

# 경제 위기와 주식시장 동조화 현상에 관한 연구

민재훈\*

## <요 약>

본 논문은 경제적인 위기에 기인한 세계 주식시장의 동조화 현상에 대하여 1993년 말에 발생한 멕시코 외환 위기를 前後로 북미 대륙의 주식시장과 뉴욕 증시에서 거래되는 중남미 국가펀드 가격들의 동반 움직임(Co-movements)현상을 예로 들어 분석해 보았다. 본 논문은 이전의 실증 연구들과 몇 가지 점에서 일치되는 점을 발견하였다. 첫째, 미국 시장에서 거래되는 중남미 국가펀드의 가격들은 폐소위기 이후 더욱 동반 움직임 현상을 나타내었다. 둘째, 중남미 국가펀드는 그들이 거래되는 미국 시장의 움직임에 상당한 영향을 받고 있다. 셋째, 폐소위기 이후 북미 대륙의 주식시장간 또는 중남미 국가펀드간의 움직임에 있어서 상관관계가 증가하였다. 결과적으로 자본 이동의 자유화에 따른 자본시장의 점진적인 통합은 국지적으로 발생한 경제 위기를 빠른 시간에 비슷한 위험 요소에 노출되어 있는 다른 지역으로 파급시킨다는 사실이 다시 한 번 입증되었다.

## I. 서론

동남아 경제의 위기로 시발된 세계적인 금융 혼란은 드디어 한국에게도 전혀 없는 외환 및 주식시장의 비상사태를 야기하고 있다. 하지만 우리 나라의 금융시장의 개방이 선진국 및 다른 지역 국가에 비해 늦었던 탓에 그 동안 국제 금융시장의 영향을 적게 받았던 것이지 우리 나라가 결코 세계 금융시장의 혼란으로부터 무풍지대일 수는 없는 일이었다. 특히 태국과 인도네시아와 같은 동남아 국가들은 우리 나라와 같이 과도한 외채에 의존하여 고도 성장을 추구하던 국가였기 때문에 이들 지역의 경제 위기는 외국의 투자가로 하여금 유사한 경제 시스템과 경제성장상의 구조적인 문제점을 가지고 있는 우리 나라의 대외 채무 능력에 대해서도 의구심을 갖게 하였다. 본 논문은 지금 우리 나라가 겪고 있는 금융 위기를 이미 80년대와 90년대에 걸쳐

\*서원대학교 금융보험학과 전임강사

\*\* 본 논문에 대하여 훌륭한 조언과 논평을 해주신 익명의 심사위원님께 감사드립니다.

경험한 적이 있는 멕시코의 예를 빌려서 이러한 세계 경제상의 위기가 다른 지역의 금융시장에 어떤 영향을 미치는 지를 살펴보기로 한다.

미국의 강력한 물가상승 억제 통화정책으로 인하여 1981년부터 3년간 지속되었던 세계적인 경기 불황 시와 마찬가지로 멕시코 경제는 1994년 후반에 발생한 자국 페소화의 가치 폭락과 이로 인한 해외 투자자금의 이탈로 인하여 다시 한번 대외 채무를 변제하지 못할 지도 모르는 위기를 겪게 되었다. 대내적으로는 점증하는 경상수지 적자액, 정치적 불안감 그리고 대외적으로는 미국 달러 금리의 상승으로 인하여 멕시코 페소화는 1994년 12월부터 다음해 3월까지 불과 수개월 사이에 미국 달러화에 비해서 무려 절반 가까이 가치가 하락하였다. 멕시코 경제에 대한 불신은 국내에 투자 하였던 외국 투자자로 하여금 투자 자금의 회수를 촉발시켰으며 이로 인해 야기된 세계 증시의 동반 하락은 1987년 10월에 경험하였던 전세계적인 증시 위기를 다시 한번 상기시키는 계기가 되었다. 특히 멕시코와 유사하게 경제적인 면에서 구조적인 취약성을 가지고 있으며 정치적으로도 불안정한 중남미 국가들은 멕시코 외환 위기가 일어난 지 1년이 가까이되도록 충격의 여파에서 벗어나지 못하였다. 이와 관련해서 미국의 Wall Street Journal지는 1995년 11월 17일의 특집 기사에서 중남미 지역 국가들의 고민을 다음과 같이 전하고 있다. “작년 12월에 발생하였던 대규모 환율인상 후에 투자자들은 모든 중남미 국가들을 동일하게 취급하면서 벽안시하고 있다(As happened after last December’s massive devaluation, investors tend to tar all of Latin America with the same brush - the Tequila Effect)”.

자본 이동에 관한 각국의 규제가 철폐 또는 완화되면서 세계 각국의 투자 담당자들은 위협의 감소를 목적으로 여러 지역에 분산 투자를 하게 되었으며 이러한 활동은 국제 자본시장의 점진적인 통합을 가져오게 하였다. 통합된 국제자본시장 하에서 각국의 투자자는 어느 한 지역시장에서 발생한 새로운 정보를 즉각 비슷한 위협을 가지고 있는 다른 지역에서의 투자 활동에 반영하게 된다. 따라서 지리적인 차이에도 불구하고 유사한 위협에 노출되어 있는 투자대상은 새로운 정보에 직면해서 비슷한 가격 움직임을 보이게 된다. 국경을 넘나드는 이러한 정보의 파급효과(Spillover)는 특히 1973-1974년에 일어났던 석유 파동이나 1981-1983년의 중남미 국가들의 파산 위기 또는 1987년의 세계적인 증시 폭락 등과 같이 전세계적인 경제 위기가 발생할 때 더욱 두드러지게 관찰될 수 있다.

Hilliard(1979)는 1973년의 석유위기 시에 각 대륙별로 증시가 동반하락 양상을 보였음을 기록하였다. Doukas(1989)는 1980년대의 중남미 지역 국가들의 대외채무 불

이행 사태시 이 지역 국가들의 대외 차입비용이 자국뿐만 아니라 동일 지역에 위치한 다른 국가의 신용도에도 좌우되었다는 사실을 발견하였다. Becker, Finnerty와 Gupta(1990)는 1987년에 일어났던 세계 증시의 동반하락 이후에 미국 증시가 동경 증시의 움직임에 더욱 강력한 영향을 끼치고 있음을 기록하였다. 또한 Arshanapalli와 Doukas(1993)도 1987년의 증시폭락 사태 이후 세계 증시가 한층 유사한 방향으로 움직이고 있다는 사실을 기록하였으며 Malliaris와 Urrutia(1992) 역시 이전에는 볼 수 없었던 세계 증시의 동조화 현상이 1987년 10월의 증시 폭락사태 이후에 관찰되었음을 보고한 바 있다. 같은 맥락에서 Hamao, Mauslis와 Ng(1990)과 Lin, Engle과 Ito(1994)는 뉴욕과 런던 증시로부터 도쿄 증시에서의 보통주의 조건부 수익률 및 분산에 있어서의 파급효과(Spillover Effect)를 보고하였다. Engle, Ito와 Lin(1990)에 따르면 다양한 사전 정보를 가지고 있는 투자자들은 경제적인 충격에 직면한 후 투자가 상호간에 존재하는 정보에 대한 이견을 해소해 나가는 과정을 겪는데 이러한 과정에서 수익률이나 분산의 파급효과가 발생할 수 있다고 주장한다. 결론적으로 자본 이동에 제약이 없는 상황에서는 비록 특정 지역이나 국가에 국한된 위험이라고 할지라도 정보의 신속한 전달로 인하여 유사한 위험에 노출되어 있는 여타 지역의 시장 가격에 이러한 위험들이 급속도로 반영되어 누구도 미리 예기치 못했던 전세계적인 금융 위기로 바뀔 수 있다는 점을 주목해야 한다. 따라서 본고의 목적은 국제적인 경제위기 중 비교적 최근에 일어났던 멕시코 외환위기를 대상으로 이 사건을 전후로 해서 뉴욕 증시에 상장되었던 중남미 국가들의 폐쇄형 국가펀드(Closed-End Country Funds)의 가격들이 어떤 움직임을 보였는지를 조사해보는 것이다. 구체적으로 본 논문은 다음과 같은 점을 조사해 보려고 시도하였다.

첫째, 멕시코 위기를 전후로 해서 중남미 국가펀드의 가격들과 같은 대륙에 위치하였으며 경제적으로도 밀접한 미국, 멕시코 및 캐나다의 증시의 움직임과는 어떤 인과관계(Causality)가 있는지를 관찰하였다.

