

證市開放이 換率, 通貨量, 株價에 미친 影響

卞鍾國*

〈요 약〉

資本市場開放의 長期計劃 아래 추진된 증권시장의 개방은 국내경제를 한단계 높은 수준의 開放經濟 體制로 전환시키는 계기를 제공하는 惠澤이 있는 반면에, 개방으로 유입되는 해외투자자금이 주식시장은 물론 巨視經濟指標에 부정적 영향을 미치는 경우를 배제할 수 없다. 부정적 현상으로 短期投機性 자금에 의한 주가의 短期急騰이나 거품현상, 실물경제의 기반없는 海外部門通貨 蒸發에 따른 물가와 金利不安, 그리고 원화의 需要增加로 인한 評價切上 압력으로 국제수지의 악화 등이다. 증시개방 이후 유입된 海外株式投資 資本이 거시경제 변수인 通貨, 換率, 그리고 株式市場에 미친 영향을 일반회귀분석, ARCH, VAR 등의 모형을 통하여 連動的인 有機關係를 실증적으로 분석한다. 분석결과 通貨量과 換率이 해외유입 자본으로 인하여 예상했던 부정적 효과를 나타냈다는 것을 立證할 根據는 찾을 수 없었다. 주가와 거래량은 해외주식 투자자금이 유입된 후 약 2주이내에 상승하였지만, 해외주식 투자자금의 流入原因은 株價와 去來量의 上昇勢로 인한 것이 아니라 주식시장의 危險度와 潛在性에 비하여 株價가 저평가되어 향후 고수익율이 보장된다는 기대가 주요한 요인이라고 결론내릴 수 있다.

I. 序 論

자본시장의 國際化 계획의 일환으로 1992년 1월부터 證券市場을 開放하여 외국인에 의한 上場法人의 주식취득이 一定 限度내에서 허용되었다.¹⁾ 주식시장의 개방에는 각국 상황에 따라 肯定的 效果와 否定的 影響이 공존하게 되는데, 개방으로 부터 오는 副作用을 최소화시킬 수 있도록 각국마다 투자한도를 달리 설정하게 된다. <부록 1>에 열거되어 있는 아시아 主要新興株式市場(Asian Emerging Markets)의 외국인 株式投資限度와 비교하여 볼 때 우리나라의 개방폭은 아직도 초기단계에 머물고 있다.

주식시장 개방으로 유입된 해외자본은 주로 資金市場, 外換市場, 그리고 株式市場을 통

* 한국증권 연구원 연구위원

1) 외국인 투자자에 대한 투자한도는 일반적제한 조치와 특별제한 조치로 선별 적용된다. 일반적제한 조치는 각 상장회사에 대해 전체 외국인 투자총액은 총발행 주식가의 10%이며, 1개인의 한도액은 3%로 규정하고 있다. 포철이나 한전과 같은 공공투자기업은 일반제한 조치보다 낮은 8%로 제한한다.

하여 국내의 通貨, 物價, 金利, 株價, 換率 등에 직·간접적으로 영향을 미치게 된다. 유입된 해외주식 투자자본은 株式投資專用 外貨計定에 예치되며, 국내주식의 매입과 더불어 대금을 換錢, 決濟하는 시점에서 유입된 자금이 국내 通貨量에 영향을 주게 된다. 또한 증가된 통화량은 國內金利를 인하시키지만 公開市場造作을 통해 過剩通貨를 흡수하게 되면 금리에 미칠 영향은 상쇄될 수 있다. 단 통화환수가 시장 메카니즘에 의해 원활히 이루어지지 않는 경우 통화량, 물가, 그리고 금리에 많은 부작용을 낳을 수 있다. 그러나 通貨量의 증발은 물가와 금리에 직접적 영향을 미치지 않지만, 외국인 주식투자 자금은 주식시장 이외에 절대 투자하지 못하도록 규제하고 있는 현 상태하에서는 국내금리에는 큰 변화를 미치지 않을 것이다. 향후 債券市場의 개방이 실행되면 해외자금 유입은 국내금리와 보다 밀접한 연관을 갖게 될 것이므로 中央銀行의 세심한 정책이 필요하게 된다.

海外流入資本이 직접적으로 영향을 주게 되는 시장은 外換市場에서도 찾아 볼 수 있다. 해외유입자본이 증가하면 외화의 供給이 증대하며 이는 동시에 國內 元貨에 대한 需要의 增加를 가져오게 된다. 元貨對比 外國換의 價値, 즉 換率은 需要와 供給의 均衡점에서 이루어 진다고 가정하면 원화에 대한 수요의 증가는 원화의 가치를 切上시키며 그 결과 환율은 하락하게 된다. 다시 말하면 외환시장에 공급된 외환의 증대로 外換의 元貨表示價値를 하락시켜 환율은 하락하게 된다. 따라서 해외유입 투자자본이 通貨量(M₂)과 換率에 미치는 부정적 영향은 동시에 조절할 수 없는 相反된 움직임을 가지고 있으므로 適定線의 수준을 유지한다는 것이 매우 어렵다.

해외유입자본이 주식시장에 직·간접적 통로를 통하여 과급될 수 있다. 외국인 주식투자자본은 주식시장에서 수요의 증가를 가져와 주식의 시장가격을 어느 수준까지 상승시키는 직접적 효과와 해외유입 자금이 物價와 換率의 변화를 통하여 간접적으로 株價에 영향을 준다. 직접적 영향은 외국인 주식투자자본의 유입으로 주식의 시장가격을 상승시키는 역할을 할 뿐만 아니라 個別株式의 內在價値에 따라 시장의 再編成을 가져오는 역할을 수행할 수 있지만, 주식시장에 유입된 외국인 투자자본이 주가를 일정수준까지 상승시킨 후 자금의 초과유출이 있다면 주식시장이 短期急冷 거품현상을 조성시킬 부정적인 측면도 아울러 가지고 있다.

간접적 효과는 통화와 환율의 변화에 따른 주가의 영향을 지칭한다. 모든 국가에서 通貨量 變化는 중요한 景氣調節 수단으로 활용되며 通貨供給이 증가하여 實物생산이 늘면 풍부한 流動性과 함께 주식시장이 활황국면을 맞는다. 물론 古典學派 通貨論者에 따르면 通貨增加는 實物생산에 아무런 영향을 주지 못하고 단지 物價上昇만을 가져옴으로써 實物생산에 의한 주가상승은 나타나지 않는다고 주장하지만, 실제로 通貨量간에는 利子率 이 하락하면 주식시장에서 주가는 상승하는 것이 많은 나라의 예에서 찾아볼 수 있다.

Keran(1971)은 미국의 경우 주가와 통화량간에 상당히 밀접한 相關關係가 존재한다는 것을 발견하였다. 주가를 미래 현금흐름의 각 기간별 할인율로 現在 價値化한 합계로 보고 통화량이 미래 현금흐름과 割引率에 영향을 줌으로써 주가변동을 가져온다고 주장하였다. 그외에도 Cooper (1972), Rozeff (1974), Sorensen (1982) 등의 많은 논문에서도 주가는 통화량의 증감과 밀접한 관계가 있음을 입증하였다.²⁾

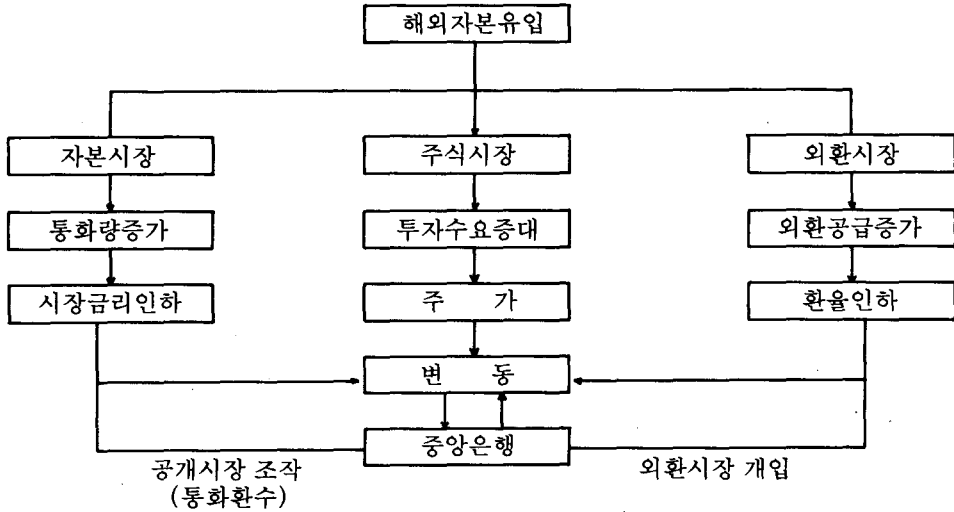
그러나 過大한 通貨量의 증가는 인플레이션을 誘發하여 오히려 주식시장의 가격형성에 부정적인 결과를 초래할 수 있다. 換率과 株價와의 관계는 통화량의 영향보다 훨씬 간접적인 경로를 통하여 주가에 영향을 주는데, 환율의 인상은 輸出增大效果와 換率引上分 만큼 기업의 추가이윤 증가로 주가는 상승할 수 있다. 하지만 輸出增大의 장기적 파급효과는 물가상승의 인플레이션을 유발할 수 있으므로 증시전반의 지속적인 성장은 어렵게 될 수 있다. 환율의 상승이 輸出增大로 주식시장에 파급되기까지는 소위 'J-커브' 현상으로 인하여 다소 時差가 나타난다.³⁾ 이 時差는 각국의 經濟狀態에 따라 각기 다르게 나타나지만 대부분의 경우 보통 1년의 기간을 요하게 된다. 換率은 주가에 國際收支의 변화를 통하여 영향을 주는 것 이외에도 해외유입자금의 投資本國 通貨로 측정된 株式投資 收益率에 변화를 초래하는 要因이 된다. 특히 國際投資에 있어 자국민과 외국인간에 존재하는 法的·制度的 差別政策과 差等課稅 등의 投資障壁이 존재하지 않는다고 가정하여도 환율변동으로 야기되는 영향은 결코 무시할 수 없다. 다시 말하면, 국제투자로부터 投資國 通貨로 측정된 수익률은 換率과 투자대상국의 통화로 측정된 주식투자 수익률에 따라 다른 영향을 받을 수 있다.

해외주식투자 자금의 국내유입에 따른 상기의 언급된 波及經路를 간단한 도표로 나타낸 것이 [그림 1]이다. 현재 국내 外國換銀行의 外貨資產 規模가 外貨負債에 비하여 커야하며 外貨資產에서 外貨負債를 차감한 純外貨資產의 규모가 전월매입 외화평잔의 2배를 초과할 수 없도록 限度管理를 하고 있다. 이와같은 外國換 集中制下에서 해외유입 주식투자 자금은 本源通貨의 증발을 가져와 통화량에 직접적으로 영향을 줄 수 있고, 外換供給의 증가로 환율의 변동이 있으므로 이를 조절하기 위하여 중앙은행의 개입이 있다는 것이

2) 通貨量과 株價와의 관계는 直接的 經路와 間接的 經路를 통하여 설명 되는데 증가된 통화량은 流動性的 증가를 가져와 주가의 上昇要因이 된다는 것이 직접적 경로이며 통화량이 會社價 收益率이나 割引率의 변화를 가져와 미래 현금흐름의 총 현재가치를 변화하게 하는 것이 간접경로이다. 일반적으로 두 경로 모두다 통계적으로 유의하다는 결론이 지배적이다. Rogalski and Vinso(1977)와 Hamburger and Kochin(1972) 등을 아울러 참조.

3) 'J-curve'현상은 산업간 關聯度와 迂迴度에 따라 시차가 각국마다 다르게 나타나는데, 換率의 引上으로 수개월까지 價格效果만 나타나 잠정적으로 수입액이 증가하며, 그 후 輸入額이 감소하고 수출이 증가하게 되어 'J-curve'현상을 낳게 된다. 대체로 시차는 8개월에서 12개월의 기간을 보이는데 先進國에서는 다소 시차가 느리며 後進國에서는 환율변화로 인한 경기변화가 빠르게 나타나는 경향이 있다.

