

国储政策对棉花期货价格发现功能的影响研究

通过正确引导,能够推动市场价格向均衡价格回归

■ 姚禹

为平衡棉农、贸易商、加工企业的利益,提高棉花种植积极性,稳定国内棉花供应,我国实行棉花储备政策。结合棉市所处不同阶段的行情特征,通过不定期的收储或抛储,来达到稳定棉市的目的。本文选取2009年以来我国所实行的储备政策进行分析,探究在国家储备政策实行期间储备政策对棉花期货价格的影响。

研究背景

棉花不仅是一种农作物,更是关系到国计民生的一种重要战略物资,在国民经济中占有重要地位。棉价过高,下游坯布服装制造端生产压力过大,不利于整个纺织产业链平稳发展;棉价过低,损害棉农利益,打击棉农种植积极性,同样危害棉纺产业。因此,棉价稳定对于我国经济健康发展具有重要意义。

为平衡棉农、贸易商、加工企业的利益,提高棉花种植积极性,稳定国内棉花供应,我国实行棉花储备政策。结合棉市所处不同阶段的行情特征,通过不定期的收储或抛储,来达到稳定棉市的目的。本文选取2009年以来我国所实行的储备政策进行分析,探究在国家储备政策实行期间对棉花价格的影响。

从2009年度至2020年度,我国共进行9次棉花收储工作。2011年9月—2014年3月,在我国棉花价格出现大幅波动、企业开工率下滑、库存不断攀升的背景下,国家为了保护棉农利益、保障供给及稳定市场,实行不限量的临时收储政策,3年间我国累计收储棉花近1500万吨。然而,长时间 unlimited 收储,不仅导致累库现象明显,而且导致国内外棉花价格出现严重背离。2013年,国内棉花收购价为20400元/吨,而国际价格仅为15000元/吨,内外棉价差高达5000元/吨。同年,规模以上的棉纺企业平均开工率约为72%,开工率处于低位;棉纱产品平均库存存在20—30天,纯棉类产品难以摆脱亏损的局面。从2014年开始,我国暂停临时收储政策,颁布实行直补政策。在棉花直补政策下,我国棉花补贴政策由“暗补”正式改为直补棉农,标志着我国棉花政策市场化改革正式拉开帷幕。“高征低扣”为纺企发展创造出宽松环境。2019年与2020年,我国进行两次收储工作,但整体收购量不高,主要目的是为优化中央储备棉结构,提高储备质量。

2009—2021年,我国共进行棉花抛储13次。受临时收储政策的影响,2011年至2012年8月,我国未开展任何抛储工作。2012年9月我国重启抛储工作,自2012年9月3日开始,至9月29日结束,我国计划抛储104.33万吨,实际抛储49.36万吨,成交率47.31%。由于前期大规模的棉花收储,并且消费回暖速度明显慢于预期,库存消化的速度远低于正常年份。因此,我国棉花库存逐步累库,自2013年开始,我国开启去库存化之路,每年开展储备棉轮出工作。2013—2021年,我国总计轮出棉花1755.48万吨,储备库去库存效果明显,轮出政策总体符合市场预期,轮出价格定价机制全力维护棉花市场平稳运行。

