第 45 卷第 2 期
2015 年 3 月

浙 江 大 学 学 报(人文社会科学版)
Journal of Zhejiang University (Humanities and Social Sciences)

Vol. 45, No. 2
Mar. 2015

主题研究：世界经济变革与中国开放型经济发展

DOI: 10.3785/j.issn.1008-942X.2014.10.301

主持人语：当今世界经济正经历着深刻和复杂的变革，作为日益融入全球化潮流中的后发型大国，中国也正在开启全方位对外开放的新格局。因此，世界经济变革与中国开放型经济发展的论题也越来越引起中外学者的高度关注。在此背景下，由中国世界经济学会主办、浙江大学经济学院承办、《浙江大学学报(人文社会科学版)》等单位协办的"2014 年中国世界经济学会年会暨中青年论坛"聚焦这一主题，展开了深入的交流与讨论，涉及的具体研究领域包括：世界经济理论与现实问题、国际贸易与国际金融、国际投资与跨国公司、中国开放型经济、自由贸易区发展等。三百多位来自海内外的专家学者共聚一堂，探讨了各自在相关领域的最新研究成果，如世界经济长期增长中技术创新的功能定位与作用机制、发展中国家"中等收入陷阱"的威胁与跨越、全球价值链地位的测度与参与国的获利能力、人口结构变迁与主权债务规模管控、中国开放型经济中收入差距与区域差距的形成机理及其调适等。学者们提出的不少具有重要学术价值与实践意义的新观点与新思路，对提升我国的世界经济与国际贸易学科的教学和科研水平具有重要的推动作用。本栏目选择其中三篇论文，以飨读者。

本栏目特约主持人：浙江大学黄先海教授　中国社会科学院邵滨鸿研究员

中国农业产出缺口测算及其价格效应研究

——基于劳动力有限供给视角

马述忠　潘伟康

(浙江大学 区域经济开放与发展研究中心，浙江 杭州 310027)

[**摘　要**] 城镇化和工业化吸收了大量农村剩余劳动力，导致农业生产投入要素失衡，加剧了农副产品消费需求和产出供给的矛盾，产生价格上涨压力。基于"缺口-价格"模型的实证研究显示，负向农业产出缺口对农副产品价格具有滞后 1—3 期的直接正效应，18 个省份分地区面板回归验证了直接价格效应的存在且滞后期为 3—4 期；工农业产出缺口存在长期均衡关系，但短期内两者的影响弹性不显著。由此可知，农业产出缺口对通货膨胀存在直接效应和间接效应，治理通胀要从加大农业生产扶持、协调工农业生产和畅通农副产品流通渠道入手。

[**关键词**] 农业产出缺口；滤波法；价格效应；劳动力；有限供给；通胀治理

The Calculation of China's Agricultural Output Gap and the Price Effect Research: Based on the Perspective of Limited Supply of Labor

Ma Shuzhong　Pan Weikang

(*Center for Research in Regional Economic Opening and Development, Zhejiang University, Hangzhou 310027, China*)

[**收稿日期**] 2014-10-30　　[**本刊网址・在线杂志**] http://www.journals.zju.edu.cn/soc

[**在线优先出版日期**] 2015-02-28

[**基金项目**] 教育部"新世纪优秀人才支持计划"资助项目(NCET-12-0496)；国家自然科学基金面上项目(71473217)；教育部人文社会科学研究规划基金项目(14YJA790038)；浙江省哲学社会科学规划重点项目(14JDQY01Z)；教育部人文社会科学重点研究基地浙江大学民营经济研究中心"中国民营经济问题专题研究"资助项目

[**作者简介**] 1. 马述忠，男，浙江大学区域经济开放与发展研究中心教授，博士生导师，管理学博士，主要从事国际贸易与跨国投资研究；2. 潘伟康，男，浙江大学区域经济开放与发展研究中心博士研究生，主要从事国际贸易与跨国投资研究。

Abstract: Agriculture is the foundation of the national economy in our country, in the early days of our country's foundation-planned economy era, by the means of the scissors difference between the industrial products and the agricultural products, agricultural resources were transferred to industrial sectors, thus establishing the completed system of national industry. After the reform and opening up, along with the development of rural economy, the marketization of agricultural production factors configuration propels the transformation of production factors such as labor, land in rural resources into more comparative advantaged industry and service sectors, leading to the disequilibrium of agricultural production factors inputs. At the same time, the rapid development of industrialization and urbanization has intensified the contradiction of consumption demand and supply of agricultural products. The rising price pressure of agricultural products acts as the driver of inflation. According to the macro economic theory, whether to make full use of the factor resources and to acquire maximum sustainable output affect the price, however, the existing research only use the Phillips curve to study the relationship of output gap and inflation at the macro level, no thought and tentative research on subdivided economy sectors and decomposition of inflation have been found.

Compared with the existing research, the innovations of this paper are the following three aspects: (1) Under the hypothesis of limited supply of labor, the marginal impact of agricultural output gap on inflation is derived from the apply of "two-sector" model (Feder, 1983) and extended C-D production function, this paper puts forward theoretical propositions: agricultural output have direct price effect and indirect price effect on price. (2) Based on quarterly macroeconomic data from 2002 to 2013, this paper uses the agricultural "output gap-price" model to demonstrate the direct price effect of agricultural output gap as well as its time lag. Furtherly, panel data of 18 provinces verifies the robustness of the above conclusion. (3) The long-term equilibrium relationship between the industrial output gap and agricultural output gap is proved by EG two-step method, but the ECM model test shows that the short-term relationship is not significant.

In this paper, the empirical research finds that negative agricultural output gap has a direct positive effect on price of agricultural products, this effect shows 1-3 order lag, while the provincial panel data shows 3-4 order lag, this is consistent with the traditional macroeconomic theory. There is a long-term equilibrium relationship between industrial output gap and agricultural output gap, showing a consistent trend. However, the short-term impact elasticity was not significant. This result proves that agricultural output gap affects output gap through industrial output gap, thus verifies the proposition hypothesis of indirectly promotion effect on inflation by agricultural output gap as well as its time lag. This paper concludes that to fight inflation we should start from strengthening the support for agricultural production, cultivating modern agricultural production system through capitalization, mechanization and industrialization, enhancing coordination of industrial and agricultural production and smoothing the circulation channels of agricultural products.

