

我国猪肉价格的影响因素是时变的吗?

——基于动态模型平均的分析与预测

熊 涛

(中国人民大学 农业与农村发展学院,北京 100872;
华中农业大学 经济管理学院,湖北 武汉 430070)



摘 要 猪肉价格的超常波动给人民生活与相关产业发展均带来了不利影响。为有效识别猪肉价格影响因素并对猪肉价格进行科学的预测,从猪肉价格影响因素的时变特征入手,提出一套基于动态模型平均理论的猪肉价格影响因素与预测分析框架。检测猪肉供给、猪肉需求、我国经济环境和国际市场等四个方面 11 个价格影响因素,研究并识别猪肉价格影响因素的时变特征,进而构建猪肉价格预测模型,并通过预测误差指标和 Diebold-Mariano 检验比较其与基准模型的预测能力。研究发现:我国猪肉价格影响因素存在显著的时变特征,且因素间差异明显;自 2009 年以来,猪肉价格的决定机制更为复杂,影响因素更为多元;基于动态模型平均的猪肉价格预测模型的预测表现明显优于基准模型。政府部门在制定生猪市场调控政策时,需充分考虑到供给、需求、我国经济环境、国际贸易对猪肉价格的影响,并且可以借助准确的猪肉价格预测信息以增强调控政策的主动性、前瞻性和科学性。

关键词 猪肉价格;影响因素;时变性;动态模型平均;预测

中图分类号:F 224 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2021)03-0063-11

DOI 编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2021.03.008

生猪产业在我国畜牧业乃至整个农业经济中占据重要地位,也是农民收入的重要来源之一。自 20 世纪 80 年代中期国家逐步放开猪肉购销价格管制以来,生猪产业快速发展。然而,2005 年以来,受各种经济风险和自然风险的叠加影响,我国猪肉市场价格波动剧烈,并在一定程度上超出正常波动范畴。其中,2007 年 3 月猪肉价格从 14.39 元/千克迅速上涨至 2008 年 1 月的 26.08 元/千克,涨幅高达 81%,随后价格急剧回落,跌至 2009 年 5 月的 15.46 元/千克,跌幅为 40%;经过近一年的横盘震荡后,猪肉价格又开启了新一轮上涨模式,从 2010 年 5 月的 16.04 元/千克涨至 2011 年 8 月的 30.35 元/千克,涨幅高达 89%;此后,猪肉价格呈现出高位震荡态势,并于 2016 年 5 月达到 31.29 元/千克的历史最高价,而后进入下行通道,于 2018 年 5 月跌至 19.52 元/千克。受非洲猪瘟影响,猪肉价格于 2018 年底开始持续上行,在 2020 年 2 月涨至历史最高价 58.82 元/千克,随后呈现高位窄幅震荡^①。猪肉市场价格的超常波动引起了一系列连锁反应,给国民经济的健康发展带来不利影响,引起了党和国家的高度重视,并成为政策决策的重点之一。生猪产业扶持政策为稳定猪肉价格起到积极作用,猪肉价格波动幅度明显降低。但是,“过山车”式的价格波动现象依然存在。

猪肉产业链主要包括饲料供应、生猪养殖、生猪屠宰、猪肉加工及销售等环节,较长的产业链使得猪肉价格极易受到来自供给与需求的多重因素影响,而宽松的货币政策等经济环境对我国猪肉(生猪)价格也具有显著影响。随着我国生猪规模化养殖程度的提高与国内外经济环境的变化,猪肉市场

收稿日期:2020-12-21

基金项目:国家自然科学基金面上项目“基于动态模型平均的区间型预测技术及在农产品期货市场的应用研究”(71771101);国家自然科学基金青年项目“基于多尺度分析的我国生猪市场价格驱动机制与预测模型研究”(71501079)。

① 猪肉价格数据来自由中国畜牧业协会主办的中国畜牧业信息网(www.caaa.cn)。

内外部因素对我国猪肉价格的影响程度可能发生改变。那么,内外部因素对我国猪肉价格的影响程度是不变的?抑或时变的?如是时变的,各因素的时变程度如何?已有文献对该问题的探讨尚属少见。更进一步,猪肉价格未来运行态势的准确预测能显著提升生猪产业从业者制定相关决策的前瞻性与科学性,那么,在有效地识别出猪肉价格影响因素时变特征的情况下,如何构建猪肉价格预测模型?

为此,本文尝试引入动态模型平均理论,提出一套基于动态模型平均理论的猪肉价格影响因素与预测分析框架,识别出猪肉价格影响因素的时变性特征;并在此基础上,构建能够有效捕捉该时变性特征的猪肉价格预测模型,以期政府制定猪肉价格调控政策提供新的参考与依据。

一、文献综述

自 1985 年生猪产业市场化改革以来,生猪产业的市场机制逐渐完善,国内学者对猪肉(生猪)价格影响因素的研究主要从供给与需求两方面进行了诸多有益且深入的探讨。根据经济学原理,猪肉是一种正常品,其需求收入弹性大于零。但随着经济发展,对于高收入人群,猪肉成为劣等品,收入的增加反而会降低猪肉的需求^[1]。近年来我国城市居民猪肉消费增长缓慢,特别是在高收入阶层中已出现下降的态势,并且居民人均实际收入增长仅带来猪肉实际价格的微弱下降^[1-2],猪肉供给的不稳定才是猪肉价格剧烈波动的主要因素^[3]。根据猪肉供给波动的主要来源,可以从内生性和外生性将影响猪肉供给波动的因素分为两类。其中,内生性因素主要来源于生猪养殖成本和养殖户的积极性等,而外生性因素主要来源于生猪疫病和流通环节等^[4]。从内生性因素来看,一方面,仔猪市场供需矛盾致使仔猪价格不断攀升,进而导致生猪价格上涨,最终促使猪肉价格攀升;占猪饲料总成本 60%~70%的玉米价格上涨也将显著推动生猪和猪肉价格上涨^[5]。另一方面,养猪收入与外出打工或从事其他副业收入的较大差距使得养殖户补栏积极性不高,进而从根本上影响生猪供应^[4]。从外生性因素来看,生猪疫病、猪肉食品安全事件、生猪市场调控政策和流通成本等对生猪供应的影响越发明显^[4,6-7]。

随着我国市场经济体制的不断完善,农产品价格波动不仅受到自身供求关系的影响,也受到宏观经济环境变化的影响^[8]。特别是货币政策对猪肉(生猪)价格的影响受到越来越多的关注。杨军等采用协整理论和因果检验等对广义货币供应量 M2 和猪肉价格的关联性进行分析,表明货币供应量的增加在短期对猪肉价格的影响较小,但在长期将推动猪肉价格上涨^[9]。许彪等认为货币供应量影响生猪价格的波动幅度,货币供应量的增加会对生猪价格产生滞后 1 至 2 年的推升作用^[10]。刘清泉发现货币供应量对猪肉(生猪)价格的影响是非中性的,货币的超经济发行不利于猪肉(生猪)价格与供应^[2]。

