

# 货币供应量的增加能引起价格水平的上涨吗\*

——基于资产价格波动的财富效应分析

盛松成 张次兰

**[摘要]**随着国际金融危机冲击的不断减弱,各国经济出现了触底反弹的迹象,天量的货币投放再度引发人们对通货膨胀的担忧。货币数量理论所代表的经济自由主义和凯恩斯主义所代表的政府干预主义在货币供应量对价格水平的影响问题上存在分歧,正确认识这种分歧具有重要的现实意义。本文利用中国 1996 年 1 月~2009 年 3 月的经济金融月度数据,在引进房地产价格指数和股票市场价格指数的基础上,对中国的货币供应量 M2 与价格水平 CPI 之间的关系进行了实证研究,结果表明:货币数量理论在中国仍具有一定的适用性,M2 和 CPI 之间存在长期稳定的正向关系,但 M2 的增加并不能引发 CPI 同比例的上涨;股票市场财富效应存在,股票市场价格指数的变化对 CPI 有重要影响;中国房地产市场财富效应不明显,房地产价格指数的变化不会对 CPI 变化产生明显影响;CPI 具有较强的惯性。因此,当前中央银行要引导和管理好通货膨胀预期,将货币政策目标的重心由保经济增长回归到维持物价稳定上来,防止预期的通胀变成现实的通胀;同时,还要关注资产价格通过财富效应对 CPI 产生影响。

**关键词:**货币供应量 价格水平 资产价格波动 财富效应

**JEL 分类号:**D31 E31 E51

## 一、引言

据国家统计局公布的数据,中国 2009 年 1、2、3、4 季度 GDP 同比分别增长 6.1%、7.9%、9.1% 和 10.7%,中国政府所实行的包括适度宽松货币政策在内的一系列政策措施产生了明显效果,中国经济企稳回升态势明显。与此同时,狭义货币供应量 M1 与广义货币供应量 M2 的增速屡次创下近 15 年来的历史新高,2009 年 11 月份分别达到 29.74% 和 34.63% 的历史高位。在货币供应量屡创新高时,价格上涨的压力开始显现,尽管 2009 年的 CPI 和 PPI 仍为负值,但 CPI 同比涨幅在 11 月份就由负转正,2010 年 2 月更是同比上涨 2.7%,PPI 则在 12 月份由负转正,2010 年 2 月同比上涨 5.4%。天量的货币投放再度引发人们对通货膨胀的担忧。

货币供应量和价格水平之间关系的研究由来已久,成果丰硕,形成了不同的理论派别。传统货币数量理论认为,货币供应量与价格水平同方向变化。著名的费雪方程式表明,当货币的流通速度保持稳定,真实收入不受任何货币因素影响而被独立决定时,货币当局所决定的货币供给的改变,会引起价格水平同方向、等比例的变化。现代货币数量理论的代表人物弗里德曼也指出,实行扩张性货币政策,增加货币供给量对于增加产量和就业量来说,在短期内有效,长期内无效;无论是短期,还是长期,都会引起通货膨胀,而且长时间的扩张性政策还会导致“滞胀”局面出现。根据上述

\* 盛松成,中国人民银行沈阳分行,教授,研究员,博士生导师,经济学博士;张次兰,中国人民银行沈阳分行,经济学硕士。本文为作者个人观点,不代表所在单位意见。

货币数量理论的观点,此次金融危机期间,各国政府采取的“宽松货币政策”必然会引发通货膨胀,因此,应尽快实施“退出策略”。

然而,凯恩斯理论认为,如果总供给曲线具有完全弹性,则货币供给增长带来的有效需求变化会引起产出和就业的增加而不会影响价格水平,直至经济实现充分就业。也就是说,只要有失业存在,货币供给的变化就会引起产出和就业的同比例变化;只有达到充分就业时,货币供给的变化才会引起价格水平的同比例变化。同时,新凯恩斯主义的价格和工资粘性理论也表明,货币是非中性的,货币供给的变化能够影响产出和就业,而对价格水平的影响是缓慢的。因此,在目前经济复苏还存在不确定性的情况下,要想避免经济再次衰退,货币政策的退出必须慎之又慎。

由此可见,货币数量理论所代表的经济自由主义和凯恩斯主义所代表的政府干预主义在货币供应量对价格水平的影响问题上存在明显分歧。在目前各国积极应对国际金融危机的背景下,正确认识这种分歧不但具有重要的理论意义,更对如何进行有效货币政策操作,保持经济平稳发展具有重要的现实意义。

## 二、国内外对货币供应量和价格水平之间关系的实证研究:文献综述

1970年代以来,随着计量经济学模型在宏观经济领域中的广泛应用,国外很多学者对货币供应量和价格水平之间的关系进行了实证研究。国内对这个问题的研究起步较晚,1990年代以后,才逐渐有学者对我国的货币供应量和价格水平之间的关系进行实证检验。根据研究结论可将国内外的有关研究分为两类。第一类研究认为,货币供应量与价格水平之间具有很高的正向相关性,货币供应量的增加是导致价格水平上升的主要原因;第二类研究认为,货币供应量与价格水平之间没有密切关系,货币供应量的变化对通货膨胀的解释能力有限。

货币供应量与价格水平之间具有很高的正向相关性。McCandless 和 Weber(1995)对 110 个国家 1960~1990 年间的数据进行考察后发现,通货膨胀率和货币供应量的变化具有非常强的相关性,相关系数在 0.92~0.96 之间,几乎接近于 1,并且长期来看,货币供应量的增加将最终导致相同程度的通货膨胀率的上升。Moroney(2002)发现,低货币供给增长率国家的货币供应量和通货膨胀之间存在正向关系,同时如果将高货币供给增长率的国家也引入样本中进行分析,则相关关系更明显。Frain(2004)利用国际货币基金组织 IFS 数据库的多国数据对通货膨胀率和货币供给增长率之间的关系进行实证检验,结果进一步证实了 McCandless 和 Weber 的检验结论,而且对样本中每一个国家进行的实证检验也证实了通货膨胀率和货币供给增长率具有相关性。Budina(2006)分析了罗马尼亚的货币、产出和通货膨胀的关系,结果发现产出有很大的外生性,通货膨胀是一种货币现象。赵留彦和王一鸣(2005)对 1952~2001 年间中国的货币存量与价格水平之间的长期关系和动态关系进行考察,结果发现流通中货币和价格水平之间存在稳健的协整关系,而且货币存量是导致物价变动的一个关键因素,货币数量论思想仍可作为解释中国价格水平和通货膨胀的一个理论框架。朱慧明和张钰(2005)用 1994 年第一季度至 2004 年第四季度数据考察了中国货币供应量增长与通货膨胀率之间的关系,结果表明 M2 的增长率对通货膨胀率的解释能力最强,无论哪个层次的货币供应量的增长都是通货膨胀率的格兰杰原因,说明我国的通货膨胀仍然是货币现象。唐毅亭和熊明渊(2008)回顾了 2007 年下半年以来我国高通胀的情况,认为本轮通胀依然可以在货币数量论的框架内解释,但在应用中要充分考虑并修正物价和货币的理论值与度量值的差异带来的偏差。范志勇(2008)基于 2000 年之后超额工资增长与通货膨胀的关系进行检验,实证结果表明

