

CPI与PPI“背离”的结构性解释*

吕捷 王高望

内容提要:2000年以来中国的两大物价指数CPI、PPI出现了多次“背离”式增长。尤其是最近三年(2011—2013),CPI持续上涨而PPI连续下跌,这使得中央银行运用货币政策稳定物价水平的能力受到了极大限制。本文通过构建三部门动态随机一般均衡模型(Three-Sector DSGE),探讨了CPI与PPI背离的结构性原因。研究发现,央行采用的宽松货币政策一方面导致劳动力不断从基础农业部门流向加工服务部门,推动了加工服务部门的扩张和基础农业部门的收缩;另一方面使得CPI不断上涨而PPI在经历一个短期的上升以后开始不断下降,从而出现了CPI与PPI的阶段性“背离”。本文不仅较好地解释了CPI和PPI背离的结构性原因,同时也为央行制定更为有效的货币政策提供了一个新的视角。

关键词:CPI与PPI背离 货币政策 三部门模型 DSGE

一、引言

消费者价格指数(CPI)与生产者价格指数(PPI)作为最直接反映社会物价水平以及市场景气程度的经济指标,一直以来都是中央政府在制定宏观调控政策时的主要参考。保持CPI与PPI的相对稳定并把两者的增长控制在一个合理的区间范围内,也是中央银行实施货币政策的核心目标。当CPI与PPI同步变化时,如果物价水平上涨过快,则央行可以通过适度紧缩政策使PPI与CPI同步回落;如果物价水平出现下跌,则央行实行宽松的货币政策可以使PPI与CPI稳步回升。然而,自2000年以来,中国的CPI与PPI出现了多次“背离”式增长,即两者的变化是反向的,此时传统的货币政策调控不再有效,出现首尾难以兼顾的局面。如图1所示,在最近三年(2011—2013)CPI持续上涨而PPI连续下跌。如果实行货币紧缩政策,CPI可能回落,但是PPI将加快下跌,工业部门进一步吃紧,经济增长率很有可能进一步下滑;而如若实行宽松政策,PPI可以回升,而CPI则攀至更高,将进一步增加生活消费负担,加剧社会矛盾。央行采取货币政策以稳定总价格水平的努力就会陷入两难境地。为摆脱现有的货币政策困境,我们必须深入探究CPI与PPI“背离”的原因,进而为央行制定更加有效的货币政策提供理论依据。

从概念上看,PPI是工业产品出厂价格总水平变动趋势和幅度的指标,CPI是城乡居民购买的最终消费品和服务的价格变动趋势与幅度的指标,而实质上这二者所代表的分别是中国产业链条中上游产业(工业)价格收益与中下游产业(加工业及流通行业)价格收益的景气程度,两种价格水平的变动直接影响着相关产业的收益以及人员流动。在过去二十几年中,CPI、PPI以及其它价格如农产品价格指数等在上涨过程中,尽管不会时刻保持同步变化,短期内也会出现背离现象,但是

* 吕捷,中国人民大学农业与农村发展学院,邮政编码:100872,电子信箱:lujie@ruc.edu.cn;王高望(通讯作者),山东大学经济研究院,邮政编码:250100,电子信箱:gaowang.wang@sdu.edu.cn。本文受中国人民大学科学研究基金(中央高校基本科研业务费专项资金资助)项目(13XNJ027)资助。感谢中国人民大学陈彦斌教授、唐忠教授、朱信凯教授、曾寅初教授、张成思教授,中央财经大学邹恒甫教授,国家外汇管理局潘璐研究员,国家统计局综合司盛来运司长,国家农业部市场与经济信息司张兴旺副司长、赵卓副处长等人在本文的写作过程中给予的帮助和指导。感谢匿名审稿人提出的宝贵意见,但文责自负。

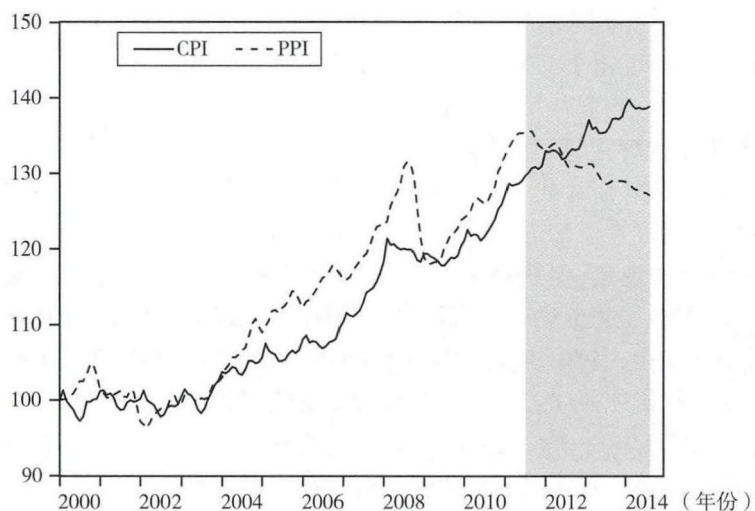


图1 CPI与PPI月度绝对值变化(2000—2014, 基期值为100)

在市场机制作用下会及时恢复到同步。中央政府在进行相应的调控时,一般会根据整体的价格水平变化情况而定,因此在所有商品物价水平同步变化的时候,货币政策的调控目标也较为清晰。然而,当CPI与PPI的背离频繁出现时,货币政策的制定就会陷入两难困境。那么我们应如何认识这种现象,价格指数之间的背离与货币供给以及中国当前的经济结构之间又有着怎样的联系?

关于货币供给、PPI和CPI之间的传导机制及因果关系影响

文献中已有不少研究。但是,大多数研究工作集中于实证检验,缺少理论分析。因此,本研究将不再重复以往的经验性检验,而是从理论视角,在当前中国经济结构性问题更为突出的大背景下,尝试用结构模型来揭示中国CPI和PPI背离的原因。研究发现,当正向货币冲击来临时,由于劳动力从基础农业部门向加工服务部门持续流动,农业部门不断萎缩,而加工服务部门不断扩张。这种结构性的变化促使基础农产品的价格不断下降,基础工业品价格在经过短暂的上升以后进入持续性的下降阶段,而加工服务部门生产的最终消费品价格不断上涨。由于加工服务部门是联系基础工业品和基础农产品的重要纽带,因而加工服务部门产品的价格受货币政策的影响就更大,从而上升得也就更快。因此,CPI的增长可能会“背离”PPI的增长。本文给出的三部门货币模型不仅可以解释中国由于扩张性的货币政策带来的PPI与CPI先同步上涨而后出现“背离”的经济现象,并且为讨论中国经济结构转型过程中货币政策的有效性提供了新的研究思路和分析框架。

二、文献回顾

随着近十几年中国CPI与PPI整体水平在不断上涨,这两种价格指数的波动特性、二者之间的互动传导关系,以及受宏观货币政策的冲击影响也成为学术界研究的热点。

首先,大部分研究认为PPI与CPI之间存在双向传导机制(徐伟康,2010;张成思,2010)。然而部分研究认为只存在CPI向PPI的倒逼机制,而PPI向CPI传导的作用不大,中国目前的通胀主要是需求拉动型的(贺力平等,2008;何光辉,2009)。也有部分学者从CPI与PPI指标的组成成分着手,通过计算CPI、PPI及其构成部分的相关系数,根据相关系数大小及其显著性来说明相互间的关系(桂文林、韩兆洲,2011;刘敏等,2005)。此外,近几年以来关于CPI与PPI间的明显的“倒挂”现象引起了社会各界的广泛关注。已有研究认为CPI、PPI“倒挂”的原因包括成本上涨、价格管制、产能过剩以及消费低迷等因素(刘文华,2005;邹炜、范继涛,2009;戴芸,2009;陈建奇,2008)。除了通过计量实证对CPI与PPI进行分析以外,也有一些研究通过引入整体经济结构及其他宏观变量对二者的互动变化进行探讨,尤其是从宏观货币供给出发,研究货币供给与价格指数之间的关系(刘凤良、鲁旭,2011;李成,2011;张卫平、李天栋,2012)。