近十年来,我国猪肉(生猪)国际贸易规模迅速扩大,2017 年 5 月我国猪肉进口量为 8.97 万吨,较 2010 年 5 月的 1.41 万吨增长 536%^①,使得国内外猪肉(生猪)市场的联系日益紧密,国际市场因素对我国猪肉(生猪)价格波动的影响日趋明显。何伟等认为国际市场猪肉价格与国内市场仔猪、生猪和猪肉价格之间存在着单向的格兰杰因果关系,国际市场猪肉价格波动会导致国内生猪价格的同向波动^[11]。谭莹等发现国际生猪价格对我国猪肉零售市场的冲击和传导溢出效应逐渐显现,密切关注国际生猪价格及汇率波动对中国生猪产业链的冲击具有现实意义^[12]。夏龙等认为我国生猪价格与国际猪肉价格中度相关,并存在正向因果关系^[13]。

对猪肉市场价格的未来运行态势进行科学的预测,有助于提升生猪产业从业者制定相关决策的前瞻性与科学性。为此,国内外学者运用多种统计分析方法对猪肉(生猪)价格进行分析与预测。Hahn 在研究牲畜的价格传递的基础上,对生猪价格进行短期预测^[14]。Li 等构建分位数回归模型对我国猪肉价格进行短期区间预测^[15]。Saengwong 等运用自回归移动平均模型和方差分解方法对生猪价格进行短期预测^[16]。许彪等从趋势因素、周期因素、季节因素、偶发因素和货币因素等构建五因素模型对我国生猪价格进行短期预测^[10]。刘芳等运用神经网络算法从生产指标、市场价格、供给方

① 中国猪肉进口量数据来自联合国贸易数据库 UN Comtrade,其中以 HS0203 作为检索码。

面、需求方面、市场方面和生猪市场价格传导等维度构建我国生猪价格预测预警模型^[17]。

通过对上述猪肉价格影响因素及预测模型研究的梳理,可以发现学者基本赞同猪肉市场供求、我国经济环境和国际市场对我国猪肉价格波动存在一定影响,并在此基础上构建猪肉价格预测模型。但学者们多从猪肉供求因素等单方面孤立地探讨猪肉价格波动,未有学者从猪肉供求、我国经济环境和国际市场等全方位地对猪肉价格影响因素进行深入分析。更为重要的是,已有研究忽视了猪肉价格影响因素的时变特征,势必降低后续猪肉价格预测建模的科学性,削弱猪肉价格波动分析与预测的实际应用价值。随着我国猪肉规模化养殖程度的提高与国内外经济环境的变化,猪肉市场内外部因素对猪肉价格的影响程度可能发生改变。如何准确及时地捕捉猪肉价格影响因素的时变特征,进而以此为基础构建猪肉价格预测模型,对于提升生猪市场政策制定的科学性和准确性至关重要。

2010年,Raftery等开创性地提出动态模型平均(dynamic model averaging,DMA)理论^[18],以解决包含大量解释变量(影响因素)的多变量时间序列分析与预测问题。动态模型平均理论能够根据预测表现动态选择解释变量和系数时变程度,在有效控制模型和系数不确定性的同时,最大限度地综合利用各种内外部信息^[19]。目前,动态模型平均理论已被成功地应用于通货膨胀^[19-22]、外汇市场^[23-24]和商品市场^[25-26]等分析与预测场景。动态模型平均理论有效地了解释变量和回归系统的动态性问题,对于猪肉市场价格这类具有复杂波动特征和影响因素多元化的分析与预测问题,动态模型平均能准确地刻画猪肉价格影响因素的时变特征,进而显著提升猪肉价格预测准确度。

二、基于动态模型平均理论的猪肉价格预测模型

自Raftery等^[18]提出动态模型平均理论以来,该理论已成为复杂经济环境下探究经济变量影响因素的时变特征及预测经济变量未来走势的重要基础性分析框架。本节对基于动态模型平均理论的猪肉价格预测模型进行简要阐述,首先从时变参数回归模型(Time varying parameter,TVP)着手,TVP设定如下:

$$\begin{aligned} y_t &= Z_{t-1} \theta_t + \varepsilon_t \\ \theta_{t+1} &= \theta_t + \eta_t \end{aligned} \quad (1)$$

式(1)中, y_t 为猪肉价格(被解释变量), Z_{t-1} 为 $1 \times m$ 维猪肉价格影响因素向量(解释变量向量), θ_t 为 $m \times 1$ 维回归系数向量, ε_t 服从 $N(0, H_t)$, η_t 服从 $N(0, Q_t)$ 。TVP允许回归系数随时间变化,能有效地捕捉各因素对猪肉价格的时变影响程度,进而提升建模与预测准确度,已被成功地应用于宏观经济预测等诸多领域^[27-28]。然而,在经济预测实践中,经济变量中的结构突变,可能导致某些时点需要大量的影响因素而另一些时点仅需要少量的影响因素,TVP不能解决此类影响因素的动态选择问题,也难以捕捉结构突变对预测建模的影响^[29]。此外,待估参数的增加将导致TVP出现过拟合现象,降低预测的推广性^[29]。

动态模型平均理论能高效地解决以上问题。假设存在 m 个猪肉价格影响因素,则将有 $K=2^m$ 个时变参数模型($k=1,2,\dots,K$):

$$\begin{aligned} y_t &= Z_{t-1}^{(k)} \theta_t^{(k)} + \varepsilon_t^{(k)} \\ \theta_{t+1}^{(k)} &= \theta_t^{(k)} + \eta_t^{(k)} \end{aligned} \quad (2)$$

式(2)中 $\varepsilon_t^{(k)}$ 服从 $N(0, H_t^{(k)})$, $\eta_t^{(k)}$ 服从 $N(0, Q_t^{(k)})$,以上 K 个模型包含的影响因素及其系数均不同。在 $t-1$ 时刻, $\pi_{t|t-1,k}$ 表示模型 k 是进行猪肉价格 y_t 预测的正确模型的概率。并设定 $\pi_{t|t-1}^* = \max\{\pi_{t|t-1,k}\}_{k=1}^K$ 为各时点模型选择概率的最大值, $1(u)$ 为指示函数,即当 μ 为真时 $1(u)=1$,当 μ 为否时 $1(u)=0$ 。那么,动态模型平均的各时点最终猪肉价格预测值由以上 K 个时变参数模型的预测值及模型选择概率的加权平均值所得,即 $\hat{y}_t^{DMA} = \sum_{k=1}^K \pi_{t|t-1,k} \hat{y}_t^{(k)}$;而动态模型选择的各时点最终猪肉价格预测值由各时点选择概率最大的模型的预测值所得,即 $\hat{y}_t^{DMS} =$

