

doi:10.19920/j.cnki.jmsc.2021.02.006

调整期货交易规则可以降低投资者杠杆吗?^①

王静远¹, 葛逸清², 汤珂^{2*}, 邓雅琳¹

(1. 北京航空航天大学计算机学院, 北京 100191; 2. 清华大学社会科学学院经济学研究所, 北京 100084)

摘要: 为遏制投机行为、稳定大宗商品市场,我国在2016年频繁出台政策调整商品期货交易规则. 本文利用交易账户数据探究政策调整对投资者杠杆的影响. 研究发现,交易规则的改变确实降低了投资者杠杆,且主要有两个方面的机制:一是调整后投资者受到追加保证金的压力增大,被迫降低杠杆;二是调整后市场波动率增大,投资者有降低杠杆应对市场风险的需求.

关键词: 交易规则; 投资者杠杆; 保证金比例; 市场波动率

中图分类号: F832.5 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2021)02-0099-12

0 引言

价格发现和风险规避是大宗商品期货市场的基本功能. 企业通过商品期货交易可以改善经营的不确定性,进而降低运营风险. 然而,期货作为一种金融衍生品,具有高杠杆交易的特征,即付出少量的保证金就可以交易高本金的资产. 保证金制度是期货交易中最基本的规则,一个投资者的杠杆定义为其交易的期货总面值除以保证金总额. 由于高杠杆特征,大量投机者会进入期货市场,导致市场价格波动幅度加大,很小的基本面信息释放或者市场情绪的改变就会带来剧烈的价格波动. 在这种情况下,实体企业很难进行套期保值,期货市场规避风险的功能让位于投机功能,严重损害实体经济. 因此,控制杠杆、引导商品期货市场良性运行对我国整体经济具有重要意义.

我国商品期货市场中铁矿石、焦煤、焦炭、螺纹钢、热轧卷板等黑色系品种在2016年经历了大牛市,其中焦煤、焦炭期货年度涨幅分别为108%和136%,黑色系品种涨幅普遍超过60%^②. 由于

缺乏完善的交易规则体系,投机现象随着市场活跃度的增加而日趋频繁. 为降低部分商品期货的交易热度、维持市场平稳运行,相关期货交易所于2016年4月和11月先后出台了一系列调整交易规则的政策,包括提高保证金、增加手续费、调整涨跌停板幅度等. 调整保证金比例等交易规则一直是市场监管者调节市场的工具, Hartzmark^[1]从理论上说明了保证金变化会影响投资者的投资决策,具体作用表现为对期货合约的需求、市场交易者的构成、合约价格水平、价格波动率等. 然而,我国2016年的一系列规则调整对投资者杠杆的实际作用及影响机制并未得到验证.

本文以2016年商品期货价格波动和交易规则调整为背景,研究这些政策的出台是否有效降低了投资者杠杆. 进一步,探究了交易规则调节投资者杠杆的具体机制,从追加保证金的资金角度和市场波动率增大的风险角度两方面进行解释.

利用某期货公司2014年1月1日至2016年12月31日三年间的账户数据展开研究. 首先,研究政策的出台是否有效降低了投资者交易杠杆.

① 收稿日期: 2019-10-06; 修订日期: 2020-06-29.

基金项目: 国家自然科学基金资助面上项目(92046010; 71973075; 61572059); 国家自然科学基金资助重点项目(71531001); 国家自然科学基金资助重大项目(16ZDA008).

通讯作者: 汤珂(1977—),男,河北石家庄人,博士,教授,博士生导师. Email: ketang@tsinghua.edu.cn

② 来源: 上海期货与衍生品研究院《2016年度中国期货市场发展报告》.

按照账户中所持被调整期货品种的资金占比,将账户分为实验组和控制组,利用 DiD(Difference in Difference, 双重差分)方法验证了政策出台后实验组的杠杆下降程度显著高于控制组,即交易规则改变的确降低了投资者杠杆。其次,探究交易规则调节杠杆的作用机制。研究提出了两个假设:从资金角度,提高保证金的措施给投资者施加了追加保证金的压力,因此投资者不得不降低交易杠杆以满足新的保证金要求;从风险角度,交易规则的改变会提高市场波动率,因此投资者会降低自身杠杆以应对市场风险。针对第一个假设,本文定义了保证金占比(即政策调整前账户所需保证金与账户资金余额的比值),并据此对投资者进行分类,保证金占比高的投资者受到追加保证金的压力更大。DiDiD(Difference in Difference in Difference, 三重差分)回归结果证明高保证金占比的投资者在政策出台后更大幅度地降低了杠杆,验证了第一个假设。针对第二个假设,本文通过对比实验组和控制组期货合约发现交易规则调整会加大市场波动率,并验证了当期持仓波动率对投资者下期杠杆的影响,说明政策调整下投资者会降低杠杆以应对高波动风险。

近年来,我国持续推进现代金融体系建设,出台新的市场规则与制度,评估这些政策的实际运行效果对于完善我国金融市场具有重要的作用。目前,已经有学者对于市场融资融券制度^[2]、预防性监管机制^[3]、资本市场开放^[4]以及具体交易限制^[5-7]等进行了政策评估,但主要关注了股票市场及股指期货市场,且着眼于市场风险、价格波动率等市场总体变化。本文关注商品期货市场保证金调整这一具体规则变化,研究政策对于投资者个体投资行为的影响。就作者所知,本文是第一篇用微观数据研究交易规则对投资者杠杆影响的文章。

本文对研究保证金的调节作用具有一定贡献。目前已有大量实证研究围绕保证金调整后金融市场的变化展开,但并未得出一致结论。在股票市场中,Hsieh 和 Miller^[8]发现股市保证金要求的变化不会显著影响股票波动率,Hardouvelis^[9]则指出保证金调整是一种有效的政策工具,能抑制市场交易行为、降低股票价格波动率。在期货市场

