

世界经济论坛.....	1
主报告：尚不稳健的世界经济复苏进程及风险.....	1
分报告一：“均值回归”真的是铁律吗?.....	42
分报告二：财政周期性和企业增长.....	65
分报告三：作为世界货币的美元.....	86
分报告四：中国经济增长的溢出效应.....	109

世界经济论坛

主报告：尚不稳健的世界经济复苏进程及风险

——基于全球失衡的调整视角¹

摘要：2016年下半年以来，世界经济呈现出基础较为广泛和支撑力量较为强劲的复苏势头。但是，复苏进程中的风险及其长期可持续性依然值得担忧。首先，产出缺口的动态变化可能引发主要经济体的宏观经济政策转向。其次，发达经济体收入差距的扩大和低收入群体收入水平的下降，加大了贸易保护主义论调转变为贸易限制行动乃至贸易保护主义的可能性。第三，单边的斟酌处置权、各种平行的双边或地区性行动与进展缓慢的多边贸易体系交织在一起，为内向性政策或贸易保护主义提供了的实施空间。第四，主要经济体货币和金融条件可能出现的变化，可能推动债务风险的爆发以及发展中经济资本流入突然停滞或逆转。最后，也是影响更为深远的一点。危机以后的全球失衡调整主要依赖于服务贸易的逆向

¹ 于春海，中国人民大学经济学院教授，国家发展与战略研究院研究员。

调整，这一调整模式高度依赖服务贸易和国际投资贸易环境的持续且可预期的改善。但是，在单边、双边和地区性行动推动下的贸易和投资环境改善进程具有较高的可逆转性。这意味着，贸易和投资环境的改善缺乏统一的、稳定且可预期的制度基础，服务贸易扩张以及贸易失衡调整过程具有很大的不确定性和脆弱性。

一、世界经济呈现广泛复苏势头

从短期形势看，2017年世界经济的周期性复苏势头明显。2016年世界经济实际增长3.2%，这是危机以后的最低增速。从2016年下半年开始，世界经济复苏势头增强，发达经济体和发展中经济体的GDP增速均有所提升。在IMF2017年10月的《世界经济展望》中，对2017年世界经济增速的预测是3.6%，比2016年高了0.4个百分点。

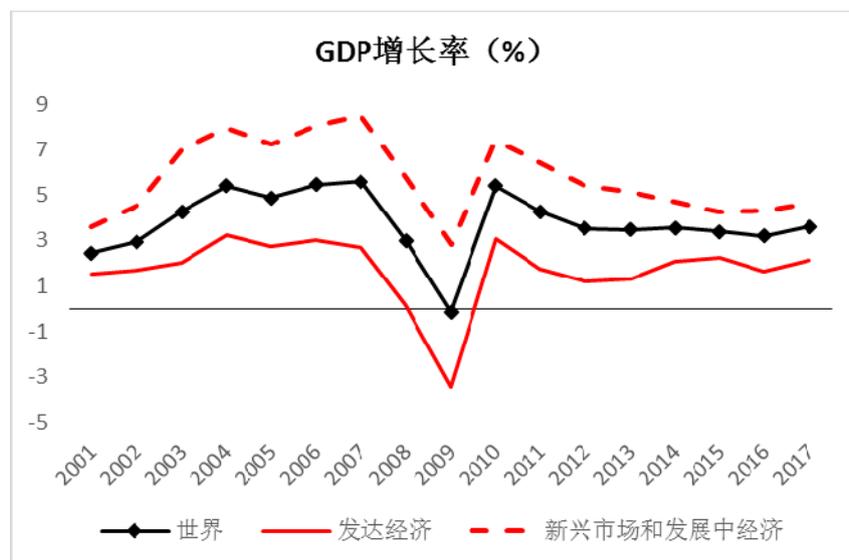


图1 世界经济增速¹

2017年所出现的世界经济复苏迹象，不同于前几年的一个显著特点是复苏基础非常广泛。2016年下半年以来，几乎所有主要经济体的实际GDP增速都有所提高。在主要发达经济体中，美国、欧元区和日本在2017年前两个季度的实际GDP增速都明显高于2016年。欧元区更是实现了2013年以来的最大增速。英国的实际GDP增速延续了2014年以来的下滑趋势。在主要新兴市场和发展中

¹ 数据来自IMF2017年10月的世界经济展望数据库。

经济体，印度的实际 GDP 增速延续了 2016 年以来的下滑势头。中国、巴西、俄罗斯和南非的经济增速相较于 2016 年均有所提升。巴西和俄罗斯更是在经历数年负增长之后实现了正增长。复苏的广泛性有助于世界经济复苏进程的自我强化，从而走出过去 10 年的“长期停滞期”。

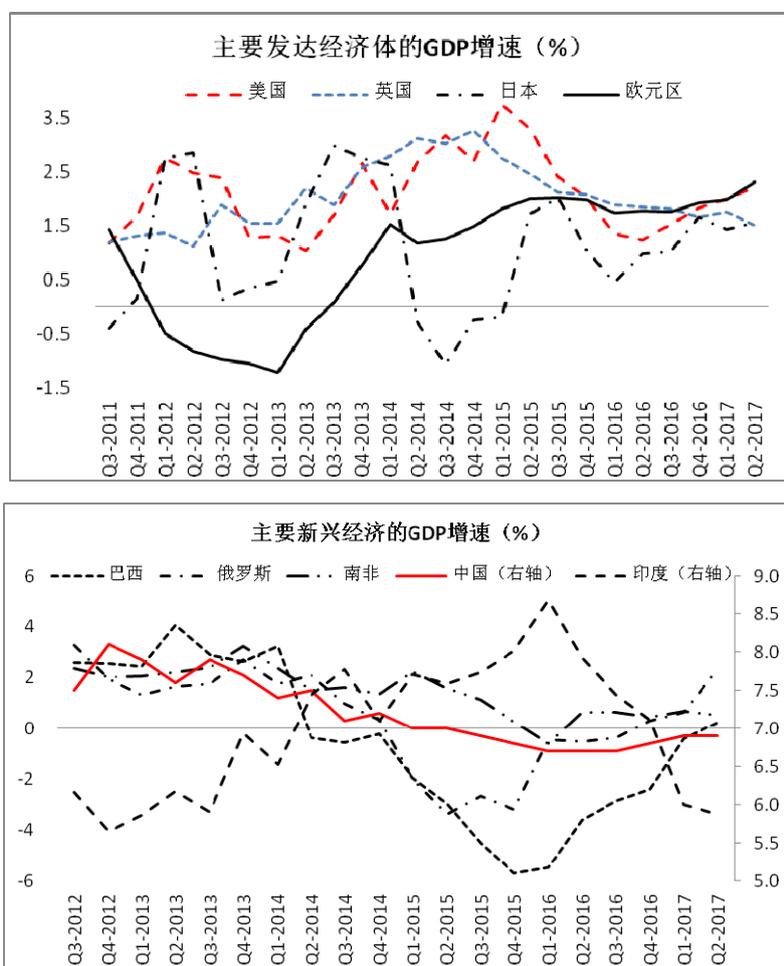


图 2 主要经济体的实际 GDP 同比增速¹

全球工业生产和制造业信心延续了 2016 年以来的提升趋势。在主要发达经济体中，美国、欧元区和日本的工业生产与信心指数都处于扩张区域，并且呈现较为明显的提升趋势。在主要新兴经济中，中国经济触底反弹迹象明显，印度、巴西和俄罗斯也呈现复苏势头。

¹ 全球整体数据来自 IMF2017 年 10 月的《世界经济展望》，主要发达经济体和发展新兴经济体的数据来自 OECD 统计数据库。

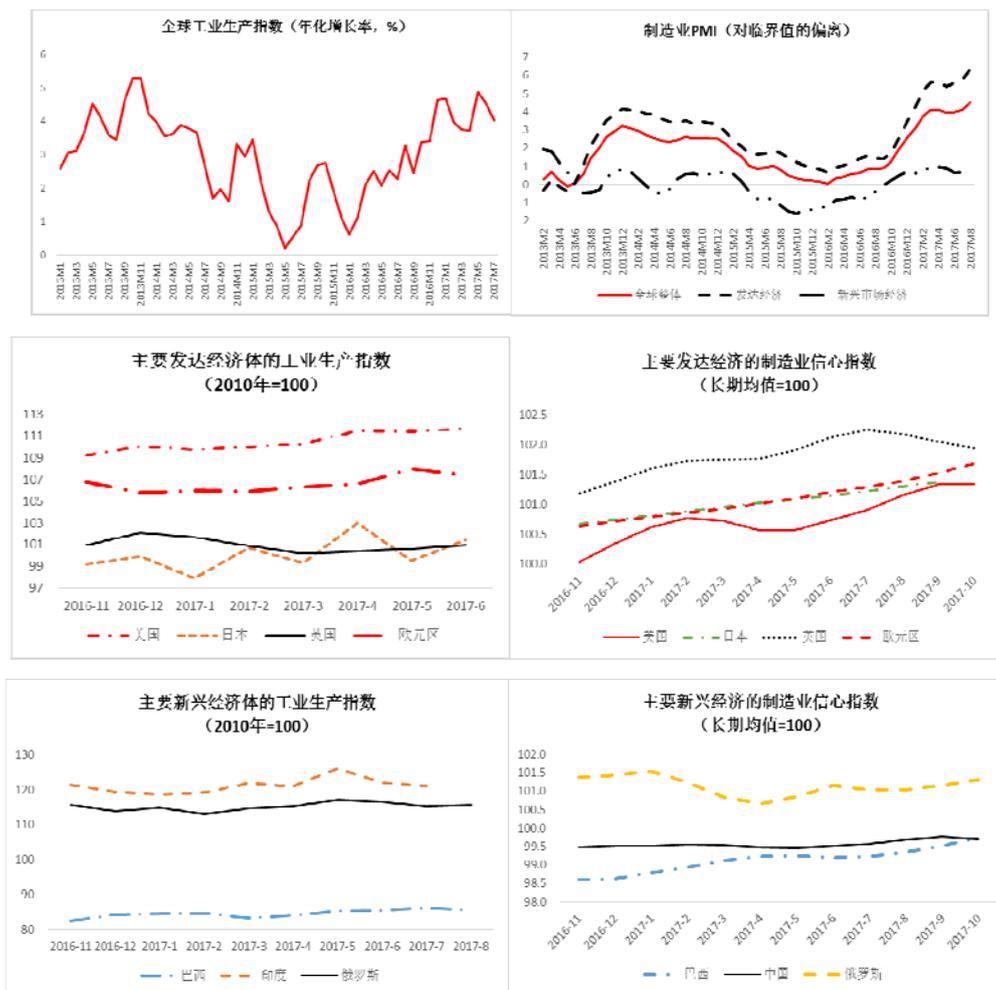


图3 工业生产和信心指数¹

主要经济体国内消费和投资需求的增速提高。在主要发达经济体中，美国、欧元区、日本和英国的私人消费都保持较高增速。美国的私人消费增长稳定，日本私人消费增速延续了2016年以来的提升趋势，欧元区的私人消费止跌回升。在主要新兴经济体中，印度的私人消费增速较高，巴西、俄罗斯和南非的私人消费尚未完全恢复增长，但都呈现增速提高的趋势，特别是巴西和俄罗斯的私人消费恢复了正增长。

¹ 数据来自IMF2017年10月的世界经济展望数据库和OECD的统计数据库。

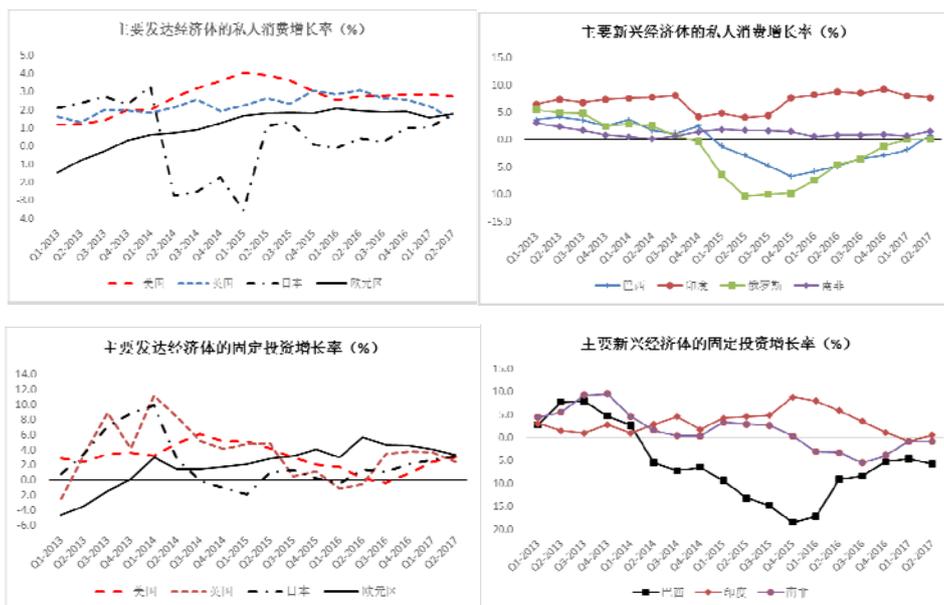
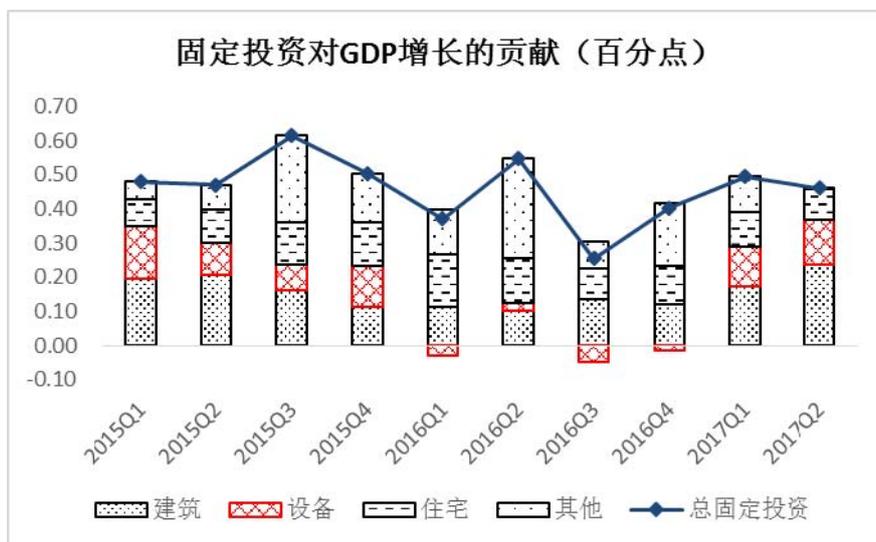


图 4 主要经济体的私人消费和固定投资增速¹

美国和日本的固定投资增速延续 2016 年下半年以来的提升势头。欧元区的固定投资增速有所回落，但是总体上延续了 2013 年以来的不断提高势头。巴西和俄罗斯固定投资尚未恢复正增长，但下降速度得到明显抑制。印度的固定投资增速止住了 2016 年以来的下滑趋势。尤其重要的是，在全球范围内固定投资恢复增长的过程中，设备投资增长对 GDP 的拉动作用有所提升，这有利于推动生产率的增长，对于经济潜在增速的提高有好处。

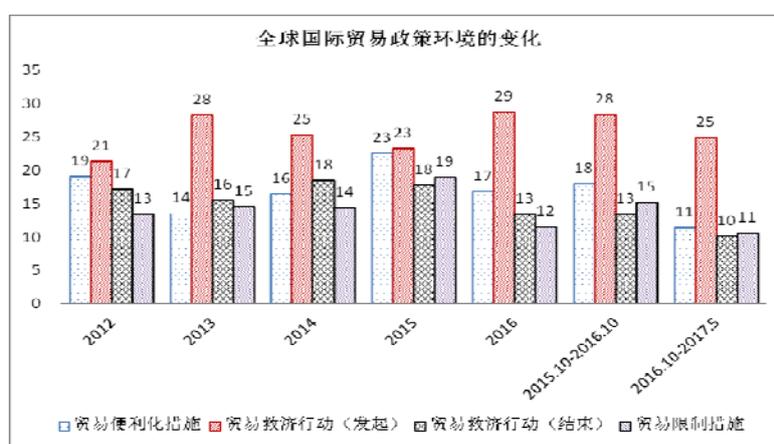


¹ 数据来自 OECD 统计数据库。

图 5 全球分类固定投资对 GDP 增长的贡献¹

二、国际贸易政策环境改善、贸易增速提高

WTO 的贸易政策监控报告显示国际贸易政策环境趋于改善的迹象。2016 年 10 月至 2017 年 5 月，WTO 成员国实行了 74 项新的贸易限制措施，包括引入新的进口或出口关税、提高现有的进口或出口关税、引入新的进口禁令或数量限制、制定更复杂的海关规则或程序、以及实施本地成分要求等。月均推出 10.6 项新的贸易限制措施，这是 2008 年以来的最小数量。同期，WTO 成员国月均推出 11.4 项新的贸易便利化措施，包括消除或降低进口或出口关税、简化海关程序、暂时或永久却小进口或出口税、以及取消进口或出口的数量限制等，这一数量是 2008 年以来的第二低点。WTO 成员国发起的贸易救济调查也呈现下降趋势。2016 年 10 月至 2017 年 5 月，WTO 成员国每月平均发起和结束的贸易救济行动数量分别为 24.9 和 10.1，与之前相比均有所下降。不仅如此，进口便利化涉及的贸易规模还远大于进口限制措施和贸易救济行动所涉及的贸易规模。2016 年 10 月至 2017 年 5 月，全球范围内进口便利化措施涉及的进口规模达到 1830 亿美元左右，进口限制措施涉及的进口规模在 490 亿美元左右，贸易救济行动涉及的进口规模在 270 亿美元左右。



¹ 数据来自 IMF2017 年 10 月的《世界经济展望》。

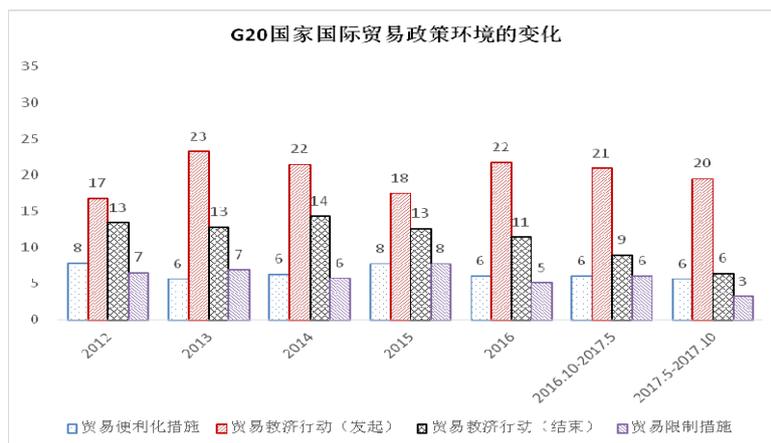


图 6 新推出的国际贸易政策措施（每月的平均数量）¹

在 G20 国家，新推出的各种贸易政策措施的数量呈现类似的变化趋势。2017 年 5 月至 10 月，每月平均新出现的贸易限制措施、贸易便利化措施以及发起和结束的贸易救济行动数量，分别是 3.2、5.6、19.5 和 6.4，与之前相比也都呈现下降趋势。但是在不同贸易政策措施所影响的贸易规模方面却呈现不同的特征。2017 年 5 月至 10 月，贸易便利化措施影响的进口规模大约为 270 亿美元，远低于前期 1630 亿美元是规模；贸易限制措施涉及的进口规模大约 320 亿美元，低于前期的 470 亿美元。因此，虽然新推出的贸易限制措施的数量小于贸易便利化措施，但是所影响的进口规模却大于贸易便利化措施。为了保持与以前统计口径的可比性，上述的贸易便利化措施并没有包含各国在信息技术协定的扩展协议下退出的贸易便利化措施。2017 年 5 月至 10 月，在 ITA 扩展协议下生效的进口便利化措施涉及大约 3000 亿美元的进口。

根据 WTO 的最新估计，2017 年全球商品贸易量的增速有望达到 3.6%。2016 年国际商品贸易量增长 1.3%，这是危机以后的最低实际增速。2017 年国际贸易增速的提升，主要得益于亚洲区域内贸易的恢复和北美地区进口需求的恢复。亚洲地区的商品出口和进口量都实现了 2012 年以来的最高增速。北美、欧洲和中南美洲商品贸易增速也都呈现止跌回升的趋势。当前的贸易扩张得到了整体经济复苏的支撑，特别是美国、欧元区和中国经济的增长。中国和美国经济增速的提高，刺激了进口需求的增长。中美两国经济增速提高和进口需求增长，刺激了高

¹ 数据来自 WTO。

度依赖区域供应链的亚洲区域内贸易的增长。¹

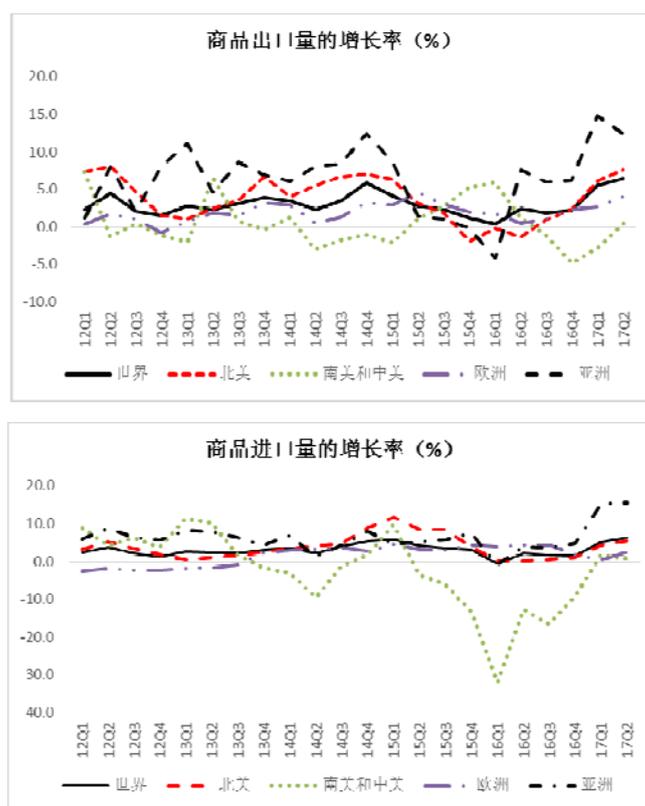
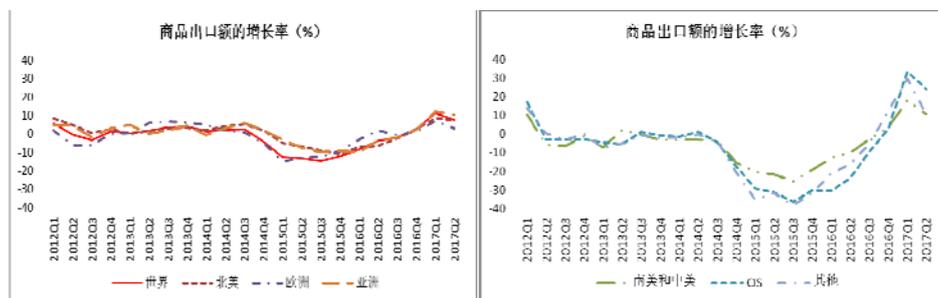


图7 商品贸易量的增速²

当前国际贸易的积极变化，不仅表现在商品贸易量增速的提高上，还有另外两个积极变化。首先，在商品贸易量增速提升的同时，商品价格指数也止跌回升，推动商品贸易额增长速度的进一步提高。其次，当前的贸易增长在不同地区较为同步，这与前几年的情况显著不同。这两个积极变化在一定程度上意味着当前的贸易扩张具有一定的自我强化特性。



¹ 参见：IMF2017年10月的《世界经济展望》对此的分析。

² 数据来自WTO统计数据库。

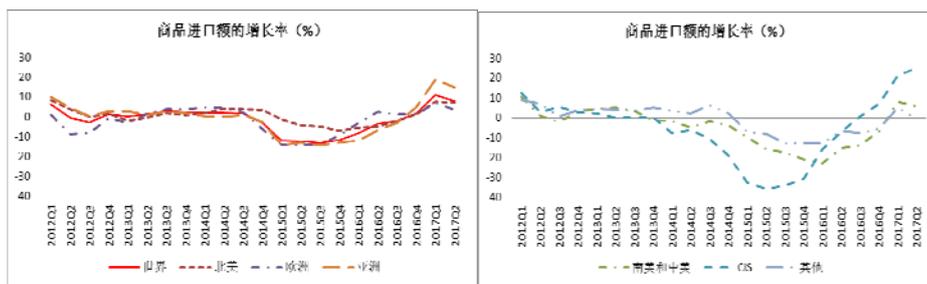


图 8 商品贸易额的增速¹

国际服务贸易也呈现出同样的增速提升势头。中国、印度、巴西和俄罗斯等主要新兴经济体服务贸易增速的提升势头尤为明显。这不仅反映了新兴经济体在收入增长和经济转型过程中对服务需求的迅速上升，也反映了服务贸易环境的改善和贸易成本的下降。产品贸易扩张和服务贸易扩张共同导致整体国际贸易增速的显著提高。

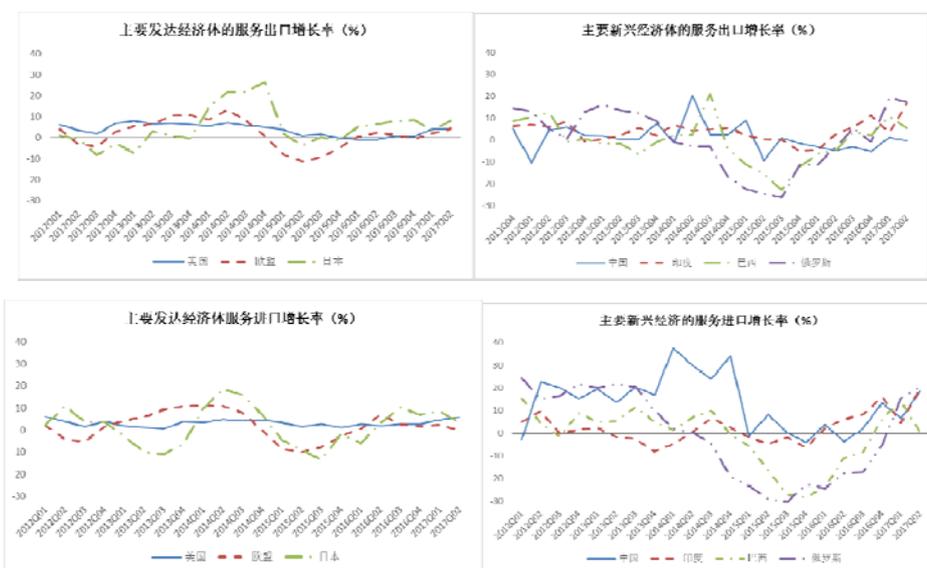


图 9 国际服务贸易增速²

三、宽松的货币金融条件和国际资本流动状况

美国货币政策的正常化步伐比市场预期要缓和，其他主要发达经济体的货币政策依然较为宽松。2017 年 6 月份，欧洲央行和英格兰银行释放出收紧货币政策的信号，导致市场参与者对包括美国在内的主要发达经济体普遍紧缩货币政策的预期。随后较低的通货膨胀数据与美联储、欧洲央行以及英格兰银行的进一步

¹ 数据来自 WTO 统计数据库。

² 数据来自 WTO 统计数据库。

声明，逐步打消了市场参与者这种预期。根据美国联邦基金利率期货、英国银行间英镑隔夜平均利率和欧元区银行间欧元卖出远期利率，市场预期未来两年中美国、欧元区和英国等主要发达经济体的货币政策依然较为宽松。中国和其他亚洲新兴经济体的政策性利率维持在较低水平。拉美和欧洲新兴经济体的货币政策趋于宽松，政策性利率不断下调。

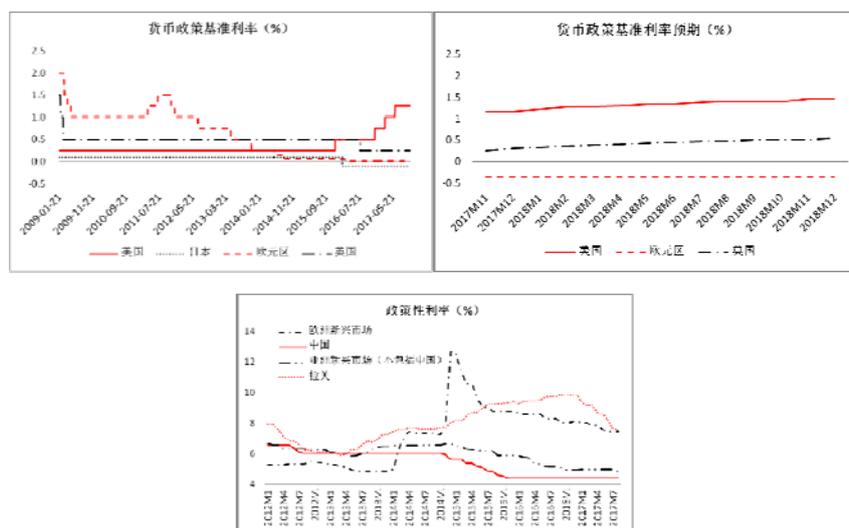
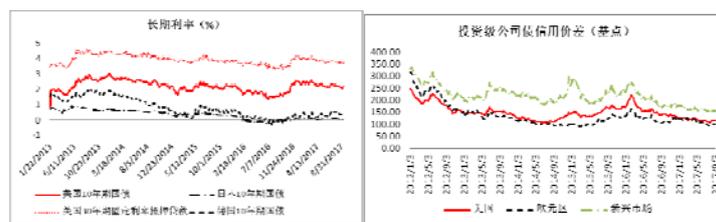


图 10 主要发达经济体和新兴经济体的基准利率¹

宽松的货币政策环境，与较低的市场波动性以及较为乐观的市场情绪结合在一起，使得主要发达经济体和发展中经济体的融资条件都较为宽松。无论是政府部门还是企业部门，利率水平和信用价差都处于近年来的地点，并且还处于继续下降的过程中。利率下降与经济基本面因素改善结合在一起，推动发达经济和新兴经济的股价指数的上升。



¹ 数据来自 IMF2017 年 10 月的《世界经济展望》。

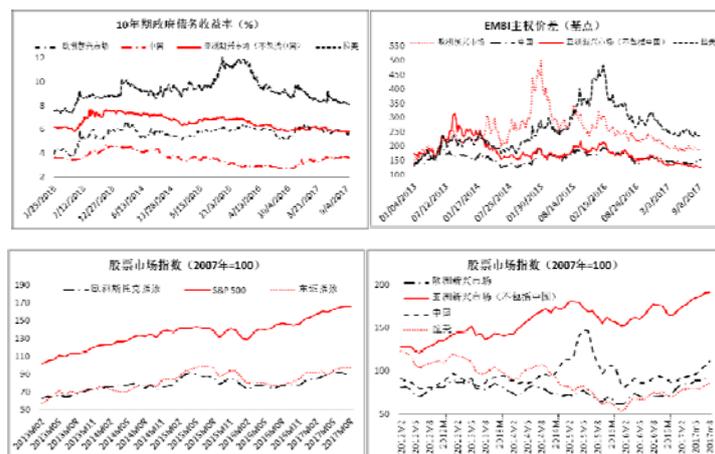


图 11 国际金融市场状况¹

宽松的货币政策、不断降低的市场波动性与宏观经济复苏势头结合在一起，共同推动全球流动性环境趋于宽松。国际银行贷款规模和国际债券发行规模的增速提升。其中，增长最为迅速的是非居民发行的美元债券和对非居民的欧元贷款。对新兴市场和离岸金融中心的国际银行贷款增速的提升尤为显著。在主要新兴经济体，中国的跨境贷款流入和国际银行本地外币贷款的迅速增长。

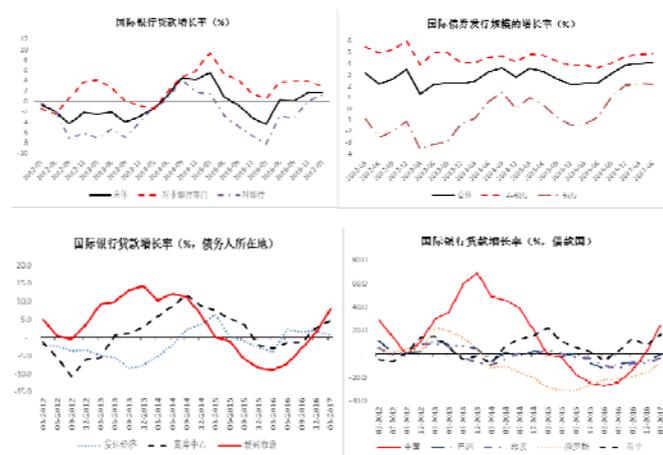


图 12 国际信贷的增长情况²

新兴市场和发展中经济的跨境资本流入恢复增长。近年来，新兴市场和发展中经济体的居民对外投资逐步增加，国内资本净流出占 GDP 的比重维持在较高的水平。非居民对新兴市场和发展中经济体国内资产的净购买规模有所降低，国外资本净流入占 GDP 的比重明显降低。2015 年，非居民资本净流入占 GDP 的比

¹ 数据来自 IMF2017 年 10 月的《世界经济展望》和《全球金融稳定报告》。

² 数据来自 BIS。

重达到 1990 年以来的最低水平，不包括国内储备部门的跨境资本流动由净流入转变为净流出。

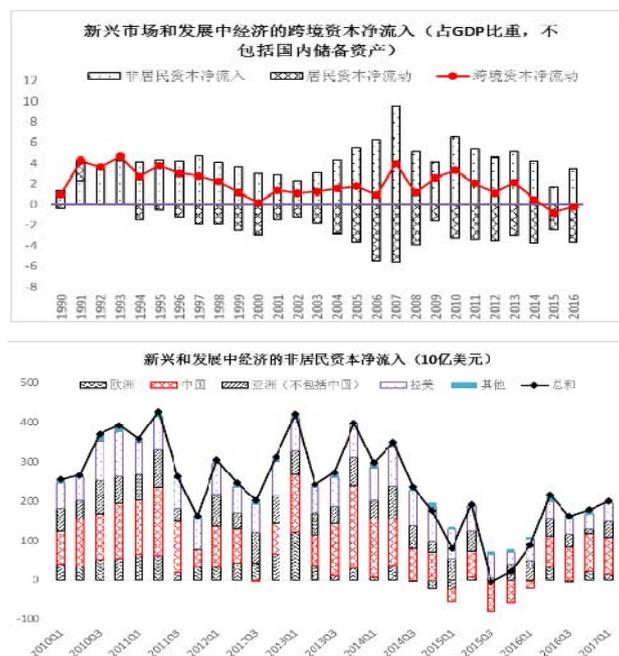


图 13 新兴市场和发展中经济的跨境资本流动¹

2016 年以来，新兴市场和发展中经济的国外资本净流入恢复增长，在一定程度上缓解了跨境资本的净流出状况。在国别层面变化最大的中国。2015 年，国际投资者撤出和国内部门提前偿还对外负债，非居民资本净流出 1020 亿美元。2016 年，这种状况得到扭转，非居民资本净流入 2420 亿美元。2014 年以来，在中国国内私人资本净流出规模持续增长的同时，国外资本流入大幅波动，从 2014 年净流入 4110 亿美元到 2015 年净流出 1000 亿美元，再到 2016 年净流入 2440 亿美元。外资净流入的大幅波动，成为中国跨境资本流动变动主要因素。2017 年，在资本账户管制措施强化、美元贬值和国内宏观经济形势好转的共同作用下，中国国内私人部门对外投资减少，国内资本净流出规模显著下降。

¹ 数据来自 IMF2017 年 10 月的《世界经济展望》和《全球金融稳定报告》。

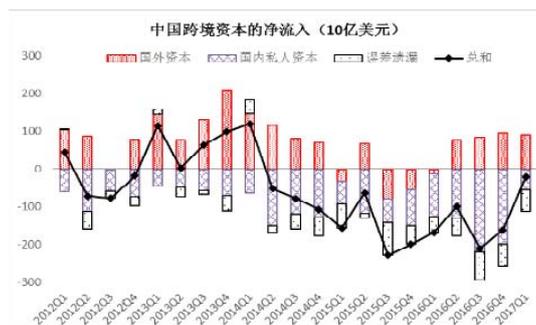


图 14 中国跨境资本流动的变化¹

四、服务贸易的逆向调整驱动全球失衡调整

（一）全球失衡的调整模式

早在 2008-09 金融危机爆发之前，基于对全球失衡的不可持续性及潜在风险的认识，人们对于失衡调整的必要性已经取得了基本共识。危机的爆发与全球扩散，以及全球失衡状况在危机前后的动态变化，进一步凸显了通过主动政策调整来推动全球失衡有序调整的必要性和紧迫性。²关于全球失衡原因的研究表明，经常项目失衡只是一种表征，反映了国别和国际间各种结构性、制度性、政策性以及市场性扭曲与失衡。³事实上，宏观经济的稳定与增长同样也受制于这些因素。因此，再平衡问题的提出，不仅是要降低金融危机的爆发概率。更重要的是，

¹ 数据来自 IMF2017 年 10 月的《世界经济展望》。

² M. Obstfeld and K. Rogoff. Global Imbalances and the Financial Crisis: Products of Common Causes. CEPR Discussion Paper, No. DP7606, January 2010. M. Chinn, B. Eichengreen and H. Ito. A Forensic Analysis of Global Imbalances. NBER Working Paper 17513, October 2011.

³ 关于全球失衡原因的研究，参见：Bernanke S B., The Global Saving Glut and The US Current Account Deficit, www.federalreserve.gov, 2005; Blanchard, O., Current Account Deficits in Rich Countries, IMF Staff Papers, Vol. 54, No. 4, 2007; Dooley, M., D. Folkerts-Landau and P. Garber, An Essay on the Revived Bretton Woods System, NBER Working Paper 9971, September 2003; Dooley, The Revived Bretton Woods System: the Effects of Periphery Intervention and Reserve Management on Interest Rates and Exchange Rates in Center Countries, NBER Working papers 10332, 2004; Engel, C. and J. H. Rogers, The U.S. Current Account Deficit and the Expected Share of World Output, Journal of Monetary Economics, Vol. 53, No. 5, 2006; Hooper, Peter, Trade Elasticities for G-7 Countries, FRB Board of Governor, International Finance Discussion Papers 609, 1998; IMF, Exchange Rates and External Imbalances, World Economic Outlook, Washington, April 2007; Kamin B. Steven, Trevor A. Reeve and Nathan Sheets, U.S. External Adjustment: Is It Unique? Will It Disrupt the Rest of the World, Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers, No. 892, April 2007; Kraay Aart and Jaume Ventura, The Dot-com Bubble, the Bush Deficits and the US Current account, NBER Working papers 11543, 2005; McGrattan, E. and E. Prescott, Technology Capital and the U.S. Current Accounts, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Working Paper 646, 2007; Tille, To What Extent Does Productivity Drive the Dollar? Federal Reserve Bank of New York: Current Issues in Economics and Finance. August 2001; M. Obstfeld and K. Rogoff. Global Imbalances and the Financial Crisis: Products of Common Causes. CEPR Discussion Paper, No. DP7606, January 2010. M. Chinn, B. Eichengreen and H. Ito. A Forensic Analysis of Global Imbalances. NBER Working Paper 17513, October 2011.