$\sum_{k=1}^K \hat{y}_t^{(k)} 1(\pi_{t|t-1}^* = \pi_{t|t-1,k})$ 。要得到以上最终预测值,需解决各时变参数回归模型及其选择概率的估计问题。

针对第一个问题,可利用卡尔曼滤波更新方法,采用递归方法进行预测。设

$$\begin{aligned} \theta_{t-1}^{(k)} | Y^{t-1} &\sim N(\hat{\theta}_{t-1}^{(k)}, \sum_{t-1|t-1}^{(k)}) \\ \theta_t^{(k)} | Y^{t-1} &\sim N(\hat{\theta}_{t-1}^{(k)}, \sum_{t|t-1}^{(k)}) \end{aligned} \quad (3)$$

其中 $\sum_{t|t-1}^{(k)} = \sum_{t-1|t-1}^{(k)} + Q_t^{(k)}$, $Y^{t-1} = \{y_1, \dots, y_{t-1}\}$ 。从 $t=0$ 时刻开始,利用卡尔曼滤波更新式(3),进而根据如下预测分布进行预测。

$$y_t | Y^{t-1} \sim N(x_{t-1} \hat{\theta}_{t-1}^{(k)}, H_t^{(k)} + x_{t-1}^{(k)} \sum_{t|t-1}^{(k)} x_{t-1}^{(k)'}) \quad (4)$$

由式(4)可见,如上预测过程的实现需对 $Q_t^{(k)}$ 和 $H_t^{(k)}$ 进行有效估计。Raftery 等^[18]运用遗忘因子方法估计 $Q_t^{(k)}$,如式(5)所示:

$$\sum_{t|t-1}^{(k)} = \sum_{t-1|t-1}^{(k)} / \lambda \quad (5)$$

或者 $Q_t^{(k)} = (1 - \lambda^{-1}) \sum_{t-1|t-1}^{(k)}$ 其中 λ 为遗忘因子,并满足 $0 < \lambda \leq 1$,其含义为在估计系数 $\theta_t^{(k)}$ 时,过去 j 期的观测值所占的预测信息权重为 λ^j 。 λ 值越大,表明回归系数 $\theta_t^{(k)}$ 时变速度越慢。根据 Koop 等^[20]的建议,本文设定 $\lambda = 0.99$ 。由于本文的研究对象猪肉价格为月度数据, $\lambda = 0.99$ 表示 10 个月之前的数据预测下月观测值的预测表现最多达到上月之前数据预测下月观测值表现的 90%。当 $\lambda = 1$ 时,回归系数不随时间变化,回归模型退化为固定系数模型 $y_t = x_{t-1} \theta + \epsilon_t$ 。接下来,本文运用指数加权移动平均方法对 $H_t^{(k)}$ 进行估计:

$$\hat{H}_t^{(k)} = \frac{1 - \kappa}{1 - \kappa^t} \sum_{j=1}^t \kappa^j (y_{t-j} - Z_{t-j}^{(k)} \hat{\theta}_{t-j}^{(k)})^2 \quad (6)$$

其中 κ 为衰减因子,比如 $\kappa = 0.97$ 表示 10 个月之前预测误差最多达到上月预测误差权重的 74%;根据 RiskMetrics^[30]的建议,本文设定 $\kappa = 0.97$ 。

至此,通过引入遗忘因子 λ 和衰减因子 κ ,有效地解决了各时变参数回归模型的估计问题。接下来探讨模型选择概率的估计问题。设 $\pi_{t|t-1,k}$ 表示在 $t-1$ 时刻,模型 k 是进行 y_t 预测的最优模型的概率。在模型 $k (k = 1, \dots, K)$ 的预测密度和转移概率 $p_k(y_{t-1} | y_{t-2}, y_{t-3}, \dots, y_1)$ 可知情的情况下,如果采用马尔科夫链描述 K 个模型的演化过程,则得到式(7):

$$\pi_{t|t-1,k} = \sum_{i=1}^K \pi_{t-1|t-1,i} p_{ij} \quad (7)$$

其中 $\pi_{t-1|t-1,k} = \frac{\pi_{t-1|t-2,k} p_k(y_{t-1} | y_{t-2}, y_{t-3}, \dots, y_1)}{\sum_{l=1}^K \pi_{t-1|t-2,l} p_l(y_{t-1} | y_{t-2}, y_{t-3}, \dots, y_1)}$ 。但是该方法的计算负担非常重,降低了其实际应用价值。鉴于此,Raftery 等^[18]将式(7)进行如下修正,得到式(8):

$$\pi_{t|t-1,k} = \pi_{t-1|t-1,k}^\alpha / \sum_{l=1}^K \pi_{t-1|t-1,l}^\alpha \quad (8)$$

其中 $\alpha (0 < \alpha \leq 1)$ 为 Raftery 等^[18]引入的另一个遗忘因子,与 λ 具有相似的功能。根据 Koop 等^[20]的建议,本文设定 $\alpha = 0.99$ 。通过式(9),可更方便地理解遗忘因子 α 对模型选择的影响。

$$\pi_{t|t-1,k} \propto \prod_{i=1}^{t-1} [p_k(y_{t-i} | y_{t-i-1}, \dots, y_1)]^\alpha \quad (9)$$

式(9)中, $p_k(y_{t-i} | y_{t-i-1}, \dots, y_1)$ 为模型 k 的预测密度,该值由卡尔曼滤波所得,用于衡量模型的预测表现。在 $t-1$ 时刻,如果模型 k 对 t 时刻的观测值预测效果较好,则对 k 赋予较大的权重。

综上所述,动态模型平均需要对两个遗忘因子 λ 和 α 、一个衰减因子 κ 进行赋值,基于已有研究^[20,30],本文设定 $\lambda = 0.99, \kappa = 0.97, \alpha = 0.99$ 。

三、实证研究

1. 数据来源

我国猪肉月度平均价格作为被解释变量,由于数据可能性的问题,时间跨度为2000年1月至2019年3月,共231个样本,如图1所示。由图1可知,我国猪肉价格自2000年以来经历了四个明显的周期性波动阶段,分别是2003年底至2006年初、2006年底至2009年初、2010年初至2014年初、2014年底至今。特别是,自2009年以来,猪肉价格大周期性波动期间存在多个小周期性波动,且波动日趋复杂与频繁。

