

CPI 与 PPI 的“虚假传导”及其修正^①

——一个相对稳健的实证框架

刘凤良 鲁旭

(中国人民大学 经济学院)

【摘要】: 通过对国外相关文献的梳理,发现国内已有对 CPI 和 PPI 之间传导机制的经验文献普遍存在着实证方法误选或因遗漏变量导致“虚假传导”的问题。本文借鉴 Guglielmo 等(2002)的分析思路,引入货币政策分析框架来研究价格传导机制,以滞后期增广的 VAR 为基础,采用杠杆拔靴的 Granger 因果检验,得到一个相对稳健而全面的结论: CPI 是 PPI 的 Granger 原因,反之则不成立。进一步推断得出,当前通货膨胀判应为需求主导型,而“系统性”宽松的货币条件是促成需求旺盛的重要原因。所以,治理通胀应从流动性入手,并引导货币供给流入到生产领域。

关键词 物价指数; 价格传导; 遗漏变量; 杠杆拔靴检验

中图分类号 E31, E37, C22

文献标识码 A

CPI and PPI's “False Transmission” and the Revision

—— A Relatively Robust Empirical Framework

Abstract: Based on related foreign researches, we find that domestic empirical literatures on the CPI and PPI transmission mechanism generally exists two problems: empirical methods mis-chosen and “false transmission” out of omitted variable. This article, following Guglielmo et al (2002) analysis of ideas, introduces the analysis framework of monetary policy to study the price transmission mechanism, and sets the lag augmented VAR as a foundation based on leveraged bootstrap by using the Granger causality test, and draw a relatively robust and comprehensive conclusion: CPI is the Granger cause of PPI, on the contrary, however, it is not established. To further infer, the current inflation should be demand-led, and “systematic” loose monetary conditions are important reasons to promote flourishing demand. Therefore, inflation control should start with excess liquidity, and then guide the money supply into the production area.

Key words: Price Index; Price Transmission; Omitted Variable; Leveraged Bootstrapped Tests

一、引言

当前,通货膨胀已经成为我国经济健康发展的一大隐忧,物价水平的两个重要指标——消费者价格指数(CPI)和生产者价格指数(PPI)屡创新高:10月、11月和12月的CPI分别为4.4、5.1和4.6,PPI为5.0、6.1和5.9,2010年全年预计CPI同比上涨3.3%,PPI同比上涨5.5%。与此同时,工业增加值和固定资产投资等项指标仍保持较高增长,预计2010年全年GDP增速将达到10.3%^②。可以说,高增长与高通胀构成了中国目前宏观经济运行的典型特征。在这一背景下,稳定价格总水平被放在了更加突出的位置上。但是,对物价进行调控会不会影响经济增长,或者如何进行物价调控才不会影响经济增长,对这一问题的回答很大程度上取决

① 本文得到中国人民大学“985”建设工程项目资助。

② 国家统计局网站。

于通货膨胀的性质和原因。研究CPI和PPI两个指标之间的关系及其传导机制,将有助于我们识别通货膨胀的性质,判断通胀是成本推动型还是需求驱动型,并据此制定相应的政策。

目前,以生产链(production chain)传导为理论基础,并运用基于VAR或VECM的Granger因果检验方法已经成为国内外实证文献判别二者之间关系和传导机制的标准模式。一般认为,如果CPI是PPI的Granger原因,说明需求因素在通货膨胀中要占优于供给因素,或者说是需求拉动型的通货膨胀;反之,如果PPI是CPI的Granger原因,那么通货膨胀应是成本推动型。然而,国内关于该问题的研究在具体的实证模型构建中普遍存在以下不足:如果我们认同通货膨胀在本质上是一种货币现象,那么在没有明确考虑货币(供应量)因素的情况下研究通货膨胀是否合理?仅就两个变量来研究两者之间的关系,可能更多的是简单化的表面研究而非系统化的深入研究^①。构建的两个变量的VAR或VECM检验模型,极有可能因为遗漏掉与模型中两个变量共同相关的第三个变量,从而产生模型的不完整性问题,并得出谬误的Granger因果结论。鉴于此,本文把包含货币供应量的货币传导机制引入到对这一问题的研究之中,构建一个包括M₂和GDP在内的四变量Lag-Augmented VAR(LAVAR)模型。此外,我们还进一步考虑到,因为实证检验中的残差项正态假设无法满足以及可能存在的条件异方差效应(ARCH),导致了渐近分布不精确性问题,本文将利用杠杆拔靴检验(Leveraged Bootstrapped Tests)进行更为准确的统计推断,并得到一个相对稳健而全面的结论:CPI是PPI的Granger原因,反之不成立,这在一定程度上佐证了当前的通货膨胀主要是由需求拉动型的观点。该结论对于我们更加深入地理解CPI与PPI的关系,全面系统地理解货币供给、通货膨胀和经济发展等相关问题,具有一定的启示意义。

二、文献评述

1. 国内外研究现状

关于CPI与PPI两者之间的相互关系以及由此所涉及的通货膨胀和货币政策等问题,一直都是国内外学术界研究的热点领域。一般认为,生产者价格受到冲击后,会经由生产链产生扩散形成溢出效应,最终影响消费者价格水平,这一影响也被描述为生产链“上游”出现的“成本推动型”冲击后向“下游”的传导过程。因此,生产者价格和消费者价格在经济模型中被描述为一种单边(one-side)领先滞后结构。Silver and Wallace(1980)据此估计了两者之间的滞后分布(lag distribution)参数,并指出生产者的价格信息在货币当局识别成本推动型冲击或是通货膨胀预测中均为重要的参考依据。上游价格向下游传导期间,货币当局可以通过观察“上游”价格的变动来预测以CPI为代表的通货膨胀走势,及时采取宏观调控政策,从而控制物价过快上涨。

