

主粮化背景下马铃薯价格波动的金融化因素分析

李京栋¹, 李先德¹, 王士海²

(1. 中国农业科学院 农业经济与发展研究所 北京 100081;

2. 山东农业大学 经济管理学院 山东 泰安 271018)



摘要 选取 2004 年 1 月至 2016 年 12 月间马铃薯价格数据为研究对象, 通过构建 TVP-SV-VAR 模型来研究货币流动性、农产品期货交易额、国际能源价格、汇率变动和国际热钱规模对马铃薯价格的影响, 研究发现, 五种金融化因素都对马铃薯价格造成了不同程度的影响, 马铃薯金融化现象逐渐显现; 短期内货币流动性和国际热钱规模冲击对马铃薯价格形成较大的正影响, 而农产品期货交易额、国际能源价格变动对马铃薯价格产生较大负影响, 汇率变动对马铃薯价格产生较小负影响, 中期、长期里国际热钱规模和汇率变动的影响存在结构性突变; 在马铃薯价格波动的三个周期里, 货币流动性、汇率变动和国际热钱规模对马铃薯价格的影响较稳定, 而农产品期货交易额和国际能源价格对马铃薯价格的影响表现出逐渐加强的趋势。

关键词 马铃薯; 价格波动; 金融化; TVP-SV-VAR 模型

中图分类号: F 323.7 **文献标识码:** A **文章编号:** 1008-3456(2017)04-0013-09

DOI 编码: 10.13300/j.cnki.hnwkxb.2017.04.003

中国是世界人口最多的国家, 粮食安全问题成为政府和社会首要关心的问题。威胁粮食安全的因素包括粮食产能低、生产成本高、价格波动大、收益不稳定、支持保护政策不完善等。其中, 减缓粮食价格波动、维持粮食价格平稳运行, 是稳定粮食生产、保障粮食安全的重要途径。马铃薯是世界第四大粮食作物, 2015 年农业部大力推行马铃薯主粮化改革, 马铃薯主粮化加大了人们对马铃薯的消费和需求, 但从商务部网站得到的马铃薯批发价格月度数据看, 2009 年以来马铃薯价格波动频繁, 最低价出现在 2009 年 7 月, 为 1.38 元/千克, 最高价出现在 2016 年 4 月, 为 3.81 元/千克, 涨幅 176.09%。作为第四种主粮产品, 马铃薯价格波动问题受国家和社会的关注日益加深, 马铃薯价格波动的研究具有较大的现实意义。

探究农产品价格轮番波动的原因时, 常以农产品价格形成机制为基础进行分析。农产品价格是由供求力量、市场性质、流通储运等共同作用决定的, 供求均衡理论是农产品短期价格形成的主要理论, 蛛网理论则是农产品长期价格形成的重要依据^[1], 农产品流通环节繁多、成本高、损耗大等问题增加了农产品价格上涨的压力^[2]。在价格形成机制的基础上, 农产品价格还受生产成本、生产周期、气候灾害、信息传递和突发事件的影响。近年来, 随着金融全球化的加深和农产品期货市场的不断发展, 农产品金融化理论成为分析粮食等大宗农产品价格变动的重要途径。金融化理论起源于 Mckinnon 和 Shaw 建立的金融发展理论^[3-4]。学者们对金融化理论进行了发展和革新, Stockhammer、Krippner 和 Foster 等学者认为金融化使得金融市场成为经济活动的中心, 金融方式成为社会获得利

收稿日期: 2017-02-16

基金项目: 国家自然科学基金项目“供求紧平衡背景下我国主粮价格的形成及系统仿真”(71473253); 国家自然科学基金青年科学基金项目“劳动力老龄化背景下外源性粮食生产技术的内生生化机理研究”(71303141); 中国农业科学院科技创新工程项目(ASTIP-IAED-2016-06); 山东省现代农业产业技术体系薯类产业创新团队项目(SDAIT-10-021-12)。

作者简介: 李京栋(1989-), 男, 博士研究生; 研究方向: 农产品市场与贸易。

通讯作者: 李先德(1964-), 男, 研究员; 研究方向: 农业经济理论与政策, 国际农产品贸易。

润的首要途径^[5-7]。而关于农产品金融化的概念,翟雪玲等学者提出农产品金融化是指金融产品、衍生品价格对农产品价格形成机制造成了冲击,使农产品单一的消费属性兼具了金融属性,导致农产品价格更多受货币流动性、农产品期货、涉农金融衍生品等因素的影响^[8]。然而,农产品金融化存在许多风险和问题,苏应蓉认为农产品金融化推动了农产品价格波动,农产品市场中大量金融资本的流入和金融投机者的加入打破了传统的农产品价格机制,农产品供求关系不能完全反映出价格变动趋势^[9]。随着农产品金融化的风险不断加大,粮食金融化问题成为威胁粮食安全的重要问题,温铁军认为粮食的金融属性突显使粮食价格与产销供求间的关系逐渐脱节,信息不对等挫伤了生产者种粮的积极性,严重威胁了中国的粮食安全^[10];樊琦等认为粮食的金融化推动了社会的通货膨胀,使低收入人群生活水平恶化,加剧了全球粮食价格的波动性,导致全球粮食风险性增大^[11]。

