

农产品期货价格发现功能的新证据

——基于固定效应和工具变量法对鸡蛋期货的分析

林海波¹, 杨 柳²

(1. 宁波大红鹰学院财富管理学院, 浙江 宁波 315175; 2. 复旦大学公共管理与公共政策研究
创新基地, 上海 200433)

摘 要: 本文使用固定效应模型以及工具变量法, 考察大商所鸡蛋期货上市前后的鸡蛋大宗成交价(替代期货成交价)和零售价的差异, 实证分析结果表明: 鸡蛋期货上市使得大宗成交价和零售价差异收敛。由于使用季度数据, 消除了鸡蛋期货的短期炒作特征, 在忽略价值链特征的地区差异的情形下, 表明起码在保存期短的农产品品种上, 期货可以部分起到平抑价格的作用, 增加消费者福利。

关键词: 鸡蛋期货; 价格发现; 固定效应; 工具变量

中图分类号: F724.5 **文献标识码:** A **文章编号:** 1004-4892(2017)12-0054-08

一、引言及文献综述

一般认为期货具有规避风险和价格发现功能。规避风险功能被普遍认同, 是否有价格发现功能却有很大的争议。期货的价格发现功能是指在市场有效性假设下, 通过期货市场上公开、公平、公正的期货交易, 形成具有预期性、连续性和可参考性的期货价格信息, 并通过该信息及时告知公众指导其生产、经营或投资的信息指导效能。在这个一般性的定义下, 其量化的指标呈现了一些分歧, 实证也有对通过各种量化方式衡量的期货价格发现功能的证伪。

(一) 期货价格发现功能的实证研究

Bigman 等(1983)^[1]较早地使用最小二乘法来检验期货价格是否是现货到期日价格的无偏估计, Engle 和 Granger(1987)^[2]及 Johansen 等(1990)^[3]的协整理论解决了多时间序列的非平稳问题。但是这两种方法实际都有大样本依赖性(依据分形理论, 总会有区间协整的情况出现, 而长期趋势协整与否不可证伪)。随后, Granger 因果关系检验开始被用以实证, 但是该检验是一种只能证伪不能证实(因果关系)的方法, 在国内存在大量误用。

基于期货现货价格共同影响因子的拆分, 度量两个时间序列对共同因子的贡献, 形成了基于 VECM 的信息份额模型, 包括 Hasbrouck(1995)^[4]的 IS(Information Shares)模型和 Gonzalo 和 Granger(1995)^[5]的 PT(Permanent Transitory)模型, 由于其理论解释力度好于单纯时间序列的比较, 故得到较多应用。

基于上述方法的农产品价格发现的实证文章较多。梁权熙等(2009)^[6]研究了我国白砂糖期货市场的价格发现功能; 毛学峰、贾伟(2016)^[7]利用 Chavas 等(2005)^[8]提出的动态特征定价模型检

收稿日期: 2017-05-09

作者简介: 林海波(1971-), 男, 辽宁大连人, 宁波大红鹰学院财富管理学院副教授; 杨柳(1977-), 女, 江苏南通人, 复旦大学公共管理与公共政策研究创新基地博士后。

验了中国大豆、豆油和豆粕价格是否符合特征价格理论,并使用误差修正模型考察三者长短期价格间的动态联系;庞贞燕、刘磊(2013)^[9]使用离散小波变换对我国农产品期货和现货数据进行去噪、分解与重构,然后采用VECM—BEKK—GARCH模型实证检验了我国农产品期货市场对现货价格波动性的影响。生鲜农产品由于缺乏保存性,所以作为一类特殊的品种来研究。李哲敏等(2010)^[10]使用协整检验和向量误差修正模型(VEC),分析了鸡蛋产业链价格变动情况;Buguk等(2003)^[11]基于1980年到2000年的鲶鱼饲料及其成分以及农场和批发级鲶鱼的月度价格数据分析了美国鲶鱼供应链的价格波动溢出情况;杨悦、陈铸新、廖宜静(2015)^[12]利用相关性分析、协整检验、格兰杰因果检验、向量自回归模型以及在此基础上的脉冲响应函数分析方法对大连商品交易所鸡蛋期货的价格发现功能进行了实证研究。从严格意义上讲,以上所论及的对于价格发现功能的实证研究只是前文介绍的多种检验方法的简单综合,并不能有效揭示期货和期货价格发现功能间的因果关系。