Key words: agricultural output gap; filter method; price effect; labor; limited supply; inflation governance

一、引 言

农业是我国国民经济的根基,发挥着粮食生产和向现代工业部门输送劳动力、原料以及提供非农

产品市场的重要作用。新中国成立初期，由于工业资本积累基础薄弱，我国依靠实施工农业“剪刀差”和税收等形式把大量农业资源转移到工业领域，建立了独立完整的工业体系。改革开放后，二元经济结构下商品经济以及对外贸易的蓬勃发展推动了农村剩余劳动力向城市资本部门转移，劳动力成本优势产业的兴起加速了工业化和城镇化，同时也深刻改变了农业生产的方方面面。农副产品的产量、价格以及农民收入的变化是经济波动的内在推进器，农业基础脆弱会引起工业不稳并最终影响宏观经济的运行。因此，对农业产出和价格的关注是稳定经济增长和治理通货膨胀的关键所在。

按照我国现行的统计制度，以 2001 年为基期的消费者价格指数(CPI)分类权重中，食品类约占 1/3①，而农业是食品的最主要来源，粮食及其他农副产品的价格波动直接影响总体物价走势。国家统计局公告显示，2012 年全年物价上涨因素中，食品类价格的贡献率有 8 个月超过 50%②，因此，稳定物价不可忽略对农副产品价格的管理和调控。从农副产品价格形成机制看，短期内国际市场低价粮食的进口可能对国内价格起到一定的稳定作用，但同时也会加剧国内农副产品市场受国际价格波动影响的风险。短期波动的背后应该看到，决定农副产品价格的长期因素仍然是供求关系。城乡二元经济中，劳动力的转移加剧了农副产品消费需求和供给的矛盾，农业生产投入要素的不均衡造成了农业实际产出对潜在产出的偏离，农业劳动力成本、生产资料价格的上升传递至农副产品批发价格，并最终体现为市场价格的上扬。因此，从理论机理上看，农业产出的偏离和变动存在着价格效应。

实际产出对潜在产出的偏离可以用产出缺口来衡量。相对于实际产出，潜在产出是社会经济资源充分利用情况下的最大可持续产出，反映了经济供给面的总体情况[1]。宏观潜在产出的估计也是判断经济体增长潜力的重要指标，而产出缺口与通货膨胀率的动态相关性即价格效应，对于经济增长和稳定价格的政策协调具有难以替代的参考价值。从形成机理看，产出缺口之所以会造成价格压力，是因为它会转化为要素需求缺口，进而产生要素价格压力，最终通过加成定价机制传递到产品市场价格上。处于转型时期的中国正在逐步丧失“人口红利”，劳动力与资本一样逐渐成为稀缺投入要素，潜在产出正在从资本制约转向资本与劳动的双重制约，治理通胀的难度增大[2]。蔡昉根据世界银行公布的“世界发展指数”(World Development Indicators)研究发现，我国在 1970—2010 年间，劳动年龄人口增长率高于总人口增长率，而此后则呈现相反趋势，这意味着人口年龄结构不再朝着生产性方向发展，预示着我国已经基本进入“刘易斯拐点”③[3]。农业生产劳动力流失造成的部分地区土地荒置以及农业资本的错配，成为农业产出波动的内在动因。当前，学术界对产出缺口价格效应的研究局限于宏观层面，研究工具主要是结合奥肯定理的“缺口-通胀”型 Philips 曲线，也有学者将预期和外生冲击纳入分析框架之内[2,4]，尚未有文献涉及基于经济部门划分的产出缺口价格效应。宏观经济是一个系统的整体，对经济部门间要素流动以及价格形成机制的考察对于治理通胀是十分有益的，而传统“缺口-通胀”分析工具在此问题上存在局限性，我们需要寻找新的理论工具来阐释。对农业而言，其产出缺口和价格之间存在怎样的联系？农业产出缺口会影响工业的产出水平吗？农业产出缺口对 CPI 的影响有着怎样的内在逻辑？基于以上思考，本文从细分经济部门的层面考察产出缺口的价格效应，或许能为治理通货膨胀打开新的思路。

---

① 参见《2009 年一季度经济述评：物价调控应标本兼治》，2009 年 6 月 2 日，http://www.stats.gov.cn/ztjc/ztfx/zgxxbjjps/200906/t20090602_53492.html，2015 年 2 月 2 日。2000 年以前食品类包括粮食、淀粉及薯类、干豆类及豆制品、油脂类、水产品、烟酒等 17 个子类，2001 年以后剔除烟酒，详见 http://data.stats.gov.cn/workspace/index?m=hgyd，2015 年 2 月 2 日。

② 笔者根据国家统计局每月公布的 CPI 涨幅、食品类涨幅以及食品类权重测算得到。参见《12 月份食品价格上涨影响 CPI 涨幅扩大》，2013 年 1 月 11 日，http://www.stats.gov.cn/tjsjjd/201301/t20130111_74313.html，2015 年 2 月 2 日。

③ 刘易斯认为，在二元经济发展的第二阶段，劳动力成为稀缺要素。随着现代经济对劳动力需求的增加，实际工资开始上升，农业部门必须按照劳动边际生产力支付工资，与现代部门竞争获得所需劳动力。参见 W. A. Lewis, "Economic Development with Unlimited Supplies of Labor," *The Manchester School*, Vol. 22, No. 2(1954), pp. 139-191。

二、农业产出缺口价格效应理论分析

(一)两部门生产函数

Feder运用两部门模型分析出口部门对非出口部门的溢出效应[5]。借鉴Feder的思想,本文构建工农业两部门生产函数来刻画农业与工业的联系。除资本和劳动力外,引入土地变量作为投入要素:

$$Y_a = f(L_a, K_a, R_a) \tag{1}$$

$$Y_i = g(L_i, K_i, R_i, Y_a) \tag{2}$$

$$Y = Y_a + Y_i,\ L = L_a + L_i,\ K = K_a + K_i \tag{3}$$

其中Y_a、Y_i、Y分别为农业产出、工业产出和总产出,农业产出Y_a是总产出Y的解释变量;L、K、R分别为劳动力投入、资本投入和土地投入;a和i分别代表农业部门和工业部门。

对结合(1)、(2)式的(3)式求全微分:

$$\mathrm{d}Y = f'_{L_a}\mathrm{d}L_a + f'_{K_a}\mathrm{d}K_a + f'_{R_a}\mathrm{d}R_a + g'_{L_i}\mathrm{d}L_i + g'_{K_i}\mathrm{d}K_i + g'_{R_i}\mathrm{d}R_i + g'_{Y_a}\mathrm{d}Y_a \tag{4}$$

其中f'_{L_a}表示(1)式中Y_a对L_a的偏导数,其余类似。考虑工业部门和农业部门的劳动边际生产率,其关系可表示为(5)式:

$$\frac{f'_{L_a}}{g'_{L_i}} = \frac{f'_{K_a}}{g'_{K_i}} = \frac{f'_{R_a}}{f'_{R_i}} = 1+\lambda \tag{5}$$

λ为农业部门和工业部门边际生产率之差,将上式带入(4)式全微分方程,并令两边同除以Y整理得到:

$$\frac{\mathrm{d}Y}{Y} = \left(\frac{\lambda}{1+\lambda} + g'_{Y_a}\right)\frac{Y_a}{Y}\frac{\mathrm{d}Y_a}{Y_a} + \frac{g'_{K_i}}{Y/K}\frac{\mathrm{d}K}{K} + \frac{g'_{L_i}}{Y/L}\frac{\mathrm{d}L}{L} + \frac{g'_{R_i}}{Y/R}\frac{\mathrm{d}R}{R} \tag{6}$$

