金融機關 貸出金利의 決定模型에 關한 研究

金　星　勳

본 연구는 우리나라 상황에서 적용 가능한 금리의 기간구조모형을 사용하여 기간경과에 따른 금리의 변동과 신용위험을 고려한 만기별 대출금리를 결정하는 방법을 제시하고 있으며, 이를 위하여 금리의 주요 구성요소인 기간프리미엄과 신용위험프리미엄을 분석하였다. 기간프리미엄을 측정하기 위하여 본 연구는 CIR (Cox, Ingersoll and Ross) 모형 외에도 이의 수정모형들을 제시하였으며, 이들 모형에 기초하여 기간프리미엄뿐만 아니라 조기상환옵션이 있는 경우 이를 고려한 가산 금리를 측정하는 방법을 제시하였다. 또한 대출수요자인 기업의 특이적 상황을 반영한 신용위험프리미엄을 계산하기 위하여 기업의 자금수요함수를 기초로 가산금리를 산출하는 균형모형을 제시하였다. 이러한 대출금리 구성요소들은 금융기관, 특히, 은행의 조달자금 한계비용이라고 할 수 있는 CD금리를 기초로 실증적으로 측정되었다.

1. 序　論

금융기관들의 경쟁력은 새로운 금융상품의 개발과 제시를 통해 얼마나 효과적으로 시장의 필요에 부응할 수 있는가의 여부에 달려 있다. 그러나 국내 금융기관들의 경우에 특히 문제가 되는 것은 이러한 금융상품의 가격 결정을 위한 충분한 도구가 개발되어 있지 못하다는 것이다. 이로 인해 금융기관들은 새로운 상품을 개발하는 데 어려움을 겪고 있을 뿐만 아니라, 새로운 금융상품을 개발한다고 해도 관련 거래로 인하여 오히려 큰 손실을 보는 경우가 허다하다. 이렇게 국내 금융기관들은 금리에 민감한 금융상품 관리능력이 부족할 뿐만 아니라, 이 때문에 프라임레이트 등 시장금리에 연동된 단기 변동금리 위주의 대출을 선호하고 있는데, 이는 결과적으로 금리위험을 고객에게 전가하기 위한 것으로 이해할 수 있다. 이것은 결국 기업들이 장기 시설투자를 위한 자금을 단기로 조달하여 이를 롤-오버(roll-over)하는 관행을 낳고, 경기순환에 따라 기업의 자금압박을 가중시켜 경쟁력을 떨어뜨리는 요인이 되고 있다. 이러한 상황에서도 아직 국내에서는 이들 금융기관들에게 금융상품의 가격결정에 대한 지침을 제시해 줄 수 있는 金利期間構造(term structure of interest rates)의 추정이나 이를 토대로 한 금리결정 등에 관한 본격적인 연구가 거의 없는 실정이다. 이러한 문제와 관련하여 본 연구의 목적은 우리나라 상황에서 적용 가능한 금리의 기간구조모형을 적용하여 기간경과에 따른 금리의 변동과 신용위험을 고려한

만기별 대출금리를 결정하는 방법을 제시하려는 데 있다.

금융기관 대출금리 결정을 위해 이용될 수 있는 기존의 연구들은 크게 두 가지로 분류할 수 있다. 첫 번째 유형의 연구들은 무위험채권의 가격결정모형을 다루는데, 이 경우 대출채권을 무위험채권으로 간주하고 대출채권의 만기와 부가되는 옵션을 고려하여 가격 및 금리를 계산하고 있다. 이러한 무위험채권의 가격결정모형들은 다시 금리가 경제내 균형소득의 確率過程(stochastic process)을 따른다는 가정하에 채권의 가격을 도출하는 Vasicek(1977), Brennan and Schwartz(1977) 및 CIR〔Cox, Ingersoll and Ross(1985)〕류의 均衡模型(equilibrium model)이나 일정한 확률과정을 따르는 현물금리 또는 선물금리를 전제로 무차익조건하의 가격결정을 유도하는 Ho and Lee(1986) 및 HJM〔Heath and Jarrow and Morton(1992)〕류의 無差益模型(no arbitrage model)으로 구분할 수 있다. 그러나 이러한 무위험채권 가격결정모형들을 그대로 금융기관 대출채권의 금리결정에 이용하는 경우 당해 대출채권의 부도가능성, 즉, 신용위험을 고려하지 못함으로써 금리가 낮게 산출되며, 이러한 편차를 바로잡기 위해 추가적으로 부도가능성을 고려한 신용위험프리미엄을 조정하여야 하는 문제가 있다.

대출채권 금리결정을 위해 이용될 수 있는 두 번째 유형의 연구들은 이와 같은 문제를 해결하여 부도가능성을 고려한 위험채권의 가격결정모형들을 다루는데, 이 유형의 모형으로는 Merton(1974), Black and Cox(1976)류의 모형이나 Longstaff and Schwartz(1995)류의 모형, 그리고 Jarrow and Turnbull(1995), Jarrow and Lando and Turnbull(1997)류의 모형 등을 들 수 있다. Merton 및 Black · Cox류의 모형에서는 위험채권을 기업의 자산에 대한 청구권으로 보고 만기에 자산가치가 부채가치에 미달할 때 부도가 발생하는 것으로 인식하며, 채무불이행시 지급우선순위는 사전에 알려져 있는 것으로 가정한다. 이 경우 만기에 금융기관의 회수액은 기업의 자산가치와 부채가치 중 작은 값이 되며, 반대로 기업의 가치는 부채가치를 행사가격으로 한 기업 자산에 대한 콜옵션의 가치가 된다. 따라서 당해 기업에 대한 대출채권의 가치는 기업의 자산가치에서 동 콜옵션의 가치를 뺀 차액이 되는데, 이들 모형은 Black and Scholes(1973)류의 자산가치 확률과정에 대한 가정하에 콜옵션의 가치와 대출채권의 가치를 산출하고 있다. 실제로 이러한 모형을 적용하기 위해서는 무엇보다 기업의 자산가치와 그 확률과정을 관측할 수 있어야 하는데, 이는 결코 용이한 일이 아니다. 또 신규 대출채권의 가치를 평가하기 위해서는 기업의 모든 부채간 우선 순위가 사전에 알려져 있어야 하며, 부채별 상환액과 상환조건들을 파악하여야 하는데, 금융기관의 입장에서 이는 어려울 뿐만 아니라 실용적이지 못하다는 문제가 있다.

Longstaff · Schwartz류의 모형은 Vasicek류의 무위험이자율 확률과정의 구조와 Black ·

Scholes류의 자산가치 확률과정을 전제로 부도가능성을 고려한 위험자산의 가치를 산출하는데, 이와 관련하여 동 모형은 금리의 구성요소인 기간프리미엄과 신용위험프리미엄을 동시에 결정한다. 그러나 이러한 접근법에서는 자산가치 및 무위험이자율이 사전적으로 가정한 특수한 형태의 확률구조를 따르는 경우에만 그 이론적 해(solution)로서 도출된 채권의 가격이 적정하다고 할 수 있을 것인데, Vasicek이나 Black · Scholes류보다 더 일반화된 확률구조나 다른 유형의 확률구조를 가정할 경우 해를 구하기가 용이하지 않다는 문제가 있다.

한편, Jarrow · Turnbull 및 Jarrow · Lando · Turnbull류의 모형은 무위험이자율 및 이에 근거한 기간프리미엄이 이미 제시되어 있다고 가정하며, 신용등급의 時系列的 轉移(transition)가 마아코프 체인(Markov chain)을 따른다고 가정하여 등급별 · 경과기간별 부도발생확률을 산출한다. 동 모형은 이렇게 산출된 등급별 부도발생확률을 기초로 무차익 조건하의 등급별 신용위험프리미엄을 계산하는데, 이 점에서 동 모형은 무차익 신용위험프리미엄 결정모형이라 할 수 있다. 금융기관이 용이하게 얻을 수 있는 信用等級(credit rating) 정보를 이용하여 부도가능성을 고려한 신용위험프리미엄을 산출한다는 점에서는 다른 유형의 모형보다 일견 실용적인 접근법이라 할 수 있을 것이다. 또 무위험이자율 및 기간프리미엄에 관하여는 앞서 언급된 CIR류의 균형모형이나 HJM류의 무차익모형 등 어느 유형의 모형과도 양립될 수 있다는 점에서 신축적이다. 그러나 이러한 무차익 신용위험프리미엄은 무차익이라는 단어에 의미가 함축되어 있는 것처럼 금융기관의 입장에서 이익을 최대화할 수 있는 최적 신용위험프리미엄은 아니라는 점을 유의할 필요가 있다. 즉, 이러한 금리결정 방식은 그 실용성과 신축성에도 불구하고 금융기관이 설정할 최적금리의 지표로서는 한계가 있다.