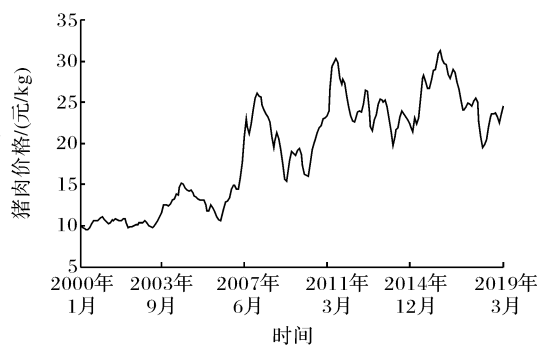


图1 我国猪肉价格走势

借鉴已有猪肉价格分析与预测文献,本文从猪肉供给、猪肉需求、我国经济环境和国际市场等四个方面选取11个经济变量用于我国猪肉价格预测。(1)仔猪、玉米和豆粕作为生猪养殖的主要成本来源,显著影响猪肉价格^[5],因而猪肉供给方面包括仔猪价格、玉米价格和豆粕价格。(2)猪肉作为经济商品,居民收入和替代品(如羊肉、牛肉和鸡肉)价格必将影响猪肉价格^[31],因而猪肉需求方面包括城镇居民人均可支配收入、羊肉价格、牛肉价格和鸡肉价格。(3)随着我国市场经济体制的不断完善,农产品价格波动不仅受到自身供求关系的影响,也受到宏观经济环境变化的影响^[8]。通过对2000年以来主要农产品价格的波动状况和原因进行分析,张照新等^[8]发现通货膨胀(采用居民消费价格指数来衡量)是农产品价格上涨的原因,而不是结果。此外,货币供应量的超发也将推动猪肉等农产品价格上涨^[2,10]。因而我国经济环境因素包括居民消费价格指数(CPI)、广义货币供应量M2和宏观经济景气指数。(4)随着我国农产品国际贸易规模逐步扩大,国内外市场的联系日趋紧密。在成熟的期货市场,通过期货交易形成的农产品期货价格,具有真实性、预期性和权威性特征,能比较真实地反映农产品现货价格未来的变动趋势。考虑到我国目前未上市猪肉期货,美国猪肉期货早于1964年上市,目前已成为全球生猪市场重要的价格指标,因而本文将美国芝加哥商品交易所上市的瘦猪肉期货价格作为国际市场因素。此外,随着我国生猪养殖规模化程度的提高和生物质能源需求的增加,能源价格通过生猪养殖成本等方面影响猪肉价格^[32]。考虑到美国西德克萨斯轻质(West Texas Intermediate, WTI)原油价格是全球原油定价的基准,因而本文将WTI原油价格也作为国际市场因素。除了以上11个经济变量以外,滞后1期至2期的猪肉价格也做选作解释变量,但该滞后2期解释变量的回归系数不随时间变化^①。

猪肉、仔猪、玉米、豆粕、羊肉、牛肉和鸡肉价格均来自中国畜牧业协会主办的中国畜牧业信息网(www.caaa.cn),为全国月度平均价格。城镇居民人均可支配收入、居民消费价格指数(CPI)、广义货币供应量(M2)均来自国家统计局(www.stats.gov.cn),其中CPI和M2为月度数据,城镇居民人均可支配收入为季度数据,本文将各季度收入平均到所在的月份,形成月度城镇居民人均可支配收入。芝加哥商品交易所瘦猪肉期货月度价格来自Wind资讯金融终端。美国西德克萨斯轻质(WTI)原油月度价格来自美国能源信息署(www.eia.gov)。以上所有变量均为月度数据,时间跨度为2000年1月至2019年3月,共231个样本,其中2000年1月至2004年12月作为初始样本区间(共60个样本),为模型预测提供先验信息。从2005年1月开始向前一步滚动预测,即根据初始样本区间估计2005年1月的猪肉价格,然后将2005年1月的猪肉价格真实值加入初始样本,估计2005年2月的猪肉价格,并以此类推,因此,滚动预测区间的样本量为171。由于时变参数模型的估计要求解释变量与被解释变量均满足平稳性,因此本文首先运用ADF检验探究各变量的平稳性,进而对非平稳变量进行相应的平稳性转换。平稳性检验结果见表1。由表1可知,在0.01的显著性水平下,所有12个

① 猪肉价格最大滞后期根据施瓦兹信息准则(Schwarz information criterion)确定。

变量的原始序列均为非平稳序列,而一阶差分序列均为平稳序列。因此,本文对各变量进行一阶差分变换,以保证解释变量与被解释变量均满足平稳性。

表 1 变量的平稳性检验结果

变量类型	变量名称	原始序列 ADF 检验 P 值	一阶差分序列 ADF 检验 P 值
被解释变量	猪肉价格	0.843	0.001***
	仔猪价格	0.822	0.001***
	玉米价格	0.944	0.001***
	豆粕价格	0.762	0.001***
	城镇居民人均可支配收入	0.918	0.001***
解释变量	羊肉价格	0.999	0.001***
	牛肉价格	0.999	0.001***
	鸡肉价格	0.980	
	居民消费价格指数(CPI)	0.732	0.001***
	广义货币供应量(M2)	0.999	0.001***
	CME 瘦猪肉期货价格	0.412	0.001***
	WTI 原油价格	0.497	0.001***

注:***表示在 0.01 的水平上显著。

2. 预测误差评价

为有效评价模型预测表现,本文选取均方根误差(Root mean square error, RMSE)和对称平均绝对百分比误差(Symmetric mean absolute percentage error, SMAPE)作为模型预测的评价指标。RMSE 和 SMAPE 作为主流的预测误差评价指标,已被广泛地应用于时间序列预测^[33]。RMSE 和 SMAPE 越小,表示预测准确度越高。RMSE 和 SMAPE 表达式分别如下:

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2} \quad (10)$$

$$SMAPE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{|y_t - \hat{y}_t|}{(y_t + \hat{y}_t)/2} \times 100 \quad (11)$$

