

危机前与危机时期的外国证券投资者

Woochan Kim, 魏尚进

摘要

本文使用一个独特的数据库，考察了货币危机前以及危机时期外国证券投资者在韩国的交易行为。研究得出的中心信息是不同投资者具有不同的投资行为特征。例如，与在韩国设有分部/子公司的外国机构或韩国境内的个人外国投资者相比，韩国境外的外国投资者更有可能采取“正反馈”的交易策略，并且具有更加明显的“从众”倾向。这些交易行为的差别可能与投资者之间的信息差异有关。因此，本文建议利用各种政策措施来鼓励外国投资者获取更多信息（例如，在新兴市场国家建立分部或子公司）。

1. 简介

本文研究了国际证券投资者在新兴市场中的投资行为。与此密切相关的文献包括对发展中国家金融/货币危机的讨论，以及对资本管制利弊的争论。在最近的亚洲金融危机中，外国证券投资者一方面被指责为“正反馈”交易者（如，在市场繁荣时蜂拥买入而在市场低靡时竞相抛售），而另一方面则被认为相互模仿，同时忽略关于经济基本面的信息。诸如此类的行为可能会恶化危机，使其严重程度超过实际的经济状况。行为金融学方面的最新文献对这个假定进行了一些相关的研究，不过其中绝大部分都是在国内金融的范畴内展开的讨论。例如，一些研究认为，个人的交易行为常常会受到一些非理性的、情感冲击的驱使（参见 Lee 等[1990, 1991]关于封闭期限基金贴现的解释）。又如，其它一些同样是使用国内市场数据的研究发现，机构投资者常常表现出从众交易行为，尽管这种倾向在定量分析中很小（参见 Lakonishok 等[1992]）。此外，在一些理论模型中，“噪声交易者”的存在也可能导致理性投资者采取正反馈的策略，从而引起价格的不稳定（参见 De Long 等[1990]）。

本文以 1997 年较晚时候爆发的韩国货币危机为案例，研究分析了外国证券投资者在危机前以及危机时期的行为。研究使用了一个独特的数据库，其中详细记录了 1996 年 12 月至 1998 年 6 月期间，每位外国投资者对韩国股票交易所（包括一板与二板市场）所有股票的月度持仓情况。在这个数据库中，不仅个人投资与机构投资能够相互区分，外国机构驻韩分部/子公司的投资、韩国境内个人的外国投资以及纯海外投资也能够相互区分。这些区别很重要。举个例子，就获取某个新兴市场的信息而言，人们有理由认为，身处纽约或伦敦的投资者与身处新兴市场之中的投资者相比，可能会处于相对劣势。事实上，信息不对称正是人们对外国投资者产生担忧的原因之一。不同的信息可能会导致不同的投资行为。因此，能够在数据中区分各种不同的外国投资者对本文的研究非常有帮助。

Bohn 和 Tesar (1996) 使用美国对海外市场股票投资的总体数据, 考察了“追逐回报”以及“平衡投资组合”两种不同动机的相对重要性。这个研究把在一个市场上的净买入对该市场的回报预测进行回归, 得到了显著的正参数估计值, 并由此得出结论“追逐回报”是一个重要的投资动机。不过这篇文章没有考察公司水平或投资者水平上的数据。Frankel 和 Schmukler (1996, 1998) 研究了新兴市场证券投资的另一个重要因素, 即国内投资者与国外投资者之间潜在的信息不对称。但是由于数据(封闭期限国家基金的价格以及相应的资产净值)局限, 该研究无法区分机构投资者与个人投资者, 同时也无法研究可能存在的顺势交易和从众行为。Kaufman 等 (1999) 使用了《世界经济论坛》(World Economic Forum) 的一份公司调研数据(其中绝大部分为制造业企业)。其报告的证据显示, 一些企业的经理似乎掌握了关于自己国家发生货币危机可能性的信息。Kaminsky 等 (1999) 使用从事拉美国家投资的美国共同基金数据, 考察了基金经理与基金客户从事顺势交易的倾向。他们同时还考察了基金交易行为受其它市场股票波动影响的倾向。

Choe 等 (1999) 使用 1996 年 12 月至 1997 年 12 月韩国股票市场的交易数据, 考察了外国投资者的交易对韩国股票价格的影响。他们发现的证据显示, 外国投资者从事了正反馈交易并且具有从众倾向。不过, 在他们样本的最后三个月, 证据的力度或者有所减弱, 或者变得不显著。由于本文同样是以韩国为案例, 因此有必要在此强调一下两个研究之间的一些重要区别。首先, 我们有每位外国投资者股票持仓的明细数据, 而他们只有外国投资者的总体持仓数据。因此, 在他们的研究中, 为了计算从众交易行为指标, 必须假定每一笔买卖交易都来自于不同的投资者。正如他们自己所指出的, 这样的假定可能会使计算得到的从众交易行为指标存在向上的偏差, 原因是同一投资者在某一段特定时期, 可能进行过多笔交易(有可能是同方向的)。而在我们的样本中, 由于每位投资者都有一个唯一的编号, 所以不需要作出这样的假定。因此, 我们计算得到的从众交易行为指标也应该更精确。第二, 我们的样本数据允许我们考察不同类型投资者之间可能存在的行为差异。事实上, 我们的确发现境外外国投资者与韩国境内外国机构分部/子公司之间, 存在某些重要的、系统性的差异。第三, 我们的样本数据到 1998 年 6 月份截止, 因此能够更好地比较危机前与危机时期的交易行为。比如, 与他们的发现刚好相反, 我们的研究找到了非常强的证据, 显示危机期间存在持续的正反馈交易行为以及从众交易行为。

