目 录

主报告：中国宏观经济分析与预测（2013 年中期）

——扭曲加剧、复苏乏力与改革重启的中国宏观经济 …… 1

分报告一：经济波动的变异与中国宏观经济政策框架的重构 …… 70

分报告二：稳定不稳定的经济——企业微观波动及其对宏观经济政策的含义·103

分报告三：基于企业储蓄视角的高货币产出比现象研究——2003-2012 ……120

分报告四：外部平衡的增长率：来自中国的经验数据的验证 ……134

分报告五：人口老龄化对中国高储蓄的影响……154

分报告六：实体经济滞后于金融调整背景下国际资本流动性的变化 ……191

分报告七：中国贸易超调：表现、成因与对策……215

分报告八：安倍经济新政及其对中国经济的溢出效应……236

分报告九：企业进入、技术进步和中国产业结构转型……255

分报告十：我国城镇化战略及其与工业化的关系研究……285

分报告十一：中国的影子银行：定义、起因和经济后果……307

分报告十二：财力缺口、偿付能力与地方债务规模……324

分报告十三：艺术品市场、货币需求与贫富差距—兼论艺术品市场的意义…·347

分报告十四：债券信用事件的触发因素及市场影响：案例分析 ……370

附录一：中国宏观经济分析与预测模型—CMAFM 模型 ……390

附录二：中国宏观经济形势分析与预测（2013 年中期） ……397

中国宏观经济分析与预测（2013年中期）[1]

——扭曲加剧、复苏乏力与改革重启的中国宏观经济

摘要：2013年中国宏观经济并没有延续2012年第4季度反弹的趋势，反而在“八项政策”和“国五条”等政策性调整以及深层次结构性问题和体制扭曲等因素的作用下出现非预期性的回落，经济复苏乏力。这不仅说明中国经济依然处于趋势性回落的路径之中，而且证明了中国宏观经济无法依靠政策宽松与刺激来重返经济持续复苏的轨道。

与以往不同的，2013年宏观经济在复苏疲软的进程中呈现出十分复杂的运行状态，这不仅表现在在新的政治经济周期开启之时投资没有按照预期出现井喷，在更为严厉的“国五条”调控政策出台后房地产市场反而出现反弹，在流动性持续注入之后资金市场运转越发紧张，在全面出台产能调整政策之际产能过剩问题更为严峻等方面，更为重要的反应在“八大类数据的冲突”之上：1）货币供应量增速与经济增速和CPI缺口日益扩大；2）CPI和PPI之间缺口逐步拉大；3）人民币持续升值与经济复苏乏力背道而驰；4）出口增速与出口交货值增速缺口不断扩大；5）旧产能还没有淘汰，新产能却大幅度增长，不少行业利润大幅度下滑，但产能却不断增加；6）官方PMI和汇丰PMI冲突、7）地方政府投资规划大幅度上扬，但实际投资却逐步乏力，“雷声大、雨点小”超出预期；8）民工荒不断扩大，但大学生就业难却日益加重。

这些新特征和数据冲突说明，中国经济面临的深层次资源错配与体制扭曲已经到了一个全新的阶段，其必然带来风险积累达到新的临界点，并成为宏观经济运行的焦点，其标志性的指标在于以下五个方面：1）地方政府投融资平台风险；2）影子银行与监管套利风险；3）房地产泡沫风险；4)严峻的产能过剩风险；5）流动性泛滥的风险。

这些风险也充分表明，在支配各种扭曲和错配的制度性和体制性问题没有得到根本解决的情况下，以往行之有效的政策放松和运动式的结构调整都不能带领中国经济走出目前“扭曲加剧、复苏乏力”的困境。全面启动新一轮的体制改革，创造和释放新的改革红利，突破现有的增长约束，并逐步化解宏观经济风险，调顺经济结构、提高资源配置效率，保持适当增速，已成为中国经济持续复苏的第

[1] 本文数据除特殊说明外，均来源于国家统计局、中诚信数据库和中国人民大学经济研究所数据库

一选择!

2013 下半年，深层次的结构问题和扭曲的体制性问题依然构成了中国宏观经济下行的主导力量。但是，由于全球主要经济体好转带来的外需改善，城镇化改革带来的房地产市场景气上扬、中国各项深层次改革全面推出带来的信心回升和预期逆转，地方政府在与中央博弈的过程中投资约束的缓解以及“八项规定”的政策效应逐步消化带来的消费渐进的回升， 2013 年下半年中国经济依然存在增速反弹的基础。但由于外部环境改善有限、居民消费增长存疑、地方融资平台和影子银行整顿前景存在一定的不确定性以及深层次结构矛盾和资源错配扭曲调整过程缓慢,下半年经济回升力度有限。这决定了全年的经济走势将呈现出“前弱后稳”的趋势，并面临比较强劲的不确定性。

利用模型预测，全年 GDP 增速将达到 8.1%，比上年增长 0.3 个百分点；全年固定资产投资将“前低后高”，名义增速将达到 24.8%，比上年加快 4.2 个百分点，但剔除价格因素以后，固定资产实际增速将达到 24.6%，比上年加快 5.3 个百分点；消费将稳步回升，全年社会消费品零售总额的名义增速将达到 15.8%，比上年增加 0.6 个百分点，剔除价格因素，实际增速将达到 14.2%，比上年增加 2.1 个百分点；2013 年我国出口将在波动中逐步改善，预计出口增速为 9.9%，比 2012 年加快 2 个百分点，进口增速将反弹至 9.5%，比上年增加 5.6 个百分点，全年外贸对 GDP 增速的贡献将有负转正。产能过剩、生产资料价格低迷和输入性通货紧缩将在一定程度上对冲货币供应增速上扬带来的价格上涨压力，CPI 全年增速估计在 2.9%，比上年上涨 0.3 个百分点。GDP 平减指数估计在 2.4%的水平，通胀压力不大。

基于上述分析和预测，本报告认为，2013 年整体形势虽然“扭曲加剧、增速趋稳、复苏乏力”，但宏观经济没有突破底线——结构性失业虽有所加剧但总体性就业没有恶化；价格水平回落，但没有出现通货紧缩；财政收入有所下滑，但政府运转依然顺畅；局部风险所有加剧但系统性风险却有所缓释；产能过剩步入新时期，但企业并没有全面步入负利润时代。因此，2013 年中国宏观经济政策不宜做出过大的调整，应当从短期“稳增长、控通胀”等目标，转向中期“促改革”、“控风险”和“调结构”之上，着眼于“迎接三中全会，营造改革氛围”。

对于未来的改革，报告认为，政府应当以“开放统一的大市场，有限有为的小政府、广泛低度的大福利”为目标，全面处理好“政府和市场”、“中央和地方”、“国企和民企”以及“初次分配和二次分配”等四个方面的关系，积极做好以下

几个方面的工作：1）配合和加快城镇化战略的实施，启动土地制度、户籍制度及其他要素市场的改革；2）在依法治国的总框架下建立产权、契约、竞争为基础的市场经济秩序，尊重企业家精神、提振民间投资和创业信心；3）在思想认识上，要破除“改革疲劳症”，正确认识中国新时期的各种结构性力量和周期性力量的变化，坚定改革信心，切实重启新一轮的改革。

关键词：扭曲加剧、复苏乏力、风险凸显、改革重启

第一部分：总体判断与预测

2012 年上半年以“稳增长”为目标的一揽子经济刺激政策出台，中国宏观经济受此影响在经历了四季度的小幅度短暂反弹后，于今年上半年在多重因素的持续作用下再次回落。一方面，本轮“换届效应”启动较慢和中央“八项规定”的出台使拉动中国经济增长的两架马车——投资和消费均出现非预期的低迷；另一方面，“去库存”周期拉长、深层次结构性矛盾激化和资源长期错配导致的“去产能”进度迟缓、内生性下滑力量加强等因素导致 2013 年上半年经济非预期性下滑，经济复苏乏力。这强烈呼唤政府启动新一轮的体制改革，创造和释放新的改革红利，突破现有的增长约束，并逐步化解宏观经济风险，调顺经济结构、提高资源配置效率，保持适当增速。改革重启成为经济复苏的第一选择！

2013 下半年，深层次的结构问题和扭曲的体制性问题依然构成了中国宏观经济下行的主导力量。但是，由于全球主要经济体好转带来的外需改善，城镇化改革带来的房地产市场景气上扬、中国各项深层次改革全面推出带来的信心回升和预期逆转，地方政府在与中央博弈的过程中投资约束的缓解以及“八项规定”的政策效应逐步消化带来的消费渐进的回升，2013 年下半年中国经济依然存在增速反弹的基础。但由于外部环境改善有限、居民消费增长存疑、地方融资平台和影子银行整顿前景存在一定的不确定性以及深层次结构矛盾和资源错配扭曲调整过程缓慢，下半年经济回升力度有限。这决定了全年的经济走势将呈现出“前弱后稳”的趋势，并面临比较强劲的不确定性。

总体来看，虽然“扭曲加剧、增速趋稳、复苏乏力”，但宏观经济没有突破底线——结构性失业虽有所加剧但总体性就业没有恶化；价格水平回落，但没有出现通货紧缩；财政收入有所下滑，但政府运转依然顺畅；局部风险所有加剧但系统性风险却有所缓释；产能过剩步入新时期，但企业并没有全面步入负利润时代。因此，2013 年中国宏观经济政策不宜做出过大的调整，应当从短期“稳增长、控通胀”等目标，转向中期“促改革”、“控风险”和“调结构”之上，着眼于“迎接三中全会，营造改革氛围”。

与其他年份相比，2013 年中国宏观经济具有以下几个方面的运行特征：

1、**2013 年上半年经济回落具有非预期性。**其核心原因在于：1）本轮“换届效应”带来的投资周期较预期拉大、深层次结构矛盾使得投资效率极其低下，两种因素重叠使投资对 GDP 的贡献大幅下滑；2）中央“八项规定”短期内对消

费冲击较大、居民收入超预期的增速下滑进一步使社会消费疲软；3）产能严重过剩导致“去库存”和“去产能”的深度比预期要大。

2、工业领域尤其是制造业领域萧条的状况进一步恶化，从新增产能和淘汰产能数据对比发现，产能过剩矛盾不仅没有缓解，反而进一步激化，“去产能”和“去库存”的压力空前，**实体经济领域资源错配扭曲的程度进一步加深，原有的体制弊端进一步显现。**

3、**在“八项规定”对社会消费的短暂冲击的同时，居民收入增速非预期性下滑。**事实上，与“三公消费”减少相比，居民收入增速的非预期性下滑更值得警惕和关注，这直接关系到我国“内需启动模式”的成败。

4、**房地产市场对整体经济运行的两面性更加显著。**房地产投资在“国五条”的调控下总体增长依然看好——土地供应量加大且保持价格上扬趋势，部分刚性需求并未满足，房地产利润依然可观，房地产投资成为减缓投资下滑过快的重要因素；但房地产市场回暖的同时，价格上涨和资产泡沫其对宏观经济运行的潜在冲击也在不断加大，风险也在不断累积。

5、从社会融资总量、CPI 和 PPI 缺口以及人民币升值这三个经济指标和当前经济下滑的现状对比发现：**货币空转现象加强、流动性对实体经济的渗透遭遇堵塞、实体经济和虚拟经济脱节日趋严重。**

6、**随着中国经济单边上行增长轨迹的结束，整体经济中出现了新的矛盾和问题，经济面临更加复杂的局面，经济增长的不确定性加大。**从近期发布的经济数据分析，矛盾和数据冲突集中体现在八个方面：1）货币供应量增速与经济增速和 CPI 缺口日益扩大；2）CPI 和 PPI 之间缺口逐步拉大；3）人民币持续升值与经济复苏乏力背道而驰；4）出口增速与出口交货值增速缺口不断扩大；5）旧产能还没有淘汰，新产能却大幅度增长，不少行业利润大幅度下滑，但产能却不断增加；6）官方 PMI 和汇丰 PMI 冲突、7）地方政府投资规划大幅度上扬，但实际投资却逐步乏力，“雷声大、雨点小”超出预期；8）民工荒不断扩大，但大学生就业难却日益加重。这些矛盾和冲突也深刻表明经济更深层次资源扭曲程度的加剧。此外，在新一轮的改革过程中，改革自身的不可预期性和不确定性也给经济增长增添了不确定性。

7、**经济复苏乏力的同时，五大宏观经济风险累积并交织在一起，但风险尚在可控范围**。当前经济运行中呈现的新特征和数据冲突说明，中国经济面临的深层次资源错配与体制扭曲已经到了一个全新的阶段，其必然带来风险积累达到新

的临界点，并成为宏观经济运行的焦点，其标志性的风险在于以下五个方面：1）地方政府投融资平台风险；2）影子银行与监管套利风险；3）房地产泡沫风险；4)严峻的产能过剩风险；5）流动性泛滥的风险。事实上，以上五大风险也是当前宏观经济深层次内生性矛盾和资源结构性错配加剧的集中体现，从某种意义上说，也是当前我国经济复苏乏力的根源所在！

8、**亟待改革的迫切性信号更加明显**。“稳增长”的一揽子经济刺激政策并没有如预期那样带动经济复苏，究其原因，与其说是经济系统内部的结构性问题和经济周期性问题，还不如说是体制性的根源问题。经济复苏乏力加上多种宏观经济风险上扬，彻底宣告投资驱动型经济增长模式破产。经济危机以来的实践经验表明，经济刺激政策可以短期内防止经济大幅下滑，但并不能真正推动经济走向复苏，我们不能把政策调控视为改革。真实的经济复苏呼唤的不是传统的无“帕累托改进”的增量改革，而是能给经济自身带来内生增长动力的制度层面改革及其改革红利的释放。

本报告基于上述结构性和体制性问题的判断，设定主要外生参数，依据中国人民大学中国宏观经济分析与预测模型——CMAFM 模型，预测 2013 年中国宏观经济形势。其中，基本宏观经济政策假设包括：（1）2013 年中央财政预算赤字为 8900 亿元；（2）2013 年人民币与美元平均兑换率为 6.19:1。其主要指标预测结果如表 1-1-1 所示。

1、随着下半年经济总体缓慢回升，全年经济将呈“前弱后稳”的态势，2013 年 GDP 增速将达到 8.1%，比上年增长 0.3 个百分点，其中第一产业增速基本与 2012 年持平，而第二产业和第三产业的增速分别比 2012 年回升 0.5 个百分点和 0.4 个百分点，从而主导 2013 年整体经济回升，

2、政治换届效应的逐步显现和房地产市场的回暖将带动下半年地方基础设施、重点工程项目和房地产投资的大幅扩张，有效弥补制造业低迷带来的投资缺口，2013 年投资将呈前低后高的趋势，预计全年固定资产投资名义增速将达到 24.8%，比上年加快 4.2 个百分点，但剔除价格因素以后，固定资产实际增速将达到 24.6%，比上年加快 5.3 个百分点。

3、由于居民收入增速放缓和中央“八项规定”对消费带来的短暂冲击，预计 2013 年消费将稳步回升，全年社会消费品零售总额的名义增速将达到 15.8%，比上年增加 0.6 个百分点，剔除价格因素，实际增速将达到 14.2%。

4、由于主要国家经济状况均有所改善，尤其是美国经济复苏态势确定、日

本在强刺激下有所增长，全球经济贸易将逐步走出低迷，2013 年我国出口将在波动中逐步改善，全年出口增速将达到 9.9%，比 2012 年加快 2 个百分点；进口将反弹至 9.5%，比上年增加 5.6 个百分点；全年外贸对 GDP 增速的贡献将有负转正。

5、由于跨境资本流入和上半年经济复苏乏力，全年货币政策将保持中性定位与积极操作的组合，货币供应提速，预计 2013 末狭义货币供应（M1）增速达到 13.6%，广义货币供应（M2）增速为 15.5%，比年初设定的 13%的目标略高。

6、产能过剩、生产资料价格低迷和输入性通货紧缩将在一定程度上对冲货币供应增速上扬带来的价格上涨压力，CPI 全年增速估计在 2.9%，比上年上涨 0.3 个百分点；此外，GDP 平减指数估计在 2.4%的水平，通胀压力不大。

7、下半年民间投资、消费领域观望气氛浓厚。将于今年年底以前召开的十八届三中全会，会决定我国新一轮改革的目标、路线图和时间表问题，社会各界对此充满期待。

表 1-1-1：2013 年中国宏观经济指标预测

预测指标	2013年
1、国内生产总值（GDP）增长率（%）	8.1
其中：第一产业增加值	4.4
第二产业增加值	8.6
第三产业增加值	8.5
2、全社会固定资产投资总额（亿元）	455,230
	（24.8%）
社会消费品零售总额（亿元）	239,960
	（15.8%）
3、出口（亿美元）	22,520
	（9.9%）
进口（亿美元）	19,900
	（9.5%）
4、狭义货币供应（M1）增长率（%）	13.6
广义货币供应（M2）增长率（%）	15.5
5、居民消费价格指数（CPI）上涨率（%）	2.9
GDP平减指数上涨率（%）	2.4

预测日期：2013 年 5 月

第二部分：复苏乏力、扭曲加剧的表现与分析

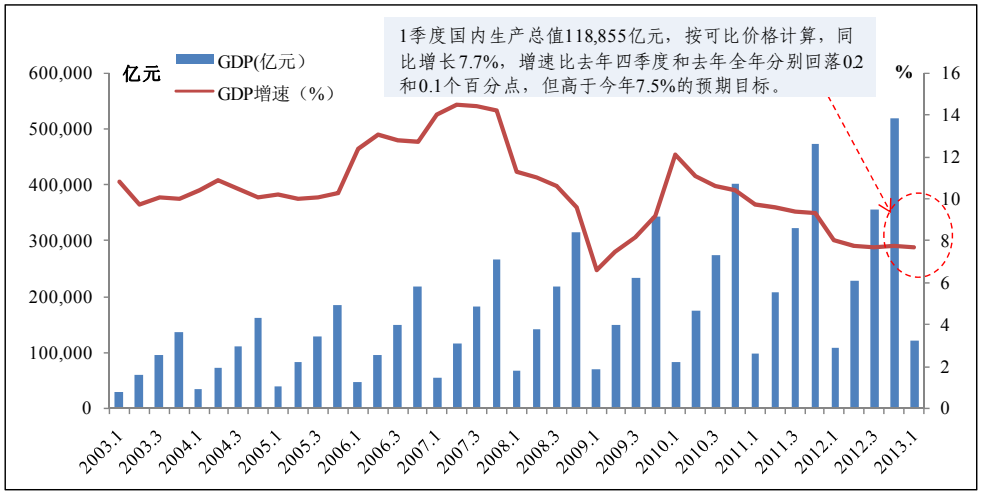
一、经济复苏乏力的六大表现

2013 年上半年，中国宏观经济继续延续了此前逐季回落的趋势，一季度经济增速低位开局，经济复苏乏力，主要体现在以下六个方面：

1、GDP 同比增速继续回落，经济增速非预期性下滑

2013 年 1 季度中国经济增速并未如市场所期有所回升，GDP 同比增长仅为 7.7%，较去年四季度回落 0.2 个百分点，远低于市场预期的 8.1%的经济增速，整体经济形势非预期下滑，反映经济复苏乏力。

图 2-1-1：中国 GDP 增速持续回落



随着一季度主要宏观经济指标的疲软，各机构纷纷下调了对中国 2013 年的经济预期，其中 IMF、OECD 和世界银行预计 2013 年中国经济增速分别为 7.75%、7.8%和 8.3%。

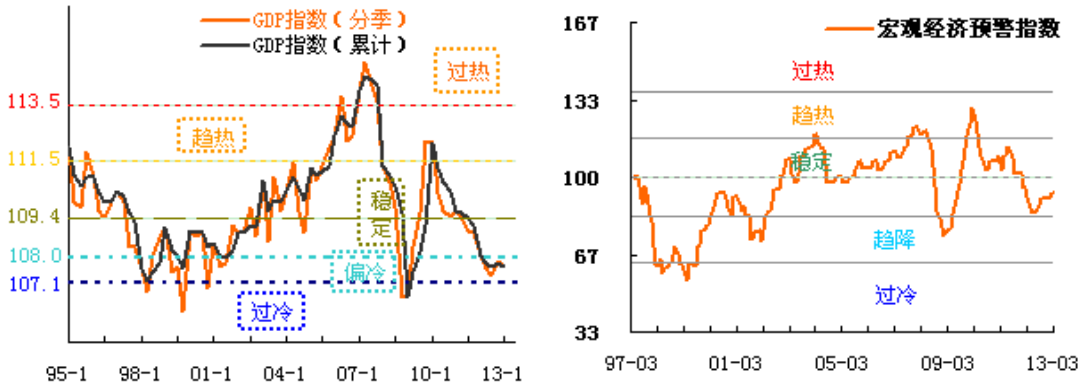
表 2-1-1：机构预测情况

机构名称	时间	内容
IMF	5 月 29 日	**IMF 预计中国 2013 年经济增速为 7.75%，下半年有望出现温和加速**，通胀率将在 3%左右，对外经常性账户盈余与去年持平，占 GDP 的 2.5%。IMF 此前曾预计中国 2013 年 GDP 增速为 8%。
世界银行	4 月 15 日	世界银行下调 2013 中国经济增速预期至 8.3%，原预期为 8.4%，下调 2013 年东亚发展中国家经济增速预期至 7.8%，原预期是 7.9%。
OECD	5 月 29 日	经合组织将**中国 2013 年 GDP 增速大幅调降至 7.8%**，而此前 3 月份预期为 8.5%。经合组织称内需疲软和全球经济不确定性为调降中国经济增速主因，不过经合组织预计，随着信贷规模扩张和政府刺激政策出台，2014 年中国经济增速将达到 8.4%。

瑞银	5 月 22 日	**将 2013 年中国 GDP 增速预测从 8%下调至 7.7%**。瑞银称，自 2013 年初以来经济活动相对疲软：近几个季度工资增速的放缓以及政府的反腐运动拖累了消费，出口增长势头也在过去两个月出口里有所减弱，最重要的是，年初至今信贷的强劲扩张并没有如预期的那样带动投资活动增长。
摩根大通	5 月 14 日	中国 2013 年经济增长速度预期将从此前的 7.8%下调至 7.6%。制造业投资持续放缓，工业增加值的回升势头也弱于预期，且有迹象显示需求不振且制造业疲软态势正在向服务业蔓延。
美银美林	5 月 14 日	将中国今年增速预期从 8%下调至 7.6%，原因是“中国 3 月份以及一季度的数据不佳。”该机构还将中国 2014 年经济增速从 7.7%调降至 7.6%。
标普	5 月 14 日	下调中国 2013 年经济增速预期至 7.9%。
渣打集团	5 月 14 日	将 2013 年中国经济增速预期从此前的 8.3%下调至 7.7%。
荷兰国际	5 月 14 日	将 2013 年中国经济增速预期从之前的 9%下调至 7.8%
汇丰	5 月 14 日	将 2013 年中国经济增速预期从 8.6%调至 8.2%。

此外，从国家统计局发布的宏观经济景气指数来看，当前中国经济仍处于偏冷区间，经济回暖尚待时日。

图 2-1-2：宏观经济景气指数



2、“三驾马车”中除出口温和回升外，消费需求回升速度相对缓慢，投资对经济增长贡献大幅降低，并成为总需求持续下滑的主要因素

从三大需求对经济增长的贡献来看，一季度资本形成对 GDP 的贡献由 2012 年的 50.4%迅速下降至 30.3%的水平，成为拖累经济增长的主要因素；消费受中央“八项规定”影响，回升速度相对缓慢，但仍是一季度拉动经济增长的主要力量，贡献率达到 55.5%；出口的温和回升一定程度上弥补了投资大幅下滑的影响，对 GDP 增长的贡献率升至 14.2%。

表 2-1-2：“三驾马车”对 GDP 贡献情况

	2008	2009	2010	2011	2012	2013
	Q1~4	Q1~4	Q1~4	Q1~4	Q1~4	Q1
最终消费支出贡献率(%)	44.1	49.8	43.1	55.5	51.80	55.5
最终消费支出拉动(百分点)	4.2	4.6	4.5	5.2	4.1	4.3

资本形成总额贡献率(%)	46.9	87.6	52.9	48.8	50.4	30.3
资本形成总额拉动(百分点)	4.5	8.1	5.5	4.5	3.9	2.3
净出口贡献率(%)	9	-37.4	4	-4.3	-2.2	14.2
净出口拉动(百分点)	0.9	-3.5	0.4	-0.4	-0.2	1.1
GDP 实际增速	9.6	9.1	10.4	9.3	7.8	7.7

（1）在制造业投资低位运行和“换届效应”启动较慢的拖累下，固定资产投资增速缓慢

2013 年 1~5 月份全国固定资产投资（不含农户）131,211 亿元，同比名义增长 20.4%，增速比 1~4 月份回落 0.2 个百分点。其中，制造业投资增长 17.8%，增速较 1~4 月下滑 0.6 个百分点，制造业产能过剩将对制造业的投资增长带来长期不利影响。房地产投资方面，全国房地产开发投资 26,798 亿元，同比名义增长 20.6%，增速比 1~4 月份回落 0.5 个百分点。随着房地产商前期资金链的改善，预计房地产投资增长将相对乐观。

图 2-1-3：固定资产投资增速情况

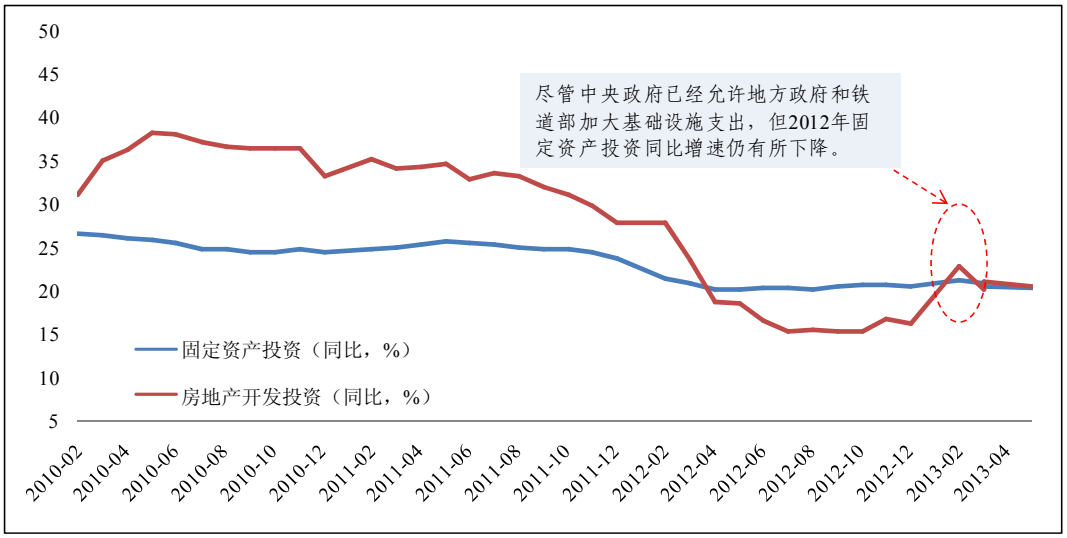
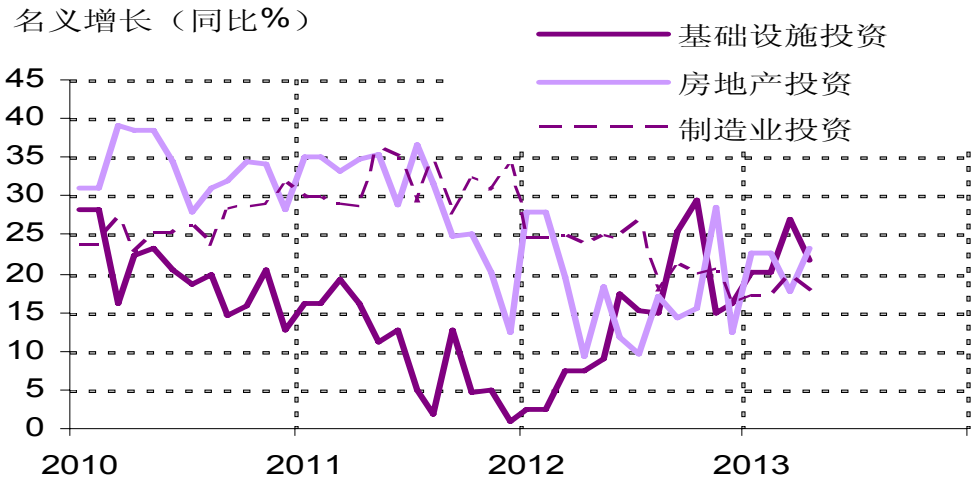
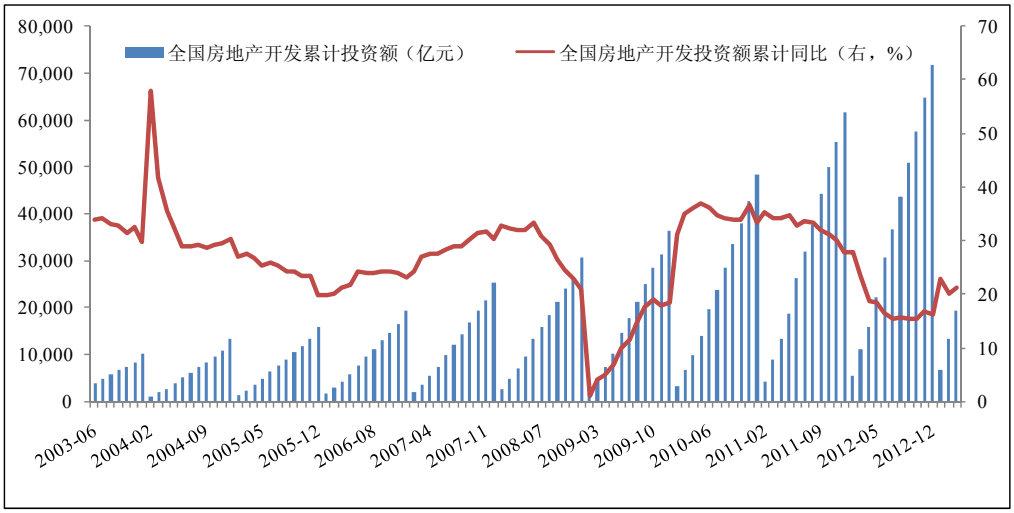


图 2-1-4：制造业投资持续低迷



今年以来，与制造业及上游采掘业投资疲软不同，国内房地产和基础建设投资表现较为强劲。数据显示，2013 年 1~5 月，全国房地产开发投资 26,798 亿元，同比名义增长 20.6%，增速比 1~4 月份回落 0.5 个百分点。其中，住宅投资 18,363 亿元，增长 21.6%，增速提高 0.3 个百分点，占房地产开发投资的比重为 68.5%。

图 2-1-5：房地产投资

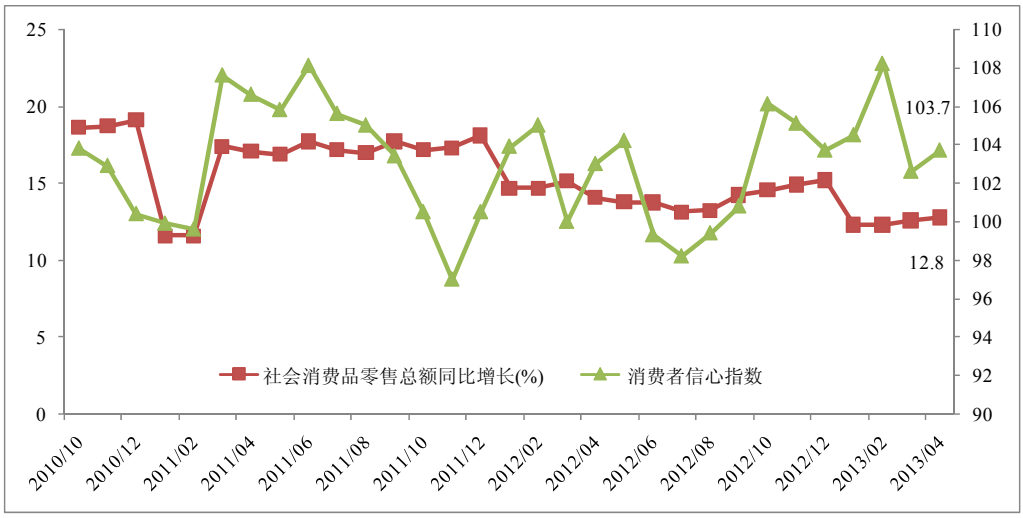


（2）受中央“八项规定”影响，餐饮和烟酒类消费下滑显著，导致社会消费品零售增速改善幅度较小

5 月国内社会消费品零售总额社会消费品零售总额 18,886 亿元，同比名义增长 12.9%（扣除价格因素实际增长 12.1%），增幅较 4 月份小幅回升 0.1 个百分点，消费形势尚难言好转。5 月份餐饮收入 2,023 亿元，同比增长 9.2%，而限额以上餐饮企业收入同比降至-1.8%，由于餐饮消费占社会消费品零售总额的 11%左右，

因此餐饮消费的大幅下降对商品零售总额影响较大。

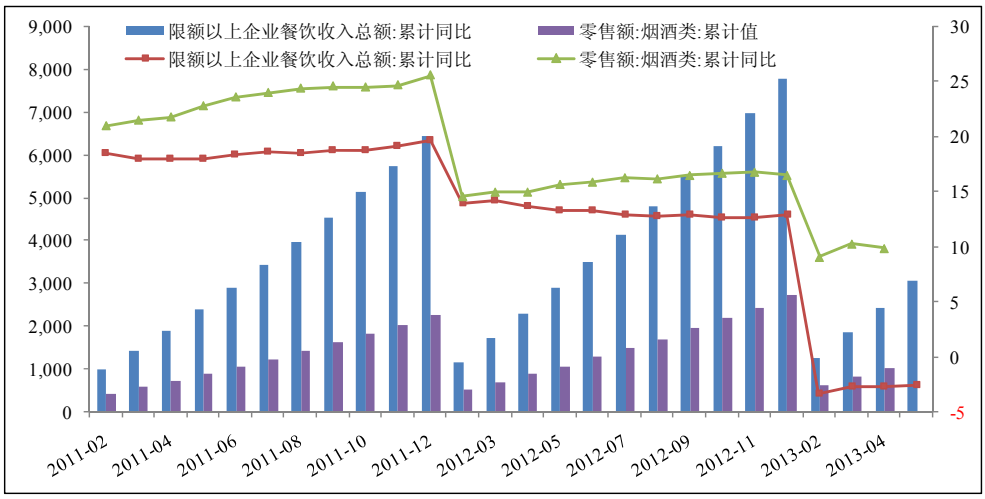
图 2-1-6：消费参数



数据来源：国家统计局

主要商品类别中，结束了前段时间黄金抢购风潮，5 月份金银珠宝类零售额同比增幅较 4 月有所回落，至 38.4%；同期金银珠宝类零售额占全部销售品零售额的比例为 1.60%。4 月中旬由于国际金价暴跌，极大地刺激了国内的黄金购买需求。但随着金价短暂反弹后再次回落，5 月份黄金消费显著降温，但因其占比较低，整体消费增速将依然维持低速平稳。

图 2-1-7：餐饮和烟酒类消费下滑明显

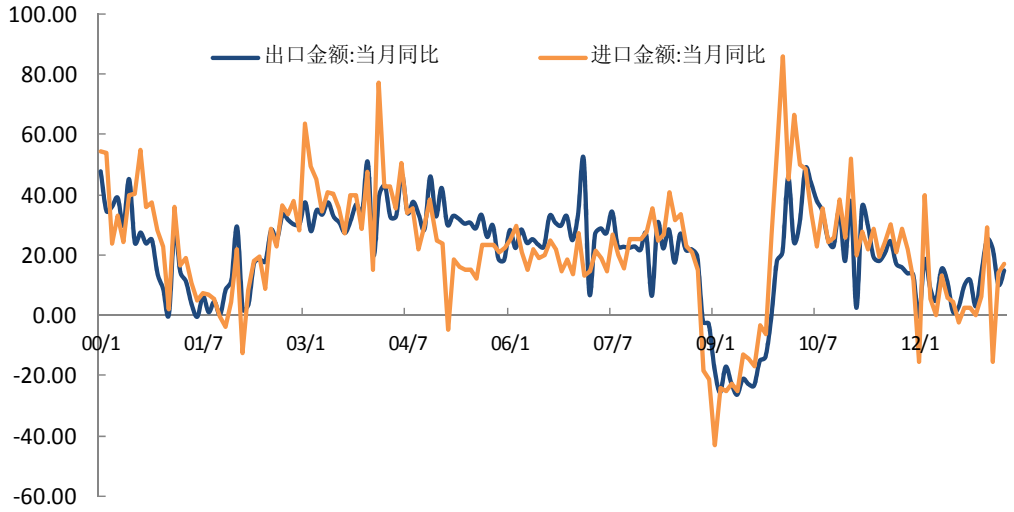


（3）外贸出口回升势头一定程度上得益于世界经济的温和复苏，但出口增速虚高存在一定水分。

2013 年以来，美国经济复苏步伐加快，欧洲经济稳定性有所增强，日本、印度、巴西等国家经济出现改善的迹象，国际市场需求总体略有好转，中国外贸出口一定程度上也因此有所回升。据海关统计，1~5 月，我国进出口总值 10.51

万亿元人民币（折合 16,762.5 亿美元），扣除汇率因素同比（下同）增长 10.9%。其中出口 5.51 万亿元人民币（折合 8,785.6 亿美元），增长 13.5%；进口 5 万亿元人民币（折合 7,976.9 亿美元），增长 8.2%；贸易顺差 5,079.4 亿元人民币（折合 808.7 亿美元）。尽管从数据来看，进出口增速强劲，但市场对于数据的真实性却有所质疑，主要是关于出口商在销售账单上虚增发票金额，以此逃避外汇管制。进口数据的增长则主要是因为前期低基数的影响。

图 2-1-8：对外贸易延续了去年底以来的企稳回升态势

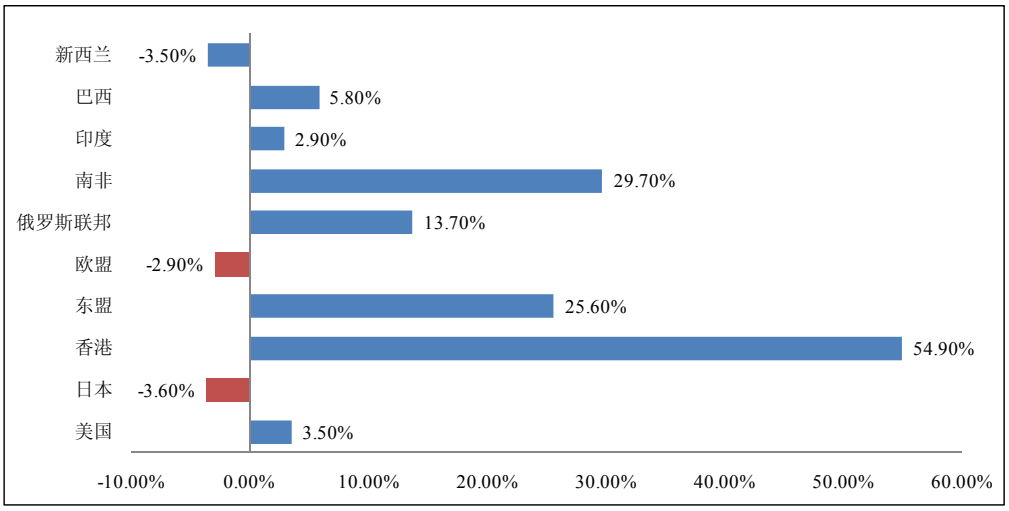


在与主要贸易伙伴双边贸易中，我对欧盟、日本贸易下降，对美国、东盟贸易增长。据海关统计，前 5 个月，中欧双边贸易总值 2,144.4 亿美元，下降 2.8%；中美双边贸易总值为 2,029.1 亿美元，增长 6.9%；中日双边贸易总值为 1,227 亿美元，下降 8.9%。同期，内地与香港双边贸易总值为 1,799.1 亿美元，增长 52%；与东盟双边贸易总值为 1,764.2 亿美元，增长 14.8%。

从出口形势来看，1~5 月我国对日本出口同比下降 3.6%，降幅较前 4 个月继续扩大。究其原因，一方面受安倍经济学影响，日元大幅贬值，部分削弱了我国部分产品在日本市场的竞争力；另一方面，从 2012 年下半年开始，我国加工贸易从日本进口的原材料大幅度下降，也影响了今年我国加工贸易对日本的出口。与此同时，受累于整个地区经济疲软影响，中国对欧盟的出口同比下降 2.9%，其中对德国出口降幅达 8.5%。与之相对应的，1~5 月中国内地对香港出口增速达 54.9%。一季度内地和香港双边贸易总值达到 1,098.8 亿美元，大幅增长了 71.2%，占内地外贸总值的 11.3%，同期海关特殊监管区的货物贸易量达到 1,146 亿美元，增长了 1.3 倍。然而，从过往数据监测来看，内地和香港双边货物贸易

并无如此规模的进出量，不排除近期出口增速存在虚高成分。

图 2-1-9：欧洲及日本拖累整个出口复苏

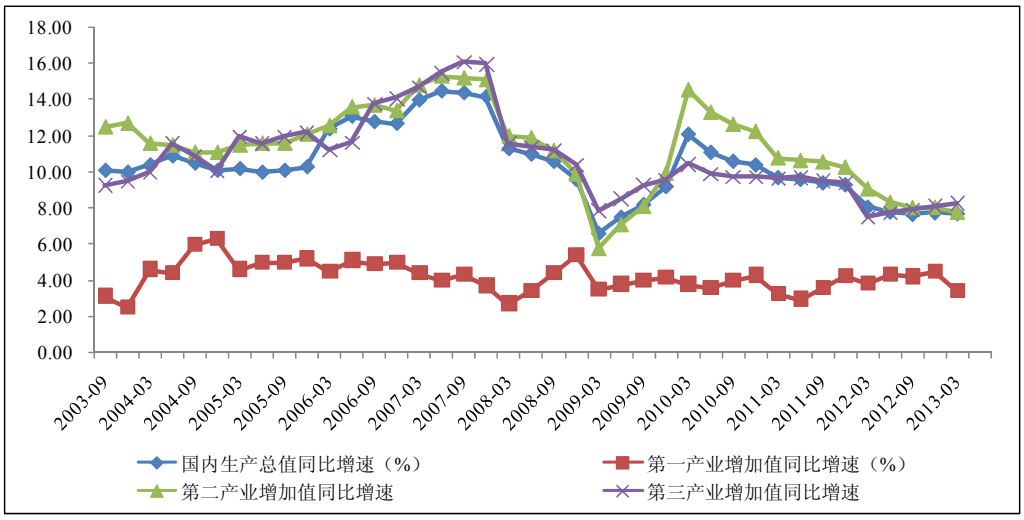


数据来源：中国海关

3、在第二产业和第三产业下滑的主导下，全社会总供给增速出现明显放缓，其中中小企业生产持续疲软显得尤为突出

从三次产业运行情况来看，1 季度中国第一产业增加值 7,427 亿元，同比增长 3.4%；第二产业增加值 54,569 亿元，增长 7.8%，第三产业增加值 56,859 亿元，增长 8.3%。工业增速偏弱格局是导致经济增速低于预期的主要原因。1~5 月我国规模以上工业增加值同比增速只有 9.4%，比上年同期回落 1.3 个百分点。其中 5 月份规模以上工业增加值同比实际增长 9.2%，较 4 月份回落 0.1 个百分点。

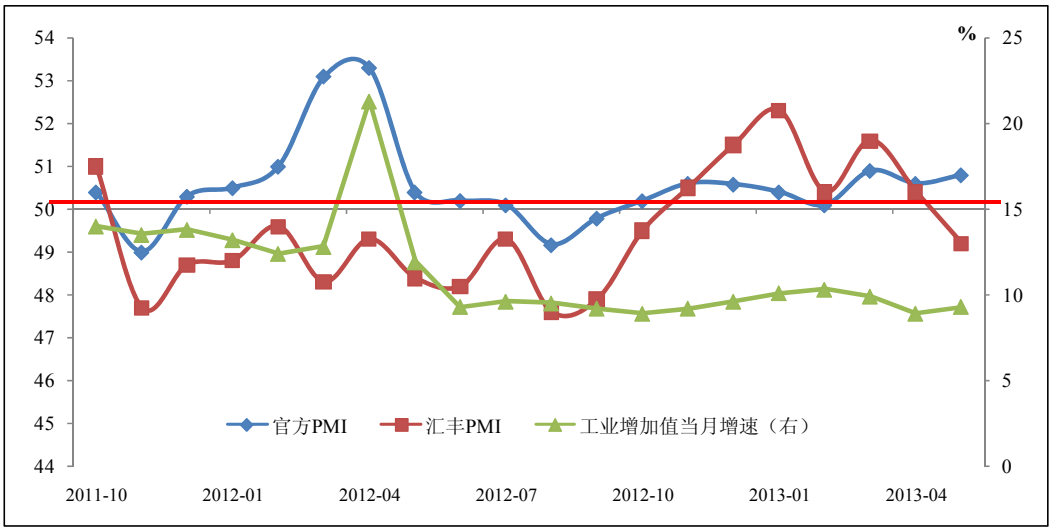
图 2-1-10：三次产业运行情况



5 月份汇丰制造业采购经理人指数（PMI）为 49.2，较 4 月份回落 1.2，创 7 个月来新低，年内首次跌破枯荣线，跌入收缩区间，预计制造业乃至工业的减

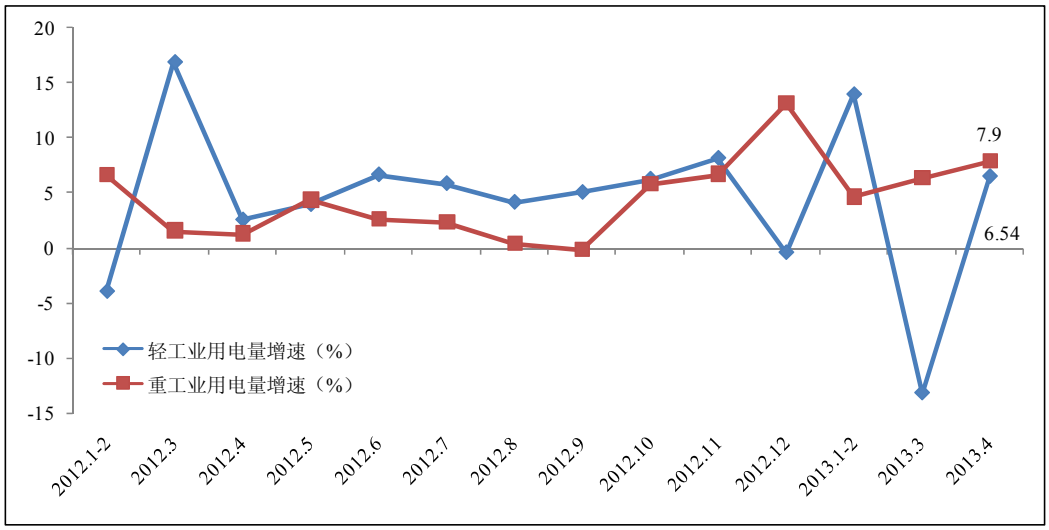
速调整将需要更长的时间，这可能导致二季度经济反弹力度减弱。

图 2-1-11：汇丰 PMI 指数重回“荣枯线”以下



此外，从一季度来看，全国工业用电量 8,538 亿千瓦时，同比增长 3.7%，增速比上年同期回落 0.9%，显示工业依旧低迷，但从 4 月份数据来看，4 月份工业用电量增速反弹明显，同比增长 7.7%，比上月增长 4.5 个百分点，工业用电数据反弹过猛，并与 PMI 指数背离，进一步表明当前经济处于结构调整期，经济复苏的基础并不牢固。

图 2-1-12：工业用电量 4 月份反弹过猛显示经济复苏基础并不牢固



4、在总供给和总需求下滑的作用下，消费领域通胀压力减轻，生产领域通缩压力较大。

2013 年 5 月国内 CPI 同比上涨 2.1%，同比涨幅比 4 月份回落 0.3 个百分点，比去年全年回落 0.5 个百分点；同期，PPI 连续第 15 个月负增长，同比下降 2.9%，环比下降 0.6%。工业生产值购进价格同比下降 3.0。从反映总供给和总需求状况

的核心 CPI 来看，5 月份核心 CPI 为 1.8%。整体来看，消费价格回升、工业品出厂价格降低，显示出消费仍然不旺、制造业生产动力不足。

图 2-1-13:核心 CPI 显示总供给仍然疲软

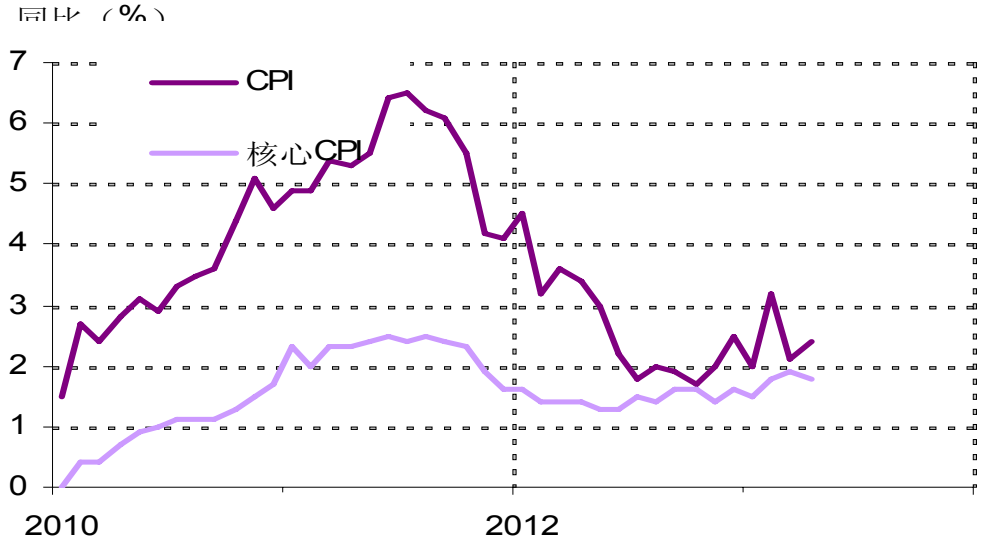


图 2-1-14:蔬菜价格是 CPI 上升的主要因素

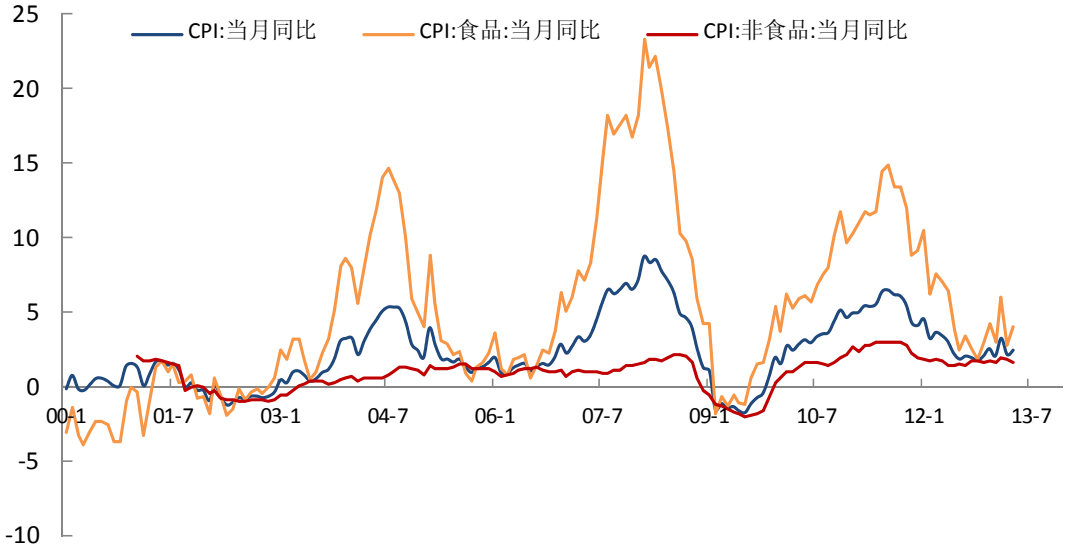
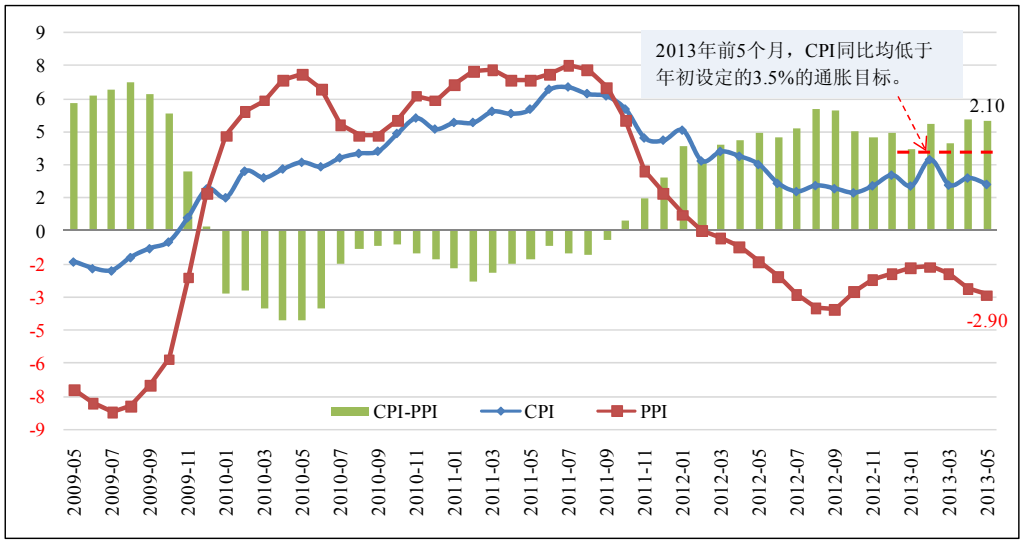


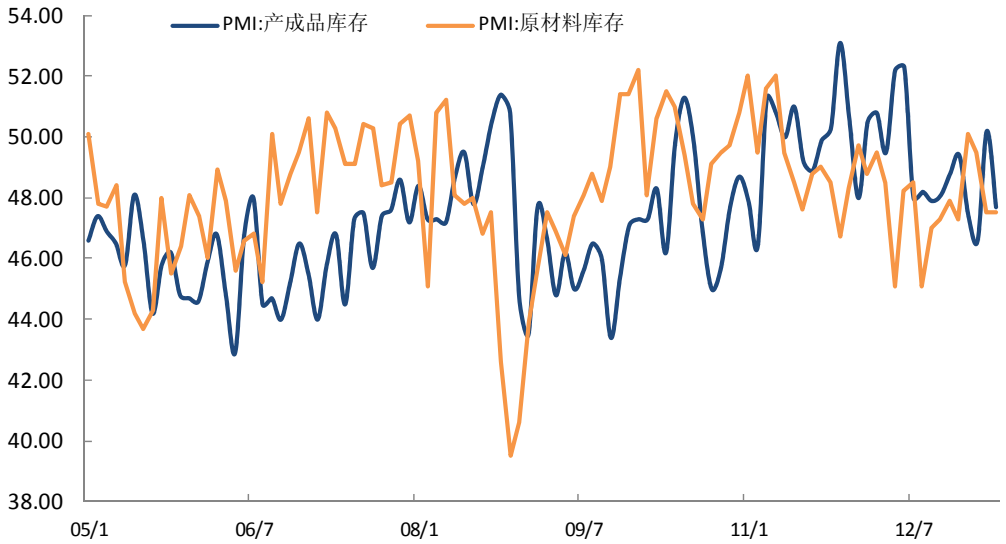
图 2-1-15：CPI 和 PPI 显示制造业生产动力不足



5 月份 CPI 同比涨幅较 4 月份回落 0.3 个百分点，主要是由蔬菜价格因季节性因素下降所致：在 5 月份 CPI 同比 2.1%的涨幅中，翘尾因素比 4 月份增加了 0.3 个百分点，新涨价因素比 4 月份减少了 0.6 个百分点。其中，食品价格环比下降 1.6%，是 CPI 环比下降的主要原因，非食品价格环比下降 0.1%。

5 月份 PPI 环比下跌 0.6%，跌幅为 2001~2013 年同期最大，或与企业去库存行为有关。在 5 月份 PPI 降幅中，去年价格变动的翘尾因素约为-2.1 个百分点，新涨价因素约为-0.8 个百分点。从生产资料分项数据来看，加工工业、原材料工业、采掘工业的跌幅依次扩大，再结合 5 月 PMI 分项数据，产成品库存明显下降，原材料库存连续 3 个月位于临界点以下，购进价格指数大幅下滑，反映经济复苏动能较弱的情况下，而前期企业累积库存较高，致使目前企业正在去库存。不过从商务部生产资料分项数据来看，5 月份建材价格周环比持续上升，建材产品因不宜储存的特性使其价格变动可以同步反映建筑业活动在 5 月份回升，表征下游需求正在回升。

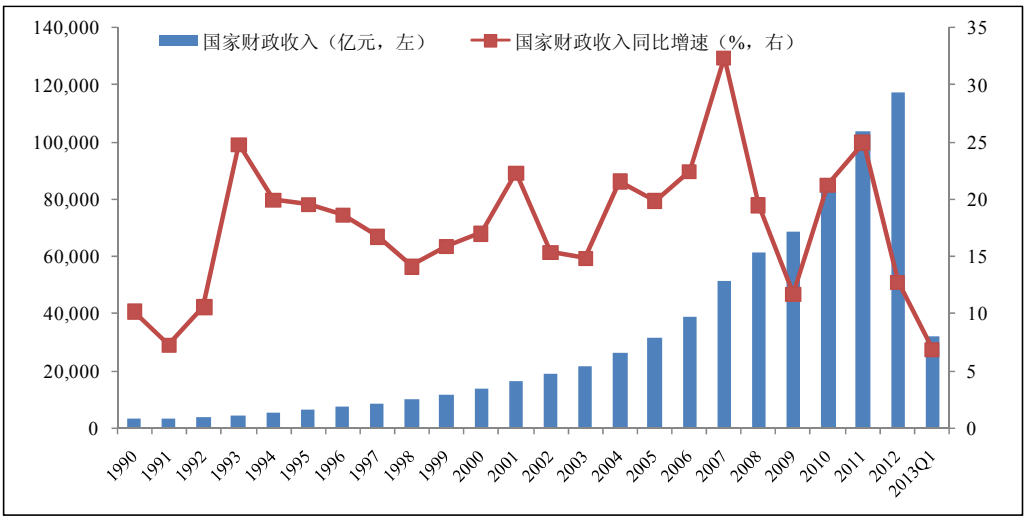
图 2-1-16：企业去库存周期拉长



5、在关税、增值税和消费税增速下滑的影响下，税收收入和财政收入增幅下滑明显

1~5 月全国公共财政收入累计 56,214 亿元，增长 6.6%，比去年同期回落 6.1 个百分点。其中,中央财政收入 27,134 亿元，同比增加 0.1%；地方财政收入 29,080 亿元，同比增长 13.4%。主要税收中，隶属中央的进口环节税收、消费税以及中央占比例较大的增值税或下降较多或增长乏力，直接导致了中央财政收入增幅下滑。而房地产相关税收的增长在一定程度上保障了地方财政收入增长。

图 2-1-17：全国财政收入增速大幅放缓

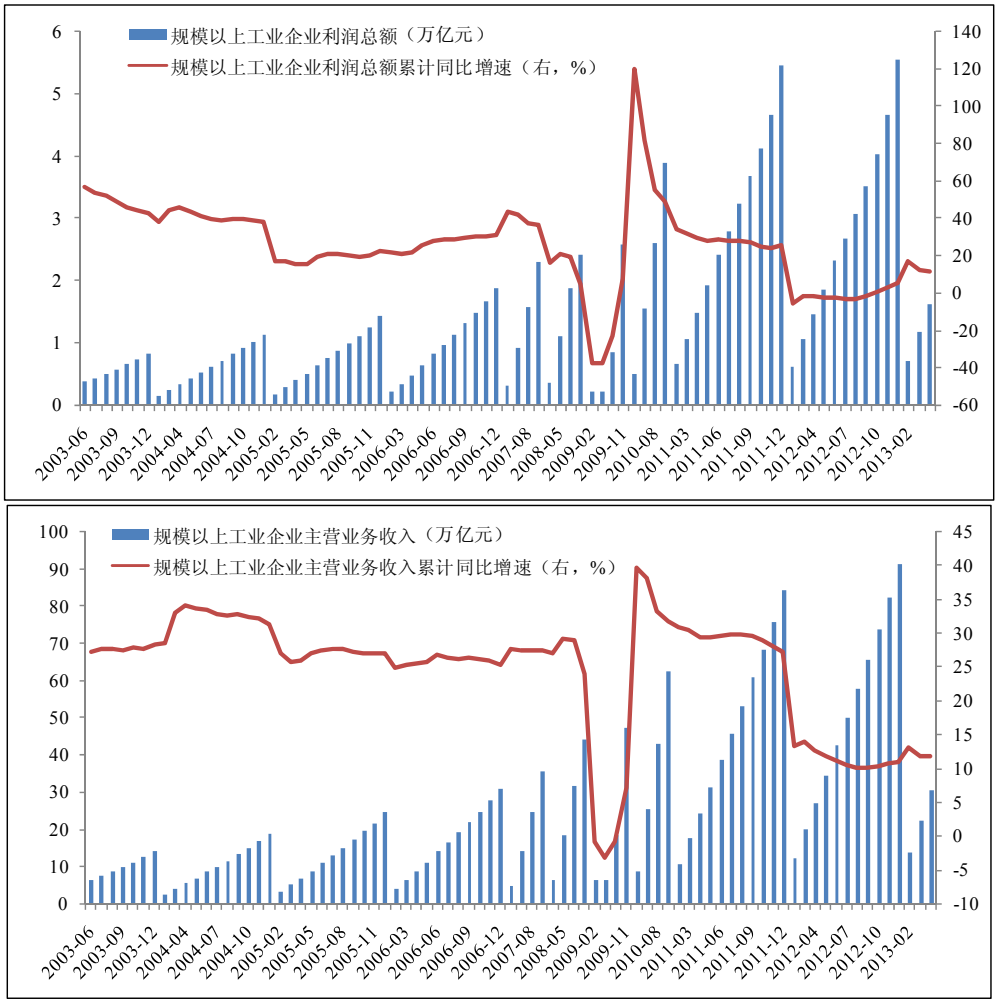


6、工业企业收入和利润增速均出现小幅回落，企业绩效进一步下滑

1~4 月份全国规模以上工业企业实现利润 16,106.9 亿元，比去年同期增长 11.4%，增速比 1~3 月份回落 0.7 个百分点。4 月当月实现利润 4,366.8 亿元，比

去年同期增长 9.3%。增速比 3 月份提高 4 个百分点，比 1~3 月份回落 2.8 个百分点。规模以上工业企业实现主营业务收入 304,177.6 亿元，比去年同期增长 11.9%。每百元主营业务收入中的成本为 85.24 元，主营业务收入利润率为 5.3%。从累计的口径来看，1~4 月的工业企业收入和利润增速则出现小幅回落。企业绩效进一步下滑。

图 2-1-18：1~4 月工业企业收入及利润情况



二、结构扭曲加剧，经济运行中呈现八大矛盾和数据冲突

1、经济增速放缓的同时，社会流动性不论是存量还是增量都大幅增加，货币供应量增速与经济增速和 CPI 间的缺口日益扩大，实体经济和虚拟经济脱节趋势明显

与经济增速放缓明显不同，2013 年 1~5 中国货币供应量增长加快。数据显示，截至 5 月末，M2 余额同比增长 15.8%，分别较去年末和去年同期高出 2 个和 2.6 个百分点，并超出 13%的全年增长目标 2.8 个百分点；同期，M1 余额同

比增长 11.3%，分别较去年年末和去年同期高 4.8 个和 7.8 个百分点。在基础货币增长放缓的情况下，货币供应量增速加快主要受货币乘数扩大的推动。M2 乘数由去年末的 3.86 扩大至 3 月末的 4.08，这也说明了当前货币供应量快速增长并非来自于政策放松，而是来自于银行积极房贷、企业与居民资金需求旺盛的内生力量驱动。

我们预计 2013 年我国 M2/GDP 的比值将达到 200%，货币供应量 M2 不论是存量还是增量与 GDP 脱节趋势不断加剧。

图 2-2-1：2013 年 1~5 月货币供应量增长加快

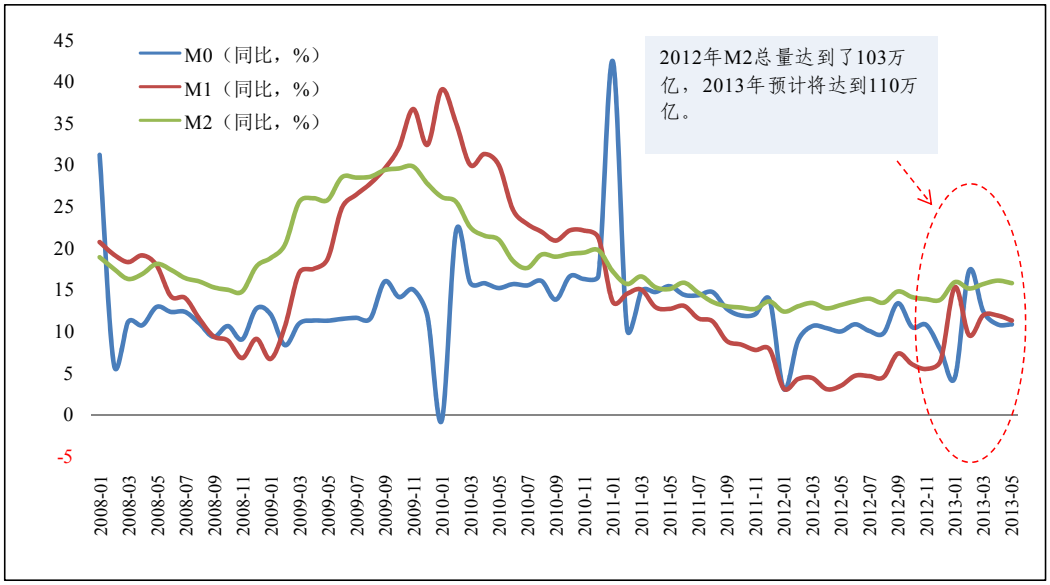
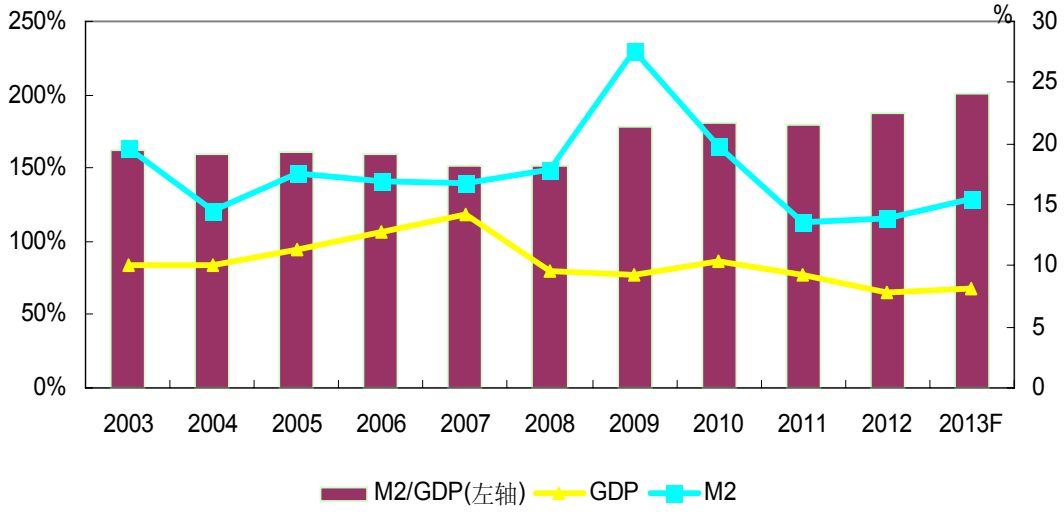


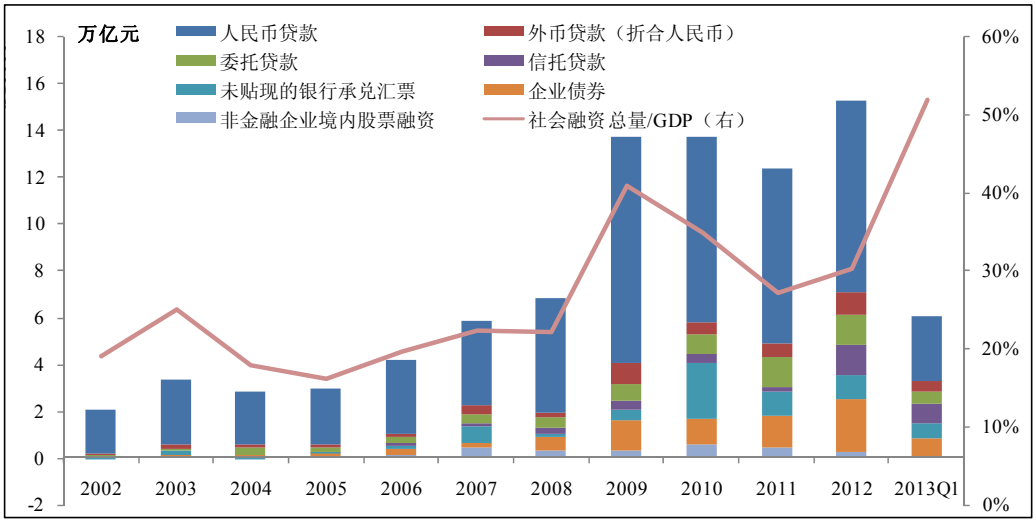
图 2-2-2：M2 增速远高于 GDP 增速、M2/GDP 年底将突破 200%



固定资产投资资金来源与银行贷款、发债和股票等外部融资密不可分，除去投资主体的自由资金、利用外资和财政资金，其他资金缺口依靠金融机构与金

融市场进行外部融资来弥补。2003~2012 年社会融资规模增幅与外部融资性城镇固定资产投资到位资金（全部到位资金扣除国家预算内资金、利用外资、自由资金以外的部分）增幅相关系数为 0.83，两者高度正相关。今年 1~4 月社会融资规模大幅放量，当期社会融资规模为 7.91 亿元，较上年同期增加 3.06 亿元，社会流动性较为宽松。

图 2-2-3：社会融资规模及组成情况

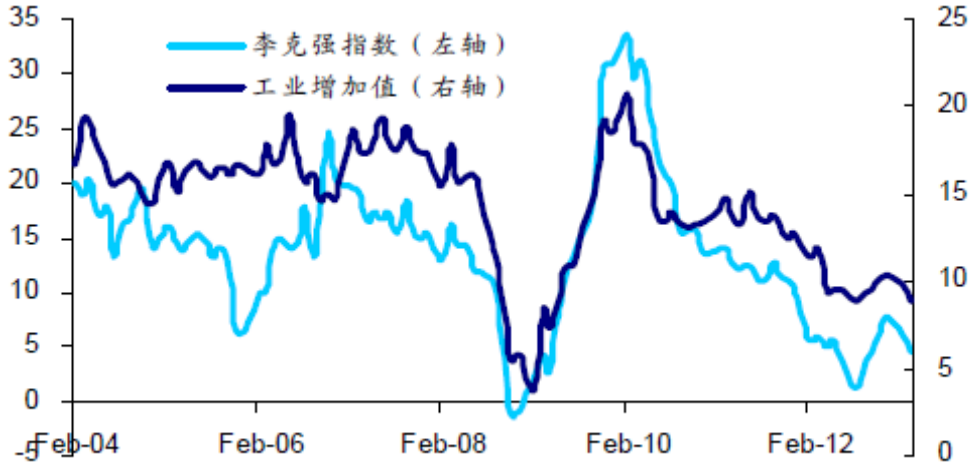


大幅增加的社会融资总量为何没有进入实体经济中去，我们认为主要是由于社会融资总量存在重复计算的因素。事实上，由于我国没有利率市场化使得市场中存在监管套利的机会。在我国当前的信贷和融资体系下，国有企业较民营企业在融资上具有先天优势，其表现一是更容易获得资金，二是获得的资金成本很低。那么在这种情况下，具有低融资成本优势的国有企业可能会通过委托贷款等方式进行套利，这其中导致资金的重复计算，进而导致社会融资总量虚增。

企业的监管套利行为从本质上部分反映了当前我国要素资源存在结构性错配的缺陷。

此外，李克强指数也显示当前货币空转现象有所加强：从克强指数的具体分项看，中长贷上升，但工业用电和铁路货运指数均有所下降，这表明货币信贷对实体经济的渗透较弱。这其中的原因可能是：地方政府和工业企业负债过高、导致大量融资用于支付利息，并没有用于投资再生产。

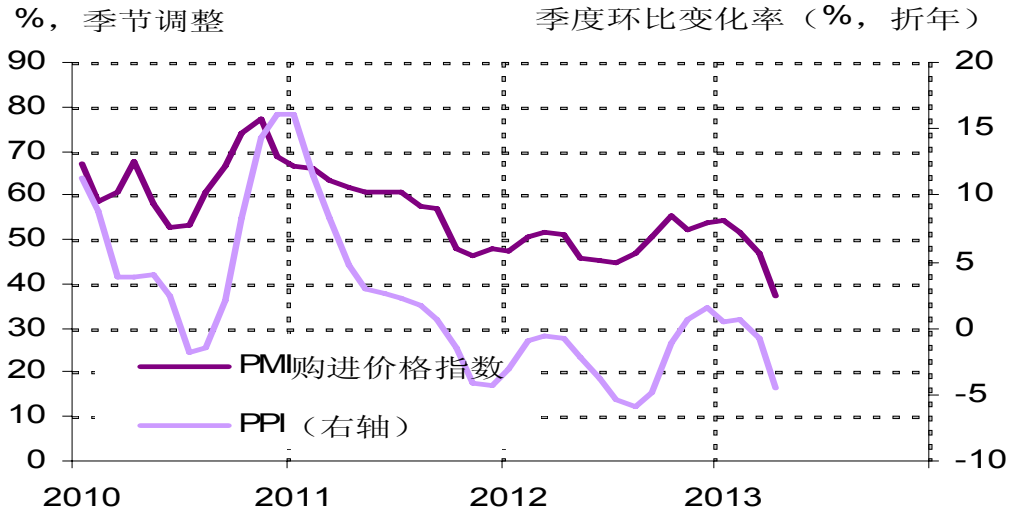
图 2-2-4：克强指数与工业增加值一致性较高



2、CPI 和 PPI 之间缺口逐步拉大，深刻反映了实体经济疲软，行业产能过剩问题不断凸显

5 月份，CPI 和 PPI 之间的缺口为 5 个百分点，几乎是 2003 年以来的最高水平。PPI 作为工业出厂价格，其反映了企业的投资需求，PPI 长期低迷表明企业对经济信心不足。此外，PPI 低于 CPI 的时间长度也超越其他时期，这在某个程度说明此次产能过剩调整周期将相对漫长。

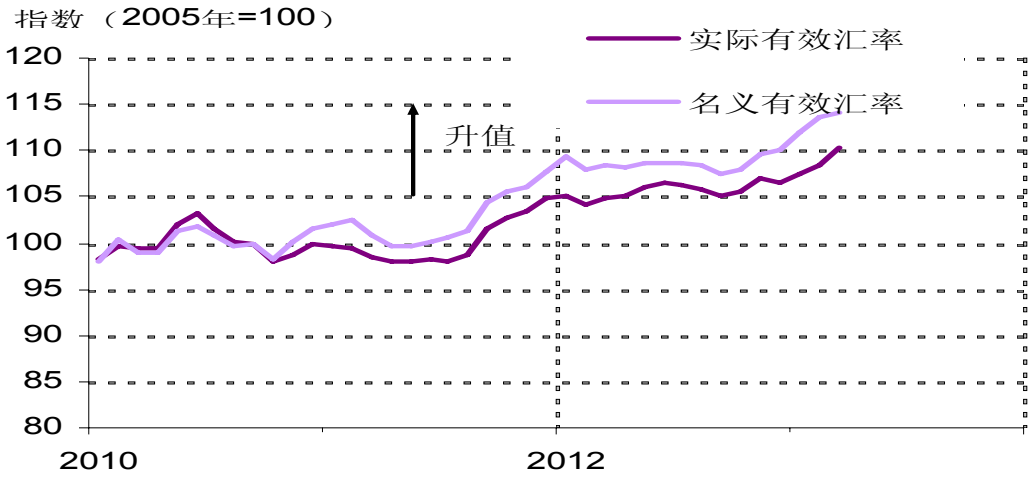
图 2-2-5：数据显示企业投资需求严重不足



3、人民币升值与经济复苏乏力背道而驰

进入 4 月以来，人民币对美元汇率中间价逼近 6.1，创 2005 年汇改以来的新高。一般而言，人民币的升值会伴随着经济的较快增长和出口形势的好转，但当前在中国经济增速放缓的背景下，人民币不断升值，这其中与境外热钱进入国内套取利差和汇差有关，给国内经济调控增添了不利因素。

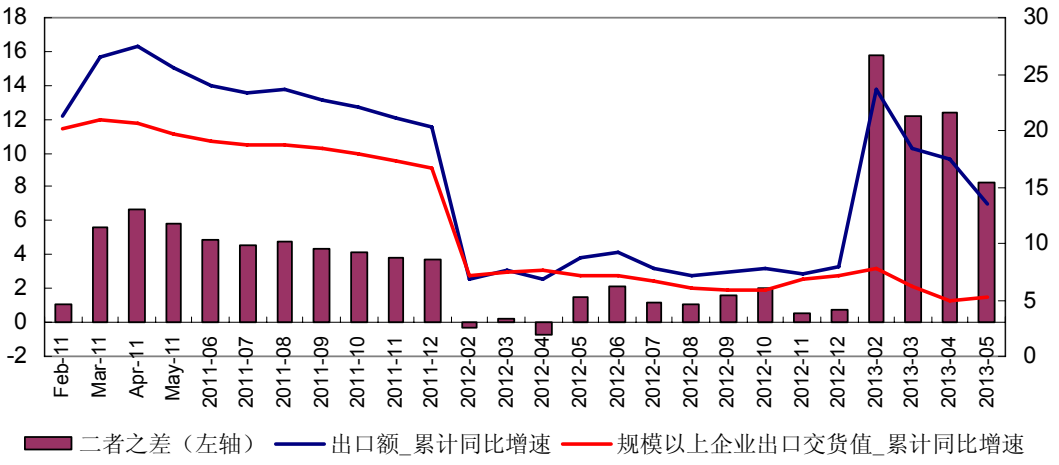
图 2-2-6：人民币不断升值



4、出口增速数据反弹过快，但事实上外贸疲软，规模以上工业企业出口交货值增速较慢，出口增速远高于出口交货值增速，出口增速与出口交货值增速缺口不断扩大

1~5 月，我国出口累计同比增速高达 13.5%，而同期规模以上工业企业出口交货值同比增速仅为 5.2%，且从历史数据比较发现，2013 年以来，我国出口增速与出口交货值增速之间的缺口不断加大，1~5 月该缺口为 8.3%，这在一定程度上也反映了近期我国出口存在虚增的情况。

图 2-2-7：出口增速与出口交货值增速之间的缺口拉大（单位：%）



5、在工业部门绩效下滑的同时，旧产能还没有淘汰，新产能却大幅度增长，不少行业利润大幅度下滑，但产能却不断增加，产能过剩矛盾激化

在工业部门绩效下滑的同时，部分产能过剩行业如钢铁、电解铝、水泥等行业新增产能仍高于淘汰产能，部分行业如焦炭、电解铝、铜冶炼和水泥的新增产能和淘汰落后产能之比分别为 3.8、4.2、3.4 和 2.3，产能过剩矛盾进一步激化，

“去产能”变得更加空洞。

表 2-2-1：部分产能过剩行业新增产能和淘汰产能比例

行业	单位	11-12 年淘汰产能	10-11 年新增产能	新增产能/淘汰落后产能	所属行业
炼铁	万吨	3,653	5,410	1.5	黑色金属冶炼
炼钢	万吨	3,407	3,836	1.1	黑色金属冶炼
焦炭	万吨	3,940	14,808	3.8	黑色金属冶炼
铁合金	万吨	475	322	0.69	黑色金属冶炼
电石	万吨	250	574	2.3	
电解铝	万吨	87	366	4.2	有色金属冶炼
铜冶炼	万吨	99	337	3.4	有色金属冶炼
铅冶炼	万吨	174	178	1.0	有色金属冶炼
锌冶炼	万吨	66	211	3.2	有色金属冶炼
水泥	万吨	35,255	80,558	2.3	非金属矿物制造
造纸	万吨	1,801			造纸及纸质品业
平板玻璃	万重量箱	7,300	26,761	3.7	非金属矿物制造
化纤	万吨	57	696	12.2	化学纤维制造

6、官方 PMI 和汇丰 PMI 再次冲突，相比大中型企业，中小企业的经营环境更为困难

5 月份，中国物流与采购联合会和汇丰银行公布的中国制造业采购经理指数（PMI）分别为 50.8%（较上个月上升 0.2 个百分点）、49.2（低于上月的 50.4），两个数据再次冲突，而对于采集样本偏重于中小企业的汇丰 PMI 指数低于 50 的枯荣线表明，相对于大中型企业，中小企业的经营环境更为困难，这也说明了在经济调整期，中小企业的抗风险能力较差。

7、地方政府投资规划大幅度上扬，但实际投资却逐步乏力，“雷声大、雨点小”超出预期

中国新政治经济周期的全面开启，使各级政府的增长意愿和投资冲动依然很大，从各省市在政府工作报告的增长目标来看，70%的省市的增长目标依然超过了 10%。但从实际数据来看，1~5 月份，中央项目投资 6,110 亿元，同比增长 7.1%，增速比 1~4 月份回落 1.4 个百分点；地方项目投资 125,101 亿元，增长 21.1%，增速回落 0.2 个百分点。地方政府实际投资规模与规划投资额相比还有较大差距，“雷声大、雨点小”反映了地方政府深层次的财务约束和财政困局。

8、我国就业市场结构性矛盾凸显，民工荒不断扩大，但以高校毕业生为代表的高端劳动力就业问题日趋严峻

目前，我国民工荒不断扩大，但以高校毕业生为代表的高端劳动力就业问题日趋严峻，就业市场结构性矛盾凸显。根据 2013 年 6 月发布的《2013 年中国

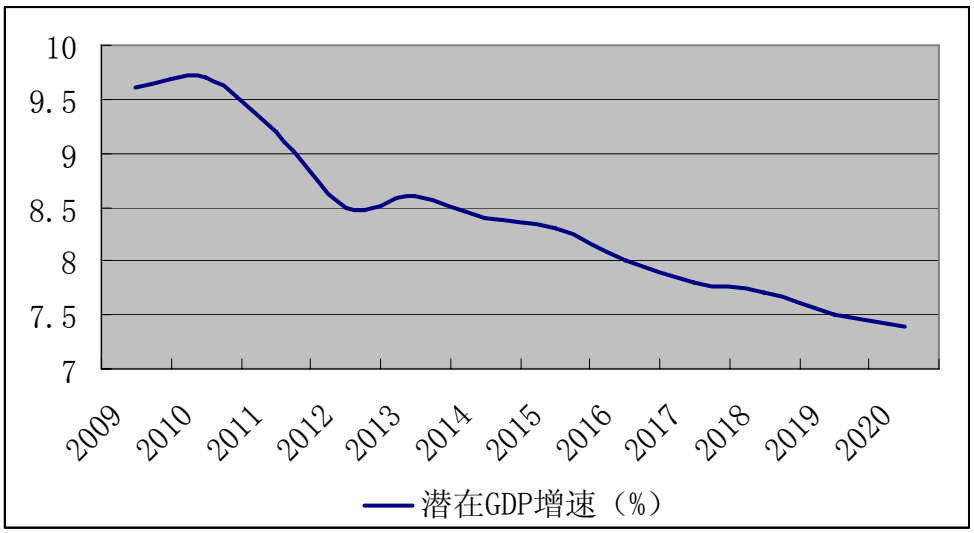
大学生就业报告》显示，2013 届高校毕业生总体签约进程与上届相比明显下滑，本科毕业生签约率仅为 35%，低于去年同期 12 个百分点；硕士毕业生签约率为 26%，低于上届同期 11 个百分点；高职高专毕业生为 32%，低于上届同期 13 个百分点。

仔细分析可以发现，以上八个经济特征表明当前中国宏观经济中的不确定性和风险不断累积加大，我国经济深层次结构性矛盾和资源配置扭曲不断加剧，传统的以投资拉动的经济增长模式已是强弩之末，不可持续；同时也说明我国经济内生性下滑力量不断加强，而这种内生性的下滑需要政策性的因素来打破其自我实现的正反馈。简而言之，当前中国经济需要通过体制性的改革来突破现有的增长约束，并逐步化解不断凸显的经济风险，需要说明的是，这种改革不同于以前简单的增量改革，而是真正具有“帕累托改进”的改革。

三、复苏乏力背景下风险累积，但目前仍在可控区间

中长期来看，根据我们之前的报告研究，中国正由于人口红利的递减、全球化红利的消失、制度红利的逆转以及 TFP 的下降等多重因素，潜在增长速度在处于快速回落的区间。2011~2016 年中国将告别“高速增长时期”而步入“次高速增长时期”，潜在 GDP 增速将处于 8%-8.7%的区间。这种变化与国际比较研究的结论也是一致的。潜在 GDP 间断性回落或拐点性下降的核心原因主要在于：一是部门间闲置资源转移开始大幅度减少；二是由于创新下降和结构性问题严重导致 TFP 下降。而这两个条件与目前中国的现状比较吻合[2]。

图 2-3-1：未来中国潜在 GDP 增速的估算



[2] 参见中国人民大学经济研究所的“中国宏观经济报告 2009 年第 3 季度”和中国经济改革与发展研究院的“中国潜在 GDP 增速测算、预测与政策定位”(2011)。

而在中国宏观经济持续放缓回落的背景下，多种风险由于“水落石出”而集中上扬和显化，并成为当前市场关注的热点，总的来看，当前宏观经济中主要存在五大风险：随着地方投资规模的持续扩大，地方投融资平台风险不断凸显；影子银行和监管套利风险也逐步显现；房地产市场的回暖再次成为威胁金融体系稳定的潜在冲击来源；深层次的产业结构问题和资源配置扭曲加剧带来的产能过剩风险也将在短期“稳增长”政策的作用下进一步恶化；流动性泛滥带来的潜在风险。可以预见，以上五大潜在风险交织捆绑在一起，成为当前宏观经济的主要风险来源，通过我们的研究发现以上五大风险并不如外界认为的那么严重，五大风险均存在一定高估，但这并不代表化解风险的紧迫性不足。事实上，五大风险是当前宏观经济深层次内生性矛盾和资源结构性错配加剧的集中体现，从某种意义上说，五大风险也是当前我国经济复苏乏力的根源所在！

1、从地方政府负债结构和地方政府资产负债表来看，地方政府融资平台债务风险总体可控，偿债能力仍在可控范围内，尤其是地方政府经营性资产可为其偿债提供一定的保障。此外，投融资平台风险的根本性问题在于其债务的不透明，未来随着地方政府成为真正的负债法律主体，投融资平台的风险问题将会得到有效化解。

自 2010 年审计署公布地方政府负债规模以来，各机构纷纷给出了自己对地方债务规模的测算。2013 年 6 月，审计署再次公布了其对 36 个地方政府本级政府性债务的统计，截至 2012 年底，36 个地方政府本级政府性债务余额为 38,475.81 亿元（政府负有偿还责任的债务 18,437.10 亿元、政府负有担保责任的债务 9,079.02 亿元、其他相关债务 10,959.69 亿元），比 2010 年增加 4,409.81 亿元，增长 12.94%。

根据我们的估算，以城投债余额、代发国债、融资平台贷款及其他项目的口径，地方政府负债总额大致在 13~15 万亿左右。

表 2-3-1：不同口径对地方政府负债的测算

口径	基本方法	估计规模（万亿）	年份
审计署口径	抽样调查：偿还负债+担保负债+其他	10.7	2010 年
银监会口径	包括地方政府支持的非正式担保项目	14.8	2010 年
依据政银合作协议	银行和政府所签订的授信协议	24.2	2011 年
IMF 口径窄	国债、外债、代发地方债	11.56	2012 年

券商	审计署 2010 数据+各项债务的增加额	14~15	2012~2013 年
官方声音	审计署副署长 各级政府《上海证券报》2013 年 3 月 6 日	15~18	2013 年
审计署口径	抽样调查：偿还负债+担保负债+其他；对 36 个地方政府本级截至 2012 年底的债务情况进行统计	3.85	2013 年 6 月公布
中诚信国际信用评级有限责任公司	以城投债余额、代发国债、融资平台贷款及其他项目口径	13~15	2012~2013 年

分析地方融资平台风险，**首先，应该认知融资平台滚动发债的问题，即在一定规模之内，一个有负债能力的主体大都持续保有一个负债余额。**从这个意义上讲，如果简单判定现有存量不大的地方政府融资平台面临大风险，就缺乏对债券主体持续保持合理负债规模的常识认知。现阶段中国地方政府的负债仍处于起步阶段，不能因为负债结构的不合理而否认负债能力。

其次，从地方资产负债表的视角来看，地方政府经营性资产可为偿债提供保障。

中国的地方政府与西方不同，具有一定特殊性，这种特殊性体现在地方政府不仅仅提供单纯的公共产品和服务，还拥有规模较大的经营性国有资产。中国地方政府的职能相对比较复杂，不能从传统经济学理论出发，仅将其视为“守夜人”，地方政府在推动地方经济发展和经济转型中承担了独特的角色，其复杂性决定了其特殊性。

从理论上来讲，如果把中国的地方政府视为一个大的企业集团，地方政府应该像企业一样，有自己的资产负债表、利润表和现金流量表。如果按照这个逻辑框架来分析，相对于地方债务规模来说，地方政府的负债率不高，远未到负债边界。实际上，抛开非经营性资产和资源类资产，中国的地方政府拥有大量的经营性资产，必要时，也可以作为地方政府偿还债务的基础。这些经营性国有资产很多以股权或非股权的方式存在于上市公司或非上市公司及相关产业中，尽管这些资产的数据尚未完全公开，但这些资产应该具有一定的变现能力。从这个意义上讲，地方政府的负债能力仍在可控范围。

以往我们考察地方政府的负债水平和能力时，常使用债务率或债务负担率这两个指标。如果给地方政府建立资产负债表的框架，理论上可以对地方资产进行估算，建立相应的资产负债表以确立合理的负债边界。而这其中，考察的国有经营性资产主要集中在国有企业。

根据国资委的统计数据，截至 2010 年底，中央国有企业资产总额 24.43 万

亿元。而根据各地国资委公布或媒体公开的数据，截至 2010 年底，北京市国有企业资产总量 16,631.6 亿元；上海国有资产总额 1.4 万亿元，其中经营性国有资产总额大约 1 万亿元，这其中，市属经营性国有资产又约占 85%份额；截至 2011 年底，广东省国有企业资产总额达 2.27 万亿元。粗略估算，全国地方国有资产至少超过 20 万亿元，其中七成为经营性资产。

此外，各地国资委均制定了做大做强国有资产的计划，并立足于将之证券化。比如，“十二五”末，广州国有资产总量将达到 1 万亿元，资产证券化率达到 60%；2015 年，北京市国有资产总量将达到 2.8 万亿元；上海力争 2012 年底地方经营性国资证券化率达到 38%。

地方国有企业近年来效益的不断提高和证券化的逐步推进，使得国有资产的盈利能力和流动性大大增强。这些资产的盘活和流转，一方面为地方经济贡献了较大份额，另一方面，也成为衡量地方政府实力的表现。从报表的角度，地方国有企业上缴的红利大多进入到地方政府的非税收入中，这部分地方经营性国有资产能带来比较可观的偿债现金流，因此理论上这些资产可以完全纳入地方资产负债表框架中，作为衡量地方政府偿债能力的基础。

如果以此估算地方资产负债率，以北京、广东为例，截至 2010 年末，北京市和区（县）两级政府性债务余额为 3,745.45 亿元，与全市综合财力相比，地方政府负有偿还责任的债务率为 61.71%，资产负债率仅为 22.52%；截至 2010 年底，广东省三级地方政府性债务余额 7,502.96 亿元，债务率 64.22%，如果以国有企业资产作为基数，资产负债率仅为 33%。

初步观察和估算，从资产负债表的角度，地方政府现有的负债规模并没有达到负债边界。目前，大部分地方政府财政收入仍在增长，而且财政状况未出现恶化，现金流正常，国有资产的规模在扩大，效益在提高，因而仍具有相当好的负债能力。模拟建立地方政府资产负债表，是确定地方政府负债合理上限边界、判定信用风险的必备之课。

再次，一些地方的经济总量“富可敌国”，负债空间或可延展。

中国地方特别是省的经济总量近年来不断扩大，GDP 过万亿元的省市逐年增加。单从经济总量来看，一些排名前列的省份“富可敌国”，实力不亚于欧洲一些国家。

根据中国社科院发布的《中国省域经济竞争力发展报告（2009~2010 年）》，从 GDP 来看，中国部分省市经济指标排位已进入中游位置，超过部分发达国家，

其中广东、江苏和山东 3 个省份的 GDP 均进入前 20 位，分别排在第 14、第 15 和第 17 位，超过了比利时、波兰、瑞典、奥地利等 19 个经合组织成员国。尽管人均指标相对落后，但也有少数发达的省市比如上海、北京、天津等人均指标达到或超过了一些发达国家。

如果从面积、人口和经济规模来看，中国的一些省基本与欧洲一些国家无异。而欧洲这些国家具有独立的财政权而无独立的货币发行权，无独立的货币发行权这一点也与中国的省市有类似之处。与欧洲一些国家的数据比较可见，一些发达省市债务负担率不大，仍处于可控范围。根据 2010 年数据估算，比如广东省 2010 年 GDP 约为 3.78 万亿元，远高于比利时（2.55 万亿元，以 2010 年末汇率折算，下同）、葡萄牙（1.19 万亿元）、爱尔兰（1.18 万亿元）和希腊（1.13 万亿元），仅比荷兰（4.21 万亿元）略低，而广东同期的政府性债务余额为 7502.96 亿元，债务负担率约为 20%左右，同期上述欧盟国家国债余额占 GDP 的比重依次为 96.8%、93%、96.2%、142.8%和 62.7%。

可见，中国的一些发达省市经济总量正快速接近一些欧洲国家，但债务负担率均大大低于同规模的国家。当然，欧债危机中，这些国家过高的负债规模和风险，是由于过度举债造成的，中国的省市还远未达到那个水平。

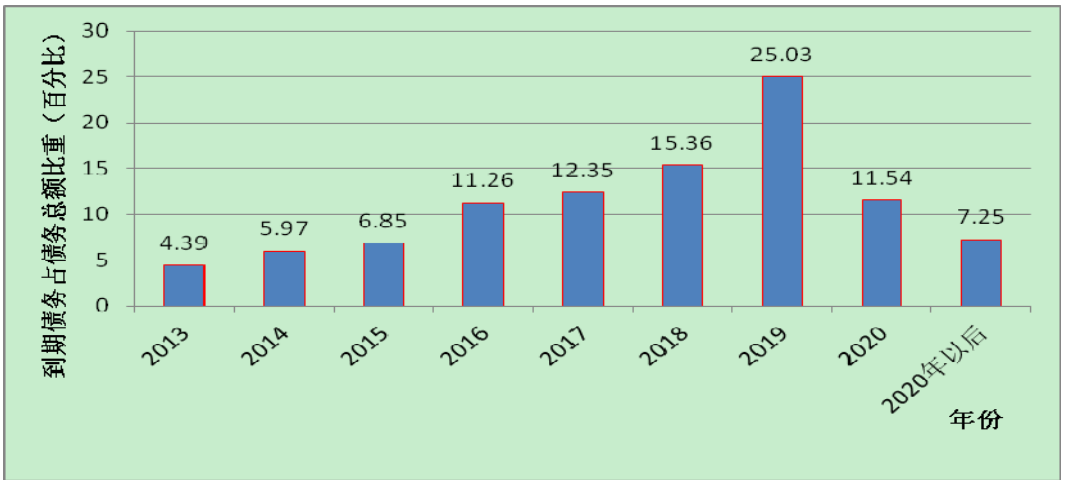
目前中国地方政府尚无独立的发债权，而仅能通过财政部代理发债或国债转贷，也只有广东、浙江、上海和深圳四个省市去年实行了地方自行发债的试点。与一些欧洲国家类比，从经济规模和债务负担率等指标来看，一些发达省市仍有负债空间，远未超过警戒线。根据各地公布的初步核算数，全国共有 23 个省份 2011 年 GDP 总量超过万亿元，其中 4 个省达到 2 万亿元，1 个省达到 3 万亿元，3 个省超过 4 万亿元以上。可见，未来各省的经济总量仍将进一步扩张，一些省的债务负担率还会呈现一定的下降，现有的地方政府负债规模不大，信用风险尚在可控范围之内。

最后，从地方政府负债重要构成的城投债来看，其债务高峰年份为 2019 年，该年到期债务占全部城投债总额的比重为 25%，2013 年~2015 年城投债还款压力较轻，债务期限结构为长期内解决地方融资平台风险提供了一定的时间缓冲。

从债务总额角度看，截至到 2013 年 5 月 14 日，地方政府城投债总额已达到 31,801 亿元，占总财政收入比重超过 90%。其中债务义务下移趋势明显，地市级债务占财政收入比重已达到 136.73%，而省级债务则在绝对数额和相对规模上都有明显下降。

从债务期限结构角度，城投债以 10 年期以下债券为主，2013 年、2014 年和 2015 年到期债务占全部债务总额的比重分别为 4.39%、5.97%和 6.85%。债务高峰年份为 2019 年，达 6,074.3 亿元，该年到期债务占总额的比重为 25.03%，还款义务呈逐年上升态势。

图 2-3-2：城投债期限结构：到期城投债占债务总量比重



但从近两年的债券市场实践来看，在地方融资平台债务集中到期的情况下，许多采取了展期以及“借新债还旧债”的方式，虽然增加了长期内债券偿还的风险，但为解决地方融资平台风险提供了一定的时间缓冲。

总体来看，可以得出三点结论：一是地方政府仍有负债空间，可以从现在的自行发债逐步过渡到自主发债，通过发行市政债等方式来解决现有融资平台的债务问题。这种方式比单纯依靠卖地收入的土地财政以及通过融资平台贷款来举借债务更稳健，更阳光化。二是短期来看，城投债偿债压力不大，未来偿债高峰在 2019 年，该债务期限结构为长期内解决地方融资平台风险提供了一定的时间缓冲。三是需要建立一种机制来加强地方债的管理。应从制度上改革，加强地方债务管理，这其中包括修改预算法，允许地方自行发债，改革分税制以规范中央和地方的财政关系，加强地方人大对债务管理的监督等。当然，现阶段，我们也应该关注地方政府债务所暴露出来的问题，防患于未然，防止部分地方债务风险的扩散。

2、影子银行和监管套利属于宏观审慎监管的管理范畴，总体来看，通过金融监管的进一步完善，影子银行和监管套利风险将会得到有效化解

第一、从金融功能观衡量我国的的影子银行规模，到 2013 年 1 季度，属于影子银行范畴的信托贷款余额大约 3.8 万亿，研究发现从其经济影响来看，当前影子银行对中国经济是微弱的正向影响，并没有呈现较大的负面效应，同时，

这种影子银行模式系统性风险也不高。从风险观来看，我国影子银行主要是结构风险，属于宏观审慎监管的管理范畴，即使影子银行在短期对流动性产生冲击，通过货币政策（总量调控）是可以进行对冲的。

自从此次席卷全球的金融危机发生以来，影子银行就成为了众矢之的。我们研究发现，我国当前的影子银行还处在较为早期的形式，没有呈现在这次危机中暴露了大量风险的资产证券化形式。总的来看，我国的影子银行还主要是对贷款利率管制和数量型调控的规避，其中的金融创新水平还相对较低。

从影子银行对我国经济的影响来看，我们也发现其对于当前中国经济有微弱的正向影响，并没有呈现较大的负面效应。同时，这种影子银行模式系统性风险也不高。系统性风险可以参考表 2-3-2 所列示的 8 方面信息。从这 8 个方面来看，信托贷款并不具有太强的系统传染性，风险是可控的。

表 2-3-2：金融业务系统性风险判断表

什么业务？ 如何运行？ 广泛性如何？	**1.业务性质** ● 什么业务？ ● 参与人是谁？ ● 向谁提供什么服务？	● 对金融体系的潜在好处？ ● 对整体经济的潜在好处？
	2.业务一般特征 在何种程度上业务涉及如下方面： ● 业务提供方使用杠杆 ● 业务提供方使用期限转换 ● 业务提供方使用流动性转换 ● 业务使用方获得上述服务的便利性	● 其他主体参与信用风险转移的便利性 ● 业务提供方使用抵押物 ● 向顾客提供存款类似的产品 ● 提供业务如果失败，对其他主体的风险影响
	3.业务规模 ● 是否有对于规模的统计，其规模是如何演进的	● 谁收集数据
业务具有何种风险	**4.业务风险** ● 什么事件标志这个业务失败？如何发生？ ● 谁将会受到失败的影响，将会受到什么损失	● 业务失败对于市场基础设施是否有损害？具体说来，业务失败将会导致： ✓ 侵蚀金融系统信心； ✓ 导致金融系统其他地方出现扭曲或者风险暴露； ✓ 削弱金融系统其他部分的核心功能？
主体环境	**5.业务参与人的风险** ● 一般来说，是否有理由相信考虑到业务与其他金融部分相联系后会改变这项业务的风险？	
金融系统环境	**6.与金融系统其他部分联系的风险** ● 以何种方式，在什么程度上这	● 这个业务是否会创造或者强化某种具体联系？

	种业务与金融系统其余部分联系？ ✓ 与被管制的主体 ✓ 与未被管制的主体 ✓ 与零售消费者 ● 从事相关业务的主体数量是否足以引致系统性风险？	● 一般来说，是否有理由相信考虑到业务与其他金融部分相联系后会改变这项业务的风险？
信息披露	**7.信息披露和透明性** ● 是否足够透明允许市场监管者和参与者评价业务的风险？	● 信息披露是否足够保证市场参与者使用这个产品？
当前监管	**8.监管** ● 业务主体采用哪些措施降低风险？这是否受到有效监督？ ● 这个业务当前是否受到监管？ ● 这个业务是否直接受到监管？如果是的，是否具有如下方面： ✓ 审慎性监管-保证从事业务的主体有足够的资源抵御业务失败；或者 ✓ 产品监管-保证业务不会对市场的产品和参与者有伤害	● 这个业务是否包含在业务对手的监管中（间接监管）？ ✓ 是否反映在对手的风险管理、资本、流动性或者集中度控制中？ ✓ 如果业务受到直接或者间接监管，是否考虑到业务潜在的系统性风险维度？ ● 业务主体或者这个行业是否存在其他形式的风险降低方式？

资料来源：国际金融协会（IIF,2012）

此外，从我国影子银行实质上的通道本质来看，决定其风险的在很大程度上仍属于一般的信贷风险。其缺陷在于，由于是典型的批发业务模式、资金池-资产池业务模式在一定程度上加剧了资金供求双方的信息不对称，从而使得道德风险大增，并抬升了银行的经营管理风险，这正是近期华夏银行和工商银行理财产品的问题所在。针对这一问题，银监会近期出台的关于清理理财产品的 8 号文，即是规范影子银行的宏观审慎态度的体现。虽然对影子银行的清理在短期会对流动性产生冲击，但通过货币政策（总量调控）是可以进行对冲的。

总的来看，虽然当前影子银行问题并不突出，还不如地方政府融资平台等在银行的贷款和发行的债券可能产生的系统性金融风险。但是，我国影子银行未来的发展是需要保持警惕的。首先，我国的民间融资和网络金融平台贷款发展十分迅猛，这两个模式具有较强的传染性，是未来的主要风险来源。其次，在今年，证监会推动了券商的资产证券化进程。这是券商业务创新的一部分。但是，这次

危机表明，资产证券化是一项具有极高风险的活动。在当前西方，这类金融活动已经大幅减少。未来我国如果推动资产证券化业务，需要高度警惕可能带来的风险。

第二、在主要国家量化宽松的政策推动下以及我国信贷结构缺陷，使得利率管制下的监管套利风险也逐步显现，未来随着利率市场化推进以及资本项目逐步开放，监管套利风险将有所降低

当前我国利率管制下的监管套利主要体现在两个方面。第一，在主要国家竞相推出量化宽松政策的背景下，为追逐人民币利差和汇率差的双重收益，热钱大举涌入国内。这种套利交易，反过来又再次推高人民币被动升值。数据显示，一季度新增外汇占款已超过 1.2 万亿元，4 月当月新增外汇占款 2,943.54 亿元，继续高位运行。

图 2-3-3：2013 年以来外汇占款大幅增加

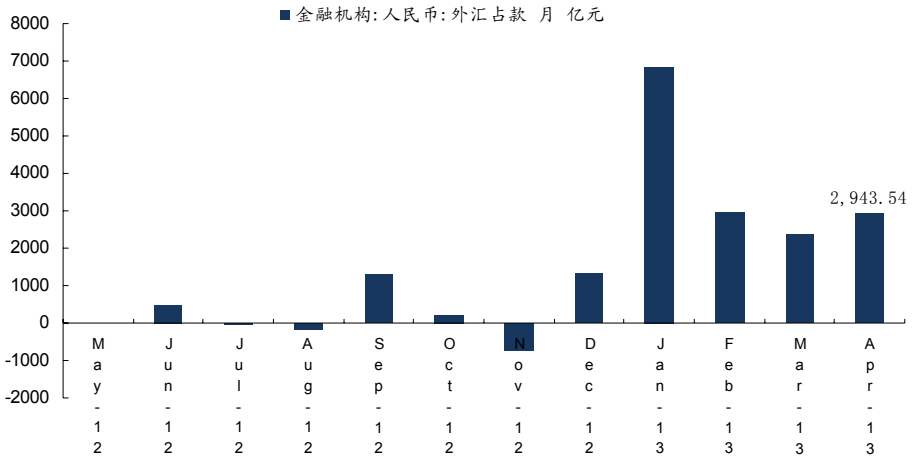
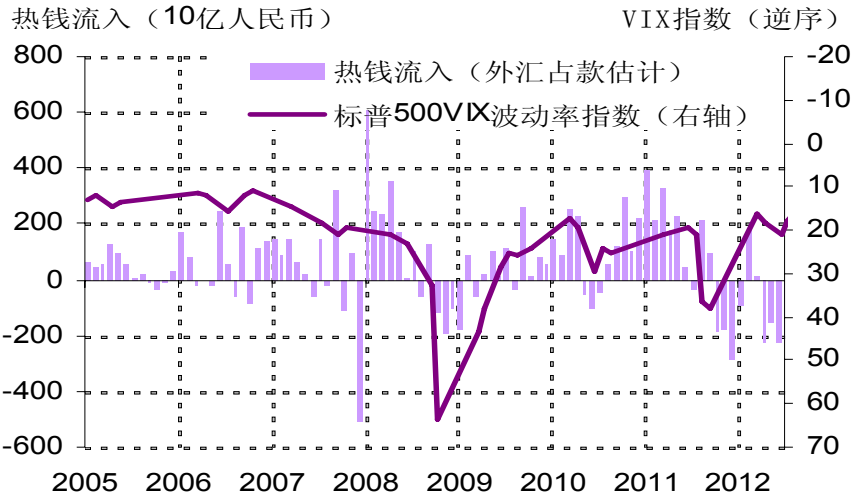
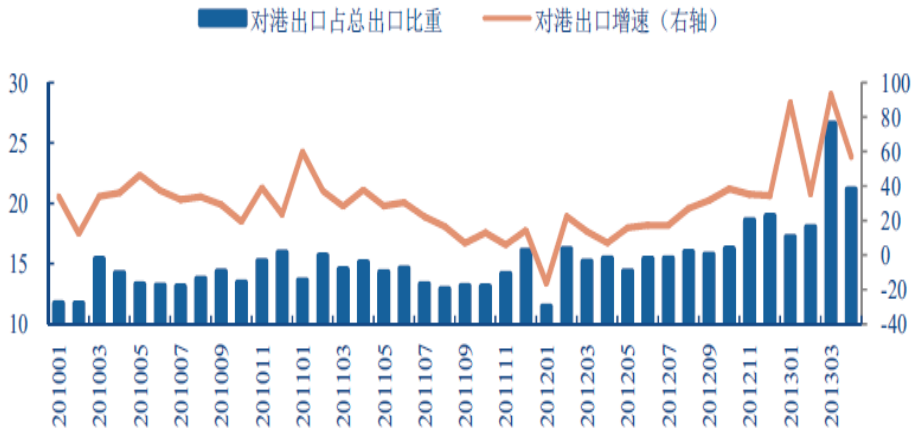


图 2-3-4：热钱流入预期增强



数据显示，2013 年前四月热钱流入分别为 4,425 亿、1,481 亿、1,635 亿和 1,282 亿元。此外，热钱的大幅流入也可以从近期出口的骤然增长看出一些端倪。4 月，国内对香港出口增速为 57.2%，对港出口占总出口的比重为 21.1%，增速和占比数据仍显著高于历史水平，对港出口异常与因热钱流入而导致的虚假贸易不无关系。

图 2-3-5：对港出口增速和占比显著高于历史水平



第二，“金融脱媒”的趋势导致企业跨市场套利机会增加。由于资金资源存在结构性错配的缺陷，大型国有企业在融资渠道和融资成本具有先天优势，而民企和中小企业则在融资过程中承担融资成本过高或者融资困难的现象。当前 AA 级企业债收益率保持在 6%左右，但信托产品收益率在 8%~12%之间，民间借贷的回报率更高达 15%以上，在此背景下，具有融资优势的企业更具有动力去将募集基金投向金融市场，而非用以生产性投资。

图 2-3-6：企业发债利率低于信托收益率

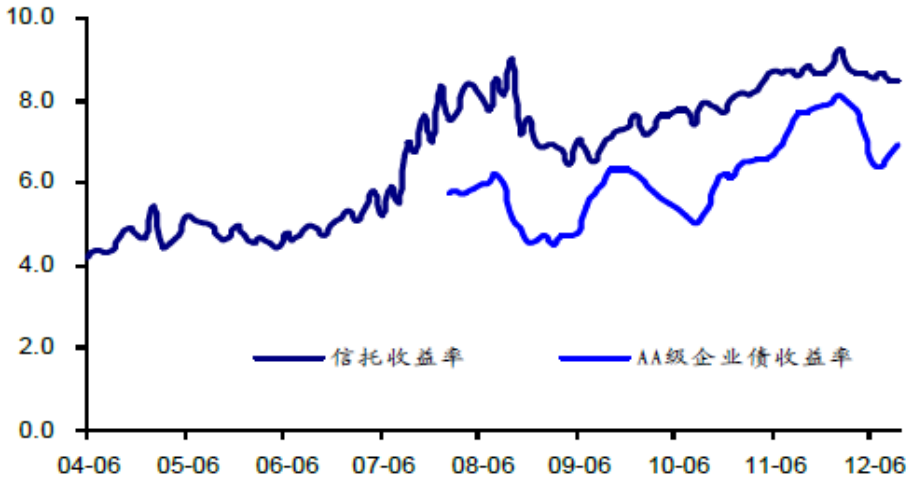
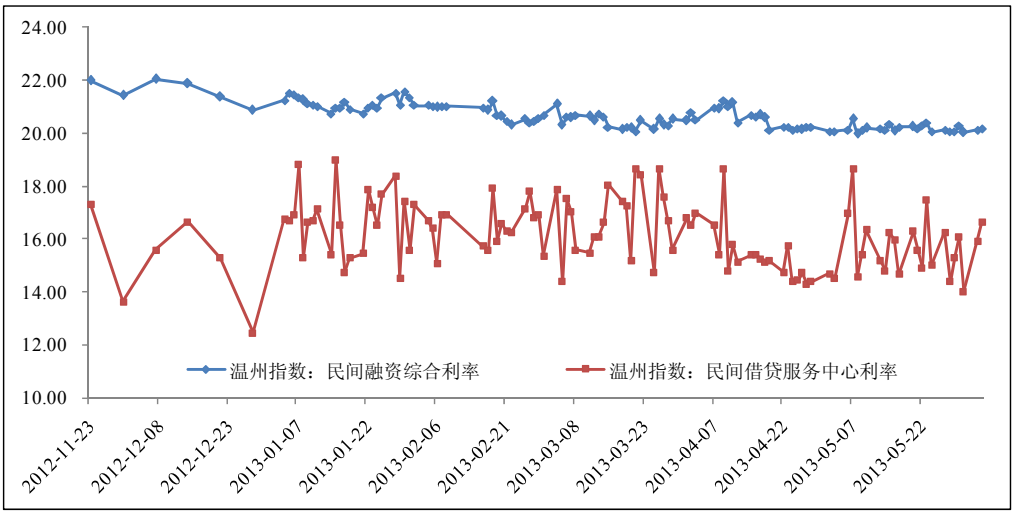


图 2-3-7：民间借贷利率高企

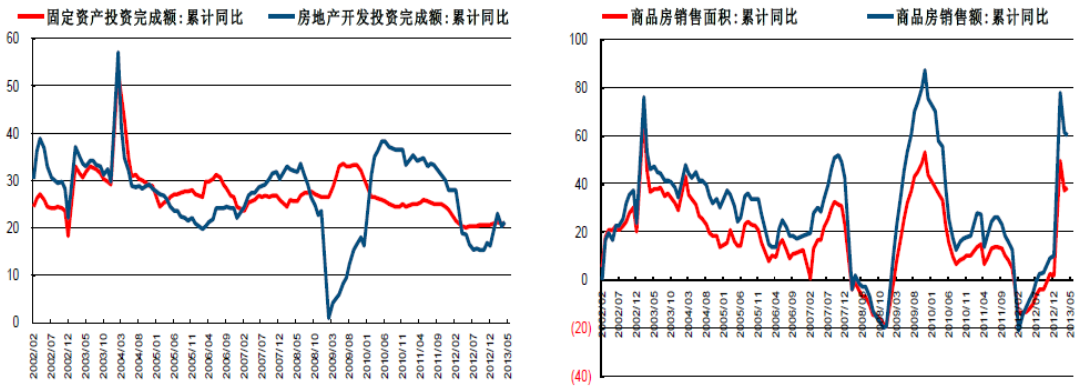


3、房地产市场的回暖再次成为威胁金融体系稳定的潜在冲击来源，但事实上，就中期而言，我国房地产市场呈现一定的结构性特征，一线城市较高房价仍将获得一定支撑，泡沫风险较低。

自 2012 年下半年以来，由于前期压抑的需求集中释放，各地房地产市场呈现量价齐升的局面，同时，房地产投资规模也不断扩大，房地产商拿地热情有所修复。

2013 年 1~5 月份，全国房地产开发投资 26,798 亿元，同比名义增长 20.6%。其中，住宅投资 18,363 亿元，增长 21.6%，增速较上月提高 0.3 个百分点，占房地产开发投资的比重为 68.5%。1~5 月份，商品房销售面积 39,118 万平方米，同比增长 35.6%。土地市场交易方面，1~5 月，全国土地成交价款高达 2,718 亿元，同比增长 3.7%，房地产拿地热情有所修复。

图 2-3-8：房地产投资及销售回暖



针对房地产市场的回暖，国务院出台房地产调控的“新国五条”调控房价，但通过各地实施细则来看，地方对严格执行该措施的积极性并不高，大多数城市细则的出台时间均在国家规定的最后一天，且细则内容相对宽松。仅北京、上海、

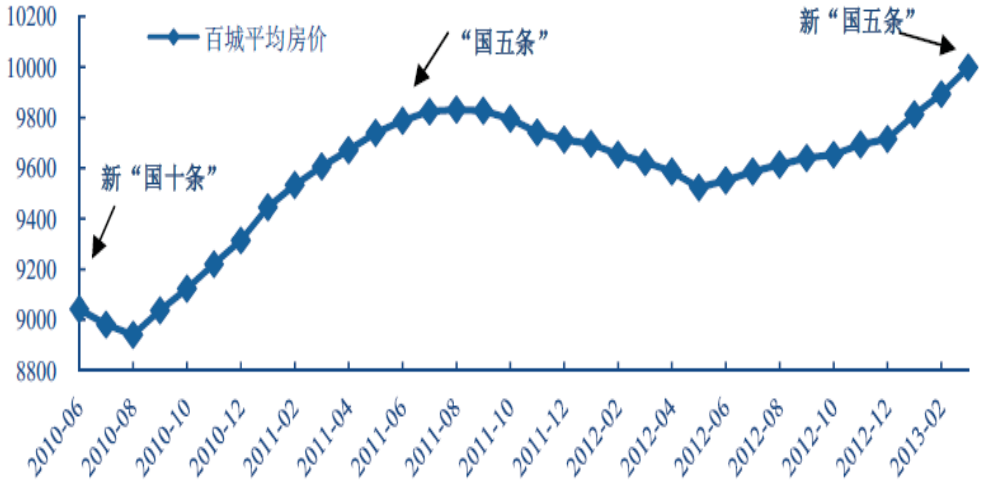
天津等一线城市严格执行，究其原因在于此轮的房地产市场回暖呈现了结构性的特点，北京等一线城市增速较快，而其他城市房价则相对平稳。

表 2-3-3：新国五条各地细则

地区	细则主要内容
国家	完善限购、按照 20%差额征收个税、增加普通商品房和保障房供给
北京	单身限购、严格 20%个税征收、新房限价
上海	严格 20%个税征收、二套限制、三套停贷
天津	依照 20%征收个税、房价涨幅低于人均可支配收入实际增幅
深圳	杜绝规避限购的措施、房价涨幅低于人均可支配收入实际涨幅
广州	价格涨幅低于城镇居民家庭人均可支配收入的实际涨幅，限购略有强化
合肥	价格涨幅低于城镇居民家庭人均可支配收入的实际涨幅
杭州	价格涨幅低于城镇居民家庭人均可支配收入的实际涨幅
南京	价格涨幅低于城镇居民家庭人均可支配收入的实际涨幅
厦门	价格涨幅低于城镇居民家庭人均可支配收入的实际涨幅

我们预计，短期内，在“新国五条”的调控下，房地产市场成交量将下滑，房价有所回落，但中长期来看，北上广深等一线城市由于聚集了更多的教育、医疗等公共服务资源，其房价将获得一定的支持，从这个角度来看，一线城市的房地产泡沫问题并不严重，存在一定的高估。

图 2-3-9：短期房价将有所回落，但长期一线城市房价仍将获得支撑

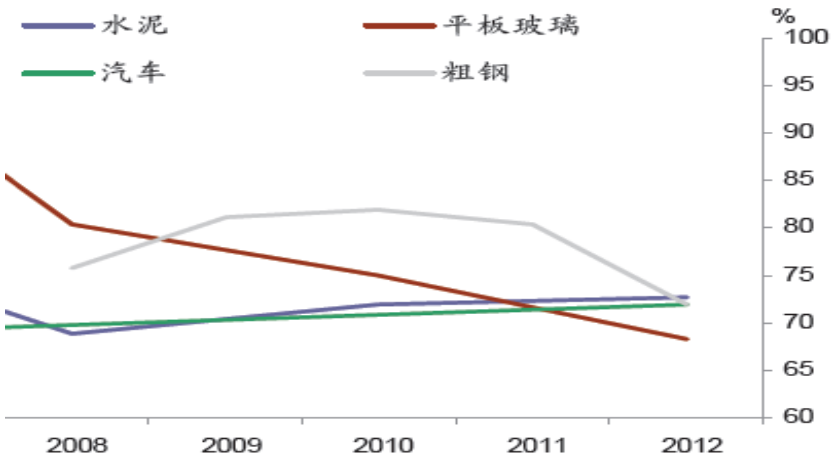


4、部分行业产能过剩风险仍在积聚，经济增长的惯性和产业结构调整的长期性使得产能过剩以及由此可能引发的银行呆坏账风险成为威胁我国经济系统稳定的系统性风险。在短期“保增长”的背景下，“调结构”的任务将变得更加复杂化，但长期来看，通过兼并重组淘汰落后产能、化解产能过剩矛盾将成为我国经济结构调整的重心，也是中央经济调控的重中之重。

受国际金融危机影响，我国前期为满足国内外市场需求配置的制造业产能

严重过剩，特别是钢铁、有色金属、建材、煤化工、造船等传统行业和多晶硅、风电设备等部分新兴产业问题严重。行业产能利用率不足 75%为严重过剩，2012 年，我国粗钢产能利用率为 72%，水泥为 72.7%、平板玻璃为 68.3%、汽车为 72%，电解铝为 72.2%。即使制造业增速恢复到历史平均水平，相关行业的过剩产能仍然难以消化。目前部分存在产能过剩的行业投资仍在增长，而且大多为现有水平的重复投资，新的中低端产能继续积累，导致过剩程度进一步加剧。

图 2-3-10：部分行业产能过剩严重



具体以钢铁行业和光伏行业为例，2012 年我国人均粗钢产量达到 0.53 吨，美国人均产量的峰值是 0.65 吨，日本稳定在人均 0.8 吨左右，这意味着中国粗钢产量增速的空间有限，包括水泥在内的制造业投资增速将趋于下滑。

图 2-3-11：从人均粗钢产量国际比较来看，未来增长空间有限

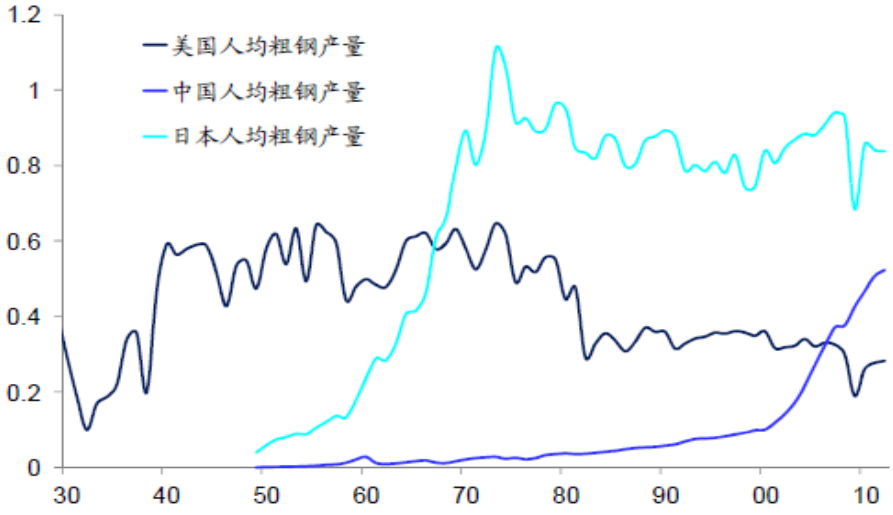
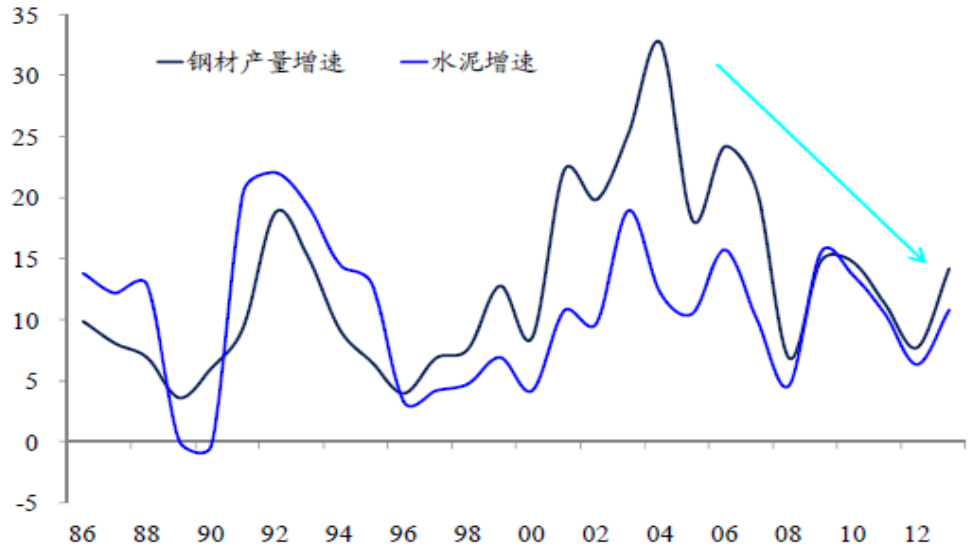


图 2-3-12：钢材和水泥产量增速均出现明显下滑



产能过剩矛盾在光伏行业的体现更为突出，国内光伏全产业链价格在 2012 年持续下滑，单从国内市场来看，即便再经过 2012 年“去产能”过程（国内二、三线多晶硅厂商停产，已经基本转化为无效产能，退出市场，国内一线多晶硅厂商长期停产，有效产能减少），2012 年国内仍然开工的多晶硅厂的年产能合计仍超过 10 万吨，对应的组件出货量为 16.67GW 以上，而目前国内组件需求端的出货量仅仅为 5GW。

图 2-3-13：国内主要企业硅片平均出厂价格（含税）

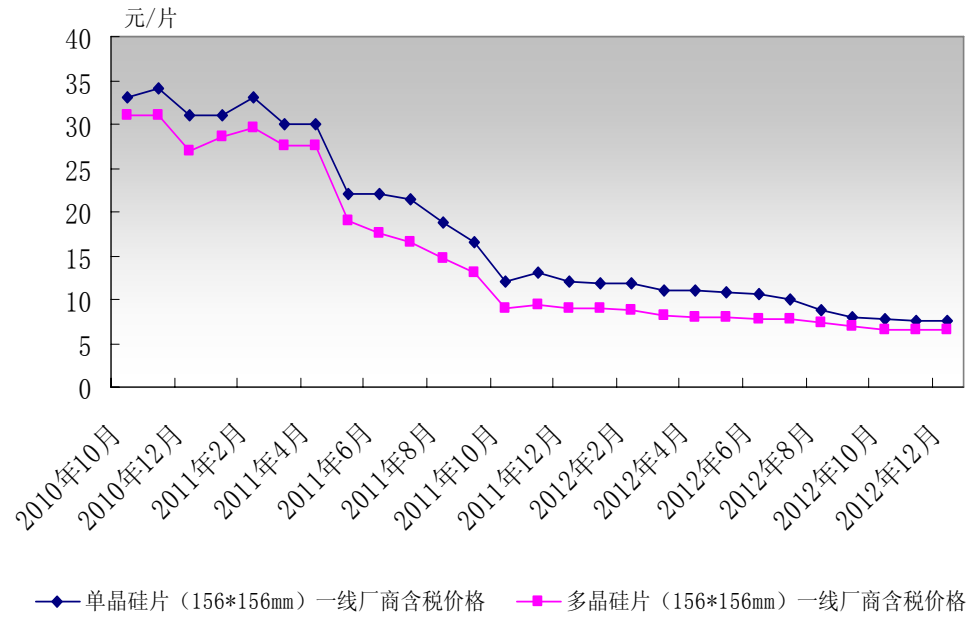
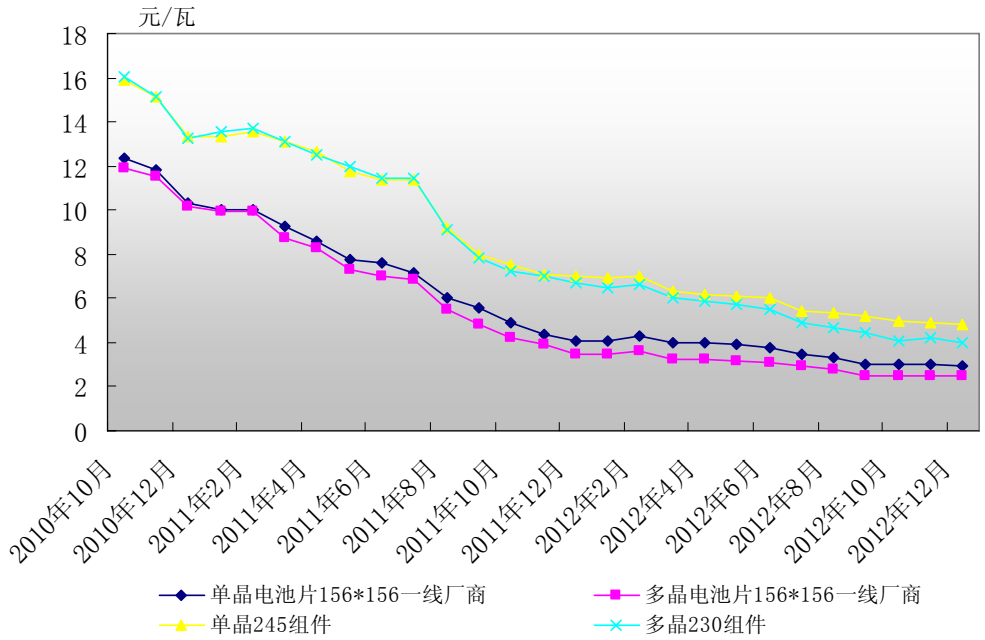


图 2-3-14：国内主要企业电池片和组件平均出厂价格（含税）



在产能过剩矛盾凸显的同时，其潜藏的金融风险也在不断显现。仍以光伏行业为例，目前国内主要上市光伏企业资产负债率不断高企，应收账款占流动资产的比重也在不断攀升，行业债务偿付危机加重。作为行业龙头的无锡尚德破产，直接导致包括农行、工行、中行在内的 9 家债权银行对其 71 亿元的贷款风险敞口暴露。

图 2-3-15：主要上市光伏企业资产负债率变化情况

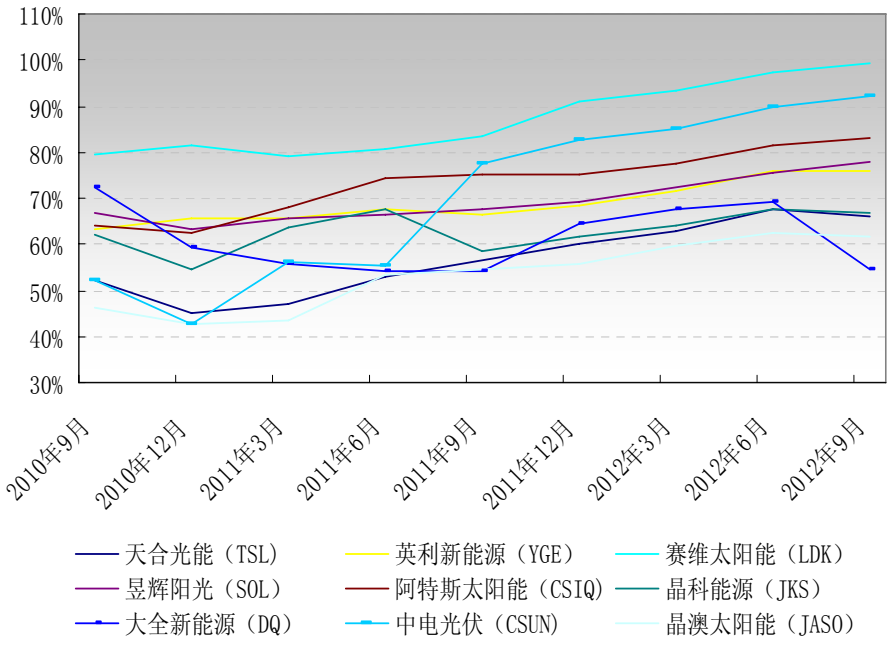
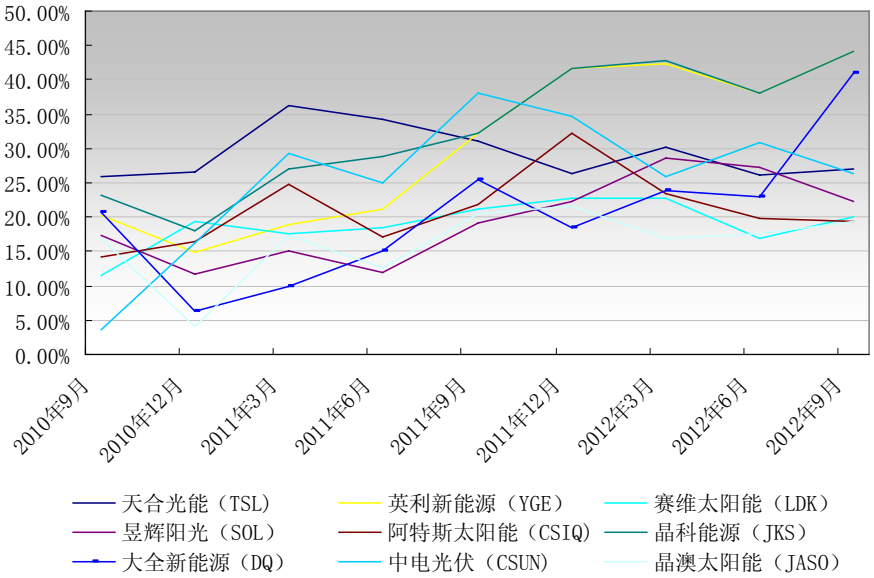


图 2-3-16：主要上市光伏企业应收账款占流动资产比例



产能过剩行业的金融风险，反映在数字上，就是中国银行业不良贷款余额的持续上升。从 2011 年第四季度开始至今的六个季度里，商业银行不良贷款余额逐季度上升，已经从 2011 年 9 月末的 4,078 亿元，连续上升至 2012 年末的 4,929 亿元，今年一季度，这一不良贷款金额的数字继续上升，达到 5,265 亿元，不良率 0.96%。银监会年报显示，从行业看，2012 年银行不良贷款余额最多的是制造业，达到 1,770.7 亿元，不良率为 1.6%。统计分析认为，银行体系逾万亿的不良资产主要集中在产能过剩行业。在短期看来，产能过剩及其可能引发的银行系统呆坏账风险亟待关注。

5、在全球流动性宽松的背景下，我国流动性泛滥风险凸显，在货币空转现象加剧的同时也要警惕其可能引发的潜在通胀风险

综合来看，当前日益凸显的宏观经济五大风险即是我国经济深层次内在性矛盾和资源配置扭曲加剧的集中体现，也是制约当前经济复苏回暖的刚性约束。如果这些矛盾不能得到及时解决，经济复苏只会是昙花一现，增长的内生性动力不足。目前来看，该问题的解决方案均指向要素市场改革和经济体制层面的改革。

四、下半年宏观经济总体将呈回升态势，但由于深层次结构矛盾和资源错配是一个缓慢的过程，预计回升的力量有限，短期内经济增长即存在一些积极因素，也存在一些不确定性

由于整体经济趋势性增长动力不足、宏观政策调控的增长约束加强以及改革观望期等多种因素影响，决定了下半年经济回升的力量有限，短期内经济增长

即存在一些积极因素，也存在一些不确定性。

1、从外围环境来看，美国、欧元区和日本等主要经济体的经济状况明显改善，我国出口形势整体向好

第一、全球 PMI 指数和相关先行指数表明全球经济复苏趋势显现；此外，全球流动性宽松，金融风险大幅下降

5 月份，全球 PMI 指数为 53.1，较 4 月份反弹力度较大；其中服务业 PMI 指数为 53.7，制造业 PMI 为 50.6，均出现较大的改善；此外，从 OECD 综合领先指数来看，自 2012 年下半年以来，该指数一路上扬。综合来看，多种指标参数表明，全球经济复苏的态势不断强化。

表 2-4-1：全球 PMI 指数不断改善

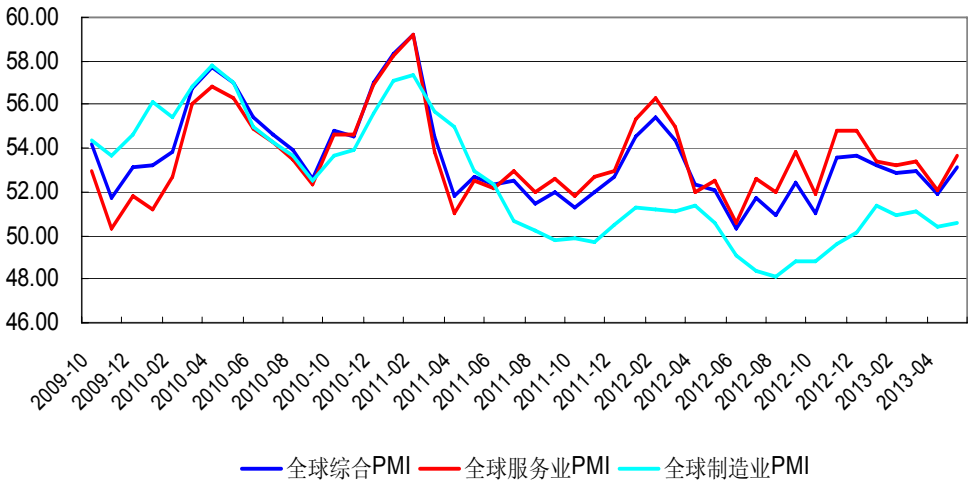


图 2-4-2：OECD 综合领先指数自 2012 年下半年以来一路上扬

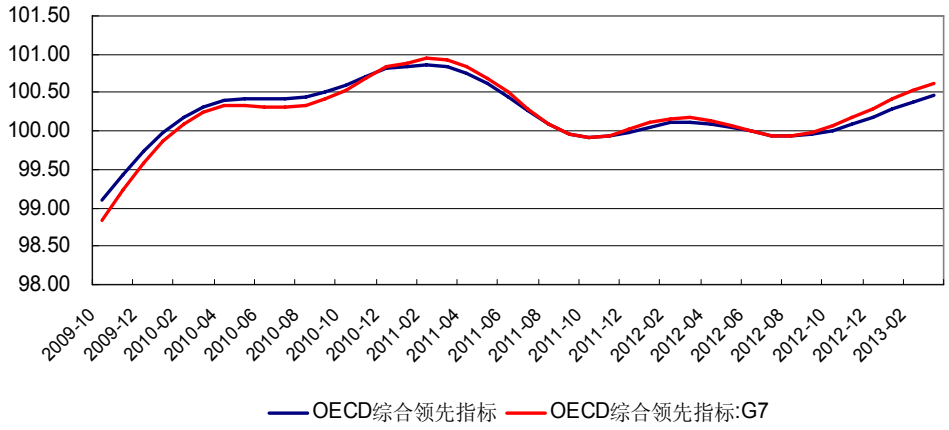


表 2-4-1：主要国际机构对全球经济预测

区域	实际 GDP 增速预测					
	IMF（2013.4）		World Bank（2013.1）		OECD（2013.5）	
	2013F	2014F	2013F	2014F	2013F	2014F

