

채권 수익률과 주가 변동성의 관계에 관한 연구

윤예지¹, 옥기울²

요 약

본 연구는 채권 수익률과 주식시장 변동성의 관계를 분석 하고자 하였다. 이를 위해 본 연구에서는 채권 수익률 및 스프레드의 일별변화량과 한국 거래소 제공의 VKOSPI를 내재변동성으로 이용하여 추정하였다. 주요한 실증분석결과는 다음과 같다. 첫째, 채권 수익률과 변동성의 관계가 음의 영향을 미치는 것으로 나타나고 있으며 그 원인으로 투자자들이 금융시장이 불안정한 상황에서 안전자산으로 집중되는 행동을 보이는 것과 관련이 있는 것으로 판단한다. 안전 자산 중 하나인 채권에 자금이 몰리게 되면 초과투자수요를 유발시켜 결국 채권 수익률의 하락이 오게 된다는 해석이 가능하다. 둘째, 시장 위험이 증가할 때 만기가 긴 등급의 채권 수익률 및 스프레드가 더 영향이 큰 것으로 나타났다. 셋째, 내재변동성이 채권 수익률 변화에 영향을 미치는 변동성이라는 결과는 국내 채권 투자자들의 투자행태가 앞으로의 예측(look-ahead)을 기반으로 한 선도적 의사 결정이라는 해석으로 의미를 가진다.

주요용어 : 안전자산 선호현상, 내재변동성, 채권 수익률, 채권 스프레드.

1. 서론

2000년 IT 버블, 2008년 서브프라임 모기지 사태, 2013년 미국의 출구전략 등 예측 불가능한 금융 위기마다 나타난 주식시장의 급격한 하락은 많은 투자자에게 공포로 다가왔다. 시장은 연속적으로 하락했으며 기초자산에 연동되어 있던 파생상품에서도 대규모 손실이 발생했다. 이러한 금융위기를 겪은 투자자들은 자연스레 시장위기에 대해 민감한 심리를 가지게 되며 시장이 불안정 할 때마다 주식이나 파생상품 보다는 채권과 같이 위험이 낮은 안전자산에 대한 선호가 높아졌다.

안전자산(riskless asset)이란 위험이 없는 금융자산으로서 주로 채무불이행의 위험이 없는 자산의 의미로 사용되고 있다. 국내 채권시장에서 만기와 유동성의 차이에 따라 안전자산과 위험자산의 편차가 커지는 현상이 있으므로 본 연구에서는 투자자격등급과 3년 이하의 단기 채권을 안전자산으로 하여 연구를 진행한다. 금융시장이 불안정한 상황에서 투자자금이 위험이 낮고 안정적인 수익을 보장하는 안전자산 중 하나인 채권에 몰리게 되면, 채권에 대한 초과투자수요를 유발시켜 이들 채권의 수익률이 떨어지는 현상이 나타난다. 즉, 채권 수익률의 하락은 투자자들의 자금이 안전자산으로 집중되는 현상이 있다는 것으로 설명되며 이러한 현상을 안전자산 선호현상(flight to quality)이라 한다. 금융시장 위험에 대한 불확실성으로 안전자산인 채권의 수익률이 영향 받는다면 투자자들이 체감하는 위험 또한 측정 가능해야 한다. 2009년 4월 한국거래소가 도입한 VKOSPI (volatility index of KOSPI200)가 위험을 측정하는 변동성 지수의 벤치마크로 선행연구에서 활발히

¹609-735 부산시 금정구 부산대학교 63번길 2, 부산대학교 일반대학원 경영학과 석사과정.

E-mail : kim110705@gmail.com

²(교신저자) 609-735 부산시 금정구 부산대학교 63번길 2, 부산대학교 경영학과 교수.

E-mail : kyohk@pusan.ac.kr

[접수 2014년 1월 20일; 수정 2014년 2월 26일; 게재확정 2014년 3월 1일]

사용되고 있으며 변동성지수는 공포지수(fear index)라고도 표현된다. 이는 주식시장이 충격으로 급격히 하락을 기록할 때 변동성지수는 이와 반대로 급등하는 패턴을 보이기 때문이다. 반대로 지수가 상승추세에 있으며 공포가 사라지는 상황에서는 공포지수 인 변동성지수 역시 하락하는 추세에 있는 모습을 보였다. 시장이 불안정하며 변동성지수가 높아질 때마다 안전자산 선호현상이 뚜렷해진다. 이러한 안전자산 선호현상이 채권 수익률 및 회사채 스프레드의 변화에 영향을 미칠 것이라 예상된다. 본 연구에서 안전자산은 투자적격등급의 채권이라고 정의하며 금융시장위험을 나타내는 변동성 지수는 주식시장 변동성 지수를 사용한다.

