

货币政策变动对期货价格影响的实证分析

严春鸣

南京审计大学, 中国·江苏 南京 211815

摘要: 本文以 1990-2024 年中国期货市场数据为样本, 聚焦货币政策变动对期货价格的影响, 将货币政策工具划分为数量型 (以货币供应量 M2 为代表) 和价格型 (以大型存款类金融机构存款准备金率 DRR 为代表), 选取 Wind 商品价格总指数 (CI) 作为期货价格代理变量, 通过 VAR 模型、脉冲响应分析等方法, 实证检验两类货币政策工具对期货价格的作用机制。研究发现, 价格型货币政策 (存款准备金率) 对期货价格的影响更显著且即时性强, 而数量型货币政策 (货币供应量) 的影响存在滞后性且效果较弱。

关键词: 货币政策; 期货价格; VAR 模型; 存款准备金率; 货币供应量

Empirical Analysis of the Impact of Monetary Policy Changes on Futures Prices

Yan Chunming

Nanjing Audit University, China Jiangsu Nanjing 211815

Abstract: Using data from China's futures market from 1990 to 2024 as a sample, this paper focuses on the impact of monetary policy changes on futures prices. Monetary policy tools are categorized into quantitative (represented by M2, the money supply) and price-based (represented by the DRR, the deposit reserve ratio of large deposit-taking financial institutions). The Wind Commodity Price Composite Index (CI) is selected as a proxy variable for futures prices. Through methods such as the VAR model and impulse response analysis, the study empirically examines the mechanisms by which these two types of monetary policy tools affect futures prices. The findings reveal that price-based monetary policy (deposit reserve ratio) has a more significant and immediate impact on futures prices, while the effects of quantitative monetary policy (money supply) exhibit a lag and are relatively weaker.

Keywords: Monetary policy; Futures prices; VAR model; Deposit reserve ratio; Money supply

0 引言

1990 年 10 月, 郑州粮食批发市场成立标志着中国商品期货市场的诞生。在 30 年的发展中, 商品期货交易影响的扩大和交易额度的增加, 关于商品期货价格对宏观经济指标的先行指示作用的研究越来越多, 商品价格对宏观经济政策的影响作用也越来越明显。在我国, 货币政策由人民银行执行, 它影响着货币的总供给。货币政策一般分为 2 类, 价格型货币政策和数量型货币政策。价格型货币政策能够通过利率影响资金成本, 改变投资需求, 影响期货市场供求关系。数量型货币政策能够改变社会资金的流动性, 造成货币贬值或者升值, 直接影响着期货价格的变动。因此研究货币政策变动对期货价格的影响, 能够完善期货市场的定价体系, 了解货币政策对期货价格的影响程度, 对我国如今期货市场体系的完善具有着重要的理论意义。因此, 本文尝试采用 VAR 模型研究货币政策变动影响期货价格进行量化分析, 并且采用脉冲响应分析货币政

策冲击对期货价格的作用, 期望得到一些有价值的结论。

1 文献综述

1.1 货币政策对期货的影响的相关研究

吕志平 (2017) 运用协整检验等方法分析国际大宗商品期货价格波动与我国物价水平之间的相关性, 揭示了公众的粘性预期行为可以短期抵消政府的政策效果, 尤其是使货币政策对宏观经济的调控作用有限^[1]。郑凌云、常鑫鑫、周强龙和郑丽婷 (2018) 运用 DSGE 模型分析宏观审慎政策与货币政策的协同作用, 强调其通过价格信号、风险管理功能提升政策效果的重要性, 并提出完善金融期货产品体系和推动机构投资者参与的政策建议^[2]。戴思婷 (2022) 运用 TVP-VAR 模型, 基于商品期货市场分析货币政策传导机制的时变效应, 发现货币政策对商品期货市场和实际产出的调控效应逐渐增强, 且价格型货币政策在应对负向冲击时能通过调节利率快速影响商品期货价格和产出水平^[3]。高天辰和高辉 (2024) 运用协整理论等方法

分析了商品期货价格指数对货币政策变量的影响，发现商品期货价格总指数与有色金属类指数对货币政策具有较强的引导作用，且不同分类指数对货币政策变量的影响存在显著差异^[4]。黄嘉诚（2021）运用时变参数向量自回归模型（TVP-SV-VAR），分析中国货币政策对大宗商品价格的影响路径及其时变特征，揭示了数量型工具与价格型工具对不同类别大宗商品价格的差异化影响及其在不同经济时期的动态变化规律^[5]。