货币供给而非超额工资增长是导致通货膨胀变化的主要因素。方勇和吴剑飞(2009)运用贝叶斯向量自回归样本外预测模型分析了中国通货膨胀的诱发因素,发现 2007~2008 年通货膨胀的最主要原因是近年来中国货币过度发行,同时他们运用 D-M 检验发现,包含货币供应量的贝叶斯向量自回归样本外预测模型对通货膨胀的预测能力要高于其他模型。

也有研究认为,货币供应量与价格水平之间没有密切关系,高货币增长率与低通胀水平并存的现象不仅存在于西方发达国家的市场经济国家中,也同时存在于发展中国家。帅勇(2002)采用 1993~2000 年间的季度数据对中国“超额”货币需求问题进行实证分析时发现,货币供应量变动与通货膨胀之间呈现反向关系。刘金全、张文刚和刘兆波(2004)对 1981~2002 年间的通货膨胀率与货币供给增长率进行实证分析发现,虽然二者之间存在长期均衡关系和短期误差修正机制,但两者之间的影响关系依赖总供给与总需求之间的相互制约;在较低的利率水平和显著的流动性约束下,货币流通速度降低和非流通性持有增加,导致扩张性货币政策缺乏价格膨胀效果,进而在一定程度上限制了总需求的有效扩张。刘霖和靳云汇(2005)利用 1978~2003 年间的数据进行分析,没有发现在长期内货币供应量增长率影响通货膨胀的证据,他们认为在经济的货币化进程中,货币供应增长率的提高并不一定导致通货膨胀。

上述实证研究虽然结论不同,但大部分都是建立在商品市场和货币市场的两部门模型基础上,没有将资产价格纳入分析范畴。事实上,自 20 世纪 70 年代以来,随着金融市场和金融创新在全球范围内的加速发展,金融资产存量在社会财富中的比重已越来越大。我国金融市场的发展虽起步较晚,但自 20 世纪 90 年代以来,尤其是最近十年来,随着众多金融产品的问世,金融资产的规模大大增加,公众持有的股票、债券、黄金等资产越来越多,同时,随着我国住房制度的改革以及房地产市场的发展,住房投资也日益成为居民资产的重要组成部分,股利等资产收益逐渐成为人们收入的重要来源之一,从而对居民消费行为产生了重要影响。因此,在金融高度发达的当今社会,应该将资产价格纳入分析范畴,重新审视货币供应量与价格水平之间的关系。

本文其余部分的结构安排如下:第三部分对货币供应量和价格水平之间的关系进行初步检验,考察它们之间是否存在长期稳定的关系;第四部分分析资产价格波动影响价格水平的作用机制;第五部分引入资产价格变量,重新建立货币供应量和价格水平之间的关系模型,并考察模型的合理性和稳定性;第六部分对价格水平的动态调整过程进行分析;第七部分是本文的结论。

### 三、对货币供应量和价格水平关系的初步检验:

#### 基于商品市场和货币市场的两部门模型

本文首先在商品市场和货币市场两部门模型基础上,对中国货币供应量和价格水平之间的关系进行实证检验,考察二者之间是否存在长期稳定的关系。

##### (一)变量的选取和说明

在变量的选取时,主要考虑数据的可得性和代表性。由于 M2 指标涵盖范围较广,相对 M0、M1 而言更为稳定,我们选取广义货币 M2 的同比增长率作为货币供给的代理变量。衡量价格水平的指标有消费者价格指数 CPI、GDP 平减指数以及将房地产价格和股票价格纳入物价指数的金融条件指数 FCI。GDP 平减指数在统计方法上存在重大缺陷(徐强,2006),FCI 在稳定性、统计口径方面存在诸多缺陷(郭田勇,2006)。相比较而言,由于 CPI 综合反映了各类居民消费品和居民服务项目价格总水平的变化情况,在目前条件下仍然是衡量价格水平的最佳指标,并且它也是国际上测

算价格水平和通货膨胀最常用的指标,因此我们选取 CPI 作为价格水平的代理变量。选取的数据为 1996 年 1 月至 2009 年 3 月期间的月度数据,数据来源为中经网统计数据库。

(二)研究模型和方法

本部分运用协整理论进行研究。使用 Eviews6.0 计量软件进行检验,具体运用了单位根检验、协整检验、格兰杰因果检验、残差相关检验等方法。

在进行实证分析前,先观察一下 M2 和 CPI 的变化趋势。为了更清楚地比较两者变化趋势情况,我们对两个变量进行平移处理,使其均值都为 0。进行平移后,两者的走势如图 1。从图 1 可以看出,大部分时间 M2 和 CPI 的走势趋同,并且 M2 的走势领先于 CPI 的走势,即二者的变化存在一定的时滞,但是 2008 年以来,两者走势呈现较大差异,甚至出现背离。

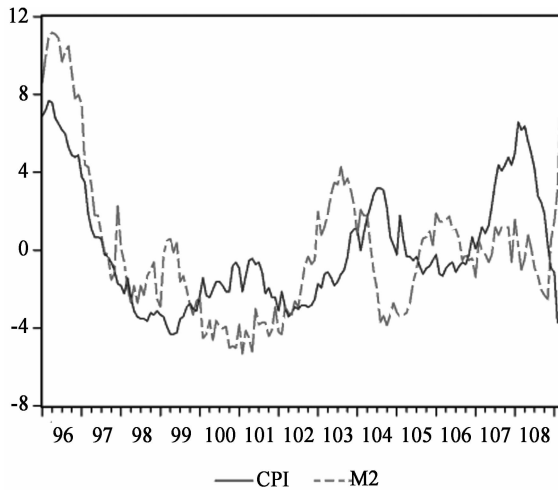


图 1 CPI 和 M2 的变化趋势图

1. 单位根检验。为防止出现伪回归现象,对 M2 和 CPI 进行 ADF 检验,确定它们是否为平稳变量。结合经济分析的实际情况,并考虑样本容量的限制,本文确定有关变量的最大滞后期为 12,具体滞后期根据 AIC 准则确定。结果(表 1)显示,在 5%的显著性水平下拒绝 M2 和 CPI 为平稳变量,但其一阶差分均为平稳变量,因此,可以对 M2 和 CPI 进行协整关系检验,以判断两者之间是否存在长期稳定的关系。

表 1 变量的 ADF 检验表

变量	检验形式(c,t,k)	ADF 统计量	临界值(5%)	P 值	检验结论
CPI	(c,0,12)	-2.749965	-2.881260	0.0682	不平稳
$\Delta$ CPI	(0,0,11)	-3.561818	-1.943027	0.0004	平稳
M2	(c,0,12)	-2.288351	-2.881260	0.1771	不平稳
$\Delta$ M2	(0,0,12)	-3.884247	-1.943042	0.0001	平稳

2. 协整检验。协整检验从检验对象上可以分为两种:一是 Engle 和 Granger 提出的基于协整回归残差的检验,E-G 两步法检验;另一种是 Johansen 和 Juselius 提出的基于回归系数的 Johansen 协整检验。虽然 E-G 两步法检验对样本容量有较高的要求,但得到的协整参数估计量具有超一致性和强有效性,因此,在对两变量进行协整检验时,优先采用 E-G 两步法。本文对 M2 和 CPI 之间的协整关系检验采用 E-G 两步法。首先,建立 M2 和 CPI 之间的简单回归方程,用最小二乘法进