全球	3.3%	4.0%	2.4%	3.1%	3.1%	--
发达经济体	1.2%	2.2%	1.3%	2.0%	--	--
美国	1.9%	3.0%	1.8%	2.8%	1.9%	2.8%
欧元区	-0.3%	1.1%	-0.1%	0.9%	-0.6%	1.1%
日本	1.6%	1.4%	0.8%	1.2%	1.6%	1.4%
英国	0.7%	1.5%	--	--	0.8%	1.5%
新兴经济体	5.3%	5.7%	5.5%	5.7%	--	--
中国	8.0%	8.2%	8.4%	8.0%	7.9%	8.3%
印度	5.7%	6.2%	6.1%	6.8%	5.3%	6.4%
巴西	3.0%	4.0%	3.4%	4.1%	2.9%	3.5%
俄罗斯	3.4%	3.8%	3.6%	3.9%	2.3%	3.6%

此外，近期以来，全球央行分别推行相对宽松的货币政策，导致全球流动性宽松。另外，随着欧债危机的缓和，威胁全球的金融风险也大幅降低。

图 2-4-3：主要国家五年期国债 CDS 下降

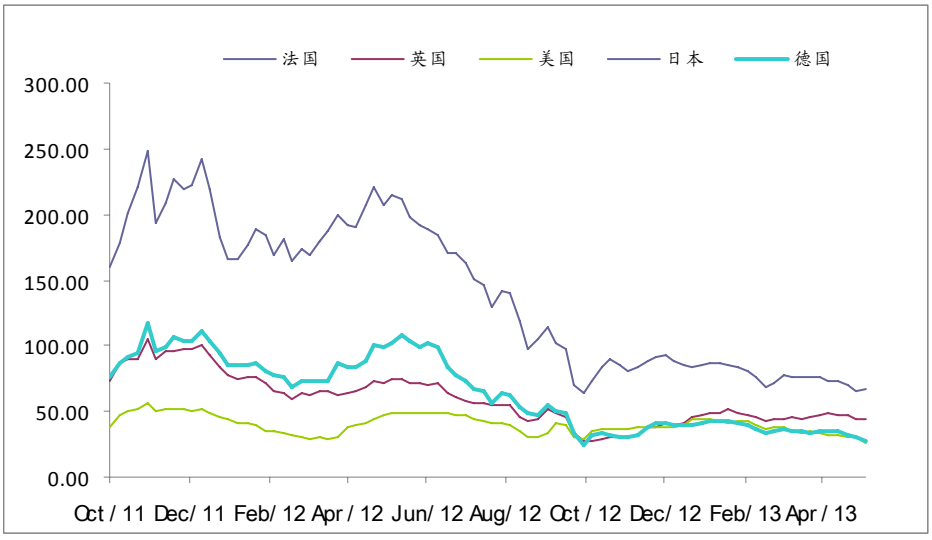
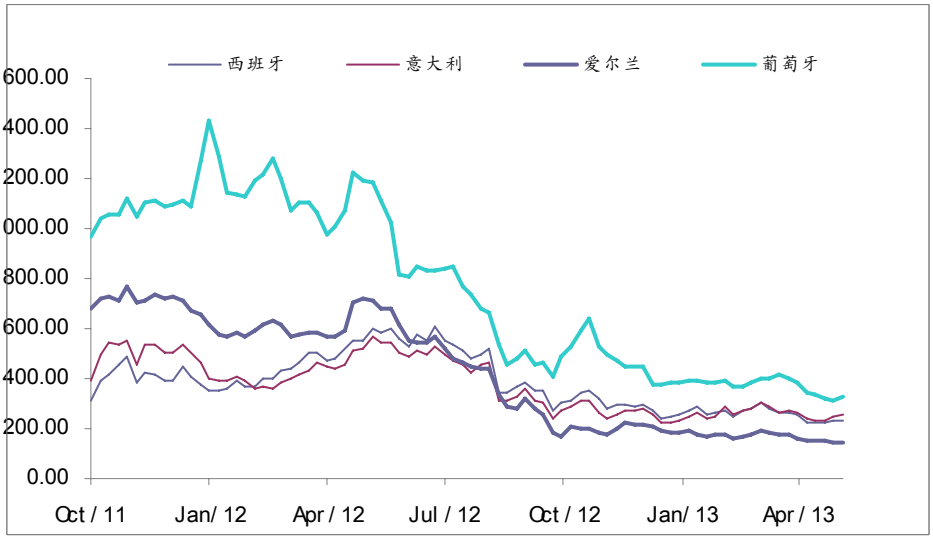


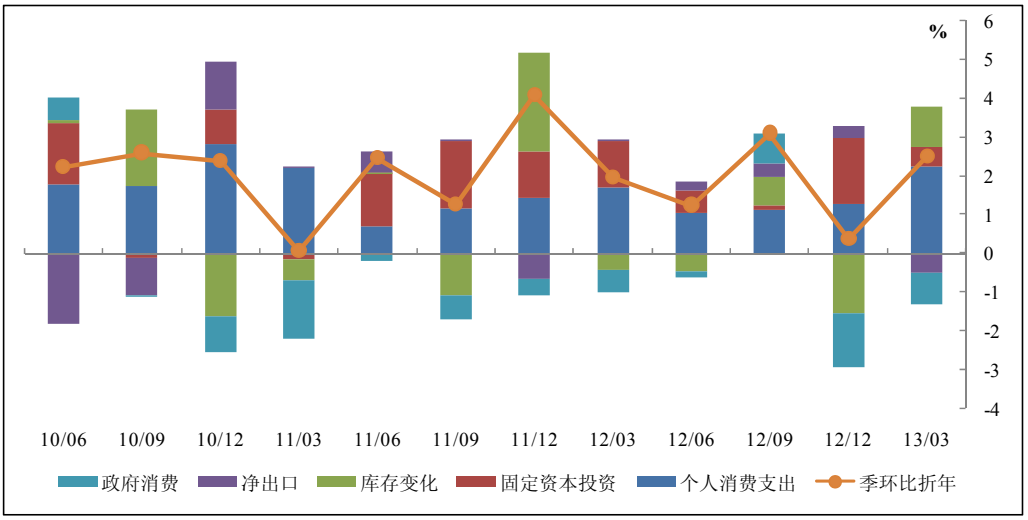
图 2-4-4：欧债危机缓和



第二、美国经济复苏显著，多个宏观经济参数改善明显，2013 年美国经济超预期好转为中国经济增长提供了一定支撑

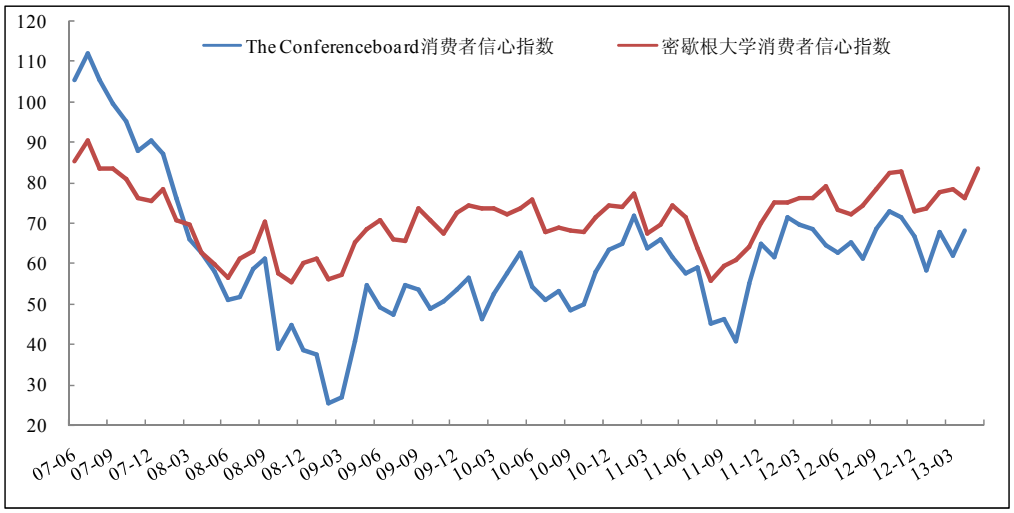
从最新公布数据来看，美国经济复苏形势日渐明朗，就业及房地产市场持续复苏。1 季度美国 GDP 季环比增长 2.5%，其中，消费贡献了 2.24 个点，投资贡献了 1.56 个点，贸易造成了 0.5 个点的损失，政府支出造成了 0.8 个点的损失。从结构上来看，美国经济增长的主动力表现强劲。作为全球经济的主要引擎，一旦美国复苏形势稳定，庞大的消费需求必然会更大程度上拉动全球制造业，从而利好中国经济。

图 2-4-5：美国经济复苏形势日渐明朗



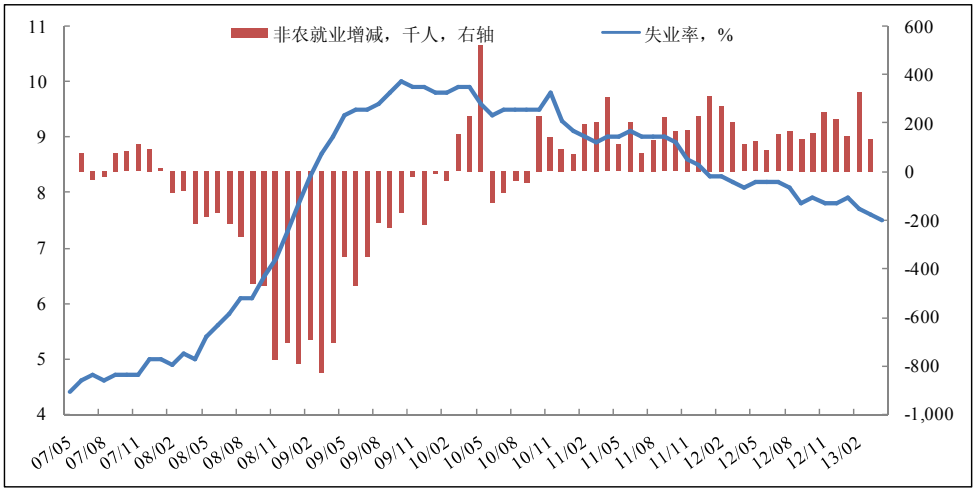
作为美国经济主引擎，美国消费增长的结构悄然优化。2013 年一季度，美国消费增长 3.2%，不仅高于 2012 年季均的 1.83%、危机期间季均的 0.78%，还已接近 1947 年以来 3.37%的历史均值。更值得注意的是，美国消费增长呈现出具有稳定性的结构特征：商品消费为消费增长提供了 1.12 个百分点的贡献，较上一季度下降了 0.33 个百分点，服务消费则提供了 2.07 个百分点的贡献，较上一季度增加了 1.68 个百分点，商品和服务消费的此消彼长让美国消费结构靠近其 1947 年以来的传统结构。与此同时，美国消费者信心指数也有所恢复， 4 月份密歇根大学消费者信心指数终值为 76.4，高于经济学家预期的 73.5。

图 2-4-6：美国消费者信心指数上扬



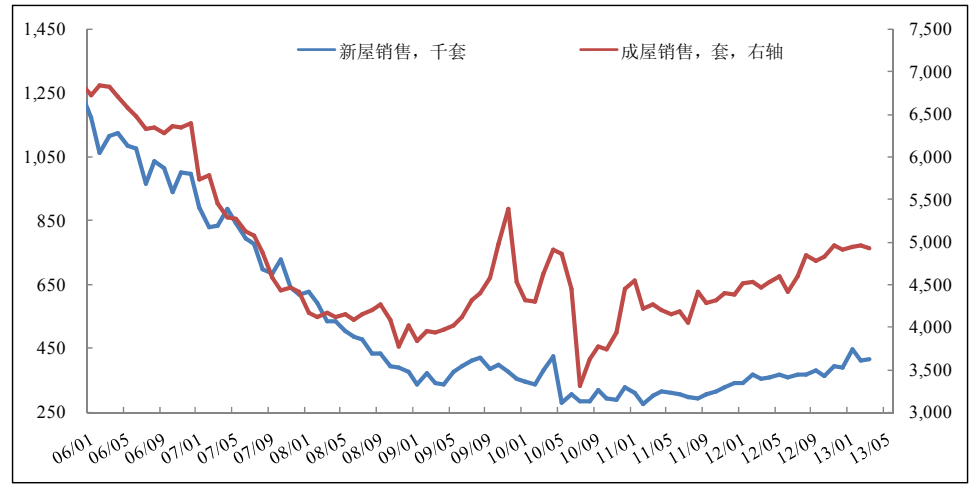
就业形势好转和房地产市场的复苏是本轮拉动美国经济复苏的主要动力。从就业市场情况来看，5 月份美国非农业部门新增就业岗位 17.5 万个，失业率较前月上升 0.1 个百分点至 7. 6%。

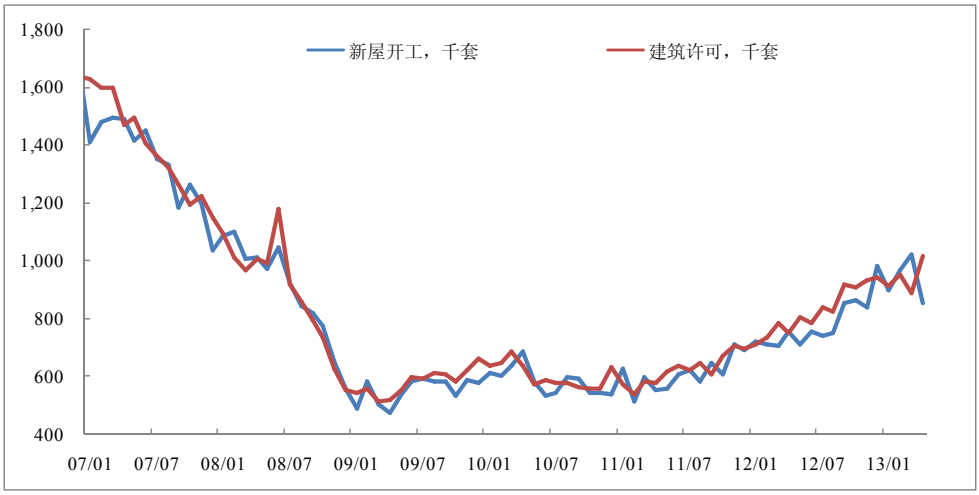
图 2-4-7：美国就业形势



房地产市场方面，4 月份美国旧房销售量环比上升 0.6%，旧房销售价格继续同比增长，楼市复苏势头依旧强劲。数据显示，4 月份美国旧房销售量经季节调整按年率计算为 497 万套，较去年同期增加了 9.7%，连续第 22 个月同比上升。自 2006 年初泡沫破裂后，美国房地产市场一直处在调整进程中，2012 年起美国楼市出现触底反弹迹象，住房价格和销量均上升，止赎案减少且可用存量也下降，预计 2013 年美国房市复苏将进一步增强。

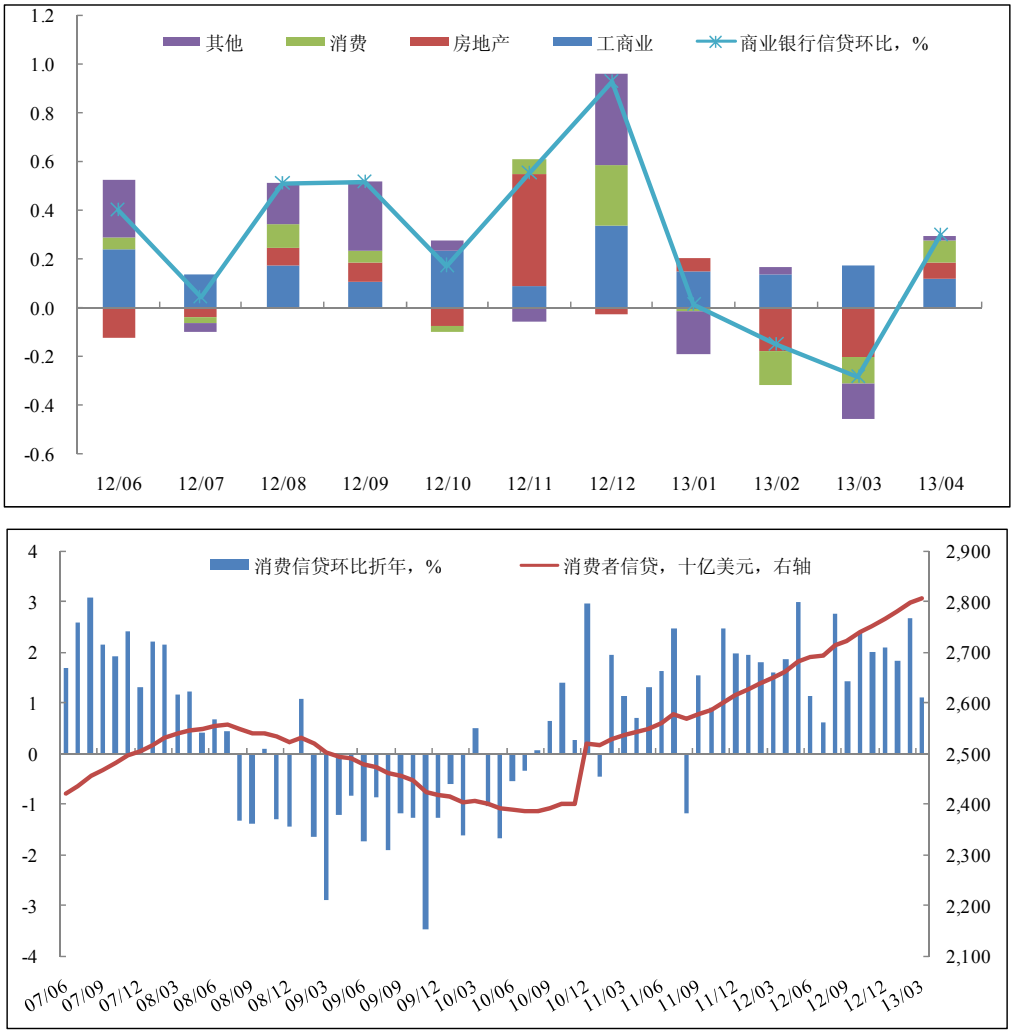
图 2-4-8：美国住房市场





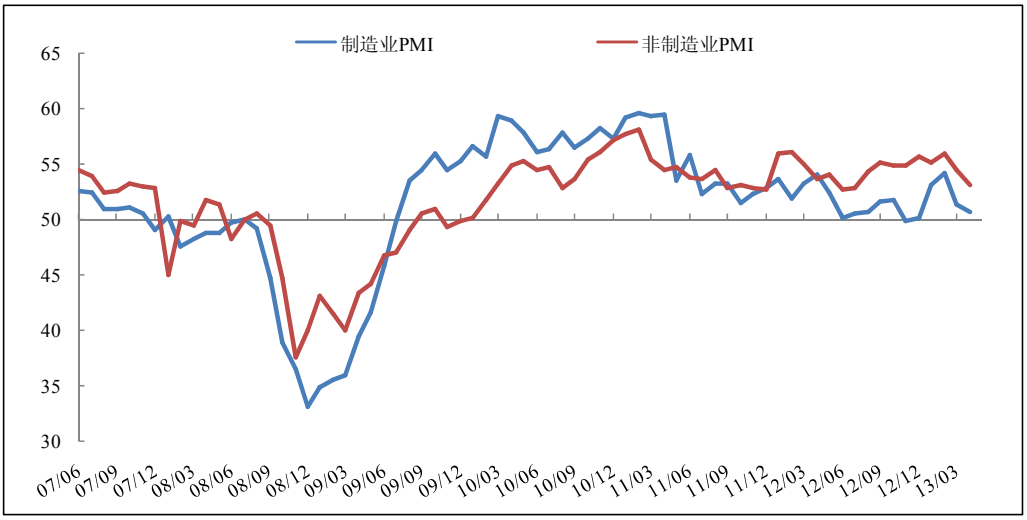
2013 年一季度，美国个人储蓄存款占可支配收入的比例已从上一季度的 4.7%降至 2.6%，这一水平恰与危机爆发前 2007 年一季度完全一样；2013 年一季度，少于 10 万美元的美国工商业贷款利差从上一季度的 4.01%进一步降至 3.94%，不仅低于 2008~2012 年危机期间的 4.15%，还低于 1986 年以来历史平均的 4.08%，表明美国小企业正从金融体系恢复中获得更好的资金支持，经济增长的微观基础进一步得到巩固。

图 2-4-9：美国信贷增速



受制于中国和其它新兴市场增长减速，5 月份美国 ISM 制造业指数回落至 49.0，低于 50 的荣枯线。今年 2 月份，美国工厂活动指数达到近两年内最高水平，但此后随着美国政府削减预算、国外经济复苏缓慢，美国制造业活动便开始下滑。另一方面，美国 5 月 ISM 非制造业指数 53.7，为 2 月以来最高值，这一数据表明，美国总体经济状况仍然向好，而服务业这一占了该国经济重头的经济领域的总体表现状况也依旧稳健。分项数据显示，商业活动指数由 55.5 升高到了 56.5，新订单指数由前值 54.5 升高到了 56.0，库存指数由 60.5 升高至 62.5，但就业指数却由 52.0 小幅滑落到 50.1。另外，进口指数由 58.5 滑落到了 49.5。

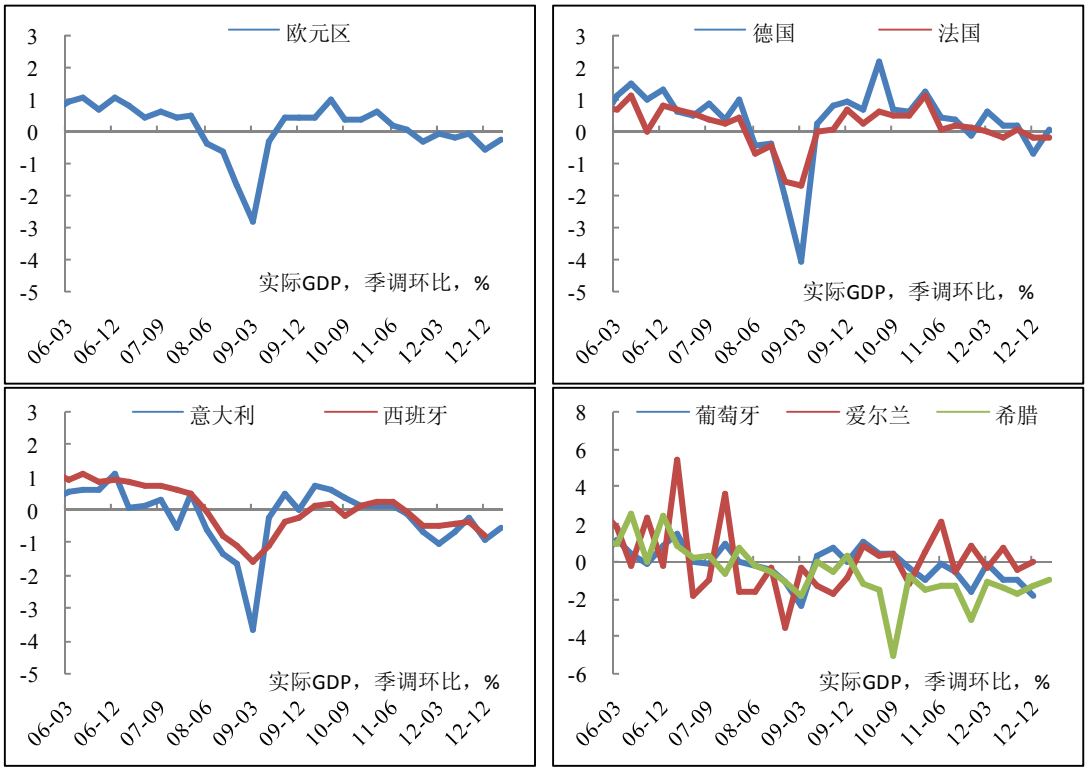
图 2-4-10：美国 PMI 指数在 50 以上



第三、欧洲经济下滑趋势放缓、主权债务危机和银行危机风险降低，但失业率仍呈现上升态势，短期来看，欧洲经济改善有限

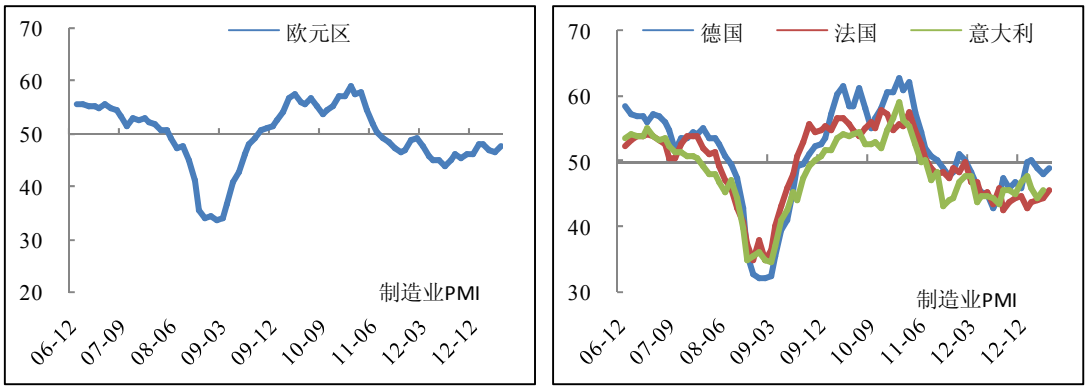
2013 年 1 季度欧元区经济连续第 6 个季度萎缩，并创下最长衰退时间记录，但下滑趋势放缓。数据显示，1 季度欧元区本地生产总值（GDP）初值同比下降 1.0%，去年四季度下滑 0.9%。欧元区核心国家表现亦不理想，德国经济小幅回升并未能弥补法国和意大利经济衰退的影响。德国联邦统计局数据显示，1 季度德国 GDP 初值环比增长 0.1%，同比萎缩 0.2%。

图 2-4-11：欧元区实际 GDP 季环比



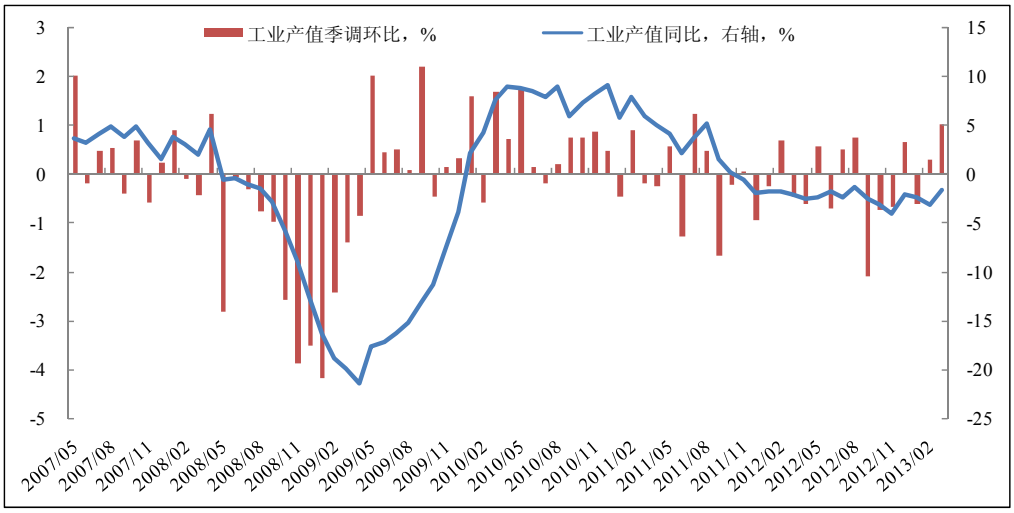
从制造业形势来看，尽管欧元区 5 月制造业采购经理人指数（PMI）终值上修至 15 个月高位 48.3，制造业萎缩幅度明显改善，但由于 PMI 仍在 50 的荣枯分水岭下，欧元区内仍大范围呈现制造业萎缩。从欧元区国家来看，德国 PMI 仍低于 50，但有所改善，法国情况类似。西班牙及意大利 PMI 亦上升。

图 2-4-12：5 月份欧元区制造业 PMI 略有回升



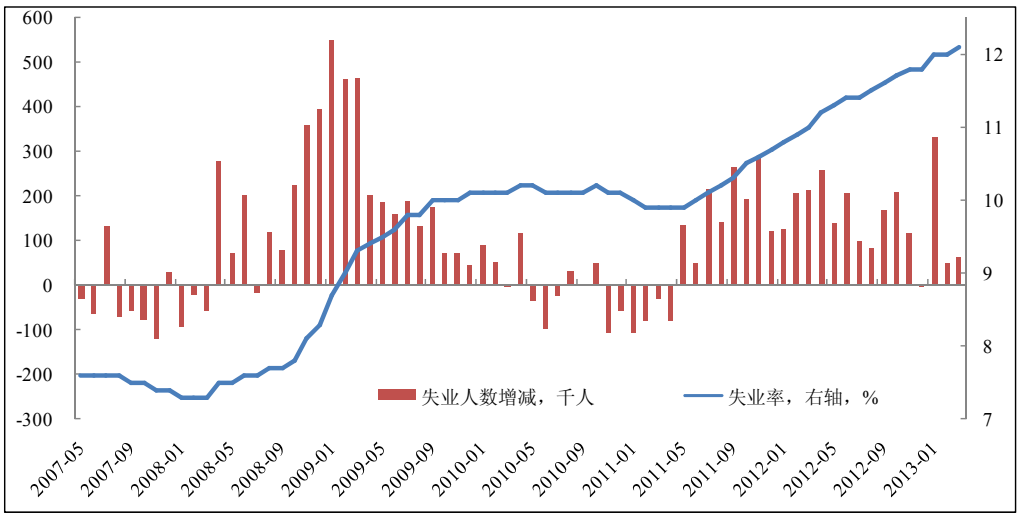
3 月份欧元区工业产值环比增长 1.0%，同比下降 1.7%，为 2012 年 8 月以来最小同比降幅。这意味着欧元区第一季度工业产值增长 0.3%，扭转了 2012 年第四季度下降 2.1%的局面，为欧元区经济在第一季度摆脱衰退带来一线希望。

图 2-4-13：欧元区工业产值



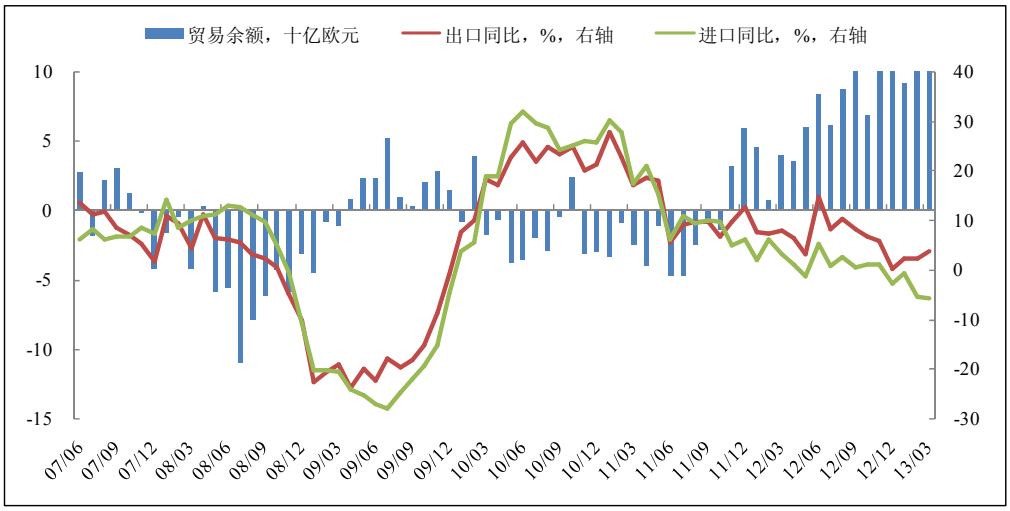
从失业率指标来看，欧元区失业仍处于高位并持续恶化的趋势，4 月底，欧元区失业率攀升至 12.2%。分国家来看，目前除了德国失业率不断下降外，其他国家均不乐观，4 月份，德国失业率为 6.9%，而法国和意大利则分别升至 11%和 12%的水平。这不仅给未来欧洲经济的总需求蒙上阴影，更为重要的是这将使欧洲财政赤字进一步恶化，并可能带来政治上的动荡。

图 2-4-14：欧元区失业率持续恶化



受出口大幅上升、进口出现回落影响，欧元区 3 月份未季调贸易帐盈余规模扩大至 229 亿欧元，盈余规模远超预期，创 1999 年 1 月份开始记录以来的最高水平。

图 2-4-15：欧元区贸易情况



第四、安倍经济学刺激日本经济大幅回升，长期来看，安倍新政将导致日本财政债务负担急剧上升，增大了日本未来发生主权债务危机从而陷入更深层次经济萧条的可能；短期中，因为中日政治关系的恶化和对日贸易在中国外贸比重的不断下降，日元贬值对中国大部分产品出口市场的影响有限。

2012 年底，新上任的日本首相安倍晋三推出了“面向日本经济再生的紧急经济对策”，即“安倍经济学”。安倍经济新政的目标非常明确，就是摆脱通货紧缩和日元高估的状态，实现 3%以上的名义增长率，增加就业，提高国民收入水平。指导其经济刺激政策组合的方针有三个：激进的宽松货币政策、灵活的财政支出政策和促进民间投资的增长战略。

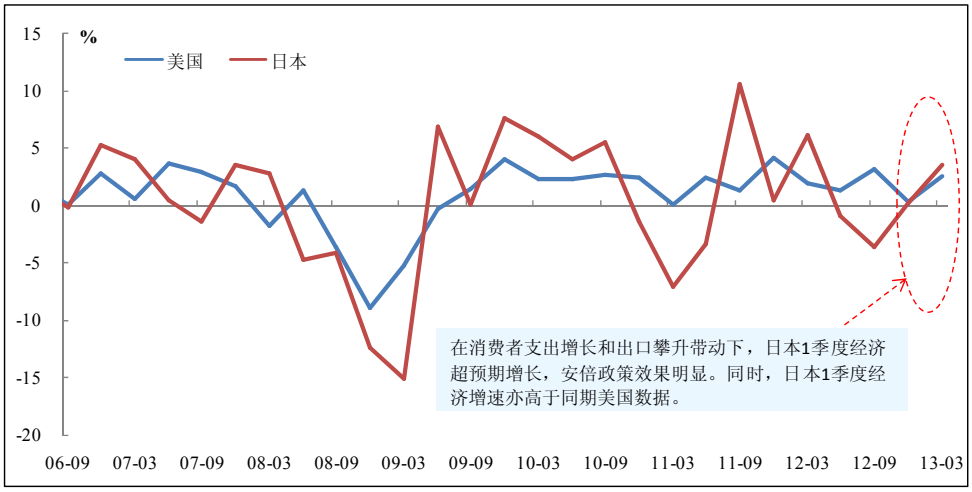
表 2-4-2：安倍经济新政的计划安排

2013 年	1 月 11 日	提出紧急经济对策
	1 月 15 日	内阁会议决定了 2012 年度补充财政预算案*
	21~22 日	日本银行货币政策会议，提出以 2%通货膨胀率为目标，强化金融宽松政策
	2 月	2012 年度补充财政预算案通过
	4 月	日本银行新任总裁黑田上任
	5 月	2013 年新年度财政预算案
	6 月	召开“产业竞争力会议”，讨论经济增长战略内容
	秋天	如果不能发现摆脱通货紧缩的迹象，将讨论延期消费税提高的时间
2014 年	4 月	原定于 4 月消费税提高至 8%的计划可能延期执行
2015 年	10 月	原定于 10 月消费税提高至 8%的计划可能延期执行
	年内	达到中央和地方的基础财政收支的赤字比重比 2010 年度减半
数年以内		实现 2%的物价上涨目标，摆脱通货紧缩 通过实施增长战略，实现名义 GDP 增长 3%

*：日本的财政年度从每年 4 月 1 日开始，来年 3 月 31 日结束。
资料来源：神原谦等，2013《アベノミクス徹底解説：どうなる公共事業、金融緩和、成長戦略》

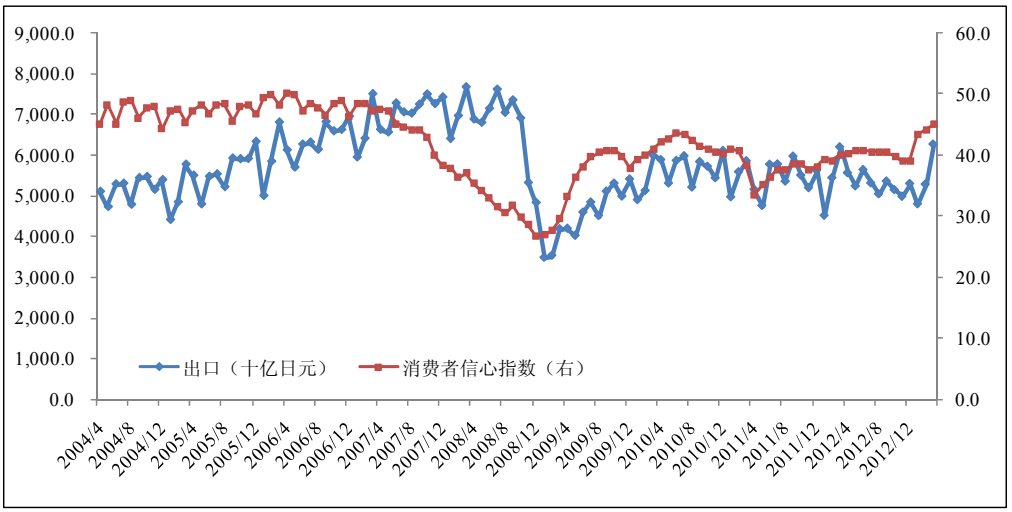
受政府 20 万亿日元刺激方案和日元疲软带动，1 季度日本民间消费持续增长，出口大幅好转。2013 年 1 季度日本实际国内生产总值（GDP）季率增长 0.9%，折算年率增长 3.5%，连续两个季度正增长，增速创 G7 最高。

图 2-4-16：日本一季度经济大幅增长



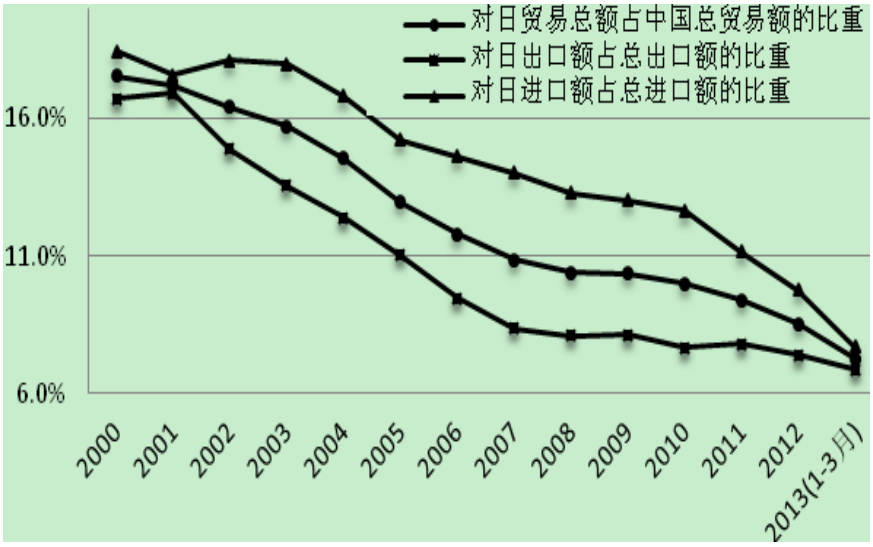
数据显示，内需和外需对日本第一季度经济增长贡献率分别为 0.5 个和 0.4 个百分点。内需方面，受日元贬值和故事大幅上涨刺激，消费者心理大幅改善，个人消费环比增长 0.9%。但 1 季度日本企业设备投资依然较为谨慎，环比减少 0.7%，公共投资增长 0.8%。外需方面，受日元贬值和美国汽车市场好转等因素影响，日本第一季度出口增长 3.8%，进口则增长 1%。

图 2-4-17：日本 1 季度消费支出增加及出口攀升



安倍新政的措施，对中国经济的短期影响表现在由于日元大幅贬值造成的出口困难，以及加剧了世界金融市场流动性泛滥导致的热钱对中国金融体系的冲击两个方面。但因为中日政治关系的恶化和对日贸易在中国外贸比重的不断下降，日元贬值对中国大部分产品的出口市场的影响有限，非正常通道的“热钱”流入则需要中国政府认真对待。长期中，虽然日本经济的复苏对中国有利，但国内外强烈反对声音表明安倍新政很可能以政府财政债务负担急剧上升而潜在经济增长率难以提高而告终。这种情况下，日本未来将面临与欧洲一些国家相类似的主权债务危机的可能，这为未来的世界经济带来新的不安定因素，也对金融体系将日趋开放、潜在经济增长率出现下降迹象的中国经济产生负面影响。

图 2-4-18：对日贸易占中国贸易总额比重不断下降



第五、虽然 BDI 指数仍然低迷显示世界贸易还在底部徘徊，但从广交会和义乌小商品指数来看，我国出口出现了超预期的回暖，这将对我国下半年的经济

提供一定支撑。

近期反映世界贸易状况的 BDI 指数仍在低迷，但从中国外贸相关指标来看，我国出口出现了超预期的回暖。今年 4 月份广交会累计成交 355.4 亿美元，环比增长 8.8%，尽管同比去年春交会仍有 1.36%的降幅，但与去年 10 月份-13.77%的降幅相比，已明显回升。从 4 月份广交会出口成交主体来看，中西部地区参展企业成交额增长 4.4%，占比 26.9%，提高了 1.5%。从出口展区展位数情况来看，4 月份广交会展位数亦较去年同期和去年 10 月份略有增加。随之 4 月份广交会客商人数和成交额均较去年 10 月出现恢复性增长态势，今年我国外贸整体情况有望出现好转。

图 2-4-19：BDI 指数仍然疲软

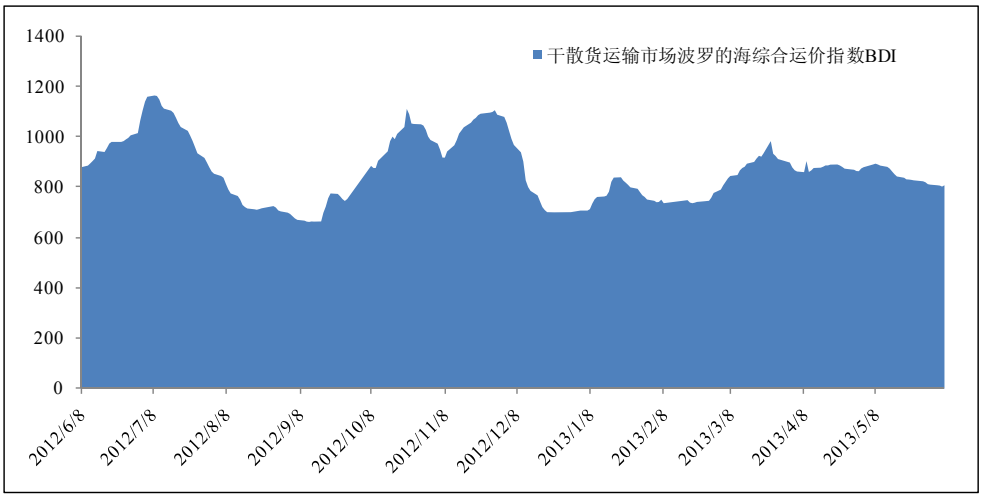
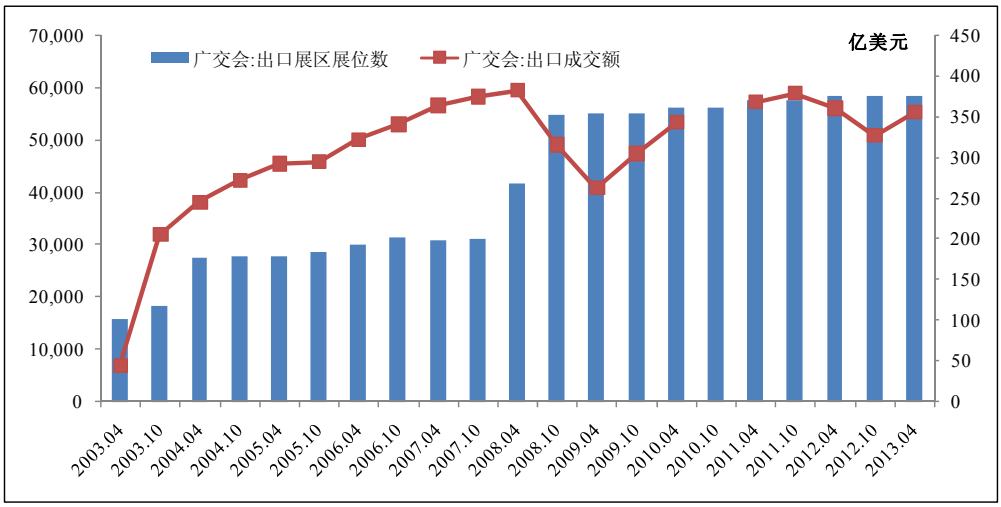


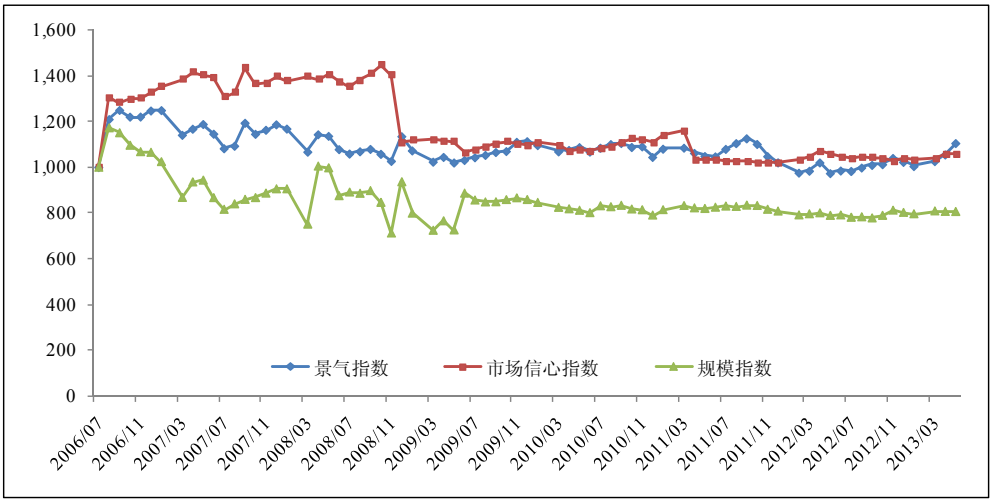
图 2-4-20：广交会成交额及展位均有所回升



5 月份义乌小商品景气指数攀升至 1,104.82 点，环比上涨 50.0 点，涨幅为 4.74%，同比上涨 131.79 点，涨幅达 13.54%，创下五年来同期新高，并扭转了前两年逢“5”即跌的局面。从趋势图中可以明显看出，该指数 4、5 月份呈现出加

速上扬的走势，其中 5 月份环比涨幅较 4 月份增加 1.91 个百分点，同比涨幅增加 10.14 个百分点，意味着我国小商品市场未来外贸形势将继续向好。

图 2-4-21：义乌小商品景气指数明显回升

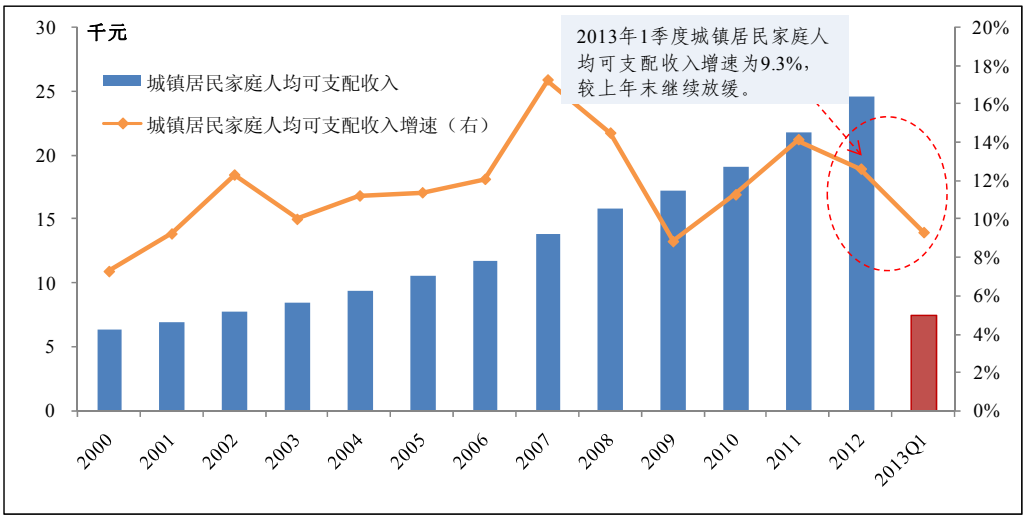


2、“八项规定”导致的部分消费缺口将在短期内被消化；但居民收入下滑对消费的影响存在一定的不确定性

我们预计“八项规定”导致的部分消费缺口将在短期内被消化，这里需要指出的是，靠“三公消费”拉动消费和内需，本身就是非常态和畸形的增长模式，此次规范“三公消费”虽然在短期影响了社会消费的增长，但其带来的冲击会较快消除，因为在现有权力体系下，三公消费会很快由变相消费和支出所取代。即使假设中央限制“三公消费”效果明显，但长期来看，政府会将原本三公消费支出的减少量，转移增加对其他领域的的投资和转移支付，此外，中央“八项规定”也在一定程度上减少企业和个人对政府消费的负担，降低沟通成本，对企业的长远发展有益。

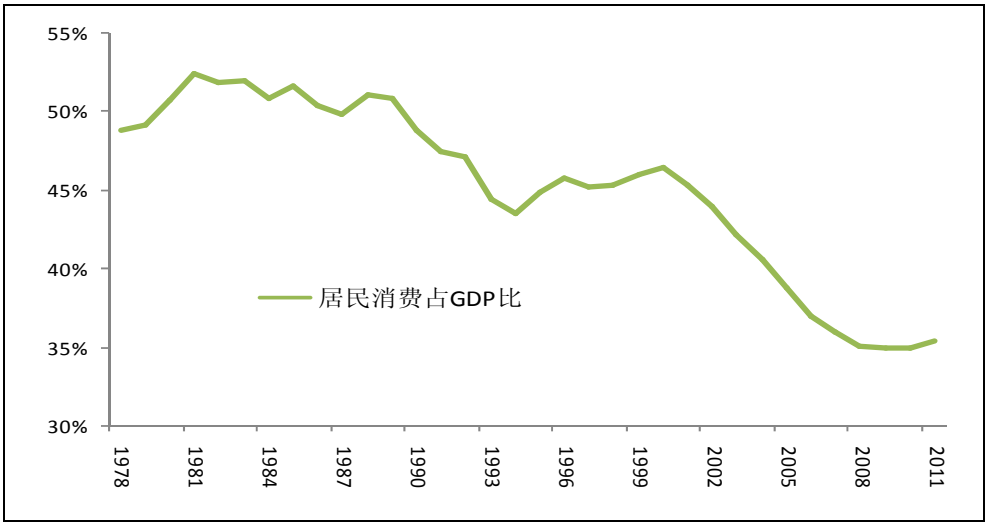
此外，一季度居民收入增速超预期下滑明显，在投资拉动贡献大幅降低的背景下，未来居民收入增幅走势将直接影响消费需求对 GDP 的贡献。1 季度中国城镇居民人均总收入 8,015 元，其中，城镇居民人均可支配收入 7,427 元，实际增长 6.7%，较去年全年收窄 2.9 个百分点。很显然，尽管城乡居民收入在增长，但其增速出现回落，这其中一个很重要的原因集中在工资方面。此前工资曾连续保持 15%的高增长，但现在继续由于实体经济尤其是制造业疲软，因此保持这种增速难度越来越大；另一方面，现在农产品价格增速回落，反映在农民身上，来自农业的收入增速就出现回落；此外，企业的经营状况尤其是中小企业经营困难，工资增长将受到一定影响。

图 2-4-22：城镇居民消费“囊中羞涩”



2000 年以来，我国居民消费占 GDP 比重不断降低，但 2011 年开始该比重略有上升，但一季度居民收入增速下滑给这一指标带来了不确定性，同时也给居民消费增长带来了变数。

图 2-4-23：扣除政府消费后我国居民消费占 GDP 的比重（%）



3、由于本轮“换届效应”相对滞后，且地方政府受困于财政约束，当前政府投资推进较慢；此外，在经济疲软和改革尚不明朗的背景下，民间投资出现减少和外逃的现象，社会观望气氛较浓，民间投资的不确定性加大。民间投资增速持续放缓，是当前经济缺乏内生性增长动力的核心标志。

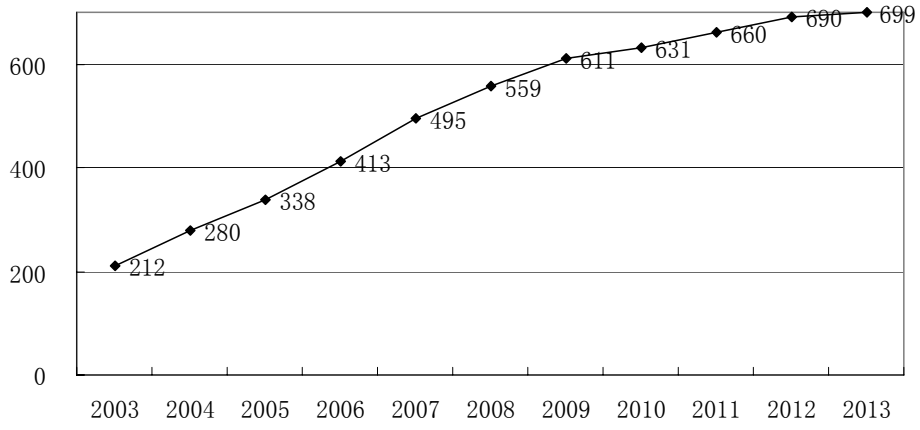
在民间投资投资存在不确定的同时，我们也可以从中看到一些可能的积极因素：全球资本向发展中国家的进一步流动以及热钱的进入可能有促于民间融资困局的解困，使外商投资增速提高；在铁路、金融以及其他垄断行业推出的各项新改革应当会创造新的投资空间。总的来看，政府应当适当放开部分垄断的市场准

入，提振民间投资信心，为经济内生性增长动力的提升创造条件。

4、今年以高校毕业生为主体的大量高端劳动力就业困难，我国当前和未来的就业形势依然非常严峻，大量待就业人群增加给经济调控和经济增长带来不确定性

我国劳动力市场的重要的特征是以民工为主体的低端劳动力市场和以大学毕业生为主体的高端劳动力市场存在明显的市场分割。当前低端劳动力市场就业形势相对较好，但“大学生就业难”的问题却日益凸显。我国劳动力市场上拥有大专以上学历劳动力的需求供给比已经从 2006 年的 1.05 下降到了目前的 0.9。当前，拥有大专和本科学历的劳动力的失业率分别高达 13.4%和 11.9%；而拥有文盲、小学、初中学历的劳动力的失业率相对较低，分别为 3.3%、5.9%和 7.7%。大学毕业生人数的持续增加是造成我国“大学生就业难”的重要因素。2003 年，全国大学毕业生总数为 212 万，随后屡创新高，2012 年这一数字已经增至 680 万，而且 2013 年新增大学毕业生将继续增加至 699 万的历史新高，未来这一数字也难以出现大幅下降。国家人力资源和社会保障部统计数据显示，截止 2012 年 9 月，全国大学毕业生就业率平均值仅为 80%，这意味着当年有 130 万大学毕业生没有找到工作。

图 2-4-24：全国历年大学毕业生人数（单位：万人）



资料来源：国家人力资源和社会保障部

5、当前中国价格水平基本处于低位波动的状态，短期内没有出现快速回升的内在动力，但中期压力巨大，特别是 4 季度后期和 2014 年可能面临 CPI 快速反弹的冲击。

第一、近 6 个月，食品价格将在猪肉价格底部运行、粮食价格稳定、国际价格稳定的作用下在底部运行，运行区间可能在 5~7%之间；第二、居住类价格在

房价受到控制之后排除了大幅度上扬的可能；第三、在产能过剩的作用下，工业品价格虽有所反弹，但依然有限，全年可能 1~2%的增长水平；第四、全球流动性虽然大幅度上涨，在 2013 年经济的温和复苏环境的限制下，流动性在短期难以转变为购买力，缺乏必要的触发机制，输入性通货膨胀在短期难以形成，2013 年发达国家的价格水平预计在 1.6%，比 2012 年低 0.4 个百分点，而新兴市场经济体与 2012 年持平，维持在 6.1%的水平；第五、货币政策的定位可能有促于低通货膨胀预期的形成，市场人士基本都将 13%M2 增速的解读了偏紧的定位；第六、各类成本上涨因素虽然依然存在，但增速已经越过高点，对于价格指数的冲击并不是处于加速状态；第七、价格改革的确是 CPI 变化的因素之一，但存在滞后效应。2013~2014 可能出现 V 型调整，底部可能在 3~4 季度。2013 年全年 2.9%左右的增速。

对于 CPI 的担忧可能是中期的问题，特别是 2014 年的重点，其原因在于：第一、猪周期反转导致猪肉价格上扬；第二、粮食“10 年丰”存在很大的难度；第三、国际大宗商品的反转存在极大的可能，全球流动性向购买力转变的速度加快；第四、房地产价格中期反弹的可能性依然存在；第五、整体经济增长的加速复苏；第六、全社会融资总额增速以及货币存量过大在经济加速的促推下将快速转化为通货膨胀的直接动力。

6、将于下半年召开的三中全会可能会对未来中国的改革作出战略部署，新一轮的改革周期将重启，但改革自身存在的各种不确定性和不可预期的因素对整体宏观经济会产生重大影响。

综合以上分析和判断，我们认为随着各种失衡和矛盾的加剧，包括市场与政府的关系失衡、资本与劳动的利益失衡、地区发展失衡和收入分配失衡等，在扭曲加剧、风险凸显的背景下，传统增长方式留给我们的选择只有两个：不改革，继续依赖增长解决社会经济矛盾，社会矛盾不断累积。一旦增长停滞，矛盾爆发。改革，重新调整经济增长路径，适当降低经济增长速度，深化结构调整，实现内需的可持续增长。

事实上，中国经济增长的奇迹与改革的推进密切相关。改革推动了资源利用效率的提高和资源重新分配，各阶层在改革过程中增加了自身福利也进一步推动了改革的进程。在 1992 年前，中国采取了局部改革，取得部分改革的经验。1992 年到 2002 年，通过更为全面的市场改革，国有企业改革，外贸改革，金融制度改革促进和经济增长。2002 年，新一届政府推动和谐发展和包容性增长，社会

经济发展再上一个台阶。尽管改革过程中存在这样那样的问题，但改革继续推进是经济继续发展的决定力量。当前，没有政府推动自我改革，深层次的改革难以推进。当前政府需要认清改革的局面，坚定改革的决心。从利益关系调整的过程中寻找改革的动力，挑动各方的积极因素，促进改革不断推进。

第三部分：未来改革的思路、着眼点和路径选择

一、我们对未来改革的思路可总结为“开放统一的大市场，有限有为的小政府、广泛低度的大福利”。

所谓“开放统一的大市场”是指要坚持市场导向的改革方向，按市场经济规律要求完善市场制度建设，破除区域和部门保护主义、放宽市场准入、鼓励竞争，使市场不仅在商品领域，而且在生产要素领域有效发挥资源配置的基础性作用，减少政府干预，在全国形成统一、有效和开放的大市场。同时，要防止贸易保护主义，坚定不移走开放之路。加强法制建设，在依法治国的总框架下建立产权、契约、竞争为基础的市场经济秩序，尊重企业家精神、提振民间投资和创业信心。

“有限有为的小政府”是指合理界定政府职能，规范政府的权力边界和行为，减少政府对经济生活的直接干预，纠正政府“越位”、“缺位”甚至是“错位”的问题，尤其是要清理和退出 2008 年以来反危机的临时应对措施，防止行政干预固化。从经验来看，缩减政府机构和人员的规模是行之有效的措施。同时，政府要加强公共服务和宏观调控职能，在这些领域有所作为。

“广泛低度的大福利”是指建立广泛的、低标准均等化的社会保障体系，完善最低工资和基本医疗养老保险制度，形成全国统筹的覆盖全社会的“社会安全网”。 与此同时，要根据我国经济的发展阶段和公共财政能力合理规划社会保障安全网的推进速度，充分认识福利刚性并汲取其他国家的经验和教训，防止贪大求快、不切实际的大包大揽，扶贫不扶懒。特别是在当前经济调整期，企业面临困难的宏观环境下，不宜再增添企业负担。

在新一轮的改革过程中，政府自我改革是改革顺利推进的关键。要认识到改革的落脚点应该在政府本身，合理界定政府职能，纠正政府“越位”、“缺位”甚至是“错位”问题才是改革的核心，需要提醒的是在这个过程中，不能把调控误读或视为改革，要认识到类似之前的增量改革并不能带来真正的帕累托改进。

值得欣慰的是，通过对比十六大和十八大报告，我们可以看到政府在转变政府职能方面的决心。比如：十八大报告提到深化行政审批制度改革，继续简政放权；改革征地制度，提高农民在土地增值收益中的分配比例；加快改革户籍制度，有序推进农业转移人口市民化，努力实现城镇基本公共服务常住人口全覆盖；推动资源利用方式根本转变，加大自然生态系统和环境保护力度等。

表 3-1-1：十六大和十八大报告内容对比

关键字	十六大报告	十八大报告
国有企业	积极推行股份制，发展混合所有制经济	推动国有资本更多投向关系国家安全和国民经济命脉的重要行业和关键领域
生产要素	创造各类市场主体平等使用生产要素的环境，打破行业垄断和地区封锁，促进商品和生产要素在全国市场自由流动	保证各种所有制经济依法平等使用生产要素。健全现代市场体系
政府职能改革	完善国家计划和财政政策、货币政策等相互配合的宏观调控体系	深化行政审批制度改革，继续简政放权，稳步推进大部门制改革，健全部门职责体系
分配制度改革	健全社会保障体系，再分配注重公平，加强政府对收入分配的调节职能	加快健全以税收、社会保障、转移支付为主要手段的再分配调节机制
农村	提高农民进入市场的组织化程度和农业综合效益。发展农产品加工业，壮大县域经济	坚持工业反哺农业、城市支持农村和多予少取放活方针。改革征地制度，提高农民在土地增值收益中的分配比例
城镇化	坚持大中小城市和小城镇协调发展。发展小城镇要以现有的县城和有条件的建制镇为基础，引导农村劳动力合理有序流动	增强中小城市和小城镇产业发展，加快改革户籍制度，有序推进农业转移人口市民化，努力实现城镇基本公共服务常住人口全覆盖
财税体制改革	无	健全中央和地方财力与事权相匹配的体制，完善促进基本公共服务均等化和主体功能区建设的公共财政体系，构建地方税体系
对外经济	开拓新兴市场，努力扩大出口。进一步吸引外商直接投资，鼓励跨国公司投资农业、制造业和高新技术产业	创新开放模式，坚持出口和进口并重，促进加工贸易转型升级，发展服务贸易
节能环保	无	推动资源利用方式根本转变，加大自然生态系统和环境保护力

资料来源：莫尼塔

二、在改革过程中，具体要处理好“政府和市场”、“中央和地方”、“国企和民企”和“初次分配和二次分配”等四个方面的关系。

1、正确处理好政府和市场的关系是改革的核心

政府和市场之间并非简单的此消彼长的关系，而应该是互补融合的关系。关于政府和市场的分工，经济学理论和国内外的实践表明，政府应当在外部性强、自身具备优势、能够给企业和市场带来补充支撑效应的领域发挥其主导作用；而在一般竞争领域，政府应当放权，交由市场有效发挥资源配置的主导作用。而当前，我国经济的实际情况在于，政府部门在市场失效的公共产品的提供上作用不足，而在竞争领域，政府部分参与程度过深，即存在明显的“缺位”和“越位”。

事实上，政府退出竞争领域并无意味着政府所发挥的作用递减，恰恰相反，随着市场经济的发展壮大，政府的相关职能作用也会随之增长。政府发挥作用的合理范围也是随着经济发展的阶段和经济环境相应变化的。在经济初期阶段，政府应该重点在基础设施等公共产品领域发挥作用；而在经济发展成熟阶段，随着基础设施大规模投入的完成，政府应当更多的提供创新的机制和政策环境，推动产业升级。在经济遭受冲击时，政府有必要介入经济中去以平缓经济波动，但在经济危机渡过以后，应逐步退出。

因此，现阶段处理好政府和市场的关系，政府应当逐渐减少行政审批，这也是政府切实转变职能的一个重要体现。行政审批实际上增加了企业经营的不确定性和交易成本，阻碍了正常的市场竞争，并导致寻租腐败行为，对企业发展不利。

具体而言，我国要真正实现“统一开放的大市场”，对政府而言，应采取以下措施：停止干预市场价格和交易，逐步废除对土地、劳动力、能源、矿物以及资本价格（利率和汇率）的管制；同时改革垄断企业；改革税收制度，以全面落实改善社会福利的目标；增加在社会保障、医疗、教育、住房和环境等公共服务领域的开支。

此外，政府政策要注意以下方面：一是平衡，即宏观政策的松紧平衡，该压的要压，但该保的一定要保；二是服务，政府应该为放松微观经济提供服务，创造环境；三是采取渐进的政策措施，保持社会稳定，防止出现经济和社会的较大波动。

2、理顺中央和地方的关系，以事权重新确定财力配置，同时在这个过程也可以清理和整顿地方债务问题，防范融资平台风险

自 1994 年分税制改革以来，中央和地方在财政收入和支出方面的匹配愈发失衡。1994 年之前，中央财政收入占比大致在 20%~40%的区间，但 1994 年之后，中央财政收入占比则迅速增至 55%左右；财政支出方面，中央财政支出占比一直处于下滑的趋势，2011 年，中央财政支出占比仅为 15%左右，而地方财政支出占比则高达 85%。在此背景下，地方政府不得不扩大负债规模来弥补收支间愈发大的资金缺口，从而导致当前地方融资平台风险加大。

图 3-2-1：中央和地方财政收入占比情况

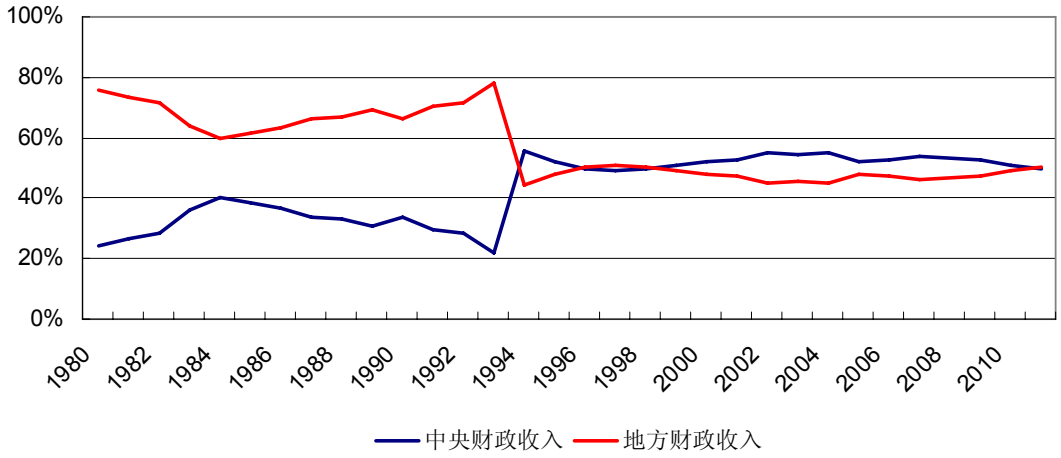
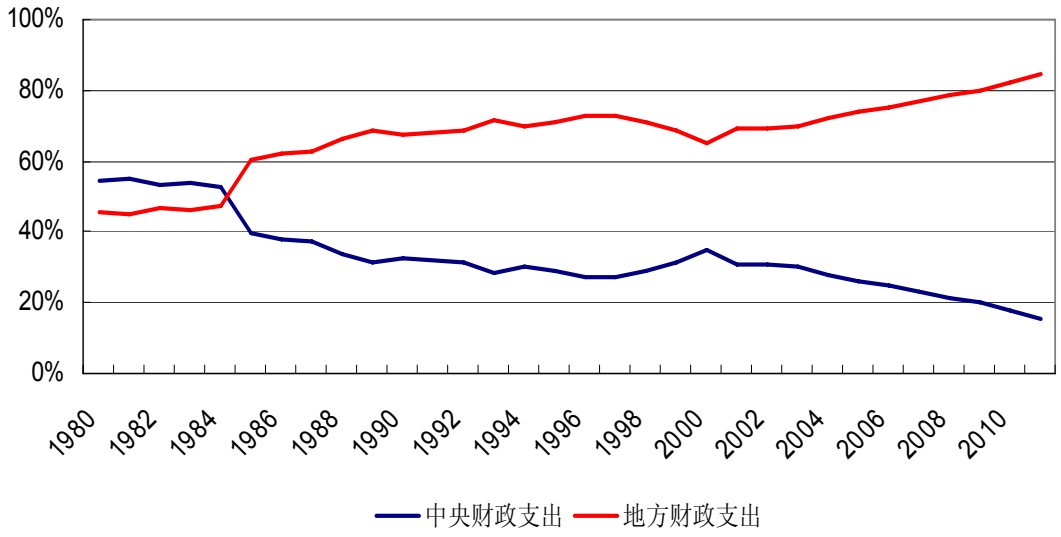


图 3-2-2：中央和地方财政支出占比情况



这里需要强调的是，在理顺中央和地方关系的同时，不能忽视地方之间的无序竞争和地方保护主义。地方政府之间的相互竞争会影响到各地区的创新水平，进而会影响到各地区的经济结构的调整。如果要实现通过地区创新能力的改进来实现结构转型，那么建立规范的地方政府间竞争秩序就至关重要。

3、自 2008 年全球金融危机以来，为应对经济危机冲击，国有企业发挥了重要作用，为平滑经济波动作出了重要贡献；但与此同时，本轮国有企业的规模扩张进一步激化了国企与民企的矛盾，民间投资和活力减退，民企生存空间进一步压缩。在当前经济复苏乏力的背景下，重新调整定位国企和民企的关系，激活社会资本，成为未来经济快速复苏的基础。

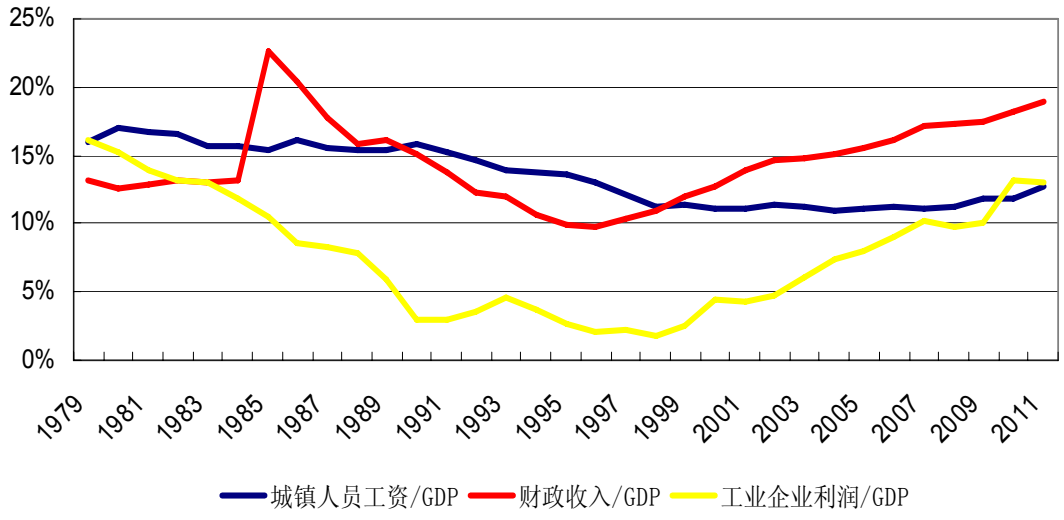
2008 年经济危机以来，中国经济中“国进民退”趋势愈发明显，国有企业对民营企业的挤压更为严厉，这不仅体现在国有企业全方位向各个行业延伸，同时

在资源的获取具有先天的强势，比如在获得银行贷款上，国有企业能过以很低的成本获得资金，而私企要么无法获得融资要么为资金支持高昂的成本。这这种背景下，国企对民企的“挤出效应”不断放大，并直接导致当前以政府投资为主导的经济增长乏力，社会投资日渐萎缩。

4、我国收入分配结构今年来没有得到真正改善，反而出现持续恶化的局面，这种收入分配格局的刚性决定了中国消费加速和消费升级难以在短期内得以实现。未来初次分配和二次分配关系的重新调整到位，将突破当前中国经济投资效率递减的困境，真正改善当前需求结构，使消费成为三驾马车的主动力。

新世纪以来我国收入分配格局一直处于恶化的趋势。这集中体现：财政收入占 GDP 比重由 2000 年的 12.68%快速上升至 2011 年的 18.97%；规模以上工业企业利润总额/GDP 由 2000 年的 4.43%上升至 2011 年的 12.98%；而城镇单位人员工资/GDP 自 2000 年以来一直保持在 11%左右，居民在收入分配格局中一直处于劣势，不过值得欣慰的 2011 年城镇单位人员工资/GDP 占比出现小幅改善态势，升至 12.67%。

图 3-2-3：中国初次分配格局持续恶化



这种收入格局的恶化主要来源于中国初次分配制度没有变革，劳资关系没有得到根本性改善，国有企业的市场地位不仅没有被削弱，反而不断得到加强，政府在分权竞争下并没有让利于民，其财政实力反而有所攀升。因此，在未来的结构调整中，初次分配格局调整、以及初次分配和二次分配关系的重构直接关系到居民收入和消费能力的提升，进而影响居民消费在需求结构中的地位。

调整国民收入分配格局的重点是通过企业合理地增加劳动者报酬支付、增加

分红和政府增加社会福利开支，居民部门在初次分配中和再分配中的收入比重得到合理的增加，从而增加居民收入在国民收入初次分配和再分配中的比重，具体而言：

首先，需要推进提高居民从企业获得劳动报酬的制度改革。（1）形成劳动者报酬决定的集体协商谈判机制，从根本上改变单个劳动力与用人单位在谈判中的不利地位。（2）进行税制改革。将目前的生产型增值税转变为消费型增值税。因为税制的转变，必然引导地方政府关注重点的转变，使其由招商引资转变为打造良好的消费环境，自觉提高劳动者的报酬，刺激消费需求增加，从而使税收增加。（3）建立健全涉及保护劳动者利益的各项法规，严格保护劳动者权益。这包括严格的劳动保护制度、最低小时工资标准制度、社会保障制度、根据物价指数调节居民劳动报酬水平的制度，等等。

其次，需要推进有助于增加居民财产收入的制度改革。（1）从法律和产权制度上保证居民特别是中低收入阶层的财产。因此，更大力度保护普通居民的财产权，以及他们在任何地方都能靠劳动吃饭的机会，是最应该被“创造”的“条件”之一。（2）加强和完善资本市场立法，创新金融及其管理制度，为居民获得和拥有更多的财富创造出更多的金融工具。

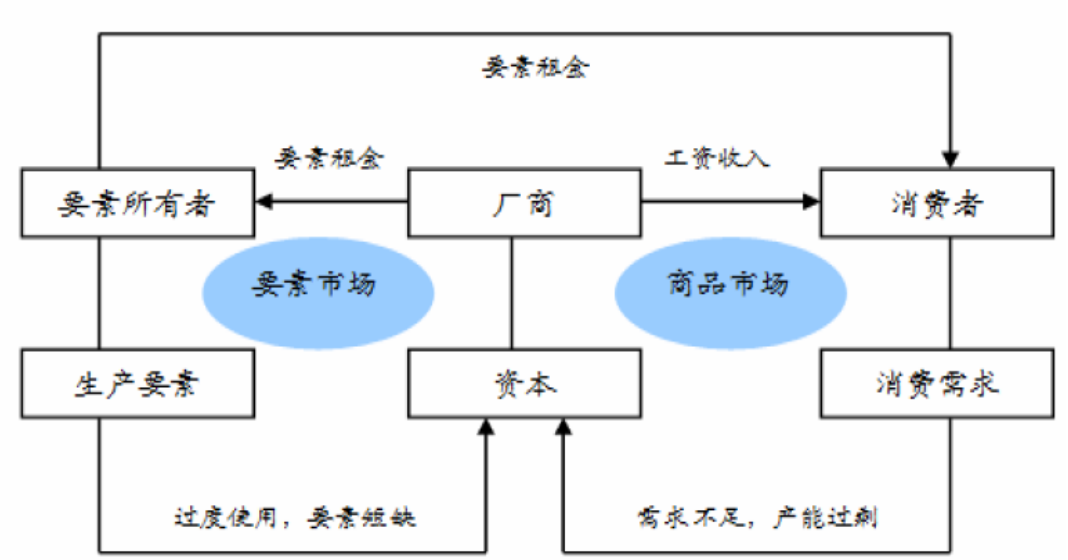
再次，调整居民内部各阶层之间的收入分配差距，也可以起到扩张居民消费的作用，但这个作用要远远小于调整国民收入分配格局对居民消费的扩张效应。因此，从长期来看，改革收入分配体制是大力提升消费率的重要路径，也是未来消费成为新的经济增长源泉的必然选择。

三、在未来的改革过程中，需要一个整体的改革框架、全方位的改革维度以及对改革步骤的准确拿捏，具体涉及到未来改革的着眼点、时间表和路线图问题，这些都关系到改革的成败

1、通过我们前期的分析，当前产能过剩、监管套利、影子银行等几大风险归根结底反映了我国市场调节效率趋减和结构性资源错配的实质，因此未来改革的着眼点应在于要素市场改革以及制度层面的改革

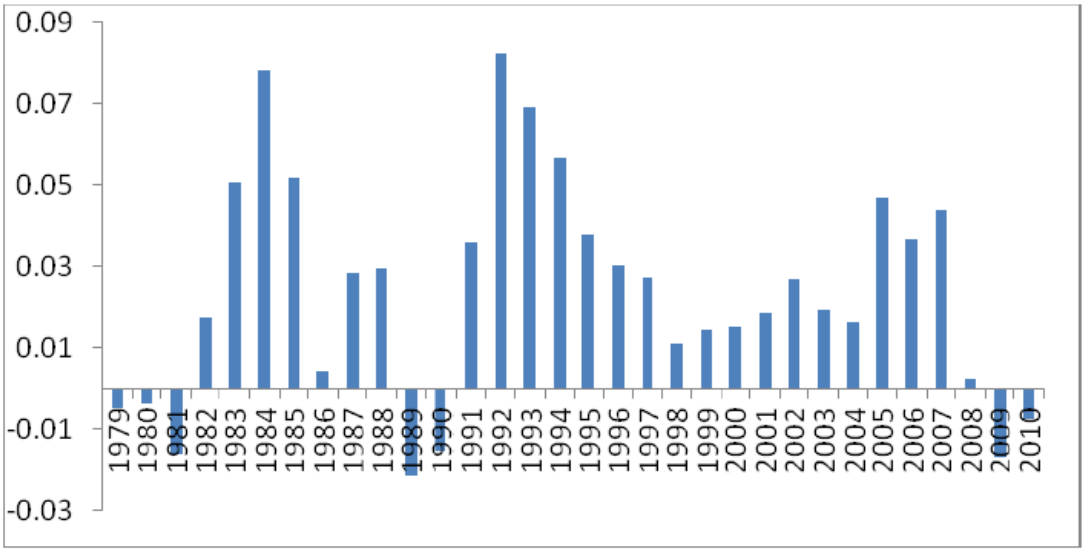
我国产能过剩问题反映了制造领域供给过剩的态势；而经济潜在增速的下降描绘了供给不足的矛盾，当前我国要素市场短缺和商品市场产能过剩形成了鲜明对比，要素市场的价格管制直接导致要素市场短缺的同时，也引发了产品市场的投资冲动和产能过剩问题。因此，解决产能过剩的核心在于要素市场的改革。

图 3-3-1：要素短缺与产能过剩



事实上，通过我们前几期的报告研究也发现，如果采用标准的附加人力资本的增长核算模型计算，我国全要素生产率（TFP）增速在 2008 年突然出现大幅下滑，在 2009 年和 2010 年则转为负增长，这不仅拖累了 GDP 增速，同时也说明生产效率在政府主导的投资激增下基本处于停滞甚至倒退状态。

图 3-3-2：我国 TFP 增速由正转负



值得说明的是，目前国内对于 TFP 的测算大多数是建立在“索罗余差”法的基础之上的，即把 TFP 的波动来源近似为技术生产率的变动。但是应该注意的问题是，TFP 的变动不仅仅来源于生产率水平的变化，而且更深层次的反映了一国市场调节效率和生产要素的资源配置效率。面对我国当前局面，不仅需要解决要素市场的缺陷问题，更为重要的是解决国有企业的垄断行为和地方政府的地方保护行为，使得改革调整真正做到由单纯以技术创新为主体的“供给管理”转向制

度层面的改革，完善宏观经济政策实施的制度基础。

因此，未来改革的着眼点和取向将主要集中在两个层面：

第一、要素市场的改革：生产要素价格形成机制应当逐步向市场化迈进，实现生产要素价格的重估和调整。具体而言主要包括资金、土地、资源、环保、产权和劳动力等生产要素的改革。

表 3-3-1：生产要素市场改革内容及方向

生产要素	改革内容及方向
资金	利率市场化、资本逐步开放
土地	允许土地流转、土地价格重估等土地制度改革
资源	水电气油等资源价格系统的梳理和重估
环保	提升环保成本，将环境因素内部化
产权	重视对产权的保护
劳动力	劳动力市场价格使其回到正常均衡水平

第二、制度层面的改革：从宏观层面需要进一步转变政府职能，处理好政府和市场的关系、中央和地方的关系、国企与民企的关系、一次分配与二次分配的关系等，具体而言应包括有序放开垄断行业、摈弃地方保护主义、简化审批流程、调整收入分配、户籍制度、财税体制改革等。

值得说明的是，这两个层面的改革不是彼此隔离的，事实上二者相互交织，“你中有我，我中有你”。比如产能过剩问题、影子银行问题等不仅存在要素市场的错配和扭曲，更本质的还是体制的问题。以地方政府招商引资为例，政府凭借其在土地市场上的垄断地位以低价向企业提供大量的工业用地，激励企业的投资热情，而在这个过程中，地方政府不仅垄断了征地权，而且在征地过程中压低对农民权益的保护和补偿，使得征地价格没有充分反映土地的真实价值，长期以来政府这种导向不仅积累了产能过剩的矛盾，还严重扰乱了要素市场真正市场化。

2、在确定了新一轮改革的思路和原则之后，改革的时间表和路线图问题就显得尤为重要。

在“开放统一的大市场，有限有为的小政府、广泛低度的大福利”的改革思路下，新一轮改革主要的领域应包括政府行政体制改革、金融改革、财税改革、户籍改革、土地改革、国有资产管理体制改革等六大领域。

在改革的时间先后顺序上，我们认为应当遵循循序渐进的原则：先简后繁、先推动共识性高的领域后推进分歧大的领域的改革、先加快当前紧迫性强的改革，特别是与稳增长和加快城镇化步伐相关的配套改革，如土地制度、户籍制度和投融资体制的改革，应该尽早出台方案加快实施。

表 3-3-2：改革的具体领域及先后顺序

改革领域	具体改革内容	先后顺序
政府行政体制改革	大幅减少行政审批，增强政府运作透明性、改进和创新行政审批服务方式、依法行政	改革共识性强、相对简单，应当加快推进
金融改革	利率市场化、汇率市场化、人民币国际化、降低金融行业准入门槛、资本账户开放等	共识性高、紧迫性强，但比较复杂，应当稳步推进
财税改革	进一步推进全面预算、扩大营改增范围、匹配中央和地方事权和财权、清查政府债务	分歧少、紧迫性强，但较为复杂，涉及利益分配，目前财税改革领域已开始启动
户籍改革	放开城市户籍限制、实现人员的自由流动	共识性强、但非常复杂，难点在于附着在户籍上的社会福利，对农村而言又涉及到土地流转问题，该领域改革可以适当推后
土地改革	明确土地产权、加快土地流转、改变供地方式、构建土地公平交易市场、改变土地财政	分歧大、涉及面广、复杂程度高、可以放在改革的最后
国有资产管理体制改革	放开市场准入、国有资产有序退出竞争领域、提高国有资产运行效率	分歧小、涉及到深层次的利益格局的调整，难度高，但相对紧迫，应当稳步推进

第四部分：结论与政策建议

通过上述分析，我们对当前中国宏观经济运行给出以下几个方面的判断和结论：

1、2013 下半年，深层次的结构问题和扭曲的体制性问题依然构成了中国宏观经济下行的主导力量。但是，由于全球主要经济体好转带来的外需改善，城镇化改革带来的房地产市场景气上扬、中国各项深层次改革全面推出带来的信心回升和预期逆转，地方政府在与中央博弈的过程中投资约束的缓解以及“八项规定”的政策效应逐步消化带来的消费渐进的回升，2013 年下半年中国经济依然存在增速反弹的基础。但由于外部环境改善有限、居民消费增长存疑、地方融资平台和影子银行整顿前景存在一定的不确定性以及深层次结构矛盾和资源错配扭曲调整过程缓慢，下半年经济回升力度有限。这决定了全年的经济走势将呈现出“前弱后稳”的趋势，并面临比较强劲的不确定性。

2、2012 年上半年以“稳增长”为目标的一揽子经济刺激政策出台，中国宏观经济受此影响在经历了四季度的小幅度短暂反弹后，于今年上半年在多重因素的持续作用下再次回落，这表明政府经济刺激政策在当前我国深层次矛盾激化的背景下已无太大效果或效果很不明显，“投资驱动”的经济增长模式在中国已经处于改革的临界点。

3、当前我国宏观经济复苏乏力既有结构性、周期性的因素，但根本上还是体制性的问题，依赖政府投资需求拉动的经济增长模式已是强弩之末，中国面临的深层次的内生性结构性问题决定了我国经济中长期内迈入“次高速增长时期”。

4、近期中国宏观经济数据带来的异常信号，导致了机构之间政策建议较大分歧，也给宏观经济调控带来新的压力。我们认为，这种宏观经济数据的混乱信号表明，中国宏观经济正处于调整期，未来经济的不确定性加大，也从根本上反映了我国结构性资源错配问题到了不容回避的时刻。

5、在经济复苏乏力、增速放缓的背景下，地方政府投融资平台风险；影子银行与监管套利风险；房地产泡沫风险；严峻的产能过剩风险和流动性泛滥的风险凸显并不断累积，五大风险本质上也是导致当前经济复苏乏力的根源所在。但总的来看，我们认为当前对这五大风险存在一定的高估，几大风险都指向体制问题，体制改革的推进将能有效化解风险，这也反映了改革的迫切性。

6、外贸环境、通胀预期、失业压力陡增以及改革自身的不确定性都给未来

宏观经济增添了几分不确定性，成为威胁宏观经济稳定的变数。

7、新一轮的改革思路可总结为“开放统一的大市场，有限有为的小政府、广泛低度的大福利”。具体要处理好“政府和市场”、“中央和地方”、“国企和民企”和“初次分配和二次分配”等四个方面的关系。具体要处理好“政府和市场”、“中央和地方”、“国企和民企”和“初次分配和二次分配”等四个方面的关系。

总的来看，虽然“扭曲加剧、增速趋稳、复苏乏力”，但宏观经济没有突破底线——结构性失业虽有所加剧但总体性就业没有恶化；价格水平回落，但没有出现通货紧缩；财政收入有所下滑，但政府运转依然顺畅；局部风险所有加剧但系统性风险却有所缓释；产能过剩步入新时期，但企业并没有全面步入负利润时代。因此，就短期宏观政策调控而言，我们给出以下几点政策建议：

1、当前宏观调控应当着眼于中期，为顺利展开改革和结构调整而进行中期布局，政策定位不宜大幅度放松。“稳健的货币政策+积极的财政政策”的中国宏观经济政策定位是十分适宜的，短期内不宜进行过大调整，其关注重心可以从短期问题和短期目标向中期问题和中期目标转移，即应当从“稳增长”、和“控通胀”的短期目标向“促改革”、“控风险”和“调结构”等中长期目标倾斜。

2、现阶段“稳投资”依然是“稳增长”的核心，在消费不振的情况下，投资仍然是拉动经济的主动力，力争短期内稳住宏观经济运行的几大底线，为后续新一轮改革的推出提供保障。事实上，简单的压低投资增速并不是好战略，要认清问题的核心不是不投资，而是由“谁投资”和“投什么”的问题，通过政策引导民间投资使之与政府投资互补推进是最优的选择。

3、货币政策和财政政策积极配合各类改革和结构调整政策的有序推出。例如价格改革必须在价格环境宽松时及时推出；财税体制改革必须在新一轮基本建设和房地产调控之前全面启动；金融系统性风险的清理和控制应当在金融机构绩效较好的环境中全面展开；产能过剩的调整也应当抓住部分区域和企业开工不足、绩效低下的时点重点推出。

4、货币政策应当注重以下要点：1）货币政策应当积极配合宏观审慎监管政策的实施，有步骤地推出在中期内缓释中国面临的系统性和区域性金融风险的政策措施；2）积极配合各类改革和结构调整，特别是应当抓住近期价格低位运行的时机，快速出台市场化价格改革；3）进一步稳定和引导通胀预期，强化市场对于货币供应量（M2）13%增速的解释；4）关注价格形势变异的中期因素，特别是应当对于2013年底至2014年较高的通货膨胀压力要有相应的前瞻性研究

和预防性缓释措施；5）鉴于近期外部冲击性质的变化，特别是金融渠道的外部冲击的加大，应当积极加大中国汇率的波动区间，加大资本流动的监控力度；6）社会融资总额的增速以及“影子银行”派生的流动性问题依然是近期监管的重要中间目标；7）整顿市场秩序，纠正扭曲，为金融改革做铺垫。

5、进一步推动财税体制改革，考虑推进整体性减税，同时，加快中央和地方事权和财权的匹配调整。短期内应加大“地方债”的发行力度，以缓解地方财政在收支上困境，同时探索地方政府债券管理的方式，防范债务风险。

6、可以适度推出新一轮消费政策，以对冲“八项政策”对于消费的冲击，但力度不宜过大。收入分配政策改革的落实和细化依然是消费信心维持的关键。

7、要密切关注就业尤其是大学生就业问题，为短期社会要稳住迎接改革的到来，及时推出相关促进就业的措施，提高大学生就业率。

8、提振投资信心，信心的逆转在当前显得尤为重要，启动民间投资依然具有战略性的意义。这不仅要求我们在信贷政策和财政税收政策上给予相应的短期支持，更为重要的是要给予民间投资更多的市场空间，要通过改革来扩展市场的边界和空间，从而稳定民间资本的信心。当然，在促进民间投资总量回升的基础上，还应当有意识地促进民间投资在结构上的优化。

9、“国五条”的细化和落实不宜一刀切，其对于房地产市场的冲击以及对于房地产价格抑制的效果十分复杂，可能需要观看实施的效果进行调整。短期内加强对房地产投资和投机行为的打击，逐步使房地产回归消费品的本质，在对房地产的调控中，要有保有压，不能简单的一刀切给首套房和改善型住房购买者带来额外的成本。此外，要看到当前国内房地产市场存在结构性的问题，北上广等一线城市由于拥有高质量的公共资源，其房地产市场具有较强的支撑，长期来看泡沫风险较小；而三四线城市房地产风险较大，因此，在房地产调控的过程中也要根据地区差异出台针对性的政策措施。

10、贸易政策不宜回调，中国贸易的竞争力没有恶化，中国贸易环境开始逐步改善，因此不宜简单维持局部产业的出口而牺牲总体贸易升级的布局。

11、为新一轮的改革释放信号并营造氛围。“推进改革”与“完善制度”虽然是中长期目标，但及时推出一些重大的制度改革和制度创新的规划和方案，对于引导当前对改革的预期是十分重要的。

经济波动的变异与中国宏观经济政策框架的重构

摘 要：本文通过构建附加“金融加速器”的 DSGE 模型，模拟和测算了近年来中国宏观经济波动的来源及其变化，并分析了中国宏观经济政策框架应当如何调整才能很好应对这些波动的变化，结果发现：1）在中国宏观经济波动中，国内经济变量冲击大概占了 60%。宏观经济政策不仅应该着重于对国内经济的调控，而且应该重视外部经济的冲击。2）国内冲击主要来源于 TFP 技术冲击和国内最终品价格加成冲击。这意味着中国宏观经济政策框架的调整不仅要从传统的需求管理为主的框架逐步向需求与供给管理并举的框架调整，更为重要的是必须强化制度改革，特别是打破垄断，以改善宏观经济政策实施的制度基础。3）在国外冲击中，以国外利率冲击和国外资本流入冲击为代表的金融渠道的冲击对中国宏观经济的影响已经超过贸易要素对宏观经济的影响。这意味着中国宏观经济政策框架不仅需要强化汇率的弹性，而且应当通过利率市场化等改革措施提高本国货币政策价格型工具的调控效率。

关键词：经济波动；宏观经济政策；金融加速器

一、引言和文献综述

自 2007 年美国出现次贷危机以来，中国宏观经济运行呈现出以下新特征：1）贸易波动加剧，如 2007—2012 年中国月度出口额和进口额的波动幅度[1]分别为 2001—2006 年的两倍和四倍；2）资本大进大出较为猛烈，以 FDI 为例，经济危机后的 2008、2009 年年增长率高达 30%—40%，而最近又呈现迅速下降趋势；3）全要素生产率对经济的驱动作用放缓，TFP 值开始步入下滑区间（杨向阳，童馨乐，2013）；4）市场结构出现了较大变异，尽管目前国有企业利润率呈现下降趋势，但是国有部门利润占比仍然上升较快[2]。5）结构问题开始凸显，产能过剩局面日益严峻。国际市场扩张速度的下降使得过去以出口促平衡的战略面临挑战，产能过剩成为了制约经济发展的巨大阻碍，这导致总供给对于价格机制反应极不

[1] 此处以方差衡量。

[2] 2012 年在规模以上工业企业中，国有及国有控股企业实现利润 14163 亿元，同比下降 5.1%；集体企业实现利润 819 亿元，同比增长 7.5%；股份制企业实现利润 32867 亿元，同比增长 7.2%；外商及港澳台商投资企业实现利润 12688 亿元，同比下降 4.1%；私营企业实现利润 18172 亿元，同比增长 20%。

灵敏。6）金融结构发生革命性变化，信贷量不断缩减，直接融资占比明显增长。根据中国人民银行 2013 年第一季度统计数据，人民币贷款只占同期社会融资规模的 44.7%。以上宏观经济表现出的变化亟需制定相应的政策调控框架。目前，我们应当思考的 2 个问题是：首先，中国近些年来经济波动的来源是否已经发生变异；其次，这些变异是否意味着中国传统的宏观经济政策框架将出现大范围的失灵，中国宏观经济框架是否需要全面的重构。下面我们按照经济波动—政策匹配的思路对相关文献进行综述。

国外关于经济波动的理论可以按照不同学派的观点进行划分。传统凯恩斯主义将经济波动划分为总需求和总供给冲击（Blanchard O J、D Quah，1989），以罗伯特.卢卡斯为代表的货币经济周期理论把经济波动的根源归为货币存量的随机变化，而实际经济周期理论（Kylland、Prescott，1982 和 Plosser，1983 等）将经济波动的冲击归为供给层面的技术冲击。近些年来，在经济周期理论基础上发展起来的新凯恩斯主义（以 Gali，Gertler，Christiano 等为代表）将名义价格、名义工资纳入进来，此时货币等名义变量的冲击变得逐渐重要起来，扩展了经济周期理论中只局限于研究实际变量的结论。

关于政策目标和工具的匹配，“丁伯根法则”（Tinbergen，1952）认为为实现某个既定目标，必须有一个有效的工具，为实现相互独立的不同目标，必需的有效工具个数至少要等于目标个数。如果一个政策体系包含的目标个数多余工具个数，将至少有一个目标无法完全实现。但是，如果一个政策体系包含的工具个数多余目标个数，那么实现这一组目标的途径就不止一条。尽管如此，由于工具的有效性和独立性，“丁伯根法则”并不是充分的政策指针。蒙代尔（1962）提出经济政策理论的问题是：如何将政策工具分配给政策目标，或者，如何将“价格”分配给“市场”。需要遵循的原则是，政策工具分配给政策目标的方式或规则，必须按照确保这种政策规则设计的动态政策体系是一个稳态系统，哪个政策工具对特定目标具有最直接的影响，该政策工具就应当用来实现这个特定政策目标，即“有效市场划分原则” 。

目前国内研究经济波动的文献主要是在传统凯恩斯主义 AD-AS 的框架和新凯恩斯主义的框架下进行的。如按照第一类框架的分析，中国的经济波动来源可以分为总需求冲击（李春吉，范从来，2010）、总供给冲击（龚敏，李文溥，2007）和混合冲击（高士成，2010）。而在新凯恩斯主义框架下的研究将更多的冲击类型包括到模型中，使得结论并不如 AD-AS 模型的结论那样统一。如李春吉，孟晓

宏（2006）发现消费偏好冲击和技术冲击对经济波动变化具有较明显的影响；孙稳存（2007）考虑到利率和货币量的综合货币政策指标，认为中国经济波动的主要来源是货币政策缺乏独立性而造成的货币政策冲击；许伟，陈斌开（2009）将银行信贷引入动态一般均衡模型，发现技术冲击解释了大部分产出、消费的波动，信贷冲击有一定的解释能力，而货币冲击的效应不明显；陈晓光，张宇麟（2010）认为政府消费冲击是一个重要的波动源；王燕武，王俊海（2011）引入偏好冲击、加成冲击、政府支出冲击和利率冲击，发现来自供给方的冲击对中国经济波动具有重要作用。

由于考察时间范围和研究方法的不同，不同学者对于我国宏观经济调控政策的取向也有不同观点。如李春吉，孟晓宏（2006）认为启动需求特别是刺激消费需求对于经济稳定增长的意义高于技术进步对于经济稳定增长的意义。龚敏，李文溥（2007）认为我国的宏观经济政策应该转向建立在自主创新基础上的竞争战略基础上的供给管理。王燕武，王俊海（2011）的模拟结果显示供给方的冲击对我国经济波动具有重要作用，因此应该适时强调供给管理。

综合以上文献，可以发现目前已有文献的缺陷主要体现在：1）基于动态一般均衡模型的研究多数没有考虑到开放经济条件，得到的结论只局限于国内经济变量，导致了模型与现实的严重不符；2）少数考虑到外部冲击的文献将外部冲击等同于贸易方面的冲击，忽视了金融要素的作用；3）以上文献的数据选取多为 2009 年以前，这有可能忽视金融危机后中国经济结构所呈现的新特征；4）多数文献以分析表面的经济波动为主，对于政策方面的挖掘不够深入。

本文试图克服以上缺陷，做出以下改进：首先，本文利用 1996—2011 年季度数据，引入国际资本流动、进口、出口等活动，充分描述开放经济的特征；其次，利用利率和货币增长率作为综合货币政策指标，更贴近中国的货币政策调控现实；再次，结合“金融加速器”，充分凸显金融要素的作用，此时中国与世界经济的联系不仅仅局限于贸易渠道的传导，而是拓展到金融渠道；最后，根据波动源的变异对宏观经济政策框架的重构提出建议。

二、模型设定

首先假设一小型开放经济，包括家庭部门、国外部门、国内中间品部门、资本生产部门、国内最终产品部门、进口产品最终品部门、政府部门。模型的作用机制是（见图 1）：家庭通过消费本国最终品和进口最终品获得效用，并向国

内中间品部门提供劳动和资本。由于家庭提供异质性劳动，因此家庭可以决定其工资水平。政府部门充当金融中介的作用，以无风险利率吸收居民存款的同时提供债券，之后以风险加成利率贷款给国内中间品部门，同时进行政府购买并制定货币政策。国内中间品部门利用本国的劳动、资本以及国外资本从国内资本生产部门购入资本品，进行中间品的生产，并将产品以完全竞争价格卖给国内零售部门。本国的资本品生产部门通过本期投资，生产出下一期可供国内中间品部门利用的资本品。最后，本国国内最终品部门和进口产品最终品部门分别从国内中间品部门和国外部门购入中间品，并加工转化为最终品，提供给消费和投资部门。此外，最终产品部门可以决定其垄断竞争价格，最终品部门的利润由于家庭产权制而属于居民利润收入。

模型包含的各部门设定如下：

（一）家庭部门

家庭部门代表性消费者的效用包含消费惯性的作用[3]，当期效用依赖于当期消费C_t、上一期消费C_{t-1}、当期提供的劳动L_t、当期的货币现金量M_t^c，货币现金量用当期价格转化为实际现金余额。消费惯性参数由 b 表示，σ_l表示劳动供给弹性。实际现金余额的设定与劳动的设定类似，ψ_M表示实际现金余额在效用中的相对比重。ξ_t^c、ξ_t^l分别表示消费偏好和劳动供给冲击。总效用贴现值为：

$$U_t = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \{\xi_t^c \ln(C_t - bC_{t-1}) - \frac{\xi_t^l}{1+\sigma_l}(L_t)^{1+\sigma_l} + \frac{\psi_M}{1+\sigma_m}(\frac{M_t^c}{P_t})^{1+\sigma_m}\}$$

代表性消费者的总消费C_t又可以划分为对国内的消费C_t^H和对国外的消费C_t^H，γ是对国内消费占总消费的比例，（1-γ）是对国外消费占总消费的比例。ρ表示国内消费品和国外消费品之间的替代弹性。

$$C_t = [(\gamma)^{\frac{1}{\rho}}(C_t^H)^{\frac{\rho-1}{\rho}} + (1-\gamma)^{\frac{1}{\rho}}(C_t^F)^{\frac{\rho-1}{\rho}}]^{\frac{\rho}{\rho-1}}$$

最优化上式可以得到国内外消费的比例和国内总价格指数P_t，P_t^H和P_t^F分别表示国内最终品价格和进口最终品的本币价格：

$$\frac{C_t^H}{C_t^F} = \frac{\gamma}{1-\gamma}(\frac{P_t^H}{P_t^F})^{-\rho}$$

[3]原因参考 CEE（2005）。

$$P_t = [\gamma (P_t^H)^{1-\rho} + (1-\gamma)(P_t^F)^{1-\rho}]^{\frac{1}{1-\rho}}$$

同时，代表性消费者面临如下预算约束，W_t 表示名义工资，Π_t 表示家庭由于拥有零售部门得到的利润收入，S_t 名义汇率，B_{t+1} 和 B_{t+1}^* 分别表示家庭在 t 期末持有的国内和国外债券[4]，i_t 和 i_t^* 分别表示国内和国外的无风险债券收益率。Φ_t 表示由于不完全资本流动，国内居民从国外获得借款需要支付的风险升水部分。M_t^d 表示居民的货币存款，与国内债券相同，每一期获得无风险收益率 i_t。本国经济中的货币供应量由 M_t 表示，且 $M_t = M_t^c + M_t^d$[5]。

$$C_t = \frac{M_t^c}{P_t} - \frac{M_{t+1}^c}{P_t} + \frac{W_t}{P_t} L_t + \Pi_t - \frac{B_{t+1} - i_{t-1} B_t}{P_t} - \frac{M_{t+1}^d - i_{t-1} M_t^d}{P_t} - \frac{S_t B_{t+1}^* - S_t \Phi_{t-1} i_{t-1}^* B_t^*}{P_t}$$

同 D.Filiz Unsal（2011），假定 $\Phi_t = \frac{\Phi_B}{2} \exp(\frac{S_t B_{t+1}^*}{P_t Y_t} - \frac{SB^*}{PY})^2$，$\Phi_t \le 1$。

家庭最优化一阶条件如下，λ_t 表示拉格朗日乘数：

$$\lambda_t = \frac{\xi_t^c}{C_t - bC_{t-1}} - E_t(\frac{\beta b \xi_{t+1}^c}{C_{t+1} - bC_t})$$

$$\lambda_t \frac{W_t}{P_t} = \xi_t^l L_t^{\sigma^l}$$

$$\frac{-\lambda_t}{P_t} + \beta E_t[\frac{\lambda_{t+1}}{P_{t+1}} + \xi_{t+1}^m (\frac{M_{t+1}^c}{P_t})^{\sigma_m}]$$

$$\frac{\lambda_t}{P_t} = \beta E_t(\frac{\lambda_{t+1} i_t}{P_{t+1}})$$

$$\frac{\lambda_t S_t}{P_t} = \beta E_t[(\frac{\lambda_{t+1} S_{t+1}}{P_{t+1}})(i_t^*(\Phi_t + B_{t+1}^* \Phi_t^{'}))]$$

由于每一个家庭为国内中间品部门提供差异化劳动，因此具有一定的垄断能力，家庭 j 可以制定工资水平 $W_{j,t}$。在每个工资水平上，家庭可以无弹性地提供劳动供给。假设家庭的劳动供给 $l_t(j)$，国内中间品部门对家庭劳动需求为：$L_t = [\int_0^1 (l_t(j))^{\frac{1}{\mu^w}} dj]^{\mu^w}$。$\mu^w$ 表示工资加成。国内中间品部门对家庭 j 的劳动需求为：$l_t(j) = [\frac{W_{j,t}}{W_t}]^{\frac{\mu^w}{1-\mu^w}} L_t$。假设（1—$\theta_w$）比例的家庭能够在每一期调整工资水平

[4]尽管目前中国居民尚未被允许持有国外债券，但是可以把政府的国外资产你看作是居民的国外债券持有。

[5] 相当于 M2 的概念。

使其达到最优水平，而θ_w比例的家庭不能及时调整工资水平至最优，只能根据以下规则进行调整：$W_{j,t}=\pi_{t-1}^{\gamma_w}(\pi_t^T)^{1-\gamma_W}\zeta_t W_{j,t-1}$，$\pi_t=\frac{P_t}{P_{t-1}}$。$\pi_t$表示通货膨胀，$\pi_t^T$表示货币当局的通胀目标，$\zeta_t$表示技术进步，后文会进一步说明。

家庭 j 通过下式最优化其选择的工资水平：

$$\max_{W_{new,t}} E_t\sum_{s=0}^{\infty}(\beta\theta_w)^s[-\frac{\xi^l_{t+s}}{1+\sigma_l}(l_{t+s}(j))^{1+\sigma_l}+\lambda_{t+s}(\pi_t\pi_{t+1}...\pi_{t+s-1})^{\gamma_w}(\pi^T_{t+1}\pi^T_{t+2}...\pi^T_{t+s})^{1-\gamma_w}(\zeta_{t+1}...\zeta_{t+s})W_{new,t}l_{t+s}(j)]$$

最优化上式，并对数线性化一阶条件得到下式[6]，其中，变量的小写字母形式加“^”表示变量的对数稳态偏离率：

$$\Xi\theta_w\hat{w}_{t-1}+(\sigma_l\mu^w-\Xi(1+\beta\theta_w^2))\hat{w}_t+\beta\Xi\theta_w E_t\hat{w}_{t+1}-\Xi\theta_w(\hat{\pi}_t-\hat{\pi}_t^T)+\beta\Xi\theta_w(E_t\hat{\pi}_{t+1}-\rho_\pi\hat{\pi}_t^T)+$$
$$\gamma_w\Xi\theta_w(\hat{\pi}_{t-1}-\hat{\pi}_t^T)-\gamma_w\beta\Xi\theta_w(\hat{\pi}_t-\rho_\pi\hat{\pi}_t^T)+(1-\mu^w)\hat{\lambda}_t-\sigma_l(1-\mu^w)\hat{l}_t-(1-\mu^w)\hat{\varepsilon}_t^l=0$$

$$\Xi=\mu^w\sigma_l-\frac{(1-\mu^w)}{(1-\beta\theta_w)(1-\theta_w)}$$

（二）国外部门

假设国内进口最终品部门从国外以价格$P^F_{w,t}$进口产品，并以零售价格P_t^F在国内销售。商品价格以本币定价，P_t^{F*}表示进口商品的国外价格，一价定律成立，则有$P^F_{w,t}=S_tP_t^{F*}$。

国外对本国的贸易品需求为：$C_t^{H*}=[(\frac{P_t^{H*}}{P_t^*})^{-\chi}Y_t^*]^{\varpi}(C_{t-1}^{H*})^{1-\varpi}$，$P_t^{H*}=\frac{P_t^H}{S_t}$。$Y_t^*$表示国外实际产出，$P_t^*$表示国外价格水平，$C_{t-1}^{H*}$项表示国外需求存在惯性，$P_t^{H*}$表示本国商品的国外价格，$P_t^H$表示本国商品的零售价格。国外价格水平可以近似表示成：$P_t^*=[\gamma^F(P_t^{H*})^{1-\rho^F}+(1-\gamma^F)(P_t^{F*})^{1-\rho^F}]^{\frac{1}{1-\rho^F}}$。

（三）国内中间品部门

国内中间品部门进行生产，需要向本国和国外借入资本，并将产品卖给国内

[6] 具体过程可向作者索要。

零售部门。假设国内中间品部门由当期存活至下一期的概率为ι_t。在第 t 期，国内中间品部门利用上一期得到的资本K_t、劳动H_t生产出本国产出Y_t，生产技术为：$Y_t=(u_tK_t)^{\alpha}\left(\zeta_tH_t\right)^{1-\alpha}$。$\zeta_t$表示劳动增进的技术进步。$u_t$表示资本利用率。其中，劳动投入$H_t$由家庭普通劳动$L_t$和企业家才能$L_{e,t}$组合得到，$H_t=L_t^{\Omega}L_{e,t}^{1-\Omega}$。$P_{w,t}$表示国内中间品的零售价格，$Q_t$表示资本的实际市场价格，$P_t^I$表示投资的价格，$\delta_t$表示折旧率。$\delta_t$可以写为资本利用率$u_t$的函数：$\delta_t=\delta+\frac{\tau}{1+\varepsilon}u_t^{1+\varepsilon}$。给定$K_t$、$z_t$，国内中间品部门选择劳动供给$L_t$、$L_{e,t}$和资本利用率$u_t$以得到最大利润，一阶条件如下：

$$(1-\alpha)(1-\Omega)\frac{Y_t}{L_t}=\frac{W_t}{P_{w,t}}$$

$$(1-\alpha)\Omega\frac{Y_t}{L_t^e}=\frac{W_t^e}{P_{w,t}}$$

$\alpha\frac{Y_t}{u_t}=\delta^{'}(u_t)K_t\frac{P_t^I}{P_{w,t}}$，$W_t^e$表示企业管理者的工资。

国内生产部门在进行生产决策的同时，也需要进行资本购买决策。在 t 期末，国内生产部门需要购买资本以在 t+1 期进行生产。国内生产部门的资本来源包括自身净资产、国内债券、国内居民货币存款和国外的资本流入：$Q_tK_{t+1}=N_{t+1}+\frac{B_{t+1}+M_{t+1}^d}{P_t}+\frac{D_{t+1}^FS_t}{P_t}$，$D_{t+1}^F$表示第 t 期末国外资本流入。国内生产部门对资本的需求依赖于预期边际收益和预期边际成本。资本边际收益为R_t^k为总资本价值与工资支出的差额与资本价值的比：

$$R_{t+1}^k=\frac{N_{t+1}+\frac{B_{t+1}+M_{t+1}^d}{P_t}+\frac{D_{t+1}^FS_t}{P_t}-\frac{W_{t+1}}{P_{t+1}}H_{t+1}}{Q_tK_{t+1}}=\frac{[\frac{P_{w,t+1}}{P_{t+1}}\alpha\frac{Y_{t+1}}{K_{t+1}}-\frac{P_{t+1}^I}{P_{t+1}}\delta_{t+1}+Q_{t+1}]}{Q_t}$$

资本边际成本依赖于本国和国外的借贷条件。在 BGG 模型中，国内生产部门的个体冲击ζ_t属于私人信息，贷款方不能完全观察到这一信息。为了完全了解这一私人信息，贷款方不得不支付监管成本，同时要求获得竞争性收益。这就决定了企业家需要向国内金融中介和国外贷款方支付风险升水，这一风险升水恰好弥补了贷款方的监管成本。和 BGG 模型相同，国内和国外的金融风险升水可以

写为国内生产部门净资产的函数：

$$\chi_t(.)=\chi_t(\frac{Q_tK_{t+1}}{N_{t+1}}) \qquad \chi'(.)>0,\chi(1)=1$$

$$\chi_t^*(.)=\chi_t^*(\frac{Q_tK_{t+1}}{N_{t+1}}) \qquad \chi^{*'}(.)>0,\chi^*(1)=1$$

由于国外贷款方需要更高的监管成本，因此假设 $\chi_t^*(.)\geq\chi_t(.)$。在均衡条件下，资本预期边际收益等于加权的预期边际成本，权数为 α_{fa}：

$$E_tR_{t+1}^k=\alpha_{fa}*\chi_t(\frac{Q_tK_{t+1}}{N_{t+1}})E_t[i_t\frac{P_t}{P_{t+1}}]+(1-\alpha_{fa})*\chi_t^*(\frac{Q_tK_{t+1}}{N_{t+1}})E_t[i_t^*\frac{P_t^*}{P_{t+1}^*}]$$

定义国内中间品部门在 t 期的资本市值与债务的差值 V_t：

$$V_{t+1}=R_t^kQ_tK_{t+1}-\{\chi_t(\frac{Q_tK_{t+1}}{N_{t+1}})E_t[i_t\frac{P_t}{P_{t+1}}]\}\frac{B_{t+1}+M_{t+1}^d}{P_t}-\{\chi_t^*(\frac{Q_tK_{t+1}}{N_{t+1}})E_t[i_t^*\frac{P_t^*}{P_{t+1}^*}\}\frac{S_tD_{t+1}^F}{P_t}$$

则净资产表示为：$N_{t+1}=\iota_tV_{t+1}+\frac{W_t^e}{P_t}$。国内中间品部门存活率 $\iota_t=\iota\xi_t^N$，净资产冲击 ξ_t^N 通过企业存活率作用于净资产 N_t，可以理解为金融稳定性的度量。在 t 期退出行业的国内中间品部门总消费为 $C_t^e=(1-\iota_t)V_{t+1}$。假设国内中间品部门消费与家庭消费偏好相同，则有：

$C_t^e=[(\gamma)^{\frac{1}{\rho}}(C_t^{eH})^{\frac{\rho-1}{\rho}}+(1-\gamma)^{\frac{1}{\rho}}(C_t^{eF})^{\frac{\rho-1}{\rho}}]^{\frac{\rho}{\rho-1}}$，$\frac{C_t^{eH}}{C_t^{eF}}=\frac{\gamma}{1-\gamma}(\frac{P_t^H}{P_t^F})^{-\rho}$，$C_t^{eH}$ 和 C_t^{eF} 分别表示国内中间品生产部门退出行业后对本国最终产品和进口最终产品的消费。

（四）资本生产部门

假设资本生产部门处于完全竞争市场，是价格接受者。在 t 期末，资本生产部门从企业购买折旧后的资本，通过投资，生产出新的资本，并在 t+1 期卖给国内中间品部门。生产技术如下：

$K_{t+1}=(1-\delta_t)K_t+[\frac{I_t}{K_t}-\frac{\psi_I}{2}(\frac{I_t}{K_t}-\delta)^2]K_t$，调整成本为 $\frac{\psi_I}{2}(\frac{I_t}{K_t}-\delta)^2$。

总投资由国内投资品 I_t^H 和进口投资品 I_t^F 的 CES 函数表示：

$$I_t=[(\gamma_i)^{\frac{1}{\rho_i}}(I_t^H)^{\frac{\rho_i-1}{\rho_i}}+(1-\gamma_i)^{\frac{1}{\rho_i}}(I_t^F)^{\frac{\rho_i-1}{\rho_i}}]^{\frac{\rho_i}{\rho_i-1}}$$

与消费函数类似，γ_i表示国内投资品占总投资的份额，（1-γ_i）表示进口投资品占总投资的份额，ρ_i表示国内投资品与进口投资品的替代弹性。同时，有以下二式成立：

$$\frac{I_t^H}{I_t^F}=\frac{\gamma_i}{1-\gamma_i}(\frac{P_t^H}{P_t^F})^{-\rho_I}$$

$P_t^I=[\gamma_i(P_t^H)^{1-\rho_i}+(1-\gamma_i)(P_t^F)^{1-\rho_i}]^{\frac{1}{1-\rho_i}}$，$P_t^I$为投资品价格指数。

资本生产者最大化利润流：

$$\max_{I_t}\sum_{t=0}^{\infty}E_0\{\beta^t\lambda_t[Q_t(K_t-(1-\delta_t)K_{t-1})-\frac{P_t^I}{P_t}I_t]\}$$

$$Q_t=\frac{1}{1-\psi_I(\frac{I_t}{K_t}-\delta)}$$

得到如下一阶条件：

（五）国内最终品部门

国内最终产品部门处于垄断竞争市场，以竞争性价格$P_{w,t}$从国内中间品部门购买产品，在加工获得差异化商品后，以零售价格P_t^H卖给家庭部门、国内中间品部门、资本制造部门和国外。由于零售商品存在差异性，国内零售部门具有垄断能力，可以制定最终产品的价格。令$Y_t^H(i)$表示国内商品零售商 i 生产的最终商品，最终产品总产出为：

$Y_t^H=[\int_0^1 Y_t^H(i)^{\frac{1}{\mu_t^H}}di]^{\mu_t^H}$，$\mu_t^H$表示国内零售部门的价格加成。

同时有$Y_t^H(i)=[\frac{P_t^H(i)}{P_t^H}]^{\frac{\mu_t^H}{1-\mu_t^H}}Y_t^H$，$P_t^H(i)$表示零售商 i 制定的价格，$P_t^H$表示国内最终品部门的价格指数，$P_t^H=[\int_0^1 P_t^H(i)^{\frac{1}{1-\mu_t^H}}di]^{1-\mu_t^H}$。价格决策与工资决策类似，采用 Calvo（1983）定价模式，在每一期，只有（1—θ_H）比例的国内零售商能够最优化价格，θ_H比例的零售商按照以下规则决定其价格：

$P_t^H(i)=\pi_{H,t-1}^{\gamma_H}(\pi_t^T)^{1-\gamma_H}P_{t-1}^H(i)$，$\pi_t^H=\frac{P_t^H}{P_{t-1}^H}$。此外，允许自由调整价格的零售商在每一期将根据利润最大化最优化价格$P_{new,t}^H$：

$$\max_{P_{new,t}^H}E_t\sum_{s=0}^{\infty}(\beta\theta_H)^s\lambda_{t+s}\{Y_{t+s}^H(i)[(\pi_{H,t}\pi_{H,t+1}...\pi_{H,t+s-1})^{\gamma_H}(\pi_{t+1}^T\pi_{t+2}^T...\pi_{t+s}^T)^{1-\gamma_H}P_{new,t}^H-MC_{t+s}^H(i)]\}$$

MC_t^H表示国内最终品的名义边际成本。国内最终品总价格指数：

$P_t^H=[\int_0^{\theta_H}(P_{t-1}^H(\pi_{t-1}^H)^{\gamma_H}(\pi_t^T)^{1-\gamma_H})^{\frac{1}{1-\mu_t^H}}+\int_{\theta_H}^1(P_{new,t}^H)^{\frac{1}{1-\mu_t^H}}]^{1-\mu_t^H}$，对数线性化一阶条件，得到国内最终品部门的菲利普斯曲线：

$$\hat{\pi}_t^H-\hat{\pi}_t^T=\frac{\beta}{1+\beta\gamma_H}(E_t\hat{\pi}_{t+1}^H-\rho_\pi\hat{\pi}_t^T)+\frac{\gamma_H}{1+\beta\gamma_H}(\hat{\pi}_{t-1}^H-\hat{\pi}_t^T)-\frac{\gamma_H\beta(1-\rho_\pi)}{1+\beta\gamma_H}\hat{\pi}_t^T+\frac{(1-\theta_H)(1-\beta\theta_H)}{\theta_H(1+\beta\gamma_H)}(\hat{mc}_t^H+\hat{\mu}_t^H)$$

（六）进口最终品部门

进口最终品部门从世界市场上购买同质商品，通过加工转化为差异化商品，并销售给国内消费者和投资者。进口最终品部门以价格$S_tP_t^{F*}$从国外购买同质商品，以本币定价，以价格P_t^F进行零售。与本国商品最终品部门定价模式类似，价格粘性指标用θ_F表示。不能调整价格的进口最终品零售商以以下规则制定价格：

$P_t^F(i)=\pi_{F,t-1}^{\gamma_F}(\pi_t^T)^{1-\gamma_F}P_{t-1}^F(i)$，$\pi_t^F=\frac{P_t^F}{P_{t-1}^F}$。令$Y_t^F(i)$表示进口最终品部门生产商 i 生产的最终商品，最终进口商品总产出为：

$Y_t^F=[\int_0^1Y_t^F(i)^{\frac{1}{\mu_t^F}}di]^{\mu_t^F}$

μ_t^F表示进口最终品部门的价格加成。同时有$Y_t^F(i)=[\frac{P_t^F(i)}{P_t^F}]^{\frac{\mu_t^F}{1-\mu_t^F}}Y_t^F$，$P_t^F(i)$表示进口商品零售商 i 制定的价格，$P_t^F$表示进口商品最终品部门的价格指数，

$P_t^F=[\int_0^1P_t^F(i)^{\frac{1}{1-\mu_t^F}}di]^{1-\mu_t^F}$。

允许自由调整价格的进口部门零售商在每一期将根据利润最大化最优化价格

$P_{new,t}^{F}$：

$$\max_{P_{new,t}^{F}} E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta\theta_F)^s \lambda_{t+s} \{Y_{t+s}^{F}(i)[(\pi_{F,t}\pi_{F,t+1}...\pi_{F,t+s-1})^{\gamma_F}(\pi_{t+1}^{T}\pi_{t+2}^{T}...\pi_{t+s}^{T})^{1-\gamma_F} P_{new,t}^{F} - MC_{t+s}^{F}(i)]\}$$

对数线性化一阶条件，得到进口最终产品部门的菲利普斯曲线：

$$\hat{\pi}_t^F - \hat{\pi}_t^T = \frac{\beta}{1+\beta\gamma_F}(E_t\hat{\pi}_{t+1}^F - \rho_\pi\hat{\pi}_t^T) + \frac{\gamma_F}{1+\beta\gamma_F}(\hat{\pi}_{t-1}^F - \hat{\pi}_t^T) - \frac{\gamma_F\beta(1-\rho_\pi)}{1+\beta\gamma_F}\hat{\pi}_t^T +$$

$$\frac{(1-\theta_F)(1-\beta\theta_F)}{\theta_F(1+\beta\gamma_F)}(\hat{mc}_t^F + \hat{\mu}_t^F)$$

（七）政府部门与货币政策

政府部门承担金融中介的作用，同时制定货币政策。政府部门每期的支出应该等于贷款的收益与支付给居民存款利率的差再加上通货膨胀税的和。由于本文假设本国债券与存款的收益率是相同的，因此，政府部门预算可以写为：

$$\frac{i[\chi_t(\frac{Q_t K_{t+1}}{N_{t+1}}) - 1](M_{t+1}^d + B_{t+1}) + (M_{t+1} - M_t)}{P_t} = G_t$$

1994 年之后，随着中国利率市场化的开始，货币当局由货币增长率的数量型工具逐步向利率规则的价格型工具转变，尽管过程缓慢，但是已经取得了初步进展[7]。本文利用利率和货币增长率作为混合货币政策工具，α_i 表示权数。具体货币规则如下式：

$$\hat{im}_t = \rho^{im}\hat{im}_{t-1} + (1-\rho^{im})[\hat{\pi}_t^T + \tau_{\pi im}(E_t\hat{\pi}_{t+1} - \rho_\pi\hat{\pi}_t^T) + \tau_{yim}\hat{y}_t] + \varepsilon_t^{im}$$

$$\hat{im}_t = \alpha_i\hat{i}_t + (1-\alpha_i)\hat{\mu}_t$$

ε_t^{im} 表示代表利率上升的货币政策冲击。

（八）市场出清条件

本国最终产品和进口最终产品满足市场出清条件，这里假设政府购买只限于国内最终产品而不包括进口最终商品：

$$Y_t^H = C_t^H + C_t^{eH} + I_t^H + C_t^{H*} + G_t$$

$$Y_t^F = C_t^F + C_t^{eF} + I_t^F$$

[7]见 http://www.hprc.org.cn/gsyj/jjs/hyyxs/201211/t20121120_204510_1.html， 改革开放以来中国货币政策的演变、效应及趋势

三、模型估计

（一）参数设定

关于模型中的参数，可以用以下三类方式得到：第一类由经验数据或参考其他文献得到；第二类利用现实数据计算得到；第三类利用贝叶斯估计得到。

第一类参数包括国内消费替代弹性ρ，贴现率β，劳动供给弹性σ_l，现金货币余额弹性σ_m，普通劳动占总劳动供给的比Ω，稳态折旧率δ，每一期企业稳态存活率ι，资本存量占总产出的份额α，稳态资本利用率u，投资的替代弹性ρ_i。关于消费替代弹性ρ和投资替代弹性ρ_i，本文采用Harun Alp，Selim Elekdag（2011）的设定。关于贴现值，本文参考王君斌，王文甫（2010）、陈昆亭，龚六堂，邹恒甫（2004），选择为0.98。 关于稳态折旧率，本文参考王君斌，王文甫（2010）、黄赜琳（2005）等，选择季度折旧率为0.025，即每年的折旧率大概为0.1，与大多数文献差异不大。关于每期企业稳态存活率，本文参考BGG模型。关于资本占国民收入份额 ，国内研究结果有很大不同，如郭庆旺，贾俊雪（2005）认为是0.31，李宾，曾志雄（2009）认为是0.37，王君斌，王文甫（2010）认为是 0.5，陈昆亭，龚六堂，邹恒甫（2004）认为是 0.8，黄赜琳（2005）认为是0.503。本文采用了以上研究的折中值。关于效用函数中劳动、现金货币余额的参数，普通劳动占总劳动的份额，本文参考Harun Alp，Selim Elekdag（2011）。关于消费品和投资品的替代弹性，本文根据经验选择相同的替代弹性。具体值如表1。

第二类参数包括稳态的本国产品消费占本国总消费的比，稳态资本存量与产出的比、稳态净资产与资本存量价值的比（杠杆率），本国融资占总资本存量价值的比，国外融资占总资本存量价值的比，稳态投资与产出的比，稳态本国投资品占总投资的比，稳态进口投资比占总产出的比，稳态通货（流通中现金货币）占总产出的比，稳态国外债券需求与总产出的比，稳态国外对本国最终品的需求与产出的比，稳态本国消费与产出的比。关于资本存量的测算，基于永续盘存法，本文参考了李宾，曾志雄（2009），同时为了与李宾，曾志雄（2009）一致，本文将与资本存量有关的变量同时调整到以2000年价格为基年价格。对于投资，Holz，Carsten A（2006）投资采用新增固定资产投资额这一指标，何枫（2003）、

张军（2003）采用了固定资本形成总额，本文采取了 Holz，Carsten A（2006）的做法。关于资本杠杆率，本文参考孙天琦（2008），通过资产负债率，计算出稳态资本杠杆率为 2.58。关于企业的国外融资，本文将国外融资看作是 FDI 投资。同时，本文将本国对国外债券的购买量看作是国际收支中资本与金融项目的借方。进口消费品和投资品的测算如下：按照进口货物分类，将进口商品的二十一类产品中的第五类矿产品、第十五类贱金属及其制品、第十七类车辆、航空器、船舶及有关运输设备、第十九类武器、弹药及其零件、附件的总和看作是进口投资品，其余十七大类进口商品看作是进口消费品 。本文对于稳态比值的计算主要根据可得时间范围内各个时间点比值的平均值，各个稳态比值如表 2。

第三类参数利用贝叶斯估计得到，即给定先验分布，进行 MH 抽样，估计得到后验分布。本文选定的观测变量包括{y，c，i，π}。其中时间序列为长度为 1996 年第一季度至 2011 年第四季度。季度国民生产总值 y 首先要经过 GDP 平减指数进行平减，再经过季节调整，取对数之后，用 HP 滤波过滤之后才能用于估计模型，消费变量 c 的处理与产出 y 类似。利率变量选择银行同业间加权平均利率，并减去平均值。通货膨胀率选择居民消费价格指数的变化率，也需减去平均值。本文的 GDP 平减指数来源于世界银行数据库，产出和消费的季度数据来源于 IFS 数据库，利率和通货膨胀的季度数据来源于国泰安金融数据库。由于本模型中利率和通货膨胀都为大于 1 的值，因此在选择实际数据时应该注意相应的调整。估计参数的先验分布如表 3 中的第二列和第五列。估计参数先验分布的选择需要满足自身经济含义的约束，根据经验进行选择。

从表 3.1-3.3 中可以发现，参数的先验分布均值和后验分布均值差距不大，先验分布选择得比较合理。表 3.1 中的后验分布显示，关于泰勒规则中利率和货币增长率加权的权数为 0.6765，加权工具的平滑参数为 0.8089，通胀缺口的参系数为 1.4738，产出缺口的系数为 0.4406。由此可以得出，中国货币当局利用货币政策调整经济时，大概有 30%的可能性利用利率工具，70%的可能性利用货币增长率工具，央行仍然看中比较传统的货币增长率工具，这一结论和中国的货币政策现实十分相符[8]。

（二）模型与现实经济的匹配

要评价 DSGE 模型是否能够充分刻画现实经济的变量特征的一种方法就是将模型中变量的矩特征与现实经济中的矩特征进行对比。见表 4，可以看到本模型模拟的产出、消费、就业、工资等变量的矩特征和现实数据差距不大，因此本模型对现实经济具有一定的解释能力。

四、模型的动态特征和波动来源分析

（一）脉冲响应函数分析

为了计算模型变量的动态特征，我们在这一部分给出脉冲响应函数。脉冲响应函数（Impulse Response Function）是将 DGSGE 模型转化成 VAR 形式，从而描述在每一时期内，其他变量和早期变量不变的情况下，任意一个外生冲击的变化对内生变量的影响。本文中的外生冲击共包括以下四种途径：

（1）需求冲击

$$\log(\xi_t^c / \xi^c) = \rho_c \log(\xi_{t-1}^c / \xi^c) + \varepsilon_t^c$$

$$\log(\xi_t^l / \xi^l) = \rho_l \log(\xi_{t-1}^l / \xi^l) + \varepsilon_t^l$$

（2）供给冲击

$$\log(\mu_t^H / \mu^H) = \rho_{\mu^H} \log(\mu_{t-1}^H / \mu^H) + \varepsilon_t^{\mu^H}$$

$$\log(\mu_t^F / \mu^F) = \rho_{\mu^F} \log(\mu_{t-1}^F / \mu^F) + \varepsilon_t^{\mu^F}$$

$$\log(\xi_t^N / \xi^N) = \rho_N \log(\xi_{t-1}^N / \xi^N) + \varepsilon_t^N$$

$$\log(\zeta_t / \zeta) = \rho_\zeta \log(\zeta_{t-1} / \zeta) + \varepsilon_t^\zeta$$

（3）政策冲击

$$\log(\pi_t^T / \pi^T) = \rho_{\pi^T} \log(\pi_{t-1}^T / \pi^T) + \varepsilon_t^\pi$$

$$\log(G_t / G) = \rho_G \log(G_{t-1} / G) + \varepsilon_t^G$$

此外，政策冲击还包括货币政策冲击 ε_t^{im} 。

（4）国外部门冲击

$$\log(i_t^* / i^*) = \rho_{i^*} \log(i_{t-1}^* / i^*) + \varepsilon_t^{i^*}$$

$$\log(Y_t^* / Y^*) = \rho_{Y^*} \log(Y_{t-1}^* / Y^*) + \varepsilon_t^{Y^*}$$

$$\log(P_t^* / P^*) = \rho_{P^*} \log(P_{t-1}^* / P^*) + \varepsilon_t^{P^*}$$

$$\log(P_t^{F*}/P^{F*}) = \rho_{P^{F*}} \log(P_{t-1}^{F*}/P^{F*}) + \varepsilon_t^{P^{F*}}$$

$$\log(D_t^F/D^F) = \rho_{D^F} \log(D_{t-1}^F/D^F) + \varepsilon_t^{D^F}$$

以上 AR（1）过程的冲击项都服从均值为零的白噪声过程。

下面分析不同冲击下的脉冲响应函数。这里我们只考虑了 12 个内生变量，包括产出、消费、劳动、工资、本国居民对国外债券的需求、投资、实际汇率、通货膨胀率、名义利率、企业的国内融资、资本收益率、资本价格。

首先考虑需求冲击，即消费偏好冲击和劳动偏好冲击。如图 2，消费偏好的冲击对产出、消费和投资都有增加的作用。马文涛，魏福成（2011）认为消费增加会挤出投资，进而导致产出下降。在马文涛，魏福成（2011）的模型建构中，认为家庭既是消费的主体，又是投资的主体，因而会产生投资挤出效应。而根据本文的模型，投资生产部门是独立的，消费的增加会刺激需求，进而会增加投资品的生产，相对来说，由于消费惯性，消费的增加反而不那么明显。同时，消费偏好的冲击会刺激国内消费者向国外的债权融资。对于劳动供给冲击，图 3 显示，劳动偏好冲击除了对劳动有明显的增加作用外，在短期内会降低工资水平。

其次，考虑供给冲击，包括国内中间品生产部门技术冲击、净资产冲击、国内最终品价格加成冲击、进口最终品价格加成冲击。由图 4 中可以看到，技术冲击在短期内对大部分经济变量都有比较明显的提升作用，除了工资、本国居民对国外债券的需求。根据经济增长理论，技术冲击是经济增长最重要的来源之一。短期内技术水平的提升会导致劳动力被替代，劳动需求减少，工资会下降。同时，由于国内经济处于增长时期，本国居民会减少对国外债券的需求，转而购买国内债券。净资产冲击，可以看作是对本国的金融环境好坏的描述。当国内金融环境良好时，企业净资产会增加，反之亦然。如图 5，净资产的增加通过杠杆作用会增强企业的融资能力，国内生产部门会增加国内融资获得更多的资本，导致资本需求增加，资本价格上升。因此，净资产冲击会增加投资品的生产、国内融资量、资本价格。由于冲击是暂时的，而将资本转化为最终消费品是需要生产周期的，这就解释了净资产冲击对于产出、消费等其他经济变量的抑制作用。图 6 中国内最终品价格加成冲击会抑制消费和产出，进而会导致劳动下降。同时，投资品的生产与资本价格的路径相似，但后者的波动幅度大于前者，这一结果资本生产部门的一阶条件一致。考虑进口最终品价格冲击，如图 7，由于本文模型中国内产出不包括进口最终品，因此，当进口最终品价格上升时，国内居民会用更多的国内消费品来替代进口产品，这时产出、消费、就业的变化正好和图 6 相反。

接下来考虑三种政策冲击：目标通货膨胀率冲击，货币政策冲击，政府购买冲击。由于本文假定目标通货膨胀率是随时间变化的，因此会受到货币当局意愿的影响。如图 8，当央行可承受的通货膨胀目标提高时，本国的产出、消费、就业都会增加，同时，通货膨胀和名义利率也会升高。但是在一定程度上增加了融资成本，因此对投资会有负向左右。综合来看，适度提高央行的通货膨胀目标对于拉动经济、提高消费福利是有利的。尽管如此，这一冲击对于金融市场的发展有一定的消极影响，如降低了企业的内部融资水平、减少了资本收益率和资本价格。从金融危机的特殊背景出发，适度提高目标通货膨胀率却是十分适用的。货币政策冲击主要是指由于调整利率、货币供给量、存款准备金率等引起的货币政策的扩张或紧缩。假定面对紧缩的货币政策冲击，如图 9，产出、消费、就业、对国外债券的需求都会随之出现下降趋势。这与王君斌，郭新强，蔡建波（2011）基本一致[9]。通货膨胀率和名义利率也会出现下降的趋势，但是持续时间比较短。政府支出冲击如图 10，政府支出增加会增加本国的产出、消费和就业，但是对投资有一定的“挤出效应”。

