

## 指数效应存在吗？——来自“沪深 300”断点回归的证据

作者信息：

姚东旻：中央财经大学中国财政发展协同创新中心讲师

北京市海淀区学院南路 39 号 100081 电子邮箱：[yaodongminn@163.com](mailto:yaodongminn@163.com)

手机：13331096230

张日升：中央财经大学中国财政发展协同创新中心，中央财经大学金融学院

北京市海淀区学院南路 39 号 100081 电子邮箱：[maszrs@126.com](mailto:maszrs@126.com)

李嘉晟（通讯作者）：中央财经大学中国财政发展协同创新中心，中央财经大学经济学院

北京市海淀区学院南路 39 号 100081 电子邮箱：[jansonleeljs@126.com](mailto:jansonleeljs@126.com)

手机：13260299207

# 指数效应存在吗？——来自“沪深 300”断点回归的证据

**内容提要：**学界关于指数效应研究一直争论不断，尤其我国沪深 300 指数，文献中结论几乎完全相反，本文表明这些结论差异可能源自传统回归方法的缺陷。针对 Beneish 和 Whaley (1996) 称作“标普游戏”（套利）的指数效应，本文利用断点回归实验，验证了沪深 300 指数效应，并通过双重差分（DID）和异常收益率分布检验验证实验结果稳健性。沪深 300 指数成分每年按照市值排名高低调入调出指数，提供难得自然实验环境。排名断点的处置效应显著，调入股票相对其对照组（未调入指数的股票）出现了大约 15% 的正异常收益率，调出股票宣告日前相对于其对照组（保留在指数的股票）产生大约 10% 的超幅下跌，并在宣告日后第 6 天发生反转回复到宣告前水平，但是显著性不足，说明我国沪深 300 指数效应不具有对称性。

**关键词：**指数效应 自然实验 断点回归 双重差分 异常收益率分布

## 一、引言

自从 Shleifer (1986) 发现指数效应以来，国内外关于指数效应的研究层出不穷。指数效应是指指数调整自身成分股造成被调整股票价格异动的现象。股票指数作为被动基金的追踪对象，一般来说，调入股票在被动基金买入下价格上升，调出股票在被动基金卖出下价格下跌。然而指数调整几乎可以完全被市场预测和观察，所以会产生对调入股票提前买入和对调出股票提前卖出的套利行为，即 Beneish 和 Whaley (1996) 称作的“标普游戏”（S&P Game）。市场参与者这种套利行为博弈使得指数效应变得不再简单。新兴市场中，由于市场参与者对于股票指数了解不充分、金融机构不够发达、指数构造差异等因素，各类指数效应表现与标普 500 指数效应差异显著，我国学者对于沪深 300 指数效应研究结果不仅与标普 500 指数效应相差甚远，相互之间也分歧显著，具有巨大争议。

从理论上来看，以往国内外学者关于指数效应的争论主要集中在两个方面：

**1. 指数效应存在么？** 尽管国外成熟市场有大量学术研究证明指数效应的存在，但是早期我国市场指数效应并不显著，国内学者也给出解释：跟踪指数的被动基金和衍生品较少，指数效应没有被市场充分认识。另外一些指数，也不具有显著指数效应，如 Beneish 和 Gardner (1995) 测试 DJIA，几乎没发现调入指数效应，但是调出的股票有显著负收益，其解释为信号作用，Brealey (2000) 测试 FTSE 指数，发现宣告日左右 7 天效应，调入异常收益率为

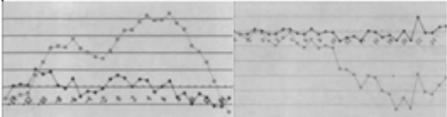
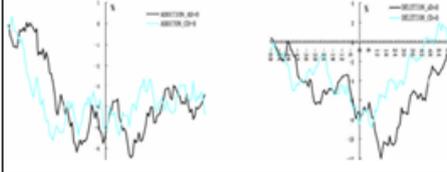
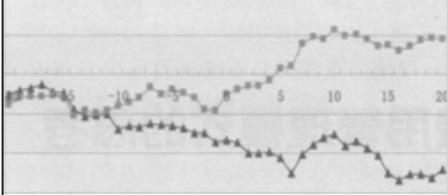
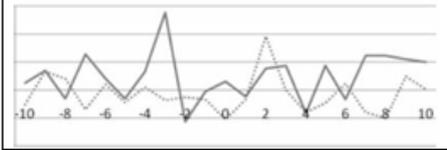
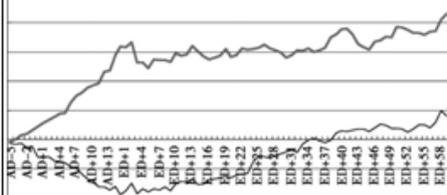
正，但是不显著，只有调出异常收益率显著为负。

**2.指数效应带来的短期价格变动是什么样**（长期影响效应还是短期影响效应、是否会发生价格效应的反转、调入调出影响是否对称等特征）？Harris 和 Gurel（1986）发现在宣告日后调入股票异常收益率会显著上升然后回落，而不是产生长期影响。Beneish 和 Whaley（1996）对新调整制度下标普 500 指数效应研究发现，宣告日到调整日前价格效应更加强烈，调整后出现异常收益率的部分反转。但是 Shinhua Liu（2001）、Shinhua Liu（2005）和 Jooyoung Yun、Tong S. Kim（2010）对 Nikkei 225、Nikkei 500、KOSPI 200 指数研究，发现调入调出股票都具有强烈且对称的调整效应，尽管有一定反转效应，但不会抵消异常收益率的效应，这与 Shleifer（1986）、Lynch、Mendenhall（1997）、Edminster、Graham、Pirie（1994）、Woolridge、Gosh（1986）对标普 500 的研究一致。

不同文献结果出现了很大差异，支持了不同指数效应学说，如价格压力假说、向下倾斜需求曲线假说、流动性假说、信号假说、市场分割假说等。这些理论都从各自角度出发解释不同的实证结果。国外学者大都采用各类模型（CAPM、Fama 三因子模型等）估计调整日前后股票异常收益率，然后检验异常收益率显著性来判断调入调出股票的指数效应是否存在，这种方法被我国学者沿袭使用，但是得出指数研究结论各不相同。早期对于指数效应研究的有宋逢明、王春燕（2005），黄长青、陈伟忠（2005），邢精平（2005），张建刚，张维（2007）。四项研究以 2005 年上证 30 指数、上证 180 指数、深证 40 指数、深证 100 指数、深成指为对象，发现这些指数处于不断被市场认识、指数效应逐步稳定的过程，各类指数的平均异常收益率和累积异常收益率的显著性差异较大，调入调出效应不对等。

近年来，唐文丽，曾月明（2012）对 2009 年 6 月至 2011 年 6 月上证 180 调整的数据进行实证研究，发现调入股票具有正的指数效应，不发生价格反转，调出股票除了具有负的价格效应还会发生反转。考虑到上证 180 指数在金融市场中作用有限，我们认为沪深 300 指数会更具有代表意义，因为沪深 300 指数是我国重要的股指期货跟踪标的，也是被动基金热衷的参考标的，我国学者以沪深 300 指数为对象的研究更为丰富。下图展示了我国学者发表论文中对于沪深 300 指数研究采用的方法、时间窗口以及研究结论，表 1 展示了其他相关论文的研究结果（指数效应、反转效应、长期效应的表现）。

图 1：发表论文研究成果

作者	文章绘图	方法	时间窗	结论				
				短期	显著	长期	显著	
汪旭东 (2009)		市场模型 对数收益率	2005.6- 2009.7	调入	+	是	-	是
				调出	- (延迟)	是	-	是
袁鲲 (2010)		市场模型	2005.1- 2008.11	调入	+	否	+	否
				调出	-	否	+	是
沈海平 邱海锋 (2010)		市场模型 普通收益率	2010.1	调入	-	是	-	是
				调出	-	是	+	否
王舒 (2011)		市场模型	2010.6	调入	-	是	+	是
				调出	-	否	-	是
范建华 张静 (2013)		Fama-French 三因子模型	2009.6- 2011.12	调入	+	是	+	是
				调出	-	是	+	是

注：方法是指每日收益率的计算方式以及对于异常收益率估计所采用的回归方程，不同日收益率计算方式对于异常收益率估计有影响。时间窗表示样本所处时间段。“+”号表示上涨效应，“-”表示下跌效应。

袁鲲（2010）和范建华，张静（2013）对于调入调出效应的结果十分类似，但是在显著性上，袁鲲（2010）认为只有长期调出效应显著，沈海平，邱海锋（2010）对于调入效应的结论与这两项研究完全相反。汪旭东（2009）和王舒（2011）对调出效应长期反转效应并不认同，与其他三项相研究矛盾，但是两人关于调入效应，却是相反的结论。

表 1：其他实证研究结果

题目	作者	样本日期	指数效应		反转效应		长期效应	
			调入	调出	调入	调出	调入	调出
沪深 300 指数调整效应的理论分析与实证研究	刘文娟	2009.2-2011.1	显著上升	延迟显著下跌	1 个月后显著反转	反转		
沪深 300 指数效应存在性研究	吉青青	2005.6-2011.6	2005-2008 显著正, 2009-2011 显著负	2005-2008 不显著, 2009-2011 显著负	5 日后反转	反转	有	上升
沪深 300 指数效应及其原因的探究分析	高志翔	2006.1-2012.12	显著上升	显著下跌	反转不显著	轻度反转	有	无
沪深 300 指数效应实证研究	王继林	2007.7-2010.1	显著上升	不显著, 延迟下跌	显著反转	显著反转	有	上升
基于我国 A 股市场的指数效应实证研究	张庆珂	2005.6-2011.1	显著上升	显著下跌	无	快速上升	有	
我国股票市场指数效应的实证研究	蒋金锋	2005.6-2007.12	前 5 天不显著, 其他显著	延迟 5 天, 先涨后跌	第 8 天反转	15 天反转	有	上升
我国股票市场指数效应实证分析	谷绒霞	2005.6-2012.1	超前反映, 当日显著	显著下跌	快速反转	反转	无	无

注：近年来收录的学位论文

可以看出,我国学者对于沪深 300 指数是否具有指数效应以及指数效应究竟如何表现争议颇多。我们认为主要有三个原因：一、不同文章采用不同的事件窗口（宣告日或调整日），用于估计参数的窗口（前 240 天或前 60 天等）、异常收益率估计方法（有的采用三因子模型估计，有的直接采用收益率）也各不相同；二、对于现象的解释方法各异，类似结果下作者主观做出了相反的结论，有的人将调出股票的反转描述为永久效应，也有的人描述为回复到调整前水平；三、传统文献回归方法具有缺陷：异常收益率回归检验显著性能够一定程度上反映指数效应，但是调入调出股票缺乏有效的基准股票作为对照，即 Yen-Cheng Chang, Harrison Hong, Inessa Liskovich（2015）文中所说“apple-to-apple”的同类间比较。

综合上述几点，本文采用经济学中自然实验的方法，基于沪深 300 指数调整规则（按市值排名由高到低计入），设计模糊断点回归实验，构造了调入调出效应的实验组和对照组，克服传统异常收益率回归的缺陷，验证沪深 300 指数效应的存在。断点回归实验在 1960 年

由 Thistlethwaite 和 Campbel (1960) 提出并运用于心理学和教育学。Trochim (1984) 在此基础上将断点回归分为 sharp 断点回归和 fuzzy 断点回归。本文主要贡献在于创新地使用断点回归实验的方式对指数效应加以证实,传统异常收益率检验方法虽然可以将市场收益率作为指数效应基准,但是市场组合与调入调出股票间缺乏足够的相似性。相反,沪深 300 指数根据股票市值计入指数成分,产生一个最低市值排名,将股票划分为:指数的成分股与被调出的成分股,指数外的股票与指数外调入的股票,使得实验组和对照组具备同质性和可比性。其次,本文通过双重差分估计指数效应,对稳健性加以保证。文章还创新地采用异常收益率分布处置前后同分布检验,丰富了指数效应研究的方法。自然实验结果表明,沪深 300 指数调入股票相对于没有调入股票,在宣告日后 40 天内取得大约 15% 的稳健超额收益率。调出股票在宣告日前相对对照组超幅下跌 10%,并在宣告日后 6 日发生反转,结果却不显著,说明调入调出效应并不对称。

接下来文章将主要围绕着下面几个步骤开展:一、通过传统异常收益率回归结果对指数效应初步描述;二、构建断点回归(RD)实验,验证指数效应;三、采用双重差分(DID)对结果稳健性加以检验;四、利用异常收益率分布检验再度验证估计结果。

## 二、实证策略

本文围绕断点回归(RD)设立的对照组和实验组展开实证研究,第一步通过传统异常收益率回归方法,将对照组和实验组的指数效应进行比对验证,讨论传统方法局限性;第二步,我们以断点回归(RD)作为核心,确认指数效应的存在以及表现形式;第三步,指数效应确认后,我们将利用双重差分(DID)和异常收益率分布检验对结果进行了稳健验证。