둘째, 중남미 국가펀드 가격의 동반움직임 현상이 멕시코 위기 이후에 더욱 두드러졌는지를 파악하였다.

셋째, 뉴욕 증시에 상장된 멕시코 펀드의 가격이 멕시코 외환위기 이후에 멕시코 국내 증시의 영향을 이전보다 더욱 받았는지 여부를 관찰하였다.

넷째, 뉴욕 증시에 상장되어 있는 중남미 국가펀드의 가격이 미국 증시의 조건에 영향을 받는지 아니면 멕시코 국내 증시로 대표되는 중남미 지역 증시 상황에 더욱 영향을 받는지를 조사하였다.

본문에서는 위에서 언급한 사항들을 상관관계(Correlation)분석과 Engle과 Granger (1987)가 이용하였던 공적분(Cointegration)기법을 통하여 분석하였다.

## II. 연구 방법

### 1. 상관관계 분석(Correlation Analysis)

상관관계 분석은 한 국가의 주가지수와 국가펀드의 가격간의 관계가 폐소 위기 이전과 이후에 두드러지게 변화하였는지를 조사하는 데 이용될 수 있다. 양측검정을 위한 귀무가설로는 폐소 위기가 발생하기 전의 비교 대상 자료의 표본 상관관계 계수치(Pearson Sample Correlation Coefficient)가 외환위기 이후의 상관관계 계수치와 같다고 설정하며 이에 대한 검사로는 아래의 q 검정 값을 이용한다.

$$q = \frac{Z_2 - Z_1}{\sqrt{\frac{1}{N_2-3} + \frac{1}{N_1-3}}} \quad (1)$$

(1)식에서 
$$Z = \frac{1}{2} \ln \frac{1+r}{1-r}$$

$Z_1$ 과  $Z_2$ 는 각각 폐소 위기 전과 후의 표본상관관계 계수치의 Fisher 변형치이며  $N_1$ 과  $N_2$ 는 각각 해당 기간의 일자이며  $r$ 은 표본상관관계 계수치이다. 즉,  $r_1$ 은 폐소 외환위기 전의 관찰 자료간의 표본상관관계를 의미하며  $r_2$ 는 폐소 외환위기 후의 표본상관관계를 가리킨다. 표본상관관계를 추정하는데 이용하는 표본자료의 수가 많을 경우 Z값은  $\frac{1}{2} \ln[(1+\rho)/(1-\rho)]$ 의 평균과  $1/(N-3)$ 의 분산을 가진 정규 분포를 이룬다. 여기서  $\rho$ 은 모집단의 상관 계수를 뜻하며  $N$ 은 표본의 수이다.  $Z_1$ 과  $Z_2$ 가 정규 분포를 따른다면 q검정 값 역시 정규분포를 따르게 된다.

### 2. 공적분(Cointegration) 검사

두 개의 경제적 변수가 그 자체로는 불안정(Non-stationary)하지만 서로 선형 결합하였을 때 안정 상태(Stationary)에 있을 경우 두 변수들은 서로 공적분(Cointegration)관계에 있다고 말한다. 즉, 변수  $y$ 가 1系の 적분상태(integrated of order 1)이

며(즉,  $y$ 를 한 번 차분한 것이 안정 상태에 있는 경우), 또 다른 변수  $x$ 가 1系の 적분 상태에 있다면 두 변수의 선형결합인  $z = y - \beta x$ 를 안정상태(즉 0系の 적분상태)로 만드는 계수  $\beta$ 가 0이 아닌 값을 가지는 경우 두 변수는 공적분 관계에 있다고 말한다. 만일 두 변수가 공적분을 이루지 못한다면 두 변수의 선형결합인  $z$ 역시 1系の 적분상태에 머무를 것이며 따라서  $y$ 와  $x$ 는 상호간에 장기적으로 균형 관계를 이루지 못하게 된다. 따라서 양 변수 사이에 어떤 균형 상태가 존재한다면 경제적인 논리에 따라서 둘 사이의 장기적인 관계는  $y = \beta x$ 가 될 것이며  $z$ 는 균형 상태하의 오차가 될 것이다. 두 경제적인 변수가 공적분 관계에 있는지 여부를 시험하는 방법 중 하나는 두 변수가 각각 1系の 적분상태에 있는지, 즉 단위근(Unit Root)을 가지고 있는지를 살펴보는 것이다.

단위근의 존재에 대한 시험방법 중 대표적인 것이 Dickey-Fuller(1979)시험이다.

$$\Delta X_t = \alpha_0 + \rho X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

위의 회귀방정식 (2)을 시행한 후 회귀계수  $\rho$ 의 값이 통계적으로 0과 같은 지(즉, 변수  $x$ 가 불안정 상태에 있으며 단위근을 가지고 있음)를 귀무가설로 삼아 검증해 본다. 만일 귀무가설이 기각된다면  $x$ 는 안정상태에 있다는 결론을 내린다. 만일 DF 시험이 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각할 수 없다면 다음에는  $x$ 변수를 한 번 差分(Differencing)한 후 다시 단위근이 존재하는 지를 시험해 본다. 이때 회귀계수  $\rho$ 는 정규  $t$  분포를 취하지 않으며 음(-)의 歪度(Skewed to the left)를 보이고 있어 분포 상의 많은 부분이 0이하의 값을 가지고 있다(Engle과 Yoo, 1987). 이는  $\rho$ 값이 0보다 큰 값을 가질 확률이 상대적으로 매우 낮다는 것을 의미한다. DF시험은 다음과 같이 오차항  $\varepsilon$ 의 자기상관(Autocorrelation)을 제거하기 위해서 충분한 수의  $x$ 변수의 차분항의 時差변수(lagged variables,  $\Delta x_{t-j}$ )들을 회귀방정식에 포함시킬 수 있다.

$$\Delta X_t = \alpha_0 + \rho X_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3)$$

회귀방정식 (3)에서  $x$ 변수의 차분항의 時差변수( $\Delta x_{t-j}$ )들은 오차항  $\varepsilon$ 이 자기상관이 없는 白色오차(white noise)가 될 때까지 추가된다. 그렇지만 DF검사나 ADF (Augmented Dickey-Fuller)검사는 모두 단위근이 유일하다는 가정에 기초를 하고 있는데(Barnhart와 Szakmary, 1991), Dickey와 Pantula(1987)은 어떤 시계열 변수의 단위근이 한 개 이상 존재할 경우 안정성을 달성하기 위해서는 한 번 이상의 차분이

필요하며 이 때 DF검사는 자주 귀무가설(시계열 자료에 유일한 단위근이 존재)을 기각하는 경우가 있으며 따라서 동 변수가 안정성을 띄고 있는 것으로 잘 못 해석하는 경우가 발생할 수 있다고 주장한다. Dickey와 Pantula(1987)는 그 대안으로 처음에는 3개의 단위근의 존재를 조사하고 그 다음에는 2개의 단위근을 그리고 마지막에는 한 개의 단위근의 존재를 차례로 조사하는 검사 방법을 제시하였다.

$$DP1 : \Delta^3 X_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta^2 X_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (4-1)$$

$$DP2 : \Delta^3 X_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta^2 X_{t-1} + \alpha_2 \Delta X_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (4-2)$$

$$DP3 : \Delta^3 X_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta^2 X_{t-1} + \alpha_2 \Delta X_{t-1} + \alpha_3 X_{t-1} + \varepsilon_{3t} \quad (4-3)$$

위에서 회귀방정식 (4-1)은 3개의 단위근의 존재를 검사하고 (4-2) 및 (4-3)은 각각 2개의 단위근과 1개의 단위근의 존재를 검사하게 된다. 각각의 검사는 가장 최근에 추가한 항의 회귀 계수 값, 즉 (4-1)에서는  $\alpha_1$ , (4-2)에서는  $\alpha_2$ , (4-3)에서는  $\alpha_3$ 이 통계적으로 0과 다름이 없을 때까지 진행된다. 이상의 단위근의 존재에 대한 검사에서 대상 변수들이 유일한 단위근을 가지고 있다고 판명되면 그 다음에는 변수 사이에 공적분 관계가 있는 지 여부를 조사하게 된다. 이를 위해 먼저 x와 y사이에 최소자승법(Ordinary Least Squares)에 의한 회귀분석( $y_t = \alpha + \beta x_t + z_t$ )을 실시하여 잔차항 z를 얻는다. 다음으로는 잔차항 z에 DF검사(방정식 5)나 ADF검사(방정식 6)를 실시해서 잔차항 z가 안정성을 띄고 있는 지 여부를 검사하게 된다. 만일 두 변수 x와 y가 공적분 관계가 있다면 이 잔차항 z는 0계의 적분상태에 있다고 말할 수 있다.

$$\Delta Z_t = \rho Z_{t-1} + \mu_t \quad (5)$$

$$\Delta Z_t = \rho Z_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta Z_{t-j} + \mu_t \quad (6)$$

이 검사로부터 얻어진 t 검정 값은 공적분 회귀계수  $\beta$ 가 추정되었으며 따라서 진정한  $\beta$ 를 이용했을 때보다 잔차항이 더욱 안정성을 띄는 것처럼 보이므로 더 이상 Dickey-Fuller 분포를 따르지 않게 된다.<sup>1)</sup>

1) 공적분 검사를 위한 통계치는 일명 Engle-Granger 분포를 따르는데 MacKinnon(1991)은 그의 논문에서 이 분포에 대한 보다 정확한 임계치(Critical Values)를 제공하고 있다. 그의 논문에 따르면 T개의 표본 수를 가지고 있는 Engle-Granger 분포의 임계치는 다음 공식을 이용하여 쉽게 구할 수 있다.

