

金融資産 收益率과 期待인플레이션

- 韓國金融市場의 實證研究 -

柳 日 盛*

〈요 약〉

본 연구에서는 우리나라의 금융자산, 특히 회사채와 주식이 인플레이션과 관련하여 어떠한 행태를 보이는가를 실증적으로 살펴본다. 1976년부터 1992년까지의 기간중 채권 및 주식 수익률에 피셔가설이 성립하는가의 여부, 주식수익률과 기대인플레이션과 관련된 Fama의 허구성가설 및 Geske & Roll의 역인과성가설 등을 공적분관계검정 및 VAR모형의 예측오차 분산분해등을 통하여 포괄적으로 검정한다. 이를 위하여 본연구는 다음과 같은 순서로 진행하였다.

첫째, 단순정태회귀분석을 통하여 우리나라 금융시장에서 주식이나 채권이 기대된 인플레이션이나 예상치 못했던 인플레이션에 대해 얼마나 인플레이션방어수단으로 유효한지를 살펴보았다. 우선, 회사채수익률의 경우 피셔가설의 성립을 기각하기 어려웠다. 반면, 주식의 경우에는 피셔가설이 성립될 수 없음은 물론이고, 대부분의 선진국가들처럼 기대인플레이션에 주식수익률이 반대방향으로 반응하는 것으로 나타났다. 주식수익률을 설명하는 변수에 예상되는 산업생산증가나 통화량증가를 나타내는 변수들을 추가하여도 주식수익률과 기대인플레이션간의 부의 관계는 여전히 유의적인 것으로 남아있었다. 따라서 파마의 주식수익률과 기대인플레이션간의 허위관계가설은 우리나라 주식시장에서는 적용되지 않는 것으로 나타났다.

둘째, 단순정태분석에서 활용된 여러 회귀식들이 假性的回歸關係를 나타내는 경우를 확인하기 위하여 공적분관계가 형성되는지를 검정하였다. 그 결과, 회사채수익률과 인플레이션은 공적분관계가설이 기각되지 않았으나, 주식수익률과 기대인플레이션간에는 공적분관계가 나타나지 않았다. 공적분관계에 입각하여 오차수정모형을 추정한 결과, 회사채수익률의 변화는 단기적인 인플레이션의 동태를 예측하는데 있어서 도움을 주지만, 기대인플레이션 및 예상산업생산증가률의 변화는 주식실질수익률의 단기적 동태예측에 개별적으로는 도움이 되지 못하였다.

마지막으로 여러 변수들의 관계를 사전적으로 설정하지 않고 VAR 모형의 오차분해를 통하여 인과관계를 분석한 결과, 주식수익률과 기대인플레이션이 虛構의인 관계가 아님을 시사하고 있다. 그러나, 주식수익률변동은 예상산업생산증가에 의하여 어느정도 설명이 가능하고 대부분의 경제변수에 대하여는 외생적인 성격을 강하게 보여주고 있어서, 기대인플레이션과의 인과관계에 있어서도 선행적인 위치를 지지하고 있다.

I. 序 論

본 연구에서는 우리나라의 금융자산, 특히 회사채와 주식이 인플레이션과 관련하여 어떠한 행태를 보이는가를 실증적으로 살펴보고자 한다. 이자율과 인플레이션과의 관계를 추론한 여러 이론들(Fama(1981) 참조)중 피셔의 가설이 그 논리적 단순성과 직관적 설득력으로 특히 많은 관심의 초점이 되어 왔다. 피셔가설에 따르면 시장에서 결정되는 명목이자율이 투자자들의 기대인플레이션을 그대로 반영하게 된다. 투자자들은 물가상승에 따른 구매력상실을 명목이자율의 상승에 의하여 완전히 보상받게 된다. 피셔가설을 채권수익률이나 이자율에 국한시키지 아니하고 주식수익률이나 부동산수익률 등에 확장해석하여 적용하고자 하고 이를 실증검정하고자 하는 노력이 Fama(1977) 등에 의해 시도되었다.

미국금융시장을 대상으로 한 Fama(1977) 등의 연구에서 주식의 경우 피셔가설이 기각되는 것으로 (귀무가설은 피셔가설과 금융시장의 효율성가설이 함께 결합된 가설) 나타난다. 게다가 그 둘의 움직임이 오히려 역의 방향으로 진행되는 것으로 나타났으며, 그 후 피셔가설이 주식시장에서 성립되지 않는 이유를 밝히고자 하는 연구들이 이어졌다. Fama(1981)에 따르면 주식수익률과 기대인플레이션률은 직접적으로 인과관계를 부여할 수 없으며, 이 둘을 회귀분석으로 연결시킨다면 실제로 존재하지 않는 허구적(spurious)관계를 찾는 것이라고 설명한다. 일반적으로 주식수익률은 그 경제의 기대되는 실질경제활동수준과 같은 방향으로 움직이게 된다. 반면에 그 사회의 화폐공급이 일정하고 화폐보유성향도 단기적으로 변하지 않는다고 가정하면, 실질경제활동이 상승하리라 기대되면 그에 비례하여 더 많은 화폐잔고를 수요하게 되고 그 결과 화폐가치의 상승, 즉 상품가격의 하락을 유도하게 된다. 따라서 회귀분석에서 주식수익률과 기대인플레이션률이 반대방향으로 움직이는 것으로 나타남은, 실제로, 기대되는 실질경제활동수준과 기대인플레이션이 역의 방향인 데 기인하고 있으며, 기대되는 실질경제활동수준과 주식수익률이 같은 방향이라는 것을 보여주는 데 불과하다는 것이다. Fama가 실증적 회귀분석의 결과를 두 변수간 직접적인 인과관계의 결여로 설명하고자 한 데 반하여, Geske & Roll(1983)은 기대인플레이션이 자산의 수익률, 혹은 자산가격에 반영된다는 피셔가설의 인과순서와는 반대방향으로 인과관계를 설정하여 실증적 회귀분석결과를 설명하고자 하였다. 즉, 주식수익률의 변화는 미래 경제활동 수준을 예고하게 되며, 이는 다시 국가의 稅收수준을 예측할 수 있게 한다. 사회보장비 등의 경직적 지출이 큰 비중을 차지하는 미국정부에서 세수수준의 증감은 재정수지의 증감과 바로 연결이 되고, 이는 다시 정부부문에 기인한 화폐발행증감과 이어지고, 결국 물가변동 내지 기대인플레이션조정으로 전개되므로, 주식수익률의 하락은 기대인플레이션의 상승을 가져온다는 것이다.

우리나라의 경우, 주식수익률과 피셔가설간의 실증적 관계에 대한 연구로서 김영규(1987)와 장대홍(1990) 등이 있으며, 전자의 연구에 따르면 1972년에서 1986년까지의 표본기간중 주식이 인플레이션의 방어자산으로서 적합하지 않음을 보이고 있다. 한편, 후자의 경우 1972년에서 1988년까지의 기간중 채권수익률과 인플레이션에 대하여, 주식수익률과 인플레이션에 대하여 각각 2변수 VAR(벡타자기회귀)분석을 적용하여 그랜저-심즈(Granger-Sims)인과관계를 검정하였다. 그 결과 대체로 양자간에 정보흐름의 피드백이 존재함을 보여주고 있다. 피셔가설에 대한 실증적 연구는 금융자산의 명목수익률의 변동을 설명하는데 있어서 필요할 뿐만 아니라, 인플레이션 기대심리의 파급속도를 확인함으로써 통화정책의 유효성 등을 판단함에 있어서도 대단히 중요한 근거를 제공한다.

