

【编者按】社会性管制是管制经济学的重要研究领域之一，外部性特征决定了未来较长时期内仍需继续强化社会性管制范畴。在互联网、大数据等现代科技快速发展及应用的背景下，通过智慧监管手段，建设并完善具有溯源追查、社会监督、网络监管等功能的市场监管信息服务体系将是中国社会性管制由“传统监管”向“智慧监管”转型的必然选择。

紧紧围绕食品药品监管工作大局，借助“智慧监管”手段，推进“互联网+”行动和促进大数据发展，对中国食品药品安全监管转型具有十分重要的现实意义。本期推出的“基于事件研究法的食品药品召回冲击及其影响因素分析”一文采用事件研究法估计食品药品召回对上市公司的影响，探究累计超额收益率的影响因素，以期为食品药品安全监管分析扩展全新的政策思路。

“政府管制”栏目特邀主持人：王俊豪 教授

基于事件研究法的食品药品召回 冲击及其影响因素分析

张肇中¹，张莹²

(1. 浙江财经大学中国政府管制研究院，浙江 杭州 310018；

2. 山东财经大学公共管理学院，山东 济南 250014)

摘 要：本文采用事件研究法估计食品药品召回对上市公司的影响，并进一步对累计超额收益率的影响因素进行分析。研究结果显示，我国食品药品召回事件对上市公司收益率的影响较为持久，召回规模、媒体报道和交易量等因素均显著影响累计超额收益率，其中召回经历和群体召回的影响分别体现为刻板效应和转移效应。本文对召回影响的探索为食品药品安全监管成本分析拓展新的视角，而对召回经历和群体召回的效应分析也有助于探索我国食品药品监管的特殊性，从而为监管提供借鉴。

关键词：食品药品召回；事件研究法；超额收益率；刻板效应；转移效应

中图分类号：F273.2 **文献标识码：**A **文章编号：**1004-4892(2018)02-0104-09

作为一项常用的质量安全控制手段，食品药品召回一直以来在美国等西方国家得到普遍应用并成为重要的监管工具。尤其在面临较大规模的食品药品安全事件时，召回往往在控制事故影响范围、降低消费者所受侵害、挽回企业声誉等方面发挥重要作用。以美国肉类食品召回为例，1982～1998年肉禽类食品召回总数达479例，其中一级召回252例、二级召回189例、三级召回38例，召回总量达到1.3亿磅。相比于美国，我国食品药品召回起步较晚，2007和2015年我国先后颁布实施《食品召回管理规定》和《食品召回管理办法》，后者已成为我国目前指导和规范食品药品召

收稿日期：2017-06-21

基金项目：国家自然科学基金资助项目(71603229)；教育部人文社会科学规划基金资助项目(15YJC790151)；浙江省自然科学基金资助项目(LQ16G030005)

作者简介：张肇中(1985-)，男，黑龙江黑河人，浙江财经大学中国政府管制研究院助理研究员，博士；张莹(1982-)，女，陕西西安人，山东财经大学公共管理学院副教授，博士。

回的主要法规。根据《食品召回管理办法》，我国食品药品召回也采用三级召回机制，按照危害与紧急程度划分召回等级并规定召回期限，召回的方式主要分为企业自发召回和监管机构干预强制召回。由于《食品召回管理办法》实施年限不长，召回案例数量相对较少，但较大规模召回往往与重大食品安全事件关联，引发社会广泛关注，因而食品药品召回这一监管工具理应得到监管者、企业乃至社会公众的更多重视。

有关产品召回影响的基础性文献大多围绕汽车行业召回展开^{[1][2]}，但越来越多的学者也将对产品召回的研究扩展到其他行业^{[3][4]}。依循产品召回文献的思路，国外学者近十余年陆续展开对食品药品召回的相关研究。根据食品安全监管成本收益分析框架，一部分学者主要探索产品召回对消费需求的影响^{[5][6]}；另一部分学者则关注召回是否显著导致企业成本上升和收益损失^[7]，目前对食品药品召回的研究主要集中在后一领域。召回影响企业成本的内在逻辑体现为召回的施行虽然多为企业自发行为，但实质是在监管机构监督之下执行，因此由启动召回导致的企业收益损失可视为企业面临的规制成本。由于涉及召回的食品安全事件往往社会影响较大，牵涉企业多为上市公司，因而这一领域的文献主要采用上市公司数据展开研究，其中事件研究法是学者们普遍采用的一种实证方法^{[8][9]}。在食品召回的成本分析的基础上，还有一些学者对召回冲击的影响因素进行探索^{[10][11]}。

