

通货膨胀不确定性:内涵及影响*

陈玉财 王宇峰

〔摘要〕通货膨胀不确定性是通货膨胀不可预测部分的方差。通胀不确定性的 size 取决于国内外经济金融形势和政府威信。通货膨胀对通胀不确定性有正向影响,通胀不确定性通过影响通胀预期而间接影响通货膨胀。通货膨胀不确定性对经济的影响可分为事前影响和事后影响。实证检验发现,通胀不确定性与通货膨胀之间有很强的双向格兰杰因果关系;如果经济保持快速增长,通胀不确定性对经济的干扰会不断加大,控制通胀不确定性的意义也就更加重大。

关键词:通货膨胀 不确定性 经济增长

JEL 分类号:D81 E31 O40

一、引言

理论上,完全预期到的通货膨胀能从微观层面减少经济个体对未来经济形势判断的不确定性,并从宏观层面降低经济运行成本,避免不必要的社会福利损失。但是大多数情况下,通货膨胀并不能很好的被预期到,具有不确定性,而且这种不确定性会对经济的平稳运行产生影响。目前,中国面临着复杂多变的世界经济形势,国民经济能否继续保持平稳较快增长存在一定的不确定性;与此同时,国内物价也受到货币增长、国际大宗商品价格波动等各种因素的冲击,通货膨胀不确定性不断增大,对宏观经济的负面效应进一步显现。在这种背景下,研究通胀不确定性、通货膨胀和经济增长之间的关系,能为宏观调控部门政策制定提供一些理论和实证参考。

Okun(1971)最早对通货膨胀不确定性进行了论述,认为通货膨胀率高的国家将会面临非常易变的通货膨胀率,几乎不可能同时存在高通胀率和低通胀不确定性。Friedman(1977)在其诺贝尔经济学奖的获奖演讲中提到,平均通货膨胀率的提高可能会导致更大的通货膨胀不确定性,进而扭曲价格机制在资源分配过程中所发挥的作用。高通货膨胀率之后出现的高通货膨胀可变性是政策部门为应对通货膨胀而产生的结果。之后,有更多的经济学家开始关注通货膨胀不确定性这一问题,研究成果也多种多样,但其中有两种理论影响力较大。一种是 Friedman-Ball 假说。Ball(1992)正式提出,更高的通货膨胀率会导致更大的通货膨胀不确定性,这个观点与 Friedman 的观点异曲同工。因此,很多人也把这两个人的观点合称为 Friedman-Ball 假设。另一种是验证反方向的因果关系即通货膨胀不确定性对通货膨胀水平的影响。Cukierman and Meltzer(1986)应用 Barro-Gordon 框架分析显示:货币增长和通货膨胀不确定性的提高会提升最优通胀水平,这个结论也被称为 Cukierman-Meltzer 假说。然而,Holland(1995)却认为,如果央行试图最大化降低由通胀不确定性引起的福利损失,那么较大的通胀不确定性会导致较低的平均通胀水平。

在针对各个国家的诸多实证分析中,多数估计结果支持 Friedman-Ball 假说,如 Grier and Perry(1998)对 G7 国家数据的研究,Caporale et al.(2010)对欧元区数据的研究,Erkam and Cavusoglu(2008)对俄罗斯、乌克兰和阿塞拜疆的研究,Nas and Perry(2000)对土耳其的研究,Valdovinos and

* 陈玉财,中国人民银行大连市中心支行,硕士研究生;王宇峰,中国人民银行大连市中心支行,东北财经大学博士研究生。

Gerling(2011)对西非经济和货币联盟(West African Economic and Monetary Union)八个国家的研究等等。也有一些研究结论支持 Cukierman-Meltzer 假说,如 Fountas 等人(2004)对德国数据的分析,Berument and Dincer(2005)对日本数据的分析等。

国内也有一小部分学者对通货膨胀率和通货膨胀不确定性关系相关问题进行了研究,多数研究成果支持 Friedman-Ball 假说,如刘金全和隋建利(2010)、苏桂芳和赵昕东(2009)、许志宏和赵昕东(2008)。但也有一些研究成果认为通货膨胀率和通货膨胀不确定性之间的关系具有混合性,如饶晓辉(2012)研究发现:通货膨胀率引起了通货膨胀不确定性,两者呈现 U 型关系;较高的通货膨胀不确定性引起通货膨胀率先升后降,呈现倒 U 曲线关系。还有个别学者认为它们之间没有明显关系,如马丹和涂玥(2006)对中国是否存在附加预期的菲利普斯曲线及其存在形式进行了检验,检验发现,通胀不确定性对实际通胀率的影响并不显著。

目前来看,学者对通货膨胀不确定性的研究结果存在分歧,应用不同国家数据而得出的实证结论也有较大差异。现有的文献主要以发达国家的数据为基础进行实证分析,以发展中国家尤其是中国的数据为实证分析基础的较少。而且现有的文献绝大多数都是用实证分析的方法,缺乏对通货膨胀不确定性内涵及其影响的理论分析。另外,现有文献多数都是就实证分析结果进行评述,而对政策启示、应对措施等方面阐述地不足。针对现有文献的不足,本文主要做了两方面的工作。一是界定通货膨胀不确定性的内涵,应用 GARCH-M 模型提取出 CPI 环比数据的条件异方差作为通货膨胀不确定性。二是应用 VAR 模型和分位数回归的方法分析通货膨胀不确定性的波动对经济增长的影响。

二、通货膨胀不确定性与通货膨胀

(一)通货膨胀不确定性的内涵及影响因素

目前,国内外学者并没有给出通胀不确定性的具体含义。明确通胀不确定性的内涵是理论和实证分析的重要前提和基础。本文认为,通胀不确定性是指基于目前的可得信息,无法对未来通胀水平进行准确识别和判断的状况。通货膨胀的未来变化可以分为可预测部分和不可预测部分,通胀不确定性包含了通胀的不可预测部分,从统计学来看它是通货膨胀不可预测部分的方差。通胀不确定性是一个不可观测的变量,它只能通过模型处理或者对预测数据进行调查的方法而获取。通胀不确定性和波动性是两个不同的概念,虽然很多学者都证实了通胀波动性和通胀不确定代理变量之间存在正相关关系。通胀波动的可预测部分会体现在标准差当中,但却不会引起不确定性。通胀不确定性与通胀预期不确定性也是两个截然不同的概念:通胀预期不确定性是主观存在的,是各个经济主体对通货膨胀预期值存在多种可能性和离散性;而通胀不确定性是客观存在的,即使没有预期的存在,通胀不确定性也在通货膨胀的过程中普遍存在。

通货膨胀不确定性受多种因素的影响,这些因素总的来看可以分为三类。

1.国内经济形势,主要是物价水平、经济增长趋势等。过去一段时间中物价总水平的发展趋势对通胀不确定性有直接影响。由于价格粘性的存在,CPI、PPI 等物价指数的波动趋势是判断未来物价水平发展趋势的最直接指标和依据。过去一段时间物价指数波动平稳,则未来通胀不确定性也会较低。反之,过去物价指数波动剧烈,呈现快速上涨态势,则未来通胀不确定性也会较高。经济发展状况也是影响通胀不确定性的重要因素。如果经济运行健康平稳,政策持续有效,则通货膨胀不确定性较低。若经济快速扩张或走向低谷,经济金融政策出台频繁,通货膨胀不确定性也会增大。