本文的以下部分是这样安排的。第二部分将介绍我们的样本数据。第三部分与第四部分将分别考察外国投资者投资行为的两个方面, 正反馈交易与从众行为。第五部分将进行一些总结。

2. 数据

本文使用了两个不同的数据库。我们将首先对数据进行描述, 然后解释如何划分不同类型的外国投资者, 以及如何将整个样本分解为不同的子时段。

2. 1 投资者的持仓数据

样本中的每一位投资者都有一个唯一的编号。在数据库所包含的各种信息中，我们将要用的信息包括每一位投资者的：（i）对韩国股票市场（Korea Stock Exchange, KSE）每一支股票的月末持仓数量，（ii）国籍，（iii）居住地，（iv）类型（比如，机构投资者或个人投资者），以及（v）投资者当月是否达到了投资限额。出于数据机密的考虑，我们的样本中仅仅包括了投资者的编号，而没有名称。

这个数据库是由韩国股票交易所的下属机构韩国证券计算机有限公司（KOSCOM）提供的。在未经授权的情况下，我们不能将投资者的股票持仓数据提供给任何第三方。通常情况下，在新兴市场中，很难获得所有外国投资者对各种股票的明细持仓数据。我们之所以能获得这样的数据，是由于韩国政府对外国投资者持有韩国股票存在一些限制性政策，而掌握这样的数据是有效实施这些限制性政策的前提条件。所有外国投资者都被要求以真实身份在韩国证券监督委员会进行注册。违反者将受到处罚，包括吊销注册以及两年内禁止在韩国进行投资。

2. 2 股票数据

对于每一支股票，我们收集的信息包括：（i）月末价格，（ii）月末发行总量，（iii）月度成交量，以及（iv）当月是否达到了投资限额。此外，我们还从 KSE 收集了韩国股票价格综合指数（KOSPI）的信息，并且从美国联邦储备委员会的网站上收集了韩圆与美元的汇率数据。

图 1

图 2

图 3

图 1 和图 2 分别为韩圆汇率（美元/1000 韩圆）和韩国股票市场价格指数（KOSPI）的走势。图 3 结合了图 1 与图 2 的信息，反映的是 1997 年 1 月 1 日投资于 KOSPI 的 100 美元在整个样本期间的美元价值走势（至 1998 年 6 月 30 日止）。

2. 3 外国投资者的划分

我们将样本中的外国投资者划分为四类（见表 1）：

- （a）居民机构投资者 – 外国机构在韩国注册的分部或子公司；
- （b）非居民机构投资者 – 非（a）类的外国机构投资者；
- （c）居民个人投资者 -- 韩国境内的外籍人士；
- （d）非居民个人投资者 – 非（c）类的外籍个人投资者。

2. 4 样本时段的划分

研究的整体样本时段为 1996 年 12 月至 1998 年 6 月。我们将其进一步划分三个子时段：

表 1 韩国外国证券投资者的基本信息^a

		所有外国投资者		居民外国投资者		非居民外国投资者	
		投资者数量	平均持仓 (1000美元)	投资者数量	平均持仓 (1000美元)	投资者数量	平均持仓 (1000美元)
所有外国投资者	1996年12月27日	2,594	5,651	529	272	2,065	7,029
	1997年11月29日	2,202	3,023	527	330	1,675	3,870
个人外国投资者	1996年12月27日	735	116	503	79	232	195
	1997年11月29日	716	51	501	39	215	78
机构外国投资者	1996年12月27日	1,859	7,839	26	4,001	1,833	7,894
	1997年11月29日	1,486	4,455	26	5,928	1,460	4,428

^a注意：（1）该表仅仅反映了1996年12月31日之前，在韩国证券监督委员会（KSSB）登记注册的证券投资者。（2）居民外国个人投资者指在韩国居住的非韩籍外国个人投资者。居民外国机构投资者指外国机构驻韩国分部或子公司。非居民外国个人或机构投资者指从韩国境外进行投资的投资者。（3）投资者数量是根据投资者的唯一编号统计得出。（4）在表中列出的两个日期之间（1996年12月27日和1997年11月29日），以美元为单位的市场资本额下跌了50%。同期居民个人投资者、非居民个人投资者以及非居民机构投资者的平均持仓水平分别下降了51%、60%和44%。与这三类投资者不同的是，居民机构投资者在这一时期的平均持仓水平增加了48%。

（a）1996 年 12 月 – 1997 年 5 月，平静时期。在该时段中，韩国被认为是东亚经济奇迹之一，外国投资者对在韩国投资具有很高的热情。

（b）1997 年 6 月 – 1997 年 10 月，前货币危机时期。尽管韩圆的危机在 1997 年 11 月才爆发，但是泰国货币——泰铢（或许还有其它一些亚洲国家的货币）——在当年的六月份就已经受到了数次投机性的攻击。泰铢在七月初的崩溃，标志了现在所谓“亚洲金融危机”的开始。泰铢的危机对整个地区都产生了影响。韩国股市从六月份也开始了下滑，并且下滑的趋势在整个时期中或急或缓地一直在延续。