이러한 문제를 해결하기 위한 대체적 방법으로서 본 연구에서는 차입자, 즉, 기업의 자금수요함수를 기초로 부도가능성을 고려한 신용위험프리미엄을 결정하는 균형모형을 제시하였다. 이 모형은 Jarrow · Turnbull 및 Jarrow · Lando · Turnbull류의 모형과 마찬가지로 무위험이자율과 그에 기초한 기간프리미엄을 이미 주어진 것으로 가정하는 2단계 대출금리구성요소 결정모형이라 할 수 있는데, 기초금리의 확률과정과 기간프리미엄의 결정을 위해 CIR류 및 이의 수정모형들을 적용하였다. 본 연구의 실증분석을 위해서는 은행 등 국내 금융기관들의 조달자금 한계비용으로서 양도성예금증서, 즉, CD의 유통수익률을 이용하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 다음의 제2장에서는 대출금리의 구성요소인 기간프리미엄과 신용위험프리미엄을 분석하였다. 기간프리미엄의 분석을 위하여 CIR류의 균형모형

을 가정하였으며, 조기상환옵션(early redemption option)이 존재하는 경우도 고려하였다. 신용위험프리미엄의 분석에서는 기업의 자금수요함수를 전제로 하고 있는데, 이의 실무적 적용을 위하여 자금수요함수에 대한 단순화 가정하에 최적 가산금리를 도출하였다. 본 연구의 제3장에서는 실증적으로 과거 1991년 3월부터 1999년 6월까지 관측된 우리나라의 월별 CD유통수익률 자료를 이용하여 CIR 모형 및 이의 수정모형들을 추정하고, 이를 기초로 만기별 기간프리미엄을 고려한 대출금리를 계산하였으며, 또 일정 수준의 부도발생확률과 회수율에 대한 가정하에 신용위험프리미엄 및 이를 고려한 대출금리를 산출하였다. 결론은 제4장에 제시되어 있다.

2. 貸出金利 決定模型

2.1. 期間프리미엄의 決定

대출금리의 구성요소로서 기간프리미엄(term premium)을 계산하기 위해서는 먼저 금리의 기간구조를 파악하여야 한다. 금리의 기간구조는 흔히 收益率曲線(yield curve)이라고도 하는데, 이는 만기별 채권의 수익률 변화를 보여 준다. 효율적 시장에서는 수익률곡선으로부터 도출되는 先渡金利(forward interest rate)가 미래의 現物金利(future spot rate)에 대한 현재의 기대를 반영한 것으로서 만기별 대출금리가 수익률곡선에 근거하여 이루어질 때 差益去來(arbitrage)의 기회는 존재하지 않게 된다. 이러한 점에서 효율적 시장에서는 선도금리와 미래 현물금리가 긴밀한 상관관계를 가질 것으로 기대되며, 선도금리에 기초하거나 미래 현물금리의 예측에 기초하여 만기별 대출금리를 결정할 수 있을 것이다.

그러나 우리나라의 경우 채권의 만기가 수익률곡선을 추정하기에 충분할 만큼 다양하지 않을 뿐만 아니라 발행종목의 표준화가 미흡하고, 채권금리의 기준이 되는 국채금리의 경우 1993년 11월의 금리자유화 2단계에서 자유화되었지만 유통시장이 충분히 발달되어 있지 않아 효율적인 가격 형성에 문제가 있는 것으로 지적되고 있다.[(1)] 또 과거의 금리기간구조에 대한 실증연구들은 스프라인(spline)방식 등을 이용한 수익률곡선의 추정이나 금리의 기간구조를 설명하는 데 있어 期待假說(expectation hypothesis)의 타당성 검증에 초점을 맞추어 왔지만,[(2)] 위에서 언급한 우리나라 채권시장의 미발달로 수익률곡선을 추정하

(1) 우리나라 국채발행 및 유통시장의 현황과 문제점에 관해서는 박경서 · 연강흠 · 오창석 · 우영호 · 이광수(1997)를 참조할 것.

(2) 스프라인방식 등을 이용한 수익률곡선의 추정에 관해서는 조현태(1990), 김동회(1990), 석희관(1992) 및 정유신 · 최석원 · 남기주(1993)의 연구를, 또 금리기간구조의 기대가설 검증에 관해서는 허화 · 김동회(1991), 김세진 · 이증락(1994), 정한영(1995) 및 김진호(1995)의 연

는 것이 용이하지 않을 뿐만 아니라, 또 기대가설을 검증하기 위해 현물금리와 선도금리의 상관관계를 분석하는 기존의 실증연구와 그 결과가 수익률곡선이 미래 금리 변동에 대한 현재의 기대를 반영한 것이 아니라는 점을 직접적으로 입증하는 것도 아니다. 현실적으로 수익률곡선의 추정과 관련된 어려움이나 不偏先渡金利(unbiased forward rate) 측정상의 문제 때문에 본 연구에서는 금리기간구조의 均衡模型(equilibrium model)에 기초하여 기간금리의 결정모형을 분석한다.

이러한 균형모형은 현물금리 r_t가 시점 t의 경제여건을 반영한 균형금리 θ_t에 平均回歸(mean reversion)하는 구조를 갖고 있는데, 이는

$$dr_t = a(\theta_t - r_t)dt + \sigma r_t^{\alpha} dZ_t \tag{2.1}$$

로서 표현된다. 여기서 a는 평균회귀의 속도를 결정하는 모수로서 비음(non-negative)의 값을 갖는다. a가 1일 때에는 현물금리 r_t가 균형금리로 즉시 평균회귀하는 경우이며, a가 1 미만일 때에는 r_t의 균형금리로의 평균회귀가 충분히 이루어지지 않는 過小反應(underreaction)의 경우인 반면, a가 1보다 클 때에는 균형금리로의 이동이 정도 이상으로 이루어지는 過剩反應(overreaction)의 경우를 나타낸다. 또 위의 식에서 현물금리 변동 dr_t의 분산은 $\sigma^2 r_t^{2\alpha}$인데, 그 크기는 금리 r_t 수준의 영향을 받는다.

이러한 균형모형의 대표적인 예로는 Cox · Ingersoll · Ross의 모형(CIR모형)을 들 수 있는데, 이 경우 θ_t는 일정한 θ값을 갖는 장기 균형금리이며, α가 0.5의 값을 갖는 제곱근 확률과정의 경우에 해당한다. 또 θ_t가 일정한 값을 가지며 α가 0일 때에는 Vasicek의 Ornstein · Uhlenbeck 확률과정의 경우이며, θ_t가 일정한 값을 가지며 α가 1일 때에는 Brennan · Schwartz의 모형으로 금리변동성이 금리수준에 매우 민감한 경우에 해당하고, θ_t가 0이며 α가 1일 때에는 Black · Scholes의 Brownian 확률과정를 나타낸다.

금리가 식 (2.1)의 프로세스를 따를 때 만기 T에 1원을 지급하는 채권의 현가 $P_{0,T}$는 $E_0[\cdot]$가 현재, 즉, 시점 0에서의 기대연산자를 표시할 때

$$P_{0,T} = E_0[e^{-\int_0^T r_s ds}] \tag{2.2}$$

와 같이 나타낼 수 있으며, 보다 일반적으로 매기말 (100 × c)%의 이자를 지급하는 利票

구를 참조하시오.

