

媒体报道、通胀预期与新凯恩斯菲利普斯曲线*

张成思 佟冠良 芦哲

〔摘要〕本文研究媒体报道对通胀预期的影响以及预期对现实通货膨胀的驱动效应。文章根据发行量排名、影响力和覆盖范围选取媒体库并计算相关媒体报道的量化指标,通过调查数据获得现实中公众对未来的通胀预期,进而检验媒体报道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新凯恩斯菲利普斯曲线模型,用以考察通胀预期对现实通胀率的驱动效应。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变化的解释程度接近30%;单份报刊每增加1篇关于物价上涨的相关报道,公众预期通胀率会上升0.1%~0.2%;同时,公众预期又对现实通胀率具有显著驱动效应,公众预期通胀率每上升1%,现实通胀率上升0.3%~0.7%。因此,我国存在着从媒体报道到公众预期再到现实通货膨胀的传导机制。

关键词:媒体报道 通胀预期 物价 通货膨胀 菲利普斯曲线

JEL 分类号:D83 E31 E52

一、引言

通胀预期是现代宏观经济分析框架中的重要变量之一。特别是近年来发展起来的基于微观基础的新凯恩斯菲利普斯曲线模型,突出强调通胀预期对现实通货膨胀的影响(如 Galí and Gertler, 1999)。但是宏观分析框架中,一般使用理性预期或者适应性预期假设获得通胀预期,因此通胀预期在这样的分析框架中仅是统计学意义上的变量指标,而非现实中公众对通货膨胀的预期。

近年来,与通胀预期相关的前沿性研究开始出现了微妙的变化,许多西方学者开始从中微观视角研究现实中公众通胀预期的影响因素问题,其中一个重要的研究方向是考察媒体舆论对通胀预期的影响问题,如 Dräger(2011)、Lamla and Maag(2012)、Pfajfar and Santoro(2013)等。不过,确切地讲,这些文献所研究的重点是媒体舆论是否能够解释通胀预期的异质性问题,而不是媒体报道的数量和语气是否会显著影响公众预期,也没有给出媒体报道对公众预期变化的解释程度。

关于中国的通胀预期和通货膨胀问题的研究,主要是针对预期的模型刻画(如王一鸣和赵留彦,2006;徐亚平,2009;张会清和王剑,2012)和通胀动态机制的计量估计(张成思,2008;杨继生,2009),但相关研究都没有将媒体舆论纳入到通胀预期的影响因素分析中。虽然张成思和芦哲(2014)对媒体与通胀预期的关系进行了较为细致的研究,但是没有考察公众预期在具有微观基础的通货膨胀动态机制模型(即新凯恩斯菲利普斯曲线)中的角色问题。

有鉴于此,本文集中研究中国的媒体报道对通胀预期的影响情况,并进一步考察通胀预期对现实通货膨胀的驱动效应。为此,我们将选取代表性的四类不同媒体数据库,对关于物价变化的相关报道进行统计,获得相关媒体在2001~2012年期间各月关于物价和通货膨胀等相关内容的报道数量。我们注意到媒体舆论可以通过新闻报道的语气释放出影响消费者预期改变方向的不同信

* 张成思,中国人民大学财政金融学院教授、博导,货币金融系主任,中国财政金融政策研究中心研究员;佟冠良,中国人民大学财政金融学院博士研究生;芦哲,清华大学经济管理学院,博士研究生。本研究受到国家社会科学基金重点项目(12AZD058)资助。

号,因此在统计过程中不是简单地进行加总,而是对相关报道的内容逐条进行仔细审阅,对报道内容的语气细分为正向、中性和负向,进而计算媒体报道数量的净值。然后,我们采集目前可获得的三类通胀预期数据,即“中国人民银行季度全国城镇储户问卷调查数据”、《证券市场周刊》的调研数据和北京大学编制的“CCER 中国经济观察”调研数据,获得季度频率的公众预期通胀率,进而分析媒体舆论是否显著影响公众预期。在此基础上,本文进一步设立具有微观基础的通胀动态机制模型,系统考察从媒体舆论到公众通胀预期、再从通胀预期到现实通胀率的驱动效应。