行回归,结果见表 2。

表 2 回归方程检验表

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
M2	0.455576	0.052097	8.744829	0.0000
C	94.23462	0.923103	102.0847	0.0000
R-squared	0.327543	Mean dependent var		102.1239
Adjusted R-squared	0.323259	S.D. dependent var		2.996463
S.E. of regression	2.465018	Akaike info criterion		4.654774
Sum squared resid	953.9812	Schwarz criterion		4.693377
Log likelihood	-368.0545	F-statistic		76.47203
Durbin-Watson stat	0.117129	Prob(F-statistic)		0.000000

对残差进行 ADF 检验以判断 M2 和 CPI 之间的协整关系是否成立。检验结果(表 3)拒绝原假设,即残差不存在单位根,是一个平稳变量,证明 M2 和 CPI 之间的协整关系成立。

表 3 残差的 ADF 检验表

变量	检验形式(c,t,k)	ADF 统计量	临界值(5%)	P 值	检验结论
Residual	(0,0,12)	-3.154982	-1.943027	0.0018	平稳

3. 格兰杰因果检验。进行格兰杰因果关系检验以确定 M2 与 CPI 之间是否存在格兰杰因果关系,由于 M2 和 CPI 为非平稳变量,因此对  $\Delta M2$  和  $\Delta CPI$  进行检验。检验结果(表 4)证明两者之间存在双向的格兰杰因果关系,但需要注意的是从滞后 2 期开始, $\Delta CPI$  就是  $\Delta M2$  的格兰杰原因,而从滞后 12 期开始, $\Delta M2$  才是  $\Delta CPI$  的格兰杰原因。这说明货币供应量的变动可由价格水平的变动来解释,也就是说,中央银行对价格水平的变动会较为迅速地做出反应,改变货币供应量,以抑制价格水平的变化,但是货币供应量的变化需要较长时间才能引起价格水平的相应变化。

表 4 格兰杰因果关系检验表

原假设	F 统计量	P 值	检验结论
$\Delta M2$ 不是 $\Delta CPI$ 的格兰杰原因	1.77361	0.0599	拒绝原假设 *
$\Delta CPI$ 不是 $\Delta M2$ 的格兰杰原因	1.91497	0.0388	拒绝原假设

注:本表中  $\Delta M2$  和  $\Delta CPI$  的格兰杰因果关系检验的滞后阶数为 12; \* 表示在 10% 的显著性水平下拒绝原假设。

4. 回归方程残差的序列自相关和异方差检验。在建立协整方程之前,我们先进一步对 M2 和 CPI 回归方程的残差进行序列相关的 Q 检验、B-G LM 检验和异方差的 White 检验。各项检验结果(表 5、表 6)均拒绝原假设,从而证明残差序列存在自相关和异方差。模型的残差检验结果说明,模型不完善,仍然需要改进和完善。

建立在商品市场和货币市场两部门基础上的货币供应量和价格水平关系模型不完善的原因,可能是模型中忽略了重要的解释变量,因为如果应该进入模型的带有自相关的解释变量被忽略,那么它的影响必然归并到残差项中,从而使误差项呈现自相关。此外,由于大多数经济时间序列都存在自相关,其本期值往往受滞后值影响,从而建立模型时导致误差项自相关,因此应在引入新解

表 5 自相关和偏相关检验表

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
.*****	.*****	1	0.873	0.873	123.44	0.000
.*****	.*	2	0.799	0.155	227.48	0.000
.*****	.*	3	0.744	0.085	318.39	0.000
.*****	.	4	0.694	0.030	397.95	0.000
.*****	.*	5	0.629	-0.068	463.66	0.000
.*****	.*	6	0.547	-0.126	513.67	0.000
.*****	.*	7	0.456	-0.138	548.62	0.000
.*****	.*	8	0.374	-0.071	572.34	0.000
.*****	.*	9	0.289	-0.086	586.60	0.000
.*****	.*	10	0.182	-0.168	592.31	0.000
.*****	.*	11	0.084	-0.088	593.53	0.000

表 6 自相关和异方差检验表

B-G Serial Correlation LM Test	F 统计量	563.9101	P 值	0.000000
	Obs*R-squared	139.7884	P 值	0.000000
White Heteroskedasticity Test	F 统计量	3.403068	P 值	0.035760
	Obs*R-squared	6.647021	P 值	0.036026

释变量的同时引入滞后变量,对模型加以改进和完善。Tobin(1984)指出,金融市场上的金融资产囤积使额外的货币供应也并不一定会导致通货膨胀,因为多余的货币直接进入资本市场,促进了股票等金融资产价格的上涨,并不会影响商品和服务的价格,从而降低了通货膨胀压力。因此,我们将在引入资产价格相关变量,并考虑变量自相关性的情况下,重新检验货币供应量和价格水平的关系。

#### 四、资产价格波动的财富效应对价格水平的作用机制

正如《新帕尔格雷夫经济学大辞典》中有关“财富效应”的辞条所阐述的:“财富于经济分析是无所不在的,所以不同的作者甚至同一个作者使用‘财富效应’这个术语表达许多截然不同的概念,就不会使人诧异了”。本文所探讨的财富效应仅局限于消费函数框架内所涉及的财富效应。这种财富效应就是哈伯勒(Haberler, 1939)、庇古(Pigou, 1943)和帕廷金(Patinkin, 1950)所主张的“货币余额的变化,假如其他条件相同,将会在总消费开支方面引起变动。这样的财富效应常被称作庇古效应或实际余额效应”<sup>①</sup>。

根据Friedman(1957)的恒久收入理论和Ando和Modigliani(1963)的生命周期理论,财富和收入共同决定经济主体的消费行为,资产价格的变动会通过财富效应影响消费需求。当理性消费者偏好平滑的消费,并试图将其一生的财富(或资产)均匀地分配到其生命周期的每个阶段时,消费者所拥有的财富就开始影响其消费决策了。Davis和Palumbo(2001)、Lettau和Ludvigson(2004)对美国宏观财富效应的研究都表明,总资产增加1美元会引起总消费增加3~5美分。

资产价格波动的财富效应影响消费,进而影响价格水平主要通过以下四种作用机制来实现:

<sup>①</sup>参见《新帕尔格雷夫经济学大辞典》第四卷第995页,经济科学出版社1996年11月第1版。

1. 直接财富效应。在这种情况下,资产价格的变化引起消费者家庭财富的变化,从而改变消费者的收入预算约束,进而影响消费。如当股票等资产价格上升时,持有资产的消费者可以通过卖出该资产以套现方式获得实际收益的增加,从而提高消费者的消费支出水平。

