两国商品价格枢纽，影响一国商品竞争力重要因素，对于工业制成品大量出口的中国制造业企业来说是影响巨大的外部冲击。汇率升值造成我国生产产品相对价格升高，导致我国制造业出口竞争力下降，因此不得不降低商品的价格来维持竞争力，结果则是利润的下滑，很多企业承受不了这种降价而退出市场。同时，另一些国内企业需要进口原材料和中间投入品，由于进口成本增加使得价格提高，导致其销售额减少，经营绩效下降。

自 2005 年汇率改革以来，人民币汇率总体上呈现出升值趋势，但从短期数据看，人民币汇率呈现出较大幅度的变动，尤其是 2009 年以来，变动幅度明显增大。从现有文献看，

¹ 沈筠彬，同济大学经济与管理学院；

² 伏玉林，华东理工大学商学院；

³ 丁锐，华东理工大学商学院；

目前的研究主要集中于从宏观或具体产业角度,分析人民币汇率升值背景下出口贸易受到的影响。而从企业视角的相关研究并不多见,其中尤其针对微观层面的经验分析则更少。事实上,企业构成了一国宏观经济活动的微观基础,分析人民币汇率变动对微观企业行为和绩效的影响更有助于深化对人民币汇率变动与出口贸易关系的认识。尽管国际经济学理论表明贬值改善贸易收支具有严格的前提条件,但国内长期以来存在一种主流观点认为贬值必然有利于促进出口,因此综合考察人民币汇率升值与贬值对出口企业的影响更有助于我们全面理解汇率变动对贸易的具体影响机制,对于促进我国实体经济平稳发展,提升制造业企业的竞争力具有重要现实意义。

二、文献评述

关于汇率变动对企业绩效的影响,有两种截然不同的观点。一种观点认为,本币升值对企业绩效具有积极作用,贬值具有抑制作用。Xu (2008) 采用 1986-1992 年中国台湾数据,研究发现虽然短期内新台币升值降低了企业出口额,但是长期来看却促进了台湾制造业从劳动密集型向技术密集型和资本密集型产业的转型,促进了生产率提高。Fung (2008) 考察了本币升值对台湾企业生产率的影响,发现本币升值造成企业生产率增加,这主要是由本币升值后低生产率企业退出,而存活企业生产规模扩大所导致的。Tang (2010) 利用加拿大制造业 1997—2006 年的数据发现,在加元升值期间,企业劳动生产率的增长率较高,在控制了行业特征以后,对外贸易依存度较高的行业获得了劳动生产率的更快增长。许家云等 (2015) 采用 2000-2007 年工业企业微观数据和海关数据库,对微观企业层面实际有效汇率对中国制造业企业生产率影响进行了深入研究,结果发现人民币实际有效汇率升值对制造业企业生产率有正向影响,汇率变动对制造业企业生产率的影响,因企业出口、技术水平和所有制的不同而具有显著的异质性,汇率变动对制造业企业生产率的积极影响随企业融资能力增强而上升。

然而,另一种观点认为,本币贬值对企业绩效具有积极作用,升值具有抑制作用。Fung 和 Liu (2009) 采用 1992-2000 年台湾上市公司和海关贸易中制造业企业的数据,实证考察了汇率变动对销售总额、企业出口和生产率的影响,结果显示汇率贬值导致了生产率的提高。这种汇率与生产率之间的传导机制是货币贬值能促进企业出口和销售增加,企业规模扩张导致了生产率的提高。Fung and Baggs (2011) 运用 1987-1996 年加拿大制造业企业年度数据和行业层面的贸易实际加权汇率研究发现,加元的升值显著降低了企业的生

产规模，特别是出口企业规模，导致其生产率的下降。宗伟濠（2013）采用 1994-2010 年 IMF 人民币实际有效汇率，研究汇率对全要素生产率的影响，结果发现人民币汇率贬值对行业全要素生产率（TFP）有正相关关系，即人民币升值不利于行业生产率提升。

国内研究汇率与企业绩效的文献大多从企业收益方面进行考虑。袁志刚和邵挺 (2011) 模拟了在不同升值幅度下各行业利润率的变化, 结果显示, 22 个行业的利润率会因人民币升值而提高, 20 个行业的利润率会因人民币升值而降低。刘沁清和邵挺(2011)的研究结果显示, 从整体来看, 人民币升值会降低我国制造业的利润率。梁中华和余淼杰 (2014)发现, 2005—2007 年人民币升值后, 与非出口企业相比, 出口企业的权益回报率显著降低 5%;而且对出口依赖程度越高的企业, 人民币升值对其盈利能力的负面影响程度越大。

从上述研究综述可以看出, 国内对于汇率变动对企业绩效影响的研究, 对影响机制的讨论有所欠缺。汇率并不仅仅通过单个渠道影响企业绩效, 单独讨论汇率变动导致的竞争环境变化或者企业出口量改变等是没有意义的, 有必要在一个分析框架下讨论多种渠道的影响。同时, 以往的研究中还存在着一个缺陷, 那就是没有区分企业特征进行考察, 不同类型的企业对价格信号的反应也是不同的, 在分析框架中对他们加以区分可以得到更加深入的结论。

三、待检验假说与模型构造

1. 待期检验假说

汇率作为开放经济条件下重要的价格信号, 是影响开放条件下一国或地区企业行为及绩效的重要变量。汇率反映了本国商品在国际市场上的竞争力, 将本国市场同外部经济密切联系起来。汇率变动会引起国内外商品的相对价格变化, 从而影响企业产品的出口价格及其市场竞争力。

本币升值会提高以外币计价的出口产品价格, 使得国外企业具有相对价格优势, 导致本国企业出口需求减少, 降低企业在国外市场的销售收益并最终影响企业的绩效, 而且企业越依赖于出口, 汇率升值对其绩效的影响越大。Campa and Goldberg (1999) 研究表明, 汇率变动改变了企业出口产品的价格及其在国际市场上的竞争力, 从而对企业在国外市场的销售收益产生影响。Dhasmana (2015) 也发现, 汇率贬值有助于企业增加出口从而提高收益。基于此, 本文提出第一个假说:

假说 1：人民币汇率升值通过出口收益渠道，对企业绩效有负向影响，即出口收益效应。

本币升值，以本币表示的企业生产所需进口投入品价格下降，进而降低本国企业的生产成本，提高企业产品竞争力和销售收入，进而影响企业绩效。Campa and Goldberg (1999) 研究发现，汇率变动改变了企业生产所需的进口投入品价格，从而对企业的生产成本产生影响。Goldberg 和 Tracy (2001) 研究表明，汇率贬值会增加企业进口中间品成本，从而增加生产成本，对企业绩效产生不利影响。基于此，得到如下第二个假说：

假说 2：人民币汇率升值通过进口成本渠道对企业绩效有正向影响，即进口成本效应。

本币升值使得外国厂商产品出口到国内市场更具有竞争力和本国进口替代需求的下降，导致进口需求增加，使得国内生产同类产品的厂家面临更大的进口竞争，引起其产品销量和边际收益的下降，进而影响到企业的绩效。Campa and Goldberg (1999) 认为，汇率变化影响了进口产成品的价格，使国内市场上同类产品的竞争状况发生改变，从而影响到生产该种产品企业的绩效。Goldberg 和 Tracy (2001) 指出，当汇率升值时，进口产品价格降低，对国内生产同类型产品的企业产生不利影响。因此本文提出了第三个假说：

假说 3：人民币汇率升值通过进口竞争渠道对企业绩效有负向影响，即进口竞争效应。

2. 构造计量模型

参照 Fung (2009) 和 Dhasmana (2015) 的研究，本文构建基准模型 (1) 来研究实际有效汇率变动对制造业企业绩效的影响，模型 (1) 用来考察行业实际有效汇率变化对制造业整体企业绩效的影响。

$$\begin{aligned} \Delta \ln sale_{kt} = & \beta_1 \Delta \ln wrer_{it} + \beta_2 \ln asset_{kt} + \beta_3 age_{kt} + \beta_4 leverage_{kt} \\ & + \beta_5 industrygrowth_{it} + \beta_6 \Delta \ln sale_{kt-1} + \tau_t + \sigma_{it} \end{aligned} \quad (48)$$

其中， i 、 k 、 t 分别代表行业、企业和时间， $\Delta \ln sale$ 表示销售增长率，以销售收入对数的差分来衡量企业绩效。 $\ln wrer$ 为行业实际有效汇率的自然对数。 $\ln asset$ 用来描述企业规模，为企业总资产对数的差分，规模较大的企业可能已经完成前期投资，进入平稳增长的时期。 age 为企业年龄，随着时间的推移，组织僵化，成本上升，增长放缓，资产过时，投资和研发活动下降，企业年龄是重要的企业特征 (Claudio et al., 2010)。 $leverage$ 为负

债总额与资产总额比值，几乎所有关于公司绩效的研究都表明，企业的资本结构影响着企业绩效，适度负债可以改善企业市场绩效，而过度负债则降低了企业市场绩效

(Campello; 2006)。*industrygrowth*为行业销售收入增长率，反映了行业需求、市场机会和行业竞争状态，高增长的行业意味着公司的机会越多，提高绩效的可能性越大 (Baggs et al.; 2011)。 τ 表示年份虚拟变量， σ 表示扰动项。

除了从整体上研究人民币汇率变动对制造业企业绩效的影响外，本文进一步提出模型 (2)，从出口收益、进口成本和进口竞争这三条渠道考察实际有效汇率变化对制造业企业绩效的影响。

$$\begin{aligned}\Delta \ln sale_{kt} = & \beta_1 \varphi_{kt-1} \Delta \ln xrer_{it} + \beta_2 \alpha_{kt-1} \Delta \ln mrer_{it} + \beta_3 (1 - \varphi_{kt-1}) \delta_{it} \Delta \ln mrer_{it} \\ & + \beta_4 \Delta \ln asset_{kt} + \beta_5 age_{kt} + \beta_6 leverage_{kt} + \beta_7 industrygrowth_{it} \\ & + \beta_8 \Delta \ln sale_{kt-1} + \tau_t + \sigma_{it}\end{aligned}\quad (49)$$

其中，*xrer*为出口贸易加权汇率，*mrer*为进口贸易加权汇率， φ_{kt-1} 为企业 *k* 在 *t*-1 年的出口强度，本文用企业出口金额与其销售收入的比值来表示，由于汇率的变化会影响企业当年的出口贸易，为避免内生性问题，本文使用企业前一期的出口强度来表示。 α_{kt-1} 为企业 *k* 在 *t*-1 年的进口强度，本文使用企业进口额与中间投入品的比值来表示。同样，汇率的变化会影响企业当年的进口贸易，本文使用企业前一期的进口强度来表示。 δ_{it} 为 *i* 行业 *t* 时间的行业渗透率，为行业进口总额与行业销售额之比。 $\varphi_{kt-1} \Delta \ln xrer_{it}$ 代表出口收益效应，汇率通过出口收益影响企业绩效的强度除了出口贸易汇率外还取决于企业对外的出口强度，如果企业出口比较多，那么企业边际收益受到汇率变动影响就会更大，企业绩效受影响的程度因此也会更大。反之，若是企业没有进行出口，也就不会受到汇率变动的直接影响。 $\alpha_{kt-1} \Delta \ln mrer_{it}$ 代表进口成本效应，汇率通过进口成本渠道影响企业绩效的强度除了进口贸易汇率外，还取决于企业的进口强度，本币升值使得进口中间投入品变得更加便宜，导致企业的边际成本下降，企业绩效增加。一国汇率通过进口成本的影响程度取决于企业中间品进口强度，如果企业从国外进口的中间产品较多，则汇率变动会对该企业产生较大的影响。反之，若是企业没有进口，也就不会受到汇率变化直接的影响。

$(1 - \varphi_{kt-1}) \delta_{it} \Delta \ln mrer_{it}$ 代表进口竞争效应，汇率通过进口竞争途径影响企业绩效的强度，除了进口贸易汇率以外，还取决于企业国内销售份额和行业渗透率。人民币升值使得国外

商品具有价格优势并更容易销售到中国, 这样中国厂商面临着更大的进口竞争, 导致企业绩效的下降。对于销售更多集中于本土市场而不是出口市场的企业来说, 进口竞争效应的影响会更为明显。企业所在行业的行业进口渗透率来表示行业进口品竞争程度, 本文用行业进口渗透率乘以企业内销比率, 再乘以企业进口有效汇率来表示进口产品竞争效应。其他变量与模型 (1) 中一致。

四、数据及指标

1. 数据来源

本文所用的数据库来源于 2000-2006 年的中国工业企业数据库和海关贸易数据库以及美国农业部网站公布的汇率数据。中国工业企业数据库是基于国家统计局进行的 500 万规模以上工业企业和国有企业统计报表统计整理得到的数据库。该数据库每年涵盖了 30 多万工业企业, 它包含了企业代码、行业代码、企业注册类型、联系方式和地理位置等基本信息以及资产、负债、利润、中间投入和现金流等主要的财务指标。这套数据的企业出口总额大约占到了中国制造业企业出口总额的 98% 以上, 但并没有提供企业进口相关数据。在处理数据的过程中, 本文删除了符合以下任何一项的观测值: (1) 企业出口额超过了产品销售额; (2) 产品销售额、固定资产净值、中间投入品总额等任意一项的负值、缺失值和其他明显不合理或无意义的样本观测值。

第二套数据是来自中国海关总署统计的海关贸易数据库, 它记录了月度通关企业的每一笔产品类别的交易信息。主要包括进出口企业的基本信息, 例如企业代码, 企业名称、企业地址、企业所有制等基本信息和产品层面的进出口信息, 包括交易额、交易数量、产品计量单位、贸易状况 (出口还是进口)、HS 的 8 位数产品编码。这套数据的重要性在于它包含了每一企业贸易的进出口国和进出口金额, 便于本文构建行业层面的实际有效汇率。由于这两个数据库没有统一的企业 ID 编码, 需要进行匹配来进行数据信息的整合, 本文采取沈筠彬 (2013) 的匹配方法, 主要原则有: (1) 直接用企业法人代码或企业名称进行匹配, 相同则视为同一企业, (2) 在 (1) 的基础上使用电话号码、省市代码和行业代码同时匹配, 三者相同为同一企业。经以上步骤对 2000-2006 年工业企业数据库和海关数据库进行匹配, 经抽检检查验证, 匹配错误的占比很小, 可采用上述方法, 最后删除了因重复匹配产生的重复数据。

中国人民银行授权的中国外汇交易中心公布的汇率种类只有 22 种，不能满足论文的要求，而美国农业部网站公布的汇率数据统计了美国与世界上大多数国家和地区的汇率数据。因此，本文选择采用的双边汇率数据是来自美国农业部网站每年公布的汇率数据，以此为基础换算成中国与世界各国地区的双边实际汇率，并结合中国海关企业数据库计算行业实际有效汇率数据。

表 1 行业样本分布统计

行业代码	行业名称	企业数	样本数	出口样本数	进口样
13	农副食品加工业	25822	77168	19903	504
14	食品制造业	10493	29749	8278	290
15	饮料制造业	6700	20861	3686	124
16	烟草制品业	404	1520	319	34
17	纺织业	36230	112313	49261	125
18	纺织服装、鞋、帽制造业	21194	64262	41474	144
19	皮革、毛皮、羽毛（绒）及其制品业	10406	32069	20245	69
20	木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业	10374	28198	9063	234
21	家具制造业	5463	15395	7301	26
22	造纸及纸制品业	12059	39465	7503	294
23	印刷业和记录媒介的复制	8242	24571	3954	174
24	文教体育用品制造业	5597	17660	12967	484
	石油加工、炼焦及				
25	核燃料加工业	4101	11518	2271	56
26	化学原料及化学制品制造业	29947	94332	25717	834
27	医药制造业	8139	28189	7417	224
28	化学纤维制造业	2301	6350	1699	89
29	橡胶制品业	5277	15644	5772	24
30	塑料制品业	20938	60858	21217	84
31	非金属矿物制品业	33740	105031	22812	464
32	黑色金属冶炼及压延加工业	11282	32083	6255	124
33	有色金属冶炼及压延加工业	8396	23460	5445	14
34	金属制品业	25810	71511	26154	75
35	通用设备制造业	33639	99405	31306	834
36	专用设备制造业	19255	54209	15781	574
37	交通运输设备制造业	20620	62818	17679	72
39	电气机械及器材制造业	25791	79630	29291	105
40	通信设备、计算机及其他电子设备制造业	14611	43658	24092	139
41	仪器仪表及文化、办公用机械制造业	6518	18850	8684	414
42	工艺品及其他制造业	9203	26531	18775	424
43	废弃资源和废旧材料回收加工业	647	1285	232	22

2. 指标构建

（1）行业实际有效汇率

目前, 绝大部分研究都是采用加总的人民币有效汇率来分析汇率变动对企业的影响, 计算权重是基于各贸易伙伴一国总的贸易额。但是使用加总数据容易出现加总偏误, 且加总的实际有效汇率并不能体现汇率变化对不同行业异质性竞争力的影响程度。此外, 同一企业既有进口, 也有出口, 并且进口和出口国家可能不一样, 其进口和出口所面对的汇率风险也有所不相同。所以加总的人民币有效汇率不能很好的反映企业所受到的风险, 为了更精确地刻画对汇率变动的暴露程度, 本文采用以分行业的出口额和进口额为权重的来计算行业加权汇率。

行业实际有效汇率:

$$\text{wrer}_t^i = 0.5 \left(\sum_c \frac{X_t^{ic}}{\sum_c X_t^i} + \sum_c \frac{M_t^{ic}}{\sum_c M_t^i} \right) \text{RER}_t^c \quad (50)$$

其中, i 代表行业, c 代表国家, t 代表时间, X_t^{ic} 为 t 时间行业 i 出口到 c 国的贸易额, $\sum_c X_t^i$ 为 t 时间行业 i 出口总额, M_t^{ic} 为 t 时间行业 i 从 c 国进口的贸易额, $\sum_c M_t^i$ 为 t 时间行业 i 进口总额, 贸易额数据来自海关调整的两位码行业统计资料。 RER_t^c 代表我国与贸易国 c 的双边实际汇率, 而双边实际汇率是由中国与其他国家双边名义汇率以消费者价格指数进行换算而得到的, 并且计算出的进口贸易加权汇率与出口贸易加权汇率以 2000 年为基期, 定义 2000 年为 100, 进行指数化处理, 出口贸易加权汇率和进口贸易加权汇率各以 50% 的权重计算得到行业实际有效汇率。汇率采用的是间接标价法, 实际行业有效汇率上升表示人民币升值, 实际有效汇率下降表示人民币贬值。计算出的行业实际有效汇率如图 1。

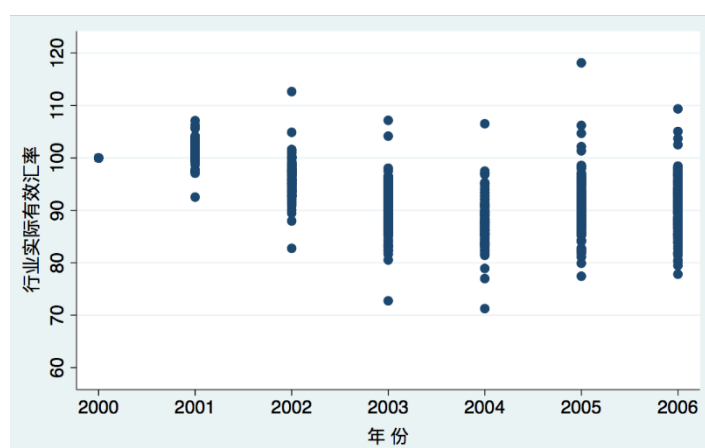


图 1 行业实际有效汇率曲线

注: 其中 cic13-cic43 为国民经济分类中的二位码产业类别

(2) 全要素生产率

全要素生产率是用来衡量单位总投入获得的总产量的生产率指标，是投入转化为最终产出的总体效果。企业全要素生产率是企业异质性最重要的表现，相比较劳动生产率，它能更好地反映企业的技术水平和对资本、劳动的利用程度。在劳动和资本投入达到一定程度后，企业产出的增长主要取决于全要素生产率的高低。本文使用企业的工业增加值、企业职工人数、资本存量和企业中间投入数据采用 LP 法计算全要素生产率，使用企业中间投入来代替投资作为不可观察生产率冲击的代理变量，能够克服估计过程中可能产生的选择性偏差和同时性偏差，同时也避免了 OP 法将企业的投资作为不可观察代理变量导致样本丢失的问题（鲁晓东和连玉君，2012）。

（3）行业集中度

行业集中度是反映市场结构、衡量行业竞争程度的指标。一个行业的竞争和垄断程度极大地影响了行业内的企业行为，本文选取赫芬达尔-赫尔曼指数（HHI）来度量行业竞争状况，通常 HHI 越大，行业集中度越高，企业面临的竞争越小，反之亦然。