对马铃薯价格波动因素的探究,国内学者们主要从市场供求、生产成本、自然灾害和突发事件等方面进行分析。刘洋等基于 1996 年 1 月至 2010 年 12 月中国马铃薯价格的月度数据,采用移动平均法,将马铃薯价格分解为长期趋势因素、季节因素、循环因素和随机因素,得出农资价格上涨和劳动力成本提高是推动马铃薯价格长期趋势因素增长的主要原因;并受自然灾害的影响,马铃薯价格的波动周期表现出明显的非对称性^[12]。蔡海龙从市场供求、生产成本和产业政策等方面来分析影响马铃薯价格波动的因素,认为供求变化是马铃薯价格波动的基础,生产成本增加是推动马铃薯价格上涨的主要原因,世界粮食危机的爆发及国内关于干旱状况的报道加大了马铃薯价格的波动性^[13]。纵观现有文献,关于马铃薯价格波动的研究相对较少,更缺乏对马铃薯金融化进程的分析和探究。马铃薯作为中国第四种主粮作物,若受到粮食金融化的影响,将导致原有的价格形成机制受到冲击,马铃薯价格变动反映产销供求变化的能力逐渐减弱,不能有效地指导农户和加工商合理安排生产决策。马铃薯金融化表现为马铃薯价格变动更多受货币流动性、农产品期货交易额、汇率变动、国际热钱规模和国际能源价格等因素的影响,进而价格波动频率增快、幅度加大。马铃薯金融化不利于稳定粮食生产、保障粮食安全,对马铃薯金融化的分析具有重要的意义。本文基于粮食金融化理论和马铃薯主粮化背景,构建 TVP-SV-VAR 模型来分析粮食金融化因素对马铃薯价格波动的影响,进而对马铃薯的金融化进行检测。

一、变量选取及模型构建

1. 变量选取及数据说明

从农产品金融化的研究来看,国内学者主要从货币流动性、农产品期货、国际市场等方面选取金融化因素进行分析。翟雪玲等选取货币流动性指标和国际石油价格作为金融化因素,通过构建 VEC 模型来探究农产品金融化对其价格波动的影响,得出货币流动性和国际石油价格对中国农产品价格波动具有显著影响^[8]。王森等在研究农产品金融化问题时,选择货币流动性、短期国际资本流动作为金融化因素,并得出货币流动性和短期国际资本流动对农产品价格波动的影响随滞后期的增加而加大^[14]。张兵等分析农产品金融化现象时,选择货币供应量、投机资本和农产品期货价格来构建 VAR 模型进行分析,得出货币供应量和投机资本对农产品期货价格的影响显著,货币供应量和投机资本的增加推动了农产品金融化的进程^[15]。吕惠明等选择货币供应量、国际大宗农产品期货价格、汇率水平、国际能源价格等因素来探究大宗农产品价格波动的金融化原因,得出汇率的影响最大,国际能源价格、货币供给量和国际农产品期货价格的影响依次减小,金融化因素对农产品价格的冲击相当明显^[16]。借鉴学者们关于农产品金融化因素的选择方法,并结合本文研究的侧重点,最终选取所研究的金融化因素为:货币流动性、农产品期货交易额、汇率变动、国际热钱规模和国际能源价格。

由于月度数据比季度数据和年度数据更能描绘出马铃薯价格的波动情况,同时考虑到马铃薯价格数据的可获得性和产区间的差异性,本文最终选择商务部网站发布的马铃薯批发价格月度数据为研究对象,选取的样本区间为:2004 年 1 月至 2016 年 12 月。从马铃薯价格月度数据看,2004 年 1 月至 2016 年 12 月期间,中国马铃薯价格呈现出波动上升的变化趋势。对马铃薯价格月度数据进行季节调整和 CF 滤波得到马铃薯价格波动循环曲线,如图 1 所示。从图 1 中可以看出,马铃薯价格波动

频繁,特别是2010年以来,马铃薯价格出现了三次较大幅度的波动,波幅均超过0.7,波长均大于12个月,分别为2009年7月至2011年11月的第一次波动(波幅为1.3,波长为29个月)、2012年10月至2014年6月的第二次波动(波幅为0.75,波长为21个月)、2015年10月至2016年9月的第三次波动(波幅为0.84,波长为12个月)。

