

다변량 공적분모형에 의한 신용스프레드 결정요인 분석

진 익*

<국문초록>

위험채권의 가치가 발행기업 자산가치의 변동 등과 같은 구조적 요인에 의해 결정된다고 보는 모형에서는 무위험이자율이 상승할 경우 발행기업의 채무불이행 가능성이 낮아져 신용스프레드가 감소한다. 그러나 무위험이자율의 변동이 발행기업의 자본구조의 변화를 초래하여 자산가치의 변동성이 커지면 신용스프레드가 장기적으로 증가할 수도 있다. 따라서 본 연구는 기업가치 변동성 등을 포함하여 신용스프레드 결정요인을 분석하였다. 2002년 1월~2005년 2월 일간자료를 대상으로 분석한 결과에 따르면, 신용스프레드는 무위험이자율, 기간스프레드, 기업가치 등과 장기균형관계를 갖는 것으로 나타났다. 그리고 다중회귀분석 결과로부터 신용스프레드가 위험채권 가격모형에서 거론되는 요인(무위험이자율, 기간스프레드, 기업가치, 변동성 등)에 의해 잘 설명됨을 확인하였다. 특히 충격반응분석 결과는 무위험이자율이 상승하면 신용스프레드는 단기적으로 증가한 후 시간의 경과에 따라 조정되는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 위험채권 가격모형이 가정하는 대로 신용스프레드가 장기적으로 무위험이자율과 반비례 관계를 가짐을 시사한다.

핵심주제어: 신용스프레드, 위험채권 가격모형, 다중회귀분석, 공적분모형, 충격반응분석
JEL: C20, C32, G13, G33

* 한국은행 금융경제연구원(E-mail : realwing@bok.or.kr)

1. 서론

회사채 수익률은 발행기업의 부도 가능성을 반영하여 결정되므로 국채 수익률에 비해 높게 형성되며, 회사채의 수익률과 국채의 수익률 차이로 측정되는 신용스프레드(credit spread)는 채무불이행 위험에 대한 프리미엄으로 간주된다. 즉 신용스프레드는 위험회피적인 투자자가 무위험자산 국채 대신 위험자산 회사채를 보유하는데 대한 추가적인 보상을 의미한다.

회사채 만기시점에서 발행기업의 자산가치가 부채수준보다 낮아질 경우 발행기업은 회사채 보유자에게 원금의 전부를 상환할 수 없다. 위험채권 가격모형은 이를 반영하여 발행기업의 자산가치가 부채수준 이하로 떨어질 때 채무불이행이 발생한다고 가정한다(Merton, 1974; Longstaff-Schwartz, 1995). 그리고 투자자들은 부도확률 즉 발행기업의 자산가치가 부채수준보다 낮아질 가능성을 감안하여 회사채를 매입할 때 국채가격에 비해 할인을 받는다. 따라서 부채수준(레버리지비율) 상승, 자산가치 변동성 확대 등으로 발행기업의 부도확률이 커지면 회사채수익률은 상승하고 신용스프레드도 증가한다.

그런데 금융시장에서 실제 관찰되는 자료로부터 확인된 바에 따르면, 신용스프레드가 발행기업의 부도가능성에 비해 높게 형성되는 경향이 있다. 이러한 현상은 관련 문헌에서 신용스프레드 퍼즐(credit spread puzzle)이라고 불린다. 예를 들어, 기존의 실증연구들은 부도위험이 실제 관찰되는 신용스프레드의 약 1/4정도 밖에 설명하지 못함을 보였다(Delianedis and Geske, 1999; Collin-Dufresne et al., 2000; Elton et al., 2001).

이와 같은 신용스프레드 퍼즐을 해명하고자 많은 실증연구들이 부도위험(기업 레버리지 비율, 자산가치 변동성)으로 설명되지 않는 잔여 스프레드가 다른 변수들에 의해 설명될 수 있는지 여부를 검토하였다. 전반적으로 무위험이자율, 기간스프레드(수익률곡선 기울기), 경기상황 등이 신용스프레드와 밀접한 관련이 있는 것으로 알려져 있다.

그러나 이러한 변수들이 진정한 신용스프레드 결정요인인지에 관해서는 여전히 논란의 여지가 있으며 신용스프레드 특성에 대해서도 견해가 일치하지 않고 있다. 예를 들어, Collin-Dufresne et. al.(2001)은 상기 요인들과 점프가능성을 포함하여 실증분석을 수행한 결과 부도위험을 초과하는 잔여 스프레드가 개별 기업의 특성보다는 체계적위험(systematic risk) 요인에 의해 설명될 수 있다고 주장하였다. Elton et. al.(2001)도 유사한 관점에서 신용스프레드 중 예상부도손실(부도확률 및 회수율)로 설명되지 않는 잔여부분을 설명하기 위해 시장위험요인(Fama-French factors)¹⁾ 등을

회귀분석에 포함하였다. 반면, Amato and Remolona(2003)는 채권 포트폴리오는 주식 포트폴리오와는 달리 분산화를 통한 위험경감효과가 작아 보다 높은 프리미엄이 요구된다고 주장하면서 신용스프레드의 많은 부분을 비체계적위험에 대한 보상으로 간주하였다.

이처럼 미완의 과제로 남아있는 신용스프레드의 결정요인을 밝히고자 시도하는 것은 여러 측면에서 의미가 있다고 생각된다. 무엇보다도 신용스프레드는 회사채나 신용파생상품의 가격결정에 중요한 의미를 가지므로 채권투자자가 신용스프레드의 결정요인을 식별하고 그 영향력을 파악하는 작업은 매우 중요하다. 또한 신용스프레드가 금리, 금리기간구조, 경기상황 등과 어떤 관계를 갖는지 이해하면 신용위험을 관리하는 데도 도움이 될 것이다.

이러한 관점에서 본 연구는 기존 연구에서 다루어진 변수들을 중심으로 우리나라 신용스프레드의 결정요인을 검토하고자 한다. 지금까지 우리나라 신용스프레드를 대상으로 이루어진 실증분석은 많지 않다.

서병선·김혁황(2002)은 1987년~2001년간의 월간자료를 대상으로 장기균형모형과 확산모형을 이용하여 신용스프레드를 동태적으로 분석한 결과, 회사채수익률이 국채수익률과 안정적인 장기균형관계를 가짐을 보였다. 특히 신용스프레드는 국채 수익률과 단기에서는 반비례관계를 보이지만 장기적으로 비례관계를 보이는 등 국채 수익률 변동에 대한 신용스프레드의 반응이 동태적으로 비대칭적임을 밝혔다. 이러한 결과를 토대로 위험채권 가격모형(Longstaff and Schwartz, 1995)이 자본구조와 기업가치의 동태적 변동을 설명할 수 있도록 수정되어야 한다고 주장하였다.

조하현·이승국(2005)은 1998년 9월부터 2003년 5월까지의 월별 및 일별자료를 대상으로 다중회귀모형을 이용하여 우리나라 신용스프레드의 결정요인을 검토하였다. 비록 다른 국내외 실증분석과 마찬가지로 신용스프레드를 결정하는 주요한 요인들을 분명하게 식별해내지는 못하였으나 대략적으로 무위험이자율, 추가, EDF모형에 의해 산출된 예상부도확률 등이 상당한 설명력을 가짐을 보였다. 따라서 부도가능성만을 고려하는 순수한 상태의존계약의 관점은 실제 시장에서 평가되는 신용스프레드를 분석하는데 한계를 갖는 것으로 판단하였다.

본 연구는 몇 가지 점에서 선행연구와 중요한 차별성을 갖는다. 무엇보다도 실증분석 결과 앞서의 연구들과는 달리 Longstaff and Schwartz(1995) 등의 위험채권 가격모형이 우리나라 신용스프레드 분석에 잘 적용될 수 있음을 확인하였다. 특히 다중회귀분석 결과 신용스프레드는 위험채권 가격모형이 예측하는 대로 무위험이자율과 반비례 관계를 가졌다. 한편, 분석방법론에 있어서도 상당한 차이가 존재한다.

1) 즉 Market excess return (over T-bills) factor, Small minus big factor(SMB), High minus low book-to-market factor(HML) 등이 회귀분석에 포함되었다.

우선 회사채수익률과 국채수익률을 대상으로 이변량 공적분모형을 사용하여 신용스프레드의 동태적 움직임에 간접적으로 분석한 서병선·김혁황(2002)과 달리, 본 연구는 다변량 공적분모형을 이용하여 신용스프레드를 직접 분석하였다. 한편 다중회귀모형을 신용스프레드 변동에 적용한 조하현·이승국(2005)과 달리, 본 연구는 공적분관계를 전제로 신용스프레드 수준을 대상으로 다중회귀분석을 적용하였다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제2장에서는 신용스프레드의 결정요인 파악을 위해 위험채권 가격모형과 기존의 실증분석 결과를 소개한다. 제3장에서는 본 연구에서 사용된 실증분석 모형과 분석자료를 다룬다. 제4장에서는 신용스프레드의 통계적 특성을 요약하고, 다변량 공적분모형을 이용하여 신용스프레드와 다른 변수들과의 관계를 분석한다. 제5장에서는 본 연구의 주요한 결과 및 시사점을 정리한다.