2. 间接财富效应。资产价格的变化,会对消费者信心产生影响,进而影响消费,这种影响可以同时体现在持有资产者和不持有资产者身上。对资产持有者而言,如资产价格上升,资产持有者会对自己未来收入和财富增长的信心增强,在这种情况下,即使资产不变现,也会促使其提高消费。对部分不持有资产者而言,资产价格的上升会影响他们对未来经济和收入预期,从而影响消费需求。以股票市场为例,股票市场常被称为国民经济的“风向标”和“晴雨表”。较高的股票价格往往预示着未来经济会出现向好的变化,从而支持了不持有资产者对未来的信心,促使其增加消费支出。Romer(1990)和 Zandi(1999)认为股票市场的上涨对消费者信心可以起到支持作用,所以即使是那些很少参与或没有直接参与股票市场的家庭,也将增加消费支出。再以房地产为例,房地产业与宏观经济密切相关,属于高关联产业,影响面极其广泛。据有关调查分析(胡胜、刘旦,2009),房地产业的生产、流通和消费,直接对几十个大类、几万个品种的产品提出需求,涉及建材、冶金、化工、交通、电子通讯、纺织、机械、仪表、公用事业、金融保险、家用电器、商业服务等 50 多个产业部门。因此,房地产价格的上涨会刺激房地产投资支出的大幅增加,并带来数倍于此的国民收入增长,从而间接影响消费需求。

3. 流动性约束效应。这一效应的具体影响考虑了金融体系的作用。资产价格上升会增加资产拥有者的资产总值,消费者可以用升值的资产申请更多信贷获得更大流动性,实际上就是放松了消费信贷约束,从而带动消费增长。特别是在当前金融创新层出不穷,资产增值变现更容易的情势下,这个作用机制显得更为重要。相反,如果资产价格大幅度下降,银行出于风险管理的考虑,可能会对资产价格进行重估,同时要求贷款者提供更多的担保,从而加大了对消费者的流动性约束。

4. 替代效应。资产价格的上升,预示着未来购买此项资产的成本将会增加,这会使一些资产租赁者和那些打算购买资产的人减少他们的消费支出,增加储蓄,产生“替代效应”。也就是说,资产价格上升至少会对部分人的消费产生负面影响,这一点在房地产市场上体现得较为明显。例如,对于主要依赖租房的消费者来说,房地产价格的上升会推动租金的上涨,使这些租户的实际收入下降,进而减少其消费。同样,对于那些原来计划购买住房的家庭而言,住房价格的上涨会促使消费者未雨绸缪,减少当期消费,以便增加储蓄,在未来购买高价的住房。

由以上分析可知,资产价格波动对价格水平的最终影响效果,要看上述各效应综合作用的结果。下面,我们以资产价格上升为例,将资产价格波动的财富效应影响消费,进而影响价格水平的作用机制加以归纳,如图 2 所示。

## 五、对货币供应量和价格水平关系的再检验:引入资产价格变量

国内也有个别学者在引入有关资产价格变量的情况下,对中国货币供应量和价格水平之间的关系进行了实证研究。如伍志文(2002)通过引入以资本市场为代表的虚拟经济部门将传统的局限于实体经济部门的货币数量理论拓展为包括资本市场、商品市场和货币市场的广义货币数量理论模型,并在新模型框架下分析了“中国之谜”的生成机理。其分析结果表明,当考虑到金融资产这一新的变量对货币供应量的影响之后,传统的货币供应量与物价之间正相关的关系消失了。何问陶和王成进(2008)对 CPI 与货币供给以及虚拟经济之间的关系建立了模型,并通过实证检验得出结

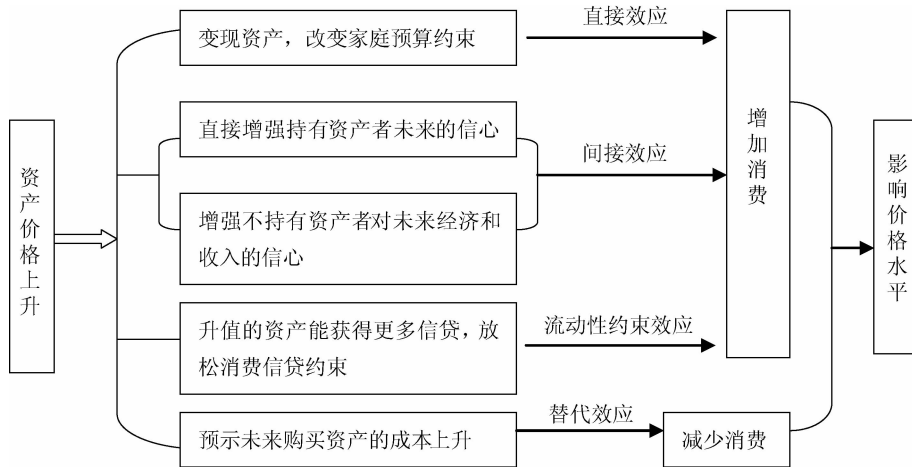


图2 资产价格波动的财富效应对价格水平的作用机制

论,随着股票市场的不断发展壮大,货币供给已经不能够解释价格水平的变动,价格水平的变动更多地由 GDP 增长率决定,股市的变动已经对价格水平产生了较弱的正向影响。上述研究多有创新之处,但也存在一定的缺陷。首先,在变量的选择上,上述研究采用的是股票市场交易额指标(股票市场总市值或流通市值)。实际上,股票市场财富效应主要是通过股票价格变动体现的,总市值或流通市值的增加有可能并不是股票价格上涨带来的。如我国近几年股票市场处于加速扩容阶段,新股不断上市,也带来了股票市场总市值或流通市值的增加;同时,中国股票市场因股权分置改革而产生的大小非解禁也带来了股票市场流通市值的增加。因此,采用股票市场交易额指标会使实证检验受到政策性因素的影响,从而影响检验结果的稳健性。其次,现有研究主要考虑了股票市场对价格水平的影响,没有考虑房地产等其他资产价格波动对价格水平的影响。此外,上述研究大多采用年度和季度数据,很少有研究是建立在月度数据基础上的。

因此,我们拟从资产价格波动的财富效应角度出发,引入资产价格指数,并采用月度数据,更深入地考察货币供应量对价格水平的影响。考虑到债券、外汇和黄金在中国居民家庭财富总量中占据份额极小,而房产和股票占据份额较大,因此本文只引进房地产价格指数(House)和上证综合指数当月收盘值(Stock)两个资产价格指标,综合考察它们对 CPI 的影响。数据区间为 1996 年 1 月至 2009 年 3 月,其中房地产价格指数来源于中宏网产业数据库,上证综合指数当月收盘值来源于中经网统计数据库。

先对变量进行 ADF 检验,确定是否为平稳变量。选取最大滞后期为 12,具体滞后期根据 AIC 准则确定。结果(表 7)显示,在 5%的显著性水平下明显拒绝 House 和 Stock 为平稳变量,但其一阶差分均为平稳变量。

表 7 变量的 ADF 检验表

变量	检验形式(c,t,k)	ADF 统计量	临界值(5%)	P 值	检验结论
House	(c,0,12)	-3.123104	-3.440894	0.1049	不平稳
ΔHouse	(0,0,12)	-5.169913	-1.943042	0.0000	平稳
Stock	(c,0,7)	-2.541750	-2.880591	0.1077	不平稳
ΔStock	(0,0,6)	-3.686982	-1.942952	0.0003	平稳