HHI 计算公式为： $HHI_{it} = \sum_k (\frac{X_i}{\sum_i X_i})^2$ ，其中， X_i 为 t 时期 i 行业每家企业的销售额， $\sum_i X_i$ 为 t 时期 i 行业所有企业销售额总和。

（4）要素密度

本文采用企业的资本-劳动比作为要素密度指标来区分资本密集型行业和劳动密集型行业。企业资本存量通过永续盘存法计算。具体计算方法是：首先，利用企业首次出现年份的固定资产净值，按照各地区固定资产投资价格指数平减，换算成可比的固定资产净值后作为企业的初始资本存量。然后，用连续两年固定资产原价的差作为企业当年的投资，经平减计算出可比的新增投资；最后，根据企业报告的当年折旧按各地区固定资产投资价格指数平减换算成可比的当年折旧，按照企业初始资本存量加上可比新增投资加上可比的当年折旧，计算出企业当年的资本存量。劳动人数使用工业企业数据库中的全部职工人数数据，资本-劳动比可以用资本存量与全部职工人数之比来计算。行业的资本劳动比以企业销售收入为权重计算得出行业的资本-劳动比，将资本-劳动比大于中位数的行业分类为资本密集型行业，将资本密集型小于中位数的分类为劳动密集型行业。

五、实证分析结果

1. 基准模型的实证结果

首先,采用我们自行计算的行业实际有效汇率(沈筠彬,2013),分别运用固定效应模型、随机效应模型和混合回归模型对方程(1)进行统计分析,结果显示:在混合回归模型中,行业实际汇率的系数显著为负,但由于可能存在不随时间变化的遗漏变量,有必要进行个体效应检验。对混合回归和固定效应模型的回归结果进行 Hausman 检验,发现两者有显著差异,因此固定效应模型优于混合回归模型。同时采用 Hausman 检验来判断究竟使用固定效应模型还是随机效应模型。Hausman 检验结果显示 p 为 0,强烈拒绝不存在个体随机效应的原假设,从而选择固定效应模型。固定效应模型无须考察企业层面不随时间变化的变量对结果的影响,即不考察企业类型、所在地区、行业等变量(梁中华和余淼杰;2014)。固定效应模型显示:行业实际有效汇率与企业绩效之间存在统计意义上的显著且稳定的负相关关系,表明实际有效汇率变动对我国制造业企业绩效存在着负向影响,人民币升值降低了企业绩效,汇率贬值则有利于提升企业的绩效,回归结果符合预期。滞后一期的销售增长率对下一期增长率呈现显著负相关关系,而企业规模对企业绩效有显著正向影响,规模大的企业可能完成了前期投资,具有规模效应,绩效也更好。企业年龄和绩效之间呈现显著负相关关系,企业存活时间越长,固定资产越容易被淘汰,成本上升越快,企业竞争力下降,导致企业绩效的下降。在固定效应模型中,资产负债率对企业销售增长率影响不显著,而在随机效应模型和混合回归模型中影响显著。行业销售增长率对企业绩效有显著正向影响,行业增长越快,行业内企业平均增长水平也越高。

表 2 行业实际有效汇率对制造业企业绩效回归结果

变量	被解释变量: $\Delta \ln sale$		
	FE	RE	混合回归
$\Delta \ln sale_{t-1}$	-0.319*** (0.00155)	-0.134*** (0.00125)	-0.0814*** (0.00126)
$\Delta \ln wter$	-0.287*** (0.0588)	-0.480*** (0.0484)	-0.481*** (0.0482)
$\ln asset$	0.101*** (0.00122)	0.132*** (0.00103)	0.141*** (0.00104)
age	-0.000177*** (5.83e-05)	-0.00126*** (4.18e-05)	-0.00120*** (3.92e-05)
$leverage$	-0.00313 (0.00317)	-0.0491*** (0.00204)	-0.0482*** (0.00188)
$Industrygrowth$	2.453*** (0.0802)	-1.390*** (0.0660)	-1.778*** (0.0665)
常数项	-0.687*** (0.0261)	0.610*** (0.0214)	0.731*** (0.0215)
时间虚拟变量	控制	控制	控制
N	579866	579866	579866
R-squared	0.133	0.089	0.043

注:***表示在 1%显著性水平上统计显著,**表示在 5%显著性水平上统计显著,*表示在 10%显著性水平上统计显著,括号中为回归系数的标准误。下同。

其次,采用行业进口实际有效汇率和行业出口实际有效汇率,从出口收益、进口成本、进口竞争这三个渠道,研究汇率变动对制造业企业绩效的影响。本文使用固定效应模型、随机效应模型和混合回归模型进行回归分析,回归结果见表 3。结果发现,固定效应模型、随机效应模型和混合回归模型系数符号都相同且都具有显著性,Hausman 检验结果表明固定效应模型优于随机效应模型和混合回归模型。

表 3 区分出口收益、进口成本和进口竞争回归结果

变量	被解释变量: $\Delta \ln sale$		
	(1) FE	(2) RE	(3) 混合回归
$\Delta \ln sale_{t-1}$	-0.435*** (0.00250)	-0.157*** (0.00173)	-0.0832*** (0.00177)
$\varphi_{kt-1} \Delta \ln xrer_{it}$	-0.475*** (0.107)	-0.605*** (0.0810)	-0.556*** (0.0817)
$\alpha_{k,t-1} \Delta \ln mrer$	0.110** (0.0542)	0.148*** (0.0390)	0.133*** (0.0382)
$(1 - \varphi_{kt-1}) \delta_{it} \Delta \ln mrer_{it}$	-0.0162*** (0.00195)	0.000226 (0.000955)	0.000599 (0.000898)
$\ln asset$	0.0539*** (0.00214)	0.120*** (0.00152)	0.133*** (0.00156)
Age	-0.000616** (0.000252)	-0.00251*** (9.06e-05)	-0.00211*** (8.30e-05)
$Leverage$	0.0143* (0.00978)	-0.0677*** (0.00361)	-0.0649*** (0.00332)
$Industrygrowth$	2.594*** (0.277)	-2.133*** (0.128)	-2.478*** (0.114)
常数项	-1.090*** (0.120)	0.886*** (0.0551)	0.0678*** (0.0252)
时间虚拟变量	控制	控制	控制
N	244,976	244,976	244,976
R-squared	0.283	0.19	0.044

表 3 模型 (2) 中结果显示, $\varphi_{kt-1} \Delta \ln xrer_{it}$ 回归系数为 -0.475, 呈现出显著负相关关系, 说明人民币汇率升值通过出口收益效应对企业绩效有负向影响, 即人民币汇率升值降低了企业绩效, 验证假设 1。 $\alpha_{k,t-1} \Delta \ln mrer$ 回归系数为 0.110, 符号为正且显著, 说明人民币汇率升值通过进口成本渠道对企业绩效有显著正向影响。即人民币汇率升值提高企业绩效, 验证假设 2。 $(1 - \varphi_{kt-1}) \delta_{it} \Delta \ln mrer_{it}$ 回归系数为 -0.0162, 符号为负且显著, 说明人民币汇率升值通过进口竞争渠道对企业绩效有显著负向影响。验证假设 3。因此, 人民币汇率变动能通过出口收益、进口成本和进口竞争途径来影响制造业企业绩效。

前面的分析结果说明, 汇率变动对整体制造业企业绩效有负向影响, 汇率变动通过出口收益渠道对企业绩效有负向影响, 通过进口竞争渠道有负向影响, 而汇率变动通过进口收益渠道产生正向影响, 但是, 这些渠道是否对不同类型、不同特质的企业都有同样的影响? 不同企业的生产率、要素密集程度、所属行业集中度和所有制等异质性特征是否会导致企业应对汇率冲击存在着差异。接下来, 将采用分组检验的方法, 考察存在异质性情况下实际汇率变动对企业绩效的影响机制。

2. 区分全要素生产率的实证结果

全要素生产率高低综合反映了企业异质性, 它决定了企业对资本、劳动的利用程度和企业生产技术水平高低。不同生产率的企业受汇率影响程度不同, 高生产率企业调整成本加成的能力更强, 更能吸收汇率的冲击, 而低生产率企业调整能力较弱, 更容易受到汇率的扰动。同时, 出口企业存在着生产率门槛, 只有高生产率的企业才选择出口, 低生产率的企业在国内市场参与竞争(Melitz, 2003)。为了考察不同生产率企业的影响渠道差异, 本文将企业划分为高生产率企业与低生产率企业。具体而言, 采用 LP 法计算的全要素生产率作为企业生产率的指标, 将生产率高于中位数的公司划分为高生产率组, 将生产率低于中位数的公司划分为低生产率组, 使用双固定效应模型对高生产率子样本和低生产率子样本分别进行统计分析, 表 4 报告了固定效应模型的回归结果。

表 4 区分企业异质性的回归结果

变量	被解释变量: $\Delta \ln sale$	
	低生产率	高生产率
$\Delta \ln sale_{t-1}$	-0.411*** (0.00467)	-0.427*** (0.00298)
$\varphi_{kt-1} \Delta \ln xrer_{it}$	-0.413 (0.172)	-0.487*** (0.145)
$\alpha_{k,t-1} \Delta \ln mrer$	-0.0864 (0.171)	0.0689** (0.0566)
$(1 - \varphi_{kt-1}) \delta_{it} \Delta \ln mrer_{it}$	-0.0108*** (0.00342)	-0.0138*** (0.00244)
$\ln asset$	0.0343*** (0.00429)	0.0679*** (0.00264)
age	-0.00313*** (0.00113)	-0.000444* (0.000237)
$leverage$	0.0510*** (0.0187)	0.00378 (0.0125)
$industrygrowth$	-0.165 (0.526)	3.364*** (0.341)
常数项	-0.209 (0.221)	-1.167*** (0.148)
时间固定效应	控制	控制
企业固定效应	控制	控制
N	104,784	140,192
R-squared	0.245	0.355

表 4 回归结果显示，汇率变动对高生产率和低生产率企业影响渠道是不同的，汇率的出口收益效应在高生产率企业子样本显著为负，而在低生产率企业子样本符号为正但不显著，即人民币汇率能通过出口收益渠道对高生产企业绩效有负向影响，而对低生产率企业影响不显著。汇率的进口成本效应在高生产率企业子样本上显著为正，而在低生产率企业子样本并不显著，即人民币汇率能通过进口成本渠道对高生产率企业绩效有正向影响，而对低生产率企业影响不显著。两者的差别说明，人民币汇率变动通过出口收益渠道、进口成本渠道仅仅对高生产率样本企业绩效产生影响。这是因为：异质性企业贸易理论认为，高生产率企业才会选择出口，只有具备较高生产率的企业才能跨过出口带来的较高的固定成本门槛；另一方面，高生产率企业更有可能利用进口品进行价值创造。高生产率的企业更倾向于出口和进口，而低生产率企业的出口和进口能力和意愿较小，进出口强度通常很少。进口竞争渠道不管是在高生产率企业子样本中还是在低生产率企业子样本中都高度显著。

3. 区分行业集中度的实证结果

行业集中度与企业绩效之间存在密切联系，高行业集中度的企业因其具有较大的市场占有率、品牌价值和独特的核心竞争力，能将汇率风险转移给下游客户，实现企业增长，而低行业集中度的企业面临着行业内的激烈竞争，往往难以转移所受到的汇率冲击，造成企业生存状况恶化甚至退出市场。在面对汇率冲击时，高行业集中度的企业与低行业集中度的企业反应往往是不同的。为考察行业集中度不同情况下，企业在面临汇率冲击所造成的差异化反应，本部分将依据赫芬达尔—赫希曼指数（HHI）反映的企业所属行业集中度，将总体样本划分为高集中度和低集中度两个子样本，采用双固定效应模型对两个子样本进行回归分析，回归分析结果见表 5。

表 5 高行业集中度与低行业集中度回归结果

变量	被解释变量: $\Delta \ln sale$	
	低行业集中度	高行业集中度
$\Delta \ln sale_{t-1}$	-0.430*** (0.00278)	-0.457*** (0.00664)
$\varphi_{kt-1} \Delta \ln xrer_{it}$	-0.534*** (0.119)	-0.391 (0.358)
$\alpha_{k,t-1} \Delta \ln mrer$	0.318*** (0.111)	0.0138 (0.0925)
$(1 - \varphi_{kt-1}) \delta_{it} \Delta \ln mrer_{it}$	-0.0148*** (0.00213)	-0.0214*** (0.00627)
$\ln asset$	0.0511*** (0.00235)	0.0544*** (0.00608)
age	-0.00252*** (0.000697)	-0.000379 (0.000282)
$leverage$	0.0283** (0.0114)	0.0727** (0.0294)
$industry\ growth$	2.455*** (0.309)	1.624* (1.078)
常数项	-0.996*** (0.134)	-0.966** (0.429)
时间固定效应	控制	控制
企业固定效应	控制	控制
N	205482	39494
R-squared	0.277	0.326

回归结果表明, 汇率变动对高行业集中度的企业和低行业集中度的企业的绩效影响具有差异, 尤其是通过出口收益和进口成本渠道。低行业集中度的企业出口收益回归系数显著为负, 高行业集中度企业出口收益渠道系数为负但不显著, 说明人民币汇率升值通过出口收益对低行业集中度的企业产生显著负向影响, 而对高行业集中度企业绩效影响为负但不显著。低行业集中度企业进口成本渠道系数显著为正, 而高行业集中度企业的出口收益渠道系数为正但不显著。说明汇率变动通过进口成本渠道对低集中度行业企业比高集中度行业有更明显的正效应; 人民币汇率变动通过出口收益和进口成本渠道对低行业集中度企业影响程度大于高行业集中度企业。具体来说, 人民币汇率升值能通过出口收益渠道降低低生产率企业绩效, 能通过进口成本渠道提高低生产率企业绩效, 但是对高生产率企业影响并不显著。高行业集中度的企业要么由于政策保护获得垄断地位, 要么经过激烈竞争, 存活下来的企业具有很高的生产率和竞争优势, 具有抵御汇率变动风险的能力。而对于进

口竞争效应，行业集中度低的企业和行业集中度高的企业没有显著差异。说明了汇率升值能对行业集中度高的企业和行业集中度低的企业绩效均产生显著的负面影响。

4. 划分要素密度的实证结果

各种贸易产品由于不同的投入结构，导致汇率变动对企业绩效有不同影响。一般来说，劳动密集型产品需要更多的非进口投入，同时对价格变动也更加敏感，汇率变动往往对劳动密集型产品影响更大，同时劳动密集型往往吸收大量就业，在汇率变动时往往最受政府的关注。本节将制造业各细分行业划分为劳动密集型和资本密集型行业，研究汇率变动对制造业企业绩效的影响。将高于行业中位数的行业定义为资本密集型，低于行业中位数的行业定义为劳动密集型。采用双固定效应模型对劳动密集型子样本和资本密集型子样本企业分别进行回归分析。

表6结果显示，出口收益效应在劳动密集型企业的系数显著为负，而在资本密集型企业系数不显著。说明人民币汇率升值通过出口收益渠道降低了劳动密集型企业绩效，对资本密集型企业绩效影响不显著。进口成本效应在劳动密集型企业的系数显著为正，而对资本密集型企业影响不显著，说明汇率变动能通过进口成本渠道提高了劳动密集型企业绩效，对资本密集型企业绩效影响不显著。通过进口竞争效应，劳动密集型和资本密集型行业企业系数都为负且高度显著，说明人民币汇率变动能通过进口竞争渠道对劳动密集型和资本密集型行业企业的绩效产生负向影响。劳动密集型和资本密集型这两个子样本在面临汇率冲击时，受到的影响具有差异性。具体来说，人民币汇率变动，通过出口收益渠道、进口成本渠道和进口竞争渠道，对劳动密集型企业绩效产生影响，不能通过出口收益渠道、进口成本渠道，对资本密集型企业绩效产生影响，只能通过进口竞争渠道对资本密集型企业绩效产生影响。这说明劳动密集型企业相较于资本密集型行业企业抵御出口汇率风险的能力较弱，更容易受到汇率变动的影响。

表 6 劳动密集型与资本密集型回归分析结果

变量	被解释变量: $\Delta \ln sale$	
	劳动密集型	资本密集型
$\Delta \ln sale_{t-1}$	-0.430*** (0.00360)	-0.440*** (0.00351)
$\varphi_{kt-1} \Delta \ln xrer_{it}$	-0.548*** (0.118)	-0.420 (0.265)
$\alpha_{k,t-1} \Delta \ln mrer$	0.131** (0.0585)	0.0293 (0.147)
$(1 - \varphi_{kt-1}) \delta_{it} \Delta \ln mrer_{it}$	-0.0100*** (0.00228)	-0.0314*** (0.00385)
$\ln asset$	0.0546*** (0.00294)	0.0516*** (0.00314)
age	-0.000578** (0.000259)	-0.000987 (0.000862)
$leverage$	0.00590 (0.0141)	0.0511*** (0.0143)
$Industrygrowth$	2.548*** (0.314)	1.600** (0.709)
常数项	-0.919*** (0.139)	-1.181*** (0.269)
时间固定效应	控制	控制
企业固定效应	控制	控制
N	113841	131135
R-squared	0.281	0.289

5. 区分所有制的实证结果

改革开放后,不同所有制经济并存发展,公有产权的效率较低,公有程度越高,效率越低,而完整的私人产权表现出来的效率往往是最高的(刘小玄,2000)。产权理论和公共选择理论认为,私有企业本身具有产权优势,私有企业比国有企业表现出更高的绩效。外资企业往往利用我国廉价的劳动力和资源环境成本生产并出口到海外,面临更多的汇率风险。因此,面对同样的汇率冲击,不同所有制企业会有不同反应。根据企业所有制类型,我们将企业划分为国有企业、外资企业和民营企业三个子样本,使用双固定效应模型进行回归分析。

表 7 结果显示,实际汇率变动对国有企业、民营企业和外资企业绩效的影响具有明显差异,国有企业的出口收益效应、进口成本效应和进口竞争效应均不显著,这表明人民币汇率变动不能通过出口收益效应、进口成本效应和进口竞争效应影响国有企业绩效。民营

企业的出口收益、进口成本效应系数都不显著，进口竞争效应系数高度显著，表明人民币汇率变动不能通过出口收益和进口成本途径影响民营企业绩效，只能通过进口竞争途径来影响民营企业绩效。外资企业的出口收益效应、进口成本效应和进口竞争效应系数均高度显著，表明人民币汇率变动能通过出口收益、进口成本和进口竞争渠道，影响外资企业的绩效。

实际汇率变动对不同所有制企业绩效的影响显著不同，对此解释是在中国加入 WTO 初期，民营企业 and 国有企业均通过成本优势参与国际竞争，提升企业绩效，汇率难以通过出口收益、进口成本影响国有企业和民营企业绩效。国有企业更多处于公共和垄断领域，非贸易部门占比较高，产品或服务进出口较少，汇率冲击难以通过进口竞争渠道影响企业绩效。而对于外资企业来说，在中国投资设厂进行的很多加工贸易，需要进口的核心零部件，利用中国廉价的劳动力和资源进行生产，再将产品出口到海外，其进出口份额较大，汇率冲击往往能通过出口收益、进口成本和进口竞争途径影响企业绩效。

表 7 分企业所有制回归估计结果

变量	被解释变量: $\Delta \ln sale$		
	国有企业	民营企业	外资企业
$\Delta \ln sale_{t-1}$	-0.500*** (0.00800)	-0.430*** (0.00308)	-0.375*** (0.00643)
$\varphi_{kt-1} \Delta \ln xrer_{it}$	-0.213 (0.542)	-0.0669 (0.243)	-0.936*** (0.135)
$\alpha_{k,t-1} \Delta \ln mrer$	0.186 (0.268)	-0.0282 (0.206)	0.213** (0.0904)
$(1 - \varphi_{kt-1}) \delta_{it} \Delta \ln mrer_{it}$	-0.0209 (0.0104)	-0.0188*** (0.00291)	-0.0143*** (0.00284)
$\ln asset$	0.0422*** (0.00899)	0.0528*** (0.00253)	0.0543*** (0.00590)
age	-0.00364* (0.00196)	-0.000409 (0.000258)	-0.00348 (0.00216)
$leverage$	-0.102*** (0.0266)	0.0219 (0.0135)	0.101*** (0.0246)
$industrygrowth$	2.882* (1.499)	4.927*** (0.458)	0.548 (0.417)
常数项	-1.268* (0.662)	-1.881*** (0.193)	-0.444** (0.182)
时间固定效应	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制
N	28784	171693	42947
R-squared	0.357	0.284	0.205

