

我国股票市场错误定价现象的一个原因解释*

——基于套利风险视角的实证研究

柳楠 朱鹤 佟孟华

[摘要] 本文基于剩余收益模型和相对估值法构建了三个测度股票错误定价程度的错误定价指标——RVI、RII 和 MPI, 然后应用 Fama-Macbeth 回归方法, 通过与传统 BM 指标进行对比研究来检验三个指标的有效性。在此基础上, 本文对套利风险和错误定价之间的关系给出理论解释, 并对两者的相关性进行了计量研究。结果表明: RVI, RII 和 MPI 三个测度错误定价的指标在预测层面可以有效度量股票错误定价程度; 套利风险和错误定价呈显著相关性, 但在低估与高估两类情况下有不同的表现, 套利风险在一定程度上可以解释错误定价的发生。

关键词: 错误定价 套利风险 相对估值法 剩余收益模型

JEL 分类号: G12 G14 G28

一、引言

自 1990 年上海证券交易所成立至今, 我国股票市场经历了 20 余年的快速发展, 目前已经成为全球最大的股票市场之一。然而, 我国资本市场还是一个新兴的不完善的市场, 市场的微观结构、交易制度和投资者构成与西方成熟的资本市场有十分显著的差异。尤其在价格发现方面, 我国股票市场始终存在各类错误定价现象, 其中以 IPO 价格的确定最为典型。股票市场是配置社会资本的核心工具之一, 但是利用市场机制实现资本有效配置的前提之一是市场能通过买卖双方的交易发现商品的真实价格, 而套利者在这个过程中起着非常重要的作用。目前, 国内针对我国股票市场定价错误的研究主要集中于制度层面的解释, 例如 IPO 审核不透明、大机构操纵市场等, 并没有结合前沿金融理论对市场表现本身进行深入研究。同时, 国内学者在研究方法上依然局限于资本资产定价模型给出的研究范式, 很少能够突破均值-方差框架研究定价问题。

从实践层面来看, 量化投资是近十年来兴起的一个新的投资理念和投资方法, 是结合基于数学理论的现代理论模型并运用金融数据的一种全新的证券投资理念和方法。现代投资理论的核心思想之一在于正确评估投资标的风险并通过一定的模型给出与其风险水平相对应的收益水平, 从而进行投资决策。然而, 我国股票市场长期以来尚未建立有效的做空机制, 股票套利问题也就无从谈起。因此, 在评估投资标的风险的过程中, 投资者往往不考虑股票之间的套利机会, 从而忽略客观存在的股票套利风险, 最终在实际操作过程中遭受股票波动带来的损失。近期, 我国股票市场推出了转融券试点业务, 转融券业务将融券范围扩大到基金等金融机构, 90 只股票成为第一批可以进行转融券的试点股票。转融券业务的推出使得之前融券业务的规模显著加大, 同时也意味着我国股票市场将逐渐引入做空机制。在这样的背景下, 股票套利交易将会逐渐展开, 进行套利交易的

* 柳楠, 北京第二外国语学院中瑞酒店管理学院, 教师; 朱鹤, 中国社会科学院研究生院, 世界经济与政治系, 博士研究生; 佟孟华, 东北财经大学, 数学与数量经济学院, 教授, 博士。

各类投资者迫切需要集中于股票套利问题的相关研究指导实践。而股票套利研究的核心问题之一,便是股票套利机会的发现和套利风险的度量。

本文的主要贡献有以下两方面:其一,从实际的角度出发,将投资者在实践中的决策依据与股票定价理论相结合,分别构造了三个测度错误定价程度的指标,并从预测的角度验证了三个指标的有效性。这些指标不仅可以为学术界进一步研究股票市场错误定价成因提供一个较为有效的研究工具,同时也可以丰富实际投资者在投资实践中所采用的指标体系。其二,从套利风险的角度,对我国股票市场出现错误定价进行理论解释,并给出相应的经验证据,帮助投资者更好地发现风险、管理风险,实现投资收益最大化。

二、文献回顾

股票定价理论最早可以追溯到 Fisher(1906)关于收入与资本之间关系的论述,即资本是一系列未来现金流的贴现。随后, Fisher(1930)进一步全面阐述了资本的一般化概念。在这一理论的指导下,一些学者开始对股票定价问题进行了最初的研究。其中,最具有代表性也最广为人知的理论是 Williams(1939)提出的股利贴现模型。Williams 认为任何股票的当前实际价值等于未来各期股利分红的贴现值之和,并给出了以股利贴现形式表示的股票内在投资价值的一般表达式。在 DDM (Dividend Discount Model)模型的基础上,以 Gordon(1962)为代表的学者提出了零增长股利贴现模型等多个模型。

然而, Fisher 等人虽然提出股票定价的开创性理论,但是这些理论同时存在一些不可忽视的缺陷,例如对真实存在的各类不确定性的忽略、将股利作为唯一的未来现金流标的以及资本的机会成本固定等。对于忽略不确定性的问题, Modigliani and Miller (1958)提出了著名的 MM 理论,该理论给出了不确定情况下评估企业价值方法,并刻画了企业价值与企业资本结构之间的内在关系。而对于股利在股票定价中的唯一标的问题,近代学者由此提出了自由现金流贴现模型(Free Cash Flow to Equity),将自由现金流代替股利加入股票定价模型。

20 世纪 50 年代, Markowitz(1952)的投资组合理论打破了以往专注于股票内在价值的定价思想,他从投资者的行为出发,首创了均值-方差分析范式,将投资者的资产选择问题转变为一个给定目标函数和约束条件的线性规划问题。在此之后 Sharpe (1964)和 Lintner (1965)等人在 Markowitz(1952)的均值-方差范式下,给出了经典的资本资产定价模型(CAPM)。在资本资产定价模型中, Sharpe 等人首次指出股票的风险应该由股票与整个市场之间的协方差来度量,股票收益等于无风险利率加上一定的风险补偿。Sharpe 也理所当然地将此比拟成是股票定价理论中的一般均衡理论。1976 年, Ross 提出的套利定价模型(APT)不仅从理论上扩展了 CAPM 模型,将股票定价模型从单因子模型扩展到了多因子模型,同时也为现实中股票市场的有效性提供了实践基础。大量套利者的存在使得各类股票价格之间不会存在长期套利机会,股票价格将在套利者买进卖出行为的推动下实现准确定价。此后的学者将 Ross(1976)的套利定价理论总结为“资本定价基本定理”,可表述为:无套利假设等价于存在对未来不确定状态的某种等价概率测度,使得每一种金融资产对该等价概率测度的期望收益率都等于无风险证券的收益率。至此,由于大量套利者会充分利用一切信息通过套利的方式获取经济利益,促使证券价格回归真实水平,因此经济和金融理论一般都假定证券价格不会系统性地偏离其基础价值。

但是,上述假定的前提在于:首先,套利者足够理性且拥有充分的信息去发现套利机会,进而完成套利获得套利收益;其次,套利者主要进行无风险套利,一旦把握住机会就将获得预期收益。越来越多的实证研究结果表明,证券市场中确实存在定价异常的现象(Bondt et al., 1985; Jegadeesh

and Titman, 1993; Chan et al., 1996)。French and Roll (1986)的实证研究表明,常规股票日收益方差中平均有 4%~12%的成分要归因于错误定价;De Long 等(1991)则指出证券价格之所以偏离基础价值是因为套利者无法消除那些由缺乏理性的交易者造成的错误定价。最新的研究也表明,投资者的判断往往具有偏差(例如投资者过度自信或过度保守、投资者情感影响等)。

上述研究或许能够解释证券出现错误定价的原因,但从之前的研究中可以发现一个关键问题,即为何套利者没有充分发掘各种由错误定价带来的套利机会。如果套利者是因为不想,而非不能利用这些机会,那么这也就意味着套利风险的存在。此时,证券的预期收益率不再是仅仅依赖于由经典资产定价模型给出的基础风险,同时还受由证券特质波动率带来的错误定价的影响。尽管以往的许多研究结果已经明确指出,一些与封闭基金有关的异常现象(Pontiff, 1996),动量指标(Grundy and Martin, 2001),指数(Wurgler and Zhuravskaya, 2002),账面市值比(Ali et al., 2003)和持续增长的超额收益现象(Mashruwala, Rajgopal and Shevlin, 2006)与股票收益中特质性的成分有关,但是这些研究并没有探索错误定价和股票之间是否存在套利风险两者之间是否存在着系统性关联,以及套利风险在错误定价现象的产生中是否起了关键作用。国内学者对错误定价的研究主要分为两方面:一是错误定价的表象和性质,包括对错误定价的出现和消失的规律性进行计量研究(韩广哲和陈守东, 2007),对错误定价的测度(卿小权和程小可, 2011);二是给出错误定价的原因解释,包括大股东交易行为(刘睿智和韩京芳, 2010)、机构投资者的买卖行为(向海燕和王平心, 2009),但并未涉及套利风险对错误定价的影响。