然而,一些学者在进一步研究过程中也意识到了CPI与PPI之间可能并不仅仅是单向地由PPI向CPI的传导。较早的经验研究来自Clark(1995),他强调指出,PPI经过生产链向CPI的传递可能仅具有弱效应,PPI上涨并不必然导致CPI上涨。Clark从下三个方面作出了解释:

(1)劳动和资本的重要性稀释了投入品价格的上涨;(2)在经济周期的扩张阶段,生产率上升在一定程度上抵消了成本上涨的冲击;(3)虽受到成本冲击,但厂商为维持或扩大消费群体,涨价幅度可能低于成本上涨幅度。最后,他借助二元VAR模型对美国CPI和PPI数据进行了Granger因果检验,发现PPI中并不含有显著和系统地有助于预测未来CPI的成分。Dion(1999)则研究了加拿大的多种核心通胀指标,发现PPI中仅有电子产品子成分对未来通胀具有信号作用,其他子成分均不具备这种预测能力。Caporale, Katsimi and Pittis(2002)从马歇尔的引致需求理论与劳动供给角度阐述了从CPI到PPI的传导机制。他们指出,从引致需求的角度来看,消费者对最终商品和服务的需求决定了中间投入品的需求。因此,最终消费

^① 宋国青(2005)用“兔子赶狼”比喻,称这类分析为“狐假虎威”模型。这个简单比喻无疑为本文模型的构建提供一种思路。

品价格上涨决定投入品价格上涨,表现为CPI上涨拉动PPI上涨;而从劳动供给方面来看,随着商品价格上涨,工人要求在保持工资购买力不变的前提下修改劳动合同,这样就推动了生产价格上涨。但是他们对七个发达经济体(美国、加拿大、德国、法国、意大利、英国和日本)的数据检验仍支持了PPI向CPI传导的传统观点。对此,他们暗示G7所确立的货币政策信誉导致了CPI的反馈效应无法发生。

对于消费者价格指数与生产者价格指数的传导关系,国内学界同样运用规范的工具对两者之间的关系进行了有益的实证探索,并由此引发了学术热议。贺力平、樊纲和胡嘉妮(2008,下简称贺文)构建二元VAR模型对中国CPI和PPI进行了Granger因果检验,结果发现样本时期内CPI是PPI变动的Granger原因,后者经过1-3个月左右的时滞对前者的变动作出反应,并据此得出结论在影响以CPI来衡量的国内通货膨胀中,需求方面的因素相对大于供给方面的作用。徐伟康(2010)使用与贺文(2008)相同的数据,通过Johansen检验建立二元VECM模型却得出与贺文(2008)相异的结论:在短期和长期内,CPI和PPI互为对方的Granger原因,并支持了PPI和CPI双向传导的结论,由此对贺文(2008)的主要结论表示出强烈质疑。而后,贺力平等(2010)基于“重复检验”原则,利用定基比数据对贺文(2008)所涉及的工作进行了新的计量检验,并得出了与贺文(2008)基本一致的结论。张成思(2010)基于VECM进行了实证研究,发现上中游价格对下游价格具有显著动态传递效应,而下游价格对中游价格以及中游价格对上游价格分别存在反向传导的倒逼机制,支持了PPI和CPI双向传递机制,出现了与贺文(2008)截然不同的结论。他还强调贺文(2008)在使用因果检验的方法上存在严重失当。^①

2. 当前国内研究思路和方法可能存在的问题

国内相关文献在理论和实证方法上的尝试无疑给我们提供了借鉴和启发,但是这些文献对于CPI和PPI关系的结论尚未提供稳健的证据,这在一定程度上给货币当局制定相关政策带来了的困扰——宏观调控究竟应以需求调节(货币政策)为主,还是应以供给调节为主?通过对国内外相关文献的反复研读,我们发现,造成上述两种不同结论的主要原因有两点——实证方法的选取与模型的设定。

第一,正如Toda and Yamamoto(1995)指出的,因为单位根和协整检验结果的确都可以“潜在地”影响到Granger因果检验的结果,所以无论是水平VAR还是差分VECM都并非是最合适的因果检验方法。以相对稳健Johansen协整检验方法为例,采用Johansen检验需要研究者在没有确定性趋势项、有线性趋势和二次趋势等三种情况下对五种模型进行选择,通常基于不同的检验方程往往可以得到不同的Granger因果检验结论。因此正确的Granger检验就要涉及到一个Johansen检验方程的筛选过程。但是究竟哪种方程最合适,需要研究者准确地把握变量的数据生成过程(Data generate process)。然而,现有相关文献对检验模型的选择主要基于一些经验准则(如Pantula原则等),并且不同研究者基于不同的准则,这就使得研究结论因主观性而饱受争议。Toda and Yamamoto(1995)认为,基于水平VAR模型的因果检验并不必然要求变量之间存在均衡(协整)关系,而是应该采用滞后期增广的(Lag-Augmented)VAR(LAVAR)进行Granger因果检验。Yamada and Toda(1997)借助Monte Carlo模拟比较了有限样本下Toda and Phillips(1993, 1994)基于协整的水平VAR-Granger因果检验和Toda and Yamamoto(1995)基于LAVAR-Granger因果检验的表现,他们发现从样本容量稳定性(size stability)的角度来看,Toda and Yamamoto(1995)的方法更加可取。

第二,国内在该问题的研究中,可能在模型构建上普遍存在“遗漏(重要)变量”的问题。一般认为,VAR是泛理论的(a-theoretic),将包含的变量均视为是内生变量,可避免主观判断设定模型的缺点,但这并不意味着可以脱离理论基础来简化分析。Caporale, Maria and

^① 虽然学界对于这一问题存在诸多争议,但基于Lütkepohl and Reimers(1992)和Toda and Philips(1993)的研究,可以推断,协整检验论证了二元系统(CPI和PPI)协整关系的存在性,可确保基于水平VAR的Granger因果检验计量服从渐近标准分布,进行统计推断并不存在直接使用非平稳序列的严重失当。

