

금융위기 전후의 시장간 동태적 균형관계 분석

곽 종 무*

요 약

1997년에 우리 나라는 외환충격으로 인한 금융위기 속에서 시장가격이 급격하게 변동하였다. 이로 인해 차익거래를 가능하게 하는 차입과 대출이 크게 제약되었고, 이것은 시장간 균형관계에 중요한 영향을 줄 수 있다. 이에 이러한 금융위기에서도 주요 시장간의 균형관계가 유지되었는지를 검정하는 것이 이 연구의 목적이다. 분석자료로 KOSPI 200 현물 종가 및 선물 결제가격, 연간 회사채 수익률, 양도성 예금 연간이자율, 기준환율의 일일 자료를 사용하였다. 1996년 5월 3일부터 1998년 5월 21일까지의 기간을 외환충격에 의한 금융위기 전, 중, 후의 3단계로 구분하여 각 단계별로 벡터오차수정모형 분석과 충격반응분석을 하였다.

금융위기 이전인 제1단계에서는 5개 내생변수간의 균형관계가 존재하였다. 금융위기가 급속하게 진행된 제2단계에서는 균형관계가 존재하지 않았다. 그러나 주가지수, 주가지수 선물가격 및 기준환율 변수를 내생변수로 하고, 나머지 변수를 외생변수로 분석한 경우에는 균형관계가 존재하였다. 금융위기 진정단계인 제3단계에서는 5개 내생변수간의 균형관계가 성립하였다.

* 대구경북개발연구원

I. 서론

금융시장간의 일시적인 불균형이 발생하면 차익거래에 의하여 균형을 회복하게 된다. 균형을 회복하는 속도는 차익거래의 원활성 정도, 즉 탄력성에 의해 좌우된다. 차익거래는 차입과 대출이 자유롭게 이루어질 때 가능하다. 따라서 1997년의 외환충격에서 나타난 것처럼 금융기능이 거의 마비되거나 기능이 현저히 약화된 금융위기 속에서 시장가격이 급격하게 변화할 때에는 시장간 균형관계가 유지되기 어렵고 시장붕괴가 발생할 수 있다.

분석대상 기간인 1996년 5월 3일부터 1998년 5월 21일까지 최대치일 때와 비교하면 KOSPI 200 현물종가는 66.4%, 선물 결제가격은 66.6%가 하락하였다. 또 같은 기간에 최저치와 비교하면 기준환율은 152.5%, 예금이자율은 146.3%, 회사채 수익률은 190.3%가 각각 증가하였다. 이것은 진폭으로 볼 때 1987년 미국의 시장붕괴 때 보다 더 큰 폭의 변동을 보인 것이다. 외환위기 초기에는 금융시스템의 기능이 거의 마비되었고, IMF의 국내 정책개입으로 상당한 외화자금 지원이 지원된 이후에도 구조조정과 긴축재정정책으로 금융경색이 지속되었다. 금융경색이 심화된 상황에서 주요 시장간에 균형관계가 존재하였는지 규명하는 것은 통화 금융정책 효과측면에서도 중요하다. 따라서 이 연구의 주요 목적은 금융경색과 급속한 가격변동이 일어난 외환위기를 전후하여 주가지수 현물시장, 선물시장, 채권시장, 예금시장, 외환시장간의 균형관계가 존재하였는지를 검정하는 것이다.

외환위기의 전개과정을 외환위기 전, 중, 후의 3단계로 구분하여 외환위기의 진행과정을 살펴보았다. 그 다음에 시장간 관계 및 시장붕괴와 관련한 선행연구를 검토하였다. 실증분석에서 각 단계별로 자료의 통계적 특성 및 단위근 검정을 수행하였다. 그 다음에 시장간 균형관계 검정을 위하여 각 단계별로 공적분(Cointegration) 검정과 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model : VECM)에 의한 충격반응분석(Impulse Response Analysis)을 하였다.

Ⅱ. 외환위기와 시장균형 관련연구

1. 외환위기의 전개과정

1997년 외환위기의 근본적 원인은 다음과 같이 파악할 수 있다. 대외적으로는 미국의 경쟁력 강화와 동남아의 과잉 자본투입에 따른 한계투자수익률의 감소, 동남아시아 수출시장의 공급과잉 등으로 인한 달러화와 자국통화간의 역흐름의 가속화로 요약된다. 대내적으로는 성장일변도의 경제체제의 한계, 비효율적인 관치금융과 부채의존적 성장구조, 외환통제능력 부족 등으로 경제환경의 역전에 대응할 수 있는 경제시스템의 효율성이 부족하였다는데 원인이 있다(조희근, 한재준(1998), 경북대 경제경영연구소(1998), 김석진(1988), 한국개발연구원(1997, 1998)). 외환위기의 직접적인 원인은 외환수요 변동에 대응할 만한 외화유동성을 보유하지 못한 데에 있다고 판단된다.

주요 사건과 가격변동 폭을 기준으로 외환위기의 전개과정을 다음과 같이 3단계로 구분하였다. 제1단계는 안정적 단계로 1996년 5월 3일부터 1997년 1월 22일까지로 하였다. 이 기간은 한국주가지수 선물시장이 개설된 시점부터 한보철강이 부도처리 되기 바로 전일까지이다. 이 기간에 주식시장은 하락추세가 지배적이었으나 각 시장 가격변수의 변동폭이 작고 경제적으로 시장가격 변수의 동요를 가져오는 사건이 많지 않았다.

제2단계는 금융시스템이 마비된 단계로 1997년 1월 23일부터 1997년 12월 24일까지로 볼 수 있다. 제2단계의 시작점은 한보철강이 부도처리 된 날이며 그 이후로 삼미특수강, 진로그룹 등의 화의신청, 기아의 법정관리신청 등이 있었다. 2단계의 마지막 시점은 S&P 신용평가회사에서 장기외환 신용등급을 정크본드 수준인 B+ 수준으로 낮추었으며, 우리 나라의 총외채가 사실상 2천억 달러가 넘었다고 발표된 23일과 그 여파가 지속된 24일까지이다. 이 기간에 회사채 수익률이 약 19.6% 포인트, 91일물 CD 이자율이 약 13.7% 포인트, 대달러 기준환율이 130.2% 상승하였고, KOSPI 200이 55.5%, KOSPI 200 선물 결제가격이 57.2% 하락하였다. 급속한 가격변동과 함께 금융기능이 거의 마비된 기간이다.

제3단계는 금융경색단계로 1997년 12월 25일부터 1998년 5월 21일까지로 설정되었다. 제3단계의 시작점은 IMF가 12월 30일에 20억 달러, G7 등 선진국이 1998년 1월초에 80억 달러를 조기지원하기로 합의하고, 정부가 채권시장 전면 개방, 외국인 투자한도 확대, 외국은행과 증권회사의 현지법인 설립 조기허용을 발표하여 외환위기가 진정되기 시작한 시점이다. 제3단계의 마지막 날은 인도네시아의 반정부 시위가 확산되어 수하르트 대통령이 하야를 선언한 날로 설정하였다. 이 기간에 IMF의 정책간여로 구조조정과 긴축정책이 추진되는 과정에서 금융경색이 지속되었다.

2. 시장균형 이론

주가지수 선물의 증거금 납입은 현금대신에 이자수입이 있는 채권을 사용할 수도 있다. 따라서 금융시장이 완전하고 효율적이라면 주가지수 현물 가격, 주가지수 선물 결제가격 및 채권 수익률간의 관계는 다음과 같이 나타낼 수 있다(Frank, Gregory, 1995).

$$P_{ft} = (\beta + Cb_t) / (\beta + d_t) \times P_{ct} \quad (1)$$

단, P_{ft} : 주가지수 선물가격, P_{ct} : 주가지수 현물가격, Cb_t : 회사채 수익률, d_t : 기대배당수익률, β : 현물가격과 관련된 선물가격의 민감도(위험으로 1에 수렴)

채권의 가격은 매기의 이자와 원금을 할인율, 즉 이자율로 할인한 것이고 이때의 할인율은 만기수익률과 일치한다.¹⁾ 또, 주가지수 선물 차익가격결정이론에 의하면 이론적인 주가지수 선물의 가격은 주가지수 현물의 가격에 금융이자에 해당하는 금액을 가산하고 배당수익에 해당하는 금액을 차감하여 결정된다. 따라서 이자율은 채권과 선물의 가격결정에 중요한 역할을 한다. 국제피셔효과에 의하면 현물환율은 양국의 이자율 수준과 반대방향으로 양국의 이자율 차이만큼

1) 채권과 이자율, 할인율간의 관계는 $P_0 = \sum_{t=1}^n I/(1+r)^t + F/(1+r)^n$ 로 표시된다(단, I 는 표면 이자, F 는 원금, t, n 은 기간, R 은 할인율).

