

개인투자자의 주식투자 성과 분석

변영훈*

〈요약〉

개인투자자 10,000명의 1998년부터 2003년까지 6년간의 거래자료와 잔고자료를 분석한 결과 개인투자자들은 총수익률(gross return) 기준으로 연간 12.3%의 수익률을 실현한 것으로 나타났다. 동기간에 거래소 시장의 가치가증평균수익률은 13.6%였으며 코스닥 시장을 포함하는 종합시장수익률은 9.7%를 기록하였다. 그러나 거래비용을 고려한 순수익률(net return)은 연간 8.3%로 하락하여 시장수익률보다 크게 낮은 것으로 나타났는데, 연간 270%를 넘는 거래 회전율이 투자성과에 부정적인 영향을 미친 탓이라 할 수 있다. 특히 잔고규모별 초과수익률 분석에서는 투자금액이 상위 20%에 속하는 투자자들은 시장수익률과 비슷한 수준의 수익률을 얻은 반면, 나머지 80%의 투자자들은 시장수익률과 커다란 차이를 보였는데, 왜 많은 개인 투자자들이 시장을 떠나는지를 확인시켜 주는 결과이다. 특기할 사항은 과잉확신으로 인해 거래량이 증가하고 기대효용은 낮아진다는 과잉확신 모형을 지지한다는 점이다. 분석대상인 개인투자자들은 고 베타 주식과 소형주와 가치주를 선호하는 것으로 나타났다.

주제어 : 개인투자자, 주식투자성과, 과잉확신, 과잉거래, 투자자행동

I. 서론

투자전문가들에 의해서 관리되는 주식형 뮤추얼 펀드나 투자신탁회사의 주식형 수익증권들의 투자성과에 대해서는 국내·외의 많은 연구들에서 분석이 이루어 졌다.¹⁾ 그러나 개인투자자들의 주식투자성과를 분석한 연구는 많지 않으며, 한국 주식시장에서의 개인투자자의 투자성과에 관한 연구는 자료의 한계로 인하여 개인투자자들이 시장수익률을 예측할 수 있는 능력을 보유하고 있는지를 검증하는 정도로 제한적인 수준에

논문접수일 : 2005년 8월 29일 논문게재확정일 : 2005년 10월 21일

* 명지대학교 경영학부, 서울시 서대문구 남가좌동 50-3, Tel : 02-300-1573, Fax : 02-300-1449,

E-mail : byunmju@paran.com

** 저자는 자료를 제공해 준 증권사에게 깊은 감사를 드린다. 또한 논문의 완성에 도움을 주신 이일균 교수와 이성구 교수, 논문의 완성도를 높일 수 있게 해주신 익명의 심사자, 그리고 프로그래밍을 도와준 이정진 씨에게 감사를 드린다.

머물러 있다. 개인투자자들이 한국 주식시장에서 차지하고 있는 비중을 고려할 때 개인투자자들의 투자행태에 관한 연구의 필요성은 매우 높으며, 이런 관점에서 본 연구의 결과는 한국 주식시장을 이해하는데 흥미로운 추가적인 정보를 제공할 수 있을 것으로 기대된다.

본 연구에서는 투자자 개개인의 거래 및 잔고 자료를 이용하여 개인투자자들의 거래활동과 주식투자성과를 분석한다. 투자규모가 작은 개인투자자들은 주식시장에서 흔히 개미라고 불리며 상대적으로 불리한 투자정보와 투자능력으로 인해 낮은 투자성과를 올리는 것으로 인식되고 있으며, 이로 인해 주식시장을 떠나는 개인 투자자들이 최근 증가하고 있다.²⁾ 본 연구의 목적은 개인 투자자들의 수익률이 과연 얼마나 되는지, 나쁜면 얼마나 나쁜지를 알아보는 데 있다. 이를 위해 분석의 대상이 되는 특정 개인 투자자들의 분석기간 동안의 투자 수익률은 얼마인지, 시장수익률과 비교해서 초과수익률이 발생하는지, 위험조정 후 초과수익률은 발생하는지를 측정한다. 분석에는 대형증권사로부터 제공받은 10,000개의 개인 투자자의 계좌의 1997년 12월 월말 잔고내역과 1998년 1월부터 2003년 말까지의 6년간의 거래내역을 포함하는 자료를 사용한다.

또한 본 연구에서는 거래량에 관한 이론들을 함께 검증한다. 초과수익률의 분석은 거래량에 관해 서로 다른 예측을 하는 이론들의 검증을 가능하게 하는데 본 연구에서 검증하고자 하는 모형은 합리적 기대 모형과 ‘과잉확신’(overconfidence) 모형이다. Grossman and Stiglitz(1980)의 합리적 기대모형에서는 투자자들이 거래의 한계이익이 한계비용을 초과할 때만 거래를 하고 정보를 구매한다고 예측한다. 한편, Odean (1998), Gervais and Odean(2001) 등의 과잉확신 모형에서는 투자자들의 과잉확신 정도가 강할수록 거래량이 많아지고, 그 결과 기대효용이 낮아진다고 예측한다. 이 예측의 실증적 의미는 합리적 투자자의 경우 거래량과 거래비용을 차감한 순수익률과 상관관계가 없는 반면, 과잉확신 투자자의 경우 거래량이 높을수록 순수익률은 낮아진다는 것이다.

분석결과 개인투자자들은 분석기간 동안 총수익률(gross return) 기준으로 연간 12.3%의 수익률을 달성한 것으로 나타났다. 일반적인 예상과는 달리 본 연구의 대상인 개인 투자자들은 거래소 시장에 비해서는 연간 1.3%가 낮은 투자 수익률을 실현하였으나, 코스닥 시장을 포함한 종합시장수익률을 2.6%나 초과하는 성과를 달성하였다. 잔

1) Sharpe(1966), Jensen(1969), Grinblatt and Titman(1989), Malkiel(1995), Carhart(1997), Hendricks, Patel and Zeckhauser(1993), 송영출·진태홍(1992), 박영규·장욱(2001).

2) 2005년 8월 16일자 조선일보 경제면 기사, “쓴맛만 본 증시...” 개미 떠난다 참조.

고규모별 초과수익률 분석을 보면 투자금액이 상위 20%에 속하는 투자자들은 시장수익률과 비슷한 수준의 수익률을 얻은 반면, 나머지 80%의 투자자들은 시장수익률에 크게 미치지 못하는 성과를 보였으나, 전체 표본의 성과는 투자금액으로 가중평균한 수익률을 사용한 결과이기 때문에 시장과 큰 차이가 나지 않은 것이다. 이 분석결과는 또한 왜 많은 개인 투자자들이 시장을 떠나는지를 확인시켜 준다. 그러나 거래비용을 고려하면 개인투자자들의 순수익률(net return)은 연간 8.3%로 하락하여 시장수익률보다 크게 낮은 것으로 나타났는데 연간 270%가 넘는 거래 회전율이 투자성과에 부정적인 영향을 미친 탓이라 할 수 있다.

특기할 사항은 과잉확신으로 인해 거래량이 증가하고 기대효용은 낮아진다는 과잉확신 모형을 지지한다는 점이다. 합리적 기대모형에서는 거래를 많이 하는 그룹의 총수익률이 더 높을 것이라고 예측하는데 분석결과는 오히려 회전율이 낮은 그룹의 총수익률이 높게 나타나 합리적 기대 모형을 지지하지 않는다. 거래가 가장 많은 그룹과 가장 적은 그룹의 순수익률의 차이는 월간 1.74%로 총수익률의 차이 1.00% 보다 0.74%가 증가하였다. 차이가 증가한 원인은 거래가 많은 그룹의 거래비용 증가로 설명되며, Fama-French 모형의 절편을 이용한 검증에서 차이가 유의적으로 나타났다.

위험과 관련하여 분석대상인 개인투자자들은 시장보다 위험이 큰 주식에 투자하였으며, 소형주와 가치주를 선호하는 것으로 나타났다. 소형주 선호는 분석기간 중에 투자 성과에 부정적인 영향을, 가치주 선호는 긍정적인 영향을 미친 것으로 평가된다. 분석기간 중에 대형주의 성과는 소형주에 비해 월평균 0.31%를 초과하였으며,³⁾ 가치주는 성장주를 0.92% 초과하였다.

본 연구는 다음과 같이 구성되었다. II장에서는 연구와 관련된 이전의 문헌을 고찰하며, 자료와 연구방법은 III장에서 설명하였다. 수익률 측정 및 초과수익률에 대한 분석결과는 IV장에서 논의하였다. V장에서는 과잉확신이 투자성과에 미치는 영향을 분석하였다. 요약 및 결론은 VI장에서 제시하였다.

II. 문헌연구

개인투자자들의 투자성과를 최초로 분석한 연구로는 Schlarbaum et al.(1978a, b)를 들 수 있다. 이들은 종합 서비스를 제공하는 소매 증권회사(a full service retail brokerage

3) 여기서 소형주, 대형주의 구분은 Fama and French(1993)에 따른 것이다. 따라서 증권거래소의 대형주, 소형주의 구분 방식과는 다르며 수익률 성과에도 많은 차이가 있다.

house)에서 제공한 2,500개의 계좌에 대해서 1964년부터 1970년 까지 7년간에 걸친 개인투자자들의 투자성향, 투자전략, 투자성과 등을 분석하였다. Schlarbaum et al.(1978a)에서는 2,500계좌의 월간 총수익률(monthly gross return)과 거래비용을 제외한 월간 순수익률(monthly net return)을 계산하여 가치가중시장수익률과 비교하였는데, 분석결과 개인투자자들은 조사기간 동안 투자한 포트폴리오의 체계적 위험에 상응하는 수익률을 얻은 것으로 나타났다. 뮤추얼 펀드의 투자성과도 함께 분석하였는데 위험에 상응하는 수익률 이상의 성과를 얻지 못함으로써 개인투자자와 차이점을 보이지 못하였다. 따라서 전문 포트폴리오 관리자가 개인투자자보다 주식선택 능력이 더 우수하다는 주장은 지지를 받지 못하였다. 동일한 자료를 이용한 또 다른 연구에서, Schlarbaum et al.(1978b)은 수익률 측정방식을 다르게 하여 조사기간 중에 매수매도가 완결된 거래(round-trip trades)에 대해서만 실현 총수익률(realized gross return)과 순수익률을 측정하여 분석하였는데, 시장수익률보다 높은 수익률을 달성한 것으로 조사되었다.