事实上,这些研究主要集中于特定股票种类或共同基金收益。虽然许多主要基于公司 BM 指标的研究可以推断出错误定价现象部分由于套利风险的存在,然而还有许多其他影响定价的因素也很有可能加强这种关系(Rhodes, Robinson and Viswanathan, 2005)。例如,具有很大成长潜力的公司一般都会有很高的账面市值比和很高的特质波动率,因此针对该公司的套利机会就很有可能相对较少一些。近期的一些研究发现特质性波动率(IVOL)和股票回报之间存在关联。Ang 等(2006)发现 IVOL 较高的股票价格往往存在系统性的高估。Spiegel and Wang(2005)的研究结果也表明股票收益会随着特质波动率水平的提高而增加。Duan 等(2010)检验了是否具有较高套利风险成本的特质波动率会抑制短期交易者的套利行为,结果表明特质波动率水平与短期交易者的套利行为之间存在负相关关系。

本文在前人研究经验的基础上,以 Frankel and Lee(1998),Wurgler and Zhuravskaya(2002)和 Doukas 等(2010)的研究为起点,对我国股票市场错误定价现象进行测度,并从套利风险的角度对错误定价现象进行进一步研究。

三、错误定价和套利风险的测度

在实践中,由于许多投资者往往会采用相对估值法对上市公司的股票价格是否存在错误定价进行判断,因此本节首先利用相对估值法构建一个测度股票错误定价的指标 RVI,然后再基于剩余收益模型构建出另一个测度股票错误定价的指标 RII,最后结合基于剩余收益模型的指标构建一个新的测度股票错误定价的指数 MPI。具体构建思路和方法如下。

(一)基于相对估值法的错误定价测度指标——RVI(Relative Valuation Index)

相对估值法的思想是依据一个上市公司相对于所在行业平均水平的位置来判断该上市公司是否被高估或是被低估。该估值方法的潜在假定为,由于投资者无法拥有完全的信息来衡量某一上市公司的未来预期收益或者现金流状况,因此投资者会倾向于用相关行业的信息来考察该公司的收益或现金流。在实践中,典型的例子是利用上市公司市盈率、市净率、市销率等指标,将公司的

某个指标与相关行业在该指标下的平均水平进行对比,判断该上市公司的市值是否被高估。

基于如下考虑,本文利用市销率,而非市净率来估算上市公司内在价值。首先,当公司在某一年度净利润为0或负时,可获得的市盈率为0,同时由此估算出的上市公司内在价值也为0或负值。这不仅与内在价值这一概念本身冲突,而且受上市公司的短期影响较大。其次,市净率也面临同样的问题,而且净资产为负的现象在我国上市公司中较净利润为负的现象更为常见。

本文估算上市公司内在价值的方法如下:

$$V = \text{MBI} \times \text{IPSR} \quad (1)$$

其中, V 代表上市公司的估算价值, MBI 表示该公司当年的主营业务收入, IPSR 表示该公司所在行业的平均市销率。在得到估算价值之后,借鉴 Doukas 等(2010)提出的方法,错误定价指标 RVI 的构建方法如下:

$$\text{RVI} = \ln\left(\frac{P}{V}\right) \quad (2)$$

其中 P 代表上市公司总市值。由上述构建方式可知,当 RVI 大于0时,表示上市公司的股票存在被高估现象;当 RVI 小于0时,表示上市公司的股票存在被低估现象。

(二) 基于剩余收益模型的错误定价测度指标——RII (Residual Income Index)

之所以选择 Ohlson(1995)提出的剩余收益模型(Residual Income Model)作为测度股票错误定价的方法,是因为普通的市值乘数(Market Multiplier),如市盈率往往在估计上市公司价值时是有偏的。卿小权和程小可(2011)基于剩余收益估值模型对1995~2006年部分A股上市公司的内在价值进行测算。结果发现,剩余收益、净资产账面价值均具有较强的持续性和可预测性。佟孟华和陈传秀(2010)运用剩余收益模型结合杜邦财务分析体系,对上海浦东发展银行在2005年以及2006年前三个季度的股票价值进行了估计,最终得出该模型对股票的价值具有一定的解释和预测能力。借鉴前人的研究经验,本文此处应用剩余收益模型来估算上市公司的内在价值,进而构造出错误定价指标 RII 。

首先,应用剩余收益模型来估算上市公司的内在价值。应用 Frankel and Lee(1998)给出的方法,上市公司内在价值的计算方法为:

$$V_t = B_t + \frac{\text{FROE}_t - r_{et}}{1 + r_{et}} B_t + \frac{\text{FROE}_{t+1} - r_{et}}{(1 + r_{et}) r_{et}} B_{t+1} \quad (3)$$

其中, V_t 表示上市公司在 t 期的内在价值, B_t 表示上市公司在 t 期的账面价值, FROE_t 表示关于上市公司在第 t 年的预期净资产收益率。需要说明的是,等式右边包含的所有变量均为事前可观察的变量,相应计算方法如下:

1. FROE_t 应用前一年的分析师一致预期利润来计算,当期和下一期的预期净资产收益率为计算公式为:

$$\text{FROE}_t = \text{FY1} / [(B_{t-1} + B_{t-2}) / 2], \text{FROE}_{t+1} = \text{FY2} / [(B_t + B_{t-1}) / 2] \quad (4)$$

其中 FY1 和 FY2 表示提前一年和提前两年的分析师一致预期利润。

2. B_t 是测算出的上市公司 t 年末的普通股股东收益(common shareholder equity),计算公式如下:

$$B_t = B_{t-1} [1 + \text{FROE}_t(1 - k)], B_{t+1} = B_t [1 + \text{FROE}_{t+1}(1 - k)] \quad (5)$$

其中 k 表示股票分红比率,取近4年的分红比率的算术平均值。

3. r_{et} 表示资本成本。由一年期定期存款利率按时间加权所得,计算公式为:

$$r_{et} = \frac{1}{365} \sum_{i=1}^n t_i \times r_i \quad (6)$$

其中, n 为第 t 年一年期存款利率的变动次数, r_i 表示当年第 i 次一年期存款利率变动后的利

率, t_i 表示当年第 i 次一年期存款利率变动后的利率在当年存续的时间。

在得到上市公司内在价值的估算值之后, RII 的构建方法与 RVI 相同, 即:

$$RII = \ln\left(\frac{P}{V}\right) \quad (7)$$

其中 P 表示上市公司的市值。与 RVI 类似, 当 RII 小于 0 时, 表示该股票存在被低估; 当 RII 大于 0 时, 表示该股票存在被高估。

(三) 基于 RVI 和 RII 构建的错误定价测度指数——MPI (Mispricing Index)

在给出 RVI 和 RII 的具体计算方法之后, 本文此处应用上述两个测度错误定价的指标来构建测度错误定价的指数, 计算公式如下:

$$MPI = \frac{1}{N} \frac{1}{K} \sum_{k=1}^K Rank(X_k) \quad (8)$$

其中, MPI 为错误定价指数, N 为总体样本数, K 为指标维度 (此处 $K=2$), $Rank(X_k)$ 表示该股票在第 k 个错误定价指标维度下从低到高的排序函数 ($k=1$ 时, $X_1=RVI$; $k=2$ 时, $X_2=RII$)。若该股票在第 k 个指标下排序最低, 则 $Rank=1$; 若该股票在第 k 个指标下排序最高, 则 $Rank=N$ 。这种构建方式不仅可以兼顾之前给出的两个指标反映出的信息, 同时可以保证指标在 0~1 之间——0 表示极度被低估, 1 表示极度被高估。

(四) 套利风险 (Arbitrage Risk) 的测度指标——AR1 和 AR3

Ali 等 (2003), Pontiff and Schill (2003), Mendenhall (2006), 以及 Doukas 等 (2010) 都曾采用 Wurgler and Zhuravskaya (2002) 的方法来测度股票的套利风险。因此, 本文借鉴 Wurgler and Zhuravskaya (2002) 的方法, 构建测度套利风险的指标 AR1 和 AR3。首先, 将股票的周收益率对市场组合的周收益率进行回归, 然后利用回归得到的残差序列的标准差来表示该股票的套利风险, 记为 AR1。同时, 为了保证结论的稳健性, 本文还将股票的周收益率对 Fama and French (1996) 提出的三因素进行回归, 并计算回归残差的标准差, 作为度量套利风险的第二个指标, 记为 AR3。

四、三个错误定价指标的有效性检验

(一) 数据选取条件和数据来源

本文选取 2007~2011 年沪深 300 指数成分股中符合下列条件的股票作为研究样本: (1) 当年财务报表齐全, 且有提前一年的超过五家机构的分析师关于今后两年的预测数据; (2) 股票日交易数据超过 150 个, 周交易数据超过 35 个; (3) 非主营业务收入占主营业务收入的比例小于 5%。之所以选择 2007~2011 年作为样本期, 主要基于两方面的考虑: 一是计量处理需要样本有滞后两年的数据, 二是需要避免 2005 年股权分置改革对股票市场带来的系统性影响。之所以选择沪深 300 指数成分股作为选样依据, 因为一方面沪深 300 指数的成分股作为沪深两市的代表股票, 在一定程度上可以反映我国股票市场的整体情况。特别是许多研究都开始应用沪深 300 指数的收益率作为市场收益率的替代指标。另一方面, 入选沪深 300 成分股需要股票同时兼具规模性和流动性, 因此选取沪深 300 成分股票可以在一定程度上避免由于炒新等其它因素带来的前期定价偏差和由此带来的价格异常波动。最终, 经过筛选, 本文共取得 979 只股票样本, 其中 2007 年 128 个, 2008 年 164 个, 2009 年 205 个, 2010 年 225 个, 2011 年 257 个。