변동한다.²⁾ 따라서 외국의 이자율이 단기적으로 일정하다고 가정한다면 이자율 변동은 환율에 의하여 외환시장과 연계되어 있다. 이와 같은 관계를 이탈할 경우에는 차익거래를 통하여 균형을 이루게 된다.³⁾ 차익거래 기회가 발생하는 이유는 예기치 못한 외부로부터의 충격에 대하여 각 시장의 상대적 탄력성이 다르기 때문이다. 탄력성은 시장규모의 함수이며 각 시장에 대한 극초지배기준을 초과하면 시장붕괴가 발생하게 된다(Garbade와 Silber(1983), Witherspoon(1993)). 외환위기의 기간동안에는 차입과 대출에 대한 금융시스템이 거의 마비되어 있었고 시장 가격변수의 변동폭도 또한 높았기 때문에 시장붕괴의 가능성이 높다.

3. 시장균형 관련 연구

1987년 10월에 미국의 증시 대붕괴(the Crash)가 일어났을 때 약 8일간에 걸쳐 S&P 500 지수가 40%나 하락하였다(Arshanapalli와 Doukas 1994). 그 후 시장붕괴의 원인과 영향에 대한 수많은 연구가 전개되었다. Malliaris와 Urrutia(1992)가 요약한 붕괴의 원인은 거시적으로 연방예산과 국제수지 부문의 쌍둥이 적자, 미시적으로는 포트폴리오 보험, 파생금융시장에서의 투기적 활동, 기업인수와 매수에 대한 제제법안, 투기적 거품 등에 두고 있다.

가격이 급속히 하락하는 상황에서도 시장 연계성이 존재하는지에 대한 연구는 1987년 10월에 발생한 미국의 시장 대붕괴를 중심으로 전개되었다. 이 기간 동안에 시장이 이탈되었다고 결론을 내리고 있는 연구로는 Harris(1989), Kleidon과 Whaley(1992), Arshanapalli와 Doukas(1994)가 있다. Malliaris와 Urrutia(1992)의 연구에서는 각국의 주식시장이 이 기간 동안 동시적 관계를 보였다고 주장하였다.

Harris(1989)는 S&P 500 주가지수 현물과 선물간의 베이스스의 원인을 분석하였다. 1987년 시장 붕괴기간 동안의 10일간, 5분 간격 자료를 이용하였다. 비동시적인 거래가 선물과 현물간 베이스스의 상당부분을 설명하고 있고, 설명되지 않은 나머

2) 구매력평가이론과 핏셔효과를 결합하면 $e_t/e_0 = (1+r_H)/(1+r_F)$ 이고, 이것을 변형하면 $(e_t - e_0)/e_0 = (r_H - r_F)$ 임(단, e 는 환율, r_H, r_F 는 국내 및 외국의 명목이자율).

3) 차익거래를 통한 균형회복이 즉시 이루어지기 위해서는 다음과 같은 가정이 필요하다.

① 차입과 대출이 자유롭다. ② 금융이자율과 배당수익률은 알려져 있다. ③ 거래비용과 세금이 없다. ④ 항상 공매가 가능하고 제한이 없다.

지 부분은 두 시장의 이탈에 의한 것으로 결론을 내리고 있다. 또, Kleidon과 Whaley (1992)는 미국 증권시장의 붕괴를 전후하여 주식, 선물 및 옵션시장간의 시장통합에 대한 연구를 하였다. 시장 붕괴기간 동안에 선물과 옵션시장의 통합은 대체로 완전하였다. 선물과 옵션시장은 주식시장으로부터 이탈된 것으로 결론을 내리고 있다. Arshanapalli와 Doukas(1994)는 1987년 10월 한달 동안에 S&P 500 현물과 선물사이에 공동탄력성이 존재하는지를 분석하였다. 그 결과에 의하면 10월 20일을 제외하고는 모든 거래일이 ARCH 특성을 갖지만 현물시장과 선물시장은 같은 탄력성 과정을 갖지 않았다. Malliaris와 Urrutia(1992)는 1987년 시장붕괴의 전·중·후의 기간에 있어서 미국 등 세계 6개국 주요 주식시장 지수의 선후행 관계를 양방향 Granger 인과관계 분석을 하였다. 그 결과 전후기간에 있어서는 선후행 관계가 발견되지 않았다. 10월과 그 이후의 기간에 있어서는 동시적 인과관계가 증가하였다. 결론적으로 시장위기는 모든 국가의 주식시장에서 동시적으로 시작되었다고 보고 있다.

Ⅲ. 분석범위 및 자료특성

1. 분석 범위

1997년 외환위기의 광범위한 영향을 분석하기 위하여 주식시장과 선물시장뿐만 아니라 채권시장, 예금시장, 외환시장을 포함하였다. 각 시장의 가격 혹은 수익률 변수를 추출하여 분석하였고 원자료의 특성을 유지하기 위하여 원시 수집자료를 그대로 사용하였다. 시계열의 자기상관 문제는 벡터자기회귀분석에서는 가정상 고려되지 않았다. 또 복잡성을 피하기 위하여 거래량 관련 자료도 분석에서 제외하였다.

먼저 시계열 자료에 대한 기술적 통계분석과 단위근 검정을 실시하였다. 또 단위근 검정을 바탕으로 시계열이 안정성을 갖지 못할 경우에는 공적분 방정식의 차수를 도출한 다음에 이를 바탕으로 벡터오차수정모형에 의하여 동태적 관계를 규명하였다. 벡터오차수정모형에서 도출된 결과를 이용하여 각 시계열변수간의 반응순서를 결정한 후, 충격반응분석을 하였다. 분석을 단순화하기 위하여 추가적인 분석

은 줄였다. 시차길이는 아카이케 기준으로 설정하였다.⁴⁾

2. 자료특성 분석

시장간 장기균형의 존재여부를 규명하기 위하여 분석의 복잡성과 자료수집의 곤란성 등을 감안하여 각 시장의 가격 혹은 수익률을 대응변수로 사용하였다. 따라서 주가지수 현물시장에 대해서는 KOSPI 200 현물 증가(Pc_t), 주가지수 선물시장에 대해서는 KOSPI 200 선물 결제가격(Pf_t), 채권시장에 대해서는 회사채 연간수익률(Cb_t), 예금시장에 대해서는 91일 양도성 예금증서의 연간이자율(Cd_t), 외환시장에 대해서는 미달러화 기준환율(Wb_t)의 일간자료를 대응변수로 사용하였다. Abhyankar(1995)의 연구에서처럼 선물 결제가격의 연속을 위하여 선물상품의 만기일 다음날에 다음 만기의 선물상품 자료로 대치하였다.

<표 1>에 제시된 기술적 통계를 보면 기준환율, 선물결제가격, KOSPI 200 증가는 외환위기가 진행됨에 따라 각 단계별로 급속하게 변동하여 평균값이 크게 감소 혹은 증가하였다. 반면에 예금이자율과 회사채수익률 변수는 제2단계까지는 큰 폭의 변화가 없었고 제3단계에서야 비로소 크게 증가하였다. 표준편차도 기준환율, 주가지수 선물 및 현물, 채권수익률 및 이자율 변수의 순서로 변동폭이 크게 나타났다. 따라서 이자율과 회사채수익률 변수에는 상대적으로 외환위기가 늦게 반영되었다고 볼 수 있다. 기준환율의 경우에는 변동 제한 폭이 완화되었다가 나중에는 폐지되었고, 이자율 변수의 경우에는 정부의 통제와 법적인 제한으로 변화가 억제되었기 때문으로 풀이된다.