(二)拓展以及理论批判

作为扩展和深入,Zhang(2013)^[13]利用1986到2010年鸡蛋消费和生产数据,分析了鸡蛋价格变动对不同收入人群的福利效应。Joyeux和Milunovich(2010)^[14]把期货价格发现的实证分歧归于是是否考虑了运输和保有成本,而以陈蓉和郑振龙(2007)^[15]为代表的一类意见质疑了期货价格发现功能的理论基础。在消费品领域,具有消费价值的标的资产与其期货之间并不具有完全的可替代性,不适用金融资产和期货间的无套利原则。标的资产消费性越强,期货价格就越远离无套利考量下的价位,也就是说,在理论上无法充分证实或证伪其“价格发现”功能,而实证研究也无法提供明确的结论,因而可以认为运用期货价格对未来现货价格的预测是不可靠的。

(三)供应链和价格发现的结合

农产品的价格发现的目的在于保护生产者和消费者,增加在发展中国家处于经济弱势的第一产业从业者和不甚富裕的消费者的福利。因此价格发现功能被引申到价值链研究方面,形成了金融理论和产业组织理论交叉使用的格局。

Ferto和Szabo(2002)^[16]、郭红东和蒋文华(2004)^[17]、岳奎和赵小丽(2015)^[18]认为生产特征、农户所在地的经济发展程度、户主文化程度、生产的商品化程度等因素会影响农户对专业合作社经济组织的选择。

由于现代销售渠道对价格的信息获得能力更强^{[19][20]},需要讨论生鲜零售市场的发展趋势,观察其在全国发展是否平衡。有两个基本结论:(1)农改超是资本热点。从2014至2017年,农贸市场超市化已经得到大资本的重视^{[21][22][23]},作为政府惠民工程一部分的平价生鲜超市也大量涌现。(2)地域化差距不明显。生鲜零售超市不以东、中、西部的区域经济发展差异作为布局的决定因素^[24],人口数量决定了网点数量^[25],在部分人口密度较低地区有较小规模的生鲜超市配置^[26]。所以在销售的现代化方面,全国基本在一个水平上,不存在生鲜超市布局的明显地域歧视。由此我们可以部分忽略供应链销售端的地区差异,而聚焦于期货因素或销售量因素来讨论批零价差缩小或扩大的原因。

综上,在期货价格发现功能的讨论中,还没有文献使用固定效应模型来说明因(期货)果(价格发现)关系;对于期货价格发现功能的研究结论不一;对于农产品期货价格发现功能有了结合产业链的更广泛的分析。本文拟使用能够说明因果关系的固定效应模型(拟自然实验法),并且考虑产业链因素,来实证检验鸡蛋期货的价格发现功能。

二、研究思路

基于价值链理论,信息在价值链中具有重要作用,忽略陈蓉和郑振龙(2007)等对使用传统时

间序列方法讨论价格发现理论的路径的否定,而保留其指出的在消费品期货市场中供求信息及判断的重要性,本文拟使用基于差分的固定效应模型考察我国鸡蛋期货上市以来鸡蛋期货价格(或大宗平均价格)和零售价格的关系。其基本思路如下:

Wind 数据库鸡蛋大宗价格(季度)在鸡蛋期货上市后,和鸡蛋期货成交价(季度)(日收盘价变频处理)高度相关,所以使用大宗价格(即鸡蛋全国平均批发价)替代期货价格以取得期货上市前后的可比较样本。用全国 15 个省份(120 个城市)2011 年 9 月至 2017 年 3 月鸡蛋零售价格(季度)和同期全国鸡蛋大宗价格的价差平方作为被解释变量,使用差分法考察交割库所在省份零售价和全国大宗价格的差值(批零差价)相对于非交割库所在省份这项差值的差异,如果交割库所在省份批零差价收敛程度高于非交割库所在省份,则说明期货价格起到了引导作用(在供求不变的情况下,由于实际鸡蛋期货交割稀少,不构成对所在省份零售价格的冲击)。为进一步消除内生性,使用工具变量法进行稳健性检验。当然,期货价格对零售价的指导作用可能受到鸡蛋产业链组织形式的影响,通过分析全国超市销售情况,排除其在各地区的差异性,从而独立出期货市场对于批零价格收敛的作用。