由于我国食品药品召回的相关法规颁布时间较晚，食品药品召回经验仍较为欠缺，召回数量和规模也相对较小，因此针对食品药品召回冲击影响的实证研究较为鲜见，一些学者关于食品行业的研究可提供一些思路和借鉴^{[12][13]}。

目前，食品药品召回在我国仍处于发展阶段，探索召回对企业的影响既是指导食药企业生产经营的有力手段，同时也可作为监管者提供借鉴，因此本文的研究具有重要的现实意义。对召回事件冲击上市公司股价的研究拓展了我国食品药品监管成本分析，定义和识别召回经历刻板效应、学习效应及群体召回事件传染效应和转移效应亦有助于探索我国食品药品行业监管的特殊性，因此本文的研究还具有一定的理论意义。鉴于该领域的研究现状及研究的理论和现实意义，本文在考察 2007 年以来国内具有较大社会影响的食品药品安全事件的基础上，采用事件研究法对召回的影响(上市公司超额收益率)进行实证检验，并进一步分析累计超额收益率(CAAR)的影响因素。

本文的主要贡献体现在两个方面：一是提供一个食品安全监管成本分析的新视角，在微观数据缺乏的条件下，基于事件研究法探讨利用上市公司数据进行监管成本分析的可行性，将上市公司在召回冲击下的超额收益率视为食品召回这一事后监管手段带来的企业成本，因此可通过召回冲击度量企业获得的生产安全产品的激励；二是归类和分析召回事件冲击的影响因素，通过区分召回经历和群体召回的影响效应来识别消费者信心和上市公司面对的舆论环境。

一、食品召回冲击的实证研究

(一) 事件研究法

事件研究法(event study)主要通过对上市公司超额收益(Abnormal Return)的估计来反映外生事件的冲击。根据 MacKinlay(1997)的做法^[14]，超额收益可记为：

$$AR_{it} = R_{it} - E(R_{it} | X_t) \quad (1)$$

其中， AR_{it} 、 R_{it} 和 $E(R_{it} | X_t)$ 分别表示第*i*支股票在*t*天的超额收益率、实际收益率和预期收益率。对超额收益率的估计关键在于 X_t ，目前存在两种不同方法估计 X_t ，分别对应不同的假设：一种给定股票在一段时间内收益率不变；另一种假设股票收益率与市场指数之间存在一定的线性关系，以此来估计超额收益率并称为市场模型^[15]。本文即是基于市场模型的假设，以上市公司股票实际收益率与市场指数的差额来测度超额收益率。在市场模型假设下，股票*i*的收益率可表示为：

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it} \quad E[\varepsilon_{it}] = 0 \quad Var[\varepsilon_{it}] = \sigma_\varepsilon^2 \quad (2)$$

其中, R_{mt} 是 t 期市场指数的日收益率, α_i 和 β_i 是系数, ε_{it} 是误差项(即超额收益率)。

为说明超额收益率的估计方法, 需对窗口期进行定义。本文采用的时间间隔为天, 定义事件发生日为 $t=0$, $t=T_1+1$ 到 T_2 之间为事件窗口期, $t=T_0+1$ 到 T_1 之间为估计窗口期。基于市场模型计算的超额收益率可表示为:

$$AR_{it} = R_{it} - \hat{\alpha}_i - \hat{\beta}_i R_{mt} \quad (3)$$

其中, $\hat{\alpha}_i$ 和 $\hat{\beta}_i$ 是在估计窗口期内按(2)式估计所得。然后, 再代入(3)式, 在事件窗口期内估计超额收益率。

累计超额收益率 CAR(cumulative abnormal return)用来反映一定时间内事件冲击带来的总体影响。因此, 我们将股票 i 在 τ_1 到 τ_2 时间段内($T_1 < \tau_1 \leq \tau_2 < T_2$)的累计超额收益率定义为:

$$CAR_i(\tau_1, \tau_2) = \sum_{t=\tau_1}^{\tau_2} AR_{it} \quad (4)$$

进一步地, 通过平均累计超额收益率 CAAR(cumulative average abnormal return)衡量事件对 N 支股票的整体影响:

$$CAAR(\tau_1, \tau_2) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N CAR_i(\tau_1, \tau_2) \quad (5)$$

我们可通过统计检验超额收益率来判断事件冲击的显著程度。对超额收益率的统计检验包括参数检验和非参数检验两大类, 前者主要有 t 检验和 Patell 检验^{[16][17]}, 后者主要是符号检验和秩检验^{[18][19]}。本文主要采用相互独立样本截面数据的 t 检验, 并以 Patell 检验作为补充的稳健性检验。

