

上海新金融研究院工作论文系列

No. SFIWP0011

媒体舆论、公众预期与通货膨胀动态机制

张成思

2012年10月9日

说明：上海新金融研究院是为支持上海国际金融中心建设而成立的非营利性金融类专业学术研究机构，由中国金融四十人论坛举办，并与上海市黄浦区人民政府展开战略合作。

本工作论文是上海新金融研究院研究人员在工作期间形成的，尚未公开发表的研究成果，文中观点仅代表作者本人，不代表本研究院。未经书面同意，谢绝任何形式的转载和复制。

媒体舆论、公众预期与通货膨胀动态机制*

张成思¹

摘要：本文旨在研究中国媒体舆论对公众通胀预期和通货膨胀的驱动效应。文章通过巨灵数据库和国内发行量最大的两份报纸（参考消息和人民日报）的相关报道获得媒体舆论量化信息，通过中国人民银行调研数据获得公众对未来的通胀预期，进而检验媒体舆论是否对公众预期通胀率具有显著影响。文章还进一步构建了基于微观基础的通胀动态机制模型，用以考察通胀预期对现实通胀率的影响机制。研究结果表明，中国的媒体舆论显著驱动公众预期，媒体舆论对公众预期形成的解释度为 15-20%；同时，公众预期又对现实通胀率具有显著驱动效应，公众预期每上升 1%，现实通胀率上升 0.5-0.6%（其他条件不变）。因此，正确引导媒体舆论、减少媒体负面情绪报道对于稳定国内通胀预期进而平抑通货膨胀具有重要意义。

关键词：媒体舆论 通胀预期 物价 通货膨胀 货币政策

一、引言

通货膨胀管理问题一直是各界普遍关注的焦点问题，相关的理论研究和应用研究成果也颇为丰富。虽然已有研究在分析视角、分析方法以及分析重点方面不尽相同，但普遍认为管理好通胀预期是中央银行平抑通货膨胀的重要任务。已有研究表明，通胀预期的上升可以增加总需求而减少总供给，从而导致总体价格水平的上升（Forsells 和 Kenny, 2002）。事实上，中国在上世纪八十年代曾经出现过的抢购风潮以及 2007—2008 年全球新型金融危机爆发之前的国内股票市场和房地产市场的过度繁荣，都与通胀预期有一定联系。因为通胀预期可以影响公众消费投资方式进而影响总体经济运行，所以稳定的通胀预期有助于货币政策更好地发挥作用（Bernanke, 2007），而且通胀预期的稳定程度对通胀走势和整体经济表现都具有重要意义（Mishkin, 2007）。

尽管学术界和决策层都高度重视通胀预期问题，并且将通胀预期视为理解通货膨胀形成机制的关键因素，但是由于公众预期很难直接观测到，同时公众行为方式背后隐含的相关信息不容易获得，因此各界对公众的通胀预期如何形成仍然知之甚少。现有研究对通胀预期形成机制的分析主要包括三种思路：第一种是假定公众预期服从完全理性预期模式，公众预期序列可以通过现实通胀率的提前一期获得；第二种是通过时序估计方法获得通胀预期序列并进一步分析其动态特征；第三种则是公众预期形式，这种预期形式与现实最为贴近，但是要获得公众预期的准确观测数据相对比较困难。

第一种通胀预期形式（即理性预期假设）在已有研究中应用极为广泛。例如，Chari 等人（1998）和 Albanesi 等人（2003）在理性预期假设下利用有限参与模型研究货币政策效果，发现机械的货币政策反应函数并不能充分展示货币政策可信度与通胀预期之间的关系，而中央银行的承诺机制有助于防止出现“预期陷阱”问题（即央行无法有效引导公众预期）。另外，Gali 和 Gertler（1999）

¹中国人民大学财政金融学院、中国财政金融政策研究中心教授，上海新金融研究院特邀研究员。作者感谢中国金融四十人论坛—青年论坛对本研究的资助。

等文献对具有微观基础的通胀动态机制模型的经验分析也是基于通胀理性预期假设。

第二种通胀预期形式主要是依据时序分析方法将相关数据中的通胀预期成分分离出来。比较具有代表性的估计方法是 Stock 和 Watson (2007)所使用的不可观测成分随机波动模型 (UCSV)。随机波动模型早期是从时变布朗运动在金融领域的应用而发展起来的,主要用于连续时间金融资产价格波动模型的研究。近年来,随机波动模型被应用于离散型时间序列分析,并与时变参数动态模型相结合,不仅可以刻画时序变量波动性的即时变化特征,而且可以获得相应序列中隐含的长期趋势成分,即预期成分。

尽管以上两种方法对应的通胀预期序列和预期形成机制非常重要,但现实中公众预期的形成模式并不必然类似于模型化的数学计算过程,因此前两种预期形式不能用以捕捉和刻画现实经济运行中公众预期的具体情况,也无法分析公众预期的形成机制。因此,本文关注的重点是第三种通胀预期形成机制,即现实中公众的通胀预期。当然,我们在后文相关的经验分析中,还会提及以上两种预期序列。

对于公众预期,我们特别注意到,公众的通胀预期形成很可能会受到媒体舆论的影响,特别是在媒体信息覆盖范围极为广泛的今天,公众预期的形成过程与媒体舆论的联系更加紧密。对于这一点,我们可以透过近年来发生的几件典型事件窥见一斑。例如,2011年3月下旬,联合利华(中国)有限公司有关负责人接受多家媒体采访,发表日化产品即将涨价言论。据此,新闻媒体多次报道联合利华等品牌的日化产品将于2011年4月份涨价的信息,引起公众普遍关注,增强了消费者涨价预期,进而引发部分城市发生日化产品抢购现象。

再如,2011年6月14日,新华网转载了新加坡《联合早报》的题为“涨薪千元不及房价零头”的消息。这条新闻当时转载率极高并引发公众热议物价上涨问题,并且从一定程度上加大了公众对于货币贬值和通货膨胀的感受及预期。尽管涨薪千元不及房价零头是一种正常现象,但是通过新闻媒体的报道却显著放大了价格上涨的影响幅度。这种放大效应正是通过媒体舆论影响公众预期这种模式形成的。

通过以上现实案例不难看出,公众预期对现实通胀率的影响不容忽视。确实,Goodfriend(1993)就曾经指出,不稳定的通胀预期和与之相伴的周期性通货膨胀惊慌是上世纪七十年代西方国家发生滞胀的根源。李拉亚(1994)认为,在中国1988年和1993年出现的两次高通货膨胀,主要诱导因素也是通货膨胀预期。另外,近年来发展起来的新凯恩斯菲利普斯曲线也突出强调通胀预期对现实通货膨胀的影响(见Gali和Gertler,1999)。

可见,媒体舆论与公众预期的影响机制及通货膨胀动态机制都紧密相关,值得深入研究。目前,对于媒体舆论与公众预期之间关系的研究,主要集中在投资者情绪(Tetlock,2007)、股票收益率(Fang和Peress,2009)等证券投资领域以及失业、赤字等方面(Valentino等人,2011)。对于媒体舆论与公众通胀预期问题的研究相对较少,Carroll(2003)对宏观经济预期的研究比较具有代表性。该文献指出,媒体对于通货膨胀内容报道的频率越大,消费者通胀预期可能就会越准确。这是因为媒体关于通胀的报道越多,消费者读到这些内容的概率越高,因此通过全面的信息更新其理性预期的可能性也就越大。另外,Reis(2006)认为,如果消费者面临信息获取和处理的成本,一般都会选择间断而非连续地通过更新信息来改变预期。也就是说,消费者主要通过媒体信息获得对于宏观经济的认知,而不是花费大量时间持续跟踪现时数据来产生对于宏观经济走势的判断。因此,更多的媒体报道会使得消费者的通胀预期更加理性。

Lamla和Lein(2008)的研究比以上分析更进了一步,区分了媒体影响通胀预期的两个渠道。首先,与Carroll(2003)一样,他们认为消费者通胀预期的准确度和媒体报道频率高度相关,并指出这是媒体对公众预期产生影响的数量渠道(volume channel)。其次,媒体舆论还可以通过报道