中,Hartzmark^[1]通过研究 1977 年~1981 年间美国期货市场的 13 次保证金调整,发现保证金调整会影响市场中投资者结构,但与价格表现没有显著关系。Day 和 Lewis^[10]针对原油期货市场,Fishe 等^[11]针对农产品及金属期货合约的研究均发现期货保证金要求与市场波动率没有显著关系。Kupiec^[12]总结了 1987 年美国股灾前后关于期货市场和现货市场中保证金调整的研究,认为没有足够的证据支持保证金对市场波动率有显著的影响。但也有一些研究肯定了保证金水平对于期货市场的稳定作用。Hardouvelis 和 Kim^[13]发现保证金比率的提高会降低交易积极性,投资者会减少对受调整期货的交易,转而投资未受调整的期货品种,从而降低了受调整期货的投机热度。Dutt 和 Wein^[14],Chou 等^[15]的研究分别验证了提高保证金会减少市场交易量,提高市场波动率。Daskalaki 和 Skiadopoulos^[16]指出保证金对商品市场的调节作用强于股指期货和利率期货市场。在对于国内市场的研究中,同样没有得出一致的结论。张东明和魏先华^[17]从理论和实证上说明了提高保证金会导致交易量的下降和波动性的增加。方雯等^[18]提出了提高保证金可以抑制钢材市场价格波动风险,提升期货市场的价格发现功能。蒋贤锋等^[19]指出保证金调整的不对称影响,保证金上调时市场风险减少,而下调时风险基本不变。而陈标金和王锋^[20]的研究则认为调整保证金不是一种好的政策工具。总体来看,国内外已有较多文献探究保证金对交易量、价格波动率、投资者结构等方面的调节作用,但没有得出一致结论。且目前的文献多集中于对市场整体表现的研究,而忽略了考察如交易杠杆等投资者个人层面的行为变化。本文利用 2016 年大规模政策调整的背景展开研究,探究保证金调整对投资者杠杆的作用及其影响机制,可以填补上述领域的缺失。

本文也推进了关于大宗商品市场金融化的研究。Tang 和 Xiong^[21]在 2012 年指出,近年来投资者把大宗商品当成一种新的投资工具进行大量投资和投机,这种金融化现象使得大宗商品价格不仅取决于基本供求信息,也与投资者的交易行为密切相关。传统的价格研究主要关注供给和需求

变化,如 Kilian^[22]研究了供需冲击对原油价格的影响.在金融化的背景下,多样化交易者的投资行为也开始受到广泛关注. Sockin 和 Xiong^[23]通过构建理论模型说明了在价格波动中基本面效应和投机效应同时存在.刘璐等^[24]则发现大宗商品价格在长期中由实际供需因素主导,而短期中明显受到金融投机因素影响.因此,研究投资者行为、期货交易规则等内容对于全面理解大宗商品价格具有重要作用.

本文的研究结果也对争取大宗商品定价权^[25]的论断给予了支持.大宗商品期货市场作为一个价格发现市场,其定价权的根本在于制定交易规则,通过完善交易规则来抑制投机现象,使得大宗商品价格能够真正反映实体经济的供给和需求.研究发现大宗商品期货市场交易规则的改变确实能够影响投资者个人的交易杠杆及投资行为,因此我国应该努力完善交易规则并在国际市场积极争取定价权,让国内外大宗商品市场价格回归合理水平,助力我国经济发展.

1 数据描述

1.1 政策调控数据

在国际大宗商品价格回暖的背景下,2016年4月国内部分商品期货价格波动加大,交易量增长较快,市场换手率过高,出现过度投机势头.同年11月,商品期货市场大幅上涨,黑色系商品表现强势,贵金属、能源化工板块也几乎全线上涨,农产品板块和有色金属板块则呈现分化走势.

在此背景下,证监会试图通过改变交易规则来限制投资者杠杆,从而抑制商品期货市场的过度投机.具体来说,中国多个期货交易所分别在2016年4月及11月对交易规则进行了调整,采用的措施包括提高保证金、调节涨跌停板幅度以及调整少量品种的手续费等.其中,共有17种期货在4月进行了调整,19种期货在11月进行了调整,受调整期货品种占比为30%到40%.两个月份内具体调整措施见表1.

表1 交易规则调节列表

Table 1 List of trading rules adjustments

(a) 2016年4月交易规则调整

名称	保证金调节	涨跌停板幅度	手续费
PTA	(04-27) 5%→6%	(04-27) 4%→5%	
菜粕	(04-26) 5%→6%	(04-26) 4%→5%	
郑棉	(04-26) 5%→7%	(04-26) 4%→5%	(04-27) 4.3元/手→6元/手
动力煤	(04-26) 5%→6%	(04-26) 4%→5%	
PVC	(04-25) 5%→7%	(04-25) 4%→5%	
玉米	(04-25) 5%→7%	(04-25) 4%→5%	
玉米淀粉	(04-25) 5%→7%	(04-25) 4%→5%	
聚丙烯	(04-25) 5%→7%		
豆一	(04-25) 5%→7%	(04-25) 4%→5%	
豆粕	(04-25) 5%→7%	(04-25) 4%→5%	
铁矿石	(04-25) 7%→8%		
焦炭	(04-18)(04-29) 5%→8%→9%	(04-18)(04-29) 4%→6%→7%	(04-28) 0.036%→0.072%
焦煤	(04-18)(04-29) 5%→8%→9%	(04-18)(04-29) 4%→6%→7%	(04-28) 0.036%→0.072%
沥青			(04-25) 0.008%→0.01%
沪锡	(04-05) 5%→6%	(04-05) 4%→5%	
热轧卷板	(04-28) 7%→8%		(04-25) 0.004%→0.01%
螺纹钢	(04-28) 7%→8%		

续表 1

Table 1 Continue

(b) 2016年11月交易规则调整

名称	保证金调节	涨跌停板幅度	手续费
甲醇			(11-08) 夜盘 1.4 元/手→2 元/手 日内平今 6 元/手
玻璃	(11-11) 6%→7%	(11-11) 4%→5%	(11-08) 日内平今 12 元/手
硅铁	(11-11) 5%→7%	(11-11) 4%→5%	
菜油	(11-30) 5%→7%	(11-30) →5%	
菜籽	(11-30) 6%→20%	(11-30) →10%	
动力煤	(11-11) 6%→8%	(11-11) →6%	(11-08) 24 元/手→30 元/手
铁矿石	(11-28) 8%→10%	(11-28) 6%→8%	(11-28) 非日内交易 0.006%→0.012%
焦炭	(11-08)(11-10)(11-11) 9%→11%→13%→15%	(11-08) 7%→9%	(11-08) 非日内交易 0.006%→0.012%
焦煤	(11-08)(11-10)(11-11) 9%→11%→13%→15%	(11-08) 7%→9%	(11-08) 非日内交易 0.006%→0.012%
橡胶	(11-24) 8%→9%	(11-24) 6%→7%	
沥青	(11-24) 8%→9%	(11-24) 6%→7%	
沪铅	(11-11)(11-24) 5%→8%→9%	(11-11)(11-24) 4%→6%→7%	
沪铜	(11-24) 8%→9%	(11-24) 6%→7%	
沪铝	(11-11)(11-24) 5%→8%→9%	(11-11)(11-24) 4%→6%→7%	
沪锌	(11-11)(11-24) 6%→8%→9%	(11-11)(11-24) 5%→6%→7%	
沪镍	(11-24) 8%→9%	(11-24) 6%→7%	
沪锡	(11-11)(11-24) 6%→8%→9%	(11-11)(11-24) 5%→6%→7%	
热轧卷板	(11-24) 8%→9%	(11-24) 6%→7%	
螺纹钢	(11-24) 8%→9%	(11-24) 6%→7%	