根据 Serra(2007)的研究方法^[17], 假设上市公司超额收益率服从正态分布, t 检验统计量可表示

为 $t = \overline{AR_0} / S(\overline{AR_0})$ ^①。其中, $\overline{AR_0} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N AR_{i0}$ 被定义为平均超额收益率, 而 $S(\overline{AR_0})$ 则是对平均

超额收益率标准差的估计值。在样本间相互独立的假设下, T 期内 $S(\overline{AR_0})$ 可表示为:

$$S(AR_i) = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^T \left(AR_{it} - \frac{\sum_{t=1}^T AR_{it}}{T} \right)^2}{T-d}} \quad (6)$$

其中, $(t-d)$ 表示自由度。而 Patell 检验可看作是将超额收益率标准化后的 t 检验, 目的在于经过标准化后, 不同样本的超额收益率拥有相同的方差。

(二) 数据选择、召回事件和模型设定

本文采用的数据为沪深交易所 A 股、创业板和中小板的食物及药品类上市公司公报。股票收益率和市场指数来自国泰安数据库。选取 2007~2017 年所有食物及药品类上市公司召回作为冲击事件。通过网络搜索和查阅上市公司公告, 对食物药品召回事件进行筛选, 筛选时主要参考中国证监会网站、上海证券交易所和深圳证券交易所官方网站、巨潮资讯网、中国资讯行及食物伙伴网, 全部样本包含 25 家上市公司的 29 次召回事件。我们主要剔除以下几种情况的召回事件: (1) 召回规模较小或上市公司未发布召回公告; (2) 本文旨在分析国内召回政策的影响, 因此国内食物及药品类企业在港股或海外上市的均未列入; (3) 长期停牌的上市公司, 避免由于过长的停牌期给估计窗口期造成较大误差; (4) 上市时间较短, 初次召回距离公司上市不足 200 天的样本; (5) 同一家上市公司两次召回时间间隔不超过 200 天的召回事件, 避免两次召回事件估计窗口期重叠造成的估计偏误。

窗口期过长容易造成召回事件重叠及其他事件的交叉影响, 窗口期过短则无法准确估计, 因此

① 为区别第 t 期与 t 统计量, 这里以第 0 期(即事件日)的超额收益率来表示。

我们将窗口期长度设定为 200 天,以事件发生日为第 0 天,估计窗口期为 -210 天到 -11 天的时间跨度。召回事件发生日一般以公司发布公告正式发起召回为准。但依照上市公司公告及媒体报道情况,有时发起召回与公司公告时间相差较远或召回并非一次性完成,上市公司具有延迟公告以降低召回事件影响之嫌,此时采用上市公司发布公告日作为事件发生日。也有上市公司多次发布澄清公告的情况,此时则确定第一次公告日为事件发生日。此外,还存在个别上市公司召回日是非交易日的情况,事件发生日则为公告日后的第一个交易日。

(三) 估计结果分析

事件分析法衡量的事件冲击一方面反映为事件窗口期内的平均累计超额收益率,另一方面则反映为参数检验体现的超额收益率显著程度。表 1 报告了不同事件窗口期设定下的平均累计超额收益率和参数检验结果。图 1 则直观显示了几种事件窗口期设定下所有样本的平均累计超额收益率变化趋势。图 1 显示,平均累计超额收益率自事件日前一到两天起开始下降为负值,产生这种现象的原因之一是我国食品及药品类企业自发启动召回往往具有一定的时滞性。一般来说,我国食品药品召回都是监管机构首先发布抽检通告或媒体曝光,企业迫于压力而启动召回,这种召回本质上仍属于被动召回,因此到正式公告日时实际公司的收益率已开始进入下行趋势^①。由图 1 同样可看出,我国食品药品召回的影响持续性较长,召回冲击总体上在事件日后第五日左右达到最大,此后尽管会有缓慢回升,但在事件窗口期 20 日内平均累计超额收益率仍为负值^②。为修正召回冲击真实产生的时间与事件日的偏差,我们将事件窗口期的初始日分别设定为事件日前一天、事件日当天和事件日后一天,由于召回冲击持续时间较长,本文对事件窗口期的结束日分别设定 1、2、3、4、5、10、15 和 20 多个数值并进行比照。