本文用到的变量主要包括: 沪深 300 成分主营业务收入, 行业市销率 (证监会行业分类, 其中制造业取二级行业划分), 沪深 300 成分市值, 沪深 300 成分提前两年的分析师预测数据, 沪深 300 成分股东权益, 沪深 300 成分股票日收益率, 市场组合日收益率, 一年期定期存款利率, 沪深 300

成分股票持有收益率等。本文用到的数据来源于锐思数据库和 wind 金融数据库。

此外,为保证研究结论的稳健性,在计算过程中涉及到总股本和流通股本的指标,本文分别进行了计算。也就是说,本文所有样本均对应两组数据,一组数据中所有的指标计算,包括直接计算和加权计算中涉及的市值或股本均为流通市值或流通股本,另一组则均为总市值或总股本。由于数据较多,因此以总市值或总股本作为直接计算或加权计算依据的样本组对应的数据和相关计量结果并未给出。

(二)其他相关变量的计算说明

除上述三类核心指标外,本文在研究中还用到了其他一些指标,如账面市值比、公司规模等。此处对一些复杂指标的计算方法集中进行说明,同时给出一些基础数据的具体来源。

1. BM

BM 指标即账面市值比,其计算公式为:

$$BM = \frac{\text{Book_Value}}{\text{Market_Value}} \quad (9)$$

其中,Book_Value 为上市公司的账面价值,用股东权益来表示;Market_Value 为上市公司的市场价值,用上市公司的市值来表示。

2. IVOL

IVOL 表示股票的特质波动率(Idiosyncratic Volatility),主要用来度量股票波动不依赖于市场走势的特质性。借鉴 Doukas 等(2010)的计算方法,本文首先得到某一股票第 $t-1$ 年末之前至少 150 个交易日(这也成为下一步的选择条件)、至多 200 个交易日的日收益率数据,然后用这些数据对相应时间段内的市场日收益率数据进行回归,得到回归的残差序列,最后求出残差序列的方差,即为该股票在 t 年的 IVOL 的替代变量。另外,由于 IVOL 数值过小,可能会带来回归系数过大,因此本文选择将这一变量的倒数,即 $IVOL^{-1}$ 加入回归方程。

3. RTR

RTR 是本文原创性加入的控制变量,即股票相对换手率(Relative Turnover Rate)用来表示股票相对于市场的流动性溢出,计算方法为股票年均日换手率减去市场当年的年均日换手率。

4. 其他变量

包括风险系数(Beta)、公司规模(Size)、股票成交量(VOL)、一年持有期收益率(RET1)、两年持有期收益率(RET2)和三年持有期收益率(RET3)。由于计算比较简单,此处不具体列出,详细情况见表 1。需要说明的是,为避免量纲的影响,公司规模和股票成交量在取自然对数之后才加入回归方程。

(三)基于 Fama-Macbeth 回归方法的计量检验

下面,本文借鉴 Fama and Macbeth(1973)提出的检验有效市场成立的横截面检验方法,验证三类错误定价指标在发现错误定价方面的有效性,并通过与传统的 BM 指标和规模指标进行对比,体现本文给出的 MPI,RVI 以及 RII 这三类错误定价指标的优势所在。

1. Fama-Macbeth 回归方法简介

Fama 和 Macbeth 为检验有效市场理论,在 1973 年提出了 Fama-Macbeth 两步回归法,或者称为滚动检验(Rolling Test),对纽约股票市场上股票的月平均收益和风险进行了计量检验。事实上,这种回归方法不仅可以检验 CAPM 理论,还可以应用于多因素定价模型检验,其滚动回归的思想还可以应用于预测。更为关键的是,在样本区间截面参差不齐的情况下,采用面板回归会减少可用样本的总量的 30%以上。因此,考虑到尽可能保证更多可用的数据,本文决定应用 Fama-Macbeth 回归方法,主要分为以下两步:

第一步,分别对各个时间段内的截面数据进行回归,得到 t 组回归系数。在本文中以年度为单

表1 相关变量计算说明

指标代码	指标名称	指标计算涉及的相关数据	数据说明(来源)
RVI	相对估值指标	行业市销率	行业市销率= $\sum(\text{该行业上市公司市值})/\sum(\text{该行业上市公司主营业务收入})$
		上市公司主营业务收入	上市公司财务报表(Wind数据库)
RII	剩余收益指标	上市公司账面价值	上市公司财务报表(Wind数据库)
		年度无风险收益率	见第二部分
		未来一年分析师一致预期 ROE	截止到 t-1 年底所有对该上市公司在第 t 年的 ROE 的算术平均值
		未来两年分析师一致预期 ROE	截止到 t-1 年底所有对该上市公司在第 t 年的 ROE 的算术平均值
AR1	套利风险指标 1	股票周收益率	股票周收益率= $(\text{股票当周第一个交易日收盘价}-\text{股票当周最后一个交易日收盘价})/\text{股票当周第一个交易日收盘价}$
		市场周收益率	锐思金融数据库
		无风险周收益率	三月期国债收益率(锐思数据库)
AR3	套利风险指标 3	股票周收益率	锐思数据库
		市场三因子	锐思数据库,具体计算方法见 Fama and French(1992)
BM	账面市值比	上市公司股东权益	上市公司财务报表(Wind数据库)
		上市公司市值	锐思数据库
IVOL	特质波动率	股票日收益率	股票日收益率= $(\text{股票当天开盘价}-\text{股票当天收盘价})/\text{股票当天收盘价}$
		市场日收益率	锐思数据库
MPI	错误定价指数	RVI 和 RII	见第二部分
Size	规模因子	上市公司市值	锐思数据库,具体计算时取 $\text{SIZE}=\ln\text{Size}$
Volume	成交量因子	股票年度成交量	Wind 数据库,具体计算时取 $\text{VOL}=\ln\text{Volume}$
RTR	流动性因子	股票年均日换手率	股票年均日换手率= $\text{股票当年成交量}/\text{总股本}/\text{当年总交易日} * 100\%$
		市场年均日换手率	市场年均日换手率= $\text{市场当年总成交量}/\text{市场总股本}/\text{当年总交易日} * 100\%$
RET1	收益因子 1	股票一年持有收益率	股票一年持有收益率= $(\text{第 } t+1 \text{ 年末股票收盘价}-\text{第 } t \text{ 年末股票收盘价})/\text{第 } t \text{ 年末股票收盘价}$
RET2	收益因子 2	股票两年持有收益率	股票两年持有收益率= $(\text{第 } t+2 \text{ 年末股票收盘价}-\text{第 } t \text{ 年末股票收盘价})/\text{第 } t \text{ 年末股票收盘价}$
RET3	收益因子 3	股票三年持有收益率	股票三年持有收益率= $(\text{第 } t+3 \text{ 年末股票收盘价}-\text{第 } t \text{ 年末股票收盘价})/\text{第 } t \text{ 年末股票收盘价}$

位进行截面回归，回归系数的个数根据不同的回归方程在 3~9 个之间， t 根据不同的因变量选择在 3~5 之间^①。

第二步，以 t 组回归系数为基础得到每个系数的算术平均值、标准差，并构造 T 统计量来检验回归系数是否显著影响股票收益率。

下面，以其中一个回归方程为例，具体说明一下回归过程。

$$RET_{i,t} = c + \beta_{1,t} BETA_{j|t} + \beta_{2,t} BM_{j|t} + \beta_{3,t} IVOL_{j|t}^{-1} + \beta_{4,t} BM_{j|t} \times IVOL_{j|t}^{-1} + \varepsilon_{j|t} \quad (10)$$

在回归方程(10)中 $i=1, 2, 3$ ，分别代表被解释变量为 RET1, RET2 和 RET3 时的情况。然后，对应着每一个 i ，都有不同的 t 取值与之对应：当 $i=1$ 时， $t=1, 2, 3, 4, 5$ ；当 $i=2$ 时， $t=1, 2, 3, 4$ ；当 $i=3$ 时， $t=1, 2, 3$ 。具体来说，当被解释变量为 RET1 时，有五年的时间数据，即 2007~2011 年($t=1, 2, 3, 4, 5$)的全部数据可以应用 Fama-Macbeth 方法对 RET1 进行回归；当被解释变量为 RET2 时，只有 2007~2010 年($t=1, 2, 3, 4$)的数据可以加入回归；当被解释变量为 RET3 时，只有 2007~2009 年($t=1, 2, 3$)的数据可以加入回归。 $j|t$ 代表的是当 t 取不同值时， j 对应的不同取值。当 $t=1, 2, 3, 4, 5$ 时， j 分别对应 128, 164, 205, 225 和 257。

