

금리결정요인에 대한 실증분석

姜 起 春*

목 차

| | |
|--------------|---------------------|
| I. 서 론 | IV. 모형의 설정 및 추정 |
| II. 기존연구의 검토 | V. 충격반응 및 결정요인의 중요도 |
| III. 금리결정모형 | VI. 요약 및 결론 |

I. 서 론

우리 나라는 '80년대 초반까지만 하더라도 대부분의 명목이자율들이 정부에 의해 규제를 받았기 때문에 명목이자율이 시중 자금사정을 제대로 반영한다고 보기 어려웠다. 따라서 명목이자율을 예측하고 이를 통화정책이나 투자결정에 참고하는데 현실적으로 어려운 점이 많았다. 하지만 1986년 이후 금융자유화가 크게 진전되면서 정부에 의해 규제되어 온 많은 이자율들이 시장의 수급에 의해 결정되도록 자유화되었다. 이에 따라 이자율과 시중 자금사정의 괴리가 크게 좁혀졌으며 이자율 예측의 필요성과 중요성이 새롭게 인식되기 시작했다. 기업의 입장에서는 물론이고 통화당국의 입장에서라도 이제는 이자율수준을 고려하지 않고 총통화의 목표 증가율만 맞추려는 경직적인 통화관리를 더 이상 지속할 수 없게 되었기 때문에 이자율을 예측하고 이를 금융정책에 참고하는 것이 필요해졌다. 하지만 그 동안 이루어진 이자율의 결정요인과 예측 모형에 관한 연구는 다른 분야의 연구에 비해 부족한 것이 사실이다. 따라서 여기서는 금리결정에 관한 기존의 연구성과들을 개괄적으로 검토해 보고 최근에 많이 이용되고 있는 오차수정모형을 이용하여 우리 나라의 금리결정요인을 분석해 보고자 한다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. II 장에서는 이자율 결정에 관한 여러 가지 이론들과 기존의 연구들을 살펴보고 그에 따른 문제점들을 제기한다. III 장에서는 II 장의 논의 결과를 근거로 여러 가지 금리결정모형을 구체적으로 살펴본다. IV 장에서는 여러 가지 통계적 검정을 거친 후 오차수정모형을 이용하여 이자율 결정모형을 설정하고 1986년 1월부터 1997년 11월까지의 월별자료를 이용하여

* 제주대학교 경상대학 경제학과 조교수

E-Mail : kanggc@cheju.cheju.ac.kr

모형을 추정한다. V장에서는 여러 변수들의 변화에 대한 이자율의 동태적인 반응과 이자율을 결정하는 요인들을 중요도를 살펴본다. 마지막으로 VI장에서는 연구결과를 요약하고 결론을 맺는다.

II. 기존연구의 검토

1. 이자율 결정이론

이자율 수준의 결정에 대한 전통적인 이론은 대체로 네 가지 흐름으로 나뉘어진다. 첫째는, 고전학파의 대부자금설인데 이는 이자율은 대부자금(loanable funds)의 수요와 공급에 의해 결정된다는 것이다. 대부자금이란 대부를 위해 제공되는 실질자본이라고 정의된다. 경제의 흑자지출 단위(주로 가계)는 현재의 소득(혹은 부) 가운데 일부를 미래에 소비하기 위해 저축한다. 이것이 대부자금의 공급이다. 반대로 적자지출단위(주로 기업)는 자본의 한계생산성이 이자율보다 높은 사업에 투자하기 위해 대부자금을 수요한다. 따라서 이자율은 경제주체의 시간선호체계(얼마만큼의 소득을 저축할 것인가 하는 선호체계)와 자본의 한계생산성에 의해 결정되는 실물적인 요인이 된다. 나중에 고전학파의 맥을 이은 신고전파는 대부자금을 금융증권이라는 개념으로 확장하여 이자율이 증권시장의 수급에 의해 결정된다고 보았다. 때문에 신고전파의 이자율 결정이론은 채권수급 이론의 성격을 가진다고도 할 수 있다.

둘째는, 이자율을 화폐의 수요와 공급에 의해 결정되는 화폐적 현상으로 보는 유동성 선호설을 들 수 있다. 즉 이자율이란 대부자금설에서 말하는 바와 같이 현재 소득 가운데 일부를 소비하지 않는데 대한 보상이 아니라 그 소득을 화폐의 형태로 보유하지 않고 다른 금융자산으로 보유함으로써 유동성을 포기한데 대한 보상이라는 것이다. 따라서 이자율은 경제주체의 유동성에 대한 선호나 정부가 공급하는 유동성의 양에 의해서 좌우된다. 하지만 이 가설은 통화론자는 물론이고 합리적 기대가설론자들의 집중적인 비판대상이 되었다. 통화론자는 정부가 화폐공급을 늘린다고 해도 이는 단기적인 효과밖에 없고 늘어난 유동성으로 인한 소득효과와 물가예상효과로 말미암아 장기적으로 이자율은 오히려 이전보다도 더 오를 수 있다고 주장한다. 합리적 기대가설론자는 한 걸음 더 나가 통화의 확대 공급이 미리 예견될 경우 단기적으로도 유동성 효과는 나타나지 않는다고 주장한다.

셋째는, 피셔가설로 통칭되는 것으로 기대인플레이션율이 명목금리에 그대로 반영된다는 이론이다. 명목이자율은 실질이자율과 기대인플레이션율의 합이고 실질이자율이 불변이라고 하면 기대인플레이션이 높아질 경우 높아진 만큼 명목이자율이 반드시 상승한다는 것이다.¹⁾

1) 김동원·함정호(1992)는 우리나라의 경우 실질금리가 1989년 이래 10% 수준에서 대체로 안정적인 추이를 보이고 있다는 것을 밝히고 있다.

넷째는, 개방경제 하에서 국내의 이자율 차이를 이용한 차익거래(arbitrage)에 의해 이자율이 영향을 받는다는 이자율 차익거래설이다. 국제간 자본이동에 규제가 없는 개방경제 특히 소규모 개방경제 하에서는 한나라의 국내 이자율이 해외의 이자율 수준과 환율에 민감한 반응을 보인다는 것이다. 이 이론에 따르면 해외 이자율이 상승하거나 국내 통화의 평가절하가 예상될 때 국내이자율이 상승하게 된다.

2. 기존의 연구

전통적인 이자율 결정이론이 우리 나라에 적용될 수 있는가를 살펴 본 여러 연구들 중에서 이자율 결정요인과 모형용 본격적으로 다루고 있는 대표적인 논문으로으로는 함정호·최운규(1991)와 김동원·함정호(1992)를 들 수 있다.

함정호·최운규(1991)의 연구는 전통적인 이자율 결정이론에서 도출되는 모든 요인을 모형의 변수에 반영하고 있다. 즉 피셔효과를 반영하기 위해 실제 인플레이션율로 부터 기대인플레이션율을 추정하여 사용했고, 유동성 효과를 포착하기 위해 M2를 경상 GNP로 나눈 변수를 유동성 초과공급 변수로 사용했다. 소득효과를 반영하기 위해서는 초과수요상태를 반영하는 가동률지수를 사용했고 국제 금리차익거래(international interest rates arbitrage)를 반영하기 위해 환율로 조정된 국제금리 변수(LIBOR 금리)를 썼다. 여기에 더해 불확실성이 피셔효과에 미치는 영향을 반영하도록 인플레이션율과 기대인플레이션율의 차의 제곱을 산술평균한 금융자산위험도 변수를 설명변수로 포함시켰다. 모형의 추정결과 전통적 의미의 피셔가설은 성립하지 않는 것으로 나타났으며 유동성효과는 소득효과에 비해 약하게 나타났다. 국제 금리차익거래 효과는 제약적인 범위에서 국내금리에 유의한 영향을 주는 것으로 나타났다.