双重差分法(difference in difference method)能够捕捉到处理组和参照组的特定行为在一个事件冲击前后的相对差异,这种相对差异很大程度上反映了事件的实际效果。在使用面板数据时,双重差分法可以控制不可观察的固定效应,从而控制一部分内生性问题。其原理简单表达如下:假定设定交割库和未设定交割库的省份为划定的执行组和参照组, β_1 是需要关心的系数。其余的回归变量包括事件变量在内都是要控制的变量,回归方程可以简写为:

$$y_{1t} = \beta_1 effect_{1t} + \beta_2 treat_{1t} + \beta_3 season_{1t} + \sum \alpha X_{1t} + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

$$y_{2t} = \beta_1 effect_{2t} + \beta_2 treat_{2t} + \beta_3 season_{2t} + \sum \alpha X_{2t} + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

(1)式减(2)式则:

$$\Delta y_t = \beta_1 \Delta effect_t + \beta_2 \Delta treat_t + \beta_3 \Delta season_t + \sum \alpha \Delta X_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

其中, y 是被解释变量。 $treat$ 表示执行组的虚拟变量,设定交割库所在省份赋值为 1,未设定交割库的省份赋值为 0。期货交易以后的 $season$ (时间变量)赋值为 1,期货交易以前的 $season$ 赋值为 0。 $effect$ 是期货交割库设立(期货交易开始)的影响,是关注的核心变量,其系数代表期货(交割库)事件效应。 X 是控制变量,下标 $1t$ 和 $2t$ 表示事件冲击前的基期和冲击后的第二期, ε 是随机扰动项。

这样,不同地区价格差异面临的系统性冲击和异质性就被控制,可以得到对的一致估计。这种差分滞后再回归的好处是能够排除其他影响因素的干扰,从而单独提炼出由于 $effect$ 造成的冲击。^①

三、数据及变量

(一)数据来源

鸡蛋期货和现货大宗价格以及各城市零售价格数据、人口数据均来自于 Wind 数据库。

① 这里的双重差分法不符合自然实验方法一个隐含的强假设,即对照组和执行组需要满足平行性原则,但是作为解释事件冲击对被解释变量的影响的一个固定效应模型,不需要满足如此严格的假设条件(许红伟和陈欣(2012)^[27]使用双重差分法考察了融资融券试点对于股票定价有效性的影响,但是其使用的融资融券试点样本和用作对照组的非试点样本不具有匹配性,所以严格来说,这种方法也不属于标准定义下的双重差分法)。

(二) 变量

1. 被解释变量为零售价和大宗(期货)价格的价差平方,表示各地零售价和全国性价格的差异,其中大宗价格由 Wind 通过农业部的全国批发市场数据得出。零售价为各地零售市场价格。由于地域异质性,各地零售价和由全国批发价平均而得的大宗价格之间的差价会有不同,但在样本期内,有理由忽略运输因素,批零差价的部分差异不来自于地理因素。

这里使用了 120 个城市的零售价(季度)时间序列数据,从 2011 年 9 月至 2017 年 3 月,由于期货价格只在期货品种开设后存在,所以寻求替代,鸡蛋大宗价格和期货价格具有协整关系,所以使用大宗价格代替期货价格,以保证前后连续性。

之所以使用季度价格,原因在于:(1)零售价格为季度价格,需要保证各序列频率一致性,所以要对鸡蛋大宗价格做变频处理;(2)鸡蛋期货由于是新生品种,价格在日间和合约期变动过快,并且由于期货参与方只有企业单位可以进入交割月,交割月和其他月份价格差也很大,所以不单独使用交割月数据,而是平均处理了日收盘价作为季度价格,这样更能够反映大客户的理性行为。

2. 解释变量为交割库设立事件。大商所鸡蛋期货开设的时间同时也是交割库设立时间,期间有几个交割库有变动,但是不影响大商所交割库的省份分布。大商所从 2017 年三月以后实行车板交割和交割库交割同时进行,本文研究不包括该时间点后数据样本。

