

# 美國달러표시 韓國株式收益率 豫測과 國內外金融市場의 統合에 關한 實證研究

鄭 東 俊

미국달러표시 한국주식수익률의 예측과 한국주식시장, 한국채권시장, 엔/달러환율시장과 같은 국내외금융시장의 統合(integration)을 1980년 1월부터 1999년 6월까지를 대상으로 실증적으로 분석하였다. 시장통합의 연구에는 Campbell and Hamao(1992)의 單一潛在變數模型(single-latent-variable model)이 국내외금융시장에 적용되었다. 미국달러표시 한국주식수익률, 3년만기 회사채수익률의 差, 엔/달러환율의 변화율은 이들 변수의 과거 정보에 의해서 서로 교차하면서 예측가능하였다. 이에 더해서 한국주식시장, 한국채권시장, 엔/달러환율시장은 이들 변수들의 과거 정보에 의해서 예측가능할 뿐 아니라 이들 기대수익률의 변화가 공통된 위험요소로 설명될 수 있다는 관점에서 통합되어 있다.

## 1. 序 論

이 연구에서는 미국달러표시 한국주식수익률, 한국 3년만기 은행보증 회사채수익률의 差, 엔/달러환율 변화율의 豫測可能性(predictability)과 한국주식시장, 한국채권시장, 엔/달러환율 국제외환시장의 統合(integration)에 대해서 實證的으로 조사한다. 또한, 1992년 1월 외국투자가들에 대한 한국주식시장의 對外開放이 이들 국내외금융시장의 統合에 어떤 영향을 주었는지도 조사할 것이다. 사실 1992년 한국주식시장의 대외개방 이후 외국투자자들은 한국 주식에 투자할 때 한국원화표시 주식수익률보다 미국달러표시 주식수익률에 더 관심이 많다고 볼 수 있다. 그래서 이 논문에서는 미국달러표시 주식수익률에 초점을 맞추고자 한다.<sup>(1)</sup>

국내 주식시장, 채권시장, 엔/달러환율 외환시장은 국내외 經濟基礎與件(fundamental)을 가장 빨리 반영하는 중요한 금융시장일 뿐 아니라 국내외 투자자들의 중요한 재테크 수단으로 이용되기도 한다. 이 논문에서는 이들 국내외 금융시장간의 상호 영향을 살펴볼 뿐만 아니라 이들 금융시장이 상호 유기적으로 어떻게 統合(integration)되어 있는지도 살펴볼 것이다.

---

(1) 한국원화표시 한국주식수익률 예측에 관해서는 정동준(1999)을 참조할 수 있다.

## 2. 데이터의 統計的 性質

### 2.1. 基礎統計量

이 논문에서 사용되는 월별 데이터는 네 가지로서 첫째, 월말 한국종합주가지수(KOSPI), 둘째, 월말 대미달러 원화환율, 셋째, 엔/달러환율(동경시장기준), 마지막으로 월평균 3년만기 은행보증 회사채수익률이다. 安定性(stationarity)을 위해, 주가와 환율은 전월대비 성장률 공식으로 전환된 변화율을 사용하고 금리는 월평균 이자율의 差를 이용한다. 그러므로 주가수익률과 엔/달러환율 변화율은 純收益率(net return) 개념으로서 그 단위가 퍼센트(%)이고 이자율의 差는 그 단위가 퍼센트포인트(%point)이다. 또한 미국 달러표시 한국주가지수익률은 단순히 한국종합주가지수를 대미달러 원화환율로 나누어 가상의 지수를 만든 후에 이 지수를 성장률 공식을 이용해 純收益率(net return)로 바꾼 것이다.

1980년 1월부터 1999년 6월까지 234개의 대우증권 리서치센터에서 얻은 데이터가 사용되는데 1980년부터 시작하는 이유는 환율이 1980년에 고정환율제에서 변동환율제로 바뀌었기 때문이다.

〈表 1〉에는 미국달러표시 한국종합주가지수(KOSPI)의 수익률( $USR_t$ ), 한국원화표시 한국종합주가지수(KOSPI)의 수익률( $KSR_t$ ), 대미달러 원화환율의 변화율( $WON_t$ ), 엔/달러환율의 변화율( $YEN_t$ ), 3년만기 은행보증 한국회사채수익률의 차( $DCBY_t$ )의 기초통계량이 보고되어 있다.

