

【农业经济】

中国农产品价格的异质性特征和分类调控

刘金全,张苑庭,邓创

(吉林大学 数量经济研究中心/商学院,吉林 长春 130012)

摘 要:随着新时代社会主要矛盾的转变,不平衡不充分的发展成为改革的重心,这推动了总量型政策向结构性政策的转型。有鉴于此,本文首先选取方差分解分析总量型政策和结构性政策对农产品价格的调控效果,然后运用二项选择离散模型估计政策调控的非对称性,得出如下结论:第一,总量型货币政策和结构性财政政策对农产品价格的调控效果差异显著,其中前者能维持粮食价格的稳定,而后者更能控制鲜菜和肉类价格的波动,这说明通货膨胀不仅是货币现象,供需因素亦会引起价格波动;第二,宏观经济政策对农产品价格的调控存在明显的非对称性,抑制价格下跌较阻止价格上涨更为容易。这意味着政府应因时制宜地对农产品价格进行分类调控,从而确保政策的灵活性和准确性。

关键词:货币政策;财政政策;农产品价格;二项选择离散模型

中图分类号:F762 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-7465(2019)01-0151-12

一、引言

以 Friedman^[1]为代表的货币主义学派认为价格无非是商品交换价值的货币形式,因此通货膨胀永远是一个货币现象,然而观察 2010 年至今中国货币供应量与通货膨胀的关系,可以发现几次明显的反向关系,这促使人们对 Friedman 的理论产生怀疑,总量型政策似乎越来越难以解释通货膨胀的波动。一个自然的问题是,如果通货膨胀不仅仅是货币现象,各部门价格水平存在显著的结构差异,那么总量型政策和结构性政策究竟在价格调控中扮演怎样的角色?

实际上,回顾中国通货膨胀的动态路径不难发现,中国近年来几次典型的通胀和通缩均是农产品价格的局部失衡所引致。2011 年 6 月,食品价格同比上涨 14.4%,其中粮食、鲜菜价格同比涨幅均为两位数,猪肉价格更是飙升 57.1%,直接拉动 CPI 上涨 1.37 百分点;2015 年 7 月,食品价格同比上涨 2.7%,影响 CPI 上涨 0.91 百分点,其中鲜菜价格上涨 10.5%,猪肉价格又以 16.7%的同比涨幅拉动 CPI 上涨 0.48 百分点;随后 2017 年 2 月,猪肉出现连续五个月暴跌,同比跌幅达 23.6%,即刻拉低 CPI 0.51 百分点。这表明全国的通胀总水平处于过热(>2%)还是紧缩(<2%)状态取决于食品价格的波动水平,而食品价格主要受农产品价格影响,因此农产品价格波动在通货膨胀调控中起着举足轻重的作用。

习近平总书记在十九大报告中明确提出“新时代中国社会主要矛盾是人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾”,这意味着各部门价格的结构变动将成为政策

收稿日期:2017-11-02

基金项目:教育部人文社会科学研究青年基金项目“‘去杠杆’背景下财政政策的总量与结构调控研究”(18YJC790064);国家社会科学基金重大项目“引领经济发展新常态的市场基础、体制机制和发展方式研究”(15ZDC008);教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“十三五期间中国增长型经济动态势与宏观调控模式研究”(16JJD790014)

作者简介:刘金全,男,吉林大学数量研究中心教授,教育部长江学者特聘教授;张苑庭,女,吉林大学商学院博士生;邓创,男,吉林大学数量经济研究中心教授。

调控的主旋律,因此分析不同农产品价格的异质性波动及其对政策的非对称响应,对于宏观政策的分类调控,市场经济的结构转型具有参考价值,能为调和新时代矛盾、解决不平衡发展打下坚实基础。

有鉴于此,本文研究将重点针对以下三个问题进行解析和回答:一是明确总量型货币政策和结构性财政政策对于农产品价格调控的有效性;二是分析不同农产品价格对政策响应的异质性成因;三是检验扩张性和紧缩性政策对不同农产品调控效果的非对称性。这三个问题,从定向调控和结构性调控对农产品价格的影响出发,聚焦于调控效果的异质性成因,并探讨政策调控的非对称性,这不仅对稳定农产品价格的政策制定提供了有益参考,同时也对中国供给侧改革的推进产生积极助益。

现有文献主要从货币和供给两种视角对农产品价格的影响因素进行分析。Frankel^[2]从理论上阐释了货币供给变动等比例改变农产品价格对其他产品的相对价格,张成思^[3]也通过实证分析证明了货币政策冲击对农产品类通胀率的影响比其对 CPI 的影响更强,但马龙和刘澜飏^[4]则认为货币政策不是影响中国农产品价格的主要因素。张文朗和罗得恩^[5]则表示需求压力是农产品价格波动的主要成因,然而早前 Gartner 和 Wehinger^[6]对需求因素的研究已表明需求波动的来源也是货币冲击和通胀惯性。进一步的研究表明,对货币因素的传导渠道主要分为两个层面:其一,汇率浮动引起的进口农产品价格变化会对国内农产品价格施压,引起其被动上浮或下行^[7];其二,货币供给冲击首先通过非农产品价格的响应传递至物价总水平,进而影响农产品价格,但短期农产品价格波动程度较非农产品更为剧烈^[8]。从供给视角看,Trostle^[9]认为 1990 年以来世界范围内农业劳动生产率的普遍下降使得农业生产成本不断上升,进而推动农产品价格不断上涨。石敏俊等^[10]通过投入产出模型将传导路径数字化,得出能源价格、化肥价格和劳动力成本等成本驱动因素占粮食价格涨幅的 28% ~ 51%。方福平等^[11]通过协整分析结果表明粮食产量对于粮食价格产生迅速且显著的影响,因此供需结构变化引起的粮食库存变动是导致粮价波动的主要原因。