Engle과 Granger(1987)는 두 변수가 서로 공적분 상태일 때 반드시 방정식 (7)과 (8)에서 보이는 것처럼 오차수정모형(Error Correction Model)에 의해 표현될 수 있다고 주장한다.

$$\Delta X_t = \rho_1 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_{1i} \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^q \theta_{1j} \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (7)$$

$$\Delta Y_t = \rho_2 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^m \phi_{2i} \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \theta_{2j} \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (8)$$

(7)과 (8)에서  $\varepsilon_{1t}$  과  $\varepsilon_{2t}$  는 자기상관이 없는 백색 오차이며  $\rho_1$  ,  $\rho_2$  중 적어도 하나는 0이 아닌 값을 가진다.

만일 x와 y가 공적분 관계라면 방정식(7)과 (8)의 모든 항은 0계의 적분상태가 되며 균형을 이루게 되는데 이러한 오차수정모형은 시계열 자료에 포함되어 있는 단기적인 동태(Short-run Dynamics)와 장기적인 균형상태(Long-run Equilibrium)에 관한 모든 정보를 표현할 수 있다. 즉, 이 모형은 현재 시점에서 일어나는 x의 변화를 y의 변화치와 과거의 불균형상태( $z_{t-1}$ )에 연결시킨다. 방정식 (7)과 (8)에서 오차항  $z_{t-1}$ 은 두 변수가 장기적 균형관계로부터 일시적으로 이탈한 정도를 측정하며 균형오차로 불리는데 다음 기의 x와 y의 변화는 현재의 균형오차의 크기와 부호에 영향을 받게 된다. 만일 어떤 시점에서 외부적인 충격이 없다면 위의 (7)과 (8)에서 오차항  $\varepsilon$ 은 각 방정식에서 0이 될 것이며 이어서 차분항의 시차변수들인  $\Delta x_{t-i}$ 와  $\Delta y_{t-j}$ 도 0으로 접근하고 x와 y의 모든 값은 두 변수의 장기적인 관계를 나타내는  $y = \beta x$ 상으로 수렴할 것이다. 이러한 의미에서 Engle과 Granger(1991)는 오차수정모형이 불균형 상태에 있는 경제 상황이 다시 균형 상태로 환원돼 나가는 과정을 표현하고 있다고 주장한다. 두 변수 x와 y간에 인과관계(Causality)를 검사하는 데에는 오차수정모형을 제약이 있는 모형과 제약이 없는 모형으로 구분하여 양 모형 하의 오차 자승합(Residual Sum of Squares)을 비교하는 F검정에 의한다.

$$F_0 = \frac{(SSE_R - SSE_F) / q}{SSE_F / (T - q - 1)} \quad (9)$$

$$C(p,T) = \beta_{\infty} + \beta_1 T^{-1} + \beta_2 T^{-2}$$

여기서 p와 T는 유의도 및 표본 수를 의미하며 모든  $\beta$ 값은 그의 논문에 나와 있는 추정 임계치들이다. 자세한 사항은 MacKinnon(1991)을 참조하길 바란다.

$SSE_R, SSE_F$  = 제약이 있는 오차수정모형과 제약이 없는 오차수정모형의 오차 자승합

$T$  = 총 관찰 치의 수

$q$  = 오차수정모형상의 차분항  $\Delta x$ 와  $\Delta y$ 의 時差변수의 수<sup>2)</sup>

(9)에서 구해진  $F_0$ 검정 값은 자유도  $q, T-q-1$ 의  $F$ 분포를 따른다.

### III. 연구 대상

본 논문에서 이용한 자료는 미국의 S&P 500 지수, 캐나다의 Toronto 300 종합지수 그리고 멕시코의 I.P.O. 지수 등 3개 국가의 주가지수의 가격과 뉴욕 증시에 상장되어 있는 멕시코, 아르헨티나, 브라질 등 중남미 3개 국가의 폐쇄형 국가펀드의 가격이다. 해당 자료들을 사용하게 된 이유로는 본고의 목적이 먼저 북미자유무역조약 (NAFTA)에 의해 경제적으로 긴밀한 협조 체제를 유지하고 있는 3개 국가의 주식시장이 한 국가에서 일어난 경제 위기에 대하여 얼마나 신속하게 또한 어느 정도 영향을 받는지를 파악하는데 있고<sup>3)</sup> 그 다음으로는 비슷한 정치, 경제적 환경에 처해있는 중남미 제국의 국가펀드의 가격이 이러한 외적 충격에 어떤 움직임을 보이는지를 조사하는 것이기 때문이다. 모든 주가 자료들은 1993년 11월 29일부터 1995년 12월 29일까지의 539거래 일의 일별 종가로 구성되었다. 어느 지역의 주식시장이 휴장일 경우 그 지역의 휴장일 가격은 익전 거래일과 동일한 것으로 간주하였다.<sup>4)</sup> 모든

2) Engle과 Granger(1987), Barnhart와 Szakmary(1991)를 참고하여 본 논문은 최초 모든 오차수정모형의 회귀분석에 있어서 두 변수  $X, Y$  모두 각각 12개의 차분항의 時差변수  $\Delta X_{t-i}, \Delta Y_{t-j}$ 를 포함시킨 후 매 단계에서 평균 오차 자승합(Mean Square Error)을 줄이는데 기여를 하지 못하는 시차변수들은 오차수정모형에서 하나씩 제거해 나갔다. 본 논문에서는 이와 같은 작업을 Akaike's Information Criteria(AIC)값이 최소가 되는 최종 오차수정모형을 구할 때까지 반복하였다. AIC값은 다음 공식에 의해서 구해진다.

$$AIC = \ln(SSE/n) + 2q/n$$

여기서  $SSE$ 는 오차 자승합이며  $n$ 과  $q$ 는 표본 자료의 개수와 시차변수의 수이다.

3) Ripley(1973)는 금융 중심지로서의 미국의 우월적 위치, 미국과 캐나다 시장 참가자 사이의 기대 소득의 유사함 그리고 자본 이동에 따른 제약이 없는 점등으로 인해 북미 지역 시장은 강하게 통합되어 있다고 주장하였다.

4) 본 논문에서 사용된 주가지수들이 동일한 북미 지역에 위치한 국가들의 주가지수이며 중남미 국가펀드 역시 미국에서 거래되기 때문에 비동시 거래(Non-synchronous Trading)의 문제는 심각하지 않다. 따라서 본고는 정보 전달의 시간적 차이(lead and lag in information arrival)로 인한 효과가 아닌 진정한 의미에서의 통계적인 인과관계(Causality)를 관찰할 수 있다.



일별 자료들은 異分散性(Heteroscedasticity)의 문제점을 보완하기 위해서 본 연구에서는 자연로그로 변환시킨 값을 사용하였다. 또한 본 논문은 1994년 12월 20일에 단행된 멕시코 중앙은행의 페소화 절하 조치를 기준으로 연구 기간을 멕시코 외환위기 전의 기간과 이후의 기간으로 구분하여 주식시장의 동반 움직임에 대하여 비교연구를 실시하였다.