尽管国内已有许多研究PPI与CPI关系的文献,但现有文献存在以下不足:首先,已有文献大多从CPI与PPI本身出发研究二者之间的传导关系,然而这种研究基本属于局部均衡分析,容易忽视其他宏观变量对CPI及PPI的影响。实际上,宏观货币供给对不同层级的产品价格的影响是非

对称的(杨继生、冯炎,2013),因此宏观货币供给可能导致了PPI、CPI增长幅度的差异,二者趋势的背离可能并非由于二者之间传导的不畅而是由于二者受其他变量影响的程度不同。其次,已有文献更多注重实证检验,而对CPI、PPI关系的经济背景解释不足。当前宏观经济学研究越发注重对经济模型所得数量结果的幕后故事及理论解释,尽管国内已有文献研究了CPI及PPI之间传导关系的原因,但是这些原因分析大多就事论事,而忽视了整体宏观经济环境及结构变化对CPI、PPI的影响。例如,许多文献从劳动力及原材料成本上涨导致PPI居高而消费不足导致CPI下降来解释中国2008年“CPI低位,PPI高位”的倒挂现象,但这种分析无法解释近年来“PPI低走,CPI居高”的现象。再例如,已有文献认为CPI、PPI之间走势背离的原因之一是政府对部分产品的价格管制,但是由于政府对产品的价格管制一直存在,因而CPI与PPI时而同步时而倒挂的现象无法依据一直存在的价格管制解释。此外,已有国内研究往往关注于短期经济变量之间关系的分析,缺乏对经济的长期均衡状态的分析,即使已有文献对CPI、PPI之间的协整关系进行了实证检验,但是这种协整关系更多是统计上的,其刻画的长期均衡关系无法对短期行为做出有效的解释。

因此,本文尝试从一般均衡的角度构建了三部门结构货币模型,从整体经济结构性变化的角度讨论CPI及PPI之间的“背离”。动态随机一般均衡模型(DSGE模型)融合了对经济长期、短期的分析,同时具有坚实的微观和宏观理论基础,因而近年来被广泛用于分析宏观经济及货币政策(陈昆亭、龚六堂,2006;刘斌,2008;方福前、王晴,2012;赵留彦,2006)。然而现有基于DSGE模型的研究大多是单部门模型,少数是基于农业与工业的两部门模型。而实际上,中国加工服务业部门的规模愈发庞大,其对宏观经济的影响也越来越明显,因此本文尝试将已有的两部门DSGE模型推广至添加了“加工服务业部门”的三部门模型。由于加工服务业部门的产品为最终消费品,是工业投入品、农业投入品经历了加工和运输以后,摆在集贸市场、超市等销售终端,为普通消费者所购买的最终产品,因此其价格与CPI紧密相关。而工业部门产品的价格与PPI又存在一定关系,因此通过对DSGE模型的三部门拓展,我们将能够为CPI和PPI之间的关系增加结构性的解释和提供更为坚实的理论基础,从而更加深刻剖析宏观经济变量间的关系,更加深层次地解释如CPI、PPI“倒挂”等经济现象发生的结构性原因。因此,本文的理论研究工作不仅为PPI和CPI背离原因给出了一个结构性的解释,而且为央行实行更为有效的货币政策调整物价水平提供了一些有益的启示。

三、三部门模型

为了将CPI更加明晰地纳入到结构性模型中,我们在Huo(1997)、Kongsamut et al. (2001)和陈彦斌等(2013)两部门结构模型的基础上,构建了三部门DSGE模型。与单部门或两部门模型相比,本模型有如下创新:一是对中国的产业部门进行了更加精细的划分,在传统两部门(工业部门和农业部门)的基础上,引入加工服务业部门(终端消费部门),从而可以同时将CPI与PPI较好地纳入结构体系,进而探究二者在货币冲击以及技术冲击下的相对变化;二是将单一级别的生产结构拓展为多层级的生产消费模式,以便更加准确地表征PPI与CPI这两种对应着不同产业层级部门的价格指数;三是引入部门间的生产要素流动,尤其是劳动力在农业部门与加工服务部门间的转移,一方面可以刻画中国产业转型期的结构变化特点,另一方面也可以考量货币政策对实体经济的冲击。

我们将中国经济整体抽象设定为三个部门:部门1为基础工业生产部门;部门2为基础农业生产部门;部门3为加工服务业部门。首先,在基础工业部门中,生产投入品为工业资本 k_t 和劳动力 l_t 。^①

^① 我们假定社会中存在一个代表性个人,个人每期把总的劳动时间(设定为1)在三个部门产品的生产之间进行一个分割。其中 l_1 、 g_1 和 $(1-l_1-g_1)$ 分别为该代表性个人用于部门1、部门2和部门3生产的劳动力投入比例。

而部门1的产出可分为两部分:一部分是“消耗品” $c_{1,t}$,即加工服务部门的投入品,这是一种中间产品,如能源、电力和基础原材料等等;另一部分为“资本品” i_t ,即投资品,而且部门1的投资品是模型经济资本积累的唯一来源。我们假设部门1的生产函数 $F(l_t, k_t)$ 满足新古典生产技术。^① 部门1的生产和资本积累活动归结为如下差分方程:

$$c_{1,t} + i_t = c_{1,t} + [k_{t+1} - (1 - \delta)k_t] = F(l_t, k_t) \quad (1)$$

第二个部门为基础农业生产部门,其使用劳动力(g_t)和土地(n_t)进行生产。该部门的产品全部为基础农产品(即 $c_{2,t}$),它不能直接用于消费,必须经过加工服务部门的再生产(包括运输)以后才能变为可以用于消费的最终产品。由于农业生产受到自然环境与气候变化影响较大,因此,部门2的生产函数中包含随机冲击项 λ_t 。沿用陈彦斌等(2013)的做法,我们假设农业产品的技术冲击满足一阶对数VAR过程,即 $\ln(\lambda_t/\bar{\lambda}) = \gamma_1 \ln(\lambda_{t-1}/\bar{\lambda}) + \varepsilon_{1,t}$,其中, $\varepsilon_{1,t} \sim N(0, \sigma_1^2)$ 。于是,部门2的生产活动 G 可以归结为:

$$c_{2,t} = G(\lambda_t, g_t, n_t) \quad (2)$$

第三个部门为加工服务部门,投入品为部门1的部分产品(即 $c_{1,t}$)、部门2的全部产品(即 $c_{2,t}$),以及除去部门1和部门2后剩余的劳动力(即 $1 - l_t - g_t$),产出为社会的全部最终消费品, $c_{3,t}$ 。于是,部门3的生产活动 J 可归结为:

$$c_{3,t} = J(1 - l_t - g_t, c_{1,t}, c_{2,t}) \quad (3)$$

根据不同部门的生产特性,我们对上述三部门结构模型给出一些简化假设。在劳动力投入方面,由于部门1属于资本密集型的高技术行业,对劳动力的人力资本要求较高,因此,我们假设部门1中的劳动力就业数量是相对稳定的,可以认为是常量($l_t = \bar{l}$);而对于部门2和部门3来讲,其行业进入的门槛较低,劳动力流动性较强,劳动力的流动主要发生在农业生产部门与加工服务部门之间。^② 对于基础农业部门,沿用Huo(1997)和陈彦斌等(2013)的做法,我们假定土地投入为常量($n_t = \bar{n}$)。进一步,我们把三个部门的生产技术均设定为Cobb-Douglas函数形式。因此,三部门结构模型的生产技术以及部门之间的生产关系可以归结为如下三个方程:

$$c_{1,t} + k_{t+1} - (1 - \delta)k_t = k_t^{\alpha} \bar{l}^{1-\alpha}, c_{2,t} = \lambda_t \bar{n}^{\theta} g_t^{1-\theta}, c_{3,t} = A c_{1,t}^{\varphi} c_{2,t}^{\rho} (1 - \bar{l} - g_t)^{1-\varphi-\rho} \quad (4)$$

