



中国经济增长率缘何下滑、如何应对

—— 体制机制问题还是外部性周期性问题？

文永恒 林毅夫 顾艳伟*

摘要：深入理解为何中国经济增长率自 2010 年以来持续深度下滑这一重大问题对于当前及未来的宏观经济政策调整方向具有重大意义。本文从外部性和周期性视角入手，在实证层面考察国际金融危机前后两个时期（2002-2007 年和 2011-2018 年）中国出口增长率变化对中国经济增长率变化的贡献。首先，本文将中国经济增长绩效纳入全球视野，归纳出金融危机前后两个时期的三个特征事实。其次，本文在实证层面考察出口增长率变化对中国经济增长率变化的贡献，实证结果发现出口增长率变化大致能够解释 2.2 个百分点的经济增长率变化，对实际值变化（4.1 个百分点）的贡献达到一半以上，而主流的体制机制论仅能解释不足 0.8 个百分点，人口红利论也仅能解释 0.4 个百分点。再次，本文研究同时表明外部需求下滑对 PPI 同比增长率和通货膨胀率在前后两个时期的下降也具有主要贡献，并且对 PPI 同比增长率具有更大的影响，这一结果再次佐证了外部性和周期性因素的主导性。进一步地，外部需求变化几乎完全解释了实体部门杠杆率同比增长率在前后两个时期的变化，表明宏观杠杆率的过快上升也与外部性和周期性因素密切相关。最后，基于省际面板数据的稳健性检验结果表明，外部需求变化首先对沿海“三省一市”（广东、江苏、浙江和上海）的经济增长率产生影响，然后由“三省一市”通过间接渠道影响其他省份经济增长率。此外，本文通过考察出口和投资与消费的关系澄清了为何通常认为的净出口指标不足以度量外部需求变化。

关键词：经济增长率；外部性和周期性；体制机制论；人口红利论

本工作论文系列是新结构经济学最新的尚未在学术期刊发表的研究成果，目的在于学术讨论与评论，并不代表北京大学新结构经济学研究院的官方意见。本系列论文拒绝接受已发表或期刊已接收论文投稿，文责作者自负。本文由“NSE A0 宏观与经济增长小组”审核。

*文永恒(通讯作者)，北京大学新结构经济学研究院(邮编：100871)，电子信箱：yonghengwen@nsd.pku.edu.cn；林毅夫，北京大学新结构经济学研究院（邮编：100871），电子信箱：justinlin@nsd.pku.edu.cn；顾艳伟，上海财经大学经济学院（邮编：200433），电子信箱：yanwei_gu@163.com。



北京大学新结构经济学研究院
Institute of New Structural Economics

新结构经济学工作论文

Working Paper Series of New Structural Economics

中国经济增长率缘何下滑、如何应对

—— 一 体制机制问题还是外部性周期性问题？

文永恒 林毅夫 顾艳伟

作者简介：

文永恒（通讯作者，Wen Yongheng），北京大学新结构经济学研究院博士后，邮政地址：北京市海淀区颐和园路 5 号北京大学英杰交流中心 355S，邮政编码：100871，邮箱：yonghengwen@nsd.pku.edu.cn，电话号码：15900820896。

林毅夫(Lin Yifu)，北京大学新结构经济学研究院教授、博士生导师、院长，邮政编码：100871，邮箱：justinlin@nsd.pku.edu.cn，个人主页：<https://www.nse.pku.edu.cn/szdw/js/465203.htm>。

顾艳伟(Gu Yanwei)，上海财经大学经济学院，宏观经济学方向在读博士，邮政编码：200433，邮箱：yanwei_gu@163.com。



中国经济增长率缘何下滑、如何应对

—— 体制机制问题还是外部性周期性问题？

摘要：深入理解为何中国经济增长率自 2010 年以来持续深度下滑这一重大问题对于当前及未来的宏观经济政策调整方向具有重大意义。本文从外部性和周期性视角入手，在实证层面考察国际金融危机前后两个时期（2002-2007 年和 2011-2018 年）中国出口增长率变化对中国经济增长率变化的贡献。首先，本文将中国经济增长绩效纳入全球视野，归纳出金融危机前后两个时期的三个特征事实。其次，本文在实证层面考察出口增长率变化对中国经济增长率变化的贡献，实证结果发现出口增长率变化大致能够解释 2.2 个百分点的经济增长率变化，对实际值变化（4.1 个百分点）的贡献达到一半以上，而主流的体制机制论仅能解释不足 0.8 个百分点，人口红利论也仅能解释 0.4 个百分点。再次，本文研究同时表明外部需求下滑对 PPI 同比增长率和通货膨胀率在前后两个时期的下降也具有主要贡献，并且对 PPI 同比增长率具有更大的影响，这一结果再次佐证了外部性和周期性因素的主导性。进一步地，外部需求变化几乎完全解释了实体部门杠杆率同比增长率在前后两个时期的变化，表明宏观杠杆率的过快上升也与外部性和周期性因素密切相关。最后，基于省际面板数据的稳健性检验结果表明，外部需求变化首先对沿海“三省一市”（广东、江苏、浙江和上海）的经济增长率产生影响，然后由“三省一市”通过间接渠道影响其他省份经济增长率。此外，本文通过考察出口和投资与消费的关系澄清了为何通常认为的净出口指标不足以度量外部需求变化。

关键词：经济增长率；外部性和周期性；体制机制论；人口红利论

一、引言

自国际金融危机以来，中国经济增速持续显著回落，实际经济增长率从 2010 年的 10.6% 连续下滑至 2019 年的 6.1%，下调幅度超过 2/5。围绕本轮中国经济增长率持续深度回调这一重大问题，国内学界早在 2015 年就已展开广泛讨论。在这些争论的背后，是对本轮中国经济下滑症结认识的重大分歧。主流观点认为本轮中国经济下滑主要是由国内的体制机制等结构性问题造成的，从而主张使用结构性改革的方法对冲经济下滑。^①然而，供给侧结构性改革实施以来，中国经济并未实现企稳回升，反而在 2017-2018 年全球经济普遍回升的背景下进一步从 2017 年的 6.9% 回落至 2018 年 6.7%。当 2019 年中国经济增长率下滑至 6.1% 时，经济学家围绕保“6”目标再次展开交锋（余永定，2020）。

与主流观点不同，林毅夫（2018）认为本轮中国经济下滑并非单纯的体制机制问题，更多的是由外部性和周期性因素导致。由于中国早在 2010 年就已成为世界第二大经济体，在 2013 年进一步成为全球第一大贸易国，在这种背景下，该文认为全球经济对中国经济的影响已然不可忽视，理解中国经济现象不宜再像过去那样以封闭小国角色从内部寻找答案，应该以更大的格局从全球范围内审视中国经济绩效。通过与同一时期大致和中国属于同一发展阶段的金砖国家以及新加坡、韩国和中国台湾等高收入高表现经济体进行比较后，该文发现上述金砖国家和高收入高表现经济体在 2010 年后的经济表现普遍比中国更差，由于这些国家基本没有国内的体制机制等结构性问题，但他们的经济增长率下滑幅度普遍更大这一事实说明这些国家和中国很可能面临共同的外部性和周期性问题。进一步的证据表明，发达国家尚未从国际金融危机中完全复苏是导致上述国家经济

^① 更多经济学家的讨论请见田国强（2018）的讨论环节。



增长率普遍下滑的主要原因。本文力图为这一理论假说提供实证检验，并从更多维度考察外部性和周期性因素对中国宏观经济的影响。

首先，为了表明外部性和周期性因素的重要性，本文将中国经济增长绩效纳入全球范围内进行审视，通过比较各国在国际金融危机前后两个时期（2002-2007 年和 2011-2018 年）的经济表现差异，归纳出如下三个重要特征事实。第一，无论是金砖国家还是新加坡、韩国和中国台湾等高收入高表现经济体，其在一时期（2011-2018 年）的经济增长率普遍低于前一时期（2002-2007 年）。并且，除印度因前一时期经济增长率较低导致下滑幅度较小外，其他国家经济增长率的下滑幅度均明显高于中国。第二，美欧日三大经济体尚未完全从国际金融危机中复苏，其在一时期的经济增长率低于前一时期约 18%-30%，这与家庭部门修复资产负债表进程密切相关。在经济复苏乏力的背景下，发达国家消费增长率和进口增长率均明显放缓，对中国以及上述其他经济体的出口部门带来沉重打击。第三，伴随本轮经济下滑的诸多负面现象，包括产能过剩、工业品价格 PPI 连续 5 年下降、地方政府债务风险增加、影子银行急剧扩张以及宏观杠杆率持续上升，都与外部需求下滑存在密切关系。

其次，本文利用 2002-2018 年中国宏观经济季度数据，从实证层面考察国际金融危机前后外部需求变化对中国经济实际增长率变化的具体贡献。本文将外部需求定义为实际出口同比增长率，在控制其他影响经济增长率的变量后，使用简单 OLS 回归发现，外部需求与实际经济增长率具有显著的正相关关系。为进一步确定因果关系，本文为外部需求变量寻找多种外部工具变量，包括美欧日三大经济体的实际经济增长率、美国实际消费增长率和进口增长率以及美欧家庭债务同比增长率。除此之外，本文还构建了包含实际出口和实际汇率的两变量 SVAR 模型，并通过 Cholesky 分解法和 NSRVAR 模型两种技术识别外部需求冲击，以此分别作为实际出口同比增长率的工具变量。各种工具变量结果证实外部需求下滑对中国经济增长率确实具有显著的负面影响。进一步的测算表明，外部需求变化大致能够解释中国经济增长率在前后两个时期变化值（4.1 个百分点）的约 50%-60%（2.1-2.5 个百分点）。如果不考虑全球经济同步复苏的 2017-2018 年，外部需求的解释程度进一步上升至 61%-73%，由此证实了外部性和周期性因素构成本轮中国经济持续下滑主要原因的观点，同时也反映出国内供给侧改革（如“去杠杆”政策）在试图化解一些风险的同时对 2017-2018 年实体经济产生了一定的收缩压力。与外部需求相比，主流的体制机制论最多能解释 0.8 个百分点的经济增长率变化，人口红利论也仅能解释 0.4 个百分点的经济增长率变化，远不及外部需求对经济增长率变化的贡献。

再次，本文进一步考察了外部需求变化对价格因素和宏观杠杆率的影响。如果说外部需求下滑构成本轮中国经济下滑的主要原因，那么其对通货膨胀率尤其是 PPI 的影响应该也具有比较强的解释力，因为总需求下滑必然导致价格水平回落，而 PPI 更能反映国际贸易产品价格。进一步地，价格和产出增速的下滑将导致宏观杠杆率的分母（名义 GDP）增速下滑，这显然会推高宏观杠杆率。实证结果完全支持上述推断——外部需求下滑对通货膨胀率和 PPI 均具有显著的抑制效应，且对 PPI 的抑制程度更强。经测算，外部需求因素大致能够解释二者在国际金融危机前后两个时期变化值的 35%-60%。此外，外部需求变化几乎完全解释了宏观杠杆率同比增长率在国际金融危机前后两个时期的变化。上述两个结果从不同角度佐证了外部性和周期性因素在本轮中国经济下行过程发挥主导性的事实。

最后，本文基于省际面板数据进一步考察了外部需求在中国区域间的传导机制。结果表明，广东、江苏、浙江和上海（“三省一市”）在中国出口所占比重接近七成，外部需求下滑首先对“三省一市”经济增长率造成负向冲击，而其他省份主要通过间接渠道受“三省一市”出口下滑的影响。此外，本文通过考察外部需求对投资和消费的影响澄清了为何净出口不适合作为外部需求的



度量指标。

本文的实证研究深化了对本轮中国经济增长率节节下滑的理解。主流观点认为本轮经济下滑主要是体制机制等结构性问题导致，应采取结构性改革的方式对冲经济下滑。毋庸置疑，作为采取渐进双轨改革的世界上最大的发展中国家，中国内部必然存在很多体制机制问题，也确实存在进一步改革的空间。但体制机制问题并非 2010 年后新出现的因素，也无法解释为何其他没有这些问题的金砖国家和高收入高表现经济体和中国经济下滑的趋势完全相同，且下滑幅度更大。而且由于体制机制问题可能具有内生性，如果造成这些内生性问题的根本原因未消除，采取的措施可能导致经济下行压力进一步加大，影响就业和社会稳定。最近学界对“去杠杆”政策的反思就反映出这一点。

本文研究深化了对外部需求传导机制的认识。已有文献大多基于省际或行业面板数据考察外部需求的宏观经济影响。本文研究表明，这种做法主要考察的是外部需求的直接效应，并不能考察外部需求在省份之间或行业之间的间接传导效应，由于间接效应对于远离国际市场的内陆省份或上游产业更为重要，上述做法会造成对外部需求贡献的显著低估。

本文实证研究为供给侧结构性改革提供了新的执行思路。由于国际金融危机后外部需求明显放缓，而“四万亿”投资的那些项目最多经过 5-6 年就已建成，于是在 2012 年左右国内开始出现产能过剩、库存过高以及企业债务风险增加等现象，这也是为何中央提出“三去一降一补”政策的背景。结合本文研究结论，上述现象形成的背后固然有一些体制机制原因，但更多的是外部性和周期性问题，应优先采取一些反周期的政策措施，因此以“补短板”的有效投资和以“降成本”为企业减负的政策应最先落实，这样在拉动总需求的同时也为“去产能、去库存、去杠杆”营造有利的外部环境。反之，如果先执行“三去”等收缩性政策，有可能陷入“越去越多”的悖论。需要澄清的是，与发达国家相比，我国人均 GDP 水平仍然只有美国的 20%，产业升级的空间和基础设施投资空间仍然很大，因此，只要项目选择正确，不应把投资等同于产能过剩，进而束缚政策空间。同时，借鉴发达国家家庭部门在国际金融危机期间的经验教训，也不宜提倡所谓“消费拉动”的经济增长模式。

余文包括六个部分。第二部分为中国经济的若干特征事实；第三部分给出计量实证模型和基本结果；第四部分考察外部需求对价格因素和宏观杠杆率的影响；第五部分使用省际面板进行区域间的传导机制分析；第六部分解释为何净出口指标不能完全代表外部需求，第七部分为结论和政策性建议。

二、全球格局下的中国经济表现

本部分在全球格局下剖析 2010 年以来中国经济持续下滑的特征事实，通过国际比较深入分析体制机制论和外部性周期性这两种观点的相对重要性，最后进一步分析二者与近年来国内经济“乱象”的因果联系。