본 연구는 1976년부터 1992년까지의 기간중 채권 및 주식수익률에 피셔가설이 성립하는가의 여부, 주식수익률과 기대인플레이션과 관련된 Fama의 허구성가설 및 Geske & Roll의 역인과성가설 등을 공적분관계검정 및 VAR모형의 예측오차분산분해등을 통하여 포괄적으로 검정하고자 한다. 이를 위하여 본 연구는 다음과 같은 순서로 진행하고자 한다. 다음 장에서, 단순정태회귀분석을 통하여 우리나라 금융시장에서 주식이나 채권이 기대된 인플레이션이나 예상치 못했던 인플레이션에 대해 얼마나 인플레이션방어수단으로 유효한지를 살펴본다. 그러나 변수들의 시계열이 안정적인(stationary) 확률과정이 아닌 경우 가성회귀분석이 될 수 있으므로, 그 다음으로는 단위근검정(unit root test)을 통하여 변수들이 각각 안정성(stationarity)을 갖는 시계열인가를 확인하고, 그렇지 못한 경우에는 변수들간에 공분산성(cointegration)이 존재하는지를 확인한다. 공분산관계를 지지할 수 있는 증거가 있는 경우, 오차수정모형(error correction model)을 이용하여 변수들간의 단기동태관계식을 추정하고 설명변수로 사용되는 기대인플레이션의 변화가 종속변수인 주식수익률의 단기적인 변화를 예측하는데 독자적으로 기여할 수 있는지등을 살펴본다. 마지막으로 세 변수이상의 여러 경제변수들을 VAR모형을 통하여 동시에 고려하였을 때, 금융자산수익률과 기대인플레이션간의 인과관계의 방향이 어떻게 나타나는지, 두 변수 VAR분석에서 이루어진 그랜저인과관계의 방향이 그대로 유지되는지 등을 살펴보기로 한다.

II. 단순정태분석을 통한 피셔가설의 검정

1. 회사채수익률

실증분석에 이용되는 시계열자료는 한국은행이 발표한 1976:1 부터 1992:12 까지의 회사

채 수익률, 소비자 물가지수, 통화평균잔고, 월별 평균주가지수, 제조업생산지수 등을 모두 평균분기별시계열로 전환하여 사용한다. 일부 금융산업 선진국을 제외하고는 대부분 국가의 단기 금융시장이 정부의 규제나 간섭없이 시장의 자율적 기능에 완전히 의존할 정도로 성숙되어 있지 않다. 우리나라의 경우도 마찬가지로여서, 본연구에서 이론적으로 가장 적합한 무위험단기증권의 발행수익률 대신에 한국은행에서 월별로 발표하는 장기회사채의 유통수익률 시계열을 실증분석에 활용한다. 인플레이션률은 소비자물가지수의 분기별 연속복리값(전분기물가지수 대비 당분기물가지수의 자연대수값)을 연간수준으로 수정하여 산출하였으며, 주식수익률, 통화증가률도 같은 방법으로 분기별 평균주가지수, 통화평균잔고로부터 연속복리수익률을 구하였다. 제조업생산증가률은 계절순환주기가 있음을 감안하여 전년동기대비의 형태를 취하였다.

금융자산의 수익률에 피셔가설이 적용되는지 검증하기 위해서 가장 필요한 정보가 투자자들의 기대인플레이션률인데, 이는 직접관찰이 가능하지 못하므로 여러 어려움을 야기하게 된다. Fama(1975)에 따르면 회사채수익률이 피셔가설을 기각하지 않는 경우 이의 변동은 기대인플레이션의 변동을 나타낸다. 피셔가설이 성립하는 경우, 기대하는 명목이자율($E(RB_t)$)은 기대하는 실질이자율($E(r_{bt})$)에 예상되는 인플레이션($E(P_t)$)을 합한 수준에서 결정된다.

$$E(RB_t) = E(r_{bt}) + E(P_t) \text{ 혹은 } E(P_t) = -E(r_{bt}) + E(RB_t)$$

만기가 t 의 단위와 같은 회사채의 경우 t 기에 실현되는 명목수익률이 t 기초 혹은 $t-1$ 기에 이미 결정되어 알 수 있으므로 $t-1$ 기의 회사채 수익률 RB_{t-1} 는 기대수익률 $E(RB_t)$ 와 동일하다고 볼 수 있다. 본연구의 실증분석에 활용되는 회사채의 만기는 실제 t 의 단위와 같지 않지만 큰 차이가 없다고 가정한다. 상기 피셔가설에 기대실질이자율이 일정하다는 가정($E(r_{bt}) = a_0$)과 투자자들이 실제로 관찰되는 명목이자율 RB_{t-1} 등을 이용하여 합리적으로 물가상승을 예측한다는 가정($P_t = E(P_t) + e_t$, e_t 는 백색잡음)을 결합하면 상기방정식은 다음과 같이 표현된다.

$$P_t = -a_0 + RB_{t-1} + e_t$$

합리적 기대가설과 피셔가설, 불변실질기대이자율이 결합된 상기 방정식은 다음 회귀방정식에서 b_1 의 값을 추정하고 이것이 1과 유의적으로 차이가 있는가를 살펴봄으로써 검증할 수 있다.

$$P_t = b_0 + b_1 RB_{t-1} + e_t$$

1976:1에서 1992:4까지의 시계열자료를 이용하여 단순회귀분석으로 추정 한 결과는 다음과 같다.

$$\hat{P}_t = -.123 + 1.153 RB_{t-1} \tag{2.1}$$

(.0268) (.1418)

b_1 의 추정치 1.153은 피셔가설이 함의하는 값 1.0과 크게 다르다고 볼 수 없으며, 팔호안의 표준오차값(이하 모든 회귀방정식에서 회귀계수 추정치 아래 팔호안 수치는 표준오차를 의미함)에서 알 수 있듯이 5%의 유의수준에서 $b_1 = 1$ 의 피셔가설은 기각되지 않는다. 결정계수의 값은 .505로 상당히 높은 수준이며, DW 통계값도 1.75여서 모형의 정식화(model specification)가 잘못되지 않았음을 시사하고 있다. Breusch-Godfrey의 LM(라그란제 승수) 잔차 자기상관검정에서 1차, 2차, 3차 모두 5% 유의수준에서 자기상관이 없음을 기각할 수 없다. 따라서 1976년부터 1992년사이 우리나라 회사채시장에서 피셔가설이 성립되지 않았다고 할 수 없으며 상기 회귀방정식 (2.1)에서 물가상승률 추정치인 \hat{P}_t 는 t 기에 기대되는 인플레이션으로 볼 수 있으므로 이후 회귀분석에서 기대인플레이션의 대용변수로 활용한다.

2. 주식수익률

주식시장에서 피셔가설이 성립되는가를 검정하기 위하여 다음 회귀방정식을 단순최소자승법으로 추정한다.

$$\hat{RS}_t = b_0 + b_1 RB_{t-1} + e_t \tag{2.2}$$

피셔가설이 주식수익률에 적용된다면, 주식명목기대수익률, $E(RS_t)$ 는 기대인플레이션을 완전히 반영하여야 한다.

$$E(RS_t) = E(rs_t) + E(P_t) \tag{2.3}$$

$E(rs_t)$ 은 기대실질주식수익률을 의미하며, 리스크프리미엄을 포함하게 된다. 앞에서 우리나라 회사채시장에서 피셔가설이 기각될 수 없으며, 회사채수익률의 변동이 기대인플

레이션변동의 대용변수로 활용될 수 있음을 보았으므로, $E(P_t)$ 대신에 RB_{t-1} 을 대체한다. 덧붙여 주식시장이 효율적이어서 지속적으로 주식명목수익률에 대한 예측의 오류를 범하지 않는다고 가정하면, 회귀방정식 (2.2)에서 $b_1 = 1$ 을 검정함으로써 주식의 실질 수익률이 인플레이션과는 무관함을 보일 수 있다.