表 1 平均累计超额收益率及假设的检验结果

T_2	$T_1 = -1$			$T_1 = 0$			$T_1 = 1$		
	CAAR	t 检验	Patell 检验	CAAR	t 检验	Patell 检验	CAAR	t 检验	Patell 检验
1	-0.007	(-0.862)	(-0.504)	-0.004	(-0.617)	(0.052)			
		0.390	0.615		0.538	0.959			
2	-0.016	(-1.806)	(-1.657)	-0.014	(-1.757)	(-1.331)	-0.009	(-1.460)	(-0.880)
		0.072 *	0.097 *		0.080 *	0.183		0.146	0.379
3	-0.014	(-1.426)	(-1.690)	-0.012	(-1.322)	(-1.383)	-0.007	(-0.920)	(-0.868)
		0.155	0.091 *		0.188	0.167		0.359	0.385
4	-0.014	(-1.262)	(-1.709)	-0.012	(-1.161)	(-1.437)	-0.005	(-0.637)	(-0.751)
		0.209	0.088 *		0.247	0.151		0.525	0.452
5	-0.023	(-1.917)	(-2.457)	-0.021	(-1.890)	(-2.270)	-0.014	(-1.512)	(-1.737)
		0.057 *	0.014 **		0.060 *	0.023 **		0.132	0.082 *
10	-0.032	(-2.029)	(-3.216)	-0.031	(-1.976)	(-3.021)	-0.022	(-1.649)	(-2.540)
		0.044 **	0.001 ***		0.050 **	0.003 ***		0.101	0.011 **
15	-0.036	(-1.768)	(-3.279)	-0.034	(-1.727)	(-3.066)	-0.025	(-1.433)	(-2.549)
		0.079 *	0.001 ***		0.086 *	0.002 ***		0.153	0.011 **
20	-0.030	(-1.127)	(-3.056)	-0.028	(-1.096)	(-2.870)	-0.019	(-0.827)	(-2.261)
		0.261	0.002 ***		0.275	0.004 ***		0.409	0.024 **

注:CAAR 一列表示所有上市公司的平均累计超额收益率,表中报告了 t 检验和 Patell 检验的 P 值,括号中为检验统计量的取值;

*、** 和 *** 分别表示单侧 P 值显示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

① 上市公司召回公告的时滞性会造成一定程度上的估计偏误,但公告日是确定事件日的主要依据,为遵循统一的标准,本文仍以公告日作为召回事件日($t=0$)。

② 根据 Pozo 和 Schroeder(2016)的研究,美国肉类食品上市公司召回后约 15 日平均累计超额收益率可阶段性回升至 0 以上^[13]。

具体而言, 设定事件窗口期为 $t = -1$ 时, 事件日后第 2 日、第 5 日及第 5 日后 CAAR 均同时通过 t 检验和 Patell 检验, 召回事件冲击显著; 设定事件窗口期为 $t = 0$ 时, 事件日后第 2 日 CAAR 在 t 检验下显著, 事件日后第 5 日及第 5 日后 CAAR 均通过双参数检验; 设定事件窗口期为 $t = 1$ 时, CAAR 仅在事件日后第 5 日及第 5 日后通过 Patell 检验。由表 1 可看出, 即便上市公司超额收益率下降至 0 以下早于事件日就已开始, 但从统计意义上召回事件的冲击一般是在事件日后第 5 日才开始逐渐显著。平均累计超额收益率自事件日后第 1 日开始呈逐渐下降的趋势, 到事件日后第 15 日达到最低值, 第 20 日已缓慢回升。因此, 就召回事件的冲击分析, 我们可得出以下的基本结论: 我国食品药品召回对上市公司超额收益率造成显著冲击, 超额收益率对召回冲击的反应具有一定的延时性, 体现为尽管超额收益率自事件日之前即为负, 但在统计学意义上一般自事件日后第五日起召回冲击显著, 且召回冲击持续时间较长, 也即我国食品药品召回冲击具有反应延迟、冲击持久的特征。

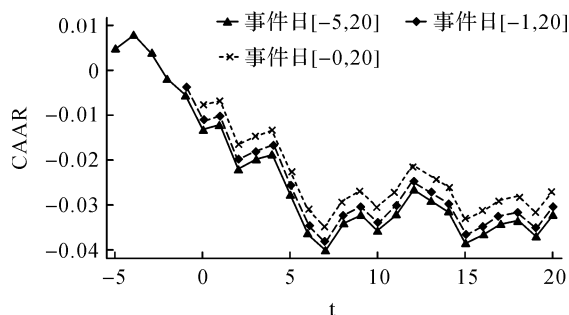


图 1 平均累计超额收益率 CAAR

二、超额收益率的影响因素分析

(一) 研究模型、变量设置和数据来源

在估计召回事件冲击的基础上, 我们进一步分析上市公司平均累计超额收益率(召回事件的影响程度)的影响因素。超额收益率影响因素分析采用的数据为事件窗口期内的面板数据, 本文选取的影响因素解释变量多为不随时间改变的特征变量, 如果采用以组内估计量进行估计的固定效应面板数据模型, 则将导致不随时间改变的变量由于多重共线性问题而在回归中被删除, 但 Hausman 检验结果并不支持随机效应模型。因此, 参考 Pozo 和 Schroeder(2016)的做法, 我们最终采用混合 OLS 的回归方法^[11]。具体的模型设定如下:

$$CAR_{it} = \theta_0 + \theta_1 X_{1it} + \cdots + \theta_j X_{jit} + \theta_{j+1} X_{1i} + \cdots + \theta_{j+k} X_{ki} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