的语气和口吻 (tone) 释放出影响消费者预期改变方向的信号。近年来, 关于中国通胀预期问题的研究主要是针对预期的刻画模型 (徐亚平, 2009) 和通胀动态机制 (张成思, 2008; 杨继生, 2009) 等问题, 但相关研究都没有将媒体舆论纳入到通胀预期形成机制和通货膨胀动态机制分析中进行考虑。

从我国的现实情况看, 媒体舆论关于“物价”或者“通货膨胀”的报道频率 (数量) 与通货膨胀的变化趋势表现出明显的一致性。作为示范, 图 1 描绘了“巨灵财经”数据库收录的主要媒体在 2001 年至 2011 年期间关于通货膨胀的报道数量 (关于“巨灵财经”数据库的详细信息参见本文第二部分的数据说明)。从图 1 中我们可以观察到, 在 2007 年之前我国通胀率相对较低的那段时期, 媒体报道的数量也相对较少。在 2007 年之后, 媒体报道的数量出现明显上扬, 而此期间也是我国通货膨胀出现明显上升的阶段。这种媒体报道与现实通胀率表现出的趋势一致性从侧面暗示出, 媒体舆论可能通过对通胀预期的影响而带动现实通胀率的同趋势变化。

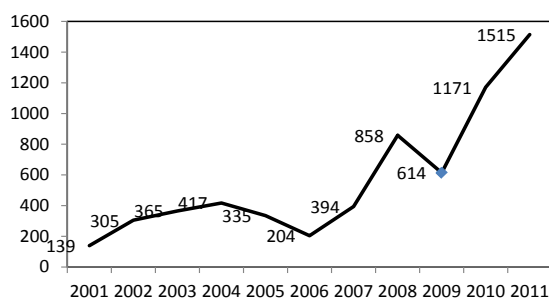


图 1 媒体关于通货膨胀的报道篇数统计 (巨灵数据库, 2001—2011 年度数据)

有鉴于此, 本文将媒体舆论、公众预期和中国通胀动态机制结合起来研究。我们首先对主流新闻媒体的相关报道进行量化, 统计各主要媒体在 2001 年 1 季度至 2011 年 4 季度期间关于物价和通货膨胀等相关内容的报道数量。然后, 我们根据“中国人民银行季度全国城镇储户问卷调查数据”获得公众预期通胀率, 进而分析媒体舆论是否显著影响公众预期。最后, 本文依据具有微观基础的通货膨胀动态机制模型考察通胀预期对现实通货膨胀的影响机制。通过以上设计, 我们希望获得中国的媒体舆论、公众预期和现实通货膨胀之间的影响机制, 从而为决策层在宏观管理中充分考虑公众预期的媒体影响提供参考依据。

本文的主要贡献在于以下三个方面 (1) 在研究视角上, 我们首次对中国媒体舆论的相关信息进行量化, 并将其与公众预期和现实通胀率三者结合起来进行分析, 既为通胀预期的形成原因找到了现实根据, 又为媒体舆论的实际作用提供了量化分析基础, 这对于重新认识我国通胀预期和通货膨胀的形成机制以及探索预期管理的可行办法都具有重要参考价值; (2) 本文的媒体舆论信息来源于最具影响力的主流媒体平台, 能够较为真实地反映中国媒体舆论关于通货膨胀等相关报道的信息; (3) 在研究方法上, 本文充分考虑相关经验分析中存在的内生性和潜在的序列相关性等问题, 并基于微观基础进行通胀动态机制分析, 确保研究结果科学和稳健。

在结构安排上, 本文第二部分是数据说明, 详细说明数量来源和相关数据的计算。文章第三部分是媒体舆论影响公众通胀预期的经验分享。第四部分设立具有微观基础的通货膨胀动态机制模型, 将公众预期通胀变量引入模型, 考察公众预期对现实通货膨胀的影响程度。最后, 第五部分总结全文。

二、数据说明

1、媒体报道数据

本文研究的样本区间是 2001 年 1 季度至 2011 年 4 季度（受公众预期调研数据频率和样本区间约束）。对于媒体报道数据，为了能够比较全面准确地获得在此期间中国新闻媒体对与通货膨胀内容相关报道的数据信息，本文根据发行量排名、影响力和覆盖范围分别选取三种不同数据库渠道进行检索统计。其中，前两组数据分别来自于《参考消息》和《人民日报》，后一组数据来源于“巨灵财经金融服务平台”电子数据库（以下简称“巨灵财经”）。《参考消息》和《人民日报》的数据采用人工阅读、检索和统计获得，“巨灵财经”的数据采用电子检索和统计获得。我们下面分别对这三组数据做进一步说明。

第一组数据来源于新华通讯社主办的《参考消息》。《参考消息》由参考消息报社出版，是中国大陆仅有的两家能够合法直接刊载外电的报纸之一（另一家为环球时报），而且自 2004 年以来一直是中国发行量最大的日报（根据中国报纸传媒网数据）。《参考消息》主要摘登世界各国通讯社、报刊及因特网上的最新消息和评论精华，既反映国内重大时事信息又涵盖世界性重要新闻。我们选取《参考消息》2001 年 1 月至 2011 年 12 月的所有报道内容进行筛选统计，筛选的标准是报道题目或内容中含有以下三类关键词中的任意一个或多个：（1）价格（包含物价、房价等关键词，但排除股价、金价等关键词）；（2）通胀、通缩、通货膨胀和通货紧缩；（3）CPI、PPI、消费者价格指数和居民消费价格。根据这样的标准获得的统计结果作为第一组媒体舆论的数据信息。

第二组数据来源于中国共产党中央委员会机关报《人民日报》，统计方法与第一组数据相同。《人民日报》是公众公认的中国最具权威性和影响力的综合性报纸，自 2004 年以来发行量排名一直在第二位（根据中国报纸传媒网数据），并且被联合国教科文组织及世界报业协会评定为世界十大主要报刊之一。《人民日报》的特点是坚持正面报道国家路线方针政策，及时传播国内外各领域信息，是国内读者获得综合性信息的权威性报纸，因此其相关报道内容对公众具有很高的舆论影响作用。

虽然以上两组数据分别统计了中国发行量最大和最具权威性的两份报纸的相关报道信息，但是考虑到一种报纸的阅读群体相对固定，可能无法全面反映媒体舆论对公众预期的影响，从而可能造成后续计量分析结果的有偏性。因此，我们还利用覆盖范围更广泛的“巨灵财经”数据库进行相关报道检索和统计。我们从“巨灵财经”数据库中选取 15 种公认的有影响力的报纸和杂志，其中既包括全国性报刊也包括区域性报刊，既有综合性报刊也有财经类专业报刊²，从而获得比较全面的媒体报道信息。在“巨灵财经”数据库的检索中设定的关键词与前两组数据中使用的关键词相同（在电子检索平台中关键词之间选用“或”的关系）。据此，我们获得 2001 年 1 月至 2011 年 12 月期间 15 家报纸传媒所刊载的与通货膨胀相关的报道篇数作为第三组数据。

依据以上三组数据，图 2 描绘了 2001 年 1 季度至 2011 年 4 季度期间中国媒体报道数量的时序数据。从图上我们看到，不同媒体在不同时期的具体报道数量以及报道数量的波峰波谷点稍有不同，但三个媒体的报道数量在总体变动趋势上具有相似性：2007 年以前各媒体对于通货膨胀等相关主题的报道数量相对稳定，而此后各媒体的报道数量均出现较大幅度增加，2009—2010 年出现短暂的回落，之后在 2011 年达到历史高位。

² 具体包括《金融会计》、《国际金融报》、《金融时报》、《经济参考报》、《经济日报》、《人民日报》、《中国经济时报》、《中国经营报》、《中华工商时报》、《北京青年报》、《深圳特区报》、《深圳商报》、《南方都市报》、《21 世纪经济报道》和《财经》。这 15 种报刊在“巨灵财经”数据库中自 2001 年 1 月至今均有全部数据信息。