## IV. 실증 분석

### 1. 상관관계 분석 결과

<표 1>에서는 멕시코 페소 위기 전후의 해당 주식시장 및 국가펀드의 평균 수익률에 대하여 보여주고 있다. 일반적인 예측과는 다르게 멕시코 주식시장의 경우 페소 위기 이후 기간에 주가가 22% 상승하였다. 그러나 멕시코 I.P.O.지수와 멕시코 펀드 가격의 표준편차가 페소 위기 이전의 7.8%와 9.9%에 비해 각각 15.4% 및 18.3%로 상승한 것으로 보아 페소 위기 이후의 기간동안 이 지역 주식시장의 가격이 심하게 변화하였다는 것을 알 수 있다. 국내시장에서 주식 가격이 빠른 회복세를 보인 것과는 달리 멕시코 펀드의 가격은 외환 위기로 말미암아 주가가 거의 절반 수준으로 폭락하는 등 심한 가격 하락세를 지속하였다.<sup>5)</sup> 멕시코 펀드 다음으로 브라질 펀드의 가격이 페소 위기 발생 이후에 30%, 아르헨티나 펀드의 가격이 8%의 하락세를 보였다. 브라질펀드의 가격은 멕시코나 아르헨티나 펀드와는 다르게 페소 위기가 일어나기 전에는 상당한 자본이득을 실현하였지만 이득의 상당 부분이 페소 위기 이후의 기간에 잠식되었다. 미국 및 캐나다의 증시 여건은 페소 위기로 인해서 거의 영향을 받지 않은 것으로 드러났는데 시장 규모나 경제 여건에 있어서 중남미 제국과는 차이가 많이 나기 때문인 것으로 여겨진다. 특히 미국 증시의 경우 1995년은 주가가 34%나 오르는 등 호황을 누렸다.

5) 멕시코 국내 증시는 페소 위기가 발생한 1993년 12월부터 다음해 3월까지 주가가 무려 800포인트 이상(36.3%)이 하락하는 침체 양상을 보였지만 곧 빠른 회복세를 보였다. 실제로 멕시코 I.P.O. 주가지수의 변동성(Volatility)은 페소 위기 전의 7.8%에서 페소 위기 후 15.4%로 증가하였다. 이와는 반대로 뉴욕 증시(NYSE)에 상장된 멕시코 국가 펀드의 가격은 페소 위기 이후에도 회복되지 않고 아직도 낮은 가격대에서 머무르고 있다. 이는 멕시코 경제에 대한 미국 투자자들의 불신감을 단적으로 보여주는 점이다.

<표 1> 북미 3개국 주식시장 및 중남미 국가펀드의 시장 수익률

연평균 수익률 (기하평균) (%) <sup>가</sup>			
	전체기간 <sup>나</sup>	폐소위기 이전기간	폐소위기 이후기간
미국 S&P 500지수	14.8	-0.8	34.0
캐나다 토론토 300 지수	6.1	-0.8	8.6
멕시코 I.P.C. 지수	10.8	-0.5	21.7
아르헨티나 펀드(AF)	-6.6	-2.3	-7.5
브라질 펀드(BF)	13.0	87.7	-30.1
멕시코 펀드(MF)	-33.3	-8.4	-48.8

주)<sup>가</sup>배당수익률포함

<sup>나</sup>전체기간중(약 25개월) 각 주가지수 및 펀드의 투자수익률(ROI)은 S&P 500 지수(33.3%), 토론토 300지수 (13.0%), 멕시코 I.P.O.지수(23.9%), 아르헨티나 펀드(-13.2%), 브라질 펀드 (28.9%), 멕시코 펀드(-56.8%)등이다.

<표 2> 북미 3개국 주가지수 및 중남미 국가펀드의 피어슨(Pearson)상관관계계수

	폐소위기 이전기간					폐소위기 이후기간				
	캐나다	멕시코	AF	BF	MF	캐나다	멕시코	AF	BF	MF
미국	0.70	0.73	0.71	0.25	0.84	0.91	0.69	-0.14	-0.63	-0.42
캐나다		0.50	0.69	0.01	0.66		0.76	0.01	-0.45	-0.18
멕시코			0.62	0.61	0.78			0.36	-0.16	0.20
AF가				0.05	0.81				0.50	0.72
BF					0.10					0.83

주)<sup>가</sup> AF : 아르헨티나 펀드 BF : 브라질 펀드 MF : 멕시코 펀드

<표 2>는 폐소 위기 이전과 이후의 3국의 주가지수 및 국가펀드 가격간의 상관관계 표를 비교해서 보여주고 있다. 폐소 위기가 발생하기 전 멕시코 펀드의 가격은 미국 증시의 움직임과 강한 正의 관계( $\gamma=.84$ )를 나타냈으며 멕시코 국내 증시의 움직임 과도 높은 상관관계( $\gamma=.78$ )를 보였다. 그러나 멕시코 국가펀드의 가격은 폐소 위기 이후에는 미국 증시와의 상관관계가 負의 관계로 바뀌었다. 예상과 달리 멕시코 국가펀드의 가격은 폐소 위기가 발생한 이후에 멕시코 국내 증시의 변화와의 상관관계가 줄었다. 브라질 펀드의 경우, 멕시코펀드와의 상관관계가 폐소 위기 이전에는 희박하였으나( $\gamma=.10$ ), 폐소 위기 이후에 상당히 높은 관련( $\gamma=.83$ )을 보였다. 아르헨티나 펀드와 멕시코펀드의 가격 움직임만이 폐소 위기 이후에도 이전과 다름없이 높은 상관관

계를 나타낸 것으로 드러났다. 대체로 중남미 국가펀드의 가격과 북미 3국의 주가지수와의 폐소 위기 이전에는 正의 상관관계를 나타낸 반면 폐소 위기 이후 기간에는 負의 상관관계를 보여주었다.

<표 3>은 폐소 위기 이전과 이후의 3국의 주가지수 및 국가펀드 가격간의 상관관계의 변화를 비교함으로써 <표 2>의 결과를 뒷받침하고 있다. 즉, 14건의 상관관계 중 13건(93%)의 상관관계가 폐소 위기 이전에 비해 위기 발생 이후 상관관계의 강도가 통계적으로 유의하게 변화하였다. 그중 5건의 경우 폐소 위기 이후 상관관계의 정도가 증가한 것으로 나타났으며 8건의 경우에는 감소하였다. 대체적으로 중남미 국가펀드 가격과 북미 3국의 주가지수와의 상관관계는 폐소 위기 이후 상당히 줄어들었으며, 반면에 북미 3국의 주가 움직임 상호간에는 상관관계가 증가한 것으로 나타났다. 한편 중남미 국가펀드 상호간에는 3건 중 2건이 폐소 위기 이후 상관관계가 증가하였으며 나머지 1건은 감소하였다. 전반적으로 <표 3>은 멕시코 폐소 위기 발생 이후 중남미 국가펀드의 가격 움직임은 북미 3국의 주가 움직임과 점차 상이한 모습을 띄었음을 시사하고 있다.

<표 3>북미 3개국 주가지수 및 중남미 국가펀드의 상관관계 분석 결과

비교대상	Z1	Z2	q <sup>가</sup>	상관관계강도 <sup>나</sup>
S&P 500과 토론토 300	0.87	1.53	7.63***	증가
S&P 500과 멕시코 I.P.O.	0.93	0.85	-0.92	변화없음
S&P 500과 AF	0.89	-1.14	-11.87***	감소
S&P 500과 BF	0.26	-0.74	-11.50***	증가
S&P 500과 MF	1.22	-0.45	-19.26***	감소
토론토 300과 멕시코 I.P.O.	0.55	0.99	5.16***	증가
토론토 300과 AF	0.85	0.10	-8.63***	감소
토론토 300과 BF	0.01	-0.49	-5.71***	증가
토론토 300과 MF	0.79	-0.18	-11.25***	감소
멕시코 I.P.O.와 AF	0.73	0.38	-4.02***	감소
멕시코 I.P.O.와 BF	0.71	-0.16	-10.04***	감소
멕시코 I.P.O.와 MF	1.05	0.20	-9.72***	감소
AF와 BF	0.05	0.55	5.76***	증가
AF와 MF	1.13	0.91	-2.54***	감소
BF와 MF	0.10	1.18	12.56***	증가

주)<sup>가</sup>Z1, Z2 및 q는 폐소위기 이전기간과 이후기간동안의 표본상관관계 계수의 Fisher 변환치와 상관관계계수치의 비교를 위한 검정값이다.

<sup>나</sup>상관관계강도란 표본상관관계 계수의 절대값이 변화한 방향을 나타낸다.