4) 이 연구에서 시차길이는 아카이케 정보기준(AIC)의 통계량이 최소가 되도록 결정하였다 (단, N 은 관측치의 수이고, k 는 회귀추정치 수, u 는 잔차).

$$AIC = \frac{2K}{N} + \log\left(\frac{1}{N} u'u\right)$$

〈표 1〉 수준변수의 기술적 통계

구 분			Ws_i	Cd_i	Cb_i	Pf_i	Pc_i
제 1 단 계							
평 최 표 준 편 차 도 도 Jarque-Bera ¹⁾²⁾	균	값	816.9574	13.22121	11.97137	85.79237	85.63605
	대	값	852.1000	15.80000	12.65000	110.1500	109.8000
	소	값	778.1000	10.15000	10.68000	62.20000	64.53000
	준	차	19.04466	1.251240	0.458186	10.25727	10.15512
	편	도	-0.581975	-0.477249	-1.003544	0.147369	0.283307
	차	도	2.720136	3.150211	3.431614	2.989823	2.683152
	도	도	11.34542*	7.391223**	33.36630*	0.688545	3.336433
제 2 단 계							
평 최 표 준 편 차 도 도 Jarque-Bera ¹⁾²⁾	균	값	946.8669	13.22820	13.20401	67.81059	67.89283
	대	값	1964.800	25.00000	31.00000	85.90000	83.00000
	소	값	853.6000	11.30000	11.38000	36.80000	36.95000
	준	차	166.8512	1.575097	3.126943	11.82293	10.68766
	편	차	3.672659	3.801251	3.609955	-0.862194	-1.068779
	도	도	16.86792	26.11533	16.14223	2.874654	3.264426
	도	도	2791.092*	6710.653*	2548.246*	33.87786*	52.57623*
제 3 단 계							
평 최 표 준 편 차 도 도 Jarque-Bera ¹⁾²⁾	균	값	1524.752	21.57816	19.44781	55.13658	54.52298
	대	값	1850.100	25.00000	27.00000	69.50000	67.96000
	소	값	1335.000	18.10000	17.00000	40.20000	41.18000
	준	차	139.7449	1.851415	2.445073	8.285508	7.178446
	편	차	0.386109	-0.296971	1.311235	-0.292281	-0.279928
	도	도	1.892522	2.036333	3.824979	1.917678	1.960765
	도	도	8.658424**	6.086759**	35.90020*	7.187387**	6.618876**

주: 1) *는 1%, **는 5%, ***는 10%의 유의수준에서 유의함.

2) $\frac{N-k}{\sigma} [s^2 + \frac{1}{4}(K-3)^2]$, N : 관측치 수, s : 왜도, K : 첨도

왜도도 기준환율, 채권수익률, 이자율의 경우에 제1단계에서는 왼쪽 꼬리, 제2단계에서는 오른쪽 꼬리가 더 길었으며, 그 정도도 큰 폭으로 증가하였다. 제3단계에서는 다시 큰 폭으로 감소하였고 예금이자율 변수는 왼쪽 꼬리가 더 길었다. 주가지수 선물가격과 현물가격의 경우에는 제1, 2단계에서는 반대로 나타났으나 제3단계에서는 같은 현상을 보였다. 이것은 제2단계에서 기준환율, 예금이자율, 채권수익률 변수가 급격히 상승한 반면에 주가지수 선물 및 현물 가격은 급속히 하락한 데 그 원인이 있다. 모든 변수가 제2단계에는 정규분포보다 뾰족한 모양이 되었다. 다만 선물결제가격 변수만 정규분포보다 덜 뾰족한 모양이었다. 회사채 수익률 변수는 외환위기가 진행됨에 따라 첨도가 더 높아졌다. 나머지 변수들은 첨도가 1단계보다는 2단계가 더 높게 나타났고 제3단계에서는 1단계보다 더 떨어졌다.

3. 안정성 분석

분석대상 시계열 변수가 불안정 시계열일 경우에 추정상 문제점이 야기될 수가 있다. 따라서 시계열 변수가 안정적 계열인지 검정하기 위하여 확장된 디키-풀러(Augmented Dickey - Fuller : ADF)의 단위근 검정기법을 이용하였다. <표 2>에는 맥키넨 기준값(MCV)에 의한 수준변수의 ADF 단위근 검정결과가 제시되어 있다.

제1단계에서는 회사채 수익률과 양도성 예금증서 이자율 변수가 단위근을 갖는 것으로 나타났다. 이것은 정책당국이 이자율의 안정적 운용을 위하여 정책 개입을 했거나 채권시장 자체의 경직성에 의한 것으로 판단된다. 반면에 제2단계에서는 급속한 시장환경의 변화로 인하여 주가지수 선물 결제가격과 현물종가 변수가 단위근을 갖는 것으로 나타났다. 제3단계에서는 정부의 환율안정 노력과 IMF의 고금리 유지요구로 인한 시장의 하방경직성이 반영되어 환율변수와 이자율 변수가 단위근을 갖는 불안정 계열로 나타났다. 그러나 모형의 형태가 각각 다르게 나타나서 여러 변수가 포함된 모형에서의 안정성은 별도로 고려할 필요가 있다.

<표 2> 수준변수에 대한 ADF 단위근 검정

구 분	$W_{5,t}$	Cd_t	Cb_t	Pf_t	Pc_t
제 1 단 계					
ADF통계	2.919630	-2.287690	-2.394022	-2.284710	-2.299861
기준값(MCV)	-2.5766	-2.5749	-2.5749	-1.9414	-1.9414
유의수준	*	-	-	**	**
시차/모형	(2/N)	(2/C)	(2/C)	(2/N)	(2/N)
제 2 단 계					
ADF통계	2.336951	1.615457	1.848026	-1.254362	-1.300957
기준값(MCV)	-1.9408	-1.6163	-1.6163	-1.6163	-1.6163
유의수준	**	***	***	-	-
시차/모형	(2/N)	(2/N)	(2/N)	(2/N)	(2/N)
제 3 단 계					
ADF통계	-3.060376	-2.387607	-3.776729	-3.196360	-3.423158
기준값(MCV)	-3.1497	-3.1497	-3.4494	-3.1497	-3.1497
유의수준	-	-	**	***	***
시차/모형	(2/T)	(2/T)	(2/T)	(2/T)	(2/T)

주 1) * : 1%, ** : 5%, *** : 10% 유의수준에서 유의함.

2) C : 상수항 포함, T : 추세항 포함, N : 추세항과 상수항 불포함, ()내는 시차길이

IV. 시장간 장기균형 분석

1. 모형의 시차검정

각 시계열에 대한 단위근 검정 결과에 의하면 각 단계별로 서로 상이한 2개 이상의 시계열 변수가 단위근을 갖는 불안정 계열인 것으로 나타났다. 그러나 변수들간의 선형관계에서 최소한 1개 이상의 공통된 관계를 갖는 것으로 나타났다. 따라서 시장변수간 균형관계가 존재하는지를 벡터오차수정모형에 의하여 검토하였다. 분석 결과는 모형에 포함되는 시차길이에 의하여 달라질 수가 있으므로 일반적인 시차설정 기준인 아카이케 정보기준에 의하여 시차길이를 설정하였다.

시차설정을 위한 <표 3>의 결과를 보면 제1단계 및 제3단계 자료에서는 아카이케 정보기준에 의하여 시차길이를 2로 설정하는 것이 타당한 것으로 나타났다. 그러나 제2단계에서 5개 변수를 내생변수로 하였을 경우에는 시차길이를 4로 하는 것이 적합한 것으로 나타났다. 3개의 변수를 내생변수로 설정할 경우에는 시차길이를 과거 2기까지로 하는 것이 적합한 것으로 나타났다.

