

No. 1803

研究报告

IMI

IMI 宏观经济月度分析报告（第10期）

IMI



微博·Weibo



微信·WeChat

更多精彩内容请登陆

國際貨幣網

<http://www.imi.org.cn/>

1937

目录

一、国内外经济金融形势研判.....	- 1 -
(一) 海外宏观.....	- 1 -
1. 美国经济复苏稳健通胀上涨超预期.....	- 1 -
2. 主要国际货币的汇率走势与分析.....	- 1 -
(二) 国内宏观.....	- 2 -
1. 经济：2018 年开局平稳，经济韧性仍强.....	- 2 -
2. 通胀：1 月 CPI、PPI 双降，2 月 CPI 将跳升但全年无忧.....	- 4 -
3. 金融：信贷天量社融收缩，M2 继续低增.....	- 5 -
(三) 商业银行.....	- 6 -
1. 银行业 2017 年经营数据.....	- 6 -
2. 2018 年 1 月货币金融数据分析.....	- 8 -
(四) 资本市场.....	- 9 -
1. 股市.....	- 9 -
2. 债市.....	- 10 -
二、宏观经济专题：“脱实向虚”，政策之过？.....	- 12 -
核心观点.....	- 12 -
(一) 引言.....	- 12 -
(二) 文献回顾与研究假设.....	- 14 -
1. 文献回顾.....	- 14 -
2. 研究假设.....	- 16 -
(三) 研究设计与研究数据.....	- 19 -
1. 样本选择与数据来源.....	- 19 -
2. 实证模型与变量定义.....	- 19 -
(四) 实证结果分析.....	- 23 -
1. 基准回归.....	- 23 -
2. 地区和行业的异质性.....	- 24 -

3. 经济政策不确定性与企业金融资产配置结构.....	- 26 -
4. 融资约束异质性.....	- 28 -
5. 稳健性检验.....	- 29 -
(五) 进一步讨论：中国企业金融化动机形成的原因.....	- 30 -
(六) 主要结论和政策建议.....	- 32 -
三、主要经济数据.....	- 33 -

图表目录

图 1：开年 PMI 回落，但仍处于荣枯点上方.....	- 3 -
图 2：中韩出口总体同步.....	- 4 -
图 3：PPI 与 CPI 缺口继续收窄.....	- 5 -
图 4：2018 年 1 月表外融资大幅缩水.....	- 6 -
图 5：1 月基础货币投放.....	- 8 -

表格目录

表 1：1 月 M2 增量结构.....	- 9 -
表 2：变量定义表.....	- 20 -
表 3：变量定义表.....	- 22 -
表 4：经济政策不确定性对企业金融化的影响.....	- 24 -
表 5：经济政策不确定性对企业金融化影响的地区差异.....	- 25 -
表 6：经济政策不确定性对企业金融化影响的行业差异.....	- 25 -
表 7：经济政策不确定性对企业金融化影响的资产差异.....	- 27 -
表 8：经济政策不确定性对企业金融化影响的资产差异：工具变量法.....	- 27 -
表 9：融资约束、经济政策不确定性与企业金融化.....	- 29 -
表 10：经济数据一览.....	- 33 -

一、国内外经济金融形势研判

(一) 海外宏观¹

2018 年初，全球经济延续复苏步伐，受全球增长势头加强以及最近批准的美国税收政策变化带来的预期影响，国际货币基金组织（IMF）在 1 月 22 日公布的《全球经济展望》中进一步上调 2018 年和 2019 年的全球经济增速预期 0.2 个百分点至 3.9%。从主要经济体走势来看，美国经济复苏稳健，就业形势依旧向好，通货膨胀上升超预期。欧洲经济复苏步伐放缓，通胀下行，就业改善。日本经济增速有所回落，通胀大幅上升。

1. 美国经济复苏稳健通胀上涨超预期

(1) 美国：经济复苏略有改善 失业率持续下降

美国经济复苏稳健：第三季度美国 GDP 增速环比折年率由二季度的 3.1% 升至 3.2%，整体经济稳中有升。从生产端看，1 月美国制造业 PMI 达到 55.5，创 2015 年 3 月份以来新高，显示美国经济在 2018 年开头表现良好，弱势美元为制造业扩张提供了一定的动力；通胀回升：1 月 CPI 与核心 CPI 全面超预期（1 月 CPI 环比 0.5%，同比 2.1%，核心 CPI 1 月环比 0.3%，同比 1.8%），显示了物价上涨压力。在该背景下，美联储 3 月份加息概率进一步上升。失业率居于低位：1 月失业率为 4.1%，与上月持平。

(2) 欧元区经济增速放缓，通胀有所下行

欧元区经济增速放缓：第四季度欧元区 GDP 增速环比折年率由第三季度的 2.9% 降至 2.4%，整体经济增速回落。从生产端看，2 月欧元区制造业 PMI 下降 1.1 个点至 58.5，非制造业 PMI 下降 1.3 个点至 56.7；通胀回落：1 月 HICP 为 1.3%，较上月回落 0.1%。核心 HICP 上升 0.1 个百分点至 1%。失业率：12 月失业率下滑至历史新低 8.7%，与上月持平。

(3) 日本经济增速回落，失业率历史新低

日本经济增速有所回落：第四季度日本 GDP 增速环比折年率由第三季度的 2.2% 降至 0.5%；通胀大幅上涨：1 月 CPI 大幅上涨，上涨 0.4 个点至 1.4%，核心通胀与上月持平。失业率新低：12 月失业率为 2.6%，与上月持平，就业状况持续改善。

2. 主要国际货币的汇率走势与分析

(1) 美股调整对美元及人民币汇率影响

¹撰写人：IMI 研究员张瑜

2月美股出现两年内最大调整。2月首周，道琼斯工业指数(下称“道指”)累计下跌4.12%，创下自2016年1月以来最大周跌幅。美股是短期调整还是趋势性下跌？如果VIX一直在高位且有逐步提升的趋势+美债利率继续下行，那么RISK OFF模式将会开启，下跌趋势与恐慌情绪将会延续，趋势性下跌的概率加大。

对美元及人民币汇率影响：如果仅是调整几日恢复平稳，则对美元利空，人民币利多，意味着经济（由于财政乘数小于1，特朗普减税落地效果将低于预期）、货币（本轮加息进入后半程，或于2019年结束）、通胀（薪金增速疲惫，通胀难出现跳涨）、资产价格（美股回调）都显现美元面临重新定价，新中枢一定低于过去三年的90-100的区间，大概率在80-90，88只是走弱的开始；如果是趋势性大幅下跌形成全球股市传染，那么对美元而言短期内是先利空后利多，V型走势，那么人民币对应就是先涨后跌倒V型，由于主要资产价格暴跌将会对美元利空，但随后全球风险偏好大幅下行开启危机模式，美元由于其避险属性将会受到支撑，从而面临一波强劲的反弹，如08年先跌后涨，长期美元面临更大的中枢调整。

（二）国内宏观²

历史上看，开年月份的经济数据均需考虑春节因素（工作日错位、节前备货赶工），因此1月和2月往往合并起来看会更为客观。透过已公布的数据，1月信贷和贸易均超预期，CPI和PPI则如期回落，总体来看，2018年开年经济韧性仍强，景气度仍然不差。往后看，需要密切关注3月份召开的“两会”对全年各项经济目标的定调，以及大概率显著上行的通胀走势。

1. 经济：2018年开局平稳，经济韧性仍强

（1）高频数据不弱，景气度尚可

2月份为我国工业生产、投资、消费等经济数据的真空期，透过高频数据来看，预计1-2月经济有望继续企稳向好。截至2月23日，1-2月的六大电厂发电耗煤同比增长20%（1月、2月分别为11.1%、14.9%），高于去年12月的9.4%；1-2月高炉开工率均值为63.8%（1月、2月分别为63.8%、63.7%），较去年12月（62.3%）小幅回升；1-2月汽车半钢胎开工率均值为67.7%（1月、2月分别为69.3%、66.2%），较去年12月（66.7%）小幅回升；1-2月30个大中城市房地产销售面积同比负增长8.6%，跌幅较去年年底收窄；1-2月100城大中

²撰写人：IMI研究员熊园，IMI助理研究员蒋超

城市土地供应面积同比增长 17.7%，延续了 2017 年土地供应高增的态势。此外，从制造业景气度来看，1 月和 2 月 PMI 分别回落至 51.3%、50.3%，仍连续 19 个月处于扩张区间。

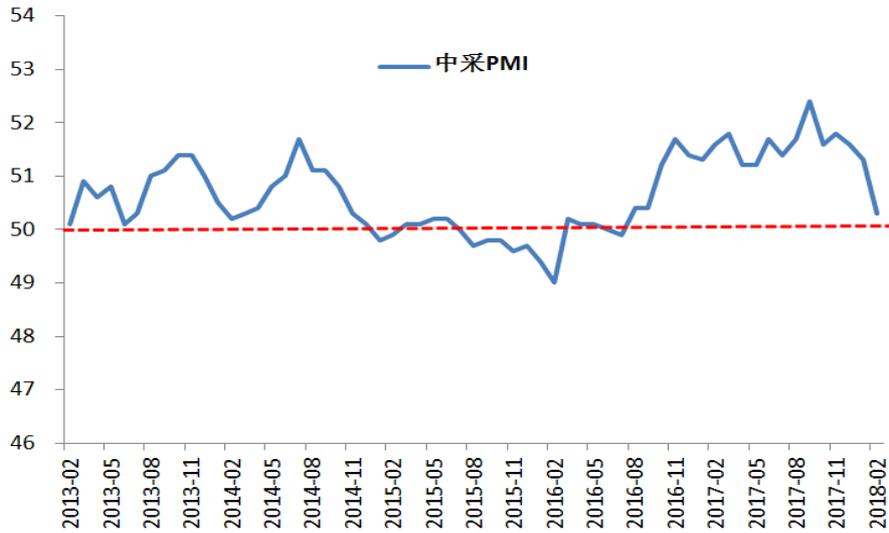


图 1：开年 PMI 回落，但仍处于荣枯点上方

资料来源：Wind

(2) 1 月进出口均超预期，全年贸易仍将向好

2018 年 1 月，以美元计，出口同比增长 11.1%，较前值（10.9%）有所回升。出口走稳的背后，反映的还是全球经济保持高景气，体现为 1 月美国和欧元区 PMI 仍为近几年高位，1 月美国 ISM 制造业 PMI 的进口分项仍在快速上行。此外，韩国和台湾地区一月份的出口增速也均回升（中韩出口历来较为同步，韩国 1 月出口较前值大幅回升 13.2 个百分点至 22.2%，台湾则回升 0.5 个百分点至 15.3%），也表明全球外需强劲。

2018 年 1 月进口同比增长 36.9%，较前值（4.5%）大幅跳升，主因是前期进口低迷使大宗商品进口量补偿性回升，铁矿砂、原油进口数量均达三年来最高，人民币升值带来高购买力、企业节前备货等因素亦推动进口高增；由于出口增速不及进口，1 月贸易顺差录得 203.4 亿美元，较前值（546.85 亿美元）缩减过半。往后看，得益于全球经济继续回暖，2018 年全年贸易仍将向好（增速较 2017 年有所下滑），对人民币升值无需过于担心，但仍需警惕贸易保护主义的潜在威胁。