1976:1에서 1992:4까지의 시계열자료를 이용하여 단순회귀분석으로 (2.2)를 추정한 결과는 다음과 같다.

$$\hat{RS}_t = .536 - 2.329 RB_{t-1} \quad (2.2')$$

(.172) (.909)

팔호안의 표준오차값에서 알 수 있듯이 1%의 유의수준에서 $b_1 = 1$ 의 피셔가설은 기각될 뿐만 아니라 회귀계수의 방향도 피셔가설과는 반대임을 알 수 있다. 결정계수의 값은 9.2%로서 회사채수익률경우에 비하여는 설명력이 미약한 수준이며, DW 통계값은 1.48로 나타났다. 결국 김영규(1987)등에서 제시된 바와 같이, 주식시장의 효율성과 결합한 피셔가설은 기각되어야 하며, 주식은 기대인플레이션에 대하여 헷지기능을 수행하지 못할 뿐만 아니라 오히려 명목수익률이 큰 폭으로 하락하는 것으로 나타났다. 상기 추정결과에도 불구하고 주식시장의 효율성가설을 포기하지 않는다면, 결국 기대인플레이션의 상승은 우리나라에서 주식의 실질 수익률을 감소시키는 것으로 해석할 수 있다. 명목주식수익률이 기대인플레이션을 보상하지 못하는 현상, 즉 주식실질수익률과 기대인플레이션간의 부의 관계는 미국을 포함한 거의 모든 국가에서 공통적으로 관찰되고 있다. (Solnik(1983), Gultekin(1983))

이제 우리나라 주식시장에서 사후적으로 어느정도 인플레이션에 대하여 보상을 받을 수 있는가를 살펴보고자 한다. 만일 주식이 실물자산에 대한 청구권이라는 특성이 채권 등의 다른 금융자산에 비하여 중요한 특성으로 평가된다면 주식은 사후적 인플레이션에 대하여 실질가치의 보전(헷지기능)이 상대적으로 용이할 것이며, 주식의 실질수익률 rs_t 를 종속변수로 하는 아래의 회귀방정식에서 b_1 이 0에서 크게 벗어나지 않을 것이다.

$$rs_t = b_0 + b_1 P_t + e_t \quad (2.4)$$

추정결과, 사후적 인플레이션(P_t)에 대한 회귀계수는 -1.87이며, 1% 유의수준에서 유의적이므로, 주식의 실질수익률이 인플레이션이 상승함에 따라 하락함을 보여주고 있다. DW 통계량은 1.40, 결정계수는 .139로 나타났는데, 상기 결과는 잔차의 1차 자기상관을

〈표 1〉 회귀방정식

Solnik(1971:1-1980:12)

$$r_{St} = b_0 + b_1 RB_{t-1} + b_2(RB_t - RB_{t-1}) + e_t$$

국가	b ₁	b ₂	수정결정계수	DW 통계량
미국	-1.86(1.20)	-14.5(3.48)	.92	2.02
일본	-4.35(2.36)	-16.0(1.56)	.052	1.73
독일	-.98(.60)	-16.96(3.92)	.109	2.26
프랑스	-1.97(1.10)	-13.2(3.12)	.071	1.87
영국	-2.04(.94)	-28.6(5.23)	.184	1.68
스위스	-4.36(2.36)	-22.1(4.36)	.145	2.07

()안은 t값

Gultekin(1959:1-1979:12)

$$RS_t = b_0 + b_1 E(P_t) + b_2(P_t - E(P_t)) + e_t$$

국가	b ₁	b ₂	수정결정계수
미국	-.813(.77)	-2.321(3.07)	.032
일본	-1.899(1.84)	.112(.36)	.0081
독일	-1.246(.28)	.561(.66)	.00
프랑스	.449(.28)	-.499(.53)	.00
영국	.860(.91)	1.364(2.43)	.016
스위스	-2.068(1.98)	-1.077(1.43)	.018

()안은 t값

제거하기 위해서 Cochrane & Orcutt 추정방법 등을 적용해도 거의 변화가 없었다.

주식이 사후적 인플레이션에 대하여 효과적인 헷지수단이 되지 못하였음을 확인했으므로, 이제 사후적 인플레이션을 기대된 인플레이션과 예상하지 못했던 인플레이션($P_t - RB_{t-1}$)으로 나누어 그 각각에 대한 주식수익률의 반응을 살펴본다.

$$rs_t = b_0 + b_1 RB_{t-1} + b_2 (P_t - RB_{t-1}) + e_t \quad (2.5)$$

상기 회귀식(2.5)에서 b_1 은 -3.374, b_2 는 -.705로 추정되었으며, b_2 의 추정치는 유의적이지 못하였다. 결정계수는 .192이며 DW 통계량은 1.50으로 나타났는데, 잔차의 1차 자기상관을 수정하는 다른 추정방법을 적용하여도 회귀계수의 추정치에 거의 변화가 없었다. 여러 국가를 대상으로 (2.5)와 유사한 관계식을 추정한 Solnik(1983)과 Gultekin(1983)의 추정결과를 참고로 제시하면 아래와 같다. Solnik의 경우 본연구의 미예상인플레이션($P_t - RB_{t-1}$) 대신 기대인플레이션의 변화($RB_t - RB_{t-1}$)를 비슷한 의미로서 회귀식에 활용했으며, Gultekin은 주식의 명목수익률을 종속변수로서 설정하고 기대인플레이션은 인플레이션 ARIMA모형으로부터 직접 추정하였다.

<표 1>에서 확인할 수 있듯이 어느 국가에서도 주식수익률은 기대인플레이션 및 미예상인플레이션의 변화에 대하여 일반적으로 반대방향으로 반응하고 있다.

주식수익률에 피셔가설이 적용되지 못하는 상기 실증적 결과를 설명하기 위하여 먼델(Mundell)가설 등의 여러 다른 가설(Fama(1981) 참조)이 동원될 수 있겠으나, 본연구에서는 비록 실증적인 검정을 시도하지는 않지만 다음의 가설을 제시하고자 한다. 거의 모든 금융자산이 적절한 실물자산으로의 전환이 즉각적으로 이루어질 수 없기 때문에 기대인플레이션의 충분한 헷지역할을 하기 어려우며, 어떤 금융자산이 미래의 현금흐름과 관련된 실질구매력이 기대인플레이션과 갖는 관계가 객관적이고 명확할수록 헷지기능을 쉽게 수행할 수 있으리라는 것이다. 다시 말해서 금융거래의 양 당사자가 인플레이션이 거래되는 금융자산의 실질구매력흐름에 미치는 영향에 대한 동의가 쉽게 이루어 질수록 그 금융자산은 다른 금융자산에 비교하여 상대적으로 기대인플레이션에 대한 보상이 쉽게 주어진다. 다시 말해서, 미래의 실질구매력흐름에 대한 동질적인 기대가 쉽게 이루어지는 회사채같은 경우, 기대인플레이션이 증가하는 경우 투자수요를 유인하기 위해서 명목수익률이 상승한다. 그러나 인플레이션이 미래의 현금흐름에 미치는 영향이 불확실하고, 따라서 실질구매력흐름에 대한 동질적인 기대가 형성되기가 어려운 주식과 같은 금융자산의 경우 피셔가설이 성립되기 어렵고, 기대인플레이션이 상승하는 경우 실물자산이나 기민하게 보상이 가능한 회사채 등과 비교해서 상대적으로 투자수요가 위축됨으로써 실질수익률이 하락한다.