注：括号中为政策调节日期。

1.2 账户交易数据

研究使用某一期货公司 2014 年 1 月 1 日至 2016 年 12 月 31 日的交易账户数据,剔除三年内总成交次数不足 30 次及总持仓天数不足 20 天的不活跃用户后,共 7 455 个账户。账户数据分为投资者属性和投资者杠杆两部分,其中投资者属性包括是否为机构、自然人年龄、注册时长、账户资金余额等,详细描述见表 2(a)。在投资者群体中,机构投资者仅占 3% 左右,这和我国机构投资者在期货市场中占比很小的事实相符。个人投资者年龄在 18 岁至 81 岁之间,均值为 39 岁,标准差为 9.6 岁;注册时长定义为从注册日到 2017 年 1 月 1 日之间的天数,均值为 1 405 天,标准差为

946 天;账户日资金余额均值为 20.6 万,标准差为 44.1 万。

作为金融衍生品,期货具有高杠杆特性。本文定义杠杆的计算方法为持仓价值与账户资金余额的比值,如式(1)所示

$$\text{leverage} = \frac{\text{Notional}}{\text{Wealth}} \quad (1)$$

其中 *Wealth* 代表投资人账户中的资金量, *Notional* 代表其在期货市场上购买的头寸价值。例如使用 5 万元的资金,进行价值 10 万元的头寸交易时,杠杆为 $10/5 = 2$ 。以此公式计算各投资者账户每日的交易杠杆,得到 1 673 123 条杠杆数据。投资者的杠杆均值为 5.9,标准差为 3.6,见表 2(b)。

在研究交易规则调整对投资者杠杆的影响时,使用了 2016 年两次政策调整前后各约 70 天时间内(即 2016 年 3 月 17 日~2016 年 5 月 31 日及 2016 年 10 月 18 日~2016 年 12 月 31 日)有期货持仓的 5 046 个账户数据,其投资者属性信息及杠杆数据见表 2.

表 2 交易账户描述性统计

Table 2 Descriptive statistics of trading accounts

(a) 投资者属性信息

统计项	全部数据	政策调控前后
账户总数	7 455	5 046
机构投资者数量	222	127
机构投资者占比	2.98%	2.52%
个人投资者数量	7 233	4 919
年龄均值(岁)	39.0	38.8
年龄标准差(岁)	9.60	9.47
注册时长均值(天)	1 404.67	1 308.18
注册时长标准差(天)	945.99	989.67
账户余额均值(元)	205 509.8	210 622.1
账户余额标准差(元)	440 994.1	444 555.6

(b) 投资者杠杆

统计项	全部数据	政策调控前后
数据量	1 673 123	251 954
均值	5.91	5.38
标准差	3.60	3.47
最小值	0.009	0.01
25%	3.35	2.94
50%	5.56	4.97
75%	7.76	7.04
最大值	97.48	80.04

1.3 期货市场数据

为验证交易规则调整对期货市场稳定性的影响,收集中国四个期货交易所 51 种期货的全部合约在三年中的日结算价,通过 GARCH(1,1)模型获得日波动率数据.这些合约包括郑州交易所 16 种期货 226 种合约、大连交易所 16 种期货 279 种合约、上海交易所 14 种期货 283 种合约以及中国金融期货交易所 5 种期货 51 种合约.通过处理日

结算价,获得合约日收益率 $u_t = \frac{price_t - price_{t-1}}{price_{t-1}}$,

然后选取过去三个月的相关合约日收益率输入 GARCH(1,1)模型,计算合约日波动率 σ .其中,两次政策调控前后的 140 天内共有 48 558 条合约日波动率数据.

为了研究由政策调整带来的波动率变化,首先需要剔除波动率本身随时间的变化趋势.关于期货价格波动与到期日之间的关系,国外已有大量理论研究,其中最具影响力的是 Samuelson 提出的“期货波动率的到期效应”,即期货价格的波动率随着到期日的临近而增大.为避免这种到期效应给政策评估带来的干扰,采用到期日不同的三个相关合约来计算日收益率,以保证输入 GARCH(1,1)模型的日收益率所在时间区间与到期日的距离基本一致.例如,在计算 AL 1 706(铝,2017 年 6 月到期)合约在 2016 年 10 月 22 日的波动率时,使用 AL 1 704(2017 年 4 月到期)、AL 1 705(2017 年 5 月到期)和 AL 1 706(2017 年 6 月到期)三个合约的日结算价计算收益率.这种计算方法基本保证了收益的到期时长为固定长度(8 个月),避免了波动率的到期效应.

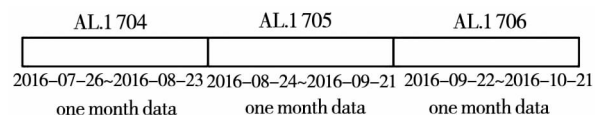


图 1 收益率计算方法

Fig. 1 A case for return calculation

计算所得的波动率数据如表 3 所示,两次政策调控前后 140 天内的日波动率均值为 1.43%(对应年化波动率 23%),标准差为 0.80%(对应年化 13%).