債(coupon bond)의 가격 $P^c_{0,T}$는

$$(2.3) \qquad P^c_{0,T} = E_0\Big[\sum_{t=1}^{T} c \cdot e^{-\int_0^t r_s ds} + e^{-\int_0^T r_s ds}\Big]$$

와 같이 표현될 수 있다. 금융기관 대출은 이러한 이표채의 경우보다 다양한 옵션과 현금흐름을 부가하여 결정될 수 있는데, 본 연구에서는 분석의 편의상 현재의 대출액이 만기에 회수되며, 대출기간 동안 매기말 고정금리부로 이자를 지급하는 경우를 가정하며, 이 경우 식 (2.3)에 의한 이표채의 가격 $P^c_{0,T}$는 만기 T에 회수되는 금액인 1원과 일치하도록 금리가 결정된다. 이러한 금리 c와 현재의 금리 r_0의 차이, 즉, $(c-r_0)$가 만기 T인 동 대출에 적용되는 기간프리미엄이 된다.

이러한 기간프리미엄은 早期償還危險(early redemption risk)이 없는 대출의 경우를 전제로 하고 있다. 조기상환위험이란 장차 시장금리가 하락하는 경우 채무자가 보다 낮은 금리로 신규차입을 하고 기존의 고금리채무를 상환함으로써 금융기관이 고정금리부 대출에 대해 기존의 높은 고정금리를 보장받지 못할 위험을 말한다. 다시 말해 고정금리부 대출의 경우에 금융기관은 금리가 상승하는 경우에는 과거에 이루어진 저금리의 대출채권을 보유해야 하지만, 장차 금리가 하락하는 경우에는 고금리채권을 조기상환 받음으로써 높은 고정금리에 의한 수익을 보장받을 수가 없게 되는 것이다. 따라서 대출금리를 결정할 때 사전에 이러한 조기상환위험을 충분히 고려하는 것이 중요하다. 이러한 조기상환위험이 대출금리에 미치는 영향을 보기 위해서는 먼저 조기상환의 선택권, 즉, 조기상환옵션의 가치를 계산하여야 한다. 만기가 T이며 매기말 $(100 \times c)\%$의 이자를 지급하는 이표채의 t시점에서의 가격 $P^c_{t,T}$가

$$(2.4) \qquad P^c_{t,T} = E_t\Big[\sum_{\tau=t+1}^{T} c \cdot e^{-\int_t^\tau r_s ds} + e^{-\int_t^T r_s ds}\Big]$$

라고 할 때 조기상환옵션의 가치 $ERO_{0,T}$는 조기상환시 상환액이 X일 때

$$(2.5) \qquad ERO_{t,T} = Max(E_t[ERO_{t+1,T} \cdot e^{-\int_t^{t+1} r_s ds}],\ P^c_{t,T} - X)$$

의 確率 動態 關係式(stochastic dynamic equation)에 의해 도출될 수 있다. 이로부터 조기

상환위험을 고려한 T기간 대출금리는

$$P^c_{0,T} + ERO_{0,T} = E_0\Big[\sum_{t=1}^{T} c \cdot e^{-\int_0^t r_s ds} + e^{-\int_0^T r_s ds}\Big] \tag{2.6}$$

을 만족시키는 c가 된다

2.2. 信用危險프리미엄의 決定

대출금리의 기본적 구성요소로서 기간프리미엄 이외에도 기업 등 채무자의 신용위험에 따른 신용위험프리미엄이 있는데, 여기서는 대출손실확률을 기초로 대출금리의 결정 문제를 분석하고자 한다.(3) 이를 위해 非陰(non-zero)의 $\alpha_{i,T}$에 대해 은행은 대출금리($r^L_{i,T}$)를 $c + \alpha_{i,T}$로 설정하며, 이에 따른 대출(L)액의 기대치는

$$Q^L_{i,T} = q_{i,T} P(c + \alpha_{i,T} \le r^s_{i,T}) \tag{2.7}$$

의 관계식에 의해 결정된다고 가정하자. 여기서 $q_{i,T}$는 기업 i의 만기 T까지의 대출액을 나타내며, $r^s_{i,T}$는 기업의 機會費用率(reservation rate)로서 가령 동 금액을 타금융기관으로부터 조달하는 경우 적용되는 금리이다. 그러므로 $P(c + \alpha_{i,T} \le r^s_{i,T})$는 은행이 적용하는 대출금리가 $r^s_{i,T}$보다 작을 확률을 나타내며, T기간 대출에 소요되는 자금은 금리 c로 항상 조달이 가능하다고 가정된다. 이 때 이미 승인된 기업 i의 T기간 대출의 기대치 $Q^L_{i,T}$에 따른 은행의 기대수익($W^L_{i,T}$)은 $p^e_{i,T}$가 동 대출에 대한 대출손실확률의 기대치를 나타낼 때

$$\begin{aligned} W^L_{i,T} = {} & (1 + c + \alpha_{i,T})(1 - p^e_{i,T})Q^L_{i,T} + rc_{i,T}p^e_{i,T}Q^L_{i,T} \\ & - (1 + c)\, Q^L_{i,T} - m(1 + c + \alpha_{i,T} - rc_{i,T})Q^L_{i,T}\sigma_{p_{i,T}} \end{aligned} \tag{2.8}$$

이 된다.

따라서 기대수익을 극대화하는 최적 가산금리 $\alpha^*_{i,T}$는 기대대출액($Q^L_{i,T}$)을 식 (2.7)에 따라 $q_{i,T}P(c + \alpha_{i,T} \le r^s_{i,T})$로 바꾸고 1차미분을 취하여 0으로 놓아

(3) 기존의 대출금리나 가산금리의 결정에 관한 균형모형들은 금융기관의 효용함수 내지 위험회피모형을 전제로 이론을 전개하여 왔는데, 이에 관해서는 Sealey, Jr.(1980), Ho and Saunders (1981), Slovin and Sushka(1983), McShane and Sharpe(1985), Wong(1997) 등을 참조하시오.

$$(2.9)\qquad \begin{aligned} 0 = &(1 - p^e_{i,T} - m\sigma_{p_{i,T}})P(c + \alpha_{i,T} \le r^s_{i,T}) \\ &- (1 + c + \alpha_{i,T} - rc_{i,T})P(c + \alpha_{i,T} \le r^s_{i,T})\frac{\partial p^e_{i,T}}{\partial \alpha_{i,T}} \\ &+ [\alpha_{i,T} - (p^e_{i,T} + m\sigma_{p_{i,T}})(1 + c + \alpha_{i,T} - rc_{i,T})] \\ &\times \frac{\partial P(c + \alpha_{i,T} \le r^s_{i,T})}{\partial \alpha_{i,T}} \end{aligned}$$

를 만족시키는 $\alpha_{i,T}$가 되며, 기대대출액은 신용위험프리미엄의 결정에 따라 식 (2.7)에 의해 결정된다. 한편, 신용위험 가산금리의 변화에 대한 기업부도율의 민감도 $(\partial p^e_{i,T})/(\partial \alpha_{i,T})$를 $\chi_{i,T}$라 하고, 주어진 가산금리 $\alpha_{i,T}$로 대출이 이루어질 확률 $P(c + \alpha_{i,T} \le r^s_{i,T})$의 선형근사치를 $1 - (s_{i,T}/q_{i,T})\alpha_{i,T}$라 하자. 이 때 $s_{i,T}$는 기업 i의 T기간 대출의 $\alpha_{i,T}$에 대한 민감도, 즉, 대출수요의 금리탄력성을 나타낸다.(4) 이 경우 최적 신용위험프리미엄 $\alpha^*_{i,T}$는

$$(2.10)\qquad \alpha^*_{i,T} = \frac{Y - \sqrt{Y^2 - 4XZ}}{2X}$$

가 되는데,(5) X, Y 및 Z는 각각

$$(2.11)\qquad X = s_{i,T}\chi_{i,T}$$

$$(2.12)\qquad Y = 2s_{i,T}(1 - p^e_{i,T} - m\sigma_{p_{i,T}}) + \chi_{i,T}[q_{i,T} - s_{i,T}(1 + c - rc_{i,T})]$$

$$(2.13)\qquad \begin{aligned} Z = &(1 - p^e_{i,T} - m\sigma_{p_{i,T}})q_{i,T} \\ &+ (1 + c - rc_{i,T})[s_{i,T}(p^e_{i,T} + m\sigma_{p_{i,T}}) - q_{i,T}\chi_{i,T}] \end{aligned}$$

이다. 식 (2.10)에서 $\chi_{i,T}$가 0이라고 가정할 때,

---

(4) 그러므로 $\dfrac{\partial P(c + \alpha_{i,T} \le r^s_{i,T})}{\partial \alpha_{i,T}} = -\dfrac{s_{i,T}}{q_{i,T}}$이며, $\dfrac{\partial Q^L_{i,T}}{\partial \alpha_{i,T}} = -s_{i,T}$이다.