当被解释变量为 RET1，此时 $t=1, 2, 3, 4, 5$ 。然后，分别对 RET1 进行 5 次回归，每次加入回归的样本为 $j|t$ ，每个回归变量得到五个不同的回归系数 $\beta_{i,t}$ ， $t=1, 2, 3, 4, 5$ 。以 $\beta_{i,t}$ 为基础，构建相应的 T 统计量，并得到对应的显著性水平。应用同样的方法，可以得到当被解释变量为 RET2 和 RET3 时不同回归方程对应的回归系数。

2. 实证检验结果与分析

为检验 MPI, RVI 以及 RII 这三类错误定价指标是否能够较好地捕捉股票错误定价的信息，进而预测股票的未來收益率，本文共建立了 12 个回归方程，对三个不同的因变量进行了回归检验——一年持有期收益率(RET1)，两年持有期收益率(RET2)和三年持有期收益率(RET3)，分别对应表 3，表 4 和表 5。需要指出的是，随着因变量——持有收益率时间的延长，能够加入回归方程的样本也就随之减少。这主要是由于三年期的收益率预测只能用到 2007~2009 三年的样本，2010 年的样本由于 2013 年尚未结束，因此无法获得三年持有期的收益率。同理，两年期持有收益率预测也只能用 2007~2010 四年的样本。总之，RET1 组共包含 979 个回归样本，RET2 组共包含 722 个样本，RET3 组共包含 497 个样本。表 2 为各变量的总体描述性统计。

考虑到国内外许多学者，如 Ali 等(2003)曾使用 BM 值作为错误定价问题的指示变量，因此本文重新利用我国数据对 Ali 等(2003)的检验方程进行回归，即回归方程 1。回归方程 1 的检验逻辑是：当期由 BM 指标测度的低估程度较高的股票，会在下一期表现出更高的收益率，这就表明错误定价程度在套利行为的影响下缩小了，且低估程度与缩小幅度正相关。因此，BM 指标在“预测意义上”是有效的。

本文以回归方程 1 为基础，加入衡量股票非系统性风险的指标——特质波动率 IVOL，来进一步检验 BM 指标的有效性，即回归方程 2。而回归方程 3 是在回归方程 2 的基础上控制了流动性风险(VOL, RTR)和公司规模(SIZE)，来研究 BM 指标是否仍然有效；为了检验本文提出的 MPI, RVI 和 RII 这三类错误定价指标是否有效，本文参照回归方程 2 和 3 的方法分别引入 MPI, RVI 和 RII 这三类错误定价指标即回归方程 4 和 5, 7 和 8, 10 和 11；进一步为了比较 MPI, RVI 和 RII 这三类错误定价指标与 BM 相比是否存在优势，本文分别在回归方程 6, 9, 12 上加入 BM 指标。与第二部分相同，此处也分别对流通组和总值组分别进行了回归，总值组相对应的回归结果在附录中给出。由于涉及回归方程较多，因此表 3 到表 5 中并未报告参数对应的基于 Newey-West 标准差

^① 本文还尝试用普通 OLS 回归对大截面数据进行了回归分析，并对异方差等问题进行了检验和处理，结论依然保持稳健。

表2 描述性统计

	样本量	均值	最大值	最小值	25% 分位数	中位数	75% 分位数	标准差	峰度
RET1	979	0.0243	3.9712	-0.9364	-0.4131	-0.1587	0.2148	0.7081	5.3510
RET2	722	0.2819	13.2565	-0.7493	-0.3734	-0.1227	0.3333	1.2691	23.4777
RET3	497	0.3139	7.5570	-0.7745	-0.3410	-0.0477	0.6072	1.0785	11.9046
RVI	979	-0.4313	3.1485	-4.2338	-1.0497	-0.3552	0.2982	1.0915	0.3867
RII	979	-2.2870	2.1563	-6.2753	-3.2711	-2.1010	-1.2334	1.3302	-0.5039
MPI	979	0.5005	0.9821	0.0046	0.3440	0.5112	0.6512	0.2177	-0.6028
BM	979	1.2579	37.9369	-6.7657	0.3074	0.6221	1.2286	2.7618	74.9306
lnSize	979	23.3229	28.5590	20.5331	22.6137	23.1806	23.9116	1.0772	1.9258
IVOL ⁻¹	979	2814.9757	30278.4405	76.7269	1381.2039	2019.1483	3248.9325	2524.3530	23.8006
beta	979	1.0694	3.4393	-0.9493	0.8163	1.0673	1.3133	0.3776	1.9545
RTR	979	0.0545	6.0110	-2.9617	-0.6665	-0.1095	0.5473	1.2213	2.5695
lnVOL	979	21.8376	25.0955	17.7644	21.1903	21.8640	22.5196	1.0800	0.3389
AR1	979	0.0029	0.0592	0.0001	0.0014	0.0024	0.0038	0.0029	162.0691
AR3	979	0.0025	0.0534	0.0001	0.0011	0.0020	0.0033	0.0026	169.8387

得到的 T 值,仅给出相应的回归系数和 T 值对应的显著性。

从表 3 到表 5 中回归方程 1 的回归结果来看,BM 指标系数均为正并且都是显著的,这说明 BM 指标对持有期收益是有解释力的,并且随着预测时期的变长(从一年期持有收益到三年期持有收益),回归方程 1 中 BM 指标对应的显著性却越来越弱。而表 3 到表 5 中回归方程 2 的回归结果中 BM 指标的系数仍然是显著的,并且 BM*IVOL⁻¹ 的系数显著都为负,这说明随着特质波动率(IVOL)的增大,股票市场上 BM 效应变强。表 3 到表 5 中回归方程 3 的回归结果表明,在控制了流动性风险(VOL,RTR)和公司规模(SIZE)后,BM 指标的系数仍然显著的,且 BM*IVOL⁻¹ 的系数也仍显著为负,这说明 BM 效应仍然存在。这一结论与现有许多国内外学者的研究基本保持一致,即 BM 值作为衡量错误定价的指标是基本有效的,该有效性主要体现在对持有收益率的预测层面。

如表 3 到表 5 所示,从回归方程 4、7、10 的回归结果来看,分别加入 MPI、RVI 和 RII 之后,这三类指标相应的回归系数则显著为负,这说明 MPI、RVI 和 RII 这三类错误定价指标对未来收益率是有解释力的;而回归方程 5、8 和 11 控制了流动性风险(VOL,RTR)和公司规模(SIZE)后,结论仍保持稳健;当加入 BM 指标之后,即回归方程 6、9、12 中,BM 的解释力明显下降。因为这正是 Ali 等(2003)检验 BM 指标时所采用的逻辑,用 Ali 等人的方法验证本文构建指标的有效性优于 BM 指标正是“以子之矛攻子之盾”。此时,BM 指标在预测未来收益率时的作用需要进一步商榷。但是,与 BM 指标不同的是,SIZE 指标(规模因子)对各期未来收益率则表现较好且保持稳健,这说明在我国股票市场上的规模(市值)效应仍然比较明显。

值得注意的是,除了将 MPI、RVI 和 RII 这三类指标分别与 BM 指标在预测未来收益率的能力上做比较之外,三类指标在预测方面的有效性从预测时间的角度上看存在一些区别。首先,无论从系数的大小还是系数的显著性上来看,随着预测时间的增加,RVI 对未来收益率的预测均有所减弱。

表 3 一年期持有收益率作为因变量的回归结果

方程 变量	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
C	-0.1996***	-0.1244*	4.8645***	0.2591**	5.4165***	4.9651***	-0.1422*	4.9364***	4.8947***	-0.2499***	5.8021***	5.5681***
BETA	0.1820***	0.1509***	0.0873**	0.1384**	0.0747	0.0881	0.1805***	0.0867	0.0762	0.1249**	0.0952*	0.1167**
BM	0.0232***	0.0793***	0.0531**			0.0613			0.0609*			0.0646
IVOL ⁻¹		0.0000***	0.0000**	-0.0000***	-0.0000**	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0001***	0.0000
BM*IVOL ⁻¹		-0.0000***	-0.0000*			-0.0000			-0.0000			-0.0000*
MPI				-0.7238***	-0.6304**	-0.7380***						
MPI*IVOL ⁻¹				0.0000	0.0001***							
RVI							-0.0681***	-0.0266**	-0.0301***			
RVI*IVOL ⁻¹							0.0000	0.0000				
RII										-0.0877*	-0.0577*	-0.0565**
RII*IVOL ⁻¹										0.0000**	0.0000***	
SIZE			-0.2462***		-0.2918***	-0.2607***		-0.2711***	-0.2571***		-0.3199***	-0.2659***
VOL			0.0350		0.0658**	0.0409		0.0591**	0.0460		0.0640***	0.0261
RTR			0.0105		0.0009	0.0105		0.0031	0.0053		-0.0028	0.0218
Adjusted-R ²	0.41	0.47	0.64	0.43	0.59	0.68	0.45	0.53	0.62	0.46	0.61	0.69

