

换手率与股票收益： 流动性溢价还是投机性泡沫？

张 峥 刘 力*

摘 要 本文考察了中国股票市场股票换手率与横截面股票收益之间负相关关系的原因，研究发现这种关系不能由流动性溢价理论完全解释，多项证据表明由于换手率可以作为投资者异质性信念波动程度的代理变量，在市场卖空约束和投资者异质性信念同时存在的条件下，可能出现的投机性交易所造成的股价高估（投机性泡沫）是更为合适的解释。

关键词 流动性，异质性信念，投机性泡沫

一、引 言

换手率是标准化后的股票交易量指标，它衡量的是股票交易的活跃程度。金融学的经验研究发现，在包括中国在内的许多国家，换手率对股票收益的横截面差异具有显著的解释作用（Datar, Naik and Radcliff, 1998; Chordia and Subrahmanyam, 2001; 苏冬蔚、麦元勋, 2004），即（历史）换手率水平与横截面股票收益有显著的负相关关系，低换手率股票的股票收益高于高换手率股票。

对于换手率与股票收益的负相关现象，金融学从以下两个角度来理解这个问题。第一个是基于流动性的解释。所谓“流动性溢价”是指流动性差、交易成本高的资产具有相对高的期望收益，流动性好、交易成本低的资产具有相对低的期望收益（Amihud and Mendelson, 1986）。如果换手率是度量流动性的代理变量，低换手率的股票具有低流动性，低换手率的股票收益较高是投资者对低流动性所要求的补偿。

第二类是基于投机性泡沫的解释。当市场存在卖空约束（不允许卖空或者卖空具有高成本），投资者对股票估价的意见分歧（即异质性信念，Heterogeneous Beliefs）会使其在投资决策时考虑未来时期以高价转售给其他投资者的可能性。此时，由投资者的交易需求所决定的股票价格由两个部分组成，一部分是所谓的基本价值，由贴现现金流决定；另一部分是股票持有者拥有

* 北京大学光华管理学院。通讯作者及地址：张峥，北京大学光华管理学院金融系，100871；电话：(010) 62753946；E-mail: zheng86@gsm.pku.edu.cn。本文得到国家自然科学基金重点项目“行为金融若干基础问题研究”(70432002)的资助，在此表示感谢。同时，特别感谢匿名审稿人对本文的建议。

的转售选择权的价值,这部分被称为投机性泡沫(Scheinkman and Xiong, 2003)。股票价格中的投机性泡沫随投资者意见分歧程度的波动增大而增大,股价被高估程度随之增大,从而具有后续较低的收益。同时,换手率是意见分歧程度波动的代理变量,投资者意见分歧程度的高波动将导致高换手率。因此,换手率与股票收益呈现负相关。

目前为止,国内已有的文献均关注于研究换手率与股票收益相关关系的存在性,如何解释该现象还没有更为细致的研究。值得注意的是,中国股市的一些特征使股票换手率可能不仅仅反映股票的流动性。例如,中国股市不允许卖空,也没有金融衍生工具的交易,上市公司股票发行和回购行为受到政府较为严格的控制,这些限制了投资者对高估股价的套利行为;中国股市信息浑浊,投资者的投机性意愿较强;中国股市个人投资者比例较大,个人投资决策更容易受到心理偏差的影响,而个人的一些心理偏差(例如过度自信, Scheinkman and Xiong, 2003)则正是产生异质性信念的原因之一。因此,本文所关注的中心问题是在中国股票市场换手率与股票收益负相关的原因,即是流动性溢价还是投机性泡沫。

本文的研究发现在中国股票市场,换手率与横截面股票收益有显著的负相关,其背后的原因却不仅仅是流动性溢价可以完全解释的,多项证据表明由于换手率可以作为投资者异质性信念波动程度的代理变量,在市场的卖空约束和投资者异质性信念同时存在的条件下,由投机性泡沫而产生的股价高估也许是更为合适的解释。

本文的贡献主要有以下两个方面:首先,相对于买卖价差等流动性指标,换手率对于流动性的度量处于间接的地位。在检验流动性溢价的经验研究文献中,大多把换手率解释为流动性的含义,缺乏多角度的研究。本文用中国股市的数据检验了另外一种观点(换手率与投机性泡沫),在一定程度上丰富了该领域的经验证据,也是对相关理论的经验检验。第二,2004年以来,有业内人士用中国股市换手率水平的下降来说明市场出现所谓的“流动性困境”,并批评机构投资人的行为。本文的研究发现中国股市换手率与其他流动性指标的相关关系较弱。因此,换手率水平的下降未必代表着流动性的大幅缺失,而是反映了市场投资者结构和理念的变化。从这点上看,本文的研究具有一定的现实意义。

本文的结构安排如下:第二部分是文献回顾及备检假说;第三部分介绍数据与研究方法;第四部分是研究结果与分析。最后一部分是本文的结论。

二、文献及备检假说

本文的研究工作从以下三个方面来研究中国股市换手率与股票收益负相关的内涵:第一,换手率与其他流动性指标的相关性;第二,流动性对横截

面股票收益的解释作用；第三，卖空约束下，有关投资者异质性信念对股票收益的影响。

按照 O' Hara (1995) 的定义，流动性是立即完成资产交易的成本。流动性的概念虽然直观，但由于包含着多个维度的含义，度量流动性的方法也多种多样。本文采用相对买卖价差、非流动性比率和零收益率比例等三个流动性指标来控制流动性的影响。

相对买卖价差是流动性研究中的最常用指标之一，在做市商报价驱动的市场中，买卖价差度量做市商的存货成本和信息不对称成本，尽管上海和深圳股票交易所采用的是连续竞价的指令驱动交易机制，没有做市商参与，相对买卖价差仍然可以作为小规模买卖立即交易成本的直接度量；非流动性比率是 Amihud (2002) 依据 Kyle (1985) 模型的理念所构造的指标，这个指标是每单位成交金额所引起的价格变化，反映买卖指令对价格的冲击；零收益率比例所依据的是 Lesmond, Ogden and Trzcinka (1999) 模型的思想，即知情交易者的交易条件是收益必须超过交易成本，如果交易成本大于股票收益，知情者将选择不交易，那么股价将没有变化，零收益率的比例将增大。

相对于其他三个指标，换手率对于流动性的反映更为间接。由于换手率可以作为投资者持有期限的指示变量，Amihud and Mendelson (1986) 的模型显示在均衡条件下的股票流动性和持有期限正相关，因此换手率就可以作为流动性的一个代理变量。

虽然根据指标构造的机理，这四个指标所考察流动性的角度不完全相同，但如果它们都可以反映流动性，那么指标之间应该具有一定的相关性。事实上，有关美国市场的经验研究发现，这四个流动性指标有较强的相关关系 (Chordia and Subrahmanyam, 2001; Amihud, 2002; Lesmond, Ogden and Trzcinka, 1999)。在中国股票市场，如果换手率反映的是流动性的内涵，那么它与其他流动性指标之间应该具有较强的相关性；如果换手率受到其他因素影响而不能完全反映流动性的内涵，那么它与其他流动性指标之间应该具有较弱的相关性。由此本文检验的假说 1 (H1) 是：

H1 中国股票市场上，股票换手率与其他流动性指标的相关性弱。

交易成本的大小会对股票收益产生影响。Amihud and Mendelson (1986) 是这一领域的开创性研究，它的思想是既然投资者关心的只是扣除交易成本后的净期望收益，如果两种股票的风险暴露程度相同，要保证其净期望收益相同，流动性差的股票就应该有更高的（毛）收益。流动性差的股票具有较高的收益，这个现象被称为“流动性溢价”。Amihud and Mendelson (1986) 的模型显示，在市场均衡时流动性差的股票将被长期投资者所持有，这一结果的推论是股票收益是交易成本的递增凹函数，为此他们研究了 1961 年至 1980 年纽约股票交易所交易数据，用相对买卖价差来作为交易成本的度量，