表 3 受调整期货合约波动率描述性统计

Table 3 Descriptive statistics of volatility on adjusted futures contracts

波动率	全部数据	政策调控前后
数据量	485 458	48 558
均值	1.13%	1.43%
标准差	0.66%	0.80%
最小值	0.00%	0.00%
25%	0.71%	0.94%
50%	1.01%	1.28%
75%	1.39%	1.75%
最大值	20.08%	13.82%

2 交易规则对杠杆的调节作用

如前文所述,在2016年4月和11月,共有30%~40%的期货品种受到了交易政策调整.以政策调整当日(2016年4月25日及11月24日)为观测日,将观测日中超过50%资金投资于受调整期货的账户设定为实验组($treat = 1$),否则设定为控制组($treat = 0$),即控制组为较少投资于政策调整期货的账户,而实验组为大量投资于政策调整期货的账户.分别计算实验组和控制组的杠杆日均值,并以政策调整当日杠杆均值作为基准,得到图2和图3.两图分别刻画了4月和11月政策调整后两组的杠杆日均值变化,图中显示两次政策出台后,实验组的杠杆下降幅度均高于控制组.

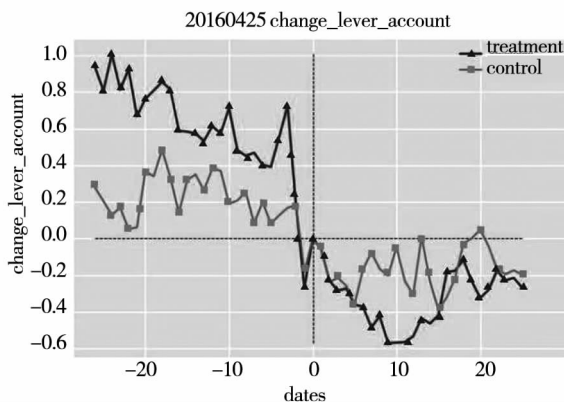


图2 2016年4月投资者杠杆日均值

Fig. 2 Daily average investor's leverage in April 2016

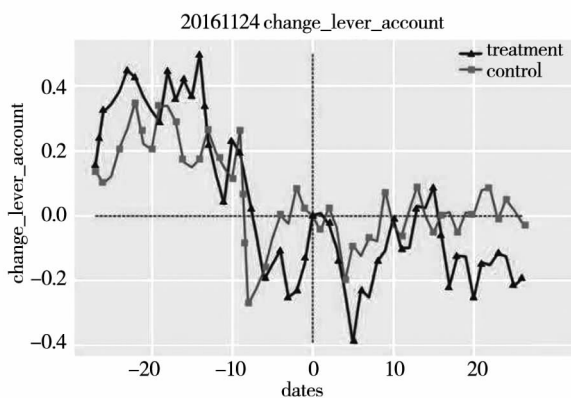


图3 2016年11月投资者杠杆日均值

Fig. 3 Daily average investor's leverage in November 2016

设置 $after$ 为政策实施时间的哑变量,对于交易规则调节日期前5周的样本,定义 $after = 0$,对

于后5周的样本,定义 $after = 1$.下面利用 DiD 方法,研究交易规则对投资者杠杆的调节作用,如式(2)、式(3)所示(分别为个人投资者及机构投资者回归模型)

$$leverage_{i,t} = b_0 + b_1 treat_i + b_2 after_t + b_3 treat_i \times after_t + b_4 age_i + b_5 open_i + u_{it} \quad (2)$$

$$leverage_{i,t} = b_0 + b_1 treat_i + b_2 after_t + b_3 treat_i \times after_t + b_4 open_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中,因变量 $leverage_{i,t}$ 为投资者杠杆, age_i 为个人投资者年龄, $open_i$ 表示开仓时长, u_{it} 和 ε_{it} 是回归残差项. b_3 代表了实验组和控制组在政策调节前后杠杆变化的差别,度量了政策调整的实际效果.

选取政策调节前后5周内存在期货持仓的5046个投资账户数据,对个人投资者和机构投资者数据分别进行回归并使用误差聚类^[26]的方法调节误差,结果如表4所示.

表4 交易规则与投资者杠杆

Table 4 Trading rules and investor's leverage

变量	个人投资者	机构投资者
$treat_i$	-0.138 (-0.71)	-0.003 (-0.01)
$after_t$	-0.239 (-1.60)	-0.444 (0.00)
$treat_i \times after_t$	-0.386 (-2.01 **)	-0.263 (-0.73)
age_i	-0.019 (-4.74 ***)	--
$open_i$	0.000 (1.35)	0.000 (-0.41)
常数项	6.286 (27.12 ***)	4.975 (9.34 ***)
观测数	245 160	6 794
R^2	0.009 2	0.008 2

注:本表及下文表格中*、**、***分别表示统计结果在10%、5%、1%水平下显著.

个人投资者交叉项 $treat_i \times after_t$ 的系数为-0.39, t 检验值为-2.01,即政策实施后实验组比控制组的杠杆多下降0.39,且结果在5%的显

显著性水平下成立. 个人投资者回归中自变量 age_i 的系数为 -0.02 , t 检验值为 -4.74 , 说明在其他条件保持不变的情况下, 年龄越大的投资者倾向于以更低的杠杆交易. 机构投资者交叉项 $treat_i \times after_i$ 的系数为 -0.26 , t 检验值为 -0.73 , 相对显著性较低. 回归结果说明交易规则的调整对持有大量被调整期货品种的个人投资者有明显的降杠杆作用, 即提高保证金、提高交易难度等规则确实降低了个人投资者的杠杆, 打击了投机现象.

3 交易规则调节杠杆的机制

提出两个假设: 第一, 前文所述的交易规则改变都包含保证金的调节, 保证金的增加给高杠杆的期货“炒家”带来了追加保证金的压力, 迫使其降低杠杆; 第二, 在政策调整之后期货市场的价格波动率增加, 波动率增加提高了投资者风险, 因而投资者有降低杠杆以应对风险的需求.

3.1 追加保证金压力

用保证金占比来度量投资者所受的追加保证金压力, 定义保证金占比为政策调整前所需保证金与账户全部资金的比值, 如式(4)所示. 账户的保证金占比越高, 则当政策要求提高保证金时, 投资者越有可能面临减少仓位以追加保证金的问题, 即受到追加保证金的压力更大. 在此定义下对投资者账户进行分类, 若在两次政策调整日期前, 某账户资金记录中出现过保证金占比超 90% 的情况, 则使 $full = 1$ 将其标记为有追加保证金压力的投资者, 否则标记 $full = 0$. 在回归样本中, 个人投资者账户共 4 919 个, 其中 2 295 个账户 $full = 1$, 占比 46.7%; 机构投资者账户共 127 个, 其中 29 个账户 $full = 1$, 占比 22.8%.

