

# 通货膨胀结构性分化与货币政策反应机制<sup>①</sup>

张成思

(中国人民大学财政金融学院、中国财政金融政策研究中心)

田涵晖

(中国人民大学财政金融学院)

**摘要：**本文将 2001-2019 年中国通货膨胀出现的结构性分化特征划分为核心-非核心和消费-非消费两个层次，并研究货币政策对具有分化特征的不同通胀指标的反应机制。价格型和数量型货币政策反应方程估计和模型竞争检验结果表明，对于消费领域内部的核心-非核心通胀率分化，货币政策仅对核心（非食品）消费品通胀率反应，对非核心（食品）类消费品通胀率不反应；对于消费类-非消费类通胀率之间的分化，价格型目标仅对消费类通胀率做出反应，数量型目标同时兼顾消费类和非消费类通胀率。

**关键词：**通货膨胀；结构性分化；中央银行；货币政策；CPI

## 一、引言

中央银行对通货膨胀的反应机制是宏观经济领域的重大问题，这一问题在通胀率上升时期尤其受到重视。从现实情况看，2019 年下半年以来，受食品价格上涨带动，我国消费者价格指数(CPI)通胀率(同比口径)不断攀升，从 2019 年 6 月的 2.7%逐渐上行到 12 月的 4.5%，食品类 CPI 通胀率自身则在此期间内从 7.7%上升至 15.5%。与此形成鲜明对比也特别引人关注的现象是另外两个衡量通胀率指标的反向变化：核心 CPI 通胀率从 2019 年 6 月的 1.6%稳步下滑到 8-10 月的 1.5%，而 GDP 平减指数通胀率在 2019 年从第二季度的 1.72%下降到三季度

<sup>①</sup> 张成思，中国人民大学财政金融学院教授，中国财政金融政策研究中心研究员，zhangcs@ruc.edu.cn；田涵晖，中国人民大学财政金融学院博士研究生，tianhanhui@ruc.edu.cn。

的1.63%（季度频率，经作者计算）。这些细致而又鲜明的反差开始引起各界对通货膨胀结构性分化的普通关注，也使其成为短期内社会热点问题。然而，本文对此问题的关注和研究并非基于社会热点，而是尝试从更长的周期来进行科学分析。事实上，从各个通胀指标的时序走势来看（在典型事实部分进行刻画），我国通货膨胀的结构性分化并非短期表现，而是近二十年以来的长期现象。在通货膨胀结构性分化的背景下，货币政策对不同通胀指标的反应机制则成为本文研究的着力点。

不少文献都注意到了我国不同通胀指标之间存在分化特征，视角包括消费价格指数（CPI）和生产价格指数（PPI）的分化（刘凤良等人，2017；侯成琪等人，2018；莫万贵等人，2019等），食品类通胀率和核心通胀率的分化（张文朗和罗得恩，2010；苏栎芳和臧楠，2011；侯成琪和龚六堂，2013；吕建兴等人，2017），CPI通胀率和GDP平减指数通胀率的分化（张成思，2011；苏乃芳等人，2017）等。本文在已有文献基础上，将我国近二十年来通货膨胀的结构性分化特征划分为两个层次：第一个层次是消费领域内部核心成分与非核心成分的分化，表现为总体CPI和核心CPI通胀率，以及食品类和非食品类通胀率走势的明显反差；第二个层次是消费领域和非消费领域之间的分化，表现为CPI通胀率和非消费类通胀率近年来的走势背离和早年间水平差异。

在通胀指标长期分化的背景下，货币政策如何兼顾走势和水平出现分化的各类商品价格就成为值得深入研究的重要问题。已有文献关于央行对第一个层次的结构分化（核心通胀率和非核心通胀率，或者核心通胀率和总体通胀率）的反应问题讨论较多，早期文献强调核心类与非核心类商品在价格调整频率，即价格粘性方面的差异，非核心类商品价格粘性较低，而核心类商品价格粘性较高，进而提出央行应当盯住核心通胀率。如Aoki（2001）认为最优货币政策应当仅考虑粘性价格部门的通胀率，且平抑核心通胀率与平抑总产出缺口是等价的。Mankiw和Reis（2003）强调央行应该盯住某个“稳定价格指数”而非总体CPI通胀率来实现经济稳定的目标，具有名义刚性的部门应在指数中赋予更大权重。

此后，部分文献从其他角度也得到了相似的结论。例如，Dhawan和Jeske（2007）建立了一个区分能源商品和耐用品的动态随机一般均衡模型，模型模拟结果表明，比起盯住总体通胀率，盯住核心通胀率的泰勒规则更能平抑能源价格上涨对产出的冲击。Bodenstein等人（2008）则考虑了对能源冲击做出反应的货币政策，发现对负面能源供给冲击进行反应的最优货币政

策会造成总体通胀率和核心通胀率的持久性上升。此外，他们还指出对核心通胀率预测值做出反应的政策比对总体通胀率预测值反应的政策在平抑核心通胀率和产出波动方面表现更好。

与此同时，也有学者指出，在一定条件下央行不应当完全忽视总体通胀率中的非核心成分。Cecchetti（2006）指出当总体通胀率和核心通胀率走势发生背离时，仅关注核心通胀率的货币政策无法平抑整体价格水平。Mishkin（2007）则认为央行应该同时关注总体通胀率和核心通胀率，当总体通胀率的持久性超出预期时，完全盯住核心通胀率的货币政策可能会进一步助推总体通胀率上升。还有一些研究对这一问题持相对中立的态度，侯成琪和龚六堂（2013）建立了一个多部门新凯恩斯模型来考虑食品部门在需求价格弹性、价格粘性和供给冲击等方面的异质性，并认为在最小化福利损失的意义上，货币政策不应完全忽视食品价格变化，但也不宜过度反应。

近年来，越来越多的研究指出了食品类通胀率在发展中国家地位的特殊性，认为央行应当对食品类通胀率做出反应。如Walsh（2011）指出，与发达国家不同，食品在发展中国家的消费篮子中占比较高；发展中国家食品类通胀率的均值在中长期中持续高于非食品类通胀率；此外，食品类通胀率对非食品类通胀率的溢出效应也更为显著。在以上条件下，总体通胀率是比核心通胀率更合适的货币政策目标，仅盯住核心通胀率的货币政策会造成推高通胀预期和货币政策响应滞后等后果。Anand等人（2015）的模型强调了发展中国家的金融市场的不完备性，并指出当消费者受到信贷约束时，仅关注核心通胀率的货币政策会降低经济的福利水平。Catão和Chang（2015）则考虑了世界食品价格波动对食品进口国的影响，他们认为在世界食品价格波动性较高的情况下，食品净进口的小型开放经济中的央行应该盯住总体通胀率而不是核心通胀率。

关于第二个层次的结构分化（CPI通胀率和非消费类通胀率）的研究，文献多集中于货币政策对CPI通胀率与某一类特定的非消费类商品价格的反应机制上，将非消费类通胀率作为一个整体来考察的文献相对较少。张成思（2011）的实证分析表明我国自1979年以来的货币政策仅关注CPI通胀率，对GDP平减指数通胀率（消费类和非消费类通胀率的加总）缺乏关注，造成后者波动性的上升，同时强调央行有必要将广义价格指数纳入决策集当中。郭娜和翟光宇（2011）认为中国的货币政策将房地产价格纳入了考虑；贾俊雪等人（2014）则对这一问题给出了否定的答案。侯成琪等人（2018）建立了一个两阶段生产DSGE模型讨论上游工业品和

下游消费品价格分化的问题，并指出除非产出稳定对中央银行的重要性远高于通胀稳定，否则货币政策就应该同时关注工业品和消费品价格。

需要说明的是，本文研究视角与另一个和通胀指标分化现象密切相关的概念——结构性通货膨胀（*structural inflation*）既有联系又有区别。结构性通胀强调经济中不同部门间发展不协调造成某一部分价格相对上升，进而带动整体价格水平上升的现象。关于结构性通胀的研究大多从两个角度出发，其一是以Balassa（1964）、Samuelson（1964）和Baumol（1967）为代表的巴拉萨-萨缪尔森效应，即贸易品部门生产率提高，工资上涨带动非贸易品部门工资上涨快于其生产率提高速度，造成非贸易品部门价格上升，进而引起通货膨胀的现象。国内从这一角度开展的研究包括龙少波和陈璋（2013）、伍戈和曹红钢（2014）以及莫万贵等人（2019）等。另一个角度以Streeten（1962）为代表，其观点是发展中国家农业部门供给无弹性导致城市化背景下粮食供给不足，造成食品价格上涨进而引起通货膨胀。遵循这一逻辑的研究包括吴军和田娟（2008）、沈悦和申建文（2012）等。还有的文献如李斌（2010）、伍戈和李斌（2013）同时考虑了前述两个角度。

本文的研究内容与结构性通胀多有交集，我们所划分的通胀指标分化的两个层次构成了结构性通胀理论的重要实证证据。不过，“结构性通胀”这一概念强调的是导致通货膨胀的结构性因素（部门发展不协调），而并非通胀（或通胀指标分化）本身。如果研究货币政策对“结构性通胀”的反应机制，则更适合研究货币政策是如何在解决部门间发展不协调的问题中发挥作用的。然而，本文的关注点在于货币政策如何对走势分化的通胀指标本身做出反应。所以，本文的研究视角是货币政策对“通胀的结构性分化”而非“结构性通胀”的反应机制。

现有文献对中国通胀结构性分化和货币政策的讨论主要集中于理论模型构建层面，即央行在通胀指标分化背景下的最优货币政策是什么。然而，很少有研究从实证角度讨论在现实中货币政策是如何对各种走势分化的通胀率做出反应的。本文希望填补这方面研究的不足。为此，我们首先细致刻画通货膨胀在不同层次的典型分化特征，然后设立货币政策反应方程，估计货币政策指标对核心-非核心以及消费-非消费两个层次的通胀分化的反应机制。为了厘清不同通胀度量之间相互联系对反应方程估计系数的影响，我们进一步采用 Davidson 和 MacKinnon（1981）非嵌套模型 J 检验进行不同通胀度量指标之间的“竞争”检验，用以确定央行究竟对何者做出反应。实证结果表明，对于消费领域内部的核心-非核心通胀率分化，货币

政策仅对核心（非食品）消费品通胀率反应，对非核心（食品）类消费品通胀率不反应；对于消费类-非消费类通胀率之间的分化，价格型目标仅对消费类通胀率做出反应，数量型目标同时兼顾消费类和非消费类通胀率。

## 二、通货膨胀结构性分化的典型事实

按照前文的说明，我们通过通货膨胀结构性分化的两个层次所对应的三个对照组指标来刻画 2001-2019 年中国通货膨胀的结构性特征。第一组是总体 CPI 通胀率和核心 CPI 通胀率（CCPI）的对比。根据标准定义，总体 CPI 通胀率是指基于 CPI 一篮子商品价格计算的通胀率，是最常被公布和报道的通胀指标，因此文献又常称之为标题通胀率（headline inflation）。本文中所使用的“核心通胀率”或“核心 CPI 通胀率”指的是从 CPI 一篮子商品中去除食品和能源类商品后计算的通胀率，二者分别反映了消费领域总体通胀水平以及持久性较高、较为稳定的消费品通胀水平。

第二组是食品类 CPI 通胀率（FCPI）和非食品类 CPI 通胀率（NFCPI）的对比，二者分别刻画总体 CPI 中的“非核心”和“核心”成分。注意，如果沿用第一组对比的逻辑，似乎应当对比核心 CPI 通胀率和“非核心”CPI 通胀率（只包括食品和能源）。这里选取食品和非食品通胀率进行对比主要基于两点原因：第一是数据的可获得性问题，我国官方并不公布“非核心”CPI 的数据，也无法通过相关数据进行推算；第二是食品在我国居民消费中具有特殊地位。而且，自最近一次（2016 年）CPI 构成修订以来，食品烟酒类在我国 CPI 篮子中的占比为 30%。作为对比，美国 CPI 篮子中食品和饮料类占比仅为 15.5%，约为中国的一半<sup>①</sup>。对发展中国家通胀目标问题进行讨论的文献也大多强调食品和非食品的区别（如 Walsh, 2011; Anand 等人 2015; Catão 和 Chang, 2015）。而且，接下来的对比结果也显示，非食品通胀率和核心 CPI 通胀率的比较可以较好地刻画消费领域通货膨胀的结构性特征。

第三组是 CPI 通胀率（CPI）和非消费类通胀率（NCPI）的对比，二者分别反映了消费品和非消费品的价格演进路径。根据定义，CPI 通胀率考察的是消费品价格变动，而非消费类通

<sup>①</sup> 中国 CPI 权重数据由作者通过约束最小二乘法估计得到（2016 年 1 月-2019 年 8 月），美国 CPI 权重数据来源于美国劳工部。

胀率反映的是资产价格、政府支出价格和商品出口价格等非消费价格变动。虽然我国官方并不直接公布“非消费”价格指数，但可通过 CPI 通胀率和 GDP 平减指数通胀率来推算：

$$\pi^{DEF} = \omega^{CPI} \pi^{CPI} + \omega^{NCPI} \pi^{NCPI}$$

其中  $\pi^{DEF}$  指 GDP 平减指数通胀率， $\omega^{CPI}$  和  $\omega^{NCPI}$  分别为居民消费和居民消费以外的部分在 GDP 中占比；通过国家统计局公布的名义和真实 GDP 季度数据可以计算 GDP 平减指数，进而计算 GDP 平减指数通胀率。国家统计局还公布 GDP 组成结构的年度数据，假设每年内消费与非消费在 GDP 中的占比恒定，就可以利用以上关系推算出各季度的非消费类通胀率。

根据数据可获性，总体 CPI 通胀率、核心 CPI 通胀率、食品通胀率和非食品通胀率为月度数据，其中总体 CPI 通胀率、食品和非食品通胀率的样本区间为 2001 年 1 月至 2019 年 8 月，核心 CPI 通胀率的样本区间为 2006 年 1 月至 2019 年 8 月。非消费类通胀率为季度数据，样本区间为 2001 年第一季度至 2019 年第二季度。非消费类通胀率通过上述方法推算得到，其他数据来自国家统计局。

表 1 报告了上述各通胀度量指标的描述性统计和单位根检验结果。除核心 CPI 通胀率外，其他序列均在 10% 显著性水平下拒绝存在单位根的原假设。虽然核心 CPI 通胀率序列 ADF 检验的 p 值为 0.132，但是如果排除 2008-2010 年物价大幅波动时期，则能在 5% 的显著性水平下拒绝存在单位根的原假设。考虑到 ADF 检验的弱功效特征，可以认为各通胀指标序列为平稳序列。

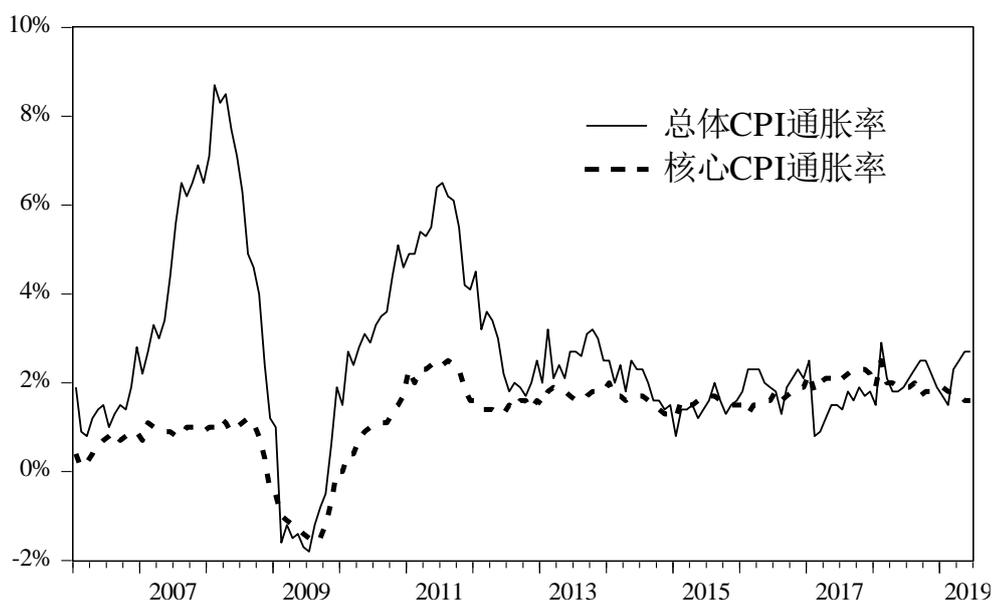
表 1 通胀变量描述性统计及单位根检验

通胀指标	样本区间	样本量	均值	最大值	最小值	标准差	ADF
CPI	2001M1-2019M8	224	2.31	8.70	-1.80	1.99	0.059
CCPI	2006M1-2019M8	164	1.29	2.50	-1.60	0.86	0.132
FCPI	2001M1-2019M8	224	4.79	23.3	-4.40	5.22	0.094
NFCPI	2001M1-2019M8	224	1.14	3.00	-2.10	1.03	0.041
NCPI	2001Q1-2019Q2	74	4.36	11.44	-1.41	3.54	0.079

说明：ADF 检验报告的是 MacKinnon (1996) 单侧 p 值，原假设为序列含有一个单位根；滞后阶数根据 SIC 准则选取；对于 NCPI 序列，最大滞后阶数为 4，其余序列最大滞后阶数均为 12。

观察表 1 可以看到，总体 CPI 通胀率的水平值和波动性均显著高于核心 CPI 通胀率；类似地，食品类 CPI 通胀率的均值和标准差同样显著高于非食品类通胀率。非消费类通胀率的平均水平和波动性均比 CPI 通胀率高出近一倍。序列的描述性统计结果初步暗示出，2001 年以来我国通货膨胀的结构特征是总体 CPI 通胀率和核心 CPI 通胀率、食品通胀率和非食品通胀率、以及消费类和非消费类通胀率对应统计指标的水平值存在较大差异。