（c）1997 年 11 月 – 1998 年 6 月，危机时期。1997 年 11 月 18 日，韩国银行放弃了对韩圆的防守。11 月 21 日，韩国政府向 IMF 申请援助。这次始于 1997 年 11 月的危机一直持续到我们的样本时段结束以后。期间还出现了劳动力市场的动荡以及一些重大的破产案例。

3. 顺势交易

我们首先考察外国投资者是否采取了所谓的“正反馈”交易策略（或“顺势”交易策略）。采取“正反馈”交易策略的投资者通常买入过去市场表现好的股票而抛售过去市场表现不好的股票。而“逆反馈”交易策略则正好与之相反，通常是买入历史表现不好的股票而卖出历史表现好的股票。由于正反馈交易会使得资产价格偏离其基本面，所以可能会导致市场的不稳定。

有许多不同的原因都有可能导致投资者采取正反馈交易策略，比如，对股票价格的顺势期望、止损交易（当股票下跌至某一设定价格时的自动抛售行为）、达不到保证金

要求时的被迫斩仓行为，以及追涨杀跌的证券保险投资策略。至少从 Friedman (1953) 起，许多经济学家都认为正反馈交易者在市场均衡中并不重要，原因是平均而言，他们很有可能是亏损的。这种观点在过去的十年中受到了挑战。De Long 等 (1990) 认为，在存在“噪声交易者”的情况下，即使是理性投资者也有可能采取正反馈的交易策略，从而使市场变得不稳定。

为了检验是否存在正反馈交易行为，我们需要考察投资者在特定股票上的交易与这些股票前期市场表现之间的关系。我们采用下面公式 (1) 中的指标来衡量投资者群体 k 的顺势交易行为。这种度量方法最初由 Grinblatt 等 (1995) 提出，之后 Kaminsky 等 (1999) 对其进行了改进。

$$M(k, j, t) = \left[\frac{Q(k, j, t) - Q(k, j, t-1)}{Q^*(k, j, t)} \right] \cdot R(j, t-1) \quad \text{公式 1}$$

在上述公式中， $Q(k, j, t)$ 表示的是投资者（或投资者群体） k 在 t 时刻持有的 j 股票数量， $Q^*(k, j, t)$ 是 $Q(k, j, t)$ 和 $Q(k, j, t-1)$ 的平均数，而 $R(j, t-1)$ 表示的是股票 j 在 $t-2$ 到 $t-1$ 时期内的收益率。

一位投资者（或一个投资群体） k 在一段特定样本时期内的顺势交易衡量指标如下：

$$M(k) = \frac{1}{JT} \sum_t \sum_j M(k, j, t) \quad \text{公式 2}$$

上述公式中 J 表示样本时期内 k 所交易的股票支数，而 T 则表示样本总共所包含的时段数。

在没有反馈交易行为（无论是哪个方向）的假定下， $M(k)$ 的均值应该为零。此外，当 J 和 T 趋近于无穷时， $M(k)$ 近似为正态分布。假如存在系统性的正反馈交易行为，那么 $M(k)$ 应当为正。相反，如果存在系统性的逆反馈交易行为， $M(k)$ 则应当为负。

为了避免量化交易行为的过程中可能存在的一些偏差，我们从样本中剔除了以下观察值（投资者，或股票-月度）。首先，我们剔除了明确表示购买股票目的为直接投资的投资者，原因是他们的交易往往并不活跃。第二，我们剔除了 1996 年 12 月 31 日之后登记注册的投资者，原因是他们入市时必然表现为买入。第三，对于外资持有比例已经达到限额的股票，由于外国投资者的总体持仓变化只能是对韩国投资者的净卖出，因此也从样本中予以剔除。第四，如果一只股票在某月初始没有被任何外国投资者持有，那么该股票在该月度的观察值将被剔除。原因是由于不能卖空，因此任何外国投

投资者的持仓变化只能是买入。上述最后三项样本整理的目的都是减小顺势交易衡量指标计算过程中可能存在的偏差。

表 2 报告了各类投资者顺势交易行为的基本测量指标。从该表的数据中，我们可以看到一些明显的特点。首先，就居民外国投资者而言，在任何子时段都没有统计上显著的证据表明他们从事了正反馈交易或逆反馈交易（只有机构投资者在前危机时期一种情况例外）。

表 2 顺势交易指标^a

		(1)	(2)	(3)
		居民投资者	非居民投资者	= (2) - (1)
平静时期 96.12 - 97.5	(1) 个人投资者	-0.039 (0.036) [5,523]	0.118** (0.046) [3,230]	0.157*** (0.058)
	(2) 机构投资者	0.167 (0.135) [1,676]	0.046** (0.022) [39,703]	-0.120 (0.136)
	(3) = (2) - (1)	0.206 (0.139)	-0.072 (0.051)	
前危机时期 97.6 - 97.10	(4) 个人投资者	0.003 (0.022) [6,841]	0.168*** (0.045) [3,758]	0.165*** (0.05)
	(5) 机构投资者	0.303** (0.128) [2,845]	0.471*** (0.021) [48,084]	0.168 (0.130)
	(6) = (5) - (4)	0.300** (0.130)	0.303*** (0.050)	
危机时期 97.11 - 98.6	(7) 个人投资者	-0.016 (0.059) [10,749]	-0.149 (0.097) [5,506]	-0.133 (0.113)
	(8) 机构投资者	-0.349 (0.322) [2,910]	0.884*** (0.060) [67,165]	1.232*** (0.327)
	(9) = (8) - (7)	-0.332 (0.327)	1.033*** (0.114)	