通过减少乃至消除上述各种扭曲与失衡，强化宏观经济与金融的内在稳定机制，重构经济长期持续增长的基础。

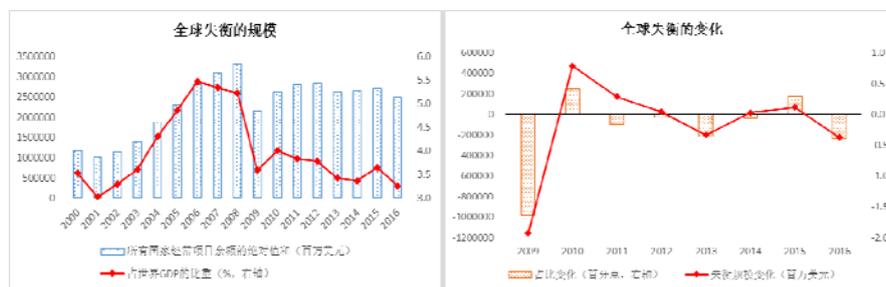


图 15 全球失衡规模及其变化¹

在危机的直接冲击下，全球经常项目失衡绝对规模²及其占世界 GDP 的比重都大幅下降。2009 年，全球经常项目失衡规模减少了约 1.2 万亿美元，占世界 GDP 比重下降了约 1.6 个百分点。2010 年至 2016 年，全球失衡呈现时而上升、时而下降的波动，并没有出现明显的下降趋势。把全球失衡问题放在更长的时间维度内进行考察。随着国际分工的演变和全球化进程的发展，国际经贸交往规模迅速扩张，全球失衡的绝对规模也随之提高。2010 年以来，世界经济逐步走出危机的影响，复苏势头渐趋强劲和稳健，但无论是失衡规模的年度增长率，还是失衡占世界经济比重的年度变化，都没有表现出不同于历史轨迹的变化趋势，人们普遍期待的失衡调整似乎并没有真正出现。

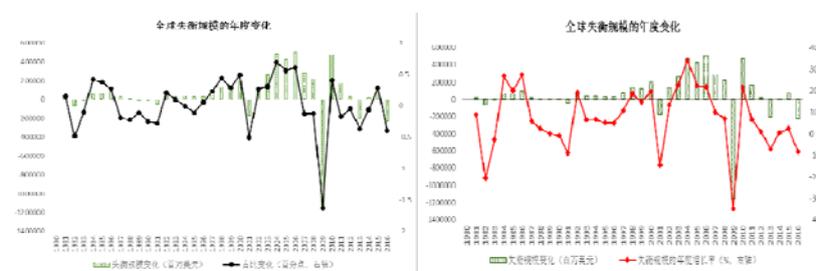


图 16 全球失衡规模及其变化³

经常项目是由贸易项、收益项（初次收入）和净单边转移（二次收入）组成的。与贸易收支余额直接关联的是经济总供求余额及其动态变化。收益项包括投资收益和职工报酬，是要素跨国流动的直接结果。是从规模上看，投资收益的变

¹ 所有国家经常项目余额的绝对值和及其占世界 GDP 比重的数据来自 UNCTAD 数据库，基于国别经常项目收支余额数据，计算绝对值和。

² 所有国家的国别经常项目收支余额的绝对值和，数据来自 UNCTAD 数据库。

³ 2005 年以前的服务和贸易收支是按 BPM5 统计的，2005 年以后是按照 BPM6 统计的。数据来自 UNCTAD 数据库，对所有国别收支余额求绝对值和。

化主导了整个收益项的变化。因此，金融市场的变化对收益项有很大影响。净单边转移主要包括政府援助和侨民汇款，其背后的影响因素较为复杂，不仅有经济因素，也有很多非经济因素。对比全球经常项目收支余额和贸易收支余额，可以看出危机以后的一个显著变化是，国别贸易余额的绝对值和显著地大于经常项目余额的绝对值和，也就是说，经常项目失衡调整快于贸易失衡调整。由此可以认为，在国别层面上，收益项和净单边转移在一定程度上抵消了贸易收支失衡。对于贸易失衡调整滞后于经常项目失衡的调整，本文不想展开分析，因为对此的分析不仅要涉及太多的金融层面因素，更要涉及许多非经济层面的因素。



图 17 经常项目失衡与贸易失衡的比较¹

在危机的直接冲击下，以所有国家产品和服务贸易余额的绝对值和衡量的贸易失衡规模大幅下降。2009年，贸易失衡规模下降了37%。2010年以后，全球贸易失衡规模经历了先上升后下降的变化。但是就贸易失衡的年度增长率来看，除了危机最为严重的2009年，其他年份并没有表现出不同于历史轨迹的特点。在全球贸易失衡动态变化的过程中，产品贸易失衡规模大于总贸易失衡规模。这意味着在国别层面，产品贸易收支与服务贸易收支通常是互补的。也就是说，产品贸易顺差国，服务贸易通常是逆差的；产品贸易逆差国，服务贸易通常是顺差的。就全球总贸易失衡而言，服务贸易收支起到了逆向调整作用。近年来，产品贸易失衡规模向上偏离总贸易失衡规模的幅度明显扩大。这意味着服务贸易的逆向调整作用不断增强。

¹ 数据来源同上。贸易余额-经常项目余额是用贸易余额绝对值和减去经常项目余额绝对值和。

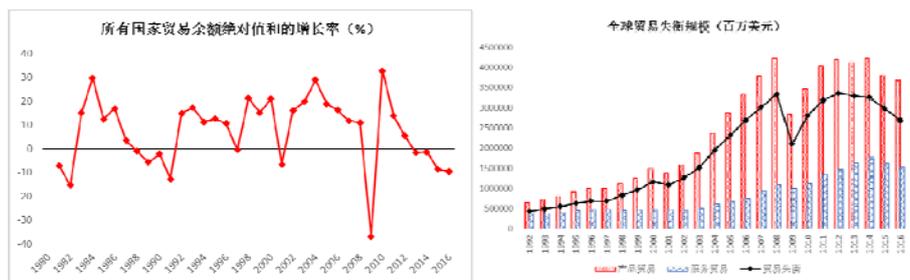


图 18 全球贸易失衡的变化¹

在国别层面，服务贸易收支状况通常与产品贸易收支状况相反，由此才能对总贸易失衡起到逆向调整作用。这种逆向调整作用的增强，意味着服务贸易失衡规模的增长快于产品贸易失衡。对比两者的增长率，可以看出，服务贸易失衡以更快速度增长并不是危机后的新现象。服务贸易失衡与产品贸易失衡的增速对比，在 2006 年发生了转折。2006 年以后，服务贸易失衡的增速超过产品贸易失衡的增速。服务贸易失衡规模占产品贸易失衡规模的比重，从 1990 年代初期开始一路下滑，2006 年达到历史低谷，此后不断上升。

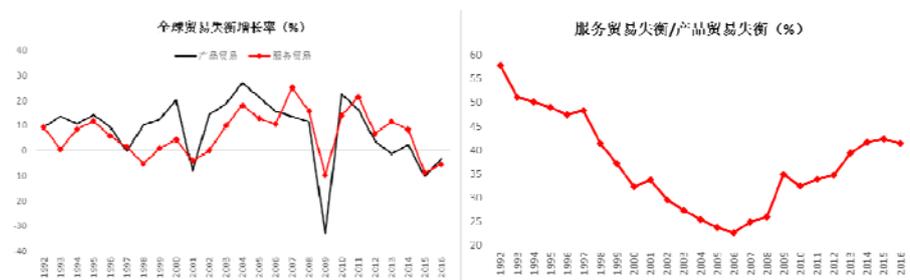


图 19 产品贸易失衡和服务贸易失衡²

自上世纪 70 年代以来，无论是发达经济还是发展中经济，产出结构不断向服务业倾斜，服务业增加值占总 GDP 的比重不断提高。这意味着服务产出的增长速度持续高于产品产出的增长速度。1990 年代以来，服务业增加值在世界 GDP 中的占比维持在 65%左右。其中，发达经济的服务业占比超过了 70%，发展中经济的占比维持在 50%左右。在所有产业中，服务业是增值比率最高的，加之服务行业多是劳动密集型行业，所以，服务业具有更强的就业和劳动收入创造效应。而且，服务业为其他生产过程提供关键投入，对于整个社会的生产和交换效率具有重要影响。金融、电信、网络、运输和物流等基础设施服务为其他产品和服务

¹ 数据来自 UNCTAD 数据库。

² 数据来自 UNCTAD 数据库。

的生产过程提供了关键投入，是提高交换和商业效率的关键因素，对于整体经济的有效运行至关重要。计算机和信息技术、管理咨询、研发和测试以及设备安装和维护等专业和技术服务，有助于推动技术进步以及新技术的广泛运用，是提高生产效率的关键因素。¹

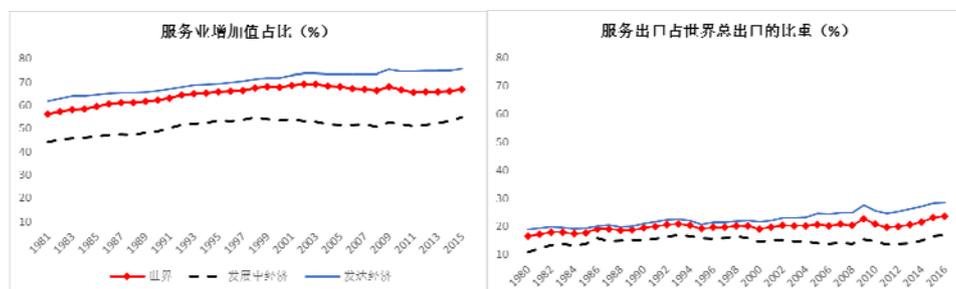


图 20 服务的贸易规模显著低于服务的产出规模²

从国际需求来看，生产国际化和全球价值链的形成，为服务贸易的发展提供了很大空间。首先，在产品内分工条件下，生产过程的不同环节被配置在不同国家或地区。为了协调不同地点的生产活动，需要分销、电信、网络、金融以及其他基础设施服务。其次，随着新兴经济体收入水平的显著提高，整个社会基础设施建设和升级带来了基础设施服务的巨大需求。最后，技术进步改变了服务的提供方式，特别是信息和网络技术的进步，使得远距离服务供给成为可能，这使得服务可贸易性的提高具备了技术可能性。³但是受制于高贸易成本和国际分工的特点，服务业贸易的增长速度却长期低于产出贸易的增长速度。在服务的直接跨境出口方面，政策性壁垒依然很高，包括边界壁垒和边界内壁垒。根据估算，服务贸易中的管制、许可和其他壁垒带来的影响等价于 30% 以上的关税税率。⁴高贸易壁垒限制了服务业的可贸易性。这导致服务贸易占总贸易的比重相对较低。在世界整体 GDP 中，服务业增加值的占比超过了 65%；在世界总出口中，服务出口的占比不到 25%。

从动态变化看，1980 年以来，服务业增加占世界 GDP 的比重提高了 11.5 个百分点，其中，发达经济提高了 12.5 个百分点，发展中经济提高了 14.3 个百分

¹ USITC. Recent Trends in US Service Trade: 2012 Annual Report. USITC, Publication No. 4338, 2012.

² 数据来自 UNCTAD 数据库。

³ USITC, Recent Trends in US Service Trade: 2008 Annual Report, USITC Publication No. 4015, 2008.

⁴ Jensen, J. B., “Opportunities for US Exports of Business Services, Congressional Testimony”, Peterson Institute for International Economics, September 2012.

点。服务业增加值占比的提高几乎全部发生在 2001 年以前。2001 年以后，无论是发达经济还是发展中经济，服务业增加值占比的变化很小。在贸易方面，世界服务出口占总出口比重自 1980 年以来提高了 7 个百分点，其中，发达经济提高了 9.5 个百分点，发展中经济提高了 6.1 个百分点。服务出口占比的提高有一半左右是在发生在 2001 年以后。2009 年以后，服务出口占比的提高尤为明显。2009 年至 2016 年，9 年间服务出口占比的提高幅度，与 2001 年以前 21 年间的提高幅度相当。

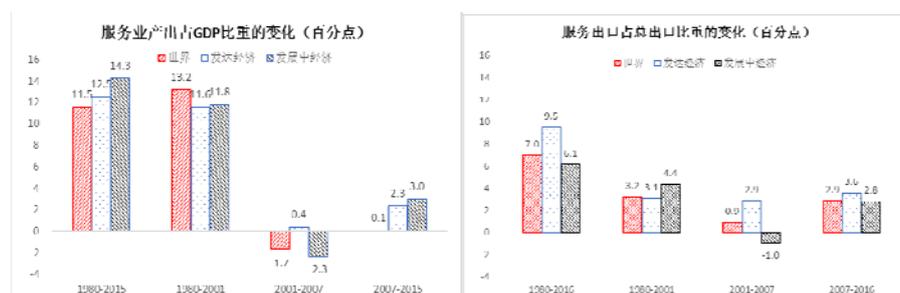


图 21 服务产出占比和服务出口占比的变动幅度

(二) 主要经济体的失衡调整

OECD 统计数据库涵盖了 46 个主要的经济体，包括 35 个 OECD 成员国和阿根廷、巴西、中国、哥伦比亚、哥斯达黎加、印度、印尼、立陶宛、俄罗斯、沙特和南非等 11 个主要的新兴市场和发展中经济体。危机以来，这 46 个主要经济体的总贸易失衡规模下降了 5294 亿美元。产品贸易失衡规模在危机直接冲击下大幅下降，但是危机后重新恢复增长，目前与危机前的峰值相比已经差别不大。相较于 2008 年的峰值 3.1 万亿美元，2016 年只下降了 2745 亿美元。服务贸易失衡规模在危机以后大幅增加，2016 年比 2008 年增加了 3900 亿美元。从量的对比来看，服务贸易失衡规模的增加幅度超过了产品贸易失衡的下降幅度。两者共同作用的结果是总贸易失衡规模的下降，这意味着在国别层面上服务收支发挥了逆向调整的作用，也就是说，服务贸易收支起到了抵消产品贸易失衡的作用。

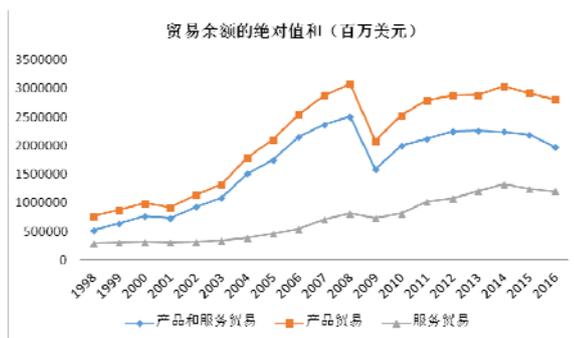
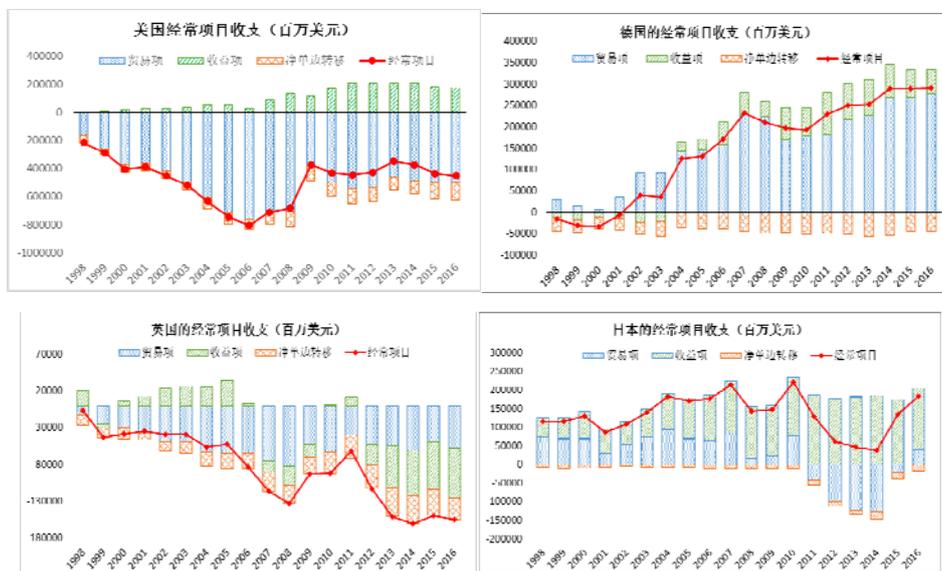


图 22 贸易余额及其构成

在这 46 个主要经济体中，失衡规模排前 5 名的国家分别是美国、德国、中国、日本和英国。¹剔除危机期间的异常变化，在危机以后的经济复苏进程中，美国的经常项目失衡规模较为稳定，初次收入顺差规模的扩张是导致其经常项目逆差规模减少的主要原因；德国的经常项目顺差规模相对于危机前明显增加，贸易顺差和初次收入顺差的增长是主要原因；英国的经常项目逆差规模相对于危机前显著扩张，初次收入逆差和二次收入逆差的增加是主要原因；日本的经常项目顺差规模在经历大幅下降后重新扩张，基本恢复到危机前的水平，贸易收支的大幅波动是主要原因；中国的经常项目失衡规模呈现较为明显的年度波动，初次收入余额的变化是最主要的原因。



¹ 根据 2016 年的数据，美国、德国、中国、日本和英国是失衡规模最大的 5 个国家。按照 2008 年的数据，美国、中国、德国、西班牙、日本、英国、沙特和俄罗斯是失衡规模最大的 8 个国家。

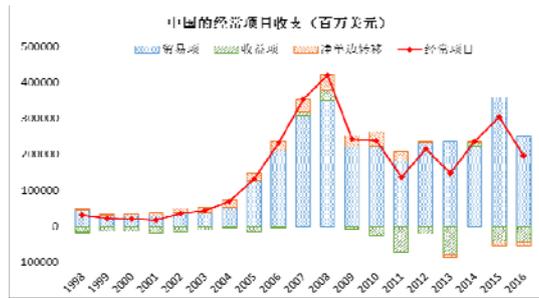
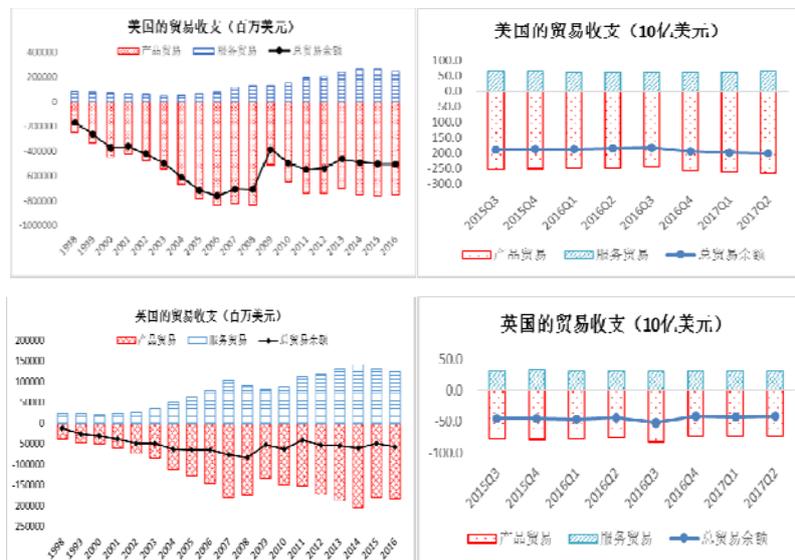


图 23 主要失衡国的经常项目收支

对比这几个大型失衡国的贸易收支及其构成，可以看出：1) 产品贸易余额与服务贸易余额在符号上通常是相反的，也就是说，产品贸易顺差国的服务贸易通常是逆差的，产品贸易逆差国的服务贸易通常是顺差的；2) 产品贸易余额的规模通常大于服务贸易余额的规模，也就是说，产品贸易收支的顺差或逆差状况决定了整体贸易收支的顺差或逆差状况。¹从危机以后的动态变化来看，美国、德国、中国和英国的产品贸易失衡规模恢复增长。得益于服务贸易逆向调整作用的增强，美国、中国和英国的总体贸易失衡规模基本稳定。德国的产品贸易失衡规模同样恢复了增长，但是服务贸易失衡规模有所降低，总体贸易失衡规模进一步扩张。



¹ 根据 2016 年的数据，在全部 46 个国家中，产品贸易收支与服务贸易收支同向的只有 13 个国家，整体贸易收支与产品贸易收支反向的只有 12 个国家。

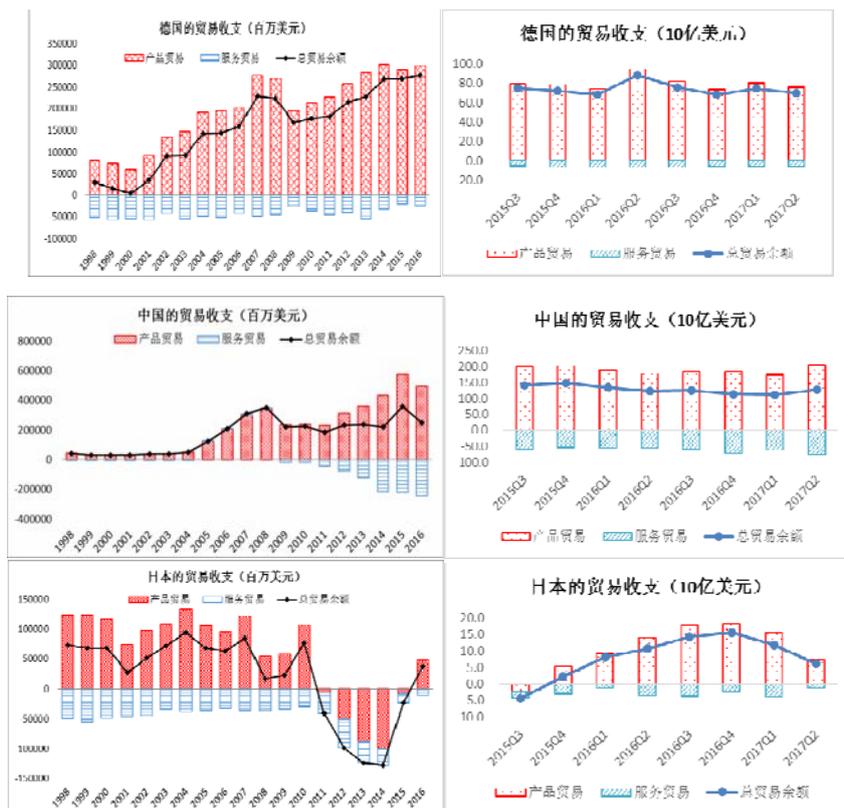


图 24 主要失衡国的贸易收支

(三) 全球失衡调整模式的内在逻辑

这反映了经济增长和宏观经济动态平衡背后的一般性规律。基于国际分工的特点、各国的禀赋条件以及各国融入国际分工的程度与方式，在各国经济增长背后产业结构有不同的特征和动态演变路径。在无形服务和有形产品这样的二分法之下，各国产业结构存在明显差异，服务业占比各不相同。这决定了各国产出供给在服务-产品结构上的差异。在最简单的逻辑上，国际分工和专业化意味着各国的供给结构必然存在差异，这种差异随着分工的发展而不断扩大。在另一方面，虽然各国的需求结构会因为社会文化、历史传统和收入水平等方面的不同而存在差异，但是人类需求结构具有共同的动态变化特征，全球化进程的深入发展也进一步推动了需求结构的趋同。因此，在一定程度上可以认为，各国供给中的产品-服务结构的差异相对扩大，而需求的产品-服务结构的差异相对缩小。在这样的结构对比关系中，产品和服务处于不同的供求缺口状态。某些国家处于产品相对供给不足和服务相对供给过剩的状态（下图 A 国），其他国家处于产品相对供给过剩和服务相对供给不足的状态（下图 B 国）。

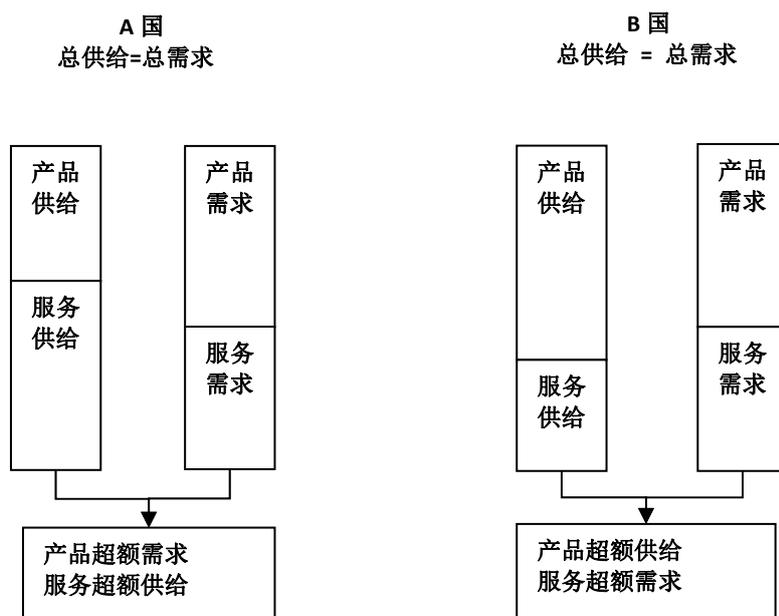


图 25 不同国家国内供给与需求结构的差异

国际贸易是解决国内供给和需求之间结构性差异的基本机制。利用进口来弥补国内供给相对不足的产品，利用出口来吸收相对过剩的服务供给。但是，国际贸易在弥补国内供给和需求之间的结构性差异时，并不是毫无条件的。这一平衡机制的有效性和具体表现依赖于不同产出的可贸易性程度。因为服务的国际贸易成本较高，超额供给难以全部转化为出口，超额需求也难以全部转化为进口。为此必须从总需求方面进行调节。A 国利用宏观经济政策和金融政策等刺激总需求特别是家庭消费需求的扩张，服务供给的相对过剩状况得到缓解，但是产品的超额需求状况进一步加剧。最终结果是大规模产品贸易逆差、小规模服务贸易顺差和总体贸易逆差。同样的逻辑之下，B 国抑制国内总需求特别是家庭的消费需求，贸易收支表现为大规模产品贸易顺差、小规模服务贸易逆差和总体贸易顺差。

在危机以后的经济复苏进程中，美国和英国的产品贸易逆差规模并没有下降，甚至有所上升。服务贸易顺差的增加使得这两个国家的总贸易逆差规模维持相对稳定。德国的产品贸易顺差进一步增长，甚至超过了危机前的水平，但是服务贸易逆差没有明显增长，所以总贸易顺差进一步扩张。中国产品贸易顺差进一步增长，超过了危机前的水平，而服务贸易逆差的扩张抑制了总贸易顺差的增长。由此可以看出，主要失衡国所出现的主要是服务贸易收支的逆向调整效应的强化。

进一步的问题是，服务贸易逆向调整作用是如何发挥出来的？经济学理论研究和实证经验表明，需求结构受习惯的影响而具有很强的惯性。因此，主要的变化应该不在需求方。那么，是否在供给方面？答案应该也是否定的。从美国的情况来看，再工业化和制造业回流等观点或政策指向的是供给结构调整，通过增加产品特别是制成品的供给来减少贸易逆差。在这样的逻辑下，其国内产品供给应该相对增加，服务供给应该相对减少。即便考虑到服务供给相对过剩且出口潜力尚未充分发挥的情况，再工业化带来的也应该是产品贸易逆差规模的下降和服务贸易顺差的不变。实际上出现的却是服务贸易顺差的增加，而产品贸易逆差并没有减少。从中国的情况看，预想中的国内产业结构调整 and 总需求结构调整，在增量意义上带来的应该是产品过剩状况和服务不足状况的缓解。进一步考虑到初始的服务超额需求状况。这种调整带来的应该是产品贸易顺差的减少，服务贸易逆差维持稳定。而实际上出现的却是产品贸易顺差增加和服务贸易逆差增加。因此，危机以来的主要变化和调整并不是发生在供给方面。在此前的分析中，一个关键点是服务的国际贸易成本较高，这使得服务的超额供给难以充分转变为出口，服务的超额需求难以充分转变进口。

近年来的调整主要出现这个方面，即服务贸易成本的下降。随着服务贸易成本的下降，服务的可贸易程度不断提高。服务供给相对过剩的国家无需人为刺激总需求的扩张，而是通过增加服务出口即可实现宏观经济的动态平衡。服务相对供给不足的国家也无需人为压制总需求，通过增加服务进口即可实现宏观经济平衡。通过双边和多边贸易与投资体制的完善，降低服务国际贸易成本，提高相关产业的贸易性。对于服务供给过剩的国家来说，这能带动服务出口的迅速增长、服务贸易顺差的增长和总体贸易逆差的降低。这一调整主要是通过服务的贸易性来实现的。这里发生的变化并不是资源的跨行业流动，而是相关行业产出的贸易性的变化，特别是政策性贸易壁垒的降低。所以，这种变化不会导致就业创造能力下降、生产效率损失或正外部性损失，总产出也就不会降低。而且，随着服务业的贸易性的提高，服务业产出能够摆脱国内需求的约束，以更快的速度增长，从而创造出更多的就业机会，为整体经济增长提供更大的推动力。对于服务供给相对不足的国家来说，在这样的调整模式中，服务进口迅速增长，有效缓

解了国内供给对内需增长的约束，使得整个社会福利水平得到有效提升。

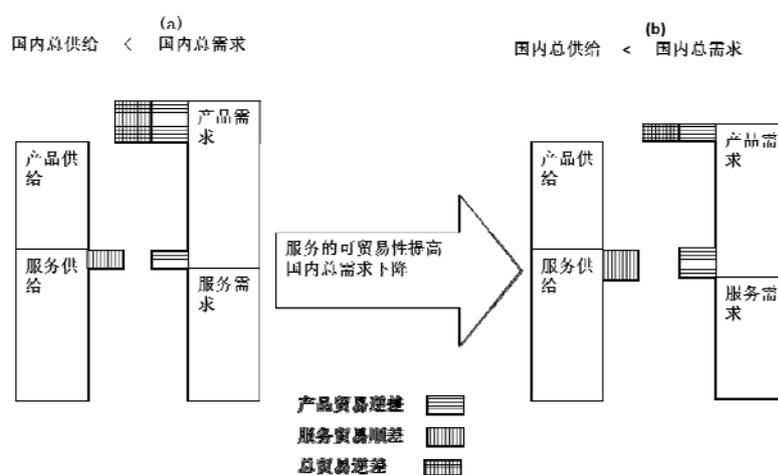


图 26 通过提高服务的可贸易程度来推动失衡的调整

(四) 全球失衡调整模式的外部条件

在交通和通讯成本不断降低的背景下，影响出口贸易的因素主要是国际贸易环境和体制，而不是国际经济学经典理论中所说的运输成本。国际经济的理论和实证研究表明，企业为了进入国外市场，需要支付额外的市场进入成本，包括跨国运输成本、边境壁垒导致的贸易成本以及进入国外市场内部的交易成本。如果说产品贸易会更多的受边境壁垒的制约，那么，服务贸易则更多的受边境内规则的制约。对于服务企业来说，目标市场的知识产权保护、人员短期流动和签证政策、投资政策和竞争政策等国内规则，是比关税和海关程序等边境壁垒更重要的问题。运输和通信技术进步显著降低了跨国运输成本，多边贸易体系的发展大幅度降低了边境壁垒，通过国际直接投资可以规避跨国运输成本和边境壁垒导致的贸易成本。因此，如何降低进入一国市场后面临的交易成本，就成为最为重要、也是最迫切的问题。

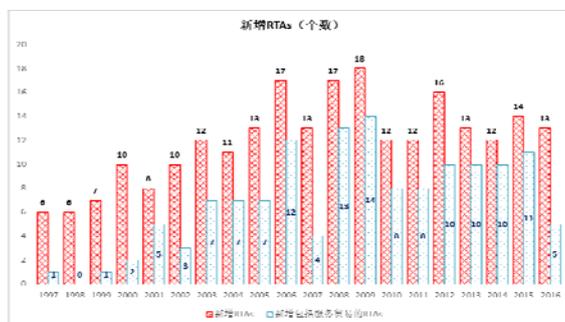


图 27 每年新生效的 RTAs¹

新世纪以来，受制于多种因素的困扰，多边框架下构建全球规则的努力未能取得进展，多哈回合的停滞使得新世纪以来的国际经贸活动面临“规则缺口”。在此背景下，越来越多的 WTO 成员选择“用脚投票”，从全球层面的多边行动转向区域层面的双边或诸边行动，力图在地区范围内构建新的国际规则。2000 年以来，新达成的 RTAs（区域贸易协定）的数据迅速增加。到 2016 年 6 月，所有 WTO 成员国都有生效中的 RTAs。根据 WTO 区域贸易协定信息的系统，截至 2017 年 11 月，生效中的、并且向 WTO 报告的 RTAs 有 302 个。²其中，226 个是在 2000 年以后生效或重新签订后生效的。在每年新增的 RTAs 中，涵盖服务贸易的 RTAs 越来越多。并且，所有涵盖服务贸易的 RTAs 都不是简单的自贸协定，基本都包含经济一体化条款。在向 WTO 报告的所有涵盖服务贸易的 RTAs，都既是自贸协议、也是经济一体化协议。

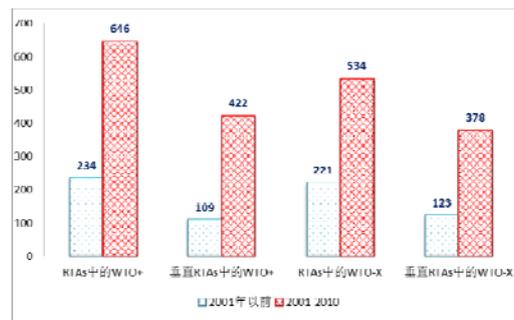


图 28 RTAs 中超越 WTO 协议的条款数量³

从政策协调的具体内容来看，区域经济合作的重点是从两个方面超越 WTO 协议。一方面，针对 WTO 协议中已经出现的条款，在 RTAs 中给出更强的承诺和规则。RTAs 中的这类条款被称为“WTO+条款”。另一方面，在 RTAs 中引入 WTO 协议没有涉及的问题，主要包括竞争政策、投资政策、环境保护、劳工标准、政府采购、人员流动、国内法规以及 TRIPS 协议之外的知识产权等问题。RTAs 中的这类条款被称为“WTO-X 条款”。与 2000 年以前相比，在 2001 年以来新签订的 RTAs 中，包含的 WTO+和 WTO-X 条款数量显著增加。这在垂直 RTAs⁴中表现得尤

¹ 只包括根据相关协议向 WTO 报告的 RTAs。数据来自 WTO 的 RTAs 统计。

² 此外，还有 69 个未向 WTO 报告是 RTAs。

³ WTO. (2011) World Trade Report 2011: The WTO and Preferential Trade Agreements, Geneva: WTO.

⁴ 发达经济体与发展中经济体之间签订的 RTAs。

为明显。与 2001 年以前相比，RTAs 中 WTO+和 WTO-X 条款数量的增加，主要来自发达国家与发展中国家之间的 RTAs。在 20 世纪 90 年代以后，随着新兴经济体加入产品内国际分工体系，在全球复杂贸易中的地位和影响不断上升。由于新兴经济体内部的治理水平较低，知识产权、法律和基础设施较为薄弱，在这种情况下，新国际规则的缺位就成为一个严重问题。所以，在发达国家与发展中国家之间，更迫切地需要通过地区贸易协议来构建新的国际贸易规则。

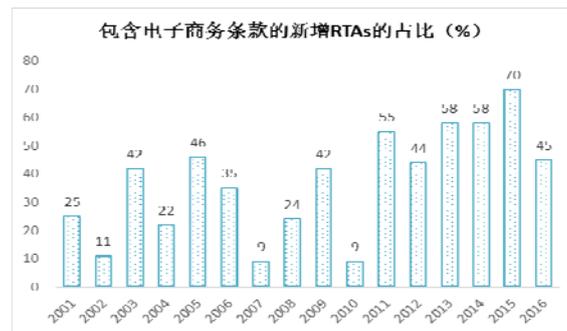


图 29 每年新增 RTAs 中包含电子商务条款的 RTAs¹

随着信息和通讯技术的发展，电子商务和数字经济的地位和影响迅速上升，国际贸易的形态因此发生了巨大变化。电子商务和数字经济的崛起，压缩了时空距离，能够显著地降低贸易成本。²但是，电子商务面临这巨大的政策性壁垒。不仅受到关税和贸易程序等边界壁垒的制约，国内电信网络、支付体系、物流和快递等基础设施以及消费保护、信息安全等国内监管体系都会制约电子商务的发展。WTO 在 1998 年就已经启动了电子商务工作计划，但是进展非常缓慢。这导致电子商务相关问题逐步成为 RTAs 关注的问题。在 2001 年新加坡与新西兰的 RTA 中包含有无纸贸易的条款，这是 RTA 中最早的关于电子商务的条款。此后，RTAs 中关于电子商务的条款迅速增加。在 2014 年至 2016 年生效的 RTAs 中，包含电子商务条款的超过了 60%。这在涉及发展中国家的 RTAs 中尤为明显。截至 2017 年 5 月，共有 75 个依然生效的 RTAs 中包含电子商务条款，其中，47 个是

¹ 数据来自 Monteiro and Teh (2017)。

² 参见：Ahn, J., Khandelwal, A. K. and Wei, S.-J. The role of intermediaries in facilitating trade. *Journal of International Economics*, 2011, 84(1): 73-85; Clarke, G. R. G. Has the Internet Increased Exports for Firms from Low and Middle-Income Countries? *Information Economics and Policy*, 2008, 20(1):16-37; Freund, C. and Weinhold, D. The effect of the Internet on international trade. *Journal of International Economics*, 2004, 62(1): 171-189; Lendle, A., Olarreaga, M., Schropp, S. and Vézina, P.-L. There Goes Gravity: eBay and the Death of Distance. *The Economic Journal*, 2016, 126(591): 406-441.

发达国家与发展中国家之间的垂直型 RTAs，25 个是发展中国家之间的水平型 RTAs。¹

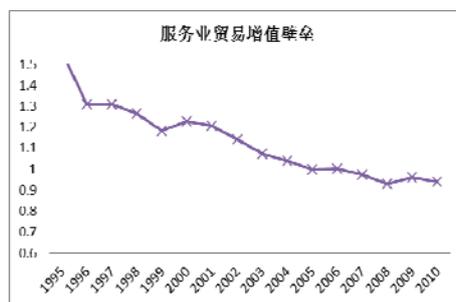


图 30 服务贸易壁垒的下降²

研究表明，WTO-X 条款并没有对制造业贸易壁垒产生显著的作用效应，但是显著地降低了服务贸易的壁垒。而电子商务相关条款更是能够推动服务贸易成本的下降。基于 Anderson and van Wincoop (2003)的引力模型，利用 IMF 的制造业贸易数据、Francois and Pindyuk (2013)的服务贸易数据、CEPII 数据库中的地理变量数据、世界银行发展指数数据库中的 GDP 数据以及 Broda and Weinstein(2006)的替代弹性数据，可以估算出 1995 年至 2010 年的服务贸易壁垒的变化。可以看出，2001 年以后服务贸易壁垒显著降低。

五、需要关注的几个风险

（一）宏观经济政策转向和贸易保护主义抬头的风险

在投资和贸易恢复增长的同时，潜在劳动供给和劳动生产率的增长情况并不理想。危机以来，发达经济体人口老龄化与劳动参与率延续了过去的下降趋势，使得总体劳动供给的潜在增速下降。2007 年至 2016 年，发达经济体 55 岁以上老龄人口和女性的劳动参与率明显提高。但是这只能在一定程度上抑制劳动供给增速的下降，并不能从根本上扭转劳动供给潜在增速下降的趋势。而且，老龄人口和女性劳动参与率的提高还会对生产率和工资增长施加下行压力。³

¹ Monteiro, J.-A. and Teh, R. Provisions on Electronic Commerce in Regional Trade Agreements. WTO Working Paper, ERSD-2017-11, July 2017.

² 作者估算的结果。

³ 相关分析参加 IMF2017 年 10 月的《世界经济展望》。

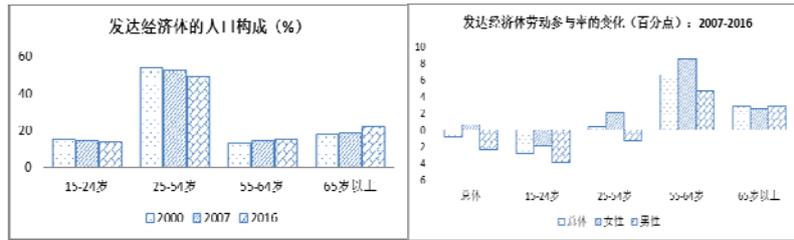


图 31 发达经济体的人口构成和劳动参与率¹

在主要发达经济体中，美国的劳动生产率增速依然处于较低水平，远低于危机以前的增长速度。德国、日本和英国的劳动生产率增速都呈现上升趋势，但是都没有恢复到危机以前的水平。即便是整体经济增速出现超预期反弹的欧元区，劳动生产率的增速不仅远低于危机以前，而且依然处于下降趋势之中。OECD35国的平均劳动生产率同样也没有扭转持续下降的趋势。劳动生产率增长缓慢的主要原因全要素生产率增速下降和资本形成速度下降。危机以来劳动力构成的变化也制约了生产率的生长。



¹ 数据来自 IMF2017 年 10 月的《世界经济展望》。

图 32 发达经济体的劳动生产率增速¹

劳动供给和劳动生产率的增速下降，进一步考虑到资本形成的增速尚未完全恢复，共同导致主要发达经济体的潜在经济增速的下降。但是在过去几年中，在扩张性宏观经济政策的刺激下，主要发达经济体的产出缺口显著缩小。英国、德国和日本的产出缺口已经由负转正。美国和 OECD 整体的产出缺口依然是负值，但是缺口已经明显缩小。这意味着，即便主要发达经济体进一步实施扩张性宏观经济政策，政策的刺激效果也将会不断下降。不仅如此，负产出缺口的缩小还意味着进一步的政策扩张更容易带来经济过热和通货膨胀问题。主要发达经济体宏观经济政策转向的风险加大。

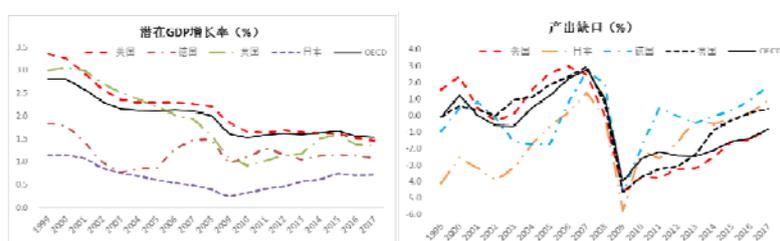
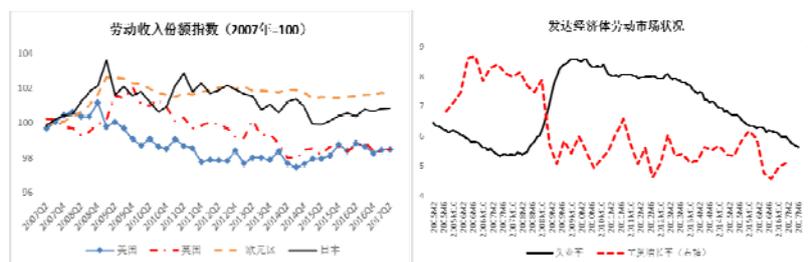


图 33 主要发达经济体的潜在经济增速与产出缺口

经济复苏带动了劳动市场的复苏，主要发达经济体的失业率持续下降。但是失业率的下降并没有带动工资增速的提高，无论是工资增长速度还是劳动收入份额，均没有恢复危机前的水平。一方面，劳动生产率增长减缓，挤压了企业利润，最终阻碍工资增长。另一方面，考虑到非自愿非全时就业比率增加以及临时就业合同比率增大，总体失业率并没有完全反映劳动力市场的疲软程度。在主要发达经济体，每名工人的工作时数延续了危机以前就已出现的下降趋势。



¹ 数据来自 OECD 统计数据库。

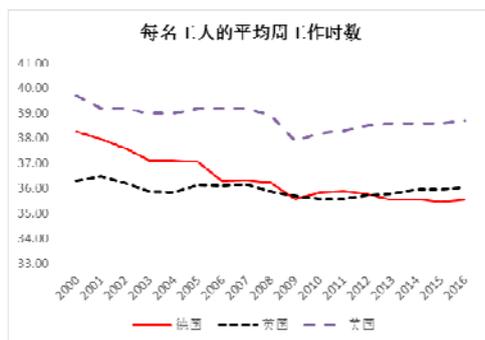


图 34 就业与劳动收入

伴随工资增长率和劳动份额的下降，收入差距继续扩大，并且呈现出不同于危机以前的特点。在 OECD 国家，高收入群体与低收入群体的收入差距扩大并不是危机以后的新现象，而是从上世纪 90 年代持续到现在的趋势。但是 2008 年是一个转折点。在此之前，虽然收入差距不断扩大，但无论是高收入群体还是低收入群体，收入都经历了明显提高。在 2008 年以后，收入差距延续了过去的扩大趋势，不同的是低收入群体的收入明显下降。这一特点使得收入差距问题及其带来的政策压力在危机以后明显加大。

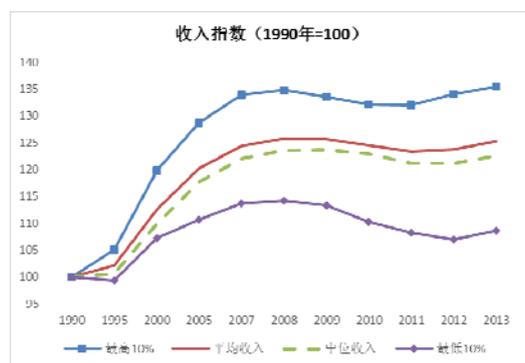


图 35 主要发达国家收入差距持续扩大¹

依据经济学的基本逻辑，为了降低成本和提高竞争力，企业倾向于用低价要素替代高价要素，包括不同要素之间的替代和不同地点之间同种要素的替代。这就表现为在国内进行资本和劳动之间的替代，以及在不同国家之间的同种要素的替代。考虑到要素跨国流动性的显著差异，跨国要素替代过程往往表现为资本的跨国流动，通过资本跨国流动来实现对其他国家低价劳动要素的追逐。在这样的

¹ 包括加拿大、丹麦、芬兰、法国、德国、希腊、以色列、意大利、日本、卢森堡、墨西哥、荷兰、新西兰、挪威、瑞典、英国和美国在内的 17 个 OECD 国家的非加权平均值。数据来自 OECD2017 年 7 月的《经济展望》。

过程中，生产任务的资本-劳动比本身的变化不大，主要是通过低价劳动替代高价劳动来实现生产成本的降低。

在此逻辑之下，对于发展中国家而言，由于资本-劳动比在参与全球价值链的过程中并没有显著变化，所以，工资和劳动收入不会受到替代效应的显著冲击。相反，总量扩张效应带来劳动需求的绝对上升，导致劳动价格和收入的绝对增长。但是在另一方面，随着高资本密集度¹的生产任务的转入，国内生产的总体资本密集度提高，导致总收入中的劳动收入份额下降。传统理论逻辑失效的重要原因是要素密集度反转。很多生产任务在发达国家被归为劳动密集型，在发展中国家则被归为资本密集型。随着这类生产任务从发达国家转向发展中国家，发达国家国内剩余生产活动的总体资本密集度提高。发展中国家在接受这些任务后，国内生产活动的总体资本密集度也会提高。这就导致两者的劳动收入份额均下降。²

技术进步和贸易一体化程度提高是驱动上述过程的基本力量，进而就成为导致收入差距扩大的基本力量。技术进步主要表现为资本品部门相对于其他部门的更快的生产率增长，这导致投资品价格的下降，诱致企业用资本替代劳动。信息和通信技术的迅速发展，加速了常规性生产任务的自动化，从事常规性生产任务的劳动更容易被资本替代。随着资本相对价格的下降，较容易实现资本替代劳动或实现自动化的生产活动，向低工资的发展中国家转移的动机较弱，被继续留在发达国家的可能性较大。那些资本较难替代劳动的生产活动，随着发达国家工资的相对上升，有较强的动机转向低工资的发展中国家。³后者的实现依赖于资本流动、产业转移、任务外包和国际贸易等。

无论是技术进步还是国际贸易，其作用的发挥都依赖于资源从低生产率活动向高生产率活动的重新配置。这就意味着，即便平均工资和就业条件得到改善，某些人也会经历失业和实际工资下降。进一步的问题则是，两者在劳动收入份额下降和收入差距扩大过程中的相对影响大小。研究表明，技术进步是导致发达经济体劳动收入份额下降和收入差距扩大的最主要原因，贸易一体化对此的影响要

¹ 相对于发展中经济体原有的生产任务而言。

² 相关研究参见：Feenstra and Hanson (1997); Elsby, Hobijn and Sahin (2013); IMF (2017)。

³ 相关研究参见：IMF, World Economic Outlook: Gaining Momentum, April 2007.