图 1 对比了 2006 年以来总体 CPI 通胀率和核心 CPI 通胀率的走势，可以进一步显示出通胀指标之间的趋势性分化特征。从图 1 可以看到，总体与核心通胀率指标的演进特征表现出明显的分化：在全部 164 个观测值中，二者较前一期变化方向相反的观测值数目为 89 个，比例为 54%。总体来看，核心 CPI 通胀率的波动远低于总体 CPI 通胀率，水平值也明显低于总体 CPI 通胀率。上述特征在物价大幅上涨时期表现得尤为明显，典型代表时期是 2007-2008 年和 2010-2011 年。在这两个时期，总体 CPI 通胀率持续上升，最高分别升至 8.7% 和 6.5%。然而，在这两个分界点之前的时期核心 CPI 通胀率走势相当平稳，未见明显上升；在分界点之后虽然核心 CPI 通胀率也表现出一定程度的上行，但峰值仅为 2.5%，远低于总体 CPI 通胀率的峰值（6.5%）。在物价平稳时期（如 2013-2019 年），虽然总体 CPI 通胀率和核心 CPI 通胀率在水平值上较为接近，但仍出现变动方向上的分化（如 2013、2017 年等）。上述图示对比暗示出，我国近二十年来核心 CPI 与 CPI 中的非核心因素走势发生了分化，且 CPI 通胀率主要是由核心 CPI 以外的因素驱动的，具有明显的结构性特征。



### 图 1 总体 CPI 通胀率和核心 CPI 通胀率序列

说明：原始数据来源于国家统计局，样本区间为 2006 年 1 月-2019 年 8 月。

图 2 中食品通胀率和非食品通胀率的对比所表现出的走势差异更为明显。在全部 224 个观测值中，食品与非食品通胀率较前一期变化方向相反的观测值占到一半（112 个）。食品价格几乎完全主导了价格水平的上涨和波动。近二十年来的三次物价大幅波动（2003-2005 年、2006-2009 年和 2019-2012 年）全部是由食品价格的震荡带动的，而同一时期内非食品类商品的价格则保持平稳或小幅波动。例如，食品通胀率从 2006 年 7 月的 0.6% 上升至 2007 年 2 月的 23.3%，又在接下来的一年中从峰值跌落至 -1.9%，波动幅度达 25.2%；而在同一时期非食品通胀率的波动幅度仅有 3.3%，且一直低于食品通胀率。事实上，非食品通胀率除个别时期（如 2001-2002 年、2017-2018 年）接近或高于食品通胀率外，在绝大多数时期均低于后者，且在 1% 附近小幅波动。

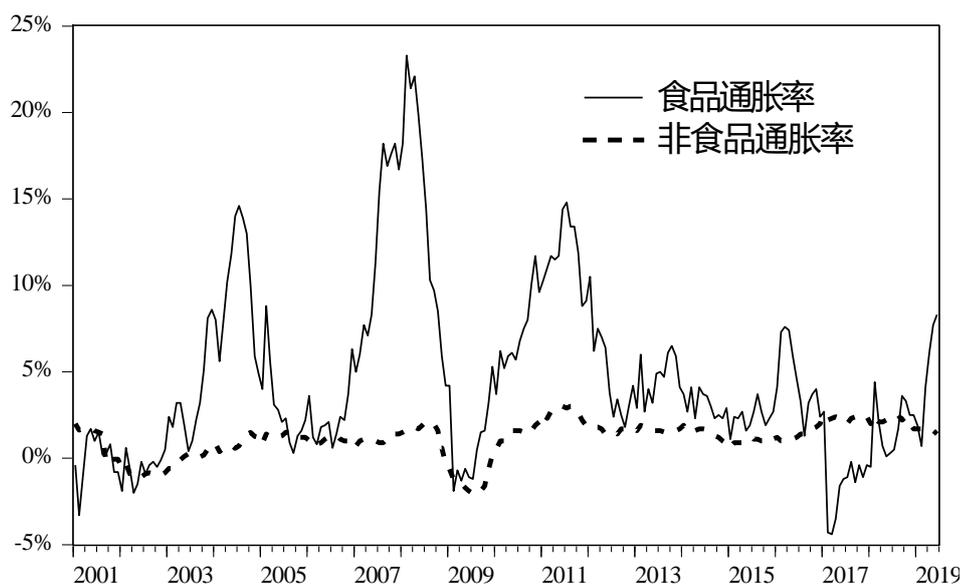


图 2 食品通胀率和非食品通胀率序列

说明：原始数据来源于国家统计局，样本区间为 2001 年 1 月-2019 年 8 月。

另外，结合图 1 和图 2 还可以看出，仅从 CPI 篮子中去除食品类商品得到的非食品通胀率走势已经较为平稳，与去除食品和能源得到的核心 CPI 通胀率走势相当接近。食品和非食品通胀率的对比进一步突出了近二十年来我国非核心类（或食品）通胀率在均值和波动性上均高于核心类（或非食品）通胀率，非核心类（食品）通胀主导总体 CPI 通胀走势的结构性

特征。

正如 Walsh (2011) 所指出的, 我国食品通胀率和非食品通胀率的对比符合发展中国家的一贯特征, 即食品类通胀率不仅具有更高的波动性, 而且其均值在中长期中也持续高于非食品类通胀率。上述特征对于发达国家则并不成立, 以发达国家中具有代表性的美国为例, 图 3 对比了 1958 年 1 月至 2019 年 8 月美国食品和非食品通胀率以及核心和非核心 CPI 通胀率 (原始数据来源于美国劳工部)。食品通胀率在整个样本期间均未出现持续高于非食品通胀率的特征, 甚至近 40 年来波动性也低于后者。这说明美国的情况与中国不同, 非食品通胀率不适合代表美国的核心通胀率。即使对比美国官方公布的核心 CPI 与非核心 CPI 通胀率, 也未出现非核心 CPI 通胀率在均值上长期高于核心 CPI 通胀率的情形。以上对比说明我国消费领域通货膨胀的结构性分化是我国经济发展过程中的阶段性特征, 这种特征并非普遍规律。

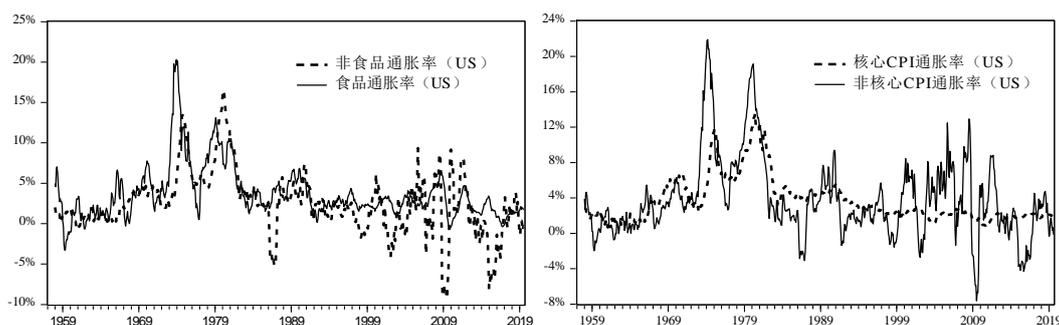


图 3 美国食品与非食品, 核心与非核心通胀率对比

说明: 原始数据来源于美国劳工部, 样本区间为 1958 年 1 月-2019 年 8 月。

通货膨胀结构性分化的第二个层次在于消费领域和非消费领域通胀走势的差异。图 4 刻画了 CPI 和 NCPI 通胀率序列在 2001-2019 年期间的走势对比, 可以看出, 在 2013 年以前, 虽然 NCPI 通胀率与 CPI 通胀率的运动方向基本一致, 但前者在水平值上一直高于后者, 这种水平上的持续差异在其他国家并不多见 (张成思, 2011)。在此之后, 二者的运动方向出现了明显的区别: CPI 通胀率趋于平稳, 在 2% 附近小幅震荡, 而 NCPI 通胀率虽然也有所平抑, 但仍存在显著波动。例如, 2015 年第四季度至 2017 年第一季度, 非消费类通胀率在一年内经历了从 -0.9% 到 7.1% 的快速上涨, 然而同一时期的消费类通胀率却发生了 0.7% 的下降; 在接下来的两年内, 非消费类通胀率逐步回落至 0.9%, 而消费类通胀率却从 0.9% 上升至 2.3%。无论是早期二者在水平值上的持续分化, 还是近期在走势上的背离, 均反映出我国消费领域

与非消费领域通胀率也出现明显的结构性分化特征。

归纳来看，我国最近二十年来的通货膨胀走势表现出了两个层次的结构化特征。第一个层次是消费领域内部的结构化分化，具体为核心类（或非食品）通胀与非核心类（或食品）通胀走势迥异，非核心类（食品）通胀主导总体通胀路径，波动性和均值均高于核心类（非食品）通胀率；第二个层次是消费领域和非消费领域通胀的结构化差异，具体表现为早期非消费类通胀率水平持续高于 CPI 通胀率，而近 5 年来二者出现了走势上的明显分化。在此基础上，我们接下来研究货币政策对出现结构化分化的各类通胀指标如何反应。

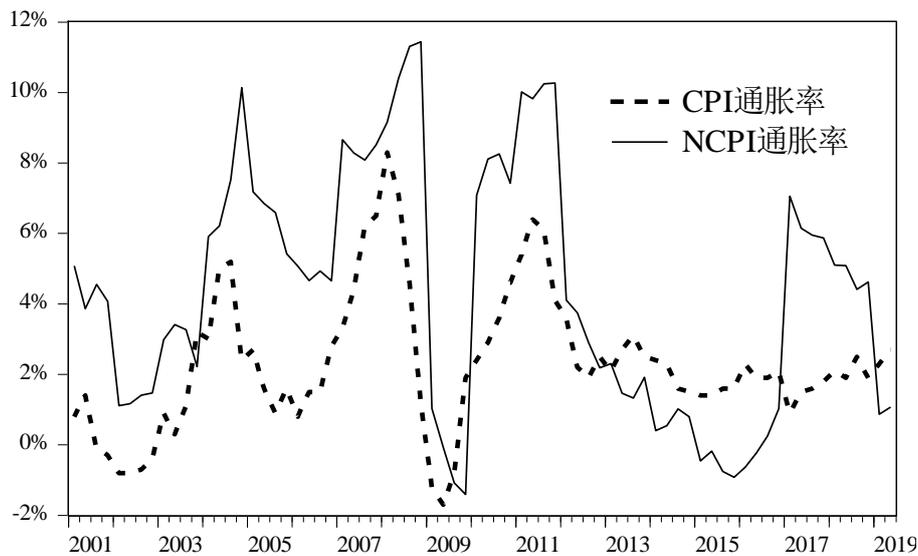


图 4 消费类通胀率和非消费类通胀率序列

说明：原始数据来源于国家统计局，经作者计算，样本区间为 2001 年 1 季度-2019 年 2 季度。

### 三、货币政策反应方程估计

为确定适当的模型设定形式，我们首先回顾近年来文献中关于货币政策规则的探讨，进而结合我国实际和研究目标确定计量模型形式。Taylor (1993) 为考察央行的货币政策提出了一个简洁而有效的框架，运用货币政策操作目标（如短期名义利率）对通胀率和真实产出缺口做出反应，即 Taylor 规则。来自各国的经验证据表明，Taylor 规则及其变式能够较好刻画中央银行的货币政策反应机制。对于我国货币政策反应机制的研究，无论是早期的文献（谢平和罗雄，2002；陆军和钟丹，2003；张屹山和张代强，2007）还是近年来的研究（张成思和党超，2016，2017）均采用了 Taylor 规则的框架。因此，本文的分析也基于已有研究的共识，

即基于 Taylor 规则的框架设立货币政策反应方程。

关于 Taylor 规则中政策变量对哪个时期的通胀和产出变量做出反应,文献的设定并不一致,主流的两种设定分别是对当期变量反应(当期型规则)和对预期变量反应(前瞻型规则),两种设定在理论和实证中均有其支持者。当期型 Taylor 规则的一般形式为:

$$MP_t = c + \rho MP_{t-1} + \beta \pi_t + \gamma y_t + u_t \quad (1)$$

其中  $MP_t$  表示货币政策中间目标,  $\pi_t$  和  $y_t$  分别表示当期通胀率和产出变量,  $u_t$  表示货币政策冲击。支持当期型规则的理论文献包括如 Levin, Wieland 和 Williams(1999)、Woodford(2000) 和 Williams(2003) 等。除了 Taylor(1993) 外, Taylor(1999)、Orphanides(2001) 以及谢平和罗雄(2002) 等文献都在经验分析环节完全或部分地采用了当期型规则的设定。

前瞻型 Taylor 规则的理论代表文献是 Clarida 等人(2000)。Clarida 等人(1998)、Boivin(2006) 以及 Kim 和 Nelson(2006) 等文献在应用分析中也使用了前瞻型规则的设定。前瞻型规则假设货币政策盯住预期经济变量,特别是通胀预期<sup>①</sup>,其形式为:

$$MP_t = c + \rho MP_{t-1} + \beta E_t[\pi_{t+1}] + \gamma y_t + u_t \quad (2)$$

$E_t[\pi_{t+1}]$  表示经济主体利用第  $t$  期信息集对  $t+1$  期通胀率做出的预期。从计量模型设定中的噪音信息角度看,通胀预期比较理想的测度方式是基于调研的公众或专家预期(张成思和党超,2016)。然而,调研预期仅对总体 CPI 通胀率可用,本文关注的 CPI 子成分通胀率和非消费类通胀率没有可用的调研预期。因此,本文使用理性预期形式(由此带来的复合噪音信息对模型估计的方差-协方差矩阵的影响可以通过相应的修正估计方法处理),理性预期假设经济主体能够对未来经济变量做出无偏的预期,即:

$$E_t[\pi_{t+1}] = \pi_{t+1} - v_{t+1} \quad (3)$$

$v_{t+1}$  表示白噪音预测误差。如果采用理性预期形式,(2)式就可进一步写为:

$$MP_t = c + \rho MP_{t-1} + \beta \pi_{t+1} + \gamma y_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

其中复合扰动项  $\varepsilon_t = u_t - v_{t+1}$ , 包含货币政策冲击和预测误差。当然,考虑到当期型规则和前瞻型规则均有理论文献支持,在实证研究中也各有应用。本文同时考虑两种设定,即(1)式和(4)式。两种设定中均包含了货币政策变量的滞后项  $MP_{t-1}$  用以考虑政策的平滑性特征。

对于方程左手侧的货币政策变量,基于发达市场国家的研究多采用短期利率。然而,近

<sup>①</sup> 基于通胀和产出双预期的一个实证研究可参见张成思和党超(2017)。本文关注的是货币政策对各类通胀指标的反应机制,故只考虑通胀预期。

年来不少研究表明（如 Xiong, 2012 和 Sun, 2015 等），我国货币政策具有量价并存的特征，单纯使用价格型变量（如同业拆借利率、质押式回购利率）或数量型变量（如 M2 增长率、基础货币增长率等）均无法完全刻画我国货币政策立场。因此，本文同时考虑价格型变量和数量型变量两种形式。价格型货币政策变量对应于短期名义利率，用中国银行间同业拆借利率（CHIBOR）来衡量。在 CHIBOR 期限的选择上，一方面，近年来同业拆借市场上隔夜交易占据主导地位，例如 2019 年多数时期隔夜交易占拆借交易总量 90% 以上（根据 WIND 资讯数据库计算）；另一方面，央行的短期公开市场操作（如逆回购）的期限多为 7 天或 14 天，为了全面考虑货币政策对短期利率的影响，我们选用同业拆借全期限加权利率代表短期名义利率，这一做法与近期的研究如张成思和党超（2016, 2017）一致。考虑到何种利率更适合作为我国价格型货币政策的中介目标仍存在争议，我们还采用 7 天上海银行间拆借利率（SHIBOR7D）和 7 天银行间质押式回购利率（R007）作为短期利率变量进行稳健性检验，结果没有本质变化（限于篇幅结果未报告）。以上利率数据均来自 WIND 资讯。

另外，考虑数量型货币政策变量一般采用广义货币供应量（M2）同比增长率（如 Chen 等人, 2016; Klingelhöfer 和 Sun, 2018），但是表 2 的平稳性检验的结果显示 M2 增长率在样本区间内含有一个单位根的原假设不能被拒绝，说明 M2 增长率序列存在趋势性成分，需要采用去除趋势方法获得非平稳序列的周期性成分。由于样本区间内的未知断点检验显示（本文第四部分的第 2 小节）货币政策反应机制存在结构性变化，而且断点出现的位置多变，因此不适宜采用简单的线性周期性成分方法（如差分）获得 M2 增长率的平稳性成分。而 HP 滤波方法（Hodrick and Prescott, 1997）是把波动周期看成是指标变量对某一缓慢路径的偏离，该路径在样本期间非线性单调增长，通过状态空间模型分离出低频趋势成分，从而获得相应的平稳性周期成分。因此，HP 滤波方法本质上是使用非线性方法获得对应序列的周期性成分，适用于含有结构断点的非平稳时序变量的周期性成分估计。为此，本文采用 HP 滤波方法获得 M2 增长率序列的平稳性成分作为数量型货币政策变量，为叙述简便在后续经验分析中仍简称 M2 增长率。M2 原始月度数据来源于中国人民银行，回归分析中使用的季度频率数据使用季末对应月份数据。

同时，本文选取真实产出缺口作为产出变量  $y_t$ ，与标准的新凯恩斯主义货币政策分析框架（Woodford, 2003）以及领域内经典文献的做法一致（如 Taylor, 1993; Clarida 等人, 2000）。

真实产出缺口通过 HP 滤波估计出真实 GDP 序列对应的周期性成分得到，表 2 的平稳性检验结果也确认真实产出缺口变量为平稳序列。GDP 原始季度数据为名义序列（来源于 WIND 资讯），作者根据国家统计局公布的真实 GDP 季度同比增长率折算获得真实 GDP 序列。

表 2 产出和货币政策变量平稳性检验

变量	ADF	PP
CHIBOR	0.095	0.002
M2 增长率	0.257	0.405
去趋势 M2 增长率	0.001	0.013
真实产出缺口	0.062	0.031