实证分析

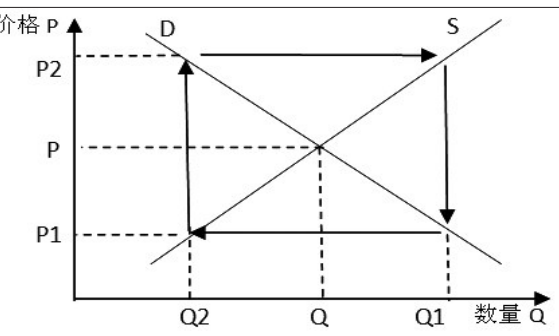


图1为封闭性蛛网模型

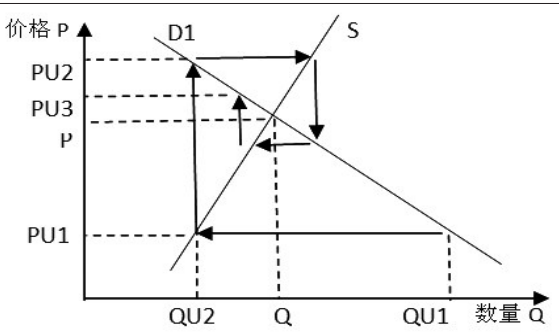


图2为收敛性蛛网模型



本文以蛛网理论(一种引入时间因素考察价格和产量均衡状态变动过程的理论)为分析基础,对国家实行抛储与收储政策期间郑棉价格波动进行分析。传统古典经济学理论认为,若市场上均衡状态被打破,经过一段时间的市场竞争后,价格会重新回归到均衡状态,但蛛网理论却否定这种观点,其假设商品是非耐用商品,市场是完全竞争市场,即生产者只是价格的接受者,生产者改变生产方案对市场毫无影响,市场价格由供给所决定,供给则根据上期价格而定。在这种假设下,蛛网理论认为,当市场均衡状态被打破后,价格不一定能够回归到自身状态。

根据蛛网理论,因供给弹性和需求弹性的不同,我们可以将蛛网模型划分为收敛性、发散性以及封闭性三种。在上述三种模式下,国家储备政策对价格发现功能的影响机理在本质上是相同的。考虑到收敛性蛛网能够更加贴合国家储备政策对棉价的影响路径,并且符合棉花市场价格围绕均衡波动的常态,故本文以收敛性蛛网为对象对二者间关系展开分析。

假定棉花市场因种植面积扩大导致棉花产量大增。在封闭性蛛网模型中,此时棉花供给数量由P上升至Q1,因消费者需求曲线不变,当期棉花市价将从P下降至P1。由蛛网理论假设可知,下一期时生产者将按P1的生产价格提供对应数量为Q2的棉花。此时市场达到均衡。由于供给减少,价格上升为P2。因供给曲线与需求曲线的弹性相同,下一阶段生产者将根据该价格生产出Q1数量的产品,使得市场陷入循环波动。由此我们可以看出,在封闭蛛网市场条件下,仅依靠现货市场的力量难以使得棉花价格回归均衡。

棉花价格变化不仅受制于现货市场交易,而且受期货交易的影响。当短期供给冲击发生时,市场供给量由之前的均衡供给Q上升至QU1,投资者根据现有掌握的信息对商品未来价格的预期会反映在期货价格中,期货交易者会发现,仅依靠现货市场得到的价格P1过低;在期现套利机会的推动下,交易者将在期货市场上给出一个高于P1的报价,如PU1,从而市场发现了一个更接近均衡的市场价格。PU1对应的下期供应量为QU2,此时期货交易者将再次发现位于PU2水平的价格,该价格相较于没有考虑期货市场影响之时的价格P2同样更加接近均衡价格,依此循环往复,直至市场达到均衡价格P。由此可见,市场依靠期货交易者不断发现更合理的价格而向均衡收敛。在均衡回归过程中,期货交易者每一期发现的新价格和供给量构成了新的需求曲线D1,该曲线较之曲线D更富有弹性,使期货与现货市场的蛛网结构由封闭转向收敛。国家储备政策的实施推动需求曲线D向弹性更大的D1转变。

笔者对2009—2021年国家收储数量(qs)、收储期间主力合约对应的期价(ps)、抛储数量(qp)、抛储期间主力合约对应的期价(pp)四组数据对数化处理后,进行ADF单位根检验,发现四组数据都是一阶单整变量,即是平稳序列,不会在回归分析中出现伪回归问题。

变量	ADF值	1%临界值	5%临界值	10%临界值	结论
Dln(pp)	-31.58250	-3.435567	-2.863732	-2.567987	平稳
Dln(ps)	-22.18964	-3.444467	-2.867658	-2.570092	平稳
Dln(qp)	-25.07024	-3.435576	-2.863736	-2.567989	平稳
Dln(qs)	-9.769076	-3.444594	-2.867715	-2.570122	平稳

表1为ADF检验结果

由于一阶差分后的四组序列Dln(pp)、Dln(ps)、Dln(qp)、Dln(qs)均为一阶单整变量,满足进行协整检验的要求,为分析数据之间有效性,我们将抛储数据Dln(pp)和Dln(qp)分为一组,收储数据Dln(ps)与Dln(qs)分为一组,通过Jonhansen协整检验分析分别对这两组数据进行分析,确定其是否存在长期协整关系。由于滞后阶数的选择对检验结果会产生较大影响,所以在进行协整检验前需要确定模型的滞后阶数,本文分别对两组数据进行滞后检验,得到结果如表2和表3所示。