2.外部的经济形势变化。外部的经济形势变化也会影响到国内通胀的不确定性。外部的经济形势有三个方面对国内通胀不确定性影响较大:全球经济增长状况、市场流动性和国际大宗商品

价格波动。全球的经济增长状况会影响国内的经济增长,进而影响通胀不确定性。全球市场流动性的变化也会通过各种渠道影响到国内的流动性,进而影响价格水平,给通胀带来更大的不确定性。由于国内经济对国际大宗商品依存度较高,国际大宗商品价格的高低起伏变化也对国内物价造成了巨大冲击,进而增加了通胀不确定性。

3.政府的威信。政府的威信对通货膨胀不确定也有至关重要的影响。多数国家特别是实行通货膨胀目标制的国家,政府往往会承诺将通胀控制在一定范围内,使得通货膨胀不确定性较低。如果公众信任政府,相信政府能够有效控制通胀,即使在面临外部冲击时也能形成稳定的预期,那么通货膨胀不确定性也会较低。反之,对于缺乏威信政府,其做出的承诺不但不会降低公众预期,反而会增加公众预期的强度,使得未来通胀不确定性大幅增长。

(二)通货膨胀不确定性与通货膨胀的相互关系

1.通胀不确定性与通货膨胀的主要区别。通货膨胀是一个普遍存在的现象,无法用明确的正面与负面影响来判断它与宏观经济的关系,绝大多数学者都认为长期的高通胀是不利于经济增长的,也有很多学者证实了适度的通胀会刺激经济增长。而对于通货膨胀不确定性而言,它对宏观经济主要变量如产出、经济增长等的影响基本上是负面的。作为通货膨胀的主要成本之一,不确定性的存在使得经济组织对未来支付的真实价值的预测能力下降,无法做出合理的投资和储蓄决策,这些负面影响还会进一步扩散,从而影响资源配置效率和对产出水平造成冲击。

2.通货膨胀对通胀不确定性有正向影响。当通货膨胀处于较低水平时,货币当局一般也会将通胀维持在低水平。但当通货膨胀较高时,货币当局很有可能会采取降低通胀的措施,这些措施在施行的过程中也增加了通胀不确定性,因为这些政策的时滞、经济社会各部门的反应措施以及通货膨胀的传导效应是不确定的。内部时滞和外部时滞的存在使得货币政策本身具有很大的不确定性。对于少数实行通货膨胀目标制的国家,人们很容易猜出货币当局面对物价上涨的反应。但对于多数国家而言,货币当局除了稳定价格水平外还肩负着促进经济增长的职能,当经济发生滞胀时,人们就难以预测货币当局到底是以稳物价为主还是稳增长为主,给企业和个人经济决策增添了很大的不确定性。即使人们准确知道货币当局的立场,由于货币政策的传导要经过银行体系、金融市场、实体经济、价格水平等诸多环节,实施的政策能够在多少时间内、多大程度上对物价水平产生影响也是具有不确定性的。

3.通胀不确定通过影响通胀预期而间接影响通货膨胀。通胀不确定性也会对通胀预期有重要影响,而通胀预期又会对通货膨胀产生影响,这样,通胀不确定性也间接地对通货膨胀有影响。通胀预期可以在没有实际通胀的时候长期存在,并且不一定导致实际通胀。然而,一旦经济主体形成强烈的通胀预期,就会改变消费和投资行为,造成通胀螺旋式上升,推动形成实际通胀。一般来说,完全预期到的通货膨胀一般不会扭曲资源配置和影响社会福利,因为工资、名义利率等会根据预期提前做出同步调整。但由于通胀不确定性的存在,通胀预期总会与合理的通货膨胀水平有偏差,无论偏高还是偏低,都会对真实通货膨胀产生冲击,继而给经济发展、政策制定带来负面影响。

(三)通货膨胀不确定性的量化分析

1.价格体系与通货膨胀不确定性。通货膨胀的主要体现是价格水平的波动。经济运行是一个复杂的系统,有千万个独立的市场,这些市场相互关联,各个市场上的价格波动也会相互影响。在影响价格变动的众多因素中,既有同时影响各个市场的共同外部因素,也有经济结构决定的价格传导因素,这些因素错综复杂,而且作用方向和作用力度都有所不同,为系统的运行增添了许多随机因素,这也是造成通货膨胀不确定性的重要原因之一。为分析不同市场的价格特征,现收集了 27 个价格指数 1999 年以来的月度数据,由于统计资料的限制,如数据缺失、发布周期与其他指数不一致等原因,部分价格指数没有纳入分析。表 1 列出了各价格指数的描述统计量,初步看,原材料和中间产品的价格波动要高于最终产品。

表 1 27 个价格指数描述性统计量

价格指数	平均值	中位数	标准差	极差	四分位数差
居民消费价格指数	102.04	101.60	2.54	10.90	3.60
36 大中城市商品零售价格指数	100.58	100.20	2.60	10.70	3.80
城市商品零售价格指数	100.93	100.60	2.70	11.20	4.10
农村商品零售价格指数	101.70	101.30	3.10	12.80	4.30
商品零售价格指数	101.18	100.90	2.80	11.60	4.30
农业生产资料价格指数	104.44	102.60	7.01	32.30	9.60
企业农产品价格总指数	103.79	101.55	7.59	27.60	13.21
企业矿产品价格总指数	106.25	105.56	8.51	39.30	12.90
企业煤油电价格总指数	106.94	107.00	9.22	42.90	13.16
企业商品价格总指数	102.10	101.49	4.69	18.30	7.93
生产资料工业品出厂价格指数	102.69	103.39	4.99	22.10	7.69
轻工业品出厂价格指数	100.39	100.20	2.82	12.84	3.93
重工业品出厂价格指数	103.44	104.52	5.89	27.31	7.99
采掘工业品出厂价格指数	110.77	111.75	14.59	66.12	21.90
原料工业品出厂价格指数	104.64	106.00	6.53	28.16	9.32
加工工业品出厂价格指数	100.73	101.00	4.00	19.60	6.09
工业品出厂价格指数	102.00	102.70	4.16	18.30	6.24
原材料、燃料、动力购进价格指数	103.93	104.79	6.28	27.10	9.71
农副产品类购进价格指数	103.75	103.90	7.52	32.32	9.27
黑色金属材料类购进价格指数	103.65	102.25	9.73	47.60	11.91
有色金属材料类购进价格指数	106.53	106.10	14.67	70.59	19.50
化工原料类购进价格指数	102.62	103.39	6.11	26.00	7.59
木材及纸浆类购进价格指数	101.45	102.06	2.80	14.40	3.50
建筑材料类购进价格指数	102.27	102.04	3.89	21.52	5.23
其它工业原材料及半成品类购进价格指数	101.23	101.44	3.35	21.15	4.49
纺织原料类购进价格指数	102.07	101.60	4.63	26.94	4.87

