

利子率 變動이 投資金融社의 普通株 收益率에 미치는 影響

(The Effect of Interest Rate Changes on the Common Stock Returns of Investment and Finance Companies)

吳 榮 洙*

申 重 澈**

— 초 록 —

우리나라 투자금융사들을 대상으로 豫想치 못한 利子率의 變動이 투자금융사의 보통주 수익률에 어떻게 영향을 미치며, 이 영향의 정도가 각 회사의 名目資産 및 名目負債의 滿期差異와 어떤 관계가 있는지를 소위 滿期不調和假說(Maturity Mismatch Hypothesis)에 입각하여 실증적 분석을 하였다. 분석결과 투자금융사의 보통주 수익률은 이자율의 이상변동과 逆의 관계에 있으나, 그 관계의 敏感度는 자산과 부채의 만기구조와는 통계적으로 유의한 관계가 없는 것으로 나타났다.

I. 序 論

주식시장의 변동을 설명하기 위한 노력이 금리변동을 포함하는 2요인 모델 또는 그 이상의 요인을 추가하는 다중요인 모델로 나타났으며, 이들의 다중요인 모델은 시장포트폴리오만을 사용하는 단순한 시장모델보다는 설명력이 높게 나타난다는 실증적인 연구가 많이 있다. 그 중에서도 가장 많은 비중을 차지하는 것이 고정적인 현금흐름을 가지는 자산의 가격변동 즉 이자율의 변동에 따른 주식수익률의 변동에 대한 실증적인

* 력키증권 국제영업부장

** 력키증권 모델개발실 연구원

연구가 많이 행해졌다. 그러나 이런 실증적인 연구는 이자율의 변동에 의한 영향력이 기업에 따라 다르게 나타나는 원인을 체계적으로 설명하지는 못하고 있다.

Stone이 제안한 2요인 모델에 의한 실증적인 연구를 한 Lloyd와 Shick[12], Lynge와 Zumwalt[13]에 의하면 시장포오트폴리오 뿐만 아니라 이자율 요인을 포함하는 것이 설명력을 높이는데 기여하는 것으로 나타났다. 그러나 이들은 금리가 수익구조에 영향을 주는 이유를 설명하지는 못하고 있다.

금리변동 또는 예상치 못한 인플레이션에 따른 추가수익률의 영향을 체계적으로 분석하기 위한 노력이 명목계약에 따르는 자산의 만기의 장단과 관련한 연구로 나타났다. 대표적인 연구로는 Flannery[6], Flannery와 James[7,8]와 French등[9]의 연구가 있는데 상이한 결과를 보여주고 있다. French등[9]은 예상치 못한 인플레이션이 추가행태를 설명하는 주요요인이 아니라고 설명하고 있으며, Flannery와 James [7, 8]는 금융기관을 대상으로 한 분석에서 이자율의 변동이 추가변동에 영향을 준다고 밝히며, 그 원인을 계약상의 만기구조의 차이에서 찾고 있다.

여기서는 기존의 연구의 방법론 및 결과와 각 방법이 가지는 측정상의 오류(error of measurement)에 대해 살펴보고, 한국증권시장에서 이자율의 변동이 추가수익율에 미치는 영향을 살펴보기 위해 투자금융사들의 추가수익과 이자율의 변동을 실증적으로 분석하고 명목자산의 만기구조가 그 영향의 정도와 관계가 있는지를 검토하고자 한다.

II. 利率率과 普通株 收益率

2.1 利率率에 대한 實證的 研究

Stone은 기존의 시장모델에 고정적인 현금흐름을 가지는 채권지수를 포함시킬 필요가 있음을 설명하면서 그 방법론을 제시하고 있다. 이 방법에 따른 실증연구가 Lloyd와 Shick[12] 및 Lynge와 Zumwalt등[13]에 의해 행해졌다. Lloyd와 Shick는 장기적인 채권지수를 이용하는 2요인 모델을 사용하여 분석하였는데, 통계적인 유의성은 얻지 못하고 있다. 한편 Lynge와 Zumwalt는 단기적인 채권지수와 장기적인 채권지수를 포함하는 다중 요인방법을 사용하여 분석하였는데, 채권지수의 포함이 설명력을 높이는데 기여하고 있다고 밝히고 있다.