其中, y_t 与 \hat{y}_t 分别为猪肉价格在 t 时刻的真实值与预测值, T 为滚动预测区间的样本量。

除了上述预测误差指标(即 RMSE 和 SMAPE),本文运用 Diebold-Mariano(DM)检验法^[34]进一步探究基于动态模型平均的猪肉价格预测模型与基准模型的预测表现是否存在显著差异。在 DM 检验法中,损失函数设定为均方预测误差,原假设为被检验预测模型 te 的均方预测误差优于参照预测模型 re 的均方预测误差。具体的,DM 统计量定义为

$$S_{DM} = \frac{\bar{g}}{\sqrt{\hat{V}_g/T}} \quad (12)$$

其中, $\bar{g} = (\sum_{t=1}^T g_t)/T$, $g_t = (y_t - \hat{y}_{te,t})^2 - (y_t - \hat{y}_{re,t})^2$, $\hat{V}_g = \gamma_0 + 2 \sum_{i=1}^{\infty} \gamma_i$, ($\gamma_i = \text{cov}(g_{t+i}, g_t)$), γ_0 为 g_t 的方差, $\hat{y}_{te,t}$ 和 $\hat{y}_{re,t}$ 分别表示被检验预测模型 te 和参照预测模型 re 对于猪肉价格 y_t 的预测值, T 为滚动预测区间的样本量。

3. 猪肉价格影响因素的时变特征

如上文所述,本文选择仔猪价格、玉米价格、豆粕价格、城镇居民人均可支配收入、羊肉价格、牛肉价格、鸡肉价格、CPI、M2、瘦猪肉期货价格和 WTI 原油价格等 11 个经济变量(解释变量)用于我国猪肉价格预测。因此,基于动态模型平均理论,本文共需构建 $2^{11} = 2048$ 个预测模型,各预测模型的解释变量及其系数各不相同,能够准确地捕捉各解释变量对猪肉价格影响程度的时变特征。此处着重描述猪肉价格影响因素的时变特征,下节将分析基于动态模型平均的猪肉价格预测模型与基准模型的预测表现。

动态模型平均理论可以根据模型的预测表现在不同的时点选择最优的解释变量,因此,各预测时点的平均解释变量个数存在明显差异。本文设定 $Size_k$ 为模型 k 的解释变量个数, $\pi_{t|t-1,k}$ 为模型 k 是进行 y_t 预测的正确模型的概率,其中 $k=1,2,\dots,K$, $K=2048$ 为预测模型总数。那么,各预测时点的平均解释变量个数定义如下:

$$E(Size_t) = \sum_{k=1}^K \pi_{t|t-1,k} Size_k \quad (13)$$

根据式(13),各预测时点的平均解释变量个数如图2所示。由图2可知,各预测时点的平均解释变量个数存在明显差异,解释变量个数集中在3和5左右,均值为4.2。考虑到本文的解释变量总数为11,动态模型平均倾向于选择较少的解释变量,在保证预测准确度的前提下可简化预测模型,提升预测模型的可解释性。进一步观察图2,可以发现平均解释变量个数呈现出先迅速递增、再下降,然后平稳递增的变动态势。结合猪肉市场和宏观经济环境可知,2005年低爆发的全国性猪蓝耳疾病使得猪肉价格迎来第一个暴涨时期,而2007年席卷全球的金融危机进一步复杂化我国农产品价格的决定机制^[35],使得2006年至2008年期间,我国猪肉价格预测的平均解释变量个数迎来第一个高峰(如图2所示)。此后,随着经济环境趋于稳定,平均解释变量个数呈现略降态势。但2009年以后,平均解释变量个数又呈现出稳步上涨的态势,这说明随着我国市场经济体制的不断完善和国内外猪肉贸易量的不断增加,我国猪肉价格的决定机制日趋复杂,显著的影响因素个数逐步增加,进一步明确了我国猪肉价格影响因素及其影响程度研究的重要性与紧迫性。

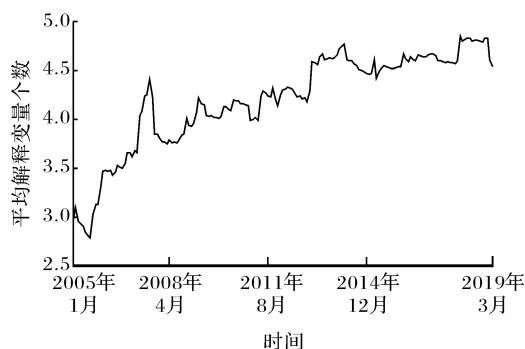


图2 各预测时点的平均解释变量个数

在动态模型平均理论中,动态模型选择的各时点最终预测值由各时点选择概率 $\pi_{t|t-1,k}$ 最大的模型的预测值所得。因此,可得到选择概率最大的预测模型所选用的解释变量个数,以表示各预测时点最优预测模型的解释变量个数,如图3所示。由图3可知,在各预测时点,最优预测模型的解释变量个数集中在1至3,均值为2.1,进一步佐证了动态模型平均理论倾向于使用较少的解释变量进行预测建模。此外,对比图2和图3,可以发现最优预测模型倾向于选择更少的解释变量,解释变量个数的走势也较为一致,均呈现出先迅速递增、再下降,然后平稳递增的变动态势。这说明,近年来我国猪肉价格决定机制更为复杂,影响因素更为多元。

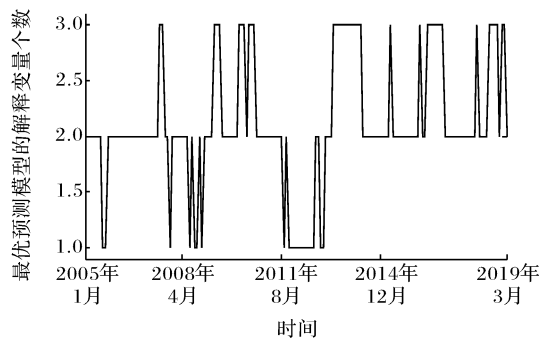


图3 各预测时点最优预测模型的解释变量个数

猪肉供给、猪肉需求、我国经济环境和国际市场的解释变量的选择概率分别如图4~图7所示,总体而言,猪肉需求方面解释变量的选择概率变动最为明显,其他三方面的解释变量的选择概率也呈现出一定的变化态势,但变动模式不尽相同。首先聚焦猪肉供给方面,由图4可知,仔猪价格、玉米价格和豆粕价格的选择概率均呈现出平稳上涨态势,例如豆粕价格的选择概率在2005年1月为0.3左右,经过平稳上涨,在2018年4月达到0.5左右。分析以上三种农产品不难发现,仔猪、玉米和豆粕贡献了生猪养殖的主要成本。

