

적으로 외국인간 장외거래가 허용되고 있다. 外國人間 場外去來는 국내 증권시장에 대한 외국인투자의 영향을 최소화하면서 한도도달 종목의 유동성을 증가시켜 외국인간 거래를 촉진한다. 장외거래의 허용은 시장의 이중구조에 따른 가격 \kang\foreign2

外國人投資 影響分析

1994. 3

韓國證券經濟研究院
研究委員 姜 鍾 萬

〈 目 次 〉

I. 序 論	1
II. 外國人投資 影響과 現況	2
1. 海外證券投資 原因	2
2. 外國人投資 影響과 投資現況	3
III. 外國人投資 規制	8
IV. 外國人投資 影響 實證分析	12
1. 實證研究目的과 研究方法論	12
2. 實證分析	13
3. 實證分析 結果 要約	24
V. 結 論	25

I. 序論

株式市場이 1992년에 대외개방된 이후 2년이 지났다. 우리나라 증권시장은 그동안 오랜 침체에서 벗어나 이제 회복국면을 맞이하고 있으며 지난 2월말 현재 국내상장주식의 9.41% (시가총액 기준시 10.31%)를 외국인이 보유하고 있어 증권시장의 개방은 어느 정도 성숙된 것으로 판단된다. 지난 2년간 주식투자를 위해 도입된 외화의 순유입액이 7,774백만불로서 그동안 수출부진에 따른 경상수지 적자를 보전하는 데에 크게 기여하였으며 외국인투자는 증권시장의 안정적인 성장에 기여함으로써 주식시장 개방은 대체로 성공적이라는 평가를 받고 있다.

그러나 외국인 주식투자의 급격한 증가는 외국인투자에 대한 소유한도 제한의 완화 필요성과 외화자금유입에 따른 외환시장과 금융시장의 불안정성을 부각시키고 있다. 따라서 본고에서는 지난 2년간 外國人投資가 證市에 미친 影響을 실증분석함으로써 주식시장 개방 확대에 관한 시사점을 얻고자 한다.

外國人投資家は 투자회사, 기금, 은행 등 기관투자자의 비중이 크며 이들은 국제 분산투자를 목적으로 장기투자함으로써 우리나라 증시의 수요 기반을 확대하여 安定性 提高에 기여하였다. 또한 외국인투자자들의 투자행태의 영향으로 기업의 내재가치를 중심으로 한 과학적 투자기법 등이 점차 정착되고 있어 외국인투자는 證市의 先進化에도 기여하고 있다. 외국인투자는 국제부동자금(Hot Money)의 빈번한 유출입에 따른 증시교란과 기업의 경영권 위협이라는 부작용을 야기할 수도 있다. 그러나 증시의 대외개방은 선진금융기법의 도입에 따른 국내 증시의 효율성 향상과 새로운 매수기반 형성에 따른 증시의 수요기반 확대 그리고 기업의 자본비용절감 등 긍정적인 면이 보다 클 것으로 생각된다.

그동안 정부는 우리나라 증권시장의 구조가 취약하므로 외국인투자에 따른 부작용을 최소화시키기 위하여 외국인의 상장주식 소유를 원칙적으로 종목당 10%, 1인당 3%로 제한하였다. 그러나 우루과이라운드 협상 타결이후 자본시장의 국제화 추세에 따라 이러한 외국인투자한도 제한의 완화가 검토되고 있으며 OECD 가입에 대비하여 資本市場의 開放은 더욱 확대할 필요가 있다. 따라서 본고에서는 동남아제국 등 외국에서 시행되고 있는 외국인에 대한 투자한도 제한사례 등을 검토하고, 지난 2년간 증권시장 자료를 이용하여 외국인투자가 우리나라 증권시장에 미친 영향을 실증분석함으로써 外國人投資限度 規制의 緩和을 위한 방향을 제시하고자 한다.

본고는 다음과 같이 구성되었다. 다음장에서는 해외투자의 원인과 외국인 투자가 증시에 미치는 영향 그리고 지난 2년간 외국인투자 현황을 검토하고자 한다. 외국인투자를 규제하는 이유와 각국의 외국인투자 규제현황은 제3장에서 논의될 것이다. 제4장에서는 실증연구 방향과 외국인투자 영향을 실증분석하기 위한 자료와 방법론 그리고 실증연구결과를 요약하였다. 제5장은 결론으로서 본고의 연구결과를 마무리하였다.

II. 外國人投資 影響과 現況

1. 海外證券投資 原因

해외 증권시장에 상장된 주식에 대한 투자 (“海外證券投資”)는 국제분산투자에 따른 포트폴리오의 總危險 減少와 投資收益率 提高 측면에서 검토할 수 있다. 외국 주식시장에 상장된 주식의 가격 변화는 국내 주식의 가격 변화와 상관관계가 낮으므로 해외증권투자는 분산투자효과를 높일 수 있어 투자 포트폴리오의 총위험이 감소한다. 또한 외국 금융시장과 국내 금융시장의 금리차는 저금리 국가인 선진국투자자의 해외증권투자를 촉진하고 있다. 즉 투자자가 자금조달시 부담하는 자본비용의 차이는 주식가치에 대한 평가를 달리하여 고금리에 의해 평가된 외국주식은 저금리로 자금을 조달할 수 있는 투자자에게는 이익획득의 기회를 제공한다.

이러한 요인외에도 환율절상이 예상되는 국가의 증권시장에 투자함으로써 환차익을 얻을 수도 있으며, 외국증권시장의 효율성이 낮고 시장구조가 취약하다면 막대한 단기부동자금을 이용하여 단기투자이익을 얻으려는 投機性 短期投資도 촉진된다.

그러나 海外證券投資에는 다음과 같은 制約條件이 있다. 무엇보다도 각국의 증권시장제도가 상이하다. 증권시장은 자본주의의 중추기관으로서 기업의 중요한 직접자금 조달시장이다. 따라서 증권시장이 경제와 사회에 미치는 영향이 지대하므로 증권시장에 대한 정부규제가 엄격하며 또한 국가마다 규제정도가 상이하므로 해외증권투자를 위해서는 투자대상인 외국증권시장에 대한 연구조사가 필요하다. 또한 증권투자에서는 무엇보다도 투자대상기업의 수익성 분석이 필요

하다. 그러나 외국에서 채택하고 있는 회계관행이 달라 회계정보를 이용한 기업 분석 측면에서 외국인투자자가 불리하다. 또한 외국인투자자는 국내투자자에 비해 기업정보의 취득면에서도 불리하다.

따라서 해외증권투자는 개별종목에 관한 단기적 정보를 이용하기 보다는 기업의 내재가치와 경제전반에 관한 예측 등에 근거한 長期投資 傾向을 띠고 있다. 이러한 경향은 우리나라 증시에서도 나타나고 있어 외국인투자자의 보유주식회전율이 국내투자자에 비해 매우 낮다.

이외에도 해외투자에 수반된 경비의 추가적인 부담과 세제상의 차이, 그리고 외국인 주식투자에 대한 외국증권시장의 규제와 자국 정부가 해외증권투자에 부과한 규제, 그리고 정치사회 면에서 위험분산 필요성 등이 해외증권투자를 제한하고 있다.

2. 外國人投資 影響과 投資現況

1) 外國人投資 影響

외국인투자는 다음과 같이 외환시장과 금융시장 그리고 주식시장에 영향을 준다. 주식투자를 위한 外貨資金의 流入은 圓화의 平價切上 壓力으로 작용하여 실물경제의 수출경쟁력을 약화시키고 수입을 증가시키는 부작용을 초래할 수 있다. 또한 외화자금 유입은 通貨量을 增加시키고 이에 따라 인플레이션이 유발될 수 있다. 그리고 외화자금의 빈번한 유출입은 외환시장과 금융시장의 교란요인으로 작용하여 금리와 환율의 변동성을 높이며 시장위험이 증가한다.