本文结构安排如下:第二部分详尽说明媒体报道数据的来源和统计方式,以及三组不同的通胀预期数据的获取途径;第三部分分析媒体报道对通胀预期的影响情况和解释程度;第四部分基于微观基础设立含有通胀预期的通胀动态机制模型,进而考察通胀预期对现实通货膨胀的驱动效应;第五部分总结全文。

二、数据说明

(一)媒体报道

对于媒体报道的数据,本文选取四种不同数据库渠道进行检索统计。其中,第一、二组数据分别来源于《参考消息》和《人民日报》,第三、四组数据分别来源于“巨灵财经金融服务平台”电子数据库(以下简称“巨灵财经”)和“慧科新闻搜索”电子数据库(以下简称“慧科新闻”)。《参考消息》是中国发行量最大的日报,也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;《人民日报》是中国发行量第二大的日报,具有明显的党报特征,及时传播国内外各领域信息。考虑到一种报纸的阅读群体相对固定,可能无法全面反映相关报道对通胀预期的影响,我们又利用覆盖范围更广泛的“巨灵财经”和“慧科新闻”数据库中多种刊物构成的“新闻池”进行相关报道检索和统计。

在确定四种不同数据库渠道之后,我们对相关新闻进行检索、统计和语气识别,从而获得媒体报道的量化信息。首先,我们从媒体库中筛选出与物价和通胀等相关、并可能对消费者通胀预期产生影响的报道文章。要获得准确可信的结果,筛选统计工作至关重要。我们首先对报道题目和全文进行检索,设定与物价变化相关的检索关键词(如通货膨胀、通货紧缩、通胀、通缩、物价、价格、CPI、PPI、消费者价格指数、消费物价指数、批发物价指数等),只要报道行文或标题中含有一个或多个上述关键词即被选定并记录。由于单纯依靠关键词进行机械式的检索仍然可能会出现多记不相关报道或遗漏相关报道的问题,所以我们继续通过人工阅读进行复审。复审的主要工作是逐条确认报道内容是否确实与中国物价变化相关。例如,我们将关于其他国家的物价变化、股价、金价等非普通商品的价格变动等情况的报道排除;将标题中不含关键词但具体报道行文涉及物价变化情况等情况等确认纳入统计范围。

至此,媒体报道的数据统计工作尚未完全完成。我们还需要进行下一步人工阅读,遵照报道原文的基本内容、语气和常规逻辑,区分相关报道的内容是涨价报道、降价报道还是中性报道。我们将每篇关于物价上涨等内容的报道记为+1(如“CPI再创新高”);将每篇关于物价下降等内容的报道记为-1(如“CPI创22个月以来新低”、“打击通胀紧缩政策急,央行第五次提升金融机构存款准备金率”);将不带有倾向性感情色彩中性报道记为0(如“影响汇率的因素包括价格指标”、“货币稳健,助力经济平稳健康”等)。

这样,我们通过三个月的电子检索和人工阅读,从四组数据来源中获得了不同语气的报道数量,进而计算出媒体报道数量的净值(即涨价报道数量减去降价报道数量)。因为区分语气后的媒体报道数量更能科学反映影响通胀预期的准确信息,所以后文的经验分析中使用媒体报道数量的净值。

(二) 通胀预期

通胀预期的统计度量方法有多种,包括理性预期、适应性预期和多变量动态模型预测等。因为本文关注的重点媒体报道对公众预期的影响,所以我们使用通胀预期的调查数据。调研数据是通过公众的反馈信息来直接或者间接获得预期通胀率,所以最能体现现实中公众的真实预期情况。本文使用三种不同类型的预期调研数据获得预期通胀率,第一是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,再利用标准的差额统计法来计算公众预期通胀率;第二是根据《证券市场周刊》发布的“中国宏观经济预测”直接获得通胀预期数据;第三是北京大学中国经济研究中心(现为北京大学国家发展研究院)编制的“CCER 中国经济观察”,又称“朗润预测”。根据原始数据的可获性,前两组预期数据的样本区间为2001年1季度至2012年1季度,“朗润预测”为2005年4季度至2012年1季度。

