

成本冲击、通货膨胀与货币政策*

——基于总供给-总需求框架的实证分析

伍 戈 李 三

〔摘 要〕本文系统地回顾了有关中国通货膨胀的文献,我们发现,现有的研究通常偏重于数据挖掘,而忽视了普适性宏观经济理论的约束,因而所得出的结论其经济学含义值得商榷。尽管总供给-总需求框架是十分简洁的宏观分析框架,但是很少有人用它的具体方程来推导通货膨胀的决定式,并将所得来的决定式用之进行中国的实证分析,使理论研究与实证分析相互印证。本文创新性地总供给-总需求框架下,首先对封闭经济下的通货膨胀成因做了较为深入分析,接着将模型推广到开放经济中以获得计量上可估的线性方程,并利用中国的数据进行了实证分析。结果表明,中国通胀的形成是由供给面和需求面两方面因素共同决定的,这也在数量上验证了总供给-总需求框架在中国的适用性。其中,产出缺口增大、劳动力增速放缓、货币增速变大、人民币实际有效汇率同比增速减缓、大宗商品价格增速走高都显著性地导致通胀率的抬升,且它们对于通货膨胀的影响的显现具有一定的时滞性。鉴于此,我们建议,当经济体遭遇供给冲击(刘易斯拐点、大宗商品价格高企等)时,货币政策尤其需要审慎,以避免因刺激性宏观政策形成成本推动与需求拉动相互强化所导致的螺旋式价格上涨。

关键词:通货膨胀 总供给-总需求 成本冲击 货币政策

JEL 分类号:C50 E41 O53

1995年颁布的《中国人民银行法》将“保持货币币值的稳定,并以此促进经济增长”作为我国货币政策实施的最终目标。近些年来,稳定物价及控制通胀也一直是我国宏观经济调控的重要目标。纵观1995年以来至此次国际金融危机前夕的宏观经济状况,有三段时期的消费者物价指数(简称CPI)波动较大:一是1996~2000年前后,我国的CPI持续下降(见图1)。这一时期,我国货币供应量M2同比增速明显放缓,从1996年12月的27.2%逐渐下降到2001年12月的14.4%,下降比例近50%。与此同时,国际大宗商品价格指数(简称CRB指数)从239.6震荡下跌到190.6,下降比例为11.2%。特别地,亚洲金融危机等原因导致了我国在2000年前后持续通货紧缩;二是2007年到2008年期间,在“内忧外患”的严峻形势下,我国经济增速明显放缓,同时通胀率有抬头之势(图1)。这一阶段,国际大宗商品价格上涨较快,CRB指数从2006年末的307.3大幅上涨到2008年6月末的462.7,增幅高达50.6%;劳动力供给增速放缓,工资水平上升,甚至局部地区还出现“招工难”的现象。同时,货币量M2同比增速均值高达17.0%。在供给面和需求面的相互配合之下,这一阶段CPI同比均值约为5.0%,单月同比增速还曾一度高达8.5%;三是此次国际金融危机以来,各国当局经济政策频出,我国CPI波动也比较剧烈,其影响因素可能也更加多元化和复杂化。

近年来,我国抚养比^①不断增大,刘易斯拐点日益临近,不少学者对未来经济增速下行和通胀高企颇为担忧。在这样的大背景下,研究我国通货膨胀成因,尤其是成本冲击(劳动力成本、大宗

* 伍戈,中国人民银行货币政策二司,研究员,经济学博士;李三,中国外汇交易中心,经济学硕士。

① 抚养比指非劳动年龄人口对劳动年龄人口的数量之比,它度量了劳动人口的平均负担。

商品成本等上涨)与通胀的关系,能够为我国较好地抑制住通胀和防范滞胀提供许多宝贵的政策建议。下面,我们将在系统地回顾中国通货膨胀问题的理论和实证研究的相关文献的基础上,借鉴总供给-总需求(AS-AD)框架和凯恩斯主义的核心思想,研究总体价格水平的决定因素。首先在封闭经济条件下研究了通货膨胀的决定因素,接着又将模型进一步扩展到开放经济。然后,利用中国数据进行实证检验,结果表明产出缺口增大、劳动力增速放缓、货币增速变大、人民币实际有效汇率同比增速减缓、大宗商品价格增速走高都显著性地导致通胀率的抬升,且它们对于通货膨胀影响的显现具有一定的时滞性。最后,本文在有关结论的基础上,有针对性地提出管理现阶段通货膨胀的政策建议。

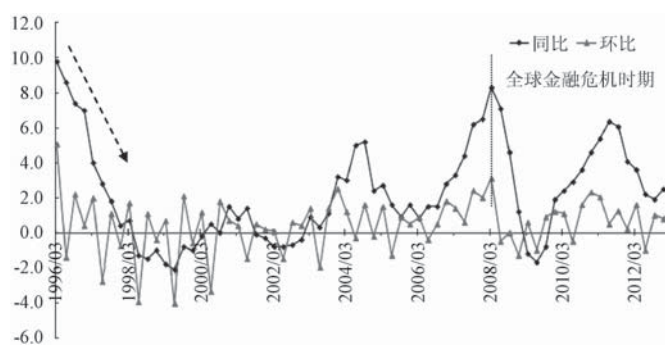


图1 1996年以来我国消费者物价指数(CPI)季度变化

一、关于通货膨胀的基本分析框架:文献综述

简单地讲,通货膨胀的本质就是价格总水平在一段时间内持续攀高。在历史上,为了理清通货膨胀的成因,从而找到解释和管理通货膨胀的有效方法,经济学家们主要引入了以下三种分析框架:

早期的凯恩斯学派在总供给-总需求框架下研究总体价格水平的形成机制,他们通过IS-LM模型^①导出总需求曲线,并认为短期内价格的粘性导致了水平的总供给曲线,而长期来看总供给曲线是一条垂直于自然失业率条件下的产出水平的直线,总需求曲线与短期总供给曲线的交点决定了短期内的价格水平,而总需求曲线与长期供给曲线的交点决定了长期的平均价格水平。在此基础上,逐渐衍生出需求拉动派、成本推动派以及混合派,他们分别从总需求曲线、总供给曲线的不同影响因素切入,试图解释通货膨胀的成因。