令农业对工业部门的产出弹性为:

$$\omega = \frac{\mathrm{d}Y_i/Y_i}{\mathrm{d}Y_a/Y_a} = g'_{Y_a}\frac{Y_a}{Y_i} \tag{7}$$

解得g'_{Y_a}的表达式并带入(6)式,得到(8)式:

$$\frac{\mathrm{d}Y}{Y} = \left(\frac{\lambda}{1+\lambda} - \omega\right)\frac{Y_a}{Y}\frac{\mathrm{d}Y_a}{Y_a} + \omega\frac{\mathrm{d}Y_a}{Y_a} + \frac{g'_{K_i}}{Y/K}\frac{\mathrm{d}K}{K} + \frac{g'_{L_i}}{Y/L}\frac{\mathrm{d}L}{L} + \frac{g'_{R_i}}{Y/R}\frac{\mathrm{d}R}{R} \tag{8}$$

简化得到(9)式:

$$\frac{\mathrm{d}Y}{Y} = \left(\frac{\lambda}{1+\lambda} - \omega\right)Z_2 + \omega Z_1 + \alpha\frac{\mathrm{d}K}{K} + \beta\frac{\mathrm{d}L}{L} + \gamma\frac{\mathrm{d}R}{R} \tag{9}$$

其中α、β、γ分别为工业部门的资本弹性、劳动弹性、土地投入弹性。以上得到的(9)式实际上就是古典增长核算方程,被解释变量为实际经济增长率,该形式为产出缺口研究提供了全新视角。以下探讨用增长核算方程推导农业产出缺口与总量产出缺口的作用关系。

令$\mathrm{d}Y^*/Y^*$为潜在增长率,则总量产出增长率缺口为:

$$y = \frac{\mathrm{d}Y}{Y} - \frac{\mathrm{d}Y^*}{Y^*} = \left(\frac{\lambda}{1+\lambda} - \omega\right)\left(\frac{Y_a}{Y}\frac{\mathrm{d}Y_a}{Y_a} - \frac{Y_a^*}{Y^*}\frac{\mathrm{d}Y_a^*}{Y_a^*}\right) + \omega y_a + \alpha k + \beta l + \gamma r \tag{10}$$

其中y_a表示农业产出增长率缺口,k表示资本缺口,l表示劳动缺口,r表示土地缺口。对于(10)式,我们做如下解读:总量产出缺口是农业产出缺口、总资本缺口、总劳动缺口、总土地投入缺口、农业产出规模比例与农业增长率的乘积效应缺口的函数。

（二）价格效应

上文利用两部门模型论证了农业产出增长率缺口、农业产出规模比例以及资本、劳动和土地投入要素增长率缺口与总量产出增长率缺口之间的内在联系，但尚未引入价格因素，因而无法刻画农业产出缺口的价格效应。丁守海基于劳动力有限供给的假设，推导出总量产出缺口对价格变化率的边际影响[2]。本文认为其思路符合当前我国人口红利下降的经济特征，故以此为基础引入(10)式中的乘积效应，作为进一步推导的工具。

假设社会总生产函数的形式为：

$$Y=AZK^{\alpha}L^{\beta}R^{\gamma} \tag{11}$$

其中 α、β、γ 分别表示资本、劳动和土地的投入要素份额，A 为全要素生产率，Z 是包含农业产出间接效应的因子(用以刻画基于工农业内在供给机制的间接影响效应)，在本文的分析框架中只有工农业两部门，由于两者均需土地要素的投入，因此在总生产函数中加入土地变量 R。如果不考虑技术效率与潜在水平的偏差，参考 Gordon 对产出缺口的定义[4]，令产出缺口为：

$$y=\frac{Y}{Y^{*}}=\frac{Z}{Z^{*}}\left(\frac{K}{K^{*}}\right)^{\alpha}\left(\frac{L}{L^{*}}\right)^{\beta}\left(\frac{R}{R^{*}}\right)^{\gamma}=zk^{\alpha}l^{\beta}\gamma^{\gamma} \tag{12}$$

其中 z 表示农业产出间接效应的缺口形式，要素禀赋组合(K^{*}，L^{*}，R^{*})处于生产技术的有效区间内，潜在产出为：

$$Y^{*}=AZ^{*}K^{*\alpha}L^{*\beta}R^{*\gamma} \tag{13}$$

令产出缺口 y 与价格变化率 π，资本缺口 k 和资本价格变化率 p，劳动缺口 l 和工资变化率 w 分别存在(14)式中的关系。由于土地价格不具有市场特征，其调整速度远远低于资本价格变化率和工资变化率，因此短期内视土地价格为外生给定。

$$\pi=\varphi\ln y,\ p=\theta\ln k,\ w=\rho\ln l \tag{14}$$

比例系数 $\varphi>0$，$\theta>0$，$\rho>0$，表明随着产出缺口的增大，价格上涨率也增加。令工资为 W，资本品价格为 R_c，劳动与资本的比价为 $\upsilon=W/R_c$。资本和劳动两种要素的投入量取决于实际产出 Y 和劳动与资本比价 υ，生产均衡条件下两种要素单位货币投入的边际产出相等，得到要素投入量关系为 $K=L(\upsilon\alpha/\beta)$，两边同除以 K^{*} 和 L^{*} 得到 $k=ml$，$m=\alpha\upsilon L/\beta K^{*}$。由于在我国农村土地资源归集体所有，工业用地定价主要由政府主导，不具有市场特征，且土地投入为一次性沉没成本，因此，短期内视为土地供给总量缺口给定，将资本和劳动量带入(12)式，可以得到：

$$\ln l=\frac{\ln y-\alpha\ln m-\ln z+\ln\gamma}{\alpha+\beta} \tag{15}$$

$$\ln k=\frac{\ln y-\beta\ln m-\ln z+\ln\gamma}{\alpha+\beta} \tag{16}$$

假设在完全竞争市场中企业只能获得正常利润，平均加成定价比率为 n。对单位产品的资本品及劳动投入量分别为 k 和 l，则单位成本 $C=kR_c+lW$。根据厂商的加成定价法，定价方程为：

$$P=(kR_c+lW)(l+n) \tag{17}$$

两边对时间求导数：

$$\dot{P}=(k\dot{R}_c+l\dot{W})(l+n) \tag{18}$$

两式相除得到 $\pi=(kR_c+lW)/(1+n)$，令单位成本中资本和劳动的支出比例为 $s=kR_c/lW$，得到 $\pi=(sp+w)/(1+s)$，结合两要素缺口的表达式得到如下工农业两部门经济系统中产出缺口的价格效应的完整表达式。

$$\pi=\frac{s\theta(\ln y+\beta\ln m-\ln z+\ln r)+\rho(\ln y-\alpha\ln m-\ln z+\ln r)}{(1+s)(\alpha+\beta)} \tag{19}$$