^a注意: (1) 第 1、2 列的 1、2、4、5、7、8 行报告的是顺势交易指标 $M(k, j, t) = \{Q(k, j, t) - Q(k, j, t-1)\} / Q^*(k, j, t) * R(j, t-1)$ 。其中 $Q(k, j, t)$ 表示投资者 k 在 t 时刻持有的 j 股票数量, $Q^*(k, j, t)$ 为 $Q(k, j, t)$ 和 $Q(k, j, t-1)$ 的平均数。所有报告的顺势交易指标均为百分比。(2) $R(j, t-1) \equiv \ln P(j, t-1) - \ln P(j, t-2)$, 其中 $P(j, t)$ 为股票 j 在 t 月份的价格(当地货币)。(3) 小括号中报告的是标准差, 中括号中报告的是样本观察值数量, ***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上具有统计显著性。(4) 平静时期为 1996 年 12 月至 1997 年 5 月; 前危机时期为 1997 年 6 月至 1997 年 10 月; 危机时期为 1997 年 11 月至 1998 年 6 月。

第二，与居民外国投资者相反，非居民的外国投资者，无论是个人或机构，在韩国货币危机之前的两个子时段中，都表现出了明显的正反馈交易倾向。

第三，危机爆发之后，非居民机构投资者的顺势交易倾向进一步强化（测量指标从1997年6月至10月间的0.47增长到1997年11月之后的0.88）。另一方面，非居民的个人投资者似乎转而采取了逆反馈的投资策略。不过尽管他们的测量指标为负数，但是并没有到达10%的统计显著水平（或者说接近于15%的统计显著水平）。

表3 顺势交易指标（汇率变动调整之后）^a

		(1) 居民投资者	(2) 非居民投资者	(3) = (2) - (1)
平静时期 96.12 - 97.5	(1) 个人投资者	-0.016 (0.037) [5,523]	0.182*** (0.052) [3,230]	0.198*** (0.064)
	(2) 机构投资者	0.209 (0.136) [1,676]	0.089*** (0.023) [39,703]	-0.120 (0.138)
	(3) = (2) - (1)	0.225 (0.141)	-0.093* (0.057)	
前危机时期 97.6 - 97.10	(4) 个人投资者	0.001 (0.023) [6,841]	0.178*** (0.047) [3,758]	0.176*** (0.052)
	(5) 机构投资者	0.316** (0.132) [2,845]	0.513*** (0.022) [48,084]	0.198 (0.134)
	(6) = (5) - (4)	0.314** (0.134)	0.336*** (0.052)	
危机时期 97.11 - 98.6	(7) 个人投资者	0.013 (0.064) [10,749]	-0.211** (0.108) [5,506]	-0.224 (0.125)
	(8) 机构投资者	-0.244 (0.358) [2,910]	0.702*** (0.059) [67,165]	0.945*** (0.363)
	(9) = (8) - (7)	-0.257 (0.363)	0.913*** (0.123)	

^a注意: 参见表2的脚注。表中报告是以美元计算的收益率。

表2中所报告的各种测量指标的计算依据，都是以当地货币（韩圆）为单位计算的股票收益率。另一种可能性是，国际投资者也许更关心考虑汇率变动因素以后的收益率，而汇率波动往往在危机时期更加剧烈。以韩圆计价时获利的投资者有可能在用美元计算收益时反而是亏损的。不过，有一点值得注意的是，对于特定时期的外国投资

者而言，所有韩国股票收益所面临的外汇变动是相同的。无论如何，为了使讨论更加全面，我们在收益率计算过程中考虑汇率变动因素以后，重新计算了一组顺势交易测量指标。计算的结果汇报在表 3 中。我们可以看到，尽管表 3 中的结果与表 2 中的结果的确存在一些差异，但它们在性质上是相似的。

另一个值得注意的问题是，在一个国家经济改革的过程中，一些改善股票市场总体收益情况的举措有可能和另外一些开放资本流入的政策同时推出。在这样的情况下，如果我们考察时间序列的性质，就可能发现资本流入的增加似乎是跟随着收益率的增长而发生的。不过在这篇论文中，我们考察交易行为时是将其视为同一个市场内不同股票之间相对收益的一个函数。因此，当前交易与前期收益之间的关联不可能是由于一些全局性的事件引起的。

考察正反馈交易在样本中究竟是否给投资者带来了实际获利，对进一步理解我们所研究的问题是有帮助的。为此，我们比较了正反馈交易策略和逆反馈交易策略的实际表现。我们的考察集中于非居民机构投资者，这样做的目的是为了消除投资者类型不同可能产生的影响。根据 Grinblatt 和 Titman (1993) 提出的方法，我们通过比较投资者新、旧证券组合之间的收益差别来对风险进行调整。换言之，我们假定投资者的新、旧证券组合具有近似的风险水平，因此，新组合相对旧组合的超额收益部分自然经过了风险调整。

考察的过程分为两个步骤。首先，我们根据投资者在某个特定月份中的顺势交易测量指标，将他们分为正反馈交易者和逆反馈交易者两种类型。然后，对每一种投资者，我们将分别计算风险调整以后的平均收益情况。计算公式如下：

$$\text{Performance}(n) = \frac{1}{KJT} \sum_k \sum_j \sum_t \left[\frac{Q(k, j, t) - Q(k, j, t-1)}{Q^*(k, j, t)} \right] \cdot R(j, t+n) \quad \text{公式 3}$$