그러나 외화자금의 安定的인 流入은 금융시장에서 유동성을 증가시키며 금리인하를 촉진하여 기업의 자금조달을 원활히 하고 자본비용을 저하시킨다. 따라서 외국인투자에 따른 외화자금 유입이 실물경제에 미치는 영향은 일률적이지는 않지만 일반적으로 流動性增加와 金利引下에 따른 혜택이 부작용보다는 클 것으로 생각된다.

외국인투자가 증권시장에 미치는 영향은 매우 크다. 외국인투자의 증가는 직접적으로 주식시장의 需要基盤을 擴大하고 주가를 상승시키며 투자자의 다양화는 증권시장의 安定性을 提高시킬 수 있다. 그러나 단기투기 위주의 투자자증가는 외국인투자 증감에 따라 주가변동성이 증대되어 증권시장의 안정성이 저해될

수 있다.

또한 國內 證券市場이 해외 금융시장의 변화에 대하여 敏感한 反應을 나타내게 된다. 즉, 미국 등 주요 금융시장에서 금리변동이 미국 증권시장은 물론 개방된 해외증권시장에도 영향을 미치게 된다. 예로서 최근의 미국에서 금리인상은 미국 기관투자자의 투자포트폴리오 구성에 영향을 주었고 이러한 변화는 태국이나 홍콩 등의 증권시장에서 자금유출을 촉진하여 주가하락이 초래되었다. 2월말 현재 홍콩의 항셱지수는 년초 대비 13.80% 하락하고, 대만의 주가지수는 15.60% 하락하였다.

외국인투자가 증권시장 전반에 미치는 영향도 중요하지만 개별종목에 미치는 영향도 적지 않다. 비록 외국인 소유비중이 상장주식 수 전체에 비해 낮다고 하더라도 외국인투자는 주가를 결정하는 需要의 限界數量에 影響을 미치므로 개별 주가는 외국인투자 증감에 민감한 반응을 나타내게 된다. 또한 외국인투자는 그들이 선호하는 종목에 집중되므로 관련종목의 주가변동이 증대되고 이러한 외국인투자자의 투자행태는 국내투자자에게도 영향을 미치게 된다. 지난 2년간 우리나라 증권시장에서 내재가치 중심의 투자 등 종목별 주가재편현상은 이러한 외국인투자의 영향으로 판단된다.

일반적으로 외국인투자 증가에 따라 증권시장에서는 새로운 情報가 전달되고 去來量이 增加하게 된다. Clark (1973)에 따르면 주식에 대한 수요증가는 주식의 균형가격을 변화시키고 균형가격 조정에 따라 수요의 함수로서 거래량이 증가한다. 외국인투자는 기존의 증권시장 참여자 외에 신규 투자자가 증가하는 것이다. 따라서 외국인투자에 의해 직접적으로 주식거래량이 증가할 뿐만 아니라 외국인투자에 따른 정보효과로 거래량이 더욱 증가할 수 있다.

또한 선진금융기법을 이용하고 있는 외국인투자자가 보유한 정보가 외국인의 주식거래를 통해 국내 투자자에게 전파될 수 있다.¹⁾ 이러한 새로운 정보의 유입으로 기존의 국내 투자자의 주식평가가 변하며 시장전체로서 투자자간 기대의 불일치가 증가한다. 즉, 새로운 정보는 증권시장 참여자의 期待 不一致를 증가시키고 이에 따라 Epps와 Epps (1976)의 주장처럼 株式去來量이 증가하고 株價가 상승하게 된다.²⁾

2) 外國人投資 現況

1) 주가변동을 통한 정보전달 효과는 Grossman과 Stiglitz (1980)를 참조한다.

2) 주식거래량과 주가와와의 상관관계에 관한 가설은 실증분석에 의해 지지되고 있다. Rogalski (1978)의 연구는 이러한 실증분석의 한 예다.

외국인투자자의 상장주식 취득은 證券管理委員會의 「外國人の株式賣買去來 등에 關한 規程」에 의해 규제되고 있다. 동 규정에 따르면 외국인투자자의 상장주식 취득은 원칙적으로 증권거래소 시장을 통하도록 제한하고 있으며, 국내기업의 경영권보호와 외국인투자자에 의한 증권시장의 교란을 방지하기 위하여 원칙적으로 종목별 외국인투자한도와 1인당 투자한도를 각각 10%와 3%로 제한하고 있다.

종목별 외국인투자한도에 도달한 종목의 외국인간 직접거래를 위하여 예외 불균형의 문제가 야기되지만 외국인투자가 활성화됨에 따라 증가하고 있는 외국인투자한도 도달종목의 유동성 증가를 위하여 필요하다. 이러한 장외거래제도는 태국이나 인도네시아 등에서 채택하고 있는 外國人 專用市場(Foreign Board) 제도에 비해 외국인간 거래가 국내증시에 미치는 영향을 약화시키는 제도라고 생각된다.

外國人投資者 登錄現況은 <표 1>에 요약되었다. 1991년말 현재 기관투자자는 144명으로서 개인투자자의 약 1/3에 불과하였으나 외국인투자가 시작된 1992년 이후에 기관투자자가 급격히 증가하여 1993년말 현재 기관투자자는 1,652명으로 외국인투자자 2,745명의 60%에 달하고 있다.

<표 1> **외국인투자자 등록**

구 분	'91년말	'92 1-6	'92 7-12	'93 1-6	'93 7-12	'93년말
개 인	421	191	66	87	328	1,093
기 관	144	382	368	390	368	1,652
계	565	573	434	477	696	2,745

자료: 증권감독원, 「증권조사월보」, 각호

株式投資를 위하여 도입된 外貨資金은 <표 2>에서 1992년 2,735백만불, 1993년 7,637백만불이고 2년간 과실송금된 2,598백만불을 차감할 때 순유입된 외화는 2년간 7,774백만불이다. 외화자금유입이 외환시장에 미친 영향을 분석하기 위해 외화자금 순유입을 종합수지와 비교할 때 1992년의 순유입은 2,073백만불로서 종합수지 4,898백만불의 42.3%이었으나 1993년중 3/4분기까지 순유입은 3,334백만불로서 종합수지 3,518백만불의 94.8%에 달하고 있다. 따라서 지난 2

년간 외국인 주식투자자금의 유입은 국제수지개선에 크게 기여한 것으로 평가되지만 1993년에는 특히 원화의 평가 절상 압력으로도 작용하였다고 생각된다.

<표 2> 주식투자 외화자금 유출입

(단위 : 백만불, %)

구 분	유 입 (백만불)	유 출 (백만불)	순 유 입(A) (백만불)	종합수지 (백만불)	M ₂ 증가(B) (십억원)	A/B
1992. 1/4분기	757	76	681	53	4,003	13.2
2/4분기	290	130	160	1,141	759	16.7
3/4분기	283	165	118	1,233	4,243	2.2
4/4분기	1,405	291	1,114	2,471	5,762	15.2
1992년 계	2,735	662	2,073	4,898	14,767	11.1
1993 1/4분기	1,437	434	1,003	1,301	3,208	24.8
2/4분기	2,184	491	1,693	1,221	2,707	50.3
3/4분기	1,110	472	638	996	7,343	7.0
4/4분기	2,906	539	2,367	N. A.	3,147	60.8
1993년 계	7,637	1,936	5,701	N. A.	16,405	28.1

주: 1. A/B 비율 계산을 위한 외화자금 원화환산은 기간중 시장평균환율을 적용함.
2. M₂ 증가는 평잔기준으로 전분기에 대한 금액임.

자료: 증권감독원, 「증권조사월보」, 각호
한국은행, 「조사통계월보」, 각호

외국인 주식투자 자금유입이 通貨量에 미친 影響을 분석하기 위하여 분기별로 총통화(M₂) 증가금액과 외화자금 순유입액을 비교하였다. 외화자금 순유입액의 총통화 증가금액에 대한 비율은 1992년에는 11.1%, 1993년에는 28.1%를 점하고 있다. 특히 1993년 2/4분기와 4/4분기에는 각각 50.3%와 60.8%에 달하여 외국인 투자자금 유입은 1993년중 통화량 증가의 요인으로 판단된다.