김동원·함정호(1992)의 연구는 1991년의 이자율(회사채 유통수익률) 폭등현상을 설명하고자 하는 문제의식으로부터 출발한다. 먼저 1991년 이자율 폭등의 원인을 분석한 뒤 기존의 이자율 결정모형에서 다룬 변수들이 이자율의 단기적인 변동을 제대로 설명하지 못한다는 문제를 제기한다. 특히 동 연구는 이자율의 즉시성(spot)을 강조하면서 실질 통화잔고, 실질GNP, 소득에 대한 통화유통속도 등과 같은 변수는 이자율을 설명하는데 명백한 한계가 있다는 점을 지적한다. 뿐만 아니라 이자율의 결정에는 자산가격이나 거래량의 변동도 중요한 역할을 하지만 앞서 언급한 변수에는 이러한 요인이 고려되지 못한다는 것이다. 따라서 자금수요의 변동을 가장 빠르고 민감하게 반영하면서 자산 가격이나 거래액의 변화까지 포괄할 수 있는 변수로서 어음교환액을 쓰고 있다. 기대인플레이션 변수로는 실물자산의 가격을 비교적 많이 반영하는 주택가격지수에 로그를 취해 썼고 회사채 발행시장의 초과공급상태를 반영한 변수로 회사채 발행순증액을 비통화금융기관의 순예수금 증가액으로

나는 값을 사용하였다. 분석의 결과 가장 특징적인 결론은 단순히 통화량이 아니라 통화량에 대한 결제자금 수요의 상대적 크기가 이자율에 더 큰 영향을 준다는 점이다. 말하자면 자산거래의 급증으로 결제자금의 수요가 증가하면 같은 통화량이 공급되더라도 이자율은 상승한다는 것이다. 뿐만 아니라 통화의 구성변화도 금리에 유의한 영향을 준다. 즉 통화금융기관의 단기성 부채 비중이 늘어나면 이자율이 하락한다. 동 연구에서는 피셔가설이 유의한 것으로 검증되었다.

그 밖에 김영백·강지광(1990)은 M2 전년대비 증가율, 소비자 물가상승율, 주가지수등을 사용해 월별 이자율 결정모형을 추정한 바 있으며 외국의 연구로는 Edwards and Khan(1985)이 실질 GNP, 전기의 실질통화잔고, 기대인플레이션을 등을 설명변수로 한 예가 있다.

3. 문제제기

기존연구를 검토한 결과 금리결정 요인으로 어떤 변수를 선택할 것인가 하는 문제와 어떠한 통계적인 방법으로 모형을 추정할 것인가 하는 두 가지가 중요한 문제로 인식되어 이에 대해 설명하고자 한다.

먼저, 변수선택의 문제를 살펴보자. 이자율 결정이론에서 말하는 이자율이란 현실의 어떤 특정 이자율을 의미하는 것이 아니라 전체 이자율의 가중 평균과 같은 사회전체의 추상적인 평균 이자율 수준을 의미한다. 하지만 그러한 이자율 수준을 실제의 모형에 도입한다는 것은 불가능하기 때문에 모형을 추정할 때는 추상적인 이자율 수준의 대응변수로서 특정한 이자율을 선택할 수밖에 없다. 물론 금융시장이 충분히 효율적이라면 이자율들 사이에 강한 공적분 관계가 존재할 것이므로 어떤 이자율을 선택하든지 유사한 결론에 이르게 될 것은 틀림없다. 하지만 적어도 단기적으로는 전체 이자율 수준에 영향을 주는 요인들보다는 각각의 개별 이자율에만 영향을 주는 요인들이 더 강하게 작용할 수 있으며 이런 경우 전체 이자율 수준을 결정하는 요인들만으로는 단기적인 특정 이자율의 움직임을 충분히 포착해 낼 수 없다. 가령 '89년 11월 회사채 발행 금리 자유화 조치 이후 회사채의 발행이 급증하면서 회사채 수익률이 다른 금리들에 비해 더 큰 폭으로 올랐으며 반대로 '92년 들어 회사채의 발행량을 월별로 규제하기 시작하자 회사채 유통수익률이 다시 안정되었던 것과 같은 현상은 유동성 효과나 소득효과 혹은 피셔가설만으로 충분히 설명할 수 없는 사실들이라는 것이다.

대부분의 기존 연구들은 추상적인 이자율 수준의 대응변수로서 회사채 유통수익률을 그대로 사용하면서 전체 이자율 수준에 영향을 주는 요인들만 모형에서 고려하고 있다. 그러나 회사채 유통시장의 단기적인 수급관계를 잘 반영하는 변수들이 모형에 포함될 필요가 있다. 따라서 본 연구에서는 회사채 유통시장의 수급관계에 의해 회사채 유통수익률이 결정된다는 관점에서 회사채 유통시장의

수급관계를 반영하는 변수로 다음의 4가지 변수를 선택하였다. 첫째, 기대인플레이션을 반영하기 위해 소비자물가지수의 로그치를 사용하였다. 둘째, 시중 자금수요를 반영하기 위해 어음교환액의 로그치를 사용하였다. 어음교환액은 김동원·함정호(1992)가 지적하듯이 부가가치를 창출하는 거래 활동 뿐만 아니라 자산가격 상승에 따른 자산의 투기적 거래를 포함하므로 어음이나 수표를 통해 이루어진 모든 거래를 포착할 수 있다. 만약 어음교환액이 증가했다면 이는 결제자금에 대한 수요가 증가했다는 것을 나타내 준다. 따라서 비교적 유동성이 낮은 회사채 유통수익률은 상승할 것이다. 셋째, 회사채 유통시장의 공급요인으로 회사채의 발행잔액을 포함했다. 이는 회사채 유통수익률을 설명하기 위해서는 회사채 발행액의 변화가 반드시 고려되어야 하기 때문이다. 넷째, 회사채 유통시장의 안정적인 수요요인으로서 회사채를 주된 편입대상으로 하는 고수익 금융상품의 수신고가 포함되어야 한다. 하지만 개별 금융상품의 수신고를 구하기 어렵기 때문에 M3의 평잔에서 M2A의 평잔을 빼 로그를 취한 후 이를 근사치로 사용하였다. 이상의 자료는 모두 1986년 1월부터 IMF구제금융을 신청하기 직전인 1997년 11월까지의 시계열이며 소비자물가지수는 통계청에서 나머지 변수는 모두 한국은행의 조사통계 월보에서 인용하였다.

다음으로 통계적 방법의 문제를 살펴보자. 함정호·최운규(1991)를 제외한 대부분의 기존 연구들은 모형의 추정방법으로 전통적인 다중선형회귀(multiple linear regression)를 적용하였다. 하지만 Nelson and Plosser(1982) 이후 대부분의 거시경제변수들이 단위근을 갖는다는 것이 입증되고 있기 때문에 우리가 선택한 변수들의 수준변수들을 다중 선형회귀로 분석할 경우 가성회귀라는 통계적인 문제가 생긴다. 이러한 문제점을 피하기 위해 본 연구에서는 변수에 관한 사전적인 믿음(가령 내생이나 외생이나 등)이나 가정을 필요로 하지 않고 변수들의 과거 시계열만으로 예측을 가능하게 하는 통계적인 방법인 벡터 자기회귀 모형(Vector Autoregressive Model : VAR) 방법을 기본모형으로 채택하였다. 하지만 변수들 사이에 공적분 관계가 존재하면 수준변수를 이용하여 전통적인 VAR모형을 그대로 적용하는데도 통계적인 문제가 야기된다. 이를 해결하기 위해 단위근과 공적분이 존재하는 경우의 VAR모형이라고 할 수 있는 오차수정모형(Error Correctin Model : ECM)을 구체적인 분석모형을 이용하였다. 오차수정모형의 추정을 위해서는 Johansen(1988, 1991) 방법을 적용하였다. 함정호·최운규(1991)에서도 오차수정모형이 사용되었으나 동 연구에서는 오차수정모형의 추정을 위해 Engle and Granger(1987)의 2단계 추정방법을 적용하였다. 그러나 2단계 추정방법은 추정이 간편할 뿐만 아니라 여러 가지 제약을 모형에 가하는 것이 용이한 장점이 있는 반면 셋 이상의 변수가 사용된 모형에서 독립적인 공적분 관계가 2개 이상일 때는 적용이 불가능한 단점이 있다.