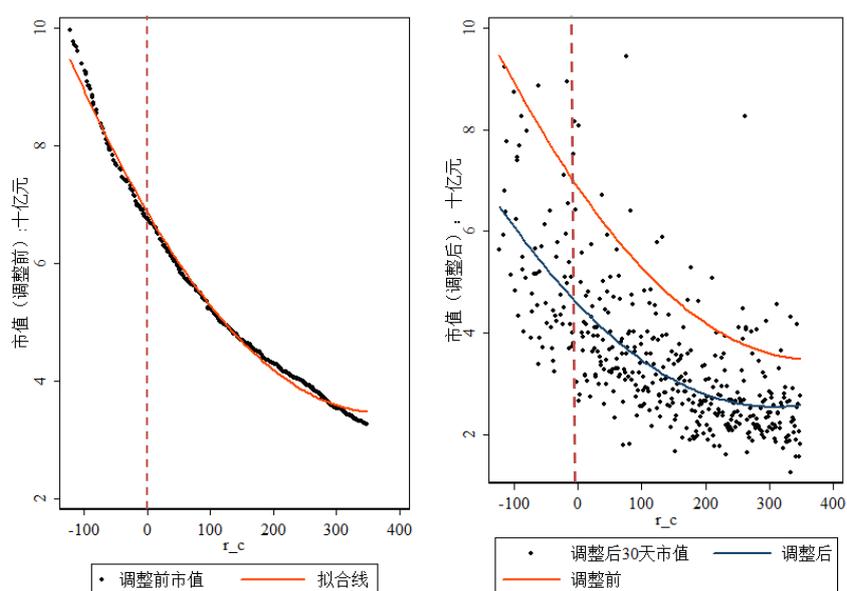
断点实验设计关键在于处置变量的构造以及断点的确定,因此需要对指数调整规则有细致了解。沪深 300 指数是中证指数公司编制,沪深证券交易所 2005 年 4 月 8 日联合发布的股票指数。调整时间为每年 6 月下旬到 7 月上旬和 12 月下旬到次年 1 月上旬,参考时间为上一年 5 月 1 日至该年 4 月 30 日(年中调整)或者上一年 11 月 1 日至该年 10 月 31 日(年末调整)。

在股票公司财务无重大问题下,首先剔除参考时间内交易日不足一季度的股票。其次,剔除样本空间内年日均交易金额低于前 50% 的股票(2006.4.24 改革的规则),最后按年日均市值高低计入排名前 300 的股票。对于调入效应而言,上期指数外股票如果当期处于样本空

间内，同时年日均市值高于 300 名，会接受处置发生调入；对于调出效应而言，上期指数成分股票如果当期不处于样本空间内或者市值低于 300 名，则会接受调出处置。市值排名作为断点可以明显区分调入样本（上期指数外的股票）或调出样本（上期指数成分股票）是否接受调入或调出处置。

为了防止指数成分的过快轮转，指数编制又添加了缓冲区规则。每次样本调整不超过总样本的 10%（30 支），原有成分中股票（老成分股票）如果年日均成交金额进入样本空间前 60%，年日均市值进入前 360 名，仍旧保持在成分内；原先不处于成分中股票（新股票）如果年日均市值进入前 240 名，优先计入股票。因此，对于调入和调出效应，年日均市值排名 300 名将不能够作为断点隔断接收处置的样本，而是需要每年分别计算断点<sup>1</sup>。

图 2：宣告日前后市值的变化



注：(a)左边：年日均市值和市值排名 (b) 右边：宣告日后 120 天各排名下股票市值情况。该数据为 2008 年 12 月调整。对于调入样本而言，断点直线左侧股票可能被调入，右侧不会被调入。在宣告日前，各排名市值保持光滑和连续，从图像可以发现，2008 年 12 月之后，大多数股票都发生了下跌。

调入效应实验中，市值最低的调入股票排名  $c_1$  能够作为断点隔断样本中调入股票和保

<sup>1</sup> 缓冲规则说明：例如，上期指数成分股票集合为 A，其中股票 a 属于 A。假设该期调整股票 a 在样本空间内仅排 350 名，在没有缓冲规则下，a 应当被调出指数，但缓冲规则允许排名前 360 名的老股票保留，所以 a 没有被调出。假设该期调整股票 a 在样本空间内仅排 370 名，但是该期在 A 集合（老成分股）中排名前 270 名，那么 a 仍然保留，因为单次调整股票数量不大于 30 只。

留在指数外的股票（高于排名 c1 可能被调入，低于排名 c1 不会被调入）。调出效应同理：市值最低的调出股票排名为 c2，排名高于 c2 的股票将不会被调出，低于排名 c2 的股票，可能被调出。据此，我们分别构建调入实验和调出实验的实验组和对照组。

1.调入实验样本为上期处于指数成分外、该期位于排名 c1 前后各 250 名的股票。

- (1) 调入指数的样本股票构成实验组。
- (2) 未调入指数的样本股票构成对照组。

2.调出实验样本为上期处于指数成分内，该期位于排名 c2 前后各 250 名的股票。

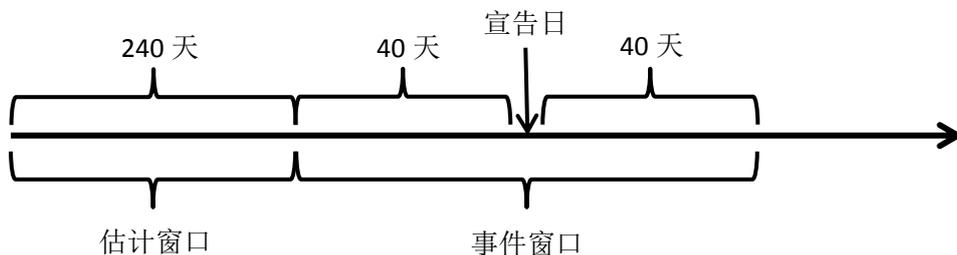
- (1) 调出指数的样本股票构成实验组。
- (2) 未调出指数的样本股票构成对照组。

## （一）异常收益率回归检验

自 Shleifer（1986）对指数效应研究起，异常收益率检验被普遍使用：利用事件研究法得到事件窗口内每日平均异常收益率和累计平均异常收益率，通过检查显著性验证指数效应存在<sup>2</sup>。本文以宣告日为事件点，采取事件点前后各 40 天为事件窗口，事件点前 240 天到前 40 天为估计窗口。文献中使用的回归异常收益率各有不同，本文采用市场模型对异常收益率进行估计，回归方程参数利用估计窗口进行计算。下面为异常收益率回归采用的公式：

$$r_t = \frac{P_{close\ t} - P_{close\ t-1}}{P_{close\ t}}$$

$$r_t = \alpha_i + \beta_i \times r_{mt} + e$$



测算完四组样本事件窗口内平均每日和累计异常收益率后，分别对不同组别异常收益率进行显著性 t 检验。其中收益率采用收盘价计算，对于每支股票的  $\alpha$  和  $\beta$  用估计窗口内数据

<sup>2</sup>事件研究法原先用于研究公司发生事件对公司股价波动的影响，具体为选定事件前估计窗口与发生时事件窗口，利用估计窗口得到参数求出事件窗口内的异常收益率。

进行最小二乘法估计，市场收益率采用上证指数的每日收益率。传统异常收益率检验方法问题在于采用市场收益率作为基准比较（以往国内外论文均采用调入股票和调出股票单独检验），缺乏同质股票组间的对比。本文围绕着断点回归实验构造的四组样本，极大地克服这一缺陷，控制股票间主要差异。

调入实验中，T-1 期两组股票略微低于沪深 300 指数排名要求而处于指数外，市值、交易金额基本类似。T 期调入组股票因为交易情况变化从沪深 300 指数成分股边缘计入指数，对照股票仍然保留在成分股边缘。调出实验与之类似，T-1 期两池股票市值较高，交易活跃，处于沪深 300 指数成分内。T 期调出股票因为不符合沪深 300 指数排名要求而被调出。对照组和实验组尽量在市值、交易量类似。对指数效应初步确认后，我们采用断点回归进行指数效应实证研究。

## （二）断点回归（RD）实验

本文依据 Yen-Cheng Chang, Harrison Hong, Inessa Liskovich（2015）采用的断点回归方法，对沪深 300 指数设计断点实验。我们将上文指数调整规则简化成下述顺序：

1. 筛选交易天数大于 60 天股票。（得到样本空间，股票上市需满 1 季度）
2. 对原有成分股保留：
  - （1）日均交易金额排名前 60%
  - （2）日均市值排名前 360
3. 计入新股，数量应小于 30 只（调整数目不得高于总样本 10%）：
  - （1）日均交易金额排名前 50%
  - （2）日均市值排名前 240
4. 计算剩余成分空缺数量。
5. 对所有股筛选：
  - （1）日均交易金额排名前 50%
  - （2）日均市值排名前 300（将剩余股票由高到低排名逐个计入，直到记满）

**第一条筛选出股票样本空间，第二条与第三条属于缓冲区规则，对原有成分股最大程度保留，随后计入新股，数量应该小于 30 只，第四条规则完成剩余成分空缺填充。**按照上述操作顺序，能够基本预测每次指数成分和调入调出名单，但预测结果不完全符合实际调整，主要有两个原因：（1）数据差异或者计算方式区别可能产生误差，但处于可接受范围内（预

测结果与实际调整基本相同)；(2) 部分决定将由专家委员会进行裁断，如有些银行股交易金额不够活跃，但是对指数影响巨大所以保留；长期停牌股票需要专家议定（停牌股管理规则，见附录）。由上述原因产生的偏误均处于可接受范围。由于市值排名不能完全预测股票是否接受处置效应，而是改变股票接受处置的概率，本文采用模糊断点方法进行指数效应估计，首先用市值排名对是否接受处置预测，再用是否接受处置估计断点效应。下面为文中模糊断点的两阶段方程：

一阶段方程

$$T_{it} = a_{0l} + a_{1l}(r_{it} - c) + D_{it}[a_{0r} + a_{1r}(r_{it} - c)] + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

二阶段方程

$$R_{it} = b_{0l} + b_{1l}(r_{it} - c) + T_{it}[b_{0r} + b_{1r}(r_{it} - c)] + \beta X + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$T$  为实际是否处于指数内，其中调入实验样本上期  $T_{t-1} = 0$ ，接受调入的样本  $T_t = 1$ ，未接收调入的样本  $T_t = 0$ ；调出实验样本上期计入指数成分  $T_{t-1} = 1$ ，接受调出的样本  $T_t = 0$ ，未接收调出的样本  $T_t = 1$ 。 $D$  为预测当期是否处于指数内， $r$  为当期该股票的市值排名， $c$  为断点排名， $\beta X$  是二阶段方程控制变量， $R$  为股票收益率，分别采取了-40-40 天累计异常收益率作为因变量。两阶段方程利用 Hahn, Todd 和 van der Klaauw (2001) 建议 two-stage least-squares 对指数效应进行估计。股票年日均市值和年日均交易额取决于过去一整年的交易情况，参考时间较长因此无法被人为操纵。样本区间内的股票总市值排名靠前，都具备计入或者计入沪深 300 指数的可能，所以是否被计入沪深 300 指数具有随机性。

### (三) 双重差分 (DID)

DID 是政策研究中常用的方法，其核心与断点回归类似，让处置随机地在样本间发生，通过接受处置样本相对未接收处置样本的变化作为政策实际的平均处置效果，同时利用未接收处置样本在处置发生前后的变化来剔除趋势的作用。鉴于 DID 与 RD 在假定上和对于处置理解上的不同，采用 DID 作为上述 RD 实验结果的稳健性对照具有充分的可靠性。

调入效应实验中，在断点回归实验样本的分类基础上再加入处置时间，将调入实验样本

组划分为四个组别：调入股票调入前（ $T=0, D=1$ ），调入股票调入后（ $T=1, D=1$ ），对照股票调入前（ $T=0, D=0$ ），对照股票调入后（ $T=1, D=0$ ）。（ $T$  为时间， $D$  为是否处置）其处置时间定义为异常收益率发生显著变化的前后，而非实际调入发生前后。因变量我们采用处置前后累计异常收益率。发生调入调出的股票组作为处置组，未发生调入调出的股票组作为对照组，下述方程得到调入调出对股票异常收益率（ $AR$ ）的平均处置效应。

$$\Delta AR = (AR_{1,1} - AR_{1,0}) - (AR_{0,1} - AR_{0,0}) \quad (3)$$

$$AR = \beta_0 + \beta_1 T + \beta_2 D + \beta_3 T \times D + \varepsilon \quad (4)$$

双重差分满足本文指数效应研究的两点需求。首先作为断定回归的稳健性检验，双重差分基于核心理念与断点回归类似，但是其假设和估计量与断点回归有差异，双重差分关注平均处置效应而非断点效应，所以稳健性检验具有可靠性。其次，相对于异常收益率回归方法，双重差分法能够满足对照实验思想，估计出相对的调入调出效应，这也是本文对指数效应研究的最主要观点。

#### （四）异常收益率分布检验

本文得到指数效应结果十分显著，因此接受不同处置的股票异常收益率分布可能有明显的漂移或者其他分布变动。为了验证这一想法，本文在回归分析之后，将两次异常收益率回归的四组样本在宣告日前后 20 天的每日异常收益率汇聚成分布，通过分布检验和对比来验证指数效应的存在。采用的是 Mann-Whitney、Kolmogorov-Smirnov 未知分布同分布检验。

Mann-Whitney 秩和检验目的是检验两个未知分布的独立样本均值是否有显著的差别。具体步骤如下：

1. 将两组数据混合，按照大小顺序编排等级。（若数据相等，则取这几个数据排序的平均值）

2. 分别求出两个样本的等级总和。

3. 计算统计量  $n_1 =$  一号样本的项数； $n_2 =$  二号样本的项数； $R_1 =$  一号样本秩和； $R_2 =$  二号样本中秩和。 $U_1 = n_1 \times n_2 + n_1 \times \frac{n_1 + 1}{2} - R_1$ ； $U_2 = n_1 \times n_2 + n_2 \times \frac{n_2 + 1}{2} - R_2$ 。