进行格兰杰因果关系检验,以确定 $\Delta\text{House}$ 和 $\Delta\text{Stock}$ 与 $\Delta\text{CPI}$ 之间是否存在格兰杰因果关系,检验结果见表8。 $\Delta\text{House}$ 和 $\Delta\text{CPI}$ 之间的格兰杰因果关系检验结果表明,从滞后2期一直到滞后12期,均接受 $\Delta\text{House}$ 不是 $\Delta\text{CPI}$ 格兰杰原因的原假设,也接受 $\Delta\text{CPI}$ 不是 $\Delta\text{House}$ 格兰杰原因的原假设,这表明将房地产价格指数作为解释变量引入到货币供给与价格水平关系模型中,不会增加模型的解释能力,不能改善模型。 $\Delta\text{Stock}$ 和 $\Delta\text{CPI}$ 之间的格兰杰因果关系检验结果表明,从滞后4期开始,拒绝 $\Delta\text{Stock}$ 不是 $\Delta\text{CPI}$ 格兰杰原因的原假设,可以认为股票市场价格指数的变化能够产生财富效应进而影响价格水平的变化;无论滞后几期,均接受了 $\Delta\text{CPI}$ 不是 $\Delta\text{Stock}$ 的格兰杰原因的原假设,也就是说价格水平的变化并不会对股票市场价格指数的变化产生影响。

表8 格兰杰因果关系检验表

原假设	F 统计量	P 值	检验结论
$\Delta\text{House}$ 不是 $\Delta\text{CPI}$ 的格兰杰原因	0.31290	0.9860	接受原假设
$\Delta\text{CPI}$ 不是 $\Delta\text{House}$ 的格兰杰原因	0.61081	0.8296	接受原假设
$\Delta\text{Stock}$ 不是 $\Delta\text{CPI}$ 的格兰杰原因	2.54595	0.0420	拒绝原假设
$\Delta\text{CPI}$ 不是 $\Delta\text{Stock}$ 的格兰杰原因	0.98797	0.4162	接受原假设

注:本表中 $\Delta\text{House}$ 和 $\Delta\text{CPI}$ 的格兰杰因果关系检验的滞后阶数为12; $\Delta\text{stock}$ 和 $\Delta\text{CPI}$ 的格兰杰因果关系检验的滞后阶数为4。

为什么中国房地产价格指数的变化没有对价格水平产生明显影响呢?这就需要对我国房地产市场的购房群体、购房方式、购房目的以及居民消费传统、消费收入弹性等加以深入分析。目前,我国房地产市场呈现如下特点:一是购房主要采用贷款方式。《中国房地产金融报告(2008)》反映,2009年上半年个人住房贷款新增额占同期商品住宅销售额的33%;中国人民银行《2008年房地产抽样调查报告》显示,20个抽样调查城市平均首付款比例为41.16%<sup>①</sup>。据此测算,采用一次性全额付款的商品房大约只有销售总额的40%左右。二是购买的主要是普通住房。《中国房地产金融报告(2008)》显示,个人住房贷款主要支持居民首次贷款购买普通住房。2009年上半年在新发放的个人住房贷款中,首次购房贷款笔数占总笔数的82.3%,第二次购房贷款笔数(包括改善型住房贷款)占总笔数的12.6%,第三次以上购房贷款笔数仅占总笔数的5.1%。另据中国建设银行统计,该行2009年上半年累计发放个人住房贷款72万笔,支持购买面积在120平方米以下的住房的占70%。三是购房目的主要是自住。人民银行《2008年房地产抽样调查报告》显示,20个抽样调查城市大部分借款人购买住房目的仍是为了满足居住需求,只有3%~5%左右的借款人购房目的是用于投资。由此可见,目前除少数富有阶层外,大多数中国居民采用的是按揭贷款方式购买房产,且购房目的是自己居住,此部分房地产流动性很小。在这种情况下,对少数富有阶层而言,房地产价格上涨,其可支配财富增加,会刺激消费增加,但由于高收入者消费收入弹性通常较低,因此对消费的影响应该较为有限<sup>②</sup>;对贷款购房自住者而言,房地产价格上涨,虽然账面财富增加,但由于尚有贷款需要偿还,再考虑到大部分中国人的消费传统——不愿借贷消费(购房除外),因此这部分人间接财富效应不会很大;对没有房产者而言,房地产价格的上涨,只能预示着将来会背上更加沉重的债务负担(与西方国家不同,中国人对房子有特殊的情结,无房者倾其一生也希望能拥有自己

① 调查以2008年新发放的所有住房贷款为总体样本。20个城市指的是上海、天津、沈阳、南京、武汉、广州、成都、西安、北京、重庆、呼和浩特、哈尔滨、杭州、福州、郑州、长沙、乌鲁木齐、大连、青岛、深圳。

② 当然,这只是一个推论,是否属实尚需要进一步的实证分析,但限于目前数据的可获得性,这个推论只能有待于日后进行验证了。

的住房),财富“替代效应”明显,对其消费产生挤出效应。因此,总体来看,我国房地产价格上涨的财富效应并不明显。Engelhardt(1996)和 Poterba(2000)的研究也表明,房地产价格变化与非房地产消费之间的联系非常弱,房地产价格的波动对消费的影响小于股价波动对消费的影响。

在下面的分析中,我们只将股票市场价格指数作为解释变量引入到货币供应量与价格水平关系模型中。按照 Hendry 从一般到特殊的建模方法,建立价格水平的分布滞后模型。考虑到样本长度的限制,我们将模型中变量的最大滞后期定为 12。逐步剔除模型中统计上不显著的变量(以 P 值大于 0.05 为标准),并重新进行回归检验,最终得到价格水平的分布滞后模型如下(表 9):

$$\Delta CPI=0.1476\Delta CPI(-5)+0.2604\Delta CPI(-11)-0.5504\Delta CPI(-12)+0.1132\Delta M2(-2)+0.0860\Delta M2(-10)+0.1466\Delta M2(-11)+0.1211\Delta M2(-12)+0.0009\Delta Stock(-6)+0.0005\Delta Stock(-7)$$

表 9 CPI 分布滞后模型检验结果表

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
△CPI(-5)	0.147568	0.067804	2.176383	0.0312
△CPI(-11)	0.260373	0.069005	3.773271	0.0002
△CPI(-12)	-0.550444	0.070175	-7.843860	0.0000
△M2(-1)	0.113199	0.040755	2.777527	0.0062
△M2(-10)	0.085975	0.042026	2.045750	0.0427
△M2(-11)	0.146550	0.041228	3.554647	0.0005
△M2(-12)	0.121104	0.040645	2.979536	0.0034
△STOCK(-6)	0.000891	0.000185	4.818597	0.0000
△STOCK(-7)	0.000545	0.000188	2.900339	0.0043
R-squared	0.487054	Mean dependent var		-0.048630
Adjusted R-squared	0.457101	S.D. dependent var		0.662829
S.E. of regression	0.488384	Akaike info criterion		1.464231
Sum squared resid	32.67706	Schwarz criterion		1.648152
Log likelihood	-97.88888	Hannan-Quinn criter.		1.538963
Durbin-Watson stat	1.811644			

根据价格水平的分布滞后模型,我们发现价格水平受自身因素影响较大,但这种影响并不稳定,在滞后 5 期和滞后 11 期时价格水平变化对当期价格水平的影响为正,而滞后 12 期时的影响则为负。这种影响方向的变化,我们在下一节中结合 VAR 模型的脉冲响应方程再进行深入分析。我们同时还发现,货币供应量的变化对价格水平变化的影响也非常大,货币供应量的增加将导致价格水平的上升,但是这种影响滞后的时间比较长,除了滞后 1 期以外,货币供应量的变化主要在滞后 10 期、11 期和 12 期对价格水平的变化产生影响。股票市场的变化对价格水平变化也有影响,股票价格的上升将导致一般价格水平上升,而且这种影响主要在滞后 6 期和滞后 7 期时发生,也就是说资本市场的财富效应虽然存在,但对价格水平的影响不是立竿见影的。