注：表中***、**、*分别表示系数在1%、5%、10%水平下显著，下同。

表 4 两年期持有收益率作为因变量的回归结果

方程 变量	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
C	0.1593	0.8384***	13.4247***	1.3816***	13.7675***	13.3802***	0.8420***	13.4700***	13.4526***	1.0433***	13.9656***	14.1079***
BETA	0.0855	-0.1597	0.2027	-0.1492	0.2196	0.2034	-0.1047	0.2245*	0.1995	-0.1043*	0.2384**	0.2427*
BM	0.0338**	0.1591**	0.0831**			0.1052			0.0868			0.1137
IVOL ⁻¹		-0.0003***	-0.0001	-0.0003***	-0.0001*	-0.0001**	-0.0003**	-0.0000	-0.0001**	-0.0004**	-0.0000	-0.0001*
BM*IVOL ⁻¹		-0.0000*	-0.0000*			-0.0000			-0.0000			-0.0000*
MPI				-0.7663**	-0.4015**	-0.5089***						
MPI*IVOL ⁻¹				-0.0000*	0.0002							
RVI							-0.0277***	-0.0392**	-0.0153*			
RVI*IVOL ⁻¹							0.0000*	0.0000				
RII										-0.1034***	-0.0761***	-0.1738**
RII*IVOL ⁻¹										-0.0000*	0.0000	
SIZE			-0.5295***		-0.5794***	-0.5561***		-0.5493***	-0.5350***		-0.5936***	-0.5488***
VOL			-0.0402		0.0022	-0.0219		-0.0228	-0.0356		0.0086	-0.0402
RTR			-0.1060***		-0.1200***	-0.1095***		-0.1078***	-0.1083***		-0.1128***	-0.0857***
Adjusted-R ²	0.40	0.43	0.59	0.39	0.51	0.58	0.42	0.56	0.67	0.45	0.56	0.58

表5 三年期持有收益率作为因变量的回归结果

方程 变量	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
C	0.3424***	0.6813***	12.0260***	1.3639***	13.1875***	11.9766***	0.7505***	12.3487***	12.0547***	1.0134***	12.9887***	12.8424***
BETA	-0.0751	-0.2540*	0.2150	-0.2172	0.2291	0.2013	-0.1794	0.2494*	0.2112	-0.1723	0.2288	0.2315*
BM	0.0619*	0.3178***	0.1761*			0.1967			0.1789			0.1684
IVOL ⁻¹		0.0001***	0.0002**	0.0004**	0.0004**	0.0002**	0.0002***	0.0002**	0.0002**	0.0003***	0.0001**	0.0001*
BM*IVOL ⁻¹		-0.0001**	-0.0001*			-0.0001*			-0.0001**			-0.0001***
MPI				-0.8744**	-0.6850**	-0.6201***						
MPI*IVOL ⁻¹				0.0002	0.0008**							
RVI							-0.0256*	-0.0192*	-0.0148**			
RVI*IVOL ⁻¹							0.0001	0.0001***				
RII										-0.1313***	-0.2930***	-0.1803***
RII*IVOL ⁻¹										-0.0000	0.0001**	
SIZE			-0.4212***		-0.5006***	-0.4602***		-0.4487***	-0.4276***		-0.4921***	-0.4364***
VOL			-0.1075**		-0.0516	-0.0801		-0.0938*	-0.1017**		-0.0635	-0.1132**
RTR			-0.0470**		-0.0556*	-0.0441		-0.0419	-0.0494		-0.0414	-0.0111
Adjusted-R ²	0.42	0.55	0.67	0.46	0.64	0.62	0.55	0.58	0.62	0.49	0.64	0.68

或者说,对于短期收益率预测而言,RVI作为测度股票错误定价程度的指标会有较好的表现,但是这种较好的表现会随着预测期的延长而减弱。其次,与RVI相反,RII则是表现出对较长时期股票收益率的预测能力。考虑到RII指标计算中加入了对其收益率的预期,因此RII在预测较长期股票收益率上的良好表现也属于合理情况。最后,MPI在各期收益率预测方面都表现较好,其预测表现并没有在时间维度上呈现出明显的规律性。这种不随时间变化的预测表现意味着MPI可以同时兼顾RVI和RII两者中包含的上市公司股票信息,从而也就证明了本文构建MPI的方法是合理而有效的。

五、套利风险与错误定价相关性的实证分析

(一)理论分析

国外的诸多研究已经表明,有效市场理论并非总是成立,其成立的前提在于:首先,套利者足够理性且拥有充分的信息去发现套利机会,进而完成套利获得套利收益;其次,套利者主要进行无风险套利,一旦把握住机会就将获得预期收益。越来越多的实证研究结果表明,证券市场中确实存在定价异常的现象(Bondt et al., 1985; Jegadeesh and Titman, 1993; Chan et al., 1996)。Doukas等(2010)的研究明确指出,套利者的非理性不能完全解释错误定价的现象,套利风险在股票的错误定价现象中起到了不可忽视的作用。下面,本文从理论上对错误定价中套利风险扮演的角色做简单的理论分析。

如图1所示,在假定无套利风险的情况下,当股票被低估时,只要内在价值与市场价格之间的差值高于套利交易所需要的成本,理性的交易者就会通过买入的方式获取价差。随着越

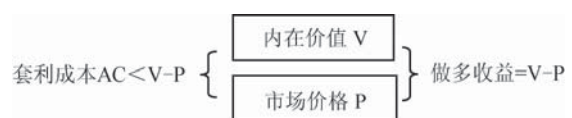


图1 无套利风险情况下的股票做多获利

来越多的理性投资者买入股票，股票价格会逐渐上涨，最终价差缩小至等于套利成本为止。由于套利成本一般来讲都较小，因此可以认为这种套利行为将股票的市场价格推向了股票的内在价值。同理，在股票被高估时，理性的投资者会通过卖出做空的方式套利，最终也会使得股票的市场价格趋近于股票的内在价值。

然而，根据 Markowitz 的投资组合理论及之后的 CAPM 模型所揭示的含义，风险本身就是作为成本加入投资者的效用函数中的，也就是说，此时投资者的成本收益分析演化为在收益率和风险之间的权衡分析。在此前提下，引入套利风险之后的股票定价则会出现貌似系统性错误定价的情况。

如图 2 所示，在考虑套利风险 AR 之后，根据投资组合理论，理性的投资者需要在套利风险 AR 与套利收益 $V-P-AC$ 之间进行权衡。虽然无法准确预知投资者的效用函数，但毫无疑问，套利风险的引入会使之前的投资决策变得复杂。尤其是考虑到任何股票都有其自身的套利风险，这种套利风险会缩小价格层面上反映出的套利收益，最终导致均衡市场价格与股票内在价值之间的差会大于观察到的套利成本，错误定价现象也就随之发生。

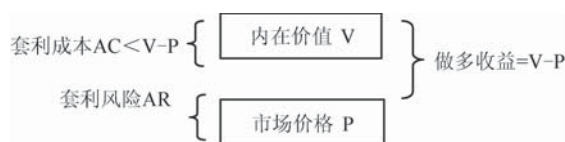


图 2 考虑套利风险下的股票做多获利

(二)初步统计分析

在从理论上对套利风险与错误定价之间的关系进行简单分析之后，接下来要通过实证方法研究股票的套利风险与错误定价之间的关系，即是否套利风险可以导致错误定价，或者说，套利风险是否与股票的错误定价程度呈正相关。与此同时，与前人研究不同的是，考虑到我国股票市场的特色，本文创新性地加入了表示股票被高估或者被低估的虚拟变量，用来检验套利风险对错误定价的作用在被高估和被低估两种情况下是否对称。进一步地，如果这种作用确实存在且呈现出不对称性，那么这种不对称性是程度上的差异还是性质上的差异。

首先对原始数据进行描述性统计分析，分别以 RVI, RII, MPI 为标准从小到大排序，并将样本按顺序均等分为 10 份，即每十分位为一组，以便考察不同变量在各组之间的趋势性规律。表 6、表 7、以及表 8 分别给出了以不同标准分组的 RVI, RII, MPI, AR1, AR3, BM, Size 七个变量的每组均值结果。

表 6 以 RVI 从小到大为排序标准的分组(流通)

	RVI	RII	MPI	AR1	AR3	BM	Size(元)
1	-2.5253	-2.9931	0.2028	0.0031	0.0028	5.2732	15553034077
2	-1.590	-2.5843	0.2910	0.0030	0.0026	1.7854	16977914049
3	-1.0691	-2.2630	0.3732	0.0029	0.0026	1.1160	17136592619
4	-0.7482	-2.0074	0.4564	0.0028	0.0025	0.8783	42631138113
5	-0.4780	-2.1812	0.4880	0.0028	0.0025	0.7783	31016862384
6	-0.2424	-2.1729	0.5423	0.0027	0.0023	0.7362	27357840919
7	0.0241	-2.2203	0.5758	0.0026	0.0022	0.6870	54435010484
8	0.3181	-1.9992	0.6570	0.0030	0.0025	0.5422	70667052118
9	0.6983	-2.1267	0.6992	0.0031	0.0028	0.4477	23173191781
10	1.2992	-2.3224	0.7203	0.0032	0.0031	0.3301	33554746717

表 7 以 RII 从小到大为排序标准的分组(流通)