Stone이 제안한 2요인 모델은 다음의 수식으로 나타낼 수 있다.

$$R_j = A_j + B_j R_e + C_j R_b + e_j \quad [式 1]$$

단, R_j : 종목 j 의 수익률,

- R_E : 주식지수의 수익률,
- R_D : 채권지수의 수익률,
- B_i : 체계적인 주식위험에 대한 민감도,
- C_i : 체계적인 채권위험에 대한 민감도,
- e_i : 오류항

이때 문제가 되는 것은 R_E 와 R_D 간의 상관관계가 존재하는 경우 각각의 계수들이 그 의미를 왜곡하게 된다는 점이다. 이와 같은 다중공선성의 문제를 해결하기 위하여 Stone은 채권지수를 주식지수와 직교화하는 변수변환을 행할 것을 제안하고 있다. 즉 $R_D^* = R_D - (Cov(R_D, R_E) / Var(R_E))R_E$ 에 의한 R_D^* 를 R_D 의 대응 지수로 활용할 수 있다.

Lloyd와 Shick는 60개의 상업은행에 대해 1969년부터 1972년의 월간 수익률을 사용하여 분석한 결과 통계적인 유의성을 찾지는 못하였으나 채권지수의 포함이 설명력을 높이는데 도움을 준다고 밝히고 있다. 한편 여기서 사용한 채권지수는 장기적인 채권지수를 사용하였는데 은행의 경우 오히려 단기적인 채권에 보다 민감함을 들어 단기적인 지수를 사용하는 것이 보다 효과적일 것으로 보고 있다.

이 방법의 문제점은 채권지수를 정규화함으로써 채권지수에 대한 민감도의 정도를 파악할 수 없으며, 이자율 효과를 과소평가할 우려가 있다. 따라서 추가적인 방법으로 주가지수를 직교화하는 방법과 두가지 지수를 그대로 사용하는 방법을 적용하였는데 그 결과는 유사하게 나타났다.

한편 Lynge와 Zumwalt는 장기적인 채권지수와 단기적인 채권지수를 포함하는 다중모형을 사용하여 실증적인 분석을 행하였다. 그들이 사용한 모델은 다음의 식으로 나타낼 수 있다.

$$R_{jt} = a_j + b_j R_{mt} + c_j R_{D_{lt}} + d_j R_{D_{st}} + u_{jt} \quad [式2]$$

- 단, R_{jt} : 주식 j의 수익률
- R_{mt} : 주식시장 지수의 수익률
- $R_{D_{lt}}$: 장기채권 수익률 지수
- $R_{D_{st}}$: 단기채권 수익률 지수
- u_{jt} : 오류항

이 모델에서는 이자수입을 주로 반영하는 단기수익률 지수와 가격변화를 주로 반영하는 장기수익률 지수를 포함하여 장기와 단기의 이자율 변화를 동시에 분석할 수 있다. 여기에서도 각 지수간에 다중공선성이 존재하므로 이를 제거하기 위하여 Stone이 제안한 방식을 적용하고 있다. 57개의 상업은행에 대해 분석한 결과 단일 지수를 사용하는 것보다는 높은 설명력을 가지는 것으로 나타났다.

2.2 명목자산의 滿期不調和와 利率率

전의 논문들이 주식수익에 대한 이자율의 영향력을 실증분석하기 위한 것임에 반해 그 원인 분석을 체계적으로 행하지 않았었다. 따라서 이자율이 주식의 수익률에 영향을 미치는 원인을 규명하기 위한 노력이 나타나게 되었는데 그 대표적인 것이 개별기업이 가지는 명목적인 자산의 구성의 차이에서 찾으려는 것으로 French 등[9]과 Flannery [6]의 연구를 들 수 있다.

French등은 예상하지 않은 인플레이션의 영향을 분석하기 위해 단기명목자산, 장기 명목자산, 명목적인 세제효과가 상이한 기업들에 대해 분석을 실시하였다.

이들은 시장이 효율적이라면 주가수익율에 영향을 미치는 것은 인플레이션이나 이자율 그 자체가 아니고 예상하지 못한 부분만이 주가수익에 영향을 미친다는 가정하에 기대의 인플레이션을 측정하고 그 측정치와 주식수익률과의 상관성을 검토하는 방법을 사용하였다. 인플레이션을 예측가능한 인플레이션과 기대의 인플레이션으로 나누기 위해 이들이 사용한 모형은 다음 [式3]과 같은데, 이때 u_t 는 기대의 수익률을 나타내며 모형의 결과 나타나는 추정치는 예상가능한 인플레이션을 나타낸다.

$$\rho_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^3 \alpha_i \rho_{t-i} + \beta_1 TB_t + \sum_{j=1}^2 \beta_2 IP_{t-j} + \sum_{k=1}^2 \beta_3 M_{t-k} + u_t, \quad [式3]$$