注:基础数据来自中经网统计数据库,样本期 1999 年 1 月至 2012 年 9 月,均为同比指数。

为进一步分析价格指数的波动特征,使用因子分析方法对数据进行深入探索。首先用主成分方法估计因子载荷矩阵,由于前 3 个特征值的累积贡献率已经达到 89%,因此选取前 3 个特征向量构建初始载荷矩阵。然后,选用最大平衡法进行因子轴旋转,旋转在 17 次迭代后收敛,得出最终的因子载荷矩阵。根据因子载荷情况对变量进行整理,可以看出,在第一公共因子上载荷较高的变量,多数为最终产品的价格指数;第二公共因子主要集中了中间产品的价格指数;第三公共因子则以原材料购进价格指数为主。

根据因子载荷矩阵,可以计算出各公共因子得分,将样本期内的因子得分绘制成图,观察其变动趋势,可以看出各公共因子得分在样本区间内错落有致、涨跌互现,虽然整体趋势基本相似,但孰先孰后却并无严格的规律可循。总体来看,代表中间产品价格的公因子 1 似乎处在领先地位,但在很多时段却相对滞后,在许多时点,各因子的运动方向甚至是截然相反的。这一现象,说明价格体系是一个充满随机因素的复杂系统,其整体方向虽然可以大致判断,但具体细节却很难预测,这也是通货膨胀不确定性的一个具体表现。

表 2 因子载荷矩阵

价格指数	公共因子				
	1	2	3		
36 大中城市商品零售价格指数	0.200	0.890	*	0.319	
城市商品零售价格指数	0.216	0.881	*	0.364	
商品零售价格指数	0.217	0.877	*	0.386	
农业生产资料价格指数	0.406	0.869	*	0.071	
农村商品零售价格指数	0.210	0.864	*	0.419	
居民消费价格指数	0.234	0.832	*	0.437	
建筑材料类购进价格指数	0.332	0.747	*	0.280	
轻工业品出厂价格指数	0.291	0.729	*	0.568	
木材及纸浆类购进价格指数	0.520	0.572	*	0.274	
采掘工业品出厂价格指数	0.930	*	0.110	0.218	
企业煤油电价格总指数	0.913	*	0.244	0.185	
燃料动力类购进价格指数	0.912	*	0.246	0.176	
重工业品出厂价格指数	0.853	*	0.300	0.413	
原料工业品出厂价格指数	0.838	*	0.264	0.447	
生产资料工业品出厂价格指数	0.813	*	0.335	0.467	
原材料、燃料、动力购进价格指数	0.751	*	0.384	0.525	
工业品出厂价格指数	0.743	*	0.448	0.491	
化工原料类购进价格指数	0.712	*	0.261	0.554	
加工工业品出厂价格指数	0.615	*	0.527	0.500	
黑色金属材料类购进价格指数	0.581	*	0.517	0.393	
企业农产品价格总指数	0.038		0.612	0.744	*
有色金属材料类购进价格指数	0.539		-0.096	0.738	*
农副产品类购进价格指数	0.236		0.535	0.717	*
纺织原料类购进价格指数	0.231		0.426	0.698	*
企业商品价格总指数	0.426		0.580	0.660	*
企业矿产品价格总指数	0.506		0.358	0.636	*
其它工业原材料及半成品类购进价格指数	0.457		0.323	0.586	*

2. 选用 CPI 作为度量通货膨胀的主要指标。用 CPI 度量通货膨胀, 是现有文献中的通常做法, 在理论上, CPI 并不能完全度量通货膨胀。通货膨胀是一般物价总水平的持续上涨, 而 CPI 只反映了居民个人消费的商品和劳务价格变化, 而政府部门的消费以及生产资料的价格并未考虑在内。在实践中, 各国普遍采用 CPI 和 GDP 平减指数作为反映通货膨胀的指标。两项指标各有优缺点, 从实际应用角度出发, 我国 GDP 平减指数编制困难, 且发布时间相对滞后, 无法满足定量分析的需求, 因此本文仍使用 CPI 作为度量通货膨胀的主要指标。

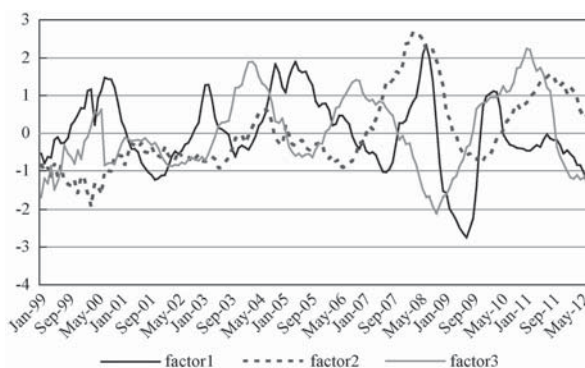


图 1 公共因子得分趋势图

3.使用 CPI 环比指数进行分析和计算。在国内的相关研究中,多数使用同比 CPI 序列作为分析的基础,对于计算通货膨胀的不确定性问题,这种做法并不合理。相对于环比指数,同比指数考虑了季节因素,看似更符合实际。但是,季节性特征与公历月份并不完全匹配,一个明显的例子就是农历节日,春节、中秋等节日往往并不总是在一个月份中,此外,气候变化的周期性也无法与月份严格对应,因此同比指数中的季节因素实际上是错配的。另一个重要的问题是同比指数中的翘尾因素,这使得当月同比指数不能准确反映价格的最新变化,如果上月同比 CPI 突然升高,即使本月价格没有任何新的变动,受翘尾因素影响,CPI 仍会处在较高水平,这一影响通常会持续数月。因此,本课题使用 CPI 环比指数进行分析和计算。

现有统计资料中,只能找到自 2001 年 1 月以来的月度环比 CPI 数据,而同比数据则可以追溯到 1990 年 1 月,为考察相对较长时间内的通胀变化情况,同时扩大样本容量,为模型估计准备充足的数据,需要将 2000 年以前的同比数据转换成环比数据。具体方法如下:

用记号 $CPI_hb_{n,m}$ 表示第 n 年第 m 月的 CPI 环比指数, $CPI_hb_{n-1,m-1}$ 表示第 $n-1$ 年第 $m-1$ 月的 CPI 环比指数; $CPI_tb_{n,m}$ 表示第 n 年第 m 月的 CPI 同比指数, $CPI_tb_{n-1,m-1}$ 表示第 $n-1$ 年第 $m-1$ 月的 CPI 同比指数, $P_{n,m}$ 和 $P_{n-1,m-1}$ 分别表示第 n 年第 m 月和第 $n-1$ 年和 $m-1$ 月的价格水平。考虑以下关系:

第 n 年第 m 月的 CPI 环比指数可以表示为:

$$CPI_hb_{n,m} = \frac{P_{n,m}}{P_{n,m-1}} \quad (1)$$

第 n 年第 m 月的 CPI 同比指数可以表示为:

$$CPI_tb_{n,m} = \frac{P_{n,m}}{P_{n-1,m}} \quad (2)$$

第 n 年第 $m-1$ 月的 CPI 同比指数可以表示为:

$$CPI_tb_{n,m-1} = \frac{P_{n,m-1}}{P_{n-1,m-1}} \quad (3)$$

所以,第 $n-1$ 年第 m 月的 CPI 环比指数可以表示为:

$$CPI_hb_{n-1,m} = \frac{P_{n-1,m}}{P_{n-1,m-1}} = \frac{P_{n-1,m}}{P_{n-1,m-1}} \cdot \frac{P_{n,m-1}}{P_{n,m-1}} \cdot \frac{P_{n,m}}{P_{n,m}} = \frac{P_{n,m-1}}{P_{n-1,m-1}} \cdot \frac{P_{n-1,m}}{P_{n,m}} \cdot \frac{P_{n,m}}{P_{n,m-1}}$$