动态反应机制方面,关于总量货币政策和结构性财政政策对农产品价格调控效果的争论一直未休。吴军和田娟^[12]研究发现,中国总量层面的通胀压力已经被人民银行的宏观调控牢牢控制,目前面临的通胀压力主要源于农业发展滞后所形成的结构性问题。伍戈和曹红钢^[13]结合国际金融危机前后的全球化特征,认为 CPI 波动的主要成因是食品和农产品价格的变动,其他产品价格相对较为稳定,因此应加大总量货币政策和结构性财政政策的配合,从供给层面调和结构性问题。具体来看,货币政策和财政政策的调控有效性都曾遭遇质疑。早期 Belongia 等^[14]研究表明,长期看货币呈现中性,所有名义变量都会跟随货币供给的冲击作出同样比例的调整,货币冲击只影响农产品的名义价格水平。然而 Chambers 和 Just^[15]、陈丹妮^[16]分别从国际及国内视角证实货币供给冲击通过影响总需求引起农产品价格超调的调控路径。财政政策方面,凯恩斯主义基于乘数效应、菲利普斯曲线和价格刚性假设将财政政策视作农产品价格调控的重要工具;相反,古典经济学基于财政支出的挤出效应、理性预期效应及“李嘉图等价”的前提假设,认为财政政策不能有效调控农产品价格。温涛、王小华^[17]运用邹氏断点检验方法得出,财政支出和农产品价格负相关,通过积极的财政政策扩大财政支农支出,调控政府购买储备有利于维护农产品价格的稳定。

回顾有关农产品价格调控的研究不难发现,首先,现有文献主要研究了单一货币、财政政策冲击对农产品价格的影响,但却忽略了两种重要宏观政策调控成效的差异。实际上,虽然货币政策和财政政策均能有效调控农产品价格,但对于农产品不同的细分部门,两者的调控效果存在系统性差异,明晰这种差异将有助于政府合理匹配宏观经济政策,进而有针对性地稳定各细分部门的农产品价格。有鉴于此,本文选取肉类、鲜菜、粮食三类占 CPI 比重较高的代表性农产

品,首先运用方差分解对比总量型货币政策和结构性财政政策调控效果的差异;其次,通过“二轮效应”的估计探究差异成因;最后,在价格上涨与下跌的阶段,观测宏观经济政策调控的非对称性。这三部分层层递进、环环相扣,既包括对农产品价格波动成因的机理分析,又包括实务操作过程中政策组合的现实选择,对经济新常态时期下农业产业的价格稳定与转型升级产生了积极的助推作用。

二、农产品价格波动的周期特征分析

本文采用 X-12 季节调整法对 1999 年 1 月到 2017 年 2 月的肉类 (Y_m)、粮食 (Y_r) 和鲜菜 (Y_v) 三类农产品增长率月度数据进行调整,去除季节变动因素,再采取 HP 滤波法去除二者长期趋势获得价格波动的周期成分,即其价格真实的波动情况 (图 1)。

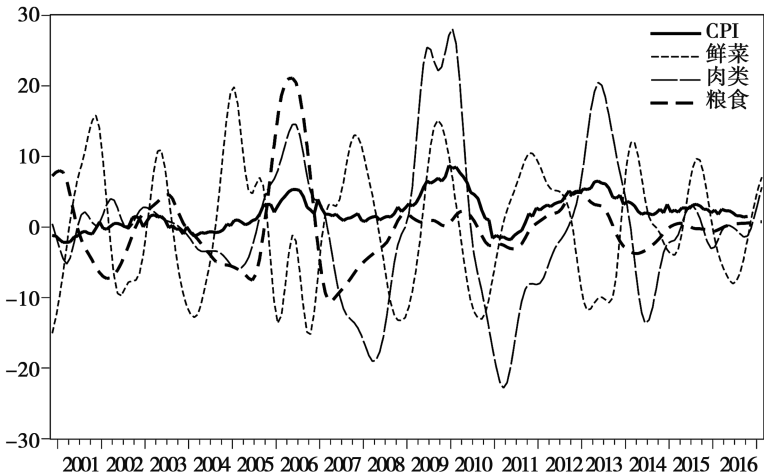


图 1 肉类、鲜菜、粮食与通货膨胀的价格波动/%

首先,观察三类农产品价格与 CPI 波动是否存在联动特征,从图 1 可以看出肉类和粮食价格波动基本上与 CPI 保持同频,只是放大了其波动幅度,然而鲜菜价格波动与 CPI 的关系有所不同,在一定程度上呈现反向波动趋势。然后,对比三类农产品价格波动的异质性特征,肉类、鲜菜价格波动领先粮食价格波动,且肉类波动程度较后者更为剧烈。粮食、肉类、鲜菜价格波动的标准差分别为 5.6%、10.2%、8.6%。对比通货膨胀的波动情况,肉类波动周期与 CPI 几乎完全一致,具有结构性通胀特征,价格涨跌幅明显超过价格总水平的变化,2008—2010 年尤为剧烈,标准差为 16.7%,为总体标准差的 1.62 倍。鲜菜的波动周期与通货膨胀不尽相同,其幅度不小,但规律明显,每两年的标准差都在 8% 左右,季节性波动的最高值是最低值的 1.54 倍。粮食波动周期近似于通货膨胀,价格波动总体幅度较小,在 2004—2006 年有过较大波动,标准差为 10.1%,为总标准差的 2 倍,之后一直处于趋于收敛的平稳状态。对比三类农产品价格,可以发现鲜菜和肉类价格的波动明显高于粮食,其原因在于不同部门生产效率的差异,相对于粮食而言,鲜菜和肉类的机械化程度较低而劳动密集度较高,因此价格波动更为剧烈^[18]。

对农产品价格的异质性波动有所掌握后,为了能够更好地比较扩张、紧缩性宏观经济政策对农产品价格非对称性的调控效果,本文利用马尔科夫区制转移模型将 CPI、肉类、鲜菜、粮食价格的时间序列划分扩张 (上升) 和紧缩 (下降) 两种状态 (表 1)。