后来,以弗里德曼为代表的货币主义理论学派提出了货币数量论,他们认为通货膨胀完全是一种货币现象,总价格水平与货币数量完全正相关,货币政策最终并不能影响实际产出,而只会引起物价水平的变化。因而,他们认为,只有在存在货币超发的条件下,通货膨胀才会出现。近年来,国内外也有不少这方面的理论与实证研究。例如,Lothian and McCarthy(2009)研究了OECD多个成员国的宏观经济数据,他们发现通胀仅仅是货币现象,甚至认为在这些国家货币是“超中性的”;然而,陈彦斌、唐诗磊和李杜(2009)认为,货币供应量(M0、M1以及M2)对我国通货膨胀没有影响,且不能以此来预测通货膨胀。

20世纪80年代以后,西方国家逐渐抛弃货币量而选择利率工具作为货币政策工具,宏观经济学家们越来越少地使用货币数量论作为分析通胀的出发点,随之而兴起的是新凯恩斯学派主导的动态随机一般均衡模型(简称DSGE)。一个典型的DSGE模型往往包括居民、企业和政府三个方面的方程。模型中采用了新古典假设,即居民最大化其效用,企业最大化其利润。居民的消费构成需求,企业的产出构成供给,而政府(通常为中央银行)代表对经济活动的调控者。此模型用随机差分方程表示系统的状态,并分析这组方程在需求、生产和政策等各类外部冲击下的反应,进而提出政策建议。DSGE模型继承了凯恩斯主义的核心思想后,又更多地融入了市场微观结构,并由此推导出了新凯恩斯菲利普斯曲线(简称NKPC),从而使得出的许多结论具有了微观基础,但模型

^① IS-LM模型是由英国经济学家希克斯(John Hicks)和美国经济学家汉森(Alvin Hansen)在凯恩斯宏观经济理论上概括出来的经济分析模式,也称“希克斯-汉森图形”。

的推导过程相对复杂。

在实证研究方面，目前研究中国通胀问题的主流方法是在新凯恩斯菲利普斯曲线的基础上，加入某些外生冲击来构建计量方程，并主要借助向量自回归模型（简称 VAR，或者结构向量自回归模型，简称 SVAR）以及向量误差修正模型（简称 VECM）来进行实证分析。由于看问题的视角和研究的侧重点不同，他们引入的变量也有所差异。Scheib and Vines(2005)使用中国经济的季度数据，估计了开放经济下基于产出缺口的前瞻性和后向性新凯恩斯菲利普斯曲线，发现产出缺口、汇率和通胀预期对中国通胀有显著作用。何念如等(2006)研究了国际油价对国内 CPI、PPI 等的影响。施建淮等(2008)检验了汇率对进口价格、生产者价格和消费者价格的传递效应，结果表明传递效应显著，尤其是 2005 年汇改以后，人民币升值对降低通货膨胀的解释力显著增强。黄益平等(2010)分别运用 VECM 和 SVAR 方法分析了月度同比和月度环比数据，得出过剩流动性、产出缺口、房价和股价对通胀会产生正向影响，且影响主要反映在前 5 个月，第 10 个月基本消失。伍戈(2011)运用“从一般到特殊的建模方法”，实证考察了 1994~2009 年中国通货膨胀与货币供应、产出缺口、汇率与国际原油价格之间的关系，结果表明，通货膨胀并不完全是“货币现象”，还有其他很多重要变量共同决定通货膨胀的变化。

然而，有关实证研究我国通胀问题的文章，往往存在两方面的问题：一是计量模型的设定通常具有一定的随意性，它们大多重视数据挖掘，建立计量上显著的模型，但却忽视了普适性的宏观经济理论的约束，甚至完全脱离于宏观经济理论框架，这样的结果在统计上也许是有意义的，但是它们的经济学涵义值得商榷；二是在建模的过程中引入了较为复杂的微观市场主体（如新凯恩斯菲利普斯曲线等），但这些微观基础大多基于西方成熟经济体的实践，与中国的现实有着较大的差距，将其运用于中国的数据检验中，其可信度值得怀疑。

针对上述情况，本文选择最为基本的宏观经济分析框架（总供给-总需求）对中国通货膨胀进行分析，因为我们认为经典的东西往往是比较简洁的，容易让人理解，而且普遍适用于各国的实践。根据该框架，物价总水平一定是宏观经济中总供给与总需求实现均衡的最终结果。如果没有需求面以及货币供应量的配合，任何成本冲击都不必然代表通货膨胀水平的系统性抬升。例如，以刘易斯拐点等供给冲击为例，我们可以看看劳动力成本上升时总供给-总需求所发生的变化（图 2）。首先，随着生产部门的继续扩张，若农业部门还有足够多的劳动力可以被吸收，则总供给曲线会从 AS_1 大幅平移到 AS_4 的位置，然而经济体面临刘易斯拐点的现状导致并没有足够的劳动力可供工业生产部门吸收，此时工资水平面临上升压力，总供给曲线只小幅移动到 AS_3 所示的位置，工资水平上涨较多。接着，厂商为了减少劳动力成本上升所带来的影响，会多用机器代替人工并进行技术创新以提高生产效率，这促使总供给曲线从 AS_3 略向外平移至 AS_2 。在总需求方面，劳动力成本的增加将使得劳动者收入增加，可支配收入的增加将会促进消费者提高消费水平，从而使总需求曲线向右移动。当然，经济体中的其他因素也会影响总需求（比如货币量等）。当需求增加的幅度较大时，需求曲线从 AD_1 大幅移动到 AD_2 ，总体价格水平上升；当需求增加的幅度较小时，需求曲线从 AD_1 小幅移动到 AD_3 ，总体价格水平下降（图 2）。由此可见，只有当需求曲线的平移效应超过供给曲线的平移效应时，价格水平才会升高。因此，总供给与总需求的最终均衡才是决定一国物价水平的基本力量。