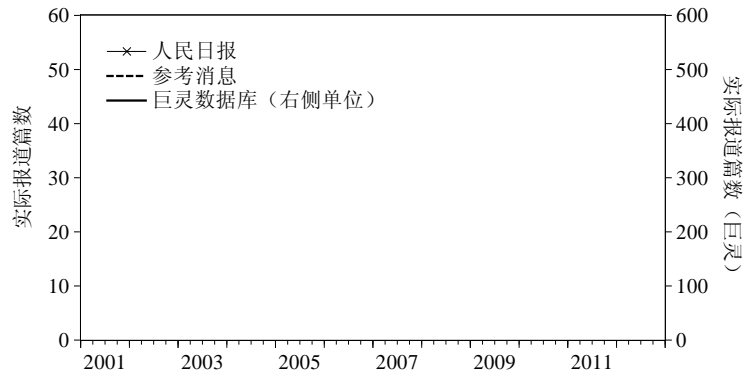


图2 媒体报道的实际篇数

在获得媒体报道数量的原始数据之后，我们进一步按照标准文献的建议（Carroll, 2003），将报道篇数标准化为0—1之间的指数变量。具体来说，就是将每个季度的报道篇数除以该季度所属年份的总报道数量。以2001年为例，四个季度对应报道数量分别除以当年四个季度所有报道数量之和，即获得2001年四个季度各自对应的媒体报道数量指数。这种标准化处理的优点是能够在不改变原始序列的本质信息基础上获得对应的平稳序列。我们在下面的数据平稳性检验中将会看到，经过标准化之后的媒体报道数据均为平稳序列（而图2例示的原始数据是非平稳序列）。作为示范，图3描绘了经过标准化之后的媒体报道指数序列。

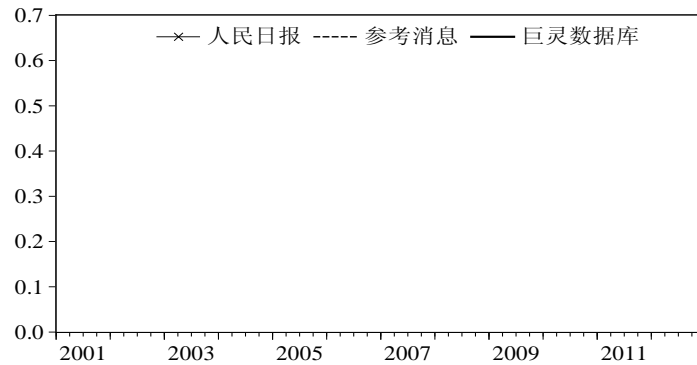


图3 媒体报道篇数标准化后的指数序列

2、公众预期通胀率与现实通胀率

衡量公众预期通胀率的方法主要有三类，即问卷调查数据法、通胀指数债券剥离法和收益率期限结构法。其中问卷调查法是对居民进行问卷调研，依据问卷内容设计可以直接获得通胀预期数据（如美联储的专家预测调研数据，Survey of Professional Forecasts），或者需要利用统计方法将调查数据转换为通胀预期数据（如中国人民银行发布的相关数据）。因为调查数据法是通过居民的直接反馈来直接或者间接获得预期通胀率，所以最能体现公众的真实预期情况。本文通过中国人民银行公布的“城镇储户收入与物价扩散指数表”中的“未来物价预期指数”获得公众预期的原始指数（2001年1季度至2011年4季度），再利用标准的差额统计法来计算公众预期通胀率。

根据中国人民银行的原始调查数据设计，问卷的内容是“你认为下一期（季度）物价将会如何变化”，设计的选项包括“上升”、“下降”和“不变”。基于选择以上不同选项的人数，差额统计法可以将其转换为预期通胀率。根据中国人民银行的问卷设计，差额法获得的公众预期通胀率的大小尺度相当于季度环比增长率幅度（但不同于真正的环比通胀率），我们对该数据进行了年化处理。需要注意的是，自2009年3季度起，中国人民银行公布的数据采用新的方法计算储户收入

与物价指数，将原差额加上 100%后除以 2，转化为在 0 和 100%之间围绕 50%波动的指数数值。我们在具体计算中将新方法前后的数据进行了统一，以使最终获得的预期数据前后一致。

为方便说明，我们用 R_t 表示在 $t-1$ 期选择“认为下一期物价将会上升”的受访人数百分比，用 F_t 表示选择“认为下一期物价将下降”的人数百分比， N_t 表示选择“认为下一期物价不变”的人数百分比。这样，我们可以根据标准的差额统计法计算并获得通胀预期序列（当然还可以利用回归法和概率法进行计算，不过基于央行目前公布的可用数据信息仅能进行差额法计算）。具体来说，令 $B_t=R_t-F_t$ ， B_t 表示净差额，即认为下一期物价上升的人数百分比和认为物价下降的人数百分比的差额，其刻画了消费者预期的强弱。净差值位于-1 到 1 之间，当净差额大于 0 时，则对通胀率的预期是上升。反之，若净差额小于 0 时则对通胀率的预期是下降。这样，我们可以根据净差值 B_t 来直接计算预期通货膨胀率，即 $\pi_t^e = \beta B_t$ ，其中系数 β 根据 $\beta = \sum_{t=1}^T \pi_t / \sum_{t=1}^T B_t$ 进行计算（ π_t 表示通胀率，由下面说明的 CPI 通胀率度量）。

对于现实通胀率，我们使用国家统计局公布的消费者价格指数（CPI）同比增长率作为代表，原始样本区间为 1995 年 1 月至 2011 年 12 月，我们使用每个季度对应的最后一个月份的数据作为季度通胀率数据。值得注意的是，虽然从表面上看环比通胀率似乎比同比通胀率与公众预期数据口径更一致，但通过对比公众预期通胀率分别与同比和环比 CPI 通胀率序列的时序图可以发现，中国人民银行的调研数据实际上与 CPI 同比增长率变动趋势更加一致³。

根据以上数据说明，图 4 给出了公众预期通胀率和现实 CPI 通胀率的时间序列。作为比较，图 4 中同时还刻画了依据“巨灵财经”数据库计算的媒体报道指数序列（由于公众预期和媒体报道数据没有表现出明显的季节性特征，因此均未进行季节性调整）。我们注意到，媒体报道指数序列在周期性变化特征上与公众预期通胀率（以及现实通胀率）非常相近，而且其变化在大多数时期领先于公众预期通胀率，而公众预期通胀率又领先于现实通胀率。当然，仅从图示特征上还无法准确判断媒体报道、公众预期以及现实通胀率之间的关系。我们将在下文运用计量回归进一步分析。

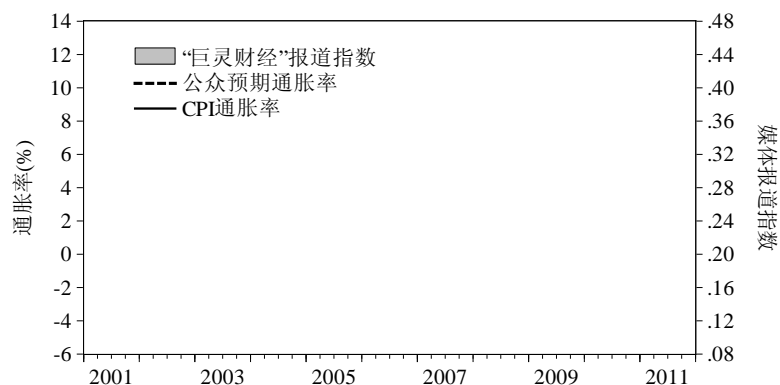


图 4 公众预期通胀率与媒体报道指数

3、数据平稳性检验

本文在经验分析中还使用到 M2 增长率和真实 GDP 缺口。M2 的原始季度数据来源于国际金统计，为保持数据口径的一致性，我们在经验分析中使用 M2 同比增长率（原始样本区间为 1995

³环比数据来源于国家统计局，原始样本区间为 1995 年 1 月至 2011 年 12 月。我们将原始数据进行季节性调整（Census X-12 方法）并使用每个季度对应的最后一个月份的数据作为季度通胀率数据。在实践中，我们还尝试了利用环比数据的研究结果，基本结论保持不变。

年1季度至2011年4季度)。真实GDP缺口基于真实GDP的季度数据并采用标准的HP滤波获得(即真实GDP与经HP滤波后的趋势成分的自然对数差,用HPGAP表示),其中真实GDP数据根据国家统计局公布的1992年1季度以来的名义GDP季度数据水平值和对应期间的不变价格增长率(即真实GDP增长率)推算获得。为了方便说明,在下面分析中,我们使用 Δ CPI表示CPI同比增长率(即通胀率),其他含有差分符号 Δ 的变量与此类同。另外,我们用EXP表示公众预期通胀率,JL、CK和RM分别表示巨灵数据库、参考消息和人民日报对应的媒体报道指数。