对价格水平的分布滞后模型的残差进行检验。结果显示,残差不存在自相关和异方差(表 10、表 11),且服从正态分布(图 3)。通过对模型的递归残差序列进行检验可以看出,虽然有个别时间点的递归残差超出了正负两个标准差的置信范围(图 4),但累计递归残差基本处于 0 均值线附近

表 10 自相关和偏相关检验表

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
.1*	.1*	1	0.086	0.086	1.0958	0.295
.1	.1	2	-0.003	-0.011	1.0973	0.578
*.1	*.1	3	-0.067	-0.066	1.7791	0.620
.1	.1	4	-0.031	-0.020	1.9242	0.750
.1	.1	5	-0.006	-0.002	1.9289	0.859
.1	.1	6	0.064	0.061	2.5574	0.862
.1	.1	7	0.071	0.058	3.3449	0.851
.1*	.1*	8	0.110	0.101	5.2534	0.730
*.1	*.1	9	-0.068	-0.079	5.9765	0.742
.1	.1	10	-0.021	0.003	6.0435	0.812
*.1	*.1	11	-0.083	-0.069	7.1556	0.786
*.1	*.1	12	-0.106	-0.104	8.9568	0.707

表 11 自相关和异方差检验表

B-G Serial Correlation LM Test	F 统计量	0.580529	P 值	0.5610
	Obs*R-squared	0.557909	P 值	0.7566
White Heteroskedasticity Test	F 统计量	0.633857	P 值	0.7665
	Obs*R-squared	5.877630	P 值	0.7521

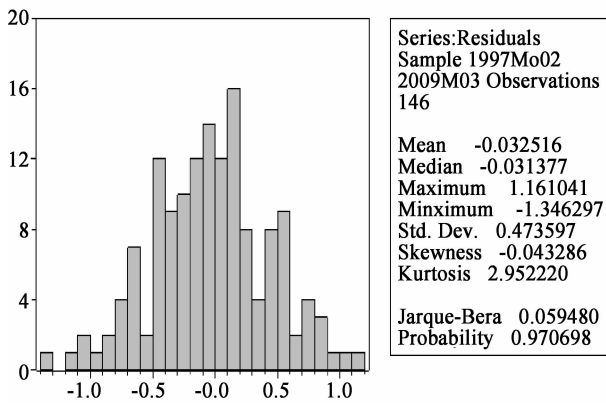


图 3 正态性检验结果图

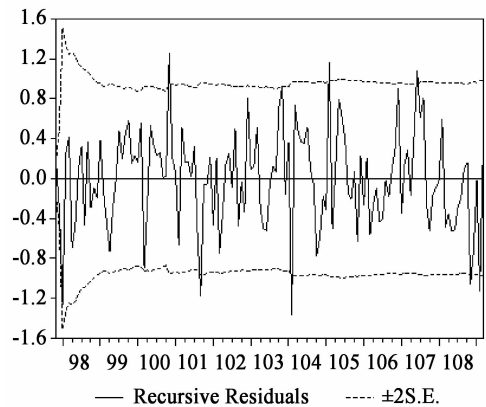


图 4 递归残差检验结果图

(图 5), 累计递归残差平方(图 6)也在 5% 的显著性曲线范围内, 表明模型回归参数稳定。这些检验结果证明了最终的货币供应量与价格水平关系模型设定是合理的, 由此进行的实证分析及其结论是具有解释力的。

根据上述最终价格水平的分布滞后模型, 可以计算得出  $\Delta CPI$  和  $\Delta M2$ 、 $\Delta Stock$  等变量的长期关系方程如下:

$$\Delta CPI = 0.4086\Delta M2 + 0.0013\Delta Stock$$

本部分的实证分析结果表明, 货币数量理论在中国仍具有一定的适用性, 货币供应量和价格水平之间存在长期稳定的正向关系, 但货币供应量的增加并不能引发价格水平同比例的上涨, 货

币供应量 M2 同比增长率每提高一个百分点,从长期来讲,最终将使 CPI 提高 0.41 个百分点。同时,实证分析也证明了股票市场财富效应的存在,从长期看,上证综合指数每上涨 100 点,最终将使 CPI 提高 0.13 个百分点。

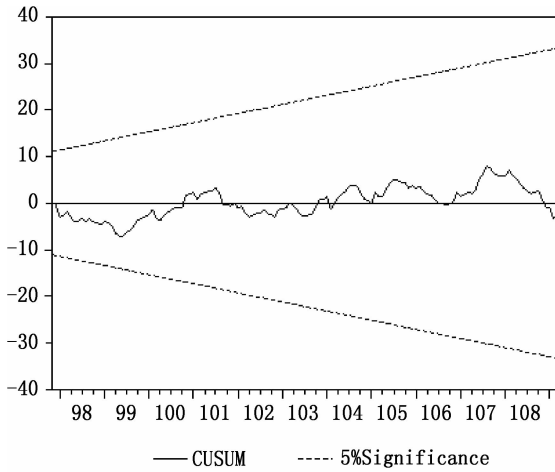


图 5 累计递归残差检验结果图

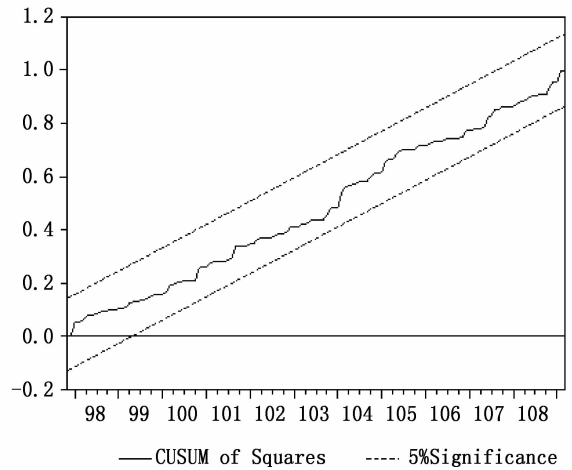


图 6 累计递归残差平方检验结果图

### 六、价格水平的动态调整过程分析:脉冲相应函数和方差分解

为进一步了解 CPI 受相关变量影响的动态调整随时间变化的过程,下面将采用 VAR 模型的脉冲响应函数来刻画这种过程。Sims、Stock 和 Watson(1990)指出,当一组变量存在协整关系时,基于水平值的向量自回归模型并不存在错误识别问题,此时最小二乘法得到的结果也是一致的。因此,我们采用 Johansen 协整检验法对一阶单整变量 CPI、M2 和 Stock 的协整关系进行检验。检验结果显示(表 12、表 13),无论是迹统计量还是最大特征根统计量均表明这三个变量之间存在一个协整关系。

表 12 迹统计量检验结果表

Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.185852	46.56297	35.19275	0.0020
At most 1	14.48725	14.48725	20.26184	0.2572
At most 2	0.029859	4.728957	9.164546	0.3144