尽管总供给-总需求框架是最简洁的宏观分析框架，但是很少有人用它的具

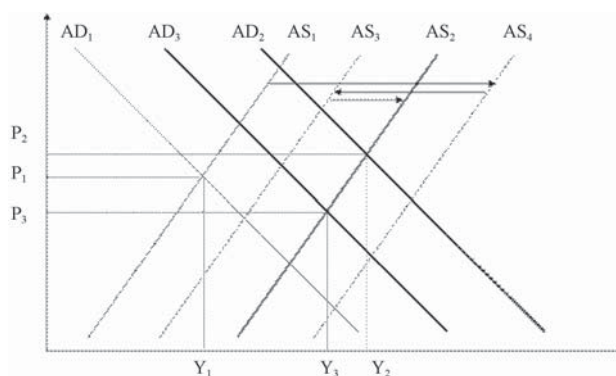


图 2 刘易斯拐点时期的总供给-总需求变化图

体方程来推导通货膨胀的决定式,并且更少有人用之进行实证分析。本文的主要创新之处就是从上述基本的宏观经济理论出发,推导出计量上可估的通胀表达式,接着创新性地用中国的数据序列从实证上作进一步检验,从而使定量分析建立在更加严谨的宏观经济学框架之上,并考察总供给-总需求框架在中国的适用性。值得一提的是,为了得出计量上可估的表达式,本文做了一些简化处理和假设,但这些并不影响本文的基本结论。

二、封闭经济条件下总体价格水平的决定

在这一节,我们首先将在封闭经济条件下,分别推导出总供给函数和总需求函数的表达式,然后计算出均衡价格水平的决定式。下一节,我们将把本节的模型推广到开放经济中。

在封闭经济条件下,假设经济体不存在与外部世界的联系,因而不会有外商投资以及进出口贸易等项目。借用经典的 IS-LM 模型来分析总需求曲线:

$$\text{IS 曲线: } y=C(y-tax)+I(i)+g$$

$$\text{LM 曲线: } \frac{M}{P}=L(i,y)$$

其中 y 、 C 、 I 、 g 和 tax 分别表示总需求、居民消费、投资需求、政府购买和税收, P 表示总体价格水平, i 表示名义利率水平。从 LM 方程中求解出 i 的表达式,代入 IS 方程中,便可得到总需求曲线。为了得出较为简单的线性表达式,以方便后文的实证分析,做出如下四个简化假设:(1)居民消费倾向为固定常数 c ,自主性消费为 0,即 $C(y-tax)=c \times (y-tax)$;(2)不存在政府购买与税收,即 $g=tax=0$;(3)投资函数为 $I(i)=b \times \exp(b_1 \times i)$;(4)货币需求函数为 $L(i,y)=y^{c_1} \times \exp(c_0 - c_2 \times i)$ 。于是,得到如下的带有时间下标的 IS-LM 曲线:^①

$$\text{IS 曲线: } \ln y_t = b_0 + b_1 \times (i_t) \quad (1)$$

$$\text{LM 曲线: } \ln M_t - \ln P_t = c_0 + c_1 \times \ln y_t - c_2 \times i_t \quad (2)$$

联立方程(1)和(2),消去 i_t 可得:

$$\ln P_t = - \left(c_1 - \frac{c_2}{b_1} \right) \ln y_t + \ln M_t - \left(c_0 + \frac{c_2 b_0}{b_1} \right) \quad (3)$$

至此,我们得到了对数线性的总需求曲线(如式(3)所示),下面将进一步得出总供给曲线。一般地,总供给曲线是由生产函数、厂商定价函数和菲利普斯曲线三部分推导而成的。根据古典经济理论,可以假设生产函数为:

$$y(t) = \alpha \times A(t)^\beta \times L(t) \quad (4)$$

其中, $y(t)$ 表示总供给水平, $A(t)$ 表示全社会的技术水平^②,而 $L(t)$ 表示参加劳动的人口数量, α 、 β 是系数参数。这里,暂时没有考虑资本因素,该处理方法在理论上也是比较常见的,例如 Dornbusch and Fischer(1994)在推导总供给曲线时,也略去了资本要素,他们甚至还省略了技术进步项等。此外,从后文的计量研究的结果来看,该简化处理与实证检验的解释结论也是基本吻合的,具有现实的经济意义。根据式(4),一单位劳动投入生产出 $\alpha \times A(t)^\beta$ 单位产品。假设单位劳动成本为工资 $W(t)$,则单位产出的劳动成本应该为 $\frac{W(t)}{\alpha \times A(t)^\beta}$ 。假设加成比例为 z (某一常数),那么我们可以假设工资价格方程为:

$$P(t) = \frac{1+z}{\alpha \times A(t)^\beta} W(t) \quad (5)$$

① 这里的简化过程,参考了 McCallum, B. (1989): *Monetary Economics: Theory and Policy*, New York: Macmillan Pub. Co.。

② 如果将 $A(t)$ 认为技术,那么我们可以说是将资本等其他生产要素简化掉了;但是,我们还可以认为 $A(t)$ 即是除去劳动以外的影响产出的所有其他因子。

联立式(4)和(5)消去 $A(t)$ 后(技术水平难以用合适的数据衡量,因而我们将其代换掉),取自然对数并微分可得:

$$\frac{\dot{P}(t)}{P(t)} = -\frac{\dot{y}(t)}{y(t)} + \frac{\dot{L}(t)}{L(t)} + \frac{\dot{W}(t)}{W(t)} \quad (6)$$

离散化后可得:

$$\frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} = -\frac{y_t - y_{t-1}}{y_{t-1}} + \frac{L_t - L_{t-1}}{L_{t-1}} + \frac{W_t - W_{t-1}}{W_{t-1}} \quad (7)$$

菲利普斯在对英国 1861~1957 年期间的工资行为进行广泛研究的基础上,发现了失业率和货币工资增长率之间的反向关系,这就是人们通常所说的菲利普斯曲线(Phillips, 1958):

$$\frac{W_t - W_{t-1}}{W_{t-1}} = -\lambda(u_t - u_t^*) \quad (8)$$

其中, $(u_t - u_t^*)$ 表示失业率, u_t^* 而表示自然失业率。

联立式(7)和式(8)消去 $\frac{W_t - W_{t-1}}{W_{t-1}}$, 可得到不包含技术水平和工资水平的总供给曲线^①:

$$\frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} = -\frac{y_t - y_{t-1}}{y_{t-1}} + \frac{L_t - L_{t-1}}{L_{t-1}} - \lambda(u_t - u_t^*) \quad (9)$$

近似地, $\frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} = \ln\left(1 + \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}\right) \cong \ln P_t - \ln P_{t-1}$ 。对于其他项也可以做类似的近似,于是式(9)

变为:

$$\ln P_t = \ln P_{t-1} - (\ln y_t - \ln y_{t-1}) + (\ln L_t - \ln L_{t-1}) - \lambda(u_t - u_t^*) \quad (10)$$