\*\*,\*\*\*은 각각 5%, 1%수준에서의 통계적 유의도를 나타낸다.

## 2. 공적분 검사 결과

<표 4>는 Dickey - Fuller (DF), Augmented Dickey - Fuller (ADF) 및 Dickey - Pantula (DP)검사를 통한 단위근 검사 결과를 보여주고 있다. 모든 검사는 표본 자료가 단위근을 가지고 있는지를 판단하기 위해 중남미 국가펀드의 가격 및 북미 3국의 주가지수와 이들의 1차 차분 값에 실시되었다. DF검사와 ADF검사의  $t$  검정 값은 표본 자료가 단위근을 가지고 있음을 증명하고 있다. 연구 대상 전기간 동안의 미국 S&P 500지수, 캐나다 토론토 300지수 및 멕시코 I.P.O. 지수의 DF검사와 ADF검사상의  $t$  검정 값은 각각 .99, -1.26, -1.46과 1.17, -1.55, -1.73이었다. 아르헨티나, 브라질, 멕시코 국가펀드에 대한 DF검사의  $t$  검정 값은 -1.65, -2.35 그리고 -.88로서 95% 신뢰 수준의 임계치인 -2.87 (MacKinnon, 1991)에 비해 낮은 수준이다. DF 및 ADF검사가 표본 자료의 1차 차분 값에 실시되었을 때  $t$  검정 값은 단위근의 존재를 가정하는 귀무가설을 기각함으로써 표본 자료의 1차 차분 값은 안정적이라는 사실을 증명하고 있다. <표 4>의 DP검사 역시 위의 DF및 ADF 검사의 결과를 뒷받침하고 있다. 단위근의 존재에 대한 검사 결과는 모든 표본 자료가 1系の 적분상태에 있음을 나타내주고 있는데 이는 두 변수가 공적분 상태에 있는지 여부를 판단하는데 필요하다.

북미 3국의 주가지수간의 공적분과 중남미 국가펀드간의 공적분 상태의 여부에 대한 검사 결과는 <표 5>에 제시되어 있다. 우선 두 변수(주가지수 또는 펀드가격)간에 회귀분석을 실시한 후 잔차항이 안정성을 띄고 있는 지 여부를 알기 위해 ADF검사를 실시한다. 만일 잔차항에 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각된다면 두 변수는 공적분 관계에 있으며 두 변수간에 장기적으로 경제적인 관계가 존재한다고 말할 수 있다. 페소 위기 발생 전 멕시코 시장만이 미국 증시와 공적분 관계에 있었던 반면( $t$  검정 값 = -3.95), 페소 위기 발생 이후에는 북미 3개국 주가지수간에는 어떤 공적분 관계도 발견되지 못하였다. 중남미 국가펀드 가격의 경우, 아르헨티나 펀드는 멕시코 펀드와 페소 위기 발생 이전과 발생 이후 전기간에 걸쳐 공적분 관계를 유지하였다. 이 결과는 전기간에 걸쳐 단지 두 펀드 가격 사이의 상관관계 구조가 변하지 않았다는 상관관계 분석결과와 일맥상통하고 있다. 한편 브라질 펀드는 페소 위기가 발생한 이후 멕시코 펀드와 공적분 관계를 이루고 있는데 이 결과는 경제적으로 동일한 위험 요소(Common Risk Factor)를 가지고 있는 국가들의 국가펀드의 가격들이 어느 한 지역에서의 위기발생시 보다 유사한 방향으로 움직인다는 사실을 시사하고 있다.

<표 4> 북미 3개국 주가지수 및 중남미 국가펀드에 대한 단위근 검사 결과

Dickey-Fuller t 분포 검정값							
주가지수	DF 원자료 <sup>가</sup>	DF 1차 차분치	ADF 원자료 <sup>나</sup>	ADF 1차 차분치	DP <sup>다</sup>		
					DP(α1)	DP(α2)	DP(α3)
I. 전체기간(1993.11.29 - 1995.12.29), N=539							
S&P 500	0.99	-22.77*	1.17	-14.09*(2)라	-40.81*	-15.50*	0.85*
토론토 300	-1.26	-20.12*	-1.55	-14.54*(1)	-37.84*	-24.16*	-1.60
멕시코 I.P.O.	-1.46	-20.36*	-1.73	-15.44*(1)	-36.59*	-15.44*	-1.70
II. 폐소위기 이전기간(1993.11.29 - 1994.12.19), N=274							
S&P 500	-2.46	-16.21*	-2.87	-10.20*(1)	-30.56*	-10.19*	-2.87
토론토 300	-1.75	-14.22*	-2.05	-10.17*(1)	-27.06*	-10.17*	-2.14
멕시코 I.P.O.	-1.83	-13.78*	-2.21	-10.84*(1)	-24.88*	-10.84*	-2.09
III. 폐소위기 이후기간(1994.12.20 - 1995.12.29), N=265							
S&P 500	-0.95	-16.31*	-0.85	-12.61*(1)	-26.35*	-12.61*	-0.88
토론토 300	-0.85	-14.30*	-0.90	-10.52*(1)	-26.06*	-10.52*	-0.90
멕시코 I.P.O.	-0.69	-14.42*	-0.88	-10.81*(1)	-25.83*	-10.81*	-0.89
국가펀드	DF 원자료	DF 1차 차분치	ADF 원자료	ADF 1차 차분치	DP		
					DP(α1)	DP(α2)	DP(α3)
I. 전체기간(1993.11.29 - 1995.12.29), N=539							
아르헨티나	-1.65	-21.04*	-1.82	-16.98*(1)	-35.53*	-16.98*	-1.64
브라질	-2.35	-22.24*	-2.23	-11.45*(1)	-37.86*	-16.73*	-2.38
멕시코	-0.88	-28.95*	-0.55	-19.29*(1)	-45.11*	-19.29*	-0.47
II. 폐소위기 이전기간(1993.11.29 - 1994.12.19), N=274							
아르헨티나	-2.06	-14.19*	-2.17	-12.54*(1)	-23.38*	-12.54*	-2.17
브라질	-1.44	-15.67*	-1.52	-12.59*(1)	-25.65*	-12.59*	-1.43
멕시코	-1.68	-16.07*	-1.74	-12.37*(1)	-26.61*	-12.37*	-1.57
III. 폐소위기 이후기간(1994.12.20 - 1995.12.29), N=265							
아르헨티나	-3.02	-15.20*	-3.26	-11.72*(1)	-24.85*	-11.72*	-3.00
브라질	-2.66	-15.88*	-1.83	-9.75*(5)	-27.57*	-11.35*	-2.52
멕시코	-3.00	-21.49*	-2.61	-14.22*(1)	-32.54*	-14.22*	-2.33

주)<sup>가</sup> DF은 Dickey-Fuller검사를, ADF는 Augmented Dickey-Fuller검사를 의미한다.

<sup>다</sup> DP는 Dickey-Pantula검사를 의미하며 DP1는 3개의 단위근의 존재를, DP2는 2개의 단위근의 존재를 그리고 DP3는 1개의 단위근의 존재를 각각 검사한다.

<sup>라</sup> 원자료와 1차 차분치에 실시된 ADF검사에서 괄호안의 수치는 잔차항의 자기상관(Autocorrelation)을 제거하기 위해 필요한 차분항의 시차 변수(lagged variables)의 최소 갯수(p)이며 잔차항의 자기상관검사를 위해서는 Ljung-Box(1978)  $\chi^2$ 검사를 실시하였다.

\*는 1%수준에서의 유의도를 의미하며 전체기간(n=539), 폐소위기 이전기간(n=274) 및 이후기간(n=265)에 대한 t검정값의 임계치는 -3.445,-3.456,-3.456이다 (자세한 사항은 MacKinnon 1991참조).