第一组数据来源于中国人民银行的调查问卷。根据原始调查数据设计,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同比增长率幅度。注意,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。

第二组预期数据来自《证券市场周刊》举办的“中国宏观经济预测”竞赛(又名“远见杯”)。根据相关设计,《证券市场周刊》邀请国内27家机构进行预测,按季度发布包括CPI通胀率(同比)在内的多项宏观预测数据。“远见杯”是各家机构对比预测准确度的竞赛模式,《证券市场周刊》每季度报告出所有参赛机构的预测结果,我们将所有机构关于CPI通胀率的预测值进行平均,计算出本文使用的第二组预期通胀率数据。

第三组预期数据来源于“朗润预测”,是由北京大学中国经济研究中心发起,约请其它经济研究机构对GDP、工业增加值、CPI、投资、利率、汇率等十项指标进行季度预测。“朗润预测”在编制的过程中采用加权平均的方法(加权平均是基于预测机构历史预测误差调整的计算结果,平均绝对预测误差越小,加权系数越大)将各家机构的预测结果综合计算除了最终的“朗润指数”。我们从中选取CPI(同比)朗润预测指数作为预期通胀率。

三、媒体报道对通胀预期的影响

为了研究媒体报道是否显著影响通胀预期(进而影响现实通胀率),我们以媒体报道数量的净值变量(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)的估计需要使用两阶段最小二乘(2SLS),工具变量使用VOL的1至4期滞后项。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,即

$$EXP_t = c + \beta VOL_{t-1} + u_t \quad (2)$$

虽然模型(2)的回归估计较模型(1)更容易(普通最小二乘(OLS)即可),但是从现实情况看,任何媒体舆论对公众预期的影响在1个季度之内都会在一定程度上(即使不是全部)释放出来。因

为此处分析的数据频率是季度,所以即使考虑滞后效应,也不能忽略当期的媒体舆论对同期公众预期的可能影响。

基于以上说明并综合考虑媒体舆论的当期和滞后期的可能影响,我们分别对模型(1)和模型(2)进行了回归估计,估计结果报告在表1中。注意,为了使媒体变量的系数点估计值具有可比性,回归中各媒体报道变量经过量级标准化(即报道数量原始值除以对应媒体包含的报刊份数)。经过量级标准化后系数 β 的含义更容易解读,即表示单份报刊每增加一篇报道对公众预期的影响程度。从表1报告的结果来看,无论对于模型(1)还是模型(2),系数 β 的估计值全部为正,而且在绝大多数情况下具有统计显著性(1%水平下)。这说明,媒体舆论对公众预期具有显著的正向驱动效应,关于物价上涨等相关的媒体报道越多,公众对未来通货膨胀上升的预期越强烈。

表1 模型(1)和模型(2)的估计结果

	巨灵财经		慧科新闻		参考消息		人民日报	
	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS
EXP_YH								
β	0.06*** (0.01)	0.05*** (0.01)	0.20*** (0.03)	0.16*** (0.03)	0.21*** (0.07)	0.10*** (0.08)	0.03 (0.05)	0.01 (0.01)
\bar{R}^2	0.52	0.36	0.62	0.33	0.02	0.10	0.12	0.003
J-test	0.66		0.67		0.87		0.14	
EXP_ZQ								
β	0.12*** (0.02)	0.10*** (0.03)	0.41*** (0.03)	0.36*** (0.04)	0.25* (0.15)	0.23*** (0.07)	0.12*** (0.02)	0.07*** (0.01)
\bar{R}^2	0.15	0.54	0.18	0.79	0.03	0.03	0.20	0.24
J-test	0.18		0.002		0.00		0.995	
EXP_LR								
β	0.12*** (0.03)	0.10*** (0.02)	0.40*** (0.05)	0.36*** (0.05)	0.25* (0.13)	0.25** (0.09)	0.11*** (0.01)	0.06** (0.03)
\bar{R}^2	0.12	0.50	0.31	0.80	0.10	0.31	0.23	0.24
J-test	0.43		0.006		0.05		0.78	