表 1 农产品价格波动的周期划分

种类	转折点(年-月)			时长/月				
	谷	峰	谷	扩张	收缩	周期	扩张标准差	收缩标准差
CPI	1999-03	2003-10	2005-03	55	17	72	0.009	0.012
	2005-03	2006-06	2008-10	15	28	43	0.08	0.13
	2008-10	2009-10	2014-06	12	56	68	0.114	0.005
	2014-06	2015-04		10	>22		0.002	
肉类	1999-03	2003-07	2005-06	52	23	75	0.21	0.3
	2005-06	2006-08	2008-09	14	25	39	0.26	1.14
	2008-09	2010-07	2012-04	22	21	43	0.41	0.32
	2012-04	2013-05	2015-01	13	20	33	0.39	0.34
	2015-01	2016-02		11	>12		0.41	
鲜菜	2000-03	2001-04	2001-10	13	6	19	0.064	0.66
	2001-10	2002-09	2003-06	11	8	19	0.66	0.62
	2003-06	2004-07	2005-07	13	12	25	0.51	0.35
	2005-07	2006-01	2006-10	6	9	15	0.23	0.25
	2006-10	2007-06	2010-10	8	40	48	0.3	0.27
	2010-10	2011-09	2012-12	11	15	26	0.36	0.288
	2012-12	2013-10	2015-02	10	16	26	0.38	0.34
粮食	1999-09	2000-10	2002-01	13	15	28	0.044	0.0068
	2002-01	2003-09	2004-11	21	14	35	1.49	0.046
	2004-11	2006-09	2008-11	22	26	48	0.063	0.01
	2008-11	2009-08	2012-02	9	30	39	0.004	0.038
	2012-02	2013-01	2014-03	11	14	25	0.002	0.001
	2014-03	2015-01		10	>25		0.001	

首先,从表 1 可以明显看出,CPI、肉类、鲜菜和粮食价格变动存在显著的状态转换机制,扩张、收缩期深度基本相同,但持续长度有明显差异。2005 年之前,扩张期明显长于收缩期,而 2005 年之后恰好相反,这表明以 2005 年为分界点,CPI、肉类、鲜菜和粮食的价格水平存在从陡降缓升转向陡升缓降的周期性波动特征。一般来说,农产品价格供给侧波动呈现经典的 5 年周期,即“三平一丰一欠循环”^[19],在生产供给因素没有明显变化时,农产品价格波动特征的转变可能来自于宏观经济政策对农产品价格调控效果的改变,这种改变分为两个层面:第一,国家经济政策的转型调整;第二,农产品对政策响应水平的变动。从第一点来看,2003 年中国经济进入“软扩张”的典型化周期,货币政策逐渐由“扩张型”变为“稳健型”,2004 年国家在减免农业税的基础上,陆续出台“最低收购价”“四补贴”等一系列农产品价格调控手段;货币政策和财政政策的滞后调控效果在 2005 得到显著体现,农产品价格波动周期呈现陡升缓降的“软着陆”态势。从第二点来看,农产品价格对于宏观经济政策响应情况的改变可能与经济发展态势有关,2005 年是中国“十五计划”的最后一年,工业化的快速发展引领第二产业超越第一产业成为拉动 GDP 的主导力量,农业地位的走弱和基尼系数的下降意味着居民生活从“温饱”迈向“脱贫奔小康”,需求走弱加之政策收紧引起了农产品价格这轮陡升缓降的低迷周期。

其次,表 1 中肉类与 CPI 的价格波动几乎完全一致,到达峰谷的时间差基本在两个月以内;粮食波动较 CPI 更为频繁,但总体波动情况与 CPI 也基本保持一致,三者的高度相关性值得进一步思考。而鲜菜价格波动相对较为频繁,与 CPI 波动相关性不强,推测可能由频发性自然灾

害干扰导致。

纵观中国近年的宏观调控政策,2007 年实体经济增速加快,最终消费品价格受农产品价格的成本推动而明显上涨。双稳健宏观调控政策实施形成了高增长、低通胀的良好配合格局,其中不乏肉类价格急剧紧缩的贡献,但这种局部超调势必会影响人民的正常生活。2008 年国际经济急转直下,政府把宏观调控的着力点转向阻止经济增速下滑,实施积极的货币、财政政策,经济颓势未能挽回,却带动了新一波农产品价格的上涨,造成了低增长、高通胀的不良后果。2010 年通胀回落、经济增速持续下滑,至 2012 年第二季度 GDP 同比增长仅 7.6%,创三年内新低,此时强调“保增长”,实施扩张的货币、财政政策,连续下调存款准备金率和利率,经济趋于平稳、通胀继续下跌,但粮食价格有小幅回升。2014 年中国正式宣布进入经济新常态的发展阶段,不再采用总量强刺激经济政策,而是以定向微刺激措施完成“稳增长、调结构、惠民生”的政策目标,这种相对稳健的宏观经济政策实施期间,中国农产品价格曾于 2015 年出现短暂陡升,随后步入缓降阶段至今。

由此我们可以看出,为应对国际经济形势的变动及国内结构转型的需求,中国宏观政策的调控方向与农产品价格反周期调控的目标并不总是吻合的,因此本文希望能够通过实证分析得出宏观政策对于农产品价格的有效性 & 非对称性,判断政策的调控效果,理清其与农产品价格调控实际需求间的差距,为定向调控提供有效的参考依据。

三、农产品价格波动成因与政策调控有效性分析

(一) 总量型货币政策与结构性财政政策对农产品价格变动的方差分解

上述研究表明农产品价格与 CPI 存在一定的联动特征,但也表现出些许背离趋势,如果说联动特征是由于总量货币政策的调控引起的,那么背离趋势的形成机理值得思考,为探究农产品价格波动背后是否存在供给因素带来的结构性变动,本文将总量型货币政策和结构性财政政策对农产品价格波动的调控成效加以对比分析。具体来说,把国内广义货币供给 (M_2)、国家财政支出与第一产业增加值增长速度比值 (F)、国际农产品价格 (P_i)、鲜菜 (Y_v)、粮食 (Y_r) 和肉类 (Y_m) 价格的增长率纳入 VEC 模型进行方差分解^①,结果如表 2 所示。

表 2 农产品价格波动成因的方差分解

种类	周期	M_2	F	P_i	Y
肉类	1	0.4494	1.3542	3.8053	94.3921
	5	3.0732	9.9691	3.7247	83.2350
	10	6.6403	16.2214	3.2962	73.8431
	20	12.3762	19.8471	2.7214	65.0564
鲜菜	1	0.0032	5.2692	1.9191	92.8122
	5	5.3391	16.7381	2.6892	75.2335
	10	6.7323	17.6260	3.2163	72.4261
	20	6.8312	17.4784	4.0671	71.6241
粮食	1	4.6642	0.0560	3.0653	92.2151
	5	23.9893	3.0141	22.3242	50.6732
	10	51.9751	4.0080	15.0533	28.9632
	20	68.6161	4.6490	9.3952	17.3393