被解释变量累计超额收益率采用事件窗口期 $[-1, +20]$ 计算所得。我们将解释变量划分为召回特征和企业特征两大类, 前者刻画了与召回事件相关的变量(即外部冲击变量), 后者则是与上市公司经营相关的企业财务指标变量, 其中召回特征变量为不随时间改变的变量。

召回事件及企业召回行为的特征直接影响上市公司所受召回冲击, 体现召回特征的变量主要包括:

1. 召回规模。由于我国缺乏系统的食品药品召回数据库, 大部分召回事件的召回数量及金额均未公开。在查阅所有启动召回的食品及药品类上市公司公告后, 我们将召回规模设置为三档: (1)极小, 召回金额不足公司年销售收入的 0.1%; (2)较小, 召回金额超过上市公司年销售收入的 0.1%、但不足 1%; (3)较大, 召回金额超过上市公司年销售收入的 1%。基于以上设定, 召回规模设置为类别变量, 取值分别为 1、2 和 3。假设召回规模越大, 则对上市公司影响越大, 因此该变量系数应为负。

2. 媒体报道。该变量用来衡量媒体对召回事件的关注程度, 以间接刻画召回事件的社会影响。本文采用召回事件发生 10 日内网络媒体对该上市公司召回的报道数量来反映媒体关注程度, 搜索关键词为该上市公司股票名称及“召回”。根据 Tetlock(2007)的研究^[20], 大量的媒体负面报道会造成股价下跌压力, 因此假设媒体报道对该变量系数取值为负。关于该变量, 仍需作以下几点补充说明: (1)由于食品相对于药品而言更加贴近生活, 消费者关注度更高, 食品类上市公司召回的媒

体关注度明显高于药品类上市公司,我们针对此设定媒体关注与企业类型的交叉项;(2)在搜集数据过程中,我们发现对群体性召回事件可能存在企业之间的媒体关注转移现象,如2008年三聚氰胺乳制品事件发生时媒体关注过度集中于三鹿,而对其他乳制品上市公司的报道并不很多,类似情况可能导致出现估计偏误,因此我们补充设定媒体报道与群体召回的交叉项。

3. 召回经历。该变量为虚拟变量,衡量上市公司在本次召回事件前是否有过召回经历,取值1表示曾有召回经历,取值0表示无召回经历。为解释召回经历这一变量的系数,本文进一步定义召回经历影响累计超额收益率的效应。召回经历反映上市公司的内部效应,具体可划分为刻板效应和学习效应。刻板效应体现为之前有过召回经历的上市公司受到本次召回事件的冲击更大(变量系数为负),其原因在于企业缺乏改善产品质量的激励,导致投资者和消费者对企业产品质量安全控制信心不足,多次召回强化了社会公众对企业的负面印象。学习效应体现为之前有过召回经历的上市公司受到本次召回事件的冲击较小(变量系数为正),说明企业因过去召回事件增强了应对能力,消费者对企业具有较强信心,相信企业能应对和消解召回事件带来的负面影响。

4. 群体召回。即在事件日10日内是否有同行业上市公司(包括在海外上市)发生召回事件。近十年来,我国发生的群体性食品药品召回事件主要包括三聚氰胺乳制品事件和银杏叶药品专项治理等。该变量为虚拟变量,取值1表示10日内有其他召回事件,取值0表示无其他召回事件。同时,本文也定义群体召回的影响效应,该变量反映了一种外部效应,具体可划分为传染效应和转移效应。传染效应体现为10日内有其他同行业上市公司因同一事件发起召回,则该公司受到的冲击更大(变量系数为负)。转移效应则体现为同一召回事件波及多家上市公司,但因为其中一两家上市公司受到社会关注度较高,从而转移社会公众对其他同行业上市公司的关注(变量系数为正)。

5. 是否子公司。该变量为虚拟变量,主要刻画启动召回程序的公司是否为上市公司子公司。若发布召回的为上市公司母公司,则取值为0,否则取值为1。假设启动召回程序的为上市公司子公司,则召回事件对上市公司的冲击相应较小,即该变量系数为正。

6. 多样化经营。发生召回时,若食品和药品为该公司主营项目,则取值为0,否则取值为1。假设多样化经营的上市公司受到召回事件冲击较小,则该变量系数应为正。

此外,需要说明的是,由于我国召回管理办法颁布施行的时间较晚,没有公开的召回数据库,根据上市公司召回公告也无法获得召回等级信息,因此召回特征变量中并未包含召回等级(即危害严重程度)。