3. 控制变量。根据陈蓉、郑振龙(2007)的论证,产销变化是期货交易双方唯一应该理性关注的价格影响因素,所以使用 120 个城市样本所在省的产销情况作为控制变量。其中销售数据为省份城市居民(常住人口)和农村居民的人数和人均消费量的乘积并求和。上海、广东以及北京不是鸡蛋生产的大省(级经济区),这几个地区以销售量代替生产量。

(三) 描述性统计

表 1 描述性统计

变量	观察值	均值	标准误	最小值	最大值
日期	2783	201394.5	169.440	201109	201703
零售价	2783	5.075	0.232	4.537	5.647
大宗价	2783	3.965	0.577	2.570	5.270
大宗价和零售价的价差平方	2783	0.077	0.077	2.90E-08	0.516
p	2783	0.608	0.488	0	1
t	2783	0.603	0.489	0	1
所在省份产量(万吨)	2783	51.136	34.277	3.452	105.975
所在省份销量占总体比例	2783	0.083	0.056	0.005	0.169
所在省城镇人口	2783	3269.139	1387.347	923.66	7454.348
所在省农村人口	2783	2891.476	1419.558	246.421	5784.075
所在省城镇人均消费量	2783	26.561	5.603	14.8475	48.967
所在省城镇总消费量	2783	89743.13	47299.92	13977.29	212232.2
所在省农村总消费量	2783	5426.307	4219.467	488.529	14506.15
城镇消费量占总体消费量比例	2783	0.155	0.081	0.024	0.361

总体样本使用从 2011 年 4 季度到 2017 年 1 季度共 22 期价格数据,其中交割库设立(期货开始交易)的数据从 2013 年 4 季度到 2017 年 1 季度共 14 期数据,城市 120 个,归属于 21 个省级行政区。消费量单位为公斤,消费和生产比例的分母为样本省份加总值。产量标准差为 34 万吨,说明我国鸡蛋的产区较为集中,省级行政区之间产量差异较大。销量差异取决于人口数量,表中没有报告人均鸡蛋消费差异,但这个差异实际不是很大。

(四)期货价格和大宗价格的相关性

简单趋势如图 1，可以直观地看出其趋势的高度一致性(图 1 中期货收盘价为每日收盘价的季度平均值，大宗批发价格为每周价格的平均值)。

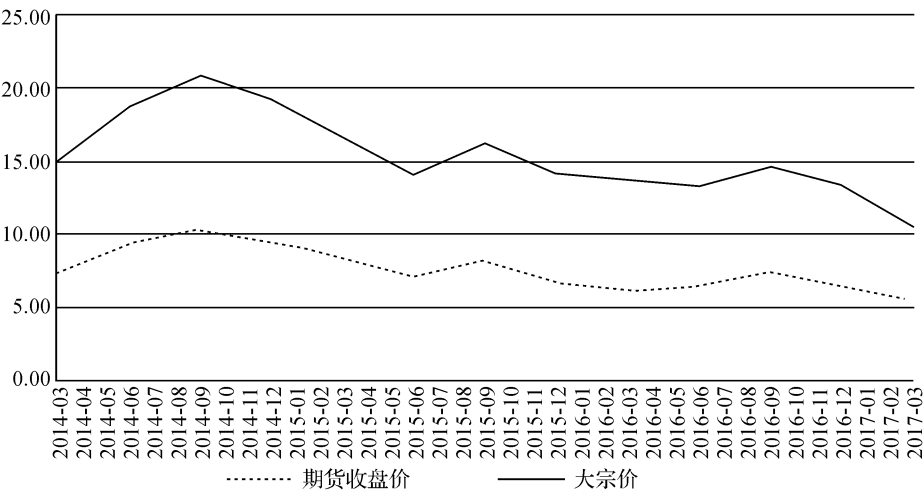


图 1 鸡蛋期货价格和大宗价格走势比较

简单比较以后进行单整和协整检验，单整检验报告如表 2。表 2 说明期货收盘价和大宗鸡蛋价格是单整的。然后进行协整检验，结果见表 3。从迹检验量观察，有一个协整关系，说明两个时间序列协整。由此使得使用大宗价格替代期货收盘价格有了依据。

表 2 单整检验结果

	T 检验量	DF 检验临界值			
		p 值	1%	5%	10%
期货收盘价	-3.535	0.0358	-4.38	-3.6	-3.24
大宗价	-3.32	0.0827	-4.38	-3.6	-3.24
含趋势项	是				
观察值	12				