结果证实了模型的推断。Amihud and Mendelson (1986) 之后, 很多经验研究 (Brennan and Subrahmanyam, 1996; Eleswarapu, 1997; Brennan and Subrahmanyam, 1998; Hasbrouck, 2003) 显示流动性指标 (如买卖价差、报价深度、交易量、交易的价格冲击等) 与股票收益的横截面差异相关。特别指出的是, Datar, Naik, and Radcliff (1998) 应用纽约股票交易所非金融类股票从 1963 年至 1991 年间的数据进行实证分析, 发现在控制规模、账面市值比以及 β 等因素后, 股票收益与换手率具有显著的负相关关系, 并将其解释为流动性溢价。

如果换手率不仅仅反映流动性内涵, 那么在控制其他流动性指标的条件下, 换手率将对股票收益横截面差异具有显著的解释能力。由此本文检验的假说 2 (H2) 是:

H2 在中国股票市场, 控制相对买卖价差、非流动性比率以及零收益率比例后, 换手率对股票收益仍具有显著的预测作用, 并且具有单独的贡献。

本文研究的第三个方面就是直接从投机性泡沫的理论出发, 应用中国股市的数据来检验理论所引申的假说及推论。投资者同质性信念是经典资产定价模型 (例如 CAPM) 的假设之一, 即投资者对股票未来收益的评估是相同的。在现实世界中, 投资者之间往往存在异质性信念, 即对股票估价存在意见分歧, 并坚持自己的意见。

当投资者具有异质性信念并且市场存在卖空约束, 股票价格将高于经典定价的基本价值, 以至于对股票收益产生影响。投资者异质性信念和卖空约束影响股票价格的途径有两个方面。首先, 从单时期静态的角度看, 如果投资者的初始信念存在差异, 股票价格将反映最“乐观”的投资者的估价, 而不会反映“悲观”投资者的估价, 原因是由于卖空行为的限制, “悲观”者只能作壁上观, 这就是 Miller (1977) 的思想。由 Miller (1977) 的逻辑, 可以得到一个横截面推断, 即对于那些意见分歧越大以及卖空约束程度高的股票, 股票的均衡价格越高, 从而后续的收益率越低。相关经验研究支持了 Miller (1977) 的观点, 例如, Chen, Hong and Stein (2002) 应用股权结构中共同基金的相对数量作为卖空约束程度的代理变量, 研究卖空约束程度的对横截面股票收益的影响, 结果显示卖空约束程度高的股票具有更低的股票收益; Diether, Malloy and Scherbina (2002) 用分析师盈余预测的分散程度作为意见分歧的代理变量, 发现在卖空约束程度相同条件下, 意见分歧高的股票具有低收益。

投资者异质性信念和卖空约束影响股票价格的第二个方面则是考虑动态的情形 (Harrison and Kreps, 1978; Scheinkman and Xiong, 2003; Hong, Scheinkman and Xiong, 2005)。这个方面的主要思想是: 如果未来时刻存在高估价的“乐观”投资者, 在意见分歧程度高到一定程度的时候, 此时低估

计的“悲观”投资者的最优选择是将股票全部卖给“乐观”投资者（我们称之为投机性交易）；由于卖空约束的存在，股价将反映“乐观”者的估价（高于平均估价）。因此，投资者现在时刻进行投资决策的时候，由于卖空约束的存在，未来可能存在的异质性信念使得持有股票除了可以获得未来的红利收入之外，还有机会在未来转售给另一个“乐观”的投资者。在这样的情况下，现在时刻的股价将由两个部分组成：第一部分是所谓的基本价值，由贴现现金流决定；另一部分是股票持有者拥有的“高价”转售的选择权价值，这部分也被称为“投机性泡沫”。如果其他条件相同，投机性泡沫大的股票价格相对较高，那么它的后续收益将相对较低。

进一步分析，由于这个转售的选择权是以投资者意见分歧程度为标的资产的买入选择权（Call Option）。因此，它的价值（投机性泡沫）将与意见分歧程度的波动幅度正相关，如果投资者意见分歧程度的波动幅度增大，转售选择权的价值会随之增大，即投机性泡沫会增大。另一方面，投资者意见分歧程度的波动与股票换手率正相关，即投资者意见分歧波动越大，股票换手率越大，原因在于投资者意见分歧的波动越大，出现高意见分歧的可能性就越大，那么股票全部转售（即投机性交易）的可能性就越大，因此，（期望）换手率就越大。按照这个逻辑，股票的换手率就与股票价格投机性泡沫的大小正相关，高换手率股票的投机性泡沫大，股价高估程度高，股票的后续期望收益较低，那么，换手率就应该与股票的期望收益负相关。

在金融学研究中，经常应用市值账面值（ M/B ）比作为股票高估程度的度量，市值账面价值比越高，说明股票市值相对与其账面价值越高。账面市值比（ B/M ）是 M/B 的倒数，如果换手率与股票价格的投机性泡沫正相关，那么账面市值比（ B/M ）应该与换手率呈现一定的负相关关系。本文所要检验的第三个假说（ $H3$ ）为：

H3 在中国股票市场，股票换手率与股票的账面市值比（ B/M ）呈现一定的负相关关系。

我们看到，在卖空约束和投资者异质性信念的条件下，同样存在换手率与股票收益负相关的推断，但内涵与流动性的解释是不同的。需要说明的是，有关行为金融的文献认为，投资者的心理偏差（如过度自信）是造成异质性信念的原因之一（Scheinkman and Xiong, 2003）。而中国股市的投资者结构使得投资者的心理偏差对股市的影响（可能）较为突出，因此我们有动机去进一步研究股票换手率的内涵。为了检验投机性泡沫解释的适用性，我们根据 Hong, Scheinkman and Xiong (2005) 的研究引申出两个备检假说。

Hong, Scheinkman and Xiong (2005) 是在 Scheinkman and Xiong (2003) 基础上引入投资者的风险厌恶，进一步分析了股票流通量对股价中投机性泡沫大小的影响。Hong, Scheinkman and Xiong (2005) 的模型显示，

当投资者是风险厌恶的,转售选择权的执行价格与股票流通量正相关,即如果某支股票流通量相对较大,那么要求市场上“乐观”投资者和“悲观”投资者的意见分歧程度更高,才能使投机性交易产生(“悲观”投资者的最优策略是将股票全部卖给“乐观”投资者)。因此,股票流通量增大,转售选择权的执行价格提高,股票持有者执行该选择权的可能性减少,投机性交易就会减少,股票换手率将减少。在这样的推理下,股票换手率与股票流通量负相关。由于我们检验的是横截面的股票收益差异,因此,为了使不同公司可比,股票流通量就转化为股票的流通市值规模,也就是说股票换手率与股票流通市值规模负相关¹。

如果换手率是反映股票的流动性,根据流动性的理论,股票的换手率应与股票流通市值规模正相关(Duffie, Garleanu and Pedersen, 2005; Vayanos and Wang, 2003; Weill, 2003),原因在于对于那些股票市值高的股票,投资者更容易找到交易的对象,这就意味着高流动性。另外,有关国外股票市场的经验研究发现,公司流通市值规模的确与流动性有正相关关系(Roll, 1984; Keim and Madhavan, 1997; Lesmond, 2005)。因此,本文所要检验的第四个假说(H4)为:

H4 在中国股票市场,股票换手率与股票流通市值规模负相关,不符合流动性的含义;而其他流动性指标与股票流通市值规模的关系符合流动性的含义。

根据 Hong, Scheinkman and Xiong (2005) 的研究,如果未来时刻没有投机性交易产生,那么股票价格将反映平均的市场信念;如果存在投机性交易,股票价格将反映“乐观”者的信念。对于流通量较大的股票,转售选择权的执行价格较高,那么股票持有者执行该选择权的可能性减少,即投机性交易的可能性相对较小,因此,此类股票未来时刻的股价更多反映平均的市场信念。由于平均的市场信念波动总是小于特定类型投资者(“乐观”)的信念波动,那么此类股票的收益率波动将相对较小。也就是说,股票收益波动率与股票流通量负相关,同样由于我们比较横截面的差异,在标准化股价因素后,股票收益波动率应与股票流通市值规模负相关。根据第四个假说,换手率与股票市值负相关,那么股票波动率与换手率应正相关。本文所要检验的第五个假说(H5)为:

H5 在中国股票市场,股票收益波动率与股票流通市值规模负相关,与换手率正相关。

¹ Hong, Scheinkman and Xiong(2005)的模型发现,如果考虑投资者的初始信念差异,在初始信念差异严重以及股票发行量微小变动时,股票换手率会随着发行量的增大而增大。考虑到中国股市样本公司众多,流通量分布分散,这个效应难于体现出来,因此本文没有检验这个推断。

本文就是通过检验以上五个假设来考察股票换手率与股票收益负相关的内涵。需要说明的是, 本文的出发点与 Mei, Scheinkman and Xiong (2004) 的工作类似, 但关注于换手率对横截面股票收益差异的解释。Mei, Scheinkman and Xiong (2004) 研究的是中国股市 A 股与 B 股的价差, 他们将 B 股价格作为基本价值的基准, 如果换手率与股票价格的投机性泡沫正相关, 那么用 A 股换手率高的公司将具有高的 A 股价格, 那么该股票 A、B 股价差将增大。Mei, Scheinkman and Xiong (2004) 发现 A 股换手率可以解释 20% 的 A、B 股价差。

三、研究方法 with 数据

本文所使用的数据主要包括中国股市的日度和月度交易数据、上市公司年度财务报告数据以及上市公司日度买卖报价数据 (每日最后一笔报价)。日度和月度交易数据来自 CCER 数据库 (Sinofin 公司), 上市公司日度买卖差价数据来自台湾地区经济新报数据库 (TEJ, Taiwan Economic Journal)。CCER 数据库起始于 1990 年 12 月, TEJ 数据库的日度买卖报价数据起始于 1994 年 7 月。考虑到数据的匹配, 本章研究的样本期间为 1994 年 7 月至 2003 年 12 月。样本公司选择全部沪深股市的 A 股上市公司, 在稳定性检验的时候去掉 ST 和 PT 的公司样本, 研究结果没有本质的变化。

本文所采用的四个主要指标分别是相对买卖价差、非流动性比率、零收益率比例、换手率。买卖价差 (Bid-Ask Spread) 是由卖出报价 (Ask) 减买进报价 (Bid) 而得。相对买卖价差 (Relative Bid-Ask Spread, RSP) 是买卖价差的标准化, 第 i 支股票第 d 日的日度相对买卖价差的计算公式为: RSP_{id}

$$= \frac{ask_{id} - bid_{id}}{(ask_{id} + bid_{id})/2}$$
。第 i 支股票第 m 月的月度相对买卖价差用该月的平均日

度价差来表示, 即 $RSP_{im} = \frac{1}{M} \sum_{d=1}^M RSP_{id}$, M 是第 m 月的交易日数量; 第 i 支

股票第 y 年的年度相对买卖价差用该年的平均日度价差来表示, 即 $RSP_{iy} =$

$\frac{1}{Y} \sum_{d=1}^Y RSP_{id}$, Y 是第 y 年的交易日数量。

非流动性比率 (ILLIQ) 等于收益率的绝对值与成交金额的比率, 第 i 支股票第 d 日的日度非流动比率的计算公式为: $ILLIQ_{id} = |R_{id}| / VOL_{id}$, 其中 R_{id} 是第 i 支股票 d 日的日收益率, VOL_{id} 是第 i 支股票 d 日的成交金额。该比率为每单位成交金额所引起的价格变化, 反映买卖指令规模对价格的影响。第 i 支股票第 m 月的月度 ILLIQ 用该月的平均日度 ILLIQ 来表示, 即

$ILLIQ_{im} = \frac{1}{M} \sum_{d=1}^M ILLIQ_{id}$, M 是第 m 月的交易日数量; 第 i 支股票第 y 年的

年度 ILLIQ 用该年的平均日度 ILLIQ 来表示, 即 $ILLIQ_{iy} = \frac{1}{Y} \sum_{d=1}^Y ILLIQ_{id}$, Y 是第 y 年的交易日数量。

零收益率比例 (Zero-return, ZR) 是一段期间内股票零收益率的天数占这段期间总交易天数的比例, 第 i 支股票第 m 月的月度零收益比例的计算公式为 $ZR_{im} = \sum_{d=1}^M RI_{id} / M$, 其中 $RI_{id} = 1$ (如果 $R_{it} = 0$); 第 i 支股票第 y 年的年度零收益比例的计算公式为 $ZR_{iy} = \sum_{d=1}^Y RI_{id} / Y$, 其中 $RI_{id} = 1$ (如果 $R_{it} = 0$)。

换手率 (Turnover, TO) 是股票交易量与发行在外股份总数的比例。由于中国股市的二元股权结构的安排, 只有流通股在二级市场上交易, 因此换手率为股票交易量与发行在外流通股总数的比例。第 i 支股票第 d 日的换手率的计算公式为 $TO_{id} = \text{trdv}_{id} / \text{out}_{id}$, 其中 trdv_{id} 是第 d 日股票 i 的交易量, out_{id} 是发行在外流通股的总数。以日度数据为基础计算月度和年度数据, 第 i 支股票第 m 月的月度 TO 为 $TO_{im} = \frac{1}{M} \sum_{d=1}^M TO_{id}$, M 是第 m 月的交易日数量; 第 i 支股票第 y 年的年度 TO 为 $TO_{iy} = \frac{1}{Y} \sum_{d=1}^Y TO_{id}$, Y 是第 y 年的交易日数量。

表 1 是各变量年度数据的描述性统计。除以上四个指标之外, 本文还选取了股票的收盘价、流通市值、成交量以及波动率等变量。收盘价、流通市值、成交量的年度数据的计算是一年内日度数据的平均值, 而波动率则是一年内股票日收益率的标准差。从时间序列来看, 表 1 显示了数据的三个基本特征: 第一, 相对买卖价差、非流动性以及零收益率比例指标体现出一定的正相关性, 从 1994 年到 2000 年指标值呈现下降趋势, 而 2000 年至 2003 年指标值又呈现上升趋势; 第二, 相对买卖价差、非流动性和零收益率比例指标与股票价格有一定的负相关性; 第三, 换手率与波动率呈现一定的正相关性, 2000 年之后换手率与波动率的平均水平低于 2000 年以前的平均水平。

四、研究结果

本部分的研究分为三个层次: 第一, 换手率与其他流动性指标的相关关系, 是对备检假说 1 的检验。第二, 比较各指标对股票收益解释的统计显著性, 其主要目的是对备检假说 2 的检验。第三, 直接对投机性泡沫理论的引申推论实施研究, 即对备检假说 3、假说 4、假说 5 的检验。

表1 描述性统计

	RSP (%)		ILLIQ (%)		ZR (%)		TO (%)		Price		Vlt (%)		Volume (share)		Size (1000 yuan)	
	Mean	Median	Mean	Median	Mean	Median	Mean	Median	Mean	Median	Mean	Median	Mean	Median	Mean	Median
1994	0.51	0.49	1.43	1.20	3.57	3.24	4.56	4.38	8.43	7.47	5.78	5.81	1507464	1294004	280199392	204655118
1995	0.38	0.38	1.59	1.32	5.50	5.37	1.95	1.52	7.05	5.66	3.70	3.61	975865	512094	283826794	218562659
1996	0.36	0.35	1.16	0.69	3.07	3.28	5.83	5.16	9.95	8.85	4.47	4.26	2499972	1783513	401183332	296730000
1997	0.25	0.24	0.46	0.35	2.16	2.07	3.20	3.02	11.96	10.90	3.31	3.32	1644872	1179245	6388929445	441853444
1998	0.23	0.22	0.38	0.33	2.33	2.06	2.09	1.95	11.80	10.65	2.62	2.58	1157153	911761	714265481	525911111
1999	0.25	0.23	0.44	0.38	2.47	2.15	1.91	1.77	11.62	10.59	2.83	2.83	1385042	1025055	840596403	643417722
2000	0.18	0.17	0.16	0.13	1.94	1.71	2.39	2.21	15.74	14.25	2.60	2.59	2020617	1504524	1277846422	996082222
2001	0.18	0.17	0.37	0.28	2.75	2.54	1.09	0.88	14.96	13.91	2.15	2.08	1021956	736785	1385428214	1112749885
2002	0.22	0.21	0.47	0.40	3.15	3.00	1.05	0.76	11.17	10.34	2.32	2.28	1162257	692909	1127037025	860403899
2003	0.24	0.23	0.53	0.41	3.86	3.78	1.12	0.82	8.92	8.04	1.97	1.94	1478315	731832	1023466267	702036778