Odean(1999)과 Barber and Odean(2000)은 할인 증권회사(a discount brokerage house)의 자료를 사용하여 개인투자자들을 분석하였다. 이들의 자료는 주식 중개인의 개입이 차단되어 있어 투자결과가 중개인의 권유에 의한 것이 아니라 개인투자자들의 투자 판단에 의한 것임을 보다 분명히 할 수 있다는 장점을 가지고 있다. Odean(1999)은 1987년부터 1993년까지 10,000계좌의 주식거래를 분석하여 개인투자자들의 주식 매수 후 수익률이 매도 후 수익률보다 저조하였음을 보였다. Odean은 이 결과를 투자자들이 자신이 가진 정보의 정확도에 대하여 과신을 하기 때문에 불필요한 거래를 하였다는 증거라고 주장하였다. 개인투자자들의 종합투자성과는 Barber and Odean(2000)에서 분석되었는데 이들은 동일한 할인 주식중개회사가 제공한 78,000가계의 거래 및 잔고자료에 대하여 1991년부터 1996년까지 6년간에 걸쳐서 분석을 실시하였다. 분석기간 중 개인투자자들의 총수익률(gross return)의 종합평균은 연 18.2%였으며 NYSE/AMEX/NASDAQ 주식들의 가치가중 지수 수익률은 연 17.9%로 나타나 서로 비슷한 수준임을 알 수 있다. 이에 반해 개인투자자들의 거래비용을 뺀 순수익률(net return)은 16.7%로 낮은 수준이었다.⁴⁾ 특히 거래회전을 기준으로 가계를 5개의 포트폴리오로 구분하였을

4) 그러나 개인투자자들의 투자성과가 뮤추얼 펀드의 투자성과에 비해 나쁘다고 할 수는 없다. Malkiel (1995)의 연구에 따르면 1982년부터 1991년까지 10년 동안 생존한 펀드들의 수익률은 S&P500 지수의 수익률보다 연 평균 43 베이스 포인트가 낮은 것으로 나타났으며, 성과가 나빠서 생존하지 못하고 사라져 버린 펀드들까지 포함하면 전체적으로 뮤추얼 펀드의 성과는 지수 수익률보다 183 베이스 포인트가 낮았다. 분석기간은 서로 다르지만 Barber and Odean(2000)의 연구에서는 분석기간 중 계좌가 사라진 가계를 포함하고 있으므로 이를 고려하면 개인투자자의 성과는 펀드와 비슷한 수준이라고 볼 수 있다.

때 가장 거래가 많은 포트폴리오의 순수익률은 11.4%인데 반해 거래가 가장 적은 포트폴리오의 순수익률은 18.5%로 커다란 차이를 보였으며 이 차이는 주식선택의 문제가 아니라 거래비용과 거래빈도에 의해 설명된다고 결론지었다. 이외에도 분석기간 중 가계의 소형주 선호는 투자성파에 긍정적인 영향을 미쳤으며, 가치주 선호가 투자성파에 미친 영향은 크지 않았다는 결과를 제시하였다.

우리나라 주식시장에서 개인투자자들의 투자행태에 관한 연구에서는 구맹희·이운선(2001), 연강흠(1994), 이인섭·고광수(1994)에서와 같이 기관투자가 및 외국인 투자자와 구별되는 투자주체로서 개인투자자를 분석하였으며, 분석에 사용된 자료로 인하여 투자 주체별 순매수비율과 시장수익률과의 상관관계를 분석하여 개인투자자가 시장수익률에 영향을 미치는지 혹은 그 반대인지를 검증하는데 초점을 맞추었다. 이들 연구의 공통점은 개인투자자의 순매수비율과 주가지수는 부의 상관관계를 보인다는 것으로 개인투자자는 주가가 상승하면 매도에, 주가가 하락하면 매수에 치중하는 것으로 보고 되었다.

본 연구는 Barber and Odean(2000)과 Schlarbaum et al.(1978a)에서와 같이 투자자 개개인의 거래 자료를 사용하여 개인투자자의 투자수익률을 측정하는데 초점을 두고 있다. 개인투자자의 거래 자료를 사용한 분석은 우리나라에서는 흔치 않으며 우리나라 주식시장에 관한 연구의 폭을 넓히는데 일조를 할 것으로 기대한다.

Ⅲ. 자료와 연구방법

1. 자료

본 연구에 사용된 자료는 대형 증권사에서 제공받은 것으로서 10,000개에 달하는 개별 계좌의 1998년 1월부터 2003년 12월까지의 6년 동안의 거래자료(trade statements)와 1997년 12월말의 잔고자료(balance statements)로 구성되어 있다. 계좌의 표본은 1998년부터 2004년까지 7년간 정규계좌로 계속 존재하는 계좌만을 대상으로 추출하였다. 거래비용이 낮은 인터넷을 통한 주식 거래가 시작된 이후 온라인 거래의 비중이 60% 이상으로 증가하였다. 이를 반영하여 전체 계좌를 1998년 말 현재 인터넷 거래를 신청한 계좌로 된 포트폴리오와 그렇지 않은 계좌로 된 포트폴리오로 구분하였다. 이어서 각 포트폴리오를 거래 횟수 기준으로 거래 횟수가 많은 것부터 적은 것까지 각각 5개씩의 포트폴리오로 구분하고, 인터넷 계좌에 대해서는 각 포트폴리오에서 1,200계좌씩을, 비 인터넷 계좌에 대해서는 각 포트폴리오에서 800계좌씩을 무작위로 추출하였

다. 이 중에서 72개월 동안 잔고가 모두 0인 계좌와 나이, 성별이 구분되지 않는 계좌를 제외하고 모두 9,687계좌를 분석에 사용하였다.

거래자료에는 계좌구분기호, 거래일자, 주식코드, 매수·매도여부, 거래가격, 수량, 거래수수료, 그리고 매도의 경우 증권거래세 등의 거래정보가 포함되었으며 현금거래와 신용거래는 구별하지 않았다. 잔고자료는 현금거래잔고와 신용거래잔고로 구분되어 있으며 계좌구분기호, 주식코드, 수량, 주식가치 등의 정보가 포함되었다. 본 연구의 초점이 개인 투자자의 보통주 투자성과의 분석에 있기 때문에 분석은 보통주만을 대상으로 하였으며 채권, 우선주, 거래소에 상장된 뮤추얼 펀드 등의 증권거래와 비상장주식의 거래는 분석에서 제외하였다.

수익률과 주가 정보는 한국증권연구원의 주가 데이터베이스를 사용하였으며 주식분할, 주식배당, 증자, 자기자본의 장부가치 등의 정보는 상장사협의회의 데이터베이스에서 구하였다. 무위험자산 수익률은 통안증권 3개월물의 만기수익률을 사용하였다.

분석대상인 개인 투자자들의 분석기간 동안의 거래활동에 관한 기술적 통계량이 <표 1>에 정리되어있다. 표본 전체 9,687계좌 중 4,819계좌가 온라인 거래를 시도하였다. 이 중에서 11계좌는 처음부터 온라인 거래를 신청하였다. 분석기간 동안 9,687계좌에서 거래한 총 매수거래 횟수는 2,075,088건이고 총 매도거래 횟수는 2,077,158건으로 계좌당 평균 매수 214건, 매도 214건의 거래가 이루어졌다. Barber and Odean(2000)의 연구에서는 78,000가계의 6년 동안의 거래 건수가 매수 1,082,107건, 매도 887,594건으로 가계당 평균 매수 13.8건, 매도 11.3건의 거래가 이루어졌다고 보고하였는데, 거래횟수를 기준으로 두 시장을 비교하면 우리나라의 개인투자자들은 미국의 개인투자자들보다 약 20배 이상 거래를 더 자주했다는 것을 알 수 있다.⁵⁾

분석기간 동안 평균적인 계좌는 계좌당 5.4종목을 보유하고 있으며 평균 보유잔고는 2,771만원이다. 매수거래의 평균 규모는 750만원이었으며, 중개인을 통한 매수거래의 규모가 863만원인데 반해 온라인 매수거래의 평균규모는 576만원으로 중개인을 통한 거래보다 낮게 나타났다. 이 현상은 매도거래에서도 나타나는데 중개인 거래의 평균규모가 841만원인데 비해 온라인 거래의 평균규모는 587만원이었으며 전체 매도거래의 평균 규모는 743만원이었다. 매수종목의 전체 평균가격은 16,363원이었으며 매도종목의 평균가격은 16,786원으로 매도가격이 매수가격보다 조금 높은 수준이었다.

5) Barber and Odean의 표본에서는 가계의 48%만이 1개의 계좌를 보유하고 있으며 2개의 계좌를 가진 가계가 27%, 3개의 계좌를 가진 가계는 14%, 그 이상을 가진 가계도 11%나 되었다. 계좌수를 모두 합하면 100,000계좌를 훨씬 상회한다. 따라서 계좌별 거래횟수를 기준으로 하면 한국 투자자들이 20배를 넘는 거래를 했다고 할 수 있다.