由于模型中涉及到三个部门和三种产品,我们需要引入三种产品的价格,即 p_1, p_2, p_3 。首先, p_1 是基础工业品的价格。由于PPI是反映一定时期内全部工业产品出厂价格总水平的变动趋势和程度的相对数,包括工业企业售给本企业以外所有单位的各种产品和直接售给居民用于生活消费的产品。而部门1中的产品仅仅是出售给部门3的生产资料产品,而不包括直接售给居民的生活消费品。根据贺力平等(2008)的计算,中国生产者价格指数(PPI)中生产资料和生活资料的权重分别约为72%和28%,可以看出 p_1 在PPI的统计中超过70%,因此,在一定程度上我们可以将 p_1 作为PPI的重要表征变量。其次,部门2中的产出为初级农产品,其所对应的价格 p_2 为农产品的出土价格,即未经加工的农业基础产品价格,在一定程度上可以看作是农产品生产价格指数。^③ 最后,部门3中的产品为最终消费品,它是工业投入品和农业投入品在经历了加工和运输以后,摆在集贸市场、超市等销售终端,并为普通消费者所购买的最终产品。因此,其价格 p_3 所表征的价格指数就是CPI。

由于要考察货币政策对价格体系的影响,我们要在三部门模型经济中引入货币。沿用Clower(1967)、Lucas & Stokey(1983, 1987)和Stockman(1981)的做法,我们以现金先行(CIA)的方式引入

① 我们假设部门2和部门3的生产函数 G 和 J 也同样满足新古典生产性质:单调性、凹性、一次齐次性和Inada条件等。

② 近十几年来,部门3也是中国农民工的主要就业部门,如服装、食品加工、轻工业和运输等行业。

③ 在其它一些国家的统计体系中, p_2 为Farm Price,即农场价格。

货币。我们假定 CIA 约束仅对部门 2 的农业初级产品和部门 3 的最终消费品适用。这是由于,与基础工业产品相比,基础农业部门和加工服务业部门的资本化和信用化程度较低,因此,农产品和最终消费品的大部分交易需要以货币为交易媒介。^① 而在中国的基础工业部门中,大多为资本化程度较高的央企、国企或大型民营企业,基础工业产品的销售大多不需要流通环节而直接进入部门 2 和部门 3,因此不需要受现金先行条件的约束。进一步,我们假设国家在 t 时刻的货币发行量为 M_t ,且货币增长率为 $(\mu_t - 1)$,消费者手中的货币存量等于上一期持有的货币存量加上当期的货币发行增量为,即 $m_{t-1} + M_{t-1}(\mu_t - 1)$ 。于是,经济面临的 CIA 约束为:

$$p_{2,t}c_{2,t} + p_{3,t}c_{3,t} \leq m_t = m_{t-1} + M_{t-1}(\mu_t - 1) \quad (5)$$

为了考察货币政策冲击对经济的影响,我们假设货币增长率的变化满足如下一阶对数 VAR 过程:

$$\ln(\mu_t/\bar{\mu}) = \gamma_2 \ln(\mu_{t-1}/\bar{\mu}) + \varepsilon_{2,t}, \varepsilon_{2,t} \sim N(0, \sigma_2^2) \quad (6)$$

我们假设代表性个人的福利目标是最大化其关于最终消费品 $c_{3,t}$ 消费福利的期望效用的贴现之和,即

$$\max_{\{c_{3,t}\}_{t=0}^{\infty}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_{3,t}) \quad (7)$$

其中, $\beta \in (0, 1)$ 是常数时间贴现因子,效用函数为 CRRA (且相对风险厌恶系数为 1) 效用函数,即 $u(c_{3,t}) = \ln(c_{3,t})$ 。因此,代表性个人的最优化问题就是最大化(7),满足(4)、(5)、(6)和初始资本存量 $k(0) = k_0 > 0$ 。

为了给出模型的最优解,我们建立如下拉格朗日函数:

$$L = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ \begin{aligned} & \ln[A\bar{n}^{\rho\theta} c_{1,t}^{\rho} \lambda_t^{\rho} g_t^{\rho(1-\theta)} (1 - \bar{l} - g_t)^{1-\varphi-\rho}] \\ & + \chi_{1,t} \left[\lambda_t \bar{n}^{\theta} g_t^{1-\theta} + \frac{\hat{p}_{3,t}}{\hat{p}_{2,t}} A\bar{n}^{\rho\theta} c_{1,t}^{\rho} \lambda_t^{\rho} g_t^{\rho(1-\theta)} (1 - \bar{l} - g_t)^{1-\varphi-\rho} - \frac{\hat{m}_{t-1} + (\mu_t - 1)}{\mu_t \hat{p}_{2,t}} \right] \\ & + \chi_{2,t} \left[(c_{1,t} + k_{t+1} - (1 - \delta)k_t) + \frac{\hat{m}_t}{\hat{p}_{1,t}} - k_t^{\alpha} \bar{l}^{1-\alpha} - \frac{\hat{m}_{t-1} + (\mu_t - 1)}{\mu_t \hat{p}_{1,t}} \right] \end{aligned} \right\},$$

其中, $\chi_{1,t}$ 和 $\chi_{2,t}$ 分别是约束(5)和(4)所对应的拉格朗日乘子,而 $\hat{p}_{1,t}$ 、 $\hat{p}_{2,t}$ 和 $\hat{p}_{3,t}$ 分别是经过货币总量归一化以后的三部门产品价格,即 $\hat{p}_{1,t} = p_{1,t}/M_t$, $\hat{p}_{2,t} = p_{2,t}/M_t$, $\hat{p}_{3,t} = p_{3,t}/M_t$ 。根据最优化,我们得到如下一阶必要条件:

$$\frac{\varphi}{c_{1,t}} = -\chi_{1,t} \frac{\hat{p}_{3,t}}{\hat{p}_{2,t}} A\bar{n}^{\rho\theta} \varphi c_{1,t}^{\rho-1} \lambda_t^{\rho} g_t^{\rho(1-\theta)} (1 - \bar{l} - g_t)^{1-\varphi-\rho} - \chi_{2,t} \quad (8)$$

$$\chi_{2,t} = \beta E_t [\chi_{2,t+1} (1 - \delta + \alpha k_{t+1}^{\alpha-1} \bar{l}^{1-\alpha})] \quad (9)$$

$$\begin{aligned} \frac{\rho(1-\theta)}{g_t} - \frac{1-\varphi-\rho}{1-\bar{l}-g_t} &= -\chi_{1,t} \left[\lambda_t (1-\theta) \left(\frac{\bar{n}}{g_t} \right)^{\theta} + \frac{\hat{p}_{3,t}}{\hat{p}_{2,t}} A\bar{n}^{\rho\theta} c_{1,t}^{\rho} \lambda_t^{\rho} \rho (1-\theta) g_t^{\rho(1-\theta)-1} \right. \\ & \left. (1 - \bar{l} - g_t)^{1-\varphi-\rho} - (1 - \varphi - \rho) g_t^{\rho(1-\theta)} (1 - \bar{l} - g_t)^{-\varphi-\rho} \right] \end{aligned} \quad (10)$$

$$\frac{\chi_{2,t}}{\hat{p}_{1,t}} = \beta E_t \frac{1}{\mu_{t+1}} \left(\frac{\chi_{1,t+1}}{\hat{p}_{2,t+1}} + \frac{\chi_{2,t+1}}{\hat{p}_{1,t+1}} \right) \quad (11)$$

$$\lim_{t \rightarrow +\infty} \beta^t E_t [u'(c_{3,t}) k_{t+1}] = 0, \lim_{t \rightarrow +\infty} \beta^t E_t [u'(c_{3,t}) M_t] = 0 \quad (12)$$