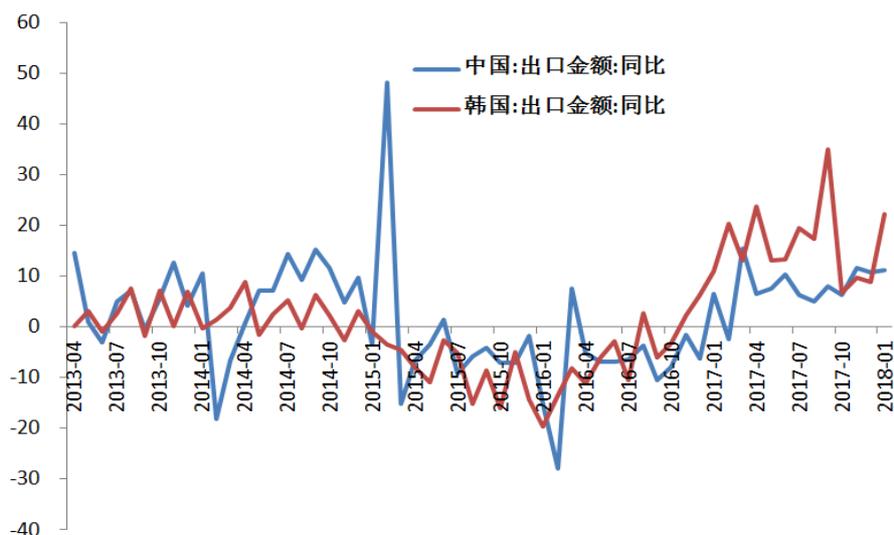


图 2: 中韩出口总体同步

资料来源: Wind

2. 通胀: 1 月 CPI、PPI 双降, 2 月 CPI 将跳升但全年无忧

(1) CPI 继续走弱, 主因春节错位

开年首月 CPI 同比增长 1.5%, 较前值回落 0.3 个百分点, 自去年 2 月以来连续第 12 个月低于 2%, 符合预期; 环比 0.6%, 高于前值 (0.3%) 但不及去年同期 (1%)。由于去年春节错位导致的高基数, 从同比看食品和非食品均显著回落, 1 月份 CPI 食品同比 -0.5% (前值 -0.4%, 去年 1 月 2.7%), 非食品同比 2% (前值 2.4%, 去年 1 月 2.5%); 但从环比看, 1 月食品价格环比增长 2.2% (鲜果、水产品和猪肉价格分别上涨 5.7%、2.8% 和 0.7%), 明显高于前值 (1.1%) 并与去年 1 月 (2.3%) 相当, 表明食品价格事实上是回升较多的。

往后看, 由于去年 2 月以后食品价格大幅走低 (尤其是 2 月、3 月、4 月分别同比分别为 -4.3%、-4.4%、-3.5%), 低基数之下预计今年 2 月 CPI 有望跳涨至 2.6% 以上甚至摸至 3%, 整个上半年有望维持 2.5% 左右, 下半年将整体回落。由于猪价总体仍处于下行通道、以医疗为代表的非食品价格回落特别是需求并未实质性复苏, 2018 年全年并不会发生通胀, 预计 CPI 中枢在 2-2.2%。

(2) PPI 同比续降, 上涨动力犹存

开年首月 PPI 同比增长 4.3%, 不及前值 (4.9%) 和去年同期 (6.9%), 基本符合预期 (4.4%); PPI 环比继续上涨, 但涨幅比上月回落 0.5 个百分点至 0.3%。分结构看, 生产资料价格同比 5.7% (前值 6.4%), 生活资料价格同比 0.3% (前值 0.5%), 表明 PPI 价格上涨仍然是依靠原材料价格上涨推动, 上游往下游传导 (或者说 PPI 往 CPI 的传导) 仍弱。需要注

意的是，1月份原油价格大涨，对PPI有明显的推升作用。

往后看，鉴于2017年高基数，2018年PPI整体呈现回落态势，预计2月份PPI将回落至3.6%左右，全年高点可能在年中6月或7月（4.5%左右），全年PPI中枢在3-3.5%。但考虑到供给侧改革和环保限产将继续推进，加之油价继续高位，这将导致PPI环比仍有上涨预期，只不过是边际影响趋弱。

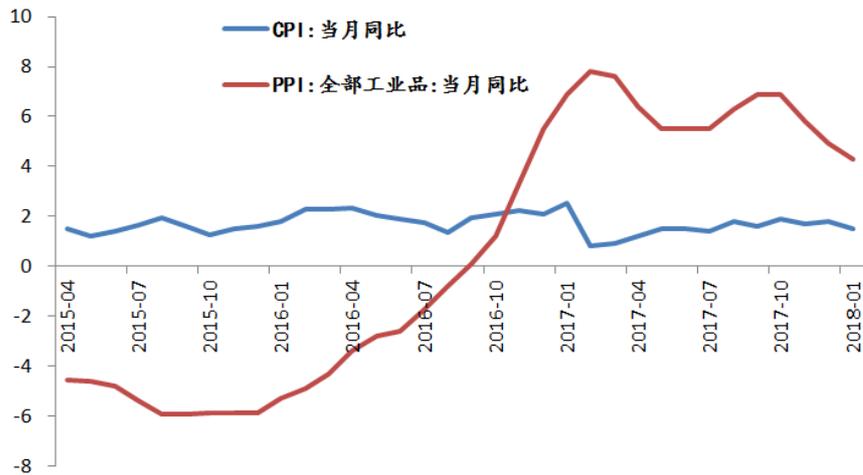


图3: PPI与CPI缺口继续收窄

资料来源: Wind

3. 金融: 信贷天量社融收缩, M2 继续低增

(1) 1月信贷大超预期, 但信贷质量有所恶化

1月新增人民币贷款2.9万亿, 显著高于市场预期(2.1万亿), 也大幅高于往年同期水平(过去5年1月均值为1.7万亿, 其中16年、17年分别为2.5万亿、2万亿)。从历史看, 年初多放贷是银行惯性(早放贷早收益), 因而每年1月信贷都是全年最高位。但是今年如此走高, 应与央行呵护资金面有关。分结构看, 贷款增量主要来自表内票据和对非银贷款(分别比去年同期多增4900亿和4700亿), 表明年初“冲贷款”是主贡献, 信贷质量事实上是有所恶化, 这也意味着企业信贷的真实需求有待进一步观察。

(2) 1月社融小幅收缩, 主因是表外受压

1月新增社融3.06万亿元, 不及预期(3.15万亿)也不及过去两年(2016、2017年1月分别为3.5万亿和3.7万亿), 主因是金融强监管压缩表外融资。分结构看, 主贡献是表内融资(新增2.69万亿, 高于16年和17年同期的2.57万亿、2.31万亿); 以“委托+信托+未贴现银行承兑汇票”合计的表外融资新增1178亿元, 大幅低于去年同期(1.24万亿元), 也低于前值(3523亿)和2017年月均(2836亿)。

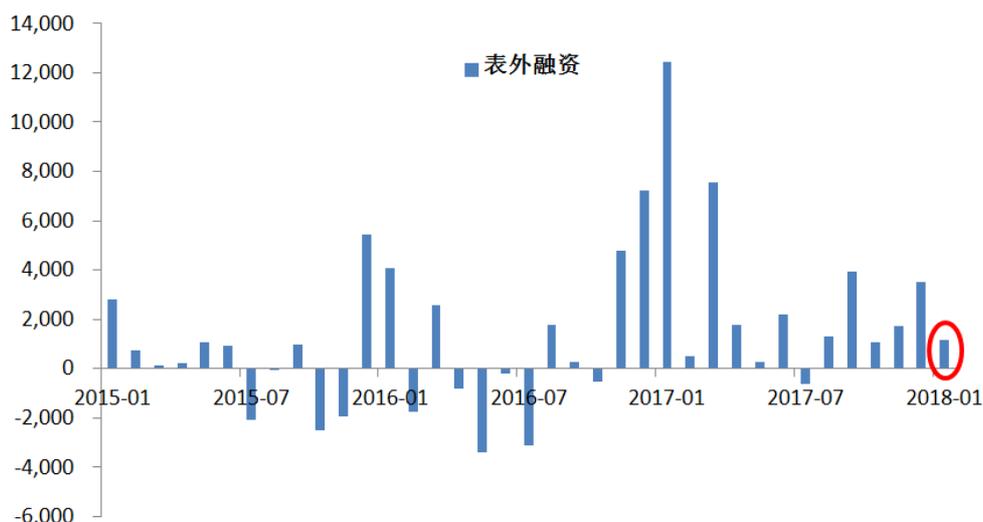


图 4: 2018 年 1 月表外融资大幅缩水

资料来源: Wind

(3) M2 小幅回升, 低增继续成为常态

1 月 M2 同比较前值提高 0.4 个百分点至 8.6%, 1 月份存款新增 3.86 万亿(为近年来最高), 具体结构上与信贷一样, 主要是财政存款和非银存款(分别增长 9800 亿和 15900 亿), 但居民和企业存款并未多增。需要注意的是, 央行把货币基金纳入 M2 考量, 主要是借鉴国际惯例(例如美国), 后续需关注货币基金是否也要缴纳存款准备金。往后看, M2 将继续低增, 预计年末在 9-10%, 但个别月份仍将在 8.5% 左右甚至更低。

(三) 商业银行³

1. 银行业 2017 年经营数据

银监会于 2 月 9 日披露了银行业 2017 年的主要统计数据, 包括规模、经营、监管等方面的指标, 包括全行业和分类型子行业的一些数据, 我们借此透视银行业 2017 年发展情况。

整体上看, 行业资产增速回落, 资产质量向好, 利润表现改善。

商业银行及银行业总资产增速回落至个位数。截至 2017 年末, 我国商业银行境内外本外币总资产 197 万亿元, 同比增长 8.3%, 增速较去年末大幅下降 8.3 个百分点。其中银行业金融机构境内外本外币资产总额达到 252 万亿元, 同比增长 8.7%, 增速较去年末下降 7.1 个百分点。这是银监会从 2004 年披露该项数据以来, 银行业总资产同比增速首次降至个位数。

负债增速低于资产增速, 商业银行及银行业杠杆略有下降。截止 2017 年末, 我国商业

³撰写人: IMI 研究员王剑

银行总负债 182 万亿元，同比增长 8.0%；期末权益乘数 13.4 倍，较年初下降 0.5。银行业金融机构负债总额 233 万亿元，同比增长 8.4%，增速略低于资产增速；期末权益乘数 12.9 倍，较年初下降 0.4。

得益于资产质量改善，商业银行净利润同比增速上升。2017 年全年商业银行实现净利润 1.75 万亿元，同比增长 6.0%，增速较去年上升 2.5 个百分点，是 2016 年以来连续第二年回升。考虑到 2017 年商业银行总资产同比增速较去年大幅回落、净息差与去年相比还下降了 12bps，因此其净利润回升应该主要受益于资产质量改善、信用成本下降。

宏观经济向好带动行业资产质量改善。2017 年我国 GDP 同比增长 6.9%，增速较 2016 年回升 0.2 个百分点；全年工业企业利润总额同比增长 21.0%，较去年上升 12.5 个百分点，企业偿债能力得到大幅提升，从而带来了商业银行资产质量的持续改善。截止 2017 年末，商业银行不良贷款余额 1.71 万亿元，与年初相比仍在增长，但不良贷款率 1.74%，与年初持平；年末关注类贷款余额 3.41 万亿元，较年初小幅增加 568 亿元，今年以来基本维持在 3.4 万亿元左右，其中期末关注类贷款占比 3.49%，较年初下降 38bps；2017 年末行业整体拨备覆盖率 181.4%，较年初上升 8 个百分点。从前述指标来看，行业资产质量趋于改善，而且考虑到拨备覆盖率还在回升，我们推测行业加回核销转出后的不良生成率应该出现了较大幅度的回落。

但是，分不同类型银行来看，不同类机构表现分化，大行表现更佳。

从分类机构情况来看，大行的资产增速相对比较稳定，股份行和城商行大幅回落。2017 年末大型银行总资产同比增长 7.2%，较去年下降 3.6 个百分点。股份行、城商行总资产增速大幅回落，主要是受同业负债成本上升、非标理财等监管收紧等影响；其中股份行总资产同比仅增长 3.4%，增速较去年末大幅回落 14.1 个百分点；城商行总资产同比增速从去年末的 24.5%降至 12.3%。此外，农村金融机构的总资产增速也从 16.5%降至 9.8%。

我们根据分类机构的总资产和银监会披露的总资产利润率（即 ROA）可以大概推算出各类机构的净利润情况。从推算值来看，估计 2017 年大行净利润同比增长 3.0%，增速较去年回升 4.0 个百分点；但股份行、城商行的净利润增速均出现回落，估计股份行、城商行分别回落 4.0、5.2 个百分点。此外，农村金融机构的净利润增速从 2.8%提升至 6.7%。