用(19)式分别对 Y 和 Y_a 求偏导,可得到农业产出缺口和总产出缺口对价格变化率的边际影响:

$$\frac{d\pi}{d(\ln y)}=\frac{(s\theta+\rho)}{(1+n)(1+s)} \tag{20}$$

$$\frac{d\pi}{d(\ln y_a)}=\frac{-(s\theta+\rho)\frac{dz}{dy_a}}{(1+n)(1+s)} \tag{21}$$

上述表达式整理后为:

$$\frac{d\pi}{d(\ln y_a)}=-\frac{dz}{dy_a}\frac{d\pi}{d(\ln y)} \tag{22}$$

我们对(22)式做如下解读:农业产出缺口对通胀的边际效应为总量产出缺口边际影响与基于工农业内在供给机制的边际影响效应乘积。基于以上理论模型推导提出假设1:

假设1:农业产出缺口对物价上涨存在间接效应,即通过引致工业产出缺口来增加总量产出缺口,从而成为通货膨胀引致因素。

结合引言中的理论分析,农业产出缺口会通过要素价格以及价格加成机制推动农副产品价格上涨,进而引发通货膨胀,因此提出假设2:

假设2:农业产出缺口对物价上涨存在直接效应,即产生农副产品价格上涨压力,从而成为通货膨胀引致因素。

具体的影响机制如图1所示:

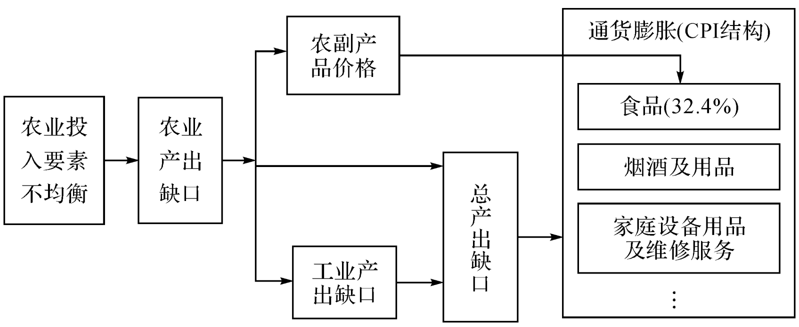

图1 农业产出缺口对价格的作用机制

本文第三部分将对工农业产出缺口进行测算,第四部分将通过实证检验农业产出缺口的直接价格效应和间接价格效应,鉴于直接价格效应分析的篇幅较大,按照先假设2、后假设1的顺序展开。

三、工农业产出缺口测算

产出缺口测算方法主要有总量趋势分解法、生产函数法和DSGE动态随机一般均衡法[6]。总量趋势法最常用,其基本思路是将实际产出分解为以线性趋势表示的潜在产出和围绕趋势波动的产出缺口,运用单变量随机方法即可识别产出变化的长期趋势和波动项。而生产函数法的思想源于Solow的新古典经济增长模型[7],利用现实数据估算出生产函数并测算全要素生产率(TFP),再根据趋势分解估算潜在TFP并代回生产函数计算潜在产出。该方法充分体现了潜在产出的供给面特征,然而在我国由于受到资本和劳动力数据限制,测算结果不具有可靠性。DSGE法的思想在于工资和价格粘

性导致的经济无效率与价格具有完全弹性所能达到的产出之差。该方法综合考虑了新古典主义传统和价格粘性思想，但理论尚未成熟，估计结果与传统方法有出入[8]。本文采用总量趋势法中常用的 HP 滤波[9]、BK 滤波和 CF 滤波来测算农业潜在产出，农业产出数据使用国家统计局公布的第一产业增加值 2002—2013 年季度数据。HP 滤波时，季度数据下通常选择惩罚因子 λ＝1 600，另外选择 λ＝40.96 作比对。三种方法测算的四组结果汇报在图 2 中（HP_1 选择λ_1＝40.96，HP_2 选择 λ_2＝1 600；BK 滤波选择滞后阶数为 3；CF 滤波选择 1 阶随机游走，滞后阶数为 1）。

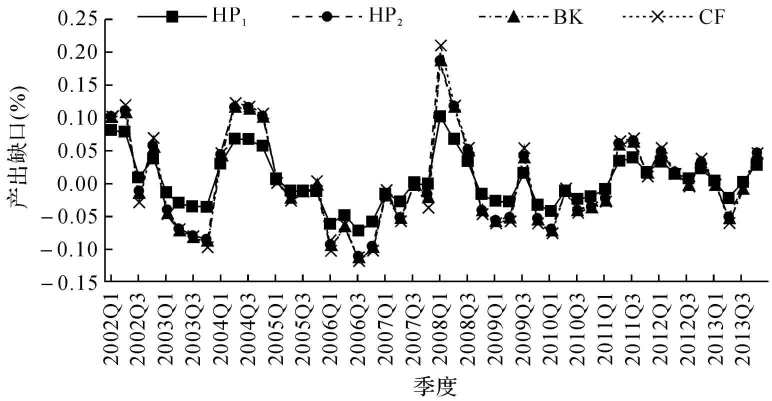

图 2　三种滤波法测度的农业产出缺口

从图 2 可以看到，三种方法得到的四个序列走势基本一致，其中 BK 滤波和 HP 滤波（λ_2＝1 600）得到的产出缺口数据几乎完全重合，表明四种测算方法基本可靠。测算工业产出缺口时，工业产值使用工业增加值季度数据。表 1 汇报了用 HP 滤波法（λ_2＝1 600）测算得到的农业产出缺口和工业产出缺口。

表 1　工农业产出缺口测算结果

年份	第一季度		第二季度		第三季度		第四季度	
	农业	工业	农业	工业	农业	工业	农业	工业
2002	0.082 1	0.166 5	0.078 3	0.108 7	0.006 3	0.039 3	0.036 1	0.007 6
2003	−0.017 3	−0.011 9	−0.032 4	−0.034 0	−0.037 8	−0.029 4	−0.038 8	−0.018 3
2004	0.025 6	−0.002 8	0.066 5	−0.033 6	0.066 1	−0.038 8	0.055 2	−0.017 8
2005	0.001 8	0.010 9	−0.016 5	0.012 9	−0.016 4	0.007 8	−0.016 4	0.014 5
2006	−0.061 5	0.028 0	−0.050 3	0.025 0	−0.070 1	0.023 8	−0.060 1	0.009 2
2007	−0.019 9	−0.003 0	−0.031 1	0.016 8	−0.003 1	0.019 0	−0.006 1	0.014 2
2008	0.106 7	−0.010 0	0.066 8	0.005 1	0.028 5	−0.010 8	−0.020 8	−0.075 4
2009	−0.031 7	−0.072 0	−0.031 8	−0.058 7	0.010 7	−0.022 7	−0.036 6	−0.067 0
2010	−0.044 5	−0.070 9	−0.016 5	−0.051 5	−0.028 5	−0.002 0	−0.022 9	−0.106 4
2011	−0.014 1	0.099 6	0.030 4	0.057 4	0.035 5	0.040 6	0.012 3	0.093 0
2012	0.029 0	0.062 4	0.011 7	0.010 3	0.002 4	−0.009 0	0.018 5	0.025 1
2013	0.000 1	0.013 6	−0.024 9	−0.041 0	−0.003 0	−0.038 2	0.023 4	−0.019 2