〈表 1〉 韓國株式收益率, 엔/달러 換率, 金利差에 대한 基礎統計量: 1980. 1-1999. 6

	평균	표준편차	최소값	최대값
$USR_t$	1.034	9.278	-31.039	35.925
$KSR_t$	1.260	8.571	-27.247	50.774
$WON_t$	0.333	2.773	-15.931	21.601
$YEN_t$	-0.225	3.587	-15.008	10.113
$DCBY_t$	-0.086	1.025	-4.100	10.240

註:  $USR_t$ : 미국달러표시 한국종합주가지수(KOSPI)의 수익률(%)  
 $KSR_t$ : 한국원화표시 한국종합주가지수(KOSPI)의 수익률(%)  
 $WON_t$ : 대미달러 원화환율의 변화율(%)  
 $YEN_t$ : 엔/달러환율의 변화율(%)  
 $DCBY_t$ : 3년만기 은행보증 회사채수익률의 차(%포인트)

〈表 1〉을 보면, 미국달러표시 韓國株式收益率은 월평균 1.03% 상승하였는데 이 중 한국원화표시 한국주식수익률의 월평균이 1.26%이고 대미달러 원화환율 변화율의 월평균이 0.33%이다. 또한, 미국달러표시 한국주식수익률의 표준편차가 한국원화표시 주식수익률보다 크기 때문에 미국달러표시 주식이 한국원화표시 주식보다 더 위험한 金融資産이라고 평가 할 수 있다. 1980년 1월부터 1999년 6월까지 근 20년 동안 원화는 달러에 대해서 弱勢를 그리고 엔화는 달러에 대해서 強勢를 보여왔음을 평균을 보고 알 수 있다. 〈表 1〉의 표준편차에서 알 수 있듯이 비록 단위가 틀리지만 金利差의 변동이 상대적으로 작으며, 엔/달러환율보다는 미국달러표시 한국주가수익률의 변동이 더 커서 한국 주식이 엔/달러환율보다 더 위험한 금융자산이라는 사실을 발견할 수 있다.

2.2. 데이터의 季節變動性

미국달러표시 한국주식수익률, 엔/달러환율 변화율, 금리차 이 세 가지 금융변수들의 月別 季節變動性을 12개의 계절더미(seasonal dummy)를 이용하여 살펴보았다. 〈表 2〉를

〈表 2〉 세 가지 金融變數들의 季節變動性: 1980. 1-1999. 6

$$\begin{aligned}
 \text{模型: } Y_t &= \varphi_1 \cdot d_{1t} + \varphi_2 \cdot d_{2t} + \dots + \varphi_{12} \cdot d_{12t} + U_t \\
 d_{it} &: \text{월별 계절더미 (seasonal dummy)} \\
 H_0: \varphi_1 &= \varphi_2 = \dots = \varphi_{12}
 \end{aligned}$$

$y_t$	$USR_t$	$YEN_t$	$DCBY_t$
$d_{it}$	$\varphi_i$	$\varphi_i$	$\varphi_i$
1월	2.912(2.544)	0.747(0.701)	-0.543(0.234)
2월	-0.921(1.290)	-0.217(0.660)	-0.237(0.253)
3월	3.583(1.669)	0.068(0.914)	-0.095(0.134)
4월	1.775(2.168)	-1.068(0.545)	-0.300(0.125)
5월	-0.099(1.997)	0.650(0.870)	0.052(0.138)
6월	0.344(1.972)	-0.099(0.647)	-0.068(0.101)
7월	3.879(2.064)	0.455(0.800)	-0.315(0.201)
8월	-3.386(1.374)	0.218(0.819)	-0.021(0.125)
9월	-0.162(1.202)	-1.071(0.726)	0.163(0.140)
10월	1.894(2.988)	-0.972(1.052)	-0.102(0.241)
11월	1.343(2.299)	-0.524(0.879)	-0.044(0.132)
12월	1.271(2.387)	-0.915(0.862)	0.484(0.536)
$\chi^2(11)$ 의 p값	0.000	0.026	0.000
R <sup>2</sup>	0.044	0.032	0.058

註: ( ) 안에는 White(1980)의 표준오차를 추정하여 보고하였다. 또한,  $\chi^2(11)$ 의 p값은 모든 계수가 동일하다는 귀무가설하에서 계산되었다.

보면, 이 세 금융변수들은 12개 계절더미가 일치한다는 歸無假說을 3% 내의 有意水準에서 기각하므로 강한 월별 계절변동성을 나타내었다.

특히 미국달러표시 한국주식수익률의 경우 1月效果(January effect)가 관찰되었는데 유의성은 크지 않았다. 엔/달러환율 변화율에는 의미 있는 계절성이 나타나지 않았지만 3년 만기 은행보증 한국회사채수익률 差의 경우 1월에 금리가 하락하는 현상이 발견되었다. 미국달러표시 한국주식수익률의 1월효과와 1월의 금리하락 효과는 현재의 주가가 미래의 이익(또는 배당금)을 금리로 할인한 값이라는 일반적인 財務管理理論으로 보아도 근거가 있는 월별 계절효과라고 판단된다.

그러나 이 계절더미를 이용한 回歸分析의 決定係數들은 0.1 이하로 매우 낮았는데 이것은 이들 금융변수의 월별 데이터의 예측하기 어려운 특성을 나타내는 것으로 파악된다.