表 3 协整检验结果

rank	parms	maximum			
		LL	特征值	迹统计量	5% 临界值
0	6	-180.918	.	18.0555	15.41
1	9	-173.027	0.09506	2.2737 *	3.76
趋势项	有				

四、实证结果及分析

(一)两组样本差异检验

本研究不做匹配处理，直接进行平行性检验，结果见表 4。两组间的主要特征变量差异显著，印证了大商所挑选交割库的标准，也说明无法用匹配法来处理数据，而只能使用双重差分法，由于控制了产销特征，所以，双重差分法估计有效。

表 4 平行性检验结果

Variable(s)	Mean Control	Mean Treated	Diff.	t
省产量占总产量比	0.03	0.118	0.089 ***	39.72
省销量占全样本比	0.084	0.171	0.087 ***	26.32
人均消费量	3.025	3.241	0.216 ***	21.29

(二) 简单双重差分法和添加控制变量的双重差分法结果

表 5 双重差分法实证结果

被解释变量:批零差价	简单双重差分系数	添加控制变量的双重差分系数
期货开设前两组差异	0.008*(1.74)	0.006(0.8)
期货开设后两组差异	-0.00*(-1.7)	-0.005(-1)
期货开设引起差异变化	-0.011**(-2.43)	-0.011*(-1.78)
所在省产量占总量比例		0.151*** (3.805)
所在省销量占总量比例		-0.254***(-11.825)

注: 括号内为 t 值, *、** 和 *** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

从简单双重差分比较来看, 交割库的设置对于所在地批零差价方差有 -0.011 的影响, 即使得价差平方均值缩小 0.011, 说明期货开设使得交割库设立省份(生产和销售大省)的零售价和全国平均批发价的差距变小。

从添加控制变量的差分实证结果来看, 和简单双重差分法结果几乎一致。所在省份产量占比对于批零价差有 15% 的正向影响, 所在省份销量占比对被解释变量有 25% 的负面影响, 即产量增加不能有效降低批零差价, 而销售量的增加则有助于批零差价的缩小。

(三) 稳健性检验

由于这里使用的双重差分模型不符合 DID 方法的严格假设^[28], 因而实际上是一个使用交互变量的固定效应模型。固定效应模型虽然比不上自然实验法的准确性, 但是在本文的命题中使用仍然是有效的。为了更加稳健, 使用工具变量二阶段回归作为验证上述固定效应模型的稳健性检验。

本研究的核心目的在于展示期货市场开设对于鸡蛋价格体系的影响, 关于期货市场的影响, 使用了期货交割库的设置作为区分冲击从而分组的事件。大商所选择期货交割库的时候主要考虑产销集中的地区, 所以产销因素是期货交割库设置的主要决定因素。如果一个模型中同时设置产销情况和期货交割库设置来解释批零价格差异, 则期货交割库设置被产销这两个变量所影响, 明显有内生性, 这样就构成了一个典型的工具变量二阶段估计模型。期货交割库设置作为内生变量, 而产销作为工具变量^①, 使用广义矩 GMM 工具变量方法考察期货交易对于批零价格差异的影响。模型 1 使用销量指标作为工具变量, 而模型 2 使用产量指标作为工具变量。结果见表 6。

表 6 工具变量法实证结果

被解释变量	模型1	模型2
批零差价	iv:销量占比	iv:产量占比
设立交割库	-0.03433***(-7.73)	-0.00084(-0.25)
_cons	0.098505*** (28.12)	0.073347*** (27.62)
观测值	2783	2783
Wald chi2(1)	59.69	0.06
一阶段调整 R 方	0.361	
稳健 F 统计量	1132.82	
最小特征值检验量	786.846	

注: 括号内为 t 值, *、** 和 *** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。由于使用了稳健标准误, 所以稳健 F 统计量和最小特征值检验量略有差别。

① 产销可能和遗漏变量有关, 最大的一个因素是当地的价值链末端的形式, 而前文分析中已经表明, 中国各区域的生鲜超市建设没有显著不同的证据, 和终端相关的遗漏变量更可能来自人口密度, 而城市人口密度的差异不显著^[29], 所以我们认为产销作为工具变量有逻辑上的合理性。当然主要城区人口密度会有不同, 从而导致商超的集中度不同, 但由于缺乏数据, 本文无法提取该影响因素。