① 虽然根据文献综述,农业生产资料、产出缺口、城镇居民收入和农村居民收入均对农产品价格的变动具有显著影响,但由于这些变量可能是货币政策和财政政策调控农产品价格的传导渠道,因此将这些变量排除在模型外,以避免遗漏宏观经济政策对农产品价格的解释效用。

首先,与上述结论类似,货币政策对粮食价格的解释程度要远高于其他两类农产品,这与粮食的货币特征属性密不可分,中国在进行农产品价格调控时经常提及的一个指标是与粮比价指标,例如猪粮比价、粮棉比价等,粮食无形中在农产品价格中扮演着“价格锚”的角色,这一锚定使得粮食价格与主导市场通货膨胀水平的货币政策关系更为紧密。此外,由于粮食的储存条件相较肉类和鲜菜更为简单,其库存量更大,加之粮食产量受季节性因素影响较弱,其价格波动很小,对 CPI 的拟合程度非常高,更小的供给侧波动意味着粮食能够更多地反映货币流动对价格的影响。

其次,可以发现三类农产品价格粘性的差异与货币政策的调控效果存在着一定相关性,鲜菜价格粘性最强,货币政策对其解释程度只占 7% 左右;肉类价格粘性比鲜菜低 6 个百分点,货币政策的解释力提高至 12%;粮食价格粘性最小,货币政策对其变动的解释力甚至达到 69%。当然,在方差分解中,一个变量解释程度的下降自然会引引起其他变量解释程度的上升,但货币政策解释力随价格粘性下降而上升的幅度要明显高于平均值,而财政政策解释程度的变化随价格粘性的变动相对并不明显,这在一定程度上证实了侯成琪和龚六堂^[20]的观点,即不同种类农产品价格粘性的异质特征能够部分解释货币政策对其影响的差异。相反的,财政政策对于不同农产品价格的调控效果不存在明显差别,其中对于粮食解释程度明显偏小的原因在于货币政策的“挤出效应”。

最后,对比三类农产品价格波动国外农产品价格的解释程度,发现其只对粮食价格波动有较强的解释能力,而对鲜菜和肉类价格的影响十分微弱,这是因为中国是主要的粮食进口国,且作为部分工业生产加工的原材料,粮食的国际贸易数量相对于鲜菜、肉类更为庞大,仅 2017 年 1—8 月中国累计进口粮食达到 8732 吨,巨额的粮食进口量意味着其价格波动将在中国市场产生输入型通货膨胀或通货紧缩,会对国内粮食价格产生同向冲击。

(二) 三类农产品价格异质性波动的成因

上述实证分析对比了总量货币政策和结构性财政政策调控效果的差异,其中粮食与肉类、鲜菜对政策响应的显著差异似乎指向一个猜想:粮食价格波动更多表现出货币属性,肉类和鲜菜价格波动更多受供需因素主导。因此,本部分从农产品价格波动的异质性成因入手分析总量政策对农产品价格调控的适用性,通过观察不同农产品的“二轮效应”^①检验其是否具有货币属性。本文借鉴 Anand 等^[21]构建如下模型分析 CPI 与三类农产品价格之间的动态关系。若 CPI 对粮食价格有快速回归的趋势,则意味着粮食价格的冲击有持续性,其带来的“二轮效应”将通过其他部门价格的普遍上涨推高通胀预期和工资水平,因此货币属性较强;若 CPI 对于肉类和鲜菜价格没有回归趋势,则表明肉类和鲜菜价格不存在“二轮效应”,货币属性较弱,鉴于现有文献对于农产品价格波动成因的归类仅货币因素和供需因素两种,将其归因为后者。

$$\pi_t^{CPI} - \pi_{t-i}^{CPI} = \alpha + \beta(\pi_{t-i}^{CPI} - \pi_{t-i}^Y) + \varepsilon_t \quad (1)$$

式(1)中, π_t^{CPI} 表示第 t 期的 CPI, π_{t-i}^{CPI} 表示第 $t-i$ 期的 CPI, π_{t-i}^Y 表示第 $t-i$ 期的肉类、鲜菜和粮食价格,参考 Anand 等^[21]和 Gelos 等^[22]的做法,本文将 i 设为 12 期^②。若 β 的估计系数为负时,说明 CPI 对该类农产品价格有回归趋势,若 β 为 0 时,说明 CPI 对该类农产品价格没有回归趋势。

由表 3 可知,肉类和粮食存在显著的“二轮效应”,但鲜菜没有,而粮食所引起的 CPI 回归趋势又明显强于肉类 ($0.14 > 0.06$),这验证了本文猜想,即粮食具有较强的货币属性,可以通过总量货币政策调控,而肉类和鲜菜的货币属性较弱,结构性财政政策的调控方式更为适宜。

① “二轮效应”表示该种农产品价格变动是否会引起成本性通货膨胀,即该种农产品是否具有货币属性,其是货币政策对该种农产品价格冲击进行调控的基础。

② 为了满足稳健性,本文同时估计了 i 滞后 4 期、8 期和 16 期情况,其结论基本一致。

表 3 农产品价格的“二轮效应”估计

	肉类	鲜菜	粮食
β 值	-0.0591 * * *	0.0072	-0.1411 * *
t 值	-4.4214	0.4313	0.0663

注: * * * 表示在 1%水平下显著, * * 表示在 5%水平下显著。

(三) 总量型货币政策与结构性财政政策调控农产品价格的有效性

学界普遍认为农产品价格的影响因素分为供求因素和货币因素两种。其中供求因素包括:农产品生产要素价格^[18]、国际农产品价格^[23]、居民收入水平^[24];货币因素包括:货币供应量、政府支出财政政策、GDP 产出缺口、利率变动^[17]。因此,综合上述文献,最终纳入模型的供求因素和货币因素变量依次为:农业生产资料价格水平(p_s)、国际农产品价格(p_i)、中国城镇居民收入(c_1)和中国农村居民收入(c_2)、国内广义货币供给(M_2)^①、用国家财政支出与第一产业增加值增长速度的比值(F)表示财政支出冲击^②、以第一产业产值(c)表示产出缺口、七天同业拆借率(r)、鲜菜(Y_v)、粮食(Y_r)、肉类(Y_m)价格的增长率。本文的数据来源是中经网和国家统计局。