其中(8)式表明消费的边际效用等于社会财富的影子价格,(9)式是代表跨期最优选择的消费欧拉方程,(10)式表明劳动力在部门 2 和部门 3 之间流动的无套利条件,(11)式表明货币在部门 2 和

① 虽然部分消费者在超市中会用信用卡等金融媒介交易,但是类似于信用卡、借记卡等都属于 M1 范畴内,且信用卡只是提前预支,一定时期内必须用现金付清,因此与用货币支付是差别不大。

部门3作为交易媒介流动的权衡条件,(12)式是横截性条件。^①

根据无套利原理,劳动力在不同部门之间的边际产品价值必须相等,因此我们有:

$$\hat{p}_{1,t}(1-\alpha)k_t^{\alpha}\bar{l}^{1-\alpha} = \hat{p}_{2,t}(1-\theta)\lambda_t\bar{n}^{\theta}g_t^{1-\theta} = \hat{p}_{3,t}A\bar{n}^{\rho}c_{1,t}^{\rho}(1-\varphi-\rho)\lambda_t^{\rho}g_t^{\rho(1-\theta)}(1-\bar{l}-g_t)^{-\varphi-\rho} \quad (13)$$

利用(4),现金先行约束(5)可以变形为

$$\lambda_t\bar{n}^{\theta}g_t^{1-\theta} + \frac{\hat{p}_{3,t}}{\hat{p}_{2,t}}A_1c_{1,t}^{\rho}\lambda_t^{\rho}g_t^{\rho(1-\theta)}(1-\bar{l}-g_t)^{1-\varphi-\rho} = \frac{\hat{m}_{t-1} + (\mu_t - 1)}{\mu_t\hat{p}_{2,t}} \quad (14)$$

利用生产技术和生产关系的方程(1)和货币市场的出清条件,我们有

$$[c_{1,t} + k_{t+1} - (1-\delta)k_t] + \frac{\hat{m}_t}{\hat{p}_{1,t}} = k_t^{\alpha}\bar{l}^{1-\alpha} + \frac{\hat{m}_{t-1} + (\mu_t - 1)}{\mu_t\hat{p}_{1,t}} \quad (15)$$

总之,方程(8)一(15)共同决定三部门结构货币模型的最优解。

四、稳态均衡、参数校准和比较静态分析

(一)稳态均衡

首先,我们定义经济的稳态均衡: $k_t = \bar{k}, c_{1,t} = \bar{c}, g_t = \bar{g}, \hat{p}_{1,t} = \bar{p}_1, \hat{p}_{2,t} = \bar{p}_2, \hat{p}_{3,t} = \bar{p}_3$ 。根据一阶必要条件,我们可以得到决定稳态均衡的代数方程组:

$$\frac{\bar{k}}{\bar{l}} = \left(\frac{1-\beta+\delta\beta}{\alpha\beta} \right)^{\frac{1}{\alpha-1}} \quad (16)$$

$$\frac{\bar{c}_1}{\bar{l}} = \left(\frac{1-\beta+\delta\beta}{\alpha\beta} \right)^{\frac{1}{\alpha-1}} \left(\frac{1-\beta+\delta\beta-\alpha\beta\delta}{\alpha\beta} \right) \quad (17)$$

$$\frac{\rho(1-\theta)}{\bar{g}} - \frac{1-\varphi-\rho}{1-\bar{l}-\bar{g}} = (\bar{\mu}-\beta) \frac{\varphi(1-\alpha)(1/\beta-1+\delta)}{(1-\beta+\delta\beta-\alpha\beta\delta)\bar{l}} \quad (18)$$

$$\bar{p}_1 = \frac{1}{[\bar{g}/(1-\theta) + (1-\bar{l}-\bar{g})/(1-\varphi-\rho)]} \frac{1}{(1-\alpha)(\bar{k}/\bar{l})^{\alpha}} \quad (19)$$

$$\bar{p}_2 = \frac{1}{\bar{\lambda}\bar{n}^{\theta}\bar{g}^{1-\theta} \left[1 + \frac{(1-\theta)}{(1-\varphi-\rho)} \frac{(1-\bar{l}-\bar{g})}{\bar{g}} \right]} \quad (20)$$

$$\bar{p}_3 = \frac{\bar{g}^{-\rho(1-\theta)}(1-\bar{l}-\bar{g})^{\varphi+\rho}}{\left[\frac{\bar{g}}{1-\theta} + \frac{(1-\bar{l}-\bar{g})}{(1-\varphi-\rho)} \right]} \frac{1}{A\bar{n}^{\rho}c_1^{\rho}(1-\varphi-\rho)\bar{\lambda}^{\rho}} \quad (21)$$

(二)参数校准

在本文的模型中,我们将经济体划分为基础工业品部门、基础农业部门和加工服务部门等三个部门,尽管这与传统意义上的第一产业、第二产业和第三产业有所类似,但还是存在较大差别,因此对每个部门的技术参数要进行进一步校准。此外,在参考以往的文献时,由于涉及到从两部门模型到三部门模型的扩展,我们还需要进一步考察其适用性。

首先,我们定义的基础工业部门是生产资料部门,它的资本密集度较高。现有文献对于资本产出弹性的取值大多在0.3—0.5之间(黄贇琳,2005;陈昆亭和龚六堂,2006;陈彦斌等,2013)。其中,在陈彦斌等(2013)的研究中,其工、农两部门模型更加贴近本文的模型框架,因此本文的基础工业部门资本产出弹性 α 采用了与该研究相同的设定0.45。而贴现率 β 与资本折旧率 δ 也依此论文分别设定为0.93和0.05。此外,依照模型设定,基础工业部门为资本密集度最高的生产部

^① 根据模型设定,当经济中其他最优性条件满足时,经济的社会资源约束是满足的。

门,包括采矿业、制造业(基础制造部分)、电力热力燃气和水生产供应业等,这些行业劳动力流动较弱,准入门槛较高,因此我们将该部门的劳动力设定为常数。根据2013年《中国劳动统计年鉴》,经核算该部门的劳动人口比例约为5%—10%,在本模型中我们设定为7%。^①

本文的第二个部门为基础农业部门,部分文献的模型将农业部门生产函数简单设定为 $Y = AL$,其中 A 是技术, L 是劳动力,即土地产出弹性为0,劳动力的产出弹性为1。这种设定适用于地广人稀的国家,即土地资源丰富,农业劳动力稀少,农业产出上升基本依靠劳动力的增加。但是中国目前的情况不大适用这种设定。中国人均耕地较少,农村地区农业劳动力长期饱和,农业产出与土地要素的投入关系较大,因此土地产出弹性也比较大。在本研究中我们通过农产品产量与种植面积变化来估算土地产出弹性 θ 。通过对1990—2013年中国粮食的产量和播种面积进行核算,发现粮食作物种植中的土地产出弹性较高,在0.8左右。由于中国粮食作物的播种面积占总播种面积的比例约为68%(《中国统计年鉴》,2013),其价格占农业生产价格指数的比重也较大,因此我们将基础农业部门的土地产出弹性设定为0.7。农业部门的全要素生产率在模型中是一个随机变量,用来表征外界环境对农业生产的随机冲击(包括技术、气候条件、自然灾害等),其对数服从一阶自回归过程,稳态值设定为1,相关系数与随机项标准差分别设定为0.93和0.29(陈彦斌等,2013)。

本模型参数校准的难点是在第三部门,也就是加工服务部门。该部门将基础工业部门产品 c_1 (能源、电力、基础工业品)以及基础农业部门产品 c_2 (未经加工、运输、流通的农产品)与大量劳动力整合投入后,生产出最终消费品。我们首先对劳动力的产出弹性进行估算,根据《中国统计年鉴》中第三产业就业人数以及第三产业年度总产出,我们估算出第三产业的劳动力生产弹性约为0.5—0.6。由于《中国统计年鉴》中第三产业的定义为服务业,而本模型的第三部门为服务业外加劳动密集型的制造业和运输业,其资本依赖性较传统服务业(第三产业)较高。因此本模型中的第三部门的劳动力生产弹性应略低于传统服务业的产出弹性,但是高于农业部门的劳动力产出弹性($1 - \theta = 0.3$),因此设定为0.4。另外两种生产要素(源于部门一、二的中间品)的产出弹性均设定为0.3。