其中 K 、 J 和 T 分别表示组群中投资者的数量、股票数量以及样本时段所包含的月数。“Performance(n)”和“ $R(j, t+n)$ ”中小写“ n ”所表示的是收益率的时间跨度。比如， $R(j, t+1)$ 和 $R(j, t+3)$ 分别表示股票 j 一个月和三个月的收益率。在新、旧证券组合系统风险相同（或近似）的假定下，“Performance(1)”和“Performance(3)”分别表示风险调整后，新证券组合在一个月和三个月中的收益。

表 4 报告了两种不同交易策略实际收益情况的计算结果。我们发现无论是在平静或危机时期，正反馈交易策略所带来的风险调整后收益总是为负，而逆反馈交易策略则为正。正反馈交易策略和逆反馈交易策略的收益差别在一个月和三个月的时间跨度上都是显著的。此外，这种差别在危机时期中表现得更大。唯一的例外是前危机时期。在这一时期中，正反馈交易产生了正收益而逆反馈交易则导致了亏损。作为小结，我们

认为，从风险调整后的实际收益情况来看，在 19 个月的样本中，除了前危机时段的六个月，其余时段中逆反馈交易策略似乎都优于正反馈交易策略。

表 4 反馈交易策略的实际收益（非居民机构投资者）^a

		(1) 正反馈交易者	(2) 逆反馈交易者	(3) = (2) - (1)
平静时期	顺势交易指标	6.156*** (0.233) [9,613]	-5.608*** (0.251) [2,028]	
	1个月收益	-0.173*** (0.067) [9,613]	0.792*** (0.199) [2,028]	0.965*** (0.210)
	3个月收益	-0.224** (0.113) [9,612]	0.005 (0.339) [2,028]	0.229 (0.357)
前危机时期	顺势交易指标	6.862*** (0.127) [6,065]	-4.248*** (0.106) [4,430]	
	1个月收益	6.485*** (0.251) [6,062]	-1.408*** (0.203) [4,430]	-7.893*** (0.323)
	3个月收益	4.606*** (0.571) [6,056]	-0.361 (0.548) [4,427]	-4.967*** (0.792)
危机时期	顺势交易指标	18.680*** (0.318) [7,761]	-13.680*** (0.398) [6,259]	
	1个月收益	-8.753*** (0.858) [7,761]	1.010*** (0.274) [6,259]	9.763*** (0.901)
	3个月收益	-15.873*** (1.021) [7,761]	1.767*** (0.545) [6,259]	17.640*** (1.157)

^a注意: (1) 投资者被分为不同的组群。其中正反馈交易者组群包括了 $M > 0$ 的观察值，逆反馈交易者组群包括了 $M < 0$ 的观察值。(2) N 个月实际收益率计算方法为： $PN(k, j, t) = [\{Q(k, j, t+n) - Q(k, j, t)\} / Q^*(k, j, t)] \times \{\ln P(j, t+n) - \ln P(j, t)\}$ 。其中 $P(j, t+n)$ 为股票 j 在 $t+n$ 月度的价格。 $n=1$ 或 $n=3$ 。所有报告的实际收益率均为百分比。(3) 同时请参见表 2 的脚注。

4. 从众交易

接下来我们将检验另一种外国投资者常常受到指责的行为--从众交易。所谓从众交易，指的是特定投资者群体中，相互模仿他人交易行为的倾向。信息不对称有可能使理性但却消息闭塞的投资者选择模仿那些信息灵通的投资者（参见 Bikhchandani 等

[1992], Banerjee[1992])。由于信息不对称问题在跨国投资的情况下可能比国内投资时更为严重，因此跨国投资过程中的从众倾向也有可能更为明显。

对于机构投资者的从众交易倾向还有另外一种解释。与个人投资者不同的是，基金经理们的表现往往要接受一些定期考核（比如共同基金是季度性的，而养老基金是年度考核）。这种考核既可以以某个事先确定的标准为基准，也有可能是基金经理相互之间的对比。这类考核有可能使得基金经理之间相互模仿的动机得到强化（参见 Scharfstein 和 Stein[1990]）。

已经有一些实证研究对从众交易行为进行过定量考察。Lakonishok 等（1992）、Grinblatt 等（1995）、Wylie（1997）以及 Wermers（1999）都报告了美国、英国机构投资者中存在从众行为的证据。不过，这些从众交易行为在程度上并不严重。Choe 等（1999）将韩国的外国投资者（或者美国投资者）视为一个的群体，也从数据中发现了从众交易的证据。但是，所有上述研究都没有使用单一数据来源，对不同类型投资者从众倾向之间可能存在的不同进行过考察。同时，也没有任何一个我们所知悉的研究，对信息不对称和定期业绩评审这两种理论假定进行过对比考察。

样本中不同类型投资者之间的差异性，使得我们可以利用上述两种假定所隐含的不同预测，来考察它们的相对重要性。信息不对称假定背后的逻辑预示了两种模式：（i）个人投资者应当比机构投资者具有更加严重的从众倾向，原因是后者在收集和处理外国市场信息方面拥有更加丰富的资源；（ii）假如居民外国投资者能够比非居民外国投资者更为及时地获取关于东道国的信息，那么非居民的外国投资者应当比居民外国投资者具有更加明显的从众倾向。而另一方面，按照定期业绩评审假定背后的逻辑，我们却应该得到不同的结果：（i）机构投资者应当比个人投资者具有更加明显的从众倾向，原因是后者而言并不存在定期业绩考核的问题；（ii）假如居民外国投资者与非居民外国投资者面临同样的业绩评审，那么二者的从众倾向之间应当没有差别。我们将以这些不同的预测为依据来解释我们的发现。