- 단, ρ_t : 분기별 인플레이션율
- TB_t : 3개월 채권의 만기수익율
- IP_{t-j} : 비내구재의 산업생산의 성장율
- M_{t-k} : 통화량의 증가율

인플레이션의 영향을 측정하기 위해서 [式4]와 같이 주가지수는 사용하지 아니하고 기대의 인플레이션과 예상가능한 인플레이션의 두개 요인을 사용한 시계열 회귀분석을 사용하였다. 이때 기대의 인플레이션의 계수는 단기 명목자산, 장기명목자산과 감가상각에 의한 감세효과등이 영향을 미칠 것이므로 [式5]와 같이 나타낼 수 있으며 이때 a_1, a_2, a_3 는 모두 음의 값을 가져야 한다.

$$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \rho_{it} + \gamma_2 u_{it} + \epsilon_{it} \quad [式4]$$

$$\gamma_{2,t} = a_0 i + a_1 \frac{LMP_{t-1,t-1}}{S_{t-1,t-1}} + a_2 \frac{TAX_{t-1,t-1}}{S_{t-1,t-1}} + a_3 \frac{SMP_{t-1,t-1}}{S_{t-1,t-1}} \quad [式5]$$

- 단, R_{it} : 주식의 수익률
- μ : 예상된 인플레이션
- u_t : 예상치 못한 인플레이션
- LMP : 장기 명목 자산
- SMP : 단기 명목 자산
- TXP : 조세감면 효과
- t : 1, ..., T.

1947년부터 1979년까지 주가 및 재무정보를 얻을 수 있었던 기업을 대상으로 여러가지 방법으로 검증한 결과 순부채의 기업이 기대하지 않은 인플레이션으로 더 많은 이익을 얻는다는 증거를 찾지 못했다. 따라서 그들은 예상치 못한 인플레이션이 주가의 행태를 설명하는데 중요한 요인이 아니라고 밝히고 있다. 이런 결과에 대한 원인을 두가지로 해석하고 있는데 첫째는 공표된 재무제표가 명목계약의 전체를 표시하지 못한다는 점이며, 둘째는 기대치 않은 인플레이션의 효과가 다른 요인보다 작기 때문으로 해석하고 있다.

Flannery [7, 8] 등은 만기의 차이에 따른 주가수익의 차이를 설명하기 위해 금융기관의 주가를 통해 분석을 행하였다. 기업의 재무제표 항목은 이론상 애대한 성격을 가지므로 유효한 만기구조를 찾는다는 것은 어려움이 있으며, 따라서 재무제표의 항목으로부터 유효한 만기를 찾는 것이 중요하다. 유효한 만기를 찾기 위해 Flannery [8]는 이자율이 주가수익률에 미치는 민감도를 계산한 후 대차대조표의 각 항목중 이자율의 민감도와 관계가 높은 항목을 추출하였다. 이때 사용한 회귀식은 다음 [式6] 과 같이 나타낼 수 있다.

$$\beta_{ij} = \alpha_0 + \alpha_1 \left[\frac{\text{SHORT}}{\text{EQ}} \right]_i + \alpha_2 \left[\frac{\text{DD}}{\text{EQ}} \right]_i + \alpha_3 \left[\frac{\text{SA}}{\text{EQ}} \right]_i + \alpha_4 \left[\frac{\text{TD}}{\text{EQ}} \right]_i + \alpha_5 \left[\frac{\text{CASH}}{\text{EQ}} \right]_i + \varphi_i \quad [\text{式6}]$$

- 단, SHORT : 만기가 1년이내인 순 자산
- EQ : 은행의 장부상의 자산가치
- DD : 요구불 예금
- SA : 일반저축예금

TD : 100000달러 이하의 일시적 예금

CASH : 현금

위 [式6]의 회귀식에 의한 결과 만기가 1년이내인 자산에 대한 계수만이 유의한 수준을 얻었으며 다른 계수들은 유의한 수준을 주지 못하고 있다. 따라서, 대차대조표의 모든 항목이 만기구조에 영향을 주는 것이 아니며, 항목별로 분류하여 적용할 필요가 있음을 밝히고 있다. 나아가 Flannery[7]는 1976년부터 1981년까지의 데이터를 사용하여 [式7]과 같이 SHORT를 사용한 만기부조화 가설의 검정에서 만기부조화가 이자율에 따른 추가수익의 변동을 설명하는데 기여하고 있다고 밝히고 있다.

$$\beta_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \frac{SHORT_t}{VAL_t} + \omega_t \quad [式 7]$$

단, $SHORT_t$: 만기가 1년 이내인 순자산

VAL_t : : 단자사의 보통주주 지분의 평균 가치

ϵ_t : 오차항

Ⅲ. 실증분석의 문제점

만기부조화 가설을 검정하는 데 있어서 문제점으로 대두되는 것은 모델의 부적정에서 오는 오류와 공표된 데이터의 성격의 혼재에 따라 만기의 측정이 어렵다는 점이다.