判断货币、财政政策对农产品价格的影响,首先要采用一些变量或者指标来表示货币、财政政策的状态。我们假设: M_{2+} 表示货币政策处于扩张状态, M_{2-} 表示货币政策处于紧缩状态; F_+ 表示财政政策处于扩张状态, F_- 表示财政政策处于紧缩状态。(GM_2)_{*t*}和(GF)_{*t*}分别表示 M_2 和财政支出的月度同比增长率。

将财政支出增长率和货币供给增长率通过 HP 滤波处理,留下循环成分。当循环成分大于零时,即时间序列的当前值高于趋势水平时,政策状态是扩张的,否则是收缩的。这样可以得到二项状态的时间序列:当 $GM_2>0$ 时,取 M_{2+} ,当 $GM_2<0$ 时,取 M_{2-} ;当 $GF>0$ 时,取 F_+ ,当 $GF<0$ 时,取 F_- 。财政政策、货币政策状态也可以定量描述,扩张性货币政策变量为: $M_{2+} = \max \{ (GM_2)_t, 0 \}$;紧缩性货币变量为: $M_{2-} = \min \{ (GM_2)_t, 0 \}$;扩张性财政变量为: $F_+ = \max \{ (GF)_t, 0 \}$;紧缩性财政变量为: $F_- = \min \{ (GF)_t, 0 \}$ 。可以建立下述二项选择模型:

$$P(Y_m = 1) = F(\beta_0 + \beta_1 p_s + \beta_2 c + \beta_3 c_1 + \beta_4 c_2 + \beta_5 M_{2+} + \beta_6 M_{2-} + \beta_7 F_+ + \beta_8 F_-) \tag{2}$$
$$P(Y_m = 0) = 1 - F(\beta_0 + \beta_1 p_s + \beta_2 c + \beta_3 c_1 + \beta_4 c_2 + \beta_5 M_{2+} + \beta_6 M_{2-} + \beta_7 F_+ + \beta_8 F_-) \quad t = 1, 2, \dots, T \tag{3}$$

Y_v 和 Y_r 的模型同理。其中 F 为 Probit 或 Logit 概率分布函数,本文以模型估计的稳健性为出发点,通过试验选取 Logit 模型进行估计,Logit 分布具有下述概率分布函数:

$$F(x) = 1/[1 + \exp(-x)], -\infty < x < \infty \tag{4}$$

货币、财政政策作用的概率模型分别表示扩张、紧缩性货币政策和财政政策状态,能够有效调控农产品价格上涨和下跌的概率,可以通过极大似然方法估计参数及相应的检验统计量,并计算解释变量的边际影响。

固定转移概率的马氏过程是估计货币政策调控有效概率的传统方法,但本文中,农产品价格扩张与收缩状态之间的转移概率具有时变性质,因此利用二项选择模型对于时变状态转移概率进行分析更符合实际情况。当农产品价格下跌时,实行扩张性货币、财政政策,其调控效果可用如下方程表示:

$$P(SY_{m_t} = 1 | SY_{m_{t-1}} = 0) = F[\beta_0 + \beta_1 Average(p_{s_t}) + \beta_2 Average(c_t) + \beta_3 Average(c_{1_t}) + \beta_4 Average(c_{2_t}) + \beta_5 (M_{2+}) + \sum_{i=1}^n X_i Y_i + \beta_6 Average(M_{2_{-t}}) + \beta_7 Average(F_{+t}) + \beta_8 Average(F_{-t})] \tag{5}$$

① 货币政策和财政政策冲击变量的选取旨在观察总量调控对农产品价格的影响。

② 最好的数据选取应是国家财政支农支出与第一产业增加值增长速度的比值,但由于支农支出月度数据不完整,所以利用财政支出代替。

当农产品价格上涨时,实行紧缩性货币、财政政策,其调控效果可用如下方程表示:

$$P(SY_{m_t}=0|SY_{m_{t-1}}=1)=1-F[\beta_0+\beta_1Average(p_{s_t})+\beta_2Average(c_t)+\beta_3Average(c_{1_t})+\beta_4Average(c_{2_t})+\beta_5Average(M_{2+t})+\beta_6Average(M_{2-t})+\beta_7Average(F_{+t})+\beta_8Average(F_{-t})]$$

(6)

其中,Average(x_t)表示选取变量时间序列的平均数,也可以利用对应的样本中位数代替。
为研究货币、财政政策对农产品价格影响的概率,控制其他变量滞后项保持不变,得到表 4 的结果。

表 4 三种选择模型的参数估计

参数	Y _m		Y _v		Y _r	
	滞后项	系数	滞后项	系数	滞后项	系数
β ₀	0	-0.3591	0	-1.4925 *	0	-0.6751
β ₁	-1	0.0247	-1	0.1082 *	-1	0.1522 *
β ₂	-1	2.6962 *	-1	0.5203 *	-1	1.1204 *
β ₃	-1	0.1095	-1	0.0561	-1	-0.1632 *
β ₄	-1	0.1611 *	-1	0.1562 *	-1	0.2467 *
β ₅	-6	0.3993 *	-3	0.1539 *	-6	1.6302 *
β ₆	-12	-1.1304 *	-18	-0.1352 *	-12	-0.2591 *
β ₇	-1	3.3292 *	-1	0.3281	-1	2.0593 *
β ₈	-6	-3.1218 *	-6	-0.4933	-6	-0.3411

注: * 表示在 5%的水平下显著。

首先,从表 4 中可以看出,产出缺口和农村居民收入显著影响肉类价格;生产资料价格、产出缺口和农村居民收入的上涨对鲜菜作用效果显著;生产资料价格、产出缺口、农村居民收入均对粮食价格有正向影响(城镇居民收入对其的负向影响只是统计意义上的)。农村居民收入变化对农产品价格的影响远高于城镇居民收入变动,原因在于城镇居民平均收入远高于温饱程度,所以收入的涨跌幅度几乎不会影响他们对于生活必需品——肉类、鲜菜、粮食的购买需求。产出缺口通过影响通货膨胀率来推动农产品价格的普遍上升,产出缺口率为正,代表实际农业经济增长率超过潜在农业经济增长率,经济过度膨胀促使农产品价格上升。