注：首先计算样本股票各变量的年度日平均值，然后取特定年度的所有样本股票的横截面均值及中位数。其中，RSP为相对买卖价差；ILLIQ为非流动性比率；ZR为零收益率比例；TO为换手率；Price为收盘价；Vlt为日收益率的波动率；Volume为成交量；Size为股票的流通市值。

(一) 换手率与其他流动性指标的相关关系

表2是变量的相关系数矩阵。按照指标计算的期间单位(年度或月度),表2分为两个部分:A部分是年度指标的相关系数,B部分是月度指标的相关系数。A部分结果显示相对买卖价差、非流动性、零收益比例以及换手率这四个指标之间相关关系的方向符合流动性内涵的要求,即相对买卖价差、非流动性以及零收益比例相互正相关,换手率与其他三个变量负相关。如果观察这四个指标相关性的程度,我们发现相对买卖价差与非流动性的相关程度最强(0.68),而换手率与相对买卖价差(-0.14)以及非流动性(-0.10)的相关程度较弱。B部分结果显示相对买卖价差与非流动性的相关程度最强(0.60),而换手率与相对买卖价差的相关系数为0.07,不但程度较弱而且相关系数的符号也不符合流动性内涵的要求。我们将同时期的所有样本股票的流动性指标等权平均,得到市场平均指标值。图1是市场平均月度流动性指标的时间序列,从图形上很难看出换手率与其他三个流动性指标具有高相关性。

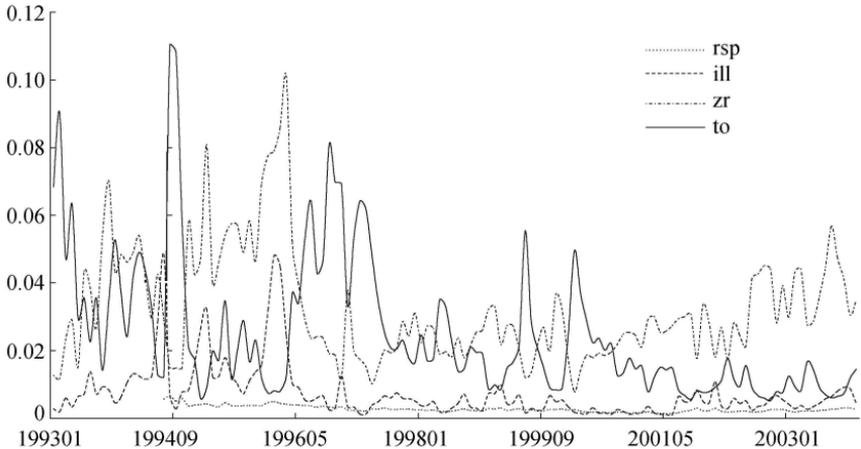
表2 相关系数

	A:年度				
	RSP	ILLIQ	ZR	TO	Size
RSP	1	0.68	0.26	-0.14	-0.64
ILLIQ	0.68	1	0.21	-0.1	-0.74
ZR	0.26	0.21	1	-0.28	-0.02
TO	-0.14	-0.1	-0.28	1	-0.43
Size	-0.64	-0.74	-0.02	-0.43	1
	B:月度				
RSP	1	0.60	0.11	0.07	-0.53
ILLIQ	0.60	1	0.10	-0.41	-0.66
ZR	0.11	0.10	1	-0.21	-0.02
TO	0.07	-0.41	-0.21	1	-0.24
Size	-0.53	-0.66	-0.02	-0.24	1

注:RSP为相对买卖价差;ILLIQ为非流动性比率;ZR为零收益率比例;TO为换手率;Price为收盘价的自然对数;Vlt为日收益率的波动率;Volume为成交量的自然对数;Size为股票的流通市值的自然对数。A部分是股票年度数据的相关系数,B部分是月度数据的相关系数。表中所有相关系数均在1%的置信水平下统计显著。

值得注意的是,表2显示零收益率比例指标与其他指标均不具有很强的相关性。Lesmond, Ogden and Trzcinka (1999)的研究显示,美国市场零收益率比例与买卖价差的相关程度是0.85; Lesmond (2005)用31个新兴市场的年度数据研究了零收益比例与其他变量的相关性,研究发现:新兴市场零收益率比例与相对买卖价差高度正相关(0.71)。从表2我们看到这两个

指标在中国股市的相关系数仅为 0.26。这说明在中国股市中，如果将零收益率比例作为买卖价差的替代变量将含有很大的“噪音”。尽管零收益率比例的表现与其他市场不同，本文仍然将其作为一个控制变量纳入到分析中，以检验结果的稳健性。



注：RSP为相对买卖价差；ILLIQ为非流动性比率；ZR为零收益率比例；TO为换手率。

图1 市场平均月度流动性指标

相对买卖价差是交易成本的最直接度量。对比其他市场的结果，Piqueira (2004) 发现在美国市场月度换手率与月度买卖价差的相关系数为 -0.23 ；Lesmond (2005) 显示在 31 个新兴市场中，年度换手率与年度相对买卖价差的平均相关系数为 -0.46 。从相对水平上，中国股市换手率与买卖价差之间的相关性程度较弱。

本文用回归分析的方法来进一步研究各指标变量与相对买卖价差的关系 (表 3)。表 3 的 A 部分回归方程的被解释变量是股票年度相对买卖价差，解释变量是零收益比例 (ZR)、非流动性 (ILLIQ) 以及换手率 (TO) 的年度值，控制变量为收盘价 (Price)、波动率 (Vlt)、成交量 (Volume) 和流通市值 (Size)；B 部分是月度数据的结果。我们看到在年度数据的回归中，零收益比例和非流动性的回归系数显著为正，换手率的回归系数为负但显著水平不高；在月度数据的回归中，其他结果不变，但换手率的回归系数却显著为正，这说明换手率作为流动性的度量指标在中国股市与相对买卖价差的关系具有相当的不稳定性。

综合以上研究结果，我们发现在中国股票市场，换手率与相对买卖价差的相关性低且方向不稳定，这些证据支持备检假说 1 (H1)。

表 3 流动性指标的回归分析

Intercept	Price	Vlt	Volume	Size	ZR	ILLIQ	TO	Adj. R ²
				年度				
0.0125 (49.667)	-0.0003 (-11.875)	0.0401 (29.425)	-0.0004 (-25.569)	-0.0003 (-15.458)	0.0128 (24.959)			0.4656
0.0095 (34.414)	-0.0004 (-16.502)	0.0243 (16.968)	-0.0002 (-14.882)	-0.0002 (-10.905)		0.0503 (29.720)		0.4816
0.0132 (50.313)	-0.0006 (-22.413)	0.0396 (26.811)	-0.0005 (-22.243)	-0.0002 (-9.673)			-0.0011 (-1.370)	0.4231
0.0093 (34.618)	-0.0001 (-3.725)	0.0275 (18.970)	-0.0002 (-8.603)	-0.0003 (-13.448)	0.0109 (21.896)	0.0449 (27.055)	-0.0014 (-1.923)	0.5116
				月度				
0.0145 (143.666)	-0.0005 (-62.096)	0.0365 (107.101)	-0.0005 (-103.135)	-0.0003 (-40.190)	0.0024 (26.499)			0.3452
0.0120 (114.272)	-0.0004 (-52.867)	0.0313 (92.709)	-0.0004 (-74.226)	-0.0002 (-35.594)		0.0271 (70.577)		0.3749
0.0141 (137.745)	-0.0007 (-73.675)	0.0333 (94.212)	-0.0006 (-94.705)	-0.0001 (-18.483)			0.0066 (24.138)	0.3443
0.0115 (107.869)	-0.0005 (-49.417)	0.0303 (86.682)	-0.0004 (-66.356)	-0.0002 (-20.133)	0.0022 (25.016)	0.0266 (69.522)	0.0051 (19.158)	0.3823