<표 1> 기술적 통계량

		온라인 거래	중개인 거래	총 합	관찰수		
A. 매수							
거래규모(만원)		576.2	863.3	749.8	2,075,088		
거래가격(원)		17,106	15,877	16,363			
회전율(%)		32.0	21.1	24.3			
수수료율(%)		0.16	0.47	0.35			
B. 매도							
거래규모(만원)		587.2	840.7	742.6	2,077,158		
거래가격(원)		17,132	16,568	16,786			
회전율(%)		30.6	22.0	24.6			
수수료율(%)		0.16	0.46	0.34			
계좌수		4,819	9,676	9,687			
평균잔고(만원)		2,541.0	2,868.8	2,771.7			
회전율(%)		29.4	19.9	22.7			
보유종목수		6.59	4.95	5.44			
C. 연도별 거래횟수 및 계좌수							
		1998	1999	2000	2001	2002	2003
매수거래		281,267	378,367	441,559	390,361	339,036	244,498
매도거래		290,839	395,898	439,029	385,879	327,951	237,562
계좌수	온라인	-	2,630	3,712	3,967	4,069	3,912
	중개인	9,434	9,192	6,678	5,417	4,826	5,124
	종합	9,434	9,242	8,872	8,509	8,200	7,857

월평균 매수회전율은 24.3%인데, 일반적으로 예상한 바와 같이 온라인 거래 계좌의 매수회전율이 32.0%로 중개인 거래 계좌의 평균 21.1%보다 약 46.4% 정도 높게 나타났다. 반면에 월평균 매도회전율은 24.6%였으며, 온라인 거래의 회전율이 30.6%, 중개인 거래는 22.0%로 매수 회전율과 유사한 결과를 보였다. 이를 연간으로 환산하면 매수회전율이 286%, 매도회전율이 295%에 달해 우리나라 개인투자자들의 거래 회전율이 매우 높다는 것을 알 수 있다. 수수료율은 중개인 거래가 0.47%이고 온라인 거래는 0.16%로 나타났으며 전체로는 0.34%였다.

2. 투자수익률 성과의 측정

개인투자자들의 주식투자 수익률 성과를 분석하는 것이 본 연구의 초점이다. 이를

위해 본 연구에서는 거래비용을 차감하기 전의 수익률인 총수익률과 거래비용을 차감한 후의 수익률인 순수익률을 분석한다. 전월말의 주식잔고현황을 기준으로 보유주식을 파악하고 각 보유주식별로 한국증권연구원의 월간 수익률 데이터베이스에서 구한 수익률을 월간 총수익률로 사용한다. 단, t월 중에 발생한 매수매도 거래에 대해서는, 수익률 계산을 단순화하기 위하여 거래가 그 달 마지막 날에 이루어 졌다는 가정 하에서 수익률을 계산한다. 이에 따라 매수 거래의 경우 매수일로부터 월말까지의 수익률이 월간 수익률에 포함되어야 하나 포함되지 않은 반면, 매도 거래의 경우 포함되지 않아야 할 매도일로부터 월말까지의 수익률이 월간 수익률에 포함되었다. 또한 월중 매수매도가 완결된 거래(intramonth trades)의 경우 거래가 월말에 이루어 진 것으로 간주되므로 서로 상쇄되어 투자성과 분석에서 제외되었다. 단, 부분적인 완결거래의 경우 남은 잔고에 대해 다른 매수거래와 동일한 방법으로 수익률을 계산한다.

계좌 j의 t월의 주식 포트폴리오의 총 수익률은 다음 식 (1)과 같다.

$$GR_{jt} = \sum_{k=1}^{n_{jt}} p_{kt} GR_{kt} \quad (1)$$

GR_{jt} 는 계좌 j의 t월 주식 포트폴리오 총수익률을, GR_{kt} 는 주식 k의 t월의 총수익률을, 그리고 p_{kt} 는 t-1월말에 주식 k가 계좌 j의 주식 포트폴리오에서 차지하는 가치비율로서 주식 k의 t-1월말 시장가치를 계좌 j가 보유한 주식의 전체 시장가치로 나눈 값이다. n_{jt} 는 t월에 계좌 j가 보유한 주식 종목의 수를 나타낸다.

주식 k의 t월 순수익률(NR_{kt})은 식 (2)와 같이 총수익률에서 매수수료율과 매도수수료율을 반영하여 나타낸다.

$$NR_{kt} = (1 + GR_{kt}) \frac{(1 - C_{skt} - tax)}{(1 + C_{bkt})} - 1 \quad (2)$$

여기서 C_{skt} 는 매도수수료를 t월말의 매도금액으로 나누어 준 매도수수료율이며, C_{bkt-1} 는 매수수수료를 t-1월말의 매수금액으로 나누어 준 매수수수료율이다. tax는 거래세율로서 매도시에만 일률적으로 0.3%를 적용한다. 위의 식 (2)에서 t월에 매수가 발생한 경우 C_{skt} 와 tax가 0이 되며 매도가 발생한 경우에는 C_{bkt-1} 의 값이 0이 된다. 매수가 t기 이전에 발생하고 매도는 t월 이후에 발생하여 t월에는 매매가 이루어지지 않은 경우 C_{skt} 와 C_{bkt-1} 의 값이 모두 0이 되므로 t월의 순수익률은 총수익률과 같아진다. t-1월말 보유주식 중 일부가 t-1월 중에 매수되거나 t월에 매도되는 경우 월말의 가치비

율에 따라 매수 또는 매도된 부분에 대해서만 수수료율이 적용된다.

계좌 j 의 t 월의 순수익률(NR_{jt})은 식 (3)과 같이 계좌 j 가 보유한 주식들의 순수익률의 가치가중평균으로 표시된다.

$$NR_{jt} = \sum_{k=1}^{n_{jt}} p_{kt} NR_{kt} \quad (3)$$

표본전체의 t 월의 가중평균 총수익률($WAGR_t$)과 가중평균 순수익률($WANR_t$)은 아래와 같이 정의된다.

$$WAGR_t = \sum_{j=1}^{N_t} w_{jt} GR_{jt}, \quad WANR_t = \sum_{j=1}^{N_t} w_{jt} NR_{jt} \quad (4)$$

여기서 w_{jt} 는 계좌 j 가 보유한 주식의 $t-1$ 월말의 시장가치를 전체 표본의 시장가치로 나누어 준 시장가치가중치이고 N_t 는 $t-1$ 월말에 주식을 보유한 계좌의 수를 나타낸다. 각 계좌의 총수익률과 순수익률을 단순 평균한 값을 평균계좌 총수익률(\overline{GR}_t)과 평균계좌 순수익률(\overline{NR}_t)이라고 하며 식 (5)와 같다. 본 연구에서는 식 (4)의 가중평균 총, 순수익률과 식 (5)의 평균계좌 총, 순수익률의 네가지를 이용하여 개인투자자의 투자성 과를 측정한다.

$$\overline{GR}_t = \frac{1}{N_t} \sum_{j=1}^{N_t} GR_{jt}, \quad \overline{NR}_t = \frac{1}{N_t} \sum_{j=1}^{N_t} NR_{jt} \quad (5)$$

3. 위험조정 수익률 성과 측정

본 연구에서는 3가지의 위험조정 성과 측정방법을 사용한다. 첫 번째는 시장조정 초과수익률(market-adjusted abnormal return)을 성과 측정치로 사용하였다. 시장수익률로는 2000년 1월까지의 한국증권거래소 상장주식들로 구성된 가치가중평균 시장수익률을 사용하였으며, 2000년 2월부터는 증권거래소와 KOSDAQ에 각각 상장·등록된 주식들의 가치가중평균수익률인 종합시장 수익률을 사용하였다. 여기서 시장조정 초과수익률은 계좌별 평균수익률에서 시장수익률을 빼준 것이다.

두 번째는 CAPM의 초과수익률 모형의 절편인 켄슨의 알파(Jensen's alpha)를 초과수익률로 사용하였다. 본 연구에서는 표본전체의 가중평균 총수익률과 가중평균 순수익률, 그리고 평균계좌 총수익률과 순수익률의 4가지 성과측정치에 대해 식 (6)의 회귀분석을 통해 켄슨의 알파를 추정하였다.

$$\overline{GR}_t - R_{ft} = \alpha_s + \beta_s(R_{mt} - R_{ft}) + \varepsilon_{st} \quad (6)$$

여기서 R_{mt} , R_{ft} 는 각각 월간 가치가중시장수익률과 1개월 무위험 수익률을 나타낸다. ε_{st} 는 회귀식 s 의 오차항이며 회귀분석을 통해 α_s , β_s 를 추정한다. α_s 는詹슨의 알파, β_s 는 시장베타, 그리고 s 는 4가지 성과측정치를 나타낸다.

세 번째 방법에서는 Fama and French(1993)가 제안한 3요인 모형의 절편을 초과수익률로 사용하였다. Fama and French는 주식투자의 위험을 시장관련위험, 기업규모 그리고 기업의 장부가치대 시장가치의 비율의 세 가지 요인으로 간결하게 나타낼 수 있다고 주장하였다. Barber and Ordean(2000)은 그들의 연구에서 개인투자자들의 소형주 투자비중이 높음을 보였으며 Fama and French의 3요인 모형에 따른 초과수익률 분석결과에 보다 큰 비중을 두었다. 한국주식시장에서도 외국인 투자자를 비롯한 기관 투자자들의 대형주 선호를 고려하면 개인투자자들의 소형주 경도현상이 나타날 것으로 예상된다.詹슨의 알파를 추정할 때와 같이 표본전체의 가중평균 총수익률과 가중평균 순수익률, 그리고 평균계좌의 총수익률과 순수익률의 4가지 성과측정치에 대해 다음 식 (7)의 회귀분석을 통해 초과수익률을 추정한다.

$$\overline{GR}_t - R_{ft} = \alpha_s + \beta_s(R_{mt} - R_{ft}) + \gamma_s SMB_t + \delta_s HML_t + \varepsilon_{st} \quad (7)$$

여기서 ε_{st} 는 회귀식 s 의 오차항이며 회귀분석을 통해 α_s , β_s , γ_s , δ_s 를 추정한다. s 는 4가지 성과측정치를 나타낸다. SMB_t 는 무투자 포트폴리오의 수익률로서 소형주 포트폴리오의 수익률과 대형주 포트폴리오의 수익률의 차이이다. HML_t 또한 무투자 포트폴리오의 수익률로서 장부가치 대 시장가치 비율이 높은(high book-to-market ratio) 주식 포트폴리오의 수익률에서 장부가치 대 시장가치 비율이 낮은(low book-to-market ratio) 주식 포트폴리오의 수익률을 뺀 것이다.

SMB 수익률과 HML 수익률의 추정은 다음과 같이 Fama and French(1993)의 방법에 따라 구하였다. 추정에 필요한 장부가치와 시가총액 자료는 Fnguide와 한국신용평가(주)의 KISLINE 자료에서 구하였으며 이들 자료에서 확인이 되는 기업만을 대상으로 추정을 하였다.⁶⁾

6) 자료가 확인된 기업의 수는 다음과 같다.