四、农业产出缺口价格效应实证分析

(一) 农业产出缺口直接价格效应

1. 基准模型和变量设置

宏观产出缺口和价格的关系通常用"缺口-预期通胀"型 Philips 曲线来刻画,通货膨胀率为产出缺口、通货膨胀预期、供给冲击等变量的函数,这一函数是运用奥肯定律、合同工资理论、预期理论对传统"通胀-失业"型 Philips 曲线的扩展。本文继承 Philips 曲线的思想,参考 Gordon 的三角模型[4]来检验农业产出缺口的价格效应,模型构建考虑三方面因素:需求、外生冲击、价格变化的时间滞后。

基于以上分析,我们构建基准模型:

$$\pi_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k} \alpha_i \pi_{t-i} + \sum_{i=0}^{k} \beta_i y_{t-i} + \sum_{i=0}^{k} \gamma_i s_{t-i} + \varepsilon_i \tag{23}$$

下标 t 代表时间参量,本文使用 2002—2013 年季度数据,是基于如下考虑:一是考虑数据可得性,我国农业增加值没有月度数据,因此难以测算月度产出缺口;二是考虑到产出缺口对价格的调整通常经历大于一个季度时长才能体现,因此引入产出缺口滞后项。被解释变量 π 为产品价格变化率。π_{t-i} 表示引入的 i 阶滞后指标,以控制价格指数惯性影响。解释变量 y_{t-i} 为产出缺口。考虑到解释变量中有货币供给和国际价格,农业增加值数据依然使用名义量。解释变量 s_{t-i} 为控制变量,控制变量的选择要考虑农副产品价格的形成机制,引入产出缺口之外的重要因素。

随着我国工业化、城镇化和国际化程度的加深,农副产品价格形成机理也发生了变化。总体而言,我国农副产品价格主要有三方面影响因素:(1)农业生产成本和农副产品需求结构的变化。近年来我国农业物质成本和劳动力成本都有较大幅度上升,农副产品加工业的发展和生物质能源的开发使农副产品中间需求迅速扩大,推动农副产品价格上涨。(2)农副产品流通主体和市场结构的变化。加入 WTO 以来,我国农副产品市场出现多元化流通主体,与国际市场联系日益紧密,国际价格对国内农副产品市场的价格传导更加直接,影响程度进一步加深。(3)农业生产方式和产业组织结构的变化。当前我国农业经营"小农户"与"大市场"的矛盾容易导致农副产品价格波动。农副产品加工业发展总体能力不强,企业间的分工协作不足和无序竞争现象严重,容易导致原料价格和农副产品价格大幅波动。从以上分析中提炼出影响农副产品价格的关键变量,为了避免变量间相关引起共线性以及遗漏变量造成内生性,本文将在模型设置中做相关技术处理,使模型尽可能地刻画现实经济特征。

2. 变量定义和数据处理

为了识别对农副产品价格具有显著影响的内部因素和外生冲击,本文构建以下模型:

$$\begin{aligned}\ln P_{d_t} = {} & \alpha_0 + \alpha_1 \sum_{i=1}^{k} \ln P_{d_{t-i}} + \beta_1 \ln M_{2t} + \beta_2 \ln \mathrm{Conf}_t + \beta_3 \ln \mathrm{Pop} + \beta_4 \ln \mathrm{GDP} + \\ & \beta_5 \ln \mathrm{Ago\_pro}_t + \beta_6 \ln \mathrm{Dis}\alpha_t + \beta_7 \ln P_{f_t} + \beta_8 \ln \mathrm{Cru\_oil}_t + \varepsilon_i \end{aligned} \tag{24}$$

模型中根据两个原则确定农副产品价格滞后阶数:一是农副产品价格的自相关系数;二是尽可能不损耗模型自由度。本文选择农副产品价格自相关滞后阶数为 4,同时引入价格滞后指标也能较显著地剔除系统性遗漏变量导致的模型误设。变量设置和统计值如表 2 所示。

表 2　变量说明与描述性统计

变量		含义	样本数	对数均值	标准差	预期符号
被解释变量	P_d	国内食品价格	48	4.952	0.242	/
解释变量（内部因素）	O_gap	农业产出缺口	48	/	/	－
	M_2	广义货币供应	48	12.980	0.589	＋
	Conf	消费者信心指数	48	4.670	0.047	＋
	GDP	人均 GDP	12	0.934	0.513	＋
	A_value	人均工业增加值	48	10.090	0.608	＋
	Pop	人口规模	12	11.800	0.026	＋
	Ago_pro	农副产品加工企业总资产	12	9.195	0.682	－
	Disa	农业成灾面积	12	9.878	0.315	－
解释变量（开放因素）	P_f	国际食品价格	48	4.845	0.278	＋
	Cru_oil	国际原油价格	48	4.101	0.473	＋

P_d 为国内食品价格变量，使用国家统计局[①]食品类居民消费价格指数月度数据，原始数据为同比数据（上年同期＝100），本文根据 2001 年各月度环比数据，以及 2002—2013 年月度同比数据，换算成以 2001 年第一季度为基期的定基比数据。O_gap 为农业产出缺口变量，由第一产业增加值数据经过季节调整再滤波得到，数据来源于国家统计局。M_2 为广义货币供给，来源于中国人民银行网站[②]，原始数据为月度数据，本文使用季末月份的存量作为当季的货币供应量。A_value 为工业增加值变量，本文使用人均工业增加值（以消除人口规模影响）刻画经济体繁荣程度，2010 年及之前的数据来源于中经网数据库[③]，由月度数据合并成季度数据，其中部分月份数据缺失（如 2007 年 1 月），则由上年同期数和本期同比增长率计算得到，2010 年之后的数据来源于国家统计局。Conf 为消费者信心指数，综合量化反映消费者对经济前景、收入水平、收入预期的主观感受，数据来源于 Wind 数据库[④]。Pop 为人口规模指标，Disa 为农业成灾面积，Ago_pro 为农副产品加工企业总资产，以上三个变量数据均来源于各年份《中国统计年鉴》。P_f 为国际粮食价格变量，数据来源于世界银行数据库“FOOD PRICE INDEX”条目[⑤]。Cru_oil 为国际原油价格变量，采用 Brent（北海布伦特）、WIT（西德克萨斯）和迪拜三地原油价格的平均值。