Ⅲ. 금리결정모형

이자율(여기서는 회사채수익률) 결정모형을 설정하는데는 단일방정식모형으로 설정하는 방법과 방정식 체계로 설정하는 방법 등이 있다. 그리고 방정식체계로 설정하는 방법은 크게 두 가지가 있는데 하나는 이자율을 결정하는 경제구조를 수식화한 구조모형(Structural Model)을 이용하는 방법이고 또 다른 하나는 시계열모형(Time Series Model)을 이용하는 방법이다. 두 가지 방법 모두 장·단점이 있다. 먼저 구조모형의 장점은 경제이론에 근거한 모형이라는 점이다. 그러나 구조모형은 경제변수를 자의적으로 내생변수(모형 내에서 결정되는 변수) 및 외생변수(모형 밖에서 결정되는 변수)로 구분하며 어느 한 방정식을 추정하는데 있어 '0의제약'을 가해 어떤 변수는 포함시키고 또 어떤 변수는 배제한다는 단점이 있다. 시계열모형을 이용한 방법은 현실경제의 복잡한 본질과 상호의존관계를 고려할 때 구조모형의 접근방법이 지나치게 자의적이므로 경제변수의 내생 및 외생의 사전적 구분을 없애고 이용 가능한 모든 정보를 동시에 모형에 포함시킨다는 장점이 있는 반면에 경제이론이 배제된 분석이라는 비판도 받고 있다. 현실적으로 볼 때 이자율 예측을 위해 연립방정식으로 된 구조모형을 만드는 것은 금리 혹은 통화량 변화에 따른 소득 및 물가의 변화를 모형내에 내생화시켜 변수들간의 상호작용을 고려해야 하므로 다소 복잡한 문제가 발생한다. 따라서 본 연구에서는 최근에 개발된 여러 통계적 기법을 고려한 시계열모형을 설정하고자 한다.

1. 다중선형회귀모형(Multiple Linear Regression Model)

다중선형회귀모형이란 일종의 축차형(reduced form) 모형으로 관심이 있는 변수를 종속변수로 놓고 그 변수에 영향을 주는 변수들을 독립변수로 포함시키는 단일방정식모형을 말한다. 따라서 독립변수는 모형 밖에서 결정되는 외생변수이거나 그 값을 알 수 있는 선결변수로 구성되어 있다. 최근의 여러 통계기법에 따르면 시계열로 표시된 독립 및 종속변수들의 안정성에 강한 의문이 제기되었는데 앞서 언급한 기존의 많은 연구들은 이자율결정모형을 설정하면서 시계열 변수의 안정성 여부를 고려하지 않은 채 전통적인 다중선형회귀방법을 그대로 적용하고 있다. 하지만 단위근을 가지고 있는 불안정 시계열을 단순 회귀분석으로 상관관계를 추정하면 표본수가 증가함에 따라 회귀계수의 t -값도 증가하여 상관관계가 없는 변수 사이에도 마치 강한 상관관계가 있는 것처럼 나타나는 가성회귀(spurious regression)의 문제가 발생한다.

따라서 이러한 통계분석상의 문제를 피하기 위해 수준변수를 차분하여 차분된 변수들로 다중선형회귀 모형을 설정할 수도 있다. 하지만 차분된 변수들만의 모형은 자료가 제공하고 있는 중요한 정보를 누락한다는 문제점이 있다. 게다가 모형을 예측에 활용할 때는 회사채 수익률을 예측하기 위해 설명변수를 먼저 예측해야 한다는 어려운 점이 있다.

2. 벡터자기회귀 (Vector Autoregression : VAR) 모형

Sims (1980)에 의해 연립방정식모형의 대안으로 개발된 VAR모형은 다변량시계열모형 (multivariate time series model)으로서 경제변수간의 동태적인 관계를 연구하는데 많이 이용되고 있다. VAR모형의 기본정신은 이용 가능한 모든 정보를 동시에 모형내에 포함시키는 것이므로 VAR 모형에서는 특정변수의 변화를 자신의 과거값과 다른 모든 변수의 과거값으로 설명하고 있다(상수항, 계절더미, 추세선 등 확정치를 포함할 수 있음). VAR모형은 변수간의 인과관계 검정, 충격과 반응의 관계(충격반응함수), 특정변수의 예측에 영향을 미치는 다른 변수의 상대적 중요도(예측오차 분해)를 평가하는데 많이 이용되고 있다. 거시시계열분석의 대표적인 모형으로 널리 이용되고 있는 이 모형은 Sims에 의해 최초로 제시된 아무런 제약이 가해지지 않은 Unrestricted VAR(UVAR), 경제이론이 가미된 Structural VAR(SVAR) (Bernanke(1986)), Bayesian Prior로 제약한 Bayesian VAR(BVAR) 등으로 나뉘어 진다. 본 연구에서는 기존의 이자율 결정이론에서 제시한 변수를 배제하고 회사채 유통시장의 수급을 잘 반영한다고 믿어지는 변수를 선정하여 축약형 모형을 구성하였다.

그러나 VAR모형을 본 연구에서 선정한 변수에 바로 적용할 경우 몇 가지 중요한 문제에 직면하게 된다. 첫째는, 단위근의 존재이다. 단위근을 가지는 시계열에 통상적인 VAR 모형을 그대로 적용하게 되면 거기서 도출된 추정치가 비표준적인 접근분포(non - standard asymptotic distribution)를 하기 때문에 t - 통계량이 무의미해진다. 따라서 단위근이 존재하는 시계열에 대해서는 변수를 차분하여 안정적 시계열로 바꾼 다음 분석해야 한다. 둘째는, 모형에 포함된 변수들이 단위근을 가질 뿐만아니라 서로 공적분 관계를 가지고 있을 경우 생기는 문제이다. Engle and Granger(1987)는 만일 단위근을 갖는 시계열들이 공적분 관계를 가질 경우 1차 차분된 변수들로 구성되는 VAR모형은 존재하지 않는다는 것을 증명했다. 따라서 모형에 포함된 시계열들이 단위근을 가지고 이들 사이에 공적분까지 존재한다면 변수를 차분해서 VAR모형을 만든다고 해도 적절한 해결책이 될 수 없다. 이러한 두 가지 문제점을 해결하기 위해 공적분에서 생기는 오차항을, 차분변수로 구성되는 VAR 모형에 포함시키는 오차수정모형(Error Correction Model)이 Engle and Granger에 의해 개발되었다.

3. 오차수정모형 (Error Correction Model)

오차수정모형은 넓게 보아 단위근과 공적분이 존재할 경우의 VAR모형이라고 볼 수 있으므로 특별한 경제이론을 전제하거나 변수에 대한 사전적인 제약을 가하지 않아도 된다는 VAR모형의 이점을 그대로 살릴 수 있다. 한편, 모형내 모든 변수가 안정적이므로(오차수정항 역시 공적분

관계가 있는 변수들의 선형결합 후 남는 잔차항이므로 안정적임) 가성회귀의 문제는 전혀 발생하지 않는다.