Pittis (1997), Guglielmo 等 (2002) 指出, 过度简化的二元系统 (VAR 或 VECM) 可能存在“遗漏变量偏误 (Omitted Variable Bias)”, 即丢失了第三方影响因素而导致计量模型的“不完整”性, 进而得出“虚假”的 Granger 因果性结论^①。具体来说, 如果我们认同货币学派的观点“任何经济体, 通货膨胀的第一因素都是货币”, 那么生产链的上下游价格 (PPI 和 CPI 序列) 将各自为货币所驱动。在一些条件下, 上 (下) 游价格的变化在先, 下 (上) 游价格的变化在后, 这一现象是上下游价格对货币因素共同作出同方向“系统性”反应的结果, 然而两者之间可能并不存在传导关系 (宋国青, 2005)。因此, 实证工作者简单地基于二元 VAR 模型进行的 Granger 因果检验虽得出了 CPI 和 PPI 最终表现为的某种形式领先-滞后关系, 但这仅仅是对现象的捕捉, 而非系统化的本质研究, 不利于为央行治理通胀献计献策。综上所述, 遗漏了重要变量的“非完整”VAR 可被认为是一种“虚假传导”的“狐假虎威”模型。

鉴于以上问题, 本文试图提供一个相对稳健的实证框架对CPI和PPI关系进行再检验。与以往的文献相比, 本文有以下特点: 其一, 借鉴Guglielmo等 (2002) 的分析思路, 引入货币传导机制来研究价格传导机制, 构建LAVAR进行Granger因果检验; 其二, 在Guglielmo等 (2002) 研究的基础上, 我们还充分考虑了残差项误差项分布未知情况下渐近分布的不精确性问题, 进一步借鉴Hacker and Hatemi-J (2006) 在LAVAR框架下发展的杠杆拔靴检验 (leveraged bootstrapped tests) 来进行根据更精确的统计推断, 以期得到一个相对稳健的结论。

三、建模逻辑与改进后的实证框架

1. 货币政策分析框架

“校准” (calibration) 与VAR方法作为现代宏观经济学主流的两种实证分析方法, 所依据的哲学基础却是截然不同的: 校准方法由理论驱动 (theory-driven), 而VAR技术由数据驱动 (data-driven)。校准方法理论驱动的特点在于保持经济理论正确性的信念, 实证目的在于让数据与理论相一致。VAR技术的数据驱动表现为“让数据开口说话”, 并不施加过多由理论导出的先验约束 (prior restriction), 实证目的在于观察数据是否与理论吻合, 甚至去发现理论与现实的差距, 这也就构成了本文实证检验的逻辑起点。

姑且不论检验方法的合适性, Granger因果检验作为VAR分析一个“副产品”仍旧强调所依托的模型的完整性。VAR系统的构建, 一方面不能遗漏重要变量, 否则会影响估计结果的可靠性; 另一方面, 因待估参数较多, 对数据要求较大等, 进入VAR系统的变量不宜过多。因此, 实证研究者需要在两者之间进行权衡。这时理论模型的重要性就在于明确哪些变量应该被纳入VAR的分析框架中。Guglielmo等 (2002) 对其建议是引入货币政策框架来分析价格传导问题。

近年来, 西方主流文献对货币政策的研究主要是基于在微观基础上推导出的新凯恩斯模型 (Clarida等, 1999)。由附加预期的IS曲线, 菲利普斯曲线, 央行的最优利率规则可表述为实际产出, 通胀, 货币政策工具 (利率) 的相互决定的三维动态系统, 并已经成为刻画货币政策传导的基准范式 (张成思, 2008)^②。

$$y_t = E_t y_{t-1} - \varphi(i_t - E_t \pi_{t+1}) + \varepsilon_t^y \quad \text{IS曲线}$$

① 对于遗漏变量对 Granger 因果检验的影响这一问题的研究, 较早的来自 Lütkepohl (1982)。此后, Caporale 等 (1997), Triacca (1998) 也做了相关研究。Caporale 等 (1997) 提出了一个遗漏变量条件下因果检验统计推断不变的依据。假定分析二元 VAR 下 x_t 和 y_t 的因果关系时, 遗漏了第三方变量 w_t 。此时, 二元和三元条件下因果结论不被颠覆的条件是 w_t 并不能构成二元系统中任何变量 (x_t 或 y_t) 的原因, 但 x_t 和 y_t 是否构成 w_t 的原因无需考虑。

② 若加入了货币供给方程, 新凯恩斯框架下一般是作为约束条件来求解最优利率规则。

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \kappa y_t + \varepsilon_t^\pi \quad \text{菲利普斯曲线}$$

$$\dot{i}_t = \dot{i}_{t-1} + \gamma_\pi (\pi_t - \pi^*) + \gamma_y y_t + \varepsilon_t^i \quad \text{货币当局利率规则}$$

其中， y_t 表示实际产出； π_t 为通货膨胀； i_t 为利率工具； E_t 表期望式子； ε_t^π 为总需求扰动； ε_t^i 为成本冲击； ε_t^i 为货币政策冲击； π^* 均衡通胀率； φ 、 β 、 κ 、 γ_π 、 γ_y 为联系模型变量的深度参数，具体经济含义本文不再赘述。

具体来看，真实利率降低刺激投资，拉动产出增加（IS曲线），产出（总需求）增加带来通胀的压力（菲利普斯曲线），这时央行就需要根据利率规则来调控中介目标——利率，于是利率通过IS曲线再次作用于产出。这样，货币政策就实现了通胀与产出权衡选择的动态过程。基于这一思想可以构建（结构）向量自回归模型来揭示宏观变量间的动态变化关系。