表 13 最大特征根检验结果表

Hypothesized		Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.185852	32.07571	22.29962	0.0016
At most 1	0.060637	9.758295	15.89210	0.3569
At most 2	0.029859	4.728957	9.164546	0.3144

在建立 VAR 模型之前,首先要确定 VAR 模型的滞后阶数。受样本容量限制,我们选取的最大滞后阶数为 12。根据 AIC 准则确定的滞后阶数为 12,而根据 SC 准则确定的滞后阶数为 2。我们发

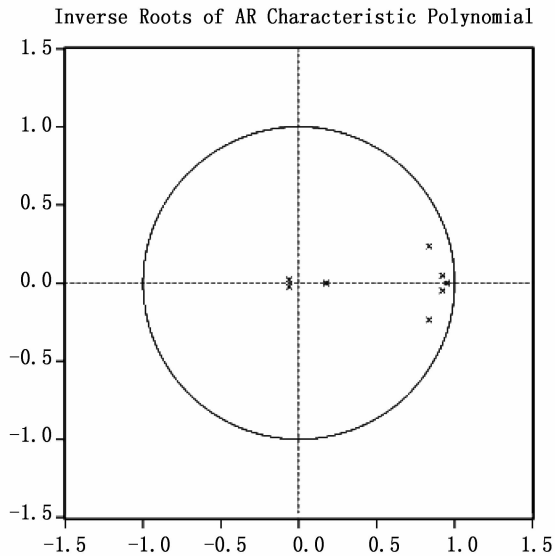


图 7 VAR(2)单位根检验图

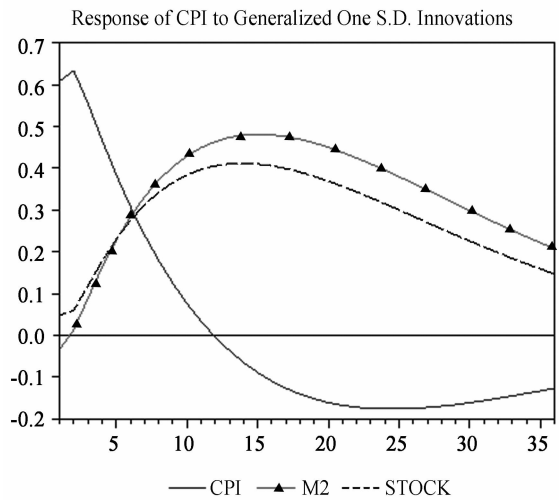


图 8 CPI 的广义脉冲响应图

现,当滞后阶数从 2 增加到 12 时,AIC 的值没有显著减小,而 SC 值显著增加。进一步对 VAR(2)模型的根进行检验,VAR(2)的根全部在单位圆内(图 7),因此,VAR(2)模型稳定。综合考虑,本文确定 VAR 模型的滞后阶数为 2。

由于广义脉冲响应函数较一般意义上的脉冲响应函数而言,得到的结果具有唯一性,且更具稳定性和说服力,因此本文用广义脉冲相应函数进行分析。从 CPI 的广义脉冲响应图(图 8)可以看出,价格水平对自身一个标准差的冲击在前 11 期都是正向响应,表明短期内价格水平受自身冲击的影响较大,即存在价格黏性,但是这种影响从第 2 期开始不断减小,12 期后响应值变为负,这与上一小节货币供应量与价格水平关系模型中,滞后 12 期时价格水平变化对当期价格水平的影响为负的检验结果相一致。同时,通过方差分解表(表 14)可以看出,价格水平表现出很强的惯性特征,其预测方差在前 11 期主要由自身引起,即使在第 12 期,仍能解释 45% 以上的价格水平波动。根据通货膨胀动态机制的相关理论可知,通货膨胀率主要由通货膨胀自身惯性(也即受自身过去值)和经济主体预期两个因素共同决定。如果当期的价格水平出现上涨,根据第三小节货币供应量和价格水平之间的格兰杰因果检验可知,从滞后 2 期开始价格水平就是货币供应量的格兰杰原因,也就是说中央银行对价格水平的变动很快就采取了相应的措施,中央银行的政策措施必然会对经济主体的预期产生影响,但此时价格水平变化的惯性仍然占据主导地位,直到第 12 期,这种影响才发生了逆转,由正变负,中央银行政策措施的效果开始充分体现,这也与货币供应量从第 12 期开始是价格水平的格兰杰原因的检验结果相一致。

货币供应量对价格水平的影响较大且持续时间较长,脉冲响应值在第 9~23 期间始终保持在 0.4 以上,在第 15 期达到最大,此后缓慢减小。同样,从方差分解表可以看出,14 个月以后货币供应量对价格水平波动的影响超过价格水平自身的影响,成为影响价格水平波动的主要因素。这与上面的分析基本吻合,货币供应量对价格水平的影响存在较长时间的滞后,时滞大约在 1 年左右。我们的研究结果与刘金全和刘兆波(2008)的实证研究结果比较类似,即货币供给冲击的价格膨胀效果显著且长期存在。

表 14 CPI 方差分解表

Period	S.E.	CPI	M2	STOCK
1	0.608047	100.0000	0.000000	0.000000
2	0.879098	99.68756	0.309986	0.002450
3	1.048444	98.12526	1.515700	0.359042
4	1.169825	94.77956	3.817899	1.402540
5	1.268835	89.73633	7.111460	3.152210
6	1.358749	83.40941	11.12623	5.464358
7	1.446434	76.36312	15.51732	8.119557
8	1.535111	69.15714	19.95265	10.89021
9	1.625857	62.23959	24.17268	13.58773
10	1.718527	55.90437	28.01232	16.08331
11	1.812346	50.30017	31.39298	18.30685
12	1.906278	45.46566	34.30016	20.23418
13	1.999253	41.36914	36.75932	21.87154
14	2.090285	37.94122	38.81651	23.24227
15	2.178528	35.09757	40.52511	24.37732
16	2.263303	32.75259	41.93806	25.30936
17	2.344089	30.82674	43.10380	26.06946
18	2.420513	29.24971	44.06473	26.68556
19	2.492334	27.96120	44.85686	27.18194
20	2.559422	26.91045	45.51030	27.57925
21	2.621739	26.05522	46.04991	27.89487
22	2.679324	25.36061	46.49610	28.14328
23	2.732278	24.79791	46.86558	28.33651
24	2.780748	24.34351	47.17198	28.48451
25	2.824920	23.97800	47.42646	28.59554
26	2.865002	23.68544	47.63811	28.67645
27	2.901226	23.45272	47.81439	28.73289
28	2.933832	23.26899	47.96142	28.76959
29	2.963066	23.12534	48.08422	28.79045
30	2.989176	23.01436	48.18691	28.79873
31	3.012408	22.92996	48.27291	28.79714
32	3.033002	22.86706	48.34502	28.78792
33	3.051187	22.82146	48.40558	28.77296
34	3.067186	22.78970	48.45652	28.75378
35	3.081210	22.76891	48.49942	28.73167
36	3.093454	22.75670	48.53562	28.70768

股票市场价格指数对价格水平的影响与货币供应量对价格水平的影响相似,脉冲响应值在第 15 期达到最大,而且一直到滞后 36 期时,对价格水平的影响仍然存在。同时,从方差分解表中可以看出,如果考虑到资本市场对价格水平的影响,则从第 12 期开始,货币供应量和资本市场的联合影响就超过了价格水平自身的影响。这表明随着中国资本市场的发展,资本市场收益率的提高确实会通过财富效应等渠道导致价格水平的上升。