3.1 모델 선정상의 문제

Stone이 제안한 방법으로는 시장지수와 이자율지수를 사용하는 2요인 모델을 사용하여 단순회귀분석에 의해 이자율에 대한 추가수익의 민감도를 측정하는 것이다. 이때 단순 회귀상의 문제점으로는 시장지수와 이자율 지수의 독립성을 전제로 하게 되는데 실제로는 상관관계가 존재하여 다중 공선성의 문제가 생긴다. 이를 회피하기 위한 방법으로는 이자율 지수를 시장지수에 회귀시켜 그 잔차를 이자율 지수로 사용하는 방법이다.

또 다른 방법은 시장지수를 이자율 지수에 대해 회귀시켜 그 잔차를 시장지수의 대응으로 사용하는 방법이다.

Giliberto [11]는 각각의 경우에 있어서 계수와 오차를 분석하였는데, 그에 의하면 정규화된 변수의 계수는 불편추정량이며, 오차도 불편 추정량이지만, 다른 변수의 계수는 편기가 존재하므로 변수변환을 통한 실익이 없음을 보이고 있다. Lynge와 Zumwalt [13]는 이자율 지수에 주가지수를 회귀시키는 방식을 취하였는데 이 때 주가지수에 대한 계수만이 불편추정량이며 이자율지수에 대한 계수는 편기추정량이므로 보통의 t-검정을 행할 수 없다. 반대로 이자율지수를 주가지수에 회귀시키는 경우 이자율 지수에 대한 계수는 불편추정량을 가지므로 t-검정이 가능하게 된다.

Flannery[7, 8], French[9] 등은 이자율 또는 인플레이션을 자체가 주가수익률에 영향을 미치는 것이 아니라 예상치 못한 이자율의 변동이 주가수익에 영향을 미친다는 가정하에 자기상관분석을 통하여 기대의 변동을 측정하여 이를 사용하고 있다.

3.2 만기측정의 오류

만기의 구조를 파악하기 위해서는 공표된 재무제표를 이용하게 되는데, 재무제표상에 표시되는 각 항목들이 명확한 구분을 가지는 것이 아니라 성격이 상이한 항목들이 혼재함으로써 이자율에 따른 수익률 변화에 영향을 주는 항목만을 추출하기가 어렵다. Flannery[8]는 기존의 대차대조표의 항목을 이자율에 따른 민감도에 영향을 주는 항목과 영향이 없는 항목으로 구분하는 분석을 행하였다.

IV. 利子率과 普通株 收益率의 關係

이자율이 보통주 수익률에 미치는 영향을 분석하기 위해서는 보통주의 수익의 근원이 되는 해당기업의 수익을 두가지 요소로 구분하는 것이 효과적이다. 첫번째 요소는 고정된 현금흐름을 가지는 명목적인 자산으로부터 창출되는 수익이며 둘째 요소는 물가수준에 따라 현금흐름이 변하는 실질자산으로부터의 수익이다. 다음의 [式8]에서 γ 의 값이 커지는 경우 명목자산으로부터의 수익이 기업수익에 미치는 영향이 크며 γ 의 값이 작을수록 실질자산으로부터의 수익이 기업의 수익에 미치는 영향이 커진다.

$$R_{jt} = \gamma_j R_{jt}^N + (1 - \gamma_j) R_{jt}^P \quad [\text{式 } 8]$$

단, R_{jt} : j기업의 t기의 수익률

γ_j : j기업의 명목자산의 구성비율

R_{jt}^N : j기업의 명목자산으로부터의 수익률

R_{jt}^P : j기업의 실질자산으로부터의 수익률

예상치 못한 인플레이션 또는 예상한 인플레이션에 대한 이상변동이 보통주의 수익에 미치는 영향을 설명하는 데는 명목자산과 명목부채가 중요한 역할을 한다. 예상된 인플레이션에 대한 예상치 못한 변동은 현금흐름을 할인하는 데 영향을 미치는데 인플레이션과 무관하게 실질적인 자산가치를 가지는 실질자산은 인플레이션에 따르는 수익률 변화를 설명하는데 영향을 미치지 못하며, 고정현금흐름을 가지는 명목항목만이 중요한 설명변수가 될 수 있다. 한편 인플레이션의 예상치 못한 변동이 명목자산과 명목부채에 미치는 영향은 각 자산과 부채의 만기구조와 직접적인 관계가 있다. 즉 명목자산에서 만기가 길면 길수록 인플레이션에 따르는 가격 재조정 과정에 탄력적이지 못하므로 그 영향은 더 크게 나타나며, 단기적인 명목자산과 명목부채는 가격 재조정이 보다 용이하므로 영향이 적게 나타난다.

