

응용경제 제17권 제4호
2015년 12월, 한국응용경제학회

한국 회사채시장의 신용스프레드의 지속성*

류덕현** · 이항용***

초록

본 연구는 한국 회사채시장에서 세부 신용등급별 회사채 신용스프레드의 지속성(persistence)이 다르게 나타나는지를 비교분석하였다. 선형모형 및 비모수 비선형 모형을 추정하여 충격의 반감기(half-life)를 비교한 결과, 신용등급이 낮을수록 지속성이 커지는 모습을 발견하였다. 이러한 분석결과는 회사채 시장에 어떤 충격이 발생하여 시장의 평가가 변화할 때, 신용등급이 낮을수록 원래의 수준으로 시장의 평가가 회복되는데 많은 시간이 필요하다고 해석될 수 있다. 또한 시간에 대한 종속성을 측정하는 개념인 ergodicity와 mixing을 기준으로 판단할 경우, 전자의 경우 (A+) 등급 이하, 후자의 경우 (BBB+) 등급 이하의 스프레드에서 평균회귀성향이 발견되지 않는 검정결과가 나타나고 있다. 본 연구의 검정결과는 이러한 하위등급 채권들이 우리나라에서는 실질적으로 투기등급 채권처럼 취급되고 있을 가능성을 암시하고 있다고 볼 수 있다.

JEL분류번호: C14, C22, G12

핵심주제어: 신용스프레드, 신용등급, 지속성, 반감기

투고: 2015년 8월 11일; 수정: 2015년 9월 8일; 게재확정: 2015년 9월 16일

* 본 논문은 2013년도 중앙대학교 연구년 결과물로 제출되었음.

** 중앙대학교 경제학부 교수, 전화 : 02) 820-5488, E-mail: dhryu@cau.ac.kr

*** 교신저자, 한양대학교 경제금융대학 부교수,

주소 : 서울 성동구 왕십리로 222 한양대학교 경제금융대학

전화 : 02)2220-1030, 팩스 : 02-2296-9587, E-mail: hl306@hanyang.ac.kr

I. 서론

신용등급에 따른 이자율의 차이로 정의되는 신용스프레드(credit spread)는 대체로 파산위험(default risk)과 유동성 위험(liquidity risk) 때문에 발생한다고 알려져 있다. 일반적으로 경기에 대한 전망이 악화되면서 재무적으로 문제가 발생할 가능성이 높은 기업은 채권의 원금과 이자를 지급하지 못할 가능성이 높아지면서 이자율이 상승할 것이다. 이에 따라 그렇지 않은 기업이 발행한 회사채와의 이자율 차이가 더욱 확대될 수 있다. 또한 유동성이 하락하는 경우에도 이자율이 상승하여 신용스프레드가 확대될 것이다.¹⁾

신용스프레드는 경기변동에 따라 변화하는 경향이 있다. 일반적으로 경기가 둔화되면서 신용스프레드는 상승하고 경기가 회복되면서 신용스프레드는 하락하는 모습을 보이게 된다. 따라서 신용스프레드는 경기변동에 대한 예측력을 가지고 있는 선행지표로 인식되어 왔다. 실제로 Stock and Watson(2003), Gilchrist, Yankov and Zakrajsek(2009), Gilchrist and Zakrajsek(2012) 등은 경기변동에 대한 신용스프레드의 예측력을 실증적으로 보여주고 있다. 또한 신용스프레드는 주식수익률에 대한 예측력을 가지고 있을 뿐 아니라 자산가격 결정모형에서도 체계적 리스크(systematic risk)를 나타내는 변수로 사용되어 왔다.²⁾ 신용스프레드가 경기변동 등에 따라 변화한다면 신용스프레드에 충격이 발생하더라도 그 영향이 어느 정도 시간이 경과한 후에는 사라질 것으로 예상할 수 있다. 즉, 신용스프레드는 평균으로 회귀하는 경향이 있을 것이다.

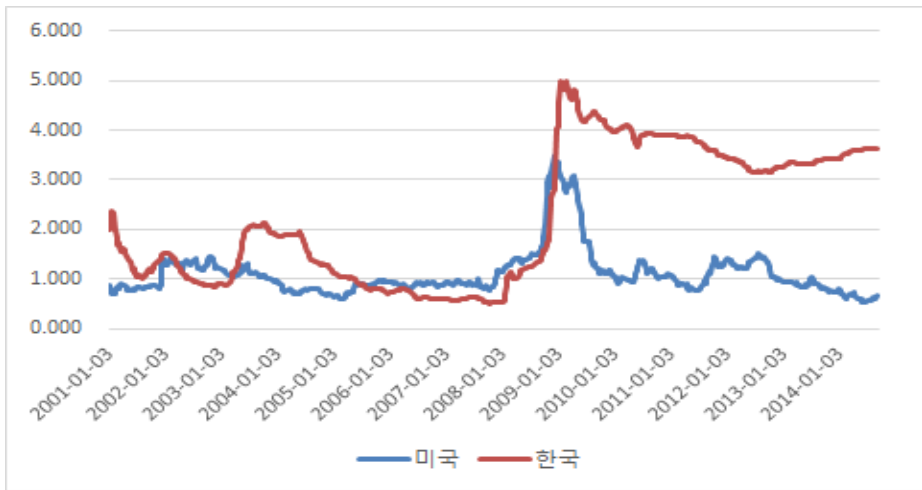
[그림 1]은 한국과 미국의 신용스프레드의 추이를 보여주고 있다. 미국의 신용스프레드는 Moody's의 Baa 등급 수익률과 Aaa 등급 수익률의 차이로 정의하였으며, 한국의 신용스프레드도 미국과 유사하게 BBB+ 등급 수익률과 AAA 등급 수익률의 차이로 정의하였다. [그림 1]을 보면 한국과 미국에서 모두 글로벌 금융위기가 발생하면서 신용스프레드가 크게 확대되는 모습을 보이고 있다.

1) 안전자산으로의 이동(flight to quality)이나 유동성이 높은 자산으로의 이동(flight to liquidity)등이 발생할 수 있다.

2) Chen, Roll, Ross(1986)이후 Fama-French(1993)의 5 factor model 등 다양한 자산가격결정모형에서 신용스프레드가 중요시되어 왔다.

그러나 금융위기가 어느 정도 진정되면서 미국의 신용스프레드는 위기 이전 수준으로 다시 축소된 반면 한국의 신용스프레드는 최근까지도 위기시 확대된 수준을 유지하고 있다. 이러한 현상은 미국에 비해 한국의 신용스프레드에 지속성이 보다 강하게 나타나고 있음을 시사한다.³⁾

[그림 1] 미국과 한국의 신용스프레드 추이



본 연구는 신용등급별 회사채 신용스프레드의 지속성(persistence)을 횡단면적으로 비교하여 살펴보는데 목적이 있다. 이를 위하여 등급별 회사채 수익률을 이용하여 세부등급 간의 신용스프레드를 정의하고 이러한 등급별 신용스프레드가 차별화된 지속성을 보이는가를 검토한다. 즉, [그림 1]에 나타난 BBB+와 AAA 등급 차이를 세분화하여 한 등급(notch) 차이에 대한 신용스프레드를 분석함으로써 이들 간에 유의한 지속성의 차이가 있는지를 규명하고자 한다. 신용스프레드의 지속성은 충격의 영향이 절반으로 감소하는 데까지 걸리는 시간으

3) 주식의 초과수익률(excess return)에 대한 예측력 특히 장기예측력은 신용스프레드와 같은 예측변수의 지속성에 기인한다고 볼 수 있다. 주식수익률을 r_{t+1} , 스프레드를 s_t 라고 할 때, $r_{t+1} = as_t + e_{t+1}, s_{t+1} = \rho s_t + u_{t+1}$ 이라면 3기의 장기수익률은 다음과 같이 표현된다.

$$r_{t+1} + r_{t+2} + r_{t+3} = a(1 + \rho + \rho^2)s_t + apu_{t+1} + au_{t+2} + e_{t+1} + e_{t+2} + e_{t+3}$$

즉, ρ 가 클수록 신용스프레드의 추정계수가 커지며 ρ 가 1에 가까우면 추정계수는 예측기간과 거의 선형으로 비례하여 증가할 것임을 알 수 있다.

