

IFRS4 2단계 하에서의 유동성 프리미엄을 반영한 할인율 추정에 관한 연구

Estimation of the discount rates for insurance liability valuation reflecting the term structure of liquidity premiums under IFRS 4 Phase II

오 세 경* · 박 기 남† · 최 시 열‡
Sekyung Oh · Kinam Park · Siyeol Choi

< 요 약 >

IFRS4 2단계에서 보험부채 평가액을 결정하는 핵심적인 요인이라 할 수 있는 할인율과 관련하여, 본 연구는 이론적으로 타당하고 실무적으로 적용 가능한 할인율 산출방법에 대한 제언을 목적으로 한다. 주요 결과는 첫째, 본 연구에서 새롭게 제안한 정부보증채 스프레드를 유동성 지표로 추가하여 확장한 Fama-French 모형이 우리나라 회사채 수익률 스프레드를 설명하는데 적합함을 실증하였다. 둘째, 유동성 요인은 우리나라 회사채 수익률 스프레드 결정과 관련하여 의미 있는 리스크 요인임을 확인하였다. 셋째, Nelson-Siegel 모형과 Svensson 모형에 비해 Smith-Wilson 모형이 무위험 이자율 예측 모형으로 적합도가 높은 것을 확인하였다. 마지막으로 우리나라 채권시장의 유동성 프리미엄은 각각 10·18·38·70bps(국고채·AAA·AA·A 순서, 2015년 말 기준, 3년 만기 기준)로 추정되었다.

본 연구는 우리나라 채권시장의 유동성 과잉·부족, 신용 우량·경색 등에 따라 정책 당국이 금융 정책을 수립하는 과정에 활용할 수 있으며, 금융기관의 리스크 관리와 채권 발행 및 유통시장에서 유용한 정보로 활용될 수 있다고 판단된다. 특히, 2020년 도입 예정인 IFRS4 2단계를 위해 이론적인 타당성을 유지하면서 실무적으로 적용 가능한 유동성 프리미엄의 측정과 할인율 추정 방법으로 활용할 수 있을 것으로 기대된다.

주제어: 보험부채 평가, 할인율, 유동성 프리미엄, 정부보증채 스프레드, Smith-Wilson 모형

* 건국대학교 경영대학 교수(skoh@konkuk.ac.kr), 제1저자

† 한국자산평가 부장(knpark@koreaap.com), 교신저자

‡ 한국자산평가 팀장(paribus@koreaap.com)

I. 서론

금융시장에서 유동성(liquidity)과 관련된 이슈는, 회사채 수익률이 부도 위험뿐만 아니라 유동성 프리미엄¹⁾을 반영하고 있다는 Fisher(1959)의 연구와 자산가격 결정에서 유동성 효과를 분석한 Amihud and Mendelson(1986)의 연구 이래로 최근 10여 년 사이 학계에서 큰 관심을 받아온 분야이다. 그리고 2007년 시작된 금융위기를 통해 자본시장의 기능이 원활하게 작동하기 위해서는 유동성 리스크 관리가 절실하다는 점을 인식하게 되어 바젤 은행감독위원회(Basel Committee on Banking Supervision)는 2008년에 은행의 유동성 규제 체계를 보다 강화한 기본원칙을 공표하였으며(오세경, 2015), 국제 회계기준위원회(International Accounting Standards Board; IASB)는 보험사들이 보험부채의 공정가치를 측정할 때 유동성을 반영하는 할인율을 사용하도록 하는 IFRS4(보험계약) 2단계 수정 공개초안을 발표하였다(IASB, 2013). 이처럼 유동성은 금융시스템 안정을 위한 정책 수립, 리스크 관리, 자산배분, 손익 관리 등을 위하여 중요한 고려 대상이 됨으로써 학계뿐만 아니라 은행, 보험사 등 금융기관, 정책당국, 유관기관들의 관심이 높아지고 관련 규제에 부합하면서 효과적으로 유동성을 관리할 수 있는 방법 마련이 시급해진 상황이다.

특정 자산의 시장 유동성(market liquidity)이 높다는 것은 잠재적인 매도·매수인이 많아 일정 가격 수준에서 대량의 거래 물량이 낮은 거래 비용으로 빠른 시간 내에 현금화될 수 있음을 의미하는 광범위하고 규정하기 어려운 개념이다.²⁾ 유동성에 대한 연구들은 주로 주식시장을 대상으로 진행되었으며(Amihud et al., 2006) 채권시장과 관련된 유동성 연구는 Amato and Remolona(2003)가 신용 스프레드 퍼즐(credit spread puzzle)³⁾이라고 부른 현상을 설명하기 위해 이루어졌으며, 유동성 프리미엄을 추가로 고려하는 경우 신용 스프레드 퍼즐의 상당 부분을 설명할 수 있다는 연구 결과들이

1) 유동성이 낮은 자산이나 부채가 지닌 유동성 리스크에 대한 추가적인 보상을 비유동성 프리미엄이라고 부른다. 그러나 본 연구에서는 해당 용어를 CEIOPS(2010b)에서 사용하고 있는 “유동성 프리미엄(liquidity premium)”으로 칭하기로 한다.

2) 유동성은 증권 시장의 일치된 가치(consensus value)에 근사한 가격으로 신속하게 거래할 수 있는 능력을 나타내는 시장 유동성 (market liquidity), 은행이나 기업이 대규모 손실의 발생 없이 채무(obligations)를 변제하기 위해 수용 가능한 조건으로(at acceptable terms) 신용을 얻을 수 있는 현금 내지 능력을 의미하는 펀딩 유동성(funding liquidity) 그리고, 가계·기업이 보유하고 있는 현금과 은행의 준비금(monetary base, 본원통화) 또는 다양한 형태(M1, M2, M3)의 은행 예금을 포함하는 광의의 통화(monetary aggregates)를 나타내는 통화 유동성(monetary liquidity)으로 구분할 수 있다(Foucault et al., 2013).

3) 신용 스프레드 퍼즐은 무위험 채권과 위험 채권의 수익률 차이인 신용 스프레드의 내재 부도율(implied default rate)이 역사적 부도율(historical default rate)에 비해 높게 나타나는 현상을 말한다.

제시되고 있다(Driessen, 2005; Longstaff et al., 2005; Chen et al., 2007; De Jong and Driessen, 2012 등).

우리나라의 경우 2020년에 IFRS4 2단계 도입이 예정된 상황에서 보험부채를 원가법에서 공정가치법으로 전환함에 따라 변동성 이슈가 발생하며 중요 원인은 할인율이다(오창수 등, 2013).⁴⁾

따라서 본 연구는 첫째, IFRS4 2단계 보험부채 평가액을 결정하는 핵심적인 요인이라 할 수 있는 할인율과 관련하여 이론적으로 타당하고 실무적으로 적용 가능한 산출기준에 대한 제언을 목적으로 한다. 특히, 보험부채 평가를 위한 할인율 산출과 관련하여 한국 채권시장은 브로커 주도의 장외 채권시장이 발달해 있으며 신용등급이 낮은 회사채의 유통 시장이 활성화 되지 않았기 때문에, 달러 주도형이며 신용등급이 낮은 회사채의 거래도 활발한 미국이나 유럽 채권시장을 대상으로 진행 되는 많은 학술적 연구에서 사용하는 호가 스프레드와 수량 자료를 기반으로 하는 시장 미시구조(market microstructure) 측면의 유동성 지표들(Amihud, 2002; Pastor and Stambaugh, 2003; Roll, 1984 등)을 한국 채권시장에 적용하기에는 한계가 있다. 따라서 채권시장의 기저에 흐르는 공통적인 유동성을 국채 시장의 유동성으로 보아 정부보증채와 국고채 이자율 간 차이인 정부보증채 스프레드를 유동성 지표로 설정하여 분석하였다. Schwarz (2015)는 정부보증채의 스프레드는 현재와 향후 예상되는 거래비용과 유동성이 악화될 위험에 대해 투자자들이 요구하는 보상을 포괄적으로 측정(comprehensive measure)한다고 하였으며, Schuster and Uhrig-Homburg (2015)에 따르면 정부보증채 스프레드는 마찰의 심각성(severity of frictions)뿐만 아니라 위험 프리미엄과 시장의 기대를 포함하고 있다. Monfort(2014), Schwarz (2015), Schuster and Uhrig-Homburg(2015) 등은 정부보증채 스프레드를 활용하여 유럽 국채 시장의 유동성을 분석한 바 있지만, 국내 채권시장의 수익률 스프레드 결정과 관련하여 정부보증채 스프레드를 이용한 최초의 연구라는 점에 본 연구의 의의가 있다.

둘째, 보험부채 평가를 위해서 100년 만기의 이자율 기간구조가 필요하기 때문에(노건엽·박경국, 2014) 이자율 기간구조 추정 방법으로 유럽에서 많이 사용하고 있는 세가지 모형인 Nelson and Siegel(1987) 모형, Svensson(1995) 모형 Smith and Wilson (2001) 모형을 비교 분석하였다. 본 연구는 만기 구조에 따른 자료를 내표본과 외표본으로 구분하여 통계적으로 예측력이 우수한 모형을 선택했다는 점이 노건엽·박경국(2014)과 차별성을 갖는다. 그리고 보험부채와 유사한 특성의 기준 포트폴리오(reference portfolio)를 사용하여 조정된 무위험 이자율의 기간구조를 추정하고자 하는 경우에 활

4) IFRS4 2단계의 보험부채 평가를 위한 할인율은 보험부채의 특성(시기, 통화 및 유동성)을 반영하고 보험부채와 관련 없는 요소를 제외하여 결정하여야 하며(IASB, 2013), 할인율에 유동성 프리미엄을 추가하는 이유는 자산과 부채간의 평가 불일치를 제거할 목적이다(CEIOPS, 2010b, p.8). IFRS4 도입에 따른 국내 보험사의 영향은 김해식 등(2015)을 참고하기 바란다.

용할 수 있도록 신용등급별 조정된 무위험 이자율 기간구조를 추정하는 방법을 제시하였다.⁵⁾ 자산 수익률이 보험부채에 영향을 주는 금리 연동형 상품이나 회사별 보험 특성을 고려하여 보험부채 평가를 위한 할인율을 산출하는 경우에도 적용 가능할 수 있다는 점이 본 연구의 의의라 할 수 있다.

본 연구의 주요 결과는 첫째, 우리나라의 자본시장 특성을 고려하여 본 연구에서 새롭게 제안한 유동성 지표를 추가하여 확장한 Fama and French 모형(extended Fama-French model)이 우리나라 회사채 수익률 스프레드(yield spread)를 설명하는데 적합함을 확인하였다. 둘째, Fama and French(1993)의 2요인뿐만 아니라 유동성 요인 역시 우리나라 회사채 수익률 스프레드 결정과 관련하여 의미 있는 리스크 요인임을 발견하였다. 셋째, 국내 회사채 수익률 스프레드와 베타 간에 비선형성이 존재함을 확인하였다. 넷째, 국고채와 정부보증채의 이자율을 내표본과 외표본으로 구분하여 내표본에 대해 추정한 모수를 이용하여 외표본을 예측하여 평균 제곱근 오차(root mean square error, RMSE)를 비교한 결과 Nelson and Siegel(1987) 모형, Svensson(1995) 모형, Smith and Wilson(2001) 모형 중 Smith and Wilson(2001) 모형이 가장 적합도가 높은 것을 확인하였다. 마지막으로 Amihud and Mendelson (1991)과 Ericsson and Renault(2006)의 결과와 동일하게 각 회사채의 유동성 프리미엄은 만기가 증가할수록 감소하는 패턴을 보이는 것을 실증하였다.

이후의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 유동성 프리미엄 추정 및 장기 이자율 기간구조 추정과 관련된 선행 연구를 살펴본다. 제Ⅲ장에서는 연구의 자료 및 유동성 프리미엄 추정 방법과 이자율 기간구조 추정 방법에 대해 설명한다. 제Ⅳ장은 실증결과로서 유동성 프리미엄 추정 모형에 대한 시계열 분석과 횡단면 분석 결과를 제시한다. 또한 국고채와 정부보증채의 이자율 기간구조 추정 모형으로 적합한 모형을 제시한다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 본 연구의 주요 결과를 정리한다.