인플레이션이 주가에 미치는 영향을 연구하기 위한 실질적인 분석의 경우 주로 금융기관의 데이터가 사용되는데, 이는 금융기관의 경우 위 [式8]에서 γ_j 가 거의 1로 자산과 부채의 대부분이 명목항목으로 구성되어 있어, 인플레이션이 실질자산의 가치에 미치는 영향을 무시하고 명목항목의 성격에 따라 주가수익률의 영향의 정도를 측정하는데 용이하기 때문이다. 즉, 명목자산과 명목부채의 만기차이가 주가수익의 이자율에 대한 민감도에 미치는 영향에 대해서만 초점을 맞출 수 있게 된다.

이자율과 보통주 수익률간의 관계를 밝히기 위한 만기부조화가설(Maturity Mismatch Hypothesis)이란 명목자산과 명목부채의 만기구조의 차이가 보통주 수익의 이자율에 대한 민감도의 차이를 만든다는 가설인데, 이는 기업의 보통주 지분가치에 대한 이자율 변화가 미치는 영향은 기업의 명목자산과 명목부채의 평균만기의 차이에 따라 변화한다는 것이다. 구체적으로 만약 금융기관의 명목자산 평균만기가 명목부채의 평균만기보다 길다면(짧다면) 예측치 못한 이자율 변화와 주식의 수익률은 負(正)의 관계를 갖게되

며, 이 민감도는 만기차이의 정도에 비례한다는 것이다.

V. 利子率 變化가 普通株 收益에 미치는 影響 測定

만기부조화 가설을 검증하기 위해서는 두 단계를 거치게 되는데 첫번째 단계는 이자율변동에 대한 보통주 수익의 민감도를 측정하는 단계이다. 보통주 수익의 민감도가 유의성을 가지는 경우 다음 단계인 민감도의 차에 대한 원인분석을 행하게 되는데 민감도에 영향을 미치는 항목을 구분해 내게 된다. Flannery와 James에 의하면 만기부조화가 민감도의 차이에 영향을 미친다고 한다.

주식시장 전체의 영향을 제거하고 이자율에 대한 순수한 민감도를 측정하기 위해 [式 9]와 같은 시장포트폴리오와 이자율변동을 포함하는 2요인 모델을 사용하여 회귀분석을 행하였다.

$$R_{jt} = \alpha_{0j} + \beta_m R_{mt} + \beta_{1j} R_{it} + \epsilon_{jt} \quad [式 9]$$

- 단, R_{jt} : t기 만료시점의 j번째 주식에 대한 보유기간 수익
- R_{mt} : t기 만료시점의 시장포트폴리오의 보유기간 수익
- R_{it} : t기 만료의 동일 만기채권의 보유기간 수익
- ϵ_{jt} : 에러항.

[式9] 에서 β_{1j} 는 명목이자율 변화가 보통주수익에 미치는 민감도의 불편추정량이며 이때 채권의 보유기간 수익과 이자율의 변화와는 역의 상관관계가 있으므로, β_{1j} 가 陽(+)의 값을 가지는 것은 이자율상승시 기업의 시장가치가 하락함을 의미한다. 한국의 주식시장에서 이자율변동이 투자금융사의 보통주 수익에 미치는 영향을 분석하기 위해 1987년 5월부터 1990년 6월까지의 매 6일단위의 데이터를 사용하였다¹⁾. R_{mt} 는 한국종합

1) 특정요일을 사용함으로써 나타나는 요일효과를 배제하고 실제 거래가능일수의 차이에 따른 문제점을 제거하기 위해 매 6일 단위의 데이터를 사용함. 6일 단위의 평균가격을 사용하는 것도 하나의 방법으로 볼 수 있음.

주가지수(CSPI)로부터 $(CSPI/CSPI_{t-1}-1)$ 라는 수식으로부터 산출하였으며, 이자율의 변동을 측정하기 위해서는 증권거래소에서 발표하는 公債의 종합가격지수(BI)를 사용하였는데 채권수익률로는 $(BI/BI_{t-1}-1)$ 의 식을 사용하였다. 개별 종목으로는 87년부터 90년까지 계속하여 상장된 기업으로 재무 및 주가데이터를 구할 수 있는 투자금융산업에 속한 전 기업의 주가(P)를 사용하여 주식수익율 $R_{jt}=(P_{jt}/P_{j,t-1}-1)$ 을 계산하였다. 한편, 투자금융산업의 종합된 수익률로는 時價總額式에 의한 투자금융의 산업지수를 사용하여 분석하였다²⁾.