我们采用的是 LSV（1992）提出的从众交易行为指数。同时，在构建样本时，我们也考虑了 Wylie（1997）指出的短期抛售限制可能导致的偏差。我们用 $B(i, j, t)$ 表示投资者群体 i 中，在 t 月度增加了股票 j 持仓量的投资者数量（即净买入者的数量），用 $S(i, j, t)$ 表示投资者群体 i 中，在 t 月度减少了股票 j 持仓量的投资者数量（即净卖出者的数量）。 $p(i, t)$ 等于 t 月度投资者群体 i 中，所有股票净买入投资者的总数除以所有股票活跃投资者（净买入投资者与净卖出投资者）的总数。最后， $H(i, j, t)$ 被定义为投资者群体 i 在 t 月度内对股票 j 的从众交易行为指数：

$$H(i, j, t) = \left| \frac{B(i, j, t)}{B(i, j, t) + S(i, j, t)} - p(i, t) \right| - E \left| \frac{B(i, j, t)}{B(i, j, t) + S(i, j, t)} - p(i, t) \right| \quad \text{公式 4}$$

$$p(i,t) = \frac{\sum_{j=1}^N B(i,j,t)}{\sum_{j=1}^N B(i,j,t) + \sum_{j=1}^N S(i,j,t)} \quad \text{公式 5}$$

$$H(i,t) = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N H(i,j,t) \quad \text{公式 6}$$

$$H(i) = \frac{1}{NT} \sum_{t=1}^T \sum_{j=1}^N H(i,j,t) \quad \text{公式 7}$$

$H(i,t)$ 表示投资者群体 i 在 t 月度的从众交易行为指数，它等于各个股票从众交易行为指数的平均值。 $H(i)$ 为投资者群体 i 的从众交易行为指数，它等于各个月度 $H(i,t)$ 的平均值。在 $H(i,j,t)$ 的定义中，我们减去了一个调整项以确保计算得到的指数能够反映总体的市场状况（比如，牛市或熊市）。通过取绝对值，公式（4）中的第一项反映了买入交易或者卖出交易的集中程度。而公式（4）中减去的第二项，或者叫调整项，是第一项在无从众交易行为假定下的均值。在二项式分布的假定下，第二项可以通过计算得到。需要注意的是，在 N 和 T 很大的情况下，中心极限定理说明概率分布为正态分布。

为了避免计算从众交易行为指数过程中可能产生的偏差，我们从样本中剔除了一些投资者或样本观察点（股票-月度）。与检验正反馈交易行为类似，我们剔除的样本包括：（i）1996年12月31日之后登记注册的投资者，（ii）出于直接投资目的而购买股票的投资者，（iii）外国投资者持有份额达到限制的股票-月度样本点，（iv）期初没有被任何外国投资者持有的股票-月度样本点。其中最后一点是出于对短期抛售行为为限制的考虑。当短期抛售行为受到限制时，对一支股票的所有交易必然表现为买入。这会使得计算得到的从众交易行为指数产生向上的偏差（参见 Wylie[1997]）。最后，在某个月度，如果一个投资者群体中只有一位投资者对某一支股票进行了交易，那么该股票在该月度的观察值将被剔除。

计算结果见表 5。对每一个投资者群体 i 以及每一个子时段，我们报告了相应的从众交易行为指数 $H(i)$ 及其标准差（小括号中的数据）。此外，我们还进行了一系列的均值差异检验，包括机构投资者与个人投资者之间的均值差异检验（见第 3、6、9 行），以及各类外国投资者中居民投资者与非居民投资者之间的均值差异检验（见第 3 列）。

从这些结果中我们可以发现一些特征。首先，除外国机构驻韩分部/子公司以外，其余三类投资者均有统计上显著的从众交易行为。这一结论在所有三个样本子时段均成立。

表5 从众交易^a

		(1) 居民投资者	(2) 非居民投资者	(3) = (2) - (1)
平静时期	(1) 个人投资者	7.102*** (2.136) [81]	13.241*** (2.571) [58]	6.139* (3.343)
	(2) 机构投资者	0.971 (1.520) [103]	5.781*** (0.455) [1,195]	4.810*** (1.587)
	(3) = (2) - (1)	-6.132** (2.622)	-7.460*** (2.611)	
前危机时期	(4) 个人投资者	8.301** (3.338) [41]	11.860*** (3.071) [43]	3.559 (4.535)
	(5) 机构投资者	-2.345 (1.548) [163]	4.690*** (0.487) [1,140]	7.035*** (1.622)
	(6) = (5) - (4)	-10.646*** (3.679)	-7.169** (3.109)	
危机时期	(7) 个人投资者	4.848*** (2.093) [57]	8.422*** (2.160) [92]	3.574 (3.007)
	(8) 机构投资者	1.602 (1.487) [139]	2.553*** (0.401) [1,523]	0.952 (1.540)
	(9) = (8) - (7)	-3.246 (2.568)	-5.869*** (2.197)	