4. 选择  $U_1$  和  $U_2$  中最小者与临界值  $U_a$  比较，当时  $U < U_a$ ，拒绝原假设，两样本均值有显著差异，否则接受原假设，两样本均值无差异。

Kolmogorov-Smirnov 检验基于累计分布函数，判断两个经验分布是否不同。原假设为

两样本符合同一分布，备择假设为两样本不服从同一分布。首先计算统计量 $D = \max|F_0(x) - F_1(x)|$ ，然后比较 D 的临界值，当 $D > D(n, \alpha)$ 时，拒绝原假设。两种检验对于两样本的位置较为敏感，而 Kolmogorov-Smirnov 对于两样本的形状更为敏感，所以更适合做分布的比对。

### 三、样本选择与统计描述

本文选择样本是 2008 年 6 月到 2014 年 12 月间沪深 300 指数 14 次调整数据，每年指数成分名单和宣告日时间来自万德（wind）数据库。断点实验包含两个样本：调入实验样本与调出实验样本。调入实验样本为上期未计入指数，本期在调入断点排名前后 250 名的股票；调出样本为上期计入指数，本期在调出断点排名前后 250 名的股票。参考时间内交易天数、每日市值数据和每日交易金额来源于万德（wind）数据库，每只股票年日均市值为手动计算参考时间内的平均日均市值，每日交易额同理。通过简化调整规则计算的结果通过与实际公布成分比对，有微小误差但高度吻合。其中断点 c 每年单独计算。断点回归中处置效应采用的收益率为宣告日前后 40 天收益率。在 RD 和 DID 回归中使用的控制变量来自国泰安数据库，描述统计如下（计算方法见附录）：

表 2：样本的统计性描述

变量名	调出组			调入组		
	均值	标准差	观测值	均值	标准差	观测值
是否选入指数	0.876	0.33	1849	0.0811	0.273	3243
排名	274	85.25	1849	375.5	110.9	3243
年日均交易金额（千万）	16.65	10.67	1849	11.29	10.21	3243
年日均市值（亿）	135.2	42.69	1849	110.7	84.69	3243
每股营业利润	0.245	0.428	1843	0.273	1.056	3237
每股经营活动产生的现金流量净额	0.0855	0.842	1842	0.134	3.788	3235
每股企业自由现金流量	-0.201	0.843	1842	-0.259	1.448	3234
每股股东自由现金流量	0.0981	0.77	1842	0.0338	2.432	3234
每股现金净流量	0.039	0.756	1842	-0.00718	1.967	3234
资产收益率	0.0249	0.0371	1843	0.0314	0.162	3237
净资产收益率	0.0435	0.0633	1843	0.0574	0.776	3237
每股净资产	4.573	2.594	1843	4.352	2.544	3237

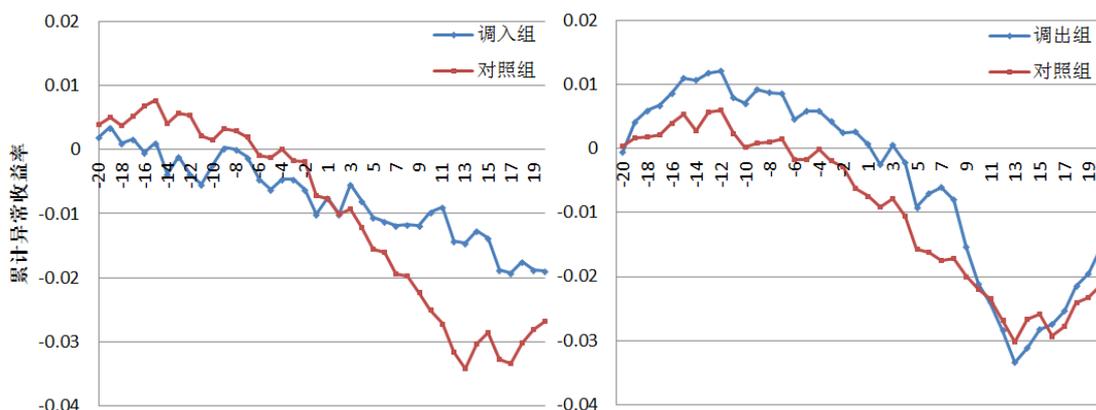
数据来源：国泰安。

## 四、实证结果

### （一）异常收益率回归分析

本文传统异常收益率回归结果与以往国内沪深 300 指数效应研究结果相差巨大,但是经过分析,结论与标普 500 指数效应基本一致。结果差异在于:(1)调入股票并非出现累计上涨<sup>3</sup>,而是在事件窗口内处于下跌趋势,累计异常收益率向下倾斜;(2)调出效应与袁鲲(2010)结果基本一致,但是与其他文献出现分歧,宣告日前调出股票微弱上涨,随后出现大幅下跌,宣告日之后接近 15 天出现反转<sup>4</sup>。图 3 为事件窗口内两组实验累计平均异常收益率。

图 3: 调入调出实验累计异常收益率



加入对照组对比后,调入调出效应与标普 500 指数研究结果十分相近,同时也符合对于指数效应的一般认识。图 3 中调入组和对照组的累计异常收益率曲线均向下倾斜,但是倾斜幅度不同。从宣告日前 3 日开始,调入股票组累计异常收益率的下跌趋势逐步低于对照组下跌趋势,并且该现象一致在事件窗口内持续。与没有发生处置的对照组相比,调入组明显获得相对高的异常收益率。我们据此做出第一个假设:

**假设 1: 调入效应为调入股票带来相对基准股票的超额异常收益,而非纯粹上涨。**

我国 A 股市场相对国外成熟资本市场波动率较高,具有明显的“牛短熊长”现象。我国金融市场仍然发展潜力巨大,跟踪沪深 300 指数的被动基金对于指数成分买卖并不足以产生

<sup>3</sup> 汪旭东(2009),范建华、张静(2013)做出的股票调入效应均为宣告日前后开始,出现单方向上涨,但是文章没有对照组的累计异常收益率表现。袁鲲(2010)得到调入效应短期下跌,长期上涨。沈海平、邱海锋(2010)得到调入效应为显著负效应。

<sup>4</sup> 范建华、张静(2013)得到结果也相同。沈海平、邱海锋(2010)与本文调出效应结果类似,但是图像有差别。汪旭东(2009)则认为调出效应没有发生反转。

巨大市场效应，沪深 300 指数的调整股票在指数成分内的占比也参差不齐。所以我们推测，调入效应为调入股票带来相比基准股票的超额异常收益率，但是不足以促使股票上涨。

从现实来看，我国缺乏做空机制，难以实现对于沪深 300 指数调入效应的套利（买入调入股票后无法做空基准股票），恰好符合市场预期表现不足的现象，调入股票和其对照组在临近宣告日才出现显著调入效应。即便市场参与者能够预测到提前买入调入股票、上涨后卖出的套利行为，但是由于市场趋势下跌，难以做空基准股票对冲调入股票下跌风险，所以并不具有操作性。同时，被动基金利用这一情况降低自身建仓成本，买入调入股票，表现为延缓了调入股票的下跌趋势。

图 3 中观测到调出股票相对对照股票具有更大的市场波动：在下跌时，调出股票相对对照股票下跌幅度更大、下跌速度更快；在宣告日 13 天后，调出股票相对对照股票反弹幅度也更大、速度更快。由此看出，调出股票相比于基准股票在宣告日后获得负的异常收益率，一段下跌后发生反转，与基准股票相比产生相对正的异常收益率。但总的来说，两组股票差异没有太大。我们做出以下假设：

## **假设 2: 调出效应为调出股票带来相对基准股票的负异常收益率，随后发生反转。**

这与标普 500 指数效应研究得到结论基本一致：调出股票在宣告日后短期下跌，下跌之后出现反转，回复到调出之前价格水平（另有说低于前期价格水平，对应解释分别为价格压力说和信号说）。在本文中，我们用相对基准股票代替纯粹的价格水平，调出效应是相对基准股票而言，而非自身价格。

通过设立对照组和实验组，我们能够利用异常收益率回归结果基本解释以往我国学者关于沪深 300 指数效应的巨大分歧。以往文献并非结论不同而是结果不同，因各文献采用的调整数据时间段不一致，对应不同的整体市场环境。当市场上涨，得到的调入效应可能是调入股票价格上涨而调出效应不显著；当市场下跌，得到的调入效应可能是市场对调入提前反应因此调入后股票下跌。同时各文献对调出效应发生时间点认定不同，导致对于调出效应，有的认为市场提前反应，因此在宣告日前开始下跌，调出后出现价格反转。一言以蔽之，传统异常收益率回归研究缺乏基准对照，各学者进行一定主观判断导致指数效应结果差异显著，但是其背后隐藏的结论都是相同的：调入效应为股票带来相对正收益，调出效应为股票带来相对负收益，而具体效应显著性以及发生时间需要不同于异常收益率检验的方法——断点回归，进行确认。

宣告日前后 40 天的异常收益率回归结果已在附录中展示。通过观察，我们提出一个新的假设，调入调出效应可能会为不同股票组间异常收益率分布上带来变化，也会为同组股票

在处置前后异常收益率分布带来改变。

### **假设 3：调入调出效应对股票异常收益率分布带来显著变化。**

从图 3 可以发现，指数效应发挥作用前，调入调出股票分别与其对照组股票在累计异常收益率趋势上保持一致，这表明两组股票异常收益率分布相同概率很大。指数效应发挥后，各组股票可能出现自身异常收益率分布的改变，最终导致对照组和实验组之间异常收益率分布的差异。所以在第四部分，我们将对同一组股票处置前后异常收益率分布进行同分布检验，对同一实验两组股票在处置前后的分布进行检验，确定差异来源，作为断点回归实验结果的对照。

综上，本文发现异常收益率回归的传统方法为我国沪深 300 指数效应研究结果带来巨大差异，造成我国学者研究结果相互矛盾。异常收益率回归在国外成熟市场能够有效鉴别指数效应，但是在我国高波动的新兴市场难以发挥作用。因此，本文创新地采用断点回归实验的方法，对指数效应进行鉴别。

## **（二）断点实验结果**

断点回归（RD）是近十年来公共政策领域兴起的拟实验方法，其目的在于考察随机的政策变动处置为政策对象带来的非连续性变动，当个体的处置变量越过断点阈值，会接受处置效应。本文中断点是市值排名，调入实验中股票市值排名大于断点排名，可能被调入指数，调出实验股票市值排名小于断点排名，可能被调出指数。相比于异常收益率回归，断点回归优势在于区别了干净的指数效应，调入调出效应是相对于对照组而言，因此控制住了市场变化，得到股票组间的区别。

### **（1）调入效应**

最优带宽下一阶段方程产生的结果表现十分稳健与显著。上文我们已经详细介绍了沪深 300 指数的调整规则，因此对于每次调整的断点排名都已经单独计算。表 3 展示了一阶段回归方程结果，图 4 为排名断点产生的调入指数概率图。断点处股票计入指数的概率出现显著跳跃，一旦股票被预测进入指数，那么其实际被计入的概率高达约 70%。

表 3: 排名对于实际调入的预测

变量名	T	T
	(1)	(2)
r_c	-0.000*** (0.000)	0.014 (0.016)
D	-0.671*** (0.055)	-0.285* (0.144)
p_r_c	-0.003*** (0.001)	-0.071*** (0.018)
常数项	0.893*** (0.017)	0.980*** (0.117)
观测值	3243	80
R 平方	0.345	0.572