但是要指出的是，这里最优利率规则的确定或是从中央银行从宏观约束条件出发以利率为中介目标来最大化全社会（货币当局）福利，或是直接外生给定利率工具对宏观变量起反应，如泰勒规则（Taylor rule），麦克勒姆规则（McCallum rule）。然而，中国利率市场化的程度与西方发达经济体相去甚远，因此对理论框架的借鉴，既要考虑分析问题的可行性，又要兼顾建模背景的差异性。中国目前是转轨经济，利率管制尚未解除，利率难以在政策传导中发挥其应有的作用。国家对利率进行管制，政策当局依然依靠货币数量控制工具。1994年中央银行制定的金融体制决定将货币政策中介目标由贷款规模改为货币供给量，并于1998年正式以货币供给量为中介目标，进行“相机抉择”的货币政策操作。

因此，在我国尚未完全实现利率市场化的背景下，我们采用广义货币（M2）来衡量我国在货币政策上的反应。与 Guglielmo（2002）的五变量模型稍有不同，仅以包含四个变量，货币供应量 M2，真实 GDP 水平，价格水平（PPI 和 CPI）的向量自回归过程（VAR）过程来描画货币政策的动态特征。

2. 实证模型介绍

本文沿袭一般文献的做法，采用 Granger 因果检验来揭示价格水平（PPI 和 CPI）间的传导关系。基于 VAR 系统来定义的传统 Granger 因果检验，可分为“基于水平(level) VAR 模型的因果关系检验”与“基于差分(difference) VAR 模型(即向量误差修正模型, VECM)的因果关系检验”。一般来说，传统水平 VAR 模型要求变量平稳。如果变量具有单整特征，直接采用水平 VAR 模型进行因果关系检验，会因统计量的标准渐近分布（如 wald 统计量对应的 χ^2 分布）不再有效，而得到一些“谬误”的结论（Sims, Stock and Watson, 1990）。

鉴于直接差分非平稳的 VAR 模型会丢失长期推动信息，检验非平稳序列的 Granger 因果关系要求先对变量的协整性作出判断，只有在协整关系成立的条件下，才可在 VECM 的构架下进行因果检验。以此而论，变量的非平稳属性及变量间的协整性前提极大地限制了传统方法的应用。

因此，当研究者并不关注变量的协整性而只关注其因果关系，或者不存在协整性但需要在兼顾信息完整性前提下研究其因果关系时，就需要一种全新的检验模式，即在不考虑变量的单整性和协整性的情况下进行变量之间的因果关系检验。为此，Toda and Yamamoto (1995) 提出了的基于滞后期扩展(Lag-Augmented) VAR 模型的因果关系检验。

先考虑一个 VAR (p) 模型，最佳滞后阶由信息准则确定：

$$y_t = B_0 + B_1 y_{t-1} + \dots + B_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

其中， y_t ， B_0 ， ε_t 为 n 维向量（ n 为模型中变量的个数）， B_r 为滞后阶数为 r 时的 $n \times n$ 系数矩阵，误差向量 ε_t 为零均值的独立同分布过程。在运用 LAVAR 模型进行因果关系检验时研究者无需要事先检验（pre-test）模型中各变量的平稳性及变量间的协整性。而只需在水平 VAR(p)过程中引入一个额外的滞后阶数 d (d 为各变量的最大单整阶数)，运用 SUR 方法估计 VAR($p+d$)模型 (Rambaldi and Doran, 1996)，并据此进行因果关系检验。总的来说，这一方法是在水平 VAR 模型的因果关系检验的基础上考虑了额外滞后阶数 d 对检验结果的影响。

Toda and Yamamoto (1995)提出的 VAR($p+d$)模型可表示为：

$$y_t = C_0 + C_1 y_{t-1} + L + C_p y_{t-p} + L + C_{p+d} y_{t-p-d} + e_t$$

y_t 中的第 k 个原素不是第 j 个元素的 Granger 原因的原假设，可以记做：

$$H_0 : C_{r(r=1, L, p)} \text{ 中 } j\text{行、} k\text{列元素均为零}$$

需要指出的是，在 Granger 因果检验中，额外滞后 d 项的系数是无约束的。Toda and Yamamoto (1995)证明了当残差满足正态分布的假定时，这 d 项无约束的系数确保了渐近分布理论的可适用性。

为了检验上述 Granger 因果关系，Toda and Yamamoto (1995)首先定义了修正的 Wald 统计量（下文简称 MWALD），此后 Zapata 和 Rambaldi (1997) 通过 Monte Carlo 实验比较了 MWALD 与该假设检验依托的另外两个统计量——Wald 和 LR——后发现，就水平扭曲（size）和检验势（power）来看，MWALD 在样本为 50 以上有更佳的表现。

要得到 MWALD 解析式，可先将估计的 VAR($p+d$)模型“紧凑”地表示如下 (Hacker, Hatemi-J, 2006)：

$$Y = CZ + \delta$$

其中，

$$Y = [y_1 \quad L \quad y_T] \text{ 为 } (n \times T) \text{ 矩阵 } (T \text{ 为得样本容量})；$$

$$C = [C_0 \quad C_1 \quad L \quad C_p \quad L \quad C_{p+d}] \text{ 为 } (n \times (1 + n(p+d))) \text{ 矩阵}；$$

$$Z_t = [1 \quad y'_t \quad y'_{t-1} \quad L \quad y'_{t-p-d+1}]' \text{ 为 } ((1 + n \times (p+d)) \times 1) \text{ 矩阵}；$$

$$Z = [Z_0 \quad L \quad Z_{T-1}] \text{ 为 } ((1 + n(p+d)) \times T) \text{ 矩阵}；$$

$$\delta = [e_1 \quad L \quad e_T] \text{ 为 } (n \times T) \text{ 矩阵。}$$

基于以上紧凑表示，MWALD 可表示为：

$$MWALD = (q\hat{\beta})' [q((Z'Z)^{-1} \otimes \Omega_{\varepsilon})q']^{-1} (q\hat{\beta}) \sim \chi^2(p)$$