在均衡的总体价格水平下,总供给与总需求相匹配。联立式(3)(AD 曲线)和式(10)(AS 曲线),便可求得均衡价格水平 P_t 和均衡产出水平 y_t 。为了进一步求得通货膨胀(即价格增长率)的表达式,将(3)的时间向前提一期:

$$\ln P_{t-1} = -\left(c_1 - \frac{c_2}{b_1}\right) \ln y_{t-1} + \ln M_{t-1} - \left(c_0 + \frac{c_2 b_0}{b_1}\right) \quad (11)$$

两式相减,可得

$$\ln P_t - \ln P_{t-1} = -\left(c_1 - \frac{c_2}{b_1}\right) (\ln y_t - \ln y_{t-1}) + \ln M_t - \ln M_{t-1} \quad (12)$$

联立式(10)和式(12),可得

$$\pi_t = \frac{\lambda B}{1-B} (u_t - u_t^*) - \frac{B}{1-B} g_{L,t} + \frac{1}{1-B} g_{M,t} \quad (13)$$

其中, $\pi_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \cong \ln P_t - \ln P_{t-1}$, 表示通货膨胀率, $B = c_1 - \frac{c_2}{b_1}$, $g_{L,t}$ 和 $g_{M,t}$ 分别表示劳动增长率和货币量的增长率,而 $(u_t - u_t^*)$ 表示失业率。至此,在前述的假设条件下,得出了封闭经济下通胀率的决定式(13),显然,它与失业率、劳动增长率以及货币增长率有关。

三、开放经济条件下总体价格水平的决定

本部分将把总供给-总需求模型放在开放经济的条件下进行重新考量,得出新的通货膨胀决定方程。在开放经济条件下,总需求还受到境外消费者对本国商品和服务以及对本国投资品的需

^① 工资变量消去后,劳动力市场的相关冲击就都反映在劳动人数的变化上,当劳动人数的增长率减缓时,通常劳动力供给较为紧张,工资水平上涨。

求的影响,这主要反映在进出口贸易以及外商直接投资等项目上。外部需求一方面受外国国民收入变化的影响,另一方面还受相对价格即汇率的影响。为了简化分析,假设在商品与资本自由流动的开放经济条件下,外国需求对价格的弹性要高于对收入的弹性,并且假设外国国民收入较为稳定,因而可以忽略外国国民收入对本国物价的影响。在(3)式的基础上本文假设新的总需求曲线为:

$$\ln P_t = -\left(c_1 - \frac{c_2}{b_1}\right) \ln y_t + \ln M_t - c_3 \ln ex_t - \left(c_0 + \frac{c_2 b_0}{b_1}\right) \quad (14)$$

将式(14)的时间向前一期,即 $\ln P_{t-1} = -\left(c_1 - \frac{c_2}{b_1}\right) \ln y_{t-1} + \ln M_{t-1} - c_3 \ln ex_{t-1} - \left(c_0 + \frac{c_2 b_0}{b_1}\right)$,并用式(14)相减可得:

$$\pi_t = -B g_{y,t} + g_{M,t} - c_3 g_{ex,t} \quad (15)$$

其中, ex_t 表示汇率, $g_{y,t} = \ln y_t - \ln y_{t-1}$, $g_{ex,t} = \ln ex_t - \ln ex_{t-1}$, 它们分别表示实际产出水平的增长率和汇率的增长率。

在开放经济条件下,国内大宗商品的价格会受到国际大宗商品价格的影响。理论上,当大宗商品价格上升时,本国使用大宗商品进行生产的企业的产出品价格必然会增加,然后通过产业链一直传导到最终消费品上,使整体物价水平上涨。鉴于大宗商品在国民生产中的重要性,在式(10)的基础上假设开放经济条件下的供给曲线为:

$$\pi_t = -g_{y,t} + g_{L,t} - \lambda(u_t - u_t^*) + c_4 g_{c,t} \quad (16)$$

其中, $g_{c,t}$ 表示大宗商品价格的增长率。

联立开放经济条件下的 AD 曲线式(15)以及 AS 曲线式(16),消去 $g_{y,t}$, 可得如下方程式:

$$\pi_t = \theta_0 + \theta_1(u_t - u_t^*) + \theta_2 g_{L,t} + \theta_3 g_{M,t} + \theta_4 g_{ex,t} + \theta_5 g_{c,t} + \eta_t \quad (17)$$

其中, $\theta_i (i=0, 1, \dots, 5)$ 分别表示常数项以及各解释变量的系数。至此,得出了开放经济条件下通货膨胀水平的决定式,它和失业率、劳动增长率、货币增长率、汇率增长率以及大宗商品价格增长率有关。

四、对中国通货膨胀的实证检验:基于总需求-总供给的框架

在我国,关于失业率的统计数据主要是国家统计局公布的“城镇登记失业率”,但它的定义与式(17)中的全社会失业率($u_t - u_t^*$)有较大差别,故我们利用奥肯定律对此项目做一个转换。奥肯定律揭示了失业率与产出缺口之间的关系,可由下列方程描述:

$$\frac{y_t - y_t^*}{y_t^*} = -\omega(u_t - u_t^*) \quad (18)$$

其中, y_t^* 表示自然失业率 u_t^* 下的潜在产出水平。我们定义 $\frac{y_t - y_t^*}{y_t^*} = gap_{y,t}$ 。式(17)可变化为:

$$\pi_t = \varphi_0 + \varphi_1 gap_{y,t} + \varphi_2 g_{L,t} + \varphi_3 g_{M,t} + \varphi_4 g_{ex,t} + \varphi_5 g_{c,t} + \sigma_t \quad (19)$$

其中, $\varphi_i (i=0, 1, \dots, 5)$ 分别表示各系数。

下面我们将使用 1996 年第四季度到 2013 年第一季度一共 66 组数据进行实证分析。表 1 给出了回归变量的相关说明。

本文对变量做了一些必要的处理。首先,利用 HP 滤波方法计算出季度实际 GDP 同比增速(记作 RRGDP)的趋势项(图 3 中 Trend 所示),把实际 GDP 同比增速(季度)与它的差值作为 $gap_{y,t}$, 即产出缺口^①。