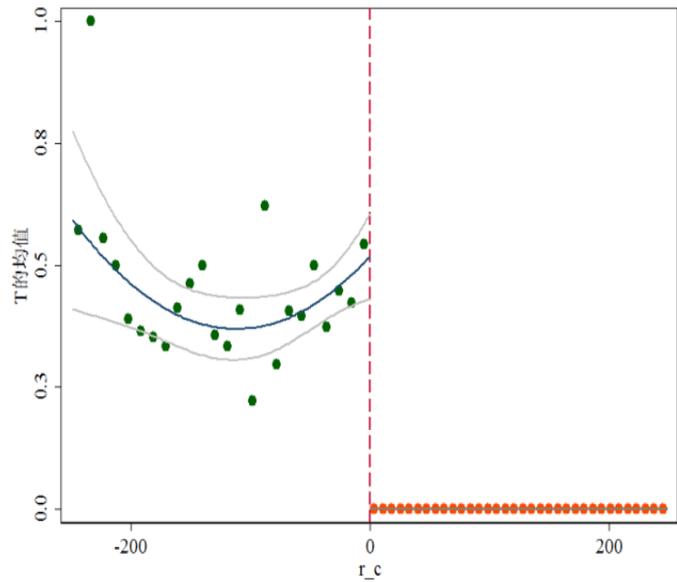
注：括号中为异方差稳健标准误。第一列为全样本回归结果。第二列为最优带宽下的回归结果。

$$p\_r\_c = r\_c * D, \quad r\_c = r_{it} - c$$

数据来源：wind，国泰安。

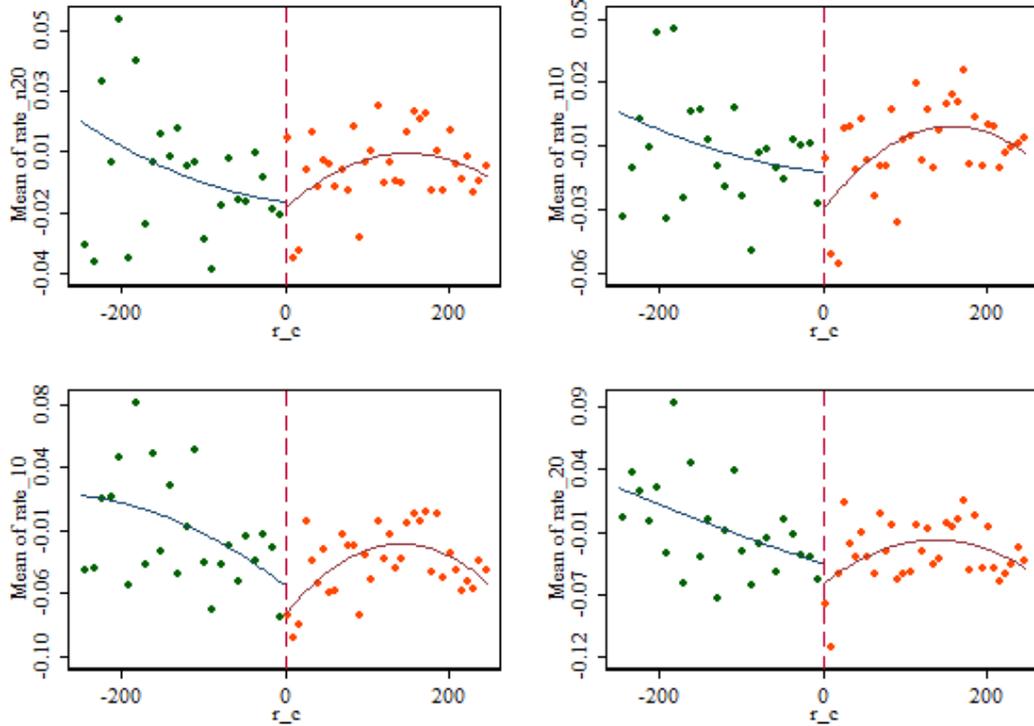
\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

图 4: 一阶段调入断点



在分析二阶段断点回归结果之前，本文先将断点回归通过图像展现（参见 Lee, Lemieux (2010) 将断点图作为展示断点回归展示的重要部分）。图 5 (a) (b) 表明，临近宣告日时，调入股票相对于未调入股票，在断点排名处出现显著的向上跳跃现象，在此之前市场没有反应，调入效应持续到宣告日后 40 天。相对于对照组股票，调入处置会为调入股票带来额外的异常收益率。在异常收益率回归部分，我们发现调入股票和其对照组整体走势上都是处于下跌中，但是下跌的幅度有差异。如果仅利用异常收益率回归而不设立对照组，就可能导致调入效应显著下跌的错误结论，被主观解释为宣告日前市场提前反应。这样的谬误造成以往学者关于指数效应研究的分歧。

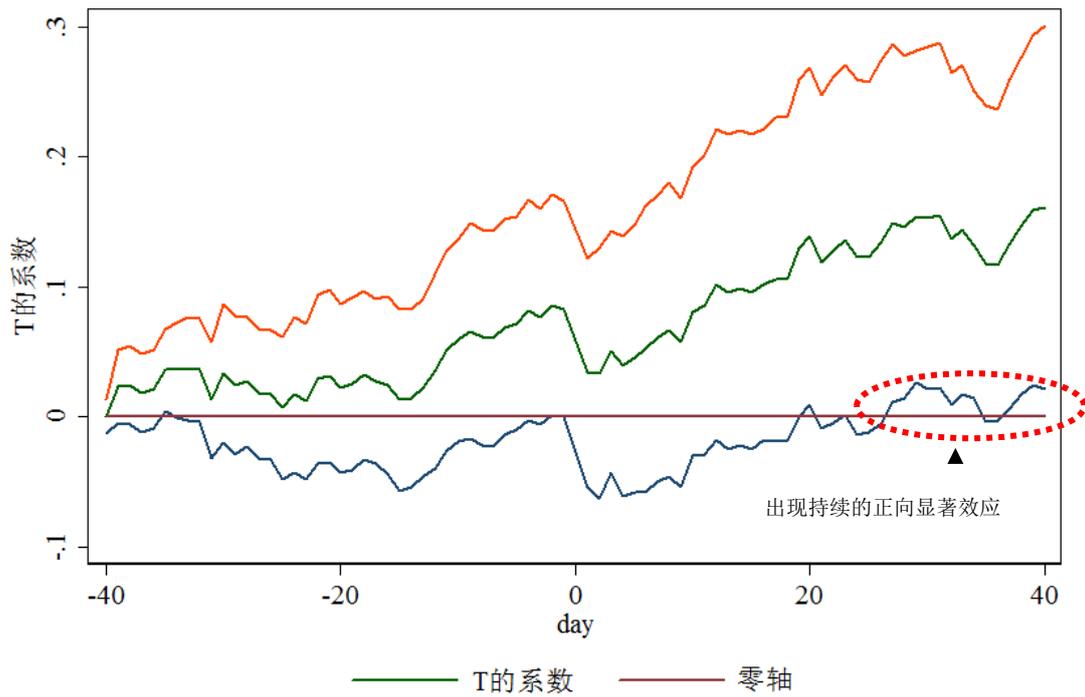
图 5：调入断点回归结果



注：(a) 左上：前 20 天（-40 天到-20 天）累计异常收益率；(b) 右上：前 30 天（-40 天到-10 天）累计异常收益率；(c) 左下：宣告日后 10 天累计异常收益率；(d) 右下：宣告日后 20 天累计异常收益率。注释：处于直线右侧股票没有被调入指数，直线左侧股票极大可能被调入指数。

断点回归估计结果见表 4，图 6 展示了调入效应显著性变化情况。估计结果表明，调入股票在宣告日前 2 日已经出现了显著的 8% 左右超额异常收益率，这个相对对照组的超额异常收益率变化趋势在宣告日前 14 天开始逐步积累，但是并未显著。自宣告日后第 1 天起，调入效应显著性消失，直到宣告日后 19 天才出现连续显著的超额积累异常收益率，高达 15% 左右。可以推测，被动基金和市场参与者在宣告日前预测到股票将被调入，因此提前买入。在宣告日后，被动基金停止买入，避开套利行为对股价的影响，而前期买入的市场套利者对调入股票抛售。在宣告日和调整日都结束后，被动基金再次买入调入股票，最终实现仓位调整，造成调入股票相对的超额累计异常收益率。该结果与标普 500 研究结果类似，调入指数为股票带来正收益。自此，假设一被断点回归实验验证。

图 6：调入断点显著性变化图



注：该图是调入股票经过 fuzzy 断点回归的调入净处置效应，即二阶段回归当中  $T$  的估计系数的分布以及对应的置信区间。在前后 40 天变化情况，由上到下分别为：10%置信区间上限，净处置效应  $T$ ，10%置信区间下限。宣告日前 3 天，累计异常收益率出现了显著性，随后消失，直到宣告日 19 天后，断点出现连续性显著结果，验证了调入效应的存在。

表 4：断点回归结果（调入组）

变量名	rate_27	rate_28	rate_29	rate_30	rate_31	rate_32	rate_33	rate_34
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>T</i>	0.149*	0.146*	0.154**	0.153*	0.155*	0.137*	0.144*	0.132*
	(0.083)	(0.079)	(0.077)	(0.079)	(0.080)	(0.077)	(0.076)	(0.071)
$T \times r_c$	-0.060	-0.046	-0.034	-0.030	-0.031	-0.035	-0.026	-0.019
	(0.073)	(0.068)	(0.064)	(0.065)	(0.067)	(0.067)	(0.065)	(0.063)
$r_c$	0.030*	0.027*	0.027*	0.027*	0.027*	0.026*	0.025*	0.025*
	(0.017)	(0.016)	(0.014)	(0.014)	(0.015)	(0.015)	(0.015)	(0.014)
年日均交易金额	-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
年日均市值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
净资产收益率	-0.953	-1.108	-1.178*	-1.212	-1.292*	-1.244	-1.277*	-1.474**
	(0.783)	(0.760)	(0.698)	(0.747)	(0.775)	(0.767)	(0.767)	(0.741)
资产收益率	0.756	0.960	1.079	1.108	1.233	1.354	1.366	1.518
	(1.058)	(1.010)	(0.935)	(0.956)	(0.977)	(0.999)	(0.980)	(0.940)
每股净资产	-0.017	-0.017	-0.017	-0.017	-0.017	-0.015	-0.016	-0.017
	(0.013)	(0.012)	(0.011)	(0.012)	(0.012)	(0.012)	(0.013)	(0.011)
常数项	-0.092	-0.075	-0.076	-0.116	-0.114	-0.129	-0.146	-0.141
	(0.213)	(0.203)	(0.193)	(0.199)	(0.205)	(0.204)	(0.203)	(0.191)
观测值	80	80	80	80	80	80	80	80
R 平方	0.152	0.226	0.309	0.293	0.288	0.285	0.302	0.362

注：rate<sub>i</sub> 表示距离宣告日第 i 天的累积异常收益率。可以看出，在宣告日 27 日后，调入效应的超额异常收益率连续显著，维持在大约 15%（见变量 T）。上述回归当中未展示的控制变量包括每股营业利润、每股经营活动产生的现金流量净额、每股企业自由现金流量、每股股东自由现金流量、每股现金净流量以及年份固定效应。

数据来源：wind, 国泰安。

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

### 结论一：调入效应为调入股票带来相对基准股票的超额异常收益，而非上涨效应。

异常收益率回归检验已经证明，调入股票没有出现正的异常收益率，也没有实现价格显著上涨，这个现象通常被以往学者误认为是市场提前反应，或者调入效应表现为宣告日后调入股票的下跌。但是引入断点回归试验后，我们发现，尽管调入股票没有出现上涨，但是对比起对照股票组，其在宣告日前后获得了显著的超额累计异常收益率，大约为 15% 左右。因此，我国沪深 300 指数的调入效应表现为调入股票获得相对基准股票的超额收益率，并且市场具备一定的提前观察与反应。

## (2) 调出效应

调出效应一阶段方程回归结果仍然保持稳健，结果见如下表 5 和图 7。调出断点排名根据每次调整单独计算，断点效果明显。调出股票组在断点前后出现大幅差异，从回归方程结果来看，一旦股票被市值排名预测调出，其从沪深 300 指数内剔除的概率高达 89.3%，市值排名产生的预测几乎能够完美符合实际调出结果。

表 5：排名对于实际调出的预测

变量名	T (1)	T (2)
r_c	-0.000 (0.000)	0.068* (0.038)
D	-0.383*** (0.034)	-0.370* (0.214)
p_r_c	-0.000 (0.000)	-0.283*** (0.045)
常数项	0.409*** (0.033)	0.689*** (0.187)
观测值	3,243	80
R 平方	0.345	0.341

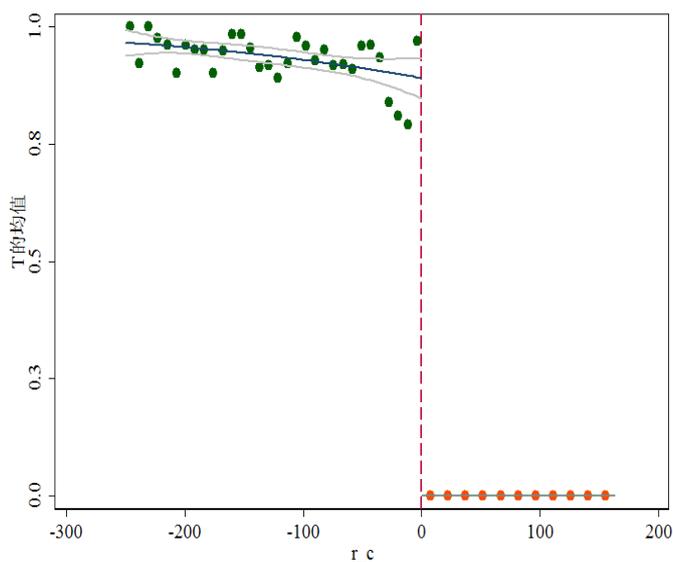
注：括号中为异方差稳健标准误。第一列为全样本回归结果。第二列为最优带宽下的回归结果。