保证金占比 =

$$\begin{cases} \text{所需保证金} \\ \text{账户资金余额} \end{cases} \begin{cases} \geq 90\% \text{ 投资者 } full = 1 \\ < 90\% \text{ 投资者 } full = 0 \end{cases} \quad (4)$$

假设一认为: 提高保证金的措施对保证金占比高的投资者影响更大, 使其被追加保证金, 因此高保证金占比的账户在政策出台后会有更大幅度的杠杆下降. 为了验证这个假设, 做如下 DiDiD

回归, 如式(5)、式(6)所示(分别为个人投资者及机构投资者回归模型)

$$\begin{aligned} leverage_{i,t} = & b_0 + b_1 treat_i + b_2 after_t + b_3 full_i + b_4 treat_i \times \\ & after_t + b_5 treat_i \times full_i + b_6 after_t \times full_i + \\ & b_7 treat_i \times after_t \times full_i + b_8 age_i + \\ & b_9 open_i + u_{2it} \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} leverage_{i,t} = & b_0 + b_1 treat_i + b_2 after_t + b_3 full_i + \\ & b_4 treat_i \times after_t + b_5 treat_i \times full_i + \\ & b_6 after_t \times full_i + b_7 treat_i \times after_t \times \\ & full_i + b_8 open_i + \varepsilon_{2it} \end{aligned} \quad (6)$$

其中因变量 $leverage_{i,t}$ 为投资者杠杆, age_i 为个人投资者年龄, $open_i$ 表示开仓时长, u_{2it} 和 ε_{2it} 是回归残差项. 交叉项 $treat_i \times after_t \times full_i$ 的系数 b_7 度量了政策对高保证金占比和低保证金占比投资者杠杆的影响差异. 对个人投资者和机构投资者杠杆分别进行回归, 结果如表 5 所示.

表 5 交易规则、保证金占比与投资者杠杆

Table 5 Trading rules, margin ratio and investor's leverage

变量	个人投资者	机构投资者
$treat_i$	-0.336 (-3.02***)	-0.438 (-1.02)
$after_t$	0.144 (2.33**)	-0.377 (-2.04**)
$full_i$	3.076 (34.72***)	2.795 (4.86***)
$treat_i \times after_t$	-0.181 (-1.22)	0.445 (0.00)
$treat_i \times full_i$	-0.077 (-0.37)	0.927 (1.03)
$after_t \times full_i$	-0.511 (-4.75***)	-0.258 (-0.90)
$treat_i \times after_t \times full_i$	-0.276 (-2.09**)	-1.859 (-2.45**)
age_i	-0.010 (-2.63***)	--
$open_i$	0.000 (1.98**)	0.000 (-0.93)
常数项	4.299 (27.78***)	4.279 (7.64***)
观测数	245 160	6 794
R^2	0.167 5	0.151 3

个人投资者回归中交叉项 $treat_i \times after_i \times full_i$ 的系数为 -0.28 , t 统计值为 -2.09 , 说明政策对高保证金占比的个人投资账户的降杠杆作用比低保证金占比账户显著地多 0.28 ; 机构投资者交叉项 $treat_i \times after_i \times full_i$ 的系数为 -1.86 , t 统计量值为 -2.45 , 说明政策对高保证金占比的机构投资账户的降杠杆作用比低保证金占比账户显著地多 1.86 . 根据以上结果可知, 在杠杆显著受到政策影响的投资者中, 高保证金占比投资者受到的影响更大, 说明交易规则带来的追加保证金压力的确是一种政策调节杠杆的作用机制.

3.2 波动率增加

验证第二个可能的作用机制, 即投资者杠杆降低是因为新交易政策的出台提高了价格波动率. 波动率增加意味着市场风险增大, 投资者会降低自身交易杠杆以冲抵市场风险的增加.

3.2.1 交易规则与合约波动率

对同一品种各个期货合约的波动率 σ 取日内中位数, 然后减去基准日期(2016年4月25日及2016年11月24日)对应品种的波动率中位数, 得到各期货品种波动率相对基准日期的变化值. 将所有期货品种分为受政策调控组(实验组)和未受政策调控组(控制组), 分别求组内波动率变化的日均值, 结果见图4、图5. 如图所示, 政策调整后实验组的波动率提高幅度明显高于控制组.

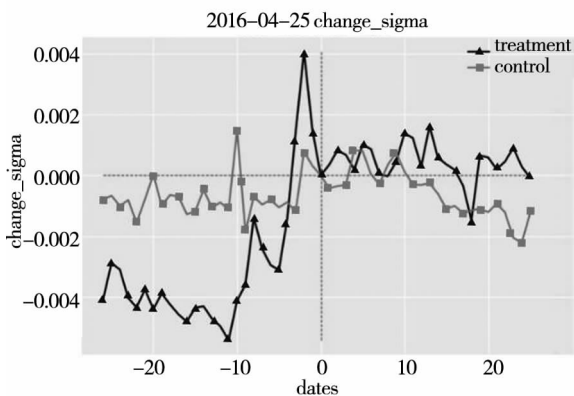


图4 2016年4月期货合约波动率日均值

Fig. 4 Daily average futures volatility in April 2016

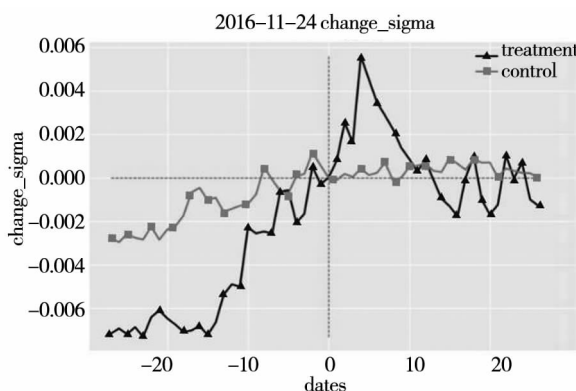


图5 2016年11月期货合约波动率日均值

Fig. 5 Daily average futures volatility in November 2016

进一步, 使用 DiD 方法对波动率进行回归, 以检验受政策调整期货的波动率增加是否显著高于未受政策调整的期货.

$$\sigma_{i,t} = b_0 + b_1 treat_i + b_2 after_i + b_3 treat_i \times after_i + u_{3it} \quad (7)$$

因变量 σ 为期货合约的波动率, 通过将合约日收益率输入 GARCH (1, 1) 模型计算得到, u_{3it} 是回归残差项. b_3 代表了实验组和控制组在政策调整后波动率变化的差别, 度量了政策调整对波动率的实际影响. 对式(7)进行回归, 并用误差聚类^[26]的方法调节回归系数的标准差, 结果如表6所示.