외국인의 주식투자를 期間別로 比較할 때 증시가 회복세를 보인 1992년 10월 이후에 외국인투자가 활성화되었다. <표 3>에서 1991년말 현재 외국인 소유주식수는 131백만주로서 상장주식수의 2.56%이었으나 주식시장이 대외개방된 1992년 1/4분기에 25백만주가 증가하여 외국인소유비중은 3.00%로 증가하였다. 1992년 2/4분기와 3/4분기에는 증시침체 등의 영향으로 외국인투자 증가가 미약하였으나 1992년 10월 이후 증시회복에 따라 외국인투자가 증가하여 1993년말 현재 외국인 소유주식 수는 503백만주로서 외국인 소유비중이 8.74%에 달하고 있다.

또한 외국인 주식소유 증가에 따라 외국인투자자의 주식거래가 활성화되어 주식시장에서 차지하는 거래비중이 급격히 증가하였다. <표 4>에서 外國人 去來 比重은 거래량 기준시 1992년 1.24%에서 1993년 2.45%로 증가하고, 거래대금 기준시 1992년 1.80%에서 1993년 2.50%로 증가하였다. 1992년에는 거래량 비중이 1.24%이고 거래대금 비중이 1.80%로서 외국인이 선호하는 주식이 평균적으로 고가주이었으나 1993년에는 거래량비중과 거래대금 비중이 거의 같아지고 있어 외국인이 선호하던 고가주 투자성향이 약화되고 있음을 알 수 있다.

<표 3> 외국인투자자 주식소유 비중
(분기말 기준)

(단위: 백만주, %)

연 월	외국인소유주식수(A)	상장주식수(B)	외국인소유비중(A/B)
91. 12	131	5,102	2.56
92. 3	156	5,215	3.00
6	164	5,299	3.09
9	169	5,351	3.15
12	220	5,413	4.07
93. 3	270	5,484	4.93
6	351	5,551	6.33
9	391	5,679	6.88
12	503	5,760	8.74

자료: 증권감독원, 「증권조사월보」, 각호
증권거래소, 「주식」, 각호

<표 4> 외국인 주식거래 비중

(단위: 백만주, 십억원, %)

구분	거 래 량				거 래 대 금			
	시장전체 (A)	외국인		비 중 ($\frac{B+C}{2A}$)	시장전체 (D)	외국인		비 중 ($\frac{E+F}{2D}$)
		매수(B)	매도(C)			매수(E)	매도(F)	
92년								
1/4분기	1,607	26	6	1.00	22,393	602	122	1.62
2/4분기	1,609	13	10	0.71	21,090	277	175	1.07
3/4분기	1,183	12	10	0.93	13,561	242	160	1.48
4/4분기	2,665	72	26	1.84	33,580	1,265	420	2.51
92년 계	7,064	123	52	1.24	90,624	2,386	877	1.80
93년								
1/4분기	2,399	85	35	2.50	33,331	1,348	555	2.85
2/4분기	3,409	114	37	2.21	52,389	1,942	627	2.45
3/4분기	1,592	66	25	2.86	24,474	871	396	2.59
4/4분기	3,000	130	29	2.65	59,722	2,257	513	2.32
93년 계	10,398	383	126	2.45	169,918	6,419	2,089	2.50

자료 : 증권감독원, 「증권조사월보」, 각호

III. 外國人投資 規制

證券市場의 開放은 자본시장 국제화 정책의 일환으로서 세계적인 금융의 국제화 추세에 부응한다. 앞에서 논의한 것처럼 외국인의 국내 증권시장 참여는 저금리의 외국자본 유입을 촉진하여 기업의 투자수요를 충족시킬 수 있는 자금공급을 확대하고 금리부담을 감소시켜 산업발전에 기여한다. 특히 증권시장으로 유입된 자금은 증권시장의 수요기반을 확대함으로써 증시에 긍정적인 영향을 주고 기업의 주식발행을 통한 자금조달을 촉진한다.

그러나 실물의 유통과 관련없이 유입된 외화자금은 통화량을 증가시키고 소비를 촉진시킬 우려가 있으며 외환시장에서는 원화의 평가절상 압력으로 작용하여 수입을 증가시키고 수출을 축소시키는 부작용을 초래할 수 있다. 또한 단기투자이익을 목적으로 국제금융시장을 떠도는 부동자금(Hot Money)의 빈번한 유출입은 금융시장, 증권시장, 그리고 외환시장의 안정성을 저해하며 금융시장의 동조화에 따라 국제금융시장의 변화가 국내금융시장에 미치는 영향이 증대된다. 이러한 예로서 금년 2월에 개최된 「金融開放의 政策的 敎訓」에 관한 국제 심포지

움에서 논의된 것처럼 칠레 등 남미국가에서는 資本自由化가 實質換率切上과 消費增加를 誘發하였으며, 핀란드의 경우에는 급격한 금융 및 자본자유화가 금융시장과 실물경제의 위기를 초래하였다.

또한 증권시장의 개방에 따라 증권시장은 外部衝擊에 敏感한 反應을 보이게 된다. 홍콩, 싱가포르 등 새로운 산업국가로서 경제도약을 하고 있는 동남아 제국의 경우에 1993년까지는 국내 산업발전과 미국의 저금리정책 등에 기인한 외국 자본유입의 영향으로 증권시장이 획기적인 발전을 하였으나, 1994년에 들어 미국의 금리인상과 유럽 증권시장 회복 등에 따른 자금유출의 영향으로 주가가 급격히 하락하고 있다. 이러한 주가하락은 경제성장을 둔화 등 국내적인 영향보다는 선진국 증시의 회복 그리고 미국의 금리상승에 따른 기관투자자의 투자포트폴리오 재구성이 해외 주식투자규모를 축소시켜 이에 따른 외국인투자의 감소가 아시아 제국의 증시를 압박하고 있는 것으로 판단된다.

따라서 資本市場 開放의 확대는 금융시장과 외환시장 등의 제반여건을 감안하여 漸進的으로 추진할 필요가 있으며 외국인투자 증감에 따른 국내증시의 변동성을 축소시키기 위하여 국내금융시장이 성숙될 때까지는 일정 한도내에서 외국인투자규제를 시행할 필요가 있다.

성공적인 사례로서 평가되고 있는 일본의 자본시장 자유화는 약 15년에 걸쳐 점진적으로 추진되었다. 1960년대 중반에 OECD 가입에 따른 자본자유화 의무를 이행하기 위해 자본시장 개방을 추진한 이후 점진적으로 개방폭을 확대하여 1980년 신외환법 제정으로 외국인투자를 원칙적으로 자유화하기까지 15년 이상이 경과되었다.

또한 대만은 1982년 3단계 자본자유화계획을 발표하였으나 실천을 미루다가 1989년 이후 증시침체가 지속되자 해외자본유입을 통한 證市安定策으로서 외국인의 주식투자를 1991년에 허용하였다. <표 5>에서 대만은 증시개방폭 확대에 관한 미국 등 선진국의 압력으로 1993년 11월에 외국인투자총액 한도를 25억불에서 50억불로 증가시키고 Country 펀드 한도도 1억불에서 2억불로 배증시켰다. 금년 들어 증시가 침체하자 지난 3월 5일에 외국인투자총액 한도를 75억불로 증가시키고 또한 투신사의 해외펀드 한도를 25억불로 신설했다. 하지만 대만은 외국인투자자를 기관투자자로 제한하고 있으며 개별종목에 대한 외국인투자한도를 1인당 5%, 종목당 10%로 제한하고 있다. 1993년 11월에 발표된 금융개혁안에서는 외국인의 요구에 부응하여 투자한도를 각각 10 - 15% 와 20 - 30%로 확대할 계획이었지

만 아직까지 시행하지 않고 있다.