表2 变量的描述性统计

变量	均值	中位数	标准差	最大值	最小值
累计超额收益率	-0.010(-0.040)	-0.020(-0.020)	0.220(0.220)	0.750(0.570)	-0.760(-0.620)
国有股比例	0.050(0.040)	0.000(0.000)	0.110(0.110)	0.640(0.510)	0.000(0.000)
交易量	0.810(0.840)	0.900(0.970)	0.230(0.200)	1.000(1.000)	0.100(0.300)
事件日超额收益率	-0.010	0.000	0.0300	0.0800	-0.0600
召回规模	1.450	1.000	0.720	3.000	1.000
媒体报道	266.6	188	234.6	756	19
是否子公司	0.380	0.000	0.490	1.000	0.000
多样化经营	0.240	0.000	0.430	1.000	0.000
召回经历	0.210	0.000	0.410	1.000	0.000
群体召回	0.620	1.000	0.490	1.000	0.000

注:括号内为该变量在事件日后20日的相应统计量取值。

本文的公司特征变量包括:(1)事件日超额收益率,即 $t=0$ 事件日当天的超额收益率 AR_{i0} ,它反映企业面临的初始冲击,为避免内生性问题,作为被解释变量的累计超额收益率是从事件日后一

天(即 $t=1$)开始计算的;(2)交易量,我们采用流通股比例(即交易日当天该上市公司股票流通股市值占总市值的比例)来衡量上市公司的交易量,假设上市公司交易量越大,其受冲击的程度相应越低,因此该变量系数应为正;(3)国有股比例,即国有股占总股本的比例,以反映上市公司的资本结构,假设国有持股比例越高的上市公司在面临食品药品安全危机时抵御冲击和化解社会舆论压力的能力越强,则召回事件的冲击就越小,因此该变量系数应为正。

公司特征变量数据均来源于国泰安数据库,召回特征变量数据均系自行检索和查阅上市公司公告后整理所得。包括以上变量在内的描述性统计如表2所示。

(二)估计结果及分析

我们首先将召回规模、媒体报道、召回经历、群体召回、国有股比例、交易量和事件日收益率等变量设置为基础模型变量,再以增加变量的形式逐步对三个模型进行回归,以增强模型的稳健性。如前文所述,考虑到媒体报道这一变量的特殊性及其可能造成的估计偏误,我们加入媒体报道与企业类型(食品类或药品类企业)、媒体报道与群体召回的交叉项(估计结果如表3所示)。

表3 召回冲击影响因素的回归结果(N=580)

变量	模型1	模型2	模型3	模型4
召回规模	-0.105 ***(-7.989)	-0.105 ***(-7.978)	-0.100 ***(-7.286)	-0.125 ***(-8.553)
媒体报道	0.000 **(-2.522)	0.000 **(-2.363)	0.000(1.623)	0.000 ***(-3.401)
召回经历	-0.062 ***(-2.804)	-0.062 ***(-2.811)	-0.053 **(-2.355)	-0.068 ***(-2.859)
群体召回	0.171 ***(-7.338)	0.172 ***(-7.216)	0.150 ***(-5.260)	0.256 ***(-7.201)
国有股比例	0.301 ***(-2.763)	0.297 ***(-2.708)	0.343 ***(-3.005)	0.331 ***(-3.044)
交易量	0.337 ***(-5.839)	0.332 ***(-5.490)	0.360 ***(-5.671)	0.324 ***(-5.558)
事件日超额收益率	-0.953 ***(-2.991)	-0.945 ***(-2.949)	-0.939 ***(-2.933)	-0.978 ***(-3.042)
是否子公司		0.005(0.247)	-0.005(-0.244)	
多样化经营			-0.040(-1.437)	
媒体报道*企业类型				0.000(0.221)
媒体报道*群体召回				-0.000 ***(-3.165)
常数项	-0.311 ***(-4.464)	-0.311 ***(-4.463)	-0.310 ***(-4.453)	-0.308 ***(-4.439)
R ²	0.241	0.241	0.244	0.255
调整后的R ²	0.232	0.231	0.232	0.243
F值	25.956	22.682	20.429	21.627

注:*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

召回规模在五个模型中均与累计超额收益率显著相关且系数为负,验证了前文假设,即召回规模越大,上市公司受到的冲击越明显。这一结果基本符合我们对召回事件的直觉判断,即更大的召回规模直接增加企业成本。交易量与累计超额收益率显著相关且系数为正,其原因是交易量越大,企业的规模也越大,抵御风险的能力相对更强,因而受到外生召回事件的冲击也越小。