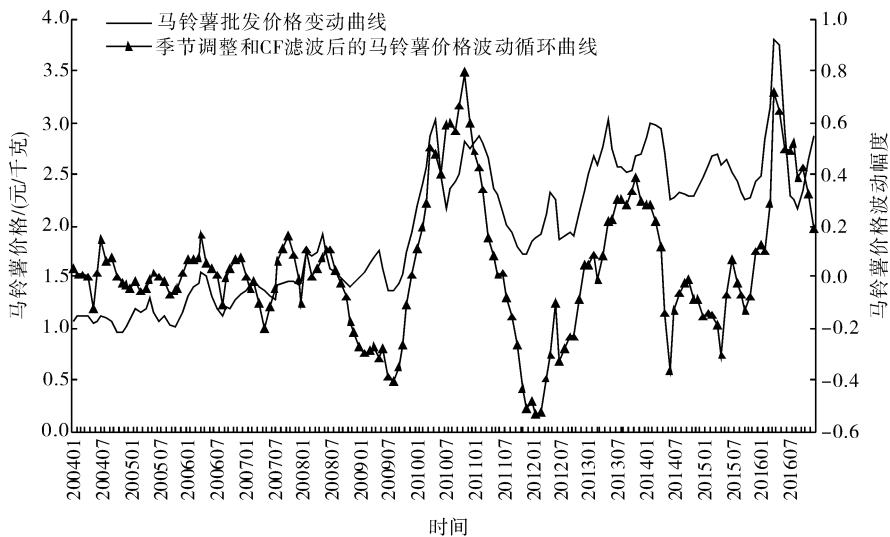


图1 2004年1月至2016年12月马铃薯批发价格变动趋势和波动循环曲线

本文选取 M_1 与 M_2 的比值(即 M_1/M_2)作为衡量货币流动性的指标, M_1/M_2 表示经济的货币总量中实体经济的货币量所占的比例, M_1/M_2 值越大代表经济中货币流动性越大,货币流动性越大对农产品总体价格水平的拉动作用越明显。本文借鉴范丽晖、刘思男、路世昌等学者的研究^[17-19],选取用于测算国际热钱规模的公式为:国际热钱=新增外汇储备-净出口额-FDI净流入。人民币兑美元的名义汇率和计算货币流动性指标的 M_1 、 M_2 数据来源于中国人民银行调查统计司网站;农产品期货交易金额数据来源于郑州商品交易所、大连商品交易所及上海期货交易所网站;测算国际热钱规模的外汇储备量来源于中国人民银行网站,净出口额、FDI净流入数据来源于国家统计局网站;国际能源价格用美国西德克萨斯州中级原油市场(WTI)的平均价格表示,数据来源于美国能源信息署(EIA)网站。同时,本文采用以2004年为底的CPI平减指数对马铃薯价格、农产品期货交易金额、国际热钱规模及国际能源价格进行平减,来消除通货膨胀的影响,并对平减后的马铃薯价格数据进行Census X12季节调整来消除“季节效应”,各变量的描述性统计如表1所示。从表1中可以看出,马铃薯价格的标准差较大,说明在所考察的样本区间内,马铃薯价格波动频繁;从均值、标准差、最大值和最小值来看,农产品期货交易金额的绝对量都远远超过国际热钱规模;货币流动性和汇率变动的标准差相对较小,说明在所考察的样本区间内,货币流动性和汇率值的波动相对较小。

表1 变量描述性统计

变量名称	符号	单位	均值	标准差	最大值	最小值
马铃薯价格	MJG	元/千克	1.959	0.627	3.405	0.927
货币流动性	HBL	%	0.330	0.034	0.379	0.261
农产品期货交易金额	NQH	万亿元	4.437	3.342	17.783	0.251
国际能源价格	GNJ	百元/桶	5.003	1.453	9.234	1.980
汇率变动	BDH	—	0.145	0.015	0.164	0.121
国际热钱规模	GRQ	万亿元	-0.071	0.325	0.531	-1.159

2. 模型构建

一般VAR模型由于常参数的假定,在不稳定系统建模分析时的解释效力较差,而带有随机波动的时变参数向量自回归(TVP-SV-VAR)模型对不稳定系统中各变量之间的关系具有很强的解释力。因此,本文借鉴Nakajima所构建的带随机波动的时变参数向量自回归(TVP-SV-VAR)模型来进行

分析^[20]。首先,通过普通 SVAR 来推导出 TVP-SV-VAR 的表达式,普通 SVAR 的形式为:

$$\mathbf{A}y_t = \mathbf{F}_1 y_{t-1} + \cdots + \mathbf{F}_s y_{t-s} + \mu_t, \quad t = s+1, \dots, n \quad (1)$$

其中 y_t 是 $k \times 1$ 维行向量, $\mathbf{A}, \mathbf{F}_1, \dots, \mathbf{F}_s$ 为 $k \times k$ 维系数矩阵, μ_t 为 $k \times 1$ 维的结构冲击,假定 $\mu_t \sim N(0, \Sigma)$, Σ 为 $k \times k$ 维对角矩阵,并假定参数矩阵 \mathbf{A} 为下三角矩阵。

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \cdots & 0 & \sigma_k \end{bmatrix}, \quad \mathbf{A} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ a_{21} & 1 & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ a_{k1} & \cdots & a_{k,k-1} & 1 \end{bmatrix} \quad (2)$$

若设 $B_i = \mathbf{A}^{-1} \mathbf{F}_i, i = 1, \dots, s$, 则 SVAR 模型可改写为:

$$y_t = B_1 y_{t-1} + \cdots + B_s y_{t-s} + \mathbf{A}^{-1} \Sigma \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, I_k) \quad (3)$$

将全部 B_i 的行向量堆叠改写成 $k^2 s \times 1$ 维的向量 β 。定义 $x_t = I_s \otimes (y_{t-1}, \dots, y_{t-s})$, 其中 \otimes 表示克罗内克乘积, 则 SVAR 模型可简化为:

$$y_t = X_t \beta + \mathbf{A}^{-1} \Sigma \varepsilon_t \quad (4)$$

当假设所有参数均随时间变化时, 可将模型扩展为时变参数的形式:

$$y_t = X_t \beta_t + \mathbf{A}_t^{-1} \Sigma_t \varepsilon_t, \quad t = s+1, \dots, n \quad (5)$$