<표 3> 각 단계에 대한 모형시차 설정기준

구 분		자료에 대한 가정				
		None Data Trend		Linear		Quadratic
		No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
시차\단계		제1단계				
AIC	0	-8.023008	-8.023008	-8.023663	-8.023663	-7.989843
	1	-8.017312	-8.073984	-8.077777	-8.067182	-8.035975
	2	-7.994438	-8.041867	-8.053834	-8.097836	-8.077238
	3	-7.937310	-8.006333	-8.015748	-8.050245	-8.040226
	4	-7.853243	-7.938507	-7.941370	-7.980904	-7.980516
	5	-7.760472	-7.840453	-7.840453	-7.894315	-7.894315
시차\단계		제2단계(5개 내생변수)				
AIC	0	1.690171	1.690171	1.697430	1.697430	1.667721
	1	1.478629	1.457341	1.468089	1.348210	1.317184
	2	1.362787	1.337045	1.351732	1.224104	1.226442
	3	1.364006	1.278607	1.287785	1.142038	1.138488
	4	1.423556	1.328801	1.331441	1.188953	1.178232
	5	1.496030	1.396341	1.396341	1.246521	1.246521

〈표 3〉 계속

시차\단계		제3단계				
AIC	0	4.246388	4.246388	4.274599	4.274599	4.266389
	1	4.134938	4.151219	4.163430	4.166295	4.145536
	2	4.121553	4.122007	4.126936	4.132365	4.096369
	3	4.212439	4.150621	4.153658	4.169911	4.190772
	4	4.328900	4.279061	4.265688	4.287394	4.296021
5	4.471896	4.434637	4.434637	4.443877	4.443877	
시차\단계		제2단계(3개 내생변수)				
AIC	0	2.044272	2.044272	2.052382	2.052382	2.023514
	1	1.832027	1.829785	1.840088	1.731917	1.699743
	2	1.705733	1.708653	1.724686	1.605167	1.608975
	3	1.706342	1.675972	1.685371	1.553908	1.550552
	4	1.762086	1.737391	1.741538	1.608795	1.604243
5	1.832862	1.800952	1.800952	1.672677	1.672677	

2. 공적분 차수 도출

주요 시장변수에 대한 단위근 검정 결과에 의하면 다수의 시계열 수준변수가 안정성이 없는 것으로 나타났다. 그러나 변수들간의 선형관계가 안정적일 수도 있으므로 공적분 검정을 실시할 필요가 있다.

〈표 4〉에 제시되어 있는 각 시장의 주요변수간 공적분 차수를 보면 제1단계 자료는 5% 유의수준에서 자료가 비선형이고, 상수항과 추세항을 갖는 경우에만 1개의 공적분 방정식이 존재하는 것으로 나타났다.

〈표 4〉 각 시장간 공적분 방정식의 차수

구 분	자료에 대한 가정 ¹⁾					시차
	추세 없음		선형 추세		비선형	
	N	C	C	C, T		
제1단계 $Pc_t, Pf_t, Cd_t, Cb_t, Ws_t$	0	0	0	0	1	2
제2단계 $Pf_t, Pc_t, Ws_t / (Cb_t, Cd_t)$ $Pf_t, Pc_t, Ws_t, Cb_t, Cd_t$	3	3	3	3	3	2
	2	3	3	3	3	
제3단계 $Cd_t, Cb_t, Pf_t, Pc_t, Ws_t$	2	2	2	1	1	2

주 : 1) 각각 C는 상수항, T는 추세항 포함, N은 상수항, 추세항 모두 불포함을 의미함.

2) 관찰된 자료 수는 1단계 83개, 1단계 83개, 1단계 83개이며, 차수는 5% 유의수준임.

3) / ()안은 외생변수임.

제2단계에 있어서는 5% 유의수준에서 자료에 대한 모든 가정에 있어서 3개의 공적분 방정식이 존재하는 것으로 나타났다. 또 제2단계에서는 내생변수로 주가지수 현물가격, 주가지수 선물가격 및 환율변수를 사용하고 외생변수로 회사채 수익률 및 양도성 예금이자율 변수를 사용한 경우에 있어서 공적분 차수도 2개에서 3개로 나타났다. 제3단계의 경우에도 제1단계와 같이 5% 유의수준에서 모든 변수를 내생변수로 한 경우에 공적분 방정식의 차수가 1개에서 2개 정도로 나타났다.

3. 벡터오차수정모형 분석

단위근 검정에서 비록 안정적이지 못한 시계열들이 존재하였으나 시계열 변수들 간의 공통적인 관계를 나타내는 공적분 방정식의 차수가 최소한 1개 이상 존재하였다. 따라서 각 단계에 있어서 벡터오차수정모형에 의하여 동태적 관계를 분석하였다. 공적분 방정식의 시차가 i 이고, 단계가 s 인 벡터오차수정모형은 식 (1)에서 (6)과 같다.

$$\begin{aligned} \Delta Pf_t = & \delta_s + \gamma_s(Pf_t - \mu_s - \beta_{1s}Pc_t - \beta_{2s}Cd_t - \beta_{3s}Cb_t - \beta_{4s}Ws_t) + \sum_{i=1}^n \lambda_{1is} \Delta(Pc_t(-i)) \\ & + \sum_{i=1}^n \lambda_{2is} \Delta(Pf_t(-i)) + \sum_{i=1}^n \lambda_{3is} \Delta(Cb_t(-i)) + \sum_{i=1}^n \lambda_{4is} \Delta(Cd_t(-i)) \\ & + \sum_{i=1}^n \lambda_{5is} \Delta(Ws_t(-i)) + e_s \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \Delta Pf_t = & \delta_s + \gamma_s(Pf_t - \mu_s - \beta_{1s}Pc_t - \beta_{2s}Cd_t - \beta_{3s}Cb_t - \beta_{4s}Ws_t) + \sum_{i=1}^n \lambda_{1is} \Delta(Pc_t(-i)) \\ & + \sum_{i=1}^n \lambda_{2is} \Delta(Pf_t(-i)) + \sum_{i=1}^n \lambda_{3is} \Delta(Cb_t(-i)) + \sum_{i=1}^n \lambda_{4is} \Delta(Cd_t(-i)) \\ & + \sum_{i=1}^n \lambda_{5is} \Delta(Ws_t(-i)) + e_s \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \Delta Pc_t = & \delta_s + \gamma_s(Pc_t - \mu_s - \beta_{1s}Pf_t - \beta_{2s}Cd_t - \beta_{3s}Cb_t - \beta_{4s}Ws_t) + \sum_{i=1}^n \lambda_{1is} \Delta(Pc_t(-i)) \\ & + \sum_{i=1}^n \lambda_{2is} \Delta(Pf_t(-i)) + \sum_{i=1}^n \lambda_{3is} \Delta(Cb_t(-i)) + \sum_{i=1}^n \lambda_{4is} \Delta(Cd_t(-i)) \\ & + \sum_{i=1}^n \lambda_{5is} \Delta(Ws_t(-i)) + e_s \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \Delta Cd_t = & \delta_s + \gamma_s(Cd_t - \mu_s - \beta_{1s}Pc_t - \beta_{2s}Pf_t - \beta_{3s}Cb_t - \beta_{4s}Ws_t) + \sum_{i=1}^n \lambda_{1is} \Delta(Pc_t(-i)) \\ & + \sum_{i=1}^n \lambda_{2is} \Delta(Pf_t(-i)) + \sum_{i=1}^n \lambda_{3is} \Delta(Cb_t(-i)) + \sum_{i=1}^n \lambda_{4is} \Delta(Cd_t(-i)) \\ & + \sum_{i=1}^n \lambda_{5is} \Delta(Ws_t(-i)) + e_s \end{aligned} \quad (4)$$