	RVI	RII	MPI	AR1	AR3	BM	Size(元)
1	-0.8801	-4.6363	0.2648	0.0026	0.0022	2.7571	7113452252
2	-0.7545	-3.9764	0.2911	0.0024	0.0020	2.0901	10412587795
3	-0.5432	-3.2920	0.3760	0.0025	0.0023	1.5009	15564591185
4	-0.4823	-2.7031	0.4217	0.0027	0.0023	1.6422	20630577530
5	-0.5950	-2.2586	0.4463	0.0029	0.0024	1.2824	23564555473
6	-0.3823	-1.9471	0.5301	0.0028	0.0024	1.0223	26255620578
7	-0.4504	-1.6236	0.5645	0.0031	0.0027	0.7732	26223346176
8	-0.3481	-1.2341	0.6162	0.0034	0.0029	0.6840	24205692275
9	-0.1521	-0.9130	0.7160	0.0032	0.0028	0.4831	28295778619
10	-0.0274	-0.2863	0.7791	0.0032	0.0028	0.3442	150161137431

表 8 以 MPI 从小到大为排序标准的分组(流通)

	RVI	RII	MPI	AR1	AR3	BM	Size(元)
1	-2.1541	-4.0684	0.1210	0.0039	0.0033	5.2293	13072171676
2	-1.2653	-3.2971	0.2551	0.0035	0.0030	1.9901	14092248560
3	-0.8654	-2.9770	0.3444	0.0035	0.0030	1.1470	13481320745
4	-0.6947	-2.6082	0.4169	0.0034	0.0030	1.0034	19210417713
5	-0.3871	-2.4520	0.4801	0.0031	0.0027	0.8148	18298319498
6	-0.1982	-2.1910	0.5371	0.0029	0.0025	0.6221	18709469913
7	-0.0288	-1.8773	0.5912	0.0027	0.0023	0.5693	23561882702
8	0.1470	-1.5812	0.6524	0.0026	0.0020	0.4130	43255217538
9	0.3632	-1.2631	0.7358	0.0027	0.0024	0.4532	45176168846
10	0.7711	-0.5570	0.8741	0.0027	0.0025	0.3321	123516385019

从表 6 中可以看出,BM 的值随着 RVI 的变大而逐渐变小;从表 7 中可以看出,BM 的值随着 RII 的变大而逐渐变小,而 Size 的值随着 RII 的变大而变大;从表 8 中可以得出与表 7 一致的结论。也就是说 RVI,RII 以及 MPI 这三类错误定价指数的变化与 BM 呈现出显著的负相关性,即 BM 值越大股票越倾向于被低估,BM 值越小越倾向于被高估;RVI,RII 以及 MPI 这三类错误定价指数的变化与 Size 呈现出较为显著的正相关性,即小盘股可能更倾向于被低估,这一点与 Doukas 等(2010)的研究结论相一致。

一方面,从表 8 中可以看出,MPI 与 RVI,RII 两者均呈现出较好的正相关性,这表明 MPI 能够较好地包含两类指标的共同信息;另一方面,RVI 和 RII 之间也呈现出较好的正相关关系,但是两者表现出的股票信息却不尽相同,通过观察 RVI 在表 6 到表 8 中的数值可以看出,RVI 的值有正有负,这说明沪深 300 成分股在 2007~2011 年有被低估也有被高估,但是三个表中 RII 的数值却

是全为负值,这说明沪深 300 成分股在 2007~2011 年几乎全部处于被低估状态。虽然这与常识并不相符,也与 RVI 得到的信息不尽相同,但是考虑到 2007 年金融危机以来我国股票市场一直保持疲软态势,基于剩余收益模型得到的 RII 或许更能体现我国股票市场的真实情况。

值得注意的是,AR1 与 AR3 与 RVI,RII 以及 MPI 这三类错误定价指数的关系比较复杂。从表 6 中可以看出,随着 RVI 的值由负值逐渐变成正值,AR1 与 AR3 基本呈现出两端较高中间较低的趋势,且在 RVI 接近于 0 时达到最小,如表 6 所示,当 RVI 等于 0.0241 时,AR1 和 AR3 均达到最小,而 RVI 等于 0.0241 是表 6 中最接近于 0 的一组。就表 7 来看,随着 RII 的递增,AR1 和 AR3 并没有出现递减,反而呈现出递增趋势,这说明股票被低估的程度越大,股票的套利风险反而就越小,这一结果给“风险是造成股票错误定价的因素之一”的假设提供了反面的经验证据。但是由于 RII 基本全部为负,因此仅从 RII 指标上无法判断当股票被高估时,错误定价与套利风险之间的关系。就表 8 来看,AR1 和 AR3 的变化体现出了 RVI 和 RII 两者共同作用的结果:一方面,由于 RII 基本为负,所以伴随着 MPI 的上升,AR1 和 AR3 出现了明显的递减趋势。但是在 RVI 的影响下,到第八组附近,AR1 和 AR3 的递减趋势开始出现逆转,这表明 RVI 测度下出现被高估的股票对应着较高的 AR1 和 AR3。总值组的情况与流通组基本相同,详细数据见附录。总而言之,此处只是一个单变量的描述性统计结果,要得到更准确的结论则需要进一步的计量检验。

(三)变量处理说明

1.因变量——RVI、RII 和 MPI

首先对 RVI,RII 和 MPI 三类测度错误定价程度的指标进行处理。这是因为三类指标从小到大表示从被低估到被高估,单纯从数值上来说其数值大小无法直接表现出股票被低估的程度。对 RVI 和 RII 取绝对值之后得到 RVII 和 RII2, RVII 和 RII2 的大小能够体现股票错误定价的程度——数值越大,错误定价程度也就越大。而对于 MPI 来说,明确区分股票是被低估还是被高估则显得比较困难,需要人为估计一个中间值。理论上讲,如果 RVI 和 RII 大致都在 0 上下取值,则 0.5 是一个较为理想的分界点。然而,从之前的描述性统计量可以看出,我国股票市场上大部分股票在 RII 的度量下几乎都存在不同程度的被低估,因此以 0.5 作为分界点显然不太合理。本文认为此时的分界点选在 0.7 左右较为合适^①,具体处理方法如下:

$$XII=abs(XI-0.7) \quad (11)$$

其中,abs(x)表示对 x 取绝对值,MPII 表示处理后的 MPI。

2.解释变量与控制变量

本文选取 AR1 和 AR3 两个指标作为解释变量加入方程,以检验套利风险是否是造成错误定价的原因之一。此外,将 BM 和 SIZE 加入方程作为控制变量,以排除 BM 和 SIZE 对错误定价的影响。同时,为了验证套利风险对错误定价的作用在股票被高估和被低估两种情况下是否具有不对称性,本文引入三个虚拟变量作为控制变量:DRVI、DRII 和 DMPI。DRVI 和 DRII 分别依据 RVI 和 RII 进行赋值,即:

$$DX1=\begin{cases} 0, X1 \leq 0 \\ 1, X1 > 0 \end{cases}, DX2=\begin{cases} 0, X2 \leq 0 \\ 1, X2 > 0 \end{cases} \quad (12)$$

而对于 DMPI 的赋值,考虑到 MPI 指标本身无法准确确定性地给出被高估或者被低估的结果,因此本文考虑进行如下赋值:

^① 本文以 0.7 为基准,以 0.005 为单位,检验了 0.68~0.72 之间的取值,发现实证结果保持稳健,没有发生结构性变化。

表9 套利风险对错误定价的实证分析结果

因变量 方程	RVI			RII			MPI					
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
C	1.0533***	1.6628***	1.0464***	1.6464*	2.7754***	10.6692***	2.7150***	10.4945***	0.2612***	0.8127***	0.2586***	0.8065***
AR1	-4.8590**	18.4635***			-151.4772***	-147.4183***			-8.2791**	-7.7254**		
AR3			-2.8625***	21.5802**			-152.1695***	-147.4064***			-8.3514**	-7.769431***
DRVI	-0.4180***	-0.1794***	-0.4273***	-0.1975***								
DRII					-1.8940***	-0.5692	-1.8345***	-0.5255				
DMPI									-0.244423***	-0.175278***	-0.239072***	-0.170168***
AR1*DRVI	13.5485**	-7.6640**										
AR1*DRII					123.9933**	68.0065						
AR1*DMPI									17.8083***	12.0228**		
AR3*DRVI			19.018**	-2.3906*								
AR3*DRII							119.7397**	54.6918				
AR3*DMPI											17.9498**	11.5232***
BM		0.1372***		0.1372***		0.1030***		0.1059***		0.0167***		0.0169***
SIZE		-0.0391		-0.0384***		-0.3453***		-0.3405***		-0.0246***		-0.0244***
DW 检验	1.87	1.92	1.82	1.86	1.68	1.83	1.86	1.95	1.92	1.88	1.79	1.91
Adjusted-R ²	0.12	0.15	0.14	0.18	0.13	0.16	0.13	0.17	0.14	0.15	0.14	0.19

$$DX1 = \begin{cases} -1, 0 \leq X1 \leq 0.2 \\ 0, 0.2 < X1 < 0.8 \\ 1, 0.8 \leq X1 \leq 1 \end{cases} \quad (13)$$