表6结果说明,销量作为工具变量,不存在弱工具变量问题,设立交割库对于批零差价有0.03的缩小作用,和使用固定效应模型的结果方向一致,说明固定效应差分模型的结果稳健。

五、结 论

本文实证表明,鸡蛋期货对鸡蛋批零差价的缩小有所贡献,销售量越大的市场对期货市场价格显示越敏感,其机理可能在于商超分布密度导致的竞争强化从而对价格波动愈加敏感;产地因素不影响批零价格的差异缩小,说明物流因素似乎不构成中国鸡蛋期货价格发现的阻碍,可能的理由是中国的物流这些年取得长足进展,物流问题不成为期/现货价格传导的瓶颈。

通过文献梳理得出的一个结论是商超比农贸市场更加能够接受价格信号,平抑价格作用明显。从政府层面促进现代商业的发展^{[30][31]},尤其是在民间资本感觉利润不足的地区采取一些鼓励措施,并且保有一个运行良好的期货市场,对于缩小农产品批零差价,增加消费者福利有积极意义。另外,鸡蛋期货亦应更好地设计交割月的交易规则,在保护中小投资者的同时抑制价格的剧烈波动以使得期货价格更加具有市场指导性。由于数据的限制,无法对期货高频数据短期波动引致的鸡蛋消费市场价格变化做出分析,如果使用滞后的动态数据,可能结果更加可靠,但是由于样本量较小,本文没有进行这方面的尝试。

参考文献:

- [1] Bigman D., Goldfarb D., Schechtman E. Futures Market Efficiency and the Time Content of the Information Sets [J]. Journal of Futures Markets, 1983, 3(3): 321-334.
- [2] Engle R. F., Granger C. W. J. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing [J]. Econometrica, 1987, 55(2): 251-276.
- [3] Johansen S., Juselius K. Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-with Applications to the Demand for Money [J]. Oxford Bulletin of Economics and statistics, 1990, 52(2): 169-210.
- [4] Hasbrouck J. One Security, Many Markets: Determining the Contributions to Price Discovery [J]. The Journal of Finance, 1995, 50(4): 1175-1199.
- [5] Gonzalo J., Granger C. Estimation of Common Long-memory Components in Cointegrated Systems [J]. Journal of Business & Economic Statistics, 1995, 13(1): 27-35.
- [6] 梁权熙, 岳冠英, 陈君. 期货市场在我国食糖市场价格形成中的作用——基于白糖期货价格与现货价格关系的实证研究 [J]. 华北金融, 2009, (1): 8-11.
- [7] 毛学峰, 贾伟. 大豆及制成品动态特征价格的实证研究 [J]. 农业技术经济, 2016, (7): 73-80.
- [8] Chavas J. P., Kim K. Cointegration Relationships and Hedonic Pricing of Differentiated Commodities: an Application to Price Dynamics in the US Dairy Sector [J]. Applied Economics, 2005, 37(16): 1813-1827.
- [9] 庞贞燕, 刘磊. 期货市场能够稳定农产品价格波动吗——基于离散小波变换和 GARCH 模型的实证研究 [J]. 金融研究, 2013, (11): 126-139.
- [10] 李哲敏, 许世卫, 董晓霞, 等. 中国禽蛋产业链短期市场价格传导机制 [J]. 中国农业科学, 2010, (23): 4951-4962.
- [11] Buguk C., Hudson D., Hanson T. Price Volatility Spillover in Agricultural Markets: An Examination of US Catfish Markets [J]. Journal of Agricultural and Resource Economics, 2003, 28(1): 86-99.
- [12] 杨悦, 陈铸新, 廖宜静. 我国鸡蛋期货价格发现功能的实证研究 [J]. 山西农业大学学报(社会科学版), 2015, (6): 627-632, 644.
- [13] Zhang Z., Jiang Y., Lu Q. Empirical Research on Effect of Egg Price Fluctuation on the Welfare of Urban Residents With Different Levels of Income [J]. Journal of Northwest A&F University (Social Science Edition), 2013, (2): 10.
- [14] Joyeux R., Milunovich G. Testing Market Efficiency in the EU Carbon Futures Market [J]. Applied Financial Economics, 2010, 20(10): 803-809.
- [15] 陈蓉, 郑振龙. 期货价格能否预测未来的现货价格? [J]. 国际金融研究, 2007, (9): 70-74.
- [16] Ferto I., Szabo G. The Choice of Supply Channels in the Hungarian Fruit and Vegetable Sector—A Case Study [J]. Kozgazdasagi Szemle (Economic Review), 2004, 1(51): 77-89.