(5) $\alpha^*_{i,T}$가 $\dfrac{Y + \sqrt{Y^2 - 4XZ}}{2X}$인 경우는 기대수익$(W^L_{i,T})$이 최소가 되는 경우이다.

$$\alpha_{i,T}^{*} = \frac{(1 - p_{i,T}^{e} - m\sigma_{p_{i,T}})q_{i,T} + s_{i,T}(1 + c - rc_{i,T})(p_{i,T}^{e} + m\sigma_{p_{i,T}})}{2s_{i,T}(1 - p_{i,T}^{e} - m\sigma_{p_{i,T}})} \tag{2.14}$$

가 되는데, 기업 i의 자금수요가 비탄력적일수록,(6) 대출손실율($p_{i,T}^{e}$)이 높을수록, 대출손실의 발생시 대출회수율($rc_{i,T}$)이 낮을수록, 또 기간금리(c)가 높을수록 최적 신용위험프리미엄 $\alpha_{i,T}^{*}$는 증가함을 알 수 있다.(7) 한편 분석을 단순하게 하기 위해 $\sigma_{p_{i,T}}$가 0이며, 최적 신용위험프리미엄 $\alpha_{i,T}^{*}$에서 $P(c + \alpha_{i,T}^{*} \le r_{i,T}^{s})$는 1, $\partial P(c + \alpha_{i,T} \le r_{i,T}^{s})/\partial \alpha_{i,T}$를 부의 무한대($-\infty$)(8)라고 가정하는 경우에 식 (2.14)의 $\alpha_{i,T}^{*}$는

$$\alpha_{i,T}^{*} = \frac{p_{i,T}^{e}(1 + c - rc_{i,T})}{1 - p_{i,T}^{e}} \tag{2.15}$$

가 된다.

3. 實證分析

이상에서는 대출금리의 구성요소인 기간프리미엄과 신용위험프리미엄에 대한 이론적 분석을 제시하였다. 본 장에서는 식 (2.3)이나 (2.6), 또 식 (2.15) 등에서 제시한 대출금리 구성요소의 이론적 측정치를 실증적으로 추정하기 위한 방법론을 제시하고, 과거 우리나

---

(6) 이는 보다 작은 $s_{i,T}$와 보다 큰 $q_{i,T}$를 뜻한다.

(7) 이와 유사하게 非陰(non-zero)의 β_T에 대해 은행이 수신금리(r_T^D)를 $c - \beta_T$와 같이 설정하고, 이에 따른 수신(D)의 규모가

$$Q_T^D = q_T^D - s_T^D \cdot \beta_T$$

에 의해 결정되며, 은행의 수신자금은 시장금리 c로 항상 운용가능하다고 가정할 때, 은행의 기대수익($E[\Delta W_T^D]$)은

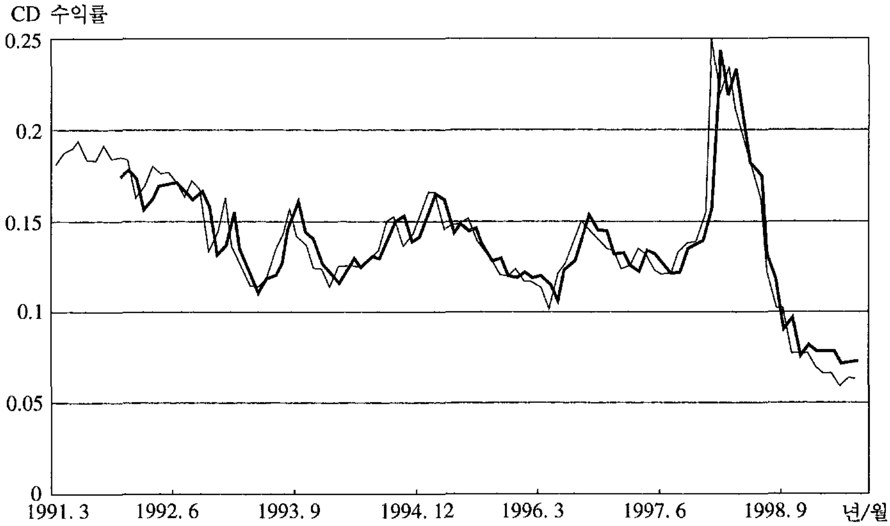
$$E[\Delta W_T^D] = (1 + c)Q_T^L - (1 + c - \beta_T)Q_T^L$$

이 된다. 이에 따라 기대수익을 최대화하는 은행수신의 최적 차감금리 β_T^{*}는

$$\beta_T^{*} = \frac{q_T^D}{2s_T^D}$$

가 되며, 이는 최적 차감금리가 은행수신의 탄력성에 의해 결정됨을 보여준다.

(8) 이는 신용위험프리미엄을 최소한의 수준 이상으로 인상하는 경우 차입자인 고객을 잃는다는 것을 의미한다.



〈그림 1〉 CD流通收益率의 變動性

라 CD유통수익률 자료를 이용하여 실제로 이를 추정·제시한다. 이를 위해 먼저 CIR모형 및 수정모형의 추정을 통해 대출금리 결정의 기초가 되는 금리기간구조를 실증적으로 분석하는데, 이들 모형의 적합성을 비교하기 위한 지표들을 측정·제시한다.

3.1. 資料

식 (2.1)에 의해 표현되는 금리확률과정의 모수 추정을 위해 본 절에서 사용한 자료는 1991년 3월부터 1999년 6월까지의 8년 4개월의 기간 동안 관측된 월별 양도성예금증서 유통수익률, 즉, CD유통수익률이다. 이러한 CD유통수익률은 금융기관, 특히, 은행이 조달하는 자금의 한계비용을 나타내는 척도로서 유용하며, 또한 대출금리의 결정을 위한 기준금리로서 적합한 지표가 될 수 있다. 〈그림 1〉에 주어진 바와 같이 동 기간 중 월별 CD유통수익률은 1991년초 18-19%대로 높은 수준을 보이다가 1992년 이후 점차 감소하여 1997년말의 금융위기 이전에는 대부분 15% 이하의 수준에 머물렀으나, 1997년 12월의 금융위기와 함께 급격히 증가하여 동 월에는 25%로 최고치를 기록하였다. 1998년초 22-23%대를 유지하던 CD금리는 그 후 금융시장이 안정되고 시중 유동성이 풍부해지면서 하락하기 시작하여 이미 1998년 10월 이후에는 사상 유례없는 6-7%대의 낮은 수준을 기록하였다.

3.2. 金利期間構造의 推定

이러한 CD유통수익률을 기초로 식 (2.1)의 금리확률모형을 추정하기 위해 본 연구에서는 Chan, Karolyi, Longstaff and Sanders (1992)의 방식을 따라 Hansen (1982)의 GMM (generalized method of moment)을 이용하였는데, 이 때 모수추정을 위해 식 (2.1)은

(3.1) $$r_{t+1} - r_t = a(\theta_t - r_t)dt + \varepsilon_{t+1}$$

(3.2) $$E_t[\varepsilon_{t+1}] = 0,\ E_t[\varepsilon_{t+1}^2] = \sigma^2 r_t^{2\alpha}$$

와 같은 不連續 時系列 確率過程(discrete-time stochastic process)으로 재구성된다. 이 때 GMM 모수추정을 위한 모멘트 조건식은

(3.3) $$E\begin{bmatrix} \varepsilon_{t+1} \\ \varepsilon_{t+1} r_t \\ \varepsilon_{t+1}^2 - \sigma^2 r_t^{2\alpha} \\ (\varepsilon_{t+1}^2 - \sigma^2 r_t^{2\alpha}) r_t \end{bmatrix} = 0$$

이 된다.