	1997	1998	1999	2000	2001	2002
거래소 상장기업	481	483	496	453	484	516
코스닥 등록기업	157	161	205	228	278	312
합계	638	644	701	681	762	828

매년 전년도 말의 시가총액을 기준으로 상위 50%에 해당하는 주식은 '대형주(Big(B))'로, 하위 50%에 해당하는 기업은 '소형주(Small(S))'로 분류한다. 또한 전년도 말의 장부가치 대 시장가치 비율(book-to-market ratio(BMR))을 기준으로 전체 종목을 10 개의 그룹으로 나누어 상위 30%에 해당하는 그룹은 '고비율(High(H))'로, 하위 30%에 해당하는 그룹은 '저비율(Low(L))'로,中间的 40%에 해당하는 그룹은 '중비율(Medium(M))'로 분류하여 B/H, B/M, B/L, S/H, S/M, S/L의 모두 6개의 포트폴리오를 구성한다. 그런 다음 매월 각 포트폴리오의 시가총액 가중평균 수익률을 계산한다. 대형주 포트폴리오의 수익률은 B/H, B/M, B/L 포트폴리오의 수익률을 단순 평균하여 구하며, 소형주 포트폴리오의 수익률은 S/H, S/M, S/L 포트폴리오의 수익률을 단순 평균한 값이다. 고비율 포트폴리오와 저비율 포트폴리오의 수익률도 마찬가지로 각각 B/H, S/H 포트폴리오의 수익률과 B/L, S/L 포트폴리오의 수익률을 단순 평균하여 구한다.

SMB(small minus big) 포트폴리오는 대형주 포트폴리오를 팔고 소형주 포트폴리오를 산 무투자 포트폴리오이며, 따라서 SMB 수익률은 소형주 포트폴리오의 수익률과 대형주 포트폴리오의 수익률의 차이가 된다. SMB 포트폴리오의 수익률은 기업규모와 관련된 위험을 반영하며, 소형주 포트폴리오와 대형주 포트폴리오가 구조상 동일한 가중평균 BMR을 가지기 때문에 이 비율의 영향으로부터 자유롭다는 특성을 가진다.

HML(high minum low) 또한 무투자 포트폴리오이며, HML 수익률은 고비율 포트폴리오의 수익률과 저비율 포트폴리오의 수익률의 차이로 구한다. HML 포트폴리오는 BMR과 관련된 위험을 반영하며 SMB 포트폴리오와 동일한 방법으로 구성되었기 때문에 구조상 기업규모의 영향으로부터 자유롭다는 특성을 가진다.

IV. 연구결과

1. 전체표본

분석결과 본 연구의 분석 대상인 개인투자자들은 1998년부터 2003년까지 6년간에 걸쳐 거래비용을 고려하지 않은 가중평균 총수익률 기준으로 연간 12.30%의 기하평균수익률을 기록하였으며, 거래비용을 고려한 가중평균 순수익률로는 연간 8.30%를 달성하였다. 차이는 거래비용으로 연간 4.0%에 달하는 것으로 나타났다. 동일 기간에 거래소 시장의 가중평균 시장수익률은 연간 13.65%를 기록하였으며 거래소시장과 KOSDAQ

시장의 가중평균인 종합시장 수익률은 연간 9.66%를 기록하였다. 따라서 개인투자자들은 종합시장수익률을 능가하는 투자성과를 실현하였으나, 거래소시장 수익률에 비해서는 연간 3.6%의 음의 초과수익률을 달성하였다. 거래비용을 고려할 경우 개인 투자자들은 항상 시장수익률보다 못한 투자성과를 보이는 것으로 나타났다.

월간 초과수익률의 분석결과는 <표 3>에 정리되어 있다. 거래비용을 고려하지 않은 월간 가중평균 총수익률 결과를 보면 시장조정초과수익률과 Jensen's alpha는 양의 값을 가지나, 유의적이지는 않으며, Fama-French 3요인 모형의 절편은 유의적이지 않은 음의 값을 갖는 것으로 나타나 초과수익률이 0과 차이가 나지 않는다는 귀무가설을 기각하지 못하였다. 월간 평균계좌 총수익률에 대해서는 3가지 성과측정지표가 모두 유의적이지 않은 음의 값을 보였다. 거래비용을 차감한 월간 가중평균 순수익률과 월간 평균계좌 순수익률에 대해서도 3가지 성과 측정치가 모두 유의적이지 않은 음의 값을 가지는 것으로 추정되어 초과수익률이 0과 차이가 나지 않았다.

총수익률과 순수익률의 차이는 성과측정지표별로 큰 차이가 없이 월 0.3%정도로 나타나는데, 연간으로는 거래비용이 약 3.8%정도 된다는 것을 의미하며 앞에서의 연간 거래비용 4%와 유사하다는 것을 알 수 있다. 본 연구에서는 3가지 성과측정지표를 모두 추정하였으나 투자성과에 대한 논의는 주로 Fama-French의 3요인 모형을 사용할 것이다. 다른 지표와는 달리 3요인 모형은 투자자들의 투자스타일(대형주 대 소형주, 가치주 대 성장주)을 통제하고 있기 때문에 더 적합하다고 할 수 있다.

<표 2> 개인 투자자의 연간 수익률 비교

	거래소 시장수익률				종합시장 수익률 ^a	총 합	
	전 체	대형주	중형주	소형주		총수익률	순수익률
1998	49.47	51.08	53.67	40.28	49.47	68.31	60.03
1999	82.78	77.29	126.57	52.52	82.78	45.07	36.94
2000	-50.92	-53.26	-40.03	-45.59	-59.37	-57.95	-59.50
2001	37.47	40.32	25.09	36.31	34.73	58.01	53.27
2002	-9.54	-8.74	-12.82	-10.77	-10.50	-0.89	-3.11
2003	29.19	63.62	-18.95	-67.41	29.91	24.78	22.45
1998~2003	13.65	17.43	10.75	-12.09	9.66	12.30	8.30

주) ^a: 2000년 2월부터 거래소 시장과 KOSDAQ시장 수익률을 가중평균한 수익률. 2000년 1월까지는 거래소 시장의 가중평균수익률을 사용.

<표 3> 위험조정 초과수익률 추정

	초과수익률 (%)	회귀계수추정 ($R_{mt} - R_{ft}$) ^a	SMB_t	HML_t	adjusted R^2
A. 가치가중평균 총수익률					
시장조정초과수익률	0.28 (0.05)				
CAPM	0.23 (0.38)	1.07 (1.36)			0.86
Fama-French 3요인 모형	-0.15 (-0.33)	1.11*** (2.80)	0.34*** (7.18)	0.23*** (2.93)	0.92
B. 가치가중 평균 순수익률					
시장조정초과수익률	-0.03 (-0.01)				
CAPM	-0.07 (-0.11)	1.06 (1.17)			0.86
Fama-French 3요인 모형	-0.45 (-0.96)	1.10** (2.55)	0.34*** (7.07)	0.23*** (2.91)	0.92
C. 평균계좌 총수익률					
시장조정초과수익률	-0.07 (-0.01)				
CAPM	-0.2 (-0.22)	1.12 (1.61)			0.76
Fama-French 3요인 모형	-0.84 (-1.42)	1.19*** (3.86)	0.57*** (9.65)	0.36*** (3.71)	0.90
D. 평균계좌 순수익률					
시장조정초과수익률	-0.39 (-0.05)				
CAPM	-0.51 (-0.57)	1.11 (1.49)			0.76
Fama-French 3요인 모형	-1.14 (-0.02)	1.19*** (3.86)	0.57*** (9.61)	0.36*** (3.71)	0.90

주) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임을 나타냄.

^a: 베타에 대한 유의성 검증은 $H_0: \beta = 1$ 에 대한 것임.

Fama-French 3요인 모형의 회귀계수 추정치를 살펴보면 시장베타의 추정치는 1.09에서 1.18의 값을 가지며 모두 1과 유의적인 차이가 있는 것으로 나타나 개인투자자들이 전체적으로 시장 포트폴리오보다 위험이 높은 포트폴리오에 투자를 하고 있다는 것을 알 수 있다. 기업규모에 따른 위험을 나타내는 SMB의 회귀계수 추정치는 유의적으로 양의 값을 갖는 것으로 추정되어 개인투자자들이 소형주에 경도되었음을 나타낸다. 이는 기관투자자와 외국인 투자자들이 대형주를 선호하기 때문에 개인투자자들은 소형주에 경도되어 있을 것이라는 예상과 일치하는 결과이며, 미국의 개인투자자들이 시장

베타보다 높은 위험을 갖는 소형주식에 투자한다는 Barber and Odean의 연구결과와도 일치하는 것이다. 분석기간 동안 SMB의 단순평균은 월 0.18%이나 기하평균은 -0.31%로 개인투자자들의 소형주 선호는 투자성과에 부정적인 영향을 주었다고 할 수 있다. 한편 가치주와 성장주의 투자성과 차이를 나타내는 HML의 회귀계수 추정치 또한 유의적으로 양의 값을 갖는 것으로 추정되어 개인투자자들이 성장주보다는 가치주를 선호하였음을 알 수 있다. 분석기간 동안 HML의 단순평균은 월 1.38%이며 기하평균은 0.92%로 투자자들의 가치주에의 경도는 투자성과에 긍정적인 영향을 미쳤다.

박영규·장욱(2001)의 연구에서는 주식형 펀드의 샤프지수와 트레이너 지수의 평균 값이 일관되게 음의 값을 가지며, Jensen's alpha가 음의 값을 가지나 유의적이지 않은 것으로 보고하고 있는데, 본 연구의 결과 개인투자자들은 가중평균 총수익률에 대해서는 유의적이지는 않으나 양의 값을, 평균계좌 총수익률에 대해서는 유의적이지 않은 음의 값을 갖는 것으로 나타났다. 박영규·장욱의 결과가 펀드 규모로 가중한 결과가 아니기 때문에 본연구의 평균계좌 총수익률의 결과와 비교될 수 있으며, 개인과 주식형 펀드의 투자성과가 크게 다르지 않음을 알 수 있다.