注: A 部分回归的被解释变量是股票年度相对买卖价差, 解释变量是零收益比例(ZR)、非流动性比率(ILLIQ)以及换手率(TO)的年度值, 控制变量为收盘价(Price)、波动率(Vlt)、成交量(Volume)和流通市值(Size)。B 部分是月度数据的结果。括号内是回归系数的 t 统计量, Adj. R² 是回归的调整后 R²。

(二) 对股票收益横截面差异的解释

研究各指标变量对横截面股票收益差异的解释能力是本文的第二个研究重点。我们首先用两变量二维分组的方法比较具有不同特征的投资组合的组合收益，然后用 Fama-Macbeth 回归 (Fama and Macbeth, 1973) 来研究控制多个因素后换手率的解释能力。

表 4 列示了根据股票流通市值与流动性指标的大小将股票分组后各投资组合的平均月收益。具体的研究方法是：每 t 月按照 $t-1$ 月底的流通市值排序分类形成 5 个投资组合，在每一个市值组合内再按照 $t-1$ 月流动性变量的月度值分 5 组共形成 25 个投资组合，持有 25 个投资组合 1 月后再次分组，计算投资组合的等权月平均收益率。需要说明的是，由于月度零收益率比例 (ZR) 指标值缺乏连续性，在按其大小分组时，我们分为两组，即 $ZR > 0$ 和 $ZR = 0$ 。

表 4 显示相对买卖价差、非流动性比率、零收益率比例以及换手率与股票收益横截面具有显著的相关性。其中，相对买卖价差、非流动性比率、零收益率比例与股票收益正相关，即高指标值的投资组合其组合收益高于低指标值的投资组合，相对买卖价差的股票收益溢价² 是 0.822% (1.99)，非流动性比率的收益溢价是 0.606% (1.41)，零收益率比例的收益溢价是 0.583% (4.65)；换手率与股票收益负相关，即高换手率的投资组合其组合收益低于低换手率的投资组合，换手率的收益溢价 -1.076% (-2.15)。另外，在各流通市值规模投资组合内，这种相关关系仍然保持。表 4 的结果与国内有关流动性溢价的经验研究 (苏冬蔚、麦元勋, 2003; 李一红、吴世农, 2003; 吴文锋等, 2003) 的结果是一致的。

既然相对买卖价差、非流动性比率、零收益率比例以及换手率都可以作为流动性的代理变量，他们对于股票收益的解释应该具有一定程度的替代性，即如果换手率对股票收益的预测仅仅来自于流动性的作用，那么在控制相关流动性的因素之后，换手率的解释显著性应该减弱；反之，换手率的解释显著性将不变。这就是本文的备检假说 2 (H2) 所要表达的含义。

² 高指标值投资组合的平均收益减去低指标值投资组合的平均收益。

表4 两变量分组的投资组合收益

		Low	2	3	4	High	H-L	$t(H-L)$
RSP								
		1.171	1.647	1.801	2.316	1.994	0.822	(2.00)
Small	2.451	1.809	2.623	2.755	2.677	2.392	0.582	(0.91)
2	1.929	0.981	2.056	2.029	2.694	1.886	0.904	(1.81)
3	1.703	0.991	1.405	2.053	2.382	1.682	0.691	(1.32)
4	1.501	0.876	1.027	1.306	2.085	2.211	1.335	(3.08)
Big	1.344	1.199	1.124	0.860	1.740	1.798	0.599	(1.14)
S-B	1.107	0.610	1.499	1.895	0.937	0.594		
$t(S-B)$	(1.94)	(0.86)	(2.50)	(2.97)	(1.38)	(0.97)		
ILLIQ								
		1.236	1.788	2.135	1.957	1.842	0.606	(1.41)
Small	2.453	1.909	2.68	2.591	2.552	2.536	0.627	(1.00)
2	1.941	1.097	2.218	2.639	1.992	1.758	0.661	(1.26)
3	1.726	1.181	1.990	1.906	1.751	1.801	0.620	(1.16)
4	1.481	1.030	0.956	1.685	1.757	1.977	0.947	(1.82)
Big	1.357	0.963	1.099	1.853	1.733	1.138	0.175	(0.38)
S-B	1.096	0.946	1.581	0.737	0.818	1.398		
$t(S-B)$	(1.89)	(1.32)	(2.40)	(1.11)	(1.29)	(2.04)		
ZR								
			1.546		2.129		0.583	(4.65)
Small	0.99		2.265		2.686		0.420	(2.06)
2	0.764		1.560		2.258		0.698	(2.91)
3	0.702		1.436		2.073		0.637	(2.97)
4	0.613		1.330		1.733		0.403	(1.97)
Big	0.607		1.139		1.896		0.758	(3.60)
S-B	0.383		1.127		0.789			
$t(S-B)$	(1.68)		(1.84)		(1.41)			
TO								
		1.968	1.975	2.175	1.934	0.892	-1.076	(-2.15)
Small	2.451	2.600	2.465	2.953	2.585	1.653	-0.947	(-1.39)
2	1.942	2.089	2.168	2.258	2.452	0.741	-1.349	(-2.35)
3	1.723	1.801	1.774	2.295	1.555	1.190	-0.611	(-0.98)
4	1.475	1.892	1.871	1.640	1.564	0.405	-1.488	(-2.66)
Big	1.353	1.457	1.595	1.728	1.512	0.471	-0.987	(-1.66)
S-B	1.099	1.143	0.870	1.225	1.072	1.183		
$t(S-B)$	(1.89)	(1.82)	(1.24)	(2.01)	(1.38)	(1.68)		

注:该表列示了流通市值与流动性指标分组后各投资组合的等权平均月收益。每 t 月按照 $t-1$ 月底的流通市值排序分类形成 5 个投资组合,在每一个市值组合内再按照 $t-1$ 月流动性变量的月度值分 5 组共形成 25 个投资组合,持有 25 个投资组合 1 月后再次分组,计算投资组合的等权月平均收益率。RSP 为相对买卖价差;ILLIQ 为非流动性比率;ZR 为零收益率比例;TO 为换手率。需要说明的是,由于月度 ZR 指标缺乏连续性,我们将其分为两组,即 $ZR > 0$ 和 $ZR = 0$ 。

表 5 列示了检验换手率对股票收益解释作用的 Fama-Macbeth 回归结果，其 A 部分是解释变量按月更新的结果，即 t 月的股票收益率（被解释变量）对应用 $t-1$ 月数据计算的解释变量；为验证结论的稳健性，B 部分列了解释变量按 3 个月更新的结果，即 t 月至 $t+2$ 月的股票平均月收益率（被解释变量）对应 $t-3$ 至 $t-1$ 月的平均解释变量值。可以看出，在控制规模、账面市值比、流通 A 股比例以及外资股比例等变量之后³，相对买卖价差、非流动性比率、零收益率比例、换手率“单独”进入回归方程时的回归系数都统计显著，分别为 1.94 (2.03)、1.44 (3.00)、0.07 (5.24)、-0.42 (-3.35)；这之中换手率的贡献最大，调整后的 R 平方为 0.108。如果将换手率和其他流动性指标放到一个方程中，换手率的显著水平没有改变，其他流动性指标的显著性变弱，方程的拟合程度增强。例如，在控制相对买卖价差的条件下，换手率的回归系数为 -0.41 (3.32)，而相对买卖价差的回归系数为 1.14 (1.25)，回归的调整后 R 平方增加至 0.126。因此，在整体样本的范围内，换手率的显著性没有因为其他流动性指标的存在而减弱，反而会增加回归的解释能力。加入换手率后，相对买卖价差和非流动性比率的回归系数变得不显著，只有零收益率指标的回归系数显著为正。