资产质量方面，大行资产质量稳步改善，股份行表现也较好，城商行、农村金融机构压力仍在。2017 年末大行不良贷款率 1.53%，较年初下降 15bps，年末拨备覆盖率 180.5%，较年初大幅上升 17.8 个百分点；股份行亦表现较好，期末不良贷款率较年初下降 3bps 至 1.71%，拨备覆盖率较年初上升 9.6 个百分点至 180.0%；城商行和农村金融机构压力较大，尤其是

农村金融机构。城商行和农村金融机构年末不良贷款率分别为 1.52%、3.16%，较年初分别增加 4、67bps，年末拨备覆盖率较年初分别下降 5.4、34.8 个百分点。

2. 2018 年 1 月货币金融数据分析

2018 年 1 月末，基础货币余额为 30.75 万亿元，全月减少 1.44 万亿元。1 月份基础货币下降属季节性因素，货币政策工具、财政缴款均回笼了基础货币。其中，货币政策工具到期回笼了约 4342 亿元基础货币，财政收税等因素回笼了 9518 亿元基础货币，其它因素再回笼少量基础货币。

货币政策工具方面，由于央行在节假日临近时实施了期限为 30 天的临时准备金动用安排（CRA），银行在前节陆续动用，因此减轻了基础货币投放压力，仍然保持了市场流动性稳定。至于财政方面，1 月有所得税等税种上缴，而年初支出较少，因而导致基础货币回笼，属正常季节性现象。

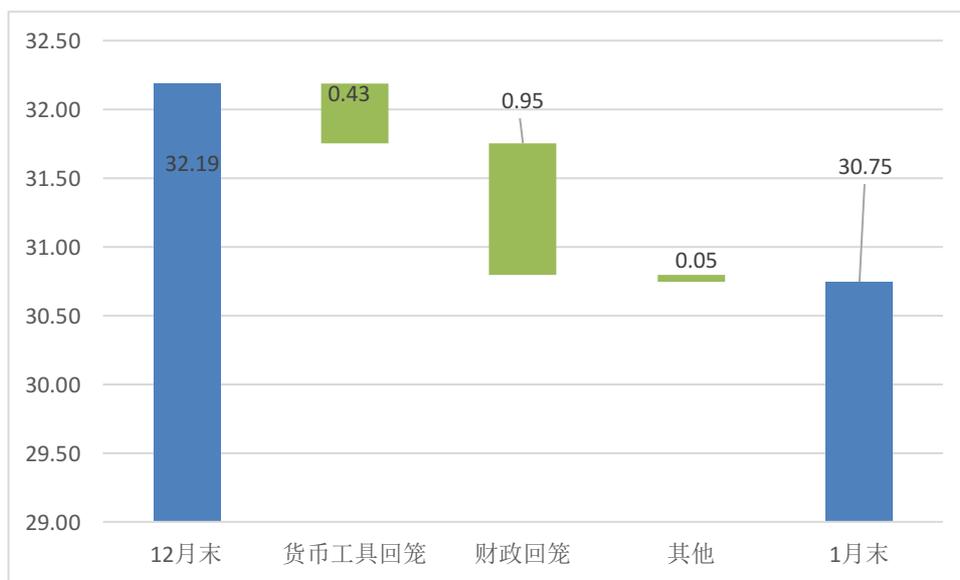


图 5：1 月基础货币投放

资料来源：Wind

广义货币方面，2018 年 1 月末 M2 余额是 172.08 万亿元。央行调整了 M2 统计口径，用非存款机构部门持有的货币市场基金取代货币市场基金存款（含存单），M2 口径与海外更趋于相近。口径调整导致 M2 较原口径增加约 1.15 万亿元，我们在测算本月的月度变化时，先将这一因素剔除，则全月 M2 增量为 3.25 万亿元。

分解来看，信贷贡献了其中约 2.69 万亿元，财政净回笼 9518 亿元，银行购买债券、外江占款等波动不大，此外还有约 1.56 万亿元的 M2 投放，来自于其他，主要是投放非银、委外、非标等。委外、非标目前处于严厉监管下，不太可能大幅投放，因此可能是其他因素导

致的投放非银，可能有季节性因素。

表 1：1 月 M2 增量结构

存量结构		来源结构	
M0	3,991	外占	-487
单位活期	-4,534	债券	81
单位定期	7,974	贷款	26,900
个人	9,083	财政	-9,518
非银	15,749	其他（非银、非标等）	15,570
误差	283		
全月	32,546	全月	32,546

资料来源：Wind，中国人民大学国际货币研究所

（四）资本市场⁴

1. 股市

1 月底至 2 月上旬末，全球股市同步大动荡大回调，A 股主要股指悉数大跌 12%-14%而领跌。2 月中旬以来，全球股指普遍企稳反弹，春节前 A 股已缩量企稳反弹，而春节假期海外股指普遍延续反弹态势，叠加国内假期旅游文化品质消费等数据靓丽，推升节后 A 股缩量修复反弹延续；全球主要股指已连续两周修复反弹，近两周 MSCI 全球、发达、新兴市场各累计反弹 4.7%、4.7%、4.6%，其中美国三大股指以 6.1%-8.3%的反弹幅度居前（已修复此前近半跌幅），而春节前后 A 股沪综指也走出六连阳。

基本上，本轮全球经济同步复苏稳健且仍处于中期偏后附近，但复苏力度温和且持续期限存疑、通胀回升偏弱，主要央行货币收缩节奏预计仍缓慢渐近，当前仍不具备货币政策快速收紧条件；因此，基于当前全球经济稳健、政策缓变、企业整体盈利能力与业绩增长仍健康等判断，我们认为，前期调整性质为结构性慢牛途中的技术性大动荡，而非基本面与政策面恶化下的转熊拐点，基本面稳健下的估值修复尚存空间。

然而，全球股市大动荡后，当前市场仍以超跌修复反弹为主，受美联储加息在即、节奏提速预期升温，后续海外股市震荡余波仍在，也限制了 A 股参与反弹意愿较弱，近六日反弹中缩量明显。A 股若继续稳步反弹，尚待利好催化剂，我们预计，进一步放量反弹时机或在 3 月两会前后，即政策或改革春风吹起之际。

⁴撰写人：IMI 研究员芦哲

2 月底至 3 月中旬的半个月里，国内相继迎来十九届三中全会、全国两会等重要政治会议，结合近期系列事件来看，落实十九大报告精神的改革春风已吹来，也表明 18 年适逢改革开放四十周年之际，深化改革开放的魄力与举措或超预期，改革春风有望提升市场风险偏好，相关受益板块或主题或有望引领反弹。

从过去 5 年“两会”行情历史量化复盘来看：两会召开前后市场波动率也处于较低水平，且会后一周大概率收涨，呈现会前优过会后，会前中小创好于上证综指，会中喜忧参半，会后上证综指优于中小创的规律。从结构性行情来看，两会常规主题：绿色环保、三农、医疗改革、居民消费、社会保障、教育改革等重大民生话题基本年年提及，其超额收益规律特征呈现出开启于两会前 1 周左右，持续至会后两周的特点。

政策方面，保监会再论监管长牙齿，监管逐步常态化与制度化，同时支持险资服务实体经济发展；《货币政策执行报告》延续稳健中性基调。下周逆回购到期量不大，而 CRA 陆续到期，但到期节奏与现金回笼大体匹配，二者可以基本对冲，预计下周流动性维持中性。央行重启逆回购缓和流动性，春节期间海外市场表现较好，风险得到一定程度释放。因此，从当前时间点到 3 月初，投资者都可以保持相对乐观的态度，适度参与市场的反弹。

预计 18 年在资金利率高位震荡下，估值一旦上修至合理区间后，上行阻力加大，股指上行幅度基本同步于 12% 的业绩增速，且随着大小盘绝对估值修复合理，风格板块相对估值收敛均衡后，预计 18 年股指波动性有所放大；18 年 A 股市场节奏方面，基本面预期稳定，股市走势或主要取决于通胀波动、深化落实金融监管与供给侧改革的节奏与力度。

结合业绩增长确定性、估值纵横向安全边际，可坚守业绩估值匹配的板块，以券商、保险、银行、建筑、高端装备、房地产龙头等价值蓝筹为主；然而，大盘蓝筹股普遍已温和连涨两年，18 年可深挖优势新蓝筹（总市值 300-500 亿元）—公司治理结构完善、行业竞争力领先、行业格局重塑空间大、盈利改善与业绩增长拐点明确。中期重点布局三大收敛平衡中的价值回归机会：经济结构优化平衡、增长动力转换平衡、PPI-CPI 价差收敛平衡的趋势下的中长期确定性受益机会。

2. 债市

春节后，债市迎来了短期的喘息机会。2 月 26 日国内股债商汇联动上涨，债市表现较好，国债期货创近三个月最大涨幅，现券收益率大幅下行。资金面短期好转、供给空淡季、监管政策喘息有助于缓解债市悲观情绪，海外市场 risk-off 有所缓解，推动了债市喘息机会的出现。

当然，债市暂时回暖还有一个主要原因：重大会议期间维稳需求和双支柱协调运行，流动性大量投放营造较宽松流动性环境。首先，人民银行提前开展流动性安排，“两会”行情来到。即将于3月初召开的“两会”期间各项政策将协调配合，人民银行于春节后已经累计投放7300亿元流动性，一方面对冲CRA到期、税期顺延等资金到期因素，另一方面也通过流动性的提前安排保证“两会”期间资金面保持平稳。回顾2016年和2017年“两会”前后货币市场利率走势和人民银行公开市场操作可以发现，重大会议期间维稳效果较为显著，“两会”期间货币市场利率均回落至较低水平，流动性稍有松绑后结构性分层矛盾也得到缓解。其次，避免流动性分层矛盾在重要时间点加剧，人民银行开展流动性投放平稳资金面。为了避免2017年12月底由于流动性市场摩擦导致的流动性分层现象加剧，加强货币政策与宏观审慎政策双支柱协调，人民银行在2018年春节前后都开展了大额流动性投放，保证资金面平稳度过现金需求旺盛的春节期间。

但是，这一轮短暂的债市回暖，我们暂时把其当作喘息机会和交易性行情，主要源于几个因素：1、美国股债双杀并不是来自于基本面变弱，而恰是来源于通胀预期和加息速度；2、国内监管政策落地和共振风险，金融杠杆还在去化和出清的过程中，控增量已经有收效，解存量杠杆还任重道远；3、债市供求和季末流动性等还有待考验。

往后看，基本面提供的指引仍有待清晰，资金面总体平稳、扰动略有增多，供给担忧海外债市影响情绪但不决定方向，金融防风险及政策仍是最大变量。投资者对利多利空因素都有了一定的预期，需要新的变量打破当前的弱平衡。中长期关注基本面和融资需求抑制、金融生态链重塑进程、标志性事件、货币政策转向等可能带来的转机。

短期方向上，债市面临的各方面配合较春节前有所弱化，预计将从喘息之机和交易性机会转为弱势震荡中等待方向。在收益率向上空间已经不大，但趋势尚未逆转情况下，更加注重票息和相对价值机会。对于两会的影响，流动性宽松在两会结束后将逐步结束，债市趋势仍未改变。从长期趋势角度看，3月底为全球货币政策迎来进一步正常化加息时间点，叠加季末流动性环境波动。受以上因素影响，我们认为3月份10年国债到期收益率仍将逐步回升至4%的中枢。

曲线形态上，得益于资金面好转、相对性价比和投资行为保守化倾向，我们去年底判断的短端下行已经得到验证，关注同业存单、ABS和真正的高等级信用债。目前看1-5年品种的相对性价比有所提升，建议负债端稳健的投资者从短端适度向中短端适度拉长久期。长端仍面临供给压力、需求弱化、纠正期限错配、通胀担忧等风险点，建议从前期的尝试交易性机会再次转为观望为主。