본 연구의 분석기간이 우리나라에 외환위기가 발생한 그 직후의 시기와 일치하고, 그 기간 동안 자본시장이 극심한 변동성에 노출되어 있던 시기였기 때문에, 정보도 부족하고 위험관리 능력도 부족한 개인 투자자들이 상대적으로 열등한 투자성과를 기록할 것으로 기대되었다. 그러나 본 연구의 결과는 이런 예상과는 달리 개인 투자자들이 시장수익률과 차이가 크게 없는 투자성과를 실현하였으며 위험을 조정한 후에도 크게 열등하지 않은 수익률을 기록하였음을 보여준다. 순수익률을 기준으로 할 때의 개인투자자들의 낮은 투자성과는 오히려 높은 거래 회전율에 기인하는 것으로 보인다.

2. 포트폴리오 크기에 따른 분류

전체 표본에 대한 분석결과의 robustness를 검증하기 위하여 모든 계좌를 포트폴리오 크기에 따라 5개의 그룹으로 구분한 후 그룹별 초과수익률을 분석하였다. 포트폴리오 크기는 월간 잔고규모의 평균으로 정의한다.

<표 4>의 기술적 통계량을 보면 포트폴리오 크기가 가장 큰 그룹의 평균 잔고규모는 9,797만원인데 비해 가장 작은 그룹의 월평균은 94만원으로 투자자별로 투자규모에 커다란 차이가 있음을 알 수 있다. 전체 표본의 평균잔고규모는 2,541만원인데 중간 그룹의 평균은 715만원으로 잔고규모의 분포가 오른쪽으로 기울어져 있음을 시사한다. 그룹별로 회전율을 비교하면, 투자규모 상위 2번째 그룹의 회전율이 26.2%로 가장 높

<표 4> 잔고규모별 위험조정 초과 수익률 추정

	잔고규모 그룹					차이 (large-small)
	1 (large)	2	3	4	5 (small)	
A. 기술적 통계량						
평균 잔고규모(만원)	9,797	1,437	715	332	94	9,702
월간 회전율(%)	25.1	26.2	25.7	21.6	11.6	13.5
B. 회귀계수 추정치						
(Rm-Rf) ^a	1.11*** (2.67)	1.15*** (3.59)	1.18*** (3.98)	1.17*** (3.55)	1.12*** (2.82)	1.93 (-0.33)
SMB	0.31*** (6.53)	0.41*** (8.08)	0.47*** (8.57)	0.51*** (8.93)	0.56*** (10.52)	-0.25*** (-3.51)
HML	0.23*** (2.90)	0.20** (2.48)	0.26*** (2.91)	0.23** (2.42)	0.35*** (4.03)	-0.13 (-1.08)
C. 가중평균 총수익률(%)						
총수익률	2.21	0.95	0.89	0.66	0.83	1.38
시장조정 초과수익률	0.55 (0.11)	-0.71 (-0.12)	-0.77 (-0.12)	-1.00 (-0.15)	-0.83 (-0.12)	1.38 (0.16)
CAPM 절편	0.51 (1.07)	-0.81 (1.10)	-0.89 (-1.12)	-1.10 (-1.10)	-0.85 (-1.05)	1.36 (1.45)
Fama-French 절편	0.14 (0.29)	-1.23** (-2.40)	-1.39** (-2.56)	-1.59*** (-2.80)	-1.47*** (-2.79)	1.61** (2.28)
D. 가중평균 순수익률(%)						
순수익률	1.91	0.57	0.49	0.27	0.52	1.39
시장조정 초과수익률	0.25 (0.05)	-1.09 (-0.19)	-1.17 (-0.18)	-1.39 (-0.21)	-1.14 (-0.16)	1.40 (0.16)
CAPM 절편	0.22 (1.06)	-1.17 (-1.09)	-1.29 (-1.11)	-1.48 (-1.10)	-1.16 (-1.05)	1.38 (1.22)
Fama-French 절편	-0.14 (-0.31)	-1.59*** (-3.12)	-1.78*** (-3.29)	-1.97*** (-3.48)	-1.77*** (-3.35)	1.63** (2.30)

주) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임을 나타냄.

^a: 베타에 대한 유의성 검증은 $H_0: \beta = 1$ 에 대한 것임.

았으며 투자규모가 작아질수록 회전율은 낮아지는 모습을 보인다. 단, 투자규모 최상위 그룹의 회전율은 25.1%로 그룹 2보다는 낮으나 전체 평균보다는 높은 수준이다.

회귀계수의 추정치를 살펴보면, 포트폴리오 크기와 시장위험과는 아무런 상관관계가 없음을 알 수 있다. 투자금액에 관계없이 모두 평균적으로 베타의 크기가 비슷한 포트

폴리오에 투자하고 있다는 증거이다. 장부가치 대 시장가치 비율에 대한 회귀계수의 추정치는 투자규모가 작아질수록 크게 나타나는데 그룹별로 차이가 유의적이지는 않다. 그러나 기업규모에 대한 회귀계수의 추정치는 포트폴리오 크기가 작을수록 유의적으로 높아지는 것으로 나타나 투자규모가 작을수록 소형주 경도가 더 심하다는 것을 알 수 있다.

총수익률에 대한 초과수익률은 최대 잔고 그룹은 유의적이지는 않으나 양의 값을 가진 반면 나머지 그룹은 모두 유의적인 음의 값을 보였으며, 최대잔고 그룹과 최소잔고 그룹의 차이는 월 1.55%나 되며 통계적으로도 유의적이다. 투자규모를 부나 소득수준의 대용이라고 간주하면, 투자규모가 큰 투자자들이 투자정보의 획득과 활용능력에서 소액 투자자들보다 뛰어나기 때문에 나타난 결과로 해석할 수 있다. 순수익률에 대해서도 유사한 패턴이 발견되었다. 따라서 최대잔고 그룹은 시장과 유사한 투자성과를 보인 반면 나머지 개인투자자들은 시장수익률을 크게 밑도는 투자성과를 실현하였음을 알 수 있다. 분석대상 투자자의 80%가 시장수익률보다 유의적으로 낮은 투자성과를 보이는 현상은 개인 투자자들이 왜 시장을 떠나고 있는가를 잘 설명해준다.

한편 그룹별 총수익률과 순수익률은 잔고규모가 가장 큰 그룹(그룹 1)과 나머지 그룹 간에 뚜렷한 차이가 존재한다. 그룹 1을 제외한 나머지 그룹의 수익률 성과는 비슷한 수준이며 그룹 1과는 월 평균 1.26%이상 차이가 난다. 그룹별 연간 수익률을 비교하면 차이는 더욱 극명해진다. 그룹 1의 연간 총수익률은 16.15%로 시장 수익률을 상회하는데 비해 나머지 그룹들은 모두 0보다 낮은 음의 수익률을 실현하였다. 또한 그룹 1의 총투자금액은 나머지 그룹 전체 투자금액의 4배 가까이 된다. 따라서 가중평균 총수익률과 순수익률의 성과는 절대적으로 그룹 1의 성과에 좌우된다. <표 2>에서 6년간 연평균 수익률이 12.3%로 시장수익률과의 차이가 -1.3%에 불과한 결과를 보인 것도 전체의 20%에 해당하는 투자자들의 수익률이 높았기 때문이라고 결론내릴 수 있다.

3. 계좌별 투자성과의 분포

전체 계좌의 종합 투자성과가 본 연구의 주된 관심사이기는 하지만, 월간 가중평균 수익률만 보아서는 계좌별로 투자성과에 어떤 차이가 존재하는지에 대해서 알 수가 없다. 본 절에서는 계좌별 투자성과의 횡단면 분포를 알아본다. 각 계좌에 대해서 월간 시장조정 초과수익률의 평균을 측정하였으며, 이들 평균의 분포가 <표 5>에 정리되어 있다.

총수익률 기준으로 시장수익률을 상회하는 투자성과를 보인 계좌는 전체의 44.22%에 달한다. 거래비용을 차감한 순수익률 기준으로는 시장수익률을 초과하는 계좌수가 전체의 40.19 %로 감소한다. 초과수익률의 중앙값은 -0.33%였으며, 초과수익률의 평균은 각 계좌의 월간 초과수익률을 단순 평균한 값으로 -0.45%로 나타났다. <표 3>에서는 전체 표본의 연간 가중평균 수익률이 양의 값을 갖는 것으로 나타났는데, <표 5>의 결과는 아마도 수익률이 낮으면서 잔고 규모가 작은 계좌의 영향이 높아진 것이 원인이라고 추정된다. 개인별 편차를 살펴보면 상위 25%에 해당하는 계좌는 시장보다 월 1.2%가 높은 초과수익률을 얻은 반면, 하위 25%에 해당하는 계좌는 시장보다 월 1.94%가 낮은 수익률을 기록함으로써 개인 투자자의 투자성과분포의 폭이 매우 넓다는 것을 알 수 있다.

<표 5> 계좌별 시장조정 초과수익률의 횡단면 분포

분 포	투 자 성 과	
	시장조정 총수익률	시장조정 순수익률
1%	-13.40%	-13.88%
5%	-5.55	-6.17
10%	-3.91	-4.31
25%	-1.94	-2.30
50%	-0.33	-0.58
75%	1.20	0.98
90%	2.92	2.68
95%	4.49	4.19
99%	9.73	9.18
평 균	-0.45	-0.76
P ^a (%)	44.22	40.19
Z ^b	-11.38	-19.31

주) ^a: 시장조정초과수익률>0인 계좌의 비율.

^b: $Z = (P-0.5)/\sigma$.

V. 과잉확신과 투자 성과

DeBondt and Thaler (1995) 는 판단 심리학 연구에서 가장 확고한 발견은 사람들이 과잉확신을 한다는 것이라고 하였다. 과잉확신의 증거는 여러 가지 상황에서 발견되는데,⁷⁾ 예를 들면 심리학자, 내과 의사, 엔지니어, 변호사, 경영인, 기업가, 투자은행가, 증

권분석가와 같은 전문직 종사자들에서 이런 현상이 보고되었다. 재무학자들은 이와 같은 심리학 연구의 증거를 바탕으로 재무모형을 개발하였으며,⁸⁾ 이들 연구의 대부분에서 일치된 결론은 과잉확신 정도가 심할수록 거래량이 증가한다는 것이다. 자신의 견해에 대한 확신이 강할수록 다른 사람의 견해에 대한 신뢰가 낮아지며 자신의 생각에 유리하다고 판단되는 가격에서 거래를 할 확률이 높아진다. Odean(1998)과 Gervais and Odean(2001)의 과잉확신 모형에서 투자자는 거래를 할수록 기대효용이 낮아진다. 이에 반해 Grossman and Stiglitz (1980)의 합리적 기대모형에서는 투자자들은 거래의 한계이익이 한계비용을 초과할 때만 거래를 한다. 따라서 거래를 많이 하든 적게 하든 상관없이 기대효용은 같다고 예측한다.