小很多。¹无论是传统的产品贸易，还是全球服务外包和生产活动离岸化，都有助于创造更好的就业、提高工资和改善工作条件。进口竞争的迅速增加在开始时会导致失业的上升，但是经过一段时间后能够带来更多的、更好的就业。²因此，所需要的政策并不是贸易保护主义，而是国内宏观经济政策的调整。政策的目的是保住国内已有的就业岗位，而是保护工人。政策手段包括增加教育和培训投资、强化社会安全网。这样才能提高增长的包容性，是增长的好处得到广泛分享。这不仅是贸易所需要的，也是更广义的经济增长所需要的，包括技术进步驱动的经济增长。³

但是在现实中，基于不同政策的实施难度差异，贸易保护主义政策通常更容易成为政府的选择。特别是危机或经济低迷时期，国内宏观经济政策的空间显著缩小，财政缺乏必要的力量来帮助受到进口竞争冲击的工人、产业和地区。进一步考虑到，无论是贸易开放政策还是贸易保护主义政策的影响通常是不对称的，不同地区、部门和工人群体中受到的影响是不一样的。如果进口竞争行业、行业所在地区或在这些行业中就业的工人在政府决策背后的政治经济过程中具有较大影响力，那么，贸易保护主义就会成为政府解决短期经济、社会和政治问题的首选。这就意味着，在发达经济体国内收入差距继续扩大和低收入群体收入继续下降的情况下，存在贸易保护主义论调转变为贸易限制行动乃至贸易保护主义全面抬头的可能性。

¹ ILO(2016)、OECD and ICITE (2012)、IMF (2017)、WTO (2017)。

² Acemoglu, D., Autor, D., Dorn, D., Hanson G., and Price B. Import Competition and the Great US Employment Sag of the 2000s. *Journal of Labor Economics*, 34, 2016; Autor, D., Dorn, D., and Hanson, G. H. The China Syndrome: Local Labor Market Effects of Import Competition in the United States. *American Economic Review*, 103, 2013; Autor, D., Dorn, D., Hanson, G. H., and Majlest, K. Importing Political Polarization? The Electoral Consequences of Rising Trade Exposure. NBER Working Paper, No. 22637, 2016; Dauth, W., Findeisen, S. and Suedekum, J. The Rise of the East and the Far East: German Labor Markets and Trade Integration. *Journal of European Economic Association*, 12, 2014; Davis, S., and von Wachter, T. Recessions and the Cost of Job Loss. NBER Working Paper, No. 17638, 2011; Ebenstein, A., Harrison, A., McMillan, M. Why Are American Workers Getting Poorer? China, Trade and Offshoring. NBER Working Paper, No. 21027, 2015; Malgouyres, C. The Impact of Chinese Import Competition on the Local Structure of Employment and Wages: Evidence from France. *Journal of Regional Science*, 2016.

³ OECD. How to make trade work for all, in *OECD Economic Outlook*, Volume 2017 Issue 2, Paris: OECD Publishing, 2017; Araujo, S., T. Chaux and D. Haugh. Who's in Your Export Market? The Changing Pattern of World Trade in the Age of GVCs. OECD Economics Department Working Papers, Paris: OECD Publishing, 2017; Demmou, L., C. Thubin and Y. Kalantzis. De-industrialization in OECD Countries: A Simple Accounting Approach. OECD Economics Department Working Papers, Paris: OECD Publishing, 2017; Rusticelli, E., A. Arque, D. Haugh and D. Turner. Going Local: A Regional Perspective on International Trade, Labor Markets and Inequality. OECD Economics Department Working Papers, Paris: OECD Publishing, 2017.

(二) 金融层面的债务风险与发展中经济跨境资本流动风险

宽松的货币政策与流动性环境，导致信贷规模迅速扩张。这有助于刺激总需求的增长，但也带来经济总债务率的不断提高，主要经济体的总负债率均已超过危机前的水平。中国总债务率的增长尤为迅速。

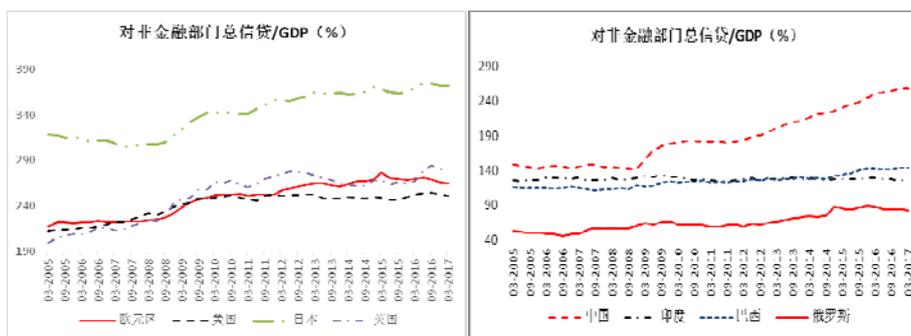


图 36 主要经济体的总债务率¹

从总债务的部门结构看，不同经济体存在显著差异。在主要发达经济体，危机以后总负债率的提高主要是因为政府债务的迅速增加。私人非金融部门信贷占 GDP 的比重低于危机前的水平，并且呈现不断下降的趋势。巴西、印度和俄罗斯等主要新兴经济体，虽然私人部门债务在危机也有所提高，但总债务率的提高主要是政府债务增加的结果。作为最大的新兴市场，中国的情况比较特殊，总债务率是所有主要经济体中增长最快的，而且主要是私人部门负债快速增加的结果。

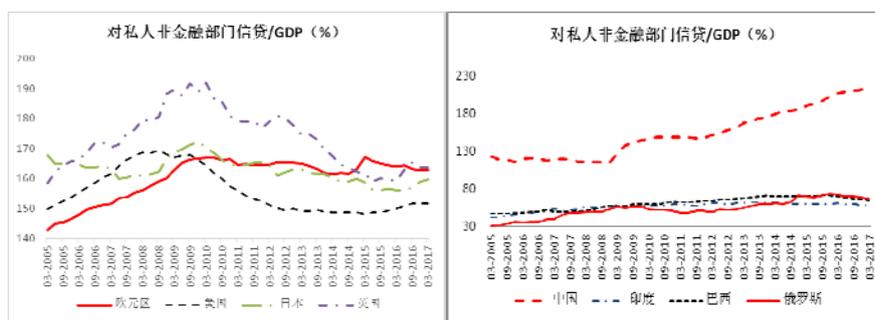


图 37 主要经济体的私人非金融部门债务²

危机以后，主要发达经济体家庭总信贷占 GDP 比重有所降低，这意味着家庭资产负债表得到一定程度的修复。但是必须注意到，主要发达经济体目前的家庭负债水平依然很高，美国家庭信贷占 GDP 比重的下降幅度较大，与峰值相比

¹ 数据来自 BIS。

² 数据来自 BIS。

下降了近 20 个百分点，欧元区、日本和英国的下降幅度却很有限。在主要新兴经济体，中国、巴西、印度和俄罗斯的家庭信贷占 GDP 比重处于较低水平，但是危机以后呈现上升趋势，特别是中国家庭负债水平大幅上升，危机以后提高了 25 个百分点左右。在非金融企业的债务方面，中国非金融企业信贷占 GDP 比重在危机以来提高了近 60 个百分点，英国下降了 20 个百分点左右，其他经济体的变化不大。

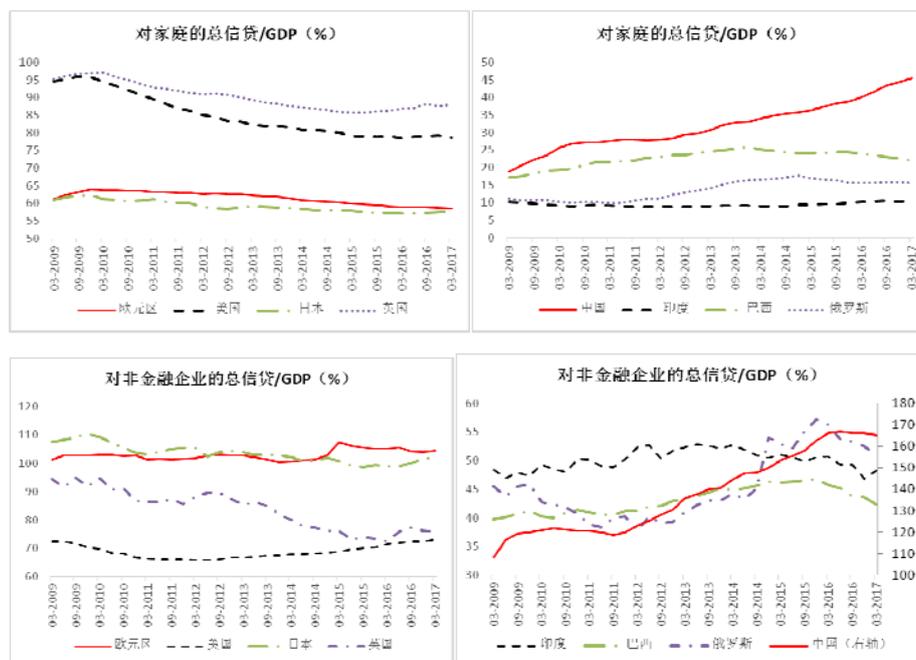


图 38 主要经济体的家庭和非金融企业债务¹

债务负担依赖于债务水平和利率水平。主要发达经济体私人部门的总体债务水平依然较高，但是危机以来已经出现下降趋势，加之利率处于极低的水平，因此，其私人部门的债务负担向下偏离均值。主要新兴经济体私人部门的总体债务水平呈现上升趋势，进一步考虑到新兴经济体的利率水平较高，两者共同导致新兴经济体私人部门的债务负担不断提高，向上偏离均值并且缺口不断扩大。这种情况在中国表现得尤为明显。在非金融部门负债率不断提高的情况下，债务偿还负担对利率变化的敏感度将显著增加。在当前低利率的市场环境中，债务负担问题尚不严重。一旦出现普遍的货币政策紧缩和利率上升，总体债务负担将会迅速加剧，有可能导致债务危机的爆发。

¹ 数据来自 BIS。

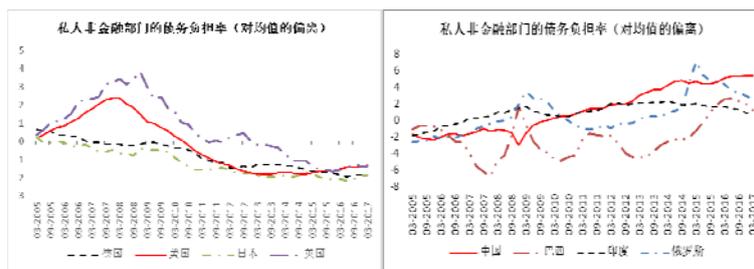


图 39 主要经济体私人部门的债务负担率

发达经济体和新兴经济体的债务具有不同的特征，债务风险也会具有不同的表现。发达经济体总债务率的上升主要是政府债务迅速增加的结果。这在一定程度上反映了危机后去杠杆的基本逻辑，即政府部门加杠杆和私人部门去杠杆。这样一种去杠杆的逻辑，在不同经济体可能会带来不同的结果与风险。在大规模资产购买计划下，中央银行不断增加持有本国政府债券，在政府债券存量中的持有比例不断提高。美联储、欧洲央行、英格兰银行和日本银行所持本国政府债券存量比例从危机前的 10% 左右上升至 2016 年的 37% 左右。随着主要发达经济体货币政策量化宽松的力度下降，甚至是逐步退出量化宽松货币政策，央行对政府债券的购买规模不断减少。在这种情况下，政府债务及其支撑的总需求扩张是否可以持续？这将会是一个较大的问题。基于美元的主导性国际货币地位，美国政府债券被认为是国际金融市场上最后的安全资产，美联储的逐步退出对市场总需求的冲击相对较小。但是在其他发达经济体，特别是政府债务存量已经很高的日本与财政尚未统一的欧元区，这个问题可能会比较严重。

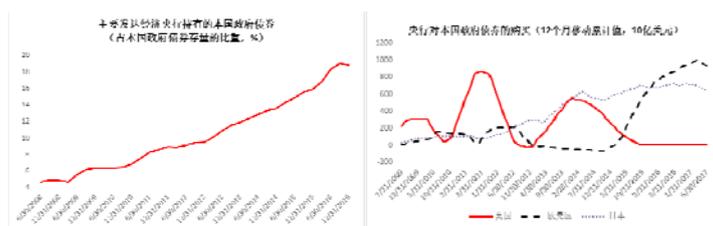


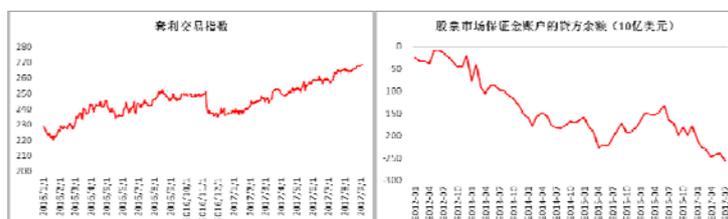
图 40 主要发达经济体央行持有主权债券的规模¹

从危机以来的动态变化看，家庭的借债行为似乎并没有因为危机而更加谨慎。发达经济体家庭债务占 GDP 比重的中位值从 52% 升至 63%，新兴经济体的这一指标从 15% 升至 21%。在一般逻辑上，家庭债务的提高有助于总需求的扩张，进而在短期中能够带来经济扩张的效果。特别是在新兴经济体，因为金融发展程度

¹ 数据来自 IMF2017 年 10 月的《全球金融稳定报告》。

较低，以及由此带来较强的借贷约束，家庭对信贷市场的参与程度较低，总体负债率处于较低水平，过度负债的空间不是很大。基于这种情况，传统的金融发展理论认为，新兴经济体家庭债务上升在短期中带来的刺激效果更强，对中长期宏观经济和金融稳定性的负面冲击相对较小。近来的理论研究和实证经验却表明，私人部门特别是家庭负债的快速上升会提高金融危机的发生概率。在低通胀和低工资增速的环境中，家庭债务上升隐含着很大的宏观经济和金融稳定风险，特别是家庭住房抵押贷款的快速增长蕴藏着很大的风险。一旦货币政策和流动性环境趋紧，高利率与高债务水平结合在一起意味着偿债负担的急剧上升，资产价格的逆向调整使得抵押资产价值大幅缩水，家庭将被迫进入激进的去杠杆过程。08-09年的金融危机已经展示了这一过程的巨大负面影响。如果这一激进调整进程发生在新兴经济体，带来的破坏性作用可能会更大，因为新兴经济体缺乏应对和解决这一问题的必要的市场手段和制度安排。¹

无论是发达经济体还是发展中经济体，在整体债务水平上升的背后，如果说全球宽松的货币政策和流动性环境是源头处的力量，那么，国际金融市场上再次兴起的收益追逐行为则多倍放大了这一力量的影响。市场波动性下降、美元贬值以及利差的持续存在，助长了国际金融市场上的收益追逐和风险承担行为。首先是跨国和跨货币套利交易的收益空间显著扩大，导致国际资本大规模流入新兴市场股票和债券基金。其次是股票市场上的杠杆交易显著增加，保证金债务余额甚至已经超过 IT 泡沫期间的水平。第三是债券市场上的收益追逐行为增加，表现借款人标准的放松和杠杆贷款与高收益债券的增加。在主要发达经济体退出量化宽松或降低资产购买规模的姿态日益明确的情况下，预期和信心的细微变化都可能逆转国际金融市场上的收益追逐行为和风险承担行为，进而引发债务问题的突然爆发。



¹ 参见：IMF2017年10月的《全球金融稳定报告》。

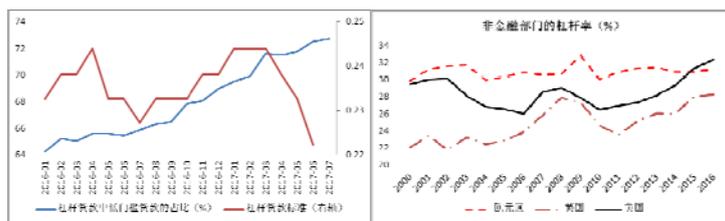


图 41 国际金融市场上的套利行为增加¹

根据 IMF 和 BIS 等机构的研究，近年来新兴市场和发展中经济的跨境资本流动呈现“过山车式”的波动，一个很重要的原因是“缩减恐慌”引发的证券投资行为的大幅波动。2013 年美联储表示有可能要缩减债券购买规模，由此引发市场的恐慌和证券投资行为的大幅波动。2015 年，对人民币贬值的担忧不断增强，鉴于中国在国际金融市场和全球经济中的地位与影响，这种担忧与对美联储提前缩表的担忧结合在一起，导致证券投资大规模流出新兴市场和发展中经济。²进入 2017 年，对人民币贬值和美联储提前缩表的担忧逐步消退，加之全球经济改善、国际金融市场条件放松以及新兴市场波动性显著降低，新兴市场和发展中经济的证券投资流入恢复增长。其背后的基本逻辑是，市场波动性下降、美元贬值以及利差的持续存在，助长了国际金融市场上的收益追逐和风险承担行为，随着跨国和跨货币套利交易的收益空间显著扩大，国际资本重新大规模流入新兴市场股票和债券基金。

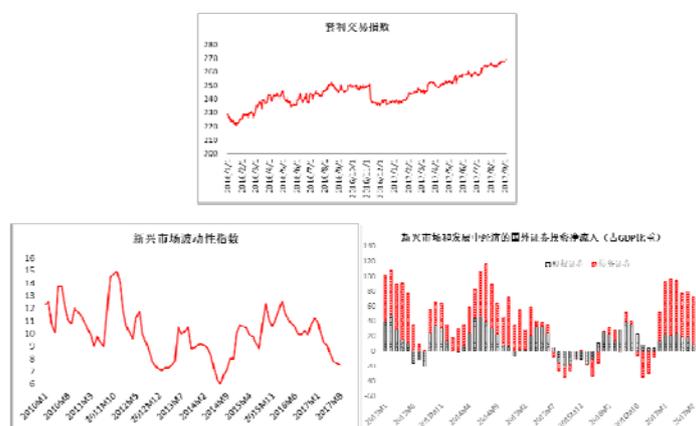


图 42 新兴市场波动性和非居民证券投资净流入³

新兴经济体相对较为强劲的经济增长势头是支撑其吸引资本流动的重要因

¹ 数据来自 BIS。

² 参见：IMF2017 年 10 月的《世界经济展望》和 BIS2017 年 9 月的《季度回顾》。

³ 数据来自 BIS。

素。但是，证券投资和银行信贷受利率环境、市场波动性以及市场情绪的影响较大。随着主要发达经济体的货币政策正常化进程的展开，利率不断上升，央行资产购买规模不断降低，这不利于新兴经济体的证券资金和银行信贷资金的流入。随着美联储的缩表和提高利率，欧洲央行也寻求退出量化宽松。如果主要发达经济体的货币政策正常化进程快于市场预期，将会导致市场风险态度的变化和风险承担行为的急剧调整。这可能导致新兴经济体证券资金和银行信贷资金流动的突然停滞或逆转。

（三）全球失衡演变的不确定性

基于前文所界定的全球失衡调整模式的内在逻辑，在给定各国国内供求结构性差异的情况下，通过服务贸易的逆向调整来降低总贸易失衡，是全球失衡调整的应有之义。这一调整模式对国际贸易环境的要求更高，因为服务贸易的制约因素更多，特别是边境内壁垒的制约。服务的国际供给方式有 4 种：1) 跨境服务供给；2) 外国人到本国消费服务；3) 自然人在短期中到另一国为当地个人或企业提供服务；4) 在国外建立分支机构并供给服务。¹对于服务企业来说，知识产权保护、人员短期流动和签证政策、投资政策和竞争政策等国内规则，是比关税和海关程序等边境壁垒更重要的问题。要让服务贸易的逆向调整作用更加充分和有效地发挥出来，不仅要求各国的服务市场应该更加开放，而且要求减少各国国内制约服务贸易的壁垒。

在多边框架及相关谈判规则之下，各国在开放服务市场和农产品市场以及削减国内贸易和投资壁垒等问题上难以取得共识，这导致多边贸易体系进展缓慢。²在此背景下，各种单边行动、双边行动和地区性行动不断出现。这自然有助于降低贸易成本特别是服务贸易成本，但是也增加了贸易环境的不确定性。以关税为例，多边行动与单边、双边以及地区性行动之间的差异，导致 WTO 的限制性关税税率与各国实际关税税率之间存在巨大差异。在 G20 国家中，发达经济体在 WTO 约束下的税率上限是 5.3%，实际执行的 MFN 税率是 3.5%；发展中经济

¹ USITC. (2013b) Recent Trends in US Service Trade: 2013 Annual Report, USITC Publication No.4412.

² 2017 年 2 月生效的 WTO 贸易便利化协定，是过去几年中多边体系取得的少有的成果之一。据估计，贸易便利化协议的完全执行能够让 WTO 成员国的贸易成本下降 14.3%左右。该协议的目的是推动海关程序的简化和标准化，以此方便产品和服务的跨境流动。

体在 WTO 约束下的税率上限是 27.7%，实际执行的 MFN 税率是 9.5%。这就为相关经济体留下了大幅提高关税税率的空间。这对国际投资和贸易都是巨大的不确定性。¹

蓬勃发展的 RTAs 事实上已经成为全球贸易体系的中心，²或者说，在 WTO 领导的多边贸易体系进展缓慢的情况下，各国参与的双边和地区性贸易协定成为推动贸易和投资环境改善的主要力量来源。对于 WTO 领导的多边贸易体系来说，RTAs 的影响是双方面的。一方面，RTAs 是两个或多个国家之间的互惠贸易安排，参与者范围相对较小，并且通常带来对非成员的歧视性，从而损害多边贸易体系的非歧视原则。另一方面，RTAs 的发展能够给 WTO 带来示范效应和促进作用。RTAs 并不排斥相关国家进一步在多边框架下谈判规则和承诺。服务、知识产权、环境标准以及投资和竞争政策等，都是首先在 RTAs 中提出的，然后才进入 WTO 的规则或谈判议程。而且，根据 GATT 的第 24 章、GATS 的第 5 章和授权条款等 WTO 规则，成员国在满足特定标准的情况下，作为非歧视原则的例外，可以签订 RTAs。这个标准就是，在促进 RTAs 内部成员之间的贸易时，不能增加其他 WTO 成员的贸易壁垒。这反映了 WTO 的基本态度，RTAs 只能是对多边贸易体系的补充，而不能威胁或替代多边贸易体系。

但是，即便 RTAs 满足了 WTO 的相关规则要求，也会带来负面影响。首先，各种平行甚至重叠的 RTAs，意味着多重贸易规则体系的并存。由于不同的地区贸易协议之间缺乏协调性和统一性，这导致全球规则的分化和碎片化。随着全球价值链的发展，贸易和投资行为之间的互补性日益提升。这在服务贸易中表现得尤为明显，海外分支机构销售在服务贸易中的地位越来越重要。作为全球最大的服务出口国，美国通过海外分支机构实现的服务销售是直接跨境服务出口的两倍以上。³这显示了 FDI 在国际服务贸易中的重要性。但是目前全球范围内的 FDI 治理被分割成 3000 多个双边投资协定（BITs）和其他没有统一范式的国际投资协

¹ 参见：Pierce, J. R., and Schott, P. K. The Surprisingly Swift Decline of US Manufacturing Employment. *American Economic Review*, 106, 2016; Constantinescu, C., Mattoo, A., Ruta, M. Trade Developments in 2016 : Policy Uncertainty Weighs on World Trade. *Global Trade Watch*, World Bank, 2017.

² IMF, WB and WTO. Making Trade an Engine of Growth for All: The Case for Trade and for Policies to Facilitate Adjustment. *IMF Policy Paper*, April 2017.

³ 数据来自美国商务部经济分析局。

定。其次，随着 RTAs 不断向多边贸易体系尚未触及的政策领域扩展，由此带来监管冲突和执行问题。国际贸易体系处于“两极化”的风险之中，传统贸易问题处于多边体系的监管之下，而国内规则协调和其他新的贸易问题则处于多边体系之外。第三，RTAs 虽然在深度和广度上突破了多边贸易体系，但是还不具备 WTO 的法律效率、组织性和稳定性。在各种经济和地缘政治冲击下，强有力的、有效执行的贸易规则对于解决贸易争端和消除贸易政策环境不确定性至关重要。RTAs 不仅在明确的法律效力和组织性方面存在欠缺，而且也缺乏多边体系来自规模和范围效应的约束力和内在稳定性。

经济增长和国际分工的基本逻辑决定了各国国内供求结构存在差异的必然性，但是，如果这种差异演变成一国对外净资产或净债务的持续积累，最终必然要威胁到宏观经济和金融稳定性，也使得经济增长模式和国际分工模式无法维系。因此，必然要求通过服务贸易收支的逆向调整来实现总体贸易失衡规模的下降。逆全球化、内向型政策导向和贸易保护主义导致整体贸易政策环境的恶化，威胁的不仅是服务贸易的增长，更是整体贸易的增长，其严重危害无需多言。近年来的国际贸易环境改善以及由此推动的服务贸易扩张，主要得益于各国单边、双边和地区性行动，特别是各国双边投资协议和地区贸易协定。但是，这些多边框架以外的分散行动，在改善特定国家之间的贸易与投资环境以及规则协调性的同时，不可避免地带来规则的冲突和矛盾，由此带来额外的交易成本。由于缺乏多边贸易体系的法律效力、组织性、约束力和稳定，在面对各种可能的内生冲击时，地区性贸易和投资协定所推动贸易和投资环境改善的进程都是可逆的。这就意味着，贸易环境的改善尚缺乏稳定的、统一的和可预期的制度基础，服务贸易扩张以及贸易失衡调整过程具有很大的不确定性和脆弱性。

六、主要结论

2016 年下半年以来，主要经济体的工业生产、市场需求、金融条件和信心指数等趋于好转；国际贸易政策环境逐步改善并推动国际贸易的增长速度大幅提升；新兴经济和发展中经济的跨境资本流入恢复增长。这些积极变化带动了世界经济的广泛复苏和增速提升。虽然世界经济这一轮复苏的基础较为广泛和支撑力量较为强劲，但是复苏进程中的风险及其长期可持续性依然值得担忧。

世界经济潜在增速尚未得到有效提升，随着主要经济体的负产出缺口不断缩小甚至由负转正，扩张性宏观经济政策的边际刺激效果下降，宏观经济政策转向的可能性加大。主要发达经济体退出量化宽松政策的姿态，会引发国际金融市场上流动性条件和风险偏好的突然变化，新兴经济和发展中经济资本流入停滞或突然逆转的风险加大，各国持续积累的债务问题可能会在特定领域集中爆发出来。

在发达经济体国内收入差距继续扩大和低收入群体收入继续下降的情况下，存在贸易保护主义论调转变为贸易限制行动乃至贸易保护主义全面抬头的可能性。国际贸易政策环境的改善尚缺乏稳定性和统一性，单边的斟酌处置权、各种平行的双边或地区性行动与进展缓慢的多边贸易体系交织在一起，不仅会带来额外的贸易成本，也增加了内向性政策或贸易保护主义的实施空间。

在危机以来的世界经济复苏进程中，贸易失衡的调整主要依赖于服务贸易收支的逆向调整。这一调整模式高度依赖服务贸易和国际投资贸易环境的持续且可预期的改善。各国在多边框架以外的单边、双边和地区性行动，在改善特定国家之间的贸易与投资环境以及规则协调性的同时，不可避免地带来多重规则的冲突和矛盾。由于缺乏多边贸易体系的法律效力、组织性、约束力和稳定，地区性贸易和投资协定所推动贸易和投资环境改善的进程都是可逆的。这就意味着，贸易环境的改善尚缺乏稳定的、统一的和可预期的制度基础，服务贸易扩张以及贸易失衡调整过程具有很大的不确定性和脆弱性。

分报告一：“均值回归”真的是铁律吗？

——长期增长可持续性再探讨¹

内容提要：利用宾州大学世界表数据分析发现，Pritchett & Summers (2014) 提出的长期增长将会“均值回归”的结果并不稳健。进一步研究发现，处于不同发展阶段的经济体的长期增长持续性具有结构性差异，中等收入经济体的组内增长跨期相关性高于低收入经济体和高收入经济体。相对收入水平不同的经济体群组的组内增长跨期相关性随时间不断变化，并在 2000 年后明显降低，这主要与之前低速增长的低收入经济体开始增长加速有关。中低收入经济体在面对全球经济负面冲击时相对脆弱、进入新千年后低收入经济体的增长起飞和高收入经济体的增长停滞，是长期增长组间差异变化的相关典型事实。利用“均值回归”预测中国长期增长会导致巨大偏误。依据中国以往的增长经验，未来中国增长前景主要依赖于能否及时推动下一组重大基础性改革。

关键词：经济增长 持续性 后发优势 中国经济

一、引言

中国经济高速增长的可持续性是经济学界和政策研究者长期以来高度关注的问题。根据国际货币基金组织提供的数据，2016 年中国经济总量按名义汇率折算为 11.6 万亿美元（现价），美国的经济总量为 18.6 万亿美元。如果假设 2017 年之后美国经济长期增速保持在 2% 的水平，而中国经济长期增速维持在 6%，那么中国经济总量将在 13 年后追赶上美国。但如果中国经济长期增速降到 5% 或 4%，那么经济总量追赶上美国的时间则需要延长到 17 年或 25 年。因此，未来 15~20 年中国经济长期增速在多大程度上得以持续，是一个对全球经济增长、世界经济格局变化以及中国自身的持续发展都具有重大意义的问题。

¹ 作者信息：刘培林，贾坤（国务院发展研究中心发展战略和区域经济研究部）；邹静娴（中国人民大学国家发展与战略研究院）；申广军（中央财经大学经济学院）。

中国经济高速增长的可持续性也是研究者们长期以来充满分歧的问题。实际上，在中国改革开放以来经济持续高速增长的过程中，质疑的声音一直存在，质疑者提出的判断依据也层出不穷。而每当旧的质疑依据被增长事实推翻后，又会有新的出现。近期的一个例子是2014年10月哈佛大学教授普利切特和萨默斯在美国国民经济研究局刊登的文章“*Asiaphoria Meets Regression to the Mean*”（Pritchett and Summers, 2014，以下简称为PS）。该文通过一些计量分析归纳道：

“纵观各国的经济增长速度，唯一最稳健和惊人的事实是‘回归均值’。……遵循这一客观规律，……尤其是正在经历史无前例超高速增长的中国，已持续增长的时间是常见典型增长的3倍。我们预计，中国经济超高速增长阶段将会突然终止，增速回归全球均值。没有理由可以认为，中印的制度可以维持稳定增长。……未来一二十年，中国经济增速仍可能保持在6%–9%的水平，但由于经济增速回归全球均值的客观规律，这将是一个小概率事件。”

PS根据“均值回归”的分析框架和估计参数，预测中国在2014~2023年、2024~2033年之间平均经济增速分别为2.8%~3.3%和3.3%~4.1%，显著低于世界银行、经合组织等国际机构对于中国未来经济增长的预测。

PS文章中提出不能简单地外推过去的增长趋势，对未来增长加以预测。对此，我们原则上是赞同的。同时，从更长的时间看，比如500年后，各国发展水平差距很小的情况下，“均值回归”是否可能成立，我们也无法先验地赞同或拒绝¹。尽管如此，我们认为“均值回归”分析存在明显的技术和理论逻辑缺陷，以此来认识全球增长经验、判断特定经济体未来增长趋势，将不可避免地导致错误的经验认知和政策建议，有必要加以讨论澄清。

一方面，正如萨默斯曾经在接受采访时所说的那样，“信心是最便宜的刺激方式”。这话反过来也意味着，对于经济增长而言动摇信心是最便宜的抑制方式。萨默斯是拥有世界性影响的学者，如果不澄清其观点中的谬误，可能会对政府部门、企业机构等的决策产生误导。另一方面，相比于中国未来长期经济增速的具

¹ 到目前为止的人类历史中，国别间生活水平差距在更大部分时间内是很小的。国别间生活水平的悬殊差距，仅仅是工业革命以来三个世纪才出现的现象。

体预测，我们认为，“均值回归”框架更大的问题是在方法论和逻辑上。“均值回归”不仅缺乏可靠的理论基础，与经济增长的一些经验事实也不一致，因此，并不适合用于分析理解包括中国、印度等在内的特定国家在中低收入区间经济增长变化的可能形态和机制。如果对此不作澄清，类似的逻辑错误在后续的研究当中可能还会出现，Barro（2016）就是一个更近的例子。

本文将通过厘清经济增长的有关概念、梳理经济增长的国别经验，对“均值回归”观点和框架存在的问题进行分析探讨，提出对不同类型经济体经济长期增速持续性的经验认识和理论思考，以及对未来中国经济长期增长的看法。本文后续安排为，第二节简要回顾“均值回归”的主要内容，分析指出“均值回归”在概念和方法上存在的问题，第三节按照经济体所处发展阶段的不同，梳理长期增长持续性的有关经验事实，第四节提出一个有助于理解相关事实的简单理论框架，第五节讨论利用“均值回归”预测中国经济增长的逻辑缺陷和估计偏误，结合中国以往的增长经验提出对中国未来长期增长的基本认识，最后一节总结。

二、“均值回归”真的是铁律吗？

（一）“均值回归”的基本框架和主要发现

Pritchett & Summers（2014）的“均值回归”框架可主要归纳为下式表达的基准回归：

$$g_{i,t+10\sim t+20} = \alpha + \beta g_{i,t\sim t+10} + \varepsilon_{i,t+10\sim t+20} \quad (1)$$

其中， $g_{i,t+10\sim t+20}$ 表示一个经济体在 $t+10$ 年至 $t+20$ 年期间的人均 GDP 平均增速。利用宾州大学世界表（Penn World Tables 8.0）提供的数据，PS 计算了 1950–2010 年全球经济体人均 GDP 的 10 年平均增长率，并做了（1）式所示的自回归。同时，PS 也计算了相邻 10 年的平均增长率的相关系数和位序相关系数（rank correlation）。结果如表 1 显示，不同时期、不同相关性算法得到的结果都较为稳定地在 0.2~0.38 之间取值。基于这一发现，PS 认为，经济体长期增速向全球均值回归是二战以来全球增长经验中唯一的稳健性事实，可称之为“铁律”，并据此认为高速增长经济体的增速回落不可避免。

表 1 Pritchett & Summers（2014）对增长率的估算结果

时期 1	时期 2	相关系数	位序相关	回归系数	R ²	观测值
------	------	------	------	------	----------------	-----

1950-1960	1960-1970	0.363	0.381	0.378	0.132	66
1960-1970	1970-1980	0.339	0.342	0.382	0.115	108
1970-1980	1980-1990	0.337	0.321	0.323	0.114	142
1980-1990	1990-2000	0.361	0.413	0.288	0.13	142
1990-2000	2000-2010	0.237	0.289	0.205	0.056	142

说明：转引自 Pritchett & Summers (2014) 的 Table 1.

(二) 两种意义不同的“持续性”不能混淆

“均值回归”分析的第一个问题是一定程度上混淆了两种意义不同的增长“持续性”概率。第一种“持续性”概念是经济增速国别差异的持续性 (persistence of growth rate differences across countries)。对 (1) 式进行变换，可以得到：

$$g_{i,t+10\sim t+20} - g_{j,t+10\sim t+20} = \beta(g_{i,t\sim t+10} - g_{j,t\sim t+10}) + (\varepsilon_{i,t+10\sim t+20} + \varepsilon_{j,t+10\sim t+20}) \quad (2)$$

根据 (2) 式，“均值回归”系数 β 在 $0\sim 1$ 之间取值，意味着平均来看两个经济体的长期增速差异每经过 10 年将以 β 的比例缩小。而经济体之间增速差异的缩小，既可能是高增速经济体增长减速，也可能是低增速经济体增长加速，或是两种情况的结合。对此，仅靠 β 的取值并不能做出区分。

第二种“持续性”概念是一个特定经济体增长的持续性 (persistence of growth rate of an individual country)。我们讨论某个经济体的高速增长能否持续，通常是在这个意义上的持续性。对 (1) 进行变换，可以得到：

$$g_{i,t+10\sim t+20} - \frac{\alpha}{1-\beta} = \beta(g_{i,t\sim t+10} - \frac{\alpha}{1-\beta}) + \varepsilon_{i,t+10\sim t+20} \quad (3)$$

(3) 式的含义是：经济体的增速将无条件收敛于稳态值 $\alpha/(1-\beta)$ ；经济体的实际增速 g 与稳态值 $\alpha/(1-\beta)$ 的差异，每经过 10 年会以 β 的比例缩小 (图 1)。这时，较高的经济增速在下期能否持续，不仅取决于 β ，也取决于当期值与稳态值的差异 $g - \alpha/(1-\beta)$ 。即便 β 取值较小，如果稳态值 $\alpha/(1-\beta)$ 很高，高的当期增长 g 在下一个 10 年也不会大幅下降。

因此，在“均值回归”框架下讨论单个经济体的增长持续性，不仅应关注增长跨期相关系数 β 的估计值，也必须考虑截距项 α 的估计值。但不知是有意还是

无意，PS 没有在文中报告 α 的估计值，而根据我们在后文中的估计，不同时期 α 的取值极不稳定。因此，仅仅依据“均值回归”估计的相关系数，难以对特定经济体的增长持续性做可靠判断。

（三）平均增速的算法对结果具有影响

Pritchett & Summers (2014) 的另一个技术问题是其计算 10 年期平均经济增速的方法对结果有显著的偏误性影响。PS 计算经济增速长期均值采用的是最小二乘均值 (least-squares growth rates)。最小二乘增速均值 g_{LS} 的计算方法是，在样本期进行如下最小二乘回归：

$$\ln y_t = \alpha + \beta t + \varepsilon_t, \quad t=1, 2, \dots, 10. \quad (4)$$

将 (4) 式估计的参数值 $\hat{\beta}$ 代入 $g_{LS} = \exp(\hat{\beta}) - 1$ ，即可得到。经过此程序计算的最小二乘均值 g_{LS} ，通过变换还可以表达如下 (Mawson, 2002)：

$$g_{LS} = \sum_{t=1}^{10} k_t \Delta \ln y_t, \quad k_t = t(11-t)/220 \quad (5)$$

根据 (5) 式，最小二乘增速 g_{LS} 实质上是样本期内各年经济增速的加权平均值，其对不同年份增长率赋予的权重是不同的，越靠近样本期中间的年份被赋予的权重越大。例如，10 年期最小二乘增速对第 5 年、第 6 年增长率赋予的权重是 0.14，对第 1 年、第 10 年赋予的权重只有 0.05，中间年份的权重几乎等于首尾年份的 3 倍。因此，用最小二乘增速 g_{LS} 衡量两个相邻 10 年增长率相关性，比如 1950-1960 年与 1960-1970 年，很大程度上只是 1954-1957 年平均增速与 1964-1967 年平均增速的相关性，这显然会低估 10 年平均增速的跨期相关性。

（四）对 1950 年以来 10 年增长相关性的重新估计并不支持均值回归假说

鉴于上述原因，我们采用几何均值 g_{GEO} 来计算一个经济体的 10 年期平均增速：

$$g_{GEO} = \left[\prod_{t=1}^{10} \left(1 + \frac{y_t - y_{t-1}}{y_{t-1}} \right) \right]^{1/10} - 1 \quad (6)$$

使用 (6) 式计算的 10 年期增速，结合 PWT 8.1 数据，我们重新估计了 (1) 式。同时为了与 PS 的计算结果进行比对，我们参照他们的做法，剔除了满足以下任一条件的经济体：(1) 主要石油生产国或常年陷入战乱；(2) 2010 年人口小于 200 万；(3) 1990 年之前数据全部缺失。进行上述数据清理后，共剔除了 70 个经济体。

重新估计的结果如表 2 显示，1950–2016 年相邻 10 年（g2010 计算的是 2010–2016 年平均增速）平均增速的相关系数 β 的估计值分别为 0.529、0.409、0.405、0.399、0.377、0.534（均在 1% 的水平上统计显著），明显高于 PS 的估计，同时， β 的估计值一直随时间变化，并未呈现出稳定趋势。截距项 α 的估计值分别为 2.379、1.104、0.134、1.402、1.843、0.429，不仅绝对值表现得十分不稳定，统计显著性也并不稳健（比如 1980 年代对 1970 年代的回归截距项就统计不显著）。这些结果说明，从最近近 70 年的全球增长经验来看，PS 声称的“均值回归”现象并不稳健，更称不上“铁律”。

表 2 对“均值回归”系数和截距的重新估计（1950–2010 年）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
变量	g1960	g1970	g1980	g1990	g2000	g2010 (2010–2016)
g1950	0.529*** (0.154)					
g1960		0.409*** (0.106)				
g1970			0.405*** (0.0790)			
g1980				0.399*** (0.0716)		
g1990					0.377*** (0.0861)	
g2000						0.534*** (0.0844)
截距	2.379*** (0.474)	1.104*** (0.418)	0.134 (0.284)	1.402*** (0.191)	1.843*** (0.233)	0.429*** (0.265)
样本数	45	89	100	100	100	97
R ²	0.215	0.147	0.211	0.241	0.164	0.296

说明：g1960 表示 1961–1970 年的平均经济增长率，其余及以下类同。***、**和* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

(五) 均值回归假说也难以和更长历史时期的经验相一致

按照麦迪森 (Maddison, 2008) 的长期经济增长数据, 从公元 1 年到 1000 年全球年均增速为 0.01%; 公元 1000 年到 1500 年全球年均增速为 0.14%; 公元 1500 年到 1600 年全球年均增速为 0.28%; 公元 1600 年到 1700 年全球年均增速为 0.11%; 公元 1700 年到 1820 年全球年均增速为 0.52%。可见工业革命之前几千年人类历史上的经济增长极其缓慢, 远远低于 PS 所认为的 2% 的水平。倘若“均值回归”的逻辑正确, 那么工业革命以来全球的高增长根本就不应该出现。所以, PS 强调的均值回归, 也难以获得更久远的增长经验的支持。

三、发展阶段与经济增长持续性: 20 世纪 50 年代以来增长经验的进一步分析

“均值回归”分析不仅存在前述技术问题, 也存在不少逻辑问题。其中一个明显的问题如 (7) 式所示, 如果经济体增长持续性的相关参数 α 、 β 受到经济体某些结构特征 X 的影响, 那么利用跨国回归估计的参数来预测一个特定经济体的长期增长, 就可能产生结构性偏误。被预测经济体的结构性特征 X_i 与样本均值 \bar{X} 的差异越大, 预测的偏误就可能越大。

$$g_{i,t+10\sim t+20} = \alpha(X_{i,t+10}) + \beta(X_{i,t+10})g_{i,t\sim t+10} + \varepsilon_{i,t+10\sim t+20} \quad (7)$$

影响经济体长期增长持续性的结构性特征可能有很多, PS 非常简单地讨论了经济规模的影响, 发现在引入了经济体规模这一因素后, “均值回归”对于中国长期增长的预测甚至更低。对于可能影响增长持续性的其他因素, PS 并没有做进一步分析。