说明：样本区间为 2001 年 1 季度至 2019 年 2 季度。ADF 检验和 PP 检验报告的是 MacKinnon (1996) 单侧 p 值，原假设为序列含有一个单位根，ADF 检验的滞后阶数根据 SIC 准则选取，最大滞后阶数设定为 4。

在估计方法方面，方程 (1) 的扰动项  $u_t$ （货币政策冲击）可能与当期通胀和产出变量相关；方程 (4) 中除了  $u_t$  与  $t+1$  期通胀率， $t$  期产出变量可能相关外，预测误差  $v_{t+1}$  也可能与  $t+1$  期通胀率相关。因此，两个方程均可能存在内生性问题。对于每个回归等式，我们先进行 Durbin-Wu-Hausman (DWH) 内生性检验（原假设为所有自变量均为外生）。对于存在内生性的方程采用广义矩 (GMM) 估计，工具变量集包括价格型和数量型政策变量、方程对应的具有结构性分化特征的两种通胀变量（三种组合：CCPI 和 CPI、FCPI 和 NFCPI、CPI 和 NCPI）以及真实产出缺口的 1 至 4 阶滞后项，并对工具变量进行 Hansen (1982) 过度识别 J 检验（原假设为工具变量均为外生）；对于不存在内生性的方程则采用普通最小二乘法 (OLS) 估计。我们还报告了扰动项序列自相关检验结果（原假设为残差项无序列相关性），该检验对于 OLS 估计指 Breusch-Godfrey 序列相关 F 检验，对于 GMM 估计指 Godfrey (1994) 工具变量序列相关性检验。

基于典型事实部分的分析，我们分别考察货币政策对三组通胀指标的反应机制，即总体 CPI 和核心 CPI 通胀率、食品类 CPI 和非食品类 CPI 通胀率、CPI 和 NCPI 通胀率。前两组用于刻画央行对消费领域内部通胀结构性分化的反应，第三组用于刻画央行对消费领域和非消费领域通胀结构性特征的反应。食品和非食品通胀率、CPI 和 NCPI 通胀率的样本区间为 2001 年第 1 季度至 2019 年第 2 季度；受限于数据可获得性，总体 CPI 与核心 CPI 通胀率对比的样

本区间为 2006 年第 1 季度至 2019 年第 2 季度，表 3 至表 5 分别报告了三组对比估计结果。限于篇幅，此处只给出前瞻型规则对应的结果，当期型规则的估计结果与前瞻型规则没有本质区别。

诊断检验结果显示，回归方程大部分存在内生性，对于存在内生性的方程，J 统计量绝大多数不能拒绝工具变量均为外生的原假设。各种设定下残差均不存在序列相关性。在所有设定下，货币政策变量滞后项的系数均在 1% 的水平下显著，说明我国央行的货币政策反应具有显著的平滑性，其中数量型规则的平滑性（0.7 至 0.8）高于价格型规则（0.3 至 0.5）。货币政策对产出缺口的反应方向大多数符合理论预测（价格型规则为正、数量型规则为负）且显著，而方向不符合理论预测的估计系数大多不显著，表明我国货币政策对产出的反应具有逆周期性。

表 3 报告了货币政策对总体与核心 CPI 通胀率的反应机制估计结果。价格型规则中通胀反应系数的符号均为正值，数量型规则均为负值，呈现出明显的逆周期调节特点。对核心 CPI 通胀率的反应系数均在至少 10% 的水平下显著，除设定（3）外，对总体 CPI 通胀率的反应系数也均显著，说明央行对核心 CPI 通胀率做出显著反应，从而对总体 CPI 通胀率也反应。进一步比较反应系数大小，不难发现货币政策对核心 CPI 通胀率的反应程度（反应系数绝对值）均大于总体 CPI 通胀率，这暗示出货币政策对消费品中非核心成分的反应程度低于核心成分。

表 4 中货币政策对食品类 CPI 通胀率-非食品类 CPI 通胀率反应机制的估计结果进一步明确了表 3 结果体现出的特点。尽管除设定（1）外，货币政策对食品类和非食品通胀率均做出显著逆周期反应，但对非食品类通胀率的反应程度为食品类通胀率的数倍。这说明就消费领域而言，央行对较为平稳的核心（非食品类）通胀率的关注程度远高于波动性大且水平较高的非核心（食品类）通胀率。

表 5 报告的是货币政策对消费类通胀率-非消费类通胀率的反应机制估计结果。价格型规则和数量型规则的结果具有一定差异：价格型规则的设定下，CHIBOR 对消费类通胀率显著反应，非消费类通胀率反应系数很小且不显著；数量型规则的设定下，M2 增长率对二者均显著反应，但对消费类通胀率的反应程度更大。这一结果初步显示央行对消费品价格的关注程度更高，但不能确定是否关注非消费品价格。

表3 货币政策反应方程估计（总体CPI通胀率与核心CPI通胀率）

	CHIBOR		M2增长率	
	CPI	CCPI	CPI	CCPI
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\rho$	0.512*** (0.059)	0.279*** (0.054)	0.747*** (0.121)	0.720*** (0.116)
$\beta$	0.379*** (0.090)	0.598*** (0.105)	-0.371 (0.227)	-0.745* (0.421)
$\gamma$	-0.698** (0.297)	0.085 (0.100)	-0.155 (0.761)	-0.641* (0.364)
$c$	0.474** (0.235)	1.278*** (0.125)	1.033 (0.624)	1.031 (0.699)
DWH	0.000	0.069	0.123	0.138
Hansen-J	0.784	0.588	-	-
p-auto	0.263	0.159	0.475	0.880
$R^2$	0.220	0.382	0.695	0.719

说明：括号内报告的是异方差自相关（HAC）稳健标准误。DWH指Durbin-Wu-Hausman内生性检验的p值（原假设为方程无内生性）。Hansen-J指Hansen（1982）过度识别J检验的p值（原假设为工具变量均为外生）。存在内生性的方程采用GMM估计，不存在内生性的方程采用OLS估计。p-auto对于OLS估计指Breusch-Godfrey序列相关F统计量对应的p值，对于GMM估计指Godfrey（1994）工具变量序列相关性检验的p值（原假设为残差项无序列相关性）。\*、\*\*、\*\*\*分别表示统计量在10%、5%和1%的显著性水平下显著。

表4 货币政策反应方程估计（食品类CPI通胀率与非食品类CPI通胀率）

	CHIBOR		M2增长率	
	FCPI	NFCPI	FCPI	NFCPI
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\rho$	0.481*** (0.064)	0.362*** (0.053)	0.799*** (0.033)	0.736*** (0.033)
$\beta$	0.019 (0.014)	0.306*** (0.051)	-0.143*** (0.030)	-0.980*** (0.208)
$\gamma$	0.297** (0.133)	0.313*** (0.069)	-0.175 (0.160)	-0.229** (0.115)
$c$	1.332*** (0.316)	1.397*** (0.137)	0.748*** (0.245)	1.144*** (0.396)
DWH	0.000	0.000	0.000	0.001
Hansen-J	0.307	0.180	0.093	0.475
p-auto	0.315	0.103	0.123	0.238
$R^2$	0.355	0.445	0.645	0.694

说明：同表3。

表5 货币政策反应方程估计（消费类通胀率与非消费类通胀率）

	CHIBOR		M2增长率	
	CPI	NCPI	CPI	NCPI
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\rho$	0.495*** (0.047)	0.489*** (0.059)	0.783*** (0.034)	0.744*** (0.086)
$\beta$	0.103*** (0.026)	0.001 (0.015)	-0.533*** (0.097)	-0.221*** (0.056)
$\gamma$	0.168*** (0.037)	0.268*** (0.097)	-0.073 (0.136)	-0.255* (0.152)
$c$	1.120*** (0.168)	1.405*** (0.297)	1.334*** (0.312)	0.950*** (0.311)
DWH	0.014	0.000	0.000	0.197
Hansen-J	0.463	0.358	0.285	-
p-auto	0.176	0.153	0.113	0.585
$R^2$	0.380	0.368	0.676	0.723

说明：同表3。

总体来看，货币政策反应方程的估计结果能够反映出央行对各种走势分化的通胀指标存在异质性的反应。然而，对于核心与总体CPI以及食品类与非食品类CPI的对比，反应系数的差异主要体现在大小而非显著性上，对于消费类-非消费类通胀率而言，价格型和数量型的反应结果反差较大。同时，通胀指标之间的相关性也使得仅通过简单比较各方程的系数并不能完全对反应机制的差异做出可靠的判断。因此，我们接下来采用竞争检验方法对货币政策反应机制进行进一步讨论。

#### 四、货币政策反应方程的竞争检验

##### 1. 模型竞争检验

虽然本文一直强调通货膨胀的结构性分化特征，但是通胀指标之间不可避免地存在一定程度的共线性，这种共线性一方面来源于同时影响各类商品价格水平的共同因素，另一方面来源于不同通胀指标之间的相互传导。即使是走势分化最明显的食品和非食品通胀率，二者

的即期相关性仍有 32.2%，而 CPI 通胀率和 NCPI 通胀率的相关系数则有 60.2%。通胀指标之间的相关性使得不同反应方程系数之间的简单比较可能无法完全捕捉彼此的差异。为此，我们利用 Davidson 和 MacKinnon（1981）非嵌套模型 J 检验进行不同通胀指标之间的“竞争”来确定央行究竟对哪种指标做出显著反应。

Davidson 和 MacKinnon（1981）J 检验的基本思想是先估计只含有一种通胀率的反应方程，然后将拟合值作为回归元之一，估计同时含有另一种通胀率的反应方程，并检验拟合值序列的系数是否显著。具体而言，以食品类 CPI 通胀率(FCPI)和非食品类 CPI 通胀率(NFCPI)之间的竞争检验为例，先分别估计以下反应方程（5）和（6）：

$$MP_t = c + \rho MP_{t-1} + \beta \pi_{t+1}^{FCPI} + \gamma y_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$MP_t = c + \rho MP_{t-1} + \beta \pi_{t+1}^{NFCPI} + \gamma y_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

得到的拟合值分别记为  $Z_t^{FCPI}$  和  $Z_t^{NFCPI}$ ，然后将二者作为回归元分别加入方程（6）和（5）中，即

$$MP_t = c + \rho MP_{t-1} + \beta \pi_{t+1}^{FCPI} + \gamma y_t + \delta^{NFCPI} Z_t^{NFCPI} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$MP_t = c + \rho MP_{t-1} + \beta \pi_{t+1}^{NFCPI} + \gamma y_t + \delta^{FCPI} Z_t^{FCPI} + \varepsilon_t \quad (8)$$

如果  $\delta^{NFCPI} = 0$  的原假设被拒绝的同时  $\delta^{FCPI} = 0$  不能被拒绝，说明模型（6）比模型（5）更适合同刻画货币政策反应机制（或称模型（6）在竞争中“获胜”），意味着货币政策仅对非食品类通胀率反应，从而说明反应方程估计中食品类通胀率系数显著完全是因为与非食品类通胀率的相关性，或者说食品类通胀率对货币政策的解释能力完全被非食品类通胀率覆盖；如果  $\delta^{NFCPI} = 0$  不能被拒绝同时  $\delta^{FCPI} = 0$  能够被拒绝，则说明模型（5）比模型（6）更优，即货币政策仅对食品类通胀率反应；如果二者同时被拒绝，说明两种通胀变量对货币政策均有解释能力，且二者的解释能力无法相互覆盖，即货币政策对两种通胀率均做出反应；最后，如果二者同时不能被拒绝，则两个模型对货币政策的解释能力均较差，即货币政策对两种通胀指标均不反应。对其余两组通胀指标的竞争检验步骤与上述过程完全类似。估计每个回归方程前先进行 Durbin-Wu-Hausman 内生性检验，若无内生性则采用 OLS 估计，若存在内生性则采用 GMM 估计，工具变量集与之前的反应方程估计中的设定相同。

接下来我们利用此方法分析货币政策对消费领域内部以及消费领域和非消费领域之间通胀分化的反应。表 6 报告了总体 CPI 和核心 CPI 通胀率的竞争检验结果，斜体加粗结果表示

系数角标代表的通胀变量在竞争中“获胜”。竞争检验的结果加强了之前得到的货币政策对消费领域内部通胀指标反应分化的结论。全部 4 组设定均能在至少 10% 的水平下拒绝  $\delta^{CCPI} = 0$  的原假设，而仅有 1 组能拒绝  $\delta^{CPI} = 0$  的原假设，意味着大多数设定下总体 CPI 通胀率对货币政策的解释能力被核心 CPI 通胀率所覆盖。换言之，CPI 通胀率对货币政策的解释能力全部是由其“核心”成分贡献的，亦即央行仅对总体 CPI 中的“核心”成分做出显著反应，对“非核心”成分反应不显著。需要说明的是，这一结果与货币政策反应方程估计中得到的总体 CPI 通胀率反应系数显著的结果并不矛盾：货币政策仅对总体 CPI 中“核心”成分做出反应，对总体 CPI 通胀率也应该反应，不过反应程度低于核心 CPI 通胀率。

表 6 模型竞争检验结果（总体 CPI 通胀率和核心 CPI 通胀率）

$$\begin{cases} MP_t = c + \rho MP_{t-1} + \beta \pi^{CPI} + \gamma y_t + \delta^{CCPI} Z_t^{CCPI} + \varepsilon_t \\ MP_t = c + \rho MP_{t-1} + \beta \pi^{CCPI} + \gamma y_t + \delta^{CPI} Z_t^{CPI} + \varepsilon_t \end{cases}$$

政策变量	前瞻型规则		当期型规则	
	$\delta^{CCPI}$	$\delta^{CPI}$	$\delta^{CCPI}$	$\delta^{CPI}$
CHIBOR	<b>0.002</b>	0.850	<b>0.002</b>	0.588
M2 增长率	<b>0.076</b>	0.109	0.000	0.004

说明：表中报告的是 Davidson-MacKinnon 非嵌套 J 检验的 p 值。斜体加粗数字表示系数角标代表的通胀变量在竞争中“获胜”。

表 7 中所报告的食品类和非食品类 CPI 通胀率的竞争检验结果进一步印证了之前的结论。食品类和非食品类通胀率分别代表了 CPI 中的“非核心”和“核心”成分。在 4 组竞争检验中， $\delta^{NFCPI} = 0$  全部能够被拒绝，能够拒绝  $\delta^{FCPI} = 0$  的设定仅有 1 组，意味着就消费领域而言，货币政策仅考虑非食品类通胀率变动，对食品类反应不显著。尽管在反应方程估计的部分设定下非食品通胀率的系数出现了显著的结果，但是竞争检验的结果说明，这可能是因为存在影响食品类和非食品类商品价格的共同因素，或者是因为存在食品和非食品价格之间的溢出效应。在模型中控制了非食品类 CPI 通胀率后，食品类通胀率就不能提供额外的信息了。

表 7 模型竞争检验结果（食品类 CPI 通胀率和非食品类 CPI 通胀率）

$$\begin{cases} MP_t = c + \rho MP_{t-1} + \beta \pi^{FCPI} + \gamma y_t + \delta^{NFCPI} Z_t^{NFCPI} + \varepsilon_t \\ MP_t = c + \rho MP_{t-1} + \beta \pi^{NFCPI} + \gamma y_t + \delta^{FCPI} Z_t^{FCPI} + \varepsilon_t \end{cases}$$

政策变量	前瞻型规则		当期型规则	
	$\delta^{NFCPI}$	$\delta^{FCPI}$	$\delta^{NFCPI}$	$\delta^{FCPI}$
CHIBOR	<b>0.000</b>	0.539	<b>0.001</b>	0.867
M2 增长率	<b>0.003</b>	0.105	0.003	0.033

说明：同表 6。

我国货币政策对消费领域通胀率的反应模式与以 Aoki (2001) 为代表的早期文献主张相符。正如典型事实部分所强调的，无论是核心 CPI 通胀率还是非食品类通胀率，反映的都是通胀中价格粘性高、波动性低的成分，亦即“粘性价格部门”。央行仅考虑粘性价格部门通胀率，可能是考虑两方面原因：第一，食品和能源等非核心成分价格受供给冲击影响较大，如气候、自然灾害、瘟疫等因素都会影响食品原材料供给，进而推高食品通胀率，而货币政策难以从根本上解决供给冲击问题；第二，货币政策的生效存在时滞性，如果货币政策盯住低粘性部门通胀率，待政策生效时，影响低粘性部门通胀的因素可能已经消失甚至反转，造成货币政策效果扭曲。

表 8 报告了 CPI 通胀率和非消费类 (NCPI) 通胀率的竞争检验结果，检验给出的结果并不像前两组对比那样明确。在 4 组设定中，1 组仅有  $\delta^{CPI} = 0$  被拒绝，2 组两个原假设都被拒绝，还有 1 组仅有  $\delta^{NCPI} = 0$  被拒绝。上述互相矛盾的结果暗示 CPI 通胀率中不被货币政策纳入考虑的非核心成分可能干扰了检验结果，一个有力的证据是出现了一组  $\delta^{CPI} = 0$  不能被拒绝的结果。根据表 6 和表 7 的结果，货币政策至少对总体 CPI 中的核心（非食品）成分做出反应，对部分反应而对总体不反应并不符合逻辑。因此，我们进一步进行了非食品类 CPI 通胀率和非消费类通胀率的竞争检验，结果报告在表 9 中。价格型规则和数量型规则的结果出现了明显的差异：价格型规则均出现了非食品类 CPI 通胀率“获胜”的结果，而数量型规则均能同时拒绝  $\delta^{NCPI} = 0$  和  $\delta^{NFCPI} = 0$  的原假设。这一结果与货币政策反应方程估计（表 5）中的结果是一致的。也就是说，央行同时运用价格型和数量型工具来调节消费领域通胀率，但是应对非消费领域通胀时仅采用数量型工具。