表6 交易规则与合约波动率

Table 6 Trading rules and contract volatility

变量	估计值
$treat_i$	0.002 86 (5.97 ***)
$after_i$	0.001 12 (1.98 **)
$treat_i \times after_i$	0.003 58 (10.05 ***)
常数项	0.012 06 (29.55 ***)
观测数	48 558
R^2	0.120 8

交叉项 $treat_i \times after_i$ 的系数为 0.0036 , t 值为 10.05 , 说明交易规则调整显著提高了期货合约波动率. 考虑到期货市场的平均日波动率为 1.13% (见表3), 0.36% 的差异说明规则调整大幅提高了期货波动率.

3.2.2 持仓波动率与投资者杠杆

首先计算各账户的持仓波动率, 持仓波动率

σ_p 与合约波动率之间的关系如式(8)所示. 其中 K 表示持仓合约总数量, ρ_{ij} 表示合约 i 与合约 j 日收益率的相关系数, σ_i 表示合约 i 的波动率, ω_i 表示合约 i 价值占总价值比例

$$\sigma_p^2 = \sum_{i=1}^K \sum_{j=1}^K \rho_{ij} \sigma_i \sigma_j \omega_i \omega_j \quad (8)$$

得到持仓波动率 σ_p 后,分析当期波动率 σ_p 是否会影响对应账户下一期的交易杠杆,即市场风险增大是否会降低投资者杠杆,如式(9)、式(10)所示(分别为个人投资者及机构投资者回归模型)

$$\begin{aligned} leverage_{i,t+1} = & b_0 + b_1 \sigma_{P(i),t} + b_2 age_i + \\ & b_3 open_i + \sum_{k=0}^4 c_k leverage_{i,t-k} + u_{4it} \end{aligned} \quad (9)$$

$$\begin{aligned} leverage_{i,t+1} = & b_0 + b_1 \sigma_{P(i),t} + b_2 open_i + \\ & \sum_{k=0}^4 c_k leverage_{i,t-k} + \varepsilon_{4it} \end{aligned} \quad (10)$$

$leverage_{i,t}$ 为投资者 i 在第 t 期的杠杆, $\sigma_{P(i),t}$ 为投资者 i 在第 t 期的持仓波动率, u_{4it} 和 ε_{4it} 为回归残差项. 对个人投资者和机构投资者杠杆分别进行回归,并用误差聚类^[26]的方法调节回归系数的标准差,结果见表 7.

表 7 持仓波动率与投资者杠杆

Table 7 Portfolio volatility and investor's leverage

变量	个人投资者	机构投资者
$leverage_t$	0.509 (82.24***)	0.626 (18.60***)
$leverage_{t-1}$	0.128 (55.64***)	0.121 (6.57***)
$leverage_{t-2}$	0.062 (29.46***)	0.055 (2.68***)
$leverage_{t-3}$	0.050 (24.27***)	0.042 (5.24***)
$leverage_{t-4}$	0.067 (28.48***)	0.063 (8.32***)
σ_p	-78.497 (-16.22***)	-53.486 (-9.72***)
age_i	-0.008 (-6.34***)	--
$open_i$	0.000 (-2.32**)	0.000 (-1.72*)
常数项	2.598 (44.37***)	1.254 (11.74***)
观测数	1 621 870	49 281
R^2	0.665 4	0.802 7

个人投资者回归中, σ_p 系数为 -78.50, t 检

验值为 -16.22,说明当其他条件保持不变时,持仓波动率的增大会显著大幅度降低个人投资者杠杆;机构投资者 σ_p 系数为 -53.49, t 检验值为 -9.72,说明持仓波动率的增大同样会显著大幅度降低机构投资者杠杆.综合以上结果可知,持仓波动率增加使得投资者有降低杠杆以应对风险的需求.

3.2.3 调控政策与投资者杠杆

综合分析政策出台降低投资者杠杆的作用机制.在式(2)、式(3)的基础上加入自变量持仓波动率 σ_p ,重新进行如式(11)、式(12)所示的 DiD 回归(分别为个人投资者及机构投资者回归模型)

$$\begin{aligned} leverage_{i,t} = & b_0 + b_1 treat_i + b_2 after_t + \\ & b_3 treat_i \times after_t + b_4 \sigma_{P(i),t} + \\ & b_5 age_i + b_6 open_i + u_{5it} \end{aligned} \quad (11)$$

$$\begin{aligned} leverage_{i,t} = & b_0 + b_1 treat_i + b_2 after_t + \\ & b_3 treat_i \times after_t + b_4 \sigma_{P(i),t} + \\ & b_5 open_i + \varepsilon_{5it} \end{aligned} \quad (12)$$

$leverage_{i,t}$ 为投资者杠杆, σ_p 为投资者的持仓波动率, u_{5it} 和 ε_{5it} 为回归残差项.对个人投资者和机构投资者杠杆分别进行回归,并用误差聚类^[26]的方法调节回归系数的标准差,结果见表 8.

表 8 交易规则、持仓波动率与投资者杠杆

Table 8 Trading rules, portfolio volatility and investor's leverage

变量	个人投资者	机构投资者
$treat_i$	0.280 (1.71*)	0.155 (0.58)
$after_t$	-0.106 (-0.79)	-0.299 (0.00)
$treat_i \times after_t$	-0.116 (-0.88)	-0.093 (-0.30)
σ_p	-109.038 (-10.28***)	-103.554 (-3.43***)
age_i	-0.023 (-6.16***)	--
$open_i$	0.000 (0.52)	0.000 (-0.43)
常数项	7.554 (23.79***)	5.918 (9.17***)
观测数	245 160	6 794
R^2	0.050 9	0.032 4

在个人投资者回归中,交叉项 $treat_i \times after_i$ 的系数为 -0.12 , t 检验值为 -0.88 ; 在机构投资者回归中,交叉项 $treat_i \times after_i$ 的系数为 -0.09 , t 检验值为 -0.30 . 对比表 4 的结果可知,加入自变量 σ_p 使得两组回归结果中交叉项系数 b_3 的绝对值分别下降了 0.27 和 0.17 , b_3 显著性也大大降低. 而自变量 σ_p 的系数则呈现很强的显著性. 在个人投资者数据回归中, σ_p 的系数为 -109.04 , t 检验值为 -10.28 ; 在机构投资者数据回归中, σ_p 的系数为 -103.55 , t 检验值为 -3.43 . 以上结果说明持仓波动率的增加对投资者杠杆有显著且大幅度的抑制作用,本次政策调整的降杠杆作用主要是因为波动率增加带来的风险提升. 在控制了波动率后,代表政策实施效果的系数 b_3 的显著性大大降低.