在进行经验分析之前,我们需要检验和确定各个变量的平稳性特征。为此,我们对所有变量进行了ADF和PP两个单位根检验(原假设均为含有单位根)。表1报告了所有变量的单位根检验结果(p 值)。除公众预期通胀率序列之外,其他所有序列的ADF和PP检验结果都完全一致(只有 Δ M2的PP检验 p 值稍大),即在5%的显著性水平下序列含有单位根的原假设均被拒绝,因此这些序列都为平稳序列。对于公众预期通胀率序列,虽然只有在10%的水平下才具有统计显著性(即拒绝单位根原假设),但鉴于单位根检验在数据样本不大的情况下功效相对较低以及预期通胀率的基本定义(价格指数的增长率),所以判定其为平稳序列相对合理。

表1 相关变量单位根检验结果

	ADF (p 值)	PP (p 值)	样本区间
EXP	0.084	0.094	2001Q1-2011Q4
JL	0.000	0.001	2001Q1-2011Q4
CK	0.000	0.000	2001Q1-2011Q4
RM	0.000	0.000	2001Q1-2011Q4
Δ JL			
Δ CPI	0.000	0.000	1995Q1-2011Q4
Δ M2	0.035	0.101	1995Q1-2011Q4
HPGAP	0.011	0.011	1995Q1-2011Q4

注: Δ CPI和 Δ M2分别表示CPI同比增长率和M2同比增长率; EXP表示公众预期通胀率; JL、CK和RM分别表示巨灵数据库、参考消息和人民日报对应的媒体报道指数; HPGAP指使用HP滤波获得的真实GDP缺口; ADF检验中不含时间趋势项(含截距项),滞后阶数由AIC确定(最大设定为8); PP检验中采用Bartlett核估计方法和Newey-West自动带宽; 样本区间中的“Q”表示“季度”; 表中报告的 p 值依据MacKinnon(1996)计算。

三、媒体舆论与通胀预期的实证分析

通过上面的研究,我们发现新闻报道可能从一定程度上会影响公众通货膨胀预期的形成,进而影响现实通胀率水平。为此,我们首先从最简单的单等式回归方程开始探索二者之间是否存在驱动关系。我们以媒体报道数量的标准化指数(以VOL表示)作为解释变量,以公众预期通胀率(EXP)为被解释变量进行简单回归,即

$$EXP_t = c + \beta VOL_t + u_t \quad (1)$$

其中 c 是截距项, u_t 是随机扰动项,允许其分布服从非球面特征(non-spherical)。注意,考虑到其他影响公众预期的随机因素(即随机扰动项)在一个季度时间内可能与媒体报道变量非正交,因此模型(1)的估计需要使用工具变量。我们使用VOL的1至4期滞后项作为工具变量。当然,另外一种可选的建模方式(也是已有文献经常采用的)是以公众预期通胀率对媒体报道变量的滞后项进行回归。但是即使考虑滞后效应(我们稍后会进行类似分析),也不能忽略当期的VOL对

同期的 EXP 的可能影响，因为此处分析的数据频率是季度，从现实情况看，任何媒体舆论的影响在 1 个季度之内都要在一定程度上（即使不是全部）释放出来。

表 2 模型（1）的估计结果

	巨灵财经	参考消息	人民日报
β	7.17**	1.58	0.51
se	(3.46)	(4.63)	(3.06)
R^2	0.14	0.02	0.01

注：小括号报告的（se）是 Newey-West HAC 修正标准差（Bartlett 自动带宽）。**表示 5% 显著性水平下显著。

表 2 报告了模型（1）的估计结果，从中我们看到，在 5% 的显著性水平下，“巨灵财经”的媒体报道指数显著驱动公众预期通胀率，点估计值是 7.17，说明此媒体报道越多，公众预期就愈加强烈。从参考消息和人民日报对应的结果来看，虽然在传统显著性水平下 VOL 对 EXP 的影响都不具有显著性，但点估计值仍然为正值，不过对应的点估计值要远小于“巨灵财经”对应的结果，而且模型拟合优度都较低。基于“巨灵财经”数据库信息的结果与其他两份报纸对应的结果不同，可能是因为前者涵盖的媒体报道较后两者更加丰富和全面，从而能够更好地捕捉媒体舆论信息。

从模型拟合优度的涵义来看，公众预期的形成过程中，媒体舆论的贡献度为 14%。而在后文的通货膨胀动态机制模型分析中我们还将看到，在其他条件不变的情况下，公众预期每上升 1 个百分点，现实通胀率将上升 0.6 个百分点左右。

其次，我们刚才提到过，媒体舆论对公众预期的影响机制也可能是动态互动形式的，但动态机制的设定形式并不确定。为此，我们将单等式模型（1）拓展到向量自回归（VAR）模型，考察公众预期通胀率与媒体报道指数变量之间可能存在的互动机制。根据标准的时序分析理论，VAR 系统可以写成：

$$X_t = \Phi(L)X_{t-1} + e_t \quad (2)$$

其中 $X_t = [\text{EXP}_t, \text{VOL}_t]'$ ，表示内生变量的时序向量， e_t 是冲击向量， $\Phi(L)$ 表示向量滞后算子多项式，其最优滞后阶数由 AIC 和 VAR 模型对应的序列相关性检验判定。

根据标准的时序分析理论（张成思，2012），对于模型（2）这样的动态时序模型，要获得准确有效的统计推断，最重要的是模型无序列相关性与简约性：在尽可能简约的模型设立下同时满足模型的扰动项没有显著的序列相关性。因此，本文在模型滞后阶数的选择上使用双重约束措施，即以 AIC 信息准则和 VAR-LM 序列相关性检验共同判定最优滞后阶数。这样设立模型的优点在于既能确保模型残差没有显著序列相关性，又能尽量满足计量建模的简约性要求。具体来说，在给定最大滞后阶数为 4 的条件下（考虑到此处样本不大，所以给定 1 年期），首先利用 AIC 准则确定最优滞后阶数，然后应用 VAR-LM 序列相关性检验是否具有序列相关性。如果检验无显著序列相关性，则此滞后阶数即为最优；如果有序列相关性，则遵循从一般到特殊的模型设立原则，从 4 阶向下依次检验对应模型的序列相关性，在没有序列相关性的组内选择 AIC 最小值对应的滞后阶数即为最优。

基于以上设计，我们对相对简约的基本模型进行格兰杰因果关系检验。根据定义，格兰杰因果关系检验就是对模型（2）中矩阵 $\Phi(L)$ 对应系数的联合显著性水平进行检验。以 EXP 为因变量的等式为例，检验 VOL 是否是其格兰杰因果关系就是检验回归等式右侧 VOL 所有滞后项系数是

否同时为 0。按照这一检验原理，表 3 归纳了以模型（2）为基础的格兰杰因果关系检验结果。为了与三组媒体数据库对应，表 3 分别报告了三组数据对应的结果，其中 lag(EXP)表示回归等式右侧 EXP 的滞后项，其他符号定义与此类似。

表 2 格兰杰因果关系检验 p 值

巨灵财经	EXP	VOL	参考消息	EXP	VOL	人民日报	EXP	VOL
lag(EXP)		0.689	lag(EXP)		0.742	lag(EXP)		0.585
lag(VOL)	0.023		lag(VOL)	0.664		lag(VOL)	0.473	
VAR-LM	0.151		VAR-LM	0.496		VAR-LM	0.812	
滞后期	2		1			1		

注：表中报告的是 *Wald* 显著性检验统计量的 *p* 值（原假设是无格兰杰因果关系）；VAR 模型最优滞后阶数由向量残差序列相关性检验（VAR-LM，包含滞后 4 期，报告的是 *p* 值）和 AIC 统计量共同确定（给定最大值为 4）；lag(EXP)_{*i*} 代表格兰杰因果关系检验中等式右侧所有 EXP 项的滞后期（其他表示法类似）。