（一）国内体制机制问题 vs 外部性周期性问题

在诊断本轮中国经济下滑症结时，具有相当代表性的一种观点认为国内的体制机制和增长模式等结构性问题造成了 2010 年以来中国经济的持续下行。所谓体制问题是指，中国国有企业比重相对较高，但效率不高。所谓机制问题是指，中国经济尚存在很多政府干预，市场在资源配置方面还没有发挥决定性作用。所谓增长模式是指，中国投资率太高，消费增长不足。应该说这些体制机制等结构性问题确实都存在，中国经济也一直在付代价，然而这些问题在改革开放后就一直存在，属于老问题，并非 2010 年后新出现的因素。事实上，这些体制机制问题在 2010 年后都是逐步改善，比如国有企业投资占总投资的比重在 2010 年后不断下降，中国市场化程度也在不断提



高^②，投资率在 2011 年便停止上升转为下降（见图 1）。按照体制机制论的逻辑，中国经济增长率在 2010 年后不应该出现持续且较大幅度地下降，而事实却相反。

能够从另一个角度佐证国内体制机制等结构性问题不是本轮中国经济下滑症结的一个关键事实是与中国大致同属同一发展阶段的其他金砖国家在 2010 年后也出现了类似的经济下滑（见图 2）。由于这些金砖国家没有中国内部的体制机制等结构性问题，按照体制机制论的逻辑，这些经济体没有中国这些体制、机制、增长模式的问题，不应该同时出现与中国经济类似的下滑。而事实却是其他金砖国家在 2010-2018 年的平均下降幅度都比中国还大。^③以经济表现最好的印度为例，在 2010 年印度实际经济增长率为 10.3%（中国为 10.6%），在 2018 年下降至 6.8%（中国为 6.6%），下降 3.5 个百分点（中国为 4 个百分点），下降幅度略低于中国，但是印度在莫迪上台后调整了统计方法使其增长率增加了一个百分点，并且，2019 年印度的增长率为 4.9%，低于我国的 6.1%，所以，印度的增长趋势和我国相同，并且，没有好于我国。^④其他金砖国家经济下降幅度更大，比如巴西、俄罗斯和南非在 2018 年的经济增长率分别为 1.3%、2.5%和 0.8%，分别比 2010 年的 7.5%、4.5%和 3.0%下降 82.5%、43.7%和 74.1%，均比中国经济下滑幅度要大。如果考虑到巴西和俄罗斯在此期间一度出现过负增长，其实际下降幅度只会更大。由此可见，本轮经济下滑似乎很难用体制机制论完全解释，上述国家经济同时下滑意味着很可能存在共同的外部性和周期性因素。可以证实存在外部性和周期性因素的另一个事实是，部分高收入高表现经济体在此期间也出现了类似的经济下滑。比如新加坡、韩国和中国台湾在 2010 年的实际经济增长率分别为 15.2%、6.8%和 10.6%，到 2018 年分别下降为 3.2%、2.7%和 2.6%，分别下降 12、4.1 和 8 个百分点，下降幅度分别为 78.9%、60.8%和 75.5%。由于这些高收入高表现经济体同样没有国内的体制机制等结构性问题，他们的经济下降幅度却都明显高于中国这一事实进一步证实存在共同的外部性和周期性因素。

由于 2008-2009 年全球发生金融危机，2010 年各国普遍存在触底反弹的事实，因此有理由怀疑 2010 年可能不是一个很好的对比起点。为此，我们剔除受国际金融危机影响的 2008-2010 年，通过对上述国家在 2002-2007 年和 2011-2018 年前后两个时期的年均经济增长率再次进行比较，所得结果仍然非常类似（见表 1）。具体而言，在前一时期（2002-2007），除中国外的金砖国家和上述高收入高表现经济体的经济增长率普遍处于上升通道，年均增长率高达 5.9%，而在后一时期则普遍处于下行通道，年均增长率降到 2.9%，比前一时期下降 3 个百分点，而中国在前后两个时期的平均增长率分别为 11.3%和 7.4%，平均下降 3.8 个百分点，下降水平与上述经济体大致处于同一水平。如果考虑到中国经济高速增长从而波动较大的特征，仅以下降幅度而言，中国在后一时期比前一时期平均下滑 34%，明显低于上述国家 52%的平均下降幅度，并且低于除印度外的上述所有国家在前后两个两期的经济下降幅度（除印度因前一时期平均增长率（8%）比中国明显低导致其下降幅度较小外（13%），其他国家下降幅度均在 42%-84%之间，见表 1）。上述事实稳健地表明，本轮中国经济下滑很可能不是由单纯的体制机制等结构性问题所致，更可能是由共同的外部性和周期性因素主导。

② 国民经济研究所发布的《中国分省份市场化指数报告（2018）》报告指出，从市场化总指数来看，全国平均得分从 2008 年的 5.45 分上升到 2016 年的 6.72 分，增加了 1.27 分。

③ 事实上，除中国外的大部分金砖国家和高收入高表现经济体在 2017-2018 年的实际经济增长率均有不同程度上升，这与发达国家经济在此期间的强劲复苏密切相关。而中国由于在这两年进行了供给侧结构性改革，部分对冲了外部需求复苏的效果。

④ 考虑到印度在 2011-2013 实际经济增长率明显低于中国，中国相对于印度的实际经济表现更优。

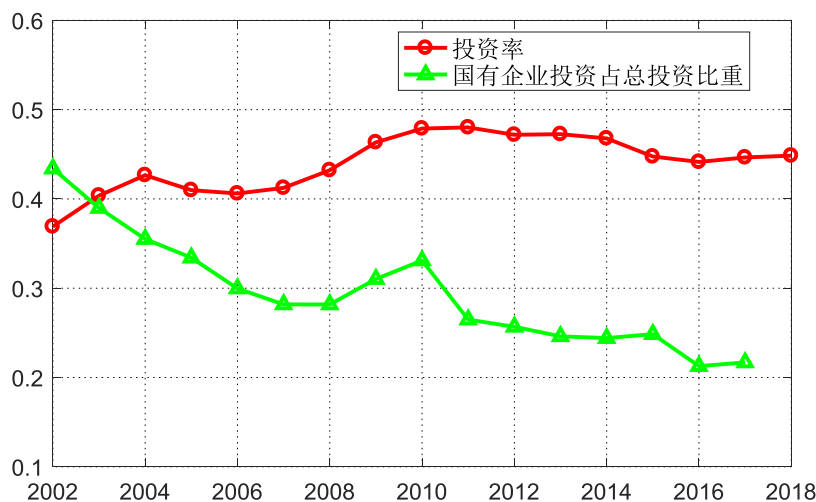


图 1 中国投资率和国有企业投资比重

注：投资率为资本形成占 GDP 的比重，数据来自国家统计局网站。

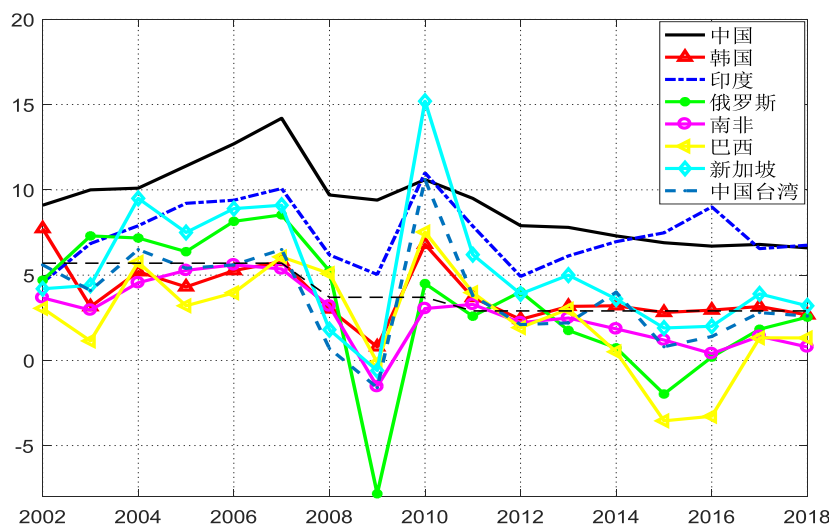


图 2 金砖国家和部分高收入国家实际经济增长率

数据来源：OECD 数据库。

表 1 金砖国家和部分高收入高表现经济体年均经济增长率 (%)

	中国	印度	巴西	俄罗斯	南非	新加坡	韩国	台湾	平均值
2002-2007	11.3	8.0	3.9	7.0	4.6	7.3	5.2	5.6	5.9
2011-2018	7.4	7.0	0.7	1.5	1.7	3.7	3.0	2.5	2.9
百分点变化	-3.8	-1.0	-3.2	-5.6	-2.9	-3.6	-2.2	-3.2	-3.0
下降幅度	33.9%	13.0%	83.1%	71.1%	62.7%	48.9%	42.7%	56.2%	52%

注：平均值为除中国外的金砖国家以及新加坡、韩国和中国台湾的平均经济增长率。

(二) 外部性和周期性因素的根源：发达国家尚未从国际金融危机中复苏

事实上，上述国家面临的共同的外部性和周期性因素与发达国家尚未从国际金融危机中完全复苏密切相关。在 2001 年互联网泡沫破灭后，以美国为首的发达国家推行金融创新和低利率政策，



以实体部门大幅加杠杆和金融风险大幅上升的代价换来实体部门收入、消费和进口的快速复苏，这在客观上对中国以及上述其他经济体的总需求产生了显著的拉动效应。然而，泡沫经济所带来的巨大风险在 2006 年开始破灭并迅速演变为国际金融危机，尽管危机后发达国家采取了更大规模的宽松政策，但由于内部结构性问题并未得到根本解决，其实体部门被迫经历痛苦的去杠杆进程，这客观上又造成了 2010 年后中国和上述其他经济体所面临的外部需求的持续疲软。

具体而言，尽管美欧日等发达国家在 2017-2018 年开始呈现强劲复苏的势头，但并未完全恢复到金融危机前的平均水平（见图 3）。以经济恢复最好的美国为例，2018 年美国实际经济增长率为 2.9%，为 2010 年后最高增长速度，但仍不及 2004-2006 年 3.4% 的年均增长率。从国际金融危机前后两个时期来看，美国在 2011-2018 年的年均经济增长率为 2.3%，比 2002-2007 年的均值 2.8% 低 0.5 个百分点，下降幅度为 17.8%。欧洲和日本表现更差，后一时期（2011-2018 年）年均经济增长率分别为 1.6% 和 1.0%，低于前一时期（2002-2007 年）的 2.3% 和 1.4%，下降幅度分别为 30.4% 和 30.0%（见表 2）。进一步从失业率来看（见图 4），美国失业率直到 2015 年才恢复到危机前（2002-2007 年）5% 的平均水平，在此之前的 2009-2014 年失业率均值高达 8.2%。如果考虑到就业率指标，直到 2017 年美国就业率才勉强恢复到 2007-2008 年约 71% 的平均水平。欧洲失业率从 2016 年才开始低于到危机前 8.7% 的平均水平，2009-2014 年失业率均值高达 10.0%。相对于美国 and 欧洲，日本失业率恢复较快，早在 2012 年就已恢复到危机前平均水平，但日本历来是低失业国家，失业率对经济的代表性不足，其经济增长率尚未恢复至危机水平前就是最好的证明。

发达国家经济增长率至今未能恢复到国际金融危机前水平的主要原因在于此次金融危机由家庭部门债务危机引发，危机后由于内部结构性问题并未得到根本解决，发达国家实体部门被迫经历痛苦的去杠杆进程，尤其是家庭部门通过增加储蓄减少消费的方式修补资产负债表进一步延缓了经济复苏进程（Eggertsson and Krugman, 2013）。以美国为例，在金融危机前的 2002-2007 年，家庭部门名义债务增长率在 2002-2007 年平均达到 10.4%，家庭部门债务占 GDP 比重从 2001 年的 73.6% 上升至 2007 年的 97.9%，上升幅度高达 33%。而在 2008-2018 年，美国家庭部门债务年均增长率仅为 0.9%，家庭部门债务占 GDP 比重在 2018 年回落到不足 80%。与之相对应，美国名义消费增长率从 2002-2007 年的年均 5.4%，下滑至 2011-2018 年的 4.1%，下降幅度为 25%。在消费增长放缓的情形下，美国进口增长率也出现大幅放缓，年均增长率从 2002-2007 年的 9.4% 下滑至 2011-2018 年的 3.8%，下降幅度高达 60%。欧洲家庭债务也有类似表现（见图 5）。

由于美欧日等发达国家占世界经济比重仍然超过一半，其消费需求放缓必然对全球总需求造成负面冲击。这也是为什么全球贸易增长率从金融危机前约为全球经济增长率的两倍，变为危机后低于全球经济增长率的主要原因。在这种背景下，处于开放中的中国和上述其他经济体必然受到很大的外部需求冲击。以中国为例，由于美欧日三大经济体在 2002-2018 年占中国出口份额比重依然有相当大的比重（平均为 47.9%）^⑤，其消费需求放缓导致中国对美国、欧洲和日本出口增长率分别从 2002-2007 年的 27.6%、34.6% 和 14.8%，骤降至 2011-2018 年的 6.9%、4.0% 和 2.8%。中国总出口增长率也从 2002-2007 年的 29.0%，大幅下降至 2011-2018 年的 6.1%（见图 7）。由于金砖国家和前述高收入高表现经济体也面临类似中国这样的外部需求冲击，因此也就不难理解为何这些国家同时出现类似中国那样的经济下滑。

从上述分析不难得出，尽管中国内部存在很多体制机制问题，但造成本轮中国经济持续下滑的因素更多的是由发达国家债务周期和消费周期驱动的外部性和周期性因素。后文将在第三部分

^⑤ 欧美日三大经济体占中国出口份额比重从 2002 年的 54.3% 下降至 2015 年的 41.7%，在 2018 年由回升至 44.2%。



通过构建计量实证模型从定量角度估算外部需求变化对中国经济下滑的具体贡献。

表 2 欧美日发达国家经济增长率 (%)

	美国	欧元区 ^⑥	日本
2002-2007	2.8	2.3	1.4
2011-2018	2.3	1.6	1.0
百分点变化	-0.5	-0.7	-0.4
下降幅度	17.8%	30.4%	30.0%