그러나 태국, 인도네시아, 필리핀, 싱가포르와 홍콩 등 東南亞 國家에서는 외국인투자를 積極的으로 受容하고 있다. 현재 태국은 원칙적으로 외국인투자를 50%로 제한하고 있다. 그러나 정관에 의한 규제로 금융기관 투자한도는 25%로 제한되고 있다. 필리핀과 홍콩과 싱가폴은 원칙적으로 외국인투자를 제한하지 않으며 정관에 의해 개별기업이 외국인투자를 제한하고 있다. 이러한 나라들에서는 고도의 경제성장이 유지될 때는 외국자본의 유입이 촉진되어 실물경제 성장에 크게 기여하였으나 미국시장에서의 금리변동 등 해외충격이 증권시장에 미치는 영향이 증대되어 증시의 변동성이 증가하였다.

南美의 경우에는 칠레가 외국인투자를 5%로 제한하고 멕시코는 은행, 증권, 보험 등 금융기관에 대한 외국인투자만을 제한하고 있다. 先進國의 경우에는 호주가 1인당 15%, 종목당 40%, 프랑스는 종목당 20%, 그리고 노르웨이는 종목당 33.3%로 제한하고 있다. 특히 노르웨이는 무의결권주에 대한 외국인투자를 제한하지 않아 외국인의 주식투자는 허용하되 외국인에 의한 국내기업 지배를 경계하고 있다.

우리나라는 점진적으로 증권시장을 개방하려는 정책을 시행하고 있다. 1992년 증시개방이후 아직까지 기본적으로 외국인투자를 個人別 3%, 種目別 10%로 제한하고 있으며 경제전반에 미치는 영향을 감안하여 외국인투자한도를 점진적으로 확대할 계획을 견지하고 있다.³⁾

3) 점진적으로 외국인투자한도를 확대하려는 정책은 증권감독원 국제업무국(1993)이나 금융연구원의 「UR 금융협상의 영향과 우리의 대응방안」 보고서등에서도 언급되고 있다.

<표 5>

국가별 외국인 투자한도 규제 비교

국 가	주식시장 개방일	외국인 투자한도		
		1 인	종 목	기 타
한 국	92.1	3%(1%)	10%(8%)	()안은 공공적기업 한도
대 만	91. 1. 3	5%	10%	<ul style="list-style-type: none"> •외국인 총한도: 75억불 •투신해외펀드: 25억불 •개인별한도: 5-50백만불 •Country Fund한도: 2억불
태 국	-	-	50%	정관에 의한 규제가능 (금융기관 한도: 25%)
인 도	92. 2.19	5%	24%	
인도네시아	88.10		49%	
호 주		15%	40%	
중 국	1991	-	-	<ul style="list-style-type: none"> •외국인은 B주만 취득가능 •B주는 자본금의 25%이내에서 자유롭게 발행 가능
필 리 핀	-	-	-	<ul style="list-style-type: none"> •외국인은 B주만 취득가능 •Negative List상 업종은 40%
말레이시아	-	15%	30%	<ul style="list-style-type: none"> •정관에 의한 규제가능 •외국투자위원회 승인시 한도 초과 가능
홍 콩	-	-	-	<ul style="list-style-type: none"> •정관에 의한 규제가능 (홍콩상하이 은행:1%, TV 방송국: 1인당 한도 10%, 전체 49%)
싱 가 폴	-	-	-	<ul style="list-style-type: none"> •정관에 의한 규제가능 · 은행: 20% · 싱가포르 항공사: 25% (정부투자기업) · 증권사: 49%
프 랑 스			20%	
노르웨이			33.3%	<ul style="list-style-type: none"> •조선회사: 40% •무의결권주(B주)취득에는 제한이 없음.
칠 레			5%	•신규 공개기업은 10%
멕 시 코		5% 15% 15%	30% 30% 49%	은행 증권 보험

IV. 外國人投資 影響 實證分析

1. 實證研究目的과 研究方法論

외국인투자가 증시에 미치는 영향은 두 측면으로 나누어 생각할 수 있다. 외국인투자는 증시의 거래량을 증가시켜 주가상승을 유도하며, 외국인투자자의 시장참여는 주가변동성에 영향을 준다.

外國人投資에 따른 株價上昇은 네가지 경우로 나누어 생각할 수 있다. 첫째, 외국인투자는 주식에 대한 需要를 增加시켜 수요변화에 따라 거래량증가와 주가상승이 이루어진다. 즉, Clark(1973)의 주장처럼 주식에 대한 수요증가로 수요의 함수로서 거래량이 증가하고 균형가격이 상승한다.

둘째, 외국인투자를 통해 외국인이 보유한 情報가 우리 증시에 傳達되어 주가상승과 거래량증가가 이루어진다. Copeland(1976)와 Epps와 Epps(1976)의 주장처럼 투자자가 보유한 정보의 전파는 거래량 증가로 나타나며 이는 주가상승을 유도할 수 있다. 또한 Grossman과 Stiglitz(1980) 또는 Copeland와 Friedman(1991)의 연구에 따르면 개별투자자가 보유한 사적정보는 주가변동을 유도하며 이러한 가격변화는 정보의 유통을 촉진한다.

셋째, 외국인 주식투자자금의 유입은 通貨量供給을 增加시키고 통화량증가에 따라 주가가 상승한다. Gargett(1978)의 연구에 의하면 미국의 경우에 다우존스지수는 약 3개월 전의 통화량증가와 관련이 있다. 또한 Amihud와 Mendelson(1980)의 연구는 유동성이 주가에 영향을 주고 있다는 사실을 밝히고 있다.

넷째, 외국인투자자의 증시참여는 국내투자자의 투자행태에 영향을 주며 증시에 대한 인식을 변화시켜 國內投資者의 株式投資를 誘發할 수 있다. 이러한 주식투자 증가는 거래량을 증가시키고 주가를 상승시키는 요인으로 작용한다. 우리나라의 경우에도 증시개방이후 국내투자자의 투자행태가 내재가치 증시등 보다 합리적인 방향으로 변하고 있으며 이러한 행태변화는 결국 증시의 선진화를 촉진하여 가계 등의 여유자금 운용수단으로서 증시의 중요성을 부각시킬 것이다.

연강흠(1994)은 외국인투자 증가가 주가지수 상승과 관계가 있으나 외국인투자 증가가 국내투자자 순매수에 영향을 주지 않는다고 주장하였다. 이러한 상호 대립되는 결과는 연강흠(1994)이 외국인투자 증가가 국내투자자 매수에 미치는 영향을 개별종목이 아닌 시장전체로서 파악함에 기인한 것으로 판단된다. 따

라서 이에 대한 연구는 개별종목을 이용한 심층분석이 필요하다고 생각한다.

또한 외국인투자는 이러한 가격변동외에도 株價變動性에 영향을 준다. 외국인투자가 장기투자를 지향한다면 주가의 안정성이 제고되고 주가변동성이 감소한다. 그러나 투기적인 단기투자 중심의 외국인투자는 주가변동성을 증가시켜 증시의 불안요인으로 작용하며 장기적으로는 주가에 악영향을 미치게 된다.

따라서 본 연구에서는 外國人投資가 株價와 株價變動性에 미친 影響을 종합적으로 분석하고자 한다. 외국인투자 자료는 1992년 이후 1993년말까지 매월말 현재 종목별 외국인투자 비율을 기준으로 하였으며 주가수익률 자료는 韓國信用評價(株)가 제공하는 종합주가지수와 개별종목의 수익률을 이용하였다. 그리고 자본금 비교를 위해서 동사가 제공하는 Financial Analysis System에 수록된 자본금자료를 이용하였다.

외국인투자 영향을 실증분석하기 위해서 月別로 외국인 소유비율에 따라 포트폴리오를 구성하고 포트폴리오 日收益率의 月平均과 分散을 비교하였다. 그리고 외국인투자의 거래이익을 추정하기 위하여 외국인 투자지분을 증감별로 市場模型(Market Model)에 의한 초과수익률을 계산하고, 투자지분변동과 초과수익률 간의 관계분석을 위해 假變數回歸分析(Dummy Variable Regression Analysis)을 이용하였다. 방법론에 관한 자세한 설명은 실증분석에서 논의하기로 한다.