Ⅱ. 선행연구

1. 유동성 프리미엄의 추정

최근 10여 년 동안 다양한 유동성 지표와 분석 방법들을 이용하여 채권시장의 유동성 프리미엄을 추정하고 유동성 프리미엄과 채권 가격 간의 관계를 설명하고자 하는 연구들이 활발히 진행되어 오고 있다. 선행 연구들에서 사용한 다양한 유동성 프리미엄 추정 방법은 크게 시장 미시구조 접근법(market microstructure approach), 구조

5) 기준 포트폴리오와 조정된 무위험 이자율에 대한 정의는 후술하기로 한다.

모형 접근법(structural model approach), 무차익 접근법(no arbitrage approach)으로 구분해 볼 수 있다.⁶⁾

시장 미시구조(market microstructure)⁷⁾에서는 정보의 비대칭(asymmetric information)에 따른 정보 리스크(information risk)와 시간 변화 및 기업 간의 유동성 차이가 장기 균형 가격(long-term equilibrium prices)에 영향을 준다는 견해를 보인다. 즉, 유동성과(또는) 정보 리스크는 투자자들의 장기 포트폴리오 선택에 영향을 준다는 것이다. 시장 미시구조의 실증 연구에서 주요 이슈는 적당한 유동성 지표(liquidity measure)를 규명하는 것이며, 유동성 지표와 관련된 대표적인 연구는 Roll(1984), Amihud(2002), Pastor and Stambaugh(2003), Bekert et al.(2007) 등이 있다.⁸⁾ 채권의 유동성 프리미엄 추정에서 시장 미시구조 접근법을 사용한 대표적인 해외 연구는 Lin et al.(2011), De Jong and Driessen(2012), Dick-Nielsen et al.(2012) 등이 있다. Lin et al.(2011)은 미국 회사채 수익률과 유동성 리스크(Amihud 지표와 Pastor and Stambaugh 지표를 사용) 간의 관계를 분석하고 유동성 리스크가 횡단면에서 회사채 수익률 결정과 관련하여 중요한 의미(priced risk factor)를 갖으며, 신용등급이 B3인 채권과 Aaa인 채권 간 수익률 차이 중 유동성 리스크 프리미엄이 19%(Amihud 지표의 경우)와 16%(Pastor and Stambaugh 지표의 경우)만큼 차지함을 보였다. De Jong and Driessen(2012)은 Amihud 지표를 이용하여 구한 국채와 주식시장의 유동성이 회사채 수익률에 유의한 영향을 주며, 장기 회사채의 기대 수익률에서 투자등급의 유동성 프리미엄은 0.6%, 투기등급의 유동성 프리미엄은 1.5%임을 보고하였다. Dick-Nielsen et al.(2012)은 Amihud 지표, Roll 지표 등 8개의 유동성 대용치에 대해 주성분 분석(principal component analysis)으로 새로운 유동성 지표를 산출하였으며, 유동성 프리미엄이 회사채 스프레드에 중요한 영향을 줄 뿐만 아니라 서브프라임 금융위기 시에 안전자산 선호현상(flight-to-quality)이 존재함을 제시하였다.

구조모형 접근법(structural model approach)은 시장에서 관찰되는 회사채 수익률에서 Merton(1974) 모형 등을 이용하여 구한 채권 수익률을 차감하여 유동성 프리미엄

6) CEIOPS(2010b)는 유동성 프리미엄을 계산하는 방법으로 CDS 네거티브 베이스 방법(CDS negative-basis method), 커버드 본드 방법(covered bond method), 구조모형 방법(structural model method), 대리변수를 사용하는 방법(proxy method)을 예시로 들고 있으며, 이에 대한 설명은 노건엽·박경국(2014)을 참고하기 바란다.

7) 시장 미시구조(market microstructure)는 시장 구조에 따른 가격 형성(price formation), 가격 발견(price discovery), 유동성, 거래비용, 정보와 가격의 관계, 시장 참여자의 행위 등을 설명하기 위한 이론적 기반을 제시하고자 하는 연구분야이다. 유동성 프리미엄 추정과 관련하여 시장 미시구조는 거래 마찰(trading frictions)을 갖는 시장에서 유동성 프리미엄이 존재할 수 있고 존재하는 이유에 대해 의미 있는 통찰력을 제공한다.

8) 시장 미시구조 이론에서 사용하는 대표적인 유동성 지표에 대한 설명은 양철원(2012), 김재운 외 2인(2014)을 참고하기 바란다.

음을 추정하는 방법이다. Webber(2007)는 Leland and Toft(1996)에 기초한 구조모형을 제안하고 국제 금융위기 시에 신용과 유동성 프리미엄이 모두 급격히 증가함을 보였다.

무차익 접근법(no arbitrage approach)은 신용의 질(quality of credit), 만기, 세금, 담보 등이 동일한 채권들 간에 발생하는 수익률 차이를 유동성 프리미엄으로 간주하는 방법으로서 T-Note와 T-Bill 간 스프레드를 이용하는 방법, 비지표물(off-the-run)과 지표물(on-the-run) 간 스프레드를 이용하는 방법, CDS 네거티브 베이스스를 이용하는 방법, 커버드 본드 스프레드를 이용하는 방법, 정부보증채와 국채 간 스프레드를 이용하는 방법 등이 있다. 첫째, T-Note와 T-Bill 간 스프레드를 이용한 연구에는 Amihud and Mendelson(1991), Kamara(1994) 등이 있다. Amihud and Mendelson(1991)은 쿠폰이 한 번 남은 동일 잔존 만기의 T-Note와 T-Bill의 수익률을 비교하여 T-Note의호가 스프레드 평균이 T-Bill에 비해 약 4배 크며, T-Note의 YTM(yield to maturity)이 T-Bill에 비해 43bp 높다는 것을 제시하였다. Kamara(1994)는 동일 잔존 만기의 T-Note와 T-Bill의 수익률 차이를 분석한 결과, 두 채권 간의 평균 수익률 차이가 34bp 발생하고 있음을 보고하였으며, 두 채권 간의 수익률 차이가 유동성 리스크에 따라 증가하고 시간에 따라 변하는 것은 유동성 리스크, 세금 효과, 달러의 재고 변화와 관련이 있다고 해석하였다. 둘째, 비지표물과 지표물 간 스프레드를 이용한 연구에는 Warga(1992), Pasquariello and Vega(2009) 등이 있다. Warga(1992)는 미국 국채의 비지표물과 지표물의 수익률 차이가 약 55bp 발생한다고 제시하였으며, Pasquariello and Vega(2009)는 지표물의 유동성 현상(on-the-run liquidity phenomenon)이 불확실성과 정보 거래자들(informed traders) 간의 전망 차이(dispersion of beliefs)가 클수록, 거시 경제지표 공표에 잡음(noise)이 있을수록 높아짐을 보고하였다. 셋째, CDS 네거티브 베이스스를 이용하는 방법은 회사채 수익률 스프레드에서 동일 잔존 만기의 동일 준거기업(reference entity)의 CDS(credit default swap) 스프레드를 차감하여 계산한다.⁹⁾ Longstaff et al.(2005)은 CDS와 채권 수익률을 이용하여 신용 요인(default component)이 채권의 수익률 스프레드의 51~83%(AAA~BB-) 만큼 설명하고 비신용 요인(non-default component)은 신용등급별로 20~100bps(잔존 만기 5년 기준) 수준임을 보였으며, 비신용 요인은 평균 회귀하며(mean reverting)호가 스프레드(bid-offer spread) 및 미상환 잔액과 관련되어 있음을 제시하였다. 넷째, 커버드 본드 스프레드를 이용하는 방법은 커버드 본드 수익률에서 무위험 이자율의 대응치로

9) CDS 네거티브 베이스스를 이용하는 방법은 적용하기에 수월하다는 장점이 있지만 첫째, CDS 스프레드는 위험 중립(risk neutral) 하의 부도 확률을 반영하고 있으며 둘째, CDS 스프레드에는 보장 매도자(protection seller)의 거래 상대방 위험(counterparty risk)이 포함되어 있고 셋째, CDS 자체에도 유동성 리스크가 내재되어 있다는 측면에서 편의(bias)가 존재한다(Duffie and Liu, 2001).

스왑 금리를 차감하여 계산하는 방법이다. 독일 담보부 채권인 점보 판트브리프(Jumbo Pfandbrief)를 이용하여 분석한 연구로서 Breger and Stovel(2004)은 유동성 프리미엄이 15bp임을 제시하였으며, Koziol and Sauerbier(2007)은 유동성 프리미엄이 시간에 따라 변하는 것을 발견하였다. 다섯째, 정부보증채 스프레드를 활용한 대표적인 연구에는 Longstaff(2004), Monfort(2014), Schwarz(2015), Schuster and Uhrig-Homburg(2015) 등이 있다. Longstaff(2004)는 T-Bond와 Refcorp(Resolution Funding Corporation)에서 발행된 동일 잔존 만기 채권 간의 수익률 차이를 7개의 설명 변수에 대해 회귀분석 하여, 국채 시장의 유동성 프리미엄이 시장 상황 변화에 반응함(flight-to-liquidity)을 제시하였다. Schwarz(2015)는 자금 시장과 국채 시장을 대상으로 새로운 신용 지표와 유동성 지표를 적용하여 유동성 지표인 정부보증채 스프레드가 샘플기간 중 자금시장과 국채시장의 스프레드 확대를 잘 설명함을 보였으며, 시장 유동성으로 인해 자금시장의 스프레드는 77bp, 국채 간 스프레드는 49bp 확대됨을 제시하였다. Schuster and Uhrig-Homburg(2015)는 마코프 국면전환 모형(two-regime Markov switching AR model)을 이용하여 유동성 프리미엄의 기간구조를 산출하였으며, 정부보증채 스프레드 지표로 측정한 유동성 프리미엄이 주로 경제적 침체기에 호가 스프레드와 연관되며 유동성 프리미엄은 중요한 리스크 요인(priced risk factor)임을 실증하였다. Monfort(2014)는 국면전환 어파인 이자율 기간구조 모형(regime-switching affine term-structure model)을 모델링하여 채권 스프레드의 구성 요소인 신용과 유동성의 공동 역학(joint dynamics)을 분석한 결과, 유럽의 국채시장에서 정부보증채 스프레드가 유동성을 설명할 수 있음을 제시하였다.

한국 채권시장의 유동성 프리미엄 추정과 관련된 연구로는 선정훈·오승현(2012), 김재윤 등(2014), 노건엽·박경국(2014), 주효찬 등(2015) 등이 있다.¹⁰⁾ 선정훈·오승현(2012)은 2000년 1월부터 2010년 5월까지 기간의 회사채 실거래 자료를 이용하여 거래량 회전을, 발행금액 및 거래일 비중의 유동성 지표를 이용하여 유동성을 측정하였으며, 세 가지 유동성 지표 모두에 대해 시간 불변적·변동적 유동성 프리미엄의 존재가 통계적으로 확인되지 않음을 보고하였다. 김재윤 등(2014)은 한국 회사채 시장을 대상으로 회사채의 비유동성이 금융위기 기간 이전 및 이후에 AA 및 A 등급에서, 금융위기 기간에 AA 등급에서만 회사채 스프레드에 유의한 양(+)의 영향을 주었으며, 금융위기 이후에 유동성 요인이 증가하였음을 제시하였다. 노건엽·박경국(2014)은 무차익 접근법 중에서 CDS 네거티브 베이스 방법 적용하여 유동성 프리미엄을 추정하였다. 원화 신용파생지수(K-CDX)¹¹⁾에 편입된 17개 준거기업(reference

¹⁰⁾ 우리나라의 회사채 거래는 브로커를 통한 장외 거래가 주를 이루고 있기 때문에 딜러 시장에서 유용하다고 입증된 유동성 지표를 사용하여 유동성 프리미엄을 추정하기에 한계가 있으며(선정훈·오승현, 2012), 자료 수집이 어려워 직접적인 유동성 변수에 대한 분석이 거의 없었다(김재윤 등, 2014).

entity)의 3년 만기 채권 수익률 스프레드와 CDS 스프레드의 차이인 베이스스를 모든 만기 구간에 동일하게 적용하여 IFRS4 2단계 보험부채 평가목적 할인율을 산출하였다. 주효찬 등(2015)은 유동성 프리미엄을 보험금의 예상 지급시점과 실제 지급시점의 불일치에 의해 보험사가 부담하게 되는 비용으로 정의하고 보험금의 예상 지급시점별 유동성 프리미엄 기간구조를 추정하였다.