본 연구에서 구체적으로 실증적 검정을 거치고자 하는 가설은 Fama가 제시한 기대인플레이션과 주식수익률 두 변수 간의 허위적인 관계가설이며, 이 가설이 우리 주식시장에서 어느정도의 타당성을 가지는지 Fama의 검정방식을 좇아 확인하고자 한다. 실질주식수익률은 일반적으로 산업생산증감을 예견하며, 기대인플레이션은 대체적으로 예상되

는 산업생산규모와 반대방향으로 움직이게 된다. 따라서, 기대인플레이션은 그것 자체가 실질주식수익률과 인과관계를 갖는 것이 아니고, 단지 산업생산증가의 효과를 대체한 것이기 때문에 회귀방정식에 산업생산효과를 직접적으로 반영하는 설명변수가 추가되면, 기대인플레이션의 설명력은 상실될 것이다. 이러한 허위관계가설을 검증하기 위하여 추정된 회귀방정식의 결과가 아래 제시되었다. 회귀계수 추정치에 부착된 **는 1% 유의수준에서, *는 5% 유의수준에서 유의적임을 의미한다.

$$r_{s_t} = .380 - 2.80^{**} RB_{t-1} + 1.33^* Y_t \tag{2.6}$$

(217) (967) (624)

여기에서 예상산업생산증가율 Y_t 는 현재 t 기와 한분기 이후 ($t+1$)기를 합한 반기 생산지수와 이에 대응하는 전년도 반기 생산지수를 비교하여 산출하였다. 이는 기업을 포함한 여러 경제주체들이 현분기를 포함한 반기정도의 생산추세에 대하여는 상당히 신뢰성 있는 예측이 가능하리라 보기 때문이다. 기대했던대로 예측되는 산업생산증가율에 대한 실질주식수익률의 반응은 정의 방향으로 유의한 것으로 나타났다. 괄호안의 표준오차값에서 알 수 있듯이 회귀식에 산업생산증가율 Y_t 를 추가한다고 하더라도 기대인플레이션에 대한 회귀계수는 여전히 부의 방향으로 유의적이다. 결정계수의 값은 .238로서 통제변수 Y_t 를 포함하지 않는 경우에 비교해서 상당히 개선되었으며, DW통계량은 1.64로 나타났다. 결국 기대인플레이션은 산업생산과는 별도로 주식의 실질수익률에 영향을 미치고 있으며, 허위관계가설은 우리 주식시장에서 타당성이 미약한 것으로 보여진다.

Fama의 경우 상기 회귀방정식 (2.6)에 본원통화의 증가율을 설명변수로 추가한 연후라야 기대인플레이션이 유의성을 상실하였는데, 여기에서도 통화증가율을 (2.6)에 추가했을 때 상기 (2.6)의 경우와 특별히 다른 결론이 가능한지 살펴보기로 한다.

$$r_{s_t} = .385 - 2.77^{**} RB_{t-1} + 1.35^* Y_t - .078 M_t \tag{2.7}$$

(.977) (630) (.191)

결정계수의 값을 비롯하여 DW 통계량, 잔차의 자기상관, 각 설명변수에 관련된 회귀계수의 크기 및 유의성 등이 통화증가율(M_t)을 포함시킨 경우에 회귀식 (2.6)과 비교하여 거의 변화를 가져오지 않았다. 통화증가율에 대한 회귀계수는 유의적이지 못하며, 예상 산업생산이 설명변수로 이미 포함된 상태에서 통화증가율은 불필요한 설명변수로 보인다. 따라서, 주식수익률과 회사채수익률 혹은 기대인플레이션간에 형성된 부(負)의 관계는 허위적인 것이 아닌 것으로 판단된다.

회귀분석에 사용된 변수들이 안정성(stationarity)이 결여된 확률과정(stochastic process)에 속한다든가 단위근(unit root)을 갖는 시계열인 경우 이들 사이의 회귀분석은 확률적 추세에 입각한 가성적(spurious)인 회귀관계를 나타낼 수 있다. 따라서 다음 장에서는 각 변수들이 확률적 추세(stochastic trend)를 보이는지, 다시 말해서 단위근을 가지는지에 대해서 검토해 본다. 단위근을 갖는 경우에는 각 변수들 사이에 장기적인 균형관계가 존재할 수 있는가에 대한 Engle과 Granger의 공적분검정(cointegration test)을 적용하여 2장에서 정태분석이 의미가 있는지 확인한다. 덧붙여서, 변수들간에 공적분관계가 존재하는 경우 이들간의 단기동태적인 관계를 오차수정 모형(error correction model)을 통하여 추정해 본다.

III. 피서가설의 공적분검정

우선 각 변수들의 시계열이 단위근을 갖는가에 대한 검정을 전체표본기간 1976:1 - 1992:4에 걸쳐 하고, 안정적인 시계열로 변환하기 위해서 원시계열을 몇 단계나 차분하여야 하는지, 즉 적분차수를 확인한다. 기대인플레이션의 대응변수인 회사채수익률의 경우 다음과 같은 회귀방정식을 설정하고 단순최소자승법으로 회귀계수들을 추정하였다.

$$\begin{aligned} dRB_t = & b_0 RB_{t-1} + b_1 dRB_{t-1} + b_2 dRB_{t-2} \\ & + b_3 dRB_{t-3} + b_4 dRB_{t-4} + \dots + b_k dRB_{t-k} + e_t \end{aligned} \quad (3.1)$$

여기서 $dRB_t = RB_t - RB_{t-1}$, $dRB_{t-1} = RB_{t-1} - RB_{t-2}$, ...으로 정의되고 회귀계수 b_0 가 0에 가까울수록 단위근의 존재가능성이 크며, 양의 값을 가지게 되면 그 변수는 당연히 확산과정을 따르게 된다. 위 (3.1)식에서 차분시차변수가 없는 경우, 즉 $k=0$ 인 경우를 DF검정(Dickey-Fuller test)이라 부르고, 회사채(RB_t)의 시계열이 DF검정에서 가정하듯이 1차 자기상관(AR(1))이 아니라 $(k+1)$ 차의 자기상관(AR($k+1$))을 갖는다고 가정하는 경우, 차분시차변수가 k 개 포함되는 (3.1)식이 보다 효율적으로 단위근을 검정하게 되며 이를 ADF(Augmented Dickey-Fuller)검정이라 부른다. 회사채수익률 RB_t 가 귀무가설대로 단위근을 갖는 경우 b_0 를 포함한 회귀계수들은 t 분포를 갖지 않기 때문에 시뮬레이션에 의해 작성된 별도의 디키-풀러 표를 이용하여 가설검정을 하게 된다.

단위근 존재여부를 검정하고자 할 때 차분시차변수를 허용할 것인가? 이를 허용하는 경우 적절한 시차 k 의 결정기준은 무엇으로 할 것인가? DF 및 ADF 검정식에 상수항

이나 확정적추세(deterministic trend)를 포함할 것인지에 대하여 여러 이견이 있을 수 있다. 여기서는 가능하면 단순한 형태와 기준을 적용하고자 하며, ADF 검정방정식(3.1)에 상수항이나 비확률적추세는 배제하였으며, 시차수 k 는 Engle & Yoo의 제안을 좇아 적절한 정보기준, 여기서는 SBIC(Schwarz Bayesian Information Criterion)에 입각하여 결정한다.