이 세 가지 금융변수에서 강한 월별 계절성이 나타났으므로 이 월별 계절성을 고려하는 연구 자제가 필요하다고 하겠다. 특히 이 월별 季節性(seasonality)이 安定性(stationarity)에 미치는 영향을 이 논문에서는 심각하게 고려하고자 한다.

### 2.3. 安定性 檢定

앞에서 미국달러표시 한국주식수익률, 엔/달러환율의 변화율, 3년만기 은행보증 한국회사채수익률의 差에 명백한 월별 계절성이 존재함을 알았다.

미국의 금융변수들의 경우 보통 과거 60년간의 월별 데이터로서, 주가수익률, 환율의 변화율, 금리의 差가 安定性(stationarity)이 있다고 알려져 있다. 그러나 이 논문에서 사용되고 있는 금융변수들은 약 20년간의 비교적 단기간의 자료이고 강한 월별 계절성을 가지고 있어 Dickey-Hasza-Fuller(1984)의 季節 變動 單位根 檢定(seasonal unit root test)을 시행하였다.<sup>(2)</sup>

그 결과 <表 3>을 보면, 미국달러표시 한국주식수익률, 엔/달러환율 변화율, 3년만기 은행보증 한국회사채수익률의 差는 月別 平均 주변에서 安定性을 갖는 변수로 판명되었다.

그러므로 다음의 추정 및 검정에서는 原時系列에서 12개의 월별 더미(dummy)를 이용하여 월별 평균을 제거한 수정된 시계열을 이용하기로 한다.

(2) 단위근 검정에서 과거 자기회귀변수의 길이는 Schwert(1987)의 공식, 즉  $[12 \cdot (\text{표본의 수} / 100)^{(1/4)}]$  보다 작은 가장 큰 정수값을 이용하였다.

〈表 3〉 月別 季節變動이 除去되지 않은 金融變數들에 대한 安定性 檢定(1980, 1-1999, 6)

模型: Dickey-Hasza-Fuller (1984)의 계절 변동 단위근 검정

$$(1 - \alpha_{12}L^{12})(1 - \Theta_1L - \dots - \Theta_{14}L^{14})y_t = e_t,$$

$$y_t = Y_t - \sum_{i=1}^{12} \Phi_{it}u_i,$$

$\Phi_{it}$ : 월별 계절 더미,

$u_i$ :  $Y_t$ 의 월별 평균,

$L$ : 시차연산자,

$H_0$ :  $\alpha_{12} - 1 = 0$ ,  $H_A$ :  $\alpha_{12} - 1 < 0$

$Y_t$	$\alpha_{12} - 1$ 의 t값
$USR_t$	-6.604
$YEN_t$	-6.303
$DCBY_t$	-9.416

註: Dickey-Hasza-Fuller 단위근 검정에서의 기각값은 240의 표본수와 5% 유의수준에서 -1.77이다.

### 3. 美國달러表示 韓國株式收益率의 豫測可能性

미국달러표시 한국주식수익률, 엔/달러환율 변화율, 3년만기 은행보증 한국회사채수익률의 차를 이 순서대로 벡터自己回歸(Vectorautoregression: VAR)모형을 이용하여 추정한 결과가 〈表 4〉와 〈表 5〉에 보고되어 있다.

우선 Hannan-Rissanen(Granger and Newbold(1986), p. 247)의 기준을 이용하면 파라미터(parameter)가 가장 작은 VAR(1)이 선택된다. 그러나 다양한 추정을 위해 VAR(1), VAR(2), VAR(3)을 모두 추정하였고, 보고의 편의를 위해 VAR(1) 추정 결과는 〈表 4〉에 VAR(2) 추정 결과는 〈表 5〉에 보고하고, VAR(3) 추정 결과는 따로 보고하지 않았다.

한국주식수익률, 엔/달러환율 변화율, 한국회사채수익률 차의 회귀식 잔차(residual)의 時系列相關(serial correlation)을 검토하기 위하여 Lyung-Box 검정통계량과 Cumby-Huizinga의 검정통계량을 이용하여 추정한 결과 특히 금리회귀식에서 시계열상관이 존재함이 관찰되었다. 그래서 Newey-West(1987)의 표준오차를 추정하여 〈表 4〉와 〈表 5〉에 보고하였다. 이 때 自己共分散(autocovariance)의 최대 시차는 12로 추정하였다.(참고로 White(1980)의 표준오차 공식을 사용해도 중요 결과는 달라지지 않았다.)