로 표현되는 반감기(half-life)로 측정한다. 반감기는 기존의 선형모형 뿐 아니라 비선형 비모수적인 방법을 통해 추정하였다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. II장에서는 본 연구에서 사용된 선형모형 및 비모수 비선형적으로 지속성을 측정하는 방법을 소개한다. III장에서는 자료에 대하여 간단히 살펴본 후 선형모형 및 비선형모형에 따른 지속성 측정 결과를 설명한다. IV장은 결론이다.

II. 방법론

첫째, 시계열의 지속성을 측정하는 가장 보편적인 방법은 선형모형(linear model)에서 시계열의 초기충격으로부터 발생하는 영향의 반감기(half life)의 크기를 추정하는 것이다. 이를 위해 다음과 같은 AR(1) 모형을 고려할 수 있다.

$$x_{i,t+1} = \rho x_{i,t} + \epsilon_{t+1}$$

이때 $x_{i,t}$ 는 t 시점에서의 신용스프레드 i 를 나타낸다. 만약 $|\rho| < 1$ 이라면 신용스프레드가 장기적 평균으로부터의 이탈정도는 단기적(short-lived)이고 궁극적으로는 사라질 것임을 알 수 있다. 본 연구에서는 선형모형을 이용한 반감기를 측정하기 위하여 다음과 같은 식을 추정하였다. ⁴⁾

$$x_{i,t+1} = c + \rho x_{i,t} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta x_{i,t-j+1} + e_{i,t+1}$$

이 때 선형모형의 추정과정에서 시차의 수는 최대 12로 하였는데 이는 ‘general - to - specific rule’에 따른 것이다. 위 식을 추정함에 있어 최소자승법의 추정치에는 편이(bias)가 존재할 가능성이 있으므로 본 연구에서는

⁴⁾ 반감기는 다음과 같이 정의된다. $\widehat{HL} = \ln(0.5) / \ln(\hat{\rho})$. 단, $\hat{\rho}$ 는 AR(1)모형의 1기 시차변수이다.

Hansen(1999)의 grid bootstrap 방법에 따라 median bias를 조정하였다. 이러한 간단한 모형을 통해 스프레드의 장기지속성(long-term persistence)여부를 측정할 때, ρ 값이 1에 가까운 값을 가질수록 장기지속성은 매우 커서 충격이 왔을 때 장기적인 평균값으로 회귀하는데 걸리는 시간은 매우 길어지게 된다.⁵⁾

한편, 다음과 같은 보다 일반적 형태의 모형을 고려할 수 있으며 이때 선형 모형은 특수한 경우에 해당된다.

$$x_{t+1} = m(x_t) + \epsilon_{t+1}$$

여기서 $m(x_t)$ 는 t 시점에 x_{t+1} 에 대한 조건부 평균이다. 선형모형은 간단하다는 장점에도 불구하고 자료의 생성과정(data generating process)이 비선형일 경우 추정계수의 상향편의의 문제와 검정력(power of the test)의 문제 등이 있을 수 있다.

이에 따라 본 연구는 신용스프레드의 지속성을 평가하는 두 번째 방법으로서 Domowitz and El-Gamal (2001)에서 제기되었던 시계열의 ergodicity와 mixing에 대한 통계학적 검증을 수행하였다. 이는 특정모형에 대한 모수적인 제약과 선형/비선형 모형에 대한 사전적 제약 없이 사용할 수 있다는 특성을 지니고 있다. 계량경제학이나 통계학에서 ergodicity와 mixing의 개념들은 시계열의 시간종속성(time dependency)과 관련된 것으로서, 만약 시계열이 ergodic/mixing 하지 않다고 한다면 장기적으로 수렴하는 확률분포가 존재하지 않는 이른바 ergodic/mixing failure가 발생하게 된다.⁶⁾ Ergodic failure의

5) ρ 값이 거의 1에 가깝다면 x_t 시계열은 이른바 불안정적 시계열(non-stationary time series)의 특성을 보이게 된다.

6) 통계학적으로 다음과 같이 정의되는 함수 $\phi(s)$ 가 $s \uparrow \infty$ 에 따라 0으로 수렴할 때를 이를 ϕ -mixing 이라고 부른다.

$$\phi(s) = |\Pr(B|A) - \Pr(B)|, A \in \Omega_t, B \in \Omega_{t+s}, \Pr(A) > 0$$

또한, 확률과정 $\{X_t\}_{t=1}^T$ 의 ensemble average의 확률적 극한(probability limit)이 time series average의 확률적 극한과 일치할 때 $\{X_t\}_{t=1}^T$ 는 'ergodic in mean'이라고 한다.

경제학적 논의는 대부분 선형모형을 가정한 단위근 검증(unit root test)을 통해 수행되었다. 하지만 Granger(1995)는 단위근 검증을 통한 I(0) 개념은 보다 일반적인 비선형 모형에 적합하지 않다고 주장하였다.⁷⁾ 따라서 DGP에 대한 선형/비선형성을 선형적으로 알 수 없다고 할 때 안정성(stationarity) 검증에 대한 대안으로서 ergodicity/mixing에 대한 검증을 고려해 볼 수 있다.⁸⁾

셋째, 본 연구에서는 El-Gamal and Ryu(2006)에서 제시된 방법에 따라 신용스프레드의 지속성을 측정하였다. 그들은 보다 일반적인 비선형 확률 모형을 연구하기 위해 선형모형의 안정성 개념을 대체하는 개념으로 Granger(1995)에 의해 제안된 SMM(Short memory in mean)과 SMD(Short memory in distribution) 개념을 응용하였다.⁹⁾

우선 ϕ -mixing 으로부터 도출되는 SMD와 SMM을 다음과 같이 정의할 수 있다. 시계열 x_t 는 $s \uparrow \infty$ 일 때 $F_s(x) \Rightarrow \bar{F}(x)$ 이면 SMD를 갖는다고 한다. 단, 여기서 $F_s(x) = \Pr(x_{t+s} \leq x | \Omega_t)$ 는 x_{t+s} 에 대한 누적 확률분포함수이

한편, 이러한 개념과 비슷한 것이 안정성(stationarity)의 개념인데 이는 $\{X_t\}_{t=1}^T$ 의 평균과 분산이 시간불변(time invariant)하다는 것을 의미한다. 이 둘의 관계는 다음과 같다. 만약 어떤 확률과정의 ergodic하다면 그것은 항상 안정적이다. 하지만 그 역은 성립하지 않는다. 즉, ergodicity의 가정이 안정성의 가정보다 더 강한 가정이다. Domowitz and El-Gamal(2001)은 선형/비선형성에 관계없이 시계열의 시간 종속성을 검증하는 보다 일반적인 통계적 검증체계를 시도한 것으로 볼 수 있다.