본 연구에서는 식 (2.1)의 구조를 따르는 3가지 모형을 비교하고 있는데, 첫 번째 모형은 전형적인 CIR모형이고, 두 번째 모형은 ECIR(extended CIR)모형으로서 CIR모형을 변형하여 dr_t의 변동성을 결정하는 모수 α가 실제로 관측되는 금리의 움직임에 보다 잘 부합하게 결정되도록 하는 모형이며, 마지막으로 세 번째 모형은 CIREK(CIR extended by Kim)모형으로서 모수 α가 dr_t의 변동성에 잘 부합하도록 결정될 뿐만 아니라 t시점의 균형금리 θ_t가 경제여건과 時間의 진행에 따라 變化(time-varying)하는 모형이다.

이 CIREK모형에서 투입되는 θ_t의 추정을 위해 균형금리를 산출하는 거시경제 일반균형모형이나 부분균형모형 등 여러 가지 별도의 모형이 식 (2.1)과 연계되어 사용될 수 있는데, 이러한 모형의 개발이나 선택은 본 연구의 범위를 넘으며, 여기서는 단지 하나의 대안으로 AR(p)의 自己回歸(auto-regressive) 구조를 갖는 시계열모형을 사용하였다. 이 AR모형에서 사용되는 Lag의 길이를 결정하기 위해 본 절에서는 Geweke and Porter-Hudak(1983)의 추정방식에 따라 과거 금리 변동의 영향이 지속되는 기간을 측정하기 위한 週期性(periodogram) 분석을 행하였다. 이 분석에서 금리의 시계열에 존재하는 주기성은 동 주기(period)를 가지고 채택된 관측치 기초로 추정된 小數積分(fractional integration) 모수의 유의성에 의해 확인될 수 있는데, 주기를 결정하는 모수 λ_p와 분석에서 사용되는 對應座標(harmonic ordinates)의 수 n은 전체 CD유통수익률 관측치 수가 N

개일 때 $n = N^{\lambda_p}$의 관계에 있다.

〈表 1〉에 제시한 바와 같이 주기성 분석결과에 의하면 월별 CD유통수익률은 λ_p가 0.575일 때 소수적분의 정도를 측정하는 모수 d가 0.7834로서 통계적으로 유의하게 소수적분되어 있음을 확인하였는데, 이는 7.14개월의 주기를 갖는 장기적 영향요인이 존재하고 있음을 의미하는 것이다. 이에 따라 본 연구에서는 1991년 3월부터 1999년 5월까지 관측된 월별 CD유통수익률 자료를 이용하여 $E_t[r_{t+1}] = \theta_t$이며 $E_t[\varphi_{t+1}] = 0$일 때 Lag의 길이가 8인

$$r_{t+1} = b_0 + \sum_{j=1}^{8} b_j r_{t+1-j} + \varphi_{t+1} \tag{3.4}$$

의 구조를 갖는 AR모형을 추정하였다. 식 (3.4)의 추정 결과는 〈表 2〉에 제시되어 있는데, 미래 CD금리 r_{t+1}의 예측을 위해 각 Lag변수들을 개별적으로 투입하였을 경우 과거 6개월까지의 Lag변수가 통계적으로 유의한 것으로 나타나고 있다. 그러나 모든 Lag변수들을 동시에 투입한 전체모형의 추정결과를 보면 다음 열에서 보여지고 있는 것처럼 b_0 및 b_1이 통계적으로 유의한 것으로 나타나고 있으며, b_7의 경우 다소 유의하게 나타나고 있다. 본 절의 분석에서는 모형 3에서 투입되는 θ_t의 추정을 위해 〈表 2〉에 제시된 모수추정치의 통계적 유의성과는 별도로 식 (3.4)에서 주어진 바와 같이 과거 8개월간의 Lag변수가 모두 사용되었다. 이 AR모형으로부터 동 기간의 CD유통수익률 예측치가 추정되었는데 그 결과는 〈그림 1〉에서 굵은 선으로 보여지고 있으며, 이러한 금리 예측치는 앞서 언급한 모형 3의 추정에 이용된다.

〈表 1〉 CD流通收益率의 週期性 分析[1)]

λ_p	주기	d	표준오차
0.500	10.00	0.2596	0.2926
0.525	9.09	0.2505	0.2579
0.550	8.33	0.4517	0.2905
0.575	7.14	0.7834	0.3846
0.600	6.67	0.7463	0.3546
0.625	5.88	0.7195	0.3049
0.650	5.26	0.8250	0.2762

註: 1) 1991년 3월부터 1999년 6월까지의 기간에 걸쳐 관측된 월별 CD유통수익률을 기초로 분석하였다.

〈表 2〉 CD流通收益率 AR模型의 Lag 有意性 分析[1)]

	개별 추정	전체모형
b_0		0.0205(0.0101)
b_1	0.9100(0.0475)	0.9304(0.1091)
b_2	0.8137(0.0664)	0.0420(0.1455)
b_3	0.7032(0.0826)	0.0362(0.1450)
b_4	0.5633(0.0963)	-0.0360(0.1443)
b_5	0.4056(0.1068)	-0.1179(0.1440)
b_6	0.2594(0.1140)	0.1286(0.1446)
b_7	0.0900(0.1187)	-0.2839(0.1453)
b_8	-0.0292(0.1215)	0.1468(0.1119)
R^2		0.8225

註: 1) 괄호안은 모수추정치의 표준오차.

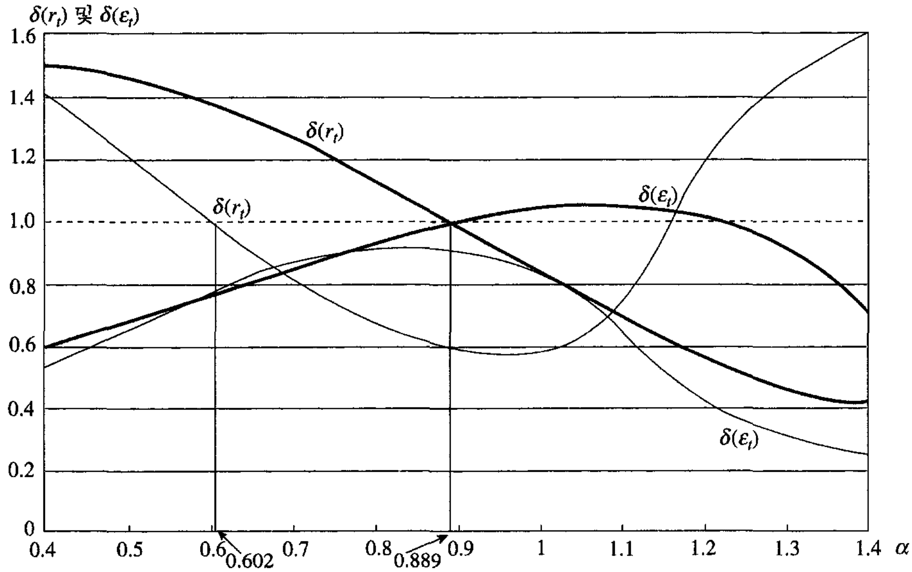
한편, ECIR모형과 CIREK모형의 경우 금리의 변동성을 결정하는 모수 α의 값을 정함에 있어 본 연구에서는 이들 모형에 의한 금리 변동의 추정치가 식 (3.1)의 좌변에 의해 측정된 금리 변동의 不偏기대값(unbiased expectation)을 창출하도록 하였다. 실증분석에서 이는 $\delta(r_t)$를

$$\delta(r_t) = \frac{\sum_t a(\theta_t - r_t)}{\sum_t (r_{t+1} - r_t)} \tag{3.5}$$

와 같이 정의할 때 $\delta(r_t)$의 값이 1에 수렴하도록 α값을 정한다는 것을 뜻한다. 또 특정 α값에 상응하는 금리변동성의 불편성을 보기 위해 $\delta(\varepsilon_t)$를

$$\delta(\varepsilon_t) = \frac{\sum_t \sigma^2 r_t^{2\alpha}}{\sum_t \varepsilon_t^2} \tag{3.6}$$

와 같이 정의하고 α값의 변화에 따른 $\delta(\varepsilon_t)$의 변화를 측정하였다. 〈그림 2〉는 각 α값에 상응하는 $\delta(r_t)$ 및 $\delta(\varepsilon_t)$의 변화를 보여주고 있는데, 이에 따르면 α값이 커질수록 $\delta(r_t)$가 작아지고 $\delta(\varepsilon_t)$가 커지는 경향이 있음을 알 수 있다. 따라서 금리 변동과 금리변동성 사이에 相反關係(trade-off)가 있음을 알 수 있다. 이 그림과 〈表 3〉에서 제시된 바와 같이