추정 결과를 보면, 미국달러표시 한국주식수익률의 경우 상수항을 제외한 모든 설명변수의 계수가 0이라는 歸無假說을 기각한다는 의미에서 VAR(1)에서는 16% 내, VAR(2)

〈表 4〉 벡터自己回歸分析[VAR(1)] 推定 結果 (I)

$$\begin{aligned} \text{模型: } X_t &= C + A_1 \cdot X_{t-1} + u_t \\ X_t &= [USR_t, YEN_t, DCBY_t]' , \\ C: &\text{ 상수항 벡터, } A_1: 3 \times 3 \text{ 계수행렬.} \end{aligned}$$

계수행렬	독립변수		
	$USR_t$	$YEN_t$	$DCBY_t$
설명변수			
$c$	0.021	-0.022	-0.015
( $p$ 값)	[0.976]	[0.927]	[0.788]
$USR_{t-1}$	0.173	-0.019	-0.020
( $p$ 값)	[0.056]	[0.574]	[0.221]
$YEN_{t-1}$	-0.161	0.030	0.016
( $p$ 값)	[0.343]	[0.654]	[0.334]
$DCBY_{t-1}$	1.882	-0.678	0.226
( $p$ 값)	[0.028]	[0.000]	[0.049]
$R^2$	0.059	0.035	0.120
Lyung-Box Q 검정통계량(시계열상관이 없다는 귀무가설하에서 $\chi^2(12)$ 의 $p$ 값)	0.396	0.518	0.267
Cumby-Huizinga $t$ 검정통계량(시계열상관이 없다는 귀무가설하에서 $\chi^2(12)$ 의 $p$ 값)	0.285	0.328	0.000
상수항을 제외한 모든 설명변수들의 계수가 0이라는 귀무가설하에서 $\chi^2(3)$ 의 $p$ 값	0.157	0.000	0.000

註: 〈表 4〉의 표준오차는 자기공분산이 12라는 가정하에서 Newey-West(1987)의 추정법으로 추정하였다.

에서는 7% 내의 유의수준에서 예측가능하다. 한편 엔/달러환율 변화율과 한국회사채수익률의 차는 VAR(1)과 VAR(2) 모두 1% 내의 유의수준에서 예측가능하다. 또한 VAR(3)의 경우, 이들 세 금융변수는 1% 내의 유의수준에서 예측가능하였다. 이 결과는 과거의 정보가 이 금융변수들의 예측에 잘 활용될 수 있다는 것을 의미하는데, 특히 한국주식수익률, 엔/달러환율 변화율, 한국회사채수익률 차의 과거 정보가 서로 교차하면서 이들 금융변수의 예측에 유용한 정보를 제공한다는 것이다.

한 가지 지적해야 하는 사실은 한국주식수익률, 엔/달러환율 변화율, 한국회사채수익률의 차가 이 금융변수들의 과거 정보에 의해 예측가능하다는 사실이 이상의 회귀분석들이 세 금융변수의 실제 예측에 잘 활용될 수 있다는 것을 의미하지는 않는다는 점이다. 다시

〈表 5〉 벡터 自己回歸分析(VAR(2)) 推定 結果(II)

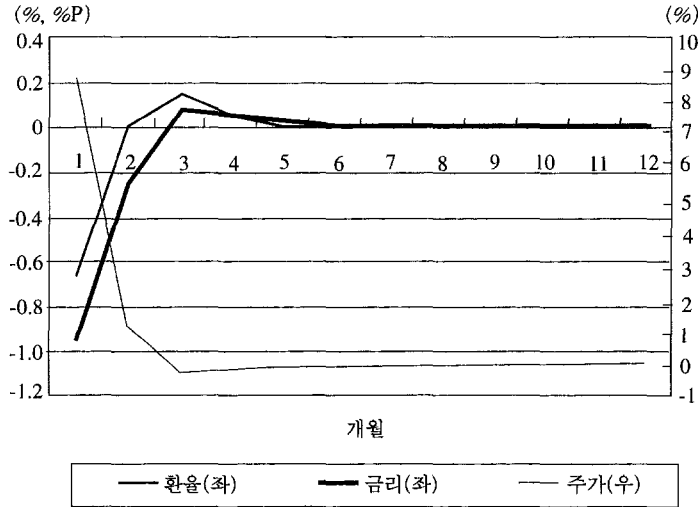
模型:  $X_t = C + A_1 \cdot X_{t-1} + A_2 \cdot X_{t-2} + u_t$   
 $X_t = [USR_t, YEN_t, DCBY_t]'$ ,  
 C: 상수항 벡터,  $A_1, A_2$ :  $3 \times 3$  계수행렬.

계수행렬	독립변수		
	USR <sub>t</sub>	YEN <sub>t</sub>	DCBY <sub>t</sub>
설명변수			
c	0.070	-0.032	-0.016
(p값)	[0.910]	[0.888]	[0.769]
USR <sub>t-1</sub>	0.184	-0.012	-0.020
(p값)	[0.077]	[0.729]	[0.171]
USR <sub>t-2</sub>	0.091	-0.027	-0.003
(p값)	[0.208]	[0.261]	[0.751]
YEN <sub>t-1</sub>	-0.180	0.020	0.014
(p값)	[0.333]	[0.718]	[0.393]
YEN <sub>t-2</sub>	-0.171	0.078	-0.000
(p값)	[0.262]	[0.265]	[0.993]
DCBY <sub>t-1</sub>	2.527	-0.730	0.239
(p값)	[0.014]	[0.000]	[0.034]
DCBY <sub>t-2</sub>	-0.722	-0.174	-0.029
(p값)	[0.134]	[0.513]	[0.672]
R <sup>2</sup>	0.085	0.048	0.118
Lyung-Box Q 검정통계량(시계열상관이 없다는 귀무가설하에서 $\chi^2(12)$ 의 p값)	0.311	0.358	0.128
Cumby-Huizinga t 검정통계량(시계열상관이 없다는 귀무가설하에서 $\chi^2(12)$ 의 p값)	0.494	0.602	0.000
상수항을 제외한 모든 설명변수들의 계수가 0이라는 귀무가설하에서 $\chi^2(6)$ 의 p값	0.069	0.000	0.000