[그림 1] 海外資金流入 波及經路



[그림 1]에 나타나 있다.

한편, 외국인 주식투자 한도를 포함하여 內·外國人間에 존재하는 불균등 조항들을 國際投資障壁(Barriers to international Investment)이라 규정하고 투자장벽이 株價와 企業의 價値, 財務構造에 미치는 영향을 분석한 논문들도 있다. Black(1974)과 Stulz(1981)은 內·외국인에게 差別適用되는 課稅를 投資障壁이라고 가정하고 이런 장벽하에서는 나라간의 市場 포트폴리오가 非效率的이며 이는 資本資產 價格決定模型(Capital Asset Pricing Model)에 오류를 낳을 수 있다고 지적하였다. 외국인이 소유할 수 있는 法的 投資限度를 'δ'라고 규정하고 'δ'限度制限하에서 주가에 미치는 영향을 분석한 것이 Eun and Janakiramanan (1986)이다. 이들의 결과는 投資障壁이 낮을수록 즉 외국인에게 허용된 한도지분인 'δ'가 높을수록 주가에 陽의 影響을 준다고 주장하고 있으며, 특히 Senbet and Hodder(1990)는 투자한도는 企業의 財務構造에도 영향을 미치며 지분한도가 확대됨에 따라 재무구조가 호전되는 最適點이 존재한다고 주장하였다. 그러나 외국인 주식투자 資金流入의 限度設定은 주식시장의 波及效果만 분석하여 결정된 문제는 아니며 상기의 파급경로에서 보았듯이 通貨量, 物價, 金利, 換率, 그리고 國際收支에 이르는 거시적 경제분석도 포괄적으로 분석한 후에 결정되어야 한다. 주식시장 개방후 巨視經濟와 株價에 미친 영향을 분석한 남상구(1993), 證市開放이 國內證市에 미친 영향을 연구한 전철홍(1993), 外國人 株式投資制度上的 문제점을 분석한 정계성(1993) 등이 있지만 外國人 流入資金, 通貨量, 株價, 去

來量, 換率 등은 相互 獨立的으로 파악되는 것이 아니라 動態的 聯關關係를 나타내므로 이를 綜合的으로 분석해야 한다.

따라서 이 論文은 II장에서 證市開放이 通貨量의 增加率과 變動性에 미친 影響을 分析하여 III장에서 證市 개방 後의 變動性 變化를 ARCH 모형으로 검증한다. 개방으로 유입된 외국인 株式투자 流入資金과 株價, 去來量, 換率 등의 動態的 相互關係가 IV장에서 분석될 것이며 Ⅴ장에서 結論을 내리는 형식으로 이 論文을 전개하고자 한다.

II. 通貨量에 미친 影響

1992년 株式市場개방에 앞서 가장 우려했던 점이 海外部門으로 부터 通貨增加로 인하여 物價와 利率에 波及될 부정적인 效果와 外換市場에서 變動性 增大로 外환市場이 급팽창하여 換率과 수·출입에 역효과를 초래한다는 것이었다. 만약 대규모 海外유입資金이 생산에 투여되기 전에 流出現狀을 나타낸다면 株式市場은 물론 경제전반에 波及될 거품현상이 나타나 많은 부작용을 가져올 수 있으므로, 短期投機性 資金이 아닌 良質의 長期資金 留置를 유도하기 위한 制度的 裝置를 강구하여 일시적 大舉 流入事態를 緩和하고 國內기업의 經營보호를 위하여 부분적 개방을 택하게 되었다.

외국인 株式투자資金이 유입되면 外國환은행의 株式투자 全用外貨計定에 예치되며 國內株式의 매입에 따른 貸金決濟時 換錢하는 시점에서 國內 通貨量에 影響을 주게 된다. 海外자금유입이 國內 通貨量(M_2)에 미치는 波及효과는 환율과 통화관리에 대한 중앙은행의 대응여하에 따라 정도의 차이는 있겠지만, 현재와 같은 外換集中制下에서는 중앙은행 本源通貨의 증발로 이어질 가능성이 커지게 된다.

1992년 1월 株式市場개방 이후 1994년 4월말 현재 總流入 127.7억불 總流出 42.8억불로 86억불이 純流入되었다. 이 중 92년도 순유입액은 20.7억달러이며 같은 기간중 總通貨(M_2) 平殘增加規模(전년말 대비 14조 7672억원)의 약 11%에 해당하고 93년도 純流入額은 56.5억달러로 동년 總通貨 平殘增加規模(16조 4055억원)의 약 27%를 차지하고 있다. 國內 通貨량에 직접 影響을 주는 것은 株式대금결제를 위하여 外화계정에서 인출한 引出總額이므로 引出總額의 총통화에 차지하는 비율이 더 의미가 크다. 總通貨對比 外國人 資本引出總額比率는 92년에 2.88%였으나 93년에는 6.18%로 증가하게 되며 1994년 4월 현재 累積 引出總額은 總통화의 10.48%에 이르고 있다.

海外流出資金이 고정되어 있는 상황에서는 현재까지의 累積引出總額이 總통화의 大部分을 차지하고 있지만 실제 通貨量과 物價에 미치는 影響은 海外부문 通貨膨脹의 吸收力,

〈표 1〉 외국인 투자자금이 통화에 미친 영향

기 간	표 본 평 균	분 산
전체기간 (1988. 1 ~ 1994. 4)	18.9699 (0.1969)	2.831
개방이전 (1988. 1 ~ 1991. 12)	19.2833 (0.2514)	3.0337
개방이후 (1992. 1 ~ 1994. 4)	18.368 (0.2811)	1.9756

() 안은 표본평균의 표준편차를 나타냄

X_1 과 X_2 : 개방전·후 기간동안의 표본 평균통화증가율
 S_1^2 과 S_2^2 : 개방전·후 기간동안의 표본통화증가율의 분산
 m 과 n : 개방전·후 기간동안 각각의 관찰치 개수

〈표 1〉에 나와 있는 標本別 平均과 分散을 이용하면, $U = 13.9711$ 이며 5%의 유의도에서 t 값은 2.38이므로 개방전후의 通貨 增加率은 동일하다는 귀무가설은 棄却된다. 同一平均이 아니라 開放이후의 通貨 增加率 平均과 分散이 개방전 보다 낮으므로 주식시장개방이 通貨量을 증발시켰다고 보기에 는 무리가 따르며 變動性 또한 훨씬 안정적인 결과를 보여주고 있다.

주식시장 개방후 외국인 주식투자자금이 통화량 증감에 준 영향을 다른 방법에 의해 분석해 보기 위하여 1992년 1월부터 1994년 4월까지 월별자료를 이용하여 平殘基準 總通貨 (M_2)를 從屬變數로 원화로 표시된 외국인 주식투자자금 유입액을 獨立變數로 하였다. 外貨資金은 시차를 두고 지속적으로 유입되므로 說明獨立變數에 외국인주식 투자자자금 유입액의 前月值를 더 첨가한 時計列 回歸分析을 이용하여 통화량에 준 영향을 추정한다. 외국인주식 투자자금이 通貨量에 직접적 영향을 주는 시점은 外貨計定에서 주식대금결제를 위해 자금을 인출할 때 이므로 독립변수에 當該月과 전월들의 인출액을 사용한 時計列 回歸分析을 동시에 고려하여, 회귀분석식으로 표시하면,

$$M2_t = \sum_{i=0}^N \beta_i \Xi_{t-i} + e_t \tag{3}$$

$M2_t$: t 월의 總通貨

Ξ_{t-i} : $(t-i)$ 월의 외국인주식 투자자금유입액 혹은 인출액

e_t : t 월의 잔차

〈표 2〉 외국인투자자금이 통화량에 미친 분석 결과

모형 : $M2_t = \beta_0 + \beta_1 \Xi_t + \beta_2 \Xi_{t-1} + \dots + \beta_N \Xi_{t-N+1} + e_t$					
$\Xi_t =$ 외국인투자자금유입액일 경우	β_0	β_1	β_2	β_3	비 고
		83838* (2060)	31.07* (4.93)	10.49 (5.93)	7.83 (5.52)
$\Xi_t =$ 인출액일 경우	β_0	β_1	β_2	β_3	비 고
	82609* (2204)	23.31* (8.07)	11.59 (8.63)	10.32 (8.91)	$R^2 = 0.6569$ DW = 0.6294

()안은 표준편차를 나타내며 *표시는 1%의 유의도에서 t-값이 유의한 것임. 시차길이(lag length)를 결정하기 위해 F-test를 한 결과 시차 길이 3이 적절하며 더 많은 시차의 첨가가 모형의 적합성(Fitness)을 향상시키지 못했음.

여기서 잔차항 e_t 는 0의 평균값과 일정분산 σ^2 을 가진 同一獨立正規分布(Identically Independent Normal Distribution)라고 가정한다.

〈표 2〉에 나와 있는 相關分析結果를 보면 당해월 이전에 유입된 외국인 주식투자자금은 統計的으로 유의하지 않고, 반면 당해월 유입액은 당해월의 회귀계수 $\beta_1 = 31.07$ 이고 t-값은 6.308로 통계적으로 유의한 양의 相關關係가 있음을 알 수 있다. 마찬가지로 引出額을 獨立變數로 사용할 때에도 $\beta_1 = 23.31$ 이며 t-값은 6.09이므로 1%의 有意度 水準에서 유의한 것으로 나와 外國人 株式 投資資金 流入額이나 인출액 모두 通貨量에 많은 영향을 주고 있음을 알 수 있다. 그러나 상기의 回歸分析式에서 殘差 e_t 는 自己相關性 (Autocorrelated) 이 없다고 가정하였는데 두 경우 모두 Durbin-Watson 계수가 상당히 낮은 0.6988과 0.6997을 나타내고 있다. 다시 말하여 自己相關性을 가진 잔차(Autocorrelated Errors), 즉 系列相關 (Serial Correlation)이 존재한다는 사실은 잔차에 자기상관성이 많은 변수가 내포되어 있을 가능성이 많고 그 결과 시계열 회귀분석계수가 편의되어 유의성의 문제가 발생된다. 따라서 잔차는 AR₁의 성질을 가진 시계열 모형이라고 가정하면,

$$M2_t = \beta_0 + \beta_1 \Xi_t + e_t \tag{4}$$

$$e_t = \rho e_{t-1} + \varepsilon_t \tag{5}$$

여기서 ε_t 는 백색잡음(White Noise)이라고 가정한다.

〈표 3〉 통화량에 미친 영향
(Cochrane-Orcutt회귀분석을 이용한 방법)

모형1: $M2_t = \beta_0 + \beta_1 CI_t + \epsilon_t$, $\epsilon_t = \rho\epsilon_{t-1} + \epsilon_t$			모형2: $M2_t = \beta'_0 + \beta'_1 W_t + \epsilon^*_t$, $\epsilon^*_t = \rho'\epsilon^*_{t-1} + \epsilon^*_t$		
β_0	β_1	ρ	β'_0	β'_1	ρ'
570608	0.20315	0.9974	576949	-0.0166	0.9974
(6.56)	(0.1336)	(38.08)	(6.56)	(-0.0106)	(38.39)
R ₂ = 98% DW = 1.98			R ₂ = 98% DW = 1.89		
M _t : t시점의 통화증가율			M _t : t시점의 통화량		
CI _t : 해외 주식투자자금 유입액			W _t : " 인출액		
ϵ_t : t시점의 오차			ϵ^*_t : " 오차		

()안은 t값을 나타내며 ϵ_t 와 ϵ^*_t 는 동일독립정규분포(Identically Independent Normal Distribution)를 가지며 잔차 ϵ_t 는 AR₁ (Autoregressive)을 따를 때 자기상관관계가 회귀 모형에서 가장 잘 제거됨.