추정결과 $k=0$ 인 경우 SBIC는 최소값 -8.305 를 가지며, 이 경우 $\hat{\beta}_0$ 은 -0.0074 , 표준오차는 $.0100$ 이며 귀무가설인 단위근의 존재, 혹은 1차적분과정(integrated process of the first order)을 기각할 수가 없었다. 그 다음 단계는 회사채수익률이 2차적분과정(integrated process of the second order)에 속하는지를 회사채수익률의 2차차분을 이용하여 1차차분의 경우와 동일한 방법으로 검정하게 된다.

$$\begin{aligned} ddRB_t = & b_0dRB_{t-1} + b_1ddRB_{t-1} + b_2ddRB_{t-2} \\ & + b_3ddRB_{t-3} + \dots + b_kddRB_{t-k} + e_t \end{aligned}$$

여기서 $ddRB_t = dRB_t - dRB_{t-1}$, $ddRB_{t-1} = dRB_{t-1} - dRB_{t-2}$, ...으로 정의되고 검정 결과는 귀무가설인 단위근의 존재 혹은 2차적분과정(integrated process of the second order)을 기각한다. 따라서 회사채수익률은 1차적분과정의 행태를 보이고 있다.

여타의 변수들에 대해서도 동일한 절차로써 안정성(stationarity)여부를 확인하고 비안정적(nonstationary process)인 경우에는 적분차수(order of integration)를 검정하여 그 결과를 아래 표에 요약하였다. 단위근 혹은 비안정성의 기각은 유의수준 5%를 기준으로 하였으며, $I(0)$ 는 시계열이 안정적임을 의미하고, $I(1)$ 은 1차적분과정임을 의미한다.

검정결과, 주식명목수익률과 주식실질수익률을 제외한 모든 시계열이 단위근의 존재를 5% 유의수준에서 기각할 수 없다. 1차 적분과정을 기각하지 못한 변수들을 대상으로 2차차분을 계산하고, 이에 대한 단위근검정을 적용한 결과, 모든 변수가 단위근의 존재를 1% 유의수준에서 기각하였다. 따라서 회사채 명목수익률, 인플레이션, 미예상인플레이션, 예상산업생산증가율과 회사채 실질수익률, 이상 다섯 변수는 1차 적분과정에 속한다고 추론할 수 있다.

분석에 사용된 상당 시계열자료가 안정적이지 못하고 1차 적분과정을 나타내므로 앞서 2장의 단순회귀분석들이 가성적회귀관계를 나타낼 우려가 있다. 이들 변수간에 장기균형관계 혹은 공적분관계(cointegration)가 성립하는지를 앞의 단위근검정 경우와 마찬가지로 DF 및 ADF검정을 통하여 확인하고자 한다.

〈표 2〉 단위근 검증

단위근 검증 변수	SBIC 최소화 시차수 k	적분 차수
회사채 명목수익율	0	I(1)
인플레이션	3	I(1)
미예상 인플레이션	3	I(1)
주식 명목수익율	0	I(0)
예상산업생산증가율	4	I(1)
통화증가율	3	I(1)
회사채 실질수익율	3	I(1)
주식실질수익율	0	I(0)

첫째, 단순회귀분석 (2.1) $P_t = b_0 + b_1RB_{t-1} + e_t$ 과 관련하여 인플레이션과 회사채 수익률간에 공적분관계가 성립하는가를 검정하기 위하여 (2.1)에서 추정된 잔차를 종속 변수로 하여 다음 회귀방정식을 단순최소자승법에 의하여 추정한다.

$$d \hat{e}_t = b_0 \hat{e}_{t-1} + b_1 d \hat{e}_{t-1} + b_2 d \hat{e}_{t-2} + b_3 d \hat{e}_{t-3} + b_4 d \hat{e}_{t-4} + \dots + b_k d \hat{e}_{t-k} + u_t \tag{3.2}$$

단위근검정의 경우와 마찬가지로 \hat{b}_0 가 유의적인 음의 값을 갖게 되면 e_t 는 안정성이 있다고 추론되며, 인플레이션과 회사채수익률간에는 공적분관계가 성립되어 두변수간의 간격이 장기적으로는 확산되지 않는다. 검정결과 k가 0인 경우 SBIC가 최소값을 가지며, \hat{b}_0 은 -.8972이며 1%의 유의수준에서 무공적분(no cointegration)의 가설을 기각한다. 변수들간에 공적분관계가 형성되면 이를 오차수정모형으로 나타낼 수 있다(Engle & Granger, 1987). 우선 가장 단순한 모형으로 1기 시차를 가진 오차수정항만을 포함한 회귀방정식 $dP_t = c_0 + c_1 EC_{t-1} + e_t$, $EC_{t-1} = P_{t-1} - \hat{b}_0 - \hat{b}_1 RB_{t-2}$ 을 추정한 결과는 다음과 같다.

$$d \hat{P}_t = -.00139 - .7929 EC_{t-1} \tag{3.3}$$

(.1337)

오차수정항의 회귀계수가 유의적인 음의 값을 가지므로 장기균형관계를 나타내는 공적분 관계에서 인플레이션이 벗어난 경우 균형으로 돌아가고자 하는 힘이 작용하게 된다. 상기 회귀식의 DW 계수는 1.91, 결정계수는 .35로서 상기 인플레이션의 단기동태식 (3.3)이 큰 무리가 없음을 보여주고 있다.

상기 (3.3)식의 설명변수에 회사채수익률차분을 추가한 경우 다음과 같이 추정되었으며 DW통계량은 거의 변화가 없고 결정계수가 .41로 상승한다.

$$d\hat{P}_t = -.0002 - .9055 EC_{t-1} + 1.2466 d RB_{t-1} \quad (3.4)$$

(1.1363) (.5010)

상기식에서 오차수정항의 회귀계수와 회사채수익률차분에 대한 회귀계수가 5%의 유의수준에서 유의적인데, 이는 설명변수에 시차가 선행되는 인플레이션차분과 회사채수익률차분 변수들을 추가한 경우에도 변함이 없었다. 더구나 추가로 포함된 선행시차 차분변수들에 대한 회귀계수들은 유의적이지 못하므로, Engle & Granger(1987)가 제안한 “단순모형에서 일반모형 정식화 (‘simple to general’ specification)”에 따라 식(3.4)를 오차수정모형으로 확정할 수 있다. 여기서 회사채수익률차분(dRB_{t-1})에 대한 회귀계수 1.2466도 1과 유의적인 차이가 없음을 알 수 있으며, 인플레이션(차분)의 단기적인 변동을 예측함에 있어서도 회사채수익률(차분)의 변동방향 및 규모가 도움을 줄 수 있다.

지금까지 인플레이션과 회사채수익률간의 공적분관계를 사후적으로 추정된 회귀식에 근거하여 검정하고 오차수정모형을 결정하였는데, 피셔가설에 입각하여 사전적인 공적분관계를 상정하여 이를 검정하고, 대응하는 오차수정모형을 설정할 수 있다. 다시 말해서, 상기 검정식 (3.2)에서 $e_t = P_t - RB_{t-1}$ 로 상정하고 공적분관계를 검정하고, 대응하는 오차수정모형을 추정할 수도 있다. 이 경우 인플레이션과 회사채수익률의 무공적분관계 가설이 검정회귀식 (3.2)에 지금까지의 방법과는 달리 상수항을 포함시키는 경우에 기각되며, 상수항을 포함시키지 않는 경우에는 기각되지 않으므로 상기의 해석에 어느 정도 주의가 요구된다.