^a注意:

$$H(j,t) = \left| \frac{B(j,t)}{B(j,t) + S(j,t)} - p(t) \right| - E \left| \frac{B(j,t)}{B(j,t) + S(j,t)} - p(t) \right|$$

$$p(t) = \frac{\sum_{j=1}^J B(j,t)}{\sum_{j=1}^J B(j,t) + \sum_{j=1}^J S(j,t)}$$

第二，参数估计值显示，在所有三个样本子时段中，非居民外国投资者总比同类居民外国投资者表现出更多的从众交易倾向。非居民投资者的从众交易行为指数常常是同类居民外国投资者的两倍。在半数左右的情况下，这种差别是具有统计显著性的。

第三，个人投资者的从众倾向总是高于机构投资者。个人投资者的从众交易行为指数通常是机构投资者的两倍甚至更多。在我们考察的六种情况中，有五种情况下这种差异具有统计显著性。

上述数据特征与信息不对称导致从众交易的理论假定是一致的。同时，机构投资者（面临定期业绩审核）与个人投资者（不面临定期业绩审核）之间的对比还表明，定期业绩评审带来的从众交易动机，并不是我们的样本数据所反映的主要特征。

从众交易行为指数本质上测量的只是特定投资者群体中投资行为的相关程度。因此，它们本身并不能区分两种可能性：究竟投资者是刻意相互模仿，还是他们仅仅只是在对共同的信息作出反应。

要区分这两种可能性很困难。我们通过考察样本中从众交易行为的实际获利情况，提供了一些参考性的证据。假如样本中较高的从众交易行为指标，反映的仅仅只是投资者对与收益相关的共同信息的反应，那么，那些投资者蜂拥购买的股票应当会带来正的超常收益（相对那些投资者并没有从众购买的股票而言），而那些投资者竞相抛售的股票则应当会带来负的超常收益。

我们的具体方法如下。对于每一组投资者以及每一个样本时段，我们将某个特定股票 j 风险调整后的实际收益率，与该股票的从众交易指标联系在一起。我们对回归方程的左右两边都进行了风险调整。在方程左边，对于股票 j 在 $t-1$ 时期和 t 时期之间发生的交易，我们首先通过假定投资者将保持同样的持仓状况 n 个月，来计算这笔交易的实际收益。然后，我们将这一收益，与投资者如果没有进行这笔交易将获得的收益情况进行对比：

$$\text{Performance}(n) = \frac{1}{K} \sum_k \left[\frac{Q(k, j, t) - Q(k, j, t-1)}{Q^*(k, j, t)} \right] \cdot R(j, t+n) \quad \text{公式 8}$$

与前面一样， $Q(k, j, t)$ 表示的是投资者 k 在 t 时期对股票 j 的持仓数量。 $Q^*(k, j, t)$ 是 $Q(k, j, t)$ 与 $Q(k, j, t-1)$ 的平均值。而 $R(j, t+n)$ 表示的是持有股票 j 从 t 时期到 $t+n$ 时期将获得的收益率。

在方程右边，我们通过引入时间虚拟变量和产业虚拟变量来控制市场性的或行业性的风险因素。此外我们还建立了一个“从众购买”虚拟变量来显示什么时候从众交易表现为蜂拥买入：

$$D(j, t) = 1 \text{ if } B(j, t) / [B(j, t) + S(j, t)] > p(t) \quad \text{公式 9}$$

其中各个统计量， $B(j, t)$ 和 $S(j, t)$ 分别表示 t 时期股票 j 的买入者和卖出者数量， $p(t)$ 为该投资者群体在 t 时期对所有股票表现出的平均购买倾向。我们可以用 $[1 - D(j, t)]$ 来表示“从众抛售”。我们的回归方程如下：

$$\text{Performance}(j, t, n) = \text{constant, time dummies, industry dummies} + \beta_1 D(j, t) H(j, t) + \beta_2 [1 - D(j, t)] H(j, t) + e(j, t) \quad \text{公式 10}$$

假如投资者的从众购买或抛售行为能够带来实际超常收益，那么回归得到的系数应当是 $\beta_1 > 0$ 、 $\beta_2 < 0$ 。我们对每一类投资者在每一个样本子时段都进行了时间跨度为 1 个月和 3 个月两个回归。时间跨度为 1 个月的回归结果在表 6 的上半部分。在 24 个参数估计值中，10 个具有统计显著性。但是，其中只有三个具有正确的符号，而其余 7 个符号并不正确。换言之，在大多数情况下，从众交易都是错误的选择。在其它 14 种情况中，从众交易带来的风险调整后收益与随机买或卖并没有实质性的差别。对于前面的结果，我们还可以这样总结，即，既没有哪一类投资者能够通过从众交易在所有三个子时段内都获利，同时也不存在任何一个子时段，各种不同类型的投资者都能通过从众行为而获利。因此，总体上看，就一个月的时间跨度而言，从众交易似乎并没有给外国投资者带来系统性的实际超常收益。

表 6 下半部分报告的是，如果投资者持有股票 3 个月将获得的风险调整后收益。此外，我们还计算了以美元为单位的实际收益情况（即将汇率变动因素也考虑在收益率计算之内。但是出于文章篇幅考虑，表 6 并没有汇报这些结果）。无论是哪一种情况，计算结果的定性特征都与表 6 上半部分报告的结果非常相似。因此，我们得出的结论是，在我们的样本中，无论从众交易行为的动因何在，这样的行为似乎并没有带来系统性的超常收益。