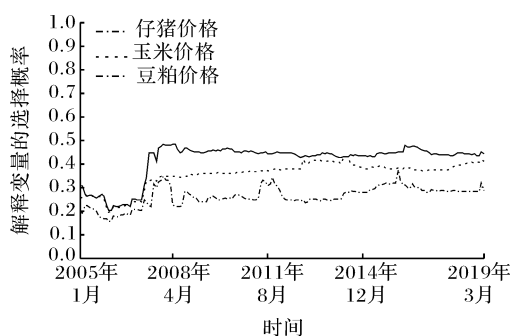


图4 猪肉供给方面解释变量的选择概率

结合图 3 呈现的选择概率变动态势,可以得出,自 2005 年以来,我国生猪养殖环节的仔猪价格、玉米价格和豆粕价格对猪肉价格的影响程度是平稳增加的。

由图 5 可知,猪肉需求方面解释变量的选择概率在各时点的变化较大,特别是羊肉价格和城镇居民人均可支配收入。具体而言,在 2005 年至 2008 年期间,羊肉价格的选择概率均呈现出高位运行的态势,达到 0.8 左右,此后羊肉价格的选择概率急剧下降至 0.2,然后呈现出平稳递增的趋势;而城镇居民人均可支配收入的选择概率呈现稳步攀升的态势,从 2005 年初的 0.2 涨至 2008 年底的 0.9。与羊肉同为猪肉的替代品,牛肉价格和鸡肉价格的选择概率却在 2005 至 2008 年间呈现出完全不同的变化态势,在此期间,牛肉价格选择概率由 2005 年初的 0.4 下降至 2008 年底的 0.2,此后与羊肉和鸡肉价格类似,表现出平稳递增的变化态势。由此可知,在 2008 年至 2014 年间,相对于牛肉和羊肉价格,鸡肉价格对猪肉价格的影响更大,但 2014 年后,三种替代品对猪肉价格的影响程度无显著差别。

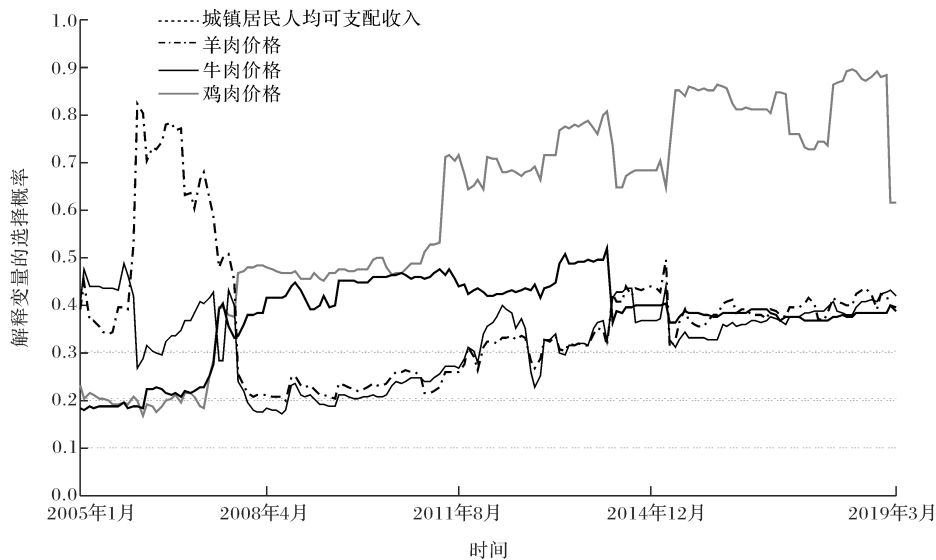


图 5 猪肉需求方面解释变量的选择概率

由图 6 可知,总体而言,我国经济环境方面解释变量的选择概率呈现出稳步递增的态势,但也存在差异性。居民消费价格指数的选择概率由 2005 年初的 0.25,迅速上涨至 2008 年中的 0.6,此后逐渐下跌至 2012 年的 0.4,此后缓慢上涨至 0.6。广义货币供应量的选择概率先后经历了迅速上升、高位剧烈震荡、急剧下降、低位平稳运行阶段。总体而言,除了 2013 年,居民消费价格指数对猪肉价格的影响程度明显高于广义货币供应量。

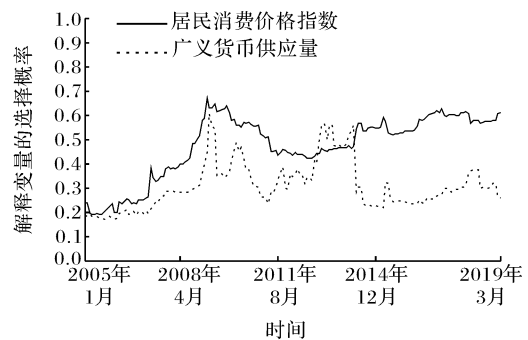


图 6 我国经济环境解释变量的选择概率

由图 7 可知,CME 瘦猪肉期货价格的选择概率呈现出持续的缓慢上涨态势,由 2005 年初的 0.2 上涨至 2019 年初的 0.4。与此不同,在 2005 年初至 2008 年初,WTI 原油价格的选择概率经历了一个急剧上涨、高位运行和急剧下跌的阶段,而后才呈现缓慢上涨态势。对比以上两个解释变量的选择概率值,可以得出,近十年来 CME 瘦猪肉期货价格对我国猪肉价格的影响程度略高于 WTI 原油价格。

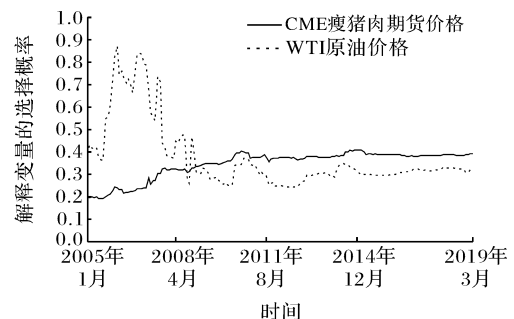


图 7 国际市场解释变量的选择概率

4. 猪肉价格预测

本文构建的基于动态模型平均的猪肉价格预测模

型的参数设定如下: $\lambda = 0.99, \kappa = 0.97, \alpha = 0.99$ 。为评估该模型的预测表现,本文选择如下5个预测模型作为基准模型,具体如下:

(1)动态模型选择: $\lambda = 0.99, \kappa = 0.97, \alpha = 0.99$ 。动态模型选择的各时点最终预测值由各时点选择概率最大的模型的预测值所得。

(2)贝叶斯模型平均: $\lambda = 1, \kappa = 0.97, \alpha = 1$ 。贝叶斯模型平均使用模型后验概率加权平均单一模型,是一种特殊的动态模型平均(当 $\lambda = \alpha = 1$ 时,动态模型平均转变为贝叶斯模型平均)。

(3)时变参数回归模型(TVP)。在各预测时点,TVP的解释变量包括全部13个经济变量和滞后1期至2期的猪肉价格,即不允许解释变量时变,但允许解释变量的系数时变。