$$\begin{aligned} \Delta Cb_t = & \delta_s + \gamma_s(Cb_t - \mu_s - \beta_{1s}Pc_t - \beta_{2s}Cd_t - \beta_{3s}Pf_t - \beta_{4s}Ws_t) + \sum_{i=1}^n \lambda_{1is} \Delta(Pc_t(-i)) \\ & + \sum_{i=1}^n \lambda_{2is} \Delta(Pf_t(-i)) + \sum_{i=1}^n \lambda_{3is} \Delta(Cb_t(-i)) + \sum_{i=1}^n \lambda_{4is} \Delta(Cd_t(-i)) \\ & + \sum_{i=1}^n \lambda_{5is} \Delta(Ws_t(-i)) + e_s \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} \Delta Ws_t = & \delta_s + \gamma_s(Ws_t - \mu_s - \beta_{1s}Pc_t - \beta_{2s}Cd_t - \beta_{3s}Pf_t - \beta_{4s}Cb_t) + \sum_{i=1}^n \lambda_{1is} \Delta(Pc_t(-i)) \\ & + \sum_{i=1}^n \lambda_{2is} \Delta(Pf_t(-i)) + \sum_{i=1}^n \lambda_{3is} \Delta(Cb_t(-i)) + \sum_{i=1}^n \lambda_{4is} \Delta(Cd_t(-i)) \\ & + \sum_{i=1}^n \lambda_{5is} \Delta(Ws_t(-i)) + e_s \end{aligned} \quad (6)$$

〈표 5〉 제1단계에 대한 벡터오차수정모형분석

구 분	$Cd_t(-1)$	$Ws_t(-1)$	$Cb_t(-1)$	$Pf_t(-1)$	$Pc_t(-1)$	T/C
공 적 분 석	1.000000	-0.082313*	-4.576519*	-0.285459***	-0.047562	0.274832 -2914.461
V.E.C.	$D(Cd_t)$	$D(Ws_t)$	$D(Cb_t)$	$D(Pf_t)$	$D(Pc_t)$	기타통계
CoIntEq1	0.002272*	-0.015027**	-0.000245	-0.014818**	-0.013444*	Log Likelihood -37.84385
$D(Cd_t(-1))$	0.289784*	1.254744**	0.057082***	0.751723	0.672492	
$D(Cd_t(-2))$	-0.12146***	1.15621***	0.00118	1.009877***	0.217617	
$D(Ws_t(-1))$	0.000407	0.180796*	-0.000669	-0.05741	-0.035215	
$D(Ws_t(-2))$	0.007335	-0.07273	-0.000903	-0.09920***	-0.041263	
$D(Cb_t(-1))$	0.123729	-1.609822	0.054631	-0.50967	-1.594629	
$D(Cb_t(-2))$	-0.17237	-0.77518	-0.02260	-2.56561***	-0.338014	
$D(Pf_t(-1))$	-0.014307	0.077430	-0.004513	-0.140689	0.216624**	
$D(Pf_t(-2))$	-0.008405	0.104321	-0.006914	-0.148443	0.056200	
$D(Pc_t(-1))$	0.021361	0.000462	0.001271***	0.203959	-0.084890	
$D(Pc_t(-2))$	-0.03234**	-0.06331	-0.00272	0.104932	-0.037273	
C	0.042282***	0.352778***	0.013652	-0.33006***	-0.262179***	
T	-0.00042**	9.27E-0	-0.00010	0.001953	0.001301	
R^2	0.194091	0.096196	0.094823	0.091570	0.079049	
log likelihood	66.45284	-338.5275	232.4280	-328.1694	-285.8072	

주 : 1) 모형의 시차길이는 아카이케 기준(AIC)에 의하여 설정되었음.

2) *는 1%, **는 5%, ***는 10%의 유의수준에서 유의함.

<표 5>에 제시된 제1단계 자료에 대한 벡터오차수정모형에 의한 분석결과를 보면 양도성 예금이자율 변수부터 환율변수에 먼저 영향을 주고 이것이 다시 회사채 수익률 변수에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그 다음에 양도성 예금 이자율과 회사채 수익률 변수가 주가지수 선물가격에 영향을 미치고 그 다음에 주가지수 현물가격 변수에 영향을 주는 것으로 나타났다. 국가간의 이자율 차이가 환율변동의 원인이라는 이자율 평형이론과 적합한 결과이기는 하나 일반적으로 주가변동이 환율이나 기타 경제변수보다도 더 효율적이라는 결과와는 배치된다. 이것은 이자율, 환율 및 회사채 수익률 변수가 외생적인 요인을 포함하고 있기 때문으로 해석된다.

<표 6> 제2단계에 대한 벡터오차수정모형

구 분	$W_{s,t}(-1)$	$Cd_t(-1)$	$Cb_t(-1)$	$Pf_t(-1)$	$Pc_t(-1)$	C
공적분 방정식	1.000000	0.000000	0.000000	5.695755	-10.00763	-645.8866
	0.000000	1.000000	0.000000	-0.421259**	0.652278*	-28.90749
	0.000000	0.000000	1.000000	0.072750	-0.109372	-10.57563
V.E.C.	$D(W_{s,t})$	$D(Cd_t)$	$D(Cb_t)$	$D(Pf_t)$	$D(Pc_t)$	기타통계
CointEq1	-0.253855*	0.000852**	0.001115***	0.008347*	0.005161*	Log Likelihood -1334.657
CointEq2	-4.733460*	0.103106*	0.023653	0.217213**	0.024044**	
CointEq3	16.46942*	-0.001810	0.016945	-0.504669*	-0.330179*	
$D(W_{s,t}(-1))$	0.151510*	-0.002323*	-0.004258*	-0.006436***	0.004585***	
$D(W_{s,t}(-2))$	0.005100	0.002691*	-0.006252*	0.001156	-0.003019	
$D(Cd_t(-1))$	1.692892	0.462795*	-0.025074	-0.923430**	-0.459763	
$D(Cd_t(-2))$	-23.07417*	0.080322	-0.395069*	-1.322646**	-0.480064	
$D(Cb_t(-1))$	-9.263555*	0.177161*	0.152575**	0.562616**	0.178250	
$D(Cb_t(-2))$	9.282544*	0.023975	0.059843	0.972585*	0.308170***	
$D(Pf_t(-1))$	3.437278*	0.010223	-0.027768	-0.089466	0.137246***	
$D(Pf_t(-2))$	-4.739935*	0.043510*	0.080039*	-0.158400***	-0.043323	
$D(Pc_t(-1))$	-6.339138*	-0.023101	-0.000937	0.209046***	0.048273	
$D(Pc_t(-2))$	5.705011*	-0.073525*	-0.040234	-0.012029	-0.046352	
C	2.925393*	0.011976	0.096791*	-0.153308***	-0.112308***	
R^2	0.538954	0.595174	0.347342	0.112867	0.108333	
log likelihood	-1170.938	16.40644	-145.4968	-499.8233	-443.9119	

주 : 1) 모형의 시차길이는 아카이케 기준(AIC)에 의하여 설정되었음 .

2) *는 1%, **는 5%, ***는 10%의 유의수준에서 유의함.

<표 6>에 제시된 제2단계 자료에 대하여 5개 변수를 모두 포함한 벡터오차수정 모형에 의한 분석결과를 보면 환율변수가 먼저 양도성 예금 이자율 변수에 영향을

주고 그 다음에 회사채 수익률 변수에 영향을 주는 것으로 나타났다. 회사채 수익률 변수는 다시 주가지수 선물가격에 영향을 주고 그 다음에 주가지수 현물가격에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이것은 다소 차이는 있으나 대체로 제1단계에서의 각 변수간의 반응순서와 일치한다.