在表 9 中,第 1 列到第 4 列代表对 RVII 的四个回归方程,第 5 列到第 8 列代表对 RII2 的四个回归方程,第 9 列到第 12 列代表对 MPII 的四个回归方程。由于数据较多,因此表 9 中并未报告参数对应的基于 Newey-West 标准差得到的 T 值,仅给出相应的回归系数和 T 值对应的显著性。同时,由于所有方程均通过了 F 检验,DW 检验也表明方程并不存在严重的自相关问题。

首先,观察对 RVII 回归的四个方程可以看出,在加入 BM 和 SIZE 之后的方程中,无论是 AR1 还是 AR3 的回归系数在质和量两方面均发生了显著的变化。具体来说,如方程 1 所示,AR1 的回归系数为-4.8590 显著为负,这说明此时套利风险与股票的错误定价程度之间是负相关的。但是,AR1*DRVI 的回归系数 13.5485 显著为正,且绝对值大于 AR1 的系数则表明,在股票被高估时,套利风险与股票的错误定价程度之间呈正相关。这就表明在股票被低估和被高估时套利风险和错误定价之间的关系是相反的。而在引入 BM 指标和 SIZE 指标之后,AR1 的回归系数为 18.4635,是一个显著为正的,且其绝对值大于显著为负的 AR1*DRVI 回归系数-7.6640。这样一来,股票在被高估和被低估两种情况下套利风险与错误定价之间的关系仅仅表现为在程度上的不对称,且这种不对称性几乎可以忽略。此时,股票套利风险与错误定价的关系无论在被高估情况下还是被低估情况下均表现为正相关。

其次,对 RII2 回归的四个方程则呈现出不同的特征。一方面,在加入 BM 和 Size 指标之后,无论是虚拟变量 DRII 还是交叉项 AR1*DRII(AR3*DRII),其回归系数均由显著变为不显著。这说明 RII 作为度量错误定价的指标,其中包含许多 BM 和 SIZE 同样包含的信息,也从另一个侧面证明了 RII 在度量错误定价方面的有效性。另一方面,AR1(AR3)的回归系数在四个方程中均显著为负,也就意味着此时套利风险与股票的错误定价程度之间始终保持负相关关系。这一结果虽然与之前的猜想不同,但是由于以 RII 作为度量错误定价的指标得出的结论是我国股票市场上绝大部分股票均存在不同程度的被低估现象,被高估的股票非常少,因此这里的结果与 RVII 的四个回归方程得出的结果相一致,即股票在被低估情况下,套利风险和股票错误定价程度之间呈现负相关关系。

第三,MPII 的四个回归方程则依旧反映了前两类指标的综合信息。AR1(AR3)的回归系数在四个回归方程里均显著为负,但是交叉项 AR1*DMPI(AR3*DMPI)的回归系数则显著为正且绝对值大于 AR1(AR3)的回归系数。这就表明从 MPII 来看股票套利风险与错误定价程度之间的关系在被高估和被低估两种情况下依然是不对称的:在股票被高估时,套利风险和股票错误定价程度之间存在正相关,而在股票低谷时,套利风险和股票错误定价程度存在负相关。

最后,从整体来看,三个虚拟变量——DRVI、DRII 和 DMPI 在 12 个回归方程中对应的回归系数均为负,说明我国股票市场中股票被低估的平均程度要高于股票被高估的平均程度,这也就印证了以 RII 作为度量错误定价指标得到的结论。而 BM 指标和 SIZE 指标在相应回归方程中的回归系数基本上全部显著,且回归系数的符号高度一致:BM 的回归系数为正,而 SIZE 的回归系数为负。这说明本文中包含的错误定价指标均在不同程度上包含传统指标中的信息,MPI、RVI 和 RII 作为错误定价指标是在此基础上的优化。

从实证结果来看,套利风险与股票错误定价之间的关系在股票被低估和股票被高估两种情况下具有不对称性。尤其是当股票被低估时,套利风险和股票错误定价程度之间的负相关性并不完

全符合理论分析的结果,即套利风险是股票出现错误定价的原因之一,股票的市场价格之所以无法回归其内在价值是因为投资者需要额外的收益率补偿其承担的套利风险。本文认为,之所以会出现上述实证结果,是因为我国股票市场仍处在发展的初期阶段,各项制度建设尚未完善。我国股票市场仍然是一个散户占主导的市场,机构投资者尚未形成市场的主导力量,加上股票市场做空机制仍处于试点阶段,没有完全开展,就使得股票市场中套利交易未能成为主流的交易策略,最终使得套利行为对价格发现的促进作用无法实现。同时,我国股票市场“追涨杀跌”的气氛则使得被低估的股票只能在股市整体走势向上时跟涨,而很难在整体低迷时异军突起。正是由于追涨杀跌,在股票市场整体处于深度低估的情况下,低估程度高的股票估算出的套利风险就会越小,反而是低估程度低的股票交易相对活跃,收益率变动较大,测算出的套利风险也会较大。对于被高估的股票,普遍性的做空机制缺失使得套利风险系统性增大,有眼光的投资者既不愿也不能通过卖空股票获取收益,而普通的投资者则在“追涨杀跌”的交易策略指引下推高股票价格,造成“套利风险增加——股票被高估——做空机制缺失——追涨杀跌——套利风险增加”的恶性循环。

六、结论与建议

本文首先构建了三类测度错误定价的指标,并将其与传统测度错误定价的指标进行了对比。然后,对股票套利风险与错误定价之间的关系进行了计量检验最终得到如下结论:

第一,本文给出的三类测度股票错误定价的指标是有效的,并且优于传统的测度指标(BM),这种有效性和优越性主要体现在对股票未来收益率的解释方面。同时,三类测度指标对股票未来收益率的解释力也不尽相同:RVI在解释较短期未来收益率时表现较好,RII则在解释较长期的未来收益率时表现较好,MPI综合了RVI和RII的信息,在各期内的解释力均较好。

第二,本文通过计量方法验证了套利风险与错误定价之前确实存在系统性的联系,但是这种联系在被高估和被低估两种情况下是非对称的。具体来说,在股票被高估时,套利风险和股票错误定价程度之间存在正相关,而在股票被低估时,套利风险和股票错误定价程度之间存在负相关。

基于以上研究结论,本文提出如下建议:

首先,各类投资者在进行投资决策时要充分考虑到套利风险的存在。一旦投资决策中忽略了对套利风险的收益补偿,股票投资者的预期收益就有可能出现偏差,最终影响投资决策的合理性和稳健性。本文指出的衡量套利风险的AR1和AR3,以及衡量股票特质波动率的IVOL,都是较为合理的测度股票套利风险大小的方法,投资者在进行投资决策时可以适当加以借鉴。同时,各类投资者,尤其是机构投资者在构建投资组合时可以考虑引入本文提出的测度错误定价程度的三类指标。当然,机构投资者可以根据自身需求对三类指标进行适当调整,并综合如BM等相关指标给出的信息,做出盈利概率更大,收益更加稳健的投资决策。

其次,我国股票市场应进一步建立健全各项制度建设,尤其要尽快建立做空机制,促进股票市场的价格发现和资本配置功能的实现。目前,基于稳定股票市场的考虑,我国正在开展做空机制的试点工作,但尚未推出普遍的做空制度。一般情况下,做空机制的全面展开确实会在短期内对市场产生较大冲击,但是当前我国股票市场的低迷态势已经保持了相当长的时间,下行空间几乎消失,股票市场上多数股票确实存在不同程度的被低估现象。此时尽快开展做空机制,恰是制度创新机会成本最小的时间窗口,如果等到股市繁荣时再实行普遍的做空机制,其政策成本或许会远大于现在退出的成本。

最后,加强监管,增加股市透明度,提振投资者信心。当前,我国宏观经济的发展态势良好,随着宏观经济的战略转型和产业结构的调整和升级,我国经济仍保持着巨大的发展潜力。然而,从全球范围内来看,我国宏观经济表现几乎是最好的,而我国股票市场表现则几乎是最差的,股票市场作为经济的晴雨表功能在现阶段完全失效。究其原因,则是投资者缺乏投资信心,内幕交易、大机构坐庄的现象频繁发生,中小投资者的利益得不到有效保护。投资者明知股票被低估也不敢买入,造成股票市场的整体被低估和持续低迷。因此,股票市场的监管部门要进一步加强监管,增加股市透明度,通过各类制度建设保障投资者,尤其是中小投资者的合法利益,提振我国股票市场投资者信心。