2. 이자율 기간구조의 추정

이자율 기간구조 모형은 균형 모형, 차익거래 모형 그리고 통계적 모형으로 구분한다. 균형 모형이 이자율 프로세스에 의해 채권가격을 결정하는 모형임에 비해 차익거래 모형은 시장에서 관측되는 채권가격에 대해 이자율 프로세스를 대상 채권의 가격에 일치시키는 프로세스로 정의하고 선정된 프로세스를 통해 이자율 파생상품의 가격을 결정하는 모형이다(안동현·윤선중, 2007). 이와 달리 통계적 모형은 이자율 프로세스에 대해 특정한 모형을 가정하는 것이 아니라 일반화된 함수 형태에 의해 이자율 기간구조에 일치시키는 방법이다. 균형 모형과 차익거래 모형은 전제된 이자율 프로세스를 통해 채권 또는 이자율 파생상품의 가격결정을 위해 사용됨에 비해 통계적 모형은 이자율 기간구조 추정을 목적으로 하기에 본 연구에서는 통계적 모형을 적용하였다(이준행, 2004; 박윤선·조담, 2011).

통계적 모형에 의한 이자율 기간구조 추정에서 함수 형태의 가정을 도입하는 원인은 모든 만기에 대응되는 현물 이자율을 시장에서 관측할 수 없기 때문이다. 통계적 모형은 주어진 만기에 대응하는 현물 이자율을 연결하는 방법을 의미하며, 스플라인 형태의 구간 간 적합을 적용하는 방법과 모든 만기에 대해 하나의 함수 형태로 연결하는 방법으로 구분된다(안동현·윤선중, 2007). 스플라인 형태는 모형에 사용한 만기 구간에 대응하는 현물 이자율에 적합(fitting)하는 방식으로 내삽(interpolation)에 주로 사용됨에 비해 Nelson and Siegel(1987), Svensson(1995), Smith and Wilson(2001) 모형과 같이 함수 형태로 연결하는 모형에서는 내삽과 외삽(extrapolation)이 모두 가능하기 때문에 기간구조 적용에 더 유리한 모형이라 할 수 있다.

본 연구는 일반화된 함수 형태의 이자율 추정 모형인 Nelson and Siegel(1987), Svensson(1995), Smith and Wilson(2001) 모형을 통해 무위험 이자율과 유동성 프리미엄을 기간구조에 대응하는 방법을 사용하였다. 균형 모형 또는 차익거래 모형이 아닌 통계적 모형을 사용한 이유는 본 연구가 이자율 관련 상품의 가격결정이 아니라

11) 원화 신용파생지수(K-CDX)는 신용사건 관찰대상채무가 원화표시 채무로 한정된 원화 CDS로 구성된 포트폴리오이다. K-CDX는 2013년 3월 20일부터 공시되고 있으며, K-CDX에 대한 자세한 설명은 금융투자협회의 홈페이지를 참고하시오.

시장에서 관측되는 이자율 기간구조의 추정이 목적이며, 확률 과정을 전제한 두 모형에 비해 이론적 한계는 있지만 현물 이자율에 대한 예측이 상대적으로 용이하다는 점과 외삽 구간에 대한 예측도 가능하다는 점을 고려했기 때문이다.

가. Nelson and Siegel 모형

Nelson and Siegel(1987)은 선도이자율($f_t(\tau)$)을 식(1)과 같이 만기(τ)에 대해 상수항과 Laguerre 함수의 결합으로 정의하고 현물 이자율($y_t(\tau)$)은 기준시점(0)에서 만기(τ)에 대한 적분을 통해 식(2)로 산출하였다.¹²⁾

$$f_t(\tau) = \beta_{1t} + \beta_{2t}\exp(-\lambda_t\tau) + \beta_{3t}\lambda_t\exp(-\lambda_t\tau) \quad (1)$$

$$y_t(\tau) = \beta_{1t} + \beta_{2t}\left(\frac{1 - \exp(-\lambda_t\tau)}{\lambda_t\tau}\right) + \beta_{3t}\left(\frac{1 - \exp(-\lambda_t\tau)}{\lambda_t\tau} - \exp(-\lambda_t\tau)\right) \quad (2)$$

Nelson and Siegel(1987) 모형은 β_{1t} , β_{2t} , β_{3t} , λ_t 인 네 개의 모수를 통해 현물 이자율을 설명한다. β_{1t} 는 만기와 무관하게 일정한 수준을 유지하기 때문에 장기 요인(level)을 의미한다. β_{2t} 는 $1 - \exp(-\lambda_t\tau)/\lambda_t\tau$ 에 대한 요인으로 1에서 시작하여 만기(τ)가 증가함에 따라 0으로 수렴하므로 단기 요인으로 해석하며 이자율 기간구조의 기울기(slope)에 대응된다. β_{3t} 는 $(1 - \exp(-\lambda_t\tau)/\lambda_t\tau) - \exp(-\lambda_t\tau)$ 에 대한 요인으로 만기(τ) 증가에 따라 증가하다가 감소하는 형태로 이자율 기간구조의 기울기를 변화시키는 곡도(curvature)로 해석한다. λ_t 는 만기가 증가함에 따라 추정 함수가 감소하는 수준을 정의하는 모수로서 λ_t 가 크면 만기가 긴 경우에 적합도가 높고 λ_t 가 작으면 만기가 짧은 경우에 적합도가 높다.

나. Svensson 모형

Svensson(1995)은 Nelson and Siegel(1987) 모형에 두 번째 곡도를 추가한 형태로 수정한 모형을 제시하였다. 식(3)과 (4)와 같이 이자율 기간구조에 대해 장기 요인과 기간구조의 기울기를 설명하는 부분은 Nelson and Siegel(1987)과 동일하다. 그러나 이자율 기간구조의 기울기를 변화시키는 곡도에 대해 2차 변화를 추가한 형태로 전개하여 추정해야 할 모수의 개수는 증가하였으나, 험프(hump) 형태의 변화가 추가되어 장기 이자율에 대한 적합도를 개선할 수 있다는 점이 특징이다.

¹²⁾ Nelson and Siegel(1987) 모형의 전개는 Diebold and Li(2006)의 방법을 사용하였다.

$$f_t(\tau) = \beta_{0t} + \beta_{1t} \exp\left(-\frac{\tau}{\lambda_{1t}}\right) + \beta_{2t} \frac{\tau}{\lambda_{1t}} \left(-\frac{\tau}{\lambda_{1t}}\right) + \beta_{3t} \frac{\tau}{\lambda_{2t}} \exp\left(-\frac{\tau}{\lambda_{2t}}\right) \quad (3)$$

$$y_t(\tau) = \beta_{0t} + \beta_{1t} \left(\frac{1 - \exp\left(-\frac{\tau}{\lambda_{1t}}\right)}{\tau/\lambda_{1t}} \right) + \beta_{2t} \left(\frac{1 - \exp\left(-\frac{\tau}{\lambda_{1t}}\right)}{\tau/\lambda_{1t}} - \exp\left(-\frac{\tau}{\lambda_{1t}}\right) \right) \quad (4)$$

$$+ \beta_{3t} \left(\frac{1 - \exp\left(-\frac{\tau}{\lambda_{2t}}\right)}{\tau/\lambda_{2t}} - \exp\left(-\frac{\tau}{\lambda_{2t}}\right) \right)$$

다. Smith and Wilson 모형

Smith and Wilson(2001)은 정의된 장기 선도이자율(ultimate forward rate, UFR)과 장기 선도이자율(UFR)에 대한 회귀계수(α)에 의해 이자율 기간구조를 설명하는 모형을 제시하였다. Smith and Wilson(2001) 모형에 의한 현물 이자율은 식(5) 및 식(6)에 의해 산출된다.

$$P(t) = e^{-UFRt} + \sum_{j=1}^N \zeta_j W(t, u_j), t > 0 \quad (5)$$

$$W(t, u_j) = e^{-UFR(t+u_j)} \left\{ \alpha \min(t, u_j) - 0.5 e^{-\alpha \max(t, u_j)} (e^{\alpha \min(t, u_j)} - e^{-\alpha \min(t, u_j)}) \right\}, \quad (6)$$

여기서 u_j 는 시장에서 관측되는 현물 이자율의 만기, t 는 추정 대상이 되는 만기, ζ_j 는 현물 이자율 추정치와 시장 관측치에 대한 보정계수를 나타낸다.

시장 관측치와 추정치를 일치시키는 보정계수 ζ_j 는 식(5)에 대한 선형 변환을 통해 산출한다. 관측되는 현물 이자율이 다양한 만기 구간을 포함하는 경우를 가정하면 식(5)는 각 만기 u_j 에 따라 전개될 수 있으며 이것은 행렬의 형태로 표현할 수 있다. 관측되는 만기 구간의 수가 N 이면 추정해야 할 보정계수 ζ_j 역시 N 개이기 때문에 식(5)는 $N \times N$ 인 정방행렬의 형태로 구성할 수 있다. $N \times N$ 행렬은 식(5) 하에서 식(7)의 형태로 전환되며 식(7)의 해인 벡터 ζ 는 식(8)과 같이 관측치와 장기 선도이자율에 대한 차이에 대해 벡터 W^{13} 의 역함수를 곱하여 산출된다.

$$P = \mu + W\zeta \quad (7)$$

¹³⁾ Smith and Wilson(1991)은 $W(t, u_j)$ 를 kernel 함수로 정의하였다.

$$\zeta = W^{-1}(P - \mu) \quad (8)$$

$$P = (P(u_1), P(u_2), \dots, P(u_N))^T$$

$$\mu = (e^{-UFR u_1}, e^{-UFR u_2}, \dots, e^{-UFR u_N})^T$$

$$W = (W(u_i, u_j))_{i=1,2,\dots,N, j=1,2,\dots,N}$$

Smith and Wilson(2001) 모형은 Nelson and Siegel(1987) 및 Svensson(1995) 모형과 두 가지 차이점을 지닌다. 첫 번째는 선도이자율 가정으로 만기에 따른 함수 형태가 아니라 장기 선도이자율(UFR)을 상수로 사용한 점이다. 회귀계수(α)를 통해 수렴 정도는 조정될 수 있으나 Nelson and Siegel(1987) 및 Svensson(1995) 모형처럼 장기요인을 추정 모수의 형태로 반영하지 않은 것은 장기 선도이자율에 근사한다는 전제를 반영한 것이다. 두 번째는 표본 내 예측에서는 추정오차가 발생하지 않는 모형인 점이다. Nelson and Siegel(1987)과 Svensson(1995) 모형은 최소자승법과 같은 수치해석을 통해 추정하는데 산출된 모수가 불편 추정치(unbiased estimator) 조건을 충족하더라도 오차는 발생하게 된다. 그러나 Smith and Wilson(2001)은 식(5)와 식(8)에서와 같이 보정계수를 통해 표본에 적합하기 때문에 추정오차에 대한 부분은 발생하지 않는다. 표본 외 예측의 경우 Nelson and Siegel(1987) 및 Svensson(1995) 모형은 추정된 모수를 함수에 적용하여 외삽에 적용하지만 Smith and Wilson(2001)은 표본 내 예측에 적용한 모형을 동일하게 사용하여 확장하는 방식을 사용한다.