- [17] 郭红东, 蒋文华. 影响农户参与专业合作经济组织行为的因素分析——基于对浙江省农户的实证研究 [J]. 中国农村经济, 2004, (5): 10–16.
- [18] 岳奎, 赵小丽. 强与弱: 代际农民的信息能力差异及信息化策略 [J]. 河南师范大学学报(哲学社会科学版), 2015, (1): 58–61.
- [19] Reardon T., Henson S., Berdegue J. ‘Proactive Fast – Tracking’ Diffusion of Supermarkets in Developing Countries: Implications for Market Institutions and Trade [J]. Journal of Economic Geography, 2007, 7(4): 399–431.
- [20] Dawe D. Have Recent Increases in International Cereal Prices been Transmitted to Domestic Economies? The Experience in Seven Large Asian Countries [Z]. FAO – ESA Working Paper, 2008, 8(3): 1–12.
- [21] 季旭, 齐贺, 李飞. 生鲜电商供应链研究 [J]. 商场现代化, 2016, (21): 32–33.
- [22] 刘丽. 社区生鲜农产品连锁店发展情况浅析 [J]. 科技经济导刊, 2016, (24): 61.
- [23] 王茜. “互联网+”促进我国消费升级的效应和机制 [J]. 财经论丛, 2016, (12): 94–102.
- [24] 王程, 王涛, 蒋远胜. 西部地区生鲜农产品物流水平评价和发展模式选择 [J]. 软科学, 2014, (2): 136–144.
- [25] 朱邦耀, 宋玉祥, 李国柱. 中国本土零售连锁超市空间扩张特征与格局研究——以永辉超市为例 [J]. 人文地理, 2016, (4): 80–86.
- [26] 车明霞. 绵阳市社区超市生鲜农产品经营现状与发展趋势 [J]. 特区经济, 2014, (12): 139–140.
- [27] 许红伟, 陈欣. 我国推出融资融券交易促进了标的股票的定价效率吗? ——基于双重差分模型的实证研究 [J]. 管理世界, 2012, (5): 52–61.
- [28] 陈林, 伍海军. 国内双重差分法的研究现状与潜在问题 [J]. 数量经济技术经济研究, 2015, (7): 133–148.
- [29] 黄洁, 钟业喜. 中国城市人口密度及其变化 [J]. 城市问题, 2014, (10): 17–22.
- [30] 肖文金, 张贵华. 经济新常态下农产品终端流通模式选择及其策略 [J]. 财经论丛, 2015, (12): 85–91.
- [31] 赵学彬, 王炳旭. 论粮食安全中的政府行为 [J]. 河南师范大学学报(哲学社会科学版), 2015, (2): 27–30.

New Evidence of Futures Price Discovery in Agricultural Products ——An Analysis Based on the Fixed Effect and Tool Variable on Egg Futures

LIN Haibo¹, YANG Liu²

(1. Wealth Management Institute, Ningbo Dahongying University, Ningbo 315175, China; 2. The State Innovative Institute for Public Management and Public Policy Studies, Fudan University, Shanghai 200433, China)

Abstract: Different from the traditional time series (residual) analysis method, based on moving average and sequence difference or multiple regression analysis and its expansion, this paper uses the fixed effect model and the tool variable method to investigate the difference between the price and the retail price of the egg before and after the listing of the egg futures. The empirical results show that the egg futures market makes the differences between the two prices converge. Due to the use of quarterly data, which eliminates the short-term speculation characteristics of egg futures, if the value chain characteristics of the differences in the case of flowers are not taken into consideration, futures can partially stabilize the prices and add to consumers’ welfare in the short shelf life of agricultural products at least.

Key words: Egg futures; Price discovery; Fixed Effect; Instrumental Variable

(责任编辑: 原 蕴)