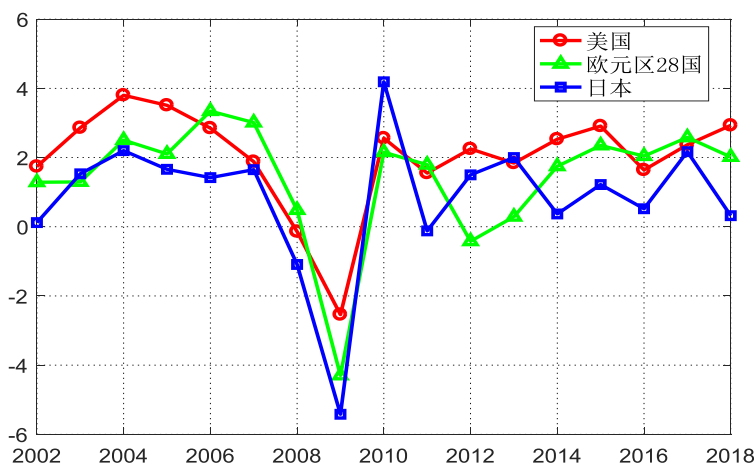


图 3 发达国家经济增长率 (%)

数据来源：OECD 数据库。

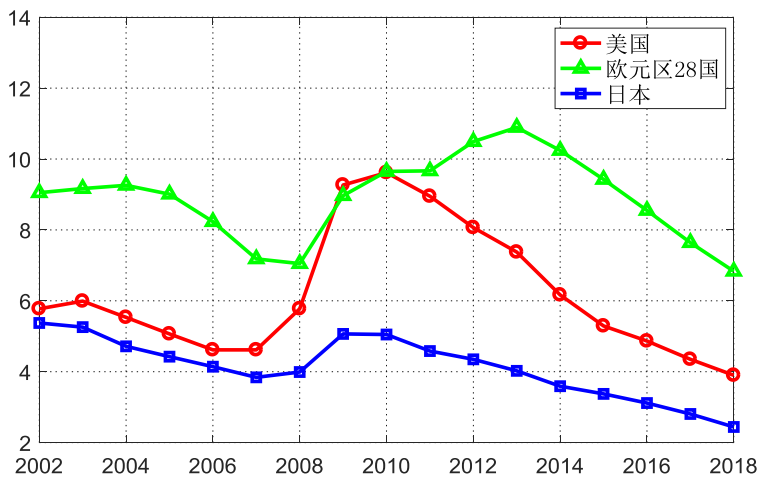


图 4 发达国家失业率 (%)

数据来源：OECD 数据库。

⑥ 事实上，受债务危机影响，欧洲经济只是在近几年开始稳住，如仅考虑 2010-2015 年，欧元区 28 国经济增长率仅为 1.3%，仅为 2002-2007 年平均增长率（2.3%）的 56.5%。

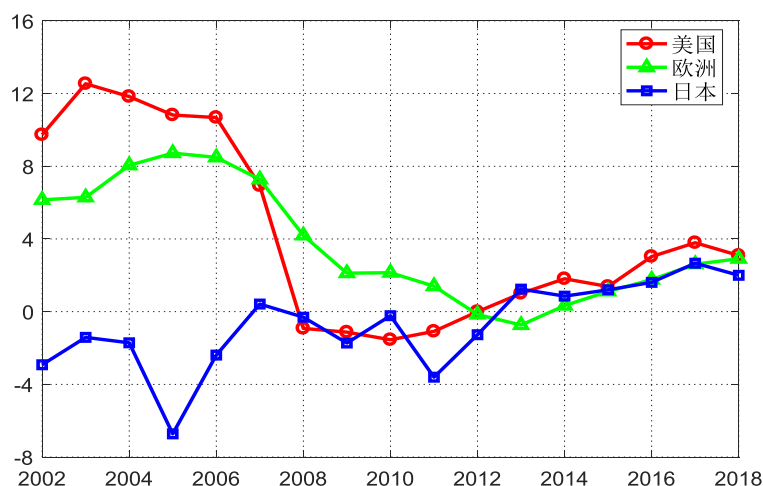


图5 发达国家家庭部门债务名义同比增长率

数据来源：BIS。

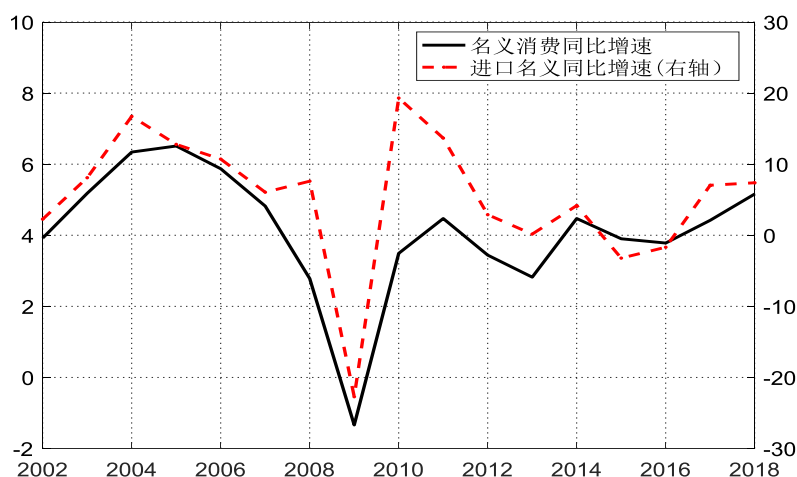


图6 美国名义消费和进口增长率(%)

数据来源：BEA。

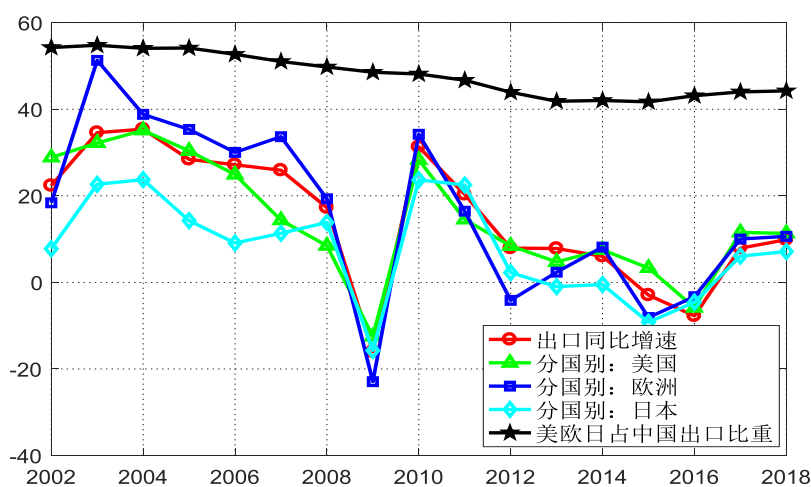


图7 中国出口名义值同比增长率(%)

数据来源：国家统计局。



(三) 外部需求下滑背景下的中国经济“乱象”

2010 年以来外部需求的大幅下滑，不但可能对我国实际增长率的节节下滑具有重要影响，而且还可能对我国经济结构平衡和经济金融风险造成严重的负面影响——2011 年以来，伴随经济增长率的持续下滑，中国经济内部出现了一系列比较严重的问题，比如部分领域出现严重的产能过剩、工业生产者价格指数 PPI 连续 5 年下降、地方政府债务风险增加、影子银行急剧扩张以及宏观杠杆率持续攀升。与对本轮经济增长率持续下滑的原因一样，各界普遍认为这些问题都是由中国内部的体制机制等结构性问题造成的，只有大力进行结构性改革才能解决。

然而，正如上文对中国经济持续下行的分析那样，国内的体制机制问题一直存在，属于老问题且在近年来不断改善，不应该造成上述现象的同时出现。比如，按照体制机制论，如果本轮经济下滑是由体制机制问题造成的，那么制度供给不足或改革不到位应该会同时导致产出增长率下滑和价格增长率上升，而不应该是 CPI 和 PPI 同比增长率均出现下滑。经济增长率和价格增长率的同时下滑反而印证了外部性和周期性观点（王勇，2018）。这是因为，如果外部性和周期性因素是本轮经济下滑的主要原因，那么外部需求下降应该会导致国内投资品价格显著下降，但消费品由于包含服务业等不可贸易因素其价格下降幅度应该相对较小。事实确实如此，比如可用来反映国际贸易产品价格的 PPI 下降幅度明显比消费品价格 CPI 下降幅度更大——在 2002-2008 年，CPI 和 PPI 同比增长率均处于高位，分别为 2.6% 和 3.4%，而在 2011-2018 年 CPI 和 PPI 同比增长率分别回落至 2.5% 和 0.47%^⑦，PPI 下降幅度明显比 CPI 更大。最近的证据发生在 2017-2018 年，此时发达国家经济复苏步伐有所加快，消费和进口增长率加快导致大多数金砖国家和部分高收入高表现经济体均出现不同程度的反弹（图 2），中国出口增长率也由 2016 年的 -7.7% 转为 2017 年 7.9% 和 2018 年 9.9% 的增长（图 7），恰在此时 PPI 由负转正，从 2016 年的 -1.4% 转为 2017 年的 6.3% 和 2018 年的 3.5%（图 8）。

与中国经济增长率和 PPI 增长率持续下滑形成鲜明对比的是，中国实体部门杠杆率在 2011 年以后加速上升，年均增长率由 2002-2008 年的 1.4% 上升至 2012-2016 年的 6.3%。^⑧ 实体部门杠杆率绝对水平则从 2011 年的 177% 持续上升至 2016 年的 240%。尽管“去杠杆”早已成为各方共识，但对宏观杠杆率持续上升背后的原因尚缺乏深刻的理解，导致“去杠杆”政策效果并不理想。主流的看法认为宏观杠杆率持续上升是由地方政府和国有企业的体制机制问题造成的（张晓晶等，2018；钟宁桦等，2015）——由于具有隐性的政府担保优势，地方政府融资平台和国有企业倾向于向金融机构过度借贷，在投资回报率不高的情况下，不但大幅挤出私人部门信贷，还导致整体宏观债务风险明显增加。如果这一观点成立的话，那么国有企业负债占总负债比重在 2010 年后应该会有显著提高，与此同时私营企业负债占比应该显著下降。然而事实却是国有企业负债占比在 2010 年后稳中趋降，私营企业债务占比稳中略升（见图 9），因此认为国有企业在 2010 年后对私营企业信贷形成严重挤出的观点难以成立。进一步从债务规模占 GDP 比重来看，2011 年以后私企债务占 GDP 比重的上升幅度明显高于国有企业，前者从 2010 年的 33% 上升至 2015 年的 55%，上升 22 个百分点，上升幅度为 66%，后者从 79% 上升至 101%，上升 22 个百分点，上升幅度为 28%。^⑨ 如果宏观杠杆率攀升主要是由地方政府和国有企业造成的，那么私营企业没有地方政府和国有企业的那些体制机制问题，为何也出现大幅上升？从这一事实可以看出体制机制论似乎难以解释为何所有部门的宏观杠杆率均持续上升，反而再次印证了外部性和周期性观点。众所周知，

⑦ 事实上，如果只考虑 2004-2008 年，CPI 和 PPI 同比增长率更高，分别为 3.6% 和 4.8%。

⑧ 如果加入“去杠杆”政策的 2017-2018 年，实体部门杠杆率增长率在 2012-2018 期间年均增长 4.7%。

⑨ 这里的数据来自格理集团首席经济学家、中国首席经济学家论坛理事胡伟俊的《中国债务虚与实》一文。



自 2001 年中国加入 WTO 以来，中国经济对出口的依赖程度在国际金融危机前加速上升，进出口占 GDP 比重在 2005-2007 年一度达到 60% 以上，但国际金融危机后外部需求大幅放缓导致该比重在 2018 年已显著回落至 33%。在外需显著回落的背景下，国内所有类型的企业均受到严重冲击，这正是为何在此期间国有企业和私营企业杠杆率同时大幅上升的主要原因。在最近的 2017-2018 年，中国实体部门杠杆率上升速度明显放缓，其中固然有“去杠杆”政策的贡献，但在此期间外部需求的明显回升应该也是有利的因素。

得益于在 2009-2010 年推出的“四万亿”基建投资和宽松货币政策，中国经济得以在全球经济衰退中率先复苏，从前文分析也确实可以发现 2010 年以来中国经济表现明显优于其他金砖国家和部分高收入高表现经济体。然而发达国家由于债务拖累直到 2017 年才开始明显复苏，而“四万亿”投资的那些项目最多经过 5-6 年就已建成，因此在 2012 年左右国内开始出现严重的产能过剩问题。由于地方政府承担了“四万亿”的大部分，产能过剩则在国有企业占主导的上游部门最为严重，在债务融资受限的情况下不得不转向影子银行，导致债务风险增加。因此，缩减财政投资、化解过剩产能、清理僵尸企业以及收紧货币政策的呼声在这一时期此起彼伏。然而，诚如前述，这些现象的背后大都内生于这一时期疲软的外部需求和导致的经济增长下滑，此时除了应采取一些结构性改革，比如允许地方政府发行建设国债解决期限匹配问题，还应采取一些反周期政策，比如以补短板措施为抓手，通过增加有效投资带动“去产能、去库存、去杠杆”，并辅之以减税降费、降低利率等措施，而不应为已被发达国家证实不可持续的所谓“债务-消费拉动”的经济增长模式所误导。2019 年底对金融部门“去杠杆”政策的反思也表明如果认识不到外部性和周期性因素的重要性，简单依靠压缩债务的方式降杠杆，反而容易导致在全球经济一片复苏的背景下国内经济进一步下滑，甚至可能造成日后杠杆率再次上升。

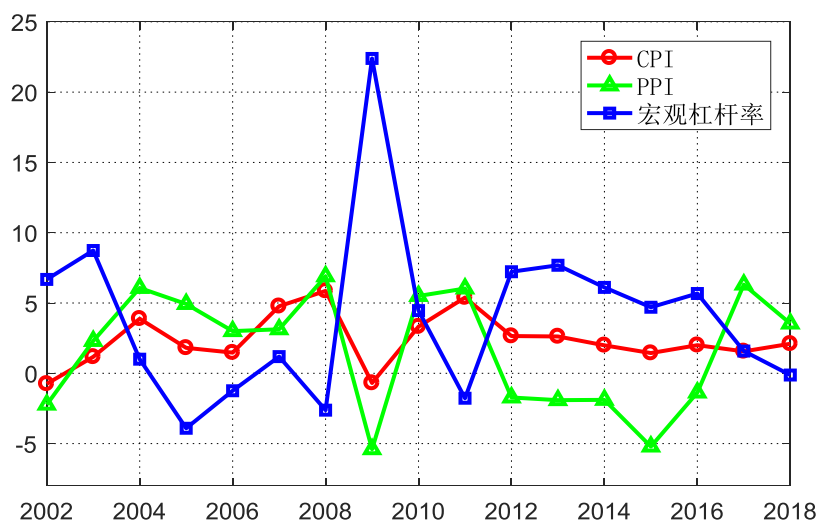


图 8 CPI、PPI 以及宏观杠杆率同比增长率 (%)