国外部门冲击主要包括国外产出冲击、国外总物价冲击、国外出口产品价格冲击、国外利率冲击、国外资本流入冲击。将这五类冲击进行进一步划分：前三类冲击可以理解为国际经济周期传导的贸易渠道，后两类冲击可以理解为国际经济周期传递的金融渠道。如图 11，正向的国外产出冲击会提高国内产出、消费和就业，同时降低国内通货膨胀。图 12 显示国外总物价冲击对国内变量的作用几乎和图 11 完全相反。从图 13 来看，国外出口产品价格冲击也会导致本国产出、消费、就业的上升，但是幅度远小于国外产出冲击的情况。图 14 中国外利率的上升会导致产出、消费和就业的下降，但是同时会抬升本国的名义利率。此外，国外利率的增长还会导致本国的资本价格上升。图 15，国外资本流入的正向冲击对本国产出、消费和就业有明显的正向作用，同时会减少国内生产部门的国内融资，降低本国的资本价格。

（二）波动来源及大小

中国宏观经济的波动有很多来源，考虑究竟哪些冲击对宏观经济的波动贡献大些，哪些冲击对宏观经济波动的贡献小些，是很有意义的现实分析。考虑不同冲击对宏观经济波动的贡献率时，我们将所有的冲击类型分为国内冲击和国外

[9] 王君斌，郭新强，蔡建波（2011）考虑的是扩张性的货币政策，可以与本文进行反向对比。

冲击，国外贸易冲击和国外金融冲击。在国内冲击中，我们又分析了几种比较重要的国内冲击。由表 5 可以看到，除了本国居民对国外债券的购买b^*这一变量之外，其余变量的波动来源均是国内冲击的贡献大于国外冲击的贡献。尽管之前许多研究强调国际经济周期对国内变量的影响，以及实证中中美产出水平高度的相关性，但是从本文结果来看，中国经济变量的波动（对稳态的偏离率）仍然来源于国内冲击，表现出极大的“内向型特征”，并且最主要的波动来源是国内技术冲击和国内最终品加成冲击。对于国外冲击部分，除了投资、实际汇率、资本价格这三个变量以外，其余变量受到国外冲击的来源大部分来自金融渠道。与传统的研究国际经济周期的贸易传导机制不同，本文结果显示中国目前受到的国外冲击多归于金融渠道的传导。此外，还有一个值得注意的结论，如表 5 中最右侧一列，即通过利率途径作用的货币政策冲击几乎对所有变量的波动不产生任何影响[10]，而通货膨胀目标冲击却对宏观经济的波动具有较大的影响。

五、结论和政策建议

本文通过建立包含金融加速器的七部门 DSGE 模型，利用混合型货币政策工具，模拟了中国经济，并估计了中国宏观经济的波动来源及其大小，得出如下结论：

（一）中国宏观经济波动中大概 60%的比重来源于国内经济变量的冲击，其中最主要的来源是以 TFP 技术冲击和国内最终品价格加成冲击为代表的供给冲击。TFP 的提高会引起中国经济明显的正向增长，而国内最终品价格加成的增加会削弱市场力量稳定经济的作用，导致产出的下降。从经济增长理论来看，TFP 无疑是一国经济长期增长最主要的来源，这一结论对中国同样适用。国内最终品价格加成反应的是国内最终产品市场的垄断程度。对中国来说，垄断力量的加剧会增加经济下行的风险。目前来看，中国垄断行业主要是国有企业占主导，特别是 2008 年全球金融危机以来，“4 万亿”投资计划使“国进民退”的趋势愈演愈烈，这造成了市场的低效性，为中国经济稳定增长带来了一定威胁。

（二）在本文所考察的国外冲击中，以国外利率冲击和国外资本流入冲击为代表的金融渠道的冲击对中国宏观经济的影响已经大于贸易要素对宏观经济的

影响，其中国外资本流入冲击对中国经济波动的影响尤为显著。目前中国的资本流入主要以 FDI 为主，随着中国资本项目的开放，更多形式的国外资本会进入到中国，可以预见到，国外资本流入对中国汇率政策、货币政策都会产生巨大的影响，这一冲击将会成为中国经济不容忽视的波动源。

针对以上结论，本文对中国目前的宏观经济政策框架调整提出以下建议。

首先，以 2007 年全球经济危机为例，国外冲击通过贸易渠道和金融渠道的传导在很大程度上影响了国内经济。但是，与一些学者观点相反，如孙工声（2009）、王义中，金雪军（2009）等，本文认为尽管国外冲击会很大程度上影响国内经济，但是国内冲击仍然占据主导地位（大概 60%）。因此，宏观经济政策不能盲目强调外部均衡，而是应该灵活协调兼顾对内对外经济政策，不可顾此失彼。

其次，有效需求不足的局面在我国已经发生逆转，产能过剩和生产效率偏低逐渐成为制约我国经济的主要因素。而目前对于 TFP 的测算大多数是建立在“索罗余差”法的基础之上的，即把 TFP 的波动来源近似为技术生产率的变动。但是应该注意的问题是，TFP 的变动不仅仅来源于生产率水平的变化，而且更深层次的反映了一国市场调节效率和生产要素的资源配置效率。面对我国当前局面，最突出的问题是国有企业的垄断行为和地方政府的地方保护行为。因此，我们可以预见到，单纯以技术创新为主体的“供给管理”并不是保持经济长期平稳运行的有效方法。推进“供给管理”更加根本的做法是制度层面的改革，完善宏观经济政策实施的制度基础。

再次，鉴于近些年来中国金融环境出现的巨大变革，数量型工具调控的负面效应开始显现。增强利率的市场化水平和汇率的浮动区间已经成为对内和对外政策的共同诉求。在此情况下，宏观经济政策应着重加强价格型工具的市场化程度。

面对中国宏观经济波动出现的变异，我们提出未来宏观经济政策调控框架应该按照以下思路进行重构，即完成着重以外为主向兼顾内外协调、需求管理向需求、供给管理并举、数量型工具向市场化价格型工具三方面的转变。短期内宏观经济调控的目标在于熨平经济波动，但是长期来看，应该着手于制度方面的深层结构改革，从本质上改善效率的扭曲。

参考文献

[1]何枫，陈荣，何林，我国资本存量的估算及其相关分析，经济学家，2003
[2]张军，章元，对中国资本存量 K 的再估计，经济研究，2003
[3]刘斌，最优货币政策规则的选择及在我国的应用，经济研究，2003，9
[4]刘斌，最优简单货币政策规则在我国应用的可行性，金融研究，2003，9
[5]刘斌，最优前瞻性货币政策规则的设计与应用，世界经济，2004，4
[6]陈昆亭，龚六堂，邹恒甫，基本 RBC 方法模拟中国经济的数值试验，世界经济文汇，2004，2
[7]陈昆亭，龚六堂，邹恒甫，什么造成了经济增长的波动，供给还是需求：中国经济的 RBC 分析，世界经济，2004，4
[8]郭庆旺，贾俊雪，中国全要素生产率的估算：1979～2004，经济研究，2005
[9]黄赜琳，中国经济周期特征与财政政策效应—一个基于三部门 RBC 模型的实证分析，经济研究，2005，
[10]王建国，泰勒规则与我国货币政策反应函数的实证研究，数量经济技术经济研究，2006
[11]王胜，邹恒甫，开放经济中的泰勒规则—对中国货币政策的检验，统计研究，2006
[12]李春吉，孟晓宏，中国经济波动—基于新凯恩斯主义垄断竞争模型的分析，经济研究，2006
[13]龚敏，李文溥，中国经济波动的总供给与总需求冲击作用分析，经济研究，2007
[14]孙稳存，货币政策与中国经济波动缓和化，金融研究，2007
[15]赵振全，于震，刘淼，金融加速器效应在中国存在吗？经济研究，2007
[16]李浩，胡永刚，马知遥，国际贸易与中国的实际经济周期—基于封闭与开放经济的 RBC 模型比较分析，经济研究，2007，5
[17]车维汉，贾利军，国际贸易冲击效应与中国宏观经济波动：1978—2005，世界经济，2008
[18]孙天琦，储蓄资本化、金融企业和工商企业资本金增加和宏观经济增长—从资产负债表角度的一个解析，金融研究，2008
[19]单豪杰，中国资本存量 K 的再估算：1952～2006 年，数量经济技术经济研究，2008
[20]张屹山，张代强，前瞻性利率规则在我国的实证研究—基于分位数回归方法的变参数检验，数量经济技术经济研究，2008
[21]张屹山，张代强，包含货币因素的利率规则及其在我国的实证检验，经济研究，2008
[22]刘斌，我国 DSGE 模型的开发及在货币政策分析中的应用，金融研究，2008
[23]李浩，钟昌标，贸易顺差与中国的实际经济周期分析：基于开放的 RBC 模型的研究，世界经济，2008，9
[24]李宾，曾志雄，中国全要素生产率变动的再测算：1978～2007 年，数量经济技术经济研究，2009
[25]许伟，陈斌开，银行信贷与中国经济波动，经济学（季刊），2009
[26]冯永琦，中美经济波动的国际贸易传导机制实证分析，当代财经，2009
[27]孙工声，中国宏观经济波动：内部调整还是外部冲击？金融研究，2009
[28]王义中，金雪军，中国经济波动的外部因素：1992—2008，统计研究，2009
[29]陈师，赵磊，中国的实际经济周期与投资专有技术变迁，管理世界，2009，4
[30]王君斌，王文甫，非完全竞争市场、技术冲击和中国劳动就业—动态新凯恩斯主义视角，管理世界，2010，1

[31]王彬，财政政策、货币政策调控与宏观经济稳定—基于新凯恩斯主义垄断竞争模型的分析，数量经济技术经济研究，2010，11
[32]郑超愚，赵旸，中国经济波动的需求驱动力与国际耦合性，金融研究，2010
[33]李春吉，范从来，中国经济波动分析—基于传统凯恩斯主义 IS-LM-PC 模型的 SVAR 估计 ，山西财经大学学报，2010
[34]高士成，中国经济波动的机构分析及其政策含义：兼论中国短期总供给和总需求曲线特征，世界经济，2010
[35]陈晓光，张宇麟，信贷约束、政府消费与中国实际经济周期，经济研究，2010
[36]王燕武，王俊海，中国经济波动来源于供给还是需求—基于新凯恩斯模型的研究，南开经济研究，2011
[37]王君斌，郭新强，蔡建波，扩张性货币政策下的产出超调、消费抑制和通货膨胀惯性，管理世界，2011
[38]袁申国，陈平，刘兰凤，汇率制度、金融加速器和经济波动，经济研究，2011
[39]马文涛，魏福成，基于新凯恩斯动态随机一般均衡模型的季度产出缺口测度，管理世界，2011
[40]杨向阳，童馨乐，FDI 对中国全要素生产率增长影响研究的实证分析，统计与决策，2013
[41]Steve Ambler, Emanuela Cardia, Christian Zimmermann, International Transmission of the Business Cycle in a Multi-sector Model, European Economic Review, 2002
[42]Brian M. Doyle, Jon Faust, Breaks in the Variability and Co-Movements of G-7 Economic Growth, International Finance Discussion Papers,2003
[43]Holz, Carsten A. New Capital Estimate for China, China Economics Review 17, 2006
[44]Matteo Iacoviello, Raoul Minetti, International Business Cycles with Domestic and Foreign Lenders, Journal of Monetary Economics,2006
[45]Ester Faia, Finace and international business cycles, Journal of Monetary Economics, 2007
[46]Ariel Burstein, Christopher Kurz, Linda Tesar, Trade, Production Sharing, and the International Transmission of Business Cycles, NBER Working Paper, 2008
[47]Mishikin, Frederic S, Is Monetary Policy Effective during Financial Crisis? NBER working paper,2009
[41]Lawrence Chrictinano, Roberto Motto, Massimo Rostagno, Financial Factors In Economic Fluctuations, IMF paper, 2010
[48]D.Filiz Unsal, Capital Flows and Financial Stability: Monetary Policy and Macro prudential Responses, IMF working Paper, 2011
[49]Harun Alp, Selim Elekdag, The role of Monetary Policy in Turkey during the Global Financial Crisis, IMF working paper, 2011
[50]W. Jos Jansen, AD C.J. Stokman, Foreign Direct Investment and International Business Cycle Comovement, IMF Working Paper,2011
[51]WenYao, International Business Cycles and Financial Frictions, Bank Of Canada Working Paper, 2012
Blanchard O J, D Quah. The Dynamic Effects of Aggregate and Supply Disturbance, American Economic Review, 1989

附录

表 1 校准的参数值

ρ	1
β	0.98
σ_l	1
σ_m	1
Ω	0.99
δ	0.025
ι	0.9728
α	0.35
u	0.98
ρ_i	1

表 2 稳态参数

$\frac{C^H}{C}$	0.5089	$\frac{I^H}{I}$	0.8642
$\frac{K}{Y}$	2.23	$\frac{I^F}{Y}$	0.2174
$\frac{N}{QK}$	0.3873	$\frac{M^c}{Y}$	0.4732
$\frac{M^d+B}{PQK}$	0.6	$\frac{B^*S}{PY}$	0.1273
$\frac{D^F S}{PQK}$	0.0127	$\frac{C^{H*}}{Y}$	0.3053
$\frac{I}{K}$	0.11787	$\frac{C}{Y}$	0.3709

表 3.1 模型中参数的先验分布和后验分布特征

参数	先验分布均值	后验分布均值	置信区间（90%）	先验分布类型	后验分布标准差
b	0.600	0.3363	0.3107 0.3207	beta	0.2500
ψ_M	0.100	0.0999	0.0658 0.1336	gamm	0.2000
Φ_B	1.996	2.2021	2.0438 2.3537	gamm	0.5000
μ^w	1.150	0.8168	0.7984 0.8341	gamm	0.2350
γ^w	0.500	0.9411	0.9025 0.9747	beta	0.2500
θ_w	0.500	0.5832	0.5395 0.6272	beta	0.2000
χ	1.030	0.8147	0.7353 0.8911	gamm	0.3500
ω	0.500	0.3385	0.3223 0.3534	beta	0.1205
τ	1.000	1.0930	1.0289 1.1623	gamm	0.3050
ε	1.000	0.7877	0.5281 1.0450	gamm	0.5050
θ_H	0.500	0.1233	0.0814 0.1582	beta	0.2050
γ^H	0.500	0.5286	0.4951 0.5550	beta	0.2000
γ^F	0.500	0.6354	0.6176 0.6538	beta	0.2000
θ_F	0.500	0.8986	0.8658 0.9318	beta	0.2500
ρ^{im}	0.700	0.8089	0.7753 0.8521	beta	0.2000
$\tau_{\pi im}$	1.400	1.4738	1.4436 1.5066	gamm	0.2000
τ_{yim}	0.250	0.4406	0.4137 0.4651	gamm	0.2000
α_i	0.5	0.6765	0.5742 0.7753	beta	0.2000

表 3.2 AR（1）过程参数的先验分布和后验分布特征

参数	先验分布均值	后验分布均值	置信区间（90%）	先验分布类型	后验分布标准差
ρ_c	0.800	0.8182	0.8032 0.8349	beta	0.1000
ρ_l	0.800	0.8611	0.8339 0.8898	beta	0.1000
ρ_ζ	0.800	0.8880	0.8353 0.9376	beta	0.1000
ρ_{p^*}	0.800	0.8263	0.8106 0.8444	beta	0.1000
ρ_{i^*}	0.800	0.7936	0.7677 0.8169	beta	0.1000
ρ_n	0.800	0.8757	0.8514 0.9004	beta	0.1000
ρ_{Y^*}	0.800	0.8074	0.7850 0.8359	beta	0.1000
$\rho_{P^{F*}}$	0.800	0.8643	0.8423 0.8821	beta	0.1000
ρ_{π^T}	0.800	0.8518	0.8419 0.8597	beta	0.1000
ρ_{μ^H}	0.800	0.7054	0.6851 0.7266	beta	0.1000
ρ_{μ^F}	0.800	0.8390	0.8211 0.8606	beta	0.1000
ρ_{D^F}	0.800	0.7701	0.7484 0.7912	beta	0.1000
ρ_G	0.800	0.8811	0.8629 0.9002	beta	0.1000

表 3.3 冲击的先验分布和后验分布特征

参数	先验分布均值	后验分布均值	置信区间（90%）	先验分布类型	后验分布标准差
ε^{c}	0.100	0.0453	0.0344 0.0570	invg	Inf
ε^{l}	0.100	0.0475	0.0310 0.0637	invg	Inf
ε^{ζ}	0.100	0.0147	0.0119 0.0170	invg	Inf
$\varepsilon^{P^{*}}$	0.100	0.0383	0.0239 0.0525	invg	Inf
$\varepsilon^{i^{*}}$	0.100	0.0297	0.0197 0.0386	invg	Inf
ε^{n}	0.100	0.1258	0.0673 0.1833	invg	Inf
$\varepsilon^{Y^{*}}$	0.100	0.0661	0.0246 0.1098	invg	Inf
$\varepsilon^{P^{F*}}$	0.100	0.0406	0.0230 0.0563	invg	Inf
$\varepsilon^{\pi^{T}}$	0.100	0.0357	0.0240 0.0481	invg	Inf
$\varepsilon^{\mu^{H}}$	0.100	0.0192	0.0148 0.0232	invg	Inf
$\varepsilon^{\mu^{F}}$	0.100	0.0563	0.0217 0.0960	invg	Inf
$\varepsilon^{D^{F}}$	0.100	0.0578	0.0267 0.0959	invg	Inf
ε^{G}	0.100	0.0920	0.0257 0.1809	invg	Inf
ε^{im}	0.100	0.0884	0.0244 0.1812	invg	Inf

表 4 模型与现实经济变量的矩

变量	模型数据标准差	现实数据标准差	模型数据与产出的相关系数	现实数据与产出的相关系数
y	0.0972	0.0101	1.0000	1.0000
c	0.0592	0.0473	0.2840	0.5203
l	0.1348	0.0058	0.8033	-0.6093
w	0.0705	0.0331	-0.3917	-0.4620
i	0.2887	0.0357	0.2617	0.1005
re	0.2192	0.0344	0.4358	0.0953
pi	0.0535	0.0290	0.5159	0.3306

表 5 波动来源分类

变量（%）	国内冲击	国外冲击		部分国内冲击		
		金融渠道	贸易渠道	通货膨胀目标冲击	技术冲击	国内最终品价格冲击
y	61.35	25.73	12.9	11.26	20.34	22
c	50.42	38.76	10.82	5.65	14.46	18.51
l	55.88	31.76	12.36	9.16	16.16	22.03
w	53.53	39.02	7.45	2.24	17.32	25.27
b^*	36.77	53.92	9.32	9.3	9.75	13.36
i	66.8	4.2	28.99	40.63	8.96	1.87
re	52.02	9.32	38.67	3.75	18.46	17.75
pi	63.66	26.67	9.67	2.26	10.51	38.97
ni	61.76	19.25	19	32.51	5.98	3.83
mb	67.51	19.78	12.7	20.02	22.57	11.95
r_k	77.44	18.03	4.53	3.42	9.13	48.32
q	66.18	4.79	29.04	40.76	9.12	1.96

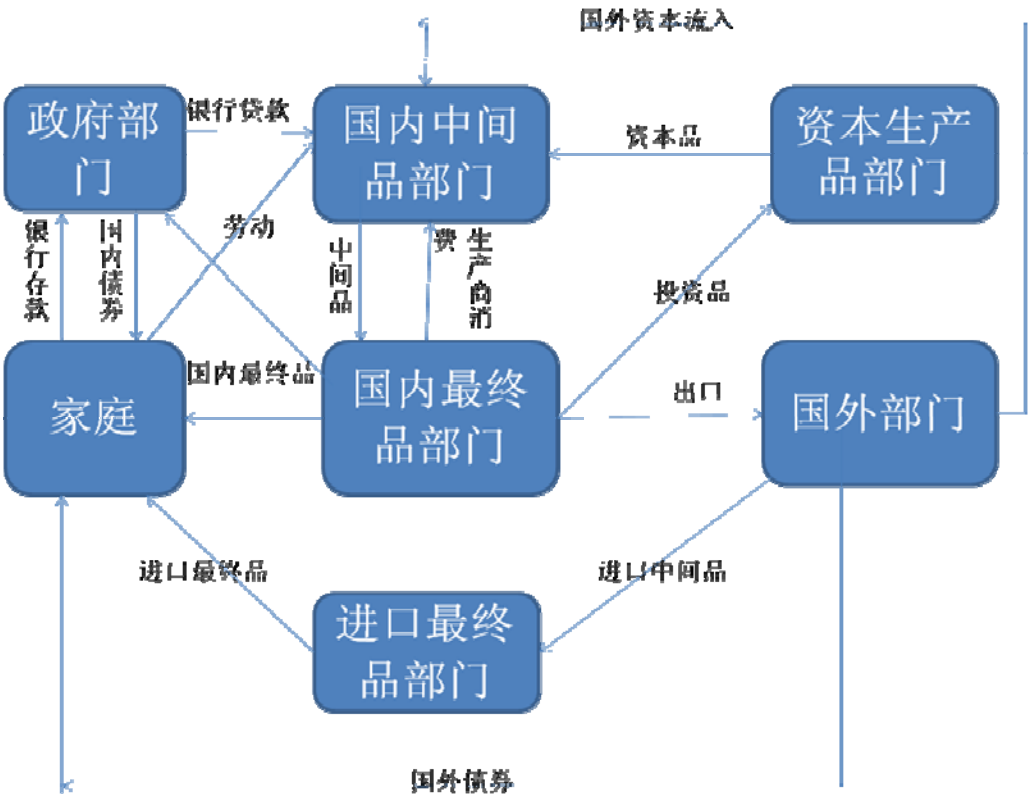


图 1 模型机制

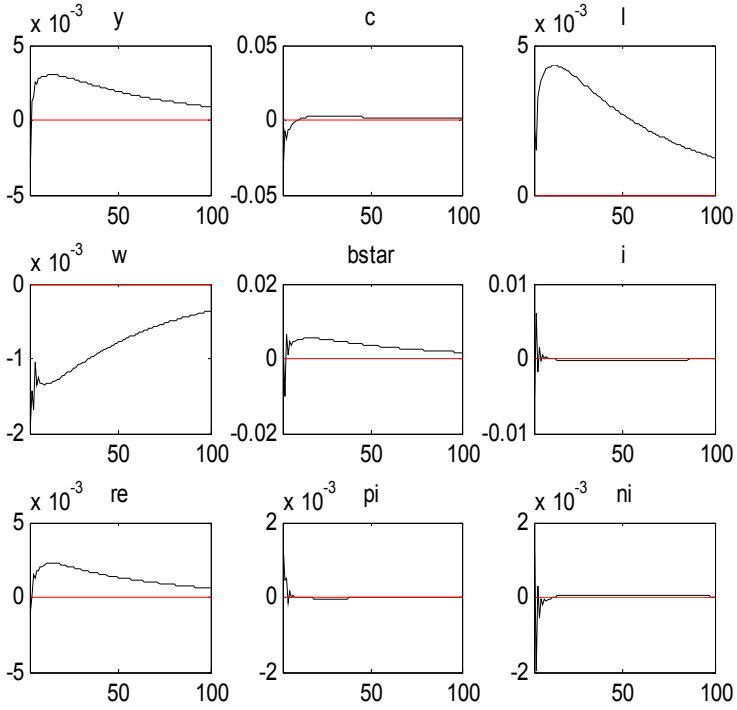


图 2 消费偏好冲击

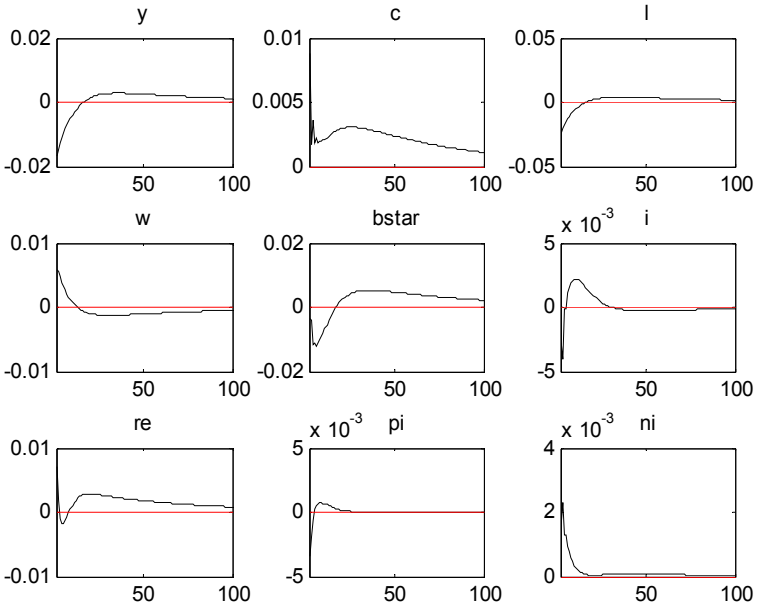


图 3 劳动供给冲击

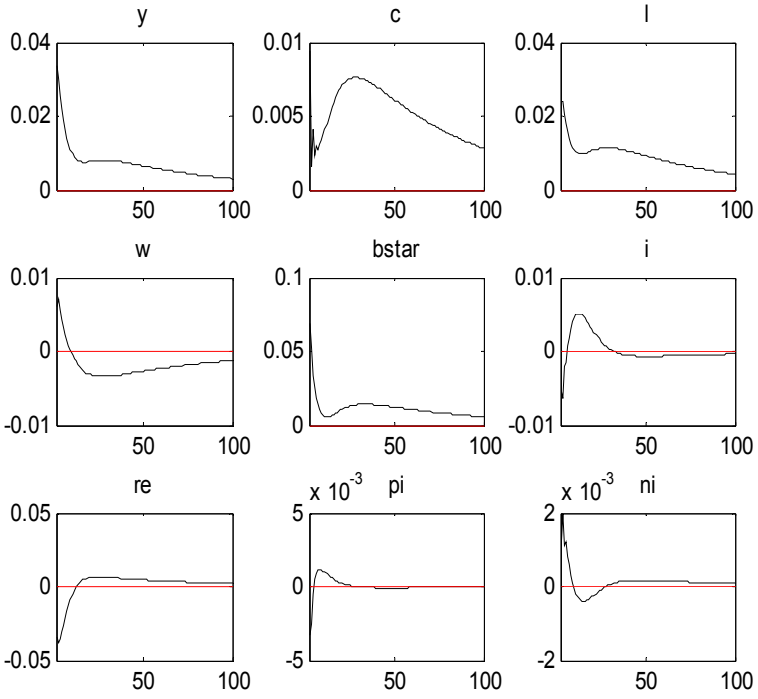


图 4 技术冲击

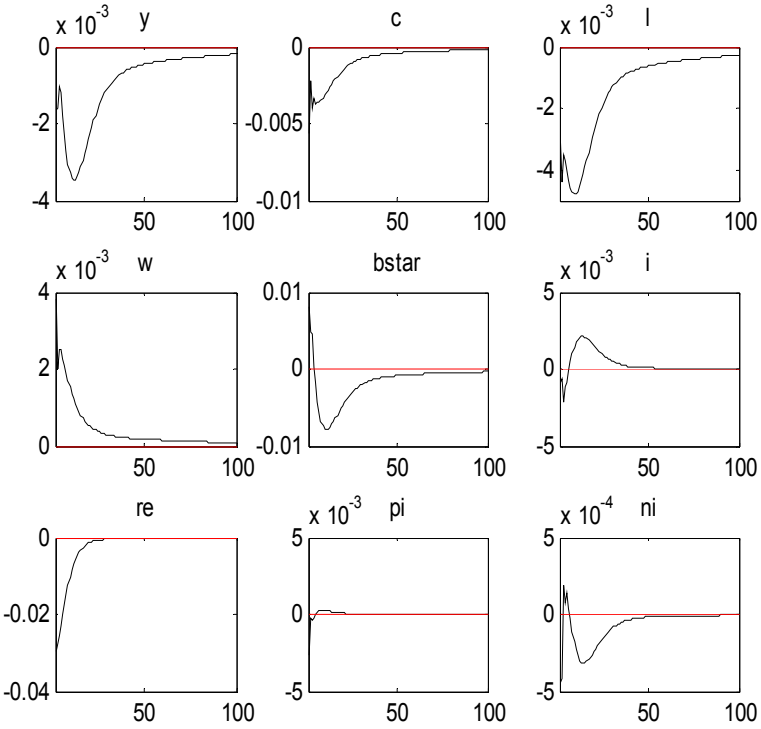


图 5 净资产冲击

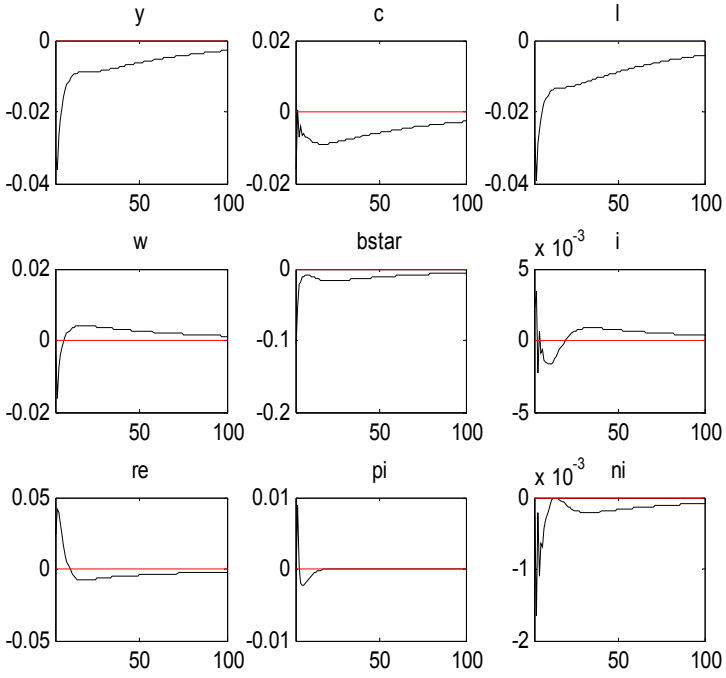


图 6 国内最终品价格加成冲击

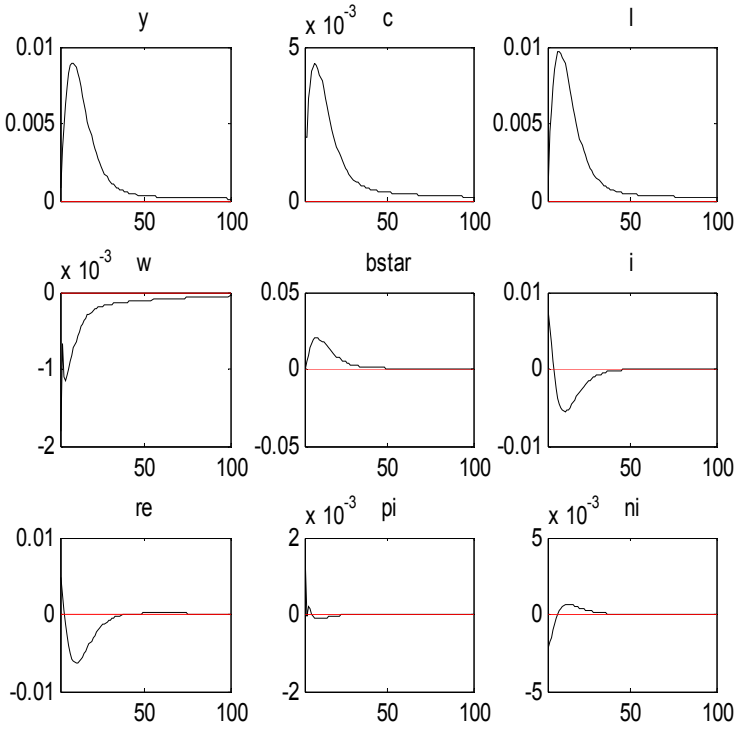


图 7 进口最终品价格加成冲击

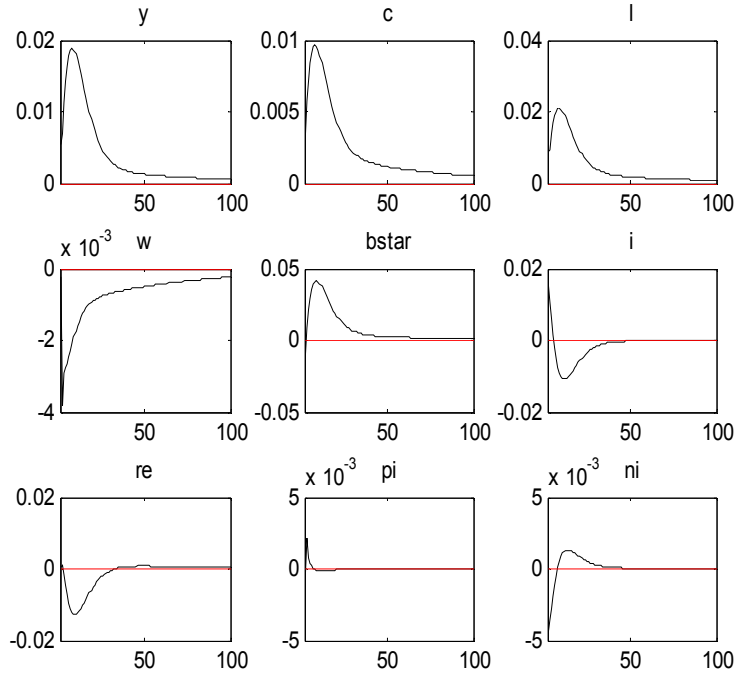


图 8 通货膨胀目标冲击

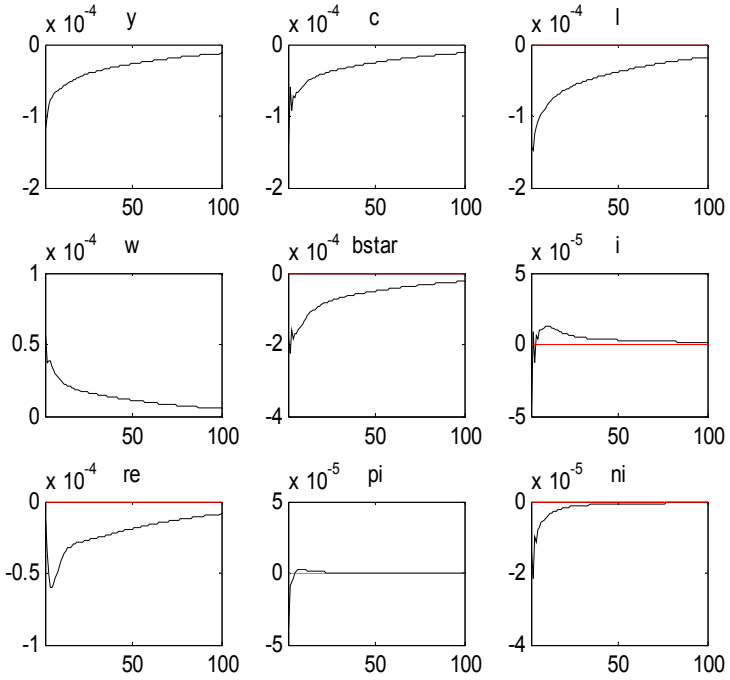


图 9 货币政策冲击

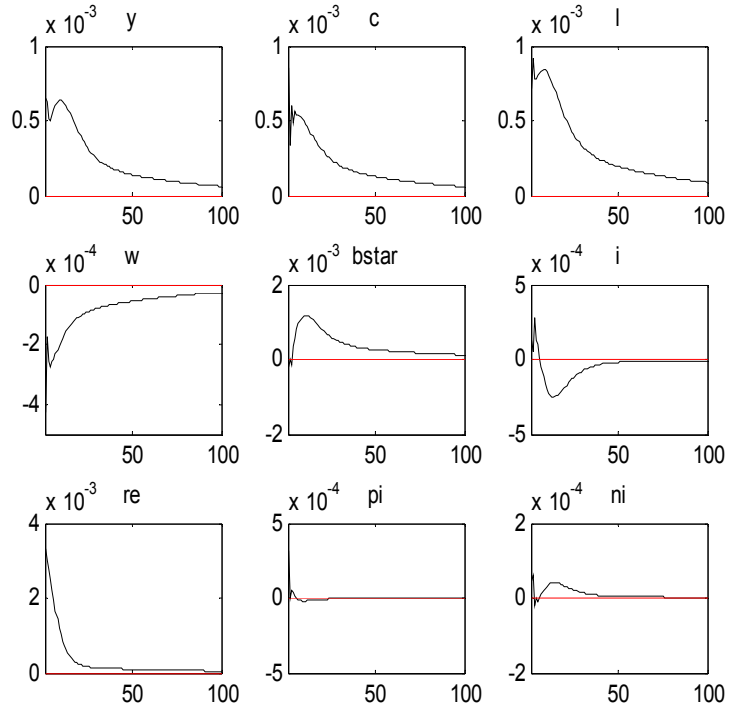


图 10 政府支出冲击

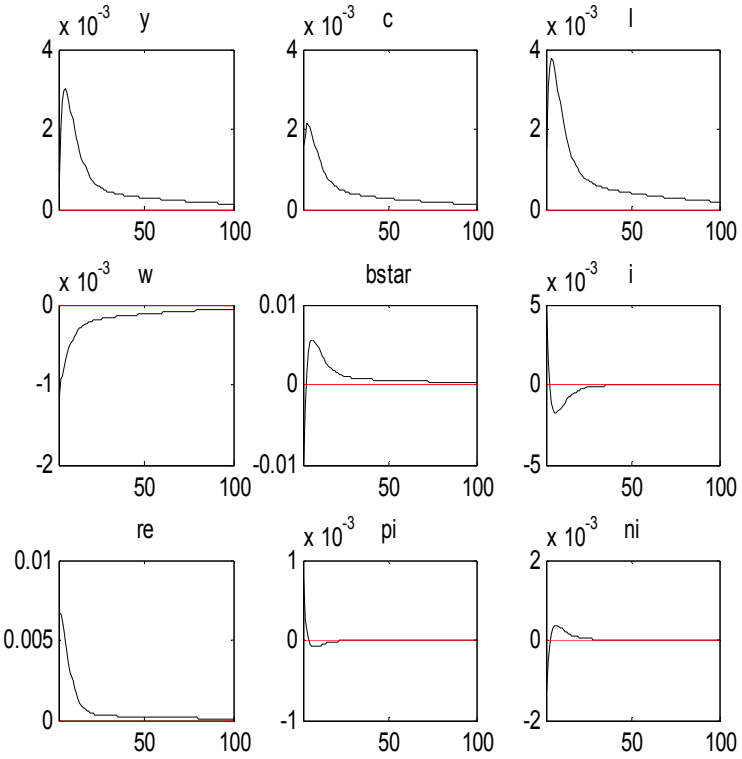


图 11 国外产出冲击

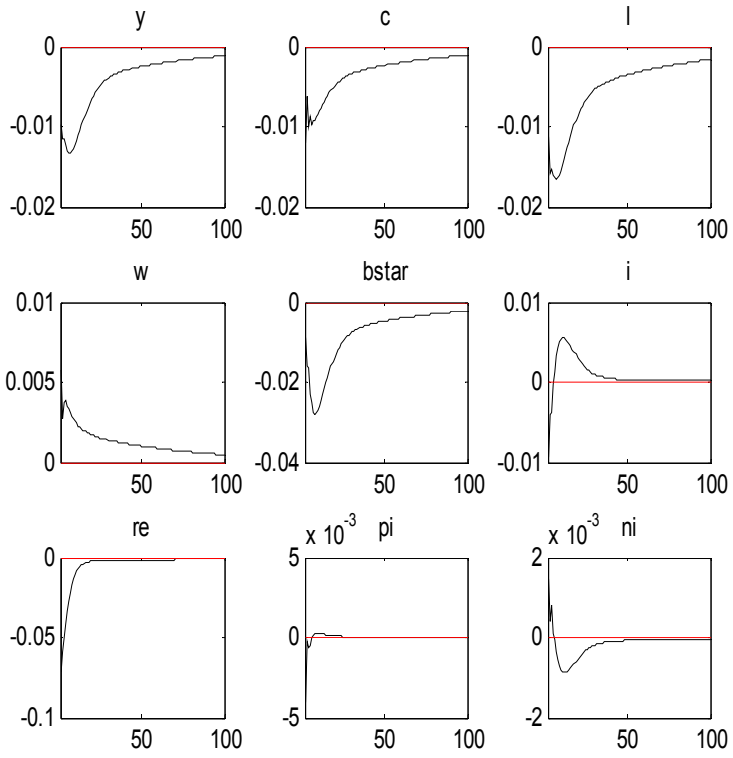


图 12 国外总物价冲击

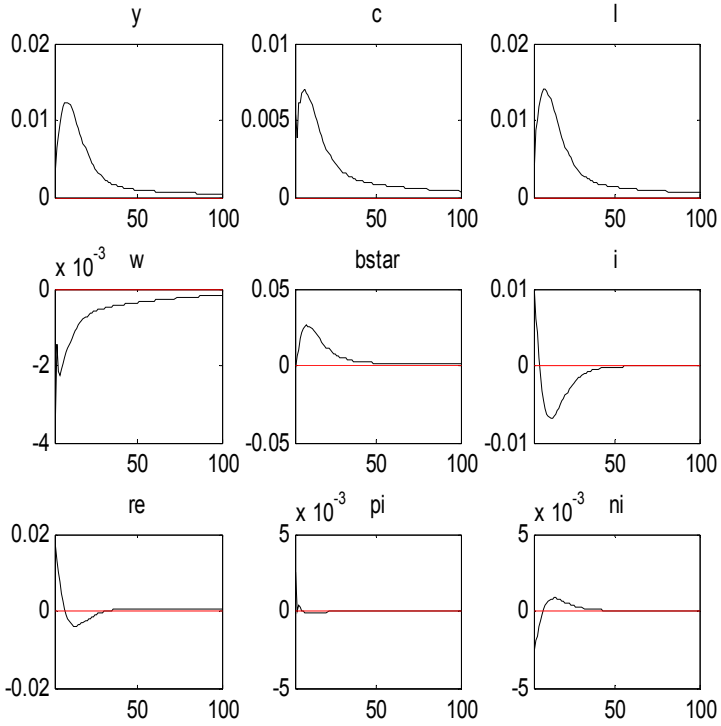


图 13 国外出口产品价格冲击

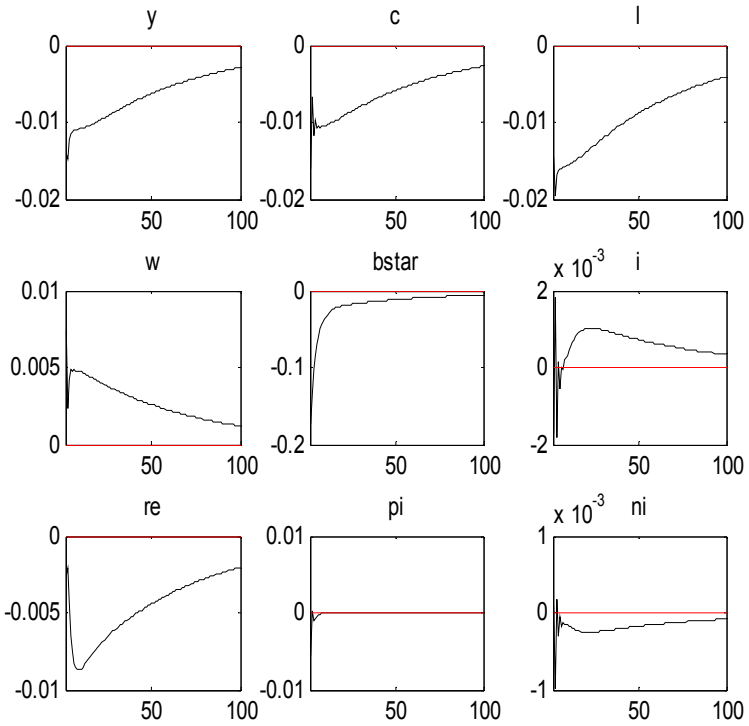


图 14 国外利率冲击

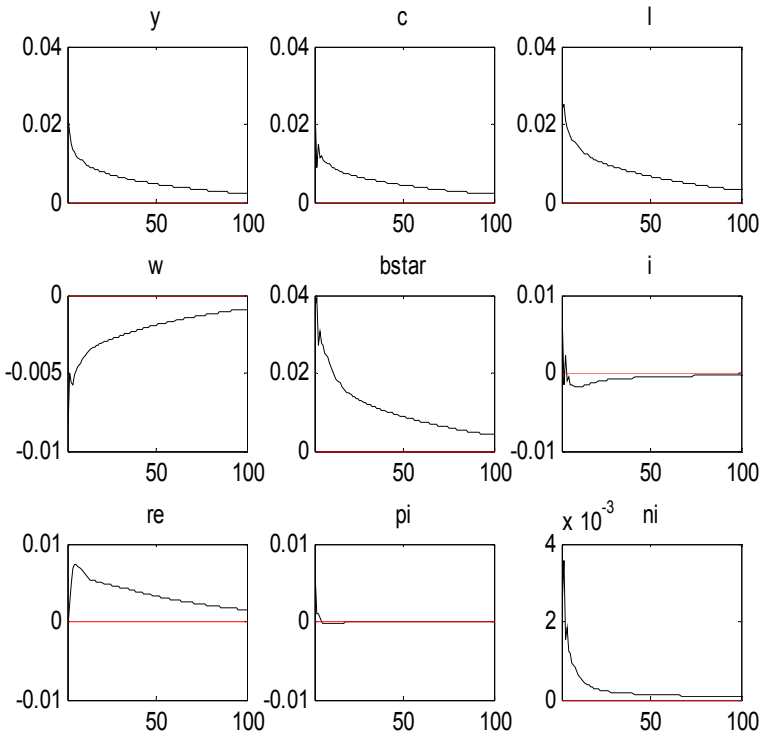


图 15 国外资本流入冲击

稳定不稳定的经济

——企业微观波动及其对宏观经济政策的含义

内容摘要：2008 年金融危机以来，中国宏观经济在保持较高增速的同时，经济波动幅度也有所增加。稳增长成为决策层关心的重要宏观问题。传统理论主要从总需求或总供给变化来解释经济波动，而本文立足于宏观波动的微观基础，从企业波动视角探寻中国稳增长的政策。利用中国上市公司数据样本，我们测度了企业特有波动(firm-specific volatility)的现状，描述中国企业微观波动的事实。我们发现，相比 2008 年金融危机之前，中国微观企业特有波动有所增加。微观波动增加可能弱化宏观经济调控政策效果，如果企业波动增加意味着企业不确定性增加，进而导致微观企业观望情绪加重，可能加大总产出短期向下调整的风险。从稳增长的角度来说，应减少宏观政策的不确定性，通过稳定企业预期来稳定经济增长。

关键词：经济波动　稳定经济 企业波动 不确定性

一、引言

2008 年金融危机以来，与世界其他国家相比，中国宏观经济增长速度依然保持高位运行，过去五年，国内生产总值年均增长 9.3%，从 26.6 万亿元增加到 51.9 万亿元，跃升到世界第二位。与此同时，中国宏观经济增速波动有所增加。2008 年经济增长速度从 2007 年的 14.2 降到 9.6%，2009 年继续回落至 8.7%，2010 年上升至 10.4%，2011 年又回落至 9.2%，2012 年又降至 7.8%。在经济增速放缓的条件下，如何稳定经济增长，成为决策层和学术界关心的重要问题。

寻求稳定增长的政策，需要弄清楚中国经济波动的来源。目前，对宏观经济波动的讨论，主要从总需求或总供给的视角来展开讨论（龚敏和李文博，2007）。借鉴美国上世纪 80 年代后期出现“大缓和”的经验，一些研究从调整经济结构，如提高消费占比，大力发展服务业占等宏观结构视角寻求稳定经济的策略。主要的观点认为，从总需求看，在消费需求相对稳定的条件下，中国经济依赖出口和投资。由于投资受到政策影响较大，政策用力过猛，容易引起经济大起大落。而

外部需求不稳定性增加，导致出口波动也被看做是中国经济波动的主要原因。来自总供给研究的学者认为，类似 20 世纪 70 年的石油危机带来的衰退，中国资源禀赋，环境变化，劳动力成本上升是导致中国经济波动的主要原因。

虽然从总需求和总供给的视角研究宏观经济波动的，比较容易理解。然而宏观经济运行依赖其微观基础，在经济学的研究中，微观主体波动对宏观波动的影响被严重忽视（Acemoglu et.al. 2012)。沟通微观基础和宏观政策意义重大，特别是对宏观经济学家来说。一个好的宏观经济学家既要能够把握宏观事实，又要能够对形成这些事实的微观主体行为有深入的洞悉。本报告试图从企业微观波动的视角，讨论宏观经济波动的原因与稳定经济增长的政策。从微观视角研究宏观波动具有重要的意义，传统宏观经济学基于代表性企业理论，并不能考察微观企业波动。本文试图回答，中国企业微观波动的现状，微观波动与宏观经济波动之间的关系如何。

二、经济波动事实的再考察

林建浩和王美今（2012）认为中国经济于2010年第一季度进入“低波动、高增长”的最优状态，后危机时代元年并未出现过热或二次探底等过度波动情形，中国经济处于“大稳健”（Great Moderation）增长时期。本文发现2008年经济危机之后，中国经济增速波动有所增加，中国能否走低低速稳健的增长是时代，还有待进一步观察。

（一）中国宏观波动幅度有所增加，稳增长任重道远。

2008 年金融危机之前，中国经济经历了稳定增长时期。经济危机后，经济增速呈现 V 型复苏，并逐渐表现为 W 波动式增长。稳定经济增长成为决策者面临的重要宏观问题（刘树成，2011）。

图 1 显示 从 GDP 增速看，金融危机后，中国经济在走出 V 型轨迹后，增速明显再次回落。国内生产总值季度增长波动增加。图 2 从构成国内生产总值的三大产业增加值增速看，农业增加值仍然保持相对稳定的增长速度。第二和三产业与 GDP 增速波动保持一致，其波动性有所增加。

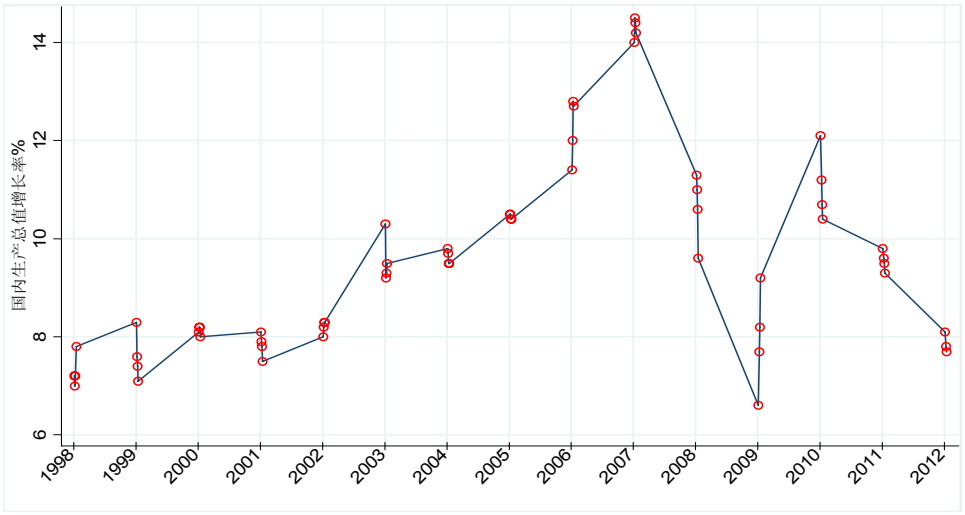


图 1 GDP 季度增长率波动

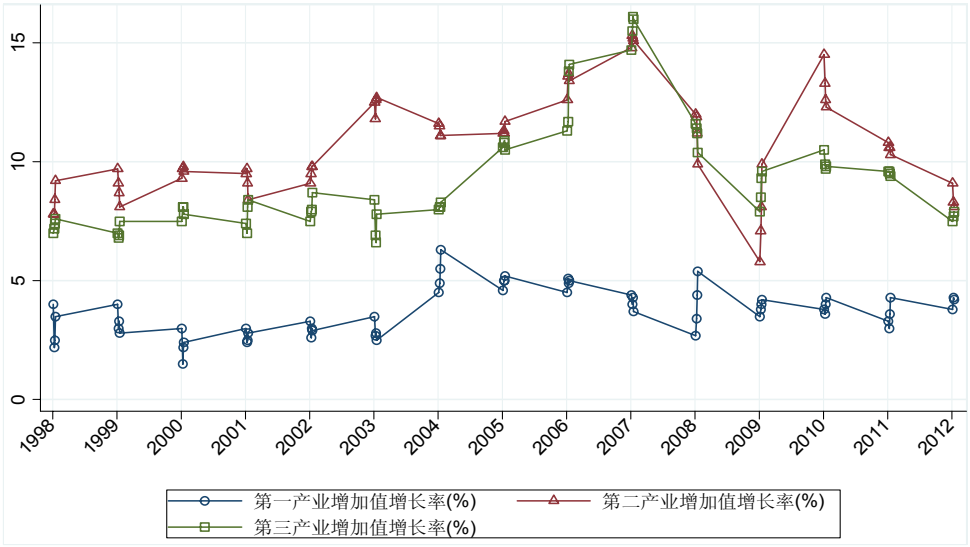


图 2 三大产业季度增长率波动

从经济监测的先行指标PMI指数波动来看，金融危机导致PMI指数迅速降低，随着应对危机政策的出台，PMI逐渐回升，但2010年后，PMI又开始逐渐回落。伴随着经济波动的增加，政策不确定性开始上升。根据政策不确定指数，2008年以来，中国经济政策的不确定开始增加[1]。这些因素都反映了宏观波动有所增加，稳定增长的任务依然艰巨。

[1] 数据来源 http://www.policyuncertainty.com/china_monthly.html.

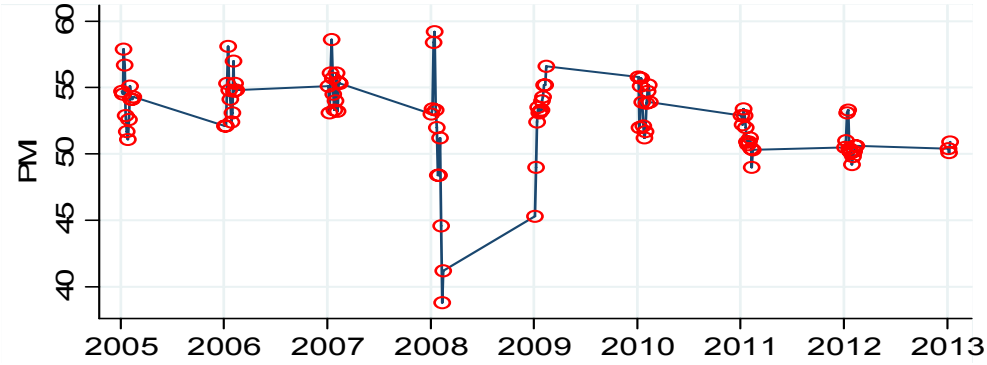


图 3 PMI 月度波动

Koren and Tenreyro（2007）提出为什么 GDP 增长在欠发达国家比富国更不稳定？他们认为三个可能的原因：（一）贫穷国家生产集中在更不稳定的行业；（二）贫穷国家的经历更频繁和更严重的总冲击（例如，从宏观经济政策）；以及（三）贫穷国家的宏观经济波动与高度部门冲击相关。我们展示如何分解到各种来源的波动，量化总体波动所作出的贡献，并研究它们如何与所处的发展阶段相关联。他们发现随着国家的发展，其生产结构从较大波动向波动较小的行业移动；特定国家的宏观经济波动随着发展水平的提高而下降；具体部门和具体国家的冲击之间的协方差，不会改变系统的发展水平。联接波动和发展的许多理论是不符合这些研究结果，这些研究结果为未来的理论工作提出新的方向。

（二）企业微观波动与宏观波动的相互影响

本文的一大特色就是侧重对经济波动的微观基础的分析。张少军（2013）在对外包影响经济波动的实证分析中发现，外包冲击造成经济波动的机制，主要是通过增加既有企业生产和就业的波动性实现的[2]。因而，在此有必要对中国企业微观波动情况作出简单勾勒。

中国微观企业数量和类型复杂，因此我们的样本不能穷尽所有中国企业。Comin and Mulani(2006)对美国微观波动分析使用了上市公司样本，同时Gabaix（2011）认为大企业的波动可以解释很大部分的宏观经济波动，而我国上市公司产值和融资规模较大，所以，我们也采用上市公司样本来度量我国微观企业的波动。具体的，本文使用2002 年-2011年连续存在的上市公司面板数据，测度了企业的短期波动（具体见下文）。短期波动表示为主营业务收入、利润和就业三个关键指标年度增长率变动，用这些指标的年度增长率来刻画企业的短期波动。下面三个图分别显示了主营业务收入增速、利润增速和就业增速的时间

[2] 张少军，2013，外包造成了经济波动吗？——来自中国省级面板的实证研究，《经济学季刊》第 1 期。

变化趋势，我们可以发现几个规律：第一，均值、中位数和25百分位数以及75百分位数所呈现的规律是一致的；第二，2008年三者增速都大幅下降，而08年后V型上升；第三，08年前后的波动幅度比较，08年后波动更大一些。值得指出的是，此处企业短期波动包含了宏观经济，行业因素和企业特定因素的影响。后面我们试图分离宏观和行业层面的影响，进而测度企业特定波动。企业特定波动（firm-specific volatility）即不能通过宏观波动，行业波动或可以观察的企业特征所解释，特定波动反映了企业增长率分布的宽度，企业面临风险或不确定性。企业特定波动的变化可能影响宏观经济政策的效果。

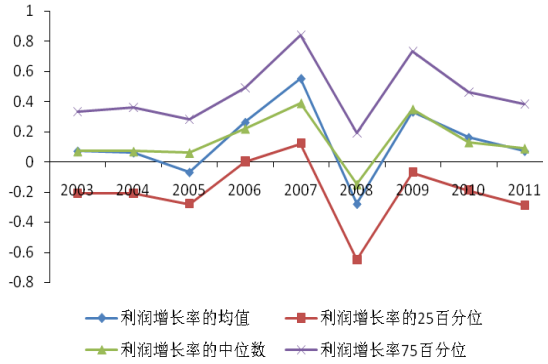


图 4 企业利润波动

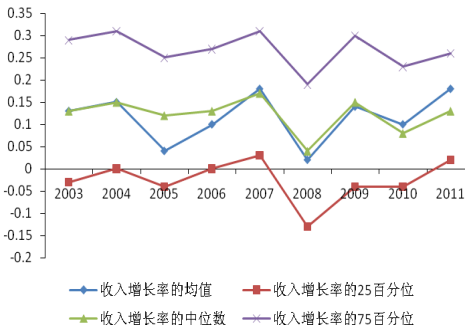


图 5 企业营业收入波动

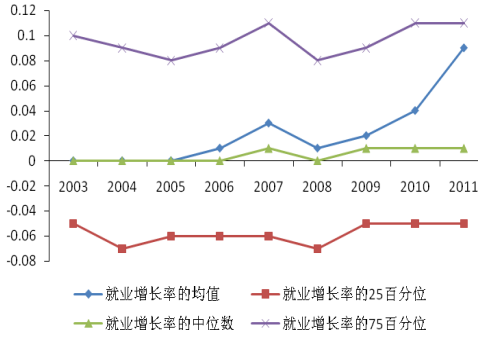


图 6 企业就业人数波动

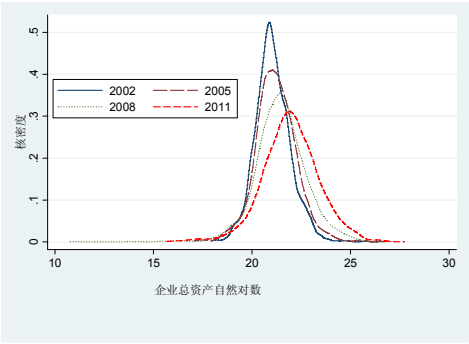


图 7 企业规模分布变化

（三）企业微观波动离散度变化

图 7 描述了以总资产衡量的企业规模分布变化。在样本企业中，我们发现随着时间变化，样本企业离散程度显著增加了。这意味着，最初 2002 年企业之间规模差异较小，但到了 2011 年，这些企业之间的规模差异发生了很大的变化。为了具体考察企业增长率短期波动情况，我们描述了不同年份企业主营业务收

入，利润和就业人数增长率的分布[3]。从收入和利润增长看，一个显著特征是 2008 年平均利润率和增长率显著低于其他年份。然而就业增长并没有发生明显变化。同时，与 2008 年相比，2011 年主营业务收入增长显示，平均主营业务增长率增加，企业间增长差异有所减少。2011 年利润差异明显增加。但就业人数增长差异并不明显。这说明这些企业的就业人数一直保持相对稳定的变化。

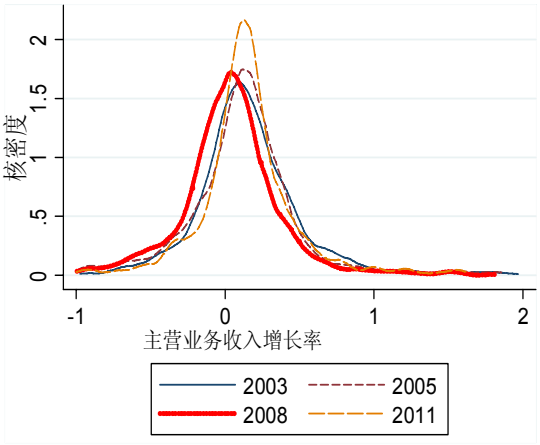


图 8 上市公司营业收入增长率离散程度

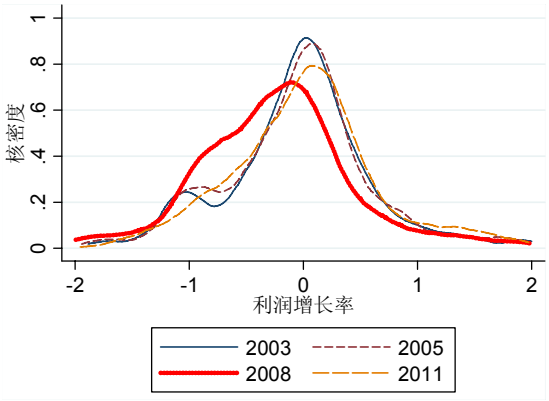


图 9 上市公司营业利润率离散程度

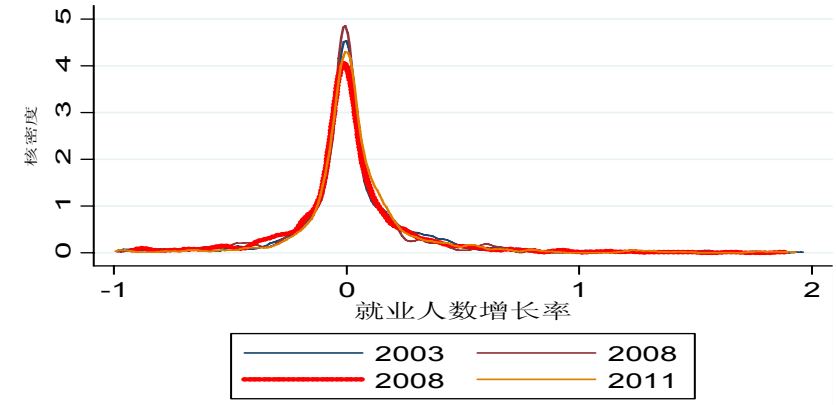


图 10 上市公司就业人数增长率离散程度

三、经济波动新认识——微观视角

伴随着人口结构变化，资源环境压力增加以及国际分工的变化，经济学家普遍认为中国经济增长速度将逐步放缓，中国将很难再实现超过 10%的高速增长。而决策层已逐渐意识到，低速增长更加有利于推进中国经济结构调整。但问题是，中国能否把经济增长稳定在 7-8%之间，中国经济能否顺势走进新的大稳健时代？

[3] 作图时删除了异常值。删除了增长率大于 200%的异常值。利润率删除了小于-200%的异常值。

回归历史，20 世纪 80 年代中后期，美国经济经历了增长中枢下移，增长率从 70 年代的 6%回落到 3.5%左右，同时增长波动率也明显下降，成为美国经济“大缓和”时代。美国进入的“大缓和”原因引发了广泛关注。通常认为，第一，美国婴儿潮带来人口红利，引领消费增长；第二，沃尔克反通胀的货币政策稳定了公众预期；第三，里根经济学推行的“供给学派”理论，减少了政府干预，提升了市场效率；第四，技术进步和产业转型进一步降低了经济波动。

从理论看，经济波动是广泛存在的。在时间和空间的范围都存在经济周期性变化。以美国为例，美国的消费和投资都相对稳定，那么为什么 2008 年以来，美国仍然会存在经济波动呢？宏观波动进一步的理论支撑。最近，波动理论的研究进展正是来自对美国大缓和的解释。McConnell and Perez-Quiros (2000)、Blanchard and Simon(2001)从美国经济部门结构的变化解释美国的大缓和。Irvine and Schuh(2007)指出投资管理是导致美国经济波动减缓的原因，Clarida, Galí, and Gertler(2000)认为聪明的货币政策可以解释美国大缓和。但这些理论都是推测性的，难以契合现实数据。

最近，一些研究试图从企业动态（企业规模分布，生产率分布，企业进入和退出）分析一国宏观经济增长与波动的微观来源[4]。与传统理论不同，关于宏观经济波动的微观基础，传统理论通常坚持多元化假说，认为企业个体波动对总体波动的影响为$1/\sqrt{N}$，N 表示部门或企业的个数，随着部门的增加，个体的冲击将会被平均掉。Dupor(1999)从大数定律的角度对微观波动影响宏观波动的论点提出质疑。他证明如果有足够多得部门 N，那么总体波动应该以部门数 N 的平方根的比例消失。部门越多，微观波动对总体波动的影响越小。这种基于大数定律的传统观点受到挑战。大量文献通过对美国企业收入和就业的微观波动的研究发现，在大缓和时期微观波动与宏观波动出现了巨大分歧：宏观波动下降，微观波动增加（Comin and Philippon，2005； Comin and Mulani，2006； Davis et.al，2006）。通过考察了美国企业收入和就业的微观波动，他们发现在大缓和时期，微观波动与宏观波动出现了巨大分歧：宏观波动下降，微观波动增加。最新的研究 Gabaix（2011）提出企业的块状分布理论，指出大企业对总体经济具有重要影响。Acemoglu et.al.（2012)考虑了企业之间的网络关系，讨论了微观企业对总体经济的影响。Acemoglu 等（2012）证明，如果生产投入存在特殊的网络结构，那么 Dupor(1999)的大数定律将被破坏，微观波动就会对宏观波动产生影响。

[4] 在微观上，Melitz (2003)讨论了贸易作用企业个体对行业内资源配置的影响，进而研究贸易对行业生产率的影响。

Gabaix（2011）研究了粒状假说（“granular” hypothesis），部门的分布具有肥尾的 Zipf 分布特征，那么特定的大企业的波动会影响宏观经济波动。例如美国的沃尔玛、波音，韩国三星和现代，企业分布具有离散的颗粒状，那么微观波动会影响宏观波动。以三星集团为例，三星的产值约占韩国 GDP 的 20%，几乎染指各种新产业，其在韩国的影响力几可敌国。Carvalho and Gabaix(2012)认为微观经济构成的变化可以解释美国宏观经济的大缓和及其终结。宏观波动来自微观经济冲击，微观冲击在放大效应下影响宏观波动。利用 domar 权重，假设部门本身生产率不随时间波动，Carvalho and Gabaix(2012)构造了“基础波动”来衡量微观波动，基础波动反映了经济中不同部门权重的变化，发现基础波动与宏观波动是一致的。进一步地，他们认为金融部门的增加导致基础波动增加，这可以可以解释美国宏观经济波动的增加。

四、企业数据与微观波动测算

为了描述中国企业的微观波动，基于数据的可获得性，我们选择上市公司作为样本来进行考察。样本选择标准如下：首先，选取全部 A 股上市公司，删除公用事业和金融行业；其次，选择公司代码、年份、行业、成立时间、总资产、营业收入、总利润、员工人数、实际控制人性质等变量[5]；选择 2002 为起点的平衡面板，删除营业收入或员工人数为非正数的样本[6]，其中 1 个收入为负，13 个收入为 0，4 个员工数为 0。为了提出价格变化产生的影响，所有名义值，包括企业总资产、总利润、营业收入都去除乐 PPI 的影响。方法是该变量除以该年度 PPI。选择平衡面板数据可以减轻新进入企业和不同时间建立的企业对企业波动的影响。通常，新进入企业波动可能更大，经济繁荣和萧条时期成立的企业也可能具有不同的波动性。我们使用平衡面板，可以避免这些问题。

我们通过几个变量来度量企业的微观波动。首先计算利润、收入和员工人数的增长率，由于是计算增长率，所以样本期间是 2003-2011。我们的目标是考察企业的特异性波动，即不能被可观测变量解释的波动。为了获得企业特异性波动，需要剔除宏观经济，行业波动以及企业可观测特征的影响，因此，需要控制影响企业总波动的因素。这些因素包括，总资产取对数，公司成立时长（该年度-成立时间），行业的虚拟变量（生成行业虚拟变量，除去公用事业和金融行业后，

[5] CSMAR 数据库，最终控制人性质，这一变量的披露始于 2003 年。

[6] 利润为负的样本有 1500 多个，占了总样本的十分之一。所以，没有直接删除利润为负的样本。参照 Veirman and Levin（2012），计算利润增长率公式为：(profit-l.profit)/l.sales，分子为上年度的销售收入。

11 个大类），企业性质（是否国有），根据实际控制人性质，对于少数控制人性质为多个取值的（例如某些公司的最终控制人既是自然人又是国有控股企业），优先认定为国有性质。以及相应的几个交互项。Comin and Mulani（2006）也是用了上市公司样本，Gabaix (2011)认为美国大企业的波动可以解释很大部分美国宏观经济波动。其次，我国上市公司产值和融资规模较大；最后，使用样本公司销售和的波动，与 GDP 的波动相差不大（这一点还没有检验，下一步测算宏观波动时会检验）。使用制造业子样本进行稳健性检验 Comin and Mulani（2006）。

对波动的测度通常分为两类：长期波动和短期（瞬时）波动。对于两种类型的波动，测算方法也有所不同。有些研究主要对长期波动问题的研究。利用滚动时间窗计算企业周期性波动，时间窗口的选择相当于一个平滑。测度企业波动可以使用金融市场数据或会计数据。金融数据主要是利用股票收益。会计数据主要是就业，销售，利润和资本支出等。波动可以通过下式计算：$\sigma_{it}=\left[\frac{1}{5}\sum_{\tau=-2}^{\tau=2}(\gamma_{it-\tau}-\bar{\gamma}_{it})^2\right]^{1/2}$，进一步地，代表性企业波动可以表示为样本的均值或中值，$\sigma_t^f=median\{\sigma_{it}\}$。这通常需要稳健性检验：控制样本选择偏差和测度误差，控制企业规模，年龄和固定效应，然后用实际值减去预测值得残差波动。

本文主要考察企业短期特有波动波动。特有波动（特定波动）定义为宏观，行业和企业可观测特征不能解释的企业波动。具体来说，我们关系营业收入，利润和雇用人数的年度增长率。我们把增长率波动分解为三个层面：宏观层面，行业层面和企业层面的因素对波动的影响。分别考察每个层面对企业波动的影响。企业特定波动表示为下面回归方程的残差：

$$\gamma_{it}=c+a_i+b_t+d_{st}+e_{qt}+\varepsilon_{it} \qquad (1)$$

其中，γ_{it} 表示企业 i 在时间 t 的营业收入，利润和就业人数的增长率。a_i 表示企业的固定效应，可以获得企业在样本期间的平均波动。b_t 表示时间的固定效应，可以反映宏观形势对企业波动的影响。d_{st} 和 e_{qt} 分别表示时间与企业规模，时间与企业行业的交互项。在控制上述因素后，回归获得的误差项就可以表示企业特有的短期波动。这个波动反映了企业面临的外部冲击以及不确定性。Veirman and Levin（2012）在考察日本企业短期波动时就使用了上述方法。

波动测算会遇到一些常见问题。第一，如何度量波动。滚动标准差能够反映波动的长期趋势，但无法反映短期的变化。在滚动下，新加入期变量和放弃的变

量会对波动构成影响。因此，连续两年的变化，实际上反映了多年的波动（取决于时间窗）。滚动标准差通常也无法区分波动的来源：个体特异性波动，部门波动还是宏观经济波动。第二，要区分名义变化与真实变化，区分波动来自价格效应与还是真实生产变化。本文控制了通货膨胀的因素。第三，样本选择，主要是样本的代表性问题，样本的变化。通常需要选择连续存在的样本。

五、企业微观波动

（一）估计方程设计

为了获得企业的特定波动，首先需要对总体短期波动进行回归分析，进而分离宏观，部门和规模等因素对企业波动的影响，利用回归后的残差表示企业特定的波动。我们构造短期波动（增长率）的回归方程如下：

$$\gamma_{it} = \alpha + \sum_{t=2003}^{2011} \beta_t Time_t + \sum_{s}^{N} \theta_s Industry_s + \sum \delta X + \varepsilon_{it}$$

等式左边的变量表示短期波动。时间变量 time 表示总体宏观环境对微观经济的冲击。例如汇率的变化对不同部门的影响存在差异。我们控制了行业虚拟变量的影响。由于大企业和小企业对外部冲击的反应不同，我们控制了企业规模。我们也加入了行业和时间的交互项，加入了企业性质，加入了公司成立时间，及其平方项。

给定上述回归，借鉴 McConnell 和 Perez-Quiros (2000)，假设残差项是正态分布的，即 ε_{it} 服从 $\left(0,\sigma^2_{\varepsilon,it}\right)$ 分布。企业的个体微观波动可以表示为，$\sigma_{\varepsilon,it} \approx \sqrt{\frac{\pi}{2}}\left|\hat{\varepsilon}_{it}\right|$。为了考察全部企业微观波动的总体特征，我们可以求解平均波动 $\hat{\sigma} = \frac{1}{N}\sqrt{\frac{\pi}{2}}\sum_{i=1}^{N}\left|\hat{\varepsilon}_{it}\right|$，即样本企业特定波动的均值。均值衡量了特定年份企业的微观波动情况。

此外，为了考察微观波动与宏观波动的关系，我们需要第二个回归方程：通过上述回归，得到残差 ε_{it}，计算微观波动后，$\sigma_{\varepsilon,it} \approx \sqrt{\frac{\pi}{2}}\left|\hat{\varepsilon}_{it}\right|$，回归

$$\sigma_{\varepsilon,it} = \alpha + \sum_{t=2003}^{2011} \beta_t time + \sum_{i=1}^{N} \lambda_i firm_i + u_{it} \qquad (2)$$

这个方程表示，我们获得了企业特定的波动，在控制企业特征后，时间变量的系数可以表示所有样本企业在特定时点上的平均波动。时点表示了相应年份，年份的系数就反应了某些年份平均企业特定波动的程度。由于年份反映了宏观经济形势，例如 2008 年反映了宏观面临金融危机的冲击，因此就建立了宏观波动与微观波动的联系。

（二）企业微观波动特征

我们首先使用所有企业特有波动的平均值表示样本企业总体的微观波动。并分别使用收入、利润和员工人数增长率的回归残差来计算：$\hat{\sigma}=\frac{1}{N}\sqrt{\frac{\pi}{2}}\sum_{i=1}^{N}|\hat{\varepsilon}_{it}|$。此处，具体证明参照 Veirman and Levin（2012）。表 1 给出了我们计算的每年企业微观波动结果。

表 1

	企业微观波动		
年份	收入	利润	员工数
2003	0.2572	0.5720	0.2428
2004	0.2670	0.5864	0.2449
2005	0.2198	0.6270	0.2322
2006	0.2509	0.5567	0.2406
2007	0.3246	0.7263	0.3037
2008	0.3329	0.8917	0.2971
2009	0.3221	0.8236	0.2472
2010	0.3031	0.6906	0.2450
2011	0.3397	0.7657	0.3145

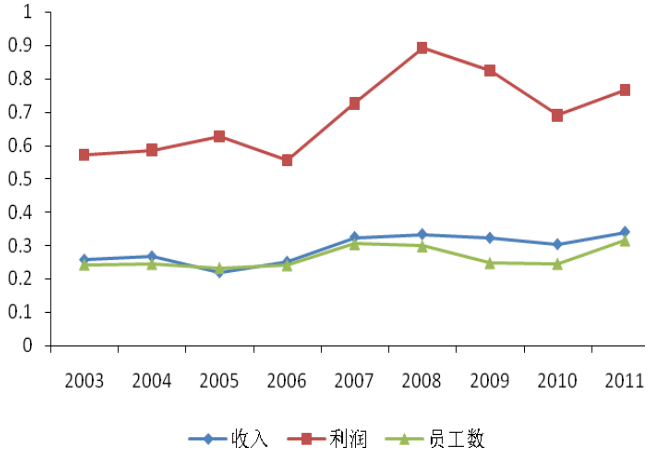


图 11 企业波动的时间变化 2003-2011

图 11 描述了企业微观波动总体变化趋势。首先从利润波动看，企业微观波动在 07 年前较小，2008 年企业波动显著增减。2008 年后有所下降，不过 2011 年企业波动再次回升。

企业波动反映了企业增长率变化的宽度，或者企业面临的不确定性的强度。从收入看，企业收入波动在 2008 年金融危机后显著增加了。从营业收入看，收入波动变化相对平稳，2008 年金融危机前后，收入波动变化不大。这说明企业还是能较好的维持收入波动的幅度变化。与利润相比，收入更加稳定。从就业人数变化看，2008 年后，就业人数波动反而相对下降的趋势。这说明危机导致企业在就业人数方面调整的幅度显著减小了。

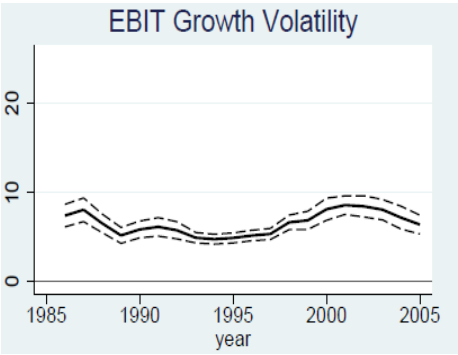


图 12 美国企业微观波动 1985-2005

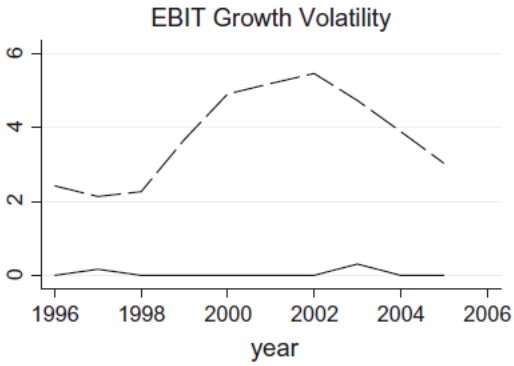


图 13 日本企业微观波动 1996-2006

数据来源：Veirman and Levin(2011,2012）Earnings Before Interest and Taxes (EBIT),

图 12 和 13 给出了 Veirman and Levin(2011,2012）使用相同方法，利用上市公司数据计算的美国和日本企业的利润波动。从美国情况看，2001 美国的衰退之前，企业收入波动显著增加。2001 年后，美国企业利润波动有所减少。从日本的情况看，2002 利润率波动是在增加，2002 年后开始下降。与之相对，在宏观层面，90 年代后，日本经济增长趋于停滞，1998-2002 年，更是陷入严重的衰退[7]。在此期间，微观波动增加。而随着 2002 年日本经济复苏，微观企业更替率上升，企业个体不稳定性减少，宏观经济也日趋稳定。

（三）宏观经济对微观波动的影响

用来以下检验宏观经济对微观波动的影响。使用固定效应模型回归以下方程：$\sigma_{\varepsilon,it} = \alpha + \sum_{t=2003}^{2011} \beta_t time + \sum_{i=1}^{N} \lambda_i firm_i + u_{it}$

其中，2003 为基期，其他年份如 year2004、year2005 等表示是否 2004 或 2005 年度的虚拟变量。

表 2

	(1) 收入波动	(2) 利润波动	(3) 员工数波动
year2004	0.03872*	0.0262	0.0131
	(0.021)	(0.038)	(0.024)

[7] 1992-2002 年，日本名义 GDP 增长率不足 1%。

year2005	-0.000840	0.09275**	0.00915
	(0.022)	(0.039)	(0.025)
year2006	0.0289	0.0413	0.0189
	(0.022)	(0.039)	(0.025)
year2007	0.07798***	0.17197***	0.07340***
	(0.022)	(0.038)	(0.024)
year2008	0.07171***	0.33707***	0.05891**
	(0.022)	(0.039)	(0.025)
year2009	0.05835***	0.29191***	0.00756
	(0.022)	(0.039)	(0.025)
year2010	0.0326	0.13751***	0.00826
	(0.022)	(0.038)	(0.024)
year2011	0.05452**	0.17834***	0.06597***
	(0.021)	(0.037)	(0.024)
cons	0.25117***	0.55245***	0.23504***
	(0.015)	(0.027)	(0.017)
N	7445	7445	7445
组内 R^2	0.0041	0.0212	0.0035

从回归结果可知，年度虚拟变量一半以上的显著。年度系数反映了影响年份，样本企业的平均波动情况。如果年度变量提供了特定年份中国宏观经济形势的信息，那么回归结果就建立了中国经济宏观波动与微观波动的关系。我们发现，2007年宏观经济危机开始来临那一年，收入，利润和就业波动三者的取值都比较大。2008 年拯救危机的一年，收入和就业的波动有降低趋势，而利润波动依然严峻。2009 年利润波动开始缓解。为了更接直观展示上述结果，选出其中的系数作图如下：

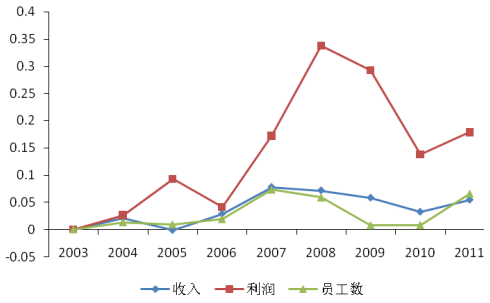


图 14 微观波动与宏观经济

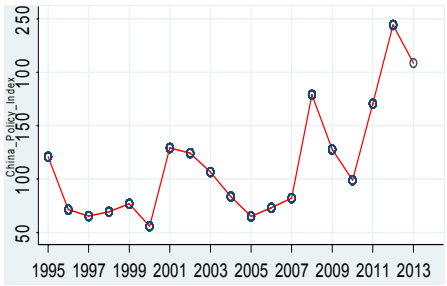


图 15 中国经济政策不确定性[8]

再次，年度虚拟变量的估计系数表示该年度宏观经济对企业微观波动的影响。我们发现：第一，总体来说，宏观经济对微观波动的影响在增强。第二，

[8]数据来源**Sources:** Scott Baker, Nicholas Bloom and Steven J. Davis 参见www.PolicyUncertainty.com.

07 年前宏观经济的影响较小，并且基本不显著，而在 08 年后这种影响显著增加。第三，企业利对宏观经济变化的反应更加灵敏。第四，几个关键的年度拐点 2005、2008、2010 波动明显变化。这些年份分别是十一五开局之年，四万亿政策解救经济危机之年以及十二五开局之年，可见企业微观波动中有明显的政治经济周期性。 微观波动反映了企业面临的不确定性，图 15 展示了中国经济政策不确定性指数的变化，微观波动与政策不确定性基本上存在一致性趋势。那么企业波动可能受到了政策不确定性所影响。

六、微观波动对宏观经济政策的含义

我们测度了企业逐年收入，利润和雇员的波动情况。我们发现，与危机前相比，企业微观波动有所增加。尽管经历金融危机的高点后，企业波动有所下降，但 2011 年企业波动又再次回升。企业特有波动反映了企业增长分布的宽度，宽度越大，反映了企业的面临的不确定性增强，企业调整的风险增减。这种微观波动可能传导到宏观经济实体，具有动态的宏观效应，影响宏观总产出的变化。换句话说，企业在特定时点的波动，即企业波动周期性地偏离已有趋势，对宏观经济具有瞬时的，动态的影响。

第一，考虑产出与通货膨胀权衡和政策有效性的模型。在企业内生决定价格调整的模型中，较高企业波动意味着企业更加频繁地调整价格。因为，企业通过重新定价应对宏观经济的冲击。频繁价格调整导致总需求冲击的名义效果要大于实际效果。也意味着企业特定波动更高，菲利普斯曲线越陡（Gertler and Leahy ，2008)，降低通货膨胀的成本很低。 Vavra (2011)表明，随着企业特定波动的增加，表明宏观经济政策，如货币政策和其他的总需求管理政策，具有更大的短期效应，更小的真实效果。Boivin, Giannoni and Mihov (2009)也证明，为了应对宏观经济冲击，相比波动较小的部门，越是波动较大的部门，企业调价的次数越频繁。伴随着微观波动的增加，宏观调控政策的效果可能较小。

第二、考虑存在金融摩擦条件下，企业波动对经济周期的影响。Christiano, Motto, and Rostagno (2010)认为企业波动增加意味着借款人风险增加和外部分金融溢价，引起产出增长下降风险增加。中国企业增长波动幅度增加，可能加剧企业的金融风险。如果上述推理成立，我们的研究发现，2008 年后企业金融风险增加，企业波动加大可能对未来银行贷款的偿还能力产生冲击。金融监管部门需要谨慎应对企业个体波动引发的金融风险。

第三、在存在不可逆的劳动和资本的调整成本，企业波动会影响总产出。由于企业波动增加，企业观望情绪可能加剧，进而企业担心投资的沉没成本不敢投资，最终可能导致产出下滑。根据 Bloom 等 (2009)的研究发现，企业波动增加意味着企业面临的不确定性增加，导致企业出现等待和观望(wait-and-see effect)，减少投资和就业，导致总产出下降。面对企业观望和等待，政府应主动调整和稳定企业的预期，通过明确政策，减少预期的不确定性，从而稳定宏观经济增长。

参考文献：

龚敏、李文博，《中国经济波动的总供给与总需求冲击作用分析》，《经济研究》2007年第11期，pp32-44。

刘树成，《2011年和“十二五”时期中国经济增长与波动分析》，《经济学动态》2011年第7期，pp20-26。

王义中、金雪军，《中国经济波动的外部因素：1992-2008》，《统计研究》2009年第8期pp10-14。

林建浩，王美今，中国宏观经济波动的“大稳健”——时点识别与原因分析，经济学 (季刊)，2012年第12卷第2期，pp577-604。

Acemoglu, Daron, Vasco M. Carvalho, Asuman Ozdaglar, and Alireza Tahbaz-Salehi, 2012, “The Network Origins of Aggregate Fluctuations”,Forthcoming, *Econometrica.*

Baker, Scott, Nicholas Bloom, Steven J. Davis, and Xiaoxi Wang, 2013, “A Measure of Economic Policy Uncertainty for China”, work in progress, University of Chicago. *These data can be used freely with attribution to the authors and the website.*

Campbell, J Y, Lettau, M, Malkiel, B G and Y Xu (2001), “Have Individual Stocks Become More Volatile? An Empirical Exploration of Idiosyncratic Risk”, *Journal of Finance*, 1-43.

Comin, D and S Mulani (2005), “A Theory of Growth and Volatility at the Aggregate and Firm Level”, NBER Working Paper 11503.

Comin, D and S Mulani (2006), “Diverging Trends in Aggregate and Firm Volatility”, *Review of Economics and Statistics*, 88(2), 374-383.

Comin, D and T Philippon (2005), “The Rise in Firm-Level Volatility: Causes and Consequences”, NBER Macroeconomics Annual 2005.

Dupor, William. 1999. “Aggregation and Irrelevance in Multi-Sector Models,” *Journal of Monetary Economics*, 43: 391—409.

Gabaix, Xavier, 2011, “The Granular Origins of Aggregate Fluctuations,” *Econometrica*, 79 (3), 733—772.

Gertler, Mark, and John Leahy, 2008, “A Phillips Curve with an Ss Foundation,” *Journal of Political Economy,* 116, 533-572.

Kim, C-J and C R Nelson ,1999, “Has the U.S. Economy Become More Stable? A Bayesian Approach Based on a Markov-Switching Model of the Business Cycle”, *Review of Economics and Statistics,* 81 (4), 608-616.

Koren, Miklós, and Silvana Tenreyro, 2013, “Technological Diversification”, *American Economic Review*, 103(1): 378-414.

McConnell, M M and G Perez-Quiros ,2000, “Output Fluctuations in the United States: What Has Changed Since the Early 1980’s?”, *American Economic Review*, 90 (5), 1464-1476.

Philippon, T ,2003, “An Explanation for the Joint Evolution of Firm and Aggregate

Volatility” , mimeo, New York University, Stern School of Business.

Rossi-Hansberg and Wright, 2007, “Firm Size Dynamics in the Aggregate Economy”, *American Economic Review*, 97(5), 1639-1666.

Vavra, Joseph, 2011, “Inflation Dynamics and Time-Varying Uncertainty: New Evidence and an Ss Interpretation” , Mimeo, Yale University.

基于企业储蓄视角的高货币产出比现象研究
——2003-2012

摘要：本文以中国高货币产出比现象的时间变化特征和结构变化特征为切入点，发现近年来导致货币产出比上升的主要原因来自于企业的高货币持有现象。在计量分析中，我们从预防性储蓄视角对企业货币需求进行了定量分析，最后是货币产出比上升对通货膨胀可能的影响以及相应的货币政策。

关键词：M2/GDP; 预防性储蓄; 货币需求

一 前言：“超发货币”的结构性变化

2012年底中国广义货币存量接近100万亿，连同2012年中国名义国内生产总值将突破50万亿的预期，一场关于“货币超发”和“消失了的货币”的讨论再次成为各界热议的话题。无论是“货币超发”还是“消失了的货币”争论在理论上多是以费雪(Fisher)货币数量方程为起点，而在实证研究中大多指向了货币与产出比例(M2/GDP)这一宏观经济指标。下文中为了叙述方便，将各统计口径下货币存量与GDP的比例简称为“货币产出比”。事实上，自改革开放以来的很长时间内(2004年之前)，中国货币产出比一直呈现持续上升趋势，在绝对水平上比其他国家高的多；然而通货膨胀水平却比根据交易方程预测的水平要低，因此才有了“消失了的货币”的说法。大量“超额”货币供应与低物价水平同时并存的现象甚至被麦金农(1996)称之为“中国之谜”。

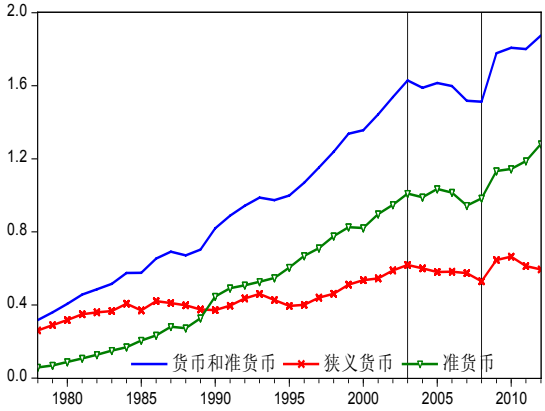
为了直观分析货币产出比的变化趋势，(图 1)显示了广义货币(M2)的结构性变化以及各统计口径的货币产出比变化趋势。1978-2012 年间货币产出比的变化总体上经历了三个阶段。第一个阶段是 1978-2003 年，在这一时期尽管存在小的波动，总体上货币产出比呈现趋势性上升的特征；从总体上看，广义货币产出比从 1978 年的 0.32 上升至 2003 年的 1.63，上升比例约 4 倍多，结构上狭义货币(M1)产出比上升相对温和，由 0.26 升至 0.62，上升比例约为 1.4 倍；准货币与产出的比例在这一时期上升相对较快，从 0.06 上升至 1.01，上升比例约达到 15.8 倍。1990 年后准货币总量超过狭义货，之后广义货币产出比上升主要是由准货

币产出比上升造成的。2003-2008 年是货币产出比趋势性变化的第二个阶段，大体上该时期与中国结束自上世纪 90 年代末开始的通货紧缩到美国次贷危机爆发之前的时间。在这个阶段，三种口径的货币产出比基本都呈现出下降的趋势。[①]2009 年之后货币产出比重现上升趋势，特别是 2009 年当年在狭义货币和准货币的共同作用下，广义货币产出比出现了较大幅度上升，但此后狭义货币和准货币产出比表现出了结构性分化，狭义货币产出比稳中有降，而准货币产出比依然保持上升，导致广义货币产出比呈现缓慢上升。

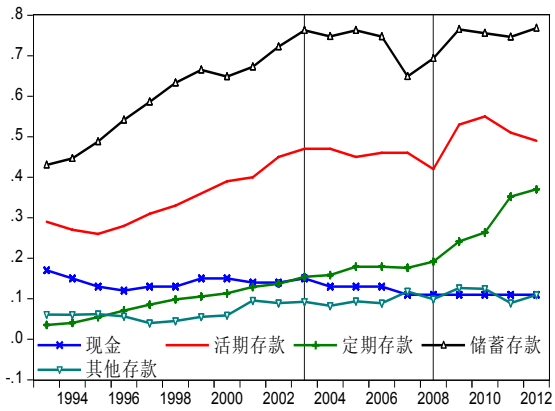
由于准货币占据了广义货币中的绝对份额，(图 2)进一步考察了上世纪 90 年代之后货币和准货币内部各组成部分与产出比例的变化。狭义货币当中，现金产出比自 90 年代中期以来基本稳定，因此不是导致货币产出比上升的原因。企业活期存款与产出的比例类似地经历了三个变化阶段，2003 年之前趋势性上升；2003-2008 年基本平稳甚至略呈下降；2009-2012 出现较大波动，先升后降，趋势性特征不强。 准货币主要包括储蓄存款，企业定期存款和其他存款。储蓄存款和单位定期存款共同主导了 2003 年之前准货币产出比上升的趋势。2003-2008 年间，尽管定期存款与产出的比例仍然呈现缓慢上升趋势，但储蓄存款与产出的比例相对平稳，后期略有下降，从而导致在此期间整个准货币产出比出现前稳后降的特征。2009 年之后，储蓄存款产出比例相对稳定，基本维持在 2003 年后的水平，但企业定期存款与产出比例的快速上升造成了这一时期准货币甚至整个广义货币产出比的上升。

将整个改革开放以来货币产出比的变化过程稍做总结，可以发现 2003 年之前该比例上升是由家庭和企业货币需求共同造成的，两者的贡献基本相当；而 2009 年之后该比例的上升(相对于 2003 年水平而言)则几乎全部是由企业持有的货币增加造成的，而持有货币的主要形式又是定期存款。

[①] 其中 2005 年之前准货币产出比还略有上升。



(图 1) 各口径货币产出比



(图 2)货币各组成部分与 GDP 比例

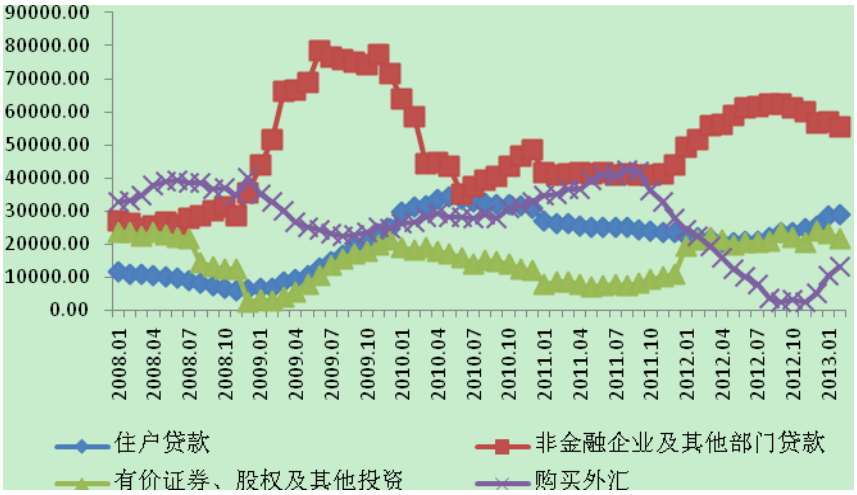
数据来源:《中国统计年鉴 2012》,(图 2)相同。

除了货币需求方面的变化之外，在货币供给方面也有值得关注的新变化。西方经济学将货币定义为普遍被接受的交换媒介，而在现实的信用货币背景下，除了流通中的现金是中央银行的债务之外，其他纳入统计口径的货币形式(包括企业活期存款、定期存款和居民储蓄存款)都是以商业银行的债务形式存款的。对于商业银行体系而言，任何扩大其债务存量的交易都会创造出等量的货币余额，因此在增加货币供给的渠道中除了传统的贷款渠道外，商业银行用自身债务购买金融资产的交易也会创造广义货币。

贷款历来是中国货币创造最主要渠道的地位，但在 2005 年至 2008 年外汇大量流入时期外汇占款所直接造成的广义货币供给增加逼近甚至超过各项贷款而跃居成为广义货币创造的最主要渠道。[①]然而情况在 2008 年之后出现了较大的变化，(图 3) 显示了 2008 年以来通过各个渠道广义货币同比新增额，主要包括对住户贷款、对非金融企业及其他部门的贷款、有价证券投资和购买外汇等四个渠道。首先，2008 年以来通过非金融机构贷款实现的货币供给增加成为广义货币供给的主渠道，并且在 2009 年初至 2010 年初和 2011 年末至今经历了两个快速增长时期。其次，商业银行对住户贷款也出现了较大变化，2008 年之前住户贷款同比增量大约为 1 万亿左右的规模，2009 年初之后该规模开始初步上升，2010 年之后达到 3 万亿左右的规摸。第三，在经历了 2008-2011 年的波动之后，通过有价证券渠道增加的货币供给在 2012 年初重新达到 2 万亿左右的水平。第四，与前三个渠道形成对比的是，2008 年之后由于对外贸易的波动，通过外汇占款直接实现的货币供给增加在 2011 年末出现了快速下降。因此从货币供给源头看，

[①] 商业银行通过购买外汇不仅直接增加企业存款(直接增加货币存量)，再将外汇资产出售给中央银行之后还能获得高能货币以增强商业银行放贷的能力，由于无法直接统计由此派生的货币供给，因此此处仅通过该数据反映商业银行因购买外汇直接增加的货币供给。

抑制货币供给过快增长应该从加强对信贷政策管理入手。



（图 3）各渠道广义货币同比新增额(单位：亿元)

数据来源：中国人民银行网站《金融机构信贷收支表（人民币）》。

关于中国高货币产出比的现象，既可以从货币需求方面也可以从货币供给角度进行解释。在本文中，我们主要从前者的角度对这一问题进行分析。由于中国经济尚处于结构转型过程中，导致货币产出比上升的原因多种多样，不同时期的主导因素可能各不相同。从现有文献来看，极少有研究专注于 2003 后货币产出比曾经出现的趋势性改变，以及 2009 年之后的新变化。本文并不试图将改革开放以来货币产出比的变化纳入到统一的分析框架中，而是重点关注 2003 年之后货币产出比的新变化。从货币角度解释高货币产出比可以从货币供给和货币需求两个角度进行解释，近年来的相关研究多以供给视角展开。本文侧重于从货币需求角度来解释企业为什么对活期存款和定期存款的需求如此之高，这涉及到企业储蓄及其资产选择形式的问题，国内研究尚不多见。

下文分为四个部分。第二小节介绍关于中国货币产出比和企业储蓄的相关文献；第三小节基于以中国上市企业为例，从微观角度解释中国企业的高储蓄和高货币需求现象；第四小节对高货币产出比的经济影响，特别是对通货膨胀的影响进行分析；最后是论文的结论。

二 文献综述：高货币产出比和企业储蓄

关于中国高货币产出比的研究可谓汗牛充栋，之所以造成这一现象一方面与中国经济处于转型过程中有关，另一方面也与现有货币理论在相关方法和观点方

面的混乱现状有关。在不同时期导致货币产出比变化的主导因素可能不同，因此已有文献可以被看作是对某一特定时期货币产出比上升主要原因的解释。作为高货币产出比现象分析的理论起点，无论是费雪还是剑桥学派的货币数量理论实际上都隐含一定的假设，包括所有产品是同质的，货币只有交换媒介的功能，只存在产品市场而不存在借贷市场和资本市场，货币供应量的变动完全是外生的等等(余永定，2002)。事实上高货币产出比与低通货膨胀共存的“中国之谜”可能在很大程度上与货币数量理论的假设与当前中国宏观经济状况不一致有关，例如企业持有的大量定期存款更多体现的是货币的价值贮藏交易媒介而非功能。

（一）关于高货币产出比的文献

从货币需求角度来看，经济学将货币职能概括为交易媒介、计价单位和价值贮藏，而货币需求也是基于这三个职能产生的。从货币需求角度解释高货币产出比研究大致可以分为两类，第一类解释来源于货币的交易媒介需求，交易的主体包括家庭和厂商，交易的对象则既包括实物产品，也包括虚拟资产。1990年代以易纲(1996)为代表的研究从实物交易货币化的角度解释货币产出比上升现象的，这些研究主要反映了计划经济向市场经济过渡过程中产品和服务市场交易过程货币化的现象。随着中国金融市场从无到有的发展，交易货币化理论逐步延伸到资产交易领域中，如伍志文(2003)。

从货币需求角度解释高货币产出比的第二类研究强调居民对货币的价值贮藏需求，这主要与中国特定的以间接融资为主的融资结构有关。由于家庭以货币形式持有储蓄，导致商业银行和企业之间货币循环存在漏出环节，因此余永定(2002)认为广义货币供给实际上是满足产出增长、物价上升和居民储蓄三个方面的需求，家庭部门的高储蓄率连同其它因素共同导致了中国出现高货币产出比。货币资产的名义收益较低，理论上并非价值贮藏的最佳选择，但居民为何仍然将越来越多的货币用于价值贮藏呢？其原因在于中国金融市场尚处于初级阶段，无法给居民提供足够丰富的金融资产品种。例如秦朵(2001)认为由于中国居民金融资产积累途径单一， 主要以银行存款形式持有，银行储蓄存款随着居民储蓄潜力增大儿增大，准货币或者广义货币产出比因此出现快速上升。尹小兵(2010)注意到在一个以间接融资主导的经济中，银行体系不仅仅是从家庭到企业的融资中介，而且也是家庭部门内部和企业部门内部的融资中介；作者对余永定(2002)进行部门扩展，并将其融入到主流的资金流量分析框架之中，建立了广义货币产出比增量恒等式。

从货币供给视角解释高货币产出比的研究也可以大致分为两类。第一类从中国货币供给结构变化入手，货币存量增加体现为商业银行负债方各种存款的增加；但是作为货币供给源泉的资产方除了贷款之外还包括外汇占款等其他资产。一方面外汇占款近年来日益成为中国货币供给增加的主要来源，另一方面新增资产也未必完全回流到实体经济。因此广义货币虽然增加了，但其中相当部分并未参与GDP的创造，结果造成货币产出比虚高，如李斌(2006)。张杰(2006)从中国金融体制入手，认为政府部门对银行体系的有效控制和居民部门对银行体系的高度依赖是导致中国货币产出比高于其他国家的金融制度基础。谢平、张怀清(2007)认为在银行主导的金融系统中，商业银行的巨额不良资产将导致其资产负债表存在对内在货币的严重高估，这是导致中国货币产出比畸高的主要原因。

另一类从货币流量和内生货币供给的角度解释高货币产出比的产生。当货币由金属铸币阶段进入信用货币阶段后，货币数量就不再受到贵金属数量限制,而是完全由银行体系来创造。在现代信用货币体系中，银行作为一个整体并不需要靠吸收社会上的贵金属货币来构成资金来源，所有货币都是由中央银行和商业银行“创造”出来并被企业、个人等社会经济主体所持有的债务。货币创造机制在商业银行具体行为上的反应，就是贷款会同时创造同样数量的存款。

自然对于所谓的“中国之谜”、“超额货币”等命题本身也有反对意见，如程建胜(2004)从多个方面对交易方程在当代中国的适用性进行了质疑。

（二）企业储蓄的文献

进入新世纪以来企业储蓄上升已经成为全球性的现象，不仅在中国等新兴市场国家，即便在美国等发达经济体中企业储蓄上升也成为经济学家关注的现象。中国国民储蓄率历来较高，有研究认为企业储蓄已经代替居民储蓄成为维持近年来中国高国民储蓄率的主要原因。尽管国内经济学家对企业储蓄及其经济后果有了一定的定性认识，但对于企业高储蓄形成的原因尚未发现有深入系统的研究。

根据定义企业储蓄是由未分配利润构成，因此企业高储蓄现象可以从高利润和低红利分配两个角度进行解释。从利润角度来看，IMF(2010)认为包括快速经济增长、竞争不充分和低投入成本等因素都是造成企业高利润的原因。而在利润分配方面，Sonali et al. (2009)发现无论是与发达国家还是与新兴市场国家相比，中国企业对股东的分红都是非常低的。国内上市企业多年不向股东分红已经成为普遍的现象。那么中国企业为什么倾向于持有如此之高的储蓄呢？大量研究认为，金融市场发展滞后所造成的预防性储蓄动机(Precautionary Motive)是造

成企业高储蓄现象的重要原因。一般来说有两个因素决定了企业的预防性储蓄动机，一是收人的不确定性，二是外部融资的高成本。由于企业和投资者之间存在着不对称信息，从而导致企业外部融资成本高于内部融资，对于多数中小企业而言，外部融资甚至是不可得的。如果企业面临着信贷约束，那么它就会为未来可能存在的投资机会而进行储蓄，保留流动性的资产。

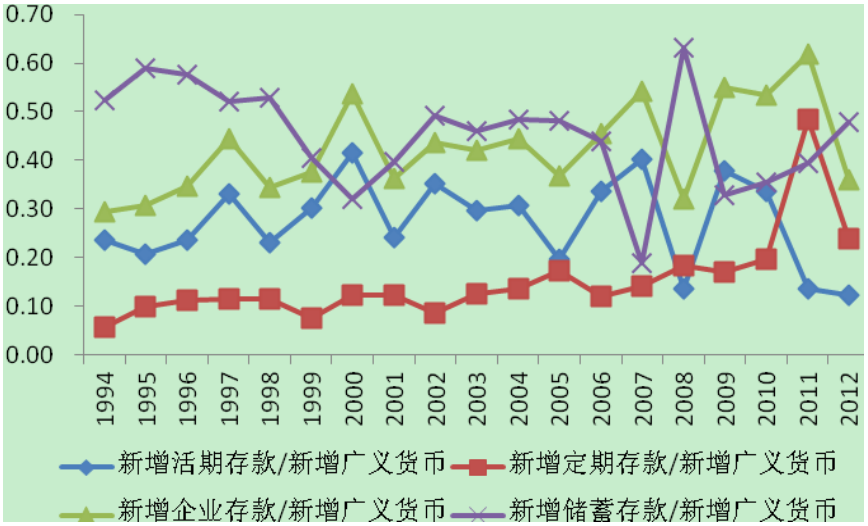
中国金融市场结构更加加剧了企业的高储蓄现象。Lin (2009)认为由大型国有银行主导的间接融资体系和存在较多进入限制的股票发行市场强化了大型企业在中国金融市场的强势地位，进一步推高了广大中小企业的预防性储蓄动机。Prasad (2009)发现这样一种金融市场结构可以为部分受益企业提供了大量廉价资金，导致企业利润上升，而这些受益企业多数是大型国企。

三、为什么中国企业持有如此多的货币资产？

(一)中国企业货币持有状况

在现行统计体系中，货币存量可以被大致分为两类：一类是中央银行的债务，对应流通中的通货(M0)，另外一类是商业银行的债务，对应非金融机构在商业银行的各类存款(除 M0 之外的其他货币货币形式)；而且后者绝对数量远远超过前者，成为导致中国货币产出比持续上升的主要原因。导致存量货币产出比持续上升现象的原因可以从两个方面来解释：第一、大量流量货币(主要是商业银行债务)为什么会被创造出来？第二、被创造出来的货币流量为什么会以剩余的形式滞留在商业银行账户中，变成货币存量？

本文从货币需求的角度对企业高货币存量现象进行解释，因此我们对企业新增存款的情况进行说明。(图 4)显示 1994 年以来，新增企业存款和储蓄存款在新增广义货币中的地位。2006 年前(2000 年除外)，新增广义货币中主要是家庭部门的储蓄存款，但此后多数年份(2008 和 2012 年除外)，企业新增存款的份额超过新增储蓄存款的份额，成为在此期间中国货币存量增加的主要来源 。而在新增企业存款内部，2011-2012 年新增定期存款竟然超过活期存款，成为新增企业存款的主要来源。这也是近年来，高货币产出比现象背后的结构变化特征。在下文中，我们将以企业存款为研究对象展开相关实证研究。

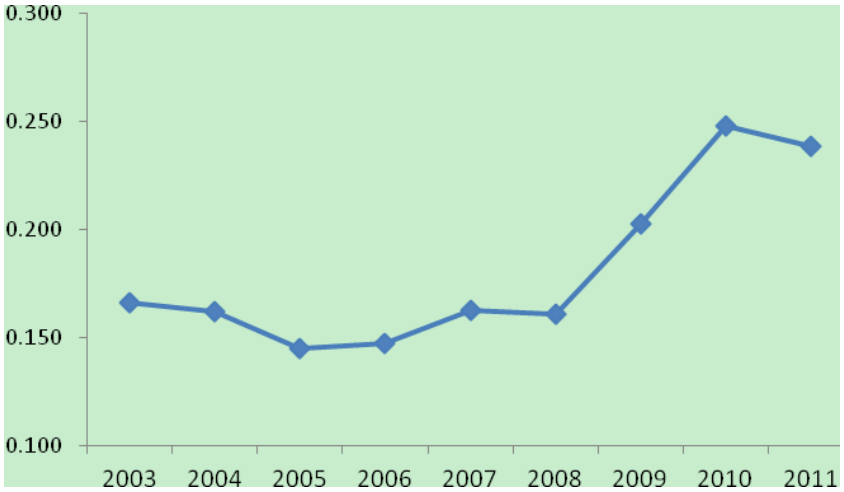


（图 4）新增广义货币中各项存款的比例

数据来源：数据来源：《中国统计年鉴 2012》

(二)什么因素导致企业持有高货币资产

中国企业为什么会持有如此多的货币？通过对企业财务数据的研究可能为我们提供对这一问题更深入的理解。由于无法得到详细的企业存款数据，本文以中国 A 股上市企业所持有的货币资金作为替代变量。(图 5)显示在 2008 年之后，经过总资产标准化之后的货币资金出现了快速上升，2004-2008 年期间该指标基本维持在 15%-16%的水平，2009 年开始快速上升，2010-2011 年达到 2%左右。



（图 5）上市公司(货币资金/总资产)年度均值

数据来源：国泰安数据库

什么原因导致中国企业持有如此高比例的货币资金呢？借鉴已有关于中国

企业储蓄的研究，我们通过方程(1)对影响中国企业货币资金持有的因素进行分析。

$$Deposit_{j,t} = \alpha + \sum_{i=1}^{n} \gamma_i Firmfactors_{j,t} + \beta Ownership_{j,t} + Controls + \varepsilon_{j,t} \qquad (1)$$

其中被解释变量 Deposit 为企业持有的货币资金与总资产的比值，解释变量及其回归系数的结果参见(表 1)。在回归过程中，遵照相关文献我们剔除了金融企业和公共部门以及存在数据缺失的样本观察值。在回归过程中，Hausman 检验值为 161.62，对应 P 值为 0.0000，故下文采用了固定效应模型，回归的样本期间为 2004-2011 年。

(表 1)中国上市企业持有货币资金的影响因素

解释变量	系数	*t* 统计量	*P* 值
Ln(固定资产投资/总资产) $_{t-1}$	-0.022***	-3.23	0.001
Ln(存货/总资产) $_{t-1}$	-0.001	-0.11	0.914
Ln(负债/总资产) $_{t-1}$	-0.169***	-6.80	0.000
Ln(总资产)$_{t-1}$	-0.048***	-2.70	0.007
Tobin's Q $_{t-1}$	0.037***	6.66	0.000
ln(税前净利润/总资产) $_{t-1}$	0.278***	5.31	0.000
所有制（国有=1）	-0.011	-0.42	0.675
时间虚拟变量(2008 年后=1)	0.118***	6.87	0.000
行业虚拟变量	-	-	-
M1 增长率 $_{t-1}$	-0.024	-0.23	0.821
GDP 增长率 $_{t-1}$	-3.814***	-9.27	0.000
常数项	-1.060	-2.72	0.006
R^2	0.0521	F 统计量	39.64
		P 值	0.000

第一、固定资产投资和存货投资在总资产中的规模与货币资金负相关，说明投资支出越多，剩余的货币资金越少，因此持有较多货币资金的企业可能是缺少投资机会的企业。负债比例越高，持有的货币资金越少。显然企业不会将银行贷款再以定期存款形式存入银行，因此负债与资产的负相关可能表明企业持有的货币资金主要来自企业的自由资金，而非对外借款。此外，总资产越高企业持有的货币资金越少，这表明大企业较少面临对外融资约束。

第二、本文还考察了未来投资机会(Tobin’s *q*)对企业持有货币资产行为的

影响。Tobin’s q 代表着企业的投资机会，投资机会越高，企业持有的货币资金越多，显示企业预防性货币需求动机显著。税前净利润/总资产越高表明企业的盈利能力越强，在分红相对较少的情况下，盈利越强的企业持有的货币资金越多。

第三、所有制结构对企业货币持有的影响。本文发现企业所有制变量虚拟变量回归系数为负值，显示私营企业相对于国有企业而言持有更多的货币资金。本文还考察了由货币增长率和经济增长率表示的宏观经济对企业货币资金需求的影响。M1 增长率对企业的货币需求影响不显著，但 GDP 增长率对货币需求有显著的负面影响，显示当经济增速较高时，盈利能力强，企业不会持有过多的货币资金。

第四、考虑到金融危机之后对出口企业的直接影响和政府所采取的大规模经济刺激计划，本文以2008年为界，考察了危机前后企业持有货币的不同情况。2008年之后企业持有的货币资金明显增加，显示出金融危机对企业对货币资金需求的影响。

四、高货币产出比会造成高通货膨胀么？

根据货币数量论，货币数量增加必然引起物价水平上升；因而 M2/GDP 比例上升最令人担忧的潜在影响是可能引发通货膨胀上升。但是对于这个问题经济学家历来有相反的结论，许多研究对 M2/GDP 上升导致通货膨胀上升的结论提出质疑。[①]由银行贷款或者购买有价证券所创造出来的货币流量在交易过程中决定商品的价格水平，进而决定通货膨胀率。这些货币流量中的大部分会随着企业偿还银行贷款或者偿还债券本金和利息过程消失(理论上这一过程称为货币环流)，有少部分漏出停留在居民或者企业的银行账户上(理论上称为“窖藏”)，成为居民或者企业持有的一种资产形式，构成了货币统计的主要部分。由此可见，货币存量中的大部分是之前货币创造所产生的货币环流的漏出，其源头是货币供给，其决定因素是居民和企业对资产的需求。

如果假定新增货币存量与新增货币流量的比例是固定的话，那么存量货币快速增长意味着由货币供给过程创造的货币流量快速上涨，必然对物价上涨造成较大的压力。但是高货币存量，或者货币产出比(M2/GDP)自身并不必然意味着通货

[①] 例如余永定:《M2/GDP 的动态增长路径》,《世界经济》,2002 年第 12 期；秦朵:《居民储蓄- 准货币之主源》,《经济学(季刊)》,2001 年第 1 卷第 2 期等等。

膨胀率要上升。给定外部经济环境，居民和企业选择以货币形式持有资产必然是出于理性决策的结果，除非外部环境发生重大变化，否则不会对资产组合进行重大调整。

从居民角度看，由于投资渠道有限，持有货币是目前普通居民进行价值贮藏的主要手段。居民持有货币的多寡是出于最大化终生效用的考虑，因此居民储蓄存款虽仍是货币存量中最大的部分，短期内这部分为了将购买力转移到未来的货币的绝大部分是不会进入产品市场的。这可以从相对稳定的居民消费增速得到进一步的验证。过去有人将居民储蓄存款称为“笼中老虎”，认为其是通货膨胀威胁的主要来源，我们认为即便真是老虎，也是自愿进入笼子的，除非遇到象 1988 年价格闯关改革造成严重的通货膨胀预期，这只“笼中老虎”是不会自愿出笼的。

从企业角度看，企业持有的活期存款和定期存款的快速增加是近年来导致 M2/GDP 止跌返升的主要因素，这其中又以企业定期存款的快速上升为主。那么企业为什么倾向于持有越来越多的货币资金，而且是定期存款呢？近年来企业储蓄上升不仅是中国独有的现象，已经成为全球性的趋势。经济学家主要从预防性储蓄角度对此进行解释，为了应付未来突发的现金支出，企业意愿持有大量货币。但预防性动机似乎难以解释中国企业为什么持有如此之高的定期存款。大量定期存款首先说明部分企业缺少的不是资金而是投资机会，定期存款成为其资产保值的重要手段，这可能与当前全球经济周期密切相关。其次，企业资金余缺极不平衡，大量中小企业面临资金紧张的同时又有许多企业持有大量定期存款。由于企业货币资金不像居民储蓄存款那样具有较好的稳定性，当经济好转或者投资机会出现后，大量货币资金会进入实体经济或资产市场从而造成资产价格上涨或者通货膨胀水平上升，因此从预防通货膨胀的角度看，真正应该关心的是企业的货币资金问题。

五 结论

本文从近年来中国货币产出比的时间变化和结构变化入手，分析近年来中国货币产出比上升的原因及其对通货膨胀的影响。通过研究，本文主要发现以下结论：

第一、从货币产出比的时间变化和结构变化特征来看：

狭义货币(现金+企业活期存款)当中，现金产出比自 90 年代中期以来基本稳定，因此不是导致货币产出比上升的原因。企业活期存款与产出的比例类似地经

历了三个变化阶段，2003 年之前趋势性上升；2003-2008 年基本平稳甚至略呈下降；2009-2012 出现较大波动，先升后降，趋势性特征不强。

准货币中(主要包括居民储蓄存款，企业定期存款和其他存款)储蓄存款和单位定期存款共同主导了 2003 年之前准货币产出比上升的趋势。2003-2008 年间，尽管定期存款与产出的比例仍然呈现缓慢上升趋势，但储蓄存款与产出的比例相对平稳，后期略有下降，从而导致在此期间整个准货币产出比出现前稳后降的特征。2009 年之后，储蓄存款产出比例相对稳定，基本维持在 2003 年后的水平，但企业定期存款与产出比例的快速上升造成了这一时期准货币甚至整个广义货币产出比的上升。

将广义货币产出比(M2/GDP)上述两个方面的特征进行总结可以发现以下两个重要结论：(1)M2/GDP 的上升趋势未必是持续的，在 2003-2008 年相当长的时间内不仅未上升，反而呈现下降趋势，而这一时期恰好经历了全球“流动性过剩时期”。然而 M2/GDP 下降趋势在 2009 年被打断，这在极大程度上可能与此前一段时间的反危机措施有关。(2)导致 M2/GDP 比例上升的因素出现重大变化。2003 年之前该比例上升是由家庭和企业货币需求共同造成的，两者的贡献基本相当；2009 年之后该比例的上升(相对于 2003 年水平而言)则几乎全部是由企业持有的货币增加造成的，而持有货币的主要形式又是定期存款。

第二、从影响企业货币需求的因素来看：

企业的投资支出需求与货币资金负相关，投资支出越多，剩余的货币资金越少，因此持有较多货币资金的企业可能是缺少投资机会的企业。总资产越高企业持有的货币资金越少，表明大企业较少面临对外融资约束，因而持有较少的货币资金。Tobin’s q 代表着企业的投资机会，投资机会越高，企业持有的货币资金越多，显示企业预防性货币需求动机显著。税前净利润/总资产越高表明企业的盈利能力越强，在分红相对较少的情况下，盈利越强的企业持有的货币资金越多。

企业所有制变量虚拟变量回归系数为负值，显示私营企业相对于国有企业而言持有更多的货币资金。考虑到金融危机之后对出口企业的直接影响和政府所采取的大规模经济刺激计划，本文以 2008 年为界，考察了危机前后企业持有货币的不同情况。2008 年之后企业持有的货币资金明显增加，显示出金融危机对企业对货币资金需求的影响。

第三、从货币产出比与通货膨胀的关系来看：

本文认为高货币产出比本身上升未必必然导致通货膨胀上升。商品的价格水平进而通货膨胀率是由银行贷款或者购买有价证券所创造出来的货币流量在交易过程中决定。货币流量中少部分漏出停留在居民或者企业的银行账户上(理论上称为“窖藏”)，成为居民或者企业持有的一种资产形式，构成了货币统计的主要部分。由此可见，货币存量中的大部分是货币流量创造所产生的货币环流的漏出，其源头是货币供给，其决定因素是居民和企业对资产的需求。

从居民角度看，持有货币是目前普通居民进行价值贮藏的主要手段。居民持有货币的多寡是出于最大化终生效用的考虑，因此居民储蓄存款虽仍是货币存量中最大的部分，短期内这部分为了将购买力转移到未来的货币的绝大部分是不会进入产品市场的。从企业角度看，企业持有的活期存款和定期存款的快速增加是近年来导致 M2/GDP 止跌返升的主要因素，这其中又以企业定期存款的快速上升为主。为了应付未来突发的现金支出，企业意愿持有大量货币。大量定期存款首先说明部分企业缺少的不是资金而是投资机会，定期存款成为其资产保值的重要手段，这可能与当前全球经济周期密切相关。由于企业货币资金不像居民储蓄存款那样具有较好的稳定性，当经济好转或者投资机会出现后，大量货币资金会进入实体经济或资产市场从而造成资产价格上涨或者通货膨胀水平上升，因此从预防通货膨胀的角度看，真正应该关心的是企业的货币资金问题。

最后，从货币政策来看，2011 年底以来由于净出口下降造成商业银行通过购买外汇渠道直接发放的货币明显减少。对非金融企业贷款仍是新增货币的主要来源，此外由商业银行通过有价证券、股权和其他投资方式创造的货币也呈现快速平稳增加。因此从货币供给源头看，抑制货币供给过快增长应该从加强对信贷政策管理入手。针对企业在资金余缺方面极不平衡的现象，一方面货币政策应该更注重结构性，使得货币供给能够更有效率的进入到实体经济和对货币有需求的部门。另一方面加快直接融资体系建设，因为直接融资仅仅涉及到货币资金在不同部门和不同单位之间的转移，并不增加货币存量，在满足资金需求的同时还可以降低货币供给增加的通货膨胀压力。第三，拓宽企业投资渠道，降低行业进入壁垒，鼓励企业进行技术升级投资，从而使得企业资金可以真正运用到实体经济发展中去。

参考文献：

伍志文:《“中国之谜”——文献综述和一个假说》,《经济学(季刊)》, 2003 年10月第3卷第1期。

余永定:《M2/GDP 的动态增长路径》,《世界经济》, 2002 年第 12 期。

尹小兵:《资金流量分析视角中的“M2 /GDP 增量恒等式”及其货币政策含义》,《世界经济》, 2010 年第 9 期。

程建胜(2004),《中国真的存在“超额货币”吗？—关于“交易方程式”适用性的质疑》,《金融研究》，第 6 期。

秦朵:《居民储蓄- 准货币之主源》,《经济学(季刊)》,2001 年第 1 卷第 2 期。

李斌:《存差、金融控制与铸币税——兼对我国“M2/GDP过高之谜”的再解释》,《管理世界》2006 年第3 期

张杰:《中国的高货币化之谜》,《经济研究》, 2006 年第 6 期。

IMF, 2010, “People’s Republic of China: 2010 Article IV Consultation—Staff Report”, International Monetary Fund.

Sonali Jain-Chandra, Malhar Nabar, and Nathan Porter, 2009, “Corporate Savings and Rebalancing in Asia”, IMF Asia and Pacific Department Regional Economic Outlook, International Monetary Fund.

Lin, Justin, 2009, Paradigm Shift on Both Sides of the Global Imbalance,”Presentation at theBrookings-Caijing Conference in Washington, DC.