由此推导出了时变参数向量自回归模型的表达式, 式中 $\beta_t, \mathbf{A}_t^{-1}, \Sigma_t$ 都是时变的。本文借鉴 Nakajima 的处理方法^[20], 将 \mathbf{A}_t 中的元素(非 0 和 1)堆叠成行向量 $\alpha_t = (\alpha_{21}, \dots, \alpha_{k,k-1})$, 令 $h_t = (h_{1t}, \dots, h_{kt})$, 且 $h_{it} = \log \sigma_{it}^2, i = 1, \dots, k; k = s+1, \dots, n$ 。由此假设 TVP-SV-VAR 模型中参数服从以下随机游走过程:

$$\beta_{t+1} = \beta_t + \mu_{\beta t}, \alpha_{t+1} = \alpha_t + \mu_{\alpha t}, h_{t+1} = h_t + \mu_{h t} \quad (6)$$

$$\beta_{s+1} \sim N(\mu_{\beta 0}, \Sigma_{\beta 0}), \alpha_{s+1} \sim N(\mu_{\alpha 0}, \Sigma_{\alpha 0}), h_{s+1} \sim N(\mu_{h 0}, \Sigma_{h 0}) \quad (7)$$

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \mu_{\beta t} \\ \mu_{\alpha t} \\ \mu_{h t} \end{pmatrix} \sim N \left(0, \begin{pmatrix} I & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \Sigma_{\beta} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Sigma_{\alpha} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \Sigma_h \end{pmatrix} \right), t = s+1, \dots, n \quad (8)$$

上述假设表明时变参数之间的冲击扰动是不相关的。本文采用马尔科夫-蒙特卡罗模拟(MCMC)方法对模型的参数进行估计, MCMC 方法主要步骤为:①令 $y = \{y_t\}_{t=1}^n, \omega = (\Sigma_{\beta}, \Sigma_{\alpha}, \Sigma_h), \pi(\omega)$ 为 ω 的先验概率密度, 赋予 β, α, h, ω 初始值;②给定 $\alpha, h, \Sigma_{\beta}, y$ 的值, 对 β 进行抽样;③给定 β 值, 对 Σ_{β} 进行抽样;④给定 $\beta, h, \Sigma_{\alpha}, y$ 的值, 对 α 进行抽样;⑤给定 α , 对 Σ_{α} 进行抽样;⑥给定 $\beta, \alpha, \Sigma_h, y$ 的值, 对 h 进行抽样;⑦给定 h 的值, 对 Σ_h 进行抽样;⑧返回步骤②。

二、实证分析

1. 数据平稳性检验

本文建立了 6 变量 TVP-SV-VAR 模型, 来探究货币流动性、农产品期货交易额、汇率变动、国际热钱规模和国际能源价格等金融化因素对马铃薯价格的影响。考虑到本文建模分析的数据都是时间序列, 应对所有序列进行平稳性检验。表 2 给出了各序列的平稳性检验结果, 马铃薯价格序列在 5% 显著水平上通过了平稳性检验, 农产品期货交易额序列、国际热钱规模序列在 1% 显著水平上通过了平稳性检验, 国际能源价格序列在 10% 显著水平上通过了平稳性检验, 货币流动性序列和汇率变动序列没有通过平稳性检验, 但其一阶差分序列均在 1% 显著水平上通过了平稳性检验。因此, 需对货币流动性序列和汇率变动序列进行协整检验, 协整检验结果如表 3 所示, 从表中可以看出货币流动性序列和汇率变动序列之间存在协整关系, 故本文所得的各时间序列可以用于构建 TVP-SV-VAR 模型。同时, 在检验各序列稳定性的基础上, 综合 SC 和 HQ 最小值准则, 最终选择模型的滞后阶数为 2, 如表 4 所示。

表 2 序列单位根检验

变量	检验类型(C, T, L)	ADF 统计量	1%临界值	5%临界值	结论
MJG	(C, T, 1)	-3.878 6**	-4.018 7	-3.439 3	平稳
HBL	(C, T, 1)	-1.426 7	-3.473 1	-2.880 2	不平稳
Δ HBL	(C, T, 1)	-8.196 5***	-4.019 2	-3.439 5	平稳
NQH	(C, T, 1)	-4.697 9***	-4.018 7	-3.439 3	平稳
GNJ	(C, T, 2)	-3.255 8*	-4.019 2	-3.144 1	平稳
BDH	(C, T, 1)	-1.864 9	-3.473 4	-2.880 3	不平稳
Δ BDH	(C, T, 1)	-7.151 8***	-4.019 2	-3.439 5	平稳
GRQ	(C, T, 1)	-5.317 8***	-4.018 7	-3.439 3	平稳

注: Δ 表示一阶差分;检验类型中 C、T、L 分别表示 ADF 检验中的截距项、趋势项和滞后期数; *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

表 3 协整关系检验

协整关系数量	特征值	迹统计量	5%临界值	P 值
None*	0.129 4	28.369 6	18.397 7	0.001 5
At most 1*	0.048 1	7.450 2	3.841 5	0.006 3

注: * 表示一阶差分在 1%水平上显著。

表 4 模型滞后期数选择结果

滞后期数	logL 值	LR 值	FPE 值	AIC 值	SC 值	HQ 值
0	175.692	—	4.07e-09	-2.293	-2.172	-2.244
1	1 195.327	1 942.817	6.87e-15	-15.596	-14.109	-15.048
2	1 239.017	79.706	6.59e-15	-15.635	-14.735*	-15.239*
3	1 270.997	55.748	6.20e-15*	-15.689*	-13.326	-14.697
4	1 290.051	31.671	8.37e-15	-15.406	-12.368	-14.172
5	1 320.518	48.169	9.19e-15	-15.331	-11.565	-13.801
6	1 336.390	23.808	1.24e-14	-15.059	-10.564	-13.233
7	1 368.060	72.321*	1.37e-14	-15.001	-9.776	-12.878
8	1 422.118	44.937	1.13e-14	-15.245	-9.291	-12.826