- 7) Granger는 SMM의 개념이 I(0) 개념을 대체할 수 있다고 주장하였다. 그러나 Granger는 SMM 개념을 어떻게 검증할 수 있는지에 대해서는 명확하지 않다고 하였다. 이에 대한 자세한 논의는 Granger(1995)를 참조하라.
- 8) 이에 대한 예로써 구매력평가사설 퍼즐(purchasing power parity puzzle)이나 성장수렴 논쟁(growth convergence debates)에 대한 적용을 생각해 볼 수 있다. PPP puzzle 논의에서 다루어진 것처럼 실질환율이 I(0)의 속성을 갖지만 매우 지속성이 큰 경우라고 한다면 이는 ergodic failure의 한 경우로 간주될 수 있다. 또한 1인당 국민소득의 국가간 소득분포함수의 극한값이 Quah(1992)가 밝힌 것처럼 두 분포의 혼합(mixture)인 경우나 쌍봉분포(twin-peaked distribution)를 나타낸다면 이 또한 ergodic failure의 예로 볼 수 있을 것이다.
- 9) Granger는 비선형모형에서는 I(0)보다 SMM이 보다 더 적합하다는 이론적 예를 보였을 뿐 실제 자료를 활용하여 검증하고 추정하는 실제적인 방법은 제시하지 못하였다. 이에 반해 El-Gamal and Ryu는 1계 마코비언 시계열 모형을 기반으로 보다 일반적인 비선형 모형과 비모수적 추정 방법을 통해 실제 자료에서 적용할 수 있는 알고리즘을 개발하였다.

며 이는 과거 정보집합 $\Omega_t = \sigma(x_{t-j} : j \geq 0)$ 을 조건부로 한 것이다. 또한 \bar{F} 는 비조건부 누적 확률분포함수의 수렴치이다. 사실 SMD는 앞서 정의한 ϕ -mixing의 개념과 유사하다.

한편, $s \uparrow \infty$ 일 때 $\|E[x_{t+s}|\Omega_t] - E[x_{t+s}]\| < c_s$; $c_s \rightarrow 0$ 이면 시계열 x_t 는 SMM을 갖는다고 할 수 있다. SMM은 앞서 정의한 mixing 개념에서 1차 적률(first moment)인 평균이 mixing의 성격을 갖는 것과 동일한 것으로 mixing-in-mean 혹은 mixingale의 성격을 공유하고 있다.

El-Gamal and Ryu(2006)은 실제 시계열을 적용하여 SMD와 SMM의 정도를 추정하여 계산하는 알고리즘을 개발하였다. 이들에 따르면 우선 SMD는 그리드(grid)의 크기(n)가 무한히 커질 때 $\phi(s)$ 에 수렴하는 finite grid sample analogue $\phi_n(s)$ 를 추정하여 계산할 수 있다. 즉, 앞서 정의한 SMD 정의하에서 Chapman-Kolmogorov 방정식을 통해 이행확률 커널(transition probability kernel)과 Markovian operator를 정의하고 이를 다시 유한한 이행행렬(finite transition matrix)에 의해 근사(approximation)할 수 있다. 또한 그리드(grid)의 크기(n)가 무한히 커질 때 SMM을 측정하는 MDM(maximum distance in mean) 함수에 수렴하는 finite grid sample analogue $MDM_n(s) (= 0.5 \times MDM_n(0))$ 을 추정하여 계산할 수 있다.¹⁰⁾

본 연구에서는 시계열의 지속성을 측정하는 기준으로서 기존의 문헌에서 많이 사용된 반감기(half-life)를 이용하고자 한다. 우선, 반감기는 선형모형으로부터 1기 시차변수의 추정계수를 통해 계산될 수 있다. 그러나 이는 지속성을 평가하는 데 있어 한 점만 관찰한다는 점에서 한계가 있다고 할 수 있다. 한편

10) $MDM(s) = |E_{P^*}[x_{t+s}|x_t \in A] - E_{f^*}[x_{t+s}]|, f \in D_X, A \in \Omega$ 로 정의되는데 이는 x_{t+s} 의 초기 조건부 집합과 분포에 대한 조건부 평균과 unique invariant 분포 $f^* = Pf^*$ 하의 비조건부 평균의 차이의 최대값을 뜻한다. 한편, $MDM_n(s)$ 은 $n \uparrow \infty$ 에 따라 $MDM(s)$ 에 수렴하는데 이는 또한 $MDM_n(s) (= 0.5 \times MDM_n(0))$ 은 반감기를 대체할 수 있다. 이에 대한 보자 자세한 논의는 El-Gamal and Ryu(2006)의 pp.370-371을 참조할 수 있다. 한편, $\phi_n(s)$, $MDM_n(s)$ 를 추정하고 계산하는 알고리즘에 대해서는 El-Gamal and Ryu(2006)의 부록을 참고할 수 있다.

본 연구의 비선형모형에서는 선형모형에서의 반감기와 유사하게 충격의 영향이 비조건부 평균으로부터 $(1-m)$ 만큼 사라지는데 걸리는 기간을 계산할 수 있다 ($0 < m < 1$). 즉, $m=0.5$ 이면 반감기에 해당되며, $m=0.25$ 이면 충격의 영향이 75%만큼 사라지는데 필요한 기간을 의미하게 된다.¹¹⁾ 즉, 이러한 방법에 따를 경우 충격조정과정의 전체적인 시각에서 관찰할 수 있다는 점에서 보다 일반적인 기준으로 평균회귀의 속성을 평가할 수 있다는 장점이 있다.

한편, 앞서 언급한 $\phi_n(s)$ 와 $MDM(s)$ 는 kernel density 추정과 같은 비모수적 방법으로 추정된다. 잘 알려진 대로 비모수적 추정에 있어 bandwidth(h_T) 선택에 따라 결과가 달라질 수 있다. 가장 널리 알려진 방법중의 하나인 Silverman의 방식인 $h_T = \sigma_T T^{-1/5}$ (여기서 σ_T 는 신용스프레드의 표본편차)를 적용했을 때 모든 신용스프레드가 매우 빠르게 평균으로 회귀하였을 알 수 있었다.¹²⁾ 그렇지만 El-Gamal and Ryu(2006)에 따르면 이러한 결과는 시계열이 유한할 경우 (본 연구의 경우 $T=715$) Silverman방식의 band width(h_T) 선택은 SMM과 $\phi(s)$ 를 과소추정할 가능성이 있다. 따라서 이를 위해 더 작은 h_T 를 선택하도록 하는 파라미터 k 를 도입하여 이 값에 따라 수렴정도를 판단하도록 하고자 한다. 즉, h_T 를 다음과 같이 정의하여 $\phi_n(s)$ 와 $MDM(s)$ 를 추정하였다.

$$h_T = \left(\frac{\sigma_T}{k} \right) T^{-1/5}$$

11) 이는 m-life 곡선에 의해 묘사된다. 이 m-life 곡선은 신용스프레드가 장기적 평균으로 이탈한 후 되돌아가는데 걸리는 시간이 $(1-m)$ 라는 것을 보여준다. 즉, SMM이라는 개념을 측정하여 시각적으로 보여주는 그래프가 m-life 이다.

12) 이후 실증분석결과에서 볼 수 있듯이 $k=1$ 일 때 m-life 곡선을 모습이 이를 보여준다.

III. 실증분석 결과

1. 자료와 기초통계량

본 연구에서 분석한 회사채 신용스프레드는 한국채권평가의 신용등급별 3년 만기 회사채 수익률의 주간자료(weekly data)를 이용하여 정의하였다. 주간 자료는 각 주 수요일의 연 수익률 자료를 사용하였으며 수요일이 공휴일이어서 자료가 존재하지 않는 경우에는 목요일 자료를 사용하였고, 목요일 자료도 존재하지 않는 경우에는 화요일 자료를 사용하였다. 분석기간은 2001년 1월 3일부터 2014년 9월 10일까지 이다. 본 연구에서는 1개 등급 차이에 따라 총 7개의 신용스프레드를 정의하였다. 구체적으로 스프레드1은 가장 우량등급인 AAA 등급의 수익률과 다음 등급인 (AA+)의 수익률 간의 차이로 정의하였으며, 스프레드2는 다음 등급인 (AA)와 (AA+)간의 차이, 그리고 스프레드7은 본 연구의 표본에서 가장 등급이 낮은 (BBB+) 등급과 다음 상위등급인 (A-) 등급의 수익률 차이로 정의하였다. 이와 같이 정의된 세부 신용스프레드의 기초통계량은 <표 1>에 제시되어 있다.