结合经济增长领域的已有研究, 我们推测经济体所处的发展阶段可能是一个被忽略但对增长持续性具有重要影响的变量。由于 PWT8.1 数据库中数据只到 2011 年, 为了考察金融危机之后情况, 我们利用世界银行 WDI 数据库补充了各国在 2012-2016 年的人均 GDP 数据。以美国作为参照, 我们计算各经济体按购买力平价 (chained PPPs) 折算的人均 GDP 相对于美国的水平。我们取 1960、1970、1980、1990、2000、2010 这 6 年作为分组时点, 在每个时点按照各经济体相对人均 GDP 从低到高划分为 0%~15%、15%~35%、35%~70%、70% 以上, 共计 4 组¹。按照这一划分, 4 组经济体可以基本对应为低收入经济体、下中等收入经济体、

¹ 各收入组在不同十年的样本组成有一定变化, 比如, 博茨瓦纳和突尼斯在 1980-1990 年属于低收入组, 但在 1990-2000 年就进入了下中等收入组 (15%-35%)。

上中等收入经济体和高收入经济体（Han and Wei, 2015）。以下考察不同组别经济体的长期增长分布和跨期相关性是否具有组间差异。

（一）不同发展水平经济体的长期经济增速分布

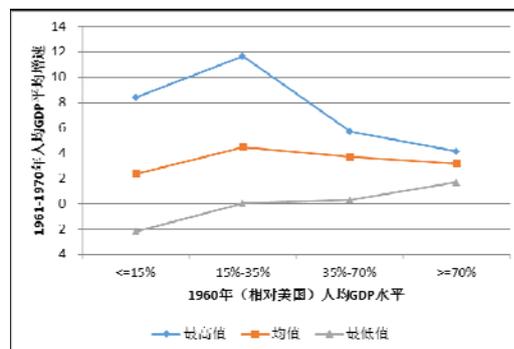
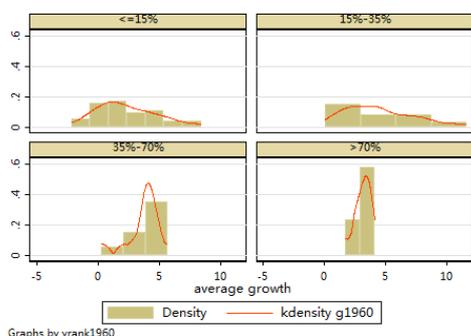
首先观察不同收入组 10 年增长率的分布情况。图 1 左列给出了 1960-2010 年不同时期各收入组中样本 10 年平均增速的分布，图 1 右列给出了不同时期各收入组经济体 10 年平均增速的组内均值、最大值和最小值。图 1 显示出，不同发展阶段的经济体长期经济增长率具有非常不同的分布特征，可归纳为如下典型事实。

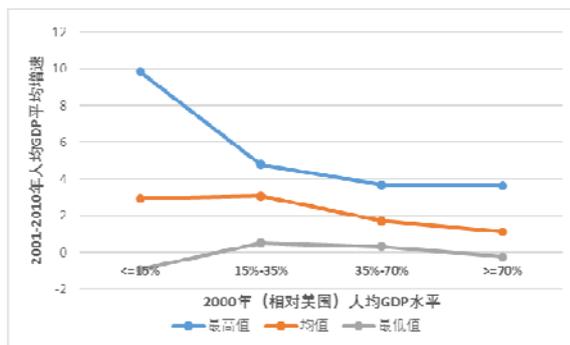
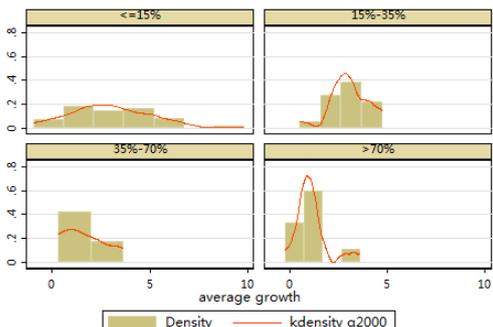
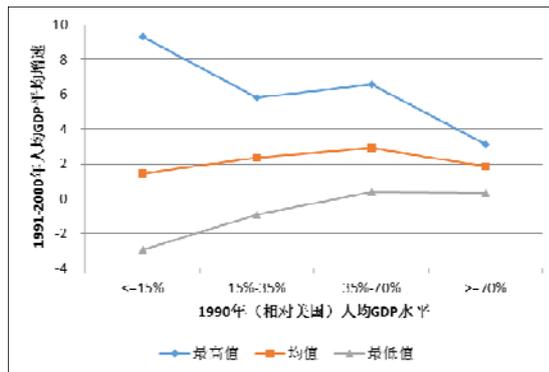
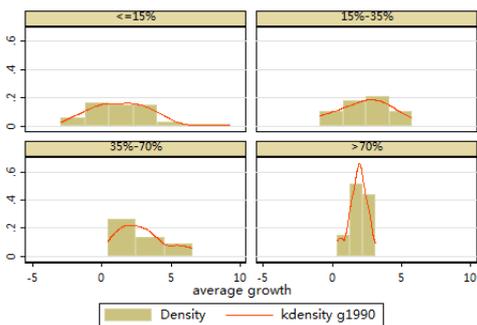
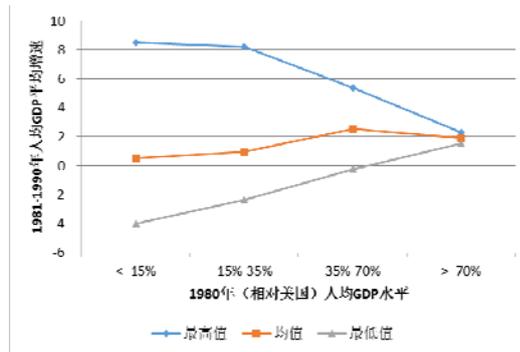
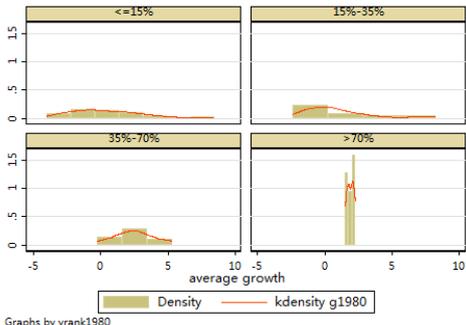
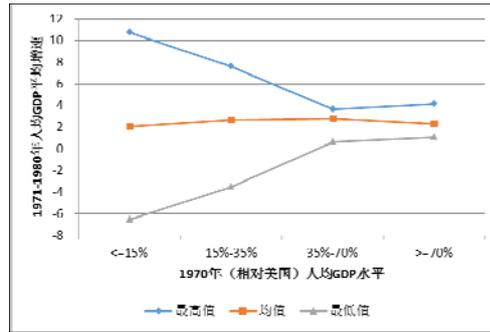
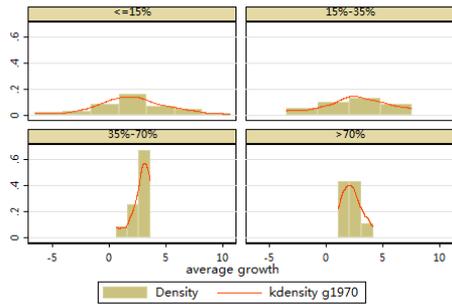
经验事实 1

（1.1）长期增速组内差异与经济发展阶段的关系：相对收入水平越低的经济体群组，10 年期增速的组内差异越大。

（1.2）长期增速组内均值与经济发展阶段的关系：不同收入组的长期增速均值具有组间差异；同时，低收入组的长期增速组内均值并不显著高于中高收入经济体，也即在长期增长表现上，低收入经济体整体上并没有体现出“后发优势”。

（1.3）长期增速上限与经济发展阶段的关系：相对收入水平较低的经济体群组，组内经济体所达到的最高长期增速较高。





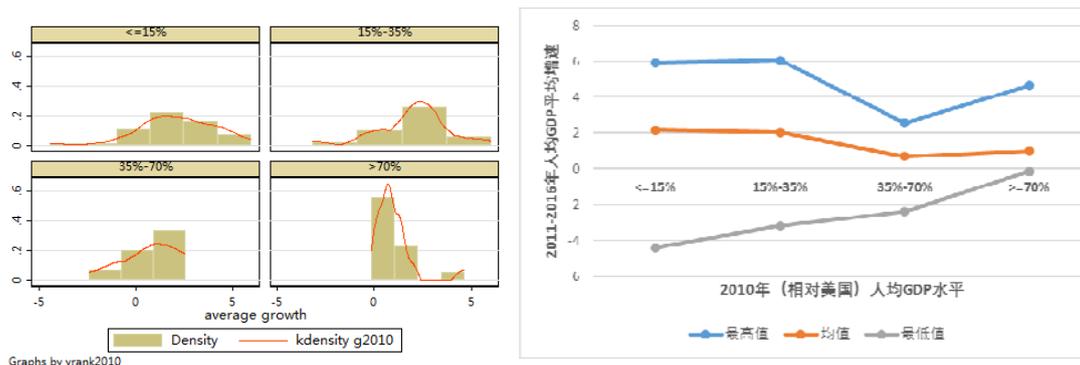


图 1 不同时期按相对收入水平分组的经济体 10 年平均增速的组内分布

(二) 不同收入水平经济体的长期增长跨期相关性

以上经验显示不同收入水平经济体的长期增长率分布具有显著差异，接下来，进一步考察不同收入水平经济体的经济增长跨期相关性。按照前述相对收入分组重新估计（1）式，相关结论在表 3 给出。结果显示，不同收入水平的经济体群组的长期增长跨期相关性具有显著差异。通过相关结果能够归纳得到以下经验事实。

经验事实 2

(2.1) 不同收入水平的经济体的增长跨期相关性具有显著差异。整体来看，中等收入经济体的增长跨期相关性最高，低收入经济体次之，高收入经济体的增长跨期相关性非常弱。

(2.2) 对于所有组别，组内经济体长期增长跨期相关性在不同时期都有显著变化，不存在稳健的跨期相关系数和回归均值。

表 3 长期经济增速跨期相关性的分组估计

组别	g1970 对 g1960	g1980 对 g1970	g1990 对 g1980	g2000 对 g1990	g2010 对 g2000
β 估计值					
0%~15%	0.466***	0.373***	0.411***	0.608***	0.510***
15%~35%	0.973***	0.415*	0.323*	-0.0923	0.381
35%~70%	0.131	0.553**	0.505*	0.664**	0.350
>70%	0.255	0.155*	-0.359	0.163	0.455

α 估计值					
0%~15%	1.110*	0.00751	1.354***	2.128***	0.618
15%~35%	-0.856	-0.615	1.795***	3.290***	0.902
35%~70%	2.070***	0.513	1.446	-0.393	-0.071
>70%	1.359	1.524***	2.620***	0.748*	0.406

说明：g1960表示1961-1970年的平均经济增长率，g1970~g2000定义类同。g2010表示2011-2016年的平均经济增长率。***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

本节的分析表明，不同收入水平的经济体的长期增长持续性和长期增长均值具有显著的结构性差异。中低收入经济体的高速增长空间显著高于高收入经济体（经验事实 1.3），同时，中低收入经济体的增长跨期相关性也明显大于高收入经济体（经验事实 2.1）。因此，PS 把具有不同高增长机会的经济体样本放在一起回归，再利用估计出的总体参数来论断中国这样还处于中等收入阶段的经济体的长期增长走向，显然会产生严重的偏误。

四、理解相关事实的一个简单理论框架

“均值回归”分析的另一个缺陷是其没有任何经济理论支撑，因而难以说明高速增长出现和结束的经济机制。同时，依靠“均值回归”也得不到任何有益的政策建议。以下我们借鉴 Acemoglu（2009），构建一个包含技术追赶机制的全球经济增长模型，借助理论模型对经济增长的相关经验事实进行解释分析，讨论高速增长形成和结束的具体机制。

（一）基准模型

假设世界经济由 I 个经济体组成，其中，经济体 i 的生产函数为 $Y_i = K_i^\alpha (A_i L_i)^{1-\alpha}$ 。定义效率劳均资本为 $k_i = K_i / A_i L_i$ ，则人均产出可表达为 $y_i = Y_i / L_i = A_i k_i^\alpha$ 。世界技术前沿的生产率记为 A ，设定为匀速增长，即 $\dot{A} / A = g$ 。经济体 i 的技术进步过程为 $\dot{A}_i = \sigma_i (A - A_i) + \varepsilon_i(t) A_i$ ，其中， σ_i 为结构参数，可理解为经济体向技术前沿的学习利用能力， $\varepsilon_i(t)$ 设为均值为 0 的白噪声过程，可理解为随机技术冲击。经济体 i 的人口增长率为 n_i ，资本折旧率为 δ 。由以上设定，可以得到经济体效率劳均资本 k_i 的动态积累方程为：

$$\dot{k}_i / k_i = s_i k_i^{\alpha-1} - \left[n_i + \sigma_i \left(\frac{A}{A_i} - 1 \right) + \delta \right] + \varepsilon_i \quad (8)$$

人均收入增长率为：

$$\dot{y}_i/y_i = \alpha s_i k_i^{\alpha-1} - \alpha(n_i + \delta) + (1 - \alpha)\sigma_i \left(\frac{A}{A_i} - 1\right) + (1 - \alpha)\varepsilon_i \quad (9)$$

根据上述设定，可以证明以下命题：

命题 1 世界经济增长将收敛于唯一的长期稳态，稳态满足以下特征：

(1) 经济体 i 的效率劳均资本 k_i 收敛于稳态 k_i^* , k_i^* 满足 $s_i f(k_i^*)/k_i^* = n_i + g + \delta$ 。

(2) 各经济体的人均收入增速 \dot{y}_i/y_i 和生产率增速 \dot{A}_i/A_i 均收敛于技术前沿的进步速率 g 。

(3) 经济体 i 的生产率与世界技术前沿的相对差异渐进收敛于 $A_i/A = \sigma_i/(\sigma_i + g)$ 。

(4) 不同经济体之间的相对人均收入 y_i/y_j 和相对生产率 A_i/A_j 渐进收敛。

(二) 模型含义讨论

结合上述模型，可以对前文提出的增长经验事实进行一致性的解释。

首先，对于中低收入经济体而言，单纯凭借与前沿的发展差距 (A_i/A 较低) 并不必然能够实现高速增长，还需要依靠一定的政策或制度来形成有利的结构条件，包括较高的储蓄率 s_i 、较强的技术追赶能力 σ_i 等。如果中低收入经济体的结构特征不佳，那么其稳态收入水平就很低，即便在中低收入水平下也无法形成高速增长。我们在现实中观察到低收入经济体巨大的长期增长差异(经验事实 1.1)，反映出不同低收入经济体的增长结构条件可能具有很大差别。同时，我们还观察到低收入经济体整体上并没有显著表现出更高的长期增速(经验事实 1.2)，说明有相当一部分中低收入经济体还没有形成支撑高增长的结构条件。但是，即便有再多的中低收入经济体以低增长作为发展常态，也不能据此排除其他具备有利结构条件的中低收入经济体实现高增长的机会。

其次，经济体与技术前沿的差距 A_i/A 是对高速增长空间的一个重要约束。通过(9)式能够看出，当经济体接近世界技术前沿，即 A_i/A 较大时，即便是有利的结构条件也无法形成高速增长(经验事实 1.3)。

通过增长模型也能够解释不同收入经济体增长跨期相关性的差异。对那些已经接近世界前沿的高收入经济体而言，长期增长主要包括两部分。一部分是结构

性的增长，即（9）等号右边前3项构成的部分。因已处于前沿稳态，高收入经济体的结构增长均接近于前沿增速，不存在太大差异（经验事实1.1）。另一部分就是随机增长部分，即（9）式中的最后一项 $(1 - \alpha)\varepsilon_i$ 。由随机因素决定的增长跨期相关性非常弱，而不同高收入经济体的增速差异主要就是由异质性的个体随机冲击主导的，所以高收入经济体人均收入增速差异的跨期相关性也就较低（经验事实2.1）。与此不同的是，具备有利结构条件的中低收入经济体，在其追赶过程中将持续保持其对其他中低收入经济体的增长优势，直到收敛到较高的稳态。这一过程中，结构性的增速差异在中低收入经济体的整体经济增速差异中占有更大比重，因此增速差异的跨期相关性也就更高（经验事实2.1）。

当然，那些处于低收入、低增长稳态的经济体，结构条件一旦获得改善，也会获得高速增长的机会。二战以来的全球增长史中，后发经济体的确展现出次第起飞、次第追赶的雁阵特征。因此，随着“雁阵”队列的位置在全球经济增长格局中的不断变化，不同组别的长期增速相关性和增速组内均值也会随时间变化（经验事实2.2）。

表4 1950-2010年全球的高速增长样本统计

	高增长起始年份	高增长结束年份	期间增长率 (%)			平均投资率 (%)	相对人均GDP (美国=1)		相对 TFP (美国=1)		高增长后10年年均经济增长率 (%)
			y_i	k_i	A_i		增长期初	增长期末	增长期初	增长期末	
博茨瓦纳	1982	1990	7.02	4.97	1.64	0.16	0.083	0.18	0.66	0.85	2.54
智利	1988	1997	5.56	4.75	0.94	0.22	0.210	0.28	0.70	0.74	3.02
中国	1978	2010	8.25	8.38	3.57	0.27	0.049	0.18	0.28	0.37	-

塞浦路斯	197 5	198 4	6.6 3	2.8 9	2.3 4	0.46	0.22 0	0.4 5	0.3 7	0.7 3	4.85
厄瓜多尔	197 0	197 8	4.9 5	1.5 7	1.3 9	0.23	0.12 4	0.1 6	0.5 3	0.7 8	1.70
希腊	196 0	197 3	7.3 2	5.4 4	2.2 5	0.33	0.26 3	0.4 7	0.4 4	0.8 0	5.13
爱尔兰	198 9	200 0	5.6 7	5.1 4	0.8 3	0.24	0.48 7	0.8 0	0.8 6	1.2 8	4.11
日本	195 6	197 3	8.0 6	8.4 6	3.0 1	0.33	0.19 6	0.5 9	0.3 6	0.7 4	5.07
约旦	197 4	198 2	8.6 5	4.9 0	-1. 10	0.31	0.10 3	0.1 5	0.7 3	0.8 8	0.99
韩国	196 6	199 6	7.5 3	8.7 8	1.5 8	0.31	0.07 3	0.4 9	0.3 3	0.7 3	4.12
马来西亚	197 0	197 9	6.8 4	6.4 9	0.8 2	0.27	0.13 4	0.2 1	0.4 8	0.6 8	4.20
摩洛哥	196 0	196 8	6.2 3	1.6 2	2.6 3	0.06	0.08 2	0.0 9	0.5 8	0.8 8	2.59
巴拉圭	197 4	198 0	6.7 1	5.2 5	-0. 13	0.19	0.09 5	0.1 2	0.6 9	0.7 6	0.87
葡萄牙	196 4	197 3	6.3 3	5.4 1	1.1 3	0.23	0.26 2	0.3 7	0.7 2	0.9 1	2.59
新加坡	196 6	199 4	7.3 1	6.7 8	1.2 4	0.52	0.17 0	0.6 9	0.6 8	0.8 4	5.95
中国台湾	197 0	199 6	5.3 8	8.5 8	0.8 4	0.30	0.18 4	0.6 0	0.8 1	1.0 2	5.16
泰国	198 7	199 5	8.3 8	5.0 4	1.3 8	0.31	0.12 0	0.2 1	0.5 5	0.5 0	3.82

说明：因无法计算样本期结束时的有关状态变量，这里没有包含到 2011 年还未结束的高速增长样本。限于 PWT 数据的统计口径，平均投资率计算只包含了私人部门投资。

（三）高速增长样本的进一步分析

接下来，我们结合全球高速增长个案经验做进一步探讨分析。表 4 使用与 PS 相同的识别程序挑选出 1950 年以来全球所有年均增速超过 6% 的增长片段，计算这些高增长过程中人均 GDP (y_i)、劳均资本 (k_i)、全要素生产率 (A_i) 等变量的增长情况，以及高速增长片段起始和结束时经济体相对前沿国家（美国）的人均收入 (y_i/y) 和相对生产率 (A_i/A)。

观察这些高增长样本，有如下发现：

首先，与前沿国家的相对生产率对高增长的持续期存在显著的门阀效应。绝大多数高增长片段结束时，样本经济体的全要素生产率十分接近（马来西亚 1970-1979 年高速增长结束时 TFP 达到美国的 68%）或超过前沿国家的 70%，也即 A_i 与 A 已较为接近。所有样本中仅有一段例外¹，即泰国 1987-1995 年的增长。但正如上文讨论，只要 A_i 与 A 还有一定差距，高增长减速可能只是暂时的。近年来，泰国有一些年份的增长率达到 6% 或更高。

与此同时，高增长的开启和结束与经济体的（相对）人均收入水平没有特定联系。从高增长起速时的经济体人均收入来看，较低的起点不到美国人均收入的 10%（博茨瓦纳、中国），较高的起点可以达到美国人均收入的 48% 以上（爱尔兰），至少说明低收入和中等收入经济体都有机会实现高速增长。高增长片段的结束与样本经济体相对美国的人均收入水平的关系也未呈现特定规律，高的可以达到 60% 左右（日本、新加坡），低的则不到 20%（博茨瓦纳、摩洛哥等）。

此外，高速增长结束时的人均收入水平与增长期间的储蓄率高度正相关。通常来说，经济体的人均收入水平和生产率水平是高度相关的，例如，2010 年全球经济体（相对美国的）人均收入和（相对美国的）生产率这两个变量的相关系数为 0.71。因此，一个有意思的问题是，为何有些国家能够在人均收入不高的情况下，达到较高的生产率水平呢？根据本文的理论分析，人均收入 $y_i = A_i k_i^\alpha$ ， y_i 不仅取决于生产率 A_i ，也取决于劳均资本 k_i 。而根据命题 1，劳均资本的稳态水平 k_i^* 进一步取决于经济体的储蓄率 s_i ，储蓄率越高，稳态时的劳均资本 k_i^* 就越高，稳态时的相对人均收入也就越高。表 4 中各样本在高速增长期间的平均投资

¹ 中国高于 6% 的经济增长仍在持续当中，故未计入。

率与高增长期结束时相对人均收入的相关系数达到 0.57，表现出显著正相关。

以上这些高速增长个案显示出的经验特征与理论预测是一致的。

五、对中国过去增长表现和未来增长前景的认识

与其他高速增长样本相比，中国改革开放以来的高速增长在增长期平均增速和增长期时间跨度两方面都属于佼佼者（表 4）。如果放在全球范围来看，更是一个十分特殊的异常值。对中国经济增长前景如何判断，取决于我们如何认识中国以往的经济增长表现。在“均值回归”分析中，中国以往的增长表现难以解释，因而只能归结为“运气”——既然是“运气”，未来的走向自然也就是向均值回归了。正如 PS 文中所言，“如果一个棒球手的手感很好，并且他在前 20 次击球时安打率达到了 50% 之多，那么我们可以预测，在接下来的 20 次击球中，其安打率将会下降到平均水平”。按照“均值回归”估计的参数，PS 预测中国未来 10 年的平均增长率为 2.8%~3.3%，未来 10~20 年的平均增长率为 3.3%~4.1%。因此，要对中国经济增长前景做出比 PS 更为可靠的判断，关键是能否比 PS 更好地解释中国过去的高速增长。

（一）对中国以往增长表现的不同解释

从长期增速来看，中国改革开放以来的增长表现在全球样本中是一个持续存在的异常值（表 5）。如果用均值回归方程，检查回归拟合后的剩余项分布，也能够发现，中国是一个明显的异常值。这个异常值出现的概率是多大呢？如果用正态分布拟合总体，中国作为异常值出现的概率不到 0.5%。

表 5 中国改革开放以来的经济增长在全球范围内是异常值

	1971-198	1981-199	1991-200	2001-201	2011-201
	0	0	0	0	6
样本量	100	100	100	100	98
全球 10 年增速均值 (%)	2.29	1.06	1.84	2.53	1.77
全球 10 年增速标准差	2.79	2.46	1.99	1.86	1.85
中国 10 年期平均增速 (%)	4.24	7.62	9.3	9.85	6.08
中国与均值相差的标	0.70	2.67	3.75	3.94	2.33

准差					
----	--	--	--	--	--

“均值回归”分析对于中国这样的“异常值”解释力非常弱。表6根据“均值回归”的估计参数来对中国1980-2010年之间的10年期增长率进行拟合，对比“均值回归”拟合值与真实值，能够发现，“均值回归”对于中国三个10年期增长率的解释度分别只有24.1%、41.4%、30.8%。这种情况下，如果坚持用“均值回归”对中国经济增长进行“预测”，一定会产生严重偏误。表6也报告了“均值回归”对中国人均收入和总产出的预测。按照2005年美元不变价计算，“均值回归”预测将对中国2010年经济总量产生4万亿美元的低估，相对真实值低估了36%。

表6 采用均值回归系数对中国以往经济增长的拟合

	1971-1980	1981-1990	1991-2000	2001-2010
	0	0	0	0
增速预测值	1.37	1.84	3.85	3.03
增速预测误差	-2.87	-5.78	-5.45	-6.82
增速解释度	32.3%	24.1%	41.4%	30.8%
	1980	1990	2000	2010
人均GDP预测值	1267.7	1814.9	3387.4	5355.1
GDP预测值	12238.3	20413.4	42235.8	70589.1
GDP预测误差	-2368.3	-5696.9	-7279.0	-40475.4

说明：人均GDP单位为美元，GDP单位为亿美元（均为2005年不变价）。

但是，中国以往的高速增长真的难以解释吗？实际上，仅仅依靠前文构建的简单模型，就能够对中国经济增长做出比“均值回归”更有力的解释¹。依据前文理论框架，高速经济增长率的形成要依靠有利的结构条件，例如，较高的储蓄率 s_i 和较强的技术追赶能力 σ_i ²。仅仅直观地对比中国和其他高增长样本（表4），就能够看到中国在高增长时期的投资率和全要素生产率增速都非常高，这反映出

¹ 解释中国经济增长的研究汗牛充栋，一个较近的研究综述可参见《经济增长手册》中关于中国经济增长的专门章节（Yao, 2014）。这里我们并不意图提出一个高度完善的模型，而是想通过对比说明，PS对中国未来增长前景的悲观，实质在于“均值回归”分析对于中国经济增长不具备解释力。

² 鉴于相关变量由PWT8.1难以直接获取，数据分析中通过平均投资率来近似储蓄率，通过TFP增速来近似技术追赶能力 σ_i 。

中国高速增长是以非常有利的结构条件作为基础的，而不是无法解释的“运气”。而即便与全球范围内的其他经济体对比，中国的高增长也是在很大程度上可以理解的。表 7 给出了对 1980-2010 年全球经济样本，利用投资率和全要素生产率增速解释人均收入增速的简单回归分析，以及根据相关模型拟合的中国经济增长率。基于本文理论模型的一个简单回归对于中国 1980-2010 年 10 年期增长率的解释度就分别达到 77.6%、64.3%、61.6%。这说明，“均值回归”并不是一个适于理解高速增长的分析框架。

表 7 支撑增长的结构条件回归分析

变量	人均 GDP10 年平均增长率		
	g1990	g2000	g2010
平均投资率	6.343*** (1.547)	9.886*** (1.785)	7.949*** (1.766)
TFP 增速	1.155*** (0.0654)	0.981*** (0.0592)	0.926*** (0.0599)
截距项	0.312 (0.359)	-0.558 (0.387)	0.255 (0.399)
样本数	96	111	111
R ²	0.796	0.798	0.689
中国经济增长率			
拟合值	5.92	5.98	6.07
实际值	7.62	9.30	9.85
解释度	77.6%	64.3%	61.6%

说明：g1990表示1991-2000年的平均经济增长率，其余及以下类同。***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

（二）对中国未来增长前景的看法

对于中国未来的长期增长做具体而准确的预测是非常困难的任务，这里我们重点讨论两个问题，一是中国未来的长期增长潜力如何，二是支撑未来中高速增长的动力何在。

依据本文的理论框架，判断经济体未来增长的潜力，重点是看经济体与世界前沿的生产率差距 A_i/A 。对比中国和其他高增长样本能够看到，到 2010 年为止，

中国的全要素生产率仍只有美国的 37%，大大低于绝大多数高增长样本减速时的相对生产率水平（70%），未来中国生产率的提升空间仍十分巨大。中国之所以能够在长期高速增长之后仍有巨大增长空间，主要是因为相比于其他高增长样本，中国高速增长是在发展水平较低的情况下开启的。1978 年中国的生产率只有美国的 26%，而其他高增长样本在增长起飞时的生产率已接近美国的 40%甚至更高。当然，与改革开放初期相比，中国已由一个低收入经济体发展成为接近高收入门槛的上中等收入经济体，从全球增长经验来看，中国经济增速不可避免地具有结构性下降趋势，但总体而言，我们认为未来中国仍有很大潜力保持中高速增长，而不是像“均值回归”预测的那样将很快减速。

表 8 人均 GDP 增长不同组成部分的跨期相关系数（ β ）

	人均 GDP 增速	劳均资本增速	人均有效劳动力增速	TFP 增速
g1960/g1950	0.529***	0.621***	-0.0786	0.500**
g1970/g1960	0.409***	0.585***	0.228**	-0.0384
g1980/g1970	0.405***	0.714***	0.362**	0.0295
g1990/g1980	0.399***	0.701***	0.319***	0.194**
g2000/g1990	0.377***	0.499***	0.271***	0.135

说明：g1990表示1991-2000年的平均经济增长率，其余及以下类同。***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

在增长动力方面，本文理论分析显示保持较高的储蓄率和生产率进步是较为重要的增长支撑。随着中国人均收入水平上升和人口结构变化，在储蓄率难以持续提高的情况下，未来增长的动力主要还是靠生产率的持续提升。在前文的理论模型中，技术追赶能力 σ_i 被假定为常数，但在现实中，后发追赶经济体的技术追赶是受一系列制度和政策影响的，会随时间出现变化。事实上，如果按照增长核算分解，把人均 GDP 增长率分为物质资本增长、人均有效劳动力增长（劳动参与率乘以劳均人力资本）、TFP 增长三个部分，分别考察增长不同组成部分的增速跨期相关性，能够发现，生产要素增长的持续性高于经济增长（ β 和 R^2 都更高），

TFP 增长的持续性则低于经济增长（表 8）¹。这说明，长期来看，TFP 增长是经济增长中最具不确定性的构成因素，如果要预测中国未来的长期增长，对资本和劳动力依靠回归外推法可能不会产生太大的偏误，关键是要判断 TFP 的未来增长情况。

TFP 增长需要相应的制度和政策支持，经济社会背景不同的经济体，提升生产率的具体政策也就不尽相同，其他经济体难以完全作为中国的参照系，因此，只有充分发掘中国以往增长序列中包含的历史信息，据此对未来的长期增长做出判断。结合有关数据，对中国 1978 年以来的经济增长进行增长核算分析，能够得到以下认识（图 2）：

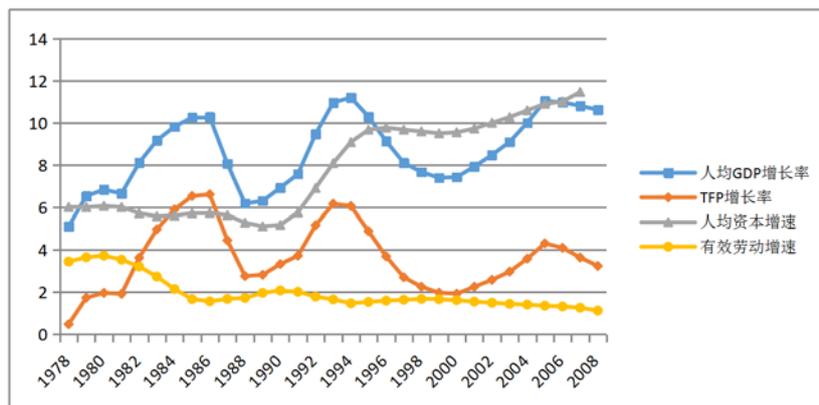
（1）人均物质资本和人力资本的增长持续性较高，TFP 增长的起伏较大，经济增长的波动主要组成是 TFP 的波动。

（2）中国改革开放以来，TFP 主要有三波增长，从时间上看，这是由三次重大改革带来的，分别是 70 年代末期的农业部门改革（家庭联产承包责任制）和 80 年代初期开始的非农部门改革（价格双轨制和经济决策权下放）、80 年代后期的农业部门改革（农产品价格改革和农业投入品市场改革）、1997 年实施的市场化改革（国企所有制改革和民营企业合法化）以及 2001 年加入世界贸易组织（Zhu, 2012）。

（3）每一波重大改革带来的高增长红利巨大，但持续期也有限，大概在 8 年左右。要实现 TFP 进而人均收入的持续增长，关键是要实现重大改革的接续。

（4）到 2008 年之前，第 3 波改革红利基本释放完毕。TFP 增长的趋势性变化在那时就已经出现了。因此，未来中国长期增长前景如何，主要还是取决于能否及时推动下一波重大改革。

¹ 这与以往文献的发现是一致的（Easterly et al., 1993）。



说明：数据来自 PWT8.1，各指标增速都取 5 年平均。

图 2 中国人均收入、TFP 和生产要素的长期增长

六、总结

通过厘清经济增长可持续的有关概念，重新梳理经济增长的国别经验，我们发现，哈佛大学学者普利切特和萨默斯提出的“均值回归”分析，不仅在技术方法和理论逻辑上存在不少问题，也无法经受经济增长相关经验事实的进一步检验。利用“均值回归”预测包括中国在内的后发追赶经济体的长期增速，将导致巨大的预测偏误。通过构建一个包含技术追赶机制的全球经济增长模型，能够比“均值回归”更有效地解释二战以来的全球经济增长经验和中国改革开放以来的经济增长表现。对比中国和其他经济体的高速增长经验，未来一段时期中国仍有较大潜力保持中高速增长。要实现这一增长潜力，关键是在未来实现全要素生产率的持续提升。增长核算分析表明，中国以往的高速增长与前后接续的几次重大改革密切相关。未来中国增长需要依靠的动力所在，也是未来最大的不确定性所在，就是能否及时推动若干具有重大影响的基础性改革。

十八届三中全会对全面深化改革做出部署，提出了 336 项改革任务。从中国以往的改革发展经验来看，只要抓住重大关键改革，推动一组就能对经济增长产生 10 年左右的助推动力。2016 年初中央深改组会议提出，“把各领域具有四梁八柱性质的改革明确标注出来，排出优先序，重点推进，发挥好支撑作用”，这与以往中国的成功经验是完全一致的。接下来应当深入研究的就是找到那些对改善生产率具有重要影响、需要集中力量推动的重大改革事项。

参考文献

Acemoglu, D., 2009, *Introduction to Modern Economic Growth*, Princeton University Press.

Acemoglu, D., P. Aghion, and F. Zilibotti, 2006, “Distance to Frontier, Selection, and Economic Growth”, *Journal of the European Economic Association*, 4(1), 37-74.

Barro, R.J., and Sala-I-Martin, X., 1992, “Convergence”, *Journal of Political Economy*, 100, 223-251.

Barro, R.J., 2016, “Economic Growth and Convergence, Applied Especially to China”, NBER Working Paper, No.21872.

Baumol, W. J., 1986, “Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-Run Data Show”, *American Economic Review*, 76(5), 1072-85.

Andrew Berg, A., Ostry, J.D., and Zettelmeyer, J., 2012, “What Makes Growth Sustained”, *Journal of Development Economics*, 98(2), 149-166.

Easterly, W., Kremer, M., Pritchett, L., and Summers, L. H., 1993, “Good Policy or Good Luck: Country Growth Performance and Temporary Shocks”, *Journal of Monetary Economics*, 32(3), 459-483.

Eichengreen, B., Park, D., and Shin, K., 2012, “When Fast Growing Economies Slow Down: International Evidence and Implications for China”, *Asian Economic Papers*, 11(1), 42-87.

Han, X., and Wei, S., 2015, “Re-examining the Middle-Income Trap Hypothesis: What to Reject and What to Revive”, *ADB Economics Working Paper*, No.436.

Mawson, P., 2002, “Measuring Economic Growth in New Zealand”, *New Zealand Treasury Working Paper*, No. 02/14.

Pritchett, L., and Summers, L.H., 2014, “Asiaphoria Meets Regression to the Mean”, *NBER Working Paper*, No.20573.

Sala-I-Martin, X., 2006, “The World Distribution of Income: Falling Poverty and Convergence, Period”, *Quarterly Journal of Economics*, 121(2), 351-397.

World Bank, 2013, *China 2030: Building a Modern, Harmonious, and Creative Society*, World Bank Publications.

Yao, Yang, 2014, “The Chinese Growth Miracle”, in *Handbook of Economic Growth*,

Vol.2, 943 - 1031, Edited by Aghion, P., and Durlauf, S. N., Elsevier.

Zhu, X., 2012, "Understanding China's Growth: Past, Present, and Future",
Journal of Economic Perspectives, 26(4), 103-124.

分报告二：财政周期性和企业增长

摘要：利用中国企业数据，我们发现融资约束会影响企业面对财政政策反周期性时的增长效应。处于融资约束很强行业中的企业在面对财政政策反周期性时增长更快。此外，处于融资约束很强行业中的私营企业通常比国有企业在面对财政政策反周期性时要增长更快。这一结果同私营企业更容易受到资金约束相一致。同时代理成本的大小也能够解释融资约束影响企业在面对财政政策反周期性的增长差异。

关键词：财政周期；融资约束；代理成本；企业增长

一、引言

大量理论和实证研究证明短期宏观波动能够影响企业增长。给定经济短期波动，理解政府稳定经济的反周期政策对企业增长的影响是值得关注的问题之一。2007-2008 金融危机之后，世界主要国家经济体增长陷入停滞。随着货币政策对经济影响效果减弱，大量的研究开始关注财政政策对经济停滞的影响。但是，在企业层面上考虑财政政策反周期性的相关研究仍旧缺乏。此外，宏观和金融文献上关于财政政策和企业行为的分析通常也相互独立，很少讨论两者之间的联系。

本文讨论了维持经济稳定的财政反周期政策对企业增长的影响，以及这一效应是如何依赖于中国企业所特有的融资约束和代理成本。利用中国企业数据，我们证明了财政政策的反周期性会对面临不同融资约束的企业产生不同的影响。面临融资约束越严重的企业，财政政策的反周期性会促进企业增长。面临严重融资约束的企业在受到外部负面冲击的时候，稳定经济的反周期政策会减弱融资约束的影响。我们的结果显示，给定政府反周期政策，融资约束仍然是影响企业增长的重要因素。

此外，结合中国特有的企业所有制组成结构，我们分别分析了国有企业和私营企业在受到反周期性财政政策的影响。我们发现，在同时给定融资约束和财政政策反周期性，私营企业的增长效应更加显著，而国有企业增长变化并不显著。即使处

于面临融资约束严重行业的国有企业，财政政策的反周期性也很难导致显著的增长效应。这一结果为分析政府反周期性政策对经济的影响提供了不同的见解。

为了理解国有企业和私营企业面对反周期财政政策下的差异，我们利用代理成本来解释企业之间的差异。代理成本刻画了企业代理人和所有者之间目标的不一致性，通常代理成本被认为是影响企业发展的重要因素。利用不同刻画代理成本的指标，我们将企业样本进行分类，我们发现在给定融资约束和财政政策反周期性，低代理成本的企业增长会更加显著。这一结果对于实施反周期的财政政策具有重要的政策意义。

本文利用了中国 1999-2007 年宏观数据和企业数据来研究财政政策的反周期性对企业增长的影响。首先，利用各省宏观数据，我们计算各省财政盈余和产出缺口，通过讨论各省财政盈余和产出缺口之间的关系来刻画不同省份财政政策的周期性。我们发现不同省份的财政周期性存在差异，同时财政政策呈现反周期的省份反周期性较为显著。其次，我们利用不同行业数据来刻画企业所受到的融资约束。通过同美国不同行业的外部融资比例和有形资产比例数据匹配，我们能够间接刻画中国企业所处行业的融资约束。此外，利用企业数据我们也比较了国有企业和私营企业所存在的差异，尤其是在代理成本方面，私营企业整体上具有更低的代理成本。为了确定财政政策的反周期性和融资约束对企业增长的影响，我们用企业劳动生产力的增长或者企业人均附加值得增长对各省财政政策周期性和行业融资约束回归。

同以往利用宏观数据讨论财政政策对增长的影响不同，利用企业数据可以使得我们的实证分析更加严格。各省财政周期性的估计依赖于省级政府财政盈余相对产出缺口的敏感度；结合财政政策的周期性和企业数据，显然企业变量和财政政策周期性的交互作用同企业的固定效应并不会产生共线性的问题。其次，利用宏观变量对经济增长的分析中所产生的内生性问题，利用企业数据也可以有效的规避。¹

相对已有的研究本文有以下的贡献。首先，通过财政政策周期性的角度我们提供了理解中国企业层面关于融资约束的新视角。以往的宏观研究主要集中讨论宏观政策对整体宏观表现，或者对行业发展的影响，而本文讨论了反周期政策对企业增

¹财政政策会影响经济增长还是经济增长影响了财政政策的周期性？利用宏观数据分析难以解决内生性问题。利用企业数据可以较好的解决这一问题。宏观政策会影响企业增长，而企业增长的变化对宏观政策的影响并不明显。

长的影响。相关研究企业行为的文献，通常讨论企业微观层面的变量，例如企业资产负债，信用评级等刻画融资约束的变量来分析融资约束对企业增长的影响，本文利用宏观反周期政策和行业融资约束来分析，可以很好的避免以往分析中所带来的内生性问题。第二，我们讨论了不同因素能够导致在控制融资约束和反周期性的财政政策时能够影响企业的增长。通过分析国有企业和私营企业的相关数据，结果显示私营企业在面临反周期的财政政策时增长效应更强。利用代理成本的数据，我们发现私营企业通常具有更低的代理成本。代理成本的高低能够解释国有企业和私营企业在面对反周期的财政政策时增长的差异。

本文剩下部分组织如下：下一节，我们讨论已有的相关文献和刻画企业在面临融资约束下行为的机制。第三、四节中我们介绍本文所用的数据和实证方法并在第五节讨论了结果。第六节中我们总结全文。

二、相关文献和理论

本文讨论了政府稳定经济的反周期政策对企业增长的影响，其中政府财政政策的周期性是宏观经济学中的重要问题之一。对中国财政周期的研究已经积累了一定的成果，但尚未取得一致的结论。方红生、张军（2009）利用 1994-2004 年的省级面板数据进行检验，考虑政府支出数据认为中国地方政府偏好扩张偏向的财政政策，并将这一现象理解为预算软约束下政府竞争的结果。王志刚（2010）通过估计 1979-2009 年间的加总结构性赤字和产出缺口，发现反周期财政政策的时间占大多数。贾俊雪等（2012）分析了中国独特的财政分权体制和官员治理制度分析了地方财政支出周期特征，发现地方政府支出行为呈现出较明显的全国反周期和省份顺周期特征，有助于全国经济稳定但加剧了省份经济波动。付敏杰（2014）则利用了 1953-2011 年的时间序列检验我国整体财政政策的周期性特征。本文利用中国各省的宏观数据来刻画分省的财政政策周期性。

政府的财政政策周期性会面对不同融资约束的企业产生不同影响。几乎所有的企业都会吸收外部资金来满足企业生产前期所产生的成本，而这些成本通常很难通过自有资金提供。这类成本通常包括：研发，市场调研，广告，和固定设备支出等等。不同行业通常所面对的融资约束也不同。常见的融资约束分为两种：（1）外