为消除异方差，对各解释变量数据均进行对数化处理。以上选取的解释变量在理论上是显著的，但仍存在遗漏变量造成模型内生性的可能，因此本文引入被解释变量的滞后项，以减弱内生性的影响。为了避免伪回归，对数化处理后的各变量还要经过平稳性检验。ADF 检验结果如表 3 所示：

表 3　各变量时间序列的 ADF 检验结果

变量	检验形式	ADF 值	变量	检验形式	ADF 值
P_d	(1,0,3)	-3.44^{***}	P_f	(1,1,1)	-4.18^{***}

① 网址为 http://data.stats.gov.cn/workspace/index?m=hgyd，2015 年 2 月 2 日，其余国家统计局的数据出处同此。

② 网址为 http://www.pbc.gov.cn/publish/diaochatongjisi/126/index.html，2015 年 2 月 2 日。

③ 网址为 http://db.cei.gov.cn/page/Login.aspx，2015 年 2 月 2 日。

④ 网址为 http://www.wind.com.cn/product/Wind.DataFeed.html，2015 年 2 月 2 日。

⑤ 网址为 http://datacatalog.worldbank.org.cn/，2015 年 2 月 2 日。

续表 3

变量	检验形式	ADF 值	变量	检验形式	ADF 值
O_gap	(1,0,0)	-4.26^{***}	Cru_oil	(0,0,1)	-6.43^{**}
M_2	(1,0,0)	-7.50^{***}	Conf	(1,1,1)	-3.81^{**}
A_value	(1,1,1)	-6.79^{***}			

注：***、** 和 * 分别表示在1%、5%和10%水平上显著通过单位根检验,变量对数化时间序列平稳。

3.实证结果分析

本文从模型(1)—(4)分别选取了不同的变量组合,对比4组回归结果(表4),可以看出当期农副产品价格和上一期以及历史第四期显著相关,说明上一期价格影响市场的价格预期,从而影响当期价格。当期价格 P_d 受到上年同期价格 $P_d(-4)$ 的显著影响,说明农副产品价格波动存在明显的周期性,周期长度为1年。从其他变量的参数估计看,广义货币供给显著影响农副产品价格,流动性是价格上涨的推动力量。刻画经济规模的人均GDP与人均工业增加值影响不显著。另外,近十年农业成灾面积较为稳定且近两年有下降趋势,带来的损失有限,影响不显著。农副产品加工业规模相对于农业总产出的规模比例甚小,它对农副产品的需求尚未对市场供求关系产生显著影响。消费者信心指数由样本调查得到,有一定的参考价值,但主观随机性太强。从以上分析看,影响国内农副产品价格的主要因素是货币供应量(内部因素)和国际农产品价格(外生冲击)。

表4 我国农副产品价格影响因素识别

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
C	−0.895(0.739)	−0.702(0.721)	-0.159^{*}(0.079)	-0.190^{*}(0.099)
$P_d(-1)$	0.558^{***}(0.186)	0.584^{***}(0.188)	0.604^{***}(0.170)	0.593^{***}(0.172)
$P_d(-2)$	−0.011(0.206)	−0.034(0.209)	−0.040(0.195)	−0.027(0.198)
$P_d(-3)$	0.401^{*}(0.226)	0.372(0.227)	0.322(0.205)	0.332(0.207)
$P_d(-4)$	-0.460^{***}(0.161)	-0.432^{**}(0.161)	-0.430^{***}(0.148)	-0.447^{***}(0.153)
M_2	0.195^{***}(0.070)	0.161^{**}(0.060)	0.171^{***}(0.040)	0.191^{***}(0.055)
GDP		−0.008(0.078)		
A_value	−0.036(0.041)			−0.020(0.039)
Disa	−0.004(0.013)	−0.003(0.015)		
Conf	0.141(0.051)	0.112(0.108)		
Ago_pro	0.003(0.048)	0.009(0.077)		
P_f	0.141^{***}(0.051)	0.149^{**}(0.052)	0.143^{***}(0.047)	0.139^{**}(0.046)
Cru_oil	−0.015(0.017)	-0.025^{*}(0.013)	−0.018(0.011)	−0.012(0.016)
调整后的 R^2	0.995	0.995	0.995	0.995
F 统计值	836.14	816.46	1 392.43	1 193.887

注：***、** 和 * 分别表示在1%、5%和10%水平上显著;括号内为标准误。

在下文分析中,我们参照惯例,在"缺口-价格"方程(1)中引入外生冲击——国际农产品价格。因为引入了产出缺口的滞后期,所以我们剔除了内部因素(M_2)的影响。将由不同滤波法得到的产出缺口代入方程(1)进行检验,回归结果如表5所示。

表 5　农业产出缺口价格效应

解释变量	HP 滤波		BK 滤波	CF 滤波
	$\lambda_1=40.96$	$\lambda_2=1\ 600$		
C	0.060**(0.053)	0.090(0.059)	−0.069(0.056)	0.064(0.058)
$P_d(-1)$	0.621***(0.195)	0.577**(0.218)	0.734***(0.177)	0.664***(0.188)
$P_d(-2)$	0.119(0.211)	0.017(0.220)	0.216(0.213)	0.184(0.232)
$P_d(-3)$	0.513**(0.220)	0.498**(0.227)	0.452*(0.213)	0.453*(0.234)
$P_d(-4)$	−0.366**(0.161)	−0.206(0.186)	−0.468**(0.149)	−0.408**(0.162)
O_gap	0.023(0.113)	0.182(0.111)	−0.361**(0.148)	−1.667***(0.620)
O_gap(−1)	−0.251**(0.108)	−0.150(0.111)	−0.620***(0.152)	−2.923***(0.803)
O_gap(−2)	−0.220**(0.101)	−0.167*(0.102)	−0.424***(0.146)	−2.833***(0.847)
O_gap(−3)	−0.112(0.104)	−0.060(0.104)	−0.482**(0.148)	−1.877**(0.810)
O_gap(−4)	−0.101(0.111)	−0.079(0.106)	−0.162(0.146)	−0.673(0.565)
P_f	0.106**(0.042)	0.102**(0.045)	0.070*(0.042)	0.099**(0.044)
调整后的 R^2	0.996	0.995	0.996	0.995
F 统计量	981.27	895.60	990.83	829.54