注:EXP_YH、EXP_ZQ和EXP_LR分别代表央行、证券市场报和朗润预测的通胀预期变量;2SLS工具变量为各自媒体报道变量的滞后项1-4期;小括号报告的是Newey-West HAC修正标准差(Bartlett自动带宽);J-test对应的是2SLS估计中Hansen-J检验p值;***表示在1%显著性水平下显著;回归中各媒体报道变量经过量级标准化(即报道数量原始值除以对应媒体包含的报刊份数)以使点估计值具有可比性。

从具体估计结果来看,对于同一种公众预期指标,模型(1)和模型(2)对应的系数 β 点估计值比较接近。例如,对于人民银行预期数据来说(表1最上部分),巨灵财经报道量的系数估计值分别为0.06和0.05,慧科新闻报道量的系数估计值分别为0.20和0.16,参考消息对应的估计值分别为

0.21 和 0.10, 人民日报对应的结果则分别为 0.03 和 0.01(不显著)。也就是说, 媒体舆论对人民银行调查的公众通胀预期显著影响程度为 0.05~0.20 左右, 即一份报刊每增加 1 篇价格上涨的报道, 公众预期通胀率(基于人民银行的调查数据)最高可能上涨 0.20%。对于证券市场周刊的预期数据来说(表 1 的中间部分), 各媒体报道对应的系数 β 点估计值都分别要比人民银行预期数据对应的结果高一些, 而且人民日报的系数在这一通胀预期变量的回归中具有显著性(点估计值也有所增大)。对于朗润预测(表 1 的最下部分), 结果与证券市场周刊数据对应的结果接近。

不同的媒体舆论对同一种通胀预期的影响幅度不同, 可能是因为不同媒体库涵盖的相关信息丰富程度和全面程度有所不同; 而同一种媒体舆论对不同预期数据的影响幅度和解释程度不同, 可能是因为两种调研数据来源对象和辐射范围不同。不过从平均程度来看, 模型(1)对应的 2SLS 估计结果表明: 人民银行预期数据对应的 β 估计值平均数为 0.13(即 $(0.06+0.20+0.21+0.03)/4$), 修正 $R^2(\bar{R}^2)$ 平均值为 0.33(即 $(0.52+0.62+0.02+0.12)/4$); 证券市场周刊预期数据对应的 β 估计值平均数为 0.23, 修正 R^2 平均值为 0.14; 朗润预期数据对应的 β 估计值平均数为 0.22, 修正 R^2 平均值为 0.19。模型(2)对应的 OLS 估计结果表明: 人民银行预期数据对应的 β 估计值平均数为 0.08, 修正 R^2 平均值为 0.20; 证券市场周刊预期数据对应的 β 估计值平均数为 0.19, 修正 R^2 平均值为 0.40; 朗润预期数据对应的结果与证券市场周刊预期数据对应的结果基本相同。

综合起来看, 媒体报道对于人民银行调查数据对应的公众预期影响参数平均为 0.10 左右, 对于证券市场周刊和朗润预期数据的影响参数平均为 0.20 左右。从媒体舆论对公众预期变化的解释度(修正 R^2)来看, 人民银行预期数据对应的为 0.26, 证券市场周刊预期数据对应的是 0.27, 朗润预测数据对应的是 0.33。也就是说, 在公众预期的形成过程中, 媒体舆论的贡献度大致为 30% 左右, 而单份报刊每增加 1 篇关于物价上涨的相关报道, 则公众预期上涨 0.1 至 0.2 个百分点。当然, 以上计算的平均结果是以模型(1)和模型(2)作为划分标准来分别进行平均计算, 我们还可以区分三种预期数据分别对应的平均结果(即对表 1 的上中下三部分的结果分别平均), 此时 β 估计值平均数和修正 R^2 平均值与前述综合平均结果非常接近。