部融资的依赖程度，通常是满足企业的前期成本，例如长期的研发投资和短期工作资本支出。(2) 通过抵押有形资产，例如设备和厂房，来获得外部资金（参考 Rajan & Zingales,1998）。融资约束传统文献如金融加速器模型（参见 Bernanke and Gertler, 1989; Bernanke et al., 1996; Kiyotaki and Moore, 1997; Carlstrom and Fuerst, 1997; Jermann and Quadrini, 2012），主要讨论了融资约束导致经济波动并强化了宏观经济的冲击。

融资约束除了用来解释宏观经济波动。不同行业融资约束的差异也导致了企业增长的差异。此外，融资约束的差异也解释了企业在面临反周期政策下增长的差异。Aghion et al (2010, 2014)讨论了企业在面临外部冲击时融资约束对企业的影响。首先，融资约束的程度影响到企业投资的组成，融资约束越紧的企业会产生更多的正周期的研发支出。结合政府政策的反周期性，Aghion et al (2010, 2014)发现如果企业在受到负面冲击时面临严重融资约束，来自于外部的稳定性政策会减弱融资约束对企业的影响。此外，企业受到的融资约束越严重，反周期的稳定政策所对企业增长的正面影响越大。

宏观政策对中国企业的影响也存在大量文献，主要讨论了货币政策对企业的影响。饶品贵和姜国华(2011,2013)验证了在货币政策紧缩期银行信贷对国有企业和非国有企业的影响存在差异，进一步确定了宏观经济政策同企业微观行为的联系，同时他们也发现了会计稳健性也对企业的融资行为有所影响。张西征和刘志远(2014)构建了一个理论框架来分析宏观经济因素对企业信用行为的影响，并利用实证检验了宏观经济因素对上市公司和非上市公司的商业信用的影响。他们发现货币政策过度宽松或宏观经济过度扩张时，上市公司部门通过商业信用渠道从非上市企业部门吸纳商业信用资金。李青原和王红建(2013)利用中国制造业上市公司的数据解释了货币政策、资产可抵押性、现金流与公司投资之间的关系，发现的资产的可抵押性是影响企业融资行为的关键因素。王朝才,汪超和曾令涛(2016)利用中国上市公司的数据讨论了中央和地方财政支出政策对不同性质企业的资本结构调整的影响。

为了分析不同企业在面临财政政策周期性和融资约束下不同的增长效应。国有企业和私营企业面对财政政策反周期性的增长差异是本文讨论的重要问题。而代理

成本高低是国有企业和私营企业之间的重要差异之一。因此，本文详细讨论了代理成本对不同企业造成的影响。公司财务理论对代理成本的研究显示代理人问题是影响公司决策和讨论公司内部和外部监控的重要因素，利用代理成本可以解释公司资本结构，分红政策和管理层福利等各种问题（参考 Ang et al, 2000）。显然，代理成本也会显著影响不同企业的增长。Bai, Lu, & Tao (2009)研究了我国国有企业私有化对企业的影响，发现企业私有化增加了企业的销售和企业的劳动力并发现企业盈利的上升主要来自于企业代理成本的下降。Lu, Tao, & Yang(2009)也利用代理成本解释了中国集体企业私有化过程中政府对集体企业控制的变化所带来的影响，发现政府控制的变化改变了企业的代理成本。

三、数据

在实证分析中我们利用中国统计局 1999-2007 年规模以上工业企业数据。企业层面数据包括了销售额超过 500 万的国有和私营工业企业。我们利用 Brandt, Van Biesebroeck and Zhang(2012)的方法将不同年份的同一企业识别出来，并构造本文所使用的企业数据。识别方法不仅利用唯一企业 ID 寻找同一企业，此外我们也考虑了企业名称，地址和所属行业来识别同一企业。即使企业由于重组和私有化所导致 ID 发生改变，这一方法能够识别出不同年份下同一企业。我们去掉缺乏主要变量数据的企业，且在样本中保留连续出现两次的企业。最终样本中包括了 620,612 家企业。表 1 总结了我们在分析中所用到的变量，计算了企业所经营期内平均人均收益，附加值增长率，平均管理支出占销售比例，销售占资产比等变量。²³

表 2 将样本分为国有企业和私营企业，我们看到私营企业同国有企业相比，人均收益和附加值的更快，同时企业管理支出占销售比例相对更低，而销售占资产比例较高。

为了估计财政政策周期性，我们利用 1999-2007 年中国各省统计年鉴中的宏观数据计算财政盈余，估计产出缺口和潜在产出。

3.1 衡量行业融资约束

我们利用两种常见方法来衡量企业所在行业的融资约束。参考 Rajari and

²³我们去掉了数据中的极端情况。

³管理支出包括管理企业过程中发生的支出，通常包括管理人员的薪水福利，娱乐成本，会议成本和交通成本。利用企业数据中的运营利润，来自主要产品和其他产品的净利润，和财务支出，我们可以计算企业的管理支出。这里，运营利润包括来自主要产品和其他产品的净利润减去管理支出和财务支出。财务支出一般包含银行收取的利息和相关费用。

Zingales(1998), 行业融资约束数据通常是利用美国企业数据衡量。第一种衡量方法是刻画企业对外部融资的依赖度 $ExtFin_s$, 外部融资约束定义为企业资本支出同当前现金流之差同资本支出之比, 即不依赖现金流的资本融资比例。 $ExtFin_s$ 确定了企业利用外部资金进行长期投资的份额。第二种衡量方法考虑企业资产结构对融资约束的影响。企业有形资产比例 $AssetTangi_s$ 能够反映不同行业中企业资产结构的差异。企业有形资产比例衡量了企业厂房设备等实物资产同总资产的比例, 通常企业能够抵押有形资产来获得融资。我们将美国 ISIC 三位数的行业外部融资比例数据和有形资产比例数据同中国企业所属行业进行匹配来刻画中国企业融资约束。⁴

3.2 代理成本

由于代理人和所有人的不完全一致所造成的代理成本, 在理论和实证文献上刻画了不同企业的行为。本文参考 Ang et al.(2000)来衡量企业代理成本。我们考虑两种不同的方法来衡量代理成本。第一种方法计算企业管理成本同销售之比, 可以刻画管理支出包含在企业管理中产生的交通、娱乐、福利支出。第二种方法计算企业销售同总资产之比, 这一比例衡量了企业的效率。效率比值从不同的角度刻画了代理成本。

四、计量模型

首先, 我们讨论如何衡量财政政策周期性。各省财政周期性取决于各省产出缺口的变化所带来的财政政策的变化。因此, 利用 1999-2007 年省级宏观数据, 我们估计以下方程来刻画财政周期性:

$$Fisbalance_{p,t} = \eta_p + FisCyclicality_p \times OutputGap_{p,t} + \delta_{p,t},$$

* MERGEFORMAT (1)

这里 $Fisbalance_{p,t}$ 衡量了省份 p 在 t 年的财政政策, 我们利用总财政盈余比潜在产出来衡量财政政策⁵; $OutputGap_{p,t}$ 衡量了省份 p 在 t 年的产出缺口, 即实际 GDP 同潜在 GDP 的偏离百分比。产出缺口帮助刻画了各省经济变化。

⁴美国金融市场相对发达, 利用美国数据来衡量外部融资比例和有形资产比例能够有效降低估计偏差。表 3 刻画了美国各个部门外部融资和有形资产所占比例。

⁵我们利用 HP 滤波来估计潜在产出。

η_p 是常数， $\delta_{p,t}$ 是扰动项。通过利用各省数据估计方程（1），正回归系数 $FisCyclicality_p$ 反映了当经济处于上升期省际财政盈余改善，即财政政策为反周期。为了分析财政周期性和融资约束是如何影响企业增长行为，我们利用 1999-2007 年企业数据和以下回归方程：

$$Y_{i,p,s} = \alpha + \beta_1 \times FisCyclicality_p \times FinCons_s + \beta_2 \times Revenue_i \times FinCons_s + \gamma \times InitialControls_i + \phi_p + \phi_s + \delta_{i,p,s},$$

* MERGEFORMAT (2)

其中 $Y_{i,p,s}$ 代表位于省份 p 和行业 s 的企业 i 的平均附加值增长率或者劳动生产率；方程（2）中的交互项刻画了财政周期性 $FisCyclicality_p$ 和融资约束 $FinCons_s$ 之间的相互作用，其中我们利用外部融资比例和有形资产占比来衡量企业融资约束； $Revenue_i$ 代表企业 i 的收益； γ 是一个向量， $InitialControls_i$ 刻画了企业初始期的资产收益（ROA），杠杆率，资产，规模； ϕ_p, ϕ_s 分别代表省份效应和行业效应， $\delta_{i,p,s}$ 代表回归的扰动项。

回归方程中我们主要关心的系数为 β_1 ，其刻画了财政政策周期性同融资约束的相互作用。给定企业所面临的融资约束， β_1 反映了财政反周期性对企业增长的影响。企业收益的规模也同企业融资约束有关，金融机构通常也更加偏好规模较大的企业进行借贷。而且大量研究也显示小企业相比大企业更难以获得融资。所以，企业规模的差异能够提供不同的角度来刻画企业所面临的融资约束。因此，我们也引入企业销售规模来反映企业融资状况，并在回归模型中引入了企业销售规模和行业融资约束的交互项。

五、结果

在本节的实证分析中，首先估计方程（1）刻画政府财政政策的周期性；其次，我们讨论给定融资约束下财政政策的周期性是如何影响企业增长，同时我们验证了不同所有制企业回归结果的差异，并利用代理成本来解释这种差异；最后，我们提供了稳健性检验，证明我们的结果并不依赖于样本选择和其他的要素。

图 1 刻画了方程（1）中各省财政周期性参数。在方程（1）中，我们的因变量

是各省总财政盈余同潜在产出之比⁶，财政周期性参数反映了财政政策相对产出缺口的敏感度。图 1 的结果显示各省的财政政策周期性强弱有很大的差异，同时某些地区财政政策出现了正周期的特性。回归结果显示财政周期性参数 10%显著的省份包括：陕西、江苏、广西、云南、甘肃、新疆、黑龙江、浙江、福建、江西、湖北、湖南、海南、重庆、四川和山西。样本中，财政反周期性最强的地区，重庆、湖北、贵州，当产出缺口下降，地方政府会相应的增加支出，减少盈余。

给定回归方程（1）中所估计的各省财政周期性，我们把企业平均附加值增长率和劳动生产率增长作为因变量，估计回归方程（2），期中融资约束利用行业外部融资比例和有形资产比例来刻画。

首先，根据表（4）劳动生产率的增长同财政政策反周期性和外部融资比例的交互项呈现显著正相关性，而同同财政政策反周期性和有形资产比例的交互项呈现显著负相关性。财政反周期性越强，外部融资比例越高（有形资产比例越低）的企业所获得的劳动生产率的增长越强。面临融资约束越强的企业所获得财政反周期性的好处越大。其次，当因变量为企业附加值增加，回归结果变化不大。当企业外部融资比例越大，企业所获得财政反周期性的附加值增加越高；但是，附加值的增长同财政政策反周期性和有形资产比例的交互项负相关性为负但在标准置信区间并不显著。

5.1 国有企业和私营企业

我们将企业样本按照国有企业和私营企业划分分别对方程（2）回归。表（5）和表（6）总结了方程（2）回归结果国有企业和私营企业的差异。表（5）发现，当用企业外部融资刻画融资约束时，私营企业的劳动生产率增长和附加值增长同财政政策反周期性和外部融资比例的交互项呈现显著正相关性，而利用国有企业的数
据，方程（2）中财政政策反周期性和外部融资比例的交互项的系数并不显著。这一结果说明财政政策的反周期性对面临融资约束强的私营企业的增长影响要强于国有企业。表（6）中我们考虑有形资产占比刻画融资约束，我们发现私营企业的劳动生产率增长同财政政策反周期性和外部融资比例的交互项呈现显著负相关性，而利用国有企业数据回归显示劳动生产率增长同财政政策反周期性和有形资产比

⁶ 我们同时也考虑了扣除各省利率支出的财政盈余估计财政政策的周期性，财政周期性同方程（1）的回归结果差异。

例的交互项的相关性并不显著。表（6）结果也显示国有企业和私营企业附加值的
增长同同财政政策反周期性和有形资产比例的交互项的相关性并不显著。表（6）
结果基本同表（5）结果一致，即财政政策反周期性对于私营企业的影响要更为显
著。表（5）和（6）的结果支出当我们控制融资约束，私营企业面对财政政策反周
期性产生的增长效应要远远高于国有企业。

5.2 代理成本

有没有其他的因素能够解释私营企业和国有企业面临财政政策反周期性和融
资约束所带来的差异？根据以上的结果，我们研究造成财政政策周期性对企业增长
差异的潜在原因。代理成本被认为是理解企业资源配置效率的重要原因。代理成本
越高，企业运营所付出的成本就越高，同时企业管理运营的效率越低。首先，我们
利用管理支出同销售比值来刻画企业代理成本并利用企业管理支出同销售比值的
中位数将企业划分为高和低两组样本。然后考虑外部融资占比和无形资产占比作为
融资约束。

表（7）和表（8）比较了具有不同代理成本（管理支出同销售比）的企业在面
对财政反周期性下的增长状况。管理支出同销售比越高意味着企业代理成本越大。
表（7）引入外部融资比例作为融资约束，结果显示财政政策反周期性对于具有低
代理成本的企业效应更强。低代理成本的企业所面临的融资约束越强，财政政策的
反周期性所带来的增长效应就越强。表（7）中的回归结果显示对于企业劳动生产
力的增长和附加值的的增长，外部融资约束和财政政策的反周期性的交互项系数对于
低代理成本的企业都是显著为正，而且都要远远超出高代理成本企业。表（8）考
虑了无形资产比例作为融资约束，结果同表（7）结果一致。表（8）中的回归结果
显示对于企业劳动生产力的增长和附加值的的增长，有形资产比例和财政政策的反周
期性的交互项系数对于高代理成本的企业显著为负，而对于低代理成本的企业是为
正。结果显示财政政策的反周期性对于具有高代理成本的企业，融资约束越低多带
来的增长效应甚至为负。这一结果进一步证明了财政政策的反周期性对于那些面临
高融资约束的同时具有低代理成本的企业增长影响要强于那些高代理成本的企业。

除了利用管理支出同销售比来刻画企业代理成本外，我们也考虑了企业效率比

例，销售同总资产比例来刻画代理成本。销售同总资产比例越高，间接指出企业具有低代理成本，企业代理人能够有效运营企业并带来较高的效率。同以上分析类似，我们先利用销售同总资产比例来代表企业代理成本并利用代理成本的中位数将企业划分为高和低两组样本。然后考虑外部融资占比和无形资产占比作为融资约束。

表（9）和表（10）比较了具有不同代理成本（销售同总资产）的企业在面对财政反周期性下的增长状况。当销售同总资产比例越高，意味相应企业的代理成本较低。表（9）引入外部融资比例作为融资约束，结果显示财政政策反周期性对于具有低代理成本的企业效应更强。表（9）的回归结果显示对于企业劳动生产力的增长和附加值的的增长，外部融资约束和财政政策的反周期性的交互项系数对于低代理成本的企业都是显著为正，且系数要高于高代理成本企业。表（10）考虑了无形资产比例作为融资约束，结果同表（9）结果一致。表（10）中的回归结果显示对于企业劳动生产力的增长和附加值的的增长，有形资产比例和财政政策的反周期性的交互项系数对于高代理成本的企业显著为负，而对于低代理成本的企业为正。对于那些销售比总资产较低的企业，如果面临低融资约束，财政政策的反周期性会带来负面的增长效应。表（9）和表（10）的结果同之前表（7）和表（8）的发现相一致。我们发现除了融资约束是影响到财政反周期性对企业增长的重要因素外，企业代理成本也决定了企业在面对财政政策反周期性下增长高低。低代理成本企业同高代理成本的企业相比，在面对财政政策反周期性时，融资约束越强，增长就越快。

5.2 稳健性检验

本节我们检验财政政策反周期性是否受到样本选择或者计量模型的影响。

首先，我们考虑那些财政反周期性显著的省份。表（11）和（12）考虑把管理支出同销售比作为代理成本并按照中位数将企业划分为高和低两组样本。然后分别考虑外部融资占比和无形资产占比作为融资约束。表（11）的结果同之前的结果类似，对于代理成本低的企业，财政政策的反周期性会使得融资约束高的企业增长更快。表（12）的结果显示，对于高代理成本的企业，财政政策的反周期性会使得的融资约束低的企业增长滞后。考虑财政反周期性显著的省份，我们可以验证代理成本也是决定财政政策反周期性对企业增长的重要因素。表（13）和（14）考虑把销售

同总资产作为代理成本并按照中位数将企业划分为高和低两组样本。然后分别考虑外部融资占比和无形资产占比作为融资约束。表（13）的结果显示财政政策反周期性和外部融资约束的交互项的系数并不显著。表（14）的结果同之前类似，对于高代理成本的企业，财政政策的反周期性会使得融资约束低的企业增长滞后。表（13）和（14）整体上能够验证之前的结论。

六、主要结论

本文利用中国企业数据研究了考虑财政政策反周期性下企业融资约束对企业增长的影响。我们证明了不同融资约束导致了反周期的财政政策对企业增长产生了不同的效果。那些具有很强融资约束的企业，反周期的财政政策会使得企业增加投资，显著提高企业的增长。

我们也讨论了不同所有制结构的企业在面临财政政策反周期性和融资约束时增长的差异。处于融资约束很强行业的私营企业在面对财政政策反周期性时通常会呈现较强的增长效应。而对于国有企业，即使处在较强融资约束的行业，财政政策的反周期性也很难产生较强的增长效应。国有企业和私营企业增长差异的来源主要是私营企业更加依赖内部资金和外部资本市场来进行融资。这一结果显示融资约束对于分析企业组织生产决策行为至关重要。此外，我们也考虑利用企业的代理成本来区分不同企业，分析结果显示具有低代理成本的企业，如果处于融资约束较强的行业中，财政政策的反周期性会产生很强的增长效应。这一结果可以深化对于企业行为的理解。

根据以上分析结果，本文验证了财政政策反周期性可以减少受到融资约束影响较强企业在融资方面的约束提高企业的增长，尤其是那些处于融资约束较强行业的企业。2007-2009 年全球金融危机之后，对国家债务的关注使得大家越来越关注财政政策反周期性对宏观经济造成的不稳定性。如何理解宏观政策反周期性提高企业增长减少宏观波动背后的机制仍然是值得研究的方向之一。

参考文献

- Aghion, P., Angeletos, G.-M., Banerjee, A., Manova, K., 2010. Volatility and growth: Credit constraints and the composition of investment. *Journal of Monetary Economics* 57, 246 – 265.
- Aghion, P., Hémous, D., Kharroubi, E., 2014. Cyclical fiscal policy, credit constraints, and industry growth. *Journal of Monetary Economics* 62, 41 – 58.
- Ang, J.S., Cole, R.A., Lin, J.W., 2000. Agency Costs and Ownership Structure. *The Journal of Finance* 55, 81 – 106.
- Bai, C.-E., Lu, J., Tao, Z., 2009. How does privatization work in China? *Journal of Comparative Economics* 37, 453 – 470.
- Bernanke, B., Gertler, M., 1989. Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations. *The American Economic Review* 79, 14 – 31.
- Bernanke, B., Gertler, M., Gilchrist, S., 1996. The Financial Accelerator and the Flight to Quality. *The Review of Economics and Statistics* 78, 1 – 15.
- Carlstrom, C.T., Fuerst, T.S., 1997. Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations: A Computable General Equilibrium Analysis. *The American Economic Review* 87, 893 – 910.
- Jermann, U., Quadrini, V., 2012. Macroeconomic Effects of Financial Shocks. *American Economic Review* 102, 238 – 271.
- Kiyotaki, N., Moore, J., 1997. Credit Cycles. *The Journal of Political Economy* 105, 211 – 248.
- Lu, J., Tao, Z., Yang, Z., 2010. The costs and benefits of government control: Evidence from China's collectively-owned enterprises. *China Economic Review* 21, 282 – 292.
- Rajan, R.G., Zingales, L., 1998. Financial Dependence and Growth. *The American Economic Review* 88, 559 – 586.
- 付敏杰, 2014. 财政政策周期特征研究: 金融危机以来的争论与共识. *金融评论* 1 – 12.
- 张西征, 刘志远, 2014. 中国上市公司商业信用周期性变化的宏观经济动因研究. *经济理论与经济管理* V34, 41 – 56.
- 方红生, 张军, 2009. 中国地方政府扩张偏向的财政行为: 观察与解释. *经济学: 季刊* 8, 1065 – 1082.
- 李青原, 王红军, 2013. 货币政策、资产可抵押性、现金流与公司投资——来自中国制造业上市公司的经验证据. *金融研究* 31 – 45.
- 王志刚, 2010. 中国财政政策的反周期性效果: 基于1978年以来的经验事实. *财政研究* 26 –

31.

王朝才, 汪超, 曾令涛, 2016. 财政政策、企业性质与资本结构动态调整——基于A股上市公司的实证研究. 财政研究 52 - 63.

贾俊雪, 郭庆旺, 赵旭杰, 2012. 地方政府支出行为的周期性特征及其制度根源. 管理世界 22, 7 - 18.

饶品贵, 姜国华, 2011. 货币政策波动、银行信贷与会计稳健性. 金融研究 51 - 71.

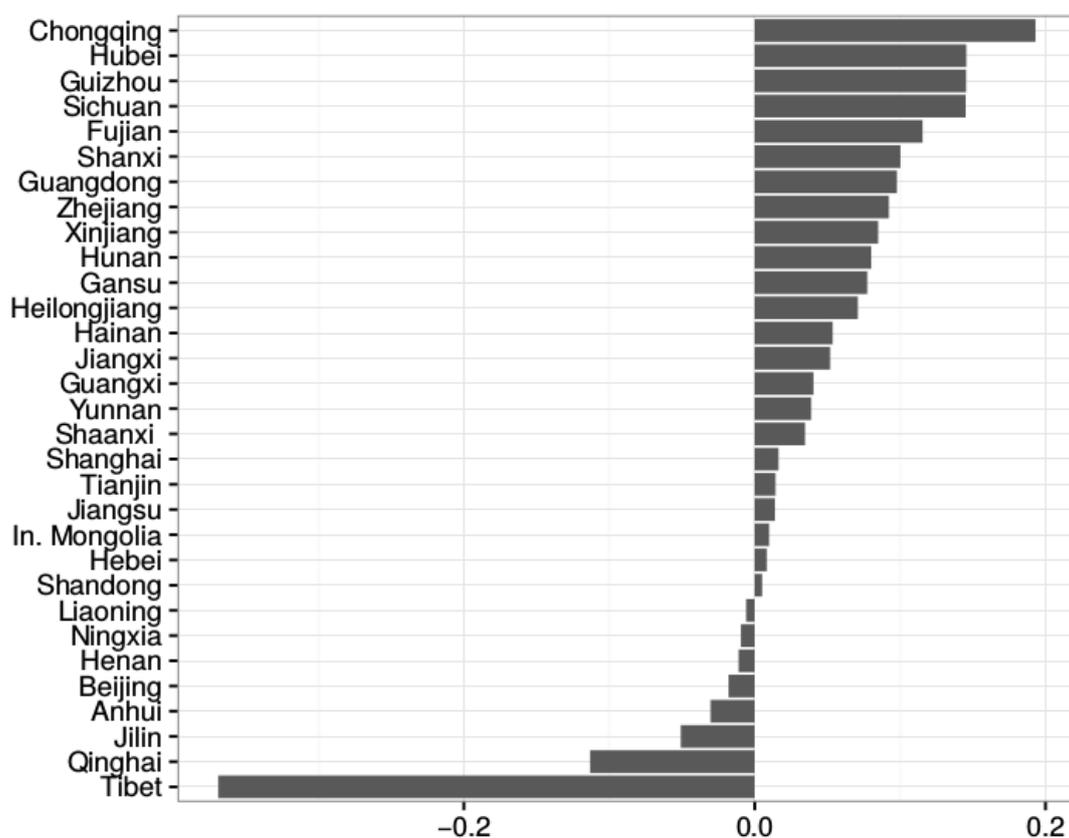


图 1: 分省财政周期性

	Mean	Median	St. Dev.	Pctl(25)	Pctl(75)	N
revenue per worker growth	0.086	0.143	1.012	-0.008	0.371	489,260
value added per worker growth	0.158	0.119	0.677	-0.083	0.377	476,141
management expenses to sales	0.249	0.079	0.382	0.033	0.376	615,531
sales to assets	1.635	1.262	1.311	0.667	2.314	615,531
revenue	9.224	9.338	1.517	8.659	10.134	615,531
ROA	0.073	0.034	0.158	0.002	0.096	615,612
leverage	0.574	0.576	0.308	0.375	0.746	615,612
size	9.414	9.257	1.237	8.507	10.182	615,612

表 1: 企业数据统计

	SOE			Non-SOE		
	Mean	Median	N	Mean	Median	N
revenue per worker growth	-0.267	0.010	47,726	0.124	0.157	441,534
value added per worker growth	0.049	0.026	47,051	0.170	0.130	429,090
management expenses to sales	0.620	0.422	61,865	0.208	0.067	553,666
sales to assets	0.451	0.232	61,865	1.767	1.399	553,666
revenue	7.248	7.088	61,865	9.445	9.430	553,666
ROA	-0.006	0.000	61,868	0.082	0.042	553,744
leverage	0.666	0.619	61,868	0.564	0.572	553,744
size	9.227	9.002	61,868	9.435	9.275	553,744

表 2: 企业数据总结, 国有企业和私营企业

isic	industry	external finance dep	asset tangi
311	Food products	-0.15	0.37
313	Beverages	0.03	0.40
314	Tobacco	-1.14	0.19
321	Textiles	0.01	0.31
322	Apparel	-0.21	0.15
323	Leather	-0.85	0.13
331	Wood products	0.05	0.32
332	Furniture	-0.38	0.28
341	Paper products	-0.35	0.42
342	Printing and publishing	-0.42	0.21
353	Petroleum refineries	-0.02	0.62
355	Rubber products	-0.02	0.36
356	Plastic products	-0.02	0.38
361	Pottery, china, earthenware	-0.41	0.28
362	Glass products	0.03	0.42
369	Non-metallic products	-0.29	0.48
371	Iron and steel	0.05	0.44
372	Non-ferrous metals	-0.12	0.32
381	Fabricated metal products	-0.25	0.28
382	Machinery, except electrical	-0.04	0.22
382	Machinery, except electrical	-0.04	0.22
383	Electrical machinery	0.24	0.21
384	Transport equipment	-0.08	0.23
385	Prof and scient equipment	0.72	0.16
390	Other manufactured products	0.28	0.18
390	Other manufactured products	0.28	0.18
3511	Industrial chemicals	-0.19	0.43
3513	Synthetic resins	0.03	0.40
3522	Drugs	2.43	0.16
3832	Radio products	0.70	0.14
3841	Ship building	0.38	0.28
3843	Motor vehicles	0.06	0.28

表 3: 美国行业外部融资比例和有形资产比例 (ISIC 分类)

	Labor productivity growth		Value added growth	
	External Finance Dependence	Asset Tangibility	External Finance Dependence	Asset Tangibility
	(1)	(2)	(3)	(4)
FC × Financial constraint	0.168*** (0.059)	-1.528*** (0.252)	0.164*** (0.040)	-0.137 (0.175)
Revenue × Financial constraint	-0.009*** (0.002)	0.570*** (0.003)	-0.002 (0.001)	0.140*** (0.002)
Initial controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Province effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Number of observations	455,311	455,311	443,045	443,045
R ²	0.16	0.18	0.13	0.21

表 4: 财政周期性和融资约束

	Labor productivity growth		Value added growth	
	SOE	Non-SOE	SOE	Non-SOE
	(1)	(2)	(3)	(4)
FC × Ext.Fin.	-0.042 (0.183)	0.189*** (0.062)	0.080 (0.105)	0.170*** (0.043)
Revenue × Ext.Fin.	0.006 (0.006)	-0.009*** (0.002)	-0.001 (0.004)	-0.00003 (0.001)
Initial controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Province effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Number of observations	37,991	417,320	37,404	405,641
R ²	0.39	0.14	0.19	0.16

表 5: 财政周期性, 外部融资比例, 国有企业和私营企业

	Labor productivity growth		Value added growth	
	SOE	Non-SOE	SOE	Non-SOE
	(1)	(2)	(3)	(4)
FC × Asset.Tangi.	-1.210 (0.907)	-1.495*** (0.261)	-0.740 (0.526)	-0.036 (0.185)
Revenue × Asset.Tangi.	0.256*** (0.010)	0.638*** (0.004)	0.036*** (0.006)	0.145*** (0.003)
Initial controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Province effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Number of observations	37,991	417,320	37,404	405,641
R ²	0.16	0.17	0.10	0.23

表 6: 财政周期性, 有形资产, 国有企业和私营企业

	Labor productivity growth		Value added growth	
	High	Low	High	Low
	(1)	(2)	(3)	(4)
FC × Ext.Fin.	0.106 (0.089)	0.236*** (0.053)	0.096** (0.044)	0.297*** (0.080)
Revenue × Ext.Fin.	0.001 (0.003)	-0.006*** (0.002)	0.001 (0.001)	-0.004 (0.003)
Initial controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Province effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Number of observations	241,036	214,275	237,467	205,578
R ²	0.16	0.11	0.13	0.25

表 7: 财政周期性, 外部融资比例, 管理支出同销售比例

	Labor productivity growth		Value added growth	
	High	Low	High	Low
	(1)	(2)	(3)	(4)
FC × Asset.Tangi.	-2.615*** (0.417)	0.210 (0.197)	-0.392* (0.211)	0.585** (0.295)
Revenue × Asset.Tangi.	0.657*** (0.005)	0.067*** (0.003)	0.113*** (0.003)	0.014*** (0.005)
Initial controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Province effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Number of observations	241,036	214,275	237,467	205,578
R ²	0.17	0.16	0.15	0.25

表 8: 财政周期性, 有形资产比例, 管理支出同销售比例

	Labor productivity growth		Value added growth	
	High	Low	High	Low
	(1)	(2)	(3)	(4)
FC × Ext.Fin.	0.251*** (0.085)	0.094 (0.083)	0.138* (0.071)	0.121** (0.049)
Revenue × Ext.Fin.	-0.019*** (0.003)	0.007*** (0.002)	0.00001 (0.002)	0.003* (0.001)
Initial controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Province effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Number of observations	235,566	219,745	228,045	215,000
R ²	0.27	0.20	0.26	0.11

表 9: 财政周期性, 外部融资比例, 销售同资产比例

	Labor productivity growth		Value added growth	
	High	Low	High	Low
	(1)	(2)	(3)	(4)
FC × Asset.Tangi.	0.050 (0.305)	-2.358*** (0.393)	0.479* (0.257)	-0.483** (0.239)
Revenue × Asset.Tangi.	0.499*** (0.005)	0.538*** (0.005)	0.115*** (0.004)	0.123*** (0.003)
Initial controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Province effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Number of observations	235,566	219,745	228,045	215,000
R ²	0.16	0.17	0.29	0.19

表 10: 财政周期性, 有形资产比例, 销售同资产比例

	Labor productivity growth		Value added growth	
	High	Low	High	Low
	(1)	(2)	(3)	(4)
FC × Ext.Fin.	0.050 (0.130)	0.269*** (0.071)	-0.020 (0.059)	0.191* (0.104)
Revenue × Ext.Fin.	0.003 (0.003)	-0.005*** (0.002)	0.004** (0.002)	-0.003 (0.003)
Initial controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Province effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Number of observations	147,771	139,825	145,779	134,280
R ²	0.15	0.31	0.11	0.23

表 11: 财政周期性, 外部融资比例, 管理支出同销售比例

	Labor productivity growth		Value added growth	
	High	Low	High	Low
	(1)	(2)	(3)	(4)
FC × Asset.Tangi.	-3.528*** (0.632)	0.192 (0.270)	-0.854*** (0.296)	0.350 (0.397)
Revenue × Asset.Tangi.	0.681*** (0.007)	0.072*** (0.004)	0.125*** (0.003)	0.038*** (0.006)
Initial controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Province effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Number of observations	147,771	139,825	145,779	134,280
R ²	0.17	0.14	0.18	0.24

表 12: 财政周期性, 有形资产比例, 管理支出同销售比例

	Labor productivity growth		Value added growth	
	High	Low	High	Low
	(1)	(2)	(3)	(4)
FC × Ext.Fin.	0.192 (0.117)	0.063 (0.120)	-0.052 (0.090)	0.044 (0.067)
Revenue × Ext.Fin.	-0.015*** (0.003)	0.006** (0.003)	0.00002 (0.002)	0.006*** (0.002)
Initial controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Province effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Number of observations	151,679	135,917	146,894	133,165
R ²	0.17	0.19	0.22	0.11

表 13: 财政周期性, 外部融资比例, 销售同资产比例

	Labor productivity growth		Value added growth	
	High	Low	High	Low
	(1)	(2)	(3)	(4)
FC × Asset.Tangi.	-0.402 (0.428)	-2.323*** (0.604)	0.391 (0.334)	-0.878** (0.347)
Revenue × Asset.Tangi.	0.449*** (0.007)	0.562*** (0.006)	0.136*** (0.005)	0.136*** (0.004)
Initial controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Province effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Number of observations	151,679	135,917	146,894	133,165
R ²	0.15	0.17	0.27	0.22

表 14: 财政周期性, 有形资产比例, 销售同资产比例

分报告三：作为世界货币的美元

——短期非中性、长期非中性及中国如何应对

刘凯（中国人民大学经济学院 国际经济系）

2008 年全球金融危机以来，世界经济经历了深刻调整：中国经济继续保持较快增长，新兴经济体在世界经济中的相对规模有所扩大；贸易保护主义和逆全球化思潮风起云涌，全球贸易发展陷入低潮；经济危机与社会危机、地缘政治冲突交织在一起，经济复苏受到社会不稳定因素以及战争风险的威胁。十年过去了，世界经济还没有完全从这场危机中彻底恢复过来。

但是有两点值得特别注意，一是金融危机的发源地——美国在发达经济体中率先复苏，目前已接近充分就业状态，美国经济的整体实力没有受到金融危机根本性地削弱。二是，以美元本位为主要特征的国际货币体系虽然受到一定冲击，针对其应该改革的国际呼声也日益高涨，但总的来说该体系依然稳健、美元本位并没有受到根本性的挑战。

虽然 2017 年中国经济增长表现不俗，但这主要是受全球经济复苏背景下外需回暖以及国内库存回补推动，中国经济下行压力依然存在，尤其表现在民间投资复苏乏力。同时，虽然金融去杠杆、宏观审慎管理等方面做得尚可，但国内外金融风险依然不可小觑。在这样的背景下，本报告将深入探讨美元及美国货币政策对全球经济（尤其是中国经济）的短期影响和长期影响，以及中国在短期、中期以及长期内应该如何应对。

一、2008 年之后国际货币体系变化不大，美元本位没有受到根本削弱

自 1973 年布雷顿森林体系解体、1976 年牙买加体系建立以来，以美元主导、黄金非货币化（美元与黄金脱钩）以及石油等主要国际大宗商品以美元定价为主要特征的国际货币体系得以确立并逐渐稳固。这种美元在国际贸易和国际金融领域处于绝对领导地位的国际货币体系，我们称之为“美元本位”。从国际贸易和国际金融领域的关键指标数据来看，2008 年全球金融危机之后美元仍然是独一

无二的世界货币，其他货币望尘莫及。

1、在国际贸易中，美元的绝对主导地位没有任何改变

图 1 是环球银行金融电信协会（SWIFT）根据其所掌握的全球跨境交易资金流动情况而得到的全球主要货币使用份额数据，其可以作为国际贸易中货币重要性的指标。该数据表明，从 2012 年到 2014 年，美元始终是第一大贸易货币，而且美元份额从 2012 年的 47.6% 上升至 2014 年的 51.9%，上涨了 4 个多百分点。相反，欧元、英镑份额都出现了下滑。

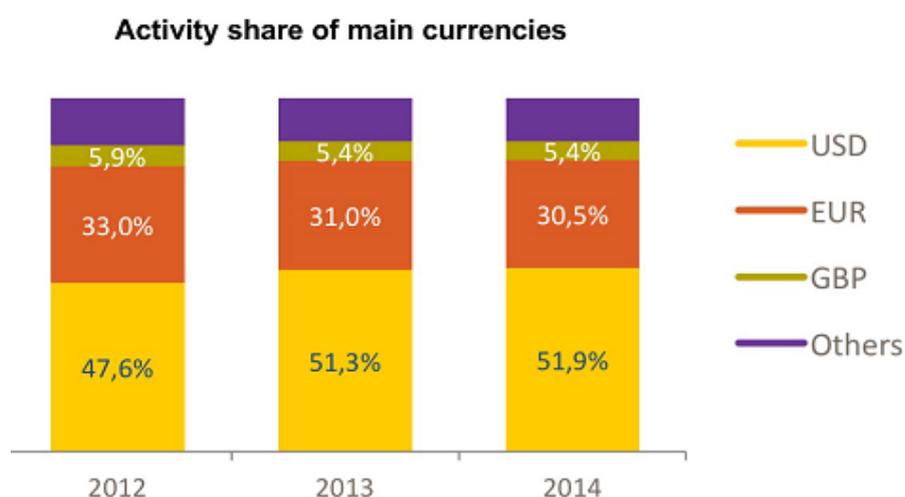


图 1：全球主要货币的使用份额：2012-2014

（数据来源：环球银行金融电信协会，SWIFT）

如果把欧洲看成一个整体、考察全球各个地区之间的资金流量及货币使用，那么美元的绝对主导地位会表现得更加直观（如图 2 所示）。在这一视角下，无论是 2012 年还是 2014 年，美元作为国际贸易的支付货币占据了全球地区间货币使用总量的 80% 左右。相比之下，欧元的使用份额不足 6%。

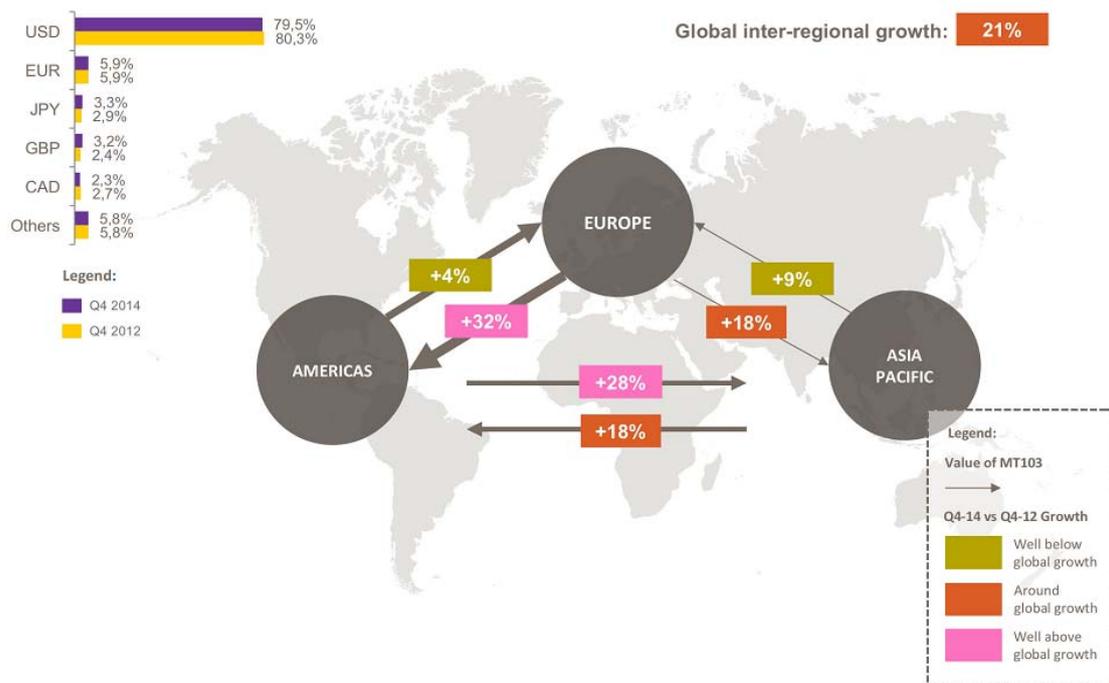


图 2：全球地区间的资金流量涨幅及货币使用份额：2012-2014

（图片来源：环球银行金融电信协会，SWIFT）

2、在全球官方外汇储备中，美元的绝对主导地位没有任何改变

图 2 描绘了自 1999 年欧元问世以来全球官方外汇储备中的货币构成。可以清楚看到，80% 以上的全球官方外汇储备由美元和欧元资产组成，而美元资产份额始终稳定在 60% 以上，比排名第二的欧元份额高出很多。始于美国次贷危机的 2008 年全球金融危机发生以后，美元资产份额不仅没有下降反而稳中有升，而欧元份额却从 2009 年 27.7% 的高点一路下跌至 2016、2017 年的不足 20%。

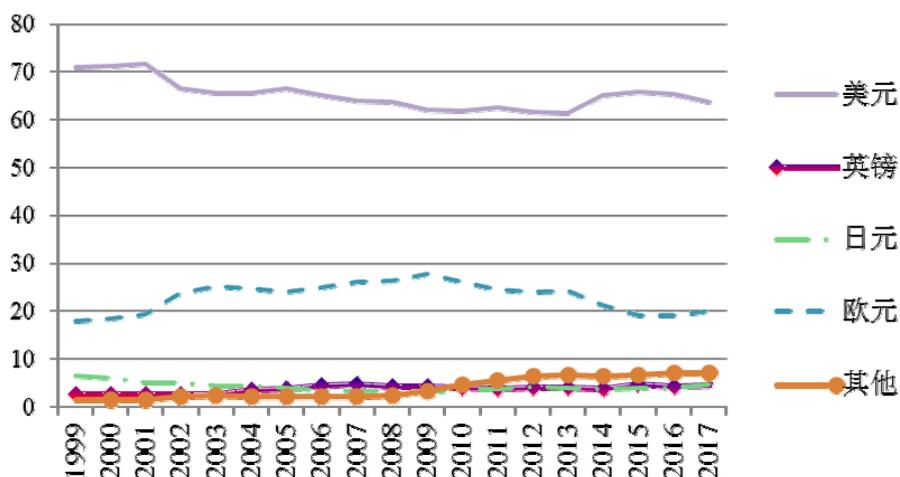


图 3：全球官方外汇储备中的货币构成（COFER）（单位：%）

(数据来源：国际货币基金组织¹)

二、美元在世界经济体系中的短期非中性

关于货币，现代主流宏观经济学达成如下共识：短期内，货币是非中性的，这是央行以及货币政策存在的逻辑基础；长期内，货币是中性的，货币及货币政策不会对实体经济产生影响。作为世界货币的美元，不仅在美国国内，而且在世界范围内发挥着计价单位、交易媒介和价值贮藏手段的职能。因此，美国的货币政策在短期内必然会对全球各国的实体经济产生影响。然而，美联储是美国的央行而不是世界的央行，它以最大化美国利益为原则来制定美国的货币政策，但是并没有一个超国家机构能够使美国货币政策对于他国所产生的外部性内部化。实际上，美元既为美国本国货币也为世界货币的双重角色，是当今国际经济金融体系的主要矛盾之一，它既是很多重大国际经济金融事件的主要原因，也推动着国际经济金融体系自身的演化与发展。

2008 年金融危机之后，美联储实施了多轮量化宽松政策以刺激美国经济，这些政策对其他国家产生了很强的溢出效应。现在，美联储又开始了货币政策正常化进程，进入加息和“缩表”周期。美联储紧缩货币政策同样会引起世界经济和金融市场较为强烈的波动，使得其他国家不得不关注并积极采取应对措施。