(4)阶数为2的自回归预测模型AR(2)。在AR(2)模型中,解释变量仅为滞后1期至2期的猪肉价格,不包括任何其他影响因素。

(5)随机游走模型。基于动态模型平均的猪肉价格预测模型和5个基准模型的预测误差指标值如表2所示。由表2可得到如下结论:1)总体而言,根据模型预测表现由优到劣的排序为:动态模型平均、动态模型选择、贝叶斯模型平均、TVP、AR(2)和随机游走模型。2)不论根据RMSE或SMAPE,动态模型平均的预测表现均优于其他5个基准预测模型;此外,值得注意的是,动态模型平均和动态模型选择的预测表现也明显优于其他4个预测模型。这说明动态模型平均理论能够根据预测表现动态选择解释变量和系数时变程度,在有效控制模型和系数不确定性的同时,最大限度地综合利用各种内外部信息,进而明显提升预测准确度。3)动态模型平均的预测表现优于动态模型选择,但差距十分微小,这与Naser^[36]的研究结论相一致。4)动态模型平均的预测表现优于贝叶斯模型平均,考虑到在贝叶斯模型平均中,各预测时点的解释变量及其系数均是固定的,该结果进一步佐证,动态模型平均理论的解释变量及其系数的时变性考量对于准确把握猪肉市场内外部因素的影响程度和预测猪肉价格至关重要。5)动态模型平均的预测表现优于时变参数模型(TVP),TVP虽然解决了解释变量系数的时变性问题,但在预测建模过程中,在各预测时点均纳入了所有13个解释变量,忽视了解释变量的时变性问题,最终导致预测表现明显劣于动态模型平均。6)动态模型平均的预测表现优于AR(2)和随机游走模型,后两种模型在预测建模过程中均忽视了重要影响因素对猪肉价格走势的解释性,最终导致较差的预测表现。

为进一步探究基于动态模型平均的猪肉价格预测模型与其他模型在预测表现上是否存在显著性差异,本文分别将动态模型平均和动态模型选择作为被检验预测模型,其他模型作为参照预测模型,进行Diebold-Mariano检验,结果如表3所示。由表3可得到如下结论:(1)在0.05的显著性水平下,动态模型平均或动态模型选择的预测表现均显著优于AR(2)和随机游走模型。(2)在0.05的显著性水平下,动态模型平均或动态模型选择的预测表现虽然优于贝叶斯模型平均和TVP,但不存在显著性差异。

四、结论

近年来,随着我国生猪规模化养殖程度的提高与国内外经济环境的变化,我国猪肉价格波动日趋复杂化,

表2 各预测模型的预测误差指标值

预测模型	预测误差指标	
	RMSE	SMAPE
态模型平均 $\lambda = 0.99, \kappa = 0.97, \alpha = 0.99$	0.541	3.387
动态模型选择 $\lambda = 0.99, \kappa = 0.97, \alpha = 0.99$	0.557	3.391
贝叶斯模型平均 $\lambda = 1, \kappa = 0.97, \alpha = 1$	0.664	3.906
时变参数模型(TVP)	0.735	4.217
AR(2)	0.828	4.853
随机游走模型	0.784	4.832

表3 DM检验结果

参照预测模型	被检验预测模型	
	动态模型平均 $\lambda = 0.99, \kappa = 0.97, \alpha = 0.99$	动态模型选择 $\lambda = 0.99, \kappa = 0.97, \alpha = 0.99$
动态模型平均 $\lambda = 0.99, \kappa = 0.97, \alpha = 0.99$	—	0.21
动态模型选择 $\lambda = 0.99, \kappa = 0.97, \alpha = 0.99$	-0.15	—
贝叶斯模型平均 $\lambda = 1, \kappa = 0.97, \alpha = 1$	-0.70	-0.56
时变参数模型(TVP)	-0.78	-0.71
AR(2)	-2.24**	-1.92**
随机游走模型	-1.87**	-1.85**

注:**表示在0.05的显著性水平下显著。

大周期波动中蕴含多个小周期波动,这说明猪肉价格决定机制更为复杂,影响因素更为多元。为此,针对猪肉市场价格这类具有复杂波动特征和影响因素多元化的分析与预测问题,本文尝试引入动态模型平均理论,提出一套基于动态模型平均理论的猪肉价格影响因素与预测分析框架,通过解决解释变量和回归系统的动态性问题,以准确地刻画猪肉价格影响因素的时变特征,进而显著提升猪肉价格预测准确度。

鉴于此,本文从猪肉供给、猪肉需求、我国经济环境和国际市场等四个方面选取 11 个经济变量(影响因素)用于我国猪肉价格分析与预测。主要研究结论如下:

第一,动态模型平均理论能够准确地捕捉到我国猪肉价格影响因素的时变特征,并倾向于选择较少的解释变量参与建模,在保证预测准确度的前提下简化预测模型,进而提升预测模型的可解释性。

第二,根据各时点平均解释变量个数的变动情况,可以得出,自 2009 年以来,我国猪肉价格的决定机制更为复杂,显著的影响因素更为多元化。各因素对猪肉价格影响程度的时变特征也呈现出显著差异:(1)猪肉供给方面,自 2005 年以来,我国生猪养殖环节的仔猪价格、玉米价格和豆粕价格对我国猪肉价格的影响程度平稳增加。(2)猪肉需求方面,2008 年至 2014 年间,相对于牛肉、羊肉价格,鸡肉价格对猪肉价格的影响更大,但自 2014 年后,三者对猪肉价格的影响程度差异不大;城镇居民人均可支配收入对猪肉价格的影响程度呈现持续攀升的态势。(3)我国经济环境方面,CPI 和 M2 对猪肉价格的影响程度总体上呈现出递增的态势。(4)国际市场方面,自 2008 年以来,WTI 原油价格和 CME 瘦猪肉期货价格对我国猪肉价格的影响程度呈现出高度一致的缓慢上涨态势,并且后者对我国猪肉价格的影响程度略高于前者。

第三,根据预测误差指标(即 RMSE 和 SMAPE)和 DM 检验结果,基于动态模型平均理论的猪肉价格预测模型的预测表现优于其他基准预测模型。

以上结论说明,本文提出的基于动态模型平均理论的猪肉价格影响因素与预测分析框架,不仅能够有效刻画猪肉价格影响因素的时变特征,还更为显著地提升了猪肉价格的预测准确度,这为生猪产业从业者和管理部门把握猪肉价格波动规律和制定调控政策提供前瞻性和科学性的指导。本研究的局限性主要体现在两方面:其一,本研究侧重于猪肉价格点预测研究,难以充分反映生猪市场的不确定性,概率密度预测在一定程度上能解决该问题。因此,猪肉价格概率密度预测是本文重要的拓展方向。其二,影响因素的个数与动态模型平均方法的计算耗时紧密相关,本研究仅选择 11 个猪肉价格的影响因素开展分析,未来可考虑引入更多影响因素,通过主成分分析提炼核心影响因素开展猪肉价格预测分析。