表 5 检验换手率的 Fama-Macbeth 回归

Size	B/M	As	Foreign	RSP	ILLIQ	ZR	To	Adj. R ²
A: 月度								
-0.01 (-1.96)	0.01 (2.07)	0.02 (1.85)	-0.01 (-1.83)	1.94 (2.03)				0.092
-0.01 (-1.61)	0.01 (2.28)	0.02 (1.81)	-0.02 (-2.12)		1.44 (3.00)			0.092
-0.01 (-2.24)	0.01 (2.04)	0.02 (1.83)	-0.02 (-2.06)			0.07 (5.24)		0.087
-0.01 (-1.56)	0.01 (2.22)	0.02 (1.89)	-0.02 (-2.20)	1.30 (1.41)	1.30 (2.59)	0.07 (5.21)		0.103
-0.01 (-2.71)	0.01 (2.61)	0.02 (1.86)	-0.02 (-1.99)				-0.42 (-3.35)	0.108
-0.01 (-2.51)	0.01 (2.59)	0.02 (1.89)	-0.01 (-1.96)	1.14 (1.25)			-0.41 (-3.32)	0.126
-0.01 (-2.68)	0.01 (2.64)	0.02 (1.80)	-0.01 (-1.89)		0.13 (0.61)		-0.42 (-3.40)	0.123
-0.01 (-2.71)	0.01 (2.57)	0.02 (1.87)	-0.02 (-2.08)			0.06 (5.08)	-0.41 (-3.19)	0.121
-0.01 (-2.60)	0.01 (2.57)	0.02 (1.87)	-0.01 (-1.96)	1.14 (1.29)	-0.09 (-0.50)	0.05 (4.72)	-0.41 (-3.29)	0.132

³ 在中国股市中，市值规模、账面市值比、流通 A 股比例以及外资股比例等变量对股票横截面收益具有显著的解釋作用(张峥, 2005)。这里的账面市值比时每股净资产除以流通 A 股的股价，即流通 A 股的账面市值比。

(续表)

Size	B/M	As	Foreign	RSP	ILLIQ	ZR	To	Adj. R ²
B: 三个月								
-0.01 (-1.88)	0.01 (1.97)	0.02 (1.85)	-0.01 (-1.83)	1.78 (1.30)				0.095
-0.01 (-1.75)	0.01 (2.19)	0.02 (1.83)	-0.02 (-2.09)		1.02 (2.38)			0.090
-0.01 (-2.25)	0.01 (1.97)	0.02 (1.90)	-0.01 (-1.96)			0.10 (3.26)		0.089
-0.01 (-1.73)	0.01 (2.02)	0.02 (1.96)	-0.02 (-2.04)	0.86 (0.63)	0.93 (2.10)	0.09 (3.47)		0.105
-0.01 (-2.54)	0.01 (2.59)	0.02 (1.89)	-0.01 (-1.76)				-0.42 (-2.76)	0.119
-0.01 (-2.29)	0.01 (2.46)	0.02 (1.94)	-0.01 (-1.73)	1.28 (1.00)			-0.42 (-2.78)	0.129
-0.01 (-2.64)	0.01 (2.58)	0.02 (1.90)	-0.01 (-1.69)		-0.15 (-0.31)		-0.44 (-2.84)	0.123
-0.01 (-2.57)	0.01 (2.50)	0.02 (1.97)	-0.01 (-1.77)			0.07 (2.88)	-0.40 (-2.63)	0.122
-0.01 (-2.63)	0.01 (2.40)	0.02 (2.03)	-0.01 (-1.59)	1.13 (0.85)	-0.23 (-0.50)	0.07 (2.81)	-0.44 (-2.90)	0.135

注:A部分是解释变量按月更新的结果,即 t 月的股票收益率(被解释变量)对应用 $t-1$ 月数据计算的解释变量;B部分是解释变量按3个月更新的结果,即 t 月至 $t+2$ 月的股票平均月收益率(被解释变量)对应 $t-3$ 至 $t-1$ 月的平均解释变量。RSP为相对买卖价差;ILLIQ为非流动性比率;ZR为零收益率比例;TO为换手率。控制变量为:Size是流通市值;B/M是账面市值比;AS是流通股比例;Foreign是境外发行股票的比例。Adj. R²是平均的调整后R平方。括号内是 t 统计量,Size和B/M分别取过自然对数。

金融学的理论和经验研究(包括上一节表2的相关系数矩阵)均认为公司的流通市值与流动性指标有着密切的关系。因此,我们将样本先按照流通市值规模分组,然后分组内部进行Fama-Macbeth回归,这将有助于进一步控制流动性因素。表6列示了分析的结果。我们发现,在所有的规模分组中,换手率的回归系数均为负,并在控制其他流动性指标后保持一致、统计显著性较高(除第3组以外)。特别指出的是,在最高股票市值组内,换手率的统计显著性最高,而大公司通常是流动性最好的公司,这个现象进一步说明用流动性来解释换手率的作用是不够的。

表6 按规模分组组内的 Fama-Macbeth 回归

	Size	B/M	As	Foreign	To	RSP	ILLIQ	ZR
Small	-0.023	0.016	0.078	-0.001	-0.385	1.517		
	(-4.040)	(3.098)	(4.341)	(-0.093)	(-2.434)	(1.428)		
	-0.028	0.015	0.078	-0.001	-0.470		-0.705	
	(-4.201)	(2.845)	(4.438)	(-0.057)	(-2.616)		(-0.888)	
	-0.025	0.017	0.075	-0.004	-0.431			0.064
	(-4.286)	(3.156)	(4.142)	(-0.326)	(-2.644)			(1.773)
2	-0.027	0.017	0.076	0.000	-0.403	1.536	-0.701	0.059
	(-4.252)	(3.072)	(4.238)	(-0.025)	(-2.244)	(1.331)	(-0.818)	(1.811)
	0.009	0.023	0.007	-0.016	-0.572	1.611		
	(0.638)	(3.328)	(0.362)	(-0.758)	(-3.184)	(1.095)		
	0.003	0.021	0.005	-0.014	-0.653		-0.927	
	(0.215)	(3.182)	(0.295)	(-0.673)	(-3.107)		(-0.880)	
3	0.007	0.023	0.007	-0.015	-0.604			0.037
	(0.508)	(3.168)	(0.405)	(-0.733)	(-2.990)			(1.336)
	0.006	0.021	0.006	-0.017	-0.636	1.749	-0.903	0.049
	(0.436)	(3.281)	(0.359)	(-0.780)	(-2.752)	(1.097)	(-0.864)	(1.649)
	-0.023	0.016	0.004	-0.022	-0.301	1.285		
	(-1.537)	(2.610)	(0.274)	(-1.651)	(-1.218)	(0.704)		
4	-0.026	0.016	0.004	-0.019	-0.390		0.532	
	(-1.802)	(2.400)	(0.268)	(-1.507)	(-1.521)		(0.226)	
	-0.025	0.016	0.003	-0.026	-0.294			0.062
	(-1.649)	(2.467)	(0.215)	(-1.867)	(-1.156)			(2.150)
	-0.027	0.016	0.001	-0.022	-0.346	2.008	0.378	0.051
	(-1.766)	(2.561)	(0.062)	(-1.695)	(-1.313)	(1.034)	(0.161)	(1.534)
4	-0.014	0.010	0.016	-0.015	-0.365	2.852		
	(-1.102)	(1.669)	(1.160)	(-1.333)	(-1.970)	(1.816)		
	-0.019	0.009	0.017	-0.017	-0.489		-1.307	
	(-1.399)	(1.724)	(1.266)	(-1.549)	(-3.081)		(-0.425)	
	-0.015	0.011	0.017	-0.016	-0.321			0.019
	(-1.176)	(1.875)	(1.248)	(-1.489)	(-1.693)			(0.603)
Big	-0.019	0.009	0.016	-0.019	-0.521	3.264	-1.363	0.002
	(-1.393)	(1.645)	(1.161)	(-1.698)	(-3.222)	(1.997)	(-0.382)	(0.062)
	-0.001	0.006	0.010	-0.010	-0.418	0.040		
	(-0.212)	(1.171)	(0.846)	(-0.651)	(-2.350)	(0.018)		
	-0.006	0.006	0.010	-0.003	-0.670		-4.548	
	(-1.494)	(1.312)	(0.785)	(-0.195)	(-3.905)		(-0.992)	
Big	-0.001	0.007	0.010	-0.011	-0.393			0.089
	(-0.452)	(1.395)	(0.814)	(-0.653)	(-2.101)			(3.167)
	-0.005	0.005	0.011	-0.004	-0.660	0.157	-3.518	0.074
	(-1.252)	(1.048)	(0.872)	(-0.252)	(-3.814)	(0.071)	(-0.803)	(2.333)