$$p\_r\_c = r\_c * D, \quad r\_c = r_{it} - c$$

数据来源：wind，国泰安。

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

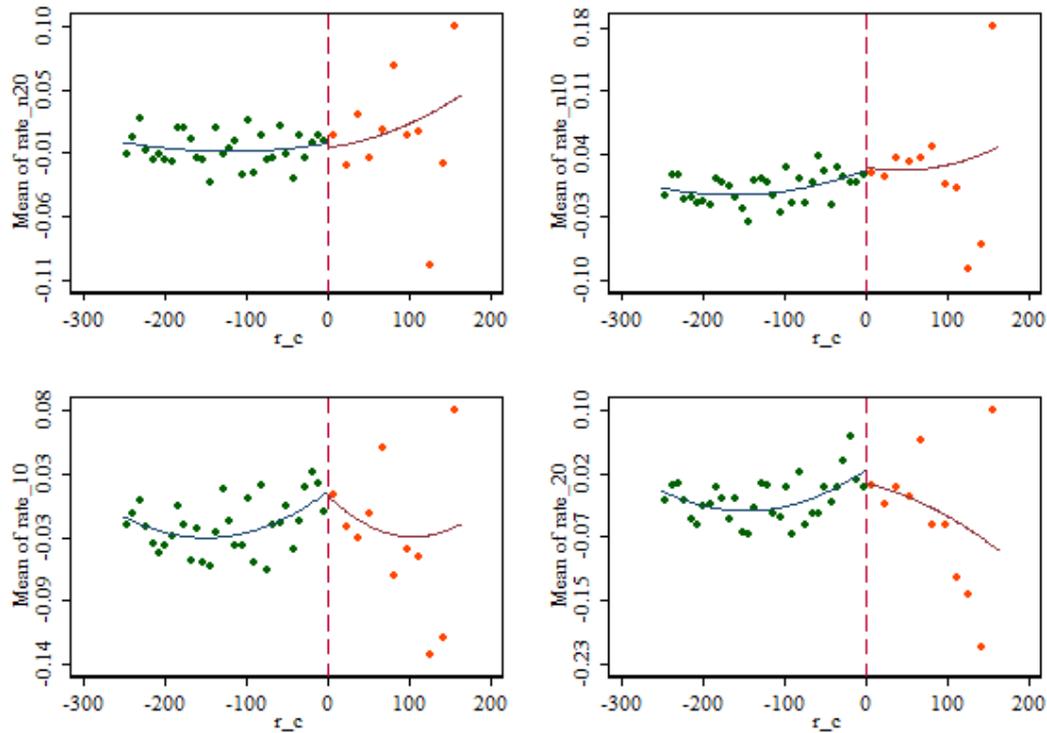
图 7：一阶段调出断点



接下来，我们对调出效应的二阶段结果进行分析。从调出效应的断点回归结果图 8 来看，调出股票组在断点前后异常收益率基本没有产生下降。这与图 9 中调出效应二阶段回归没有显著性变化相符合（调出效应二阶段结果详见附录）。调出效应在宣告日前后 40 天相对对照组的异常收益率差别并不显著，异常收益率回归中，调出组和对照组的累计异常收益率回归曲线也基本吻合，因此结果差异不大（见表 6）。这表明，我国沪深 300 指数的指数效应具有不对称性，调入指数效应比调出指数效应更为显著。但是从调出效应在宣告日前后 40 天异常收益率也可以看出，宣告日前 22 天到宣告日前 3 天，调出股票相对其对照组股票的异常收益率有大约 10% 左右的下降，在宣告日前 3 天到宣告日后 40 天，这个下降逐步消失，在第 7 天和第 8 天开始转变为调出股票相对对照组股票的正异常收益率。可以推测，成分股

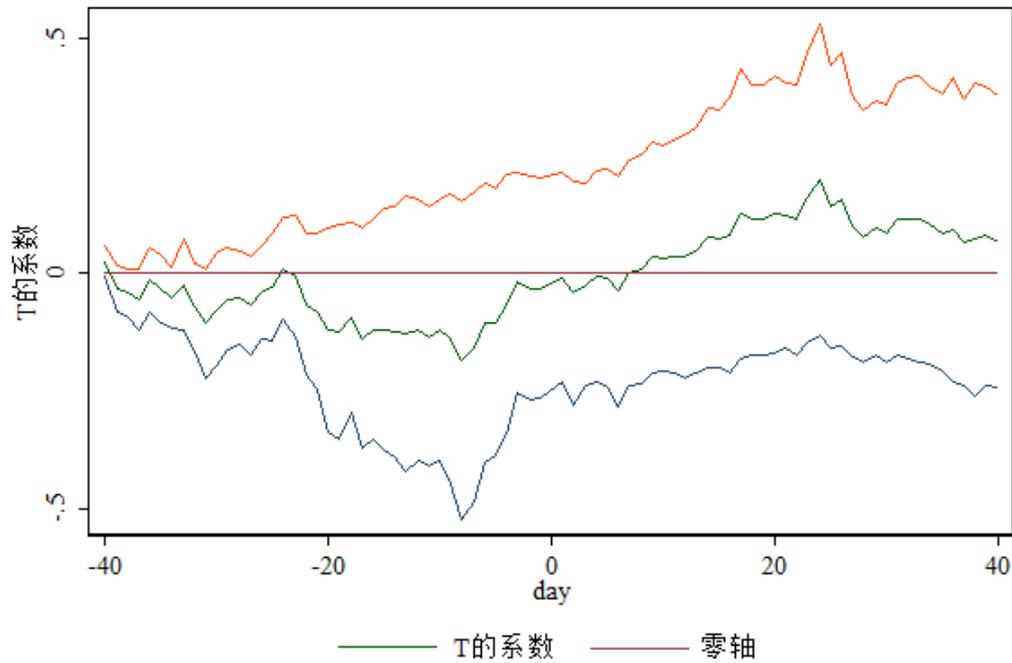
票的调出被被动基金以及其他市场参与者提前观察到，造成市场对于调出效应不显著的提前反应。宣告日后，由于市场参与者的提前反应，调出的超幅下跌仍然不明显。经过宣告日和调整日后，市场对于股票的价格的错配进行修正，使得调出股票出现相对对照组的超额异常收益率。这个市场修正过程较为缓慢，反映在异常收益率上表现为不显著的变化。

图 8：调出断点回归结果



注：(a) 左上：前 20 天（-40 天到-20 天）累计异常收益率 (b) 右上：前 30 天（-40 天到-10 天）累计异常收益率 (c) 左下：宣告日后 10 天累计异常收益率 (d) 右下：宣告日后 20 天累计异常收益率。注释：处于直线右侧股票没有被调入指数，直线左侧股票极大可能被调入指数。

图 9：调出断点显著性变化图



注：该图是调出股票经过 fuzzy 断点回归的调出净处置效应，即二阶段回归当中  $T$  的估计系数的分布以及对应的置信区间。在前后 40 天变化情况，由上到下分别为：10% 置信区间上限，净处置效应，10% 置信区间下限。宣告日前后 40 天内，调出效应断点估计结果均没有出现显著性，但是  $T$  在 0 上下浮动，由宣告日前的负数逐步转变为正，因此说明，沪深 300 指数调出效应不显著，但是市场对调出行为提前反应，调出股票价格下跌在宣告日后一段时间内缓慢修复。

**结论二：调出效应为调出股票带来相对基准股票的负异常收益率，随后发生反转，但是效应不显著。**

无论是异常收益率对照组和调出组的图像，还是断点回归实验中宣告日前后 40 天的异常收益率回归结果，调出效应都不显著。不过从结果数值来看，依旧表现为下跌的提前市场反应，并在宣告日后出现异常收益率的反转，这个结果与标普 500 指数效应的研究较为类似。

表 6: 断点回归结果 (调出)

变量名	rate_-4	rate_-3	rate_-2	rate_-1	rate_1	rate_2	rate_3	rate_4
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>T</i>	-0.066 (0.165)	-0.019 (0.140)	-0.031 (0.143)	-0.031 (0.140)	-0.008 (0.133)	-0.041 (0.142)	-0.023 (0.129)	-0.005 (0.135)
<i>T</i> × <i>r_c</i>	0.008 (0.011)	0.002 (0.011)	0.003 (0.011)	0.003 (0.011)	0.001 (0.011)	0.003 (0.012)	0.001 (0.012)	-0.000 (0.012)
<i>r_c</i>	-0.004 (0.010)	-0.000 (0.009)	-0.001 (0.010)	-0.000 (0.010)	0.001 (0.009)	-0.001 (0.010)	-0.000 (0.009)	0.001 (0.010)
年日均交易金额	-0.003 (0.005)	-0.004 (0.004)	-0.004 (0.004)	-0.005 (0.004)	-0.005 (0.003)	-0.005 (0.004)	-0.005 (0.003)	-0.005 (0.003)
年日均市值	0.008*** (0.003)	0.008*** (0.003)	0.007*** (0.003)	0.008*** (0.003)	0.006** (0.003)	0.006** (0.003)	0.006** (0.003)	0.006** (0.003)
净资产收益率	-0.027 (0.312)	0.042 (0.315)	0.073 (0.322)	0.136 (0.329)	0.111 (0.339)	0.082 (0.396)	-0.050 (0.419)	-0.245 (0.471)
资产收益率	-0.794 (0.669)	-0.770 (0.661)	-0.835 (0.674)	-1.082 (0.708)	-0.707 (0.762)	-0.382 (0.957)	0.210 (1.137)	0.780 (1.349)
每股净资产	-0.002 (0.005)	0.000 (0.005)	-0.000 (0.005)	-0.001 (0.006)	0.001 (0.005)	0.002 (0.006)	0.002 (0.005)	0.003 (0.006)
常数项	-0.398* (0.238)	-0.450** (0.225)	-0.375 (0.228)	-0.381* (0.231)	-0.317 (0.230)	-0.267 (0.251)	-0.286 (0.235)	-0.238 (0.234)
观测值	80	80	80	80	80	80	80	80
R 平方	0.138	0.249	0.218	0.253	0.268	0.187	0.252	0.247

注: *rate\_i* 表示距离宣告日第 *i* 天的累积异常收益率。在这里, 我们展示了宣告日前后 4 天调出效应 (见变量 *T*), 表现均不显著。全部回归结果在附录中展示, 也并不显著, 表明调出效应缺乏足够市场表现。上述回归当中未展示的控制变量包括每股营业利润、每股经营活动产生的现金流量净额、每股企业自由现金流量、每股股东自由现金流量、每股现金净流量以及年份固定效应。

数据来源: wind, 国泰安。

\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

### (3) 稳健性检验

上文通过断点回归 (RD) 对指数效应进行了识别, 接下来本文需要对识别的有效性和稳健性进行验证。对于断点回归有效性的验证主要从两个角度出发: (1) 处置变量的连续性, 保证关键变量条件密度不发生变化; (2) 其他控制变量应当保持连续性, 没有发生跳跃。第一个有效性证明我们已经在上文实证策略中通过市值排名图像展示, 断点两侧的年日均市值保持连续性和平稳性, 断点两侧公司数量也没有发生太大变化。另一方面, 对于市场参与者和公司来说, 难以控制自身全年的交易情况和股票价格、实现在参考时间内的较大变化, 更难以操纵如此巨大的股票市值 (A 股市场约前 300 名)。

对于其他控制变量的连续性,我们由最优带宽估计给出(最优带宽的估计结果见表7)。  
 带宽的选择方法是通过不断调整排名带宽,根据自变量的变化显著性进行控制,详见 DAVID S. LEE, ENRICO MORETTI, MATTHEW J. BUTLER (2004)。调入带宽中,在带宽为 10 和 20 的时候,变量“年日均交易金额(千万)”和“每股经营活动产生的现金流量净额”出现了零星的显著性,这可能因为带宽内样本太少导致。在带宽控制到 40 时,出现了连续显著性,因此,本文调入效应采用带宽为 40,保证断点回归的稳健性。调出实验带宽控制同理(详见表 8),仅在带宽控制到 20 时“年日均市值(亿)”出现 10%的显著性,而带宽控制到 40 之后才出现连续显著性,因此调出带宽也为 40,上述带宽控制结果均处于可接受范围内。从图 10 和图 11 中可以轻易看出,几乎所有控制变量都没有在断点处产生实质跳跃,这就排除了控制变量对于断点跳跃的影响,保证仅由调入调出产生对于样本处置而产生指数效应。

表 7: 不同带宽下,断点前后各控制变量的变动情况(调入组)