媒体报道与累计超额收益率也显著相关,但系数极小且为正,这与我们之前的假设相悖,即更多的媒体报道并未导致企业收益的进一步下降。其原因可能是媒体关于召回事件的报道仅对知名企业具有明显的负面效应。在模型5中同时引入媒体报道与企业类型、群体召回的交叉项,发现前者并不显著,说明媒体报道对召回冲击的影响并不存在显著的行业差异;后者系数显著为负,说明媒体关注转移现象确实存在。当发生大型群体召回事件时,媒体关注集中于某一家企业,其他同行业竞争企业反而因此收益,这一结论对媒体报道及群体召回的影响分析是一个有力补充。

国有股比例与累计超额收益率显著相关且系数为正,这进一步印证我们的假设,即在我国食品药品行业,国有股比例越高的上市公司,其化解召回危机的能力相对越强。事件日超额收益率也即召回初始冲击显著负相关(仅在模型4中不显著)。启动召回程序的是否为上市公司子公司对累计超额收益率的影响并不显著,食品或药品经营是否为上市公司主营业务对累计超额收益率的影响为

负、但在模型3中不显著。

由表3可看出,上市公司是否有召回经历与累计超额收益率呈显著负相关(只有模型4中系数为正,但并不显著)。由此可从实证分析结果发现,上市公司召回经历的影响在我国主要体现为刻板效应,即消费者信心不足,重复出现的召回事件进一步加剧对企业的负面影响。而Pozo和Schröder(2016)采用美国食品或药品类上市公司数据研究发现,是否有过召回经历与累计超额收益率呈正相关关系^[1],说明召回经历的影响在美国更多体现为学习效应。

群体召回与累计超额收益率呈显著正相关。根据前文变量设置中对群体召回效应的假设,我国食品药品行业上市公司群体召回的效应体现为转移效应,由于转移效应与媒体对召回事件的报道亦相关,故本文设置媒体报道与群体召回的交叉项。实证分析的结果表明,在我国食品药品召回的群体性事件配合媒体报道往往发挥了转移公众视线的作用,使社会公众的关注度过分集中于事件始发企业或其中知名度最高的企业,从而其他企业规避了召回冲击,媒体监督未能发挥应有的作用。

三、结论与监管对策

本文首先对我国食品药品行业上市公司受到召回事件冲击的程度进行估计。研究结果发现,尽管多数上市公司在召回事件日之前已开始进入股价下跌阶段,但总体而言召回事件对上市公司的影响具有一定的滞后性,召回事件的影响相对较为持久。同时,实证检验召回事件冲击程度的影响因素后发现,召回规模越大,上市公司面对的冲击越明显;流通股比例和国有股比例较大的上市公司,其抵御外生冲击的能力更强,而媒体报道在我国仍未能发挥充分的监督作用。上市公司召回经历与群体召回事件对召回冲击的影响机制较为复杂,食品或药品类上市公司的召回经历呈现刻板效应,即由于企业缺乏提升产品质量安全水平的激励和消费者信心不足,累次召回不断扩大了企业的负面影响。群体召回事件的影响体现为转移效应,即由于一次群体召回事件中某一两家上市公司吸引了更多关注,从而缓解同行业其他上市公司受到的冲击。召回经历的刻板效应与群体召回的转移效应可能会相互助推。

本文的研究结论具有一定的监管政策意义。上市公司股价的变动反映投资者的风险预期,潜在体现为投资者或消费者信心,而媒体报道对投资者预期和消费者信心产生直接影响。目前来看,媒体有时在召回事件中反而助推了转移效应,因此媒体的舆论监督作用仍有待进一步加强,监管机构也应有意识地联合媒体对消费者进行正确引导。结合相关文献和本文的研究结论发现,美国等发达国家召回经历对召回冲击的影响已进入学习效应阶段,食品或药品类企业自发通过加强产品质量管控维持声誉,召回的主要意义在于帮助企业发现问题,进而由企业自主解决问题。但我国食品或药品类企业召回经历仍体现为刻板效应,因此只有加强企业学习能力,通过召回激励企业加强产品质量管控,树立和积累良好的企业声誉,才能形成监管机构外部监督、企业自发应对召回危机、消费者信心持续改善的良性循环。对企业而言,由于召回事件对公司股价的冲击较明显且持续时间较长,企业对产品的质量控制应给予足够重视,并在产品出现质量安全问题时尽早主动发起召回。但一次性召回只是基本的事后危机处理,切实改善产品质量才能为企业带来永久性红利,这也是我国食品药品监管机构应积极引导的正确方向。

参考文献:

- [1] Grafton S. M., G. E. Hoffer, et al. Testing the Impact of Recalls on the Demand for Automobiles [J]. *Economic Inquiry*, 1981, 19(4), pp. 694 - 703.
- [2] Reilly R. J., G. E. Hoffer. Will Retarding the Information Flow on Automobile Recalls Affect Consumer Demand? [J]. *Economic Inquiry*, 1983, 21(3), pp. 444 - 447.