註: 〈表 5〉의 표준오차는 자기공분산이 12라는 가정하에서 Newey-West(1987)의 추정법으로 추정하였다.

말해서, 이들 회귀분석식의 決定係數는 VAR(2)의 경우 주식에 대해서 0.085, 엔/달러환율에 대해서는 0.048, 금리차에 대해서는 0.118로 추정되어 그 適合度가 크게 높지 않았다.

VAR(2)를 이용한 미국달러표시 한국주식수익률의 衝擊反應函數(impulse response function)가 〈그림 1〉에 보고되어 있다.<sup>(3)</sup> 예상치 못한 한국주식수익률의 상승은 한국주식



〈그림 1〉 株式收益率의 衝擊反應函數

수익률에 正(+)의 효과를, 예상치 못한 엔/달러환율의 상승(엔 약세/달러 강세)은 한국주식수익률에 2개월 내에서 陰(-)의 효과를, 예상치 못한 한국금리차의 상승은 한국주식수익률에 2개월 내에서 陰(-)의 효과를 주는 것으로 나타났다. 즉 엔高/달러 弱勢일 경우와 한국금리차의 하락은 한국 주가를 상승시킨다. 한편, 이 금융변수들의 충격반응은 1년(12개월)을 넘지 않는 것으로 나타났다.

외국투자자들이 한국에서 주식투자를 할 때 미국달러표시 한국주식수익률을 염두에 둔다면, 엔高일 때와 한국 금리가 하락할 때 한국에 투자하는 것이 유리하다는 것을 의미한다. 엔高일때는 일본에 대해 가격경쟁력을 가진 한국 기업의 수출이 증가하여 景氣가 회복되는 경향이 있었다는 과거 경험이 이를 뒷받침한다. 또한 金利差의 株價에 대한 영향력도 일반적인 재무관리이론에서 말하는 기업의 미래의 이익(배당금)을 금리로 할인한 것이 株價라는 상식에 비추어보면 이해할 수 있다.

#### 4. 國內外金融市場의 統合

##### 4.1. 單一潛在變數模型

이 논문에서 국내외금융시장의 통합에 대하여 고려되는 國濟資本資產價格模型

- (3) 엔/달러환율 변화율과 한국회사채수익률의 차의 여러 가지 충격에 대한 충격반응함수는 상관관계가 뚜렷하지 않았고 그 해석이 난해하여 보고하지 않는다.



(International Capital Asset Pricing Model: ICAPM)은 Campbell and Hamao(1992)와 Bekaert and Hodrick(1992)의 單一潛在變數模型(single-latent-variable model)이다.

單一要素模型은

$$(4.1) \quad r_{jt} = \alpha_j + \beta_j \cdot f_t + \varepsilon_{jt}$$

$j=1$  (한국주식수익률) 또는  $2$  (엔/달러환율 변화율),  
 $r_t$ : 금융자산의 수익률,  
 $f_t$ : 요소(factor),  
 $I_t$ : 시장정보집합

식 (4.1)의 단일요소모형에 따르면 주식시장에서의 주식수익률은 주식에 고유한 상수항, 단일요소와 주식 베타항의 곱, 그리고 오차항의 합이다.

期待株式收益率은 식 (4.1)에 의해 제약되는데,  $j$ 시장에서 기대주식수익률은 상수항과 베타항 곱하기 단일공통위험요소의 합이다.

$$(4.2) \quad E(r_{jt}|I_{t-1}) = \beta_j \cdot \lambda_{t-1}$$

만약 정보집합  $I_t$ 가 상수항을 포함한  $k \times 1$  차원의 道具變數(instrumental variable) 벡터인  $Z_t$ 로 표현될 수 있다면, 식 (4.2)는 식 (4.3)이 된다.

$$(4.3) \quad E(r_{jt}|Z_{t-1}) = \beta_j \cdot \theta' Z_{t-1} = \gamma_j' \cdot Z_{t-1}$$

식 (4.3)에서  $\theta$ 는  $k \times 1$  벡터,  $\gamma_j$ 는  $k \times 1$  벡터,  $\beta_j \cdot \theta = \gamma_j'$ 이다.