5.1 利率의 期待外 變動 測定

실제 이자율에 대한 대응치로써 채권의 가격지수를 이용한 채권보유수익률을 사용하였다. 그런데 가격지수에 의한 수익률과 이자율과는 역의 상관관계를 가지므로, 분석시 나타나는 수익률에 대한 계수는 이자율에 대한 계수와 부호가 반대 방향으로 나타내게 된다. 한편 채권수익률의 期待外 변동을 측정하기 위해 자기상관 분석(Autocorrelation Analysis)을 사용하였다. 여기서 사용된 채권데이터의 기간수익률은 평균 0.232%이며 표준편차는 0.571%이다. 수익률의 자기상관을 보기 위해 15차까지의 자기 상관계수를 분석하여 [표 1]에 나타내었는데 표에 나타나지 않은 7차이상의 계수는 표에 제시된 항보다 더 작은 값을 보였다. 따라서 3차까지는 자기 상관이 있는 것으로 판단된다.

예상치 못한 채권수익률의 변동을 측정하기 위해서 3차 자기 상관모형을 사용하여 추정결과를 [표 2]에 나타낸 결과와 같이 각각의 계수들은 유의성을 가지는 것으로 나타났다. 추정된 식으로부터 얻어진 잔차항에 대한 자기상관 분석결과는 [표 3]에 나타내었는데 잔차항의 경우 자기상관이 없는 것으로 나타났다. 따라서 이 분석의 결과 얻어지는 잔차항은 순수한 예상치 못한 변동으로 볼 수 있으며, 이 잔차항이 이자율의 민감도를 측정하기 위한 [式9]의 채권보유기간 수익률(R_{jt})로 사용된다.

2) 현재 증권시장에 상장되어 있는 은행의 경우 공표되는 재무제표의 형식이 전통적인 유동성에 따른 분류를 행하지 않는 관계로, 기간개념이 없어 만기구조를 파악할 수 없기때문에 분석에서 제외하였다.

[표 1] 債券收益率의 自己 相關 係數

차수	1	2	3	4	5	6	7	S.E.
계수	0.256	0.293	0.186	0.094	0.086	-0.030	0.067	0.086
t-ratio	3.133	3.591	2.196	1.099	1.004	-0.350	0.786	

* S.E. = Standard error of coefficient

[표 2] 豫想치 못한 利子率의 推定值

자기 상관 모형의 추정치
 $R_t = \alpha_0 + \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 R_{t-2} + \beta_3 R_{t-3} + \text{RESID}$

	β_0	β_1	β_2	β_3	S(RESID)
계수	0.0023	0.3142	0.2611	0.1823	0.0497
S.E.	0.0002	0.0790	0.0801	0.0791	
t-ratio	11.185	3.977	3.258	2.303	

* S.E. = Standard error of coefficient

S(RESID) = 잔차항의 표준편차

[표 3] 殘差項에 대한 自己相關 係數

차수	1	2	3	4	5	6	7	S.E.
계수	-0.014	0.023	-0.016	-0.017	-0.027	-0.132	-0.028	0.081
t-ratio	-0.171	0.287	-0.197	-0.212	0.339	-1.643	-0.351	

* S.E. = Standard error of coefficient

5.2 投資金融産業의 敏感度 測定

이자율의 예상치 못한 변동이 투자금융 산업의 수익률에 미치는 영향의 민감도를 보기 위해 산업지수의 수익률과 채권보유수익률의 期待外 變動의 관계를 분석한 결과를 [표 4]에 요약하였다. 한국종합주가지수를 대용치로 한 시장포오폴리오와 채권수익률의 2요인에 의해 분석하여 시장포오트폴리오에 의한 영향이 주어졌을 때 이자율에 의한 영향의 정도를 분석한 것이다. 이 모델에 의한 개별주가 수익률의 설명력은 60.0%로 나타났다.

채권수익률의 예상치 못한 변동에 대한 보통주 수익률의 민감도는 0.9738로 5%의 유

의수준에서 민감도가 0보다 크다고 말할 수 있으며, 계수의 부호는 陽(+)의 값을 가지고 있어 豫想치 못한 이자율의 變動과 보통주의 수익률과는 易의 상관관계가 있음을 보여주고 있다.