从表 3 的结果可以看出，在 5% 的显著性水平下，参考消息和人民日报的媒体报道指数与公众预期通胀率之间没有限制的动态驱动（预测）关系，但是以“巨灵财经”数据库为基础的媒体报道指数是公众预期的显著格兰杰因果关系，即“巨灵财经”所涵盖的媒体舆论信息对公众预期具有显著驱动（预测）效应。值得说明的是，对于所有三组检验结果，VAR 模型的滞后项选择都确保对应模型的残差序列在 5% 的显著性水平下没有序列相关性（VAR-LM 的 *p* 值均大于 5%），从而为格兰杰因果关系检验的可信度提供了保证。

综合表 2 和表 3 的回归结果我们看到，在媒体舆论信息覆盖范围较为全面的情况下，我国媒体舆论确实影响公众预期，而且这种影响无论在静态模型下还是动态模型中都具有统计显著性。既然媒体舆论影响公众预期，那么公众预期是否以及如何影响现实的通货膨胀呢？我们下面基于具有微观基础的通胀动态机制模型对这个问题进行深入分析。

四、通胀预期与通货膨胀动态模型

1. 理论模型

对于具有微观基础的通货膨胀动态机制模型（特别是新凯恩斯菲利普斯曲线模型），以 Roberts（1995）以及 Gali 和 Gertler（1999）为代表的研究提供了具有划时代意义的理论基础。本文在这些已有文献基础上，严格基于微观理论基础，考虑到现实定价中存在的滞后效应，将更丰富的通胀动态模式融入微观厂商定价机制，进而基于微观基础构建通货膨胀动态机制模型。在理论模型的构建过程中，我们注意既不脱离基础性理论假设，又避免过于僵化的动态机制设定给实证模型带来序列相关性问题。在实证分析中，本文不仅使用已有研究中提出的理性预期通胀率序列和 UCSV 通胀预期序列，而且更加关注公众的通胀预期对现实通胀率的影响。对于理性预期假设，本文还创新性地运用工具变量信息集投影技术，避免由理性预期假设直接获得通胀预期序列而引入额外随机噪音信息。这种方法进一步使得计量模型的序列相关性检验成为可能。

在分析通胀预期对通货膨胀影响机制的过程中，具有严谨理论依据的模型构建是关键。这样的模型要既能从宏观机制上反映出通胀预期和其他相关因素对现实通胀率的影响，同时又不能脱离现代通货膨胀动态机制理论的微观基础。为此，我们在理论模型的构建中，以新凯恩斯主义的粘性价格理论为基础推导出与我国价格形成机制比较一致的通胀动态机制模型，从而使获得的宏观理论模型具有坚实的微观基础。我们稍后将会看到，这一模型本质上就是现代宏观经济分析中广泛使用的新凯恩斯菲利普斯曲线（NKPC）模型，但本文在模型中动态机制的具体形式上进行了谨慎合理的拓展，这种拓展使后文的实证分析结果更加科学可靠。

具体来说，我们以经典的粘性价格理论为基础，但是在微观企业的具体定价模式上有关键性的不同。在传统的粘性价格理论模型中（Taylor, 1980; Rotemberg, 1982; Calvo, 1983），一般都假设微观企业在对其产品进行定价的过程中只关注未来通货膨胀和实体经济表现，即所谓的“前瞻型”（forward-looking）定价模式。虽然 Gali 和 Gertler（1999）创新性地将企业定价分成既有“前瞻型”又有“后顾型”（backward-looking），但模型中企业定价所考虑的历史通胀率信息只有滞后一期，与现实情况差别很大。这一问题会导致最后推导出的宏观理论模型过于僵化，造成实证模型出现显著的序列相关性，从而使后续计量分析无效。因此，我们在传统的粘性价格理论基础上，不仅同时考虑“前瞻型”和“后顾型”的企业定价模式，而且还允许“后顾型”企业在定价中考虑多期历史通胀率的加权平均形式，从而使理论假设更加贴近现实情况。

根据以上说明，我们假设在垄断竞争经济环境下，微观层次的公司和企业对其产品具有定价能力。同时，假定所有企业在一定时期内保持一个固定价格水平，直到受到某些随机信号的影响之后，企业才考虑重新定价。这样，价格的调整就具有了“粘性”。同时，当企业在进行定价时，他们会考虑其他相关企业过去制定的价格水平，也就是说某企业在制定产品的当前价格时会考虑过去的价格状况。现在假定企业在任一给定期间内会改变其价格的概率为 $1-\theta$ ($0 < \theta < 1$)，如果以 p_t 表示 t 期的总体物价水平（自然对数形式，下同），该价格就由前一期的总体价格水平与 t 期所有企业新制定的价格水平（以 p_t^* 表示）加权求和决定，即

$$p_t = \theta p_{t-1} + (1-\theta) p_t^* \quad (3)$$

在 Calvo（1983）的原始模型中，所有企业在定价过程中都被假设为具有“前瞻性”特征，即价格完全决定于公司对未来国内经济运行状况的理性预期。但是自上世纪末开始，学界已经达成一个基本共识，经济运行中总会存在一定比例的企业采取“后顾型”定价方式，他们在制定价格过程中会参照过去的行业定价标准，同时会考虑历史通胀率水平对价格进行修正。所以，我们假设有 ω 比例的企业采取“后顾型”定价模式，其价格为 p_t^B ，另有 $(1-\omega)$ 比例的企业采用“前瞻型”定价机制，其水平为 p_t^F 。这样， t 期由所有企业确定的新价格水平（相对于总体价格水平）可以表示为：

$$p_t^* = (1-\omega) p_t^F + \omega p_t^B \quad (4)$$

对于“前瞻型”企业制定的价格水平 p_t^F ，传统的粘性价格理论一般假设为预期总产出缺口（即真实 GDP 与潜在 GDP 的自然对数差）与通胀率的折现求和形式（如 Gali 和 Gertler, 1999）。因此，“前瞻型”企业的定价模型就可以写成如下形式：

$$p_t^F = \theta \beta \sum_{s=0}^{\infty} (\theta \beta)^s E_t \pi_{t+s+1} + (1-\theta \beta) \sum_{s=0}^{\infty} (\theta \beta)^s E_t (\zeta y_{t+s}^d) \quad (5)$$

其中 π_t 表示通胀率， $E_t \pi_{t+1}$ 表示基于时刻 t 及以前的信息集对 $t+1$ 期通胀率的预测序列， β 表示主观折现因子， ζ 是对数线性化过程中引入的结构性参数（ ζ 具有经济含义，详见 Woodford, 2003）。另外， y_t^d 表示国内产出缺口。进一步对等式（5）进行反复迭代，可以将“前瞻型”企业的定价模型重新写成如下形式：

$$p_t^F = \theta \beta E_t \pi_{t+1} + (1-\theta \beta) \zeta y_t^d + \theta \beta E_t p_{t+1}^F \quad (6)$$

对于“后顾型”企业的定价机制，我们将传统文献中的通胀率一期滞后拓展为滞后算子多项式的形式，即

$$p_t^B = p_{t-1}^* + \pi_{t-1} + \rho^*(L)\Delta\pi_{t-1} \quad (7)$$

其中 $\rho^*(L) = \rho_1^* + \rho_2^*L + \rho_3^*L^2 + \dots + \rho_q^*L^{q-1}$ 表示滞后算子多项式, q 表示滞后阶数。在实证分析中, q 的取值需要根据 AIC 信息准则和序列相关性检验共同确定。

根据模型 (3) — (7) 进行代换推导, 可以获得基于微观企业定价机制的宏观通货膨胀动态机制模型, 即

$$\pi_t = c + \gamma_e E_t \pi_{t+1} + \gamma_b \pi_{t-1} + \sum_{i=1}^{q-1} \alpha_i \Delta\pi_{t-i} + \delta_d y_t^d + \eta_t \quad (8)$$

其中, c 是常数项, η_t 表示随机扰动项, 其余各系数在模型 (8) 中具有较为直观的解释, 这些系数分别是微观模型 (1) — (8) 中的底层结构性参数的组合。与已有文献相比, 基于微观基础进行拓展而推导出来的通胀动态模型 (8) 既具有新凯恩斯菲利普斯曲线的基本特征, 又增加了更丰富的动态机制, 可以作为分析我国通胀动态机制的基准模型。