1.2 文献述评

综上所述，已有文献对货币政策对期货的影响进行了研究，研究普遍认为扩张性货币政策对商品价格指数的影响更为剧烈，紧缩性货币政策则易导致商品价格调整不足，国债期货对货币政策起着单向引导的作用。已有研究对货币政策对期货的影响已经较为充分，但是对数量型货币政策和价格型货币政策分别对期货价格指数的影响的相关研究较少。因此，本文旨在补充现有研究的不足，将货币政策分为数量型和价格型 2 种，运用 VAR 模型分别对期货价格指数的影响进行相关性研究。

2 实证分析

2.1 变量的选取

本文将货币政策工具分为数量型货币政策和价格型货币政策 2 种。本位选取货币供应量 M2 作为数量型货币政策的衡量指标，记作 M2。选取银行存款准备金率作为价格型货币政策的衡量指标，由于数据的可获得性，本文选取大型存款类金融机构存款准备金率作为存款准备金率替代变量，记作 DRR。

考虑期货价格波动对货币政策的影响，我们可以考虑商品期货价格作为选择变量，由于目前国内期货市场上市商品期货期权品种已经达到百余种，单一商品价格不能够反映市场的基本情况。因此本位选取 Wind 商品价格指数中的商品价格总指数作为期货价格变量，记做 CI。

数据处理：均选择月度最后一个交易日的日数据作为本月的月度数据，其中缺失的数据均采用移动平均的方法处理。分别记作 LNM2，LNDRR，LNCI。数据来源于 Wind 数据终端，中国人民银行网。

2.2 描述性统计

表1 描述性统计

	均值	标准差	最小值	最大值
M2	134.74	88.32	22.51	326.06
DRR	14.36	4.31	7	21.5
CI	1152.53	256.03	483.01	1684.78
N	255			

如表 1 所示，货币供应量的均值为 134.74 万亿，标准

差为 88.32，最小值为 22.51 万亿，最大值为 326.06 万亿，大型存款类金融机构存款准备金率均值为 14.36%。标准差为 4.31，最小值为 7%，最大值为 21.5%，商品价格总指数均值为 1152.53，标准差为 256.03，最小值为 483.01，最大值为 1684.78。

2.3 平稳性检验

由于非平稳的序列进行回归可能会引起“伪回归”的情况，因此实证之前需要对变量进行平稳性检验，本文运用 ADF 检验变量平稳性，将 ADF 值与 t 统计量的 1% 临界值比较，如果 ADF 的值小于 t 统计量的临界值，则判别该变量是平稳的，否则该变量不平稳。具体检验结果如表 2 所示。

表 2 平稳性检验表

变量	t 统计量	ADF 检验临界值		
		1%	5%	10%
dlnm2	-16.766	-3.430	-2.860	-2.570
dlndrr	-11.503	-3.430	-2.860	-2.570
dlnci	-13.107	-3.430	-2.860	-2.570

如表 2 所示，dlnm2 的 t 统计量为 -16.766，dlndrr 的 t 统计量为 -11.503，dlnci 的 t 统计量为 -13.107。显然变量的一阶差分的时间序列的检验统计量 Z（t）值都显著低于 1% 的临界值 -3.430。因此，可以认为一阶差分后的时间序列都是平稳的，不具有单位根。

2.4 确定最优滞后阶数

在构建 VAR 模型时，必须谨慎选择模型的滞后阶数，以确保模型能够精确反映变量之间的动态关系，同时避免过拟合。过多的滞后阶数会增加模型的复杂性，而过少则可能忽略数据的重要动态特征。通过综合考虑 LR 统计量以及 HQ 和 SC 信息准则，本研究旨在平衡模型的拟合度和简洁性。经过细致的分析，得出结论，变量 drr 的模型滞后阶数为 4，变量 m2 的模型的滞后阶数为 4。因此，本研究构建了 2 个滞后 4 期的 VAR 模型，旨在以最优化的方式捕捉时间序列数据的动态特性。