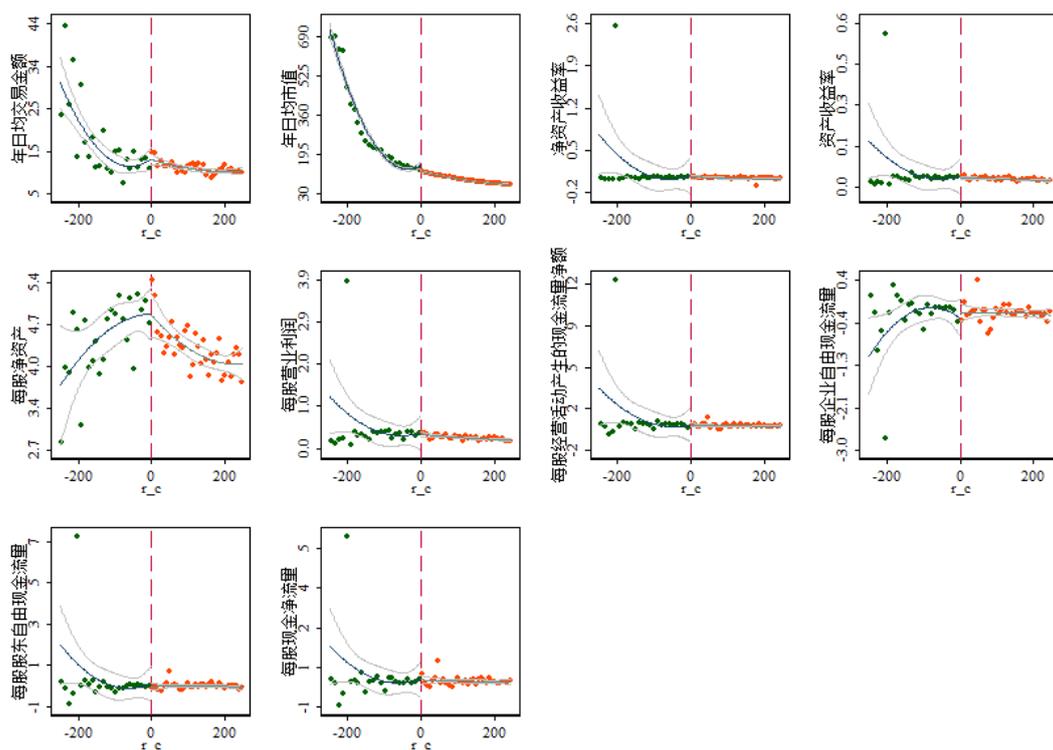
变量名	+/-10	+/-20	+/-30	+/-40	+/-50	+/-60	+/-70
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
年日均交易金额(千万)	11.821** (5.419)	7.057 (4.463)	4.626 (3.529)	3.008 (3.127)	3.662 (2.820)	7.877** (3.628)	6.440** (2.975)
年日均市值(亿)	-1.976 (14.400)	2.983 (11.693)	-0.819 (10.239)	-5.184 (9.202)	-0.846 (8.122)	-1.737 (7.270)	-1.268 (6.564)
每股净资产	-0.827 (2.187)	0.919 (1.671)	1.296 (1.430)	0.815 (1.098)	0.854 (0.977)	1.131 (0.982)	0.831 (0.825)
每股营业利润	-0.194 (0.252)	0.038 (0.256)	0.120 (0.223)	0.011 (0.133)	-0.026 (0.135)	0.018 (0.159)	-0.108 (0.128)
每股经营活动产生的现金流量净额	0.533 (0.411)	0.822** (0.368)	0.060 (0.416)	0.313 (0.246)	0.489** (0.224)	0.509** (0.214)	0.385* (0.222)
每股企业自由现金流量	0.291 (0.517)	0.627 (0.458)	-0.148 (0.489)	0.060 (0.311)	0.185 (0.306)	0.240 (0.280)	0.151 (0.287)
每股股东自由现金流量	-0.148 (0.415)	0.382 (0.461)	0.003 (0.300)	0.122 (0.269)	0.138 (0.282)	0.066 (0.232)	-0.044 (0.244)
每股现金净流量	-0.283 (0.313)	0.367 (0.400)	0.292 (0.307)	0.280 (0.305)	0.345 (0.298)	0.441 (0.324)	0.259 (0.279)
资产收益率	-0.007 (0.031)	-0.016 (0.019)	-0.013 (0.017)	-0.005 (0.016)	-0.010 (0.014)	-0.008 (0.013)	-0.015 (0.011)
净资产收益率	-0.043 (0.060)	-0.031 (0.045)	-0.025 (0.033)	-0.014 (0.027)	-0.018 (0.024)	-0.016 (0.022)	-0.030 (0.019)
观测值	20	40	60	80	100	120	140

注:表格中各结果表示以纵轴中的变量作为因变量,进行断点回归得到的处理效应。第一行中的相关数值代表进行断点回归所使用的带宽。

数据来源:wind,国泰安。

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

图 10: 调入稳健性检验图



注：上图从左至右，从上至下属性分别为：（1）年日均交易额（2）年日均市值（3）净资产收益率（4）资产收益率（5）每股净资产（6）每股营业利润（7）每股经营活动产生的现金流量净额（8）每股企业自由现金流量（9）每股股东自由现金流量（10）每股现金净流量。图上各属性均没有出现断点处的跳跃，保证了实验结果有效性。

表 8：不同带宽下，断点前后各控制变量的变动情况（调出组）

变量名	+/-10	+/-20	+/-30	+/-40	+/-50	+/-60	+/-70
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
年日均交易金额(千 万)	-1.633 (7.183)	1.211 (4.719)	-0.573 (3.679)	-2.110 (3.167)	-2.778 (2.954)	-2.951 (2.849)	-1.493 (2.627)
年日均市值(亿)	-2.574 (9.857)	-14.117* (7.789)	-8.811 (6.769)	-9.302 (5.986)	-11.970** (5.834)	-10.151* (5.307)	-12.344** (5.127)
每股净资产	-0.120 (2.637)	0.134 (2.057)	0.879 (1.754)	1.008 (1.440)	0.647 (1.199)	0.903 (1.101)	0.616 (1.002)
每股营业利润	0.133 (0.280)	0.225 (0.204)	0.268 (0.168)	0.230 (0.143)	0.184 (0.118)	0.216* (0.120)	0.193* (0.104)
每股经营活动产生 的现金流量净额	-0.768 (0.872)	-0.334 (0.590)	-0.467 (0.553)	0.038 (0.448)	-0.162 (0.371)	-0.127 (0.343)	-0.089 (0.352)
每股企业自由现金 流量	-0.082 (0.908)	-0.123 (0.619)	-0.266 (0.552)	0.255 (0.439)	0.047 (0.381)	0.079 (0.351)	0.151 (0.353)
每股股东自由现金 流量	0.108 (0.397)	0.054 (0.388)	-0.217 (0.328)	-0.010 (0.232)	-0.024 (0.198)	0.113 (0.201)	0.260 (0.228)
每股现金净流量	-0.245 (0.355)	0.182 (0.338)	-0.303 (0.367)	-0.055 (0.222)	-0.075 (0.177)	0.071 (0.174)	0.278 (0.213)
资产收益率	-0.027 (0.031)	-0.003 (0.018)	0.005 (0.013)	0.011 (0.012)	0.012 (0.011)	0.011 (0.010)	0.011 (0.009)
净资产收益率	-0.021 (0.049)	0.012 (0.030)	0.027 (0.023)	0.033 (0.023)	0.024 (0.019)	0.018 (0.018)	0.017 (0.018)
观测值	20	40	60	80	100	120	140

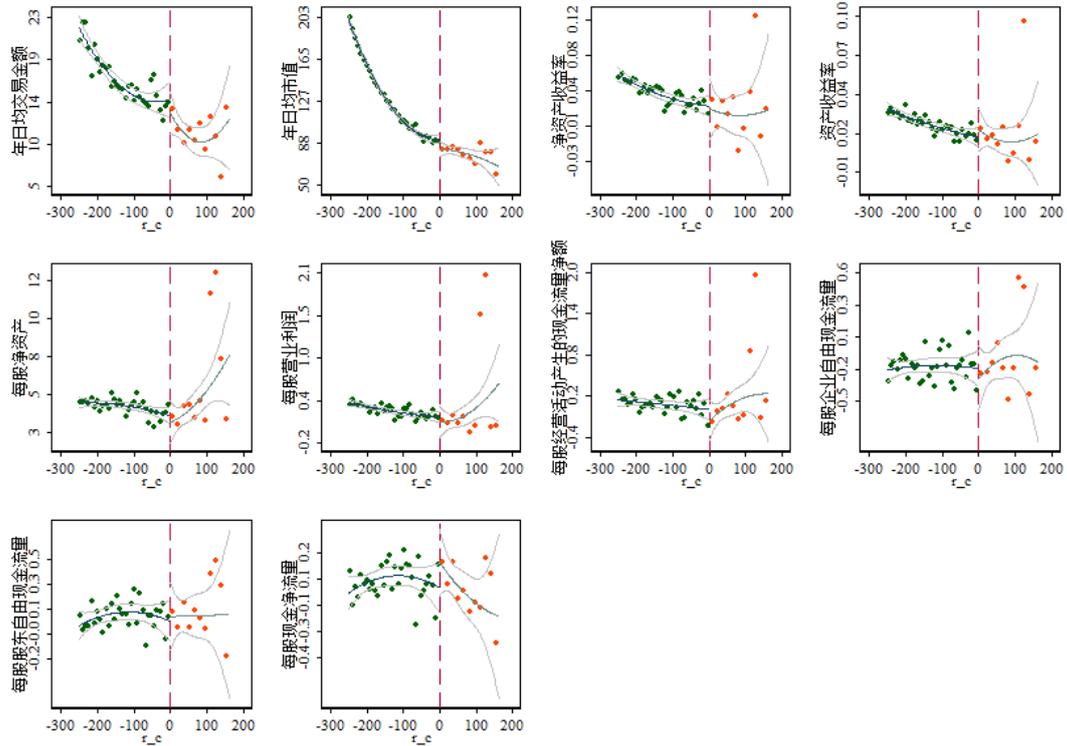
注：表格中各结果表示以纵轴中的变量作为因变量，进行断点回归得到的处理效应。第一行中的相关数值代表进行断点回归所使用的带宽。

数据来源：wind,国泰安。

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

在我国这样特殊的新兴市场，沪深 300 指数效应与标普 500、日经指数、法兰克福指数等成熟市场指数相比，有着较大的差别，而市场的特殊性也为我国传统指数效应研究带来巨大分歧。引入断点回归实验，本文清晰地剥离了指数效应，而剥离后的指数效应，与国外市场结论基本保持了一致。

图 11：调出稳健性检验图



注：上图从左至右，从上至下属性分别为：（1）年日均交易金额（2）年日均市值（3）净资产收益率（4）资产收益率（5）每股净资产（6）每股营业利润（7）每股经营活动产生的现金流量净额（8）每股企业自由现金流量（9）每股股东自由现金流量（10）每股现金净流量。图上各属性均没有出现断点处的跳跃，保证了实验结果有效性

### （三）双重差分结果

根据上文介绍，采用双重差分能够有效估计调入调出处置对于样本的平均处置效应，作为断点回归的稳健性检验。图 12 展示了调入效应双重差分显著性变化结果。宣告日后 11 日开始，调入效应出现了连续显著的 3% 左右的超额异常收益率，表明调入效应为调入股票带来平均高于对照组 3% 的异常收益率。这个结果与断点回归结果保持一致，但是估计结果相比于 15% 较低。（回归结果详见表 9 中的净处置效应）

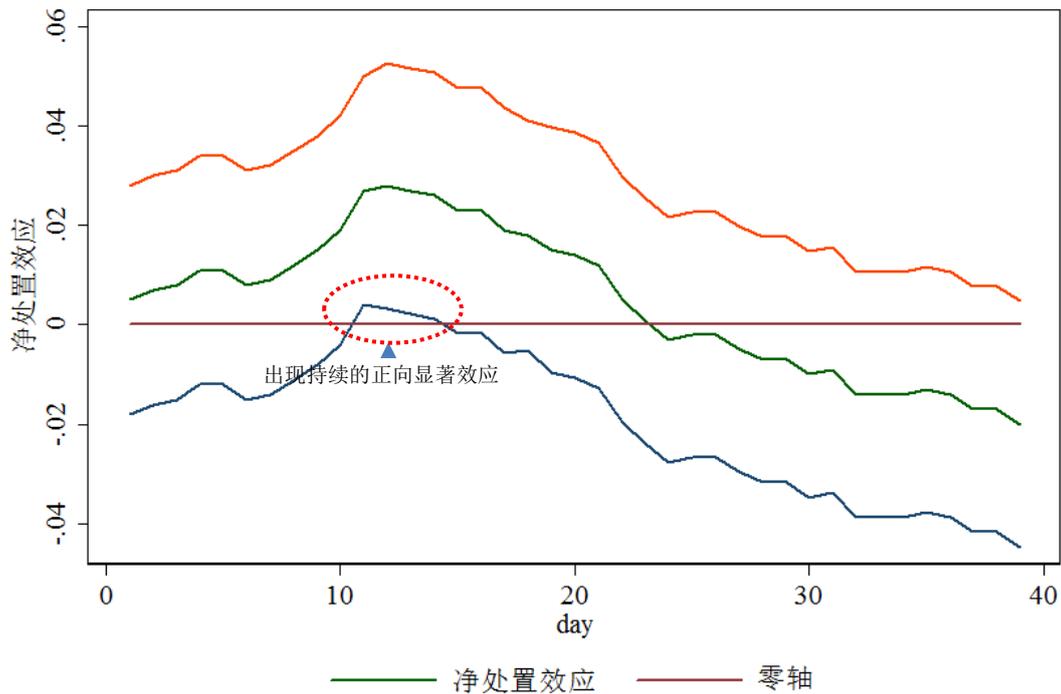
表 9：调入组净处置效应

变量名	rate_9 (9)	rate_10 (10)	rate_11 (11)	rate_12 (12)	rate_13 (13)	rate_14 (14)	rate_15 (15)	rate_16 (16)
宣告日 (1=宣告日以后)	-0.025*** (0.004)	-0.026*** (0.004)	-0.029*** (0.004)	-0.037*** (0.004)	-0.040*** (0.004)	-0.035*** (0.004)	-0.036*** (0.004)	-0.039*** (0.004)
是否选入沪深 300	-0.007 (0.010)	-0.009 (0.010)	-0.015 (0.010)	-0.016* (0.010)	-0.016 (0.009)	-0.017* (0.009)	-0.015 (0.009)	-0.015* (0.009)
<b>净处置效应</b>	0.015 (0.014)	0.019 (0.014)	0.027* (0.014)	0.028* (0.015)	0.027* (0.015)	0.026* (0.015)	0.023 (0.015)	0.023 (0.015)
常数项	0.021*** (0.006)	0.018*** (0.006)	0.018*** (0.006)	0.022*** (0.006)	0.020*** (0.006)	0.020*** (0.006)	0.025*** (0.006)	0.026*** (0.007)
观测值	6,468	6,468	6,468	6,468	6,468	6,468	6,468	6,468
R 平方	0.032	0.033	0.035	0.039	0.039	0.036	0.037	0.040

注：rate\_i 表示距离宣告日前后 i 天的累积异常收益率。表中选取了显著的一段结果，其他结果见附录。上述回归当中未展示的控制变量包括年日均交易金额、年日均市值、净资产收益率、资产收益率、净资产收益率、每股营业利润、每股经营活动产生的现金流量净额、每股企业自由现金流量、每股股东自由现金流量、每股现金净流量以及年份固定效应。  
数据来源：wind,国泰安。