2. 이론 및 선행연구 결과

1) 위험채권 가격모형

Black and Scholes(1973)와 Merton(1974)은 상태의존계약이론(contingent claims based approach)을 이용하여 발행기업의 부도가능성을 고려한 위험채권 가격모형을 제시하였다.²⁾ 이들 모형에서 무위험이자율은 상수로 간주되며 위험채권의 가치는 옵션가치모형(option pricing model)에 의해 결정된다. 그러나 이들은 발행기업의 자산이 소진될 경우에 부도가 발생한다는 비현실적인 가정을 사용하고 있으며, 그 결과 모형이 예측하는 신용스프레드의 크기는 실제로 관찰되는 크기에 비해 훨씬 작다(Jones et al., 1984; Franks and Torous, 1989).

이러한 단점을 극복하고자 Black and Cox(1976)은 발행기업의 자산가치가 부채수준보다 낮아질 경우 부도가 발생한다는 보다 현실적인 가정을 도입하였다. 그러나 이 연구에서도 무위험이자율은 여전히 상수로 취급되고 있어 이자율위험이 위험채권의 가치에 미치는 영향을 밝히지 못하였다.

이에 대응하여 Longstaff and Schwartz(1995)는 파산위험과 이자율위험을 모두 감안한 위험 채권의 가치평가 모형을 제안하였다. 동 모형이 채택하고 있는 가정들을 개괄적으로 정리하면 다음과 같다. 첫째, 발행기업의 자산가치(V)는 다음과 같은 확

2) 이처럼 기업 자산가치의 변동 및 자본구조(capital structure)로부터 발행기업의 부도가능성을 설명하는 모형은 구조형 모형(structural-form model)으로 분류되며, Merton(1974), Black and Cox(1976), Longstaff and Schwartz(1995) 등이 대표적이다.

산과정(random process)를 따른다.

$$dV = \mu V dt + \sigma V dZ_1 \quad (1)$$

이 때 σ 는 상수이며 Z_1 은 표준위너과정(standard Wiener process)이다. 둘째, 무위험이자율(r)도 상수가 아니며 다음과 같은 확산과정을 따른다.

$$dr = (\nu - \kappa r) dt + \eta dZ_2 \quad (2)$$

이 때 ν, κ, η 등은 상수이고 Z_2 는 표준위너과정이며 dZ_1 과 dZ_2 사이의 상관관계는 ρdt 이다. 셋째, 발행기업의 자산가치는 자본구조(capital structure)와 무관하다. 이는 MM정리(Modigliani Miller Theorem)의 표준적인 가정이다. 넷째, 발행기업의 자산가치가 부채수준(K)보다 낮아지면 발행기업은 부도상태에 놓인다. 즉 V 가 K 보다 높게 유지되는 한 발행기업은 회사채로부터 발생하는 상환의무를 이행할 수 있다. 반면 V 가 K 수준으로 낮아지게 되면 발행기업은 즉시 모든 부채에 대해 부도절차에 들어가며 구조조정이 이루어진다. 다섯째, 발행기업이 구조조정에 들어가면 회사채 보유자는 원금 중 일부 $(1-w)$ 를 회수할 수 있다. 즉 부도시 회사채로부터의 부도손실률(loss rate)은 w 이다. 이 점에서 부도가 발생했을 때 발행기업의 자산이 절대적 우선순위(absolute priority rules)에 따라 채권자들에게 배분된다고 가정한 Black and Cox(1976)와 구별된다. 여섯째, 자본시장은 완전하여 거래비용이 존재하지 않으며 회사채 거래는 연속적으로 이루어진다.

이와 같은 가정들 하에서, 무위험채권의 가격(D)은 무위험이자율(r)과 만기(T)에 대한 함수로서 다음과 같이 표현될 수 있다(Vasicek, 1977).

$$D(r, T) = \exp(A(T) - B(T)r) \quad (3)$$

이 때 $A(T), B(T)$ 는 만기에 대한 함수이다. 한편, 위험채권의 가격(P)는 발행기업의 자산가치(V), 무위험이자율(r), 만기(T) 등에 대한 함수로서 다음과 같이 표현될 수 있다(Longstaff and Schwartz, 1995).

$$P(X, r, T) = D(r, T) - wD(r, T)Q(X, r, T) \quad (4)$$

이 때 $Q(T)$ 는 자산-부채비율($X \equiv V/K$), 무위험이자율, 만기에 대한 함수이다. 즉 이 모형에서는 회사채 가치를 평가하기 위해 발행기업의 자산가치와 부채수준을 따로 구분할 필요가 없다. 그리고 식(4)에서 알 수 있듯이, 위험채권의 가치는 부도위험이 존재하지 않는 안전채권의 가치(D)로부터 부도위험에 대한 보상(wDQ)를 차감함으로써 구할 수 있다. 그리고 부도위험에 대한 보상은 부도발생시 위험채권의 가치(wD)와 부도확률(Q)에 의해 결정된다.

2) 이론에 의한 신용스프레드 결정요인

위험채권 가치에 관한 이론모형으로부터 다음과 같은 요인들이 신용스프레드에 영향을 미침을 알 수 있다. 첫째, 신용스프레드는 자산-부채비율(X)과는 음(-)의 관계를 갖는 반면 부도손실률(w)과는 양(+)의 관계를 갖는다. 우선 발행기업의 자산-부채비율이 증가하면 부도가능성이 낮아지고 부도위험에 대한 보상이 줄어들어 위험채권 가격(P)이 증가하기 때문이다. 다음으로 부도손실률이 증가하면 부도위험에 대한 보상이 증가하고 위험채권 가치는 감소하기 때문이다.

둘째, 신용스프레드는 자산가치 변동성(σ)와 양(+)의 관계를 갖는다. 옵션이론을 적용할 때 위험채권 매입으로부터 발생하는 이익구조(payoff structure)는 발행기업 자산을 기초자산으로 하는 콜옵션을 매도한 경우의 이익구조와 일치한다(Merton, 1974). 기초자산의 변동성이 커짐에 따라 옵션 가치는 증가한다는 점으로부터 발행기업 자산가치의 변동성이 증가함에 따라 위험채권의 가격이 낮아지고 신용스프레드가 증가하리라는 것을 유추할 수 있다.

셋째, 신용스프레드는 무위험이자율(r)과 음(-)의 관계를 갖는다. 무위험이자율이 증가할 때 위험채권과 안전채권의 가치가 동시에 감소하지만, 안전채권에 비해 위험채권의 민감도 즉 듀레이션(duration)이 보다 작기 때문이다(Chance, 1990). 이러한 결과는 식(4)에서 무위험이자율의 증가에 따라 안전채권의 가치(D)가 감소할 뿐만 아니라 발행기업 자산가치(V)의 증가로 부도확률(Q)도 동시에 감소한다는 점에서 잘 드러난다. 결국 무위험이자율의 증가에 대응하여 위험채권 수익률보다 안전채권 수익률이 보다 크게 증가하므로 신용스프레드는 감소한다.

한편, 이와 같이 신용스프레드와 무위험이자율(r) 사이의 음(-)의 관계가 존재하는 결과는 무위험이자율의 상승에 따라 발행기업 자산가치가 추세적으로 증가한다는 가정에 기인한다. 만약 Jonkhrt(1979)와 같이 위험채권의 수익률이 무위험이자율에 위험프리미엄이 부가되어 결정된다고 볼 때, 무위험이자율의 상승으로 부도확률이

증가한다면 신용스프레드는 확대된다. 즉 신용스프레드와 무위험이자율(r) 사이에 양(+)³⁾의 관계가 성립한다. 또한 Jarrow and Turnbull(1995)에서처럼 무위험이자율의 움직임과는 독립적인 확률과정(random process)³⁾에 의해 부도확률이 결정된다면, 무위험이자율이 상승하더라도 신용스프레드에 영향을 미치지 않는다. 즉 신용스프레드와 무위험이자율(r) 사이에 영(0)의 상관관계가 성립할 수 있다.

3) 선행연구 결과

기존의 실증연구에 따르면 이론모형이 제시하는 부도확률(자산-부채비율, 자산가치 변동성 등), 무위험이자율 등의 요인이 신용스프레드에 대해 유의한 설명력을 갖는 것으로 나타났다.