为了进一步探究假设中提出的两种机制的共同作用,在式(5)、式(6)的基础上加入自变量持仓波动率 σ_p , 重新进行如式(13)、式(14)所示的 DiDiD 回归(分别为个人投资者及机构投资者回归模型)

$$leverage_{i,t} = b_0 + b_1 treat_i + b_2 after_i + b_3 full_i + b_4 treat_i \times after_i + b_5 treat_i \times full_i + b_6 after_i \times full_i + b_7 treat_i \times after_i \times full_i + b_8 \sigma_{P(i),t} + b_9 age_i + b_{10} open_i + u_{6it} \quad (13)$$

$$leverage_{i,t} = b_0 + b_1 treat_i + b_2 after_i + b_3 full_i + b_4 treat_i \times after_i + b_5 treat_i \times full_i + b_6 after_i \times full_i + b_7 treat_i \times after_i \times full_i + b_8 \sigma_{P(i),t} + b_9 open_i + \varepsilon_{6it} \quad (14)$$

$leverage_{i,t}$ 为投资者杠杆, σ_p 为投资者的持仓波动率, $treat_i$, $after_i$ 以及 $full_i$ 分别是前文定义三个哑变量, u_{6it} 和 ε_{6it} 为回归残差项. 对个人投资者和机构投资者杠杆分别进行回归,结果见表 9.

在个人投资者杠杆回归中,交叉项 $treat_i \times after_i \times full_i$ 的系数为 -0.32 , t 检验值为 -1.95 ; 在机构投资者回归中,交叉项 $treat_i \times after_i \times full_i$ 的系数为 -1.99 , t 检验值为 -2.83 . 对比表 5 可知,加入自变量 σ_p 使得两组数据回归结果中交叉项系数 b_7 的绝对值分别上升了 0.04 和 0.13 , 且 b_7 显著性基本保持不变. 由此可知,高保证金占比的实验

组账户,其杠杆受到政策更大的影响,且这一特征并没有因为控制了持仓波动率而产生变化.

在两组回归中,持仓波动率 σ_p 的系数分别为 -129.00 和 -116.76 , t 检验值分别为 -10.14 和 -3.62 . 对比表 8 的结果可知,加入保证金占比的哑变量及其交互项后, σ_p 系数的绝对值上升且显著性基本不变,说明持仓波动率对杠杆的影响仍然存在.

综上所述,追加保证金压力和高波动率的共同作用使得投资者杠杆在交易规则调整之后显著下降. 这两种机制并没有明显的相互抵消作用.

表 9 交易规则、保证金占比、持仓波动率与投资者杠杆
Table 9 Trading rules, margin ratio, portfolio volatility and investor's leverage

变量	个人投资者	机构投资者
$treat_i$	0.078 (1.16)	-0.288 (-0.78)
$after_i$	0.308 (4.20***)	-0.200 (0.00)
$full_i$	3.185 (35.15***)	2.864 (5.18***)
$treat_i \times after_i$	0.168 (5.37***)	0.683 (0.0)
$treat_i \times full_i$	0.040 (0.18)	1.000 (1.28)
$after_i \times full_i$	-0.515 (-5.90***)	-0.303 (-0.88)
$treat_i \times after_i \times full_i$	-0.318 (-1.95*)	-1.994 (-2.83***)
σ_p	-129.004 (-10.14***)	-116.762 (-3.62***)
age_i	-0.015 (-4.41***)	- -
$open_i$	0.000 (0.79)	0.000 (-0.98)
常数项	5.718 (25.68***)	5.325 (7.90***)
观测数	245 160	6 794
R^2	0.225 4	0.181 9

4 结束语

本文采用某期货公司 2014 年 ~ 2016 年三年

间的交易账户数据,研究2016年两次商品期货交易规则调整对投资者杠杆的影响及其作用机制.研究发现提高保证金等交易规则的改变确实降低了投资者杠杆,且主要有两种不同的机制:一是追加保证金的压力迫使投资者降低杠杆,高保证金占比的账户会受到更大的影响;二是政策调整下市场波动率增加,投资者有降低杠杆以应对风险的需求.不同于以往研究,本文利用投资者的真实账户数据,从微观层面探究了交易规则调整对投资者个人交易行为的影响.在大宗商品金融化的背景下,商品价格不仅仅取决于传统的供给和需求,还受到金融投机等交易者行为的影响.因此,

本文所研究的投资者行为、期货交易规则等内容对于全面理解大宗商品价格具有重要作用.此外,本文的研究结果证明交易规则调整确实可以改变投资者的交易行为,这对争取大宗商品定价权的论断给予了支持.大宗商品期货市场具有价格发现功能,大宗商品定价权的根本在于制定交易规则,即通过完善交易规则来抑制投机现象,使得大宗商品价格能够真正反映实体经济的供给和需求.我国作为重要的大宗商品生产国和消费国,应该努力完善交易规则并在国际市场上积极争取定价权,让国内外大宗商品市场的价格回归合理,促进我国经济发展.

参 考 文 献:

- [1] Hartzmark M. The effects of changing margin levels on futures market activity, the composition of traders in the market, and price performance[J]. *The Journal of Business*, 1986, 59(2): 147–180.
- [2] 陈海强, 方颖, 王方舟. 融资融券制度对尾部系统风险的非对称影响——基于A股市场极值相关性的研究[J]. *管理科学学报*, 2019, 22(5): 99–109.
Chen Haiqiang, Fang Ying, Wang Fangzhou. Asymmetric effect of margin trading and short selling on tail systematic risk: An empirical analysis of extreme dependence in Chinese A-share market[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2019, 22(5): 99–109. (in Chinese)
- [3] 张俊生, 汤晓建, 李广众. 预防性监管能够抑制股价崩盘风险吗?——基于交易所年报问询函的研究[J]. *管理科学学报*, 2018, 21(10): 112–126.
Zhang Junsheng, Tang Xiaojian, Li Guangzhong. Does the preventive regulation mitigate stock price crash risk? Evidence from comment letters[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2018, 21(10): 112–126. (in Chinese)
- [4] 李沁洋, 许年行. 资本市场对外开放与股价崩盘风险——来自沪港通的证据[J]. *管理科学学报*, 2019, 22(8): 108–126.
Li Qinyang, Xu Nianhang. Capital market liberalization and stock price crash risk: Evidence from Shanghai-Hong Kong stock connect[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2019, 22(8): 108–126. (in Chinese)
- [5] Han Q, Liang J. Index futures trading restrictions and spot market quality: Evidence from the recent Chinese stock market crash[J]. *Journal of Futures Markets*, 2017, 37(4): 411–428.
- [6] Hilliard J, Zhang H. The impact of soft intervention on the Chinese financial futures market[J]. *Journal of Futures Markets*, 2020, 40(3): 374–391.
- [7] Zhang Y, Ding S, Scheffel E. Policy impact on volatility dynamics in commodity futures markets: Evidence from China[J]. *Journal of Futures Markets*, 2018, 38(10): 1227–1245.
- [8] Hsieh D, Miller M. Margin regulation and stock market volatility[J]. *The Journal of Finance*, 1990, 45(1): 3–29.
- [9] Hardouvelis G. Margin requirements, volatility, and the transitory component of stock prices[J]. *The American Economic Review*, 1990, 80(4): 736–762.
- [10] Day T, Lewis C. Initial margin policy and stochastic volatility in the crude oil futures market[J]. *Review of Financial Studies*, 1997, 10(2): 303–332.
- [11] Fische R, Goldberg L, Gosnell T, et al. Margin requirements in futures markets: Their relationship to price volatility[J]. *Journal of Futures Markets*, 1990, 10(5): 541–554.
- [12] Kupiec P. Margin requirements, volatility, and market integrity: What have we learned since the crash?[J]. *Journal of Financial Services Research*, 1998, 13(3): 231–255.
- [13] Hardouvelis G, Kim D. Margin requirements, price fluctuations, and market participation in metal futures[J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1995, 27(3): 659–671.
- [14] Dutt H, Wein I. Revisiting the empirical estimation of the effect of margin changes on futures trading volume[J]. *Journal of Futures Markets*, 2003, 23(6): 561–576.

- [15] Chou R, Wang G, Wang Y. The effects of margin changes on the composition of traders and market liquidity: Evidence from the Taiwan futures exchange[J]. *Journal of Futures Markets*, 2015, 35(10): 894–915.
- [16] Daskalaki C, Skiadopoulou G. The effects of margin changes on commodity futures markets[J]. *Journal of Financial Stability*, 2016, 22: 129–152.
- [17] 张东明, 魏先华. 保证金水平对股指期货市场的影响研究——基于流动性及波动性角度的分析[J]. *管理评论*, 2013, 25(5): 37–43.
Zhang Dongming, Wei Xianhua. The effect of margin level on the stock index futures market: Analysis based on the liquidity and volatility[J]. *Management Review*, 2013, 25(5): 37–43. (in Chinese)
- [18] 方雯, 冯耕中, 陆凤彬, 等. 期货保证金调整对中国钢材市场价格发现的影响研究[J]. *中国管理科学*, 2015, 23(2): 1–9.
Fang Wen, Feng Gengzhong, Lu Fengbin, et al. A study on the effects of adjusting futures margin level on the price discovery of Chinese steel markets[J]. *Chinese Journal of Management Science*, 2015, 23(2): 1–9. (in Chinese)
- [19] 蒋贤锋, 史永东, 李慕春. 期货市场保证金调整的市场风险控制作用及制度改革——来自大连商品交易所的实证分析[J]. *金融研究*, 2007, 2: 77–91.
Jiang Xianfeng, Shi Yongdong, Li Muchun. The roles of margin adjustments on controlling futures market risk and the reform of margin system: Empirical analysis from Dalian commodity exchange[J]. *Journal of Financial Research*, 2007, 2: 77–91. (in Chinese)
- [20] 陈标金, 王锋. 交易费用与保证金比率能有效调控期货价格波动吗?[J]. *投资研究*, 2019, 38(3): 94–102.
Chen Biaojin, Wang Feng. Do transaction costs and margin ratio adjust futures volatility effectively? [J]. *Review of Investment Studies*, 2019, 38(3): 94–102. (in Chinese)
- [21] Tang K, Xiong W. Index investment and the financialization of commodities[J]. *Financial Analyst Journal*, 2012, 68(6): 54–74.
- [22] Kilian L. Not all oil price shocks are alike: Disentangling demand and supply shocks in the crude oil market[J]. *The American Economic Review*, 2009, 99(3): 1053–1069.
- [23] Sockin M, Xiong W. Informational frictions and commodity markets[J]. *The Journal of Finance*, 2015, 70(5): 2063–2098.
- [24] 刘璐, 张翔, 王海全. 金融投机、实需与国际大宗商品价格——信息摩擦视角下的大宗商品价格影响机制研究[J]. *金融研究*, 2018, 4: 39–56.
Liu Lu, Zhang Xiang, Wang Haiquan. Financial speculation, real demand and international commodity price: Impact analysis from the perspective of informational frictions[J]. *Journal of Financial Research*, 2018, 4: 39–56. (in Chinese)
- [25] 汤珂. 积极争取国际大宗商品定价权[J]. *红旗文稿*, 2014, 18: 18–20.
Tang Ke. Actively strive for the pricing power of international commodities[J]. *HongQi WenGao*, 2014, 18: 18–20. (in Chinese)
- [26] Petersen M. Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches[J]. *The Review of Financial Studies*, 2009, 22(1): 435–480.

Can adjustments of futures trading rules reduce investor's leverage?

WANG Jing-yuan¹, GE Yi-qing², TANG Ke^{2*}, DENG Ya-lin¹

1. School of Computer Science and Engineering, Beihang University, Beijing 100191, China;
2. Institute of Economics, School of Social Science, Tsinghua University, Beijing 100084, China

Abstract: China frequently adjusted futures trading rules in 2016 to curb speculation and stabilize commodity markets. This paper explores how policy changes influence investor's leverage based on data from individual trading accounts. The paper finds that these cooling-markets adjustments do reduce the leverage through two main mechanisms. Firstly, investors are forced to reduce leverage due to increased margin requirements. Secondly, investors intend to reduce leverage in response to increased market volatility after the policy adjustments.

Key words: trading rules; investor's leverage; margin ratio; market volatility