식 (4)의 한기간 시차를 둔 것에 ρ 를 곱하여 식(4)에서 빼면은

$$M2_t - \rho M2_{t-1} = \beta_0(1 - \rho) + \beta_1(\Xi_t - \rho\Xi_{t-1}) + \epsilon_t \tag{6}$$

식(6)의 잔차 ϵ_t 는 일정값 분산 σ_ϵ^2 을 가진 同一獨立分布(Identically Independent Distribution)이므로 OLS(Ordinary Least Squares)를 사용하여 回歸式(6)의 母數들을 推定할 수 있다. 하지만 母數 ρ 는 모르는 계수이므로 먼저 모수 ρ 를 추정하여 추정값 $\hat{\rho}$ 를 식(6)에 대치하면 모수 β_0 와 β_1 을 추정할 수 있는데 이를 위하여 Cochrane-Orcutt방법을 이용한다.⁵⁾

Cochrane-Orcutt의 방법을 이용하여 나온 결과는 〈표 3〉에 나타나 있다. 〈표 3〉에 나타나 있는 相關關係 결과는 外國人 株式投資資金 流入金은 통화량에 영향이 없는 것으로 밝혀졌다. 자금유입이 통화량에 미치는 정도를 나타내는 β_1 계수값이 0.20315이며 t-값이 0.13362이므로 β_1 의 계수는 5%의 유의도에서 통계적으로 유의성이 없는 것으로 나타났다.

引出額을 獨立變數로 사용할 때 인출액의 정도도 국내 총통화(M₂)에 영향을 주지 않았다는 동일한 결론을 나타냈다. 왜냐하면 回歸計數 β'_1 의 값이 -0.0166이며 이에 대한 t-값이

5) 殘差에 自己相關性(Autocorrelation)이 존재하는 것은 系列相關(Serial Correlation)을 가진 漏落變數(Omitted Variables)들이 잔차에 포함되어 나타나는 경우가 많다. 이런 문제가 時計列資料에 종종 나타나는데 해결하는 방법으로 Cochrane-Orcutt와 Durbin의 방법이 많이 쓰인다. Durbin의 방법은 Journal of the Royal Statistical Society, B series, 1960, pp. 139~153을 참조하기 바람.

-0.0106이므로 이는 5%의 유의도에서 통계적으로 유의하지 않다.

상기의 분석결과는 주식시장개방이후 檢證期間이 단기간이라 정규분포를 가정한 統計的結果의 견고성(Robustness)에 다소 문제는 있지만, 외국인 주식투자자금의 국내유입으로 국내통화에 별다른 영향을 미치지 않은 것으로 판명되었다. 그러나 상기 결과의 이면에는 경제성장의 둔화로 주식투자자금 유입효과가 다소 상쇄된 것이라 볼 수도 있다. 특히 1994년 4월말 현재까지 경상수지가 다소 적자 상태이고 국내부문 통화공급을 줄이기 위하여 通貨債發行擴大를 취함으로써 전체적으로 還收幅이 확대된 경향이 있었다. 그러나 이 분석을 통한 시사점은 外國換集中制가 엄격하게 실시될 경우 外國換管理와 通貨運籌에 세심한 주의를 기울이지 않는다면 통화증발의 가능성은 항상 내포되어 있다는 것을 상기해야 한다.

Ⅲ. 換率에 미친 影響

환율은 외환시장에서의 外換受給關係에 의해서 결정되는데 주식시장 개방으로 외국인주식 투자자금의 유입이 있게 되면 外換市場에서 외환의 공급증가로 인하여 외환의 가치가 하락하게 된다. 외환의 공급증가는 상대적으로 원화의 需要上昇을 유발하게 되며 결국 評價切上의 압력요소가 된다. 상기에서 언급했듯이 환율의 변동정도에 따라 해외자금의 유입에 영향을 주게 되는데 환율의 變動率이 한국주식시장으로 부터 얻은 外換表示 投資純收益에 많은 영향을 주므로 환율과 해외자금유입은 相互聯動的 關係에 있다고 볼 수 있다. 즉 해외자금의 誇大流入은 외환시장의 需給均衡을 불안정하게 하여 원화의 評價切上을 초래하게 되어 주식시장으로 부터 수익금이 본국으로 송금될 때 주식투자 수익률에 원화 評價切上幅이 가산된 총수익률을 가지게 되므로 換差益 만큼의 혜택을 보게 된다.⁶⁾

한편 해외자금 유입시 원화의 가치가 큰폭으로 評價切上된다면 유입되는 외화자금이 원화로 환산될 때 원화로 표시되는 投資元金이 評價切上 이전보다 작아지며, 주식시장으로 부터 투자수익금이 送金될 시에 또 다른 평가절상이 뒤따르지 않는다면 오히려 換差損이 주식투자 수익을 감하게 되어 換差損만큼의 손해가 발생한다. 따라서 외국인투자자들

6) 가령 미국투자자가 한국주식시장의 투자로부터 얻는 \$로 측정된 수익을 $Rk\$$ 는

$$Rk\$ = (1 + Rk) (1 + Ek\$) - 1$$

여기서 Rk 는 원화로 투자된 한국주식시장으로 부터의 수익율이며 $Ek\$$ 는 원화대비 \$의 환율($\$/\text{₩}$)이며 $Ek\$$ 가 증가하면 평가절상된 것인데 이 식을 간략히 표시하면 아래와 같다.

$$Rk\$ = Rk + Ek\$$$

즉, \$ 표시 주식 투자수익율은 원화표시 수익율과 원화의 평가절상율을 합한 것이다.

〈표 4〉 세계 주요국의 위험분산측정 및 환율변동성 비율

국 가	(1) Var(R _i)	(2) Var(ex _i)	(3) Cov(R _i ,e _i)	(4) Var(R _{is})	(1) ————— (4) × 100%	(2) ————— (4) × 100%	2×3 ————— (4) × 100%
캐 나 다	7.37	0.37	0.47	8.68	84.91%	4.26%	10.83%
프 랑 스	7.52	3.61	0.52	12.17	61.79	29.66	8.55
독 일	3.69	3.46	0.87	8.89	41.51	38.92	19.57
일 본	3.83	2.58	0.83	8.10	47.65	31.85	20.50
스 위 스	2.35	4.32	0.58	7.83	30.01	55.17	14.81
영 국	5.21	3.28	0.84	10.17	51.23	32.25	16.52
미 국	5.42	—	—	5.42	100.00	—	—

자료: C. Eun and B. Resnick, "Exchange Rate Uncertainty, Forward Contract and International Portfolio Selection," Journal of Finance, March 1988. pp.

- (1)은 국가 i의 주식시장의 위험도인 분산
- (2)는 i국가와 미\$간의 환율에서 발생한 분산
- (3)은 i국가 주식시장과 환율간의 상관관계를 설명하는 공분산
- (4)는 i국가 주식에 투자한 것을 \$로 표시할 때 총수익률에 대한 분산인.

은 外換市場의 變動程度에 따라 투자자금 流入과 本國送金의 속도를 조절하는 이른바 “緩急戰略(Lead and Lag Strategy)”⁷⁾을 수립하게 되며 이 전략의 波及效果는 外환시장의 불안정을 가속시킬 우려가 있다. 결국 外환시장의 變動性은 해외주식 투자시에 고려해야 할 중요한 요소가 되며 換率의 變動性이 때로는 투자주식의 危險度를 증가하는 경우도 흔히 발생한다. Eun and Resnick(1988)의 연구에서 外國인투자자가 스위스의 증권시장에 투자했을 때 全體 危險度(分散)는 7.83%인데 이 중 換率이 차지하는 비중이 55.17%를 차지하고 있어 株式 자체에서만 차지하는 비중 30.01%에 비해 월등히 높다는 것이 밝혀졌다. 各國別 株式 투자에 따르는 위험을 分散을 통하여 측정하고 이 중에서 환율의 變動性이 차지하는 비율은 〈표 4〉와 같다.

〈표 4〉에 명시되었듯이 19880~1985 기간에 있어서 換率의 變動性으로 발생된 위험정도가 해당국가 주식시장에서의 위험도를 증가하거나 유사한 정도를 나타내는 국가는 독일, 일본, 스위스 등인 것으로 나타났다. 일부 국가들 중에는 이런 위험에 露出되는 것을 방지하기 위하여 先物換去來 (Currency Forward Trading)를 통하여 위험을 헤지하고 있지만 해외주식투자에 따르는 불확실한 滿期와 만기시 회수되는 不確定金額의 문제로 인하여 先

7) 이는 硬貨(Hard Currency)와 軟化(Soft Currency)간의 국제투자시에 經濟와 文化的의 교환으로 부터 발생하는 換危險을 줄이고 투자 대상지 주식시장에서 수익율을 확보하기 위해 資金流入 速度를 환율에 따라 시차를 달리 적용하는 방법이다.

物換去來에 다소 어려움이 있다. 한국주식시장에 투자하고 있는 대부분의 외국인투자자는 주식대금결제기간이 거래당일을 포함한 3일 이내이므로 3일 先物換去來를 많이 이용하고 있다.

상기 서술된 바와 같이 해외투자시 換率의 變動性이 중요한 고려사항 중의 하나이며 외국인 투자자금의 유입 또한 환율에 직접적으로 영향을 준다는 相互聯關性을 쉽게 알 수 있다. 1994년 4월 현재까지 총 127.7억달러가 유입되고 42.5억불이 유출되어 85.3억달러가 순유입되었다. 이 중 미국·영국계 자금이 총유입자금액의 반이상을 차지하고 있으며 최근 3.4월중 외화자금의 유입액보다 유출액이 많아 주식시장 개방이후 처음으로 流出超過現象을 보이고 있다.

가. 分析模型

주식시장에 유입된 해외투자자금이 외환시장의 安定性에 미치는 영향을 자세히 분석하기 위하여 전체 檢證期間(1987. 1 ~ 1994. 4)을 시장개방 전·후 각 2년간으로 두개의 部分檢證期間으로 나누고 달러 對 원화의 일일환율을 사용하였다. 외환시장에서의 거래는 非同時性(Non-Synchronous)을 가지고 있으므로 自己相關性(Autocorrelation)이 많이 내포되어 있다. 특히 Fisher(1966)와 Scholes and Williams(1977)는 非同時性 資料의 자기상관은 보통 하나의 時差를 가지고 나타나고, 變動性인 分散은 自己相關을 고려하여 日日變動率을 제공한 것에 두배의 隣接 變動率(Adjacent Return Rates)곱을 합한 것으로 측정되어야 한다고 주장하였다.⁸⁾ 즉

$$Var(E_t) = \sum_{i=1}^{N_t} E_{it}^2 + 2 \sum_{i=1}^{N_t-1} E_{it} E_{i+1,t} \quad (6)$$

N_t 는 t 월에 있어서 日日換率의 총갯수를 의미하며 E_t 는 日別換率增加率을 나타낸다. 各換率 增加率에서 平均增加率을 감하지 않은 것을 日日換率 增加幅이 작아서 평균치를 빼지 않아도 變動性을 측정하는데 영향을 주지 못하기 때문이다. 식 (6)은 해외유입자금이 換率變動性에 미치는 영향을 분석하기 위하여 日別換率로 月別分散을 추정한 후, 추정된

8) Poterba and Summers(1986)는 變動性을 推定하는데 해당기간 동안의 일일 변동율을 제공의 합으로 月別 變動性을 계산하였다. 즉

$$Var(E_t) = \sum_{i=1}^{N_t} E_{it}^2 \text{ 를 } t\text{월의 變動性 推定값으로 하였다.}$$

非同時性의 자료에는 식 (6)의 방법이 自己相關性 문제를 고려한 것이라 볼 수 있다.

월별분산을 통해 환율의 變動性を 주식시장 개방전·후 기간에 대하여 비교해 보는 變動性 推定式이다.