오차수정모형에서 수준변수들은(IV장의 (6)식에서 x_{t-1} 항) 데이터의 장기균형관계를 결정하며 차분 변수들(Δx_{t-1} 항)은 단기적인 조정과정을 결정하는 것으로 해석된다. 즉 어느 한 시점에서 보면 모형 내의 변수들이 단기적인 동학관계에 따라 장기균형관계에서 이탈할 수도 있다. 하지만 변수들 간에는 공적분관계 다시 말해서 장기균형관계가 존재하기 때문에 장기균형관계로부터 이탈한 부분의 일부가 다음 기(혹은 k기 후)에 조정돼 궁극적으로는 장기균형을 회복하는 방향으로 움직여가게 된다. 오차수정모형은 변수들 사이에 존재하는 이러한 두 가지 관계를 동시에 모형에 반영하는 장점이 있다. 따라서 수준변수들 사이에 공적분 관계가 있음에도 불구하고 차분된 변수만으로 구성된 VAR 모형을 추정하면 변수들 사이의 장기적인 균형관계에 관한 정보가 소멸될 뿐만 아니라 모형의 설정 오류(misspecification) 문제가 발생한다. 반면 수준변수만을 사용하면 단기동학 관계가 모형에 반영되지 못하기 때문에 모형의 설명력이나 예측력이 크게 떨어질 수밖에 없다. 우리나라의 경우 한국은행은 오차수정모형으로 분기모형(BOK89)을 만들었고 함정호·최운규(1991)는 오차수정모형을 이용하여 회사채수익률을 결정하는 요인들을 분석한 바 있으며 전성인(1992)은 실질GNP, 총통화, GNP디플레이터, 전산업명목임금으로 구성된 오차수정모형이 존재함을 밝힌 바 있다.

IV. 모형의 설정 및 추정

이 장에서는 먼저 최근에 개발된 여러 가지 검정방법(단위근, 공적분)을 이용하여 VAR모형이나 오차수정모형중 어떤 모형을 설정하여 추정하는 것이 적절한지를 검토하였다. 검정 결과 오차수정모형이 적절한 것으로 밝혀졌기 때문에 오차수정모형을 설정하고 추정의 개요와 결과를 제시한다.

1. 단위근 검정

시계열이 단위근을 가지고 있는지를 검정하는 방법에는 여러 가지가 있는데 여기서는 Dickey - Fuller 단위근 검정방법을 이용하였다. 이 방법은 최소자승법(OLS)으로 (1)식의 회귀방정식을 추정하고 y_{t-1} 의 추정계수가 0 인가 즉 $\rho = 1$ 인가를 Fuller(1976, p. 373)의 임계치를 이용하여 검정하는 것을 말한다.

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + (\rho - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim i.i.d \quad (1)$$

한편 오차항이 때때로 독립적이고 동일한 분포(i.i.d)의 가정을 충족시키지 못할 경우가 있는데 이 때에는 (2) 식과 같이 y_t 의 차분변수의 시차변수를 설명변수로 포함시키면 백색잡음(white noise)인 오차항을 얻을 수 있는데 이를 ADF (Augmented Dickey - Fuller) 단위근 검정방법이라 한다. ADF검정은 식(2)에서 $\rho = 1$ 이라는 귀무가설을 검정하는 것이다.

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + (\rho - 1)y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim i.i.d \quad (2)$$

어떤 시계열에서 단위근이 존재한다는 점의 경제적 의미는 어떤 시점에서 그 시계열에 충격이 가해졌을 때 그 충격의 효과가 시간이 경과함에 따라 소멸되지 않고 계속 시계열에 영향을 준다는 것이다. 물론 단위근이 없는 시계열에 충격이 주어지면 시간이 경과함에 따라 충격의 영향이 소멸된다.

<표 1>은 '86년 1월부터 '97년 11월까지의 자료를 이용하여 본 모형에 이용될 변수들에 대한 단위근 검정결과를 나타내고 있는데 대상이 된 모든 수준변수들이 단위근을 가지고 있는 것으로 나타났다. 한편, 1차 차분된 변수들에 대해서 단위근 검정을 한 결과 차분변수들은 단위근이 없는 안정적인 시계열인 것으로 나타났다.

<표 1> 단위근 검정결과

| 변 수 명 | D F | A D F ¹⁾ | |
|----------------|-------|---------------------|---------|
| | | 수 준 변 수 | 차 분 변 수 |
| 회사채수익률(LCBR) | -1.57 | -2.14 | -4.58** |
| 소비자물가지수(LCPI) | -1.08 | -1.18 | -5.04** |
| 어음결제액(LBILL) | -2.13 | -1.85 | -5.43** |
| 회사채발행잔액(LCB) | -0.36 | -1.30 | -3.64** |
| 비통화금융기관수신(LDM) | 0.88 | -0.08 | -5.14** |

¹⁾ 4개의 시차(즉, (2)식에서 p = 4)가 사용되었음

*, **, **는 10%, 5%, 및 1% 수준에서 각각 유의함을 나타낸다.

2. 최적시차 검정

VAR모형을 이용하는데 있어서 중요한 문제의 하나는 모형내 시차를 몇 개로 하느냐 하는 것이다. 너무 적은 시차를 택하면 모형의 동태적인 관계를 제대로 파악하지 못하게 되고 너무 많은 시차를 택하게 되면 과다추정(over-parameterization) 과 자료의 손실이라는 문제가 발생하게 된다. 단일

방정식의 최적시차는 Akaike 나 Schwarz Criteria를 이용할 수 있으나 다변수로 된 모형의 최적시차는 Sims (1980)에 의해 제시된 수정우도비검정(Modified Likelihood Ratio Test)를 이용할 수 있다.²⁾

〈표 2〉는 5개의 수준변수로 구성된 VAR모형의 시차검정의 결과를 나타내고 있는데 수준변수는 4개의 시차가 최적임을 보여주고 있다.

〈표 2〉 시차구조 검정결과

| 시 차 구 조 | 수 정 항(c) | 자 유 도 | L(T) | 유 의 수 준 | 결 론 |
|---------|----------|-------|-------|---------|--------|
| 1 vs. 2 | 11 | 25 | 65.06 | 0.00 | 시차 = 2 |
| 2 vs. 3 | 16 | 25 | 43.09 | 0.01 | 시차 = 3 |
| 3 vs. 4 | 21 | 25 | 40.01 | 0.03 | 시차 = 4 |
| 4 vs. 5 | 26 | 25 | 16.68 | 0.89 | 시차 = 4 |

3. 공적분 검정

Engle and Granger(1987)에 의해 도입된 공적분의 통계적 정의는 다음과 같다. 개별적으로는 단위근을 갖는 불안정한 시계열이지만 그들 사이에 안정적인 시계열을 생성하는 선형결합이 존재할 경우 이들 사이의 선형결합 관계를 공적분 관계라고 한다. 이러한 공적분의 경제적인 의미는 변수사이에 장기적으로 안정적인 균형관계가 있다는 것이다. 다시 말해서 한 변수가 어떤 이유에서건 공적분 관계에 있는 다른 변수와의 안정관계가 깨질 경우 이 상태가 장기간 지속되지는 않고 반드시 이전의 안정적인 관계로 회귀한다는 것이다. 따라서 단위근을 가지는 시계열 변수 사이에 공적분 관계가 있는가를 검정하는 것은 경제적으로 이들 변수 사이에 안정적인 균형관계가 있는가를 검정하는 것이 된다. 예를 들어 두 변수 y_t 와 x_t 가 모두 단위근을 가지면 제1단계로 (3)식과 같이 y_t 를 x_t 에 대하여 최소자승법을 이용하여 회귀분석을 한후 제2단계로 그 선형결합 결과 새로이 생성된 잔차항인 ε_t 에 대해서 다시 (4)식과 같이 단위근 검정을 행한다.

$$y_t = c + \beta x_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

2) 실증분석에서 VAR(k)의 차수 k를 정하는 방법은 다음과 같다. 먼저 차분하지 않은 자료를 이용하여 비교하고자 하는 시차로 VAR모형을 추정한다. Sims가 제시한대로 다음의 수정 우도비통계량을 계산한다.