二、宏观经济专题：“脱实向虚”，政策之过？⁵

核心观点

当前中国出现的经济“脱实向虚”问题引起了学术界的广泛关注。国内外研究均表明，经济政策不确定性上升将显著抑制企业实体经济投资，那么，此消彼长，企业金融化是否也是经济政策不确定性上升的结果？本文采用 2007-2015 年沪深两市上市公司的季度数据，利用实证分析解答了这一问题。分析结果表明：总体来看，经济政策不确定性上升将显著抑制企业金融化趋势。分地区和行业看，经济政策不确定性对企业金融化趋势的抑制效应在中西部地区、竞争更激烈的行业更为显著。进一步的研究表明，经济政策不确定性提高不仅会对企业金融资产投资的总量造成影响，还会对企业金融资产配置结构产生影响。企业出于金融市场风险和经营风险的考虑，会减持投机性金融资产，并且增持保值性金融资产。最后，本文还发现，受融资约束更弱的企业，其金融化趋势受经济政策不确定性上升的抑制作用更大，这表明中国企业金融化主要以利润追逐为动机，而非预防性储蓄。本文的研究对政府引导经济“脱虚向实”有一定的参考价值。

（一）引言

近年来，中国经济出现了显著的“脱实向虚”趋势：一方面，金融发展逐渐偏离了服务实体经济的本源，不断将资金配置到金融体系内部，导致金融空转；另一方面，越来越多的非金融企业脱离原有主营业务，大量依靠投资于虚拟经济来盈利，即企业金融化。据 Wind 数据统计显示，2016 年有 767 家上市公司购买了银行理财产品、证券公司理财产品、信托贷款、私募等金融产品，总金额达 7268.76 亿元（王国刚，2017）。一些国有上市公司已经成为名副其实的信用中介，利用获得的廉价银行贷款从事放贷和金融资产投资活动。非金融企业金融化会导致实体经济与虚拟经济之间的风险联动性增强，系统性金融风险积聚，不利于宏观经济环境的稳定。虚拟经济的过度膨胀必然会造成系统的不稳定，历次金融危机的发生都归结于虚拟经济的过度膨胀（成思危，2015）。面对严峻的现实，习近平总书记在十九大报告中明确指出，要“深化金融体制改革，增强金融服务于实体经济的能力，健全货币政策和宏观审慎政策双支柱调控框架，完善金融监管体系，守住不发生系统性风险的底线”。因此，探索企业金融化的影响因素，有针对性地制定政策抑制非金融企业金融化趋势，引导金

⁵撰写人：IMI 研究员彭俞超

融重新回归实体经济，对于防范金融系统性风险、促进经济健康可持续发展具有重要的理论和现实意义。

中国处于并长期处于经济转型时期，不断坚持改革开放，以一系列经济政策推动经济转型升级，是中国经济赖以持续发展的根本动力。频繁推出经济政策必然会引起经济政策不确定性的提高。根据 Baker et al. (2016) 的数据，中国的经济政策不确定性指数自 2012 年以来不断上升，这与中国近年来推出的一系列供给侧结构性改革政策有关。国内外学者均发现，经济政策不确定性上升将会抑制企业固定资产投资、研发投资等实体经济投资活动 (Gulen and Ion, 2016; 谭小芬和张文婧, 2017)。从直觉上看，实体经济投资下降，就可能伴随着企业金融资产投资的上升，因而，经济政策不确定性上升可能会加剧企业金融化趋势和经济“脱实向虚”。然而，经济政策不确定性的上升也可能会降低银行的放贷意愿、加剧金融资产价格波动，从资金供给和资产质量两个角度抑制企业金融化。有鉴于截然相反的两种可能性，本文尝试给出自己的回答，利用中国上市公司的微观数据，实证检验经济政策不确定性对企业金融化的影响。理清经济政策不确定性对企业金融化的影响，对中国政府实施经济政策的方式有较强的参考价值 and 实践意义。

虽然中国已经具有了一定的企业金融化趋势，但关于企业金融化问题的学术研究并不多。这些研究主要集中于企业金融化的影响和动机两个方面。关于企业金融化的影响，现有研究主要发现，非金融企业金融化会降低企业实体投资，抑制企业的技术创新能力等(谢家智等, 2014)，对企业绩效没有显著影响(李建军和马思超, 2017)，弱化货币政策对实体经济的提振效果(张成思和张步昙, 2016)等。关于企业金融化的动机，现有研究主要从金融欠发达国家的信贷约束、金融行业高额利差收益以及金融监管缺失等角度对企业金融化给出了解释(王永钦等, 2015; 宋军和陆旸, 2015; 韩珣等, 2017)。还有一些研究从“蓄水池”理论和“投资替代”理论阐释了企业金融化趋势不断增强的原因(Demir, 2009; 胡奕明等, 2017; 杜勇等, 2017)。但是，鲜有研究从经济政策不确定性的角度探索企业金融化的原因。

关于经济政策不确定性对企业行为的影响，国内外研究主要关注了经济政策不确定性与企业投资规模和投资效率之间的关系，尤其是经济政策不确定性对企业生产性投资的影响 (Julio and Yook, 2012; Gulen and Ion, 2016; 谭小芬和张文婧, 2017)。此外，还有一些研究分别从经济政策不确定性对技术创新、风险承担以及现金持有水平等方面展开探讨 (Demir and Ersan, 2017)。但是，鲜有研究探索经济政策不确定性与企业金融化行为之间的关系。经济政策不确定性提高会增加企业经营风险，增强企业预防性储蓄动机，促进企业金融化；同时，经济政策不确定性提高也可能加大企业融资难度，抑制企业资金来源，加剧

金融市场波动，抑制金融资产的流动性，从而抑制企业金融化。有鉴于此，本文拟弥补现有研究的不足，实证分析经济政策不确定性对企业金融资产配置行为的影响及其机制。

利用 2007 年第一季度到 2015 年第四季度沪深两市 A 股非金融类上市公司的财务数据，本文实证检验了经济政策不确定性上升对企业金融化趋势的影响。为了克服内生性问题，本文采用了工具变量法和两阶段系统矩估计法(System-GMM)对模型进行了稳健性检验。随后，本文从区域、市场化程度、行业竞争程度、融资约束程度等角度，探索了经济政策不确定性上升对企业金融化趋势的异质性影响。与已有研究相比，本文的边际贡献在于：弥补现有研究的不足，分析了经济政策不确定性对企业金融资产配置的影响，具有一定的前沿性和创新性；进一步确认了中国企业金融化的动机，即中国企业持有金融资产的主要动机是利润追逐而非预防性储蓄；论证了经济政策不确定性上升并非是企业金融化的原因，否定了频繁经济政策导致“脱实向虚”的观点，对中国的经济政策制定有一定的现实意义。

本文余下的部分安排如下，第二部分回顾了相关文献并提出了研究假设，第三部分给出了研究设计并介绍了研究数据，第四部分为实证结果分析，第五部分讨论了中国非金融企业金融化的动机及其形成机制；第六部分是结论与政策建议。

（二）文献回顾与研究假设

1. 文献回顾

金融化是指金融部门的规模、地位和影响力在经济运行中的作用不断提升（Epstein, 2006）。随着金融化趋势的日益凸显，来源于金融投机和投资活动的利润占 GDP 的比重将不断提高（Krippner, 2005；鲁春义和丁晓钦，2016）。从利润积累方式来看，金融化反映了资本集聚不再依赖于剩余价值的生产和交换，而逐渐变为由金融资本增殖占主导的演化过程。蔡明荣和任世驰（2014）从企业层面对金融化的概念进行界定，认为金融化反映了企业重视资本运作而忽视生产性投资的行为，以及来自金融渠道的利润占总利润比重不断提高的现象。目前，已有较多研究对非金融企业从事金融资产投资的动机和影响因素展开了深入的探讨。宋军和陆旸（2015）利用 Penman-Nissim 方法，从资产和收益中剥离出金融资产和金融收益，研究发现企业绩效与企业金融资产投资比重之间呈现正 U 型曲线关系，绩效较高的企业因资金充裕而增加了企业金融投资，绩效较低的企业由于缺乏实体经济投资机会而增加了金融投资，而企业绩效中等的企业较少持有金融资产。谢家智等（2014）利用中国制造业上市公司的数据分析了企业金融化对技术创新的影响，实证结果表明制造业企业金融化会显

著抑制企业技术创新活动。经济金融化不仅会影响企业投融资行为，还会对宏观经济的平稳运行造成一定的负面影响。张成思和张步昙（2016）通过构建金融环境下的企业投资决策模型，剖析了金融化对实体投资率的影响，研究发现经济金融化会显著降低实体投资率，并弱化货币政策提振实体经济的作用。此外，彭俞超（2017）的研究表明，降低企业实际税负将能够抑制中国企业的金融化趋势。

从金融部门规模的肆意扩张到影子银行体系的崛起，再到非金融企业涉足金融领域，企业杠杆率高企、大宗商品金融化乱象丛生。经济金融化对宏观经济的平稳运行造成了较大的负面冲击。随着中国“三去一降一补”的推进、利率市场化序幕的拉开和国外政治经济局勢的变化，处于不同行业 and 不同发展阶段的企业将面临更大的经济政策不确定性，这种不确定性是企业难以规避的风险，将对金融资产配置行为产生影响（王红建等，2014）。然而，现阶段很少有文献关注到经济政策不确定性对企业金融资产投资行为的影响。

经济政策不确定性是指政府未明确经济政策预期、政策执行和政策立场变更的指向和强度引致的不确定性（Quan and Zakb, 2000; Gulen and Ion, 2016）。Baker et al. (2016) 的数据显示，2008 年美国次贷危机后，世界各国经济政策不确定性均大幅提高。金融危机后，政府对经济干预的频率和幅度有所增强。这种干预政策大多是相机抉择的，导致企业和家庭在做出经济决策的过程中面临更大的不确定性。中国长期处于经济结构转型的过程之中，政府频繁地推出经济改革政策，将会造成经济政策不确定性上升。例如，央行近年来创设了较多创新型的结构性货币政策（彭俞超和方意，2016），造成了货币政策不确定性的提高，为金融机构和市场合理预期货币政策走向带来了困难（郭豫媚等，2016）。国内外很多学者探讨了经济政策不确定性对居民和企业微观行为机制的影响。陈国进等（2017）将内生的消费习惯引入经济政策不确定性资产定价模型中，研究发现经济政策不确定性将通过企业利润率、家庭消费和风险资产投资比例三种途径影响企业账面价值和股票价格。经济政策不确定性还会通过影响资金成本和资本边际收益率而影响企业的投资行为，并且表现出逆周期性和行业非对称性（陈国进和王少谦，2016）。经济政策不确定性的提高不仅会影响企业生产性投资和技术创新行为，还会导致金融市场和银行业系统性风险的增加，最终对企业金融资产投资行为产生影响（Pastor and Veronesi, 2012、2013）。此外，还有研究利用中国企业的发现，中国经济政策不确定性的上升将通过实物期权渠道抑制实体经济投资的规模和效率（饶品贵等，2017；谭小芬和张文婧，2017）。现有研究从不同角度探索了经济政策不确定性对企业投资、技术创新等经济活动的影响，但忽略了企业的金融投资行为。企业金融化对企业部门的生产经营和投融资活动会产生一定的冲击，探究经济政策不确定性的上升

对企业金融资产配置在总量和结构上的影响，并且有效识别企业金融化动机，对于抑制经济“脱实向虚”、防范系统性金融风险具有重要现实意义。

2. 研究假设

(1) 经济政策不确定性与企业金融化。金融资产具有双重属性：它既是一种流动性贮藏工具，也是一种投资机会。在经营过程中，企业未来的收入、成本以及现金流都存在着不确定性，为了应对未来可能的流动性短缺，企业将会持有一部分的现金和短期金融资产，以减少资金链断裂对生产经营活动的负面冲击 (Opler et al., 1999)。经济政策不确定性上升将导致未来的市场需求更加难以准确预测，进而导致企业现金流的不确定性增加，强化了企业的预防性储蓄动机。经理人更倾向于通过增持大量流动性资产和营运资本管理来应对外部环境对主营业务的不利冲击，进而降低企业经营风险 (Bloom et al., 2010; 王红建等, 2014; 李浩举等, 2016)。与固定资产投资相比，包括现金在内的金融资产具有较强的流动性。当面临资金短缺时，企业能够及时地出售金融资产以获得资金补充，以应对可能发生的流动性危机。此外，金融资产投资具有分散风险的功能，远期、期权等衍生品也具备套期保值的功能，经济政策不确定性的上升也会促进企业持有金融资产，以实现分散和对冲风险的目的。因此，当经济政策不确定性上升时，企业为了应对现金流不确定性，降低经营风险，将提高金融资产的持有比例 (Duchin, 2017)，进而导致企业金融化趋势增强。