1、美元供给扩张短期内会导致美元贬值，产生流动性效应的溢出效应，并会对中国总产出产生负面影响

类似量化宽松这样的美元供给扩张，至少会通过 4 个渠道对中国宏观经济产生影响。第一个是负面供给冲击渠道。美元供给的扩张，会导致美元贬值，这会刺激石油等大宗商品价格上涨，进而带动中国能源、原材料进口成本上涨。这是典型的负面供给冲击，会导致总供给曲线上移，引起经济下滑和通胀上升。

第二个是流动性溢出渠道。增加的美元供给有很大部分会流出美国，流入中国这样的新兴经济体，资本流入会使得中国基础货币被动扩张，进而会刺激中国国内的总需求。美元供给扩张在导致美国名义利率下降（流动性效应）的同时，也会导致中国等新兴经济体名义利率的下降，即流动性效应的溢出效应。

第三个是外需扩张渠道。美国扩张性的货币政策会刺激美国经济增长，并可

¹ 网址：<http://data.imf.org/regular.aspx?key=41175>。其中 2017 年数据为二季度末数据。

能会通过溢出效应刺激其他经济体的短期经济增长，美国和其他国家的经济增长会提高对中国的产品需求，进而拉动中国出口和经济增长。

第四个是相对价格—净出口渠道。美元贬值意味着人民币和其他货币相对升值，但升值幅度取决于各国在资本管制和汇率制度等方面的安排。各国货币汇率的变化，会通过影响各国商品在国际市场上的相对价格进而影响国际贸易，最终通过净出口影响中国的总产出。

通过 Global VAR 模型 (Lei and Liu, 2016) 以及多国 DSGE 模型 (刘凯, 2017c; Chen et al., 2017), 我们定量研究了美元供给扩张对全球经济和中国经济的影响。总的来说, 美元供给扩张对中国总产出的净影响是负面的, 会导致中国 GDP 短期内下滑。进一步的福利分析表明, 如果考虑美元本位下的美国货币政策冲击, 那么完全自由开放的对外金融改革 (开放资本账户并允许人民币汇率完全自由浮动) 不能使中国居民福利最大化, 因而不一定是最优的改革方案。

2、美元短期非中性表现出非对称性，美元供给收缩也很可能对中国总产出产生负面影响

标准的主流宏观分析框架, 如 VAR、DSGE 模型, 都是线性分析框架, 在其中某个冲击对经济体系的影响是对称的: 正向冲击的反面既是负向冲击的结果。但在现实中, 美国货币政策冲击表现出较强的非对称性。在美元供给扩张会对中国总产出产生负面影响的同时, 美元供给收缩很有可能也会对中国 GDP 产生负面影响, 虽然其会导致人民币贬值, 进而通过刺激出口会对中国 GDP 产生一定正向推动作用。

美国货币政策紧缩主要通过以下 3 个渠道会导致中国国内也出现货币紧缩 (或者 LM 曲线左移), 进而对中国 GDP 产生负面影响。第一个是货币政策主动紧缩渠道。美元加息或者美元供给紧缩会导致美元升值、人民币贬值, 在中国当前的汇率制度下人民银行为了维持人民币币值的稳定可能会选择主动加息来抑制人民币大幅贬值。第二个是资本外流渠道。一般来说, 美元加息或者美元升值会导致其他国家资本外流, 在非完全资本管制的前提下, 资本外流总会存在, 这会导致中国基础货币被动收缩从而出现货币供给紧缩。第三个是通货膨胀渠道。人民币贬值会使得部分进口商品价格上涨, 进而可能导致通货膨胀上升而使得实际货币余额收缩、LM 曲线左移。

3、在一定条件下，美元加息会导致其他国家货币危机和金融危机的发生

外汇风险引发的货币危机是导致新兴经济体国内爆发全面金融危机的关键环节。新兴经济体金融危机的一般发展过程如下（米什金，2009）。首先，金融危机的某个诱发因素产生，如美元加息、国内资产价格泡沫破灭、外债失衡、实体经济下滑导致市场不确定性大增或者金融自由化过度且监管不力。其次，外汇风险陡增，引发资本外逃和投机性货币攻击，本币大幅贬值，货币危机发生。最后，货币危机导致利率上升和通货膨胀，企业资产负债表恶化，引发银行业危机，全面金融危机爆发。

表 1：各国货币危机总结

货币危机	1992 年 英国 英镑危机	1997 年 泰国 泰铢危机	1998 年 俄罗斯 卢布危机	2001 年 阿根廷 比索危机	2014 年 俄罗斯 卢布危机
内部诱因	经济不景气， 低利率政策。	固定汇率制， 房地产泡沫， 股市泡沫。	政局不稳， 财政失衡。	固定汇率制， 财政失衡， 政局不稳。	外债负担沉 重。
外部诱因	德国为反通 胀提高利率， 投机性货币 攻击。	美元升值， 投机性货币 攻击。	泰国韩国金 融危机传染， 投机性货币 攻击。	美联储加息。	油价大跌，美 欧金融经济 制裁，美元升 值预期。
经验教训	实体经济是 支撑货币信 心的基础， 国际货币政 策协调的必 要性。	密切关注美 元升值动向， 外汇储备不 充足时固定 汇率风险大， 金融制度完 善应先于金 融开放。	市场制度完 善应先于金 融开放， 要有良好财 政状况和合 理债务结构， 足够外汇储 备的重要性。	密切关注美 元加息， 固定汇率制 的弊端， 要有良好财 政状况和合 理债务结构。	合理外债规 模的重要性， 经济结构单 一（过度依赖 石油出口）的 危害， 密切关注美 元升值动向。

来源：刘凯（2016）

从国际历史经验来看，美元短期非中性有时候会以激烈的方式表现出来，美元加息或者美元升值是诱发新兴经济体货币危机的重要因素。表 1 总结了近 20 多年来几个国家货币危机的诱导因素及其经验教训，从中我们可以看出：美联储加息或者美元升值预期是 1997 年泰国泰铢危机、2001 年阿根廷比索危机以及 2014 年俄罗斯卢布危机的重要外部诱因。目前，美元已经进入加息周期，2018 年美联储预计还会加息数次，包括中国在内的新兴经济体确实应该高度重视并谨慎应对。

当然，新兴经济体货币危机的发生，除了外部诱因之外，还需要一个必要条件以及一些内部诱发因素。这个必要条件就是很大程度的金融开放和资本自由流动，而内部诱发因素则包括经济下行、资产价格泡沫、财政严重失衡且主权债务负担很重、国内企业以美元计价的外债负担沉重以及本币巨大贬值压力下仍维持固定汇率制等等。¹在表 1 列举的货币危机例子中，金融开放和资本自由流动的必要条件都是满足的。国内金融市场与国际金融市场充分连通、资本流动自由是投机性货币攻击以及资本外逃能够产生实质性危害的前提，而内部诱发因素则是触发投机性货币攻击和资本外逃的导火索。

三、美元在世界经济体系中的长期非中性

虽然现代主流宏观经济学倾向于认为，货币在长期内是中性的，货币及货币政策不会对实体经济产生影响。但我们研究发现，作为世界货币的美元，其在全球经济中表现为长期非中性，货币供给能够在长期内影响全球生产、分配、交换与消费。而且，美元在世界经济中的长期非中性，是全球经济结构性失衡的根源。

1、有必要将全球经济失衡区分为周期性失衡与结构性失衡

全球经济失衡是过去几十年世界经济的主要特征之一，其主要表现为美国经济长达数十年的、不间断的贸易赤字（如图 4 所示）。自 1976 年牙买加体系建立以来，在长达 40 年的时间里，美国国内的总消费一直大于其国内总产出。而且，美国对其主要贸易伙伴几乎都保持着贸易逆差（如图 5 所示）。在上世纪 80、90 年代，美国的主要贸易逆差国是日本；进入新世纪，其主要贸易逆差则来源于中国和欧洲。2008 年全球金融危机之后，美国贸易赤字规模有所减小，但是看不

¹ 余永定（2016）在总结了各国货币危机经验教训之后甚至认为，一国发生货币危机的充分必要条件是资本自由流动、固定汇率制度加上国际收支逆差。

到其完全消失的趋势。最近几年，美国贸易逆差占 GDP 比重维持在 3% 左右的水平，仍然是个不小的数值。

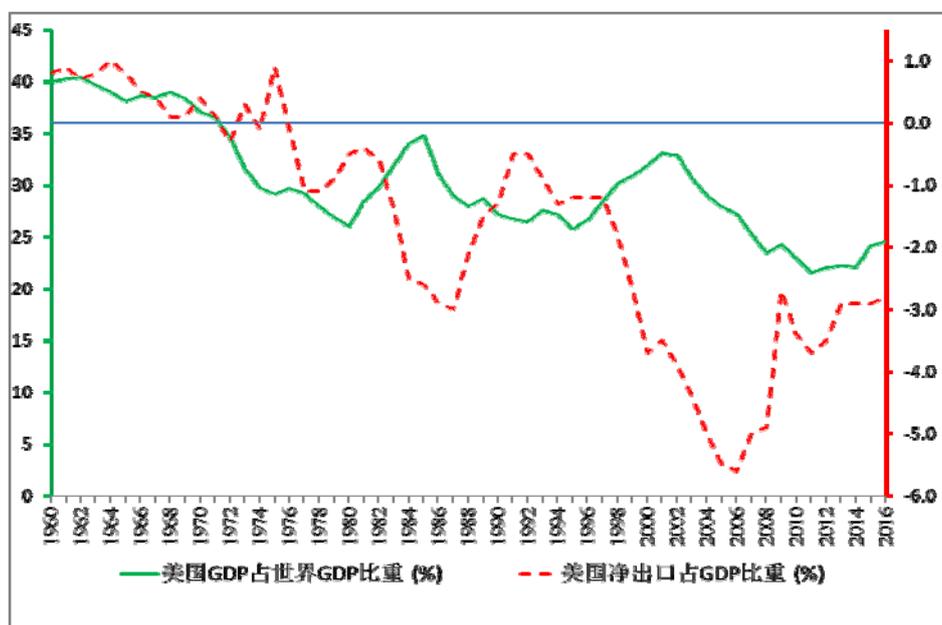


图 4：美国净出口占 GDP 比重和美国 GDP 占世界 GDP 比重

(数据来源：美国商务部经济研究局以及世界银行)

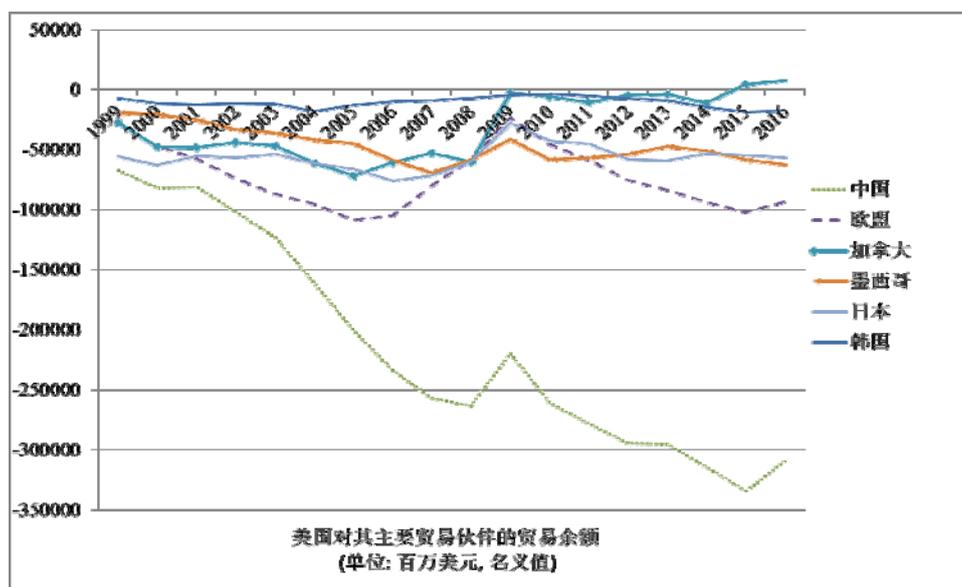


图 5：美国对其主要贸易伙伴的贸易余额（包括货物贸易和服务贸易）

(数据来源：美国商务部经济研究局)

可以发现，美国的贸易赤字与其 GDP 占世界 GDP 的比重有着高度的正相关关系（如图 4 所示），全球经济失衡随着美国经济相对规模的变化而呈现出周期性变化的特征。这一现象并不难理解，因为当其他条件不变时，一国的出口水平与世界上其他国家的 GDP 水平正相关，而一国自身 GDP 水平的提升则会促进该国的进口。Engel and Rogers (2006) 以及其他相关研究都探讨了这一正相关关系。然而，图 4、图 5 所呈现出的最重要的事实恐怕是：美国的贸易赤字是一个长期而非短期现象，而且是一个结构性现象。美国贸易赤字已经不间断地持续了长达 40 年之久，我们看不到美国进出口贸易回归到平衡贸易的趋势。这充分说明了全球经济失衡是全球经济的一种稳定存在的、长期的、结构性的失衡现象，而不像 Obstfeld and Rogoff (2005) 以及 Feldstein (2008) 等所认为的，是一种暂时的、短期的失衡现象。

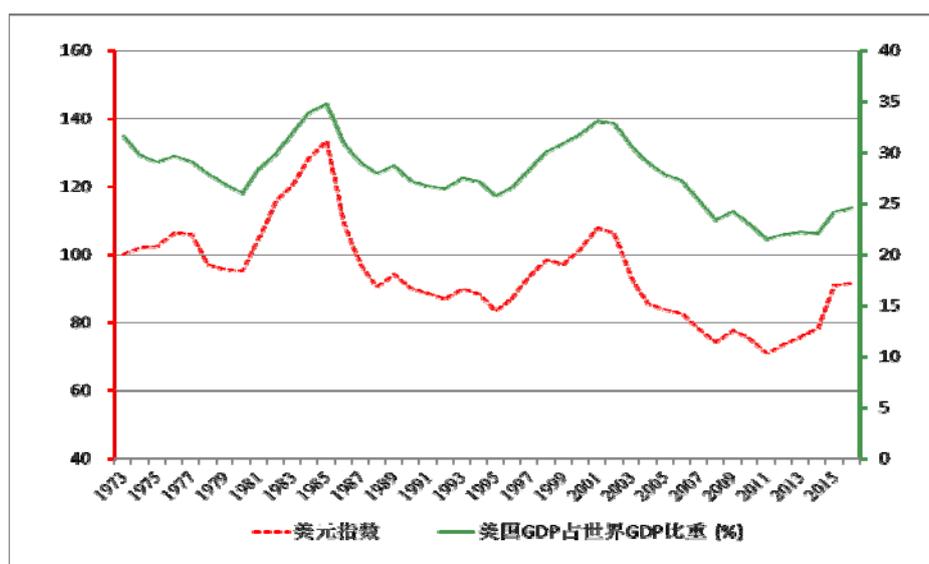


图 6：美元指数的变化趋势

(数据来源：美联储及世界银行)

对于全球经济失衡，已有文献提出了多种解释，包括“全球储蓄过剩”论、实体经济增长分化论、各国宏观经济政策协调失败论、人口因素论、“双赤字”论(刘凯, 2017c)。但主流观点如 Obstfeld and Rogoff (2005) 以及 Feldstein (2008) 等都预测，美国与世界其他国家的贸易失衡是不可持续的，美元的实际汇率在未来很可能会不得不大幅贬值，然后全球经济失衡现象会逐渐消失。这种观点是值

得商榷的，它忽略了美元作为唯一世界货币的特殊地位，这一特殊地位会随着世界经济和国际贸易的增长引致国际市场上更多的美元需求，从而能够抑制美元在长期中贬值的压力。图 6 描绘了近 40 年来美元指数的变化趋势，从中可以看出，40 年来美元并没有明显的贬值趋势。事实上，2016 年美元平均指数约为 92、略高于 1988 年水平。2011 年以来美元指数不断走强、累积升值了近 30%，这也充分表明了美元的强势。与此同时，我们可以将近几十年来美国通货膨胀率与世界上其他主要经济体的通货膨胀率进行对比，同样能看到美元实际汇率也没有出现根本性的趋势性贬值。

总而言之，美国长期的、持续性的贸易赤字表明了全球经济失衡是一个长期的、结构性的现象，而美元本位很可能是解释这一现象的关键因素。周期性的因素当然会造成美国贸易赤字的短期波动，但它们无法解释美国贸易赤字的超长时间存在。因此，从逻辑上将全球经济失衡区分为周期性失衡与结构性失衡是有必要的。

2、美元本位是导致结构性全球经济失衡的根本原因

通过构建一个两国 DSGE 模型（刘凯，2017b），我们证明了：在全球贸易的美元本位下，全球经济失衡现象能够在长期稳态下稳定存在。美元的特殊地位导致了国际上对美元的超额需求，根据美国财政部向美国国会提交的报告显示，2000 年约有 50%—70% 的美元通货在美国国外流通。¹由于贸易盈余是其他国家获取美元的主要方式，因此美元的超额国际需求使得全球经济失衡成为一种结构性、长期性的现象。只要全球经济继续增长或者全球化继续深化发展，美元本位下的全球贸易就会不断扩张，如果世界上美国之外的其他国家在国际贸易时面临货币先行（CIA）约束，那么它们就只能通过对美国贸易盈余的方式来满足其对美元的超额需求。

进一步的数值模拟分析表明：在稳态下，美国贸易赤字规模是离岸美元需求强度的增函数（如图 7 所示），也是全球名义 GDP 增速、国际贸易开放度、国内外产品的替代弹性以及美国经济在世界经济中相对规模大小的增函数（如图 8、9 所示）；如果美国经济在世界经济中的相对规模趋势性地变大，那么美元也会趋势性地升值（如图 10 所示）。因此，在美元本位下货币表现出长期非中性，在

¹ 此报告可从 <http://www.treasury.gov/press-center/press-releases/Pages/report3084.aspx> 下载。

长期内，货币供给增速通过影响全球名义 GDP 增速而影响到全球生产、分配、交换与消费，进而使得全球结构性失衡发生变化。

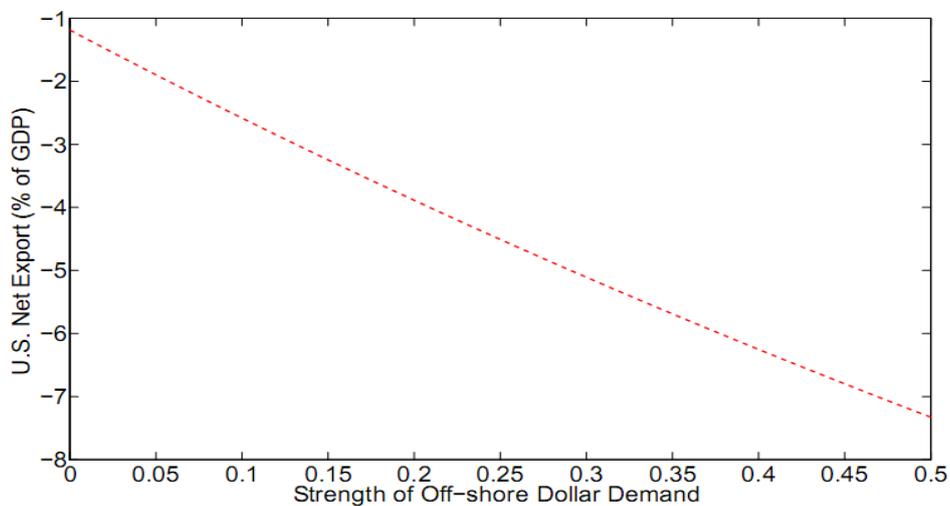


图 7：离岸美元需求强度与结构性全球经济失衡

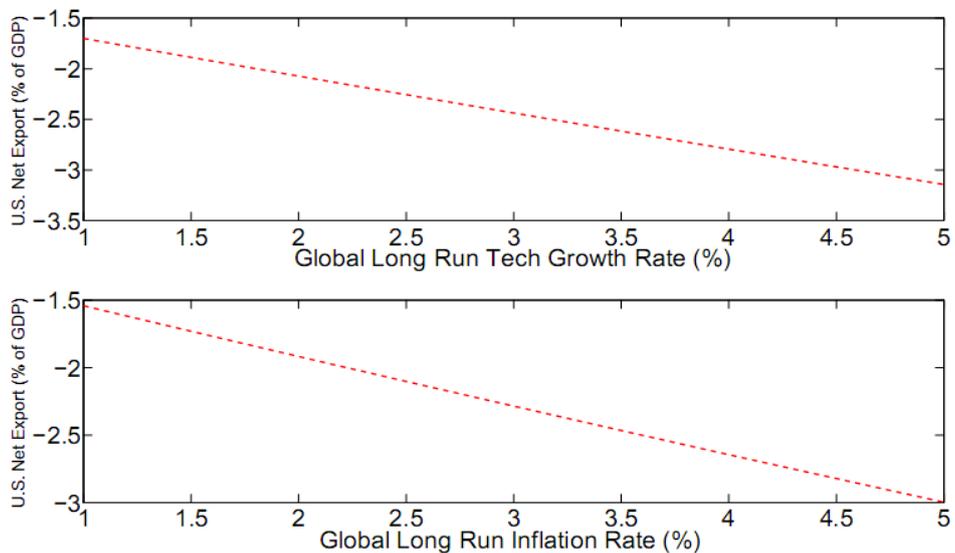


图 8：全球技术进步、全球通货膨胀与结构性全球经济失衡

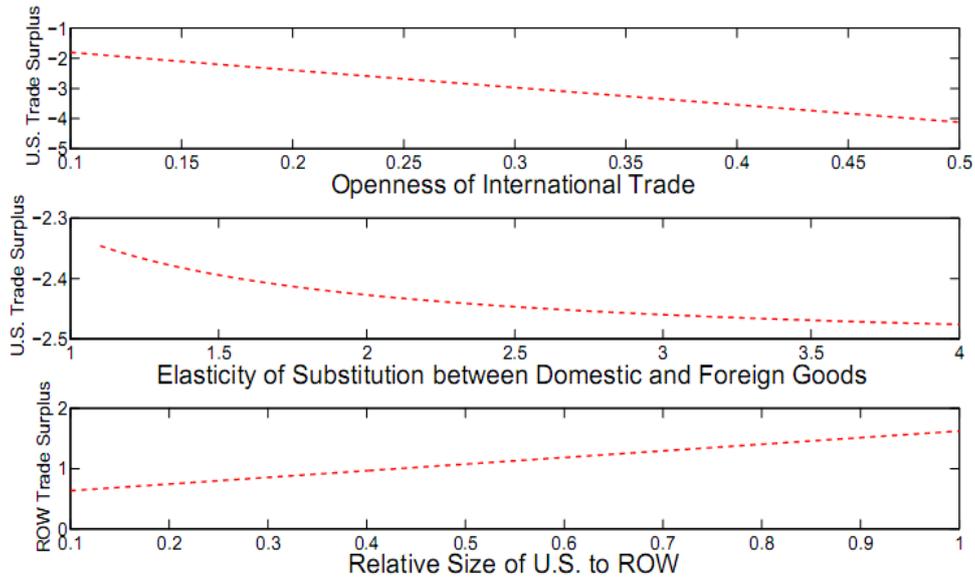


图 9: 贸易开放度、国内外产品替代弹性、美国经济规模的相对大小与结构性全球经济失衡

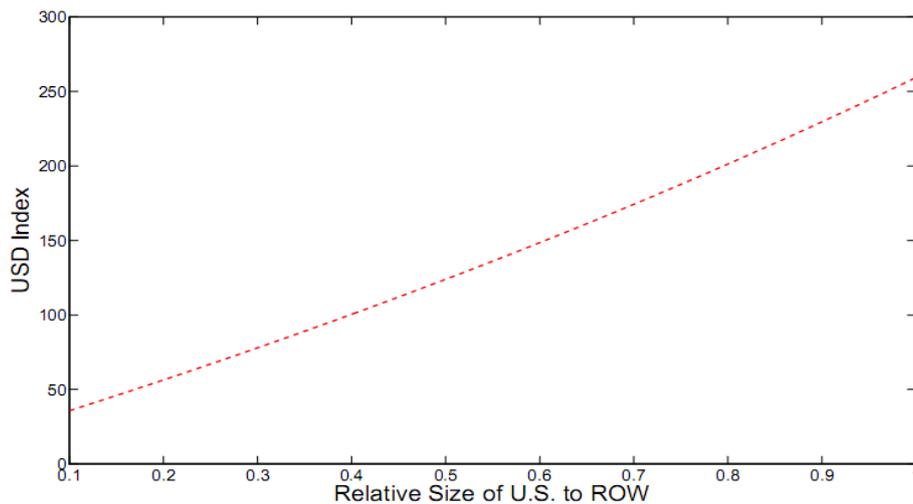


图 10: 美国经济规模的相对大小和美元指数

如果在国际贸易中不存在美元本位，那么结构性的全球经济失衡现象就会消失。从这个意义上讲，把美元发行带给美国的利益称为“国际铸币税”在逻辑上是不通的，称之为“国际铸币债”可能更合适。“税”带有强制性，而且征收后无需返还。但美国发行的世界货币——美元只是暂时性地沉积在美国之外，如果我们不是“历史终结论”者、相信当前国际货币体系终有一天会迎来根本性变革，那么在美元本位终结之时美国就需要偿还这些“国际铸币债”。

表 2: 结构性与周期性全球经济失衡的影响因素

全球经济失衡		
	结构性失衡	周期性失衡
影响因素	离岸美元需求强度（美元在国际货币体系中的重要性）； 长期全球名义 GDP 增速； 国际贸易开放度； 国内外产品的替代弹性； 美国经济在世界经济中的长期相对规模大小；	美国或他国短期技术冲击； 美国或他国短期货币政策冲击； 美国或他国短期财政政策冲击； 其他短期冲击；

在区分了结构性与周期性全球经济失衡之后，它们各自的影响因素可以大致归纳为如表 2 所示。美元本位是导致全球经济结构性失衡以及美国长期贸易赤字的前提条件，而其他原因（如经济增长不平衡、全球金融发展不平衡、一国的汇率政策、美国货币政策冲击等）则只是导致全球经济周期性失衡的原因。上世纪 80 年代中后期，美国指责日元汇率因素是导致其贸易逆差的主要原因，强迫日本接受“广场协议”，日元被迫大幅度升值，其结果是：日本房地产市场和股票市场出现泡沫并最终破灭，日本迎来了惨痛的“失去的二十年”，而美国的贸易逆差依然存在，并持续至今。所以，我们可以预见：即使中国按照美国的“指导”进行人民币汇率调整，美国长期性的贸易逆差并不会得到根本改变，而中国经济却极可能面临巨大风险。从理论上讲，只有美国自己才能从根本上扭转其长期贸易赤字的状况，其手段就是终结美元在国际货币体系中的领导者地位。

3、美元本位通过结构性全球经济失衡影响了全球福利分配，它增进了美国居民的福利，却削弱了世界其他国家居民的福利

通过对我们的两国 DSGE 模型（刘凯，2017b）进行福利方面的数值模拟分析，我们发现：美元本位通过结构性全球经济失衡增进了美国居民的福利，却削弱了世界其他国家居民的福利；国际贸易中美元本位的削弱（例如离岸美元需求减弱），会降低美国居民的福利，但是会增加其他国家居民的福利，总的来说全世界的净福利水平会增加（如图 11 所示）。也就是说，改革当前国际货币体系、削弱美元本位对于世界各国来说不是帕累托改进（美国居民福利会下降），但却

是卡尔多改进。

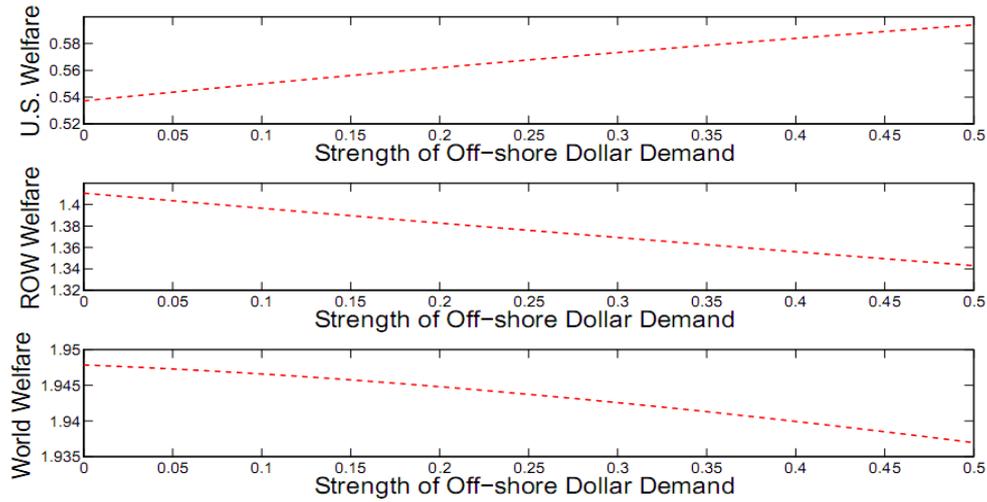


图 11：离岸美元需求强度、结构性全球经济失衡与全球福利分配

通过进一步的分析可以发现，结构性的全球经济失衡与不平等国际贸易是共同存在的，在长期内贸易条件是有利于美国的，美元本位正是通过不平等贸易增进了美国居民福利而削弱了他国居民福利。图 12 的第一幅图描绘了美国的贸易条件（定义为美国出口价格与进口价格之比）是如何随着离岸美元需求强度的变化而变化的。我们还可以先把美国出口价格和进口价格分别根据美国实际边际成本和世界其他国家实际边际成本进行调整，然后再计算美国的贸易条件。图 12 的第二幅图就是关于经实际边际成本调整后的贸易条件的结果，该结果与图 12 第一幅图的结果一致。总的来说，贸易条件总是对美国有益的，美国的出口价格总是高于其进口价格。为了获得足够多的美元，世界其他国家需要出口更多，因此世界其他国家生产的产品在国际市场上变得相对便宜，这就导致了贸易条件有利于美国而不利于世界其他国家。随着离岸美元需求强度的增加，这种不平等贸易会变得更加不平等，美国与世界其他国家之间的福利分配也会变得越来越不平等。

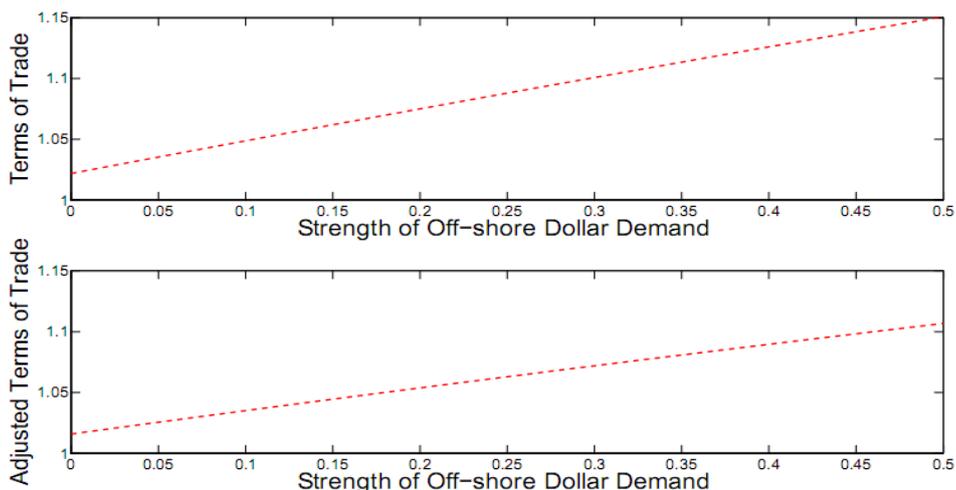


图 12：离岸美元需求强度和贸易条件

因此，我们可以大胆预测：虽然短期内特朗普政府治下的美国可能会有贸易保护主义和逆全球化的倾向和行为，但美国不会轻易放弃对国际贸易和国际金融领域美元本位的维护，中期内美国对自由贸易和全球化的态度可能会发生反转。因为，美元本位以及经济全球化本质上是有利于美国长期利益的。

四、中国的应对策略

1、短期内要维持偏紧的跨境资本流动管理，这是防范对外金融风险、避免内外金融风险恶性联动以及维护货币政策有效性的必要举措

需要指出的是，对跨境资本流动（尤其是短期内大规模跨境资本流动）的管理应该被视为一种中性政策，国际金融的历史经验以及当今国际规则都允许合理的跨境资本流动管理。2008 年全球金融危机之后，一向对资本账户开放持积极态度的 IMF 也开始转变立场，支持各国审慎渐近地开放资本账户，赞同采取适当措施来管理跨境资本流动（IMF，2012）。对跨境资本流动的审慎管理属于广义宏观审慎政策的范畴。金融市场（无论是内部还是对外）的自由、开放在很大程度上是有利于优化资源配置的，但金融市场的特殊性使得过度自由、开放往往容易滋生系统性风险。而宏观审慎监管的本质，就是金融效率与金融风险的权衡取舍。

从国际历史经验来看，发达经济体（尤其是美国）收紧货币政策往往是诱发新兴经济体货币危机和金融危机的重要因素（刘凯，2016）。而且，在当前国内金融风险（如高债务风险、房地产风险）较大、经济下行压力犹存以及国内金融

市场和金融制度尚不完善的情形下，内外部金融风险存在恶性联动的可能(刘凯，2017c；管涛，2016；余永定，2016)。一般情况下，在资本能够自由流动时，内部金融风险的攀升连同实体经济的下行，会导致市场对经济发展前景信心不足、预期下调，进而可能引发资本外逃(包括企业层面的投资外逃和居民层面的存款“搬家”)，导致本币急剧贬值，严重时可演变成货币危机。而对外金融风险的加剧(比如由美元加息诱发的本币贬值和资本外流)则会通过国内流动性收紧进一步恶化国内金融风险，使得房价股价等资产价格下跌以及企业债务负担由于融资成本上升而进一步恶化，如此形成恶性循环(如图 13 所示)。

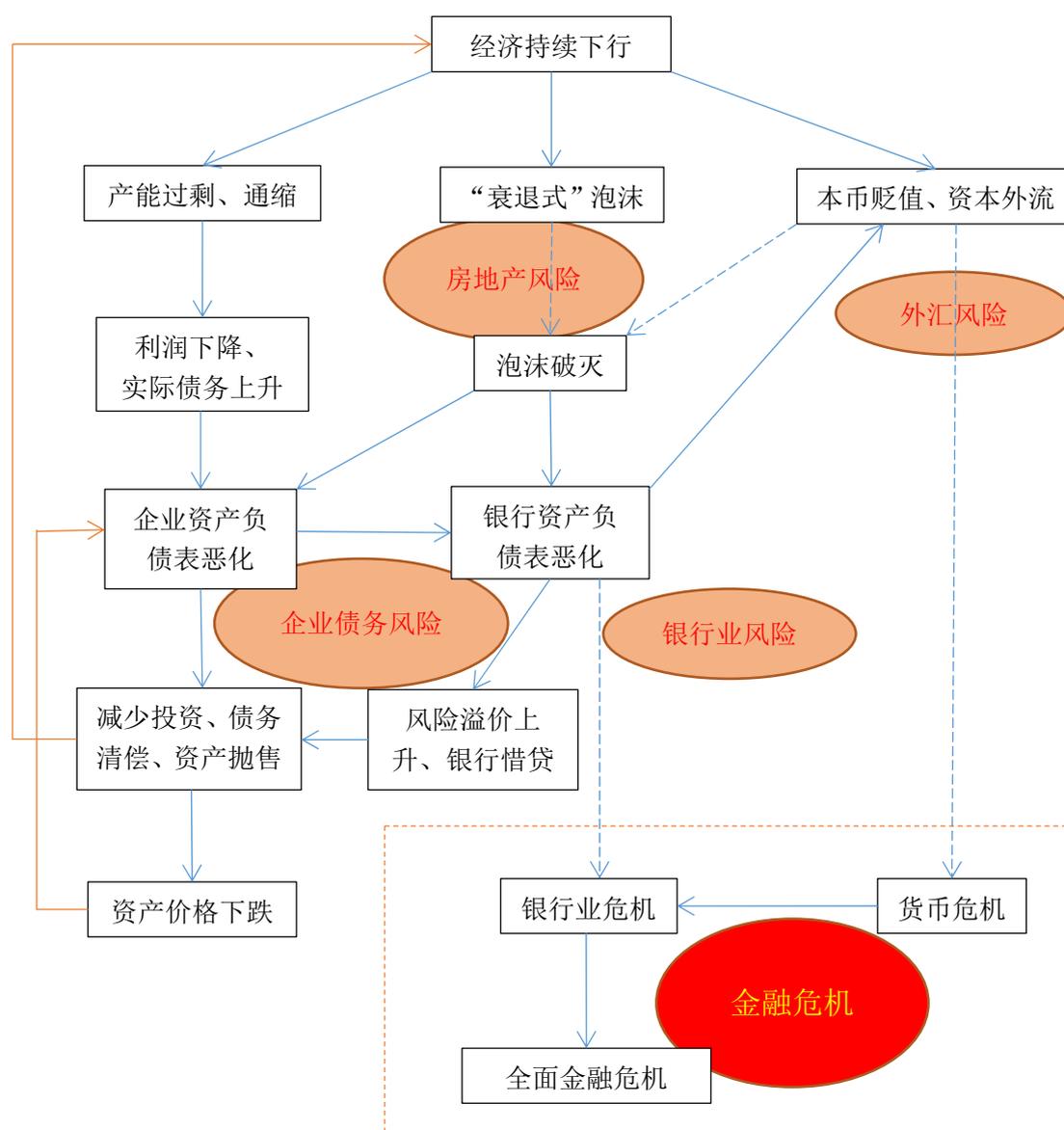


图 13：经济下行态势下中国面临的主要金融风险点及其联动机制

(注：虚线箭头表示“可能引发”；图片来自于刘凯（2017a）)

考虑到美元的世界货币地位，当美国货币政策出现较大变动时，对于外围国家来说，传统的“三元悖论”理论会退化为“二元悖论”，即：无论外围国家实施的是固定汇率制还是浮动汇率制，资本自由流动与货币政策独立性二者只能取其一；要确保货币政策有效性不受到美国货币政策变动所导致的大规模跨境资本流动的影响，就必须限制资本自由流动（Rey, 2015；刘凯，2017c）。如果美元加息和“缩表”引发的对外金融风险与国内金融风险恶性联动，引起国内金融市场失序，那么货币政策将完全失效、无法发挥“稳增长”作用。即使没有导致国内金融市场失序而仅仅是造成了大规模资本外流，货币政策也会因外汇占款大幅减少而被动紧缩，其效果将大打折扣。要想减弱美国和其他主要经济体货币政策正常化进程对中国金融系统和货币政策有效性的冲击，适当加强跨境资本流动管理是必要手段。

2、中期内要避免患上“人民币升值依赖症”，并要构建更加灵活的人民币汇率形成机制

过去几十年的快速经济增长，使得中国在世界经济中的体量越来越大，而“汇率面纱”使得“中国增长奇迹”显得更加绚烂夺目。以中日 GDP 相对规模为例，2010 年中国名义 GDP 大约是 6 万亿美元，略微超过日本，中国成为仅次于美国的世界第二大经济体。仅仅 4 年之后，中国的名义 GDP 就超过 10 万亿美元，而日本名义 GDP 却萎缩至不足 5 万亿美元，中国经济规模扩大至日本两倍有余。但众所周知，2010 年之后中国实际 GDP 增速持续下滑，2011 年为 9.5%，到了 2014 年已下滑至 7.3%，2010 年至 2014 年中国实际 GDP 累积增长只有 36.7%。那为何这 4 年内中日经济相对规模由 1:1 大幅拉大至 2:1 左右？汇率因素使然。从 2010 年底到 2014 年底，人民币兑美元累积升值 8.2%，而日元兑美元却大幅贬值 32.2%。人民币升值因素在“缩小”中国与发达国家差距方面功不可没。

实际上，与若干年前努力防范人民币大幅升值以促进出口不同，中国的宏观经济政策制定近些年来在一定程度上已经表现出“人民币升值依赖症”，即：非对称地看待人民币升值和贬值，在人民币汇率波动周期中更偏好人民币兑美元升值而非贬值，认为人民币升值可以带给中国更多“好处”。在一些政策报告和媒

体宣传中，人民币汇率稳中有升也经常被作为一项“好”的经济表现而列出。除了能够在名义上加快缩小中国经济规模与发达经济体的差距，在美元本位下，人民币兑美元升值对于中国来说在中期内至少还有以下两方面的“好处”。

第一，人民币兑美元稳定升值似乎有利于中国顺利跨越所谓“中等收入陷阱”。“中等收入陷阱”这一概念最早世界银行提出，它指的是很多发展中国家在成为中等收入经济体之后，由于各种经济社会原因不能再保持较高速度的经济增长，从而不能成功跃升到高收入经济体。从统计上来看，在 1960 年已经成为中等收入经济体的 100 来个经济体中，到 2008 年成功上升为高收入经济体的仅有 10 多个，大部分经济体没能跨过“中等收入陷阱”。也就是说，发展中国家陷入“中等收入陷阱”似乎是一种大概率事件。因此，虽然并没有强有力的理论支撑，但“中等收入陷阱”这一概念早已成为发展中国家的一种“心理陷阱”，对于中国来说尤其如此。国家“十三五”规划纲要就明确强调，要努力跨越“中等收入陷阱”。

而“中等收入经济体”、“高收入经济体”的界定标准是世界银行基于名义汇率的方法计算给出的。按照世界银行 2015 年的分组标准，人均国民总收入介于 4126~12735 美元之间的为中等偏上收入经济体，高于 12736 美元为高收入经济体。2015 年中国的人均国民总收入为 7900 美元，处于中等偏上经济体水平，距离 12736 美元的高收入经济体标准还有较大距离。因此，在未来一段时间，如果人民币兑美元汇率稳中有升，那么中国顺利跨越“中等收入陷阱”、成为高收入国家的可能性就要大很多。反之，人民币兑美元趋势性的贬值则会加大中国跨越“中等收入陷阱”的难度。

第二，从表面上来看，人民币汇率保持稳中有升的态势将有利于人民币国际化。随着中国经济实力的稳步增强，一个自然的逻辑就是：中国的货币——人民币在世界货币体系中的地位也应该相应增强。人民币国际化本质上就是人民币在国际贸易和国际金融领域削弱美元本位和部分替代美元的过程，美元作为世界货币带给美国的收益就是人民币国际化的潜在收益。因此，推进人民币国际化已成为中国的一项战略选择。而人民币汇率保持稳中有升的态势将有利于增强市场对于人民币的信心以及持有需求，从而有利于人民币国际化的推进。2009 年至 2014 年，人民币兑美元稳健升值，为人民币国际化的稳步推进创造了良好条件。环球

银行金融电信协会（SWIFT）数据显示：截至 2014 年 12 月，人民币成为全球第 2 大贸易融资货币、第 5 大支付货币和第 6 大外汇交易货币。但 2015 年“811 汇改”之后的一年多时间内，出现了人民币趋势性贬值和资本大量外流，这在一定程度上对人民币国际化进程造成了负面影响。因此，虽然人民币 2016 年 10 月 1 日正式进入 SDR 货币篮子，但 2016 年 10 月份人民币的全球支付额下滑至第六位，在传统的贸易金融领域，人民币排名也出现了下滑。

基于上述原因，这些年来来的宏观政策制定努力维持人民币汇率的稳健，害怕其较大幅度贬值，而对其稳中有升的态势却乐见其成，似乎患上了“人民币升值依赖症”。但事实上，支撑“人民币升值依赖症”的上述理由并没有反映经济发展的本质，它们只是某些认识上的偏误。首先，能够准确反映一国经济实力和居民生活水平的是根据购买力平价（PPP）调整后的 GDP（或 GNI），而不是根据名义汇率计算的 GDP（或 GNI），根据 PPP 调整后的总量经济指标也更为稳定。还是以 2010 年至 2014 年这一段时间为例，虽然名义上中国 GDP 对日本的相对规模增大了一倍多，但根据 PPP 调整后的相对规模只增大了 31.7%，这与中日两国的实际经济增长情况基本吻合。在这段时间内，以美元名义汇率计价的日本 GDP 大幅下跌了 14.9%，但实际上这几年日本却经历了经济增长。正因为如此，日本等发达国家央行在制定货币政策、调控经济时，更多关注的是基于本国不变价格水平衡量的实际 GDP，而不是以美元名义汇率计价的本国 GDP，名义汇率因素不是影响货币政策制定的重要因素。另外，为了更好地反映贫困人口的生活水平，世界银行的国际贫困线标准也是按 PPP 汇率而非市场汇率来划定的。