III. 자료 및 연구 방법

1. 자료

본 연구의 분석 기간은 2003년 1월부터 2015년 12월까지 156개월이다. 분석 기간을 2003년 1월부터 설정한 이유는 1998~2002년에 금융구조조정 및 금융시장 안정을 위한 공적자금 조성 목적으로 발행한 예금보험기금채권의 원활한 상환을 위해 2003년 1월 1일 예금보험공사에 예보채상환기금을 설치하여 원리금 상환을 국가가 지급 보증하기로 했기 때문이다. 대한민국 정부가 보증한 채무(이하, “정부보증채”라고 한다)는 2015년 말 기준으로 26.4조 원(예보채상환기금채권 14.7조 원, 장학재단채권 11.6조 원, 수리자금 0.04조 원)이다.¹⁴⁾

정부보증채는 바젤Ⅲ 기준상 국채와 동일한 위험가중치를 적용받으며, 예보채상환

¹⁴⁾ 기획재정부, 월간 재정동향, 2016.1.

기금채권은 국고채 및 통안채와 함께 환매조건부매매의 대상증권에 해당한다.¹⁵⁾ 따라서 본 연구에서는 정부보증채의 신용의 질(quality of credit)이 국채와 같다고 보고 장기 정부보증채와 국고채¹⁶⁾의 현물 이자율 차이(이하 “정부보증채 스프레드”라고 한다)를 유동성 지표(liquidity measure)로 사용하였다.¹⁷⁾ <표 1>에서 정부보증채 이자율은 동일 잔존 만기의 국고채 이자율 대비 평균적으로 잔존 만기별로 0.13~0.23% 높은 것을 볼 수 있다. 그리고 <그림 1>에서 정부보증채 스프레드는 글로벌 금융위기가 일어난 2007년 6월 이후 심각하게 치솟는 경향을 보이고 있으며, 2008년 11월 말에 3년 만기 기준으로 1.44%까지 급등한 것을 확인할 수 있다. 이러한 결과는 다양한 방법으로 구한 유동성 프리미엄이 글로벌 금융위기에 급등함을 보인 CEIOPS(2010b)의 결과와도 일치한다.

분석에 사용한 시가평가 기준 수익률¹⁸⁾, 현물 이자율(zero-coupon bond yield), 회사채 지수 정보는 한국자산평가(주)에서 제공 받았으며, 회사채 지수는 한국자산평가(주)에서 생성하여 공시하는 “매경 BP 종합채권지수”¹⁹⁾를 사용하였다. 본 연구는 채권 기대수익률의 대응치로 backward looking인 실현수익률(realized returns) 대신 forward looking인 등급별(AAA·AA·A) 만기별(1·2·3·4·5년) 15개의 시가평가 기준 수익률(yield to maturity; YTM)을 사용하였다(Longstaff, 2005; Houweling et al., 2005; Chen et al., 2007; 선정훈·오승현, 2012).

15) 은행업감독업무시행세칙 별표3과 증권등결제업무규정시행세칙 제16조의5를 참고하십시오.

16) 본 연구에서는 “보험부채평가 공개협약안(금융감독원, 2016.04.14)”에 따라 무위험 이자율의 대응치로 국고채 이자율을 사용하였다. 참고로, EIOPA(2016)는 DLT 평가(DLT assessment)를 하여 무위험 이자율로 사용할 상품을 선정하며, 스왑시장에 충분히 유동성이 존재하지 않거나 믿을만하지 않을 경우에는 국고채 이자율을 이용하도록 권고하고 있다.

17) 산업금융채, 중소기업금융채 역시 미리 국회의 동의를 얻어 그 원리금 상환에 대하여 정부가 보증할 수 있다는 면에서 정부보증채와 유사하지만, 바젤Ⅲ 기준의 위험가중치나 환매조건부매매의 대상증권 여부 등에서 차이가 있으며 공공기관 지정 해제나 민영화 등과 같은 이슈가 존재한다. 표본 기간 중 정부보증채 대비 산업금융채 이자율은 평균적으로 0.06% 높으며, 금융위기 때인 2008년 10월 말에는 약 1.2% 높았다(3년 만기, 현물 이자율 기준).

18) “시가평가 기준 수익률”이란 금융투자협회가 정한 채권, 기업 어음 증권, 양도성 예금 증서의 종류별·신용등급별·잔존 만기별로 채권평가회사가 제출하는 시장 참고 수익률(yield to maturity)을 말한다(금융투자회사의 영업 및 업무에 관한 규정 제7-2조).

19) 한국자산평가(주)의 “매경 BP 종합채권지수”는 시장 움직임을 대표하는 종합채권지수로서 신용등급 BBB- 이상의 원화 표시 채권을 바스켓으로 구성하여 시가총액 가중 방식으로 산정한 총수익 지수(total return index)이며, 2001년 1월 2일을 100pt로 하여 공시하고 있다. 만기 3개월 이하, FRN, 주식 관련 채권, 후순위 채권, 사모채권, BBB- 미만 채권, 물가 연동 채권, 미상환 잔액 10억 미만 채권은 제외되었다. 발행 주체별, 신용등급별, 잔존 만기 구간에 따라 다양한 지수 및 보조 지표가 산출된다.

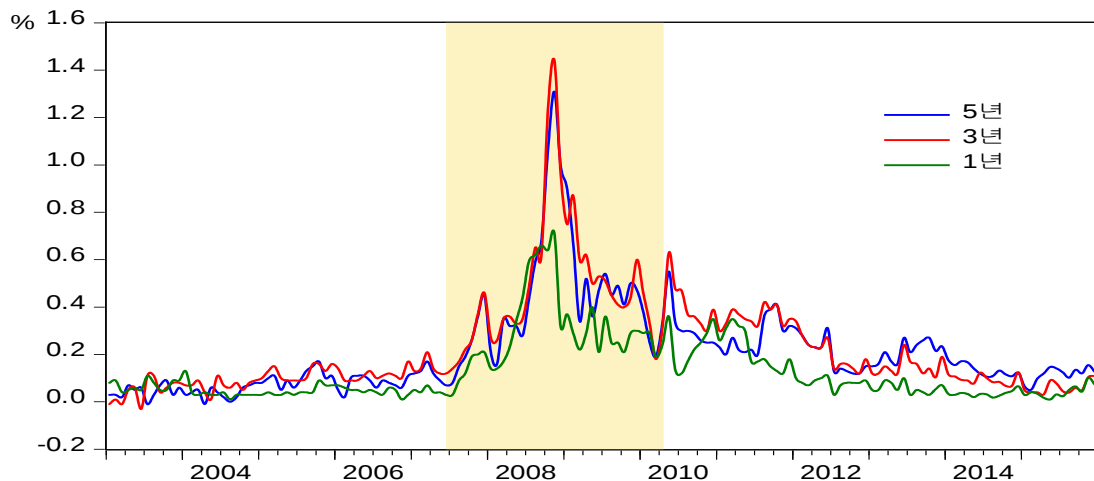
<표 1> 국고채와 정부보증채의 기초통계량

(단위: %)

구분	만기	평균	표준편차	최솟값	중앙값	최댓값
국고채	1	3.54	1.06	1.51	3.42	5.66
	3	3.84	1.06	1.58	3.85	5.86
	5	4.07	1.07	1.72	4.34	5.97
	7	4.27	1.07	1.91	4.63	5.98
	10	4.38	1.04	2.10	4.74	5.98
정부보증채	1	3.67	1.10	1.58	3.60	6.18
	3	4.06	1.13	1.64	4.21	6.39
	5	4.29	1.12	1.86	4.55	6.44
	7	4.42	1.12	1.96	4.74	6.46
	10	4.54	1.10	2.17	4.93	6.51
정부보증채 스프레드	1	0.13	0.14	0.01	0.07	0.71
	3	0.23	0.22	-0.03	0.14	1.44
	5	0.21	0.20	-0.01	0.15	1.31
	7	0.15	0.12	-0.04	0.12	0.63
	10	0.16	0.14	-0.03	0.11	0.75

본 표는 국고채와 정부보증채의 만기별 현물 이자율에 대한 기초통계량을 나타낸다. 분석 기간은 2003년 1월부터 2015년 12월까지 총 156개월이며 매 월말의 자료를 사용하였다.

<그림 1> 정부보증채 스프레드 추이



본 그림은 1년·3년·5년 만기 기준 정부보증채 스프레드의 추이를 나타낸다. 표본 기간은 2003년 1월부터 2015년 12월까지이며, 매월 말 자료를 사용하였다. 음영으로 표시한 구간은 국제 금융위기 기간(2007년 6월~2010년 4월)을 나타낸다.

2. 연구 방법

가. 유동성 프리미엄의 추정

본 연구는 유동성 프리미엄 추정 모형으로 Fama and French(1993) 2요인 모형을 확장하여 적용하였다. Fama and French(1993)는 장기 국채 수익률과 단기 국채 수익률 간 차이인 기간 스프레드(*TERM*)와 장기 회사채 수익률과 국채 수익률 간 차이인 신용 스프레드(*DEF*)가 회사채 수익률 스프레드의 약 90% 이상을 설명한다는 연구 결과를 제시하였다. Gebhardt et al.(2005)은 Fama and French(1993)의 2요인에 잔존 만기와 신용등급이라는 채권의 특성 변수를 적용하였으며, Houweling et al.(2005)은 확장된 Fama and French 모형인 Gebhardt et al.(2005)의 모형을 이용하여 채권시장의 유동성을 분석하였다. Lin et al.(2011)은 Fama and French(1993)의 5요인(주식 프리미엄, 규모 프리미엄, 장부가/시장가 프리미엄, 기간 스프레드, 신용 스프레드)에 유동성 요인을 추가하여 분석한 결과 유동성 위험이 회사채 스프레드의 가격 결정 요인이며 경기 침체기에 안전자산 선호현상(flight-to-quality)이 존재함을 보였다. Acharya et al.(2013)은 유동성 충격이 자산 가격에 미치는 영향을 국면전환모형을 사용하여 분석하였으며, 유동성 충격의 영향은 경기 침체기에 더 강하게 나타나는 조건부(conditional)임을 보였다. 선정훈·오승현(2012)은 Gebhardt(2001)가 제안한 확장된 Fama and French 모형을 적용하여 한국 회사채 시장의 유동성 존재 여부와 유동성 프리미엄을 가장 잘 설명하는 유동성 지표가 무엇인가를 검증하였다.

일반적으로 동일 만기의 회사채와 국채 간의 이자율 차이에는 신용 프리미엄뿐만 아니라 유동성 프리미엄이 포함 되어 있다(Driessen, 2005; Longstaff et al., 2005; Chen et al., 2007; De Jong and Driessen, 2012 등). 이러한 관점에서 식(9)의 Fama and French(1993) 2요인 모형의 *DEF*는 신용 요인뿐만 아니라 유동성 요인이 포함된 총 신용 요인(gross credit factor)으로 해석할 수 있으며, *DEF*는 유동성 요인(*ILLIQ*)과 유동성 요인을 차감한 순 신용 요인(net credit factor; *CREDIT*)으로 분해할 수 있다.²⁰⁾ 유동성 요인을 제거한 순 신용 요인의 적용과 관련하여 Longstaff et al.(2005)은, 신용 위험이 미국 국채와 동일하지만 유동성에서 차이가 있는 미국 정부보증채인 Refcorp의 수익률이 무위험 이자율로서 보다 정확한 지표일 수 있다고 언급하고 있다. Acharya and Pedersen(2005)은 투자자들의 관심이 순 수익률(net return)이라는 관점에서, 주식의 총 수익률에서 유동성 비용을 차감한 순 수익률(net return) 간의 공분산을 이용하여 개별 주식의 리스크 프리미엄을 시장위험 프리미엄과 유동성

²⁰⁾ $DEF = \text{장기 회사채 이자율} - \text{장기 무위험 이자율} = (\text{장기 회사채 이자율} - \text{장기 정부보증채 이자율}) + (\text{장기 정부보증채 이자율} - \text{장기 무위험 이자율}) = CREDIT + ILLIQ.$

관련 프리미엄으로 분해하는 유동성이 조정된 자산가격 결정 모형(liquidity-adjusted CAPM)을 제시하였다.

$$Y_{i,t} - Y_{f,s,t} = \alpha_i + \beta_{i,term} TERM_t + \beta_{i,def} DEF_t + \epsilon_t, \quad (9)$$

여기서 Y_i 는 회사채 i 의 t 월 말 이자율(yield to maturity; YTM), $Y_{f,s}$ 는 단기(1년) 국고채 이자율(YTM)을 각각 나타낸다. $TERM$ 은 장기 채권지수의 듀레이션에 매칭한 장기 국고채 이자율과 단기 국고채 이자율 간의 차이이며, DEF 은 장기 채권지수의 이자율(YTM)과 장기 국고채 이자율 간의 차이를 나타낸다. 장기 채권지수는 한국자산평가의 매경 BP 종합채권지수 중에서 만기가 4.5년~5년인 섹터 지수를 사용하였다.