<표 1> 신용스프레드의 정의 및 기초통계량

	스프레드1	스프레드2	스프레드3	스프레드4	스프레드5	스프레드6	스프레드7
정의	(AA+) -(AAA)	(AA) -(AA+)	(AA-) -(AA)	(A+) -(AA-)	(A) -(A+)	(A-) -(A)	(BBB+) -(A-)
평균	0.080	0.086	0.084	0.143	0.157	0.226	1.462
중간값	0.060	0.070	0.070	0.110	0.160	0.240	1.030
최대값	0.870	0.760	0.770	0.640	0.420	0.520	3.070
최소값	0.010	0.020	0.030	0.030	0.030	0.030	0.280
표준편차	0.087	0.095	0.088	0.111	0.087	0.127	1.045
왜도	5.394	4.825	5.234	1.933	0.800	0.045	0.342
첨도	40.548	28.472	36.073	7.178	3.557	1.874	

<표 1>을 살펴보면 각각의 신용스프레드가 한 등급 간에 정의되었음에도 불구하고 스프레드의 평균은 등급이 낮아질수록 커지고 있음을 알 수 있다. 신용등급이 높은 회사채간의 스프레드인 스프레드1, 스프레드2, 스프레드3의 경우

평균적으로 0.08% 정도에 불과하나 이후 신용등급이 낮아지면서 스프레드4는 0.14%, 스프레드5는 0.16%, 스프레드6은 0.23%로 확대되고 있다. 신용등급이 가장 낮은 스프레드7은 평균 1.46%로 크게 차이가 나고 있다. 중간값의 경우에도 평균과 비슷한 패턴을 보이고 있다. 표준편차의 경우에도 평균보다는 뚜렷하지 않지만 대체로 신용등급이 낮아지면서 커지는 경향이 있으며 특히 스프레드7의 경우에는 다른 스프레드에 비해 훨씬 큰 변동성을 보이고 있다. 반면 왜도와 첨도의 경우에는 신용등급이 낮아지면서 작아지는 모습을 보이고 있다.

2. 선형모형 분석결과

선형모형의 추정결과는 <표 2>에 나타나 있다. <표 2>는 위 식의 ρ 에 대한 추정치와 반감기(half-life) 그리고 각각에 대한 95% 수준의 신뢰구간을 보여주고 있다. AR(1) 계수인 ρ 는 모든 신용스프레드에 대하여 0.9보다 크게 추정되어 신용등급에 관계없이 상당한 정도의 지속성이 내재되어 있음을 알 수 있다. 이를 바탕으로 반감기를 계산해 보면 스프레드1의 경우 반감기가 13.16주로 추정되어 충격의 영향이 절반이하로 감소하는데 약 3개월 정도가 소요됨을 의미하고 있다. 선형모형으로부터 추정된 반감기는 대체로 신용등급이 낮아지면서 점차 증가하여 스프레드4의 경우 약 34주, 스프레드5와 스프레드6은 각각 약 65주와 약 72주 정도로 나타나고 있다. 신용등급이 가장 낮은 스프레드7의 경우 반감기는 약 315주로 스프레드6에 비해서도 매우 긴 것으로 추정되었다.

<표 2> 선형모형의 추정결과와 반감기

	ρ	95% 신뢰구간	반감기(half-life)	95% 신뢰구간
스프레드1	0.9487	(0.9348, 0.9717)	13.16	(10.28, 24.14)
스프레드2	0.9766	(0.9686, 0.9936)	29.27	(21.73, 107.96)
스프레드3	0.9658	(0.9562, 0.9857)	19.92	(15.48, 48.12)
스프레드4	0.9798	(0.9722, 1.0010)	33.97	(24.59, ∞)
스프레드5	0.9894	(0.9852, 1.0044)	65.04	(46.49, ∞)
스프레드6	0.9904	(0.9866, 1.0033)	71.86	(51.38, ∞)
스프레드7	0.9978	(0.9973, 1.0022)	314.72	(256.37, ∞)

3. 비모수 비선형모형 분석결과

다음으로 일반적인 비선형 일차 마코비안 프로세스(nonlinear first order Markovian process)을 상정한 Domowitz and El-Gamal(2001)에 따라 ergodicity와 mixing에 대한 통계적 검정을 실시하였다. <표 3>은 1,000번의 독립적인 randomized run에서 귀무가설을 기각하는 확률을 의미한다. 따라서 <표 3>의 값들이 유의수준 5% 또는 10% 보다 작다면 귀무가설이 기각되지 못한다고 볼 수 있다.

먼저 <표 3>의 ergodicity 검정결과를 보면 5% 및 10% 유의수준 모두에서 스프레드1, 스프레드2, 스프레드3의 세 경우에는 ergodicity를 기각하지 못하고 있는 반면 나머지 스프레드에서는 귀무가설이 기각되고 있다. 즉, 신용등급이 상대적으로 높은 채권수익률 간의 신용스프레드들은 충격의 영향이 단기적으로 사라질 가능성이 높는데 비해 (A+) 등급의 채권수익률이 포함된 신용스프레드인 스프레드4보다 낮은 등급의 스프레드들은 충격의 영향이 상당기간 지속될 가능성이 높음을 의미하고 있다. 한편, mixing에 대한 검정결과를 보면 스프레드1에서 스프레드6 까지는 귀무가설을 기각하지 못하고 있는 반면 가장 신용등급이 낮은 스프레드7에서는 귀무가설이 기각되고 있다.

<표 3> Ergodicity 및 Mixing 검정

(단위: %)

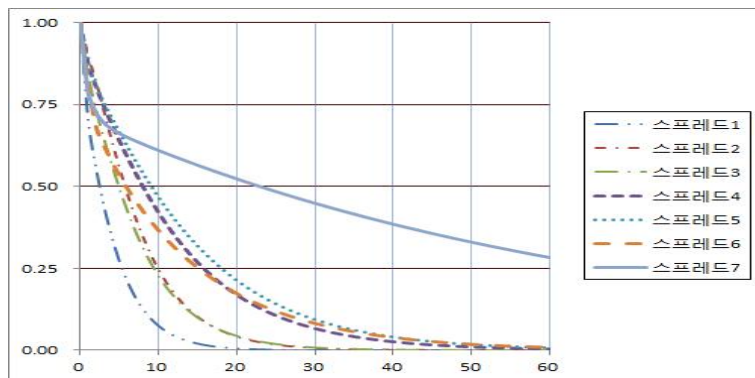
	Ergodicity		Mixing	
	pr(p-value<0.05)	pr(p-value<0.10)	pr(p-value<0.05)	pr(p-value<0.10)
스프레드1	3	8	4	8
스프레드2	3	7	2	5
스프레드3	4	8	3	6
스프레드4	9	15	3	6
스프레드5	12	21	3	7
스프레드6	13	19	3	7
스프레드7	37	44	21	28

이제 앞에서 간단히 설명한 비모수 비선형 모형에 의한 반감기를 추정된 결과를 살펴본다. 이하의 논의에서는 II장에서 소개한 SMM(short memory in mean)에 기초하여 추정된 결과를 보고한다. 그러나 SMD(short memory in distribution)의 경우에도 질적으로 동일한 결과를 얻을 수 있었다. 한편 비모수 비선형 추정결과는 k 의 값에 따라 다르게 나타나므로 $k=1, k=3, k=5$ 의 세 가지 경우에 대해서 신용스프레드들 간의 반감기를 비교해 보았다. [그림 2]에서 종축은 충격의 영향을 나타내며 횡축은 시간을 표시하고 있다. 즉, 충격의 영향이 0기에는 1의 값을 가지며 시간이 경과하면서 충격의 영향이 점차 줄어드는 모습을 보여준다. 그리고 충격의 영향이 0.5를 통과하는 시점은 반감기에 해당한다. 이와 마찬가지로 충격의 영향이 0.75가 되는데 걸리는 시간은 1/4감기이며 0.25가 되는데 필요한 시간은 3/4감기라고 할 수 있다.