其次,劳动量应当选择能够真实反映我国每一季度实际投入到生产中的所有劳动量的总

^① 本文并没有直接基于实际 GDP 做 HP 滤波分析从而得出潜在产出序列,主要是因为季节因素会极大地影响其准确性,从而使得产出缺口出现较大偏差。

表 1 各个变量的说明

式(19)的变量	计量使用的变量	计算方法
π_t	<i>cpi</i>	消费者物价指数,季度同比
$gap_{y,t}$	<i>gap</i>	实际 GDP 季度同比增速与其 HP 滤波分析结果的差值
$g_{L,t}$	<i>labor</i>	“全国就业人数”(年度)线性插值季化后,计算而来的同比增长率
$g_{M,t}$	<i>m2</i>	货币供应量“M2”季度同比增长率
$g_{ex,t}$	<i>reer</i>	人民币实际有效汇率季度同比增长率
$g_{c,t}$	<i>commodity</i>	CRB 大宗商品期货价格指数季度同比

和。但是,在我国,“全国就业人员”只有年度数据,不满足本文要求,“城镇就业人数”虽然具有季度观测值,但是 20 世纪 90 年代末我国进行国有企业改革导致大批城镇职工下岗,引起城镇就业人数的走势与全国就业人员的走势有较大差异(图 4),因此我国“城镇就业人数”并不是劳动总量的一个很好的替代变量。为了更加真实地反映我国劳动人数的变化趋势,本文依然使用“全国就业人员”数量的年度数据,并利用线性插值的方法得到每年前三个季度的就业人数,由此计算出的每个季度的劳动力的同比增长率,记作 *labor*。

表 2 分别给出了回归变量的统计特征,包括均值、中值、最大值、最小值和标准差。

利用增广的迪克-富勒检验(Augmented Dickey-Fuller, ADF)对各个变量进行平稳性检验。结果如表 3 所示,在 2% 的显著性水平下, *gap* 是平稳序列,而 *cpi*、*labor*、*m2*、*reer*、*usd* 和 *commodity* 都是 1 阶单整序列。

三个以上的变量,如果具有不同的单整阶数,其中部分高阶变量有可能经过线性组合构成低阶单证变量,之后再与低阶变量进一步线性组合为稳定变量,因而,上述变量之间仍有可能存在长期均衡关系^①。由此,本文使用 JJ 检验方法对 *cpi*、*gap*、*labor*、*m2*、*reer* 和 *commodity* 之间可能存在的长期均衡关系进行检验,结果如表 4 所示。

检验结果表明,在 1% 的显著性水平下,可以拒绝变量间至多包含 0 个、1 个、2 个协整关系的原假设,但不能拒绝变量间至多包含 3 个协整关系的原假设,因此各变量在样本期内最多存在 3 个协整关系。这说明 *cpi*、*gap*、*labor*、*m2*、*reer* 和 *commodity* 之间在样本期内具有长期均衡关系。

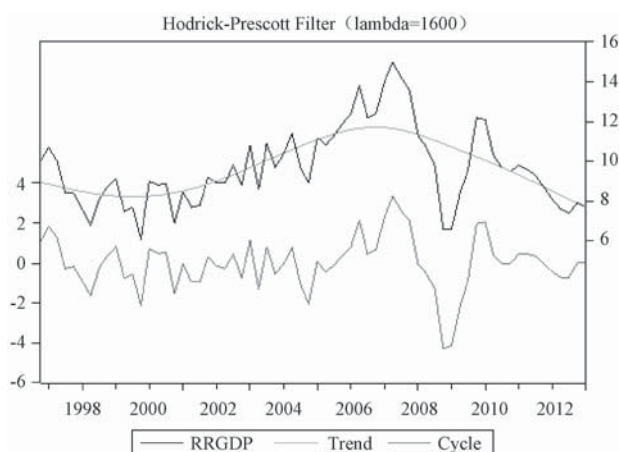


图 3 HP 滤波分析

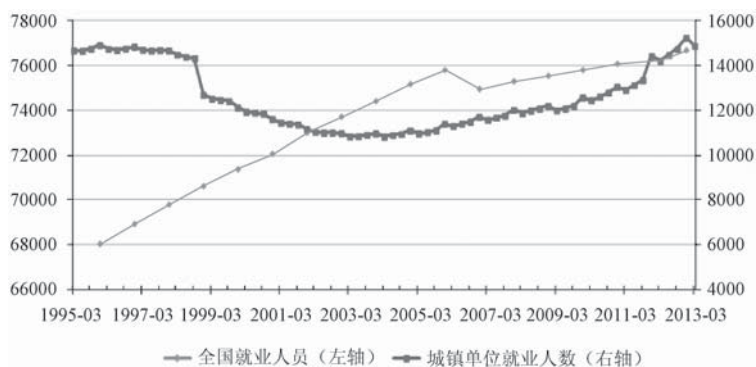


图 4 我国就业人员与城镇就业人数(万人)

^① 参见李子奈、叶阿忠(2012):《高级应用计量经济学》,清华大学出版社。

表 2 变量的主要统计特征

	均值	中值	最大值	最小值	标准差
<i>cpi</i>	1.971	1.600	8.300	-2.100	2.517
<i>gap</i>	0.000	-0.015	3.340	-4.287	1.348
<i>labor</i>	0.696	0.943	1.304	-1.117	0.526
<i>m2</i>	17.77	16.95	29.26	13.06	3.683
<i>reer</i>	1.812	2.135	15.96	-8.370	5.757
<i>usd</i>	-1.633	-0.210	0.020	-9.600	2.488
<i>commodity</i>	6.378	8.211	45.23	-33.09	16.74

注:所有同比增长率数据的单位都是%。

表 3 变量平稳性检验结果

变量	水平值检验结果			1 阶差分结果		
	(C,T,K)	ADF 值	概率	(C,T,K)	ADF 值	概率
<i>cpi</i>	(C,T,8)	-3.43	0.0452	(0,0,7)	-5.28	0.0000
<i>gap</i>	(0,0,2)	-4.86	0.0000			
<i>labor</i>	(0,0,9)	-1.31	0.1742	(0,0,8)	-2.42	0.0163
<i>m2</i>	(C,0,5)	-2.45	0.1322	(0,0,3)	-5.91	0.0000
<i>reer</i>	(0,0,8)	-1.42	0.1436	(0,0,7)	-5.15	0.0000
<i>commodity</i>	(0,0,8)	-1.26	0.1881	(0,0,7)	-5.59	0.0000