然而，经济政策不确定性的上升也可能抑制企业金融化趋势，其作用机制主要包括以下几个方面。首先，从企业角度看，经济政策不确定性上升会引起股票市场的大幅波动，提高投资者的风险溢价水平和融资成本，从而导致风险规避的经理人从事金融资产投融资活动的意愿下降 (陈国进等, 2017)。其次，从债权人角度来看，经济政策不确定性会增加金融体系的系统性风险，银行受到经济政策噪音信号和借贷主体羊群效应的干扰，很难准确识别出融资方的真实还款能力和实际借贷风险，进而会缩小贷款规模。银行惜贷现象使得企业的融资能力受到限制，加剧企业的融资约束，进而导致非金融企业的金融资产投资规模下降 (Baum et al., 2009)。再次，经济政策不确定性上升会引起金融资产价格的波动性上升、流动性下降，导致企业基于“预防性储蓄动机”而持有金融资产的意愿有所减弱，进而抑制企业金融化行为。最后，金融监管政策不确定性也将抑制企业金融资产投资。金融监管政策是经济政策的内容之一，当金融监管政策的不确定性上升时，一些监管套利形成的金融资产可能会在未来受到监管政策的影响而难以兑付，其资产价格也将因持有者的抛售而遭遇大幅下跌，因

而，企业将减少对非货币金融资产的持有，提高对现金的持有。

综合以上两类不同的观点，本文提出如下两个对立假设：

H1a：随着经济政策不确定性的提高，企业持有金融资产的增长率将不断上升，即企业金融化趋势将不断增强。

H1b：随着经济政策不确定性的提高，企业持有金融资产的增长率将不断下降，即企业金融化趋势将不断减弱。

(2) 经济政策不确定性与企业金融资产配置结构。企业基于流动性管理、金融市场风险以及货币市场环境的考虑，会将闲置资金投资于流动性不同、期限不同的金融资产，以实现流动性储备以及金融资产投资的目的（杨箐等，2017）。如果企业从事金融资产投资是出于预防性储蓄的动机，那么，经济政策不确定性的上升可能会导致企业将更多的资金配置到流动性较强、容易变现的短期金融资产，并且出售流动性较差、难以变现的长期金融资产。即使金融市场波动导致短期金融资产的流动性储备功能下降，企业也不会选择增持长期金融资产，而是增持流动性更强的现金。相反，如果企业从事金融资产投资是出于利润追逐的动机，则在面对不断增加的经济政策不确定性时，企业会选择自利的投资策略，通过将资金从交易性金融资产、可供出售金融资产等短期投机性资产，转移到衍生金融资产、长期股权投资等长期、保值型金融资产，以实现降低利润波动以及任期内自身收益最大化的目标。换言之，经济政策的不确定性会影响企业在流动性、期限结构不同的金融资产之间的配置。在两种不同的动机下，企业持有金融资产结构受经济政策不确定性的影响是截然相反的，因而，本文可以借助这一机制来识别企业金融化的主要动机。基于以上分析，本文提出如下两个对立的假设：

H2a：随着经济政策不确定性的上升，相对于长期金融资产，企业短期金融资产增长率上升更快。

H2b：随着经济政策不确定性的上升，相对于长期金融资产，企业短期金融资产增长率上升更慢。

(3) 融资约束异质性。在中国当前存在金融抑制的环境下，正规金融机构具有较严重的信贷配给行为（Allen et al., 2005），导致不同类型的企业受到歧视性的融资约束。其中，国有企业、大规模企业具有较强的融资优势，能够从资本市场和银行募集到足够的、甚至是超过其生产经营所需的资金，而民营企业、小规模企业难以从正规金融体系获得融资。受融资约束程度不同的企业在配置金融资产时的行为和动机可能也是不同的。受融资约束较强的企业，很难从外部融入资金，从而会倾向于以预防性储蓄的动机持有现金和金融资产。

受融资约束较弱的企业，资金相对充裕，有更强的动机投资于金融资产获利。

前文提到，当企业出于预防性储蓄动机从事金融资产投资的情况下，经济政策不确定上升既可能通过增强企业未来的现金流不确定性而促进企业金融化，也可能通过降低金融资产流动性而抑制企业金融化。但是，无论是哪种机制，对于融资约束较重的企业而言，其金融化行为都将对经济政策不确定性更敏感。在第一种机制占主导时，经济政策不确定性上升提高了企业未来收入和现金流的不确定性，企业需要提高预防性储蓄。对于那些受融资约束强的企业而言，从外部获得融资十分困难，持有更多的流动性资产就是更理性的选择。因而，受融资约束越强的企业对经济政策不确定性上升更敏感。在第二种机制占主导时，经济政策不确定性的上升会影响短期金融资产的流动性储备功能，导致企业减少金融资产的持有，而增持现金。由于受融资约束强的企业较受融资约束弱的企业持有更多的流动性，因此，在金融资产的流动性储备功能下降时，对应地，受融资约束强的企业也需要卖出更多的金融资产。因而，受融资约束越强的企业对经济政策不确定性上升更敏感。也就是说，如果受融资约束更强企业的金融化行为对经济政策不确定性上升更敏感，那么无论是哪条机制占主导，都表明企业金融化的主要动机是预防性储蓄。

与受融资约束较重的企业不同，受融资约束较轻的企业容易从银行获得贷款，从而它们的预防性储蓄动机较弱。国有大规模企业很容易从资本市场融入超过其生产经营活动需要的现金，金融资产投资意愿更为强烈（韩珣等，2017）。在金融市场回报率相对较高时，这些企业有强烈的动机将从银行获得的廉价资金投资于金融资产中，获取较高的利润。金融资产的投资期限较短，收益实现较快，且收益率较高。因此，受融资约束较轻的企业受利润追逐动机驱动而从事金融资产投资的现象更加普遍。然而，经济政策不确定性的上升会导致银行出于对未来风险的担忧，减少总信贷供给，银行惜贷现象更加明显。受融资约束较轻的企业从事金融资产投资的资金主要依赖于银行和资本市场，经济政策不确定性的上升导致其资金来源受到限制，因此，融资约束较轻的企业相较于融资约束程度较高的企业，金融资产投资增长率将会下降更多。此外，受融资约束程度较轻的企业，融资结构中外源融资占比更高，因此，经济政策不确定性的上升对融资约束较弱企业的融资成本加成效应高于融资约束程度较重的企业，从而导致前者金融化趋势受到抑制的程度高于后者。综上所述，如果“利润追逐动机”占主导，则对于受融资约束较弱的企业而言，随着经济政策不确定的上升，它们的企业金融化程度将下降更多，即企业金融化对经济政策不确定性上升更敏感。

综合以上两方面，本文提出如下对立假设：

H3a：受融资约束程度较重相较于受融资约束程度轻的企业，其金融化趋势对经济政策

不确定性的变动更加敏感。

H3b: 受融资约束程度较轻相较于受融资约束程度重的企业, 其金融化趋势对经济政策不确定性的变动更加敏感。

(三) 研究设计与研究数据

1. 样本选择与数据来源

本文选取 2007 年第一季度到 2015 年第四季度沪深两市 A 股上市公司的财务数据作为研究样本, 并剔除了 ST、PT 以及金融行业的样本。关于经济政策不确定性, 本文采用 Baker et al. (2016) 根据《南华早报》关键词搜索测算得到的指数, 即《南华早报》中同时包括“中国”、“经济”、“不确定性”以及“政策”四个关键词的相关报道的数量占当月文章总数量的比重。目前, 国内外较多研究都使用该指标分析了经济政策不确定性对企业投资、企业创新以及宏观经济效应的影响 (Wang et al., 2014; 李凤羽和杨墨竹, 2015; 田磊和林建浩, 2016)。企业财务数据来自国泰安上市企业数据库 (CSMAR), 宏观经济数据来国家统计局。为了消除极端值对实证分析的干扰, 本文对企业层面的连续变量进行了 1% 的双侧缩尾处理。

2. 实证模型与变量定义

参考刘珺等 (2014), 本文将交易性金融资产、衍生金融资产、可供出售金融资产、持有至到期投资和投资性房地产等五个科目划分为金融资产。需要指出的是, 除了这五个科目以外, 长期股权投资中对金融机构的股权也属于企业持有的金融资产 (宋军和陆旸, 2015)。但是, 季度的财务报表数据中仅披露加总的长期股权投资, 企业对金融机构的长期股权投资需要从上市公司的年度财务报表附注中筛选得到, 也就是说, 这一数据是年度频率的。考虑到本文其他指标均为季度数据, 两者不能加总, 因此, 本文在经济政策不确定性与企业金融化的基准回归中, 暂不考虑企业对金融机构的长期股权投资。在对金融资产配置结构的分项检验中, 本文也实证检验了经济政策不确定性对这部分投资的影响。

为了研究经济政策不确定性上升对企业金融化趋势的影响 (H1a 和 H1b), 本文建立了如下实证模型:

$$G_{F,i,t} = \alpha F_{i,t-1} + \beta EPU_t + \rho X_{i,t} + Quarter + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$G_{F,i,t}$ 是企业金融资产投资增长率, $F_{i,t-1}$ 是上期金融资产投资增长率, EPU_t 是经济政策不确定性, $X_{i,t}$ 是企业特征变量, $Quarter$ 是季度虚拟变量, μ_i 是企业固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 是误差项。

$$G_{F,i,t} = \alpha F_{i,t-1} + \beta EPU_t + \rho X_{i,t} + Quarter + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

用来衡量企业金融化趋势，具体采用企业持有金融资产规模自然对数值的一阶差分（乘以 100）来度量。F 是企业持有金融资产的水平值，用企业金融资产自然对数值（乘以 100）度量。控制滞后一期的金融资产水平值，是为了捕捉企业金融化的均值收敛特征。若系数 α 显著小于 0，则表明金融化水平较低的企业，其金融化的速度更快。

EPU 表示经济政策不确定性，是本文的核心解释变量，采用当季度三个月指数的平均值（除以 100）来衡量。若 β 的估计值显著大于 0，则表明经济政策不确定性提高会加剧企业金融化趋势（H1a）；反之，若 β 的估计值显著小于 0，则表明经济政策不确定性上升会抑制企业金融化趋势（H1b）。

$X_{i,t}$ 是一系列控制变量，包含了影响企业金融化的其他因素，包括企业和宏观两个层面。在企业层面，本文首先控制了金融与实体经济相对收益率（Return_Gap），用金融收益率与实体收益率之比来度量。借鉴张成思和张步昙（2017）的方法，金融收益率采用投资收益、公允价值变动损益、净汇兑收益扣除对联营和合营企业的投资收益之和占金融资产的比重来衡量，实体收益率则根据营业收益扣减营业成本、营业税金及附加、期间费用和资产减值损失后，除以经营资产总额来衡量。本文接着控制了金融与实体投资的相对风险（Risk_Gap），采用金融收益率三个季度滚动标准差与实体收益率三个季度滚动标准差之比来衡量。此外，本文还控制了企业层面影响企业投资的其他因素，包括公司规模（Size）、托宾 Q（TobinQ）、盈利能力（ROA）、成长性（Salesgrowth）、财务杠杆率（Lev）等。在宏观层面，本文控制了经济发展和货币政策等因素，包括实际 GDP 环比增速（GDP）、M2 增长率（M2Growth）、银行贷款利率（Loanrate）等。详细的变量度量如表 1 所示。

表 2：变量定义表

变量	描述	测算方法
G_F	金融资产投资增长率（%）	本期与上期金融资产自然对数值之差 $\times 100$
F	金融资产对数值	本期金融资产的自然对数值 $\times 100$
EPU	经济政策不确定性	当季度三个月算术平均值/100
$Return_Gap$	金融与实体相对收益率	金融收益率/实体收益率
$Risk_Gap$	金融与实体相对风险	金融收益率三个季度滚动标准差与实体收益率三个季度滚动标准差之比
$Size$	公司规模	总资产的自然对数值
$TobinQ$	托宾 Q	市值与总资产的比值
ROA	盈利能力（%）	净利润/总资产
$Salesgrowth$	企业成长性（%）	本期主营业务收入/上期主营业务收入-1
Lev	企业财务杠杆率（%）	总负债/总资产
GDP	实际 GDP 环比增速（%）	本季度实际 GDP/上季度实际 GDP-1（季度调整）
$Loanrate$	贷款利率水平	1 年期银行贷款利率