식 (6)에 의하여 推定된 t월의 분산을 다음과 같은 一般 回歸分析模型을 통하여 주식시장 開放前·後의 變動性 變化를 추정한다.⁹⁾

$$Var(E_t) = \beta_0 + \beta_1 D_{1t} + \beta_2 D_{2t} + \varepsilon_t \quad (7)$$

식 (6)에서와 같이 $Var(E_t)$ 는 환율의 變動性인 t월의 分散이며 ε_t 는 回歸式 (7)의 殘差인데 ε_t 는 0의 평균과 σ^2 의 분산을 가진 同一獨立定規分布를 가진다고 가정하였다. D_{1t} 과 D_{2t} 는 假變數 (Dummy)이며 해당기간에 따라 0 혹은 1의 값을 가진다. 즉

$$D_{1t} = \begin{cases} 1: t가 주식시장 개방이전 2년인 경우 \\ 0: 그외의 시간 \end{cases} \quad (8)$$

$$D_{2t} = \begin{cases} 1: t가 주식시장 개방이전 2년인 경우 \\ 0: 그외의 시간 \end{cases} \quad (9)$$

회귀식 (7)의 회귀계수 β_1 과 β_2 는 개방전·후 각 2년간의 平均 變動性を 의미하므로 β_1 과 β_2 의 통계적 有意性和 크기를 비교하므로써 주식시장 개방으로 유입된 해외투자자금이 환율의 變動性에 미친 영향을 분석할 수 있다. 非同時性 (Non-Synchronous) 자료를 사용할 때 주로 발생하는 시간에 따라 변하는 變動性이 상기의 회귀식 (7)에 의해서 추정될 때 편 의된 推定值를 가져다 줄 수 있으므로, 이때는 ARCH (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity)¹⁰⁾ 모형을 쓰는 것이 바람직하다. 이는 Engle (1982)의 논문 발표이후 시간에 따라 변하는 회귀모형의 分散을 가진 時計列 자료에 많이 응용되어 왔는데 Engle의 ARCH 모형은 條件附 分散과 無條件附 分散과의 차이를 분명히 인식할 수 있는 장점을 가지고 있다. 즉 條件附 分散은 정보 집합내에 있는 과거의 殘差와 같은 無作爲 變數 (Random Variable)에 따라 다르지만, 무조건부 분산은 전통적으로 가정해 왔듯이 종종 일정한 값을 가진다. 따라서 이 경우 OLS (Ordinary Least Squares)나 Gauss-Markov 이론을 적용하면 最良線形不片推定值 (Best Linear Unbiased Estimates)를 얻을 수는 있지만, 최대

9) 식 (7)에서 全體 標本期間이 시간에 따른 假變數 D_{1t} 과 D_{2t} 를 충분히 흡수할 수 있을 정도라야 한다. 만약 D_{1t} 과 D_{2t} 를 포함하는 기간이 전체 표본기간과 큰 차이가 없다면 獨立變數간의 從屬性이 문제가 되어 추정값이 크게 편의(bias)될 수 있다.

10) ARCH 모형은 Engle(1982)에 의해 소개된후 현재 널리 사용하고 있으며 자세한 것은 Bollerslev (1986), Bollerslev, Chou, and Kroner(1992), Bollerslev and Engle(1993) 등 참조

우도 (Maximum Likelihood)와 같은 ARCH를 사용한 추정치보다 非效率的이다. ARCH모형을 사용하면 외환시장에서 日日換率 增加率과 그에 따른 換率 變動性を 동시에 推定할 수 있다는 장점이 있다. 환율의 變動性を 비교 평가하기 위해서 본 연구에서 적용된 ARCH모형은 아래와 같다.

$$E_t = \beta_0 + \beta_1 D_{1t} + \beta_2 D_{2t} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (10)$$

$$\sigma_t^2 = \rho_0 + \rho_1 \varepsilon_{t-1}^2 \quad (11)$$

E_t 는 日日換率增加率을 나타내고 σ_t^2 는 잔차 ε_t 의 시간에 따라 변하는 분산을 추정하는 推定式이다. ARCH 모형은 최초에 回歸係數를 추정하고 分散推定式 (11)에서 ρ_0 와 ρ_1 의 통계적 유의도를 점검한 후 통계적으로 유의적일 때까지 BHHH(Berndt, Hall, Hall and Hausman, 1974)방법에 의하여 반복(Reiteration)한다.¹¹⁾ 이 방법에 의하여 얻어진 모든 추정치는 효율적이므로 주식시장 개방 전·후의 日日平均 換率增加率과 그에 따른 變動性으로 해외자금유입이 외환시장에 미친 영향을 설명한다.

나. 實證分析結果

식 (6)에 의하여 얻어진 月別分散을 이용하여 식 (7)에 주어진 회귀분석모형의 檢證結果는 아래 <표 5>와 같다. D_{1t} 의 가변수 (Dummy Variable)는 주식시장 개방전 2년동안에 대한 것이므로 회귀계수 β_1 은 개방기간 동안의 월평균 분산을 나타내며, 반면 β_2 는 주식시장 개방후 2년동안 환율의 變動性에 대한 月平均 分散을 의미한다.

<표 5>에 나와 있는 것과 같이 株式市場開放 전·후에 유입된 해외자금의 換率의 變動性에 미친 영향을 β_1 과 β_2 로써 알 수 있다. β_1 과 β_2 가 각각 0.06080, 0.06416이고 모두 統計的으로 有意한 것으로 나타났고, 주식시장 개방후의 월평균 變動性인 β_2 가 개방전의 變動性 β_1 보다 다소 크지만, 통계적으로는 β_1 과 β_2 가 동일 값을 가져 주식시장 개방전·후의 환율 변동성은 차이가 없다고 할 수 있다.¹²⁾

11) 통계적으로 유의한 係數를 얻을 때까지 계속 反復(Recursive Iteration)하는 방법에는 상기의 BHHH와 BFGS(Brougden, Fletcher, Goldfarb and Shanno, 1972, 1976)가 많이 쓰이는데, 여기서는 BHHH의 방법을 이용하였다. 그 외의 推定方法으로 Gregory(1989), Robinson(1991), Bollerslev and Wooldridge(1992) 등을 참조.

12) <표 5>에 주어진 開放前·後의 變動性 平均값을 의미하는 β_1 과 β_2 의 통계치를 이용하여 아래의 假說을

〈표 5〉 환율변동성
(회귀분석을 이용한 방법)

모형 : $\text{Var}(E_t) = \beta_0 + \beta_1 D_{1t} + \beta_2 D_{2t} + \epsilon_t$ $\epsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$					
β_0	t	β_1	t	β_2	t
-0.04872 (0.00735)	-6.628	0.06080 (0.00850)	7.147	0.06416 (0.00889)	7.215
R ₂ = 0.3856		DW = 1.79			

()안은 표준편차를 나타낸 것임.

상기 〈표 5〉에 나와 있는 결과는 시간에 상관없이 일정한 變動性을 가진 분산을 가정하고 있으므로 통계적으로 다소 非效率的일 가능성이 있다. 이런 단점을 보강하여 ARCH모형을 이용한 分析結果가 〈표 6〉에 나타나 있다.

〈표 6〉에 주어진 바와 같이 OLS에 의하여 추정된 推定値와 ARCH에 의한 것과는 다소 크기는 다르지만 대소방향은 일정하게 나타났다. OLS에 의하여 추정했을 때 개방전 2년 동안 日日平均換率增加率은 0.6117%이며 개방후 일일평균증가율은 0.5819%이므로 개방후의 換率增加率 속도는 다소 鈍感해 졌고, ARCH에 의한 방법에서도 개방 전·후 平均 日日換率 增加率은 각각 0.555%, 0.5239%이므로 개방후 증가율이 둔감해진 同一한 結果를 나타냈다. 그러나 ARCH모형에 의해 추정된 換率變動性은 개방후에 오히려 증가하여 개방전에 0.007410이 개방후 0.007572로 되었다. ARCH모형에 의해 추정된 換率의 變動性을 나타낸 [그림 2]에서 株式市場開放을 前後하여 상당히 높은 變動性이 있었고 시장개방후 다소 變動性이 증대하고 있음을 알 수 있다.

개방이후 현재까지 꾸준히 원화가 評價切下되고 있으므로 외환시장의 變動性은 다소 증가되었지만 國際收支惡化를 초래할 수 있는 否定的 影響은 발견되지 않았다. 결론적으로 환율은 經常收支의 증감등 經濟的 基礎與件(Economic Fundamentals)에 따라 變動하였으 며, 외국인주식 投資資金 유입에 의해서는 영향을 크게 받지 않은 것으로 나타났다. 그러나 주식시장 개방후 외환시장의 安定度가 우려할 정도는 아니지만 미세하게 악화되었으

檢證한다.

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 \quad H_A : \beta_1 < \beta_2$$

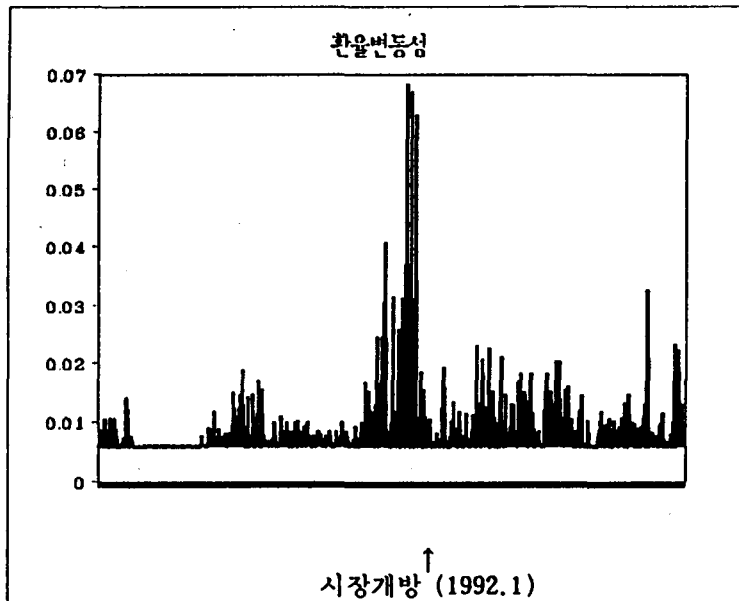
β_1 과 β_2 가 正規分布를 가진다는 가정하에 표준평균치 $Z = -1.338$ 이며 이는 5%의 유의도에서 귀무가설을 棄却하지 못한다.

〈표 6〉 해외주식투자자금 유입이 환율에 미친 영향
(ARCH 모형을 이용한 방법)

모형 : $E_t = \beta_0 + \beta_1 D_{1t} + \beta_2 D_{2t} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2)$ $\sigma_t^2 = \rho_0 + \rho_1 \varepsilon_{t-1}^2$					
추 정 방 법	β_0	β_1	β_2	ρ_0	ρ_1
OLS ($R^2=.3954$ DW= 1.84)	-0.004901 (-9.818)	0.006117 (10.591)	0.005819 (9.636)		
ARCH ($R^2=.4589$ DW= 1.99)	-0.004252 (-8.047)	0.005552 (9.254)	0.005239 (8.633)	0.00574 (49.297)	0.22174 (7.08)
환율변동성 평균추정치 (σ_t^2)	개방전 2년		개방후 2년		
	0.007410		0.007572		

() 안은 t-값을 나타내며 환율변동성추정치는 %의 제곱형태임.

[그림 2] 환율변동추이



로 향후 해외유입자금이 가속될 때 다소 안정을 저해할 수 있다는 가능성을 排除할 수 없다.

IV. 證市에 미친 影響

외국인주식투자가 부분적으로 허용됨에 따라 巨視經濟指標 뿐만 아니라 주식시장에도 여러가지 波及效果를 직·간접적으로 주었다. 시장전반에 있어 가장 두드러진 영향중에 하나는 合理的 投資基盤을 조성한다는 것과 주가를 양분시켜 內在價値에 근거한 株價差別化¹³⁾를 가속시켰다는 점이다. 주가 양극화에 대해서는 찬·반 양론이 있지만, 株價差別化는 현재 한국시장이 반드시 경험해야 할 하나의 과정이며 시장의 기관화가 진행됨에 따라 內在價値에 근거하여 再編成되는 현상이다. 또 다른 肯定的 影響으로 외국인투자자는 대부분 投資會社, 基金, 銀行등의 기관투자자로서, 개인에 비하여 長期性投資資金을 국내에 유입하여 우리나라 증시의 기반을 확대하여 安定化 提高에 기여하였다고 볼 수 있다.¹⁴⁾ 주식을 발행하는 기업의 측면에서는 높은 金融費用을 지불하여 자금을 조달하는 것 보다 外國人 投資許容으로 인한 증시전반의 확충된 기반을 이용하여 저렴한 장기자금을 이용할 수 있게 됨으로써 국제경쟁력의 提高를 가져 올 수 있다.