注:(C,T,K)分别表示 ADF 检验中单位根方程中是否包含截距项 C、趋势项 T,以及滞后阶数 K,滞后阶数由 Eviews 软件根据最小化赤池信息准则(Akaike Information Criterion ,AIC)自动选择,概率值为 MacKinnon 单边概率值。

表 4 JJ 协整检验结果

假设存在的协整关系数目	特征值	迹统计量	5%水平下的临界值	概率值
不存在	0.5871	149.6	95.75	0.0000
至少 1 个	0.4448	93.88	69.82	0.0002
至少 2 个	0.4261	56.81	47.86	0.0058
至少 3 个	0.1917	21.83	29.80	0.3081
至少 4 个	0.0837	8.425	15.49	0.4211
至少 5 个	0.0453	2.919	3.841	0.0875

将最大特征值所对应的协整关系作为变量间的长期均衡关系,并对第 1 个协整向量做正则化^①处理,得到如下协整关系:

$$cpi=1.691gap-3.286labor+0.208m2-0.356reer+0.0569comm+e_t$$

$$(0.3662)^{***} (0.8370)^{***} (0.1048)^{**} (0.0817)^{***} (0.0321)^{*} \quad (20)$$

CPI 同比增速与各个自变量之间的长期均衡关系可以用(20)式表述。于是,从长期来看,我们可以得到如下结论:

① 正则化处理目的在于使协整向量系数可识别。

(1)产出缺口对通胀水平(本文用CPI同比来测度)影响较为显著。当出现经济过热即产出水平超过自然失业率所对应的产出水平时,CPI同比趋于上升;当出现经济萧条即产出水平低于自然失业率所对应的产出水平时,CPI同比趋于下降。

(2)全国劳动人数的增速减缓,即劳动力供给越来越紧张时,通胀水平趋于上升,这表明在本文考察期内,从长期均衡关系来看,我国劳动力增加的产出效应大于收入效应^①,因而就我国目前的现状而言,劳动力市场上诸如刘易斯拐点等结构性变化可能对通胀造成冲击(伍戈、李三,2012)。

(3)货币量的增加会显著性地导致通胀水平的上升。这说明在本文考察期内,货币并不是“中性”的。这也说明,至少截至目前,在我国实施数量型货币政策调控框架,对于调节我国通货膨胀水平仍有着重要现实意义。

(4)人民币实际有效汇率同比增速的增加会导致CPI同比趋于下降。人民币实际有效汇率的上升一方面会减少外国对我国的贸易需求,而另一方面人民币实际有效汇率处于上升通道时(渐进性调控方式),容易形成人民币升值预期,从而可能会促进全球资本加速向我国境内流动,这两方面的因素对我国物价水平的影响是相反的(伍戈,2011),方程(20)说明在本文考察期内前者的效应很可能要显著大于后者。

(5)大宗商品价格指数走高可能会导致CPI同比上升。我国金融开放程度越来越高,国内大宗商品的价格走势越来越同步于国际大宗商品价格走势,当国际大宗商品价格走高时,我国境内大宗商品的价格也会相应上升,然后通过产业链传导至最终消费端。

进一步地,在式(20)的基础上,建立如下的短期误差修正模型(简称ECM):

$$\Delta cpi_t = \alpha_0 + \alpha_1 ECM_{t-1} + \sum_{i=0}^p \beta_i \Delta gap_{t-i} + \sum_{i=0}^p \gamma_i \Delta labor_{t-i} + \sum_{i=0}^p \gamma_i \Delta m2_{t-i} + \sum_{i=0}^p \delta_i \Delta reer_{t-i} + \sum_{i=0}^p \mu_i \Delta comm_{t-i} + \varepsilon_t \quad (21)$$

其中,ECM表示长期均衡关系式(20)的残差值, Δ 表示1阶差分。逐步增加滞后阶数 p 进行回归后发现,1阶及以上解释变量的系数不显著,且常数项系数也不显著。综合考虑后,选取如下短期误差修正方程:

$$\begin{aligned} \Delta cpi_t = & -0.1595ECM_{t-1} + 0.1919\Delta gap_t + 0.5999\Delta labor_t \\ & (0.0256)^{***} \quad (0.0912)^{**} \quad (0.6834) \\ & -0.0657\Delta m2_t - 0.0312\Delta reer_t + 0.0288\Delta comm_t + e_t \\ & (0.0501) \quad (0.0319) \quad (0.0010)^{***} \end{aligned} \quad (22)$$

($R^2=0.5764$, Adjust $R^2=0.5405$, Log likelihood=-79.25, Durbin-Watson stat=2.157)

式(22)所示的误差修正模型拟合程度较好,且残差项不存在序列相关,因而模型设定较好。误差修正项系数为-0.1595,且在1%的水平上显著,符合反向修正原则,该系数说明在短期内CPI同比可能会偏离其与各个变量之间的长期均衡关系(如式(20)所示),但这些因素会快速自我调整使这种短期波动迅速减弱并使各变量回到长期均衡。当期产出缺口以及国际大宗商品价格的冲击对CPI同比差分项的影响较为显著,而当期劳动力增速、货币供应量增速以及人民币实际有效汇率增速的冲击对通胀率的影响并不显著。

考虑到各个经济变量之间存在的相互影响,以及这种影响可能存在的滞后效应,有必要通过VAR系统来考察一下各变量之间的相互作用关系、各变量影响 cpi 的时间效应和影响强度的相对大小。然后,在引入VAR模型的基础上,通过脉冲响应函数的方法来对各变量变化的时间路

^① 这里产出效应是指劳动力增加,在其他因素不变的条件下,总体产出水平会增加,从而导致总供给曲线向外平移;这里的收入效应是指劳动力增加,在其他因素不变的条件下,总收入水平会增加,从而导致总需求曲线向外平移。

径和影响程度进行进一步讨论。对 *cpi*、*gap*、*labor*、*m2*、*reer* 和 *commodity* 建立标准的 VAR 模型^①。利用赤池信息准则,得到在滞后阶数为 3 时模型结果较好,所得到的 VAR 模型中,*cpi* 的分项表达式可由表 5 给出,而图 5 显示了各变量 1 个标准差的正向冲击对消费者物价指数(季度同比)的动态影响。