기존 연구에서 Kim, Park(2009)은 2000년부터 2007년까지 국내 신용스프레드와 주식시장간 관계를 회사채시장과 주식시장간 관계와 비교 연구하였고 신용스프레드 변화와 주식수익률 간에 부의 관계가 있어 신용스프레드가 감소할수록 주식수익률이 상승하는 동시에 주식수익률의 상승은 신용스프레드의 감소로 나타났다. Cremers, Driessen, Maenhout, Weinbaum(2008)의 연구 또한 시장의 내재된 변동성은 신용스프레드와 상당한 연관이 있다고 주장하였다. 이 외에도 채권 수익률의 영향을 주는 다양한 요인을 분석한 국내 연구가 지속적으로 행해지고 있다(Jung, Ohk, 2013; Lee, Chung, 2010).

현재까지 국내 주가 변동성과 관련한 많은 연구들은 대부분 주식시장과의 관계에 초점을 맞추어 연구가 진행되어 왔지만 본 연구를 통해 국내 채권 수익률과 주가 변동성들의 관계에 대해서 추정할 수 있게 되고 이를 통해 국내 채권투자자들의 투자 결정에 있어 주식시장의 변동성 또한 영향을 미친다는 결과를 나타낼 것으로 시사된다.

본 연구의 목적은 다음과 같다. 국내 변동성 지수를 이용하여 채권의 수익률과 스프레드가 어떻게 주식시장 변동성으로부터 영향 받는지에 대해 알아보고자 하며 결과를 바탕으로 국내 채권 투자자들의 투자행태가 경제적으로 해석 가능하다는 점으로 시사한다.

2. 이론적 배경 및 기존 연구

2.1. 주식시장 변동성과 채권 수익률

Jubinsky, Lipton(2011)은 채권의 수익률과 스프레드가 주식시장 변동성으로부터 부의 관계를 보이며 안전자산 선호현상(flight to quality effect)을 보인다는 걸 발견했다. 단기와 장기 두 채권의 수익률 모두 주식시장 변동성이 커질 때 하락했으며 수익률 곡선의 패턴이 완만해졌다. 채권 수익률과 변동성의 관계에서는 실현변동성에서 더 큰 폭의 반응이 나타난다는 것을 확인하고 이것을 채권투자자들이 과거지향적(backward-looking)선택을 한다는 경제적인 해석으로 설명하였다.

Campbell, Taksler(2003)는 횡단면 회귀분석에서 변동성은 신용등급으로써 채권 수익률 스프레드와 같은 강력한 효과를 가지고 있다고 나타낸다. Schaefer, Strebulaev(2008)와 Collin-Dufresne, Goldstein, Martin(2001)은 회사의 특정 변수와 시장의 변수가 조정됨에도 VIX(volatility index)지수와 채권수익률 사이에 일정 관계가 있음을 밝혀냈다. 시장 변동성이 투자자의 전체적인 위험에 대한 인식을 반영한다면, 변동성의 변화 또한 채권 수익률과 스프레드와 깊은 관련이 있게 된다.

2.2. 변동성의 예측성

채권 투자자들은 투자 의사 결정시 내재변동성 또는 실현 변동성에 영향 받고 있다. 그동안의 어떠한 변동성이 더 우수한 설명력을 지녔는지와 변동성의 예측성을 비교하는 방법에 있어 다양한 국내 연구가 진행되어 왔다(Seo, Park, 2013; Kim, 2011).

Kim, Park(2007)는 주가지수의 내재변동성이 극단적인 값을 가질 때 기초자산인 주가지수의 수익률에 미치는 영향을 살펴보고, 가중방법을 달리하여 8개의 내재변동성과 2개의 실현변동성에 대한 예측력을 비교하였다. 그 결과 Whaley(1993)에 의해 제시된 VIX지수가 다른 내재변동성에 비해 모든 측정오차 기준으로 우수한 예측력을 보였다. 또한 KOSPI200(Korea stock price index 200) 지수와 수익률은 VIX와 VIX의 변화량에 대해 강한 선도관계를 보이고 있으나, 역으로 VIX와 VIX의 변화량은 KOSPI200지수와 수익률을 선도하지 못하는 것으로 확인하였다.