외국인 기관투자자는 해외 많은 국가에 分散投資함으로써 市場危險을 저하시키고 (Solnik, 1974, Lessard, 1973, Errunza and Rosenberg, 1982, Adler and Dumas, 1983)¹⁵⁾ 많은 투자국가들로 부터 입수한 정보가 국내 주식매입시 유입되어 株價와 去來量에 반영된다고 할 수 있다. 그러나 국제투자가 확산됨에 따라 投資國의 金利에 한국증시가 민감하게 반응하여 증권시장 전반의 變動性이 과도하게 증대될 가능성도 있으며, 先進金融技法을 이용하여 상대적으로 낙후된 국내증권 시장으로 부터 富의 移轉效果와 증권업계의 경

13) 株價差別化는 1970년대초 미국에서 Two-tier Market이란 현상을 보인 株價兩極化 현상과 동일한 것인데 특정 주식을 반드시 基金으로 구성된 주식 포트폴리오에 편입하도록 한 基金管理法 개정으로 대형 優良株 50여개 종목이 주도하는 市場을 형성하면서 가속된 주가 再編成의 과정이었다. 외국인 투자로 인하여 한국 주식시장에도 大型 優良株의 주가가 급상승하는 현상을 보이고 있지만 내재가치에 바탕을 둔 주가 再編成의 初期段階로 긍정적 평가가 가능한 현상이다.

14) 回轉率을 통하여 간접적인 長, 短期投資 性向을 비교한 결과 1993년 기간에 국내 일반투자자 (137), 국내 기관투자자 (110), 외국 기간투자자 (90)의 순으로 국내 투자자보다 長期性 투자자라고 볼 수 있다.

15) Solnik (1974)의 결과에 따르면 약 20개 美國 國內株式으로 이루어진 주식 포트폴리오의 위험은 特定 個別株式 危險의 20%정도이고 國際的으로 분산된 주식 포트폴리오를 구성하면 특정주식 위험의 11.7%로 나타나 國際 分散投資時 국내 분산투자보다 약 40%의 위험을 감소시켜 준다. 미국 이외의 지역에서는 감소 효과가 이보다 훨씬 높은 효과를 동시에 발견하였다.

영악화를 초래할 수 있는 부정적인 측면도 무시할 수 없다.

아울러 풍부한 해외자금이 유입되어 선진화된 투자기법으로 국내기업을 引受合併(Mergers and Acquisition: M&A)할 가능성이 있으므로 經營權 保護가 요청된다. 따라서 각 국가들은 자국의 企業保護와 重要産業의 보호차원에서 외국인들이 참가할 수 있는 경영기회를 전체와 개인별 投資限度를 설정하거나 외국인 투자가능 주식에는 議決權을 부여하지 않는 조치를 취하게 된다.

본장에서는 주식시장개방이 주가와 거래량에 어떤 변화를 초래하였는지를 분석하기 위하여 한국증권거래소에 상장된 전체주식에 대한 綜合株價指數(KOSPI), 1부, 2부의 指數와 去來量을 週別단위로 분류하고 해외 주식자금 유입량과의 相互有機的 連動關係를 분석하였다. 이 분석을 위하여 外生說明變數로서 주별환율을 첨가하는데, 이는 해외 주식자금 유입속도와 규모는 환율과 밀접한 영향을 가지기 때문이다.

가. 分析模型

株式市場 部分開放으로 유입된 해외주식 투자자금이 국내주가와 거래량에 미친 효과를 聯動的으로 분석하고, 주가와 거래량, 해외자금 유입량의 선·후 관계를 살펴보기 위하여 각 변수간의 模型規格(Model Specification)에 제약을 받지 않는 벡타自己回歸(Vector Autoregressive: VAR)¹⁶⁾ 모형을 사용하였다. 본 연구에서는 VAR 모형을 통하여 株價와 去來量이 해외자금 유입량에 미치는 영향, 주가와 해외자금 유입량이 거래량에 미치는 영향, 그리고 去來量과 해외자금 流入量이 주가에 미치는 영향을 聯動的으로 분석하였다.

VAR모형으로 분석되는 각 변수간에는 단위에 있어 많은 차이를 나타내므로 單位問題를 해결하기 위하여 각 변수들을 1992. 1월 주식시장 개방시기를 기준시점으로 하여 基本指數 1로 하고 그 이후의 시간에 해당하는 자료 수치를 基準時點과 對比比率로써 나타내어 規模問題를 해결하였다 檢證期間은 주식시장 개방일인 1992. 1월이후 부터 1994. 4월까지이며 주별자료를 사용하였다. 외국인투자자들이 주로 많이 거래하는 종목이 1부종목에 많이 포함되어 있으므로, 海外資本流入이 타종목보다도 1부종목에 더 많은 영향을 미칠 것으로 예상되어 綜合指數, 1부, 2부의 株價와 去來量을 분리하여 相互聯關係를 살펴보았다. 앞에서 이미 설명된 바와 같이 환율은 해외유입자본과 직·간접적으로 밀접한 관련이 있으며 海外資本의 流入時期와 規模는 환율의 변화에 따라 다르게 결정된다. 또한 환율의 변화에 따른 국제수지의 상태에 따라 주식시장에서 주가와 거래량에 영향이 파급된다. 따라서 이런 파급효과를 VAR의 각 변수에 반영하기 위하여 外生說明變數로써 환율,

16) 벡타자기회귀(VAR)모형의 종합적 내용에 대하여 Lütkepohl(1987), "Forecasting Aggregated Vector ARMA Processes", Berlin Springer-Verlag를 참조

E_t 를 사용하였다. 이 목적으로 사용된 VAR모형은 아래와 같다.

$$V_t = \sum_{i=1}^P A_i V_{t-i} + \sum_{j=1}^N B_j E_{t-j} + \epsilon_t \tag{12}$$

E_t 는 外生說明變數로서 換率을 나타내며 P 와 N 은 最適時差를 나타낸다. ϵ_t 는 白色雜音(White Noise)으로써 모든 t 에 대하여 $E[\epsilon_t] = 0$ 이며 $t = s$ 인 경우 $E[\epsilon_t \epsilon_s] = 0$ 이다. 하지만 $t=s$ 이면 $E[\epsilon_t \epsilon_s] = \Sigma$ 이다. 그리고 Σ 는 다음과 같이 정의된다.

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{11}^2 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{22}^2 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_{33}^2 \end{bmatrix}$$

V_t, A_k, β_j 는 벡터(Vector)이며 아래와 같이 정의된다.

$$V_t = \begin{bmatrix} CI_t \\ KOS_{ts} \\ Vol_{ts} \end{bmatrix}, A_i = \begin{bmatrix} a_{11i} & a_{12i} & a_{13i} \\ a_{21i} & a_{22i} & a_{23i} \\ a_{31i} & a_{32i} & a_{33i} \end{bmatrix}, B_j = \begin{bmatrix} b_{1j} \\ b_{2j} \\ b_{3j} \end{bmatrix}$$

CI_t : t 시점에서 해외주식투자 자금유입액

KOS_{ts} : t 시점에서 주가지수, $s =$ 종합주가지수, 1부지수, 혹은 2부지수

Vol_{ts} : t 시점에서 거래량, $s =$ 전체거래량, 1부거래량, 혹은 2부거래량

$i = 1, 2, \dots, P \quad j = 1, 2, 3, \dots, N$

상기 VAR모형의 最適時差 P 를 구하기 위하여 각 시차에 대해 基準豫想時差의 우도비 검증(Maximum Likelihood Test)을 실시한 결과 시차 12에 대한 시차 6의 우도결과 χ^2 (54)값이 72.94로 1%의 有意度에서 最適時差 6을 발견하였다.¹⁷⁾ 說明變數換率의 최적시차는 VAR모형내의 内生變數가 아니므로 우도비검증을 통해서가 아니라 豫想最適時差를 6개월 시간에 해당하는 24주를 기준으로 回歸計數의 有意도를 추정해 본 결과 3개월에 해

17) 最適時差 P 를 구하기 위하여 AIC(Akaike's Information Criterion)과 SC(Schwarz's Criterion)의 우도함수를 최소화 시키는 P 를 구해야 한다. AIC와 SC의 함수는 아래와 같이 정의된다.

$$AIC(n) = \ln \det(\Sigma_n) + \frac{2M^2n}{T} \quad SC(n) = \ln \det(\Sigma_n) + \frac{2M^2 \ln T}{T}$$

여기서 n 은 시차 1부터 P 이며, M 은 内生變數의 갯수이고 Σ_n 은 시차 n 일때의 共分散 行列이다. 자세한 내용은 Lütkepohl(1985)과 Judge(1985) 참조

당하는 12가 적절한 것으로 밝혀졌다.¹⁸⁾

나. 實證分析結果

상기의 VAR모형에서 株價, 去來量, 外國人 資本純流入金은 內生變數로 그리고 환율은 外生變數로 취급하여 OLS (Ordinary Least Square)에 의해 모든 계수를 추정하였다. <표 7>은 종합주가지수와 총거래량을 사용하여 株價, 去來量, 外國人資本 純流入金과의 관계를 추정한 결과이다.

韓國綜合指數와 總去來量이 해외자금 순유입액과의 관계는 VAR계수 a_{11} , a_{12} , a_{13} 에서 알 수 있는데 어떤 값도 통계적으로 유의하지 못하다. 이같은 결과는 외국인투자자금 유입은 한국주가가 상승하는데 따라 유입되는 것이 아니며, 우리나라 주식시장 그자체의 潛在性이나 현재 低評價되어 있기 때문에 유입되는 것이라 해석할 수 있다. 하지만 b_1 의 係數가 설명하듯이 외국인주식 투자자금의 유입은 流入當時의 換率에 敏感한 것을 알 수 있다. 流入時의 時差가 0일때 b_1 은 -0.1805이며 5%의 유의도에서 통계적으로 유의적이다. 즉 流入時의 환율이 상승하면 유입액은 줄어들고 반대로 하락하면 유입액은 늘어나는 음의 相關關係를 가지고 있다. 論理的으로 원화의 가치가 상승하면 우리나라 주식시장에 투자를 늘리는 것은 주식투자로부터의 수익률에 원화의 價値引上率만큼 더 가산되어 總收益率이 증가하며, 그와 동시에 國際分散投資時 수익에 반하는 비용으로 원화가 評價切下하면 주식수익금으로부터 評價切下幅만큼 감해지므로 外國資金流入時에 환율이 중요한 변수이다.

따라서 外國人 株式投資資金은 우리나라 주식시장 전반의 지수상승이나 거래량 증가로 인하여 유입되는 것이 아니라, 주가가 低評價되어 있거나 上昇潛在力이 크기 때문에 유입된 것이며 또한 환율의 변화에 민감한 것을 알 수 있다.

한편 외국인 주식투자자금의 純流入額과 總去來量이 주가에 미치는 결과는 <표 7>의 VAR계수 a_{21} , a_{22} , a_{23} 를 통하여 알 수 있다. 시차가 2일때 a_{21} 이 0.0051로 유의적이므로 外國人資金流入이 주가상승의 요인중의 하나이며, 자금유입후 2주내에 株價에 반영된다. 總去來量 또한 주가와 연관을 가지고 있는데 去來量이 증가하면 1주내에 주가에 반영하여 指數의 上昇을 가져온다. 換率과 주가와 관계는 b_2 를 통하여 알 수 있는데 時差 9에서 b_2 는 6.081이며 5%의 유의도에서 통계적으로 유의하므로 환율의 변화는 약 2개월후에 株價에 반영되는 것으로 나타났다. 환율의 변화가 주가에 영향을 주는 것은 주로 間接的 經路

18) 外生說明變數의 最適度는 12주와 16주간에 有意度의 차이를 뚜렷이 발견하지 못하여 12주와 16주를 모두 사용 가능하였지만, 便宜上 12주를 선택하였고 16주를 선택할 때도 결과의 차이를 발견하지 못하였다.