六、结 语

本文研究发现：行业实际有效汇率对制造业企业绩效有显著的负向影响。从出口收益、进口成本和进口竞争三个渠道的研究发现，人民币升值通过出口收益渠道，提高了本国产品以外币表示的价格，对企业绩效有负向影响；人民币升值通过进口成本渠道，降低了以本币表示的进口成本价格，对企业绩效有正向影响；通过进口竞争渠道，人民币升值降低了进口产品的价格，使得国外生产的产品更容易进入国内市场，使企业在国内销售的产品面临着更大的竞争压力，对企业绩效有负向影响，并且对国内市场销售占比较高的企业绩效影响更大。

此外，进一步考察了实际有效汇率变动对不同异质性的制造业企业绩效的影响。结果表明：第一，行业实际有效汇率变动对高生产率和低生产率企业绩效影响存在显著差异，汇率变动通过出口收益、进口成本和进口竞争三个渠道对高生产率企业均产生的影响，但汇率变动只能通过进口竞争渠道对低生产率企业产生负向影响。第二、行业实际有效汇率变动对不同行业集中度的企业绩效影响也不同，汇率变动通过出口收益和进口成本渠道对低行业集中度的企业产生显著影响，但不能通过出口收益和进口成本渠道对高行业集中度的企业产生显著影响，这表明高行业集中度的企业抵御汇率变动的风险能力高于低行业集中度的企业，汇率变动通过进口竞争途径对高行业集中度和低行业集中度的企业产生负向影响。第三，资本密集型行业和劳动密集型行业的企业，在面对汇率冲击时也表现出明显的差异，汇率变动通过出口收益渠道和进口成本渠道对劳动密集型企业产生显著影响，但对资本密集型行业的企业绩效的影响不显著。同时，不论是资本密集型行业还是劳动密集型行业，实际汇率变动均通过进口竞争渠道对企业绩效产生显著负向影响。第四，实际汇率变动对不同所有制企业绩效的影响明显存在差异，行业实际有效汇率变动不能通过出口收益、进口成本和进口竞争渠道对国有企业的绩效产生影响；不能通过出口收益、进口成本对民营企业的绩效产生影响，但是可以通过进口成本渠道对民营企业绩效产生负向影响；能够通过出口收益、进口成本和进口成本渠道对外资企业产生影响，这表明由于汇率变动对外资企业绩效的影响超过内资企业绩效。

参考文献

- [1] Aw B Y, Chung S, Roberts M J. Productivity and turnover in the export market: micro-level evidence from the Republic of Korea and Taiwan(China)[J]. The World Bank Economic Review. 2000,14(1): 65-90.
- [2] Campa J M, Linda S, Goldberg. Investment, Pass-Through, and Exchange Rates: A Cross-Country Comparison[J]. International Economic Review, 1999, 40(2):287-314.
- [3] Campello M. Debt financing: Does it boost or hurt firm performance in product markets? [J]. Journal of Financial Economics. 2006, 82(1):135-172.
- [4] Choudhry T. Exchange Rate Volatility and the United States Exports: Evidence from Canada and Japan[J]. Journal of the Japanese and International Economies. 2005,19(1): 51-71.
- [5] Clerides S K, Lach S, Tybout J R. Is learning by exporting important? Micro-dynamic evidence from Colombia, Mexico, and Morocco[J]. The quarterly Journal of Economics. 1998,113(3): 903-947.
- [6] Crozet M, Trionfetti F. Firm-level comparative advantage[J]. Journal of International Economics. 2013, 91(2): 321-328.
- [7] Dhasmana A. Transmission of real exchange rate changes to the manufacturing sector: The role of financial access[J]. International Economics. 2015,143: 48-69.
- [8] Ehrlich I, Gallais-Hamonno G, Liu Z, et al. Productivity growth and firm ownership: An analytical and empirical investigation[J]. Journal of Political Economy, 1994, 102(5): 1006-1038.
- [9] Fung L. Large Real Exchange Rate Movements, Firm Dynamics, and Productivity Growth[J]. Canadian Journal of Economics, 2008, 41 (2) :391-424.
- [10] Fung L, Baggs J, Beaulieu E. Plant Scale and Exchange-Rate-Induced Productivity Growth[J]. Journal of Economics & Management Strategy. 2011, 20(4): 1197-1230.
- [11] Fung L, Liu J T. The impact of real exchange rate movements on firm performance: A case study of Taiwanese manufacturing firms[J]. Japan and the World Economy. 2009, 21(1): 85-96.
- [12] Goldberg L S, Tracy J S. Exchange Rates and Wages[J]. Ssrn Electronic Journal. 2001, 3(4):53-84.
- [13] Helpman E, Melitz M J, Yeaple S R. Export versus FDI with Heterogeneous Firms[J]. American Economic Review. 2004, 94(1):300-316.
- [14] Jeanneney S G, Hua P. How does real exchange rate influence labour productivity in China?[J]. China Economic Review. 2011, 22(4): 628-645.
- [15] Lloyd Williams D M, Molyneux P, Thornton J. Market structure and performance in Spanish banking[J]. Journal

- of Banking & Finance. 1994, 18(3): 433-443.
- [16] Melitz M J. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity[J]. *Econometrica*. 2003, 71(6): 1695-1725.
- [17] Tang Y. Does Productivity Respond to Exchange Rate Appreciations? A Theoretical and Empirical Investigation[R]. Bowdoin College Working Paper, 2010.
- [18] Yingfeng Xu. Lessons from Taiwan's experience of currency appreciation[J]. *China Economic Review*, 2008, 19(1): 53-65.
- [19] 戴觅,徐建炜,施炳展. 人民币汇率冲击与制造业就业——来自企业数据的经验证据[J]. *管理世界*,2013(11):14-27.
- [20] 刘小玄. 中国转轨经济中的产权结构和市场结构——产业绩效水平的决定因素[J]. *经济研究*,2003(1):21-29.
- [21] 卢向前,戴国强. 人民币实际汇率波动对我国进出口的影响:1994-2003[J]. *经济研究*,2005(5): 31-39.
- [22] 刘沁清, 邵挺. 人民币汇率变动对我国制造业的影响——基于投入产出表的分析和测算[J]. *上海经济研究*, 2011 (8) :54-62.
- [23] 沈筠彬. 行业实际有效汇率变动对中国制造业生产率的影响[D]. 华东理工大学. 2013.
- [24] 梁中华, 余淼杰.人民币升值与中国出口企业盈利能力[J].*金融研究*, 2014 (7) :1-15.
- [25] 孙早,王文. 产业所有制结构变化对产业绩效的影响——来自中国工业的经验证据[J]. *管理世界*,2011(8):66-78.
- [26] 吴国鼎,姜国华. 人民币汇率变化与制造业投资——来自企业层面的证据[J]. *金融研究*,2015(11):1-14.
- [27] 徐建炜,戴觅. 人民币汇率如何影响员工收入?[J]. *经济学季刊*, 2016(4):1603-1628
- [28] 许家云,佟家栋,毛其淋. 人民币汇率与企业生产率变动——来自中国的经验证据[J]. *金融研究*,2015(10):1-16.
- [29] 余淼杰,梁中华. 贸易自由化与中国劳动收入份额——基于制造业贸易企业数据的实证分析[J]. *管理世界*,2014 32(7):22-31.
- [30] 袁志刚, 邵挺.人民币升值对我国各行业利润率变动的影响——基于 2007 年投入产出表的研究[J].*金融研究*, 2011 (4) :1-15.

The Effect of Real Effective Exchange Rate Movement on the Performance of Chinese Manufacturing Firm

—Evidence From Firm-Level Data

Shen Yunbin Fu Yulin Ding Rui

Abstract: This paper uses the Chinese industrial enterprises database and the customs trade database to study the impact of the real effective exchange rate changes on the performance of the manufacturing enterprises through the three channels of export benefit, import costs and import competition. The results reveal in this paper that the appreciation of the RMB, increasing the price of domestic products in foreign currency, have negative impact on firm performance through export benefit channel. The appreciation of the RMB can reduce the cost of imported goods in their own currency prices and have a positive impact on corporate performance through the cost of imports. The appreciation of the exchange rate will reduce the price of imported products and make domestic enterprises face more competitive pressure, have a negative impact on the performance of the enterprise for the import competition channel. At the same time, Our empirical analysis shows that the effects of real effective exchange rate on the performance of the enterprise varies across different firm and industry characteristics. The impact depends upon productivity, industry concentration, capital intensity and company ownership.

Keywords: industry real effective exchange rate; enterprise performance; export benefit; the cost of import; import competition

央行沟通、适应性学习和货币政策有效性

郭豫媚¹ 周璇²

【摘要】沟通已成为发达国家央行引导市场预期主要方式，那么央行究竟是否应该进行沟通，央行沟通是否能够提高货币政策的有效性？为回答上述问题，本文在适应性学习框架下，构建了一个包含央行公共信息和公众私人信息的动态随机一般均衡模型，刻画了央行沟通影响公众学习和预期的传导机制。这不仅弥补了已有文献中对公众预期形成机制刻画的不足，而且从适应性学习角度为解释央行沟通提高货币政策有效性提供了一条新机制。研究发现，由于信息噪声和学习偏差的存在，公众预期会偏离理性预期。此时，央行通过提供准确度较高的公共信息不仅能够降低公众可获得信息的噪声，而且能够促进公众的学习过程，降低公众预期偏差。数值模拟结果表明，央行沟通能够加快适应性学习向理性预期均衡收敛的速度，降低福利损失，提高货币政策有效性。进一步的研究表明，央行沟通存在边界。当央行的公共信息不如私人信息准确时，央行沟通反而会增加福利损失。因此，对于目前仍不够重视沟通的中国央行而言，应在提高信息准确度的基础上重视并加强与市场的沟通，从而提高货币政策有效性。

【关键词】央行沟通；适应性学习；货币政策；公共信息；私人信息

一、引言

沟通已成为央行引导市场预期的主要方式，这是因为沟通能够为市场提供有关宏观经济运行状况和货币政策动向的信息，从而影响市场预期。Blinder（1998）早在 20 世纪末就开始呼吁央行沟通，他认为央行沟通就是为市场提供更多的信息，这些信息应该包括那些主导货币政策的基本要素。Woodford（2001）也指出，成功的货币政策并不只是控制隔夜利率，还应当包括通过沟通来管理预期。Blinder et al.（2008）进一步指出，沟通不仅能够增加信息，而且能够降低噪声。

央行沟通已受到发达国家央行的高度重视，相比而言，中国央行仍不够重视与市场的沟通。新常态下，中国经济面临多方面的结构调整与改革，这要求货币政策充分发挥作用，

¹ 郭豫媚，中央财经大学金融学院；

² 周璇，中国人民大学经济学院；

从而为改革的顺利推进营造一个良好而稳定的宏观经济环境。然而，受金融创新等因素的影响，数量型货币政策的有效性已大幅下降，而价格型货币政策尚未完全建立，这使得传统货币政策在稳定产出和价格方面的能力有所减弱（郭豫媚等，2016）。若央行沟通确实能够有效提高货币政策有效性，那么对于加强货币政策调控能力和维持宏观经济稳定都将具有重要意义。

从已有研究的情况来看，学者们基本肯定了央行沟通的积极作用。Woodford（2001，2005）发现央行沟通能够提高货币政策有效性，尤其是在货币政策名义利率受到零下限约束的情况下，若央行通过沟通来推高公众通货膨胀预期，可以大幅降低福利损失。Morris & Shin（2002）则从信息噪声的视角出发，认为公众的私人信息存在噪声，央行沟通所提供的公共信息能够通过降低公众信息的噪声从而影响公众的预期和决策。相关的实证研究则以不同国家为样本检验了央行沟通的有效性，发现央行公共信息披露能够有效引导预期（Kuttner & Posen，1999；Ullrich，2008 等）。国内学者对中国央行信息沟通的效果也进行了实证检验（徐亚平，2006；张鹤等，2009；卞志村和张义，2012；汪莉和王先爽，2015 等）。从实证结果来看，这些研究基本都认为中国央行沟通能够影响市场预期。此外，也有部分研究在检验中考虑了异质性因素，例如王博和刘翀（2016）发现在央行沟通中宽松性沟通的市场效应大于紧缩性沟通，行长沟通的市场效应大于外部委员沟通。他们还发现，随着利率市场化程度的加深，央行沟通作为货币政策工具的效果更好。

然而，已有研究较少使用定量宏观模型探讨央行沟通对货币政策有效性的影响，对于央行沟通影响货币政策有效性的理论机制仍有待深入探讨。¹Morris & Shin（2002）所构建的信息噪声模型提供了一个解释央行沟通影响公众行为的机制，但其静态分析框架过于简化，无法探究在公众面临不确定性和跨期选择的情况下央行沟通对公众决策行为的影响。并且，在静态分析框架下 Morris & Shin（2002）没有刻画公众预期的动态形成过程，因而无法阐明央行沟通对公众预期的动态作用机制。为弥补上述不足，本文在模型中引入 Bray（1982）、Evans（1985）和 Evans & Honkapohja（2001）提出的适应性学习机制。²适应性

¹ 尽管使用定量宏观模型的研究并不多，但已有一些文献从博弈论的视角研究了央行预期管理的作用机制。例如，李拉亚（2016）将央行分为强势央行和弱势央行两种类型，在不对称收益囚徒困境博弈模型中分析了央行与公众互动关系的利益机制。

² 目前国内也有一些文献在研究中引入了适应性学习机制。这些文献主要运用公众适应性学习来刻画公众预期的形成机制，研究的问题也主要集中于货币政策和通货膨胀，但用于研究央行沟通的较少。货币政策方面，徐亚平（2009）在适应性学习框架下研究了货币政策如何通过预期引导起作用。卞志村和高洁超（2014）将公众适应性学习机制加入到新凯恩斯模型中，研究了中国最优货币政策。通货膨胀方面，范从来和高洁超（2016）将三种适应性学习机制分别引入混合新凯恩斯菲利普斯曲线，刻画通胀预期形成过程，研究了通货膨胀非均衡运行机制，并为中国货币政策稳定物价提出了政策建议。

学习是指公众在一开始并不了解经济体运转的规律，从而不知道经济系统的理性预期均衡点，但随着时间的推移公众可以通过对经济运行的观察不断获得新信息，并运用计量方法更新自身对经济体运转规律的认知。由于公众可获得的信息对于其学习过程具有重要作用，所以央行沟通能够通过改变公众的信息集来影响公众的学习过程，这是央行沟通引导预期的一条重要机制。在已有文献中，Ferrero & Secchi（2010）和 Marzioni（2014）也在新凯恩斯模型中引入了适应性学习和央行沟通。但是，上述两篇文献直接假定央行公共信息是基于理性预期得到的，而且在公众预期形成方程中外生地引入央行公共信息。上述设定实际上忽视了央行沟通与公众预期的相互作用机制，不利于深入探究央行沟通的作用机理。

基于此，本文在适应性学习框架下，通过借鉴 Morris & Shin（2002）的方法引入公共信息，构建一个包含公共信息噪声和私人信息噪声的新凯恩斯动态随机一般均衡模型，从而研究央行公共信息沟通如何影响公众的学习过程和预期的形成，并进一步考察央行沟通对货币政策有效性的定量影响。本文研究发现，当央行信息准确度高于私人信息时，央行沟通有助于同时降低公众预期偏差中的信息偏差和学习偏差。这将促进公众的适应性学习，促使公众更快地向理性预期均衡水平收敛，明显提高货币政策有效性。福利损失分析表明，在基准模型参数设定下央行沟通能够使得全社会福利损失减少近 15%。并且，央行信息准确度相比私人信息准确度越高，则央行沟通改善货币政策有效性的程度也越高。另外，当央行公共信息准确度大于私人信息准确度时，公众提高对央行公共信息的权重也能够进一步增加货币政策有效性。但是，当央行的公共信息不如私人信息准确时，央行沟通反而会增加福利损失。

本文的贡献在于，第一，本文从适应性学习的角度为央行沟通如何影响货币政策有效性提供了一条新机制。已有研究大多局限于从信息准确度或信息偏差的视角对央行沟通进行分析，忽视了公众学习的视角。本文通过将适应性学习与信息噪声模型相结合，刻画了央行沟通影响公众学习和预期的传导机制，发现央行沟通不仅能够纠正公众预期中的信息偏差部分，还能够降低公众预期中的学习偏差部分。这表明，央行沟通除了会通过已有文献中提出的信息偏差渠道影响货币政策有效性外，还会通过公众适应性学习的渠道产生影响。与此同时，本文不仅将 Morris & Shin（2002）的信息噪声模型动态化，而且实现了将央行传统的利率调控政策和央行沟通纳入到一个框架中。因此，本文所构建的模型和提出的机制都是对已有研究的丰富与完善，具有较大的理论意义。第二，本文从理论上证实了央行沟通存在边界。已有关于央行沟通的研究大多直接假定央行信息优于私人信息，较少

考虑央行信息不如私人信息准确的情形。本文则在动态模型中考察了央行信息不如私人信息准确的情形，发现这种情形下央行沟通会损害货币政策有效性。这意味着，央行沟通如果达到提高货币政策有效性的效果，需要具备较高的信息准确度。这从理论上证实了在考虑学习偏差和信息偏差的情况下央行沟通并非总是有效。

二、央行沟通的国际经验与中国实践

（一）发达国家央行沟通的实践经验

自 20 世纪 90 年代以来，主要发达国家央行都越来越重视沟通。¹央行沟通根据其具体内容可以分为以下三类。第一类是对货币政策目标进行沟通。20 世纪中后期，布雷顿森林体系崩溃，货币政策彻底失去了“名义锚”。在没有“名义锚”的情况下，货币政策变得不可预测，其不确定性也大大增加。更为严重的是，公众的通货膨胀预期也变得很不稳定，甚至产生“通货膨胀恐慌”（Goodfriend, 1993）。随后，20 世纪七八十年代发生了全球的高通胀，几乎所有工业化国家通货膨胀率都达到 10% 以上。这让各个国家意识到，必须为货币政策寻找一个新的“名义锚”来予以约束和降低不确定性，于是通货膨胀目标制被提出。20 世纪 90 年代以来，新西兰、加拿大、英国、瑞典、澳大利亚和西班牙等国纷纷采用了这一政策。通货膨胀目标制的核心是公开宣布官方通货膨胀目标，同时承诺将稳定的低通货膨胀作为货币政策的首要长期目标（Bernanke et al., 1999）。通货膨胀目标制强调央行应对货币政策目标进行沟通，向公众解释其短期政策措施所具有的长期含义。通货膨胀目标的设定和沟通，降低了未来通货膨胀的不确定性，从而锚定了公众的长期通货膨胀预期。

第二类是对未来货币政策走向（尤其是政策利率水平）进行前瞻性指引。2008 年全球金融危机爆发后，越来越多发达国家的名义利率逼近了零下限，导致以引导短期利率为主要手段的传统货币政策几乎没有调控空间。在此背景下，美联储于 2008 年 12 月率先实施了前瞻性指引政策，就未来货币政策利率路径进行沟通。²此后，加拿大央行、瑞典央行、欧洲央行、日本央行和英国央行也纷纷采用了前瞻性指引。³相关的理论和实证研究表明，发

¹ 从形式上看，央行沟通包括会议纪要、经济预测、新闻发布会和官员讲话等（Nechio & Regan, 2016）。

² 前瞻性指引早在 1999 年 4 月就被日本央行采用，随后美联储在 2003 年 8 月也曾使用。但是，当时的前瞻性指引政策并不成熟，也未被普遍采纳。前瞻性指引是在 2008 年全球金融危机爆发后才被全球央行广泛采用，并得到逐步完善。

³ 早期的前瞻性指引采用开放式，即只提出未来将保持低利率，但究竟在多长时间内实行低利率政策没有明确说明。不少学者指出，由于没有给出明确的时间，开放式指引的可信度不足（Woodford, 2005; Williams, 2014）。于是出现了日历式指引。日历式指引在开放式指引的基础上给出了明确的时间。然而，日历式指引也存在一些问题（Campbell et al., 2012; Woodford, 2012）。一方面，日历式指引给出明确的时间后，相当于对政策的持续时间进行了承诺，货币政策会失去灵活性。另一方面，日历式指引中政策实

达国家的前瞻性指引政策确实起到了引导市场预期的作用。Campbell et al. (2012) 运用事件分析法和动态随机一般均衡方法发现, 美国的前瞻性指引政策能够有效引导市场预期, 起到了减小经济波动的作用。Svensson (2015) 总结了美国、新西兰和瑞典前瞻性指引的实施情况, 指出前瞻性指引在大多数情况下都成功地引导了市场预期。