식 (4.3)에 있는 파라미터인  $\beta_j$ 와  $\theta$ 는 단지 標準化(normalization)될 수 있을 뿐인데,  $\beta_1 = 1$ 로 표준화된다면, 위의 제약된 체계를 단일잠재변수모형이라고 부르고 한국주식수익률과 엔/달러환율 변화율에 대하여 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$(4.4) \quad \begin{aligned} r_{1t} &= \theta' Z_{t-1} + v_{1t} \\ r_{2t} &= \beta_2 \cdot \theta' Z_{t-1} + v_{2t} \end{aligned}$$

식 (4.4)의 단일잠재변수모형은 Hansen(1982)의 GMM(Generalized Method of

Moments)으로 검증될 수 있다.

식 (4.4)의 매력은 특정한 시장포트폴리오(benchmark portfolio)가 검증 과정에 도입되지 않는다는 점이다. 潛在變數(latent variable)란 종합주가지수같은 시장포트폴리오가 모형내에 나타나 있지 않고 숨겨져 있다는 것을 의미한다.

#### 4.2. 國內外金融市場의 統合

앞에서 다룬 미국달러표시 한국주식수익률의 예측가능성(predictability) 분석에서 사용된 세 가지 국내의 금융변수들을 도구변수로 하여 추정한 결과가 VAR(1) 체계는 <表 6>에 VAR(2) 체계는 <表 7>에 보고되어 있다.<sup>(4)</sup>

우선 추정된  $\beta$ 값은 <表 1>의 기초통계량의 표준편차의 관점에서 그 危險度를 측정할 수 있는데 한국주식수익률과 한국금리차의 경우 단위가 다르다는 단점은 있으나 1980년대의 경우 금리차가 주식수익률보다 덜 위험하다는 의미에서  $\beta$ 값이 1보다 작게 추정되었으나 유의성은 크지 않았다. 또한 나머지 경우  $\beta$ 값이 대부분 陰數로 추정되어  $\beta$ 값이 의도한 바대로 추정되지 못하였다.

<表 6>과 <表 7>에 나타난 것과 같이 1980년 1월부터 1999년 6월까지 기간중 韓國의 株式市場, 債券市場, 엔/달러환율의 國際外換市場은 서로의 과거 변수들로부터 교차해서 예측가능하고 期待收益率이 서로의 共通의 危險要素(common risk factor)에 의해 설명된다는 관점에서 統合(integration)되어 있는 것으로 나타났다. 이 결과는 VAR(1), VAR(2) 체계에 상관없이 동일하였다. 이 추정 결과는 Hansen(1982)의 J 통계량(카이제곱 통계량)으로 모형을 5% 내의 유의수준에서 기각하지 못하는 것을 보면 알 수 있다.

1992년 1월 이전에도 외국투자자들은 코리아펀드같은 간접투자상품에 투자함으로써 한국주식시장에 투자할 수 있었다. 그러나 본격적인 한국 주식투자는 1992년 1월 한국주식시장이 외국투자자에게 개방된 이후로 추정할 수 있다. 1992년 1월 외국투자자에 대한 한국주식시장의 對外開放이 그 이전 기간보다 韓國資本市場의 統合을 촉진시켰느냐 하는 질문이 있을 수 있다.<sup>(5)</sup> 한국의 주식시장과 채권시장 그리고 한국주식시장과 엔/달러환율

(4) 단일잠재변수모형에서 VAR(1) 체계는 2개의 방정식에 4개의 도구변수, 8개의 直交條件(orthogonality condition), 5개의 파라미터, 3개의 超過識別條件(overidentifying condition)으로 구성되어 있다. 한편, VAR(2) 체계는 2개의 방정식에 7개의 도구변수, 14개의 직교조건, 8개의 파라미터, 6개의 초과식별조건으로 구성되어 있다.

(5) 정창영(1997)도 동일한 의문을 제기한다. 그는 한국원화표시 주식수익률과 채권금리, 원/달러환율 변화율의 共積分(cointegration) 추정으로 이 질문에 답한다. 그는 한국의 금융시장에서 1992년 1월 이후에 그 이전보다 국내금융변수들이 더 잘 공적분되지 않는다는 결과를 보고하였다. 본 논문에서는 공적분 추정보다는 단일잠재변수모형을 도입하여 이 문제를 국내뿐 아니라 엔/달러환율시장과 같은 국제외환시장에의 통합이라는 개념에서 접근하고 있다.