〈표 7〉 제3단계에 대한 벡터오차수정모형

구 분	$Pc_t(-1)$	$Pf_t(-1)$	$Cd_t(-1)$	$Cb_t(-1)$	$Ws_t(-1)$	C
공 적 분 방 정 식	1.000000 0.000000	0.000000 1.000000	-2.917272* -2.943008*	3.940764* 4.743926*	-0.076922* -0.100521*	49.21130 69.51871
V.E.C.	$D(Pc_t)$	$D(Pf_t)$	$D(Cd_t)$	$D(Cb_t)$	$D(Ws_t)$	기타통계
CointEq1 CointEq2	0.290719* -0.501823*	0.009887 -0.195329	-0.081851* 0.101458*	-0.089368** 0.108241**	1.400382 -1.400236	Log Likelihood -684.0303
$D(Pf_t(-1))$ $D(Pf_t(-2))$	-0.010743 -0.104358	-0.028816*** -0.213933	0.044991*** 0.048056**	0.009905 0.023895	-8.526529** -1.732305	
$D(Pc_t(-1))$ $D(Pc_t(-2))$	0.100172 0.148913	0.003140 0.294648***	-0.072673** -0.074034**	-0.032537 -0.078865***	1.706847 2.828468	
$D(Cd_t(-1))$ $D(Cd_t(-2))$	0.095153 0.744525**	-0.776078 1.710990*	0.176994*** 0.037505	-0.109932 -0.371735*	0.060233 -1.630635	
$D(Ws_t(-1))$ $D(Ws_t(-2))$	-0.002942 -0.005826**	-0.009723** -0.009030*	0.000270 0.000753***	0.000930 -0.000554	-0.062189 -0.284783*	
$D(Cb_t(-1))$ $D(Cb_t(-2))$	0.608969** -0.051262	1.062021* -0.575082***	0.096272*** -0.031105	0.224439** -0.138346	20.99529** -3.497816	
C	0.123692	0.060502	-0.040830***	-0.103785**	-3.336752	
R^2 log likelihood	0.399021 -194.8860	0.373365 -226.1546	0.317877 -6.971851	0.303408 -66.23241	0.359714 -578.9534	

주 : 1) 모형의 시차길이는 아카이케 기준(AIC)에 의하여 설정되었음.

2) *는 1%, **는 5%, ***는 10%의 유의수준에서 유의함.

〈표 7〉에서 제3단계 자료에 대한 벡터오차수정모형에 의한 분석결과를 보면 각 변수간에 상호 영향을 주는 경우가 많아서 반응순서를 명확하게 설정하는 것이 어렵다. 그러나 시차의 선후관계를 기준으로 대체로 주가지수 현물가격, 주가지수 선물가격, 양도성 예금 이자율, 회사채 수익률 변수 및 기준환율 변수의 순서로 영향을 받는 것으로 설정하였다. 따라서 주식시장의 효율성이 양도성 예금이자율, 회사채 수익률 변수 및 기준환율 변수보다 높다고 볼 수 있다.

벡터자기회귀모형에 의하여 각 종속변수에 대한 1 표준편차 충격에 대한 종속변

수와 다른 변수의 반응을 추적하였다. 각 시계열 변수간의 균형관계가 존재하는지는 벡터오차수정모형을 이용하여 충격반응분석을 함으로써 확인할 수 있다. 도출된 벡터오차수정모형을 이용하여 충격반응분석을 실시함에 있어서 변수간의 반응순서는 벡터오차수정분석 결과를 바탕으로 설정하였다.

〈표 8〉 제2단계에 대한 벡터오차수정모형(3변수)

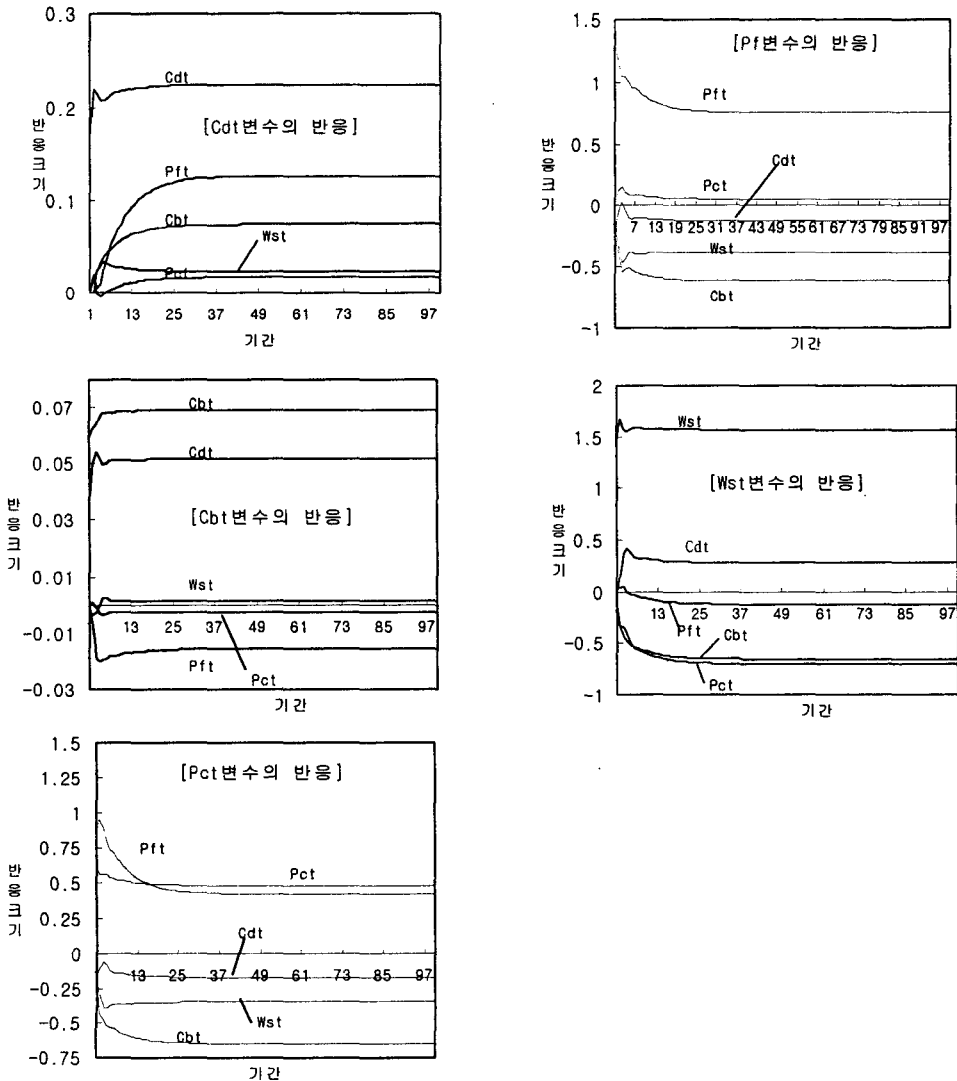
구 분	$Pc_t(-1)$	$Pf_t(-1)$	$Ws_t(-1)$	C
공 적 분	1.000000	0.000000	-0.301587*	216.3097
방 정 식	0.000000	1.000000	-0.371866*	282.6493
V.E.C.	$D(Pf_t)$	$D(Pc_t)$	$D(Ws_t)$	기타통계
CointEq1	0.007534	0.153328**	0.059509*	Log Likelihood -1595.334
CointEq2	-0.018980	-0.136910**	0.378356*	
$D(Pc_t(-1))$	0.048958	0.159730	-9.667715*	
$D(Pc_t(-2))$	-0.100247	-0.088054	7.427013*	
$D(Pf_t(-1))$	0.125395***	-0.056249	6.009896*	
$D(Pf_t(-2))$	-0.010427	-0.122750	-6.960376*	
$D(Ws_t(-1))$	0.002454	-0.007132**	0.301457*	
$D(Ws_t(-2))$	-0.004817***	-0.002057	0.051554	
C	6.085532*	4.630197*	-193.5114*	
Cb_t	-0.185500*	-0.131863***	9.465191*	
Cd_t	-0.283357*	-0.226988**	5.376097*	
R^2	0.153505	0.105649	0.468589	
log likelihood	-442.1714	-502.8676	-1238.925	

주 : 모형의 시차길이는 아카이케 기준(AIC)에 의하여 설정되었음.