- [3] Jarrell G. , S. Peltzman. The Impact of Product Recalls on the Wealth of Sellers [J]. Journal of Political Economy, 1985, 93(3), pp. 512 – 536.
- [4] Zhao X. , Y. Li, et al. The Financial Impact of Product Recall Announcements in China [J]. General Information, 2013, 142(1), pp. 115 – 123.
- [5] Marsh T. L. , et al. Impacts of Meat Product Recalls on Consumer Demand in the USA [J]. Applied Economics, 2004, 36(9), pp. 897 – 909.
- [6] Taylor M. , H. A. Klaiber, et al. Changes in US Consumer Response to Food Safety Recalls in the Shadow of a BSE Scare [J]. Food Policy, 2016, (62), pp. 56 – 64.
- [7] Shiptsova R. , M. R. Thomsen, et al. Producer Welfare Changes from Meat and Poultry Recalls [J]. General Information, 2002, 33(2), pp. 25 – 33.
- [8] Hooker N. H. , V. Salin. Stock Market Reaction to Food Recalls [J]. Review of Agricultural Economics, 2001, 9(1), pp. 33 – 46.
- [9] Thomsen M. R. , A. M. Mckenzie. Market Incentives for Safe Foods: An Examination of Shareholder Losses from Meat and Poultry Recalls [J]. American Journal of Agricultural Economics, 2001, 83(3), pp. 526 – 538.
- [10] Teratanavat R. , N. H. Hooker. Understanding the Characteristics of US Meat and Poultry Recalls: 1994 – 2002 [J]. Food Control, 2004, 15(3), pp. 359 – 367.
- [11] Pozo V. F. , T. C. Schroeder, et al. Evaluating the Costs of Meat and Poultry Recalls to Food Firms Using Stock Returns [J]. Food Policy, 2016, (59), pp. 66 – 77.
- [12] 王永钦等. 信任品市场的竞争效应与传染效应: 理论和基于中国食品行业的事件研究 [J]. 经济研究, 2014, (2): 141 – 154.
- [13] 周孝, 冯中越. 声誉效应与食品安全水平的关系研究——来自中国驰名商标的经验证据 [J]. 经济与管理研究, 2014, (6): 111 – 122.
- [14] Mackinlay A. C. Event Studies in Economics and Finance [J]. Journal of Economic Literature, 1997, 35(1), pp. 13 – 39.
- [15] Fama E. F. , French K. R. The Cross – section of Expected Stock Returns [J]. Journal of Finance, 1992, 47(2), pp. 427 – 465.
- [16] Patell J. M. Corporate Forecasts of Earnings per Share and Stock Price Behavior: Empirical Test [J]. Journal of Accounting Research, 1976, 14(2), pp. 246 – 276.
- [17] Serra A. P. Event Study Tests: A Brief Survey [J]. Social Science Electronic Publishing, 2007, 2(3).
- [18] Corrado C. J. A Nonparametric Test for Abnormal Security – price Performance in Event Studies [J]. Journal of Financial Economics, 1989, 23(2), pp. 385 – 395.
- [19] Cowan A. R. Nonparametric Event Study Tests [J]. Review of Quantitative Finance and Accounting, 1992, 2(4), pp. 343 – 358.
- [20] Tetlock P. Giving Content to Investor Sentiment: The Role of Media in the Stock Market [J]. Journal of Finance, 2007, 62(3), pp. 1139 – 1168.

The Impact of Food and Drug Recall and Influence Factors Based on Event Study

ZHANG Zhaozhong¹, ZHANG Ying²

(1. China Institute of Regulation Research, Zhejiang University of Finance and Economics, Hangzhou 310018, China;

2. School of Public Management, Shandong University of Finance and Economics, Jinan 250014, China)

Abstract: This paper uses the event studymethod toevaluate the impact of food and drug recall and analyze the influencing factors of CAAR. It is found that food and drug recall has a lasting effect on the return of companies. The characteristics of recall and enterprise such as the scale of recall, media coverage and trading volume affect CAAR significantly. The effect of recall experience is realized as stereotype effect while the effect of collective recall is realized as transfer effect. This research can provide information to enterprises about product quality control, and also offer reference to regulatory agencies.

Key words: Food and Drug Recall; Event Study; Abnormal Return; Stereotype Effect; Transfer Effect

(责任编辑: 化 木)