2.5 模型估计结果

如表 3 所示，存款准备金率的 var 模型估计了最高滞后阶数为 4 阶的结果。显然，滞后 1 期的 dlnci 对自身的影响在滞后 3 期后由正面影响转为负面影响，且对其滞后 1 期的显著性水平最高。而其对 dlndrr 的影响在滞后 2 期后由负变正，对滞后 2 期的 dlndrr 在 1% 水平下显著为正。其中 dlndrr 对 dlnci 的滞后 1 期，滞后 2 期，滞后 3 期，滞后 4 期的影响分别为 -0.0131，0.0146，-0.0270，-0.0581。其对滞后 4 期的 lnci 的显著性水平是最高的，在

表3 存款准备金率var模型回归结果

dlnci			
dlnci		dlndrr	
L.dlnci	0.153* (2.39)	L.dlnci	-0.0131 (-0.68)
L2.dlnci	0.0525 (0.82)	L2.dlnci	0.0146 (-0.68)
L3.dlnci	-0.0720 (-1.13)	L3.dlnci	-0.0270 (-1.41)
L4.dlnci	-0.0256 (-0.40)	L4.dlnci	-0.0581** (-3.04)
L.dlndrr	-0.262 (-1.26)	L.dlndrr	0.119 (1.90)
L2.dlndrr	0.676*** (3.39)	L2.dlndrr	0.142* (2.38)
L3.dlndrr	0.0754 (0.36)	L3.dlndrr	0.323*** (5.15)
L4.dlndrr	0.248 (1.15)	L4.dlndrr	0.0838 (1.29)
_cons	-0.00302 (-0.82)	_cons	-0.000875 (-0.79)
N	250		

t statistics in parentheses; * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

表4 货币供应量var模型估计结果

dlnci			
dlnci		dlnm2	
L.dlnci	0.181** (2.79)	L.dlnci	0.0217* (2.20)
L2.dlnci	0.0554 (0.85)	L2.dlnci	0.00746 (0.75)
L3.dlnci	-0.0454 (-0.68)	L3.dlnci	-0.000500 (-0.05)
L4.dlnci	0.00346 (0.05)	L4.dlnci	-0.00103 (-0.10)
L.dlnm2	-0.373 (-0.90)	L.dlnm2	-0.0639 (-1.01)
L2.dlnm2	-0.344 (-0.88)	L2.dlnm2	0.115 (1.92)
L3.dlnm2	-0.626	L3.dlnm2	0.344*** (5.77)
L4.dlnm2	0.210 (0.50)	L4.dlnm2	-0.106
_cons	-0.0154 (-1.81)	_cons	-0.00740*** (-5.73)
N	250		

t statistics in parentheses; *p < 0.05, **p < 0.01, ***p < 0.001

5% 的水平下显著。对自身滞后 1 期，滞后 2 期，滞后 3 期，滞后 4 期的影响分别为 0.119，0.142，0.323，0.0838。可知 lndrr 对自身的滞后期都产生了正向的影响，且在滞后三期造成最为显著也最为强烈的影响。综上，我们可知存款准备金率对商品价格总指数的。存款准备金率越高，商品价格总指数就越低。且其对滞后 4 期的商品价格总指数的显著性最高。

如表 4 所示，存款准备金率的 var 模型估计了最高滞后阶数为 4 阶的结果。如回归结果系数所示，商品价格总指数对货币供应量的影响基本上为负向影响，只在其滞后四阶产生了正向影响。dlnm2 对 dlnci 的滞后 1 期，滞后 2 期，滞后 3 期，滞后 4 期的影响和对其自身的滞后 1 期，滞后 2 期，滞后 3 期，滞后 4 期的影响说明了货币供应量的增发会导致滞后 1 期的减少，但是对将来的影响将会增

加且系数远大于滞后 1 期减少的数量, 因此我们要控制货币供应量的增发。

将存款准备金的 var 模型估计结果跟货币供应量的 var 模型估计结果进行对比。不难发现, 存款准备金对商品价格总指数的影响更为明显, 显著性水平更好。货币供应量对商品价格总指数的影响小, 且显著性低。此外, 货币供应量的增发还会导致滞后多期的货币供应量进一步扩大形成恶性循环。因此我们想要控制商品价格总指数时, 最好采用存款准备金率。模型估计结果显示, 当商品市场过冷时, 我们只需要降低存款准备金率, 就可以带动商品市场的发展。