〈표 7〉 주가, 거래량, 외국인자본 순유입금과의 관계분석

$\text{모형 } V_t = \sum_{i=1}^6 A_{it} V_{t-i} + \sum_{j=1}^{12} B'_{jt} E_{t-1} + \epsilon_t$									
$V_t = \begin{bmatrix} CI_t \\ KOS_t \\ Vol_t \end{bmatrix}$			$A_i = \begin{bmatrix} a_{11i} & a_{12i} & a_{13i} \\ a_{21i} & a_{22i} & a_{23i} \\ a_{31i} & a_{32i} & a_{33i} \end{bmatrix}$			$B_j = \begin{bmatrix} b_{1j} \\ b_{2j} \\ b_{3j} \end{bmatrix}$			
시차	a11	a12	a13	a21	a22	a23	a31	a32	a33
1	0.0815 (0.61)	4.7351 (0.55)	0.4265 (0.63)	0.0039 (1.70)	-0.3359* (-2.28)	0.0355* (3.03)	0.0116 (0.42)	-2.8415 (-1.58)	-0.2706 (-1.90)
2	-0.0351 (-0.26)	3.0076 (0.34)	0.0438 (0.06)	0.0051* (2.39)	-0.0176 (-1.16)	0.0151 (1.11)	0.0575* (2.05)	-3.0845 (-1.66)	-0.0502 (-0.30)
3	0.0356 (0.27)	0.4028 (0.04)	0.5016 (0.65)	-0.0003 (-0.15)	-0.0635 (-0.40)	0.0177 (1.13)	0.0186 (0.67)	-2.4560 (-1.28)	0.1207 (0.74)
4	-0.1106 (-0.84)	-5.1938 (-0.58)	0.3595 (0.47)	-0.0023 (-1.05)	-0.2531 (-1.63)	0.0045 (0.34)	-0.0203 (-0.74)	-3.9351* (-2.09)	0.0365 (0.22)
5	0.1444 (1.13)	10.185 (1.14)	0.5779 (0.79)	-0.0010 (-0.47)	-0.0695 (-0.45)	-0.0056 (-0.44)	-0.0106 (-0.39)	0.5254 (0.28)	-0.2003 (-1.31)
6	-0.1394 (-1.07)	-1.394 (-0.18)	-0.0977 (-0.14)	0.0018 (0.81)	0.0573 (0.42)	-0.0008 (-0.07)	-0.0217 (-0.80)	-0.3425 (-0.21)	-0.2989* (-2.16)
R ² = 0.3131			R ² = 0.5231			R ² = 0.5238			
DW = 1.99			DW = 2.10			DW = 2.02			
시차	b1			b2			b3		
0	-0.1805(-1.99)*			2.5448(1.48)			20.1133(0.96)		
1	-0.0520(-0.50)			-0.9231(-0.52)			1.7206(0.07)		
2	0.0656(0.63)			2.7360(1.52)			-13.5724(0.62)		
3	0.0459(0.44)			1.2029(0.68)			14.4411(0.67)		
4	0.0647(0.66)			-2.3208(-1.38)			-32.0577(-1.57)		
5	0.0005(0.00)			-1.7720(-1.03)			-19.5422(-0.94)		
6	0.0269(0.27)			2.8741(-1.66)			36.6790(-1.74)		
7	-0.0332(-0.33)			-0.7521(0.43)			-20.7789(-0.98)		
8	-0.1636(-1.89)*			-2.0431(-1.26)			-17.7575(-0.90)		
9	-0.0331(-0.33)			6.0810(-3.61)*			80.7152(-3.94)*		
10	0.0383(0.34)			1.6492(-0.84)			34.2241(-1.44)		
11	-0.0786(-0.70)			-1.0317(-0.53)			- 6.1022(-0.26)		
12	-0.0510(-0.47)			-2.1414(-1.15)			-30.6092(-1.36)		

()안은 t-값을 나타내며 별표는 5%의 유의도에서 통계적으로 유의적임을 나타냄. b1은 환율과 해외자금 순유입, b2는 환율과 주가, b3는 환율과 거래량과의 관계를 나타냄.

를 통하여 이루어지는데 환율의 인상으로 해외에서 매매되고 있는 한국상품의 가격이 하락하여 수요의 증가를 가져오고 이는 輸出增大로 나타난다. 그러나 실제 輸出增加가 일어나기 이전에 換率變化가 주식시장에 먼저 반영 되는데 그 이유는 주식시장이 실물 商品市場보다 정보면에서 더 效率的 市場이기 때문이다.¹⁹⁾

총거래량도 외국인 株式投資資金 純流入額과 綜合株價指數와 聯動的 關係를 가지고 있는데 이 聯關關係는 VAR계수 a_{31} , a_{32} , a_{33} 로 통하여 분석된다. 주가와 마찬가지로 外國人 資金流入은 약 2주후에 去來量의 증가를 가져 오며, 주가변화는 약 1개월 후 去來量에 영향을 주고 株價와 去來量간에는 陰의 相關關係를 보이고 있다. 이는 주가와 거래량간에는 약 4주의 시차를 가진 두개의 走期(cycle)가 존재함을 보여 주고 있다. 시차 4의 a_{32} 는 -3.9351이고 t-값이 -2.09이므로 통계적으로 유의적이다. 주가와 거래량간의 綜合的인 關係는 거래량 상승시 주가는 1주이내에 상승하지만, 주가의 변화가 去來量에 반영되는데 4주의 時差를 가지고 相互 相反되게 움직이고 있다.²⁰⁾

환율이 총 거래량에 미치는 영향은 b_3 에 나타나 있는데, 환율이 주가에 반영되는 것과 같이 間接的 經路를 통해서 주로 일어난다. 환율의 상승은 2개월 정도의 시차를 가지고 去來量增加를 가져오는데 이같은 현상 또한 'J-커브' 효과에서 초래되는 결과라고 볼 수 있다.

상기의 결과로 부터 外國人 株式投資資金 純流入은 2주이내에 주가와 거래량에 통계적으로 유의한 영향을 미쳐 해외 주식자금의 순유입 증가는 주가와 거래량 모두를 증가시키며 외국인의 投資행태가 국내투자자에게 많은 영향을 주고 있음을 알 수 있다. 반대로 株

19) 換率이 상승하면 輸出 商品의 가격이 상대적으로 하락하여 輸出 物量이 증가하며 輸出企業의 자금흐름에 변화가 생긴다. 수출 물량이 증가하기까지는 일정한 時差가 나타나는 'J-Curve' 효과가 株式市場에서는 실제 輸出增大로 인한 자금흐름 변화보다 훨씬 이전에 주가에 반영되어 2개월의 시차를 보인 것이며, 수출증대가 일어나는 시점은 이보다 늦게 나타난다. 이것은 주가가 實物經濟의 先行性을 가진 것으로 설명할 수 있다.

20) 株價와 去來量간의 관계는 크게 두가지로 나눌 수 있다. 첫째 株價 變動性과 去來量과의 상관관계는 많은 실증적 연구에서 가격의 상승 혹은 하락폭이 클때 (變動性이 클때) 去來量도 많다는 것을 발견하였고 둘째 株價 자체(혹은 수익율 자체)와 去來量간의 상관관계에 관한 연구결과는 그 符號에 대하여 일치된 견해를 보여 주지 못하고 있다. 한국 주식시장에서는 去來量과 收益率간의 유의적인 正의 相關關係를 보여 주며 일별자료를 이용하여 去來量이 收益率을 先行하는 관계가 더 많이 발생한다는 결과가 남명수(계간 쌍용투자, 1991) 논문에 나타나 있다. 이는 去來量 상승시 주가는 1주이내에 상승하지만 주가의 변화가 거래량에 반영되는데 약 4주가 요하는 현상과 유사한 因果關係이다. 주가(변동성)와 거래량에 관한 보다 자세한 분석은 이 논문의 주제가 아니므로 아래 논문을 참조바람.

Epps(AER, 1975, JFQA, 1977), Morgan(JB, 1976), Harris(JFQA, 1986), Richardson, Sefcik and Thompson(JFE, 1986), Admati and Pfleiderer(RFS, 1988), McInish and Wook(JBF, 1990), 남명수(증권학회, 1990), 정종락(증권학회, 1987),..., etc.

價와 去來量의 등락은 외국인 투자자금의 純流入에 통계적으로 영향을 주지 않는데, 이는 외국인 투자자금 유입은 우리나라 주가의 등락을 이용한 短期性 時勢差 爲主의 투자가 아니라, 한국의 經濟狀況과 현재 주식시장의 潛在性을 볼 때, 국내의 주가가 전반적으로 低評價되어 있으므로 주가의 등락에 관계없이 항상 유입될 수 있다는 것을 나타낸다. 그러나 외국인 투자자금의 유입은 株價와 去來量을 증가시키는 중요한 요소이므로 외국인 投資行態가 국내 투자자에게 또 다른 心理的 同伴要素를 제공할 수 있다는 것을 고려해야 한다. 만약 외국인 투자자금의 국내유입이 국내 투자자의 投資心理에 많은 영향을 주었다면 외국인의 거래가 상대적으로 적은 2부종목에서도 유사한 결과가 나타날 것이다.

따라서 1부, 2부 지수와 각각의 去來量을 이용하여 외국인 주식투자자금의 流入 影響을 분석하고, 그 분석 결과를 綜合指數와 總 去來量을 이용할 때와 비교하여 본다. 상기의 VAR모형에서 綜合指數와 總 去來量 대신 1부 2부의 지수와 거래량으로 대체하여 동일한 방법으로 檢證하였다. <표 8>과 <표 9>는 1부와 2부의 주가와 거래량을 이용한 VAR모형의 분석결과이다.

<표 7>과 <표 8>을 비교하여 볼 때 단 한가지의 사실을 제외하고는 거의 類似하게 나타났다. 다른점으로 <표 8>의 係數 a_{31} 은 5%의 유의도에서 모두 통계적으로 유의하지 못한 반면, <표 7>의 時差 2에서 a_{31} 은 유의하다. 즉 綜合指數와 總去來量을 사용할 때와 다른 결과는 외국인 주식투자자금의 純流入額이 증가할 때 全體 去來量은 증가하지만 1부종목의 去來量에는 크게 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 그러나 10%의 유의도에는 海外 株式投資 資金의 國內流入 증가가 1부 去來量에 통계적으로 유의적이며, 外國人 流入資金이 거래량에 반영되는 속도가 약 2주의 기간이 소요된다는 사실은 동일하게 나타났다. 환율의 변화가 외국인 주식투자 자금유입액에 영향을 준다는 사실은 종합주가지수와 총 거래량을 사용한 결과와 동일하지만, 1부종목과의 연관관계에 있어서 그 효과가 더욱 뚜렷하게 나타났다. 종합주가지수와 총거래량을 사용했을 때 시차 0에서 환율변화가 유입액에 미치는 민감도 b_i 이 -0.1805였지만 1부종목에서는 -0.1975로 증가하였다. 그의 환율이 주가와 거래량에 미치는 효과도 1부종목에 더 뚜렷이 나타났지만 전체적인 결과는 유사할 것으로 밝혀졌다.