Chiras, Manaster(1978), Merville, Pieptea(1989), Potesgman(2000), Chernov(2007)는 내재변동성이 미래 변동성에 대해 가장 훌륭한 예측치 라고 주장한다. 옵션 가격은 주식시장에서의 가능한 모든 공개적, 비공개적인 정보로 포착해 낼 수 있기 때문이다. 일반적으로 U.S 지수 옵션시장의 실증 연구들은 기대 미래 변동성을 예측하는 지수로 내재변동성의 우수성을 지지한다. Becker, Clements, White(2007)는 내재변동성에 변동성의 예측을 기반으로 현재의 어떤 정보를 추가하였다면 하루 동안의 누적 수익률로 측정된 실현변동성을 사용한다 하였다. 내재변동성은 어떤 초과적 정보도 제공하지 못하며 어떤 내재변동성이 표준 변동성 모델이 될지도 제공하지 못한다. 기존 연구들에서 어떠한 실현 또는 내재변동성이 변동성의 측정치로써 적절한지에 대해 밝혀지지 못했다.

3. 자료 및 연구방법

3.1. 자료

본 연구에서는 채권 수익률, 스프레드, 내재변동성의 변수를 사용한다. 사용된 자료는 2005년 2월부터 2013년 9월까지의 일별 데이터이며, 한국 거래소 및 FnGuide에서 추출하였다. 채권 수익률은 국채와 투자적격으로 분류된 8개 등급의 무보증 회사채 수익률(AAA, AA+, AA0, AA-, A+, A0, A-, BBB+)을 사용한다. 국내 채권평가사는 한국자산평가, KIS채권평가, 나이스채권평가의 3사가 있으며 본 연구에서는 3사의 평균금리를 기준으로 한다. 채권 수익률 스프레드는 동일한 만기의 회사채 수익률에서 국채 수익률을 차감한 값을 사용한다.

내재변동성은 한국 거래소에서 제공하는 VKOSPI를 사용한다. VKOSPI는 공정분산스왑(fair variance swap)방식을 이용하여 KOSPI200 옵션 최근월 차근월물에서 계산한 각각의 변동성을 잔존 만기 기준으로 내삽하여 산출한 변동성이다.

$$VKOSPI = 100 \times \sqrt{\left\{ T_1 \sigma_1^2 \left[\frac{N_{T_2} - N_{30}}{N_{T_2} - N_{T_1}} \right] + T_2 \sigma_2^2 \left[\frac{N_{30} - N_{T_1}}{N_{T_2} - N_{T_1}} \right] \right\} \times \frac{N_{365}}{N_{30}}} \quad (1)$$

여기서, N_{t1} 는 최근 월물의 잔존기간, N_{t2} 는 차근 월물의 잔존기간, N_{365} 는 연간 기간, N_{30} 는 30일 기간을 나타낸다. 식 (1)의 최근월물 잔존기간이 30일 이상인 경우 최근 월물의 변동성으로부터 산출한다.

Table 1은 2005년 2월부터 2013년 9월까지 채권 수익률과 스프레드의 평균, 중앙값, 표준편차를 1년, 3년, 5년 만기로 나타내 요약한 것이다. 모든 패널은 국채와 투자적격으로 분류된 8개 등급의 무보증 회사채 수익률(AAA, AA+, AA0, AA-, A+, A0, A-, BBB+)로 구성되어 있으며 패널 B는 채권 수익률 스프레드를 나타낸다.

3.2. 기술 통계량

패널A의 채권 수익률은 모든 만기에서 신용 등급이 하락하고 만기가 길어질수록 상승하는 형태

이다. 1년 만기와 3년 만기의 채권 수익률 차이는 큰 편이지만 3년 만기와 5년 만기의 수익률의 차이는 크지 않으며 특정 만기를 넘어선 구간에서 체감하는 형태를 보인다. 채권 수익률의 표준편차는 BBB등급을 제외하고는 신용등급이 낮아질수록 증가한다. 패널B의 스프레드는 일부 AAA+, AA+ 등급을 제외한 모든 등급에서 신용 등급이 하락하고 만기가 길어질수록 증감하는 형태이다. 스프레드 또한 수익률과 마찬가지로 3년 만기의 채권 수익률 스프레드 구간 이상부터 체감하는 형태를 나타낸다. 국내 장기 채권시장의 유동성 한계를 고려하여 본 연구의 실증분석에서는 1년과 3년 만기의 수익률 및 스프레드만을 이용해 분석을 진행한다.