<표 5> 북미 3개국 주가지수 및 중남미 국가펀드에 대한 공적분 검사결과

주가지수間 공적분검사		공적분 검사 통계치 <sup>가</sup>				
종속변수	독립변수	회귀상수	공적분계수	R2	ADF t 검정값	DW
I. 전체기간, N=539						
토론토 300	S&P 500	6.319	0.331	0.60	-2.65(1)	2.00
멕시코 IPO	S&P 500	7.698	0.009	0.00	-1.74(1)	1.99
토론토 300	멕시코 IPO	7.499	0.113	0.14	-1.56(0)	1.77
II. 폐소위기 이전기간, N=274						
토론토 300	S&P 500	1.593	1.103	0.50	-2.19(0)	2.15
멕시코 IPO	S&P 500	-9.515	2.827	0.54	-3.95(2)***	1.99
토론토 300	멕시코 IPO	6.758	0.204	0.25	-2.29(2)	1.99
III. 폐소위기 이후기간, N=265						
토론토 300	S&P 500	5.439	0.469	0.82	-2.13(0)	1.76
멕시코 IPO	S&P 500	0.127	1.203	0.48	-2.24(0)	1.72
토론토 300	멕시코 IPO	6.647	0.227	0.57	-2.58(0)	1.74
국가펀드間 공적분검사		공적분 검사 통계치				
독립변수	종속변수	회귀상수	공적분계수	R2	ADF t 검정값	DW
I. 전체기간, N=539						
아르헨티나	멕시코	1.191	0.441	0.88	-4.71(0)***	2.17
브라질	멕시코	2.836	0.138	0.10	-2.68(2)	2.00
아르헨티나	브라질	1.648	0.282	0.07	-1.69(0)	1.96
II. 폐소위기 이전기간, N=274						
아르헨티나	멕시코	0.184	0.731	0.66	-3.68(0)***	2.04
브라질	멕시코	2.587	0.204	0.01	-1.27(0)	1.94
아르헨티나	브라질	2.647	0.023	0.00	-2.10(2)	2.00
III. 폐소위기 이후기간, N=265						
아르헨티나	멕시코	1.437	0.352	0.51	-3.52(0)**	2.18
브라질	멕시코	1.787	0.525	0.68	-4.32(0)***	2.32
아르헨티나	브라질	1.149	0.389	0.25	-2.54(0)	2.00

주)<sup>가</sup>공적분회귀분석에서 얻어진 잔차항이 AR(1)과정 이상의 계수를 가진다면 ADF검사가 실시된다. ADF검사의 t검정값의 괄호안의 수치는 잔차항의 자기상관을 제거하기 위해 필요한 최소자기회귀항(Autoregressive Terms)의 숫자이다. 따라서 괄호안의 숫자가 0이라면 자동적으로 DF검사를 의미한다. 잔차항의 자기상관검사를 위해서는 Ljung-Box(1978)  $\chi^2$  검사를 실시하였다.

\*\*,\*\*\*는 각각 5%, 1%수준에서의 유의도를 의미하며 전체기간, 폐소위기이전기간 및 이후기간동안의 t검정값의 임계치는 5%수준에서 -3.448, -3.359, -3.360이며 1%수준에서는 -3.919, -3.939, -3.940이다(자세한 사항은 MacKinnon 1991 참조).

<표 6>은 중남미 국가펀드의 가격 움직임과 그들이 상장 되어 있는 미국 증시의 환경을 비교해보기 위해서 중남미 국가펀드의 가격과 미국 S&P 500지수 사이의 공적분 검사를 실시한 결과를 보여주고 있다. 폐소 위기 발생 전 아르헨티나 및 멕시코 펀드와 S&P 500지수 사이의 공적분 관계가 관찰된 데 반하여 브라질펀드는 S&P 500지수와 공적분 관계를 가지지 못하였다. 이 사실은 동기간 중 아르헨티나와 멕시코 펀드의 가격 움직임이 S&P 500지수의 변화와 높은 상관관계(각각  $\gamma=0.71$ 과  $\gamma=0.84$ )를 가진 반면 브라질 펀드는 낮은 상관관계( $\gamma=0.25$ )를 보였다는 사실과 일치한다. 반대로 폐소 위기 발생 후에는 단지 브라질 펀드만이 S&P 500지수와 공적분 관계를 가진 것으로 드러났다. 역시 상관관계 분석과 일치하게 S&P 500지수는 브라질 펀드와 비교적 높은 상관관계( $\gamma=-0.63$ )를 가진 반면 아르헨티나 펀드 및 멕시코 펀드와는 낮은 상관관계(각각  $\gamma=-0.14$  및  $\gamma=-0.42$ )를 나타냈다.

<표 6> 중남미 국가펀드와 미국 S&P 500지수간의 공적분 검사결과

국가펀드 (종속변수)	S&P 500 (독립변수)	공적분 검사 통계치 <sup>가</sup>				
		회귀상수	공적분계수	R2	ADF t 검정값	DW
I. 전체기간, N=539						
아르헨티나	S&P 500	10.011	-1.198	0.44	-2.72(1)	1.98
브라질	S&P 500	6.385	-0.502	0.09	-2.91(1)	1.99
멕시코	S&P 500	21.725	-2.996	0.60	-1.93(1)	2.01
II. 폐소위기 이전기간, N=274						
아르헨티나	S&P 500	-16.653	3.159	0.51	-3.11(0)*	2.03
브라질	S&P 500	-12.129	2.515	0.06	-1.41(0)	2.00
멕시코	S&P 500	-21.956	4.146	0.71	-3.91(0)**	2.01
III. 폐소위기 이후기간, N=265						
아르헨티나	S&P 500	3.286	-0.139	0.02	-2.96(0)	1.82
브라질	S&P 500	8.387	-0.819	0.39	-3.23(1)*	1.89
멕시코	S&P 500	8.230	-0.869	0.18	-2.57(1)	2.03

주)<sup>가</sup> 공적분회귀분석에서 얻어진 잔차항이 AR(1)과정 이상의 계수를 가진다면 ADF검사가 실시된다. ADF검사의 t검정값옆의 괄호안의 수치는 잔차항의 자기상관을 제거하기 위해 필요한 최소자기회귀항(Autoregressive Terms)의 숫자이다. 따라서 괄호안의 숫자가 0이라면 자동적으로 DF검사를 의미한다. 잔차항의 자기상관검사를 위해서는 Ljung-Box(1978)  $\chi^2$ 검사를 실시하였다.

\*,\*\*는 각각 10%, 5%수준에서의 유의도를 의미하며 전체기간, 폐소위기이전기간 및 이후기간 동안의 t검정값의 임계치는 10%수준에서 -3.053, -3.061, -3.061이며 5%수준에서는 -3.348, -3.359, -3.360이다(자세한 사항은 MacKinnon 1991참조).

<표 7>은 멕시코 I.P.O. 지수와 중남미 3개국 국가펀드 가격 사이의 공적분 관계 여부를 조사하고 있다. 중남미 국가펀드의 가격을 종속변수로 삼고 멕시코 I.P.O. 지수를 독립변수로 정하여 회귀 분석을 실시한 후 여기서 얻어진 잔차항에 단위근 검사를 한 결과, 오직 아르헨티나 펀드와 멕시코 I.P.O.지수사이에서만 폐소 위기가 발생한 이후기간에서 공적분 관계를 관찰할 수 있었다. 특히 전기간에 걸쳐 멕시코 펀드 가격은 멕시코 I.P.O. 지수와 공적분 관계를 가지지 못한 것으로 판명되었다. 이와 같은 사실은 Ben-Zion, Choi과 Hauser(1996)의 연구결과와 일치하는 것으로 국내 증시와 이에 기반을 둔 해외 펀드간에 장기적인 경제 관계가 성립하지 못한다는 점은 해외 펀드에 투자하는 것이 국내 증시에 투자하는 것과 동일하지 않다 즉, 둘 사이는 완전 대체물이 될 수 없다는 점을 시사하고 있다.

<표 7> 중남미 국가펀드와 멕시코 I.P.O.지수간의 공적분 검사결과

국가펀드 (종속변수)	멕시코 IPO (독립변수)	공적분 검사 통계치 <sup>가</sup>				
		회귀상수	공적분계수	R2	ADF t 검정값	DW
I. 전체기간, N=539						
아르헨티나	멕시코 IPO	-3.571	0.792	0.37	-1.58(0)	2.00
브라질	멕시코 IPO	1.086	0.281	0.05	-2.19(1)	1.99
멕시코	멕시코 IPO	-8.951	1.557	0.31	0.56(1)	2.06
II. 폐소위기 이전기간, N=274						
아르헨티나	멕시코 IPO	-2.879	0.716	0.39	-2.29(2)	1.98
브라질	멕시코 IPO	-8.861	1.555	0.37	-0.77(0)	1.94
멕시코	멕시코 IPO	-4.359	1.001	0.61	-2.20(0)	2.16
III. 폐소위기 이후기간, N=265						
아르헨티나	멕시코 IPO	0.797	0.210	0.13	-3.24(1)*	1.98
브라질	멕시코 IPO	4.180	-0.123	0.03	-2.11(6)	1.97
멕시코	멕시코 IPO	0.869	0.246	0.04	-2.42(1)	2.05

주)<sup>가</sup> 공적분회귀분석에서 얻어진 잔차항이 AR(1)과정 이상의 계수를 가진다면 ADF검사가 실시된다. ADF검사의 t검정값의 괄호안의 수치는 잔차항의 자기상관을 제거하기 위해 필요한 최소자기회귀항(Autoregressive Terms)의 숫자이다. 따라서 괄호안의 숫자가 0이라면 자동적으로 DF검사를 의미한다. 잔차항의 자기상관검사를 위해서는 Ljung-Box(1978)  $\chi^2$ 검사를 실시하였다.