<i>M2growth</i>	M2 增长率 (%)	本季度货币供给量/上季度货币供给量-1
<i>G_Trade</i>	交易性金融资产增长率 (%)	本期与上期交易性金融资产自然对数值之差
<i>G_Deriv</i>	衍生金融资产增长率 (%)	本期与上期衍生金融资产自然对数值之差
<i>G_AvaiSale</i>	可供出售金融资产增长率 (%)	本期与上期可供出售金融资产自然对数值之差
<i>G_Maturity</i>	持有至到期投资增长率 (%)	本期与上期持有至到期投资自然对数值之差
<i>G_Invrealestate</i>	投资性房地产增长率 (%)	本期与上期投资性房地产自然对数值之差
<i>G_Equityinv</i>	长期股权投资增长率 (%)	本期与上期对金融机构长期股权投资自然对数值之差
<i>UnCon_Size</i>	融资约束代理变量 1: 公司规模	当公司规模大于同年同行业的中位数取 1, 否则取 0
<i>UnCon_Sales</i>	融资约束代理变量 2: 销售额	当公司销售额大于同年同行业的中位数取 1, 否则取 0
<i>UnCon_KZ</i>	融资约束代理变量 3: KZ 指数	当 KZ 指数小于同年同行业的中位数取 1, 否则为 0

资料来源：作者整理。

在回归模型 (1) 中, μ_i 是企业固定效应, 用来捕捉企业不随时间改变的个体异质性特征, 降低模型遗漏解释变量的可能性。由于 EPU 是时间序列变量, 因而, 模型中不能控制时间固定效应, 但是, 考虑到企业金融投资增长率可能具有一定的季节特征, 本文在模型中控制了季节的虚拟变量 (Quarter)。 $\varepsilon_i(t)$ 是未观测到的残差项。在实证分析中, 本文采用了聚类稳健标准误, 将标准误聚类到行业层面。

为了检验经济政策不确定性与企业金融资产配置结构的关系 (H2a 和 H2b), 本文利用回归模型 (1), 进一步分别检验了经济政策不确定性上升对不同类型金融资产增长率的不同影响。金融资产可以划分为交易性金融资产 (*G_Trade*)、衍生金融资产 (*G_Deriv*)、可供出售金融资产 (*G_AvaiSale*)、持有至到期投资 (*G_Maturity*) 和投资性房地产 (*G_Invrealestate*) 五部分。同时, 本文还考虑了企业对金融机构的长期股权投资 (*G_Equityinv*), 具体包括企业对银行、证券公司、保险公司、基金公司、信托公司、资产管理公司、房地产公司长期股权投资等。具体的变量定义如表 1 所示。

为了检验经济政策不确定性与企业金融化的关系如何受到融资约束的影响 (H3a 和 H3b), 本文构建了如下回归方程:

$$G_{F,i,t} = \alpha F_{i,t-1} + \beta EPU_t + \gamma EPU_t \times UnCon_{i,t} + \delta UnCon_{i,t} + \rho X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} + Quarter + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (?)$$

其中 $UnCon$ 是企业融资约束的虚拟变量, $UnCon=1$ 表示企业受到的融资约束较弱, $UnCon=0$ 表示企业受到的融资约束较强。本文采用了两类方法来度量企业融资约束: 第一类方法采用企业规模来划分融资约束程度的高低 (Guariglia et al., 2010), 具体可以采用

采用资产规模和销售额两种方法作为企业规模的代理变量，分别记为 UnCon_Size 和 UnCon_Sales。本文把规模大于同年同行业中位数的企业设定为受融资约束较轻的企业（虚拟变量取值为 1），其余企业设定为受融资约束较重的企业（虚拟变量取值为 0）。第二类方法则使用 KZ 指数（Kaplan and Zingales, 1997）。类似地，本文也将 KZ 指数转化为虚拟变量，记为 UnCon_KZ。在模型(2)中，本文添加了经济政策不确定性和融资约束的交乘项[EPU]_t × UnCon_(i, t)。

根据模型设定，由于 UnCon 是虚拟变量，系数 β 和系数 $\beta + \gamma$ 就分别代表了经济政策不确定性对受融资约束较严重企业和受融资约束较轻企业的金融化趋势的影响。通过比较这两个系数，本文能够准确识别企业金融化是出于“预防性储蓄动机”，还是“利润追逐动机”，具体识别动机的方法如表 2 所示。

表 3：变量定义表

企业金融化动机	EPU 上升对金融化趋势的影响	回归方程系数
预防性储蓄动机	促进	$\beta > 0; \gamma < 0$
	抑制	$\beta < 0; \gamma > 0$
利润追逐动机	抑制	$\beta < 0; \gamma < 0$
—	—	$\beta > 0; \gamma > 0$

资料来源：作者分析和整理。

如果企业出于预防性储蓄动机，如前文所述，经济政策不确定性的上升可能会对企业金融化有截然相反的两种影响。第一种情况下，企业为了防止经济政策不确定性的上升对未来经营风险的负面影响，那么企业可能会增持金融资产，以实现分散风险和流动性储备的功能。在这种机制的影响下，相较于受融资约束较轻的企业，受融资约束程度较重的企业的金融资产规模将会增长更快，因而，方程（2）中 EPU 的系数 β 将大于 0，但 EPU 与 UnCon 交乘项的系数 γ 将小于 0。第二种情况下，如果经济政策不确定性上升导致金融资产波动性增加，短期金融资产的流动性储存和变现能力下降，那么，企业将减少金融资产的持有。而且，受融资约束重的企业，其金融资产规模增长率下降趋势更为明显，EPU 的系数 β 将小于 0，但 EPU 与 UnCon 交乘项的系数 γ 将大于 0。

假设企业是基于“利润追逐动机”持有金融资产，那么，经济政策不确定性上升将提高金融市场波动性，减少银行信贷供给，从资金供给和金融资产质量两个方面抑制企业金融化趋势。融资约束较轻的企业因资金充裕而持有的金融资产较多，当面临经济政策不确定性的上升时，其金融化资产规模下降的程度将更大，进而使得回归方程（2）中 EPU 的系数 β 小于 0，且 EPU 与 UnCon 交乘项的系数 γ 也小于 0。从理论上讲，无论在“预防性储蓄动机”，

或者“利润追逐动机”下，都不会出现 $\beta > 0$ 且 $\gamma > 0$ 的情况。因此，本文通过估计方程（2）中 β 和 γ 的系数，比较融资约束不同的企业对经济政策上升的敏感性差异，就能够准确地识别出中国企业金融化的动机。

由于模型可能存在因遗漏变量而引起的内生性问题，本文分别采用面板固定效应模型和工具变量法进行实证分析。对于工具变量的选取，Wang et al.（2014）认为新兴国家的利率和汇率等宏观经济的波动，与美国的货币政策的出台和变更相关，并且，美国经济政策的不确定性只通过影响中国经济政策的不确定性来影响中国企业金融化行为，因而，他们选择美国经济政策不确定性的滞后项作为中国经济政策不确定性的工具变量。考虑到除了美国，欧洲、日本和韩国等其他主要经济体的经济政策不确定性也将通过贸易渠道影响中国经济政策不确定性，进而影响中国的企业金融投资行为，但中国的金融投资行为难以影响他国的经济政策不确定性，本文在 Wang et al（2014）基础上对工具变量做出一定的改进，采用中国主要贸易国经济政策不确定性的贸易份额加权平均值作为工具变量。具体地，本文选取美国、日本、韩国、英国、法国、德国、意大利这七个国家的经济政策不确定性指数，以中国对这些国家的进出口总额占比作为权重，使用加权平均方法得到了中国政策不确定性的工具变量。最后，本文还采用了两阶段系统 GMM 方法对模型进行了稳健性检验。

（四）实证结果分析

1. 基准回归

表 3 报告了经济政策不确定性对企业金融化影响的基准回归结果。在第（1）列中，本文控制了企业层面的控制变量，采用固定效应模型进行估计。经济政策不确定性（EPU）系数为-3.79，且在 1%的统计水平上显著。这表明，经济政策不确定性越高时，企业金融化趋势会越弱。考虑到一些宏观经济变量会同时对经济政策不确定性和企业金融化造成影响，为了防止遗漏变量，第（2）列在第（1）的基础上新增了 GDP 增长率、M2 增长率和利率等宏观层面的控制变量。经济政策不确定性的系数变为-3.41，仍然在 1%的统计水平上显著。

为了进一步克服潜在内生性对实证结果的影响，本文以七国加权平均的经济政策不确定性为中国经济政策不确定性的工具变量，采用两阶段最小二乘法对模型进行了估计，结果如表 3 第（3）、（4）列所示。Anderson 检验（p 值）和 Cragg-Donald Wald 检验（F 值）均表明本文选取的工具变量是有效的。与固定效应模型下的结果一致，EPU 的系数均在 1%的统计水平上小于 0，也就是说，本文的回归结果是稳健的。以第（4）列的结果为例，粗略计算可

知，经济政策不确定性每增加 1 个标准差 (0.41)，企业金融资产投资增长率会下降 3.4 个百分点。由此可见，无论是从统计意义上还是经济意义上看，经济政策不确定性上升均对企业金融化程度有显著的抑制作用，这支持了假设 1b，而反对了假设 1a。经济政策不确定性的上升并不是中国经济“脱实向虚”的原因，频繁推出的经济政策在阻碍实体经济投资活动的同时，也对企业金融化起到一定的抑制作用。

表 4：经济政策不确定性对企业金融化的影响

因变量： <i>G F</i>	(1) FE	(2) FE	(3) 2SLS	(4) 2SLS
<i>EPU</i>	-3.7909*** (0.4140)	-3.4149*** (0.4080)	-10.0728*** (0.7210)	-8.1995*** (0.7250)
观测值	32,523	32,523	32,412	32,412
R^2	0.1326	0.1367	0.1279	0.1340
企业层面控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
宏观层面控制变量	No	Yes	No	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
季节效应	Yes	Yes	Yes	Yes
Anderson 检验			0.0000	0.0000
Cragg-Donald 检验			2.6e+04	2.6e+04

注：括号内为聚类到行业层面的稳健标准误，***，**，*分别表示 1%，5%，10%统计水平下显著。

资料来源：作者利用 Stata 软件计算。

2. 地区和行业的异质性

由于资源禀赋和政策力度的差异，中国经济发展长期存在着区域失衡的问题。不同地区经济发达程度、金融市场完善程度以及中介市场发育程度存在较大差异，则经济活动对经济政策不确定性的敏感程度也不相同。为了考察经济政策不确定上升对不同地区企业金融化的异质性影响，本文将样本分为东部、中西部两个子样本，分别对基准模型进行回归，实证结果如表 4 所示。表 4 第 (1) 和 (2) 列分别报告了东部、中西部地区经济政策不确定性对企业金融化影响的固定效应回归结果。在东部和中西部地区的两个子样本中，经济政策不确定性的系数均在 1% 的统计水平显著小于 0，但是，在中西部地区子样本中经济政策不确定性系数的绝对值更大。考虑到模型可能的内生性问题，表 4 第 (3) 和 (4) 列报告了采用七国贸易加权后的经济政策不确定性指数作为工具变量的 2SLS 估计结果。在东部地区和中西部地区两个子样本中，经济政策不确定性 (*EPU*) 的系数分别为 -7.79 和 -9.10，且均在 1% 的统计水平下显著。这与固定效应模型的结果保持了一致。以上结果均表明，经济政策不确定性上升对企业金融化的抑制作用在中西部地区更强。