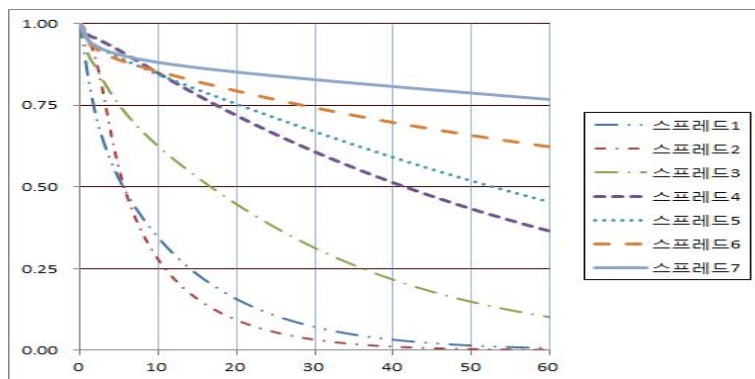
먼저 [그림 2]의 패널 A는 $k=1$ 인 경우 시간이 지남에 따라 각각의 스프레드들에 발생한 충격이 사라지는 모습을 보여주고 있다. [그림 2]의 패널 A를 보면 스프레드7을 제외한 나머지 스프레드들은 충격의 영향이 빠르게 줄어드는 것을 발견할 수 있다. 이에 따라 이들 스프레드의 반감기는 10주 이하로 매우 짧은 것으로 나타났으며 특히 스프레드1의 경우 반감기는 약 2주에 불과하였다. 반면 스프레드7의 반감기는 약 23주인 것으로 추정되어 다른 스프레드에 비해 반감기가 훨씬 길게 나타났다. 또한 충격의 3/4이 사라지는데 걸리는 시간도 스프레드7을 제외하면 모두 20주 미만이나 스프레드7은 1년 이상이 필요한 것으로 나타났다. 그럼에도 불구하고 $k=1$ 인 경우의 스프레드7의 반감기는 선형모형에서 추정된 반감기에 비해서는 훨씬 짧은 것으로 나타났다.

[그림 2] 비모수 비선형 모형에 의한 지속성

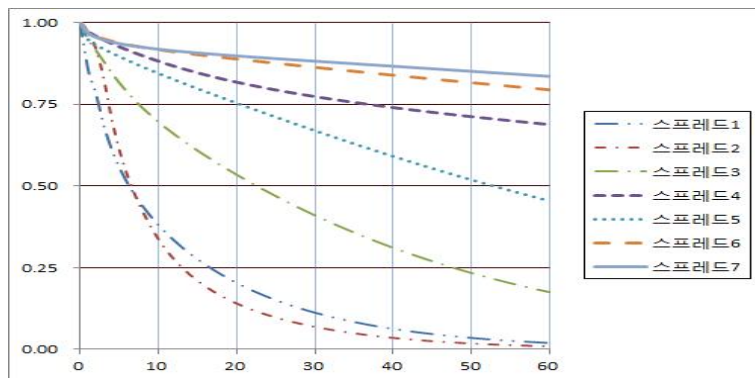
(패널 A: $k=1$)



(패널 B: $k=3$)



(패널 C: $k=5$)



$k=1$ 인 경우 스프레드7 외의 다른 스프레드들 간의 반감기가 큰 차이가 나타나지 않아서 신용등급과 스프레드의 지속성 간의 관계를 살펴보기 어려울 수 있다. 이에 반해, $k=3$ 으로 설정하여 추정해 보면 신용등급에 따라 반감기의 차이가 뚜렷해지는 모습을 발견할 수 있다. [그림 2]의 패널 B를 보면, 신용등급이 상대적으로 높은 스프레드1이나 스프레드2는 반감기가 5-6주에 불과하나 스프레드3은 약 17주, 스프레드4는 약 42주, 스프레드5는 약 53주로 신용등급이 낮아지면서 반감기가 점차 증가하고 있다. 특히 스프레드 6 및 스프레드7의 반감기는 1년이 훨씬 넘는 것으로 추정되고 있다. 이와 같이 신용스프레드 간의 반감기를 비교해 보면 신용등급이 낮을수록 반감기가 길어지고 있음을 발견할 수 있다. 이러한 결과는 선형모형에서의 결과와 질적으로 동일된 것으로서 신용스프레드의 신용등급과 지속성간에 체계적인 관계가 있음을 시사하고 있다. [그림 2]의 패널 C는 $k=5$ 인 경우를 보여주고 있는데 전반적으로 패널 B와 유사한 모습을 보여주고 있다. 다만 충격의 영향이 사라지는데 걸리는 시간이 $k=3$ 인 경우에 비해 대체로 길어지고 있다.

[그림 2]에서 나타난 특징 중의 하나는 k 가 증가하면 대체로 스프레드에서 반감기가 길어진다는 사실이다. 본 연구의 비모수 비선형모형의 한 가지 특징은 반감기가 k 에 의존함에도 불구하고 k 의 선택에 관한 최적 기준은 존재하지 않는다는 점이다. 따라서 본 연구에서는 k 의 값을 달리하면서 각 스프레드의 반감기가 어떻게 변화하는지를 살펴보면서 어떤 특징적인 모습이 관찰되는지를 검토해 보았다.

[그림 3]에서는 각각의 신용스프레드에 대하여 k 를 1부터 3, 5, 7, 9까지 변화시키면서 반감기가 어떻게 변화하는지를 보여주고 있다. [그림 3]을 살펴보면 앞에서 확인한 바와 같이 k 의 값이 증가하면서 반감기도 증가하고 있음을 알 수 있다. 그러나, 반감기가 증가하는 정도는 스프레드의 신용등급에 따라 매우 다르게 나타나고 있다. 스프레드1과 스프레드2의 경우에는 k 의 값이 커지더라도 반감기는 소폭의 증가에 그치고 있어 실제적으로 큰 변화를 발견할 수 없다. 스프레드1과 스프레드2는 k 가 커지더라도 반감기는 10주를 넘지 못하고 있으며 또한 k 의 값에 관계없이 20주내에 충격의 75%이상이 사라지는 모습을 보이고 있다. 따라서 신용등급이 높은 채권수익률의 차이인 스프레드1과 스프레드2는

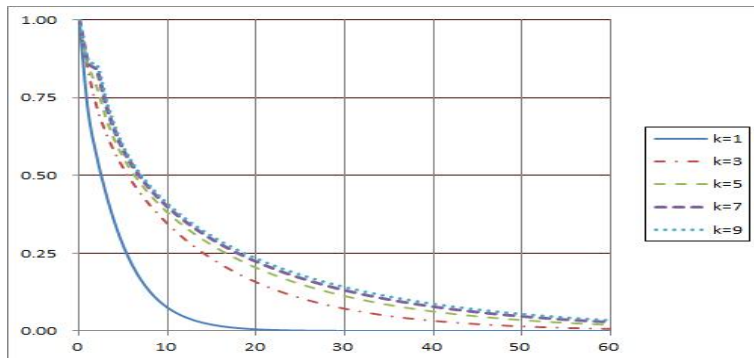
매우 빠른 속도로 평균으로 회귀하는 경향을 보인다고 할 수 있다.

스프레드3의 경우에는 k 의 값이 커지면서 반감기가 길어지고 평균으로 회귀하는 속도가 느려지는 현상이 뚜렷하게 나타나고 있다. $k=1$ 일 때에는 반감기가 5주에 그치고 있으나 $k=3$ 이 되면 반감기가 16주, $k=5$ 이면 22주로 증가하고 $k=9$ 일 경우에는 47주로 길어지고 있다. 그럼에도 불구하고 스프레드3는 충격이 발생하더라도 평균으로 회귀하는 경향이 명확하게 존재한다.