2부종목의 株價와 去來量을 이용하여 분석할 때 조금 다른 결과를 보여주고 있다. 외국인 流入資金이 綜合株價와 1부 종목의 주가에는 약 2주간의 시차를 가지고 그 영향이 반영 되지만, 2부 종목의 주가에는 크게 변화가 없음을 알 수 있다. 이는 a_{21} 의 계수를 5%의 유의도에서 모두 통계적으로 유의하지 않기 때문이다. 하지만 α_{23} 의 時差 1과 3에서 係數가 각각 0.00289, 0.0280 이며 5%의 유의도에서 모두 유의적이므로, 2부 종목의 주가는 2부 종목 자체의 去來量에 상당히 민감한 反應을 보이며, 특히 3주전과 1주전의 去來量 變

〈표 8〉 1부종목 주가지수, 1부 거래량, 해외자본순유입과의 관계

모형 $V_t = \sum_{i=1}^6 A_{it} V_{t-i} + \sum_{j=1}^{12} B_{jt} E_{t-1} + \epsilon_t$									
$V_t = \begin{bmatrix} CI_t \\ KOS_t \\ Vol_t \end{bmatrix} \quad A_i = \begin{bmatrix} a_{11i} & a_{12i} & a_{13i} \\ a_{21i} & a_{22i} & a_{23i} \\ a_{31i} & a_{32i} & a_{33i} \end{bmatrix} \quad B_j = \begin{bmatrix} b_{1j} \\ b_{2j} \\ b_{3j} \end{bmatrix}$									
시차	a ₁₁	a ₁₂	a ₁₃	a ₂₁	a ₂₂	a ₂₃	a ₃₁	a ₃₂	a ₃₃
1	0.0952 (0.72)	5.2599 (0.64)	0.3177 (0.52)	0.0039 (1.68)	-0.3308* (-2.29)	0.0334* (3.09)	0.0106 (0.35)	-2.6934 (-1.43)	-0.2997 (-2.14)
2	-0.0361 (-0.27)	2.5610 (0.30)	-0.1208 (-0.17)	0.0052* (2.24)	-0.1734 (-1.16)	0.0148 (1.17)	0.0544 (1.89)	-3.3663 (-1.73)	-0.0599 (-0.36)
3	0.0565 (0.43)	-0.4579 (-0.05)	0.4600 (0.65)	-0.0006 (-0.25)	-0.0502 (-0.32)	0.0132 (1.71)	0.0182 (0.60)	-2.9632 (-1.48)	0.1178 (0.73)
4	-0.0946 (-0.73)	-6.1911 (-0.72)	0.4113 (0.60)	-0.0025 (-1.08)	-0.2617 (-1.72)	0.0036 (0.29)	-0.0176 (-0.59)	-4.4735* (-2.26)	0.0361 (0.23)
5	0.1502 (1.18)	8.5236 (0.98)	0.6441 (0.98)	-0.0012 (-0.52)	-0.0474 (-0.31)	-0.0071 (-0.61)	-0.0066 (-0.23)	0.5274 (0.27)	-0.1914 (-1.26)
6	-0.1428 (-1.11)	-3.3393 (-0.44)	-0.0111 (-0.02)	0.0013 (0.59)	0.0673 (0.50)	-0.0020 (-0.19)	-0.0279 (-0.94)	-0.0732 (-0.04)	-0.3143* (-2.29)
결정계수	R ² = 0.2914 DW = 1.99			R ² = 0.5254 DW = 2.10			R ² = 0.5103 DW = 2.01		
시차	b ₁			b ₂			b ₃		
0	-0.1975 (-2.04)			2.9965 (1.68)			23.5190 (1.01)		
1	-0.0533 (-0.53)			-0.8502 (-0.47)			4.3010 (0.18)		
2	0.0758 (0.74)			2.4768 (1.38)			17.2066 (0.74)		
3	0.0508 (0.50)			1.1388 (0.64)			10.5801 (0.46)		
4	0.0714 (0.74)			-2.5222 (-1.48)			-38.9827 (-1.76)		
5	-0.0012 (-0.12)			1.9260 (1.11)			21.3989 (0.94)		
6	0.01195 (0.19)			3.0519 (1.74)			39.5923 (1.74)		
7	-0.0315 (-0.35)			-0.5548 (-0.31)			-17.1782 (-0.74)		
8	-0.1829 (-1.97)			-2.3448 (-1.43)			23.6429 (1.11)		
9	0.0235 (0.23)			6.4316 (3.72)*			92.8655 (4.13)*		
10	0.0321 (0.28)			-1.5510 (-0.78)			-39.2346 (1.51)		
11	-0.0926 (-0.83)			0.9849 (0.50)			10.2169 (0.40)		
12	-0.0583 (-0.48)			-2.2296 (-1.18)			-29.3120 (-1.20)		

()안은 t-값을 나타내며 별표는 5%의 유의도에서 통계적으로 유의적임을 나타냄. b₁은 환율과 해외자본순유입, b₂는 환율과 주가, b₃는 환율과 거래량과의 관계를 나타냄.

〈표 9〉 2부종목주가지수, 2부 거래량, 해외자본순유입과의 관계

$\text{모형 } V_t = \sum_{i=1}^6 A_{it} V_{t-i} + \sum_{j=1}^{12} B_{jt} E_{t-1} + \varepsilon_t$									
$V_t = \begin{bmatrix} CI_t \\ KOS_t \\ Volt \end{bmatrix} \quad A_i = \begin{bmatrix} a_{11i} & a_{12i} & a_{13i} \\ a_{21i} & a_{22i} & a_{23i} \\ a_{31i} & a_{32i} & a_{33i} \end{bmatrix} \quad B_j = \begin{bmatrix} b_{1j} \\ b_{2j} \\ b_{3j} \end{bmatrix}$									
시차	a ₁₁	a ₁₂	a ₁₃	a ₂₁	a ₂₂	a ₂₃	a ₃₁	a ₃₂	a ₃₃
1	-0.0403 (-0.30)	-0.4203 (-0.04)	1.0969 (1.47)	0.0046 (1.88)	-0.0944 (-0.57)	0.0289* (2.07)	0.0167 (0.55)	-3.2847 (-1.63)	-0.0629 (-0.37)
2	-0.0511 (-0.37)	3.0168 (0.33)	1.1865 (1.57)	0.0035 (1.39)	-0.0142 (-0.08)	0.0010 (0.07)	0.0832* (2.71)	-1.7718 (-0.86)	-0.0680 (-0.39)
3	-0.0496 (-0.37)	10.2605 (1.10)	0.1947 (0.26)	-0.0013 (-0.52)	0.0449 (0.25)	0.0280* (2.01)	-0.0038 (-0.13)	1.3082 (0.61)	0.0137 (0.08)
4	-0.2075 (-1.57)	1.1053 (0.12)	-0.2585 (-0.32)	-0.0038 (-1.42)	-0.0604 (-0.36)	-0.0079 (-0.53)	-0.0564 (-1.80)	-0.1722 (-0.08)	-0.2650 (-1.47)
5	0.1044 (0.80)	1.9090 (0.21)	0.7101 (0.96)	-0.0009 (-0.37)	-0.1859 (-1.12)	0.0169 (1.22)	-0.0358 (-1.2)	-4.0000* (-1.99)	0.1985 (1.18)
6	-0.0067 (-0.04)	7.4854 (0.91)	-0.2728 (-0.42)	0.0045 (1.78)	0.1057 (0.68)	-0.0009 (-0.07)	0.0390 (1.25)	-0.7313 (0.39)	0.0041 (0.02)
결정계수	R ² = 0.3162 DW = 2.07			R ² = 0.4655 DW = 2.03			R ² = 0.5161 DW = 2.10		
시차	b ₁			b ₂			b ₃		
0	-0.1999 (-1.95)			2.1434 (1.12)			20.1568 (0.86)		
1	-0.0287 (-0.27)			-0.2727 (-0.13)			-22.4432 (-0.92)		
2	0.04151 (0.38)			4.6228 (2.29)*			10.4296 (0.42)		
3	0.0551 (0.51)			0.7199 (0.35)			37.2188 (1.51)		
4	0.0266 (0.25)			-0.6654 (-0.34)			- 3.4971 (-0.14)		
5	-0.0706 (-0.68)			0.5252 (0.27)			-30.1434 (-1.29)		
6	0.0444 (0.43)			-0.0619 (-0.03)			18.3418 (0.78)		
7	-0.0079 (-0.08)			-2.7443 (-1.51)			- 1.1384 (-0.05)		
8	-0.1647 (-1.80)			0.4204 (0.24)			16.4978 (0.79)		
9	0.0840 (-0.88)			4.8792 (2.74)*			47.9837 (2.22)*		
10	-0.0269 (-0.26)			1.7185 (0.91)			-13.3369 (-0.58)		
11	-0.0737 (-0.70)			1.1309 (0.60)			- 1.4621 (-0.06)		
12	-0.0742 (-0.73)			-0.5177 (-0.27)			-37.2919 (-1.62)		

()안은 t-값을 나타내며 별표는 5%의 유의도에서 통계적으로 유의적임. b₁은 환율과 해외자본순유입, b₂는 환율과 주가, b₃는 환율과 거래량과의 관계를 나타냄.

〈표 10〉 해외 주식투자 자금 순유입액의 잔차분산 분석표

시차	표준편차	CI (%)	KOSPI (%)	VOL (%)
1	13.3956	100	0	0
2	13.6153	98.48	0.92	0.60
3	13.7606	96.98	0.89	2.13
4	13.8453	95.87	1.10	3.03
5	13.8701	95.78	1.19	3.03
6	14.4011	94.76	2.27	2.97
7	14.5316	90.42	6.82	2.76
8	14.9499	87.10	10.46	2.44
9	15.5131	87.31	10.28	2.41
10	15.7649	85.60	10.03	4.37
11	15.8155	85.13	10.53	4.34
12	15.9947	83.37	12.41	4.22

CI는 해외자금 순유입, KOSPI는 종합주가지수, VOL은 총거래량을 나타냄.

화가 2부종목 주가에 많은 영향을 주고 있음을 알 수 있다. 또한 外國人 資金流入額은 2부종목의 去來量에 많은 영향을 주고 있으며 약 2주간의 時差를 가지고 있음이 밝혀졌다. 이를 종합하면 2주전에 유입된 외국인 자금은 2부종목의 現在 去來量에 영향을 주고, 거래량의 변화가 2부종목의 주가에 반응하는 形態를 취하고 있다. 환율이 2부종목의 株價와 去來量에 미치는 효과는 종합이나 1부종목과 유사하지만 효과의 정도는 상대적으로 약한 것으로 나타났다.²¹⁾

상기의 VAR모형으로 부터 종합, 1부종목, 2부종목 모두에 해당하는 공통된 결과는 外國人 株式投資資金이 우리나라 주식시장의 短期急騰이나 去來量 暴騰을 목적으로 短期性인 투자자금이 유입된 것이 아니라, 시장전반의 가격이 低評價되어 있고, 또한 향후 經濟 潛在性으로 볼 때 현재보다 훨씬 높은 株價上昇이 기대되어 長期的 投資目的으로 유입된 자금이라고 볼 수 있다. 따라서 일시적인 株價騰落現狀은 외국인주식 투자자금 유입변화량에 주요한 영향을 주지 못하는 것으로 검증되었다.

상기의 결론을 각 변수의 分散分析(Decomposition of Variance)을 통하여 볼 때 더욱 명

21) 그 이유를 推論하여 보면 輸出爲主企業이 2부종목에 비하여 1부종목에 상대적으로 많아 換率變化에 더 민감한 영향을 보이는 것으로 생각할 수 있지만 보다 더 정확한 분석은 輸出爲主企業群을 따로 분류하여 검증해 보아야 하며 이는 본 연구의 관심과 다소 거리가 있어, 차후의 研究課題로 남겨둔다.

〈표 11〉 종합주가지수의 잔차분산 분석표

시차	표준편차	CI (%)	KOSPI (%)	VOL (%)
1	2.3517	2.64	97.36	0
2	2.5523	3.47	83.04	13.49
3	2.6270	7.73	78.91	13.36
4	2.6519	8.22	77.45	14.33
5	2.8181	7.86	78.51	13.63
6	2.8927	8.55	76.18	15.27
7	2.9605	8.47	77.70	14.83
8	2.9833	9.79	75.56	14.65
9	2.9962	9.87	75.21	14.92
10	3.0962	15.22	69.77	15.01
11	3.1613	14.79	70.90	14.31
12	3.1643	14.76	70.76	14.48

〈표 12〉 총거래량의 잔차분산 분석표

시차	표준편차	CI (%)	KOSPI (%)	VOL (%)
1	2.9980	2.01	26.89	71.10
2	3.2762	2.09	30.99	66.92
3	3.4031	7.01	30.31	62.68
4	3.4229	6.97	30.12	62.91
5	3.5466	7.98	33.31	58.71
6	3.7014	7.90	31.46	60.64
7	3.7241	8.60	31.15	60.25
8	3.7492	8.61	31.79	59.60
9	3.7571	8.97	31.65	59.38
10	3.7952	9.82	31.01	59.17
11	3.8671	9.60	33.39	57.01
12	3.9046	9.54	33.10	57.36

확히 확인할 수 있다. <표 10>, <표 11>, <표 12>는 外國人 株式投資純流入量, 綜合株價指數, 總去來量 각각의 잔차의 분산에서 타변수가 차지하는 분산의 정도를 %로 12기의 시차로 표시한 것이다.