数据来源：国家统计局和国家资产负债表研究中心 (CNBS)。

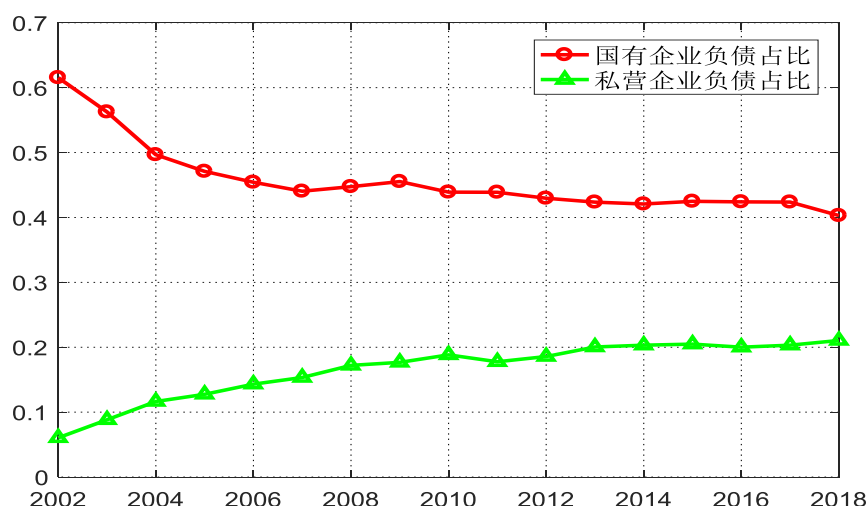


图9 中国规模以上工业企业中不同类型企业负债占比

数据来源：中经网统计数据库。

三、计量实证模型和基本结果

在前一部分，本文通过国际比较认为外部性和周期性因素对 2010 年以来中国经济持续下行应该具有主要贡献，本部分进一步通过计量实证模型量化国际金融危机前后外部需求的变化对中国经济增长率变化的贡献。在此之前，本文首先对所用数据来源进行说明。

(一) 数据来源和处理说明

本文所用数据主要来自国家统计局网站和 Higgins and Zha (2015) 构建的中国宏观季度数据库，由于部分数据在 2003 年后才公布季度数据，本文选择 2003Q1-2018Q4 作为样本区间。其中，产出和出口的实际值均使用名义值剔除 GDP 平减指数得到。人民币实际有效汇率数据来自 BIS。由于是季度数据，在回归之前各变量均已经过季节性调整。

(二) 计量实证模型

构建如下计量回归模型考察外部需求对中国经济增长率的影响：

$$g_t = \beta * exp_t + \gamma * X_t + v_t \quad (1)$$

在 (1) 式中，被解释变量 g_t 表示 t 期的对数实际 GDP 同比增长率， exp_t 为核心解释变量，表示 t 期的对数实际出口同比增长率，衡量外部需求对实际产出的影响。系数 β 的含义为，出口增长率上升一个百分点，实际 GDP 增长率平均变化 β 个百分点。

X_t 表示影响实际 GDP 增长率的其他因素，根据已有文献 (蔡昉和都阳, 2000; Dayal-Gulati and Husain, 2000; 林毅夫和孙希芳, 2008)，这些变量主要包括经济发展水平、财政政策、货币政策、银行业规模和银行业结构、投资率水平、国有投资比重、劳动力人口增长率、老年人口占比以及人力资本等。具体而言，经济发展水平使用实际 GDP 水平对数 (ly_t) 衡量。财政政策方面，由于政府投资通常作为中国财政政策的实施工具，本文使用政府预算投资同比增长率 (gi_t) 衡量财政政策的影响 (郭长林, 2015)。货币政策方面，使用广义货币同比增长率 ($m2g_t$) 衡量货币政策松紧程度 (盛松成和吴培新, 2008)。金融结构方面，使用银行贷款占 M2 比重 ($loanm_t$) 衡量，其经济含义为，广义货币中有多少比重经由银行贷款流入实体经济。投资率使用固定资本形成占 GDP 比重 (inv_t) 衡量，国有投资比重使用国有企业投资占总投资比重 (soe_t) 衡量。劳动力人口增长率使用 15-64 岁人口同比增长率 ($glab_t$) 衡量。人力资本方面，考虑到滞后效应，使用滞



后 4 年的中等学校和高等学校在校生人数占总人口比重 (edu_t) 衡量。

(三) 变量描述性统计

各变量描述性统计见表 3。可以看出，在 2003Q1-2018Q4 期间，中国经济总体呈现高速增长的特征，对数实际 GDP 同比增长率平均约为 8.7%（换算为实际 GDP 同比增长率约为 9.1%）。由于国际金融危机后外部需求大幅下滑，对数实际出口同比增长率平均仅为 7.7%。其他变量方面，政府预算投资同比增长率平均为 15.7%，m2 同比增长率平均为 14.4%，银行贷款占 m2 比重平均为 64.6%，投资率平均为 44.4%，国有企业投资占总投资比重平均为 39%，劳动力增长率平均为 0.6%，在校生人数占总人口比重平均为 8.4%。

由于国际金融危机前后宏观经济发生显著变化，表 4 进一步总结了危机前后两个时期的对数实际 GDP 同比增长率 (g)、对数实际出口同比增长率 (exp)、价格指数同比增长率 (cpi/ppi) 以及对数名义 GDP 同比增长率 (gn)。可以看出，使用季度数据得出的结果与前文年度数据结果高度一致，比如实际 GDP 同比增长率由前一时期（2003Q1-2007Q4）的 11.1% 下滑 4.1 个百分点至后一时期（2011Q1-2018Q4）时期的 7.0%。如果不考虑 2017-2018 年国内“去杠杆”等政策的影响，则下滑 3.5 个百分点至 2011Q1-2016Q4 时期的 7.6%。对数实际出口同比增长率从前一时期的 19.9% 大幅下降至后一时期的 2.9%，如果不考虑 2017-2018 年（即 2011Q1-2016Q4）则下降更多，为 2.4%。使用 GDP 平减指数衡量的通货膨胀率在前一时期平均为 4.9%，后一时期下滑下降为 2.6%。PPI 同比增长率从前一时期的 3.8% 大幅下滑至后一时期的 0.4%，如果不考虑 2017-2018 年则下降更多，为 -1.1%。实体部门杠杆率同比增长率 (lev) 从前一时期的 1.1%，大幅上升至 2011-2018 年 3.8%，如果不考虑 2017-2018 年（即 2011-2016 年）上升幅度更大，达到 4.9%。

表 3 变量描述性统计:2003Q1-2018Q4 (%)

Variable	Obs.	Mean	Std. Dev	Min	Max
g	64	8.665	2.299	4.589	13.65
exp	64	7.690	12.31	-27.32	30.05
ly	64	9.232	0.409	8.471	9.815
gi	60	15.74	15.72	-14.11	68.20
m2g	64	14.43	3.931	7.691	25.38
loanm	64	64.62	2.690	60.52	72.35
inv	64	44.42	2.800	39.12	48.75
soe	60	38.99	3.655	32.58	46.80
glab	64	0.597	0.833	-0.459	2.513
edu	60	8.412	0.455	7.715	8.903

表 4 国际金融危机前后的经济表现 (%)

Variable	2003Q1-2007Q4	2011Q1-2018Q4 / 2011Q1-2016Q4	变化
g	11.1	7.0 / 7.6	-4.1 / -3.5
inf	4.9	2.6 / 2.4	-2.3 / -2.5
cpi	2.6	2.4 / 2.6	-0.2 / 0.0
ppi	3.8	0.4 / -1.1	-3.4 / -4.9
lev	1.1	3.8 / 4.9	2.7 / 3.8
exp	19.9	2.9 / 2.4	-17.0 / -17.5
gn	15.9	9.6 / 10.0	-6.3 / -5.9



（四）基本结果

为消除短期经济波动的影响，本文令回归方程的所有变量均取四个季度的移动平均。^⑩为缓解内生性问题，对于除因变量和出口变量外的其他变量，均滞后 4 个季度。考虑到出口除了受外部需求影响外，还与汇率有关，因此简单的 OLS 回归方程仍然可能存在内生性问题。为此，我们基于第二部分的分析为出口增长率变量 (exp_t) 寻找更多的外部工具，基本回归结果见表 5。其中，列（1）表示简单的 OLS 回归结果，列（2）为使用美国、欧洲和日本三大经济体实际 GDP 同比增长率的滞后 1-4 个季度作为工具变量的回归结果，列（3）表示使用美国实际消费增长率和实际进口增长率的滞后 1-4 个季度作为工具变量的回归结果，列（4）表示使用美国和欧洲家庭债务同比增长率的滞后 1-4 个季度作为工具变量的回归结果。

可以看出，无论使用简单的 OLS 方程，还是借助发达国家工具变量，出口增长率变量 exp 的系数均在 1% 的显著性水平下异于零，且系数值介于 0.108-0.145 之间，这意味着出口同比增长率上升 1 个百分点，实际 GDP 同比增长率平均上升 0.108-0.145 个百分点。结合表 4 出口增长率在国际金融危机前后两个时期相差 17%，以此测算，实际 GDP 同比平均增长率在 2011Q1-2018Q4 时期应低于前一时期（2003Q1-2007Q4）约 1.84-2.47 个百分点，占实际下降值（4.1 个百分点）的 44.9%-60.1%，且除简单 OLS 回归结果外均高于 50%（见表 5 最后两行）。如果不考虑全球经济同步复苏的 2017-2018 年的影响，外部需求变化对实际 GDP 同比增长率在前后两个时期（2003Q1-2007Q4 和 2011Q1-2016Q4）的差别贡献更大，介于 54%-72.5% 之间（见表 5 倒数第 3-4 行）。这个结果初步证实了前文有关外部性和周期性因素是本轮中国经济增长率下滑主要原因的论断，同时表明旨在改善经济结构扭曲的供给侧结构性改革在 2017-2018 年对中国经济产生了一定收缩压力，具体表现为中国经济增长率未能在全球经济复苏背景下实现企稳回升。

尽管美欧日三大经济体占中国出口份额接近 50%，但仍不能完全代表中国的外部需求环境。一个更优的估计策略是对出口本身剔除汇率因素的影响后，将识别得到的外部需求冲击作为出口的工具变量。为此，本文构建包含实际出口和人民币实际有效汇率的两变量 SVAR 模型，并通过两种方法识别外部需求冲击。第一种方法为比较常见的 Cholesky 分解法，即假设汇率冲击对当期出口没有影响，但外部需求冲击对当期汇率具有影响。由于汇率在实际中对出口确实存在滞后效应，这个假设应该说比较合理。第二种方法为混合叙事的符号约束 VAR 模型（Narrative sign restricted VAR model，下称 NSRVAR 模型），这种方法比较新颖，实际上是将符号约束 VAR 模型和有利于反映结构性冲击明显变化的具体事件有机结合，有利于克服 Cholesky 假设过强以及符号约束 VAR 假设过弱的缺点（Antolin-Diaz and Rubio-Ramirez, 2018）。本文根据中国具体实践利用该方法识别中国外部需求冲击，提出如下三个识别假设：（1）正向的外部需求冲击对当期的出口具有正向效应。（2）中国经济在 2008 年第 4 季度（2008Q4）经历了负向的外部需求冲击，即外部需求冲击在 2008Q4 的符号为负。（3）外部需求冲击在 2008Q4 对出口变动的解释力高于汇率冲击，即对出口进行历史分解后，外部需求冲击对出口的贡献大于汇率冲击的贡献。从实际情况来看，这三个假设应该说都非常合理，比如在国际金融危机冲击下，外部需求大幅下滑导致中国实

^⑩ 即使不使用移动平均值，仅使用当季值并控制金融危机期间的季度哑变量也不影响本文基本结果——当重复表 5 的回归方程时，在进一步控制 2008Q4-2009Q4 的季度哑变量后，我们发现出口增长率系数仍然显著为正，并且系数值介于 0.094-0.189。但是，这个做法导致协方差矩阵非满秩从而无法检验工具变量的过度识别问题（我们猜想这与哑变量的添加有关）。相比之下，本文通过对变量取移动平均的识别策略基本不存在不可识别问题、弱工具问题和过度识别问题，从而不会影响本文基本结论。此外，本文在此尝试加入因变量的 4 阶滞后项以控制其他潜在因素对经济增长率的影响，但由于系数不显著，因此未加入滞后项。



际出口同比增长率从 2008Q3 的 2.2%，在样本期间内首次大幅下降至 2008Q4 的 -9.4%。¹¹

列（5）和列（6）分别表示使用 Cholesky 分解法和 NSRVAR 模型识别的外部需求冲击作为工具变量的回归结果。可以看出，两种方法下出口增长率变量 *exp* 的系数均与前 4 列结果比较接近，分别为 0.127 和 0.122，且均在 1% 的显著性水平下异于零。通过计算可以发现，外部需求变化对实际 GDP 增长率在前后两个时期差异的贡献均达到 50% 以上，如果不考虑 2017-2018 年，其贡献能达到 60% 以上。这个结果再次证实外部性和周期性因素是中国经济增长率在前后两个时期差异的主要原因，并且 2017-2018 年的供给侧改革对中国经济产生了一些收缩效应。

与外部需求变量相比，反映体制机制等结构性问题的变量对经济增长的影响也比较显著。例如，投资率（*inv*）系数显著为负，说明投资率上升不利于经济增长。但是，由投资率变化所导致的实际 GDP 增长率变化不足 0.8 个百分点，与外部需求约 2.2 个百分点的贡献相比明显较小。¹² 实际上，由于国际金融危机后投资率上升与宏观政策逆周期调节有关，这一内生性特征会明显高估投资率变化对实际 GDP 增长率变化的贡献。与投资率相比，国有企业投资占总投资比重（*soe*）系数尽管为正，但不显著，这个结果与林毅夫和孙希芳（2008）不一致，我们猜想这可能与研究的时间段不同有关——在林毅夫和孙希芳（2008）研究的 1985-2002 年，由于大量国有企业违背比较优势，政府对大量中小型国有企业进行私有化符合当时的比较优势，因此国有企业投资比重下降有利于经济增长。然而经过 1998 年国企改革后，国有企业在 2002 年后已经具备较强的自生能力，盈利能力大幅提高（Li *et al.*, 2015）。而且，由于国有企业主要分布在上游产业，自然垄断特征比行政垄断特征更加明显（黄昕、平新乔，2020），其与下游民营企业更多是一种互补而非竞争关系，因此也就不难理解为何国有企业投资比重上升对经济增长率已经不再是显著的负面影响。与体制机制论不同，还有一些学者从劳动年龄人口变化的视角认为本轮中国经济下滑与劳动年龄人口增速下滑过快密切相关（蔡昉，2018；蔡昉和陆旻，2013）。从本文研究结果来看也确实能够发现劳动力增速（*glab*）对经济增长具有显著的正向影响。然而样本期内劳动力年龄人口变化相对较慢，从 2002-2007 年的 1.2% 下降至 2011-2018 年的 -0.05%，变化值为 1.25%，经与劳动力增长率系数（0.32）作用后也仅能解释实际 GDP 增长率在前后两个时期约 0.4 个百分点的变化，远不及外部需求约 2.2 个百分点的贡献，表明使用人口变化这种慢变量难以解释经济增长率在短期内的快速下滑。更为重要的是，反映劳动力素质的人力资本（*edu*）系数显著为正，表明即使劳动力人口增长率出现显著下滑，这一负面影响也会部分为劳动力素质的提高所抵消。