〈그림 2〉 α의 값에 따른 ECIR模型과 CIREK模型의 $\delta(r_t)$ 및 $\delta(\varepsilon_t)$

〈表 3〉 CIR · ECIR · CIREK模型의 $\delta(r_t)$ 및 $\delta(\varepsilon_t)$

모형	α	$R^2(r_t)$	$\delta(r_t)$	$R^2(\sigma_t^2)$	$\delta(\varepsilon_t)$
CIR	0.5000	0.0377	1.2145	-0.0001	0.6553
ECIR	0.6020	0.0384	1.0007	0.0061	0.7818
CIREK	0.8890	0.1320	1.0006	0.0108	0.9998

ECIR모형의 경우에는 α가 0.602일 때 $\delta(r_t)$가 1.0007, $\delta(\varepsilon_t)$가 0.7818을 기록하여 모형에 의한 금리변동성 측정치는 실제보다 작게 나타나지만, CIREK모형의 경우 α가 0.889일 때 $\delta(r_t)$가 1.0006, $\delta(\varepsilon_t)$가 0.9998을 기록함으로써 금리 변동 및 금리변동성 모두 그 크기가 실제와 유사하게 나타나고 있다. 반면 CIR모형의 경우에는 〈表 3〉에 제시한 바와 같이 $\delta(r_t)$가 1.2145, $\delta(\varepsilon_t)$가 0.6553이 되어 금리가 실제보다 증가한 것으로 나타나고 금리변동성은 실제보다 작게 나타나므로 이 모형에서는 금리 변동 및 금리변동성이 다소 왜곡된다. 이러한 분석을 토대로 식 (3.1) 및 식 (3.2)의 실증분석 모형을 통해 금리확률모형의 모수를 추정하기 위해 ECIR모형 및 CIREK모형에 대해 α를 각각 0.602 및 0.889로 취하였다.

GMM을 이용한 각 모형의 모수추정 결과는 〈表 4〉와 같다. CIR모형의 경우 α는 0.5이며, a는 0.0992, b는 0.1214, σ는 0.0340으로 나타나고 있는데, 이들 모수추정치는 모두

〈表 4〉 GMM에 의한 CIR · ECIR · CIREK模型의 母數推定

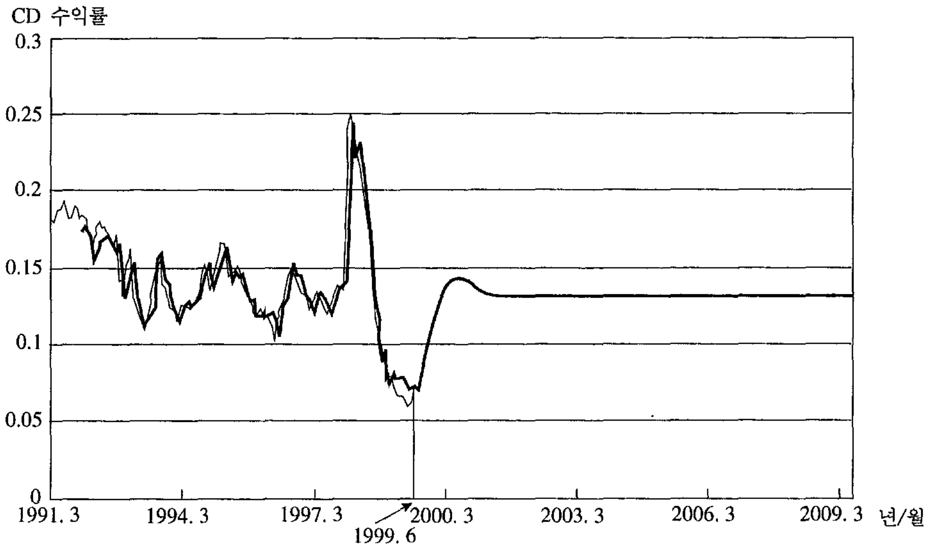
모형	α	a[1]	b[1]	σ[1]	χ^2[2]	자유도
CIR	0.500	0.0992	0.1214	0.0340	1.2401	1
		(0.0142)	(0.0142)	(0.0081)	(0.2655)	
ECIR	0.602	0.0929	0.1233	0.0453	0.5686	1
		(0.0306)	(0.0151)	(0.0100)	(0.4508)	
CIREK	0.889	1.0006		0.0845	0.0000	2
		(0.2683)		(0.0135)	(1.0000)	

註: 1) 괄호안은 모수추정치의 표준오차.
2) 괄호안은 설명력을 나타내는 p값.

통계적으로 유의하며 모형의 χ^2(자유도 = 1)는 1.2401로서 p값은 0.2655이므로 모형이 옳게 설정되었다는 귀무가설은 기각되지 않는다. ECIR모형의 경우에는 α는 0.602인데, 모수추정치는 CIR모형의 경우와 유사하여 a는 0.0929, b는 0.1233, σ는 0.0453으로 나타나고 있으며, 이들 모수추정치 역시 모두 통계적으로 유의할 뿐만 아니라 모형의 χ^2(자유도 = 1)는 0.5686, 이의 p값은 0.4508로서 모형이 옳게 설정되었다는 귀무가설 역시 기각되지 않게 된다. 이들 모형에서 CD의 장기적인 균형유통수익률은 12%대에 이르며, 이 균형유통수익률로의 평균회귀를 위해서는 약 10 내지 11개월이 소요된다.(9) 한편 CIREK모형에서는 평균회귀하는 균형금리가 경제여건에 따라 변화한다고 가정하기 때문에 추정되는 모수는 a와 σ이며, α가 0.889일 때 이들은 각각 1.0006 및 0.0845로 추정되었다. 따라서 이 경우에 θ_t로의 평균회귀에 소요되는 기간은 약 1개월이며, 식 (3.4)에서 AR모형이 과거의 CD유통수익률 자료를 이용하여 차기$(t+1)$의 유통수익률을 추정하는 모형이었다는 점에서 설득력이 있는 것으로 보인다. 이 CIREK모형의 경우에도 CIR 및 ECIR과 마찬가지로 모형이 옳게 설정되었다는 귀무가설은 기각되지 않는다. 본 연구에서는 이들 3가지 모형을 토대로 대출금리의 결정을 분석하기로 한다.

한편 CIREK모형의 경우에는 기간금리의 계산을 위해 〈表 4〉에 제시된 모수추정치 외에도 향후의 균형금리인 θ_t에 대한 정보가 필요하다. 본 절에서는 θ_t 예측이 향후 10년간의 기간에 대해 식 (3.4)를 기초로 이루어졌으며, 일체의 주관적인 판단을 배제하였으므로 예측의 정확성에 대해서는 논외로 하기로 한다. 이러한 θ_t의 예측치는 〈그림 3〉에 제시되어 있는데, 이에 따르면 CD유통수익률은 향후 6개월간 급격히 증가하다가 그 후 18개월 정도 변동성을 보이며, 장기적으로는 13.3%대에서 평형을 이루는 것으로 나타나고 있다.

(9) CIR모형이나 ECIR모형에서 장기균형금리로의 평균회귀에 소용되는 기간은 $1/b$에 의해 계산된다.