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	2794.971	NA	3.22e-05	-4.666619	-4.658118	-4.663416
1	2849.513	108.8094	2.96e-05	-4.751066	-4.725564*	-4.741458
2	2851.802	4.559145	2.97e-05	-4.748207	-4.705704	-4.732195
3	2867.451	31.11536	2.91e-05*	-4.767671*	-4.708167	-4.745254*
4	2870.049	5.156737	2.92e-05	-4.765328	-4.688824	-4.736506
5	2873.239	6.321326	2.92e-05	-4.763975	-4.670469	-4.728748
6	2876.086	5.632455	2.93e-05	-4.762049	-4.651542	-4.720417
7	2877.887	3.555965	2.94e-05	-4.758374	-4.630866	-4.710337
8	2885.343	14.70053*	2.92e-05	-4.764149	-4.619639	-4.709706

表2为Dln(pp)和Dln(qp)Jonhansen滞后阶数确定根据AIC最小原则,我们能够确定Dln(pp)和Dln

(qp)的最优滞后阶数为3阶,而Dln(ps)和Dln(qs)的最优滞后阶数为5阶,接下来我们分别按照不同的最优滞后阶数对两组数据进行Jonhansen协整检验,结果如表4和表5所示。

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	535.6608	NA	0.000318	-2.377108	-2.358814	-2.369897
1	552.2864	33.02910	0.000301	-2.433347	-2.378465*	-2.411714
2	562.5386	20.27605	0.000293	-2.461196	-2.369726	-2.425141
3	569.7193	14.13760	0.000288	-2.475365	-2.347306	-2.424887
4	580.6022	21.32954	0.000280	-2.506023	-2.341377	-2.441124
5	600.2027	38.24054	0.000261*	-2.575513*	-2.374278	-2.496192*
6	602.3472	4.164870	0.000263	-2.567248	-2.329425	-2.473505
7	608.1518	11.22138*	0.000261	-2.575287	-2.300875	-2.467121
8	609.9877	3.532637	0.000264	-2.565647	-2.254647	-2.443059

表3为Dln(ps)和Dln(qs)Jonhansen滞后阶数确定

Hypothesized	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.
None	0.219540	500.9344	15.49471	0.0000
At most 1	0.155975	203.4881	3.841466	0.0000

表4为Dln(pp)和Dln(qp)Jonhansen协整检验结果

Hypothesized	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.
None	0.177374	157.0163	15.49471	0.0000
At most 1	0.141121	68.76145	3.841466	0.0000

表5为Dln(ps)和Dln(qs)Jonhansen协整检验结果

根据表4与表5的Jonhansen协整检验结果可知,在5%的置信水平下,Dln(pp)和Dln(qp)、Dln(qp)和Dln(qs)两组数据都存在长期协整关系。因此,我们可以进一步对这两组数据进行脉冲响应分析和方差分解。

首先对Dln(pp)和Dln(qp)、Dln(qp)和Dln(qs)两组数据构建VAR模型,分别得到如下四式:

$$\begin{aligned} Dln(pp) &= 0.085 \times DLNPP(-1) - 0.033 \times DLNPP(-2) + 0.055 \times DLNPP(-3) + 0.0032 \times DLNQP(-1) + 0.00167 \times DLNQP(-2) - 0.00083 \times DLNQP(-3) + 0.00033 \quad (1) \\ Dln(qp) &= 2.022 \times DLNPP(-1) + 0.506 \times DLNPP(-2) + 1.093 \times DLNPP(-3) - 0.273 \times DLNQP(-1) - 0.0736 \times DLNQP(-2) - 0.154 \times DLNQP(-3) - 0.0008 \quad (2) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} Dln(ps) &= -0.048 \times DLNPS(-1) - 0.001 \times DLNPS(-2) + 0.012 \times DLNPS(-3) + 0.07 \times DLNPS(-4) + 0.0386 \times DLNPS(-5) - 0.00012 \times DLNQS(-1) + 0.0005 DLNQS(-2) + 0.00034 \times DLNQS(-3) + 0.000168 \times DLNQS(-4) - 0.000455 \times DLNQS(-5) - 0.000166 \quad (3) \\ Dln(qs) &= -1.436 \times DLNPS(-1) - 0.147 \times DLNPS(-2) - 0.628 \times DLNPS(-3) + 0.534 \times DLNPS(-4) + 1.356 \times DLNPS(-5) - 0.331 \times DLNQS(-1) - 0.251 \times DLNQS(-2) - 0.157 \times DLNQS(-3) - 0.094 \times DLNQS(-4) + 0.283 \times DLNQS(-5) - 0.00545 \quad (4) \end{aligned}$$