<표 2>는 주요 설명변수들의 기술 통계량과 상관계수를 나타낸다. 표본 기간은 2003년 1월부터 2015년 12월까지이다. 패널 A에서 DEF 의 평균(0.68%)은 $CREDIT$ 의 평균(0.51%)과 $ILLIQ$ 의 평균(0.17%)의 합과 같음을 확인할 수 있다. 그리고 패널 B에서 총 신용 요인인 DEF 를 분해하여 추출한 $CREDIT$ 과 $ILLIQ$ 간의 상관계수가 0.55로 높은 것을 볼 때, $CREDIT$ 과 $ILLIQ$ 는 일정 부분 서로에게 영향을 줄 것으로 예상할 수 있다.²¹⁾ 따라서 채권시장의 공통적인 유동성 요인에 영향을 받지 않는 순 신용 요인(orthogonal net credit factor; CRD)은 식(11)을 적용하여 추출하였으며, 이 방법을 적용하면 직교하는(orthogonal) 변수를 설정할 수 있다는 장점이 있다 (Cieslak and Povala, 2015).

$$Y_{i,t} - Y_{f,s,t} = \alpha_i + \beta_{i,term} TERM_t + \beta_{i,crd} CRD_t + \beta_{i,illiq} ILLIQ_t + \epsilon_t \quad (10)$$

$$CRD_t = DEF_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta} \cdot ILLIQ_t, \quad (11)$$

여기서 $TERM$ 은 식(9)의 기간 스프레드(term spread)와 동일하며, $ILLIQ$ 는 유동성 지표로서 장기 채권지수의 듀레이션에 매칭한 장기 정부보증채 이자율과 장기 국고채 이자율 간의 차이, CRD 는 유동성 요인에 영향을 받지 않는 순 신용 요인(orthogonal net credit factor)으로서 식(11)을 이용하여 구한 값을 각각 나타낸다.

21) 변수들의 다중공선성(multicollinearity)을 분산팽창요소(variance inflation factor: VIF)로 테스트 한 결과에 따르면 $CREDIT$ 의 VIF가 6.052로서 다른 변수와 선형 결합으로 표현될 가능성이 높게 나타났다.

<표 2> 설명변수의 기초통계량과 상관계수

패널 A: 기초통계량	(단위: %)				
	<i>TERM</i>	<i>ILLIQ</i>	<i>CRD</i>	<i>CREDIT</i>	<i>DEF</i>
평균	0.47	0.17	0.00	0.51	0.68
중앙값	0.32	0.12	-0.05	0.47	0.61
최대값	2.20	0.94	1.05	2.08	2.84
최소값	-0.08	-0.03	-0.40	0.18	0.24
표준편차	0.48	0.16	0.24	0.29	0.39

패널 B: 상관계수

<i>TERM</i>	1.000				
<i>ILLIQ</i>	0.443***	1.000			
<i>CRD</i>	-0.102	0.000***	1.000		
<i>CREDIT</i>	0.159**	0.550***	0.835***	1.000	
<i>DEF</i>	0.291***	0.796***	0.605***	0.943***	1.000

본 표는 주요 설명변수들의 기초통계량과 상관계수를 나타낸다. *TERM*은 국고채의 기간 스프레드 요인, *ILLIQ*는 비유동성 요인, *CRD*는 유동성 요인에 영향을 받지 않는 순 신용 요인(orthogonal net credit factor), *CREDIT*은 *DEF*에서 *ILLIQ*를 차감한 순 신용 요인(net credit factor), *DEF*는 Fama and French(1993) 2요인 모형의 총 신용 요인(gross credit factor)를 각각 나타낸다. 분석 기간은 2003년 1월부터 2015년 12월까지 총 156개월이며 매 월말의 자료를 사용하였다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

나. 유동성 프리미엄을 반영한 이자율 기간구조의 추정

유동성 프리미엄이 반영된 이자율 기간구조의 추정은 두 단계로 수행되었다. 첫째는 이자율 기간구조의 추정을 위한 모형 선정 단계로서 Nelson and Siegel(1987), Svensson(1995), Smith and Wilson(2001) 모형을 사용하여 표본에 대한 추정오차를 비교하였다. 앞의 선행 연구에서 정리한 바와 같이 Smith and Wilson(2001) 모형과 달리 Nelson and Siegel(1987) 및 Svensson(1995) 모형은 모수 추정치에 따른 추정오차가 발생할 수 있기 때문에 동일한 외표본을 적용한 추정오차를 비교하여 이자율 기간구조 추정 모형을 선택하였다. 둘째는 시점별로 추출된 기준 금리에 해당하는 현물 이자율에 대해 표본 기간의 유동성 프리미엄을 더하여 목표 만기까지의 현물 이자율을 예측하였다. 현물 이자율에 대한 예측은 시점별로 추정한 모수를 첫 번째 단계에서 선택한 기간구조 모형에 대입한 후 만기를 증가시켜 외삽(extrapolation) 하였다.²²⁾

²²⁾ 이준행(2004), Diebold and Li(2006), 박윤선·조담(2011)은 추정한 모수에 대해 AR 모형을 반영하여 예측 기간에 대응하는 모수를 재추정 하였지만 본 연구에서는 관측시점의 기간구조에 대해 추정한 모수를 동일하게 적용하여 추정 기간에 대해 외삽 하였다.

IV. 분석 결과

1. 유동성 프리미엄

가. 시계열 분석

<표 3>은 2003년 1월부터 2015년 12월까지 기간의 등급별·만기별 수익률 스프레드(yield spread)의 시계열 분석 결과를 나타낸다. 수익률 스프레드는 매월 말 등급별·만기별 시가평가 기준 수익률(yield to maturity)에서 국고채 1년 이자율을 차감하여 구하였다. 패널 A의 Fama-French 모형의 두 가지 설명변수와 패널 B의 비유동성 요인을 고려한 확장된 Fama-French 모형의 세 가지 설명변수 모두 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 알 수 있다(AAA 1년 표본의 *TERM* 요인의 계수는 예외). 확장된 Fama-French 3요인 모형(80.8~98.4%)을 적용한 경우에 Fama-French 2요인 모형(79.7~97.8%)에 비해 수정 결정계수가 일관되게 1~2%p 증가하고, 모형 적합도가 평균적으로 약 1.4%p 개선되는 것을 확인 할 수 있다. 이러한 결과는 우리나라의 회사채 수익률을 설명하는데 비유동성 요인이 중요한 역할을 할 뿐만 아니라, 확장된 Fama-French 3요인 모형이 Fama-French 2요인 모형에 비해 보다 적합함을 시사한다. 한편, 신용도가 낮을수록 추정된 절편의 값은 증가하고 수정 결정계수는 낮아지는 경향을 볼 수 있다. 이것은 신용도가 낮은 채권 특히, 고수익 채권(junk bond)일수록 주식과 유사하다는 일반적인 견해와 관련 있다고 해석되며(Lin et al., 2011), 국내 고수익 채권시장의 수익률 결정과 관련하여 향후 연구 주제로 의미가 있음을 시사한다.

<표 3> 시계열 분석

패널 A: Fama-French 2요인 모형				
표본	α	<i>TERM</i>	<i>DEF</i>	<i>adj. R</i> ²
AAA 1년	-0.2984*** (-13.616)	0.0436* (1.886)	0.8898*** (31.300)	0.877
AAA 2년	-0.3381*** (-14.665)	0.5350*** (22.000)	0.9616*** (32.150)	0.931
AAA 3년	-0.2933*** (-13.530)	0.7831*** (34.244)	0.9558*** (33.983)	0.955
AAA 4년	-0.2502*** (-13.905)	0.9388*** (49.461)	0.9408*** (40.304)	0.974
AAA 5년	-0.1608*** (-9.233)	1.0488*** (57.083)	0.8997*** (39.812)	0.978
AA 1년	-0.3330*** (-13.102)	0.1274*** (4.752)	1.0630*** (32.240)	0.890
AA 2년	-0.4333*** (-14.999)	0.6151*** (20.188)	1.2555*** (33.504)	0.931
AA 3년	-0.3814*** (-12.791)	0.8523*** (27.102)	1.2739*** (32.937)	0.943
AA 4년	-0.3339*** (-11.484)	1.0698*** (34.882)	1.2469*** (33.057)	0.955
AA 5년	-0.2451*** (-8.322)	1.2553*** (40.416)	1.1976*** (31.351)	0.959
A 1년	-0.1608*** (-3.766)	0.3672*** (8.152)	1.1026*** (19.903)	0.797
A 2년	-0.2803*** (-5.687)	0.8433*** (16.223)	1.3777*** (21.550)	0.868
A 3년	-0.1391** (-2.425)	1.0783*** (17.825)	1.3807*** (18.559)	0.857
A 4년	0.0609 (1.008)	1.4335*** (22.502)	1.2589*** (16.068)	0.873
A 5년	0.2567*** (3.724)	1.6808*** (23.116)	1.1720*** (13.106)	0.861

패널 B: 확장된 Fama-French 3요인 모형					
표본	α	<i>TERM</i>	<i>CRD</i>	<i>ILLIQ</i>	<i>adj. R</i> ²
AAA 1년	-0.023 (-1.46)	0.002 (0.10)	0.729*** (17.29)	2.016*** (28.28)	0.893
AAA 2년	-0.051*** (-3.41)	0.470*** (21.51)	0.709*** (17.81)	2.293*** (34.09)	0.952
AAA 3년	-0.010 (-0.78)	0.714*** (37.18)	0.686*** (19.62)	2.306*** (39.03)	0.972
AAA 4년	0.034*** (3.13)	0.880*** (55.71)	0.714*** (24.80)	2.214*** (45.49)	0.984
AAA 5년	0.115*** (10.04)	1.002*** (59.41)	0.719*** (23.38)	2.065*** (39.75)	0.984
AA 1년	0.000 (0.00)	0.086*** (3.14)	0.902*** (18.09)	2.363*** (28.03)	0.901
AA 2년	-0.051** (-2.58)	0.545*** (18.87)	0.983*** (18.68)	2.911*** (32.74)	0.946
AA 3년	0.003 (0.15)	0.773*** (26.70)	0.966*** (18.32)	2.998*** (33.62)	0.958
AA 4년	0.044** (2.25)	0.996*** (34.77)	0.959*** (18.38)	2.916*** (33.07)	0.966
AA 5년	0.121*** (5.89)	1.190*** (39.41)	0.946*** (17.19)	2.764*** (29.72)	0.967
A 1년	0.178*** (5.59)	0.312*** (6.64)	0.887*** (10.37)	2.522*** (17.45)	0.808
A 2년	0.140*** (3.85)	0.766*** (14.37)	1.077*** (11.09)	3.196*** (19.47)	0.879
A 3년	0.272*** (6.50)	0.981*** (15.95)	1.004*** (8.96)	3.312*** (17.48)	0.872
A 4년	0.416*** (9.78)	1.307*** (20.87)	0.767*** (6.72)	3.235*** (16.79)	0.894
A 5년	0.574*** (11.82)	1.535*** (21.51)	0.607*** (4.67)	3.167*** (14.42)	0.884

본 표는 2003년 1월부터 2015년 12월까지 기간의 신용등급과 잔존 만기에 따른 15개 표본의 수익률 스프레드에 대한 시계열 회귀분석 결과이다. 신용등급은 3개(AAA, AA, A), 만기는 5개(1년, 2년, 3년, 4년, 5년)로 각각 구분하였다. 개별 자산의 수익률은 각 표본의 시가평가 기준 수익률(yield to maturity)을 사용하였으며, 스프레드는 각 수익률에서 단기(만기 1년) 국고채 이자율을 차감하여 매 월 구하였다. 패널 A는 Fama-French 2요인 모형을 적용한 결과이며, 패널 B는 유동성 요인을 고려한 확장된 Fama-French 3요인 모형을 적용한 결과이다. 설명변수로서 기간 스프레드(*TERM*)는 장기와 단기의 국고채 이자율 간 차이, 유동성 프리미엄(*ILLIQ*)은 장기 예보와 국고채 이자율 간 차이를 각각 적용하였다. 유동성 요인을 제거한 순 신용 스프레드(*CRD*)는 장기 회사채 수익률 스프레드(장기 회사채 지수와 국고채 간 이자율 차이)에서 유동성 프리미엄으로 설명되는 부분을 제거한 값을 사용하였다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타내며 ()안의 숫자는 t-값이다.