\*,\*\*는 각각 10%, 5%수준에서의 유의도를 의미하며 전체기간, 폐소위기이전기간 및 이후기간 동안의 t검정값의 임계치는 10%수준에서 -3.053, -3.061, -3.061이며 5%수준에서는 -3.348, -3.359, -3.360이다(자세한 사항은 MacKinnon 1991참조).



<표 8>은 페소 위기 전후에 걸쳐 공적분 관계를 나타냈던 변수들간의 오차 수정 모형(Error Correction Model)의 결과를 제시하고 있다. 오차 수정 모형은 한 기간의 단기적 불균형 상태를 다음 기간에는 다시 균형상태로 원상 복구시키는 시장 원리를 나타내고 있다. 즉, 前期에 어느 한 경제 변수가 다른 변수와의 장기적인 균형 상태에서로부터 일시적으로 이탈하였다면 그 것은 바로 오차 수정항( $Z_{t-1}$ )에 즉시 반영되어서 今期에는 同 변수가 다시 균형 상태로 돌아오도록 유도하는 한편, 同 변수 또는 同 변수와 공적분 관계를 맺고 있는 다른 경제 변수의 단기적인 변화 역시 차분항의 시차 변수( $\Delta x_{t-i}, \Delta y_{t-j}$ )들을 통하여 同변수의 今期の 변수 값에 영향을 미치게 된다. <표 8>에서는 우선적으로 全期間에 걸쳐 오차 수정항( $Z_{t-1}$ )의 회귀계수( $\rho$ )의 t검정 값이 통계적으로 유의함을 주목할 필요가 있다. 특히 대부분의 오차 수정 모형에서 단기적인 동태 변화를 유발시키는 시차 변수들보다는 장기적인 균형관계에로의 복원력을 나타내는 오차 수정항이 각 변수들의 움직임에 대하여 더 높은 설명력을 가지고 있는 것으로 판명되었다. <표 8>중 첫 부분(I)은 페소 위기 이전 기간의 오차수정모형의 회귀 계수 추정치를 보여주고 있다. 회귀방정식 (1)에서 페소 위기가 일어나기 전 멕시코 I.P.O.지수와 미국 S&P 500지수 모두 상대방 시장의 움직임에 영향을 받기보다는 과거의 지수 자체의 변화에 더 큰 영향을 받았음을 알 수 있다. 이 사실은 정상적인 환경에서 개별 시장은 개별 지역의 경제 상황에 따라서 움직인다는 점을 시사하고 있는 동시에 특히 미국 증시의 경우 시장 규모나 효율성 측면에서 다른 지역의 시장을 압도하기 때문에 상대적으로 다른 시장의 영향을 거의 받지 않는다는 이전의 연구 결과와 일치하고 있다. 다만 두 지수 사이의 장기적인 균형 관계로부터의 이탈이 멕시코 국내 지수에 영향을 준 것으로 나타나고 있다. 한편 회귀방정식(2)에서 아르헨티나와 멕시코 펀드는 상호간에 영향을 주고받는 것으로 드러났다. 두 펀드의 과거 가격 움직임은 서로 상대방의 가격에 영향을 주는 한편 두 가격 사이의 균형 관계로부터의 이탈이 발생하면 이를 회복시켜 주는 힘이 작용하고 있음을 알 수 있다. 회귀방정식(3)에서 아르헨티나 펀드의 가격은 동 펀드가 거래되는 미국 증시의 움직임에 상당한 영향을 받는 것으로 드러난 반면 逆의 관계는 관찰되지 못하였다. 또한 회귀방정식(4)에서도 페소 위기가 발생하기 이전에 멕시코펀드의 움직임은 미국 증시의 여건에 좌우되었다는 사실이 (오차 수정항( $Z_{t-1}$ )를 통해서) 잘 나타나고 있다. <표 8>의 두 번째 부분(II)은 페소 위기 이후의 오차 수정 모형의 회귀 계수 추정치를 제시하고 있다. 회귀방정식 (5)와 (6)은 페소 위기 발생 이후 멕시코 펀드의 가격은 아르헨티나 및 브라질 펀드 가격의 과거 움직임에 상당한 영향을 받았다는 점을

<표 8> 오차 수정 모형(Error Correction Models) 추정 결과

$$\Delta X_t = \rho_1 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_{1i} \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^q \theta_{1j} \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_{1t}$$

$$\Delta Y_t = \rho_2 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^m \phi_{2i} \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \theta_{2j} \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_{2t}$$

오차 수정 모형의 설명력에 관한 F 검정값 <sup>7)</sup>						
펀드(지수)가격	종속변수	$\rho$	$\sum \phi_i \Delta X_{t-i}$	$\sum \theta_j \Delta Y_{t-j}$	AIC	R2
I. 페소위기 이전기간						
①멕시코 I.P.O.	$\Delta X_t$	-0.063 (-3.17)***	6.73*** (1)	1.55 (1)	-8.162	0.07
S&P 500	$\Delta Y_t$	0.012 (1.59)	0.91 (1)	2.80** (1,2,3)	-10.223	0.04
②아르헨티나	$\Delta X_t$	-0.095 (-3.58)***	4.17*** (1,2)	4.37** (1)	-7.622	0.12
멕시코	$\Delta Y_t$	-0.030 (-1.05)	3.60* (1)	1.74 (1,2)	-7.483	0.02
③아르헨티나	$\Delta X_t$	-0.045 (-2.00)**	3.99** (1,2)	5.01** (1)	-7.581	0.08
S&P 500	$\Delta Y_t$	0.008 (1.37)	1.56 (1,2)	2.91* (1,2)	-10.218	0.03
④멕시코	$\Delta X_t$	-0.037 (-1.32)	0.09 (1)	0.24 (1)	-7.480	0.00
S&P 500	$\Delta Y_t$	0.026 (3.55)***	2.92** (1,2,3,)	4.37** (1,2)	-10.259	0.08
II. 페소위기 이후기간						
⑤아르헨티나	$\Delta X_t$	-0.072 (-2.45)**	0.87 (1)	1.30 (1)	-7.088	0.03
멕시코	$\Delta Y_t$	0.056 (1.10)	7.21*** (1)	15.39*** (1,2)	-5.988	0.11
⑥브라질	$\Delta X_t$	-0.091 (-3.00)***	2.83** (1,2,3,4,5,6)	0.09 (1)	-6.995	0.11
멕시코	$\Delta Y_t$	-0.030 (-0.61)	8.29*** (1)	14.90*** (1,2)	-5.981	0.11
⑦브라질	$\Delta X_t$	-0.052 (-2.38)**	2.66** (1,2,3,4,5,6)	0.06 (1)	-6.977	0.09
S&P 500	$\Delta Y_t$	-0.004 (-1.20)	0.06 (1)	0.59 (1)	-10.598	0.01
⑧아르헨티나	$\Delta X_t$	-0.064 (-3.04)***	0.04 (1)	3.77** (1,2)	-7.116	0.07
멕시코 I.P.O.	$\Delta Y_t$	-0.021 (-1.23)	0.13 (1)	2.17 (1)	-7.574	0.02

주)\*, \*\*, \*\*\*는 10%, 5%, 1%수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

<sup>7)</sup>의 추정계수치는 정규 t 분포를 따르며 괄호안의 숫자들은 최종 오차수정모형에 포함되어 있는 차분항의 시차 변수들의 계수(order)를 의미한다. 즉, (1,2)는 오차수정모형에  $\Delta X_{t-1}$ ,  $\Delta X_{t-2}$ 항이 포함됨을 의미한다.