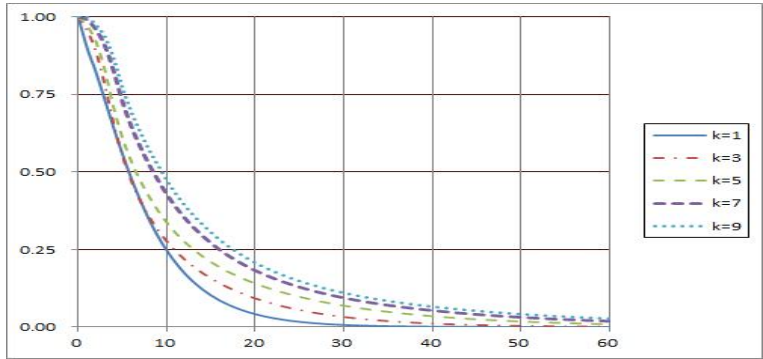
그러나 스프레드3보다 신용등급이 상대적으로 낮은 신용스프레드에서는 k 의 값이 커지면 평균으로 회귀하는 속도가 매우 느려지는 모습을 발견할 수 있다. 특히 스프레드7의 경우 $k=1$ 인 경우에는 반감기가 20여주에 불과하지만 $k=3$ 이상이 되면 60주가 지나도 충격의 75% 이상이 사라지지 않고 남아있는 모습을 찾아볼 수 있다. 한 가지 특이한 점은 신용등급이 상대적으로 낮은 신용스프레드들의 경우 k 가 5 또는 7 이상이 되면 충격의 영향이 사라지는 모습이 거의 같아지고 따라서 반감기에 큰 차이가 나지 않고 있다.

[그림 3] k 의 변화에 따른 반감기

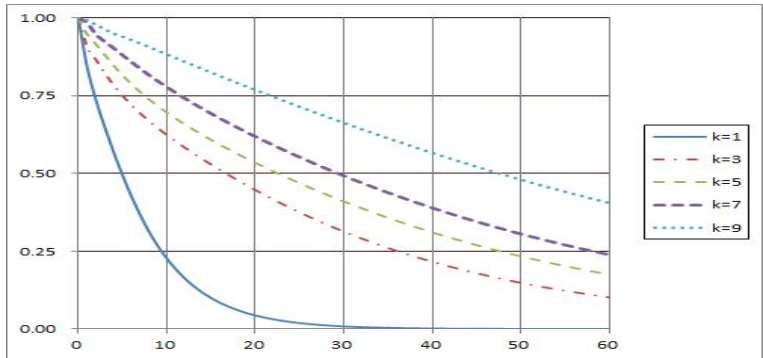
(패널 A: 스프레드1)



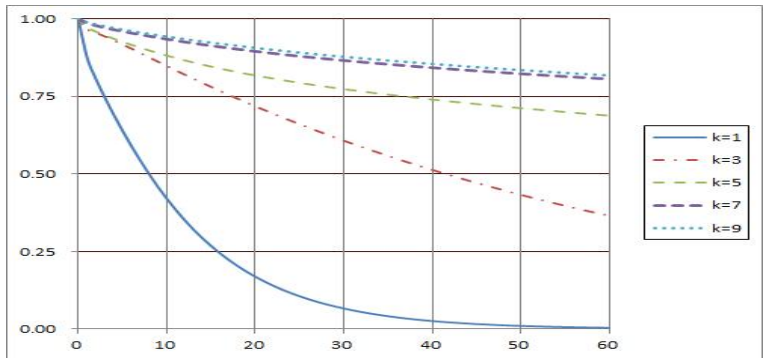
(패널 B: 스프레드2)



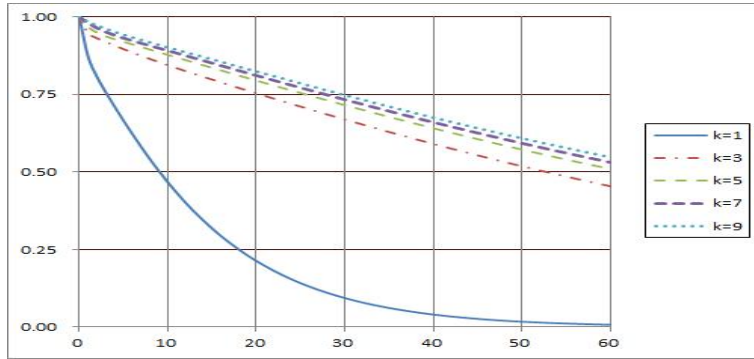
(패널 C: 스프레드3)



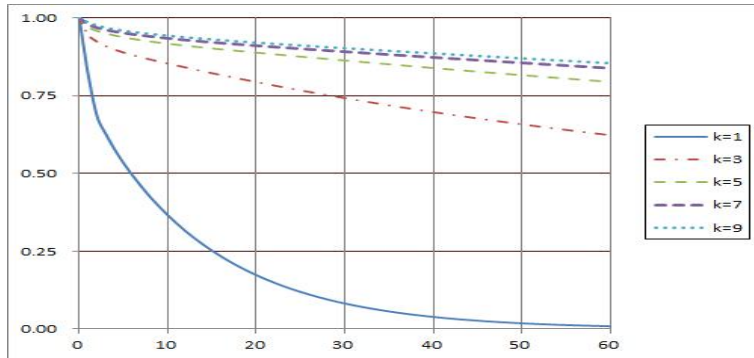
(패널 D: 스프레드4)



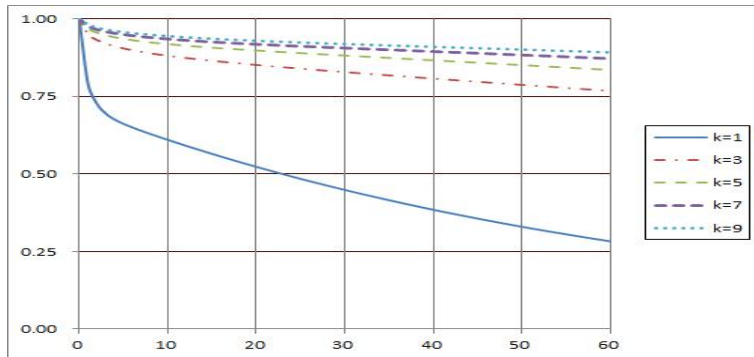
(패널 E: 스프레드5)



(패널 F: 스프레드6)



(패널 G: 스프레드7)



지금까지의 결과를 종합하면 신용등급과 세부 신용스프레드 간의 지속성에 체계적인 관계가 있음을 알 수 있다. 신용등급이 높은 채권수익률 간의 신용스프레드는 빠른 속도로 평균으로 회귀하는 모습을 보여 반감기가 짧게 나타나고 있는 반면 신용등급이 낮은 채권의 신용스프레드는 매우 느린 속도로 충격이 사라지는 특성을 가지고 있다. 즉, 신용등급이 낮을수록 지속성이 커지는 결과를 보여주고 있다. 이는 회사채 시장에 어떤 충격이 발생하여 시장의 평가가 변화하였을 때, 신용등급이 낮을수록 원래의 수준으로 시장의 평가가 회복되는데 많은 시간이 필요하다고 해석될 수 있다. 예를 들어 글로벌 금융위기가 발생하면서 BBB 등급의 채권수익률이 급상승하면서 신용스프레드가 확대되었는데, 금융위기가 진정된 후에도 스프레드가 원래의 수준으로 축소되고 있지 않은 것은 투자자의 신뢰가 완전히 회복되고 있지 못하였다는 것을 반영하며 이는 결국 통계적으로 큰 지속성으로 표현된다고 볼 수 있다.