注: * 表示对应方法所得的最优滞后期数。

2. 参数设定和模型诊断

本文参考 Nakajima 的做法^[20], 设定 $\mu_{\beta_t} = \mu_{\alpha_t} = \mu_{h_t} = 0, \Sigma_{\beta_0} = \Sigma_{\alpha_0} = \Sigma_{h_0} = I$ 。进一步设定先验假定 $\Sigma_{\beta}, \Sigma_{\alpha}, \Sigma_h$ 为对角矩阵, 且满足 $(\Sigma_{\beta})_i^{-2} \sim Gamma(40, 0.02), (\Sigma_{\alpha})_i^{-2} \sim Gamma(4, 0.02), (\Sigma_h)_i^{-2} \sim Gamma(4, 0.02)$ 。利用 MCMC 方法模拟 10 000 次抽样, 得到 TVP-SV-VAR 模型参数的估计结果, 如表 5 所示。

表 5 MCMC 模拟估计结果

参数	后验均值	后验标准差	95% L	95% U	收敛诊断值	无效影响因子
s_{b1}	0.002 3	0.000 3	0.001 8	0.002 9	0.018	7.91
s_{b2}	0.002 3	0.000 3	0.001 8	0.002 9	0.297	9.98
s_{a1}	0.014 7	0.034 5	0.003 5	0.118 7	0.367	70.34
s_{a2}	0.005 5	0.001 6	0.003 4	0.009 8	0.137	55.05
s_{h1}	0.010 2	0.024 4	0.003 5	0.033 5	0.801	69.69
s_{h2}	0.011 3	0.018 9	0.003 5	0.067 5	0.295	72.15

注: $s_{b1}, s_{b2}, s_{a1}, s_{a2}, s_{h1}, s_{h2}$ 分别表示后验分布前两个对角线元素估计结果, 对角线上剩余元素的结果类似; 95% L 为 95% 置信区间下限, 95% U 为 95% 置信区间上限。

表 5 显示了模型中各参数的后验均值、后验标准差、95% 置信区间的下限、95% 置信区间的上限、Geweke 收敛诊断值及无效影响因子。从表 5 中得出, 各参数的后验均值均处于 95% 的置信区间内,

Geweke 收敛诊断值均小于 5% 的临界值 1.96, 则不能拒绝收敛于后验分布的零假设。参数的最大无效影响因子为 72.15, 表明在 10 000 次抽样中, 最少得到大约 138 个有效样本, 则 MCMC 抽样结果能够满足 TVP-SV-VAR 模型的后验推断。图 2 是模型的参数估计结果, 第一行表示样本的自相关系数, 第二行表示样本路径, 第三行表示样本的后验密度。从图中可以看出, 样本的自相关系数迅速下降, 样本路径基本平稳, 由此得出模型的后续推断是可靠的。

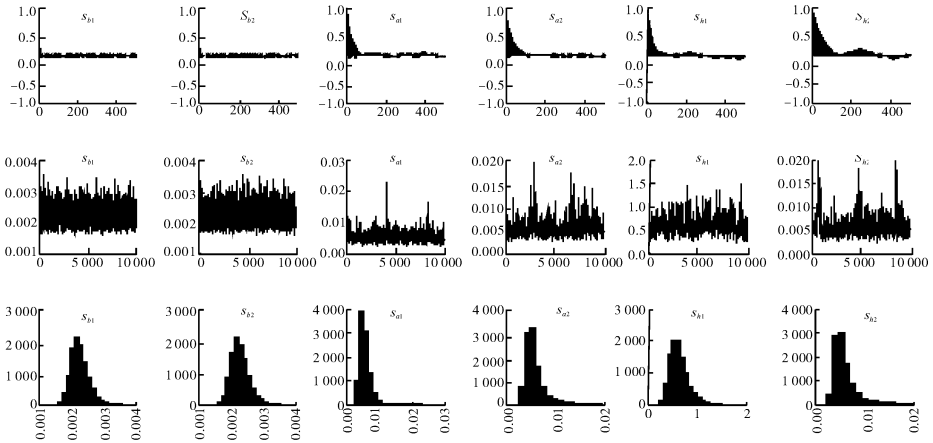


图 2 模型参数估计结果

3. 脉冲响应的时变结果分析

由于 6 变量 TVP-SV-VAR 模型的待估参数非常多, 故本文借鉴大多数文献的研究方式, 直接探究货币流动性、农产品期货交易额、国际能源价格、汇率变动和国际热钱规模随机干扰项的一个标准差冲击对马铃薯价格变动所产生的影响。本文综合考察了在全样本内各金融化因素对马铃薯价格的短期(3 个月)、中期(6 个月)、长期(9 个月)的时变影响, 及不同时点上各金融化因素对马铃薯价格影响的动态变化。通过马铃薯价格变动趋势图可以看出, 2010 年以来我国马铃薯价格经历了三次较大幅度的波动, 本文参考肖皓等学者选择时点的方式^[21], 选取三次波动周期的起始点进行分析: 时点 1 为 2009 年 7 月, 时点 2 为 2012 年 10 月, 时点 3 为 2015 年 10 月。