[표 4] 利率에 대한 産業指數의 收益率의 敏感度

$$R_i = \alpha_0 + \beta_m R_m + \beta_1 R_{it} + \epsilon_i$$

	β_0	β_m	β_1	R^2	D-W 통계량
계 수	-0.0013	1.1714	0.9738	0.5999	2.0080
S.E.	(0.0031)	(0.0787)	(0.5393)		
t-ratio	-0.4193	14.8844	1.8057		
P[$\beta > 0$]	0.6744	0.0001	0.0731		

* S.E. = Standard error of coefficient

VI. 利率 敏感度와 名目資産 및 負債의 滿期構造

수익률의 이자율변동에 대한 민감도의 차이가 명목자산 및 부채의 만기의 구성형태에 따라 영향을 받는다면, 만기차이가 클수록 β_{ij} 는 큰 값을 가지게 된다.

한국주식시장에서 만기부조화 가설을 검증하기 위해 [式 10] 과 같이 투자금융의 개별종목의 민감도와 개별기업의 만기부조화 측정치에 대해서 횡단(Cross Sectional)회귀 분석을 행하였다. 만기구조에 대한 상세한 데이터는 얻을 수 없었으나 공표된 재무제표로부터 획득가능한 개략적인 만기의 구조에 대한 데이터를 사용하였다. 여기서 사용한 만기부조화 측정치로는 ((유동자산-유동부채)/기업의 가치)를 사용하였다. 기업의 가치는 두가지를 사용하였는데 첫째는 기업의 시가총액(MV)으로 (증권시장에 상장된 주식총수×시가)이며 다른 하나는 기업의 장부가격(BV)으로 기업의 자본총계를 사용하였다. 만기부조화를 측정하기 위한 데이터는 만기와 결산기재무제표를 사용하여 총 6개의 표본을 얻을 수 있었으며, 개별기업의 시가총액은 당해기말의 보통주 시가총액을 사용하였다. 분석대상이 된 기업은 87년 1월1일 이전에 상장된 투자금융업의 12개 기업을 대상으로 하였다.

$$\beta_{ij} = \alpha_0 + \beta_1 \frac{GAP_i}{VAL_i} + \omega_j \quad [式 10]$$

단, GAP_i : 단자사의 유동자산 평균-유동부채의 평균

VAL_i : 단자사의 보통주주 지분의 평균 가치

ϵ_j : 오차항

위 [式10]에서 만기부조화를 나타내기 위한 독립변수로는 만기차이(GAP)를 그 기업의 가치로 나눈 값을 사용하고 있는데 이는 기업간의 규모차이에서 오는 만기차이의 절대적인 수치를 규모에 따라 보정하기 위한 것이다. 3.2에서의 회귀분석 결과 단자사 보통주의 수익률과 이자율의 변화는 역의 관계임이 나타났다. 그러므로 만기부조화가설에 의하면 명목자산의 평균만기가 명목부채의 평균만기보다 길다는 것을 의미한다. 따라서 [式 10]에서는 β_1 이 음(-)이 되어야 한다. 왜냐하면 단기순명목자산 (GAP/VAL)이 증가하는 것은 長期資産의 감소 또는 長期負債의 증가를 의미하므로 주식수익률의 이자율 변화에 대한 역비례정도를 감소시키기 때문이다.

<표 5> 횡단 회귀 분석 결과

$\beta_{ij} = \alpha_0 + \beta_1 \frac{GAP_i}{MV_i} + \epsilon_j$				
	α_0	β_1	R^2	F-통계량
계수	0.384	-0.034	0.0151	0.123
S.E.	(0.061)	(0.098)		
t-ratio	6.281	-0.350		
$P[\beta > 0]$	0.0002	0.7353		
$\beta_{ij} = \alpha_0 + \beta_1 \frac{GAP_i}{BV_i} + \epsilon_j$				
	α_0	β_1	R^2	F-통계량
계수	1.153	-0.981	0.1806	1.763
S.E.	(0.470)	(0.738)		
t-ratio	2.455	-1.328		
$P[\beta > 0]$	0.0396	0.2208		

* S.E. = Standard error of Coefficient.

β_1 를 기준으로 이상치 2개를 제외한 10개의 기업에 대해 회귀분석을 행한 결과를 [표 5]에 나타냈다. 기업의 시장가치와 장부가치를 사용한 각각의 경우에 있어서 회귀분석의 결과 β_1 의 부호가 陰(-)의 값을 가지는 것은 만기차이가 클수록 利子率의 예상치 못한 변화에 대해 민감도가 커짐을 보여준다. 장부가치를 사용한 경우가 시장가치를 사용한 경우보다 절대값은 높게 나타나지만 두 가지 경우 모두에 있어서 통계적 유의성을 찾을 수는 없었다.