〈表 6〉 單一潛在變數模型(single-latent-variable model)의 推定 및 檢定

$$\begin{aligned} \text{模型: } r_{1t} &= \theta' Z_{t-1} + v_{1t} \\ r_{2t} &= \beta_2 \cdot \theta' Z_{t-1} + v_{2t} \end{aligned}$$

	$\beta_1$	$\beta_2$ (표준오차)	$\chi^2(3)$ 의 p값
VAR(1) 체계: $Z_{t-1} = [1, \text{USR}_{t-1}, \text{YEN}_{t-1}, \text{DCBY}_{t-1}]'$			
A. 주식수익률, 금리차			
1) 1980. 2-1999. 6:	1.000	-0.144 (0.075)	0.172
2) 1980. 1-1991. 12:	1.000	0.743 (0.862)	0.321
3) 1992. 1-1999. 6:	1.000	-0.122 (0.063)	0.433
B. 주식수익률, 엔/달러환율 변화율			
1) 1980. 2-1999. 6:	1.000	-0.312 (0.154)	0.708
2) 1980. 1-1991. 12:	1.000	-0.775 (0.527)	0.637
3) 1992. 1-1999. 6:	1.000	-0.198 (0.083)	0.806
C. 금리차, 엔/달러환율 변화율			
1) 1980. 2-1999. 6:	1.000	-2.420 (1.142)	0.452
2) 1980. 1-1991. 12:	1.000	-1.710 (0.926)	0.818
3) 1992. 1-1999. 6:	1.000	0.622 (0.726)	0.155

국제외환시장은 1992년 1월 이후 模型을 그 이전보다 기각하기 어려워졌다는 의미에서 統合이 더욱 진전된 것으로 나타났다.<sup>(6)</sup> 그러나 한국채권시장과 엔/달러환율 시장은 1992년 1월 이후에 그 이전보다 統合이 더욱 진전되었다는 실증적인 결과를 얻지는 못하였다. 이러한 결과는 부분적으로는 한국의 채권시장의 개방이 주식시장보다 늦게 최근에 이루어졌다는 사실에도 연유한다고 판단된다. 한국 채권시장의 국제금융시장으로의 통합 문제는 다소 시간이 더 흐른 다음에 재조사해 볼 필요가 있어 보인다.

(6) 한국채권시장에 대해서는 채권의 수익률 대신 금리차를 代用變數(proxy variable)로 사용하였다.

〈表 7〉 單一潛在變數模型(single-latent-variable model)의 推定 및 檢定

$$\begin{aligned} \text{模型: } r_{1t} &= \theta' Z_{t-1} + v_{1t} \\ r_{2t} &= \beta_2 \cdot \theta' Z_{t-1} + v_{2t} \end{aligned}$$

	$\beta_1$	$\beta_2$ (표준오차)	$\chi^2(6)$ 의 p값
VAR(2) 체계: $Z_{t-1} = [1, \text{USR}_{t-1}, \text{USR}_{t-2}, \text{YEN}_{t-1}, \text{YEN}_{t-2}, \text{DCBY}_{t-1}, \text{DCBY}_{t-2}]'$			
A. 주식수익률, 금리차			
1) 1980. 2-1999. 6:	1.000	-0.079 (0.035)	0.191
2) 1980. 1-1991. 12:	1.000	0.402 (0.248)	0.273
3) 1992. 1-1999. 6:	1.000	-0.045 (0.016)	0.630
B. 주식수익률, 엔/달러환율 변화율			
1) 1980. 2-1999. 6:	1.000	-0.236 (0.087)	0.578
2) 1980. 1-1991. 12:	1.000	-0.334 (0.179)	0.131
3) 1992. 1-1999. 6:	1.000	-0.234 (0.081)	0.851
C. 금리차, 엔/달러환율 변화율			
1) 1980. 2-1999. 6:	1.000	-3.264 (1.222)	0.494
2) 1980. 1-1991. 12:	1.000	-2.868 (1.004)	0.458
3) 1992. 1-1999. 6:	1.000	0.336 (0.610)	0.157

### 5. 要約 및 結論

이 논문에서는 미국달러표시 한국주식수익률, 엔/달러환율 변화율, 3년만기 은행보증 회사채수익률의 差의 豫測可能性(predictability)과 한국주식시장, 국제외환시장, 한국채권 시장의 統合(integration)에 대해서 조사하였다.

1980년 1월부터 1999년 6월까지의 234개의 자료가 사용되었는데 1980년부터 시작하는 이유는 원/달러환율이 1980년에 고정환율제에서 변동환율제로 바뀌었기 때문이다. 1980

년 중반부터 외국투자자들은 한국 주식에 간접투자를 할 수 있었으나, 1992년 1월부터 한국주식시장이 대외개방되면서부터 본격적으로 한국 주식에 직접투자할 수 있게 되었다. 외국투자자들은 한국원화표시 주식수익률보다 미국달러표시 주식수익률에 더욱 관심이 있다고 판단된다.

한국주식수익률, 엔/달러환율 변화율, 한국회사채의 금리차 이 세 가지 금융변수들의 월별 계절변동성을 12개 계절더미를 이용하여 살펴보았는데, 이 세 변수들은 모두 명백한 월별 계절변동성을 보였다. 특히 한국주식수익률의 경우 1월효과가 관찰되었는데 유의성은 크지 않았다. 엔/달러환율의 변화율에는 의미있는 계절성이 나타나지 않았지만 한국회사채수익률의 차이 경우 1월에 금리가 하락하는 현상이 나타났다. 또한 한국주식수익률, 엔/달러환율 변화율, 금리차는 월별 평균 주변에서 안정성을 갖는 변수로 판명되었다.