나. 횡단면 분석

재무학에서는 더 높은 체계적 위험을 갖는 자산은 더 높은 수익률을 가져야 한다는 위험과 수익률 간 상반관계(risk-return trade-off)가 성립한다. 유동성 요인을 추가한 확장된 Fama and French 모형의 각 요인들이 횡단면적으로 채권 수익률 스프레드 결정에 중요한지를 알아보기 위해 Fama and MacBeth(1973) 방법을 사용하였다. 우선 직전 5년 기간의 자료를 이용하여 베타들을 추정하였으며 각 설명변수의 영향을 수월하게 비교하기 위해 각 모형의 우변에 있는 변수를 횡단면과 시계열 자료로 구한 표준편차로 나눠서(scaling) 사용하였다. 횡단면에서 존재할 수 있는 상관성에 따른 통계량의 왜곡(bias)을 피하기 위해 Fama and MacBeth(1973) 방법으로 조정된 표준오차를 사용하였다.²³⁾ 균형에서, 채권의 실현 수익률(realized return)은 횡단면의 요인 부하(factor loadings)와 관련되어 있고, 채권의 실현 수익률과 베타는 일반적으로 선형 관계를 갖는다. 본 연구에서는 실현 수익률과 마찬가지로 수익률 스프레드(yield spread)와 베타의 관계도 선형성을 갖는지를 살펴보기 위해 식(12)와 같이 베타의 제곱 항을 추가한 회귀식을 적용하였다.

$$Y_{i,t} - Y_{f,s,t} = \gamma_0 + \gamma_1\beta_{i,term} + \gamma_2\beta_{i,crd} + \gamma_3\beta_{i,illiq} + \gamma_4\beta_{i,term}^2 + \gamma_5\beta_{i,crd}^2 + \gamma_6\beta_{i,illiq}^2 + u_t \quad (12)$$

체계적 위험(systematic risk)이 상대적으로 큰 채권은 보다 높은 수익률 스프레드를 지녀야 하며, 수익률 스프레드를 결정하는 요인들의 리스크가 채권 가격의 결정에 중요하다면 통계적으로 유의한 양(+)의 값이어야 한다. 수익률 스프레드와 베타 간에 비선형성이 존재하는 경우(예: $Y_{i,t} - Y_{f,s,t} = \hat{\gamma}_1\beta_i + \hat{\gamma}_2\beta_i^2$)에 수익률 스프레드와 베타 간의 기울기는 편미분(partial differentiation)을 이용하여 $\hat{\gamma}_1 + 2\hat{\gamma}_2\beta_i$ 로 구하였으며, β_i 는 리스크 요인들의 롤링 베타(rolling betas)의 평균값을 각각 적용하였다.

<표 4>는 신용등급과 잔존 만기에 따른 15개 포트폴리오의 횡단면 회귀분석 결과로서, 5년의 롤링 윈도우(rolling window)를 적용하여 Fama and MacBeth(1973)의 2단계 회귀분석을 수행했다. 표준오차는 Fama and MacBeth(1973) 방법으로 조정하였으며, 비교를 수월하게 하기 위하여 식(12)에서 우변의 변수들은 각 변수의 표준편차로 스케일링(scaling) 하였다. 패널 A를 보면 기간 스프레드와 신용 베타의 2차항 계수가 1% 수준에서 통계적으로 의미를 가짐으로써 수익률 스프레드와 베타 간에 비선형이 존재함을 확인할 수 있다. 패널 B를 보면 수익률 스프레드와 통계적으로 유의한 기간

²³⁾ Petersen(2009)은 횡단면에서 각 기업의 수익률 잔차 간의 상관성인 시간효과(time effect)가 존재하는 경우에 표준오차를 수정하는 방법으로 Fama and MacBeth(1973) 방법이 적합함을 제시하였다.

스프레드, 신용과 유동성 요인의 리스크 가격이 모두 양(+)의 값을 나타내는 것을 볼 수 있다. 이것은 우리나라 회사채 시장에서 기간 스프레드와 순 신용 스프레드 뿐만 아니라 비유동성 요인도 수익률 스프레드 결정에 있어 중요한 리스크 요인(priced risk factor)임을 시사한다. 그리고 기간 스프레드, 신용 스프레드, 유동성 프리미엄의 베타들이 1 단위 표준편차 변할 때 수익률 스프레드는 각각 1.99, 1.71, 0.19만큼 변함을 알 수 있다.

<표 4> 횡단면 분석

패널 A: Fama-MacBeth 회귀분석							
γ_0	β_{term}	β_{crd}	β_{illiq}	β_{term}^2	β_{crd}^2	β_{illiq}^2	평균 R^2
1.124*** (7.50)	-0.209** (-2.61)	-0.713*** (-4.57)	0.186** (2.34)	0.604*** (8.84)	0.557*** (3.44)	0.116 (1.22)	0.936

패널 B: 수익률 스프레드와 베타 간의 관계			
TERM	CRD	ILLIQ	합계
1.993	1.710	0.186	3.889

패널 A는 신용등급과 잔존 만기에 따른 15개 포트폴리오의 횡단면 회귀분석 결과로서, 5년의 롤링 윈도우(rolling window)를 적용하여 Fama and MacBeth(1973)의 2단계 회귀분석을 수행하였다. 종속변수는 신용등급(AAA, AA, A)과 만기(1년, 2년, 3년, 4년, 5년)에 따른 15개 포트폴리오의 수익률 스프레드(yield spread)로서 각 포트폴리오의 시가평가 기준 수익률(yield to maturity)과 만기 1년 국고채 이자율 간의 차이이다. 설명변수인 β_{term} , β_{crd} , β_{illiq} 는 기간 스프레드(TERM), 비유동성 요인을 제거한 순 신용 스프레드(CRD), 비유동성 프리미엄(ILLIQ)의 베타를 각각 나타내며, β_{term}^2 , β_{crd}^2 , β_{illiq}^2 는 β_{term} , β_{crd} , β_{illiq} 를 각각 제곱한 값이다. 표준오차는 Fama and MacBeth(1973) 방법으로 조정하였으며, 회귀식에서 우변의 변수들은 각 변수의 표준편차로 스케일링(scaling)하였다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타내며 ()안의 숫자는 t 값이다. 패널 B는 각 포트폴리오의 수익률 스프레드와 베타 간의 관계인 리스크 가격(risk prices)을 나타낸다. 요인의 리스크 가격은 $\gamma_1 + 2\gamma_4\beta_{term}$, $\gamma_2 + 2\gamma_5\beta_{crd}$, γ_3 으로 각각 구하였으며, β_{term} , β_{crd} , β_{illiq} 는 롤링 베타(rolling beta)의 평균값을 각각 사용하였다. γ_1 , γ_2 , γ_3 은 패널 A의 1차 항 계수, γ_4 , γ_5 , γ_6 은 패널 A의 2차 항 계수를 각각 나타낸다.

2. 유동성 프리미엄의 기간구조

가. 기간구조 추정 모형 선정

기간구조 추정 모형은 Nelson and Siegel(1987), Svensson(1995) 및 Smith and Wilson(2001) 모형을 통해 추정된 현물 이자율 추정치와 표본 이자율의 차이를 통해 선정하였다. 추정 결과에 대한 예측 수준 비교를 위해 5년 이하의 만기를 대상으로 한 내표본과 7년 및 10년 만기를 포함하는 외표본으로 구분하였다. 본 연구에서는 장기에 대응할 수 있는 이자율 기간구조를 추정하는 데 목적이 있기 때문에 시장에서 관측 가능한 장기에 대응하는 7년 이상의 만기로 구분하여 분석하는 것이 모형 선정

에 더 합리적일 것으로 전제하였다. 그리고 선정 대상이 되는 모형의 특성에 대한 부분도 표본을 분리하여 접근한 이유이기도 하다. Nelson and Siegel(1987) 및 Svensson(1995) 모형은 표본 내에서도 모수 추정에 따른 추정오차가 발생하게 되지만 Smith and Wilson(2001) 모형은 식(5) 및 (8)과 같이 사용된 표본에 대해 완전히 적합한 기간구조를 유도하기 때문에 표본 내에서는 추정오차가 발생하지 않는다. 표본 전체를 동일하게 적용한다면 Smith and Wilson(2001) 모형은 다른 두 모형에 비해 과대 추정에 따른 해석 가능성이 존재하게 되므로 표본을 분리하여 세 모형에 대한 비교 가능성을 유지하였다.

<표 5> 모형별 적합도 비교

Panel A: 국고채						
구분	만기	Nelson-Siegel		Svensson		Smith-Wilson
		$\lambda=0.7308$	$\lambda=0.75$	$\lambda_1=0.7308$	$\lambda_1=0.75$	
내표본	1	0.0043	0.0043	0.0003	0.0003	-
	3	0.0052	0.0050	0.0008	0.0008	-
	5	0.0049	0.0047	0.0005	0.0005	-
외표본	7	0.0022	0.0022	0.0021	0.0020	0.0016
	10	0.0031	0.0030	0.0027	0.0027	0.0024

Panel B: 정부보증채						
구분	만기	Nelson-Siegel		Svensson		Smith-Wilson
		$\lambda=0.7308$	$\lambda=0.75$	$\lambda_1=0.7308$	$\lambda_1=0.75$	
내표본	1	0.0050	0.0049	0.0003	0.0003	-
	3	0.0063	0.0061	0.0004	0.0004	-
	5	0.0053	0.0051	0.0006	0.0006	-
외표본	7	0.0019	0.0019	0.0016	0.0016	0.0014
	10	0.0030	0.0030	0.0026	0.0026	0.0022

본 표는 이자율 기간구조 추정을 위한 모형별 적합도를 나타낸다. 세 가지 모형에 의한 추정치와 <표 1>에서 사용한 관측치 간의 차이에 대한 평균 제곱근 오차(root mean square error, RMSE)를 적합도 지표로 사용하였다. 표본은 5년 만기를 기준으로 내표본과 외표본으로 구분하였고 내표본에 대해 추정한 모수를 외표본에 동일하게 적용하여 예측 수준을 비교하였다.

Nelson and Siegel(1987) 모형의 추정 모수 중 λ_t 는 Diebold and Li(2006), 박운선·조담(2011)과 정희준(2008)이 사용한 0.7308 및 0.75를 상수(λ)로 동일하게 사용하였고, Svensson(1995) 모형에 대입되는 λ_{2t} 는 Diebold(2008)의 조건인 0.29를 상수(λ_2)로 사용하였고 λ_{1t} 는 Diebold(2008)와 정희준(2008)에서 사용한 Nelson and Siegel(1987) 모형의 λ 를 대입하였다. λ 항을 제외한 모수는 선형 모형에 대한 최소자승법을 통해 추정하였다. Smith and Wilson(2001) 모형에 적용되는 모수인 장기선도이자율(UFR)과 회귀계수(α)는 노건엽·박경국(2014)이 적용한 0.04141과 0.1을 동일하게 사용하였다.