2.6 模型稳定性检验

在进行向量自回归 (VAR) 模型估计之后, 为了确保模型的可靠性与有效性, 必须对 VAR 模型进行稳定性检验。这是因为模型的稳定性是其能够准确反映变量之间动态关系以及进行有效预测的基础。如果模型是非稳定的, 那么其参数估计结果可能会出现较大的偏差, 甚至导致模型的预测结果完全不可信。

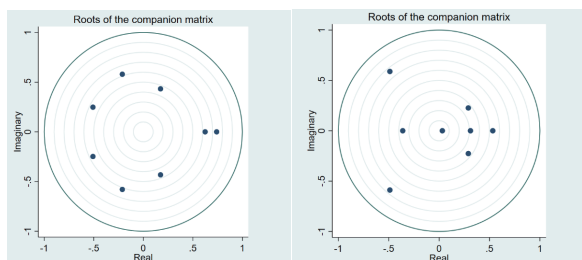


图1 存款准备金率特征圆

图2 货币供应量特征圆

如图 1 和图 2 所示, 无论是存款准备金率的特征圆还是货币供应量的特征圆, 其特征根均落在特征圆内。这一结果表明, 存款准备金率的 VAR 模型和货币供应量的 VAR 模型都具有良好的稳定性。从模型构建的角度来看, 这意味着模型的参数估计是可靠的, 不会因为时间序列的动态变化而出现不稳定的预测结果。因此, 我们可以认为这两个模型的估计是可信的, 可以作为进一步分析和预测的基础。

2.7 脉冲响应分析

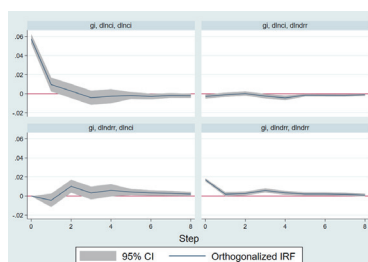


图3 存款准备金率模型的脉冲响应图

如图 3 所示, 左上图表示当商品价格指数对自身产生冲击时, 初始冲击较大, 随后迅速下降, 并在大约第 2 步后趋于稳定, 接近于 0。置信区间在初始阶段较短, 表明随着时间的推移, 冲击的影响变得不那么显著且更加可预测。右上图表示当商品价格指数对存款准备金率产生冲击时, 响应在整个时间范围内都非常小, 接近于 0, 且置信区间也很窄, 表明冲击对存款准备金率的影响非常有限或几乎不存在。左下图表示存款准备金率对商品价格指数产生冲击时, 初始响应为负数, 随后在第 2 七左右变成正数, 最后逐渐收缩至 0 值。且置信区间在初始阶段较宽, 表明初始冲击的影响较大, 随后逐渐变窄, 影响减弱。右下图展示了存款准备金率对其自身的冲击, 初始冲击较大, 随后迅速下降, 并在大约第 2 步后趋于稳定, 接近于 0。置信区间在初始阶段较宽, 随后逐渐变窄, 表明随着时间的推移, 冲击的影响变得不那么显著且更可预测。因此我们可知, 当存款准备金率产生冲击时对商品价格的冲击在短时间为负, 而后转正。而商品价格的冲击对存款准备金率基本上不产生影响。

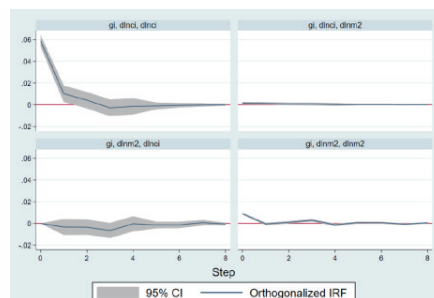


图4 货币供应量模型的脉冲响应图

如图 4 所示, 左上图和上文左上图一致均是商品价格指数对自身的冲击。右上图展示了商品价格指数对货币供应量产生冲击, 响应在整个时间范围内都非常小, 接近于 0, 且置信区间也很窄, 表明商品价格指数对货币供应量的影响非常有限或几乎不存在。左下图展现了货币供应量对商品价格指数产生冲击, 初始响应基本上没有, 但是随后便产生负向影响, 且在 0 值附近来回震荡, 影响直至第 5 期才逐渐归 0。右下图展示了货币供应量对其自身产生冲击时, 初始影响为正, 然后来回震荡, 并且震荡幅度越来越低并且向 0 值趋近。因此, 我们可知货币供应量对商品价格指数一开始没有影响, 后续影响较为明显的产生了持续的负向影响。