(1) 全样本脉冲响应结果分析。图 3 为全样本下货币流动性、农产品期货交易额、国际能源价格、汇率变动和国际热钱规模对马铃薯价格冲击的脉冲响应图。其中, 图 3(1) 为货币流动性随机干扰项的一个标准差冲击对马铃薯价格变动所产生的影响。从图中可以看出, 货币流动性对马铃薯价格的影响主要发生在短期(3 个月)里, 而中期(6 个月)和长期(9 个月)的影响很小。在短期内, 货币流动性对马铃薯价格产生较大正影响, 马铃薯价格对货币流动性冲击的响应值保持在 0.01 左右, 且货币流动性的影响在马铃薯价格波动的三个周期内基本保持稳定。这说明货币流动性冲击能对马铃薯价格迅速产生拉动作用, 但这种相对稳定的拉动作用持续的时间较短。

图 3(2) 为马铃薯价格受农产品期货交易额冲击的响应图。农产品期货交易额对马铃薯价格的影响具有显著的时变性, 2007 年以前农产品期货交易额对马铃薯价格的影响接近零, 2007 年以后农产品期货交易额对马铃薯价格的短期影响和中期影响都为负影响, 而长期影响仍接近于零。短期和中期内出现负影响的原因可能是: 推行马铃薯主粮化政策的时间较短, 没有配套的马铃薯期货品种上市交易, 马铃薯投机商以出资囤积马铃薯现货为主要投机方式, 而投机者作为理性经济人在选择决策方案时以回报率最大化为目标; 当农产品期货交易大好时, 促进了投机性资金向期货市场转移, 同时带动了马铃薯投机者资金的转移, 导致原先囤积的马铃薯被急速清仓处理, 市场中马铃薯供给量突增, 从而出现了马铃薯价格的迅速下降。随着时间的推移, 农产品期货交易额对马铃薯价格的短期负影响迅速增大, 也能反映出随着农产品期货交易额的不断扩大, 马铃薯投机者对农产品期货相关信息的反应更加敏捷, 能根据反馈的信息迅速做出投机决策。

图 3(3) 为国际能源价格的一个标准差正向冲击对马铃薯价格变动所产生的影响。国际能源价

格对马铃薯价格的影响在短、中、长期内都为负影响,短期和中期内具有较大负影响。随着考察时间的增加,短期和中期影响的变动趋势大致相似。由于国际能源市场开放程度高,投机者进出市场较容易,所以国际能源价格对马铃薯价格产生负影响的原因也可能是投机性资金的转移。

图3(4)为汇率变动的一个标准差正向冲击对马铃薯价格变动所产生的影响。汇率变动对马铃薯价格的影响存在显著的结构性突变,短期内汇率变动对马铃薯价格产生负影响,而中期和长期里汇率变动对马铃薯价格产生正影响。当人民币兑美元汇率上升时,即人民币升值,不利于中国农产品的出口贸易,从短期来看,汇率上升导致马铃薯出口量下降,国内马铃薯供给增加,受市场供求力量的作用,马铃薯价格出现下降趋势;受短期市场内马铃薯供过于求的影响,中期和长期里农户会减少马铃薯的种植量并将过剩的马铃薯储藏起来,市场中马铃薯供给减少,价格逐渐上升。不论是短期、中期还是长期,汇率变动对马铃薯价格的影响都相对较小,这与刘艺卓研究汇率对农产品批发价格影响时得出的结论相似^[22]。

图3(5)为国际热钱规模的一个标准差正向冲击对马铃薯价格变动所产生的影响。国际热钱规模对马铃薯价格的影响也存在显著的结构性突变,短期内国际热钱规模对马铃薯价格产生较大的正向影响,中期、长期内国际热钱规模对马铃薯价格产生较小的负向影响。对于国际热钱规模影响的结构性突变,本文借鉴王森等学者的分析^[14],认为短期内国际热钱规模对马铃薯价格产生较大正影响的原因是投机机制,而中期和长期里产生负影响的原因是价格传导机制。短期的投机机制迅速提高了马铃薯的价格,增强了农户种植和销售马铃薯的信心,导致中期和长期里马铃薯供过于求,马铃薯价格逐渐下降。