기간구조 추정 모형에 대한 적합도 비교 결과 Smith and Wilson(2001) 모형이 다른 두 모형과 비교하여 상대적으로 우위에 있는 것으로 나타났다. <표 5>에서 볼 수 있듯이 외표본에 대한 추정오차 비교에서 7년 및 10년 만기 모두 Smith and Wilson(2001) 모형에 의한 예측오차가 낮게 측정되었다. 내표본은 모형의 성격상 Nelson and Siegel(1987)과 Svensson(1995) 모형 간의 비교만 가능하였는데 Svensson(1995) 모형이 Nelson and Siegel(1987) 모형에 비해 모두 우위에 있는 것으로 나타났다. 그리고 외표본 모두에서 Smith and Wilson(2001) 모형이 우위를 유지하고 있기 때문에 기간구조 추정 모형으로 Smith and Wilson(2001) 모형을 선정하였다.²⁴⁾

나. 조정된 무위험 이자율의 기간구조

여기에서는 기본 무위험 이자율(basic risk-free rate)에 유동성 프리미엄을 더한 조정된 무위험 이자율(adjusted risk-free rate)의 기간구조를 신용등급별로 추정하였다.²⁵⁾ 신용등급별로 조정된 무위험 이자율의 기간구조를 추정한 이유는 첫째, 우리나라 채권시장의 신용등급별 조정된 무위험 이자율의 기간구조 특징을 살펴보고 둘째, 보험부채와 유사한 특성의 기준 포트폴리오(reference portfolio)를 이용하여²⁶⁾ 조정된 무위험 이자율의 기간구조를 추정하고자 하는 경우에 활용할 수 있는 방법을 제안하고자 함이다.

국내 보험회사에서 기준 포트폴리오로 고려해 볼 수 있는 것은 국내 전체 보험회사의 신용등급별 익스포저를 활용하는 방법, 채권평가회사에서 공시하는 채권지수 등이 있다.²⁷⁾ 국내 전체 보험회사의 신용등급별 익스포저를 활용하는 경우라면,²⁸⁾ 우선 신용등급별 조정된 무위험 이자율의 기간구조를 추정한 후에 전체 보험회사의 신용등

²⁴⁾ CEIOPS(2010a)는 초장기 이자율의 기간구조 추정 모형으로 Smith and Wilson(2001) 모형을 권고하고 관련된 계산 틀을 홈페이지에 공개하고 있다. Smith and Wilson(2001) 모형은 다른 보외법에 비해 모형의 투명성, 보간법과 보외법 간의 균일한 접근(uniform approach), 시장에서 관찰된 이자율과 추정된 이자율의 일치 등의 장점이 있다.

²⁵⁾ 기본 무위험 이자율과 조정된 무위험 이자율이란 용어는 “보험부채평가 공개협약안(금융감독원, 2016.4.14)”을 참고하였다.

²⁶⁾ 보험부채에서 발생하는 현금흐름의 특성을 반영하는 할인율을 시장에서 직접적으로 관측하지 못할 수 있기 때문에 보험부채와 유사한 현금흐름을 가지는 금융상품의 관측 가능한 현행시장가격을 최대한 사용한다는 취지이다. 한편, CEIOPS(2010b, p.11)는 기준 포트폴리오가 회사의 투자전략과 독립적으로 결정되어야 한다고 제시하고 있다.

²⁷⁾ 기준 포트폴리오의 선택은 보험회사의 보험부채 평가액과 재무 변동성에 중요한 영향을 줄 수 있는 요소로서, 적절한 기준 포트폴리오는 실제 보험회사의 자료를 이용하여 계량적 영향 분석을 통해 결정하는 것이 효과적이라 판단된다.

²⁸⁾ 보험회사들은 자본적정성 공시 목적으로 신용등급별 익스포저를 정기적으로 공시하고 있다 (보험업법 제124조 및 보험업감독규정 제7-44조).

급별 익스포저 비중을 각각 곱하여 기준 포트폴리오의 조정된 무위험 이자율의 기간 구조를 산출하게 된다. 이 방법은 보험회사의 운용자산 가운데 가장 큰 비중을 차지하는 채권²⁹⁾의 유동성 프리미엄(LP)을 보험부채의 LP로 적용하기 때문에 자산·부채 간 매칭 효율성 제고가 가능할 수 있다. 둘째, 채권평가회사 등에서 공시하는 채권지수를 기준 포트폴리오로 설정하는 경우라면,³⁰⁾ 특정 신용등급의 조정된 무위험 이자율의 기간구조를 추정하는 절차와 동일하게 산출하게 된다. 이 방법은 국내 채권시장의 종합적인 LP가 보험부채의 LP에 반영된다는 특징이 있는 반면, 보험회사의 자산·부채 간 매칭 효율성은 낮을 수 있다.

조정된 무위험 이자율의 기간구조는 시장에서 관찰 가능한 구간(liquidity point)의 조정된 무위험 이자율을 산출하고 이후 기간에 대해 조정된 무위험 이자율을 외삽하여 추정하였다. 시장에서 관찰되는 구간의 조정된 무위험 이자율은 다음과 같이 4 단계를 거쳐 신용등급별로 추정하였다. 첫째, 확장된 Fama-French 3요인 모형을 사용하여 예상 수익률 스프레드와 유동성 프리미엄을 추정하였다. 베타는 5 년의 롤링 윈도우(rolling windows)를 적용하였으며, 리스크 프리미엄 계산을 위한 신용등급별·잔존 만기별 베타는 샘플기간의 평균값을 사용하였다. 식(12)의 설명변수는 표준화하지 않은 변수를 사용하였다. 둘째, 추정한 신용등급별·잔존 만기별 유동성 프리미엄을 그에 해당하는 예상 수익률 스프레드로 나누어 유동성 프리미엄 비중을 구하였다.³¹⁾ 셋째, 동일 만기의 현물 이자율을 이용하여 구한 회사채의 수익률 스프레드(회사채 이자율-국고채 이자율)에 해당 신용등급별·잔존 만기별 유동성 프리미엄 비중을 곱하여 유동성 프리미엄을 산출하였다.³²⁾ 넷째, 추정한 유동성 프리미엄을 해당 만기의 국고채 현물 이자율에 더하여 신용등급별 조정된 국고채 이자율을 산출하였다.³³⁾ <표 6>은 신용등급 AAA 회사채의 조정된 무위험 이자율 산출과정을 나타낸다.

29) 국내 보험회사의 운용자산 중 원화 채권이 차지하는 비중은 52.3%이다(2015년 말 기준, 금융감독원 금융통계정보시스템).

30) CFO Forum(2010, p.46)은 투자적격 등급의 회사채 지수를 기준 포트폴리오로 적용하도록 제안하고 있다.

31) 유동성 프리미엄 비중은 신용등급별·잔존 만기별로 37~83%로 산출되었다. 신용등급별·잔존 만기별 유동성 프리미엄 계산을 위해 유동성 프리미엄 비중을 활용하게 되면 유동성 프리미엄이 음(-)의 값을 갖거나 실제 수익률 스프레드를 초과하는 값을 갖게 되는 것을 방지하면서 시장에서 관찰 가능한 수익률 스프레드 정보를 통해 시장상황을 보다 충분히 반영할 수 있을 것으로 기대된다.

32) 자산의 유동성 특성과 부채의 유동성 특성 간의 차이를 고려하는 것이 필요하지만(IASB, 2013, B70), 자산과 부채의 유동성 프리미엄 간의 관계에 대한 정확한 이론이 아직 존재하지 않기 때문에 본 연구에서는 자산과 부채의 유동성 프리미엄을 같다고 가정하였다.

33) 본 연구에서는 현물 이자율(spot zero rate)에 유동성 프리미엄을 가산하는 방법을 적용하였다. CEIOPS(2010b)에서는 현물 이자율에 현물 유동성 프리미엄을 가산하는 방법과 선도 금리에 선도 유동성 프리미엄을 가산하는 방법을 제시하고 있으며, CEIOPS(2010a, p.5)에서는 현

<표 6> 조정된 무위험 이자율 산출과정

	(단위: %)				
	1년	2년	3년	4년	5년
예상 유동성 프리미엄(a)	0.50	0.68	0.68	0.65	0.59
예상 수익률 스프레드(b)	0.74	0.94	1.10	1.18	1.31
유동성 프리미엄 비중($c=a/b \times 100$)	68.58	72.98	61.91	55.03	45.22
실제 수익률(d)	1.87	1.90	1.95	2.01	2.14
기본 무위험 이자율(e)	1.62	1.64	1.67	1.77	1.86
실제 수익률 스프레드($f=d-e$)	0.24	0.26	0.29	0.24	0.28
유동성 프리미엄($g=c \times f/100$)	0.17	0.19	0.18	0.13	0.13
조정된 무위험 이자율($h=e+g$)	1.79	1.83	1.85	1.90	1.98

본 표는 기본 무위험 이자율에 유동성 프리미엄을 더하여 조정된 무위험 이자율을 산출하는 과정을 나타낸다. 표본은 신용등급 AAA 회사채(만기 1년~5년)이며, 2015년 말 기준이다. 예상 유동성 프리미엄과 예상 수익률 스프레드는 확장된 Fama-French 3요인 모형을 적용하여 식(12)를 Fama-MacMeth 방법으로 추정하였다. 기본 무위험 이자율은 국고채의 현물 이자율을 사용하였다. 실제 수익률 스프레드는 동일 잔존 만기의 회사채와 국고채 간의 현물 이자율 차이이다.

시장에서 관찰되지 않는 구간의 조정된 무위험 이자율의 기간구조는 시점별로 추정한 모수를 Smith and Wilson(2001) 모형에 대입하여 만기를 증가하는 방법으로 외삽하여 추정하였다.³⁴⁾ <표 7>은 2015년 말 자료를 이용하여 Smith and Wilson(2001) 모형으로 외삽 하여 구한 국고채 및 예보채의 현물 이자율과 실제 채권시장에서 관찰된 현물 이자율 그리고, 국고채 현물 이자율에 신용등급별 · 만기별로 추정된 유동성 프리미엄을 가산하고 Smith and Wilson(2001) 모형으로 외삽 하여 구한 신용등급별 회사채의 현물 이자율을 각각 나타낸다. 그리고 <그림 2>는 Smith and Wilson(2001) 모형으로 외삽 하여 구한 정부보증채의 현물 이자율과 신용등급별 조정된 무위험 이자율의 기간구조를 나타낸다.

주요한 결과는 첫째, 우리나라 채권시장의 유동성 프리미엄은 3년 만기 기준으로 10 · 18 · 38 · 70bps(국고채 · AAA · AA · A 순서)로 추정되었다.³⁵⁾ 그리고 신용등급별 유

물 이자율에 현물 유동성 프리미엄을 가산하는 방법이 더 바람직하다고 기술하고 있다.

³⁴⁾ CEIOPS(2010b, pp.15~16)는 유동성 프리미엄이 적용되는 기간과 관련하여 cut off point까지만 더하도록 하고 있으며, 그 후로는 5년간의 phasing out period를 두도록 하고 있다. 그러나 본 연구에서는 이를 고려하지 않은 한계가 있다. 이와 관련하여 유익한 조언을 주신 심사위원께 감사드린다.

³⁵⁾ 분석 시점에 차이가 있지만, 노건엽·박경국(2014)은 K-CDX를 기준 포트폴리오로 설정하고(AAA와 AA+ 등급의 17개 준거기업) CDS 네거티브 베이스스 방법으로 유동성 프리미엄을 구한 결과로 9.9bp(3년 만기, 2013년 말 기준)임을 보고하였다. 한편, CDS 네거티브 베이스스 방법을 적용하는 경우에 일반적으로 스왑 금리를 사용하여 채권의 수익률 스프레드를 계산하며(Longstaff, 2005), 신용파생지수와 CDS는 표준화된 만기를 주로 사용하기 때문에(금융투자협회 홈페이지 참고) CDS 네거티브 베이스스 방법을 적용하는 경우에는 이에 대한 검토가 필요해 보인다.