우선, Longstaff and Schwartz(1995)는 1977~1992년간의 월별자료를 대상으로 회귀분석을 행한 결과 신용스프레드의 단기적 변화와 국채 수익률의 단기적 변화, 발행기업의 자산가치를 반영하는 주가수익률 등과 음(-)의 관계를 가짐을 보였다. 이들과 같이 발행기업의 자산가치가 자산구조와 독립적이라는 가정을 사용하는 경우, 무위험이자율이 상승할 때 발행기업의 자산가치는 상승하므로 부도위험이 감소하고 신용스프레드는 축소된다(Duffee, 1998; Leland and Toft, 1996). 그러나 무위험이자율이 상승할 때 자산-부채비율이 감소하는 방향으로 자본구조가 조정된다면 발행기업의 자산가치 변동성이 확대되고 신용스프레드는 증가할 수도 있다(Fischer et. al., 1989; Lesseig and Stock, 1998). 따라서 Longstaff and Schwartz(1995)은 자신들의 결과를 발행기업의 자산-부채비율이 무위험이자율과 양(+)³⁾의 상관성을 가지거나, 혹은 음(-)의 상관성을 갖더라도 자산가치의 추세적 증가효과에 의해 압도되어 부도확률이 감소하기 때문이라고 해석하였다.

다음으로, 공적분 검정을 이용한 Bevan and Garzarelli(2000)의 실증분석에서는 신용스프레드가 단기적으로 무위험이자율과 음(-)의 관계를 갖지만 장기적으로는 양(+)³⁾의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 이들은 동 결과에 의존하여, 신용경색 등에 대응한 안전채권 선호현상으로 신용스프레드가 단기적으로 무위험이자율과 음(-)의 관계를 가지게 되지만, 위험채권의 수익률이 상승함에 따라 신용스프레드도 확대되어 장기적으로 무위험이자율과 양(+)³⁾의 상관관계를 갖는다고 주장하였다.

우리나라 국채수익률과 회사채수익률 사이의 장기균형관계를 분석한 서병선·김혁황(2003)도 국채수익률이 상승하면 단기적으로 신용스프레드가 감소하지만 장기적

3) 부도발생을 포아송과정과 같은 외생적인 확률과정으로 간주하는 Jarrow and Turnbull(1995), Jarrow, Lando, and Turnbull(1997), Duffie and Singleton(1999) 등의 모형은 축약형모형(reduced form model)로 분류된다.

으로 회사채수익률이 상승하여 신용스프레드가 점차 확대됨을 보였다. 이러한 결과는 무위험이자율이 상승할 때 위험채권 보유에 대해 투자자들이 보다 높은 위험프리미엄을 요구하는 현상을 잘 설명한다.

그러나 기존의 실증연구 결과에 따르면, 발행기업의 부도위험을 반영하는 변수들이 실제 관찰되는 신용스프레드의 1/4정도밖에 설명하지 못한다. Delianedis and Geske(1999)은 부도위험 이외에 유동성프리미엄⁴⁾, 세금, 시장요인 등을 고려할 때 부도위험은 전체 신용스프레드 중 AAA등급 회사채의 경우 5%, BBB등급의 경우 22%밖에 설명하지 못함을 보였다. 또한 Collin-Dufresne et al.(2000)도 다양한 변수들을 검토한 후 부도율 및 회수율 변동은 실제 신용스프레드의 약 25%만을 설명할 수 있음을 보였다. 마찬가지로 부도위험 이외에 세금프리미엄⁵⁾, 시장위험프리미엄⁶⁾ 등의 상대적인 영향력을 실증적으로 검토한 Elton et al.(2001)에 따르더라도, 부도위험은 실제 관찰되는 신용스프레드의 25% 정도 밖에 설명하지 못한다.

이처럼 금융시장에서 실제 관찰되는 신용스프레드가 발행기업의 부도 가능성에 비해 높게 형성되는 경향은 관련 문헌에서 신용스프레드 퍼즐(credit spread puzzle)로 다루어지고 있다.

이에 따라 문헌에서는 실제로 관찰되는 신용스프레드 중 발행기업의 부도위험에 의해 설명되지 못하는 부분을 결정하는 요인이 무엇인지 밝히기 위해 다양한 거시 및 금융변수들을 분석에 포함하고 있다. 아직 어떤 변수가 신용스프레드의 결정요인인지는 정확히 식별되지 못하고 있으나,⁷⁾ 일반적으로 다음의 세 가지 요인이 분석에 포함된다.

첫째, 수익률곡선의 기울기가 신용스프레드에 영향을 미칠 수 있다. 단기 수익률이 장기 수익률 수준으로 평균회귀(mean-reversion)하는 경향이 존재하는 경우, 수익률곡선의 기울기가 커지면 향후 단기 무위험이자율의 상승이 예상되므로 신용스프레드가 점차 축소된다(Longstaff and Schwartz, 1995). 또한 경제상황의 악화를 반영한 수익률곡선 기울기의 감소는 회수율($1 - w$)의 감소를 초래하고 이에 따라 신용스프레드는 증가하는 경향이 있다. 실제로 Duffee(1996)는 신용스프레드와 수익률

4) 국채에 비해 회사채의 거래량이 작다는 점에서 신용스프레드에 유동성 부족에 대한 프리미엄도 포함된 것으로 알려져 있다.

5) 미국의 경우에 국채 이자지급에는 주정부의 세금이 부과되지 않는 반면 회사채에는 부과되기 때문에 세후 수익률을 보상하기 위해 회사채 수익률이 높게 유지되는 경향이 존재한다.

6) 국채에 비해 회사채 수익률이 주식가치를 설명하는 체계적위험(systematic risk)에 보다 민감하게 반응하기 때문에 회사채에 프리미엄이 형성되는 경향이 있다.

7) 기존의 실증연구들은 신용스프레드를 종속변수로 하고 다양한 설명변수들을 포함할 때 회귀잔차들 사이에서 높은 상관관계가 나타난다는 점에 주목하여 주요인분석(Principal Component Analysis)을 행한 결과 대다수 회귀잔차들이 하나의 공통요인(common factor)을 갖는다는 점을 밝혔다.

곡선 기울기 사이에 음(-)의 상관관계가 존재함을 보였다.

둘째, 거시적 경기상황에 따라 신용스프레드가 달라질 수 있다. 경기침체기에는 부도확률이 악화될 뿐만 아니라 회수율도 감소하기 때문에 위험채권의 가치가 감소하고 신용스프레드는 확대되는 경향이 있다. 일반적으로 회수율은 거시경제상황에 의존하는 것으로 알려져 있으며, Duffee(1996)에 의하면 GDP증가율이 신용스프레드 변화에 대해 유의한 설명력을 갖는다.

셋째, 유동성프리미엄도 신용스프레드에 영향을 줄 수 있다. 일반적으로 회사채 시장에서는 국채 시장에 비해 거래비용이 상대적으로 크기 때문에 거래량이 보다 작은 경향이 존재한다. 따라서 회사채 수익률과 국채 수익률의 차이로 산정되는 신용스프레드는 채무불이행 가능성에 대한 프리미엄과 더불어 유동성 부족에 대한 프리미엄도 포함할 수 있다. Perraudin and Taylor(2003)는 유동성 변수⁸⁾를 추가하여 유동성프리미엄이 잔여 스프레드의 상당부분을 설명함을 보였다.

3. 분석모형과 자료

1) 분석모형

앞의 이론적 논의를 토대로 본 연구는 다변량 공적분 관계를 이용하여 다중회귀식을 설정하였다. 첫 번째로, 신용스프레드(sc), 무위험이자율(r), 기간스프레드(st), 기업가치(fv) 사이에 공적분관계가 성립한다는 가정 하에 다음과 같은 다중회귀모형을 추정하였다.

$$\begin{aligned} sc_t &= \beta_0 + \beta_1 r_t + \beta_2 st_t + \beta_3 fv_t + u_t \\ u_t &= \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 \epsilon_{t-1} + \epsilon_t \end{aligned} \quad \text{모형(1)}$$

여기서 u 는 ARMA(1,1)과정을 따르는 잡음, ϵ 은 정규분포를 따르는 백색잡음(white noise)을 나타낸다. 앞서 소개한 위험채권 가격모형에 따를 때 모형(1)의 계수들이 다음과 같은 부호를 가질 것으로 예상된다.

$$\beta_1 < 0, \beta_2 < 0, \beta_3 < 0 \quad (5)$$

8) 구체적으로 quote frequency, bond age, issue size 등이 사용되었다.