注：该表列示了按规模分组后，在组内实施 Fama-Macbeth 回归的结果。解释变量按月更新，即 t 月的股票收益率（被解释变量）对应用 $t-1$ 月数据计算的解释变量。RSP 为相对买卖价差；ILLIQ 为非流动性比率；ZR 为零收益率比例；TO 为换手率。控制变量为：Size 是流通市值；B/M 是账面市值比；AS 是流通股比例；Foreign 是境外发行股票的比例。括号内是 t 统计量，Size 和 B/M 分别取过自然对数。

综上所述,研究发现的证据支持备检假说2,即在中国股票市场,控制相对买卖价差、非流动性比率以及零收益率比例后,换手率仍然对股票收益具有显著的解释作用,并且具有单独的贡献。

(三) 与投机性泡沫假说相关的检验

对于换手率与股票收益负相关现象,金融学有两类不同的解释:第一类是基于流动性的解释,即换手率是度量流动性的代理变量;另一类是基于投机性泡沫的解释,即股票价格中的投机成分价值与股票的换手率正相关,换手率就应该与股票的后续期望收益负相关。为进一步区分这两类解释,本文对备检假说3、假说4、假说5实施检验,即研究换手率与账面市值比的相关关系,以及换手率、波动率与股票流通市值规模的相关关系。

第一,在金融学研究,经常应用市值账面值(M/B)比作为股票高估程度的度量,市值账面价值比越高,说明股票市值相对与其账面价值越高。账面市值比是市值账面值比的倒数,如果换手率与股票价格的投机性成分正相关,那么账面市值比(B/M)应该与换手率呈现一定的负相关关系。需要说明的是,本文研究的是流通A股之间的相对高估程度,因此账面市值比的计算用流通A股的每股净资产除以流通A股的股价。

表7是换手率与其他相关变量的相关系数矩阵,其中包括相对买卖价差、非流动性比率、零收益率比例、波动率、流通市值、股票流通量(A股数量)以及账面市值比。表7显示,换手率与账面市值比负相关(-0.154),且统计显著。这个结果支持了本文的备检假说3。

表7 换手率与各变量的相关系数矩阵

	TO	RSP	ILLIQ	ZR	VLT	SIZE	Share	B/M
TO	1.000	0.071	-0.412	-0.213	0.642	-0.243	-0.299	-0.154
RSP	0.071	1.000	0.597	0.107	0.226	-0.533	-0.339	0.166
ILLIQ	-0.412	0.597	1.000	0.095	0.085	-0.658	-0.433	0.212
ZR	-0.213	0.107	0.095	1.000	-0.205	-0.019	0.075	0.131
VLT	0.642	0.226	0.085	-0.205	1.000	-0.317	-0.250	-0.007
SIZE	-0.243	-0.533	-0.658	-0.019	-0.317	1.000	0.807	-0.089
Share	-0.299	-0.339	-0.433	0.075	-0.250	0.807	1.000	0.300
B/M	-0.154	0.166	0.212	0.131	-0.007	-0.089	0.300	1.000

注:RSP为相对买卖价差;ILLIQ为非流动性比率;ZR为零收益率比例;TO为换手率;Price为收盘价的自然对数;Vlt为日收益率的波动率;Share为A股流通量的自然对数;Size为股票流通市值的自然对数;B/M为账面市值比的自然对数。

第二,我们考察了换手率以及其他流动性指标与股票流通市值规模的关系。一方面,按照流动性的原理,公司流通市值规模与流动性水平正相关,即大规模股票的流动性高于小规模股票。买卖价差、非流动性比率、零收益比例是流动性的反向度量,换手率是流动性的正向度量,因此,买卖价差、

非流动性比率和零收益率比例应与股票流通市值规模负相关，而换手率与股票流通市值规模正相关。另一方面，我们从有关投机性泡沫的理论中了解到，换手率应该与股票流通市值规模成反向的关系。

我们从表7的相关系数列表中可以看出，换手率与公司流通市值规模的相关系数为-0.24，与股票流通量的相关系数为-0.30，且统计显著（1%显著水平）。股票流通市值与买卖价差、非流动性均有显著且高度的负相关性（-0.53和-0.64），与零收益率比例有较弱的负相关性（-0.019）。

表8是按规模分组后计算各投资组合的流动性指标。表8的A部分和B部分分别是按年度更新和月度更新的结果，A部分的年度更新是指在每一年度按照上年末的流通市值规模大小排序分类形成5个投资组合，计算投资组合的等权平均年度流动性指标值；B部分是每一月按照上月末的流通市值规模大小排序分类形成5个投资组合，计算投资组合的等权平均月度流动性指标值。表8显示，从最小公司市值规模的股票（P1）到最大公司市值规模的股票（P5）的股票，换手率、买卖价差以及非流动性比例水平单调递减。

表8 市值规模组合的流动性

	RSP(%)	ILLIQ(%)	ZR(%)	TO(%)
A: 年度				
Small Size	0.32	1.24	3.00	2.29
2	0.28	0.82	3.16	2.05
3	0.26	0.61	3.11	1.93
4	0.24	0.44	3.29	1.80
Big Size	0.22	0.28	3.46	1.59
B: 月度				
Small Size	0.33	1.47	3.09	2.45
2	0.29	0.90	3.19	2.31
3	0.27	0.67	3.23	2.18
4	0.25	0.49	3.26	2.08
Big Size	0.22	0.29	3.45	1.88

注：A部分是按年度更新的结果，即每一年度按照上年末的流通市值规模排序分类形成5个投资组合，计算投资组合的等权平均年度流动性指标值；B部分是按月度更新的结果，即每一月按照上月末的流通市值规模排序分类形成5个投资组合，计算投资组合的等权平均月度流动性指标值。RSP为相对买卖价差；ILLIQ为非流动性比率；ZR为零收益率比例；TO为换手率。

有关国外股票市场的经验研究发现，公司市值规模与流动性的大小有着密切的关系。例如：Roll（1984）展示了美国股市上市公司市值规模与买卖价差之间的负相关关系；Keim and Madhavan（1997）将公司市值规模和交易规模与交易困难程度联系在一起；Lesmond（2005）发现在大多新兴市场中市值规模大的股票其零收益率比例和买卖价差均低于规模小的股票；Datar, Naik and Radcliff（1998）显示美国股票市场上公司规模与换手率存在的正相关关

系, 相关系数为 0.11。

与美国股市和其他市场的研究相比, 中国股市的换手率指标并不具有与流动性含义的一致性, 即换手率与市值规模的关系与流动性的预测相反, 大规模股票的换手率低于小规模股票。对于其他指标, 相对买卖价差、非流动性随市值的增大而减少, 这符合流动性的含义。因此, 备检假说 4 得到了经验数据的支持。

第三, 我们观察股票收益波动率与流通市值的关系。从表 7 中可以看出, 收益波动率与公司流通市值规模的相关系数为 -0.32 , 与股票流通量的相关系数为 -0.25 , 且统计显著 (1% 显著水平); 收益波动率与换手率高度正相关 (0.64)。

表 9 是以换手率为被解释变量, 相对买卖价差、非流动性比率、零收益率比例、波动率、流通市值、股票流通量以及账面市值比为解释变量的多元回归分析。我们看到, 在控制了其他流动性因素之后, 换手率对账面市值比、市值规模、流通量的回归系数显著为负, 而波动率的回归系数高度显著为正。这些证据也为备检假说 3, 假说 4, 假说 5 提供了更多的支持。

综上所述, 在中国股票市场, 换手率作为可以预测横截面股票收益的指标, 其背后的原因不仅仅是流动性溢价可以完全解释的, 多项证据支持了由 Hong, Scheinkman and Xiong (2005) 的理论模型所引申的备检假说, 这表明投机性泡沫导致的股价高估也许是对换手率预测作用更为合适的解释。