第三类是发布对未来宏观经济状况的预测。世界上主要发达国家央行都十分注重对经济的预测, 其中 GDP 和通货膨胀率是各国均十分关注的变量。各个国家还会结合自身特点, 对失业率和汇率等经济变量进行预测。例如, 美联储考虑到其就业目标, 对失业率进行预测; 挪威作为一个小国开放经济体, 对汇率十分敏感, 故对汇率进行预测。经济预测是影响市场预期的一个重要因素, 而央行作为一个权威部门, 其公布的经济预测对市场具有重要的引导作用, 这对于加强预期管理和提高货币政策有效性都十分重要。

(二) 中国央行沟通实践的现状

相比发达国家, 中国央行沟通仍有较大改进空间, 主要表现在以下三个方面。第一, 中国央行虽然也对货币政策目标进行沟通, 但由于目标过多, 导致目标不够清晰明确。以 2016 年为例, 2016 年中国货币政策不仅延续了 2015 年“稳定增长、结构调整、降成本、汇率稳定和金融稳定”这五个目标, 而且进一步纳入了供给侧结构性改革的核心目标。但是, 不同的目标之间会存在不可调和的矛盾, 造成公众难以判断货币政策如何在矛盾的目标中进行取舍, 从而导致货币政策目标并不明确。例如, 2016 年年中, 在中国经济下行压力进一步加大的背景下, 市场普遍认为央行会考虑到“稳增长”而在下半年降息和降准。从事后来看, 中国央行受限于“金融稳定”的目标而没有对基准利率和准备金率做出调整。可见, 多重目标不利于公众预期的形成, 导致央行沟通效率下降。第二, 截至 2016 年末, 中国央行仍未采用开放式指引、日历式指引和目标式指引这三种形式的前瞻性指引中的任何一种。目前, 中国央行仅仅是对未来经济状况和货币政策调控思路进行笼统描述, 对于未来存贷款利率保持在何种水平、货币供应量增速将保持在什么水平等前瞻性指引的核心内容和量化指标仍没有明确说明, 与美国等发达国家实施的前瞻性指引政策差距较大。¹第三, 中国

施期限的推移容易让市场认为央行对经济形势持有悲观态度, 反而会造成预期混乱。目标式指引则是在开放式指引中加入了量化的政策目标, 这不仅避免了上述日历式指引存在的问题, 而且明确的目标使得市场的预期能够进一步被锚定。

¹ 2016 年货币供应量的量化目标在政府工作报告中有明确声明, 但中国央行作为货币政策执行部门却没有在《中国货币政策执行报告》等重要文件和报告中予以明确说明。事实上, 中国央行在 2009—2012 年期间曾在《中国货币政策执行报告》中声明货币供应量的量化目标 (每一年的量化目标在前一年第四季度《中国货币政策执行报告》中公布), 但 2013 年以来却不再进行声明。

央行仍没有发布官方经济预测。尽管 2014 年以来中国央行工作论文对 GDP、CPI、消费和投资等经济指标进行了定量预测，但该预测结果并不代表中国央行，工作论文首页即明确声明“论文内容仅代表作者个人学术观点，不代表人民银行”。而在《中国货币政策执行报告》的“中国宏观经济展望”中也只有描述性的分析，几乎没有提供给市场额外的有用信息。

根据本节分析不难发现，主要发达国家央行越来越重视与市场的沟通，沟通已成为一种常态甚至货币政策调控的重要组成部分。同时，央行沟通在很大程度上提高了货币政策的透明度，沟通内容不仅包括货币政策目标和具体操作，而且涉及货币政策的框架体系和未来走势。对于央行沟通的效果，从发达国家的实践（尤其是金融危机以来前瞻性指引的表现）来看，央行沟通有效地促进了央行调控宏观经济的能力。但是，中国央行对于沟通仍不够重视。基于上述事实，加强沟通可能会成为中国央行除常规货币政策操作外又一加强宏观调控能力的手段，特别是在当前中国经济步入新常态以及货币政策转型的非常时期，加强沟通显得尤为必要（陈彦斌等，2016）。因此，有必要深入研究央行沟通的作用机制和效果，为中国加强央行沟通提供理论依据。

三、理论模型

本文在适应性学习框架下，通过借鉴 Morris & Shin（2002）的方法引入公共信息，从而研究央行公共信息沟通对公众学习和货币政策有效性的影响。公共信息的引入方法参照 Morris & Shin（2002），本文模型与其不同之处主要有以下两点。第一，本文将 Morris & Shin（2002）的静态公共信息和私人信息模型引入含有适应性学习的新凯恩斯模型中，不仅实现了静态模型的动态化，而且有助于进一步研究央行沟通的作用机制以及定量考察货币政策有效性。第二，本文将公共信息具体化为央行对经济冲击的判断，从而得以将适应性学习框架与 Morris & Shin（2002）的信息模型相结合。现实中，央行主要是就经济中实际经济变量和货币政策的运行状况进行沟通，并不会直接对冲击进行沟通。而事实上，上述信息也可以等价地推算出经济中的冲击，例如根据实际产出和潜在产出就可以推算出产出缺口，故模型化实际经济变量和模型化冲击是等价的。相比之下，引入经济冲击的方法能使模型更为简洁、机制更为清晰，故本文将公共信息具体化为央行对经济冲击的判断。

（一）三方程新凯恩斯模型

借鉴 Clarida et al.（1999）和 Gali（2008），本文模型系统由新凯恩斯菲利普斯曲线、IS

曲线和前瞻性货币政策规则¹构成:

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \kappa x_t + u_t \quad (51)$$

$$x_t = E_t x_{t+1} - \frac{1}{\sigma} (i_t - E_t \pi_{t+1}) + v_t \quad (52)$$

$$i_t = \alpha_\pi E_t \pi_{t+1} + \alpha_x E_t x_{t+1} \quad (53)$$

其中 π_t 和 $E_t \pi_{t+1}$ 分别为通货膨胀和通货膨胀预期, x_t 和 $E_t x_{t+1}$ 分别为产出缺口和产出缺口预期, i_t 为名义利率。 α_π 和 α_x 分别为货币政策对通货膨胀预期和产出缺口预期的反应系数, 且均为非负常数。 u_t 和 v_t 分别为供给冲击和需求冲击, 服从一阶自回归过程:
 $u_t = \rho_u u_{t-1} + \varepsilon_t^u$, $v_t = \rho_v v_{t-1} + \varepsilon_t^v$ 。 ε_t^u 和 ε_t^v 分别为供给冲击和需求冲击的白噪声, 分别服从均值为 0、标准差为 σ_t^u 和 σ_t^v 的随机过程。

模型系统可进一步简化地表示成如下形式:

$$H_t = AE_t H_{t+1} + B\eta_t \quad (54)$$

$$\eta_t = \rho\eta_{t-1} + \varepsilon_t \quad (55)$$

其中 $H_t = \begin{pmatrix} \pi_t \\ x_t \end{pmatrix}$, $A = \begin{pmatrix} \beta + \kappa(1 - \alpha_\pi)/\sigma & \kappa(1 - \alpha_x/\sigma) \\ (1 - \alpha_\pi)/\sigma & 1 - \alpha_x/\sigma \end{pmatrix}$, $B = \begin{pmatrix} 1 & \kappa \\ 0 & 1 \end{pmatrix}$, $\eta_t = \begin{pmatrix} u_t \\ v_t \end{pmatrix}$, $\rho = \begin{pmatrix} \rho_u & 0 \\ 0 & \rho_v \end{pmatrix}$,

$$\varepsilon_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_t^u \\ \varepsilon_t^v \end{pmatrix}。$$

(4) 式和 (5) 式构成的模型系统表明, 产出缺口和通货膨胀受到两个因素的影响, 一个是经济中市场对未来产出缺口和通货膨胀的预期, 另一个是服从 AR(1) 过程的外生冲击。借鉴卞志村和高洁超 (2014) 的做法, 本文假定市场具有不完全信息, 即公众并不知晓 (4) 式的具体形式, 但是公众知晓 (5) 式所表示的外生冲击过程。与卞志村和高洁

¹ 本文采用前瞻性的货币政策。采用这一形式货币政策的考虑主要有以下两个方面。一方面, 实践中美国、欧洲、日本以及中国央行货币政策都存在前瞻性特点, 前瞻性的泰勒规则相比传统后顾性的泰勒规则能够更好地刻画央行行为 (Clarida et al., 1998; 张屹山和张代强, 2007)。另一方面, 前瞻性货币政策更适合研究适应性学习和央行沟通问题。就适应性学习而言, Evans & Honkapohja (2003) 指出中央银行的最优利率规则可能导致经济无法向合意的理性预期均衡收敛, 但如果前瞻性利率规则得到良好设计, 就能避免不确定性和不稳定性问题。这也是卞志村和高洁超 (2014) 在适应性学习框架下研究中国最优货币政策时采用前瞻性货币政策的原因。就央行沟通而言, 央行沟通是预期管理的重要手段, 其核心思想就是引导公众预期。因此, 在预期管理思想的指导下, 央行货币政策对公众预期做出反应是符合直觉的, 是央行货币政策操作的理性选择。如果央行一方面强调沟通, 另一方面货币政策调控却不关心预期, 反而会相互矛盾, 政策模拟结果对现实的指导意义也会大幅下降。

超（2014）的差别在于本文假设公众对外生冲击的认知存在偏差，这种偏差的存在会影响市场的预期。

（二）理性预期均衡解及理性预期均衡解下的运转法则

借鉴 McCallum（1983）、Carceles-Poveda & Giannitsarou（2007）和卞志村和高洁超（2014）的方法，假定上述矩阵系统的理性预期均衡形式为：

$$H_t = \phi \eta_{t-1} + \tau_t \quad (56)$$

其中均衡解 $\phi = \begin{pmatrix} \bar{\phi}_1 & \bar{\phi}_2 \\ \bar{\phi}_3 & \bar{\phi}_4 \end{pmatrix}$ ， τ_t 为白噪声冲击。对（6）式更新一期取期望有： $E_t H_{t+1} = \phi \eta_t$ 。

代入（4）有， $H_t = (A\phi + B)\eta_t$ 。将（5）代入可得 $H_t = (A\phi + B)\rho\eta_{t-1} + (A\phi + B)\varepsilon_t$ ，该式为理性预期均衡水平时的运转法则。¹

（三）适应性学习过程中的运转法则

现实中公众的理性实际上是受到约束的。即使公众能够获得完全信息，但可能也无法处理所有信息，因此无法做出理性预期均衡下的最优选择。于是，Bray（1982）、Evans（1985）和 Evans & Honkapohja（2001）等提出了适应性学习（adaptive learning）。适应性学习并不等同于适应性预期，适应性学习强调的是通过不断的学习最终形成理性预期的过程。具体而言，适应性学习具有以下特征：在初始阶段，公众并不了解经济体运转的规律，从而不知道经济系统的理性预期均衡点；但随着时间的推移，公众可以通过对经济运行的观察不断获得新的信息，并在这些信息的基础上学习和调整他们的预期规则。除了引入适应性学习外，本文借鉴 Morris & Shin（2002）方法，在模型中刻画了央行公布的公共信息，从而研究央行公共信息的发布对公众学习过程和货币政策有效性的影响。在卞志村和高洁超（2014）的适应性学习模型中，公众预期形成和适应性学习过程是孤立且不受外界影响的过程，而本文通过将适应性学习与央行公共信息沟通相结合，使得公众的预期形成和适应性学习过程受到央行提供的公共信息的影响。

假设央行和公众均不能准确地知道经济中的冲击 η_t 。设央行对冲击信息的认知如下：

$\eta_t^{CB} = \eta_t + \varepsilon_t^{CB}$ ， $\varepsilon_t^{CB} \sim N(0, 1/\sqrt{\theta})$ 。其中， η_t 为冲击的实际值， η_t^{CB} 为央行对冲击的认知，这

¹ 由于篇幅所限，本文未给出理性预期均衡的具体推导过程，若有需要可向作者索要。

种认知受到一个均值为 0、方差为 $1/\theta$ 的白噪声 ε_t^{CB} 的影响。每一期，央行将 η_t^{CB} 作为公共信息发布，与市场进行沟通。 $\eta_t^i = \eta_t + \varepsilon_t^i, \varepsilon_t^i \sim N(0, 1/\sqrt{\gamma})$ 为代表性公众 i 对冲击的认知。其中 η_t^i 为公众对冲击的认知，这种认知受到一个均值为 0、方差为 $1/\gamma$ 的白噪声 ε_t^i 的影响。

在公众自身对经济冲击形成认知 η_t^i 后，公众会根据其得到的公共信息 η_t^{CB} 来进一步修正和优化其信息集，得到经处理的信息 $\eta_t^{P(i)}$ 。本文采用 Morris & Shin (2002) 的设定，假定公众的福利损失函数如下： $u_i = (1-r)(\eta^{P(i)} - \eta) + r[L_i - \bar{L}]$ ，其中 $L_i \equiv \int_0^1 (\eta^{P(i)} - \eta^{P(j)})^2 d_j$ ， $\bar{L} = \int_0^1 L_j d_j$ 。 u_i 中第一项表示公众 i 的认知与实际冲击大小的偏差，第二项则表示公众 i 与其他公众认知的偏差。这表明公众的福利损失不仅取决于其对冲击的认知与冲击的实际大小间的差异，还取决于自身认知与他人认知间的差异。当这两种差异越小时，福利损失越小。 $r \geq 0$ 是福利损失函数的权重， r 越大则公众之间的差异对福利的影响越大， r 越小则公众认知与实际冲击大小的差异对福利损失的影响越大。因此，根据 Morris & Shin (2002) 的解可得，在福利损失最小化的目标下，最终代表性公众个体对冲击 h_t 的认知如下： $\eta_t^{P(i)} = (\theta \eta_t^{CB} + \gamma(1-r)\eta_t^i) / (\theta + \gamma(1-r))$ 。后文中用 η_t^P 表示公众整体对冲击的判断。本文采用代表性公众个体，因此从数值上看 η_t^P 与 $\eta_t^{P(i)}$ 是等价的。

按照适应性学习的一般设定，本文假定公众知晓经济的理性预期均衡表达式 (6) 的结构，而不知道 ϕ 的具体大小。公众会利用所掌握的信息对经济运行进行主观判断：

$H_t = f_{t-1} h_{t-1}^P + \chi_t$ ，该式即为公众的感知运转法则 (PLM)。于是，公众的预期如下（为了避免 H_t 和 ϕ_t 同时决定，改用 ϕ_{t-1} 作为预期形成方程的参数）¹：

$$\begin{aligned} E_t H_{t+1} &= \phi_{t-1} \eta_t^P = \phi_{t-1} \frac{\theta \eta_t^{CB} + \gamma(1-r)\eta_t^i}{\theta + \gamma(1-r)} \\ &= \phi \eta_t + (\phi_{t-1} - \phi) \frac{\theta \eta_t^{CB} + \gamma(1-r)\eta_t^i}{\theta + \gamma(1-r)} + \phi \frac{\theta \varepsilon_t^{CB} + \gamma(1-r)\varepsilon_t^i}{\theta + \gamma(1-r)} \end{aligned} \quad (57)$$

(7) 式即为公众预期。(7) 式第二行第一项 $\phi \eta_t$ 表示理性预期，将该项移至左侧可得公众

¹ Carceles-Poveda & Giannitsarou (2007)、Gaspar et al. (2010) 和卞志村和高洁超 (2014) 等研究均使用/了相同的处理方法。

预期与理性预期的差，即公众预期偏差：

$$E_t H_{t+1} - \phi \eta_t = (\phi_{t-1} - \phi) \frac{\theta \eta_t^{CB} + \gamma(1-r)\eta_t^i}{\theta + \gamma(1-r)} + \phi \frac{\theta \varepsilon_t^{CB} + \gamma(1-r)\varepsilon_t^i}{\theta + \gamma(1-r)} \quad (58)$$

学习偏差

信息偏差

可见，公众预期偏差由两部分组成。第一部分是学习偏差。学习偏差的主要来源是 $f_{t-1} - f$ ，这是由于公众对参数 f 的学习过程未完成，即未收敛到理性预期均衡水平而产生的。同时，央行和私人信息的不准确会通过在学习过程的相互作用放大学习偏差。随着不断地学习， $f_{t-1} - f$ 将逐渐趋向于 0，学习偏差也将不断减小至 0。第二部分是信息偏差，由公共信息和私人信息的噪声 ε_t^{CB} 和 ε_t^i 引起。当学习偏差和信息偏差都趋近于 0 时，意味着公众在逐步靠近理性预期均衡。

由（7）式的关系可见，福利损失函数的权重 r 越大，则央行公共信息对预期的影响越大。（7）式表明，预期的形成受两方面因素的影响，一是适应性学习参数 f_{t-1} ，二是央行的冲击信息 η_t^{CB} 和公众的冲击信息 η_t^i 。其中，央行的公共信息和公众的私人信息对预期的影响取决于其权重 $q/[q+g(1-r)]$ 和 $g(1-r)/[q+g(1-r)]$ 。¹首先考虑 $r=0$ 的简单情形，即每个公众只关心自己的冲击信息是否接近于冲击的实际水平，而不关心自己的信息与其他个体信息的差异，此时公众在预期时对央行公共信息赋予的权重即为 $\theta/(\theta+\gamma)$ ，衡量了公众预期受央行公共信息影响的程度。其次考虑 $r>0$ 的情形，每个公众不仅关心自己的预期是否接近于理性预期，还关心自己的预期与其他个体预期的差异。每个公众并不知道其他公众的预期，但他知道央行的信息且知道其他公众在预期时也会受央行信息的影响。因此，相比 $r=0$ ，当 $r>0$ 时公众整体预期对央行信息赋予的权重会增加，即 $q/[q+g(1-r)]$ 。

进一步地，公共信息方差 θ 和私人信息方差 γ 的大小衡量了信息偏差的大小，进而影响央行沟通在引导公众预期方面的效果。当私人信息的方差很大（ γ 很小）而央行公共信息的方差很小（ θ 很大）时，央行公共信息有助于引导公众预期更接近于理性预期。其原因在于， θ 越大则私人信息的权重 $g(1-r)/[q+g(1-r)]$ 越小，央行公共信息权重

¹ 实际上公共信息和私人信息对预期的影响权重还需要乘以 f_{t-1} ，但由于两者权重都要乘以 f_{t-1} ，故实际上并未改变公共信息和私人信息的相对权重。并且 $q/[q+g(1-r)]$ 和 $g(1-r)/[q+g(1-r)]$ 相加正好为 1，因此，为简化分析此处省去 f_{t-1} 。

$q/[q+g(1-r)]$ 越大。这意味着, 央行公共信息越准确, 公众预期对央行信息赋予的权重越大, 公众预期也能越准确。并且, 央行公共信息越准确 (θ 越大), 则 $q/[q+g(1-r)]$ 越接近 1, 且 e_t^{CB} 越接近 0, 故信息误差就越趋近于 0, 公众预期越接近理性预期水平。并且, 在这种情况下, 福利损失函数的权重 r 越大, 公众预期对央行公共信息的权重 $q/[q+g(1-r)]$ 也会越大, 从而进一步提高冲击信息的准确性并降低预期中的信息偏差。可以看到, 当央行的信息相对私人信息而言更为准确时, 央行的信息沟通是有利的, 央行信息挤出了私人信息从而缩小了信息偏差, 促使公众预期向理性预期靠近, 提高经济系统的运行效率。

相反, 当私人信息的方差很小 (γ 很大) 而央行公共信息的方差很大 (θ 很小) 时, 则央行的信息沟通是不利的, 反而会使公众预期偏离理性预期均衡。尤其是当私人信息高度准确时, 央行公共信息准确度的提高会使央行沟通的不利影响也变大。这是因为, θ 越大 (依然小于 γ) 公众赋予央行公共信息的权重 $q/[q+g(1-r)]$ 也更大, 从而使公众原本理性的预期偏离理性预期。并且, 此时 r 越大, 公众赋予央行公共信息更大的权重, 会进一步放大央行不准确信息对公众预期的干扰。

最后, 根据公众预期 $E_t H_{t+1}$, 可计算得到经济的**实际运转法则 (ALM)**:

$$H_t = Af_{t-1} \frac{qh_t^{CB} + g(1-r)h_t^i}{q+g(1-r)} + Brh_{t-1} + Be_t \quad (59)$$

本文假定公众使用递归最小二乘法 (RLS) 来对 ϕ_{t-1} 进行学习。回归方程为:

$$H_t = f_{t-1}' h_{t-1}^p + \chi_t. \text{ 根据 Orphanides \& Williams (2004), 令 } \phi_t = \begin{pmatrix} \phi_{1t} & \phi_{2t} \\ \phi_{3t} & \phi_{4t} \end{pmatrix},$$

$$Q_{1t} = (\phi_{1t} \quad \phi_{2t})', \quad Q_{2t} = (\phi_{3t} \quad \phi_{4t})'. \text{ 则有: } Q_{1t} = \left(\sum_{i=1}^t h_{t-i}^p h_{t-i}^{p'} \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^t h_{t-i}^p p_{t-i+1}' \right),$$

$$Q_{2t} = \left(\sum_{i=1}^t h_{t-i}^p h_{t-i}^{p'} \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^t h_{t-i}^p x_{t-i+1}' \right).$$