두 번째로, 위의 공적분관계를 가정한 상태에서 기업가치 변동성(av), 회사채시장 유동성(vc), 국채시장 유동성(vr) 등이 신용스프레드에 미치는 영향을 확인하기 위해 다음과 같은 다중회귀모형을 추정하였다.

$$\begin{aligned} sc_t &= \beta_0 + \beta_1 r_t + \beta_2 st_t + \beta_3 fv_t + \beta_4 av_t + \beta_5 vc_t + \beta_6 vr_t + u_t \\ u_t &= \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 \epsilon_{t-1} + \epsilon_t \end{aligned} \quad \text{모형(2)}$$

특정 채권의 유동성이 증가하면 동 채권에 대한 유동성프리미엄이 축소된다는 점을 감안할 때 회사채시장 유동성 증가는 신용스프레드의 감소를 초래하는 반면, 국채시장 유동성 증가는 신용스프레드를 증가시킬 것이다. 따라서 모형(2)의 계수들이 다음과 같은 부호를 가질 것으로 예상된다.

$$\beta_4 > 0, \beta_5 < 0, \beta_6 > 0 \quad (6)$$

변동성으로는 각 변수에 다음과 같은 EGARCH(1,1)모형을 적용하여 추정한 조건부 분산을 사용하였다.

$$\begin{aligned} x_t &= \gamma x_{t-1} + e_t \\ \log \sigma_t^2 &= \delta_0 + \delta_1 \frac{|e_{t-1}|}{\sigma_{t-1}} + \delta_2 \frac{e_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \delta_3 \log \sigma_{t-1}^2 \end{aligned} \quad \text{모형(3)}$$

여기에서 x_t 는 기업가치, 회사채수익률, 무위험이자율 등을 나타내며, σ_t^2 는 추정 변수의 조건부 분산을 나타낸다.

세 번째로, 무위험이자율을 제외하고 신용스프레드, 기간스프레드, 발행기업 자산가치 사이에 공적분관계가 성립한다는 가정 하에 다음과 같은 다중회귀모형을 추정하였다.

$$\begin{aligned} sc_t &= \beta_0 + \beta_2 st_t + \beta_3 fv_t + \beta_4 av_t + \beta_5 vc_t + \beta_6 vr_t + u_t \\ u_t &= \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 \epsilon_{t-1} + \epsilon_t \end{aligned} \quad \text{모형(4)}$$

위험채권 가격모형에서 무위험이자율은 발행기업의 자산가치, 자산-부채비율 등을 통해 신용스프레드에 영향을 미치는 만큼, 무위험이자율이 제외되었을 때 다른 요

인들과 신용스프레드의 관계가 안정적으로 유지되는지 여부를 확인하는 것이 모형(4)를 추정하는 이유이다. 무위험이자율을 제외한 모형(4)의 계수들이 무위험이자율을 포함한 모형(2)의 경우와 큰 차이를 보이지 않을 경우 무위험이자율이 다른 요인들과 독립적인 설명력을 갖는다고 해석하고자 한다.

한편, 본 연구에서는 신용스프레드와 다른 요인들 사이의 단기 및 장기 동태적 관계를 고려하여 벡터오차수정모형(VECM: vector error correction model)을 추정함으로써 단기 및 장기 인과관계를 규명하였다. 우선, 모형(1)에 대응하는 VECM을 구성하는 식들 중 신용스프레드에 해당하는 식을 표현하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \Delta sc_t &= \alpha_1 z_{t-1} + \sum_{\tau=1}^3 \theta_{11,\tau} \Delta r_{t-\tau} + \sum_{\tau=1}^3 \theta_{12,\tau} \Delta st_{t-\tau} + \sum_{\tau=1}^3 \theta_{13,\tau} \Delta fv_{t-\tau} + \epsilon_{1,t} \\ z_t &= sc_t + \phi_1 r_t + \phi_2 st_t + \phi_3 fv_t \end{aligned} \quad \text{모형(5)}$$

변동성을 나타내는 변수들은 모두 안정적인 시계열이므로 VECM에 포함하지 않는다. 다음으로, 모형(4)에 대응하는 VECM을 구성하는 식들 중 신용스프레드에 해당하는 식을 표현하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \Delta sc_t &= \alpha_1 z_{t-1} + \sum_{\tau=1}^3 \theta_{11,\tau} \Delta st_{t-\tau} + \sum_{\tau=1}^3 \theta_{12,\tau} \Delta fv_{t-\tau} + \epsilon_{1,t} \\ z_t &= sc_t + \phi_2 st_t + \phi_3 fv_t \end{aligned} \quad \text{모형(6)}$$

본 연구에서 다변량 공적분모형을 사용하는 이유는 신용스프레드의 단기적 동학(short-run dynamics)과 더불어 다른 변수들과 가질 수 있는 안정적인 관계 즉 장기적 공행성(long-run comovement)도 고려하기 위해서이다. 신용스프레드가 개별적으로는 안정적이지 않더라도 무위험이자율 등의 다른 요인들과 안정적인 공적분 관계(cointegrated relation)를 가질 경우, 단순 회귀모형에 비해 공적분모형이 보다 많은 정보를 제공할 수 있기 때문이다.

이와 관련하여 Morris et al.(1998), Bevan and Garzarelli(2000) 등은 회사채수익률이 국채수익률과 공적분관계를 가지고 있으며, 국채수익률의 상승은 단기적으로 신용스프레드를 감소시키지만 장기적으로는 신용스프레드의 증가가 나타남을 보여주었다. 한편 Barnhill et al.(2000)은 공적분모형을 이용하여 BBB등급 이하 투기등급의 채권수익률에 대한 장·단기 동학을 검토한 결과 투기등급의 수익률, 국채수익률, 그리고 부도율 사이에 장기적인 균형관계가 존재함을 보였다.

2) 자료

본 연구는 실증분석을 위해 3년만기 회사채(무보증 AA-, 무보증 BBB-)와 3년만기 국채 수익률의 차이를 신용스프레드(sca , scb)로 사용하였다. 또한 5년만기 국고채 수익률을 무위험이자율(r)로, 10년만기 국채 수익률과 1년만기 국채 수익률의 차이를 기간스프레드(st)로, KOSDAQ지수를 100으로 나눈 값을 기업가치 요인(fv)으로, KOSDAQ지수의 EGARCH-분산을 자산가치 변동성 요인(av)으로 사용하였다. 한편, 3년만기 회사채수익률의 EGARCH-분산을 회사채시장 유동성 요인(vc)으로, 3년만기 국채수익률의 EGARCH-분산을 회사채시장 유동성 요인(vr)으로 사용하였다.

변수의 선택과 관련하여 본 연구는 몇 가지 점에서 선행연구와 차별성을 갖는다. 첫째, 본 연구는 신용스프레드를 직접적인 분석대상으로 포함하고 있다는 점에서 회사채 수익률과 국고채 수익률 사이의 공적분관계를 토대로 신용스프레드에 대해 간접적으로 분석한 서병선·김혁황(2003)과 다르다. 한편 본 연구는 신용스프레드와 국고채 수익률의 수준을 사용하여 분석하였다는 점에서 두 변수를 1계 차분하여 회귀분석에 실시한 조하현·이승국(2003)과도 구별된다.

둘째, 본 연구는 신용스프레드 산출을 위해 3년만기 국고채 수익률을 선택하였다는 점에서도 5년만기 국민주택채권 수익률을 사용한 서병선·김혁황(2003)과 구별된다. 따라서 본 연구에서 사용하는 신용스프레드는 기간구조로부터의 영향을 포함하고 있지 않으며 다른 만기로부터 산정한 기간스프레드로부터의 영향도 검토할 수 있다.

셋째, 무위험이자율로 5년만기 국고채 수익률을 선택하였다. 종속변수 신용스프레드를 산정하는 과정에서 3년만기 회사채 수익률에서 3년만기 국고채 수익률을 차감하고 있는 만큼, 3년만기 국고채 수익률을 설명변수로 사용하는 경우 기술적 요인에 의해 무위험이자율의 계수가 음(-)으로 나타날 가능성이 있기 때문이다. 한편, 3년만기 국고채 수익률을 무위험이자율로 사용하여 분석해 본 결과 큰 차이가 존재하지 않음을 확인하였다.

넷째, 20년과 3개월 국고채 수익률 차이로부터 기간스프레드를 산정한 조하현·이승국(2004)과 달리 본 연구는 10년과 1년만기 국고채 수익률을 사용하여 기간스프레드를 구하였다. 이는 20년만기 국고채의 유동성이 낮아 수익률이 왜곡되어 있을 수 있다는 점을 감안한 것이다.

다섯째, 본 연구에서는 발행기업 자산가치 요인(혹은 거시경제상황을 나타내는 요인)으로 KOSDAQ지수를 포함하였다는 점에서 KOSPI200지수를 검토한 조하현·이

승국(2004)과 구별된다. 이는 신용스프레드의 경우 발행기업의 부도 위험을 반영하는 만큼 KOSPI200지수보다는 KOSDAQ지수가 신용위험과 보다 밀접한 관련을 가질 것이라는 점을 감안한 것이다.

여섯째, 본 연구는 선행연구에서 명시적으로 고려하지 않은 변동성 요인을 포함하고 있다. 발행기업의 자산가치 변동성으로는 KOSDAQ지수에 EGARCH(1,1)모형을 적용하여 산출한 분산을 포함하였고, 회사채 및 국채의 수익률 변동성도 고려하였다. 이는 위험채권 가격모형에서 무위험이자율이 발행기업의 자산가치와 자산-부채 비율 등을 통해 신용스프레드에 영향을 주는 만큼, 변동성을 통제함으로써 두 영향을 분리하여 확인해 보기 위해서이다.