Table 1. Descriptive Statistics on Bond Yields and Spreads

	1-Year Maturity			3-Year Maturity			5-Year Maturity		
	Mean	Median	Std Dev	Mean	Median	Std Dev	Mean	Median	Std Dev
Panel A: Yields									
KTB	3.81	3.47	0.98	4.14	3.99	0.89	4.39	4.53	0.86
AAA+	4.22	3.89	1.11	4.70	4.65	1.10	4.92	5.01	1.09
AA+	4.28	3.95	1.12	4.78	4.81	1.12	5.01	5.08	1.12
AA0	4.35	4.02	1.12	4.88	4.90	1.16	5.17	5.21	1.18
AA-	4.44	4.11	1.12	4.97	4.97	1.19	5.35	5.31	1.21
A+	4.54	4.21	1.11	5.11	5.13	1.21	5.61	5.52	1.20
A0	4.66	4.37	1.08	5.29	5.28	1.22	5.87	5.72	1.18
A-	4.83	4.62	1.03	5.53	5.40	1.18	6.20	6.03	1.15
BBB+	5.78	5.74	0.81	7.28	6.94	1.23	7.72	7.24	1.34
Panel B: Yield spreads (over Treasuries)									
AAA+	0.41	0.25	0.44	0.56	0.42	0.50	0.53	0.38	0.48
AA+	0.47	0.30	0.49	0.64	0.47	0.57	0.61	0.45	0.55
AA0	0.54	0.35	0.54	0.74	0.55	0.66	0.77	0.58	0.65
AA-	0.63	0.42	0.59	0.83	0.61	0.74	0.95	0.74	0.73
A+	0.73	0.48	0.63	0.97	0.72	0.79	1.21	0.99	0.79
A0	0.84	0.60	0.66	1.15	0.90	0.83	1.47	1.23	0.85
A-	1.02	0.80	0.69	1.39	1.19	0.88	1.81	1.71	0.95
BBB+	1.97	1.95	0.90	3.14	3.54	1.51	3.32	3.67	1.46

4. 실증분석

본 연구에서는 채권 수익률 및 스프레드와 주식시장 변동성의 관계를 알기 위해 Bollerslev(1986)의 GARCH(generalized autoregressive conditional heteroskedasticity) 모형을 중심으로 설명하고 있다.

$$\begin{aligned}\Delta y_t &= \beta_0 + \beta_1 \cdot \Delta y_{t-1} + \epsilon_t, \quad \epsilon_t | \Omega_t \sim Student(O, \sigma_t^2) \\ \sigma_t^2 &= \gamma_0 + \gamma_1 \cdot \sigma_{t-1}^2 + \gamma_2 \cdot \epsilon_{t-1}^2\end{aligned}\quad (2)$$

식 (2)의 AR1-GARCH(1,1) ~ t모형에서 종속변수인 Δy_t 는 채권 수익률의 일별변화량을 나타낸다. β_0 는 상수, β_1 은 Δy_{t-1} 의 계수값, Ω_t 는 Student t-분포로 설정했다.

본 연구에서는 채권 수익률의 일별변화량과 채권 수익률 스프레드의 일별변화량을 두 가지 종속 변수로 사용한다. 채권 수익률의 일별변화량은 $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ 이며 변수 기호는 Δy 로 나타낸다. 채권 수익률 스프레드의 일별변화량은 $\Delta y_{st} = y_{st} - y_{st-1}$ 이며 변수명은 Δy_{st} 로 정의한다.

내재변동성이 채권 수익률과 스프레드에 미치는 영향을 알아보기 위해 먼저 채권 수익률과 스

프레드의 일별변화량이 모두 내재변동성에 영향을 받는다고 가정한다. 다수의 투자자들은 안전하며 유동성 위험이 없는 자산을 선호하기 때문에 내재변동성과 채권 수익률 및 스프레드는 서로 음의 영향을 받을 것이라 예상된다. 회사채 수익률의 일별변화량 또한 안전자산선호현상에 입각해 음의 영향이 예상된다.