需要说明的是, 模型 (8) 中系数 γ_e 和 γ_b 分别度量了通胀预期和通胀惯性对当期通胀率的影响程度。从新凯恩斯经济学的角度出发, 如果 γ_b 不为 0, 那么说明不仅价格水平具有刚性, 而且通胀率本身也是有粘性的。对于 γ_e 和 γ_b 的大小比较, 以 Galí 和 Gertler (1999) 为代表的主流研究认为, 新凯恩斯菲利普斯曲线理论模型中预期因素应占主导地位, 即 γ_e 的值要比 γ_b 大得多。但这一结论是否适合中国, 目前尚无令人信服的研究结论。另外, 国内产出缺口对应的系数 δ_d 度量了国内产出缺口对当期通胀率的压力程度。如果 δ_d 显著大于 0, 则说明国内实体经济运行情况对国内通胀率水平具有不可忽视的影响。当然, 以上参数的具体取值, 需要通过实证分析进行确定。

虽然模型 (8) 从形式上看并不复杂, 但是要对其进行回归估计并获得科学稳健的结果并不容易。特别是要注意到模型 (8) 是一个动态模型, 并且含有通胀率预期变量和当期 (而不是滞后期) 的产出缺口变量。这就要求计量估计中要谨慎处理好三个关键性的问题, 即通胀预期的测度问题、内生性问题以及序列相关性问题。从下面的讨论中可以看到, 无论忽视其中任何一个问题, 都会导致计量结果失真甚至错误。

2、通胀预期序列

尽管中国的公众通胀预期是否为理性预期不是本文研究焦点, 但是考虑到通胀预期的测度确实有不同方式, 而且值得进一步检验不同预期测度方式下本文结论的稳健性。为此, 本文使用了三种通胀预期度量方式, 一是利用本文计算的公众预期通胀率数据, 二是通过理性预期假设获得通胀预期序列, 三是运用标准的不可观测成分随机波动模型估计通胀预期序列。其中, 公众预期通胀率数据我们在前文已经提到过, 这里不再赘述。通过理性预期假设获得获得通胀预期序列相对简单, 只要将现实通胀率向前推进一期即可。我们下面说明如何通过 UCSV 模型获得通胀预期序列。

首先, UCSV 模型的基本思想是将通胀时序进行分解, 分解为一个长期趋势成分和一个短时期周期性成分, 并且同时允许这两个成分的方差具有随机变化性 (服从随机游走过程)。因此, UCSV 模型的基本形式可以设定为

$$\begin{cases} \pi_t = \tau_t + \eta_t, (\eta_t = \sigma_{\eta,t} \xi_{\eta,t}) \\ \tau_t = \tau_{t-1} + \varepsilon_t, (\varepsilon_t = \sigma_{\varepsilon,t} \xi_{\varepsilon,t}) \\ \ln \sigma_{\eta,t}^2 = \ln \sigma_{\eta,t-1}^2 + \omega_{\eta,t} \\ \ln \sigma_{\varepsilon,t}^2 = \ln \sigma_{\varepsilon,t-1}^2 + \omega_{\varepsilon,t} \end{cases} \quad (10)$$

在上述模型系统中， τ_t 代表长期趋势成分，并且服从随机游走过程； η_t 是序列无关的短时周期性成分； ζ 表示标准高斯独立同分布 (i.i.d. $N(0, 1)$)； ω 表示高斯独立同分布 (i.i.d. $N(0, \gamma)$)，其中参数 γ 用来控制随机波动过程的平滑度。注意，为了简化模型设立与估计过程，在实践中对数据进行了去均值 (demean) 处理，所以模型 (10) 没有包括确定性成分 (常数项)。根据模型设定不难看出，长期成分 τ_t 刻画了通货膨胀动态路径的长期趋势，可以用来捕捉通胀预期特征 (Stock 和 Watson, 2007)。这样，我们可以按照模型系统 (10) 的设计，估计出通胀率序列对应的通胀预期序列。

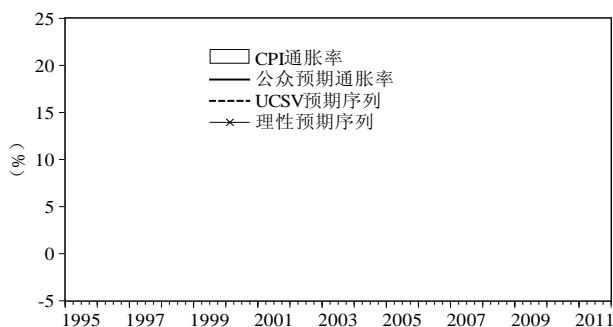


图 6 中国公众预期通胀率序列、UCSV 估计的预期序列及 CPI 通胀率

为了方便说明，图 6 描绘了以上三种方法获得的通胀预期序列及 CPI 通胀率原始序列的时序图。根据对应数据的可获得性，理性预期和 UCSV 序列的样本区间为 1995 年 1 季度至 2011 年 4 季度，公众预期序列的样本区间则仍然保持 2001 年 1 季度至 2011 年 4 季度。从图中我们可以看到，理性预期和 UCSV 模型估计的通胀预期序列在总体走势上更贴近 CPI 序列，公众预期序列虽然在总体走势上与 CPI 序列也基本一致，但相对而言偏离较大。尽管三种通胀预期序列在细节上的动态走势不尽相同，但总体来看变动趋势和方向是一致的。我们下面通过比较不同通胀预期序列对应的模型估计结果，可以进一步分析使用不同预期指标对 NKPC 估计结果的影响。

3. 内生性问题

因为模型 (8) 中自变量含有通胀预期和即期产出缺口变量，所以必须考虑模型的内生性问题。具体而言，因为通胀预期是基于 t 期及之前的所有相关信息形成的预测，因此影响即期通胀率的随机因素（如国际石油价格变化而形成的供给冲击）很有可能也会影响通胀预期。同时，根据标准的宏观经济分析框架（如 Stock 和 Watson, 2002），影响即期通胀率的随机因素也很有可能影响即期产出缺口。因此，模型 (8) 中的扰动项与自变量可能存在非正交关系，即存在内生性问题。

在实际工作中，我们使用 Durbin-Wu-Hausman 检验，确认“最小二乘估计具有统计一致性”的原假设在传统显著性水平下被拒绝。为此，模型 (8) 的回归估计需要利用工具变量估计方法获得参数的点估计值和对应的标准差。注意，Durbin-Wu-Hausman 检验的基本思想是对比最小二乘估计与工具变量估计（两阶段最小二乘，2SLS）的参数估计向量，并构建服从卡方分布的统计量进行检验。当然，在实践中我们是基于自变量与工具变量的投影矩阵组合并通过计量分析中标准的 Frisch-Waugh-Lovell 原理进行假设检验，具体过程可以参见 Durbin (1954)、Wu (1973)、Hausman (1978) 以及 Davidson 和 MacKinnon (1989)。

对于工具变量的选择，既要考虑工具变量与模型内各自变量之间的经济关系，又要考虑工具变量个数相对于样本大小的合理性，并且需要确保工具变量与扰动项无关。为此，我们选择产出缺口以及 M2 同比增长率各自的 1-4 期滞后项作为工具变量。另外，常数项和模型右侧所有通胀率的滞后项（实践中由 AIC 准则和下面介绍的序列相关性检验共同判定）也包含在工具变量集合中。工具变量选择的合理性进一步由 Hansen (1982) 的 J 检验进行确定，该检验的原假设为所有工具变量为外生，如果原假设不被拒绝，则表明工具变量的选择相对合理。

4. 序列相关性问题

上文已经提到，模型（8）能否获得可靠的估计结果，另一个关键性问题就是序列相关性。对于动态模型（8）来说，如果扰动项存在序列相关性，则意味着通胀滞后项与扰动项非正交，这样就会导致其他相关时序变量的滞后项也与扰动项相关。此时即使采用工具变量回归，结果也不具备统计一致性，而且是有偏的。因此在对模型（8）进行估计的同时，必须检验模型是否存在序列相关性。但是传统的序列相关性检验（如 Breusch-Godfrey 检验）在工具变量估计模式下是无效的。事实上，自上世纪八十年代以来，计量经济学领域就一直对工具变量估计下的序列相关性检验问题有所关注。特别是经过 Godfrey 等人（1988）、Davidson 和 MacKinnon（1993）、Cumby 和 Huizinga（1992）以及 Godfrey（1994）的系列研究，至今已经发展得比较完善，只是在通胀动态机制研究领域没有受到足够的重视和应用。