其他变量方面。经济发展水平变量 *ly* 显著为负，表明中国经济具有显著的条件收敛特征，与文献发现一致。银行贷款占广义货币的比重（*loanm*）显著为负，一个可能的原因是以大银行主导的银行业结构体系不利于以中小企业为主的中国经济的发展，这一点在林毅夫和孙希芳（2008）有具体阐述，当然也可能与逆周期调控下银行贷款在广义货币中的比重与经济增长率反向变动有关。政府预算投资（*gi*）对经济增长的影响不显著，本文猜想其效应可能已在国有企业投资等变量中体现。广义货币增长率（*m2g*）对经济增长的影响显著为负，说明在控制住投资等因素后，货币超发不利于经济增长。

11 尽管实际出口同比增长率在 2009Q1-2009Q2 进一步下滑至 -26% 以上，但各国汇率纷纷贬值导致人民币实际有效汇率在 2008Q4 后也被动升值，由于汇率具有滞后效应因此可能对 2009 年的出口产生一定影响，因此本文认为选取 2008Q4 最有利于识别外部需求冲击。

12 投资率在 2002-2007 年的平均值为 40.6%，在 2011-2018 年为 46.2%，变化 5.6%，与投资率系数 0.14 相乘为 0.78。但是，从后文省际面板数据的结果来看，投资率系数均不显著（表 9-表 12），表明投资率对经济增长率的影响在这里很可能被高估。



表 5 基本结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
exp	0.108*** (5.21)	0.133*** (5.75)	0.123*** (5.36)	0.145*** (4.94)	0.127*** (5.14)	0.122*** (4.95)
ly	-0.0492*** (-3.68)	-0.0406*** (-2.88)	-0.0450*** (-3.21)	-0.0353** (-2.17)	-0.0433*** (-2.97)	-0.0453*** (-3.11)
gi	-0.00252 (-0.10)	0.00818 (0.28)	0.0118 (0.41)	0.00370 (0.12)	0.0104 (0.36)	0.0121 (0.42)
m2g	-1.070*** (-5.38)	-1.345*** (-5.91)	-1.284*** (-5.68)	-1.419*** (-5.58)	-1.307*** (-5.61)	-1.280*** (-5.50)
loanm	-0.136 (-0.78)	-0.406** (-1.98)	-0.340* (-1.68)	-0.487** (-2.05)	-0.365* (-1.72)	-0.335 (-1.58)
inv	-0.144** (-2.47)	-0.134** (-2.22)	-0.129** (-2.13)	-0.142** (-2.28)	-0.131** (-2.16)	-0.128** (-2.12)
soe	0.0444 (0.80)	0.0737 (1.20)	0.0803 (1.31)	0.0656 (1.04)	0.0778 (1.27)	0.0807 (1.32)
glab	0.294* (1.71)	0.324* (1.87)	0.311* (1.80)	0.341* (1.92)	0.316* (1.82)	0.310* (1.79)
edu	2.376*** (5.04)	1.996*** (3.98)	2.062*** (4.14)	1.914*** (3.67)	2.037*** (4.05)	2.066*** (4.12)
Con	0.505*** (8.30)	0.623*** (7.61)	0.608*** (7.47)	0.641*** (7.37)	0.614*** (7.43)	0.607*** (7.36)
N	62	59	59	59	59	59
R ²	0.925	0.919	0.920	0.917	0.919	0.920
implied Δy_{2011}^{2016}	1.89	2.33	2.15	2.54	2.22	2.14
Ratio ₂₀₁₁ ²⁰¹⁶	54.0%	66.5%	61.5%	72.5%	63.5%	61.0%
implied Δy_{2011}^{2018}	1.84	2.26	2.09	2.47	2.16	2.07
Ratio ₂₀₁₁ ²⁰¹⁸	44.8%	55.1%	51.0%	60.1%	52.7%	50.6%

注：列（1）表示简单的 OLS 回归，列（2）使用美国、欧洲和日本三大经济体实际 GDP 同比增长率的滞后 1-4 个季度作为工具变量，列（3）使用美国实际消费增长率和实际进口增长率的滞后 1-4 个季度作为工具变量，列（4）使用美国和欧洲家庭债务同比增长率的滞后 1-4 个季度作为工具变量，列（5）使用 Cholesky 分解识别的外部需求冲击作为工具变量，列（6）使用 NSRVAR 模型识别的外部需求冲击作为工具变量。
implied Δy_{2011}^{2016} (或 Δy_{2011}^{2018}) 表示实际出口同比增长率在 2011Q1-2016Q4 (或 2011Q1-2018Q4) 与 2003Q1-2007Q4 两个时期的均值之差所导致的产出增长率之差，等于 17.5 (或 17.0) 与 exp 系数的乘积。Ratio₂₀₁₁²⁰¹⁶ 和 Ratio₂₀₁₁²⁰¹⁸ 分别表示 implied Δy_{2011}^{2016} 和 Δy_{2011}^{2018} 与产出增长率在两个时期实际变化值 (即 3.5 和 4.1) 之比。括号内为 t 值。***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著。

四、外部需求对价格和宏观杠杆率的影响

本部分考察外部需求因素对价格和宏观杠杆率在前后两个时期变化的贡献。如果说外部性和周期性因素对本轮中国经济增长率持续下滑负有主要责任，那么其对通货膨胀率和 PPI 变化应该也具有很强的解释效应，因为在经济增长率下滑的同时，通货膨胀率和 PPI 同时也在下滑。与此同时，作为宏观杠杆率的分母，名义 GDP 下滑必然导致宏观杠杆率出现相应上升 (在名义债务增长率变化不大时)。反之，如果能够证实外部性和周期性因素对价格因素和宏观杠杆率具有比较强的解释力，那也能进一步佐证外部性和周期性因素的重要性。

(一) 对通货膨胀率和 PPI 的影响

与方程 (1) 类似，令因变量分别为 PPI 同比增长率 (ppi_t) 和 GDP 平减指数同比增长率衡量的通货膨胀率 (inf_t)，核心解释变量 exp_t 不变，控制变量包括滞后一期的因变量以控制价格的



持续性特征、政府投资同比增长率 (gi_t) 以控制财政政策的影响、广义货币同比增长率 ($m2g_t$) 以控制货币政策的影响以及投资率 (inv_t) 以控制增长模式的影响。使用类似于方程 (1) 的简单 OLS 方程和工具变量方法进行估计, 结果见表 6。其中, 列 (1) -列 (3) 的因变量为 PPI 同比增长率, 列 (4) -列 (6) 的因变量为通货膨胀率。列 (1) 和 (4) 表示简单的 OLS 回归结果, 列 (2) 和列 (5) 表示使用 Cholesky 分解法识别的外部需求冲击作为出口增长率变量 (exp_t) 的工具变量, 列 (3) 和列 (6) 表示使用 NSRVAR 模型识别的外部需求冲击作为 exp_t 的工具变量。¹³

当因变量为 PPI 同比增长率时, 列 (1) -列 (3) 均显示出口增长率变量 (exp_t) 系数在 1% 的显著性水平下异于零, 系数值介于 0.08-0.12 之间, 表明出口同比增长率上升 1 个百分点, PPI 同比增长率上升 0.08-0.12 个百分点。由于实际出口同比增长率在国际金融危机前后两个时期平均差 17 个百分点, 以此测算, PPI 同比增长率在 2011Q1-2018Q4 时期应低于前一时期 (2003Q1-2007Q4) 约 1.4-2.0 个百分点, 占实际下降值 (3.4 个百分点) 的 41.1%-59%。类似地, 当因变量为通货膨胀率时, 列 (4) -列 (6) 的回归结果也均表明出口增长率对通货膨胀率具有显著的正向效应, 系数值介于 0.05-0.08 之间。同时, 由外部需求下滑导致的通货膨胀率在 2011Q1-2018Q4 时期应低于前一时期 (2003Q1-2007Q4) 约 0.82-1.29 个百分点, 占实际下降值 (2.3 个百分点) 的 35.5%-56.2%。由此可见, 外部需求下滑对 2011 年后 PPI 同比增长率和通货膨胀率的下滑均具有很大的贡献, 而且对 PPI 的影响更大, 从而证实了外部性和周期性因素的重要性。¹⁴

表 6 外部需求对价格的影响

	ppi			inf		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
L. ppi / L. inf	0.774*** (11.42)	0.726*** (10.47)	0.720*** (10.32)	0.816*** (16.77)	0.768*** (15.14)	0.767*** (14.99)
exp	0.0821*** (3.06)	0.105*** (3.44)	0.118*** (3.81)	0.0480*** (3.41)	0.0710*** (4.37)	0.0760*** (4.61)
gi	-0.0158 (-0.21)	-0.0432 (-0.53)	-0.0267 (-0.33)	-0.0313 (-0.79)	-0.0314 (-0.72)	-0.0239 (-0.55)
m2g	0.452 (1.38)	0.511 (1.52)	0.447 (1.32)	0.518*** (2.95)	0.529*** (2.85)	0.504*** (2.69)
inv	0.0436 (0.46)	-0.0495 (-0.49)	-0.0413 (-0.41)	0.0343 (0.70)	-0.0031 (-0.06)	0.0010 (0.02)
Con	-0.0374 (-0.83)	0.00327 (0.07)	0.000651 (0.01)	-0.0296 (-1.26)	-0.0124 (-0.50)	-0.0138 (-0.55)
N	63	60	60	63	60	60
R ²	0.80	0.82	0.82	0.87	0.88	0.88
implied Δy_{2011}^{2018}	1.40	1.79	2.01	0.82	1.21	1.29
Ratio $_{2011}^{2018}$	41.1%	52.5%	59.0%	35.5%	52.5%	56.2%

注: 列 (1) -列 (3) 的因变量为 PPI 同比增长率, 列 (4) -列 (6) 的因变量为 GDP 平减指数同比增长率。列 (1) 和 (4) 为简单 OLS 回归, 列 (2) 和列 (5) 使用 Cholesky 分解识别的外部需求冲击作为出口增长率工具变量, 列 (3) 和列 (6) 使用 NSRVAR 模型识别的外部需求冲击作为出口增长率的工具变量。

其他变量方面。PPI 同比增长率或通货膨胀率的滞后一期系数均高度显著, 表明两个价格指数均具有显著的持续性, 也说明本文选择的模型具有一定的合理性。投资率 (inv) 系数不显著, 表明在控制住外部需求变量后, 投资率上升不会带来显著的通胀压力。政府投资同比增长率 (gi) 系数不显著, 表明积极财政政策也不会对通货膨胀率带来显著影响。广义货币增长率 ($m2g$) 多

¹³ 使用发达国家相关变量作为工具变量的结果同样非常显著, 系数值介于简单 OLS 方程和使用 Cholesky 分解法以及 NSRVAR 模型识别的外部需求冲击作为工具变量的结果之间。并且, 表 6 和下文表 7 的工具变量回归结果基本上不存在不可识别问题、弱工具问题和过度识别问题。

¹⁴ 使用 CPI 同比增长率作为因变量时, 出口增长率变量 (exp_t) 的系数明显更低, 介于 0.019-0.044 之间。



数情形下均为正，并且在一个标准差内显著，表明在控制住外部需求和投资因素后，宽松货币政策会对物价水平带来显著的推升效应。

（二）对宏观杠杆率的影响

从外部需求对实际 GDP 同比增长率和通货膨胀率的贡献来看（表 5 和表 6），外部需求在国际金融危机前后的变化对名义 GDP 同比增长率的贡献大致在 3-4 个百分点之间。考虑到名义债务具有刚性，在名义债务增长率变化较小的情况下，外部需求变化对宏观杠杆率增长率在前后两个时期的变化值应该具有 3-4 个百分点的解释力。

为检验上述判断，构建类似方程（1）的回归方程，即除了将因变量改为实体部门杠杆率同比增长率外，所有解释变量均保持不变，考虑到杠杆率的持续性特征，本文在控制变量中额外加入因变量的滞后一期，采用简单 OLS 和工具变量方法的估计结果见表 7。可以看出，无论采用何种估计方法，出口同比增长率变量（*exp*）均在 1% 的显著性水平下异于零，系数值介于 -0.178 和 -0.22 之间，这意味着出口同比增长率上升 1 个百分点，实体部门杠杆率同比增长率下降 0.178-0.22 个百分点。考虑到实际出口同比增长率在国际金融危机前后两个时期平均差 17 个百分点，以此测算，实体部门杠杆率同比增长率在 2011Q1-2018Q4 应高于 2003Q1-2007Q4 约 3-4 个百分点，这个结果一方面与上文从外部需求对实际 GDP 同比增长率和通货膨胀率的贡献的研究结果得出的估算值保持一致，另一方面几乎完全解释甚至明显高于 2.7 个百分点的实际变化值。本文猜想这反映出后一时期执行的偏紧的宏观经济政策以及 2017-2018 年“去杠杆”政策抑制了名义债务增长率，导致宏观杠杆率实际变化值比外部需求所预期的要小。能够部分证实这个猜想的一个事实是，如果不考虑 2017-2018 年“去杠杆”政策影响，宏观杠杆率同比增长率在前后两个时期的变化值由此前的 2.7 个百分点显著上升到 3.8 个百分点，与外部需求变化对宏观杠杆率同比增长率变化值的解释程度更加接近（见表 7 倒数第三、四行）。