注：***、** 和 * 分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著；括号内为标准误。

从模型的检验结果来看，4 组数据结果都证明了农业产出缺口对农副产品价格的影响显著，且符号与预期相同，即负产出缺口会产生农副产品价格上涨压力。从第一组($\lambda_1=40.96$)结果来看，当期负产出缺口上升 1 个百分点，会引起下一期农副产品价格上升 0.251 个百分点，同时引起往后第二期农副产品价格上升 0.220 个百分点；受国外农副产品价格冲击，其变动弹性为 0.106。取 $\lambda_2=1\ 600$ 时，当期负产出缺口上升 1 个百分点，引起往后第二期农副产品价格上升 0.167 个百分点。在 BK 滤波法下，当期负产出缺口上升 1 个百分点，会引起当期农副产品价格上升 0.361 个百分点，往后一期农副产品价格上升 0.620 个百分点，往后第二期价格上升 0.424 个百分点，往后第三期价格上升 0.482 个百分点；国内价格受国际价格冲击弹性为 0.070。在 CF 滤波法下，当期负产出缺口上升 1 个百分点，会引起当期农副产品价格上升 1.667 个百分点，往后一期农副产品价格上升 2.923 个百分点，往后第二期价格上升 2.833 个百分点，往后第三期价格上升 1.877 个百分点；国内价格受国际价格冲击弹性为 0.099。从统计角度来看，参数大小并不能代表变量作用强度，因而我们无须判断哪种滤波法对现实中产出缺口价格效应的预测能力更强，但可以确信的是，负农业产出缺口确实对农副产品价格产生了推动作用，并且这种影响存在 1—3 期的滞后。从外部冲击看，国际价格影响的冲击弹性在[0.070，0.106]区间内，结果较为稳健。

4.稳健性检验

为检验回归结果的稳健性，同时考虑到 2002—2013 年期间的数据完整性，本文运用 18 个省份分地区的面板数据进一步验证。价格使用省会城市的食品价格指数月度同比数据，转化为定基比数据，选取每期季末值组成季度定基比数据。由于分地区第一产业增加值季度数据不可得，广义农业产出使用各省农林渔牧总产值季度数据代替。考虑到沿海地区省份和中西部省份受国际粮食价格冲击的影响可能不同，本文将 18 个省份分为东、中、西部三个地区：东部地区省份样本包括河北、山东、江苏、浙江、吉林、广东；中部地区省份样本包括河南、湖北、湖南、安徽、江西、陕西；西部地区

省份包括四川、云南、重庆、贵州、广西、新疆。第四个样本为 12 个农业大省(一般指农业产值占本省 GDP 50%以上),包括浙江、河北、河南、黑龙江、湖北、湖南、吉林、江苏、江西、山东、四川、安徽。面板回归之前要检验其个体与解释变量间是否相关,因此先做 Hausman 检验(限于篇幅,不汇报检验结果),结果显示模型存在强的固定效应。

从省际面板数据回归结果(表 6)看,当期农业产出缺口的价格效应通常在第三期和第四期表现出来,符号与预期相同,即负产出缺口会产生农副产品价格上涨压力。从东部六省结果看,负产出缺口上升 1 个百分点,会引起往后第四期农副产品价格上升 0.122 个百分点;国内价格受国际价格冲击弹性为 0.034。中部六省的结果显示,当期负产出缺口上升 1 个百分点,往后第三期农副产品价格上升 0.092 个百分点,往后第四期价格上升 0.147 个百分点;国内价格受国际价格冲击弹性为 0.025。西部样本的结果显示,当期负产出缺口上升 1 个百分点,往后第四期农副产品价格上升 0.041 个百分点;国内价格受国际价格冲击弹性为 0.045。12 个农业大省样本显示,当期负产出缺口上升 1 个百分点,往后第三期农副产品价格上升 0.041 个百分点,往后第四期价格上升 0.103 个百分点;国内价格受国际价格冲击弹性为 0.033。分地区样本回归结果显示,农业产出缺口对农副产品价格的作用通常在滞后第 3—4 期显示出来,这与前文全样本总量回归的结果(1—3 期滞后)有一定出入,可能是因为省际产出缺口对价格的作用易受到跨省农产品调配流动的缓冲,因此,价格效应需要更长的时间来显现。从国际价格的冲击效应来看,分地区样本的冲击弹性在[0.025,0.045]区间内,较之全样本总量回归结果[0.070,0.106]数值要小。

表 6 农业产出缺口价格效应(省际分地区面板)

变量	东部	中部	西部	农业大省
C	2.469***(0.306)	2.493***(0.291)	2.396***(0.336)	2.432***(0.188)
$P_d(-1)$	0..577***(0.061)	0.566***(0.061)	0.456***(0.062)	0.615***(0.043)
$P_d(-2)$	0.034(0.070)	0.038(0.070)	0.083(0.068)	0.031(0.050)
$P_d(-3)$	−0.133*(0.070)	−0.044(0.070)	−0.141**(0.067)	−0.106**(0.058)
$P_d(-4)$	−0.041(0.059)	−0.121*(0.058)	0.041(0.060)	−0.096**(0.042)
O_gap	0.099***(0.036)	0.098***(0.035)	0.045***(0.025)	0.093***(0.024)
O_gap(−1)	0.010(0.036)	0.050(0.032)	0.034(0.024)	0.042*(0.022)
O_gap(−2)	0.015(0.037)	−0.013(0.032)	0.014(0.024)	0.019(0.022)
O_gap(−3)	−0.022(0.032)	−0.092***(0.031)	−0.023(0.023)	−0.041**(0.021)
O_gap(−4)	−0.122***(0.032)	−0.147***(0.030)	−0.041*(0.023)	−0.103***(0.021)
P_f	0.034***(0.011)	0.025**(0.010)	0.045***(0.156)	0.033***(0.008)
F 统计量	25.19	38.43	13.53	60.82

注:***、** 和 * 分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著;括号内为标准误。

(二)农业产出缺口间接价格效应

图 3 给出了 HP 滤波法(λ_2=1 600)得到的工农业产出缺口,可以看出农业产出缺口和工业产出缺口序列存在很强的相关性。从理论上看,农业部门为工业部门提供粮食、劳动力、原材料以及非农产品市场,必然与工业部门有很强的内在联系。在刘易斯拐点下,劳动力供给条件从无限供给转化为有限供给,一方面,人口高峰期过后劳动力数量明显减少,劳动力成本上升,对劳动密集型企

业产生很大冲击；另一方面，全球价值链竞争下企业技术升级对劳动力产生更高要求，劳动力质量需求的提升造成结构性失业，工业部门出现了“用工荒”，资本和劳动投入失衡，引起工业部门的产出波动。