这里 q 是一个 $(p \times n(1 + n(p+d)))$ 的指标矩阵（也即零约束矩阵）其表示形式为

$$Q = \begin{bmatrix} a_1 & \alpha & o_2 & L & o_2 & o_2 & L & o_2 \\ a_1 & o_2 & \alpha & L & o_2 & o_2 & L & o_2 \\ MM & M & L & & MM & L & & M \\ a_1 & \underbrace{1444442}_{p\uparrow} & \underbrace{444446}_{d\uparrow} & & \underbrace{144442}_{d\uparrow} & \underbrace{444446}_{d\uparrow} & & \end{bmatrix}, \text{其中 } a_1 \text{ 为 } n \text{ 维零行向量, } o_2 \text{ 为 } n^2 \text{ 维零行向量, } \alpha \text{ 为}$$

n^2 维行向量, 其第 $(n(k-1)+j)$ 个元素为1, 其它元素为零; Ω_U 表示原假设条件约束下的残差的协方差矩阵; $\hat{\beta} = \text{vec}(\hat{C})$, 这里 vec 表示列堆积算子。对MWALD统计量来说, 自由度为需要检验的约束的数量, 即是 p 。当误差项服从正态分布时, MWALD统计量渐近地服从自由度为 p 的标准 χ^2 分布。

但是Hacker and Hatemi-J (2005) 通过Monte Carlo仿真模拟发现, 当误差项不服从正态性假定或存在自回归的条件异方差 (ARCH) 效应时, MWALD统计量都容易过度拒绝不存在Granger因果关系原假设。于是Hacker and Hatemi-J建议在Granger因果检验中引入杠杆拔靴检验 (leveraged bootstrap test)^①, 即借助杠杆调整残差重新抽样生成了MWALD的经验分布, 由此给出更加精确的临界值, 进而减少统计推断中的偏差。

具体操作步骤如下,

第一步, 在不存在Granger因果关系的原假设约束下采用SUR方法估计Near-VAR模型, 获得系数 \hat{C} 和残差 $\hat{\delta}$ 。

第二步, 使用Near-VAR系统中的单方程投影矩阵 (project matrix) 对 $\hat{\delta}$ 进行“杠杆调整 (leveraged adjustment)”, 后再去中心化, 得到的零均值且不变方差的新残差序列 δ^* 。

第三步, 通过回归式估计系数 \hat{C} , 原始数据 Z 和Bootstrap再抽样生成残差 δ^* 得到 Y^* , 即 $Y^* = \hat{C}Z + \delta^*$ 。

第四步, 以 Y^* 为新样本估计无约束模型, 计算原假设下的MWALD。

第五步, 重复第三步和第四步 B 次 (即Bootstrap次数), 得到MWALD统计量的经验分布。接着找出经验分布上的 α 分位数, 即为 α 水平的“Bootstrap临界值”—— $MWALD_\alpha^*$ 。

第六步, 计算原始数据的真实MWALD统计量。如果在 α 显著水平下, 真实的MWALD大于 $MWALD_\alpha^*$, 那么就可以拒绝不存在Granger因果关系的原假设。

^① Bootstrap 方法类似于一个 Monte Carlo 实验, 但二者却存在本质的差异。在 Monte Carlo 实验中, 研究者是根据一个给定的分布 (正态分布) 来构造随机变量。Bootstrap 方法则有所不同——随机变量是根据对他们观察得到的分布获得。本质上, Bootstrap 方法使用了 Plug-in 原理——随机变量的观测分布是真实分布的最优估计。这样, 经验分布函数并不是某个预先指定, 诸如正态分布(Enders, 1998)。因此, Bootstrap 方法为解决误差项分布未知时经济计量模型问题提供了一种十分有效的研究途径。Davidson 和 MacKinnon (2006) 等的研究还证明, Bootstrap 方法优于基于大样本的渐近理论。

四、实证结果

1. 数据说明

为了与国内同类研究的结论进行比较,我们直接使用了贺力平等(2010)附录中计算的CPI和PPI的可比定基指数,时间跨度为2001年1月到2009年12月,共计108笔数据。我们认为,直接使用同比序列数据问题很多,其经济含义也十分模糊。以CPI序列为例,它是与去年同月物价水平相比,相邻两个同比指标不具备直接可比性。因此利用相邻两个月同比序列进行差分,将会失去经济含义。贺力平等(2010)同样也认识到这种用法是有缺陷的,在回复徐伟康的文献中选择使用了可比定基指数。但国内其它一些文献(如张成思,2010)则习惯直接利用同比数据,并没有计算定基比数列,这就可能导致一些实证结论有待商榷。

本文中M₂和GDP原始数据来自Wind宏观数据库。鉴于产出(GDP)没有月度数据,所以采用“工业企业增加值”作为月度GDP的代理变量。在这里需要说明的是,根据现行统计制度,国家统计局自从2007年起不再对工业增加值进行统计,仅公布工业增加值同比增速(包括累计增速),笔者按增速推估了2007之后的工业增加值,实际值则按CPI进行调整所得。在实证分析中,所有变量经过了季节调整后,均以自然对数的形式出现。