2. 實證分析

앞에서 언급한 것처럼 본 연구에서는 每月末 投資持分을 기준으로 외국인투자 포트폴리오를 구성하였다. 본 연구에서 외국인투자 종목은 상장주식의 1% 이상을 외국인이 보유한 종목을 말한다. <표 6>에서 외국인이 상장주식의 1% 이상을 보유한 종목은 증권시장 개방이전인 1991년말에는 보통주 134종목, 우선주 20종목, 계 154종목이었으나 1993년말에는 보통주 469종목, 우선주 88종목, 계 557종목으로 급격히 증가하였다.

<표 6>

외국인투자지분별 투자현황

(분기말 기준)

투자지분	91년말	1992년				1993년			
		1/4분기	2/4분기	3/4분기	4/4분기	1/4분기	2/4분기	3/4분기	4/4분기
(보통주)									
1-2%	24	38	31	44	45	37	44	61	45
2-3	20	36	32	26	36	38	35	28	31
3-4	10	22	28	27	22	18	13	17	26
4-5	9	16	15	18	21	14	17	18	26
5-6	4	9	16	13	15	15	19	14	13
6-7	7	10	12	13	11	18	15	13	19
7-8	5	8	13	13	17	10	9	10	14
8-9	5	6	9	13	14	8	13	14	16
9-10	5	19	33	26	36	54	82	72	143
10%이상	45	70	59	64	60	74	85	123	136
계	134	234	248	257	277	286	332	370	469
(우선주)									
1-2%	2	3	3	6	8	6	4	6	4
2-3	3	3	3	3	10	3	6	3	5
3-4	5	3	4	5	3	8	4	3	5
4-5	1	0	0	1	1	3	0	2	4
5-6	0	1	0	0	1	0	3	2	3
6-7	1	1	1	1	1	2	1	4	2
7-8	0	0	1	0	0	2	1	1	2
8-9	0	0	0	0	1	1	2	3	5
9-10	2	2	6	5	4	8	20	26	29
10%이상	6	11	9	10	10	10	14	16	29
계	20	24	27	31	39	43	55	66	88

자료: 증권감독원

한국신용평가(주)가 제공하는 주가수익률 자료는 보통주의 수익률만이 이용 가능하므로 실증분석에서는 普通株를 기준으로 외국인 투자종목을 선정하였다. 관리종목과 92년이후 상장기업을 제외한 상장회사수는 <표 7>에서 1993년말에 637개이고 외국인 투자회사 수는 460개, 비투자회사수는 177개이다. 이들의 자본금을 비교하면 외국인 투자종목의 자본금 평균이 51,033백만원, 중앙값이 13,365백만원으로서 비투자종목의 자본금 평균 17,254백만원과 중앙값 8,000백만원에 비해 매우 높다. 따라서 외국인투자는 비교적 大型社에 集中된 것으로 판단된다.

<표 7> 외국인투자종목의 자본금 비교

(단위 : 백만원)

구 분	상 장 종 목 전 체 (637)	외 국 인 투 자 종 목 (460)	비 투 자 종 목 (177)
최 대	3,041,673	3,041,673	650,000
최 소	1,000	1,725	1,000
평 균	41,647	51,033	17,254
중 양 값	10,800	13,365	8,000

- 주: 1. 자본금자료는 한국신용평가(주)의 Financial Analysis System 자료를 기준으로 함.
 2. 상장종목 전체는 1993년말 현재 상장회사 중에서 92년이후 상장종목과 관리종목을 제외함.
 3. 외국인투자종목은 외국인이 1993년말 현재 보통주 발행주식 총수의 1%이상을 투자한 종목임.

주가수익률과 분산측면에서 외국인투자종목의 특성을 분석하기 위하여 외국인 비투자종목과 외국인 투자종목을 구분하여 각각의 수익률 평균과 분산의 연도별 추이를 비교하였다. 연도별 수익률 평균과 분산의 계산은 週收益率 자료를 이용하였으며 각각 식(1)과 식(2)에 의하였다.

$$R_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T R_{it}$$

$$R = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N R_i \quad (1)$$

$$V = \frac{1}{N} \frac{1}{(T-1)} \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (R_{it} - R_i)^2 \right] \quad (2)$$

R_{it} : 종목 i 의 t주의 주가수익률

T : 연간 거래주수

N : 그룹별 종목수

R : 그룹별 주가수익률 평균

V : 그룹별 주가수익률 분산

식(1)과 식(2)에 의해 추정된 연도별 수익률 평균과 분산은 각각 <표 8> 과 <표 9>에 요약되었다. 여기에서 외국인투자종목은 1993년말 현재 상장 보통주의 외국인투자지분이 1%이상인 종목을 말한다. 외국인 投資種目과 非投資種目

의 週收益率 年平均을 비교하면 <표 8>에서 외국인 투자종목의 87-91년중 수익률 평균이 0.3120%로서 비투자종목의 0.0811%보다 높다. 1992년에는 외국인 비투자종목의 수익률 평균이 투자종목보다 높았으나 1993년에는 반대로 외국인 투자종목의 수익률 평균이 비투자종목보다 높았다. 그리고 外國人投資限度 到達種目과 未到達種目的의 수익률 평균을 비교하면 한도도달종목의 수익률 평균은 87-91년 기간중 0.3878%로서 미도달종목의 0.2804% 보다 높으며, 1993년에는 한도도달종목의 증가와 함께 이들 종목의 수익률 평균이 높아졌음을 알 수 있다.

1992년 자료만을 이용하여 수익률 평균을 비교한 강종만(1993)에서는 1992년도중 외국인투자종목과 비투자종목의 일수익률 평균이 각각 0.0831%와 0.0861%로서 차이가 없었다. 따라서 본연구와 전번연구를 종합하면 1993년 중에 외국인이 신규로 투자한 종목은 1992년중에 수익률 평균이 낮은(즉 주가상승률이 낮은) 종목을 선택하였으며 新規投資에 따른 投資收益은 비투자종목과 비교시 1993년에는 높은 것으로 나타나고 있다.

<표 8> 수익률 평균 연도별 비교

(단위 : %)

구 분	87	88	89	90	91	87-91	92	93
외국인 비투자종목	1.8516	0.9637	0.2173	-0.1880	-0.6562	0.0811	0.9730	0.5559
외국인 투자종목	1.7600	0.9016	0.2820	-0.2352	-0.1907	0.3120	0.7615	0.7569
10%이상 투자종목	1.6964	0.8352	0.3503	-0.2571	-0.0142	0.3878	0.6777	0.8972
1%-10% 투자종목	1.7838	0.9284	0.2518	-0.2266	-0.2622	0.2804	0.7953	0.7000

주: 외국인투자종목은 93년말 현재 외국인이 보통주의 1%이상을 보유한 종목임.

週收益率 分散 비교시 <표 9>에서 외국인 투자종목의 주수익률의 연중 분산은 87-91년 기간중 0.2968%로서 외국인 비투자종목 0.3600%에 비해 매우 낮으며 이러한 경향은 1992년과 1993년중에도 지속되어 1992년과 1993년의 외국인투자종목의 분산은 각각 0.5269%와 0.2945%로서 비투자종목의 0.6917%와 0.4618%에 비해 현저히 낮다. 또한 외국인투자한도 도달종목의 주가변동성이 전기간에 걸쳐 미도달종목에 비해 낮다. 따라서 외국인투자자는 주가변동성 측면에서 안정적인 종목을 선택하는 것으로 생각된다. <표 8>과 <표 9>를 종합할 때 外國人投

資種目は 외국인 비투자종목에 비해 증권시장 개방이전이나 개방이후 모든 기간에 株價變動性이 낮으며 投資收益率이 높은 것으로 나타나고 있다.

〈표 9〉 수익률 분산 연도별 비교

(단위: %)

구 분	87	88	89	90	91	87-91	92	93
외국인 비투자종목	0.8183	0.3399	0.2128	0.4035	0.2394	0.3600	0.6917	0.4168
외국인 투자종목	0.5576	0.2839	0.1792	0.3295	0.1965	0.2968	0.5269	0.2945
10%이상 투자종목	0.5342	0.2564	0.1642	0.2887	0.1826	0.2789	0.4606	0.2730
1%-10% 투자종목	0.5681	0.2962	0.1859	0.3462	0.2023	0.3042	0.5534	0.3037

주 : 외국인투자종목은 93년말 현재 외국인이 보통주의 1%이상을 보유한 종목임.