Prasad Eswar S., 2009, “Rebalancing Growth in Asia”, Institute for the Study of Labor Discussion Paper No. 4298

外部平衡的增长率：来自中国的经验数据的验证

内容提要：当外部平衡时中国经济还能维持多高的增长率？本文在既有研究基础上采用纳入贸易条件变动、国际资本流动和外汇储备因素的扩展的国际收支增长模型（ABPC 模型），采用较为稳健的贸易弹性估计方法，估算结果表明，ABPC 模型对中国经济的适用性上依然存在偏差，尽管符合模型的理论推演，但表明在使用 ABPC 模型分析中国情况时要持有谨慎态度。同时借助强 Thirlwall 法则，推测出当中国的外部趋于平衡状态时，中国经济的增长率将会以约两倍于世界经济增长率的速度增长。

一、问题的提出

2001-2008 年中国经济的外部需求中货物和服务净出口对 GDP 的贡献率和拉动率年均达到 10%和 1.2 个百分点，中国经济经历了出口促增长的黄金期。2008 年次贷危机的爆发使得外部需求对中国经济增长率的贡献急剧下降，2009 年货物和服务净出口对中国经济的贡献率和拉动率分别为-37.4%和-3.5 个百分点。在 2009 年大规模刺激计划扩内需的作用下，2010 年中国经济重新回到两位数的增长，GDP 增长率达到 10.4%。但刺激计划退出后，2011-2012 年中国经济下滑到个位数的增长率，2012 年 GDP 增长率仅为 7.8%；与此同时，这两年中国经济出口增长率仅为 2001-2008 年出口增长率的约一半，出口增长率也出现了急剧下滑。这就不禁要问：这种靠外需拉动中国经济增长的模式一旦改变，即当外部平衡时中国经济还能维持多高的增长率？

需求决定增长的理论是 Thirlwall (1979)提出的国际收支约束的经济增长模型（Balance of Payment Constrained Growth Model，BPC 模型）及其扩展模型(Thirlwall and Hussain, 1982)，与主流的供给决定增长的理论不同，该理论认为需求增长率的不同是经济增长率差异的根源。该理论认为当一国的出口数量增长率较低，并且进口需求收入弹性较高时，说明该国商品的市场竞争力较弱，因此其经济增长速度较慢，这就是著名的 Thirlwall 法则。为了证实 BPC 模型的可靠性，Thirlwall(1979)根据前人估计的贸易弹性及自己估算的贸易弹性，证明了尽管存在一定的偏差，Thirlwall 法则在 18 个样本国家的适用性。

而 Atesoglu(1993) 、Hieke(1997)也证实了 Thirlwall 法则和考虑资本流动的 Thirlwall-Hussain（1982）模型的在美国经济体的适用性。

至于 BPC 模型对中国经济增长率检验的研究并不多。本文将在既有研究的基础上，采用扩展的 ABPC 模型，更为稳健的弹性估计方法和时间样本来验证 Thirlwall 法则是否符合中国经济增长实情，并计算出外部需求平衡时中国经济的增长率。本文分为五个部分。第一部分为问题的提出；第二部分阐述扩展的国际收支约束的增长模型，即 ABPC 模型；第三部分阐述本文对既有研究的改进，并讨论 ABPC 模型所需要的弹性估计方法；第四部分讨论 ABPC 模型估算的结果及其相关说明；最后一部分为简要结论。

二、扩展的国际收支约束的经济增长模型（ABPC 模型）

Thirlwall(1979)最初构建的 BPC 模型中，认为开放条件下的需求约束主要来源于国际收支约束，但在长期来看，一国受到国际收支平衡的约束，即，$P_x X = EP_m M$ 。由于这一假定过于严格，很少有国家的经常账户能够保持平衡。为了使得模型更好拟合现实情况，Thirlwall and Hussain(1982)对模型进行修改，将资本流动因素纳入模型中，即：

$$P_x X + C = EP_m M \qquad (1)$$

其中，P_x 表示以本币计价的本国出口商品价格，X 表示本国出口商品数量，E 表示直接标价法下的本币汇率，P_m 表示以外币计价的贸易伙伴出口商品价格，即本国进口商品价格，M 表示本国进口商品数量。C 表示以本币计价的国际资本流动金额，$C>0$ 表示资本净流入，$C<0$ 表示资本净流出。

（1）式表示，进口所需的外汇是由出口创汇和资本流入提供的外汇两部分构成的。现实中，中国的外汇并未完全用于进口，相当大的部分形成为外汇储备。结合中国的实际情况，需要对 Thirlwall-Hussain（1982）模型进行改进，在国际收支等式中加入外汇储备变量以使模型更好的模拟中国的现实情况，纳入国际资本流动和外汇储备因素的 BPC 模型称为 ABPC 模型（Augmented Balance of Payment Constrained Growth Model）。加入外汇储备后，国际收支等式变为：

$$P_x X + C = EP_m M + R \qquad (2)$$

其中：R 表示以本币计价的外汇储备量值。

一般形式的本国出口商品（X）和进口商品（M）的柯布-道格拉斯需求方程表示为：

$$X = a\left(\frac{P_x}{P_f E}\right)^{\eta} Z^{\varepsilon} \qquad (3)$$

$$M = b\left(\frac{P_m E}{P_d}\right)^{\psi} Y^{\pi} \qquad (4)$$

其中，P_d 表示以本币计价的本国国内价格水平，P_f 表示以外币计价的贸易伙伴内价格水平，Z 表示以本币计价的贸易伙伴收入水平，Y 表示以本币计价的本国收入水平，η 和 ε 分别表示中国出口商品的需求价格弹性和需求收入弹性，ψ 和 π 分别表示中国进口商品的需求价格弹性和需求收入弹性。

由于本国国内商品价格水平 P_d 和本国出口商品价格水平 P_x 的变动趋势上是近似的，贸易伙伴的情况也同样如此，为了模型的简化，可以做一个近似，令 $P_d = P_x$，$P_f = P_m$，此时(3)和(4)式变为：

$$X = a\left(\frac{P_x}{P_m E}\right)^{\eta} Z^{\varepsilon} \qquad (5)$$

$$M = b\left(\frac{P_m E}{P_x}\right)^{\psi} Y^{\pi} \qquad (6)$$

对(2)式全微分，得到：

$$XdP_x + P_x dX + dC = EP_m dM + MEdP_m + MP_m dE + dR \qquad (7)$$

令 $\frac{P_x X}{P_x X + C} = \theta$，$\frac{C}{P_x X + C} = 1-\theta$，$\frac{EP_m M}{EP_m M + R} = \delta$，$\frac{R}{EP_m M + R} = 1-\delta$。$\theta$ 表示一国所获得的所有外汇中，由出口创收所占的比例，$1-\theta$ 则表示一国所获得的所有外汇中由国际资本流动所占的比例，$0<\theta<1$。δ 表示一国所获得的所有外汇中，用于进口所占的比例，$1-\delta$ 则表示一国所获得的所有外汇中用于形成外汇储备所占的比例，$0<\delta<1$。

将(7)式两端同时除以(2)式，得到：

$$\theta\frac{dP_x}{P_x}+\theta\frac{dX}{X}+(1-\theta)\frac{dC}{C}=\delta\frac{dM}{M}+\delta\frac{dP_m}{P_m}+\delta\frac{dE}{E}+(1-\delta)\frac{dR}{R} \qquad (8)$$

分别对(5)和(6)两式取对数，再分别取微分，得到：

$$\frac{dX}{X}=\eta\frac{dP_x}{P_x}-\eta\frac{dP_m}{P_m}-\eta\frac{dE}{E}+\varepsilon\frac{dZ}{Z} \qquad (9)$$

$$\frac{dM}{M}=\psi\frac{dP_m}{P_m}+\psi\frac{dE}{E}-\psi\frac{dP_x}{P_x}+\pi\frac{dY}{Y} \qquad (10)$$

将(9)和(10)式代入(8)式，并将该式整理成关于 Y 的表达式，同时为了表达简便，将增长率用小写字母表示，得到：

$$y_B=\frac{\theta\varepsilon z+(1+\theta\eta+\delta\psi)(p_x-p_m-e)+(1-\theta)(c-p_x)-(1-\delta)(r-p_m-e)}{\delta\pi} \qquad (11)$$

(11)式是国际收支约束条件下的经济增长率 y_B 的完整表达式。从(11)式中可以看出，ABPC 模型的关注重点是外部需求，模型反映了国际贸易、国际资本流动和外汇储备这些国际收支恒等式中的要素对一国经济增长的影响，因此它为一国的出口导向型经济发展战略提供了理论依据(Jeon,2009)。表达式中的第一项表示贸易伙伴收入增长率对 y_B 的影响，符号为正；第二项表示贸易条件变化率对 y_B 的影响，符号不能确定；第三项表示实际资本流动的变动率对 y_B 的影响，符号为正；第四项表示实际外汇储备量值的变动率对 y_B 的影响，符号为负。

对 ABPC 模型施加不同的假定，(11)式经过变形，可以将国际收支约束条件下的经济增长率表示成以下几种形式：

i. 假定在长期中贸易条件恒定不变，即 p_x-p_m-e 等于 0，则有：

$$y_B^T=\frac{\theta\varepsilon z+(1-\theta)(c-p_x)-(1-\delta)(r-p_m-e)}{\delta\pi} \qquad (12)$$

ii. 假定资本流动的规模远小于出口，因此 $\theta\to 1$，$1-\theta\to 0$，则有：

$$y_B^C = \frac{\varepsilon z + (1+\eta+\delta\psi)(p_x - p_m - e) - (1-\delta)(r - p_m - e)}{\delta\pi} \qquad (13)$$

iii. 假定外汇储备的规模远小于进口，因此$\delta \to 1$，$1-\delta \to 0$，则有：

$$y_B^R = \frac{\theta\varepsilon z + (1+\theta\eta+\psi)(p_x - p_m - e) + (1-\theta)(c - p_x)}{\pi} \qquad (14)$$

iv. 结合 i，ii，iii 假定，即$p_x - p_m - e$等于 0，$\theta \to 1$，$\delta \to 1$，则有：

$$y_B^S = \frac{\varepsilon z}{\pi} \qquad (15)$$

根据需求收入弹性的定义，$x = \varepsilon z$，因此(15)式可以进一步化简为：

$$y_B^W = \frac{x}{\pi} \qquad (16)$$

当一国出口商品的需求收入弹性的数值难以获得时，可以用(16)式替代(15)式，以得到y_B的估计值。Perraton(2003)根据出口量是内生的随机变量还是外生的确定变量，将(15)和(16)式分别称为强 Thirlwall 法则(Strong Version of Thirlwall's Law)和弱 Thirlwall 法则(Weak Version of Thirlwall's Law)。针对不同国家间经济增长率的差异，Thrilwall(1979)用强 Thirlwall 法则的表达式给出了解释。当一国的商品国际竞争力较强，那么本国和外国消费者就偏好本国商品，那么本国出口商品的收入需求弹性ε就较高；作为进口商品的替代品，本国商品更受偏好，导致对于进口商品的需求也相应减少，因此本国进口商品的收入需求弹性π较低。如果一国的贸易伙伴经济增长率相较于世界经济增长率不会有十分显著的差异，因此国家间的增长率差异也就归咎于贸易弹性的差异，本质上也就是一国生产的商品是否具有国际竞争力的差异。

有必要进一步讨论上述假定 i，ii，iii 的合理性。首先，“长期中贸易条件不变”的假定是经由 BPC 模型得到 Thirlwall 法则的最重要的假定。这一假定也是争议最大的假定，学者们对于该假定的合理性产生了较大的分歧。Thirlwall(1979)将“一价定律”作为支持“长期中贸易条件不变”的理论依据；而 McGregor 和 Swales(1985, 1986, 1991)对此提出了质疑。他们认为一价定律是新古典理论推导的结果，Thirlwall 将这一供给决定论的结论用于解释需求决

定论的 BPC 模型，难免会导致 BPC 模型的不一致，从而质疑该模型缺乏必要的理论基础。而 McCombie(1989, 1992)对这一质疑进行了反驳，认为即使一价定律是由供给决定论推导出的结果，但这并不影响 Thirlwall 将其运用于 BPC 模型中，因为只要出口和进口需求函数是基于不完全竞争市场，那么厂商会根据面临的需求函数和利润最大化原则进行生产决策，因此运用一价定律并不会导致模型不一致问题。其次，对于国际资本流动的处理，很多学者认为相对于出口，国际资本流动的规模很小，在研究中可以忽略（韦有周，林珏，2009）；也有学者通过实证检验发现资本流动系数不显著，因而在研究中可以被忽略（李振兴，2008）。第三，对于外汇储备的处理，鉴于常态下一国的外汇储备应当保持适量规模，相对于进口，规模应当较小，可以忽略不计，因此该假定也具有合理性。但是涉及到中国的情况时，这些假定是否合理，本文将在第四部分中进行论证。在第四部分实证检验中，本文将分别用(11)-(16)式估计国际收支约束条件下中国的经济增长率。

三、本文的研究与 ABPC 模型所需要的弹性估计方法的讨论

（一）本文对既有研究的改进

从既有的研究中国实情的 BPC 模型来看，有值得改进之处。首先是相关研究模型并未考虑资本流动和外汇储备以及贸易条件的变化，如 Jeon(2009)、韦有周，林珏（2009）的研究。其次，模型纳入了资本流动和外汇储备，但并没有考虑贸易条件的变化，如李振兴（2008）、焦武（2011）的研究。再次，关于弹性的估计，上述研究在估计贸易弹性时，样本跨度均较大，没有考虑样本期间内，由于贸易结构变化引起的贸易弹性的变化(Hieke, 1997)。具体来说，在 2001 年中国加入世贸组织前后，中国的贸易弹性发生了结构性改变(Aziz and Li, 2008)。最后，在构建模型估计贸易弹性时，上述研究都只考虑了出口商品或进口商品市场的需求方面，而没有考虑供给方面的影响。而缺失供给方面的信息可能使得弹性的估计不准确(Goldstein and Khan, 1978)。

本文在既有研究的基础上做以下改进：首先，在理论部分将考虑资本流动、外汇储备和贸易条件变化的完整的 ABPC 模型。其次，在实证部分，为了避免样本时间过长造成样本期内贸易弹性可能发生的结构性改变，本文采用进入 2001 年加入 WTO 之后的样本。再次，针对贸易弹性的估计方法的问题，本文将充分考

虑既有的估计贸易弹性的方法，并通过检验来选择是否需要考虑供给层面的弹性估计的方法。

（二）既有研究有关贸易弹性的估计方法的讨论

既有的绝大多数研究通常假定供给充分，仅从需求角度测度一国贸易弹性。之所以牺牲供给方面的信息，是因为考量供给因素在技术上有一定的困难。如即使考察出口需求弹性时，只需要将本国作为供给方，但是出口商品价格不仅由外国需求和本国供给共同决定，还会受到国内对于出口商品需求的影响；同时国内的出口政策和产业政策的复杂性也使得衡量供给变得困难(Riedel, 1988)。因此，在针对中国贸易弹性的实证研究中，绝大多数研究忽略供给方面的信息，假定贸易弹性只由需求方程决定，采用需求模型来估算贸易弹性（朱真丽，宁妮，2002；许统生，涂远芬，2006；Aziz and Li, 2008；乔晶，2010）。

虽然供给层面的分析较为复杂，难以构建模型和估计，但也有学者专门从供给角度考察贸易弹性。如 Tokarick(2010)从生产理论出发，运用 Hotelling 引理，推导出一国出口供给弹性和进口需求弹性的代数表达式，但由于作者采取将数据逐年代入而非计量的方法，因而得到的结果只能是离散的点，并不能从该模型中看出趋势。

由于价格是由供求两方面决定，所以研究弹性的最理想的方法是综合考虑供给与需求两方面。Goldstein and Khan(1978)提出了同时考虑供给需求的方法（simultaneous approach），并借助联立方程模型来测度一国的需求价格弹性和需求收入弹性，并通过这种方法实证检验了 8 国集团各国的贸易弹性。Lundborg（1981）和 Riedel(1988)沿用此法研究了其他国家的贸易弹性。

面对以上三种研究方法，究竟选择哪种模型来进行估计，需要结合实际情况来确定。由于本文要测度的是需求价格弹性和需求收入弹性，如仅采用需求模型，必须是供给价格弹性无穷大的情形，仅依靠需求曲线就能刻画需求价格弹性和需求收入弹性。而联立方程模型，适合于供给曲线斜率不为零的情形。这时供给和需求共同影响均衡价格和数量，需求价格弹性和需求收入弹性由供给和需求两方面共同决定。下面本文将逐步检验以采用恰当的模型。

（三）贸易弹性的估计

本文采取以下步骤构建弹性模型。首先，假定供给曲线斜率不为 0，构建联立方程模型。其次，观察联立方程模型估计结果中供给曲线的斜率，若不为 0，

则模型为正确设定，直接得到贸易弹性的估计结果；若供给曲线斜率为 0，则贸易弹性仅由需求曲线来刻画，并由构建的需求模型得到估计结果。

1、 联立方程模型或单需求方程模型

Goldstein and Khan(1978)的研究中，分别推导了均衡条件和非均衡条件下估计贸易弹性的表达式。由于 ABPC 模型考虑的是长期的情况，在此我们假定长期中供给与需求得以充分调整，市场达到均衡。均衡条件为：

$$X^D = X = X^S \qquad (17)$$

$$M^D = M = M^S \qquad (18)$$

其中，X^D 表示贸易伙伴对中国出口商品的需求，X^S 表示中国出口商品的供给，X 表示中国出口商品的实际出口数量。M^D 表示中国对进口商品的需求，M^S 表示贸易伙伴对中国进口商品的供给，M 表示中国进口商品的实际进口数量。式(17)和(18)表明，出口和进口商品市场不存在超额需求或超额供给。

对于出口和进口商品，一般性的供给与需求的柯布-道格拉斯函数表示如下：

$$X^D = \alpha\left(\frac{P_x}{P_f}\right)^{a_1} Z^{a_2} \qquad (19)$$

$$X^S = \beta\left(\frac{P_x}{P_d}\right)^{b_1} Y^{b_2} \qquad (20)$$

$$M^D = \gamma\left(\frac{P_m}{P_d}\right)^{c_1} Y^{c_2} \qquad (21)$$

$$M^S = \lambda\left(\frac{P_m}{P_f}\right)^{d_1} Z^{d_2} \qquad (22)$$

其中，P_d 表示本国国内价格水平，P_f 表示贸易伙伴国内价格水平，P_x 表示本国出口商品的价格，P_m 表示本国进口商品的价格，Y 表示本国收入水平，Z 表示贸易伙伴收入水平，以上所有变量均以外币计价。

将(19)-(22)式与均衡条件(17)和(18)式联立，并取对数，同时将供给方程适当变形，得到：

$$\log X = a_0 + a_1\left(\log P_x - \log P_f\right) + a_2 \log Z \qquad (23)$$

$$\log P_x = b_0 + b_1 \log X + d_2 \log P_d + d_3 \log Y \qquad (24)$$

$$\log M = c_0 + c_1\left(\log P_m - \log P_d\right) + c_2 \log Y \qquad (25)$$

$$\log P_m = d_0 + d_1 \log M + d_2 \log P_f + d_3 \log Z \qquad (26)$$

联立(23)、(24)两式，得到出口商品的联立方程模型，联立(25)、(26)两式，得到进口商品的联立方程模型。

模型中，a_1和c_1分别表示中国出口商品和进口商品的需求价格弹性，a_2和c_2分别表示中国出口商品和进口商品的需求收入弹性，b_1和d_1分别表示中国出口商品和进口商品的供给曲线斜率。一般来说，a_1和c_1预计符号为负。但如果外国偏好本国商品，且本国商品价格尽管上涨价格依然低于国外产品的价格，a_1的符号也可能为正，即存在出口价格上涨和出口商品增加同趋势的可能性；c_1的符号也存在为正的可能性，因为当一国特别偏好某类商品时，即使价格上涨进口依然会增加。a_2和c_2符号不能确定，因为一国收入上升之后，其消费行为取决于该国消费者的消费偏好。一般情况下，本国收入上升，对于进口商品的需求也会相应上升，进口商品需求收入弹性为正，但倘若消费者极其偏好本国商品，收入的上升可能导致本国商品对于进口商品的替代，进而导致进口商品需求下降，此时进口商品需求收入弹性为负。

倘若实证模型中估计出的供给曲线斜率b_1或d_1显著为 0，则证明出口商品或者进口商品的供给具有无限弹性。当供给曲线呈水平状时，需求价格弹性和需求收入弹性只由需求曲线来刻画，只需采用需求模型，单独考虑方程(23)或(25)，选择适当的计量方法，就可估计贸易弹性。

2、贸易弹性的估计

用于估计贸易弹性的模型中，共包含 8 个变量。我们选取 2001 年 1 季度至 2012 年 3 季度的季度数据作为研究样本。所有数据均来源于中经网统计数据库。各变量的具体说明如表 1 所示。

表 1、弹性模型的变量说明

变量	变量含义	变量说明
X	中国出口商品数量	中国出口商品数量指数的定基比序列
M	中国进口商品数量	中国出口商品数量指数的定基比序列
P_x	中国出口商品价格	中国出口商品价格指数的定基比序列
P_m	中国进口商品价格	中国进口商品价格指数的定基比序列
P_d	中国国内价格水平	中国企业商品价格总指数的定基比序列
P_f	外国国内价格水平	美国、日本的消费者价格指数的定基比序列与欧盟的消费者调和价格指数的定基比序列，按 4:2:4 加权得到的定基比序列
Y	中国实际收入水平	以可比价格（人民币计价）计算的中国国内生产总值的定基比序列，之后通过人民币兑美元加权平均汇率调整
Z	外国实际收入水平	美国、日本、欧盟以可比价格（美元计价）计算的国内生产总值的定基比序列，按 4:2:4 加权得到的定基比序列

在这里，有必要对“外国”变量，既P_f和Z的构成做进一步的说明。理论上讲，P_f和Z的选取应当反映中国所有贸易伙伴的信息，但是由于中国的出口贸易伙伴众多，如果将所有贸易伙伴均考虑在内非常困难。本文选取了近年来中国的前五大贸易伙伴，分别为欧盟、美国、东盟、日本中国香港。前五大贸易伙伴的贸易总额一般占中国贸易总额的 55%左右。同时，出于数据可获得性及模型的简便，我们需要对贸易伙伴的数据做两个方面的处理。第一，东盟十国在近十年来，没有对于总体物价和收入水平的相关统计，相关数据的取得存在一定的困难；并且自 2010 年中国-东盟自贸区成立以来，中国和东盟的贸易规模才不断扩大，东盟也首次超过日本，成为中国第三大贸易伙伴，因此在计算贸易伙伴时，我们没有将东盟的数据统计在内。第二，中国出口香港的大部分商品最终都会通过转口贸易销往他国，考虑到在香港本地被消费的商品只占其中极少一部分，我们认为不应当把香港的价格水平和收入水平包含在“外国”变量中。因而在此我们仅将欧盟、美国和日本作为中国的主要贸易伙伴。样本期内中国与欧盟、美国和日本的进出口总额分别占上述三国和地区总和的大约 40%、40%和 20%，因此我们按 4:4:2 的比例将欧洲、美国、日本的价格和收入指标加权，从而得到“外

国”的数据。

本文将首先假定进口商品市场和出口商品市场的供给曲线斜率不为 0，构建联立方程模型如(23)-(26)式，运用两阶段最小二乘法分别估计出口和进口商品的需求价格弹性和需求收入弹性，结果如下（表 2）。

表 2、 联立方程模型的估计结果

	供给曲线		需求曲线			
	供给曲线斜率	$Adj\ R^2$	截距项	需求价格弹性	需求收入弹性	$Adj\ R^2$
出口	0.012 （0.032）	0.950	-7.812*** （1.671）	5.104*** （0.405）	5.010*** （0.837）	0.840
进口	0.441*** （0.022）	0.937	1.109*** （0.167）	2.723*** （0.492）	0.493*** （0.092）	0.930

注：*、**、***分别表示显著性水平为 10%，5%和 1%。括号内为标准差。

表 2 显示出进口商品的供给曲线斜率在 1%的显著性水平下，显著不等于 0，因此中国进口商品的均衡价格和数量由供给和需求曲线共同决定，需求价格弹性和需求收入弹性就是联立方程模型的估计结果，如表 2 所示出口商品的供给曲线斜率在统计上不显著异于 0，说明中国的出口商品供给基本可视为无限弹性的，出口产品生产能力很强，出口商品的需求价格弹性和需求收入弹性只由需求曲线决定，因此需要构建单方程模型来估计出口商品的需求价格弹性和需求收入弹性。

构建出口商品需求曲线的单方程模型如(23)式，采用最小二乘法(OLS)估计贸易弹性，发现方程的 DW 统计量为 0.775，存在自相关问题，并且通过观察自相关系数分析图，发现模型还存在着影响方程的估计结果的季节因素。

为了解决以上问题，本文通过 ARMA 模型，加入自回归项 AR(p)、移动平均项 MA(q)以及季节调整因子 SAR(k)。构建 ARMA 模型的一个重要环节是对于自回归、移动平均的阶数 p 和 q 以及季节调整因子滞后期 k 的设定。判定 ARMA 模型设定的标准主要有滞后多项式倒数根是否落入单位圆、AIC 准则(Akaike Information Criterion)和 SC 准则(Schwartz Criterion)以及 $Adj\ R^2$。先验经验表明，当模型设定使得滞后多项式的倒数根都落入单位圆内，AIC 和 SC 值越小，且 $Adj\ R^2$ 值越大时，该模型设定是最优设定。由于季度序列的季节周期为 4，刚好与自相关图显示季节周期 $k=4$ 相吻合，因此选定滞后期 $k=4$。表 3 比较了 p、q 选取不同值时，不同的模型设定。

表 3、ARMA 模型不同模型设定的比较与选取

判定标准	$p=1$，$q=0$	$p=2$，$q=0$	$p=1$，$q=1$	$p=2$，$q=1$
滞后多项式倒数根是否都落入单位圆	是	是	是	否
AIC	-4.386041	-4.537964	-4.468722	-4.721107
SC	-4.179175	-4.287198	-4.220483	-4.428546
$Adj\ R^2$	0.983651	0.984898	0.985249	0.987672

从上表中可以看到，综合以上的标准，$p=2$，$q=0$ 是最佳的模型设定。运用 Eviews6.0 的估计结果如表 4 所示。

表 4、ARMA 模型的估计结果

截距项	需求价格弹性	需求收入弹性	$Adj\ R^2$	DW
0.987 （1.054）	0.794* （0.423）	0.947* （0.492）	0.985	2.138

注：*、**、***分别表示显著性水平为 10%，5%和 1%。括号内为标准差。

结合表 2 中运用联立方程模型估计的进口弹性，我们可以得到中国进口、出口商品的需求价格和需求收入弹性如表 5 所示。

表 5、2001-2011 年间中国贸易弹性的估计值

弹性	需求价格弹性	需求收入弹性
出口	$a_1=0.794=\eta$	$a_2=0.947=\varepsilon$
进口	$c_1=2.723=\psi$	$c_2=0.493=\pi$

在构建模型时，我们曾预计 a_1、c_1 符号为负，但也存在相反的情形；而 a_2、c_2 符号不确定。上表的估计结果显示，中国的出口商品和进口商品的需求价格弹性均为正，似乎不合常理。事实上，只要我们对需求价格弹性不合常理的原因做一些探究和分析，我们就会发现这种结果却是反映实际情况的。因为中国出口商品是劳动密集型的，而且即使价格上涨其价格依然低于国外类似的产品，因此，出现出口“价量齐升”的局面，出现了出口商品价格弹性为正的情况。这一点也可以从中国占有国际市场份额不断攀升的趋势中得到一定的佐证。另一方面，由

于中国进口品中相当大的部分是大宗商品，这些进口品国内替代无法满足，同时这些商品又存在国内刚性需求，而且国际市场上的卖方又掌握了商品定价权，即使价格上涨，进口需求量依然在攀升，也出现了“价量齐升”的局面，出现了中国进口商品需求价格弹性为正的情况。比如 2001-2011 年中国铜矿砂进口的数量增长了 182.3%，但进口单价涨幅达到 512.1%；2001-2012 年中国进口铁矿砂的数量增长了 705.5%，但进口单价涨幅达到 374.2%；原油以及其他初级产品等进口也都呈现出“量价齐升”的格局。

四、ABPC 模型的估算结果与相关的讨论

在估计出贸易弹性值之后，本部分估算中国国际收支约束条件下的经济增长率。由于 ABPC 模型反映的是长期趋势，本文认为采用年度数据较为合适，因为年度数据的波动性较小，并且前人的研究大多也是采用了年度数据（Atesoglu, 1993；Hieke, 1997）。本文将数据样本选为 2001-2011 年。

表 6、ABPC 模型变量说明

变量	变量含义	变量说明
z	贸易伙伴经济增长率	全球 GDP 的年度增长率
c	中国资本流动变动率	国际收支平衡表中资本和金融账户差额加工而成
r	中国外汇储备变动率	国际收支平衡表中储备资产加工而成
x	中国出口量增长率	经中国出口商品数量指数的定基比序列加工而成

数据来源：世界银行-世界发展指数数据库(World Bank-World Development Indicator)；国家外汇管理局（www.safe.gov.cn）的中国国际收支平衡表。

$p_x - p_m - e$ 是经中国实际有效汇率 $(reer)$ 加工而成，这里需要经过一个简单的变形。根据定义，有 $P_x / EP_m = 1/reer$。将该式取对数后差分，得到：

$$dP_x / P_x - dP_m / P_m - dE / E = d\ln(1/reer)$$

即有：$p_x - p_m - e = d\ln(1/reer)$

由于国际收支约束的经济增长理论刻画的是长期的增长率，若将各变量的增长率逐年代入 ABPC 表达式，计算出的结果波动会比较大，因此我们在这里选择将 2001-2011 年的数据进行移动平均化处理，前人的研究（Atesoglu, 1993；韦有周，林珏，2009；焦武，2011）均是采用将多年移动平均值代入表达式的方法得到估计结果。各变量的 11 年平均值如表 7 所示。

表 7、 ABPC 模型各变量及平均值

	z	$p_x - p_m - e$	c	p_x	r	$p_m + e$	x
2001	1.67%	-4.52%	1709.12%	-9.33%	348.65%	-4.81%	9.07%
2002	1.97%	2.44%	-7.14%	0.40%	59.55%	-2.04%	24.13%
2003	2.74%	7.35%	69.93%	14.61%	40.58%	7.26%	32.82%
2004	3.99%	3.10%	97.10%	14.19%	79.05%	11.09%	31.14%
2005	3.50%	1.07%	-11.84%	9.88%	31.88%	8.81%	27.21%
2006	3.99%	-1.34%	-48.29%	5.47%	13.62%	6.81%	25.28%
2007	3.95%	-3.63%	91.12%	2.88%	61.78%	6.51%	21.86%
2008	1.33%	-8.12%	-57.42%	7.92%	4.09%	16.04%	10.61%
2009	-2.22%	-4.26%	394.61%	-13.69%	-16.51%	-9.43%	-13.94%
2010	4.34%	0.71%	44.54%	9.00%	17.83%	8.28%	29.39%
2011	2.73%	-2.49%	-22.94%	11.53%	-17.79%	14.01%	13.13%
平均	2.55%	-0.88%	205.34%	4.80%	56.61%	5.68%	19.15%

在代入(11)-(16)式计算国际收支约束条件下的经济增长率之前，我们还需要计算θ和δ的值。根据定义，我们在中国国际收支平衡表中找到了相应数值，通过计算，我们得到θ和δ的 11 年平均值分别为 90.62%和 76.55%，计算过程如下表 8。

表 8、 ABPC 模型中参数θ和δ的计算

	货物和服务出口量值	资本和金融账户差额	$1-\theta$	货物和服务进口量值	储备资产	$1-\delta$
2001	2994.10	347.75	10.41%	2713.24	473.25	14.16%
2002	3653.95	322.91	8.12%	3280.13	755.07	18.99%
2003	4850.29	548.73	10.16%	4492.08	1061.48	19.66%
2004	6583.05	1081.52	14.11%	6071.31	1900.60	24.80%
2005	8368.88	953.49	10.23%	7122.61	2506.49	26.89%
2006	10616.88	493.05	4.44%	8527.69	2847.76	25.63%
2007	13422.67	942.32	6.56%	10342.31	4607.04	32.07%
2008	15818.08	401.26	2.47%	12329.76	4795.39	29.57%
2009	13332.74	1984.70	12.96%	11131.43	4003.44	26.14%
2010	17435.83	2868.65	14.13%	15205.59	4717.39	23.23%
2011	20866.60	2210.56	9.58%	18983.39	3878.01	16.80%

平均			9.38%			23.45%

数据来源：国家外汇管理局（www.safe.gov.cn）中国国际收支平衡表

我们将表 7 和表 8 中获得的各变量及参数的值，分别代入式(11)-(16)，得到在国际收支约束条件下中国的经济增长率如表 9 所示，作为对比，2001-2011 年中国实际平均增长率用 y 表示。

表 9、 ABPC 模型及其变形的增长率估计值

假定条件		NA	i	ii	iii	i, ii, iii	i, ii, iii	对比
增长率		y_B	y_B^T	y_B^C	y_B^R	y_B^S	y_B^W	y
增长率的各项分解	$\frac{\theta\varepsilon z}{\delta\pi}$	5.79%	5.79%	6.39%	4.43%	4.89%		
	$\frac{(1+\theta\eta+\delta\psi)(p_x-p_m-e)}{\delta\pi}$	-8.87%	0.00%	-9.04%	-5.28%			
	$\frac{(1-\theta)(c-p_x)}{\delta\pi}$	49.84%	49.84%	0.00%	38.16%			
	$\frac{-(1-\delta)(r-p_m-e)}{\delta\pi}$	-31.64%	-31.64%	-31.64%	0.00%			
合计		15.12%	23.99%	-34.30%	37.31%	4.89%	38.85%	10.38%

表 9 中的“合计”一栏内显示了不同假定条件下，国际收支约束条件下中国经济增长率的估计值，下面逐一进行解释。

（一）ABPC 框架下增长率分解的说明

通过观察增长率的各项分解，可以看出贸易伙伴或区域的经济增长率与国际收支约束条件下中国经济增长率正相关，贸易条件的变化率与中国经济增长率负相关，实际资本流动变化率与中国经济增长率正相关，实际外汇储备变动率与中国经济增长率负相关。以上的估计结果符合预期以及经济理论解释的。

1、贸易伙伴经济增长率的提升，通过收入效应，促进中国的出口增长率提升，进而促进了经济增长。BPC 表达式经过一系列简化得到的强 Thirlwall 法则，其表达式中只有贸易伙伴经济增长率这一个变量，符号为正，前人的研究也多次验证了 Thrilwall 法则的成立(Atesoglu, 1993; Hieke, 1997)。

2、一国贸易条件恶化会拉低该国的经济增长率。焦武(2011)将贸易条件变化

率对经济增长率的影响解释为贸易条件效应。然而，贸易条件效应的定义是指在不变价格下，经济增长引起贸易量增加，使得一国的贸易条件恶化，反之，在不变价格下，经济增长减少国家贸易量，则贸易条件改善（Salvatore D, 杨冰，2011）。由于 BPC 模型是凯恩斯主义需求模型，着重分析的是需求对于经济增长的拉动作用，而贸易条件效应以一国经济增长为既定前提，是新古典模型的分析框架，因此将贸易条件对经济增长的影响解释为贸易条件效应有所不妥。沿着凯恩斯主义的思路，本文从需求角度来分析一国贸易条件恶化的原因。一国贸易条件持续恶化，反映的是该国生产的商品国际竞争力降低。表 9 显示贸易条件对经济增长的影响符号为负，这就表示一国商品的国际竞争力减弱，会拖累该国的经济增长。

3、实际资本流动的变化率对于经济增长起到正向拉动的作用。当一国资本流入时，放松了国际收支平衡的约束，使得该国可以扩大必需的进口，也带来了更为宽松的融资环境，进而有利于扩大国内生产规模，提升经济增长。这一实证结论与 Thrilwall and Hussain(1982)验证资本流动对于经济增长的作用一致。

4、最后是外汇储备变化率，它拖累了经济增长。外汇储备的形成，表明一国并未将其拥有的所有外汇都用来进口。一国外汇储备增加，相当于收紧了国际收支平衡约束，也就是导致了进口必需品的不足，过多的外汇储备也表明国内储蓄过高，降低了资源配置效率，进而影响了国内的生产以及经济增长。由于外汇储备比较具有中国特色，前人的实证研究并不多，李振兴（2008）的实证检验显示外汇储备对于经济增长呈现正向拉动，与预期不符，他将不符的原因归为中国的固定汇率制度。

（二）关于假定条件的再讨论

对比以上 5 个增长率的估计值以及 2001-2011 年中国平均实际增长率，我们发现，没有任何假定条件的估计值 y_B 与实际情况最为接近。这表明，假定 i、ii、iii 在中国都有一定的不适用性。

1、表 7 显示，近十年间，中国的贸易条件年均恶化 0.88%，也就是说十余年间中国贸易条件累计恶化将近 10%，贸易条件不变的假定条件 i，会高估国际收支约束条件下中国的增长率，这也是 $y_B^T > y_B$ 的原因。

2、近年来，以中国为代表的新兴经济体增长迅猛，经济具有强劲的活力，吸引了大量的直接投资，同时，对于汇率升值的强烈预期以及房市、股市等资产市场对国际投资者吸引力的增强，导致间接投资也显著增加，表 8 显示，资本流动的年均增速十分迅猛，忽略了资本流动的假定 ii，会低估国际收支约束条件下

中国的增长率，因此 $y_B^C < y_B$。

3、自中国加入世贸组织以来，中国的外汇储备持续激增，这一趋势从表 8 中都可以得到应证。忽略了外汇储备变动的假定 iii，会低估国际收支约束条件下中国的增长率，因此 $y_B^R > y_B$。

4、最后我们来分析强、弱 Thirlwall 法则估计的结果。强、弱 Thirlwall 法则的估计结果与中国实际增长率相差均较大。由于估计结果隐含假定 i、ii、iii，即该国贸易条件没有明显变动、资本流动的增长率、外汇储备增长率没有明显变动，因此我们认为这是长期并且一国处于外部均衡状态的估计值。本文研究也说明了为什么强、弱 Thirlwall 法则估计的中国经济增长率会有如此大的差距：当一国处于高速发展的时期，特别是在出口导向型的经济驱动下，出口增长率会有一段时间的激增，因此 x 与 εz 这两个增长率的值相差较大。然而，这种高速增长是不可能持续的，当一国的发展趋于均衡状态时，其出口增长率会稳定在一个相对较低的水平，只有到那时，强、弱 Thirlwall 法则的估计值可能才会较为接近，用 Thirlwall 法则估计的一国经济增长率才会较为接近现实。

（三）ABPC 框架下的经济增长

通过比较 y_B 和 y，我们可以发现，国际收支约束条件下的中国经济增长率为 15.12%，高于中国实际增长率 10.38%，这表明现行国际、国内经济环境下，中国经济增长并未受到国际收支约束。这得益于出口和资本流动为中国创造了充足的外汇，提升了国际收支平衡水平，甚至外汇过于充足，以至于形成了大量的外汇储备。同时，y_B 与 y 仍然相差较多，且高于 y，尽管这符合需求模型的理论推演，但也表明在使用 ABPC 模型分析中国情况时要持有谨慎态度。因此，本文在既有研究基础上改进的研究结论与 Jeon(2009)、韦有周，林珏(2009)验证 Thirlwall 法则在中国的适用性有所不同；也与焦武(2011)认为 BPC 模型不能较好模拟中国的情况有所不同。

假如随着中国经济外部逐步平衡，中国的经济增长速度是否会成为令我们担忧的问题呢？可以预见的是，中国未来的出口增长率难以一直维持在高位，当外部趋于平衡状态时，依据强 Thirlwall 法则有：$y_B^S = \varepsilon z / \pi$。根据表 5 中估计的弹性数据，中国出口的需求收入弹性 $\varepsilon = 0.947$，中国进口的需求收入弹性 $\pi = 0.493$，这就是说，只要世界经济在增长，中国的经济会以将近两倍于世界经济增长速度的增长。因此，中国经济的增长前景是较为乐观的。

同时，从需求影响增长率的各项分解来看，以下几个问题值得关注。首先是

贸易条件的恶化问题。由强 Thirlwall 法则得到均衡状态下中国经济的增长率是世界经济增长率的两倍，这表明中国商品有较强的竞争力，在国际、国内市场上比较受欢迎，这也反映在加入 WTO 后中国出口品在国际市场上的份额不断提升。但是中国贸易条件恶化的趋势表明，中国商品的竞争力在减弱，一是因为近年来成本有了显著的提升，如劳动力成本等；二是因为中国的出口商品相当大的比例依然是劳动力密集型成品，当拥有更廉价劳动力的东南亚等国生产类似的产品时，中国的商品就会逐渐丧失价格优势。其次是外汇储备过多的问题。目前的研究对于外汇储备过多的诟病主要集中在外汇储备带来大量外汇占款，这不仅影响了中国的通胀水平，还在一定程度上约束了中国货币政策的独立性。而从 ABPC 的框架来分析，过多的外汇储备还会拖累经济增长。外汇储备积累的机会成本是进口必需品。在商品非同质化假定下，这些进口必需品是组织国内生产的重要环节，进口不足会导致生产不足，进而导致经济增长率的放缓。

五、简要结论

本文在既有研究基础上，采用纳入了贸易条件变动、国际资本流动和外汇储备因素的扩展的国际收支增长模型（ABPC 模型），使用较为稳健的贸易弹性估计方法，研究结果表明 ABPC 模型对中国经济的适用性检验上依然存在偏差。考虑了贸易条件、资本流动和国际储备的国际收支约束条件下 ABPC 模型对中国经济增长率的估算值 15.12%，明显高于中国经济的实际增长率 10.38%，尽管这符合需求模型的理论推演，但也表明在使用 ABPC 模型分析中国情况时要持有谨慎态度。与此同时，借助强 Thirlwall 法则，推测了当中国的外部趋于平衡状态时，中国经济的增长率将会以约 2 倍于世界经济增长率的速度增长，中国未来经济增长速度的前景依然乐观。

虽然本文的研究对既有研究进行了改进，仍有两点需要注意：首先是样本时间较短，多年移动平均获得的样本量不能满足方差分析以及协整方程所需的样本数量，本文只能将中国国际收支约束条件下计算出来的经济增长率同实际增长率进行对比，通过定性分析，初步判断 ABPC 模型适合中国的情况。其次，“国外”变量加权的非完整性会带来了估计的偏差。

参考文献：

李振兴，2008：《基于瑟沃尔模型的双顺差与中国经济增长关系研究》，《科学技术与工程》,第 8 期。

焦武，2011：《国际收支约束与中国经济增长》，《财经研究》，第 7 期。

乔晶，2010：《基于面板数据的中国贸易弹性估计》，《经济与管理》，第 9 期。

韦有周、林珏，2009：《中国贸易收支与经济增长关系的实证分析——基于瑟尔沃模型的研究》，《财经研究》，第 10 期。

许统生、涂远芬，2006：《中国贸易弹性的估计及其政策启示》，《数量经济技术经济研究》，第 12 期。朱真丽、宁妮，2002：《中国贸易收支弹性分析》，《世界经济》，第 11 期。

Atesoglu H S.,1993, "Balance-of-payments-constrained growth: evidence from the United States", *Journal of Post Keynesian Economics,* 15(4): 507-514.

Aziz J, Li X.,2008, "China's changing trade elasticities", *China & world economy*, 16(3): 1-21.

Goldstein M, Khan M S.,1978, "The supply and demand for exports: a simultaneous approach", *The Review of Economics and Statistics*, 60(2): 275-286.

Hieke H.,1997, "Balance-of-payments-constrained growth: a reconsideration of the evidence for the US economy", *Journal of Post Keynesian Economics*, 19(3),313-325.

Jeon Y.,2009, "Balance-of-payment constrained growth: the case of China 1979-2002", *International Review of Applied Economics*, 23(2): 135-146.

Lundborg P.,1981, "The elasticities of supply and demand for Swedish exports in a simultaneous mode", *The Scandinavian Journal of Economics*, 83(3): 444-448.

McCombie J S L.,1989, "'Thirlwall's Law'and balance of payments constrained growth–a comment on the debate", *Applied Economics*, 21(5): 611-629.

McCombie J S L.,1992, "'Thirlwall's Law'and balance of payments constrained growth: more on the debate", *Applied Economics*, 24(5): 493-512.

McGregor P G, Swales J K.,1985, "Professor Thirlwall and balance of payments constrained growth", *Applied Economics*, 17(1): 17-32.

McGregor P G, Swales J K.,1991, "Thirlwall's law and balance of payments constrained growth: further comment on the debate", *Applied Economics*, 23(1): 9-20.

McGregor P G, Swales J K.,1986, "Balance of payments constrained growth: a rejoinder to Professor Thirlwall", *Applied Economics*, 18(12): 1265-1274.

Perraton J.,2003, "Balance of payments constrained growth and developing countries: an examination of Thirlwall's hypothesis", *International Review of Applied Economics*, 17(1): 1-22.

Riedel J.,1988, "The demand for LDC exports of manufactures: estimates from Hong Kong", *The Economic Journal,* 98(389): 138-148.

Salvatore D、杨冰，2011：《国际经济学》，清华大学出版社。

Thirlwall A P.,1979, “The Balance of Payments Constraint as an Explanation of International Growth Rate Differences”, *BNL Quarterly Review*, 32(128): 45-53.

Thirlwall A P, Hussain M N.,1982, “The balance of payments constraint, capital flows and growth rate differences between developing countries”, *Oxford Economic Papers*, 34(3): 498-510.

Tokarick S.,2010, “A method for calculating export supply and import demand elasticities”, *International Monetary Fund*, Working paper,no.180.

人口老龄化对中国高储蓄的影响

一、引言

高储蓄是中国经济长期以来的基本特征。1970~2010 年间中国平均国民储蓄率分别比世界平均水平和 OECD 国家平均水平高出 15.9 和 16.9 个百分点。当前中国国民储蓄率正处于 1970 年以来的历史最高水平，更是远远超过了世界主要国家；2010 年，中国的国民储蓄率达到 52.1%，大幅超出同期世界平均水平和 OECD 国家平均水平 32.3 和 34.6 个百分点。[①]从各部门来看，目前中国居民、企业和政府部门的储蓄率[②]也都在世界范围内处于高水平。[③]

高储蓄是推动中国经济持续高速增长的主要因素之一。改革开放以来，高储蓄产生了高投资，同时推高了总需求和总供给，为经济增长提供了强大动力。[④]总需求方面，高储蓄增加了可贷资金的供给规模，从而压低了金融市场的整体利率，降低了企业和政府的投资成本，刺激了投资需求。过去 30 年中国实际贷款利率长期保持于低水平，1980~2010 年中国平均实际贷款利率低于世界主要发达国家 1 至 6 个百分点。总供给方面，高储蓄所产生的高投资促使资本快速积累，从而推动生产能力大幅扩张，总产出迅速增加。中国资本存量在 1979~2010 年的平均增长率高达 11.68%，超过了 GDP 增速（9.95%），也远远高于同期世界主要发达国家的资本存量增速（2%~5%）。增长核算的结果则直接证实了资本积累对经济增长的巨大贡献：1979~2010 年，在驱动中国经济增长的三大动力（资本、劳动力和全要素生产率）中，资本发挥了主导作用，对经济增长的平均贡献率达到59.3%；而劳动力和 TFP 对经济增长的平均贡献率仅为 22.3%和 18.1%。[⑤]

当前，中国已经进入老龄化社会，未来人口老龄化将呈现前所未有的高速度。新中国成立以来，老年抚养比基本处于 11%以下，且变化幅度非常小；此后，在生育率于 1970 年之后快速下降、人口预期寿命持续稳定提高和人口年龄结构的动态演进等因素的共同作用下，中国将经历快速的人口老龄化，老年抚养比预计在 2010~2035 年间将由 11.32%上升至 30.69%，并将在 2070 年进一步大幅升至

① 国民储蓄率为国内总储蓄占 GDP 比重。数据来源：世界银行 WDI 数据库。
② 本文中的部门储蓄率等于部门储蓄占 GDP 的比重。
③ 详见汪涛（2012）、Kuijs（2005, 2006）。
④ 同时也需要注意到，高储蓄也带来了国内消费需求不足问题，因而必须依赖外部需求消化国内产能，使得中国经济增长过于依赖投资和出口。
⑤ 数据来源：陈彦斌等（2012）。此处劳动力为附加人力资本的劳动力。

54.3%。[①]经济理论和实践经验表明，人口年龄结构是影响国民储蓄率的重要因素（Modigliani and Brumberg, 1954; Masson et al., 1998; Modigliani and Cao, 2004 等）。那么未来中国快速的人口老龄化是否会对国民储蓄率产生显著影响？影响程度如何？是否会改变中国的高储蓄特征？原因何在？本文就将对未来 20 年（2015~2035 年）中国国民储蓄率的走势和人口老龄化对国民储蓄率的影响进行定量预测和分析，以对上述问题进行回答。中国宏观经济的高储蓄特征一旦消失，必然会对经济增长的速度和方式产生巨大影响；因此，研究未来人口老龄化对中国高储蓄的影响具有重要的现实意义。

本文剩下部分的结构安排如下：第二节分析中国高储蓄形成的历史原因；第三节考察人口老龄化对储蓄率影响的国际经验，由于新中国成立以来尚未经历过明显的老龄化过程，因此国际经验将提供研究人口老龄化对国民储蓄率影响的重要依据；第四节则根据前两节的分析结论设计预测方案；第五节得到预测结果并进行分析；最后一节总结全文。

二、中国高储蓄的主要形成原因

中国国民储蓄率从 20 世纪 60 年代开始步入比较稳定的上升通道：根据汪伟（2011）的数据，中国国民储蓄率由 1962 年的 16.21%逐步上升至 2008 年的 51.14%，年均涨幅达 0.77 个百分点；近年来国民储蓄率上升尤为迅速，在 2000~2008 年期间年均涨幅达到 1.71 个百分点。[②]关于推动中国国民储蓄率呈现稳定的持续上升趋势的因素，学界已经进行了比较充分的研究，这些因素可以简要总结如下：[③]

[①] 数据来自 United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division (2011): World Population Prospects: The 2010 Revision。 本文中老年抚养比的定义是 65 岁及以上人口占 15~64 岁人口的比重。

[②] 世界银行和国家统计局也给出了与汪伟（2011）相似的数据。

[③] 相关经验研究见 Modigliani and Cao（2004）、汪伟（2009）等。

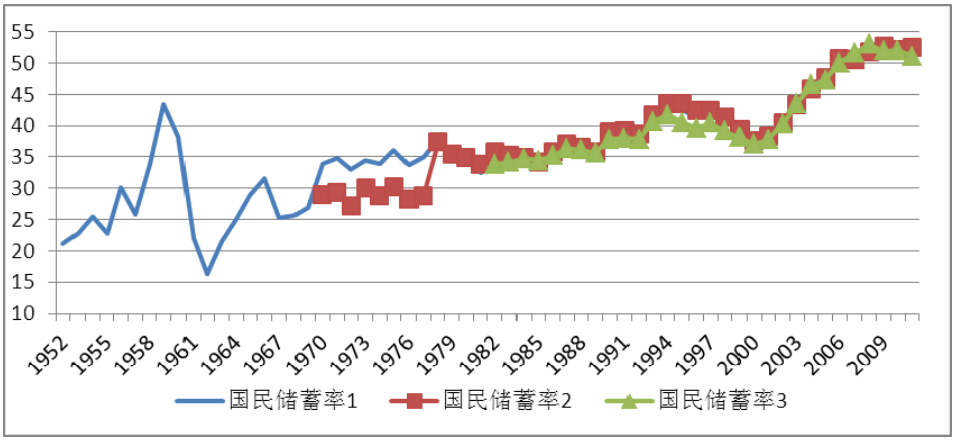


图 1　中国国民储蓄率的变化趋势[①]

第一，少儿抚养比的大幅下降。中国少儿抚养比在 1974 年高达 69.74%，之后则开始不断下滑，至 2008 年仅为 28.23%；1974~2008 年间，少儿抚养比年均下降 1.44 个百分点。少儿抚养比的下降推动了国民储蓄率上升：一方面，根据生命周期假说（Modigliani and Brumberg, 1954 等），少儿是社会中的纯消费者（或负储蓄者），少儿抚养比的下降相对增加了经济体中高储蓄人群的数量；另一方面，中国向来具有“养儿防老”的传统，而计划生育政策导致少儿抚养比大幅下降，严重削弱了“养儿防老”机制，人们不得不通过用提高储蓄以替代“养儿”的方法进行防老（Modigliani and Cao, 2004 等）。

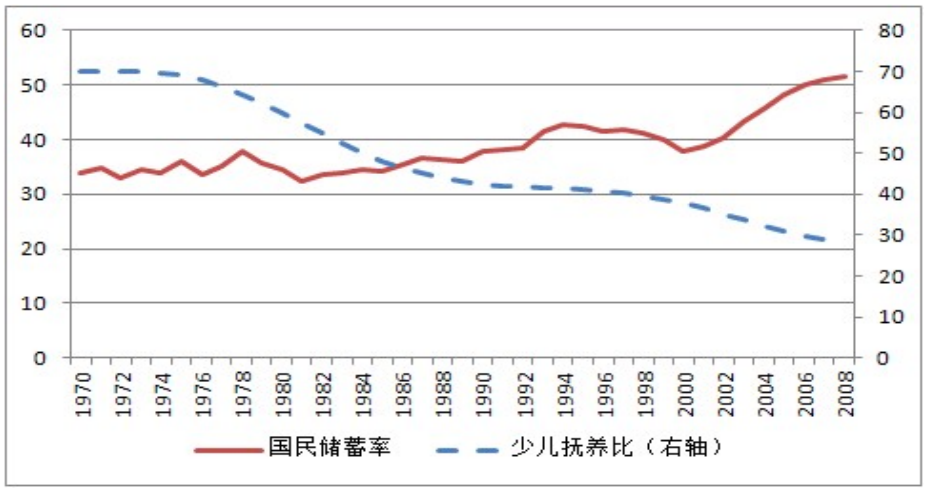


图 2　中国国民储蓄率与少儿抚养比的变化趋势（%）[②]

第二，经济增长速度的趋势性显著提高。中国经济增长速度在 1962~2008 年间总体表现出上升态势：1962~1978 年间，平均经济增长率为 7.32%，1979~1989

[①] 数据来源：国民储蓄率 1 来自汪伟（2011），国民储蓄率 2 来自世界银行，国民储蓄率 3 来自国家统计局。

[②] 数据来源：国民储蓄率数据来自汪伟（2011），少儿抚养比来自世界银行。

年间则大幅提升至 9.55%，此后经济增长进一步加快，1990~1999 年和 2000~2008 年间平均经济增长率分别升至 9.99%和 10.41%。经济增长的提速能够提高国民储蓄率。其一，更快的经济增速意味着一国处于经济周期的上行阶段，根据持久收入假说，这意味着居民的当期收入水平超过了其持久收入水平；那么此时居民的储蓄率趋于增加（Modigliani and Brumberg, 1954；李扬、殷剑峰，2007 等）。其二，更快的经济增速更多地增加了劳动年龄人口的收入（相对于退休人群），而劳动年龄人口是社会中进行储蓄的主要人群，因此经济增长率的提高增加了经济体中储蓄主体的经济实力，会产生与“经济体中劳动年龄人口相对老年人数量增加”同样的效应，从而提高居民储蓄率（Modigliani, 1970, 1986 等）。[①]其三，居民往往具有一定的消费习惯，即当前居民的效用来自于当前消费与消费习惯的对比，消费习惯的提高将使得将来相同水平的消费所带来的效用减少；因此高经济增长并不会使消费者贸然地相应增加消费、改变消费习惯（特别是在经济增长率不稳定的情况下），故储蓄率会提高（Carroll et al., 2000；汪伟，2011 等）。

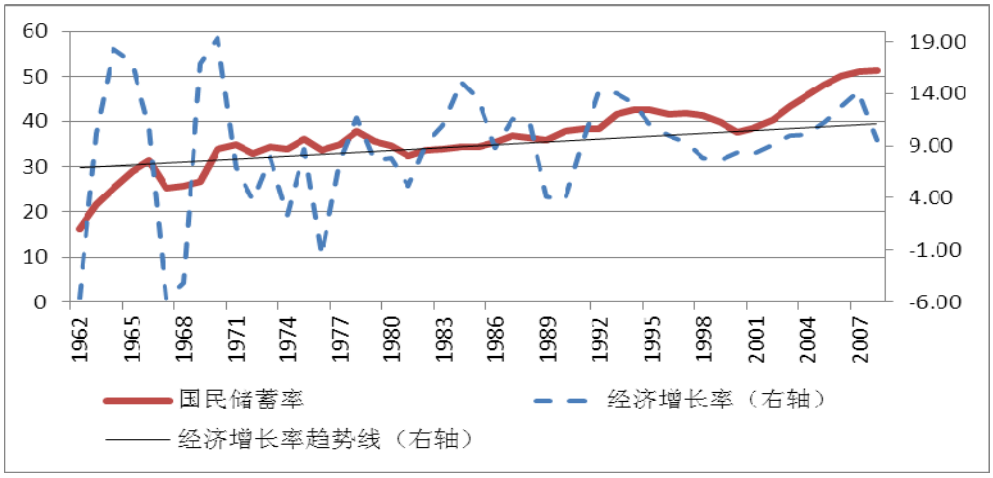


图 3　中国国民储蓄率与经济增长率变化趋势（%）②

第三，人均收入水平上升所产生的居民储蓄能力的提高。以人均 GDP 作为人均收入水平的代表。2011 年中国人均 GDP 是 1962 年的 36.26 倍，年均涨幅高达 7.6%。[③]人均 GDP 的快速上升使中国居民的储蓄能力获得大幅改善，从而显著提高了国民储蓄率 （Masson et al., 1998；汪伟，2011）。长期以来中国属于中低收入国家，即使是在 2000 年之后，中国人均 GDP 的平均值也仅相当于世界平

① 若经济增长率的提高是由人口增长率的增加导致的，那么储蓄率并不会发生变化，而中国的情况显然不是如此。
② 数据来源：国民储蓄率数据来自汪伟（2011），经济增长率数据来自国家统计局。
③ 人均 GDP 为按 1950 年价格计算的人均实际 GDP。

均水平的 31%，OECD 国家的 7.7%和美国的 5.5%。在人均 GDP 位于较低水平时，居民基本的生活消费占可支配收入的比重大，储蓄能力受到限制。此时人均 GDP 水平的快速上升会显著提高居民进行储蓄的能力。

表 1　中国与世界主要国家和地区人均 GDP 的比值（单位：%）

时间段	法国	德国	日本	英国	美国	OECD	世界
1960~1969	4.6	--	10.4	5.1	2.4	5.0	15.7
1970~1979	2.8	2.9	3.7	4.1	2.1	3.4	11.7
1980~1989	2.0	2.1	1.8	2.5	1.5	2.3	8.7
1990~1999	2.4	2.1	1.7	2.7	2.0	2.7	11.4
2000~2011	6.8	6.7	6.4	6.7	5.5	7.7	31.0

数据来源：世界银行。

第四，居民较强的预防性储蓄动机、房价的快速上涨、企业和居民融资渠道不畅等其他因素。随着中国经济社会转型和对外开放程度不断加大，居民面对的不确定性显著增大，而同时中国社会保障体系不够完善，个人金融市场也不发达，这些因素造成了居民的高预防性储蓄动机（施建淮等，2004；陈彦斌等，2010 等）。近年来房价的持续快速上涨增加了年轻家庭购房的难度和紧迫性，引起了居民的高住房储蓄（陈彦斌等，2011）。中国企业（尤其是民营企业）的融资渠道不畅，难以获取外部资金的支持，被迫通过增加自身储蓄以增强企业内部融资能力（汪伟，2011 等）。

在上述诸多因素中，人口年龄结构、经济增长速度和人均 GDP 水平这三个因素的未来走势最为明确且容易量化，是把握中国未来国民储蓄率基本走势的关键切入点。未来中国人口年龄结构将发生重大转折，可能是改变中国高储蓄特征的主要因素：以往少儿抚养比快速下滑的趋势在当前已经终止，少儿抚养比将在未来长期内继续保持稳定；而老年抚养比则将快速上升，预计在 2010~2035 年间将由 11.32%上升至 30.69%。经济增长速度也将在未来中长期内发生显著异于以往的重大变化：当前中国正处于由高速增长阶段过渡至中速增长阶段的新时期，未来经济增速将逐步放缓。[①]此外，未来中国的人均 GDP 水平仍将快速提高，也将继续对中国国民储蓄率产生重要影响。据测算，中国人均 GDP 预计将在 2019 年左右达到 13041 美元[②]，是 2010 年的 2.94 倍，首次超过世界银行在 2010 年所设定的高收入国家标准。

[①] 参见陈彦斌（2012）、刘世锦（2011）、世界银行（2012）等。
[②] 数据来源：陈彦斌（2012）。以 2010 年的不变美元计价。

三、人口老龄化对储蓄率影响的国际经验与启示

新中国成立以来尚未经历过明显的人口老龄化过程，自身不足以提供有效的经验证据，因此有必要考察人口老龄化对储蓄率影响的国际经验，以作为对中国未来进行预测和分析的基础。本节考察了跨国经验证据以获得具有普遍性和一般性的国际经验规律；同时也对人口老龄化典型国家——日本进行了案例分析，以便于更加直接、详细地考察人口老龄化的影响。

国民储蓄可以按照进行储蓄的部门而划分为私人储蓄和政府储蓄，其中私人储蓄又可以进一步划分为居民储蓄和企业储蓄。人口老龄化对于不同部门储蓄的作用机制存在很大差异，因此经验证据除了直接针对国民储蓄以外，更多的则是针对某一部门的储蓄。

1、跨国经验证据表明人口老龄化会显著降低国民储蓄率和部门储蓄率

国民储蓄率方面，经验证据表明人口老龄化会降低国民储蓄率：Loayza et al.（2000）使用不同的计量方法对世界范围内 98 个国家的历史数据进行了计量分析，结果显示老年抚养比对国民储蓄率的边际影响系数在-0.13 与-0.77 之间，说明人口老龄化会降低国民储蓄率。Bosworth and Chodorow-Reich（2006）对 85 个国家的计量分析显示，老年抚养比对国民储蓄率的边际影响系数为-0.54 或-0.64；如果对世界不同地区的样本进行计量分析，则会得出不同的边际影响系数，但是其结果都表明人口老龄化对国民储蓄率具有负向影响。

私人储蓄方面，基于不同国家、不同时期和不同计量方法所得到经验证据均非常稳健地说明人口老龄化会降低私人储蓄率。无论考察的样本是全球范围内主要国家（Loayza et al., 2000 等）、OECD 国家（Furceri and Mourougane, 2010 等）、主要发达国家（Weil, 1994 等）还是亚洲国家（Heller and Symansky, 1997 等），老年抚养比都对私人储蓄率具有显著的负向影响。总体来说，老年抚养比上升 1 个百分点，会导致私人储蓄率降低 0.3~1.5 个百分点。私人储蓄主要包括居民储蓄和企业储蓄，其中人口老龄化对居民储蓄的作用更加直接，在经济理论上也更加成熟。大量经验证据显示：与私人储蓄率类似，人口老龄化也会显著降低居民储蓄率，老年抚养比上升 1 个百分点，会导致居民储蓄率降低约 0.5~4 个百分点（Schmidt-Hebbel et al., 1992; Martins et al., 2005 等）。

政府储蓄方面，由于政府储蓄等于政府的财政收入与政府消费性支出之差，而人口老龄化对政府消费性支出的影响最为直接，因此关于人口老龄化对政府储

蓄的经验证据一般都集中于人口老龄化对政府支出或者对政府支出中某些重要项目的影响。经验证据显示人口老龄化会增加政府的消费性支出，从而降低政府储蓄率。代表性的经验证据有：Lindert（1996）考察了 1960~1981 年间 OECD 国家的情况，发现人口老龄化会显著增加政府的社会支出（包括政府的养老金、失业补贴、医疗补贴和教育补贴等支出）[①]；Furceri and Mourougane（2010）通过研究 1980~2005 年 OECD 国家的情况，发现老年抚养比每上升 1 个百分点，政府的总社会支出占 GDP 比重就会上升 0.1 至 0.4 个百分点。

更加细致的经验研究考察了政府支出中的细项，发现人口老龄化确实会增加对人口年龄结构敏感项目的政府支出。亚洲国家、OECD 国家和欧盟国家的历史经验都表明老年抚养比的提高会增加政府的养老金支出和医疗支出（Heller and Symansky, 1997; Khoman and Weale, 2007; Furceri and Mourougane, 2010 等）[②]。

表 2　关于人口老龄化对国民储蓄率以及各部门储蓄率影响的主要经验研究结论

作者	样本范围	被解释变量	人口老龄化对储蓄率的影响（计量模型中老年抚养比的回归系数）
Loayza et al. (2000)	98 个国家	国民储蓄	-0.343/-0.13/-0.48/-0.772
Bosworth and Chodorow-Reich (2006)	85 个国家	国民储蓄	-0.54/-0.64
Feldstein（1980）	12 个工业国家	私人储蓄	-1.21
Modigliani and Sterling（1983）	工业国家	私人储蓄	-0.51
Weil(1994)	14 个工业国家	私人储蓄	-0.495/-0.325
Heller and Symansky（1997）	10 个亚洲经济体	私人储蓄	-1.32/-0.89
Masson et al.（1995）	高收入国家和发展中国家	私人储蓄	-0.25
Masson et al.（1998）	21 个工业国家和 40 个发展中国家	私人储蓄	-0.14/-0.13/-0.14
	21 个工业国家	私人储蓄	-0.12/-0.18
	40 个发展中国家	私人储蓄	-0.2/-0.18

[①] 这种影响并非是单调的，在人口老龄化达到某一临界点时，人口老龄化对政府社会支出的影响可能会逆转，但是样本期间的绝大多数 OECD 国家都没有到达这一临界点。

[②] 也有研究提出了不同的观点，如 Zweifel, Felder, and Meiers（1999）和 Seshamani and Gray（2004）等认为对医疗支出影响更大的因素是人们的年龄与死亡年龄的接近程度，而不是人口老龄化因素。

Loayza et al. (2000)	69 个国家	私人储蓄	-0.873/-0.752/-0.578...
Furceri and Mourougane（2010）	OECD 国家	私人储蓄	-0.876/-0.806/-0.737…
Schmidt-Hebbel et al. (1992)	10 个发展中国家	居民储蓄	-0.48
Weil(1994)	9 个工业国家	居民储蓄	-1/-1.36
Disney (1996)	OECD 国家	居民储蓄	-2.025/-0.957
Martins et al. (2005)	OECD 国家	居民储蓄	-4.267
Furceri and Mourougane（2010）	OECD 国家	居民储蓄	-0.552/-0.541/-0.412/-0.386…

注：1、在不同的文献中，衡量人口老龄化的变量定义可能是不同的，有的研究并不是使用老年抚养比，而是使用老年人占总人口比重（如 Weil, 1994; Martins et al. 2005），也有的研究没有区分少儿和老年抚养比，而是使用统一的总人口抚养比作为代理变量（如 Masson et al., 1995, 1998）。2、许多经验研究由于模型设定的不同而得到了不同的数值，本表用"/"隔开；而且为简洁起见，本表并没有列出全部的计量结果，省略的部分用"..."代替。3、所列文献中的居民储蓄一般指的是居民储蓄除以家庭可支配收入。

2、案例分析：日本

本小节将探讨日本的人口老龄化对其国民储蓄率以及各部门储蓄率影响的经验证据。着重分析日本的人口老龄化对储蓄率的影响将是很有裨益的。其一，日本是自 1970 年以来人口老龄化最快的国家。1970 年，日本 65 岁以上人口占总人口比重达到 7.03%，开始步入老龄化社会[①]。自此，日本的人口老龄化持续加重：1970~1990 年间，日本老年抚养比的年均增加值为 0.35 个百分点；而在 1990 年之后，日本人口老龄化进一步大幅提速，1990~2010 年期间，老年抚养比年均增加值猛增至 0.92 个百分点（图 4）。其二，与中国当前的情况类似，日本在人口老龄化加速之初也具有明显的高储蓄特征：1970~1977 年，日本国民储蓄率一直在世界主要国家中排名第一。其三，日本与中国同属于东亚国家，文化传统也相对更加接近。同在儒家文化的影响下，日本居民与中国居民的生活习惯具有相似之处，如崇尚"节俭"。因此，日本居民与中国居民的储蓄行为也可能具有许多共同的特征。

[①] 根据联合国的标准，一个地区 65 岁以上老年人口占总人口比例达到 7%，或 60 岁以上老人达到总人口的 10%即为老龄化社会。

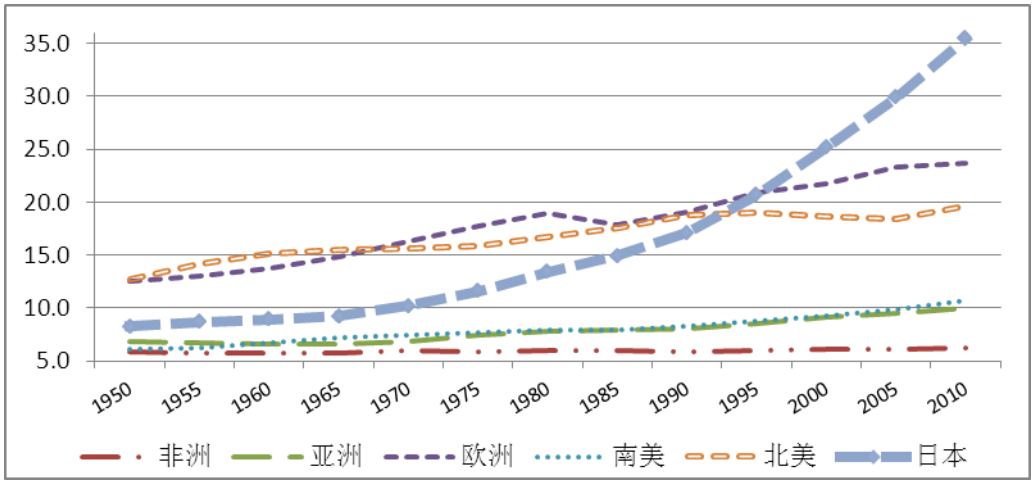


图 4　世界各地区老龄抚养比（%）①

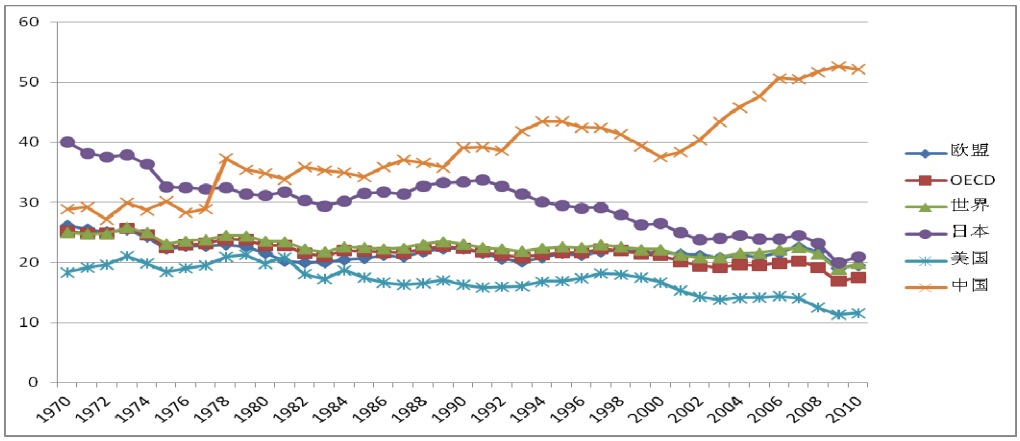


图 5　1970~2010 年主要国家和国家集团平均国民总储蓄率（单位：%）②

从日本经验来看，人口老龄化有力地降低了其国民储蓄率和主要部门的储蓄率：1970 年，日本国民储蓄率为 40.05%，高于世界平均水平 15.11 个百分点；而在 2010 年，日本国民储蓄率已降至世界平均水平。

第一，人口老龄化降低了日本的国民储蓄率。从数据的基本特征来看，日本的人口老龄化进程与国民储蓄率的下降在时间和程度上都具有高度的同步性。1970 年日本人口老龄化开始加速，并在 1990 年再一次提速。而日本国民储蓄率从 1970 年开始也表现出明显的下降趋势，且这种趋势在 1990 年之后变得更为突出：1970~1990 年间，日本国民储蓄率的年均降幅为 0.33 个百分点；而在 90 年代之后，年均降幅则大幅增加至 0.62 个百分点。在 2010 年，日本国民储蓄率下降至 20.97%，仅为 1970 年的一半，已经基本相当于世界平均水平。

① 数据来源：联合国《世界人口展望》（2010）。
② 数据来源：世界银行 WDI 数据库。

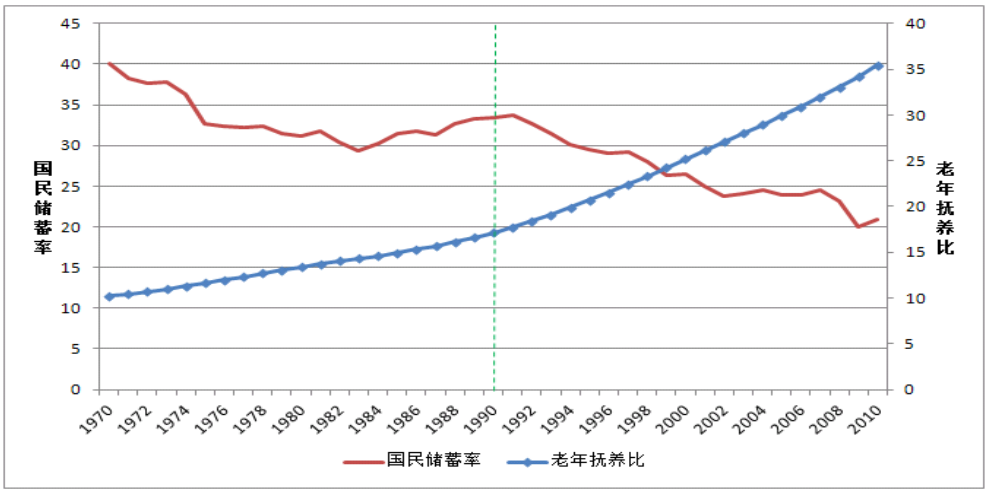


图 6　1970~2010 年日本国民储蓄率及老年抚养比走势（单位：%）①

大量经验研究在不同框架下更加严谨地验证了日本人口老龄化对国民储蓄率的负向作用。Auerbach et al.（1989）基于日本 1960~1980 年的国民储蓄、人口年龄结构、政府支出和工资等历史数据，验证了日本人口老龄化对国民储蓄率的负向影响，并指出这种影响在 OECD 国家中是最显著的。Yashiro and Oishi（1996）基于日本 1958~1992 年的数据证明，老年抚养比的快速上升降低了国民储蓄率。Noguchi（1990）和日本经济计划厅（1991）也得出了类似的结论。

第二，人口老龄化对日本私人储蓄率产生了显著的负面影响。随着人口老龄化进程逐渐加深，日本私人储蓄率出现明显的下降趋势。1970 年，日本私人储蓄率高达 23.5%，而到 1992 年则仅为 11.8%，平均每年降低 2.3 个百分点。经验研究进一步确认了日本的人口老龄化和私人储蓄率降低之间的因果关系。Masson and Tryon（1990）基于日本 1969~1987 年实际消费支出、工资、利率和老年抚养比等历史数据，证明了人口老龄化会降低私人储蓄率②，并预计人口老龄化将导致私人储蓄率在 1995~2025 年期间降低 4.3 个百分点。Horioka（1991）也证实了人口老龄化与私人储蓄率之间的负相关关系：日本老年抚养比③每增加 1 个百分点，私人储蓄率将降低 1.03 个百分点。

① 数据来源：世界银行 WDI 数据库。
② 该文中的私人储蓄率指的是私人储蓄除以 GNP。
③ 该文中的老年抚养比与通常的定义不同，是指老年人占总人口比重。

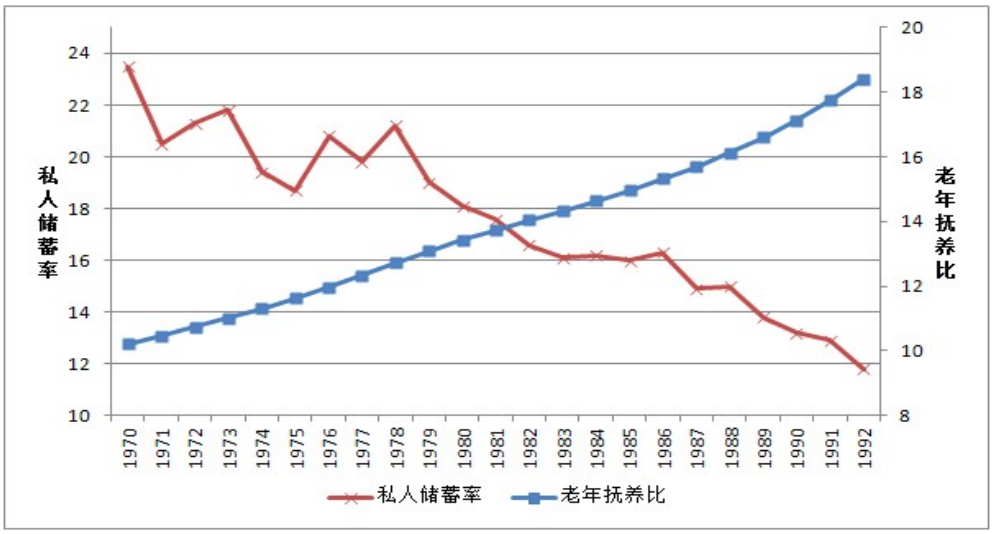


图 7　日本私人储蓄率和老年抚养比的走势对比（单位：%）①

第三，人口老龄化对日本居民储蓄率的负面影响尤其典型。直接观察数据的基本特征可以发现，在人口老龄化开始加速的关键时期，居民储蓄率的走势发生了重大转折，由此前的逐步上升转变为不断下降。在日本正式进入老龄化社会之前以及人口老龄化之初（1955~1975 年），居民储蓄率具有稳定上升的趋势，从 1955 年的 11.9%上升到 1976 年的 23.2%。② 1976 年之后，随着人口老龄化的深入，居民储蓄率开始进入下行通道。1975~1989 年之间，居民储蓄率年均下降约 1.1%；事实上此时日本的居民储蓄率依然是比较高的，约为 OECD 国家平均水平的 1.6~1.8 倍。③1990 年之后，在人口老龄化大幅提速的同时，居民储蓄率也相应地开始明显加速下降：1990~2003 年，居民储蓄率年均降幅为 4.9%，该速度为 1975~1989 年的 4 倍多；在 2005 年，居民储蓄率已降到了接近 2%的低水平，仅为 OECD 国家平均水平的 43%。

① 私人储蓄率数据来自 Campbell（1995），此处私人储蓄率为私人储蓄与净国民生产总值之比。老年抚养比数据来自世界银行 WDI 数据库。

② 详细数据资料来源于 Charles Yuji Horioka et al. (2007)。这里的居民储蓄率数据为居民储蓄/居民可支配收入。

③ 资料来源：Horioka（1989）。

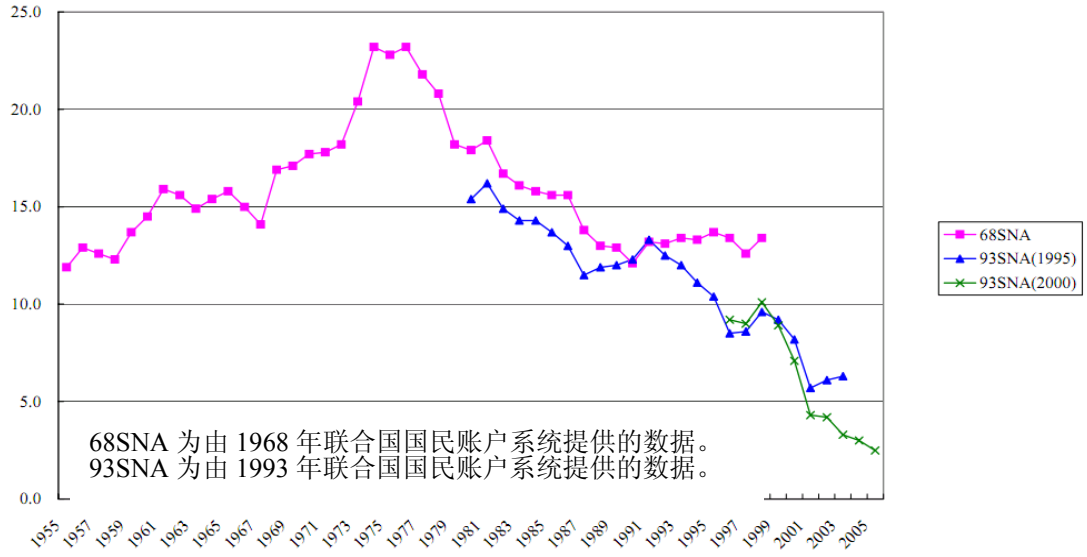


图 8　1955~2005 年日本净居民储蓄率①

更为严密的经验证据从两方面证明了人口老龄化确实对日本居民储蓄率产生了负面作用。一是宏观时间序列数据直接验证了人口老龄化是日本居民储蓄率降低的重要原因之一。例如，Shibuya（1987）利用日本 1966~1983 年时间序列数据测算出，老年抚养比每增加 2 个百分点，居民储蓄率将下降 0.34 个百分点。Horioka（1991）基于日本 1956~1987 年的数据发现老年抚养比每增加 1 个百分点，居民储蓄率将下降 1.13 个百分点。

二是微观经验证据证明了生命周期假说对于日本的适用性，而生命周期假说正是解释人口老龄化降低居民储蓄率的关键机制，因此这也就意味着人口老龄化在现实经济中对居民储蓄率产生了重要的负面影响。调查数据显示，日本居民的黄金储蓄年龄阶段②为 30 岁到 50 岁（如图 9）③；而 65 岁以上人口的储蓄率极低，且大约从 70 岁开始进入负储蓄阶段④。人口老龄化降低了日本黄金储蓄阶段人口的比重，同时增加了低储蓄率和负储蓄率人口的比重，这必然会降低居民储蓄率：1975~2003 年期间，日本黄金储蓄者比重⑤从 1.4 降到了 0.6，下降幅度超过 50%；而极低储蓄率和负储蓄人口的比重大大增加，2010 年 65 岁以上人口占总人口的比重已从 1970 年 7.03%大幅上升到了 23.39%。

① 数据来源：日本国民账户年报 2007 版，Horioka（2010）。
② 黄金储蓄年龄阶段是个体在整个生命周期中储蓄最多的阶段。
③ 参见 Mckinsey Global Institute（2004）。
④ 参见 Hurd(1990)、Horioka(2009)和 Horioka（2010）。
⑤ 黄金储蓄者比重=$\frac{30\text{-}60\text{岁}}{65\text{岁以上}}$。

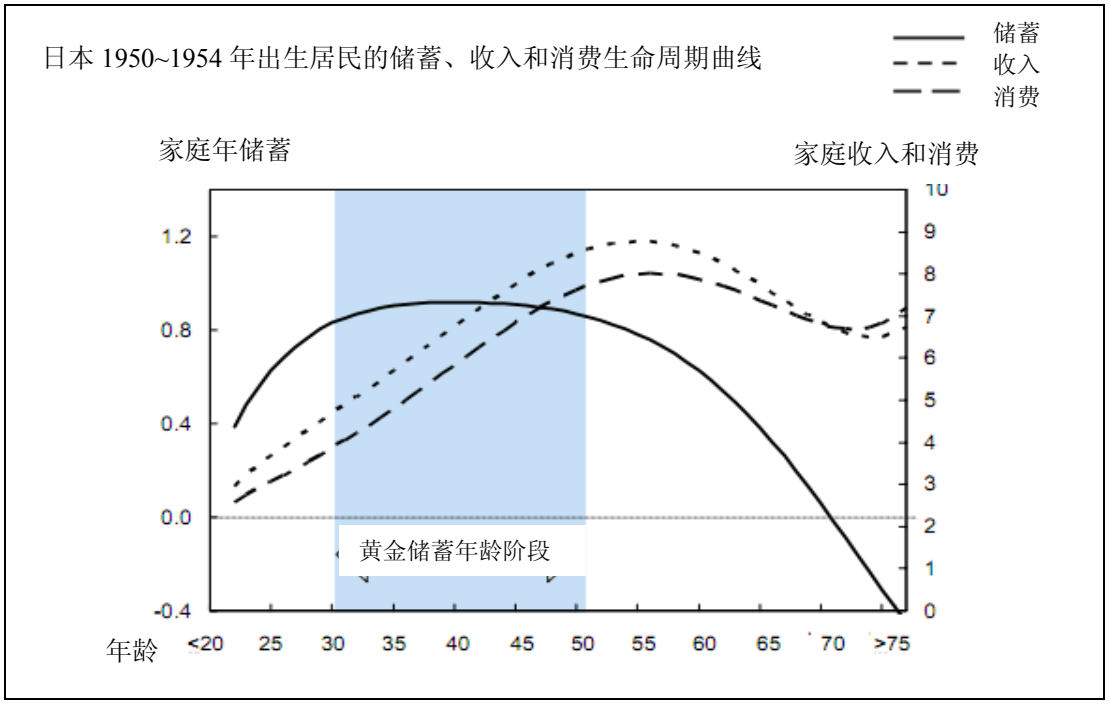


图 9　日本 1950~1954 年出生居民的储蓄、收入和消费生命周期曲线①

第四，日本的人口老龄化使得政府负担的公共养老金支出大幅增加，从而对政府储蓄率造成下行压力。日本养老保障体系主要包括国民年金、厚生年金、共济年金和企业年金，其中的国民年金与厚生年金由政府运作且具有一定的强制性，故称为公共养老保障。②公共养老金支出即为公共养老保障体系所承担的养老费用，其中有很大比例由政府承担。③2000~2009 年，随着日本老年抚养比从 25.20%上升到 34.17%，政府负担的公共养老金占 GDP 的比重也相应由 2000 年的 11%大幅升至 2009 年的 23%。

表 3　2000~2009 年日本政府负担的公共养老金占 GDP 的比重

年份	政府负担的 公共养老金占 GDP 的比重	老年抚养比
2000	11.0%	25.20%
2001	11.5%	26.12%
2002	12.2%	27.05%
2003	12.5%	27.99%
2004	12.8%	28.94%
2005	13.6%	29.92%
2006	14.3%	30.92%
2007	14.9%	31.94%
2008	15.9%	33.01%

① 资料来源：McKinsey Global Institute（2004）。
② 详见原新、刘士杰（2010）。
③ 在公共养老金支出中，政府需负担的部分包括：第一，国民年金的行政管理费用及保险费的 1/3，2009 年该比例进一步上升到了 1/2；第二，厚生年金的全部行政管理费用。

2009	23.0%	34.17%

资料来源：《公共年金财政状况报告》、《世界统计》和世界银行。

经验研究更为严格地证实了人口老龄化确实增加了日本政府的公共养老金支出。据 Chand and Jaeger（1996）、Leibfritz（1995）和 Roseveare et al.（1996）的估算，人口老龄化不仅提高了日本净养老金债务现值占 GDP 的比重，还同时提高了养老金支出中政府的负担比例，在两者共同作用下，政府财政支出压力大增。Hatta and Oguchi（1996）、Horioka（2010）和 Faruqee and Mühleisen（2003）等也得到了类似的结论。

3、国际经验对中国的启示

通过国际经验可以发现，人口老龄化对国民储蓄率（或者主要部门储蓄率）的影响在不同的国家和地区具有共性；因此，相关国际经验非常值得中国借鉴。从国际经验来看，无论是基于不同样本的跨国经验证据还是对人口老龄化典型国家的个案分析，基本都证实了人口老龄化会降低国民储蓄率（或者主要部门的储蓄率）。可以推断，这种涵盖不同国家、地区和时间段的经验证据所表现出的共性说明人口老龄化对国民储蓄率（或者主要部门储蓄率）的一些主要影响机制在一定程度上是普遍存在的。其中，最为典型的影响机制就是基于生命周期假说的机制。由于一个典型个体的消费生命周期曲线要比收入生命周期曲线平滑的多，因此具有高收入的工作年龄人口更多地贡献了储蓄，而低收入甚至无收入的老年人则更多地贡献了消费，如果假设各年龄阶段人口的生命周期储蓄率在人口老龄化过程中保持不变，那么人口老龄化将降低居民部门总体的生命周期储蓄率。另一个典型的影响机制则是基于政府支出的视角，人口老龄化所带来的更重的社会供养负担当中有相当一部分属于政府责任，因此政府支出将增加、储蓄将相应减少。事实上，当前中国也正具备这些机制发挥作用的基础，因此相关国际经验非常值得中国借鉴。

四、中国国民储蓄率走势的预测方案设计

在未来，人口老龄化对中国国民储蓄率的影响程度如何？是否会改变中国长期以来的高储蓄特征？本节将通过预测中国 2015~2035 年国民储蓄率的未来走势来回答这一问题。本文预测的基本思路与 Heller and Symansky（1997）类似：首先参考 Modigliani and Cao（2004）、Masson, Bayoumi and Samiei（1998）和 Furceri and Mourougane（2010）等的经验研究方法，得到各种长期变量对国民储

蓄率的边际影响；然后合理地设定 2015~2035 年各长期变量的变化趋势；最后计算得出国民储蓄率的变化趋势。

我们将预测期间设定为 2015~2035 年（即约未来 20 年），这是因为过长期的预测会造成预测精度的大幅下降：很难准确地对决定国民储蓄率走势的一些长期因素（如经济增长速度和人均收入水平）进行超长期预测；而且经济主体在未来长期的行为方式可能会发生异于其历史特征的显著变化，因此基于历史数据所得到的计量结果不适合进行超长期预测。

具体来说，本文的预测方案如下：

1、确定对国民储蓄率会产生显著影响的长期因素

根据中国的历史经验以及 Modigliani and Cao（2004）、Masson, Bayoumi and Samiei（1998）和 Furceri and Mourougane（2010）等的研究可以发现，影响国民储蓄率的因素主要有长期经济增长速度、短期经济波动、人口抚养比、政府支出增长率、人均 GDP 水平和通货膨胀率等。其中，短期经济波动、政府支出增长率和通胀率等属于短期变量，受短期经济政策的影响很大，难以进行预测，也并非在长期内决定国民储蓄率走势的主要力量。因此，本文主要关注决定国民储蓄率走势的三个主要的长期因素：老年抚养比、长期经济增长速度和人均 GDP 水平。[①②]

2、计算未来人口老龄化对国民储蓄率的影响

基本方法是首先根据经验研究得到老年抚养比对私人储蓄率和政府储蓄率[③]的边际影响，之后再根据未来老年抚养比的变化趋势分别计算未来人口老龄化对私人储蓄率和政府储蓄率的影响，最后将二者相加（还需要考虑到李嘉图等价效应）即可得到人口老龄化对国民储蓄率的总影响。

具体可以分为四个步骤：

第一步，通过经验研究确定老年抚养比对各部门储蓄率的边际影响。中国的历史数据不适合用来分析老年抚养比对储蓄率的影响。究其原因，一是新中国成立以来，中国没有经历过明显的人口老龄化过程，老年抚养比在 1950~2010 年间

① 人口抚养比包括老年抚养比和少儿抚养比，但是根据联合国的预测，中国未来少儿抚养比的变化幅度很小，可以在预测时不考虑。

② 可见，本文主要关注的是未来国民储蓄率的长期趋势性变化，而非具体年份的准确数值。而且，人口老龄化每一年的变化幅度很小，因此本文按照联合国的处理方法，每五年进行一次预测。

③ 本文之所以在计算过程中将国民储蓄划分为私人储蓄和政府储蓄，而不是通常的家庭储蓄、企业储蓄和政府储蓄，主要是因为经验研究很少单独研究人口老龄化对企业储蓄率的影响，而是将企业储蓄纳入到私人储蓄之中进行经验研究，因此难以确定人口老龄化对企业储蓄率影响的合理区间。经验研究一般不直接估计人口老龄化对政府储蓄率的影响，而是估计人口老龄化对政府公共支出的影响，从而推断其对政府储蓄率的影响。

一直稳定在 10%左右，波动性很小；二是由于本文所需要预测的时间段比较长（2015~2035 年），在未来较长期中国经济必然会进入到与以往历史阶段非常不同的新阶段。因此，本文没有基于中国的历史数据来获取关于人口老龄化对各部门储蓄率影响的经验证据，而采用更具有普遍意义的国际经验证据。

我们选取 Furceri and Mourougane（2010）的经验研究结果来确定老年抚养比对各部门储蓄率的边际影响。主要是基于以下三点考虑：其一，Furceri and Mourougane（2010）的经验研究采用的是 OECD 国家 1980~2008 年的数据，因此其样本主要反映了最近 30 年高收入市场经济国家的特征。据测算，中国可能将在 2019 年左右步入高收入国家行列，[①]本文想要预测的时间段正是 2015~2035 年，因此比较适合于应用 Furceri and Mourougane（2010）的经验研究结论。其二，本文预测的主要目的是考察人口老龄化是否会扭转中国的高储蓄特征。在诸多经验研究中，Furceri and Mourougane（2010）的经验研究所给出的人口老龄化对国民储蓄率的影响力度在同类经验研究中是偏大的，这将使得本文预测结论的稳健性较好，即如果换用其他绝大多数主要经验研究的结论，都不会改变本文预测的主要结论。[②]其三，Furceri and Mourougane（2010）得到的经验研究结果较为稳健。

第二步：预测人口老龄化对政府储蓄率的影响。对 Furceri and Mourougane（2010）使用不同的计量模型和方法所得到的经验研究结果进行平均，可以得到老年抚养比上升 1 个百分点，会导致政府的社会总支出占 GDP 比重上升 0.22 个百分点。那么在假设政府的其他消费性支出和收入占 GDP 比重保持不变的情况下，政府储蓄率会下降 0.22 个百分点。之后即可根据联合国所预测的中国未来老年抚养比的变化情况来计算人口老龄化对政府储蓄率的影响。

第三步：预测人口老龄化对私人储蓄率的影响。与上一步骤相同，对 Furceri and Mourougane（2010）使用不同的计量模型和方法所得到的经验研究结果进行平均，可以得到老年抚养比上升 1 个百分点，会导致私人储蓄率下降 0.757 个百分点。之后即可根据联合国所预测的中国未来老年抚养比的变化来计算人口老龄化对私人储蓄率的影响。

[①] 参见陈彦斌等（2012）。

[②] 具体来说，稳健性检验表明：如果要使得中国在 2035 年的国民储蓄率降至世界平均水平，那么人口老龄化对私人储蓄率的边际影响系数将是-1；如果要使得中国在 2035 年的国民储蓄率降至 OECD 国家平均水平，这一系数将是-1.05；如果要使得中国在 2035 年的国民储蓄率降至美国的平均水平，这一系数将是-1.29。而绝大多数针对较高收入国家的经验研究所得到的系数都不小于-1，这意味着只要这一系数在绝大多数主要经验研究所确定的系数区间内，本文预测的主要结论就不会被显著改变。

此外，还需要考虑私人部门储蓄和政府部门储蓄之间的替代效应，即李嘉图等价效应。[①]通过参考国际经验研究结论，本文将李嘉图等价效应的大小设定为：政府储蓄变动中的 50%被家庭储蓄的反向变动所抵消。[②③]

第四步：将第二、三步中的计算结果相加，即可得到人口老龄化对国民储蓄率的影响。

3、计算其他长期变量对国民储蓄率的影响

基本方法是首先根据经验研究分别得到长期经济增长速度和人均 GDP 水平对国民储蓄率的边际影响，之后再分别预测长期经济增长速度和人均 GDP 水平的未来走势，最后计算这两个长期变量对国民储蓄率的总影响。

具体可以分为三个步骤：

第一步：确定长期经济增长率和人均 GDP 水平对国民储蓄率的边际影响。考虑到中国高储蓄形成的历史原因，并借鉴 Modigliani and Cao（2004）、Masson, Bayoumi and Samiei（1998）和 Furceri and Mourougane（2010）等的方法来设定计量模型，将影响国民储蓄率的因素设定为长期经济增速、短期经济波动、人口抚养比、政府支出增长率和人均 GDP 水平，并使用中国 1953~2008 年的数据进行计量分析。

我们发现，长期经济增速与国民储蓄率正相关，长期经济增长率每增加 1 个百分点，国民储蓄率将增加 1.755 个百分点。人均 GDP 对国民储蓄率的影响则是非单调的，在人均 GDP 较低时，人均 GDP 的增加对国民储蓄率的影响是正向的，而随着人均 GDP 的提高，这种影响逐渐减弱并由正转负（更加详细的计量模型设定、数据处理方法和计量结果评述见附录 1）。[④]

第二步：预测长期经济增长率和人均 GDP 水平在 2011~2035 年的变化趋势。首先综合考虑国际历史经验与已有文献的预测结果，设定未来中国每 5 年的 GDP 增长率（具体方法和数据见附录 2）。再根据 Modigliani and Cao（2004）的方法，由过去 15 年的 GDP 增速计算出 2011~2035 年各年长期经济增速。2011~2035 年各年人均 GDP 也就可以由未来 GDP 增长率、联合国预测的 2010~2035 年人口数量变动情况以及 2010 年人均 GDP 水平计算得到。

---

① 在这里，李嘉图等价效应的具体含义是指：政府储蓄率的下降往往导致财政赤字增加，居民会预期到未来政府会因为当前财政赤字的增加而增税，因此就会在当前增加储蓄以应对未来的增税。

② Heller and Symansky（1997）参照 Haque and Monteil（1989）、Schmidt-Hebbel et al.（1992）等的计算结果，将李嘉图等价效应设为 0.5。

③ 稳健性检验显示，如果不考虑李嘉图等价效应，也不会改变本文预测的主要结论。

④ 我们得到的上述计量分析结果与已有文献的基本结论是一致的。

第三步：根据以上两步的计算结果，计算未来长期经济增长速度和人均 GDP 水平的变化对国民储蓄率的影响。

4、综合各种因素计算国民储蓄率的未来走势

将已经计算得到的未来人口老龄化、长期经济增长速度和人均 GDP 水平对国民储蓄率的影响相加，即可得到国民储蓄率的未来走势。

五、预测结果与分析

1、预测结果

根据我们的预测，可以发现：中国的国民储蓄率将在未来 20 年内出现明显下滑，人口老龄化则是拉低国民储蓄率的主导力量；但是中国的高储蓄特征并未发生彻底改变，在 2035 年国民储蓄率仍然高于全世界整体、OECD 国家和美国的长期历史平均水平[①]分别达 4.7、5.7 和 10.4 个百分点。具体结果如下：

总体来看，中国国民储蓄率将在 2015 年之后步入下行通道，在 2035 年将较 2010 年大幅下滑 24.7 个百分点，但此时中国的高储蓄特征并没有被彻底扭转。在 2011~2015 年期间，中国长期经济增速的下滑是比较温和的，人口老龄化程度也并不严重，而人均收入则依旧从较低的起点继续快速增长，这使得国民储蓄率将在此期间基本延续了 2000 年以来的逐步上升的趋势。2015 年国民储蓄率将较之 2010 年小幅上升 4.67 个百分点。在 2015 年之后，人口老龄化日趋严重，并逐渐成为对国民储蓄率影响最大的因素。长期经济增长速度的下滑幅度也在逐步增大，对国民储蓄率的负向作用也相应愈发明显。人均 GDP 水平的提高对国民储蓄率的正向影响也随着国民富裕水平的逐步提高而减小。在 2035 年，国民储蓄率较之 2010 年将大幅下降 24.7 个百分点而跌至 27.4%；即便如此，此时国民储蓄率仍然高于全世界整体、OECD 国家和美国的长期历史平均水平分别达 4.7、5.7 和 10.4 个百分点，仍然具有一定程度的高储蓄特征。

[①] 长期历史平均水平指的是 1970 至 2010 年之间的平均值。

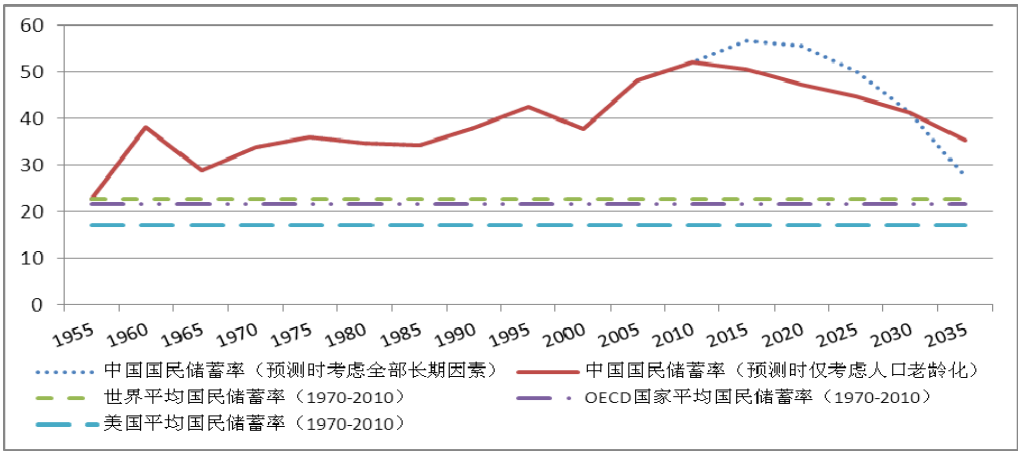


图 10　　未来中国国民储蓄率的走势预测（单位：%）

从各长期因素所起的作用来看，人口老龄化是造成国民储蓄率降低的主导因素；但是其作用的发挥是一个比较缓慢的逐渐累积过程，到 2030 年之后才会突显出来。

第一，在 2015~2035 年间，长期 GDP 增速降低和人口老龄化将是拉低国民储蓄率的两个主要因素，其中人口老龄化的作用更大。以 2010 年作为比较的基准。在 2015 年，人口老龄化刚刚开始加速，仅引起国民储蓄率下降 1.5 个百分点；长期经济增速也将仅出现小幅下降，只会引起国民储蓄率下降 0.22 个百分点。在 2025 年，人口老龄化逐渐深入，对国民储蓄率的影响也相应扩大到 7.45 个百分点；长期经济增速的进一步下降也将使得国民储蓄率下降 5.44 个百分点。而在 2035 年，人口老龄化对国民储蓄率的累计负向影响已经大幅扩大至 16.77 个百分点，远远超过经济增速放缓对国民储蓄率所产生的 9.71 个百分点的影响。

第二，在 2025 年之前，人口老龄化对国民储蓄率的影响被人均 GDP 水平的提高所抵消，中国的国民储蓄率不会发生大幅度变化。中短期内中国人均 GDP 的快速提高将对国民储蓄率产生较强的拉动作用；在 2015、2020 和 2025 年，人均 GDP 的提高将分别拉动国民储蓄率上升 6.38、10.35 和 10.87 个百分点，完全抵消了人口老龄化对国民储蓄率的负向影响。在 2025 年之前，正负向因素的相互抵消使得中国国民储蓄率基本保持平稳，不会发生较大幅度的起伏。

第三，2025 年以后，人口老龄化逐渐成为决定国民储蓄率走势的主导力量，将会显著拉低中国国民储蓄率。2025 年之后，人口老龄化持续加深，对国民储蓄率的影响力逐渐扩大；而人均 GDP 在较高水平基础上的进一步提高则使得其对国民储蓄率的累计影响逐渐减弱。在 2030 年，人口老龄化对国民储蓄率的负向作用已经明显超过了人均 GDP 的正向作用，国民储蓄率较 2010 年将出现 10.93

个百分点的大幅下降。到了2035年，人口老龄化对国民储蓄率的影响力达到16.77个百分点，已经远远超过了其他因素（人均GDP为1.82个百分点，长期经济增长速度为9.71个百分点），成为决定国民储蓄率走势的绝对主导力量；在人口老龄化的影响下，2035年国民储蓄率将较2010年大幅下降24.67个百分点。可见，人口年龄结构的变化是一个长期逐渐累积的过程，人口老龄化在中短期内并不会对国民储蓄率产生显著影响，但却是长期内决定国民储蓄率走势的主导力量。

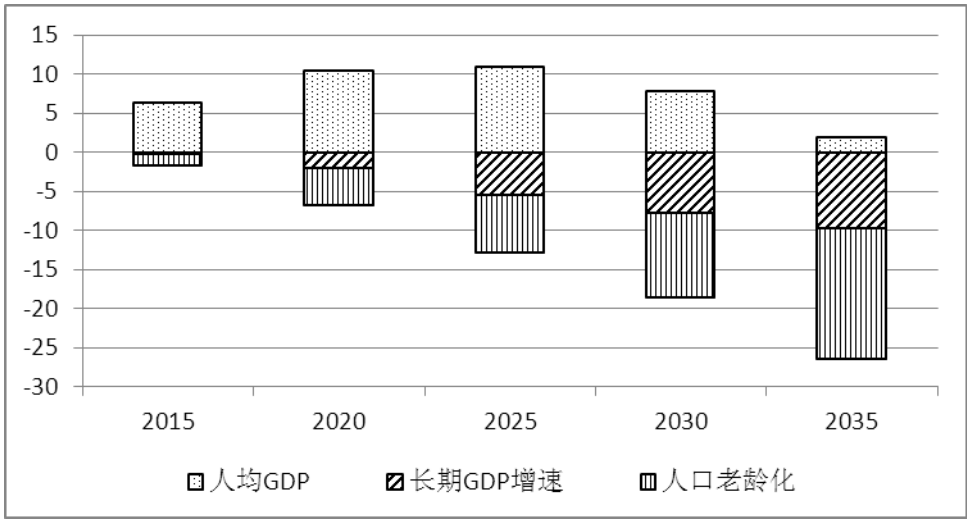


图 11　　各因素对国民储蓄率的累计影响（单位：百分点）

表 4　　各因素对国民储蓄率的累计影响（与 2010 年相比，单位：百分点）

年份	人均 GDP	长期经济增长	人口老龄化	总影响
2015	6.38	-0.22	-1.50	4.67
2020	10.35	-2.02	-4.77	3.56
2025	10.87	-5.44	-7.45	-2.03
2030	7.74	-7.78	-10.90	-10.93
2035	1.82	-9.71	-16.77	-24.67

2、人口老龄化会引起中国国民储蓄率下降的主要机制

从预测结果来看，人口老龄化会显著地降低中国的国民储蓄率，其作用机制主要有以下几种：

第一，人口老龄化将降低居民部门的生命周期储蓄率。[①]从储蓄动机来看，居民储蓄可以划分为生命周期储蓄、预防性储蓄和住房储蓄（宋铮，1999；龙志和等，2000；孙凤等，2001；苏基溶等，2010）。根据生命周期假说，个人的收

[①] 居民的生命周期储蓄率、住房储蓄率和预防性储蓄率分别等于各类储蓄占居民可支配收入的比重。

入水平随年龄变化的波动性较大，而居民的效用最大化动机会使得其在整个生命周期内平滑消费，这种为平滑消费而产生的储蓄即为生命周期储蓄。由于不确定性的存在，居民还会通过储蓄以对未来的不确定性加以保险，这种为应对未来不确定性而产生的储蓄即为预防性储蓄。此外，当前中国居民储蓄的一个突出特征是快速上涨的房价迫使年轻人为买房而进行储蓄，本文称之为居民住房储蓄。[①]经计算，在 2008 年，[②]中国生命周期储蓄、预防性储蓄和住房储蓄占居民储蓄比重分别为 60.69%、28.79%和 10.52%（计算方法和结果简评见附录 3）。[③]人口老龄化将减少总人口中具有高生命周期储蓄率人口的占比，从而对占据居民储蓄 60.69%的生命周期储蓄产生重要的负向冲击，因此对居民储蓄的影响将是相当显著的。

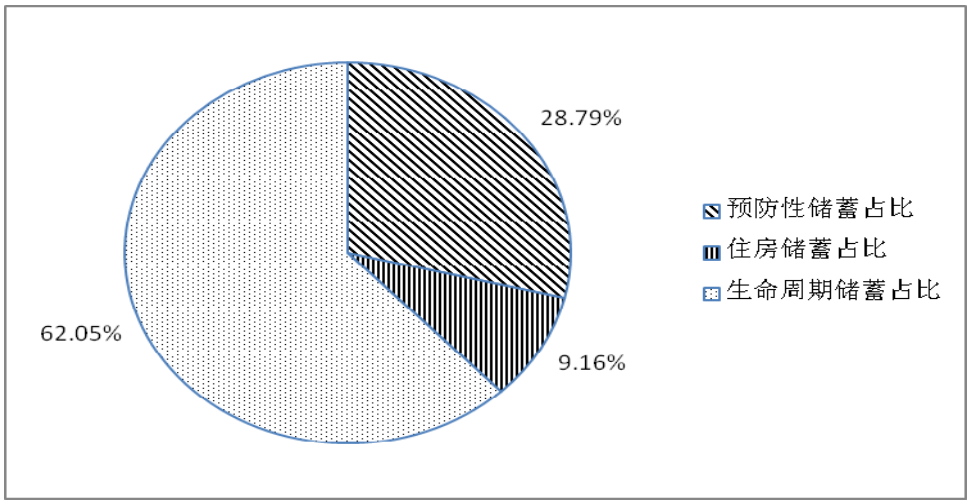


图 12　　2008 年中国居民储蓄的结构

第二，人口老龄化将提高企业的劳动力成本，从而降低企业储蓄率。当前中国的高企业储蓄主要归因于企业的劳动报酬和利息支出等成本长期保持于较低水平（李杨和殷剑峰，2007）。而人口老龄化使得退出劳动力市场的人口规模逐渐增大而新进入劳动力市场的人口规模逐渐减少，劳动力供给增速因而持续减小，并将带动劳动力成本进入长期上升通道，对企业储蓄率造成持续的下降压力。

在未来，虽然也同时存在劳动参与率上升、就业率上升、农村剩余劳动力转

[①] 事实上，住房储蓄也属于预防性储蓄，但是考虑到住房储蓄的特殊性，我们将其从预防性储蓄中单列出来进行考察。相应的，本文所指预防性储蓄为一般意义上的总预防性储蓄减去住房储蓄。此外，考虑到研究住房储蓄的现实意义，我们没有将全款买房的家庭所进行的储蓄计入住房储蓄，因为全款买房在现实生活中更偏向于一种投资行为，而投资行为是出于资产管理的目的，并非典型的住房需求。

[②] 限于数据的可得性，只能计算到 2008 年。

[③] 我们计算的结果主要反映当前各类居民储蓄的稳态均衡值（而非特定年份的具体精确数字），这样的计算结果对本文的研究更有意义（详见附录 3）。

移以及人力资本不断提高等因素可以抵消一部分上述人口老龄化对劳动力供给和劳动力成本的影响，但是不会逆转人口老龄化推高劳动力成本的总趋势。

第三，人口老龄化会大幅增加政府的养老保障支出和医疗卫生支出，从而降低政府储蓄率。

其一，未来人口老龄化将导致养老金缺口扩大，从而大幅增加政府财政支出，降低政府储蓄。中国目前施行现收现付制与基金积累制相结合的养老保障制度，预计未来也将保持这一基本特征。具体来说，中国的养老保障体系是采用社会统筹账户和个人账户相结合的方式：在社会统筹部分实行现收现付制，体现社会互济；个人账户部分实行基金积累制，体现自我保障。目前中国养老保障体系的现状是社会统筹账户总体上已经处于严重的赤字状态，即形成了大量的养老金缺口，主要体现在社会统筹账户对个人账户的严重挤占和政府对养老保险的大量财政补贴。一方面，中国养老保险体系采用混账管理的办法，允许统筹账户基金和个人账户基金相互调剂使用；因此统筹账户的赤字会通过挪用个人账户资金来进行弥补，从而挤占了个人账户，导致了个人账户缺口。2011 年，全国个人账户应有规模大约为 3.32 万亿元，而当年养老保险基金结余大约为 1.94 万亿元；因此个人账户缺口约为 1.37 万亿元，个人账户基金空缺率高达 41%。另一方面，养老金缺口也会通过财政补贴来弥补，近 10 年来政府对基本养老保险进行的财政补贴已经超过了 1 万亿[①]。

未来人口老龄化将导致养老金缺口进一步扩大，从而给财政支出造成巨大压力，政府储蓄也会因此而大幅下降。人口老龄化将提高养老保障体系中社会统筹部分的制度赡养率，[②]使得社会统筹账户的赤字进一步扩大。[③]理论上说，应对统筹账户赤字的方法主要有三种：提高缴费率、继续挪用个人账户资金和财政补贴。而在未来，前两种方法难以发挥作用：从国际对比来看，当前中国社会统筹账户的缴费率已经明显过高了，如果进一步提高则将会损害企业的发展和养老保险制度自身（林宝，2012；杨园丽等，2010）；此外，根据中国的政策导向，个人账户将在未来逐步做实，[④]难以被统筹账户进一步大幅度挤占和挪用。因此，政府补贴将是在未来弥补不断扩大的养老金缺口的主要工具。

---

① 资料来源：http://money.163.com/12/0630/11/858ADRT600254RL6.html。

② 制度赡养率是指养老金的领取者与缴费者之比。

③ 据马骏（2012）测算，人口老龄化将导致制度赡养率由 2012 年的 1/3 提高到 2050 年的 1。

④ 做实个人账户的必要性体现在养老保险制度的内在要求、化解经济波动风险和保护职工权益等方面（褚福灵，2011）。

据测算，[①]如果不发生任何养老金改革，人口老龄化将不断扩大养老金缺口，给财政支出造成巨大的负担。从 2017 年起，养老金缺口的扩大将致使养老金体系所要求的财政补贴持续上升，至 2050 年将达到当年财政支出的 20%以上。在 2050 年，养老金缺口预计将提高政府债务占 GDP 比重和政府赤字占 GDP 比重分别约 70 个百分点和 9 个百分点；这意味着，在未来可能影响政府财政状况的各种主要风险因素中，养老金缺口作为一种长期的风险因素，对政府财政的潜在压力远大于短期因素（如地方债务、铁路债务和环保治理成本），是未来政府债务风险的最大来源（马骏，2012）。

其二，未来人口老龄化将导致政府的医疗卫生支出增加，降低政府储蓄率。人口老龄化将使得医疗保障体系的支付压力大增，财政补助医疗保障体系的力度将会明显增加。按照当前中国城镇职工基本医疗保险的规定，退休人员个人不再缴纳医疗保险费。因此，人口老龄化使得医疗保险覆盖人群中的缴费人群相对缩小、享受人群相对扩大，这就意味着医保基金的收入增速放缓而支出增速提高。此外，人口老龄化还会提高医疗保险基金的人均支出额：从一个典型个体的医疗费用支出生命周期特征来看，其医疗费用支出在进入老年时期之后将会出现大幅增加；[②]因此，老年人所使用的医疗保险基金支出也明显高于年轻人。数据显示，退休人员基本医疗保险基金人均支出额是在职参保职工的 4 倍以上。[③] 综上可见，未来人口老龄化将对医保基金的收支平衡造成严峻压力。[④]各级政府对于医疗保险基金承担最后责任，人口老龄化所造成的医保基金的收支困境最终会由政府更大力度的财政补助予以解决，政府储蓄率将会因此而降低。

此外，人口老龄化会加重政府基本公共卫生服务的负担，从而增加财政医疗卫生支出。除了医疗保障体系以外，政府还承担着为居民提供基本公共卫生服务的责任：2009 年中国启动并部署了 9 类免费为城乡居民提供的国家基本公共卫生服务项目；2011 年，中国的基本公共卫生服务项目由 2009 年的 9 类 21 项增加至 10 类 41 项。[⑤]根据医改实施方案，国家基本公共卫生服务项目所需费用纳入政府预算安排。根据中国公共卫生服务的具体安排，65 岁及以上的老年人是公共卫生服务的重点人群，而且高血压、糖尿病等老年人常见病也是公共卫生服

[①] 资料来源：马骏（2012）。
[②] 相关经验证据可见《证券时报》快讯中心（2012）；颛慧玲等（2012）；牟俊霖等（2009）。
[③] 数据来源：何文炯等（2009）。
[④] 医保基金的支出压力在未来虽然可能会通过提高法定退休年龄、设置最低缴费年限或改进退休人员医疗保险费筹措机制等改革措施予以一定程度缓解，但是预计这些改革措施远远不能消除医保基金的支出压力。
[⑤] 资料来源：http://www.mof.gov.cn/zhuantihuigu/czjbqk2011/czzc2011/201208/t20120831_679907.html。

务所需要的重点针对的疾病。[①]因此，人口老龄化将会明显加重政府财政的基本公共卫生服务支出负担。

据估算，[②]在人口老龄化的推动下，中国的广义卫生总费用[③]占 GDP 比重将由目前的 5%上升至 2050 年的 10%，[④]而其中约三分之一将由政府承担。据此可进一步得到，在 2050 年，中国财政负担的卫生费用占 GDP 比重将由 2011 年的 1.4%大幅升至 3.0%，财政负担的卫生费用占财政总支出的比重也将由 2011 年的 6.2%大幅升至 13.1%，政府财政赤字占 GDP 的比重将因此上升 1.6 个百分点。可见，人口老龄化所带来的政府医疗卫生支出的快速增长是未来政府财政压力的重要来源，也是降低政府储蓄率的重要因素。

3、人口老龄化在未来 20 年无法扭转中国高储蓄特征的原因

第一，人口老龄化虽然在 2010 年之后将加速推进，但是与一般的经济变量相比，仍然属于变化缓慢的变量，其影响力在 20 年内是相对比较缓和的。生育率、人口预期寿命和人口年龄结构的自然动态演进规律是影响人口年龄结构变动轨迹的主要因素。而这些因素在中短期内的变化一般是相当平缓的：在国家的相关政策没有发生剧烈突变和没有发生战争、饥荒等灾难的情况下，生育率和人口预期寿命主要取决于经济社会的发展阶段和文化传统等根本性深层次因素，因此非常稳定；人口年龄结构的自然动态演进则是受自身变动规律支配的缓慢累积过程。由此可见，人口年龄结构在本质上属于变化缓慢的变量，其影响力也只有经过非常长期的积累过程之后才会逐渐显现。从数据上看，中国老年抚养比预计在 2010~2035 年间将由 11.32%上升至 30.69%，年均增长率为 4%，远低于中国同时期的经济增长速度；直到 2080 年，老年抚养比才会到达顶峰值 54.51%。[⑤]可见，相对于其他经济变量，在未来 20 年内中国老年抚养比的上升是相对平缓的。

第二，当前中国人均收入水平与高收入国家仍有很大差距，因此未来中短期内国民富裕程度的快速提高将会有力地提高国民储蓄率，抵消了相当一部分人口老龄化对国民储蓄率的负向影响。2012 年中国人均 GDP 超过 6000 美元，已经由 20 世纪 80 年代中期之前的低收入国家发展为中等偏上收入国家，但是仍然仅相当于世界银行（2010）确定的高收入国家标准的一半。[⑥]这就意味着中国居

[①] 2010 年中国基本公共卫生服务项目为 5714.2 万 65 岁及以上老年人进行了健康检查，管理高血压患者 3553.8 万人、糖尿病患者 918.9 万人（资料来源：http://www.caijing.com.cn/2011-05-24/110727829.html）。
[②] 资料来源：马骏（2012）。
[③] 广义卫生总费用包括门诊、住院、疾病预防、医疗管理和失能老人的长期护理成本等。
[④] 这一变化中的约 30%归因于人口老龄化。
[⑤] 数据来源：联合国《世界人口展望》（2010）。
[⑥] 按照世界银行（2010）的标准，人均国民收入低于 1005 美元为低收入国家，1006~3975 美元为中等偏下

民尚处于不富裕状态，储蓄的能力受到收入水平低的限制。那么在未来中国经济继续以较高速度增长的过程中，居民富裕程度的提高所带来的储蓄能力增强将会有力地提高国民储蓄率，大幅抵消人口老龄化对国民储蓄率的负向影响。在 2030 年之后，中国的人均 GDP 已经达到一定的高水平，居民的储蓄能力所受到的收入限制减弱，同时经济体逐渐成熟之后所带来的经济增速的降低和投资机会的减少开始减弱居民储蓄的动机，这种抵消作用才开始逐渐减弱。[①]也就是说，中国目前具有“未富先老”特征，那么在处于“未富”阶段时，人均收入水平提高所带来的国民储蓄率提高抵消了相当一部分人口老龄化对国民储蓄率的负向影响。

第三，当前中国国民储蓄率远远高于国际平均水平，虽然人口老龄化具有明显的拉低国民储蓄率的作用，但尚不足以彻底改变中国的高储蓄特征。2010 年，中国的国民储蓄率超出世界同期平均水平和 OECD 国家平均水平分别达 32.3 和 34.6 个百分点；在 1970 年日本处于老龄化加速前夕之时，其所具有的高储蓄率也比当前中国要低约 10 个百分点。那么，在 2035 年，虽然人口老龄化已经将中国的国民储蓄率大幅拉低了 16.77 个百分点，也仍然远远不足以消除中国国民储蓄率与世界主要国家之间的巨大差距。

六、结论

基于中国高储蓄形成的历史原因和人口老龄化对储蓄率影响的国际经验，本文设计了人口老龄化背景下中国国民储蓄率走势的预测方案，预测了 2015~2035 年中国国民储蓄率的走势，并重点考察了人口老龄化对中国国民储蓄率的影响。本文得到的主要结论如下：

第一，决定未来中国国民储蓄率走势的三大长期因素分别是老年抚养比、长期经济增长速度和人均 GDP 水平。在这三大长期因素的作用下，中国国民储蓄率将在 2015 年之后步入下行通道，在 2035 年将较之 2010 年大幅下滑 24.7 个百分点跌至 27.4%。

第二，人口老龄化是拉低中国国民储蓄率的最主要因素，但尚不足以彻底改变中国的高储蓄特征。在 2035 年，人口老龄化将导致国民储蓄率降低 16.77 个百分点，其影响力远远超过其他长期因素；然而，此时国民储蓄率仍然高于全世

收入国家，3976~12275 美元为中等偏上收入国家，12276 美元以上为高收入国家。一般而言，可以将人均 GDP 作为人均国民收入的简单近似。

[①] 参见 Masson, Bayoumi, and Samiei（1998）。国际经验也显示，经济体发展过程中的一个典型现象就是起初经济发展水平和国民储蓄率都较低，而伴随着经济起飞，国民储蓄率开始大幅上升，在经济体发展和成熟到一定水平的时候，国民储蓄率则又逐渐回归到较低水平。

界整体、OECD 国家和美国的长期历史平均水平分别达 4.7、5.7 和 10.4 个百分点，中国的高储蓄特征并没有被彻底扭转。

第三，人口老龄化在 2035 年之前尚不足以彻底改变中国高储蓄特征的主要原因是：人口年龄结构的变化速度相对于一般经济变量而言是比较缓慢的，其影响力在未来 20 年内是相对缓和的；未来中短期内国民富裕程度的快速提高将会有力地提高国民储蓄率，抵消了相当一部分人口老龄化对国民储蓄率的负向影响；当前中国国民储蓄率已处于超高水平，虽然人口老龄化会将中国的国民储蓄率大幅拉低了近 17 个百分点，也仍然远远不足以消除中国国民储蓄率与世界主要国家之间的巨大差距。

参考文献：

白重恩、钱震杰，2009：《谁在挤占居民的收入——中国国民收入分配格局分析》，《中国社会科学》第 5 期。

陈彦斌、邱哲圣，2011：《高房价如何影响居民储蓄和财产不平等》，《经济研究》第 10 期。

陈彦斌、邱哲圣、李方星，2010：《宏观经济学新发展：Bewley 模型》，《经济研究》第 7 期。

陈彦斌、姚一旻，2012：《中国经济增速放缓的原因、挑战与对策》，《中国人民大学学报》第 5 期。

邓翔、李锴，2009：《中国城镇居民预防性储蓄成因分析》，《南开经济研究》第 2 期。

杜宇玮、刘东皇，2011：《预防性储蓄动机强度的时序变化及影响因素差异》，《经济科学》第 1 期。

冯英、聂文倩，2008：《外国的医疗保障》，中国社会出版社。

何文炯、徐林荣、傅可昂、刘晓婷、杨一心，2009：《基本医疗保险“系统老龄化”及其对策研究》，《中国人口科学》第 2 期。

林宝，2012：《人口老龄化对养老保障制度带来的挑战及改革方向》，《中国党政干部论坛》第 11 期。

李扬、殷剑峰，2007：《中国高储蓄问题探究》，《经济研究》第 6 期。

龙志和、周浩明，2000：《中国城镇居民预防性储蓄实证研究》，《经济研究》第 11 期。

马骏，2012：《化解国家资产负债中长期风险》，《财经》第 15 期。

牟晓伟、张宇，2012：《日本储蓄率的变动及对中国的启示》，《现代日本经济》第 3 期。

牟俊霖、许素友，2009：《生命周期、年龄结构与家庭医疗支出三者关系研究》，《中国卫生政策研究》第 3 期。

彭芸，2006：《中国居民储蓄动机的实证研究》，《江苏行政学院学报》第 2 期。

宋铮，1999：《中国居民储蓄行为研究》,《金融研究》第 6 期。

施建淮、朱海婷，2004：《中国城市居民预防性储蓄及预防性动机强度：1999—2003》，《经济研究》第 10 期。

孙凤，2002：《消费者行为数量研究——以中国城镇居民为例》，《上海人民出版社》第 178-258 页。

孙凤、王玉华，2001：《中国居民消费行为研究》，《统计研究》 第 4 期。

苏基溶、廖进中，2010：《中国城镇居民储蓄的影响因素研究：基于三类储蓄动机的实证分析》，《经济评论》第 1 期。

汪伟，2009：《经济增长、人口结构变化与中国高储蓄》，《经济学季刊》第 9 卷第 1 期。

汪伟，2011：《中国“高储蓄现象”的部门分析：1952-2008》，《上海行政学院学报》

第 5 期。

王辉、张东辉，2010：《中国居民预防性储蓄比例研究 2001-2008》，《求索》第 5 期。

王毅、石春华，2010：《中美储蓄率比较：从核算口径到经济含义》，《金融研究》第 1 期。

叶光亮、邓国营、黎志刚，2011：《个人住房贷款行为与房贷调控的有效性分析》，《经济研究》第 1 期。

原新、刘士杰，2010：《日本公共养老保障体系的财政困境及对中国的启示》，《现代日本经济》第 2 期。

袁志刚、宋铮，1999：《城镇居民消费行为变异与中国经济增长》，《经济研究》第 11 期。

颛慧玲、侯志刚，2012：《人口老龄化对医疗保险制度的影响——以山西为例》，《经济问题》第 6 期。

张士斌、杨黎源、张天龙，2012：《债务危机背景下的老龄化成本与公共财政困境——基于日本和欧美国家比较的视角》，《现代日本经济》第 5 期。

张涛、龚六堂、卜永祥，2006：《资产回报、住房按揭贷款与房地产均衡价格》，《金融研究》第 2 期。

郑璋鑫，2009《中国城镇居民长期消费倾向的分析——基于误差修正模型的检验》，《南京财经大学学报》第 2 期。

中国人民银行研究局课题组，1999：《中国国民储蓄和居民储蓄的影响因素》，《经济研究》第 5 期。

朱春燕、臧旭恒，2001：《预防性储蓄理论——储蓄（消费）函数的新进展》，《经济研究》第 1 期。

Auerbach, A. J., L. J. Kotlikoff, R. P. Hagemann, and G. Nicoletti, 1989, “The Economic Dynamics of an Aging Population: The Case of Four OECD Countries”, *NBER Working Paper*, No. 2797.

Bosworth, B., and G. Chodorow-Reich, 2006, “Saving and Demographic Change: The Global Dimension”, *Working Paper*.

Braun, R. A., D. Ikeda, and D. H. Joines, 2005, “Saving and Interest Rates in Japan: Why They Have Fallen and Why They Will Remain Low”, *Discussion Paper*.

Caroll, C.D., J.R. Overland, and D.N. Weil, 2000, “Saving and Growth with Habit Formation”, *American Economic Review*, Vol. 90, No. 3, 351-355.

Caballero, R. J., 1991, “Earnings Uncertainty and Aggregate Wealth Accumulation”, *The America Economic Review*, Vol. 81, No. 4, 859 – 871.

Campbell, D. W., 1995, “Explaining Japan’s Saving Rate”, *Working Paper*, No.135.

Carroll, C. D., R. E. Hall, and S. P. Zeldes, 1992, “The Buffer- Stock Theory of Saving: Some Macroeconomic Evidence”, *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1992, No. 2, 61 - 156.

Chand, S. K., and A. Jaeger, 1996, “Aging Population and Public Pension Schemes”,

IMF Occasional Paper, No. 147.

Dardanoni, V., 1991, "Precautionary Savings under Income Uncertainty: a Cross-Sectional Analysis", *Applied Economics*, Vol. 23, 153-160.

Disney, R., 1996, "Ageing and Saving", *Fiscal Studies*, Vol. 17, No. 2, 83-101.

Faruqee, H., and M. Mühleisen, 2003, "Population Aging in Japan: Demographic Shock and Fiscal Sustainability", *Japan and the World Economy*, No. 15, 185–210.

Fukawa, T., 2002, "Public Health Insurance in Japan", *WBI Working papers*, No. 37201.

Furceri, D., and A. Mourougane, 2010, "The Influence of Age Structure on Saving and Social Spending", *Effects of Social Policy on Domestic Demand*, 81-108.

Feldstein, M., 1980, "International Differences in Social Security and Saving", *Journal of Public Economics*, Vol. 14, No. 2, 225–244.

Guiso, L., J. Lullio, and T. Daniele, 1992, "Earnings Uncertainty and Precautionary Savings", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 30, 307 -333.

Hatta, T., and N. Oguchi, 1996, "The Net Pension Debt of the Japanese Government", *The Economic Effects of Aging in the United States and Japan*, University of Chicago Press, 333-351.

Hayashi, F., 1986, "Why Is Japan's Saving Rate So Apparently High?", *NBER Macroeconomics Annual*, Vol. 1.

Hayashi, F., 1997, "A Review of Recent Literature on Japanese Saving", *Understanding Saving: Evidence from the United States and Japan*, MIT Press.

Heller, P., and S. Symansky, 1997, "Implications for Savings of Aging in the Asian Tigers", *IMF Working Paper* No. 97/136.

Higgins, M., 1998, "Demography, National Savings, and International Capital Flows", *International Economic Review*, Vol. 39, No. 2, 343-369.

Horioka, C. Y., 1989, "Why Is Japan's Private Saving Rate So High?", *Developments in Japanese Economics*, Academic Press/ Harcourt Brace Jovanovich Publishers.

Horioka, C. Y., 1990, "Why Is Japan's Household Saving Rate So High? A Literature Survey", *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 4, No. 1, 49–92.

Horioka, C. Y., 1991, "The Determinants of Japan's Saving Rate: The Impact of the Age Structure of the Population and Other Factors", *Economic Studies Quarterly*, Vol. 42, 237–253.

Horioka, C. Y., 1992, "Future Trends in Japan's Saving Rate and the Implications Thereof for Japan's External Imbalance", *Japan and the World Economy*, Vol. 3, No. 4, 307–330.

Horioka, C. Y., 1993, "Saving in Japan", *World Savings: An International Survey*, Blackwell Publishers.

Horioka, C. Y., 2010, "Aging and Saving in Asia", *Pacific Economic Review*, Vol. 15, No. 1, 46-55.

Horioka, C. Y., W. Suzuki, and T. Hatta, 2007, “Aging, Saving, and Public Pensions in Japan”, *NBER Working Paper*, No. 13273.

Hurd, M. D., 1990, “Research on the Elderly: Economic Status, Retirement, and Consumption and Saving”, *Journal of Economic Literature*, Vol. 28, 565–637.

Japan Economic Planning Agency, 1991, “Simulation of the Industry and Economy in 2010”, Government Printing Office.

Kan, M., and C. Y. Horioka, 2009, “Chochiku, Shisan (Saving and Assets)”, University of Tokyo Press.

Khoman, E., and M. Weale, 2007, “Development of Scenarios for Health and Long-Term Care Expenditure in the European Union Member States”, *ENEPRI Research Reports*，No. 42.

Leibfritz, W., 1995, “Aging Populations, Pension Systems and Government Budgets: How Do They Affect Saving?”, *OECD Economics Department Working Papers*, No. 156.

Leland, H. E., 1968, “Saving and Uncertainty: the Precautionary Demand for Saving”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 82, 465- 473.

Ling, L. S., and T. K. Peng, 1996, “The Savings and Investment Outlook in Developing East Asia”, *In Future Global Capital Shortages*, OECD, Paris.

Lindert, P., 1996, “What Limits Social Spending?”, *Explorations in Economic History*, Vol. 33, No. 1, 1-34.

Loayza, N., K. Schmidt-Hebbel, and L. Servén, 2000, “What Drives Private Saving Across the World?”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 82, No. 2, 165-181.

Maddison, A., 2007, “Contours of the World Economy, 1-2030 AD”, New York: Oxford University Press.

Masson, P. R., and R. W. Tryon, 1990, “Macroeconomic Effects of Projected Population Aging in Industrial countries”, *International Monetary Fund Staff Papers*, Vol. 37, No. 3, 453-485.

Masson, P. R., T. Fayoumi and H. Somei, 1995, “Saving Behaviour in Industrial and Developing Countries”. *In Staff Studies for the World Economic Outlook. International Monetary Fund*, Washington, D. C..

Masson, P. R., T. Bayoumi, and H. Samiei, 1998, “International Evidence on the Determinants of Private Saving”, *The World Bank Economic Review*, Vol. 12 No. 3, 483-501.

Mckinsey Global Institute, 2004, “The Coming Demographic Deficit: How Aging Populations Will Reduce Global Savings”.

Merrigan, P., and M. Normandin, 1996, “Precautionary Saving Motives: An Assessment from UK Time Series of Cross-Sections”, *The Economic Journal*, Vol. 106, No. 438, 1193-1208.

Modigliani, F. and R. Brumberg, 1954. “Utility Analysis and the Consumption Function: An Attempt at Integration” in *Post-Keynesian Economics,* Kenneth Kurihara, ed.

Modigliani, F., and R. Brumberg, 1955, “Utility Analysis and the Consumption Function:

An Interpretation of Cross-Section Data", *Post-Keynesian Economics*, Rutgers University Press.

Modigliani, F., 1970, "The Life Cycle Hypothesis of Saving and Inter-country Differences in the Saving Ratio", In W.A. Eltis et al., eds., In Honor of Sir Roy Harrod. London: Clarendon Press.

Modigliani, F., and A. Sterling, 1983, "Determinants of Private Saving with Special Reference to the Role of Social Security—Cross-Country Tests", *In the Determinants of National Saving and Wealth*, edited by F. Modigliani and R. Hemming. London:Macmillan.

Modigliani, F., 1986, "Life Cycle, Individual Thrift, and the Wealth of Nations", *American Economic Review*, Vol. 76, No. 3, 297-313.

Modigliani, F., and S. L. Cao, 2004, "The Chinese Saving Puzzle and the Life-Cycle Hypothesis", *Journal of Economic Literature*, Vol.42, 145–170.

Martins, J. O., F. Gonand, P. Antolin, 2005, "The Impact of Ageing on Demand, Factor Markets and Growth", *OECD Economics Department Working Papers*, No. 420.

Noguchi, Y., 1987, "The Future of Public Pensions and the External Performance of the Japanese Economy", *Financial Review*, Vol.5, 9-19.

Noguchi, Y., 1990, "The Age Structure of the Population and Saving/Investment: An Analysis Based on Cross-Country Comparisons", *Financial Review*, Vol. 17, 39-50.

Noguchi, Y., 1997, "Aging of the Population in Japan and Its Implications to the other Asian Countries", *Journal of Asian Economics*, Vol. 8, No. 2, 245-261.

Perkins, D.H. and E. Rawski, 2008, "Forecasting China's Economic Growth to 2025", in Loren Brandt and Thomas G·Rawski, eds·, *China's Great Economic Transformation*, Cambridge University Press.

Roseveare, D., et al, 1996, "Aging Populations, Pension Systems and Government Budgets: Simulations for 20 OECD Countries", *OECD Economics Department Working Papers*, No.168.

Shibuya, H., 1987, "Japan's Household Saving Rate: An Application of the Life-Cycle Hypothesis", *IMF Working Paper*, No. 87/15.

Schmidt–Hebbel, K., S. B. Webb, and G. Corsetti, 1992, "Household saving in Developing Countries: first Cross–Country Evidence", *World Bank Economic Review*, Vol. 6, No. 3, 529-547.

Weil, D. N., 1994, "The Saving of the Elderly in Micro and Macro Data", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, No.1, 55-81.

Yashiro, N., and A. S. Oishi, 1996, "Population Aging and the Savings-Investment Balance in Japan", *The Economic Effects of Aging in the United States and Japan*, University of Chicago Press for the NBER.