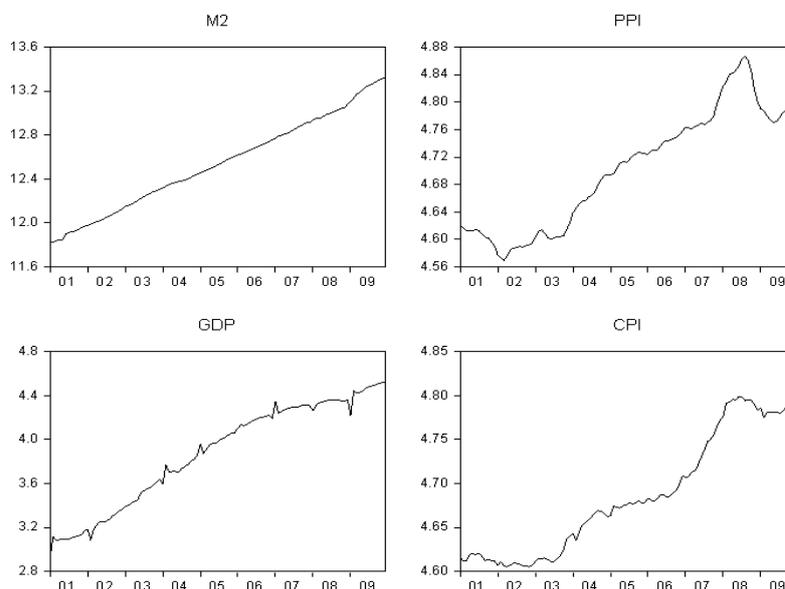


图1 主要变量时序图

2. 计量检验过程

我们将分别估计CPI和PPI的二元VAR模型和包括货币政策传导的四元VAR模型,以进一步确认二元模型的传导模式是否为虚假传导。其中,二元VAR模型中

$$y_t = [ppi_t \quad cpi_t]', \text{ 而在四元VAR中 } y_t = [m_{2t} \quad gdp_t \quad ppi_t \quad cpi_t]'$$

为保证结论的稳健性,本文同时采用了ADF,PP及KPSS进行检验进而确定最大单整数d。ADF检验和PP检验对小样本数据可能缺乏效力,而KPSS平稳性检验在选择较低的滞后截断参数(lag truncation parameters)时,对小样本较为有效。与ADF与PP检验不同,KPSS检验的原假设是序列是平稳的,备择假设为非平稳序列。具体检验结果见表1,ADF,PP和KPSS检验均表明,这四个变量满足一阶单整过程的统计特征,由此确定 $d=1$ 。

表 1 单位根检验

	水平序列统计量			差分序列统计量		
	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS
m_{2t}	0.7820	1.5180	1.1873***	-4.3503***	-10.1636***	0.2271
gdp_t	-1.5361	-2.4504	1.1596***	-11.7107***	-21.3812***	0.4845
ppi_t	-0.3462	-0.4139	1.0894***	-4.3483***	-3.2824***	0.1117
cpi_t	1.1323	0.5513	1.1085***	-8.3727***	-8.8581***	0.2306

注: 1. ***, **, *分别表示1, 5和 10% 显著性水平。

2. 检验方程中凡是涉及到滞后阶或带宽 (Bandwidth) 的确定, 都是基于AIC准则。

3. 检验方程中只包括了常数项。

真实最优滞后阶 p 由 AIC 和 SIC 联合确定, 若二者出现矛盾, 同时估计分别确定的最优阶数。在最大滞后阶为 8 内来选择最优阶, 二元模型 AIC 选择 p 为 3, 而具有小样本倾向的 SIC 选择了 2; 四元模型的 AIC 和 SIC 均指向了 2 为最佳阶。

二元模型的信息准则并未给出明确的答案, 出于实证稳健性考虑, 我们同时估计了 p 为 2 和 3 的情形。在具体检验中, Bootstrap 次数为 10000 次, 我们发现 Bootstrap 经验临界值相对理论渐近临界值保守, 说明以理论临界值为依据, MWALD 统计量更加倾向于拒绝不存在 Granger 因果关系原假设, 而依 Bootstrap 得到的经验临界值进行 Granger 因果推断也是相对稳健的。

由 $p=2, d=1$ 确定了二元 LAVAR (3) 模型, Granger 因果检验的结果显示 CPI 和 PPI 间 Granger 的因果关系只是从 CPI 到 PPI 方向的。而由 $p=3, d=1$ 确定二元 LAVAR (4) 模型也得出了一致的结论, 随着滞后阶的增大, 拒绝 CPI 到 PPI 方向因果性的伴随概率由 0.033 减小到 0.008, 这意味着 CPI 到 PPI 的传导过程可能存在滞后效应; 至于 PPI 到 CPI 方向的因果性的伴随概率随滞后阶的增加而变大, 进一步确认 PPI 到 CPI 方向无因果性。总的来说, CPI 与 PPI 的传导关系是单向的, 即从 CPI 到 PPI 方向的。

表 2 基于二元 LAVAR 模型的因果检验

二元 VAR (3) : $p=2$ (based on SIC) ; $d=1$					
Null Hypothesis	The estimated test value (MWALD)	1% Bootstrap 临界值	5% Bootstrap 临界值	10% Bootstrap 临界值	因果决策
$PPI \neq \Rightarrow CPI$	4.351 (0.137)	10.268[9.351]	6.635[5.960]	5.056[4.588]	接受
$CPI \neq \Rightarrow PPI$	7.181** (0.033)	9.651	6.330	4.836	拒绝
二元 VAR (4) : $p=3$ (based on AIC) ; $d=1$					
Null Hypothesis	The estimated test value (MWALD)	1% Bootstrap 临界值	5% Bootstrap 临界值	10% Bootstrap 临界值	因果决策
$PPI \neq \Rightarrow CPI$	3.562 (0.331)	12.628[9.506]	8.433[6.214]	6.688[4.785]	接受
$CPI \neq \Rightarrow PPI$	13.148*** (0.008)	12.774	8.487	6.726	拒绝

注: 1. $A \neq \Rightarrow B$ 表示 A 不是 B 的 granger 原因。

2. ***, **, *分别表示基于 Bootstrap 临界值的 1、5 和 10%显著性水平。1%、5%和 10% Bootstrap 临界值分别

对应于 MWALD 统计量的一个经验分布的第 99%、95%、90%分位数。

3. () 内数字为基于 bootstrap 得到的伴随概率。[] 为随机生成的 $\chi^2(2)$ 和 $\chi^2(3)$ (样本大小等于 bootstrap 次数 (10000)) 对应的第 99%、95%、90%分位数, 即为理论临界值。