为保证模型是有效的,对已建立VAR模型中的Dln(pp)和Dln(qp)、Dln(qp)与Dln(qs)两组数据单位根进行稳定性检验。如果两组时间序列根模的倒数均小于1,即对应点均落在单位圆内,则说明该模型具有稳定性。结果如图3和图4所示,两组数据根模的倒数均落于圆内,该模型具有稳定性,可以对模型进行进一步脉冲响应函数和方差分解。

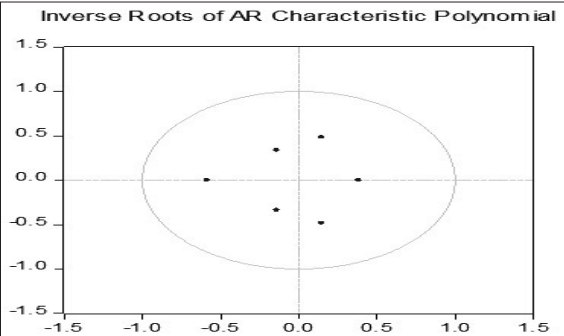


图3为Dln(pp)和Dln(qp)AR单位根

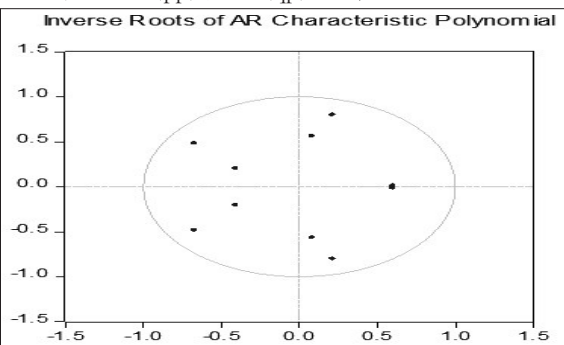


图4为Dln(ps)和Dln(qs)AR单位根

接下来我们分别对已构建的模型进行脉冲响应分

析,由于本文研究重点在于储备政策对价格发现功能的影响,即市场价格对抛储数量的反映程度,所以我们着重分析Response of DLNPS to DLNQS和Response of DLNPP to DLNQP两幅脉冲图,结果如图5和图6所示。