Ⅶ. 結 論

한국주식시장에 있어서 이자율의 변동이 개별종목의 주가수익에 미치는 영향을 분석하기 위해서 만기부조화가설(Maturity Mismatch Hypothesis)을 검증하였다. 한국의 증권시장에서 분석의 대상이 된 투자금융에 있어서, 이자율의 기대의 변동과 보통주 수익률과는 역의 상관관계가 있다는 것을 보여주고 있다. 이자율의 기대의 변동에 대한 민감도의 차이가 명목자산의 滿期不調和에서 기인하며, 만기의 차이가 클수록 민감도도 크게 나타난다는 가설은 계수의 부호는 가설과 일치하는 방향을 보이나, 통계적인 유의성은 매우 약하다.

이 실증적 연구의 문제는 표본수의 부족으로 인해 그 결과의 유의성을 얻을 수 없었다는 점과 둘째는 만기구조의 차이를 측정하기 위한 수단의 제한이다. 분석대상의 기간이 3년으로 단기간의 분석결과이며 만기구조의 차이를 분석하기 위한 대상기업으로는 10개가 사용됨으로써 실증적인 분석의 문제점이 존재한다.

이 분석에서 이자율에 대한 민감도를 측정하는 데에는 87년부터 90년까지 3년간의 주간데이터를 사용하여 185개의 관측치가 있으나, 기업간 민감도의 차이를 분석하기 위한 대상 기업의 수는 12개로 기업간 민감도 차이를 분석하기에는 관측치의 갯수가 절대 부족한 까닭에 회귀계수를 추정함에 있어서 오류가 크게 나타난다. 만기부조화의 측정치로는 재무제표상의 유동자산과 유동부채를 차감하여 사용하고 있는데 보다 근본적으로는 주가수익률에 민감한 부분과 민감하지 않은 부분에 대한 선행 연구가 필요하다고 하겠다.

실증분석상의 문제를 제외하고 현재의 결과가 나타난 원인을 찾는다면 한국증권시장이 성숙하지 못한 까닭에 성격상 이자율 변동의 영향이 주식전체에 거의 동일한 영향을

미치며 개별기업의 특성을 충분히 반영하지 못하는 것으로 추정해 볼 수 있다.

참 고 문 헌

1. Christie, Andrew A., "The Stochastic Behavior of Common Stock Variances: Value, Leverage and Interest Rate Effects." *Journal of Financial Economics*(December 1981),407-32.
2. Fama, Eugene F., "Short-term Interest Rates as Predictors of Inflation." *American Economic Review*(June 1976), 269-82.
3. ———, "Inflation Uncertainty and the Expected Return on Treasury Bills," *Journal of Political Economy*(June 1976),427-48.
4. ——— and Michael Gibbons, "Inflation, Real Returns and Capital Investment," *Journal of Monetary Economics*(May 1982),397-424.
5. ———and William G. Schwert, "Asset Returns and Inflation," *Journal of Financial Economics*(November 1977), 115-46.
6. Flannery, Mark J., "Market Interest Rate and Commercial Bank Profitability:An Empirical Investigation." *Journal of Finance*(December. 1981), 1085-1101.
7. ———and Christopher M.James, "The Effect of Interest Rate Changes on the Common Stock Returns of Financial Institutions," *Journal of Finance*(September 1984), 1141-53.
8. ———and ———, "Market Evidence of th Effective Maturity of Bank Assets and Liabilities," *Journal of Money, Credit, and Banking*(November. 1984), 435-445.
9. French, K.R.,R.S.Ruback, and G.W. Schwert, "Effects of Nominal Contracting on Stock Returns," *Journal of Political Economy*(1983), 70-96.
10. Folger,H. Russel, Kose John,and James Tipton, "Three Factors, Interest Rate Differentials and Stock Groups." *Journal of Finance*(May 1981), 325-35.
11. Giliberto, Michael, "Interest Rate Sensitivity in the Common Stocks of Financial Intermediaries:A Methodological Note." *Journal of Financial and Quantitative Analysis*(March 1985), 123-6.
12. Lloyd, W.P. and R.A. Shick, "A Test of Stone's Two-Index Model of Returns." *Journal of Financial and Quantitative Analysis*(September 1977), 363-376.

13. Lyng, M.J. Jr. and J.K. Zumwalt, "An Empirical Study of the Interest Rate Sensitivity of Commercial Bank Returns: A Multi-Index Approach," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* (September 1980), 731-742.