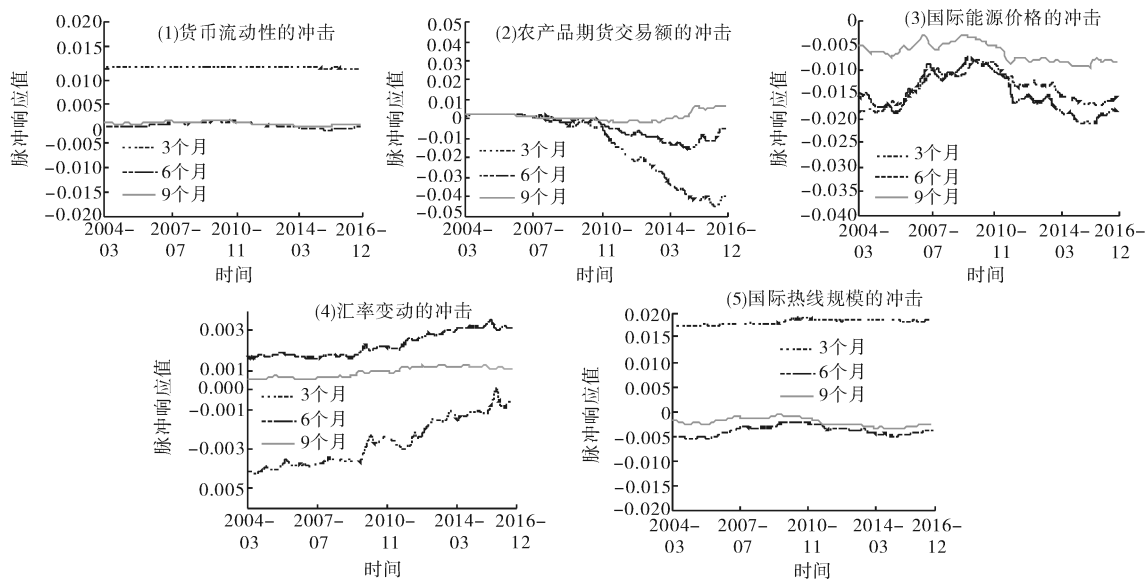


图3 全样本下各金融化因素对马铃薯价格冲击的脉冲响应

(2)波动周期始点的脉冲响应结果分析。在分析了全样本脉冲响应结果的基础上,本文选择2010年以来马铃薯价格三次大幅度波动的始点为冲击时点,来探究不同时点下各金融化因素对马铃薯价格的动态影响。图4(1)为马铃薯价格对货币流动性一个单位正向冲击的响应过程,从图中可以看出,马铃薯价格波动的三个周期内,货币流动性的影响具有基本相同的变动趋势,在冲击的短期内都会产生较大正影响,随着滞后期的增加马铃薯价格的响应值逐渐减小,在10期以后接近于零。说明马铃薯价格对货币流动性变化的反应较敏感,但这种影响持续的时间较短。图4(2)为马铃薯价格对农产品期货交易额正向冲击的响应过程,可以看出,农产品期货交易额的影响在马铃薯价格波动的三个时期内各不相同,农产品期货交易额在马铃薯价格波动时期1中产生的负影响最小,在波动时期2中产生的负影响较大,在波动时期3中产生的负影响最大,说明随着农产品期货市场的快速发展,农产品期货交易对马铃薯价格波动的影响越来越大,且这种负影响是通过改变投机者资金分配来实

现的。图 4(3)为马铃薯价格对国际能源价格正向冲击的响应过程,国际能源价格对马铃薯价格的影响存在时变性,导致三个波动时期内马铃薯价格响应值的变动不尽相同;在马铃薯价格波动时期 1 中,国际能源价格冲击产生的负影响最小,而在波动时期 3 中产生的负影响最大;国际能源价格对马铃薯价格冲击影响的持续时间相对较长(20 期以后响应值接近于零),也说明马铃薯作为第四大主粮,发展其农产品期货品种是十分必要的。图 4(4)为马铃薯价格对汇率变动正向冲击的响应过程,汇率变动冲击所产生的影响在马铃薯价格波动的三个时期内都表现出显著的结构性突变,且三个时期内马铃薯价格响应值的变动趋势大致相同。图 4(5)为马铃薯价格对国际热钱规模正向冲击的响应过程,在考察的马铃薯价格的三次波动时期里,国际热钱规模冲击的影响具有基本相同的变动趋势,在受到冲击的前期迅速产生较大的正向影响,而后正向影响逐渐降低,于第 5 期后产生较小的负向影响,并于 10 期以后降低为零,这种变动趋势也说明,国际热钱规模对马铃薯价格波动的影响机制中,投机机制相比价格传导机制更灵敏,且作用力更大。