四、参数校准

本文所需校准的参数由两部分组成, 一部分是新凯恩斯模型中的基础参数和与适应性学习相关的参数 $\{\beta, \sigma, \kappa, \rho_u, \rho_v, \sigma_u, \sigma_v, \alpha_\pi, \alpha_x\}$, 另一部分是有关公共信息、私人信息以及信息处理的参数 $\{\theta, \gamma, r\}$ 。对于新凯恩斯模型中的基础参数和与适应性学习有关的参数, 本文

采用了与卞志村和高洁超（2014）相同的设定，¹这样处理主要有两点考虑。第一，卞志村和高洁超（2014）在总结和梳理已有研究的基础上对相关参数的设定进行了深入的讨论，并结合中国经济运行状况对相关参数进行了设定，校准结果能够保证模型有解且具有一定的稳定性。第二，本文研究的重点是考察引入央行公共信息和公众私人信息后适应性学习有何变化，因此采用卞志村和高洁超（2014）的参数设定便于本文结果与没有信息噪声和央行沟通的结果做对比。对于与央行和公众的信息有关的参数，本文借鉴 Morris & Shin（2005）的方法将公众的福利损失函数权重参数 r 设定为 0.85。模型中两个实际冲击的标准差为 0.1，考虑到公众认知偏差的合理性，私人信息噪声的标准差应小于 0.1，故 γ 应大于 100。例如，Reifschneider & Tulip（2007）研究发现，对实际 GDP 增速、失业率和通货膨胀率的预测均方根误差与实际标准差的比值在 50%~90%之间。因此，本文假定私人信息噪声的方差为实际冲击方差的 50%，即取 γ 为 200。同时，在基准情形中假定央行公共信息准确度高于公众。Walsh（2013）考虑了多种央行信息和私人信息准确度的组合，在央行信息准确度最高的组中央行信息噪声方差仅为私人信息噪声方差的 1/36，另外也考虑了央行信息噪声方差是私人信息噪声方差 1/4 的情形。为避免高估央行沟通的效果，本文假定公共信息噪声的方差为私人信息噪声方差的 1/4，将 q 设定为 800。在后续数值模拟实验中将通过改变这一参数值来讨论央行公共信息准确度对公众预期和适应性学习的影响。

表 1 参数校准结果

参数	校准值	参数	校准值	参数	校准值
β	0.787	κ	0.25	ρ_u	0.8
σ	7.14	θ	800	ρ_v	0.8
α_π	3	γ	200	σ_u	0.1
α_x	0.5	r	0.85	σ_v	0.1

五、数值结果及其含义

在适应性学习框架下，判断货币政策有效性的方法主要有两种。一种是适应性学习框架下评价货币政策有效性的特有方法，主要考察经济是否能够收敛至理性预期均衡水平，

¹ 具体参数设定及依据如下。通胀预期和产出缺口对实际通胀的反应系数 β 和 κ 基于已有研究对中国菲利普斯曲线的估计得到。巩师恩和范从来（2013）在考虑中国二元经济结构的情况下估计得到预期通胀率对实际通胀率的影响系数为 0.76；吕越和盛斌（2011）则发现，在考虑地区差异后中国通胀预期系数约为 0.814。卞志村和高洁超（2014）的做法为取已有研究的平均值，将 β 设定为 0.787。刘斌（2003）以及奚君羊和贺云松（2010）的估计结果显示，中国产出缺口对实际通胀的影响系数约为 0.27 左右。基于经验研究结果，卞志村和高洁超（2014）将产出缺口对实际通胀的反应系数设为 0.25。另外，刘斌（2003）利用 GMM 方法估计了中国动态 IS 曲线，发现实际利率的系数为 -0.14。卞志村和高洁超（2014）采用刘斌（2003）的实证结果将他们文章中的相关参数 ϕ 设定为 0.14。本文中的 $\sigma = 1/\phi$ ，故取 σ 为 7.14。

即适应性学习参数 ϕ_t 是否能够收敛到最优的理性预期均衡解 f 。该方法由 Evans & Honkapohja (2001) 等提出, 其核心思想是认为理性预期均衡是经济运行的最优状态, 而这种状态只有当适应性学习参数收敛到理性预期均衡解时才能达到。因此, 越能促使适应性学习参数 ϕ_t 收敛到理性预期均衡解 ϕ 的货币政策, 其效率越高。另一种是评价货币政策有效性的一般方法, 也是已有研究中最常用的方法, 主要考察由产出和通胀波动引起的福利损失。本文将从这两方面入手, 研究适应性学习过程中央行沟通对提高货币政策有效性的影响。

(一) 适应性学习参数 ϕ_t 判定法

图 1 给出了四种情形下适应性学习参数 ϕ_t 的变化。情形 1 为理性预期情形, 即假设公众具有理性预期, 在图中用“REE”表示。情形 2 为本文参考的卞志村和高洁超 (2014) 的模型, 他们的模型中不存在央行的信息沟通, 且公众对冲击 h_t 的认知不存在噪声, 可以看作是完全信息下的适应性学习过程, 在图中用“No Noise”表示。情形 3 为私人信息存在噪声的情况, 即公众只能根据自己观测的不完全准确的冲击信息 h_t^i 进行适应性学习, 但没有央行的信息沟通, 在图中用“Noise+No CB”表示。情形 4 在情形 3 的基础上加入央行的信息沟通, 即本文的基准模型, 央行会通过公布其观测的冲击信息 h_t^{CB} 来影响公众的学习过程, 在图中用“Noise+CB”表示。

图 1 结果表明, 央行沟通能够有效地促进公众学习, 明显提高了货币政策有效性。对比情形 2 “No Noise”和情形 3 “Noise+No CB”可以发现, 情形 3 “Noise+No CB”下参数 ϕ_t 偏离理性预期均衡水平的幅度明显大于情形 2 “No Noise”。除 ϕ_3 偏离幅度相近外, 情形 3 “Noise+No CB”下 f_1 偏离理性预期水平约 1.1, ϕ_2 偏离约 0.8, f_4 偏离约 1.5, 相比情形 2 “No Noise”偏离幅度均大了近 0.4。这表明, 公众对经济冲击认知的偏差阻碍了公众适应性学习的过程。但是, 相比情形 3 “Noise+No CB”, 情形 4 “Noise+CB”引入央行沟通后, ϕ_t 偏离理性预期均衡水平的幅度明显减小。并且, 情形 4 “Noise+CB”下 ϕ_t 偏离理性预期均衡水平的幅度基本与情形 2 “No Noise”相同。这表明当央行公共信息更准确时, 央行沟通能够明显改善公众适应性学习过程, 几乎能够消除私人信息的不准确对适应性学习的负面影响, 改善了货币政策有效性。

适应性学习参数 ϕ_i 的收敛速度和程度也进一步表明央行沟通能够明显改善货币政策有效性。如图 1 所示，50 期后参数 ϕ_i 基本收敛至一个稳定的水平。同样，对比情形 2“*No Noise*”和情形 3“*Noise+No CB*”可以看到，情形 3“*Noise+No CB*”下参数 ϕ_i 在 50 期时偏离理性预期均衡水平的幅度远大于情形 2“*No Noise*”。情形 3“*Noise+No CB*”下公众学习 50 期后， f_1 依然偏离理性预期水平大约 0.45， f_2 和 f_3 依然偏离理性预期水平约 0.6， f_4 偏离约 1，相比之下情形 2“*No Noise*”在 50 期时 ϕ_i 的四个参数距离理性预期均衡水平均小于 0.2。公众对经济冲击认知的偏差使得 50 期后参数基本趋于稳定时偏离理性预期均衡的程度放大了 3~5 倍，表明私人信息噪声的引入阻碍了适应性学习的过程，降低了货币政策有效性。然而，相比情形 3“*Noise+No CB*”，情形 4“*Noise+CB*”引入央行沟通后，参数 ϕ_i 在 50 期时偏离理性预期均衡水平的幅度明显减小，其中 f_1 和 f_3 的偏离度减小了约 0.3， f_2 和 f_4 的偏离度减小了约 0.5。并且，除 ϕ_3 外，情形 4“*Noise+CB*”下 ϕ_i 偏离理性预期均衡水平的幅度基本与情形 2“*No Noise*”相同，进一步表明央行沟通能够有效促进公众的适应性学习，央行的信息沟通几乎能够完全消除私人信息噪声的不利影响。

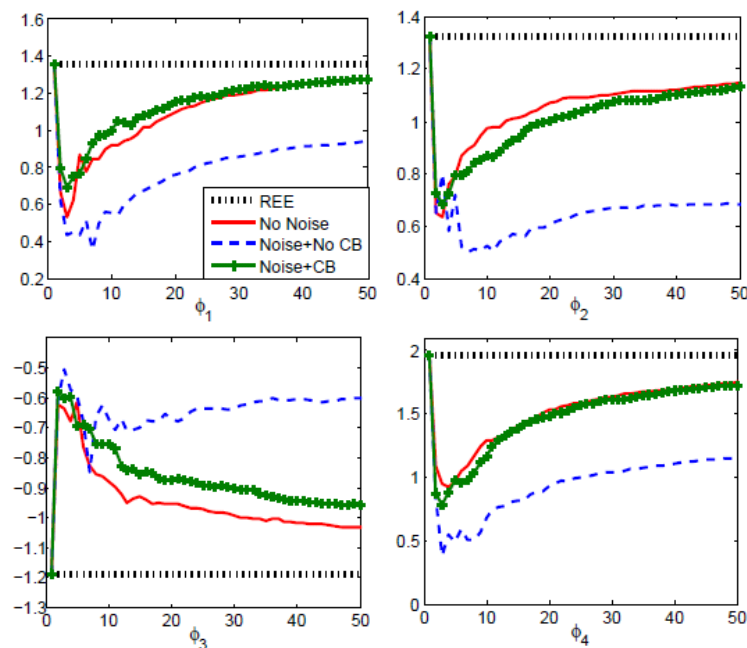


图 1 央行沟通对适应性学习参数 ϕ_i 的影响

注：1.上图中数据是 1000 次实验结果的平均值，由于每一期的冲击是随机生成的，故取 1000 次结果的平均值能避免单次实验产生特殊结果的情况；

2.上图中横轴代表期数，图中共给出了 50 期的变化；

3.“*REE*”代表理性预期均衡下参数 ϕ_i 的值，“*No Noise*”代表没有信息噪声时参数 ϕ_i 的学习过程，

“*Noise+No CB*”代表私人信息有噪声但没有央行沟通的情形，即央行不公布 h_t^{CB} ，公众只能根据 h_t^i 进行学

习,“Noise+CB”则代表私人信息有噪声且有央行沟通,即本文基准模型,央行会通过公布 h_t^{CB} 来影响公众的学习过程。

央行沟通促进适应性学习的原因在于准确性较高的央行信息挤出了准确性较低的私人信息,提高了私人信息的准确度。公众的适应性学习过程是对参数 ϕ_t 的认知过程,学习参数 ϕ_t 的方法是根据每一期获得并积累起来的冲击信息 η_t^i 和实际经济变量信息 H_t 进行最小二乘法递归。随着冲击信息 η_t^i 和实际经济变量信息 H_t 信息集的扩大,公众对参数 ϕ_t 的认知会越来越准确,并最终收敛到理性预期均衡水平。然而,由于本文中公众对冲击的认知存在偏误 $h_t^i - h_t$, 扭曲了公众对实际经济运转情况的认知,从而有偏地学习了参数 ϕ_t , 阻碍并减慢参数 ϕ_t 收敛至理性预期均衡水平,降低了货币政策有效性。这就是导致情形 3“Noise+No CB”不同于情形 2“No Noise”的原因。然而,引入央行沟通后,公众会对私人信息和公共信息进行加权整合,更准确的公共信息 h_t^{CB} 的进入将直接改善公众私人信息的准确度。与此同时,公众希望与其他个体认知相一致的偏好会促使公众加大对央行公共信息的权重,于是央行公共信息对私人信息会产生挤出效应,进一步放大央行公共信息的作用。因此,公众经调整后的对冲击的认知 h_t^p 在准确度上会优于公众最初对冲击的认知 h_t^i , 从而纠正公众预期中的信息偏差部分。进一步地,更准确的信息也促使公众更准确地学习经济体的运转规律,对参数 ϕ_t 的学习也更接近理性预期均衡水平。可见,央行沟通不仅有助于纠正信息偏差,而且能够降低学习偏差,从而有效引导公众预期,提高货币政策有效性。

(二) 福利损失判定法

根据已有文献的标准设定,本文进一步使用福利损失方法对央行沟通是否会影响货币政策有效性进行评价。¹据此,可计算得到上述情形 3“Noise+No CB”没有央行沟通和情形 4“Noise+CB”有央行沟通下的福利损失,对比两种情形下货币政策有效性的不同。

表 2 结果表明,央行沟通能够显著提高货币政策有效性。在没有央行沟通的情况下,经济中产出和通胀的方差分别为 0.31 和 0.24,社会福利损失为 0.43。相比之下,在有央行沟通的情形下,产出和通胀的方差均较小。其中产出方差为 0.27,比无央行沟通时下降

¹ 借鉴 Ball (1999), 将福利损失函数及其参数设定如下: $L = \text{var}(x) + \lambda \text{var}(\rho)$, $\lambda = 0.5$ 。根据已有文献的不同取值,作者对 λ 在 0~10 的范围内进行了稳健性检验,结果发现 λ 的取值不会改变文章主要结论。

13%，通胀方差为 0.19，比无央行沟通时下降 21%。同时，社会福利损失也显著下降，由无央行沟通下的 0.43 下降至了 0.36，降幅达 15%。这表明，央行沟通明显降低了产出和通胀的波动，并使社会福利损失也显著降低。由于福利损失是判断货币政策有效性的指标，上述结果意味着央行沟通使得货币政策有效性上升了 15%。

表 2 央行沟通对福利损失的影响

	无央行沟通 (Noise+No CB)	有央行沟通 (Noise+CB)
$\text{var}(x)$	0.31	0.27
$\text{var}(\pi)$	0.24	0.19
$L = \text{var}(x) + 0.5\text{var}(\pi)$	0.43	0.36

注：1.表中数据为 500 期的方差，且由于此处所衡量的福利损失是相对于理性预期水平而言的，故在计算方差时并不是简单计算 500 期样本的方差，而是以 0 作为 x 和 p 的均值计算方差；2.表中的数据是 1000 次实验结果的平均值，由于每一期的冲击是随机生成的，故取 1000 次结果的平均值能避免单次实验产生特殊结果的情况。

在本文基准模型的讨论中假定央行对冲击的认知是优于公众的（ $q=800>g=200$ ），即央行的信息比公众更为准确，并发现在该情形下央行沟通能够促进适应性学习并提高货币政策有效性。表 3 进一步对比了多种情形下央行沟通的影响：一是基准情形 $\theta=800, \gamma=200$ ；二是央行公共信息准确度优于公众，但央行公共信息准确度比基准情形差一些， $q=250, g=200$ ；三是央行公共信息准确度与公众相同， $q=200, g=200$ ；四是央行公共信息准确度不如公众， $q=150, g=200$ 。在上述四种情形下，本文进一步针对 r 等于 0、0.85 和 1 三种情况进行了讨论，这三种情况的差别在于公众对央行公共信息重视程度有所不同。如基准模型中的分析所指出的，在给定 $\{q, g\}$ 的前提下，当 $r=0$ 时，公众对央行公共信息赋予的权重最小，为 $q/(q+g)$ ；当 $r=0.85$ 时，公众对央行公共信息赋予的权重比 $r=0$ 时要大，为 $q/(q+g(1-r))=q/(q+0.15g)$ ；当 $r=1$ 时，公众对央行公共信息赋予的权重达到最大，等于 1，即公众只接受央行公共信息，公众私人信息不对公众的决策产生影响。

根据表 3 结果可以得到以下三个结论。第一，央行公共信息准确度越高则货币政策有效性越高。表 3 结果表明，当 q 越大，则产出和通胀的波动都越小且福利损失越小。例如在 $r=0.85$ 的情况下，当 $q=150$ 时，产出和通胀的方差分别为 0.41 和 0.29，福利损失达到 0.56。随着 q 上升至 200，产出和通胀的福利损失均大幅下降至 0.33 和 0.24；福利损失也降至 0.45，降幅达 20%。随着 q 进一步上升，产出和通胀方差以及福利损失均进一步下降。当 q 上升至 800 时，产出和通胀方差仅为 0.27 和 0.18，福利损失仅为 0.36，相比 $q=150$ 时下降了约 35%。此外， $r=0$ 和 $r=1$ 时，上述规律也均成立。这意味着，一方面，当央行具有信息优

势时，即央行的公共信息准确度高于私人信息时，央行应注重沟通，将其拥有的信息提供给公众。另一方面，央行应努力提高其信息准确度，从而进一步加强央行沟通在优化私人信息和促进公众学习方面的能力，提高货币政策有效性。

表 3 不同情形下央行沟通的影响

参数取值	波动/福利	$r = 0$	$r = 0.85$	$r = 1$
$\theta > \gamma (\theta = 800, \gamma = 200)$	$\text{var}(x)$	0.27	0.27	0.27
	$\text{var}(\pi)$	0.18	0.18	0.18
	$L = \text{var}(x) + 0.5\text{var}(\rho)$	0.36	0.36	0.36
$\theta > \gamma (\theta = 250, \gamma = 200)$	$\text{var}(x)$	0.31	0.30	0.28
	$\text{var}(\pi)$	0.22	0.21	0.21
	$L = \text{var}(x) + 0.5\text{var}(\rho)$	0.42	0.41	0.39
$\theta = \gamma (\theta = 200, \gamma = 200)$	$\text{var}(x)$	0.33	0.33	0.33
	$\text{var}(\pi)$	0.24	0.24	0.24
	$L = \text{var}(x) + 0.5\text{var}(\rho)$	0.45	0.45	0.45
$\theta < \gamma (\theta = 150, \gamma = 200)$	$\text{var}(x)$	0.37	0.41	0.43
	$\text{var}(\pi)$	0.26	0.29	0.30
	$L = \text{var}(x) + 0.5\text{var}(\rho)$	0.50	0.56	0.58

第二，参数 r 的影响取决于央行公共信息是否比私人信息更准确，只有当央行公共信息比私人信息更准确时，公众加大对央行公共信息的权重（参数 r 越大）才能提高货币政策有效性。当 $q = g$ 时，央行公共信息与私人信息的准确度相同，此时权重的改变对公众最终的冲击信息没有任何影响，因此无论 r 如何变化，产出和通胀的方差以及福利损失均没有变化。当 $q > g$ 时，央行公共信息比私人信息更准确。此时参数 r 越大，则公众越看重央行公共信息，且更为准确的央行公共信息能够降低经济波动并减少福利损失。可以看到，在 $\theta = 250$ 、 $\gamma = 200$ 的情况下，当 $r = 0$ 时，产出和通胀的方差为 0.31 和 0.22，福利损失为 0.42。当 $r = 0.85$ 时，产出和通胀方差以及福利损失均下降了近 0.01。当 r 进一步上升至 1 时，产出和通胀方差下降至 0.28 和 0.21，福利损失进一步下降至 0.38，相比 $r = 0$ 时下降约 10%，表明货币政策有效性有明显提高。相反，当 $q < g$ 时，央行公共信息不如私人信息准确，此时加大对央行公共信息的比重反而会降低货币政策有效性。可以看到，在 $q = 150, g = 200$ 的情况下，当 $r = 0$ 时，产出和通胀的方差为 0.37 和 0.26，福利损失为 0.5。随着 r 的上升，产出和通胀方差以及福利损失均出现上升。当 r 达到 1 时，产出和通胀方差分别上升至 0.43 和 0.3，福利损失上升至 0.58，货币政策有效性损失了约 16%。可见，只有当央行具有信息优势，即央行公共信息的准确度高于公众时，公众加大对央行公共信息的权重才能提高货币政策有效性。