일곱째, 본 연구는 회사채시장 및 국채시장의 유동성을 나타내는 변수로 회사채 수익률 및 국채수익률의 변동성을 사용하였다. 시장 유동성에 대한 보다 정확한 변수는 호가 및 거래량 정보(quote frequency, bond age, issue size 등)이지만 동 변수들에 대한 일별자료가 존재하지 않는 관계로 수익률 변동성을 대신 사용하였다. 이러한 선택은 호가가 빈번하면 채권가격이 변동할 가능성이 보다 커지기 때문에 수익률 변동성이 호가 빈도를 간접적으로 반영할 것이라는 판단에 따른 것이다.

한편 실증분석에 사용된 자료는 2001년 12월 19일부터 2005년 2월 28일까지의 일간자료이며, 한국증권선물거래소(<http://sm.krx.co.kr/>)에서 구하였다. 본 연구에서 2002년 이후의 일별자료를 사용한 이유는 다음과 같다. 첫째, 조하현·이승국(2004)에 의하면 2000년 11년부터 2001년 2월까지 신용스프레드가 급상승하였는데,⁹⁾ 이는 1999년 7월 이후 대우사태와 현대건설 유동성 위기 등이 겹치면서 신용시장이 불안정해진 결과였다. 또한 은행들이 제2차 구조조정을 앞두고 BIS비율을 높이기 위해 기업대출을 억제하고 수익률이 낮은 국공채 매입을 확대함에 따라 신용경색이 발생했던 시기였다. 따라서 본 연구는 구조변화 시점을 분석기간으로부터 배제함으로써 구조변동이나 특이 관측치가 주요 결과에 미칠 영향을 통제하였다. 둘째, 시간 연속성을 가정하는 이론적 분석모형으로부터 신용스프레드의 결정요인을 추론하고 있는 만큼 높은 주기를 갖는 자료가 적절하기 때문이다. 따라서 일간자료를 얻을 수 있는 기간인 2002년 이후에 집중하여 분석하였다.

한편, 본 연구의 실증분석에 사용된 자료는 다음과 같은 한계를 갖는다. Fridson et al.(1997)은 신용스프레드와 무위험이자율 사이의 상관성을 분석하면서 명목이자율(nominal interest rates)보다 인플레이션을 감안한 실질이자율(real interest rates)이 더 좋은 결과를 보인다고 주장하였다.¹⁰⁾ 높은 인플레이션 기간에는 명목이자율

9) 조하현·이승국(2004)에 따르면, 신용도가 낮은 채권수익률이 급상승하여 동 기간동안 BBB등급의 신용스프레드와 A등급 회사채수익률과 국채수익률의 스프레드의 격차가 5% 이상으로 확대되었다.

10) Fridson et al.(1997)은 1971년부터 1995년까지의 분기별 자료를 이용하여 부도확률과 실질이자율이 양(+의 상

이 상승하더라도 기업의 실질 부채가치가 감소하여 부도가능성이 줄어들기 때문이다. 그러나 인플레이션에 관한 일간자료가 존재하지 않기 때문에 본 연구는 3년만기 국고채의 명목수익률을 무위험이자율로 사용하였다.

4. 실증분석

1) 기초통계분석

본 연구는 우선 신용스프레드에 대한 특성을 이해하기 위하여 기초통계분석을 하였다. 첫째, 신용스프레드가 정규분포를 따른다고 보기 어렵다. <표 1>에서 나타난 바와 같이 Jarque-Bera통계량을 기준으로 판단하였을 때 *sca* 및 *scb*가 정규분포를 따른다는 가설이 기각되었다. 특히 분포의 형태에 있어서 *sca*와 *scb*는 서로 다른 특성을 갖는 것으로 나타났다. 먼저 왜도(skewness)에 따르면, *sca*의 분포는 0.72로 양(+)의 방향으로 치우친 꼬리를 갖는 반면 *scb*의 분포는 -0.68로 음(-)의 방향으로 치우친 꼬리를 갖는 것으로 나타났다. 다음으로 첨도(kurtosis)를 살펴보면, *sca*의 분포는 3.33으로 정규 분포에 비해 보다 뾰족한 반면 *scb*의 분포는 2.32로 정규 분포에 비해 덜 뾰족함을 알 수 있다. 한편 무위험이자율, 기간스프레드, 기업가치 등에 대한 Jarque-Bera통계량도 정규분포를 따른다는 가설을 기각함을 알 수 있다.

<표 1> 기초통계량

구분	<i>sca</i>	<i>scb</i>	<i>r</i>	<i>st</i>	<i>fv</i>
평균	0.746	4.689	5.080	0.948	5.018
표준편차	0.222	0.425	0.989	0.450	1.381
왜도	0.720	-0.680	0.410	0.830	1.343
첨도	3.334	2.320	2.467	3.170	4.019
Jarque-Bera (p-value)	67.747 (0.000)	75.612 (0.000)	31.285 (0.000)	91.156 (0.000)	270.00 (0.000)

둘째, 신용스프레드의 시계열이 정상적(stationary)이라고 보기 어렵다. 본 연구는 신용스프레드의 안정성 검정을 위해 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 및 PP(Phillips-Perron) 단위근 검정을 실시하였다. 그 결과, <표 2>에서 보듯이 *sca* 및 *scb* 각각에 대해 단위근이 존재하는 것으로 나타났다. 다만 *sca*에 관한 통계량이

관관계를 가짐을 실증적으로 보였다.

보다 크다는 점에서 *sca*가 *scb*에 비해 다소 안정적인 것으로 보인다. 이러한 결과는 신용스프레드가 단위근을 가지는 비정상적인 시계열임을 보인 기존의 연구결과 (Pedrosa and Roll, 1998; Kiesel et al., 1999; 조하현·이승국, 2004)와 일치한다. 한편 다른 변수들에 대한 단위근 검정도 무위험이자율, 기간스프레드, 기업가치 등이 단위근을 갖는다는 가설을 기각하지 못하였다.

<표 2> 단위근 검정

	<i>sca</i>	<i>scb</i>	<i>r</i>	<i>st</i>	<i>fv</i>
ADF 통계량	-1.587	-1.408	-1.508	-1.861	-1.567
PP 통계량	-1.611	-1.405	-1.441	-1.942	-1.503

주 : ADF 5% 임계치=-2.865; PP 5% 임계치=-2.865

셋째, 신용스프레드가 조건부 이분산성(conditional heteroskedasticity)을 갖는 것으로 보인다. Christiansen(2002)은 신용스프레드의 조건부 분산이 장기기억(long memory)을 가질 수 있음을 주장한 바 있다. 또한 서병선·김혁황(2003)은 양(+)
의 충격이 발생할 때 신용스프레드의 변동성이 더욱 확대되는 비대칭성이 존재함을 보였다. 따라서 본 연구도 *sca*와 *scb*에 모형(3)의 EGARCH(1,1)모형을 적용하여 조건부 이분산성 여부를 확인해 보았다. 신용스프레드가 단위근을 갖는다는 앞서의 결과를 감안하여 조건부 평균은 AR(1)으로 설정하였다.

<표 3>에 나타난 바와 같이 ECARCH모형의 계수값들은 대부분 유의한 것으로 추정되었다는 점에서 신용스프레드에 조건부 이분산성이 존재하는 것으로 판단된다. *sca*의 경우, 서병선·김혁황(2003)에서와 마찬가지로 신용스프레드에 양(+)
의 충격이 발생할 때 스프레드의 변동성이 더욱 확대되는 비대칭성이 존재하는 것으로 나타났다. 반면 *scb*에 대해서는 이와 같은 비대칭성의 존재가 유의하지 않은 것으로 드러났다. 그리고 조건부 평균의 계수는 예상대로 1에 가까운 값을 가졌다.

<표 3> EGARCH(1,1) 모형 추정 결과

	γ	δ_0	δ_1	δ_2	δ_3	\bar{R}^2	<i>D.W.</i>
<i>sca</i>	0.9984 (0.000)	-1.3634 (0.000)	0.5309 (0.000)	0.0498 (0.000)	0.8822 (0.000)	0.9964	1.6394
<i>scb</i>	0.9998 (0.000)	-1.5183 (0.000)	0.4927 (0.000)	-0.0085 (0.623)	0.8632 (0.000)	0.9989	1.5270

주 : ()는 p값임

이와 같이 sca 와 scb 가 서로 다른 특성을 갖는다는 분석결과는 신용등급에 따른 신용스프레드의 변화를 구분하여 분석할 필요성을 제기한다. 이를 위해 본 연구는 우리나라 (AA-)등급 회사채와 (BBB-)등급 회사채 수익률을 이용하여 신용스프레드와 무위험이자율 사이의 관계가 비대칭적인지 여부를 확인해 본다.