단, T는 유효한 표본관측수, c는 수정항으로 제약이 가해지지 않은 모형에서 각 방정식의 변수의 개수, $|\Sigma_1|$ 과 $|\Sigma_0|$ 는 각각 제약이 가해진 모형과 제약이 가해지지 않은 원래모형의 잔차항의 공분산 행렬식이다. 귀무가설하에서 이 통계량은 제약된 수의 자유도를 가진 χ^2 분포를 따른다.

$$\Delta \varepsilon_t = \rho_1 \varepsilon_t + \sum_{j=1}^4 \rho_{1+j} \Delta \varepsilon_{t-j} + e_t \quad (4)$$

만일 잔차항이 단위근이 없는 안정적인 시계열로 판정되면 두 변수 y_t 와 x_t 사이에는 공적분 관계가 성립하며 벡터 $(1, -\beta)$ 를 공적분 벡터(cointegrating vector)라고 한다. 두 변수간의 공적분 존재유무는 Engle and Granger가 개발한 검정방법을 이용할 수 있으며 다변수(5개까지) 간의 공적분 존재유무는 Engle and Yoo(1987)의 검정방법과 그 임계치(pp. 157-8)를 이용할 수 있다. 그러나 이 방법은 실제로 사용하기에 편리한 점은 있으나 여러 개의 공적분 관계가 있는 경우 이용될 수 없다.³⁾ n개의 변수로 구성된 모형에서는 최대한 n-1개의 서로 독립적인 공적분 관계가 있을 수 있기 때문에 서로 독립적인 공적분 관계의 수가 몇 개인가를 검정하는 것 또한 중요하다. 이때엔 Stock and Watson(1988)이나 Johansen(1988, 1991)의 방법을 이용하여 서로 독립적인 공적분 관계의 수를 정할 수 있다.

Johansen(1988, 1991, 1992abc)과 Johansen and Juselius(1990, 1992, 1994)는 공적분 관계의 수와 모형의 모수들을 최우추정법(MLE)으로 추정하고 검정하는 방법을 제시하였다. 이 방법을 요한슨 공적분검정이라고 부르는데 이는 Dickey-Fuller의 단위근 검정을 다변수 경우로 확장한 것으로 볼 수 있다. 즉, ADF검정에서 AR(1)과정인 단일시계열 y_t 를 $\Delta y_t = (\rho - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t$ 로 다시 나타낼 때 $(\rho - 1) = 0$ 이면 y_t 는 단위근을 갖는 것과 유사하게 n개의 시계열로 구성된 벡터 x_t 가 VAR(1)일 때 이를 $\Delta x_t = (A_1 - I)x_{t-1} + v_t = \Lambda x_{t-1} + v_t$ 로 표현하는 경우 Λ 의 위수(rank)가 0이면 x_t 의 모든 구성 계열들은 적분과정이 되고, Λ 의 위수(rank)가 n이면 x_t 의 모든 구성 계열들은 안정적 과정이 되고, Λ 의 위수(rank)가 $r(0 < r < n)$ 이면 r개의 x_t 의 선형결합이 안정적 과정 즉, r개의 공적분 관계를 갖게 된다.

Johansen의 검정절차를 VAR(k)모형을 통하여 구체적으로 살펴보면 다음과 같다. n개의 시계열로 구성된 벡터 x_t 가 (5)식과 같은 VAR(k)라 하자.

$$x_t = A_1 x_{t-1} + \dots + A_k x_{t-k} + \mu + \varepsilon_t \quad (5)$$

단, x_t 는 $(n \times 1)$ 벡터이고 모든 시계열들은 하나의 간위근을 가지고 있는 I(1)로 가정되며, ε_t 는 정규분포를 따르는 백색잡음 확률과정이다.

이를 다음의 (6)식과 같이 변형하여 다시 나타낼 수 있다.

3) 예를 들어 실제로 독립적인 공적분 관계가 2개 있다고 할 때 Engle-Granger의 방법이 추정한 공적분식은 2개의 서로 다른 공적분 관계식의 추정계수(공적분 베타)의 복잡한 평균치에 불과하다.

$$\Delta x_t = \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta x_{t-k+1} + \Pi x_{t-1} + \mu + \varepsilon_t \quad (6)$$

단, $\Gamma_i \equiv -(A_{i+1} + A_{i+2} + \dots + A_k)$, $i = 1, 2, \dots, (k-1)$, $\Pi \equiv -(I - A_1 - \dots - A_k) = -A(1)$, $\Gamma_1 \dots \Gamma_{k-1}$, Π , μ 등은 추정하여야 할 행렬이나 벡터를 나타낸다. 그리고 $E(\varepsilon_t) = 0$, $E(\varepsilon_t \varepsilon_s') = \Omega$ ($t = s$) 또는 0 ($t \neq s$) 이다.

이 때 n 개의 시계열로 구성된 x_t 간에 r 개의 공적분 관계가 존재한다는 것은 Π 행렬을 다음의 (7) 식과 같이 다시 쓸 수 있음을 의미한다.

$$\Pi = \alpha \beta' \quad (7)$$

단, α 와 β 는 각각 $n \times r$ 행렬로서 α 는 오차수정행렬이고 β 는 r 개의 공적분 벡터로 구성된 행렬이다. 그리고 α 는 모형내의 모든 n 개의 식에 대하여 각각의 공적분 벡터에 부여되는 조정계수 (adjustment coefficient) 행렬로서 이는 각 추정된 균형관계식으로 조정되는 평균속도를 의미하는바 계수가 크면 조정이 신속히 이루어지는 것을 뜻한다.

시계열 x_t 의 모든 장기정보는 (6) 식에서 x_{t-1} 의 계수행렬인 Π 에 나타나는데 Π 의 위수 (rank : r) 가 바로 공적분 관계식의 수가 되며 행렬 Π 의 위수의 크기에 따라 다음의 3가지 경우로 나뉘어진다.

첫째, $r = n$ 인 경우로서 x_t 의 각 수준변수들이 안정적인 함을 뜻하므로 수준변수로써 VAR모형을 설정 추정할 수 있다.

둘째, $r = 0$ 인 경우로서 이는 각 수준변수들이 불안정한 시계열임과 동시에 수준변수간에 장기적인 공적분 관계가 존재하지 않으므로 차분변수로 구성된 VAR모형을 설정하여야 한다.

셋째, $0 < r < n$ 의 경우로서 각 수준변수들이 불안정한 시계열이면서 수준변수간에 r 개의 공적분 관계가 존재하므로 오차수정모형으로 설정하여 추정해야 한다.

Johansen점정방법의 알고리즘을 살펴보면 다음과 같다. 먼저 다음 (8) - (9) 식을 보통최소자승법 (OLS)으로 추정한 후 잔차 \hat{u}_t 와 \hat{v}_t 를 각각 구한다.

$$\Delta x_t = \hat{a}_0 + \hat{A}_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \hat{A}_{k-1} \Delta x_{t-k+1} + \hat{u}_t \quad (8)$$

$$x_{t-1} = \hat{c}_0 + \hat{C}_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \hat{C}_{k-1} \Delta x_{t-k+1} + \hat{v}_t \quad (9)$$

4) Hamilton (1994)의 식 (19.1.35) (p. 579)를 참고할 것.