现实中，央行信息不如私人信息准确的情形确实存在。一是有时货币政策委员对货币政策操作的看法会产生较大分歧，此时央行信息的准确度就很低。Ehrmann & Fratzscher (2007) 指出，货币政策委员间的较大分歧被认为是一个准确度很低的信息，并且通过实证研究发现这类准确度较低的公共信息会降低公众预测的准确度。二是央行并不总是比公众掌握更多关于未来政策和经济走势的信息，因此公共信息不一定就比私人信息准确。前英格兰银行行长 King (2006) 指出，他和英格兰银行货币政策委员会掌握的关于未来货币政策操作的信息并不比公众多。而且货币政策还会面临时间不一致性的问题。三是，即使央行拥有准确度比较高的信息，但可能在发布信息时含糊其辞，从而向公众传递的信息是模糊的、不准确的。一个典型例子就是中国货币政策的定位。2011 年~2016 年间中国央行一直声明实施“稳健”的货币政策，但期间宏观经济环境与政策操作均发生明显变化，期间央行更是进行了多次降息和降准操作。“稳健”一词的含义十分模糊，不仅没有给公众提供准确的信息，而且还加大了噪声。这使得公众不但难以清晰认识货币政策的定位，更难以预期其未来走向（陈彦斌，2016）。上述结果对于央行沟通的启示包括以下两点。一是央行不能盲目地进行沟通。当央行的公共信息不如私人信息准确时，央行沟通反而会产生负面作用，此时央行不进行沟通反而是更好的政策选择。二是，当央行的公共信息优于私人信息时，央行不仅要加强沟通，而且应当采取措施让公众更加信任央行，使公众更加相信央行提供的信息。这将进一步优化私人信息并降低经济波动。

第三，当央行公共信息准确度大于私人信息准确度时，公众加大对央行公共信息的权重能够增加货币政策有效性，并且这种效应在公共信息准确度与私人信息准确度相差较小的情况下更明显。上述分析已经指出，在 $q=250, g=200$ 时，参数 r 越大，货币政策越有效。 $r=1$ 相比 $r=0$ 时，福利损失下降了约 10%。而在 $q=800, g=200$ 时，参数 r 变化的同时福利损失没有明显变化。¹ 产生上述结果的原因在于：公众赋予央行公共信息的权重为 $q/(q+g(1-r))$ ，因此影响央行公共信息权重的参数除了参数 r 外，还包括 $\{q, g\}$ 。当 q 和 g 较为接近时， r 的变化对权重的影响较大。而当 q 远大于 g 时，即使 $r=0$ ，由于公众本身赋予央行公共信息的权重就已十分接近于 1，当公众转变为完全只参考央行公共信息（ $r=1$ ）时，权重的变化也不大。不妨考虑央行公共信息十分准确（ q 为无穷大）的极端情形，此时无论 r 为何值， $q/(q+g(1-r))$ 均为 1。

¹ 实际上福利损失从 0.3621 下降至 0.3618。

本文与已有研究相比主要有两大突破。其一，本文在 Morris & Shin (2002) 的基础上，从适应性学习角度为央行沟通影响货币政策有效性提供了一条新机制。Morris & Shin (2002) 的模型中央行沟通提高货币政策有效性的机制主要在于准确度较高的公共信息能够纠正私人信息的偏差，从而纠正私人部门的预期，这一机制在本文中也仍然成立。不同的是，本文中央行沟通除了能够纠正信息偏差，还有助于纠正适应性学习偏差，通过提供更为准确的信息促使公众更快地向理性预期均衡收敛。这表明，央行沟通影响货币政策有效性的渠道并不仅限于 Morris & Shin (2002) 所提出的机制，适应性学习也是央行沟通起作用的重要渠道。Ferrero & Secchi (2010) 和 Marzioni (2014) 虽然也在新凯恩斯模型中引入了适应性学习和央行沟通，但是他们模型中的公共信息是外生地引入公众预期形成方程的，而非内生求解所得。因此，他们的模型不能解释为何公众愿意参考央行公共信息，也难以解释央行沟通的作用机制。本文通过借鉴 Morris & Shin 的设定，并假定央行公共信息也存在噪声，内生地在公众预期方程中引入了央行公共信息，能够从适应性学习角度分析央行沟通的作用机制。

其二，本文研究发现央行沟通存在边界，这是已有的在适应性学习框架下研究央行沟通的文献所没有探讨的。Ferrero & Secchi (2010) 将央行沟通具体化为对未来利率、通胀和产出的预期，同时假定公众自身对利率、通胀和产出的预期是不完美的。而且，Ferrero & Secchi (2010) 简单假定了央行信息天然优于私人信息，而并没有考虑央行公共信息劣于私人信息的情形。Marzioni (2014) 也与 Ferrero & Secchi (2010) 类似，假定央行释放的信息是基于理性预期形成的，因此总是优于私人信息。本文不仅考虑了央行公共信息准确度高于私人信息的情形，而且进一步考察了央行公共信息准确度劣于私人信息的情形，发现当央行的公共信息不如私人信息准确时，央行沟通反而会产生负面作用。该结论表明，公共信息准确度是保证央行沟通能够提高货币政策有效性的重要前提。

六、总结与政策建议

本文构建了一个包含央行公共信息、公众私人信息和适应性学习的动态随机一般均衡模型，研究了央行信息沟通对适应性学习和货币政策有效性的影响。研究发现，当央行的公共信息比私人信息更准确时，央行沟通能够有效促进公众向理性预期均衡收敛，显著提高货币政策有效性。同时，福利损失分析也表明，在基准情形下，央行沟通能够使产出方差、通货膨胀方差和福利损失分别下降 13%、21% 和 15%，有助于提高货币政策有效性。

同时，本文通过改变模型中的相关参数进行了多种政策实验，结果发现：央行信息准确度越高，央行沟通越能降低产出和通货膨胀的波动以及福利损失；当央行公共信息准确度大于私人信息准确度时，公众提高对央行公共信息的权重也能够进一步增加货币政策有效性，并且这种效应在央行公共信息准确度与公众私人信息准确度相差较小的情况下更明显。但是，当央行的公共信息不如私人信息准确时，央行沟通反而会增加福利损失。

本文结论具有较强的政策含义。第一，当央行具有信息优势时，即央行的公共信息准确度高于私人信息时，央行应注重沟通，并且应当采取措施让公众更加信任央行，从而加大央行信息对公众预期的影响。因此，中国央行应重视沟通，提高货币政策透明度，增加市场在形成预期时可获得的信息，从而改善货币政策有效性。形式上，可增加沟通渠道，并重视沟通的规律性。渠道的增加能够直接增加市场获得信息的途径，增加获得信息的可能性；重视规律性不仅能够约束央行进行沟通的责任，而且能够稳定市场获得信息的渠道，也有利于稳定市场预期，避免因公众担心未来无法获得信息而导致的预期不稳定。内容上，中国央行一方面应注重对货币政策操作进行事前沟通和事后解释，另一方面应更多公布央行对未来经济形势的判断以及对未来货币政策走势的判断和共识，避免市场误读。其中，尤其需要加强的是央行的经济预测。经济预测是影响市场预期的一个重要因素，而央行作为权威部门，其公布的经济预测对市场具有重要的引导作用。中国可以借鉴美国等发达国家的经验，增加预测频率到每年 4 次，前瞻跨度可延长至 2 年左右。第二，央行不能盲目地进行沟通。当央行的公共信息不如私人信息准确时，央行沟通反而会产生负面作用，此时央行不进行沟通反而是更好的政策选择。这意味着，央行信息具有较高准确度是央行进行有效沟通的重要前提，而央行的研究能力和专业水平直接影响到所沟通信息的准确度。因此，央行应注重加强研究能力，这不仅对于进行有益的央行沟通十分重要，而且对于提高整体货币政策有效性也具有重要意义。

参考文献

- [1].卞志村、张义, 2012:《央行信息披露、实际干预与通胀预期管理》,《经济研究》第 12 期。
- [2].卞志村、高洁超, 2014:《适应性学习、宏观经济预期和中国最优货币政策》,《经济研究》第 4 期。
- [3].陈彦斌、刘哲希、郭豫媚, 2016:《经济新常态下宏观调控的问题与转型》,《中共中央党校学报》第 1 期。
- [4].陈彦斌, 2016:《货币政策要加强预期管理》,《光明日报》5 月 18 日。
- [5].范从来、高洁超, 2016:《适应性学习与中国通货膨胀非均衡分析》,《经济研究》第 9 期。
- [6].巩师恩、范从来, 2013:《二元劳动力结构与通货膨胀动态形成机制》,《财经研究》第 3 期。
- [7].郭豫媚、陈伟泽、陈彦斌, 2015:《中国货币政策有效性下降与预期管理研究》,《经济研究》第 1 期。
- [8].李拉亚, 2016:《央行政策与公众对策互动关系的利益机制分析》,《经济研究》第 10 期。
- [9].刘斌, 2003:《最优简单货币政策规则在我国应用的可行性》,《金融研究》第 9 期。
- [10].吕越、盛斌, 2011:《开放条件下产出缺口型菲利普斯曲线的再验证》,《金融研究》第 10 期。
- [11].奚君羊、贺云松, 2010:《中国货币政策的福利损失及中介目标的选择》,《财经研究》第 2 期。
- [12].徐亚平, 2006:《货币政策有效性与货币政策透明制度的兴起》,《经济研究》第 8 期。
- [13].徐亚平, 2009:《公众学习、预期引导与货币政策的有效性》,《金融研究》第 1 期。
- [14].王博、刘翀, 2016:《央行沟通的金融市场效应》,《经济学动态》第 11 期。
- [15].汪莉、王先爽, 2015:《央行预期管理、通胀波动与银行风险承担》,《经济研究》第 10 期。
- [16].张鹤、张代强、姚远、张鹏, 2009:《货币政策透明度与反通货膨胀》,《经济研究》第 7 期。
- [17].张屹山、张代强, 2007:《前瞻性货币政策反应函数在我国货币政策中的检验》,《经济研究》第 3 期。
- [18].Ball, L. M., 1999, *Policy Rules for Open Economies*, University of Chicago Press.
- [19].Bray, M., 1982, "Learning, Estimation, and the Stability of Rational Expectations", *Journal of Economic Theory*, 26(2): 318-339.
- [20].Bernanke, B. S., T. Laubach, and F. S. Mishkin, 1999, *Inflation Targeting*, Princeton University Press.
- [21].Blinder, A. S., 1998, *Central Banking in Theory and Practice*, MIT Press.
- [22].Blinder, A. S., M. Ehrmann, M. Fratzscher, J. De Haan, and D. Jansen, 2008, "Central Bank Communication and Monetary Policy: A Survey of Theory and Evidence", NBER Working Paper, No. 13932.
- [23].Campbell, J. R., C. L. Evans, J. D. Fisher, and A. Justiniano, 2012, "Macroeconomic Effects of Federal Reserve Forward Guidance", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1-80.
- [24].Carceles-Poveda E., and C. Giannitsarou, 2007, "Adaptive Learning in Practice", *Journal of Economics*

Dynamics and Control, 31(8): 2659-2697.

[25].Clarida, R., J. Gali, and M. Gertler, 1998, “Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence”, *European Economics Review*, 42(6): 1033-1067.

[26].Clarida, R., J. Gali, and M. Gertler, 1999, “The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective”, *Journal of Economic Literature*, 37(4): 1661-1707.

[27].Ehrmann, M., and M. Fratzscher, 2007, “Social Value of Public Information-Testing the Limits to Transparency”, ECB Working Paper, No. 821.

[28].Evans, G. W., and S. Honkapohja, 2001, *Learning and Expectation in Macroeconomics*, Princeton University Press.

[29].Evans, G. W., and S. Honkapohja, 2003, “Expectations and the Stability Problem for Optimal Monetary Policies”, *The Review of Economics Studies*, Vol. 70, 807-824.

[30].Evans, G. W., 1985, “Expectational Stability and the Multiple Equilibria Problem in Linear Rational Expectations Models”, *Quarterly Journal of Economics*, 100(4): 1217-1233.

[31].Ferrero, G., and A. Secchi, 2010, “Central Bank’s Macroeconomic Projections and Learning”, National Bank of Poland Working Paper, No. 72.

[32].Gali, J., 2008, *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle*, Princeton University Press.

[33].Gaspar, V., F. Smets, and D. Vestin, 2010, “Inflation Expectations, Adaptive Learning and Optimal Monetary Policy”, *Handbook of Monetary Economics*, 3: 1055-1095.

[34].Goodfriend, M., 1993, “Interest Rate Policy and the Inflation Scare Problem: 1979-1992”, *FRB Richmond Economic Quarterly*, 79(1): 1-23.

[35].King, M., 2006, Mansion House Speech, City of London, 21st June 2006.

[36].Kuttner, K. N., and A. S. Posen, 1999, “Does Talk Matter After All? Inflation Targeting and Central Bank Behavior”, CFS Working Paper, No. 1999/04.

[37].Marzioni, S., 2014, “Learning and Signals under Discretionary Monetary Policy”, *Economic Notes*, 43(3): 211-231

[38].McCallum, 1983, “On Non Uniqueness in Linear Rational Expectations Model: An Attempt at Perspective”, *Journal of Monetary Economics*, 11(2): 134-168.

[39].Morris, S., and H. S. Shin, 2005, “Central Bank Transparency and the Signal Value of Prices”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 2: 1-66.

- [40].Morris, S., and H. S. Shin, 2002, “Social Value of Public Information”, *The American Economic Review*, 92(5): 1521-1534.
- [41].Nechio, F., and R. Regan, 2016, “Fed Communication: Words and Numbers”, *FRBSF Economic Letter*, No. 26.
- [42].Orphanides, A., and J. Williams, 2004, “Imperfect Knowledge, Inflation Expectations, and Monetary Policy”, NBER Working Paper, No. 9884.
- [43].Reifschneider, D., and P. Tulip, 2007, “Gaging the Uncertainty of the Economic Outlook from Historical Forecasting Errors”, Finance and Economics Discussion Series, No. 60.
- [44].Svensson, L. E. O., 2015, “Forward Guidance”, *International Journal of Central Banking*, 11(S1): 19-46.
- [45].Ullrich, K., 2008, “Inflation Expectations of Experts and ECB Communication”, *North American Journal of Economics and Finance*, 19(1): 93-108.
- [46].Walsh, C. E., 2013, “Announcements and the Role of Policy Guidance”, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 95(6): 575-600.
- [47].Williams, J. C. 2014, “Monetary Policy in Zero Lower Bound: Putting Theory into Practice”, Hutchins Center on Fiscal and Monetary Policy, Working Paper.
- [48].Woodford, M., 2001, “Monetary Policy in the Information Economy”, In *Economic Policy for the Information Economy*, Kansas City: Federal Reserve Bank of Kansas City, 297-370.
- [49].Woodford, M., 2005, “Central Bank Communication and Policy Effectiveness”, NBER Working Paper, No.11898.
- [50].Woodford, M., 2012, “Methods of Policy Accommodation at the Interest-Rate Lower Bound”, presented at the Jackson Hole symposium.

金融发展下资本账户开放对货币国际化的影响

徐国祥¹ 蔡文靖²

【摘要】 本文构建 PSTR 模型首次研究了不同金融发展水平下，资本账户开放对主要国际储备货币、国际计价货币以及国际结算货币的影响。模型估计过程中本文创新性地引入了 CCE 方法消除面板数据的截面相关性。基于对美元、欧元、英镑、日元及瑞士法郎的研究表明，直接投资开放有助于货币成为国际储备货币和国际贸易计价货币；债务类证券开放有利于货币成为国际金融计价货币，并能在一定金融发展水平下促使货币成为国际储备货币；当金融发展较为成熟时，权益类证券开放开始对国际金融计价货币有正向影响，且这一影响随金融市场发展不断增强。本文研究结论可为人民币国际化路径及资本账户开放时机选择提供政策参考。

【关键词】 资本账户开放；货币国际化；PSTR 模型；CCE 估计；

一、引言

党的十九大开启了我国深化改革开放的新征程，提出了“深入金融体制改革”的金融建设之路。周小川（2017）在解读十九大精神时认为人民币国际化促进了我国金融体系的不断完善；并指出未来我国扩大金融开放的一项重要措施在于通过减少外汇管制，稳步推进人民币国际化，便利对外经济活动，稳妥有序实现资本项目可兑换。2009 年以来，我国政府通过经常项目下向境外输出人民币以及人民币离岸中心的建设积极推动人民币国际化的进程。截至 2018 年 3 月，环球银行金融电信协会（SWIFT）公布的以人民币作为结算货币的贸易额占全球贸易结算额的 1.56%，人民币已成为全球第七大国际结算货币。尽管人民币在国际贸易中充当了较为重要的交易媒介的职能，但其中很大一部分依赖于人民币套利套汇等利益的存在，而境外主体持有人民币作为价值储藏货币或者以人民币作为计价单位的意愿并不是很高。

¹徐国祥，上海财经大学统计与管理学院；

²蔡文靖，上海财经大学应用统计研究中心；

另外,近年来通过跨境结算方式输出人民币也暴露了其自身的问题(马骏,2012;孙国峰,2015;William Nixon et al.,2015):第一,现阶段国际大宗商品的计价货币以美元为主,我国以进口大宗商品以及加工原材料为主的贸易结构制约了人民币的输出规模。第二,我国经常项目多年来保持顺差,进口输出人民币,出口获得外币,进一步恶化了我国的国际收支结构,货币错配的程度加深。第三,国内当前较为严格的资本管制限制了境外人民币回流渠道,而境外可用于投资的人民币计价金融产品数量有限,阻碍了人民币国际化的进程。基于上述问题的存在,近年来诸多学者提出通过资本账户开放向世界提供人民币流动性,更深层次更广泛地推动人民币国际化职能的实现。

虽然近年来,我国对直接投资、证券投资等项目的管制均有所放松,但与主要发达国家相比仍有较大的差距(杨子辉和陈创练,2015)。通过推动资本账户开放,借助于人民币对外直接投资、人民币贷款以及发行人民币计价债券等方式能够拓宽人民币流入流出的渠道,丰富国际市场上人民币计价产品的种类,降低持有人民币的成本,从而提升境外主体持有人民币的意愿。但当前国内金融改革尚未完成,人民币汇率未充分实现市场化,利率曲线尚未完善,资本账户开放会增加人民币离岸、在岸市场之间的套利套汇活动,汇率波动加剧,而国内缺乏足够的对冲工具对冲汇率风险。同时,短期资本流入流出将增加国内金融市场的投机风险,加剧我国资本市场结构性矛盾,阻碍我国金融市场改革,对国内金融稳定带来冲击。此外,近年来美元加息以及主要发达国家利率政策正常化等国际环境也给我国当下推动资本账户开放带出了新的挑战。不少学者研究指出,在国内金融发展尚不成熟的条件下,急于开放资本账户,可能会影响人民币国际化的可持续性(殷剑锋,2011;余永定,2011;贾宪军,2014)。

十九大报告提出“推动形成全面开放的新格局”的要求,但同时也要“守住不发生系统性金融风险的底线”,因此渐进的、有管理的资本账户开放进程对于当前我国金融市场稳定以及人民币国际化持续性等要求的实现显得十分有必要。金融市场发展进程中,如何渐进地开放资本账户子项目,从而能够有效地促进我国人民币国际化进程是当前值得探讨的问题。本文尝试以主要国际化货币——美元、欧元、英镑、日元以及瑞士法郎为研究对象,研究不同的金融发展水平下,资本账户开放对国际货币的主要职能——国际储备货币、国际计价货币以及国际结算货币的影响作用,为进一步丰富人民币国际货币职能,实现人民币国际化目标提供依据。经过研究发现,一国货币能否成

为国际计价货币以及国际储备货币受资本账户开放的影响较大，这为今后深化人民币国际化职能提供了思路：在当前我国金融市场发展水平下，直接投资开放可以促进人民币成为国际贸易计价货币以及国际储备货币，逐步开放债务类证券项目有助于人民币成为国际金融计价货币以及国际储备货币。通过国内金融市场的改革逐步提升我国金融发展水平，在一定的金融发展条件下，进一步开放权益类证券项目以及大宗商品期货市场有利于提升人民币在国际计价货币中的份额。

二、文献综述

国内外诸多学者对资本账户开放与货币国际化之间的关系进行了定性与定量的研究。Frankel（2012）指出从以往发达国家货币国际化的进程来看，经济实力已经不是货币国际化的主要决定因素，而金融市场的发展以及金融开放逐渐成为货币国际化的关键因素；相比于其他国际货币发展情况，人民币国际化仍有很长的路要走。Ito & Chinn（2013）构建了随机效应模型，研究发现若贸易国资本账户开放，倾向于使用欧元或本国货币作为其计价货币；并指出金融市场的深度及开放性将会影响国际贸易中计价货币的选择，金融抑制将限制一国货币在国际交易中使用。Aizenman（2015）指出一个理想的、能够支持商品贸易和国际金融交易的国际货币应该是流动性强的、安全的以及低成本的；这些要求的实现需要一个深度发展，且能够提供充分流动性的人民币国际债券市场。Lai & Yu（2014）认为市场的厚外部性以及联合效应是影响一国货币成为国际贸易计价货币的最主要因素，并指出中国只有充分的金融开放，才能成为区域经济的主要计价货币。Tung et al.（2012）实证发现人民币国际化程度指数和人民币国际化潜力指数两者之间存在着较大的差距，他们认为造成这一差距的重要原因是我国存在资本账户管制。甄峰（2014）提出人民币国际化核心竞争力的实现，关键在于如何稳步推动资本项目可兑换，为计价交易扫清障碍。杨荣海和李亚波（2017）通过实证研究证实了资本账户开放提升了人民币隐形“货币锚”的地位。