이제 주식수익률과 관련하여 2장에서 추정된 회귀식들이 가성회귀관계에 속해 있는 것이 아닌지 확인하고자 한다. 우선 앞의 단위근 검정표에서 나타났듯이 주식 수익률은 $I(0)$ 과정에 속하는 데 반해서, 기대인플레이션의 대응변수로 활용된 회사채수익률은 $I(1)$ 과정이므로 주식의 명목수익률을 기대인플레이션에 회귀시킨 식(2.2)는 바람직하지 못한 정식화에 속한다. 따라서 주식수익률을 종속변수로 하는 경우 허용될 수 있는 설명변수는 스스로 $I(0)$ 의 과정에 속하든지, 아니면 $I(1)$ 과정을 나타내지만 회귀식에 포함될

다른 I(1)과정에 있는 설명변수들과의 선형결합으로 I(0)과정을 형성할 수 있는 변수라야 한다. 2장에서 주식의 실질수익률을 설명함에 있어서 설명변수로서 기대인플레이션 뿐만 아니라 예상산업생산증가율을 포함시킨 경우 그 회귀방정식의 설명력이 개선되고, 모형의 설정오류정도를 나타낸다고 볼 수 있는 DW 통계량이 향상되는 것을 보았다. 통화증가율을 추가로 포함시킨 경우 그 회귀계수가 유의적이지 못했을 뿐만 아니라, 전체 모형의 설명력 등도 별로 차이가 없었다. 따라서 여기서는 주식의 실질수익률, 기대인플레이션, 예상산업생산증가율, 이 세 변수간에 공적분관계가 성립되는가를 살펴보고 무공적분관계가 가각되는 경우 오차수정모형을 추정하여 주식수익률의 변동을 보다 잘 설명할 수 있는가를 확인하고자 한다. 여기서 주식실질수익률은 안정성을 가진 것으로 판단되므로, 상기의 세 변수간에 공적분관계가 성립한다는 것은 결국 나머지 두 설명변수가 - 기대인플레이션과 예상산업생산증가율 - 공적분관계에 있다는 것을 의미한다. SBIC가 가장 낮은 회귀방정식은 DF검정 방정식이었으며 이를 기준으로 추정된 오차항의 단위근 검정을 한 결과 세 변수간에 공적분관계가 아래와 같이 유의적으로 존재하는 것으로 나타났다. 하지만 기대인플레이션과 예상산업생산증가율이 가질 수 있는 공적분관계가 이론적으로 어느정도나 지지될 수 있을까하는 점에는 의문이 제기될 수 있으나, 본 연구의 범위를 벗어나는 영역으로 넘기기로 한다.

$$d\hat{e}_t = -.8497 \hat{e}_{t-1}, \hat{e}_t = r_{st} - \hat{b}_0 - \hat{b}_1 RB_{t-1} - \hat{b}_2 Y_t \quad (.1300)$$

이제 상기 오차수정항을 이용하여 가장 단순한 오차수정모형을 추정하면 다음과 같다.

$$drs_t = -.0030 - .7890 EC_{t-1} \quad (3.5)$$

(.1340)

상기 회귀식의 설명계수는 .36, DW통계치는 1.87로서 1%에서 유의적인 부의 오차수정항 회귀계수를 보인다. 상기식의 설명변수에 기대인플레이션(차분)과 예상산업생산증가율(차분)을 추가하는 경우 두 변수에 대한 회귀계수 둘 다 유의적이지 못한 것으로 나타났다.

$$drs_t = -.0033 - .8572 EC_{t-1} - 3.834 dRB_{t-1} - 1.031 dY_t \quad (3.6)$$

(.1398) \qquad (3.361) \qquad (1.396)

상기식 (3.6)에 포함된 기대인플레이션(차분)과 예상산업생산증가율(차분)보다 선행되는 각 변수의 시차변수를 추가하여 추정한 경우, 그들 역시 유의적이지 못하였다.

따라서, 식(3.5)가 오차수정모형으로 적합한 것으로 판단되며, 오차수정항이 포함된 경우 기대인플레이션(차분) 및 산업생산증가율(차분)은 주식실질수익률(차분)의 단기적 동태과정을 설명하는데 개별적으로는 별로 도움이 되지 않음을 알 수 있다. 지금까지는 주식수익률을 종속변수로 하고 기대인플레이션이나 예상산업생산증가를 설명변수로 하여 그 관계를 추정하였다. 다음 장에서는 VAR모형을 이용하여 사전적으로 그러한 변수 특성의 설정없이 오차분해분석을 중심으로 그들간의 관계를 살펴보고자 한다.

IV. 금융자산 수익율의 VAR 분석

변수들 모두가 안정적인 시계열이 아니지만 VAR분석의 목적으로 수준변수를 차분하지 않고 그대로 사용하고자 한다. 변수들이 공적분관계를 갖는 경우 수준변수들은 VAR로 표현될 수 있으며, 비안정적인 변수들 모두를 차분한다면 과차분되어 시계열자료가 갖는 일부 정보가 상실되는 결과가 된다. 여러 변수들의 공적분관계가 VAR모형의 회귀계수들에 함의하는 제약조건(Engle & Yoo(1987))을 고려하여 VAR모형의 회귀계수들을 추정하는 것이 바람직하겠으나 여기서는 그러한 제약조건을 무시하고 추정한다. 여러 변수들간의 인과관계 내지는 외생성의 여부를 검정하기 위하여, 우선 블럭외생성(block exogeneity)검정을 활용하고, 그 다음에는 예측오차분산분해(error decomposition) 기법을 이용하여 어떤 한 변수의 예측오차가 자신 및 다른 변수들에 가해진 충격에 의하여 어느정도로 나누어 설명이 되는지 살펴보고자 한다.

우선 전기의 회사채수익률(RB_{t-1})과 현재의 인플레이션(P_t), 두 변수를 사용해서 VAR 분석하였다. 시차변수의 수는 각각 4로 정하고 상수항을 포함시켰다. 시차기호 표현의 편의를 위해서 전기의 회사채수익률을 RB_{t-1} 대신 RB_{1t}로 대체하면 다음과 같은 VAR모형을 설정할 수 있다.

$$RB_{1t} = k_1 + \sum_{i=1}^{i=4} a_1(-i) RB_{1t-i} + \sum_{i=1}^{i=4} b_1(-i) P_{t-i} + e_{1t} \quad \text{-----} \quad (4.1.1)$$

$$P_t = k_2 + \sum_{i=1}^{i=4} a_2(-i) RB_{1t-i} + \sum_{i=1}^{i=4} b_2(-i) P_{t-i} + e_{2t} \quad \text{-----} \quad (4.1.2).$$

〈표 3〉 VAR 모형의 추정결과

회귀계수	추정치	표준오차
a1(-1)	.902883**	.139055
a1(-2)	-.365552	.187792
a1(-3)	-.015241	.187021
a1(-4)	.069981	.115895
b1(-1)	.094670**	.031283
b1(-2)	.099756**	.031729
b1(-3)	.055227	.033187
b1(-4)	.046800	.034462
k1	.047238	.011285

상기 VAR모형의 식 (4.1.1)의 추정결과는 〈표 3〉과 같다.

수정결정계수는 .937, DW통계값은 1.92이며, 추정치 옆의 **는 1% 유의수준에서, *는 5% 수준에서 유의적임을 의미한다. 그랜저 인과성관계를 검정하기 위하여 귀무가설 $b1(-1) = b1(-2) = b1(-3) = b1(-4) = 0$ 에 F검정을 적용하였다. 그 결과 F통계치의 값은 6.15로서 귀무가설: '인플레이션은 전기의 회사채수익률에 대하여 그랜저 원인관계에 있지 아니하다'를 기각한다. 특히 회사채수익률과 같은 기간의 인플레이션과 그 전기의 인플레이션이 유의적으로 작용함을 알 수 있다.