다음으로 OLS 잔차항 \hat{u}_t 와 \hat{v}_t 를 이용하여 다음의 (10) - (12) 식의 표본공분산행렬을 계산한다.

$$\hat{\Sigma}_{uu} \equiv (1/T) \sum_{t=1}^T \hat{u}_t \hat{u}_t' \quad (10)$$

$$\hat{\Sigma}_{vv} \equiv (1/T) \sum_{t=1}^T \hat{v}_t \hat{v}_t' \quad (11)$$

$$\hat{\Sigma}_{uv} \equiv (1/T) \sum_{t=1}^T \hat{u}_t \hat{v}_t' \quad (12)$$

마지막으로 이들을 이용하여 (13) 식과 같은 $(n \times n)$ 행렬의 특성근 $\hat{\lambda}$ 을 구하고 $\hat{\lambda}_1 > \hat{\lambda}_2 > \dots > \hat{\lambda}_n$ 의 순서로 나열한다.

$$\hat{\theta} = \hat{\Sigma}_{vv}^{-1} \hat{\Sigma}_{vu} \hat{\Sigma}_{uu}^{-1} \hat{\Sigma}_{uv} \quad (13)$$

만일 r 개의 공적분 관계가 존재한다면 $\hat{\lambda}_1 \approx 0, \dots, \hat{\lambda}_r \approx 0$ 그리고 $\hat{\lambda}_{r+1} = \dots = \hat{\lambda}_n = 0$ 가 된다. $\ln(1) = 0$ 이므로 이러한 조건은 $\ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) = \dots = \ln(1 - \hat{\lambda}_n) = 0$ 로 표현할 수 있으며 이 관계가 통계적으로 성립하는 지를 검정하기 위하여 Johansen은 (14)식과 같은 유도비(Likelihood Ratio) 검정통계량을 계산하였다. 그리고 이 통계량은 일반적인 χ^2 -분포를 따르지 않고 비표준분포 형태를 취하므로 시뮬레이션에 의해 분포를 얻는다.⁵⁾

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (14)$$

Johansen 검정방법의 단점은 공적분 벡터와 오차수정항의 곱인 Π 를 추정하는 과정에서 공적분 행렬과 오차수정항의 행렬을 각각 식별해 내는 방법이 유일하게 정해지지 않는다는 것이다. 공적분 행렬을 임의의 행렬로 곱해 변환시켜도 오차수정 행렬에 같은 행렬의 역행렬을 곱하면 수학적으로는 문제가 없기 때문이다. 즉 Π 를 $(r \times r)$ 인 정방행렬 Γ 을 이용해 $\alpha\Gamma \cdot \Gamma^{-1}\beta$ 로 변환시켰다고 해도 수학적으로는 전혀 문제가 없다. 하지만 정방행렬 Γ 이 유일하게 결정되지 않는 한 Π 의 추정치로부터 α 와 β 를 유일하게 식별해내는 것은 불가능해진다. 따라서 이 문제는 변수들 간의 관계에 관한 경제적인 해석에는 자의적인 해석의 여지를 남길 수 있다. 다만 여기서는 회사채 수익률의 예측이 주된 목표이므로 공적분 벡터의 식별문제가 우리의 목적을 달성하는데 큰 장애가 되지는 않을 것으로 생각된다.

5) Johansen and Juselius(1991) 참조할 것.

〈표 3〉은 Johansen검정의 결과를 나타내고 있는데 귀무가설은 공적분 벡터의 수가 r 개보다 작거나 같다이다. 따라서 $H_0 : r = 0$ 인 경우 $\lambda_{\text{trace}}(0) = 99.71$ 로 5% 유의수준과 1% 유의수준에서 각각 기각된다. 또한, $H_0 : r < 1$ 인 경우 $\lambda_{\text{trace}}(1) = 60.14$ 로 5% 유의수준에서는 기각되지만 1% 유의수준에서는 기각되지 않는다. 반면, $H_0 : r < 2$ 인 경우 $\lambda_{\text{trace}}(2) = 34.85$ 로 5% 및 1% 유의수준에서는 기각할 수 없다. 따라서 5% 유의수준에서는 2개의 공적분 관계가 있고 1% 유의수준에서는 1개의 공적분 관계가 있는 것으로 나타났다.

〈표 3〉공적분 계수 검정결과

| 특성근 ($\hat{\lambda}_i$) | 우도비 ($\lambda_{\text{trace}}(r)$) | 5% 임계치 | 1% 임계치 | 귀무가설하 공적분 벡터 수 |
|------------------------------|--|--------|--------|-------------------|
| 0.247744 | 99.70961 | 76.07 | 84.45 | 0** |
| 0.166376 | 60.13935 | 53.12 | 60.16 | 최대 1* |
| 0.124990 | 34.84519 | 34.91 | 41.07 | 최대 2 |
| 0.089121 | 16.28594 | 19.96 | 24.60 | 최대 3 |
| 0.023539 | 3.310985 | 9.24 | 12.97 | 최대 4 |

*, **는 5% 및 1% 수준에서 각각 유의함을 나타낸다.

4. 모형의 설정 및 추정

여러 가지 통계적 검정결과 모든 시계열이 하나의 단위근을 가지고 있고, 또 변수들 간에 공적분 관계가 존재하며 수준변수에서 최적시차는 4인 것으로 밝혀졌다. 공적분 관계에 있는 변수들의 차분변수(Δx_t)로는 유한한 VAR(k) 모형이 존재하지 않지만 오차수정모형으로 표현할 수 있으므로 다음의 (15)식과 같이 오차수정모형을 설정하였다.

$$\Delta x_t = \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \Gamma_2 \Delta x_{t-2} + \Gamma_3 \Delta x_{t-3} + \Pi x_{t-1} + \mu + \varepsilon_t \quad (15)$$

이 모형의 해석은 다음과 같다. 경제주체들이 경제변수들의 움직임을 볼 때 두 가지에 관심을 가진다고 생각할 수 있다. 첫째는 경제변수들이 어느 수준인가 하는 것이고 둘째는 경제변수들이 어떠한 증가율로 변화하고 있는가 하는 것이다. 이렇게 볼 때 오차수정모형의 단기동학을 나타내는 Γ_i ($i = 1, 2, 3$)는 증가율의 변화를, 데이터의 장기균형관계를 나타내는 Π 는 변수들의 수준을 포착해 주고 있다.

오차수정모형을 설정하여 추정하는 방법은 크게 두 가지로 나눌 수 있는데 하나는 Engle and Granger가 제시하고 있는 2단계 추정방법이고 다른 하나는 Stock and Watson(1988) 또는 Johansen(1988)이 제시하고 있는 방법으로 이는 변수 전체를 하나의 체계로 통합해 공적분 벡터의 수와 추정치를 구하는 방법이다. Stock and Watson의 방법은 주성분분석(principal component

analysis)를 이용하여 공동추세를 먼저 추정한 후 공적분의 개수를 사후적으로 결정하고 Johansen의 방법은 최우추정방법(Maximum Likelihood Estimation)을 이용하여 공적분 관계를 추정하고 우도비검정(Likelihood Ratio Test)를 바탕으로 공적분 관계식의 수를 결정한다.

2단계 추정방법은 공적분 벡터가 1개 있을 경우에만 사용될 수 있다. 그러나 일반적으로 공적분 벡터는 n 개의 변수가 있을 경우 최대한 $(n-1)$ 개까지 존재할 수 있기 때문에 3개 이상의 변수로 구성되는 모형에서는 2단계 추정방법이 적합하지 않을 수도 있다. 따라서 본 논문에서 이용되는 5개 변수로 구성된 오차수정모형에서는 공적분 벡터의 추정을 위해 전체를 하나의 체계로 통합해 공적분 벡터의 수와 추정치를 구하는 방법을 사용해야 하는데 여기서는 그 중의 하나인 Johansen방법을 사용하였다.⁶⁾

다음으로, 1986년 1월부터 1997년 11월까지의 월별자료를 이용하여 (15)식의 오차구성모형을 추정한 결과를 살펴보자. 앞서 공적분 검정에서 공적분 관계식의 수는 하나 또는 두 개인 것으로 밝혀졌는데 우리는 금리의 결정요인에 관심을 가지고 있으므로 공적분 관계식을 하나인 것으로 잠정적으로 결론을 내리고 공적분 관계를 추정하고 이자율에 대해 정규화한 결과가 (16)식과 같은데 그 부호가 경제이론에서 예상한대로 나타났다.

$$LCBR_t = -23.1 + 6.41 LHPI_t + 0.71 LBILL_t + 1.82 LCB_t - 2.79 LDM_t \quad (16)$$

Johansen기법에서는 공적분 관계의 추정과정에서 공적분 계수 r 이 결정되면 주어진 r 값을 가지고 단기동학과정을 나타내는 계수행렬 Γ_i ($i = 1, 2, 3$)와 상수항(μ)이 함께 추정되는데 경제적으로 해석하기가 어려우므로 그 추정결과와 보고는 생략한다.