表 8 模型竞争检验结果 (CPI 通胀率和非消费类通胀率)

$$\begin{cases} MP_t = c + \rho MP_{t-1} + \beta \pi^{CPI} + \gamma y_t + \delta^{NCPI} Z_t^{NCPI} + \varepsilon_t \\ MP_t = c + \rho MP_{t-1} + \beta \pi^{NCPI} + \gamma y_t + \delta^{CPI} Z_t^{CPI} + \varepsilon_t \end{cases}$$

政策变量	前瞻型规则		当期型规则	
	$\delta^{NCPI}$	$\delta^{CPI}$	$\delta^{NCPI}$	$\delta^{CPI}$
CHIBOR	0.057	0.035	0.605	<b>0.079</b>
M2 增长率	<b>0.002</b>	0.316	0.037	0.015

说明：同表 6。

表 9 模型竞争检验结果（非食品类 CPI 通胀率和非消费类通胀率）

$$\begin{cases} MP_t = c + \rho MP_{t-1} + \beta NFCPI + \gamma y_t + \delta^{NCPI} Z_t^{NCPI} + \varepsilon_t \\ MP_t = c + \rho MP_{t-1} + \beta NCPI + \gamma y_t + \delta^{NFCPI} Z_t^{NFCPI} + \varepsilon_t \end{cases}$$

政策变量	前瞻型规则		当期型规则	
	$\delta^{NCPI}$	$\delta^{NFCPI}$	$\delta^{NCPI}$	$\delta^{NFCPI}$
CHIBOR	0.521	<b>0.002</b>	0.465	<b>0.001</b>
M2 增长率	0.023	0.007	0.002	0.004

说明：同表 6。

数量型规则对非消费领域通胀率的显著反应可能是贷款类工具在我国货币政策工具体系中的重要地位造成的。例如，根据中国人民银行公布的数据，2019 年第二季度贷款类工具总额达到 4.64 万亿元人民币，包括再贴现、再贷款、常备借贷便利（SLF）和抵押补充贷款（PSL）四类，占基础货币总额的 15.5%。除 SLF 和再贴现期限较短外，其他两种贷款类工具均具有中长期信贷支持政策的色彩，占贷款类工具总量的 90.2%。再贷款包括支农再贷款、支小再贷款和扶贫再贷款三类，PSL 是支持国民经济重点领域、薄弱环节和社会事业发展而对金融机构提供的期限较长的大额融资。非消费类通胀率的一个重要组成成分是生产价格，不难看出，上述贷款类工具大多直接面向特定的生产领域投放，影响生产价格，进而体现在广义货币总量对非消费类价格的显著反应上。

价格型目标对非消费类通胀不反应的结论似乎违背直觉，种种实例表明央行并非完全没有运用价格型工具调控非消费类价格。例如，2015 年 10 月降低基准利率后，央行公开表明将 GDP 平减指数（包含非消费价格）作为决策的重要依据<sup>①</sup>。又如，2019 年 11 月 18 日央行降低了 7 天逆回购利率 0.05%，而在此前三个月，非食品类通胀率仅从 1.1% 降低至 1.0%，几乎没有变化，而生产价格指数（PPI）通胀率却从 -0.8% 降低至 -1.4%，局部通缩进一步加剧。央

<sup>①</sup> “央行有关负责人就降息降准以及放开存款利率上限进一步答记者问”，央行网站，2015 年 10 月 26 日。

行降低逆回购利率的行为实际上是对非消费价格中的生产价格做出了反应。但是，全样本估计结果显示，价格型工具对非消费价格的响应并未反映在拆借利率上（利用 7 天 Shibor 和 7 天回购利率的结果相同），暗示从政策利率到市场利率的传导可能并不通畅。

## 2. 稳健性检验

本文的样本区间从 2001 年第一季度至 2019 年第二季度，其中包含了 2008 年前后金融危机时期，这一时期内我国各个通胀指标均出现了较大幅度的波动，非消费类通胀率一度超过 10%，食品类 CPI 通胀率一度超过 20%，非食品类通胀率也罕见地出现了从 2.1% 到 -2.1% 再回复到 2.9% 的波动。这可能对本文的研究结论造成两方面影响，一方面，央行对各个通胀指标的反应模式可能在金融危机前后存在差异，另一方面，高波动时期的极端数据可能影响估计结果。因此，我们先判断货币政策反应方程可能存在的结构性断点的位置，然后根据断点位置进行进一步分析。

我们采用 Andrews (1993) 以及 Andrews 和 Ploberger (1994) 提出的未知断点检验方法来诊断反应方程在样本区间内可能存在的结构性断点。如果对每种通胀指标、政策变量和规则形式均进行一次检验，则需要进行  $5 \times 2 \times 2 = 20$  次检验。为了简化检验过程，我们考虑以下货币政策反应方程的一般形式：

$$MP_t = c + \rho MP_{t-1} + \beta^{FCPI} \pi^{FCPI} + \beta^{NFCPI} \pi^{NFCPI} + \beta^{NCPI} \pi^{NCPI} + \gamma y_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

(9) 式同时包含了食品类 CPI 通胀率、非食品类 CPI 通胀率和非消费类通胀率（预期或当期形式），上述三种通胀率恰好构成了对总体经济价格的一种划分。检验聚焦于三种通胀变量系数的联合结构性变化，从而仅需要进行 4 次检验。

Andrews 未知断点检验的基本思想是在结构性断点可能出现的区间（记为  $[\tau_{\min}, \tau_{\max}]$ ，如样本的中间 70%）逐个日期  $\tau$  进行检验（检验的原假设为该日期不是断点），并将其 Wald 统计量和似然比（likelihood ratio, LR）统计量分别记为  $Wald(\tau)$  和  $LR(\tau)$ 。分别定义最大 Wald 统计量（Sup-Wald）和最大 LR 统计量（Sup-LR）为所有 Wald 统计量和 LR 统计量中的最大值，即：

$$\begin{aligned} \text{Sup-Wald} &= \sup_{\tau} \text{Wald}(\tau) | \tau \in [\tau_{\min}, \tau_{\max}] \\ \text{Sup-LR} &= \sup_{\tau} \text{LR}(\tau) | \tau \in [\tau_{\min}, \tau_{\max}] \end{aligned}$$

最大统计量对应的日期即为断点日期，相应的 p 值依据 Hansen (1997) 计算。表 10 报告了检

验结果：

表 10 货币政策反应方程的 Andrews 未知断点检验结果

$$MP_t = c + \rho MP_{t-1} + \beta^{FCPI} \pi^{FCPI} + \beta^{NFCPI} \pi^{NFCPI} + \beta^{NCPI} \pi^{NCPI} + \gamma y_t + \varepsilon_t$$

政策变量	统计量	前瞻型规则		当期型规则	
		断点日期	p 值	断点日期	p 值
CHIBOR	Sup-Wald	2004Q1	0.015	2006Q1	0.000
	Sup-LR	2011Q2	0.020	2011Q2	0.004
M2 增长率	Sup-Wald	2013Q2	0.052	2007Q1	0.001
	Sup-LR	2009Q1	0.025	2007Q1	0.003

说明：未知断点搜索域为[15%,85%]，表中报告的是统计量对应的 p 值。

在各种设定下，反应方程不存在断点的原假设均被拒绝。然而，断点出现的位置非常多变。去掉两个极端值（2004 年第一季度和 2013 年第二季度）后断点出现的时间区间由图 5 的灰色区域给出。不难发现，断点出现的时间区间与通胀波动幅度最大的时期几乎完全重合，包含了金融危机时期。估计的结构性断点散布在高波动时期初期（2006 年第一季度）、中期（2009 年第一季度）和末期（2011 年第二季度），一方面给断点确定造成了困难，另一方面说明高波动时期样本确实可能对估计结果造成影响。因此，我们不采用在断点前后进行分样本估计的方法，而是采用去除高波动时期重新估计的方法检验结论的稳健性。

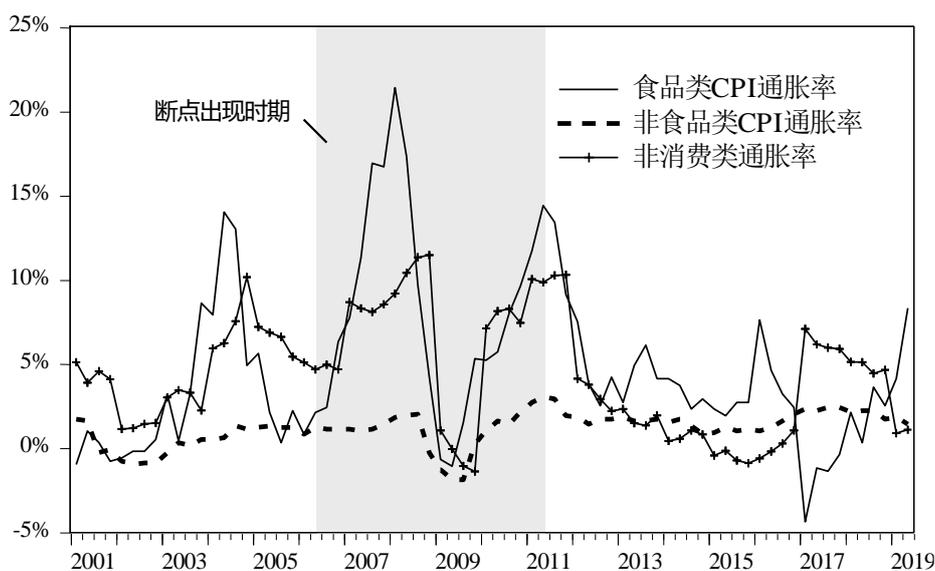


图 5 货币政策反应方程结构性断点出现时期

根据表 10 的结果，高波动性时期确定为 2006 年第二季度至 2011 年第二季度。考虑到去除高波动性时期后核心 CPI 通胀率的样本较短（33 个）。我们仅进行食品类 CPI-非食品类 CPI 通胀率和非食品类 CPI-非消费类通胀率两组模型竞争检验，分别用以考察货币政策对消费领域内部以及消费领域和非消费领域之间通胀结构性分化的反应机制，结果报告在表 11 和表 12 中。

表 11 和表 12 的结果与全样本估计（表 7 和表 9）一致。表 11 全部 4 组设定下均为非食品类通胀率“获胜”；表 12 中使用 CHIBOR 作为政策变量的设定全部为非食品类 CPI 通胀率获胜，使用 M2 增长率作为政策变量的 2 组设定均无法分出胜负，且能同时拒绝  $\delta^{NFCPI} = 0$  和  $\delta^{NCPI} = 0$ 。这说明前文的基本结论并不受金融危机的影响。即使在通胀相对平稳的时期，货币政策对分化的通胀指标反应机制也与本文描述基本一致。

表 11 非高波动时期模型竞争检验结果（食品类 CPI 通胀率和非食品类 CPI 通胀率）

$$\begin{cases} MP_t = c + \rho MP_{t-1} + \beta FCPI + \gamma y_t + \delta^{NFCPI} Z_t^{NFCPI} + \varepsilon_t \\ MP_t = c + \rho MP_{t-1} + \beta NFCPI + \gamma y_t + \delta^{FCPI} Z_t^{FCPI} + \varepsilon_t \end{cases}$$

政策变量	前瞻型规则		当期型规则	
	$\delta^{NFCPI}$	$\delta^{FCPI}$	$\delta^{NFCPI}$	$\delta^{FCPI}$
CHIBOR	<b>0.023</b>	0.291	<b>0.006</b>	0.653
M2 增长率	<b>0.048</b>	0.309	<b>0.000</b>	0.282

说明：样本区间为 2001 年第一季度至 2006 年第一季度以及 2011 年第三季度至 2019 年第二季度，表中报告的是 Davidson-MacKinnon 非嵌套 J 检验的 p 值。斜体加粗数据表示系数角标代表的通胀变量在竞争中“获胜”。

表 12 非高波动时期模型竞争检验结果（非食品类 CPI 通胀率和非消费类通胀率）

$$\begin{cases} MP_t = c + \rho MP_{t-1} + \beta NFCPI + \gamma y_t + \delta^{NCPI} Z_t^{NCPI} + \varepsilon_t \\ MP_t = c + \rho MP_{t-1} + \beta NCPI + \gamma y_t + \delta^{NFCPI} Z_t^{NFCPI} + \varepsilon_t \end{cases}$$

政策变量	前瞻型规则		当期型规则	
	$\delta^{NCPI}$	$\delta^{NFCPI}$	$\delta^{NCPI}$	$\delta^{NFCPI}$
CHIBOR	0.639	<b>0.001</b>	0.870	<b>0.024</b>
M2 增长率	0.002	0.084	0.046	0.002

说明：同表 11。

## 五、结论

本文基于我国通货膨胀自 2001 年至 2019 年出现的长期结构性分化特征，研究了货币政策在此期间对不同类别通胀指标的反应机制。从典型事实来看，我国通货膨胀的结构性分化可以划分为两个层次：第一个层次是消费领域内部核心与非核心通胀率的分化，基本等同于食品类和非食品类 CPI 通胀率的分化，这一层次分化的具体特征为非核心类（或食品）通胀率在均值和波动性上均高于核心类（或非食品）通胀率，非核心类（食品）通胀率主导总体 CPI 通胀走势；通货膨胀分化的第二个层次是 CPI 通胀率和非消费类通胀率的分化，具体特征是 2001-2013 年期间非消费类通胀率持续高于 CPI 通胀率，而 2013 年之后二者水平值接连反转，且走势呈现出方向性分化。

基于以上典型事实，本文首先设立并估计全样本区间的货币政策反应方程，接着采用模型竞争检验方法来判断央行对走势分化的通胀指标的反应模式。经验分析结果表明，对于消费领域内部的核心与非核心通胀率分化，货币政策仅对核心（非食品）消费类通胀率反应，而对非核心（食品）类通胀率不反应；对于消费类与非消费类通胀率之间的分化，货币政策的价  
格型中间目标仅对消费类通胀率做出反应，而数量型目标同时兼顾消费类和非消费类通胀率。

本文研究结果表明，我国央行对消费领域内部核心与非核心通胀率的反应模式符合学界基于发达国家背景得出的结论，但是与近年来基于发展中国家（主要特征为食品在消费篮子中权重高、食品价格均值和波动性均高于非食品）的研究得到的最优货币政策相冲突。货币政策对消费类与非消费类通胀率的反应机制暗示出，我国央行对数量型中间目标和价格型中间目标的运用存在微妙差异，在同时运用数量型和价格型手段追求消费类商品价格稳定的同时，对非消费领域价格的调控则仅主要依赖于数量型中间目标。

当然，本文并未完全阐明价格型和数量型中间目标对非消费类通胀率调控力度差异的具体机制，仅给出一些方向性线索和基本逻辑猜想，也没有讨论上述反应机制是否是符合我国国情的最优货币政策。对于这些问题的研究，可能首先需要厘清货币政策的目标体系（从操作目标（即短期间目标）、长期间目标到央行最终目标），其次考察目标体系中价格型与

数量型的逻辑联系及其与最优货币政策之间的关系，还可能需要对货币政策调控机制和传导机制进行理论和经验分析，进而为现代中央银行制度建设提供科学性依据，未来研究可以考虑在这些方向进行不同角度的深入探索。

### 参考文献

- (1). 郭娜、翟光宇 (2011):《中国利率政策与房地产价格的互动关系研究》,《经济评论》第 3 期。
- (2). 侯成琪、龚六堂 (2013):《食品价格、核心通货膨胀与货币政策目标》,《经济研究》第 11 期。
- (3). 侯成琪、罗青天、吴桐 (2018):《PPI 和 CPI: 持续背离与货币政策的选择》,《世界经济》第 7 期。
- (4). 贾俊雪、秦聪、张静 (2014):《财政政策、货币政策与资产价格稳定》,《世界经济》第 12 期。
- (5). 龙少波、陈璋 (2013):《部门间工资不完全追赶对中国结构性通胀的影响》,《金融研究》第 10 期。
- (6). 李斌 (2010):《从流动性过剩 (不足) 到结构性通胀 (通缩)》,《金融研究》第 4 期。
- (7). 陆军、钟丹 (2003):《泰勒规则在中国的协整检验》,《经济研究》第 8 期。
- (8). 吕建兴、毛学峰、曾寅初 (2017):《食品价格冲击对核心 CPI 的传递效应——基于 3 种核心 CPI 的比较研究》,《经济理论与经济管理》第 5 期。
- (9). 刘凤良、章潇萌、于泽 (2017):《高投资、结构失衡与价格指数二元分化》,《金融研究》第 2 期。
- (10). 莫万贵、袁佳、魏磊、高海燕 (2019):《中国结构性通缩中的周期性与结构性问题》,《金融研究》第 3 期。
- (11). 沈悦、申建文 (2012):《结构性通货膨胀的一个基本理论分析框架——基于状态空间时变参数模型的实证》,《当代财经》第 2 期。
- (12). 苏乃芳、李宏瑾、张怀清 (2016):《有关 GDP 平减指数的再认识》,《经济学动态》

第5期。

- (13). 苏桂芳、臧楠 (2011):《食品与非食品价格的长期均衡关系与短期非线性调整——基于两区制门槛协整模型的实证研究》,《财经研究》第2期。
- (14). 吴军、田娟 (2008):《结构性通货膨胀解析——基于当前中国通货膨胀问题的思考》,《金融研究》第9期。
- (15). 伍戈、曹红钢 (2014):《中国的结构性通货膨胀研究——基于CPI与PPI的相对变化》,《金融研究》第6期。
- (16). 伍戈、李斌 (2013):《成本冲击 通胀容忍度与宏观政策》,北京:中国金融出版社。
- (17). 谢平、罗雄 (2002):《泰勒规则及其在中国货币政策中的检验》,《经济研究》第3期。
- (18). 张成思 (2011):《通货膨胀目标错配与管理研究》,《世界经济》第11期。
- (19). 张成思、党超 (2016):《谁的通胀预期影响了货币政策》,《金融研究》第10期。
- (20). 张成思、党超 (2017):《基于双预期的前瞻性货币政策反应机制》,《金融研究》第9期。
- (21). 张文朗、罗得恩 (2010):《中国食品价格上涨因素及其对总体通货膨胀的影响》,《金融研究》第9期。
- (22). 张屹山、张代强 (2017):《前瞻性货币政策反应函数在我国货币政策中的检验》,《经济研究》第3期。
- (23). Anand, R.; Prasad, E. and Zhang, B. "What Measure of Inflation Should a Developing Country Central Bank Target?" *Journal of Monetary Economics*, 2015, 74(1), 102-116.
- (24). Andrews, D. "Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point." *Econometrica*, 1993, 61(4), 821-856.
- (25). Andrews, D. and Ploberger, W. "Optimal Tests When a Nuisance Parameter is Present Only under the Alternative." *Econometrica*, 1994, 62(6), 1383-414.
- (26). Aoki, K. "Optimal Monetary Policy Responses to Relative-Price Changes." *Journal of Monetary Economics*, 2001, 48(1), 55-80.
- (27). Balassa, B. "The Purchasing-Power Parity Doctrine: A Reappraisal." *Journal of Political Economy*, 1964, 72(6), 584-596.