<표 10>에서 시차 제1기에 있어서 외국인주식 投資資金 순유입액은 그 자체의 不豫測變化에 의해 100% 기인된 것이며 시차가 6주까지 연장이 되어도 流入額 增減變化의 分散은 자체변수가 94.76%까지 설명하고 綜合주가지수 收益率과 去來量은 각각 2.27%와 2.97%의 미미한 설명 효과를 보이고 있다. 시차에 길어짐에 따라 외국인 유입자금의 변화는 주가에 의해 다소 설명되는 폭이 증가되지만 여전히 많은 부분이 자체의 변화에 의해 설명되고 있음을 알 수 있다.

반면 <표 11>의 綜合株價指數 收益率變化의 殘差分散은 초기의 시차부터 외국인 유입 자금이 2.64% 정도의 설명을 차지하고 시차가 길어짐에 따라 外國人資金과 總 去來量이 각각 약 15% 정도의 설명을 보임으로써 주가변화는 외국인 투자자금 流入額의 增減과 去來量 變化에 영향을 많이 받는다는 것을 알 수 있다.

총 거래량의 殘差分散은 외국인주식 투자자금 流入增減과 株價變化에 상당히 민감하게 움직인다는 것을 <표 12>을 통하여 알 수 있다. 총거래량은 특히 주가변화에 아주 민감하게 시차 1기 때부터 자체 殘差分散중 26.89%가 주가의 변화에 의해 설명된다. 12기때까지 자체변수가 설명할 수 있는 부분은 전체의 57.36%만 차지하고 나머지는 株價와 外國人株式 투자자금의 변화에서 설명되고 있다. 이상의 잔차分散 分析은 외국인주식 투자자금의 유입량 변화는 자체 요인에 의해 변화되며 주가와 거래량에 의해 크게 영향을 받지 않는다는 상기의 결론을 재확인하여 주고 있다. 따라서 자체요인은 외국인투자자의 國際 分散 投資시 투자대상국의 危險과 收益率에 맞춘 適定投資比率의 변화라고 볼 수 있으며, 우리나라 주식시장의 자금유입은 株價上昇과 去來量의 증대에 따른 것이 아니라 한국주식 시장의 위험과 수익을 비교에서 위험에 비하여 가격자체가 저평가되어 있으므로 투자대상지로서의 매력의 주요인이라고 단정할 수 있다.

V. 結 論

國際化와 開放化의 일환으로 부분적 증시개방을 1992년 1월에 시행한 이래 외국인 주식투자자금의 국내유입에 따른 否定的 波及效果에 대한 많은 우려가 있었다. 특히 해외자본의 국내유입이 通貨量, 物價, 換率 등의 거시경제 변수에 부작용을 낳을 수 있다는 측면을 고려하여 漸進的 開放을 택하게 되었지만, 증시개방이 실제로 상기의 經濟變數에 어떤 영향

을 주었는지 철저한 實證分析이 뒷받침되어야 한다.

국내주식의 매입과 함께 외국인 주식투자전용 外貨計定에 豫置된 해외주식투자 자본이 원화로 換錢되는 시점에서 해외부문 통화증발이 예상되고 증가된 통화량으로 國內金利를 인하시키게 된다는 일반적 우려와는 다르게, 海外資本의 국내유입이 通貨量의 蒸發을 가져왔다는 증거는 찾을 수 없었다. 또한 外換市場에서도 해외유입 자본의 증가로 원화에 대한 수요가 늘고 이는 환율의 인하를 가져와 國際收支의 惡化를 초래한다는 초기의 예상은 다소 悲觀的인 관점에서 나온 것이었다. 이 논문의 實證分析 結果는 證市開放이후 아주 미미한 정도의 換率 變動性이 증대되기는 하였지만 國際收支를 惡化할 정도는 아니라고 判明되었다. 증시개방 이후 株式市場에 미친 영향으로 해외주식 투자자본의 유입이 國內株價와 去來量의 증대를 가져왔지만, 해외주식투자 자본의 유입을 결정해 주는 요인은 韓國株價와 去來量의 증대가 아니라는 것을 발견하였다. 즉, 외국인 주식투자자금은 한국 주가가 상승하기 때문에 유입된 것이 아니라, 危險과 그에 상응한 收益率의 구조관계로 설명되는 외국인투자가의 국제포트폴리오 分散投資 比率決定時에 한국주식시장의 危險에 비하여 價格自體가 低評價되어 있으므로 향후 높은 수익율을 줄 수 있다는 魅力이 주요인으로 설명된다. 따라서 일시적 시장상승으로 短期收益을 노린 短期性 投機資金의 유입보다는 시장 저평가로 인한 長期 高收益 가능성을 기대한 安定的 投資資金의 유입이 海外株式投資 資本의 많은 비중을 차지하고 있다고 推論할 수 있다.

OECD형 開放化와 自由化를 추진하고 있는 우리나라는 資本自由化의 과정에서 당면할 限度擴大時 巨視經濟 指標와 證券市場에 미칠 否定的 효과를 최소화할 수 있도록 擴大時期와 規模를 정해야 되는 과제가 남아 있다. 開放化의 진척에 따라 예상되는 經濟的 利得이 開放擴大에 따른 부작용을 능가할 정도의 經濟規模에 이르기 위해서는 金融產業 전반의 下部構造(Infrastructure)를 강화해야 하며 그와 상응하여 환율제도의 개선과 國際投資 活性化를 통하여 보다 폭 넓은 증시개방으로 國際化와 開放化에 능동적으로 대처할 政策 수립이 필요하다.

참 고 문 헌

- 남상구, “외국인 투자한도의 재검토와 조정방안”, 상장협, 1993 추계
- 전철홍, “증시개방이 국내증시에 미친 영향”, 한국증권거래소 주식, 1993. 6월
- 정계성, “외국인 주식투자제도상의 문제점”, 상장협, 1993 춘계
- Adler, M. and B. Dumas, “International Portfolio Choice and Corporation Finance: A Synthesis,” *Journal of Finance* 38 (June 1983), 925.
- Berndt, E. K., B. H. Hall, R. E. Hall and J. A. Hausman, “Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models.” *Annals of Economics and Social Measurement* (1974), 653~665.
- Bollerslev, T., “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity” *Journal of Econometrics* 31, 307~327.
- Bollerslev, T., R. Chou, and K. Kroner, “ARCH Modelling in Finance,” *Journal of Econometrics* 52 (1992), 5~59.
- Bollerslev, T., and Wooldridge, J. M., “Quasi-Maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time-Varying Covariances.” *Econometrics Review* 11 (1999), 143~179.
- Black, F., “International Capital Market Equilibrium with Investment Barriers.” *Journal of Financial Economics* (December 1974).
- Cooper, R., “Efficient Capital Markets and the Quantity Theory of Money,” *Journal of Finance* 29 (June 1974), 887~908.
- Engle, R. F., “Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U. K. Inflation,” *Econometrica* 50 (1982), 987~1008.
- Engle, R. F., “Estimates of the Variance of U. S. Inflation Based upon the ARCH Model,” *Journal of Money, Credit and Banking* 15 (August 1983), 286~301.
- Epps, T. and M. Epps, “The Stochastic Dependence of Security Price Changes and Transaction Volumes,” *Econometrica* 44 (1976), 305~321.
- Errunza, V. and B. Rosenberg, “Investment in Developed and Less Developed Countries,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 17 (December 1982), 741~762.
- Eun, C. and s. Janakiramanan, “A Model of International Asset Pricing with a Constraint on the Foreign Equity Ownership,” *Journal of Finance* 41 (September 1986), 897~914.

- Eun, C. and B. Resnick**, "Exchange Rate of Uncertainty, Forward Contracts, and International Portfolio Selection," *Journal of Finance* 43 (March 1988), 201.
- Fisher, L.**, "Some New Stock Market Indexes," *Journal of Business* 39 (January 1966), Part II, 191~225.
- French, K. R., G. Schwert, and F. Stambaugh**, "Expected Stock Returns and Volatility," *Journal of Financial Economics* 19 (September 1987), 3~29.
- Friedman, M.**, "Money and Stock Market," *Journal of Political Economy* (1988), 221~245.
- Grauer, R. and N. H. Hakansson**, "Gains from International Diversification: 1968~85 Returns on Portfolios of Stocks and Bonds," *Journal of Finance* 42 (June 1978), 721~741.
- Hamburger, H. and Kochin, L.**, "Money and Stock Price: The Channel of Influence," *Journal of Finance* (1972), 231~249.
- Homa, K. and D. Jaffee**, "The Supply of Money and Common Stock Prices," *Journal of Finance* 26 (December 1971), 1045~1066.
- Hsieh, D. A. and M. H. Miller**, "Margin Regulation and Stock Market Volatility," *Journal of Finance* 45 (March 1990), 3~30
- Huttman, G.**, "A Dynamic Equilibrium Model of Asset Prices and Transaction Volume," *Journal of Political Economy* 95 (1987), 138~159.
- Keran, M. W.**, "Expectations, Money, and the Stock Market," Federal Reserve Bank of St. Louis Review (1971), 16~31.
- Lessard, D.**, "International Portfolio Diversification: A Multivariate Analysis for a Group of Latin American Countries," *Journal of Finance* 28 (June 1973), 619~633.
- Poterba, J. and Summers, L.**, "The Persistence of Volatility and Stock Market Fluctuations," *The American Economic Review* 76 No. 5 (1986), 1142~1151.
- Robinson, P. M.**, "Testing for Strong Serial Correlation and Dynamic Conditional Heterosked in Multiple Regression." *Journal of Econometrica* 47 (1991), 67~84.
- Rogalski, R. and Vinso, J.**, "Stock Returns, Money Supply and Direction of Causality," *Journal of Finance* (1977), 1017~1030.
- Rozeff, M. S.**, "Money and Stock Prices; Market Efficiency and the Lag in Effect of Monetary Policy," *Journal of Financial Economics* 1 (September 1974), 245~302.
- Senbet, L. W. and J. E. Hodder**, "International Capital Structure Equilibrium," *Journal of Finance* 45 (December 1990), 1495~1516.

- Scholes, M. and J. Williams**, "Estimating Betas from Non-Synchronous Data," *Journal of Financial Economics* 5 (1977), 309~327.
- Sorensen, E. M.**, "Rational Expectations and the Impact of Money upon Stock Prices," *Journal of Financial Quantitative Analysis* 17 (December 1982), 649~662.
- Stulz, R.**, "On the Effect of Barriers to International Investment," *Journal of Finance* (September 1981).

〈부록 1〉 세계 각국의 외국인 주식투자한도

지역	국가	내용
아시아	대만	외국인 주식보유 상한선 10%, 1 개인 외국업체의 상한선 5%, 외국인 투자총액한도는 U. S. \$50억
	말레이시아	회사정관에 규정되며 한도는 30%. 500만 M\$ 초과 및 15%이 상 취득시 투자위원회 승인을 필요로 함
	태국	외국인 투자한도 49%. 단, 은행, 보험, BOI(Board of Invest- ment)법에 정해진 우대산업은 투자한도를 낮게 설정하고 있음
	필리핀	두 종류의 주식을 발행하며 외국인이 거래할 수 있는 주식B를 40%이상 초과 소유할 수 없음
	인도네시아	상장주식의 49%가 상한선
	싱가포르	은행업에 대하여 25%, 정부기관회사 25%, 그 외의 회사에 대 하여는 회사정관에 규정하고 일반적으로 49%임
남미	브라질	일반제한 49%
	칠레	일반제한 25%
	멕시코	두 종류의 주식을 발행하며 외국인간 주식 거래는 주식B에 국 한함
유럽	핀란드	두 종류를 발행하고 외국인 취득가능 주식과 취득불가능 주식 으로 분리 발행. 제한조치가 있는 주식은 회사약관에 의하여 20%를 넘지 못함
	스웨덴	주식 총자본금의 40%, 의결권 주식의 20%를 넘지 못하도록 약관에 규정되어 있고 외국인 투자가능 주식과 취득 불가능 주 식으로 양분되어 있음.
	스위스	두 종류의 주식을 발행하여 외국인간에 거래되는 주식을 따로 발행할 수 있도록 회사약관에 명시하고 있지만 대폭완화되고 있음
	스페인	일반제한 50%

자료: ISSA(International Securities Society Association) 1994 보고서