代入(1)、(2)、(3)式可以得出:

$$CPI_hb_{n-1,m} = \frac{CPI_tb_{n,m-1}}{CPI_tb_{n,m}} \cdot CPI_hb_{n,m} \quad (4)$$

利用(4)式,就可以通过本年度各月环比指数和同比指数计算出上一年度环比指数。需要指出的是,这里忽略了各时期不同商品权重的差异,因为在较短的调查期内,权重调整往往不会很大,因此对价格指数转变计算的影响也较小。利用 2001 年以后的数据进行验证,这种方式计算出来的环比价格指数与实际公布的数值只有微小的误差,并不影响实际的使用。

在图 2 中可以看出,同比序列与环比序列展现的运动趋势有很大不同,同比序列波动幅度更大,而且其波动周期较长,环比序列则呈现出小幅高频的波动特征。1992 年至 1996 年期间,同比序列展现出一个较大的波峰,而环比序列则呈现为整体水平的上移。两个时间序列的差异对统计建模有重大的影响。

4.使用 GARCH-M 模型估计通货膨胀不确定性。早期的研究将通货膨胀的标准差作为通胀不确定性的替代变量,并通过国别实证研究来验证通胀率与通胀不确定性之间的传递关系。但通货膨胀的标准差无法准确反映通货膨胀不确定性的实质含义,即使标准差很大。如果它们是可预测

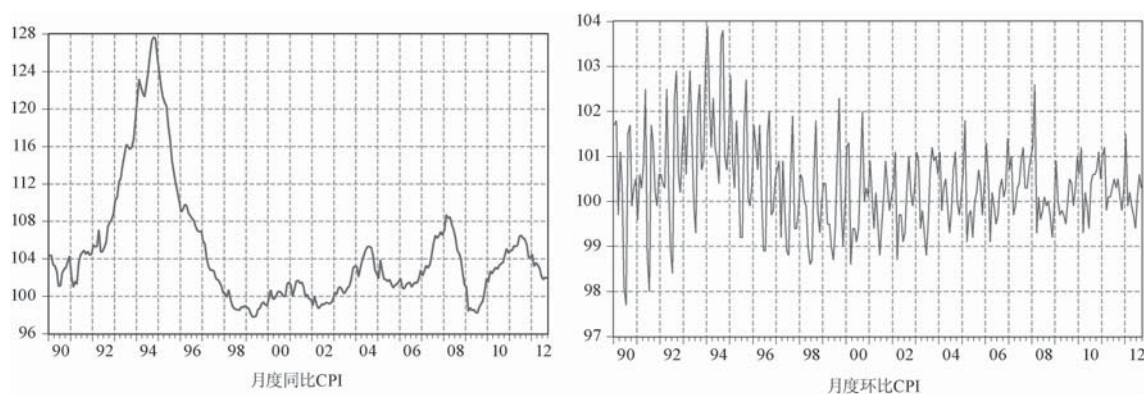


图 2 同比与环比 CPI 趋势

的,则不一定意味着较高的不确定性。随后,学者们开始使用两种时间序列的方法对通胀不确定性进行度量:一种方法是使用通胀率的滑动标准差,另一种使用计算对经济学家进行通胀预测调查取得的截面数据的离散度。但这些方法也没有较好地量测出通胀不确定性,因为通胀不确定性是通货膨胀不可预测部分的方差。经济学家在某一时刻的预测的离散度无法度量出他们对通货膨胀预测的确定部分。极端的情况下,每一个经济学家都对未来通货膨胀极度不确定,给出的未来通胀预测结果都一样,这种情况下计算出的离散度则严重低估了未来通胀不确定性的真实水平。类似地,通货膨胀包含的可预测波动会在通胀不确定性的标准差中体现出来,尽管可能没有真实的不确定性。在这种情况下,通货膨胀的滑动标准差显著地高估了不确定性的真实水平。

随后,ARCH 和 GARCH 模型也被应用于通胀不确定性的估计。由于条件方差是事前的方差而不是像移动标准差那样的事后方差,与经济学家对通货膨胀预测的离散度也有本质差别,因此条件方差能够更好地反映通货膨胀不确定性这一概念的内涵。而且 GARCH 模型能够对通胀不确定进行参数度量,可以对条件方差统计是否显著进行验证。各种方式都有其优缺点,在基于模型的度量方法中,目前使用较多的是自回归条件异方差(ARCH)类模型,以及随机波动(SV)模型,这两类模型的测算结果比较相似。本课题根据我国的实际数据多次拟合,发现采用 GARCH-M 模型的效果较好。

(1)GARCH-M 模型设定。Engle(1982)引入了条件方差的概念来分析随机扰动项方差变化的原因,并提出了 ARCH 模型,ARCH(p)模型的形式如下:

$$\begin{cases} y_t = X_t' b + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2) \\ \sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \cdots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 \end{cases}$$

其中, y_t 是被解释变量, X_t 是解释变量, ε_t 是随机扰动项,服从零均值、方差为 σ_t^2 的解释变量,而其方差 σ_t^2 为 p 阶自回归过程,称为条件方差。

在 ARCH 模型的基础上, Bollerslev(1986)又提出了广义自回归条件异方差(GARCH)模型。GARCH 模型是对 ARCH 模型的重大改进,解决了 ARCH 模型不能反映长期记忆性的问题。GARCH(p,q)模型的形式如下:

$$\begin{cases} y_t = X_t' b + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2) \\ \varepsilon_t = \sigma_t \eta_t, \eta_t \sim N(0, 1) \\ \sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2 \end{cases}$$

可以看出,当 $p=0$ 时, GARCH(p,q) 过程就变成了 ARCH(q) 过程。当 p 和 q 都为零时, ε_t 就变

成了白噪声。因此 ARCH 模型只是 GARCH 模型的一种特殊形式。

为了反映波动程度对因变量的影响,Engle、Lilien and Robin (1987)引入了 GARCH-M 模型,即在 ARCH 或 GRACH 模型的第一个式子(即均值方程)中,加入条件方差 σ_i^2 。该式即变为: $y_i=X_i'b+\gamma\sigma_i+\varepsilon_i$

GARCH-M 模型有两种变形,如下所示:

一是用条件标准差 σ_i 代替条件方差 σ_i^2 ,均值方程为: $y_i=X_i'b+\gamma\sigma_i+\varepsilon_i$

二是将条件标准差换成其对数形式 $\ln(\sigma_i^2)$,均值方程为: $y_i=X_i'b+\ln(\sigma_i^2)+\varepsilon_i$