货币供给方面,我们沿用了金中夏等(2013)的计算方式,选用剔除GDP增长率后的 M_0 增长率平均值2.5%作为稳态的货币增长率,并用通过最小二乘法得出货币增长的自相关系数及结构冲击的标准差分别为0.68和1.94%。

根据以上讨论,我们可以得到系统参数的校准取值(表1),以及系统达到稳态时各个内生变量的数值(表2)。其中,基础农业部门劳动力所占比重 g 的稳态值为11.5%。根据《中国统计年鉴2013》的数据显示,截至2012年底,我国就业人数为76704万人,其中乡村就业人数为39602万人。而在乡村就业人口又由纯农户、兼业农户以及非农业户三部分组成,不同类型的农户从事农业劳动和非农劳动的时间差别很大,而兼业农户内部也存在巨大差距。句芳等(2008)基于河南省的调查数据显示,农户的农业劳动时间占劳动时间总量的比例约为28%。河南是我国的粮食主产区,同时也是我国的农村劳动力输出大省,因此,河南省农户的调查数据对于研究农户的农业劳动时间具有较好的适用性。综合以上数据,我们估计,我国真正从事基础农业生产的劳动力约占总劳动力的11%—14%。由于农业劳动时间占比是2008年的数据,考虑到近年来农户非农劳动一直处于上升趋势,这一比例应该更低。因此,本文的参数校准与现实经济较为符合,部分引用参数在本模型中有较好的适用性。

^① 虽然我们定义了基础工业部门,但是受统计数据获得的局限性,很难精确地划分基础工业部门和加工制造及运输部门。因此本文也只能在《中国统计年鉴》的基础上,最大限度地给出一个贴近假定的劳动力比例范围。

表 1 模型参数校准

	参数	参数校准值	确定依据
技术参数			
基础工业部门中资本产出弹性	α	0.45	陈彦斌等(2013)
基础农业部门中土地产出弹性	θ	0.7	根据农产品产量与播种面积估算
加工服务部门中工业品要素产出弹性	φ	0.3	根据服务业部门的劳动力产出弹性进行估算
加工服务部门中农用品要素产出弹性	ρ	0.3	根据服务业部门的劳动力产出弹性进行估算
基础农业部门全要素生产率稳态值	$\bar{\lambda}$	1	标准化
加工服务部门全要素生产率	A	1	标准化
贴现率	β	0.93	陈彦斌等(2013)
资本折旧率	δ	0.05	陈彦斌等(2013)
经济结构参数			
货币供给增长率稳态值	$\bar{\mu}$	1.025	金中夏等(2013)
基础工业部门中劳动力比重	\bar{l}	0.07	2013 年中国劳动统计年鉴
基础农业部门中土地总量	\bar{n}	1	标准化
工作效率运行过程			
相关系数(农业生产冲击)	γ_1	0.93	陈彦斌等(2013)
标准差(农业生产冲击)	σ_1	0.29	陈彦斌等(2013)
相关系数(货币供给冲击)	γ_1	0.68	金中夏等(2013)
标准差(货币供给冲击)	σ_2	1.94%	金中夏等(2013)

表 2 模型稳态值

k	资本存量	0.716
c_1	基础工业部门产出	0.164
c_2	基础农业部门产出	0.522
c_3	加工服务部门产出	0.441
g	基础农业部门劳动力占总劳动力比重	11.5%
p_1	基础工业品生产价格(用以表征 PPI)	0.264
p_2	基础农用品价格生产价格	0.303
p_3	最终消费品价格(用以表征 CPI)	1.911

(三) 比较静态分析

根据决定稳态的代数方程和校准的模型参数,我们可以讨论货币政策和农业生产率的永久性变化对经济的长期影响。

首先,我们考察永久性的货币政策变化对经济的影响。由(16)和(17)两式可知,货币增长率参数没有进入这两个方程。这表明,在长期中,货币增长率的提高对资本积累和基础工业部门的生产没有影响,即货币政策对基础工业品部门来讲是中性的。

货币增长率的提高促使劳动力从基础农业部门流动到加工服务业部门(由 18 式和图 2 可知),劳动力的大量进入加强了加工服务部门对基础工业部门生产的工业“消耗品”的需求,从而基础工业部门的资本积累增加和产出增加;然而,由于劳动力减少,基础农业部门日益萎缩,导致不能满足加工服务业部门对农业消耗品的需求,由于生产技术的性质,加工服务部门就会减少对基础工业部门产品和资本积累的需求。由于对资本积累和基础工业生产的这两种反方向的效应刚好抵消了,因此,基础工业部门的资本积累和产量没有发生改变。也可以说,在技术和外在调节不变的情况下,基础工业部门的劳动力准入门槛较高,人力资源的流动性较弱,因而受货币政策的影响有限。总之,这个结论也部分地印证了张卫平和李天栋(2012)关于中国货币长期中性的实证结论。但是,随着货币增长率的提高,基础农业部门的劳动力比重下降,进而产出下降;而加工服务业的劳动力比重上升,部门 3 的产出量会上升,但是,由于边际生产率递减以及农业部门发展减缓的制约,加

工服务业部门的产量是先升后降的(见图2)^①。中国近十几年来劳动力流动主要集中在基础农业部门与加工服务业部门之间。而且,这种流动不仅包括人员的空间性流动(例如从农村地区迁移至城市地区),同时也包括劳动生产种类的变化(如农村劳动人员兼业水平上升,从事基础农业生产时间下降)。