2) 공적분 관계 검정

먼저 모형(1)의 추정을 목적으로 Johansen 공적분 검정을 통해 개별적으로 불안정 시계열인 신용스프레드(sc), 무위험이자율(r), 기간스프레드(st), 기업가치(fv) 사이에 장기 안정적인 공적분관계가 성립하는지를 검토하였다. <표 4>에서 보는 바와 같이, sca 와 scb 각각에 대해 1개씩의 공적분관계가 성립하였다. 이때 시차는 SIC(Schwarz information criterion)에 의해 2로 결정하였다.

다음으로 모형(3)의 추정을 위해 무위험이자율을 제외하고 신용스프레드, 기간스프레드, 기업가치 사이에 공적분관계가 성립하는지 여부를 확인하였다. <표 4>로부터 무위험이자율을 제외할 경우에도 장기 안정적인 공적분관계가 성립함을 알 수 있다. 따라서 모형(4)~모형(5) 등의 VECM을 사용하여 신용스프레드, 무위험이자율, 기간스프레드, 기업가치 사이의 단기 동태현상과 장기 안정적인 관계를 분리하여 파악할 수 있다.

<표 4> Johansen 공적분 검정

	sca		scb	
	모형(1)	모형(3)	모형(1)	모형(3)
$\gamma = 0$	48.58** (0.006)	35.83** (0.001)	46.71** (0.009)	27.01* (0.022)
$\gamma \leq 1$	20.45 (0.141)	8.38 (0.209)	10.30 (0.834)	4.18 (0.685)
$\gamma \leq 2$	8.30 (0.214)	0.93 (0.389)	4.48 (0.641)	0.00 (0.999)

주 : ()는 Mackinnon-Haug-Michelis(1999)의 p값임. (***)는 5%(1%)수준에서 유의함.

한편, 본 연구는 신용스프레드와 무위험이자율만을 대상으로 공적분관계가 존재하는지 여부도 검토하였는데 이변량 공적분관계는 존재하지 않는다는 결과를 얻었다. 이 결과는 신용스프레드와 무위험이자율 사이에 표준적 공적분관계는 존재하지 않으며 분수공적분관계(fractional cointegration relation)가 존재함을 보인 조하현 · 이

승국(2004)과 일치한다. 한편 서병선·김혁황(2003)은 회사채수익률과 국제수익률 사이에 장기균형관계가 존재함을 보인 바 있다.

3) 다중회귀분석

모형(1), 모형(2) 및 모형(4) 등의 다중회귀식에 대한 추정결과는 <표 5>에 나타나 있으며, 계수값은 앞서 식(5)~식(6)에서 예측한 바와 크게 다르지 않았다.

첫째, 모형(1)의 추정결과로부터 신용스프레드(sc)가 무위험이자율(r), 기간스프레드(st), 기업가치(fv) 등과 음(-)의 관계를 갖는 것을 확인할 수 있다. 다만 기간스프레드 계수의 유의성은 다소 낮았으며, 특히 (BBB-)등급 신용스프레드의 경우 기간스프레드의 계수가 유의하지는 않으나 양(+)의 값을 가졌다. 각 변수들을 1차 로그차분한 뒤 다중회귀모형을 적용한 조하현·이승국(2004)과 비교할 때, 본 연구는 전반적으로 동일한 결과를 얻었다. 다만 추정 계수들의 유의성이 보다 높다는 점과 신용스프레드와 기업가치 사이의 음(-)의 관계가 확인된 점은 강조될 필요가 있겠다.

둘째, 자산가치변동성(av), 회사채수익률 변동성(vc), 무위험이자율 변동성(vr) 등을 포함한 모형(2)의 추정결과로부터, 신용스프레드가 자산가치변동성과 음(-)의 관계를 가짐을 알 수 있다. 이 결과는 위험채권 가격모형이 예측하는 바와 일치한 것이지만 통계적으로 유의하지는 않았다. 한편 신용스프레드는 회사채수익률 변동성과 음(-)의 관계를 가지는 반면 무위험이자율 변동성과는 양(+)의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 이로부터 신용스프레드가 유동성프리미엄을 포함한다는 Perraudin and Taylor(2003)의 주장이 우리나라 채권시장에도 적용된다고 볼 수 있겠다. 다만 이러한 관계의 유의성은 (AA-)등급 신용스프레드에 대해 보다 큰 것으로 드러났다.

셋째, 모형(4)의 추정결과로부터 무위험이자율을 제외하더라도 분석결과에 큰 차이가 없음을 알 수 있다. 다만 기간스프레드 계수의 유의성이 높아졌으며, 특히 (BBB-)등급 신용스프레드의 경우 기간스프레드 계수가 유의한 음(-)의 값을 가지게 되었다.

전체적으로 볼 때 앞서 소개된 위험채권 가격모형이 예측하는 바가 우리나라에서 형성된 신용스프레드의 움직임을 잘 설명하는 것으로 판단된다. 특히 신용스프레드가 무위험이자율과 유의하게 음(-)의 관계를 갖는다는 결과는 조하현·이승국(2004)과는 일치하는 반면 서병선·김혁황(2003)이 주장하는 바와는 다소 다르다.

한편, 본 연구는 오차항의 설정에 따라 추정결과의 적합도가 상당히 달라짐을 확인하였다.¹¹⁾ 오차항을 백색잡음(white noise)로 설정하는 것에 비해 AR(1)로 설정할

11) 오차항 설정에 따른 자세한 추정결과는 <부표 1>을 참조.

때 \bar{R}^2 와 $D.W.$ 가 크게 개선되었으며, ARMA(1,1)로 설정할 때 $D.W.$ 가 더욱 개선되었다(<표 6> 참조).

<표 5> 다중회귀모형 추정 결과

	<i>sca</i>			<i>scb</i>		
	모형(1)	모형(2)	모형(4)	모형(1)	모형(2)	모형(4)
β_0	0.698** (0.017)	0.703** (0.012)	0.624** (0.013)	4.780*** (0.000)	4.781*** (0.000)	4.552*** (0.000)
β_1	-0.037*** (0.000)	-0.034*** (0.000)	--	-0.071*** (0.000)	-0.070*** (0.000)	--
β_2	-0.038** (0.019)	-0.040** (0.013)	-0.070*** (0.000)	0.008 (0.630)	0.008 (0.641)	-0.053*** (0.000)
β_3	-0.015*** (0.003)	-0.016*** (0.001)	-0.022*** (0.000)	-0.015*** (0.003)	-0.016*** (0.003)	-0.027*** (0.000)
β_4	--	-0.019 (0.904)	-0.066 (0.792)	--	-0.059 (0.818)	-0.133 (0.617)
β_5	--	-0.083*** (0.009)	-0.096*** (0.002)	--	-0.989* (0.068)	-1.098* (0.051)
β_6	--	0.374** (0.017)	0.439*** (0.005)	--	0.913* (0.072)	1.011* (0.055)
ρ_1	0.997*** (0.000)	0.997*** (0.000)	0.997*** (0.000)	0.998*** (0.000)	0.998*** (0.000)	0.998*** (0.000)
ρ_2	0.145*** (0.000)	0.162*** (0.000)	0.165*** (0.000)	0.174*** (0.000)	0.182*** (0.000)	0.180*** (0.000)
\bar{R}^2	0.997	0.997	0.997	0.999	0.999	0.999
$D.W.$	1.928	1.930	1.930	1.907	1.905	1.914

주 : ()는 p값임. */**/**는 10%/5%/1%수준에서 유의함.

<표 6> 오차항 설정에 따른 적합도 비교

	<i>sca</i>			<i>scb</i>		
	W.N.	AR(1)	ARMA(1,1)	W.N.	AR(1)	ARMA(1,1)
\bar{R}^2	0.181	0.997	0.997	0.577	0.999	0.999
$D.W.$	0.013	1.569	1.926	0.022	1.488	1.907

주 : 모형(2) 추정에 따른 적합도 결과임.

4) VEC모형 추정결과

모형(5)~모형(6)의 VECM을 추정한 결과 중 신용스프레드(sc), 무위험이자율(r), 기간스프레드(st), 기업가치(fv) 사이의 정규화된 공적분벡터는 <표 7>과 같았다. (AA-)등급 신용스프레드는 무위험이자율 및 기간스프레드와 음(-)의 관계를 갖고 기업가치와는 양(+)의 장기균형관계를 가졌다. 반면, (BBB-)등급 신용스프레드는 정반대로 무위험이자율 및 기간스프레드와 양(+)의 관계를, 그리고 기업가치와는 음(-)의 관계를 가졌다. 이와 같은 장기균형관계는 무위험이자율의 포함 여부와 무관하게 안정적이었다.