附录

附录 1.关于中国国民储蓄率的计量分析

本文预测所基于的回归模型是：

$$ns = \beta_0 + \beta_1 Lgdp + \beta_2 deltagdp + \beta_3 dpr + \beta_4 gdppc + \beta_5 gdppc^2 + \beta_6 gov$$

其中，ns 为国民储蓄率，Lgdp 为长期经济增长率，deltagdp 为短期经济波动，dpr 为人口抚养比，gdppc 为人均 GDP，gov 为政府支出增长率。

各个变量的数据来源和计算方法如下：根据中经网统计数据库给出的 1953~2008 年 GDP 增长率数据，计算出过去 15 年 GDP 增长率均值，作为当年长期经济增长率（Modigliani and Cao, 2004）；将当年 GDP 增长率与长期经济增长率的差作为短期经济波动指标；人口抚养比选用世界银行 1967~2008 年的总抚养比数据；人均 GDP 实际值则由中经网统计数据库给出的 1967~2008 年人均 GDP 和居民消费物价指数计算而来。

我们得到的计量分析结果与已有文献研究结果的基本特征是一致的：长期经济增长、短期经济波动、人均 GDP 和政府支出增长率对国民储蓄率的影响都较为显著；长期经济增速的提高会增加国民储蓄率；人均 GDP 对国民储蓄率的影响则是非单调的，在人均 GDP 较低时（即国家较为贫穷），人均 GDP 的增加对国民储蓄率的影响是正向的，而随着人均 GDP 的提高，这种影响逐渐减弱并由正转负。

本文最为关心的变量是长期经济增长率和人均 GDP 这两个变量对国民储蓄率的边际影响。根据计量结果，长期经济增长率每增加 1 个百分点，国民储蓄率将增加 1.755 个百分点。当人均 GDP 水平为 4000 元时（以 1950 年价格计算），人均 GDP 增加 100 元，将使得国民储蓄率上升 0.426 个百分点；随着人均 GDP 水平不断上升，人均 GDP 的增加对国民储蓄率的正向影响逐步减弱；当人均 GDP 增加至 82600 元后，人均 GDP 的继续增加将导致国民储蓄率开始下降。

附录 2.关于未来 GDP 增长率的预测

未来 GDP 增长率主要依据已有文献的预测以及国际历史经验来进行设定。2011~2015 年及 2016~2020 年 GDP 增长率的设定来自陈彦斌等（2012）对 GDP 增速的基准预测，即分别为 8.23%和 6.5%。根据 Perkins and Rawsk（2008）的预测，中国 GDP 增长率在 2016~2025 年期间的平均值为 5%~7%，因此，考虑到 2016~2020 年 GDP 增长率为 6.5%，我们将 2021~2025 年 GDP 增长率设为 5%。同样，根据 Maddison（2007）的预测，2003~2030 年期间中国 GDP 平均增长率为 4.98%，结合之前的设定以及 GDP 增长率平缓下降的总体趋势，我们将 2026~2030 年的 GDP 增长率设定为 4%。到 2030 年，根据我们的设定，中国人均 GDP 已达到 20451 美元，相当于日本 1984 年和 OECD 国家 1961 年的水平（以 2005 年的不变美元计价）。参考日本在 1984~2011 年的平均 GDP 增长率（1.94%）和 OECD 国家在 1961~2011 年的平均 GDP 增长率（3.23%），我们将 2031~2035 年 GDP 增长率设定为 3.0%。

附表 1　2011~2035 年 GDP 增长率的设定

时间段	2011~2015	2016~2020	2021~2025	2026~2030	2031~2035
GDP 增长率（%）	8.23	6.5	5	4	3

附录 3.当前中国居民储蓄构成的计算方法和结果

本文将首先分别计算消费不确定性预防性储蓄[①]、收入不确定性预防性储蓄和住房储蓄；之后通过将收入不确定性预防性储蓄与消费不确定性预防性储蓄相加得到总预防性储蓄；最后由总居民储蓄减去住房储蓄和预防性储蓄后得到生命周期储蓄。具体方法如下：

1、计算消费不确定性预防性储蓄

相对于其他消费需求，引起消费不确定性的消费需求一次性支付额较高，且具有较强的刚性；我们假设消费者为保证这一类型的支出必须提前为此进行储蓄。我们首先计算出 2002 年 3 月至 2012 年 9 月这一样本期间的医疗和教育[②]支出总和，[③]再假设在整个样本期间社会总医疗和教育支出等于社会总消费不确定性预防性储蓄[④]；因此，将整个样本期间人均医疗和教育支出总和除以整个样本期间居民人均可支配收入总和即可计算出消费不确定性预防性储蓄率。再根据 2008 年居民人均可支配收入额即可估算出人均消费不确定性预防性储蓄的数值。

可见，我们的计算实质上是假设变量在样本期间的均值代表了其稳态均衡值，然后根据这一稳态均衡值来推算 2008 年的情形；即我们计算的数值反映了当前各类居民储蓄的稳态均衡值（而非特定年份的具体精确数字），这样的计算结果对我们的研究更有意义。

另外，由于国家统计局只分别公布了城镇居民和农村居民的收入和消费数据，因此在具体计算时，我们首先根据城镇居民的相关数据（人均可支配收入、消费性支出、医疗保健支出以及教育支出季度数据）计算出城镇居民人均消费不确定性预防性储蓄，再根据农村居民的相关数据（人均现金收入、现金支出、医疗保健支出以及教育支出季度数据）计算出农村居民人均消费不确定性预防性储蓄，最后再由城镇居民人口数和农村居民人口数计算出全国总消费不确定性预防性储蓄。

2、计算收入不确定性预防性储蓄

为检验预防性储蓄的存在性，Luigi Guiso et al. (1992)提出下述消费方程：

---

① 这里的消费不确定性预防性储蓄是不包括住房储蓄的。

② 邓翔、李锴（2009）指出，消费波动中，医疗、住房和教育是影响最大的三个因素；由于住房储蓄将单独计算，此处不再考虑住房。

③ 根据每季度居民人均医疗支出和教育支出占总消费支出的比例及总消费支出数据可以直接计算。

④ 这里需要特别注意的是：第一，我们的假设并不是针对单个消费者的，而是针对整个社会的；第二，该假设不是针对单独的一期，而是整体样本期间。虽然对于单个消费者来说，在样本期间可能一直处于为教育进行预防性储蓄的阶段，但一个社会中总是同时存在为教育进行储蓄积累和为教育进行储蓄消耗的人，因此该假设事实上意味着变量在样本期间的均值代表了其稳态均衡值，具有其合理性。后文中计算住房储蓄与收入不确定性预防性储蓄的假设与此相同。

$$C_i = \lambda L_i - \mu\sigma_i^2$$

其中 i 表示家庭，L_i为一生财富，σ_i^2为收入冲击的方差。从而将当期消费分解为消费的确定性等价水平（λL_i）和预防性成分。我们结合以上方程形式和凯恩斯消费函数形式，设定如下消费方程：

$$C_t = \alpha + \lambda y_t - \mu\sigma_t^2$$

其中y_t为当期收入，σ_t^2为y_t的方差[①]，α为常数项。我们利用 2002 年一季度至 2012 年三季度的数据对上述消费方程进行回归，从而估算得到每一期消费的确定性等价水平$\alpha + \lambda y_t$。而实际消费C_t大于消费的确定性等价水平$\alpha + \lambda y_t$的那部分即为来自当期收入不确定性预防性储蓄的支出。[②]在稳态均衡下，收入不确定性预防性储蓄的积累就等于其支出。将样本期间每一期的收入不确定性预防性储蓄之和除以该期间居民收入之和，即可计算出收入不确定性预防性储蓄率。再用收入不确定性预防性储蓄率乘以 2008 年居民人均可支配收入即可得到该年收入不确定性预防性储蓄。

需要注意的是，计算收入不确定性预防性储蓄过程中所指的收入为剔除了医疗、教育支出、住房储蓄部分后的收入，[③]支出为剔除了医疗、教育支出后的支出。由于国家统计局只分别公布了城镇居民和农村居民的收入和消费数据，因此我们首先根据城镇居民的相关数据（人均可支配收入、消费性支出、医疗保健支出以及教育支出季度数据）计算出城镇居民人均收入不确定性预防性储蓄，再根据农村居民的相关数据（人均现金收入、现金支出、医疗保健支出以及教育支出季度数据）计算出农村居民人均收入不确定性预防性储蓄，最后由城镇居民人口数和农村居民人口数计算出全国总收入不确定性预防性储蓄。

3、计算住房储蓄

计算住房储蓄的基本思想与计算消费不确定性储蓄比较类似。我们同样假设消费者为了买房必须提前进行储蓄，且在均衡下购房首付支出等于住房储蓄。[④]假定住房储蓄是平滑的，即每一期的储蓄额是固定的，那么对于单个消费者来说，首付前的年住房储蓄额等于首付后的年还贷额。根据叶光亮等（2011）的微观调

① 宋铮（1999）将居民收入标准差作为衡量中国居民收入不确定性的指标。

② 实际消费C_t小于消费的确定性等价水平$\alpha + \lambda y_t$的那部分则为增加储蓄的行为，而不是收入不确定性预防性储蓄的消耗。

③ 由于消费不确定性预防性储蓄和住房储蓄的存在，居民可支配收入中用于医疗、教育支出、住房储蓄的部分已经不再是可支配成分，而是一种由医疗、教育、住房引起的刚性储蓄。故居民的实际可支配收入为根据国家统计局给出的居民人均可支配收入剔除医疗支出、教育支出和住房储蓄部分后的收入。其中住房储蓄数据使用第三步中的计算结果。

④ 首付过后，购房支出当期直接支付，而不再需要一个长期的积累过程，不构成住房储蓄。

查数据可知，中国个人住房贷款平均首付款比例为39.81%，平均贷款期限为15.45年（在我们的计算中四舍五入分别取 40%和 15 年）；同时，将人民银行公布的2007~2011 年五年以上贷款基准利率加权平均值 6.01%作为平均贷款利率，得出年还贷额为贷款总额的 10.303%。由此可以计算出，为筹得首付款，居民需要进行 6.47 年的住房储蓄。[①]

我们利用2009~2011年个人住房按揭贷款年新增额以及2012~2015年个人住房按揭贷款预期年新增额[②]，即可计算出 2008 年居民住房储蓄的大小，即：

$$\text{2008 年的住房储蓄} = \left[\sum_{t=2009}^{2014}\left(t\text{ 年个人住房按揭贷款年（预期）新增额}\right) + \text{2015 年住房按揭贷款年预期新增额} * 0.47\right] * 10.303\%$$

其中，2012~2015 年个人住房按揭贷款预期增加额是根据 2011 年个人住房按揭贷款增加额以及联合国《世界人口展望（2010）》给出的中国城镇住房需求预期增长率计算而得。根据联合国《世界人口展望（2010）》的预测，中国城镇住房总需求将由 2012 年的 217.1 亿平方米增加至 2030 年的 356.4 亿平方米，累计新增需求为 139.3 亿平方米，即平均每年住房需求增长率为 2.79%[③]，因此假设个人住房按揭贷款预期也按照这个速度增加。

4、计算生命周期储蓄

由汪伟（2011）计算的居民储蓄率与支出法 GDP，计算得到居民储蓄数额，再减去住房储蓄和预防性储蓄，最终得到生命周期储蓄。

经计算，在中国 2008 年的居民储蓄中，生命周期储蓄、预防性储蓄和住房储蓄占居民储蓄比重分别为 60.69%、28.79%和 10.52%。关于这一结果，有以下两点说明：

第一，我们所计算的预防性储蓄占居民储蓄的比例低于一部分研究所给出的比例，但该结果仍然具有其合理性。根据王辉等（2010）的计算结果，中国居民预防性储蓄占储蓄存款的比重高达 83.7%，如果换算成与之可比的口径，那么我们的计算结果是 61.24%。但王辉等（2010）的估算存在一定的高估：他们在模型中用消费增长率的方差来刻画消费增长率的波动，用其对消费变化的影响来刻

[①] 简单来说可以这样计算：一套 167 万元的住房首付额为 67 万元，贷款额约 100 万元，100 万元的住房按揭贷款每年需偿还 10.303 万元，即该消费者每年的住房储蓄为 10.303 万元。

[②] 由于住房储蓄周期为 6.47 年，故 2008 年发生的住房储蓄最快转变为支出的年份为 2009 年，最迟变为住房支出的年份为 2015 年，而且 2015 年一整年中只有前 0.47 年的住房支出与 2008 年住房储蓄有关。

[③] 由于 2012 年住房需求数据还不可得，因此这里仍然用 2011 年个人住房按揭贷款新增额以及住房需求预期增长率 2.79%来估算 2012 年个人住房按揭贷款增加额。

画预防性储蓄强度；而从我们的模型看出，消费变化可以分解为确定性等价水平变化和预防性储蓄部分的变化，那么王辉等（2010）用消费的方差对消费水平的影响来刻画预防性储蓄强度，实际上因为确定性等价水平的存在而高估了这种影响。另外，万事达卡国际组织的研究报告显示，2008 年下半年，中国居民预防性储蓄约为 58%。但我们注意到，万事达卡国际组织的研究是基于微观调查的，那么受访者对预防性储蓄定义理解的准确性可能使得预防性储蓄占比被高估。

第二，尽管近年来房价的快速上涨迫使年轻人为买房而积极进行储蓄，但我们计算的住房储蓄占居民储蓄的比重并不高。究其原因，一是整个社会中主要是年轻人才有住房储蓄动机，还有一大部分居民如老人、部分中年人没有住房储蓄动机，而我们的计算是以所有居民的储蓄为分母的，故整体住房储蓄占比并没有显示出很高的水平。二是我们在计算住房储蓄时只考虑了城镇购房储蓄，而未考虑农村居民建造自用房而储蓄的部分，故我们的计算实际上低估了总住房储蓄。但由于农村建造房屋的成本远低于城市购房成本，故这种低估的实际影响可能并不是很大。

实体经济滞后于金融调整背景下国际资本流动性的变化

摘要：在超常规货币扩张和其他政策刺激之下，发达经济体的金融市场条件迅速改善和恢复。但是金融市场条件的改善并没有顺利转变为实体经济融资条件的改善和实体经济活动的迅速恢复。

实体经济的调整远远滞后于金融部门的调整。这意味着货币扩张带来的增量流动性未能引导实体经济供给和需求的调整，只是囤积于金融体系之中，由此导致国际资本流动规模与易变性的增加。

在此背景下，虽然美国经常项目失衡和全球失衡规模不断缩小，并由此导致美国与新兴市场跨境净资本流动规模下降，但是资本流动的波动性却显著上升。更为重要的是，在资本净流动规模显著下降的同时，资本流动总规模的下降趋势并不明显，这意味着资本双向流动性的提高。这对新兴市场的金融稳定和宏观经济稳定构成了巨大威胁。

在这一背景下，我国跨境资本流动的易变性大大提高，表现为由以前的单向流动变成了双向流动，流动方向变动更为频繁。在数量波动性增大的同时，由于政府调控节奏的加快，价格波动性大幅下降，由此导致汇率预期和资本流动的短期节奏下降。预期未来还会面对热钱的大规模流动，中国政府还需要更加紧密的关注国际资本流动。

一、导言

在超常规货币扩张和其他政策刺激之下，发达经济体的金融市场条件迅速改善和恢复。但是金融市场条件的改善并没有顺利转变为实体经济融资条件的改善，实体经济的调整远远滞后于金融部门的调整。这意味着货币扩张带来的增量流动性未能引导实体经济供给和需求的调整，只是囤积于金融体系之中。由此导致国际资本流动的易变性增加。

发达经济体金融调整与实体经济调整速度的过大差异，通过影响国际资本流动的易变性，对中国宏观经济与金融稳定性构成威胁。如果欧美实体经济的调整

持续滞后于金融调整，囤积于发达金融市场的流动性可能选择中国作为其“泄洪区”，由此导致中国跨境资本流入的急剧增加，特别是短期资本流入的急剧增加。一旦欧美实体经济调整过程加速，我国跨境资本流动的方向可能会急剧调整，从大规模流入转变大规模流出。跨境资本流动规模和方向的频繁调整，对我国的金融稳定性、物价稳定性和整体宏观经济稳定性都构成潜在威胁。

二、超常规的货币政策刺激推动国际金融市场条件迅速恢复

面对金融危机冲击，为了恢复金融稳定和刺激实体经济活动，发达国家中央银行不仅长时期维持超低的政策性利率，更是大规模使用各种超越短期利率和货币总量的非传统货币政策手段，包括对银行的长期流动性支持和直接的信贷扩张等。在此带动下，国际金融市场风险与风险溢价水平显著降低，主要市场价格和收益率水平基本恢复次贷危机以前的水平。

次贷危机以后，为了恢复金融稳定和刺激实体经济活动，主要经济体的中央银行实施了极其宽松的货币政策。在此影响下，中央银行的资产规模迅速膨胀，央行总资产占 GDP 的比重迅速提高。2008 年以来，美联储和欧洲中央银行总资产的相对规模都提高了 15 个百分点以上。参见图 1。不仅如此，为了迅速扭转金融市场的恶化和动荡趋势，并为实体经济复苏提供强力支撑，发达经济体中央银行运用各种超常规的货币政策手段实施其货币扩张计划，包括长时期维持超低利率和采取各种非传统的政策手段。[1]

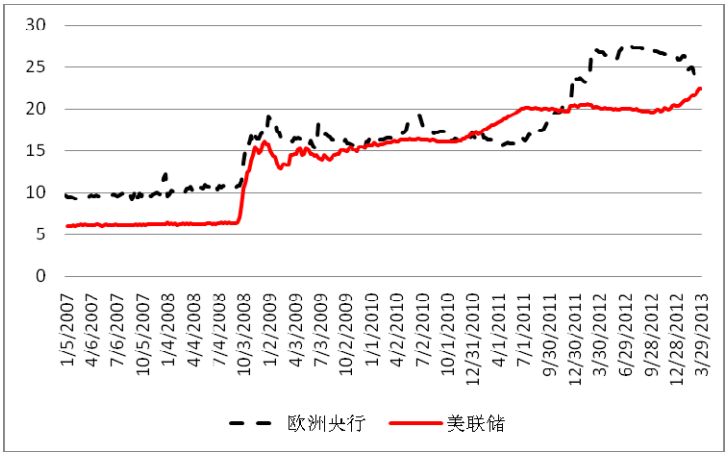


图 1 中央银行资产的相对规模（%）2

[1] 美联储不仅实施多轮量化宽松货币政策，而且将货币政策扩张从“时间导向”转变为“指标导向，这意味着扩张性货币政策没有明确的时间限制，将一直持续到关键宏观经济指标好转。与此类似，日本央行在采取 2%的通胀目标的同时，还承诺无限额的资产购买计划。

[2] 中央银行总资产占本国 2008 年 GDP 的比重。数据来自 IMF2013 年 4 月的《全球金融稳定报告》。

首先延长低利率政策的期限，欧洲央行、日本银行和美联储的超低利率政策从 2009 年一直持续到现在，并且预期还将继续维持下去。参见图 2。其次是通过大规模购买政府证券，实施货币政策的量化宽松，推动收益率水平和期限价差的下降。美联储所持有的中长期政府证券占流通中政府证券存量的比重超过了 26%，英格兰银行持有了 30%以上的流通中的政府证券存量，其中，持有了中期政府证券存量有 60%以上被英格兰银行持有。日本银行所持政府证券占全部流通中政府证券存量的比重也达到了 15%左右。[3]参见图 3。第三、实施信贷放松政策。通过为银行提供长期流动性，促进银行增加放贷；通过购买公司债券和抵押贷款支持证券等，实施直接的信贷放松。从美联储资产构成来看，2008 年主要是通过对银行的贷款和互换等手段直接增加银行的流动，实施间接的信贷放松；2009 年以后转而直接购买公司债券、MBS 和中长期政府证券，实施直接的信贷放松。参见图*和图*。英格兰银行在 2007 年底至 2009 年初，主要依靠对银行的贷款实施间接的信贷放松；从 2009 年初开始，依靠购买政府证券实施货币政策扩张，并且主要是购买中长期政府债务。参见图 3 和图 4。欧洲中央银行通过大幅增加对银行的长期贷款，直接为银行注入长期流动性，实施非常规的货币政策扩张；同时，为了支持陷入欧债危机困境的国家，欧洲央行还直接扩大对其政府债券的购买。

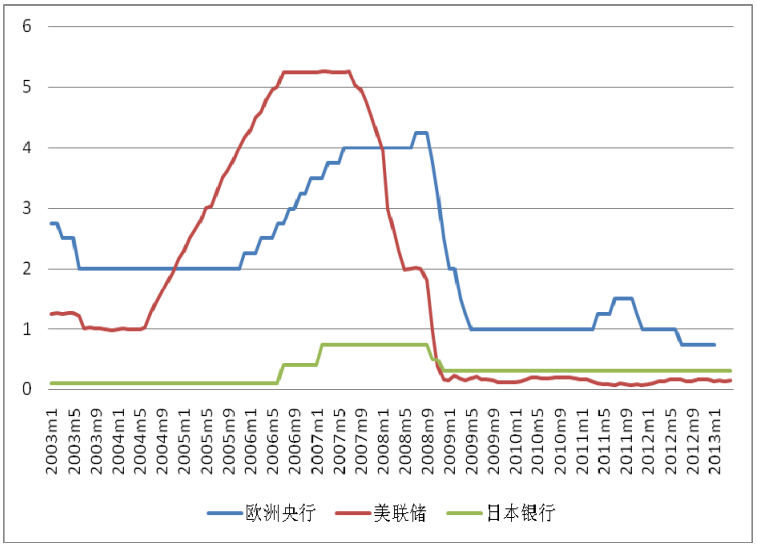
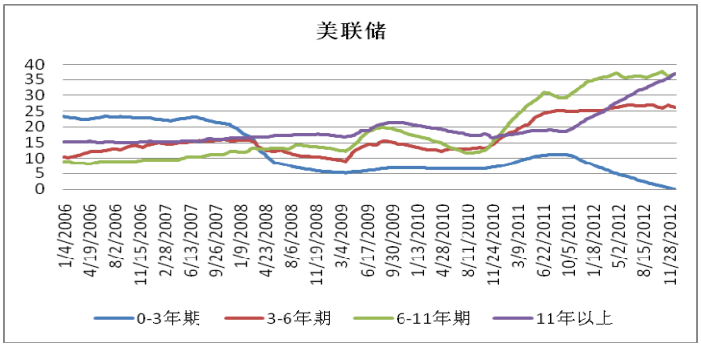


图 2 主要发达经济体的政策性利率（%）4

[3] 由于日本政府具有很高的债务水平，并且日本政府债务主要是由国内家庭和机构持有，日本银行所持有的政府证券规模一直都很大，所以，危机以来这一比例并没有明显提高。

[4] 美国的政策性利率是联邦基金有效利率，日本的政策性利率是基准贴现率和基准贷款利率。数据来自美联储、日本银行和 IMF。



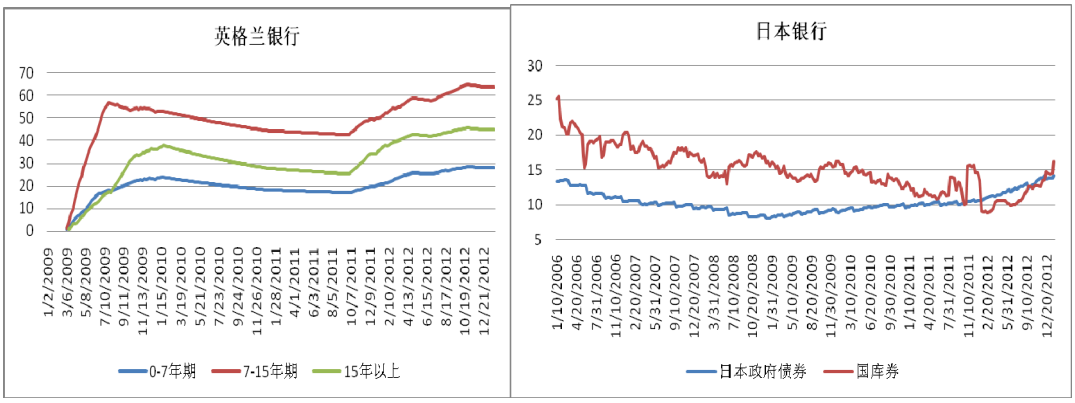
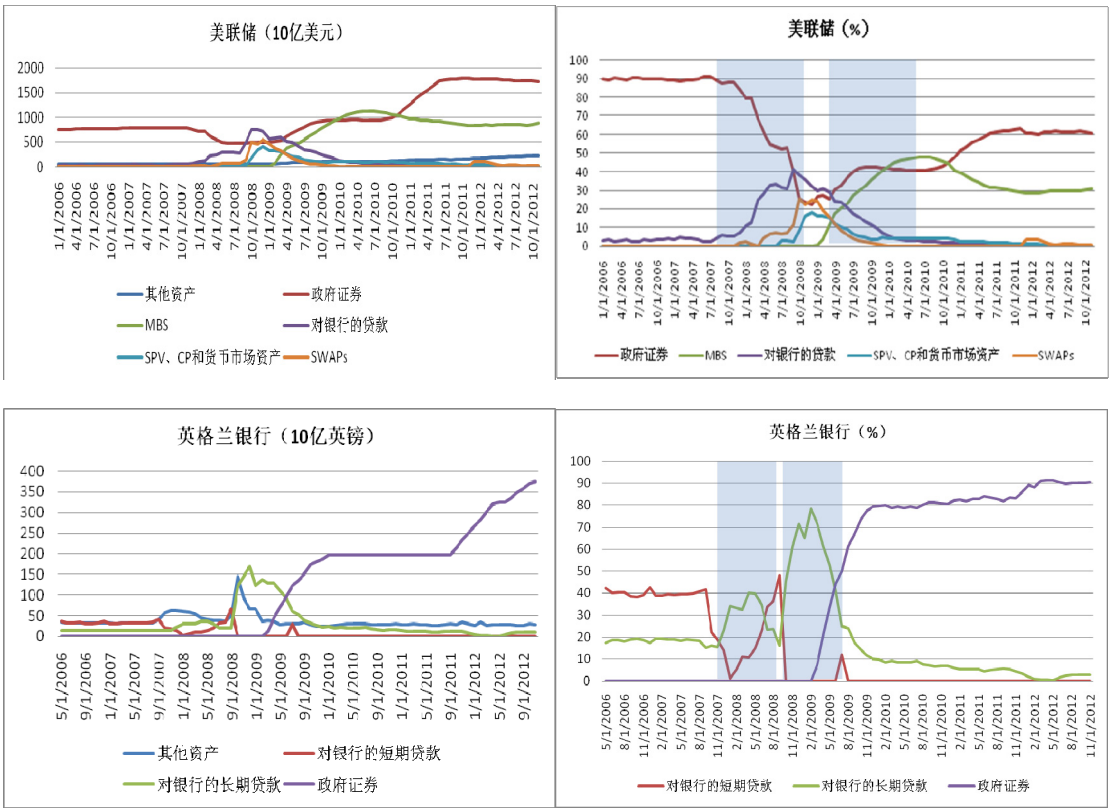


图 3 主要发达经济体中央银行所持政府证券（%）5



[5] 中央银行所持政府证券占流通中政府证券总量的比重。

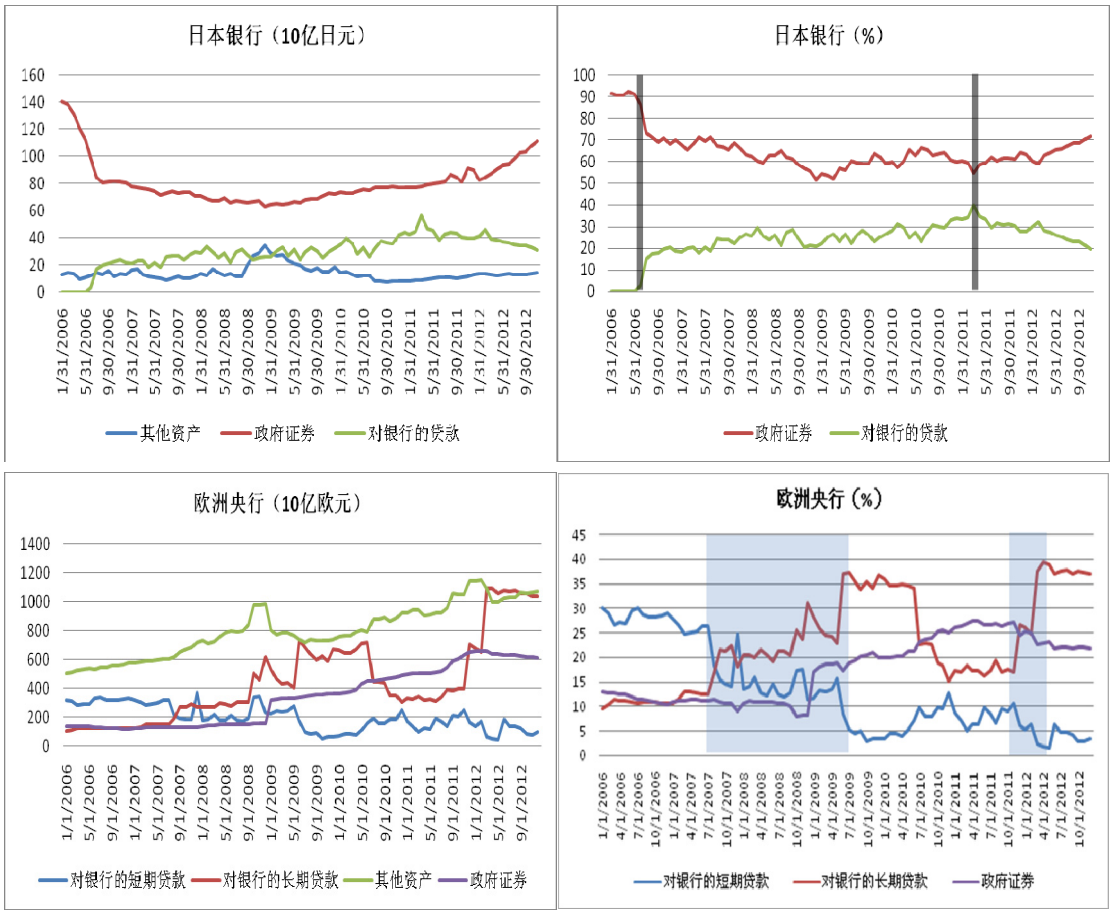


图 4 主要发达经济体中央银行的资产构成6

在主要经济体中央银行超常规货币政策的刺激下，全球金融市场的条件明显改善。美国股票市场和新兴股票市场的价格已经恢复危机前的水平。[7]发达经济体中央银行的债券购买行为以及金融机构与企业资产负债表风险的降低，导致信用风险溢价和长期债券收益率大幅下降，由此带动美欧发达市场上债券收益率和价差的显著下降。参见图 5、图 6、图 7 和图 8。

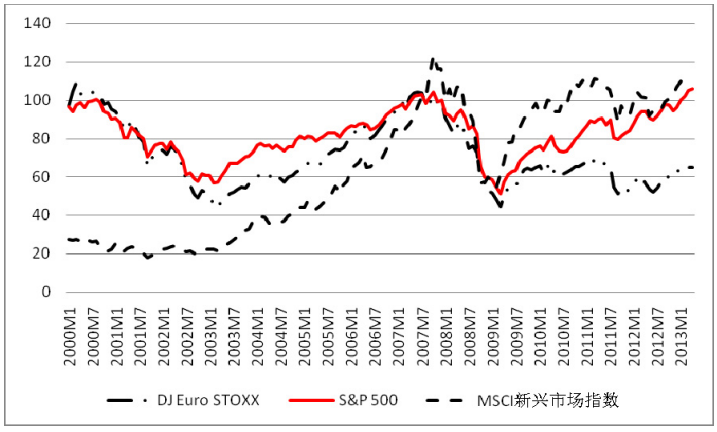
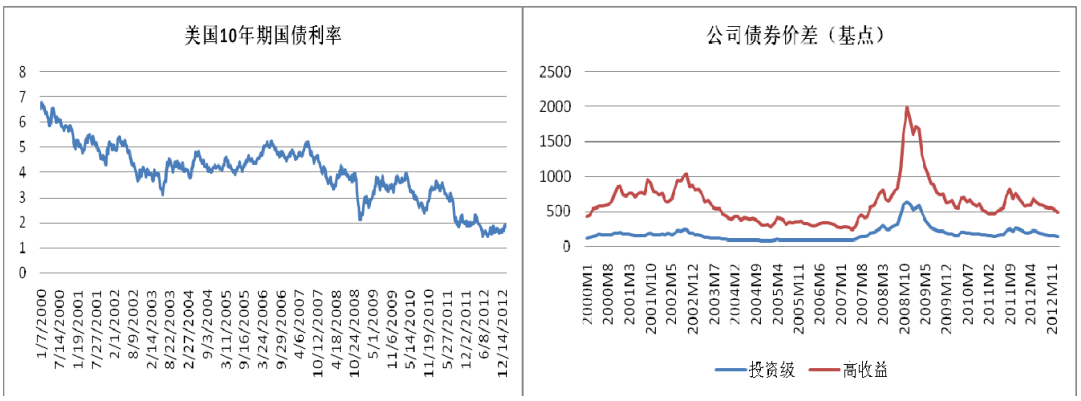


图 5 股票市场价格指数

[6] 数据来自 IMF2013 年 4 月的《全球金融稳定报告》。
[7] 受欧债危机及未来不确定性的影响，欧洲股票市场并没有回到危机的水平。



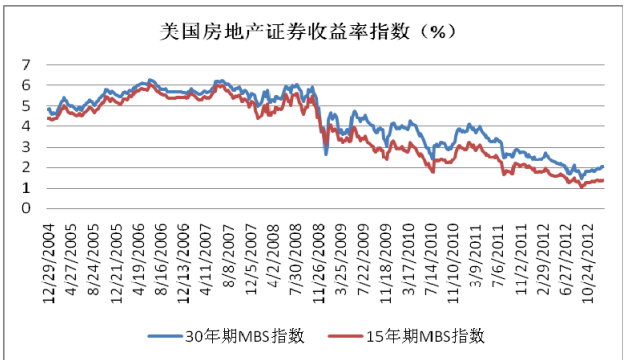


图 6 美国金融市场

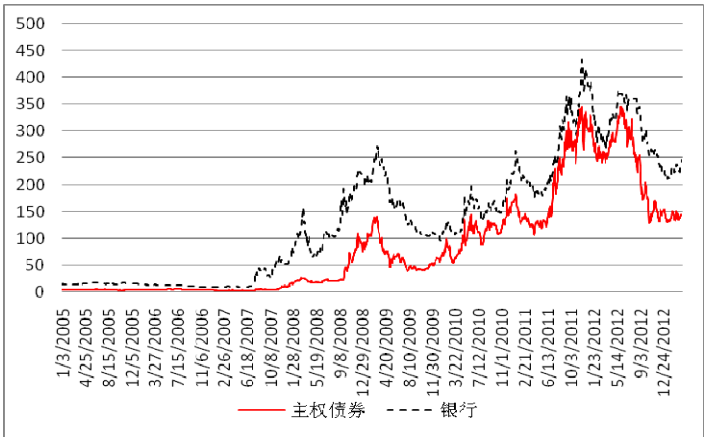


图 7 欧元区 CDS 价差[8]

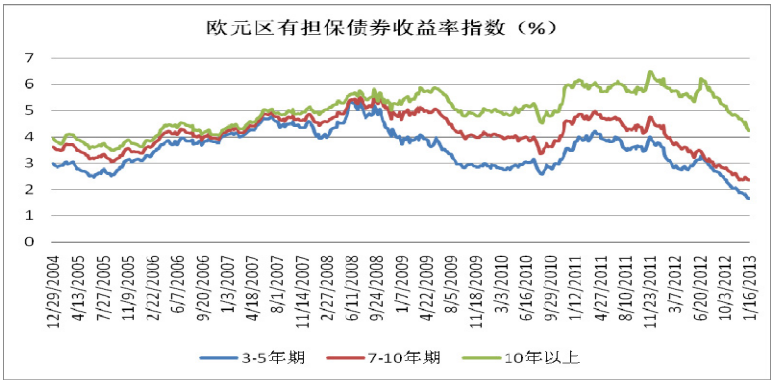


图 8 欧元区房地产证券市场的收益率

[8] 不包括希腊。

三、发达国家实体经济的恢复滞后于金融市场的恢复

实体经济活动不仅受制于金融市场提供的融资条件，而且受制于产品市场和要素市场的结构性约束或制度性约束。超常规货币政策刺激虽然带动了发达金融市场条件的迅速改善，但是这一变化未能充分传导至实体经济融资条件。2012 年以来，在主要发达经济体中，无论是银行贷款条件、银行对非金融机构和家庭信贷增长速度，还是金融市场对实体经济部门的综合性融资条件，都没有出现明显的改善。

实体经济融资条件的改善滞后于金融市场条件的改善，意味着扩张性货币政策的影响未能完全传导至实体经济，金融复苏未能充分发挥其对实体经济复苏的推动力。加之产品市场和要素市场的结构性与制度性约束，实体经济活动水平的恢复较为缓慢。

金融市场条件的不断改善，为实体经济融资行为以及实体经济活动的扩张提供了重要支撑。但是必须注意到，实体经济活动融资条件还受制于金融部门、公共部门和私人部门的资产负债表与债务约束。作为存量的调整，资产负债表质量的提高与债务约束的缓解，在速度上都会滞后于金融市场上各种流量指标的改善速度。由此导致非金融企业和家庭融资条件和规模变化滞后于金融市场的变化。

虽然欧美家庭债务-收入比在次贷危机以来有所下降，特别是美国的家庭，债务收入下降了 20 多个百分点，但是，与历史情况相比，目前依然处于较高水平。无论是美国还是欧元区，家庭债务-收入比都在 100%以上。参见图 9。

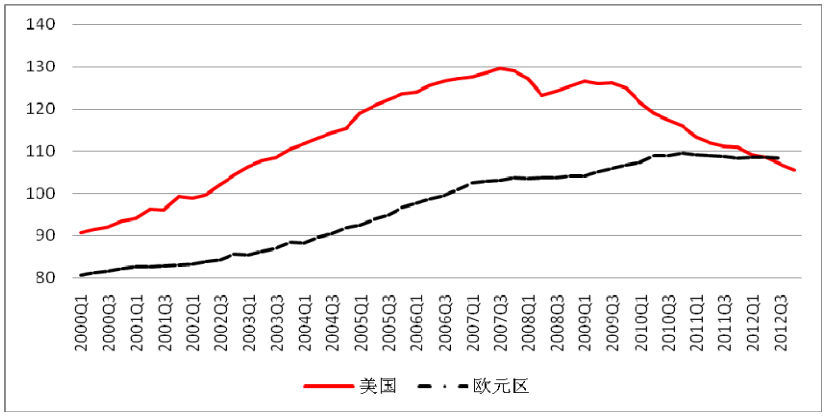


图 9 家庭债务-收入比（%）

银行放贷条件趋于放松，越来越多的银行愿意放松贷款条件。但是与危机以前相比，并没有显著改善。特别是在 2011 年下半年，在金融市场条件显著改善的背景下，银行并没有随之放松贷款条件。参见图 10。

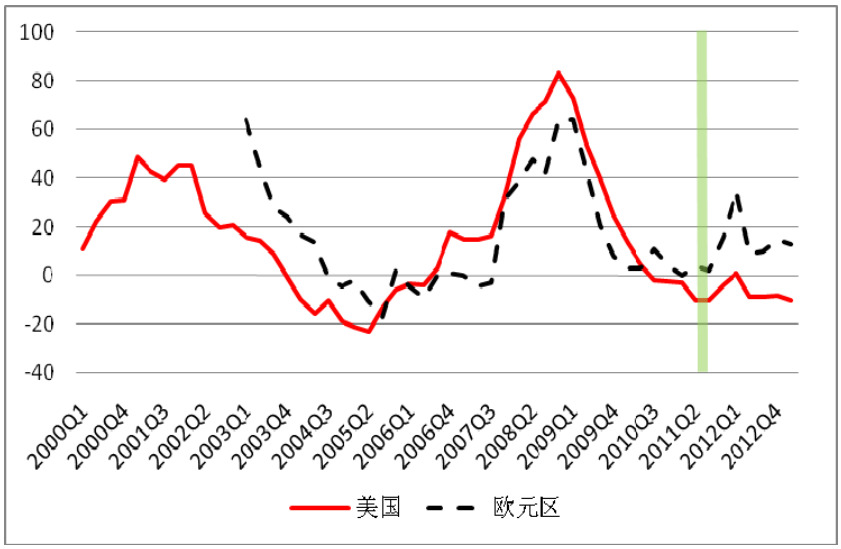


图 10 银行放贷条件

2009 年以后，随着金融市场条件的逐步恢复，银行对非金融结构和家庭的信贷也恢复增长。但是在 2012 年以来，在欧美金融市场条件迅速改善的背景下，银行对非金融机构和家庭的信贷增长却很慢。特别是欧元区，银行非金融机构和家庭的信贷不仅没有增长，反而是不断下降。参见图 11。

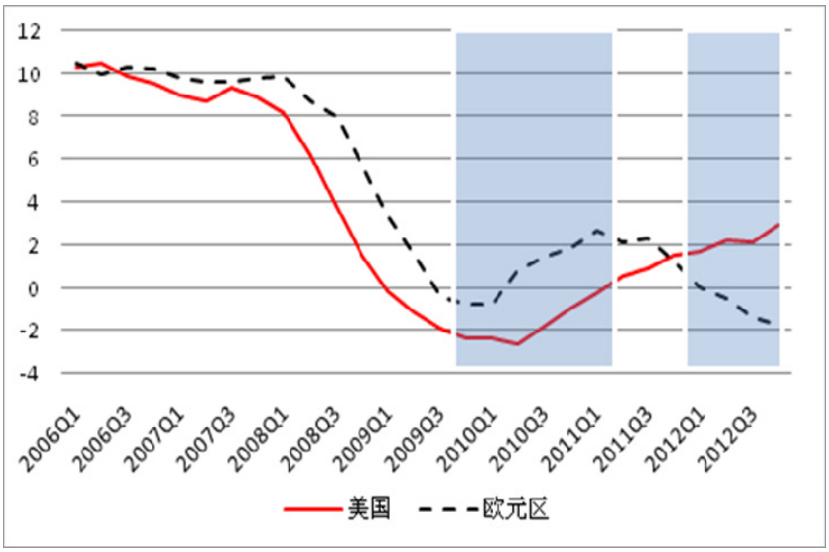


图 11 非金融企业和家庭的信贷增长率（%）

根据 IMF 对于融资价格、价差以及数量等多种指标的综合评判，可以看出，欧美发达市场的金融条件在危机以来显著改善，但是并没有恢复到危机以前的状况。参见图 12。

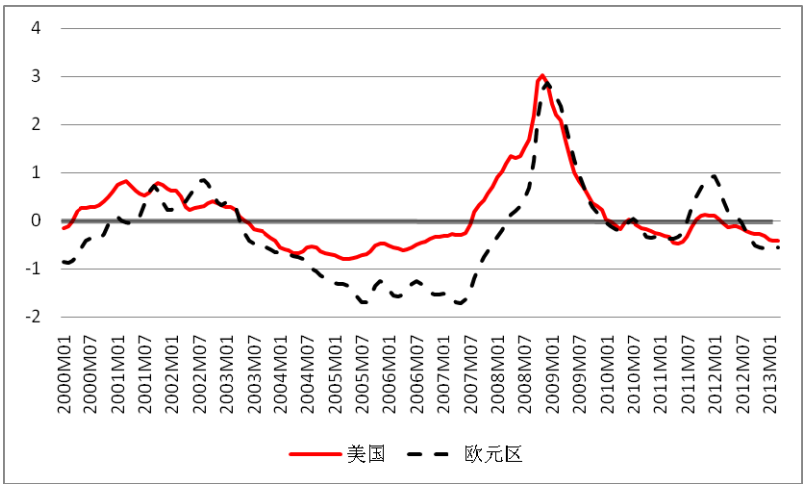


图 12 发达经济体的金融条件指数9

实体经济融资条件的改善滞后于金融市场条件的改善，意味着扩张性货币政策的影响未能完全传导至实体经济，金融复苏未能充分发挥其对实体经济复苏的推动力。

从世界经济整体来看，无论是发达经济还是新兴市场与发展经济，实际 GDP 增长速度未能恢复危机以前的水平，也没有恢复到 1995-2004 年的平均增长速度。参见图 13、14 和 15。在发达国家中，美国经济在次贷危机以来的恢复进程较为稳健，但是欧元区经济的恢复进程呈现较大波动性。特别是在欧债危机及其不确定前景的影响下，欧元区在 2012 年再次出现负增长。参见图 13、16 和 17。

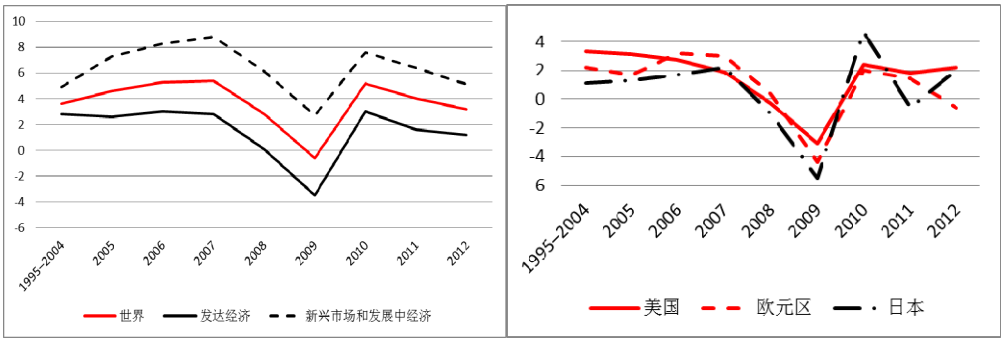


图 13 实际 GDP 增长率（%）

9 金融条件指数是对金融市场价格、价差和交易数量等的综合评判，正值表示金融条件趋于紧张，负值表示金融条件趋于放松。

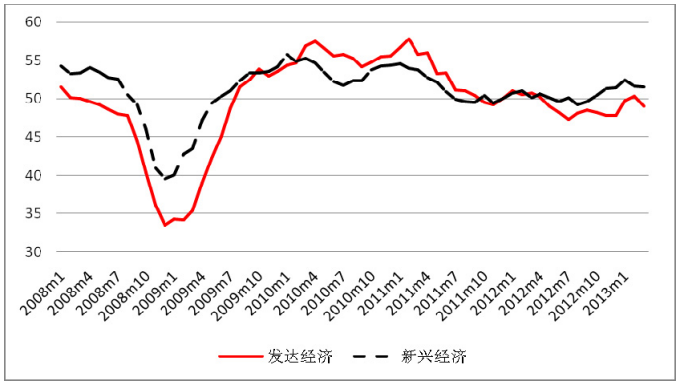


图 14 全球 PMI 的变化

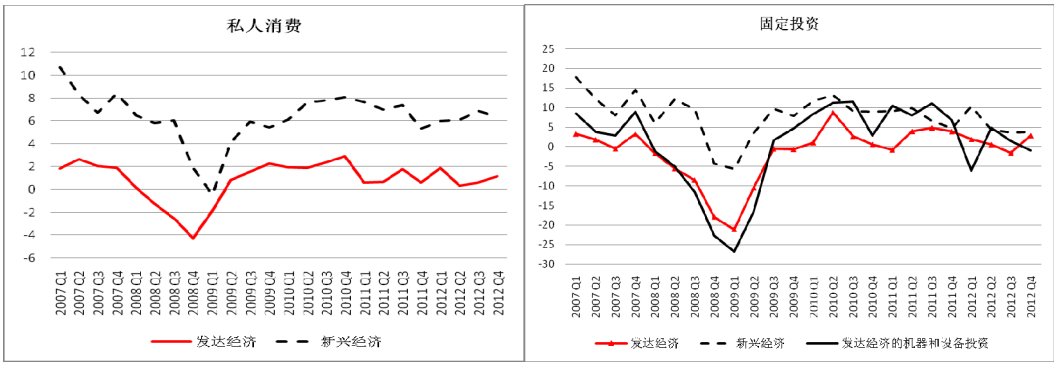


图 15 国内需求的实际增长率（%，年率）

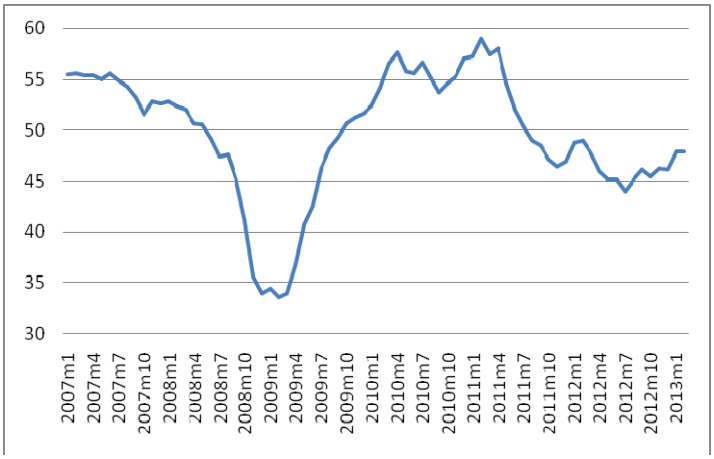
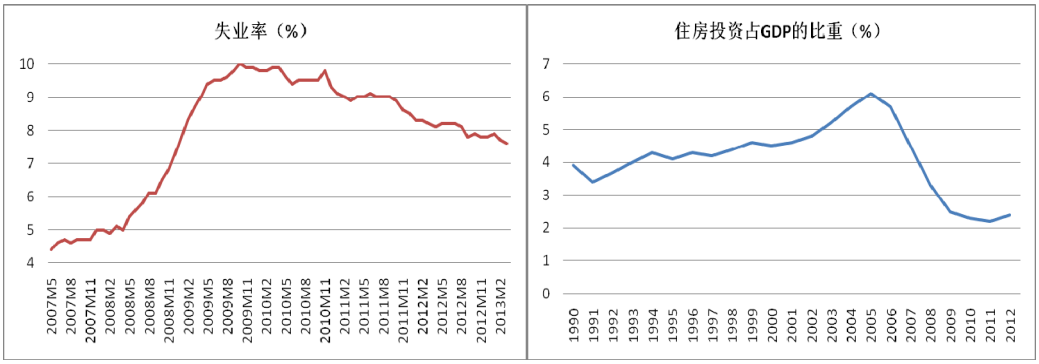


图 16 欧元区制造业 PMI



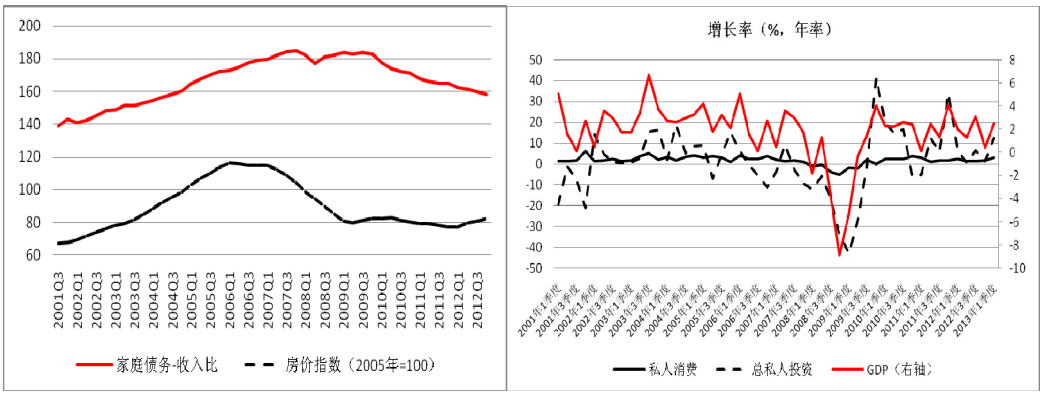


图 17 美国的主要经济指标

四、国际资本的流动性与易变性的变化

实体经济的调整远远滞后于金融部门的调整。这意味着货币扩张带来的增量流动性未能引导实体经济供给和需求的调整，只是囤积于金融体系之中，由此导致国际资本流动规模与易变性的增加。

次贷危机以来，随着美国经常项目失衡的调整，美国净资本流动规模和总资本流动规模有所下降。但是，美国的跨境资本流动的波动性却显著提高。并且，美国总资本流动规模与净资本流动规模之间的差异显著扩大，这反映出美国跨境资本双向流动性的提高。

在新兴市场与发展中经济体净私人资本流入下降的同时，总资本流动规模的下降趋势并不明显，这意味着资本双向流动性的提高。这对新兴市场的金融稳定和宏观经济稳定构成了巨大威胁。

（一）美国跨境资本的双向流动性与资本流动的波动性增加

鉴于实体经济状况对金融稳定性具有至关重要的影响，如果信贷条件的放松能够刺激实体经济活动，这将有助于增强私人和公共部门的资产负债表，从而对金融稳定性产生更持久的影响。但是在金融条件显著改善的情况下，如果经济活动水平的变化大幅度滞后于金融市场，那么，两者之间的差异就会成为金融不稳定和风险的来源。从国际资本流动的角度看，这将表现为国际资本流动易变性的提高。

在超常规货币扩张和其他政策刺激之下，发达经济体的金融市场条件迅速改善和恢复。但是金融市场条件的改善并没有顺利转变为实体经济融资条件的改善，实体经济的调整远远滞后于金融部门的调整。这意味着货币扩张带来的增量

流动性未能引导实体经济供给和需求的调整，只是囤积于金融体系之中。由此导致国际资本流动规模与易变性的增加。

在历史经验中，在波动性和风险不断上升的环境下，对尾部风险的担忧导致投资者更加偏好“安全港”主权债券和投资级企业债券。这往往表现为欧美发达经济资本流入的增加。作为全球最大的“安全港”主权债券和高等级企业债券的供给国，美国的跨境资本流动的波动性在危机以来显著提高。参见图*。与此同时，随着美国经常项目失衡的调整，美国净资本流动规模和总资本流动规模有所下降。但是另一方面，在美国总资本流动规模与净资本流动规模之间的差异显著扩大。这反映出美国跨境资本双向流动性的提高。参见图 18。

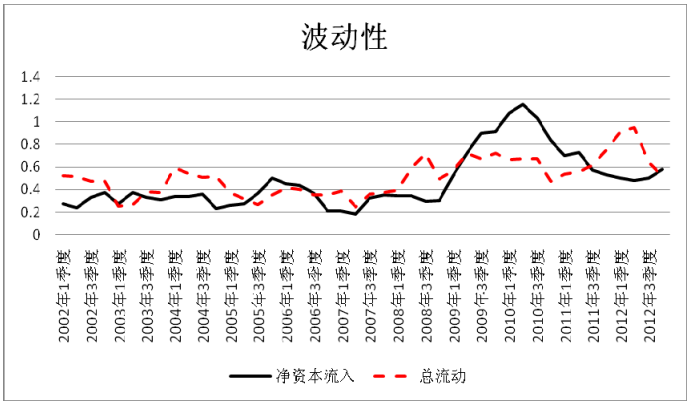


图 18 美国跨境资本流动的波动性10

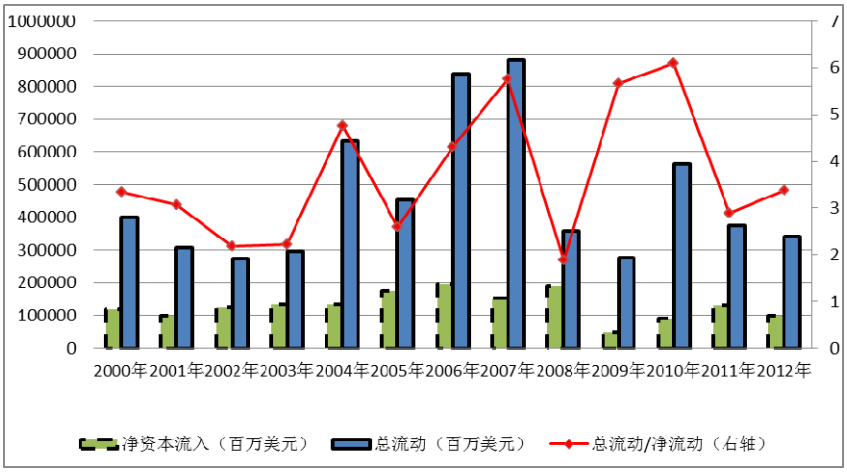


图 19 美国资本流动性的变化

（二）新兴市场跨境资本流动性的变化

欧美发达经济中央银行大规模的资产购买行为与政府债务约束结合在一起，导致“安全港”主权债券与投资级企业债券对国际投资者的潜在供给能力大幅下

[10] 连续 6 个季度移动标准差/连续 6 个季度移动均值。原始数据来自美国商务部经济分析局。

降。充斥于国际金融市场之中的流动性只能选择经济表现较为强劲的新兴市场。由此导致全球债券基金和新兴市场股票基金的规模迅速膨胀。

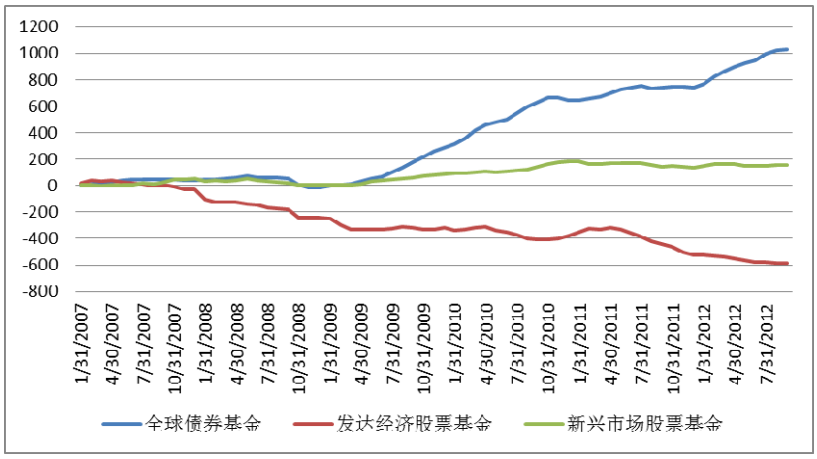


图 20 全球共同基金的累积流入规模（10 亿美元）[11]

另一方面，“安全港效应”、发达经济体央行的债券购买行为以及资产负债表风险的降低，导致发达金融市场信用风险溢价和长期债券收益率大幅下降。信用风险的下降是不可持续的。就目前的状况来看，调整风险是不对称的，是单向的，因为收益率目前处于创纪录的低水平，未来只可能向上调整。[12]对这种风险的担忧将会导致新兴市场跨境资本流动规模和易变性的急剧上升。

次贷危机以来，全球经常项目失衡规模显著降低，其中特别是美国的经常项目逆差和亚洲发展中经济体的经常项目顺差大幅减少。经常项目失衡与净资本流动是同一枚硬币的正反面，全球经常项目失衡规模的降低意味着全球净资本流动规模的下降。作为全球失衡中的顺差方，新兴市场与发展中经济的净私人资本流入和净官方资本流出规模都呈现下降趋势。参见图 21 和 22。

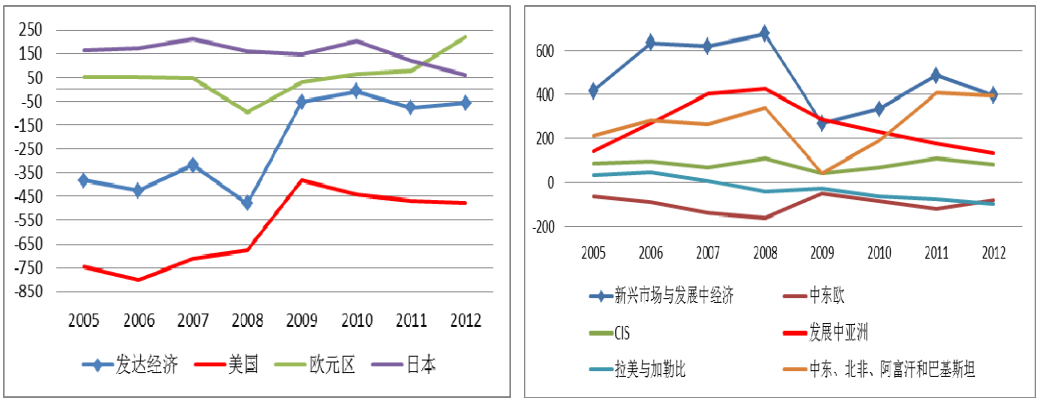


图 21 全球经常项目失衡规模（10 亿美元）

[11] 数据来自 IMF2012 年 10 月的《全球金融稳定报告》。

[12] IMF, Global Financial Stability Report, April 2013。

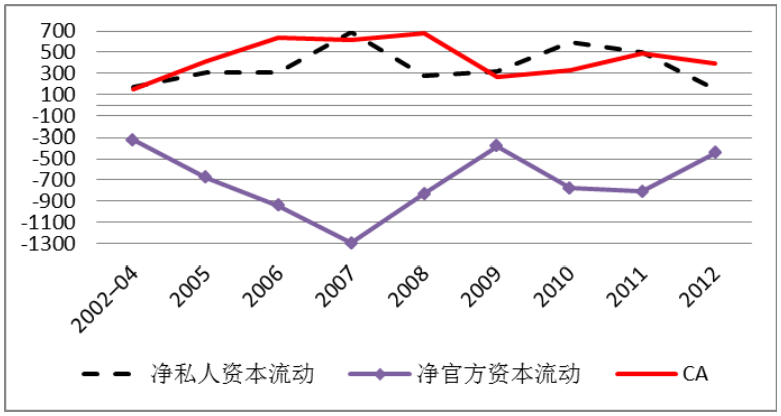


图 22 新兴市场与发展中经济的净资本流动（10 亿美元）[13]

对于新兴市场与发展中经济的金融部门而言，由于私人资本流动具有更大的内在易变性，所以外部金融冲击往往是通过跨境私人资本流动渠道发生的。在私人资本流动渠道上，净资本流动规模及其变化并不能全面反映跨境资本流动性对一国金融稳定性的潜在威胁。就金融稳定性来说，影响更大的是资本的总流动规模和双向流动性。

在新兴市场与发展中经济体净私人资本流入下降的同时，包括资本流进和流出在内的总资本流动规模的下降趋势并不明显。特别是亚洲发展中经济，总资本流动规模甚至呈现增加的趋势。进一步分析可以发现，无论是新兴市场与发展中经济总体还是亚洲发展中经济，以总资本流动/净资本流动衡量的资本双向流动性呈现上升的趋势，特别是在 2012 年，资本双向流动性多倍扩张。参见图 23 和 24。资本双向流动性的提高，意味着资本流进和流出的规模同时增加，这种发生在同一年中的大进大出的资本流动，对新兴市场的金融稳定和宏观经济稳定构成了巨大威胁。

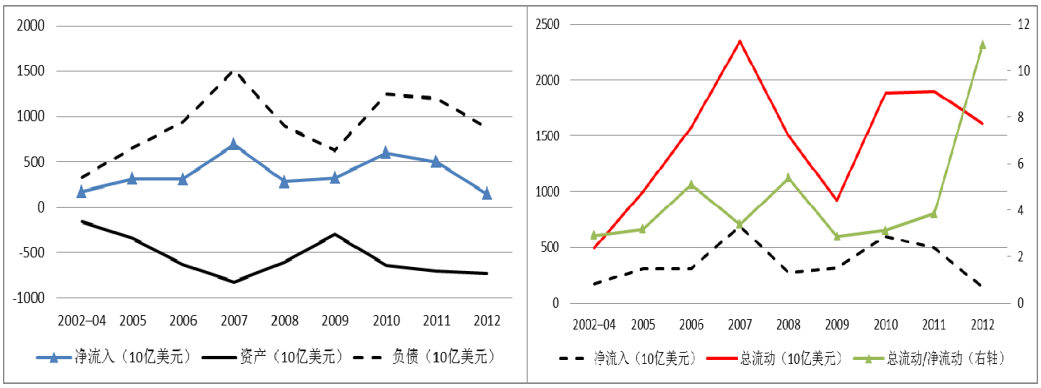


图 23 新兴市场和发展中经济的私人资本流动

[13] 净官方资本流动包括储备的变化和其他官方机构的净资本流动，负数表示净流出。

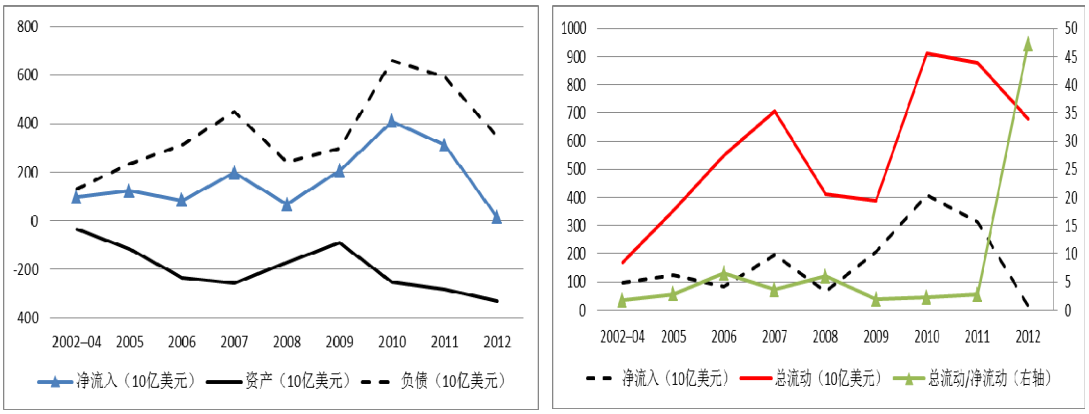


图 24 亚洲发展中经济体的私人资本流动

五、我国跨境资本流动性的变化

在金融危机以后，我国跨境资本流动的易变性大大提高，表现为由以前的单向流动变成了双向流动，流动方向变动更为频繁。虽然数量上的波动增大了，但由于政府调控节奏的加快，价格上的波动反而大大缩小了，汇率预期和资本流动的短期节奏都降低了。预期未来还会面对热钱的大规模流动，中国政府还需要更加紧密的关注国际资本流动。

（一）中国跨境资本流动的规模估算

2002 年，我国国际收支平衡表中的净误差和遗漏项在连续 12 年呈现负数后，首次呈现正数。这一符号的变化意味着我国短期跨境资本的流动方向发生了逆转。2003 年以来，随着人民币的升值预期以及中国国内资产市场的价格上涨，大量短期资本通过各种渠道进入中国。这种短期资本的流动给我国的货币政策制定者提出了新的课题。

关于短期国际资本的流动，有很多不同的学者进行了估计。对于跨境资本流动，最基本的估计方法分成两种：直接法和间接法。直接法通过对国际收支平衡表中可能隐藏资本流动的项目进行测算来得到，最简单的直接法估计是直接使用“净误差与遗漏项”来代表看不见的资本流动。更为复杂的直接法估计加入更多可能隐藏资本流动的项目，如短期资本往来相关的项目，日常贸易中可能存在的伪报情况，乃至直接投资中可能隐藏的错误信息。我们可以对直接法的估计方法简单总结如下：

直接法 1=误差与遗漏项

直接法 2=误差与遗漏项+资本往来项目下的短期资本往来（或者金融项目下的短期投资）

直接法 3=误差与遗漏项+资本往来项目下的短期资本往来+其他可能隐藏虚假资本流动的项目（如进出口伪报额、FDI 伪报额等）

总的来说，直接法可能更为直观的给出短期国际资本流动的影响项目和规模，在国内，采用直接法对我国资本流动规模进行估计的研究包括尹宇明和陶海波（2005）、万光彩和刘莉（2009）等。但是，直接法估计也存在一定的问题，比如对于很多项目中所隐藏的资本流动数量进行估计的时候，需要很多的假设，这使得其估计的误差可能会较大;另外,直接法基于国际收支平衡表的各个分项，而我国目前只发布该平衡表的季度数据,这也使得该方法无法用于频率更高的国际资本流动观测。

与直接法相对应的就是间接法。最基本的间接法计算公式为：短期资本流动=储备资产的增加额-净 FDI 流入-经常项目顺差。顾名思义，间接法是通过国际收支平衡表中的官方储备、外商直接投资和经常项目三个项目的剩余部分，间接地对国际资本流动进行评估。间接法最大的优点是其简单，虽然这个方法原则上也依赖于国际收支平衡表，但是因为储备资产、FDI 流入和贸易差额等变量都是可以通过其他部门的统计所获得，所以可以获得更为高频的数据（月度数据），因此受到了更多人的青睐。当然，这个方法也有一个最大的问题，那就是无法知道短期资本流动的结构和来源,同时也可能会忽略了 FDI 和经常项目中所可能隐藏的资本流动。另外，如果一个国家的外汇储备规模很大，则外储本身的价值效应（包括汇率波动和所持有资产的价格变动等）也会很大，也可能会影响到上面计算方法的准确性，因此，也有人采用金融机构外汇占款来代替储备资产进行计算。在国内，采用这一方法对短期资本流动进行估计的研究包括王世华和何帆（2007）、刘莉亚（2008）等。我们可以对间接法的计算方法简单总结如下：

间接法 1=外汇储备增量-货物与服务贸易顺差-FDI 净流入

间接法 2=外汇占款增量-货物与服务贸易顺差-FDI 净流入

间接法 3=外汇储备交易增量（即扣除价值效应后的增量）-货物与服务贸易顺差-FDI 净流入

在最基本的直接法和间接法以外，还有一些学者把两者结合起来的方法，即在间接法的基础上，通过一些假设条件，得到经常贸易和 FDI 项下隐藏的短期资本流动。比如张明（2011）、苟琴等（2012）。

我们的主要目的是对国际资本流动的易变性进行分析，因此，我们需要选取高频数据，同时，基于中国经济结构的快速转变，对于一些货物贸易或者 FDI 项目下所隐藏的热钱数量进行的估计往往依赖的是一些多年以前研究所得到的成果，这也可能使得估计结果可靠性有所下降，尤其是可能会造成估计结果的短期波动性加大。因此，本文主要采用间接法来对短期国际资本流动进行估计。

在间接法中，我们主要采用间接法 2 和间接法 3 的估计方法。间接法 3 的估计方法所需要的数据可以直接得到，外汇占款数量可以直接通过人民银行定期公布的金融机构本外币信贷收支表统计得到，贸易顺差数量可以通过海关月报得到，而 FDI 每月的流量则可以通过商务部的统计得到。

相比之下，间接法 2 对数据的要求就更高，主要体现在如何扣除外汇储备中的价值效应14。我们知道，外汇储备的价值效应主要来自汇率的波动和资产价格的变化，我们作如下假设：（1）假定中国外汇储备的币种结构跟全世界平均水平一致，即跟 IMF 公布的 COFER 中全部报告国家的平均值一致15；（2）假定中国所投资产为各币种的高等级债权资产，使用各币种的高等级债券价格指数来代表中国外储资产的价格变动。

根据上面的方法，我们就可以分别得到各月份的短期资本流量，由于短期资本流量的波动性很大，因此我们对各月份的数字进行三个月的移动平均，得到不同月份的短期资本流动数字。

为了首先对我国国际资本流动的大概情况有个了解，我们首先分析不同年份的资本流动总量情况（见表 1）。我们发现，不管用哪种方法，都可以发现 2000 年以来，我国的短期资本流动大体可以分为三个阶段（通过下面月度的流动图更为清晰）：（1）第一阶段为 2002 年以前，体现为短期资本的单向流出；（2）第二阶段为 2003-2007 年，体现为短期资本的单向流入；（3）第三阶段为 2008 年金融危机以来，体现为资本流动方向变动频繁，国际资本流动的易变性加强。

表 1　2000 年以来不同年份的短期资本流动数量（单位：亿美元）

时间	间接法 2	间接法 3
2000	-596	-503
2001	-344	-208
2002	-146	-178

[14] 在中国的特殊环境下，还需要实现扣除货币当局利用外汇储备进行的一些非交易性操作，包括 2003 年 12 月使用 450 亿美元外汇储备注资中行和建行，2005 年 4 月使用 150 亿美元外汇储备注资工商银行等等。

[15]关于这一假设的合理性，参见 2010 年 9 月外管局人士在接受采访时的信息，即中国外汇储备的结构跟全球平均水平差不多，即（当时）美元占 65%，欧元占 26%，英镑占 5%，日元占 3%。同时，考虑到中国外储资产的规模，中国的投资策略不可能偏离全球篮子过多。

2000-2002	-1085	-889
2003	535	549
2004	996	751
2005	683	944
2006	1043	-153
2007	930	789
2003-2007	4186	2879
2008	1325	635
2009	799	1255
2010	1850	1808
2011	1391	762
2012	-3080	-2782
2013Q1	635	366
2008-2013Q1	2920	2044
合计	6021	4034

注：2013 年只有前 3 个月的数据。

下面我们通过图 25 可以更清楚地看到高频数据下资本流动的月度变动情况。可以很明显地发现，大概从 2007 年开始，资本流动规模的波动性就大幅增加；而且从 2008 年以后，流动方向的波动性也大幅提高。具体到两个方法估计结果之间的差异，可以发现，通过间接法 2 估计得到的结果波动性更大，这个原因可能是因为金融机构外汇占款中同时包括货币当局和其他金融机构的外汇占款，在短期里，商业银行会由于季节性因素而有更多的波动；相比之下，间接法 3 中只包含货币当局所持有的外汇资产，其波动性相对较低。也就是说，短期波动中可能还包含一部分商业银行本身对于外汇资产操作而带来的影响。

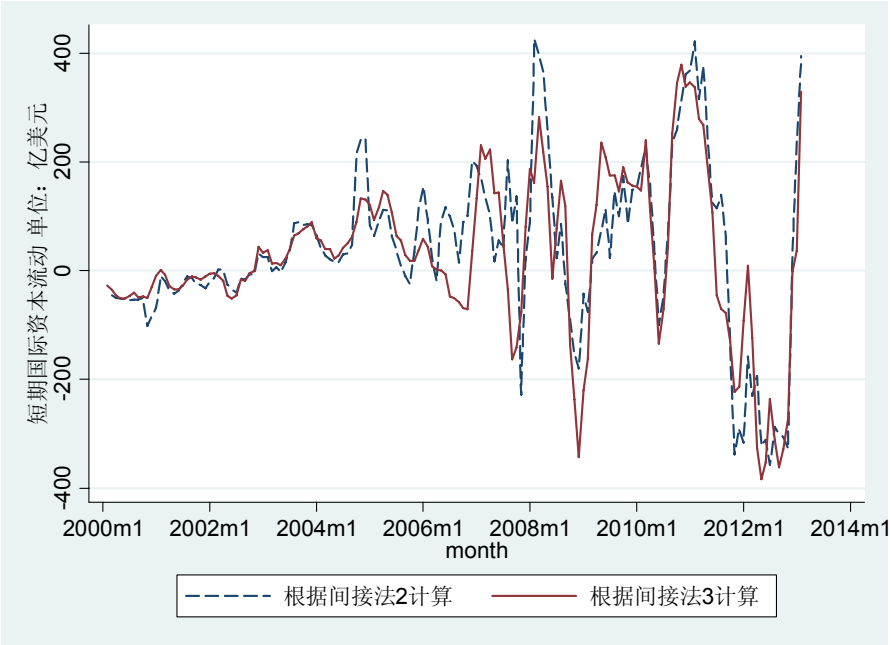


图 25　短期国际资本流动（月度数据，2000M1-2013M3，单位：亿美元）

（二）货币当局对冲资本流动的行动及其结果分析

短期国际资本流动是中国货币当局最近几年所最为关注的事情之一，比如央行行长周小川就曾经在公开场合说明，国际资本流动是中国货币政策制定的重要考虑因素，并且存款准备金率的调整是中国人民银行对冲国际资本所带来的流动性变动的最主要工具16。因此，通过把历次存款准备金率的调整历史和国际资本流动之间的关系进行比较，将有助于我们对货币当局的行动及其结果有所认识。

表 2 对 1998 年以来中国人民银行历次存款准备金率调整进行了总结。可以发现，央行对于存款准备金率的调整频率越来越高，而且在金融危机以后，调整方向的调整也更为频繁。

表 2　中国人民银行调整存款准备金率的总结

时间段	调整方向	调整幅度	细节
2011 年 12 月 5 日-2012 年 5 月 18 日	下调	1.5%	3 次，每次 0.5%
2010 年 11 月 16 日-2011 年 6 月 20 日	上调	4.5%	9 次，每次 0.5%
2010 年 1 月 18 日-2010 年 5 月 10 日	上调	1.5%	3 次，每次 0.5%
2008 年 9 月 25 日-2008 年 12 月 25 日	下调	3%/4%	4 次，大型金融机构降低 3%，中小型金融机构降低 4%
2006 年 7 月 5 日-2008 年 6 月 7 日	上调	10%	18 次，平均每次间隔小于一个半月
2003 年 9 月 21 日-2004 年 4 月 25 日	上调	1%	2 次，相隔半年
1998 年 3 月 21 日-1999 年 11 月 21 日	下调	7%	第 1 次下调 5%，第 2 次下调 2%

数据来源：中国人民银行网站。

图 26 中我们把存款准备金率的变动和短期国际资本流动的分析结果结合起来，更有助于我们认识央行的对冲政策。由于数据可得性问题（外汇占款数据从 2002 年才开始公开），我们使用间接法 3 得到的短期资本流动结果来进行分析。我们可以发现，在短期资本流动规模最大的时候，往往也是央行开始采取存款准备金率调整的时候。在图 2 中，我们一共标识了三次存款准备金率下调时期，分别是 1999 年、2008 年下半年和 2012 年上半年，而这三次也正好是我国出现大规模资本流出的时期。同时，我们也标识了四次存款准备金率上调时期，分别是

[16]见“两会实录：人民银行就货币政策及金融改革答记者问”，人民银行网站，http://www.pbc.gov.cn/publish/redianzhuanti/3774/2012/20120312154236051311133/20120312154236051311133_.html

2004 年初、2006 年下半年到 2008 年上半年、2010 年初和 2010 年下半年，无一例外，这四个时期都是我国资本流入最为突出的时期。可见，存款准备金率确实是央行对付短期国际资本流动，对冲国内流动性的最为重要的工具。

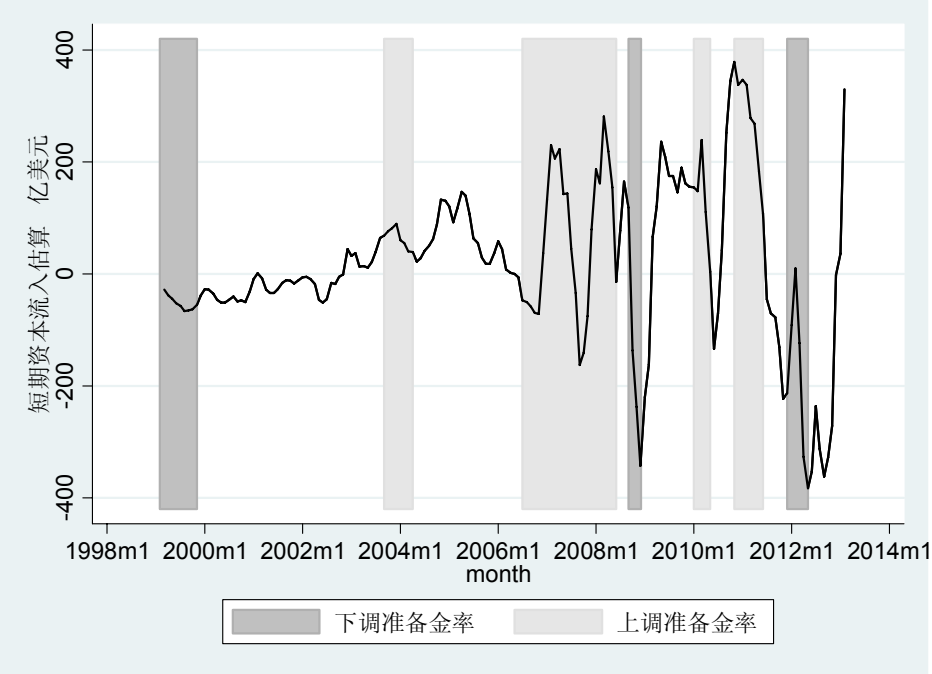


图 26 国际资本流动和存款准备金率变动方向（1999m1-2013m3）

而且，我们必须看到的是，随着 2008 年以后国际资本流动方向易变性提高，央行相应的政策调整频率也有所提高。那么，央行的这些政策是否起到了作用呢？下面，我们就分别从国际资本流动的数量和价格影响两个方面来进行分析。

首先，我们分析热钱流动的相对规模。由于我国经济和金融市场规模的迅速扩大，简单分析绝对规模可能并不利于我们得到稳健的结论。因此，我们通过分析资本流动的相对规模来对资本流动波动性的变动进行分析（见图 26）。我们采用不同年份的 GDP 来对月度资本流动数量进行标准化，标准化方法是：月度资本流动数量*12/GDP。我们可以发现，虽然国际资本流动的相对规模并没有太大的变化，但是资本流动流入或者流出的持续性在提高，在 2009 年以前，虽然资本流动的大方向并没有太大的变动，但是小波动非常多；而在 2009 年以后，资本流动大方向的变化次数增加了，但随之而来的却是小波动数量的减少。这一现象在一定程度上说明资本流动方向的预期变得更加稳定了。

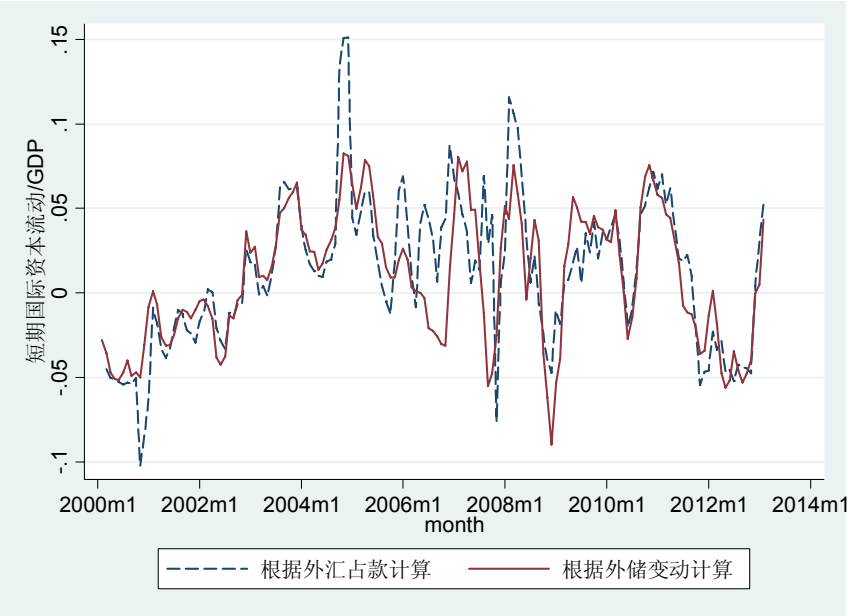


图 26 国际资本流动相对规模的变动趋势

接下来，我们要分析资本流动的另一个重要后果，即价格波动性。我们主要通过对人民币远期和即期市场的表现来进行分析。人民币远期市场中，可得数据最长的是新加坡的人民币无本金交割远期外汇交易（NDF）市场。我们首先对比分析 NDF 和即期汇率波动的表现。通过图 27 和图 28 可见，NDF 市场所表现出来的人民币升值/贬值预期，能够很好的预测我国的短期资本流动方向。人民币兑美元出现贬值预期的三个主要时期分别是 2002 年以前，2008 年下半年和 2010 年下半年，这三个时期也正好是我国资本出现外流，同时央行采取调低准备金率的时期。另外，我们还关注这两个价格之间的背离以及其波动性。通过图 27 可以发现，从 2009 年中期以来，人民币的远期和即期汇率价格之间的联系越来越紧密，而且更为重要的是，通过图 28 可以发现，虽然人民币的币值具有双向波动性，但是不管是贬值还是升值预期，这种预期的波动性都大大降低了。

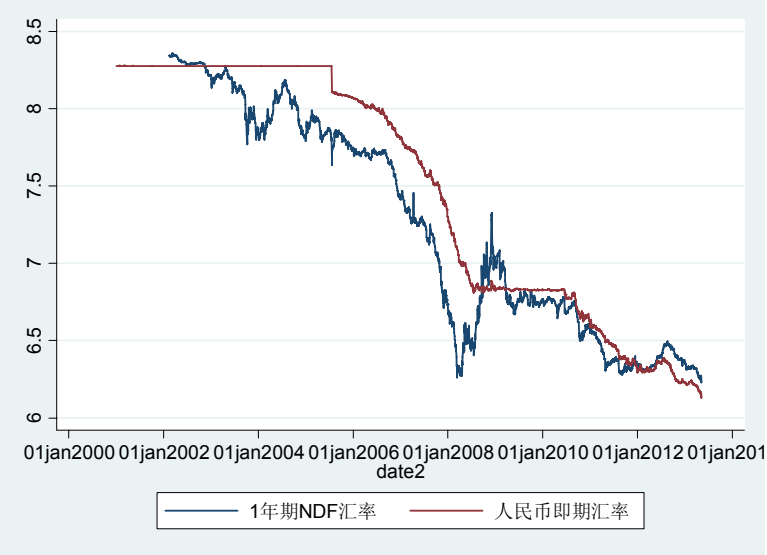


图 27　人民币 1 年期 NDF 和即期汇率走势对比图

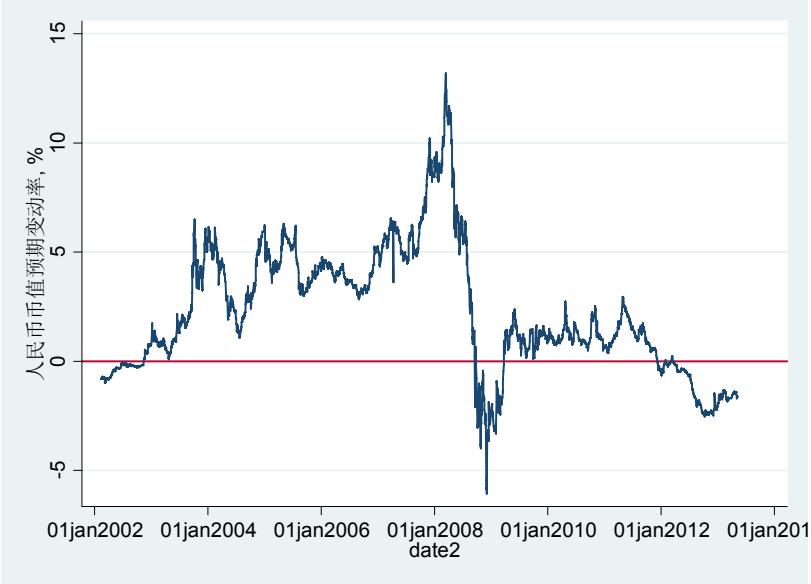


图 28 人民币币值预期变化率

六、主要结论

本文的主要结论如下：

1、面对金融危机冲击，为了恢复金融稳定和刺激实体经济活动，发达国家中央银行不仅长时期维持超低的政策性利率，更是大规模使用各种超越短期利率和货币总量的非传统货币政策手段，包括对银行的长期流动性支持和直接的信贷扩张等。

2、实体经济活动不仅受制于金融市场提供的融资条件，而且受制于产品市

场和要素市场的结构性约束或制度性约束。超常规货币政策刺激虽然带动了发达金融市场条件的迅速改善，但是这一变化未能充分传导至实体经济融资条件。

3、实体经济融资条件的改善滞后于金融市场条件的改善，意味着扩张性货币政策的影响未能完全传导至实体经济，金融复苏未能充分发挥其对实体经济复苏的推动力。加之产品市场和要素市场的结构性与制度性约束，实体经济活动水平的恢复较为缓慢。

4、实体经济的调整远远滞后于金融部门的调整。这意味着货币扩张带来的增量流动性未能引导实体经济供给和需求的调整，只是囤积于金融体系之中，由此导致国际资本流动规模与易变性的增加。

5、次贷危机以来，随着美国经常项目失衡的调整，美国净资本流动规模和总资本流动规模有所下降。但是，美国的跨境资本流动的波动性却显著提高。并且，美国总资本流动规模与净资本流动规模之间的差异显著扩大，这反映出美国跨境资本双向流动性的提高。

6、在新兴市场与发展中经济体净私人资本流入下降的同时，总资本流动规模的下降趋势并不明显，这意味着资本双向流动性的提高。这对新兴市场的金融稳定和宏观经济稳定构成了巨大威胁。

7、在金融危机以后，我国跨境资本流动的易变性大大提高，表现为由以前的单向流动变成了双向流动，流动方向变动更为频繁。虽然数量上的波动增大了，但由于政府调控节奏的加快，价格上的波动反而大大缩小了，汇率预期和资本流动的短期节奏都降低了。预期未来还会面对热钱的大规模流动，中国政府还需要更加紧密的关注国际资本流动。

参考文献

1. 尹宇明、陶海波，2005：《热钱规模及其影响》，《财经科学》第 6 期。
2. 万光彩、刘莉，2009：《中国的“热钱”规模究竟有多大？—基于热钱流出渠道的估算》，《世界经济研究》第 6 期。
3. 刘莉亚，2008：《境外“热钱”是否推动了股市、房市的上涨？—来自中国市场的证据》，《金融研究》第 10 期。
4. 王世华、何帆，2007：《中国的短期国际资本流动：现状、流动途径和影响因素》，《世界经济》第 7 期。
5. 张明，2011：《中国面临的短期国际资本流动：不同方法与口径的规模测算》，《世界经济》第 2 期。
6. 苟琴、王戴黎、鄢萍、黄益平，2012：《中国短期资本流动管制是否有效》，《世界经济》第 2 期。
7. IMF, Global Financial Stability Report, October 2012, April 2013.
8. IMF, World Economic Outlook, October 2012, April 2013.

中国贸易超调：表现、成因与对策

内容摘要：本文聚焦于中国对外贸易发展中的一个重要问题——贸易超调，描述其表现、探究其成因，思考应对策略。我们将可能影响中国贸易超调的原因归纳为四类，即贸易结构、供应链国际化、经济形势和贸易政策，每类指标均选取了多个变量纳入计量方程中进行回归分析。经验分析结果稳健地表明，“可延迟商品”的出口比重成为中国贸易超调最重要的影响因素；此外，主要贸易伙伴从中国进口比重、主要贸易伙伴的 GDP 增长率，以及中国库存占 GDP 比重，对中国贸易超调也产生了较为重要的作用；而中国参与国际垂直专业化生产程度对超调幅度的影响未能获得实际数据的支持。未来中国对外贸易克服超调问题，实现健康稳定发展的出路在于，一方面遵循比较优势，承接国际外包，在国际生产链条中扮演好自己的角色，另一方面，积极扩展贸易方向、有选择地接受国际先进生产方式，加强同贸易伙伴的协调对话，以此来减轻贸易超调的幅度。

关键词：贸易超调；经济危机；可延迟商品；垂直专业化；贸易保护

一、引言

2008 年全球经济危机以来，世界贸易经历了严重衰退，而且贸易衰退的程度要大于收入衰退的程度。由图 1 可见，在世界经济衰退之际，世界主要经济体均呈现出贸易额下降幅度高于总体经济下降幅度的现象。具体来看，在经济增长率到达谷底的当年（2009 年），各经济体出口的增长率也会下降，而且下降的幅度大大超过 GDP 的下降幅度。除本次经济危机之外，纵观 20 世纪 70 年代以来的发展状况，在经济衰退的时期，时常会伴生出口更大幅度的衰退；而另一方面，在经济快速增长之时，出口也会同时增长，并且增长的幅度往往超过 GDP 增长幅度。这就是说，在经济形势发生剧烈变动的时期，国际贸易对经济的反应程度会更大。

借助国际金融领域的“汇率超调”概念（Dornbusch，1976），一些学者使用“贸易超调”这一术语来描述这一现象（Escaith 等，2010）。所谓超调，通常是指一个变量对给定扰动做出的短期反应超过了其长期稳定的均衡值，并因此被一个相反的调节所跟随。在经济衰退的冲击下，贸易在世界范围内对冲击的短期反

应呈现出超过其长期稳定均衡值的局面，表现为贸易额的变动幅度显著大于经济总量的变动幅度，即呈现出所谓的“贸易超调”现象。

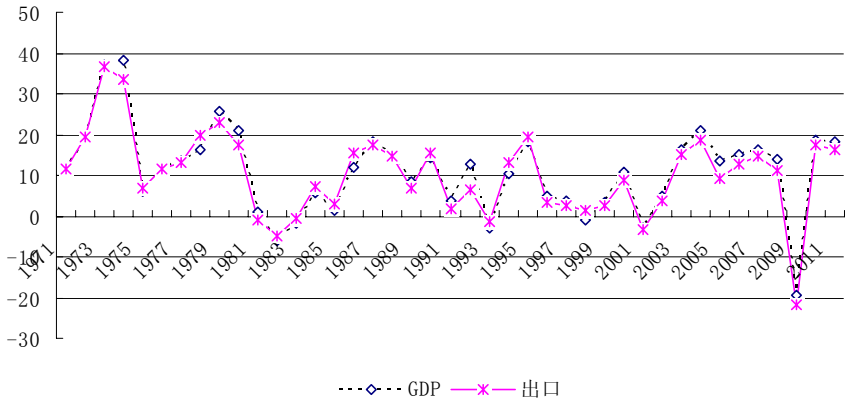
众多学者对“贸易超调”现象的原因进行了深入的考察。Baldwin（2009）将这种现象称为“贸易大崩溃（Great trade collapse）”，从逻辑上指出了可能的形成原因，并分析了全球贸易不平衡、政府贸易政策等深层次问题。在具体的成因探讨方面，Levchenko等（2009）、Francois和Woerz（2009）强调了“可延迟商品（Postponeable goods）”对贸易大幅衰退的影响作用，指出耐用消费品和资本品等“可延迟商品”在经济危机爆发时需求锐减，但这些产品在GDP中的比重相对较小，从而造成贸易衰退幅度远远高于收入衰退幅度；Antoine 和 Charlotte（2010）则认为高品质产品的进口需求对GDP波动的反映程度大于低品质产品的进口需求，因而经济危机时期高品质产品贸易额会急剧下降，带来贸易价格的下降和贸易额的整体萎缩；一些学者聚焦于当代世界的生产和分工格局，认为生产分割、垂直专业化等生产形式在一定程度上加剧了贸易衰退，并使贸易衰退呈现出“协同性（Synchronicity）”的特征（Yi，2009；Giovanni和Levchenko，2010）；另一些学者则探讨了美国次贷危机引发的金融危机对贸易衰退的传导机制，认为对未来的悲观预期和贸易信贷紧缩是贸易大崩溃的主要原因（Blanchard，2009；Auboin，2009）；还有一些学者则探讨了危机时贸易保护主义对贸易带来的负面影响，Krueger（2009）指出贸易伙伴间的报复性保护措施会导致双方互设贸易壁垒，从而使双边贸易急剧下降，Evenett（2009）的研究表明贸易保护虽然对贸易衰退只产生了温和的影响，但未来全球范围内仍需防范贸易保护主义。Bems等（2012）对已有研究贸易衰退原因的文献进行综述，建立起理论模型诠释贸易超调的原因，认为商品的消费结构（“可延迟商品”）是最重要因素，而存货调整和信贷供给对贸易超调起到了放大作用。

一些国内学者研究了中国的贸易超调现象，并结合国外学者的研究成果，从逻辑上或使用统计方法探讨中国贸易超调可能的形成因素（刘莉、杨扬，2011；戴翔、张二震，2012）。这些文献对于我们认识贸易超调现象、特别是中国的贸易超调现象有所帮助，但目前尚未有文献使用定量方法对中国贸易超调的原因进行全面深入的考察。与此同时，上文所列的国外文献，或是从理论上归纳贸易超调的原因，或是从某一方面定量检验贸易超调的发生原因，并未对贸易超调发生的综合原因进行全面的定量分析，而且未有专对中国的研究。本文旨在对以往的研究有所突破，综合已有的文献和中国的现实，建立理论框架并构建计量模型，

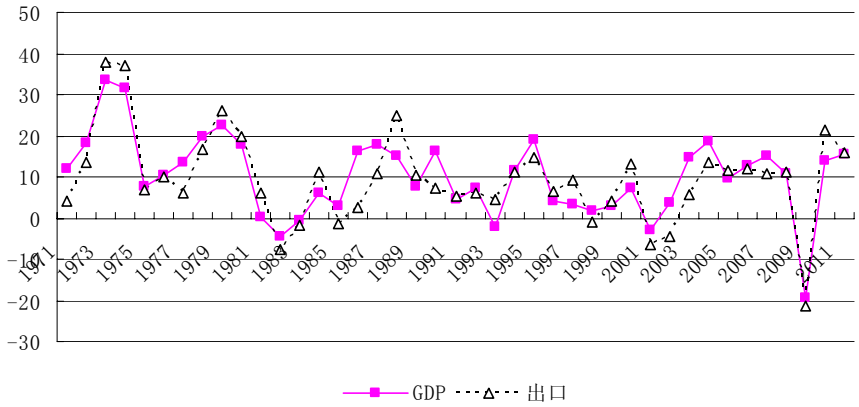
定量考察中国贸易超调的影响因素，确定各影响因素的作用大小。在探明中国贸易超调成因的基础上，提出维持对外贸易健康发展的政策建议，具有十分重要的现实意义。本文也可作为 Bems 等（2012）的对应研究，他们是在综合前人研究的基础上构建了理论模型，而本文将综合以往的研究进行经验分析，更为清晰地定量揭示出中国贸易超调的形成原因，是现有文献的有益补充。

本文结构安排如下。第二部分描述中国贸易超调的表现，展示出中国出口的收入弹性；第三部分构建理论框架，为定量分析中国贸易超调的原因提供理论基础；第四部分定量分析中国贸易超调的原因，并识别各种影响因素的重要程度；第五部分总结全文，并结合贸易超调成因为中国对外贸易发展提出政策建议。

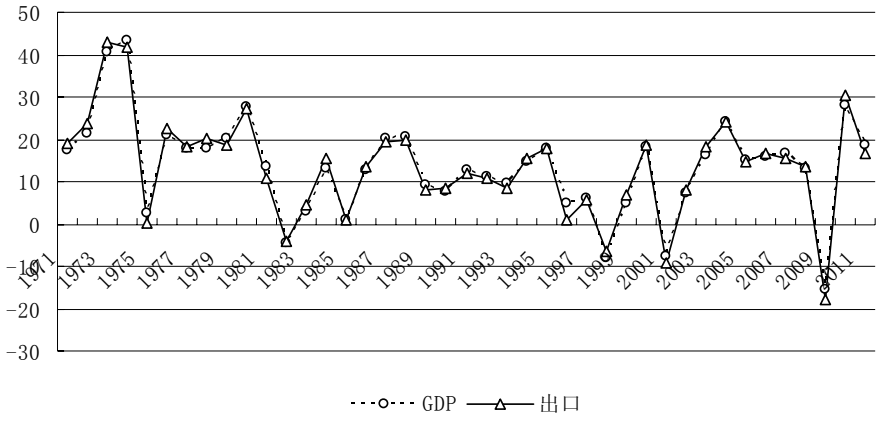
（a）世界



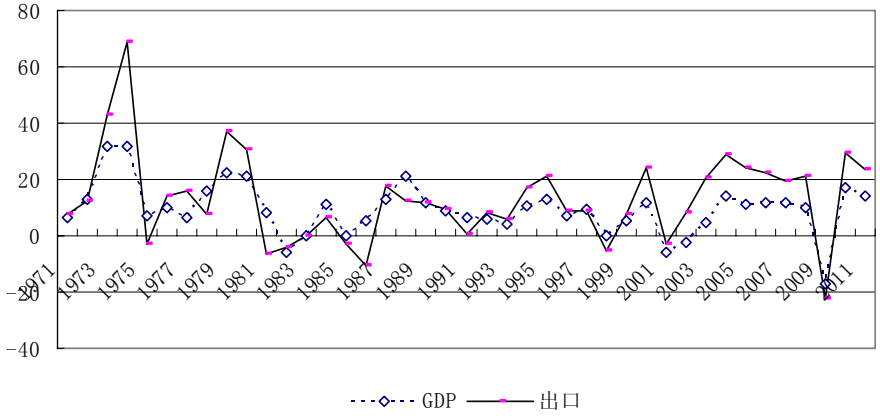
（b）OECD 国家



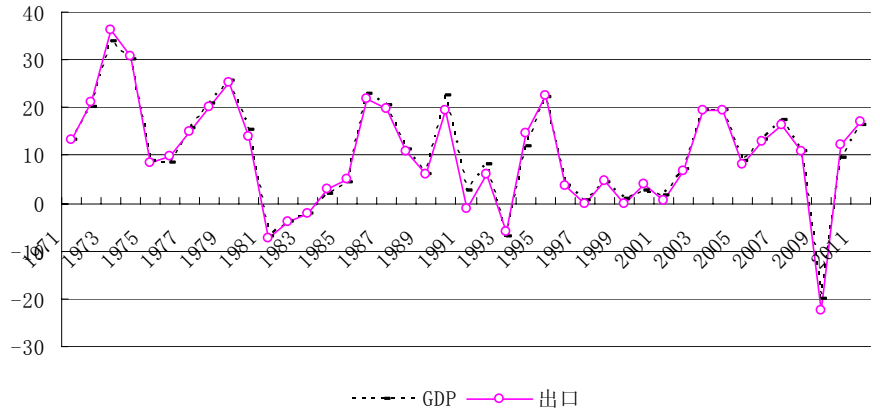
（c）东亚太平洋地区



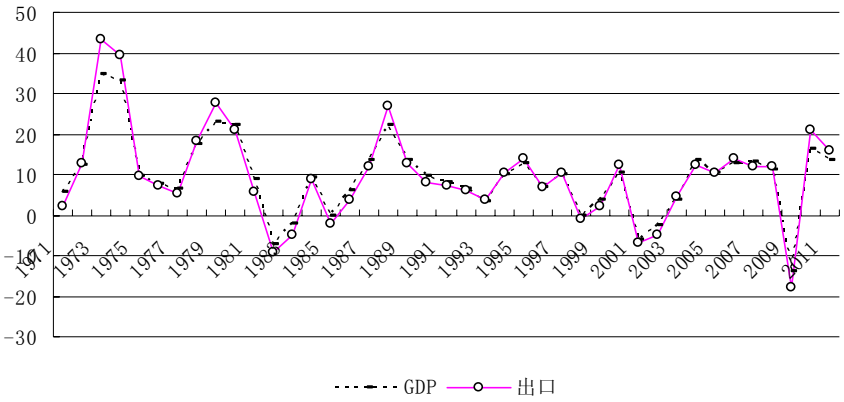
（d）北美



（e）欧盟



（f）美国



（g）中国

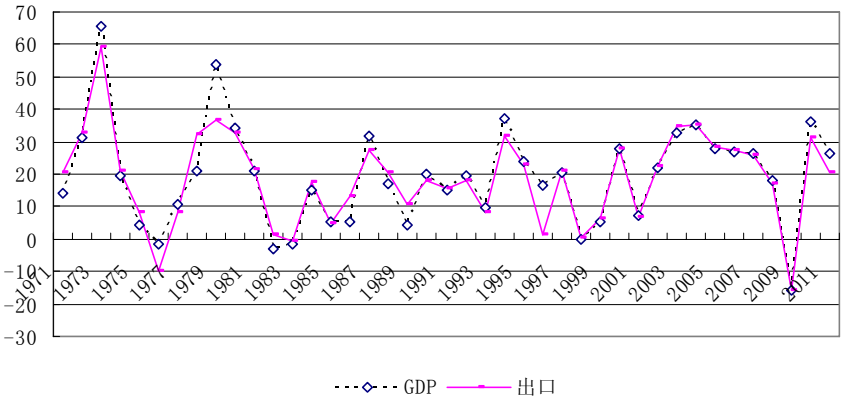


图 1 世界主要经济体 GDP 增长率与出口增长率

二、中国贸易超调表现及国际比较

根据贸易超调的含义，我们可以通过比较出口增长率同 GDP 增长率来考察中国贸易超调状况。从图 1（g）清晰可见，20 世纪 70 年代以来，在中国经济增长率起落过程中，几乎在每一个转折点，出口的波动幅度都大于 GDP 的波动幅度。[1]将考察的时间段聚焦于 1992 年以后，情况依然如此：当 GDP 增长率达到高峰时，当年的出口增长率会高于 GDP 增长率；而当 GDP 增长率跌入谷底时，当年的出口增长率会低于 GDP 增长率，出口增长率与 GDP 增长率之比在大多数年份均大于 1（表 1）。

[1] 世界银行数据库提供的贸易和 GDP 数据时间跨度较长，可以方便研究者考察较长时期的经济变化情况。考虑到考察中国改革开放以后的贸易超调状况更有意义，考察期应从 20 世纪 80 年代初开始。后文会展示改革开放以来中国贸易超调状况的 10 年移动平均值，因此数据要上溯到 20 世纪 70 年代初，所以这里展示的基本数据从 1970 年开始。受数据可获得性的约束，后文的经验分析以 1992 年为起点，于是表 1 中展示的数据从 1992 年开始。

实际上，出口增长率和 GDP 增长率可以理解为两个变量各自变动的百分比，二者相除具有弹性的含义，即表示出口的收入弹性，而增长率发生转折时出口的收入弹性可用来测度贸易超调，若弹性大于 1，则表现出贸易超调的特征。为考察连续时段的贸易超调状况，取弹性的 10 年移动平均值进行平滑，若平滑后的弹性大于 1，则表明该年度的经济运行具有贸易超调特征。

图 2 展示了 20 世纪 80 年代以来世界主要经济体商品出口的收入弹性的 10 年移动平均值。尽管通过移动平均方式进行了平滑，但中国出口的收入弹性一直保持在较高的水平，31 年间只有 7 年的弹性值小于 1，其余年份的弹性不仅大于 1，一些年份的弹性还超过 1.5。美国出口的收入弹性也较大，特别是近年来其弹性一直大于中国，表现出美国出口贸易的波动幅度远远大于 GDP 的波动幅度。欧盟出口的收入弹性变异程度较小，31 年间始终围绕 1 上下波动，除 2011 年之外，其余各年的最大值不超过 1.33，最小值不低于 0.76，2011 年弹性为负是因为在欧债危机的影响下，欧盟 GDP 增长率在 2010 年呈现出略小于 0 的状态，而出口增长率则超过 12%，所以出口的收入弹性为负，且绝对值很大，于是在计算 2011 年弹性的移动平均值时会充分受到 2010 年负弹性的影响。东亚太平洋地区的弹性在绝大多数年份也大于 1，表明整个地区都呈现出贸易超调现象。

当出口中既包含货物贸易又包含服务贸易时，可以计算商品与服务出口的收入弹性。由图 3 可见，中国的该弹性值仍然很高，10 年的移动平均值大多大于 1。美国的该弹性仍然较高，且 2010 年之后显著超过中国。同商品出口的收入弹性相比，欧盟的商品与服务出口的收入弹性从 2000 起开始为负，经历了长时间负弹性的状态之后于 2010 年恢复了正弹性。在大多数年份，东亚太平洋地区的弹性值大于其他经济体的弹性，意味着该地区参与国际贸易活跃，且出口额的波动十分剧烈。

表 1 中国 GDP 增长率与出口增长率比较

	1992	1995	2000	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
GDP	11.38	30.18	10.63	16.84	20.21	28.79	29.41	10.38	18.82	23.40
出口	19.60	23.81	27.95	27.61	26.86	26.42	17.84	-15.71	36.17	26.46
弹性	1.72	0.79	2.63	1.64	1.33	0.92	0.61	-1.51	1.92	1.13

注：各年度的弹性为出口增长率除以 GDP 增长率。
资料来源：根据世界银行统计数据库中的数据整理而得。

综上，贸易超调现象在世界范围内广泛存在，无论是美国、欧盟等发达经济

体，还是中国这样的新兴大国，或是包含众多经济体的东亚太平洋地区。相比之下，中国出口的收入弹性变异程度更大，无论是商品出口，还是商品和服务出口，弹性都曾经超过 2，并且大多数年份的弹性值大于 1，意味着中国的贸易超调现象更为明显。一些学者指出，纳入服务贸易后，贸易对收入的弹性会变小，即此时的超调幅度会减小（刘莉、杨扬，2011）。而本文展示的数据则并未证实这一点，图 3 与图 2 相比较，前者描绘的收入弹性更大，表明中国的商品和服务贸易均具有显著的超调特征。

在一定时期内，出口对于中国经济增长具有不可替代的重要作用，而剧烈的出口波动会带来经济增长的不稳定，阻碍中国经济健康发展。为此，我们需要探究中国出口贸易超调的形成因素，并辨明各因素作用的差异，以期在发生外部冲击导致贸易剧烈波动时，能准确找到重要的影响因素，并对其加以控制，减轻波动，化解风险。

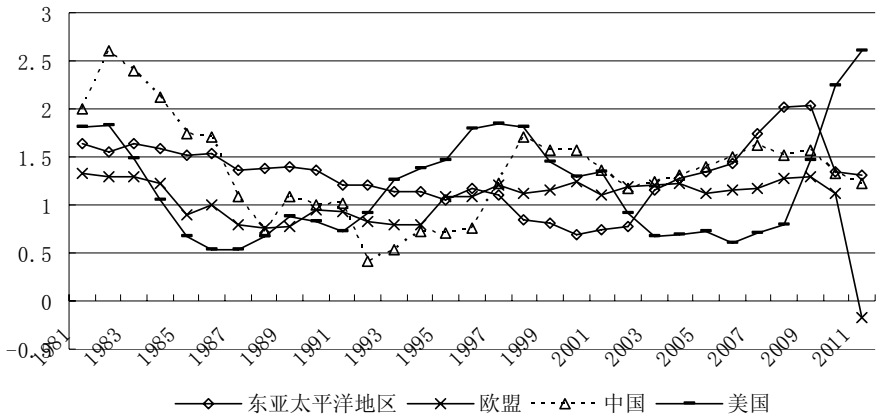


图 2 商品出口的收入弹性（10 年移动平均值）

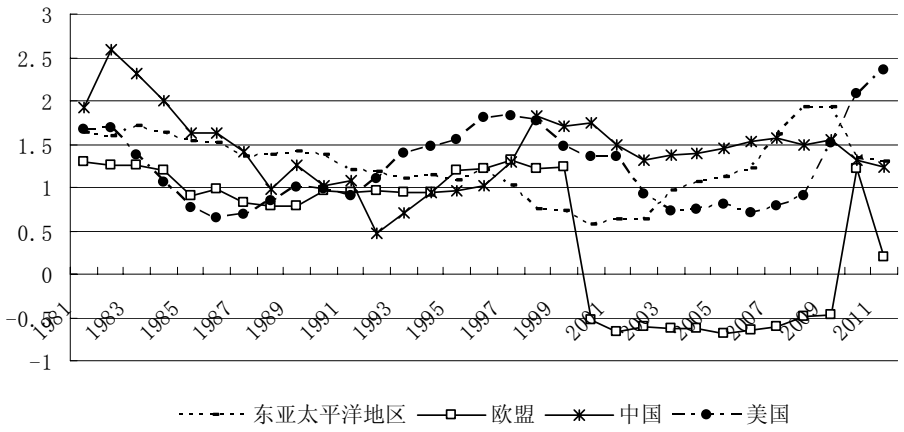


图 3 商品及服务出口的收入弹性（10 年移动平均值）

三、中国贸易超调成因：理论框架

全球经济危机爆发以来，众多学者从理论上诠释“贸易大崩溃”的形成原因（Baldwin，2009；Bems 等，2012 等），也有一些学者从各自视角出发，对贸易超调的成因与效应进行经验分析，进行实证之前提出一些理论假说（Antoine 和 Charlotte，2010；Hubert 等，2010）。我们根据这些文献，以及中国对外贸易和经济发展的实际状况，归纳出影响中国贸易超调幅度的主要因素，并提出有待检验的理论假说。

（一）贸易和产出结构：“可延迟商品”的作用

在需求方面，由于“可延迟商品”的作用，推动并加剧了贸易超调现象。经济危机会对需求产生极大的冲击，但对不同产品需求的冲击有所差异，对于消费者来说，在收入下降的情况下，生活必需品的需求不会有大幅下降，而汽车、家电等耐用消费品并非生活必需品，在收入下降时，消费者可以推迟对这些产品的消费，因而耐用消费品的需求会产生大幅下降。与此同时，生产耐用消费品的中间投入品需求也会下降。特别是资本品，一方面耐用消费品需求下降本身会使其需求减少，另一方面持悲观态度的厂商会对投资持谨慎态度，普遍推迟对资本品的购买。

耐用消费品和资本品都有可延迟消费的特性，因而被称为“可延迟商品（Postnoneable goods）”。“可延迟商品”贸易额在贸易总额中的比重很大，而其增加值在 GDP 中的比重相对较小（由于服务业增加值在 GDP 中占比越来越大），所以在在危机爆发时，对“可延迟商品”需求的锐减会对贸易造成更为显著的负面影响，贸易的变动幅度会大大超过 GDP 变动幅度，产生严重的贸易超调现象。据此，我们提出如下理论假说。

命题一：“可延迟商品”贸易额占中国对外贸易总额的比重越大，则中国的贸易超调幅度越大。

（二）供应链的国际化

首先，垂直专业化和零部件贸易的盛行，导致一件产品的生产和贸易过程中，产品多次跨越国界流动，因而贸易规模被成倍放大。根据 Hummels 等（2001）的定义，垂直专业化是指各国在产品生产过程中的内在联系日益紧密，中间产品贸易不断增加，形成了跨越国界的垂直性贸易链，一种商品的生产过程延伸为多

个连续的生产阶段，每一个国家在某特定阶段进行专业化生产。危机到来之际，这种垂直生产联系将会对贸易规模的收缩产生放大效应。而中国是加工贸易大国，是国际供应链中的重要一环，现行的生产和分工模式会进一步导致危机发生时，中国对外贸易出现更为剧烈的波动。Hummels 等（2001）利用投入产出表构造了垂直专业化指数（VS），除此之外，垂直专业化程度可以用零部件贸易的比重来近似测度，正因为不同的零部件在不同国家生产，才体现出国家间生产的垂直联系。

第二，近年来流行的“即时生产策略（Just in time）”会造成危机的“协同效应（Synchronicity effect）”。即时生产的理念是，库存带来了很多附加成本，例如需要建立新的仓库、需要更新设备、减少流程的可变性、缺乏工人和设备灵活性、以及影响产量等。因此高效率的企业应该不存在库存。企业需要采取一系列新的管理办法进行变革，在管理中逐渐适应“零库存”的状态，以便削减生产流程中的成本（Pilkington，1998）。这种生产模式会带来各个环节生产的同步性，对最终产品需求的下降会很快传递到零部件生产环节，从而带来贸易额的迅速全面下滑。由于 JIT 生产方式的核心是降低库存，因此库存量的减少标志着该生产方式的盛行。

由此，我们提出如下理论假说。

命题二：中国参与国际垂直专业化生产程度越高，零部件贸易比重越高，则中国的贸易超调幅度越大。

命题三：全球范围内厂商库存量越小，则 JIT 生产方式越深入，会导致中国的贸易超调幅度越大。

（三）经济形势

发端于美国的次贷危机引发了全球经济危机，经济衰退的直接表现是收入水平的下降，这不仅会直接带来西方发达国家消费支出，即对中国产品出口需求的减少，而且会导致各界对经济发展信心的下降，对未来产生悲观预期，从而进一步抑制消费者的支出水平。此后，欧债危机蔓延，至今未有明显转机，这同样会对中国产品的需求产生强烈的负面影响，造成中国出口的大幅波动。由此我们认为，经济形势可能是影响中国贸易超调的重要因素。

对中国出口贸易产生重大影响的另一个机制是：次贷危机和欧债危机会带来全球范围内贸易信贷的收缩。以 2008 年雷曼兄弟破产为标志，银行同业间的融

资几乎停滞，信用市场趋于冻结，经济危机的冲击由需求领域传导至生产领域。传统观点认为，信用条件约束会限制贸易流动，因此经济危机带来的贸易信贷收缩会严重抑制中国出口，加剧贸易超调现象。尽管一些学者的实证分析认为，贸易信贷收缩对全球贸易量减少的作用有限（Mora 和 Powers，2009），我们仍然认为贸易信贷对中国贸易超调的影响是一个有待检验的理论假说。

命题四：经济危机造成的悲观预期，会对中国出口需求产生负面影响，显著增加中国的贸易超调幅度。

命题五：全球贸易信贷收缩会显著增加中国的贸易超调幅度。

（四）贸易政策

在经济危机爆发的时刻，贸易保护主义往往会重新抬头，各国高筑贸易壁垒，限制其他国家的产品进入本国市场（Bagwell 和 Staiger，2003）。中国是世界上最重要的出口国，不仅面临来自发达国家的贸易限制，还同发展中国家之间存在着激烈的竞争关系，因而发展中国家也会采取各种方式限制中国产品。各种贸易限制措施会对中国出口造成重要的负面影响，从而加剧出口贸易的波动，增加中国贸易超调幅度。

根据一些学者的观点，2008 年以来的全球经济危机并未显著提高各国的关税水平（Kee 等，2013；Gawande 等，2011）；而另一些学者则指出，G20 国家 2008 年至 2009 年间的非关税壁垒有显著增加，新兴市场国家对非关税壁垒的使用则更加活跃（Bown，2011）。由于 WTO 倡导关税减让，因而关税的贸易保护效应日渐式微，非关税壁垒的保护作用日益增强，我们据此提出如下理论假说。

命题六：中国出口产品在国际市场上遭受的非关税壁垒会显著增加中国的贸易超调幅度。

这些命题成为本文经验分析的理论框架，后文的经验分析则在该框架下用实际数据检验各假说是否成立。

四、中国贸易超调成因：经验分析

（一）经验方法与数据

根据本文的理论框架，我们考察中国贸易超调的影响因素，即对上文提出的七个命题进行检验。以中国对外贸易超调幅度为被解释变量，以理论框架中提到

的各种可能的影响因素为解释变量，使用极大似然法（ML）进行回归，考察期为 1992 年至 2011 年。[2]

考虑到出口贸易对中国经济增长所具有的重大意义，同时为使文章关注的焦点集中，我们使用出口贸易增长率与 GDP 增长率进行比较来测度贸易超调幅度，具体指标有两个。一是变量 *Overshooting*，它表示中国出口增长率与中国 GDP 增长率之差，若该值为正，则表明当年中国呈现出（出口）贸易超调现象。考虑到两个增长率之差的离差较大，我们还使用变量 *Elasticity* 来测度超调，它表示中国出口增长率与中国 GDP 增长率之比，如前文所述，该变量正是出口的收入弹性，若取值大于 1，则表明当年中国呈现出（出口）贸易超调现象。[3]

如前所述，解释变量可以分为四类。第一类是测度贸易和产出结构的变量，包括中国耐用消费品出口占总出口比重 *Durable*，资本品出口比重 *Capital*，以及“可延迟商品”出口比重 *Postnoneable*，即前两个比重之和。在基准检验中，我们使用的变量是 *Postnoneable*，为保证估计结果的稳健性，我们再使用“可延迟商品”之下的各子类产品出口比重进行回归。

表 2 描述性统计

变量	含义	均值	标准差	预期符号
被解释变量				
Overshooting	中国出口增长率与中国 GDP 增长率之差	0.154	1.069	
Elasticity	中国出口增长率与中国 GDP 增长率之比	1.209	0.994	
Elasticity_S	中国出口（包括货物和服务）增长率与中国 GDP 增长率之比	1.299	0.972	
贸易结构				
Postponeable	中国“可延迟商品”出口占总出口比重（%）	9.878	0.754	+
Durable	中国耐用消费品出口占总出口比重（%）	6.727	0.362	+
Capital	中国资本品出口占总出口比重（%）	3.151	0.634	+
供应链国际化				
P&C	中国零部件贸易比重（%）	11.849	4.016	+
VS	中国垂直专业化指数	0.201	0.047	+
Processing	中国加工贸易比重（%）	51.929	4.106	+
Inventory	中国库存与 GDP 之比（%）	8.570	4.962	-
经济形势				

[2] 选取 1992 年作为起始年份有两个原因：一是因为中国从 1992 年开始确立以建立社会主义市场经济作为经济改革的目标，从此步入了社会主义市场经济道路，出口贸易才真正得以遵循市场规律、按照比较优势进行；二是因为一些关键解释变量可获得的最早数据始于 1992 年，为了不放弃这些变量，只能收到数据可获得性的约束。2011 年的数据则是截止本文写作时所能获得的最新数据。

[3] 中国出口和 GDP 数据来源于世界银行统计数据库。网址为 http://data.worldbank.org/。

PMI	美国采购经理人指数	52.120	4.036	-
Employment	美国就业指数	48.756	5.222	-
Price	美国价格指数	58.810	10.596	-
GDP_G	世界 GDP 增长率（%）	2.749	1.480	-
GDP_P	中国主要贸易伙伴 GDP 增长率（%）	1.728	1.731	-
Import_C	主要贸易伙伴从中国进口占总进口比重（%）	4.917	2.405	-
Import_Share	主要贸易伙伴进口占 GDP 比重（%）	15.823	2.959	-
Tradecredit	美国贸易信贷占总信贷之比（%）	8.875	9.969	-
贸易政策				
Antidumping	中国遭遇反倾销案件数	48.450	15.178	+
Measure	中国产品被征反倾销案件数	33.950	13.260	+

资料来源：详见文中所述

联合国基本经济类别（BEC）分类方法是根据产品的生产阶段进行的分类，其包含耐用消费品、准耐用消费品和资本品等类别。但联合国 Comtrade 数据库中提供的 BEC 分类下的贸易数据年限较短，不是进行回归分析的理想来源。Comtrade 数据库中按照标准国际贸易分类方法第三版（SITC Rev.3）进行分类的贸易数据跨度相对较长，起始年份为 1992 年。我们根据联合国统计署提供的 SITC Rev.3 和 BEC 之间的转换表，将 SITC Rev.3 分类下的数据归并到 BEC 分类之下，计算出测度贸易和产出结构的四个变量。[4]

第二类是测度供应链国际化的变量，包括中国的零部件贸易比重 *P&C*，垂直专业化指数 *VS*，中国的库存率 *Inventory*，考虑到中国是加工贸易大国，而加工贸易正体现了国际生产分割、垂直联系等特征，因而还加入了中国加工贸易出口比率 *Processing*。BEC 分类方法中也包含零部件这种类别，因此 *P&C* 的计算方法与 *Postnoneable* 等变量相同。CCER 课题组（2004）曾经计算过 1992 年至 2003 年中国的垂直专业化指数，本文利用该计算结果，并自己计算了之后几年的指数，获得了本文考察期内完整的 *VS* 数据。*Inventory* 的具体含义为中国各年库存与 GDP 之比，库存率越低，表明 JIT 生产方式在中国实行得越深入，其中库存数据和 GDP 数据均来源于世界银行数据库。中国海关总署网站提供了 2005 年以后中国加工贸易出口额，我们据此计算加工贸易比重；[5]1992 年至 2004 年的数据，我们根据各年《中国贸易外经统计年鉴》中的数据计算而得。

第三类是反映经济危机影响的变量。采购经理人指数 *PMI* 是测度经济形势的权威指标，它所包含的分项指标反映了商业活动的现实情况，而该指数本身则

[4] Comtrade 数据库搜索数据页面的网址为 http://comtrade.un.org/db/dqQuickQuery.aspx；对照表来源网址为 http://unstats.un.org/unsd/cr/registry/regot.asp?Lg=1。

[5] 海关统计数据来源：http://www.customs.gov.cn/publish/portal0/tab44604/module109000/page1.htm。

反映了制造业的整体增长或衰退，通过该指标的动态变化能反映经济活动所处的周期状态。我们的基准检验使用 *PMI* 指数，在进行敏感性检验时，使用构造 *PMI* 的重要分项指标，包括就业指数 *Employment* 和价格指数 *Price*。这些数据来源于美国供应管理研究所（ISM）网站。[6]反映经济危机影响的变量还包括世界 GDP 增长率 *GDP_G*，中国主要贸易伙伴 GDP 增长率 *GDP_P*，主要贸易伙伴从中国进口占总进口比重 *Import_C*，以及主要贸易伙伴进口占 GDP 比重 *Import_Share*。[7]其中贸易数据来源于 Comtrade 数据库，GDP 数据来源于世界银行统计数据库。关于贸易信贷，由于美国是中国重要的产品销售市场，我们使用美国贸易信贷占总信贷之比 *Tradecredit*，用来考察贸易信贷收缩对中国出口需求的影响作用，数据来源于美联储网站。[8]

第四类是反映中国遭受贸易壁垒的变量。由于中国是遭受反倾销诉讼的头号目标国，并且反倾销诉讼对中国出口已造成较为严重的负面影响，我们使用各年度中国遭遇反倾销案件数 *Antidumping* 和中国产品被征反倾销的案件数 *Measure*，数据来源于世界银行的贸易壁垒数据库。[9]

各变量的描述性统计及预期符号列于表 2 之中。

（二）经验分析结果

由于本文的经验分析使用的是时间序列数据，因此在进行回归之前先要判断变量的平稳性。对全部变量进行单位根检验，我们发现大多数变量是平稳的。一方面，被解释变量是超调幅度，该变量具有极强的随机性，不会随时间推移发生有规律的变化，同时，经济形势的涨落会将超调幅度控制在一定范围，从而呈现出超调幅度围绕某一均值上下波动的局面，而不会使其长期维持在某一较高或较低水平。另一方面，解释变量中有很多是随机性很强的比值，它们的变化也不具有时间趋势性。但也有一些重要的解释变量未通过平稳性检验，包括 *Postponeable*、*Inventory* 等。如果用普通最小二乘法（OLS）进行分析，需要对非平稳变量进行差分，得到平稳序列，否则估计结果不具有一致性。但进行差分会损失水平值所包含的信息，不利于客观反映中国贸易超调的影响因素。因而我们使用了极大似然法（ML），仍用各变量的水平值进行回归，这样，即使所有的

[6] 网址为 http://www.ism.ws/ISMReport/content.cfm?ItemNumber=13339&navItemNumber=12958。

[7] 根据统计数据显示，中国出口前三位贸易伙伴是美国、欧盟和日本，所以本文的主要贸易伙伴是指这三个经济体。

[8] 网址为 http://www.federalreserve.gov/releases/z1/current/data.htm。

[9] 网址为 http://people.brandeis.edu/~cbown/global_ad/。该数据库为 Brandeis 大学 Bown 教授整理所得，后来并入世界银行研究数据库。

变量都是非平稳的，也可以保证估计结果具有一致性。

以中国出口增长率与 GDP 增长率之差 *Overshooting* 来表示超调幅度，考察四类因素对中国贸易超调幅度的影响作用，基准结果列于表 3 第（1）列中。

首先，同预期相符，中国“可延迟商品”出口比重 *Postponeable* 的系数显著为正，表明“可延迟商品”在出口贸易和 GDP 中的比重差异的确是构成中国贸易超调的重要原因。近年来，由于自身技术水平不断提高和不断深入地融入国际生产网络，中国出口耐用消费品和资本品的比重日益提高，在机电产品、电子产品等领域具有较强的出口竞争力，而这些产品具有“可延迟消费”的特征，其贸易额在经济发生转折时会发生大幅波动，是贸易超调的重要贡献因素。[10]由此，命题一初步得到证实。

第二，在反映供应链国际化的指标中，零部件贸易比重 *P&C* 的估计系数符号为正，但只在 10%的水平上显著，这样，关于命题二，即中国参与国际垂直专业化生产的程度是否会对贸易超调产生正向影响，只获得了一个较弱的支持。库存与 GDP 之比 *Inventory* 的估计系数符号为负，且在 1%的水平上显著，这意味着，JIT 生产方式带来一件商品各生产环节的同步性，当经济发生波动时，会带来贸易额的迅速全面下滑，命题三被初步证实。

第三，测度经济形势影响的变量较多，这些变量回归结果的显著性存在差异。采购经理人指数 *PMI* 的估计系数为负，且在 5%的水平上显著，表明经济衰退会造成各界信心不足，因而迅速减少进口需求，加重贸易超调幅度，命题四的假说初步获得证实。世界 GDP 增长率 *GDP_G* 的估计系数不显著，表明世界经济并未作为一个整体影响中国贸易超调幅度，由于该变量包含了世界全部国家经济增长的信息，而中国并非同所有国家都具有密切的贸易关系，所以造成了该变量不显著。主要贸易伙伴从中国进口的比重 *Import_C* 显著为负，意味着当美、欧、日这三大贸易伙伴从中国的进口保持稳定时，会减轻贸易波动，使贸易超调幅度降低。主要贸易伙伴进口占 GDP 比重 *Import_Share* 的估计系数不显著，可能的原因在于，该指标测度的是这些经济体总体的进口状况，而并非专从中国的进口状况，其与中国贸易超调幅度之间的关系不紧密。美国贸易信贷占总信贷比重 *Tradecredit* 的估计系数显著为负，表明贸易信贷水平会对国际贸易产生显著影响，当经济衰退时，重要贸易伙伴信贷收缩会极大地抑制中国出口，加剧贸易超调，由此，命题五获得初步证实。

[10] 1992 年和 2011 年，中国“可延迟商品”出口比重分别为 8.7%和 11.1%，但并非持续上升，而是经历了一些波动之后呈上升趋势。

第四，*Antidumping* 的估计系数显著为正，表明作为中国遭遇最多的贸易壁垒，反倾销的发起数量的确对中国贸易超调起到推波助澜的作用，命题六的假说初步被证实。

计量方程中纳入的变量是我们根据已有的文献和中国对外贸易发展的现实状况选取和构造的，具有理论和现实依据。但影响超调的各类因素较为复杂，同一类因素中即包含众多意义相近的变量，只选取一组变量进行回归无法保证结果的稳健性。为此，我们变换计量方程中的变量，使用同一类因素中的其他指标进行回归。

表 3 中第（2）、（3）列中的贸易结构变量仍然使用的是 *Postponeable*，变换了其他三类因素中使用的变量。在第（2）列中，垂直专业化指数 *VS* 估计系数为正，也在 10%的水平上显著；描述经济形势的变量由 *PMI* 换为就业指数 *Employment*，该变量仍然显著，表明经济衰退会显著增大超调幅度；世界 GDP 增长率变换为主要贸易伙伴的 GDP 增长率 *GDP_P*，此时考察经济形势的范围更为集中，因而该变量的估计系数显著为负，这同样证实了命题四的假说。在第（3）列中，加工贸易比重 *Processing* 的估计系数为正，但不显著，这样，表示中国参与国际垂直专业化生产程度的三个变量都不具有较高的显著性水平，因此我们不能确定命题二的假说是否成立。第（3）列中还以价格指数 *Price* 来描述经济形势，该变量仍然显著为负；*Antidumping* 换为征收反倾销税的案件数 *Measure*，该变量仍然显著为正，只是系数的绝对值略小于 *Antidumping*。其余变量是三次估计的共同解释变量，仍然保持了原有的符号和显著性水平。

表 3 中第（4）至（6）列是将 *Postponeable* 变换为中国耐用消费品出口比重 *Durable*，其余变量的使用次序同（1）至（3）列一致。计量结果表明，除个别变量的显著性水平从 1%变为 5%（或是相反），其余估计结果均无显著变化。特别是描述垂直专业化生产的变量均不显著，进一步表明命题二的假说未能被现实数据所证实。第（7）、（8）两列中，对于描述贸易结构的变量，我们同时纳入 *Durable* 和资本品出口比重 *Capital*，结果表明这两种“可延迟商品”的贸易比重均会对中国贸易超调产生正面的影响。

表 3 中国贸易超调的影响因素（出口增长率与 GDP 增长率之差）

	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）	（7）	（8）
常数	-3.283***	12.14***	4.834***	-2.612***	11.85***	2.044***	-3.024***	13.52**
	(1.261)	(1.277)	(1.564)	(0.895)	(1.133)	(0.126)	(0.132)	(1.850)
贸易结构								

Postponeable	1.136***	1.071***	1.172***					
	(0.124)	(0.235)	(0.170)					
Durable				0.318***	0.478***	0.450***	1.332***	0.832***
				(0.131)	(0.012)	(0.205)	(0.140)	(0.193)
Capital							0.218***	0.268***
							(0.027)	(0.035)
供应链国际化								
P&C	0.204*			0.238			0.234	
	(0.113)			(0.191)			(0.207)	
VS		0.527*			-0.525			-0.618
		(0.287)			(0.380)			(0.413)
Processing			0.135			0.035		
			(0.172)			(0.202)		
Inventory	-0.196***	-0.260**	-0.162***	-0.176***	-0.260**	-0.034***	-0.178***	-0.273***
	(0.014)	(0.120)	(0.014)	(0.015)	(0.115)	(0.014)	(0.015)	(0.022)
经济形势								
PMI	-0.019**			-0.021**			0.025**	
	(0.009)			(0.011)			(0.013)	
Employment		-0.027***			-0.026***			-0.044***
		(0.009)			(0.010)			(0.014)
Price			-0.049***			-0.054***		
			(0.004)			(0.005)		
GDP_G	-0.075			-0.198			-0.175	
	(0.445)			(0.421)			(0.533)	
GDP_P		-0.212***	-0.105***		-0.205***	-0.126***		-0.177***
		(0.028)	(0.031)		(0.027)	(0.031)		(0.054)
Import_C	-0.404***	-0.709***	-0.112***	-0.189***	-0.700***	-0.126***	-0.164***	-0.464***
	(0.001)	(0.055)	(0.007)	(0.045)	(0.052)	(0.005)	(0.057)	(0.083)
Import_Share	0.078	0.032		0.230	0.031		0.202	0.219
	(0.361)	(0.027)		(0.337)	(0.024)		(0.498)	(0.646)
Tradecredit	-0.100**	-0.073***	-0.206***	-0.092**	-0.073***	-0.366***	-0.094**	-0.021***
	(0.041)	(0.027)	(0.039)	(0.046)	(0.030)	(0.040)	(0.047)	(0.007)
贸易政策								
Antidumping	0.104**	0.097**		0.103**	0.096**		0.103**	
	(0.036)	(0.035)		(0.036)	(0.035)		(0.038)	
Measure			0.070***			0.023***		0.012**
			(0.006)			(0.008)		(0.006)
对数似然比	-21.472	-19.793	-26.831	-21.317	-19.795	-26.797	-21.310	-25.261

括号中为标准差，***、**与*分别表示估计的系数在 1%、5%与 10%的水平上显著。下表同。

表 4 中国贸易超调的影响因素（出口的收入弹性）

	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）	（7）	（8）
常数	8.259***	6.872***	13.31***	5.687***	2.105**	4.519***	9.800***	6.997***
	(1.026)	(1.185)	(0.914)	(1.029)	(1.077)	(0.694)	(1.126)	(1.296)
贸易结构								
Postponeable	0.860***	0.945***	0.516***					
	(0.108)	(0.115)	(0.099)					
Durable				0.898***	0.493***	1.470***	1.035***	0.667***
				(0.117)	(0.119)	(0.113)	(0.119)	(0.135)
Capital							0.217***	0.199***
							(0.023)	(0.024)
供应链国际化								
P&C	0.025			0.035			0.178	
	(0.154)			(0.171)			(0.176)	
VS		0.171			-0.218			0.178
		(0.266)			(0.266)			(0.288)
Processing			0.122			0.239		
			(0.100)			(0.426)		
Inventory	-0.131***	-0.093***	-0.187**	-0.138***	-0.070**	-0.096***	-0.119***	-0.058***
	(0.011)	(0.012)	(0.081)	(0.013)	(0.013)	(0.008)	(0.013)	(0.015)
经济形势								
PMI	-0.073***			-0.074***			0.046***	
	(0.008)			(0.010)			(0.011)	
Employment		-0.058***			-0.063***			-0.024***
		(0.008)			(0.009)			(0.010)
Price			-0.024***			-0.075***		
			(0.003)			(0.027)		
GDP_G	-0.252			-0.413			-0.178	
	(0.305)			(0.376)			(0.455)	
GDP_P		-0.326***	-0.344***		-0.414***	-0.413**		-0.199***
		(0.027)	(0.084)		(0.026)	(0.172)		(0.037)
Import_C	-0.399***	-0.101**	-0.278***	-0.095***	-0.232***	-0.637**	-0.154***	-0.056***
	(0.037)	(0.051)	(0.041)	(0.040)	(0.050)	(0.254)	(0.049)	(0.006)
Import_Share	0.068	0.167		0.157	0.292		0.120	0.019
	(0.273)	(0.248)		(0.301)	(0.227)		(0.424)	(0.452)
Tradecredit	-0.054**	-0.018***	-0.054***	-0.066***	-0.078**	-0.011***	-0.013**	-0.007***
	(0.023)	(0.004)	(0.023)	(0.024)	(0.036)	(0.002)	(0.005)	(0.002)
贸易政策								
Antidumping	0.013***	0.016***		0.072**	0.014**		0.012***	
	(0.003)	(0.003)		(0.032)	(0.003)		(0.003)	
Measure			0.011***			0.063***		0.003**
			(0.004)			(0.004)		(0.0004)
对数似然比	-18.216	-18.294	-16.094	-19.045	-18.781	-14.913	-18.122	-18.140

综合以上估计结果，可以表明本文的经验分析结果是稳健的，理论框架部分提出的六个理论假说，除命题二之外，其余五个均被实际数据所证实。[11]

Overshooting 是两个增长率之差，可能出现二者之间离差过大、从而变量 *Overshooting* 取值过于发散的状况，因此我们还将使用变量 *Elasticity* 来测度超调，它表示中国出口增长率与中国 GDP 增长率之比，即出口的收入弹性。使用 *Elasticity* 作为被解释变量的估计结果列于表 4 之中。

同表 3 相比，估计结果未发生质的变化。需要指出的是，反映中国参与国际垂直专业化生产程度的变量在回归中均不显著，这就进一步证伪了命题二的理论假说。而其他五个假说仍然获得了实际数据的支持。由于被解释变量 *Elasticity* 具有弹性的意义，因此可以对估计系数进行进一步解释。以表 4 第（1）列为例，中国“可延迟商品”的出口比重每提高 1%，则出口的收入弹性提高 0.86，表明贸易结构会对超调幅度产生较大的影响。库存与 GDP 之比每降低 1%，出口的收入弹性会提高 0.196，意味着库存变动对超调的影响较为温和。其他变量的估计系数也具有类似的含义。以系数的绝对值排序，各变量对中国贸易超调影响作用由大到小依次为：“可延迟商品”出口比重、主要贸易伙伴从中国进口比重、库存占 GDP 比重、采购经理人指数、贸易信贷占总信贷比重、反倾销发起数量。

五、结论性评述

本文聚焦于中国对外贸易发展中的一个重要问题——贸易超调，描述其表现、探究其成因。我们将可能影响中国贸易超调的原因归纳为四类，即贸易结构、供应链国际化、经济形势和贸易政策，每类指标均选取了多个变量纳入计量方程中进行回归分析。经验分析结果是稳健的，无论使用出口增长率与 GDP 增长率之差，还是二者之比做被解释变量，都证实了本文提出的大部分理论假说，只有中国参与国际垂直专业化生产程度对超调幅度的影响未能获得实际数据的支持。

在众多显著的影响因素中，“可延迟商品”的出口比重可能是影响中国贸易超调幅度的最重要因素，其估计系数的绝对值在历次回归中均大于其他变量的估计系数。此外，主要贸易伙伴从中国进口比重、主要贸易伙伴的 GDP 增长率，以及中国库存占 GDP 比重，对中国贸易超调也产生了较为重要的作用。

根据本文经验分析所得结论，可以从以下几个方面思考未来中国对外贸易健

[11] 事实上，我们逐一变换解释变量进行回归，限于篇幅，表 3 中只列出了一部分结果，即同时变换多个变量的情形。逐一变换变量的回归结果并未发生显著变化，感兴趣的读者可向作者索取。

康稳定发展的思路和策略。

既然参与国际垂直专业化生产并不会加剧中国的贸易超调幅度，这就反驳了批评加工贸易的观点。近年来，社会各界从不同角度批评中国的加工贸易，其中一个原因就是加工贸易具有“大进大出”的特征，发生冲击时会使贸易额剧烈波动，从而不利于中国对外贸易稳定发展。但本文的经验结果表明，无论选取零部件贸易比重，还是垂直专业化指数，还是加工贸易比重，垂直专业化因素均未对贸易超调产生显著作用。由此，在一定时期内，遵循比较优势，承接国际外包，在国际生产链条中扮演好自己的角色是中国对外贸易发展所需坚持的道路。

“可延迟商品”的出口比重成为中国贸易超调最重要的影响因素，但这并不意味着中国未来需要降低相关商品的出口比重。一方面，耐用消费品和资本品大多具有高附加值的特征，出口这些产品意味着中国出口结构的提升，尽管一部分该类商品的出口是中国进口零部件、承接国际外包的结果，但在该类产品的生产和出口活动中，中国企业必然可以吸收技术外溢、提高自身的技术水平和产品层次；另一方面，扩展“可延迟商品”的出口方向是降低其对贸易超调影响作用的出路，目前中国的耐用消费品流向比较集中，主要是美国、欧盟等发达经济体，而资本品则主要流向发展中国家，一旦某一重要贸易伙伴经济发生剧烈波动，中国“可延迟商品”的出口会遭受重创，因此扩展贸易方向是屏蔽影响的重要手段。

与此同时，重要贸易伙伴的经济增长状况，以及这些经济体从中国进口比重，也会对中国贸易超调产生显著影响。这就再一次提醒各界要扩展贸易方向，不仅是在“可延迟商品”出口方面，还是在其他各类商品出口方面，不可将出口集中于少数几个重要的贸易伙伴。

供应链国际化已经渗透到中国对外贸易发展之中，JIT 生产方式正在通过库存影响着中国的贸易超调状况。尽管 JIT 生产方式已在世界范围内盛行，但中国企业应该有所选择地进行借鉴。不同行业、不同规模的企业，可以在生产及销售的“即时性”方面有所差异，从而在一定程度上避免过于严重的贸易超调。

贸易伙伴的贸易信贷和贸易壁垒是外在因素，中国政府和企业无法直接控制，但通过一些方式和手段，可以实现对这些因素的“间接控制”。在经济衰退时，贸易信贷对中国出口就显得非常关键，中国政府可以同相关国家政府及国际组织加强沟通与合作，特别是针对经济衰退时贸易信贷的发放和获取问题，利用贸易信贷为中国企业出口提供便利。尽管本文的经验结果发现贸易伙伴的反倾销措施对中国贸易超调的影响程度有限，但累积效应会使这种程度不断扩大，即单

独一起反倾销诉讼不会对中国贸易超调产生重大影响，但在较长时期内，多国一起对中国产品高筑反倾销壁垒，则会造成中国出口频繁而剧烈的波动，鉴于此，中国政府和企业需要同贸易伙伴的政府、行业协会和企业进行沟通协调，减少针对中国产品的反倾销案件，促进中国对外贸易的健康平稳发展。

参考文献：

戴翔、张二震，2012，“危机冲击与中国贸易“超调式”震荡的经验分析”，《国际贸易问题》第 1 期

刘莉、杨扬，2011，“贸易超调及其原因的分析”，《国际经贸探索》第 8 期

Bagwell Kyle & Robert W. Staiger, 2003. "Protection and the Business Cycle," The B.E. Journal of Economic Analysis and Policy, De Gruyter, vol. (1).

Baldwin Richard.2009.The Great Trade Collapse: What Caused It and What Does It Mean? in Baldwin(eds): The Great Trade Collapse: Causes Consequences and Prospects. A VoxEU.org Publication.

Dombusch Rudiger.”Expectations and Exchange Rate Dynamics.” The Journal ofPolitical Economy, Vol. 84, No. 6 (Dec., 1976), 1161-1176.

Escaith Hubert, Nannette Lindenberg and Sebastoen Miroudot. 2010. International Supply Chains and Trade Elasticity in Times of Global Crisis. WTO Staff Working Paper ERSD-2010-08.

Hummels, D., Ishii, J. and Yi, K.-M. (2001) “The nature and growth of vertical specialization in world trade”. Journal of International Economics, 54(1), 75–96.

Krueger A． Protectionism and the crisis ［EB/OL］. (2009－12－03) ［2012－03－31］. http: www． ycsg． yale． edu /focus/papers /Protectionism． pdf.

Pilkington Alan, “Manufacturing Strategy Regained: Evidence for the Demise of Best-Practice”, California Management Review, (1998) Vol. 41, No.1, pp.31–42.

Yi, K-M. (2009) “The collapse of global trade: The role of vertical specialisation,” in R. Baldwin and S. Evenett (eds), "The collapse of global trade, murky protectionism, and the crisis: Recommendations for the G20", VoxEU publication.

Bems R，Johnson R C and Yi K M, 2012. “The Great Trade Collapse”, NBER Working Paper Series No. 18632.