表 5 VAR 模型下 *cpi* 分项表达式中各变量的系数及 t 值

变 量	解释变量的滞后阶数		
	1	2	3
<i>cpi</i>	0.51(3.99)	0.26(1.78)	-0.15(-1.44)
<i>gap</i>	0.15(1.38)	-0.16(-1.43)	0.26(2.53)
<i>labor</i>	1.05(1.13)	-1.49(-0.89)	-0.40(-0.40)
<i>m2</i>	0.0016(0.032)	0.12(1.58)	-0.06(-1.10)
<i>reer</i>	-0.039(-1.17)	0.059(1.49)	-0.045(-1.53)
<i>commodity</i>		0.037(3.98)	
方程相关参数	R ² =0.93; Adjusted-R ² =0.91; F-statistic=40.97; Akaike AIC=2.50; Schwarz SC=3.04		
方程组相关参数	Akaike AIC=14.11; Schwarz SC=16.83		

注:(1)括号内的数值是 t 值;(2)VAR 模型常数项不显著,因而被我们去掉了。

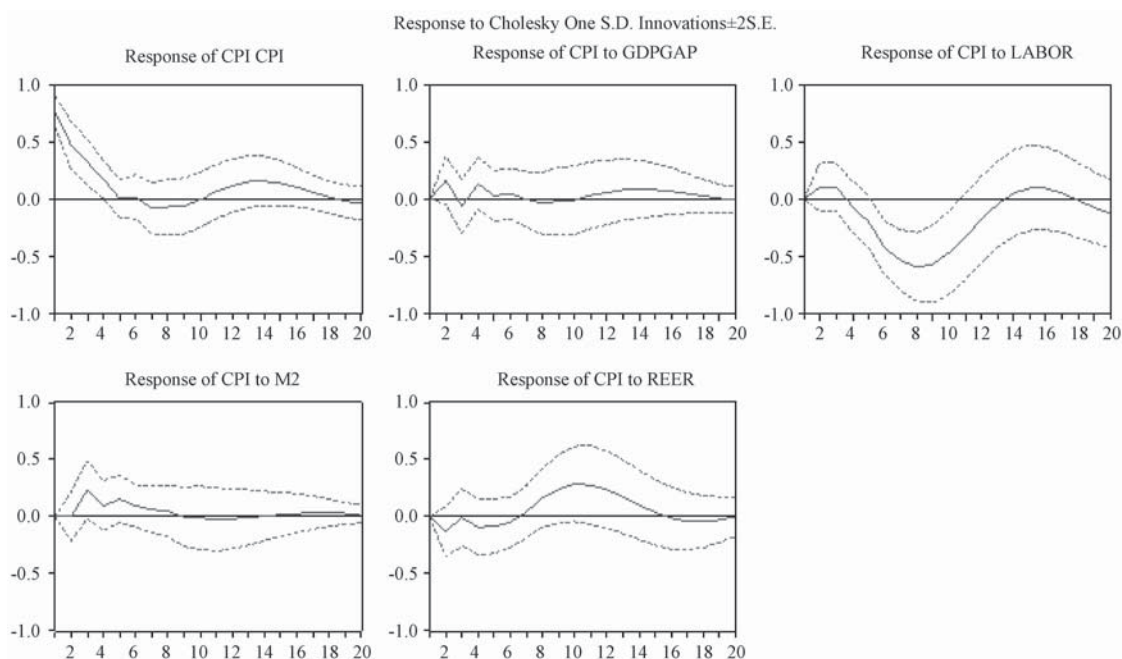


图 5 脉冲响应分析结果

① 通过反复验算,若将 *commodity* 作为内生变量,VAR 模型的结果不甚理想。而将其作为外生变量,且省去常数项,则可以得到关于 *cpi*、*gap*、*labor*、*m2*、*reer* 和 *commodity* 的既有较好经济意义,也有较好统计意义的 VAR 模型。因此,我们此处的 VAR 模型将 *commodity* 作为外生变量看待。

CPI 同比增速受到各变量 1 个单位标准差冲击后的影响普遍呈现逐渐衰减的态势，且除去其自身滞后变量的影响在一开始便显现出来外，其他变量的影响都不是一开始就显现出来的，这可能与经济变量的传导具有时滞性有关。重点看，在 CPI 同比受到一个单位标准差的产出缺口冲击后，首先在第 1 期产生一个正向影响，随后正向影响力有所波动，最后逐渐减小并趋于 0；劳动力同比增加 1 个单位标准差的冲击对 CPI 同比的影响先正后负，并呈现一定周期性，这说明劳动力增加在期初的收入效应大于产出效应，但随着企业调整职工薪酬和生产计划，产出逐渐增多，而单位成本有所下降，导致后来物价开始下降；货币同比增速的一个单位冲击的影响在第 2 期时显著增加，而峰值要在第 3 期体现出来。

值得一提的是，本文曾考虑过将通胀预期也作为通货膨胀的一个解释因子。本文原本将 IS 曲线中的投资方程设定为与实际利率（即名义利率减去通胀预期）而非名义利率有关，这样得出的总需求曲线就会与通胀预期相关；本文原本还利用附加预期的菲利普斯曲线而非简单的菲利普斯曲线去描述工资与失业率之间的关系（即式子（8）），这样得出的总供给曲线将与通货膨胀有关。在新的附加预期的总需求总供给框架下，得出了开放经济条件下带有通货膨胀预期项的均衡方程：

$$\pi_t = \varphi_0 + \varphi_1 g a p_{y,t} + \varphi_2 g L_{t,t} + \varphi_3 g M_{t,t} + \varphi_4 g ex_{t,t} + \varphi_5 g c_{t,t} + \varphi_6 \pi_t^e + \varphi_7 \pi_{t-1}^e + \sigma_t \quad (23)$$

其中， π_t^e 表示通胀预期。

然而，对通胀预期的处理的复杂程度超出了我们的想象：不管是在适应性预期假设下，还是在理性预期假设下，亦或者折中的考虑，本文的计量分析都遇到了巨大的障碍。在这样的假设下，解释变量中有消费者物价指数的滞后项，它致使我们在对模型的长期均衡关系进行检验时，计量结果出现了“几乎不可逆矩阵（near singular matrix）”问题。进行过诸多尝试失败后，不得不暂且将通胀预期项从模型中去除。这说明，在中国由于数据质量或者可得性等原因，通胀预期指标的选取及其应用仍存在问题，有待今后继续探索。