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot \Delta y_{t-1} + \beta_2 \cdot \Delta IV_t + \epsilon_t \quad (3)$$

Table 2. Parameter Estimates for Changes in Yields vs. Changes in Implied Equity Volatility

$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot \Delta y_{t-1} + \beta_2 \cdot \Delta IV_t + \epsilon_t$, $\epsilon_t \Omega_t \sim Student(0, \sigma_t^2)$						
$\sigma_t^2 = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot \sigma_{t-1}^2 + \gamma_2 \cdot \epsilon_{t-1}^2$						
	β_0	β_1	$\beta_2 (\times 10^2)$	γ_0	γ_1	γ_2
1-year maturity						
KTB	0.000 (0.000)	0.085*** (0.018)	-0.036*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.947*** (0.008)	0.058*** (0.012)
AAA	0.000 (0.000)	0.139*** (0.019)	-0.030*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.935*** (0.010)	0.067*** (0.013)
AA+	0.000 (0.000)	0.141*** (0.019)	-0.034*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.934*** (0.010)	0.068*** (0.013)
AA0	0.000 (0.000)	0.134*** (0.019)	-0.034*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.935*** (0.010)	0.067*** (0.013)
AA-	0.000 (0.000)	0.142*** (0.019)	-0.031*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.932*** (0.010)	0.069*** (0.013)
A+	0.000 (0.000)	0.131*** (0.019)	-0.032*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.933*** (0.010)	0.069*** (0.013)
A0	0.000 (0.000)	0.130*** (0.019)	-0.031*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.934*** (0.010)	0.067*** (0.013)
A-	0.000 (0.000)	0.127*** (0.019)	-0.032*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.935*** (0.010)	0.066*** (0.012)
BBB+	-0.001 (0.000)	0.126*** (0.019)	-0.033*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.936*** (0.010)	0.065*** (0.012)
3-year maturity						
KTB	-0.001 (0.001)	-0.007 (0.021)	-0.059*** (0.000)	0.000** (0.000)	0.947*** (0.008)	0.053*** (0.009)
AAA	-0.001 (0.001)	0.010 (0.021)	-0.060*** (0.000)	0.000** (0.000)	0.950*** (0.008)	0.050*** (0.009)
AA+	-0.001 (0.001)	0.015 (0.021)	-0.059*** (0.000)	0.000** (0.000)	0.949*** (0.008)	0.051*** (0.009)
AA0	-0.001 (0.001)	0.015 (0.021)	-0.060*** (0.000)	0.000** (0.000)	0.951*** (0.008)	0.049*** (0.009)
AA-	-0.001* (0.001)	0.020 (0.021)	-0.061*** (0.000)	0.000* (0.000)	0.952*** (0.008)	0.048*** (0.008)
A+	-0.001 (0.001)	0.021 (0.021)	-0.062*** (0.000)	0.000* (0.000)	0.949*** (0.008)	0.051*** (0.009)
A0	-0.001 (0.001)	0.019 (0.021)	-0.062*** (0.000)	0.000** (0.000)	0.949*** (0.008)	0.050*** (0.009)
A-	-0.001 (0.001)	0.017 (0.021)	-0.061*** (0.000)	0.000* (0.000)	0.950*** (0.008)	0.050*** (0.009)
BBB+	-0.001* (0.001)	0.017 (0.021)	-0.060*** (0.000)	0.000* (0.000)	0.950*** (0.008)	0.050*** (0.009)

Notes: Standard errors are in parenthesis and *, **, and *** denote statistical significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

위의 가정을 검증하기 위해 식 (2)에 내재변동성의 변화량인 ΔIV_t 값을 추가하여 식 (3)을 구성하였다.

Table 2는 식 (3)을 이용하여 얻은 실증 데이터 결과이며 변수 Δy 는 채권 수익률의 일별변화량이다. 채권 수익률 일별변화량의 AR(1)을 나타내는 β_1 는 기간 중 1년 만기에서만 모든 등급에서 1% 유의수준으로 채권 수익률에 유의한 양의 영향을 보인다. Table 2는 단기와 장기, 모든 등급에서 채권 수익률이 내재변동성에 민감하게 영향 받는다는 것을 보여주고 있다. 내재변동성인 ΔIV 와의 관계를 나타내는 β_2 의 계수 값이 1년, 3년의 모든 만기에서 1% 유의수준을 가지고 있으며, 채권 수익률과 내재변동성 간에는 모든 채권등급에서 음(-)의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 이

Table 3. Parameter Estimates for Changes in Spreads Vs. Changes in Implied Equity Volatility

$$\Delta y_{s,t} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \Delta y_{t-1} + \beta_2 \cdot \Delta IV_t + \epsilon_t, \quad \epsilon_t | \Omega_t \sim Student(0, \sigma_t^2)$$

$$\sigma_t^2 = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot \sigma_{t-1}^2 + \gamma_2 \cdot \epsilon_{t-1}^2$$