其次,对于三类农产品,财政政策的滞后期往往比货币政策短半年,这与李永友和丛树海^[25]的结论基本一致。其原因在于两种政策的传导机制不同,财政政策的结构性特征更为明显,能通过粮食收购政策的实施直接增加农产品市场需求,或运用农业专项补贴从供给端入手拉动产出增长,针对性较强,故政策时滞较短。而货币政策具有明显的总量性特征,需通过物价水平的整体提高来间接影响农产品价格;一方面,CPI 的变动短期内无法改变农产品市场的预期,信息不对称使得价格变动较为迟缓;另一方面,经销商的菜单成本会加强农产品价格的粘性,进而延长货币政策的调控时滞。两种经济政策时滞效应的差异意味着财政政策作用时间短、调控成效大,能够有效平抑农产品价格的短期波动,而货币政策更注重解决已出现的问题,在长期调控上发挥的作用不可忽视,也是调控农产品价格的重要手段。

最后,紧缩性政策大多比扩张性政策滞后期长半年,意味着紧缩性政策的作用要慢于扩张性政策,这与 2005 年以来中国农产品价格陡升缓降的周期性特征相吻合。政府在农产品价格处于过热阶段时,要做好前瞻性预期,提早采用紧缩性政策抑制价格波动的陡升趋势,而扩张性政策的实施可以相对审慎,在观察到农产品价格非常态下跌后实施即可。

四、宏观经济政策对农产品价格调控效应的非对称特征分析

以往研究表明宏观经济政策在扩张期和收缩期传导机制与效果有所不同,因此出于政策的

实现路径考虑,对式(5)、式(6)进行估计,进一步分析宏观经济政策对农产品价格调控的非对称性。

首先,观察图 2^①中近年 M_2 增长率和支农支出增长率的变动趋势可以发现,财政政策的调控区间要远大于货币政策,其跨度范围在 $-50\% \sim 180\%$ 之间,表明财政政策具有较大的调整空间。相反,货币政策增长变动趋势十分平缓,跨度范围在 $-3\% \sim 4\%$ 之间,调整空间狭窄,调控灵活度较低。这不难理解, M_2 增幅的提升是国家实施全面宽松货币政策的一个强烈信号,而其增幅的收缩则意味着宏观经济的稳健趋紧,因此 M_2 增长率的调整需要格外慎重。而财政支农政策则不同,它是针对农业产业的结构性财政政策,与其他产业的联动关系较弱,同时,由于支出基数较小,波动幅度相对自由。这提醒我们在对图 3—图 8 进行分析时注意一点,即只考虑货币政策和财政政策调整的可行区间内 ($[-3\%, 4\%]$ 和 $[-50\%, 180\%]$),对农产品价格调控的有效概率,虽然对于某些农产品,在货币政策增长率波动为 10% 时,调控有效概率可达 100% ,但鉴于在政策实际执行中不存在如此高的变动幅度,并不视其为调控有效。

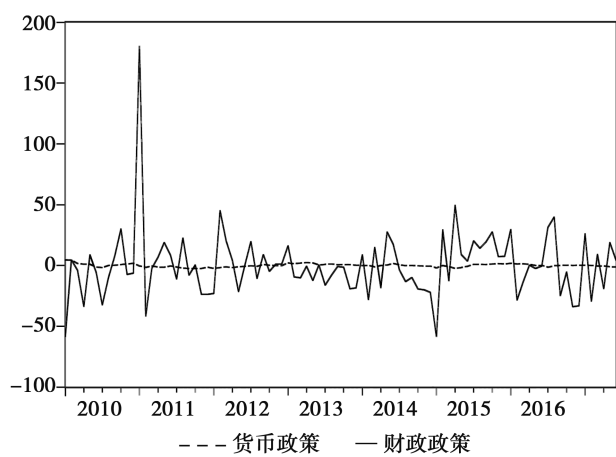


图 2 货币政策和财政政策增长率的波动趋势/%

随后通过式(4)、式(5)估计扩张、收缩性货币政策和财政政策对实际农产品价格调控的概率路径,进一步分析图 3—图 8 的特征,可以得到采用二项选择离散模型,分析货币、财政政策对农产品价格调控效果的重要结论。

通过图 3—图 5 对比扩张性货币、财政政策对三类农产品价格调控有效性的概率,总体来看,同等增长率波动水平下,财政政策的调控有效概率总是高于货币政策,这在一定程度上能够表示扩张性财政政策对农产品价格的调控较扩张性货币政策更为有效。财政政策通过抬高农产品的最低收购价来影响价格变动,其效果无疑十分显著;货币政策的相对影响也并不微弱,在粮食价格调控上与财政政策相差无几,在鲜菜和肉类的调控上仅比财政政策低 10% 左右。具体来说,当政策波动增加 1% 时,宏观经济政策对肉类、粮食价格调控的有效概率较高,可达 90% 以上,但对鲜菜价格调控有效概率只有 70% 左右,值得注意的是,只有当货币政策波动达 10% 时,鲜菜价格调控有效率才能达到 90% ,这表明货币政策对鲜菜的调控能力较差。2015 年,中国全面铺开“三项补贴改革”引起肉类价格在 2016 年初暴涨 20% 、鲜菜同比上涨 18.3% ,只有粮食价格小幅下降 1.2% ,这与实证结论刚好相符,粮食价格的下降受 2015 年持续稳健的货币政策主导。

① 根据上文将财政支出增长率和货币供给增长率通过 HP 滤波处理,留下循环成分,得到图 2。

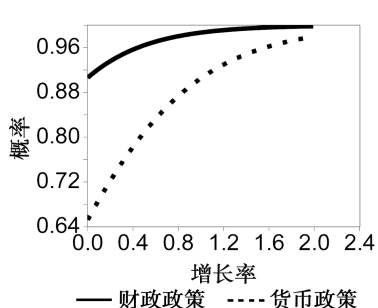
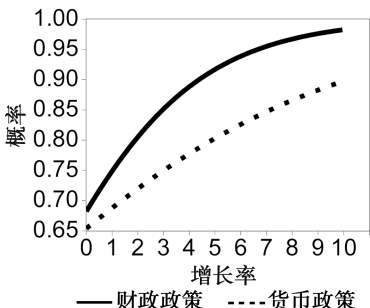
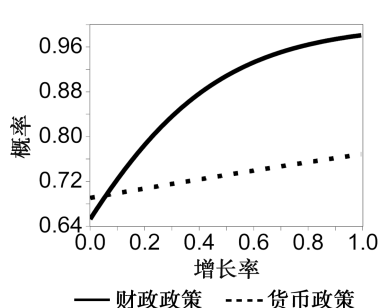