특히 Domowitz and El-Gamal(2001)에 따라 ergodicity에 대한 통계적 검정 결과를 보면 스프레드1, 스프레드2, 스프레드3는 평균으로의 회귀성향이 강하게 나타나고 있는 반면 신용등급이 상대적으로 낮은 다른 스프레드4 이하에서는 그렇지 못한 모습이 발견되고 있다. 스프레드4가 (AA-) 등급 회사채 수익률과 (A+) 등급 회사채 수익률의 차이임을 고려하면 (A+) 등급 이하가 포함되면서 적어도 ergodicity의 측면에서 평균회귀 성향이 약해지는 결과가 나타난다고 볼 수 있다. 한편, mixing에 대한 검정결과를 보면 스프레드7에서만 평균회귀 성향이 발견되고 있지 않은데, 스프레드7은 (BBB+) 등급 회사채수익률과 (A-) 등급 회사채수익률의 차이로 정의되었다. 이처럼 회사채의 등급에서 (A+) 또는 (BBB+) 이하의 등급이 포함된 스프레드에서 평균회귀 성향이 발견되지 않고 있다.

우리나라의 회사채 시장에서 투기등급(speculative grade)의 채권에 대한 시장이 실질적으로 형성되어 있지 않다. 이러한 상황에서 현실적으로 BBB 등급의 채권이 마치 투기등급 채권처럼 취급되고 있을 수 있으며 이에 따라 BBB 등급이 포함된 스프레드7은 다른 신용스프레드와 차별화된 특징을 보일 가능성이 있다. 한편 동일한 국내채권에 대해 해외와 국내의 신용등급이 대략 3 등급(notch) 정도 차이가 발생한다고 할 때, 우리나라의 A+ 등급은 외국의 BBB+

과 유사한 수준으로 볼 수 있다. 이 경우 A 등급이 실제적으로 투기등급에 해당된다고 볼 수도 있다.

4. 만기별 지속성

지금까지 3년 만기 회사채를 이용하여 신용등급과 신용스프레드의 지속성의 관계에 대하여 살펴보았다. 여기에서는 신용등급은 동일하나 만기가 서로 다른 경우 신용스프레드의 지속성을 살펴보았다. 즉, 앞에서의 분석은 만기는 3년으로 고정시킨 후에 신용등급의 측면에서 횡단면적으로 지속성의 정도를 비교해 본 것이라면, 여기에서는 반대로 신용등급을 고정시키고 채권의 만기에 따라 지속성에 체계적인 패턴이 있는지를 분석하는 것이라고 할 수 있다.

<표 4>는 각각의 신용스프레드를 1년 만기, 3년 만기, 5년 만기 회사채에 대하여 정의한 후 선형모형을 통해 추정한 반감기를 보여주고 있다. 우선 앞에서 살펴본 3년 만기 채권의 경우와 마찬가지로 1년 만기 및 5년 만기 채권의 경우에도 신용등급이 낮아지면서 대체로 반감기가 길어지고 있는 사실을 공통적으로 확인할 수 있다. 반면, 동일한 신용등급에서 만기에 따라 반감기의 크기가 일관된 패턴을 보이고 있지는 않은 것으로 보인다. 스프레드2와 스프레드5는 만기가 길어지면서 반감기도 함께 증가하는 모습을 보이고 있는 반면 스프레드1, 스프레드3, 스프레드4, 스프레드6에서는 3년 만기 신용스프레드의 반감기가 가장 짧은 것으로 추정되었다. 이와는 반대로, 스프레드7에서는 3년 만기 신용스프레드의 반감기가 가장 길게 나타나고 있다.

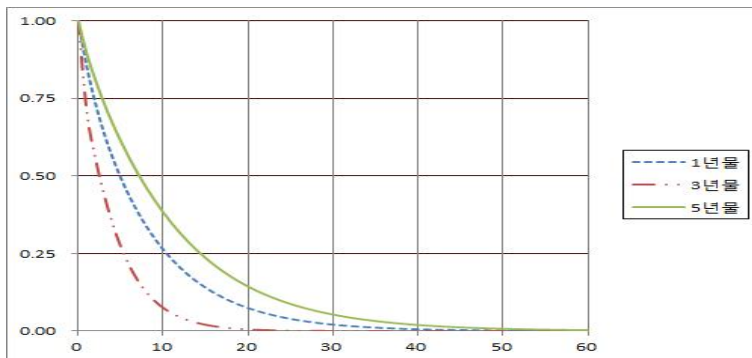
<표 4> 만기별 half-life: 선형모형

	1년 만기	3년 만기	5년 만기
스프레드1	19.98	13.16	21.73
스프레드2	26.94	29.27	55.10
스프레드3	37.95	19.92	54.23
스프레드4	36.72	33.97	45.25
스프레드5	63.24	65.04	92.07
스프레드6	83.16	71.86	113.28
스프레드7	182.06	314.72	164.69

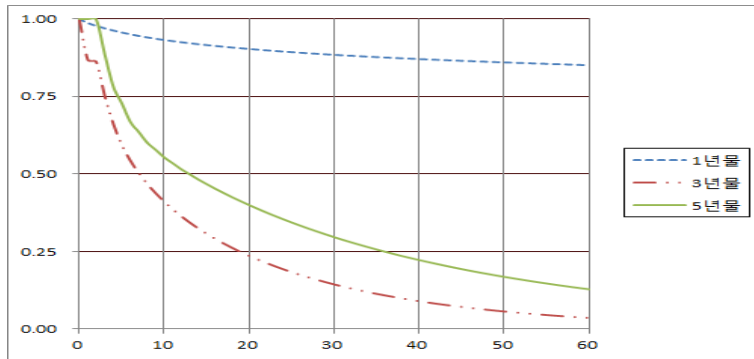
다음으로 비모수 비선형모형의 추정을 통해 만기별 신용스프레드의 지속성을 비교해 보았다. [그림 4]는 $k=1$ 및 $k=10$ 으로 설정한 상태에서 세 가지 만기에 대한 스프레드1, 스프레드4, 스프레드7에 충격이 발생하였을 때 그 영향이 시간에 따라 줄어드는 모습을 보여주고 있다. 우선 패널 A에서 신용등급이 높은 스프레드1의 경우를 살펴보면 $k=1$ 인 경우에는 3년물, 1년 물, 5년물의 순으로 반감기가 짧게 나타나고 있다. 그러나 세 가지 만기 모두에서 반감기가 10주 이내로서 큰 차이가 존재하지는 않고 있다. 그러나 $k=10$ 인 경우에는 3년물의 반감기가 가장 짧고 다음으로 5년물이며 1년물의 반감기는 매우 길게 나타나고 있다. 이와 같이 스프레드1은 k 의 값에 따라 만기별로 일관된 순서를 보여주고 있지 않다. 패널 B의 스프레드4는 $k=1$ 일 때와 $k=10$ 일 때 모두 세 가지 만기별로 거의 차이가 없는 것으로 나타났다. 패널 C의 스프레드7의 경우에는 $k=1$ 이면 반감기가 1년물, 5년물, 3년물의 순서로 짧게 나타나고 있으나, $k=10$ 이면 만기별 차이가 없는 것으로 보인다. 이러한 결과를 종합하면 만기와 신용스프레드의 지속성 사이에는 체계적인 관계가 존재하지 않는 것으로 보인다.