	β_0	β_1	$\beta_2 (\times 10^2)$	γ_0	γ_1	γ_2
1-year maturity						
AAA	0.000 (0.000)	0.068*** (0.016)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.954*** (0.004)	0.282 (0.186)
AA+	0.000 (0.000)	0.068*** (0.016)	0.000 (0.000)	0.000** (0.000)	0.967*** (0.002)	0.177** (0.081)
AA0	0.000 (0.000)	0.083*** (0.015)	0.000 (0.000)	0.000** (0.000)	0.963*** (0.002)	0.165** (0.077)
AA-	0.000 (0.000)	0.115*** (0.016)	0.000 (0.000)	0.000*** (0.000)	0.961*** (0.003)	0.076*** (0.016)
A+	0.000 (0.000)	0.078*** (0.015)	0.000 (0.000)	0.000* (0.000)	0.967*** (0.002)	0.196* (0.110)
A0	0.000 (0.000)	0.087*** (0.016)	0.000 (0.000)	0.000** (0.000)	0.959*** (0.003)	0.155** (0.077)
A-	0.000 (0.000)	0.078*** (0.016)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.962*** (0.003)	0.262 (0.182)
BBB+	0.000 (0.000)	0.072*** (0.016)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.949*** (0.003)	0.285 (0.206)
3-year maturity						
AAA	0.000 (0.000)	0.093*** (0.021)	-0.024*** (0.000)	0.000** (0.000)	0.934*** (0.009)	0.068*** (0.010)
AA+	-0.001 (0.000)	0.112*** (0.021)	-0.023*** (0.000)	0.000** (0.000)	0.933*** (0.009)	0.068*** (0.010)
AA0	0.000 (0.000)	0.110*** (0.021)	-0.021*** (0.000)	0.000** (0.000)	0.933*** (0.009)	0.069*** (0.011)
AA-	-0.001 (0.000)	0.133*** (0.021)	-0.024*** (0.000)	0.000** (0.000)	0.937*** (0.009)	0.062*** (0.010)
A+	0.000 (0.000)	0.127*** (0.021)	-0.024*** (0.000)	0.000** (0.000)	0.932*** (0.009)	0.071*** (0.011)
A0	0.000 (0.000)	0.119*** (0.021)	-0.026*** (0.000)	0.000** (0.000)	0.936*** (0.009)	0.065*** (0.010)
A-	0.000 (0.000)	0.117*** (0.021)	-0.024*** (0.000)	0.000** (0.000)	0.936*** (0.009)	0.065*** (0.010)
BBB+	-0.001* (0.000)	0.115*** (0.021)	-0.022*** (0.000)	0.000** (0.000)	0.940*** (0.008)	0.062*** (0.010)

Notes: Standard errors are in parenthesis and *, **, and *** denote statistical significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

결과는 Jubinsky, Lipton(2011)의 연구와 일치하는 것으로 투자자들의 안전자산 선호이론을 지지하는 결과로 의미를 가질 수 있다.

Table 2의 분산 방정식 중 변수 γ_0 는 1년 만기 국채, 3년 만기 AA-, BBB+ 에서 5% 유의수준으로 통계적 의미를 가지고 있으며 A0를 제외한 나머지 등급에서 1% 유의수준을 보이고 있다. 분산 방정식에서 변수 γ_1 와 γ_2 은 모두 1% 유의 수준에서 분산에 정의 영향을 미치며 GARCH 효과가 있음을 검정했다.

Table 3은 식 (3)에서 종속변수 $\Delta y_{s,t}$ 을 대입해 채권 수익률 스프레드의 일별변화량을 추정했다. 스프레드는 동일 만기의 회사채수익률에서 국채수익률을 차감한 값이다.

Table 2의 결과와 마찬가지로 단기와 장기, 모든 등급에서 채권 수익률이 내재변동성에 민감하게 영향 받는다는 것이 나타난다. 내재변동성인 ΔIV 와의 관계를 나타내는 β_2 의 계수 값은 만기별로 큰 차이를 보이는 것으로 나타나며 3년 만기의 모든 등급이 1% 유의수준을 가지고 있다. 이 결과는 만기가 짧을수록 스프레드 값이 크지 않으며 채권 수익률 스프레드의 변화량을 추정하는 과정에서 RAW DATA가 1년 만기의 경우 0에 값에 가까운 데이터가 대부분인 것으로 설명될 수 있다.