图 3 两种扩张政策对肉类影响

图 4 两种扩张政策对鲜菜影响

图 5 两种扩张政策对粮食影响

这与第二部分结论相符,肉类、粮食价格与通货膨胀率波动水平呈现强正相关特性,而鲜菜价格波动对通胀率的冲击表现出反向特征。总量水平上的货币政策通过上调整体通胀水平引起肉类和粮食价格的上涨,但由于鲜菜受季节、气候等供给因素影响过于强大,货币政策影响较小,需搭配结构性的财政政策进行点对点调控。

紧缩性货币、财政政策对三类农产品价格的调控有效概率差异较大(图 6—图 8),同等增长率水平下,紧缩性财政政策对于肉类、鲜菜、粮食价格的调控有效概率接近百分之百,但紧缩性货币政策的调控有效概率分别在 40%、55% 和 80%。紧缩性货币政策平抑农产品价格波动的成功率同样低于紧缩性财政政策。进一步横向对比肉类、鲜菜、粮食的价格调控成效,可以发现货币、财政政策 10% 的增长率才能将其对鲜菜价格调控有效概率从 30% 分别增至 98% 和 60%,而需要 16% 的增长率才能将其对于粮食价格调控有效概率从 5% 增至 90% 和 78%。相比之下,肉类价格的调控难度较低,2% 的增长率即可让财政政策的调控成功率达到百分之百,但货币政策的调控有效性依然不高,总量货币政策几乎无法达成超过 10% 的调控强度。因此,在农产品价格过热时需要重点依靠财政政策实现有效的市场干预。2013 年末,肉类价格的小幅下降和鲜菜价格的迅速走低便是对 2012 年末震荡下行的财政支农政策作出的反应。

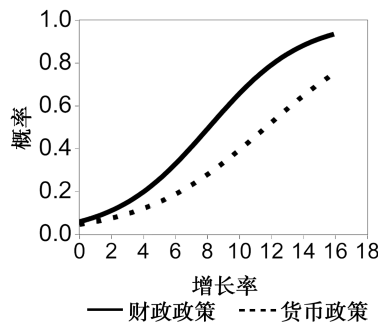
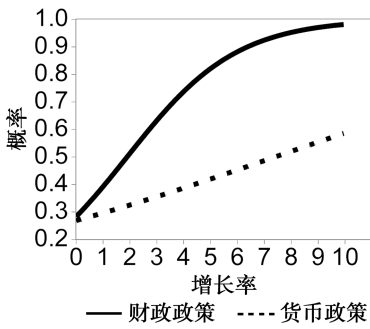
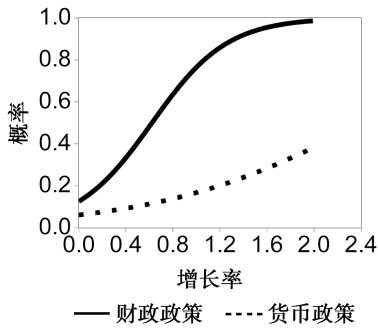


图 6 两种紧缩政策对肉类影响

图 7 两种紧缩政策对鲜菜影响

图 8 两种紧缩政策对粮食影响

综合图 3—图 8 的分析,我们总结出以下三点结论:第一,就宏观经济政策整体来说,财政政策对于三类农产品价格的调控有效性均明显强于货币政策。第二,分别观察货币政策和财政政策,扩张性政策的调控有效概率均明显高于紧缩性政策。第三,以不同农产品价格的异质性切入,扩张性货币、财政政策对于三类农产品价格调控的有效性从高到低依次为肉类、粮食、鲜菜;紧缩性货币、财政政策对于三类农产品价格的调控有效性从高到低为肉类、鲜菜、粮食。

究其原因,首先,财政支农政策和货币政策调控效果的差异体现了总量型宏观政策和结构性调控政策的不同,财政支农政策可以通过税收政策和补贴政策对症下药,对农产品价格进行点对点的反周期调控。而传统以总量调控为特征的货币政策缺乏针对性,其政策方针及走向不随各类农产品价格变动趋势转移,因此其对农产品价格的作用与其说是调控不如说是影响。其次,紧缩性政策调控效果低于扩张性政策的普遍现象是由两方面因素导致,从供给角度来看,农产品存在价格粘性,生产者总是倾向于提高商品价格而非降低,因此在价格下降过程中政策传

导所受阻滞较强;从需求角度思考,农产品需求刚性较强,相对价格下降的推动力较小。最后,三类农产品价格调控效果的差异与其微观特质有关,相比于其他两类,肉类需求弹性较大,总量调控可以通过收入影响其需求;鲜菜的供给波动较大,结构性调控能通过定向补贴来稳定其价格;粮食的货币属性明显,总量调控能推动整体价格水平的提高从而带动其价格上涨。

五、结论及政策启示

本文将财政支农政策视为结构性调控、货币政策增量视为总量调控,从农产品价格视角切入,采用方差分解比较两种宏观经济政策对农产品价格调控的效果,然后运用二项选择离散模型研究在农产品过热和收缩周期内,紧缩性政策和扩张性政策调控效果的非对称性,主要得出以下两方面结论:

首先,关于总量调控与结构性调控的对比,通过 VEC 模型的方差分解得出,对于肉类和鲜菜价格的调控,结构性财政政策的效果优于总量货币政策。这打破了“价格问题就是货币问题”的理论,证实农产品价格波动并非全然是货币问题,供给因素的影响亦十分重要,因此运用结构性财政支农政策针对农产品采取“降成本、补短板”的调控措施能够有效平抑农产品价格波动,这一结论为供给侧改革提供了理论支撑。然而,对于粮食价格的调控,总量货币政策的效果也较为突出,造成这一表象的主要原因在于:粮食具有很强的货币属性,其价格波动受货币流动影响,因此对货币政策变动较为敏感;而肉类和鲜菜的生产存在不确定性,其价格波动受气候、环境等供给因素影响较多,因此通过财政支农政策从供给端扶持生产,对于价格的稳定至关重要。