<표 7> VECM 추정 결과

	<i>sca</i>		<i>scb</i>	
	모형(5)	모형(6)	모형(5)	모형(6)
<i>sc</i>	1.000	1.000	1.000	1.000
<i>r</i>	0.276 (0.262)	--	-2.344 (0.438)	--
<i>st</i>	3.597 (0.683)	2.633 (0.487)	-4.697 (1.139)	-23.563 (5.518)
<i>fv</i>	-1.050 (0.306)	-0.610 (0.097)	2.240 (0.513)	3.228 (1.104)
α_1	-0.002 (0.000)	-0.003 (0.001)	0.001 (0.000)	0.000 (0.000)

주 : ()는 표준오차임.

한편, 다변량 공적분관계의 성립은 신용스프레드, 무위험이자율, 기간스프레드, 기업가치 사이에 인과관계(Granger-causality)가 존재함을 의미하나 인과관계의 방향성에 대해서는 정보를 주지 못한다. 따라서 Johansen and Juselius(1990, 1992)에 따라 VECM을 이용하여 단기 및 장기 인과관계를 검정해 보았다.

먼저, 모형(5)~모형(6)의 오차수정항 계수값을 통해 신용스프레드와 다른 요인들 사이의 장기적 인과관계를 확인해 보았다. *sca*와 *scb* 모두에 있어서 동 계수가 유의하다는 점에서 다른 요인들로부터 신용스프레드로 장기 인과관계가 존재한다고 해석할 수 있다. 특히 *sca*의 오차수정계수가 음(-)의 값이라는 점에서 (AA-)등급 신용스프레드가 장기균형관계를 초과할 경우 하향 조정되는 반면, *scb*의 오차수정계

수가 양(+)¹⁾의 값이라는 점에서 (BBB-)등급 신용스프레드는 장기균형관계를 초과할 경우 상향 조정되는 될 것으로 예상된다. 이러한 결과는 단위근 검정에서 확인된 바와 같이 (AA-)등급 신용스프레드가 (BBB-)등급 신용스프레드에 비해 보다 안정적이라는 사실과 일관된다.

또한 신용등급에 따른 비대칭적 장기균형관계는 선행연구도 언급된 바 있다. 서병선·김혁황(2003)은 Moody's가 평가한 Aaa, Baa 등급 미국 회사채 자료(1962년~2001년의 일간, 주간, 및 월간자료)를 분석한 후 신용스프레드와 국채수익률 사이의 관계가 비대칭적이라고 주장하였다. 즉, Aaa 등급의 경우 국채 수익률이 상승할 경우 장기적으로 신용스프레드는 0으로 수렴하는 반면, Baa 등급의 경우 장기적으로 신용스프레드가 확대된다는 것이다.

다음으로, 모형(5)~모형(6)의 추정결과를 토대로 종속변수와 시차변수의 계수들에 대한 Wald통계량을 이용하여 신용스프레드와 다른 요인들 사이의 단기적 인과관계(Granger-causality) 검정을 실시하였다. <표 8>은 그 결과를 보여 주고 있다. 첫째, 모형(5)~모형(6)에서 무위험이자율, 기간스프레드, 기업가치 등을 종합적으로 고려할 때 신용스프레드에 영향을 주지 않는다는 귀무가설이 기각되었다.

둘째, 무위험이자율이 개별적으로 신용스프레드에 영향을 주지 않는다는 귀무가설은 (AA-)등급 신용스프레드에 대해서는 기각되지 않는 반면, (BBB-)등급 신용스프레드에 대해서는 기각되었다. 이로부터 무위험이자율로부터 (BBB-)등급 신용스프레드로의 인과관계가 다른 요인들을 통제된 이후에도 여전히 유의함을 알 수 있다.

셋째, 기간스프레드가 개별적으로 신용스프레드에 영향을 주지 않는다는 귀무가설은 대체적으로 기각되었다. 다만 무위험이자율이 포함된 경우 (BBB-)등급 신용스프레드에 대해서는 기각되지 않았다. 이로부터 기간스프레드로부터 신용스프레드로의 인과관계는 무위험이자율이 제외됨에 따라 보다 유의해짐을 확인할 수 있다.

넷째, 기업가치가 개별적으로 신용스프레드에 영향을 주지 않는다는 귀무가설은 대체적으로 기각되었다. 다만 무위험이자율이 제외된 경우 (BBB-)등급 신용스프레드에 대해서는 기각되지 않았다. 이러한 결과는 기간스프레드의 경우와 상반되는 것으로 무위험이자율의 제외로 기간스프레드의 설명력은 높아지는 대신 기업가치의 설명력은 낮아진다는 것을 뜻한다.

전반적으로 무위험이자율, 기간스프레드, 기업가치 등을 신용스프레드의 단기적 동학을 규정하는 요소로 볼 수 있으며, 무위험이자율과 기간스프레드는 상호 대체적인 설명력을 갖는 것으로 판단된다.

<표 8> VECM을 이용한 단기 Granger-causality 검정

	<i>sca</i>		<i>scb</i>	
	모형(4)	모형(5)	모형(4)	모형(5)
Δr	3.44 (0.179)	--	11.82** (0.003)	--
Δst	7.70* (0.021)	16.95** (0.000)	2.08 (0.353)	10.10** (0.006)
Δfv	9.99** (0.007)	7.78* (0.020)	7.01* (0.030)	3.528 (0.171)
전체	25.33** (0.000)	22.27** (0.000)	24.14** (0.001)	12.39* (0.015)

주 : $\chi^2(2)$ 통계량이며 ()는 p값임. *(**)는 5%(1%)수준에서 유의함.

5) 충격반응분석

본 연구에서는 충격에 대한 신용스프레드의 반응 패턴을 동태적으로 분석하기 위하여 VEC모형의 추정결과를 토대로 충격반응분석을 실시하였다. 그 결과는 <그림 1>에 나타나 있다.

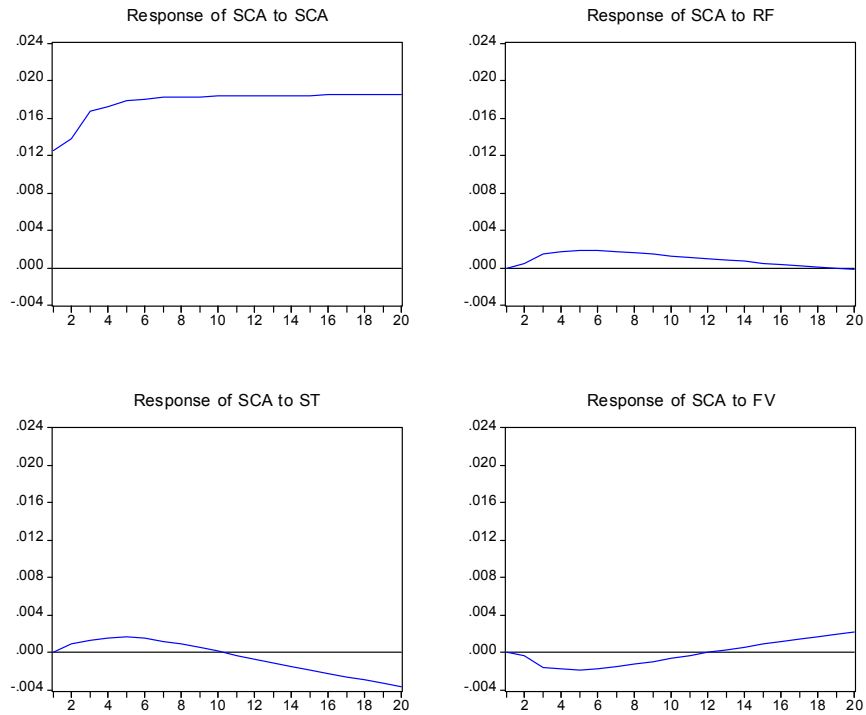
첫째, 신용스프레드에 충격이 주어지면 동 시점에서 신용스프레드가 점프하였다가 시간이 경과하면서 더욱 증가하였다. 이와 같은 추가적인 상승은 (BBB-)등급 신용스프레드에서 보다 강하게 나타났다. 이는 신용스프레드가 자기상관이 높고 충격의 효과가 장기간 지속된다는 단위근 검정의 결과와 일치한다.

둘째, 무위험이자율에 충격이 주어지면 동 시점에서 신용스프레드가 증가하였다가 시간이 경과하면서 점차적으로 조정되었다. 이와 같은 결과는 이변량 VEC모형을 이용한 충격반응분석을 통해 신용스프레드가 충격직후 하락하다가 장기적으로 상승함을 보인 서병선·김혁황(2003)과 상반된다.