尽管资本账户开放对货币国际化具有推动作用，但是资本账户的开放需要以国内金融发展水平作为前提。余永定（2016）指出一个国家彻底开放资本账户关键条件是国内金融市场的深度以及健全程度。Prasad（2016）指出一国金融部门的宽度、深度以及流动性是评估一个国家是否可以开放资本账户、是否能将该国货币升级为储备货币的重要因素。Eichengreen & Kawai（2014）指出在人民币国际化初期，资本市场完全开

放是没有必要的；但境外主体需要使用人民币作为融资货币、储备货币，或使用人民币进行资产管理时，资本项目开放就显得十分必要了。杨荣海（2014）认为外国直接投资以及证券组合股权的流入将有利于货币国际化的深入，而对外直接投资的流出不利于货币国际化。同时他指出其研究基于发达国家完善的金融市场，而中国目前金融市场尚不成熟，对人民币国际化适用性有限。贾宪军（2014）研究发现日本资本跨境流动与日元国际化之间呈现倒 U 型关系。在日元国际化的中后期，日本国内金融改革尚未完成，但日本政府过快地推进金融自由化，最终使得日元的国际地位反而出现倒退，这对于人民币国际化进程有借鉴作用。

上述文献表明，在我国金融市场发展尚未成熟、金融改革尚未完成的条件下，资本账户的完全开放并不现实，也没有必要。在合适的金融发展条件下，逐步推动资本账户的进一步开放，从而更好地拓宽人民币国际化职能在当下具有理论与实际意义，但就这一方面国内至今尚未有定量研究。基于以上的研究经验，本文在以下几方面中有所突破：

第一，本文利用 PSTR 模型首次研究了资本账户开放对货币国际化的非线性影响，即资本账户开放对货币国际化的影响作用将随着国内金融发展水平提升而发生变化。第二，本文从资本账户开放的结构特征出发，研究金融发展条件下，不同子项目开放（即直接投资的开放、债务类证券的开放以及权益类证券的开放）对于国际货币的主要职能——国际储备货币、国际计价货币以及国际结算货币的非线性影响关系，为今后我国资本账户子项目开放时机的选择以及人民币国际化进程的推进提供依据。第三，为了消除截面相关性对 PSTR 模型系数估计的影响，本文基于 Omay（2010）的方法，引入了 CCE 估计消除了面板数据间的截面相关性，保证了模型估计系数的一致性。

三、金融发展下资本账户开放对货币国际化的影响模型

（一）变量的选择

现有文献关于货币国际化影响因素的定量研究中，将影响因素主要分为四类，即经济和贸易发展水平、金融发展与开放程度、货币信心以及网络外部性等（Chinn & Frenkel, 2008；白钦先和张志文，2011；丁剑平和楚国乐，2014；白晓燕和邓明明 2013）。基于以往研究，本文以货币国际化程度为被解释变量，资本账户开放程度、网

络外部性、经济贸易水平、金融发展水平以及货币信心作为解释变量，研究资本账户开放对货币国际化的非线性影响关系时。各变量的指标选择如下：

1.被解释变量指标选择

货币国际化程度 y_{it} ：通常文献中使用的货币国际化程度指标是 IMF 公布的 COFER，该指标仅代表了各个国际货币作为储备货币时所占份额，且易受到正估值效应的影响。为了研究资本账户开放对不同国际货币职能的影响，本文从国际货币的三个主要职能——国际储备货币、国际计价货币以及国际结算货币出发，分别选取指标作为被解释变量进行研究：（I）同样使用 COFER 作为国际储备货币的衡量指标；（II）国际货币的计价职能主要包含国际贸易和国际金融市场中的计价职能，国际贸易中计价货币占比数据难以准确获得，本文在实证研究中以各个货币计价的国际债券占比作为国际金融计价货币的衡量指标；（III）以银行跨境外汇结算中各国际货币的占比作为国际结算货币的衡量指标。

资本账户开放度 $openness_{it}$ ：资本账户开放度的测定包含法定测度（de jure）和事实测度（de facto）两种度量方法，法定测度主要根据各个国家的官方文件进行编制，有时并不能反映各个国家资本账户开放的真实情况，且无法得到各个资本账户子项目的开放度水平，因此本文采用 Lane & Miles（2003；2007）提出的基于事实测度的资本存量法计算各个国家的资本账户及其子项目的开放度。基于当前我国当前金融发展环境以及资本账户开放状况，本文主要考虑直接投资开放 $FDIop_{it}$ 、权益类证券的开放 $EQop_{it}$ 以及债务类证券的开放 $DBop_{it}$ 对货币国际化的影响关系；各个子项目的开放度等于国际投资头寸表中各个子项目下资产与负债存量的总和与 GDP 的比值，其计算公式为：

$$FDIop_{it} = (FDIA_{it} + FDIL_{it}) / GDP_{it}$$

$$EQop_{it} = (EQA_{it} + EQL_{it}) / GDP_{it}$$

$$DBop_{it} = (DBA_{it} + DBL_{it}) / GDP_{it}$$

国际货币的网络外部性 ext_{it} ：包含国际货币的使用惯性以及货币国际化带来的范围经济两层含义。国际货币的网络外部性并没有明确的指标，本文借鉴 Frankel（2008）的方法，以滞后一期的国际储备货币份额（COFER）作为国际货币网络外部性指标。

经济贸易水平 gdp_{it} ：强大的经济和贸易实力是支撑一个国家的货币成为国际货币坚实的基础，英镑、美元、日元等货币的崛起正是以本国经济贸易水平的提高为后盾。本文采用各国GDP占世界GDP的比值为该国经济贸易水平指标。

金融发展水平 $financial_{it}$ ：一个深度的、具有充分流动性的金融市场是该国货币能成为国际货币的重要因素，本文采用股票市值占 GDP 的比值与债券余额总量占 GDP 的比值之和作为各个国家的金融发展水平指标。

货币信心 $confi_{it}$ ：包含对内物价的稳定以及对外汇率的稳定，高通胀率代表了一国宏观经济环境的不稳定，汇率不稳定性会给投资者带来较高的交易风险，两者均会影响境外主体持有本币的积极性。本文以各个国家每个季度 CPI 定基指数相对于 OECD 国家的 CPI 定基指数作为对内物价稳定 $confi_{in_{it}}$ 的衡量指标；以各个国际货币相对于 SDR 的汇率波动作为对外货币信心 $confi_{out_{it}}$ 衡量指标。

（二）模型的设定

本文采用 González et al. (2005) 提出的适用性更广的非线性模型——面板平滑转换回归 (PSTR) 模型研究资本账户开放对货币国际化的非线性影响关系，其模型为：

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_0 x_{it} + \sum_{j=1}^r \beta_j x_{it} g(q_{it}; \gamma_j, c_j) + \varepsilon_{it} \quad (60)$$

(1) 式中 y_{it} 表示一国货币国际化程度， x_{it} 是货币国际化的五个影响因子，即 $\{openness_{it}, ext_{it}, gdp_{it}, financial_{it}, confi_{it}\}$ ， r 是转换函数的个数，表示该 PSTR 模型含 $r+1$ 转换区制， α_i 表示个体的固定效应， ε_{it} 表示随机误差项。 $\beta_0 = \{\beta_{01}, \beta_{02}, \beta_{03}, \beta_{04}, \beta_{05}\}$ 表示各个影响因子的系数； $\beta_j = \{\beta_{j1}, \beta_{j2}, \beta_{j3}, \beta_{j4}, \beta_{j5}\}$ 是不同的转换区制下各个影响因子的系数。式(1)中 $g(q_{it}; \gamma_j, c_j)$ 为转换函数，是转换变量 q_{it} 的连续函数，取值通常在(0, 1)之间。González et al. (2005) 将其设为式(2)形式：

$$g(q_{it}; \gamma, c_p) = [1 + \exp(-\gamma \prod_{p=1}^m (q_{it} - c_p))]^{-1} \quad (61)$$

Dijk et al. (2002) 指出转换变量 q_{it} 是外生变量或者一阶滞后的被解释变量， γ 是转换函数的平滑系数，表示模型从一个区制向另一个区制转换的速度， c_p 表示位置参数， m 是位置参数的个数。在 PSTR 模型中，解释变量对被解释变量的影响程度是随着转换变量 q_{it} 变化的连续函数，如式(3)所示：

$$\frac{\partial y_{it}}{\partial x_{it}} = \beta_0 + \sum_{j=1}^r \beta_j g(q_{it}; \gamma_j, c_j) \quad (i = 1, 2, \dots, 5) \quad (62)$$

（三）非线性及剩余非线性检验

在研究资本账户开放对货币国际化的非线性影响时，首先需要检验两者之间是否存在非线性性以及剩余非线性性，从而确定最优的转换函数和位置参数的个数（ r, m ）。González et al.（2005）认为 $m = 1$ 或 2 包含了实证模型的大部分情形，并提出将转换函数通过一阶泰勒展开，并代入（1）式中构建辅助回归方程进行模型的非线性检验，即原假设为：

$$H_0: \gamma_1 = 0 \quad vs \quad H_1: \gamma_1 \neq 0$$

转换函数 $g(q_t; \gamma_1, c)$ 在 $\gamma_1 = 0$ 处一阶泰勒展开，代入（1）中得：

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_0 x_{it} + \beta_1^* x_{it} q_{it} + \dots + \beta_m^* x_{it} q_{it}^m + \epsilon_{it} \quad (63)$$

Colletaz & Hurlin（2006）根据（4）式构建了 LM、LMF 以及 LRT 三个统计量对模型的非线性进行检验，其中 $LM \sim \chi^2(mK)$ ， $LM_F \sim F(mK, TN - N - mK)$ ， $LRT \sim \chi^2(mK)$ ， K 为影响因子的个数。若在显著性水平下拒绝原假设，则认为模型存在非线性关系， r 至少为 1。

接着进行剩余非线性检验，此时原假设为： $H_0: \gamma_2 = 0 \quad vs \quad H_1: \gamma_2 \neq 0$ ，其检验方法同上，直至接受原假设，即可得到在不同的位置参数个数下最优的转换函数的个数 $r^*(m)$ 。分别计算模型在 $m = 1$ 或 2 时的 AIC 或 BIC 值，根据准则选出最优的 $(m, r^*(m))$ 。在确定 r 与 m 后，González et al.（2005）通过格点搜索法得到初始平滑转换系数与位置参数 (γ_0, c_0) ，并通过非线性估计的方法得到解释变量的参数估计值。

（四）截面相关性检验及去除面板数据的截面相关性

Breitung & Pesaran（2007）研究表明，面板数据的特征之一就是存在着不同程度的截面相关性，若忽略这一特性，模型最终的估计结果是有偏的。本文实证数据属于长面板数据，易受到全球性共同因素的影响，若忽略截面相关性，则影响最终模型估计结果的准确性。因此本文在估计了 PSTR 模型的各个系数后，首先通过 CD 检验方法检验是否存在截面相关性。若存在截面相关性，本文根据 Omay（2010）的方法，采用

Pesaran (2006) 提出的 CCE 估计消除截面相关性。CCE 估计的核心在于使用解释变量和被解释变量截面均值代表变量之间的不可观测因素。具体而言, 我们假设模型存在一个转换函数, 如式 (5):

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_0 x_{it} + \beta_1 x_{it} g(q_{it}; \gamma_1, c_1) + \varepsilon_{it} \quad (64)$$

将 (5) 变形为:

$$\begin{aligned} z_{it} &= (x_{it}, x_{it} g(q_{it}; \gamma_1, c_1))' \quad b_i = (\beta_0, \beta_1) \\ y_{it} &= \alpha_i + b_i z_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (65)$$

根据单因子模型, 假设误差项与解释变量与不可观测因素 f_t 之间的关系如式 (7) (8) 所示:

$$z_{it} = \mu_i + \delta_i f_t + v_{it} \quad (66)$$

$$\varepsilon_{it} = \varphi_i f_t + \eta_{it} \quad (67)$$

将 (7) (8) 代入 (6) 可得:

$$Y_{it} = \begin{pmatrix} y_{it} \\ z_{it} \end{pmatrix} = B_i + C_i f_t + u_{it} \quad (68)$$

其中 $B_i = (\alpha_i \mu_i) \begin{pmatrix} \mathbf{1} & \mathbf{0} \\ b_i & I_k \end{pmatrix}$, $C_i = (\varphi_i \delta_i) \begin{pmatrix} \mathbf{1} & \mathbf{0} \\ b_i & I_k \end{pmatrix}$, $u_{it} = \begin{pmatrix} \eta_{it} + b_i v_{it} \\ v_{it} \end{pmatrix}$

根据 Pesaran (2006), b_i 的 CCE 估计为:

$$b_i = (\sum_{i=1}^N \theta_i z_i' \bar{M} z_i)^{-1} (\sum_{i=1}^N \theta_i z_i' \bar{M} y_i) \quad (69)$$

$$\bar{M} = I_T - \bar{H}_w (\bar{H}_w' \bar{H}_w)^{-1} \bar{H}_w' \quad (70)$$

其中 $z_i = (z_{i1}, z_{i2}, \dots, z_{iT})'$, $y_i = (y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{iT})'$, $\bar{H}_w = (1, \bar{Y}_t')$, 一般来说 $\theta_i = \frac{1}{N}$ 。

四、金融发展下资本账户开放对货币国际化影响的研究

(一) 主要变量的描述性统计分析及检验

本文以主要国际货币所在国及地区——美国、欧元区、英国、日本以及瑞士的平衡面板数据进行实证分析, 基于数据可获得性等要求, 选取了 1999.1—2016.9 的季度数据作为研究样本。首先对相关指标进行梳理, 如表 1。

表 1 主要变量的描述性统计

变量名	具体指标	均值	标准差	最小值	最大值	数据来源
国际储备货币	COFER	0.193	0.245	0.001	0.727	IMF 年报
国际金融计价货币 ¹	国际债券中各个货币的占比	0.197	0.172	0.019	0.510	BIS
国际结算货币	银行外汇结算中各国国际货币占比	0.187	0.179	0.014	0.500	BIS
$openness_{it}$	$FDIop_{it}$	4.386	3.836	0.270	17.609	IMF
	$EQop_{it}$	3.124	2.703	0.2156	10.233	IMF
	$DBop_{it}$	3.341	1.635	1.085	7.806	IMF
ext_{it}	COFER 滞后一期	0.193	0.245	0.001	0.727	IMF 年报
gdp_{it}	GDP 占比	0.115	0.090	0.009	0.265	世界银行
$financial_{it}$	股票市值/GDP+债券余额/GDP	10.004	2.744	5.93	16.47	Wind/BIS
$confi_{it}$	所在国 CPI 相对 OECD 国家 CPI 变化	96.223	8.504	75.744	114.225	OECD 数据库
	汇率相对于 SDR 的波动	0.013	0.010	0.002	0.060	IMF

在进行实证研究之前，本文对各个变量进行了单位根检验²。LLC 检验表明所有变量均在显著性水平下拒绝面板数据包含单位根的原假设，即认为所有变量均为平稳过程。同时为了防止内生的转换变量对模型的影响，本文以各个国家滞后一期的金融发展水平作为转换变量 q_{it} 。

（二）不同金融发展水平下资本账户开放对货币国际化影响的实证结果及分析

1. PSTR 模型的非线性及剩余非线性检验

表 2 通过对模型的非线性以及剩余非线性进行检验，得到在不同的位置参数个数 m 下，最优的转换函数个数 $r^*(m)$ 。在关于最优转换函数个数选取过程中，参照 Colletaz & Hurlin（2006）的方法，设定转换函数个数 r 不超过 2。

¹ 2015 年 6 月以后，BIS 统计中没有公布国际债券中各个货币的占比，所以在模型 II 中所有变量的样本时间区间为 1999.3-2015.6。

² 本文为长面板数据，适用于渐近理论为 $N/T \rightarrow 0$ 的 LLC 检验。在检验时，本文通过减去截面均值去除了个体之间的截面相关性，并通过 AIC 信息准则选择平均滞后阶数。篇幅所限，相关结果省略，有兴趣读者可以向作者索要。

表 2 PSTR 模型的非线性及剩余非线性检验

位置参数的个数	m=1			m=2		
检验统计量	LM test	Fisher Test	LRT test	LM test	Fisher Test	LRT test
原假设	模型I: 国际储备货币					
$H_0: r = 0 \text{ vs } H_1: r = 1$	77.991***	12.036** *	88.064***	110.01***	9.374***	131.67***
$H_0: r = 1 \text{ vs } H_1: r = 2$	41.531***	5.39***	44.168***	74.949***	5.319***	84.187***
$H_0: r = 2 \text{ vs } H_1: r = 3$	4.10	0.464	4.124	31.762**	1.904**	33.276***
	模型II: 国际金融计价货币					
$H_0: r = 0 \text{ vs } H_1: r = 1$	127.194***	25.078***	161.375***	207.482***	32.705***	326.97***
$H_0: r = 1 \text{ vs } H_1: r = 2$	32.051***	4.048***	33.743***	69.839***	4.916***	78.471***
$H_0: r = 2 \text{ vs } H_1: r = 3$	17.364**	2.032**	17.845**	39.961***	2.454***	42.595***
	模型III: 国际结算货币					
$H_0: r = 0 \text{ vs } H_1: r = 1$	68.731***	10.294** *	76.518***	88.31***	6.939***	101.771** *
$H_0: r = 1 \text{ vs } H_1: r = 2$	15.263*	1.83*	15.605*	20.236	1.2	20.845

注: *、**和***分别表示在 10%、5%和 1%显著性水平下通过检验, 下同。

表 2 可看出, 不同金融发展水平条件下, 解释变量对货币国际化的影响作用呈现出明显的非线性关系。在 5%的显著性水平下, 模型I和II中, 位置参数个数 $m = 1$ 以及 $m = 2$ 时, 最优转换函数的个数 $r^*(m)$ 均为 2 个; 模型III中, 位置参数个数 $m = 1$ 或 2 时, $r^*(m)$ 均为 1 个。上述检验确定了最优的转换函数的个数 $r^*(m)$ 后, 分别根据 $(m, r^*(m))$ 计算模型所对应的 AIC 和 BIC 值, 并确定最优的位置参数个数, 如表 3 所示。

表 3 最优位置参数个数与最优转换函数个数的确定

	模型I		模型II		模型III	
m	1	2	1	2	1	2
$r^*(m)$	2	2	2	2	1	1
AIC	-10.874	-10.843	-8.678	-8.603	-9.039	-9.039
BIC	-10.569	-10.516	-8.329	-8.277	-8.841	-8.829

模型I当 $m = 1$ 时, 取得最小的 AIC 和 BIC 值, 最优的位置参数与转换函数的个数分别为 1, 2; 同理, 模型II最优的位置参数与转换函数的个数分别为 1, 2; 模型III最优的位置参数与转换函数的个数分别为 1, 1。

2. 去除截面相关性后 PSTR 模型的结果估计及分析

在确定了 PSTR 模型转换函数的形式后, 首先根据 González et al. (2005) 的方法估计 PSTR 模型的各个参数, 并对模型的残差进行截面相关性检验¹。通过 CD 检验发现, 模型I与模型II均未通过检验, 即面板数据之间存在截面相关性, 因此本文通过 CCE 估计剔除了个体之间的截面相关性, 并估计结果如表 4 所示。

表 4 资本账户开放对货币国际化非线性影响模型的估计结果

	模型I	模型II	模型III
(m, r)	(1, 2)	(1, 2)	(1, 1)
$FDIop_{it}$	1.431***	-0.007***	-0.009***
$EQop_{it}$	-1.010	-0.004***	0.006**
$DBop_{it}$	-5.110***	0.027***	0.005
ext_{it}	172.608***	0.143***	0.882***
gdp_{it}	-359.247***	0.537***	0.059***
$financial_{it}$	3.083***	0.004***	-0.001
$confi_in_{it}$	95.924***	-0.365***	-0.008
$confi_out_{it}$	0.052	0.001	-0.005***
第一个转换函数对应的解释变量的系数 β_1			
$FDIop_{it}$	-1.431***	-0.051***	0.002
$EQop_{it}$	1.012	0.050***	-0.008***
$DBop_{it}$	5.111***	-0.007**	-0.002
ext_{it}	-172.422***	-0.020	-0.111***
gdp_{it}	360.659***	-0.009	-0.015***
$financial_{it}$	-3.082***	0.008***	0.005***
$confi_in_{it}$	-96.080***	0.628**	0.164
$confi_out_{it}$	-0.052	0.000	0.002**
第二个转换函数对应的解释变量的系数 β_2			
$FDIop_{it}$	-0.001	0.005***	
$EQop_{it}$	-0.001	0.001	
$DBop_{it}$	0.003	-0.019***	
ext_{it}	0.316***	-0.299***	
gdp_{it}	-0.511***	-0.069	
$financial_{it}$	0.000	-0.001	
$confi_in_{it}$	0.128***	0.175***	
$confi_out_{it}$	0.000	0.002***	
转换函数参数			
γ_j	[0.382, 4.961]	[4.121, 2.825]	0.975
c_1	-8.815	13.196	8.020
c_2	7.114	9.202	