值得注意的是，与外部需求相比，主流观点所认为的对宏观杠杆率上升负有主要责任的国有企业投资占比（*soe*）系数尽管为正，但并不显著，表明实体部门杠杆率的上升绝不仅仅是由国有企业投资造成的。文献中发现的国有企业杠杆率比民营企业上升更多并未考虑到外部需求下滑背景下国有企业执行逆周期财政政策的情况，因此也就不难理解为何当控制住外部需求后该变量不再显著。实际上，这个结果与第二部分有关杠杆率在不同所有制企业之间均显著上升的事实保持一致。

财政政策（*gi*）的系数仅在部分情形下显著为正，货币政策（*m2g*）的系数均不显著，表明积极的宏观经济政策未必会对实体部门杠杆率产生显著的推升效应，这是因为积极宏观政策在提高债务的同时也会对总需求产生积极影响，也说明单纯依靠紧缩财政政策和货币政策可能难以达到“去杠杆”的政策目的，现实中之所以观察到积极宏观政策与宏观杠杆率上升在某一时期（比如 2008-2009 年）同时出现很可能是由于忽视了宏观政策发力背后的外部需求大幅下滑的事实。此外，金融结构变量（*loanm*）系数显著为正，表明在我国银行主导的金融体制下，通过银行贷款为实体企业融资的比重越高，实体部门杠杆率上升速度越快，从这一点来看我国宏观杠杆率高水平也具有一定的体制因素。



表 7 外部需求对实体部门杠杆率增长率的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
L. lev	0.822*** (10.54)	0.811*** (10.20)	0.813*** (10.27)	0.816*** (10.38)	0.824*** (10.56)	0.824*** (10.56)
exp	-0.178*** (-6.25)	-0.220*** (-6.84)	-0.213*** (-6.54)	-0.203*** (-6.45)	-0.167*** (-5.61)	-0.167*** (-5.68)
ly	-0.0573*** (-3.50)	-0.0589*** (-3.32)	-0.0565*** (-3.18)	-0.0529*** (-3.03)	-0.0410** (-2.41)	-0.0407** (-2.40)
gi	0.0621 (1.03)	0.0687 (1.08)	0.0751 (1.18)	0.0851 (1.35)	0.118* (1.91)	0.119* (1.93)
m2g	0.842 (1.46)	0.610 (1.05)	0.599 (1.03)	0.581 (1.01)	0.521 (0.91)	0.519 (0.91)
loanm	0.443** (2.42)	0.496*** (2.68)	0.480*** (2.60)	0.455** (2.49)	0.373** (2.07)	0.372** (2.07)
inv	0.149 (1.25)	0.206* (1.71)	0.200* (1.67)	0.190 (1.60)	0.157 (1.34)	0.156 (1.33)
soe	0.0608 (0.56)	0.0588 (0.52)	0.0497 (0.44)	0.0355 (0.32)	-0.0113 (-0.10)	-0.0124 (-0.11)
glab	-1.017** (-2.55)	-0.465 (-1.06)	-0.480 (-1.11)	-0.503 (-1.17)	-0.581 (-1.36)	-0.583 (-1.36)
Con	0.143 (1.01)	0.106 (0.72)	0.101 (0.69)	0.0931 (0.64)	0.0676 (0.47)	0.0671 (0.47)
N	63	60	60	60	60	60
R ²	0.91	0.91	0.91	0.91	0.91	0.91
implied Δy_{2011}^{2016}	-3.12	-3.85	-3.73	-3.55	-2.92	-2.92
realized Δy_{2011}^{2016}	3.8	3.8	3.8	3.8	3.8	3.8
implied Δy_{2011}^{2018}	3.03	3.74	3.62	3.45	2.84	2.84
realized Δy_{2011}^{2018}	2.7	2.7	2.7	2.7	2.7	2.7

注：列（1）表示简单的 OLS 回归，列（2）使用美国、欧洲和日本三大经济体实际 GDP 同比增长率的滞后 0-4 个季度作为工具变量，列（3）使用美国实际消费增长率和实际进口增长率的滞后 0-4 个季度作为工具变量，列（4）使用美国和欧洲家庭债务同比增长率的滞后 0-4 个季度作为工具变量，列（5）使用 Cholesky 分解识别的外部需求冲击的滞后 0-4 个季度作为工具变量，列（6）使用 NSRVAR 模型识别的外部需求冲击的滞后 0-4 个季度作为工具变量。 $\text{implied } \Delta y_{2011}^{2016}$ (或 Δy_{2011}^{2018}) 表示实际出口增长率在 2011Q1-2016Q4 (或 2011Q1-2018Q4) 与 2003Q1-2007Q4 两个时期的均值之差所导致的实体部门杠杆率同比增长率之差，等于 17.5 (或 17.0) 与 exp 系数的乘积。 $\text{realized } \Delta y_{2011}^{2016}$ ($\text{realized } \Delta y_{2011}^{2018}$) 表示实体部门杠杆率同比增长率在 2011Q1-2016Q4 (2011Q1-2018Q4) 与 2002Q1-2007Q4 的平均变化值。

五、基于省际面板数据的稳健性检验及区域传导机制

第三部分在全国层面分析了外部需求对经济增长率的总体影响，本部分进一步考察外部需求在中国区域间的传导机制。本部分首先利用全国 30 省份（西藏因数据缺失除外）重新估计外部需求对各省经济增长率的直接影响，然后利用分省份子样本分别考察外部需求对经济增长的间接效应，最后在垂直结构视角下考察外部需求对上下游省份的影响。

（一）外部需求的直接效应：全国省际面板数据回归结果

在利用省际面板数据重新对前文（1）式进行回归前，本文首先给出各变量的描述性统计，见表 8。可以看出，中国实际经济增长率在 2011-2017 年比 2002-2007 年平均低 3.5 个百分点，与全国层面数据保持一致。实际出口增长率在 2011-2017 年比 2002-2007 年平均低 12.3 个百分点，低于全国层面的 17%，这反映出外部需求在各省份之间可能存在显著的结构差异，后文将进行详细分析。其他变量均与全国数据保持大体一致。其中，由于省级劳动力和教育年限数据严重缺



失，本文加入人口增长率 $gpop$ 弥补。货币政策使用各省银行贷款增长率（ $gloan$ ）表示， $gfdi$ 表示外商直接投资增长率。此外，加入金融危机的年份哑变量 $crisis$ ，即 2009 年取 1，其他年份取 0，以控制金融危机期间积极宏观经济政策的影响。最后加入因变量的滞后一期，以控制其他对经济增长率具有潜在影响的因素。为消除内生性影响，对政府投资、投资率、银行贷款、国有企业投资占比和外商直接投资等变量均滞后一期。

表 8 30 省份描述性统计（平均值）

	变量	变量释义	2002-2017	2002-2007	2011-2017	变化
全国 30 省份	g	实际 GDP 增长率	0.112	0.127	0.092	-0.035
	exp	实际出口增长率	0.092	0.188	0.065	-0.123
	ly	实际 GDP 对数	9.858	9.285	10.350	1.065
	gi	政府投资增长率	0.166	0.134	0.137	0.003
	gloan	贷款增长率	0.153	0.131	0.143	0.012
	inv	投资/上期 GDP	0.634	0.556	0.678	0.122
	soe	国有企业投资占比	0.323	0.387	0.266	-0.121
	gfdi	外商直接投资增长率	0.091	0.151	0.064	-0.087
	gpob	人口增长率	0.007	0.006	0.007	0.001
三省 一市	g	实际 GDP 增长率	0.107	0.138	0.081	-0.057
	exp	实际出口增长率	0.091	0.228	0.020	-0.208
	ly	实际 GDP 对数	10.540	10.090	10.910	0.820
	gi	政府投资增长率	0.192	0.118	0.232	0.114
	gloan	贷款增长率	0.149	0.162	0.111	-0.051
	inv	投资/上期 GDP	0.466	0.484	0.449	-0.035
	soe	国有企业投资占比	0.245	0.287	0.199	-0.088
	gfdi	外商直接投资增长率	0.042	0.084	0.030	-0.055
	gpob	人口增长率	0.017	0.020	0.006	-0.014
其他 26 省份	g	实际 GDP 增长率	0.112	0.126	0.093	-0.033
	exp	实际出口增长率	0.093	0.182	0.071	-0.111
	ly	实际 GDP 对数	9.753	9.162	10.260	1.098
	gi	政府投资增长率	0.162	0.137	0.123	-0.014
	gloan	贷款增长率	0.154	0.126	0.147	0.021
	inv	投资/上期 GDP	0.660	0.567	0.714	0.147
	soe	国有企业投资占比	0.335	0.403	0.277	-0.126
	gfdi	外商直接投资增长率	0.098	0.162	0.069	-0.093
	gpob	人口增长率	0.006	0.004	0.007	0.003

使用固定效应模型对式（1）进行回归，在估计方法上我们采用了与第三部分类似的工具变量方法，结果见表 9。¹⁵可以看出，无论是简单 OLS 还是工具变量方法，出口增长率（ exp ）系数显著为正，表明外部需求变化对经济增长率具有显著影响，与第三部分全国层面数据结果基本保持一致。结合工具变量回归系数值范围（0.05-0.1）以及出口增长率在 2011-2017 年比 2002-2007 年下降 12.3 个百分点的事实，可以得出外部需求下滑因素应该会导致实际经济增长率在 2011-2017 年比 2002-2007 年低 0.62-1.18 个百分点，占实际经济增长率变化（3.3 个百分点）的 17.6%-33.7%（见表 9 最后两行），明显低于全国层面的 50%-70%。由此可见，尽管利用省际面板数据也能得出外部需求是 2010 年以来中国经济增长率节节下滑的重要因素，但很可能不是主要的因素。下一节将对于其中缘由进行详细分析。

其他变量方面。经济发展水平（ ly ）系数显著为负、政府投资增长率（ gi ）系数不显著、人口增长率（ $gpob$ ）系数边际显著以及国有企业投资占比（ soe ）系数显著为正，这些结果均与第三部分结论保持一致（详见表 5）。银行贷款增长率（ $gloan$ ）系数显著为正，表明增加对实体部

15 我们在省际面板回归中根据工具变量可识别等约束条件调整不同工具变量的滞后阶数，表 9-表 12 的工具变量结果均不存在不可识别、弱工具和过度识别问题。



门信贷有利于促进经济增长。金融危机哑变量 (*crisis*) 系数显著为正, 表明 2009 年积极宏观经济政策对缓解当年实际经济增长率下滑具有积极影响。因变量滞后项 (*L.g*) 系数显著为正, 系数值在 0.5-0.6 之间, 反映出实际经济增长率具有比较强的持续效应。投资率 (*inv*) 系数不显著, 与第三部分结果不一致, 本文怀疑第三部分投资率系数可能存在部分高估。

表 9 全国 30 省数据回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>L.g</i>	0.552*** (15.46)	0.544*** (13.91)	0.541*** (13.20)	0.543*** (13.72)	0.536*** (11.51)	0.532*** (10.55)
<i>exp</i>	0.014*** (3.25)	0.050*** (2.80)	0.060*** (3.40)	0.051** (2.03)	0.083*** (3.92)	0.096*** (4.14)
<i>ly</i>	-0.026*** (-7.88)	-0.024*** (-6.23)	-0.023*** (-5.79)	-0.023*** (-5.85)	-0.021*** (-4.73)	-0.020*** (-4.16)
<i>gi</i>	0.005* (1.84)	0.002 (0.71)	0.001 (0.45)	0.002 (0.61)	-0.000 (-0.06)	-0.001 (-0.30)
<i>gloan</i>	0.082*** (7.29)	0.076*** (6.10)	0.075*** (5.70)	0.076*** (5.89)	0.071*** (4.77)	0.069*** (4.27)
<i>inv</i>	-0.001 (-0.15)	-0.003 (-0.31)	-0.003 (-0.35)	-0.003 (-0.32)	-0.004 (-0.40)	-0.005 (-0.42)
<i>soe</i>	0.045*** (2.65)	0.039** (2.08)	0.037* (1.89)	0.039** (2.02)	0.033 (1.49)	0.031 (1.28)
<i>gfdi</i>	0.004 (1.38)	0.004 (1.37)	0.004 (1.33)	0.004 (1.36)	0.004 (1.23)	0.004 (1.16)
<i>gpop</i>	0.096** (2.49)	0.068 (1.56)	0.060 (1.32)	0.067 (1.45)	0.043 (0.82)	0.032 (0.57)
<i>crisis</i>	0.007** (2.34)	0.021*** (2.80)	0.026*** (3.34)	0.022** (2.10)	0.035*** (3.82)	0.040*** (4.01)
<i>N</i>	385	385	385	385	385	385
<i>R</i> ²	0.81	0.78	0.75	0.77	0.68	0.63
<i>implied Δy</i> ₂₀₁₁ ²⁰¹⁷	0.17	0.62	0.74	0.63	1.02	1.18
<i>realized Δy</i> ₂₀₁₁ ²⁰¹⁷	4.9%	17.6%	21.1%	17.9%	29.2%	33.7%

注: 列 (1) 表示固定效应模型回归结果, 列 (2) 使用美国实际 GDP 同比增长率的滞后 0-1 期作为工具变量, 列 (3) 使用美国实际进口增长率的滞后 0-1 期作为工具变量, 列 (4) 使用美国家庭债务同比增长率的滞后 0-1 期作为工具变量, 列 (5) 使用 Cholesky 分解识别的外部需求冲击作为工具变量, 列 (6) 使用 NSRVAR 模型识别的外部需求冲击作为工具变量。*L.g* 表示因变量滞后项。

(二) 外部需求的间接效应: 分省份子样本回归结果

前文发现利用省际面板数据所得外部需求对经济增长的贡献明显低于利用全国层面数据所得结果, 这一点在近期部分文献中也有体现 (杨红丽等, 2020)。之所以产生这种显著差异, 本文猜想, 这是因为利用 30 省份面板数据进行回归所得结果更多体现的是外部需求对经济增长的直接效应, 并不能捕捉外部需求在不同省份之间的间接传导效应。从出口的地区结构来看, 广东、江苏、浙江和上海 (下称 “三省一市”) 的出口占全国比重在 2002-2018 年一直稳定在 67%-71% 之间, 其他 26 省份出口份额仅占 30% 左右, 这意味着外部需求变化对 “三省一市” 经济增长的影响更加直接, 但内陆省份由于出口份额不大从而受外部需求的直接影响不大。但是由于 “三省一市” 和内陆省份之间存在紧密的经济联系, 包括劳动力流动、原材料和中间品采购等, 外部需求变化经由 “三省一市” 会对内陆省份经济增长率产生间接影响, 而利用 30 省份面板数据并不能捕捉这种间接效应。