(2)应用模型估计通货膨胀不确定性。建立模型后,通过观察时间序列趋势图,并结合自相关和偏自相关分析,可以得出两点初步判断,一是原序列与滞后序列有一定的相关性,二是波动水平对序列的整体水平有影响。因此设定模型为

$$\pi_i=c_1+\alpha_1\pi_{i-1}+\alpha_2\pi_{i-2}+\rho\ln\delta_i^2+\varepsilon_i \quad \varepsilon_i\sim N(0,\delta_i) \quad (5)$$

$$\delta_i^2=c_2+\alpha_1\varepsilon_{i-1}^2+\gamma\delta_{i-1}^2 \quad (6)$$

其中条件异方差,使用 eviews7.0 软件进行估计,结果见表 3。

表 3 GARCH-M 模型估计结果

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
LOG(GARCH)	0.444151	0.114884	3.866069	0.0001
C	100.6477	0.093904	1071.813	0.0000
AR(1)	0.418972	0.045255	9.257932	0.0000
AR(2)	-0.256959	0.055015	-4.670674	0.0000
Variance Equation				
C	0.003341	0.001636	2.042069	0.0411
RESID(-1) ²	0.027112	5.24E-05	516.9419	0.0000
GARCH(-1)	0.918506	0.001951	522.0095	0.0000

写成方程形式为:

$$\pi_i=100.64+0.419\pi_{i-1}-0.257\pi_{i-2}+0.4442\ln\delta_i^2 \quad (7)$$

$$\delta_i^2=0.0033+0.0271\varepsilon_{i-1}^2+0.9185\delta_{i-1}^2 \quad (8)$$

各个主要估计参数都在 1% 的显著性水平下显著,(8)式各系数和小于 1,模型满足平稳性条件。进一步进行 ARCH-LM 检验,P 值为 0.6247,说明在设定的模型中,已经消除了残差中的 ARCH 效应。模型估计效果较为理想。在估计模型的同时,生成了条件异方差序列,其可以作为通货膨胀不确定性的量化指标。根据模型估计,通胀不确定性对通货膨胀有较大的影响;通胀不确定性每增加 1 个百分点,通胀水平就会增加 0.44 个百分点。

图 3 显示了 1990 年以来,我国通货膨胀不确定性的变化趋势。从图中可以看到:20 世纪 90 年代初期,通货膨胀不确定性处于较高的水平,这主要是因为即使经

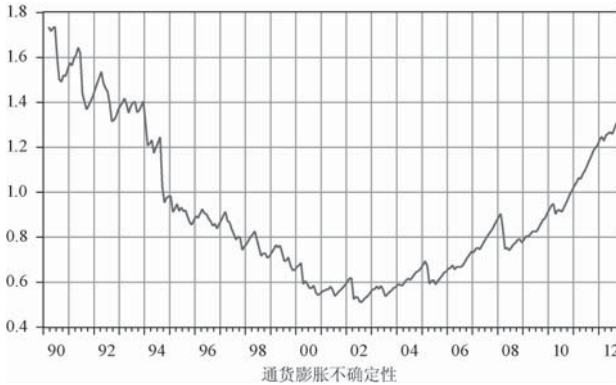


图 3 通货膨胀不确定性(δ_i^2)

过 1989 年经济秩序整顿之后,当时经济运行仍很不规范,政企不分,行政干预金融、信贷增长过快等时有发生;市场经济体制也存在漏洞,价格信号经常失灵,抢购、投机倒把现象较多。1995 年之后,我国经济体制改革的效应开始显现,价格体系逐渐捋顺,通胀不确定性有明显的下降。1997 年东南亚金融危机之后,人民币承诺不贬值,通胀不确定性进一步下降,在 2000~2003 年间处于近 20 多年来的最低水平。2003 年末~2005 年,通胀不确定又开始了逐渐上扬,主要由于投资过热引起原材料价格上涨,加大了通胀预期。2006 年后,通胀不确定性进一步增大,主要是由食品价格波动、国内外经济形势急剧变化、国际大宗商品价格大起大落等原因造成的。

(3) 通货膨胀与通胀不确定性之间关系的实证检验。对环比后的 CPI 与通胀不确定性进行 Granger 因果检验,如表 4 所示,可以发现,P 值很低,显著拒绝了零假设。这表明,CPI 对通胀不确定性预测能力很强,与此同时,通胀不确定性对 CPI 也有很强的预测作用。这与前面理论分析中,较高的通胀水平会导致较大的通胀不确定性、通胀不确定性通过通胀预期反作用于通货膨胀的观点相一致,即中国的数据既支持 Friedman-Ball 假设又支持 Cukierman-Meltzer 假说。应该看到,Friedman-Ball 假设与 Cukierman-Meltzer 假说之间本身不存在冲突,它们都是论述的单方向影响关系,通胀不确定性与通货膨胀之间存在双向的影响关系也是有可能的,只不过现有的文献实证研究只支持其中一种假说。本文得出通胀不确定性与通货膨胀相互影响的结论也并不意外,前文也在理论上阐述了影响机制。这个实证结果意味着,当中国的通货膨胀处于较高水平时,通胀不确定性也较高,通胀不确定性反过来又引起通胀水平的进一步上升,也就是说,如果通货膨胀没有得到及时遏制,那么很有可能会引起通胀水平的螺旋式上升。

表 4 格兰杰因果检验结果

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
CPI does not Granger Cause GARCH	259	2.56053	0.00334
GARCH does not Granger Cause CPI		3.07828	0.00047

注:格兰杰因果检验的滞后期选为 12(个月)。

三、通货膨胀不确定性与宏观经济变量关系的分析

(一) 通胀不确定性与宏观经济

通货膨胀不确定性对经济的影响可以大体分为事前影响和事后影响。事前影响来自基于未来通胀预期而做出的决策,通过金融市场渠道、资源转换渠道和宏观渠道产生影响。通胀不确定性通过这三种渠道产生的事前影响最终都会导致产出下降,失业率上升。

第一,金融市场渠道。投资收益率是决定长期利率的重要变量。如果未来通胀存在,那么长期债务风险也会加大,投资者会要求更高的预期收益,这也意味着长期利率也会相应上升。而高水平的长期利率又降低了企业长期投资和家庭对房地产和耐用品的投资。另一方面,由于通胀不确定性的存在,一些企业和消费者选择长期固定利率来规避短期利率上升的风险。但长期固定利率一般高于短期利率,长期债务增加了财务成本,进而降低了投资需求。

第二,资源转换渠道。由于通胀不确定性的存在,企业将资源更多地从生产型转换到预防型用来预测、预防通胀,采用套期保值、金融衍生工具等来应对不断增加的不确定性,当然,这些应对措施只能降低非预期通胀的风险而不能完全消除。对于中小企业和家庭来说这种转换成本更大。

第三,宏观渠道。通胀不确定性引起经济主要变量的不确定性,经济组织无法根据通胀来制定未来的收支方案,从而引起工资、租金、税收、折旧、利润等的不确定性。企业被迫延迟投资、生产和