한편, 식 (4.1.2)의 추정결과는 〈표 4〉와 같다. 수정결정계수는 .495, DW통계량은 2.05이나, 유의적인 회귀계수가 없다. 그랜저 인과성관계를 검정하기 위하여 귀무가설 $a1(-1) = a1(-2) = a1(-3) = a1(-4) = 0$ 에 대한 F통계치의 값은 1.34로서 귀무가설: '전기의 회사채수익률은 인플레이션에 대하여 그랜저 원인관계에 있지 아니하다'를 기각하지 못한다. 따라서 두 변수만을 이용하여 VAR분석을 하는 경우 현재기의 인플레이션이 전기의 회사채수익률에 일방적으로 그랜저 원인관계에 있는 것으로 나타난다.

주식의 명목수익률과 기대인플레이션의 대응변수로 활용된 전기의 회사채수익률, 두 변수만을 대상으로 VAR모형을 분석하는 것은 3장에서 언급한 바와 같이 가성적회귀의 문제를 야기하므로, 이제 VAR 모형에 세 변수이상의 여러 변수를 함께 분석하고자 한다. 2장에서 주식 실질수익률에 유의적으로 영향을 미치는 설명변수는 기대인플레이션과 예상산업생산증가율임을 보았다. 따라서 여기서는 우선 그 세 변수를 포함한 아래 VAR

〈표 4〉 벡터모형의 추정결과

회귀계수	추정치	표준오차
a2(-1)	.308022	.633515
a2(-2)	.402369	.855551
a2(-3)	.167376	.852040
a2(-4)	-.768088	.528001
b2(-1)	.262010	.142521
b2(-2)	-.007811	.144552
b2(-3)	.299384	.151194
b2(-4)	.171995	.157005
k2	.002248	.051413

모형 (4.2)를 분석하고자 한다.

(4.2.1)

$$rs_t = k_1 + \sum_{i=1}^{i=4} a_1(-i) rs_{t-i} + \sum_{i=1}^{i=4} b_1(-i) Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{i=4} c_1(-i) RB1_{t-i} + e_{1t}$$

(4.2.2)

$$Y_t = k_2 + \sum_{i=1}^{i=4} a_2(-i) rs_{t-i} + \sum_{i=1}^{i=4} b_2(-i) Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{i=4} c_2(-i) RB1_{t-i} + e_{2t}$$

(4.2.3)

$$RB1_t = k_3 + \sum_{i=1}^{i=4} a_3(-i) rs_{t-i} + \sum_{i=1}^{i=4} b_3(-i) Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{i=4} c_3(-i) RB1_{t-i} + e_{3t}$$

첫번째 주식실질수익률을 설명한 회귀방정식의 수정결정계수는 .13, DW 통계량은 1.83로서 2장에서와 마찬가지로 회귀식의 설명력이 상당히 제약되어 있다. 블럭외생성 여부를 검정하기 위하여 귀무가설: $b_1(-1) = \dots = b_1(-4) = c_1(-1) = \dots = c_1(-4) = 0$ 에 대하여 F통계치 .7678을 구하였으며, 이는 귀무가설을 기각하지 못한다. 다시 말해서, 주식실질수익률은 산업생산증가율과 기대인플레이션 두 변수에 대하여 거의 외생적으로 움직이며, 그 두 변수가 주식수익률의 행동을 예측하는데 별 도움이 되지 못한다. 주식수익률의 예측오차분산이 각 변수의 충격에 어느정도 기인하고 있는지 오차분산분해

(error variance decomposition)기법을 통하여 살펴보았을 때, 12기 이후에 대한 예측오차의 경우 표준오차가 .47이며 그 중 88.4%가 자신의 충격에 기인하고 나머지 7.1%가 예상산업생산증가에, 4.5%가 기대인플레이션의 충격에 연유하는 것으로 나타났다. 따라서 우리나라 주식의 실질수익률에 예상산업생산이나 기대인플레이션이 미치는 영향의 정도가 상당히 제약된 것으로 나타났다.

두번째의 회귀방정식은 산업생산증가율을 종속변수로 하고 있으며, DW 통계치는 1.80, 수정결정계수는 .88로서 산업생산증가의 상당부분을 설명해 주고 있다. 산업생산증가율의 블럭외생성 여부를 검정하는 F 통계치는 .84로서 산업생산증가율 역시 다른 두 변수에 대하여 영향을 많이 받지 않는 외생적인 성격을 갖는다는 추론을 지지하고 있다. 오차분해를 적용해 보면, 12기 이후의 예상산업생산증가율의 예측오차의 표준오차는 .083이며, 이 중 85.4%를 자신의 충격이 설명하고 주식의 실질수익률이 13.2%, 그 나머지 1.34%를 기대인플레이션이 설명하고 있다. 이는 주식수익률이 산업생산 및 경기의 예고지표로서 활용될 수 있다는 일반적 견해를 지지하고 있다.

마지막으로, 기대인플레이션을 설명하는 회귀식의 경우, 수정결정계수는 .925, DW 통계값은 2.02로서 기대인플레이션 변동의 상당부분을 설명해 주고 있다. 블럭외생성에 관련된 F 값은 1.89로서 5% 유의수준에서 귀무가설을 기각하지 못한다. 다시 말해서 기대인플레이션 역시 나머지 두 변수인 주식실질수익률과 예상산업생산증가율에 대하여 외생적 성격을 가질 수 있다. 12기 이후 기대인플레이션의 예측오차표준오차는 .05이며, 이 중 70.9%가 자신의 충격에 기인하고, 20.5%는 주식실질수익률 충격, 8.7%는 예상산업생산증가율 충격으로 설명될 수 있다. 따라서 기대인플레이션의 경우, 주식 수익률이나 예상산업생산증가율에 비교해서 상대적으로 많은 부분이 다른 변수에 의해 설명되고 있다. 이는 또 주식수익률과 기대인플레이션이 Fama가 주장했듯이 허구적관계가 아님을 시사하고 있다.

상기 VAR 모형 (4.2)에 통화증가율을 추가한 경우에는 어떠한 변화가 있는지 살펴보고자 한다. 우선 네 변수들간의 상관계수를 구해보면 다음과 같다.

	주식실질수익	예상산업생산	통화증가	기대인플레
주식실질수익	1.0000			
예상산업생산	0.36458	1.00000		
통화증가	-0.045820	0.069591	1.0000	
기대인플레	-0.42570	-0.32747	0.052052	1.0000

〈표 5〉 예측오차 분산분해

	주식실질수익	예상산업생산증가	통화증가	기대인플레이
주식실질수익	70.8	10.0	15.2	4.0
예상산업생산	10.3	86.2	2.7	0.8
통화증가	8.8	11.7	64.6	14.9
기대인플레이	14.9	7.2	3.0	74.89

예상한대로 주식수익률과 예상산업생산은 정(正)의 상관관계를 보이고 있다. 2장에서
의 회귀분석에서 확인하였듯이 주식수익률과 기대인플레이션은 부(負)의 상관관계이다.
기대인플레이션은 예상산업생산과는 부의 상관관계를 보이고 통화증가와와는 유의적은 아
니지만 정의 상관관계를 보이고 있는 것은 일반적인 경제이론과 일치하고 있다. 다음의
VAR 모형(4.3)에 대한 오차분산분해결과가 〈표 5〉에 요약되어 있다.