为检验上述传导机制, 本文首先检验外部需求对东部 “三省一市” (*east*) 经济增长率的影响, 然后进一步利用 “三省一市” 的出口增长率作为解释变量去解释其他省份的经济增长率, 以捕捉外部需求的间接效应。具体设计如下:



$$g_{it}^{east} = \beta^{east} * exp_{it}^{east} + \gamma * X_{it} + v_t, \quad i \in east \quad (2)$$

$$g_{jt}^{other} = \beta^{other} * exp_{jt}^{other} + \gamma * X_{jt} + v_t, \quad j \notin east \quad (3)$$

$$g_{jt}^{other} = \beta^{indirect} * exp_t^{east} + \gamma * X_{jt} + v_t, \quad j \notin east \quad (4)$$

方程（2）中， exp_{it}^{east} 表示属于东部“三省一市”的*i*省在*t*年的实际出口增长率， g_{it}^{east} 表示*i*省在*t*年的实际经济增长率，核心变量系数 β^{east} 衡量东部“三省一市”的*i*省外部需求对该省（市）经济增长率的影响。

方程（3）和方程（4）中， exp_{jt}^{other} 表示东部“三省一市”之外（即其他 26 省份）中的*j*省在*t*年的实际出口增长率， exp_t^{east} 表示东部“三省一市”在*t*年的实际出口增长率， g_{jt}^{other} 表示其他 26 省份的*j*省在*t*年的实际经济增长率。核心变量系数 β^{other} 和 $\beta^{indirect}$ 分别衡量外部需求的直接效应和外部需求经由东部“三省一市”对其他省份经济增长率的间接效应。按照本文猜想，“三省一市”受外部需求的直接影响应大于其他 26 省份，同时其他 26 省份受外部需求经由“三省一市”的显著影响，即系数 β^{east} 应显著大于 β^{other} ，同时系数 $\beta^{indirect}$ 应显著为正。

利用固定效应模型和工具变量方法对式（2）-式（4）进行估计，结果分别见表 10-表 12。从表 10 和表 11 可以看出，无论因变量为“三省一市”还是其他 26 省份的经济增长率，核心解释变量 exp 系数均显著为正，表明外部需求对不同地区经济增长率均具有显著的直接影响。通过观察工具变量回归系数值可以进一步发现，“三省一市”作为因变量时的出口增长率系数（0.15-0.21）明显高于其他 26 省份作为因变量时的出口增长率系数（0.03-0.08），表明与其他 26 省份相比，外部需求冲击对更接近国际市场的“三省一市”经济增长率具有更大的影响。结合“三省一市”和其他 26 省份实际出口增长率在 2011-2017 年比 2002-2007 年平均低 20.8 和 11.1 个百分点的事实，可以得出外部需求下滑因素应该会导致“三省一市”和其他 26 省份实际经济增长率在 2011-2017 年比 2002-2007 年分别低 3.2-4.4 和 0.4-0.9 个百分点，占实际经济增长率变化（5.7 和 3.3 个百分点）的 56%-78%和 12%-21%（见表 10 和表 11 最后两行）。可见，上述结果证实了“三省一市”比其他 26 省份受外部需求直接影响更大的事实，同时也部分反映出由于其他 26 省份受外部需求直接影响相对较小这一事实导致前文利用 30 省份面板数据估计得到的外部需求对经济增长率的贡献低于全国值。

表 10 外部需求对“3 省 1 市”经济增长率的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
L. g^{east}	0.261** (2.38)	0.368*** (2.70)	0.317** (2.51)	0.314** (2.57)	0.339*** (2.65)	0.354*** (2.69)
exp^{east}	0.099*** (3.97)	0.213*** (4.36)	0.158*** (2.66)	0.155*** (3.09)	0.182*** (3.58)	0.198*** (4.04)
ly	-0.040*** (-3.60)	-0.016 (-1.01)	-0.027* (-1.68)	-0.028* (-1.90)	-0.022 (-1.47)	-0.019 (-1.25)
gi	0.003 (0.52)	0.003 (0.47)	0.003 (0.52)	0.003 (0.52)	0.003 (0.50)	0.003 (0.49)
gloan	-0.006 (-0.27)	-0.022 (-0.74)	-0.014 (-0.54)	-0.014 (-0.54)	-0.017 (-0.64)	-0.020 (-0.69)
inv	-0.009 (-0.20)	-0.051 (-0.94)	-0.031 (-0.61)	-0.029 (-0.61)	-0.039 (-0.77)	-0.045 (-0.86)
soe	-0.002 (-0.05)	-0.036 (-0.76)	-0.020 (-0.45)	-0.019 (-0.45)	-0.027 (-0.60)	-0.032 (-0.69)
gfdi	0.022* (1.76)	0.021 (1.37)	0.022 (1.61)	0.022 (1.62)	0.021 (1.51)	0.021 (1.44)
gpop	0.026 (0.49)	-0.033 (-0.49)	-0.004 (-0.07)	-0.003 (-0.05)	-0.016 (-0.26)	-0.025 (-0.38)
crisis	0.016** (1.98)	0.044*** (3.24)	0.030** (1.97)	0.030** (2.22)	0.036*** (2.64)	0.040*** (2.99)
N	52	52	52	52	52	52



R^2	0.86	0.80	0.84	0.85	0.83	0.82
implied Δy_{2011}^{2017}	2.1	4.4	3.3	3.2	3.8	4.1
realized Δy_{2011}^{2017}	36.1%	77.7%	57.7%	56.6%	66.4%	72.3%

注：列（1）表示固定效应模型回归结果，列（2）使用美国、欧洲和日本三大经济体实际 GDP 同比增长率的滞后 1-2 期作为工具变量，列（3）使用美国实际消费增长率和实际进口增长率的滞后 1-2 期作为工具变量，列（4）使用美国家庭债务同比增长率作为工具变量，列（5）使用 Cholesky 分解识别的外部需求冲击作为工具变量，列（6）使用 NSRVAR 模型识别的外部需求冲击作为工具变量。 $L.g^{east}$ 表示因变量滞后项。

表 11 外部需求对其他 26 省份的直接影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$L.g^{other}$	0.550*** (14.54)	0.543*** (13.66)	0.539*** (12.91)	0.542*** (13.37)	0.534*** (11.68)	0.531*** (10.73)
exp^{other}	0.013*** (2.90)	0.036** (2.00)	0.048*** (2.63)	0.038 (1.46)	0.064*** (3.12)	0.077*** (3.36)
ly	-0.026*** (-7.55)	-0.025*** (-6.54)	-0.024*** (-6.05)	-0.025*** (-6.13)	-0.023*** (-5.27)	-0.022*** (-4.69)
gi	0.004 (1.53)	0.002 (0.61)	0.001 (0.25)	0.002 (0.46)	-0.001 (-0.19)	-0.002 (-0.47)
gloan	0.094*** (7.80)	0.091*** (7.09)	0.089*** (6.62)	0.091*** (6.84)	0.087*** (5.88)	0.085*** (5.33)
inv	-0.002 (-0.20)	-0.002 (-0.25)	-0.002 (-0.27)	-0.002 (-0.26)	-0.003 (-0.28)	-0.003 (-0.29)
soe	0.056*** (3.10)	0.053*** (2.81)	0.052*** (2.60)	0.053*** (2.74)	0.050** (2.28)	0.048** (2.05)
gfdi	0.003 (1.21)	0.003 (1.18)	0.003 (1.14)	0.003 (1.18)	0.004 (1.06)	0.004 (0.99)
gpop	0.184*** (3.47)	0.165*** (2.90)	0.155*** (2.60)	0.163*** (2.73)	0.142** (2.16)	0.132* (1.85)
crisis	0.008** (2.32)	0.018** (2.14)	0.023*** (2.71)	0.019 (1.60)	0.030*** (3.16)	0.035*** (3.37)
R^2	0.82	0.81	0.79	0.80	0.74	0.70
N	333	333	333	333	333	333
implied Δy_{2011}^{2017}	0.14	0.40	0.53	0.42	0.71	0.85
realized Δy_{2011}^{2017}	4.4%	12.1%	16.1%	12.8%	21.5%	25.9%

注：列（1）表示固定效应模型回归结果，列（2）使用美国实际 GDP 同比增长率的滞后 0-1 期作为工具变量，列（3）使用美国实际消费增长率的滞后 0-1 期作为工具变量，列（4）使用美国家庭债务同比增长率的滞后 0-1 作为工具变量，列（5）使用 Cholesky 分解识别的外部需求冲击作为工具变量，列（6）使用 NSRVAR 模型识别的外部需求冲击作为工具变量。 $L.g^{other}$ 表示因变量滞后项。

表 12 展示了外部需求经由“三省一市”对其他 26 省份经济增长率产生间接影响的估计结果。可以看出，工具变量方法下， exp_t^{east} 系数显著为正，系数值介于 0.03-0.08 之间，表明外部需求的确会经由东部“三省一市”出口变化对其他 26 省份经济增长率产生间接影响，证实了本文猜想。结合“三省一市”实际出口增长率在 2011-2017 年比 2002-2007 年平均低 18.8 个百分点的事实，可以得出外部需求下滑应该会间接导致其他 26 省份实际经济增长率在 2011-2017 年比 2002-2007 年低 0.5-1.4 个百分点，占实际经济增长率变化（3.3 个百分点）的 17%-42%（表 12 最后两行），略高于前文得到的外部需求的直接贡献（12%-21%）。如果同时考虑外部需求对经济增长率的直接贡献和间接贡献，可以发现外部需求通过直接和间接两个渠道对其他 26 省份经济增长率在 2011-2017 年比 2002-2007 年下滑幅度（3.3 个百分点）的贡献提高至 34.4%-75.9%之间，这与全国层面数据的估计结果更加接近，由此证实了本文关于外部需求在沿海省份和内陆省份之间传导



机制的猜想。

表 12 “3 省 1 市”出口对其他省份经济增长率的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
L.g ^{other}	0.578*** (14.44)	0.589*** (14.35)	0.600*** (14.50)	0.584*** (14.09)	0.617*** (14.52)	0.626*** (14.61)
exp ^{east}	0.023* (1.92)	0.035** (2.28)	0.047*** (2.98)	0.029* (1.78)	0.064*** (3.67)	0.074*** (4.21)
ly	-0.025*** (-6.51)	-0.023*** (-5.92)	-0.022*** (-5.49)	-0.024*** (-5.97)	-0.020*** (-4.82)	-0.019*** (-4.50)
gi	0.005* (1.73)	0.005 (1.58)	0.004 (1.41)	0.005 (1.64)	0.004 (1.18)	0.003 (1.05)
gloan	0.092*** (7.34)	0.090*** (7.07)	0.087*** (6.83)	0.091*** (7.12)	0.084*** (6.43)	0.082*** (6.22)
inv	-0.000 (-0.01)	0.000 (0.03)	0.001 (0.07)	0.000 (0.01)	0.001 (0.13)	0.001 (0.16)
soe	0.047** (2.48)	0.042** (2.22)	0.038** (1.97)	0.044** (2.30)	0.032 (1.61)	0.028 (1.42)
gfdi	0.005* (1.70)	0.005* (1.81)	0.005* (1.93)	0.005* (1.75)	0.006** (2.07)	0.006** (2.15)
gpdp	0.197*** (3.67)	0.197*** (3.66)	0.197*** (3.64)	0.197*** (3.66)	0.197*** (3.60)	0.197*** (3.56)
crisis	0.006 (1.59)	0.009** (1.99)	0.012** (2.57)	0.008 (1.63)	0.015*** (3.20)	0.018*** (3.64)
R ²	0.82	0.82	0.81	0.82	0.81	0.81
N	334	334	334	334	334	334
implied Δy_{2011}^{2017}	0.43	0.66	0.88	0.55	1.20	1.39
realized Δy_{2011}^{2017}	13.1%	19.9%	26.8%	16.5%	36.5%	42.2%

注：列（1）表示固定效应模型回归结果，列（2）使用美国实际 GDP 同比增长率的滞后 0-1 期作为工具变量，列（3）使用美国实际消费增长率和实际进口增长率的滞后 0-1 期作为工具变量，列（4）使用美国家庭债务同比增长率的滞后 0-1 作为工具变量，列（5）使用 Cholesky 分解识别的外部需求冲击作为工具变量，列（6）使用 NSRVAR 模型识别的外部需求冲击作为工具变量。L.g^{other}表示因变量滞后项。

（三）外部需求在上下游省份之间的影响

前文研究结果表明，我国内陆省份经济增长率不但受外部需求的直接影响，而且受外部需求经由“三省一市”产生的更大的间接影响。由于内陆省份上游产业比重更高，而“三省一市”下游产业比重更高（杨红丽等，2020），上述结果部分揭示出外部需求对上下游产业的传导机制，即外部需求下滑导致下游产业最先受到影响，而上游产业受下游产业引致需求的下滑也随之下降（王勇，2017）。为对这一机制进行准确分析，本文将其他 26 省份分为两组，一组为上游省份，另一组为下游省份。¹⁶由于其他 26 省份受外部需求的间接效应更大，本文利用（4）式考察外部需求经由“三省一市”分别对上游省份和下游省份经济增长率的影响，工具变量估计结果见表 13。

可以看出，无论是上游省份还是下游省份，“三省一市”出口增长率（ exp^{east} ）系数均显著为正，但上游省份的出口增长率系数更大，表明外部需求对上游省份的间接影响比下游省份更大。由于上游产业中国有企业比重相对较高，上述结果意味着与非国有企业相比，国有企业受外部需求的（间接）影响相对更大从而产能过剩现象更为严重，同时与王勇（2017）有关垂直结构视角