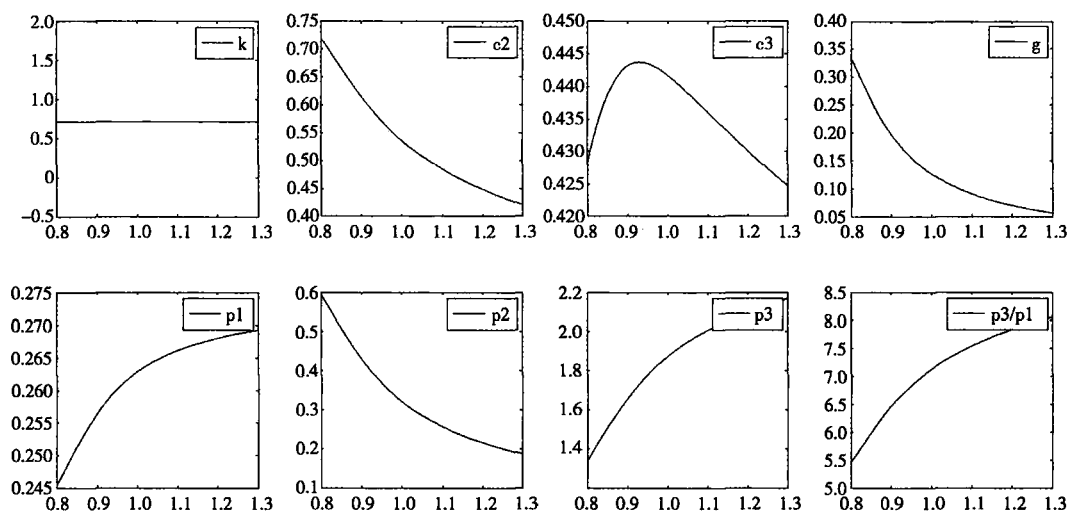


图2 货币增长率的提高对各内生变量稳态值的影响

接下来,我们讨论三个部门产品的均衡价格如何随着货币供给量的增长而变化。由(19)——(21)式可知,三种产品均衡价格随货币供应量的变化由三部门要素的产出弹性所决定。如果基础农业部门劳动力的产出弹性 $(1-\theta)$ 小于加工服务部门的劳动力产出弹性 $(1-\varphi-\rho)$,那么工业品价格 p_1 的稳态值将随货币供给量上升而上升;反之则反是。根据参数校准结果,中国目前基础农业部门劳动力的产出弹性为0.3,而加工服务部门劳动力的产出弹性为0.4。由于基础农业生产部门劳动力的产出弹性小于加工服务部门(因为农村劳动力相对饱和甚至过剩,因而边际产出较低,产出弹性较小),因此工业品生产价格(PPI,即 p_1)的稳态值会随着货币增长率的提高而上升,但是由图2可知,上升的幅度不大,大约是10%。基础农业品和加工服务业产品随扩张性货币政策变化的影响更复杂,我们很难定性地得到比较静态分析的结果。但是,根据表1给出的参数值,我们可以得到定量分析的结论:基础农产品的价格会下降,而加工服务业部门的产品价格会上升。而且,由于加工服务部门是联系基础工业部门和基础农业的纽带,货币政策对部门3是直接影响,而对部门1(以及部门2)是间接影响,因此,加工服务业部门的产品价格上升的更快,大约为55%,相应的, p_3/p_1 大约上升了40%。根据本文的模型设置和定义,我们知道,积极的货币政策会导致CPI(即 p_3)和PPI(即 p_1)同时上升,但是CPI比PPI上升的更快。由图1可知,自2000年到2010年底,中国政府一直采取宽松的货币政策,在2003年前后、2006年前后和2010年前后表现尤为明显。正是由于这一系列的货币扩张政策,中国的CPI和PPI自2004年开始有比较大的上升。短期内(2004—2008),PPI上升的速度快于CPI,但是在长期(从2012年前后开始),CPI上升的速度快于PPI。从模型稳态分析的结论来看,由于劳动力在基础农业部门和加工服务业部门的流动,导致加工服务业部门在短期内有较大的扩张,这种结构性的变化导致CPI在长期有较大幅度的提高。由于基础工业部门的劳动力流动较小,受货币政策的影响较为间接,因此,尽管PPI也有上升的趋势,但是从长期来看没有CPI的提高来的快,与CPI相比甚至有下降的趋势。而图3更清楚地表

^① 货币供应变化率范围为0.8—1.3。在本文的参数假定下,变化率为0.93时,最终消费品(第三部门产出)产量达到最大值。

明,随着货币增长率不断提高,基础农产品价格不断下降,基础工业品价格有微弱的上升趋势,而加工服务业部门有较大的上升趋势。因此,与PPI的相对小的提高相比,CPI的增长速度会“背离”PPI,显示出较大的增长趋势。^①

另一方面,从公式(17)和(18)可以看出,农业部门生产效率 λ 的上升会提高农产品部门与服务业部门的产出,但是农业生产效率冲击对劳动力流动并没有影响。价格方面,如图3所示,农业部门生产效率的变化并不会影响工业品价格的稳态值,但是随着农业生产效率的提高,第二部门的农产品价格以及第三部门的最终消费品价格的稳态值均会下降。对于农业生产率的变化对经济的影响,我们更多考察的其实是负的技术冲击比如各种自然灾害对经济的影响。^② (16)、(17)式和图3告诉我们,基础工业部门的生产活动、资本积累以及基础工业品的价格基本不受各种自然灾害的影响。由于各种自然灾害的存在,基础农业部门的产出下降,价格上涨。因为基础农产品是加工服务部门的原材料,所以最终消费品的产量下降,价格上升。相应的, p_3/p_1 也会随着各种自然灾害的发生而升高。根据以上模型的结论,我们猜测自1998年以来中国自然灾害的发生次数和严重程度对CPI相对于PPI的快速增长可能存在某种程度的影响。由于不是本文讨论的重点,因此我们不再展开讨论。

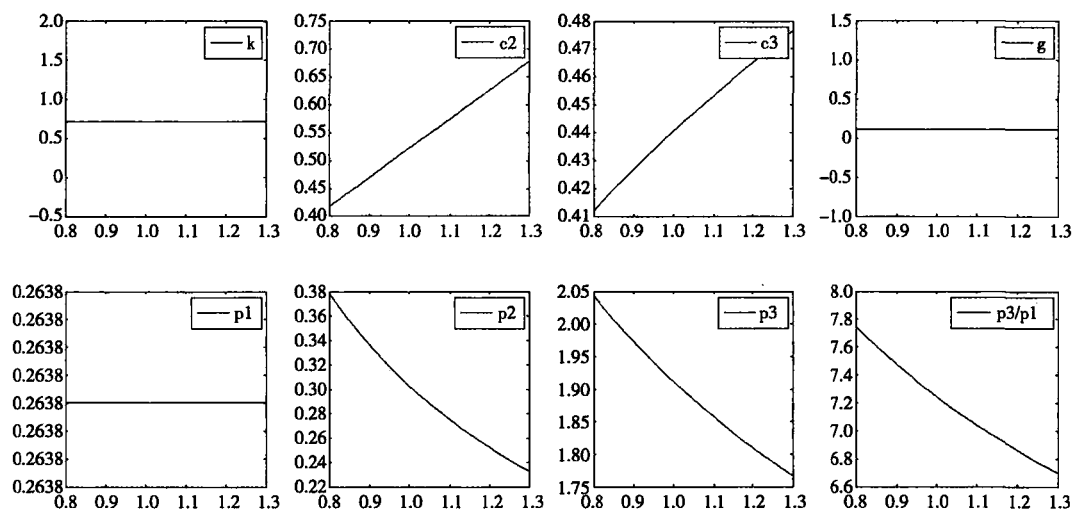


图3 农业生产率冲击对各内生变量稳态值的影响

五、脉冲响应分析与稳健性讨论

(一) 脉冲响应分析

为了更好地研究经济系统随外生冲击而调整的转移动态,我们把由一阶最优性条件刻画的经济系统进行简化处理,然后将该系统在稳态值附近进行对数线性化^③,利用脉冲反应函数模拟暂时性的政策和技术冲击对经济的短期影响。

首先,假设在初始时刻存在一个1%的货币供给冲击,由图4可知,基础农业部门的劳动力(g)和基础农业部门劳动力与加工服务业部门劳动力之比(h)下降的幅度大约是3%。由于加工服务

^① 在下文货币政策短期效应的分析中,我们能显示得到PPI在经历短暂的上升后,有一段下降的趋势,然后才慢慢回复到稳态。

^② 图4中的数值结论是根据正的生产率冲击而做的。因此,在分析本文的结论时,我们应该反过来理解成负的技术冲击,比如各种自然灾害。

^③ 关于对数线性化的具体推导过程,请参考本文在《经济研究》网站的工作论文或向作者索要。

业的劳动力所占比重大,加工服务业的劳动力比重会有略微上升。根据生产技术的性质,由于劳动力的就业比重增加了,加工服务部门会加强对基础工业部门生产的工业“消耗品”的需求。由于消费者在决策时是向前看(Forward-looking)的,因此,在冲击来临时,基础工业部门为了增加未来的工业产出以满足加工服务部门的需要,它们会把更多的产品用于基本积累,而不是直接卖给部门3。冲击来临时,部门1的资本积累增加了大约0.5%,接着积累的速度加快,达到最高点以后才缓慢地降低积累速度,即资本存量的反应函数呈现“驼峰状”;同时,部门1卖给部门3的工业“消耗品”也经历一个“降低—降低变慢—增加—增加变慢”的调整过程。虽然当正的货币冲击来临时加工服务部门的劳动力增加了,但是由于工业消费品和基础农产品的供给开始是减少的,因此加工服务部门的产出开始也是下降的。由于最终消费品的产量开始是下降的,因此消费者可能有一定的福利损失。相应地,当冲击来临时,最终消费品的价格上升了大约1.2%,而且逐渐回复到稳态;而基础工业部门的价格上升仅0.1%,在经过短暂的上升以后急剧下降,而且非常缓慢地回复到稳态。这些结论基本上与我们在引言中给出的数据比较吻合,即在一系列扩张型的货币政策以后,CPI一直保持比较快的上升趋势,而PPI在经历一段上升以后,就开始不断下滑。