- (28). Baumol, W. J. "Macroeconomics of Unbalanced Growth: The Anatomy of Urban Crisis." *American Economic Review*, 1967, 57(3), 415-426.
- (29). Bodenstein, M.; Erceg, C. and Guerrieri, L. "Optimal Monetary Policy with Distinct Core and Headline Inflation Rates." *Journal of Monetary Economics*, 2008, 55(Supplement 1), S18-S33.
- (30). Boivin, J. "Has U.S. Monetary Policy Changed? Evidence from Drifting Coefficients and Real-Time Data." *Journal of Money, Credit and Banking*, 2006, 38(5), 1149-1173.
- (31). Catão, L. and Chang, R. "World Food Prices and Monetary Policy." *Journal of Monetary Economics*, 2015, 75(1), 69-88.
- (32). Cecchetti, S. "Core Inflation Is an Unreliable Guide." *Financial Times*, 2006, London: Nikkei Inc.
- (33). Chen, K.; Higgins, P.; Waggoner, D.F. and Zha, T. "China Pro-Growth Monetary Policy and Its Asymmetric Transmission." *Federal Reserve Bank of Atlanta Working Paper Series*, No. 2016-9, 2016.
- (34). Clarida, R.; Galí, J. and Gertler, M. "Monetary Policy Rules in Practice Some International Evidence." *European Economic Review*, 1998, 42(6), 1033-1067.
- (35). Clarida, R.; Galí, J. and Gertler, M. "Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory." *Quarterly Journal of Economics*, 2000, 115(1), 147-180.
- (36). Davidson, R. and MacKinnon, J. "Several Tests for Model Specification in the Presence of Alternative Hypotheses." *Econometrica*, 1981, 49(3), 781-793.
- (37). Dhawan, R. and Jeske, K. "Taylor Rules with Headline Inflation: A Bad Idea." *Federal Reserve Bank of Atlanta Working Paper Series*, No. 2007-14, 2007.
- (38). Godfrey, L. "Testing for Serial Correlation by Variable Addition in Dynamic Models Estimated by Instrumental Variables." *Review of Economics and Statistics*, 1994, 76(3), 550-559.
- (39). Hansen, B. "Approximate Asymptotic P Values for Structural-Change Tests." *Journal of Business & Economic Statistics*, 1997, 15(1), 60-67.

- (40). Hansen, L. "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators." *Econometrica*, 1982, 50(4), 1029-1054.
- (41). Hodrick, R. and Prescott, E. "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation." *Journal of Money, Credit and Banking*, 1997, 29(1), 1-16.
- (42). Kim, C. and Nelson, C. "Estimation of a Forward-Looking Monetary Policy Rule: A Time-Varying Parameter Model Using Ex-Post Data." *Journal of Monetary Economics*, 2006, 53(8), 1949-1966.
- (43). Klingelhöfer, J. and Sun, R. "China's Regime-Switching Monetary Policy." *Economic Modelling*, 2018, 68(1), 32-40.
- (44). Levin, A.; Wieland, V. and Williams, J. "Robustness of Simple Monetary Policy Rules under Model Uncertainty." *NBER Working Papers*, No. 6570, 1999
- (45). MacKinnon, J. "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests." *Journal of Applied Econometrics*, 1996, 11(6), 601-618.
- (46). Mankiw, N. G. and Reis, R. "What Measure of Inflation Should a Central Bank Target?" *Journal of the European Economic Association*, 2003, 1(5), 1058-1086.
- (47). Mishkin, F. "Headline Versus Core Inflation in the Conduct of Monetary Policy." *Speech at the Business Cycles, International Transmission and Macroeconomic Policies Conference*, 2007, HEC Montreal. Board of Governors of the Federal Reserve System.
- (48). Orphanides, A. "Monetary Policy Rules Based on Real-Time Data." *American Economic Review*, 2001, 91(4), 964-985.
- (49). Samuelson, P. A. "Theoretical Notes on Trade Problems." *Review of Economics and Statistics*, 1964, 46(2), 145-154.
- (50). Streeten, P. "Wages, Prices and Productivity." *Kyklos*, 1962, 15(4), 723-733.
- (51). Sun, R. "What Measures Chinese Monetary Policy?" *Journal of International Money and Finance*, 2015, 59(1), 263-286.
- (52). Taylor, J. B. "Discretion Versus Policy Rules in Practice." *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1993, 39(1), 195-214.

- (53). Taylor, J. B. "A Historical Analysis of Monetary Policy Rules." In J. B. Taylor, eds., *Monetary Policy Rules*. Chicago: University of Chicago Press, 1999.
- (54). Walsh, J. P. "Reconsidering the Role of Food Prices in Inflation." *IMF Working Papers*, No. 1171, 2011.
- (55). Williams, J. "Simple Rules for Monetary Policy." *Economic Review*, 2003, 36(1), 1-12.
- (56). Woodford, M. *Interest and Prices*. Princeton: Princeton University Press, 2003.
- (57). Woodford, M. "Pitfalls of Forward-Looking Monetary Policy." *American Economic Review*, 2000, 90(2), 100-104.
- (58). Xiong, W. "Measuring the Monetary Policy Stance of the People's Bank of China: An Ordered Probit Analysis." *China Economic Review*, 2012, 23(3), 512-533.

## 一致行动协议的控制权安排逻辑

郑志刚

(中国人民大学财政金融学院、中国财政金融政策研究中心)

李邈

(中国人民大学财政金融学院)

李倩

(天弘基金管理有限公司)

郭杰\*

(英国杜伦大学)

**内容提要** 一些企业的实际控制人在首次公开发行时通过签署一致行动协议实现了控制权向创业团队的集中和倾斜。研究表明, 第一大股东持股比例较低和高科技企业在首次公开发行时更可能采用一致行动协议。短期看, 签署一致行动协议向信息不对称的外部投资者传递实际控制人以外的其他签署人愿意为实际控制人背书, 对其主导的业务模式创新充满信心的信号。这体现在外部投资者愿意为采用一致行动协议的企业首次公开发行支付高溢价。长期看, 签署一致行动协议后实际控制人对控制权稳定的预期, 一方面会鼓励创业团队人力资本持续投入, 另一方面减少了短期隧道挖掘行为, 最终带来企业绩效提升。因而, 高科技企业首次公开发行时的一致行动协议成为一种“资本市场上的专利制度”。

**关键词** 一致行动协议 控制权安排 内部人控制 IPO 折价 资本市场专利制度

---

\* 郑志刚: 中国人民大学财政金融学院 中国财政金融政策研究中心; 李邈(通讯作者): 中国人民大学财政金融学院 北京市海淀区中关村大街 59 号 100872; 李倩: 天弘基金管理有限公司; 郭杰: 英国杜伦大学 电子邮箱: zhengzhigang@ruc.edu.cn(郑志刚); 2017100161@ruc.edu.cn(李邈); [liqian@thfund.com.cn](mailto:liqian@thfund.com.cn)(李倩); jie.guo@durham.ac.uk(郭杰)。

作者感谢国家自然科学基金面上项目(71472177)的资助, 感谢匿名审稿人的建设性意见和建议。当然, 文责自负。

## 一 引言

2011 年通信信息领域公司佳讯飞鸿在中国 A 股上市。主要股东和创业团队林菁、郑贵祥、王翊、刘文红、韩江春等签署了《一致行动协议书》，约定在行使召集权、提案权及表决权时，采取一致行动共同行使公司股东权利。通过签署上述一致行动协议（**Concerted Action Agreement**），持股仅 20.7% 的第一大股东，同时兼任董事长和总经理的林菁获得了全体协议参与人合计持有 66.1% 的表决权，致使林菁在股东大会相关表决中的影响力变得举足轻重。

作为股东投票协议的一种，一致行动协议指全体或部分股东就特定的股东大会决议事项达成的，按事先约定方式行使表决权的一种协议，协议各方约定充分协商表决意见或与协议中核心成员的意见保持一致。值得注意的是，一方面，签署一致行动协议的主要股东在法律地位，私人信息状况进而相应的权利和义务上并非完全平等，存在作为实际控制人的协议核心成员与协议非核心成员的区别。因而理论上，实际控制人作为协议团体的“领导者”，拥有较高的个人威望和持股比例或具有其他协议签署人无法分享的私人信息，从而可能在协议成员协商时占据优势。由于反映实际控制人能够为其错误决策承担责任后果的真实持股比例（反映现金流权）只是一致行动协议下影响投票表决结果持股比例（反映控制权）的一部分，因而出现实际控制人控制权与现金流权的分离。

另一方面，一致行动协议的签署在巩固创业团队控制地位的同时，将对整个股权结构产生影响。根据首次公开发行（**Initial Public Offerings, IPO**）招股说明书中披露的信息，2007 至 2017 年 A 股上市非国有公司中，16.54%（263 家）的公司曾签署一致行动协议。这些公司中实际控制人平均持股比例仅为 27.46%（以协议中实际控制人持股比例衡量），但形成一致行动协议后，协议团体获得了平均 49.83%（以协议参与人合计持有股份比例衡量）的表决权。超过半数的协议公司实际控制人（团体）通过一致行动协议实现了相对控股。协议团体控制力的增强与大股东持股比例增加相似，将使协议团体有能力通过影响上市公司各类决策，进而影响其他小股东利益。值得注意的是，为对抗未签署协议股东，协议成员可能暂时协调内部关系，牺牲或放弃小团体中其他协议人利益。此时，即使一致行动协议成员在表决前能够

达成一致，我们也无法排除为对抗未签署协议股东，其他协议成员愿意放弃部分自身利益的可能，进而无法排除实际控制人控制权与现金流权分离的可能。

从信息不对称视角出发，尽管同样构成了实际控制人控制权与现金流权分离，一致行动协议与董事会组织中超额委派董事等事后的公司控制权设计（郑志刚等，2019）仍有不同。董事会组织中超额委派董事是在公司已经上市后，迫于外部紧张形势（例如面临接管威胁）采取的具有事后道德风险倾向的加强公司控制的手段，属于事后的公司控制权安排。而签署一致行动协议需要经过充分的信息披露<sup>①</sup>，协议签署人和外部投资者对其存在的道德风险倾向具有充分的预期和评估，因而是事前的控制权设计，所产生的负外部性也并不像事后的控制权设计那么严重。

此外，随着以互联网技术为标志的第四次工业革命浪潮的兴起，创业团队和外部投资者间围绕业务模式创新的信息不对称程度加剧。与投票权向创业团队倾斜的双重股权结构股票类似，一致行动协议的签署向信息不对称的分散外部投资者传递了实际控制人以外的其他签署人愿意为实际控制人背书，进而对实际控制人主导的业务模式创新充满信心的信号，以此解决由于信息不对称导致的逆向选择问题。尽管存在控制权与现金流权分离的可能性，但作为事前的公司控制权安排，一致行动协议更多用来保护和鼓励创业团队人力资本投资。从这一层面上看，一致行动协议类似专利制度：采用排他性条款限制了专利的自然外溢，但对专利的保护却鼓励了专利发明者的研发创新，最终导致社会更多专利的涌现（Grossmann and Steger, 2007；Mokyr, 2009；魏浩和巫俊，2018）。因而，一致行动协议在上述意义上，演变成高科技企业快速发展可利用的一种“资本市场专利制度”。

利用中国 A 股上市公司数据，本文检验了公司 IPO 时实际控制人选择签署一致行动协议的潜在影响因素和相关经济后果，回答一致行动协议究竟是加强内部人控制，谋求私人收益的控制权安排，还是本文猜测的那样演变为传递自信信号，保护和鼓励创业团队人力资本投资的资本市场专利制度。我们的研究表明，从影响因素看，创业团队核心成员持股比例较低的企业和高科技企业在 IPO 时更可能签署一致行动协议；从短期经济后果看，高科技行业创

<sup>①</sup> 《公开发行证券的公司信息披露内容与格式准则第 1 号——招股说明书（2015 年修订）》规定《首次公开发行股票招股说明书》必须披露实际控制人的一致行动情况。

业团队签署一致行动协议能有效降低 IPO 折价率。IPO 完成后市场对企业新签署一致行动协议作出正向评价，对解除协议作出负向评价。这一定程度表明市场愿意为签署一致行动协议的高科技创业团队支付高溢价。通过排除一致行动协议可能影响 IPO 折价率的其他信号传递路径，我们认为，这一较高的溢价源于一致行动协议传递的其他签署人愿意为实际控制人背书，进而对实际控制人主导的业务模式创新充满信心的信号。

从长期经济后果看，签署一致行动协议的高科技企业在研发队伍建设投入占比较高的同时，并未发现显著增加了实际控制人对上市公司资源隧道挖掘的迹象。前者是因为签署一致行动协议后形成的控制权稳定的预期会鼓励创业团队人力资本持续投入，而后者是因为签署一致行动协议后形成的稳定长期的预期会减少“涸泽而渔”式的短期隧道挖掘行为。二者效应的叠加最终体现为上述企业未来将有良好的绩效表现。因此，尽管形式上一致行动协议同样有实际控制人承担责任与享有权利不一致的特点，但实质上一致行动协议签署不同于金字塔结构、超额委派董事等加强内部人控制的事后控制权安排，其发挥了保护和鼓励创业团队人力资本投资的积极作用。

本文对公司治理和控制权安排相关文献的贡献体现在以下几方面。首先，不同于以往研究更多关注一致行动在并购中可能带来的市场操纵、侵害小股东权益等负外部性（施晓红，2001；王化成和陈晋平，2002），我们的研究表明，从短期看，创业团队签署一致行动协议在 IPO 时向市场传递了协议签署人为实际控制人背书，进而对业务模式充满信心的信号，减缓了外部投资者与实际控制人的信息不对称。从长期看，一致行动协议的签署有助于鼓励人力资本投资和减少短期隧道挖掘行为，最终带来稳步提升的业绩表现。本文为一致行动协议以上两方面积极效应的存在、可能的作用机理和实现机制提供了证据，将有助于理论与实务界在中国资本市场出现股权分散趋势和第四次工业革命浪潮冲击背景下，形成对一致行动协议的全新认识。本文讨论同时也为理解双重股权结构和合伙人制度等看起来违反“同股同权”原则的权重倾斜表决制度如何鼓励创业团队人力资本投资带来启发。

其次，以往研究基于金字塔控股结构、超额委派董事等控制权安排，强调控制权与现金流权分离将产生隧道效应（Johnson *et al.*, 2000；李增泉等，2005）。本研究则表明，尽管协议核心成员可能存在控制权与现金流权分离，但一致行动协议并没有带来上述文献预期的加强内部人控制和谋取控制权私人收益等经济后果。与“同股不同权”构架类似，一致行动协议

属于事前的公司控制权设计。投资者对可能出现的实际控制人权利大于责任的情况有充分预期，在充分评估控制权倾斜配置对投资收益和安全的影响后，以市场化的认购方式对采用一致行动协议的公司予以认同。因而，一致行动协议不同于超额委派董事等事后的公司控制权设计，不会导致具有道德风险倾向的行为。本文由此为事前和事后的公司控制权设计在道德风险倾向上存在的差异提供了可参考的经验证据表明控制权设计应区分事前和事后两种类型，相较事后控制权设计，事前控制权设计的道德风险倾向更弱。本文相关讨论是控制权设计相关文献的重要补充和扩展。

最后，本研究表明，高科技行业创业团队签署一致行动协议是构成 IPO 折价的重要影响因素，是相关文献的重要补充和扩展。以往研究表明，公司信息透明度、地理位置与交通、承销商声誉等是影响 IPO 折价的重要因素（Ang and Brau, 2010；黄张凯等，2016；张学勇和张秋月，2018）。本研究则表明，市场愿意为创业团队签署一致行动协议的高科技企业支付更高溢价，因而其签署一致行动协议也是 IPO 折价的重要影响因素。

本文余下内容安排为：第二部分在相关文献回顾基础上提出本文待检验假说；第三部分介绍主要模型设定、变量定义及描述性统计；第四部分在考察实际控制人形成一致行动协议影响因素的基础上，进一步从 IPO 折价、研发投入及长期绩效变化等视角考察和评估一致行动协议的经济后果；第五部分的拓展研究为一致行动协议缓解信息不对称和鼓励人力资本投资提供了经验证据；第六部分围绕内生性问题，降低样本噪音及变量度量误差等问题对主要结论进行稳健性检验；最后是全文总结。

## 二 制度背景与假说发展

### （一）一致行动的法律界定与制度规制

一致行动人的概念最早见于英国《伦敦城市并购法典》（The City Code on Takeovers and Mergers）。在该法案中，一致行动人被定义为以巩固公司控制权或挫败其他公司收购为目的，根据正式或非正式的协议或合意进行合作的法人或自然人。一致行动人的监管和相关法律在中国资本市场司法实践中不断完善。2005年修订的《中华人民共和国证券法》规定了一致行