5. 结束语

在这篇文章中，我们考察了 1996 年 12 月至 1998 年 6 月，外国投资者在韩国股票交易所（Korea Stock Exchange, KSE）的交易行为。我们的数据库包括了所有外国投资者月度持仓情况的详细信息。

本文的一个重要发现是外国投资者的类型会影响其投资行为。将不同类型的投资者汇总在一起进行研究可能会产生误导。比如，与同类非居民外国投资者相比，驻韩的外国机构分部/子公司或者韩国境内的个人外国投资者，无论是在采取正反馈交易策略方面，还是在进行从众交易方面，可能性都更小。

我们注意到，样本中所包括的各类外国投资者只是韩国市场整体中的一小部分，它们的持仓份额大约为韩国市场总体资本的 15%。由于市场份额大小的缘故（以及其它各种原因），它们的交易行为不可能对市场价格产生重大的影响（参见 Choe 等 [1999]）。然而，随着越来越多新兴市场对外国投资者更加开放，它们的影响也会增强。即使是韩国的股票市场和资本帐户，与我们的研究样本结束时相比，也已经取得了进一步的开放。因此这篇文章所发现的外国投资者的行为特征，假如能够在将来关

于新兴市场的研究中得到进一步证实的话，将有可能成为发展国家中具有更大影响的市场不稳定因素。

表 6 从众交易的实际收益^a

		居民投资者			非居民投资者		
		从众购买	从众抛售	R^2	从众购买	从众抛售	R^2
		β_1	β_2		β_1	β_2	
一个月的投资者时间跨度							
平静时期	个人投资者	0.066 (0.217)	0.06 (0.034)	0.63 [67]	0.029 (0.066)	0.02 (0.044)	0.5 [50]
	机构投资者	0.321* (0.191)	0.083* (0.043)	0.43 [93]	0.023* (0.013)	0.004 (0.006)	0.09 [1,152]
前危机时期	个人投资者	-0.918 (0.916)	0.014 (0.107)	0.61 [33]	-0.518** (0.221)	0.105 (0.083)	0.48 [34]
	机构投资者	-0.03 (0.034)	0.108* (0.058)	0.46 [156]	-0.129*** (0.017)	0.040*** (0.012)	0.19 [1,109]
危机时期	个人投资者	-0.154 (0.879)	-0.374* (0.202)	0.67 [46]	-0.442** (0.209)	0.07 (0.073)	0.88 [83]
	机构投资者	0.156 (0.731)	-0.031 (0.366)	0.55 [132]	-0.167*** (0.064)	0.033 (0.045)	0.08 [1,489]
三个月的投资者时间跨度							
平静时期	个人投资者	0.243 (0.520)	0.138 (0.082)	0.52 [66]	-0.044 (0.119)	0.091 (0.079)	0.63 [50]
	机构投资者	0.758 (0.752)	0.452*** (0.167)	0.29 [93]	0.039* (0.021)	0.007 (0.011)	0.1 [1,152]
前危机时期	个人投资者	-0.876 (1.515)	0.149 (0.178)	0.53 [33]	-0.730* (0.357)	0.241* (0.134)	0.67 [34]
	机构投资者	-0.404*** (0.102)	0.503*** (0.172)	0.51 [156]	-0.344*** (0.045)	0.147** (0.030)	0.21 [1,109]
危机时期	个人投资者	-0.386 (0.431)	-0.011 (0.099)	0.51 [46]	-0.629 (0.494)	0.257 (0.172)	0.52 [83]
	机构投资者	-0.319 (0.855)	-0.092 (0.428)	0.53 [132]	-0.193*** (0.075)	0.090* (0.052)	0.08 [1,489]

^a注意: (1) $PN(j,t,n) = \alpha + \alpha_{ind} + \alpha_t + \beta_1 D(j,t)H(j,t) + \beta_2 [1 - D(j,t)]H(j,t) + \varepsilon_{jt}$ 。其中 $PN(j,t,n)$ 是通过对所有投资者 k 的 $PN(k,j,t)$ 求平均得到的, α 是一个常数, α_{ind} 为产业虚拟变量, α_t 为年份-月度虚拟变量, $H(j,t)$ 为股票 j 在 t 月度的从众交易指标, n 的取值为 1 或 3。(2) $D(j,t) = 1$ 假如 $B(j,t)/[B(j,t) + S(j,t)] > P(t)$, 否则为 0。(3) 小括号中报告的是标准差, 中括号中报告的是样本观察值数量, ***, ** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上具有统计显著性。

在控制外国资本流入方面, 一个尚未引起足够重视的领域是如何通过政策措施来鼓励外国投资者获取更多关于新兴市场的信息 (比如在东道国设立分部或子公司)。本文的建议是, 这样的政策措施应该得到更加充分的利用。

感谢

我们感谢韩国证券计算机有限公司（KOSCOM）的 Chul-Hee Park 为我们提供了关于股票及投资者持仓情况的数据信息。同时，还要感谢 Rick Imai、Mike Kennedy、Richard Zeckhauser 以及其他所有 OECD、加州大学戴维斯分校、哈佛大学和马里兰大学研讨会的参与者。最后，还要感谢本文的三位审稿人和副总编（Velasco）对本文提出了中肯的建议、以及 Greg Dorchak 在编辑方面提供的帮助。本次研究的部分工作是魏尚进在访问 OECD 时完成的。但是，本文仅代表作者观点，并不反映相关组织或机构的意见。