其次，仅仅从“中等收入经济体”与“高收入经济体”的界定标准差异来理解“中等收入陷阱”，从而把人民币稳健升值看成是帮助中国跨越“中等收入陷阱”的重要手段，是对经济发展过程的肤浅认识。过去半个世纪，多数发展中国家陷入“中等收入陷阱”的根本原因是它们由于贫富差距恶化、金融体系脆弱、创新能力不足、体制机制僵化、国内政局不稳等原因而造成产业结构和经济模式难以升级、内生增长动力不足，从而陷入经济增长乏力、长期停滞不前的境地。所以，跨越“中等收入陷阱”、实现可持续发展的关键是要直面并成功解决这些阻碍经济模式升级、削弱内生增长动力的问题。如果这些问题得不到很好解决，即使短期内进入了所谓高收入国家行列，长期内也极有可能倒退回来，历史上

已有先例。

再则，人民币国际化应该是一项长期战略，而不能急于求成，汇率稳定因素也不是一国货币在国际货币体系中地位的决定因素。人民币国际化进程的快慢本质上取决于包含中国经济实力、贸易实力和金融实力在内的中国综合国力在未来的发展状况。而且，人民币全面的国际化应该在国内金融市场和金融制度足够完善以及资本账户完全开放之后。由此可见，人民币国际化并不是一蹴而就的，短期内出现一些衡量人民币国际化程度指标的波动也是正常的。

所以，宏观经济政策制定患上“人民币升值依赖症”、非对称地看待汇率波动周期中的人民币升值和贬值，实际上是没有必要的。但患上“人民币升值依赖症”代价却很大，除了影响中国出口贸易的发展，它还极大制约了中国的宏观经济政策制定，使得汇率政策不够灵活且严重削弱了货币政策的独立性和有效性。2015年以来，中国经济持续面临下行压力，需要稳健略偏宽松的货币政策来稳定经济。但“人民币升值依赖症”使得宏观政策制定者害怕人民币较大幅度贬值，从而严重依赖资本管制和外汇市场干预等手段来稳定人民币汇率。这既不利于人民币贬值压力的释放，也使得基础货币被动收缩从而难以实施宽松的货币政策来刺激经济。同样地，就价格型货币政策而言，央行由于担心宽松货币政策会加大人民币贬值压力而鲜有降息操作。因此，“人民币升值依赖症”既不利于外汇风险的释放，也通过削弱货币政策稳定宏观经济的功能而大幅降低了整体资源配置效率。

综上所述，宏观经济政策制定要摆脱“人民币升值依赖症”。一方面，期望通过人民币兑美元汇率稳健升值来从根本上缩小与发达国家差距、跨越“中等收入陷阱”并推动人民币国际化的想法是站不住脚的。另一方面，摆脱“人民币升值依赖症”也是完善社会主义市场经济体制、防范对外金融风险以及更好对外开放的必然要求。由于理论上并不存在唯一的均衡汇率，外汇市场上坏的预期有时候会自我实现，因此适当加强跨境资本流动管理是必要的。但在给定资本管制强度的前提下，更灵活的人民币汇率形成机制不仅有利于外汇风险的释放，更有利于增强货币政策独立性和有效性（陈彦斌等，2017）。

有管理的浮动汇率制总体来说是适合中国的，但当前需要由过于强调“管理”向强调“浮动”转变。在非完全资本管制的情形下，更灵活的人民币汇率形成机

制有利于增强货币政策独立性，而独立、有效的货币政策对于中国这样的大型经济体的重要意义是不言而喻的。无论是“三元悖论”还是“二元悖论”理论都认为，在完全资本管制时，货币政策能够获得完全独立性。但是，适当加强跨境资本流动管理并不是也不应该是完全资本管制，正常、合理的跨境资本流动是存在的，也是允许的。例如，由于中国居民和企业部门对外币资产偏好的增强以及中国企业“走出去”战略的实施，短期内一定程度的资本外流不可避免。在跨境资本流动存在的前提下，允许人民币汇率对国际国内经济金融形势做出及时调整，有利于发挥汇率的价格发现和风险提示功能。这既有利于及时释放人民币面临的贬值或升值压力从而稳定市场预期，也有利于货币政策制定不再过多关注汇率稳定因素，从而更主动、更独立地发挥“稳增长”作用（Goldstein and Lardy, 2006; Wang, 2010; Glick and Hutchison, 2009; Li and Tsai, 2013）。实际上，在适当加强跨境资本流动管理的同时，汇率的波动性会降低，发生货币危机的概率会大大减小，应该允许更灵活的人民币汇率形成机制而不必过于害怕人民币大幅贬值。

总而言之，健全货币政策和宏观审慎政策双支柱调控框架，不仅需要完善宏观审慎政策以使得货币政策不再过多关注金融风险，还需要避免患上“人民币升值依赖症”以使得货币政策不再过度关注汇率因素。只有这样，货币政策的“手脚”才能够完全被解放出来，宏观经济政策的制定才能够更好地去实现经济稳定与金融稳定的“双稳定”目标。

3、长期内要推进人民币国际化

正如前文所述，人民币国际化本质上就是人民币在国际贸易和国际金融领域削弱美元本位和部分替代美元的过程，美元作为世界货币带给美国的收益就是人民币国际化的潜在收益。但是，风物长宜放眼量，目标本身不能代替手段。中国对人民币国际化必须要有足够的战略耐心，在推动贸易实力、金融实力和整体经济实力进一步增长的同时，稳步推进人民币国际化。从国际经验来看，美国 GDP 超过英国许多年以后，美元才成功取代英镑成为世界第一大货币。具体来说，长期内要做好以下几方面工作。

第一，中国实体经济和贸易的发展是人民币国际化的基石，所以，确保中国实体经济继续平稳较好发展是推进人民币国际化以及化解相关风险的基本保障。反过来，人民币国际化也应该以服务实体经济和贸易的发展作为主要出发点，稳

步推进，而不宜过于冒进。

第二，要深化对内金融改革、加强人民币国际化路径顶层设计、厘清对外金融开放（包括汇率自由化和资本账户开放）最优顺序，夯实人民币国际化的制度基础，走符合中国国情的人民币国际化道路。在内部金融制度尚未健全之前，为了人民币国际化而过于激进地推进对外金融开放具有较大风险，因此，合适的制度安排和改革顺序对于维持金融稳定至关重要。从具体层面来看，中国还需要加快外汇市场建设、完善相关管理制度和工具，以防范投机资金在离岸市场和在岸市场大肆炒作人民币汇率和利率；加快上海国际金融中心建设，掌握全球人民币资产的定价权。

第三，加强国际沟通与协调，构建人民币国际化统一战线，为人民币国际化营造良好国际环境。既要加强与周边国家以及其他发展中国家的沟通与协作，讲清人民币国际化能够带给他们的经济利益和其他利益，也要加强与美欧等发达经济体的沟通与合作，说明当前国际货币体系需要改革的必要性以及中国经济发展所能带给他们的机遇与好处。另外，如果中国推崇“王道”而非“霸道”，主张共赢而非独享，那么未来的人民币国际化应该避免类似当前美元本位对他国造成的福利损失，这是中国在制定人民币长期战略时应该积极思考并深入研究的。

参考文献：

陈彦斌、陈小亮、刘凯，2017：《宏观政策评价报告2017》，北京：科学出版社。

管涛，2016：《汇率的本质》，北京：中信出版社。

刘凯，2016：《英国“脱欧”与中国对外金融风险》，《人文杂志》第8期。

刘凯，2017a：《经济下行态势下中国面临的金融风险》，《郑州大学学报（哲学社会科学版）》第1期。

刘凯，2017b：《美元本位、全球经济失衡与人民币国际化》，《人文杂志》第5期。

刘凯，2017c：《美元与中国宏观经济》，北京：科学出版社。

米什金，2009：《货币金融学》（第九版），北京：中国人民大学出版社。

余永定，2016：《最后的屏障》，北京：东方出版社。

Chen Y., K. Liu, and Z. Liu (2017). U.S. Money Supply and China's Business Cycles. *Emerging Markets Finance and Trade*, forthcoming.

Engel, C., and J.H. Rogers (2006). The U.S. Current Account Deficit and the Expected Share of

- World Output. *Journal of Monetary Economic*, 53 (5), 1063-1093.
- Feldstein, M. (2008). Resolving the Global Imbalance: The Dollar and the U.S. Saving Rate. *Journal of Economic Perspectives*, 22 (3), 113-125.
- Glick, R., and M. Hutchison. (2009). Navigating the Trilemma: Capital Flows and Monetary Policy in China. *Journal of Asian Economics*, 20(3), 205–224.
- Goldstein, M., and N. Lardy. (2006). China's Exchange Rate Policy Dilemma. *American Economic Review*, 96(2), 422–426.
- IMF (2012). The Liberalization and Management of Capital Flows: An Institutional View. Washington, DC: IMF, November.
- Lei J., and K. Liu (2015). U.S. Money Supply and Global Business Cycles: 1979-2009. *Applied Economics*, 47(52), 5689-5705.
- Li, S., and L.C. Tsai (2013). Would a Relaxation of the Exchange Rate Regime Increase the Independence of Chinese Monetary Policy? Evidence from China. *Emerging Markets Finance and Trade*, 49(3), 103-123.
- Obstfeld, M., and K. Rogoff (2005). The Unsustainable U.S. Current Account Position Revisited. *Federal Reserve Bank of San Francisco Proceedings* Feb.
- Rey, H. (2015). Dilemma not Trilemma: The Global Financial Cycle and Monetary Policy Independence. NBER Working Paper, No. 21162.
- Wang, Y. (2010). Effectiveness of Capital Controls and Sterilizations in China. *China and World Economy*, 18(3), 106–124.

分报告四：中国经济增长的溢出效应

——贸易和投资渠道重要吗？

王孝松 刘成豪*

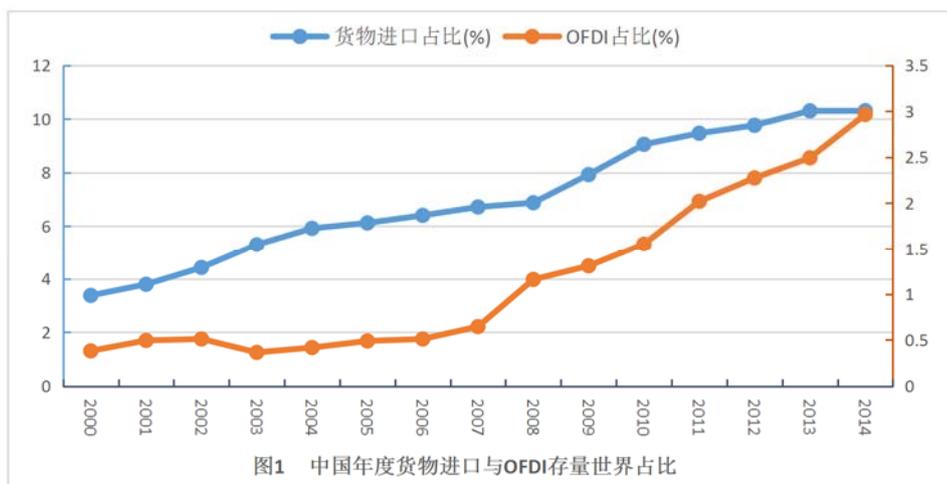
内容摘要：本文在梳理各界研究中国通过实体经济渠道传导的溢出效应的基础上，通过使用面板数据个体固定效应模型，纳入中国经济增长冲击因素，考察 2003 年至 2014 年间中国是否通过贸易渠道和对外直接投资渠道对其他国家产生了溢出效应。研究发现，2003 年至 2014 年间，中国的确通过贸易渠道对其他经济体产生了溢出效应，与此同时，对外直接投资渠道的溢出效益也不能忽视。2008 年金融危机以前，中国通过贸易和直接投资渠道传导的溢出效应并不显著，而在此之后通过贸易传导的溢出效应非常显著，对外直接投资渠道对其他经济体的溢出效应也愈发重要，因此，以溢出效应为考察标准，可以认为在全球经济危机之后，中国经济增长对世界经济稳定发展具有十分重要的影响。

关键词：GDP 冲击；贸易渠道；对外直接投资；溢出效应

一、引言

改革开放以来，30 多年的经济快速增长使中国成为当今世界第二大经济体。在此过程中，特别是在中国加入 WTO 之后，中国与世界经贸联系不断加强。联合国贸发会议 (UNCTAD) 数据显示，2014 年中国进口总额和对外直接投资 (OFDI) 存量分别位于世界第二和第八；2000 年至 2014 年间中国货物进口总额与 OFDI 存量世界占比分别由 3.4% 和 0.38% 上升至 10.3% 和 3% (图 1)。特别地，中国同亚洲地区的经贸联系对该区域而言更为重要，2014 年，亚洲地区对华货物出口占其货物总出口比重为 13%；而根据中国商务部发布的《中国 2014 年度对外直接投资公报》显示，2014 年中国在亚洲地区的 OFDI 存量占中国总 OFDI 存量比重高达 68%。

* 王孝松，中国人民大学经济学院教授；刘成豪，中国人民大学经济学院博士研究生。



鉴于中国经济的体量及其与世界经济的联系，2015年以来，在全球经济增速普遍放缓、金融市场波动加剧的情况下，国际社会关于中国经济溢出效应的讨论不断升温。2016年日本央行行长黑田东彦指出，中国正经历由制造业向消费与服务业主导的结构转型，与中国贸易往来密切的国家应调整国内经济结构；2016年对冲基金桥水创始人 Dalio 认为发达国家的通缩压力是中国输出所导致；2015年花旗银行首席经济学家 Willem Buiter 担心中国产能过剩、投资放缓和债务问题可能产生负面溢出效应；此外，日本、印尼和泰国等周边国家央行在放松货币政策时也表示关注中国经济放缓可能导致的潜在负面影响。

在全球经济政策溢出框架中，发达经济体的货币与财政政策的溢出效应较为显著，既通过贸易渠道影响全球需求，也通过资本流动等金融渠道影响全球金融市场；中国作为国际供应链上最重要的国家之一，溢出效应主要通过贸易渠道传导（特别是对周边发展中国家与新兴经济体），同时，通过直接投资渠道对周边国家存在一些影响，金融市场渠道的传导也在增大。当前中国经济正在经历转型，即由高速增长阶段转变为中高速增长阶段，考察中国经济增速下滑对全球经济的影响，有助于深刻认识中国经济在世界中的地位。本文旨在通过考察中国经济增速冲击是否通过贸易渠道和对外直接投资渠道影响其他经济体的增长，以及影响幅度如何，对国际社会关于中国经济增速放缓可能带来的溢出效应的讨论进行解析与回应。

二、关于中国溢出效应的文献综述

（一）溢出效应的定义和分类

关于“溢出效应”的定义，目前没有统一的表述。国际社会关于溢出效应的讨论开始主要是针对 2008 年危机后发达经济体央行的非常规货币政策，后逐渐扩展到其他政策领域，如美联储收紧货币政策的全球影响，以及中国转变经济增长模式的影响等。IMF 在 2011 年首次发布的关于全球五大经济体的《溢出效应报告》考察了五大经济体国内政策的外部性，报告重点考察了美国两轮量化宽松政策、中国经济增长模式转变与人民币升值、欧元区主权债务危机与财政风险、英国金融监管改革以及日本财政可持续性对全球经济增长和金融稳定的潜在影响。IMF 认为，中国溢出效应主要通过贸易渠道传导，其他主要经济体的溢出效应还通过金融渠道传导。因此在 IMF 看来，“溢出效应”是指一国政策对国内的冲击通过贸易和金融渠道对其他经济体的影响。

关于“溢出效应”的分类，按传导方式，可分为贸易渠道传导和金融渠道传导；按持续时间，可分为短期波动与长期结构性影响；按影响效果，可分为正面溢出效应和负面溢出效应。

（二）贸易渠道的溢出效应

目前关于中国溢出效应的文献主要考察了贸易渠道的溢出效应，其中关于中国经济转型溢出效应的考察较多，普遍认为中国经济转型会通过贸易渠道给其他经济体带来负面溢出效应，从而导致全球经济增速放缓。

Ahuja and Nabar（2012）考察了中国投资增速放缓通过贸易渠道给全球带来的溢出效应，认为 2000 年以来中国经济增长主要依赖投资驱动，这使得中国对基础设施相关商品的进口不断增加，如矿产和能源。这提振了中国主要贸易伙伴的经济发展，但同时也埋下风险。文章指出，由于中国的经济发展过去一直依赖投资驱动，导致目前中国投资过剩，因此不久的将来，中国的投资增速必将下滑。文章通过计量分析得出结论：若中国投资增速下降 1 个百分点，则当年全球经济将会下降 0.1 个百分点。

Duval and others（2014）利用贸易增加值数据考察了中国经济增速放缓通过贸易渠道产生的溢出效应，通过计量分析指出，就全球范围来看，若中国经济增速下降 1 个百分点，则下一年亚洲地区的经济增速将下降 0.3 个百分点，而其他地区的经济增速将下降 0.15 个百分点。

2016 年 5 月 IMF《区域经济报告：亚太地区》也利用贸易增加值数据考察了

中国经济转型期间投资增速下降消费增速上升产生的贸易溢出效应,认为短期这一转变会给全球经济带来负面效应——若投资增速下降 1 个百分点,消费增速上升 1 个百分点,世界经济增速将下降 0.07 个百分点,亚洲经济增速将下降 0.13 个百分点。

Cashin, Mohaddes and Raissi (2016) 利用全球向量自回归 (GVAR) 模型考察了中国通过贸易渠道传导的溢出效应,认为若中国经济增速永久地下降 1 个百分点,则短期内会导致全球经济增速下降 0.23 个百分点。

另外,有文献考察了人民币汇率改革通过贸易渠道传导的溢出效应。Mattoo, Mishra, and Subramanian (2012) 的工作论文认为人民币汇率改革使各国产品的相对价格发生变化,进而通过贸易渠道对其他新兴经济体产生溢出效应,据其测算,若人民币对美元升值 10%,相对价格的变动将导致其他新兴经济体的出口竞争力提高,出口规模将增长 1.5%至 2%。

(三) 金融溢出效应

此处需先指出“金融溢出效应 (financial spillovers)”与“金融渠道的溢出效应 (spillovers through financial links)”这两个概念的区别:前者是指一国金融资产价格的变动对其他经济体金融资产价格的影响;后者强调因金融联系而造成溢出效应。一国的金融溢出效应既可以通过贸易渠道也可以通过金融渠道传导。

IMF 在 2016 年 4 月发布的《全球金融部门报告》中对包括中国在内的新兴经济体的溢出效应进行了分析。IMF 指出,新兴经济体的金融溢出效应有所增强,超过三分之一的全球股价和汇率涨跌是由新兴经济体的资产价格变化所引起。IMF 还指出,有关中国经济增长的对全球股价有显著影响。过去五年中,中国异于预期的经济增长对全球股价的影响已经增加了三倍。但中国资产价格变动对国外资产价格则影响甚微。2016 年 5 月 IMF《区域经济报告:亚太地区》考察了中国股票市场收益率波动对其他亚洲地区股票市场收益率的影响,发现存在显著的正相关关系,即认为中国金融市场的动荡会向亚洲地区传导溢出效应。然而,报告的计量结果发现,这一溢出效应并没有通过金融渠道传导,但却通过贸易渠道传导。

(四) FDI 与东道国经济增长

多数研究认为，由于 FDI 能够为东道国带来新的投入、技术和管理经验，因而 FDI 会促进东道国的经济增长。Borensztein 等（1998）利用 67 个发展中国家的 FDI 为样本进行经验分析，认为只要东道国人力资本足够，FDI 就可以促进经济增长。Li 和 Liu（2004）的研究认为，无论对发达国家或发展中国家，FDI 对经济增长都具有促进作用，且由于 FDI 可以提供先进技术和管理经验，因而发展中国家所受促进作用更大。另外，也有文献指出 FDI 对东道国经济增长的影响，会因母国特征和东道国特征，以及国际直接投资在东道国的行业等不同而不同。Fortanier（2007）认为 FDI 母国特征的不同对东道国经济增长的作用是不同的，且 FDI 对东道国的经济增长影响也会因东道国特征的不同而变化，因而 FDI 对东道国经济增长的影响需要进行更具体的分析。Balsubramanyam 等（1996）的经验分析验证了 Bhagwati（1973）提出的假说：FDI 在实行外向型政策（出口导向）的国家比在实行内向型政策（进口替代）的国家对经济增长的促进作用更大。Alfaro 和 Charlto（2007）认为国际直接投资的行业不同，会对东道国的经济增长产生不同的影响，他们利用 OECD 数据库根据不同产业中人力资本密集程度和金融依赖程度对个不同部门和产业进行分类，研究了在东道国不同类型产业中的国际直接投资对经济增长的作用，结果显示，投资在高金融依赖部门和高人力资本密集部门的国际直接投资，其对经济增长的作用远远大于投资在低金融依赖部门和低人力资本密集部门的国际直接投资。

（五）国内研究

目前国内关于“溢出效应”的考察，主要是分析其他经济体的货币政策对中国的溢出效应，而中国经济转型期间 GDP 增速冲击对其他经济体的溢出效应，国内少有文献进行考察。贺国华和彭意（2014）利用 2000-2012 年的月度数据考察了美、日两大经济体的货币政策对中国经济的影响，认为美国扩张性货币政策主要影响中国的通货膨胀和汇率水平，而日本的货币政策对中国的对外贸易情况的影响更大。王吟（2013）考察了 2008 年金融危机后欧盟量化宽松币政策对中国的影响，认为欧盟量化宽松币政策通过多种渠道向中国传导了负面影响。

综上所述，目前国内尚未有文献对中国经济增长冲击的溢出效应进行考察。国外现有关于中国经济溢出效应的文献，在内容方面主要集中于考察通过贸易渠道传导的溢出效应，对于通过对外直接投资（OFDI）渠道传导溢出效应的考察还

尚未涉及。然而在国内经济增速放缓，政府倡导国内企业“走出去”的大背景下，中国 OFDI 势头上扬，连续三年以流量计算位于世界第三，仅次于美国和香港。本文将在现有文献分析方法的基础上，考察中国是否通过贸易渠道传导溢出效应的同时，来考察中国是否也通过 OFDI 渠道传导溢出效应。具体而言，本文将考察中国经济增速冲击，是否会因为其他经济与中国的贸易联系和直接投资联系，而影响其他经济的增长。如果有影响，那么影响方向如何，产生了何种程度的影响？

三、经验分析方法与数据

(一) 理论框架

1. 贸易渠道传导的溢出效应

当一国经济增速受到冲击时，该国的进口，即他国对该国出口也将受到冲击。由于一国出口与产出有直接联系，一国经济增速冲击可能通过影响他国出口，对他国经济增速造成影响。具体而言，如果中国经济增速受到负向冲击，则可能通过上述方式阻碍他国（地区）的经济增长，且这一影响会因他国（地区）对中国出口占 GDP 比重的增加而增大。

2. OFDI 渠道传导的溢出效应

由于资本都是逐利的，如果一国经济增速放缓导致资本预期回报率下降，则国内资本可能通过 OFDI 的方式来减少或避免因国内投资回报率下降而带来的损失。因此，如果一国经济增速放缓，则该国可能通过增加 OFDI 的方式对他国经济增速产生影响。具体而言，若 FDI 对东道国经济增速具有促进作用，则中国经济增速的负面冲击会通过上述方式促进他国经济增长。

(二) 计量模型

基于已有文献所采用的计量模型（Duval and others, 2014），本文将使用如下模型进行经验分析：

$$g_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 sok_{CHN,t} + \beta_2 sok_{CHN,t} * tradexp_{iCHN,t-1} + \beta_3 sok_{CHN,t} * FDIexp_{iCHN,t-1} + \beta_4 tradexp_{iCHN,t-1} + \beta_5 FDIexp_{iCHN,t-1} + \beta_6 X'_{i,t} \gamma + u_{i,t} \quad (1)$$

$$tradexp_{iCHN,t} = \frac{export_{iCHN,t}}{GDP_{i,t}} \quad (2)$$

$$FDIexp_{iCHN,t} = \frac{FDI_{iCHN,t}}{GDP_{i,t}} \quad (3)$$

$$g_{i,t} = \alpha_i + \alpha_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

式（1）中， $g_{i,t}$ 表示*i*国家（地区）在*t*时期的GDP增速； $sok_{CHN,t}$ 为中国在*t*时期GDP增速受到的冲击； $tradexp_{iCHN,t-1}$ 表示*i*国家（地区）在*t-1*时期对中国的贸易依赖程度； $FDIexp_{iCHN,t-1}$ 表示*i*国家（地区）在*t*和*t-1*时期对中国的直接投资依赖程度； $X'_{i,t}$ 为可能影响 $g_{i,t}$ 的其他控制变量，包括全球金融风险VIX、全球大宗商品价格CPIX以及人民币对其他家（地区）货币的实际汇率E。

式（2）为变量 $tradexp_{iCHN,t}$ 的构造方式，其中 $export_{iCHN,t}$ 为*i*国家（地区）在*t*时期向中国出口的货物总额， $GDP_{i,t}$ 为*i*国家（地区）在*t*时期的GDP。

式（3）为变量 $FDIexp_{iCHN,t}$ 的构造方式，其中 $FDI_{iCHN,t}$ 为*i*国家/地区在*t*时期吸收的来自中国的直接投资存量。

现有关于中国溢出效应分析的文献所使用的模型均没有考虑中国通过OFDI渠道传导的溢出效应。而本文的模型通过添加 $sok_{CHN,t} * FDIexp_{iCHN,t-1}$ 这一变量来考察中国是否会通过对外直接渠道来传导溢出效应。此外，还通过添加 $FDIexp_{iCHN,t-1}$ 这一变量来考察*i*国家（地区）对中国FDI依赖程度对该国（地区）经济增速的影响。

（二） $sok_{CHN,t}$ 的估算方法

根据Morgan and others（2004），中国在*t*时期GDP增速受到的冲击 $sok_{CHN,t}$ 等于剔除所考虑时期内的中国GDP平均增速，以及*t*时期所考虑的样本国家/地区的GDP平均增速后的中国GDP增速的残差值。具体地，考虑式（4），通过对 $g_{i,t}$ 进行时间个体双固定效应回归后得到的随机干扰项 $\varepsilon_{i,t}$ 的拟合值 $\hat{\varepsilon}_{i,t}$ 即为*i*国家（地区）在*t*时期GDP增速受到的冲击，当*i*为中国时，可得到中国在*t*时期GDP增速受到的冲击 $sok_{CHN,t}$ 。

（三）数据来源

本文选取了2003年至2014年67个国家（地区）的年度数据，其中GDP和GDP增速除台湾地区的数据来自联合国贸发会数据库外，其他国家（地区）的数

据均来自世界银行数据库；各国家（地区）对华货物出口总额数据均来自联合国贸发会数据库；各国家（地区）吸收的来自中国的直接投资存量数据来自中国商务部发布的《2014年中国对外直接投资统计公报》；衡量全球金融风险的指标为芝加哥期权交易所 VIX，来自其官网；全球大宗商品价格数据为来自世界银行的大宗商品价格数据；人民币兑各国家（地区）货币的汇率数据来自 OANDA 官网。样本选取的国家（地区）中（表 1），亚洲国家（地区）28 个，欧洲国家 29 个，美洲国家 6 个，非洲国家 2 个，大洋洲国家 2 个。根据世界银行划分标准，其中高收入国家（地区）44 个，中等收入国家 23 个。数据的描述性统计列于表 2 之中。

表 1 样本国家（地区）

	高收入国家（地区）	中等收入国家
亚洲	韩国、日本、中国台湾、中国香港、卡塔尔、沙特阿拉伯、塞浦路斯、阿联酋、新加坡、以色列、文莱、阿曼	伊朗、柬埔寨、土耳其、老挝、泰国、菲律宾、马来西亚、蒙古、乌兹别克斯坦、越南、印度、孟加拉、印度尼西亚、哈萨克斯坦、吉尔吉斯斯坦、巴基斯坦
欧洲	丹麦、比利时、克罗地亚、法国、匈牙利、波兰、卢森堡、爱尔兰、奥地利、爱沙尼亚、希腊、瑞典、德国、瑞士、意大利、立陶宛、挪威、芬兰、捷克、英国、斯洛伐克、荷兰、斯洛文尼亚、西班牙、拉脱维亚、葡萄牙	俄罗斯、罗马尼亚、保加利亚
美洲	加拿大、美国、智利、阿根廷	墨西哥、巴西
大洋洲	澳大利亚、新西兰	南非、突尼斯

表 2 变量说明及描述性统计

变量	变量含义（单位）	均值	最大值	最小值	标准差	样本数
----	----------	----	-----	-----	-----	-----

<i>g</i>	国家（地区）年度 GDP 增速（%）	3.53	26.17	-14.81	4.00	804
<i>sok</i>	中国年度 GDP 增速冲击（%）	1.26E-15	4.62	-1.96	1.81	12
<i>tradexp</i>	他国（地区）年度对华出口占 GDP 比重（%）	3.9635	116.2996	0.0072	11.1527	804
<i>FDIexp</i>	他国（地区）年度吸收中国直接投资占 GDP 比重（%）	1.955	175.092	0.000	11.197	804
<i>CPIX</i>	全球大宗商品价格指数年度均值	88.31	117.72	49.88	22.56	12
<i>VIX</i>	芝加哥期权交易所波动指数年度均值	19.81	32.69	12.81	6.89	12
<i>E</i>	国家（地区）货币兑人民币对名义汇率年度均值	121.2051	4212.3800	0.0464	446.2999	797

根据所使用的模型和数据，本文将进行如下考察。

（1）考察 2003-2014 年间，中国是否通过贸易和直接投资渠道向其他国家（地区）传导溢出效应，以及在此期间 *i* 国家（地区）对中国的贸易和直接投资的依赖程度是否会直接影响该国家（地区）经济增速。

（2）以 2008 年金融危机为界，考察在此之前（2003-2008 年）与之后（2009-2014 年）的两个时间段内中国经济增速冲击的溢出效应，以及在此期间 *i* 国家（地区）对中国的贸易和直接投资的依赖程度是否会直接影响该国家（地区）经济增速。

四、经验分析结果

（一） $sok_{CHN,t}$ 估算结果

根据式（4），对 2003 年至 2014 年中国 GDP 增速进行时间个体双固定效应回归，得出中国 GDP 增速 $sok_{CHN,t}$ 的估计值（表 3）。根据估算结果，中国 GDP 增速在 2003 年至 2004 年间受到了显著的负面冲击；2005 年受到较小的正面冲击，而 2006 年至 2009 年间受到了显著的正面冲击，特别是在 2009 年中国 GDP 增速受到的正面冲击达 4.6%，这是由于在全球经济危机期间，世界其他经济体经济增长严重衰退，而中国并未受到根本性冲击，仍保持着较高的经济增长率，表现出中国具有坚实的增长动力和抗击风险的强大力量。2010 年中国 GDP 增速

所受到冲击几乎为零;从 2011 年开始,中国 GDP 增速一直受到负面冲击,到 2014 年达到最高点 1.96%,这样的结果表明,近年来中国经济增长受到了新的冲击和挑战,在世界经济复苏乏力、整体经济增长低迷的背景下,中国经济也进入了中速增长的“新常态”,因而体现出明显遭受负面冲击的局面。

表 3 $sok_{CHN,t}$ 的估计值

t	$sok_{CHN,t}$
2003	-0.51
2004	-1.96
2005	0.07
2006	0.30
2007	1.91
2008	0.35
2009	4.62
2010	-0.01
2011	-0.67
2012	-0.9
2013	-1.25
2014	-1.96

注：“-”表示负面冲击，“+”表示正向冲击

(二) 模型估算结果

根据式 (1) 分别进行混合 OLS、个体固定效应以及个体随机效应模型估算。再通过 F 检验,可以确定个体固定效应是否优于混合 OLS 估算。再通过 Hausman 检验,可以确定个体固定效应是否优于个体随机效应估算。根据三种估算方法下的估算结果 (表 4) 进行 F 检验和 Hausman 检验 (表 5)。

$$F = \frac{(RSS_R - RSS_U)/N - 1}{RSS_U/NT - N - K} = \frac{(8475.492 - 4931.121)/67 - 1}{4931.121/732 - 67 - 8} = 7.1551 > F_{0.01}(66,657)$$

$$H = (\hat{\beta}_F - \hat{\beta}_R)'(var(\hat{\beta}_F - \hat{\beta}_R))^{-1}(\hat{\beta}_F - \hat{\beta}_R) = 22.2166 > chi2_{0.01}(10)$$

根据 F 检验的结果, 可知在 1% 的显著性水平下, 拒绝不存在个体异质性的假设, 因此个体固定效应估算优于混合 OLS 估算。根据 Hausman 检验的结果, 可知在 1% 的显著性水平下, 拒绝接受个体随机效应的假设, 因此个体固定效应估算优于个体随机效应估算。因而我们采取个体固定效应模型进行经验分析。

表 4 混合 OLS、个体固定及个体随机模型估算结果

变量	(1)	(2)	(3)
	混合 OLS	个体固定	个体随机
$sok_{CHN,t}$	- 0.3951*** (0.0921)	- 0.4614*** (0.0754)	- 0.3958*** (0.0738)
$sok_{CHN,t} * tradexp_{iCHN,t-1}$	0.0065 (0.0139)	0.0078 (0.0113)	0.0059 (0.0112)
$sok_{CHN,t} * FDIexp_{iCHN,t-1}$	- 0.0199 (0.0209)	- 0.0176 (0.0176)	- 0.0170 (0.0172)
$tradexp_{iCHN,t-1}$	0.0738*** (0.0215)	0.0628 (0.0530)	0.0661** (0.0294)
$FDIexp_{iCHN,t-1}$	- 0.0581* (0.0298)	- 0.0377 (0.0292)	- 0.0439 (0.0281)
样本个数	732	732	732
R^2	0.3076	0.5972	0.3270
调整 R^2	0.3000	0.5518	0.3196
RSS	8475.492	4931.121	5540.693
F 值	40.1578	13.1623	43.9211
$P(F$ 值)	0.0000	0.0000	0.0000

注: 括号内为标准差, ***, **和*表示估计的系数在 1%、5%与 10%的水平上显著。表 6 中含义与此相同。

表 5 Hausman 检验

变量	$\hat{\beta}_F$	$\hat{\beta}_R$	$\text{var}(\hat{\beta}_F - \hat{\beta}_R)$
----	-----------------	-----------------	---

$sok_{CHN,t}$	-0.4614	-0.3958	0.0002
$sok_{CHN,t} * tradexp_{iCHN,t-1}$	0.0078	0.0059	0.0000
$sok_{CHN,t} * FDIexp_{iCHN,t-1}$	-0.0176	-0.0170	0.0000
$tradexp_{iCHN,t-1}$	0.0628	0.0661	0.0019
$FDIexp_{iCHN,t-1}$	-0.0377	-0.0439	0.0001
VIX_t	-0.0952	-0.0902	0.0000
$CPIX_{t-1}$	-0.0424	-0.0617	0.0000
$\log(E_{i,t})$	-3.7154	0.4013	0.9095

分别利用 2003-2014 年，2009-2014 年和 2003-2008 年的数据进行个体固定效应估算，表 6 为估算结果，其中列（1）至列（3）分别为三个时间段的估算结果。

1. 贸易渠道

列（1）与列（3）结果均显示 $sok_{CHN,t} * tradexp_{iCHN,t-1}$ 系数不显著，而列（2）结果显示 $sok_{CHN,t} * tradexp_{iCHN,t-1}$ 显著为正。这表明 2008 年金融危机前，中国 GDP 增速冲击没有通过贸易渠道传导溢出效应；而在此之后，中国 GDP 增速冲击有通过贸易渠道传导溢出效应，即中国 GDP 增速的负面冲击会阻碍贸易伙伴国（地区）的 GDP 增长，且向中国出口占其 GDP 比重越大的国家（地区）受到的阻碍作用会越大。

2. 对外直接投资渠道

列（1）与列（3）结果均显示 $sok_{CHN,t} * FDIexp_{iCHN,t-1}$ 系数不显著，而列（2）结果显示 $sok_{CHN,t} * tradexp_{iCHN,t-1}$ 为负。这表明，与贸易渠道一样，2008 年以前中国 GDP 增速冲击没有通过对 OFDI 传导溢出效应；而在此之后，中国 GDP 增速冲击有通过 OFDI 渠道传导溢出效应。然后与贸易渠道不同的是，中国 GDP 增速的负面冲击会促进东道国（地区）的 GDP 增长，且吸收中国 OFDI 占其 GDP 比重越大的国家（地区）受到的促进作用越大。

3. 对华出口

列（1）、列（2）和列（3）结果均显示 $tradexp_{iCHN,t-1}$ 系数不显著，这表明

对其他国家（地区）而言，对华出口占 GDP 比重对 GDP 增长无单独的显著影响。

4. 中国对外直接投资

列(3)结果显示 $FDIexp_{iCHN,t-1}$ 系数不显著，而列(2)结果显示 $FDIexp_{iCHN,t-1}$ 系数显著负。这表明 2008 年以前，对其他国家而言，来自中国的直接投资占 GDP 比重对其 GDP 增速无单独的显著影响；而此后，来自中国的直接投资占 GDP 比重的增加会阻碍其 GDP 增长，但存在滞后性，即当年中国的直接投资占 GDP 比重的增加会在下一年阻碍其 GDP 增长。

表 6 个体固定效应模型估算结果

	2003-2014	2009-2014	2003-2008
自变量	(1)	(2)	(3)
$sok_{CHN,t}$	-0.4058*** (0.0480)	-1.1437*** (0.0348)	-0.5810*** (0.1340)
$sok_{CHN,t} * tradexp_{iCHN,t-1}$	0.0002 (0.0080)	0.0275** (0.0119)	0.0030 (0.0259)
$sok_{CHN,t} * FDIexp_{iCHN,t-1}$	-0.0091 (0.0136)	-0.0730*** (0.0186)	-0.0017 (0.0821)
$tradexp_{iCHN,t-1}$	0.0216 (0.0383)	-0.0030 (0.0288)	-0.1972 (0.1309)
$FDIexp_{iCHN,t-1}$	-0.0387* (0.0220)	-0.2442*** (0.0806)	0.1382 (0.0244)
估算方法	GLS	GLS	GLS
样本数	732	402	330
R^2	0.7401	0.8798	0.8971
调整 R^2	0.7108	0.8526	0.8673
F 值	25.2827	32.3430	30.0559
$P(F$ 值)	0.0000	0.0000	0.0000

(三) 经验结果总结

综合以上对估计结果的分析,我们发现 2003-2008 年与 2009-2014 年这两个时间段里,中国经济增速冲击对其他国家(地区)的溢出效应具有显著变化:2008 年金融危机之前,中国经济增速冲击的溢出效应不显著,而此后却有显著的溢出效应。

2008 年之前,中国 GDP 增速对他国(地区)经济增长无显著溢出效应,可能是因为当时中国经济体量不够大,在贸易方面和 OFDI 方面与世界的联系还不够紧密,即中国对他国(地区)的进口和 OFDI 的量相对较小,不足以对他国(地区)的 GDP 增速产生显著的影响。2008 年以后,中国 GDP 增速的负面冲击会通过贸易渠道阻碍贸易伙伴的 GDP 增速,对华出口额占 GDP 比重较大的国家(地区)的经济增速,会因为中国经济增速放缓而放缓。与此同时,中国 GDP 增速的负面冲击却会通过 OFDI 渠道促进东道国的 GDP 增速,吸收中国 FDI 占 GDP 比重较大的国家(地区)的经济增速,会因为中国经济增速放缓而提升。

五、结论性评述

本文通过采用个体固定效应模型,分别利用 2003-2104、2009-2014 以及 2003-2008 这三个时间段 67 个国家的年度样本数据,考察了中国经济增速的冲击通过贸易渠道和对外直接投资渠道向其他国家传导的溢出效应。

中国经济对世界经济的溢出效应主要表现在 2008 年金融危机以后,此前并没有表现出显著的溢出效应。2008 年以后,中国既通过贸易渠道也通过对外直接投资渠道向其他国家(地区)传导溢出效应。就贸易渠道而言,当中国经济增速受到负面冲击时,中国会因为对外进口需求的下降而阻碍其他国家(地区)的经济增长。因此,对华出口额占 GDP 比重较大的国家(地区)的经济增速,会因为中国经济增速放缓而放缓。就直接投资渠道而言,当中国经济增速受到负面冲击时,中国会因为增加对其他(地区)的直接投资而促进其他(国家)的经济增长。因此,吸收中国 FDI 占 GDP 比重较大的国家(地区)的经济增速,反而会因为中国经济增速放缓而提升。因此,结合贸易和对外直接投资两个渠道,中国经济增速的放缓不一定对世界经济带来负面冲击。

目前中国经济正经历转型升级,这给中国经济增长造成了负面冲击。本文对中国经济增速冲击的估计结果显示,从 11 年开始中国经济增速一直受到负面冲击,且呈增大趋势。由于经济转型升级无法一蹴而就,这种负面冲击将持续较长

时间。因此，外界对中国经济转型升级可能带来的负面效应表示担心，认为中国经济增速下滑会通过贸易渠道给他国（地区）传导负面溢出效应。本文的经验分析发现，与已有研究得出的结论一致，中国经济增速下滑的确会通过贸易渠道传导负面溢出效应，即对其他国家（地区）的经济增速带来不利影响。但与此同时，在国内经济增速放缓，以及政府倡导企业“走出去”的大背景下，中国对外直接投资不断增加，这对其他国家（地区）的经济增长具有促进作用，因而在一定程度上抵消了中国通过贸易渠道传导的负面溢出效应。因此，国际社会对中国经济增速负面冲击的溢出效应，应保持理性。

参考文献：

1. Ahuja and Nabar, 2012, "Investment-Led Growth in China: Global Spillovers", *IMF Working Paper*.
2. Alfaro, L. and Charlto, A., 2007, "Growth and the Quality of Foreign Direct Investment: Is All FDI Equal", *Working Paper*.
3. Balsubramanyam, V., Salisu, M. and Sapsford, D., 1996, "Foreign Direct Investment and Growth in EP and IS Countries", *Economic Journal*, 106, pp.92-105.
4. Borensztein, E.J., De Gregorie, J. and Jong-Wang, L., 1998, "How Does FDI Affect Economic Growth?", *Journal of International Economics*, 1(6), pp. 115-135.
5. Cashin, Mohaddes and Raissi, 2016, "China's Slowdown and Global Financial Market Volatility: Is World Growth losing out?", *IMF Working Paper*.
6. Duval and others, 2014 "Trade Intergration and Business Cycle Synchronization: A Reappraisal with Focus on Asia", *IMF Working Paper*.
7. Fabienne Fortanier, 2007, "Foreign Direct Investment and Host Country Economic Growth: Does the Investor's country of Origin Play a Role", *Transnational Corporations*, 16(2), pp.41-76.
8. IMF 2016 年 5 月《区域经济报告：亚太地区》。
9. IMF 2016 年 4 月《全球金融部门报告》。
10. Mattoo, Misha and Subramanian, 2012, "Spillover Effects of Exchange Rates: A study of the Renminbi", *IMF Working Paper*.
11. Morgan and others, 2004, "Bank Intergration and State Business Cycles", *Quarterly*

Journal of Economics, Vol.199,pp.1555-1585.