보여주고 있다. 물론 이 경우에 있어서도 오차 수정항( $Z_{t-1}$ )의 영향력은 매우 커서 이들 국가 펀드의 가격들이 장기적인 균형 하에서 함께 움직이는 현상이 관찰되었다. 회귀방정식 (7)에서는 브라질 펀드의 가격이 페소 위기 이후 오차 수정항( $Z_{t-1}$ )을 통해서 미국 증시의 움직임으로부터 더욱 큰 영향을 받았다는 점을 보여주고 있는 데 이 점은 다른 중남미 국가펀드들과는 달리 페소 위기 이전에 비해 오히려 상대적으로 증가된 브라질펀드와 미국 S&P지수사이의 상관관계와도 일맥상통하다. 마지막으로 회귀방정식 (8)에서 아르헨티나 펀드의 경우 페소 위기가 일어난 이후 멕시코 국내 증시(I.P.O. 지수)의 움직임으로 대표되는 국지적 위험 요소에 영향을 받았다는 사실을 관찰 할 수 있다. 대체로 위에서 본 결과 멕시코 외환위기가 일어나기 전 대부분의 중남미 국가펀드와 이들이 거래되고 있는 미국 증시 사이에는 공적분 관계가 성립되어서 이들 국가펀드가 미국증시의 여건에 상당한 영향을 받았음을 알 수 있었고 멕시코 외환 위기의 발생 이후에는 아르헨티나 및 브라질 펀드의 가격과 멕시코 펀드의 가격 사이에 동조화 현상이 두드러졌다는 점을 발견할 수가 있었다. 이 점은 Lessard(1973)가 1960년대 초반 중남미 국가의 증시 연구에서 관찰한 것과는 상당한 대조를 이루는 것으로 지난 30년 동안 중남미 지역에서 자본시장의 통합화가 상당히 진척되었다는 점을 시사하는 하나의 간접적인 예가 될 수 있다.<sup>6)</sup>

## V. 결론

본 논문은 1994말에서 1995년까지 일어났던 멕시코 외환 위기를 전후로 동기간 중에 관찰된 주식시장 동조화 현상에 대하여 조사하였다. 본 논문은 이전의 실증 연구와 유사한 다음과 같은 점을 발견하였다. 첫째, 미국 시장에서 거래되는 중남미 국가펀드의 경우 페소 위기 이후에 주가 동조화 현상이 심화되었다. 특히 아르헨티나와 브라질 펀드의 경우 멕시코 펀드의 가격 움직임에 상당한 영향을 받았던 것으로 나타났다. 한편 페소 위기 발생 전 서로 공적분 관계에 있던 미국 증시와 멕시코 국내 증시는 페소 위기 이후 더 이상 그러한 관계가 유지되지 않았다. 외환 위기라는 경제적 충격이 두 시장의 장기적인 균형 관계를 무너뜨린 것으로 여겨진다. 특히 동기간 중 미국의 증시는 유례없는 호황을 구가하였으며 페소 위기의 충격으로부터 전혀 영

6) Lessard(1973)는 일반적인 예상과는 달리 중남미 제국(브라질, 칠레, 콜롬비아 그리고 멕시코)株價의 분산(Variance)중 대부분은 전적으로 독립된 요인에 의해서 설명될 수 있고 같은 지역에 위치한 개발도상국 사이에서도 리스크의 분산(Diversification)이 이루어 질 수 있다고 주장하였다.

향을 받지 않았다는 사실과 일치한다. 또한 많은 이전의 연구들이 규모와 효율성 면에서 여타 지역의 증시들을 압도하는 미국 증시가 다른 지역의 증시를 선행하지만 그 반대로 다른 증시의 움직임으로부터의 영향은 거의 받지 않는다는 점을 기록한 것과는 일맥상통하다. 둘째, 중남미 지역의 국가펀드들은 그들이 거래되고 있는 미국 시장의 여건에 크게 좌우되었다. 특히 이러한 의존도는 폐소 위기가 발생하기 전에 더욱 두드러지게 발견되었는데 폐소 위기가 발생한 이후에는 미국 증시의 움직임과 중남미 국가펀드의 가격과의 동조화 현상이 많이 감소하였다. 셋째, 폐소 위기 발생 이후 북미 3개국 증시의 움직임간의 상호 연관성은 감소한 반면 중남미 국가펀드의 가격간의 상관관계는 증가하였다. 정치, 경제적으로 유사한 구조를 가지고 있는 지역의 한 국가에서 발생한 위기는 외부 투자자로 하여금 그 지역의 여타 국가에 대해서도 똑같은 우려를 불러일으키게 한다는 점을 입증하는 것이다. 마지막으로 멕시코 펀드의 경우에서도 알 수 있듯이 한나라의 국가펀드는 그 나라의 주시 시장과 공적분 관계를 이루지 못하고 있다는 사실이 관찰되었다. 국가펀드라는 금융상품이 주로 미국 투자자로 하여금 외국 주식시장에 간접적으로 투자할 수 있도록 만드는 도구라고 할 때 국가펀드의 가격은 자국의 증시 여건뿐만 아니라 미국 증시의 수요와 공급에 영향을 주는 여러 가지 요인에 의해서도 좌우되기 때문에 국가펀드는 그 특성과 가격 양태에 있어서 국내 주식시장에 직접 투자하는 것과는 완전 대체물이 될 수 없는 것이다.

## 참 고 문 헌

- Arshanapalli, B. and Doukas, J., "International Stock Market Linkages : Evidence from the Pre- and Post-October 1987 Period," *Journal of Banking and Finance* 17, (1993), 193-208.
- Barnhart, S.W. and Szakmary, A.C., "Testing the Unbiased Forward Rate Hypothesis: Evidence on Unit Roots, Co-Integration, and Stochastic Coefficients," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 26, (1991), 245-267.
- Becker, K.G., Finnerty, J.E. and Gupta, M., "The Intertemporal Relation Between the U.S. and Japanese Stock Markets," *Journal of Finance* 45, (1990), 1297-1306.
- Ben-Zion, U., Choi, J.J. and Hauser, S., "The Price Linkages Between Country Funds and National Stock Markets : Evidence From Cointegration and Causality Tests

- of Germany, Japan and UK Funds," *Journal of Business Finance and Accounting* 23, (1996), 1005-1017.
- Dickey, D.A. and Fuller, W.A., "Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association* 24, (1979), 427-431.
- Dickey, D.A. and Pantula, S., "Determining the Order of Differencing in Autoregressive Processes," *Journal of Business and Economic Statistics* 5, (1987), 455-461.
- Doukas, J., "Syndicated Euro-Credit Sovereign Risk Assessments, Market Efficiency and Contagion Effects," *Journal of International Business Studies* 20, (1989), 255-267.
- Engle, R.F. and Granger, C.W.J., "Co-Integration and Error Correction : Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica* 55, (1987), 251-276.
- Engle, R.F. and Granger, C.W.J., Long Run Economic Relationships ; Readings in Cointegration, Oxford University Press : New York, 1991.
- Engle, R.F., Ito, T. and Lin, W.L., "Meteor Shower or Heat Waves ? Heteroscedastic Intra-Daily Volatility in the Foreign Exchange Markets," *Econometrica* 50, (1990), 987-1008.
- Engle, R.F. and Yoo, B.S., "Forecasting in Co-Integrated Systems," *Journal of Econometrics* 35, (1987), 143-159.
- Hamao, Y., Mauslis, R. and Ng, V., "Correlations in Price Changes and Volatility across International Stock Markets," *The Review of Financial Studies* 3, (1990), 281-307.
- Hilliard, J., "The Relationship Between Equity Indices on World Exchanges," *Journal of Finance* 34, (1979), 103-114.
- Lessard, D., "International Portfolio Diversification : A Multivariate Analysis for a Group of Latin American Countries," *Journal of Finance* 28, (1973), 619-633.
- Lin, W.L., Engle, R.F. and Ito, T., "Do Bulls and Bears Move Across Borders? International Transmission of Stock Returns and Volatility," *The Review of Financial Studies* 7, (1994), 507-538.
- Ljung, G.M. and Box, G.E.P., "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models",

*Biometrika* 65, (1978), 297-303.

MacKinnon, J., "Critical values for Cointegration Tests," *Long-Run Economic Relationships ; Readings in Cointegration*, Engle, R.F. and Granger, C.W.J.(edited), Oxford University Press : New York, 1991.

Malliaris, A.G. and Urrutia, J.L., "The International Crash of October 1987: causality Tests," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 27, (1992), 353-364.

Ripley, D., "Systematic Elements in the Linkage of National Stock Market Indices," *The Review of Economics and Statistics* 55, (1973), 356-361.