动人应承担的信息披露与强制要约义务。2006年通过的《上市公司收购管理办法》则明确规定了一致行动关系的12条判定依据<sup>①</sup>。

## （二）文献回顾与假说发展

一致行动协议的研究文献更多关注并购场景中一致行动人关系具有的作用方向完全相反的两重效应。一方面，收购方通过私下结成一致行动，独占并购中的“宣告溢价”，无法使外部分散股东从中平等受益（张舫，1998；施晓红，2001；王化成和陈晋平，2002）。另一方面，一致行动协议通过集合部分股东的分散股份，使协议团体有动机和能力监督管理者，缓解代理冲突，由此带来高并购溢价（Bhaumik and Selarka, 2012）。

在英美等国公司分散的股权结构下，一致行动协议是十分常见的加强公司控制的市场化手段。但在中国资本市场发展的早期阶段，由于“一股独大”的治理模式盛行，一致行动协议这一市场化的方式并没有体现出其应有的价值。从2015年开始，中国资本市场上市公司第一大股东平均持股比例低于标志相对控股权的三分之一，中国资本市场出现了股权分散的趋势。面对接管门槛降低和所谓“野蛮人”的出没，一致行动协议成为实际控制人加强公司控制的方式之一。面对股权分散趋势下可能的野蛮人闯入和接管威胁，作为第一大股东的核心成员持股比例越低，其加强公司控制的愿望就越强，通过与创业团队其他成员签署一致行动协议的可能性越高。基于以上讨论，我们提出待检验假说1。

**假说1：**当作为第一大股东的核心成员持股比例较低时，核心成员与创业团队其他成员签署一致行动协议的可能性提高。

以互联网技术为特征的第四次工业革命浪潮使高科技公司的创业团队和外部投资者间面临更严重的信息不对称。这一信息不对称一定程度上源于高科技企业更多的业务模式创新。传统产业往往基于折现现金流和净现值法来判断一个项目是否可行。识别和测度现金流是完成上述资本预算的关键。然而，对很多互联网时代的高科技企业，外部投资者很难理解其业务模式，对业务模式如何产生现金流更无从谈起。不仅如此，高科技企业物质资本权重较低，而知识产权、商业秘密或特有技术等无形产权权重较高。在融资时，一方面此类无形资产的价值难以准确评估，另一方面企业实际控制人需要保护这些企业重要无形资产的安全性，从

<sup>①</sup> 限于篇幅，本文未报告一致行动人的12条认定，本刊网站论文补充资料处备索。

而可能无法将详细信息尤其是有关项目研发的信息向投资者准确披露（余翔和李伟，2013；李莉等，2014）。因此，高科技企业的这一资产构成特点进一步加剧了外部投资者和创业团队间的信息不对称程度。

面对高科技企业的高度信息不对称，一方面缺乏专业知识和分析能力的投资者难以识别值得投资的高科技企业（Bolton *et al.*, 2005; Subrahmanyam, 2008）。另一方面，如果创业团队为换取外部资金支持而失去控制权，意味着要将独特业务模式开发交给缺乏专业知识的外部投资者。因此，高科技企业创业团队往往并不情愿向外部投资者让渡与出资比例对称的控制权。以上两方面共同导致了高科技企业融资时，通常面临较非高科技企业更严重的逆向选择问题：渴望寻找潜在项目的外部投资者由于信息不对称无法找到理想的项目，而实际控制人的潜在项目也由于信息不对称无法获得外部融资（Ueda, 2010）。

投票权配置权重向创业团队适度倾斜成为解决高科技企业信息不对称下逆向选择问题的可能途径之一。从以百度和京东为代表的国内优秀企业选择发行 AB 双重股权结构股票并在美国上市，到中国上海证券交易所科创板开始包容接纳同股不同权构架。这些政策调整和理论的重新认识同样源于互联网浪潮要求高科技企业进行创新导向的企业组织重构，以解决融资双方围绕业务模式加剧的信息不对称问题（Chemmanur and Jiao, 2012; 李海英等，2017）。我们发现，一致行动协议的签署类似于同股不同权的股票发行，有可能成为高科技企业解决信息不对称的重要手段。因而，高科技企业较非高科技企业更青睐一致行动协议。基于以上讨论，我们提出待检验假说 2。

**假说 2：**与非高科技企业相比，高科技企业的创业团队更可能在 IPO 时签署一致行动协议。

IPO 折价的存在一定程度反映了 IPO 公司与投资者间（Allen and Faulhaber, 1989），IPO 公司与承销商间（Baron, 1982）以及投资者与投资者间（Rock, 1986）的信息不对称程度。通常，IPO 公司信息越不透明，折价率越高（Beatty and Ritter, 1986）。除了反映上市公司与投资者间天然的信息不对称程度，IPO 折价率事实上也成为资本市场对上市公司治理状况的客观评价和对潜在公司价值的初步评估（Leone *et al.*, 2007; 陈胜蓝，2010; 翁宵暉等，2014）。面对劳动市场的信息不对称，求职者的教育水平向雇主传递了其能力的信号，以解决信息不对称带来的逆向选择问题（Akerlof, 1970; Spence, 1973）。与此相似，具有信息优势的管理团

队有动机选择特定方式主动向市场传递积极信号,而投资者对上述信息的反应集中体现在 IPO 折价率下降 (Cohen and Dean, 2005)。IPO 折价下降因而一定意义上成为投资者针对企业发送信号的积极反应和信号存在的明证。借鉴上述文献, IPO 折价成为本文签署一致行动协议信号传递作用和鼓励创业团队人力资本投资作用的重要研究视角。

作为事前签署并经过充分信息披露的制度安排,一致行动协议的签署可能向外部信息不对称的分散外部投资者传递信号,有助于解决高科技企业信息不对称导致的逆向选择问题。一致行动协议的签署表明,该企业独特的业务模式不是少数人的一意孤行,而可称得上是该领域专家的一群人对实际控制人的共同认同和集体背书。在一个有效的资本市场,外部投资者将愿意为创业团队签署一致行动协议行为支付更高溢价,体现为该公司 IPO 时折价率的显著下降。基于以上讨论,在围绕创业团队签署一致行动协议的短期经济后果考察中,我们有假说 3。

**假说 3:** 给定其他条件相同,实际控制人签署一致行动协议将显著降低高科技公司发行 IPO 首日价格相对发行价的 IPO 折价率。

在以互联网技术为标志的第四次工业革命浪潮蓬勃兴起的背景下,双重股权结构股票的发行使投票权配置权重向创业团队倾斜,有助于创业团队和主要股东从短期雇佣合约向长期合伙合约转变,防范野蛮人入侵。因而看上去违反了同股同权原则的双重股权结构却受到高科技企业的普遍青睐 (Chemmanur and Jiao, 2012; 李海英等, 2017)。与双重股权结构股票发行的作用机制类比,我们看到,一致行动协议签署将使实际控制人对未来的控制权形成稳定和长期预期,反过来鼓励了创业团队人力资本投资和业务模式创新。在上述意义上,一致行动协议类似于阻止技术扩散但通过专利保护鼓励研发创新的专利制度。因此我们提出待检验假说 4。

**假说 4:** 对 IPO 完成后长期维持一致行动协议的公司,其研发人员占比衡量的研发团队建设投入将持续增加。

一致行动协议可能导致实际控制人的控制权与现金流权分离,从而为实际控制人所用,成为其谋取私人收益的手段 (Johnson *et al.*, 2000; 李增泉等, 2005; Jiang *et al.*, 2010; Gaviols *et al.*, 2015)。然而一致行动协议是一种事前的控制权安排。在决定是否购买该公司发行的股票时,投资者将充分权衡一致行动协议鼓励人力资本投资的收益以及可能的实际控制人权利

大于责任的成本,从而做出理性选择。实际控制人通过签署一致行动协议形成的控制权提升,进而形成控制权长期稳定的预期,更多是为防范野蛮人入侵,鼓励和保护创始团队人力资本投资,而不会必然体现在隧道挖掘掏空上市公司资源等短期行为。持续的研发团队建设投入也将作为沉没成本,进一步阻止实际控制人追求私人利益的道德风险倾向。实际控制人将意识到,掏空上市公司资源的行为会损害投资者信心,使实际控制人前期的人力资本投入得不偿失。基于以上讨论,我们提出待检验假说 5。

**假说 5:** IPO 后实际控制人维持一致行动协议不会导致实际控制人对上市公司资源隧道挖掘行为的显著增加。

一致行动协议带来的控制权长期稳定预期一方面将鼓励创业团队持续投入人力资本,另一方面减少了涸泽而渔式的短期隧道挖掘行为。上述两方面因素的叠加将使我们观察到签署一致行动协议的公司将有良好的业绩表现。这意味着,一致行动协议的作用不仅反映在投资者会对其传递的信号形成短期积极回馈,还表现在投资者基于理性预期形成的这些短期积极反应从长期看也是理性的。基于以上讨论,我们提出待检验假说 6。

**假说 6:** IPO 完成后长期维持一致行动协议公司的长期业绩表现更好。

### 三 模型设定和变量说明

#### (一) 模型设定与变量说明

本文首先采用(1)式的 Probit 模型来检验影响实际控制人发起签署一致行动协议的因素。我们同时汇报最小二乘 (OLS) 模型<sup>①</sup>回归结果以保证结论的稳健性。

$$Concert_i = \beta_0 + \beta_1 Share_i + \beta_2 Tec_i + \lambda X + \mu_i \quad (1)$$

其中,被解释变量为公司 IPO 时实际控制人是否发起签署一致行动协议的虚拟变量 (*Concert*)。主要解释变量分别为第一大股东持股比例 (*Share*) 和按 2012 年中国证券监督管理委员会行业分类与中国国家统计局<sup>②</sup>2013 年高科技行业标准匹配得到的高科技公司虚拟变量

① 这里感谢审稿专家对模型设定和变量选择方面提出的建设性意见。

② 限于篇幅,未报告中国国家统计局和经济合作与发展组织对高科技行业的具体界定,本刊网站论文

(*Tec*)。控制向量 ( $\mathbf{X}$ ) 为 IPO 前的公司特征和公司治理向量, 包括对数化的公司总资产规模 (*Size*)、以公司营业收入增长率衡量的公司成长性 (*Growth*)、资产负债率 (*LEV*)、董事长是否兼任总经理 (*Duality*)、董事会人员数 (*Bosize*)、独立董事占比 (*Indep*)、对数化的公司年龄 (*Age*)、对数化的董事会会议次数 (*Bomeet*)、两权分离度 (*Sep*)、采用前 5 大股东赫芬达尔指数衡量的股权集中度 (*HIS*) 以及融资约束 (*SA*)。本文采用 SA 指数<sup>①</sup>(Hadlock and Pierce, 2010; 屈源育等, 2018) 作为企业 IPO 时融资约束的代理变量。 $\mu$  是随机扰动项。

在围绕 IPO 折价率的一致行动协议经济后果考察中, 本文采用以下模型设定。

$$Up_i = \alpha_0 + \alpha_i Concert_i + \gamma \Omega + \varepsilon_i \quad (2)$$

其中, 被解释变量为公司上市首日 (2013 年后 IPO 公司采用开板日) 相对招股日的股票价格折价率 ( $Up$ )<sup>②</sup>。我们同时借鉴黄张凯等 (2016) 和张学勇和张秋月 (2018) 的方法, 用经市场水平调整的 IPO 折价率 ( $Adj\_Up$ ) 作为另一代理变量。以上两个变量的定义如下:

$$Up_i = \frac{Clsprice_i - Offprice_i}{Offprice_i} \quad (3)$$

$$Adj\_Up_i = \left( \frac{Clsprice_i - Offprice_i}{Offprice_i} - \frac{Index_i^1 - Index_i^0}{Index_i^0} \right) \quad (4)$$

其中,  $Clsprice$  为上市首日 (或开板日) 收盘价;  $Offprice$  为 IPO 发行价;  $Index^1$  和  $Index^0$  分别为每个公司上市首日 (或开板日) 和招股日的 A 股综合市场指数。在围绕(2)式开展的经验分析中, 主要解释变量为公司实际控制人是否签署一致行动协议 (*Concert*)。控制向量 ( $\Omega$ ) 包括发行前 1 年的公司特征和治理特征向量 ( $\mathbf{X}$ )、在(1)式中作为主要解释变量的第一大股东持股比例 (*Share*) 和是否为高科技公司 (*Tec*) 以及可能影响 IPO 折价率的 IPO 特征向量。IPO 特征向量包括: 网上中签率 (*Lotrate*)、是否在创业板上市 (*GEM*)、上市首日换手率

补充资料处备索。

①  $SA = |-0.737 \times \text{企业规模} + 0.043 \times \text{企业规模}^2 - 0.040 \times \text{公司年龄}|$ , 其中, 企业规模以公司总资产 (百万) 的自然对数衡量, 公司年龄以样本所在年份与公司成立年份之差衡量。

② 这里折价率在 2013 年前后定义不同是因为 2013 年后上市首日收盘价受下述规定限制, 无法充分反映折价率。2014 年深圳证券交易所《关于完善首次公开发行股票上市首日交易机制有关事项的通知》和上海证券交易所《关于新股上市初期交易监管有关事项的通知》规定, 新股上市首日投资者有效申报价格不得高于发行价格的 144% 且不得低于于发行价格的 64%。

(*Turnover*)、招股日与上市首日间隔天数与全年天数之比 (*Lag*)、以发行总股数取对数衡量的发行规模 (*Offsize*)、按承销比例排名是否为当年前 10 衡量的承销商声誉 (*Undrep*)、以对数化的当月 IPO 公司数衡量的市场氛围 (*Maratm*)、以 IPO 前 90 个交易日市场累计回报率衡量的市场表现 (*Marper*)、发行前 1 年总资产收益率 (*ROA\_IPO*) 以及对数化的市场平均市盈率 (*MarPE*)。ε 是随机扰动项。

为考察公司 IPO 后的长期经济后果，本文对公司 IPO 后各年面板数据根据(5)式设定的模型进行混合回归。

$$EC_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 Concert_{i,t-1} + \delta \Pi + \omega_{it} \quad (5)$$

其中，被解释变量 (*EC*) 代表本文考察的各项主要经济后果，包括采用研究人员占员工总数之比 (Sher and Yang, 2005) 衡量的研发团队建设投入力度 (*R&Dperson*)，用年末总资产调整的关联交易总额 (Jian and Wong, 2010; Peng *et al.*, 2011) 度量的实际控制人的隧道挖掘行为 (*Tunneling*) 以及用总资产收益率刻画的长期绩效表现 (*ROA*)。主要解释变量为相对被解释变量滞后 1 期的实际控制人是否签署一致行动协议 (*Concert*)。控制向量 (*II*) 包括滞后 1 期的公司特征和治理特征向量 (*X*) 以及滞后 1 期的第一大股东持股比例 (*Share*) 和是否为高科技公司 (*Tec*)。ω 是随机扰动项。

以上回归模型均控制了行业效应和年度效应。本文参考 Cameron and Miller (2015) 和 Petersen (2009) 的方法，对(5)式的面板数据回归采用聚类到公司层面的聚类稳健标准误，而对(1)和(2)式的横截面数据回归采用稳健的标准误。

## (二) 研究样本与统计性描述

本文选取 2007 至 2017 年在 A 股 IPO 的公司作为初始研究样本，剔除各年度 ST 公司、属于金融行业公司、国有公司<sup>①</sup>以及其他数据缺失的样本。经过上述程序筛选，我们最终得到 1590 家在样本观察期 IPO 的上市公司。其中，招股说明书中披露实际控制人签署一致行动协议的公司有 263 家。本文涉及一致行动协议的数据来自上市公司 IPO 招股说明书，开板日数据来自万得 (Wind) 数据库，其他数据均来自国泰安 (CSMAR) 数据库。在经济后果考察部

<sup>①</sup> 国有上市公司中实际控制人签署一致行动协议的行为不典型 (仅有两家公司)，因此我们将国有样本剔除。

分,为保证在是否签署一致行动协议方面,每个公司在样本存续期内均保持不变和可比状态,我们删除了IPO后新签署协议或解除原协议后的公司年份数据,最终得到IPO完成次年起的5827个公司年度观察值<sup>①</sup>。为避免异常值对结果的影响,本文所有连续变量均进行了1%和99%水平的缩尾(Winsorize)处理。

表1报告了IPO时实际控制人签署一致行动协议公司的年度分布状况。2008至2012年,协议公司在IPO全体公司中占比呈上升态势。该变化一定程度上反映了中国资本市场股权分散和信息不对称加剧的背景下,实际控制人加强公司控制的内在需求。此外,上述变化也源于资本市场逐渐提高披露上市公司股东间一致行动关系的要求。自2014年IPO重开<sup>②</sup>至2016年,协议公司的数量和占比稳步回升,2017年总数继续上升,占比仍然保持在较高水平。

**表 1 IPO 时实际控制人签署一致行动协议公司的年度分布**

年份	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2014	2015	2016	2017
签署协议公司数	2	1	5	30	41	28	15	33	38	70
占当年 IPO 公司比例 (%)	4.00	2.27	7.58	12.30	17.60	24.78	14.42	17.55	23.17	18.23

表2报告了在样本观察期内IPO公司中,签署一致行动协议公司在高科技行业与非高科技行业中的分布状况。在高科技行业中,IPO时实际控制人签署一致行动协议的公司占比略高于非高科技行业。这表明就简单的统计分析看,一致行动协议更多被高科技IPO公司采用,与我们的预期一致。

**表 2 IPO 时实际控制人签订一致行动协议公司的行业分布**

	高科技行业	非高科技行业
无协议公司	553	774
签署协议公司	127	136
协议公司占 IPO 公司比例 (%)	18.68	14.95

<sup>①</sup> 限于篇幅,本文未报告主要变量的定义和统计描述,本刊网站论文补充资料处备案。

<sup>②</sup> 2013年1月29日,中国证券监督管理委员会发布了《关于首次公开发行股票公司2012年度财务报告专项检查工作相关问题的答复》,对首发公司报告期内财务会计信息真实性、准确性、完整性开展提出了沿革要求并实施抽查,因此2013年IPO处于暂停状态。