以上结论是否正确取决于是否遗漏了第三方驱动因素, 因此引入货币政策传导机制在四元 VAR 系统下进行检验 (检验结果见于表 3) 就显得尤为必要。从检验结果来看, 四元 LAVAR 模型仍旧仅显示了 CPI 到 PPI 方向的 Granger 因果关系, 这与二元 LAVAR 模型检验的结果是一致的。然而, 遗漏变量 M_2 和 GDP 均构成了 PPI 或 CPI 的 Granger 原因, 这意味着基于二元 VAR 模型的因果检验并没有基于有效的渐近理论 (valid asymptotics), Caporale 等 (1997) 导出因果结论不变的条件并不能得以满足, 二元模型得到的因果性结论存在“虚假传导”之嫌。其中, “遗漏变量” M_2 构成了 CPI 的 Granger 原因, 但并未如我们所期望地同样也驱动 PPI 变动, 究其原因是中国当前价格体系并不健全, 特别是上游的一些资源价格 (如电力、煤炭等能源价格) 存在严格政府管制。“遗漏”的 GDP 同时构成了 PPI 和 CPI 的 Granger 原因。颇感意外的是, 这并未动摇二元条件下 CPI 到 PPI 方向的单 Granger 因果性结论, 仍然支持了 CPI 向 PPI 单向传导的关系。这种检验情况同样也出现在 Guglielmo 等 (2002) 的实证检验中, 他们对法国数据进行检验发现, “遗漏”的货币因素 M_1 同时构成了 PPI 和 CPI 的 Granger 原因, 这意味着 PPI 和 CPI 因果检验估计过程中的转移矩阵的确受到了影响, 但还未改变二元模型和五元模型得到的 PPI 到 CPI 的单向 Granger 因果关系模式。

表 3 基于四元 LAVAR 模型的因果检验

四元 VAR (3) : $p=2; d=1$					
Null Hypothesis	The estimated test value (MWALD)	1% Bootstrap 临界值	5% Bootstrap 临界值	10% Bootstrap 临界值	因果决策
$PPI \neq \Rightarrow CPI$	0.258 (0.883)	10.074[9.351]	6.299[5.960]	4.908[4.588]	接受
$CPI \neq \Rightarrow PPI$	6.459** (0.046)	9.973	6.326	4.888	拒绝
$M_2 \neq \Rightarrow CPI$	7.998** (0.022)	9.914	6.108	4.686	拒绝
$M_2 \neq \Rightarrow PPI$	3.042 (0.223)	9.655	6.303	4.705	接受
$Y \neq \Rightarrow CPI$	15.292*** (0.001)	10.785	6.608	5.049	拒绝
$Y \neq \Rightarrow PPI$	4.937* (0.098)	10.062	6.319	4.902	拒绝

注: 1. $A \neq \Rightarrow B$ 表示 A 不是 B 的 granger 原因。

2.***, **, *分别表示基于 Bootstrap 临界值的 1、5 和 10% 显著性水平。1%、5%和 10% Bootstrap 临界值分别对应于 MWALD 统计量的一个经验分布的第 99%、95%、90%分位数。

3. () 内数字为基于 bootstrap 得到的伴随概率。[] 为随机生成的 $\chi^2(2)$ (样本大小等于 bootstrap 次数 (10000)) 对应的第 99%、95%、90%分位数, 即为理论临界值。

五、结论及启示

CPI与PPI是识别和衡量通货膨胀的两个重要指标, 研究两者之间的关系和传导机制有助于我们辨别通货膨胀的性质, 并据此制定出相应的宏观调控政策。但是我们认为, CPI和

PPI都是经济体系的表面现象，研究这种表面现象及其联系，可以有助于我们认识相关经济问题。而如果仅仅停留在研究表面现象，得出的结论往往会似是而非，即使最终得出了正确的结论，也很可能是纯属巧合，不利于我们深入理解经济现象并制定出相应的政策。我们认为，通货膨胀本质上是一种货币现象，在没有明确考虑货币（供应量）因素的情况下研究通货膨胀是否合理，仅就两个变量而研究两个变量的关系，可能更多的是产生简单化的表面研究而非系统化的深入研究。由于在模型中遗漏了货币供给、产出这些关键核心变量，目前的研究得到的结论是不稳健的。根据我们的研究，可以得到如下的结论和启示：

1) CPI是PPI的Granger原因，反之不成立。需要指出的是，这一结论与以往文献有本质性的差异，这是在控制货币的边际影响后得到的稳健结论。另外，鉴于近年来价格水平和经济增长的双双高位运行的典型事实，我们可以判断当前通货膨胀判应为由需求主导的^①，而“系统性”宽松的货币条件则是促成需求旺盛的重要原因。因此，从治理通货膨胀的角度来分析，控制流动性入手将会起到更好的效果，而不考虑该因素去管制上涨过快的商品价格水平（如食品）。过多的流动性没能得到有效控制，即使当前一些上涨过快的产品价格得到控制，通胀最终还是会通过一些供给薄弱环节的商品价格上升表现出来。即便短期的政府价格管制可能会产生积极作用，长期而言是压不住的。同时考虑到中国货币供给量“盯住”经济增长的内生特征，简单地调控央行的M₂也并不会奏效。治本之策在于疏导，即引导货币供给流入到生产领域，流入到不会提高特别是直接提高物价水平的领域^②，这才是解决货币和物价水平的根本。

2) 与传统的自上而下价格传导观点不同，本文得到结论是，PPI几乎不向CPI传导，因此我们有必要重新审视PPI与CPI之间的关系。当前我国经济增长主要靠投资拉动，而非消费需求。一些固有体制性因素依然是投资扩张的重要原因，如一些地方政府出于本地区经济考虑和政绩考核引发了扩张性冲动。因此，制定相关政策企图阻止PPI向CPI蔓延以遏制通货膨胀，其效果并不会很明显，也不是很必要。遏制通货膨胀的有效方法在于抑制过旺的（地方政府）投资需求，至少是要抑制由货币过多带来的盲目投资和投机需求。