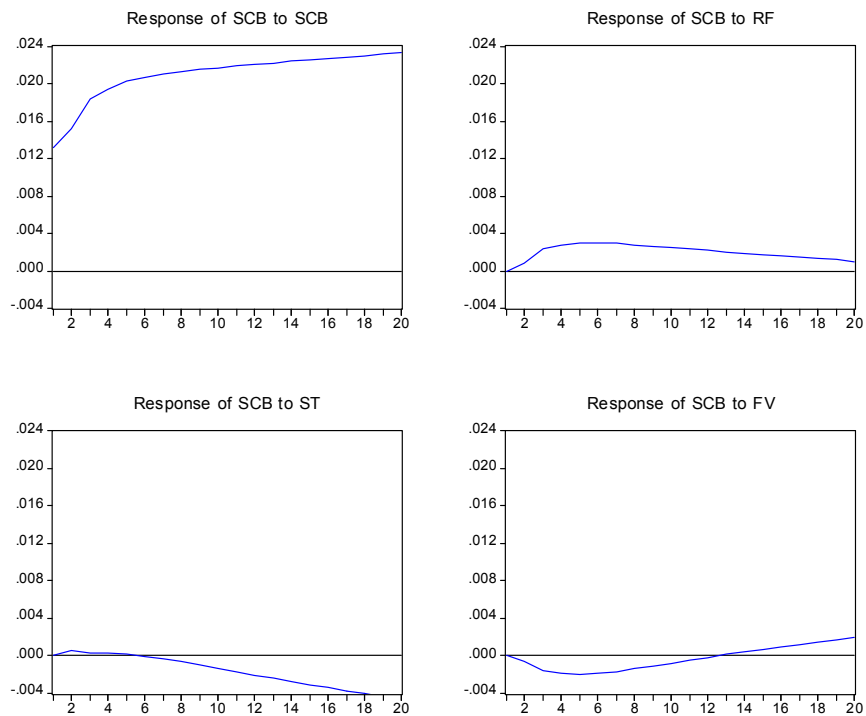
셋째, 기간스프레드에 충격이 주어지는 경우에도 신용스프레드는 일시적으로 증가한 다음 시간이 경과하면서 점차 조정되었다. 다만 기간스프레드 충격에 대한 반응의 경우 조정속도가 무위험이자율 충격에 비해 보다 빠랐다.

넷째, 기업가치 요인에 충격이 주어지면 신용스프레드는 단기에 있어 축소된 후 시간이 경과하면서 확대되었다.

<그림 1> 충격반응함수
 (AA-)등급 신용스프레드 *sca*



(BBB-)등급 신용스프레드 *scb*



5. 결론

본 연구에서는 우리나라 신용스프레드의 결정요인을 확인하기 위해 위험채권 가격모형에서 언급되는 요인(무위험이자율, 기업가치, 기업가치 변동성 등)과 선행연구에서 다루어진 요인(기간스프레드, 시장유동성 등)을 대상으로 다중회귀분석과 장기균형분석을 실시하였다. 우선 기초통계분석을 통해 신용스프레드가 신용등급에 따라 상이한 통계적 특성을 보임을 확인하였다. 다음으로 공적분분석을 통해 신용스프레드가 무위험이자율, 기간스프레드, 기업가치 등과 안정적인 장기균형관계를 가짐을 확인하였다. 이처럼 본 연구는 다변량 공적분관계를 확인하였다는 점에서 회사채수익률과 국채수익률을 대상으로 이변량 공적분관계를 보인 서병선·김혁황(2003), 신용스프레드와 무위험이자율간 분수 공적분관계를 밝힌 조하현·이승국(2004) 등과 구별된다.

다음으로 다중회귀모형의 분석결과로부터 우리나라 신용스프레드는 위험채권 가격모형이 제시하는 요인들에 의해 잘 설명됨을 확인하였다. 또한 선행연구에서 언급된 요인들의 설명력도 유의함도 알 수 있었다. 이는 신용스프레드를 결정하는 주요한 요인들을 분명하게 식별해내지 못하였다고 결론내린 조하현·이승국(2003)과 비교되는 결과이다. 특히 신용스프레드와 무위험이자율 사이에 음(-)의 관계가 유의하게 성립한다는 사실을 확인하였다. 이는 국채수익률의 변동에 대한 신용스프레드의 반응이 동태적으로 비대칭적임을 근거로 Longstaff and Schwartz(1995) 등이 사용하고 있는 가설을 재고할 것을 주장한 서병선·김혁황(2003)과 상이한 함의를 갖는다.

마지막으로 오차수정분석 결과로부터 신용스프레드는 무위험이자율 변동에 대응하여 단기적으로 상승한 후 시간의 경과에 따라 원래 수준 이하로 감소함을 확인하였다. 이러한 결과는 단기에는 신용스프레드가 국채수익률의 변화에 대하여 반비례 관계를 갖지만 장기적으로 신용스프레드를 확대시킴을 밝힌 서병선·김혁황(2003)과 상반된다.¹²⁾ 서병선·김혁황(2003)은 이와 같은 동태적 비대칭성이 나타나는 이유를 무위험이자율의 상승으로 발행기업이 자본구조를 조정하여 자산-부채비율이 낮아지고 이로 인하여 기업가치의 변동이 커질 수 있다는 점에서 찾았다. 그러나 본 연구의 결과는 무위험이자율의 상승으로 발행기업의 자산-부채비율이 높아지고 이로 인하여 기업가치의 변동이 낮아질 수 있음을 시사한다. 이와 같은 두 연구의 상반된 함의는 후속 연구에 보다 자세히 분석될 필요가 있겠다.

12) 서병선·김혁황(2003)이 회사채수익률과 국채수익률간의 이변량 공적분관계에 기초하고 있는 반면, 본 연구는 신용스프레드와 다수 변수들간의 다변량 공적분관계를 활용하고 있다는 점에서 두 결과를 직접 비교하는 것은 한계가 있다. 그러나 두 결과의 함의를 비교함으로써 추후 연구를 위한 흥미로운 시사점을 찾고자 한다.

참고문헌

- 서병선 · 김혁황, “국채수익률과 신용스프레드 : 동태적 분석,” 금융학회발표논문집, 2003.
- 조하현 · 이승국, “신용스프레드의 결정요인에 관한 실증연구,” 금융학회발표논문집, 2004.
- Amato, Remolona, "The Credit spread puzzle," *BIS Quarterly Review*, 2003.
- Collin-Dusfresne, Goldstein, "The Determinants of Credit Spread Changes," Working Paper, 2000.
- Collin-Dusfresne, Goldstein, "Do Credit Spread Reflect Stationary Leverage Ratios?," Working Paper, 2001.
- Delianedis, Geske, "The Components of Corporate Credit Spreads," Working Paper, Anderson school at UCLA, 1999.
- Duffee, "Idiosyncratic Variation of Treasury Bill Yields", *Journal of Finance*, Vol 51, No 1, 1996.
- Duffee, "Treasury yields and corporate bond yield spreads : An empirical analysis," *J. of Finance* 53, 1998.
- Elton, Gruber, Agrawal, Mann, "Factors Affecting the Valuation of Corporate Bonds," Working Paper of NYU, 2002.
- Jarrow, Turnbull, "Pricing Options on Financial Securities Subjective to Default Risk", *J. of Finance*, 1995, pp 53-86
- Longstaff, Schwartz, "A Simple Approach to Valuing Risky Fixed and Floating Rate Debt", *J. of Finance*, 1995, p.789-819.
- Merton, "On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rate," *J. of Finance* 29, 1974.
- Morris, Neal, Rolph, "Credit spreads and interest rates : A cointegration approach," FRB of Kansas, Working Paper, 1998.

<부표 1> 오차항 설정에 따른 모형(2) 추정결과

	<i>sca</i>			<i>scb</i>		
	W.N.	AR(1)	ARMA(1,1)	W.N.	AR(1)	ARMA(1,1)
β_0	0.347** (0.000)	0.654* (0.035)	0.709* (0.011)	5.790** (0.000)	4.764** (0.000)	4.784** (0.000)
β_1	0.018 (0.257)	-0.037** (0.000)	-0.037** (0.000)	-0.351** (0.000)	-0.071** (0.000)	-0.071** (0.000)
β_2	-0.200** (0.000)	-0.028 (0.086)	-0.039* (0.017)	1.358** (0.000)	0.016 (0.341)	0.008 (0.632)
β_3	-0.095** (0.000)	-0.016** (0.002)	-0.015** (0.002)	-0.122** (0.000)	-0.017** (0.001)	-0.016** (0.002)
β_4	89.528** (0.006)	5.509* (0.037)	6.393** (0.010)	10.903 (0.809)	0.076 (0.978)	1.878 (0.462)
ρ_1	--	0.997** (0.000)	0.997** (0.000)	--	0.998** (0.000)	0.998** (0.000)
ρ_2	--	--	0.153** (0.000)	--	--	0.177** (0.000)
\bar{R}^2	0.181	0.997	0.997	0.577	0.999	0.999
<i>D.W.</i>	0.013	1.569	1.926	0.022	1.488	1.907

주 : ()는 p값임. (**)는 5%(1%)수준에서 유의함.