## 四 经验分析

## (一) 影响实际控制人签署一致行动协议的因素

表3报告了(1)式模型的回归结果。被解释变量为IPO时实际控制人是否签署了一致行动协议。在第(1)和(2)列的全样本回归中, 第一大股东持股比例 (*Share*) 的估计系数在1%的水平上显著为负。这表明当实际控制人持股比例越低, 越可能与创业团队其他成员签署一致行动协议。是否为高科技公司 (*Tec*) 的估计系数至少在5%的水平上显著为正, 说明与非高科技公司相比, 高科技公司的创业团队IPO时更可能签署一致行动协议。在分样本回归中, 第一大股东持股比例的估计系数不论是在高科技还是在非高科技公司样本中均显著为负。上述结果表明, 实际控制人发起签署一致行动协议与其持股比例存在相互替代关系, 一致行动协议更多被高科技公司采用, 支持了假说1和2。

表3 签署一致行动协议的影响因素

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本		高科技		非高科技	
	Probit	OLS	Probit	OLS	Probit	OLS
<i>Tec</i>	5.751*** (0.607)	0.259** (0.106)				
<i>Share</i>	-9.614*** (1.074)	-2.330*** (0.243)	-12.120*** (1.703)	-2.791*** (0.367)	-8.784*** (1.426)	-2.000*** (0.335)
<i>Size</i>	0.372 (0.457)	0.058 (0.090)	0.275 (0.692)	0.061 (0.139)	0.627 (0.638)	0.102 (0.119)
<i>Growth</i>	0.038 (0.198)	0.006 (0.042)	0.284 (0.270)	0.046 (0.059)	-0.192 (0.321)	-0.026 (0.058)
<i>LEV</i>	-0.219 (0.317)	-0.032 (0.071)	-0.893* (0.456)	-0.146 (0.103)	0.321 (0.459)	0.066 (0.099)
<i>Duality</i>	-0.111 (0.086)	-0.025 (0.018)	0.054 (0.132)	0.004 (0.028)	-0.233* (0.121)	-0.074 (0.283)
<i>Bosize</i>	0.063 (0.041)	0.012 (0.009)	0.073 (0.061)	0.017 (0.013)	0.073 (0.060)	0.009 (0.011)
<i>Indep</i>	-0.661	-0.097	-1.802	-0.109	0.214	-0.043*

	(1.149)	(0.231)	(1.880)	(0.380)	(1.511)	(0.024)
<i>Age</i>	-0.189	-0.028	-0.021	-0.010	-0.377*	-0.060
	(0.157)	(0.029)	(0.235)	(0.041)	(0.218)	(0.039)
<i>Bomeet</i>	-0.091	-0.016	0.122	0.022	-0.210	-0.036
	(0.136)	(0.027)	(0.202)	(0.042)	(0.186)	(0.037)
<i>Sep</i>	2.675***	0.408***	5.152***	0.773***	1.512*	0.205
	(0.700)	(0.145)	(1.170)	(0.251)	(0.875)	(0.178)
<i>HI5</i>	8.017***	2.117***	10.559***	2.646***	7.192***	1.749***
	(1.560)	(0.314)	(2.553)	(0.472)	(2.037)	(0.434)
<i>SA</i>	-0.319	-0.052	-0.257	-0.059	-0.551	-0.091
	(0.439)	(0.087)	(0.682)	(0.136)	(0.599)	(0.114)
常数项	-7.115	-0.593	-4.683	-0.664	-10.554	-1.384
	(7.986)	(1.589)	(12.093)	(2.446)	(11.264)	(2.101)
伪 R <sup>2</sup> 或调整 R <sup>2</sup>	0.197	0.137	0.243	0.185	0.175	0.097
样本数	1508	1590	657	680	811	910

说明：括号内为经稳健性调整的标准误（横截面数据）或聚类到公司层面的标准误（面板数据）；\*、\*\*及\*\*\*分别表示在 10%、5%及 1%的显著性水平上显著，下表同。所有回归均控制了行业和年度效应，表 4、5、8、10 同。

## （二）一致行动协议对 IPO 折价率的影响

本部分将揭示签署一致行动协议的高科技与非高科技公司间，以及高科技公司中签署与未签署协议公司的市场反应差异，从而为 IPO 时高科技公司一致行动协议传递其他协议人背书信号的作用提供支持。

表 4 报告了采用(2)式的回归的结果。被解释变量为 IPO 折价率 ( $Up$ ) 和经市场调整的 IPO 折价率 ( $Adj\_Up$ )。我们看到，在高科技企业中，是否签署一致行动协议 ( $Concert$ ) 的估计系数在 5%水平上显著为负。这表明签署一致行动协议的公司 IPO 折价率比未签署协议的公司更低。而非高科技公司中一致行动协议的上述作用并不显著。我们对高科技组和非高科技组一致行动变量的回归系数进行组间差异检验<sup>①</sup>，发现 p 值均小于 0.01，表明投资者对一致行动协议传递信号的反应在高科技和非高科技公司中差异显著。以上分析表明，投资者愿意为高度信息不对称的高科技公司创业团队签署一致行动协议支付更高溢价。这一结果支持了假说 3。

<sup>①</sup> 本文对主要分组回归进行了基于似无相关模型(SUR)检验和费舍尔组合检验(Fisher's Permutation Test)。限于篇幅，文中仅报告主要结论，更详细的内容在本刊网站论文补充资料处备案。

表 4 实际控制人签署一致行动协议对 IPO 折价的影响

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Up</i>			<i>Adj_Up</i>		
	全样本	高科技	非高科技	全样本	高科技	非高科技
<i>Concert</i>	-0.080	-0.403**	0.158	-0.075	-0.391**	0.158
	(0.104)	(0.168)	(0.127)	(0.103)	(0.166)	(0.126)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
调整 R <sup>2</sup>	0.566	0.610	0.558	0.570	0.613	0.562
样本数	1590	680	910	1590	680	910

### （三）IPO 后签署一致行动协议的短期市场反应

我们采用基于市场模型累计超额收益率（Car 值）的事件研究法（Ball and Brown, 1968; Brown and Warner, 1985; MacKinlay, 1997）从另一角度揭示一致行动协议的信号传递功能，为 IPO 折价率检验的相关结果提供补充。

图 1 和 2 报告了 2007 至 2017 年已经完成 IPO 公司一致行动协议签署状态改变的短期市场反应。其中，图 1 报告了新签署一致行动协议的 29 家公司 Car 值折线图。在协议签署公告前 5 天左右，公司的超额收益开始提高且显著大于 0，在公告日后第 10 日左右达到峰值。图 2 报告了解除一致行动协议的 34 家公司样本 Car 值折线图。我们看到，解除公告前后的 Car 值与图 1 刻画的签署协议公司公告日的市场反应相反。Car 值在公告前 5 日左右开始降低且显著小于 0，在事件发生后 10 天内保持下降趋势。上述分析从新的角度表明，市场对实际控制人形成一致行动协议作出正向评价，而对解除协议的作出负向评价，这与 IPO 折价率部分的检验结果一致。

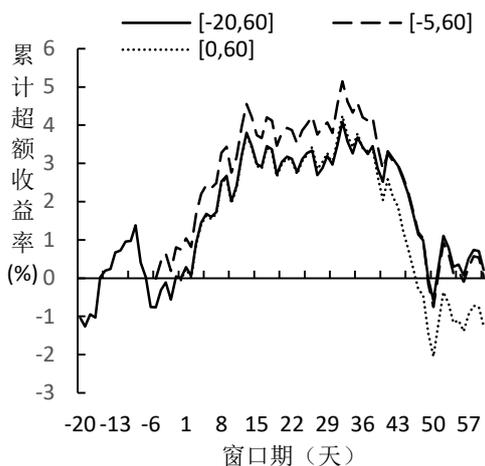


图 1 签署一致行动协议的短期市场反应

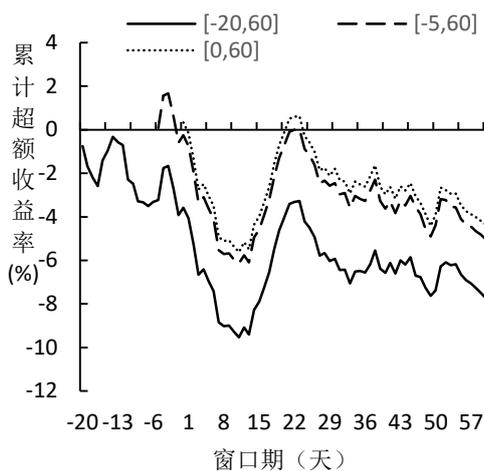


图 2 解除一致行动协议的短期市场反应

（四）完成 IPO 后一致行动协议的长期经济后果

表 5 汇报了一致行动协议的长期经济后果。其中，第(1)、(4)及(7)列为全样本回归，第(2)、(5)及(8)列为高科技公司样本回归，第(3)、(6)及(9)列为非高科技公司样本回归。

第(1)至(3)列检验了一致行动协议的签署是否鼓励了实际控制人进行更多的研发团队建设投入 ( $R\&Dperson$ )<sup>①</sup>。在第(1)列全样本公司和第(2)列高科技公司中，签署一致行动协议的公司比未签署协议公司的研发人员占比分别提高了 2.7%和 5.1%。在非高科技企业中，这一现象并不显著。高科技和非高科技组回归系数的组间差异在 1%水平上显著。这表明，高科技公司签署一致行动协议确实鼓励了企业研发团队建设的持续投入，该结论支持假说 4。

在第(4)至(6)列中，我们检验了可能形成控制权和现金流权分离的一致行动协议是否会导致实际控制人隧道挖掘行为 ( $Tunneling$ ) 显著增加。估计结果表明，不论是在全样本还是在高科技和非高科技公司回归中，一致行动协议变量的系数均为负且在统计意义上不显著。这表明从实际后果看，一致行动协议的签署并未显著增加实际控制人对上市公司资源隧道挖掘的行为。不同于金字塔控股结构等道德风险倾向浓郁的事后公司控制权设计，在透明规则和理性预期下形成的一致行动协议安排，其积极作用大于消极作用。以上分析验证了假说 5。

在第(7)至(9)列中，我们进一步以总资产收益率 ( $ROA$ ) 为被解释变量，考察上述两种效应（保护和鼓励人力资本投资+不是必然带来隧道挖掘）的叠加对企业最终业绩表现的影响。

① 由于部分公司未披露研发人员占比数据，研发人员占比的样本数为 2861 个。

在全样本和高科技公司中，一致行动协议变量的估计系数为正，且分别在 10%和 5%的水平上显著。与未签署一致行动协议的高科技公司相比，签署一致行动协议的高科技公司绩效表现提高了 1.2%。而在非高科技公司中，一致行动协议的上述作用并不显著。组间差异同样具有统计意义上的显著性。以上结果表明，一致行动协议的签署类似于双重股权结构股票发行，满足了互联网时代对创新导向企业组织变革的内在需求，鼓励和保护了人力资本投资，成为资本市场的专利制度。以上分析验证了假说 6。

表 5 IPO 后一致行动协议的长期经济后果

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	<i>R&amp;Dperson</i>			<i>Tunneling</i>			<i>ROA</i>		
<i>Concert</i>	0.027*** (0.010)	0.051*** (0.018)	0.004 (0.010)	-0.023 (0.021)	-0.033 (0.028)	-0.015 (0.029)	0.006* (0.003)	0.012** (0.005)	0.002 (0.004)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
调整 R <sup>2</sup>	0.333	0.336	0.144	0.110	0.067	0.182	0.181	0.176	0.195
样本数	2861	1274	1587	5827	2449	3378	5827	2449	3378

## 五 拓展性研究：一致行动协议作用机理的经验分析<sup>①</sup>

### （一）一致行动协议缓解信息不对称的经验分析

限于样本的可获得性和数据结构，识别和发现一致行动协议传递信号从而减缓信息不对称的实现路径十分困难。作为拓展性研究，我们首先排除防御信号和合作信号这两条可能的作用路径。在此基础上，我们进一步考察一致行动协议解除的市场反应，从相反方向为一致行动协议可能具有的传递创业团队为实际控制人背书，以此减缓信息不对称的作用提供相对直接的经验证据。

#### 1、一致行动协议传递防御信号路径排除

一致行动协议的签署加强了实际控制人对上市公司的控制，从而能够防御外部接管。协

<sup>①</sup>感谢审稿专家对相关作用机制提出的富有启发和建设性的意见和建议。

议签署传递了防御能力提高的信号，由此可能成为一致行动协议降低 IPO 折价率的路径之一。以下我们将提供证据排除这一可能性。

我们按协议前后实际控制人的控制力变化将样本分成 3 组。表 6 报告了分组情况和各组的样本量分布。在第 1 组中，实际控制人无论在签署协议前还是通过签署协议形成一致行动后，都没有达到相对控股；在第 2 组中，原来非相对控股的实际控制人通过签署一致行动协议获得了相对控股地位；在第 3 组中，实际控制人凭借自身的持股比例已经实现相对控股。从中可见，签署一致行动协议在第 2 组中对实际控制人的控制力提升作用最明显。

**表 6 按协议签署前后实际控制人控制力变化的分组**

	协议核心成员持股比例	签署协议后控制表决权比例	样本数
第 1 组	小于 1/3	小于 1/3	41
第 2 组	小于 1/3	大于等于 1/3	149
第 3 组	大于等于 1/3	大于等于 1/3	73

接下来考察不同组间的公司 IPO 折价率是否存在显著差别。我们有以下推测：第 3 组的实际控制人凭借自身持股比例即可相对控股，因而其一致行动协议的防御作用应小于第 2 组。如果一致行动协议主要发挥了防御作用，那么我们应该观察到签署协议对实际控制人控制力提升作用最为明显的第 2 组公司 IPO 折价率将显著低于其他两组。

表 7 报告了这三组一致行动协议 IPO 折价率两两对比的结果，被解释变量为 IPO 折价率<sup>①</sup>。结果显示三组一致行动协议的 IPO 折价率没有显著区别，表明 IPO 时实际控制人签订一致行动协议对折价率的作用并不依赖于防御能力提高信号的传递。因而我们不能排除一致行动协议传递了其他签署人愿意为实际控制人背书，对实际控制人主导业务模式创新充满信心的信号，从而解决逆向选择问题的可能性。

**表 7 不同组一致行动协议对 IPO 折价率影响的对比**

	样本数	均值	样本数	均值	均值差异
	第 1 组		第 2 组		
全样本	41	2.022	149	2.185	-0.163

<sup>①</sup> 采用经市场调整的 IPO 折价率作为被解释变量的统计结果类似，限于篇幅此处不再汇报，表 8 同。

高科技	21	2.162	78	2.292	-0.130
非高科技	20	1.874	71	2.067	-0.193
	第 1 组		第 3 组		
全样本	41	2.022	73	1.797	0.224
高科技	21	2.162	28	2.441	-0.279
非高科技	20	1.874	45	1.397	0.477
	第 2 组		第 3 组		
全样本	149	2.185	73	1.797	0.388
高科技	78	2.292	28	2.441	-0.149
非高科技	71	2.067	45	1.397	0.671

## 2、签署协议建立愉快合作的信号传递路径和作用机制排除

当上市公司实际控制人与其他管理层或治理层成员签署一致行动协议时，这些协议成员彼此信任，未来也将在公司管理中配合默契。签署协议传递的愉快合作信号可能成为一致行动协议作用于市场表现的路径之一。一致行动协议建立的管理团队协同合作也可能成为其改善长期绩效的潜在机制。

如果签署一致行动协议反映的团队凝聚力和愉快合作影响溢价和业绩表现，那么在不同行业中的作用应该具有一致性。然而我们注意到高科技与非高科技公司实际控制人签署一致行动协议的相关效应存在差异。显然这一差异不能单纯用凝聚力和合作加以解释。为进一步排除愉快合作信号传递路径和作用于经济后果的潜在机制，我们采用协议成员人数在高管和董事中的占比 (*Teamratio*) 作为代理变量，衡量一致行动协议下协议成员的愉快合作，用公司绩效和市场评价 (IPO 折价率) 检验其相应作用。理论上，如果一致行动协议提高业绩的作用源于团队凝聚力和愉快合作，提高市场评价的作用源于协议传递的愉快合作信号，那么高管和董事中签署一致行动协议的成员占比越高，意味着有更多高管和董事能愉快合作，公司绩效和市场评价也应越好。表 8 报告了相关回归结果。其中，第(1)至(3)列的被解释变量为 IPO 折价率 (*Up*)，第(4)至(6)列的被解释变量为总资产收益率 (*ROA*)。结果显示主要解释变量 (*Teamratio*) 的回归系数均不显著。这说明实际控制人签署一致行动协议的市场评价和绩效表现并不必然受高管和董事签署一致行动协议，进而合作更融洽愉快的影响。

表 8 董事会和高管团队中的协议成员、IPO 折价与绩效

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
--	-----	-----	-----	-----	-----	-----

	<i>Up</i>			<i>ROA</i>		
	全样本	高科技	非高科技	全样本	高科技	非高科技
<i>Teamratio</i>	0.084 (0.749)	-0.129 (1.495)	0.148 (0.929)	0.008 (0.019)	-0.005 (0.028)	0.019 (0.025)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
调整 R <sup>2</sup>	0.633	0.597	0.649	0.286	0.256	0.321
样本数	263	127	136	759	361	398

### 3、一致行动协议的信号传递路径

我们进一步考察一致行动协议解除的市场反应，以此为一致行动协议可能具有的传递创业团队为实际控制人背书，减缓信息不对称提供相对直接的证据。理论上，一致行动协议的解除意味着签署协议创业团队的其他成员放弃对实际控制人的背书。这一行为将向市场传递糟糕的信号。而这一行为本身在一定程度上与防御没有太多关系或关系不大，尽管未来野蛮人入侵的可能性增加，但并购发生对投资者未必完全是坏事。

在对短期市场反应(*Car* 值)的检验中，我们已经发现市场对一致行动协议解除作出负向评价(图 2)。我们接下来分别对一致行动协议解除在不同区间累积超额收益率是否为 0 进行检验。表 9 显示，在[-3,3]和[-2,2]区间，累积超额收益率显著为负且在 5%的水平上显著，说明解除一致行动对市场来说是一种糟糕的信号。该结论与一致行动协议传递背书信号的假说一致。