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

图 12：调入双重差分显著性变化结果



注：该图是双重差分结果中，调入净处置效应，即  $T$  的估计系数以及置信区间在宣告日前后 40 天变化情况，由上到下分别为：10%置信区间上限，t 值，10%置信区间下限。在宣告日 11 天后，出现了处置效应显著性，其他时间段不显著，表明调入效应为调入股票带来了超额的异常收益率。

图 13 展示了调出效应双重差分显著性检验结果。从图像上可以看出，调出效应的双重差分结果一直没有展现出显著性。断点回归和异常收益率回归中，宣告日前后调出效应均不明显，双重差分的结果也保持一致，充分证明了断点回归的稳健性（表 10 净处置效应）。调入效应为调入股票带来超过对照组股票的异常收益率，调出效应结果宣告日前后不显著。

表 10：调出组净处置效应

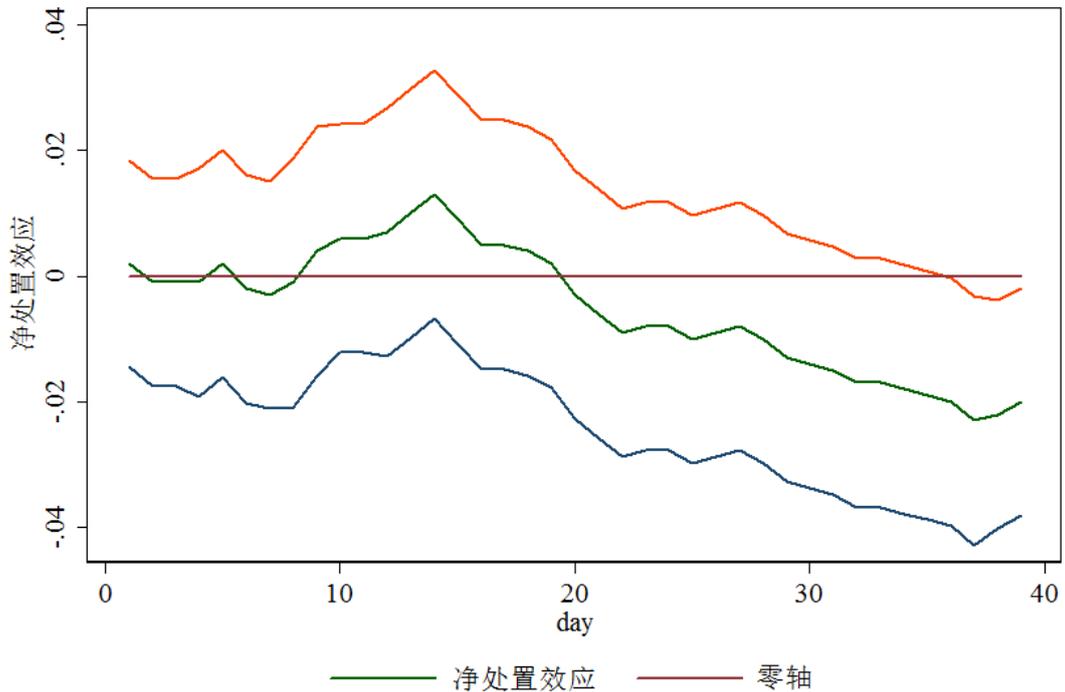
变量名	rate_1	rate_2	rate_3	rate_4	rate_5	rate_6	rate_7	rate_8
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
宣告日（1=宣告日以后）	-0.003 (0.010)	-0.005 (0.009)	-0.004 (0.010)	-0.009 (0.010)	-0.015 (0.010)	-0.012 (0.011)	-0.015 (0.011)	-0.016 (0.011)
是否选入沪深 300	-0.003 (0.008)	0.002 (0.007)	0.001 (0.007)	0.000 (0.008)	-0.001 (0.008)	0.000 (0.008)	-0.001 (0.008)	-0.001 (0.008)
<b>净处置效应</b>	0.002 (0.010)	-0.001 (0.010)	-0.001 (0.010)	-0.001 (0.011)	0.002 (0.011)	-0.002 (0.011)	-0.003 (0.011)	-0.001 (0.012)
常数项	0.015 (0.009)	0.015* (0.009)	0.014 (0.009)	0.012 (0.009)	0.012 (0.009)	0.013 (0.010)	0.016* (0.010)	0.013 (0.009)
观测值	3,684	3,684	3,684	3,684	3,684	3,684	3,684	3,684
R 平方	0.012	0.013	0.013	0.014	0.017	0.016	0.017	0.018

注：rate\_i 表示距离宣告日前后 i 天的累积异常收益率。从全 80 天处置效应估计结果来看，调出效应都不显著。上述回归当中未展示的控制变量包括年日均交易金额、年日均市值、净资产收益率、资产收益率、净资产收益率、每股营业利润、每股经营活动产生的现金流量净额、每股企业自由现金流量、每股股东自由现金流量、每股现金净流量以及年份固定效应。

数据来源：wind, 国泰安。

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

图 13：调出双重差分显著性变化结果



注：该图是双重差分结果中，调出效应显著性 t 检验在宣告日前后 40 天变化情况，由上到下分别为：10% 置信区间上限，t 值，10% 置信区间下限。在宣告日后 40 天内，调出效应基本不显著，再次表明了调出效应与调入效应的不对称性。

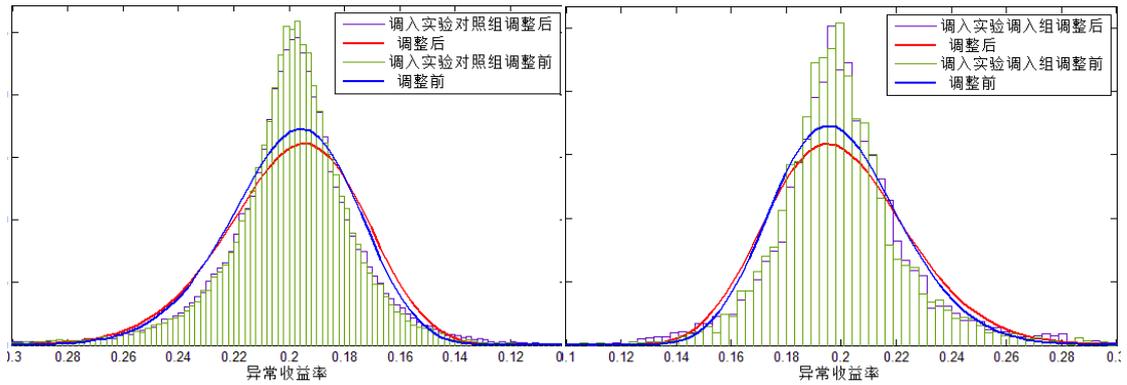
据此，双重差分与断点回归结果保持一致，符合我们之前的假定，两种方法分别从不同角度对沪深 300 指数效应进行肯定，保证了估计结果可靠性。

## （四）异常收益率分布检验

### （1）异常收益率分布图

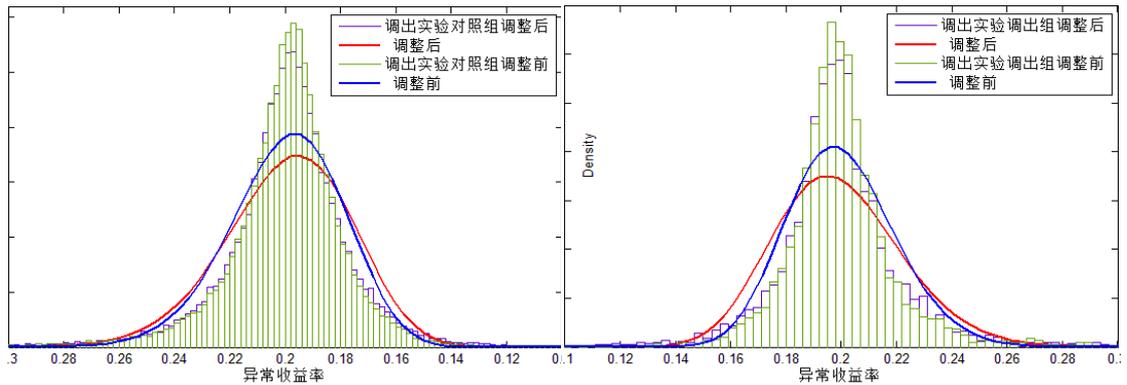
自然实验的两种估计结果都表明指数效应的确存在且显著，我们猜测，宣告日前后对照组和实际调入调出组的异常收益率分布会发生相关性的改变。我们首先从图像上对指数效应进行确认。图中异常收益率分布向正向移动 0.2 后进行对数正态分布拟合。

图 14：调入实验异常收益率分布



调入对照组和调入组股票宣告日后都发生异常收益率分布的负向移动，调入组的异常收益率分布平移较小，对照组的平移幅度更大，表明调入指数效应是因为对照基准的异常收益率分布下降快于实验组异常收益率分布产生，使调入股票获得相对正的异常收益率。

图 15：调出实验异常收益率分布



调出实验中，对照组和调出组也都出现了异常收益率分布的负向平移，不过从视觉上，难以确认哪一组的平移幅度更大，因此我们不能得出有关调出指数效应的结论。定性的比较分布不能得到准确的结论，下面我们分别采用 T 检验对调入调出实验中实验组和对照组宣告日前的均值方差是否发生变化进行分析，同时分析均值方差变化的来源。

## (2) 异常收益率均值方差 T 检验

表 11 展示了对照实验调整前后异常收益率均值方差的变化。

(1) 调出实验的对照组和实验组在宣告日前，异常收益率方差显著差异 ( $0.000 < 0.05$ )，均值保持相同 ( $t=1.305 < 2$ ,  $0.192 > 0.05$ );

(2) 调出实验的对照组和实验组在宣告日后, 异常收益率方差显著差异 ( $0.019 < 0.05$ ), 均值保持相同 ( $t = -0.721 > -2$ ,  $0.471 > 0.05$ );

(3) 调入实验的对照组和实验组在宣告日前, 异常收益率方差保持相同 ( $0.518 > 0.05$ ), 均值保持相同 ( $t = -1.074 > -2$ ,  $0.283 > 0.05$ );

(4) 调入实验的对照组和实验组在宣告日后, 异常收益率方差保持相同 ( $0.061 > 0.05$ ), 均值显著差异 ( $t = 2.385 > 2$ ,  $0.017 < 0.05$ );

表:11: 对照实验调整前后异常收益率均值方差 t 检验结果

组别	样本	样本量	均值 ( $10^{-4}$ )	标准差 ( $10^{-2}$ )	方差齐质性		均值相等性		
					Sig.(双侧)	结论	t	均值差值 ( $10^{-4}$ )	结论
调出实验	1	4580	1.8926	2.0005	.000	显著 差异	1.305 (.192)	4.14302	相同
调出前	0	32400	-2.2505	2.0865					
调出实验	1	4580	-9.8587	2.2688	.019	显著 差异	-.721 (.471)	-2.5856	相同
调入后	0	32400	-7.2731	2.2875					
调入实验	1	5260	-6.6922	2.3417	.518	相同	-1.074 (.283)	-3.62202	相同
调入前	0	59600	-3.0701	2.3458					
调入实验	1	5260	-1.001	2.5068	.061	相同	2.385 (.017)	8.49127	显著 差异
调入后	0	59600	-9.4923	2.4725					

注: 其中 1 为发生调入调出组, 0 为对照组

调出实验 t 检验表明, 宣告日前后调出组和对照组的异常收益率均值保持相同, 调出效应不显著; 调入实验 t 检验表明, 宣告日前调入组和对照组的异常收益率均值方差都保持相同, 发生调入处置后调入, 调入组股票获得了显著的较高异常收益率, 差值为  $8.49127 \times 10^{-4}$ 。这个结果与断点实验的结果保持一致。接下来我们对差异产生的来源进行 t 检验分析。

表 12 展示了同组别调整前后异常收益率均值方差的变化, 作为分布差异来源的分析。

(1) 调出实验的对照组在宣告日前后, 异常收益率方差显著差异 ( $0.000 < 0.05$ ), 均值显著差异 ( $t = -2.920 < -2$ ,  $0.004 < 0.05$ );

(2) 调出实验的实验组在宣告日前后, 异常收益率方差显著差异 ( $0.000 < 0.05$ ), 均值显著差异 ( $t = -2.629 < -2$ ,  $0.009 < 0.05$ );

(3) 调入实验的对照组在宣告日前后, 异常收益率方差显著差异 ( $0.000 < 0.05$ ), 均值显著差异 ( $t = -4.600 < -2$ ,  $0.000 < 0.05$ );

(4) 调入实验的实验组在宣告日前后, 异常收益率方差显著差异 ( $0.000 < 0.05$ ), 均值保持

相同 ( $t=1.203<2$ ,  $0.229>0.05$ );

表 12: 同组别调整前后异常收益率均值方差 t 检验结果

组别	时间	样本量	均值 ( $10^{-4}$ )	标准差 ( $10^{-2}$ )	方差齐质性		均值相等性		
					Sig.(双侧)	结论	t	均值差值 ( $10^{-4}$ )	结论
调出实验	1	32400	-7.2731	2.2875	.000	显著	-2.920	-5.02261	显著
对照组	0	32400	-2.2505	2.0865					
调出实验	1	4580	-9.8587	2.2688	.000	显著	-2.629	-11.75122	显著
调出组	0	4580	1.8926	2.0005					
调入实验	1	59600	-9.4923	2.4725	.000	显著	-4.600	-6.42216	显著
对照组	0	59600	-3.0701	2.3458					
调入实验	1	5260	-1.0010	2.5068	.000	显著	1.203	5.69112	相同
调入组	0	5260	-6.6922	2.3417					