Table 3의 분산 방정식 상수항을 나타내는 γ_0 는 AA- 1년 만기에서 1% 유의 수준을 보이며, 1년 만기 AA+, AA0, A0 와 3년 만기 모든 등급에서 5% 유의 수준을 보인다. 나머지 등급에서는 통계적으로 유의하지 못한 결과를 보인다. 분산방정식에서 변수 γ_1 는 1년 만기 모든 등급에서 1% 유의 수준을 보이며 γ_2 은 3년 만기 모든 등급에서 1% 유의 수준에서 분산에 양의 영향을 미친다. 또한 두 계수 값의 합이 높은 수준을 보이며 내재변동성의 지속성을 강하게 나타낸다.

5. 결론

본 연구는 2005년 2월부터 2013년 9월까지 채권 수익률 및 스프레드의 일별변화량을 대상으로 내재변동성과의 관계에 대해 분석을 하였다. 주요 결과는 다음과 같다.

첫째, 채권 수익률(Δy)과 내재변동성(ΔIV)의 관계가 서로 음의 영향을 미치는 것으로 모든 등급에서 나타나고 있으며 이 결과는 Jubinsky, Lipton(2011)의 연구와 일치한다. 투자자들은 금융시장이 불안정한 상황에서 안전자산으로 집중되는 현상이 있으며 안전 자산 중 하나인 채권에 자금이 물리게 되면 초과투자수요를 유발시켜 채권 수익률의 하락이 오게 된다는 결과로 의미를 가질 수 있다. 채권 수익률 스프레드(Δy_s)과 내재변동성(ΔIV) 역시 3년 만기 채권에서 음의 영향을 미치는 것으로 나타나지만 채권 수익률의 영향에 비해 강하지 않은 것으로 나타났다.

둘째, 채권 수익률 변화량에 비교해 스프레드의 변화는 미미한 것으로 나타났다. 동일 만기 내 신용 등급 간의 계수 값 차이는 크지 않으나 만기에 따른 계수 값 차이는 기간이 길어질수록 증가하는 형태로 나타난다. 시장위험이 증가할 때 만기가 긴 등급의 채권 수익률 및 스프레드가 더 영향이 큰 것으로 나타났다. 채권 수익률의 정상 곡선은 만기가 길수록 수익률이 높아지며 체감하는 우상향 형태이다. 시장의 변동성이 커진다는 것은 이러한 수익률 곡선이 역의 형태로 변화하는 것을 의미하며 시장의 불확실성과 이자율이 상당히 높아진 시기이므로 낮은 수익률이라도 장기로 확보하려는 행태를 보이는 것으로 해석 할 수 있다.

셋째, 한국 거래소의 VKOSPI를 이용한 내재변동성은 KOSPI200 선물에 내재된 미래를 나타내는 예측성 내재변동성(forecast implied volatility)이라 할 수 있고 내재변동성이 채권 수익률 변화에 영향을 가지는 변동성이라는 결과는 국내 채권 투자자들의 투자행태가 앞으로의 예측(look-ahead)을

기반으로 한 선도적 의사결정이라는 해석으로 의미를 가진다.

향후 연구에서는 고빈도 데이터를 이용한 실현변동성을 추정하여 분석해 본다면 내재변동성과 실현변동성의 영향 받는 차이로 인한 좀 더 일반화된 투자자들의 행태와 결론을 얻을 수 있을 것이다.