외국인투자지분 차이를 세분화하여 持分 差異에 따른 수익률 평균과 분산의 차이를 분석하였다. 매월말의 외국인투자 지분율을 1%와 3% 단위로 세분하여 그룹을 구성하고 각 그룹의 日收益率 月平均과 分散을 추정하였다. 〈표 10〉과 〈표 11〉에서 1% 단위로 나눈 그룹간에 수익률 평균에는 차이가 많으나 분산 차이는 크지 않다. 그리고 3% 단위로 구분한 경우에 1992년에는 투자지분 7%이상 10%미만 그룹의 일수익률 월평균이 0.0337%로서 1%이상 4%미만과 4%이상 7%미만 그룹의 0.1316%와 0.1262% 비해 매우 낮았으나 1993년에는 1-4% 그룹, 4-7% 그룹, 7-10%그룹, 그리고 10%이상 그룹의 일수익률 평균이 각각 0.1052%, 0.1439%, 0.1249%, 그리고 0.1624%로 각 그룹간 수익률 평균의 차이가 축소되고 있다.

분산비교시에도 〈표 11〉에서 1992년에는 외국인 投資持分에 따라 收益率 月分散에 차이가 있다. 즉, 1-4% 그룹, 4-7% 그룹, 7-10%그룹, 그리고 10%이상 그룹의 분산이 각각 0.0727%, 0.0659%, 0.0578%와 0.0644%로 그룹별로 차이가 있으며 지분율이 10% 미만인 경우에는 지분율 증가에 따라 분산이 감소하는 경향이 있다. 그러나 1993년에는 각 그룹별 분산이 0.0511%, 0.0469%, 0.0437% 그리고 0.0421%로서 지분율 증가에 따라 분산이 감소하는 추세는 유지되었으나 그룹간 차이는 축소되고 있다. 따라서 〈표 10〉과 〈표 11〉에서 외국인투자지분에 따른 수익률 평균과 분산의 차이는 개방초년인 1992년에는 뚜렷하였으나 1993년 이후에는 이러한 차이가 점차 축소되고 있는 것으로 판단된다.

강종만(1993)에서는 외국인 투자지분이 7%이상 10%미만인 그룹의 수익률 평균과 분산이 타그룹에 비해 낮아 외국인투자한도 제한이 주가의 상승을 억제하지만 주가변동성을 낮추는 역할을 하였다. 그러나 본연구에서는 1992년에 비해 1993년에는 그룹간 주가수익률의 평균과 분산의 차이가 축소되고 있다. 따라서 외국인투자 규모가 증가함에 따라 외국인투자제한이 주가및 주가변동성에 미치는 영향이 감소되는 것으로 생각된다.

<표 10> 외국인투자지분별 일수익률 월평균 비교

(단위 : %)

투자지분	1992	1993	1992-1993
1-2 %	0.1369 (459)	0.1170 (537)	0.1262 (996)
2-3	0.1576 (373)	0.0996 (399)	0.1276 (772)
3-4	0.0889 (286)	0.0886 (245)	0.0888 (531)
4-5	0.0935 (183)	0.1685 (218)	0.1343 (401)
5-6	0.1353 (153)	0.1539 (194)	0.1457 (347)
6-7	0.1605 (134)	0.0982 (159)	0.1267 (293)
7-8	0.0273 (143)	0.0931 (133)	0.0590 (276)
8-9	0.0665 (117)	0.1838 (172)	0.1363 (289)
9-10	0.0245 (319)	0.1184 (911)	0.0940 (1230)
10% 이상	0.0913 (744)	0.1624 (1165)	0.1347 (1909)
1-4 %	0.1316(1118)	0.1052 (1181)	0.1180 (2299)
4-7	0.1262 (470)	0.1439 (571)	0.1360 (1041)
7-10	0.0337 (579)	0.1249 (1216)	0.0955 (1795)

주: ()안은 표본수

외국인투자 증감이 주가와 주가변동성에 미치는 영향을 검토하기 위해 每月末의 외국인투자지분율을 비교하여 외국인투자지분 증감을 1% 단위로 구분하고 그룹을 구성하여 투자지분 증감과 수익률의 평균 또는 분산간의 관계를 분석하였다. <표 12>에서 投資持分 增減과 日收益率 月平均은 1992년과 1993년 모두 상관관계가 있음을 알 수 있다. 즉 투자지분 증가시 일수익률 월평균은 증가하고, 지분감소시 일수익률 월평균은 감소하고 있다. 다만 지분감소시 보다는 지분증가시 지분변동과 수익률 평균의 증가와 관련성이 크며, 1992년에 비해 1993년에 상관관계가 약화되고 있다.

<표 11> 외국인투자지분별 일수익률 월분산 비교

(단위 : %)

투 자 지 분	1992		1993		1992-1993	
1-2 %	0.0770	(459)	0.0521	(537)	0.0636	(996)
2-3	0.0709	(373)	0.0490	(399)	0.0596	(772)
3-4	0.0681	(286)	0.0524	(245)	0.0608	(531)
4-5	0.0618	(183)	0.0483	(218)	0.0545	(401)
5-6	0.0627	(153)	0.0475	(194)	0.0542	(347)
6-7	0.0749	(134)	0.0443	(159)	0.0583	(293)
7-8	0.0613	(143)	0.0477	(133)	0.0548	(276)
8-9	0.0594	(117)	0.0463	(172)	0.0516	(289)
9-10	0.0557	(319)	0.0426	(911)	0.0460	(1230)
10% 이상	0.0644	(744)	0.0421	(1165)	0.0508	(1909)
1-4 %	0.0727	(1118)	0.0511	(1181)	0.0616	(2299)
4-7	0.0659	(470)	0.0469	(571)	0.0555	(1041)
7-10	0.0578	(579)	0.0437	(1216)	0.0482	(1795)

주 : ()안은 표본수

<표 12> 외국인투자지분 증감별 일수익률 월평균 비교

(단위 : %)

투자지분 변동	1992		1993		1992-1993	
-6% 이하	0.2239	(0.59)	-0.2305	(-1.52)	-0.0357	(-0.61)
-5%	0.1280	(0.38)	0.3027	(1.16)	0.2355	(1.11)
-4%	-0.0284	(-0.15)	-0.0150	(-0.50)	-0.0204	(-0.45)
-3%	0.0620	(0.24)	-0.0217	(-1.80)	0.0091	(-1.06)
-2%	-0.0077	(-0.59)	0.1340	(0.31)	0.0583	(-0.49)
-1%	-0.0676	(-2.87)*	0.0898	(-1.00)	0.0185	(-2.92)*
0	0.0324	(-)	0.1158	(-)	0.0803	(-)
1%	0.2116	(5.75)*	0.1545	(2.02)#	0.1755	(5.62)*
2%	0.4648	(9.04)*	0.1492	(1.08)	0.2738	(7.17)*
3%	0.6134	(7.79)*	0.2113	(2.34)#	0.3362	(6.81)*
4%	0.5996	(6.00)*	0.2523	(2.37)#	0.3773	(5.82)*
5%	0.7015	(4.90)*	0.3419	(3.23)*	0.4438	(5.54)*
6% 이상	0.9154	(8.81)*	0.2775	(2.58)*	0.5148	(7.87)*

주 : ()안은 t값

* : 1% 확률에서 유의적

: 5% 확률에서 유의적

<표 13> 외국인투자지분 증감별 일수익률 월분산 비교

(단위 : %)