Giovanni J D and Levchenko A. “Putting the parts together: trade，vertical linkages，and business cycle co-movement.” American Economic Journal: Macroeconomics， 2010，2 (2) : 95－124．

安倍经济新政及其对中国经济的溢出效应

摘要：为了摆脱长期通货紧缩的局面，安倍政权在日本国内通货复涨（Reflation）派学者的支持下，推出了由大规模的财政支出、激进的宽松货币政策和唤起民间投资的增长战略构成的所谓“安倍经济学”，其核心的构成部分是以 2%通胀率为目标的无限量化宽松政策。短期中，因为中日政治关系的恶化和对日贸易在中国外贸比重的不断下降，日元贬值对中国大部分产品的出口市场的影响有限。但与欧美量化宽松政策的叠加，安倍新政加剧了国际市场的流动性泛滥，从而通过“热钱”通道对中国金融市场的稳定性产生不利影响。长期中，安倍新政推动日本经济复苏的前景渺茫，但将导致政府债务负担继续上升，增大了日本未来发生主权债务危机从而陷入更深层次经济萧条的可能，这成为资本市场不断开放的中国经济面临的潜在外部风险。

一、引言

2012 年年底就任日本第 96 任首相的安倍晋三在 2013 年 1 月推出了“面向日本经济再生的紧急经济对策”，该对策包含了高达 20 万亿日元财政投资计划的一系列宏观经济刺激政策。之后日经指数持续上涨，日元大幅贬值。2013 年 3 月新任日本央行总裁黑田东彦（Kuroda Haruhiko）就任，一改前任总裁白川方明（Shirogawa Masaaki）坚持中央银行独立性、拒绝政府过度介入金融市场的做法，明确提出了以 2%通货膨胀为目标、实施新的量化宽松政策的主张。虽然在上个世纪 90 年代日本泡沫经济破灭以后，尤其是 2008 年金融危机之后，走马灯式更迭的日本政权频繁推出过增加财政投资、长期超低利率的宽松宏观经济政策，但安倍新政仍以其明确主张的通涨目标和承诺的前所未有的货币政策宽松力度引起了国内外广泛的关注。由此，也即“里根经济学”（Reaganomics）之后，出现了所谓“安倍经济学”（Abenomics）的说法。

中日两国经济体量较大，具有对国际贸易依存度高、低消费高储蓄等相似的经济特征，同时双边贸易占各自国际贸易的比重较大。因此，日本国内的政策动向必然会产生对中国经济的不可忽视的溢出效应。安倍新政对中国经济的影响路径包括短期中日元持续贬值对中国出口的影响、流动性过剩导致的“热钱”流入

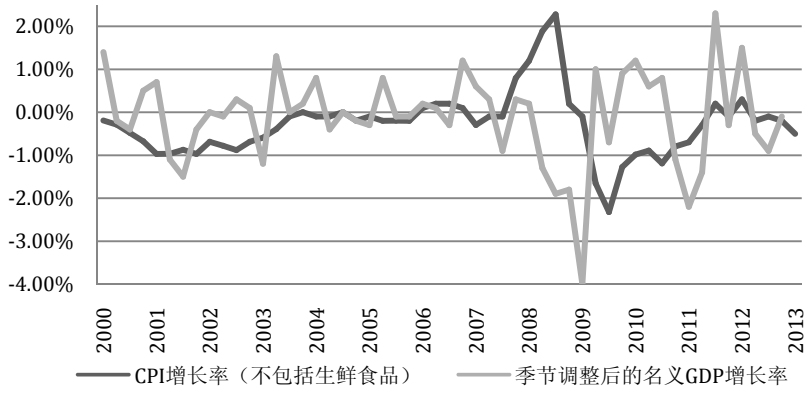
的问题，以及中长期中日本经济整体复苏波动对中国经济的冲击、和可能出现的超高债务负担的财政危机的影响等。

本报告分为四个部分。第一部分阐述安倍经济学的主要内容和经济学理论逻辑；第二部分，分析短期中安倍新政对中国经济产生的影响；第三部分，论述长期中安倍新政的可能效果与对中国经济的溢出效应；第四部分是结论。

二、安倍经济新政的内容

1、通货紧缩的恶性循环：安倍经济新政的背景

2001 年 3 月在日本政府月度经济报告里首次给出了“通货紧缩”的判断，从那之后的 12 年时间里，消费物价指数（扣除生鲜食品）的上涨率除 2006-2008 期间出现正数外，其余年份均为负的 0.1%-1.3%之间。（图 1）。 长期持续的物价下跌所形成的悲观预期下，日本经济自此陷入到物价下跌→企业盈利恶化→工资降低→家庭消费进一步低迷的通货紧缩恶性循环中。



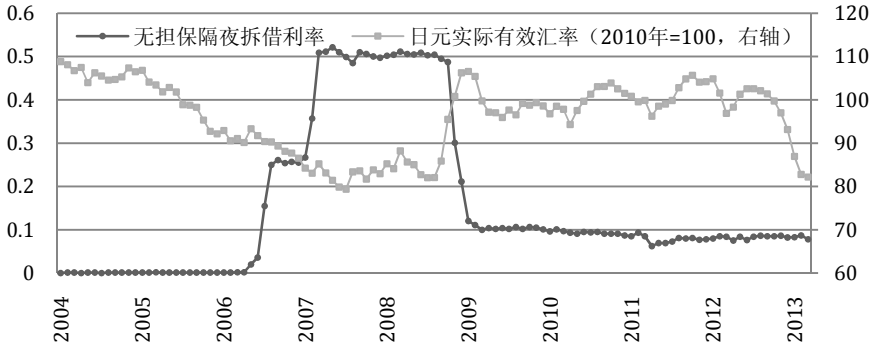
资料来源:日本总务省统计局 http://www.stat.go.jp

图 1：2000-2013 日本的 GDP 增长率和消费者物价指数增长率

伴随着通货紧缩的其他特征是低潜在增长率、长期超低利率和日元居高不下。人均 GDP 潜在增长率在 1989 年泡沫经济破灭前夕达到近 4.1%，之后急速下滑到 90 年代中期 0.5%的水平，在 2005-2008 期间虽然一度恢复到超过 1.5%的水平上，但全球性金融危机后的 2009-2012 年又滑落到不到 0.5%的水平，这就是日本“失去的二十年”[1]。针对这种状况，日本历届政府采取的对策不外乎是大规模财政支出刺激政策和宽松的货币政策，虽然经济增长的效果不理想，但前者导致了目

[1] 日本目前在位的平成天皇即位于 1989 年，因此已经持续了二十多年的经济不景气也被成为“平成萧条”。

前日本远远高于希腊、意大利等“欧债危机”中心国家水平的政府财政债务率，后者使日本自 2000 年以后保持着银行间市场无担保隔夜拆借利率接近于零的超低利率水平（图 2）。



资料来源:日本银行 http://www.boj.or.jp

图 2：无担保隔夜拆借利率和日元实际有效汇率

低增长率、超额公共债务负担并没有使日本出现通常的“物价上涨、货币贬值、高长期利率”的“滞涨”，而是保持着“物价稳定、日元升值、低长期利率”的状态，有一些经济学家认为这是一种“通货紧缩”的均衡状态(河野龙太郎,2013)。这种状态下，由于潜在增长率（自然利率）低，已处于超低名义利率水平的实际利率无法再降低，货币市场处于流动性陷阱状态之中(Krugman,1998)，宽松的货币政策对刺激经济无效，物价下跌的状态也难以改变。与此同时，通货紧缩下，日元实际购买力提高，产生了日元名义汇率升值的压力。而日元名义汇率的升值，导致进口物品价格更加便宜，这使物价通货紧缩进一步加剧。另一方面，在金融市场上，低增长和通货紧缩预期持续的状态下，市场对“零利率”政策的预期长期化，这使长期利率继续处于较低水平。在外汇市场上，由于日元币值持续处于高位，套利机制的存在，也支撑了长期的低利率水平。

上述状态显然不是一个稳定的均衡。一旦某种原因导致长期利率上升，政府债务的利息负担就会迅速增加，财政负债率将难以控制，从而引起物价上涨和日元贬值。从长期看，日本经济面临人口老龄化、公共养老金体系难以为继、全要素生产率逐渐降低等深层次问题。因此,对日本经济的悲观预期始终笼罩着民众和企业,国内消费和企业投资低迷,经济长期处于低迷的停滞状态。

2.安倍经济新政的内容：“三支箭”方针及措施

针对上述状况，安倍经济新政的目标非常明确，就是摆脱通货紧缩和日元高估的状态，实现 3%以上的名义增长率，增加就业，提高国民收入水平。指导其

经济刺激政策组合的方针有三个：激进的宽松货币政策、灵活的财政支出政策和促进民间投资的增长战略，这三个方针也被称为安倍经济学的“三支箭”。为了推进政策的实施，安倍还专门设立了“日本经济再生本部”、“经济财政咨询会议”和“产业竞争力会议”等组织。

表 1：安倍经济新政的计划安排

2013 年	1 月 11 日	提出紧急经济对策
	1 月 15 日	内阁会议决定了 2012 年度补充财政预算案*
	21-22 日	日本银行货币政策会议。提出以 2%通货膨胀率为目标，强化金融宽松政策
	2 月	2012 年度补充财政预算案通过
	4 月	日本银行新任总裁黑田上任
	5 月	2013 年新年度财政预算案
	6 月	召开“产业竞争力会议”，讨论经济增长战略内容
	秋天	如果不能发现摆脱通货紧缩的迹象，将讨论延期消费税[1]提高的时间
2014 年	4 月	原定于 4 月消费税提高至 8%的计划可能延期执行
2015 年	10 月	原定于 10 月消费税提高至 10%的计划可能延期执行
	年内	达到中央和地方的一般财政收支赤字比重比 2010 年度减半
数年以内		实现 2%的物价上涨目标，摆脱通货紧缩 通过实施增长战略，实现名义 GDP 增长 3%

＊：日本的财政年度从每年 4 月 1 日开始，来年 3 月 31 日结束。

资料来源：神原谦等，2013《アベノミクス徹底解説：どうなる公共事業、金融緩和、成長戦略》

(1) 大规模的公共投资

2013 年 1 月安倍内阁推出的紧急经济对策的主要构成内容是金额高达 10.3 万亿日元的 2012 年度补充财政预算（表 2）。追加的财政支出集中在三个领域：灾后重建和防灾、产业和企业扶持以及民生和地方经济振兴，三个领域的支出金额各自占总预算规模的约三本之一。其中在第二个领域——产业和企业扶持，的投资中，产业扶持的对象集中在节能和再生能源行业的装备制造、高科技研发和创新、海洋和资源开发领域以及资本市场；企业扶持的对象主要是中小企业、农林渔业以及开拓海外业务的企业。这些领域的追加财政投资只占全部追加财政投资的约三分之一，但带动的支出规模可达到 12，3 万亿日元，占可带动支出总规模 20 万亿元的 60%。

[1] 日本目前的消费税是 5%，上一届首相野田佳彦(Noda Yoshihiko)执政期间制定了分两步提高消费税的计划，2014 年 4 月提高至 8%，2015 年十月提高至 10%。

表 2：安倍新政“紧急经济对策”的规模及构成

	财政支出金额（万亿日元）	涉及投资金额（万亿日元）
1、灾后重建、抗震防灾支出	3.8	5.5
• 东日本大地震灾后重建	1.6	1.7
• 抗震防灾	2.2	3.8
2、促进增长、创造财富支出	3.1	12.3
• 刺激民间投资、强化增长能力	1.8	3.2
• 中小企业、农林渔产业支出	0.9	8.5
• 本国企业开拓海外市场	0.1	0.3
• 就业、人才培训	0.3	0.3
3、民生及增强地方经济活力	3.1	2.1
• 医疗、育儿体系完善支出	0.8	0.9
• 宜居城市建设、农业生产能力强化	0.9	1.2
• 地方政府融资及促进本对策迅速实施	1.4	
• 基础设施投资中国库负担部分	0.3	0.3
经济对策支出总金额	**10.3**	**20.2**
• 实现由国库负担年金一半的支出	2.8	
补充预算总金额	**13.1**	

资料来源：安倍内阁 2013 年 1 月 11 日发布的“日本経済再生に向けた緊急経済対策について”。

关于上述对策将产生的效果，安倍内阁给出的预期是，短期拉动实际 GDP 增长 2 个百分点，创造 60 万个就业机会；长期中，促进民间投资和消费增加，提高产业竞争力，带动收入和就业同步提高的经济增长。同时，安倍内阁还期望这种有侧重的财政支出可以促进经济结构的调整。通过培育未来有成长性的产业，推进高附加值行业的发展；通过推动民间投资和完善基础设施，鼓励创新，强化产业竞争力；在经济总体规模增长、就业扩大的过程中，促进社会财富向青年阶层的转移。

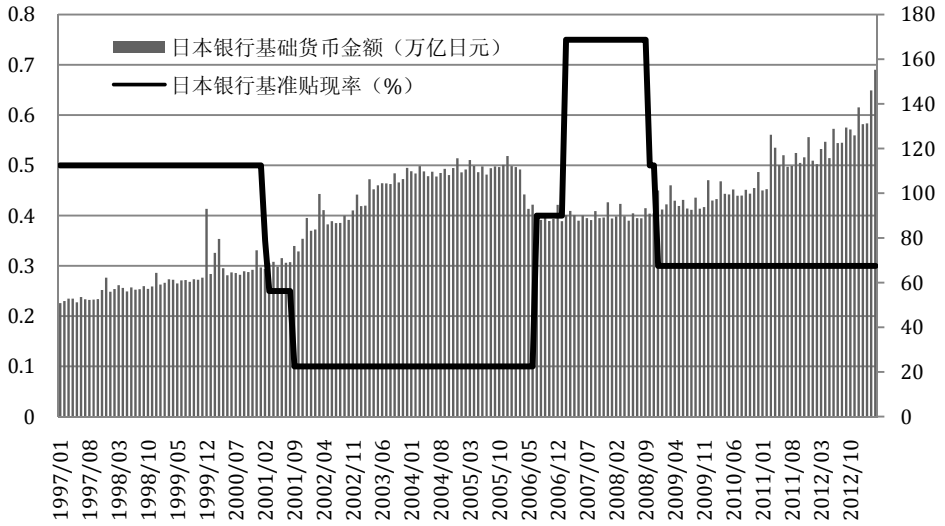
在上述补充预算财政支出推出后，2012 年度日本财政赤字占 GDP 的比例达到 10.2%，超过金融危机后 2009 年的 10.1%，同时也是所有发达国家中的最高水平。2013 年 5 月，日本将出台新年度的财政预算案，相信届时的支出规模也将是空前的。

（2）通过无限制的量化宽松实现 2%的通胀目标。

安倍新政最引人瞩目的内容是激进的超宽松的货币政策。早在这个世纪初，美国著名经济学家 Paul Krugman（Krugman，1998）和 Joseph E. Stiglitz（Stiglitz，2003）就提出过，日本在通货紧缩下应实行大量印发货币的超常规货币政策的观

点。耶鲁大学教授、日籍著名经济学家滨田宏一（Hamada Kouichi）也一直对日本银行多年来保守的货币政策运营姿态持批判态度，认为日本经济要摆脱物价下跌的局面，必须实施更为宽松的货币政策。在安倍内阁提名对日本银行货币政策持同样批评态度、当时任亚洲开发银行的黑田东彦（Kuroda Haruhiko）担任新的日本银行总裁得到国会同意后，黑田于 2013 年 3 月 20 日就任，这在中央银行的人事层面为安倍内阁的超宽松货币政策奠定了良好的基础。

事实上，受 2008 年金融危机以及 2011 年 3 月东日本大地震的影响，日本已经连续多年实施宽松的货币政策，无担保隔夜拆借利率降到了低于 0.1%的水平，已几乎没有下调的空间。在公开市场操作方面，日本银行不断增加增加国债、CP 等有价证券的购买金额。连续多年实施宽松货币政策的结果是日本银行资产负债规模的迅速扩大（图 3），资产总额在 2008 年年初不到 120 万亿日元，2013 年 2 月底规模已经急速增加到近 164 万亿日元。



资料来源:日本银行 http://www.boj.or.jp

图 3：日本银行资产规模及结构

安倍新政提出的激进的超级宽松货币政策在以下几个方面与以往的宽松政策有所不同。第一，提出了明确的 2%的通货膨胀目标。安倍内阁政府与日本银行发表共同声明，称摆脱紧缩、保持物价稳定是中央银行的责任所在，日银将使用各种手段，以两年为目标，尽早达到 2%的目标。这一前所未有的目标的存在，以及政府所表现出来的决心，至少在影响人们的未来预期方面，从目前的股票和外汇市场波动看，产生了积极的影响。第二，加速国债买入速度，购买对象的国债平均期满年限从目前的 3 年延长至 7 年。在 2013 年 4 月初举行的黑田上任后

的第一次货币政策会议上，已经决定今后日银持有的国债余额每年增加 50 万亿日元，每个月购买的国债总额超过 7 万亿日元，这两个指标基本是白川时代目标的两倍。第三，放弃“银行券规则”规定的国债购入金额上限。“银行券规则”规定日本银行持有的国债余额不可以超过其发行的基础货币总额，这个规则是 2001 年日本银行实施量化宽松政策时制定的规则，十几年来一直被严格遵守。第四，增加风险资产的购入。可购入的风险资产包括银行持有的股票、CP、企业债、ETF 和房地产投资信托基金（RRITs）等。4 月初召开的央行货币政策会议提出了每年总金额为 1 万亿日元、每年递增 300 亿日元的 ETF 和房地产投资信托基金的购买计划。

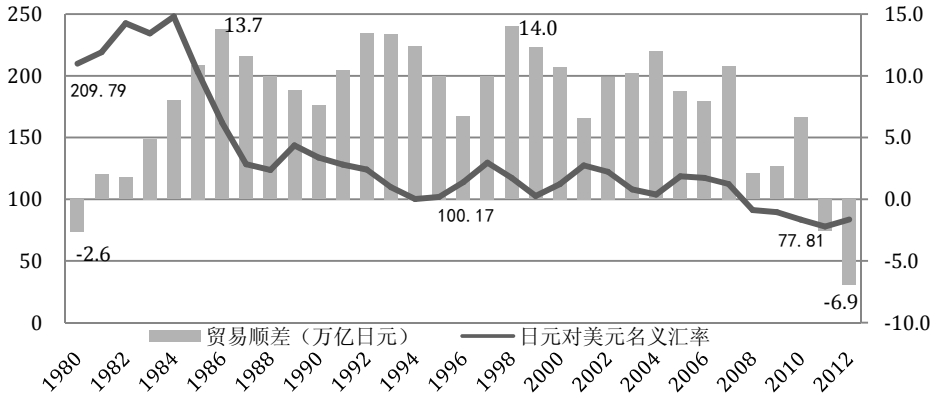
（3）负化实际利率 诱导日元贬值

2008 年金融危机之后，欧美市场的低于零的负实际利率成为常态。如果用一年期国债利率减去 CPI 上涨率表示实际利率，美国从 2009 年 11 月开始进入负利率时代，2013 年 2 月的实际利率是-1.84%，德国从 2009 年 12 月实际利率降至低于零，2013 年 2 月为-1.56%。而日本，虽然名义利率水平很低，但通货紧缩的存在使实际利率仍处在正的水平，2013 年 1 月为 0.39%。通过量化宽松政策导致的物价上涨，可以降低实际利率。对目前的日本来说，实际利率降至负值可以带来的效果有：第一，防止政府债务负担增长速度过快。作为最大的债务主体，日本政府通过负实际利率来间接减轻债务实际金额，比直接增税和减少支出来解决赤字问题、避免债务危机要容易得多。第二，促进社会财富向债务人一方转移，起到鼓励借贷、刺激投资的作用。

近年来日元不断升值是加剧通货紧缩、困扰日本经济难以走出困境的一个重要原因。如果以日本经常收支平衡的 1973 年美元对日元汇率作为基准，用美国生产者物价指数和日本企业物价指数对名义汇率进行调整计算，那么符合购买力平价理论的日元对美元汇率是 1 美元=92 日元。在 2008 年金融危机后，日元对美元一路升值。2008 年 1 月的汇率是 1 美元=107.6 日元，2011 年 10 月日元升值刷新历史记录，达到 1 美元=76.72 日元的水平，日元高企不下的状况一直持续到 2012 年年底，2012 年 12 月的汇率是 1 美元=83.86 日元。在这一期间，同时受到东日本大地震后能源进口增加的影响，日本国际贸易收支状况发生逆转，从上个世纪 80 年代开始持续了 30 多年的国际贸易顺差于 2011 年、2012 年连续两年出现逆差。

虽然日元高企不下不是日本贸易逆差出现的主要原因，但近年来其国际贸易

市场上主要竞争对手德国和韩国的币值与日元相反的走势，的确影响了日本企业的电子、机械设备等产品的市场竞争力。日本政府希望通过宽松的货币政策，以及对外汇市场的直接干预来克服日元被高估的局面，诱导日元贬值，改善贸易状况。对此，安倍内阁不仅在国内明确表达了实施宽松货币政策实现物价上涨从而促使日元贬值的政策方向，在 2013 年 4 月于华盛顿召开的 G20 会议上，也成功逃脱了“发动货币贬值竞争”的指责，这为其进一步的激进货币政策争取了空间。



资料来源：日本贸易振兴机构（JETRO）www.jetro.go.jp

图 4：日元对美元的名义汇率及国际贸易收支

（4）有重点的产业扶持增长战略

安倍政权当然了解积极的财政支出政策和宽松的货币政策促进经济复苏的短效性，如果没有长期中实体经济活力的改善和潜在 GDP 增长率的提高为基础，始于 2012 年年底的股价上涨和消费增加将不过是昙花一现。从“紧急经济对策”提出的重点领域来看，安倍新政增长策略的中心将表现为对新兴产业的扶持和对特定企业竞争力的培育。目前出台的具体措施有：

- 企业节能设备购入的补贴。
- 日本政策投资银行成立新的基金，致力于新技术的商业化应用。
- 政府直接出资国际协作银行，对日本企业的海外并购提供支持。
- 强化动画产业和旅游业发展。
- 鼓励技术创新，支持具有世界先进水平的稀有材料和医疗技术的研发。
- 扶持中小企业发展，活跃区域经济。
- 振兴农林渔业，立足开发附加值高的食品产业。

对于上述一系列方针和政策措施的推出，安倍政权的理想预期是，通过大规

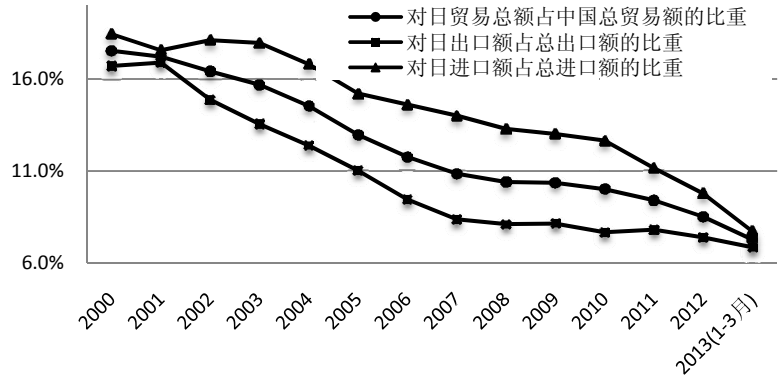
模的财政投资和日元贬值带来的贸易改善在短期里刺激经济复苏，依靠极度宽松的货币政策增强市场流动性，促进民间投资，同时依靠央行的国债购买向财政提供融资。在温和的通货膨胀下，摆脱长期的通货紧缩下形成的悲观预期，并为经济结构调整、企业竞争力培育争取时间，在长期中实现潜在 GDP 增长率的回升，提高收入和就业水平。

二、短期中安倍新政对中国经济的溢出效应分析

1、通过进出口贸易路径产生的影响

安倍政府超级宽松货币政策推出后，日本股票市场和外汇市场迅速做出了反应。从 2013 年 1 月 1 日到 4 月 30 日，日经平均指数从 10688 点上涨到 13860.86 点，上涨了近 30%，日元从 1 美元兑换 87.37 日元下跌到 1 美元兑换 97.41 日元，下跌了 11.5%，与此同时由于人民币升值，人民币与日元的汇率从 100 日元兑换 7.3049 元下跌到兑换 6.2675 元，人民币对日元升值了 14.2%。在这种情况下，日元币值对中国进出口贸易的影响自然成了人们关注的焦点。日元升值中国进出口的影响，可以从两个方面进行分析，一个是对中日双边贸易的影响，另一个是对第三方市场出口的影响。

首先从中日双边贸易上看，对日贸易在中国对外贸易中的比重日益下降，日元贬值本身对中日双边贸易的影响有限。图 5 显示的趋势很明显，2000 年以来，中日双边贸易总额占中国对外贸易总额的比重、中国对日本进口和出口总额占总进口、总进口的比重都在不断下降。这意味着日本作为贸易伙伴的重要性在下降。2012 年中国对日本的出口额只占总出口额的 7.4%，进口额占总进口额的 9.8%，这一年香港与大陆的贸易额超过日本与中国的贸易额，日本退居为中国的第五大贸易伙伴。在日元币值迅速下跌的 2013 年第一季度，虽然中国对日本的出口金额同期下降了 3.6%，但与此同时,来自日本的进口也下降了 16.67%，下降幅度更大。中国对日本在第一季度的贸易逆差是 10.5 亿美元，比 2012 年同期的 69.01 亿美元，反而减少了近 50 亿美元。



资料来源：中国商务部 http://www.mofcom.gov.cn/

图 5:对日贸易占中国贸易总额比重的变化

上述的中日贸易的近期变化与其说是日元贬值的影响，不如说是近年来，尤其是 2012 年 9 月钓鱼岛事件出现以来，中日政治关系的恶化造成的。2012 年 9 月以来从日本进口金额的大幅下跌，尤其是汽车、汽车零部件等受政治影响敏感度较强的产品的进口额大幅下降充分说明了这一点。

但需要注意的是，中国向日本出口的产品主要集中在机电产品、纺织品及原料和家具、玩具及杂项制品等几大类上，出口产品的集中度较高（表 3）。其中机电产品出口额占到中国向日本出口总额的 42.3%，占日本同类进口产品的一半，纺织品、家具、玩具等产品占到日本同类进口产品的 70%以上。这些产品在日本市场的优势是成本和价格低廉，因此日元贬值对这些行业的影响是值得关注的。

表 3：2012 年中国向日本出口的主要产品构成

产品名称	所属海关分类	占中国向日本出口总金额的比重	占日本同类进口产品的比重	在日本进口市场中的占有率排序
机电产品	84-85	42.3%	49.5%	第一位
纺织品及原料	50-63	16.2%	73.4%	第一位
家具、玩具、杂项制品	94-96	6.4%	71.2%	第一位
贱金属及制品	72-83	5.2%	27.8%	第一位
化工产品	28-38	4.8%	18.1%	第二位

资料来源：中国商务部国别贸易报告“日本 2013 年第 1 期”

其次，日元升值对中国出口的溢出效应表现在对第三国出口市场的竞争上。中日是两个对出口需求依赖性较强的经济体，日元的不断贬值在提高日本出口产品竞争优势的同时，对中国出口的同类产品会产生替代作用。可以从中日出口的

产品结构以及区域分布结构的重叠状况程度上来分析这一影响。

表 4 给出了中国和日本主要出口产品的结构对比。根据海关 HS 编码进行产品大类的划分，中国与日本出口的前十大类产品中有七类是重合的。其中位居中国出口第一大类的产品——电机、电气及音像设备等，是日本的第三大类出口产品，分别占了两个国家 23.5%和 15.8%的出口比重。这个行业是中国国内发展较快、市场竞争较为充分，同时与国际先进水平差距较小的行业，因此日元贬值会对这些行业产生不利的影响。但其他重叠的产品大类，如 HS 编码第 84 章（核反应堆、锅炉等）、第 87 章（车辆及其零部件等）和第 90 章（光学、照相、医疗设备等）产品虽然在分类上是相同的，但中国出口的产品主要是价格较低的低端产品，面向不发达市场，而日本出口的主要是价格较高的高端产品，面向发达市场，因此在国际市场上并不形成直接的竞争。在这些领域里，受日元贬值冲击较大的，主要是德国和韩国的出口产品，这从韩国[1]和德国政府最近对安倍政府推动日元贬值的表态上就可以看出。

2012 年，日本出口市场份额最高的前五位国家和地区是中国（18.1%）、美国（17.5%）、韩国（7.7%）、台湾（5.8%）和泰国（5.5%），中国出口市场份额最高的前五位国家和地区是美国（17.1%）、欧盟（16.3%）、中国香港（15.8%）、日本（7.4%）和拉丁美洲（6.6%）。从这个分布可以看出，除了美国是中日两国出口市场的重要构成外，日本的出口市场较为集中在亚洲，而中国集中在欧盟和拉丁美洲市场。从中国出口市场分布的动态变化看，金融危机和欧债危机之后，发达国家内需不旺，中国对俄罗斯、非洲、巴西等新兴市场的出口增长迅速，因此中国出口市场未来的增长点是亚洲之外的经济发展中国家。所以，总体上来看，在主要出口市场分布上中日两国的重合度不高，日元贬值对中国出口产品的冲击是有限的。

表 4：中日主要出口产品构成比较

出口金额排名	中国（2011 年数据）			日本（2012 年数据）		
	HS 编码	产品名称	占总出口金额比重	HS 编码	产品名称	占总出口金额比重
1	85	电机、电气、音像设备等	23.5%	87	车辆及其零附件	20.4%
2	84	核反应堆、锅炉等	18.6%	84	核反应堆、锅炉等	19.9%
3	61	针织或钩编的服装	4.2%	85	电机、电气、音像设备等	15.8%

[1] 据韩国贸易协会的数据显示，韩国企业 2013 年 3 月的对日出口业绩为 27.224 亿美元，同比下滑 18.2%；第一季度累计 91.393 亿美元，同比下滑 9.5%。与此相反的是，自从安倍晋三正式执行其经济政策后，日本的对韩出口稳步上升。去年 11 月增长 0.6%，12 月增长 0.9%，1 月增长 4.4%，2 月增长 2.8%。

4	62	非针织或非钩编的服装	3.3%	90	光学、照相、医疗等设备	5.7%
5	90	光学、照相、医疗等设备	3.2%	72	钢铁	4.9%
6	94	家俱、寝具等	3.1%	39	塑料及其制品	3.6%
7	73	钢铁制品	2.7%	29	有机化学制品	2.9%
8	87	车辆及其零附件	2.6%	89	船舶及浮动结构体	2.8%
9	39	塑料及其制品	2.4%	73	钢铁制品	1.9%
10	89	船舶及浮动结构体	2.3%	40	橡胶及其制品	1.9%
合计			66.0%			79.8%

资料来源：1）中国的出口数据来源于《中国统计年鉴》(2012 年)
2）日本的出口数据来源于商务部国别贸易报告“日本 2013 年第 1 期”

综上所述，在双边贸易中，中国是日本的第一大出口市场，如果没有政治因素的影响，日元贬值将会促进日本对中国的进口。但来自日本的进口中有一部分是传统的来料加工贸易，进口增加的同时，也会带动中国的出口增加。虽然对日本的出口在中国出口总量中的比重不断缩小，但日元贬值会降低中国产品在日本市场的传统价格优势，可能会进一步扩大中日贸易的逆差。在对第三方市场的出口竞争中，中日在美国市场、在电机和电气产品上会形成比较直接的竞争，日元贬值会产生日本产品对中国产品的替代效应。但整体上看，中日两国出口的产品结构、市场分布结构的重合度不高，日元贬值对中国出口产生的影响有限。

2、通过资金跨境流动路径产生的影响

除贸易方式外，国际跨境资金通过其他合法通道或地下通道进出中国市场也是国际宏观环境变动冲击中国经济的重要方式。因在对外商直接投资（FDI）和对外直接投资（ODI）方面审批监管的存在，以及资本账户至今原则上的不开放，中国对合法通道的跨境流动资金，无论在数量还是投资方向上，都保持着较强的控制力。但是，通过地下途径以及虚假贸易方式在境内外进行的资金跨境转移，也就是被成为“热钱”的部分，则较难估算和分析。以下分别从这两个角度分析日本的超宽松货币政策通过跨境资金流动路径对中国可能产生的影响。

资金从国内向日本跨境流动的合法通道有，对外直接投资和合格境内机构投资者（QDII：Qualified Domestic Investment Institution），资金从日本进入中国国内的通道有有外商直接投资和合格境外机构投资者（QFII：Qualified Foreign Investment Institution）。表 5 大致给出了这个几个通道产生的 2012 年流量规模或 2012 年年底的存量规模。在 2012 年中国 772.2 亿美元的对外直接投资中，对日本市场的投资规模只有 1.7 亿美元，占比是 02%。2013 年年 4 月底中国已经批准的 QDII 额度是 850.27 亿美元。因为 QDII 产品数量较多，投资主

体多元化，其海外投资的资产组合难以有准确数字。但是，从已披露的信息看，QDII 资产的主要配置是在海外上市的中国概念产品、欧美市场的产品，直接投向日本的产品比例非常低。因此，日本的资本市场波动和日元升值对中国流向日本的资金影响不大。另一方面，从日本流向中国的资金中，2012 年来自日本企业的外商直接投资为 73.8 亿美元，占 FDI 总量的 6.7%，日本是仅次于香港的第二大外商直接投资来源地，因此日本经济的复苏状况对日本企业在中国的投资影响较大。QFII 是海外资金进入中国资本市场的通道，在目前证监会的批准的 197 家国外机构投资者和外管局审批的 471.45 美元的额度中，日本企业有 15 家，合计额度为 26.5 亿美元，占比较低。而且来自日本的 QFII 资金主要是日本国内的几大金融集团，着眼于在中国市场的长期投资，股市和汇率变动对他们的短期投资影响不明显。

实际上，相比于民间企业，在海外投资中，更受关注的是被称为“中国主权财富基金”的几个政府背景投资管理机构：中国投资有限责任公司、中国华安投资有限公司以及中国社会保障基金理事会[1]。这三家机构的海外投资总量信息不透明，资产配置状况也基本处于保密状况。但是可以推测的是，这些机构的海外投资金额远远大于上述的 QDII 的批准额度，资产配置中也一定有相应比例的日元资产。中国投资有限责任公司 2007 年成立之初，可用于海外投资的金额是 1000 亿美元，后来有消息称已追加到 3000 亿美元，并已投资完毕；全国社会保障基金理事会截止到 2012 年年底管理的资产总额已达到 1.1 万亿元人民币，按照 10% 的海外资产配置比例，那么海外投资金额接近 200 亿美元；华安管理的中国外汇储备更可以万亿美元计算。如果按照有人估计的中国外汇储备中 3%的日元资产配置比例计算，那么上述机构持有的日元资产应该在 1000-2000 亿美元之间。当日元汇率和日元资产价值发生波动时，直接和间接地对这些机构的资产负债表将产生较大影响。但上述机构并没有在中国国内市场发行股票和其他金融产品，也不从事国内的金融业务，因此其资产价值即使发生波动，出现亏损，对中国国内金融市场也不会产生什么影响。

[1] 中国投资有限责任公司（China Investment Corporation）是经中国国务院批准设立的从事外汇资金投资管理业务的国有独资公司，2007 年于北京成立，是全球最大的主权财富基金。业务以境外金融组合产品的投资为主。中国华安投资有限公司（SAFE Investment Company Limited）是中国外汇管理局完全持股的投资公司，在全球范围内管理投资基金，可投资各种金融工具，包括证券、外汇和商品等。全国社会保障基金（National Council for Social Security Fund）是国务院直属机构，负责管理运营全国社会保障基金，部分资产投资于海外市场。

表 5：中日两国跨境资本投资状况

日本市场 → 中国市场				中国市场→日本市场			
方式	**总金额**	**来自日本市场的规模**	**来自日本市场的占比**	**方式**	**总金额**	**在日本的直接投资金额**	**对日元直接投资的占比**
外商直接投资	1117.2 亿美元	73.8 亿美元	6.7%	对外直接投资	772.2 亿美元	1.7 亿美元	0.2%
QFII（合格境外机构投资者）	417.45 亿美元	26.50 亿美元	6.3%	QDII（合格境内机构投资者）	850.27 亿美元	N.A.	N.A

注：外商直接投资和对外直接投资的数字是 2012 年的投资总额。QFII 和 QDII 的数字是截止到 2013 年 3 月的总金额。

资料来源:商务部、证监会和国家外汇管理局公布的数字

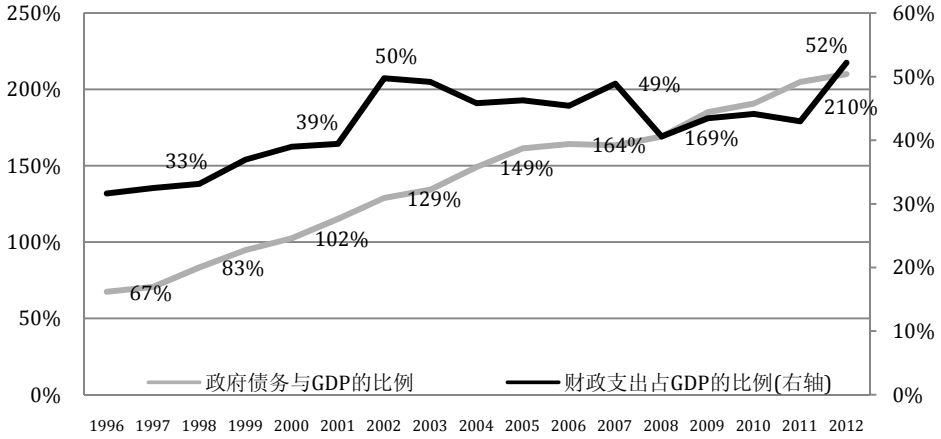
事实上，日本的宽松量化政策对中国金融市场产生的冲击主要来源于非正式通道流入的“热钱”。日本国内流动性充分，利率低，日元又出现贬值预期，在资本账户开放的情况下，低成本的日元资金会流入回报率高、货币升值预期强烈的新兴市场。2013 年 1-3 月，在中国全部进口额仅增长 18.4%的同时，来自香港的进口增加了 74.2%，而 2010、2011、2012 同期的增长率是 27.5%、40.5%和 5.3%。对于这样异常的进口增长，许多专家认为是国际游资用虚假贸易方式通过香港这个自由港流入中国的表现。这些资金进出的通道比较隐秘，规模难以确定，投机性较强，在外汇和资本市场波动中流向和流量变动频繁，对中国金融市场的稳定性造成很大隐患。这些资金短期的集中流入，会加大中央银行的外汇占款货币发行量，在推动国内物价上涨的同时，也会加大人民币升值的压力。在目前中国物价上涨压力仍然存在，经济增长态势缓慢的情况下，显然加大了政府进行宏观调控的力度。

三、长期中安倍新政对中国溢出效应的分析

在更长的视角下，日本对于中国，和美国与欧盟对于中国是一样的，大国经济间存在着“一荣共荣、一损俱损”的相互依赖关系。安倍经济学如果通过上述极端的手段能够在短期刺激经济恢复增长、在长期顺利推进结构改革提高潜在增长率水平，那么一个相邻大国的经济长期向好必然有助于中国未来外围环境的改善。但是，如果安倍新政的正面效果只是昙花一现，负面效果，包括政府债务负担的快速增长和通货膨胀的持续发生，难以控制，那么日本就可能以全球经济体中最高的政府债务率酝酿一场新的主权债务危机，届时，中国受到的负面冲击也许会比欧债危机更为严重。

1、安倍新政背后的隐患：政府债务失控和结构改革难行

虽然安倍内阁的一系列措施在推出后近半年的时间里，日本的股市和宏观经济都给出了积极的反应，但日本国内反对的声音一直都很强烈。反对的理由是，日本在长期实施财政刺激政策积累了高额政府债务负担的过程中，公共投资对于GDP的正面拉动效应日益减弱，新的财政刺激政策不仅使政府只能继续借债进行融资，而且量化宽松货币政策导致的通货膨胀还将推高名义利率，快速推高政府债务的利息成本。图6给出了日本政府债务总额和年度财政支出与GDP比例的变化趋势。政府债务负担率在1997年亚洲金融危机发生时是67%，之后持续攀升，2012年这个比例达到210%，已经高于希腊、意大利等欧债危机核心国家。财政支出占GDP的比例可以反映经济运行中政府对经济运行的干预程度，这个比例也明显地呈现出上升的态势，在2012年达到了历史最高点。



资料来源：日本财务省 http://www.mof.go.jp

图6：日本政府债务总额和年度财政支出与GDP的比例

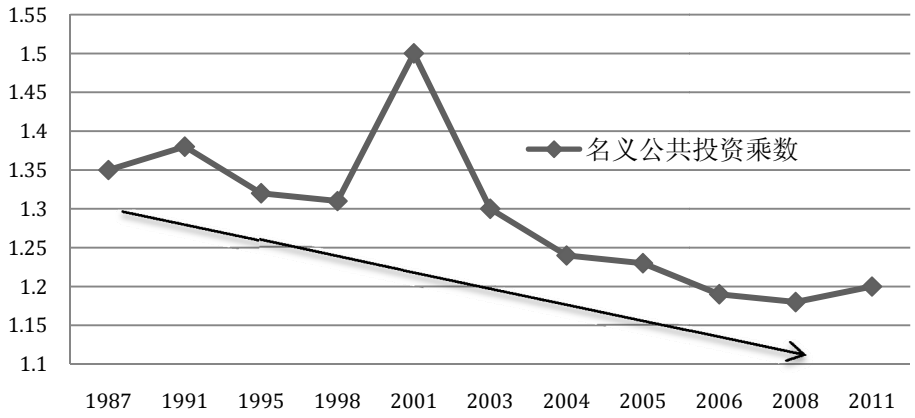
在日本政府不断借助于财政支出挽救经济增长颓势的同时，公共投资对GDP增长的拉动效应却在减弱。根据日本大和综合研究所提供的数据（图 7），对滞后一年的名义GDP增长的公共投资支出乘数在上个世纪90年代保持在1.3的水平之上，之后持续下降。2008年金融危机前后，这个数值已经降至低于1.2的水平。这一趋势背后的原因是公共投资所形成的社会基础设施资本存量增加，边际生产率递减[1]，以及由于对未来经济前景持续的悲观预期，民间投资意愿减弱，。

另一方面，安倍政权自身也很清楚，新政成功的关键是以经济结构改革为主

[1] 大和综合研究所首席经济学家熊谷亮丸的研究表明，如果按照多数发达国家一般政府固定资产形成比例是名义GDP2.5%的速度计算，日本2010年的实际社会资本存量水平应该是400万亿元，但目前这个指标的实际水平估算是800万亿日元，几乎高出了一倍。

的第三只箭——促进民间投资的增长战略。但从目前安倍政权提出的政策措施看，也仍然没有超出通过财政补贴扶持某些特殊产业发展和新技术开发的产业政策巢臼，完全没有对农产品、劳动力市场过于封闭、降低法人税率、政府保护下的服务业生产效率低、加入环太平洋经济贸易组织（TPP）等根本性的问题提出有力度的解决方案。由此，未来通过经济结构转型提高潜在经济增长率的设想也似乎只是建立在空中楼阁之上。

在这一局面下，后安倍新政时代，财政刺激和增长战略无法为经济增长提供足够支撑和乐观的未来预期，政府的债务负担过高就会赋予政府债券较高的风险贴水，这不仅将加大政府继续融资的困难，而且使日本国内持有大量国债的金融机构资产负债表状况恶化[1]，迅速降低其自有资本充足率，这将会大大减弱日本金融体系历经多年政府注资、机构破产兼并所辛苦建立起来的稳定性，酝酿出债务危机发生的可能性。



资料来源:大和综合研究所,2013 年 2 月研究报告

图 7：公共投资对 GDP 的拉动作用

2、日本主权债务风险与中国经济

日本未来潜在的债务风险对中国经济的影响，需要放在两个大的背景下来进行分析。第一是美国、欧洲、日本三大发达经济体先后实施宽松量化，造成事实上的货币竞相贬值和国际金融市场流动性泛滥的背景；第二是中国已把资本账户全面开放提上近期日程的背景。在美国金融危机和欧债危机发生时中国相对封闭的金融市场所起到隔离风险和缓冲危机影响的作用，在日本主权债务风险爆发时，很可能已经不再存在。这两个背景的叠加，无疑加大了中国汇率市场化、放松金

[1] 2012 年 3 月底，根据日本银行协会的统计数据，城市银行、信托银行等大型金融机构持有的国债占总资产的比例是 23%，地方金融机构持有国债占总资产的比例是 13%。因此市场利率变化对其资产市场价值的影响很大。

融体系对内对外规制的难度。

同时也应该看到，日本银行作为一个主权国家的央行，理论上可以不断的发行钞票来还债，因此日本不会陷入到希腊、意大利等主权债务危机国家面临的难以偿债的短期困境之中。另一方面，与欧洲许多国家不同，日本政府的债权人主要是日本民众和国内金融机构，是日元经济体内的债券债务关系，这也是虽然日本政府债务负担高于欧债危机国家，但主权债务评级级别仍然很高的原因。因此即使日本发生与欧洲类似的债务评级下降、偿还和继续发行困难的情况，其存量证券价格下跌，对国际金融市场造成的冲击也会弱于欧债危机。此外，由于日元本身在国际货币地位弱于美元和欧元，中日之间政治关系变幻无常，因此，中国的外汇储备和政府背景的投资基金对外投资中的日元资产比重都比较低，同时日本国内也缺乏中国民众和企业具有广泛投资兴趣的房地产和石油、铁矿石等资源类资产，因此即使日元资产未来出现急剧贬值，对中国政府、企业的资产负债表的影响也将是有限的。

日本主权债务风险对中国经济的负面影响在未来仍然体现在对实体经济的影响上。长期中无法逆转的人口老龄化带来的公共养老金支出负担加重，与包括安倍在内的多届政权实施的财政扩张政策导致政府债务膨胀，如果无法通过经济增长来缓和的话，那么在不久的未来，解决的办法只有一个，增税和紧缩财政支出。而这样，毫无疑问，消费和投资需求将减少，国内有效需求不足的状况继续恶化。虽然在上个世纪 90 年代泡沫经济破灭以来，长期萧条的日本经济早已失去了 70 和 80 年代引领世界经济增长的地位，但日本仍然在汽车制造、电器和机械设备制造、电子产品等领域占据着举足轻重的地位，长期的贸易顺差和对外投资为以美国为代表的低储蓄率国家提供着充足的低成本的资金供给。而现在的日本，电子产品行业的生产商已经失去世界竞争力，曾引领世界最前沿电子产品的索尼、夏普、松下陷入连年亏损状态，国际贸易收支已从 2011 年起连续两年逆差。因此可以想象，日本的政府债务风险的积累，将导致日本国内需求减少、企业对外投资动力不足以及从资金的供给国可能转变为需求国，将对世界经济，尤其是对日本具有巨大影响力的东南亚经济产生极为负面的影响。

总之，通过上面的分析可以看到，日本将在未来不断集聚的政府债务风险使中国面临的出口压力更大，金融和实体经济运行风险更加多样，世界经济格局更加复杂，这对金融危机后潜在增长率水平已呈现下降趋势的中国经济来讲，是一个非常不利的因素。

四、结论

为了摆脱经济长期通货紧缩的局面，安倍政权在日本国内通货复涨（Reflation）派学者的支持下，推出了由大规模的财政支出、激进的宽松货币政策和唤起民间投资的增长战略构成的所谓“安倍经济学”，其核心的构成部分是以 2%通胀率为目标的无限量化宽松政策。安倍证券试图通过日本银行购买国债筹措资金，以扩张性的财政支出在短期刺激经济复苏；通过超级宽松量化政策向市场注入流动性，一方面促使日元贬值，改善贸易状况，另一方面，通过通胀，降低实际利率，促进企业投资，提振国民信心和预期。在上述政策有效的前提下，为经济结构改革、国内规制放松、产业扶持等长期增长战略的实施提供时间和空间，从而实现经济复苏的目标。

安倍新政的措施，对中国经济的短期影响表现在由于日元大幅贬值造成的出口困难，以及加剧了世界金融市场流动性泛滥导致的热钱对中国金融体系的冲击两个方面。但因为中日政治关系的恶化和对日贸易在中国外贸比重的不断下降，日元贬值对中国大部分产品的出口市场的影响有限，非正常通道的“热钱”流入则需要中国政府认真对待。长期中，虽然日本经济的复苏对中国有利，但国内外强烈反对声音表明安倍新政很可能以政府财政债务负担急剧上升而潜在经济增长率难以提高而告终。这种情况下，日本未来将面临与欧洲一些国家相类似的主权债务危机的可能，这为未来的世界经济带来新的不安定因素，也对金融体系将日趋开放、潜在经济增长率出现下降迹象的中国经济产生负面影响。

参考文献:

Joseph E. Stiglitz, 2003, Lessons from Japan's Economic Malaise，Project Syndicate.
Paul Krugman, 1998, What's wrong with Japan? The Official Paul Kruman Web Page.
—1998, Japan's Trap, The Official Paul Kruman Web Page.
片岡鋼士，2013，《安部ノミクスのゆくえ》，光文社新書。
神原谦、末崎毅、稲田清英等，2013，《アベノミクス徹底解説：どうなる公共事業、金融緩和，成長戦略》，朝日新聞 WEB 新書。
熊谷亮丸，2013，日本経済見通し：アベノミクスに対する 4 つの懸念を検証する、大和総研レポート。
河野龍太郎，2013，アベノミクスの研究，BNP PARIBAS 政策分析レポート。
—2013，安部政権は非リカーディアンス型政府か？問題は大胆な金融政策ではなく、放漫財政政策，BNP PARIBAS 政策分析レポート。
—2013，日本経済の三つのシナリオ：マネタイゼションか、円安か、成長戦略か，BNP PARIBAS 政策分析レポート。

企业进入、技术进步和中国产业结构转型

内容提要：改革开放以来，中国经济经历了快速的产业结构转型。第一产业产出增加值和就业比例大幅降低，第二产业产出增加值和就业比例小幅提升，第三产业产出增加值和就业比例大幅提高。中国改革开放以来的产业结构转型，既有来自市场方面的供需原因，也有来自政府方面的发展战略成因。本文从企业进入、技术进步和产业结构转型的基本逻辑构建理论模型，讨论了企业进入、技术进步和产业结构转型之间的基本理论关系，并采用中国 2005-2010 年省级面板数据进行实证分析，发现企业进入是推动中国产业结构转型的重要原因。

关键词：企业进入　技术进步　中国产业结构转型

一、中国产业结构转型的事实

结构转型(Structural Transformation)是经济活动在不同部门之间的重新分配(Reallocation)，它是现代经济增长的一个重要特征(Kuznets，1966)[①]。改革开放以来，伴随中国“超常态”增长[②]，中国经济出现了快速的产业结构转型。第一产业产出增加值和就业比例大幅降低，第二产业产出增加值和就业比例小幅提升，第三产业产出增加值和就业比例大幅提高。

中国的产业结构转型过程并非平稳。这是因为改革时期的中国社会经历了迅速的制度变革，并由此对各产业的发展造成不同程度的冲击，以致中国的整个产业结构转型过程还可大致划分为两个子期：1978-1983 年和 1984-2012 年。在第一个时期（1978-1983 年），第一产业产出增加值在国民经济中所占比重上升，第二产业呈现小幅下降，第三产业在国民经济中所占比重则保持相对稳定（图 1

[①] Kuznets(1966)在其最为经典的经济学著作——《Modern Economic Growth》（译为《现代经济增长》）中开篇即指出：“我们所说的各国经济增长是指人均或每个劳动者平均产量的持续增长，绝大多数增长常伴随着人口增长和结构的巨大变化。在当今时代，发生了以下这些产业结构的变化：产品的来源和资源的去处从农业活动转向非农业生产活动，即工业化过程；城市和乡村之间的人口分布发生了变化，即城市化的过程；一国之中各个集团的相对经济地位包括就业状况，在各种产业的分布、人均收入水平等等都发生了变化；产品在居民消费、资本形成、政府消费之间的分配，以及在这三大类用途的各自细目之间的分配都发生了变化；一国之内以及其他地方的生产布局起了变化”。

[②]人均 GDP 在短短的三十多年的时间里，从 1978 年 381 美元提高到 2011 年的 5432 美元，年均经济增长率达到 9%左右。这种持续性的高经济增长及其在短期内所取得的成就，在很多发达国家是无法想象的。

所示)。然而，第一产业就业所占比例却持续下降，第二产业和第三产业就业比例持续上升（图 2 所示)。该时期农业产出增加值占比上升与农业就业比例下降、工业产出增加值占比下降与工业就业比例上升等“反常”结构转型特征与改革初期政府农业、农村政策的巨大调整有莫大关联[①]。第一，1978 年之后，政府逐渐放松了对农业的控制，农民自留地的面积由农地的 5%提高至 15%。同时，政府还放松了对农村副业的限制，农民的就业选择面扩大。第二，1978-1983 年期间，农产品的收购价格被大幅提高（平均上调了 50%)，而同期的工业品价格增长则远低于这个水平（Maddison，2011)。

第二个时期(1984-2012 年)，各产业产出增加值占比和就业比例发展趋势基本一致。产出方面，第一产业产出增加值占 GDP 比重持续下降，第二产业产出增加值占 GDP 比重小幅上升，而第三产业产出增加值占 GDP 比重则持续大幅提高(图 1 所示)。就业方面，第一产业就业比例持续下降，而第二产业和第三产业就业比例持续上升。第三产业就业增长速度快于第二产业，以致 1994 年以后第三产业就业比例超过第二产业，第三产业有望成为中国就业比例最高的部门（图 2 所示)。上述事实表明，此时期的产业结构转型特征与库茨涅茨事实相吻合。

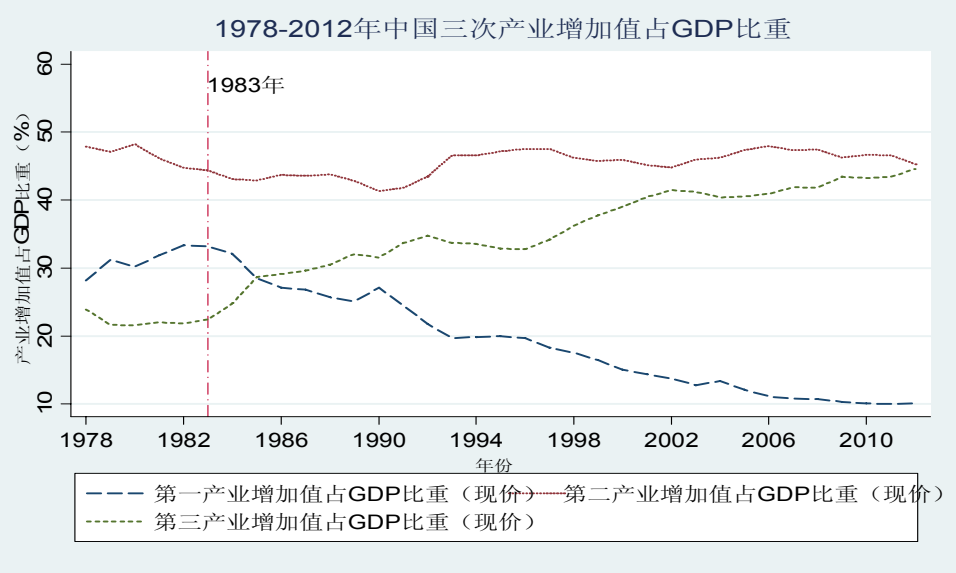


图 1:1978-2012 年中国三次产业增加值占 GDP 比重

[①] 这里的“反常”指的是，该时期（1978-1983 年）的产业结构转型特征有别于 Fisher(1939)所发现，并由 Kuznets(1966)所总结的经典三部门假说（Three-sector Hypothesis），也即库兹涅茨事实。库兹涅茨事实表明，农业的就业和产出在国民经济中所占比重持续下降，工业就业和产出在国民经济中所占比重先上升后下降，服务业就业和产出在国民经济中所占比重持续上升。在最近的一篇综述性文章当中，Herrendorf et al.(2013)通过对更高质量的世界各国时间序列和面板数据的统计分析，还进一步论述了由 Kuznets(1966)等总结的产业结构转型事实。

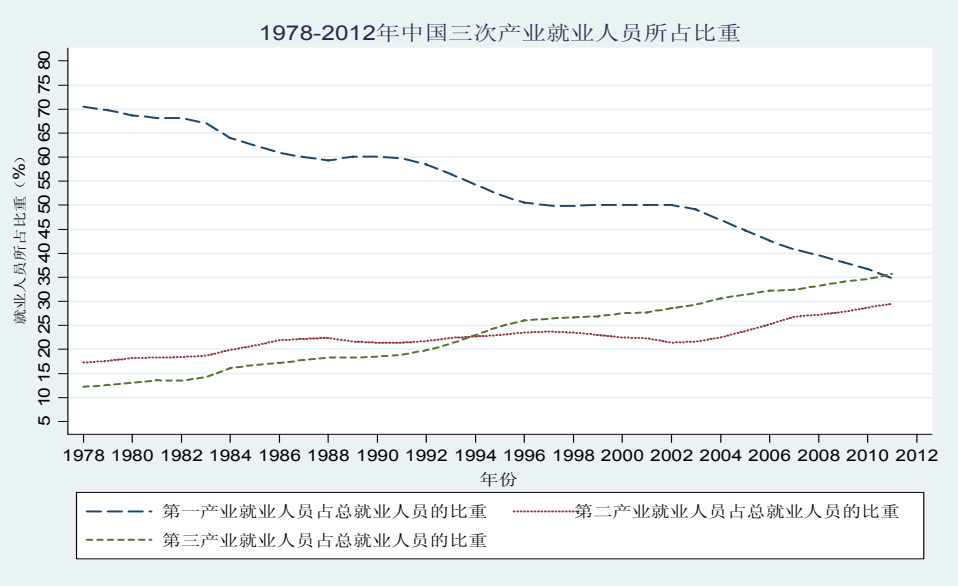


图 2：1978-2012 年中国三次产业就业人员所占比重

1978-2012 年的中国产业结构转型过程表明，改革开放初期（1978-1983 年）的中国产业结构转型特征有别于 Fisher(1939)发现并由 Kuznets(1966)所总结的经典三部门假说（Three-sector Hypothesis）。我们认为出现这一差别，主要源于当时巨大的制度变革及其对中国农村农业经济的影响。改革初期，中国一方面从计划经济逐步走向市场化经济，资源配置方式彻底改变；另一方面经济改革从农村开始，农村率先受益于制度变革，处于改革“红利”释放期。不过，中国产业结构转型的演进过程还表明，1983 年之后，中国产业结构转型特征逐步与经典的产业结构转型假说所反映的特征事实相吻合。根据经典的三次产业结构转型假说，我们还可以推断中国的第二产业在国民经济中的占比还处于持续上升阶段。

中国的产业结构转型，既是世界范围内产业结构转型过程中的一个缩影，因而其结构转型的动因具有一般性；同时，中国产业结构转型，又伴随中国三十多年以来的改革开放进程，因而其转型动因又具有特殊性。在下文中，我们将通过对主要文献的梳理，来为中国产业结构转型动因提供一般性和特殊性的解释，并进而从企业进入视角论证产业结构转型的原因。我们的理论分析和实证检验将表明，企业进入是中国产业结构转型的一个重要原因。

本文剩余部分的安排如下：第二部分总结了产业结构转型的一般性和特殊性动因；第三部分阐述了企业进入与技术进步之间的基本关系；第四部分构建了多部门结构转型理论模型；第五部分进行实证分析；第六部分总结了本文主要结论，并提出相关政策建议。

二、结构转型的动因

对于产业结构转型的一般性动因，Kuznets(1973)在其 1971 年的诺贝尔经济学奖颁奖典礼演讲中，最早将其总结为以下三个方面：第一，不同部门的技术创新存在差异；第二，不同消费品具有不同的国内需求收入弹性；第三，对外贸易中的比较优势不断发生变化。毫无疑问，在一个全球化逐渐深入的经济环境中，Kuznets(1973)所总结的这三方面动因是推动产业结构转型的重要力量。然而，Kruger(2008)在整理结构转型文献的发展脉络时指出，仍然受到理论文献关注的推动结构转型的中心原因已从 Kuznets(1973)总结的三方面因素向两个因素集中——需求方的收入弹性因素和供给方的技术进步因素。除了影响结构转型的上述一般性（市场）推动力之外，特定国家的经济结构转型还受到其他一些特有因素的影响。Maddsion(2011)在研究中国经济发展史时就指出推动中国经济结构转型的动因还包括中国发展战略中的一些具体政府政策因素。

（一）需求方的收入弹性成因（恩格尔效应）

从需求方的收入弹性成因讨论产业结构转型的动因，一般基于“恩格尔定律”（Engel’s Law）。“恩格尔定律”最初由 19 世纪德国统计学家恩格尔根据统计资料分析居民消费结构的变化规律时总结得到。他发现一个家庭的收入越少，家庭收入中（或总支出中）用来购买食物的支出所占的比例就越大；并且，随着家庭收入的增加，家庭收入中（或总支出中）用来购买食物的支出则会下降。“恩格尔定律”揭示了随着家庭收入的增加，家庭会改变其消费构成的基本规律，也即恩格尔效应(Engel Effect)。为了研究产业结构变迁现象，很多学者将“恩格尔定律”从单一食品等农业部门产品推广到多部门产品情形。Fisher(1952)最早指出随着收入的增加，人们倾向于依次提高第一产业、第二产业和第三产业相应产品的收入弹性，由此形成随收入递增的“需求阶梯现象（Hierarchy of Needs；Fisher，1939）”，并导致国民经济中的产业就业和产出依次从第一产业向第二产业，进而向第三产业转移，也即发生产业结构转型。在近期一篇重要的结构转型文献当中，Kongsamut et al.(2001)在假定三部门生产函数相同的前提下，借助 Stone-Geary 效用函数将“恩格尔定律”拓展到多种商品情形，研究了仅来自需求方的收入弹性因素对产业结构变迁的影响（恩格尔效应）。他们的研究表明，其构造的理论模型不仅有效拟合了 Kaldor 事实，而且还较好地拟合了劳动力在部门间重新分配的产业结构转型这一 Kuznets 事实。因此，从某种程度上来说，他们的研究证

明了需求方的收入弹性因素（也即恩格尔效应）是推动产业结构转型的重要力量。与他们的研究类似，Murphy et al.(1989)、Matsuyama (1992)、Laitner(2000)、Caselli and Coleman(2001)、Gollin et al.(2002)等通过设定非位似效用函数（例如Stone-Geary 效用函数）引入“恩格尔效应”，同样证实了“恩格尔效应”是推动产业结构转型的重要力量。

（二）供给方的技术进步成因（鲍莫尔效应）

推动产业结构转型的另一力量来自供给方的技术进步因素。该机制是指由于不同部门因技术进步差异而导致增长率不同，因而会出现产业结构转型过程。由于最早发现该机制的是美国经济学家 Baumol(1967)，因此促使结构转型的这一重要机制也被称为鲍莫尔效应(Baumol Effect)。然而，长期以来，鲍莫尔效应被学术界遗忘，直到 Ngai and Pissarides (2007)将 Baumol(1967)有关产业结构转型的思想纳入到新古典框架中，其才再次受到学术界的重视。他们在一个多部门增长模型当中，在设定常替代效用函数前提下，通过仅引入技术进步的部门差异，讨论了技术因素在结构转型当中的作用。他们的研究表明，产业间的技术进步差异是促使结构转型的主要原因。具体而言，他们发现当最终产品之间的替代弹性小于 1 时，经济中的就业量将向技术进步率较低的部门转移；在极端情况下，经济中的所有的就业量都会流入生产率最低的部门；不过，他们同时也指出生产资本品和中间品的部门最终不会消失。与之类似，Acemoglu et al.(2008)在假定两部门生产函数要素密集使用程度不同前提下，同样发现技术进步差异导致了资源在部门间重新配置，也即发生结构转型。近期，Kruger(2008)从生产率角度梳理了产业结构转型的相关文献，他发现因创新和技术进步产生的生产率变化是导致结构转型的主要力量。这进一步肯定了来自供给方的技术进步因素在结构转型过程当中起到的关键作用。

（三）政府发展战略成因

中国产业结构的变化除了受上述两大推动力的影响之外，还受到政府政策的影响(Maddsion，2011)。林毅夫（2007）基于对发展中国家频繁发生产业投资潮涌现象成因的认识，指出由于发展中国家的产业链处于世界产业链的后端，因而知晓其前沿产业，所以发展中国家的政府可以通过制定相应的产业政策引导产业结构升级。进一步，林毅夫（2010）在其以“旧结构经济学”为基础开创的“新结构经济学”理论体系中，倡导以新古典经济学研究方法讨论政府和市场在产业

结构升级中的协调作用。在这篇重要的文献当中，他指出发展中国家政府完全可以借助产业政策，对市场中的产业结构变迁发挥积极的、因势利导作用，以此来促进产业结构的有效升级和实现持续性、包容性增长。在实证研究领域，宋凌云等（2013）基于“新结构经济学”有关发展中国家政府可以采用产业政策引发产业结构变迁的理论思想，研究了中国地方政府官员升迁与中国产业结构变迁之间的关系。他们的结论表明省委书记、省长在短期内能够引领辖区产业结构变动，但引领效果随任期增加而下降。由此，他们进一步得出政府在短期内可以实现产业结构变迁，但是在长期内的产业结构变迁主要依靠市场力量的结论。与这些研究视角不同，黄茂兴等（2009）通过构建反映技术选择、产业结构升级和经济增长关系的理论模型，并采用中国省级面板数据的实证分析，指出随着省际间的竞争，各省在发展过程当中，可依靠本地区资源禀赋优势，制定经济发展战略，通过技术选择和合理的资本深化促进产业结构升级，提升劳动效率和实现经济增长。因此，他们的研究同样肯定了政府在产业结构变迁当中的主动性作用。

综合上述产业结构转型动因的国内外研究，我们发现推动产业结构转型的力量主要来自两个方面，其一是市场方面的需求收入弹性成因（也即恩格尔效应）和供给方的技术进步成因（也即鲍莫尔效应）；其二是政府发展战略方面的政府政策成因。比较两个方面的推动力在产业结构转型中的作用，不难看出政府在产业结构转型中主要扮演因势利导的辅助性角色，而市场则始终是产业结构转型的中坚力量。同时，在产业结构转型的市场供需力量方面，正如 Kruger(2008)在总结和比较供需因素在产业结构转型中的作用时指出的：“技术进步……..是结构变迁的推动力量，而需求则决定了结构变迁的方向”。因此，Kruger(2008)的研究表明，就长期而言，技术进步是推动产业结构变迁的关键市场力量。

三、企业进入和技术进步

我们对产业结构转型动因文献的讨论表明，长期而言，技术是推动产业结构转型的关键力量。然而，梳理这些文献，我们发现还鲜有文献在内生化技术进步[①]情形下，系统讨论产业结构转型的基本规律。为此，我们期望从企业进入（进出，或净进入，下同）视角来内生化技术进步，并以此为基础，系统讨论产业结构转型的动因。因此，首要的一个问题是企业进入和技术进步之间是什么样的关

[①] 当然，Acemoglu et al.(2008)在其工作论文版本 Acemoglu et al.(2006)中，通过借助 Romer(1990)有关横向创新促进技术进步的思想，讨论了内生化技术进步及其对产业结构转型的影响。

系。在本部分，我们将通过梳理企业进入与技术进步之间基本关系的理论和实证文献，来着力回答这个问题。

企业进入和退出被广泛地认为是推动技术进步的主要原因(Aghion et al.，2004)。这是因为，首先，新企业进入可以将行业中生产效率低的厂商挤出市场，因而能激励在位厂商提高生产效率，从而间接促进整个行业或经济的技术进步；其次，新企业的进入还能为行业带来新的产品和新的生产方法，从而能直接促进整个行业或经济的技术进步。大量实证研究为这一机制提供了经验支撑。一部分文献通过借助 Olley and Pakes（1996）等开发的生产率分解方法，将行业或经济的全要素生产率变化分解为在位企业、新进入企业、退出企业三部分，以此来揭示新企业进入对行业或经济生产率变动的贡献大小及方向。这些研究表明新进入企业对行业或经济生产率的变化具有显著的正向影响（尽管存在结论相左的文献）。例如，Baldwin and Gu (2006)对加拿大 1979-1999 年制造业样本的研究，发现加拿大制造业生产率增长的 70%来自企业进入和退出（包括直接效应和间接效应）。然而，有研究指出采用生产率分解方法的研究所得结论，过度依赖所采用的生产率分解方法[①]。这降低了这些研究结论的可信性。为了应对这一问题，一些研究者尝试采用其他计量方法来讨论二者之间的关系。不过，所得结论仍然支持企业进入推动技术进步的基本结论。例如，Bartelsman et al. (2004)就发现企业流动率(Turnover Rate)和企业生产率之间具有显著的正向关系。

事实上，对计量实证研究所得结论的怀疑并未因此而终止。Kocsis et al.(2009)在总结企业进入、退出与生产率关系的相关文献时指出，计量实证方法由于其内在的一些缺陷，例如常见的内生性问题等，导致其难以真正获取企业进入、退出与生产率（技术进步）之间的因果关系。这意味着为了讨论企业进入、退出与生产率（技术进步）之间的因果关系和传导机制，还需借助理论模型的严谨分析。Aghion et al.(2004)在一个多部门熊彼特增长模型中，假定企业可以在技术前沿领域进入经济。在他们的模型中，高进入率（威胁）可以促进已处于技术前沿的企业的研发投资，从而进一步推动技术进步；同时，高进入率（威胁）也会阻止处于远离技术前沿的企业增加研发投资，从而阻碍技术进步。他们的理论研究表明，在位企业的生产率受到进入者（威胁）的影响；在均衡状态，在位企业的平均生产率将随企业进入率的提高而提高。进一步，他们基于英国1980-1993年的制造业微观数据的实证研究证实了他们最初的理论分析结论：更高的进入率促进国内

[①] Meliz et al.(2012)的研究表明，生产率分解结论对分解方法具有较强的敏感性。

全要素生产率的提高，也即有利于技术进步。

针对中国经济样本，不少研究发现企业进入和退出对中国企业生产率的演进具有重要作用，因而对中国的技术进步存在影响。谢千里等（2008）基于1998年和2005年中国所有规模以上工业企业数据的分析，发现1998年至2005年间，企业进入和退出促进了中国工业生产率的增长，并且加快了内陆省份生产率对沿海地区的追赶。李玉红等（2008）借助2000-2005年国家统计局的企业调查数据，结合BHC方法和偏离份额方法，分析了技术进步和资源重新配置（存活企业规模增减，新企业的进入与原有企业退出）在工业生产率变动中的作用。他们发现存活企业的技术进步贡献了近一半的工业生产率增长，而现有存活企业规模增减、企业进入和退出形成的资源重新配置效应则贡献了工业生产率增加的另外一半。这些研究表明中国企业的进入促进了行业或经济生产率的增长，因而有利于中国经济技术进步的提高。

综合上述计量实证和理论文献，我们发现企业进入促进了行业技术进步。下文中，我们将通过在现有理论模型中引入企业进入来内生化行业技术进步（企业进入创造新的产品和新的方法之机制），并以此系统探讨企业进入、技术进步和产业结构转型之间的基本关系。

四、企业进入、技术进步和产业结构转型：理论模型

A、模型环境设定

假设经济中有无数个同质的家庭消费单一的最终产品。最终产品由无数个同质的竞争性厂商使用来自两个生产部门的产出复合而成。在两个生产部门内部由无数个同质的竞争性厂商，它们生产所需要的中间投入来自于数量可变且具有异质性的厂商。代表性家庭通过无弹性供给的劳动来获得收入，并将其劳动所得收入用于购买经济中的最终产品以获得效用（不过，下文中我们省略对家庭选择行为的分析）[①]。最终产品可以用于家庭部门消费，也可以用于生产两个部门产出所需要的中间品。两个部门的产出使用家庭无弹性供给的劳动和中间投入进行生产。每个部门都有针对于生产本部门所需中间产品的异质性中间产品厂商，并且假定每个中间产品厂商只生产一种中间产品。每个中间产品厂商生产的中间品不相同，因而中间品厂商可以向部门最终产品厂商垄断供给其生产的中间产品。但

[①] 就结构转型的鲍莫尔效应而言，省略对家庭选择行为的分析将不改变结论的性质。

中间产品的种类是可变，因而企业进入可以借助于种类数量来完成。

本文的模型构建借鉴了 Acemoglu et al.(2008)，Romer(1990)，Bilbiie et al.(2012)等文章的思想，在下文中将不再赘述。

（一）模型经济的最终产品生产厂商

假设竞争性的代表性最终产品生产厂商通过 CES 生产函数生产经济中单一的最终产品，其最基本的生产投入为经济中的两部门最终产品。经济的最终产品生产函数如下：

$$Y_t = F(Y_{1t}, Y_{2t}) = (\gamma Y_{1t}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} + (1-\gamma) Y_{2t}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}})^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$$

其中，ε为 CES 最终产品生产函数中的各部门最终产品之间的替代弹性，且$\varepsilon \in [0, \infty)$；$\gamma$显示了 CES 最终产品生产函数中的各部门最终产品在模型经济的相对重要性，且$\gamma \in (0, 1)$。

经济的最终产品除了用于家庭消费C_t，还将用于各部门的中间产品生产$\int_0^{M_{1t}} Y_t^{1i} di + \int_0^{M_{2t}} Y_t^{2j} dj$（具体含义可见于下文），所以模型经济的资源约束如下：

$$C_t + \int_0^{M_{1t}} Y_t^{1i} di + \int_0^{M_{2t}} Y_t^{2j} dj \leq Y_t$$

（二）部门最终产品生产厂商

假设整个经济中存在两个部门，各部门最终产品市场完全竞争，每个部门的最终产品都由代表性厂商通过劳动和多种中间产品生产得到。我们假定每一种中间产品由一个中间产品厂商生产[①]，这意味着中间产品种类的变化与异质性中间产品厂商的进入（进出或净进入，下同）同步。这即说明中间产品种类的变化，也即中间品厂商的进入过程。至此，我们的增长模型也就引入了企业的进入机制。

各部门最终产品生产函数存在差别，这种差别不仅在于不同部门可采用的中间产品种类存在差异，而且还在于不同部门在劳动要素和中间品要素的使用密集程度上不尽相同。我们将部门最终产品厂商的生产函刻画为如下的形式：

[①] Bilbiie et al.(2012)在研究厂商内生进入、产品多样化和经济周期时，做了类似的假定。在他们的研究当中，他们假定连续的垄断竞争性企业，且每个企业生产一种不同的产品。他们借助这种企业与产品类型的一对一的假设条件，在其模型当中引入了企业进入。

$$Y_{1t} = L_{1t}^{1-\alpha} \int_0^{M_{1t}} x_{1ti}^{\alpha} di$$

$$Y_{2t} = L_{2t}^{1-\beta} \int_0^{M_{2t}} x_{2tj}^{\beta} dj$$

其中，Y_{1t}和Y_{2t}为部门 1 和部门 2 的最终产品；L_{1t}和L_{2t}为部门 1 和部门 2 所使用的劳动要素，且$L_{1t} + L_{2t} = L_t$；x_{1ti}和x_{2tj}为部门 1 和部门 2 所使用的中间产品，且$i \in [0, M_{1t}]$，$j \in [0, M_{2t}]$，其中 M_{1t}为部门 1 所采用的中间产品种类，M_{2t}为部门 2 所采用的中间产品种类。假定$0 < \alpha < 1$，$0 < \beta < 1$，且$\Delta = \alpha - \beta > 0$，这说明各部门使用要素密集程度不相同的技术，并且部门 2 使用劳动要素的密集程度高于部门 1。

（三）部门中间产品生产厂商

假设中间产品厂商进入各部门中间产品市场完全自由。同时，我们也参照 Bilbiie et al.（2012），假定厂商进入中间品部门之前，需进行一定的固定投入，并且这一固定支出恒小于进入后所得利润。这种固定支出可能用于研发、或是市场调研等，但是该固定支出对进入市场之后的中间品厂商的生产不造成影响。

根据我们前文的假定：每个中间产品厂商所生产的产品存在差异。因而每个中间产品厂商对自己所生产出来的中间产品具有一定的市场垄断力量。在现实经济环境当中，厂商具有的这种垄断力量还可能来自法律赋予的专利权、商标权等。正是因为中间品厂商可以持续获得垄断利润，从而吸引着厂商不断进入相关中间品部门。

在中间产品生产技术方面，我们假定每个部门的中间品厂商以经济的最终产品作为生产投入品，并以投入和产出为一比一的技术生产中间产品[①]。中间品生产厂商生产中间产品的生产函数可以表述为：

$$x_{1ti} = g_{1i}(Y_t^{1i}), \ i \in [0, M_{1t}]$$

$$x_{2tj} = g_{2j}(Y_t^{2j}), \ j \in [0, M_{2t}]$$

[①] 在此技术条件下，要素投入的边际产出恒为 1。这说明，满足此条件的所有生产函数都可作为本文的中间品生产函数。因而，本文采用隐函数形式的中间品生产函数，在某种程度上，丰富了中间品企业的异质性特征。

其中，x_{1it}为部门 1 中间品厂商生产的中间品，x_{2tj}为部门 2 中间品厂商生产的中间品。$g_{1i}(\cdot)$为部门 1 的第i类中间产品生产函数，$g_{2j}(\cdot)$为部门 2 的第j类中间品生产函数。Y_t^{1i}为用于生产中间品x_{1it}的最终产品数量，Y_t^{2j}为用于生产中间品x_{2tj}的最终产品数量。根据一比一生产技术假定，因而均衡时在数量上有：$\frac{Y_t^{1i}}{x_{1it}}=\frac{Y_t^{2j}}{x_{2tj}}=1$。

用于部门 1 中间品生产的最终产品总支出为$\int_0^{N_{1t}} Y_t^{1i}di$，用于部门 2 中间品生产的最终产品总支出为$\int_0^{N_{2t}} Y_t^{2j}dj$；根据一比一生产技术，它们在数量上还等于$\int_0^{N_{1t}} x_{1it}di+\int_0^{N_{2t}} x_{2tj}dj$。

B、模型静态均衡的求解

（一）模型经济最终产品生产厂商的最优化问题

我们假定经济中的最终产品价格为$P_t\equiv 1$，部门 1 的最终产品价格为P_{1t}，部门 2 的最终产品价格为P_{2t}。由于模型经济最终产品市场完全竞争，那么代表性模型经济最终产品厂商的最优化问题可以表述如下：

$$\max_{\{Y_{1t},\ Y_{2t}\}} Y_t-Y_{1t}P_{1t}-Y_{2t}P_{2t}$$

$$s.t.\quad Y_t=(\gamma Y_{1t}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}}+(1-\gamma)Y_{2t}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}})^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$$

采用拉格朗日方法可以求得其最优化所需满足的一阶条件，此也即经济的最终产品部门对部门最终产品的需求函数。

$$P_{1t}=\gamma\left(\frac{Y_{1t}}{Y_t}\right)^{-\frac{1}{\varepsilon}}$$

$$P_{2t}=(1-\gamma)\left(\frac{Y_{2t}}{Y_t}\right)^{-\frac{1}{\varepsilon}}$$

（二）模型部门最终产品生产厂商优化问题

由于部门最终产品市场完全竞争，各部门代表性最终产品厂商在最终产品价格给定的情况下，通过选择最优劳动需求量和最优中间产品数量来最大化利润。劳动可以在部门间自由流动，因此部门间名义工资相等，可设定名义工资为W_t。部门 1 的中间产品价格为$q_{1it}, i \in [0, M_{1t}]$；部门 2 的中间产品价格为$q_{2tj}, j \in [0, M_{2t}]$。

首先，部门 1 最终产品厂商的优化问题可以表述如下：

$$\max_{(L_{1t},\ x_{1ti})} Y_{1t}P_{1t} - W_t L_{1t} - \int_0^{M_{1t}} x_{1it} q_{1it}\, di$$

$$s.t. \quad Y_{1t} = L_{1t}^{1-\alpha} \int_0^{M_{1t}} x_{1it}^{\alpha}\, di$$

采用拉格朗日方法可以求得其最优化需满足的一阶条件：

$$q_{1it} = P_{1t}\frac{\partial Y_{1t}}{\partial x_{1it}} = P_{1t}\alpha L_{1t}^{1-\alpha} x_{1it}^{\alpha-1}; i \in [0, M_{1t}]$$

$$W_t = P_{1t}\frac{\partial Y_{1t}}{\partial L_{1t}} = P_{1t}(1-\alpha) L_{1t}^{-\alpha} \int_0^{M_{1t}} x_{1it}^{\alpha}\, di; i \in [0, M_{1t}]$$

其次，部门 2 最终产品厂商的优化问题可以表述如下：

$$\max_{(L_{2t},\ x_{2tj})} Y_{2t}P_{2t} - W_t L_{2t} - \int_0^{M_{2t}} x_{2tj} q_{2tj}\, dj$$

$$s.t. \quad Y_{2t} = L_{2t}^{1-\beta} \int_0^{M_{2t}} x_{2tj}^{\beta}\, dj$$

采用拉格朗日方法可以求得其最优化需满足的一阶条件：

$$q_{2tj} = P_{2t}\frac{\partial Y_{2t}}{\partial x_{2tj}} = P_{2t}\beta L_{2t}^{1-\beta} x_{2tj}^{\beta-1}; j \in [0, M_{2t}]$$

$$W_t = P_{2t}\frac{\partial Y_{2t}}{\partial L_{2t}} = P_{2t}(1-\beta) L_{2t}^{-\beta} \int_0^{M_{2t}} x_{2tj}^{\beta}\, dj; j \in [0, M_{2t}]$$

（三）部门中间产品生产厂商优化问题

由于我们假定部门中间产品厂商对自己提供的产品具有垄断力量，因此其不仅面临技术约束，同时还将面临市场需求的约束。各中间品厂商通过选择最优最

终产品投入（或最优产出，以投入与产出比例 1:1 的生产技术提供中间品）最大化自己的利润。

首先，部门 1 对应的中间品厂商最优化问题可以表述如下：

$$\underset{\{Y_c^{1i}\}}{Max}\pi_{1ci} = q_{1ci}x_{1ci} - P_c Y_c^{1i};\quad i \in [0,\ M_{1c}]$$

$$s.t.\quad x_{1ci} = g_{11}(Y_c^{1i});\quad i \in [0,\ M_{1c}]$$

$$q_{1ci} = P_{1c}\alpha L_{1c}^{1-\alpha}x_{1ci}^{\alpha-1}$$

$$P_c \equiv 1$$

采用拉格朗日方法可以求得其最优化需满足的一阶条件为：

$$Y_c^{1i} = \alpha^{\frac{2}{1-\alpha}}P_{1c}^{\frac{1}{(1-\alpha)}}L_{1c},\ i \in [0,\ M_{1c}]$$

因中间产品厂商采用一比一生产技术，从而有：

$$x_{1ci} = Y_c^{1i} = \alpha^{\frac{2}{1-\alpha}}P_{1c}^{\frac{1}{(1-\alpha)}}L_{1c},\ i \in [0,\ M_{1c}]$$

从上面的表达式，可见部门 1 的M_{1c}个中间产品厂商所生成的中间品在数量上是对称的。因此，为了简化分析，我们设定$x_{1ci} = x_{1c},\ i \in [0,\ M_{1c}]$。从而，上式可以简化为：$x_{1c} = \alpha^{\frac{2}{1-\alpha}}P_{1c}^{\frac{1}{(1-\alpha)}}L_{1c},\ i \in [0,\ M_{1c}]$。进一步还可以得到：$X_{1c} = \alpha^{\frac{2}{1-\alpha}}P_{1c}^{\frac{1}{(1-\alpha)}}L_{1c}M_{1c}$。事实上，这不仅是加总后的最优中间品产出数量的表达式，同时也是加总后的用于中间品生产的最终产品数量。

其次，部门 2 相应的中间品厂商最优化问题可以表述如下：

$$\underset{\{Y_c^{2j}\}}{Max}\pi_{2cj} = q_{2cj}x_{2cj} - P_c Y_c^{2j};\quad j \in [0,\ M_{2c}]$$

$$s.t.\quad x_{2cj} = g_{2j}(Y_c^{2j});\quad j \in [0,\ M_{2c}]$$

$$q_{2cj} = P_{2c}\alpha L_{2c}^{1-\beta}x_{2cj}^{\beta-1}$$

$$P_c \equiv 1$$

采用拉格朗日方法可以求得上述中间产品厂商最优化的一阶条件为：

$$Y_c^{2j} = x_{2cj} = \beta^{\frac{2}{1-\beta}} P_{2c}^{\frac{1}{(1-\beta)}} L_{2c}, \quad j \in [0, M_{2c}]$$

因中间品厂商采用一比一生产技术，从而有：

$$x_{2cj} = Y_c^{2j} = \beta^{\frac{2}{1-\beta}} P_{2c}^{\frac{1}{(1-\beta)}} L_{2c}, \quad j \in [0, M_{2c}]$$

上面的表达式说明部门 2 中的M_{2c}种中间产品厂商所生成的中间品在数量上是对称的。为了简化分析，我们设定$x_{2cj} = x_{2c}, \quad j \in [0, M_{2c}]$。所以，上式可以简化为：$x_{2c} = \beta^{\frac{2}{1-\beta}} P_{2c}^{\frac{1}{(1-\beta)}} L_{2c}$。因此，进一步还可以得到：$X_{2c} = \beta^{\frac{2}{1-\beta}} P_{2c}^{\frac{1}{(1-\beta)}} L_{2c} M_{2c}$。事实上，这不仅是加总后的最优中间品产出数量，同时也是加总后的用于中间品生产的最终产品数量。

C、模型比较静态分析

综合模型经济中的最终产品厂商、部门最终产品厂商、部门中间产品厂商的最优化问题及其所需满足的一阶条件，我们可以得到各部门的行为方程，并得到经济活动在部门间分配所需满足的条件。

（一）企业进入与部门技术进步

根据中间品厂商的最优化条件可知，均衡时，部门 1 内部和部门 2 内部的各类中间产品在数量上都相等。因此，我们可以省略各类中间品的下标i和j，并有$x_{1c} = x_{1ci}$与$x_{2c} = x_{2cj}$，进一步可以将各部门最终产品生产函数简化为如下形式：

$$Y_{1c} = L_{1c}^{1-\alpha} M_{1c}^{1-\alpha} X_{1c}^{\alpha}$$

$$Y_{2c} = L_{2c}^{1-\beta} M_{2c}^{1-\beta} X_{2c}^{\beta}$$

其中，X_{1c}和X_{2c}为部门 1 和部门 2 的中间品加总形式，并且其加总过程如下：

$$X_{1c} = \int_0^{M_{1c}} x_{1ci}\, di = \int_0^{M_{1c}} x_{1c}\, di = M_{1c} x_{1c}$$

$$X_{2t}=\int_0^{M_{2t}} x_{2tj}\,dj=\int_0^{M_{2t}} x_{2t}\,dj=M_{2t}x_{2t}$$

从上可知部门最终产品产量的长期增长趋势与各部门中间产品种类（M_{1t}、M_{2t}）成正比。

$$\frac{\partial Y_{1t}}{\partial M_{1t}}=(1-\alpha)\frac{Y_{1t}}{M_{1t}}>0$$

$$\frac{\partial Y_{2t}}{\partial M_{2t}}=(1-\beta)\frac{Y_{2t}}{M_{2t}}>0$$

因此，各部门经济的规模，除了受中间品数量和劳动力要素变化影响之外，其只随着中间品种类的变化或企业的进入而发生变化。进一步将$X_{1t}=M_{1t}x_{1t}$和$X_{2t}=M_{2t}x_{2t}$代入简化后的生产函数，还可知：

$$Y_{1t}=M_{1t}L_{1t}^{1-\alpha}x_{1t}^{\alpha}$$

$$Y_{2t}=M_{2t}L_{2t}^{1-\beta}x_{2t}^{\beta}$$

这意味着部门经济产出的增长率与中间品产品种类增长率或中间品生产厂商数量变化率（厂商进入）成比例。这说明模型经济各部门的技术进步，直接受中间品种类的改变或是中间品生产企业的进入影响。

（二）企业进入、劳动力禀赋增加、中间品总量增加与产业结构转型

首先，由部门最终产品厂商的优化问题，可以得到最终产品厂商对中间品的需求方程。进一步，根据均衡时的部门 1 内部和部门 2 内部各类中间产品在数量上都相等，并将部门最终产品价格代入中间品需求方程，化简后可以得到：

$$q_{1t}=\gamma\left(\frac{Y_{1t}}{Y_t}\right)^{-\frac{1}{\varepsilon}}\alpha\frac{Y_{1t}}{X_{1t}}$$

$$q_{2t}=(1-\gamma)\left(\frac{Y_{2t}}{Y_t}\right)^{-\frac{1}{\varepsilon}}\beta\frac{Y_{2t}}{X_{2t}}$$

同时，又因为中间品部门均衡时，可知中间品价格为$q_{1t}=\frac{1}{\alpha}$，$q_{2t}=\frac{1}{\beta}$；则$\alpha q_{1t}=\beta q_{2t}$。因此可以得到如下等式：

$$\gamma\left(\frac{Y_{1t}}{Y_t}\right)^{-\frac{1}{\varepsilon}}\alpha^{\frac{1}{\varepsilon}}\frac{Y_{1t}}{X_{1t}}=(1-\gamma)\left(\frac{Y_{2t}}{Y_t}\right)^{-\frac{1}{\varepsilon}}\beta^{\frac{1}{\varepsilon}}\frac{Y_{2t}}{X_{2t}}$$

其次，由部门最终品厂商的优化问题，可以得到部门最终产品厂商对劳动的需求方程。进一步，根据均衡时的部门 1 内部和部门 2 内部各类中间产品在数量上都相等，并将部门最终产品价格代入劳动力需求方程，化简后可以得到：

$$W_t=\gamma\left(\frac{Y_{1t}}{Y_t}\right)^{-\frac{1}{\varepsilon}}(1-\alpha)\frac{Y_{1t}}{L_{1t}}$$

$$W_t=(1-\gamma)\left(\frac{Y_{2t}}{Y_t}\right)^{-\frac{1}{\varepsilon}}(1-\beta)\frac{Y_{2t}}{L_{2t}}$$

由于劳动力可以在部门间自由流动，因此部门间的名义工资相等，所以有如下等式：

$$\gamma\left(\frac{Y_{1t}}{Y_t}\right)^{-\frac{1}{\varepsilon}}(1-\alpha)\frac{Y_{1t}}{L_{1t}}=(1-\gamma)\left(\frac{Y_{2t}}{Y_t}\right)^{-\frac{1}{\varepsilon}}(1-\beta)\frac{Y_{2t}}{L_{2t}}$$

最后，我们设定$\kappa_t=\frac{\frac{1}{\alpha}X_{1t}}{\frac{1}{\alpha}X_{1t}+\frac{1}{\beta}X_{2t}}=\frac{\frac{1}{\alpha}X_{1t}}{X_t}$，此即为中间品部门市场均衡时，部门 1 生产的中间品总量占整个社会中间品总量的份额[①]。由于$\frac{\partial\kappa_t}{\partial X_{1t}}>0$与$\frac{\partial\kappa_t}{\partial X_{2t}}<0$，这说明整个社会用于生产各部门中间品的最终产品数量变化与各部门中间品份额变化方向具有一致性[②]。$\lambda_t=\frac{L_{1t}}{L_{1t}+L_{2t}}=\frac{L_{1t}}{L_t}$，此即为劳动力市场均衡时，部门 1 所容纳的劳动力占整个市场的份额。将其代入上面的表达式，可以得到如下两式：

$$\gamma\left(\frac{Y_{1t}}{Y_t}\right)^{-\frac{1}{\varepsilon}}\alpha^{\frac{1}{\varepsilon}}\frac{Y_{1t}}{\alpha\kappa_tX_t}=(1-\gamma)\left(\frac{Y_{2t}}{Y_t}\right)^{-\frac{1}{\varepsilon}}\beta^{\frac{1}{\varepsilon}}\frac{Y_{2t}}{\beta(1-\kappa_t)X_t}$$

$$\gamma\left(\frac{Y_{1t}}{Y_t}\right)^{-\frac{1}{\varepsilon}}(1-\alpha)\frac{Y_{1t}}{\lambda_tL_t}=(1-\gamma)\left(\frac{Y_{2t}}{Y_t}\right)^{-\frac{1}{\varepsilon}}(1-\beta)\frac{Y_{2t}}{(1-\lambda_t)L_t}$$

化简可以得到：

$$\lambda_t=[1+\frac{1-\gamma}{\gamma}\frac{1-\beta}{1-\alpha}(\frac{Y_{1t}}{Y_{2t}})^{\frac{1-\varepsilon}{\varepsilon}}]^{-1}$$

$$\kappa_t=[1+\frac{1-\gamma}{\gamma}\frac{\beta}{\alpha}(\frac{Y_{1t}}{Y_{2t}})^{\frac{1-\varepsilon}{\varepsilon}}]^{-1}$$

① 以最终产品计价的中间品数量。

② 从前面的分析可知，均衡时，在数量上有$X_{1t}=\int_0^{M_{1t}}y_t^{\frac{1}{\varepsilon}}di$，$X_{2t}=\int_0^{M_{2t}}y_t^{\frac{1}{\varepsilon}}dj$。

进一步可以得到：

$$\kappa_t = [1 + \frac{\beta}{\alpha}\frac{1-\alpha}{1-\beta}(\frac{1-\lambda_t}{\lambda_t})]^{-1}$$

又因为$\frac{Y_{1t}}{Y_{2t}} = \frac{L_{1t}^{1-\alpha} M_{1t}^{1-\alpha} X_{1t}}{L_{2t}^{1-\beta} M_{2t}^{1-\beta} X_{2t}^{\beta}} = \lambda_t^{1-\alpha}(1-\lambda_t)^{\beta-1}\kappa_t^{\alpha}(1-\kappa_t)^{-\beta}(\frac{L_t}{X_t})^{\beta-\alpha}\frac{M_{1t}^{1-\alpha}}{M_{2t}^{1-\beta}}$，所以我们可以得到如下的比较静态分析结论。

第一，企业进入对劳动力在部门间分配的影响。

$$\frac{d\ln\lambda_t}{d\ln M_{1t}} = -\frac{(1-\alpha)(1-\varepsilon)(1-\lambda_t)}{1+(1-\varepsilon)(\beta-\alpha)(\lambda_t-\kappa_t)} > 0 \Leftrightarrow \varepsilon > 1$$

$$\frac{d\ln\lambda_t}{d\ln M_{2t}} = \frac{(1-\beta)(1-\varepsilon)(1-\lambda_t)}{1+(1-\varepsilon)(\beta-\alpha)(\lambda_t-\kappa_t)} > 0 \Leftrightarrow \varepsilon < 1$$

同时，还可以看出：

$$\frac{d\ln\lambda_t}{d\ln M_{1t}} = -\frac{(1-\alpha)}{(1-\beta)}\frac{d\ln\lambda_t}{d\ln M_{2t}} > 0 \Leftrightarrow \varepsilon > 1$$

命题 1：当$\varepsilon > 1$时，随着部门 1 中间产品厂商数量的增加，部门 1 的劳动力份额将提高；随着部门 2 中间品厂商数量的增加，部门 1 的劳动力份额将降低。反之，当$\varepsilon < 1$时，随着部门 1 中间产品厂商数量的增加，部门 1 的劳动力份额将降低；随着部门 2 中间产品厂商数量的增加，部门 1 的劳动力份额将提高。结合部门 1 和部门 2 中间品厂商数量的增加对劳动力在部门间分配的影响，可知不同部门中间品厂商数量的变化，对劳动力在部门间分配的影响方向相反。

命题 1 的经济含义如下：中间品企业进入促进了该部门的技术进步，使得该部门可以通过更少的资源（劳动、中间品）生产更多的产品。这也即意味着在生产要素的部门分配不变的情况下，技术进步加快部门的产出增长加快。①当部门最终产品间的替代弹性较高，以致可以完全替代时（$\varepsilon > 1$），技术进步加快部门的价格下降比例小于产出增加比例，因而扩大该部门的生产将更为有利。此时，资源（劳动、中间品）将从技术进步较低部门转移到的技术进步更快的部门。因而，部门 1 中间品厂商的进入促使了劳动力从部门 2 流向部门 1，部门 1 的就业份额提高；部门 2 中间品厂商的进入促使了劳动力从部门 1 流向部门 2，部门 2 的就业份额提高。②当部门最终产品间的替代弹性较低，以致呈现互补特征时（$\varepsilon < 1$），技术进步加快部门的价格下降比例大于产出增加比例，因而缩小该部门的生产将更为有利。此时，资源（劳动、中间品）将从技术进步加快部门转移到的技术进步未变的部门。因而，部门 1 中间品厂商的进入促使了劳动力从本部

门流向部门 2，部门 1 的就业份额降低；部门 2 中间品厂商的进入促使了劳动力从本部门流向部门 1，部门 2 的就业份额降低。

第二，社会劳动力禀赋变化对劳动力在部门间分配的影响。

$$\frac{d\ln\lambda_t}{d\ln L_t}=-\frac{(1-\varepsilon)(\beta-\alpha)(1-\lambda_t)}{1+(1-\varepsilon)(\beta-\alpha)(\lambda_t-\kappa_t)}>0\Leftrightarrow-(1-\varepsilon)(\beta-\alpha)>0\Leftrightarrow\varepsilon<1$$

命题 2：本文假定$\Delta=\alpha-\beta>0$，也即部门 2 使用劳动要素密集程度高于部门 1。当$\varepsilon<1$时，随着整个社会劳动力禀赋的增加，部门 1 的劳动力份额将不断提高。反之，当$\varepsilon>1$时，随着整个社会劳动力禀赋的增加，部门 1 的劳动力份额将不断降低。

命题 2 的经济含义如下：各部门使用劳动要素密集程度不同，意味着其他条件相同时，使用劳动要素密集程度较高的部门 2 的劳动边际产出较高。这说明，若劳动力部门分配比例不变，随着劳动要素禀赋的增加，使用劳动要素密集程度较高的部门 2 的产出将增长得更快。①当部门最终产品间的替代弹性较高，以致可以完全替代时（$\varepsilon>1$），使用劳动要素密集程度较高的部门 2 的产品价格下降比例小于其产出增加比例，说明增加部门 2 的生产更为有利，导致社会生产活动向部门 2 转移。此时，部门 2 的劳动要素比例提高，部门 1 的劳动要素比例降低。②当部门最终产品间的替代弹性较低，以致呈现互补特征时（$\varepsilon<1$），使用劳动要素密集程度较高的部门 2 的产品价格下降比例大于其产出增加比例，说明增加部门 2 的生产更为不利，导致社会生产活动向部门 1 转移。此时，部门 2 的劳动要素比例降低，部门 1 的劳动要素比例提高。

第三，社会中间品总量（或用于中间品生产的最终产品数量）的变化对劳动力在部门间分配的影响。

$$\frac{d\ln\lambda_t}{d\ln X_t}=\frac{(1-\varepsilon)(\beta-\alpha)(1-\lambda_t)}{1+(1-\varepsilon)(\beta-\alpha)(\lambda_t-\kappa_t)}>0\Leftrightarrow(1-\varepsilon)(\beta-\alpha)>0\Leftrightarrow\varepsilon>1$$

命题 3：本文假定$\Delta=\alpha-\beta>0$，也即部门 2 使用劳动要素密集程度高于部门 1。当$\varepsilon>1$时，随着整个社会中间品总量的增加（或社会用于中间品生产的最终产品数量的增加，下同），部门 1 的劳动就业比例将不断提高。反之，$\varepsilon<1$时，随着整个社会中间品总量的增加，部门 1 的劳动就业比例将不断降低。结合整个社会劳动禀赋增加与整个社会中间品总量增加对劳动力在部门间分配的影响，可

知$\frac{d\ln\lambda_1}{d\ln L_2}=-\frac{d\ln\lambda_2}{d\ln X_2}$。这说明整个社会劳动力禀赋的增加和整个社会中间品总量的增加，对劳动力在部门之间分配的影响方向相反。

命题 3 的经济含义如下：各部门使用中间品要素密集程度不同，意味着其他条件相同情况下，使用中间品密集程度较高的部门 1 的中间品边际产出较高。这说明，随着中间品总量的增加，部门 1 的产出增长更快。①当部门最终产品间的替代弹性较高，以致可以完全替代时（$\varepsilon>1$），使用中间品密集程度较高的部门 1 的产品价格下降比例小于其产出增加比例，说明增加部门 1 的生产更为有利，导致社会生产活动向部门 1 转移。此时，部门 1 的劳动力份额提高，部门 2 的劳动力份额降低。②当部门最终产品间的替代弹性较低，以致呈现互补特征时（$\varepsilon<1$），使用中间品密集程度较高的部门 1 的产品价格下降比例大于其产出增加比例，说明增加部门 1 的生产更为不利，导致社会生产活动向部门 2 转移。此时，部门 1 的劳动份额降低，部门 2 的劳动份额提高。

表 1：主要变量与部门 1 所用劳动力比例之间的关系

ε		M_1	M_2	L	X
$\varepsilon>1$	λ	+	−	−	+
$\varepsilon<1$		−	+	+	−

注：上述结论都是以$\Delta=\alpha-\beta>0$为推测前提。“+”表示关系为正，“-”表示关系为负。

五、实证分析

（一）计量模型的构建

我们的理论模型表明，企业进入（企业数量变化）、劳动力禀赋变化、中间品总量变化，都将对劳动力在部门间分配造成影响，并存在明确的影响方向。为了检验这些理论结论是否成立，我们设计了如下的计量实证模型：

$$\ln\lambda=\theta_0+\theta_1\ln M_1+\theta_2\ln M_2+\theta_3\ln L+\theta_4\ln X+\theta\Gamma+\eta$$

模型的被解释变量：λ为部门 1 的劳动力份额，采用第二产业就业人数所占比例表示。这是因为相对于第一产业和第三产业，中国的第二产业劳动要素密集

使用程度更低。

模型的主要解释变量：M_1为部门 1 的企业数量，采用第二产业法人单位数量表示；M_2为部门 2 的企业数量，采用第一产业和第三产业法人单位数量的总和表示。L为劳动力禀赋[①]，采用年末从业人员数量表示。X为中间品总量。然而，该指标在宏观数据层面不可得，本文采用社会资本存量作为其替代指标。

模型的控制变量：Γ为控制变量，根据相关文献选择。来自政策层面的财政分权指标，包括地方财政收入分权指标和地方财政支出分权指标，其中，收入分权指标设计为“地方人均财政收入/全国人均财政收入”，支出分权指标设计为“地方人均财政支出/全国人均财政支出”。来自供给方的其他生产率因素，采用专利申请数量度量。来自需求方的国内需求因素，采用人均实际 GDP 衡量。来自需求方的国外需求因素，采用出口总额与 GDP 比值衡量。

随机误差项：η。

表 2：计量实证模型主要变量

变量	变量设计、变量含义	选择依据
被解释变量		
λ	第二产业就业比例（%）	理论模型
关键解释变量		
M_1	第二产业法人单位数目（个）	理论模型
M_2	第一产业和第二产业法人单位数目总和（个）	理论模型
L	年末从业人员数（万人）	理论模型
X	资本存量（1985 年不变价格，亿元）	理论模型
主要控制变量		
Fiscal1	财政分权指标之支出分权指标：省级人均财政支出/全国人均财政支出	政策因素
Fiscal2	财政分权之收入分权指标：省级人均财政收入/全国人均财政收入	政策因素
Patent	专利申请数目（个）	供给方的其他生产率因素
Foreign	出口/GDP	需求方的国外需求因素

[①]理论模型假定家庭无弹性供给劳动力，因而模型总人口与参与生产的劳动力总量一致。然而，现实经济中这将难以再成立。因此，这里直接采用参与经济活动的人口（年末从业人员数量）度量劳动力禀赋。

gdp	人均实际 GDP（1985 年不变价格；元/人）	需求方的国内需求因素

注：计量模型中，变量前有ln，表示对相应变量取自然对数。

（二）数据说明

本文采用的数据是一个包含 30 个省（自治区、直辖市）截面个体，时序 6 年的平衡面板数据（2005-2010 年）。在面板数据时序上我们选择 2005-2010 年，主要有以下原因：第一，统计局从 2011 年开始不再统计各地区三次产业就业数据；第二，在我们可知的统计数据中，各地区三次产业法人单位数只存在于《中国第三产业统计年鉴》，而该年鉴的编制起始于 2006 年。在数据截面个体处理上，我们合并了四川和重庆的数据，主要原因是可选的资本存量数据常将四川和重庆数据进行合并。

三次产业就业人数、年末从业人员数、财政支出、财政收入、年末总人口、国内生产总值、出口总额等数据来自《中国统计年鉴》。另外，因《中国统计年鉴 2007》未统计 2006 年各地三次产业就业数据，该年数据来自《中国区域统计年鉴 2007》。又由于《中国区域统计年鉴 2007》的福建省和云南省数据存在缺失，采用《新中国 60 年统计资料汇编》补充。

三次产业法人单位数来自《中国第三产业统计年鉴》；资本存量数据来自张军、吴桂英和张吉鹏（2004），并按照其估算方法将数据更新到 2010 年；专利申请数来自《中国科技统计年鉴》。

表 3：模型主要变量的描述性统计结果

变量	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
λ	180	24.40317	9.680752	8.411633	47.97955
M_1	180	71213.12	76877.79	605	367387
M_2	180	162492	114210.4	12618	531804
L	180	2429.334	1766.467	140.4	6909.7
X	180	7268.789	6254.853	246.4533	33172.89
Fiscal1	180	0.5510086	0.5548027	0.1744873	3.098329

Fiscal2	180	1.005224	0.6046514	0.4490047	3.356677
Patent	180	21846.09	34522.19	89	235873
Foreign	180	0.1850901	0.218455	0.0148316	0.9053251
gdp	180	7505.109	4917.929	1724.931	27084.39

（三）基本回归结果分析

在回归模型估计方法的选择上，因考虑到各省份之间存在历史、地理、文化、政治等区域差异性因素可能会导致省级面板数据产生组间异方差问题（事实上，调整的异方差 Wald 检验证实了问题的存在性）。同时，宏观数据固有的趋势性特征还可能会导致组内序列自相关问题（Wooldridge 自相关检验表明数据存在一阶自相关问题）。为了处理这些问题，本文首先采用可行的广义最小二乘（Feasible Generalize Least Squares，FGLS）方法估计上述回归模型，估计结果报告于表 4 中。

表 4：广义最小二乘（FGLS）回归结果

	被解释变量：lnλ			
	（1）	（2）	（3）	（4）
lnM_1	0.378*** (11.69)	0.461*** (13.62)	0.422*** (15.39)	0.450*** (11.91)
lnM_2	-0.219*** (-4.71)	-0.351*** (-8.25)	-0.412*** (-10.08)	-0.407*** (-9.40)
lnL	—	-0.272*** (-10.01)	-0.122*** (-3.36)	-0.129*** (-3.30)
lnX	—	0.196*** (8.28)	0.064* (1.72)	0.086** (1.98)
lnPatent	—	—	0.042*** (2.99)	0.039*** (2.48)
lnForeign	—	—	0.154*** (3.34)	0.096 (1.63)
lngdp	—	—	0.013 (1.04)	0.011 (0.83)
lnFiscal1	—	—	—	-0.032 (-0.79)
lnFiscal2	—	—	—	0.110** (2.01)

常数项	1.686*** (6.26)	2.760*** (10.83)	2.189*** (5.70)	2.208*** (4.80)
调整的 Wald 检验	12253.09 [0.0000]	7999.29 [0.0000]	2452.04 [0.0000]	5465.25 [0.0000]
Wooldridge 一阶序列自相关检验	13.142 [0.0011]	8.718 [0.0062]	7.465 [0.0106]	6.202 [0.0187]
观测数	180	180	180	180
省份	30	30	30	30

注：*，**，***分别表示在 10%，5%，1%显著性水平下显著异于零。圆括号内为 z 统计量，方括号内为异方差检验和序列相关检验的 p 值。

表 4 中的模型回归结果表明，各主要解释变量的系数大小、显著性水平、稳健性程度，都说明计量实证结果支持理论模型的结论（$\varepsilon > 1$时）。具体而言，计量回归结果显示，第一，部门 1 的企业进入变量（$\ln M_1$）的系数在 1%显著性水平下显著为正，说明企业进入部门 1，促使劳动力从使用劳动力密集程度较高的部门 2 流向使用劳动力密集程度较低的部门 1[①]，从而提高了部门 1 的就业比例。第二，部门 2 的企业进入变量（$\ln M_2$）的系数在 1%显著性水平下显著为负，说明企业进入部门 2 使得劳动力从使用劳动力密集程度较低的部门 1 流向使用劳动力密集程度较高的部门 2，从而降低了部门 1 的就业比例。第三，社会劳动禀赋变量（$\ln L$）的系数在 10%显著性水平下显著为负，说明随着社会劳动力禀赋的增加，使用劳动力密集程度较低的部门 1 就业比例将降低。第四，社会中间品总量变量（$\ln X$）的系数在 1%显著性水平下显著为正，说明随着社会中间品总量的增加，使用劳动力密集程度较低的部门 1 就业比例将提高。上述结论表明，实证分析结果与理论模型的推断取得了很好的一致性（$\varepsilon > 1$时），这意味着计量实证结果证实了模型推断结论。

在数量上，我们的计量实证结论表明：第一，部门 1 的企业数量（$\ln M_1$，第二产业法人单位数度量）每增加 1%，部门 1 的就业比例（$\ln \lambda$，第二产业就业比例度量）将提高 0.450%；第二，部门 2 的企业数量（$\ln M_2$，第一产业和第二产业的法人单位总数度量）每增加 1%，部门 1 的就业比例将降低 0.407%；第三，社会劳动禀赋（$\ln L$，年末从业人员数表示）每增加 1%，部门 1 的就业比例（$\ln \lambda$）降低 0.129%；第四，社会中间品总量（$\ln X$，社会资本存量度量）每增加 1%，部门 1 就业比例提高 0.086%。

（四）稳健性检验

[①] 注意，实证分析当中，部门 1 与第二产业对应，部门 2 与第一产业和第三产业的综合产业对应。（下同）

正如我们在本文第一部分所叙述的，现实经济当中，就业的部门分配状况偶尔会与产出的部门分配情况不一致[①]。然而，在理论模型当中，为简化分析，常规避了这个问题。这说明现实中的经济发展状况，远比具有严格假设条件的理论模型经济更为复杂。这意味着，就业比例可能不能全面准确地刻画结构转型的事实，并进而可能对计量实证结果造成影响。因此，我们进一步采用第二产业产出增加值占 GDP 比例作为被解释变量，来对基本回归结果进行稳健性检验。在模型估计方法上，我们仍然采用广义最小二乘（FGLS）方法。基于 2005-2010 年的中国 30 个省（自治区、直辖市）的面板数据估计模型，模型估计结果报告于表 5 当中。

表 5：稳健性检验回归结果

	被解释变量：第二产业产出增加值占 GDP 比重（自然对数形式）			
	（1）	（2）	（3）	（4）
lnM_1	0.175*** (7.84)	0.158*** (7.66)	0.197*** (9.22)	0.247*** (8.79)
lnM_2	-0.159*** (-4.74)	-0.343*** (-9.41)	-0.310*** (-7.65)	-0.301*** (-6.85)
lnL	—	0.027 (1.45)	-0.063* (-1.71)	-0.074* (-1.66)
lnX	—	0.162*** (8.69)	0.220*** (6.48)	0.176*** (5.02)
lnPatent	—	—	-0.028* (-1.91)	-0.022 (-1.21)
lnForeign	—	—	-0.085* (-1.93)	-0.073 (-1.34)
lngdp	—	—	0.001 (0.16)	0.009 (0.82)
lnFiscal1	—	—	—	-0.114*** (-2.87)
lnFiscal2	—	—	—	0.090* (1.92)
常数项	3.857*** (20.01)	4.604*** (24.66)	4.999*** (13.09)	4.588*** (10.74)
调整的 Wald 检验	23133.65 [0.0000]	10000 [0.0000]	19990.35 [0.0000]	11242.95 [0.0000]
Wooldridge 一阶序列自相关检验	23.016 [0.0000]	25.492 [0.0000]	42.856 [0.000]	41.863 [0.0000]

[①] Herrendorf et al.(2013)也指出从生产方面度量产业结构转型的两个指标，就业比例和产出增加值比例，偶尔会出现不一致。进一步，他们还以美国早期服务业的发展过程当中的就业比例增加而产出增加值比例不变为例说明了这一事实。

观测数	180	180	180	180
省份	30	30	30	30

注：*，**，***分别表示在 10%，5%，1%显著性水平下显著异于零。圆括号内为 z 统计量，方括号内为异方差检验和序列相关检验的 p 值。

表 5 的回归结果表明，采用产出增加值占 GDP 比重衡量的产业结构转型指标仍然支持理论模型所得结论。部门 1 的企业进入变量（$\ln M_1$）的系数在 1%显著性水平下显著为正，说明随着部门 1 的企业进入，部门 1 的劳动力份额将提高。部门 2 的企业进入变量（$\ln M_2$）的系数在 1%显著性水平下显著为负，说明随着部门 2 的企业进入，部门 1 的劳动力份额将降低。社会劳动禀赋变量（$\ln L$）的系数在 10%显著性水平下显著为负，说明随着社会劳动禀赋的增加，部门 1 的劳动力份额将降低。社会中间品总量变量（$\ln X$）的系数在 1%显著性水平下显著为正，说明随着中间品总量的增加，部门 1 的劳动份额将提高。模型估计结果反映出来的实证结论与理论模型所得结论（当$\varepsilon > 1$时）再次保持了很好的一致性。因此，我们的实证结论表明企业进入、劳动力禀赋变化、中间品总量变化对产业结构转型的影响关系具有较好的稳健性。

六、结论和政策启示

（一）结论

改革开放以来（1978-2012 年），中国经历了迅捷的产业结构转型。第一产业产出增加值和就业比例大幅降低，第二产业产出增加值和就业比例小幅提升，第三产业产出增加值和就业比例大幅提高。本文在阐述中国产业结构转型之典型特征事实基础上，总结了推动中国产业结构转型的一般性和特殊性动因，并进一步从理论和实证角度论证了企业进入、技术进步和中国产业结构转型之间的基本关系。通过理论模型推导和实证分析，我们发现企业进入促进了部门技术进步，而部门技术进步差异则推动了整个经济的结构转型。具体而言，我们分析可以概括如下：

首先，本文借鉴 Acemoglu et al.(2008)和 Romer(1990)等思想，构建了一个包含企业进入与退出机制的多部门增长模型。我们的理论模型分析表明，部门中间品厂商的进入促进了部门技术进步，而部门技术进步差异推动了整个产业结构转型。

在设定各部门劳动要素密集程度不同前提下，我们发现各部门的就业比例

（也即产业结构转型），随部门最终产品之间的替代弹性、企业进入、总就业量、中间品总量等变量变化而变化。具体而言，第一，当部门最终产品之间的替代弹性大于 1 时（$\varepsilon > 1$），随着使用劳动要素密集程度较低部门的中间产品厂商数量的增加，该部门的就业比例将提高；随着使用劳动要素密集程度较高部门的中间产品厂商数量的增加，劳动要素密集程度较低部门的就业比例降低。反之（$\varepsilon < 1$），则得到相反的结论。第二，当部门最终产品之间的替代弹性大于 1 时（$\varepsilon > 1$），随着整个社会总就业量的增加，使用劳动要素密集程度较低部门的就业比例逐步降低。反之（$\varepsilon < 1$），则得到相反的结论。第三，当部门最终产品之间的替代弹性大于 1 时（$\varepsilon > 1$），随着整个社会中间品总量的增加（或用于中间品生产的最终产品数量的增加），使用劳动要素密集程度较低部门的就业比例将不断提高。反之（$\varepsilon < 1$），则得到相反的结论。

其次，计量实证分析表明，企业进入与产业结构转型之间具有显著的、稳健的促进关系，并与理论模型的推断相一致。

我们的实证分析表明，企业数量、社会总就业量、社会中间品总量等因素和社会总就业的部门分布之间的实证关系与理论模型推断保持了较好的一致性（当 $\varepsilon > 1$时）。计量回归结果显示，第一，部门 1[①]的企业进入变量（$\ln M_1$，采用第二产业法人单位数度量）的系数在 1%显著性水平下显著为正，说明企业进入部门 1，促使劳动力从使用劳动力密集程度较高的部门 2 流向使用劳动力密集程度较低的部门 1，从而提高了部门 1 的就业比例（$\ln \lambda$，第二产业就业比例度量）。第二，部门 2 的企业进入变量（$\ln M_2$，第一产业和第二产业法人单位数总和度量）的系数在 1%显著性水平下显著为负，说明企业进入部门 2 使得劳动力从使用劳动力密集程度较低的部门 1 流向使用劳动力密集程度较高的部门 2，从而降低了部门 1 的就业比例。第三，社会劳动禀赋变量（$\ln L$，年末从业人员数表示）的系数在 10%显著性水平下显著为负，说明随着社会劳动力禀赋的增加，使用劳动力密集程度较低的部门 1 就业比例将降低。第四，社会中间品总量变量（$\ln X$，社会资本存量度量）的系数在 1%显著性水平下显著为正，说明随着社会中间品总量的增加，使用劳动力密集程度较低的部门 1 就业比例将提高。上述结论表明，实证分析结果与模型推断取得了很好的一致性（$\varepsilon > 1$时），这意味着计量实证结果证实了理论模型的推断。在数量上，我们的计量实证结论表明：第一，部门 1 的企业数量（$\ln M_1$）每增加 1%，部门 1 的就业比例（$\ln \lambda$，第二产业就业比例度

[①]注意，实证分析当中，部门 1 与第二产业对应，部门 2 与第一产业和第三产业的综合产业对应。（下同）

量）将提高 0.450%；第二，部门 2 的企业数量（$\ln M_2$）每增加 1%，部门 1 的就业比例将降低 0.407%；第三，社会劳动禀赋（$\ln L$）每增加 1%，部门 1 的就业比例降低 0.129%；第四，社会中间品总量（$\ln X$）每增加 1%，部门 1 就业比例提高 0.086%。

（二）政策启示

本文的理论模型和实证分析表明，企业数量的变化，也即企业进入（或进出，或净进入），促进了部门经济技术进步，进而推动了产业结构转型。这无疑对于构建有效的产业结构转型政策具有重要的政策含义。在中国政府努力推动产业结构转型升级的大背景下，其政策含义将更为丰富。结合本文的研究结论和中国的现实背景，我们提出如下政策建议：

首先，继续深化行政体制改革，降低企业设立、运行和破产的制度成本，构建有利于企业进入与退出的制度环境。

一方面，我们的研究表明，企业进入（或进出，或净进入）能够促进部门经济技术进步，并进而推动整个产业结构转型。另一方面，在中国现实经济环境当中，限制企业自由进入和退出的因素很多。在非市场的体制性因素方面，以行政审批体制为主要内容的制度障碍广受诟病。为了从体制上破除影响新企业进入和老企业退出市场的症结，有必要继续推进行政体制改革，精简行政审批手续，并将政府从市场准入规则的制定者和审批者转变为市场微观主体的服务者，也即实现政府管理职能的转变。

其次，破除市场失灵问题，规范市场运行秩序，改善市场运行环境，提高市场竞争程度。

中国从计划经济步入市场经济的时间较短，在构建完善竞争性市场经济领域仍然有很多不成熟的地方，并主要表现在无序竞争、行业垄断等现象广泛存在。这些市场失灵问题，不仅遏制了优秀的高效率企业进入市场，而且还使得劣质无效率或低效率企业长期徘徊于市场边缘。这种扭曲的市场状况，既不利于整个市场经济的良性运行和有序发展，更不利于中国产业结构转型升级和实现经济持续包容增长。因此，为了破除市场失灵问题，改善市场运行效率、活跃市场气氛，实现产业结构转型升级和持续性包容性增长，亟待完善市场制度建设。在具体的市场建设过程当中，我们认为可以借助要素市场改革机遇期，继续深化国有垄断行业体制改革，并从垄断行业投融资准入体制改革入手，推动民营资本进入垄断行业。

再次，加强产权保护措施，保护企业研发投资回报，鼓励现有企业实施创新投资，吸引潜在企业家设立创新型企业。

一方面，我们的理论模型表明，中间品厂商进入市场的动力，在于其对自己生产的异质性中间品具有垄断力量（异质性中间品包含了创新的成果），并能持续享受创新投入所带来的高额回报。这一机制的实现，构基于健全的私有产权保护制度体系。另一方面，中国的产权保护体系的建设和实施极为缺失，这种缺失不仅表现在私有产权内部冲突重重、司法体系独立运行障碍难以逾越等，而且还表现在私有产权弱于国有产权，并常与国有产权发生冲突。私有产权保护制度建设不合理和实施不力，扭曲了贡献中国 50% GDP 和 70%就业比例的民营企业的研发和创新投融资行为。这既不利于部门经济技术进步，及其推动的产业结构转型升级，更无助于创新型国家的建立。因此，为实现产业结构转型升级，有必要完善产权保护制度。

参考文献：

[1]Acemoglu，D. and Veronica Guerrieri，2006，“Capital Deepening and Non-Balanced Economic

Growth”，NBER Working Paper，No. 12475.

[2]Acemoglu，D. and Veronica Guerrieri，2008，“Capital Deepening and Non–Balanced Economic

Growth”，*Journal of Political Economy*，Vol.116，pp.467–498.

[3]Aghion，P.，Peter Howitt，Richard Blundell，Susanne Prantl and Rachel Grif，2004，“Entry and Productivity Growth: Evidence from Micro-level Panel Data”，*Journal of the European Economic Association*，Vol.2，pp.265-276.

[4]Baldwin，J.R. and W. Gu，2006，“Competition，Firm Turnover and Productivity Growth”，Statistics Canada Economic Analysis Research Paper 42.

[5]Bartelsman，E.，J. Haltiwanger and S. Scarpettai，2004，“Microeconomic Evidence of Creative Destruction in Industrial and Developing Countries”，The World Bank，Policy Research Working Paper 3464.

[6]Baumol，W.J.，1967，“ Macroeconomics of Unbalanced Growth: the Anatomy of Urban Crisis”，

American Economic Review，Vol.57，pp. 415–426.

[7]Bilbiie Florin O.，Fabio Ghironi，and Marc J. Melitz，2012，“Endogenous Entry，Product Variety，and Business Cycles”，*Journal of Political Economy*，Vol.120，304–345.

[8]Caselli，F.，and Wilbur John Coleman，2001，“The U.S. Structural Transformation and Regional Convergence: A Reinterpretation”，*Journal of Political Economy*，Vol.109，584–616.

[9]Gollin，D.，2002，“Getting Incomes Shares Right，” *Journal of Political Economy*，Vol.110，458-474.

[10]Kruger，J.J.，2008，“Productivity and Structural Change: A Review of the Literature”，*Journal of Economic Surveys*，Vol.22，pp.330-363.

[11]Fisher，A.G.B.，1939，“Production，Primary，Secondary and Tertiary”，*The Economic Record*，Vol.15，pp.24–38.

[12]Fisher，A.G.B.，1952，“ A Note on Tertiary Production”，*Economic Journal*，Vol.62，pp.820–834.

[13]Kongsamut，P.，Rebelo，S. and Xie，D.，2001，“Beyond Balanced Growth”，*Review of Economic Studies*，Vol.68，pp.869–882.

[14]Herrendorf，B.，Rogerson R.，and Akos Valentinyi，2013，“Growth and Structural Transformation”，NBER Working Paper No.18996 .