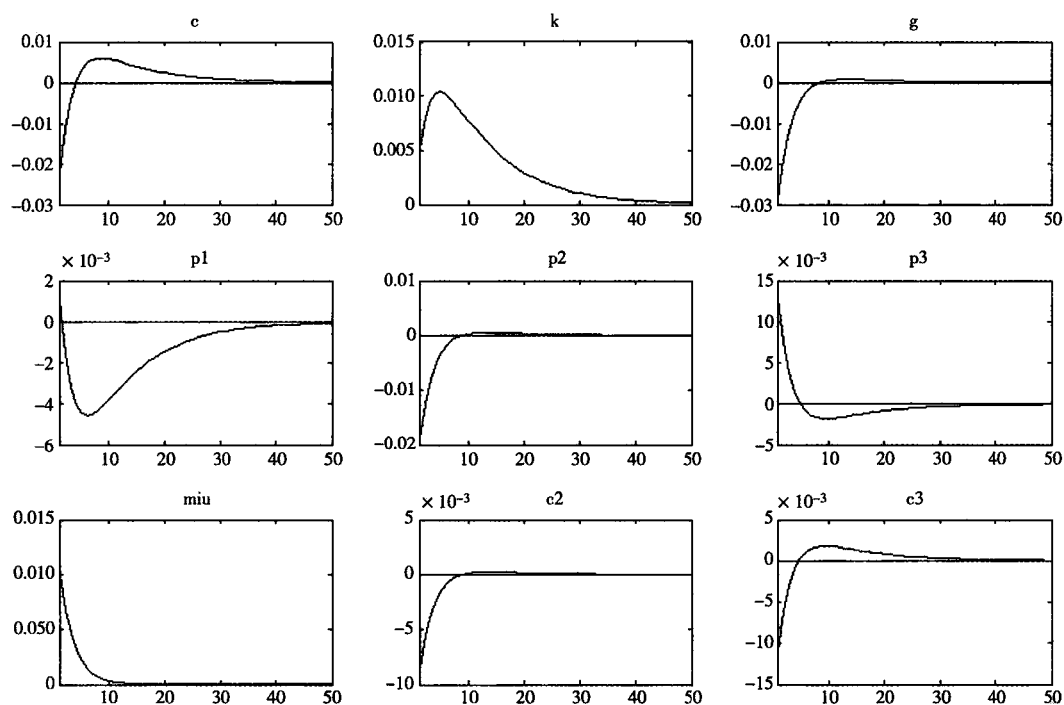


图4 货币供给冲击(1%)对经济的影响

为进一步考察货币政策冲击对三部门产品价格的影响,图5给出了不同价格水平的调整路径。一方面,它表明了当冲击来临时,加工服务产品的价格(即CPI)会比基础工业品的价格(即PPI)有更大幅度的提高,而PPI在经历短暂的上升之后开始逐步下降,即PPI的变化会“背离”CPI的变化轨迹。另一方面,我们发现,由于相互之间的动态影响作用,三种产品的价格变化轨迹都会出现某种程度的“超调”(Overshooting)现象,即在冲击过后,价格水平不是直接回复到稳态,而是先越过稳态,随后慢慢回归到稳态。具体来讲,基础农产品的价格首先会有将近2%的下降,紧接着会迅速上升穿过稳态,然后慢慢回归到稳态。相应地,当货币供给冲击来临时,基础工业部门和加工服务业部门的产出品价格都是先有一个上升,紧接着迅速下降越过稳态,然后慢慢回复到稳态。而且,在这个过程中,加工服务部门的产品价格变化的幅度更大。究其原因,不难发现,由于加工服务部

门是联系农产品部门和基础工业部门的纽带,因此,当冲击来临时,相对于基础工业和基础农业部门,加工服务部门更直接的受到货币政策冲击的影响而可能有较大的扩张,加工服务部门生产的产品价格的变化也就更为剧烈。

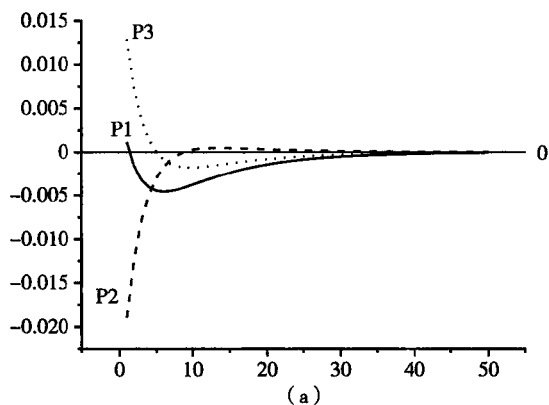


图5 货币供给1%冲击下的三种价格指数(偏离量)变化

对于暂时性的农业技术冲击,假设在初始时刻来临一个数值为-1%的技术冲击(比如各种农业自然灾害),结果表明基础农业部门的产品价格会有1%的上升,而加工服务部门的产品价格会有大约3%的上升。由于基础工业品部门产品的价格不受农业技术冲击的影响,因此CPI相对于PPI有大约3%的上升。^①

(二)货币先行约束扩展与稳健性讨论

为了检验模型的稳健性并对货币先行约束进行扩展。我们假设基础工业部门没有实现完全的资本化,部分基础工业品(比例为 τ)的交易也需要使用现金来进行交割支付。那么CIA约束变为

$$\tau p_{1,t} c_{1,t} + p_{2,t} c_{2,t} + p_{3,t} c_{3,t} = m_{t-1} + M_{t-1}(\mu_t - 1) \quad \tau \in [0, 1] \quad (22)$$

其中, τ 表征基础工业品交易的信用化程度, τ 越小,信息化程度越高。当 τ 等于0时,代表基础工业品市场资本化和信用化程度较高,其交易不需要使用货币来进行支付;当 τ 等于1时,表示工业品部门资本和信用化程度较低,交易全部需要货币支付。

我们发现,引入部门1的资本化程度并没有改变模型以及模型稳态均衡解的结构。这表明,我们给出的三部门模型具有较好的稳健性。^② 据此,我们还可以考察基础工业品部门资本化程度的变化对稳态均衡的影响。我们发现,基础工业部门的资本化程度 τ 对工业生产和资本积累没有影响。这是由中国当前劳动力结构特点与模型结构决定的,因为我们假设基础工业部门的劳动力是给定的常数,而且只有基础工业部门从事资本积累活动。随着部门1资本化程度的提高(即 τ 变小),农业部门的劳动力减少,加工服务业部门的劳动力增加。由于农业劳动力减少、农业产出下降以及基础工业部门的产出保持不变,加工服务业部门的产出就会随之降低。因此,这会导致农业产品的价格和加工服务业产品的价格都上升,而且加工服务业产品价格上升得更快。随着部门1资本化程度的提高,基础工业的价格也会上升,由于相对于部门3来讲,货币政策影响的效果较为间接,因此部门1产品价格上升的幅度不大,正的货币冲击导致CPI上升的幅度大于PPI上升的幅度。

六、主要结论、政策建议与研究展望

为了解释和识别2000年以来CPI和PPI的多次增长“背离”的结构性原因,我们建立了一个关于中国经济的三部门(基础工业品部门、基础农业部门和加工服务业部门)货币模型,并定性和定量地考察了货币和技术冲击对多部门经济特别是对PPI和CPI的影响。研究表明,当正的货币冲击来临时,由于劳动力从基础农业部门向加工服务部门流动,农业部门不断萎缩,而基础工业部门和加工服务部门不断扩张。与此同时,这种结构性的变化促使基础农产品的价格不断下降,基础工