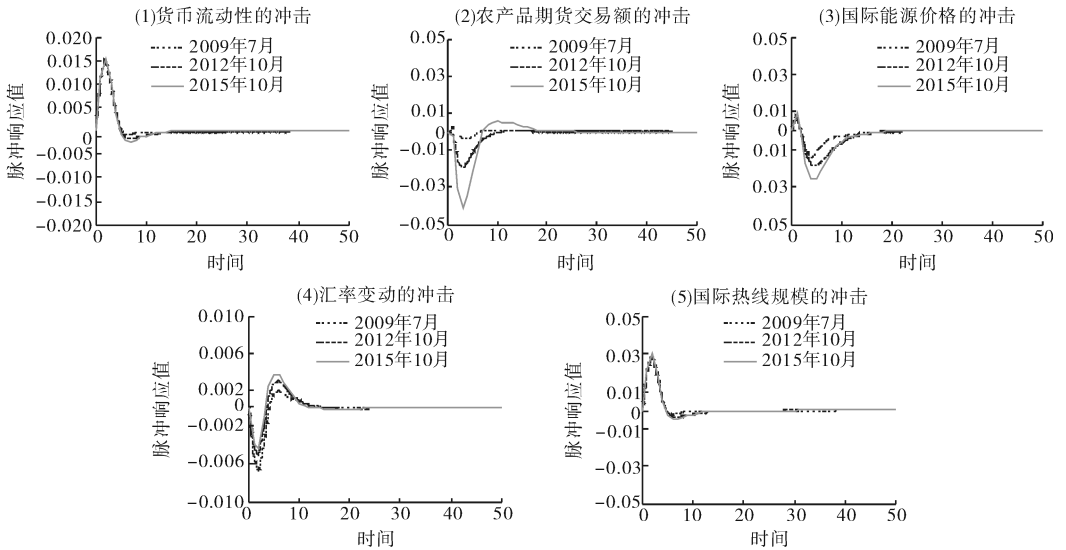


图 4 不同波动周期内各金融化因素对马铃薯价格冲击的脉冲响应

三、结论及建议

本文基于粮食金融化理论和马铃薯主粮化背景,选取 2004 年 1 月至 2016 年 12 月间马铃薯价格月度数据为研究对象,通过构建 TVP-SV-VAR 模型来研究货币流动性、农产品期货交易额、国际能源价格、汇率变动和国际热钱规模对马铃薯价格的影响,从而对马铃薯金融化进行测度。研究发现:第一,货币流动性、农产品期货交易额、国际能源价格、汇率变动和国际热钱规模都对马铃薯价格造成了不同程度的影响,但五种金融化因素对马铃薯价格影响的方向和持续的时间各不相同,马铃薯金融化现象逐渐显现;第二,短期内货币流动性和国际热钱规模对马铃薯价格形成较大的正影响,而农产品期货交易额、国际能源价格对马铃薯价格产生较大的负影响,汇率变动对马铃薯价格产生较小的负影响,中期、长期里农产品期货交易额、国际能源价格对马铃薯价格的影响逐渐减小,汇率变动和国际热钱规模的影响存在结构性突变,而货币流动性的影响接近于零;第三,在马铃薯价格波动的三个周期里,货币流动性、汇率变动和国际热钱规模对马铃薯价格的影响较稳定,而农产品期货交易额和国际能源价格对马铃薯价格的影响表现出逐渐加强的趋势。

为减缓马铃薯价格波动,保持马铃薯价格合理水平,本文提出以下建议:(1)推出马铃薯期货品种。随着马铃薯金融化程度的加深,发展马铃薯期货是抑制马铃薯价格波动的有效办法。发展马铃薯期货可以借助期货市场严格的交易制度来管制投机活动,也可以利用期货市场的基本功能(价格发现和套期保值功能)来提高农户和加工商的福利水平。(2)发展涉农金融组织。发展多种形式的涉农

金融机构和信贷组织,为马铃薯等大宗农产品生产和贸易融资。马铃薯种植大户、加工企业及出口商可以借助涉农金融机构和信贷组织来实现资金融通,增强抵御投机商恶意投机的能力,减少马铃薯的投机行为,从而稳定马铃薯的价格。(3)完善信息平台 and 监测机制。完善市场信息平台建设,并配备相应的动态监测和预警系统。政府应牵头组建全国性的马铃薯信息平台,及时收录并公开马铃薯产销信息,包括马铃薯主要批发市场价格走势、储运成本和订单预测等信息,并在信息平台创设价格监管及恶意投机举报板块,来提高马铃薯价格异常波动的预警能力,防止马铃薯过度投机的出现。(4)健全马铃薯补贴和保险。建立完善的马铃薯补贴政策体系,稳定马铃薯的生产,减缓马铃薯价格波动。在完善“四大补贴”的基础上,开展马铃薯价格保险补贴或种植收入保险补贴试点工作,配套马铃薯价格保险和种植收入保险,切实稳定生产者收入,提高生产者抵抗马铃薯价格波动风险的能力。

参 考 文 献

- [1] 钟甫宁.农业经济学[M].北京:中国农业出版社,2011:113-120.
- [2] 王冲,陈旭.农产品价格上涨的原因与流通改革的思路探讨[J].中国软科学,2012(4):11-17.
- [3] MCKINNON R. Money and capital in economic development[M]. Washington, DC: Brookings Institution, 1973.
- [4] SHAW E. Financial deepening in economic development[M]. New York: Oxford University Press, 1973.
- [5] STOCKHAMMER E. Financialization and the slowdown of accumulation[J]. Cambridge journal of economics, 2004, 28(5): 719-741.
- [6] KRIPPNER G. The financialization of the American economy[J]. Socio-economic review, 2005, 3(2): 173-208.
- [7] FOSTER J. Financialization of capitalism[J]. Monthly review, 2007, 58(11): 8-10.
- [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] 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.
- [10] 温铁军.粮食金融化与粮食安全[J].理论探讨,2014(5):82-87.
- [11] 樊琦,刘满平.国际粮食金融化趋势与我国粮食安全对策[J].宏观经济管理,2012(7):32-34.
- [12] 刘洋,罗其友.世界马铃薯生产及其贸易的发展现状分析[J].世界农业,2011(8):46-51.
- [13] 蔡海龙.我国马铃薯价格波动的原因探析[J].价格理论与实践,2013(9):64-65.
- [14] 王森,蔡维娜.货币流动性对中国农产品价格的影响——基于随机波动的 TVP-VAR 模型的实证分析[J].经济问题,2016(2):36-43.
- [15] 张兵,张蓓佳.农产品金融化对玉米期货价格影响的研究[J].西北农林科技大学学报(社会科学版),2014(1):1-11.
- [16] 吕惠明,蒋晓燕.我国大宗农产品价格波动的金融化因素探析——基于 SVAR 模型的实证研究[J].农业技术经济,2013(2):51-58.
- [17] 范丽晖.我国热钱的规模测算、流入动因及其影响的实证研究[D].上海:复旦大学,2014:23-37.
- [18] 刘思男.热钱流动对我国股票市场影响的实证研究[D].长春:吉林大学,2015:19-25.
- [19] 路世昌,张添娇,杨阳.国际投资流动、储备资产和全球失衡——基于非均衡国际货币体系的视角[J].现代财经,2016(4):25-34.
- [20] NAKAJIMA J. Time-varying parameter VAR model with stochastic volatility: an overview of methodology and empirical applications[J]. Monetary and economic Studies, 2011, 29(11): 107-142.
- [21] 肖皓,郭彩霞,祝树金.国内外大米价格传递效应的动态变化——基于 TVP-VAR-SV 模型的实证考察[J].湖南大学学报(社会科学版),2014(6):83-89.
- [22] 刘艺卓.汇率变动对中国农产品价格的传递效应[J].中国农村经济,2010(1):19-27.

(责任编辑:金会平)