12. Xiaoying Li and Xiaming Liu, 2004,"Foreign Direct Investment and Economic Growth: An Increasing Endogenous Relationship", *World Development*, Vol.33,No.3,pp.393-407,2005.
13. 贺国华、彭意, 2014:《美、日货币政策对中国产出的溢出效应研究》,《金融理论与政策》第 02 期。
14. 王吟, 2013:《欧盟量化宽松政策对中国的溢出效应研究》, 中国海洋大学。

美联储“缩表”的影响及中国的应对

范志勇

摘要：无论从规模还是可能持续的时间来看，美联储即将在 2017 年年末开启的“缩表”进程都是迄今为止的货币政策历史上前所未有的。政策实施过程中中央银行通常会将货币数量目标转向利率目标，因此“缩表”不会对短期利率目标造成过度冲击。但长期利率、信贷供给和货币供给等变量可能并不与紧缩的货币政策呈现简单的线性关系。美联储的“缩表”进程可能会加剧中国的资本外流和人民币汇率波动，并对中国货币政策造成一定的冲击，需要中国货币政策当局未雨绸缪，提前应对。

关键词：量化宽松，缩表，货币政策

一、前言

2014 年 10 月美联储宣布结束资产购买计划，这意味着自 2008 年金融危机以来史无前例的宽松货币政策开始落幕。美联储退出量化宽松货币政策，为宏观经济学家和中央银行官员提出了一项艰巨的任务，即如何处理美联储规模庞大的资产？随着美联储宣布将于 2017 年年末正式开启“缩表”进程，对央行缩表问题的研究迫在眉睫。事实上，不仅是美联储，随着全球经济复苏的基础日渐稳固，包括欧洲中央银行在内的全球主要央行都面临着类似的问题。

非常规货币政策的实施使得相关国家中央银行资产负债表的规模空前扩张。以美联储为例，2007 年末非常规货币政策实施之前，美联储的资产总规模约为 0.9 万亿美元，截至 2016 年末，美联储资产总规模已经达到约 4.5 万亿美元的水平，9 年间扩大了 4 倍。如果以名义 GDP 为标准来衡量资产的相对规模，2007 年末美联储总资产占 GDP 的比例约为 6.3%，2016 年末美联储总资产占 GDP 的比例约为 24.3%。如果美联储“缩表”的目标是将资产规模降低到金融危机爆发之前的水平，那么意味着现有资产规模将缩减 80%。如果以 GDP 规模的 6% 为标准，根据美国的 GDP 总量，2016 年末美联储资产规模应降至 1.2 万亿美元，仅为当年实际值的 26%，见表 1。事实上，与 2014 年美联储宣布停止资产购买计划时相比，2016 年美联储资产规模已经出现了轻微下降，资产总规模减少约 300 亿美元，在当年 GDP 的比例约下降 1.8 个百分点。尽管如此，美联储潜在的“缩表”规模史无前例。^①

除了美联储之外，随着欧洲经济增长趋势日渐稳健，欧洲中央银行也宣布对量化宽松政策进行调整，降低宽松货币政策的力度。除维持利率不变之外，欧洲央行宣布自 2018 年 1 月份开始，将每月购买债券的规模减半至 300 亿欧元，并将该政策持续至 2018 年 9 月份。自从欧洲中央银行在 2015 年初开始量化宽松货币政策以来，欧洲中央银行的资产规模已经从 2014 年年底的 2.15 万亿欧元增长至 2016 年年底的 3.66 万亿欧元，年增长率为 30.5%。央行资产占 GDP 的比例从 2014 年末的 21.3% 上升至 2016 年末的 34.1%。

更大的潜在“缩表”压力来自日本银行。2013 年黑田东彦接掌日本央行，开启了史无前例的质、量双宽货币政策(Quantitative and Qualitative Easing)。日本银行资产总规模从 2012 年末的

^① 下文中为了叙述方便，我们把中央银行资产负债规模绝对下降称为“绝对缩表”，而将中央银行资产负债规模与该国 GDP 比例的下降称为“相对缩表”。根据 Ferguson 等（2014）对 12 个发达国家自二战以来的情况研究发现，由于各央行资产负债表扩张速度明显慢于 GDP 增速，资产规模占 GDP 之比长期呈现下降的趋势。

158万亿日元猛增至2016年末的476万亿日元，4年增长超过2倍，年均增长率达到31.7%。央行资产占GDP的比重也从2012年末的32%上升至2016年年底的88.8%，是全球主要大经济体的最高水平。由于目前日本通货膨胀尚未达到央行提出的2%的目标水平，日本银行目前尚未提出退出量化宽松货币政策的计划。可以预期，日本银行资产无论是总规模还是占GDP的比例都将会继续提生。

表 1 世界主要经济体央行资产负债表扩张情况

	美国		日本		欧元区		中国	
	亿美元	占 GDP 比例	万亿日元	占 GDP 比例	亿欧元	占 GDP 比例	亿人民币	占 GDP 比例
2006	8897	6.4%	116	21.9%	11510	13.2%	128575	58.6%
2007	9190	6.3%	111	20.9%	15112	16.3%	169140	62.6%
2008	22913	15.6%	123	23.6%	20767	21.9%	207096	64.8%
2009	22770	15.8%	123	25.0%	18525	20.1%	227530	65.2%
2010	24276	16.2%	129	25.7%	20044	21.1%	259275	62.8%
2011	29454	19.0%	143	29.1%	27356	28.1%	280978	57.4%
2012	29587	18.3%	158	32.0%	30182	30.9%	294537	54.5%
2013	40368	24.2%	224	44.6%	22751	23.0%	317279	53.3%
2014	45460	26.1%	300	58.4%	21502	21.3%	338249	52.5%
2015	45349	25.1%	383	72.3%	27678	26.5%	317837	46.1%
2016	45170	24.3%	476	88.8%	36629	34.1%	343712	46.2%

数据来源：Wind 资讯

如此大规模的资产缩减不仅会对发达国家本身造成直接影响，还可能对众多仍未实现经济复苏的新兴市场国家经济造成冲击，引发全球金融市场和外汇市场动荡。2013 年时任美联储主席伯南克关于美联储退出量化宽松政策的表态就曾经导致全球资金流回流到发达国家市场，新兴市场国家普遍出现股市、债市暴跌和货币贬值现象。因此此次发达国家央行“缩表”问题因而备受全球关注。

尽管美联储率先开启的“缩表”进程充满未知和挑战，但是一旦全球经济实现复苏，各主要国家央行“缩表”将是一个不可避免的过程。如同量化宽松政策实施过程中央行资产负债表扩张对金融市场和实体经济的影响存在复杂的传导过程一样，“缩表”政策与其潜在在经济效果之间同样需要经历复杂的中间过程。为了对全球主要央行“缩表”的影响进行研究，本文试图完成以下几个方面的工作：“缩表”可能产生的一般经济学效应以及本轮“缩表”政策的复杂性是什么；最优的“缩表”路径具有怎样的特征；“缩表”对中国经济可能产生的影响以及中国的应对策略是什么？

下文分为四个部分，在第二节中本文从一般逻辑上探讨了“缩表”政策的传导机制及其效果的影响因素；然后结合当前全球经济复苏的不平衡性讨论了“缩表”政策经济效果的不确定性。第三小节从最小化“缩表”政策对金融市场和实体经济冲击的角度，并结合日本银行和美联储的案例研究了央行“缩表”最优路径的特征。第四小节从中国视角出发，分析“缩表”政策可能对中国产生的影响及应对措施。最后是本文的结论。

二、央行“缩表”效应的一般分析逻辑及不确定性

在金融危机爆发后，政策利率达到零下限导致传统货币政策失效。在此背景下，量化宽松货币政策的直接目标主要有两个：一是向金融机构注入流动性，借此稳定金融市场；二是

通过中央银行直接购买长期资产的方式拉动长期利率下降。“缩表”过程的影响尽管与量化宽松具有不对称性，但在逻辑上基本是互逆的过程。金融危机之后，央行资产购买是银行间市场流动性主要的供给来源，央行“缩表”直接的效果体现为银行间市场流动性供给减少，通常会导致利率上升，金融资产价格下降；金融市场调整外溢至实体经济，对实体经济产生紧缩效应。

同时也应该注意到，上述一般性的判断都是基于其他条件不变的假设前提。在研究央行“缩表”政策的传导机制及政策效果时，应该注意到虽然“缩表”在字面上与央行资产扩张是“相反”的过程，但两种政策所面临的环境存在巨大差异。量化宽松是在央行政策利率达到零下限后被迫选择的非常规货币政策；而“缩表”是在经济复苏趋势确定条件下央行主动进行的政策调整，此时来自金融市场和实体经济方面的摩擦要小的多。

（一）“缩表”对金融市场的影响

“缩表”政策最直接的影响体现在金融市场上。给定市场预期的前提下，影响金融市场资产价格稳定的核心要素有两个：一是流动性的充裕程度，二是流动性的价格。在政策利率达到零下限时，廉价且充足的流动性支撑了金融市场的繁荣。理论上随着“缩表”进程的开始，金融市场上不仅流动性的供给将会下降，流动性的成本也将上升，这势必对金融资产价格构成压制。然而在政策实践中，中行银行减少流动性供给与金融市场变化之间的关系要复杂的多。特别是在经济从金融危机之后的长期萧条走向复试的时期，美联储“缩表”政策对市场传递出政策当局对未来经济复苏的充分信心。这反而有利于降低市场对未来经济前景的不确定性，推动市场加速复苏。^①同时也应该注意到，如果政策调整是被预期到的，那么政策变化对市场的影响相对有限。

1. “缩表”对基准利率的影响。就短期利率工具调控模式而言，美联储采取的是公开市场操作模式，欧洲中央银行采取的是利率走廊模式。与公开市场操作模式相比，利率走廊模式更适合于中央银行对银行间市场流动性调控能力有限的国家。尽管各国央行在利率调控方式上存在差异，但是在实体经济整体向好和单向加息的大背景下，银行间市场短期利率会随着央行政策目标的上调和“缩表”进程的开始而上升。例如美联储分别在2015年12月份、2016年12月、2017年3月和6月进行了四次加息，并且将联邦基金目标利率区间从0.25%-0.50%的水平提升到2017年6月份1%-1.25%的水平。随着利率政策目标的提升，联邦基金利率也发生相应的上升，说明金融市场短期利率对美联储货币政策调整反应非常迅速，见图1。

2. “缩表”对金融市场产品结构的影响。“缩表”不仅意味着银行间市场资产供需规模的变换，还意味着资产供需结构的调整。以美国为例，非常规货币政策实施之前美联储资产中最主要的部分是美国国债。2006年末长期国债占美联储总资产的比例为53.5%，短期国债占比约为31.7%，抵押贷款支持债券（MBS）占比接近为0。^①2008年危机爆发之后，随着美联储大量购进金融机构MBS，中长期国债的比例一度降至18.3%，短期国债比例降至0.8%。但在2009年之后随着量化宽松货币政策的实施，特别是“扭曲操作”政策的实施，中长期国债的比例在2011年之后长期稳定在52%上下，与量化宽松政策实施之前基本相当。MBS在美联储资产中的比例虽有波动，近年来也长期稳定在40%左右。如果美联储“缩表”的目标之一是恢复量化宽松之前的资产结构，那么主要涉及到短期国债和MBS之间的调整，从而影响不同资产的利差。

3. “缩表”对资产价格的影响。资产价格稳定对于宏观经济稳定具有至关重要的意义。

^① 如无特别说明，本文的数据来自 Wind。

外界对于“缩表”政策的担心很大程度上源于担心紧缩的货币政策引发资产价格下降，并通过货币政策的信贷传导渠道冲击实体经济稳定。^①如同上文所指出的，资产价格和利率之间并非简单的线性关系，受其他多种因素影响，利率上升与资产价格上扬有可能同时出现。图1显示2017年以来伴随着美国短期利率上升，美国股市主要指数均出现快速上升趋势。即使美联储在2017年6月公布未来“缩表”的大致计划之后，股指上升的趋势亦未受到显著影响。^②由此可见在加息和“缩表”预期稳定的前提下，美联储紧缩的货币政策并未对金融市场造成实质冲击。

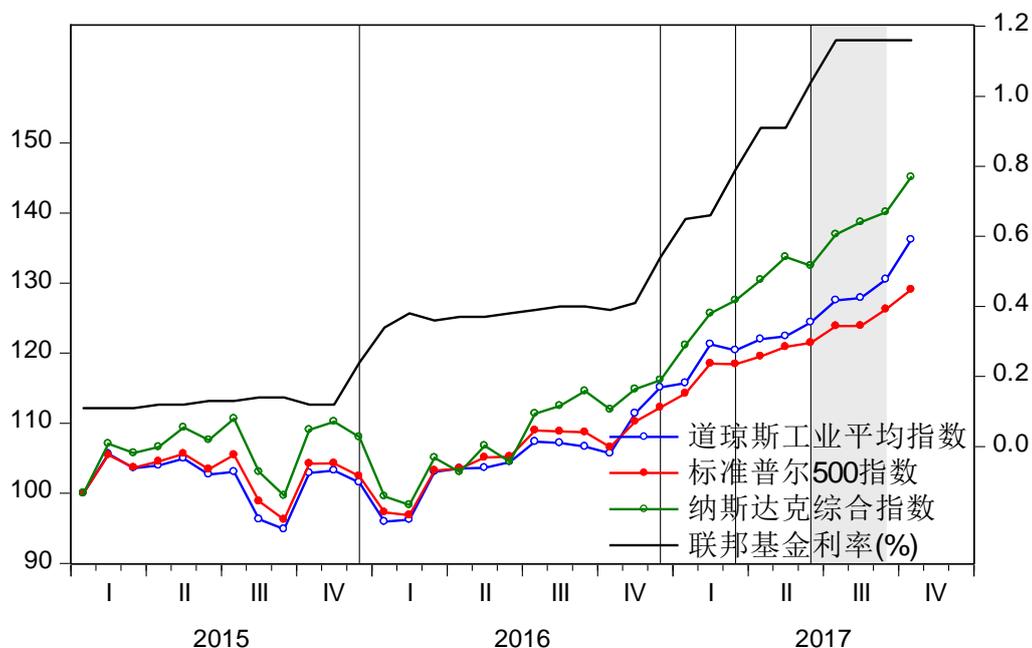


图1 美国联邦基金利率与主要股指走势

注：联邦基金为右轴。各股票价格指数为左轴，并将2015年1月标准化为100。

（二）“缩表”对实体经济的影响

与对金融市场的影响相比，“缩表”对实体经济的影响更加复杂。“缩表”对实体经济的影响主要取决于两个方面的因素：一是长期利率如何受“缩表”政策的影响；二是信贷可得性如何受“缩表”政策的影响。这两方面的因素在以直接融资为主和间接融资为主的经济中的影响可能不一致。

1. 以直接融资为主的金融市场结构

在以直接融资为主的经济中，货币政策对实体经济的直接影响主要体现在长期利率的变化上。在经济复苏背景下，常规货币政策作用机制恢复，短期利率向长期利率的传导过程得以恢复。在非常规货币政策实施期间，中央银行通过“扭曲性操作”购买大量长期资产。因此央行“缩表”过程不仅意味着要减持短期资产，长期资产同样面临着减持压力。在此情况下，长期利率的变化将受到两方面因素的影响，一是央行减持短期资产对短期利率造成冲击后，通过利率期限结构曲线向长期利率传递；二是央行在银行间市场上直接减持长期资产导致长期资产收益率上升。两方面的因素共同作用，长期利率变化所面临的不确定性可能比短

^① 关于货币供给、资产价格和实体经济之间的关系的研究可参考Benmelech和Bergman^[2]。

^② 图1中竖线表示美联储加息；阴影区域表示美联储对外公布“缩表”计划之后的情形。

期利率变化的不确定性更严重。例如自 2015 年 12 月美联储开始加息以来美国国债利率期限结构的变化。从短期利率来看,自美联储加息进程开始以来呈现上升趋势。1 个月国债利率从 2015 年 12 月 0.17% 上升至 2017 年 10 月份的 1%。长期利率的变化比较复杂,并非随着短期利率线性上升。30 年期国债利率从 2015 年 12 月份的 2.97% 上升至 2016 年 12 月份的 3.11%,但在 2017 年 6 月份美联储公布“缩表”计划之后降至 2.8%。自加息进程开始以来,美国长期利率大致呈现先升后降的过程。相对短期利率的变化而言,长期利率的变化情况更加复杂。

2. 以间接融资为主的金融市场结构

自从非常规货币政策实施以来,经济学家开始关注央行资产负债表的政策传导机制。简单来说,央行资产负债表的扩张与收缩将会引起商业银行和金融机构准备金规模与资金价格的变动,进而影响信贷市场上资金的价格以及实体经济中的投融资和消费行为。

在具体的政策传递过程中,由于金融市场摩擦的广泛存在,传导效果要复杂得多。根据货币政策的信贷传导渠道,均衡信贷供给对货币政策的敏感程度受金融市场摩擦程度影响。金融市场摩擦既可能来自实体经济部门,也可能来自商业银行本身,因此货币政策的信贷传导渠道被细分为“资产负债表渠道”和“银行信贷渠道”。Benmelech和Bergman研究了央行资金供给对银行贷款和资产价格之间的关系。信贷市场上银行贷款需要提供足额抵押品,如果抵押品价值不足以覆盖贷款风险,银行不愿向金融市场注入流动性。此时即便央行增加资金供给也不会提升银行贷款和抵押品价值,这种状态被称为“信贷陷阱”。^[2]Gertler和Kiyotaki与Gertler、Kiyotaki和Queralto 等一系列研究探讨了金融机构所面临的流动性约束以及银行风险承担行为对信贷供给的影响。^{[3][4]}

另一方面,根据后凯恩斯主义内生货币供给理论,金融市场具有内生创造货币和倒逼央行供给流动性的机制,央行紧缩的货币政策未必最终产生紧缩的效果。后凯恩斯主义关于内生货币供给过程的理论包括适应主义理论和结构主义理论。^①适应主义理论认为货币和贷款创造的原动力源自非金融部门的借款需求,一旦有效借款需求被商业银行满足,等额的货币流量就被内生地创造出来,因此贷款供给取决于需求方能够提供的抵押品的价值,代表性的研究包括Kaldor和Trevithick^[5]、Moore^[6]、Lavioe^{[7][8]}等。在实践中商业银行往往根据偿还能力为客户设定一个最高信贷额度(Ceilings of Credit),在最高限额以下客户可以随时按照既定利率透支,因而信贷供给曲线是水平的。不仅如此,中央银行为了保证金融体系的安全,会在给定再贷款利率下满足商业银行的准备金需求,因此准备金供给曲线呈现水平状态。

在图 2 中,信贷市场上贷款供给曲线用 LS 曲线表示,贷款需求曲线用 LD 表示;准备金市场上供给曲线由 R 表示。非常规货币政策退出之前,商业银行保有充分的流动性,因此当厂商的盈利能力和可抵押资产价值上升之后,贷款需求曲线从 LD_1 移动到 LD_2 的位置,信贷市场均衡也从 A 点移动到 B 点。根据“贷款创造存款”的逻辑,商业银行发放的贷款成为非金融部门在商业银行的存款,存款的增加将导致商业银行需要更多的准备金,准备金需求相应的从 A' 移动到 B' 点。如果中央银行“缩表”的规模过大,导致商业银行无法获得数量为 B' 的准备金,银行间市场可能会因为流动性不足而产生动荡。作为最终贷款人角色的中央银行将被迫满足商业银行对准备金的需求。因此根据后凯恩斯主义的观点,“缩表”政策将不会对银行信贷市场造成可信的约束。相反,根据后凯恩斯主义理论加息对于货币政策紧缩的效果更显著。央行通过加息将准备金供给曲线从 R_1 移动到 R_2 将推动信贷市场供给曲线从 LS_1 上升至 LS_2 ,会对市场带来紧缩的效果。

^① 由于篇幅有限,结构主义理论在本文中不再赘述。

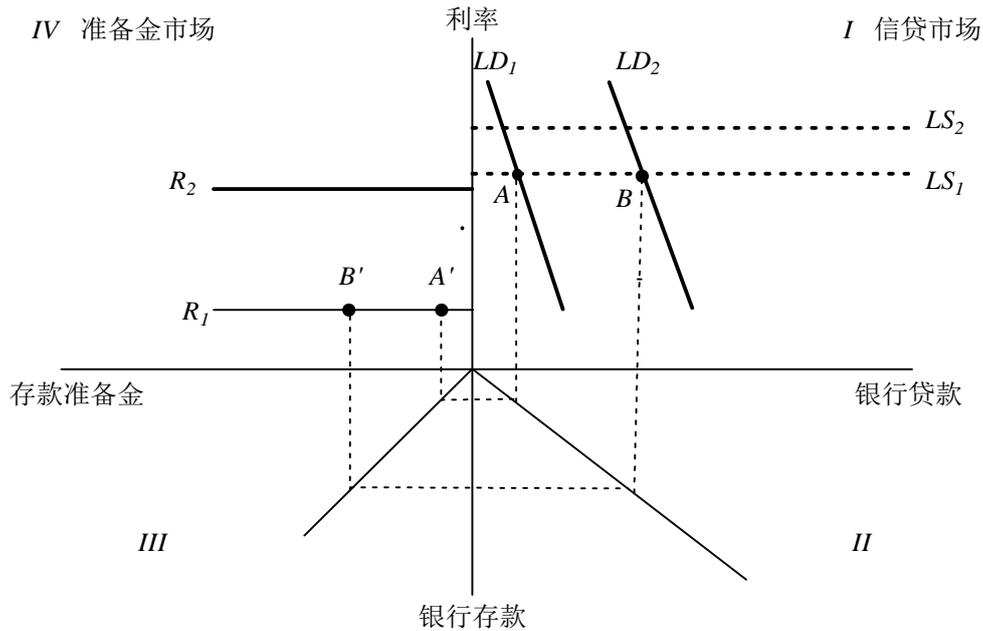


图2 内生货币供给机制下央行被迫满足商业银行的准备金需求

（三）影响“缩表”进程的不确定性因素

在政策执行过程中，“缩表”政策还可能面临这诸多挑战。首先，量化宽松和“缩表”都是中央银行货币政策史上的创新，目前为止无论是对“缩表”的理论研究。少有的研究例如 Ferguson 等^[9]从历史的角度对 12 个发达国家从 1900 年至 2012 年央行资产负债表规模的变化情况及其经济效果进行了总结。研究发现自二战以来，由于各央行资产负债表扩张速度明显慢于 GDP 增速，资产规模占 GDP 之比自然下降，但是却鲜有资产规模持续下降的案例。对于曾经进行过资产负债表名义收缩的央行来说，主要是通过逐渐退出短期贷款或减少短期资产来实现缩表，未有通过减持长期政府（或私人）债券方式“缩表”的先例。显然该研究无法为当前央行“缩表”政策实践提供充分的理论支撑，因为作为非常规货币政策的组成部分，美联储在政策利率达到零下限之后直接通过“扭曲操作”购买长期金融资产，从而实现压低长期利率的目的。美联储此次开启的“缩表”进程必然涉及到对长期政府（或私人）债券的减持。因此协调减持短期资产和长期资产的进度，稳定短期利率和长期利率的关系是此次央行“缩表”所面临的技术性难题之一。

其次，“缩表”政策本身可能引发的不确定性问题。由于潜在“缩表”规模过于巨大，历史上常规性紧缩货币政策都不足以提供可靠的参考和借鉴。在经济复苏条件的“缩表”与经济衰退时实施的量化宽松货币政策尽管在表面上是相反的过程，但是由于所处经济环境的差异，两者绝非反向对称关系。量化宽松条件下主要金融和宏观变量之间的弹性关系无法简单对应到央行主动“缩表”的情形。因此 Bernanke^[1]指出在“缩表”过程中，利率、央行资产规模和宏观经济变量之间关系的不确定性可能会引发市场的波动。

第三，“缩表”政策实施引发政策协调问题。由于全球经济复苏的步骤不同步，各大央行“缩表”的进度也不相同，这涉及到央行之间政策协调的问题。截至 2017 年，除欧美等发达经济体表现出持续复苏的趋势之外，新兴经济体复苏的迹象并不明显。“缩表”对于美国来说是货币政策正常化的过程，但是对于许多新兴市场国家而言确实一次维持金融市场和外汇市场以及实体经济稳定的艰巨挑战。复杂的全球经济形势加剧了货币政策调控的难度。除了“缩表”之外，随着经济增速恢复到常态水平，加息过程也将重启，加息与“缩表”两

种政策之间的协调问题也是各大央行面临的挑战。

三、央行“缩表”的案例研究——以日本和美国为例

2017年6月美联储对外公布了“缩表”的初步计划。而作为历史上第一个实施量化宽松政策的国家，日本银行曾经于2001年开始采取量化宽松政策，并于2005年至2007年期间实施了量化宽松政策退出。对这两次“缩表”政策案例的研究有助于我们更加准确地判断“缩表”政策的影响及其后果。

（一）日本量化宽松政策的实施与退出及其影响

与美联储目前仅存在“缩表”计划相比，日本银行在21世纪初实施了一次完整的量化宽松货币政策实施与退出过程。为了应对长期经济衰退，日本银行在2001年初到2006年初实施了量化宽松政策，成为全球第一个采取非常规货币政策的国家。此前日本政策利率已经降至零利率下限，量化宽松政策实施期间日本银行的货币政策目标是商业银行准备金数量。由于商业银行准备金是中央银行的负债，所以日本的量化宽松货币政策是从负债端指向资产端，这一点与日后美联储的量化宽松政策存在显著差异。^①

从2001年3月至2006年3月日本银行实施量化宽松政策的五年时间内，商业银行存款准备金从5.8万亿日元增至31.2万亿日元；日本银行资产负债表总规模也从约108万亿日元增长至约156万亿日元。2006年4月份开始退出量化宽松之后商业银行存款准备金的缩减非常迅速，2006年8月份即缩减至9.1万亿日元，5个月内存款准备金降幅超过2/3。日本银行总资产的缩减大约持续了两年时间，季节调整后资产总规模在2007年12月达到低点，资产总规模比2005年末下降约30%。在“缩表”过程中货币政策的一项重要变化是货币政策目标重新调整隔夜无抵押利率，并将利率维持在零利率的水平。

日本银行最主要的资产是政府债券和对金融机构贷款，量化宽松货币政策的实施和退出主要是通过增加和缩减政府债券（特别是长期债券）完成的。

2001年量化宽松政策实施之初，日本银行持有的政府债券约为56万亿日元，占比为51.7%；2005年12月份量化宽松政策退出前夕，日本银行持有的政府债券规模达到98.9万亿日元，比量化宽松政策实施之前增长77.3%，占央行总资产的比重为63.6%。在整个量化宽松政策实施周期内，政府债券比例最高层于2006年6月达到74.6%。在量化宽松过程中，日本银行对金融机构的贷款不升反降，2015年末为44.2万亿日元，比2001年年初时降低3.7%。相应的，2006年至2007年日本银行“缩表”的过程也主要是通过减持政府债券来完成的。截止到2007年年末，日本银行的资产负债总规模下降至111.3万亿日元的水平，比2005年年末的155.6万亿日元减少了44.3万亿日元。同期日本银行持有的政府债券降至70.5万亿日元，比2005年年末减少了约28.4万亿日元。此后政府债券在央行总资产中的规模持续下降至2008年年末，为51.4%。这一比例与2001年1月量化宽松货币政策开始实施时的比重51.7%相当。

日本银行“缩表”最直接的影响体现在金融市场上。由于货币政策目标转向隔夜拆借利率，因此短期利率受“缩表”的影响不大。但诸如长期利率、贷款供给和货币供给增速等变量由于需要经过金融市场的传达，因此在短期内的变化可能与货币政策立场的调整方向并不完全一致。日本银行“缩表”之后，主要银行长期贷款利率出现了明显的上升，从“缩表”

^① 参见日本银行货币政策报告：https://www.boj.or.jp/en/research/brp/ron_2006/ron0608b.html。

初期约 2%的水平提高并稳定在 2.5%左右；10 年期国债收益率也从 1.5%上升至约 2%之后逐步下降，并最终在 2007 年年末回到 1.5%左右。货币供给增速和贷款供给增速出现背离，货币供给增速先降后升，而贷款增速则呈现先升后降的趋势。货币供给增速和贷款供给增速出现背离。“缩表”之后 M2 同比增速先从 2%左右跌至 2006 年年中约 0.5%的水平，然后在 2007 年年末回升至 2%，整体呈现先下降后上升的格局；贷款同比增速则先从接近 0 的水平在 2006 年年中上升至约 2.9%，然后在 2007 年年末回讲至 1%，整体呈现先上升后下降的格局，见图 3。

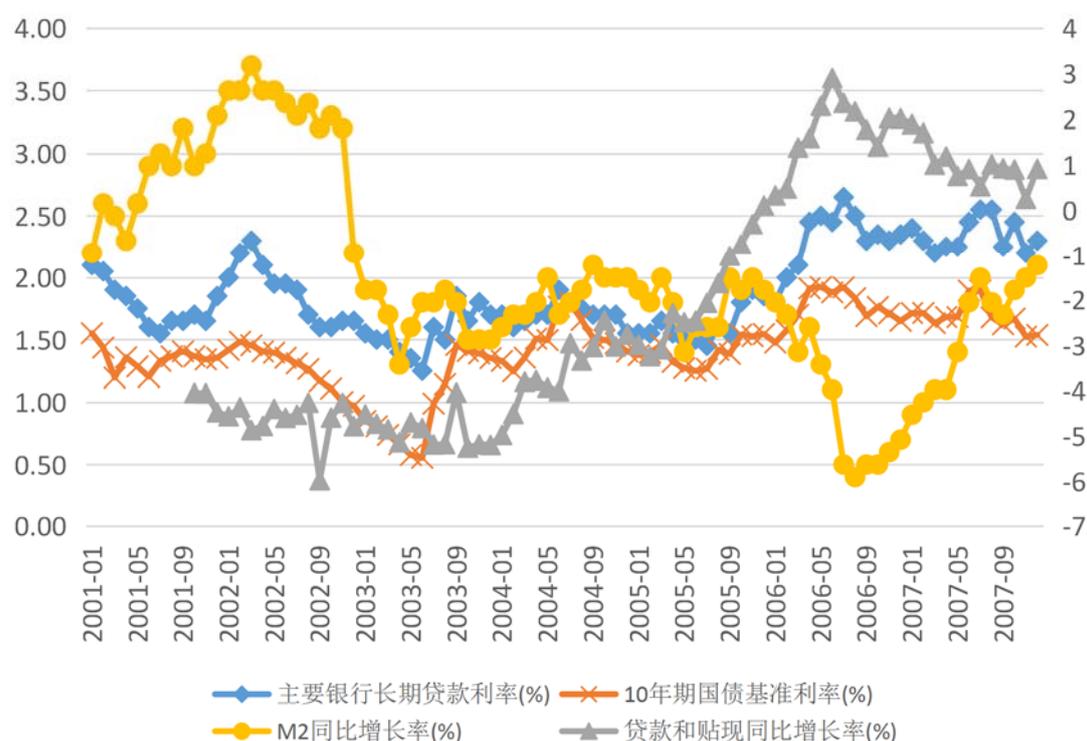


图 3 量化宽松货币政策实施期间日本主要金融变量

注：贷款和贴现同比增长率为右轴，其余左轴；数据来源：Wind

（二）美联储“缩表”的基本规划

2015 年 12 月美联储正式开启了加息进程，并于 2017 年 6 月份对外公布了“缩表”的初步计划。美联储将通过逐步减少到期资产的再投资金额的方式实现资产规模缩减。^①只有超过上限部分的到期证券本金才可进行再投资，随着上限的逐步提高，美联储每月再投资的证券规模将逐步减少，美联储的资产规模也将逐步缩减。由于美联储将通过将长期债券持有到期的方式进行减持，因此“缩表”过程将会持续较长时间。

Bernanke^[1]指出“缩表”过程应该注意两个方面的问题。第一，“缩表”过程应该是被动(passive)和可预测的过程，从而降低政策沟通的难度并使市场风险；并且“缩表”过程应该在市场短期利率提升到合意水平之后再行开始。如果将主动销售所持有的资产定义为一种

^① 美联储计划将持有的到期美国国债本金每个月不再进行再投资的上限最初设定为 60 亿美元，然后每三个月将此上限提高 60 亿美元，直到最后升至 300 亿美元。同时，美联储计划将持有的到期机构债务和抵押贷款支持证券本金每个月不再进行再投资的上限最初设定为 40 亿美元，然后每三个月将此上限提高 40 亿美元，直到最后升至 200 亿美元。

主动(positive)“缩表”方式的话,美联储通过将资产持有到期来实现资产减持的方式是一种被动的“缩表”方式。美联储之所以选择此种方式是试图最大可能地提高“缩表”过程的可预测性,从而降低对金融市场的扰乱。第二,“缩表”之后美联储的最优资产规模和结构应满足市场对美元资产的需求。通过增持短期政府债券并减少 MBS,美联储预期将其持有的短期资产和长期资产的比例调整到合理水平。如果“缩表”之后美联储资产负债结构与量化宽松政策实施之前的结构类似,即资产主要由政府债券组成,负债主要由流通中的现金组成。随着美国居民和全球对美元现金的需求增加,美联储的资产负债规模也将相应提升。

总结日本银行和美联储“缩表”的过程,可以发现其中的一些特点值得借鉴。首先,“缩表”是中央银行主动进行的政策调整,它的实施意味着金融市场、实体经济以及货币政策的有效性至少在一定程度上得以恢复。在“缩表”的过程中,上述两大央行都将政策工具和目标归回到短期利率。其次,“缩表”并非中央银行货币政策的硬约束,如果出于稳定金融市场或实体经济的需要,中央银行也可随时通过增加对金融机构贷款等形式向市场注资。第三,金融危机爆发之后,政策制定者普遍认识到价格稳定并不能保证金融市场稳定,因此宏观审慎监管将成为货币政策新的组成部分。第四,2008 年金融危机爆发之后学术研究领域对原有货币政策规则提出了许多新的构想,例如价格水平盯住制或者名义 GDP 盯住制,但是从政策实践的角度看尚无充分地证据显示新的货币政策规模在实际效果和政策转型成本方面优于传统货币政策规则。可以预期在关注更加广泛目标的前提下,常规货币政策和宏观审慎监管的政策框架组合很大概率上将成为经济复苏之后欧美国家普遍采用的新政策框架。

四 美联储“缩表”可能对中国经济的影响

美联储等发达国家中央银行“缩表”对中国经济的直接影响主要体现在三个方面,一是对中国国际收支的影响;二是对人民币汇率稳定的冲击;三是对中国货币政策的挑战。

(一) 美联储“缩表”对中国国际收支的影响

美联储货币政策正常化以及“缩表”进程所导致的美元利率上升很可能引发资金从新兴市场国家回流到美国。2013 年时任美联储主席伯南克发表退出量化宽松的谈话曾引起资金从新兴市场国家回流的浪潮,对新兴市场国家国际收支和汇率稳定造成重大冲击。2014 年美国开始逐步退出量化宽松,同年中国也结束了长达十余年之久的“双顺差”现象。此后相当长时间内中国的国际收支结构大体表现为经常项目顺差和非储备金融项目逆差的组合。与此同时中国国际收支平衡表中“净误差与遗漏”项目持续为负值且规模不断扩大。余永定和肖立晟[10]发现,中国国际收支平衡表“净误差与遗漏”项目的规模同人民币汇率预期变化存在相当强的负相关性。当市场预期人民币升值时,净误差与遗漏项目为正数;相反当市场预期人民币贬值时,净误差与遗漏项目为负数,一定程度上反映了非正规渠道的资本流向和规模。从 2014 年 2 季度到 2016 年 4 季度,中国国际收支在非储备金融账户下季度平均资本流出金额为 895 亿美元。进入 2017 年之后,在国家加强资本流动管制背景下,非储备金融项目由负转正,但“净误差与遗漏”项目仍然为负值。从 2014 年 2 季度到 2017 年 2 季度,“非储备金融项目”与“净误差与遗漏”之和的季度平均值达到 1204 美元,见图 4。上述种种迹象表明,在金融项目下中国从资本净流入国变为资本净流出国,并且可能正在发生较大规模的资本外流。随着美国加息和“缩表”进程开始,有可能加剧中国的资本外流。

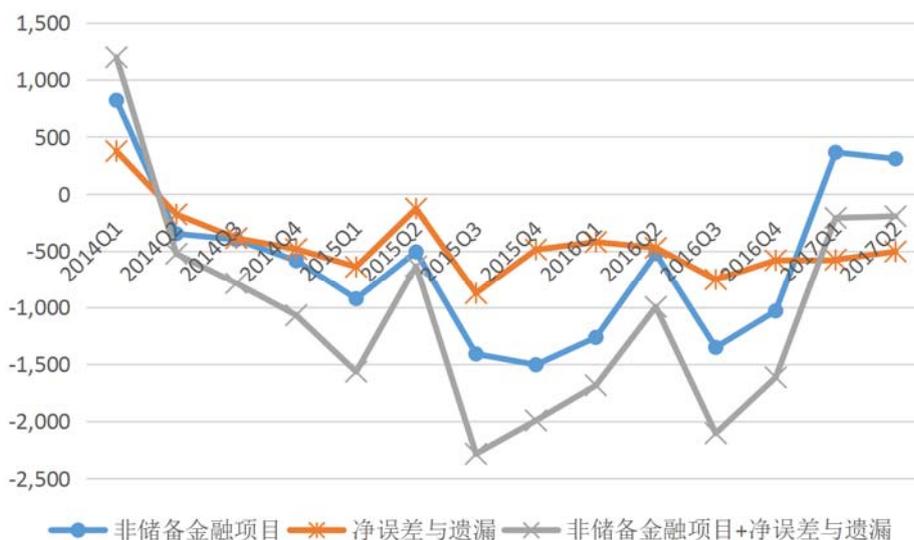


图4 “非储备金融项目”和“净误差与遗漏”项目（单位：亿美元）

（二）美联储“缩表”对人民币汇率稳定的冲击

理论上，根据利率平价公式，美联储“缩表”和美元利率上升会通过外汇市场给人民币造成贬值压力。“缩表”政策本身所揭示的美联储对于美国经济复苏的坚定信心还可能加剧中国资本外流对人民币汇率形成的压力。2015年年中之后，在中国经济“新常态”、美国经济复苏和人民币汇率形成机制改革等因素的共同作用下，从2015年8月起至2016年12月，人民币兑美元出现了一次趋势性的贬值，最大贬值幅度达到13%。与此同时中国国际收支非储备金融项目持续为负，外汇储备快速下降等现象进一步增强了人民币贬值的预期和资金外流的压力，强化了人民币贬值的压力和外汇市场波动性。2017年10月份，中美银行间市场隔夜利差在1.6个百分点左右。随着美元加息和“缩表”进程开启，人民币和美元的利差将逐步缩小，未来有可能对人民币汇率稳定形成持续的压力。

（三）美联储“缩表”对中国货币政策的挑战及应对措施

美联储“缩表”对中国货币政策稳定形成了挑战。一方面，2014年之前由于双顺差现象的长期存在，外汇占款是中国央行基础货币的主要投放方式。2015年之后伴随着外汇占款的持续减少，央行贷款重新成为基础货币投放的主渠道。随着资本外流和外汇占款损失波动放大，中央银行在稳定基础货币供给和银行间市场利率方面所面临的挑战将会更加严峻。为了应对不稳定的基础货币供给，商业银行出于预防性动机会增加基础货币需求，从而使银行间市场陷入类似流动性陷阱的局面。另一方面，中国整体去杠杆的过程尚未完成，非金融部门面临尤其艰巨的去杠杆任务。如果人民币发生快速贬值和剧烈的资本外流将会对中国金融市场和实体经济造成重大冲击。维持汇率稳定和国际收支平衡对稳定中国宏观经济具有重要意义。

2017年之后为了维持国际收支和人民币汇率稳定，中国对跨境资本流动加强了管制。在三元悖论下，这也意味着中国货币政策的独立性面临更大的挑战。为了维持汇率稳定和国际收支平衡，中国可能面临着加息的压力；然而利率的过快上涨可能对于中国实体经济的复苏和非金融部门去杠杆造成不利影响。目前，中国经济处于加息通道中，对资本跨境流动的监管力度也已经加强，做到未雨绸缪，未来还有较为广阔调整空间。

五 总结

随着美联储“缩表”进程即将在2017年年底前正式开启，对央行“缩表”问题的研究显得迫在眉睫。理论上，“缩表”具有典型的紧缩性货币政策的特征，但此次美联储开启的“缩表”进程无论是规模还是可能持续的时间在迄今为止的货币政策历史上都是前所未有的，没有现成经验可以借鉴。同时由于货币政策传导机制在经济复苏期和衰退期存在着显著的不对称性，难以直接通过扩张性货币政策的经验来预测“缩表”的效果，具有较高的不确定性。

“缩表”是央行在经济复苏时期进行的政策调整。随着常规货币政策传导机制的恢复，货币政策目标通常会从货币数量转向利率目标，而且通常伴随着加息进程。在金融市场上，由于短期利率主要受央行利率政策的影响，因此“缩表”不会对短期利率造成过度冲击。就长期利率而言，由于从短期利率向长期利率进行传导需要经过复杂的中间过程，并且“缩表”本身也蕴含着央行降低长期资产的本意，会对长期利率造成一定直接影响。因此“缩表”政策开始实施后的相当长时间内，长期利率的变化可能并不与紧缩的货币政策立场呈现简单的线性关系。就信贷供给和货币供给等对货币政策更加间接的变量来说，除了货币政策当局之外，这些变量往往还会受到金融机构行为的影响，因此这些变量的变化与“缩表”的联系更加具有不确定性。

对于中国来说，美联储的“缩表”进程可能从三个方面对中国宏观经济造成冲击。一是加剧中国的资本外流，二是对人民币汇率稳定造成冲击，三是对货币政策的稳定造成影响。自2016年以来，为了应对过快的资本外流我国政府已经相应地加强了跨境资本流动的监管。同时，随着金融去杠杆过程的深入和汇率形成机制的改革，近期人民币兑美元汇率已经实现了稳定，从而为我国政府更好地应对美联储即将开始的“缩表”赢得空间。

参考文献：

- [1] Bernanke, B. “Shrinking the Fed’s balance sheet”. Bernanke’s blog at Brookings. <https://www.brookings.edu/blog/ben-bernanke/2017/01/26/shrinking-the-feds-balance-sheet/>, 2017.
- [2] Benmelech, E., and N. Bergman. “Credit Traps”. *American Economic Review*, 2012, 102(6): 3004–3032.
- [3] Gertler, M., and N. Kiyotaki. “Financial Intermediation and Credit Policy in Business Cycle Analysis”. *Handbook of Monetary Economics*, edited by Friedman, B., and M. Woodford, North Holland, 2010, 547-599.
- [4] Gertler, M., N. Kiyotaki, and A. Queralto. “Financial crises, bank risk exposure and government financial policy”. *Journal of Monetary Economics*, 2012, 17-34.
- [5] Kaldor, N and J. Trevithick. “A Keynesian perspective on money”. *Lloyds Bank Review*, 1981, 51(139): 1-19.
- [6] Moore, B. “A simple model of bank intermediation”. *Journal of Post Keynesian Economics*, 1989, 12(1): 10-28.
- [7] Lavoie, M. “The endogenous flow of credit and post Keynesian theory of money”. *Journal of Economic Issues*, 1984, 18(3): 771-797.
- [8] Lavoie, M. *Foundations of post-Keynesian Economic Analysis*. Edward Elgar Publishing Company, 1992.
- [9] Ferguson, N., A., Schaab and M., Schularick. “Central Bank Balance Sheets: Expansion and Reduction since 1900”, CESIFO WORKING PAPER NO. 5379, 2015.
- [10] 余永定和肖立晟（2017），《解读中国的资本外逃》，《国际经济评论》，2017年第5期。