이 두 모형의 실증적 의미를 살펴보면, 과잉확신 모형에서는 거래량이 많은 계좌가 거래량이 적은 계좌에 비해 거래비용을 차감한 순수익률이 낮을 것이라고 예측하는데, 거래비용 차감전의 총수익률에 대해서는 침묵한다. 한편, 합리적 기대 모형에서는 거래량이 많은 계좌나 적은 계좌의 순수익률은 같아야 한다고 예측한다. 따라서 거래비용을 상쇄하기 위해서는 거래량이 많은 계좌의 총수익률이 높아야 한다.

서로 대비되는 두 모형의 예측을 검증하기 위하여 본 연구에서는 계좌를 월평균 회전율을 기준으로 5개의 그룹으로 나누어 분석을 실시한다. 최고 회전율 그룹(그룹 1)의 평균 회전율은 62.54%인데 반해 최소 회전율 그룹(그룹 5)의 평균 회전율은 2.30%에 불과하여 그룹별로 월평균 회전율에 커다란 차이를 보이고 있다. 한편, 그룹 5의 잔고 규모는 4,107만원으로 다른 그룹보다 큰 반면 나머지 그룹들은 2,100만원에서 2,600만원 사이에서 비슷한 크기를 보이고 있다.

그룹별 회귀계수의 추정치를 살펴보면 회전율이 높을수록 베타 위험이 높은 포트폴리오에 투자하고 있으며, 소형주의 비중이 높아지는 반면, 가치주보다는 성장주의 비중이 상대적으로 높아짐을 알 수 있다. 그룹 1의 경우 HML의 회귀계수 추정치는 비록 유의적이지는 않으나 음의 값을 가지고 있어 가치주보다 성장주의 비중이 높게 나타난다. 그룹 1과 그룹 5의 차이 분석에서는 모든 회귀계수 추정치가 유의적으로 차이가 있음을 보여주고 있어 투자자들 간에 성향 차이가 뚜렷함을 알 수 있다.

7) 과잉확신 관련 문헌고찰은 Odean(1998) 참조.

8) Kyle and Wang(1997), Benos(1998), Odean(1998), Wang(1998), Daniel, Hirshleifer and Subrahmanyam (1998, 2001), Gervais and Odean(2001), Caballé and Sákovics(2003). 이들 연구에서는 과잉확신정도가 클수록 개인은 정보신호의 분산이 낮아지는 것으로 인식한다고 가정하였다.

<표 6> 월간 회전율별 위험조정 초과 수익률 추정

	월간 회전율					차이 (high-low)
	1 (high)	2	3	4	5 (low)	
A. 기술적 통계량						
평균 잔고규모(만원)	2,540	2,607	2,526	2,113	4,107	-1,567
월간 회전율(%)	62.54	31.85	16.97	8.17	2.3	60.25
연간 총수익률(%) ^a	-5.06	3.04	8.47	8.37	29.93	-34.99
연간 순수익률(%) ^a	-15.36	-2.41	5.68	6.80	29.46	-44.82
B. 회귀계수 추정치						
(Rm-Rf) ^b	1.21*** (4.43)	1.18*** (4.36)	1.13*** (3.33)	1.07* (1.87)	0.99 (-0.07)	0.21*** (3.29)
SMB	0.50*** (8.13)	0.43*** (8.02)	0.40*** (7.63)	0.26*** (5.52)	0.13** (2.18)	0.37*** (4.47)
HML	-0.04 (-0.64)	0.09 (1.46)	0.16*** (2.82)	0.22*** (4.24)	0.25*** (4.00)	-0.29*** (-3.19)
C. 가중평균 총수익률(%)						
총수익률	0.91	1.35	1.66	1.56	3.07	-2.16
시장조정 초과수익률	-0.69 (-0.09)	-0.25 (-0.04)	0.06 (0.01)	-0.04 (-0.01)	1.47 (0.28)	-2.16 (-0.24)
CAPM 절편	-0.82 (-0.96)	-0.3 (-0.51)	-0.03 (-0.04)	-0.09 (-0.15)	1.47** (2.36)	-2.29** (-2.16)
Fama-French 절편	-0.94 (-1.53)	-0.63 (-1.18)	-0.37 (-0.71)	-0.46 (-0.98)	1.10* (1.93)	-2.04*** (-2.43)
D. 가중평균 순수익률(%)						
순수익률	-0.03	0.90	1.44	1.44	3.04	-3.07
시장조정 초과수익률	-1.63 (-0.22)	-1.45 (-0.18)	-0.16 (-0.03)	-0.16 (-0.03)	1.44 (0.27)	-3.07 (-0.34)
CAPM 절편	-1.75** (-2.06)	-0.95 (-1.01)	-0.24 (-0.35)	-0.21 (-0.36)	1.44** (2.31)	-3.19*** (-3.03)
Fama-French 절편	-1.86*** (-3.05)	-1.08** (-2.01)	-0.58 (-1.13)	-1.01 (-1.55)	1.07* (1.88)	-2.93*** (-3.51)

주) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임.

a : 연간 수익률(compounded annual rate of return) = $[(1+R_1) \dots (1+R_{72})]^{1/6} - 1$.

b : 베타에 대한 유의성 검증은 $H_0: \beta = 1$ 에 대한 것임.

그룹 간 수익률을 비교하면 최고 회전율 그룹이 최저 회전율 그룹보다 월간 총수익률에서 2.16%가 낮았으며, 거래비용을 고려한 순수익률에서는 차이가 3.07%로 증가한다. 이는 거래비용의 차이가 0.91%에 이른다는 것을 의미한다. 초과수익률의 차이를 보

면 총수익률의 초과수익률의 차이는 2.04%에 이르며 순수익률의 초과수익률의 차이는 2.93%로 증가하는데 모두 유의적이다. 다른 초과수익률 지표도 비슷한 크기의 차이를 보이고 있다. 이는 회전율이 높은 그룹의 총수익률이 높으며 순수익률은 차이가 나지 않을 것이라고 예측한 합리적 기대 모형을 지지하지 않는 결과인 반면, 회전율이 높을수록 거래비용의 차이가 증가하여 수익률 차이가 커질 것을 예측한 Odean의 과잉확신 모형을 지지하는 결과이다.

연간 수익률을 비교하면 차이는 더욱 확연해지는데 그룹 1의 연간 기하평균 총수익률은 -5.06%인데 반해 그룹 5의 연간 기하평균 총수익률은 29.93%로 두 그룹 간에 34.99%의 수익률 차이를 보인다. 연간 기하평균 순수익률은 그룹 1의 경우 -15.36%로 거래비용이 연간 10.3%에 달하는데 반해, 그룹 5의 경우 29.46%로 거래비용은 연간 0.47%에 불과하며, 거래비용의 차이로 인해 그룹 간 차이는 44.82%로 증가하였다.

그러나 그룹 간에 수익률이 이처럼 커다란 차이가 난다는 것은 회전율 이외에 투자 성과에 영향을 미치는 다른 요인이 작용하는 것으로 생각할 수 있다. 따라서 이 요인을 통제된 후에도 동일한 결과가 나타나는지를 확인할 필요가 있다. 본 연구에서는 투자 성과에 영향을 주는 가장 중요한 요인을 투자자의 투자능력이라고 가정하고 이의 대응으로서 사후적 투자성과 (월간 총수익률)를 사용하여 통제를 하고자 한다. 이에 따라 <표 7>에서 보듯이 전체 표본을 월간 총수익률을 기준으로 4개의 그룹으로 분류하고, 각 그룹을 다시 회전율을 기준으로 4개의 그룹으로 나누어, 모두 16 그룹에 대해 분석을 실시하였다. 수익률 최하위 그룹인 그룹 4을 제외하면 각 수익률 그룹별로 최상위, 최하위 회전율 그룹 간에 총수익률의 차이는 0.21%에서 0.48% 사이에 있다. 하나의 예외가 수익률 최하위 그룹인 그룹 4이다. 그룹 4의 회전율 최상위 그룹과 최하위 그룹의 수익률 차이는 1.05%에 달한다. 이 정도의 차이라면 이 두 그룹이 투자능력이 동질한 집단에 소속되어 있다고 보기에는 의심스러운 측면이 있다. 따라서 투자능력의 차이에서 발생하는 효과를 제거하기 위하여 본 장의 분석에서는 수익률 그룹 4를 제외한다. 그룹 4를 제외한 각 수익률 그룹에서 회전율 최상위 그룹들을 추출하여 회전율 최상위 그룹을 형성하고 같은 방법으로 그룹 2, 3, 4를 형성한 다음, 회전율 그룹별로 순수익률의 차이가 있는지를 검증한다.

투자능력 차이를 통제한 분석결과는 <표 8>에 정리되어 있다. 거래량이 가장 많은 그룹의 평균 회전율은 52.37%인데 반해 가장 적은 그룹의 평균 회전율은 2.89%이다. 평균 잔고규모는 회전율이 가장 낮은 그룹이 4,197만원으로 가장 높고 나머지 그룹들은 2,643만원에서 2,797만원 사이에 있으며, 회전율과 잔고규모 사이에 상관관계는 존재하지 않는다.