其次,关于价格紧缩期和扩张期货币、财政政策调控效果的非对称性问题的探讨,我们采用二项选择离散模型,结果发现无论是货币政策还是财政政策,其扩张性效果均高于紧缩性。这表明当农产品价格处于快速上升阶段,抑制价格波动的难度较大;而当农产品价格呈现持续下滑的趋势时,调控其止跌回升的操作较易。因此,对于不同时期农产品价格的调控需运用不同的政策力度,收缩期时要增强扩张性政策力度,过热期时可放松紧缩性政策力度,从而达到平抑农产品价格的政策目的。

2017 年初,猪肉价格跌破猪粮比价 6 : 1 的全国平均盈亏平衡点,肉类和鲜菜价格出现大幅下降,然而粮食价格却呈现小幅上升,这种价格波动的异质性加大了调控的实施难度,总量货币政策势必顾此失彼,需根据不同农产品对货币、财政政策的响应差异,搭配财政支农政策进行调控。具体来说,政府应继续维持稳健的货币政策,在不改变货币政策的长期基调和宏观目标的前提下弱盯住粮食价格变动,同时加大财政支农政策的力度以降低成本,从而稳定肉类和鲜菜的价格,保障农民收益。此外,财政支农政策更有益于价格调控的原因在于:在供给侧改革的全国宏观经济大环境下,结构性政策能够针对农产品价格波动背后的供需问题逐一击破,例如设立鲜菜价格调节基金,在鲜菜价格受自然灾害影响时对菜农进行定向补贴;设定猪肉收购价格,在肉类市场需求转淡时收储冷冻猪肉以避免肉类价格的大幅波动。有鉴于此,合理搭配总量型政策和结构性政策,适时运用总量货币政策和财政支农政策稳定农产品价格波动,能够有效地推动供给侧改革的发展,也为经济结构的转型升级留出必要的时间和空间。

致谢:感谢吉林大学商学院刘达禹讲师对本文提出的有益建议,同时感谢匿名审稿人的建设性意见。

参考文献:

[1] Friedman B M. Optimal Expectations and the Extreme Information Assumptions of ‘ Rational Expectations’ Macro models[J]. Journal of Monetary Economics, 1979, 5 (1) :23-41.

- [2] Frankel J A. Tests of Monetary and Portfolio Balance Models of Exchange Rate Determination [M] // Exchange Rate Theory and Practice. Chicago: University of Chicago Press, 1984: 239-260.
- [3] 张成思. 中国 CPI 通货膨胀率子成分动态传导机制研究[J]. 世界经济, 2009 (11): 3-12.
- [4] 马龙, 刘澜飏. 货币供给冲击是影响我国农产品价格上涨的重要原因吗[J]. 经济学动态, 2010 (9): 15-20.
- [5] 张文朗, 罗得恩. 中国食品价格上涨因素及其对总体通货膨胀的影响[J]. 金融研究, 2010 (9): 1-16.
- [6] Gartner C, Wehinger G D. Core Inflation in Selected European Union Countries [R]. Working Paper No. 33, 1998.
- [7] 苏应蓉. 全球农产品价格波动中金融化因素探析[J]. 农业经济问题, 2011 (6): 89-95.
- [8] 翟雪玲, 徐雪高, 谭智心, 等. 农产品金融化概念、形成机理及对农产品价格的影响[J]. 中国农村经济, 2013 (2): 83-95.
- [9] Trostle R. Global Agricultural Supply and Demand: Factors Contributing to the Recent Increase in Food Commodity Prices [M]. Washington DC: Diane Publishing, 2008.
- [10] 石敏俊, 王妍, 朱杏珍. 能源价格波动与粮食价格波动对城乡经济关系的影响——基于城乡投入产出模型[J]. 中国农村经济, 2009 (5): 4-13.
- [11] 方福平, 李凤博. 稻谷价格波动与农民种稻行为动态关系的实证分析[J]. 中国农村经济, 2010 (12): 46-54.
- [12] 吴军, 田娟. 结构性通货膨胀解析——基于当前中国通货膨胀问题的思考[J]. 金融研究, 2008 (9): 91-100.
- [13] 伍戈, 曹红钢. 中国的结构性通货膨胀研究——基于 CPI 与 PPI 的相对变化[J]. 金融研究, 2014 (6): 1-16.
- [14] Belongia M, King R A. A Monetary Analysis of Food Price Determination [J]. American Journal of Agricultural Economics, 1983, 65 (1): 131-135.
- [15] Chambers R G, Just R E. An Investigation of the Effect of Monetary Factors on Agriculture [J]. Journal of Monetary Economics, 1982, 9 (2): 235-247.
- [16] 陈丹妮. 货币政策、通胀压力与农产品价格[J]. 中国软科学, 2014 (7): 185-192.
- [17] 温涛, 王小华. 货币政策对中国农产品价格波动的冲击效应研究[J]. 当代经济科学, 2014 (6): 20-29.
- [18] 中国人民银行课题组. 我国农产品价格上涨机制研究[J]. 经济学动态, 2011 (3): 4-11.
- [19] 郭世勤. 关于转换农产品价格形成机制的几个问题[J]. 经济研究, 1993 (12): 59-65.
- [20] 侯成琪, 龚六堂. 部门价格粘性的异质性与货币政策的传导[J]. 世界经济, 2014 (7): 23-44.
- [21] Anand R, Prasad E S, Zhang B. What Measure of Inflation should a Developing Country Central Bank Target? [J]. Journal of Monetary Economics, 2015, 74 (205): 102-116.
- [22] Gelos G, Ustyugova Y. Inflation Responses to Commodity Price Shocks—How and Why do Countries Differ? [J]. Journal of International Money & Finance, 2017 (72): 28-47.
- [23] 徐雪高. 新一轮农产品价格波动周期: 特征、机理及影响[J]. 财经研究, 2008 (8): 110-119.
- [24] 周明华. 中国农产品价格波动: 供需因素还是货币因素? [J]. 财经问题研究, 2014 (8): 125-128.
- [25] 李永友, 丛树海. 我国财政政策时滞的测算与分析——兼论我国财政货币政策在宏观调控中的相对重要性[J]. 统计研究, 2006 (10): 59-63.

(责任编辑: 宋雪飞)