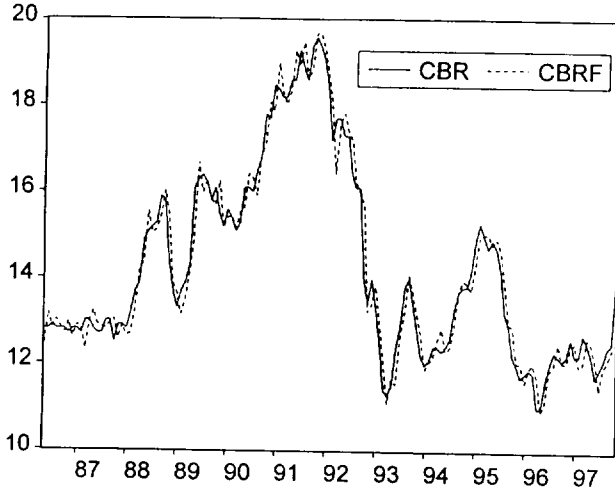
또한, 균형상태로 돌아가게 하는 평균속도를 나타내는 조정계수 α 와 공적분 벡터 β' 의 곱으로 표시되며 자료의 장기균형관계를 나타내 주는 계수행렬 Π 는 다음과 같다.

$$\Pi = \begin{vmatrix} -0.0056 & 0.036 & 0.004 & 0.01 & -0.016 \\ -0.0004 & 0.0026 & 0.0003 & 0.0007 & -0.0011 \\ -0.0078 & 0.05 & 0.0055 & 0.0142 & -0.022 \\ 0.0018 & -0.0115 & -0.0013 & -0.0033 & 0.005 \\ 0.0045 & -0.0289 & -0.0032 & -0.0082 & 0.0126 \end{vmatrix}$$

한편 (15)식으로 추정된 오차수정모형이 얼마나 설명력이 있는지는 알아보기 위해 표본기간 동안의 실제치와 모형에 의해 추정된 추정치를 그려보았는데 금리만 중심으로 살펴보면 <그림 1>에서 보여주고 있듯이 86년 1월부터 99년 11월까지의 추정치(CBRF)가 실제치(CBR)를 잘 추적하고 있을 뿐만 아니라 전환점도 잘 포착하고 있다.

6) 이에 대한 자세한 설명은 Enders(1995)의 chapter 6을 참고할 것.

〈그림 1〉 회사채수익률의 실제치와 추정치



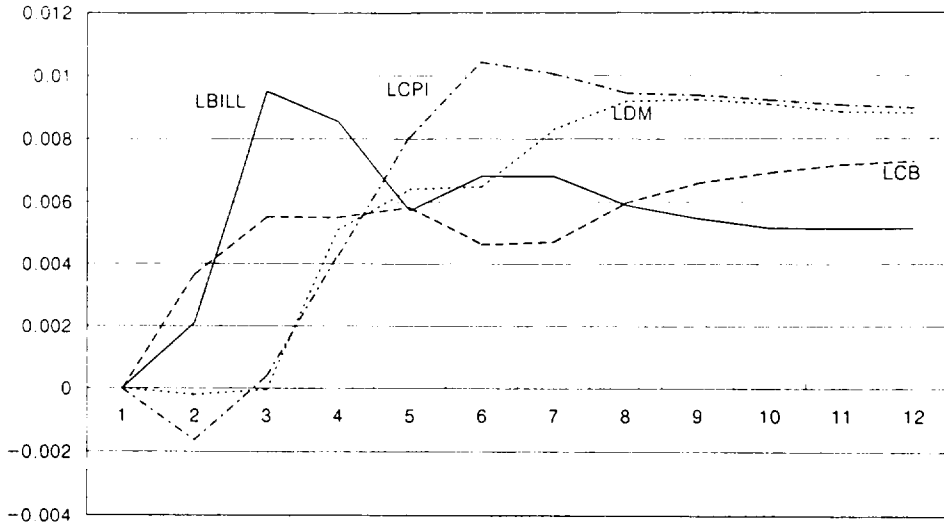
V. 충격반응 및 결정요인의 중요도

1. 충격반응

경제환경의 변화로 어느 한 경제변수가 변했을 때 그 경제변수의 변화가 시간이 흐름에 따라 관련이 있는 다른 경제변수들에게 어떻게 파급되어 가는 나타내 주는 것을 충격반응함수(impulse responses function)라고 한다. 즉, 충격반응함수란 경제에 예상치 못한 변화(충격)가 주어졌을 때, 모형내의 모든 변수들이 시간이 흐름에 따라 어떻게 각 충격에 반응하는 가를 나타내 주는 것이다. 한편, 분석에서 사용되는 변수들은 보통 서로 다른 단위로 측정되므로 경우에 따라서는 단위충격을 각 변수마다 동일하게 1단위로 주는 것보다 1 표준편차만큼의 충격효과를 추적하는 것이 바람직하다.

〈그림 2〉는 오차수정모형에서 소비자물가지수(LCPI), 어음결제액(LBILL), 회사채발행잔액(LCB), 비통화금융기관수신(LDM) 등의 교란요인에 자신의 표준편차만큼의 크기로 충격이 주어졌을 때 회사채수익률이 시간에 걸쳐 반응하는 경로를 나타내 주고 있다. 어음결제액과 회사채발행잔액의 변화는 1개월 이후부터 바로 회사채수익률을 상승시키며 1년 정도 지나면 회사채 수익률은 새로운 균형으로 수렴하는 것으로 나타났다. 소비자물가지수의 변화는 2개월까지는 회사채수익률을 하락시키다가 3개월 이후부터는 상승시키며 역시 1년 정도 지나면 회사채 수익률은 새로운 균형으로 수렴한다. 비통화금융기관수신의 변화는 3개월까지는 회사채수익률에 거의 영향을 주지 못하다가 4개월 이후부터는 상승시키며 역시 1년 정도 지나면 회사채 수익률은 새로운 균형으로 수렴한다.

〈그림 2〉 회사채수익률의 각 충격에 대한 반응



2. 결정요인의 중요도

예측오차의 분산분해 (forecasting error variance decompositions)란 한 변수의 변화를 설명함에 있어 모형내 각 충격이 설명하는 비율로 표시한 것이다. 따라서 예측오차의 분산분해를 이용하면 한 변수의 변화를 설명함에 있어 모형내 각 변수들의 상대적 중요도를 측정할 수 있다. 회사채수익률의 변화를 모형내 각 변수가 각각 어느 정도 설명하는 지는 회사채수익률의 예측오차 분산분해를 보면 된다.

〈표 4〉는 회사채수익률의 예측오차 분산분해를 나타내 주고 있다. 〈그림 2〉의 충격반응함수에 따를 경우 충격이 있는 후 12개월 정도 지나면 다시 균형으로 회복되는 것으로 나타났는데 이 균제상태에서 회사채수익률에 영향을 주는 요인들의 중요도를 살펴보면 회사채수익률은 자기자신의 변화에 약 90% 정도 설명되고 있다. 나머지 변수들의 중요도는 1.55%에서 2.91%로 거의 비슷한 것으로 나타났다.