[15]Kocsis，V.，Ruslan Lukach，Bert Minne，Victoria Shestalova，Nick Zubanov and Henry van der Wiel，2009，“Relation Entry，Exit and Productivity：An Overview of Recent Theoretical and Empirical Literature”，CPB Netherlands Bureau for Economic Policy

Analysis.
[16]Kuznets，S.，1966，*Modern Economic Growth: Rate，Structure，and Spread*，New Haven，CT: Yale University Press.
[17]Kuznets，S.，1973，“Modern Economic Growth: Findings And Reflections”，*American Economic Review*，Vol.63，pp.247–258.
[18]Laitner，J.，2000，“Structural Change and Economic Growth”，*Review of Economic Studies*，Vol.67，pp.545–561.
[19]Marc J. M.，and Saso Polanec，2012，“Dynamic Olley-Pakes Productivity Decomposition with Entry and Exit”，NBER Working Paper No.18182.
[20]Matsuyama，Kiminori，1992，“A Simple Model of Sectoral Adjustment”，*Review of Economic Studies*，Vol.59，pp.375–388.
[21]Murphy，Kevin M.，Andrei Shleifer，and Robert W. Vishny，1989，“Income Distribution，Market Size，and Industrialization”，*Quarterly Journal of Economics*，Vol.104，pp. 537–564.
[22]Ngai，L.R. and Pissarides，C.A.，2007，“Structural Change in A Multi-Sector Model of Growth”，*American Economic Review*，Vol. 97，pp.429–443.
[23]Olley， G.S. and Pakes， A.， 1996， “The Dynamics of Productivity in the Telecommunications
Equipment Industry”， *Econometrica*，Vol. 64，pp.1263–1297.
[24]Romer，P.M.，1990 ，“Endogenous Technological Change”，*Journal of Political Economy*，Vol. 98，pp.S71–S102.
[25]安格斯•麦迪森（Angus Maddison）:《中国经济的长期表现》，上海人民出版社，2011年。
[26]黄茂兴、李军军:《技术选择、产业结构升级与经济增长》,《经济研究》，2009 年第 7 期。
[27]李玉红、王皓、郑玉歆:《企业演化：中国工业生产率增长的重要途径》,《经济研究》，2008 年第 6 期。
[28]林毅夫:《潮涌现象与发展中国家宏观经济理论的重新构建》,《经济研究》，2007 年第 1 期。
[29]林毅夫:《新结构经济学》,《经济学季刊》，2010 年第 10 卷第 1 期。
[30]宋凌云、王贤彬、徐现祥:《地方官员引领产业结构变动》,《经济学季刊》，2013 年 10 月第 12 卷第 1 期。
[31]谢千里、罗斯基、张轶凡:《中国工业生产率的增长与收敛》,《经济学季刊》，2008 年 4 月第 7 卷第 3 期。
[32]张军、吴桂英、张吉鹏:《中国省级物质资本存量估算：1952-2000》,《经济研究》，2004 年第 10 期。

我国城镇化战略及其与工业化的关系研究

摘　要:城镇化是具有中国特色的城市化经济。建国以来，我国城镇化历经了与国家战略和工业化发展模式相随的大落大起历程。目前尽管我国城镇化已较快增长，但是学术界普遍认为我国城市化发展仍滞后于工业化进程。本文在总结我国城镇化进程特点的基础上，认为我国的城镇化是伴随着工业化的不断发展而出现，是农村要素不断转化为城市要素和城市要素不断向农村扩散的双向互动的过程。在通篇思考中国城镇化的背景下，对中国城镇化与工业化关系的研究，主要根据中国 1980—2010 年的城市化和工业化数据进行单位根检验，得到各个变量的平稳性结果；利用协整分析来研究城镇化与工业化长期稳定关系；利用格兰杰因果检验研究城镇化与工业化的格兰杰因果关系，并且将中国放到全球视野中横向对比分析了中国城镇化和工业化问题。最后，研究得出城镇化与工业化改革势在必行的结论并因此提出了建议。

关键词：城镇化，工业化，改革

依据中国经济的历史特征与未来趋势，十八大提出“促进工业化、信息化、城镇化、农业现代化同步发展”等战略，中央经济工作会议进一步指出“积极稳妥推进城镇化，走集约、智能、绿色和低碳的新型城镇化道路”。中国经济发展进入了城镇化带动区域发展的新阶段：中国城镇化战略的有效实施将重构工业化与城镇化的关系，产业调整升级为主轴拉动人口城市化，最终实现城乡统筹的发展。

因此，十八大提出的中国城镇化作为发展城市化经济的重要方式，有其深刻的内涵。首先，中国的城镇化是通过产业升级和结构调整带动人口进城；其次，中国的城镇化是经济规模扩大伴随着要素聚集度的提高与城市承载能力的增强；第三，中国的城镇化是国民福利水平的整体提升。下文总结了十八大以来的城镇化研究观点，审视中国城镇化的历程与态势，思考历史时期中国工业化与城镇化的关系，通过分析城镇化发展存在的重大问题提出推进中国城镇化健康发展的思路。

一、“十八大”以来中国城镇化研究综述

中国已经步入了工业化中后期，但人口城镇化速度相对世界水平较低，城市化质量与规模不匹配，统筹城乡发展的经济效率、社会、人口发展、环境承载等问题较为突出。如何通过城镇化优化国土开发格局、促进产业调整升级、统筹城乡发展、提升人口整体福利？面对城镇化新挑战，“十八大”所提中国城镇化明确定位于扩大内需、经济结构调整升级、人口城镇化率提高与公共服务均等化的重要目标。目前各界寻求相关城市化议题解决的研究主要可从产业、户籍、土地方面概括。

新一轮城镇化发展“以人为本”，新型工业产业拉动内需的城镇化依旧是保持经济较快发展的强大支撑。新一轮工业化的基本要求是“科技含量高、经济效益好、资源消耗低、环境污染少、人力资源优势得到充分发挥”，即重点发展创新、高效与正外部性的产业拉动人口城镇化。从全国范围看，城镇化是优化区域之间配置资源的过程，最终有利于实现区域协调发展。从国内外发展实践看，如果工业化超前于城镇化，会因城市配套设施的缺乏，出现交通拥挤、资源短缺、环境污染、房价暴涨等问题。反之，则会由于城镇化缺乏必要的产业支撑，出现产业“空心化”和就业不足现象，产生贫民窟等一系列社会问题（刘奇葆，2012）。城镇化带来的人口集聚和产业集聚，不仅能够推动生活和生产性服务业发展，也能够推动教育、医疗、就业、社会保障等公共服务体系的发展，产生循环累积效应从而改变服务业发展滞后的局面。同时，城镇化进一步促进工业结构转型升级，通过资源整合和优化配置、聚集人力资源等，推动我国我国工业从大变强。因此，推进新型工业化和新型城镇化互动，才能形成城乡发展的一体化新格局，同步实现产城融合模式下的良性发展。

户籍制度是改革开放以来影响中国人口城镇化水平和公共服务均等化的重要因子，当前按户籍统计的实际人口城镇化率35%的数值表明了城市公共服务平等化的不均衡。中国中央政府试图借助“城镇化”实现中国工业化下一轮劳动力转移和居民消费扩张，但户籍制度的存在使得最为关键的人口城镇化面临巨大阻碍。国务院发展研究中心农村经济研究部何宇鹏认为，“积分落户”将是户籍改革的突破口（]财经网，2013）。户籍改革沿两条主线进行，一是逐步减少与户籍挂钩的权利和福利内容，同时支持农村、农业发展，增加农民的社会福利，以缩小农业和非农业人口之间的收入差距，朝着城乡一体化利益格局迈进；二是放宽

城镇户口的准入条件，淡化非农业和农业户口的区别，以加快农村居民向城镇转移，为建立城乡统一的户口登记制度奠定基础(杨莉英,2012)。

农村土地改革是提高土地生产率并推动农村劳动力就业的有效方式，它也为农村城镇化创造了可能的需求空间。一般认为，农村土地制度改革是城镇化发展除户籍改革之外的最大难点(和讯网,2013)。为解决城镇化进程中的用地“瓶颈”，需要土地配置市场化、农村土地资本化，优化农村产业结构，为实现统筹城乡发展探索出一条新路。但是，中国东中西区域在自然和经济领域的异质性，以及中国农村人口参与市场能力的差异，在农村土地的市场化经营与农民对城市文明的适应上还具相当压力。因此，农村土地改革需要制度与市场力量双管齐下，在发展经济的同时也有较为稳健的社会保障体系支撑。

最终，城镇化战略最终落脚于国土空间的发展均衡，但这一目标的实现是一个复杂的议题，现实中需要以经济发展为核心协调时间、空间、要素、观念等方面。在全球化、技术变革、全球政治觉醒的背景下，新型城镇化要超越行政界限，从要素集聚和经济社会活动辐射范围的角度重新认识城市(国务院发展研究中心课题组,2013)。因此，城市作为产业和人口集群在地球表层突出的空间表征，中国城镇化的核心仍要以产业拉动要素聚集，积极发展城市群、城市带和多样化城镇，发挥集聚效应促进产业和城市的深度融合并实现区域一体化发展并促进社会公平发展。

二、中国城镇化的历程与态势

（一）新中国成立后的我国城镇化历程

改革开放以来经济持续高速发展，我国城镇化取得很大提升，改变了新中国成立以来城市发展落后的局面。到 2012 年底，人口城镇化率由 1957 年的 15.7%上升到 52.6%，城镇人口总量历史性地超过农村人口，标志着中国已进入城镇化率高速增长的阶段。城市人口大规模增加的背后，是我国城市数量和规模的增长。到 2012 年我国地级以上的城市由 1957 年的 177 个增加到 288 个，超过 100 万人口的城市由 29 个增加到 125 个，建制镇由 2173 个增加到 19522 个，城市群逐步形成，城镇设施和功能不断完善。

表 1 新中国成立后的城镇化特征

阶段	启动阶段	波动发展阶段	停滞阶段	快速发展阶段	大规模发展阶段
时间	1949－1957	1958－1965	1966－1978	1979--2012	2013 年---
地级以上城市数量(个)	177	175	191	288	**
末期人口城镇化率(%)	15.7	17.9	19.7	52.57（户籍制为 35.29）	**

数据来源：《新中国 55 年统计资料汇编》、《2006-2012 年中国统计年鉴》。

分析中国中国城镇化特征背后的根源，工业作为城市发展的重要载体，工业增长方式的演变是影响中国城镇数量和规模的重要原因。建国到改革开放的初期，由于受传统体制的约束，我国的城市化与工业化相互分离，工业发展以计划经济体制下的国营企业为主导，城市化滞后于工业化，阻碍了工业化的发展。改革开放以来则先后经历了乡镇集体经济主导模式、分散家庭工业为主导的市场经济早期模式和外资及混合型经济为主导的工业发展模式(刘勇,2011)。新型工业化的道路有力地促进了城市化的发展，城市化水平不断提高，从 20 世纪 90 年代下半期开始，中国城市化滞后的现象正在逐步消失，城市化与工业化相互适应的关系正在逐步得到确立，十八大后又将迎来新一轮大规模的城镇化。

因此，新中国成立是我国城市化进程的新起点，改革开放 30 年来我国城市化发展速度明显加快，目前已经进入城镇化快速发展阶段。

1.都市圈（城市群）已经成为区域经济发展的龙头

由于一些具有区位、资源和产业优势的城市，经历改革开放以来的发展，已经达到了较高的经济社会发展水平，这些城市互相融合，形成了城市发展相对集中的都市圈或城市群。其中，长江三角洲都市圈、珠江三角洲都市圈、京津冀都市圈水平较高、相对成熟；山东半岛城市群、辽中南城市群、中原城市群、武汉都市圈、海峡西岸城市群、成渝城市群和关中城市群等初具规模。都市圈（城市群）成为区域经济发展的龙头，标志着我国城市发展体系逐渐走向成熟。

近年来的区域经济发展格局，显示出区域间的竞争已经不再是单个城市的竞争，而是以都市圈为基础的区域间的整体竞争。都市圈的形成和都市圈之间的分工、合作和竞争，主导全国经济的发展格局。而在都市圈或城市群内部则形成了一定的产业组织和分工协作关系，地域分工协作网络正在形成和发挥作用。

2.城市投资环境改善,基础设施逐步完善

中共“十六大”以来，我国城市建设迅猛发展，交通设施日趋完善，邮电通讯业发展迅速，绿色环保的城市生活环境正在逐步形成。在基础设施方面，加快

构建城市快速路网，是大多数城市交通建设的重点；在城市新区，加强与中心城区的交通联系成为建设的重点；加快市政、公用、能源设施和环境建设，推进基础设施配套，更是多数城市共同关注的中心议题。

由于各城市加大了基础设施建设和改善投资环境的力度，增强了吸引外资的综合优势，为吸引更多优质外资创造了有利的条件。例如，2012 年我国地级及以上城市(不包括市辖县)新批设立外商投资企业 24925 家，项目(合同)金额 1339 亿美元，实际利用外资金额 1117.2 亿美元，保持了长期以来较快增长的局面。从一个方面反映出城市化发展的成就。

3.城市社会保障体系初具规模，社会公共服务功能进一步增强

与城市经济不断发展同步，城市社会保障体系不断完善，城市社会公共服务功能进一步增强。在国家《十二五规划纲要》中多次强调公共服务均等化等，从而从指导思想上规定了城市发展的目标导向，这就是加强城市的社会功能，优化城市的发展环境。

我国在 1980－1990 年代，比较多地关注城乡之间在经济发展水平上的差距，而“十一五”之后，则转到注重解决基本公共服务均等化的问题。城市政府把提供公共产品服务的基本职能突出出来，期望通过转移支付、社会保障等公共财政工具，实现城乡人均收入差距的缩小。所采取的主要措施是：中央政府加大对中西部地区和广大乡村的财政转移支付，加快发展教育文化、医疗卫生等公共服务，为构建和谐社会创造条件。

4.城市产业结构不断优化，创新能力进一步提高

城市的产业结构优化，与国际和国内产业转移密切相关。国际产业链向中国转移，由过去转移加工制造业，到现在转移公司总部、市场营销机构、营运中心等整个产业链，在这种背景下国内的产业转移也会加快。北京、上海等特大城市和主要的省会城市成为公司总部、产品研发、市场营销中心，中小城市作为加工制造业基地的趋势日益明显。

这种城市之间的分工，从地区的协调发展上显现出来。在生产要素和部分产业由东向西、由中心城市向周边地区转移扩散的同时，包括高端劳动力、研发和公司总部等则表现出进一步聚集的趋势，中心城市的积聚效应进一步加强。

（二）中国城镇化发展的态势

中国城镇化过程经历了缓慢发展而后大起的阶段以后，已经进入了持续、加速和健康发展阶段，并呈现出以下主要的三个方面的趋势：

1.大城市为主体的多元化城镇化道路将成为我国城镇化战略的主要选择

我国地理经纬度跨度较大，海拔、气候与区位条件差异明显，因此城镇化发展道路必然需要因地制宜。今后在原有大城市基础上，通过土地流转、户籍改革和产业升级，多样化的小城镇也将成为我国城镇化战略的主要选择。

2.城市群、城市圈等将成为城镇化的重要空间单元

在各级城市普遍得到发展的同时，东部大城市、区域中心城市及城市密集地区发展加速，成为区域甚至国家经济发展的中枢地区，成为参与世界经济和应对全球化挑战的重要空间单元。

3.东西差距依旧，但城镇化整齐推进

虽然我国空间差距还将持续较长时期，但城镇化率将整体加速。由于历史的路径依赖与区域经济发展机理，城镇化发展的区域重点经历了由西向东的转移过程，总体上东部快于中西部，南快北稳，在沿海一些发达的特大城市，部分城市正逐步走向国际化。在城镇化战略的指导下，全国城市密度将持续增加并带来产业和就业人口的地理聚集，产城融合力度将不断加强。

三、中国城镇化与工业化的关系

城市化与工业化的关系是极具争议的重大问题，要回答这个问题，首先要理清：什么是城镇化，什么是工业化，以及城镇化（城市化）与工业化的关系指的是什么关系。已有的世界历史经验与有关城市研究基本表明，城市是发展工业的最好的载体，工业化是城市化的经济内涵，城市化是工业化的空间表现形式，二者相互促进。以上关于我国城镇化的特点分析，无疑是与我国改革开放以来的工业化进程分不开的。以下就从实证的角度，对我国城镇化与工业化关系进行了评估。

（一）关于我国城市化与工业化关系的争论

在城市化问题的研究中，关于城市化与工业化发展水平的探讨始终是中心话题。Davis 和 Golden（1954），Graves 和 Sexton（1979），WDR（2000）通过收集并分析世界各国城市化进程的观测值，得出随着人均国内生产总值的上升，世界各国城市化轨迹是一条被拉长的 S 型曲线，先是缓慢发展然后有一个快速发展阶段最后趋于平缓。

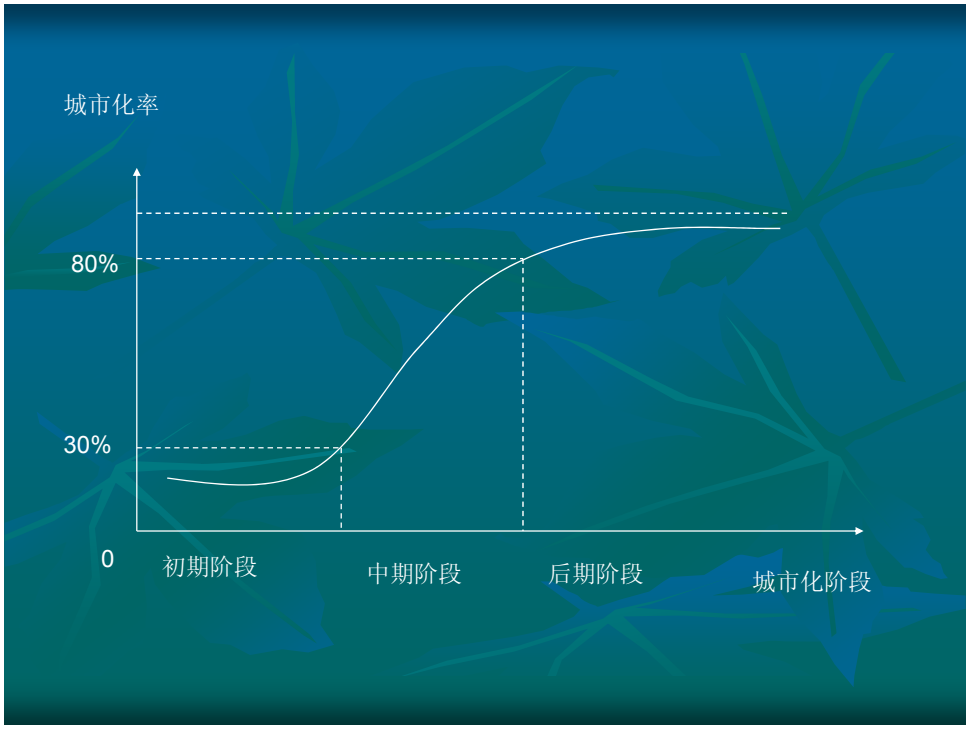


图 1　城市化的 S 型曲线

Davis 和 Henderson（2003）指出不是所有的数据都支持“S 型”关系。由于各个国家在统计口径、经济结构等各方面的差异，世界各国的城市化演进不会完全遵循统一的发展模式，以某些观察值对城市化与经济发展的关系进行模拟不一定客观。

对中国城市化与工业化是否协调的争论是全球学术界普遍感兴趣的问题，大多数国内外专家学者认为，相比其他国家在类似的工业化发展阶段，中国的城市化发展滞后。一些学者认为中国的城市化起步晚，基础差，但是在过去改革开放 30 年间，中国一直在缩小和其他国家城市化的差距，例如 Ebanks 和 Cheng（1990），Chang 和 Brada（2006）。2000 年以后，国内涌现出一批学者认为我国的城市化水平与工业化发展阶段之间是协调发展的关系，例如安虎森和陈明（2005），陈明星、陆大道和查良松（2009）。邓宇鹏认为中国存在着“隐性超城市化”，认为应当将在乡镇企业就业和外出就业 6 个月以上的农村劳动力，再乘以平均每个劳动力需要分摊的人口 1.75，作为隐性的城市人口，从而计算出 1997 年我国的隐性城市化率为 30.4%，再加上政府统计的城市化率(29.92%)，实际城市化率为 60.32%，这样，与世界平均水平相比，我国就处于超城市化状态。[1]

我国的城市化是伴随着工业化的不断发展而出现，并随着经济、社会的发展

[1] 邓宇鹏.中国的隐性超城市化〔J〕.当代财经，1999(6)。

而发展，是农村要素不断转化为城市要素和城市要素不断向农村扩散的双向互动的过程。以下对城镇化与工业化关系的研究分为两部分内容。首先研究中国城镇化与工业化的相互关系。对中国 1980—2010 年的城市化和工业化数据进行单位根检验，得到各个变量的平稳性结果；利用协整分析来研究城镇化与工业化长期稳定关系；利用格兰杰因果检验研究城镇化与工业化的格兰杰因果关系。最后，我们将中国放到全世界的背景下进行研究，通过横向的对比分析了中国城镇化和工业化问题。

（二）中国城镇化与工业化关系的计量分析

1.计量方法

在研究城市化与工业化关系的文章中，大多数研究都集中在研究两者是否协调的问题上，比较通用的研究方法有如下几种。（1）直接比较城市化率和工业化率来判断两者是否协调。这种方法饱受批评，没用理论和现实的根据。（2）采用钱纳里标准方法。钱纳里方法是将人均 GNP、工业化水平、城市化水平与钱纳里总结的一般规律进行比较，判断中国工业化超前还是城市化超前。（3）IU 和 NU 的国际标准值法。IU 和 NU 国际标准值法是认为 IU 越接近 0.5 和 NU 越接近 1.2 就表明国家或地区的城市化与工业化是保持协调发展的。IU 指劳动力工业化率与城镇化率的比值，NU 指劳动力非农化率与城镇化率的比值。（3）计算衡量协调程度的系数来判定协调程度。这些方法没用从经济机理来理解城市化和工业化的互动关系，仅仅依靠一个经验的现象总结（钱纳里）或者先验地假设一个应有的协调程度（协调系数）来度量城市化与工业化的关系。这些方法的优点是容易计算，易于理解，缺点是无法理解城市化和工业化之间的相互影响和促进作用，无法把握城市化率和工业化率背后的经济机理，这对于指导现实而言是不够的。

城市化和工业化的关系非常复杂。尽管城市先于工业化而存在，但工业化发展的聚集作用无疑促进了城市的增长，从这个意义上工业化是因、城市化是果。但城市能够产生聚集经济效益，共享更大的市场，反过来又促进工业化的展开。因此，理论上存在工业化与城镇化的双向的关系，实际中究竟表现为哪种关系需要进行实证分析。以下利用协整关系研究我国城镇化与工业化的稳定关系，利用格兰杰因果检验研究城镇化与工业化的格兰杰因果问题，以达到对该问题内在机理的把握。

2.变量和数据

对于指标的选取，城镇化的度量指标一般用城市人口占总人口的比重及城市化率，这个指标没有太多争议，本文沿用这个指标。工业化内涵的广泛导致度量工业化指标的多样，但本文选用人均 GDP 和非农产业增加值占 GDP 比重两个指标来度量工业化水平。

为保证数据的连续和可比，本文选用世界发展指数在线数据库（World Development Indicators，缩写为 WDI）1980 年-2010 年完整时间序列数据，包括中国在内的全世界 180 个国家数据都来自这个数据库。选取的变量名称和定义如下：

表 2 选取的变量名称和定义

变量名	变量定义	单位
urb	城市化率	（%）
gdppc	人均 GDP	（$）
nagr	非农业增加值占总增加值比例	（%）
lurb	城市化率取对数	
lgdppc	人均 GDP 取对数	
lnagr	非农业增加值占总增加值比例取对数	
d_lurb	变量 lurb 一阶差分	
d_lgdppc	变量 lgdppc 一阶差分	
d_lnagr	变量 lnagr 一阶差分	

单位根检验

时间序列数据进行回归分析的前提是数据的平稳性，因此检验各个变量的平稳性是进行数据分析的第一步。先绘制主要变量的时间趋势图以对变量的平稳性有个直观的认识。

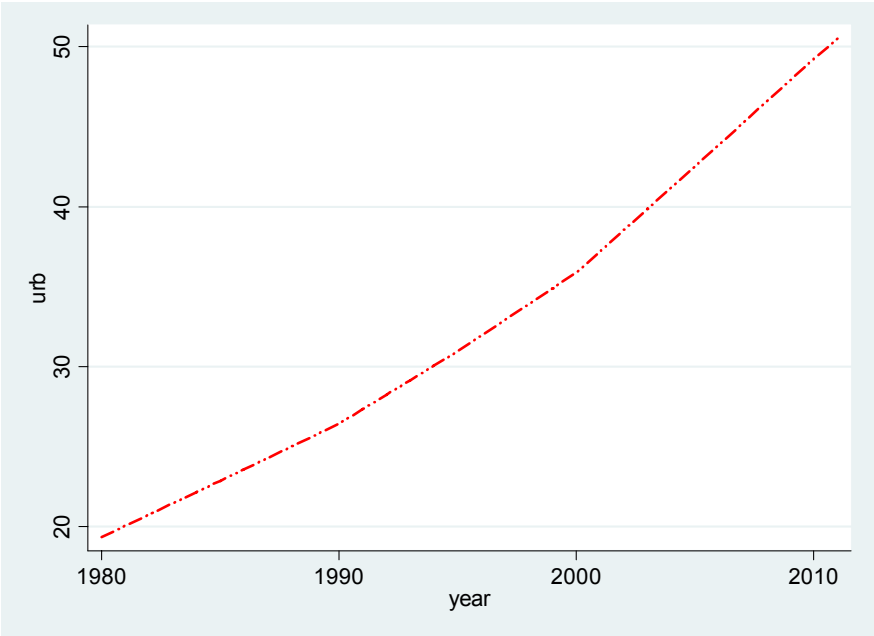


图 2 城市化率时间趋势图

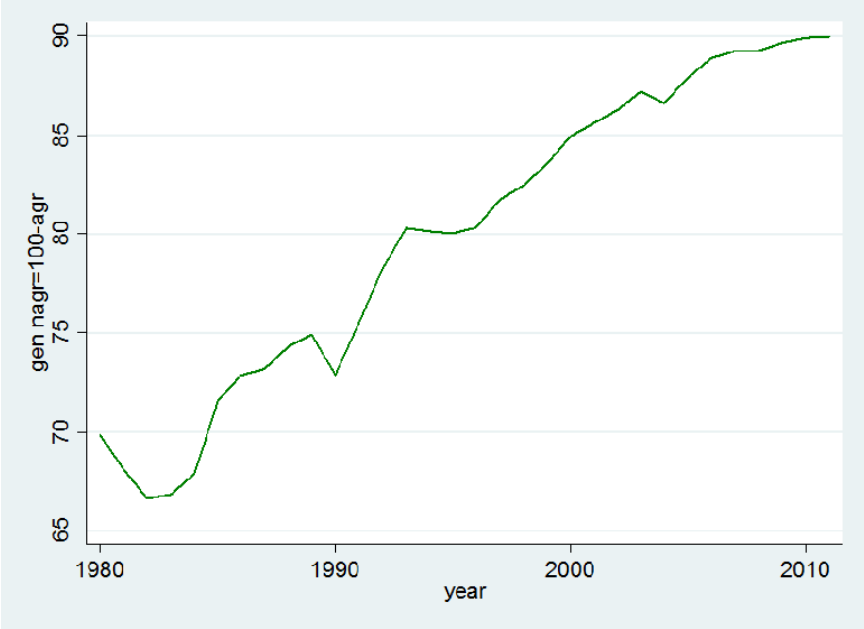


图 3 非农产业增加值比重的时间趋势图

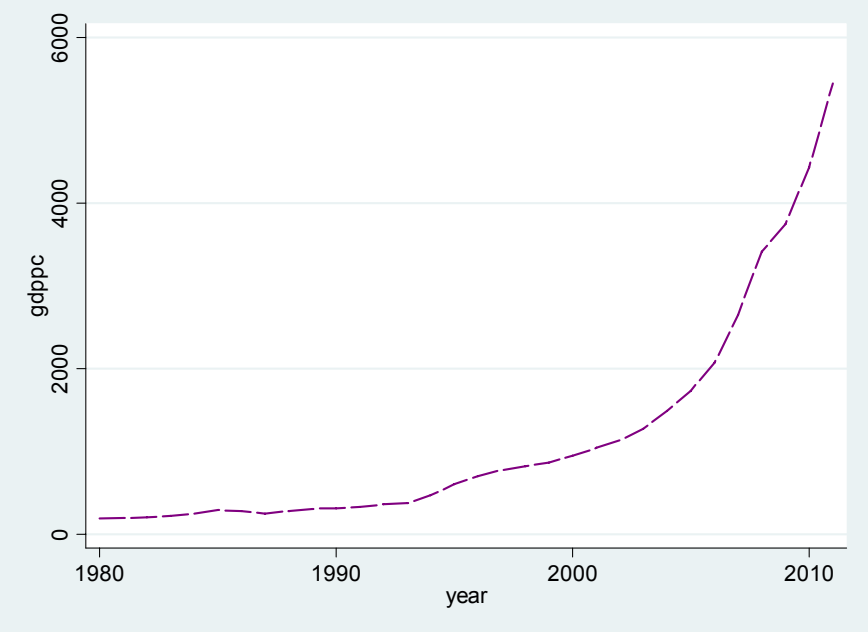


图 4 人均 GDP 的时间趋势图

从上面的图中可以看出，城市化率、非农增加值比重、人均 GDP 三个变量都是不平稳的。对它们取对数然后绘制时间趋势图如下。

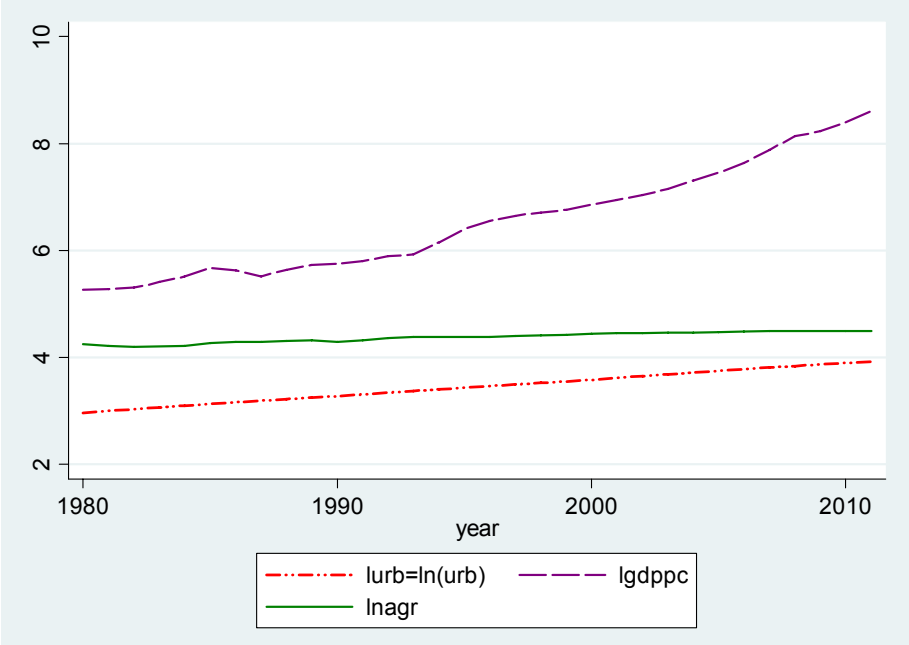


图 5 城市化率、非农增加值比重、人均 GDP 取对数后的时间趋势图

从上图可以直观地看出，取对数后的变量仍然不平稳。为更准确地确定它们的单整阶数，对三个变量及其一阶差分进行单位根检验。

表 3　平稳性检验结果表

变量	ADF 值	检验类型（c，t，k）	1%临界值	5%临界值	平稳性
lurb	-1.901	（c，0，0）	-3.709	-2.983	不平稳
lgdppc	3.26	（c，0，0）	-3.709	-2.983	不平稳
lnagr	2.735	（c，t，7）	-4.38	-3.6	不平稳
d_lurb	-5.169	（c，0，0）	-3.709	-2.983	平稳***
d_lgdppc	-3.862	（c，t，7）	-4.38	-3.6	平稳**
d_lnagr	-5.669	（c，t，6）	-4.38	-3.6	平稳***

注：检验类型（c，t，k）分别表示 ADF 检验中是否会有常数项、时间趋势项以及滞后阶数，*表示 10%的显著水平，**表示 5%显著水平，***表示 1% 显著水平。

上表 lurb、lgdppc、lnagr 三个变量都不平稳，而其一阶差分都平稳，由此可以判定这三个变量都是一阶单整过程。从下图也可以直观看出，差分后的变量基本是平稳的了。

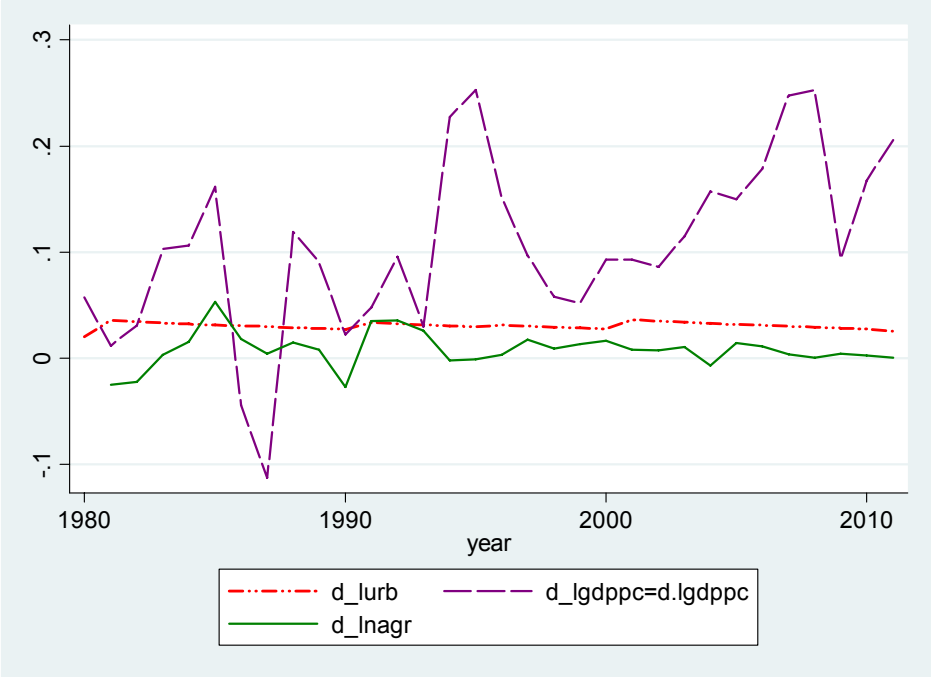


图 6 城市化率、非农增加值比重、人均 GDP 一阶差分后的时间趋势图

3. 协整检验

通常非平稳时间序列变量进行 OLS 回归估计时存在“伪回归”问题，一种处理办法是通过差分将变量变为平稳变量，然后进行一般的 OLS 回归；另一种办法就是协整。所谓协整，是指对个非平稳变量的某种线性组合是平稳的，这种经济变量之间的长期稳定关系就构成了协整。

本文采用 Johansen 协整检验的方法来检验城市化水平和工业化水平之间的

协整关系。

表 4　协整秩检验

阶数	迹-统计量	5%临界值	λ-max 统计量	5%临界值
0	35.8984	34.55	23.8788	23.78
1	12.0196*	18.17	8.663	16.87
2	3.3566	3.74	3.3566	3.74

从上表可知，存在一个协整关系，协整秩为 1。也就是说，城镇化率、非农增加值比重和人均 GDP 之间只存在一个协整关系。

下面检验 VAR 系统的滞后阶数。【varsoc d_lurb d_lnagr d_lgdppc】

表 5 滞后阶数检验

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	89.2696				4.20E-07	-6.16212	-6.11848	-6.01938
1	255.895	333.25	9	0.000	5.5e-12*	-17.4211*	-17.2465*	-16.8501*
2	264.852	17.914	9	0.036	5.70E-12	-17.418	-17.1125	-16.4188
3	266.797	3.8893	9	0.919	1.00E-11	-16.914	-16.4777	-15.4867
4	276.952	20.31*	9	0.016	1.10E-11	-16.9966	-16.4293	-15.141

从表中可以看出，VAR 系统的滞后阶数应当为 1 阶滞后。可以得到协整方程如下。

lurb=-4.0373+0.1285*lgdppc+1.5*lnagr

（0.0174835）** *　　（0.1708712）***

检验模型残差是否存在自相关：经拉格朗日乘子检验，模型残差不存在自相关，说明模型滞后阶数是适当的。上面的方程便是城市化率和工业化水平之间稳定的关系。

从协整方程结果可以看出：首先，我国工业化与城镇化之间存在稳定的正向关系，工业化和城镇化之间不存在相互抑制的阻碍作用。这个结论是对我国城镇化和工业化关系性质的基本判定，也就是理论上城镇化与工业化的相互促进关系在我国是存在的，但实际中何者其主导作用需要进一步判定。其次，人均 GDP 对城镇化率的弹性是 0.13，也即人均 GDP 每增长 1%，城镇化水平增长 0.13%。非农产业增加值比重对城镇化水平的弹性为 1.5，也即非农产业增加值比重每增长 1%，城镇化水平就提高 1.5%。可见，非农产业增加值比重对城镇化的影响明显高于人均 GDP 提高带来的影响。

4. 格兰杰因果检验

协整检验判定了城市化与工业化之间存在稳定的长期关系，但实际中究竟何者起主导作用无法从协整方程中看出。因此，接下来进行格兰杰因果检验对这个问题进行深入的探讨。

利用城市化率、非农产业增加值比重、人均 GDP 三个变量组成的滞后 4 阶的 VAR 系统进行格兰杰因果关系检验。为保证 VAR 系统的平稳性，对变量 lurb、lnagr 和 lgdppc 进行了一阶差分，检验结果如下：

表 6 格兰杰因果关系检验

检验变量	因果关系方向	零假设	卡方值	P 值	结论
lurb lnarg lgdppc	lnagr→lurb	非农产业增加值比重不是城市化率的格兰杰因	0.409	0.982	我国的城市化与工业化之间不存在格兰杰因果关系
	lgdppc→lurb	人均 GDP 不是城市的格兰杰因	7.7134	0.103	
	lurb→lnagr	城市化率不是非农产业增加值比重的格兰杰因	7.0102	0.135	
	lurb→lgdppc	城市化率不是人均 GDP 的格兰杰因	4.3917	0.356	

主要关注城市化和工业化之间的格兰杰因果关系，对于衡量工业化程度的两个指标（lnagr 和 lgdppc）之间的因果关系并不关注，因此尽管它们之间存在一定程度的格兰杰因果关系但不做报告。

从格兰杰检验结果可以看出，工业化和城市化之间不存在格兰杰意义上的因果关系，也就是衡量工业化水平的变量及其滞后值无法解释城市化水平的变化，反之亦然。

因此，协整检验的结果表明我国城镇化和工业化之间存在稳定的长期关系，而格兰杰因果检验对变量进行差分处理后并未发现两者之间存在显著的格兰杰因果关系，这说明，尽管长期中我国城镇化和工业化之间存在稳定关系，但两者之间的即时联系非常薄弱，与二三部分相呼应，其主要原因如下：

（1）我国城镇化和工业化之间缺乏有效的联动、连接和传导机制。短时间内城市化和工业化之间不能很好的相互影响，不能很好得衔接，难以实现及时有效的相互促进的良性循环。存在阻碍工业化和城市化之间即时交流的障碍，最突出的便是户籍政策。本文衡量工业化的指标之一便是非农产业增加值比重，所以研究结果表明这个比重提高意味着工业化水平的提高，会有利于劳动力向城市的转移进而提高城市化率，但由于户籍政策的存在，这一过程受到阻断，因此工业

化难以表现为城市化的格兰杰因。

（2）由于我国历史上的超前工业化和重工业化的政策导致农业比重较低，城市化水平提高并未有效促进我国非农产业增加值比重的提高，因此城市化也没有表现为工业化的格兰杰因。

（3）协整检验和格兰杰因果检验的结果也说明了过去我国的城市化政策并不以经济效益为目标，更多的以政治指令为转移。回顾我国历史上的城市化政策，1983 年之前我国采用“切块设市”模式，即从县中将经济活动聚集程度比较高的地区切出来设为市；1983—1997 实施“整县改市”模式，也就是将整个县域设为市，由此也掀起了一股“县改市”的热潮，大量不符合设市条件的地方也设了市；1997 之后中央政府处于保障耕地安全的考虑停止了大量设市。可以看到，我国的城市化政策完全受政治力量的干预而非出自经济效益的内在要求，因此城市化没有很好地服务于工业化也就不足为怪了。

因此，我国城镇化和工业化之间存在正向的长期关系，但缺乏有效的相互作用的机制和桥梁，存在阻碍两者即时沟通的障碍，也因此表明当前的城镇化改革势在必行。

（三）中国城市化与工业化关系与世界的对比分析

中国的城镇化与工业化进程问题的研究不能离开世界城市化和工业化研究的大背景，通过对世界城市化与工业化发展状况的分析，能够更准确地把握中国的发展态势。文章选用世界发展指数在线数据库（World Development Indicators，缩写为 WDI）1980 年-2010 年包括中国在内的全世界 180 国家城镇化与工业化的相关数据进行面板数据模型分析。

根据世界银行的划分标准，文章将所有国家分为四类：低收入国家，中低收入国家，中高收入国家，高收入国家。低收入经济体指其 2010 年平均收入在 1005 美元以下的经济体，中低收入经济体的平均收入为 1006 至 3975 美元；中高收入经济体的平均收入为 3976 至 12275 美元，高收入经济体的平均收入为 12276 美元以上。

采用面板数据固定效应模型和随机效应模型进行分析，首先进行豪斯曼检验来判定那种模型更适合，结果如下。

表 7 豪斯曼检验

豪斯曼检验	卡方值	P 值	结论
世界	86.58	0.0000	固定效应模型
低收入国家	6.79	0.0789	随机效应模型
中低收入国家	3.38	0.3367	随机效应模型
中高收入国家	5.65	0.1297	随机效应模型
高收入国家	2.35	0.5025	随机效应模型

经过豪斯曼检验，发现世界全部国家的面板数据回归应当使用固定效应模型，而低收入国家、中低收入国家、中高收入国家和高收入国家四类面板数据回归应当采用随机效应模型，回归结果如下。结果中加入了上节对中国数据的协助分析作为一个参照。

表 8 世界城市化与工业化关系回归结果

区域	lgdppc	lnagr	_cons	R^2
世界（FE）	0.0861068***	0.10111***	2.686074***	0.4898
	0.0030912	0.0134193	0.0570047	
低收入国家(RE)	0.1390731***	0.1532232***	1.689913***	0.1554
	0.0187405	0.0375986	0.1553734	
中低收入国家(RE)	0.1344541***	0.0316598*	2.543408***	0.1241
	0.0063951	0.019038	0.1051678	
中高收入国家(RE)	0.0903828***	0.1612638***	2.578774***	0.1531
	0.0052783	0.0563214	0.2339258	
高收入国家(RE)	0.0378017***	0.0771208***	3.515901***	0.0631
	0.0023341	0.0231608	0.1119842	
中国（协整）	0.1285***	1.5***	-4.0373	
	0.0174835	0.1708712		

从上表可以得到如下结论：首先，世界整体以及各种不同收入水平的国家中，工业化和城市化之间都存在正向的关系，并且这种关系非常显著。上表中，本文选用的衡量工业化水平的两个指标的回归系数都是显著的正值说明了这一点。这个结果一方面验证了城市化与工业化相互促进的理论，同时城市化与工业化关系的性质都是正向的说明无论低收入国家还是高收入国家工业化都不会对城市化产生阻碍作用，对这一问题的判断具有重要的现实意义，也就是说促进城市化与工业化良性互动的大方向是没有问题的。第二，随着一国经济发展水平的不同，城市化与工业化的关系强弱会发生变化。在上面表格中，人均 GDP 和非农增加值比重对城市化率的弹性在不同收入水平的国家群体中有不同的表现说明了这

一点。这个结果表明，在处理城市化与工业化关系的时候应当充分考虑一国发展阶段对二者关系强弱的影响，只有这样才能更好地实现两者的良性互动。

四、中国城镇化进程的重大问题分析

城镇化与工业化基本相适应，在以下几个方面为提出了课题：

（一）城市人口集聚和城市规模普遍大型化的问题

城市人口的大量集聚会产生巨大的消费需求，提高公共设施的利用率。当城市化大大落后于工业化的时候，先把人口聚集起来是大多数城市的选择。如表2所示，我国平均的城市人口2012年是1990年的2.36倍。

表 9　　中国城镇平均规模的变化情况

年份	城镇总人口（万人）	城镇人口比重（%）	城市个数（个）	平均城市人口（万人）
1990	30191	26.4	570	52.96
1995	35174	29.0	640	54.95
2000	45754	36.1	663	69.01
2001	48064	37.7	662	72.60
2005	56212	43.0	668	84.15
2007	59379	44.9	666	89.16
2012	71182	52.6	657	108.34

资料来源：《中国统计年鉴》1980～2012，2012年统计公报.

当城市化滞后于工业化的现象逐步消失、制造业企业开始向中小城市转移的背景下，是否还要继续追求城市平均规模的大型化，大城市规模和数量控制在多少范围内就成为了一个议题。

（二）城镇产业集聚及其路径选择问题

产业的集聚利于形成专业化分工和协作，推动相关产业和市场的建立，降低企业的生产流通费用，提高经济效率。产业发展的分工与合作的密度、细度、频度，只有在城市才能实现。城市是形成产业集群的重要环境基础，城市的发展通常会形成一定数量的产业集群。我国已经形成了一大批产业集群发展较好的城市，其经济发展及城市化水平较高。

当企业按照产业链条布局成为趋势之后，以发展总部经济为主的中心城市和

以布局生产车间为主的外围城市的区分就十分明显。第三产业本质上是消费产业，是人类聚居模式改变后带来的。第二、三产业内部及相互之间的高度分工与合作促进了经济的繁荣与发展，促进了社会的分工。

对于一个城市，是选择做办公室，还是生产车间？选择什么类型的产业聚集，是摆在各类城市面前的一个艰难抉择。

（三）城乡发展的土地占用与失地农民问题

从世界各国的工业化、现代化历程看，城市化是伴随着市场化、工业化发生的，从二元社会结构向一元化结构转化和农村人口转移到城镇从事非农产业的过程。在这个过程中，农民的职业、身份和生活方式都发生了深刻的变化，即由农民转变为居民，从乡村生活转为城镇生活。城市化实质上是人口和土地同步城市化的过程。

然而，城市的刺激内需被狭义地理解为城市房地产业的发展，出现了乱占耕地现象的抬头。近年来，我国城市发展的空间失控现象严重，突出表现为城市蔓延式的扩张，大量占用耕地,造成了大量的失地农民。中央严控 18 亿亩土地红线的政策使这种趋势被遏制，但目前又面临新的威胁。2000 年我国城市建成区面积是 22439 平方公里， 2011 年达到 43603.2 平方公里，城市面积扩张的速度平均每年增长 6.2%；相比之下，2000 年我国城镇总人口为 45906 万人，2011 年增加到 66557 万，城镇人口的年均增长速度仅为 3.43%，建成区面积增速与城镇人口增速之比为 1.81：1。有关学者认为这种城市面积扩张使超过 1 亿的农民失去土地，从而出现了就业、保障、征地补偿等社会问题。

（四）庞大的城乡流动人口的户籍问题

随着城镇化进程的加快，人口流动规模逐年增加。国家计生委公布的2011年全国调查数据显示，我国流动人口为2.3亿人，约占全国总人数的17.2%，其中，跨省流动人口占总人数20.7%。与第五次全国人口普查相比，流动人口增加约一倍，跨省流动人口增加大于1000万人。人口流动的基本方向是由农村流向城市，大规模跨区域的人口流动已经成为我国社会经济转型过程中的一种不可逆转的社会经济现象。

随着大规模人口的跨区域流动，农民工在为城市繁荣发展作出重大贡献的同时，他们的就业和社会保障问题却无法得到妥善解决。就业不稳定，收入水平低，生活状况差，社会保障滞后。农民工虽然生活就业在城镇，与当地人一样为城镇

的经济发展作贡献，却只能成为漂泊在城镇的边缘群体，城镇没有完全接纳农民工，农民工远没有真正融入城镇。

上述城市化发展中的问题，已经严重影响到我国城镇化进程的健康发展。要解决这些问题，需要理清问题产生的原因，从而提出解决问题的对策。

我们认为，主要原因有：

第一，城市定位不准确，对城市发展的区位条件、产业基础的认识出现偏差

城市的定位包括等级定位和功能定位两个方面。等级定位是指城市在区域城镇体系中的地位。功能定位是指城市在区域城镇体系中的功能分工，这是避免产业（部门）相同构成重复建设的关键。在我国的城市化进程中，很多城市的发展定位都存在一定的局限性和缺陷。例如，有很多小城镇要求形成中等规模的城市，中等城市规划要做成大城市或者是特大城市，多个城市要求建成国际大都市。

归纳起来，一是城市功能定位求高求大，很多城市没有依据本地的区位条件、产业基础和发展形势进行科学的等级定位和功能定位，带有很大的盲目性；二是地方政府追求做大区域的增长极，片面强调城市首位度。城市首位度反映了该国或地区的城市规模结构和人口集中程度，首位度是一个中性词，尚没有理论研究表明首位度越高越好。

第二，城乡分割的管理体制和城乡发展的巨大差异，造成城乡人口的大量流动，使农村的资源几乎没有成本地流向城市

近年来，我国户籍制度的改革取得了许多成就，但还没有从根本上改变我国城乡分割的二元管理体制。城乡二元管理体制使城乡二元结构得以制度化，在强有力的国家制度约束下，农村为城市发展提供了大量资源，农村发展落后于城市，城乡差距日渐拉大。

城乡二元结构体制是导致城乡经济差距拉大、城乡失调最直接的原因，是城乡关系失调的制度基础。鉴于在城市中取得的较高工资报酬和较好的生活条件的预期，许多农村居民开始移居到城市。农村社会分裂的推力和城市经济发展的引力，是城乡人口流动的主要原因。由于传统的户籍制度形成的城乡二元结构体制，使得外来务工人员难以真正融入当地社会的工作和生活圈，即安居乐业，导致已转移出来的农村劳动力出现大规模的回流现象。因此，城市化的过程，难以有效地转变为吸纳农村人口的过程和覆盖城乡的人口结构转变过程。

第三，土地管理制度不完善，征地与供地之间具有巨大的利润空间

就土地制度因素而言，一般认为我国城市大规模圈地的动力源自征地制度与

供地制度之间巨大的利润空间，导致地方政府热衷于利用征地制度中的缺陷“以地生财”。征地制度的缺陷包括：征地范围过大，许多土地被征用的目的是商业开发而非公共利益；征地补偿过低，征地按原土地用途进行补偿，这种测算方法不符合市场经济规律，没有体现土地潜在的收益和利用价值，没有考虑到土地对农民承担的生产资料和社会保障的双重功能，更没有体现出土地市场的供需状况；对被征地农民的安置不落实；征地程序不规范等。征地费使本应由农民分享的部分农地城市化溢价收益受到侵占，甚至使地租水平低于正常农村经济的要求。征地制度创造的巨大寻租空间，诱导开发商及政府行为扭曲，人为加大土地市场的投机性，开发区“开而不发”、工业园“圈而不建”的现象极为普遍。由于利益驱动的结果，地方政府特别是城市政府把土地看作财政收入的主要来源，以地生财，热衷于经营土地、经营城市。

五、推进中国城镇化健康发展的思路

通过上面分析看到:我国城镇化进程中的问题,产生的原因是多方面的。随着我国国民经济持续增长和国家综合实力加强，城市化作为 21 世纪中国实现和平崛起、迈向现代化的重大发展战略，目前已经进入了关键时期；随着城市化与工业化基本适应的阶段到来，也到了城市化进程战略思路的转变时期。

对于已经开展的我国城镇化的进程，笔者提出三点新思路：

第一，摆脱城市发展仅仅为工业提供载体的思路

由于我国的经济社会发展已经进入了一个新的阶段，城市发展也必然受到经济全球化、新技术革命、构建和谐社会等因素的影响，城市化滞后工业化的问题的逐步解决，决定了必须从城市发展的本身去确定发展的目标，赋予我国城市化以新的内涵，构建一个全新的、符合科学发展观的、健康发展的城市化道路。

在科学发展观指导下的新型城市化道路进程中，需要把握各个阶段城市化发展的程度，了解不同的经济发展模式城市的状态，调整城市在可预见的一段时期内朝着良性城市化方向发展。也就是说，需要更多关注建设宜居城市的问题。

第二，从强调做大城市转变到力求做强城市

准确理解衡量城市发展的各种指标，从城市综合发展的大局去进行城市的定位。如前所述，城市首位度是一个综合的指标，不能盲目追求。城市化率同样是一个综合的指标，不能只从城市人口这个指标去衡量。要关注各项约束条件的情况，防止虚假城市化。城市化速度要遵循经济发展规律和资源环境的承载能力，

一些地区经济发展快，就业岗位多，城市化速度可加快些；城市化并不意味着城市空间的扩大、城市人口增加和城市设施完善，而是需要城市现代水平的提高，城市居民享受现代化带来的成果，城市居住环境质量不断提高，城市社会治安稳定有序。

在新的发展阶段，在推进城市化进程时不仅是调控量的增加，更要注重质的提升。城市化进程是一个复合型过程，涉及经济、社会和制度的方方面面，加快城市化进程，提高城市化质量，保障城市化进程的推进和经济社会发展相衔接是当前工作的重中之重。从实现城镇化率的明显提高到城镇化质量显著优化是一个不断完善的过程。

第三，树立城乡协调发展的思维

城市是区域系统中的一部分，是区域的中心，区域是城市发展的基础。城市发展要依据区域规划，从整体考虑，发挥各大城市的优势，挖掘潜能，打破行政束缚，放眼于大市场，实现区域经济规模化、集团化、建立区域共同市场。要克服城市狭隘理解区域竞争，搞区域分割，互不妥协，自成体系，导致小而全和功能趋同。

第四，以城市群建设为载体推进城镇化

以区域为载体以交通为纽带，以经济分工与协作为基础，组成城市群，充分发挥城市组团发展的优势作用。城市群内部结合现有各城市的现有实力和发展潜力，对城市群实行职能分工定位，达到充分发挥紧邻城市优势互补的功能，实现结对成群，融合发展，带动城市群区域的经济社会全面发展。

参考文献：

[1] 刘奇葆.以新型工业化与城镇化为动力加快转变经济发展方式[J].求是,2012(5)：15.

[2] 何宇鹏.“积分落户”将是户籍改革的突破口[EB/OL].证券市场周刊供稿.

[3] 杨莉英,高国忠.城镇化进程中的户籍制度改革刍议[J].人民论坛,2012(381):124-125.

[4]和讯网.城镇化是核心最大难题是户籍制度和土地制度改革 [EB/OL].http://news.hexun.com/2012-12-17/149132452.html.

[5] 国务院发展研究中心课题组.世界城市化和城市发展的若干新趋势和新理念[J].中国发展观　察,2013(1):35-37.

[6] 刘勇.中国城镇化发展的历程、问题和趋势[J].经济与管理研究，2011（3）:20.

[7] Kingsley Davis, Hilda Hertz Golden.Urbanization and the Development of Pre-Industrial Areas[J].Economic Development and Cultural Change ,1954(1):6-22.

[8] P. Graves, R. Sexton, Over urbanization and its relation to economic growth for less developed countries, Economic Forum 8 (1) (1979) 95–100.

[9] World Bank, Entering the 21st Century World Development Report 1999/2000, Oxford University Press, 2000.

[10] James C. Davis, J. Vernon Henderson. Evidence on the political economy of the urbanization process. J. Urban Economics. 2003（1）： 98–125.

[11] Ebanks, G. Edward, Cheng, C. China: a unique urbanization model. Asia-Pacific Population Journal 1990（3）：29–50.

[12] Gene Hsin Chang,Josef C. Brada.The paradox of China's growing under-urbanization[J].Economic Systems,2006(30):24-40.

[13] 安虎森,陈明.工业化, 城市化进程与我国城市化推进的路径选择[J].南开经济研究,2005(1)：48-57.

[14] 陈明星、陆大道和查良松.中国城市化与经济发展水平关系的国际比较[J].地理研究，2009(2):464-474.

[15] 段杰,李江.中国城市化进程的特点、动力机制及发展前景,经济地理,1999(12)79-83.

[16] 曾菊新.现代城乡网络化发展模式，北京:科学出版社，2001 年版.

[17] 张淑敏,刘辉、任建兰.山东省区域城乡一体化的定量分析与研究，山东师范大学学报(自然科学版)， 2004(3) 65-68.

[18] 朱丽霞.中国大都市区域的城乡协调发展研究——以浙江省宁波市为例，长江流域资源与环境，2005(2),149-154.

[19] 陈秀山,张可云.区域经济理论，北京：商务印书馆，2005 年版.

中国的影子银行：定义、起因和经济后果

摘要：影子银行为一个信用中介业务体系，即完成了信用中介、期限转换、流动性转换三个功能的业务链条，但是没有受到中央银行的风险支持和流动性支持。不同于西方资产证券化和抵押中介两种主要形式，我国影子银行还处在早期，类似于美国 Q 条例执行时期的影子银行雏形。当前我国影子银行从需求角度是对存款利率管制的规避，从供给角度是对信贷规模管制和贷存比考核与资本充足率要求的规避。其主要形式是从理财产品到信托贷款这个业务链。在此之外，民间借贷和当前新兴的网络平台贷款也是影子银行。但是，目前这两者基本上是游离在现有法律体系之外的行为，需要在未来进一步规范。从这个意义上，如果采用金融功能观来衡量我国的影子银行规模，到 2013 年 1 季度，属于影子银行的信托贷款余额大约 3.8 万亿。从其经济影响来看，当前影子银行对中国经济是微弱的正向影响。虽然当前影子银行问题并不突出，还不如地方政府融资平台等在银行的贷款和发行的债券可能产生的系统性金融风险。但是，我国影子银行未来的发展是需要我们保持警惕的。首先，我国的民间融资和网络金融平台贷款发展十分迅猛，这两个模式具有较强的传染性，是未来的主要风险来源。其次，这次危机表明，资产证券化是一项具有极高风险的活动。在当前西方，这类金融活动已经大幅减少。未来我国如果推动资产证券化业务，需要高度警惕可能带来的风险。

关键词：影子银行、资产证券化、理财产品、信托贷款

自从 2007 年金融危机爆发以来，影子银行就成为了热门话题。从传播机制角度，影子银行被归结为这次危机的重要延迟和放大机制。针对这一问题，国内金融界也对影子银行在中国的发展和现状予以关注。大部分的观点是对影子银行持否定态度，充满了对中国影子银行的喊杀之声。不过，虽然争论很多，目前并没有形成一个对于影子银行的一致性定义。这反映在目前对于中国影子银行规模的统计数据有多个版本，大的有 30 多万亿元，小的也有近 20 万亿元。

本报告将依据金融功能观对影子银行的定义进行界定。在此基础上，分析其产生的原因。不难发现，影子银行在中国的产生有其合理支出，不能一概否定。为了进一步说明影子银行业务对于宏观经济的影响，本报告分析了其对于国内生产总值、固定资产投资和消费者价格指数的宏观效果。

一、影子银行的定义

影子银行是金融系统中介系统的一部分，因此，要恰当的定义影子银行需要采用分析金融中介的思路。当前国内外对于影子银行的分析可以区分为风险观和功能观两种视角。这两种视角可以概括如下：

（1）功能观从金融中介的功能出发，认为影子银行是在正规银行体系之外完成了银行的职能的主体和相关金融活动。利用这种方法分析影子银行一般遵循如下步骤：

1） 根据商业银行的功能定义影子银行

2） 列出相关活动

3） 测量影子银行规模

（2）风险观是监管机构出于金融稳定的考虑，关注的核心是金融活动具有的系统性风险特征。因此，影子银行是可能产生系统性金融风险的非银行金融中介活动，需要利用宏观审慎管理方法将这些风险合并进系统风险研究。利用这种方法分析影子银行一般遵循从一般到特殊，从大到小的分析步骤：

1） 识别所有的非银行金融中介活动

2） 在所有的非银行金融中介活动中，评估哪些业务会产生系统性金融风险，成为潜在的影子银行业务

3） 如果具有系统性金融风险，确定合适的监管反应和风险管理工具

风险观认为系统性金融风险主要产生于金融活动具有的期限转换、流动性转换、信用风险转移和杠杆率这四个方面的特征。同时，这正是商业银行具备的核心特征。商业银行通过吸收短期存款，发放长期贷款，就产生了期限转换。同时，贷款资产相对来说流动性较差，而存款具有很强的流动性，这就完成了流动性转换。如果利用负债比上所有者权益代表杠杆率，银行是一个高杠杆的管理信用风险的行业。因此，以银行的功能为基础，利用功能观定义的影子银行就和利用风险观定义的影子银行基本类似。不过，在如何统计影子银行的规模时候，这两种思路产生了较大分别。例如，影子银行规模是计算影子银行业务链某一个端点的净值还是计算所有链条的总量。如果要分析影子银行对于经济的功能，那么应该计算影子银行业务链的最终资产或者最终负债的净值，而由于所有链条环节都会产生系统性风险，虽然在规模计算上存在重复的问题，从风险角度就应该全部链条的资产或者负债。

现有主要定义可以概括如表 1。从中可以发现，按照功能观界定的影子银行与风险观定义的类似，同时会同时强调因为没有中央银行的流动性支持和信用增强支持，例如存款保险等，从而期限转换、流动性转换、信用风险转移和杠杆率这四个因素会产生系统性金融风险。

表 1 影子银行的主要定义

提出者	定义视角	一般性定义	文献来源
金融稳定局	风险观（金融稳定和监管）	广义：正规银行系统以外的信用中介系统 狭义：引起期限转换、流动性转换、杠杆率和监管套利之类的系统性金融风险的因素的主体和活动	ShadowBanking: Strengthening Oversight and Regulation
欧洲中央银行	风险观（金融稳定和监管）	在监管银行体系之外所有金融中介、流动性转换和期限转换相关的活动	Shadow Banking in the Euro Area：an Overview
Adrian and Ashcraft（美联储）	金融中介功能	影子银行系统是一个信用中介活动体系，这个体系通过证券化和证券借款方式将资金从储蓄者引导到投资者手中，但是这些活动没有受到政府直接的流动性和信用增强支持。	Shadow Banking: A Review of the Literature
Claessens, Pozsar, Ratnovski, and Singh（IMF）	金融中介功能	像银行的活动：主要是减少风险，尤其是对手风险。主要形式为证券化和抵押中介。	Shadow Banking: Economics and Policy
荷兰中央银行	风险观（金融稳定和监管）	未受到金融监管的金融中介	Shadow Banking:An Exploratory Studyfor the Netherlands
Deloitte	金融中介功能	影子银行是通过证券化和证券融资机制从事期	The Deloitte Shadow Banking Index:

		限和流动性转换的市场融资型信用中介体系。它至少部分存在于传统的银行体系之外，无法受到政府的保险担保和中央银行支持。	Shedding light on banking'sshadows

本报告从金融功能观出发，界定影子银行功能和相关的金融系统。这样讨论的原因首先是同时以此为基础能够并行分析相应的宏观调控、监管和货币政策建议，而不用分别定义和讨论。其次，因为本报告主要分析影子银行对我国宏观经济的影响，所以其完成的功能与这个目的最为匹配。

我们定义***影子银行为一个信用中介业务体系，即完成了信用中介、期限转换、流动性转换三个功能的业务链条，但是没有受到中央银行的风险支持和流动性支持。***这个定义强调了如下几点。首先，影子银行是一个业务链条，而不是某些特定的金融机构。其次，这个链条连接了储蓄者和借款者，从而是金融中介，而不是直接融资。最后，由于其不受到监管机构的风险支持和流动性支持，从而具有了系统性金融风险。概括来说，影子银行就是未受到监管机构的风险支持和流动性支持的金融中介体系。没有受到监管机构的风险支持和流动性支持将影子银行与商业银行区分开来，通过国家隐性担保和中央银行的最终贷款人职能，我国的商业银行受到了监管机构的风险支持和流动性支持。从影子银行的功能出发，可以定义广义和狭义的影子银行。广义的影子银行可以说是仅仅要求业务链具有信用中介功能、期限转换、流动性转换三者之一就可以，而狭义的影子银行要求业务链同时具有信用中介、期限转换、流动性转换三个功能。

目前很多对于影子银行的讨论是从是否受到监管出发。由于我国的监管较为宽泛，所以所有金融机构都受到监管。在这个意义上，好像影子银行就不存在了。实际上，从是否受到监管出发并不是一个理想的定义标准。无论是金融观还是风险观，都并非单纯从是否受到监管定义。单纯从业务是否受到监管的角度定义影子银行可能会存在一定问题。一些业务不受到监管是两个原因。首先，一些机构和业务没有类似巴塞尔协议之类的监管要求，从而监管较弱。其次，监管的数据要求不同。例如，会计政策界定了哪些业务是否进入资产负债表，如果从资产负债表作为数据进行监管，某些活动就游离于监管。但这个问题是一个会计准则问题。因此，定义影子银行不能从现在是否受到监管入手，而是考察其承担的功能

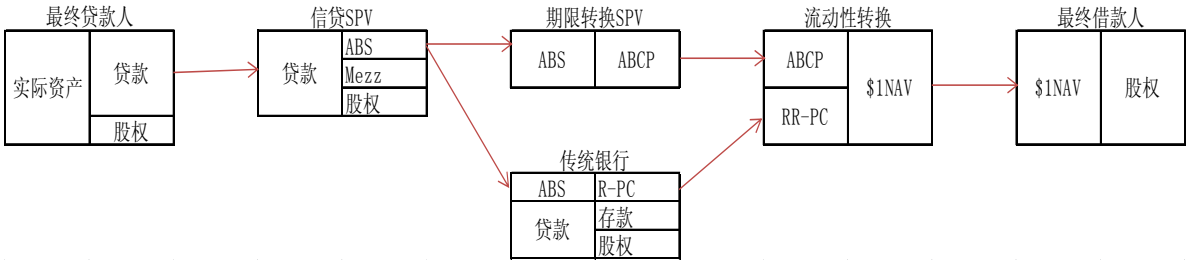
和可能产生的系统性金融风险。

二、中国影子银行的形态与形成原因

从上述定义出发，影子银行实质上是利用基于金融市场融资型金融创新工具，进行专业化分工，将商业银行的单张资产负债表垂直分解，完成信用中介功能、期限转换和流动性转换。这个业务链条一端是贷款，另一端是 1 元净资产等金融产品。这就在功能上构成了银行资产负债表的资产和负债两端。

在西方国家，完成上述分解的方式有两种：一种是资产证券化；另一种是抵押中介（或者称证券贷款）。这两种业务在最初端都是来自于贷款。资产方开始于债券的业务链不是影子银行，因为这是在市场上发行的标准工具，而不是完成了金融中介包含了特殊私人信息的资产配置。资产证券化和抵押中介可以表示如下如图 1 和图 2。

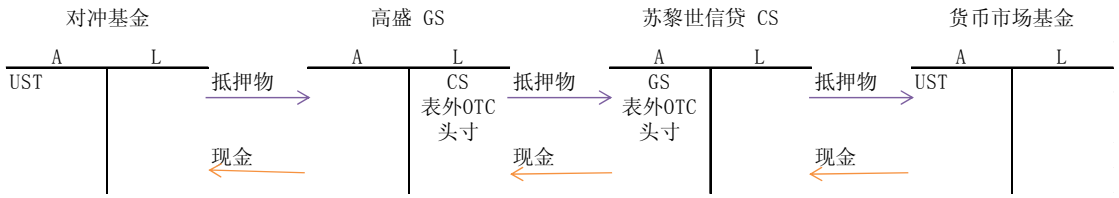
图 1 资产证券化流程



资料来源：Claessens, Pozsar, Ratnovski, and Singh（2012）

在资产证券化的过程中（图 1），长期的非流动性贷款在特殊目的载体中首先转换为同等期限的资产支持债券（ABS），之后转换为期限较短的资产支持商业票据（ABCP），这就完成了期限转换。资产支持商业票据销售给货币市场基金，由于其负债方是流动性更强的金融产品，从而完成了流动性转换。整个流程就完成了从储蓄者到贷款人的信用中介职能。由于传统商业银行在这个过程中的信用增强，信用风险也发生了相应的转移。抵押中介是利用证券贷款的方式进行的抵押品重复使用，其流程可以参见图 2。一般来说，这个流程开始于对冲基金之类的策略型投资者，通过抵押物的反复使用，最终销售给货币市场基金。我们不难看出，在西方，影子银行最后的负债都是通过货币市场基金完成的。这是因为货币市场基金具有很强的流动性和较短的期限，从而可以完成流动性和期限转换。

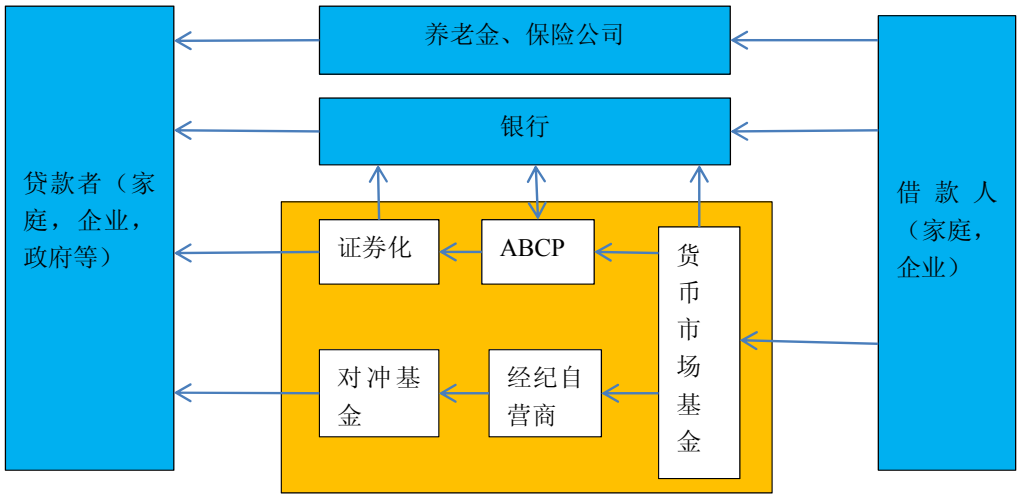
图 2 抵押中介流程



资料来源：Claessens, Pozsar, Ratnovski, and Singh（2012）

如果将这两种方式放在整个金融中介系统中，可以整合表示为图 3。

图 3 金融中介系统



在业务链上，我国的影子银行与西方资产证券化、证券借贷（融券）区别较大。这是因为当前我国的资产证券化开展较不普遍，同时抵押品总量相对较少，从而这两种方式超越了当前的中国宏观金融条件。我国影子银行还处在早期，类似于美国 Q 条例执行时期的影子银行雏形，即影子银行是对利率管制的规避。具体来说，这体现在我国影子银行成因中。

首先，从需求角度，我国影子银行的出现主要是商业银行受到存款利率管制，投资者需要追求具有较高收益率投资产品导致的。表 2 列出了我国存款利率市场化目前的进展。当前我国存款利率市场化采取了逐步放开波动区间的方式。当前对存款的规定是上限不能超过存款基准利率的 1.1 倍。但是，由于我国的存款基准利率是远远低于市场均衡利率的[1]，因此，上调浮动区间只会导致一浮到顶，无法满足投资者的需求（表 3）。

[1]从政府的角度，只有这种方式存款利率管制才有意义，如果高于了市场利率，那么管制就不会有任何效果。

表 2 存款利率市场化步骤

时间	步骤
2004 年 10 月	下限放开；上限为存款基准利率
2012 年 6 月	上限调整为存款基准利率 1.1 倍

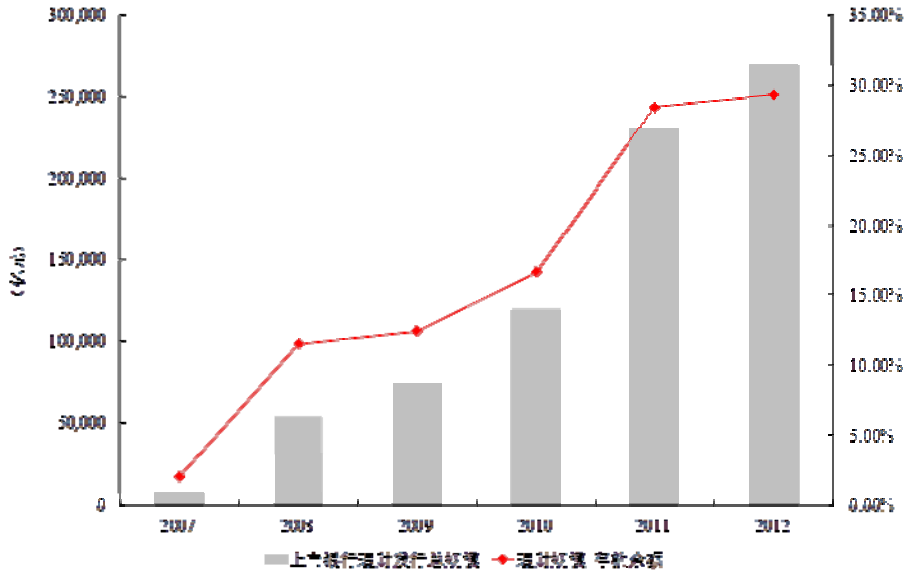
表 3 各行基准利率上浮倍数

		基准利率	工农中建交	招商银行	光大银行	南京银行 1 万元以下	南京银行 1 万元以上
活期存款		0.35	1	1.1	1.1	1	
定期存款	三个月	2.60	1.1	1.1	1.1	1	1.1
	半年	2.80	1.09	1.1	1.1	1	1.1
	一年	3.00	1.08	1.1	1.1	1	1.1
	二年	3.75	1	1	1	1	1.1
	三年	4.25	1	1	1	1（<20 万元）	1.1（≥20 万元）
	五年	4.75	1	1	1	1（<30 万元）	1.1（≥30 万元）

数据来源：各银行网站

针对客户投资于高收益产品的要求，各银行开发了大量理财产品。相对于传统的存款，其收益率没有上限。因此，在最近些年，理财产品相对于传统的存款项目更受到投资者的青睐。图 4 表明，到 2012 年，上市商业银行发行的理财产品余额已经占到了存款余额的 30%。

图 4 银行理财产品和存款规模



数据来源：各银行历年年报

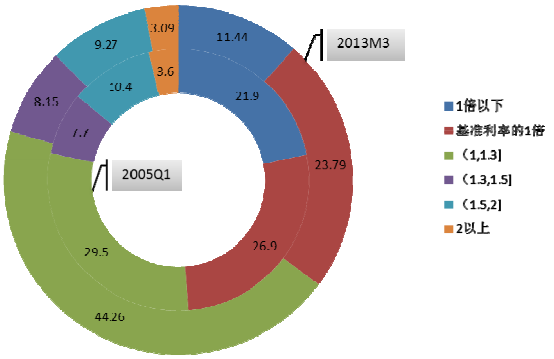
从这个意义上来说，我国的商业银行理财产品就成为了影子银行在融资端的选择。虽然最近这些年我国货币市场基金也发展迅猛，但是我国影子银行在融资端并不主要体现为国外常见的货币市场基金。这是因为我国的货币市场基金在现有的管理体制下投资范围较窄，无法完全承担为影子银行后继的贷款业务提供资金的功能。

其次，从供给角度，我国影子银行出现主要是来自中央银行的信贷规模管制和银监会的贷存比考核与资本充足率要求。虽然当前我国在贷款方面也有一定的管制表，但是，这种管制已经基本上不产生实际效果。从图 5 中可以看到，我国商业银行的贷款定价自从 2003 年之后一直较为分散，贷款利率下浮的比例并不高，在 2013 年第一季度，仅有 11.4%的贷款利率下浮。而如果管制是实际发挥作用的，会体现为大量贷款都是利率下浮。从这个角度，我国贷款利率的管制对于商业银行的贷款行为影响并不大。

表 4 贷款利率市场化步骤

时间	步骤
2004 年 1 月	上限为贷款基准利率的 1.7 倍；下限为贷款基准利率的 0.9 倍。
2004 年 10 月	上限放开；下限为贷款基准利率的 0.9 倍
2008 年 10 月	个人住房抵押贷款利率下限由基准利率的 0.85 倍扩大至 0.7 倍
2012 年 6 月	贷款利率下限扩大至 0.8 倍
2012 年 7 月	贷款利率下限扩大至 0.7 倍

图 5 贷款定价



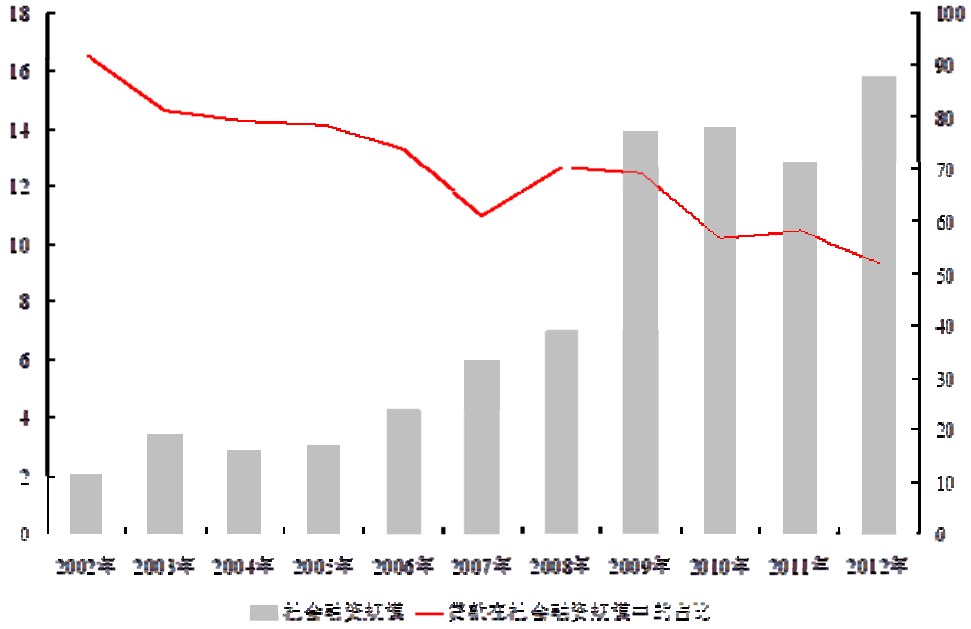
数据来源：《货币政策执行报告》

对于当前商业银行贷款行为影响较大的是各种数量型管制，例如信贷规模管制、贷存比考核和资本充足率要求。这意味着，为了规避上述数量型管制，银行需要将正常的贷款转化为不受到管制的品种。从图 6 中不难看出，从 2002 年以来，贷款占社会融资总额的比重日益下降。导致这种占比下降的主要动力是信托贷款的异军突起。图 7 中可以看出，在 2012 年，我国的信托贷款呈现了爆炸性的增长。

因此，信托贷款在我国就成为了一个天然的影子银行业务对应的资产。从这个意义上，我国的影子银行体系可以概括为如下的流程：

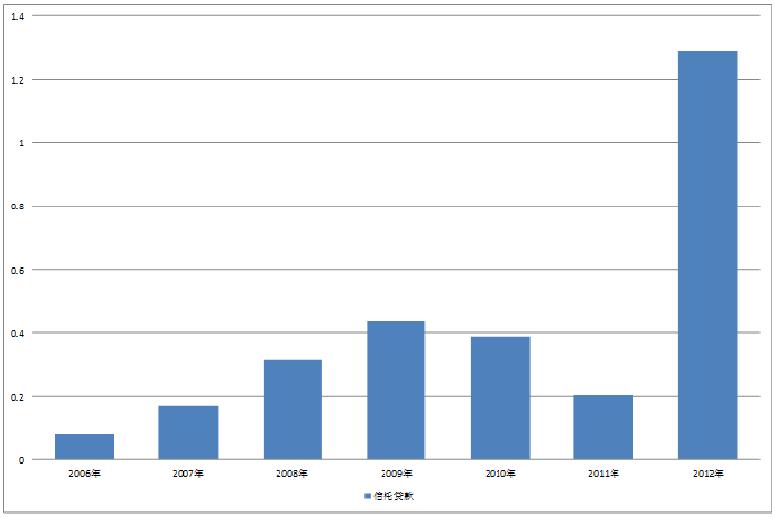
商业银行发行短期理财产品，投资于长期的信托计划，这些信托计划进行信托贷款，这些贷款可以投资于基础设施建设、房地产开发和消费者的日常消费等。由于理财产品的期限与信托贷款的期限不同，这就产生了期限转换。同时，商业银行和信托公司的尽职调查和隐性担保完成了一定意义上的信用风险转移。这一业务链条就成为了我国目前主流的影子银行业务。当然，这个业务链条为了规避监管会发生变化。例如，理财产品可以直接购买券商的资产管理业务，通过券商的资产管理再购买信托计划。此外，值得注意的是，当前对于信托业的分析要么是将其完全列入影子银行，要么完全不列入。这种绝对的划分是不正确的。信托产品还可以投资股权、债券、艺术品等，这些信托与影子银行没有关系。

图 6 社会融资规模中贷款占比



数据来源：Wind 咨询

图 7 信托贷款数量单位（万亿）



数据来源：Wind 咨询

在此之外，民间借贷和当前新兴的网络平台贷款也可以满足信用中介、流动性转换和期限转换的功能，从而也是影子银行。但是，目前这两者基本上是游离在现有法律体系之外的行为，需要在未来进一步规范。由于这部分数据的不可得性，本报告在此不进一步分析。

从这个意义上，如果采用金融功能观来衡量我国的影子银行规模，我们可以采用信托贷款的规模来衡量我国影子银行的产品数量。如果采用风险观，那么应

该是资产加上负债，即信托贷款加上相应的理财产品数量。由于后文要分析的是影子银行的经济功能，所以这里采用了金融功能观的计算思路。当然，信托贷款也并不全部都是影子银行。如果信托贷款的资金来源是直接来自于发行的信托计划，那么这个时候就不存在流动性和期限转化，在严格意义上不能计入影子银行。在这个角度，我国在 2012 年新增信托贷款 1.29 万亿。到 2013 年 1 季度，信托贷款余额大约 3.8 万亿。总的来看，这个规模相对于中国的经济总量而言，并不特别高。

三、影子银行的经济影响

为了分析影子银行业务对于宏观经济的影响。我们采用 2007 年 1 月至 2013 年 4 月的月度数据，分析新增信托贷款对于工业增加值、固定资产投资和消费者价格指数的影响。信托贷款数据来自 Wind 资讯，其他数据来自中经网数据库。

为了获得稳健的结果，我们首先进行单位根检验。利用扩展的迪克—福勒检验，新增信托贷款环比增长率不存在单位根，同比增长率存在单位根，其一阶差分不存在单位根。消费者价格指数同比和环比不存在单位根。固定资产投资同比累计增速存在单位根，其一阶差分不存在单位根。工业增加值同比增速存在单位根，其一阶差分不存在单位根。

利用平稳的序列我们构建了向量自回归模型，从而可以分析新增信托贷款与各经济变量之间的关系。首先分析新增信托贷款对于价格指数的影响。从图 8 和图 9 的脉冲反应函数中可以看出，无论是从同比还是环比数据，新增信托贷款对于 CPI 都没有明显异于零的影响。因此，对于影子银行会提升我国通货膨胀的担心并没有依据。

图 8 新增信托贷款同比增长率对于 CPI 同比增长率的影响

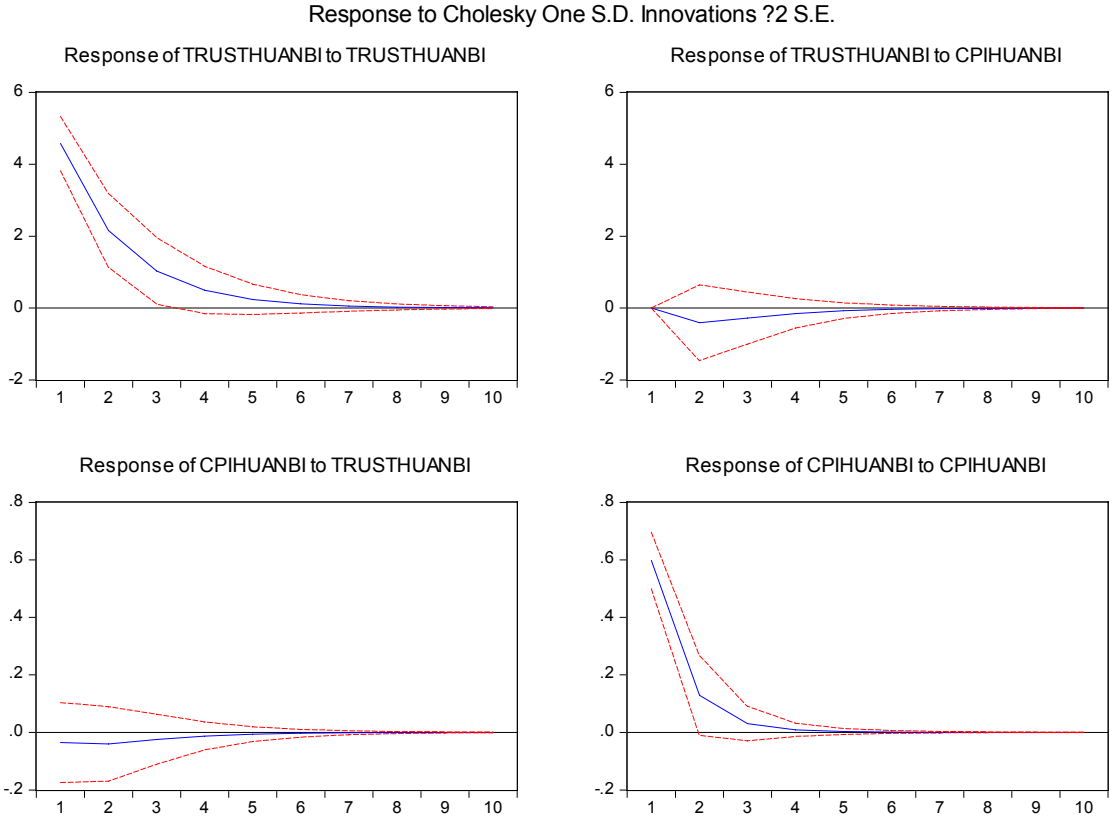
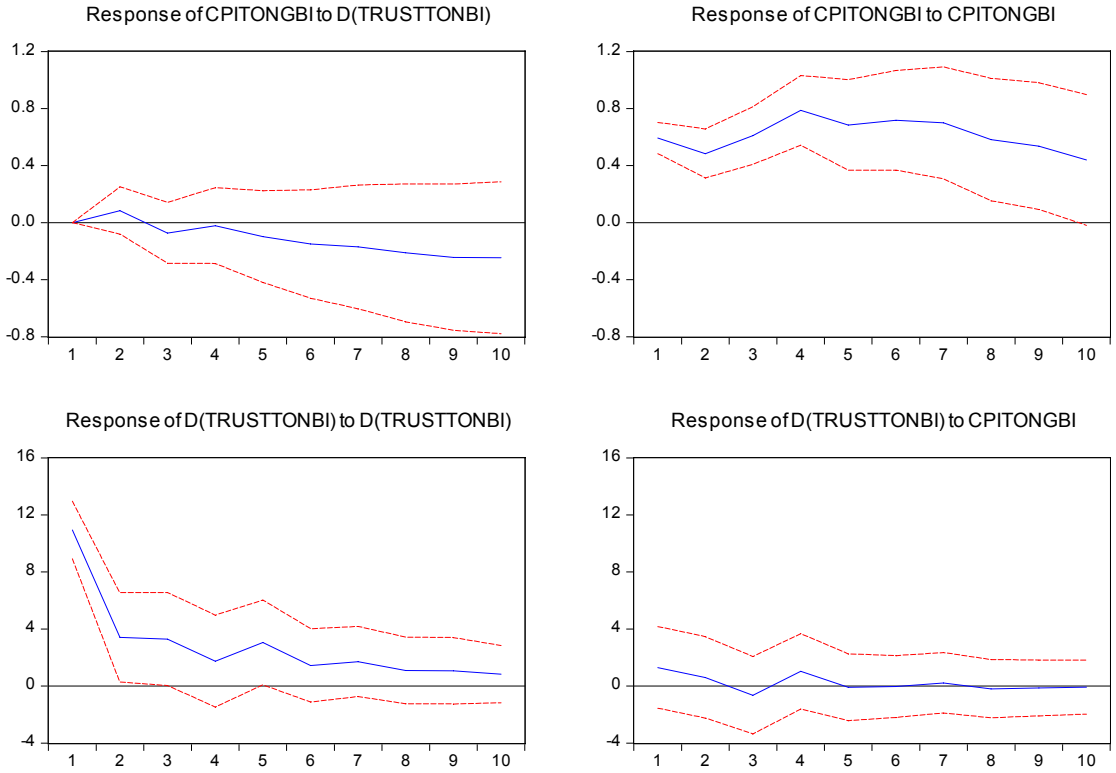


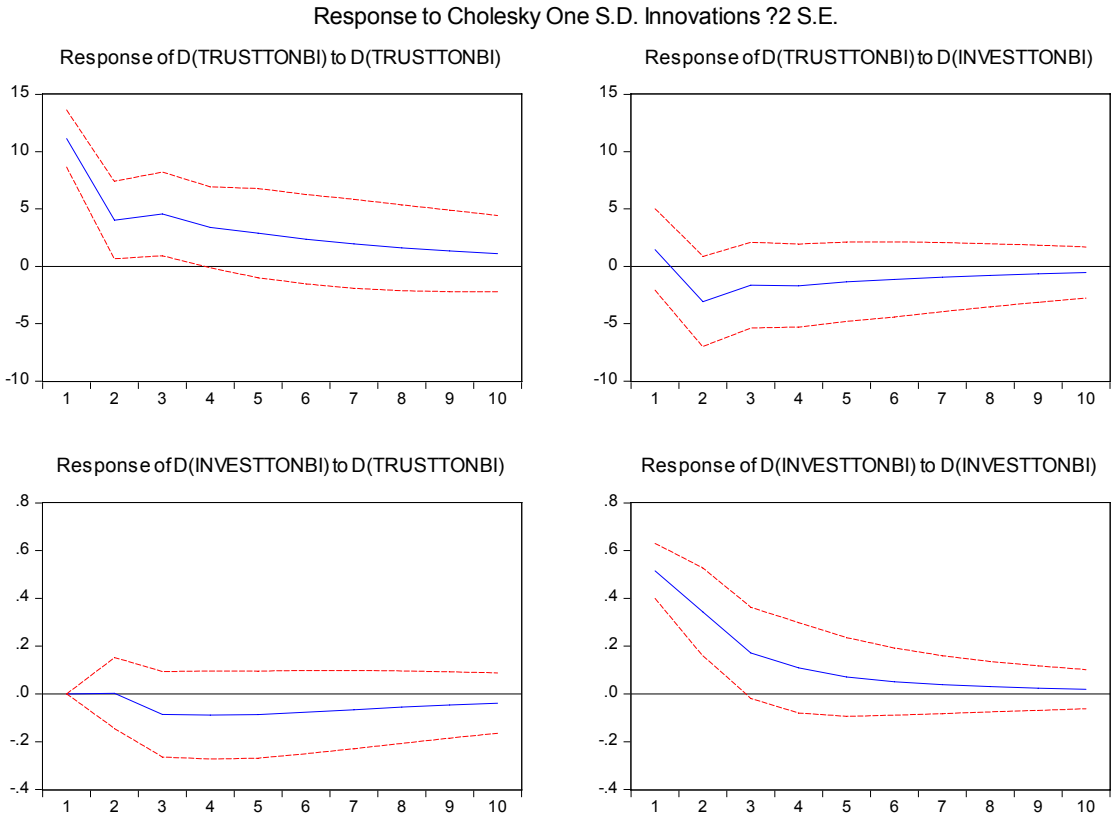
图 9 新增信托贷款环比增长率对于 CPI 环比增长率的影响



下面再来考察新增信托贷款对于投资的影响。从图 10 的脉冲反应函数中不

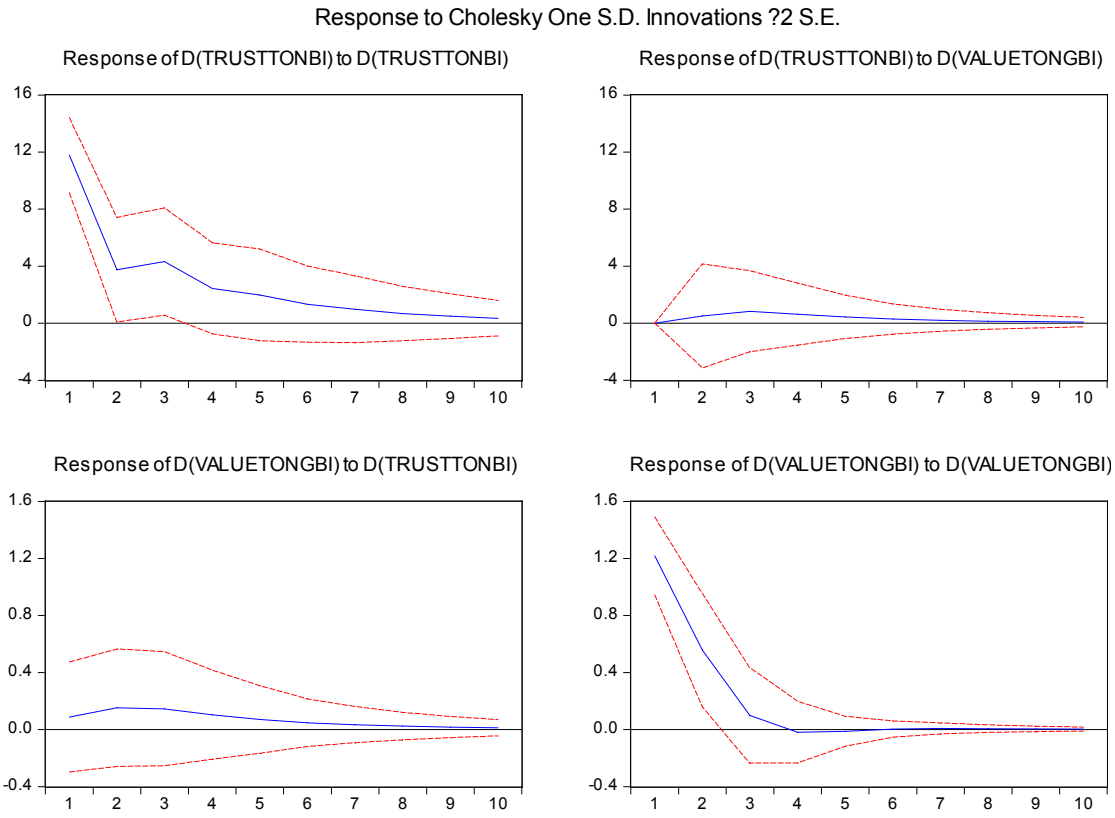
难发现，新增信托贷款的同比增速并没有提升固定资产投资的同比累计增速。这看起来是一个比较奇怪的结论。这可能的原因是如下两点。首先，对于地方政府融资平台和房地产企业的信托贷款并不是呈现了贷款的形式，而是以股权投资等其他形式出现，从而也不是标准的影子银行形式。其次，正如前面所分析，我国的影子银行产生的一个重要原因是存款的利率管制，因此，这些影子银行产品主要完成了高收益投资品的职能，对于实体经济影响不大。

图 10 新增信托贷款同比增速对固定资产投资累计增速影响



最后，图 11 的脉冲反应函数表明，新增信托贷款对于工业增加值具有微弱的正向影响。从而在满足高投资收益的情况下，现在影子银行对于中国的经济产出具有微弱正向影响。

图 11 新增信托贷款同比增速对工业增加值同比增速影响



四、结论

自从此次席卷全球的金融危机发生以来，影子银行就成为了众矢之的。从前面的分析可以看出，我国当前的影子银行还处在较为早期的形式，没有呈现在这次危机中暴露了大量风险的资产证券化形式。总的来看，我国的影子银行还主要是对贷款利率管制和数量型调控的规避，其中的金融创新水平还相对较低。

从影子银行对我国经济的影响来看，我们也发现其对于当前中国经济有微弱的正向影响，并没有呈现较大的负面效应。同时，这种影子银行模式系统性风险也不高。系统性风险可以参考表 5 所列示的 7 方面信息。从这 7 个方面来看，信托贷款并不具有太强的系统传染性，风险是可控的。

表 5 金融业务系统性风险判断表

什么业务？如何运行？	**1. 业务性质** ● 什么业务？ ● 参与人是谁？ ● 向谁提供什么服务？	● 对金融体系的潜在好处？ ● 对整体经济的潜在好处？
广泛性	**2. 业务一般特征**	● 其他主体参与信用风险转移

如何？	在何种程度上业务涉及如下方面： ● 业务提供方使用杠杆 ● 业务提供方使用期限转换 ● 业务提供方使用流动性转换 ● 业务使用方获得上述服务的便利性	的便利性 ● 业务提供方使用抵押物 ● 向顾客提供存款类似的产品 ● 提供业务如果失败，对其他主体的风险影响
	3. 业务规模 ● 是否有对于规模的统计，其规模是如何演进的	● 谁收集数据
业务具有何种风险	**4. 业务风险** ● 什么事件标志这个业务失败？如何发生？ ● 谁将会受到失败的影响，将会受到什么损失	● 业务失败对于市场基础设施是否有损害？具体说来，业务失败将会导致： (a) 侵蚀金融系统信心； (b)导致金融系统其他地方出现扭曲或者风险暴露； (c) 削弱金融系统其他部分的核心功能？
主体环境	**5. 业务参与人的风险** ● 一般来说，是否有理由相信考虑到业务与其他金融部分相联系后会改变这项业务的风险？	
金融系统环境	**6. 与金融系统其他部分联系的风险** ● 以何种方式，在什么程度上这种业务与金融系统其余部分联系？ 。 与被管制的主体 。 与未被管制的主体 。 与零售消费者 ● 从事相关业务的主体数量是否足以引致系统性风险？	● 这个业务是否会创造或者强化某种具体联系？ ● 一般来说，是否有理由相信考虑到业务与其他金融部分相联系后会改变这项业务的风险？
信息披露	**7. 信息披露和透明性** ● 是否足够透明允许市场监管者和参与者评价业务的风险？	● 信息披露是否足够保证市场参与者使用这个产品？
当前监管	**8. 监管** ● 业务主体采用哪些措施降低风险？这是否受到有效监督？ ● 这个业务当前是否受到监管？ ● 这个业务是否直接受到监管？	● 这个业务是否包含在业务对手的监管中（间接监管）？ 。 是否反映在对手的风险管理、资本、流动性或者集中度控制中？

	如果是的，是否具有如下方面： 。 审慎性监管-保证从事业务的主体有足够的资源抵御业务失败；或者 。 产品监管-保证业务不会对市场的产品和参与者有伤害	。 如果业务受到直接或者间接监管，是否考虑到业务潜在的系统性风险维度？ ● 业务主体或者这个行业是否存在其他形式的风险降低方式？

资料来源：国际金融协会（IIF,2012）

虽然当前影子银行问题并不突出，还不如地方政府融资平台等在银行的贷款和发行的债券可能产生的系统性金融风险。但是，我国影子银行未来的发展是需要我们保持警惕的。首先，我国的民间融资和网络金融平台贷款发展十分迅猛，这两个模式具有较强的传染性，是未来的主要风险来源。其次，在今年，证监会推动了券商的资产证券化进程。这是券商业务创新的一部分。但是，这次危机表明，资产证券化是一项具有极高风险的活动。在当前西方，这类金融活动已经大幅减少。未来我国如果推动资产证券化业务，需要高度警惕可能带来的风险。

参考文献：

Claessens, S., Z. Pozsar, L. Ratnovski & M. Singh, 2012, Shadow banking: economicsand policy, IMF Staff Discussion Note, No. SDN/12/12.

Committee on the Global Financial System (CGFS), 2010, The role of marginrequirements and haircuts in procyclicality, CGFS papers, No. 36

Deloitte, 2012, The Deloitte Shadow Banking Index: Shedding light on banking'sshadows, www.deloitte.com

European Central Bank (ECB), 2012, Shadow banking in the euro area: an overview,Occasional Paper Series, No. 133, www.ecb.eu.

European Commission, 2012a, Green Paper on shadow banking, Brussels.

European Commission, 2012b, Consultation Document.Undertakings forCollective Investments in Transferable Securities (UCITS), Brussels.

Financial Stability Board (FSB), 2011a, Shadow banking: scoping the issues, Basel,www.financialstabilityboard.org

Financial Stability Board (FSB), 2011b, Shadow banking: strengthening oversightand regulation, Basel, www.financialstabilityboard.org.

Financial Stability Board (FSB), 2011c, Key attributes of effective resolution regimesfor financial institutions, Basel, www.financialstabilityboard.org

Financial Stability Board (FSB), 2011d, Key measures to address systemicallyimportant financial institutions, Basel, www.financialstabilityboard.org

Financial Stability Board (FSB), 2012, Shadow banking: results of the 2012 monitoringexercise, Basel, www.financialstabilityboard.org

Poszar, Z. 2011, Institutional cash pools and the Triffin dilemma of the US bankingsystem, IMF Working Paper, no.WP/11/190.

Poszar, Z., T. Adrian, A. Ashcraft & H. Boesky, 2010, Shadow banking, FederalReserve bank of New York Staff R eports, no. 458.

Poszar, Z., & M. Singh, 2011, The nonbank-Bank nexus and the shadow bankingsystem, IMF Working Paper, no. WP/11/289

Turner, A., 2012, Securitisation, shadow banking, and the value of financialinnovation, Financial Services Authority, London.

财力缺口、偿付能力与地方债务规模

摘要:随着我国各地方政府融资平台的扩张，城投债风险成为国内外社会关注的焦点。本文利用债券市场公开信息，回溯了城投债的发展历史，分析了城投债的绝对与相对规模，并进行了地区间比较。我们还对地级市人均债务水平的决定因素从经验研究的角度进行了估计。研究发现:（1）地方政府全部未到期城投债总额为 31801 亿元; 但 2013，2014 和 2015 年到期债务占全部债务总额的比重分别为 4.39%、5.97%和 6.85%。债务高峰年份为 2019 年，该年到期债务占总额的比重为 25.03%。（2）和 2011 年前比，城投债发行范围明显增加，但地区分布仍不平衡，城投债仍然集中在直辖市和东南沿海经济发达城市。（3）城投债总额与土地出让金收入呈正向关系；与人均自有财政收入呈非线性关系。（4）地方财力缺口不是债务增加的原因。

一、引言

近年来，主权债务风险成为影响欧美各国经济政治发展格局日益重要的因素。自 2009 年年底希腊主权债务评级下调开始，主权债务危机相继波及欧盟各国。尽管有《稳定与增长公约》[1]的约束，以及一系列救助机制的设立，欧元区各国仍未从欧债危机导致的经济低谷中走出。与此同时，继 2008 年次贷危机之后，美国联邦政府与州政府都面临财政赤字恶化的情形。2011 年 5 月年联邦政府债务达上限和 2012 年底的“财政悬崖”危机，都给美国经济造成了不小的震荡。而赤字筹资导致的债务风险的积累已影响到了州政府和地方政府的正常运转。自 2008 年以来已有十几个城市政府由于财政亏空，无法偿还债务而申请破产，而结构性赤字已经使加利福尼亚州和纽约州政府经济面临瘫痪。

随着地方融资平台不断扩张，各界对中国地方政府所面临的债务风险也日渐关注。2013 年 4 月，评级机构惠誉下调了中国的长期本币信用评级，一周后穆迪也将对中国的长期展望从积极将为稳定，国际三大评级机构中两家相继发出预警信号，理由都是对政府债务扩张的担忧。国际货币基金组织（IMF）在 4 月的《财政监督报告》中指出，中国地方政府融资平台在 2008 年刺激计划之后加速

[1]《稳定与增长公约》 (Stability and Growth Pact, SGP)于 1997 年阿姆斯特丹首脑会议上由欧盟各成员国讨论通过，规定欧元区各国政府的财政赤字不得超过当年 GDP 的 3%，公共债务不得超过 GDP 的 60%。按照该公约，一国财政赤字若连续 3 年超过该国 GDP 的 3%，将被处以最高相当于 GDP 的 0.5%的罚款。

发展，且房地产市场的收入是地方政府偿付债务的主要来源。中期来看，在快速城镇化、相关支付需求上升，且房地产市场不稳定因素增加的背景下，地方政府偿债能力令人担忧，可能成为中国财政风险的潜在源头。[2]

此外，中央政府及相关监管部门也对地方政府债务问题予以越来越多的重视。财政部、银监会等部门多次联合发文规范地方政府融资行为，4 月的国务院常务会议上也明确提出了要有效防范地方政府性债务和信贷风险。在我国当前背景下，地方政府债务不仅关系到政府总债务的规模，从而对金融体系的稳定性产生影响，也对地方政府提供公共服务的能力有重要影响。另外，和其他国家不同，中国的地方政府对治理经济过热和经济衰退承担了重要的责任，地方债务的高低，对地方政府未来几年治理经济波动的能力也会产生影响。

因此，全面呈现地方债务的发展趋势以及地区特征，对人们了解、评估地方债务风险有着重要意义。更为关键的是，挖掘、评估债务水平背后的决定因素，对中央政府理解债务规模的大小，控制债务风险，实现对城投债发行的有效激励与约束具有深远的政策意义。

基于此目标，本文作者于 2011 年底撰写了报告《地方政府债务义务究竟有多大？——以地方债券为例》，简要分析了地方政府债务的发展水平与地区差异，评估了地方政府债务的风险。自 2012 年以来，城投债发展又经历了一次迅猛的增长，发债范围有所扩大，地区分布及债务风险都发生了较大的变化，因此有必要重新整理估计地方债务的总量和分布特征，评估新背景下的债务风险水平，并且在两次分析报告的基础上，提出更具有针对性的政策建议。

本文剩余内容安排如下：第二部分回顾城投债发展的政策背景，并说明城投债的筛选标准及数据来源。第三部分分析目前的债务水平、地区分布及差异，讨论了一些变量间的简单关系。第四部分回顾相关文献，建立城投债债务水平及收益率决定因素的计量模型，报告计量结果。第五部分讨论主要结论，并提出政策建议。

二、城投债发展背景及数据说明

（一）城投债发展的政策背景

一般来说，地方政府债务有两种融资方式。银行贷款是传统的，也是主要的

[2] 《IMF：中国地方债暴偿付风险 80%城市靠卖地》
http://finance.sina.com.cn/china/20130416/225815168565.shtml?wbf=more

债务来源；[3]另外，地方政府及其部门和机构、所属事业单位等通过财政拨款或注入土地、股权等资产设立地方融资平台，发行企业债务则是近年来逐渐发展起来的地方政府融资方式。

过去一段时间中，政府和研究者付出了大量精力评估地方政府总债务。银监会、中国人民银行和审计署都发布了总量数据。除此之外，一些评估机构和研究者也对地方债务的总量做出了评估（穆迪，2011；史宗翰，2010）。这些评估对理解地方政府债务规模，从而做出正确决策具有重要意义。但是，两个理由使得我们认为有必要以各个地级市为单位来评估地方政府的债务规模。第一，包括贷款在内的地方政府债务总额没有公开数据，因此地方政府债务的总量分布无法识别。而城投债作为地方政府发行的债券，是地方债务的一个组成部分，构成地方政府还款义务的下限。第二，城投债与当地的地方政府银行贷款都是地方政府的债务，这两种融资方式决策主体和还债义务主体相同，因此有一定的相关性，因此，我们可以借助于城投债推测地方政府银行贷款的情况；从而进一步推断地方政府债务总体情况。

我国地方政府的非银行债务，主要是以地方投融资平台作为发行主体，公开发行的企业债和中期票据，主要用于地方基础设施建设或公益性项目。随着城市化进程不断加速，城投债已经逐渐成为地方政府融资的重要方式。城投债的产生、发展和壮大与我国的分权制财政体系以及现行法律制度有着密切关系。分权制财政体系导致地方政府资金缺口的扩大。1994 年起我国实行分税制改革，改革重点是重新划定了中央和地方财政收入分配的范围和比例。此后随着经济快速增长，各级财政收入均不断增加，但地方财政收入比重却在下降。与此同时，随着城市化进程加快，地方政府在城市基础设施建设等方面的支出不断增加。收入与支出的不均等发展导致地方政府资金缺口逐年扩大，因而亟待寻求融资渠道。

然而现行法律法规对地方政府融资渠道进行了多重限制。《中华人民共和国预算法》第 28 条规定：“除法律和国务院另有规定外，地方政府不得发行地方政府债券。”这就限制了以地方政府为主体直接发行债务。而《中华人民共和国担保法》第 8 条规定：“国家机关不得为保证人，但经国务院批准为使用外国政府或者国际经济组织贷款进行转贷的除外。”这就限制了地方政府作为担保人发行债务。以上两条限制了我国地方政府无法同西方国家一样，由各级地方政府或其授权或代理机构直接发行市政债券，以政府税收或其所属项目收益为偿债来源承

[3] 80%以上的地方政府债务来源于银行贷款（刘明康，2011）。

担还本付息责任，从而达到筹措建设资金的目的。尽管也存在财政部代各级政府发行的地方政府债券，但债券的发行、付息等统一由中央代理，地方的自由支配权力十分有限，仍然属于资金划拨的性质。

在这一背景下，地方融资平台作为一种替代性的融资模式出现。地方融资平台是“由地方政府及其部门和机构、所属事业单位等通过财政拨款或注入土地、股权等资产设立，具有政府公益型项目投融资功能，并拥有独立企业法人资格的经济实体。” 通过发行主体由地方政府向政府授权代理的企业的转换，地方政府规避了法律制度的限制，同时通过将土地、国有公司股权、国债收入等资产划拨注入的方式，仍然掌握着对融资平台公司的控制，从而通过融资平台公司进行贷款、发债等活动，将筹集资金用于市政基础设施建设。此外，地方政府还以对发债企业提供财政补贴、税收优惠等形式隐性担保，以间接方式完成地方政府融资，解决资金缺口问题。

2008 年国际经济危机之后，我国政府推行积极的财政政策和宽松的货币政策。尤其是“四万亿”刺激计划极大地促进了地方债券的发展。2009 年 3 月，中国人民银行联合银监会发布了《关于进一步加强信贷结构调整促进国民经济平稳较快发展的指导意见》，提出“支持有条件的地方政府组建投融资平台，发行企业债、中期票据等融资工具”，此后城投债进入井喷式发展时期。2010 年后，地方债务规模的急剧扩大引起了国家的警惕，为了有效防范财政风险，2010 年 6 月发布《国务院关于加强地方政府融资平台公司管理有关问题的通知》，要求地政府对辖区内融资平台公司债务进行归类处理。与此同时，国家发改委还暂停审批地方政府债券。2010 年 11 月 20 日，国家发改委下发《国家发展改革委办公厅关于进一步规范地方政府投融资平台公司发行债券行为有关问题的通知》，正式明确了地方政府投融资平台公司发行企业债券的各项审核标准，2011 年全年尽管债券融资额仍保持增长，但在政策规范的影响下增长速度较为平缓。2012 年初经济增长放缓，加上地方融资平台在债券市场融资受阻情形下纷纷转向银行贷款，为缓解银行债务压力，刺激区域经济增长，监管部门逐渐放开了城投债市场，2012 年债券市场再次迎来井喷式发展，然而风险也随之聚集。因此 2012 年 12 月 31 日，国家财政部等四部委联合发文《关于制止地方政府违法违规融资行为的通知》，2013 年 4 月 15 日银监会下发了《关于加强 2013 年地方政府融资平台贷款风险监管的指导意见》，继续强化地方融资平台信贷的监管。

（二）城投债口径定义及数据来源说明

2010 年 6 月 13 日国务院发布《国务院关于加强地方政府融资平台公司管理有关问题的通知》，其中定义地方政府融资平台为“由地方政府及其部门和机构、所属事业单位等通过财政拨款或注入土地、股权等资产设立，具有政府公益型项目投融资功能，并拥有独立企业法人资格的经济实体”。这个定义强调了地方政府融资平台公司的三个特点，分别是：（1）由地方政府及其部门和机构、所属事业单位等通过财政拨款或注入土地、股权等资产设立；（2）具有政府公益型项目投融资功能；（3）拥有独立企业法人资格的经济实体。三者之中的第一个特点是我们界定城投债的最重要依据。这是由于企业由地方政府财政拨款或注入土地、股权等资产设立，地方政府作为企业的大股东，需要承担按一定利率支付利息并按约定条件偿还本金的义务。换言之一旦企业本身难以偿还债务，政府需要用财政收入为其还款付息。

因此，我们将企业长期债券以及企业中期票据中，企业大股东包括地方政府、部门、机构及其所属事业单位的都列为城投债。企业的经营范围包括但不限于城市基础建设和公共事业（包括电力、煤炭等能源基础产业的投资开发和经营管理；金融、房地产及高科技等产业投资和经营管理等），还包括国有资产经营管理、重金属以及有色金属开发等。

此外，我们在界定城投债的债务义务时，也通过考察企业大股东的性质来确定该城投债是属于省级还是地市级。我们将企业大股东为省级国资委、财政厅等部门以及省级投资公司的债券确定为省级债券，而大股东为市县级人民政府、国资委、财政局等部门以及市级投资公司的债券确定为地市级债券。

本文使用的城投债数据来源于 Wind 资讯和聚源数据库，并经过作者整理加工。Wind 数据库包含了较为完整的公司信息，可通过企业大股东确定债券所属级别。但其缺陷是无法列示出已经到期的债券数据。而聚源数据库包含了所有已到期和未到期的数据，因此可整理出历年发行数量与金额，但数据库中没有公司大股东信息。因此经过权衡后本文的做法是，参考聚源数据库的数据分析城投债的历史发行情况，而在分析分地区、分级别债券时，用 Wind 数据库的数据。文章计量内容均以地级市为单位，因此债务数据均来自 Wind 数据库。由于数据下载整理时间差异，聚源数据库截至 2013 年 5 月 14 日，而 Wind 数据库分别于 2011 年 6 月 30 日和 2013 年 3 月 1 日登陆下载了数据，并将在后文中对两个时间点的存量数据作比较。

三、城投债的历史趋势与地区特征

（一）城投债发展历史阶段

城投债自 1999 年至今，发行数量及发行地区都经历了大幅扩张。从时间发展趋势上看，可以分为三个阶段：初始期（1999-2004 年）、发展期（2005-2008 年）和井喷期（2009 年至今）。

（1）初始期

这一时期每年发行的城投债数目非常少。1999 首次发行，2002 年发行了 4 次，2003 年增至 8 次，而 2004 年又下降至 2 次。发行政府集中在直辖市（北京，上海，重庆）以及东南沿海经济发达的省份（江苏），而内地经济欠发达地区在这个时期并没有发行任何的城投债，如表 1 所示。

表 1.2002-2004 年城投债发行情况

年份	发行政府	发行金额（亿）	发行企业债数目（次）	票面利率（%）
1999 年	上海市	10	1	5.7
2002 年	重庆市	50	2	4.95
	江苏省	70	2	5.15
2003 年	江苏省	16	2	4.08
	苏州市	50	2	4.78
	上海市	70	4	6.21
2004 年	北京市	20	2	6.48

（2）发展期

这一时期城投债发行数目缓步上升，但发行总数仍较小。发行地区由发达的直辖市及东南沿海地区向河南、东北等地区扩展。

（3）井喷期

2009 年至今，城投债发行数目急剧上涨，发行债券的地方政府几乎遍布全国。2009 年，全国地方政府债务发行数量为 213 次，2010 年与上年基本持平（229 次），2011 年增至 304 次。2012 年迎来城投债发行高峰，达到了 821 次，超过 2008-2011 年四年发行次数的总和。而 2013 年截至 5 月中旬，发行量为 303 次，若不考虑政策调整，按此速度平稳发展，可以预测 2013 年的城投债发行量将与 2012 年基本持平，如下图所示。

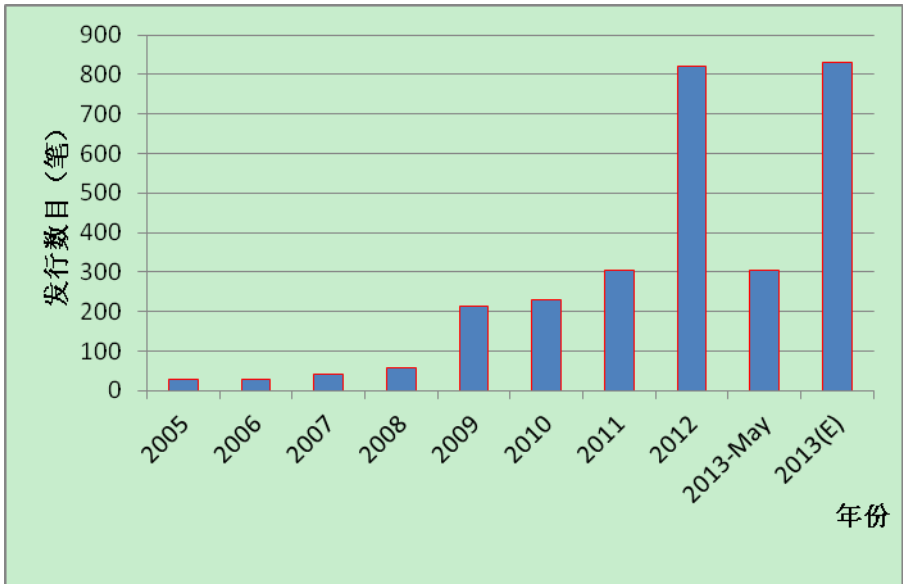


图 1. 2005-2013 年城投债发行数目

（二）城投债总规模及期限结构

截止 2013 年 5 月 14 日，城投债发行总量（仅本金）为 26815 亿元，其中尚未到期偿还的数量为 24267 亿元，占总量的 90.5%、尚未到期的债务总量占 2010 年地方财政总收入的 70.3%。

从期限结构看，城投债的发行期限为 3 到 20 年，其中小于十年的城投债占大多数（约占所有债券的 89%），十年期债券约占所有城投债的 10%。因此，不同年份的到期债务总额不同。图 2 为每年到期的城投债占已经发行的城投债比重。其中 2019 年为目前已发行尚未到期的城投债到期还款的高峰期，达 6074.3 亿元，为 2010 年地方财政收入的 17.6%。这一比例仅局限于 2013 年 5 月 14 日之后不再发行任何城投债，按照现在井喷式的发展规律，以后每一年的还款金额占财政收入比重会显著高于这一比重。

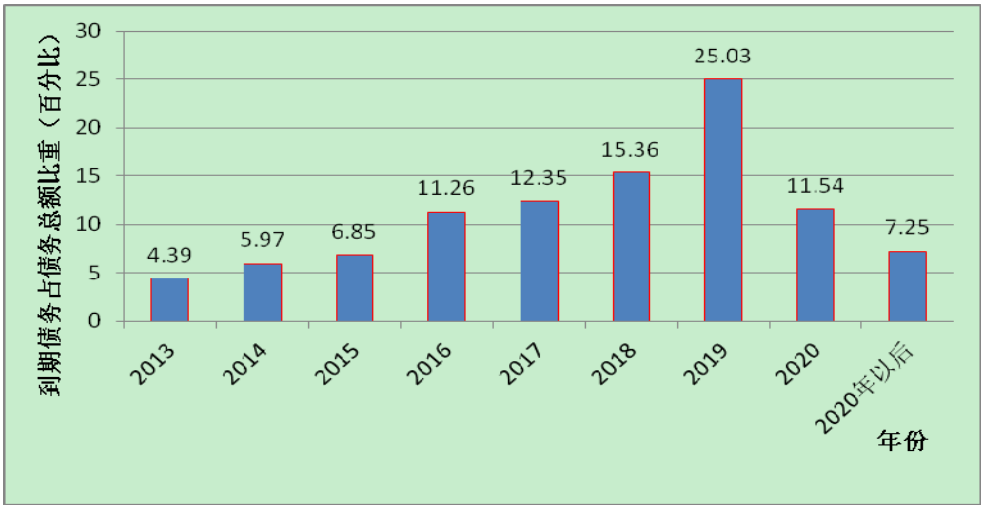


图 2. 到期的城投债占债务总量比重

（三）城投债地区间比较

1、纵向政府间义务比较

纵向角度考察的是省级与地市级的债务总量的差异。从全国角度看，城投债在地市级的总量规模较大且呈快速增长趋势，而省级债务则占比有所下降。下图是全国城投债发行的绝对与相对规模（包括面值与付息）。

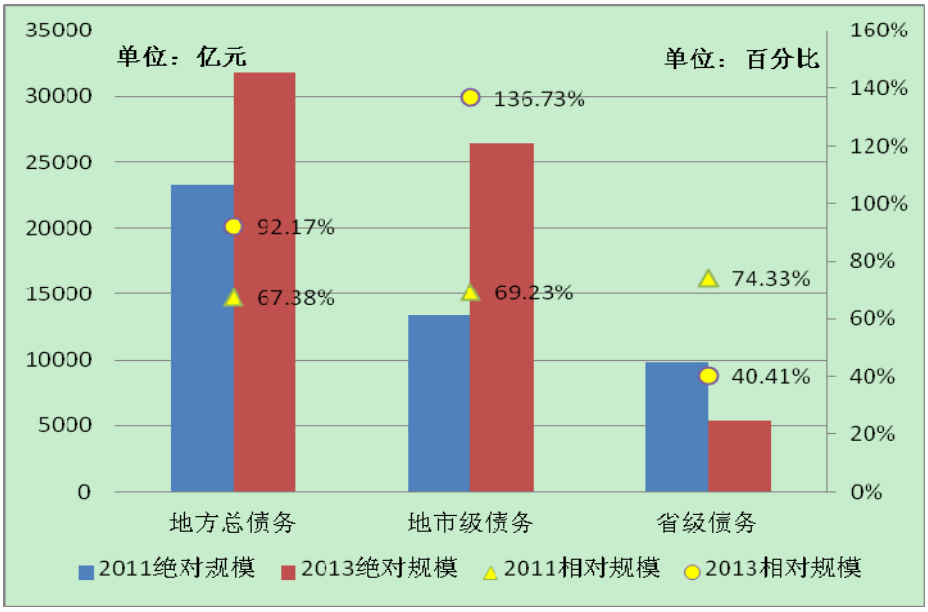


图 3. 城投债分级规模（未到期债务）

*注：以上债务额为本金加利息贴现值。

2011 规模是截至 2011 年 6 月 30 日未到期债务的规模。2013 规模是截至 2013 年 5 月 14 日未到期债务的规模。

地方总债务相对规模是地方债务总和占 2010 总财政收入的比重。

地市级债务相对规模是地级市债务总和占 2007 年地级市本级财政收入的比重。

省级债务相对规模是省级债务总和占 2007 年省本级财政收入的比重。

由上图可知，2011-2013 年的近两年间，地方政府债务总额从 23248 亿元上升至 31801 亿元，占财政收入的比重从 67.38%跃至 92.17%，有明显的增长。而地市级债务占比则从不到 70%升至 136.73%，翻了一番。与此形成对比的是，省级债务的绝对数额和相对规模都有明显下降，说明地方政府债务的发展趋势是发债义务的下移，从省级财政厅、国资委担保更多地向市级政府机构以及城投公司转变。

2、横向地区间差异比较

(1)绝对规模

截至 2013 年一季度，城投债的发行范围已遍及全国除海南、西藏外的其余 29 个省市，287 个地级市及直辖市中，有 231 个均已发行过城投债，比重超过了 80%。但从比例上看，城投债的地区分布仍然严重不均衡，直辖市和东南沿海经济发达地区占据了发债总额相当大的比重。

从城投债发行的数目来看，如图 3 所示，56 个城市从未发行过城投债，占总数的 19.5%。88 个城市仅发行过 1 次或 2 次城投债，占总数的 30.7%。发行次数小于 5 次的有 156 个城市，占 73.9%。有占总数 13.9%的城市（40 个）发行次数超过 10 次，其中重庆发行 95 次，上海发行 90 次，北京发行 74 次，，天津发行 63 次。就地级市而言，发行次数最多的三个城市均在江苏省，为苏州市、无锡市、南京市，分别发行了 62、42 和 22 次城投债。

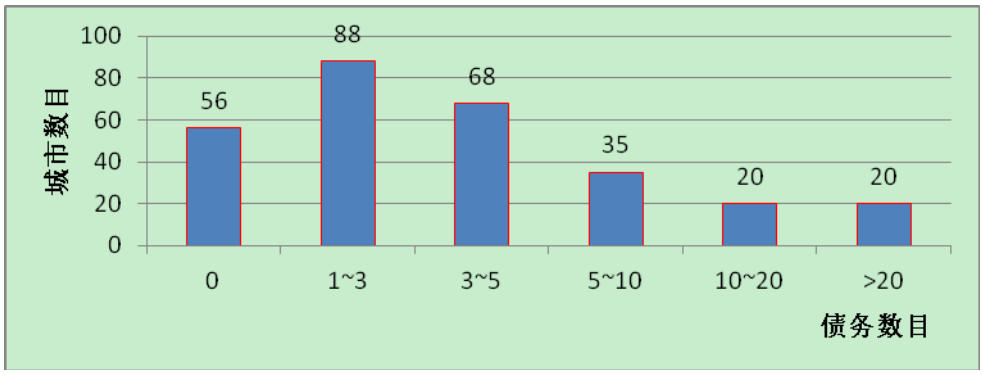


图 4. 城投债发行数目4

从城投债发行的规模来看，如图 4 所示，有 151 个地级市从未发行过或发行债务总规模小于 40 亿，占总数的 52.6%，有 60 个地区城投债超过 100 亿，占总数的 20.9%。发行数额最多的为北京、上海、重庆、天津四个直辖市，分别为 1891.91 亿、1524.85 亿、1449.14 亿、1334.22 亿。在地级市中，超过 300 亿的

[4] 本文图表中的数据均包含下限，不包含上限。

有 13 个城市，其中有 6 个都在江苏省。

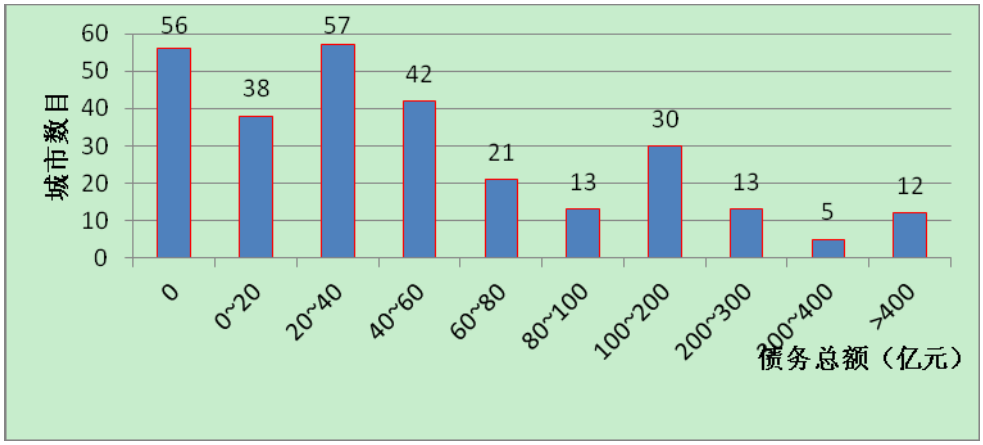


图 5. 城投债发行总额

(2)相对规模

从发行额占自有财政收入比重的角度来看，如图 5 所示，有 114 个城市未发行过或发行总额不超过自有财政年收入的 50%，而超过自有财政收入的城市数量为 92 个，占总数的 32%。最严重的是伊春市，债务总额为年收入的 4.07 倍，其次是辽源市（2.94 倍）、镇江市（2.77 倍）和湘潭市（2.67 倍），具体见本报告附录。

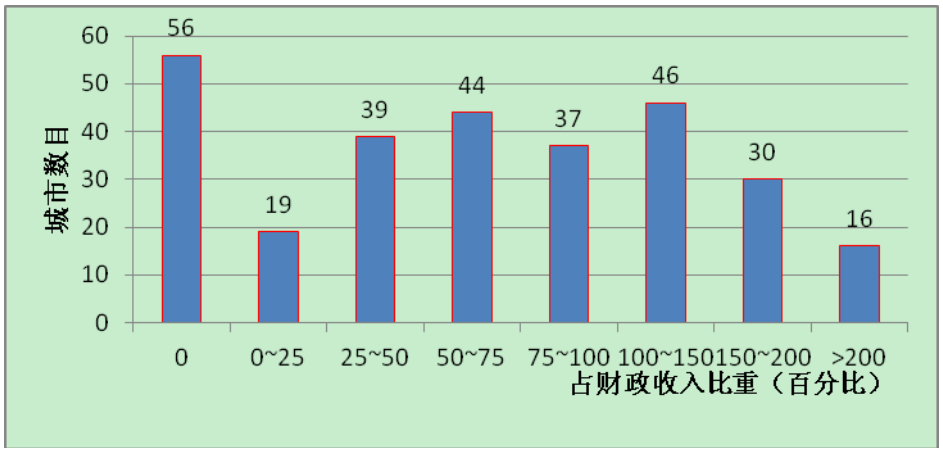


图 6. 城投债总额占 2010 年自有财政收入的比重

(3)2011-2013 新特征

自 2011 年下半年至 2013 年一季度，城投债经历了一次迅猛扩张，发行范围及规模都有明显扩张。发行范围从 2011 年的 169 个城市扩张到 2013 年的 231 个，占城市总数的比重上升了超过 20%。发行规模也普遍增长，截至 2013 年有 60 个城市城投债超过 100 亿，而这一数字在 2011 年时仅为 26 个。发行总额超过 300 亿的城市在 2011 年仅有 2 个，到了 2013 年增加到了 13 个。

城投债相对规模的变化极为显著。2011 年仅有 26 个城市发行总额超过 2009 年自有财政收入，到了 2013 年发行额超过 2010 年财政收入的城市上升为 92 个。一些城市（例如大同、芜湖、商丘）的相对规模从 2011 到 2013 年有明显的下降，大同市的比重从 2011 年居所有城市最高的 4.11 倍，下降至 2013 年的 1.05 倍。考虑财政收入在 2009-2010 年间稳定变化，这一下降是由这些城市发行新债数额显著下降导致的。而一些城市（例如伊春、辽源、湘潭）则经历了明显的上升，伊春从 2011 年的 2.21 倍增至 2013 年 4.07 倍，跃居所有城市最高，说明这些城市城投债发行在这两年间经历了井喷，然而财政收入却并未相应增长，由此引起的偿债风险值得关注。

（四）城投债的若干特征

根据现有数据，我们探讨了城投债发行数量的决定因素，重点探讨城投债规模与财政收入、土地出让收入的关系，以及城投债发行利率与地方转移支付比重的关系，同时考量了地方政府债务风险的决定因素。

1、城投债发债量与土地出让收入成正比

城投债发行量与地方土地出让收入呈明显的正相关关系，土地出让收入越高，城投债发行量越大，如图 6 所示。

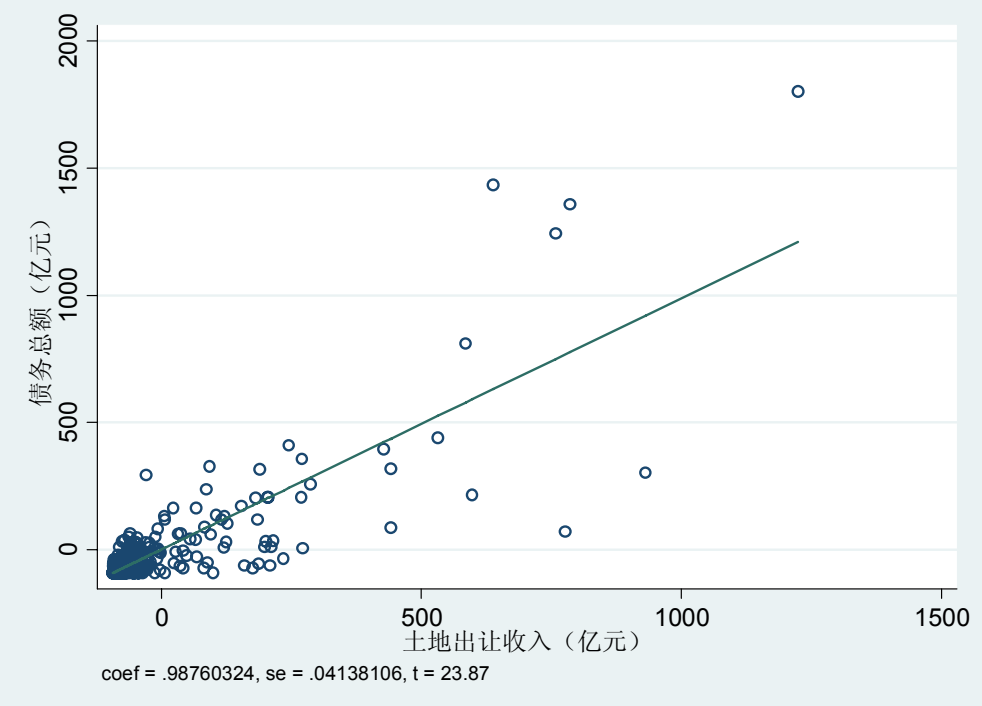


图 7. 城投债总额与土地出让收入关系

这一关系反映了当下土地财政盛行和地方政府大肆举债并存的现状。一方面，土地出让收入和借助地方融资平台发行城投债是地方政府为城市建设筹集资金的两个重要方式。土地出让金收入较高，说明当地政府进行建设对土地资源以及资金的需求都较大，因而就更加有动机通过城投公司发债筹资。另一方面，许多城投公司的原始注入资金的重要来源就是地方政府的土地出让金收入。因此土地出让金越高，地方政府财政收入越高，能够为城投公司提供的担保资金也就越高，因此也就会发行更多的城投债。两个因素均可解释城投债总额与土地出让收入的正向关系。

2、总额与自有财政收入呈现非线性关系

城投债发行量与城市自有财政收入呈倒 U 型关系，也即随着城市自有财政收入的增加，城投债发行量将先上升后下降。倒 U 型曲线的拐点在人均财政收入 25445 元/人处，中国超过这个点的城市仅有深圳市（42591 元/人），说明除深圳市外，其余城市城投债与财政收入的关系均处在曲线上升阶段，即地方财政收入越高，城投债发行量越大，如图 7 所示。

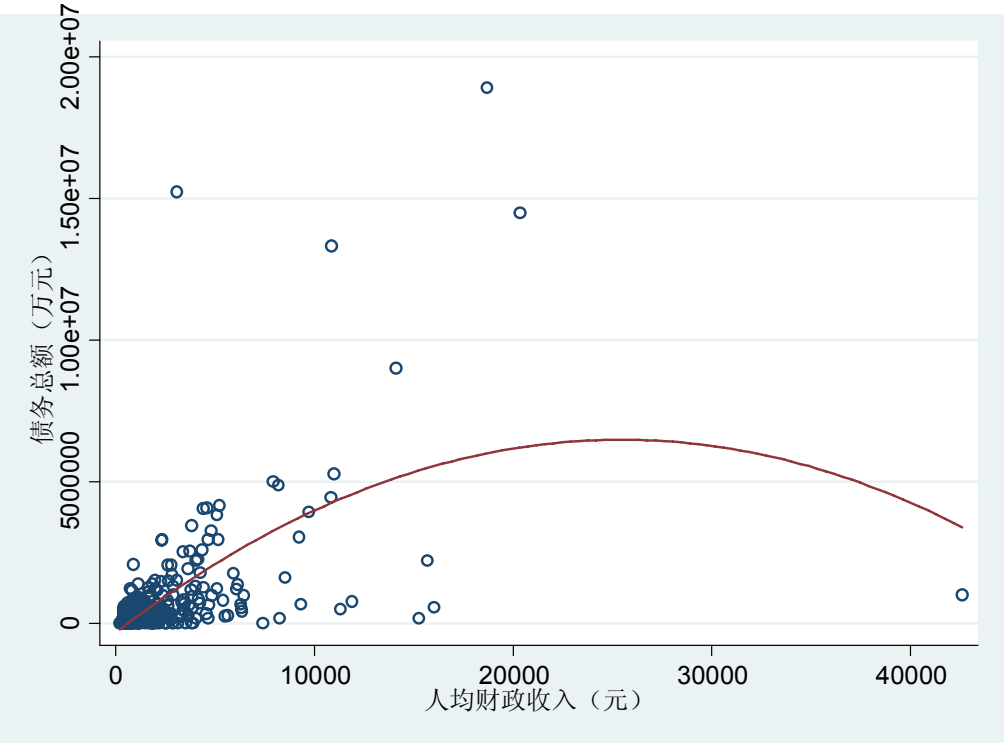


图 8. 地方政府债务总额与自有财政收入关系

这一关系是很明显的。在当下城市化进程加快、各地政府都大力发展基础设施建设的环境下，各地政府自然倾向于将越来越多的财政收入投入到城市建设

中，以吸引更多的资本进驻，因而也就需要更多的债务融资的支持。财政收入绝对量越大，城投债的绝对数额自然也就越大。只有当财政收入超过了拐点值，城市经济发展达到很高的水平时，地方政府可能会将增加的财政收入更多地投入到教育、医疗、社会保障等改善民生的公共服务领域，对城投公司以及城投债的需求将会减少，因而地方政府债务规模也随之缩小。

3、财力较弱地区支付较高的发债成本

将各城市债券的平均到期收益率对转移支付占财政支出比重回归，发现呈正比关系，如图 9 所示。即转移支付占财政支出比重越高的城市，平均到期收益率越高。城投债的平均到期收益率衡量的是各城市发债的信用风险。风险越低，到期收益率就会越低，反之就会越高。回归结果表明，转移支付占比越高的城市还债风险越高。

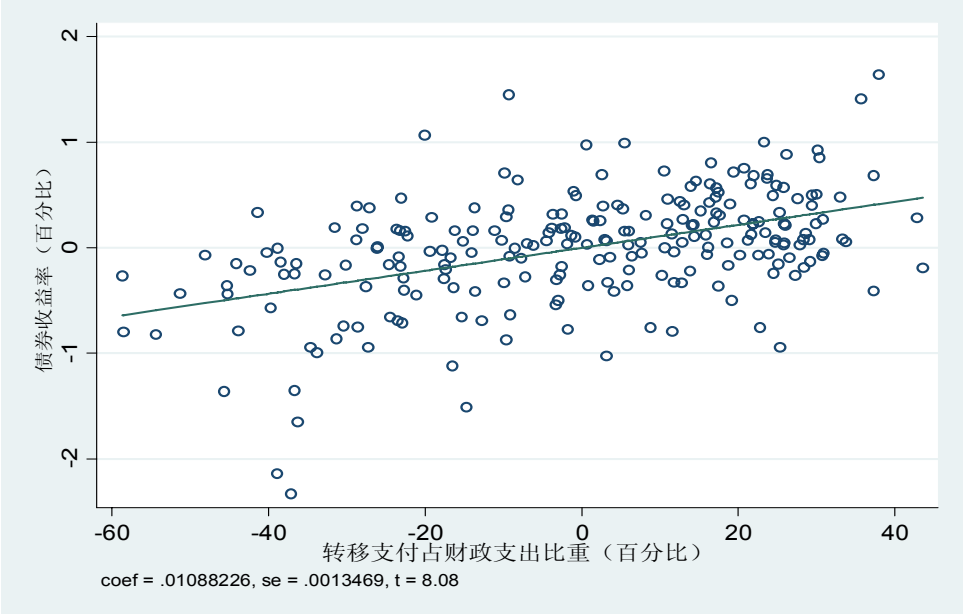


图 9. 收益率与转移支付占比关系

这一关系可以得到合理的解释。转移支付占财政支出比重较高的城市，自有财力较弱，财政更多地依赖中央财政拨款，其利用自有收入偿还债务的能力更易受到债权人的质疑，因此需要承担更高的风险溢价作为发债成本。

四、回归等式与计量结果

（一）变量文献综述

本部分将探讨城投债债务水平的决定因素的文献基础。。

与城投债在中国仅发展十余年相对比，欧美各国的市政债券已有近百年的发展史，因此积累了较多的文献研究。Bayoumi, Goldstein and Woglom(1995)，Ang and Francis (2011)，Arezki, Candelon, and Sy(2011)对美国各州市政债券市场的发展及现状进行了研究。Leonardo and Letelier（2011）对智利市政债券的研究表明，中央政府禁止市政借款的政策是无效的，地方政府通过机制设计实现了市政债券的变相发行。除了传统意义的市政债券之外，在同一货币联盟(currency union)内各主权国家之间，由于货币政策的统一性以及国际转移支付的存在，与一个主权国家中各区域的市政债券有着很大的相似性，因此欧元区各国主权债券的研究也在学术界得到了很多关注。Haan and Sturm(2000)，Somogyi(2006)，Baskaran(2010)考察了 OECD 国家主权债券的债务水平及政府借贷行为的特征。

解释债务水平的主要框架是市场规律假说(Market Discipline Hypothesis)。这一假说的具体机制是债券收益率随着政府债务水平的上升而上升，从而增加了政府的借债成本，高成本将促使政府控制发债水平。上述假说的成立需满足两个条件，第一个是金融市场（即收益率水平）随债务水平显著变化。这个条件得到了大多数文献的支持（Bayoumi, Goldstein and Woglom(1995)，Bernoth, Hagen and Schuknecht(2006)，Booth, Georgopoulos and Hejazi(2007)）。第二个条件是财政政策随金融市场的收益率指标的变化而作出调整。对后者，学术界的结论并不一致。Somogyi(2006)的计量结果表明收益率变化短期内并不影响政府的赤字水平。而 Haan and Sturm(2000)则得出了高利息率促使政府减少赤字的结论，但利率指标的影响在欧盟统一货币政策的背景下并不显著。

根据上述文献，影响债务水平的因素除了收益率外，还有经济环境、政治因素、开放程度等，政府间关系也是影响政府借贷行为的重要因素（详见附录 3）。

国内有关城投债的文献随着近几年城投债的高速发展而激增，但研究角度主要集中在经验性介绍和定性分析（财政部预算司，2008）。李湛等（2010）梳理了城投债的发展历史以及债务现状，并将城投债分省、分行政级别、分债券类型做了统计分析，并使用了未偿还债务余额占 GDP 比重等指标衡量了债券风险，是为数不多的定量分析的文献。梁璨（2010）通过对城投债发展历程的梳理以及一些典型省市债务现状的案例分析，认为城投债目前存在的运行模式、信用风险等方面的问题与分税制改革不彻底以及地方政府投融资机制不完善有关，但并未进

一步分析财政分权与城投债的定量关系。由上述梳理可见，国内有关城投债的文献缺乏对债务水平决定因素的探讨和债务风险的衡量，且定量分析的样本多停留在省一级，没有细分到市级的数据。此外，当下舆论普遍将日益增长的债务水平与财政收支缺口，认为收支缺口是推动债务增长的主要因素。这一关系尚未得到文献和理论支持，本文将通过计量分析得出结论。

（二）回归等式建立

为考察城投债债务规模日益增长的原因，我们用地级市人均债务额来衡量各地方政府的债务义务。人均债务是用年末总人口处理的城投债债务本金及各年利息的贴现值，使用 EXCEL 中的 PV 函数计算得出，其中贴现率使用 2012 年银行间同业拆借加权平均利率的 12 个月平均值，并假设所有债券每年付一次息，到期时还本付息。

解释变量中，主要变量是转移支付占财政支出的比重(trexpratio)，以及债务总额占财政收入的比重(totalrev)。第一个变量衡量的是财政缺口。这里我们用转移支付（财政支出减去财政收入）来作为财政缺口的指标，缺口越大，通过外部融资解决财政困难的需求也就越大。第二个变量衡量的是还贷能力。由于城投债偿还义务最终属于地方政府，而财政收入则是衡量地方政府经济实力的指标，因此债务总额占财政收入比重越大，地方政府还贷压力越大，相应地违约风险也较大。如果还贷能力是资金持有者的考量因素，则还贷能力较差的地区能够借到的债务也就越少。因此上述两个变量分别衡量的是“想借多少”和“能借多少”的问题。

除此之外，推动债务增长的因素还可能来自于经济增长。GDP 增长率是衡量经济增长的指标，增长越快，对资金的需求也就越大。经济增长中，基础设施建设是重要的投融资渠道。因此当基础设施存量（这里使用 2000 年的人均道路面积）越大时，由于边际收益递减，继续融资的动机将减小，因此债务规模可能会降低。税收结构也是影响债务的因素之一。当生产、服务过程的税种成为地方政府主要税源时，企业对地方政府融资决策的影响将大于个体居民，因此相较于个人所得税等税种，增值税收入占财政收入的比重越大，地方政府发行债务融资发展地方企业的动机也就越强。土地出让收入在第三部分单变量关系描述中有所提及，从融资动机和偿债担保两个方面，土地出让收入都是债务水平的正向推动力。

收益率与债务水平的关系，根据文献综述部分对市场规律假说(Market Discipline Hypothesis)的论述，可能存在互相影响的关系。因此在进行计量分

析时，我们采用联立方程的形式，也即一方面将收益率作为债务水平的影响因素放入方程中，另一方面，将收益率作为被解释变量，债务水平作为解释变量建立方程，控制收益率的内生性问题。

在收益率方程中，除人均债务变量外，我们也加入了总债务占财政收入比重，以及 GDP 增长率这两个变量，分别衡量还贷能力与经济环境对收益率的影响。理论上说，还贷能力越强的地区，风险越小，债务收益率中的风险溢价也就越小，因此收益率会越低。而经济增长越快，对资金需求越大，作为资金价格的收益率水平也就会相应提高。

此外，我们还加入了发行主体信用评级这一变量。在存在道德风险、逆向选择等问题的背景下，评级机构对消除资金持有者的信息不对称起到了一定的作用。尽管国内评级机构远没有国外标普、穆迪等机构影响力大，但也在日益完善中，对债券市场收益率水平的影响也初见端倪。因此，我们将机构对发行主体的评级转换成分数，并对某一地级市所有债务的评分取平均，考察这一平均分与收益率的关系。具体方法见附录。理论上可分析出，信用评级平均分数高，说明该市平均信用水平良好，信用风险溢价就会较低，收益率也就越低。

综上所述，我们分别建立了人均债务和平均到期收益率的回归等式如下：

$$(1)\quad pertotal = \alpha_0 + \alpha_1 gdpgrth + \alpha_2 totalrev + \alpha_3 perroadddtm + \alpha_4 rate + \alpha_5 trexpratio + \alpha_6 vatratio + \alpha_7 area + u_t$$

$$(2)\quad rate = \alpha_0 + \alpha_1 gdpgrth + \alpha_2 totalrev + \alpha_3 pertotal + \alpha_4 score + u_t$$

（三）数量来源、变量定义和描述性统计

本文债务数据使用的是截至 2013 年 3 月 1 日的存量数据。其余变量均使用目前可获得的最完整数据的年份，包括土地出让金数据来自《国土资源统计年鉴 2011》，GDP、财政收入、财政支出、人口数据来自《中国城市统计年鉴 2011》，增值税数据来自《2007 年度地（市）县一般预算收支及平衡情况表》，道路面积数据来自《中国城市建设统计年鉴 2000》。

表 2. 变量描述性统计

变量	中文解释	单位	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
area	出让成交价款（土地出让金）	亿元	286	94.25	170.11	0.63	1318.87
total	债务总额	亿元	286	90.85	205.66	0	1891.91
gdpgrth	GDP 增长率	百分比	286	14.54	2.21	9.60	25.1
rate	平均到期收益率	百分比	231	6.42	0.54	4.09	8.06
totalrev	总债务占 2010 年财政收入比重	百分比	286	77.24	69.24	0	406.56
trexpratio	转移支付占 2010 年财政支出比重	百分比	286	52.75	23.62	-9.07	93.32
vatratio	增值税收入占总财政收入比重	百分比	286	18.76	6.93	3.92	45.1
perrev	人均财政收入	元/人	286	2720.75	3820.42	201.44	42591.16
perroaddim	2000 年人均道路面积	平方米/人	278	1.38	1.71	0.07	16.38
pertotal	人均总债务	元/人	286	2018.09	2895.98	0	15041.45
score	发行主体评级		227	3.7	0.59	2	6.18

（四）研究结果

在方程（1）中，收益率是人均债务的一个解释变量；而在（2），收益率又是由人均债务决定的。这样一来，收益率与方程（1）中的随机干扰项 u_1 相关，违背了普通最小二乘法（Ordinary Least Square, OLS）的估计假设前提——解释变量与随机干扰项无关。我们因此需要采用联立方程组计量模型（Simultaneous Equation Model）来估计相关系数。我们选用联立方程方法中的 3SLS 来估计系数，获得了较好的估计结果。由于主要考察的是债务水平决定因素，故这里只报告出人均债务水平的计量结果，如下表 3。

表 3.计量结果

变量	人均债务
gdpgrth	175.2***
	(59.51)
totalrev	19.80***
	(1.878)
perroaddim	318.2***
	(75.67)
rate	-1,202
	(743.2)
trexpratio	-39.17***
	(6.765)
vatratio	34.41**
	(13.95)

area	4.383***
	(0.833)
常数项	6,098
	(4620)
观测值	222
R 方	0.644

注：括号内为标准差，*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

在我们的估计结果中，多数变量都在 1%水平上显著。R 平方达到了 0.644，说明较好地估计了人均债务水平的决定因素。其中土地出让金变量符号显著为正，与预期相符。增值税占比也显著为正，说明税收结构对债务水平确实有影响。GDP 增长率系数显著为正，说明经济环境对债务水平的影响是正向的，符合预期。道路面积存量系数显著为正，说明基建设施存量越大，债务水平越高。主要解释变量债务占收入比重显著为正，说明债务比重越高，人均债务水平越高。转移支付占比显著为负，说明债务缺口越大，债务水平越低。而收益率变量 p 值为 0.106，在 10%水平上不显著，但符号为负，说明收益率越高债务水平越低，符合预期。

五、结论及政策建议

本文的研究结果表明，城投债经历了从无到有、从直辖市及东南沿海个别地区到全国大多数地区的扩散式发展，并经历了从迅速扩张、清理整顿到再度扩张阶段。从债务总额角度看，地方政府债务总额已达到 31801 亿元，占总财政收入比重超过 90%。其中债务义务下移趋势明显，地市级债务占财政收入比重已达到 136.73%，而省级债务则在绝对数额和相对规模上都有明显下降。

从债务期限结构角度，以 10 年期以下债券为主，且从现在到 2019 年的还款义务呈逐年上升态势。但从近两年的债券市场实践来看，在地方融资平台债务集中到期的情况下，许多采取了展期以及“借新债还旧债”的方式，这无疑增加了长期内债券偿还的风险。

从地级市角度看，城投债的地区分布十分不均衡，发行地区仍集中在直辖市和东南沿海经济发达城市，这种财政资源的严重倾斜从地区角度看存在着债务风险。

城投债总额与土地出让金收入呈现正向关系。这表明土地财政与债务筹资有着相辅相成的关系，因此无论是整治地方政府过分依赖土地财政问题还是地方政府扩大债务融资规模问题，都要考虑政策的多重影响。

城投债绝对规模与人均自有财政收入均呈现非线性（先正向后反向）关系，但绝大多数城市都还处在曲线的上升阶段。这说明财政收入的增长是城投债盛行的一个推动因素。而考虑“十二五”期间信用趋于紧缩环境下地方政府可以面临财政收入增幅减小甚至财政收入下降的可能性，一方面预示着未来地方政府债务规模将可能会随着财政收入增幅减少而减少；但另一方面，由于城投债多为 5 年、10 年的中长期债务，当下良好的经济环境下快速积累的债务规模，有可能会在未来财政收入增幅减少时，成为地方政府实施刺激经济政策的掣肘因素。

本文建立了人均债务水平决定因素的方程，计量结果表明，转移支付占财政支出比重与债务水平呈反向关系，说明财政缺口越大，债务水平越低，这并不符合舆论“财政缺口推动债务增长”的预期。由此可见，单纯用资金需求来解释债务水平并不合理。此外，计量结果还表明，债务相对规模（债务总额占财政收入的比重）与债务水平呈正向关系。这说明相对规模衡量的偿付能力并未成为资金持有者提供债务支持时的考量因素。这与当下的发债现状在一定程度上是吻合的。尽管社会舆论与中央政府都对债务风险引起了高度重视，但由于地方政府任期制度、经济增长指标等因素的影响，地方政府在做出发债决策时，并未充分考虑远期的偿债风险，从而导致一些本就已债台高筑的地区仍在不断扩大债务水平。因此，进一步整治地方政府发债行为，强化地方政府的风险意识，将成为政策制定的关键所在。

参考文献

中文

[1] 财政部预算司，国外地方政府债务管理经验比较与借鉴，经济研究参考，2008 年第 22 期

[2]李湛、曹萍、曹昕，我国地方政府发债现状及风险评估，证券市场导报，2010 年第 12 期

[3] 梁璨，我国分税制下地方政府投融资中的城投债问题研究，复旦大学硕士学位论文，2010

英文

[1] Ang, Andrew, and Francis Longstaff, 2011, "Systemic Sovereign Credit Risk: Lessons from the U.S. and Europe," NBER Working Paper No. 16982 (Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research).

[2] Arezki, Rabah, Bertrand Candelon, and Amadou Sy, 2011, "Spillover Effects from the Munis," forthcoming IMF Working Paper(Washington: International Monetary Fund).