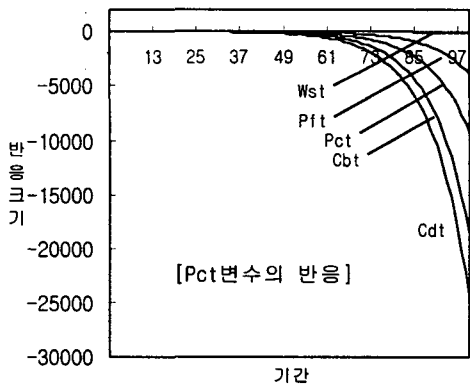
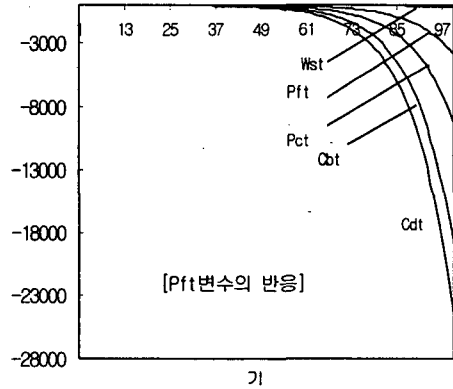
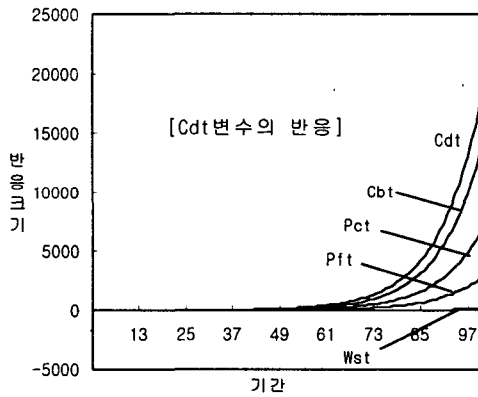
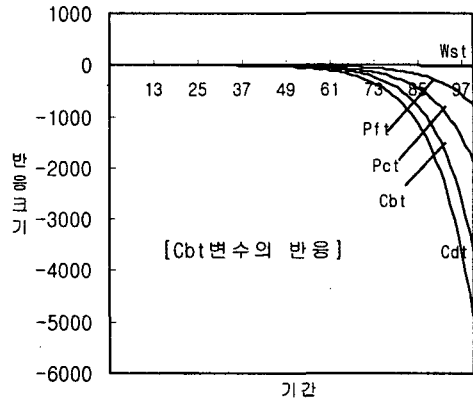
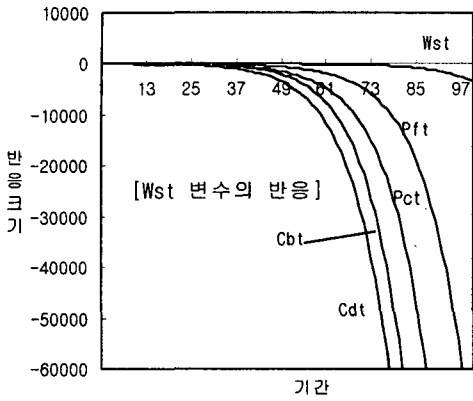
[그림 1]에서 [그림 4]까지 각 종속변수에 대한 충격반응도가 제시되어 있다. 제시된 충격반응도를 보면 제1단계의 경우에는 모든 변수가 시간이 경과함에 따라 반응이 감소하다가 일정하게 나타났다. 따라서 안정적인 균형관계를 유지하고 있음을 알 수 있다. 그러나 제2단계 자료를 보면 시간이 경과됨에 따라 0에 수렴되거나 안정되기보다는 확산되는 모양을 보이고 있다. 따라서 시장간 균형관계를 보인다고 볼 수 없고 이것은 Kleidon과 Whaley(1992)의 미국 시장붕괴에 대한 연구에서 나타난 주가지수 선물과 현물간의 균형관계가 붕괴된 것과 유사한 결과이다. 제3단계 자료는 벡터오차수정모형에 의할 경우에 안정적으로 시장간 균형관계를 유지하는 것으로 나타났다.

제2단계에서는 5개 주요 시계열 변수간의 안정적인 균형관계가 유지되지 않는 것으로 나타났다. 따라서 기술 통계분석에서 비교적 외생성이 높다고 판단되는 회사채 수익률과 양도성 예금이자율 변수를 중심으로 모형에 가감하면서 벡터오차수정모형 분석을 하였다. 그 결과에 의하면 주가지수 현물가격, 주가지수 선물가격 및 환율변수간의 안정적 균형관계가 유지되는 것으로 나타났다. 또 회사채 수익률과 양도성 예금이자율 변수는 외생변수로서 각각 유의적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

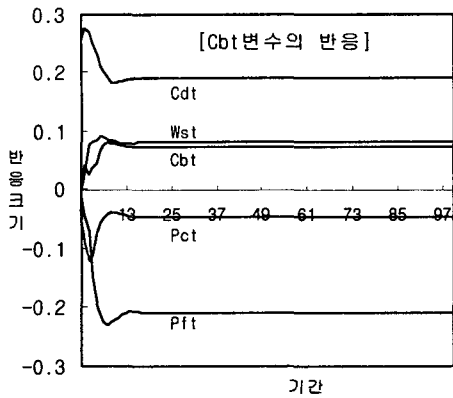
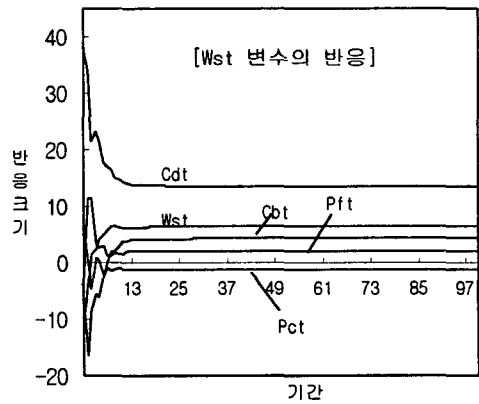
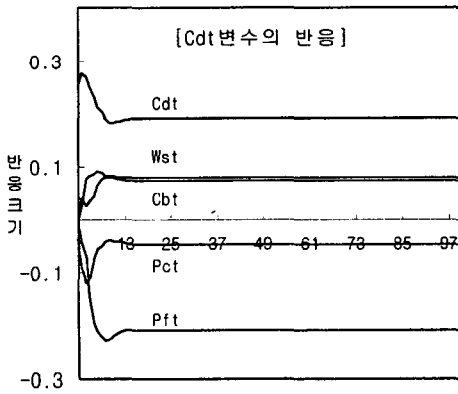
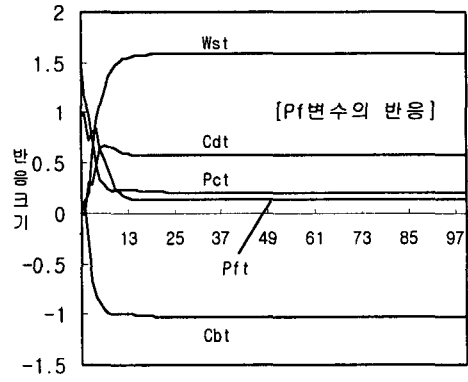
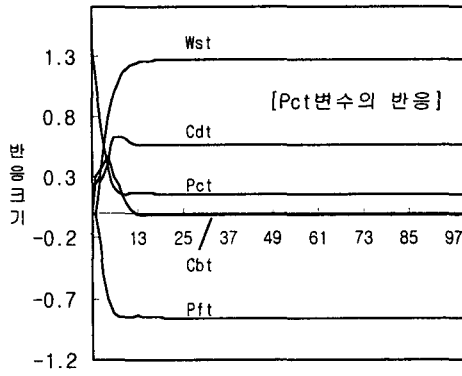
[그림 1] 제1단계 자료에 대한 충격반응도