(4.3.1)

$$rs_t = k1 + \sum_{i=1}^{i=4} a1(-i) rs_{t-i} + \sum_{i=1}^{i=4} b1(-i) Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{i=4} c1(-i) M_{t-i} + \sum_{i=1}^{i=4} d1(-i) RB1_{t-i} + e1_t$$

(4.3.2)

$$Y_t = k2 + \sum_{i=1}^{i=4} a2(-i) rs_{t-i} + \sum_{i=1}^{i=4} b2(-i) Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{i=4} c2(-i) M_{t-i} + \sum_{i=1}^{i=4} d2(-i) RB1_{t-i} + e2_t$$

(4.3.3)

$$M_t = k3 + \sum_{i=1}^{i=4} a3(-i) rs_{t-i} + \sum_{i=1}^{i=4} b3(-i) Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{i=4} c3(-i) M_{t-i} + \sum_{i=1}^{i=4} d3(-i) RB1_{t-i} + e3_t$$

(4.3.4)

$$RB1_t = k4 + \sum_{i=1}^{i=4} a4(-i) rs_{t-i} + \sum_{i=1}^{i=4} b4(-i) Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{i=4} c4(-i) M_{t-i} + \sum_{i=1}^{i=4} d4(-i) RB1_{t-i} + e4_t$$

통화증가율을 VAR모형에 추가로 포함함으로써 예상산업생산증가와 기대인플레이션의

회귀식이 갖는 설명력은 통화증가가 포함되지 않은 VAR 모형(4.2)에 비교하여 거의 변화가 없는데 반하여, 주식수익률에 대한 회귀식은 수정결정계수가 .212로 상당히 개선되었다. 통화증가율에 대한 회귀식의 결정계수는 .30이며, 네 변수 모두가 불력외생성의 가설을 기각하지 않는 것으로 나타났다.

〈표 5〉에서 우선 주식수익률과 예상산업생산증가율은 상호영향을 미치는 것을 알 수 있다. 주식실질수익률변동의 상당부분(15.2%)이 통화증가에 의해서 설명되고 있으나, 앞의 상관계수표와 2장에서 회귀분석(2.7)에서 보듯이, 통화증가율변동이 주식수익률에 어떤 방향으로 작용할 것인가를 예측하기는 어렵다.

예상산업생산증가율은 통화량증가나 기대인플레이션에 대해서는 거의 독립적으로 움직이는 것처럼 보인다. 우리 통화정책은 기대인플레이션을 포함한 여러 경제변수들이 복합적으로 영향을 미치고 있으며, 이는 우리나라 통화정책이 경제의 사전적 조정 내지는 유도기능도 수행하지만 사후적 조정내지는 수습역할에도 상당히 기울어져 있다는 추론을 가능하게 한다.

기대인플레이션의 변동은 여전히 주식수익률에 의하여 상당부분(14.9%)이 설명되고 있으며, 기대인플레이션과 주식수익률이 허구적관계가 아님을 확인할 수 있다. 두 변수 사이의 인과관계의 순서는 전자에서 후자라기 보다는 오히려 후자가 전자를 예측하는 Geske & Roll의 역인과관계에 가깝다고 할 수 있다.

V. 結 論

본 연구에서는 기대인플레이션과 금융자산수익률간의 관계를 피셔가설을 중심으로 공분산검정 및 VAR 모형 등을 이용하여 포괄적으로 살펴보았다. 단순정태분석에서, 회사채 수익률의 경우 피셔가설의 성립을 기각하기 어려웠다. 반면, 주식의 경우에는 피셔가설이 성립될 수 없음은 물론이고, 대부분의 선진국가들처럼 기대인플레이션에 주식수익률이 반대방향으로 반응하는 것으로 나타났다. 주식수익률을 설명하는 변수에 예상되는 산업생산증가나 통화량증가를 나타내는 변수들을 추가하여도 주식수익률과 기대인플레이션간의 부의 관계는 여전히 유의적인 것으로 남아있었다. 따라서 파마의 주식수익률과 기대인플레이션간의 허위관계가설은 우리나라 주식시장에서는 적용되지 않는 것으로 나타났다.

단순정태분석에서 활용된 여러 회귀식들이 확률적 추세를 가진 변수들을 취급함으로써 가성적회귀관계를 나타내는 경우를 확인하기 위하여 각 변수의 시계열에 대하여 단위근

검정을 적용하고, 안정적인 확률과정에 속하지 않는 변수들이 회귀식에 포함되는 경우 공적분관계가 형성되는지를 검정하였다. 그 결과, 회사채수익률과 인플레이션은 공적분관계가설이 기각되지 않았으나, 주식수익률과 기대인플레이션간에는 공적분관계가 나타나지 않았다. 따라서, 주식수익률과 인플레이션만을 회귀방정식에 포함시키는 경우 그 정식화에 의문이 제기될 수 있다.

마지막으로 여러 변수들의 관계를 사전적으로 설정하지 않고 VAR 모형의 오차분해를 통하여 인과관계를 분석한 결과, 주식수익률과 기대인플레이션이 허구적인 관계가 아님을 시사하고 있다. 그러나, 주식수익률변동은 예상산업생산증가에 의하여 어느정도 설명이 가능하고 대부분의 경제변수에 대하여는 외생적인 성격을 강하게 보여주고 있어서, 기대인플레이션과의 인과관계에 있어서도 주식수익률이 선행적인 위치를 점하고 있음을 보여주고 있다. 그러나 이에 대해 본 연구에서는 Geske & Roll의 역인과관계가설과 같은 경제이론적 가설이 제시되지 못하였으며, 이는 추후 보완되어야 할 부분이다. 아울러 기대인플레이션의 대응변수로 본연구에서 활용된 회사채수익률이외에 그에 대한 보다 직접적이고 신뢰성있는 추정치가 활용될 수 있다면, 회사채실질기대수익률의 변동가능성과 그것이 가질 수 있는 독자적인 경제적 효과를 보다 정밀하게 살필 수 있어 바람직할 것이다.

참 고 문 헌

- 김영규, 인플레이션과 주식수익율의 상관성에 관한 연구, 증권학회지, 9 (1987) 155-97.
- 장대홍, 재무자산의 수익율과 물가상승율의 인과성에 관한 연구, 증권 학회지, 12 (1990) 229-244.
- Carmichael, J. and P. Stebbing**, Fisher's Paradox and the Theory of Interest, *American Economic Review* 73 (1983) 619-30.
- Engle, R. and B. Yoo**, Forecasting and Testing in Co-integrated Systems *Journal of Econometrics* 35 (1987) 143-59.
- Fama, E.**, Short-term Interest Rates as Predictions of Inflation, *American Economic Review* 65 (1975) 269-82.
- Fama, E.**, Stock Returns Real Activity Inflation and Money, *American Economic Review* 71 (1981) 545-65.
- Fama, E. and M. Gibbons**, Inflation Real Returns and Capital Investment, *Journal of Monetary Economics* 9 (1982) 297-323.
- Fama, E. and G. Schwert**, Asset Returns and Inflation, *Journal of Financial Economics* 5 (1977) 115-46.
- Geske, R. and R. Roll**, The Monetary and Fiscal Linkage between Stock Returns and Inflation, *Journal of Finance* 38 (1983) 1-33.
- Granger, C. and R. Engle**, Co-integration and Error Correction: Representation Estimation and Testing, *Econometrica* 55 (1987) 251-76.
- Gultekin, N.**, Stock Market Returns and Inflation: Evidence from Other Countries, *Journal of Finance* 38 49-65.
- Hylleberg, S. and G. Mizon**, Cointegration and Error Correction Mechanisms, *Economic Journal* 99 (1989) 113-25.
- James, C., S. Koreisha, and M. Partch**, A VARMA Analysis of the Causal Relations Among Stock Returns Real Output and Nominal Interest Rates, *Journal of Finance* 40 (1985) 1375-84.
- Lee, B.**, Causal Relations among Stock Returns, Interest Rates, Real Activity, and Inflation, *Journal of Finance* 47 (1992) 1591-1603.
- Sims, C.**, Money, Income, and Causality, *American Economic Review* 62 (1972)

540-52.

Solnik, B., The Relation between Stock Prices and Inflationary Expectations: the International Evidence, *Journal of Finance* 38 (1983) 35-48.