参 考 文 献

- [1] 李秉龙,何秋红.中国猪肉价格短期波动及其原因分析[J].农业经济问题,2007(10):18-21.
- [2] 刘清泉.居民收入、猪肉价格与货币供应——基于 2001—2010 年经验数据[J].农业技术经济,2012(1):118-126.
- [3] 蔡勋,陶建平.货币流动性是猪肉价格波动的原因吗——基于有向无环图的实证分析[J].农业技术经济,2017(3):33-41.
- [4] 徐雪高.猪肉价格高位大涨的原因及对宏观经济的影响[J].农业技术经济,2008(3):4-9.
- [5] 程国强,胡冰川,徐雪高.新一轮农产品价格上涨的影响分析[J].管理世界,2008(1):57-62,81,187-188.
- [6] 吕杰,綦颖.生猪市场价格周期性波动的经济学分析[J].农业经济问题,2007(28):89-92.
- [7] 吴登生,李建平,汤铃,等.生猪价格波动特征及影响事件的混合分析模型与实证[J].系统工程理论与实践,2011,31(31):2033-2042.
- [8] 张照新,翟雪玲,宋洪远,等.通货膨胀、农产品价格上涨与市场调控[J].农业技术经济,2011(3):64-66.
- [9] 杨军,黄季焜,李明,等.我国货币供应量对农产品价格影响分析及政策建议[J].农村金融研究,2011(12):58-61.
- [10] 许彪,施亮,刘洋.我国生猪价格预测及实证研究[J].农业经济问题,2014(35):25-32.
- [11] 何伟,刘芳.国内外生猪价格整合研究:基于月度时间序列数据的检验[J].世界农业,2015(8):63-68.
- [12] 谭莹,陈标金.国际主要生猪市场价格波动溢出效应对比研究[J].价格理论与实践,2016(4):88-91.
- [13] 夏龙,崔海艳.中国生猪市场价格的内外相依性分析[J].中国畜牧杂志,2015,51(20):19-23.

- [14] HAHN W. Beef and pork values and price spreads explained[J]. *Livestock dairy & poultry outlook*, 2004.
- [15] LI G, SHI-WWIX U, ZHE-MIN L I, et al. Using quantile regression approach to analyze price movements of agricultural products in China[J]. *Journal of integrative agriculture*, 2012(11): 674-683.
- [16] SAENGWONG S, JATUPORN C, ROAN S W. An analysis of Taiwanese livestock prices; empirical time series approaches[J]. *American journal of surgery*, 2012(11): 4340-4346.
- [17] 刘芳, 王琛, 何忠伟. 我国生猪市场价格预警体系研究[J]. *农业技术经济*, 2013(5): 78-85.
- [18] RAFTERY A, KARNY M, ETTLER P. Online prediction under model uncertainty via dynamic model averaging; application to a cold rolling mill[J]. *Technometrics*, 2010, 52(1): 52-66.
- [19] 郭永济, 丁慧, 范从来. 中国通货膨胀动态模型预测的实证研究[J]. *中国经济问题*, 2015(5): 3-15.
- [20] KOOP G, KOROBILIS D. Forecasting inflation using dynamic model averaging[J]. *International economic review*, 2012(53): 867-886.
- [21] FILIPPO G D. Dynamic model averaging and CPI inflation forecasts; a comparison between the Euro Area and the United States [J]. *Journal of forecasting*, 2015(34): 619-648.
- [22] 崔百胜. 基于动态模型平均的中国通货膨胀实时预测[J]. *数量经济技术经济研究*, 2012, 29(7): 76-91.
- [23] GUPTA R, HAMMOUDEH S, KIN W J, et al. Forecasting China's foreign exchange reserves using dynamic model averaging; the roles of macroeconomic fundamentals, financial stress and economic uncertainty[J]. *North American journal of economics & finance*, 2014(28): 170-189.
- [24] BRUYN R D, GUPTA R, EYDEN R V. Can we beat the random-walk model for the South African rand-U.S. Dollar and South African Rand-UK pound exchange rates? Evidence from dynamic model averaging[J]. *Emerging markets finance & trade*, 2015(51): 502-524.
- [25] BUNCIC D, MORETTO C. Forecasting copper prices with dynamic averaging and selection models[J]. *North American journal of economics and finance*, 2015(33): 1-38.
- [26] BORK L, MOLLER S V. Forecasting house prices in the 50 states using dynamic model averaging and dynamic model selection [J]. *Social science electronic publishing*, 2015(31): 63-78.
- [27] 邓创, 徐曼. 中国的金融周期波动及其宏观经济效应的时变特征研究[J]. *数量经济技术经济研究*, 2014, 31(9): 75-91.
- [28] 刘金全, 刘达禹, 徐宁. 中国通货膨胀成本的非对称性与货币政策动态调控模式研究[J]. *数量经济技术经济研究*, 2015, 32(12): 21-38.
- [29] KOOP G, TOLE L. Forecasting the European carbon market[J]. *Journal of the royal statistical society; series a (statistics in society)*, 2013(176): 723-741.
- [30] LONGERSTAEY J. *RiskMetrics——Technical document*[M]. 4th ed. New York: J.P. Morgan/Reuters, 1996.
- [31] 张立中, 刘倩倩, 辛国昌. 我国生猪价格波动与调控对策研究[J]. *经济问题探索*, 2013(11): 117-122.
- [32] 肖小勇, 章胜勇. 原油价格与农产品价格的溢出效应研究[J]. *农业技术经济*, 2016(1): 90-97.
- [33] THEODOSION M. Forecasting monthly and quarterly time series using STL decomposition[J]. *International journal of forecasting*, 2011(27): 1178-1195.
- [34] DIEBOLD F X, MARIANO R S. Comparing predictive accuracy[J]. *Journal of business & economic statistics*, 1995(20): 134-144.
- [35] 赵萌, 吴迟. 金融危机对中国农产品期货市场的冲击——基于事件研究法的价格敏感性测试[J]. *农业技术经济*, 2010(7): 4-12.
- [36] NASER H. Estimating and forecasting the real prices of crude oil; a data rich model using a dynamic model averaging (DMA) approach[J]. *Energy economics*, 2016(56): 75-87.

(责任编辑:陈万红)