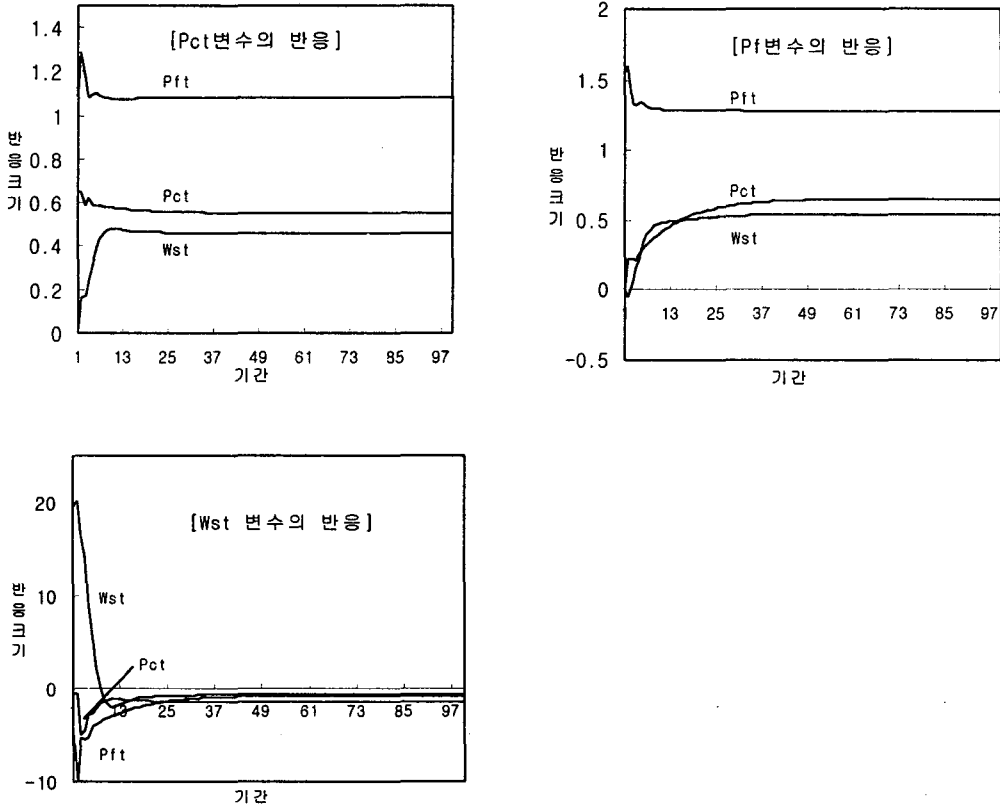
[그림 2] 제2단계에 대한 충격반응도(5개 내생변수)



[그림 3] 제3단계에 대한 충격반응도



[그림 4] 제2단계에 대한 충격반응도(3개 내생변수)



V. 결 론

우리 나라의 1997년 외환충격은 급변하는 시장환경 속에서 금융시스템의 기능을 어느 때 보다도 약화시켰다. 또 차입과 대출이 모두 어려워서 시장간 불균형을 자동적으로 조절해 줄 수 있는 차익거래가 원활하게 이루어지기 어려운 환경이었다. 금융경색 속에서 각 시장간의 균형관계를 규명하고 시장환경이 급변하는 과정에서 시장간 불균형이 신속히 조정되도록 유지하는 것은 매우 중요하다.

이 연구에서는 KOSPI 200 현물가격, 선물가격, 회사채 수익률, 91일 양도성 예금 이자율 및 기준환율 변수를 이용하여 시장간의 균형관계를 실증분석 하였다. 수준

변수에 대한 단위근 검정 결과를 보면 제1단계에서는 예금이자율과 회사채 수익률 변수, 제2단계에서는 주가지수 선물 결제가격과 현물 증가 변수, 제3단계에서는 기준환율, 예금이자율 변수가 안정적이지 못하였다.

금융위기가 발생하기 이전의 정상적인 기간이라고 할 수 있는 제1단계와 금융위기 이후의 구조조정과 긴축재정정책으로 금융경색이 지속된 시기인 제3단계에서는 기준환율, 예금이자율, 회사채수익률, 선물 결제가격, 현물 증가 변수간의 균형관계가 존재하는 것으로 나타났다. 그러나 금융시장의 주요 가격변수가 급격하게 변동하는 가운데 금융시스템의 기능이 마비상태에 있었던 제2단계에서는 각 변수가 시간이 경과함에 따라 발산하는 과정을 보여주고 있어서 균형관계가 존재하지 않았다고 볼 수 있다. 그러나 제2단계에서도 예금이자율 변수와 회사채수익률 변수를 외생변수로 할 경우에 주가지수 현물과 선물가격 및 기준환율 변수간의 균형관계가 성립하며 외생변수로서 각 변수에 유의적인 영향을 주는 것으로 나타났다. 따라서 금융경색을 해소하기 위해서는 단기금융시장과 채권시장의 효율성을 제고시키는 것이 필요한 것으로 나타났다.

이 논문에서 나타난 한계점은 각 시장간의 반응경로를 설정함에 있어서 상호영향을 주는 변수들이 많아서 명확한 반응경로를 제시해주지 못했다는 것이다. 그러나 여러 가지 반응경로를 설정하여 분석한 결과에서도 시장간 균형관계에 대한 결론에는 차이가 없었다. 시장간 반응경로를 보다 명백히 할 수 있도록 그랜저 인과관계분석이나 GARCH(p, q)모형 등을 이용하여 보완할 필요가 있다. 또 분석대상자료가 일별 자료이고 분석대상기간이 외환위기 전후 3단계로 한정되어 있어서 장기간의 시계열을 확보하는데 애로가 있었다. 그러나 적절한 통계적 분석결과를 얻는 데는 부족함이 없는 수준의 자료는 확보되었다고 본다. 분석과정에 있어서 가격 혹은 수익률 변수와 관련된 다른 변수를 고려할 필요가 있으나, 분석과정상의 복잡성을 줄이기 위하여 가격 및 수익률 변수만 분석대상으로 하였다.

참 고 문 헌

- 경북대 경제통상학부·경제경영연구소, “21세기 새로운 경제질서의 모색”, 국제학술 심포지움 자료, 1998.
- 김석진, “IMF시대의 기업재무전략”, 경영연구, 한국산업경영학회, 제13권 특집, 1988, pp.117-139.
- Frank, J. Fabozzi, Gregory M. Kipnis편, 금융공학팀역, 「주가지수 선물과 옵션」, LG증권, 1995.
- 한국개발연구원, “경제난국 극복을 위한 대토론회”, 세미나 자료, 1997.
- 한국개발연구원, “IMF시대의 경제환경과 기업전략”, 세미나 자료, 1998.
- 조희근, 한재준, “아세안 4개국의 외환위기 전개과정과 정책대응”, 한국은행, KOB 전산자료, 1988.
- Abhyankar, Abhay H., “Return and Volatility Dynamics in the FT-SE 100 Stock Index and Stock Index Futures Markets”, *The Journal of Futures Markets*, 15(No.4, 1995), pp.457-488.
- Arshanapalli, Bala and John Doukas, “Common Volatility In S&P 500 Stock Index Futures Prices During October 1987”, *The Journal of Futures Markets*, 14(No.8, 1994), pp.915-925.
- Choudhry, Taufiq, “Stock market volatility and the crash of 1987 : evidence from six emerging markets”, *Journal of International Money and Finance*, 15 (No.6, 1996), pp.969-981.
- Garbade, Kenneth D. and William L. Silber, “Price Movements and Price Discovery In Futures and Cash Markets”, *Review of Economics and Statistics*, 65(May 1983), pp.289-297.
- Harris, Lawrence, “The October 1987 S&P 500 Stock-Futures Basis”, *The Journal of Finance*, XLIV(March 1989), pp.77-99.
- Kleidon, Allen W. and Robert E. Whaley, “One Market? Stocks, Futures, and Options During October 1987”, *The Journal of Finance*, (July 1992), pp.851-877.
- Malliaris, A. G. and Jorge L. Urrutia, “The International Crash of October 1987 : Causality Tests”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 27 (September 1992), pp.353-364.
- Witherspoon, James T., “How Price Discovery by Futures Impacts the Cash Market”, *The Journal of Futures Markets*, 13(No.5 1993), pp.469-495.