[3] Frank Somogyi, 2006, "Do Financial Markets Really Discipline Governments? "Paper prepared for EPCS

[4] Jakob De Haan, Jan-Egbert Sturm, 2000, "Do financial markets and the Maastricht Treaty discipline governments? New evidence", Applied Financial Economics, Volume 10, Issue 2, pages 221-226

[5] Jonathan Rodden, 2002, "The Dilemma of Fiscal Federalism: Grants and Fiscal Performance around the World", American Journal of Political Science, Volume: 46, Issue: 3, Pages:670-687

[6] Kerstin Bernoth, Jürgen von Hagen, Ludger Schuknecht, 2006, "Sovereign Risk Premiums in the European Government Bond Market", No 151, Discussion Papers from SFB/TR 15 Governance and the Efficiency of Economic Systems

[7] Klaas Knot, Jakob de Haan, 1995, "Fiscal policy and interest rates in the European community", European Journal of Political Economy, Volume 11, Issue 1, Pages 171–187

[8] Laurence Booth, George Georgopoulos, Walid Hejazi, 2007, "What drives provincial-Canada yield spreads?"Canadian Journal of Economics, Vol. 40, No. 3

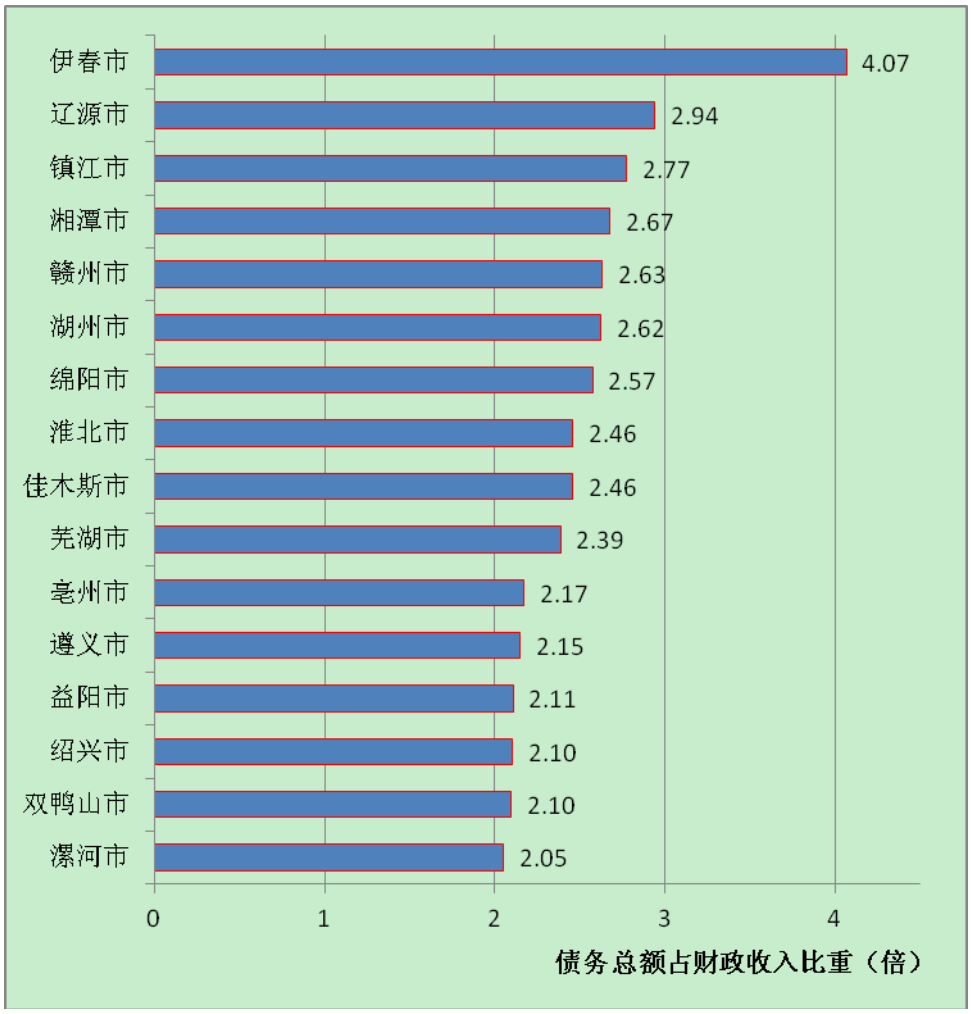
[9] Leonardo E., Letelier S., 2011, "Theory and evidence of municipal borrowing in Chile", Public Choice, 146: 395–411

[10] Tamim Bayoumi, Morris Goldstein, Geoffrey Woglom,1995, "Do Credit Markets Discipline Sovereign Borrowers? Evidence from U.S. States", Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 27, No. 4, Part 1, pp. 1046-1059

[11] Thushyanthan Baskaran, 2010, "On the link between fiscal decentralization and public debt in OECD countries", Public Choice, Volume 145, pp.351-378

附录

附录 1 城投债总额高于自有财政年收入 2 倍的城市



附图 1. 历年债务总额占 2009 年自有财政收入比重

附录 2 发行主体评级转换

附表 1 发行主体评级分数转换对照表

发行时主体评级	分数
A	1
A+	2
AA-	3
AA	4
AA+	5
AAA-	6
AAA	7

附录 3 相关研究文献

	作者	研究国家或地区	被解释变量	主要解释变量	回归方程形式	计量方法	主要结论
债务水平对收益率影响	Bayoumi, Goldstein and Woglom(1995)	美国（以州为单位）	债券平均收益率	债务占 GDP 比重、最高边际税率、失业率（一阶滞后）、债务的法律管制程度	非线性	2SLS	验证了 market discipline hypothesis，即信贷市场会激励政府约束借债行为。
	Bernoth, Hagen and Schuknecht(2006)	14 个欧盟国家	债券收益率与基准国家（美国或德国）债券收益率之差	总债务占 GDP 比重、财政赤字占 GDP 比重、债务支付占财政收入比重、表征经济周期的哑变量、债券到期时间（以上变量均为发行国与基准国差值）、发行债务规模占欧盟总债务规模比重	非线性	OLS	政府债务水平对债券收益率有显著影响。债务规模占欧盟总规模比重越大，债券收益率越低，即流动性溢价会对债券收益率产生影响。
	Booth, Georgopoulos and Hejazi (2007)	加拿大（以省为单位）	各省内平均债券收益率与国债收益率之差差	各省债务占地方GDP比重与国债占GDP比重之差、各省财政赤字占地方 GDP 比重与中央政府赤字占 GDP 比重之差、就业率对数值与全国水平差值、进出口总额对数值与全国水平差值	线性	OLS，GLS	政府债务和赤字水平与债券收益率差有密切关系。政府债券收益率对经济形势变化的反应比公司债券弱。
收益率变化对债务水平影响	Haan and Sturm(2000)	10 个 OECD 国家	预算赤字（不包含利息支付）规模占 GDP 比重	预算赤字占 GDP 比重的一阶滞后值、失业率变化、开放程度、债务偿付成本	线性	WLS	债券高利息率会促使政府减少财政赤字。但由于欧盟货币政策的集中性，金融市场的利率指标无法很好地发挥规制政府债务的作用。
	Somogyi(2006)	10 个 OECD 国家	财政赤字水平	失业率变化、开放程度、政府债券收益率变化（及滞后值）、与基准国（瑞士）国债收益率差的变化（及滞后值）、财务赤字水平二阶滞后值	线性	FE, GMM	政府赤字水平短期内不受金融市场变化的影响，因此财政政策是货币联盟的重要调控手段。

财政和政府制度对政府借贷行为影响	Leonardo and Letelier（2011）	智利（以市为单位）	债务占总资产存量比重、共同基金拖欠比重占总资产比重、租赁投资款占总资产比重	政治因素、人均财政收入（不含中央政府拨款）、教育支出占总支出比重、人口数	线性	RE，样本选择模型	禁止市政借款的政策是无效的。人口、财政收入、教育支出占比对债务比重有正向影响。
	Jonathan Rodden(2002)	43 个国家（来自 OECD 国家、发展中国家及转型国家）	财政盈余（赤字）占 GDP（或政府支出）比重	财政依存度（中央政府转移支付占州政府总收入比重）、借贷自主权	线性	3SLS	只有当地方政府同时具备高度的财政依存度以及借贷自主权时，债务水平才会提高。而当地方政府具有较高财政依存度时，中央政府倾向于约束其借贷能力。但财政分权体制下，中央政府约束能力有限，因此地方政府债务水平将会提高。
			借贷自主权	财政依存度（中央政府转移支付占州政府总收入比重）、人均 GDP 对数值、人口对数值	线性		
	Baskaran(2010)	17 个 OECD 国家	债务水平占 GDP 比重	财政分权水平、人口、GDP 增长率、失业率、CPI 增长、15-65 岁人口比重（劳动人口）、开放度（贸易占 GDP 比重）、长期政府债券收益率、意识形态、政府集中度	线性	FE，GMM	支出分权程度越高，公共债务水平越低，而税收分权和纵向财政不平衡(Vertical Fiscal Imbalance，即联邦政府转移支付占地方政府总收入的比重)对债务水平的影响并不明显。

艺术品市场、货币需求与贫富差距*

—兼论艺术品市场的意义

一、 导言

上世纪 80 年代末至 90 年代初期，伴随着中国经济的起飞，中国艺术品行业出现了职业画家和艺术品交易市场化的雏形。经过 20 多年的发展，中国艺术品市场的画廊、拍卖行、艺术博览会三位一体的市场经营主体架构已经搭建起来，中国艺术品市场逐渐成为世界艺术品市场上一股新兴的和不容忽视的重要力量。

2008 年，中国的人均 GDP 突破 3000 美元，意味着居民消费从温饱型向享受型转变。2012 年中国的人均 GDP 突破 6000 美元。国际经验表明，在这个结点上，人们对财富管理等金融需求会有一个质的飞跃，文化与艺术层面的消费将成为社会主流追求。

2011 年 10 月，十七届六中全会通过了《中共中央关于深化文化体制改革推动社会主义文化大发展大繁荣若干重大问题的决定》，明确将文化产业作为国民经济支柱性产业，提出了建设文化强国的长远战略。2012 年 11 月，十八大报告中提出，必须推动社会主义文化大发展大繁荣，提高国家文化软实力。这些政策为中国艺术品市场的发展营造了良好的宏观环境。

财富增加和政策环境刺激了艺术品市场爆发式地增长。文化部发布的《2011 中国艺术品市场年度报告》显示，2011 年中国艺术品市场交易总额达到 2108 亿元，年增长率达 24%，占全球艺术品销售额的 30%，取代美国成为全球第一大艺术品市场。艺术品市场发展速度之快，远远超出了政府的目标和人们的想象。

2013 年 4 月，兴业银行与胡润研究院联合发布了《2013 高净值人群另类投资白皮书》，另类投资指的是艺术品、酒类、钟表、珠宝玉石等一系列属性更为特殊的投资标的。报告显示，虽然房地产和股票仍居高净值人群投资方向的第一、二位，达到 76%和 65%，但另类投资已经居高净值人群投资方向的第三位，投资比例高达 56%。当股市萎靡和房地产投资受到限制的时候，中国的高净值人群对另类投资的热情快速提升。

* 本研究得到中国人民大学中国艺术品金融研究所的支持（RUC13CAFI001）。

目前中国艺术品市场的艺术品供给主要有中国书画、瓷器与杂项、油画及当代艺术三大类，艺术品需求方主要是高净值的人群、艺术馆、博物馆和艺术品投资机构和金融机构等。表 1 反映了近些年艺术品拍卖市场的总体状况。

表 1　2000 年春-2012 年秋艺术品拍卖情况

项目	2008 春	2008 秋	2009 春	2009 秋	2010 春	2010 秋	2011 春	2011 秋	2012 春	2012 秋
拍卖公司数量	105	NA	92	121	141	204	219	295	224	283
拍卖会数	150	159	125	171	205	300	295	409	296	367
专场数	473	439	362	587	628	1066	1103	1709	1083	1361
上拍拍品数量	120429	114718	95475	143740	162580	259381	250970	347247	234877	292433
成交数量	67172	53662	58405	82974	88685	133631	122984	142005	112991	129540
成交比率（%）	56%	47%	61%	58%	55%	52%	49%	41%	48%	43%
总成交额（百万）	12528.68	7618.45	6885.08	15646.16	20140.63	37210.97	42841.62	42807.35	28159.73	29440.02

数据来源：雅昌艺术市场监测中心

货币需求函数是否稳定是宏观经济理论和政策实践中非常重要问题。稳定的货币需求函数是中央银行调控宏观经济的先决条件。艺术品作为一个新兴的、异军突起的投资资产，从资产配置视角下看与股票和房地产有什么差异？对货币流通会产生什么影响？艺术品市场能否将富人的闲置资金吸引过来，达到既降低居民消费物价指数上升的压力、缓解贫富差距、又提高美育素养等多重目标？这些都是本文的研究内容。

本文安排如下：第二部分两个层次展开，首先从资产投资角度讨论艺术品市投资的特点，然后阐述机会成本的变化导致的资产替代对货币流通影响的理论机理。第三部分从狭义货币、广义货币和准货币三个层次对艺术品市场与货币需求的关系进行实证分析。同时比较艺术品市场、股票市场和房地产市场对货币需求影响。第四部分从美学享受、思想启迪、财务回报和缓解贫富差距等方面探讨发展艺术品市场的意义。第五部分是结论和政策建议。

二、艺术品市场与货币需求关系理论分析

1、资产投资视角下艺术品资产的特点

艺术品凝聚了人类创造性的劳动，是具有特定的文化价值、审美价值、历史价值、思想价值和经济价值的物品。股票、债券等表示的是产品性经济资产的货币回报。艺术品除了具有投资财务回报外，还提供美学的愉悦和拥有者高层次的文化品味和社会地位的象征。

第一、艺术品投资门槛高，流动性较差。艺术品具有独一无二性，作品异质性高，即使是同一作者或同一流派的作品之间替代性也非常低。艺术品投资者主观偏好差异大，艺术品高价格使得艺术品市场成为富人专属的舞台，受众较少，交易范围狭小，活跃度无法与股票和债券市场相提并论，流动性较差。

第二、艺术品投资专业性强，投资艺术品交易成本较高。无论是国画、油画还是瓷器都是很精深的门类，如何辨别好坏、真伪需要专业的知识。艺术品投资比较复杂也需要长期的投入，成功的投资有赖于对艺术品市场未来走势的敏锐观察和把握，这都有赖于专业知识和市场经验的积累和长期关注。艺术品的保管和保险等费用较高。如果通过拍卖渠道购入或变现艺术品，买卖的佣金累计大约为成交价格的 20%-25%。相比与股票、债券，艺术品的交易成本较高。

第三、艺术品投资风险较大。很多实体经济产品是生活之必需，而艺术品一定是在解决了温饱以后才会有的精神层面的需求。如果出现动乱、经济危机或战争，最不值钱的可能就是艺术品，这些都加剧了艺术品的价格波动。Mandel（2009）研究表明，在通常选择的投资资产中，艺术品价格的方差是道琼斯工业股票指数和企业债券的 2 倍到 3 倍，也就是说艺术品资产的风险比股票和债券的风险大很多。

从作品本身特点来看，创作者的知名度、创作背景和作品本身所承载的精神文化含义直接决定艺术作品的价值，但这些缺乏明确统一的标准。此外，与艺术品价格密切相关的潮流和社会审美趋势的变化难以预料，这也增加了价格波动的风险。

拍卖公司不保证所拍的艺术品绝对是真的，国内也没有艺术品保真的保险。这些年国内不断出现“假拍”和“拍假”事件，和现阶段的信用缺失和唯利是图等大环境密切相关，加之监管的缺失与相关的法律法规不健全，这些都加大了艺术品投资的风险。

2、货币自身收益率与货币需求

如果将货币看作一种资产，那么在研究货币需求函数时需要考虑货币自身的收益率因素。理论上认为货币是既无风险也无收益的资产，但是实际上如果货币作为活期存款、定期存款等都会有利息收益。而这种收益率的变动将对较广范围内的货币需求产生影响。虽然国外银行活期存款大多没有规定支付利息，但银行会通过一些渠道间接地对顾客优惠或给予免费的服务。理论上说，货币的自身收益率与货币需求量同向变化，而其他资产的收益率与货币需求呈反向变化。由于

各种资产的收益率最终都要通过利率或利用利率来反映，利率与货币需求呈反向变化。

3、替代资产的收益与货币需求

在凯恩斯的货币需求的流动偏好理论中，投机性动机充分反映了资产的替代。人们为避免因未来市场利率以及证券市场的不确定而造成资产损失或者希冀更大的收益，会通过及时调整资产结构以谋求投资机会而形成了对货币的需求。凯恩斯对于持币动机的投机性需求的模型假定，只存在货币和债券两种资产，微观主体对资产配置组合的行为是根据他对收益的预期。当利率（r）过高而债券价格过低时，人们预期债券价格在将来会上升，进而卖出货币买入债券；反之则卖出债券而持有货币。这里 L 表示投机性货币需求，r 表示利率，利率与投机性货币需求成反比，则有 L=L(r), $dL/dr<0$，由此取得了投机货币需求和利率之间的平滑关系。

Tobin（1956）进一步发展了凯恩斯投机性货币需求模型。在投机动机的货币需求与利率呈反向关系的基本结论的前提下，分析了人们在同一时间持有包括货币在内的多种不同收益率的金融资产这一客观现实。托宾（Tobin）模型主要研究在对未来预计不确定性存在的情况下，人们怎样选择最优的金融资产组合，所以又称为“资产选择理论”。基于对投资者对风险的承受能力和对收益的追求程度的权衡，托宾解释了为什么投资者会同时持有债券和货币，并分析如何在两者之间进行分配，可以获得效用最大化。持有较多的债券会增加其下所拥有的财富，趋向于增加他的效用，但是也会面临风险。为了规避风险,人们将在安全资产货币与风险资产、盈利性资产三者之间进行选择，根据各种资产的收益和风险的比较来确定其资产结构。最佳的资产结构应是该资产结构的边际收益等于边际成本（风险）。托宾从投资者规避风险的动机引出投机性货币需求与利率的反函数关系。

凯恩斯的理论着重在流动性与不完全流动性之间的选择，选择结果较为单一（货币或债券）。托宾的资产选择理论侧重在收益性与风险性的均衡，选择结果更为多样化。以弗里德曼为代表的现代货币数量论，用消费选择理论来分析微观经济主体的货币需求，认为货币也是一种资产或财富的形式，与债券、股票、住房等处于同等地位。

货币（M）之外的其他资产形式（包括债券、股票、房地产和艺术品等）都统称为替代资产（Alternative Assets，简称 AA）。假设微观主体在预算限制约

束下，在 M 与 AA 中选择、分配和持有。假设持有 AA 的收益率是 r，面临的风险是σ 。构建模型以具体分析微观经济主体的货币需求。

图 1 中纵轴为下一期的财富 W，横轴是风险σ ，曲线 I_0和 I_1等是无差异曲线[1]。直线 W_0—W_0（1+r）是预算约束线，表示全部持有 M 和全部持有 AA 的下一期财富。σ_0表示全部财富都以 AA 方式持有所需要承担的最大风险。

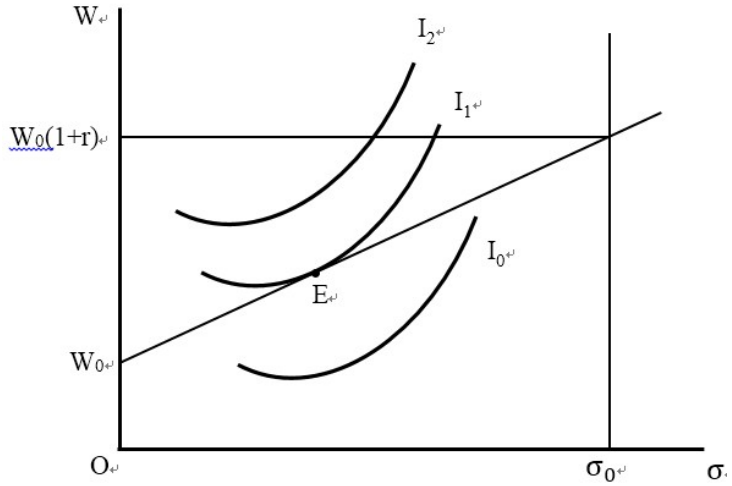


图 1　微观主体在 M 和 AA 之间财富分配

财富持有人在既定的利率和持有 AA 的风险条件下，从其资产组合中获得最大的效用，目的是达到所能利用的最高的无差异曲线，显然是在 E 点上。在这一点上，微观经济主体持有的一部分是货币，一部分是债券。

如图 2 考察的是当利率变动时，对微观经济主体的货币需求的影响。当利率水平从r_0上升到r_1时（假设$r_1 > r_0$），财富水平从 W_0（1+r_0）上升到 W_0（1+r_1），均衡点从 E_0移动到 E_1，财富持有人将获得更多的收益并承担更高的风险。在这里，我们假定了货币的零报酬率，而现实生活中货币是有其自身的收益率（r_m）的。因此担负的风险越大，意味着在较高的利率上持有更多的非货币资产。也就是说，利率越高，货币需求就越少。可以将其分成两部分看，E_0移动到 E_2的替代效应显然会导致在更高利率上的较少的货币持有，但从 E_2移动到 E_1则表示了财富效应[2]。

[1] 无差异曲线是对一个特定的投资者而言，根据他对期望收益率和风险的厌恶程度，按照期望收益率对风险补偿的要求，得到一条曲线。此线上的无差异表现在对不同组合对与投资者来说都是具有同等吸引力的。高风险高期望，低风险低期望，但是吸引力是相同的。因此曲线上每个投资组合的效用值相等。

[2] 理论上财富效应存在着三种情况，利率上升导致货币需求减少的正常情况，以及利率上升导致货币需求增加或不变的反常情况。但是只要财富的增加会导致人们希望持有更多债券，则较高利率的财富效应将会增强替代效应，并导致较多的债券持有和较少的货币持有。

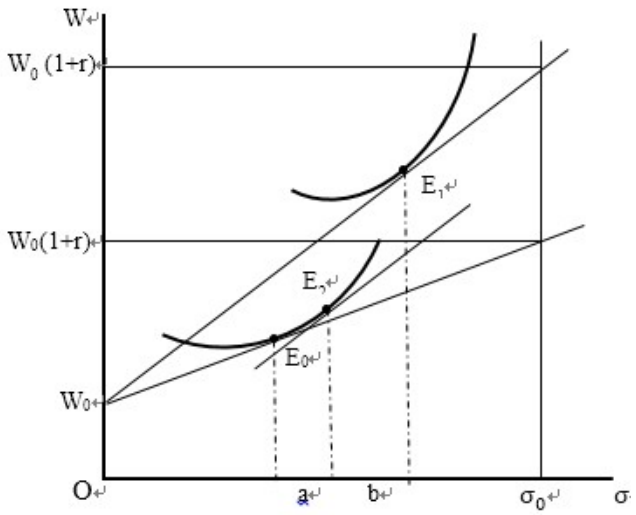


图 2　利率变动对微观经济主体货币需求的影响

因此，微观主体投机性货币需求理论可以表述为：投机需求取决于个人财富、利率（指的是 AA 在某一时期内所产生的预期收益）、以及个人由于可能有的 AA 盈利和损失率的概率分布的标准利差水平—即持有 AA 的风险。同时，物价水平也是与货币需求呈正比关系[1]。

艺术品市场对货币需求资产组合效应。艺术品价格上涨使资产组合中风险资产的比例增大，在风险偏好不变的情况下，人们将调整资产组合以恢复原有的风险水平，调整方式就是增加短期债券、货币等无风险资产的持有，因此引起货币需求上升。

以上从理论上分析了财富持有者关于货币（M）和替代资产（AA）的需求情况。近几十年来，可供财富持有者选择的可更替资产形式越来越多，例如股票、黄金、房地产、金融衍生品和艺术品等，近些年在中国艺术品资产的地位越来越重要。

4、艺术品市场吸纳货币供应量的理论分析

Friedman（1988）从理论上提出股票市场对货币需求有四种效应：交易效应、财富效应、资产组合效应和替代效应。艺术品资产同样具有这四种效应。

（1）艺术品市场对货币需求的交易效应和财富效应

中国的艺术品市场是一个快速发展的市场。艺术品不是易耗品，在保管得当的情况下，艺术品一经创作便会一直存续，艺术品市场上的作品供给会不断增加。新增加的艺术作品在市场中进行交易必须要有相对应的货币量对应。在货币超发

[1] 因为投机性货币需求理论背后的效用函数使效用成为实际财富的函数，在其他事物不变的情况下，以名义测算的货币需求和物价水平成正相关关系，但不一定成比例变动。

的情况下，艺术品价格也水涨船高。另一方面，优秀的艺术家去世往往致使其作品的价格大幅提高，因为不再有新的作品来稀释，物以稀为贵，收藏价值大大提高。艺术品价格上涨意味着名义财富增加，这将导致消费需求上升，货币的交易需求随之上升。这就是艺术品的财富效应。这些因素客观上需要有大量的货币来满足这些交易的需求。由于上述分析的艺术品投资的特点，艺术品市场吸纳的货币主要来自富人。图 3 显示，我国纯艺术品[1]拍卖每件平均成交价从 2008 年约 2 万美元一直飙升到 2011 年的约 4.57 万美元，2012 年有所回落到 3.39 万美元。此外，近些年发行的几十款与艺术品相关的金融产品，例如艺术品基金、信托等理财产品的起价均在 100 万以上，也聚集了不少富人的闲置资金。

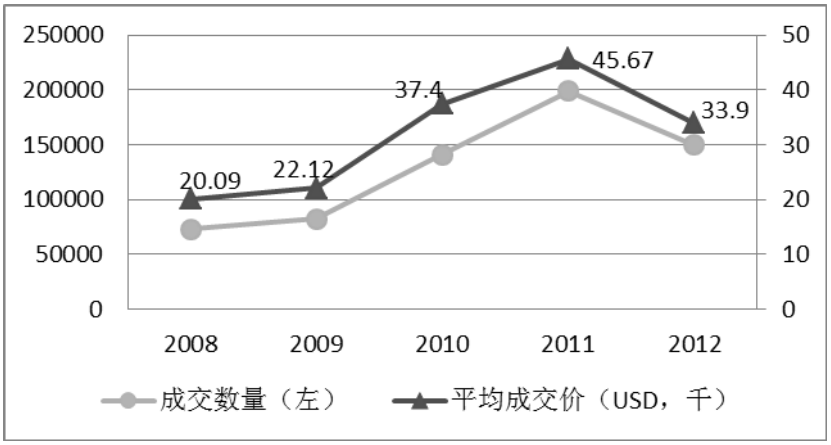


图 3　2008-2012 中国纯艺术品拍卖成交数量和平均成交价

数据来源：艺术品拍卖市场成交额来自雅昌艺术网

（2）艺术品市场对货币需求的资产组合和替代效应

投资者为了保值增值，一般都会根据资产的风险和收益的情况适时调整资产组合。艺术品市场上的个人投资者都是有一定财富积累的人群，这些投资者生存的需要已经得到很好的满足，他们有参与艺术品投资的兴趣和大量的闲置资金。在货币流动性过剩的背景下，优秀的艺术品具有良好的保值增值作用。并且，有学者研究认为购买艺术品属于炫耀性消费，持有艺术品被看作是拥有良好社会地位和文化内涵的成功人士的表现。艺术品能够给购买者带来精神上的效用红利（Mandel，2009）。在货币超发、通货膨胀的预期下，艺术品价格上涨时，使潜在投资者不愿持有货币更愿意持有艺术作品，这种效应主要影响包括储蓄存款在内的广义货币需求。

图 4 显示了我国 2006 年春天至 2012 年秋天艺术品拍卖市场成交额[2]和 M1 的

[1] 中国纯艺术类仅包括中国书画、油画及当代艺术。
[2] 此处的成交额为雅昌艺术网国画 400 和油画 100 统计数据的成交额之和。

同比增速，可以看出，我国艺术品拍卖市场成交额的同比增速与 M1 同比增速有较强的一致性。

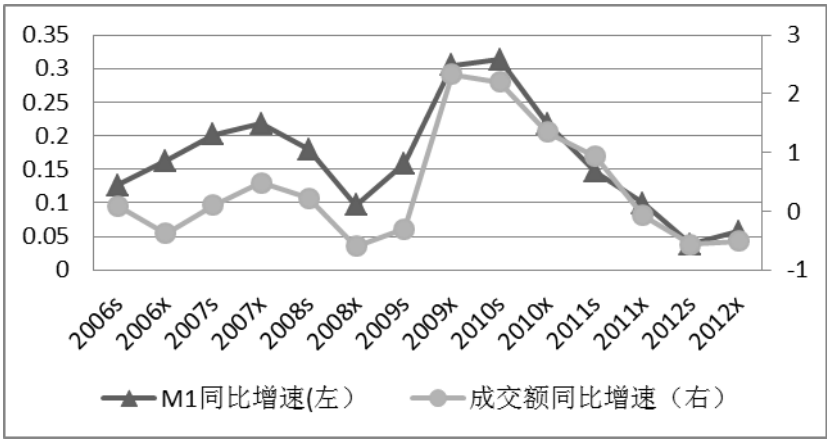


图 4　2006-2012 年我国艺术品拍卖市场成交额与 M1 同比增速

数据来源：M1 来自中经网统计数据库，此处的成交额为雅昌艺术网国画 400 和油画 100 统计数据的成交额之和。2006s 表示 2006 年上半年，2006x 表示 2006 年下半年。

图 5 显示了我国 2006 年春拍至 2012 年艺术品秋拍拍卖市场成交额与 M2 同比增速。可以看到，M2 同比增速与成交额同比增速的波动方向大体一致。

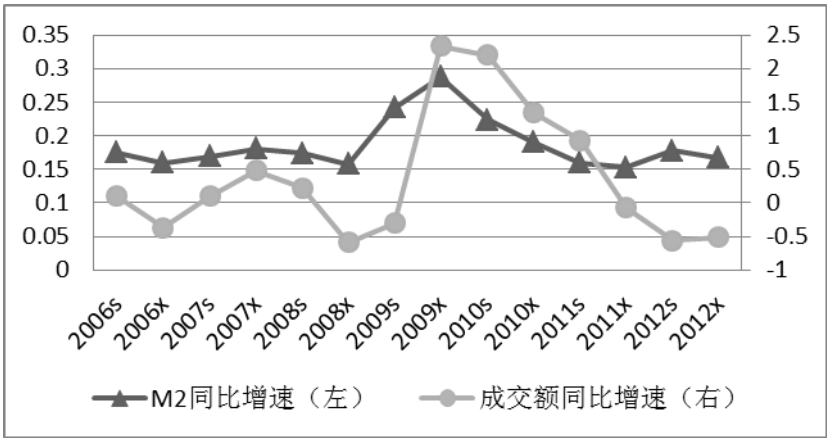


图 5　2006-2012 我国艺术品拍卖市场成交额与 M2 同比增速

数据来源：M1 来自中经网统计数据库，此处的成交额为雅昌艺术网国画 400 和油画 100 统计数据的成交额之和。2006s 表示 2006 年上半年，2006x 表示 2006 年下半年。

总之，在货币超发和强烈的通货膨胀预期的环境下，艺术品市场是投资的一个重要选项。根据我们假定，中国艺术品拍卖市场的总成交额变化率与货币供应量的增长率之间存在较为稳定的协同关系和正向关系。艺术品市场和股票、房地产市场一样，可以吸引并储存大量的流通中的货币量。

三、艺术品价格与货币需求的实证检验

艺术品市场作为投资市场之一，具有传统资产——股票市场、房地产市场的一般特点和作用。尽管国内外对艺术品市场与货币需求关系的研究较少，但关于股票市场、房地产市场对货币需求的影响的研究已经比较深入(Wongswan,2009等)。罗来东、侯玉玲（2005）使用1998年1月到2003年11月房地产投资总额、股票市场交易总额和M2的月度数据建立VAR和误差修正模型，研究结果表明：货币供应量的增长可以被房地产市场和股票市场吸收，不会有恶性通货膨胀的压力。王培辉（2010）基于中国股票市场的数据，验证了货币政策与股票价格之间的非线性关系。这些研究中所使用的方法和视角对研究艺术品市场有借鉴意义。

构建货币需求模型一般是基于货币的交易性需求理论和资产组合需求理论。根据弗里德曼经典的货币需求模型，本文选取GDP或者人均GDP作为规模变量，银行一年期存款利率为机会成本变量，将这两个变量作为控制变量，考察艺术品交易总额和价格指数等作为替代资产的货币需求函数模型，被解释变量分别选取了为狭义货币需求量M1、广义货币需求量M2和准货币（M2-M1），从货币需求的多个角度进行考察。通过单位根ADF和长期协整关系检验，建立起长期稳定的货币需求函数模型，并通过VAR模型分析变量的冲击对货币需求的影响，得出了艺术品市场对货币需求函数影响的相关结论。

1、模型、变量与数据来源

由于中国艺术品市场一级市场大多为私下交易，二级市场上可信度较高的数据只有公开拍卖的数据，虽然艺术品拍卖市场只是艺术品市场的一部分，但是它是艺术品市场的风向标，因此本文采用艺术品拍卖数据作为中国艺术品市场的替代变量。

一般每年艺术品的拍卖分为春拍和秋拍两次，因此本文选取了2001年至2012年半年度的数据作为研究对象，样本数据共24组。所有的名义变量经过平减后均为实际量，变量含义及数据来源见表2。为便于系数比较，指数（艺术品价格指数、房地产销售价格指数和沪深两市价格指数）单位均统一为元，规模数据单位均统一为亿元。实证中所有变量均取对数。由于LnAP有较为明显的非季节性波动且样本量较少，故采用Holt-Winter无季节性模型对LnAP做指数平滑。

表2　变量含义及数据来源

变量名称	变量含义	单位	数据来源
M1	狭义货币	亿元	中经网统计数据库

M2	广义货币	亿元	同上
DM	准货币	亿元	中经网统计数据库
AX	艺术品拍卖市场成交额	亿元	雅昌艺术网
AP	艺术品价格指数	元	雅昌艺术网
REX	房地产开发投资总额	亿元	中经网统计数据库
REP	房地产销售价格指数	元	中经网统计数据库
SX	沪深两市成交额	亿元	Wind 数据库
SP	沪深两市价格指数	元	Wind 数据库
R	一年期定期存款利率	%	Wind 数据库
GDP	国民生产总值	亿元	中经网统计数据库
AGDP	人均 GDP	元	中经网统计数据库

调整中 CPI 以 2001 年 1 月作为基期 100，用 CPI 月度环比数据推算 2001 年 2 月到 2012 年 12 月各月相应指数，当年 1 至 6 月平均指数作为上半年数据，7 至 12 月平均指数作为下半年数据。

表3　变量处理方法

变量名	数 据 处 理
M1	当年 6 月作为上半年数据，12 月作为下半年数据
M2	当年 6 月作为上半年数据，12 月作为下半年数据
AX	雅昌艺术网国画 400、油画 100 拍卖成交总额
AP	雅昌艺术网国画 400、油画 100 价格指数按成交额加权平均
REX	当年 1 至 6 月累计投资额作为上半年数据，7 至 12 月同理
REP	当年 1 至 6 月平均指数作为上半年数据，7 至 12 月平均指数作为下半年数据
SX	沪深两市成交额半年度数据之和
SP	沪深两市价格指数半年度数据按成交量加权平均
R	按执行天数加权平均
GDP	当年 1、2 季度之和作为上半年数据，3、4 季度之和作为下半年数据
AGDP	以上一年末和今年末的平均作为今年上半年值；今年末作为今年下半年值
DM	M2 与 M1 的差

按照弗里德曼的现代货币数量论，将影响货币需求的因素归为规模变量、机会成本变量和其他制度因素等变量三个部分。综合以上分析，分别构建狭义货币 M1、广义货币 M2 和准货币（M2-M1）三个层次的货币需求函数模型。本文从不同的角度考察艺术品市场与货币需求之间的关系，同时比较股票市场、房地产市场与货币需求的关系。

货币需求函数表达式为：

$$LnM_1 = f(LnGDP / LnAGDP; LnR; LnAP / LnSX / LnREP / LnREX; \varepsilon) \quad (1)$$

$$LnM_2 = f(LnGDP; LnR; LnAP / LnREP; \varepsilon) \quad (2)$$

$$L\mathrm{n}(M_2 - M_1) = LnDM = f(LnGDP; LnR; LnAP / LnREP; \varepsilon) \quad (3)$$

表4　名义变量描述性统计表

	AX	AP	REX	REP	SX	SP
均值	35.15468	3261.581	14428.74	1622.988	116862.8	1656.681
中位数	23.03055	2580.525	10787.55	1575.721	74901.24	1551.829
最大值	131.38	9547.49	41193.96	2531.994	318524.2	3989.577
最小值	0.547149	576.82	2122.5	955.1322	11121.22	757.3152
标准差	36.24971	2584.399	11055.88	532.6709	107279.1	753.2513
偏度	1.35161	0.98876	0.936436	0.302618	0.476578	1.332274
峰度	3.937488	3.090176	2.843628	1.740521	1.752476	4.923036
J-B 统计量	8.186287	3.918717	3.532105	1.952599	2.464823	10.79788
J-B P 值	0.016687	0.140949	0.171007	0.376703	0.291589	0.004521
样本容量	24	24	24	24	24	24
	M1	M2	R	AGDP	GDP	DM
均值	155351.1	442846.6	2.568333	19755.35	135068.3	287495.5
中位数	130941	361718	2.25	17417.14	118442.0	230777.0
最大值	308664	974149	4.14	38448.51	291287.0	665485.0
最小值	55187.4	147810	1.98	8239.691	48950.90	92622.60
标准差	83782.17	259077.1	0.629539	9739.698	71110.01	176004.4
偏度	0.553507	0.699381	1.092573	0.516621	0.639576	0.791588
峰度	1.876445	2.207408	3.003677	1.982159	2.326497	2.440079
J-B 统计量	2.487858	2.584739	4.774878	2.103588	2.089835	2.819960
J-B P 值	0.288249	0.274619	0.091865	0.349311	0.351721	0.244148
样本容量	24	24	24	24	24	24

2、模型回归结果及分析

（1）单位根检验

时间序列变量间进行回归时一般要求所使用变量是平稳的，因而需要对时间序列变量进行单位根检验以判断其平稳性。由于随机扰动项常因为存在序列相关而不满足白噪声假设，故采用 ADF 方法对各个时间序列变量进行平稳性检验，结果见表 5。

结果显示，LnR 是平稳时间序列，而 LnM1、LnM2、LnREX、LnAX、LnSX、LnSP、LnREP、LnAP、LnDM、LnGDP 和 LnAGDP 均为一阶差分平稳时间序列，是 I(1)序列，即本身都是非平稳时间序列，而一阶差分后的时间序列都是平稳的，满足协整检验前提。

表5　　单位根检验

变量	P 值	结论	变量	P 值	结论
LnM1	0.6765	不平稳	D(LnM1)	0.0153	平稳
LnM2	0.4873	不平稳	D(LnM2)	0.0258	平稳
LnDM	0.9367	不平稳	D(LnDM)	0.0058	平稳
LnAX	0.4526	不平稳	D(LnAX)	0.0017	平稳
LnAP	0.5925	不平稳	D(LnAP)	0.0585	平稳
LnREX	0.1984	不平稳	D(LnREX)	0.0727	平稳
LnREP	0.8376	不平稳	D(LnREP)	0.0000	平稳
LnSX	0.5773	不平稳	D(LnSX)	0.0039	平稳
LnSP	0.3065	不平稳	D(LnSP)	0.0273	平稳
LnR	0.0969	平稳	D(LnR)	0.0127	平稳
LnGDP	0.9999	不平稳	D(LnGDP)	0.0907	平稳
LnAGDP	0.8051	不平稳	D(LnAGDP)	0.0035	平稳

（2）协整检验

由表 5 单位根检验结果可以看出，除 LnR 外，各个时间序列变量都是一阶单整的，它们之间有可能存在协整关系，因而对其进行协整检验，以判断各变量之间的长期均衡关系是否存在。本文利用 E-G 两步法进行协整检验。第一步，估计 E-G 协整方程，即利用 OLS 对既定模型下的方程进行回归，得到残差序列估计值；第二步，用 ADF 对回归残差序列估计值进行单位根检验，以确定其有无长期关系。表 6 和表 8 中的八个方程对应既定模型下的残差项单位根检验结果如下，回归残差序列估计值均为平稳序列，表明变量间有长期稳定协整关系。见表 6。

表6　残差项的单位根检验结果

变量	T 统计量	P 值	结论
RESID01	-4.782344	0.0011	平稳
RESID02	-5.198435	0.0004	平稳
RESID03	-5.040125	0.0006	平稳
RESID04	-4.475229	0.0021	平稳
RESID05	-4.532369	0.0018	平稳
RESID06	-4.832041	0.0010	平稳
RESID07	-4.488169	0.0022	平稳
RESID08	-4.556039	0.0019	平稳

（3）回归结果

表 7 呈现的是狭义货币 M1 为被解释变量的回归结果，分别采用多个方程检验艺术品价格指数与货币需求之间的关系。可以发现，模型整体显著性较好，通过检验。规模变量 GDP 和人均 GDP 与货币需求呈正相关关系，即经济越发达，人均财富越多，货币需求越大；机会成本变量银行存款利率与货币需求呈负相关

关系，即银行存款利率上升，货币需求会下降。这都符合货币需求的经典理论。在其他条件不变的情况下，艺术品和股票、房地产资产作为替代资产，无论是价格指数还是交易规模，具有相似的运动规律和作用，即与货币需求为正相关关系。也就是说，艺术品市场的繁荣会增加交易性需求、财富效应、资产组合和替代效应。同时艺术品价格的上升也会给持有者带来实际资产的增值，客观上促进了财富持有者对货币的需求。在同等条件下，房地产价格指数对货币需求的影响超过艺术品价格指数，这也符合实际情况。

表7　lnM1与各变量回归结果

	（1）	（2）	（3）	（4）
	lnM1	lnM1	lnM1	lnM1
LnAP	0.159***			
	(-2.95)			
LnGDP	0.842***	0.931***	0.597***	
	(-9.28)	(-13.01)	(-7.08)	
LnAGDP				1.031***
				(-14.61)
LnR	-0.274**	-0.249**	-0.148**	-0.245***
	(-2.69)	(-2.43)	(-2.14)	(-6.05)
LnSX		0.073**		
		(-2.68)		
LnREP			0.911***	
			(-6.1)	
LnREX				0.097**
				(-2.57)
_cons	1.001	0.368	-1.666***	1.078***
	(-1.39)	(-0.6)	(-4.01)	(-3.02)
N	24	24	24	24
adj. R^2	0.968	0.966	0.984	0.995

括号内为t值
* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

我们将因变量货币需求的指标替换成 M2 和 M2-M1（准货币），作为稳定性检验，考察艺术品市场对货币需求的影响，在统计上通过检验，结果见由表 8。进一步印证了上述的结果。

表8　M2、M2-M1与艺术品市场的回归结果

	(5)	(6)	(7)	(8)
	LnM2	LnM2	LnDM	LnDM
LnAP	0.164**		0.169**	
	(-2.36)		(-2.09)	
LnGDP	0.900***	0.556***	0.928***	0.531***
	(-7.66)	(-5.44)	(-6.82)	(-4.4)
LnR	-0.228*	-0.091	-0.205	-0.061
	(-1.73)	(-1.09)	(-1.34)	(-0.62)
LnREP		1.120***		1.237***
		(-6.19)		(-5.79)
_cons	1.271	-1.719***	0.433	-2.757***
	(-1.37)	(-3.42)	-0.4	(-4.63)
N	24	24	24	24
adj. R^2	0.955	0.98	0.944	0.975

括号内为t值
* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

2、VAR 模型

本文利用对由 LnAX，LnREX，LnSX，LnAP，LnREP，LnSP 和 LnM2 组成的系统进行 VAR 分析，过程和结果如下。

滞后阶数大小影响 VAR 模型估计结果。滞后期过小，则会导致误差项存在严重序列相关问题，而滞后期过大，可能影响自由度。本文利用 LR 检验、AIC 信息准则和 SC 信息准则等确定其滞后阶数，根据下表结果，选择滞后期为 1 阶滞后，构建 VAR(1) 模型。

表9　VAR模型滞后阶数的确定

Lag	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	2.96E-09	0.226159	0.571745	0.313073
1	193.2549*	6.58e-13*	-8.396632*	-5.631951*	-7.701322*

脉冲响应和方差分解要求 VAR 模型具有平稳性。本文通过对 VAR 模型是否平稳进行检验，结果如下，特征值的模都在单位圆内，因而 VAR(1)模型平稳。

表 10　VAR模型平稳性检验

Root	Modulus
0.97395	0.973950
-0.959132	0.959132
0.757781 - 0.415686i	0.864307
0.757781 + 0.415686i	0.864307

0.451191 - 0.720833i	0.850397
0.451191 + 0.720833i	0.850397
-0.632997 - 0.562135i	0.846570
-0.632997 + 0.562135i	0.846570
0.028310 - 0.823990i	0.824476
0.028310 + 0.823990i	0.824476
0.815691	0.815691
-0.733849	0.733849
0.251904 - 0.163635i	0.300386
0.251904 + 0.163635i	0.300386

（1）脉冲响应

由于 VAR 模型是非理论性模型，没有对变量进行先验性约束，因而在分析 VAR 模型时，往往分析当一个误差项变化时，或者说模型受到某种冲击对系统的动态影响，而非分析一个变量的变化对另一个变量变化的作用。基于上文检验，本文构建的 VAR(1)模型稳定，下面进行脉冲响应实验，利用脉冲响应进一步分析某个内生变量随机扰动项发生一个标准差冲击时，对其他所有内生变量未来取值产生的影响程度。为了更加直观地观察，我们采取图形的形式，结果如下。

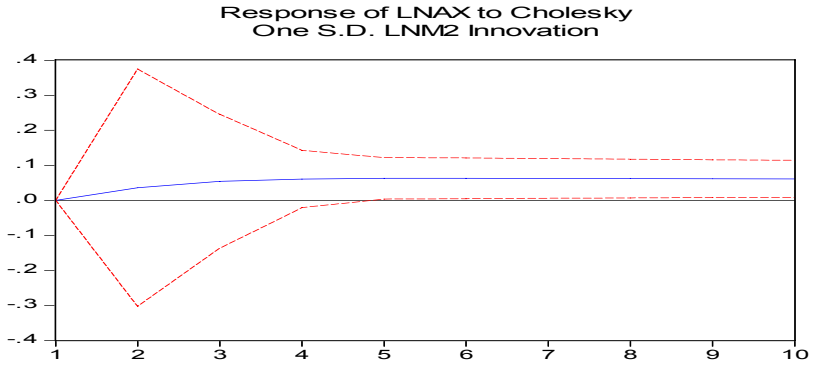


图 6　LNAX 对 LNM2 一个标准差信息冲击的响应

图 6 为本期给货币需求 LNM2 一个正的单位大小的冲击，艺术品成交额 LNAX 的脉冲响应函数图。横轴表示冲击作用的滞后期间数（单位：半年），纵轴表示 LNAX 值的大小（单位：LN（亿元）），蓝色实线表示脉冲响应函数，即 LNAX 对 LNM2 相应冲击的反应，红色虚线表示正负两倍标准差偏离带。

可以看出，对 LNM2 的一个标准差信息（VAR（1）中随机扰动项）的冲击，LNAX 在前两期增加，第三期上升到最大值并一直保持，艺术品成交额 LNAX 对货币需求 LM2 反应是长久和稳定的。从长期来看，冲击为正值。第二期时，方差最大，结果波动性最严重，到第四期后方差平稳且波动较小。结果表明艺术

品市场有一定的吸收资金作用，前两年（第四期前）艺术品市场对货币量变动信息反映敏感，上升较快。此冲击有显著的促进作用和较长的持续效应。

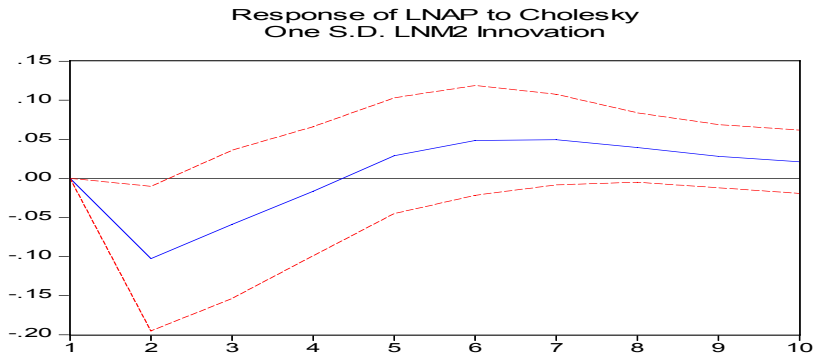


图 7　LnAP 对 LnM2 一个标准差信息冲击的响应

图 7 中，对 LNM2 的一个标准差信息（VAR（1）中随机扰动项）的冲击，LNAP 在前四期反应为负，第六期（3 年）上升到最大值后缓慢下降。从长期来看，冲击为正值。结果说明：货币供应量对艺术品价格指数的促进作用在第二年开始显现，第三年最明显，且效果比较持久。

（2）方差分解

脉冲响应函数描述 VAR 模型中，内生变量的冲击对其他内生变量的影响。而方差分解把系统中内生变量的波动按其成因分解为与各方程信息相关的部分，考察各信息对模型内生变量的相对重要性。下面利用方差分解进一步分析系统的动态特征。纵向表示冲击作用的滞后期间数（单位：半年），横向表示对变化的贡献率（单位：百分数）。

表11　LnM2系统方差分解结果

Period	LnM2	LnAX	LnAP	LnREP	LnREX	LnSP	LnSX
1	100	0	0	0	0	0	0
2	67.54435	5.811261	2.185585	10.1517	0.277474	0.01181	14.01783
3	46.17591	12.21368	2.523388	8.899447	6.569108	0.020578	23.59789
4	39.95608	17.55954	2.209098	10.45158	7.664794	0.021667	22.13724
5	42.64645	16.65356	2.831767	10.58714	7.005143	0.020963	20.25497
6	51.42837	13.21087	2.288938	10.26899	5.968562	0.016623	16.81765
7	55.18658	10.68459	1.84883	13.49508	5.10104	0.013525	13.67036
8	55.80587	10.38209	1.674959	16.33949	4.364212	0.012407	11.42097
9	53.45117	12.23377	1.97941	18.30193	3.888498	0.01226	10.13297
10	51.36838	13.50498	2.801241	19.20442	3.949733	0.012227	9.159021
11	51.18496	12.92431	3.856376	18.83466	4.848741	0.011105	8.339842
12	51.6882	11.29092	5.399761	17.15696	6.741734	0.009469	7.71296

13	53.58813	9.582099	6.280961	15.32188	8.276242	0.007991	6.942696
14	55.08062	8.586628	7.045035	13.8404	9.111077	0.007089	6.329155
15	55.9366	8.052835	7.539212	12.98596	9.606794	0.006618	5.871985
16	56.546	7.707932	7.868936	12.36623	9.944771	0.00628	5.559855
17	56.98296	7.36337	8.071143	11.94217	10.25025	0.005942	5.384167
18	57.46411	6.983754	8.138094	11.63103	10.53934	0.00561	5.238064
19	57.93845	6.645343	8.157057	11.43563	10.71111	0.00531	5.107093
20	58.19017	6.410393	8.237402	11.3263	10.84906	0.005084	4.981586
Cholesky Ordering: LNM2 LNREP LNREX LNAP LNSX LNAX LNSP							

由输出结果可知，对于 LnM2 的方差分解，第二期来自 LnM2 的贡献占 67.5%，来自 LnSX 的贡献占 14.01%，来自 LnREP 的贡献占 10.15%，来自 LnAX 的贡献占 5.8%，而来自 LnAP、LnREX 和 LnSP 的影响十分微弱。

随着期数的增加，各变量的贡献率不同。LnM2 对自身波动的贡献有减弱趋势且波动较小，在第 10 期贡献度为 51.36%，在第 20 期贡献度为 58.1%；LnREX 的贡献度逐渐增加，在第 10 期贡献度为 3.94%，在第 20 期贡献度为 10.84%。值得注意的是：第 10 期（第 5 年）时，对 LnM2 波动贡献最大的是 LnM2（51.36%）、LnREP（19.20%）和 LnAX（13.50%），即房地产市场价格指数和艺术品市场成交额的冲击对货币供应量的波动有比较大的贡献。第 20 期（第 10 年即 2012 年下半年）时，对 LnM2 波动贡献最大的是 LnM2（58.19%）、LnREP（11.32%）和 LnREX（10.84%），即房地产市场价格指数和房地产市场成交额的冲击对货币供应量的波动有比较大的贡献。

综合 20 期方差分解结果，LnM2 的波动基本上都来自于其自身的冲击，房地产市场价格指数和房地产市场成交额的冲击对其波动贡献度次之，前 8 期，股票市场成交额（LnSX）冲击的贡献度大于艺术品市场成交额（LnAX）冲击的贡献度。

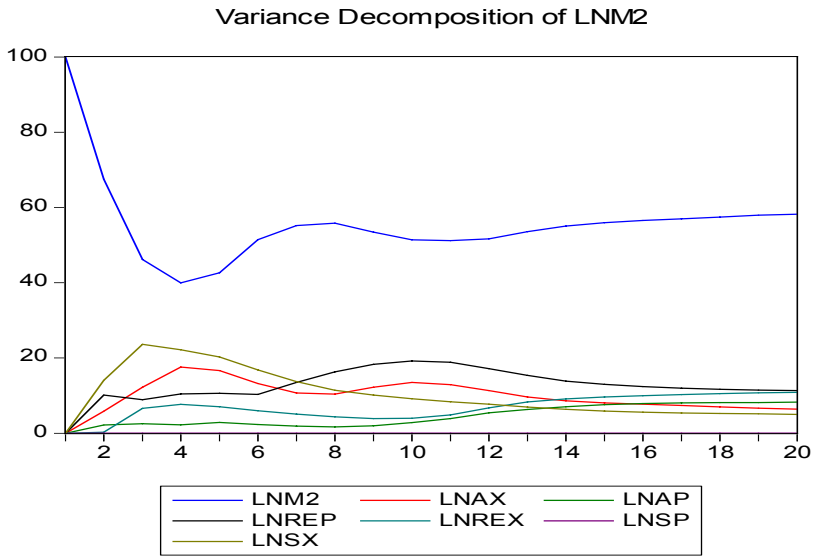


图 8　LnM2 系统方差分解结果图示

本部分采用实证方式，分别研究了艺术品市场与货币需求函数的关系。分别得到了其长期协整的较为稳定关系，随后通过计量回归模型和 VAR 模型分析了两者之间的关系，进一步研究了不同外生变量艺术品交易规模和价格变化的冲击对货币需求的影响。实证结果表明，无论是艺术品的价格指数，还是艺术品的交易规模，均对货币需求产生正向的影响，即艺术品市场的繁荣会增加对交易性货币 M1 的需求，对广义货币需求 M2 存在着替代效应。艺术品成交额对货币需求 M2 反应是长久的、稳定的。印证了艺术品市场已经成为货币需求的重要组成部分。艺术品市场是社会闲置资金重要的蓄水池。

四、艺术品市场的意义

从上个世纪开始，尽管艺术品市场起起落落，但伴随着科技大跨度的进步，全世界财富快速增长，人们对精神层面的需求越来越高，艺术品投资群体不断壮大，艺术品逐渐成为高净值人群选择的重要资产之一。尤其在中国 2008 年人均 GDP 突破 3000 美元中等收入线后，艺术品需求的主体快速下沉。在加之股票市场长期低迷，房产投资面临越来越严苛的限购和税收的高压，货币高速超发，通货膨胀预期严重的情况下，艺术品的地位逐渐显现。艺术品被称为继股票和房地产外的第三大投资资产。

艺术品市场的意义主要表现在以下几个方面：

1、艺术品投资财务收益

艺术品多重价值性决定了其市场价格，艺术品的异质性和稀缺性保证了市

场的需求。和股票、房地产等传统的资产相比，艺术品的长期投资会有较好的回报，而短期炒作或投机的风险很大。

一般而言，艺术市场的资本结构包括长期沉淀资本、中期投资资本以及短期投机资本。据国外研究表明，艺术品市场健康发展的理想状况是：由公共博物馆和真正（爱好者）收藏者投入的长期沉淀资本约占整个市场的 20%；由机构投资者、私人投资者用于对抗通货膨胀、中长期投资艺术品获得增值为主要目标的中期投资资本约占 70%；专门进行短期投机套利的“游资”等投机资金应该控制在 10%以下。但目前中国艺术品市场情况正好相反，据保守估计，市场上的短期投机资本至少在 50% 以上，甚至一段时间内达到 70%-80% 左右[1]。中国的艺术品市场很不规范，监管不力，存在着大量的违法行为（例如造假成风等）。

2、艺术品投资精神价值

艺术品的精神价值体现在以下两个方面：

（1）审美享受

和股票、债券、房地产投资完全不同的是，艺术品独一无二的精神享受价值。艺术品提供的是美学的愉悦和拥有者社会地位的美誉，不像“纯粹”的金融工具，艺术品是消费品。艺术品的所有者从其内在真实的价值中得到愉悦（例如，美学愉悦或者艺术家精巧的“知识内涵”），某种程度上来说艺术品是一个奢侈品，他们的愉悦来自财富象征附加的快乐，是由拥有大师作品传播出来的，又很难评估其价值。艺术品消费还具有“凡勃伦效应”，即炫耀式消费带来的强烈的心理满足感。从人类社会的艺术发展来看，经济的发展提高了人们受教育的程度，从而有助于消费主体的文化素养、审美能力、艺术鉴赏力和艺术感悟力的提高。在相同条件下，人们的财富越多，精神的需求就越大。消费主体的文化素质越高，审美能力越强，艺术消费的数量越多、质量越高。

在中国高度竞争的压力下，承载文化和艺术内涵的文物艺术品则成为可以进行心灵对话和内心交流的载体，可以舒缓和排解精神上的烦恼及压力。

（2）思想启迪

从 20 世纪 60 年代开始，艺术的观念发生了非常重要的变化。延续了几百年的主要艺术形态（如绘画、雕塑等）的作用减弱，而反映高科技时代、信息时代的艺术样式走到前台。其共同特征是“观念在先”，如行为艺术、装置艺术、环境艺术等。

当代艺术成为人们情感和思想表达的重要方式。它切入当代社会的一些重要问题，比如种族问题和个人生存状态问题等，甚至会涉及到更宏观的环境问题、地缘政治问题和人类文化格局等问题。当代艺术所表现的广度和深度，是传统艺

[1]胡静、咎胜锋，《论艺术品价格形成机制与投资策略》，《现代经济探讨》，2008 年第 2 期.

术形式无法比拟。当代艺术作品价值时很重要的一点，是作品中需要表现出艺术家想象与思想的痕迹。也就是说，当代艺术要看艺术家对当今世界的看法和对艺术观念表达的深度，而对美术的技法没有太高的要求。其次要求艺术观念与表达手段契合一致。当代艺术更具人道主义的独立人格探索价值[1]，当代艺术是思想的先锋。它前卫的表达能够启发人们的想象和思维。

3、缓和贫富分化

近些年来，货币需求结构也在发生深刻的变化。总体来看新增货币流向以下四个方面：（1）流向中央银行和商业银行体系，主要指发行央行票据净吸收货币、存款准备金冻结大量货币以及金融债、闲置资金等形式沉淀的大量货币。（2）流向股市、债券市场和金融衍生市场等资本市场的货币。（3）流向房地产、艺术品等收藏品市场等资产市场的货币。（4）流向实体经济：指支持实体经济运行的货币。除了传统的实体经济交易需求之外，资本市场和资产市场的货币吸纳量大幅增加。

近十年来，世界各国普遍出现了资产价格快速上涨，但是消费物价水平保持基本稳定的态势，资产价格上涨向消费物价水平的传导效应显著下降。从第二、三部分的分析可以看出，近五年来，中国艺术品市场的高速发展，和房地产、股票市场一样吸收了大量货币资金。艺术品市场的发展可以吸收富人的资金，使大量的资金脱离实体经济部分，出现结构性的资产价格泡沫，在一定程度上缓和通货膨胀的压力（指用 CPI 和 PPI 衡量的通货膨胀），缓和贫富差距。

中国的贫富差距造成了中国社会的不稳定。富人在满足了基本需要后，大量的闲置资金必然要有去处。政府需要设计和鼓励有助于社会和谐和精神层面的产品来吸引这部分资金。让富人不仅在物资上富足，更要精神上满足和提升。同时穷人也乐见这种状态的出现。而艺术品市场正好具备这样的功能。

五、结论与政策建议

本文将艺术品确定为一种重要的资产，借鉴股票、房地产资产在货币需求研究中的替代效应理论和实证研究，从理论和经验方面研究了中国艺术品市场与货币需求的关系。并由此引申讨论了艺术品可以吸纳富人的闲置资金，可以成为超发货币资金的蓄水池，缓和在一般消费品上的贫富差距。中国的宏观调控需要逐步关注艺术品市场对货币流通的影响。根据以上分析和中国艺术品市场的状况，本文提出以下政策建议：

1、大力发展艺术品市场

[1] 《中国当代艺术的意义何在》，新浪收藏，2011 年 1 月 26 日。

艺术品市场具有精神愉悦和财富增值双重功效。艺术品的鉴赏可以提升人的美学和精神的境界。这些年中国老百姓的生活水平有了很大的提高，但是美育教育却每况愈下。

艺术品市场的发展和繁荣不只是为了增加投资渠道和投资工具，更重要的是提升全民的文化和审美素养。同时可以在一定程度上缓解贫富差距，降低通货膨胀压力。因此需要大力发展中国的艺术品市场，充分艺术品市场蓄水池功能。不仅可以从物质上吸引富人资金，还能够从精神上提升全社会的审美和文化品味。以这样的心态进入艺术品收藏和投资领域会更有利于市场的稳定发展。如何将富人的流动性转化为艺术品的购买力，需要研究政策以形成促推机制。

2、加强资产替代对实体经济和货币流通的影响效应的研究

虽然在微观上，艺术品机构对艺术品市场的研究越来越受到重视，但是这些研究主要关注的是市场变化。国内从经济学角度研究艺术品市场和艺术品金融的文献不多，深层次的理论和政策研究远远不够。例如，艺术品市场的繁荣对于货币流通有何影响？在经济学上如何衡量艺术品的审美价值？艺术品金融产品的设计如何防控风险？金融如何为艺术品产业链的形成服务？在多样化的资产组合中艺术品投资的作用是什么？政策制定者需要关注艺术品市场的快速发展的影响和效应。

3、把金融工具重点运用到培育艺术品产业链的形成上

金融服务是艺术品市场发展的推动器和加速器。金融在艺术品市场还很不规范的今天应该起什么作用？金融与艺术品市场结合应着眼于夯实基础，培育和支持机构的艺术品生产、评估、抵押、流通、保管、保险、物流、消费等方面规范的产业链形成，为链条上规范的机构提供上下游的金融服务，鼓励建立有公信力的评估机构，促进流程有序制度的建立。金融服务应该选择眼光长远、踏实理性的艺术机构。

任何市场的良性循环一定是建立在理性的基础上的。如果金融工具进入艺术品市场只将追求赚快钱的短线操作作为唯一目标，就会成为泡沫和过度投机的放大器，这不仅对艺术品艺术价值造成直接的损害，还会对整个艺术生态和长远发展产生负面的影响。在目前艺术品市场很不成熟的阶段，不应鼓励创新投机性高杠杆的金融工具。

4、构建中国艺术品市场的法制体系

在异常热闹与繁荣的中国艺术品市场背后是乱象丛生。没有公信力的艺术品

鉴定机构，“假拍”和“拍假”随处可见，违法成本很低，体制与体系的严重失范。

需要不断净化和优化艺术品市场的环境，培养信誉和信用，形成规范和标准。培育科学与健康向上的收藏与投资文化，利用文化的传播与价值作用的力量，普及健康的收藏理念与理性的收藏投资行为，为中国艺术品市场的科学、规范与有序发展提供强有力的文化支撑。构建中国艺术品市场的法制体系，加强对艺术品市场的监管，严厉打击各种违法现象。

参考文献：

Friedman, M，Money and the Stock Market，*The Journal of Political Economy*，1988(96)，221-246

Mandel, B.，Art as an Investment and Conspicuous Consumption Good， *American Economic Review,* 2009 (99), 1653-1663

Tobin，J., The interest elasticity of transactions demand for cash, *Review of Economics and Statistics,* 1956(38), 241-247

Wongswan. J., The Response of Global Equity Indexes to U.S Monetary Policy Announcement,Journal of International Money and Finance,2009 (28), Issue 2, 2009, 344–365

罗来东、侯玉玲,房地产和股票市场通货币供应量协同性实证研究，统计研究，2005(1)

王培辉，货币冲击与资产价格波动：基于中国股市的实证分析，金融研究，2010（7）

债券信用事件的触发因素及市场影响：案例分析

内容摘要：中国债券市场发展在过去的 8 年内发展迅速，规模逐渐增大，品种也得到不断的丰富，债券监管制度也得到了不断完善。但近两年来，不断扩大的债券市场也积累了一定的风险，各类信用事件不断发生，部分信用风险的暴露波及到局部市场，从而导致市场的波动。本文从实务的角度，分析信用事件的触发因素和市场影响。本文第一部分描述了中国债券市场的发展历程，回顾了债券市场的规模扩大和产品创新，同时对中国债券市场的监管条例进行梳理；接下去用三个部分详细分析了信用事件的触发因素和市场影响，其中第二部分总结了信用事件类型与触发因素，以及市场对信用事件的看法；第三部分信用评级机构对信用事件采取的评级行动及其风险演化，以及风险事件后一、二级市场的变化；最后我们总结了信用事件的特征和市场影响，并对未来的债券市场风险进行了展望。

关键词：债券市场、信用事件、评级行动

引言

中国债券市场的飞速发展，形成了银行间市场和交易所市场两个市场，从传统渠道发行的企业债，到银行间债券市场的短融、中票、资产支持票据以及信用风险缓释工具，再到交易所的公司债、可转债和高收益私募债等多元化、多品种的债券，信用类债券规模余额达到 8.98 万亿元，占我国债券市场整体余额四分之一，显然这是一个高速发展的债券市场。随着我国经济实力的增强和人民币走向国际化，我国通过债券市场进行融资的需求已经越来越迫切，债券融资的品种已经越来越丰富，从政府的债券发展到金融机构和大型企业的债券，再到中小企业和小微企业的私募债，同时香港的离岸人民币债券市场也发展迅速。

但是中国债券市场发展的滞后也是不容否认的，从国际上看，诸如欧美日等发达国家债券市场规模应该是股票市场的数倍的量级判断，中国的债券市场还有着巨大的发展空间。当然仅仅量的扩充是不够的，需要从债券市场的体系、制度、规则、机制等方面加以建设和完善，诸如债券的市场化运作、统一的监管架构和体系、政府信用与民间信用的转变、债券结构中的信用债比重、资产证券化和衍生产品的创新、信用评级机构的独立公正性、投资者权益的主体地位、风险自律

防范和控制、违约与破产的实施与把控等等，形成一个具有规模、良好基础和制度完善的债券市场。

近两年，不断出现的信用事件对债券市场的发展，也是一个不可忽视的重要问题。近几年债券市场的扩容，使整体债券市场也积累了一定的信用风险，各类信用事件发生的频率已有所提高，部分债券信用风险的暴露波及到局部市场，从而导致市场的波动。信用事件导致市场对风险的重视，同时部分债券的违约风险已经引起了市场的注意。

从欧美日等国家对违约的态度来看，在美国，无力偿债的公司通常会宣布破产，或者进行清算，或者通过偿债计划进行重组。但在发生严重的宏观经济困难时，政府也通过联邦预算的透明方式来支持最大的银行和较大的汽车公司；另一方面，欧洲大陆往往倾向于支持银行和国内产业领军企业，有时通过预算，有时通过政府相关的金融机构，有时通过向私营金融机构施压来提供帮助；日本企业过去高度依赖自身对私营金融机构和政府机构的影响，向实际破产的公司提供支持；从 1998 年开始，也借鉴美国开始实行完全自由的市场化经济，通过市场化手段来承担违约的影响。在发生困难的时候，有政府管制的干预可以防止恶性倒闭事件，所以政府干预在某个方面是有益的。然而这种干预也造成难以中止的不良循环，带来道德风险，扭曲投资激励机制，产生巨大的风险，导致公众经济利益蒙受损失，并最终使市场停滞。

政府支持即将破产的公司或机构，从而改变了市场运行规则，为市场体系增加了新的不确定性，以及造成风险/回报行为的变化。投资者、信用评级机构及其他市场评论者会把更多的分析重点放在评估某一公司获得政府支持的可能性和力度之上，而不是以分析该公司的信用风险为主。为了中止上述不良循环，政策制定者在努力减少市场上“大到不能倒”的困局。他们通常避免作出明确的担保，希望通过有效的监管和社会责任等手段，在危机发生之前整顿市场纪律和完善法制建设。这种方法导致投资者无法确定政府是否会提供支持。如果投资者像在雷曼兄弟案例中一样判断失误，而政府并没有提供支持，那么市场很可能会停滞，直到市场参与者再次认为他们已经理解新修改的市场运行规则为止。

目前有迹象表明中国在走管制信用道路。综合几个信用事件来看，无论是城投债、短融、中小企业集合债，山东海龙、江西赛维以及新中基在面临无法到期兑付危机时，全部得到了地方政府的担保代偿，而云城投、四川高速作为地方融资平台，更是得到政府的全盘兜底，来避免违约事件的发生。在这个过程中，公

共财政资金不仅用于国企，也用于私营企业。这种管制信用方法可能会支持社会政策，但对债券市场的良性发展也许并不理想。如果中国继续沿着保护债券持有人的道路走下去，那么道德风险会不断上升。我们认为有必要对现有的信用事件进行分析总结，从而加强市场对违约风险的认识，也为应对可能发生的违约事件做足准备。

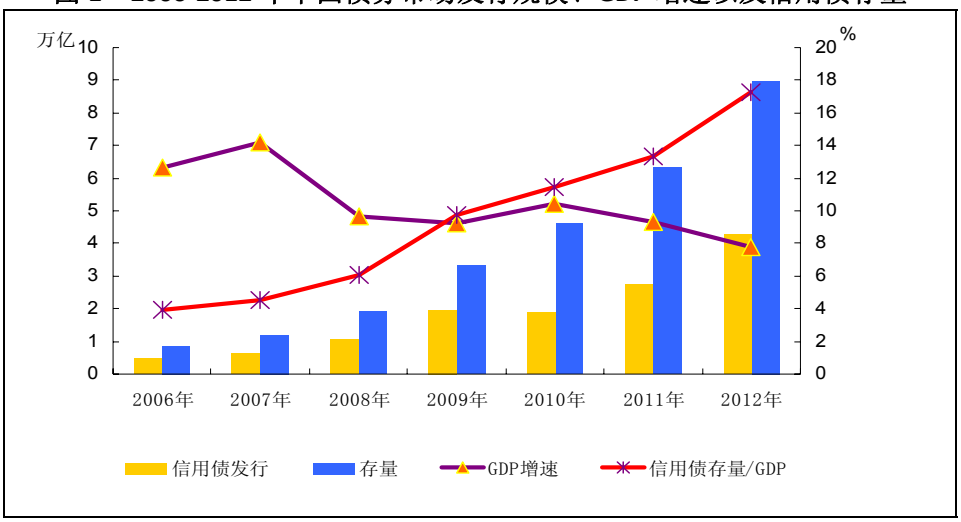
一、债券市场的历史发展概述

在这一部分，我们首先回顾一下中国债券市场发展的历史和产品创新，同时对中国债券市场的监管条例进行梳理。

（1）中国债券市场发展的历史回顾

从 2006 年开始，信用债存量规模一路攀升，从 8536 亿元发展到 2012 年的 8.98 万亿元，增加约 8.13 万亿元，年均增速达 1.35 万亿元。2012 年我国经济整体增速放缓，全年为 7.8%；信用债券发行量突破 4 万亿，达到 4.26 万亿元，增长 54.6%；信用债券存量达到 8.98 万亿元，较 2011 年增长 42.0%。截止到 2012 年底，信用债存量占 GDP 比例已达 17.29%，是 2006 年 3.95%的 4.4 倍。2013 年第一季度，GDP 增速进一步下降到 7.7%，信用债券发行量约为 1.2 万亿元，较 2012 年第一季度增长 53.87%。

图 1　2006-2012 年中国债券市场发行规模、GDP 增速以及信用债存量



数据来源：国家统计局、中债登

随着资本市场的发展，社会融资结构呈现多元化。2012 年，银行贷款占比已经降至 52.04%，企业加速了债券融资的扩容，债券融资规模逐年上升，占比

从 2002 年的 1.6%升至 2012 年的 14%。2013 年的中央经济工作会议上强调了要适当扩大社会融资总规模，切实降低实体经济发展的融资成本，也是为今年继续推进企业债券融资定下了基调。随着债券市场规模的增长，近几年信用事件发生的频率已有所提高，部分债券的违约风险已经引起了市场的注意。我们认为有必要对现有的信用事件进行分析总结，从而加强市场对违约风险的认识，也为应对可能发生的违约事件做足准备。

通过对过去 5-7 年发生的几起信用事件的分析，我们发现当前债市的信用风险来源主要有以下几个方面：（a）城投债发行主体信用资质下移,城投债及主体发生重大事项时，信息披露不及时等现象普遍存在；（b）产业债中部分周期性行业风险释放，债券信用风险逐步加大；（c）在目前的信用环境下，民营企业债券发行人信用风险变化值得关注；（d）非公开定向债务融资工具和交易所中小企业私募债发行时，可以不公开发行主体的财务信息和信用评级等，信息披露不足，信用风险需特别关注。

（2）债券产品创新

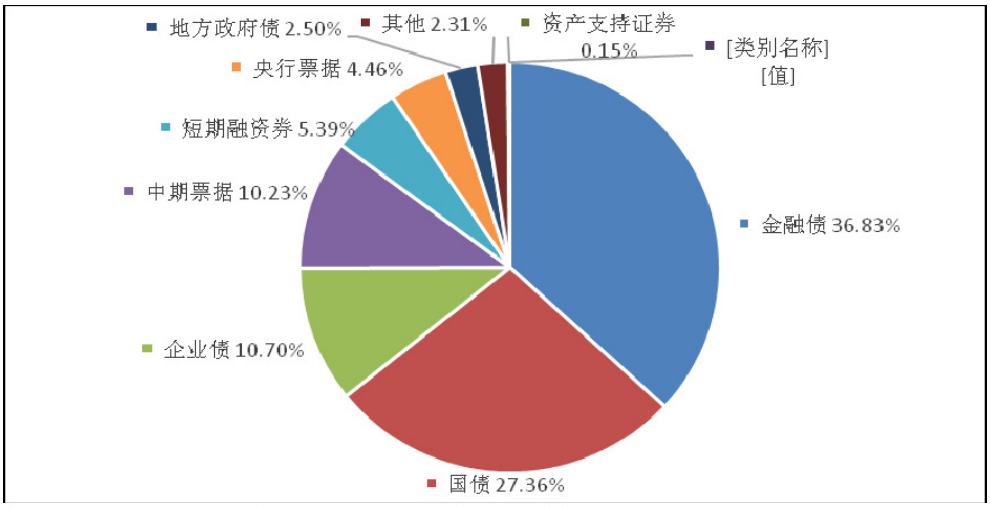
从 2005 年发行第一只短期融资券到今天短短八年时间，中国债券市场的债券品种得到了极大地丰富，产生了包括中期票据、超短融、CRM、集合票据以及中小企业私募债等在内的十多个品种。从发行总量来看，信用产品的发行量从 2006 年的 0.48 万亿到 2012 年的 4.26 万亿，平均每年增加 0.63 万亿，增长了近 9 倍。早期由于发行的信用品种较少，2006 年的短期融资券的发行了占了信用产品发行总量的近三分之二，达到 61.18%。而随着品种的不断丰富，企业债券和中期票据发行量的不断增加。到 2012 年，信用债券市场逐步形成了以企业债券、中期票据和短期融资券为主，商业银行债、公司债券、集合票据等其他产品为辅的多元化产品结构。

表 1 主要信用债品种及其监管机构

监管机构	监管信用债品种
中国人民银行	中期票据、集合票据、短期融资券、资产支持证券、非银行金融机构债
中国证券监督委员会	公司债、中小企业私募债、可转债、可分离转债
中国发展和改革委员会	企业债、集合债

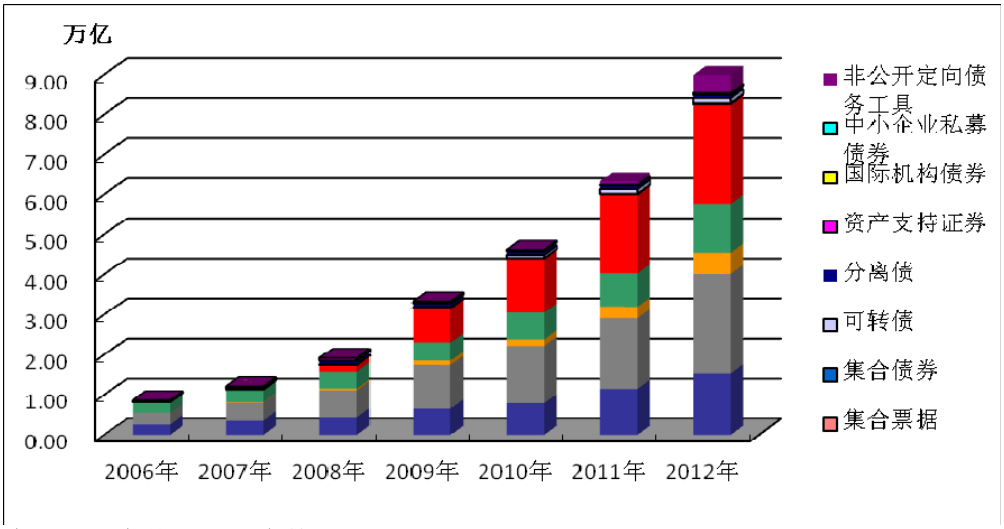
数据来源：监管机构官方网站、中诚信国际整理

图 2 按类型分类债券存量占比（2013 年一季度末）



数据来源：国家统计局、中央国债登记结算有限责任公司

图 3　2006 年以来主要信用品种发行额度变化趋势



数据来源：国家统计局、中债登

随着产品不断创新，当前债券市场呈现出发行主体多元化、担保方式多样化、期限结构逐步完善、信用级别差异性逐步显现、发行量爆发式增长等特点。面对市场结构的复杂化，我们也应注意到随之而来的市场风险结构的复杂化。债券市场容量的剧增促进了各机构的固定收益及理财业务大发展，并逐步进入良性发展轨道。面对日益丰富的产品，如何利用债券品种的信用级别差异有效地管理和平衡资产组合的风险和收益也是各机构甚至更广泛的投资者需要关注的重要问题。

（3）市场监管制度

虽然二十世纪八十年代中国就已经发行了第一只企业债，但由于监管规则的滞后和不完善，信用债市场的发展一直较为缓慢，直到 2005 年新修订的《证券法》和《公司法》发布，央行在银行间债券市场推出短期融资券，市场又在随后

几年发布了一系列促进债券市场发展的政策，信用债市场才又迎来了新的发展阶段。目前债券市场的监管规则分为四个层次，分别为国家法律、行政法规、各监管部门出台的部门规章、自律性组织出台的中介机构业务规则和操作流程等。

正如附表所示，中国的信用债市场处于多头管理的局面：在一级市场上，中期票据、短期融资券等品种由央行管理，公司债券、可转债、中小企业私募债等品种由证监会管理，而最受市场关注的企业债券，主要由国家发改委进行监管。在二级市场上，债券交易的场所主要由央行监管的银行间债券市场和证监会监管的交易所债券市场组成。由于发行和流通环节均有多个监管机构，且各机构发布的监管规则不尽相同，债券市场尚未形成统一的监管体系。多头监管对市场的运行效率存在着一定的影响，也造成了场外交易的银行间债券市场和场内的交易所债券市场长时间存在割裂的现象，市场间的债券流通极为不便。

在企业发行债券的众多要素中，信用级别作为影响企业融资成本的关键因素，越来越受到市场的重视，因而对信用评级行业的规范也称为了监管部门的重要任务之一。在评级行业发展的过程中，同样受着多头监管的困扰。企业债的发行归由国家发改委管理，其颁布的《企业债券管理条例》也将评级机构纳入监管范围，此后这部分评级业务改由国家发改委监管。2005 年短期融资券推出后，中国人民银行根据颁布的《短期融资券管理办法》，开始对短期融资券的评级业务进行监管。而 2007 年公司债启动之后，证监会颁布了《证券市场资信评级业务管理暂行办法》，也开始对评级机构实施从业牌照管理。由于各个监管机构对各自管理的债券品种设立了不同的发行标准，评级机构的合规成本大大增加。而对评级机构监管规则的不统一也阻碍了评级行业与国际评级监管的接轨。2011 年底，国务院批准央行作为信用评级行业的主管部门，但到目前为止，评级机构多头监管的格局仍没有改变。我们也注意到，各监管主体在各自的监管范围内通过出台相关监管指引，在一定程度上引导评级机构的市场行为，促进了评级市场的良性发展。2012 年 8 月底，央行发布了《信用增进机构业务规范》和《信用增进机构风险管理规范》等两项行业标准，对信用增进的内涵、信用增进的基本方式、风险管理体系框架等都作出明确的界定。2013 年 1 月，银行间交易商协会发布实施《非金融企业债务融资工具信用评级业务自律指引》，要求评级机构严格将市场拓展和评级业务分离，禁止采取级别保证等不正当竞争手段承揽业；另外，为防止发行人选择性披露对自己有利的评级结果，规定其对同一债项委托多家评级机构时，应披露所有评级结果。保证信用评级独立性、增强评级质量控

制和提高评级透明度是监管层对评级机构的要求，也是信用评级行业的发展方向。

二、信用事件分析

（1）信用事件类型、触发因素及发生率

自 2006 年“福禧事件”以来，债券市场信用风险事件不断发生，总体来看 2010 年及以前主要是由于债券的程序违规导致债券延期支付，如 08 鞍钢 MTN1、07 宜城投债，其发债主体未能按合同在规定时间内还本付息，导致市场一度出现违约恐慌。而关注近两年引发信用事件的原因，2011 年的信用风险事件基本以政策性事件为主，主要是城投债暴露出风险，具有代表性的事件是云城投和四川高速，二者均存在违规划转优质资产的问题。2012 年的信用事件则多是以经济环境变化引致的发行人财务因素触发为主，主要是经济下滑、行业低迷引起的公司还债困难。其中江西赛维最后由政府兜底，而中小企业集合票则由担保公司代偿。综合几个信用事件来看，无论是城投债、短融、中小企业集合债，山东海龙、江西赛维以及新中基在面临无法到期兑付危机时，全部得到了地方政府的担保代偿，而云城投、四川高速作为地方融资平台，更是得到政府的全盘兜底，通常意义上的债券违约并未发生。

通过对近期的风险事件分析，引发信用事件的触发因素主要有：

第一是城投公司违规划转资产。如 2011 年 4 月，四川成渝高速在债权人未知悉的情况下，将核心资产转让给四川省政府的另一家平台公司——四川省交通投资集团。银行间市场交易商协会对发债公司做出了史上最严厉的惩罚，对发债主体处以警告和注销其剩余 10 亿元发债额度。同年 7 月 25 日，云城投集团发布公告称，云南省决定组建云南省能源投资集团有限公司，组建方案涉及公司部分资产划转。而云南省政府早在 2011 年 4 月 26 日召开常务会议时，即决定组建云能投，云城投集团 3 个月后才披露该信息，凸显了监管方面的漏洞。公告一出，引发市场对云南省城投债的整体恐慌，连带引发了整个债券市场对城投债的抛售。

第二是城投公司贷款违约。2011 年 6 月，云南省公路开发投资有限公司被爆出信用违约事件。据称 2011 年 4 月，云南路投向债权银行发函，表示“即日起，只付息不还本。”最终，云南省政府做出了增资垫款承诺并要求企业撤回公函，承担还款责任。

第三是产业类债券因发行人财务状况恶化导致无力还债。以江西赛维为例：江西赛维 2011 年和 2012 年经营性净现金流持续为负，亏损巨大。2011 年公司净利润为-54.9 亿元，公司净资产收益率-117.3%。公司主体级别自 2012 年 6 月接连三次下调，从 AA 降至 BBB+，最终在政府支持下如期兑付。

第四是中小企业集合债现金流紧张，债券本金或利息由担保代偿。以 10 京经开 SMECN1 发行人之一康特荣宝为例：康特荣宝 2012 年 10 月 19 日公告称，由于现金流较为紧张，短期偿债压力较大，公司无法将应兑付本息足额存入偿债准备金账户。公司 2012 年一季度末现金流由正转负，达到-1.29 亿元。公司是小公司，发债总量仅为 2000 万元，再融资能力弱，因此无法偿还。

综合来看，一方面是发债公司的违规操作且信息披露不及时，另一方面是发行人财务状况恶化导致无法偿付。前者需要借用制度的力量予以纠正和督促，而后者则是符合正常经济规律的信用事件，需要市场正确的认识和理解。

随着债券发行量大幅上涨，信用风险事件呈上升趋势，但总体数量依然有限。我们以 2011 年和 2012 年市场发行的短期融资券、中期票据、企业债、集合票据以及集合债为基础，并剔除因程序违规造成的债券违约案例，计算信用风险事件发生概率。如表 2、3 所示，以市场发行期数及风险债务数量为依据，2011 年和 2012 年风险事件率均为 0.24%；以债券发行规模及风险事件涉及的债务规模为依据，2011 年和 2012 年风险事件率分别为 0.13%、0.02%，远小于 2012 年我国商业银行不良贷款率 0.95%。

表 2：风险事件率（按支数）

	2011			2012		
	发行期数	**风险债务支数**	**风险事件率（1）**	**发行期数**	**风险债务支数**	**风险事件率（1）**
信用债	1269	3	0.24%	2059	5	0.24%

数据来源：CCXE、中诚信国际整理

表 3：风险事件率（按规模）

	2011			2012		
	总规模（亿元）	**风险债务规模（亿元）**	**风险事件率（2）**	**总规模（亿元）**	**风险债务规模（亿元）**	**风险事件率（2）**
信用债	20931.71	28	0.13%	31295.1	5.4	0.02%

数据来源：CCXE、中诚信国际整理

（2）市场对风险事件的一般看法

根据市场的参与者不同，我们分别从投资者、监管机构和其他市场参与者的角度，来总结他们各自对信用事件的看法。

首先，作为投资者，在 2012 年以前，对债券市场的风险认识很低，基本认为市场是无风险的，发生任何意外情况都会由政府“兜底”，因而对高收益的产品基本没有违约的心理准备。而经历了最近的几起信用事件以后，投资者已经认识到债券市场存在信用风险，监管机构对于市场发生违约事件的容忍度有所放宽，进而在投资时能够有意识地关注风险定价，寻找风险和收益的平衡关系。

从监管机构的角度看，过去的债券市场是一个零违约容忍的市场。监管机构一方面希望能够加快债券市场的发展，降低发债门槛，为社会融资提供更直接的渠道；另一方面也希望规避一切风险，保证市场的稳定性，尽可能代替发生信用事件的企业对债券进行支付。随着市场规模的不断扩大，同时也借鉴发达国家资本市场的经验，监管机构认为现在的中国债券市场已经可以承担部分信用债发生违约，暴露其存在的风险，并尽量利用市场化的手段来解决兑付危机。与此同时，还要把好债券发行关，强化发行和信息披露机制，充分发挥信用评级的作用，从而促进债券市场的健康发展。

相比之下，市场分析人士对信用风险的认识较早，多数人认为债券违约事件的发生是符合市场发展规律，有利于债券市场发展，走向成熟的。而市场对违约的承受能力，是要通过建立健全市场机制，不断完善直接融资金融体系，同时促进整个市场对风险的正确认识来一步步加强的。这其中具体包括建立有效的风险分散和转移机制，设立多元的市场风险对冲体系，从而减小个别事件对整个市场的过分冲击。同时完善违约救济制度，保证投资人的利益能得到适当补偿。除此之外，在降低债券市场系统性风险的同时，个案风险的逐步释放也应引起相关人士的注意。

三、信用支持结构与信用事件影响

（1）信用支持机构影响债券信用风险

近年发生的信用风险事件主要集中在以担保公司提供担保的中小企业集合债，以及债券本身无担保条款，但具有国企背景或地方政府提供隐性保障的券种，虽然这类事件最终都以地方政府、担保公司等第三方机构兜底告终，但债券发行

人实际已经发生违约。

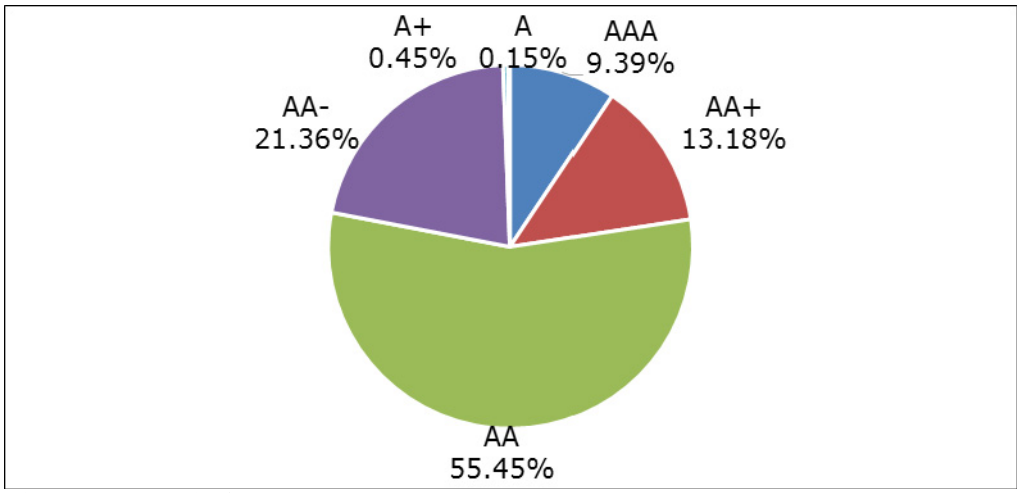
在进行信用评级时，信用支持主体差异是判断发行人违约和债券违约的重要市场因素。对政府信用支持类债券而言，应关注政府支持能力，即行政级别和财政实力。“11 海龙 CP01”最终成功兑付及凸显了国企在政府隐形担保、银行贷款支持等方面具备的优势。对于担保公司支持类而言，债券能否顺利偿付关键在于担保人能否及时足额进行代偿。因此，要重点考察担保条款的设置及担保人代偿能力对违约规模的覆盖程度。

从理论角度来看，债券信用支持可以通过保证担保、质押担保和抵押担保三种方式。保证的常见增信方式有：第三方机构担保保证和专业增信担保机构保证。在实务操作中，主要以专业增信机构、担保公司、平台类公司（城投类）、基建类公司、实业公司、国有资产管理投资公司、铁路建设基金等提供保证。抵押、质押担保则需分别通过土地、房产等抵押物，股权、应收账款等质押物作为债权担保，当债券发行人不能履行债务时，债权人（债权代理人）有权以该财产变现后的价款优先偿债。总体来看，不同信用类型支持的信用风险事件的影响存在一定差异，我们将在后文中具体阐述各信用风险事件和信用支持对于债券一、二级市场利率的影响。

（2）信用支持对债券发行级别及市场利率影响

由于各监管部门针对债券发行约束不同，市场上各券种运用担保支持情况存在较大差异：目前，短融、中票基本为无担保，而近半数企业债、公司债有担保。同时，针对企业债担保条件不断细化，根据 2012 年 12 月发改委下发的《关于进一步强化企业债券风险防范管理有关问题的通知》，“资产负债率成为企业发债的一个重要考量标准，资产负债率在 80%至 90%之间的发债申请企业，原则上必须提供担保措施”。2012 年至 2013 年 4 月 24 日期间，银行间市场企业债使用保证担保、抵押担保、质押担保的分别占债券总数的 21.36%、12.4%、1.67%。

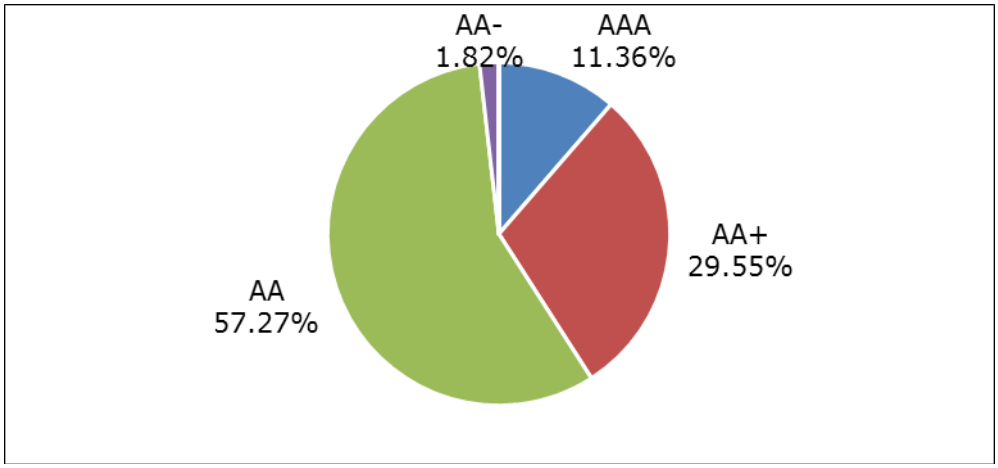
图 4 企业债债项级别分布



数据来源：CCXE、中诚信国际整理

与主体级别相比，信用支持对企业债债项级别影响明显，如图所示，高等级（AAA 和 AA+）显著上升，整体占比上升 18.34%；AA 等级占比基本维持不变；AA-等级下降了接近 20%，而低级别（A+和 A）完全向高等级迁移。从增级效果来看，抵、质押担保对低主体等级债务增级效果更好，总体债项等级分布趋向 AA 级以上的高等级分布。

图 5 企业债债项级别分布



数据来源：CCXE、中诚信国际整理

为检验信用增信对债券发行利率是否产生影响，我们以抵押担保为例，选取同一天发行，除担保方式之外，债券发行要素（除债券实际发行规模以外，发行日期、债券期限、付息方式、承销方式、含权类型）相同的两支债券的发行利差和二级市场利差进行比较。如表 4 所示，“13 湘潭高新债”为土地使用权抵押，信用增级方式在等级上得到体现，但是在发行利率和市场利率方面信用保障效果

并不明显，一级市场发行利差达 21BP，反映出主体级别间的差异；而二级市场上，信用支持在两只债券的利差水平方面的表现并不显著。

表 4 抵押担保与无担保债券发行要素（以 7 年期企业债为例）

	13 湘潭高新债	13 渭南债
发行人	湘潭高新集团有限公司	渭南市城市建设投资开发有限责任公司
发行规模	8 亿	12 亿
发行日期	2013-01-15	2013-01-15
债券期限(年)	7	7
票面利率(%)	6.9	6.69
付息频率	一年一次	一年一次
信用评级	主体 AA-；债项 AA	主体 AA；债项 AA
信用增进方式	抵押担保：土地使用权	

数据来源：CCXE、中诚信国际整理

四、评级行动与信用事件风险演化

我们总结 2011 年 1 月之后发生的 9 起信用风险事件，根据发行券种进行分类，并选取三起无担保债券信用风险实例分析评级行动、信用风险事件演化以及市场利率变动情况。总体来看，评级机构第一次评级行动普遍存在一定滞后性，信用风险事件出现一段时间之后采取行动，一般先列入信用观察名单，后续进行下调等级或展望。另一方面，市场对于不同信用支持结构的债券违约事件反映存在较大差异，市场对于拥有政府隐性担保背景的债券风险预期已大大降低，评级行动对市场利率影响并不明显。

2011 年 4 月山东海龙爆出公司出现巨额亏损，联合资信于 2011 年 6 月 24 日将“11 海龙 CP01”列入观察名单，并在此后多次调整主体级别及展望。在首次评级行动发生期间，二级市场收益率上涨 3.32%，可见当时市场警惕性较高，且对债务人能否如期偿还债券态度较为悲观。同年 9 月 15 日联合资信下调评级展望，22 日之后，“11 海龙 CP01”就没有任何成交量放出。该支债务最终由公司控股股东潍坊市国资委进行担保，恒丰银行提供了此次兑付的资金。

图 6　09 海龙 CP001 二级市场到期收益率（%）

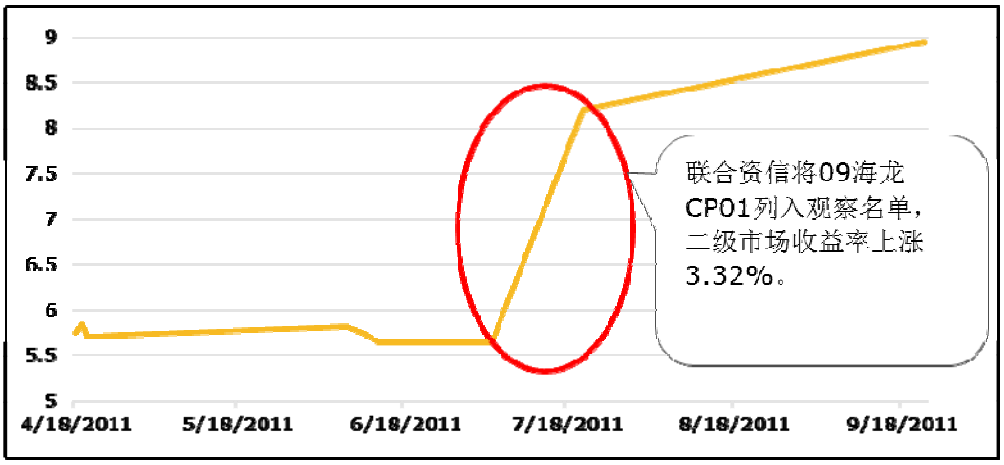
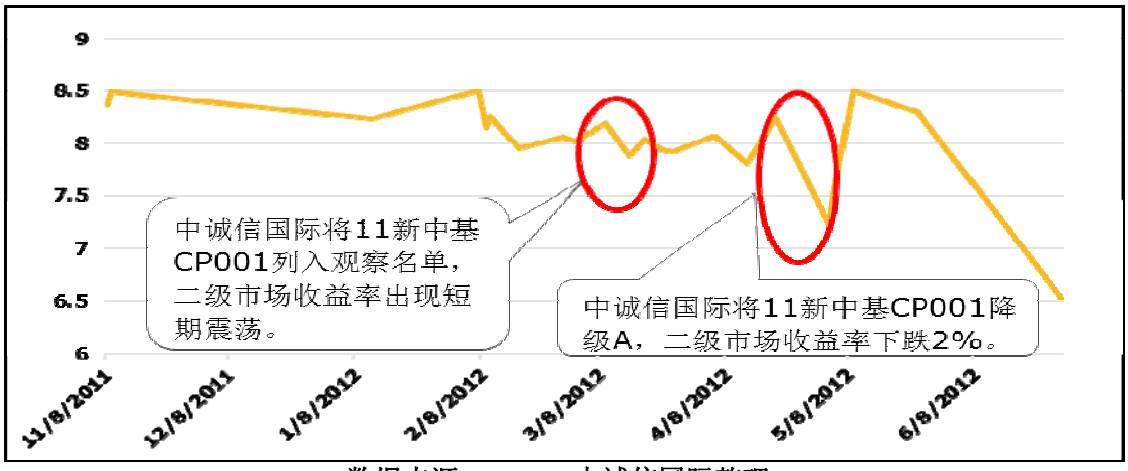


图 7　11 新中基 CP001 二级市场到期收益率（%）

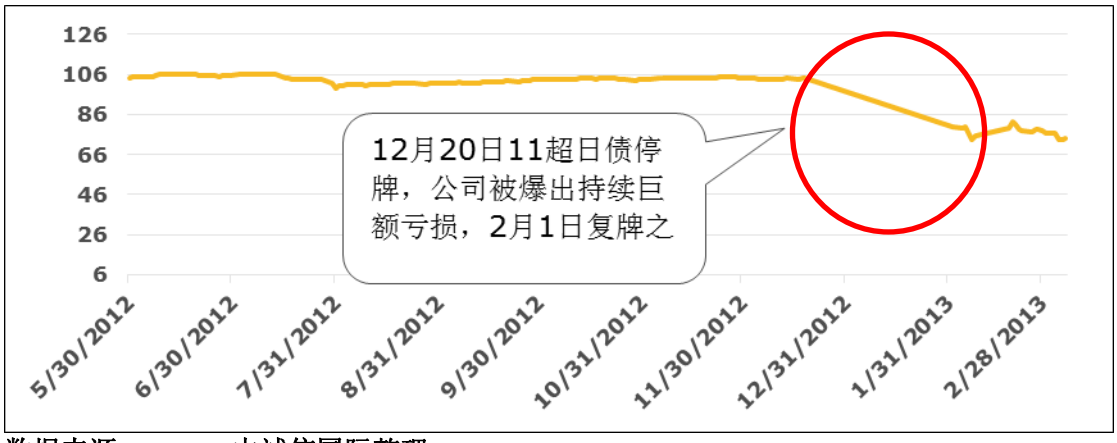


数据来源：CCXE、中诚信国际整理

时隔一年，市场对于新中基信用风险事件反应则形成鲜明对比。2012 年 3 月 28 日，在新中基爆出巨额亏损、财务信息不实等信息后，中诚信国际将“11 新中基 CP001”列入观察名单，二级市场收益率出现短期震荡，但此后采取降级行动期间，二级市场收益率下跌 2%。新疆中基集团作为农六师国资下属上市公司，具有政府支持背景，市场在一再强化的兜底预期面前，投资者对于违约的担忧越来越迟钝，这与 2011 年夏天犹如“惊弓之鸟”形成巨大反差。最终，如市场所预期，该项债务由新中基母公司代偿债务。

市场对于同样被爆出巨额亏损的“11 超日债”显得缺乏信心。2012 年 12 月 19 日债券停牌，同月 27 日信用评级公司采取降级行动，2013 年 2 月 1 日复牌后连续三跌停，跌幅达 23.26%。反观公司信用支持结构，“11 超日债”无担保，且公司股东结构较复杂，缺乏地方政府“隐性担保”优势，因而市场对地方政府是否会再次兜底存有疑虑。

图 8 超日债二级市场到期收益率（%）



数据来源：CCXE、中诚信国际整理

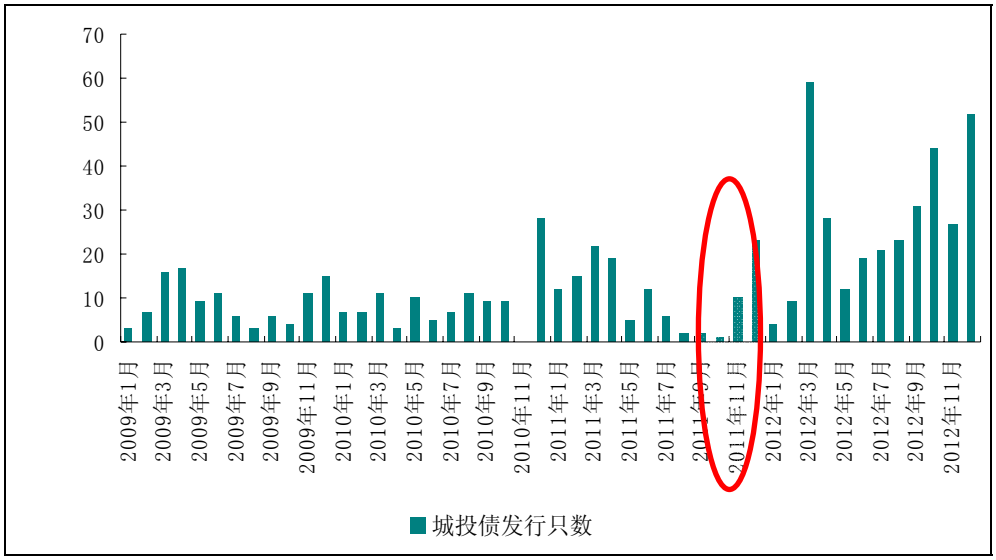
（2）信用事件对一、二级市场影响

历次信用风险事件市场影响存在一定差异，为充分分析市场影响，理清市场反应趋势，我们选取发生时点较早、市场关注度较高、影响时间较久的云投集团信用事件进行分析。总体来看，信用风险事件可对一级市场发行量、发行利率，以及二级市场交易利率、债券配置产生一定影响，以“云投债”事件为例，该事件对发行量、发行利率及机构投资者债券选择等方面均造成一定影响。当然，信用事件对一、二级市场的影响很大程度上取决于市场对风险的认识，“云投债”事件之后政府多次兜底行为已导致市场警惕性降低，此后信用事件影响相对降低。

1. 一级市场：发行量大幅萎缩，利率上升

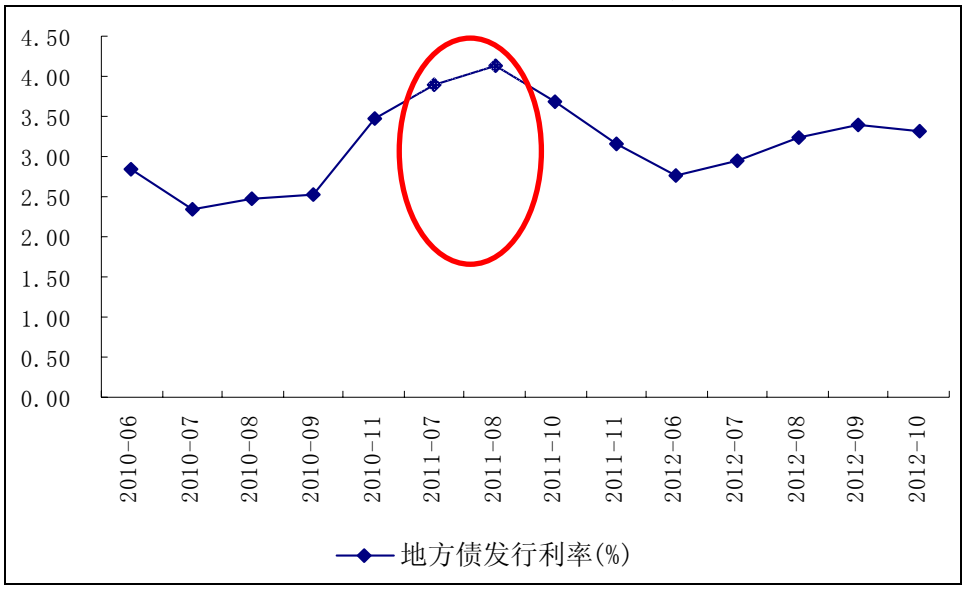
2011 年 7 月云投集团公司信用事件，对一级市场引起较大影响。城投债市场方面，7 月至 10 月，一级市场发行量大幅缩减（图 9），8-10 月城投类企业债总共发行 5 支。同时，此次市场恐慌波及中央代发的地方债.。同年 7 月 12 日发行的三年期地方债“11 地方债 02”未能招满，认购率 95.8%，是近三年来唯一一次认购率不足 100%的地方债，且中标利率高于市场预测均值。

图 9 风险事件后城投债发行只数



数据来源：CCXE、中诚信国际整理

图 10 风险事件后城投债发行利率



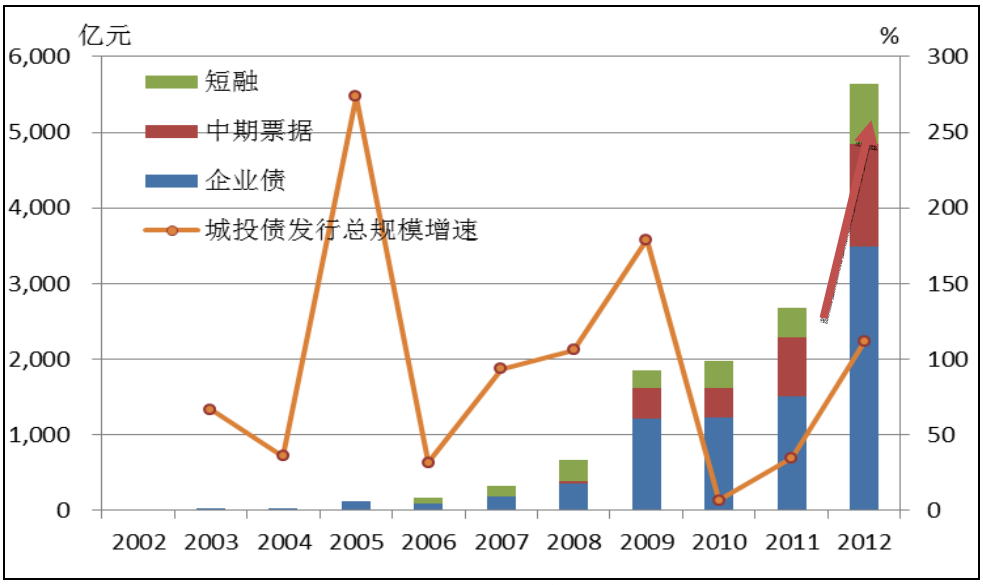
数据来源：CCXE、中诚信国际整理

市场利率方面，“10 云投债（主体 AA、债项 AA+)”事件提高了同级别城投债一级市场的发行利率。2011 年 6 月至 10 月，债项级别为 AA+的城投债发行利率从 6.53%大幅上升至 7.71%；主体级别为 AA 的城投债发行利率从 6.42%大幅上升至 7.71%，此后持续保持在 7.90%上下。当然，这一利率变化发生在国内货币政策由适度宽松向稳健的宏观背景之下，但投资者对地方政府债务及城投债风险担忧加剧，无意导致城投债券发行的风险溢价提升。

“云投债”事件之后，市场对企业债，尤其是城投债的风险底线有了更加清晰的认识，政府兜底使市场警惕性普遍下降。2012 年尽管也有山东海龙、江西

赛维等城投类短期融资券违约，但对市场影响远不及云投债，城投类企业债成为市场投资的热点。

图 112012 年城投债发行规模暴增 111%

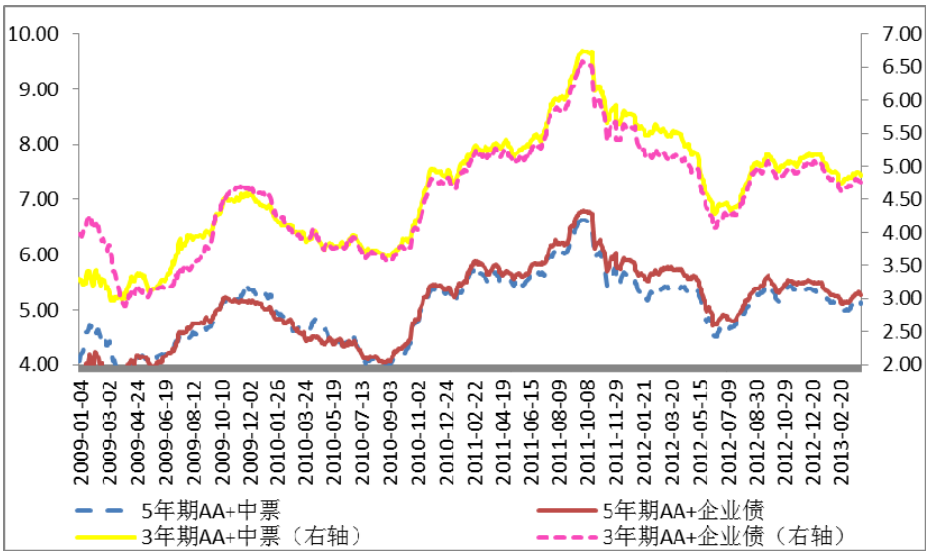


数据来源：CCXE、中诚信国际整理

2. 二级市场：债券品种、级别选择受影响

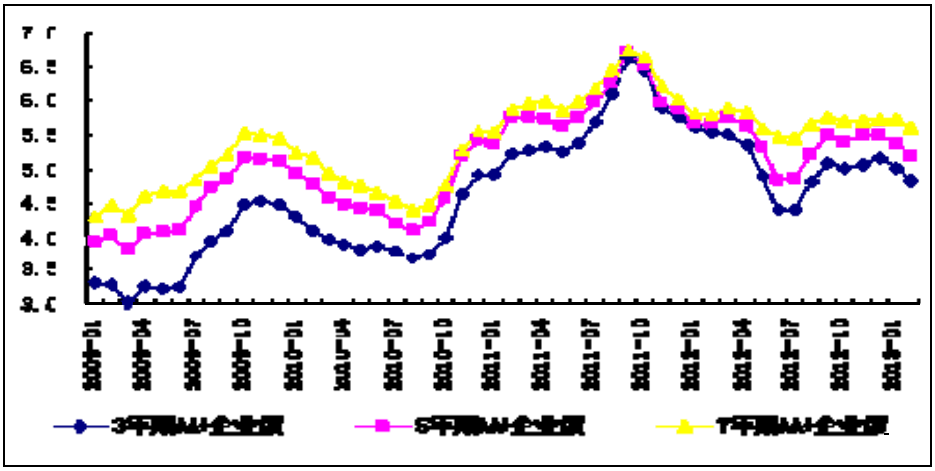
我们将二级市场影响分为（1）债券品种选择；（2）企业债期限选择；（3）同期限企业债级别选择；（4）个债利率变化四方面。在券种选择方面，云投债事件后机构投资者更加倾向于中票、短融。以中票为例（图 12），2011 年 10 月之前，市场对 3 年期和 5 年期企业债和中票方面的配置操作基本相同，二者的收益率基本持平。而在 2011 年 10 月至 2012 年 3 月期间，3 年期企业债和中票的利差一度增至 36BP，5 年期企业债和中票的利差一度增至 34BP，表明市场更倾向于配置中票。企业债期限选择方面，市场对 3 年期、5 年期、7 年期企业债配置无太大异动（图 13）。2011 年云投债信用事件后，市场发行的低级别企业债数量增加并受到追捧，而 AAA 高等级信用债供不应求，收益率曲线出现明显陡峭化下行的趋势，AA-和 AAA 企业债之间的信用点差达到 289BP，较 7 月扩大了 128 个 BP，并在 2012 年 3 月达到 349 个 BP 的历史最高点。（图 14）

图 12 二级市场企业债和中票利率



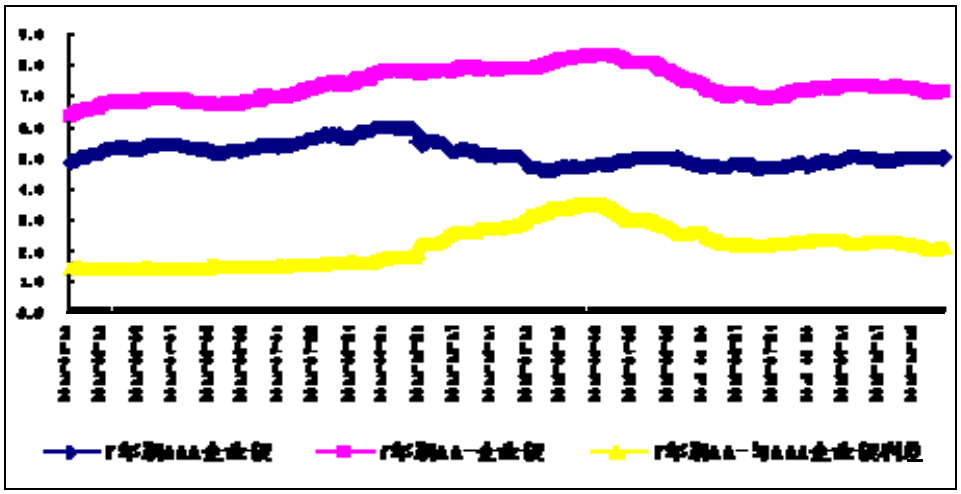
数据来源：CCXE、中诚信国际整理

图 13 二级市场企业债期限利率变化



数据来源：CCXE、中诚信国际整理

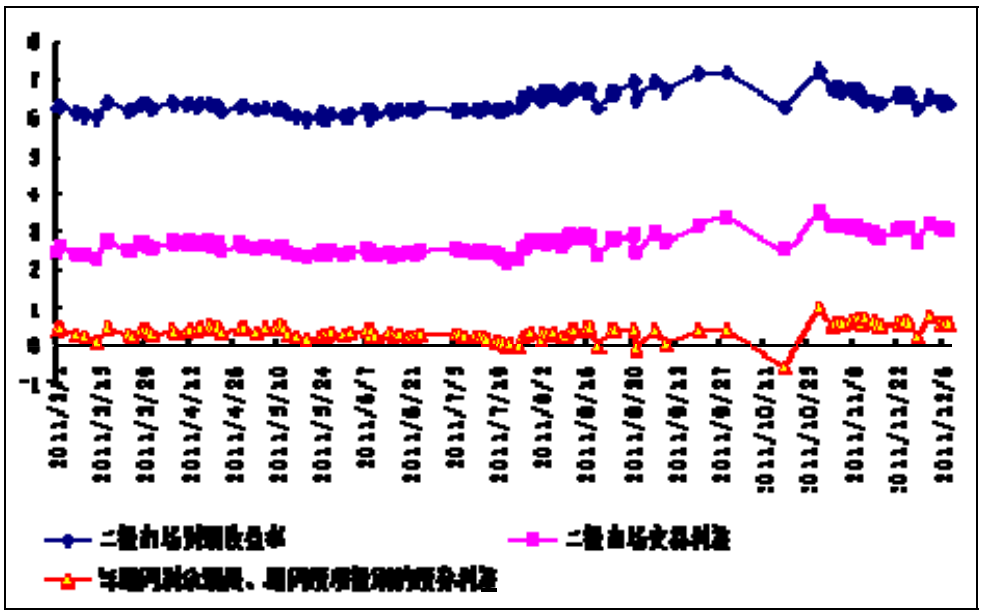
图 14 各级别七年期企业债利率及利差



数据来源：CCXE、中诚信国际整理

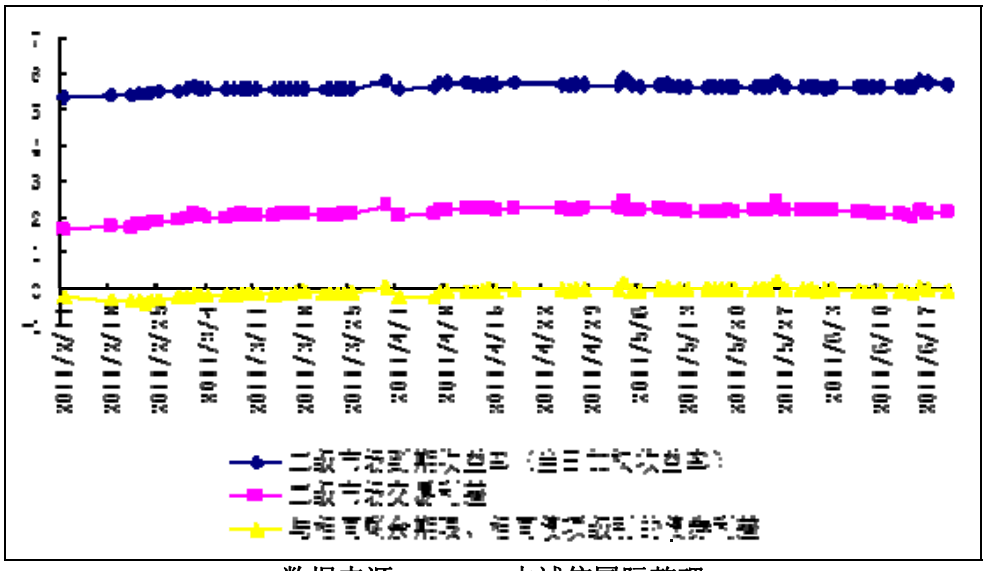
就个债而言，2011 年云投债二级市场利差并未明显变化，始终维持在2.37%-2.47%上下，与相同剩余期限、相同债项级别的债券利差始终维持在17BP-25BP 之间。这一方面，与城投债的持有机构的投资策略有关，一方面与债券市场个券交易不活跃有关。这一情况与同年 4 月发生的“四川高速”风险事件相同。

图 15“云投债”事件后二级市场到期收益率、交易利差与债券利差



数据来源：CCXE、中诚信国际整理

图 16“川高速”事件后二级市场到期收益率、交易利差与债券利差



数据来源：CCXE、中诚信国际整理

（五）信用事件小结和未来信用趋势的展望

总体来看，2011 年至 2012 年间，市场对信用风险事件的反应发生较大逆转。在 2012 年之前，信用风险事件并不频繁，以城投类债券违规操作为主，市场因担心公司违规操作降低债券质量，普遍反应剧烈，包括以及市场发行量和发行利率，以及二级市场债券产品选择等方面均受影响。此后监管部门出台多项指引规范城投类债券资金运作、信息披露等操作。进入 2012 年，风险事件逐渐增多，主要为平台发行的短融和中小企业发行的集合债。除中小企业集合债以外，其余债券均无明确的担保条款，但最终城投类债券均由政府、母公司兜底，而中小企业集合债均由担保公司代偿，市场在政府隐性担保的预期下降低了债券违约的风险敏感性，具有政府背景的低信用债券品种大受追捧，投资冒险行为得到鼓励。

长期来看，信用事件屡被化解现象并不符合信用债务市场的发展方向，正如前文所述，企业是否具有政府背景支持因作为企业信用的一大考量因素，但其不应掩盖债券发行人自身信用资质这一因素的重要性。事实上，就市场定价来看，目前运用担保增级手段的债券，其一级发行及二级流通利率并未显示出明显优势。如果市场不能提高对于违约事件的容忍度，系统风险逐渐堆积，那么风险暴露后给市场带来的冲击可能大于“云投债”事件的影响。

未来的债券市场在允许“市场力量”发挥作用与“管制经济”之间的矛盾将逐步缓和，允许违约的出现，具有流动性和深度的资本市场以透明性、稳定性、以及公正和可预见的方式实现可持续发展，发挥信用评级公司在市场中的作用，披露信息，消除市场的不对称性，揭示市场中的信用风险。

附注：

表 5：2005 年以来信用债市场主要监管规则

时间	发布机构	监管规则
2004.12	中国人民银行	《全国银行间债券市场债券交易流通审核规则》
2005.04	中国人民银行、中国银监会	《信贷资产证券化试点管理办法》
2005.05	中国人民银行	《短期融资券管理办法》
2005.10	国务院	《中华人民共和国证券法》（2005 年修订）
2005.10	国务院	《中华人民共和国公司法》（2005 年修订）
2007.08	中国证监会	《公司债券试点办法》
2008.01	国家发改委	《关于推进企业债券市场发展、简化发行核准程序有关事项的通知》
2008.04	中国人民银行	《中期票据业务指引》
2008.04	中国人民银行	《银行间债券市场非金融企业债务融资工具管理办法》
2009.11	中国银行间市场交易商协会	《银行间债券市场中小非金融企业集合票据业务指引》
2009.11	中国银行间市场交易商协会	《银行间债券市场债券交易自律规则》
2012.06	深圳证券交易所	《深圳证券交易所公司债券上市规则》（2012 年修订）
2012.08	中国银行间市场交易商协会	《银行间债券市场非金融企业资产支持票据指引》

数据来源：中国人民银行、中国证监会、中国外汇交易中心、国家发改委

附录一 中国宏观经济分析与预测模型—CMAFM 模型

（一）CMAFM 模型的结构设计和变量体系

中国宏观经济分析与预测模型（China’s Macroeconomic Analysis and Forecasting Model）—CMAFM 模型，以 IS-LM-AS 模型为理论核心，依次估计中国消费需求函数、固定资产投资需求函数、存货投资需求函数、净出口需求函数和货币需求函数而建立中国 IS-LM 模型，并且拟合附加预期的中国菲利浦斯曲线而建立卢卡斯函数形式的中国 AS 函数。同时，CMAFM 模型建立中国税收政策规则和货币供应规则，以政府支出和狭义货币供应输入中国需求管理政策冲击。

CMAFM 模型在附表 1-1(a)的 SNA 体系原始变量基础上，定义如附表 1-1(b)所示的模型变量，进而使用 GDP 平减指数缩减模型名义变量而核算相应模型真实变量，最终形成如附表 1-1(c)所示的直接输入模型变量体系。表 1 的基础数据来源，包括中国国家统计局（NBS）《中国统计年鉴》、国际货币基金组织“International Financial Statistics”（IFS）与世界贸易组织（WTO）统计数据“http://www.wto.org/statistics”。

附表 1-1(a)　SNA 体系原始变量

序号	变量	定义	单位	来源
1	BFCI	国家预算内固定资产投资	当年价格，亿元	NBS
2	GFCI	固定资本形成总额	当年价格，亿元	NBS
3	GOVC	政府消费	当年价格，亿元	NBS
4	GOVEX	国家财政支出	当年价格，亿元	NBS
5	GOVRE	国家财政收入	当年价格，亿元	NBS
6	INV	存货增加	当年价格，亿元	NBS
7	NEX	净出口	当年价格，亿元	NBS
8	NGDP	（支出法）国内生产总值	当年价格，亿元	NBS
9	PRIVC	居民消费	当年价格，亿元	NBS
10	SM1	狭义货币供应年末余额	当年价格，十亿元	IFS
11	SM2	广义货币供应年末余额	当年价格，十亿元	IFS

12	SSDRE	特别提款权年末兑换率	每特别提款权人民币元	IFS
13	USDE	美元平均兑换率	每美元人民币元	NBS
14	WME	世界商品出口总额	当年价格，百万美元	WTO
15	WMI	世界商品进口总额	当年价格，百万美元	WTO
16	WSE	世界服务出口总额	当年价格，百万美元	WTO
17	WSI	世界服务进口总额	当年价格，百万美元	WTO
18	Y	真实国内生产总值	可比价格，1978 年 = 100	NBS

附表 1-1(b)　CMAFM 模型变量定义

序号	变量	定义	计算公式
1	FCI	固定投资	$FCI_t = GFCI_t - BFCI_t$
2	G	政府支出	$G_t = GOVC_t + BFCI_t$
3	GTX	政府综合收入	$GTX_t = GOVRE_t - (GOVEX_t - G_t)$
4	PDY	居民可支配收入	$PDY_t = GDP_t - GTX_t$
5	SDRE	特别提款权年均兑换率	$SDRE_t = (SSDRE_t + SSDRE_{t-1})/2$
6	WT	世界贸易总额	$WT_t = (WME_t + WMI_t + WSE_t + WSI_t)/100$
7	M1	狭义货币供应年均余额	$M1_t = ((SM1_t + SM1_{t-1})/2) \cdot 10$
8	M2	广义货币供应年均余额	$M2_t = ((SM2_t + SM2_{t-1})/2) \cdot 10$

附表 1-1(c)　CMAFM 模型变量体系

序号	变量	定义	计算公式	单位
1	P	价格指数	$P_t = (NGDP_t/Y_t)/(NGDP_{1981}/Y_{1981})$	1981 年 = 1.00
2	INFL	通货膨胀率	$INFL_t = (P_t/P_{t-1} - 1) \cdot 100$	%
3	YR	真实国民收入	$YR_t = NGDP_t/P_t$	1981 年价格，亿元
4	PDYR	真实居民可支配收入	$PDYR_t = PDY_t/P_t$	1981 年价格，亿元
5	GTXR	真实政府综合收入	$GTXR_t = GTX_t/P_t$	1981 年价格，亿元
6	PRIVCR	真实居民消费	$PRIVCR_t = PRIVC_t/P_t$	1981 年价格，亿元
7	FCIR	真实固定投资	$FCIR_t = FCI_t/P_t$	1981 年价格，亿元
8	INVR	真实存货投资	$INVR_t = INV_t/P_t$	1981 年价格，亿元

9	NEXR	真实净出口	$NEXR_t = NEX_t/P_t$	1981 年价格，亿元
10	GR	真实政府支出	$GR_t = G_t/P_t$	1981 年价格，亿元
11	M1R	真实 M1 货币供应	$M1R_t = M1_t/P_t$	1981 年价格，亿元
12	M2R	真实 M2 货币供应	$M2R_t = M2_t/P_t$	1981 年价格，亿元
13	R3	三年期人民币存款基准利率	$R3_t = \Sigma\{(R_{ti} \cdot \Delta t_{ti})/\Sigma(\Delta t_{ti})\}$	%

（二）CMAFM 模型的单方程估计

使用 OLS 方法在 1981-2011 年间单方程估计 CMAFM 模型，取得其 2012 年版计量模型。定义离散型时间变量 T，1981 年 T = 1，2011 年 T = 31；定义虚拟制度变量 DUM，从通货膨胀第一峰值年 1988 年至第二峰值年 1994 年 DUM = 1，其他年度 DUM = 0，以体现 1988-1994 年间从计划经济向市场经济快速过渡的结构跃迁影响。

（1）居民可支配收入定义式

$$PDYR_t = YR_t - GTXR_t$$

（2）居民消费需求函数

$$logPRIVCR_t = 0.516573 + 0.492986 \cdot logPRIVCR_{t-1} + 0.425759 \cdot logPDYR_t + [MA(1) = 0.533724]$$

(4.647405) (4.305566) (4.371443) (2.888057)

$R^2 = 0.999203$，adj $R^2 = 0.999115$，SE = 0.022221，DW = 1.851940。

（3）固定投资需求函数

$$logFCIR_t = -3.141295 - 0.008238 \cdot (R3_t - INFL_t) + 1.208992 \cdot logYR_{t-1} + [MA(1) = 0.977001, MA(2) = 0.317766]$$

(-12.04195) (-2.668739) (46.43394) (7.588716) (1.968865)

$R^2 = 0.997975$，adj $R^2 = 0.997663$，SE = 0.051747，DW = 1.863802。

（4）存货投资需求函数

$INVR_t/YR_t = 0.077051 + 0.926328 \cdot (INVR_{t-1}/YR_{t-1}) -$

$0.853234 \cdot DUM \cdot (INVR_{t-2}/YR_{t-2})$

(4.461095) (12.37019) (-4.792761)

$- 0.002450 \cdot (R3_t - INFL_t) + 0.003380 \cdot DUM \cdot (R3_t - INFL_t) -$

$0.007066 \cdot logYR_t$

(-6.887847) (6.537508) (-4.802119)

$+ 0.006636 \cdot DUM \cdot logYR_{t-1} + [MA(1) = - 0.945293]$

(4.213139) (-13.57826)

$R^2 = 0.918469$，adj $R^2 = 0.893656$，SE = 0.008624，DW = 2.074872。

（5）净出口需求函数

$NEXR_t/YR_t = - 0.743194 + 0.516136 \cdot \Delta(NEXR_{t-1}/YR_{t-1}) - 0.196145 \cdot \Delta logYR_t -$

$0.081994 \cdot logYR_{t-1}$

(-9.521007) (4.170553) (-2.160767) (-6.107518)

$- 0.095677 \cdot log(SDRE_t/P_t) + 0.134489 \cdot log(WT_t \cdot USDE_t/P_t) +$

$[MA(2) = - 0.979953]$

(-7.113118) (7.737663) (-3918.275)

$R^2 = 0.908303$，adj $R^2 = 0.885379$，SE = 0.009649，DW = 1.728291。

（6）国民收入平衡方程

$YR_t = PRIVCR_t + FCIR_t + INVR_t + NEXR_t + GR_t$

（7）货币需求函数

$R3_t - INFL_t = 3.564338 - 0.877979 \cdot \Delta INFL_t - 0.630773 \cdot INFL_{t-1} +$

$0.128551 \cdot INFL_{t-2}$

(6.174203)(-19.03964) (-9.248466) (2.697900)

$- 3.443422 \cdot log(M2R_t/YR_t) + [MA(1) = 0.907653, MA(2) =$

$0.362517]$

(-4.185209) (8.055109) (2.533953)

$R^2 = 0.954433$，adj $R^2 = 0.943041$，SE = 0.918316，DW = 1.973751。

（8）菲利浦斯曲线

$\Delta INFL_t = -3.361998 - 0.585221 \cdot DUM \cdot INFL_{t-1} - 0.484716 \cdot INFL_{t-2} + 53.80823 \cdot \Delta logYR_t$

(-3.238228)(-3.033192) (-11.27633) (4.908805)

$+ 53.32362 \cdot DUM \cdot \Delta logYR_{t-1} + [MA(1) = -0.957530]$

(11.45655) (-26.18484)

$R^2 = 0.807056$，adj $R^2 = 0.768467$，SE = 1.969068，DW = 2.228311。

（9）税收制度方程

$GTXR_t/PDYR_t = 0.238542 - 0.012018 \cdot DUM - 0.008283 \cdot T + 0.000198 \cdot T^2$

(16.31246)(-3.271047) (-5.654045) (4.542773)

$+ 0.200311 \cdot \Delta logYR_t + [MA(1) = 0.968771]$

(2.082001) (40.08387)

$R^2 = 0.920774$，adj $R^2 = 0.904929$，SE = 0.008555，DW = 1.961607。

（10）货币调整方程

$\log(M2R_t/YR_t) = 0.030082 + 0.974191 \cdot \log(M2R_{t-1}/YR_{t-1}) + 0.613868 \cdot \Delta \log(M1R_t/YR_t)$

(4.111025) (73.51570) (6.439630)

$+ [MA(1) = 0.663841]$

(4.260078)

$R^2 = 0.998178$，adj $R^2 = 0.997975$，SE = 0.021917，DW = 2.226118。

CMAFM 计量模型不包含 ARMA 过程的可计算结构方程体系如附表 1-2 所示，主要由 IS 曲线、LM 曲线、AS 函数和政策规则板块组成。其中，各计量方程的结构系数 C_{ij} 采取正估计值形式。

附表 1-2 CMAFM 模型结构方程体系

板块	结构方程
IS曲线	[1] $PDYR_t = YR_t - GTXR_t$

	[2] $logPRIVCR_t = C_{10} + C_{11} \cdot logPRIVCR_{t-1} + C_{12} \cdot logPDYR_t$ [3] $logFCIR_t = - C_{20} - C_{21} \cdot (R3_t - INFL_t) + C_{22} \cdot logYR_{t-1}$ [4] $INVR_t/YR_t = C_{30} + C_{31} \cdot (INVR_{t-1}/YR_{t-1}) - C_{32} \cdot DUM \cdot (INVR_{t-2}/YR_{t-2}) - C_{33} \cdot (R3_t - INFL_t) + C_{34} \cdot DUM \cdot (R3_t - INFL_t) - C_{35} \cdot logYR_t + C_{36} \cdot DUM \cdot logYR_{t-1}$ [5] $NEXR_t/YR_t = - C_{40} + C_{41} \cdot \Delta(NEXR_{t-1}/YR_{t-1}) - C_{42} \cdot \Delta logYR_t - C_{43} \cdot lnYR_{t-1} - C_{44} \cdot log(SDRE_t/P_t) + C_{45} \cdot log(WT_t \cdot USDE_t/P_t)$ [6] $YR_t = PRIVCR_t + FCIR_t + INVR_t + NEXR_t + GR_t$
LM曲线	[7] $R3_t - INFL_t = C_{50} - C_{51} \cdot \Delta INFL_t - C_{52} \cdot INFL_{t-1} + C_{53} \cdot INFL_{t-2} - C_{54} \cdot log(M2R_t/YR_t)$
AS函数	[8] $\Delta INFL_t = - C_{60} - C_{61} \cdot DUM \cdot INFL_{t-1} - C_{62} \cdot INFL_{t-2} + C_{63} \cdot \Delta logYR_t + C_{64} \cdot DUM \cdot \Delta logYR_{t-1}$
政策规则	[9] $GTXR_t/PDYR_t = C_{70} - C_{71} \cdot DUM - C_{72} \cdot T + C_{73} \cdot T^2 + C_{74} \cdot \Delta logYR_t$ [10] $log(M2R_t/YR_t) = C_{80} + C_{81} \cdot log(M2R_{t-1}/YR_{t-1}) + C_{82} \cdot \Delta log(M1R_t/YR_t)$

（三）CMAFM 的历史模拟误差和动态乘数分析

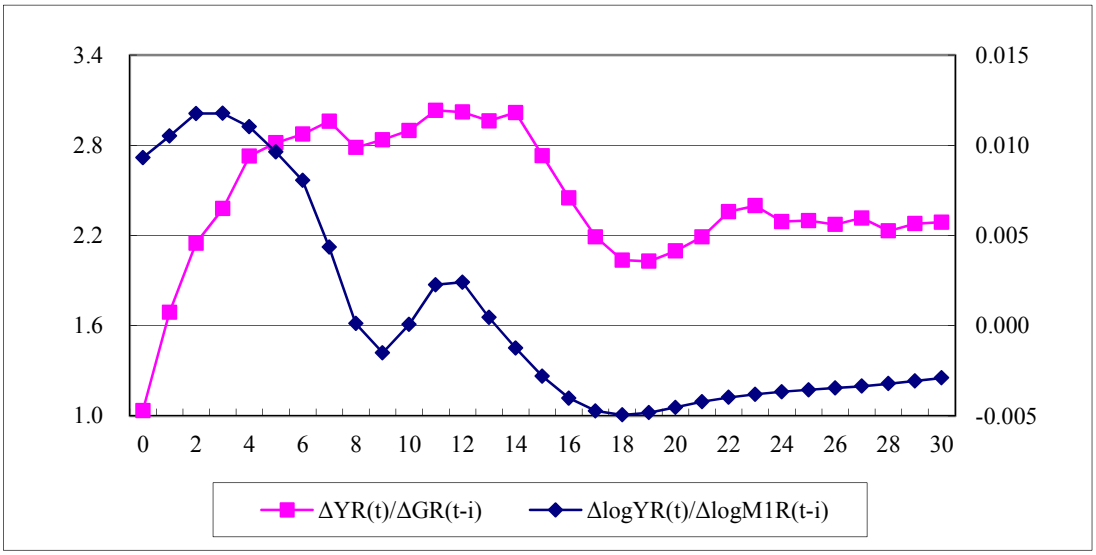
依据附表 1-2 的可计算结构方程体系，CMAFM 模型同时静态预测和动态预测 1981-2011 年间主要内生变量的历史数据，其历史模拟误差如附表 1-3 所示。

附表 1-3　CMAFM 模型历史模拟误差

预测变量	相对误差		绝对误差	
	平均值（%）	均方根（%）	平均值	均方根
静态模拟				
logYR	-0.016208	0.306872		
logPRIVCR	-0.000339	0.339814		
logFCIR	0.039651	0.954356		
INVR			-53.20413	378.9441
NEXR			30.96867	431.0328
INFL			-0.096105	2.598312
R3			0.121823	1.252261
动态模拟				
logYR	-0.005343	0.370699		

logPRIVCR	0.003038	0.503387		
logFCIR	0.045540	1.132669		
INVR			65.75137	407.5949
NEXR			-46.49701	472.8445
INFL			0.186868	3.621566
R3			0.211506	1.531430

在动态预测基础上，CMAFM 模型动态模拟政府支出持久增加和狭义货币供应暂时增加对国民收入的冲击—响应过程，从而计算中国财政政策动态乘数 $\Delta YR_t/\Delta GR_{t-i}$ 和货币政策动态乘数 $\Delta \log YR_t/\Delta \log M1R_{t-i}$，其时间路径如附图 1-1 所示。在 31 年动态模拟期内，政府支出动态乘数和侠义货币供应动态乘数均呈现稳定收敛趋势；其中，狭义货币供应动态乘数在经历震荡调整后向负值收敛，蕴含非中性的长期货币政策需求管理效应。



附图 1-1　政府支出动态乘数和狭义货币供应动态乘数

附录二 中国宏观经济指标预测（2013 年中期）

中国经济景气经历 1991-2001 年间与 2002-2009 年间的完整波谷—波谷经济周期，从 2010 年起重新进入扩张阶段。然而，在 2009 年末和 2010 年初的恢复性和补偿性高速增长后，中国经济扩张势能弱化而复苏乏力，至 2012 年末才开始逆转逐季减速趋势。2013 年，中国需求管理继续实行积极的财政政策和稳健的货币政策，努力平衡国内需求与国外需求、投资需求与消费需求以及民间投资需求与政府投资需求对中国经济增长的拉动作用，以实现从萧条到繁荣的周期形态转换。

依据中国人民大学中国宏观经济分析与预测模型—CMAFM 模型，假设 2013 年中央财政预算赤字为 8900 亿和 2013 年人民币与美元平均兑换率为 6.19:1，预测 2013 年中国宏观经济主要指标，其预测结果如附表 2-1 所示。

附表 2-1　2013 年中国宏观经济指标预测

预测指标	2013年
1、国内生产总值（GDP）增长率（%）	8.13
其中：第一产业增加值	4.4
第二产业增加值	8.6
第三产业增加值	8.5
2、全社会固定资产投资总额（亿元）	455230
社会消费品零售总额（亿元）	239960
3、出口（亿美元）	22520
进口（亿美元）	19900
4、狭义货币供应（M1）增长率（%）	13.6
广义货币供应（M2）增长率（%）	15.5
5、居民消费价格指数（CPI）上涨率（%）	2.9
GDP平减指数上涨率（%）	2.4

预测日期：2013 年 5 月

报告总负责人: 杨瑞龙 毛振华 朱科敏

报告执笔人：

主报告：毛振华　刘元春　闫文涛　阎衍　段亚林

分报告 1：刘元春

分报告 2：杨继东

分报告 3：范志勇

分报告 4：王晋斌　李莎

分报告 5：陈彦斌　郭豫媚　姚一旻

分报告 6：于春海　冯俊新

分报告 7：王孝松

分报告 8：程华

分报告 9：刘凤良　易信

分报告 10：孙久文

分报告 11：于泽

分报告 12：郑新业　李夕璐

分报告 13：黄隽

分报告 14：陈林峰、曾诚、李诗

附录一、二：郑超愚