四、通胀预期与新凯恩斯菲利普斯曲线模型

(一)模型基础

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 and Gertler (1999) 为代表的研究提供了具有划时代意义的理论基础, 后续文献也进行了不断发展和完善。本文在这些已有文献基础上, 借鉴张成思 (2012) 在通胀动态机制模型设立方面的研究思路, 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, 本文主要关注公众的通胀预期对现实通胀率的影响, 并考虑公众预期与模型设定中随机干扰项之间存在非正交(即内生性)的可能性。

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, 遵照张成思 (2012) 的研究基础, 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。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,但我们对模型中动态机制的具体形式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。

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“前瞻性”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“前瞻性”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 Galí 和 Gertler,1999)。因此,“前瞻性”企业的定价模型就可以写成如下形式:

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

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 表示国真实(real)产出缺口。进一步对等式(5)进行反复迭代,可以将“前瞻性”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

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

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(即 $\sum_{i=1}^{q-1} \alpha_i \Delta \pi_{t-i}$),这种拓展更加贴近现实并避免模型过于程式化而出现序列相关性,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 and 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 度量了国内产出缺口对当期通胀率的压力程度。如果 δ 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。

(二)内生性与序列相关性问题

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 and 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(参见 Durbin, 1954; Wu, 1973; Hausman, 1978)。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。

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 准则和序列相关性检验共同判定)也包含在工具变量集中^①。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。

另外,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。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,检验的具体实施过程遵循张成思(2012)提供的方法。

(三)模型估计结果

我们基于相关数据进行估计,在表 2 中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 2 第一组结果中可以看到,基于人民银行调查数据的预期通胀率显著驱动现实 CPI 通胀率(点估计值为 0.33,低于通胀惯性估计值);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与基本理论相一致。对于第二组结果(证券市场周刊数据对应的结果),预期通胀率的点估计值(0.41)与第一组

^① 现实通胀率使用的是国家统计局公布的消费者价格指数(CPI)月度同比增长率。对于月度频率数据,我们将每个季度对应的最后一个月份的数据作为季度数据,从而避免由数据频率转换引入额外的序列相关性。

结果基本相同,而且略大于通胀惯性估计值;尽管各系数的点估计值不具有统计显著性,但是系数值的正负方向与第一组一致。对于朗润预测数据的结果,预期通胀率显著(10%水平下)正向显著驱动 CPI 通胀率,而且点估计值较高;另外,改组的产出缺口系数估计值在传统显著性水平下具有统计显著性。

表 2 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	$p(\alpha_i)$	p -auto	p -J	\bar{R}^2
EXP_YH	0.33*** (0.12)	0.63*** (0.05)	0.23 (0.19)	0.00***	0.01	0.09	0.87
EXP_ZQ	0.41 (1.05)	0.39 (0.78)	0.06 (0.57)	0.33	0.63	0.08	0.78
EXP_LR	0.71* (0.34)	-0.02 (0.28)	0.94** (0.41)	0.06*	0.97	0.74	0.91

注: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以及通胀预期和产出缺口的 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 HAC 修正标准差。

从以上结果各自对应的诊断检验来看,本文拓展的模型(8)能够较好地去除序列相关性(序列相关性检验 p 值一般大于 1%),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在传统水平下多数显著,证明增加动态滞后项的模型拓展具有合理性。从拟合优度来看,朗润预测数据所在的回归结果修正 R^2 最高,不过从绝对水平看三组回归结果的拟合优度都是比较高的。

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,无论是基于人民银行调查数据的公众通胀预期还是基于朗润预测的专家通胀预期,都对现实通胀率具有显著正向影响。尽管证券市场周刊预期数据的结果不具有统计显著性,但影响方向仍然是正向的。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。