3) 重新认识“输入型通胀”。一般认为，输入型通胀是成本推动型的通货膨胀，但问题在于进口商品的价格为何会提高。我们发现，其不可忽略的原因在于中国巨大的进口需求。实际上，国内对国际大宗商品和原材料的巨量需求导致了其价格上涨的压力。所以，“输入型通胀”本质上是“出口转内销”型通货膨胀，因此提高国内进口厂商的议价能力，进而打破国际厂商的定价权，在某种程度上也能部分地缓解国内的通货膨胀压力。

参考文献：

- [1] Caporale, Guglielmo Maria, and Nikitas P., 1997, *Causality and forecasting in incomplete systems*, [J]. *Journal of Forecasting*, 16, 425~37.
- [2] Clarida, Richard, Galí, Jordi and Gertler, Mark. 1999, *The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective*, [J]. *Journal of Economic Literature*, 37, 1661~1707.
- [3] Clark, T., 1995, *Do Producer Prices lead Consumer Prices?* [J]. *Economic Review*, 25~39.
- [4] Davidson, Mackinnon, 2004, *The power of bootstrap and asymptotic tests*, [J]. *Working Papers*, 1035.

① 当然我们并不排除供给的作用，只不过我们更相信近年来中国宏观经济中倾向于出现需求占优于供给的趋势。对此，国内学者高善文（2006）甚至还指出，“大多数情况下，上游价格的变动应当是最终需求的变化通过产业链传导到上游的结果，应属于需求拉动型价格变化。这是由于对于诸如铁矿石、木材等资源类产品来说，若没有需求方的拉动，很难想象存在持续并且可以清晰辨别的供给扰动导致价格系统性变动”。

② 类似于周小川的“货币池子理论”。实际上，中国的货币供给总量有很强的内生特征，这包括出口导向带来的外汇占款、地方投融资平台的贷款等，货币政策也必须要有专门针对这些领域的对策。

- [5] Enders, W., 1995, *Applied Econometric Time Series*,[M]. New York: Wiley.
- [6] Guglielmo Maria Caporale, Margarita Katsimi, and Nikitas Pittis, 2002, *Causality Links between Consumer and Producer Prices: Some Empirical Evidence*,[J]. Southern Economic Journal, 68,703~711.
- [7] Hacker R. S. and Hatemi-J, A., 2006, *Tests for Causality between Integrated Variables Based on Asymptotic and Bootstrap Distributions: Theory and Application*,[J]. Applied Economics, 38, 1489~1500.
- [8] Hacker R. S. and Hatemi-J, A., 2005, *A Test for Multivariate ARCH Effects*,[J]. Applied Economics Letters, 12,411~417.
- [9] Lütkepohl, H., 1982, *Non-causality due to omitted variables*,[J]. Journal of Econometrics, 19, 367~378.
- [10] Lütkepohl, H. and Reimers, H., 1992, *Granger-causality in cointegrated VAR processes*,[J]. Economics Letters, 40, 263~268.
- [11] Rambaldi, A.N., Doran, H.E., 1996, *Testing for Granger non-causality in cointegrated systems made easy*,[J]. Working Papers, 88.
- [12] Richard, Dion., 1999, *Indicator Models of Core Inflation for Canada*,[Z]. Working Papers, Number 99~13/Document de travail.
- [13] Sims, C. A., Stock, J. H. and Watson, M. W., 1990, *Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots*,[J]. Econometrica, 58, 133~44.
- [14] Silver, J. Lew, and T. Dudley Wallace, 1980, *The lag relationship between wholesale and consumer prices-An application of the Hatanaka-Wallace procedure*,[J]. Journal of Econometrics 12,375~87.
- [15] Toda, H.Y. and Phillips, P.C.B., 1993, *Vector Autoregressions and Causality*,[J]. Econometrica, 61, 1367~1393.
- [16] Toda, H.Y. and Phillips, P.C.B., 1994, *Vector Autoregressions and Causality: A Theoretical Overview and Simulation Study*,[J]. Econometric Reviews, 13, 259~285.
- [17] Toda, Hiro Y. and Yamamoto, T., 1995, *Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes*,[J]. Journal of Econometrics, 66, 225~250.
- [18] Triacca, U., 1998, *Non-causality: the role of the omitted variables*,[J]. Economics Letters, 60, 317~320.
- [19] Yamada, Hiroshi and Toda, Hiro Y., 1998, *Inference in possibly integrated vector autoregressive models: some finite sample evidence* *Journal of Econometrics*,[J]. 86, 55~95.
- [20] Zapata, Hector O, Rambaldi and Alicia N., 1997, *Monte Carlo Evidence on Cointegration and Causation*,[J]. Oxford Bulletin of Economics & Statistics, 59, 255~98.
- [21] 高善文:《在周期的拐点上:从数据看中国经济的波动》[M],北京:中国发展出版社,2006。
- [22] 贺力平、樊纲、胡嘉妮:《消费者价格指数和生产者价格指数:谁带动谁?》[J],《经济研究》2008年第11期。
- [23] 贺力平、樊纲、胡嘉妮:《消费者价格指数与生产者价格指数:对徐伟康商榷文章的回复意见》[J],《经济研究》2010年第5期。
- [24] 宋国青:《货币供应量减少拉低CPI》[N],《证券市场周刊》2005年05月25日。
- [25] 徐伟康:《对<消费者价格指数与生产者价格指数:谁带动谁?>一文的质疑》[J],《经济研究》2010年第5期。
- [26] 张成思:《金融计量学》[M],东北财经大学出版社,2008。
- [27] 张成思:《长期均衡、价格倒逼与货币驱动——我国上中下游价格传导机制研究》[J],《经济研究》2010年第6期。