투자지분변동	1992		1993		1992-1993	
-6% 이하	0.0997	(1.80)	0.0426	(-0.11)	0.0671	(1.19)
-5%	0.0730	(0.50)	0.0703	(2.92)*	0.0713	(2.13)#
-4%	0.0818	(0.70)	0.0626	(1.27)	0.0703	(1.24)
-3%	0.0686	(0.40)	0.0469	(0.68)	0.0549	(0.40)
-2%	0.0759	(2.55)#	0.0547	(3.24)*	0.0660	(4.68)*
-1%	0.0705	(2.38)#	0.0516	(5.27)*	0.0602	(5.42)*
0	0.0657	(-)	0.0441	(-)	0.0533	(-)
1%	0.0649	(-0.48)	0.0452	(1.05)	0.0524	(-0.87)
2%	0.0692	(1.26)	0.0512	(4.12)*	0.0583	(3.09)*
3%	0.0729	(1.66)	0.0525	(3.71)*	0.0588	(2.45)#
4%	0.0738	(1.48)	0.0525	(2.64)*	0.0602	(2.23)#
5%	0.0681	(0.29)	0.0553	(2.90)*	0.0590	(1.43)
6% 이상	0.0849	(3.29)*	0.0548	(3.08)*	0.0660	(3.80)*

주 : ()안은 t값

* : 1% 확률에서 유의적

: 5% 확률에서 유의적

그러나 <표 13>에서 수익률 분산은 1992년에는 투자지분 변동과 큰 관계가 없었으나 1993년에는 투자지분율의 증감에 따라 수익률 분산이 증가하였다. 따라서 수익률 평균은 외국인투자지분 증감에 직접 영향을 받고 있으나 수익률 분산은 지분율 변동의 절대값에 따라 영향을 받는 것으로 판단된다.

<표 12>와 <표 13>에서 추정치의 統計的 有意性 檢證은 지분율이 증가 또는 감소된 그룹과 투자지분율 변동이 없는 그룹을 비교하였다. <표 12>와 <표 13>에서 그룹간 수익률 평균 또는 분산의 차이를 검증하기 위한 t 통계량은 모집단의 분산을 모른다고 가정하여 식 (3)에 의하여 구하였다. 4)

$$Sp = \sqrt{[(n_i - 1)V_i + (n_j - 1)V_j] / (n_i + n_j - 2)}$$

$$t = (\bar{X}_i - \bar{X}_j) / Sp \sqrt{1/n_i + 1/n_j} \quad (3)$$

\bar{X}_i : 그룹 i의 평균

n_i : 그룹 i의 표본수

4) 검증을 위한 통계량에 대한 보다 상세한 설명은 박정식과 윤영선(1993)을 참고바람.

V_i : 그룹 i의 분산

외국인투자의 투자성과를 추정하기 위하여 투자지분 변동에 따라 초과수익률을 분석하였다. 초과수익률은 시장모형에 의해 추정하였다. 외국인 투자지분 변동이 월말 기준으로 구성되었으므로 투자지분 변동전 60개월간의 月收益率을 이용하여 식 (4)에서 모수를 추정하고, 이를 이용하여 투자지분 증감이 있는 달과 그 이후 3개월간의 期待收益率을 식 (5)에서 계산하였다. 超過收益率은 식 (6)에서 투자지분 변동월과 이후 3개월간의 월수익률에서 각각 기대수익률을 차감하여 추정하였다.

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + e_{it} \quad (4)$$

$$E(R_{it}) = \alpha_i + \beta_i E(R_{mt}) \quad (5)$$

$$AR_{it} = R_{it} - E(R_{it}) \quad (6)$$

R_{it} : t월의 종목 i의 월수익률
 R_{mt} : t월의 종합주가지수의 월수익률
 α_i, β_i : 시장모형의 모수
 e_{it} : 오차항

투자지분 증감월과 이후 3個月間 投資持分 變動率에 따른 超過收益率 推定 値를 <표 14>에 요약하였다. <표 14>에서 투자지분 변동월에는 투자지분 증감에 따라 초과수익률이 증감하고 있다. 투자지분 증가에 따라 초과수익률이 유의적으로 증가하고 있으며 투자지분 감소시에는 초과수익률이 대체로 감소하고 있다. 그러나 투자지분 증가시 투자지분 변동월 다음달부터 초과수익률이 0보다 작아 외국인투자가 증가한 종목의 주가가 외국인이 매입한 이후에 상대적으로 하락하고 있음을 나타내고 있다. 이러한 결과는 외국인투자 증가시 과도하게 상승한 주가가 외국인투자 이후에 반전하여 하락하거나 또는 외국인투자자의 주가에측의 부정확 등에 기인한 것으로 생각된다.

<표 14> 투자지분 증감별 지분 변동 후 초과수익률 변화

투자지분 변동	초과수익률				표본수			
	당월(M)	M+1	M+2	M+3	당월(M)	M+1	M+2	M+3
-6%이하	-0.0493 (-1.73)	0.0030 (0.80)	0.0100 (0.41)	0.1331 (1.16)	6	6	6	6
-5	0.0084 (0.21)	0.0141 (0.59)	0.0186 (0.46)	-0.0217 (-0.85)	11	11	10	9
-4	-0.0473 (-2.01)	-0.1527 (-1.81)	-0.0033 (-0.08)	-0.0759 # (-3.50)	4	4	3	3
-3	-0.0368 # (-2.03)	-0.0215 (-1.67)	-0.0167 (-1.49)	0.0137 (0.86)	47	44	43	43
-2	-0.0116 (-0.88)	-0.0015 (-0.12)	0.0083 (0.82)	-0.0018 (-0.18)	119	115	111	107
-1	-0.0141 # (-2.56)	-0.0089 (-1.84)	-0.0027 (-0.52)	-0.0096 # (-1.98)	585	559	502	477
0	-0.0034 (-1.84)	-0.0009 (-0.48)	-0.0017 (-0.87)	-0.0032 (-1.59)	3906	3658	3453	3221
1	0.0160 * (3.95)	-0.0035 (-0.90)	-0.0132 * (-3.49)	-0.0121 * (-3.21)	1028	939	870	801
2	0.0327 * (4.20)	-0.0038 (-0.51)	-0.0058 (-0.80)	-0.0169 * (-2.66)	362	329	297	276
3	0.0451 * (3.92)	-0.0228 # (-2.47)	-0.0204 (-1.95)	-0.0070 (-0.73)	169	151	129	116
4	0.0429 # (2.45)	-0.0300 # (-2.35)	-0.0158 (-0.96)	0.0088 (0.68)	86	72	61	55
5	0.0783 * (5.04)	-0.0118 (-0.56)	-0.0113 (-0.48)	0.0057 (0.28)	54	45	39	34
6%이상	0.0640 * (3.03)	-0.0119 (-0.77)	-0.0071 (-0.29)	-0.0141 (-0.77)	70	57	44	36

주: ()안은 t값

* : 1% 확률에서 유의적

: 5% 확률에서 유의적

外國人投資 持分變動이 超過收益率間에 미치는 영향을 분석하기 위하여 가변수 회귀분석 (Dummy Variable Regression Analysis)을 하였다. 투자지분율의 증가 또는 감소 비율을 각각 1%에서 5%까지와 -1%에서 -5%까지는 각각 1%단위로 구분하여 가변수를 잡고 6% 이상과 -6% 이하는 각각 한 그룹으로 간주하여 가변수를 잡았다. 그리고 초과수익률은 투자지분 증감월의 초과수익률을 이용하였다.

가변수 회귀분석을 위한 모형은 식 (7)이다. 식 (7)에서 D_j 와 I_j 는 각각 지

분을 감소와 증가에 대한 가변수로서 j 는 지분율의 감소 또는 증가폭을 나타낸다. 지분율 증가율이 j 일 때는 $I_j = 1$ 이고 기타의 경우는 $I_j = 0$ 이며 지분율감소율이 j 일 때는 $D_j = 1$ 이고 기타의 경우는 $D_j = 0$ 이다.

$$AR_i = a + b_1D_1 + b_2D_2 + b_3D_3 + b_4D_4 + b_5D_5 + b_6D_6 + c_1I_1 + c_2I_2 + c_3I_3 + c_4I_4 + c_5I_5 + c_6I_6 \quad (7)$$

D_j : 지분감소율이 j 일 때는 $D_j = 1$, 아닐 때는 $D_j = 0$

I_j : 지분증가율이 j 일 때는 $I_j = 1$, 아닐 때는 $I_j = 0$

回歸分析 結果는 <표 15>에 요약되었다. 투자지분을 감소시에는 비유의적이지만 초과수익률이 감소하고 있으며, 투자지분을 증가는 1% 확률 수준에서 초과수익률 증가에 영향을 주고 있다. 초과수익률 증가는 투자지분을 1% 증가시 0.0194%, 2% 증가시 0.0361% 등으로 투자지분율이 5% 증가시까지 1% 증가에 따라 초과수익률은 약 0.0163%씩 증가하고 있으며 지분율이 6% 이상 증가시에는 0.0674%의 초과수익률이 나타나고 있다.