注: 其中 1 为调整后, 0 为调整前

调出效应宣告日前后, 对照组和实验组都出现异常收益率方差和均值的显著差异, 表明宣告日前后调出股票和未调出股票发生了同步的改变。调入效应宣告日前后, 对照组的异常收益率方差和均值发生显著改变, 调入股票没有发生变化, 因此二者分布差异来源于对照组的改变。

### (3) 异常收益率同分布检验

异常收益率分布均值方差检验结果符合上文指数的结论, 在此, 本文从整体异常收益率分布角度对指数效应进行检验。首先来看表 13 对调整前后对照组与实验组异常收益率同分布检验结果。

(1) 调出实验调出前, 对照组和调出组异常收益率同分布检验结果表明: Mann-Whitney U 检验下对照组和调出组符合同分布 ( $0.153>0.05$ ), Kolmogorov-Smirnov 检验下对照组和调出组不符合同分布 ( $0.000<0.05$ )。

(2) 调出实验调出后, 对照组和调出组异常收益率同分布检验结果表明: Mann-Whitney U 检验下对照组和调出组符合同分布 ( $0.613>0.05$ ), Kolmogorov-Smirnov 检验下对照组和调出组不符合同分布 ( $0.005<0.05$ )。

(3) 调入实验调入前, 对照组和调出组异常收益率同分布检验结果表明: Mann-Whitney U 检验下对照组和调出组符合同分布 ( $0.162>0.05$ ), Kolmogorov-Smirnov 检验下对照组和调

出组符合同分布 ( $0.053 > 0.05$ )。

(4) 调入实验调入后, 对照组和调出组异常收益率同分布检验结果表明: Mann-Whitney U 检验下对照组和调出组不符合同分布 ( $0.008 < 0.05$ ), Kolmogorov-Smirnov 检验下对照组和调出组不符合同分布 ( $0.003 < 0.05$ )。

表 13: 调整前后对照组与实验组异常收益率同分布检验

组别	Mann-Whitney U 检验				Kolmogorov-Smirnov		
	检验统计量 (标准化)	标准误	渐进显著性 (双侧)	结论	检验统计量	渐进显著性 (双侧)	结论
调出实验 调出前	1.428	676244	.153	原假设成立	2.255	.000	备择假设成立
调出实验 调出后	-.506	676244	.613	原假设成立	1.718	.005	备择假设成立
调入实验 调入前	-1.397	1301718	.162	原假设成立	1.349	.053	原假设成立
调入实验 调入后	2.638	1301718	.008	备择假设成立	1.814	.003	备择假设成立

注: 原假设为不同组别符合同分布

Mann-Whitney U 主要关注分布的中心位置变化, Kolmogorov-Smirnov 关注分布的形状和累计分布概率。调出结果表明, 对照组和调出组异常收益率位置没有发生显著区别, 即保持了同分布, 但是分布形状上出现了不同。调入结果表明宣告日前, 调入股票和对照股票无论形状和位置都保持相同, 而宣告日后两组股票分布发生显著差异。**异常收益率结果再次验证了自然实验对指数估计, 保证结果稳健性。**

**结论三: 调入股票和其对照组宣告日前后, 因为对照组的分布漂移, 异常收益率分布由相同变为不同; 调出股票和其对照组分布同步变化, 没有显著差异。**

无论是分布的均值、方差, 还是中心、形状, 我们都能得到相同的结论: 调入股票和其对照组股票异常收益率分布发生了由相同变为不同的转变; 调出股票和其对照组同步发生分布变化, 差异不显著。再次表明指数效应具有不对称性, 调入效应相比调出效应显著。

下表为总结了上述全部实证结果, 我们围绕着断点回归实验, 首先利用异常收益率回归做出假设, 经过断点实验加以证实后, 再通过双重差分和分布检验保证结果稳健性。

表 14：假设、结论汇总

实证方法	目的	结果
异常收益率 回归	1.提出假设；	假设 1： 调入股票相对（对照组）正异常收益率
	2.分析优缺点。	假设 2： 调出股票相对（对照组）短期负异常收益率，长期正异常收益率
		假设 3： 调入和调出股票与对照组的异常收益率分布由相同变为不同
断点回归	1.识别指数效应；	结论 1： 假设 1 成立，调入 40 天后获得显著相对 15%的正异常收益率
	2.得出结论 1、2。	结论 2： 假设 2 不显著，调出股票较对照组的异常收益率差异显著性不足
双重差分 分布检验	稳健性检验。	1.调入股票平均获得 3%的显著超额（基准为对照组）异常收益率；（验证） 2.调出股票宣告日前后 40 天相对基准没有显著差异。（验证）
	1.稳健性检验； 2.验证假设 3。	1.调入组和对照组在宣告日前异常收益率分布相同，随后因为对 照组分布变化，使得两组分布显著差异；（验证） 2.调出组和对照组异常收益率同步变化，没有显著差异。（验证）

## 五、结论

本文对于国内外指数效应文献进行细致梳理，总结各类学说和研究结论的差异，尤其关注国内学者指数效应研究，将我国学者对于沪深 300 指数效应相互矛盾的观点全面展示。针对学者间的矛盾观点，本文首先利用断点实验构造了调入调出股票组以及其分别的对照组，然后计算各组股票事件窗口内累计异常收益率，通过实验组和对照组的对比，发现文献的差异实质来源于异常收益率回归方法的缺陷。由于传统方法缺乏调入调出股票的对应基准，因此以往学者研究结果受到整体市场趋势干扰<sup>5</sup>，再加上主观判断，造成了结论的偏误。据此，构造同质（“apple-to-apple”）来观察调入调出处置影响变得十分重要，本文决定采用断点回归（RD）和双重差分（DID）的自然实验方法来验证指数效应的存在。

通过对沪深 300 指数编制规则简化，我们能够利用年日均市值和年日均交易额来预测每年沪深 300 指数的成分以及调整名单。本文由此构建了模糊断点回归，利用市值排名预测成分计入计出，再使用计入计出处置对指数效应进行验证。市值排名产生断点很好地隔断了调入调出样本，相对于对照组异常收益率基准，调入股票取得大约 15%的超额收益率，调出股票在宣告日前 22 天开始下跌，宣告日后下跌减缓，宣告日后 7、8 天出现反转，最终取得

<sup>5</sup> 从本文异常收益率回归图像上来看，依据传统异常收益率方法，仅画出调入组和调出组两组股票图像，以往学者极易解释为：调入股票在宣告日前因为市场提前反应而上涨，宣告日后下跌；调出股票宣告日前提前下跌，宣告日后发生反转，回复之前价格水平。但是调入调出的对照组股票也发生同样趋势，因此断点结论与传统解释结论完全不同。

大约 10% 的相对超额收益，但是总的来说，调出效应宣告日前后 40 天断点不显著，体现了指数效应的不对称性。

对于断点回归实验的结果，我们采用双重差分验证了断点回归的可靠性与稳健性，其结果与断点回归实验结果保持一致。在上述结论下，本文再次采用异常收益率分布检验，对处置前后各组股票异常收益率分布进行了研究，结果相匹配。

本文的主要贡献在于对指数效应研究的方法论进行了革新，一方面对传统异常收益率回归方法提出批判，另一方面采用了断点回归、双重差分的新兴自然实验方法，有效验证指数效应的存在，并利用异常收益率分布检验进行稳健性验证。我国沪深 300 指数效应表现为：调入股票相对基准股票获得超额收益，调出股票相对基准股票产生超额下跌，随后反转回复，同时指数效应具有不对称性，调入效应明显，调出效应不够显著。

## 参考文献

- [1]宋逢明,王春燕. 上证 180 和深成指的指数效应研究[J]. 证券市场导报,2005,06:9-13.
- [2]黄长青,陈伟忠. 中国股票市场指数效应的实证研究[J]. 同济大学学报(自然科学版),2005,02:269-274+279.
- [3]张建刚,张维. 上证 180 指数效应实证研究[J]. 北京航空航天大学学报(社会科学版),2007,01:14-17.
- [4]深圳证券交易所博士后工作站 邢精平. 指数成份股调整的股价与成交量效应研究[N]. 证券时报,2005-04-05011.
- [5]唐文丽,曾月明. 上证 180 指数成份股调整价格效应的实证研究——基于后经济危机时期的市场数据[J]. 金融发展研究,2012,06:79-82.
- [6]汪旭东. 沪深 300 指数效应实证分析[J]. 技术与市场,2009,10:15-16.
- [7]袁鲲. 沪深 300 指数成份股调整价格效应的理论评述与实证检验[J]. 新金融,2010,08:47-51.
- [8]王舒. 沪深 300 指数成份股调整效应的实证研究[J]. 经济视角(中旬),2011,04:187+92.
- [9]范建华,张静. 基于 Fama-French 三因子模型的沪深 300 指数效应实证研究[J]. 重庆工商大学学报(社会科学版),2013,03:31-38.
- [10] Andrei Shleifer , 1986, “Do Demand Curves for Stocks Slope Down?” The Journal of Finance, Vol. 41, No. 3, Papers and Proceedings of the Forty-Fourth Annual Meeting of the America Finance Association, New York, New York, December 28-30,1985 (Jul., 1986), pp. 579-590
- [11] Brealey, Richard A, 2000, “Stock prices, stock indexes and index funds”, Bank of England. Quarterly Bulletin; Feb 2000; 40, 1; ProQuest pg. 61
- [12] Calonico, S., M. D. Cattaneo, and R. Titiunik. 2014. rdrobust: An R package for robust inference in regression-discontinuity designs. Working Paper, University of Michigan.
- [13] Fayez Elayan, Wenjie Li and John Pinfold , 2000, “Price Effects of Changes to the Composition of New Zealand Share Indices” , SSRN ELECTRONIC JOURNAL · SEPTEMBER 2000

- [14] Jooyoung Yun , Tong S. Kim, 2010, “The effect of changes in index constitution: Evidence from the Korean stock market”, *International Review of Financial Analysis* 19 (2010) 258–269
- [15] Kaul, A., V. Mehrotra, and R. Morck. 2000. Demand curves for stocks do slope down: New evidence from an index weights adjustment. *Journal of Finance* 55:893–912.
- [16] LAWRENCE HARRIS and EITAN GUREL, 1986, “Price and Volume Effects Associated with Changes in the S&P 500 List: New Evidence for the Existence of Price Pressures”, *THE JOURNAL OF FINANCE* • VOL. XLI, NO. 4 • SEPTEMBER 1986
- [17] Lynch A W. Mendenhall, 1997, “New evidence on stock price effects associated with changes in the S&P 500 Index”. *Journal of Business*,1997,70(3):351- 383.
- [18] Messod D. Beneish and John C. Gardner, 1995, “Information Costs and Liquidity Effects from Changes in the Dow Jones Industrial Average List”, *JOURNAL OF FINANCIAL AND QUANTITATIVE ANALYSIS*, VOL. 30, NO. 1, MARCH 1995
- [19] MESSOD D. BENEISH and ROBERT E. WHALEY, 1996, “An Anatomy of the "S&P Game": The Effects of Changing the Rules”, *THE JOURNAL OF FINANCE* . VOL I.I. NO r> . DECEMBER 1996
- [20] Robert O. Edmister and A. Steven Graham, Wendy L. Pirie, 1994, “Excess Returns of Index Replacement Stocks: Evidence of Liquidity and Substitutability”, *The Journal of Financial Research*. Vol. XVII, No. 3, Pages 333-346, Fall 1994
- [21] Shinhua Liu, 2001, “Changes in the Nikkei 500: New Evidence for Downward-Sloping Demand Curve for Stocks”
- [22] Shinhua Liu,2005, “The impacts of index rebalancing and their implications: Some new evidence from Japan”, *Int. Fin. Markets, Inst. And Money*, 16 (2006) 246–269
- [23] Thistlethwaite and Campbell, 1960, "Regression- discontinuity analysis: An alternative to the ex post facto experiment", *Journal of Educational Psychology* 51(6):309-317
- [24] Trochim, W.M.K., 1984, *Research Design for Program Evaluation*, Beverly Hills, CA: Sage Publications.
- [25] Woolridge J R, Gosh C. Institutional trading and security prices: The case of changes in the composition of the S & P 500 Index, *Journal of Financial Research*, 1986, 9( 4) : 13 – 24.

# **Do the Price Effects of Stock Market Index Exist?**

——New Evidence from HS300 with Regression Discontinuity

**Abstract:** Arguments about price effects of index exist all the time, especially with Chinese HS300 index. While the conclusions are controversial, this paper finds out it might be caused by the method of estimating index effects. Beneish and Whaley (1996) argued that the index effects have become the S&P game (arbitrage game). We use regression discontinuity to examine the index effects and difference-in-difference model, together with distribution test of abnormal rate of return, as a robust test. The changing policy of HS300 offers an excellent natural experiment. Results suggest that the included stocks have an extra ARR about 15%, comparing with the control group. The excluded stocks have a negative ARR about 10% before announcement (comparing with control group), which reverse after the announcement. But the excluded price effect isn't significant. The price effects of HS300 are asymmetrical.

**Key Words:** Price Effects of Index, Natural Experiment, RD, DID, Distribution of Abnormal Rate of Return

**JEL Classification:** G12, G14, G10