References

- Becker, R., Clements, A. E., White, S. I. (2007). Does implied volatility provide any information beyond that captured in model-based volatility forecasts? *Journal of Banking and Finance*, 31(8), 2535-2549.
- Benkert, C. (2004). Explaining credit default swap premia, *Journal of Futures Markets*, 24(1), 71-92.
- Bewley, R., Rees, D., Berg, P. (2004). The impact of stock market volatility on corporate bond credit spreads, *Mathematics and Computers in Simulation*, 64(3/4), 363-372.
- Campbell, J. Y., Lettau, M., Malkiel, B. G., Xu, Y. (2001). Have individual stocks become more volatile? An empirical exploration of idiosyncratic risk, *Journal of Finance*, 56(1), 1-43.
- Campbell, J. Y., Taksler, G. B. (2003). Equity volatility and corporate bond yields, *Journal of Finance*, 58(6), 2321-2349.
- Chernov, M. (2007). On the role of risk premia in volatility forecasting, *Journal of Business and Economic Statistics*, 25(4), 411-426.
- Chiras, D. P., Manaster, S. (1978). The information content of option prices and a test of market efficiency, *Journal of Financial Economics*, 6(2-3), 213-234.
- Collin-Dufresne, P., Goldstein, R. S., Martin, J. S. (2001). The determinants of credit spread changes, *Journal of Finance*, 56(6), 2177-2207.
- Cremers, M., Driessen, J., Maenhout, P., Weinbaum, D. (2008). Individual stock option prices and credit spreads, *Journal of Banking and Finance*, 32(12), 2706-2715.
- Jubinski, D., Lipton, A. (2012). Equity volatility, bond yields, and yield spreads, *Journal of Futures Markets*, 32(5), 480-503.
- Jung, S. E., Ohk, K. Y. (2013). Liquidity Premium and Asset Returns in Korean Corporate Bond Market, *Journal of the Korean Data Analysis Society*, 15(6), 3367-3382. (in Korean).
- Kim, S. W. (2011). Forecasting Performance of Stock Price Volatility: Price Ranges vs VKOSPI, *Journal of the Korean Data Analysis Society*, 13(2), 915-925. (in Korean).
- Kim, H. B., Park, S. N. (2009). Volatility Spillover between Credit Spread and Stock Market of Korea, *The Korean Association of Financial Engineering*, 8(3), 127-148. (in Korean).
- Kim, T. H., Park, J. H. (2006). Measuring Implied Volatility for Predicting Realized Volatility, *The Korean Association of Financial Engineering*, 5(2), 1-25. (in Korean).
- Lee, H. S., Chung, M. H. (2010). How well does Credit Risk Explain the Corporate-Government Yield Spread? *Journal of the Korean Data Analysis Society*, 12(1), 399-412. (in Korean).
- Lee, J. H., Chung, J. R. (2006). Derivation and Analysis of Volatility Index in the KOSPI200 Options Market, *The Korean Journal of Financial Studies*, 35(2), 109-138. (in Korean).
- Lee, I., Oh, H. S., Song, Y. R., Yang, Y. J. (2005). Realized Volatility Estimation and Analysis of the KOSPI 200 Index Options Prices, *The Korean Journal of Financial Studies*, 34(2), 181-208. (in Korean).
- Merton, R. C. (1974). On the pricing of corporate debt: the risk structure of interest rates, *Journal of Finance*, 29(2), 449-470.
- Merville, L. J., Pieptea, D. R. (1989). Stock-price volatility, mean-reverting diffusion, and noise, *Journal of Financial Economics*, 24(1), 193-214.
- Park, S. J., Jang, Y. S., Park, I. S., Oh, H. S. (2005). A comparison of the estimating methods for realized volatility with KOSPI200 using implied volatility, *The Autumn Academic Contests*. (in Korean).
- Potesman, A. M. (2000). *Forecasting future volatility from option prices*. SSRN eLibrary.

- Schaefer, S. M., Strebulaev, I. A. (2008). Structural models of credit risk are useful: evidence from hedge ratios on corporate bonds, *Journal of Financial Economics*, 90(1), 1-19.
- Seo, S. G., Park, J. H. (2013). A Comparative Study on Forecasting Performance of Range-Based Volatility According to Measuring Method, *Journal of the Korean Data Analysis Society*, 15(6), 3367-3382. (in Korean).
- Xie, Y. A., Shi, J., Wu, C. (2008). Do macroeconomic variables matter for pricing default risk?, *International Review of Economics and Finance*, 17(2), 279-291.



A Study on Relation Between Bond Yields and Equity Volatility

*Ye ji Yoon*¹, *Ki Yool Ohk*²

Abstract

This study investigates the relation between KOSPI volatility, bond yield and yield spread in Korean equity market using the GARCH model. The VKOSPI is the measure of implied volatility, and the measure of realize volatility is an average of squared log-returns across trading days. The empirical results show that bond yield and spreads respond to changes in equity market volatility with a flight-to-quality effect. The major findings are as followed. First, bond yields fall in response to increases in implied volatility. This result is supported by Jubinsky, Lipton (2011). Second, when both short and long term bond yields rise, equity volatility fall the most. Spread changes are minimal. Finally, the empirical result indicates that implied volatility is more relevant volatility estimator in Korean equity market. From this, we conclude that bond investors are forward looking as opposed to backward looking. Also, bond investors incorporate changes in equity market volatility into their investment decisions.

Keywords : Flight to Quality, Implied Equity Volatility, Realized Equity Volatility, Bond Yields.

¹Dept. of Business Administration, Pusan National University, Geumjeonggu, Busan 609-735, Republic of Korea. E-mail : kim110705@gmail.com

²(Corresponding Author) Professor, Dept. of Business Administration, Pusan National University, Geumjeonggu, Busan 609-735, Republic of Korea. E-mail : kyohk@pusan.ac.kr

[Received 20 January 2014; Revised 26 February 2014; Accepted 1 March 2014]