<표 15> 회귀분석 결과

가 변 수	계 수	t 값
상수	-0.0034	-1.70
D6	-0.0459	-0.90
D5	0.0118	0.32
D4	-0.0439	-0.71
D3	-0.0334	-1.83
D2	-0.0082	-0.71
D1	-0.0107	-1.94
I1	0.0194	4.46*
I2	0.0361	5.29*
I3	0.0484	4.96*
I4	0.0463	3.41*
I5	0.0817	4.79*
I6	0.0674	4.49*

* : 1% 확률에서 유의적

3. 實證分析 結果 要約

본연구의 實證分析에서는 증시개방이후 지난 2년간 外國人投資가 證市에 미친 影響을 주가수익률 평균과 분산의 변화로서 측정하였다. 외국인 투자종목과 비투자종목의 수익률 평균과 분산을 1987년부터 1993년까지 비교한 결과 외국인 투자종목의 수익률 평균이 높고 분산으로 측정된 주가변동성이 낮았다. 따라서 외국인이 선호하는 종목은 대체로 주가변동성은 낮으면서 주가수익률이 높은 종목으로 판단된다.

외국인 投資持分에 따라 株價收益率 平均과 分散의 差異를 분석한 결과, 투자지분율은 분산과는 상관관계가 낮으나 수익률 평균과는 관계가 있는 것으로 분석된다. 그렇지만 이러한 상관관계는 1992년에 비해 1993년에 낮아 외국인투자 규모가 증가함에 따라 투자지분율과 주가수익률 또는 주가변동성간의 관계가 약화되고 있다. 따라서 외국인투자 증가에 따라 외국인투자제한이 주가와 주가변동성에 미치는 영향이 감소하고 있다고 생각된다.

외국인 투자지분 증감에 따른 주가수익률 평균과 분산의 변화를 분석하였다. 분석결과 株價收益率 平均은 투자지분 증가에 따라 상승하고 있으며, 株價收益率 分散은 투자지분의 증가 또는 감소에 따라 증가하고 있다. 특이한 사항은 투자지분 증감에 따른 주가수익률 변화가 1992년에 비해 1993년에 약화되고 있지만, 분산의 증가는 1992년에 비해 1993년에 증대되고 있다는 것이다. 따라서 외국인 투자지분 변동이 주가변동성에 영향을 주고 있으며, 외국인 투자규모가 커짐에 따라 투자지분 변동시 주가변동성이 증가하는 것으로 생각된다.

외국인 投資成果를 판단하기 위하여 시장모형을 이용하여 외국인투자 증감에 따른 초과수익을 추정하였다. 외국인투자가 증가한 달에 주가가 상승하여 초과수익이 나타나고 있으며, 가변수를 이용한 회귀분석 결과도 투자지분 증가와 초과수익률간의 상관관계를 지지하고 있다. 그러나 외국인투자가 증가한 달 이후 3개월간 초과수익률이 0보다 작으며 대체적으로 외국인투자 증가월의 초과수익이 3개월내에 사라지고 있다. 따라서 외국인투자자는 지난 2년간 주식투자후 3개월 이상 보유시 초과수익을 얻지 못한 것으로 판단된다.

V. 結論

본고에서는 지난 2년간 증권시장의 거래자료를 이용하여 외국인투자가 증권 시장에 미친 영향을 실증분석함으로써 外國人投資限度 擴大 등에 관한 시사점을 얻고자 하였다.

외국인투자에 따른 영향을 전반적으로 평가할 때 證券市場의 開放은 대체로 성공적이라 할 수 있다. 다만 1993년의 주식투자자금 유입의 급격한 증가는 외환시장에서 원화의 평가절상 요인으로 작용하였으며, 금융시장에서는 통화량 확대에 따른 물가상승 축진의 한 요인으로 판단된다.

증권시장에 미친 영향을 분석할 때, 外國人投資 增加는 투자종목의 주가수익률 상승을 촉진하였으며 외국인 투자지분 증감은 주가변동성의 증가를 초래하였다. 또한 주가변동성의 증가현상은 외국인 투자규모가 증대됨에 따라 강화되는 것으로 생각된다. 외국인투자자의 투자이익을 분석한 결과 외국인투자 증가 이후 投資種目的 超過收益率이 0보다 작아, 외국인투자자의 투자성과가 우려할 정도는 아닌 것으로 판단된다.

이상의 실증연구 결과를 종합할 때, 外換市場과 金融市場에 미치는 영향을 적절히 조절할 수 있다면 외국인 투자한도는 확대하는 것이 증권시장의 안정적인 성장을 위해 필요한 것으로 생각된다.

外國人 投資限度 擴大에 따라 예상되는 資金流入의 增加는 국제금융시장 흐름과 투자 가능한 해외증권시장 상황을 모두 고려하여야만 가능할 것이다. 따라서 투자한도 확대시 流入 可能的 最大金額만을 추정하고자 한다. 1993년말 현재 외국인이 선호하는 투자종목만을 감안할 시 한도확대 1%에 568십억원 내지 602십억원 (702백만불 내지 745백만불)의 유입이 예상된다. 만약 외국인 투자한도를 5% 확대한다면 자금유입의 증가 예상 규모는 35-37억불이고 지난 2년간 자금유입 속도와 동남아 증권시장의 침체상황 등을 고려할 때 자금유입은 한도 확대후 약 8개월내지 1년에 걸쳐 이루어 질 것으로 생각된다.

< 參 考 資 料 >

- 강종만, 「외국인투자가 증시에 미친 영향 분석」, 한국증권업협회,
증권, 1993. 9, 53-73.
- 박정식과 윤영선, 현대통계학, 다산출판사, 1993.
- 연강흠, 「증시개방후의 투자주체별 투자행태에 관한 연구」, 한국증권학회,
증권학회지, 1994, 151 - 189.
- 증권감독원 국제업무국, 「주식시장개방 실적 및 평가」, 증권감독원,
증권조사월보, 1993. 4, 13-38.
- Amihud, Y., H. Mendelson, and R. A. Wood, "Liquidity and the 1987 Stock
Market Crash," *Journal of Portfolio Management*, 1990, v16(3), 65-69.
- Clark, P. K., "A Subordinated Stochastic Process Model with Finite Variance
for Speculative Prices," *Econometrica*, 1973, 135-155.
- Copeland, T. E., "A Model of Asset Trading under the Assumption of
Sequential Information Arrival," *Journal of Finance*, 1976, 1149-1168.
- Copeland, T. E. and D. Friedman, "Partial Revelation of Information in
Experimental Asset Markets," *Journal of Finance*, 1991, 265-295.
- Epps, T. W. and M. L. Epps, "The Stochastic Dependence of Security Price
Changes and Transaction Volumes: Implications for the Mixture-of-
Distributions Hypothesis," *Econometrica*, 1976, 305-321.
- Gargett, D. R., "The Link Between Stock Prices and Liquidity," *Financial
Analyst Journal*, Jan-Feb. 1978, 50-54.
- Grossman, S. J., and J. E. Stiglitz, "On the Impossibility of
Informationally Efficient Markets," *American Economic Review*, 1980,
393 - 408.
- Rogalski, R. J., "The Dependence of Prices and Volume," *The Review of
Economics and Statistics*, 1978, 268-274.