〈그림 3〉 AR(8)模型에 依한 CD流通收益率 豫測

〈表 5〉 滿期別 無票債의 現價率

모형	1년	2년	3년	5년	10년
CIR	0.9372	0.8737	0.8106	0.6893	0.4357
ECIR	0.9372	0.8739	0.8111	0.6904	0.4374
CIREK	0.9257	0.8260	0.7281	0.5594	0.2872

3.3. 貸出金利의 計算

이제 금리가 이들 모형에서 제시하는 확률과정을 따른다고 할 때 1년, 2년, 3년, 5년 및 10년의 만기별로 이들 만기시의 지급되는 1원의 현가를 식 (2.2)를 따라 계산하였는데, 그 결과는 〈表 5〉에 제시된 바와 같다.(10) 이 표에 의하면 만기시 지급되는 1원의 현가는 ECIR모형의 경우 가장 높게 나타나고 있으나 CIR모형에 의한 평가와 유사하고, CIREK모형의 경우에 가장 낮게 나타나고 있는데, 그 차이는 만기가 길수록 증가하여 CIREK모형의 경우 ECIR모형의 경우에 비해 1년 만기의 경우 1.23% 낮게 평가되고 있는 데 비해 3년 만기의 경우에는 10.23%, 10년 만기의 경우에는 34.34% 저평가되고 있다. 이러한 평가를 기초로 현재 이루어지는 1원의 대출에 대해 만기까지 일정률의 이자가

(10) 본 절에서 사용된 數値計算法(numerical method)은 有限差分法(finite-difference method)이다. 이에 관해서는 Hull and White(1990, 1993) 및 Wilmott, Howison and Dewynne(1995) 등을 참조하시오.

〈表 6〉 假想的 CD金利의 期間構造

모형	1년	2년	3년	5년	10년
CIR	0.0649	0.0674	0.0698	0.0738	0.0808
ECIR	0.0649	0.0673	0.0696	0.0735	0.0805
CIREK	0.0769	0.0945	0.1039	0.1132	0.1203

〈表 7〉 現價를 滿期에 支給하는 利票債에 對한 早期償還옵션의 價値

모형	1년	2년	3년	5년	10년
CIR	0.0000	0.0004	0.0017	0.0048	0.0101
ECIR	0.0000	0.0004	0.0017	0.0051	0.0108
CIREK	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

지급된다고 할 때 이들 현금흐름의 현가가 1원이 되도록 하는 금리는 식 (2.3)을 따라 계산되었으며, 그 결과는 〈表 6〉에 제시되어 있다. 이 표에 제시된 숫자들은 1999년 6월말 현재의 가상적 CD금리 기간구조를 나타내고 있는데, 이는 3개월 만기의 CD유통수익률을 기초로 다양한 만기에 대해 추정된 가상적 CD유통수익률을 의미하기 때문이다. 이들 금리의 기간구조는 右上向(upward-sloping)의 모습을 보이고 있으며, 표에 제시된 금리와 현재의 금리 6.23%간의 차이가 각각의 만기에 대한 기간프리미엄이 된다. 이 표에 의하면 기간금리는 모형에 따라 큰 차이를 보이고 있는데, 가령 3년 만기의 경우 CIR모형이나 ECIR모형에서 기간프리미엄은 0.73-0.75%인 반면 CIREK모형에서는 4.17%가 되며 만기가 길수록 기간프리미엄은 더욱 커지는 경향이 있다.

이러한 기간프리미엄의 추정을 기초로 조기상환의 경우를 고려한 대출금리의 계산을 위해 본 연구에서는 조기상환시의 상환액 X가 대출금액에 1%의 조기상환 罰則金(penalty)을 가산한 금액, 즉, 1.01이라 가정하여 조기상환옵션의 가치 $ERO_{0,T}$를 식 (2.5)에 따라 계산하였다. 이러한 조기상환옵션 가치의 추정치는 〈表 7〉에 제시되어 있다. 참고로 〈表 6〉에서 CIREK모형의 경우 조기상환옵션의 가치는 0으로 제시되고 있는데, 이는 CIREK 모형에 투입되는 미래 균형금리 θ_t의 추정결과가 CIR모형이나 ECIR모형의 경우보다 높게 상승할 것으로 예상하고 있기 때문이다. 이러한 예상은 그만큼 금리 하락의 경우 발생할 조기상환의 가능성이 작다는 것을 의미한다.

이와 함께 식 (2.6)에 따라 계산된 조기상환위험을 고려한 기간별 대출금리는 〈表 8〉에 제시되어 있다. 참고로 본 연구의 자료를 기초로 산출된 조기상환옵션의 가치는 크지 않은 것으로 나타나고 있는데, 이는 6월말 현재 CD유통수익률이 6.23% 수준에 불과하고 3

〈表 8〉 早期償還危險을 考慮한 期間金利의 構造

모형	1년	2년	3년	5년	10년
CIR	0.0649	0.0676	0.0704	0.0749	0.0823
ECIR	0.0649	0.0675	0.0702	0.0747	0.0820
CIREK	0.0769	0.0945	0.1039	0.1132	0.1203

〈表 9〉 最適 信用危險프리미엄($\alpha^*_{i,T}$)의 計算

모형	1년	2년	3년	5년	10년
1. $p^e_{i,T}=0.01$, $rc_{i,T}=0.5$					
CIR	0.0057	0.0059	0.0061	0.0065	0.0075
ECIR	0.0057	0.0059	0.0061	0.0065	0.0075
CIREK	0.0058	0.0062	0.0064	0.0069	0.0080
2. $p^e_{i,T}=0.05$, $rc_{i,T}=0.5$					
CIR	0.0297	0.0307	0.0317	0.0338	0.0394
ECIR	0.0297	0.0307	0.0317	0.0338	0.0393
CIREK	0.0304	0.0322	0.0336	0.0361	0.0419
3. $p^e_{i,T}=0.01$, $rc_{i,T}=1.0$					
CIR	0.0007	0.0007	0.0008	0.0008	0.0011
ECIR	0.0007	0.0007	0.0007	0.0008	0.0011
CIREK	0.0008	0.0010	0.0011	0.0013	0.0016
4. $p^e_{i,T}=0.05$, $rc_{i,T}=1.0$					
CIR	0.0034	0.0037	0.0039	0.0044	0.0056
ECIR	0.0034	0.0037	0.0039	0.0044	0.0055
CIREK	0.0040	0.0051	0.0058	0.0067	0.0081

가지 모형 모두 균형금리의 상승을 예상하고 있어서 금리 하락에 따른 조기상환의 가능성은 크지 않을 것이기 때문이다. 결과적으로 이러한 조기상환위험이 대출금리에 미치는 영향은 본 연구에 제시된 모형과 예측을 전제로 할 때 매우 작은 것으로 나타났다. 그러나 조기상환옵션의 가치 등에 관한 1999년 6월말 현재의 분석결과는 향후의 금리 변동과 경제적 여건의 진행에 따라 달라질 수 있음을 유의해야 한다.

한편 특정 기업 i에 대한 대출금리는 이상에서와 같이 금리의 기간구조를 기초로 추정된 만기별 시장금리에 당해 기업에 대한 신용위험프리미엄을 가산함으로써 산출될 수 있다. 신용위험프리미엄 $\alpha^*_{i,T}$는 식 (2.15)를 이용하여 계산될 수 있는데, 여기서는 고객의 부도확률 예측치 $p^e_{i,T}$가 1년차에 1% 및 5%인 경우와 대출회수율 $rc_{i,T}$가 50%와 100%인

〈表 10〉 信用危險을 考慮한 最適 貸出金利의 計算

모형	1년	2년	3년	5년	10년
1. $p^e_{i,T}=0.01$, $rc_{i,T}=0.5$					
CIR	0.0706	0.0735	0.0765	0.0814	0.0898
ECIR	0.0706	0.0734	0.0763	0.0812	0.0895
CIREK	0.0827	0.1006	0.1104	0.1201	0.1283
2. $p^e_{i,T}=0.05$, $rc_{i,T}=0.5$					
CIR	0.0706	0.0735	0.0765	0.0814	0.0898
ECIR	0.0706	0.0734	0.0763	0.0812	0.0895
CIREK	0.0827	0.1006	0.1104	0.1201	0.1283
3. $p^e_{i,T}=0.01$, $rc_{i,T}=1.0$					
CIR	0.0655	0.0683	0.0712	0.0758	0.0833
ECIR	0.0655	0.0682	0.0709	0.0756	0.0831
CIREK	0.0777	0.0954	0.1050	0.1145	0.1219
4. $p^e_{i,T}=0.05$, $rc_{i,T}=1.0$					
CIR	0.0655	0.0683	0.0712	0.0758	0.0833
ECIR	0.0655	0.0682	0.0709	0.0756	0.0831
CIREK	0.0777	0.0954	0.1050	0.1145	0.1219

경우를 가정하고 〈表 8〉에 제시된 기간금리 c를 사용하여 $\alpha^*_{i,T}$를 계산하였다. 그 결과는 〈表 9〉에 제시되어 있으며, 기간금리와 신용위험프리미엄을 모두 고려한 후의 대출금리는 〈表 10〉에 제시하였다.