## 七、结论及启示

本文通过对货币供应量与价格水平之间关系的初步检验和引入资产价格变量后的再检验,以及对价格水平动态调整过程的脉冲相应函数和方差分解分析,并结合目前的经济金融形势,得出以下结论及启示:

1. 研究货币供应量和价格水平之间的关系,不能只建立在商品市场和货币市场两部门模型基础上,而忽视资产价格波动财富效应的存在。

2. 货币数量理论在中国仍具有一定的适用性。第五部分的分析表明,货币供应量和价格水平之间存在长期稳定的正向关系,但货币供应量的增加并不能引发价格水平同比例的上涨,货币供应量 M2 同比增长率每提高一个百分点,从长期来讲,最终将使 CPI 提高 0.41 个百分点。同时,根据第五部分价格水平的分布滞后模型和第六部分价格水平的动态调整过程分析可知,货币供应量对价格水平的影响不会立竿见影,而是存在 1 年左右的滞后期,但其对价格水平的影响较大且持续时间较长,在 14 个月以后货币供应量对价格水平波动的影响超过价格水平自身的影响,成为影响价格水平波动的主要因素,且一直到滞后 36 个月时,这种影响还十分明显。因此,在目前我国经济出现企稳回升态势的情况下,货币政策应适当进行微调,将货币政策目标的重心由保经济增长回归到维持物价稳定上来,逐步回收过多的流动性,防止因 2009 年货币供应量的大幅增长导致价格水平大幅上涨。尤其是目前在国内房价等资产价格上涨较快,国际上大宗商品价格持续上涨的压力下,我国通胀预期已经开始抬头。

3. 股票市场财富效应存在,股票市场价格指数的变化对一般价格水平有重要影响。第五部分的分析表明,股票市场价格指数和价格水平之间存在长期稳定的正向关系,从长期看,上证综合指数每上涨 100 点,最终将使 CPI 提高 0.13 个百分点。同样,第六部分价格水平的动态调整过程分析显示,股票市场价格指数对一般价格水平的影响持续时间较长,到滞后 36 期时,对价格水平的影响仍然存在。因此,在货币政策操作中,中央银行不仅要关注 CPI 的变动,还要关注资产价格通过财富效应对 CPI 的影响。中央银行传统的政策目标并不直接针对资产价格泡沫,但此次金融危机表明,在金融高度发达和产能供给充分的当今社会,通胀的表现形式和传导渠道可能发生了变化,其可能先表现为资产价格型通胀,即房地产市场和资本市场价格泡沫,然后通过财富效应,传导为消费价格型通胀。

4. 目前,中国房地产市场财富效应不明显,房地产价格指数的变化不会对价格水平变化产生明显影响。这与我国目前房地产市场的购房群体、购房方式、购房目的以及居民消费传统、消费弹性等密切相关。但是考虑到房地产市场在国民经济中的重要位置,尤其是房地产价格泡沫过高会对经济和金融稳定构成严重威胁,并对实体经济造成巨大伤害,因此,在目前房地产价格上升较快的情况下,要采取有力措施稳定房地产价格。

5. 价格水平具有较强的惯性。第六部分的分析显示,短期内价格水平受自身冲击的影响较大,表现出很强的惯性特征,其预测方差在前 11 期主要由自身引起,即使在第 12 期,其仍能解释 45% 以上的价格水平变动。因此,中央银行应从管理好流动性入手,引导和管理好通货膨胀预期,增强社会公众对中央银行预防通胀和控制通胀能力的信心,防止预期的通胀变成现实的通胀。

### 参考文献

范志勇(2008):《中国通货膨胀是工资成本推动型吗?》,《经济研究》,第 8 期。

- 方勇、吴剑飞(2009):《中国的通货膨胀:外部冲击抑或货币超发——基于贝叶斯向量自回归样本外预测模型的实证》,《国际金融研究》,第4期。
- 郭田勇(2006):《资产价格、通货膨胀与中国货币政策体系的完善》,《金融研究》,第10期。
- 何问陶、王成进(2008):《货币供给、虚拟经济与通货膨胀》,《财经研究》,第10期。
- 胡胜、刘旦(2009):《房地产价格财富效应的传导机制分析》,国研网 2009年6月11日。
- 刘金全、张文刚、刘兆波(2004):《货币供给增长率与通货膨胀率之间的短期波动影响和长期均衡关系分析》,《中国软科学》,第7期。
- 刘霖、靳云汇(2005):《货币供应、通货膨胀与中国经济增长——基于协整的实证分析》,《统计研究》,第3期。
- 刘金全、刘兆波(2008):《我国货币政策的中介目标与宏观经济波动的关联性》,《金融研究》,第10期。
- 帅勇(2002):《资本存量货币化对货币需求的影响》,《中国经济问题》,第3期。
- 唐毅亭、熊明渊(2008):《当前我国CPI走势分析和展望》,《宏观经济研究》,第12期。
- 伍志文(2002):《货币供应量与物价反常规关系:理论及基于中国的经验分析》,《管理世界》,第12期。
- 徐强(2006):《GDP缩减指数是测度通货膨胀的可靠指标吗?》,《统计研究》,第5期。
- 赵留彦、王一鸣(2005):《货币存量与价格水平:中国的经验证据》,《经济科学》,第2期。
- 朱慧明、张钰(2005):《基于ECM模型的货币供给量与通货膨胀关系研究》,《管理科学》,第10期。
- Davis, M. and Palumbo, M. (2001): "A Primer on the Economics and Time Series Econometrics of Wealth Effects", Finance and Economics Discussion Paper, Federal Reserve Board.
- Engelhardt, G. (1996): "House Prices and Home Owner Saving Behaviour", *Regional Science and Urban Economics*, 26, 313-336.
- Frain, J. (2004): "Inflation and Money Growth: Evidence from a Multi-Country Dataset", *Economic and Social Review*, 35, 251-266.
- Tobin, J. (1984): "On the Efficiency of the Financial System", *Lloyds Bank Review*, 153, 1-15.
- Lettau, M. and Ludvigson, S. (2004) "Understanding Trend and Cycle in Asset Values: Reevaluating the Wealth Effect on Consumption", *American Economic Review*, 94, 276-299.
- McCandless, G. and Weber, W. (1995): "Some Monetary Facts", *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 19, 2-11.
- Moroney, J. (2002): "Money Growth, Output Growth and Inflation: Estimation of a Modern Quantity Theory", *Southern Economic Journal*, 69, 398-413.
- Budina, N.; Maliszewskib, W.; de Menil, G.; and Turlead, G. (2006): "Money, Inflation and Output in Romania: 1992-2000", *Journal of International Money and Finance*, 25, 330-347.
- Poterba, J. (2000): "Stock Market Wealth and Consumption", *Journal of Economic Perspectives*, 14, 99-118.
- Romer, C. (1990): "The Great Crash and the Onset of the Great Depression", *Quarterly Journal of Economics*, 105, 597-624.
- Sims, C.; Stock, J. and Watson, M. (1990): "Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots", *Econometrica*, 58, 113-144.

(责任编辑:赵一新)