综上所述，通过总供给总需求框架，本文得出了 CPI 同比增速（通胀率）的决定式，在开放经济条件下，它与产出缺口、劳动力增速、货币增速、人民币实际有效汇率同比增速以及大宗商品价格增速有关。随后，利用数据分析了 CPI 同比增速与这些变量之间的长期协整关系，并且建立误差修正模型展示了短期扰动对于 CPI 同比增速的短期影响，误差修正项系数显著性的反向修正结果说明了这些短期扰动因素会快速自我调整使这种短期波动迅速减弱并使各变量回到长期均衡。文章末尾，本文进行的脉冲响应分析更加具体地展示了这种短期冲击对 CPI 同比增速的影响。总之，上述计量结果与我们推导出来的总供给-总需求的有关模型是一致的，在实践中具有可信性，这其实从数量角度验证了总供给-总需求框架在中国的适用性。

五、基本结论与未来研究方向

基于上述中国数据的实证分析，可以初步得出结论：在 1996 年第四季度到 2013 年第一季度，我国产出缺口的增大、劳动力增速的放缓、货币增速的加快、人民币实际有效汇率同比增速的减缓以及大宗商品价格增速走高都显著性地导致通胀率的抬升。同时，这也在数量上验证了总供给-总需求框架在中国的适用性。因此，要想管理好通货膨胀，必须持续关注供需两方面的因素，在积极应对供给面的冲击之时，更应该控制好货币量等需求方面的因素。鉴于此，本文提出以下四点政策建议：

第一，顺应宏观经济环境的变化及时灵活地调整货币政策。我们建议以稳健的货币政策为主线，并根据需要向市场释放或者收紧流动性。货币政策的关键是要保持适宜的货币金融环境，因而在出现成本冲击（劳动力成本、大宗商品成本等）时，应该更加注重稳健的货币政策，管理好流动

性,避免因持续实施刺激性宏观政策形成成本推动与需求拉动相互强化导致的螺旋式价格上涨。

第二,为减小劳动力成本冲击,应切实解决劳动力数量短缺和结构性短缺的问题。一方面要加快城镇化建设,进一步促进城乡一体化。促进农村人口城镇化,可以让更多的劳动人口从农业生产中解脱出来,投入到其他生产部门中;另一方面应该切实提高科技创新能力,促进低端劳动密集型产业向中高端技术密集型产业的转移,减少单位产品的人力使用。

第三,要密切关注实际有效汇率的变化对我国进出口以及国际资本流动的实际影响,避免进出口贸易出现大幅下滑和国际资本的频繁流动,而使宏观经济出现剧烈波动。此外,应密切关注国际大宗商品的价格波动,并逐步提高人民币在大宗商品计价中的话语权。目前,大宗商品主要以美元计价,因而除了大宗商品供需面的因素之外,美元币值本身的变化也会引起大宗商品价格的波动,并传导到我国商品市场。在目前情况下,一方面应该持续关注大宗商品价格的波动,为应对大宗商品价格冲击早作准备;另一方面也应该抓住合宜时机逐步提高人民币在大宗商品计价中的话语权,以减少因美元币值变化所带来的大宗商品价格波动。

总之,本文试图寻求总供给-总需求框架在中国的适用性,当然,这种探索可能还是初步的。为了得出上述计量上可估的通胀表达式,做了许多简化假设,有些地方值得未来进一步深入研究:一是根据经典的增长理论,产出函数主要受到技术水平、劳动和资本投入的影响,为了使问题简化,忽略了资本存量对产出的影响,未来可进一步探索;二是我们曾尝试考虑通货膨胀预期对通货膨胀造成的影响,但计量结果并不理想。未来如何将通胀预期加入模型,同时又不至于对我们的计量分析造成困扰,将是我们后续需要探索的问题;三是本文在“全国就业人数”年度数据的基础上通过线性插值的方法近似地得到劳动人数的季度数据,这种做法虽然在计量结果上表现不错,但它是否能真实地反应我国劳动人数的季度同比变化还有待进一步考察。我们期待未来有更加精细的劳动力数据供研究人员使用。

参考文献

- 陈彦斌、唐诗磊、李杜(2009):《货币供应量能预测中国的通货膨胀吗?》,《经济理论与经济管理》,第2期。
- 何念如、朱闰龙(2006):《世界原油价格上涨对中国经济的影响分析》,《世界经济研究》,第2期。
- 黄益平、王勋、华秀萍(2010):《中国通货膨胀的决定因素》,《金融研究》,第6期。
- 李子奈、叶阿忠(2012):《高级应用计量经济学》,清华大学出版社。
- 施建淮、傅雄广、许伟(2008):《人民币汇率变动对我国价格水平的传递》,《经济研究》,第7期。
- 伍戈(2011):《对中国通货膨胀的实证研究——从一般到特殊的建模方法》,《数量经济技术经济研究》,第6期。
- 伍戈、李斌(2012):《成本冲击、通胀容忍度与宏观经济政策》,《经济理论与经济管理》,第3期。
- 伍戈、李三(2012):《刘易斯拐点、通货膨胀与货币政策》,《国际经济评论》,第4期。
- 张平等(2008):《外部冲击与中国的通货膨胀》,《经济研究》,第5期。
- Bennett, T. (1989): *Monetary Economics: Theory and Policy*, New York: Macmillan Pub. Co.
- Calvo, G. (1983): “Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework”, *Journal of Monetary Economics*, 12, 383-398.
- Friedman, M. (1968): “The Role of Monetary Policy”, *American Economic Review*, 58, 1-17.
- Lothian, J. and C. McCarthy (2009): “The Behavior of Money and Other Economic Variables: Two Natural Experiments”, *Journal of International Money and Finance*, 28, 1204-1220.
- Phelps, E. (1967): “Phillips Curves, Expectations of Inflation, and Optimal Inflation Over Time”, *Economica*, 34, 254-281.
- Phillips, W. (1958): “The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957”, *Economica*, 25, 283-299.
- Roberts, J. (1995): “New Keynesian Economics and the Phillips Curve”, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 27, 975-984.
- Scheibe, J. and D. Vines (2005): “A Phillips Curve for China”, CEPR Discussion Paper No. 4957.

(责任编辑:周莉萍)