미국달러표시 한국주식수익률의 경우 상수항을 제외한 모든 설명변수들의 계수가 0이라는 歸無假說을 기각한다는 의미에서 VAR(1)에서는 16% 내의 유의수준, VAR(2)에서는 7% 내의 유의수준으로 예측가능하였다. 한편 엔/달러환율 변화율과 한국회사채수익률의 차는 VAR(1)과 VAR(2) 모두 1% 내의 유의수준에서 예측가능하였다. 또한 VAR(3)의 경우, 이들 세 금융변수는 1% 내의 유의수준에서 예측가능하였다. 이 결과는 과거의 情報가 이 금융변수들의 예측에 잘 활용될 수 있다는 것을 의미할 뿐만 아니라 특히 한국주식수익률, 엔/달러환율 변화율, 한국회사채수익률의 차의 과거 정보가 서로 교차하면서 이들 금융변수들의 예측에 유용한 정보를 제공한다는 것이다.

한편, 한국주식수익률의 충격반응함수를 살펴 보면, 예상치 못한 한국주식수익률의 상승은 한국주식수익률에 正(+)의 효과를, 예상치 못한 엔/달러환율의 상승(엔 약세/달러 강세)은 2개월 내에서 한국주식수익률에 陰(-)의 효과를, 예상치 못한 한국금리차의 상승은 2개월 내에서 한국주식수익률에 陰(-)의 효과를 주는 것으로 나타났다.

한국주식시장, 엔/달러환율의 국제외환시장, 한국채권시장의 통합에 대해서 單一潛在變數模型을 사용하여 도출된 결론은 다음과 같다. 1980년 1월부터 1999년 6월까지 기간중 韓國의 株式市場, 債券市場, 엔/달러환율의 國際外換市場은 서로의 과거 변수들로부터 교차해서 예측가능하고 기대수익률이 서로의 공통의 위험요소에 의해 설명된다는 관점에서 統合되어 있는 것으로 나타났다. 이 결과는 VAR(1), VAR(2) 체계에 상관없이 동일하였다. 한편, 한국주식시장과 한국채권시장 그리고 한국주식시장과 엔/달러환율 국제외환시장은 1992년 1월 이후 模型을 그 이전보다 기각하기 어려워졌다는 의미에서 統合이 더욱 진전된 것으로 나타났다. 그러나 한국채권시장과 엔/달러환율 시장은 1992년 1월 이후에

그 이전보다 통합이 더욱 진전되었다는 실증적인 결과는 얻지 못하였다.

마지막으로 이 논문에서는 다루지 못하였으나 더욱 다양한 도구변수들을 다루어 볼 필요가 있고 또한 國際化(globalization)와 世界株價同調化에 따른 영향을 심도있게 다루기 위해 국제주식시장과 연계된 연구가 향후 필요하다고 생각된다.

靈山大學校 通商學部 專任講師

626-840 경남 양산시 웅상읍 주남리 산 150

전화: (0523)380-9273

팩시: (0523)380-9229

### 參 考 文 獻

정동준(1999): “한국주식수익률 예측과 한국금융시장의 통합에 관한 연구,” 『영산논총』, 제4집.

정창영(1997): “자본자유화에 의한 외환시장과 증권시장간 관계의 구조적 변화,” 한국금융학회 정기학술대회 발표논문집.

Bekaert, G., and R.J. Hodrick(1992): “Characterizing Predictable Components in Excess Returns on Equity and Foreign Exchange Markets,” *Journal of Finance*, **47**, June, 467-509.

Campbell, J.Y., and Y. Hamao(1992): “Predictable Stock Returns in the United States and Japan: A study of Long-term Capital Market Integration,” *Journal of Finance*, **47**, March, 43-69.

Cumby, R.E., and J. Huizinga(1992): “Testing the Autocorrelation Structure of Disturbances in Ordinary Least Squares and Instrumental Variables Regressions,” *Econometrica*, **60**, 185-195.

Dickey, D.A., D.P. Hasza, and W.A. Fuller(1984): “Testing for Unit Roots in Seasonal Time Series,” *Journal of the American Statistical Association*, **79**, 355-367.

Fuller, W.A.(1976): *Introduction to statistical time series*, New York, Wiley.

Granger, C.W.J., and P. Newbold(1986): *Forecasting Economic Time Series*, Second edition, Academic Press, Inc..

Hansen, L.P.(1982): “Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators,” *Econometrica*, **50**, 1029-1054.

Newey, W.K., and K.D. West(1987): "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, **55**, 703-708.

Said, S.E., and D.A. Dickey(1984): "Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order," *Biomertica*, 599-607.

Schwert, G.W.(1987): "Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation," unpublished manuscript, University of Rochester.

White, H.(1980): "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity," *Econometrica*, **48**, 817-838.