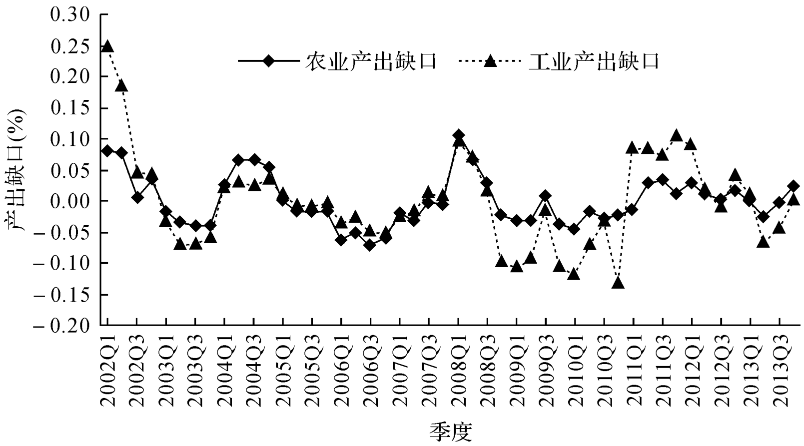

图 3　农业产出缺口和工业产出缺口

图 3 给出的是直观走势图，从统计上检验农业产出缺口和工业产出缺口的协整关系是十分必要的。协整检验通常有两种方法：一是 Johansen 检验，即在 VAR 模型基础上确定滞后阶数，适用于多变量情形；二是基于回归残差的 EG 两步法协整检验，适合两个变量的情形。本文采用 EG 方法，在协整检验之前先通过 ADF 单位根检验，发现农业产出缺口和工业产出缺口均为 0 阶单整平稳时间序列，然后将两者做回归得到残差序列，进一步检验残差序列的平稳性，汇报的 ADF 值为 －4.487，小于 1％置信水平下的 t 临界值－3.578，残差序列平稳，说明工农业产出缺口的时间序列具有协整关系，长期内两者存在稳定的均衡趋势。

根据 Granger 表述定理[10]，如果两个时间序列协整，则它们之间的短期非均衡关系总能用一个误差修正模型(ECM)表述。对于两者短期内的波动特性，用误差修正模型检验：

$$\Delta Y_t=\beta_1\Delta X_t-\lambda(Y_{t-1}-\alpha_0-\alpha_1 X_{t-1})+\varepsilon_t \tag{25}$$

(25)式中 Y_t 用工业产出缺口代入，X_t 用农业产出缺口代入，$Y_{t-1}-\alpha_0-\alpha_1 X_{t-1}$ 为简单回归残差的滞后项，ECM 估计得到的长期弹性 α_1 为 0.427，误差调整项回归结果 p 值为 0.017 5，在 5％的置信水平下结果显著。短期弹性 β_1 为 0.204，p 值为 0.225，未通过 10％显著性水平的检验，说明农业产出缺口对工业产出缺口的短期影响不显著，这表明农业产出缺口的间接价格效应也存在着时滞，短期内农业产出缺口对工业产出缺口的作用只有在一定时间跨度的时期内才能体现出来。基于以上分析得出如下结论：农业产出缺口和工业产出缺口的变动几乎是同步的，两者在长期内存在稳定的均衡关系，两者加总构成总量产出缺口，从而产生通货膨胀压力。

五、结论和启示

本文运用 HP 滤波、BK 滤波和 CF 滤波法测算了我国 2002—2013 年季度农业产出缺口，回归分析识别出影响农副产品价格的因素主要是货币流动性因素和国际农产品价格的外生冲击。“缺口-价格”模型检验发现，负向农业产出缺口对农副产品价格具有直接正效应，且这种影响存在1—3 期的滞后。省际面板数据验证了直接价格效应的存在，但影响作用的滞后期为 3—4 期。工农业产出缺口存在长期稳定均衡关系，短期农业产出缺口对工业产出缺口的影响弹性不显著。工农业产出缺口构

成总产出缺口,产生通货膨胀压力,即农业产出缺口对通货膨胀存在间接价格效应。

本文的研究结论可以引申出以下几点含义:

第一,劳动力有限供给下,传统劳动密集型农业已经无法满足现代社会发展的需要,保持农业稳定增长必须加快从传统农业向现代农业转变的步伐,构建以"生产机械化、组织产业化、加工标准化"为特征的现代农业体系,通过集约化生产提高土地使用效率。

第二,农业产出的偏离"损失"造成农副产品生产价格上涨压力,通过市场流通渠道传递至市场价格。因此,需要健全农副产品市场体系,发展农副产品现代流通方式,减免运销环节收费,加快形成流通成本低、运行效率高的农副产品营销网络。

第三,农业部门是工业部门的基础,农业产出波动会造成工业部门产出的不稳定。因此,必须协调工农业生产,加大工业反哺农业的力度。从科技、设备、资本等领域着手,培育高度资本化的现代农业,形成工农业良性互动发展模式。

第四,国际农产品价格上涨会对国内价格造成冲击,从而影响我国粮食安全和物价稳定。因此,需要巩固强化农业的基础地位,真正将农业视为衣食之源、生存之本,从资金、科技、流通体系等方面保障农业生产供给。

[参 考 文 献]

[1] M. P. de Masi, *IMF Estimates of Potential Output: Theory and Practice (EPub)*, Washington, D. C.: International Monetary Fund, 1997.

[2] 丁守海:《中国产出缺口价格效应的转变趋势——基于劳动力条件变化的视角》,《经济研究》2012年第11期,第61-75页。[Ding Shouhai, "The Transition of the Price Effect of China's Output Gap: Based on the Change of Labor Supply Condition," *Economic Research Journal*, No. 11(2012), pp. 61-75.]

[3] 蔡昉:《人口转变、人口红利与刘易斯转折点》,《经济研究》2010年第4期,第4-13页。[Cai Fang, "Demographic Transition, Demographic Dividend, and Lewis Turning Point in China," *Economic Research Journal*, No. 4(2010), pp. 4-13.]

[4] R. J. Gordon, "The Time Varying NAIRU and Its Implications for Economic Policy," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 11, No. 1(1997), pp. 11-32.

[5] G. Feder, "On Exports and Economic Growth," *Journal of Development Economics*, Vol. 12, No. 1(1983), pp. 59-73.

[6] F. S. Mishkin, "Estimating Potential Output, Speech at the Conference on Price Measurement for Monetary Policy," 2007-05-24, http://www.federalreserve.gov/newsevents/speech/mishkin20070524a.htm, 2015-02-02.

[7] R. M. Solow, "A Contribution to the Theory of Economic Growth," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 70, No. 1(1956), pp. 65-94.

[8] 中国人民银行营业管理部课题组、杨国中、李宏瑾:《基于生产函数法的潜在产出估计、产出缺口及与通货膨胀的关系:1978~2009》,《金融研究》2011年第3期,第42-50页。[Research Group of Operations Office in POBC, Yang Guozhong & Li Hongjin, "Based on the Production Function Method: Estimates of the Number of Potential Output, Output Gap and Relationship with Inflation," *Economic Research Journal*, No. 3(2011), pp. 42-50.]

[9] R. J. Hodrick & E. C. Prescott, "Postwar US Business Cycles: An Empirical Investigation Technical Report," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 29, No. 1(1997), pp. 1-16.

[10] R. F. Engle & C. W. J. Granger, "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, Vol. 55, No. 2 (1987), pp. 251-276.