<표 7> 월평균 시장조정 초과수익률과 월간 회전율에 따른 수익률 비교

초과 수익률 그룹	회전율 그룹	평균 잔고 (만원)	회전율 (%)	가중평균 총수익률 (%)	가중평균 순수익률 (%)	월평균 거래비용 (%)	평균 잔고월수
1 (high)	1 (high)	2,966	51.2	3.82	3.01	0.81	52
	2	3,176	21.7	3.57	3.24	0.33	60
	3	3,183	9.2	3.23	3.13	0.10	62
	4 (low)	9,349	2.4	4.03	4.01	0.02	66
2	1 (high)	2,822	50.5	1.64	0.91	0.73	50
	2	3,052	21.9	1.92	1.65	0.27	57
	3	2,899	9.7	1.92	1.78	0.14	62
	4 (low)	1,731	2.7	1.61	1.56	0.05	64
3	1 (high)	2,205	56.1	-0.07	-0.91	0.84	43
	2	2,115	26.6	0.54	0.19	0.35	54
	3	1,800	12.7	0.59	0.41	0.18	59
	4 (low)	1,149	3.7	0.41	0.34	0.07	60
4 (low)	1 (high)	2,053	67.8	-2.25	-3.37	1.12	47
	2	2,094	35.5	-1.42	-1.90	0.48	51
	3	1,696	17.1	-0.92	-1.15	0.23	56
	4 (low)	639	5.0	-1.20	-1.30	0.10	52

각 회전율 그룹별로 가중평균 총수익률을 종속변수로 하여 추정한 Fama-French 3요인 모형의 회귀계수 추정치가 <표 8>에 정리되어 있다. 회전율이 높은 그룹이 낮은 그룹에 비해 베타위험이 높으며 소형주와 성장주에 경도되었음을 알 수 있다.

월평균 총수익률은 회전율이 가장 높은 그룹의 경우 2.06%이며 가장 낮은 그룹은 3.05%로, 두 그룹 간에 여전히 0.99%라는 작지 않은 차이가 존재한다. Fama-French 3요인 모형을 기준으로 한 위험조정 초과수익률 성과의 추정치는 그룹 1에서 그룹 3까지는 유의적이지 않은 음의 값을 가지며, 회전율이 가장 낮은 그룹 4의 경우 1.06%로 유의적인 양의 값을 가진다. 그룹 1과 그룹 4의 차이는 월 1.21%에 이르나 유의적이지는 않다. 이는 회전율이 낮은 그룹이 높은 그룹보다 거래비용을 차감하기 전의 총수익률이 연간 14%이상 높다는 것을 의미하는 것으로, 회전율이 높은 그룹의 총수익률이 높을 것으로 예측한 Grossman-Stiglitz의 모형을 지지하지 않는 결과이다.

<표 8> 월간 회전율별 위험조정 초과 수익률 추정
(월평균 총수익률 상위 75% 계좌만 포함)

	월간 회전율				차이 (high-low)
	1 (high)	2	3	4 (low)	
A. 기술적 통계량					
평균 잔고규모(만원)	2,691	2,797	2,643	4,197	-1,506
월간 회전율(%)	52.37	23.35	10.50	2.89	49.48
평균잔고월수(월)	49	57	61	63	-14
B. 회귀계수 추정치					
Rm-Rf	1.25*** (5.37)	1.18*** (4.57)	1.13*** (3.24)	1.01 (0.12)	0.24*** (3.69)
SMB	0.53*** (9.33)	0.41*** (8.59)	0.28*** (5.84)	0.12** (2.06)	0.41*** (5.10)
HML	0.01 (0.10)	0.24*** (3.11)	0.34** (4.42)	0.41*** (4.35)	-0.40*** (-3.02)
C. 가중평균 총수익률					
총수익률	2.06	2.20	2.17	3.05	-0.99
CAPM 절편	0.18 (0.22)	0.40 (0.59)	0.42 (0.71)	1.45 (0.71)	-1.27 (-1.21)
Fama-French 절편	-0.15 (-0.27)	-0.05 (-0.10)	-0.02 (-0.05)	1.06 (1.85)	-1.21 (-1.50)
D. 가중평균 순수익률					
순수익률	1.27	1.88	2.03	3.01	-1.74
CAPM 절편	-0.59 (-0.71)	0.09 (0.14)	0.29 (0.50)	1.42** (2.24)	-2.01* (-1.93)
Fama-French 절편	-0.92 (-1.64)	-0.35 (-0.74)	-0.15 (-0.31)	1.02* (1.79)	-1.94** (-2.43)

주) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임을 나타냄. 베타에 대한 유의성 검증은 $H_0: \beta = 1$ 에 대한 것임.

순수익률 분석결과를 보면, 거래비용으로 인하여 그룹별로 초과수익률의 하락폭이 다르게 나타난 것을 알 수 있는데 회전율이 높을수록 초과수익률의 하락폭이 커진다. 그룹1의 경우 Fama-French 모형의 절편의 추정치가 -0.15%에서 -0.92%로 월 0.77%나 하락하였으나, 그룹 4의 경우에는 1.06%에서 1.02%로 0.04%만 하락하였다. 이에 따라 그룹 1과 그룹 4의 초과수익률 차이는 월 1.94%로 증가하였으며, 이는 순수익률이 연간 24% 정도 차이가 난다는 것을 의미한다. 이와 같은 수익률의 변화는 시장조정 초과수익률이나 켄슨의 알파에서도 유사하게 나타난다. 총수익률 결과와 비교하면 거래

비용으로 인한 수익률의 차이가 연간 10% 가까이 된다는 것을 알 수 있다. 이 결과는 Grossman-Stiglitz 모형의 예측과는 차이가 나는 것이나, 과잉확신 모형의 예측을 지지한다.

종합하면, 회전을 그룹별 초과수익률 분석에서 총수익률과 순수익률에서 나타난 결과는 과잉확신 모형의 예측을 지지하는 반면, Grossman-Stiglitz 모형의 예측은 지지하지 않는다.

VI. 요약 및 결론

본 연구에서는 투자자 개개인의 거래 및 잔고 자료를 이용하여 개인투자자들의 거래 활동과 주식투자성과를 분석하였다. 분석에는 증권회사로부터 제공받은 10,000개의 개인 투자자의 계좌의 1997년 12월 월말 잔고내역과 1998년 1월부터 2003년 말까지의 6년간의 거래내역을 포함하는 자료를 사용하였다. 분석의 대상이 되는 특정 개인 투자자들의 분석기간 동안의 투자 수익률은 얼마인지, 시장수익률과 비교해서 초과수익률이 발생하는지, 위험조정 후 초과수익률은 발생하는지를 측정하는데 본연구의 목적이 있다. 특히 거래량과 관련된 이론인 합리적 기대 모형과 과잉확신 모형을 함께 검증하였다.

분석결과 개인투자자들은 분석기간 동안 총수익률(gross return) 기준으로 연간 12.3%의 기하평균수익률을 달성한 것으로 나타났다. 동기간에 거래소 시장의 가치가중평균 수익률은 13.6%였으며 코스닥 시장을 포함하는 종합시장수익률은 9.7%를 기록하였다. 일반적인 예상과는 달리 본 연구의 대상인 개인 투자자들은 거래소 시장에 비해서는 연간 1.3%가 낮은 투자 수익률을 실현하였으나, 코스닥 시장을 포함하는 종합시장수익률에 비해서는 2.6%나 초과하는 성과를 달성하였다. 그러나 거래비용을 고려하면 개인 투자자들의 순수익률(net return)은 연간 8.3%로 하락하여 시장수익률보다 크게 낮아진다. 연간 270%가 넘는 과도한 거래 회전율이 투자성과에 부정적인 영향을 미친 탓이다. 특히 잔고규모별 초과수익률 분석을 통해 투자금액이 상위 20%에 속하는 투자자들은 시장수익률과 비슷한 수준의 수익률을 얻은 반면, 나머지 80%의 투자자들은 시장수익률에 크게 못미치는 성과를 보였음을 알 수 있다. 이 점은 왜 많은 개인 투자자들이 시장을 떠나는지를 확인시켜 주는 결과이다.

특기할 사항은 과잉확신으로 인해 거래량이 증가하고 기대효용은 낮아진다는 과잉확신 모형을 지지한다는 점이다. 월평균 총수익률은 회전율이 가장 높은 그룹의 경우

2.06%이며 가장 낮은 그룹은 3.05%로, 두 그룹 간에 0.99%의 차이가 존재한다. Fama-French 3요인 모형을 기준으로 한 위험조정 초과수익률 성과의 추정치를 보면 회전율이 낮은 그룹이 높은 그룹에 비해 월 1.21%가 높다. 이는 회전율이 높은 그룹의 총수익률이 높을 것으로 예측한 Grossman-Stiglitz의 모형을 지지하지 않는 결과이다.

순수익률 분석결과를 보면, 거래비용으로 인하여 회전율이 높을수록 초과수익률의 하락폭이 커지는데, 그룹 1과 그룹 4의 초과수익률 차이는 월 1.94%로 증가하였으며 통계적으로도 유의적이다. 이와 같은 수익률의 변화는 시장조정 초과수익률이나 켄슨의 알파에서도 유사하게 나타난다. 총수익률 결과와 비교하면 거래비용으로 인한 수익률의 차이가 연간 10% 가까이 된다는 것을 알 수 있다. 이는 Grossman-Stiglitz 모형의 예측과는 차이가 나는 것이나, 과잉확신 모형의 예측을 지지하는 결과이다.

한편 개인투자자들은 고 베타 주식과 소형주와 가치주를 선호하는 것으로 나타났는데, 가치주 선호는 분석기간 중에 투자성가에 긍정적인 영향을 미친 반면 소형주 선호는 부정적인 영향을 미친 것으로 평가된다.