[그림 4] 만기별 스프레드의 지속성

(패널 A: 스프레드1)
 $k=1$

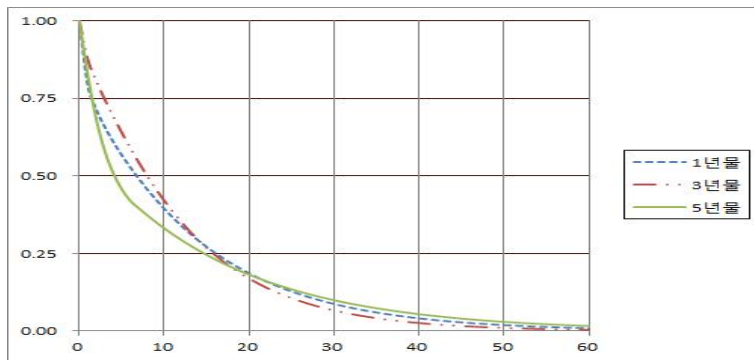


k=10

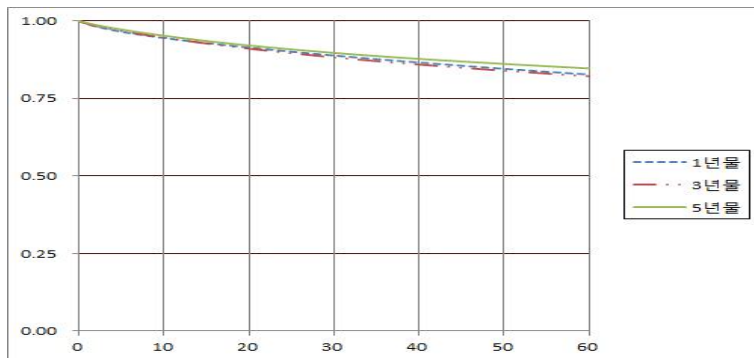


(패널 B: 스프레드4)

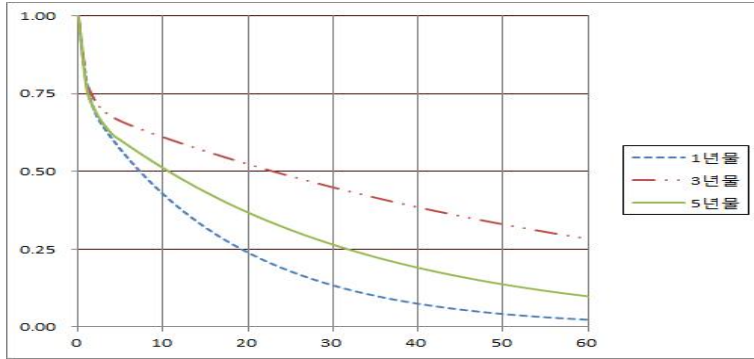
k=1



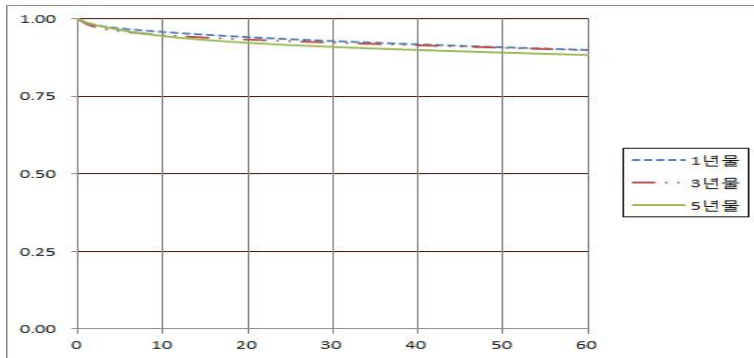
k=10



(패널 C: 스프레드7)
k=1



k=10



V. 결론

신용스프레드의 지속성은 채권 포트폴리오의 구성이나 관리에 있어 중요한 고려사항일 뿐 아니라 경기변동이나 주식시장의 예측에도 중요한 함의를 가지고 있다. 본 연구는 세부 신용등급별로 회사채 신용스프레드를 정의하여 이들 스프레드 간에 지속성(persistence)이 다르게 나타나는지를 횡단면적으로 비교 분석하였다. 이를 위하여 선형모형 및 비모수 비선형 모형을 추정하여 충격의 영향이 절반으로 감소하는 데까지 걸리는 시간으로 표현되는 반감기(half-life)를 비교하였다. 실증분석결과를 살펴보면, (AA+)와 (AAA)간의 스프레드와 같이 신용등급이 높은 채권수익률 간의 신용스프레드는 반감기가 짧게 나타나고 있는 반면 (BBB)와 (A-) 사이의 스프레드처럼 신용등급이 낮은 채권간의 신용스프레드는 매우 느린 속도로 충격이 사라지는 특성을 가지고 있다. 즉, 한 등급(notch) 간의 스프레드라고 하더라도 신용등급이 낮을수록 지속성이 커지는 결과를 보여주고 있다.

이러한 분석결과는 회사채 시장에 어떤 충격이 발생하여 시장의 평가가 변화할 때, 신용등급이 낮을수록 원래의 수준으로 시장의 평가가 회복되는데 많은 시간이 필요하다고 해석될 수 있다. 실제로 글로벌 금융위기의 충격으로 하위 등급의 신용스프레드가 크게 확대된 후 최근까지도 스프레드가 원래의 수준으로 회복되고 있지 못하고 있는데 이는 하위등급 채권에 대한 시장의 신뢰가 아직 회복되고 있지 못하였다는 것을 반영한다고 볼 수 있다. 이러한 상황은 본 연구의 실증분석에서 신용등급이 낮을수록 지속성이 높게 나타났다고 볼 수 있다.

한편 Domowitz and El-Gamal(2001)의 통계적 검정 결과를 보면 ergodicity의 경우 (A+) 등급 이하, mixing의 경우 (BBB+) 등급이하의 스프레드에서 평균회귀성향의 존재가 의심되는 결과가 나타나고 있다. 이러한 결과는 이러한 하위등급 채권들이 우리나라에서는 실질적으로 투기등급 채권처럼 취급되고 있을 가능성을 암시하고 있다고 볼 수 있다.

참 고 문 헌

- Chen, N., R. Roll, and S. Ross, "Economic forces and the stock market," *Journal of Business* 59, 1986, 383-403.
- Domowitz, I., El-Gamal, M., "A consistent nonparametric test of ergodicity for times series with applications," *Journal of Econometrics* 102, 2001, 365-398.
- El-Gamal, M.A., Ryu, D., "Short memory and the PPP hypothesis," *Journal of Economic Dynamics & Control* 30, 2006, 361-391.
- Fama, E. and K. French, "Common risk factors in the returns on stocks and bonds," *Journal of Financial Economics* 33, 1993, 3-56.
- Gilchrist, S. and E. Zakrajsek, "Credit cycles and business fluctuations," *American Economic Review* 102, No.4, 2012, 1692-1720.
- Gilchrist, S., V. Yankov and E. Zakrajsek, "Credit market shocks and economic fluctuations: evidence from corporate bond and stock markets," *Journal of Monetary Economics* 56, No.4, 2009, 471-493.
- Granger, C.W.J., "Modelling nonlinear relationship between extended-memory variables," *Econometrica* 63, 1995, 265-279.
- Hansen, B., "The grid bootstrap and the autoregressive model," *Review of Economics and Statistics* 81, No.4, 1999, 594-607.
- Quah, D., "Empirical cross-section dynamics in economic growth," *European Economic Review* 37, 1993, 426 - 434.
- Rogoff, K., "The purchasing power parity puzzle," *Journal of Economic Literature*, 34, 1996, 647-668.
- Stock, J. and M. Watson, "Forecasting output and inflation: the role of asset prices," *Journal of Economic Literature* 41, No.3, 2003, 788-829.

Persistence of Credit Spreads in Korean Bond Market

Hangyong Lee · Deockhyun Ryu

Abstract

We examine the persistence of credit spreads defined by the difference between yields on bonds of one notch difference in credit ratings in Korean corporate bond market. We find longer half-lives for credit spreads between low-rated bonds from both linear and nonlinear-nonparametric estimation. The negative relationship between persistence and credit ratings implies a slower adjustment toward equilibrium for lower-rated spread, Domowitz and El-Gamal(2001) test results for ergodicity and mixing also show that the credit spreads of lower-rated credit spread may not exhibit mean reverting property.

JEL Classification : C14, C22, G12

Key Words : Credit spread, credit rating, persistence, half-life