参考文献

- 韩广哲、陈守东(2007):《统计套利模型研究——基于上证50指数成份股的检验》,《数理统计与管理》,第5期。
- 刘睿智、韩京芳(2010):《大股东交易对市场定价效率的促进——基于错误定价与成长性驱动交易的视角》,《系统工程》,第10期。
- 卿小权、程小可(2011):《基于剩余收益估值模型的市场错误定价研究》,《科学决策》,第10期。
- 佟孟华、陈传秀(2010):《基于剩余收益模型:银行股票定价的实证分析》,《数学的实践与认识》,第7期。
- 向海燕、王平心(2009):《机构投资者交易与股票定价错误的关系研究》,《统计与决策》,第23期。
- Ali, A., L. Hwang and M. Trombley (2003): "Arbitrage Risk and the Book-to-Market Anomaly", *Journal of Financial Economics*, 69, 355-373.
- Ang, A., R. Hodrick, Y. Xing and X. Zhang (2006): "The Cross-Section of Volatility and Expected Returns", *Journal of Finance*, 61, 259-299.
- Bondt, F., M. Werner and R. Thaler (1985): "Does the Stock Market Overreact? ", *Journal of Finance*, 40, 793-805.
- Chan, L., N. Jegadeesh and J. Lakonishok (1996): "Momentum Strategies", *Journal of Finance*, 51, 1681-1713.
- De Long, J., A. Shleifer, L. Summers and R. Waldmann (1991): "The Survival of Noise Traders in Financial Markets", *Journal of Business*, 64, 1-19.
- Doukas, J., C. Kim and C. Pantzalis (2010): "Arbitrage Risk and Stock Mispricing", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 45, 907-934.
- Duan, Y., G. Hu and R. McLean (2010): "Costly Arbitrage and Idiosyncratic Risk: Evidence from Short Sellers", *Journal of Financial Intermediation*, 19, 564-579.
- Fama, E. and J. MacBeth (1973): "Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests", *Journal of Political Economy*, 3, 607-636.
- Fama, E. and K. French (1996): "Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies", *Journal of Finance*, 51, 55-84.
- Fisher, I. (1906): *The Nature of Capital and Income*, New York: Macmillan.
- Fisher, I. (1930): *The Theory of Interest*, New York: Macmillan.
- Frankel, R. and C. Lee. (1998): "Accounting Valuation, Market Expectation, and Cross-Sectional Stock Returns", *Journal of Accounting and Economics*, 25, 283-319.
- French, K. and R. Roll (1986): "Stock Return Variances: The Arrival of Information and the Reaction of Traders", *Journal of Financial Economics*, 17, 5-26.
- Gordon, M. (1962): "The Savings Investment and Valuation of a Corporation", *Review of Economics and Statistics*, 44, 37-51.
- Grundy, B. and J. Martin (2001): "Understanding the Nature of the Risks and the Source of the Rewards to Momentum Investing", *Review of Financial Studies*, 14, 29-78.
- Jegadeesh, N. and S. Titman (1993): "Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency", *Journal of Finance*, 48, 65-91.
- Lintner, J. (1965): "The Valuation of Risk Assets and The Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets", *Review of Economics and Statistics*, 47, 13-37.
- Markowitz, H. (1952): "Portfolio Selection", *Journal of Finance*, 7, 77-91.

- Mashruwala, C., S. Rajgopal and T. Shevlin (2006): "Why is the Accrual Anomaly not Arbitrated Away? The Role of Idiosyncratic Risk and Transaction Costs", *Journal of Accounting and Economics*, 42, 3–33.
- Mendenhall, R. (2006): "Arbitrage Risk and Post-Earnings-Announcement Drift", *Journal of Business*, 77, 875–894.
- Modigliani, F. and M. Miller (1958): "The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment", *American Economic Review*, 261–297.
- Ohlson, J. (1995): "Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation", *Contemporary Accounting Research*, 11, 661–687.
- Pontiff, J. and M. Schill (2003): "Arbitrage Holding Costs and Long-run Returns: Evidence from Seasoned Equity Offerings", Working Paper, Boston College.
- Pontiff, J. (1996): "Costly Arbitrage: Evidence from Closed-End Funds", *Quarterly Journal of Economics*, 111, 1135–1151.
- Rhodes-Kropf, M., D. Robinson and S. Viswanathan (2005): "Valuation Waves and Merger Activity: The Empirical Evidence", *Journal of Financial Economics*, 77, 561–603.
- Ross, S. (1976): "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing", *Journal of Economic Theory*, 341–360.
- Sharpe, W. (1964): "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk", *Journal of Finance*, 19, 425–442.
- Spiegel, M. and X. Wang (2005): "Cross-sectional Variation in Stock Returns: Liquidity and Idiosyncratic Risk", Yale ICF Working Paper No. 05–13.
- Williams, J. (1939): "The Theory of Investment Value", *Economic Journal*, 49, 121–122.
- Wurgler, J. and E. Zhuravskaya (2002): "Does Arbitrage Flatten Demand Curves for Stocks?", *Journal of Business*, 75, 583–608.

(责任编辑:马辰)

附录:

表 A1 以一年期持有收益率作为因变量的回归结果(总)

Variable	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
C	-0.1670**	-0.1158	4.2368***	-0.0609	4.8366***	4.2956***	-0.1078	4.3428***	4.1836***	-0.1267	5.2278***	4.9388***
BETA	0.1782***	0.1460***	0.1541**	0.1638***	0.1590**	0.15278**	0.1665***	0.1541**	0.1423**	0.1594**	0.1855**	0.1879**
BM	0.0010*	0.0979**	0.0398*			0.0861			0.0605			0.0644
IVOL		0.0000*	0.0000	-0.0000**	0.0000**	0.0000**	0.0000	0.0000**	0.0000	0.0000	0.0001***	0.0000**
BM*IVOL		0.0000	0.0000			0.0000			0.0000			0.0000
MPI				-0.0848	0.0251*	0.3542**						
MPI*IVOL				0.0000	0.0001***							
RVI							0.0005	-0.0105	0.0277			
RVI*IVOL							0.0000	0.0000**				
RII										-0.0168	0.0206	0.0650*
RII*IVOL										0.0000	0.0000***	
SIZE			-0.1453***		-0.1998***	-0.1693***		-0.1615***	-0.1513***		-0.2005***	-0.1682*
VOL			-0.0443*		-0.0141*	-0.0308*		-0.0313	-0.0354*		-0.0299*	-0.0497*
RTR			0.0310		0.0214	0.0321		0.0259	0.0279		0.0296	0.0426

表 A2 以两年期持有收益率作为因变量的回归结果(总)

Variable	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
C	0.2042	0.5102***	12.1834***	-0.1496	12.3951***	11.9759***	0.5337***	12.1107***	12.0836***	0.6478***	14.0039***	13.9398***
BETA	0.0855	-0.0103	0.3426**	-0.0953	0.3359**	0.3154**	-0.0387	0.3145**	0.3073**	-0.1465	0.4089***	0.4017***
BM	0.0174**	0.1400**	-0.0068*			0.1635**			0.0682			0.1042
IVOL		-0.0001***	-0.0001**	0.0000	-0.0000	0.0000	0.0002***	0.0000	0.0000	-0.0002***	0.0000	0.0000
BM*IVOL		-0.0000*	0.0000			-0.0000*			0.0000			-0.0000
MPI				-1.1627***	-1.1062***	-1.3014***						
MPI*IVOL				-0.0003***	0.0000*							
RVI							-0.1469**	-0.1143**	-0.100009**			
RVI*IVOL							-0.0000	0.0000				
RII										-0.2267***	-0.3025***	-0.3051***
RII*IVOL										-0.0000***	0.0000	
SIZE			-0.3277***		-0.4480***	-0.4181*		-0.3543***	-0.3465**		-0.4399***	-0.4239**
VOL			-0.1990*		-0.1105**	-0.1282*		-0.1666*	-0.1747**		-0.1528*	-0.1667
RTR			-0.0749**		-0.0775**	-0.0690*		-0.0849**	-0.0829*		-0.0380	-0.0329**

表 A3 以三年期持有收益率作为因变量的回归结果(总)

Variable	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
C	0.2297	0.3588*	12.9444***	0.9342***	14.6253***	12.6594***	0.7230***	13.7450***	13.1241***	0.7322***	15.5965***	14.7906***
BETA	-0.1565	-0.2677*	0.1665	-0.1301	0.2135	0.1611	-0.1247	0.2534*	0.1883	-0.0895	0.2488*	0.2463*
BM	0.7344***	1.6241***	0.6890**			0.8544***			0.6515**			0.8049***
IVOL		0.0000	0.0001	-0.0003*	-0.0003***	0.0001**	-0.0002***	0.0001**	0.0001	0.0001***	0.0002***	0.0003***
BM*IVOL		-0.0004**	-0.0001			-0.0001			-0.0001			-0.0002*
MPI				-0.4052***	-0.6998**	0.7245***						
MPI*IVOL				0.0003*	0.0008**							
RVI							-0.0982	-0.1831*	-0.0640			
RVI*IVOL							0.0000	0.0001				
RII										-0.0472	-0.1507***	-0.2613***
RII*IVOL										0.0000	0.0001***	
SIZE			-0.3673***		-0.5353***	-0.4226***		-0.4217*	-0.3576***		-0.5732***	-0.4993***
VOL			-0.2001***		-0.0691	-0.1472***		-0.1716***	-0.2191**		-0.0847*	-0.1383***
RTR			-0.0388		-0.0771**	-0.0375**		-0.0469*	-0.0329*		-0.0259**	0.0008*