表 9 换手率与各变量的回归

Intercept	Vlt	Size	Share	B/M	Rsp	ILLIQ	ZR	Adj. R^2
0.0476 (29.78)	0.9823 (241.40)	-0.0003 (1.93)	-0.0031 (-20.62)	-0.0004 (-3.45)	2.1681 (49.08)			0.4602
0.0526 (34.73)	0.9305 (234.67)	-0.0002 (-1.57)	-0.0029 (-19.89)	-0.0002 (-2.27)		-0.3290 (-68.96)		0.4706
0.0121 (8.41)	0.9416 (225.90)	0.0020 (13.72)	-0.0034 (-21.82)	-0.0003 (-2.91)			-0.0104 (-8.36)	0.4384
0.0705 (43.62)	0.9539 (231.35)	-0.0011 (-6.93)	-0.0029 (-18.98)	-0.0002 (-1.72)	1.2518 (26.99)	-0.3131 (-57.40)	0.0006 (0.51)	0.4828

注: RSP 为相对买卖价差; ILLIQ 为非流动性比率; ZR 为零收益率比例; TO 为换手率; Price 为收盘价的自然对数; Vlt 为日收益率的波动率; Share 为 A 股流通量的自然对数; Size 为股票流通市值的自然对数; B/M 为账面市值比的自然对数。Adj. R^2 是平均的调整后 R 平方。各变量的值为月度值。

五、总 结

流动性指标在一定程度上反映股票交易成本的大小, 同时可能受市场其他交易行为的影响。换手率衡量的是股票交易的活跃程度。对于换手率与股

票收益负相关现象，金融学有两类不同的解释：第一类是基于流动性的解释，即换手率是度量流动性的代理变量之一，低换手率的股票具有低流动性高交易成本，因此低换手率的股票收益较高是投资者对低流动性所要求的补偿；另一类是基于投机性泡沫的解释。当市场存在卖空约束，投资者的异质性信念会产生投机性交易的可能，此时股票价格中包含投机性泡沫的成分，股票价格中的投机性泡沫随投资者意见分歧程度的波动增大而增大，而意见分歧程度的高波动同时导致了高换手率。

虽然换手率同样在中国股市对股票收益具有显著的解释作用，但如何解释则需要更为细致的研究。本文的发现是在中国股票市场，换手率与横截面股票收益负相关的原因不完全是流动性溢价，多项证据表明换手率与投资者的投机性交易相关：换手率与其他流动性指标的相关性较弱；在控制相关流动性的因素之后，换手率对股票收益的差异仍然具有解释力；换手率与公司流通市值规模、股票流通量负相关；换手率与收益波动率高度正相关，而与账面市值比负相关。因此，在市场的卖空约束和投资者异质性信念存在下，可能出现的投机性交易所导致的股价高估也许是更为合适的解释。

参 考 文 献

- [1] Amihud, Y. and H. Mendelson, "Asset Pricing and the Bid-ask Spread", *Journal of Financial Economics*, 1986, 17, 223—249.
- [2] Amihud, Y., "Illiquidity and Stock Returns: Cross-section and Time-series Effects", *Journal of Financial Markets*, 2002, 5(1), 31—56.
- [3] Brennan, M., T. Chordia, and A. Subrahmanyam, "Alternative Factor Specifications, Security Characteristics, and the Cross-section of Expected Returns", *Journal of Financial Economics*, 1998, 49, 345—373.
- [4] Brennan, M., and A. Subrahmanyam, "Market Microstructure and Asset Pricing: On the Compensation for Illiquidity in Stock Returns", *Journal of Financial Economics*, 1996, 41, 441—464.
- [5] Chen, J., H. Hong and J. Stein, "Breadth of Ownership and Stock Returns", *Journal of Financial Economics*, 2002, 66, 171—205.
- [6] Chordia, T., A. Subrahmanyam and V. Anshuman, "Trading Activity and Expected Stock Returns", *Journal of Financial Economics*, 2001, 59, 3—32.
- [7] Datar, V. T., N. Y. Naik, and R. Radcliffe, "Liquidity and Stock Returns: An Alternative Test", *Journal of Financial Markets*, 1998, 1, 203—219.
- [8] Diether, K. B., C. J. Malloy and A. Scherbina, "Differences of Opinion and the Cross Section of Stock Returns", *Journal of Finance*, 2002, 57, 2113—2141.
- [9] Duffie, D., N. Garleanu and L. Pedersen, "Over-the-Counter Markets", *Econometrica*, 2005, 73, 1815—1847.
- [10] Eleswarapu, V. R., "Cost of Transacting and Expected Returns in the Nasdaq Market", *Journal of Finance*, 1997, 52, 2113—2127.
- [11] Fama, E., and J. MacBeth, "Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests", *Journal of Political Economy*, 1973, 81, 607—636.
- [12] Harrison, M. and D. Kreps, "Speculative Investor Behavior in a Stock Market with Heterogeneous Expectations", *Quarterly Journal of Economics*, 1978, 92, 323—336.

- [13] Hasbrouck, J., "Trading Costs and Returns for US Equities: The Evidence from Daily Data". Working Paper, New York University, 2003.
- [14] Hong, H., J. Scheinkman, and W. Xiong, "Asset Float and Speculative Bubbles", *Journal of Finance*, 2005, Forthcoming.
- [15] Keim, D. B. and A. Madhavan, "Transactions Costs and Investment Style: An Inter-exchange Analysis of Institutional Equity Trades", *Journal of Financial Economics*, 1997, 46, 265—292.
- [16] Kyle, A., "Continuous Auctions and Insider Trading", *Econometrica*, 1985, 53, 1315—1335.
- [17] Lesmond, D. A., J. P. Ogden and C. Trzcinka, "A New Estimate of Transaction Costs", *Review of Financial Studies*, 1999, 12, 1113—1141.
- [18] Lesmond, D. A., "Liquidity of Emerging Market", *Journal of Financial Economics*, 2005, 77, 411—452.
- [19] 李一红、吴世农, "中国股市流动性溢价的实证研究", 《管理评论》, 2003年第11期, 第34—60页。
- [20] Mei, J., J. A. Scheinkman, and W. Xiong, "Speculative Trading and Stock Prices: An Analysis of Chinese A-B Share Premia", Working Paper, Princeton University, 2004.
- [21] Miller, E., "Risk, Uncertainty and Divergence of Opinion", *Journal of Finance*, 1977, 32, 1151—1168.
- [22] O'Hara, M., *Market Microstructure Theory*. Cambridge: Blackwell Publisher Inc., 1995.
- [23] Piqueira, N., "Stock Returns, Trading Activity and Illiquidity Costs", Working Paper, Princeton University, 2004.
- [24] Roll, R., "A Simple Implicit Measure of the Bid-Ask Spread in an Efficient Market", *Journal of Finance*, 1984, 39, 117—1140.
- [25] Scheinkman, J. and W. Xiong, "Overconfidence and Speculative Bubbles", *Journal of Political Economy*, 2003, 111, 1183—1219.
- [26] 苏冬蔚、麦元勋, "流动性与资产定价: 基于我国股市资产换手率与预期收益的实证研究", 《经济研究》, 2004年第2期, 第95—105页。
- [27] Weill, P., "Liquidity Premia in Dynamic Bargaining Market", Working Paper, Stanford University, 2005.
- [28] 吴文锋、芮萌、陈工孟, "中国股票收益的非流动性补偿", 《世界经济》, 2003年第7期, 第54—61页。
- [29] Vayanos, D. and T. Wang, "Search and Endogenous Concentration of Liquidity in Asset Markets", Working Paper, MIT, 2003.
- [30] 张峥, "股票收益的影响因素: 公司基本面、历史股价与流动性——来自中国股市的经验证据", 北京大学博士论文, 2005年。

Turnovers and Stock Returns: Liquidity Premium or Speculative Bubbles?

ZHENG ZHANG LI LIU

(Peking University)

Abstract We investigate the explanation of the negative relationship between turnovers and cross-sectional stock returns in the Chinese stock market. We find that this relationship cannot be completely explained by liquidity premium theory. We find evidence that turnovers can be a proxy for the volatility of divergence of opinions, and it is a more appropriate explanation that the negative relationship is caused by speculative bubbles under the joint effect of heterogeneous beliefs and short sell constraints.

JEL Classification G11, G12, G14