为此，我们根据 Godfrey（1994）所提出的工具变量估计下的序列相关性检验方法对模型（8）进行序列相关性检验。因为已有文献对这一检验的过程介绍多停留在理论层面，不便于研究人员实践操作（如编写程序），所以我们此处对该检验的核心内容进行简短阐释。其基本思想是基于如下辅助回归方程：

$$\tilde{\eta}_t = Xb + \rho(L)\tilde{\eta}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

其中 $\rho(L)$ 表示滞后算子多项式， $\tilde{\eta}$ 是原始模型使用工具变量估计（2SLS）后获得的残差序列， X 表示原始模型（8）中的自变量矩阵， ε 是辅助方程的扰动项（允许存在异方差，但不能序列相关）。为便于说明，我们需要将模型（11）重新写成以下向量形式：

$$\tilde{\eta} = X_1 b + X_2 \rho + \varepsilon \quad (12)$$

其中 X_1 代表原始模型的自变量矩阵， X_2 表示方程（11）中 $\tilde{\eta}$ 的滞后项。现在假定最初的工具变量集合为 Z ，那么用于估计辅助模型（11）或者（12）的工具变量需要在 Z 的基础上再增加 $\tilde{\eta}$ 的滞后项，增广后的工具变量集合用 W 表示。另外，定义投影矩阵 $P_W = W(W'W)^{-1}W'$ （其他投影矩阵据此定义），并令 $\tilde{\varepsilon}_r$ 表示 $\rho = 0$ 时模型（11）对应的残差序列， $\tilde{X}_i = P_W X_i$ （ $i=1,2$ ）， $M_1 = I - P_{\tilde{X}_1}$ （ I 表示单位阵）， $S_r^2 = \tilde{\varepsilon}_r' \tilde{\varepsilon}_r / (T-r)$ （ T 表示样本大小， r 表示矩阵 X_2 的维度）。

这样，就可以通过计算下面的 LM 统计量对 $\tilde{\eta}$ 是否具有序列相关性进行检验（原假设是 $\rho=0$ ）：

$$LM = \tilde{\eta}' P_{M_1 \tilde{X}_2} \tilde{\eta} / r S_r^2, \quad (13)$$

其中 r 就是约束条件个数，检验统计量服从渐近 $F_{(r,T-r)}$ 分布。我们在实证分析中计算并报告该统计量对应的 p 值。注意，根据 Kiviet（1986）的研究结论，在实际编写计量程序过程中，滞后操作带来 $\tilde{\eta}$ 的缺失值需要用 0 进行插补，以使检验结果更加精确。

5. 估计结果与讨论

表 4 报告了不同预期序列对应的模型估计结果。首先，我们最关注的是公众预期对应的估计结果。从表 4 第一组结果中可以看到，公众预期通胀率显著驱动现实通胀率，而且点估计值（0.620）略高于通胀惯性估计值（0.517）；虽然对应的产出缺口系数估计值在传统显著性水平下不具有统计显著性，但点估计值的大小和方向（0.093）与基本理论相一致。其次，UCSV 预期序列对应的估计结果显示，通胀预期系数估计值明显大于通胀惯性的点估计值，产出缺口点估计值虽然为负值（相对较小且不具有统计显著性），而且拟合优度非常高。这一结果并不奇怪，因为 UCSV 所估计出的预期序列更靠近 CPI 通胀率实际值，因此回归估计中预期变量会在系数估计中高度主导系数估计值大小，并大幅提高模型拟合优度。再次，理性预期序列对应的结果中，通胀预期的系数估

计值略低于通胀惯性点估计值，但相差不大；产出缺口系数估计值为正而且大小与公众预期对应的结果相近。从三组结果的诊断检验来看，模型（8）的拓展在能够较好地去除序列相关性，工具变量选择相对合理（Hansen-J 检验均不显著），而且 1 期以后的滞后项系数联合显著性检验均在 1% 的水平下显著，证明增加动态滞后项的模型拓展具有合理性。

表 4 使用不同通胀预期数据的 NKPC 模型估计 (2SLS) 结果

预期指标	γ_e	γ_b	δ_d	$p(\alpha_i)$	p -auto	p -J	\bar{R}^2	滞后期
公众预期	0.620*** (0.198)	0.517*** (0.093)	0.093 (0.280)	0.001***	0.067	0.838	0.894	6
UCSV 序列	0.839*** (0.057)	0.148*** (0.045)	-0.046 (0.068)	0.000***	0.064	0.907	0.996	2
理性预期	0.466*** (0.160)	0.525*** (0.117)	0.074 (0.148)	0.001***	0.044	0.657	0.954	6

注：使用 UCSV 序列和理性预期的回归样本区间为 1995 年 1 季度至 2011 年 4 季度，使用公众预期数据的回归样本区间为 2001 年 1 季度至 2011 年 4 季度；模型最优滞后阶数根据 AIC 信息准则和序列相关性检验共同判定（备选最大阶数为 8）；工具变量为回归模型中的所有通胀率滞后项、产出缺口的 1-4 期滞后项以及 M2 同比增长率的 1-4 期滞后项； $p(\alpha_i)$ 表示 1 期以后所有通胀率滞后项联合显著性检验对应的 p 值； p -auto 指 Godfrey (1994) 工具变量序列相关性检验的 p 值（原假设为无序列相关性）； p -J 指 Hansen (1982) J 检验对应的 p 值（原假设为所有工具变量为外生）；小括号内报告的是 White 修正标准差；***、**和*分别表示相应的统计量在 1%、5% 和 10% 的置信水平上具有统计显著性；所有序列均经单位根检验确定为平稳序列。

综合来看，虽然使用不同通胀预期度量指标对模型中各参数估计结果有一定影响，但从通胀预期的影响来看，无论公众预期、理性预期还是 UCSV 统计方法获得的预期序列，都对现实通胀率具有显著正向影响。因为本文前半部分已经阐明，媒体舆论显著影响公众预期，而此处结果表明公众预期确实显著驱动通货膨胀，因此媒体舆论对现实中的通胀率具有不可忽视的影响。

值得注意的是，表 4 中的结果无一例外地现实国内产出缺口对现实通胀率的影响不具有显著性。这可能暗示出，本文拓展的具有更丰富动态机制特征的通胀动态机制模型仍然具有进一步拓展的空间。从现实情况看，由于近年来中国经济与世界经济联系更加紧密，国际市场供给与需求状况很可能也会影响国内企业的定价策略和定价机制，成为国内通胀走势的重要影响因素，进而弱化传统的国内供给与需求因素（即国内产出缺口）对通货膨胀的驱动效应。在这一背景下，全球化要素有可能通过各种渠道从国际市场向国内市场传导，进而对国内物价和通货膨胀形成机制产生影响。因此，全球化要素对国内通胀走势的影响是未来研究值得关注的重要方向。

五、结论

本文对中国的媒体舆论、公众预期和现实通货膨胀之间的影响机制进行分析。我们首先通过计算覆盖范围最广的“巨灵财经”数据平台和发行量及影响力居于国内前两位的参考消息和人民日报中关于通货膨胀等相关主题词的报道篇数，对 2001 年 1 季度至 2011 年 4 季度期间的媒体舆论信息进行量化。然后，我们通过中国人民银行发布的“城镇储户收入与物价扩散指数表”中的“未来物价预期指数”获得公众预期的原始指数（2001 年 1 季度至 2011 年 4 季度），再利用标准的差额统计法计算中国公众预期通胀率。在此基础上，本文通过严谨的计量检验发现，我国媒体舆论对公众预期具有显著正向驱动效应，媒体对于通货膨胀等相关内容的报道越多，公众对未来

通胀率上升的预期就会更加强烈。文章进一步通过设立具有微观基础的通货膨胀动态机制模型分析公众预期对现实通胀率的影响。结果显示，公众预期对现实通胀率具有显著的正向影响。