16 参考杨红丽等（2020），上游省份包括河北、山西、内蒙古、云南、贵州、宁夏、甘肃、青海、新疆和辽宁共 10 个省份，其他 16 省份称为下游省份。



下的外部需求传导机制保持一致。

表 13 外部需求对上下游省份的间接影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		上游省份			下游省份	
L.g	0.621*** (9.12)	0.633*** (9.11)	0.641*** (9.13)	0.571*** (11.37)	0.593*** (11.55)	0.602*** (11.64)
exp ^{east}	0.058** (1.97)	0.074** (2.30)	0.085*** (2.60)	0.039** (2.33)	0.060*** (3.22)	0.069*** (3.71)
ly	-0.028*** (-3.71)	-0.027*** (-3.45)	-0.026*** (-3.30)	-0.020*** (-4.45)	-0.017*** (-3.68)	-0.015*** (-3.37)
gi	0.002 (0.36)	0.002 (0.22)	0.001 (0.14)	0.004 (1.59)	0.004 (1.36)	0.004 (1.26)
gloan	0.120*** (5.01)	0.120*** (4.94)	0.120*** (4.88)	0.076*** (5.27)	0.069*** (4.70)	0.066*** (4.46)
inv	0.016 (1.10)	0.017 (1.14)	0.018 (1.16)	-0.005 (-0.45)	-0.003 (-0.33)	-0.003 (-0.27)
soe	0.018 (0.47)	0.010 (0.26)	0.005 (0.13)	0.053** (2.44)	0.048** (2.18)	0.046** (2.06)
gfdi	0.002 (0.48)	0.002 (0.55)	0.003 (0.60)	0.012*** (2.84)	0.013*** (3.05)	0.014*** (3.14)
gpop	0.332** (2.49)	0.339** (2.51)	0.344** (2.52)	0.153*** (2.91)	0.149*** (2.82)	0.148*** (2.77)
crisis	0.008 (0.98)	0.012 (1.33)	0.014 (1.58)	0.014*** (3.00)	0.019*** (3.72)	0.021*** (4.12)
N	127	127	127	207	207	207
R ²	0.77	0.77	0.76	0.86	0.86	0.86

注：列（1）和列（4）表示使用美国实际消费增长率和实际进口增长率的滞后 0-1 期作为工具变量，列（2）和列（5）表示使用 Cholesky 分解识别的外部需求冲击作为工具变量，列（3）和列（6）表示使用 NSRVAR 模型识别的外部需求冲击作为工具变量。括号内为 t 值。L.g 表示因变量滞后项。

六、澄清误区：为何净出口不能代表外部需求？¹⁷

在讨论外部需求对中国宏观经济的影响时，各界普遍存在一些似是而非的观点造成对外部需求主导效应的误判。比较流行的观点认为，由于中国加工贸易占比比较高，“两头在外”的模式决定外部需求变化不会对中国经济增长率产生比较大的影响。与这一观点一脉相承的是，从三大需求对经济增长率拉动的角度来看，净出口对中国经济的拉动远没有投资和消费那么大，比如净出口对经济增长率的拉动由 2002-2007 年的平均 0.44 个百分点下降至 2011-2016 年的 -0.17 个百分点，变化幅度为 0.6 个百分点，仅能解释实际经济增长率在前后两个时期 3.4 个百分点变化的 18%（见表 14），从而否认外部性和周期性因素是 2010 年以来中国经济增长下滑的主要原因。

这一观点值得商榷，一方面中国加工贸易占比持续下滑，从 2002-2007 年 47% 的平均水平下降至 2011-2016 年 33% 的平均水平，一般贸易占比从前一时期的 43% 上升至后一时期的 53%，这意味着即便面临同样强度的外部需求冲击，后一时期中国经济受到的影响也会比之前更大。另一方面，同时也是更加重要的方面，上述观点忽视了外部需求与投资 and 消费的紧密联系——外部需求变化除了直接影响净出口外，其还会通过影响企业利润和总收入对企业投资和消费带来相应影响，即是说由出口变化引起的投资变动和消费变动应归因于外部需求因素。以投资为例，在

¹⁷ 相关研究可参见林毅夫和李永军（2003）。



2002-2007 年以及 2011-2016 年，出口增速和投资增速具有显著的正相关性，在 2002-2007 年，出口增速和固定资产投资增速相关系数为 0.65，在 2011-2016 年相关系数增加至 0.92（见表 15）。如果从固定资产投资中分别扣除具有逆周期调节特征的国有企业投资和国有控股企业投资，那么可以发现非国有企业投资和出口的相关性在前后两个时期均有所加强，尤其是在前一时期甚至达到 0.90 以上。这个结果表明，在正常情况下，外部需求和私人投资具有非常紧密的同步关系。由于外部需求具有相当程度的外生性，上述正相关性实际上可以理解为因果关系，这一点在更加严谨的实证分析中得以确认，见表 16。

表 16 为使用投资和消费的不同指标作为因变量，利用美欧日三大经济体过去四个季度的实际经济增长率作为出口同比增速的工具变量，对金融危机期间外的样本（2003Q1-2008Q3 和 2011Q1-2018Q4）进行回归的结果。¹⁸可以看出，无论是使用支出法中的固定资产形成同比增速还是使用固定资产投资同比增速作为总投资代理指标充当因变量，出口同比增速（*exp*）的系数均显著为正，表明外部需求对投资具有显著的正向影响。并且，这一正向影响对非国有企业投资更加明显（表 16 第 3 列），而对于国有企业投资并不显著（表 16 第 4 列），表明外部需求主要通过非国有企业投资影响总投资，而国有企业投资则由于经常发挥逆周期调节作用对外部需求反应不太显著。这个结果证实了上文猜想。

与投资相比，出口增速对消费增速的影响相对偏小（表 16 第 5-6 列），显著性有所减弱，出口变量系数值在 0.1 附近，明显小于固定资本形成因变量时出口增速的系数值（0.236），表明外部需求对投资的影响大于对消费的影响。

从上述分析可以发现，由于忽视了对投资和消费的影响，流行观点使用净出口指标衡量外部需求的结论会严重低估外部性和周期性因素的重要性。

表 14 三大需求对实际经济增长率的拉动

	消费	投资	净出口	合计
2002-2007	5.33	5.40	0.44	11.2
2011-2016	4.72	3.22	-0.17	7.8
变化	0.61	2.18	0.61	3.4

数据来源：国家统计局。

表 15 出口增速和投资增速相关性

	corr(出口增速, X)		
	固定资产投资增速	非国有企业投资增速	非国有控股企业投资增速
2002-2007	0.65	0.90	0.93
2011-2016	0.92	0.96	0.96

数据来源：国家统计局。

表 16 外部需求对投资和消费的影响

	因变量					
	固定资本形成	固定资产投资	非国有控股企业投资	国有企业投资	最终消费支出	居民消费支出
<i>exp</i>	0.219*** (2.62)	0.560*** (4.50)	1.270*** (5.25)	0.268 (1.55)	0.105* (1.83)	0.0760 (1.51)
<i>Con</i>	0.0758*** (9.32)	0.114*** (9.02)	0.111*** (4.55)	0.0679*** (3.89)	0.0838*** (14.76)	0.0836*** (16.86)

18 剔除金融危机期间样本的原因主要是排除宏观逆周期政策在国际金融危机期间大幅放松对投资带来的巨大影响。此外，使用前文其他工具变量也能得到类似的结果，备索。



N	51	47	47	47	51	51
R ²	0.28	0.41	0.50	0.07	0.03	0.05

七、结论和政策性建议

本文基于中国 2002-2018 年宏观经济季度数据，实证考察了国际金融危机前后外部需求变化对中国经济增长率变化的贡献。研究表明，中国年均实际经济增长率在 2011-2016 年比 2002-2007 年低 3.5 个百分点，而外部性和周期性因素至少能够解释六成（即 2.2 个百分点）的经济增长率变化，从而构成本轮中国经济下滑的主要原因。与之相比，主流的体制机制论最多只能解释 0.8 个百分点的经济增长率变化，人口红利论也仅能解释 0.4 个百分点的经济增长率变化。但是，外部性和周期性因素对于 2017-2018 年中国经济增长率变化的解释力下降，反映出国内结构性改革（如“去杠杆”政策）对经济带来一定收缩压力。进一步的研究表明，由于外部需求的显著下滑，中国通货膨胀率和 PPI 增速在后一时期明显低于前一时期。在外部需求下滑导致价格和实际 GDP 增长率下滑的同时，中国宏观杠杆率上升速度在后一时期也明显高于前一时期。基于省际面板的分析进一步表明，外部需求冲击对东部“三省一市”经济增长率具有显著的影响，而其他省份经济增长率主要通过间接渠道受到“三省一市”出口下滑的影响。最后，本文通过考察外部需求对投资和消费的影响澄清了为何净出口不适合作为外部需求的度量指标。特别需要指出的是，在层层论证外部性和周期性因素主导效应的过程中，我们发现主流的体制机制论在解释本轮中国经济下滑时存在很多不尽人意的地方。比如，体制机制论无法解释为何没有国内体制机制问题的金砖国家和新加坡、韩国和中国台湾也在同一时期出现了更大幅度的经济下滑，也不能解释为何在中国经济下滑的过程中通货膨胀率和 PPI 也出现显著下滑，而不是其所暗示的“滞涨”现象，等等。

对症下药才能做到药到病除，本文研究结论对于宏观经济政策具有重要的参考意义。由于发达国家难以进行根本性的结构性改革，我国面临的外部环境可能长期不容乐观。但由于我国目前所处发展阶段仍然较低，人均 GDP 只有美国的 20% 左右，因此产业升级空间依然很大，至少在 2030 年之前我国经济仍有 8% 的增长潜力。根据本文研究结论，在外部需求短期大幅下滑的背景下，可以适当出台一些反周期的政策措施，以“补短板”为抓手，辅之以“降成本”增强企业活力，通过增加有效投资扩大总需求，推动产业结构不断转型升级。由于中国财政状况和货币政策空间相对其他国家都比较好，这一目标应该不难实现。

从长期来看，随着经济发展阶段的不断提升，我国对外部经济的依赖度不断下降，以国内循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局正在形成，应加快改革不利于国内经济大循环的制度障碍，包括金融市场改革、户籍制度改革和土地市场改革等，从供给和需求两侧同时发力不断释放我国的增长潜力。

参考文献

- 蔡昉、都阳：《中国地区经济增长的趋同与差异——对西部开发战略的启示》，《经济研究》，2000 年第 10 期。
- 蔡昉：《四十不惑：中国改革开放 发展经验分享》，2018 年，中国社会科学出版社。
- 蔡昉、陆旸：《中国经济的潜在增长率》，《经济研究参考》，2013 年第 24 期。
- 郭长林：《被遗忘的总供给：财政政策扩张一定会导致通货膨胀吗？》，《经济研究》，2016 年第 2 期。
- 黄昕、平新乔：《行政垄断还是自然垄断--国有经济在产业上游保持适当控制权的必要性再探讨》，《中国工业经济》，2020 年第 3 期。
- 林毅夫：《中国经济增长减速成因与对策（笔谈之一）》，《学习与探索》，2018 年第 4 期。



- 林毅夫、孙希芳：《银行业结构与经济增长》，《经济研究》，2008 年第 9 期。
- 林毅夫、李永军：《出口与中国的经济增长：需求导向的分析》，《经济学季刊》，2003 年第 2 卷第 4 期。
- 盛松成、吴培新：《中国货币政策的二元传导机制——“两中介目标，两调控对象”模式研究》，《经济研究》，2008 年第 10 期。
- 田国强：《中国经济增长减速成因与对策（笔谈之一）》，《学习与探索》，2018 年第 4 期。
- 王勇：《“垂直结构”下的国有企业改革》，《国际经济评论》，2017 年第 5 期。
- 王勇：《中国经济增长减速成因与对策（笔谈之二）》，《学习与探索》，2018 年第 10 期。
- 杨红丽、刘志阔、陈钊：《中国经济的减速与分化：周期性波动还是结构性矛盾？》，2020 年第 7 期。
- 余永定：《不能让经济增速跌破“6”的界限》，《企业家观察》，2020 年第 2 期。
- 张晓晶、常欣、刘磊：《结构性去杠杆：进程、逻辑与前景——中国去杠杆 2017 年度报告》，《经济学动态》，2018 年第 5 期。
- 钟宁桦、刘志阔、何嘉鑫等：《我国企业债务的结构性问题》，《经济研究》，2016 年第 5 期。
- Antolin-Diaz, J. and J.F. Rubio-Ramirez, 2018, “Narrative Sign Restrictions for SVARs”, *The American Economic Review*, vol. 108(10), pp.2802-2829.
- Baum, C.F., Schaffer, M.E. and S. Stillman, 2007, “Enhanced routines for instrumental variables/generalized method of moments estimation and testing”, *The Stata Journal*, vol. 7(4), pp.465-506.
- Dayal-Gulati A. and A.M. Husain, 2000, “Centripetal forces in China's Economic Take-Off. IMF Working Papers.
- Eggertsson, G.B. and P. Krugman, 2012, “Debt, Deleveraging, and the Liquidity Trap: A Fisher-Minsky-Koo Approach”, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 127(3), pp.1469-1513.
- Li, X., Liu, X. and Y. Wang, 2015, “A Model of China's State Capitalism”, HKUST IEMS Working Paper No. 2015-12.
- Higgins, P. C. and T. Zha, 2015, “China's macroeconomic time series: Methods and implications”, Unpublished Manuscript, Federal Reserve Bank of Atlanta.
- Stock, J.H. and M. Yogo, 2005, “Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression. In D.W.K. Andrews and J.H. Stock, eds. *Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas Rothenberg*. Cambridge: Cambridge University Press.

Why China's economic growth rate is declining and how to deal with it

Wen Yongheng, Lin Yifu and Gu Yanwei

Abstract: An objective understanding of why China's economic growth rate has continued to decline since 2010 is of great significance to the current and future direction of macroeconomic policy in China. From the perspective of external shocks and cyclicity, this paper examines the contribution of the change of China's export growth to the change of China's economic growth rate in the two periods before and after the international financial crisis (2002-2007 and 2011-2018). First of all, this paper provides China's economic growth performance from a global perspective, and summarizes three stylized facts. Secondly, we study the contribution of the change of export growth rate to the change of China's economic growth rate from the empirical level. Our empirical results show that the change of export growth rate can explain the change of economic growth rate by 2.2 percentage points, explaining more than half of the real change (4.1 percentage points), while the mainstream view, an opinion about issues related to China's institutions and growth mechanism, can only explain less than 0.8 percentage



points, and the demographic dividend hypothesis can only explain 0.4 percentage points. Thirdly, we also show that a weak external demand has a major contribution to the decline of PPI yoy growth rate and inflation rate in the two periods before and after, and has a greater impact on PPI yoy growth rate, which again proves the dominance of external and cyclical factors. In addition, the change of external demand almost completely explains the change of the yoy growth rate of the leverage ratio of the real sector in the two periods before and after, indicating that the excessive rise of the macro leverage ratio is also closely related to the external and cyclical factors. Finally, a robust test based on provincial panel data show that the change of external demand first affects the economic growth rate of "three provinces and one city" (Guangdong, Jiangsu, Zhejiang and Shanghai), and then "three provinces and one city" influences the economic growth rate of other provinces through indirect channels. In addition, by examining the relationship between export, investment and consumption, this paper clarifies why the commonly accepted net export indicators are not enough to measure external demand.

Key words: economic growth rate; externality and cyclicity; institutions and mechanisms; demographic dividend