综上所述, 存款准备金率对商品价格指数影响是立竿见影的, 存款准备金率的调整能够立即影响银行的信贷能力, 从而迅速影响市场上的货币供应量和商品价格指数,

但这种影响往往不具备持续性,随着市场适应新政策,其效果可能会逐渐减弱。相比之下,货币供应量的调整在初始阶段对商品价格指数的影响可能不明显,需要时间通过经济体系传递并影响消费者的购买决策,但其影响可能是长期的,因为货币供应量的变化会影响经济的整体活动水平,进而影响商品和服务的供需关系,最终反映在商品价格指数上。

3 结语

3.1 结论

3.1.1 价格型货币政策对期货价格的影响更显著

实证结果显示,存款准备金率(DRR)对Wind商品价格指数(CI)的影响具有即时性和统计显著性。脉冲响应分析表明,存款准备金率的正向冲击在短期内会导致期货价格下降,这是因为准备金率上调直接收缩了金融机构的可贷资金规模,降低了市场整体流动性,期货市场的投机资金和套保资金同步减少,供需关系短期内偏向买方市场,从而压制价格。随后,随着市场对政策的适应性调整,企业融资成本上升导致生产端供给收缩,期货价格逐渐转为正向影响并在中期趋于收敛。这一动态过程表明,调整存款准备金率能通过“流动性收缩—融资成本上升—供给调整”的链条快速作用于期货市场,其调控效果的即时性和力度均优于数量型工具。

3.1.2 数量型货币政策对期货价格的影响存在滞后性

货币供应量(M2)对期货价格的影响较弱且存在滞后。VAR模型结果显示,M2的变动对CI的当期影响不显著,滞后3-6期后才呈现微弱负向效应。这一现象与货币供应量的传导机制密切相关:M2增长首先通过商业银行信贷渠道流入实体经济,企业扩大生产规模或增加库存需要一定周期,随后过剩的流动性才会通过企业套期保值需求或投机资金分流进入期货市场,推高价格;而当M2收缩时,实体部门的资金链紧张会滞后反映为期货市场的套保需求下降,导致价格调整滞后。此外,我国期货市场仍以实体企业套保需求为主导,投机资金占比相对较低,也使得数量型政策的流动性传导效率受限,调控效果不及

价格型工具。

3.2 政策建议

优先运用价格型工具实现精准调控:在应对期货市场短期剧烈波动时,建议优先调整存款准备金率等价格型工具,通过直接影响资金成本抑制过度投机或缓解流动性紧张。例如,当大宗商品期货价格过快上涨引发输入性通胀压力时,可适度提高准备金率,快速收缩市场资金面,避免价格泡沫累积。

强化数量型工具的预期引导作用:鉴于M2的滞后效应,政策制定者需提前释放数量型政策信号,通过“前瞻指引+渐进调整”的方式稳定市场预期。例如,在经济复苏期需扩大货币供应量时,可通过季度货币政策报告明确M2增速目标,引导期货市场参与者提前调整套保策略,减少政策落地后的价格波动。

建立“价格型为主、数量型为辅”的协同调控机制:两类工具的互补性可提升整体调控效果。当期货市场出现结构性分化(如工业品与农产品价格走势背离)时,可通过价格型工具调控整体流动性,同时结合定向降准等数量型工具引导资金流向特定品种,实现“总量稳定+结构优化”的目标。

参考文献:

- [1] 吕志平. 国际大宗商品期货价格波动、物价水平与货币政策的影响[J]. 商业经济研究, 2017,(08):166-168.
- [2] 郑凌云, 常鑫鑫, 周强龙等. 货币政策和宏观审慎政策双支柱调控框架中金融期货市场的作用研究[J]. 中国证券期货, 2018,(05):4-11.
- [3] 戴思婷. 基于商品期货市场的货币政策传导机制研究[D]. 吉林大学, 2022.
- [4] 高天辰, 高辉. 商品价格波动对中国货币政策影响的实证研究[J]. 中国证券期货, 2024,(05):4-17.
- [5] 黄嘉诚. 中国货币政策对大宗商品价格影响的实证研究[D]. 湖南大学, 2021.

作者简介:严春鸣(2001.11-),男,汉族,江苏省盐城市阜宁县人,南京审计大学,硕士在读,研究方向:货币政策。