4. 結　論

이상에서 본 연구는 금융기관 대출금리 결정을 위하여 금리의 주요 구성요소인 기간프리미엄과 신용위험프리미엄을 분석하였다. 기간프리미엄을 측정하기 위하여 본 연구는 CIR모형 외에도 이의 수정모형들을 제시하였으며, 이들 모형에 기초하여 기간프리미엄뿐만 아니라 조기상환옵션이 있는 경우 이를 고려한 가산 금리를 측정방법을 제시하였다. 또한 대출수요자인 기업의 특이적 상황을 반영한 신용위험프리미엄을 계산하기 위하여 기업의 자금수요함수에 기초한 가산금리의 산출방식을 제시하였다. 이러한 대출금리 구성요소들은 금융기관, 특히, 은행의 조달자금 한계비용이라고 할 수 있는 CD금리를 기초로 실증적으로 측정되었다.

그러나 본 연구에서 제시한 대출금리를 계산하는 방법론 외에도 다양한 방법들이 개발

될 수 있다. 이와 관련하여 향후의 연구방향은 첫째, 본 연구에서는 균형금리의 변동을 고려하는 CIREK모형의 경우 2단계 추정방법론을 통하여 모수들을 추정하였는데, 이들 모수추정치가 效率的(efficient)이고 一貫性(consistency) 있는 계량경제학적 특성을 갖는지는 분명하지 않다. 이러한 문제를 개선하기 위하여 향후에는 다양한 시계열구조를 갖는 균형금리의 변동을 동시에 고려하여 모수들을 추정하는 방법론이 개발될 수 있을 것이다.

둘째, 신용위험프리미엄을 계산하기 위하여 기업의 자금수요함수에 기초한 방법 외에도 Jarrow · Lando · Turnbull류의 모형들과 같은 대체적인 방법들이 개발되고 있다. 따라서 이러한 대체적 방법들을 이용한 신용위험프리미엄의 측정이 가능할 것이며, 이러한 대체적인 접근법을 이용하여 산출된 대출금리를 비교해 보는 것도 매우 흥미있는 연구라고 생각된다.

마지막으로 본 연구에서 제시된 금리기간구조의 추정과 금융자산 가격결정의 기법들은 대출금리의 결정문제 외에도 여러 가지 금융관련 이슈의 연구에 적용할 수 있을 것으로 보인다. 가령 동 기법을 적용하여 각종 금리파생상품의 가격결정 문제를 분석할 수 있을 것이며, 또 금리 변동이 금융자산 · 부채의 가격에 미치는 영향에 대한 분석을 토대로 금리위험 관리 이슈들을 보다 깊이 있게 분석할 수 있을 것으로 보인다.

韓國金融硏究院 副硏究委員
100-021 서울특별시 중구 명동 1가 4-1 은행회관
전화: (02)3705-6256
팩시: (02)3705-6285

參 考 文 獻

김동회(1990): "現物利子率 期間構造의 推定," 『재무관리연구』, **7. 1**, 21-74.

김세진 · 이중락(1994): "우리나라 金利의 期間構造에 관한 硏究: 期待理論 檢定," 『금융연구』, 한국금융연구원, **8. 2**, 1-35.

김진호(1995): "國內 金利의 期間構造와 期待理論의 검증", 『계량경제학보』, **6**, 151-178.

박경서 · 연강흠 · 오창석 · 우영호 · 이광수(1997): 『國債市場의 活性化에 관한 硏究』, 정책조사보고서 **97-02**, 한국금융연구원.

석희관(1992): "收益率曲線(Yield Curve)," 『투자신탁』, 8월, 대한투자신탁, 5-37.

정유신 · 최석원 · 남기주(1993): "우리나라 채권수익률의 기간구조 실증분석," 『조사월

보』, 7월, 대우증권, 15-38.

정한영(1995): "이자율의 기간구조에 대한 계량분석", 『본드브리프』, **144**, 한화경제연구원, 38-49.

조현태(1990): "利子率滿期構造에 관한 小考," 『투자신탁』, 4월, 대한투자신탁, 16-30.

허화 · 김동회(1991): "우리나라 債券收益率의 期間構造에 관한 硏究," 『증권학회지』, 제13집, 327-355.

Black, F., and J.C. Cox(1976): "Valuing Corporate Securities: Some Effects of Bond Indenture Provisions," *Journal of Finance*, **31**, 351-367.

Black, F., and M. Scholes(1973): "The Pricing of Options and Corporate Liabilities," *Journal of Political Economy*, **81**, 637-659.

Brennan, M.J., and E.S. Schwartz(1977): "Savings Bonds, Retractable Bonds, and Callable Bonds," *Journal of Financial Economics*, **5**, 67-88.

Chan, K.C., G.A. Karolyi, F.A. Longstaff, and A.B. Sanders(1992): "An Empirical Comparison of Alternative Models of the Short-Term Interest Rate," *Journal of Finance*, **47**, 1209-1227.

Cox, J.C., J.E. Ingersoll, and S.A. Ross(1985): "A Theory of the Term Structure of Interest Rates," *Econometrica*, **53**, 385-407.

Geweke, J., and S. Porter-Hudak(1983): "The Estimation and Application of Long Memory Time Series Models," *Journal of Time Series Analysis*, **4**, 221-238.

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

Heath, D. R. Jarrow, and A. Morton(1992): "Bond Pricing and the Term Structure of Interest Rates: A New Methodology for Contingent Claims Valuation," *Econometrica*, **60**, 77-105.

Ho, T.S.Y., and A. Saunders(1981): "The Determinants of Bank Interest Margins: Theory and Empirical Evidence," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, **16**, 581-600.

Ho, T.S.Y., and S.-B. Lee(1986): "Term Structure Movements and Pricing Interest Rate Contingent Claims," *Journal of Finance*, **41**, 1011-1030.

Hull, J., and A. White(1990): "Valuing Derivative Securities Using the Explicit Finite Difference Method," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, **25**, 87-100.

_____(1993): "One Factor Interest-Rate Models and the Valuation of Interest-Rate Derivative Securities," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, **28**, 235-254.

Jarrow, R.A., and S.M. Turnbull(1995): "Pricing Derivatives on Financial Securities Subject to Credit Risk," *Journal of Finance*, **50**, 53-85.

Jarrow, R.A., D. Lando and S.M. Turnbull(1997): "A Markov Model for the Term Structure of Credit Risk Spreads," *Review of Financial Studies*, **10**, 481-523.

Longstaff, F.A., and E.S. Schwartz(1995): "A Simple Approach to Valuing Risky Fixed and Floating Rate Debt," *Journal of Finance*, **50**, 789-819.

McCulloch, J.H.(1975): "The Tax-Adjusted Yield Curve," *Journal of Finance*, **30**, 811-830.

McShane, R.W., and I.G. Sharpe(1985): "A Time Series/Cross Section Analysis of the Determinants of Australian Trading Bank Loan/Deposit Interest Margins: 1962-1981," *Journal of Banking and Finance*, **9**, 115-136.

Merton, R.C.(1974): "On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates," *Journal of Finance*, **29**, 449-470.

Sealey, Jr., C.W.(1980): "Deposit Rate-Setting, Risk Aversion, and the Theory of Depository Financial Intermediaries," *Journal of Finance*, **35**, 1139-1154.

Slovin, M.B., and M.E. Sushka(1983): "A Model of the Commercial Loan Rate," *Journal of Finance*, **38**, 1583-1596.

Smith, L.D., and E.C. Lawrence(1995): "Forecasting Losses on a Liquidating Long-Term Loan Portfolio," *Journal of Banking and Finance*, **19**, 959-985.

Vasicek, O.A.(1977): "An Equilibrium Characterization of the Term Structure," *Journal of Financial Economics*, **5**, 177-188.

Wilmott, P., S. Howison, and J. Dewynne(1995): The Mathematics for Financial Derivatives: A Student Introduction, Cambridge, UK, Cambridge University Press.

Wong, K.P.(1997): "On the Determinants of Bank Interest Margins under Credit and Interest Rate Risks," *Journal of Banking and Finance*, **21**, 251-271.