雇佣,因为这些不可逆。企业的这些行为降低了经济活力。

事后影响在做出决策之后而通货膨胀与预期的通货膨胀不一致时产生。如果契约中的支付指定的是名义货币,那么非预期的通货膨胀发生时就会产生财富的再分配。当通货膨胀高于预期时,名义支出例如债务、工资、租金等的真实价值就要低于预期。如果工资、租金等名义价值上是固定的,那么雇员、土地所有者的利益就会有所损失,因为他们收到的支付已经被非预期的通货膨胀缩水了。财富的再分配意味着有的人受益有的人就要损失,因此无法衡量经济社会总体的事后影响,只能分部门来进行衡量。但是如果非预期的通货膨胀足够大时,整个经济也会受到很大影响。

(二)通胀不确定性、货币供应量和经济增长关系的 VAR 模型分析

1.数据整理。使用 M2 作为反映货币供应量的指标。使用季度 GDP 同比增速来反映经济增长情况,由于季节因素非常明显,因此使用 hp 滤波的方法,分解出增长率的长期趋势。使用第二部分中计算的条件异方差作为反映通货膨胀不确定性的指标,由于其为月度数据,为与 GDP 保持一致,将季度内 3 个月的平均值作为季度数值。现有资料中,由于统计数据的缺失,将样本区间定为 1996 年 1 季度至 2012 年 3 季度。在分析中,为消除可能存在的异方差影响,将各指标取对数,变量名分别为 $\ln m2$ 、 $\ln garch$ 和 $\ln HPG$,如图 4 所示。

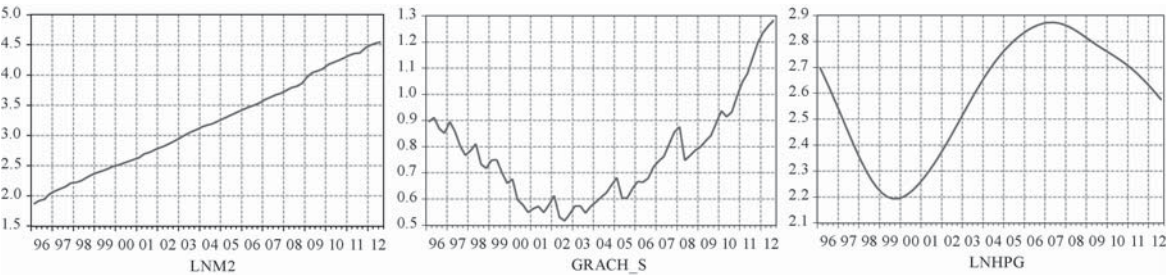


图 4 货币供应量($\ln M2$)、通货膨胀不确定性(δ_t^2)与经济增长($\ln HPG$)

2.单位根检验。对各变量进行的平稳性进行检验。ADF 检验发现,3 个变量的原始序列都是不平稳的,但在一阶差分后,都拒绝了含有单位根的原假设。说明 3 个变量是同阶单整序列。具体检验统计量见表 5。

表 5 ADF 检验结果

变量	原始序列		一阶差分后序列	
	t-Statistic	P 值	t-Statistic	P 值
$\ln m2$	-1.681716	0.7484	-6.854550	0.0000
$\ln Garch$	-0.333399	0.9880	-8.027108	0.0000
$\ln HPG$	-1.362465	0.8623	-5.100969	0.0005

3.建立 VAR 模型。建立 3 变量的无约束 VAR 模型。选取适宜的滞后阶数,根据 AIC、SC 等准则,选取最优滞后阶数为 4 阶。为确定 VAR 模型中,各变量之间的时间顺序,进行格兰杰因果关系检验,发现对于货币供应量($\ln M2$),其他两个变量都没有足够的解释能力,因此将其确定为外生变量,重新确定最优滞后阶数为 5 阶,估计 VAR 模型,发现所有特征根的模都小于 1,因此模型满足稳定性条件。

4.脉冲响应与方差分解。脉冲响应函数如图 5 所示:

从图 5 中可以看出,在经济增长率的正向冲击下,通胀不确定性会有较快的下降,即通货膨胀

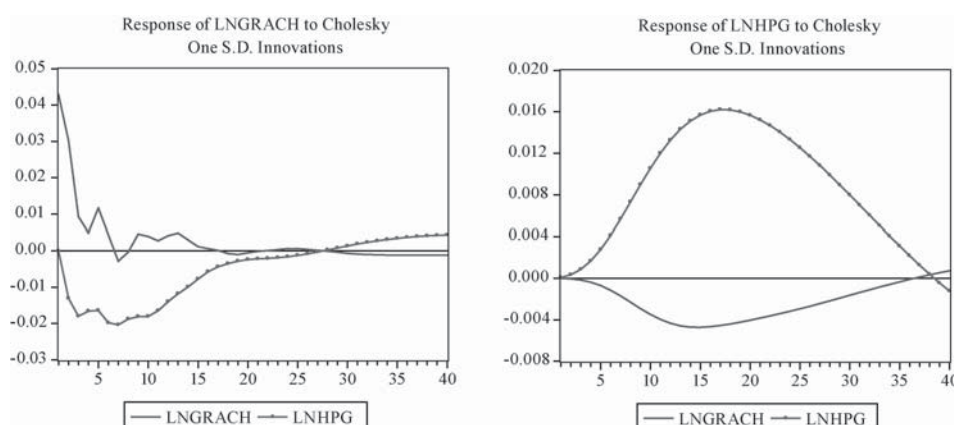


图 5 脉冲响应函数

不确定性对于经济增长冲击的反映是反向的,在第 3 期到第 10 期之间影响最大,然后逐步恢复,在 19 期之后影响趋于零。经济增长对通货膨胀不确定性冲击的反映同样也是反向的,随着通胀不确定性的增强,经济增长率会逐步下降,在 15 期左右受通胀不确定性影响最大,之后受的影响逐渐减少,在 35 期影响趋于零。由此可以看出,通胀不确定性的波动对经济增长的影响更为持久。

对两个变量分别进行方差分解得出:

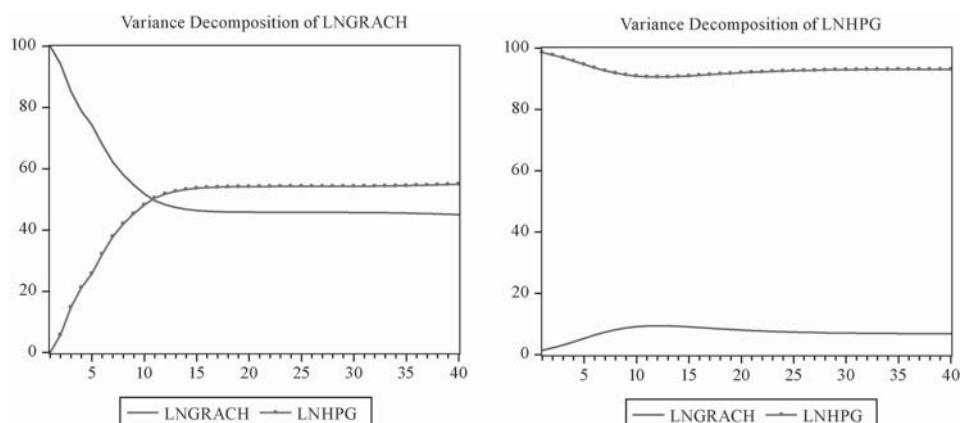


图 6 方差分解

图 6 中可以看出,随着时间的推移,经济增长对于通货膨胀不确定性的贡献率逐渐上升,在 14 期左右达到最大值 50%,随后趋于平稳;通货膨胀不确定性对经济增长的贡献率也是不断上升的,在 10 期后可以达到最大值约 10%,之后趋于平稳。两者的相互影响程度差异较大说明经济增长对通货膨胀不确定性的影响要强于通胀不确定性对经济增长的影响。