本文的研究结果为新时期我国通胀预期和通货膨胀管理问题提供了新的思路和视角。对于货币当局而言，显然需要高度重视媒体舆论对公众预期的影响和引导作用。特别是在宏观政策调控发生微妙变化的时期，可以考虑与新闻媒体进行更加充分的沟通与合作，通过合作、协作促进媒体舆论的信息更加丰富和透明，进而实现对通胀预期和现实通货膨胀的有效管理。新闻媒体报道越开放，公众获得信息的渠道就会越多，信息就会更加透明。而只有信息的进一步透明和开放，可能就会弱化以吸引公众注意力的负面情绪报道对公众预期的影响。从长期看，开放的媒体报道可能更有助于弱化媒体舆论对公众通胀预期的影响。

对于新闻媒体而言，相关工作者尤其是财经类新闻工作者应当增强专业知识、提升职业素质，采用更加科学和理性的方式对相关问题进行报道，重视媒体舆论对公众预期的可能影响。更具体地说，新闻工作者需要坚持新闻道德操守，避免贪图高点击率或高发行量而对物价等问题进行极端化、情绪化的渲染性报道，避免负面情绪报道可能造成的公众恐慌心理。同时，媒体的舆论导向需要兼顾国家的宏观调控方向，尽可能地配合相关政策的贯彻实施。这并不是要倡导媒体舆论一边倒式的报道，而是希望新闻媒体客观理性地报道相关问题，避免负面情绪和畸形价值观通过媒体舆论层层放大，影响公众正面预期并破坏市场信心。

总之，新闻媒体与相关决策层需要协同努力，特别是针对通货膨胀等关系国民经济稳定发展的重大问题和热点问题，更需要双方积极配合，避免主观色彩浓重、有违基本事实的夸大报道。从本文研究的引申意义来看，媒体舆论的影响可能不仅仅在通胀预期层面，而且可能对宏观政策相关的其他方面也存在重要影响。未来研究值得对媒体舆论与宏观政策的联系进行更多层面的深入分析。显然，这些分析将对本文研究结果带来更多的补充和更新，同时将为我国宏观政策的科学制定与有效施行提供更多的参考依据。

参考文献

- 李拉亚，1994：《预期与不确定性的关系分析》，《经济研究》第9期。
- 王少平、涂正革、李子奈，2001：《预期增广的菲利普斯曲线及其对中国适用性检验》，《中国社会科学》第4期。
- 徐亚平，2009：《公众学习、预期引导与货币政策的有效性》，《金融研究》第1期。
- 肖争艳、陈彦斌，2004：《中国通货膨胀预期研究：调查数据方法》，《金融研究》第11期。
- 杨继生，2009：《通货预期、流动性过剩与中国通货膨胀的动态性质》，《经济研究》第1期。
- 张成思，2012：《金融计量学——时间序列分析视角》，中国人民大学出版社。
- 张成思、李颖，2010：《全球化与通货膨胀动态机制研究：基于新兴市场国家的经验分析与启示》，《世界经济》第11期。
- Albanesi, S., V. Chari, L. Christiano, 2003, "Expectation Traps and Monetary Policy", *Review of Economic Studies* 70(4), 715-741.
- Bernanke, 2007, "Inflation Expectation and Inflation Forecasting", the Monetary Economics Workshop of the National Bureau of Research Summer Institute, Cambridge.
- Calvo, A., 1983, "Staggered Prices in a Utility-maximizing Framework", *Journal of Monetary Economics* 12(3), 383-398.

Carroll, C. D., 2003, "Macroeconomic expectations of households and professional forecasters", *The Quarterly Journal of Economics* 118(1), 269-298.

Chari, V., L. Christiano, M. Eichenbaum, 1998, "Expectation Traps and Discretion", *Journal of Economic Theory* 81(2), 462-492.

Cumby, E., J. Huizinga, 1992, "Testing the Autocorrelation Structure of Disturbances in Ordinary Least Squares and Instrumental Variables Regressions", *Econometrica* 60(1), 185-195.

Durbin, J., 1954, "Errors in Variables", *Review of the International Statistical Institute* 22(1), 23-32.

Fang, L., J. Peress, 2009, "Media Coverage and the Cross-section of Stock Returns", *The Journal of Finance* 64(5), 2023-2052

Forsells, M., G. Kenny, 2002, "Rationality of Consumer Inflation Expectation: Survey-Based Evidence for The Euro Area", Working Paper No.163, European Central Bank.

Godfrey, L., M. McAleer, C. McKenzie, 1988, "Variable Addition and Lagrange Multiplier Tests for Linear and Logarithmic Regression Models", *Review of Economics and Statistics* 70(3), 492-503.

Godfrey, L., 1994, "Testing for Serial Correlation by Variable Addition in Dynamic Models Estimated by Instrumental Variables", *The Review of Economics and Statistics* 76(3), 550-559.

Gali, J., M. Gertler, 1999, "Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis", *Journal of Monetary Economics* 44(2), 195-222.

Goodfriend, M., 1993, "Interest Rate Policy and the Inflation Scare Problem: 1979-1992", *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly* 79(1), 1-24.

Hansen, L., 1982, "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators", *Econometrica* 50(4), 1029-1054.

Hausman, J., 1978, "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica* 46(6), 1251-1272.

Kiviet, F., 1986, "On the Rigour of Some Misspecification Tests for Modelling Dynamic Relations", *The Review of Economic Studies* 53(2), 241-261.

MacKinnon, G., 1996, "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests", *Journal of Applied Econometrics* 11(6), 601-618.

Lamla, M., S. Lein, 2008, "The Role of Media for Consumers: Inflation Expectation Formation", KOF Swiss Economic Institute, ETH Zurich, No.201.

Mishkin, F., 2007, "Inflation Dynamics", *International Finance* 10(3), 317-334.

Reis, R., 2006, "Inattentive consumers", *Journal of Monetary Economics* 53(8), 1761-1800.

Rotemberg, J., M. Woodford, 1997, "An Optimization Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy", *NBER Macroeconomics Annual*, 297-346.

Roberts, M., 1995, "New Keynesian Economics and the Phillips Curve", *Journal of Money, Credit and Banking* 27(4), 975-984.

Rotemberg, J., 1982, "Sticky Prices in the United States", *The Journal of Political Economy* 90(6), 1187-1211.

Russell, D., J. MacKinnon, 1989, "Testing for Consistency Using Artificial Regressions", *Econometric Theory* 5(3), 363-384.

Russell, D., J. MacKinnon, 1993, "Estimation and Inference in Econometrics", Oxford: Oxford University Press.

Stock, J., M. Watson, 2002, "Has the Business Cycle Changed and Why?" in M. Gertler and K. Rogoff, eds., *NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge, MA, MIT Press, 159-218.

Stock, J., M. Watson, 2007, "Why Has U.S. Inflation Become Harder to Forecast?" *Journal of Money, Credit, and*

Banking 39(1), 3–34.

Taylor, J., 1980, “Aggregate Dynamics and Staggered Contracts”, *The Journal of Political Economy* 88(1), 1-23.

Tetlock P. C., 2007, “Giving Content to Investor Sentiment: The Role of Media in the Stock Market”, *The Journal of Finance* 62(3), 1139-1168

Valentino L., R. Puglisi, M. Snyder, 2001, “Partisan bias in economic news: Evidence on the agenda-setting behavior of U.S. newspapers”, *Journal of Public Economics* 95(10), 1178-1189.

Woodford, M., 2003, “Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy”, Princeton: Princeton University Press.

Wu, D., 1973, “Alternative Tests of Independence between Stochastic Regressions and Disturbances”, *Econometrica* 41(4), 733-750.

Media Coverage, Consumers’ Expectations and Inflation Dynamics in China

Abstract: This paper investigates the relationship among media coverage, consumers’ expectations and inflation in China. We count the volumes of relevant reports in Genius Finance database, CanKao Xiaoxi, and People’s Daily which provide an extensive media coverage in China. In addition, we convert consumers’ price survey data published by the People’s Bank of China into consumers’ inflation expectations via statistic difference method. The media coverage data and inflation expectations series are then used to examine whether media coverage significantly drives consumers’ expectations. The paper also investigates the relationship between consumers’ expectations and actual inflation in China by developing and estimating an extended inflation dynamics model with micro-foundations. Empirical results show that media coverage significantly drives consumers’ inflation expectations, and consumers’ expectations exert significant pressure on actual inflation in China. Our findings provide important implications for policy-makers in China.

Key Words: Media Coverage; Inflation Expectations; Prices; Inflation; Monetary Policy