〈표 4〉 회사채수익률의 예측오차 분산분해

| 개 월 후 | LCBR | LCPI | LBILL | LCB | LDM |
|-------|-------|------|-------|------|------|
| 3 | 97.20 | 0.06 | 1.87 | 0.87 | 0.00 |
| 6 | 94.38 | 1.61 | 2.04 | 1.07 | 0.90 |
| 8 | 92.42 | 2.54 | 1.93 | 1.24 | 1.87 |
| 12 | 91.41 | 2.91 | 1.77 | 1.55 | 2.36 |

Ⅵ. 요약 및 결론

본 논문의 문제의식은 두 가지로 나뉘어 진다. 첫째는 기존의 연구들에서는 회사채 유통수익률을 경제 전체의 평균적 이자율에 대한 근사치로 보고 이자율 수준의 결정이론을 회사채 유통수익률의 결정 모형에 그대로 적용하였는데 본 연구에서는 회사채 유통수익률은 회사채 유통시장의 수급에 의해 결정된다는 관점에서 회사채 유통시장의 수급에 영향을 주는 주요 변수들로 모형을 설정하였다 는 점이다. 둘째는 통계적인 모형 설정방법에 관한 것이다. 전통적인 다중선형회귀모형은 가성회귀의 문제가 발생한다. 뿐만 아니라 모형에 포함된 변수에 대한 단위근 및 공적분 검정 결과 모든 시계열 변수가 불안정적인 반면 강한 공적분 관계를 가진다는 점이 확인되어 통상적인 VAR모형 역시 적절한 모형이 될 수 없다. 따라서 본 연구에서는 최근에 와서 소개되기 시작한 다변수 공적분 기법을 적용하여 오차구성모형을 설정하고 추정하였다. 모형의 추정결과 설명력이 상당히 높은 것으로 확인되었다.

회사채수익률에 영향을 주는 변수에 충격이 주어졌을 때 회사채수익률이 시간에 걸쳐 반응하는 경로를 충격반응함수를 이용해 살펴보았는데 모든 변수들이 1-4개월 이후부터 회사채수익률을 상승 시키며 1년 정도 지나면 그 영향이 소멸되는 것으로 나타났다. 또한 회사채수익률의 변화를 모형내 각 변수가 각각 어느 정도 설명하는 지를 회사채수익률의 예측오차 분산분해를 이용해서 살펴보았는데 균제상태에서 회사채수익률은 자기자신의 변화에 약 90% 정도 설명되고 있으며 나머지 변수들의 중요도는 1.55%에서 2.91%로 거의 비슷한 것으로 나타났다.

본 연구는 다음과 같은 몇 가지 한계점을 가지고 있으며 향후 이 점에 대한 추가적인 연구가 이루어져야 할 것이다.

첫째, 이론적 뒷받침의 부족이다. 회사채 유통시장의 수급에 대한 보다 명시적이고 구체적인 분석이 결여되어 있어 VAR모형은 이론에 근거하지 않은 모형이라는 일반적인 비판을 본 논문 역시 피하기는 어렵다. 따라서 이 문제에 대한 연구가 보충되어야 할 것이다. 다만 현실을 정형화시킨 것이 이론이라고 한다면 본고에서 고려한 변수들이 일반적으로 회사채 유통시장에 참여하는 많은 투자자들 사이에서 수급의 결정요인으로 받아들여지는 변수들이라는 점에서 볼 때 나름대로의 근거는 있다고 할 수 있다.

둘째, 본 논문에서는 장기적인 기간을 두고 회사채 수익률에 영향을 주는 요인들이 배제되어 있다. 특히 실물경기의 움직임 모형에 제대로 반영되지 못했다.

셋째, 모형의 보완과 관련되는 문제로써 모형에 약외생 변수나 선결 변수(pre-determined

variable)를 추가하여 모형의 설명력을 높일 수 있을 것이다.

넷째, 우리 나라가 소국개방경제이며 IMF이전까지는 국제금리 및 환율의 변화가 국내금융시장에 미치는 영향이 크지 않다고 생각되어 모형에서 고려하지 않았으나 앞으로 금융의 개방화·국제화가 진전됨에 따라 이들 변수의 중요성도 증대될 것으로 예상되어 이들 변수를 모형 내에 포함시키는 것도 고려할 필요가 있다.

참 고 문 헌

- 김동원·함정호, “금리상승현상의 원인과 금리안정의 과제”, “금융경제연구 제42호, 1992. 3, 한국은행 금융경제연구소.
- 김명직·장국현, 「금융시계열분석」, 경문사, 1998.
- 김양우, “Johansen 공적분 기법에 의한 시계열분석”, 업무참고자료 제3호, 1992. 5, 한국은행.
- 김영백·강지광, “공사채 유통시장의 구조변화와 육성방향”, 조사통계월보, 1990. 7, 한국은행.
- 박재윤, 「화폐금융원론」, 박영사, 1981.
- 전성인, “통화, 물가, 명목임금의 장단기 동학에 관한 연구”, 한국개발연구, 1992 봄, 한국개발연구원
- 함정호·최운규, “우리나라의 금리결정요인 분석”, “조사통계월보”, 1991. 3, 한국은행.
- 홍갑수, “우리나라 물가변동과 임금, 통화, 성장의 관계분석”, 조사통계월보, 1990. 5, 한국은행.
- Bernanke, B., 1985, “Alternative Explanations of the Money - Income correlation”, *Carnegie - Rochester Conference series on Public Policy* 25.
- Darby, M. R., 1975, “The Financial and Tax Effects of Money Policy on Interest Rates,” *Economic Inquiry*.
- Dickey, D. A. and W. R. Fuller, 1979, “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Journal of the American Statistical Association* 74.
- Dickey, D. A., and W. R. Fuller, 1981, “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Econometrica* 49.
- Edwards, S. and M. S. Khan, 1985, “Interest Rate Determination in Developing Countries,” *IMF Staff Paper*.
- Enders, W., 1995, *Applied Econometric Time Series*, Wiley, New York.
- Engle, R. F. and B. S. Yoo, 1987, “Forecasting and Testing in Cointegrated Systems,” *Journal of Econometrics* 35.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger, 1987, “Cointegration and Error Correction : Representation, Estimation and Testing,” *Econometrica* 55.
- Fuller, W. A., 1976, *Introduction to Statistical Time Series*, John Wiley, New York.
- Granger, C. W. J., 1989, “Forecasting in Business and Economics (2nd ed.)”, Academic Press.
- Hamilton, J., 1994, *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton, N. J.
- Hoffman, D. L. and D. E. Schlagenhauf, 1985, “Real Interest Rates, Anticipated Inflation and Unanticipated Money : A Multi - Country Study,” *Review of Economics and*

Statistics.

- Johansen, S. , 1988, "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control* 12.
- Johansen, S. , 1991, "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrics* 59.
- Johansen, S. , 1992a, "Determination of Cointegration Rank in the Presence of a Linear Trend," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54.
- Johansen, S. , 1992b, "Cointegration in Partial System and the Efficiency of Single Equation Analysis," *Journal of Econometrics* 52.
- Johansen, S. . 1992c, "Testing Weak Exogeneity and the Order of Cointegration in UK money Demand," *Journal of Policy Modeling* 14.
- Johansen, S. and K. Juselius, 1990, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - with Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52.
- Johansen, S. and K. Juselius, 1992, "Testing Structural Hypothesis in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK," *Journal of Econometrics* 53.
- Johansen, S. and K. Juselius, 1994, "Identification of the Long - run and the Short - run Structure : An application to the ISLM model," *Journal of Econometrics* 63.
- Melvin, M. , 1983, "The Vanishing Liquidity Effect of Money on Interest : Analysis and Implications for Policy", *Economic Inquiry*.
- Nelson, C. R. and C. I. Plosser, 1982, "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series," *Journal of Monetary Economics* 10.
- Sims, C. A. 1980, "Macroeconomics and Reality", *Econometrica* 48.
- Stock, J. H. and M. W. Watson, 1988, "Testing for Common Trends," *Journal of the American Statistical Association* 83.
- Wilcox, J. A. , 1983, "Why Interest Rates So Low in the 1970's," *American Economic Review*.