(三)通货膨胀不确定性对产出水平的影响——基于分位数回归方法的讨论

VAR 模型的分析表明,通货膨胀不确定性对经济增长有直接的影响。需要进一步明确的是,这种影响是否是稳定的,在产出水平较高或较低的区间,不确定性的影响程度是否有明显的不同。为解决这个问题,使用分位数回归的方法,对通货膨胀不确定性与 GDP 之间的关系进行进一步讨论。

1. 分位数回归与自助法。Koenker and Bassett(1978)提出了分位数回归的方法,使用残差绝对值的加权平均作为最小化的目标函数,估计结果更为稳健。在传统的线性模型中,参数估计量揭示了解释变量 X 与因变量 Y 的条件均值之间的关系,所以经典回归模型也被称为均值回归,而分位

数回归则利用解释变量和因变量的条件分位数进行建模,以揭示解释变量对因变量分布的影响。分位数回归能够捕捉到分布的尾部特征,从而得到更全面的分析。

假定随机变量具有分布函数 $F(y)=Prob(Y\leq y)$, q 分位数定义为 $y_q=F_y^{-1}(q)$,对于回归模型而言,因变量 y 是解释变量 x 的线性函数,所以 y_q 也是 x 的线性函数,而且在回归模型中, y 的分布依赖于 x ,即 $F_{y|x}(\cdot)$,所以 $y_q(x)$ 也称条件分位数函数。

对于样本分位数,可以看成是某个最小化问题的解,比如:

$$\min_{\mu} \left\{ \sum_{i:y_i \geq \mu} q |y_i - \mu| + \sum_{i:y_i < \mu} (1-q) |y_i - \mu| \right\}$$

上式的含义是,如果 $q=1/3$,那么分位数 μ 应是满足以下条件的最小值,大于 μ 的观测值占 2/3 权重,而小于 μ 的观测值占 1/3 权重,具体证明过程略。对于回归模型, $y_q(x_i)=x_i'\beta_q$, q 分位数回归系数的估计量 $\hat{\beta}_q$ 可有最小化以下问题解出。

$$\min_{\beta_q} \left\{ \sum_{i:y_i \geq x_i'\beta_q} q |y_i - x_i'\beta_q| + \sum_{i:y_i < x_i'\beta_q} (1-q) |y_i - x_i'\beta_q| \right\}$$

在使用分位数回归方法时,为了得到估计参数的标准误差,通常使用自助法(bootstrap)。自助法的原理是,将样本看成是一个总体,进行有放回的再抽样,这种样本被称为自助样本(bootstrap sample),由于是有放回的抽样,在重新抽取的各个样本中,某些观测可能出现次数很少,而某些观测可能会出现多次。这一方法的优点是,可以迅速获得许多自助样本,用于估计参数的总体分布。

假设原始样本为 $\{x_1, x_2, \dots, x_n\}$, 参数为 θ 的估计量为 $\hat{\theta}$, 标准误差 $\sigma_{\hat{\theta}}$ 定义为 $\sqrt{var(\hat{\theta})}$, 利用自助法,用有放回抽样的方法抽取容量为 n 的很多样本,比如 N 个,用这 N 个样本可以得到 N 估计参数,从而得到 N 个估计值 $\{\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \dots, \hat{\theta}_n\}$, 进而用 $s_{\hat{\theta}} = \sqrt{\frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (\hat{\theta}_i - \bar{\hat{\theta}})^2}$ 定作为 $\sigma_{\hat{\theta}}$ 的估计。

2.模型估计。以取对数的季度 GDP 为因变量,GARCH-M 模型估算出的通货膨胀不确定性为解释变量,采用分位数回归方法,考察通胀不确定性对产出的影响,估计参数的标准误差采用自助法计算,重复次数设定为 400 次。下表中列出了 9 个分位数对应的模型参数估计值、标准误差和 P 值。

所有分位数回归系数都小于 0,说明通货膨胀不确定性对经济增长的影响是负面的,印证了前面 VAR 模型的基本结论。在不同的分位数点上,系数估计值有明显的差异,随着分位数的增加,系数估计值不断减小,到 8/10 分位数之后,系数值显著下降,说明在较高的产出水平下,通货膨胀

表 6 分数回归系数值

分位数	常数项	Bootstrap Std. Err.	P 值	系数估计值	Bootstrap Std. Err.	P 值
q10	0.0618	0.2979	0.8360	-0.3613	0.3815	0.0000
q20	-0.0293	0.2193	0.8940	-0.5860	0.3047	0.0000
q30	-0.1720	0.2382	0.4730	-0.8729	0.3302	0.0000
q40	0.0566	0.2013	0.7790	-0.6859	0.2629	0.0000
q50	0.0816	0.2048	0.6920	-0.7493	0.3213	0.0000
q60	0.0335	0.4077	0.9350	-0.9965	0.6872	0.0050
q70	0.4359	0.8093	0.5920	-0.7227	1.3682	0.0110
q80	-1.4221	0.8130	0.0850	-3.9222	1.2861	0.0060
q90	-1.4639	0.3164	0.0000	-4.0502	0.4287	0.0070

不确定性的影响更大,也就是说,如果经济保持快速增长,通胀不确定性对经济的干扰会不断加大,控制通胀不确定性的意义也就更加重大。

图 7 直观地表现了回归系数随着分位数的变化情况。图表中央的粗线及其上下两条虚线表示 OLS 估计的回归系数及其估计区间,折线为分位数回归系数趋势线,两侧灰色部分为估计区间。图形显示的趋势与前表中表现的趋势一致的,可以看出,一直到中位数以前,分位数回归系数估计值都高于最小二乘估计值,而在 7/10 分位数以后,则呈现出迅速降低的状态,说明在产出水平的不同区间,通胀不确定性的影响是有明显差异的。