① 其实,我们很难具体衡量自然灾害冲击的大小,这里仅仅指出负的技术冲击也会带来CPI相对于PPI有更大的调整幅度。

② 关于稳健性的详细讨论请参看本文在《经济研究》网站的“工作论文”。

业品价格(即PPI)在经过短暂的上升后进入持续下降的阶段,而加工服务部门生产的最终消费品价格(即CPI)不断上涨。由于加工服务部门是联系基础工业品和基础农产品的重要纽带,它受货币政策的影响更直接也更大。基础工业部门是资本积累和中间产品部门,受货币政策的影响较为间接和复杂。总之,这种行业结构变化带来价格指数变化的理论推演,可以较好地解释中国自2000年以来由于扩张性的货币政策带来的PPI与CPI先同步上涨而后增长“背离”的现象。

此外,本文在理论和现实两方面都具有较好的创新性。首先,与传统理论认为货币政策只能调整经济总量而不能调整经济结构的结论相比,本文研究认为货币政策可能通过影响生产要素的流动进而影响经济的结构。在中国经济的结构性问题日益突出的今天,这个逻辑结论无疑很重要。我们可以推测,中国自2000年以来实施的扩张性货币政策在推动中国产业结构升级方面已经起到相当大的积极作用,未来宽松的货币政策可能会继续加快中国产业结构调整的步伐,不断推进产业从农业和传统工业向现代加工服务业转移和升级。因此,维持适度宽松的货币政策对于解决中国的产业结构升级问题是十分重要的。其次,在CPI和PPI背离的情况下,只有把央行主导的货币政策与政府主导的财政政策协调起来,才能更有效地保持物价水平的长期稳定。尽管货币政策可能会影响经济的结构,但是财政政策依然是调整经济结构的主要措施。由于当前CPI与PPI的背离存在结构性原因,因此在两者背离情况下保持物价水平稳定就必须把货币政策和财政政策统一协调起来。最后,央行在实施宽松的货币政策刺激经济增长和促进产业结构调整的同时,还要权衡可能给消费者带来的福利损失。我们的研究表明,当正的货币冲击来临时,在长期中加工服务部门扩大了生产规模,但是在短期加工服务部门(即最终消费品部门)的生产会有一定程度的下降。由于加工服务部门生产的产品是直接影响消费者福利的最终消费品,因此最终消费品产量的下降可能会降低消费者的福利水平。所以,货币当局在采用宽松的货币政策刺激经济和调整产业结构的同时,应该注意权衡给消费者带来的消费福利损失。

在未来的研究中,我们将沿着本文给出的三部门结构模型的思路从三个方面继续开展研究工作。其一,在三部门模型经济中引入财政政策,考察在稳定物价水平方面货币政策和财政政策的协同问题;其二,考察CPI和PPI背离条件下的最优货币政策问题;其三,把三部门结构模型推广至开放经济的框架,考察利率市场化对中国农产品价格的影响以及考察中国货币政策对农产品市场调控的有效性等问题。

参考文献

- 陈彦斌、陈伟泽、陈军、邱圣圣,2013:《中国通货膨胀对财产不平等的影响》,《经济研究》第8期。
- 陈昆亭、龚六堂,2006:《粘滞价格模型以及对中国经济的数值模拟——对基本RBC模型的改进》,《数量经济技术经济研究》第8期。
- 陈建奇,2008:《PPI、CPI倒挂与通货膨胀调控——基于非对称供求结构与价格决定机制的实证研究》,《中国工业经济》第11期。
- 戴芸,2009:《从CPI与PPI倒挂现象论中国的价格传导机制》,《中国商贸》第5期。
- 方福前、王喆,2012:《动态随机一般均衡模型:文献研究与未来展望》,《经济理论与经济管理》第11期。
- 桂文林、韩兆洲,2011:《PPI与CPI关系及我国通货膨胀治理》,《统计研究》第9期。
- 何光辉,2009:《中国CPI与PPI的结构与动态作用机制研究》,《经济科学》第4期。
- 贺力平、樊纲、胡嘉妮,2008:《消费者价格指数与生产者价格指数:谁带动谁?》,《经济研究》第11期。
- 黄贇琳,2005:《中国经济周期特征与财政政策效应——一个基于三部门RBC模型的实证分析》,《经济研究》第6期。
- 金中夏、洪浩、李宏瑾,2013:《利率市场化对货币政策有效性和经济结构调整的影响》,《经济研究》第4期。
- 句芳、高明华、张正河,2008:《中原地区农户非农劳动时间影响因素分析——基于河南省298个农户的调查》,《中国农村经济》第3期。
- 李成、马文涛、王彬,2011:《通货膨胀预期、货币政策工具选择与宏观经济稳定》,《经济学(季刊)》第1期。

- 刘斌,2008:《我国DSGE模型的开发及在货币政策分析中的应用》,《金融研究》第10期。
- 刘凤良、鲁旭,2011:《CPI与PPI的“虚假传导”及其修正——一个相对稳健的实证框架》,《数量经济技术经济研究》第8期。
- 刘敏、张燕丽、杨延斌,2005:《PPI与CPI关系探析》,《统计研究》第2期。
- 刘文华,2005:《正确看待PPI和CPI的差异》,《中国统计》第7期。
- 徐伟康,2010:《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》,《经济研究》第5期。
- 杨继生、冯焱,2013:《货币供给与PPI的动态响应机制和结构性差异》,《统计研究》第8期。
- 赵留彦,2006:《货币化、货币流通速度与产出——扩展的CIA约束与中国经验》,《经济研究》第9期。
- 张成思,2010:《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》,《经济研究》第6期。
- 张卫平、李天栋,2012:《中国的货币在长期是中性的吗?基于Fisher-Seater定义的研究》,《经济研究》第4期。
- 邹炜、范继涛,2009:《CPI与PPI倒挂:现状、原因、影响及对策》,《区域金融研究》第1期。
- Clower, R. W., 1967, “A Reconsideration of Microfoundations of Monetary Theory”, *Western Economic Journal*, Vol. 6, No. 1, 1—9.
- Huo, Teh-Ming, 1997, “Inflation and Capital Accumulation in a Two-Sector Cash-in-Advance Economy”, *Journal of Macroeconomics*, Vol. 19, No. 1, 103—115.
- Kongsamut, Piyabha, Sergio Rebelo, and Danyang Xie, 2001, “Beyond Balanced Growth”, *Review of Economic Studies*, Vol. 68, No. 4, 869—882.
- Lucas, Robert Jr., and Nancy L. Stokey, 1983, “Optimal Fiscal and Monetary Policy in an Economy without Economy”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 12, No. 1, 55—93.
- Lucas, Robert Jr., and Nancy L. Stokey, 1987, “Money and Interest in a Cash-in-Advance Economy”, *Econometrica*, Vol. 55, 491—514.
- Stockman, Alan C., 1981, “Anticipated Inflation and the Capital Stock in a Cash-in-Advance Economy”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 8, 387—393.

A Structural Explanation on the “Divergence” Between the CPI and PPI

Lv Jie^a and Wang Gaowang^b

(a: School of Agricultural Economics and Rural Development, Renmin University of China;

b: The Center For Economic Research, Shandong University)

Abstract: Since 2000, China's two major price indexes CPI and PPI have diverged for many times, especially in the last three years (2011—2013). This inversion growth of the different price indexes has weakened the ability of the central bank to stabilize the aggregate price level. By constructing a three-sector DSGE model, we explore the structural causes of the divergence between the CPI and PPI. It is shown that the flow of labor among different sectors has promoted the expansion of the service sector and contraction in the agricultural sector. The CPI rose up while the PPI experienced a short-term rise and then began to decline, thus resulting in a “divergence” between the CPI and PPI. The three-sector model constructed in this paper is not only good at explaining the divergence between the CPI and PPI, but also used for the study of the effectiveness of monetary policy under current China's dual economic structure.

Key Words: Divergence between CPI and PPI; Monetary Policy; Three-Sector Model; DSGE

JEL Classification: E31, E51

(责任编辑:成言)(校对:梅子)