五、结 论

本文基于媒体数据库和通胀预期的调研数据库,研究媒体报道对通胀预期的影响以及通胀预期对现实通胀率的驱动效应。通过严谨的计量检验我们发现,媒体关于物价的报道对通胀预期具有显著正向驱动效应,媒体对于物价上涨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。文章进一步设立具有微观基础的通货膨胀动态机制模型,检验通胀预期对现实通胀率的驱动效应。结果显示,公众的通胀预期对现实通胀率具有显著正向影响。

本文的研究结果为通胀预期管理问题提供了值得参考的科学依据。对于货币当局而言,通胀预期管理工作可能需要突破传统的宏观调控视角,将媒体传播渠道纳入到相关决策层的视野中。特别是在通胀预期高企、宏观调控效果不明确时期,可以考虑通过引导新闻媒体舆论,对微观个体

的经济行为进行引导。在条件允许的情况下,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。从长期看,新闻媒体报道越及时、透明和理性,公众获得信息的渠道就会越通畅,信息的正面引导效果就会更加积极。

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、提升新闻理论和新闻评论水平,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。如果我们将本文研究结论稍作引申,那么不难看出,新闻媒体工作者应该更多地深入汲取正面新闻素材,避免对物价等关系国计民生的问题进行极端化、情绪化的渲染性报道,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最终破坏市场信心。

当然,通胀预期的影响因素可能不仅仅局限于媒体报道,而媒体舆论的影响可能也不仅仅在通胀预期层面。未来研究值得对媒体舆论与宏观经济的其他层面进行更深多更深入的科学研究。同时,不同的通胀预期数据之间的差异和分歧也是未来值得研究的重要内容。显然,随着这些研究的推进,将对本文分析结果带来更多的补充和更新,同时将为微观行为的宏观影响以及宏观决策的微观基础等问题提供更有裨益的科学依据。

参考文献

- 王一鸣、赵留彦(2006):《通胀预期与货币需求:实际调整与名义调整机制检验》,《财贸经济》,第8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。
- 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(2008):《中国通胀惯性特征与货币政策启示》,《经济研究》,第2期。
- 张成思(2012):《全球化与中国通货膨胀动态机制模型》,《经济研究》,第6期。
- 张成思、芦哲(2014):《媒体舆论、公众预期与通货膨胀》,《金融研究》,第1期。
- 张会清、王剑(2012):《我国通胀演变的决定因素与传导机制研究》,《财贸经济》,第2期。
- Calvo, A. (1983): "Staggered Prices in a Utility-maximizing Framework", *Journal of Monetary Economics*, 12, 383-398.
- Durbin, J. (1954): "Errors in Variables", *Review of the International Statistical Institute*, 22, 23-32.
- Draeger, L. (2011): "Inflation Perceptions and Expectations in Sweden—Are Media Reports the 'Missing Link'?", KOF Working Papers, 273, 1-51.
- Godfrey, L. (1994): "Testing for Serial Correlation by Variable Addition in Dynamic Models Estimated by Instrumental Variables", *The Review of Economics and Statistics*, 76, 550-559.
- Gali, J. and M. Gertler (1999): "Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis", *Journal of Monetary Economics*, 44, 195-222.
- Hansen, L. (1982): "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators", *Econometrica*, 50, 1029-1054.
- Hausman, J. (1978): "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica*, 46, 1251-1272.
- Lamla, M. and T. Maag (2012): "The Role of Media for Inflation Forecast Disagreement of Households and Professional Forecasters", *Journal of Money, Credit and Banking*, 44, 1325-1350.
- Pfajfar, D. and E. Santoro (2013): "News on Inflation and the Epidemiology of Inflation Expectations", *Journal of Money, Credit and Banking*, 45, 1045-1067.
- Roberts, M. (1995): "New Keynesian Economics and the Phillips Curve", *Journal of Money, Credit and Banking*, 27, 975-984.
- Stock, J. and 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.
- 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, 733-750.

(责任编辑:罗 滢)