要素资源禀赋、地区倾向性政策以及市场化进程的差异导致了中国地区发展严重失衡。中西部地区普遍存在地理环境恶劣，制度环境较差和经济欠发达等问题，缺乏良好的实体投资机会，而金融投资不受地理条件约束的特点，使得中西部地区的金融资产投资与实体投资相比更加活跃。而且，中西部地区受限于经济发达程度、金融市场化程度以及中介和法律市场的完善程度的影响，应对政府政策出台和实施引致的市场需求更迭、产业结构变迁和制度设计变更的能力较差，进而对经济政策不确定性的变动更加敏感。因此，经济政策不确定性对企业金融化的影响存在区域差异，即经济政策不确定性对中西部所在企业的金融化程度的抑制作用强于对东部发达地区的抑制作用。

表 5：经济政策不确定性对企业金融化影响的地区差异

因变量： G_F	(1)	(2)	(3)	(4)
	FE 东部	FE 中西部	2SLS 东部	2SLS 中西部
EPU	-3.4038*** (0.5090)	-3.4548*** (0.7940)	-7.7892*** (0.8760)	-9.1009*** (1.2870)
观测值	22,163	10,360	22,084	10,328
R^2	0.1409	0.1299	0.1387	0.126
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
季节效应	Yes	Yes	Yes	Yes
Anderson 检验			0.0000	0.1262
Cragg-Donald 检验			1.8e+04	8269.972

注：括号内为聚类到行业层面的稳健标准误，***，**，*分别表示 1%，5%，10%统计水平下显著。

资料来源：作者利用 Stata 软件计算。

经济政策不确定性对企业金融化的影响除了存在区域性差异，也可能与所处行业的竞争程度有关。关于衡量行业竞争程度的指标，本文按照销售额计算了赫芬达尔指数，将赫芬达尔指数低于中位数的行业划分为竞争激烈的行业，高于中位数的行业划分为竞争程度较弱的行业。基于不同的子样本，分别对基准模型进行实证检验，可以得到如表 5 所示的实证结果。

表 6：经济政策不确定性对企业金融化影响的行业差异

因变量： G_F	(1)	(2)	(3)	(4)
	FE 竞争激烈	FE 竞争不激烈	2SLS 竞争激烈	2SLS 竞争不激烈
EPU	-3.8918*** (0.4180)	-0.8870 (0.8730)	-8.9884*** (0.8010)	-3.3325** (1.6740)
观测值	27,490	5,033	27,375	5,010
R^2	0.1413	0.1325	0.1383	0.1316

控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
季节效应	Yes	Yes	Yes	Yes
Anderson 检验			0.0000	0.0000
Cragg-Donald 检验			2.2e+04	4261.490

注：括号内为聚类到行业层面的稳健标准误，***，**，*分别表示 1%，5%，10%统计水平下显著。
资料来源：作者利用 Stata 软件计算。

表 5 左边两列和右边两列分别是固定效应模型和工具变量法的回归结果。在第（1）列中，经济政策不确定性的系数为-3.89，且在 1%的水平上显著；在第（2）列中，经济政策不确定性的系数不显著。这表明，在市场竞争程度更强的行业，经济政策不确定性对企业金融化的抑制作用更强。这是因为，在市场竞争程度较低的行业，企业具有一定的垄断性，具有充分的市场控制力，对上下游关联企业的议价能力较强。当经济政策不确定性上升时，企业能够通过合理安排投融资结构，利用其市场力量对冲经济政策不确定性上升带来的负面影响，承担一定的金融市场风险。此外，市场竞争程度较低的行业，大多是国有企业占主导的行业。国有企业与政府关系密切，具有信息优势，当经济政策不确定性提升时，它们仍然能够获得相对正确的政策信息，从而较少减持企业金融资产。换言之，在市场竞争程度高的行业，企业对经济政策更加敏感，因而，经济政策不确定性上升将引致企业经营环境发生较大改变，从而更大程度上抑制了它们的企业金融化。

第（5）、（6）列报告了两阶段最小二乘法的回归结果，虽然在竞争程度较低的子样本中，经济政策不确定性的系数在 1%的统计水平上显著小于 0，但是其系数的绝对值仍然显著小于竞争程度较高的子样本的情况，与固定效应模型下的结果类似。

综合以上两类异质性分析的结果，本文发现，在对经济政策变动更加敏感的中西部地区、竞争程度高的行业，经济政策不确定性上升对企业金融化的抑制作用更大。这确认了本文关于企业金融化动机的判断。在预防性储蓄动机下，企业若对经济政策变动更加敏感，则企业应当持有更多的金融资产；在利润追逐动机下，企业若对经济政策变动更加敏感，则企业应当更加持有更少的金融资产。显然，本文的实证结论支持了后者，即企业金融化的利润追逐动机。

3. 经济政策不确定性与企业金融资产配置结构

经济政策不确定性提高不仅会影响企业金融化程度，也会影响金融资产配置结构。不同类型的金融资产因期限、流动性的不同，受经济政策不确定性的影响也不同。为了检验假设

2a 和 2b, 本文估计了经济政策不确定性提高对不同类型金融资产增长率的影响, 实证结果如表 6 所示。

表 7: 经济政策不确定性对企业金融化影响的资产差异

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>G_Trade</i>	<i>G_Deriv</i>	<i>G_AvaiSale</i>	<i>G_Maturity</i>	<i>G_Invrealestate</i>	<i>G_Equityinv</i>
<i>EPU</i>	-	5.4230	-6.1284***	-1.5523	0.0142	10.4570**
	(1.1670)	(9.8090)	(0.5750)	(1.4530)	(0.2190)	(4.0010)
观测值	10,031	100	14,688	2,327	21,624	2,764
R ²	0.218	0.727	0.124	0.165	0.072	0.038
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
季节效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注: 括号内为聚类到行业层面的稳健标准误, ***, **, * 分别表示 1%, 5%, 10% 统计水平下显著。

资料来源: 作者利用 Stata 软件计算。

表 6 第 (1) - (6) 列分别给出了经济政策不确定性提高对交易性金融资产、衍生金融资产、可供出售金融资产、持有至到期投资、投资性房地产和长期股权投资影响的回归结果。对于交易性金融资产和可供出售金融资产而言, 经济政策不确定性 (EPU) 的回归系数分别为 -5.24 和 -6.13, 且均在 1% 的水平下显著; 对于企业投资于金融部门的长期股权投资而言, 经济政策不确定性 (EPU) 的系数为 10.46, 且在 1% 的统计水平下显著为正; 对于衍生金融资产、持有至到期投资和投资性房地产而言, 经济政策不确定性 (EPU) 的系数不显著。这表明, 经济政策不确定性提高显著抑制了企业对投机性强的短期金融资产的持有, 而促进了企业对长期保值资产的持有。为了克服模型因遗漏变量导致的内生性问题, 本文将七国贸易加权之后的 EPU 作为工具变量进行回归, 得到了与表 6 一致的回归结果 (见表 7)。

表 8: 经济政策不确定性对企业金融化影响的资产差异: 工具变量法

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>G_Trade</i>	<i>G_Deriv</i>	<i>G_AvaiSal</i>	<i>G_Maturit</i>	<i>G_Invrealesta</i>	<i>G_Equityin</i>
<i>EPU</i>	-	-	-	-	-	-
	6.3253**	-57.6107	15.2816**	-2.2071	0.1204	27.4415**
	*		*			
	(2.043)	(53.463)	(1.079)	(2.902)	(0.375)	(10.710)
观测值	9,897	91	14,578	2,274	21,581	2,680
R ²	0.2180	0.7023	0.1136	0.1648	0.0721	0.0312
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
季节效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Anderson 检验	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

Cragg-Donald 检验	7592.427	17.059	1.1e+04	1272.750	1.7e+04	429.939
-----------------	----------	--------	---------	----------	---------	---------

注：括号内为聚类到行业层面的稳健标准误，***，**，*分别表示 1%，5%，10%统计水平下显著。
 资料来源：作者利用 Stata 软件计算。

以上实证结果验证了 H2b，即经济政策不确定性的提高将抑制短期金融资产增长率上升，促进长期金融资产增长率提高，导致金融资产配置结构由投机性、短期金融资产向保值性、长期金融资产转移。这一结论能够帮助本文进一步识别企业金融化的动机。当企业金融化以预防性储蓄为目的时，企业为了应对不断上升的经济政策不确定性，应当增持流动性更强的短期金融资产，对应地，减持流动性较差的长期金融资产。当企业金融化以利润追逐为目的，企业为了应对不断上升的经济政策不确定性，会卖出受金融市场影响较大的短期投机型金融资产，增持相对保值的长期金融资产。显然，本文的实证结论支持了后者。

此外，这一结论也能够帮助本文识别金融市场风险的影响渠道。经济政策不确定性上升抑制企业金融化的主要渠道包括抑制银行信贷（资金来源）和提高金融市场风险（金融资产质量）两个方面。抑制银行信贷显然主要影响企业金融化的整体规模，而对企业金融化的结构影响不大。对不同资产类型的回归结果进行比较，能够控制住银行信贷渠道，单独分析金融市场风险的渠道。回归结果表明，企业在面临经济政策不确定性上升时，减持了波动更大的短期金融资产，增持相对稳定的房地产，证明了金融市场风险渠道的存在性，即经济政策不确定性上升会通过影响金融资产价格波动，抑制企业金融化。

4. 融资约束异质性

上述实证结果均已表明，经济政策不确定性的上升会抑制企业金融化趋势。为了进一步弄清楚企业金融化行为背后的逻辑，本文还采用融资约束与经济政策不确定性（EPU）的交互项来识别非金融企业金融化的动机，得到的回归结果如表 8 所示。

表 8 中第（1）-（3）列是固定效应模型的回归结果，第（4）-（6）列是工具变量法的回归结果。本文分别引入了三个融资约束指标与经济政策不确定性（EPU）的交乘项，来考察经济政策不确定性提升对受融资约束程度不同企业的金融化趋势的异质性影响。可以看到，在（1）-（3）列中，融资约束（轻）与 EPU 交乘项的系数均小于 0，且规模虚拟变量和销售额虚拟变量都至少在 5% 的统计水平上显著，而经济政策不确定性（EPU）本身的系数也显著为负。这表明，经济政策不确定性上升会显著抑制企业金融化趋势，并且对于融资约束较弱的企业（UnCon=1）而言，其抑制作用更强。

受融资约束严重的企业具有较强的动机持有流动性资产作为预防性储蓄。根据前文的分

析，如果企业基于预防性储蓄动机而增持金融资产，那么，融资约束程度高的企业的金融资产投资增长率对经济政策不确定性的变动更加敏感。实证结果并未支持这一判断，即假设 3a 没有得到验证。也就是说，中国企业金融化行为的主要动机并不是预防性储蓄。从另一个角度看，如果企业持有金融资产是以利润追逐为目的，那么，当经济政策不确定性上升时，这些企业就会因金融资产收益的不确定性增加和银行信贷总供给的减少而降低对金融资产的持有，企业持有金融资产的增长率将下降更多。表 8 的实证结果支持了这一分析，即假设 3b 得到了验证。综上所述，进一步从融资约束异质性的角度看，利润追逐仍然是中国企业金融化的主要动机，而预防性储蓄动机得不到任何实证结果的支持。

表 9：融资约束、经济政策不确定性与企业金融化

因变量： G_F	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	FE	FE	FE	2SLS	2SLS	2SLS
EPU	-2.4147*** (0.6200)	-2.1689*** (0.5610)	-2.8366*** (0.5760)	-5.8346*** (1.0740)	-6.6197*** (1.0770)	-7.2149*** (0.9800)
$UnCon_Size * EPU$				-3.8980*** (1.2980)		
$UnCon_Size$				6.2606** (2.9360)		
$UnCon_Sale * EPU$		-2.0456** (0.8370)			-2.5005* (1.3000)	
$UnCon_Sale$		-1.3643 (2.9550)			-0.2663 (2.8190)	
$UnCon_KZ * EPU$			-1.1484 (0.7340)			-2.2300* (1.2890)
$UnCon_KZ$			3.1088* (1.6790)			4.1375* (2.4650)
R^2	0.1370	0.1370	0.1380	0.1340	0.1344	0.1350
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
季节效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Anderson 检验				0.0000	0.0000	0.0000
Cragg-Donald 检验				1.2e+04	1.2e+04	1.2e+04