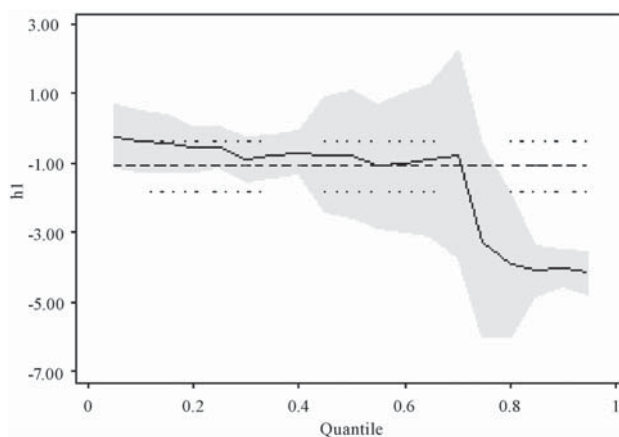


图 7 分位数回归系数变化

四、结论及政策建议

通过估计国内 27 个价格指数的因子载荷矩阵和公共因子得分,发现价格体系是一个充满随机因素的复杂系统,其整体方向虽然可以大致判断,但具体细节却很难预测,这也是通货膨胀不确定性的一个具体表现。根据我国的实际数据多次拟合结果,本文发现采用 GARCH-M 模型拟合通胀不确定性的效果较好。应用格兰杰因果检验发现,通胀不确定性与通货膨胀之间有很强的双向格兰杰因果关系,中国的数据既支持 Friedman-Ball 假设又支持 Cukierman-Meltzer 假说。选取货币供应量、经济增长和通胀不确定性构建了 VAR 模型,得出结论:经济增长是影响通胀不确定性的重要因素;通胀不确定性的增加抑制了经济增长;经济增长对通胀不确定性变化影响作用较快、较大,而通胀不确定性对经济增长的影响程度虽然较小,但影响时间较长。应用分位数回归模型进一步发现:通货膨胀不确定性对经济增长的影响是负面的;如果经济保持快速增长,通胀不确定性对经济的干扰会不断加大,控制通胀不确定性的意义也就更加重大。

通胀不确定性的存在意味着政策制定者不能准确地预测未来通胀形势,也无法确保其实现政策目标。由于通胀不确定性与经济活动负相关,政策制定者可以通过降低通胀不确定性来提高实际 GDP 的水平。

一是建立对通货膨胀不确定性的监测分析制度。由于通货膨胀不确定性是不可观测变量,可同时采用模型构建和问卷调查这两种方法,交叉验证通货膨胀不确定性的大小。问卷调查应每月进行一次,问卷调查对象选取经济金融领域的知名专家、学者。模型构建应以完整的时间序列数据库为基础,建立 GARCH 类模型,反复对模型效果进行评估,调整模型形式和参数,使其能够较好地地为政策制定提供参考。

二是及时披露政策相关信息,让公众获得更多地预测通货膨胀的信息。通胀不确定性是无法从根本上消除的,然而由货币政策上的信息不对称引起的通胀不确定性却可通过政策信息披露的方式在一定程度上得到规避。目前央行已经通过发布货币政策执行报告,公布货币政策相关统计信息,就政策的意图、目标和实施状况与公众进行交流,并通过有效的政策措施向公众表明抑制通货膨胀的决心与能力,这为公众预测通胀、形成合理的通胀预期、降低通胀不确定性提供了有利条件。在此基础上,央行应当通过网站、新闻发布会、高级官员评论等形式定期向公众发布中长期通

货膨胀目标或目标区间,尤其在物价波动剧烈的时期,更应当加强与公众的信息交流。

三是注意货币政策的稳定性、连续性,增加政策的可信度。经济主体在考虑价格水平的变动时,一般会同时从过去和未来趋势变动两个方面进行考虑。而通货膨胀趋势的变动在很大程度上受中央银行的政策调控影响。因此,货币当局在制定政策时,要充分考虑影响物价上涨的当期和未来因素以及滞后效应,尽量避免货币政策的频繁变动和操作,注意政策的稳定性、连续性,提高政策在公众心目中的可信度,促使市场主体对货币政策操作的频度和方向有着较为清晰的理性认识,降低通胀不确定性,稳定社会通胀预期。

四是完善相关金融制度,为施行通货膨胀目标制奠定基础。目前,已有一些国家,通过实行通货膨胀目标制的方式来应对通货膨胀不确定的负面影响。但我国目前还不具备实施通货膨胀目标制的条件,因为大多数实施通胀目标制的国家都采用浮动汇率制,并且利率市场化程度较高。今后一段时期,我国应当不断完善利率和汇率制度,努力创造实施通胀目标制的金融环境。一方面,研究建立存款保险制度,完善 SHIBOR 的形成机制,促使其成为重要的参考利率;另一方面,进一步增加汇率弹性,适时扩大汇率波幅,发挥市场供求在汇率形成中的基础性作用。

参考文献

- 刘金全、隋建利(2010):《我国通货膨胀率及通货膨胀不确定性的持续性和记忆性检验》,《吉林大学社会科学学报》,第1期。
- 马丹、徐明(2006):《通货膨胀、产出缺口及通胀不确定性——对中国附加预期的菲利普斯曲线的检验》,《统计与决策》,第8期。
- 饶晓辉(2012):《中国的通货膨胀及其不确定性》,《统计与信息论坛》,第1期。
- 苏桂芳、赵昕东(2009):《中国长期、短期通货膨胀不确定性与通货膨胀的关系》,《经济评论》,第5期。
- 许志宏、赵昕东(2008):《中国通货膨胀不确定性的实证研究》,《工业技术经济》,第7期。
- Ball, L. (1992): "Why Does Higher Inflation Raise Inflation Uncertainty", *Journal of Monetary Economics*, 3, 371-388.
- Berument, H. and N. Dincer (2005): "Inflation and Inflation Uncertainty in the G-7 Countries", *Physica A*, 348, 371-379.
- Caporale, M., L. Onorante and P. Paesani (2010): "Inflation and Inflation Uncertainty in the Euro Area", *European Central Bank Working Paper Series*, No. 1229.
- Cukierman, A. and A. Meltzer (1986): "A Theory of Ambiguity, Credibility, and Inflation under Discretion and Asymmetric Information", *Econometrica*, 54, 1099-1128.
- Engle, R., D. Lilien and R. Robins (1987): "Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Sturcture: The ARCH-M Model", *Econometria*, 55, 391-407.
- Erkam, S. and T. Cavusoglu (2008): "Modeling Inflation Uncertainty in Transition Economies: the Case of Russia and the Former Soviet Republics", *Economic Annals*, 53, 44-71.
- Fountas, S., A. Ioannidis and M. Karanasos (2004): "Inflation, Inflation Uncertainty, and A Common European Monetary Policy", *The Manchester School*, 72, 221-242.
- Friedman, M. (1977): "Nobel Lecture: Inflation and Unemployment", *Journal of Political Economy*, 85, 451-472.
- Golob, J. (1994): "Does Inflation Uncertainty Increase with Inflation", *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, *Third Quarter*, 27-38.
- Grier, K. and M. Perry (1998): "On Inflation and Inflation Uncertainty in the G7 Countries", *Journal of International Money and Finance*, 17, 671-689.
- Holland, S. (1995): "Inflation and Uncertainty: Tests for Temporal Ordering", *Journal of Money, Credit and Banking*, 27, 827-837.
- Koenker, R. and G. Bassett (1978): "Regression Quantiles", *Econometrica*, 46, 33-50.
- Nas, F. and P. Mark (2000): "Inflation, Inflation Uncertainty and Monetary Policy in Turkey: 1960-1998", *Contemporary Economic Policy*, 18, 170-180.
- Okun, A. (1971): "The Mirage of Steady Inflation", *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 485-498.
- Valdovinos, F. and K. Gerling (2011): "Inflation Uncertainty and Relative Price Variability in WAEMU Countries", *IMF Working Paper*, No. 11/59.

(责任编辑:周莉萍)