¹篇幅所限, 文中未给出尚未去除截面相关性的模型估计结果。此时模型I、II、III进行截面相关性检验的结果分别为-2.147, -2.538 以及-1.364, 模型I、II在 5%显著性水平下拒绝原假设。

截面相关性检验

CD 统计量	-0.536	0.738	-1.364
--------	--------	-------	--------

上述结果进行截面相关性检验，均未拒绝原假设，即已去除了截面相关性。下文基于表 4 的估计结果本文对不同的金融发展条件下，资本账户各子项目的开放对国际货币主要职能的影响作用进行分析：

(1) 不同金融发展水平下资本账户开放对国际储备货币的影响分析

模型 I 是三区制的非线性函数，转换变量的临界值为 -8.815 和 7.114， γ_j 分别为 0.382 和 4.961。如图 1 所示，随着国内金融市场的发展，各个解释变量回归系数呈现缓慢的平滑转换特征。就资本账户开放而言，直接投资开放对国际储备货币具有正向的影响作用，权益类证券的开放对于一国货币成为国际储备货币的影响不显著；当金融发展水平高于 14.478¹后，债务类证券的开放对一国货币成为国际储备货币逐步由负向影响向正向转变，且正向的影响作用不断增强。以本币计价的对外直接投资增加了境外主体对本国货币的债务依赖，被投资国将更倾向于选择投资国货币资产作为其外汇储备资产。同时，国内金融市场成熟后，国外央行更愿意配置本国货币计价的主权债券作为其外汇储备。

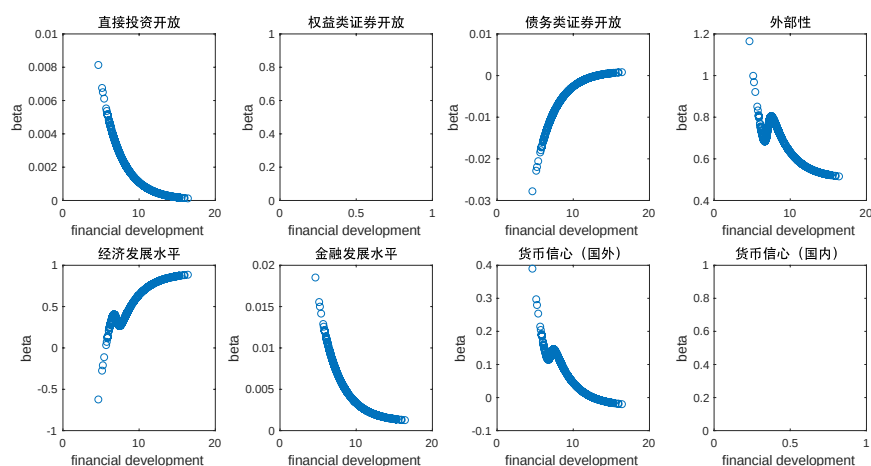


图 1 不同金融水平下各影响因素对国际储备货币的影响

(2) 不同金融发展水平下资本账户开放对国际金融计价货币的影响分析

模型 II 是三区制的非线性函数，其中在金融发展指标达到 9.202 时，逐渐向第二个转换区制转变，转换函数的系数为 2.825；当金融发展指标达到 13.196 时，逐渐向第三个转换区制转变，转换函数的系数为 4.121。就资本账户开放而言，直接投资开放度的

¹使式 (3) $\frac{\partial y_{it}}{\partial x_{it}} = \beta_0 + \sum_{j=1}^r \beta_j g(q_{it}; \gamma_j, c_j) = 0$ 的转换变量的值。

提升对货币成为国际金融计价货币有负向的影响作用，且随着金融市场的发展，负向影响作用不断增强。债务类证券开放对一国货币成为国际金融计价货币始终具有正向的影响作用，但该正向作用呈现下降趋势。在金融发展水平达到 12.587 时，权益类证券的开放对国际金融计价货币逐渐由负向影响转为正向影响，且随着金融市场发展，正向影响作用将不断的增强。因此在金融市场发展程度较低时，债务类证券的开放能更大效率地促进货币成为国际金融计价货币；当金融市场发展到一定程度时，权益类证券对货币成为国际金融计价货币的影响更大。

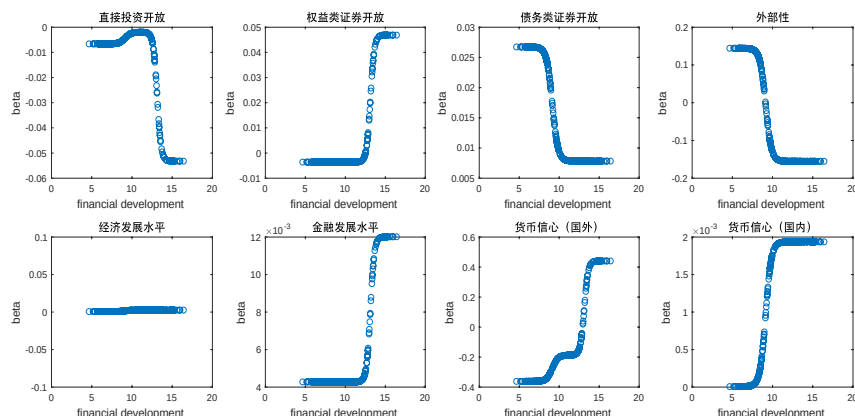


图 2 不同金融水平下各影响因素对国际金融计价货币的影响

(3) 不同金融发展水平下资本账户开放对国际结算货币的影响分析

模型Ⅲ是一个二区制的非线性函数，转换函数的系数为 0.9764，从图 3 可看出在金融发展水平达到 8.020 时，由第一区制逐渐向第二区制转换。就资本账户开放而言，直接投资开放对一国货币成为国际结算货币有负向的影响关系；随着金融市场发展，权益类证券的开放对国际结算货币逐渐由正向的影响作用向负向的影响作用转变，同时债务类证券的开放对国际结算货币的影响并不显著。本国金融市场的发展，境外主体将会配置更多的比例作为金融投资或价值贮藏，但是资本账户开放对国际结算货币的推动效果并不明显。

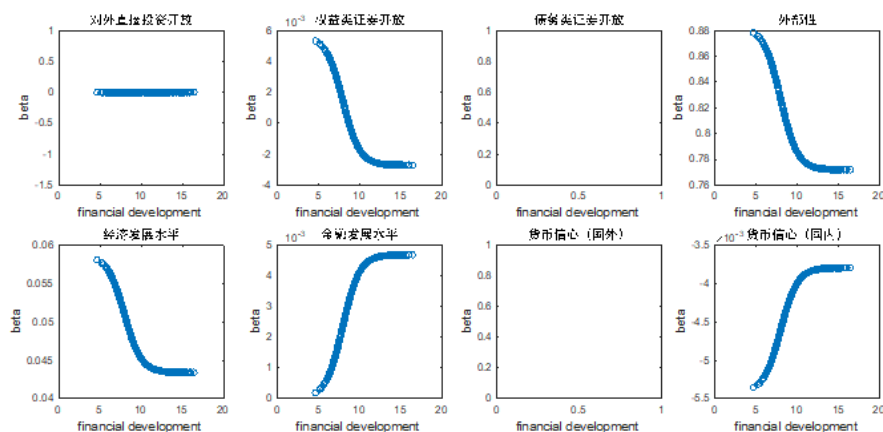


图 3 不同金融水平下各影响因素对国际结算货币的影响

3. 资本账户开放对货币国际化的影响分析

接着本文对不同金融发展水平下资本账户中各子项目开放对不同的国际货币的职能的影响进行综合分析。图 4 中不同金融发展水平下，资本账户开放对国际金融计价货币的影响系数的变化范围最大：随着金融市场发展水平的提升，直接投资开放对计价货币的影响由最高-0.002 逐渐下降到了-0.053；权益类证券的开放对国际计价货币的影响系数由-0.004 上升至 0.047；债务类证券的开放对国际计价货币的影响从 0.027 下降到 0.008。相对而言，不同金融发展水平下，资本账户开放对国际结算货币的影响显著小于对其他两个国际货币的职能。这也证实了在货币国际化的初期阶段，资本账户开放与否对货币国际化的影响并不大；但随着货币国际化发展到一定阶段，推动资本账户的有序开放能够有效地丰富国际货币的职能。

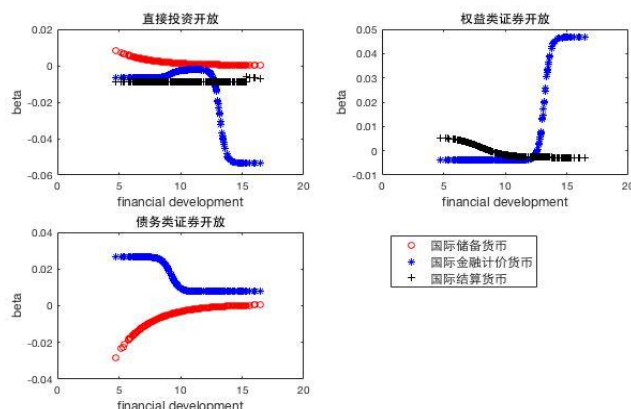


图 4 不同国家资本账户开放对各国际货币职能的非线性影响

(三) 资本账户开放对大宗商品计价货币影响的进一步讨论

谋求人民币的大宗商品计价权，对于降低我国企业的汇率风险，提高境外主体持有人民币意愿具有积极意义。由于大宗商品计价权数据的缺失，上文实证部分未曾涉及资本账户开放对国际大宗商品计价权的影响，接下来本文就资本账户开放对国际大宗商品计价货币的影响作用加以讨论：

一方面，通过对外直接投资、向国外提供贷款等方式输出本国货币，降低了本国货币持有的成本，有利于促进本国货币在大宗商品国际贸易中计价权。“**格拉斯曼法则**”指出国际贸易中同质性商品一般会选用低成本的、流动性较好的货币作为其计价货币。**孙国峰（2015）**指出早期一些国家在其货币国际化过程中，均通过资本项目下向全世界输送流动性，逐步掌握了世界重要资本品及原材料的定价以及计价权。未来我国要以“一带一路”以及“走出去”战略为契机，通过鼓励人民币对外直接投资开放的方式，向国外输出人民币；通过贷款换原材料、签订贸易协议等方式与沿线国家进行金融以及贸易领域的合作，推动人民币成为大宗商品计价及结算货币。

另一方面，商品期货市场对外开放有利于本国货币成为大宗商品计价货币。随着全球金融一体化程度的加深，大多数大宗商品现货价格以对应商品期货合约价格作为其定价基准。美国发展较早且成熟的商品期货市场决定了其在世界商品期货中的主导地位，大宗商品期货也基本以美元作为其定价货币，从而进一步巩固了大宗商品美元计价地位。对比而言，国内商品期货市场发展较晚且尚未对外开放，期货市场交易对国际商品期货定价影响甚微。因此要加快国内商品期货及现货市场体系建设，在发展成成熟的情况下，适时向境外合格投资者开放国内期货市场，提高以人民币计价的大宗商品期货在国际商品期货市场的影响力，从而扩大人民币大宗商品计价权。

五、结论及启示

当前人民币国际化仍处于初级阶段，在国际计价货币以及国际储备货币所占的份额远低于其他的主要国际货币。通过资本账户开放谋求人民币在全球经济、贸易以及金融等多领域深层次的影响力，拓宽人民币国际化职能已成为下一步人民币国际化的重要目标。但在国内金融市场发展尚未成熟，国内金融市场改革正在进行的背景下，资本账户仍需要有序渐进地开放。通过研究，本文得到以下结论：

第一，在不同的金融发展水平下，资本账户开放对国际货币的主要职能——国际储备货币、国际计价货币、国际结算货币具有非线性的影响，但对国际结算货币影响有限，因此在货币国际化初期，资本账户完全开放并没有必要。

第二，相比较而言，资本账户开放对国际金融计价货币的影响受本国金融市场发展的影响较大。其中随着金融市场发展，直接投资开放对于货币成为国际金融计价货币的阻碍作用增大，债务类证券的开放对国际金融计价货币的正向影响将减弱；当金融发展水平达到 12.587 时，权益类证券的开放对国际计价货币开始有正向的影响作用，且随着金融发展水平的提升，影响系数甚至超过了同等金融发展水平下债务类证券的开放。此外，对外直接投资开放以及一定的金融发展水平下逐步推动本国期货市场的开放，将有利于提升货币在大宗商品交易中的计价权。

第三，对外直接投资开放有利于货币成为国际储备货币；当金融发展水平达到 14.478 时，债务类证券开放将开始有利于货币成为国际储备货币。相比较而言，资本账户开放推动货币成为国际储备货币对于金融发展水平提出了更高的要求。

我国正处于金融市场改革的深化阶段，上述结论对于如何推动资本账户逐步开放促进人民币成为国际计价货币以及国际储备货币具有指导意义：

其一，2017 年第三季度我国金融发展指标为 6.21，与主要国际货币所在国相比均有差距。在当前国内金融发展水平下，提高国内债券市场的开放度，吸引国际投资者投资于国内债券市场；同时，借助“一带一路”、“走出去”等战略，鼓励国内金融机构在国外发行以人民币计价的债券产品，扩大“点心债”、“熊猫债”的市场份额，从而提高人民币的国际金融计价权。此外，鼓励人民币对外直接投资，争夺人民币在国际贸易尤其是大宗商品交易中的计价权。

其二，通过推动国内金融改革，完善国内金融市场的基础设施建设，提升国内金融市场的广度、深度以及有效性。在金融发展水平达到一定条件下，加快权益类证券的开放，进一步推动人民币在国际金融计价货币中的影响力，逐步实现人民币的国际投资、国际融资功能。同时，加快完善国内现货以及期货市场体系，并推动人民币计价的期货产品海外发行，为国内大宗商品期货市场对外开放奠定基础。

参考文献

- [1] 白钦先, 张志文. 外汇储备规模与本币国际化: 日元的经验研究[J]. 经济研究, 2011 (10): 137-149
- [2] 白晓燕, 邓明明. 货币国际化影响因素与作用机制的实证分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2013 (12): 113-125
- [3] 丁剑平, 楚国乐. 货币国际化的影响因子分析——基于面板平滑转换回归 (PSTR) 的研究[J]. 国际金融研究, 2014, 332 (12): 35-46
- [4] 马骏. 人民币离岸市场与资本项目开放[J]. 金融发展评论, 2012 (4): 1-41
- [5] 贾宪军. 金融资本跨境流动与储备货币地位——基于日元经验的研究[J]. 国际金融研究, 2014 (8): 35-43
- [6] 孙国峰. 资本输出——人民币国际化的战略选择[J]. 比较, 2015, (6): 1-19
- [7] 杨荣海. 当前货币国际化进程中的资本账户开放路径效应分析[J]. 国际金融研究, 2014 (4): 50-61
- [8] 杨荣海, 李亚波. 资本账户开放对人民币国际化“货币锚”地位的影响分析[J]. 经济研究, 2017 (1): 134-148
- [9] 杨子晖, 陈创练. 金融深化条件下的跨境资本流动效应研究[J]. 金融研究, 2015 (5): 34-49
- [10] 殷剑峰. 人民币国际化: “贸易结算+离岸市场”, 还是“资本输出+跨国企业”?——以日元国际化的教训为例[J]. 国际经济评论, 2011 (4): 53-68
- [11] 余永定. 再论人民币国际化[J]. 国际经济评论, 2011 (5): 7-13
- [12] 余永定. 最后的屏障——资本项目自由化和人民币国际化之辩 [M]. 北京: 人民东方出版传媒, 2016
- [13] 甄峰. 人民币国际化: 路径、前景与方向[J]. 经济理论与经济管理, 2014, 34 (5): 22-31
- [14] 周小川. 守住不发生系统性金融风险的底线[N]. 人民日报, 2017.11.22(6)
- [15] Aizenman J. Internationalization of the RMB, Capital Market Openness and Financial Reforms in China[J]. Pacific Economic Review, 2015, 20 (3): 444-460
- [16] Breitung J, Pesaran M H. Unit Roots and Cointegration in Panels[J]. Social Science Electronic Publishing, 2005, 46 (10): 279-322
- [17] Chinn M, Frankel J. Why the euro will rival the dollar [J]. International Finance, 2008, 11 (1): 49-

- [18] Colletaz G, Hurlin C. Threshold Effects of the Public Capital Productivity : An International Panel Smooth Transition Approach[J]. Leo Working Papers, 2006.
- [19] Dijk D, Teräsvirta T, Franses P H. Smooth transition autoregressive models—a survey of recent developments[J]. Econometric reviews, 2002, 21 (1): 1-47
- [20] Eichengreen B, Kawai M. Issues for Renminbi Internationalization: An Overview[J]. Ssrn Electronic Journal, 2015
- [21] Frankel J. Internationalization of the RMB and Historical Precedents[J]. Journal of Economic Integration, 2012, 27 (3): 329-365
- [22] González A, Teräsvirta T, Dijk D. Panel smooth transition regression models[R]. SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance, 2005
- [23] Ito H, Chinn M. The rise of the ‘redback’ and china’s capital account liberalization: An empirical analysis on the determinants of invoicing currencies[C]. Proceedings of ADBI conference on currency internationalization: Lessons and prospects for the RMB 2013
- [24] Lane P R, Milesi-Ferretti G M. The external wealth of nations mark II: Revised and extended estimates of foreign assets and liabilities, 1970–2004[J]. Journal of International Economics, 2007, 73 (7) :223-250
- [25] Lane P R, Milesi-Ferretti G M. The external wealth of nations: measures of foreign assets and liabilities for industrial and developing countries[J]. Journal of International Economics, 2001, 55 (2): 263-294
- [26] Lai L C, Yu X. Invoicing Currency in International Trade: An Empirical Investigation and Some Implications for the Renminbi[J]. World Economy, 2014, 38 (1): 193–229
- [27] Nixon W, Hatzvi E, Wright M. The Offshore Renminbi Market and Renminbi Internationalisation[M]. China's Domestic Transformation in a Global Context. 2015.
- [28] Omay T, Kan E Ö. Re-examining the threshold effects in the inflation–growth nexus with cross-sectionally dependent non-linear panel: Evidence from six industrialized economies[J]. Economic Modelling, 2010, 27 (5): 996-1005
- [29] Pesaran M H. Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure[J]. Econometrica, 2006, 74 (4): 967-1012
- [30] Prasad E S. China's Efforts to Expand the International Use of the Renminbi[M]. US-China Economic and Security Review Commission, 2016

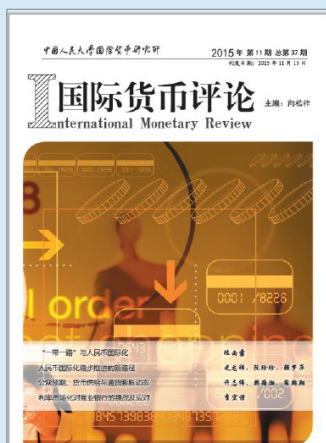
[31] Tung C, Wang G, Yeh J. Renminbi internationalization: Progress, prospect and comparison[J]. China & World Economy, 2012, 20 (5): 63-82

The influence of capital account liberalization on currency internationalization under the condition of financial development

Abstract: This paper investigates the gradual influence of the capital account liberalization on the main functions of the international currency, including the international reserve currency, the international invoice currency and the international settlement currency under the condition of financial development. Panel smooth transition regression (PSTR) model is first constructed to research this relationship. This paper bases on the panel data of the main international currency—US dollar, Euro, Pound, Yen and Swiss franc, and the common correlated effects (CCE) estimators is creatively used to eliminate cross section of the panel data. We found that the openness of FDI has positive influence on the international reserve currency. The debt capital openness is beneficial for international financial invoice currency, and with the improvement of the financial development, the influence of the debt capital openness on the international reserve currency will transform from negative to positive. With the maturity of financial markets, portfolio equity openness will begin to have positive effect on the international financial invoice currency, and this effect will be strengthened as the improvement of the domestic financial development. These conclusions will provide policy reference for promoting the realization of the RMB internationalization and providing the choice of opening capital account in future.

Key words: capital account liberalization; currency internationalization; PSTR model; CCE estimator

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