注：括号内为聚类到行业层面的稳健标准误，***，**，*分别表示 1%，5%，10%统计水平下显著。
资料来源：作者利用 Stata 软件计算。

5. 稳健性检验

(1) 内生性问题。在基准模型中，本文添加了较多的控制变量，且控制了企业固定效应和季节效应，尽可能削弱遗漏解释变量可能带来的内生性问题。即便如此，出于稳健性考虑，本文将七国贸易加权后的国外经济政策不确定性指数作为中国经济政策不确定性的工具

变量，采用两阶段最小二乘法对模型进行了重新估计，得到了一致的结论。为了减少工具变量选择带来的影响，本文进一步采用备选的工具变量，对经济政策不确定性与企业金融化的关系重新进行了估计。全球经济政策不确定性会影响中国的经济政策不确定性，但是并不直接影响中国企业的金融化行为，本文采用全球经济政策不确定性作为中国经济政策不确定性的备选工具变量，采用两阶段最小二乘法的回归结果与基准模型保持了一致。

此外，由于本文的回归模型类似于动态面板模型，因此，本文还采用了两阶段系统 GMM 来处理内生性问题。本文将所有的变量均视为内生变量，将行业虚拟变量视为外生变量，并采用经济政策不确定性、金融与实体相对收益率、财务杠杆率等变量的滞后项作为 GMM 型工具变量，并采用了稳健标准误。受限于篇幅，本文未在正文中报告回归结果。在回归结果中，经济政策不确定性的系数在 1% 的统计水平上显著为负，说明经济政策不确定性的上升会抑制企业金融资产投资趋势，进一步证明了本文的结论是稳健的。

(2) 经济政策不确定性的不同度量方式。在基准模型中，本文采用当季度三个月经济政策不确定性的平均值作为当季度该指数的度量。为了保证实证结果的有效性和科学性，本文另外采用两种方法测算了经济政策不确定性。一方面，考虑到金融投资对经济政策不确定性的反应时间较短，在稳健性检验中，本文采用当季度最后一月的指数作为当季的代理指标。另一方面，参考 Gulen and Ion (2016)，以 1/6、2/6 和 3/6 分别作为每季度中第一月、第二月和第三月 EPU 指数的权重，采用加权平均的方法计算了当季度经济政策不确定性的代理指标。无论采用哪种测算方法，实证结果均与基准模型的回归结果保持了一致。

(五) 进一步讨论：中国企业金融化动机形成的原因

金融资产具有流动性和投资的双重属性，因而，从理论上讲，企业金融化可能存在预防性储蓄和利润追逐两种不同的动机。Duchin et al. (2017) 等研究均发现，在发达国家，企业主要是以预防性储蓄作为主要动机。但本文的实证分析结果均表明，中国企业金融化的动机是利润追逐，而非预防性储蓄。为什么中国企业金融化的动机会和其他国家的企业不同？本文认为，这与中国银行歧视性地信贷供给、金融市场不完善以及民间实体投资环境不佳等因素有关。

在中国国有银行垄断经营、金融行业准入门槛较高的背景下，优质信贷资源大多流向国有企业、大规模企业，而对经济增长贡献较大的中小企业很难从主流金融机构获得信贷支持 (Allen et al., 2005)。信贷资源从金融机构到企业的初次配置存在严重的供求失衡。一

方面，国有企业很容易从资本市场融入超过其生产经营需要的资金，大量资金在企业内部闲置，金融资产投资需求旺盛；另一方面，中小企业因抵押品价值较低、信息不对称等问题难以从银行获得低息、长期的贷款支持，融资意愿强烈（徐军辉，2013；韩珣等，2017）。垄断和融资地位不平等导致企业的过度借贷行为，金融市场高额的利差收益使得企业更愿意将超募资金从事各类金融资产投资。国有大规模企业等融资优势方能够利用股权融资、债权融资等方式融入超过其自身生产经营所需的资金，转而通过购买股票、债券、银行理财产品、委托贷款等方式从事各类金融资产投资活动（刘珺等，2014），非金融部门金融化趋势日益明显。因此，主流金融机构的信贷配给在一定程度上诱发了企业之间自发形成的信贷资金二次配置，从而强化了融资约束较轻的企业的逐利性金融资产投资行为。这与 Shin and Zhao（2013）和王永钦等（2015）所提出的原因一致。

中国金融市场不发达，股票市场和债券市场的大幅波动使得短期金融资产很难成为企业流动性管理的选择。金融市场的良好金融功能是金融市场能够发挥作用的前提（彭俞超，2015）。作为预防性储蓄的金融资产，应该具有较强的变现能力和相对稳定的价格。然而，中国的金融市场不够完善，金融产品分类不全，且金融资产价格波动较大，导致金融资产不足以满足预防性储蓄的要求。现金作为公司流动性最强的资产，其价值几乎不受金融市场波动的影响，能够防范财务危机的发生。中国金融生态环境的好坏将对公司现金策略产生直接影响。在外部金融市场发育程度较低的情况下，企业超额持有现金具有更高的现金价值效应（潘俊等，2015），这时，企业将更倾向于持有现金、银行存款等变现能力和流动性更强的货币资金以应对经济政策不确定性的上升经营活动可能带来的负面影响。也就是说，要增强金融资产的预防性储蓄功能，必须要提高金融市场的完备性和金融资产的流动性。

中国政府投资比重一直处于较高水平，在一定程度挤出了民间的实体经济投资。政府贷款会推高利率，挤占私人信贷资源，从而降低民间投资。政府的预算赤字也会通过降低资本形成率而对私人投资产生负面影响。现有研究指出，政府投资规模的增加与民间投资整体呈负相关关系，即政府投资会挤出民间投资，造成民间投资意愿降低（扈文秀和孔婷婷，2014）。蔡晓慧和茹玉骢（2016）研究发现，短期中政府基础设施投资会提高企业融资成本，进而抑制企业研发活动，从而对企业民间投资形成挤出效应。2008年美国次贷危机发生后，中国政府实施了扩张性财政政策和货币政策，并通过利率、价格和资金传导机制挤出民间投资，进而导致中国民间投资意愿较弱。此外，实体经济长期疲软，投资收益率持续下滑，导致企业从事生产性投资的积极性有所减弱，金融资产成为其释放流动性、弥补生产性亏损的替代性选择。由此可见，实体投资环境的恶化和投资机会的减少，也是进一步强化企业金融化趋

势的重要原因。

（六）主要结论和政策建议

本文采用 Baker et al. (2016) 构建的经济政策不确定性指数, 利用沪深两市 A 股非金融行业上市公司 2007 年第一季度至 2015 年第四季度的数据, 实证检验了经济政策不确定性上升对企业金融化的影响。实证结果表明: ①经济政策不确定性上升不仅不是企业金融化的原因, 而且还会抑制企业金融化。一方面, 从企业角度来看, 经济政策不确定性的提高会导致金融市场风险增加, 通过降低金融资产质量抑制了企业金融化趋势。另一方面, 从债权人角度来看, 经济政策不确定性的提高导致银行发放贷款更加谨慎, 通过降低资金供给抑制了企业金融化趋势。②处于不同地区和行业的企业的金融资产投资行为受经济政策不确定变动的敏感程度存在较大差异。经济政策不确定性上升对企业金融化趋势的抑制作用在中西部地区、竞争更激烈的行业更为显著。③经济政策经济不确定性对企业金融化程度的影响不仅存在规模效应, 也具有结构调整效应。经济政策不确定性的提升会影响金融资产配置结构, 具体表现在投机性、短期金融资产向保值性、长期金融资产的转移。④对于融资约束较弱的企业而言, 其金融化趋势对经济政策不确定性的上升更加敏感, 支持了企业金融化的利润追逐动机。多种模型设定和变量度量均不改变上述结论。

本文的研究结论对于重新审视和解决中国现阶段虚实相悖、杠杆率高企以及金融资产投资乱象等问题提供了新的思路。经济政策不确定性上升并非是中国企业金融化的动因, 也并未对企业金融化趋势造成恶化的影响。要解决经济“脱实向虚”的问题, 应从根本上消除信贷歧视, 提高金融支持实体经济的力度, 提高资金配置效率, 应完善金融市场, 提高金融市场和金融资产的功能属性, 应进一步积极改善民间投资环境, 使企业能够从实体经济中获得较高的收益。只有使金融回归本源, 服从服务于实体经济, 才能促进金融与经济的共同协调发展, 实现中华民族的伟大复兴。

三、主要经济数据⁶

表 10：经济数据一览

指标名称	类别	17-Aug	17-Sep	17-Oct	17-Nov	17-Dec	18-Jan
CPI	同比	1.8	1.6	1.9	1.7	1.8	1.5
PPI	同比	6.3	6.9	6.9	5.8	4.9	4.3
PMI	同比	51.7	52.4	51.6	51.8	51.6	51.3
工业增加值	同比	6.0	6.6	6.2	6.1	6.2	
工业企业利润总额	累计同比	21.6	22.8	23.3	21.9	21.0	
固定资产投资完成额	累计同比	7.8	7.5	7.3	7.2	7.2	
社会消费品零售总额	同比	10.1	10.3	10	10.2	9.4	
进出口金额	累计同比	8.9	12.7	11.2	15.6	14.2	16.2
M2	同比	8.9	9.2	8.8	9.1	8.2	8.6
社会融资规模	当月值 (亿元)	14791	18199	10387	16195	11398	30603
金融机构新增人民币贷款	当月值 (亿元)	10900	12700	6632	11200	5844	29000

⁶撰写人：IMI 副研究员黄泽清



编 号	名 称	作 者
IMI Report No.1803	IMI 宏观经济月度分析报告（第 10 期）	IMI
IMI Report No.1802	IMI 宏观经济月度分析报告（第 9 期）	IMI
IMI Report No.1801	金融大监管强化银行特许价值	王剑
IMI Report No.1719	IMI 宏观经济月度分析报告（第 8 期）	IMI
IMI Report No.1718	扼守闸门：货币史诗 2007-2017	王剑
IMI Report No.1717	货币沉浮：2018 年银行业资产负债配置展望	王剑
IMI Report No.1716	《中国财富管理发展指数》报告	IMI
IMI Report No.1715	IMI 宏观经济月度分析报告（第 7 期）	IMI
IMI Report No.1714	天府金融指数报告（发布稿）	IMI
IMI Report No.1713	IMI 宏观经济月度分析报告（第 6 期）	IMI
IMI Report No.1712	IMI 宏观经济月度分析报告（第 5 期）	IMI
IMI Report No.1711	百舸争流 --- 驰骋国际市场的中外资银行	《银行国际化系列报告》 课题组
IMI Report No.1710	IMI 宏观经济月度分析报告（第 4 期）	IMI
IMI Report No.1709	IMI 宏观经济月度分析报告（第 3 期）	IMI
IMI Report No.1708	《人民币国际化报告 2017》发布稿	IMI
IMI Report No.1707	IMI 宏观经济月度分析报告（第 2 期）	IMI
IMI Report No.1706	IMI 宏观经济月度分析报告（第 1 期）	IMI
IMI Report No.1705	中国外汇储备适度规模测算报告	宋科、杨雅鑫
IMI Report No.1704	人民币国际化动态与展望	IMI
IMI Report No.1703	欧盟的未来：以改革促前行	赵雪情
IMI Report No.1702	扬帆起航——走向国际的中资保险公司	IMI
IMI Report No.1701	2017 年 2 月中国经济金融形势评论	张超、张家瑞、黄泽清、 韦祎
IMI Report No.1619	多重举措促进资本市场开放，为人民币加入 SDR 献礼 ——东盟人民币接受程度季度评价（2016 年 3 季度）	曹彤、杨丰
IMI Report No.1618	人民币国际化进程走出低潮，重新扬帆起航 ——东盟人民币接受程度季度评级（2016 年 2 季度）	曹彤、杨丰
IMI Report No.1617	两岸金融合作机制探讨 ——海峡两岸金融改革问题研究发布稿（第三部分）	蔡颖义、何青、钱宗鑫



中国人民大学国际货币研究所

INTERNATIONAL MONETARY INSTITUTE OF RUC

地址：北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室，100872 电话：010-62516755 邮箱：imi@ruc.edu.cn