表 9 解除协议累计超额收益率的 t 检验

累计期间	样本数	均值 (%)	t 值
[-3,3]	34	-4.906**	-2.305
[-2,2]	34	-3.630**	-2.251
[-1,1]	34	-1.394	-1.083

综合上述三方面有限的证据，我们倾向于认为，资本市场对一致行动协议愿意支付更高的溢价，很大程度上源于协议的签署通过向市场传递其他签署人愿意为实际控制人背书，进而对实际控制人主导业务模式创新充满信心的方式，减缓了外部投资者与实际控制人的信息不对称。

## （二）鼓励人力资本投资机制的经验证据

我们通过考察公司违规间接证明一致行动协议鼓励注重声誉的人力资本投资，进而改善绩效表现。公司违规是上市公司管理者权衡违规收益与成本的结果（孟庆斌等，2018）。如果违规所获惩罚的期望值远大于收益的期望值，那么违规将会减少。如果一致行动协议通过鼓励创业团队人力资本投入作用于绩效，那么创业团队将明确知道，一旦违规事件被曝光，未来公司发展投入人力资本的声誉将遭受巨大损失，严重打击投资者信心。这使得专注人力资本（声誉）投资的创业团队的违规成本高于收益。因此，与试图通过违规粉饰公司业绩相反，实际控制人签署一致行动协议的高科技公司将有更少的违规行为。

我们采用类似(5)式的模型考察一致行动协议对违规的作用。表 10 汇报了回归结果。参考蔡志岳和吴世农（2007）和逯东等（2017）的方法，被解释变量分别为对数化的当年违规次数（*Ffreq*）和是否发生违规（*Foccur*）。主要解释变量是否签署一致行动协议（*Concert*）的回归系数在高科技公司中显著为负，说明高科技公司实际控制人在 IPO 后保持一致行动协议将显著减少公司违规。这一作用在非高科技公司中并不显著，同时高科技和非高科技样本的组间差异在 5%的水平上显著。这一结果间接表明，一致行动协议将促使高科技公司创业团队关注人力资本的投入及声誉，从而减少了机会主义行为导致的违规。

表 10 签署一致行动协议与公司违规

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		<i>Ffreq</i>		<i>Foccur</i>		
分组	全样本	高科技	非高科技	全样本	高科技	非高科技
<i>Concert</i>	-0.017 (0.017)	-0.044** (0.021)	0.008 (0.026)	-0.018 (0.020)	-0.051* (0.027)	0.097 (0.242)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
调整 R <sup>2</sup>	0.047	0.065	0.040	0.048	0.062	0.047
样本数	5827	2449	3378	5827	2449	3331

## 六 稳健性检验

本文从内生性、变量度量误差等问题出发，对主要回归结果进行了稳健性检验<sup>①</sup>。

### （一）内生性检验<sup>②</sup>

#### 1、自选择导致的内生性问题

为消除分组变量可能并不外生导致的自选择问题，我们利用倾向得分匹配法（Rosenbaum and Rubin, 1983），选择显著影响一致行动协议签署的变量作为匹配变量，分别在高科技组和非高科技组组内，逐年对 IPO 时签署和未签署一致行动协议的公司进行 1 对 1 匹配。经过以上处理，匹配变量在两组中的差异不再显著，保证了样本落入实验组与对照组的随机性。

我们发现，匹配后签署一致行动协议依然显著降低了高科技公司的 IPO 折价率，高科技公司中实验组与对照组研发人员占比、绩效表现的差异仍然存在，同时没有导致更多隧道挖掘行为。以上回归结果与本文主要结论保持一致。

#### 2、样本选择偏误导致的内生性问题

我们通过工具变量的 Heckman 两阶段模型（Heckman, 1979），进一步排除选择偏误导致的内生性问题。我们首先用控制变量和合适的工具变量对控股股东是否签署一致行动协议这一变量进行第一阶段的 Probit 回归并计算逆米尔斯比率（Inverse Mills Ratio, Lambda）；将其代入经济后果检验的模型中进行第二阶段的 OLS 回归。我们为是否签署一致行动协议这一变量设置了两个同时具备相关性和外生性条件（Kim *et al.*, 2014; Xu *et al.*, 2014）的工具变量：实际控制人是否在上市公司所在省院校毕业（*Graplace*）和主要股东及实际控制人中创始人数量（*Founder*）。Heckman 两阶段回归结果表明，在控制了选择偏误因素影响后，我们依然稳健地得到实际控制人签署一致行动协议将增加高科技公司研发人员占比，最终带来绩效提升的结论。

#### 3、遗漏变量的内生性检验

为排除主要回归模型中由遗漏变量导致的内生性问题，我们同样采用前述工具变量进行两阶段最小二乘模型回归。在第一阶段，工具变量与实际控制人签署一致行动协议变量显著

<sup>①</sup> 限于篇幅，未报告稳健性检验的所有回归结果和检验，包括倾向得分匹配后的平衡性检验和回归结果、工具变量相关性和外生性条件的理论推理和统计检验、Heckman 两阶段回归和两阶段最小二乘工具变量回归结果、交互项检验结果以及采用不同口径度量高科技公司、隧道挖掘及绩效表现的回归结果。本刊网站论文补充资料处备案。

<sup>②</sup> 感谢审稿专家对内生性检验提出的建设性意见和建议。

正相关。第二阶段在控制了遗漏变量导致的内生性影响后，实际控制人是否签署一致行动协议依然稳健地提升了高科技公司研发人员占比和绩效表现。上述结果表明，本文主要回归结果在一定程度上克服了由于遗漏变量造成的内生性问题的干扰。

### （二）变量度量误差的稳健性检验

为避免公司是否为高科技公司这一变量的度量误差，本文采用经济合作与发展组织界定的高科技行业标准界定该变量并重复主要检验，主要结论保持不变。此外，我们采用不同口径的关联交易衡量隧道挖掘行为，采用经年平均总资产调整的息税前利润替代总资产利润率重复经济后果部分检验，主要结论保持不变。

### （三）交互项的稳健性检验<sup>①</sup>

为提供更稳健和严谨的证明，本文为主要分组回归进行了组间差异检验和交互项检验。相关回归结果与已有结论保持一致。

## 七 结论

传统公司治理文献更多从防止内部人控制视角出发，深入剖析金字塔结构等传统公司控制权加强方式如何形成控制权与现金流权分离，进而以隧道挖掘方式掏空上市公司资源，损害外部分散股东利益。以互联网技术为标志的第四次工业革命促使更重视企业家精神和鼓励人力资本投资的公司治理制度创新成为企业发展的内在需求。在此背景下，本文以一致行动协议签署为例，揭示公司加强控制权的举措，虽然可能使实际控制人所有权与现金流权分离，但向外部投资者传递了其他签署人愿意为实际控制人背书，进而对实际控制人主导的业务模式创新充满信心的信号，是一种保护创业团队人力资本投入的特殊途径和控制权安排的制度创新。

本文主要结论如下。第一，一致行动协议是对公司缺乏控制的实际控制人，为加强公司控制做出的一种公司控制权安排。实际控制人是否发起签署一致行动协议与其持股比例存在

---

<sup>①</sup> 十分感谢编辑部专家对模型设定提出的建设性意见。

相互替代关系。

第二，鼓励创业团队人力资本投资的一致行动协议迎合了互联网飞速发展对高科技公司提出的重建创新导向组织架构的要求。因而与非高科技公司相比，高科技公司 IPO 时实际控制人更倾向于签署一致行动协议。

第三，作为建立在透明规则和理性预期下的事前公司控制权安排，签署一致行动协议降低了公司 IPO 折价率。公司 IPO 时实际控制人签署一致行动协议对折价率的作用不依赖于协议签署传递的防御能力提升信号或团队愉快合作的信号，更可能源于协议签署传递的其他签署人愿意为实际控制人背书，进而对实际控制人主导业务模式创新充满信心的信号。一致行动协议的签署因而有助于解决高科技公司信息不对称导致的融资问题。

第四，一致行动协议可能导致实际控制人控制权与现金流权的分离。然而，不同于超额委派董事等事后公司控制权安排，从长期经济后果看，高科技公司的一致行动协议一方面将鼓励公司在研发团队建设方面持续投入，另一方面没有显著增加实际控制人掏空上市公司资源的隧道挖掘行为。前者是由于签署协议后形成的控制权稳定预期，鼓励了创业团队人力资本的持续投入；后者则是由于签署协议形成的长期稳定预期减少了涸泽而渔式的短期隧道挖掘行为。两方面因素的叠加使公司未来呈现出良好的经济绩效表现。

在中国资本市场出现股权分散趋势和第四次工业革命浪潮冲击的背景下，本文讨论有助于理论与实务界对一致行动协议的影响因素、经济后果以及可能的作用机理做出科学评估，形成全新认识。本文讨论同时也为理论和实务界重新认识诸如双重股权结构股票发行等投票权权重倾斜表决制度所具有的现实合理性带来启发。

#### 参考文献：

蔡志岳、吴世农（2007）：《董事会特征影响上市公司违规行为的实证研究》，《南开管理评论》第 6 期。

陈胜蓝（2010）：《财务会计信息与 IPO 抑价》，《金融研究》第 5 期。

逯东、谢璇、杨丹（2017）：《独立董事官员背景类型与上市公司违规研究》，《会计研究》第 8 期。

黄张凯、刘津宇、马光荣（2016）：《地理位置、高铁与信息：来自中国 IPO 市场的证据》，《世界经济》第 10 期。

李海英、李双海、毕晓方（2017）：《双重股权结构下的中小投资者利益保护——基于 Facebook 收购 WhatsApp 的案例研究》，《中国工业经济》第 1 期。

李莉、闫斌、顾春霞（2014）：《知识产权保护、信息不对称与高科技企业资本结构》，《管理世界》第 11 期。

李增泉、余谦、王晓坤（2005）：《掏空、支持与并购重组》，《经济研究》第 1 期。

孟庆斌、李昕宇、蔡欣园（2018）：《公司战略影响公司违规行为吗》，《南开管理评论》第 3 期。

屈源育、吴卫星、沈涛（2018）：《IPO 还是借壳：什么影响了中国企业的上市选择？》，《管理世界》第 9 期。

施晓红（2001）：《上市公司收购立法的缺陷及其完善——从方正科技“收购战”谈起》，《中国工业经济》第 8 期。

王化成、陈晋平（2002）：《上市公司收购的信息披露——披露哲学、监管思路和制度缺陷》，《管理世界》第 11 期。

魏浩、巫俊（2018）：《知识产权保护、进口贸易与创新型领军企业创新》，《金融研究》第 9 期。

翁宵暉、王克明、吕长江（2014）：《家族成员参与管理对 IPO 抑价率的影响》，《管理世界》第 1 期。

余翔、李伟（2013）：《中小企业知识产权保护能力建设初探》，《知识产权》第 1 期。

张舫（1998）：《公司收购法律制度研究》，北京：法律出版社。

张学勇、张秋月（2018）：《券商声誉损失与公司 IPO 市场表现——来自中国上市公司 IPO 造假的新证据》，《金融研究》第 3 期。

郑志刚、胡晓霁、黄继承（2019）：《超额委派董事、大股东机会主义与董事投票行为》，《中国工业经济》第 10 期。

Allen, F. and Faulhaber, G. R. “Signalling by Underpricing in the IPO Market.” *Journal of Financial Economics*, 1989, 23(2), pp. 303-323.

- Ang, J. S. and Brau, J. C. “Firm Transparency and the Costs of Going Public.” *Journal of Financial Research*, 2010, 25(1), pp. 1-17.
- Akerlof, G. A. “The Market for ‘Lemons’: Quality Uncertainty and the Market Mechanism.” *Quarterly Journal of Economics*, 1970, 84(3), pp. 488-500.
- Ball, R. and Brown, P. “An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers.” *Journal of Accounting Research*, 1968, 6(2), pp. 159-178.
- Baron, D. P. “A Model of the Demand for Investment Banking Advising and Distribution Services for New Issues.” *The Journal of Finance*, 1982, 37(4), pp. 955-976.
- Beatty, R. P. and Ritter, J. R. “Investment Banking, Reputation, and the Underpricing of Initial Public Offerings.” *Journal of Financial Economics*, 1986, 15(1-2), pp. 213-232.
- Bhaumik, S. K. and Selarka, E. “Does Ownership Concentration Improve M&A Outcomes in Emerging Markets?” *Journal of Corporate Finance*, 2012, 18(4), pp. 717-726.
- Bolton, P.; Scheinkman, J. and Xiong, W. “Pay for Short-term Performance: Executive Compensation in Speculative Markets.” *Journal of Corporation Law*, 2005, 30(4), pp. 721-745.
- Brown, S. J. and Warner, J. B. “Using Daily Stock Returns: The Case of Event Studies.” *Journal of Financial Economics*, 1985, 14(1), pp. 3-31.
- Cameron, A. C. and Miller, D. L. “A Practitioner’s Guide to Cluster-robust Inference.” *Journal of Human Resources*, 2015, 50(2), pp. 317-372.
- Cohen, B. D. and Dean, T. J. “Information Asymmetry and Investor Valuation of IPOs: Top Management Team Legitimacy as a Capital Market Signals.” *Strategic Management Journal*, 2005, 26(7), pp. 683-690.
- Chemmanur, T. J. and Jiao, Y. “Dual Class IPOs: A Theoretical Analysis.” *Journal of Banking and Finance*, 2012, 36(1), pp. 305-319.
- Grossmann, V. and Steger, T.M. “Anti-competitive Conduct, In-house R&D, and Growth.” *European Economic Review*, 2007, 52(6), pp. 987-1008.
- Gavious, I.; Hirsh, N. and Kaufman, D. “Innovation in Pyramidal Ownership Structures.” *Finance Research Letters*, 2015, 13, pp. 188-195.

- Hadlock, C. J. and Pierce, J. R. "New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving beyond the KZ Index." *The Review of Financial Studies*, 2010, 23(5), pp. 1909-1940.
- Heckman, J. "Sample Selection Bias as a Specification Error." *Econometrica*, 1979, 47(1), pp. 153-161.
- Johnson, S.; Porta R. L.; Silanes, F. and Shleifer, A. "Tunneling." *The American Economic Review*, 2000, 90(2), pp. 22-27.
- Jian, M. and Wong, T. J. "Propping through Related Party Transactions." *Review of Accounting Studies*, 2010, 15(1), pp. 70-105.
- Jiang, G.; Lee, C. and Yue, H. "Tunneling through Intercorporate Loans: The China Experience." *Journal of Financial Economics*, 2010, 98(1), pp. 1-20.
- Kim, Y.; Li, H. and Li, S. "Corporate Social Responsibility and Stock Price Crash Risk." *Journal of Banking and Finance*, 2014, 43(1), pp. 1-13.
- Leone, A. J.; Rock, S. and Willenborg, M. "Disclosure of Intended Use of Proceeds and Underpricing in Initial Public Offerings." *Journal of Accounting Research*, 2007, 45(1), pp. 111-153.
- MacKinlay, A. C. "Event Studies in Economics and Finance." *Journal of Economic Literature*, 1997, 35(1), pp. 13-39.
- Mokyr, J. "Intellectual Property Rights, the Industrial Revolution, and the Beginnings of Modern Economic Growth." *The American Economic Review*, 2009, 99(2), pp. 349-355.
- Petersen, M. A. "Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches." *The Review of Financial Studies*, 2009, 22(1), pp. 435-480.
- Peng, W. Q.; Wei, K. and Yang, Z. "Tunneling or Propping: Evidence from Connected Transactions in China." *Journal of Corporate Finance*, 2011, 17(2), pp. 306-325.
- Rosenbaum, P. R. and Rubin, D. B. "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects." *Biometrika*, 1983, 70, pp. 41-55.
- Rock, K. "Why New Issues Are Underpriced?" *Journal of Financial Economics*, 1986, 15(1), pp. 187-212.

Sher, P. J. and Yang, P. Y. “The Effects of Innovative Capabilities and R&D Clustering on Firm Performance.” *Technovation*, 2005, 25(1), pp. 33-43.

Spence, A. M. “Job Market Signaling.” *Quarterly Journal of Economics*, 1973, 87(3), pp. 355-374.

Subrahmanyam, A. “Social Networks and Corporate Governance.” *European Financial Management*, 2008, 14(4), pp. 633-662.

Ueda, M. “Banks Versus Venture Capital: Project Evaluation, Screening, and Expropriation.” *The Journal of Finance*, 2010, 59(2), pp. 601-621.

Xu, N.; Li, X.; Yuan, Q. and Chan, K. C. “Excess Perks and Stock Price Crash Risk: Evidence from China.” *Journal of Corporate Finance*, 2014, 25, pp. 419-434.

## The logic of Control Arrangement of Acting-in-concert Agreements

Zheng Zhigang; Li Miao; Li Qian; Guo Jie

**Abstract:** The actual controllers of some enterprises sign an acting-in-concert agreement at the time of their initial public offerings, thus achieving a concentration and tilting of control rights to the founding team members. The results of the study show that, compared to the real controllers of other companies, those of high-tech companies and companies with a lower shareholding ratio of the majority shareholder are more likely to adopt acting-in-concert agreements at the time of initial public offerings. In the short term, signing an acting-in-concert agreement sends a signal to outside investors with asymmetric information that signatories other than the actual controllers are willing to endorse the real controllers and have confidence in the innovation of the business model led by the actual controllers. This is reflected in investors' willingness to pay a higher premium for companies having acting-in-concert agreements at the time of initial public offerings. In the long run, after signing acting-in-concert agreements, the expectation of actual controllers for the stability of their control rights will encourage the continuous investment in human capital of the founding team members, reduce the short-term tunneling behavior and ultimately lead to performance improvement. Thus, acting-in-concert agreements adopted by high-tech companies during initial public offerings become a “patent system within the capital market”.

**Key words:** acting-in-concert agreements, control rights arrangement, insider control, IPO discount, patent system in capital market

**JEL codes:** G32, G34, M13