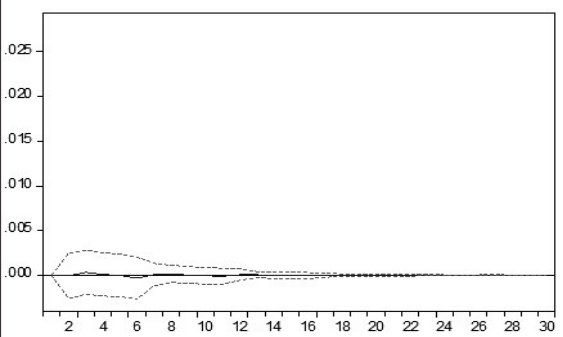


图5为Response of DLNPS to DLNQS

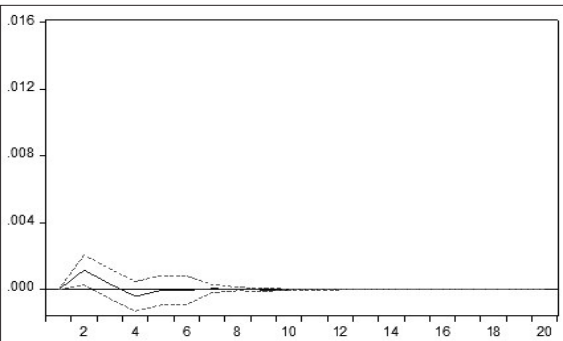


图6为Response of DLNPP to DLNQP

根据图5和图6的结果,脉冲函数图像在10期后趋于收敛,体现内生变量在序列冲击时随着时间的延续影响逐渐变小,也从侧面证明市场最初接收到收抛储信息时价格波动幅度最大,随着每一期收抛储时间的推移,投资者心理接受程度增加,对该政策所做出的反映随之减少,这与现实情况是相符的,所以本文所建立的VAR模型是有效的。具体来看,就收储情况而言,整体给予价格一个正向冲击,国家收储工作开展的背景往往是棉价处于低位时期,随着收储工作的展开,同时也给予市场一种国家保护棉价的信心,棉花期价总体重心会上移,从而维护棉农利益,稳定棉市。再看抛储的脉冲结果,我们可以发现一个很有意思的现象,前两期,抛储数量给予棉市期价一个正向冲击,这似乎与供给增多,价格下移的经济学常识相违背,实则不然。因供给减少,市场预期无法满足高需求的局面,故棉价上涨,此时国家开启抛储工作,会向市场释放当年度新棉供给不足信号,短期内引发市场进一步抢购热潮,从而推动棉价进一步上涨。随着抛储工作的进行,市场上可供应货源增加,当超过需求预期时,棉价逐步止涨转跌,故从第三期开始,抛储给予棉价负向冲击。由此可见,无论是抛储还是收储,对棉花期货价格发现功能都具有一定程度的影响。

方差分解的目的是通过分析每个冲击对某个内生变量变化的贡献度,以便更好地评价不同结构冲击的重要作用。本文利用Cholesky正交化后的方差分解,选取滞后10期,来度量收抛储工作对棉花期价冲击的影响程度,以消除我差项彼此间的同期相关和序列相关。表6和表7分别表示抛储与收储的方差分解。由表可知,国家的收储与抛储行为都会对棉花期价产生影响,但两种行为对棉价贡献程度都处于低位。相较于收储,抛储对棉花期货价格影响的贡献程度更高。

Period	S.E.	DLNPS	DLNQS
1	0.027508	100.0000	0.000000
2	0.027539	99.99935	0.000649
3	0.027541	99.98552	0.014478
4	0.027543	99.98443	0.015573
5	0.027608	99.98447	0.015527
6	0.027624	99.97043	0.029568
7	0.027624	99.96959	0.030409
8	0.027625	99.96603	0.033971
9	0.027625	99.96601	0.033992
10	0.027626	99.96573	0.034274

表6为DLN(PS)方差分解

Period	S.E.	DLNPP	DLNQP
1	0.015494	100.0000	0.000000
2	0.015603	99.47758	0.522417
3	0.015609	99.42237	0.577631
4	0.015636	99.34437	0.655631
5	0.015637	99.34329	0.656707
6	0.015637	99.34262	0.657377
7	0.015637	99.34161	0.658387
8	0.015637	99.34156	0.658438
9	0.015637	99.34155	0.658446
10	0.015637	99.34154	0.658458

表7为DLN(PP)方差分解

研究结论

本文基于2009—2021年国家棉花轮入与轮出的公开数据,利用VAR模型,对当期棉花期价的影响程度进行分析。通过研究发现,国家储备政策能够优化需求曲线弹性,通过储备政策的正确引导作用,能够推动市场价格向均衡价格回归,其中抛储政策对棉花期货价格发现功能的贡献程度要高于收储政策。这主要是因为 unlimited 临时收储政策的实行导致国内棉价居高不下,严重脱钩于国际市场大环境,从而一定程度上弱化了收储对棉花期货价格的发现功能。整体来看,国家储备政策对棉花期货价格发现功能具有积极的促进作用。

就当前我国棉花产业发展形势来看,在连续几年大量抛储之后,国储库存处于低位,市场对于2022年国家开展收储工作充满期待。结合前文研究结论,当收储工作开启时,或对棉价产生支撑作用,但很需刺激棉价大幅抬升。总体来看,国家应根据市场供需形势进一步完善棉花收储和抛储机制,综合利用信息引导、储备调节、贸易等手段做好棉花市场调控,进一步完善棉花市场监测预警机制,维护我国棉花产业链合理健康发展。

(作者单位:华安期货)