K C I

참 고 문 헌

- 구맹희 · 이윤선, “투자자유형과 주가의 관계에 관한 연구”, 재무관리연구, 제18권 1호, 2001, 43-66.
- 박영규 · 장욱, “국내 주식형펀드시장에 대한 성과평가연구”, 증권학회지, 제29집, 2001, 117-143.
- 송영출 · 진태홍, “펀드매니저의 성과측정에 관한 연구”, 증권학회지, 제14집, 1992, 425-451.
- 연강흠, “증시개방 후의 투자주체별 투자행태에 관한 연구”, 증권학회지, 제16집, 1994, 151-189.
- 이원흠 · 이한득 · 박상수, “주식형 펀드의 스타일 분석과 운용능력 분석”, 한국증권학회 발표논문집, 1999, 10, 617-657.
- 이인섭 · 고광수, “한국증시에서 개인, 기관, 외국인투자자의 투자행태 연구”, 재무연구, 제8호, 1994, 45-74.
- 이정도 · 안영규, “한국주식시장에서 계속투자전략과 반대투자전략의 수익성분석”, 증권학회지, 제30집, 2002, 33-72.
- 장하성 · 박경서 · 이가연, “투자자 유형별 거래와 스프레드”, 증권학회지, 제33집 3호, 2004, 1-47.
- Benos, A., “Aggressiveness and Survival of Overconfident Traders,” *Journal of Financial Markets*, 1, (1998), 353-383.
- Caballé, J. and J. Sákovics, “Overconfident Speculation with Imperfect Competition,” *Journal of Financial Markets*, 6, (2003), 199-225.
- Carhart, M., “On Persistence in Mutual Fund Performance,” *Journal of Finance*, 52, (1997), 57-82.
- Daniel, K., D. Hirshleifer, and A. Subrahmanyam, “Investor Psychology and Security Market Under- and Overreactions,” *Journal of Finance*, 3, (1998), 1839-1886.
- Daniel, K., D. Hirshleifer, and A. Subrahmanyam, “Mispricing, Covariance Risk and the Cross section of Security Returns,” *Journal of Finance*, 56, (2001), 921-965.
- DeBondt, W. and R. Thaler, “Financial Decision-Making in Market and Firms : A Behavioral Perspective,” in R. Jarrow, V. Maksimovic, and W. Ziemba, eds. : Finance Handbooks on Operations Research and Management Science (North

- Holland, Amsterdam), (1995).
- Elton, E., M. Gruber, S. Das, and M. Hlavka, "Efficiency with Costly Information : A Reinterpretation of Evidence from Managed Portfolios," *The Review of Financial Studies*, 6, (1993), 1-22.
- Fama, E. and K. French, "Common Risk Factors in Returns on Stocks and Bonds," *Journal of Financial Economics*, 33, (1993), 3-56.
- Gervais, S. and T. Odean, "Learning to Be Overconfident," *Review of Financial Studies*, 14, (2001), 1-27.
- Grinblatt, M. and S. Titman, "Mutual Fund Performance : An Analysis of Quarterly Holdings," *Journal of Business*, 62, (1989), 393-416.
- Grossman, S. and J. Stiglitz, "On the Impossibility of Informationally Efficient Markets," *American Economic Review*, 70, (1980), 393-408.
- Hendricks, D., J. Patel, and R. Zeckhauser, "Hot Hands in Mutual Funds : Short-run Persistence of Relative Performance, 1974-1988," *Journal of Finance*, 48, (1993), 93-130.
- Jegadeesh, N. and S. Titman, "Returns to Buying Winners and Selling Losers : Implications for Stock Market Efficiency," *Journal of Finance*, 48, (1993), 65-91.
- Jensen, M., "Risk, the Pricing of Capital Assets, and Evaluation of Investment Portfolios," *Journal of Business*, 42, (1969), 167-247.
- Kraus, A. and H. Stoll, "Price Impacts of Block Trading on the New York Stock Exchange," *Journal of Finance*, 27, (1972), 569-588.
- Kyle, A. and F. Wang, "Speculation Duopoly with Agreement to Disagree : Can Overconfidence Survive the Market Test?" *Journal of Finance*, 2, (1997), 2073-2090.
- Malkiel, B., "Returns from Investing in Equity Mutual Funds 1971 to 1991," *Journal of Finance*, 50, (1995), 549-572.
- Odean, T., "Volume, Volatility, Price, and Profit When All Traders Are Above Average," *Journal of Finance*, 53, (1998), 1887-1934.
- Odean, T., "Do Investors Trade Too Much?," *American Economic Review*, 89, (1999), 1279-1298.
- Schlarbaum, G., W. Lewellen, and R. Lease, "The Common Stock Portfolio

Performance Record of Individual Investors : 1964-70," *Journal of Finance*, 33, (1978a), 429-441.

Schlarbaum, G., W. Lewellen, and R. Lease, "Realized Returns on Common Stock Investments : The Experience of Individual Investors," *Journal of Business*, 51, (1978b), 299-325.

Sharpe, W., "Mutual Fund Performance," *Journal of Business*(*Special supplement*), 39, (1966), 119-138.

Wang, F., "Strategic Trading, Asymmetric Information and Heterogeneous Prior Beliefs," *Journal of Financial Markets*, 1, (1998), 321-352.



<부 록> 실제 거래 시점의 고려

본문의 분석에서는 모든 매수·매도를 월말에 일어난 것으로 가정함으로써 포함되어야 할 매수일로부터 월말까지의 수익률(매수 수익률)이 월간 수익률 계산에서 제외된 반면, 제외되어야 할 매도일로부터 월말까지의 수익률(매도 수익률)은 포함되었다. 여기서는 이와 같은 오류를 바로잡을 때 초과수익률이 얼마나 영향을 받는지를 총수익률을 기준으로 분석한다.

월간 초과수익률에 미치는 영향을 구하기 위해 우선 매수 초과수익률과 매도 초과수익률을 계산해야 한다. 매수 초과수익률은 $t-1$ 월에 월말 잔고를 가진 각 계좌에 대해서 $t-1$ 월의 매수를 파악하여 거래 다음날부터 월말까지의 복리수익률을 구한 후 같은 기간의 시장수익률을 빼주어 구한다. 이 초과수익률을 거래규모로 가중평균한 값이 매수 거래 가중평균 초과수익률이다. 매도 초과수익률은 $t-1$ 월에 월말 잔고를 가진 각 계좌에 대해서 t 월의 매도를 파악하여 매수 초과수익률과 같은 방법으로 구한다. 매도 초과수익률도 거래규모로 가중평균하여 매도 거래 가중평균 초과수익률을 구한다. 분석의 초점인 월간 초과수익률에 미치는 영향은 매수 거래 가중평균 초과수익률에 매수 회전율을 곱한 값에서 매도 거래 가중평균 초과수익률에 매도 회전율을 곱한 값을 빼준 값이다. 여기서 매수 회전율은 본문에서와는 달리 분석기간 동안의 총매수금액을 월간 잔고규모의 총합계금액으로 나누어 준 값으로 정의된다. 매도 회전율도 같은 방법으로 계산한다.

투자자들이 매수한 주식은 매수일로부터 월말까지 시장보다 평균 3.26%가 낮았으며, 매도한 주식 또한 시장보다 3.26%가 낮았다. 매수 회전율과 매도 회전율도 각각 29.5%와 29.4%로 크기가 비슷하다. 그 결과 월간 초과수익률에 미치는 영향은 -0.006%에 불과하다. 즉, 거래 시점을 올바르게 고려한 결과, 매수·매도가 월말에 일어난 것으로 가정하고 구한 <표 3>의 개인투자자들의 투자성과는 월 0.6 베이스 포인트만큼 과대평가되어 있다. 따라서 투자성과 추정치의 오류는 무시할 수 있다.

또한 전체 계좌를 잔고규모와 회전율을 기준으로 구분하여 각각의 그룹에 어떤 영향을 미치는지를 알아본다. <표 A1>에서 보듯이 잔고규모별 구분에서는 최대잔고 그룹의 경우에만 <표 4>의 투자성차가 0.058% 만큼 과소평가 되어 있으며 나머지 잔고규모가 작은 그룹들은 과대평가 되어 있는데, 그룹 4의 경우 과대평가 정도가 월 0.2%에 이르는 적지 않은 크기이지만 나머지 그룹들은 그리 크지 않은 것으로 나타났다. 특히 연간 수익률이 (+)인 그룹은 과소평가된 반면 (-)인 그룹들은 모두 과대평가되었다는

공통점이 있다. 한편 회전율별 구분에서는 최고 회전율 그룹은 월 0.2% 정도 과대평가된 것으로 나타났으나 나머지 그룹은 모두 과소평가되어 있으며 크기도 무시할 수 있는 수준이다. 잔고규모 그룹에서와 마찬가지로 연간 수익률이 (-)인 그룹만 과대평가된 반면 (+)인 그룹은 모두 과소평가된 것으로 나타났다.

<표 A1> 매수·매도 시점부터 월말까지의 수익률이 월간 초과수익률에 미치는 영향 분석

	월간 매수 회전율	매수 거래 가중평균 초과 수익률(%)	월간 매도 회전율	매도 거래 가중평균 초과 수익률(%)	월간 초과 수익률에 미치는 영향(%)
A. 전체결과					
전체계좌	0.295	-3.257	0.294	-3.256	-0.006
B. 잔고규모별 구분					
1(large)	0.310	-2.49	0.315	-2.64	0.058
2	0.331	-4.09	0.333	-4.02	-0.017
3	0.323	-3.99	0.330	-3.61	-0.099
4	0.311	-5.69	0.281	-5.58	-0.208
5(small)	0.177	-2.34	0.188	-1.78	-0.081
C. 회전율별 구분					
1(high)	0.735	-3.67	0.689	-3.62	-0.202
2	0.350	-2.60	0.365	-2.65	0.057
3	0.188	-1.92	0.197	-1.86	0.007
4	0.092	-1.73	0.101	-2.28	0.070
5(low)	0.030	-2.47	0.037	-3.80	0.067

The Common Stock Investment Performance of Individual Investors in Korea

Young Hoon Byun*

〈abstract〉

We analyze trade and balance records of 10,000 stock investment accounts of individual investors for the period of 1998 to 2003. Individual investors earn an annual gross return of 12.3% while the KOSPI and the value weighted composite including KOSDAQ stocks yield 13.6% and 9.7% respectively during the same period. Net return performance is 8.3%, a drop of 5.3% mainly due to heavy trading. Individual investors' annual turnover amounts to over 270 percent. In an analysis of groups formed on the month's end position value, the performance of the top quintile is found comparable to the market while the rest yield significantly lower risk-adjusted returns than the market. We also find evidence rejecting the rational expectation model while supporting the overconfidence hypothesis which states overconfidence leads to a higher level of trading, resulting in poor performance. Individuals tilt their stock investment toward high-beta, small, and value stocks.

Keywords : Individual Investors, Overconfidence, Common Stock Performance, Excessive Trading,
Investor Behavior

* Associate professor, Myongji University