동성 프리미엄은 만기 30년까지 증가한 이후에 만기가 증가할수록 점진적으로 감소하는 패턴을 보이고 있다. 이것은 Amihud and Mendelson(1991)과 Ericsson and Renault (2006)은 유동성 프리미엄은 만기가 증가할수록 감소한다고 보고한 것과 같은 맥락으로 해석된다. 둘째, <그림 1>에서 본 바와 같이 정부보증채 스프레드가 급등한 글로벌 금융위기 시 국내 채권시장의 유동성 프리미엄을 동일한 방법으로 추정한 결과, 2008년 12월말 기준으로 97·109·172·178bps(국고채·AAA·AA·A 순서, 3년 만기 기준)로 산출되었다. 이것은 글로벌 금융위기 기간에 급등한 회사채 수익률 스프레드의 대부분이 신용 프리미엄에 의한 것을 나타내며, 당시 국내 채권시장에서 안전자산 선호(flight-to-quality)가 있었음을 시사한다.³⁶⁾ 셋째, 기준 포트폴리오가 AAA 등급 회사채라고 보면, 2015년 말 기준으로 조정된 무위험 이자율(유동성 프리미엄)은 20년 만기는 2.97%(0.79%)이고 100년 만기는 3.87%(0.42%)로 산출되었다. 흥미로운 점은 추정된 AAA 등급 회사채의 유동성 프리미엄은 만기별로 0.12%~1.03% 수준을 나타내고 있는데, 이러한 결과는 보험부채 평가를 위한 할인율로 특정 만기의 유동성 프리미엄만을 사용하기보다는 유동성 프리미엄의 기간구조를 반영하거나 기간구조의 특성이 충분히 반영될 수 있도록 보정하는 과정이 필요할 수 있음을 시사한다. 마지막으로, Smith and Wilson(2001) 모형으로 외삽 하여 구한 국고채와 정부보증채의 현물 이자율은 실제 채권시장에서 관찰된 현물 이자율과 일치하는 것을 확인 할 수 있다.

<표 7> 조정된 무위험 이자율의 기간구조

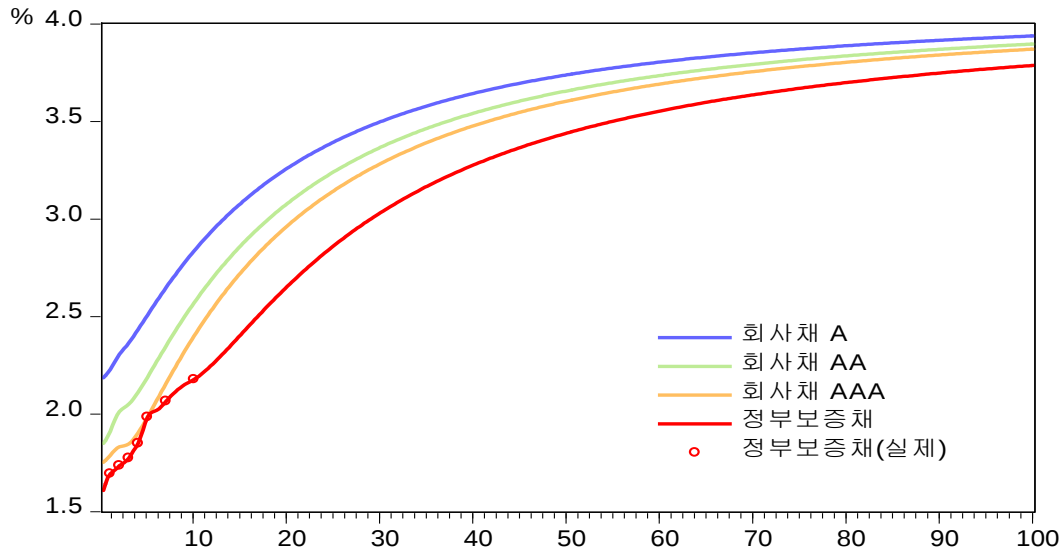
(단위: %)

구분	1년	3년	5년	10년	20년	30년	50년	80년	100년
회사채 A	2.23	2.36	2.51	2.84	3.26	3.50	3.74	3.89	3.94
회사채 AA	1.91	2.05	2.19	2.57	3.08	3.37	3.66	3.84	3.90
회사채 AAA	1.79	1.85	1.98	2.40	2.97	3.28	3.60	3.80	3.87
정부보증채	1.69	1.77	1.99	2.18	2.65	3.03	3.44	3.70	3.79
국고채	1.62	1.67	1.86	2.10	2.18	2.25	2.8	3.28	3.45
정부보증채 (실제)	1.69	1.77	1.99	2.18					
국고채 (실제)	1.62	1.67	1.86	2.10	2.18	2.25			

본 표는 2015년 말의 채권시장에서 관찰된 국고채와 정부보증채의 현물 이자율, Smith and Wilson (2001) 모형을 이용하여 외삽 하여 구한 국고채와 정부보증채의 현물 이자율, 국고채 현물 이자율에 등급별·만기별로 추정된 유동성 프리미엄을 가산하여 Smith and Wilson(2001) 모형으로 외삽 하여 구한 회사채의 현물 이자율을 각각 나타낸다.

³⁶⁾ 2008년 말 유동성 프리미엄 비중은 신용등급별·잔존 만기별로 19~53%로 산출되었으며, 2015년 말에 비해 전체적으로 낮은 결과이다. 이것은 회사채의 수익률 스프레드 급등의 주된 원인이 유동성 이외의 요인(특히, 신용 요인)에 의한 것임을 예상할 수 있다.

<그림 2> 신용등급별 조정된 무위험 이자율의 기간구조



본 그림은 국고채 이자율에 신용등급별 유동성 프리미엄을 더한 신용등급별 조정된 무위험 이자율의 기간구조(2015년 12월 말 기준)를 나타낸다.

V. 결론

본 연구는 2020년에 도입 예정인 IFRS4 2단계 하에서의 보험부채 평가를 위한 유동성 프리미엄을 반영한 할인율의 기간구조를 추정하였다. 브로커 중심의 장외 채권시장이 발달하고 신용 파생상품이나 커버드 본드 시장이 활성화 되지 못한 우리나라에서 무차익 접근법(no arbitrage approach)의 일종인 정부보증채 스프레드를 이용하여 유동성 프리미엄을 측정할 수 있는 모형을 제시했다는 점에서 본 연구의 의의가 있다. 또한, 다양한 보험부채의 특성을 반영하여 보험부채를 평가할 수 있도록 국고채의 유동성 프리미엄뿐만 아니라 국내 보험회사에서 고려해 볼 수 있는 기준 포트폴리오의 유동성 프리미엄을 측정하고 기간구조를 추정했다는 점이 본 연구가 기여하는 바이다.

본 연구를 통해 기대할 수 있는 효과는 채권시장의 유동성 과잉·부족, 신용 우량·경색 등에 따라 정책당국이 금융 정책을 수립하는 과정에 활용할 수 있으며, 금융기관의 리스크 관리, 채권 발행 및 유통시장에서 유용한 정보로 활용될 수 있다고 판단된다. 특히, 2020년 도입 예정인 IFRS4 2단계를 위해 이론적 타당성을 유지하면서 실무적으로 적용 가능한 유동성 프리미엄의 측정과 할인율 추정 방법으로 활용할 수 있을 것으로 기대된다.

참고문헌

- 김재윤 · 이준희 · 이준행, “회사채 스프레드의 유동성 요인 분석: 글로벌 금융위기 기간을 전후하여”, 재무연구, 제27권 제1호, 2014, pp. 73-104.
- 김해식 · 조재린 · 이경아, “보험회사 재무건전성 규제: IFRS와 RBC 연계방안”, 정책보고서 2015-1, 2015, pp. 1-76.
- 노건엽 · 박경국, “IFRS4 2 단계 하에서의 보험부채 평가목적 할인율에 관한 연구”, 리스크관리연구, 제25권 제3호, 2014, pp. 73-111.
- 박윤선 · 조담, “Nelson-Siegel 모형군을 이용한 이자율 기간구조 예측”, 산업경제연구, 제24권 제5호, 2011, pp. 2693-2711.
- 선정훈 · 오승현, “한국 회사채의 유동성 프리미엄과 유동성 지표”, 재무관리연구, 제29권 제2호, 2012, pp. 63-90.
- 안동현 · 윤선중, “이자율 기간구조모형”, 금융연구, 제12권 제2호, 2007, pp. 31-93.
- 양철원, “한국주식시장에서 유동성 측정치 비교”, 재무연구, 제25권 제1호, 2012, pp. 37-88.
- 오세경, 오세경 교수의 리스크관리, 한경사, 2015.
- 오창수 · 유인현 · 박규서 · 강원재, “IFRS4 기준하의 보험부채평가에 관한 연구”, 리스크관리연구, 제24권 제2호, 2013, pp. 99-122.
- 이준행, “Nelson-Siegel 모형을 이용한 이자율 기간구조의 추정과 예측”, 선물연구, 제12권 제2호, 2004, pp. 101-126.
- 정희준, “적극적 채권운용전략을 위한 수익률곡선 분석”, 재무관리연구, 제25권 제2호, 2008, pp. 1-31.
- 주효찬 · 노준희 · 이항석, “보험에서의 유동성 프리미엄 기간구조 추정”, 리스크관리연구, 제26권 제11호, 2015, pp. 93-123.
- Acharya, Viral V., and Lasse Heje Pedersen, “Asset pricing with liquidity risk,” *Journal of Financial Economics*, 77, 2005, pp. 375-410.
- Acharya, Viral V., Yakov Amihud, and Sreedhar T. Bharath, “Liquidity risk of corporate bond returns: conditional approach,” *Journal of Financial Economics*, 110, 2013, pp. 358-386.
- Amato, Jeffery D., and Eli M. Remolona, “The credit spread puzzle,” *BIS Quarterly Review*, December, 2003, pp. 51-63.
- Amihud, Yakov, “Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects,” *Journal of Financial Markets*, 5, 2002, pp. 31-56.
- Amihud, Yakov, and Haim Mendelson, “Asset pricing and the bid-ask spread,” *Journal of Financial Economics*, 17, 1986, pp. 223-249.

- _____, “Liquidity, maturity, and the yields on US Treasury securities,” *The Journal of Finance*, 46, 1991, pp. 1411-1425.
- Amihud, Yakov, Haim Mendelson, and Lasse Heje Pedersen, *Liquidity and asset prices*, Now Publishers Inc, 2006.
- Breger, L. and D. Stovel, “Agency ratings in the Pfandbrief market,” *Journal of Portfolio Management*, 30, 2004, pp. 239-243.
- CFO Forum, 2010, “QIS 5 Technical Specification Risk-free interest rates,” CFO Forum.
- CEIOPS, “QIS 5 Risk-free interest rates-Extrapolation method,” Committee of European Insurance and Occupational Pensions Supervisors, 2010.
- _____, “Task Force Report on the Liquidity Premium,” Committee of European Insurance and Occupational Pensions Supervisors, 2010.
- Chen, Long, David A. Lesmond, and Jason Wei, “Corporate yield spreads and bond liquidity,” *The Journal of Finance*, 62, 2007, pp. 119-149.
- Cieslak, Anna, and Pavol Povala, “Expected returns in Treasury bonds,” *Review of Financial Studies*, 28, 2015, pp. 2859-2901.
- De Jong, Frank, and Joost Driessen, “Liquidity risk premia in corporate bond markets,” *The Quarterly Journal of Finance*, 2, 2012, pp. 1-34.
- Dick-Nielsen, Jens, Peter Feldhutter, and David Lando, “Corporate bond liquidity before and after the onset of the subprime crisis,” *Journal of Financial Economics*, 103, 2012, pp. 471-492.
- Diebold, Francis X. and Canlin Li, “Forecasting the term structure of government bond yield,” *Journal of Econometrics*, 130, 2006, pp. 337-364.
- Diebold, Francis X, Canlin Li, Christophe Perignon, and Christophe Villa, “Representative Yield Curve Shocks and Stress Testing,” Working paper, 2008.
- Driessen, Joost, “Is default event risk priced in corporate bonds?” *Review of Financial Studies*, 18, 2005, pp. 165-195.
- Duffie, Darrell, and Jun Liu, “Floating-fixed credit spreads,” *Financial Analysts Journal*, 57, 2001, pp. 76-87.
- EIOPA, “Technical documentation of the methodology to derive EIOPA’s risk-free interest rate term structures,” European Insurance and Occupational Pensions Authority, 2016.
- Ericsson, Jan, and Olivier Renault, “Liquidity and credit risk,” *The Journal of Finance*, 61, 2006, pp. 2219-2250.
- Fama, Eugene F., and James D. MacBeth, “Risk, return, and equilibrium: Empirical tests,” *The Journal of Political Economy*, 81, 1973, pp. 607-636.

- Fama, Eugene F., and Kenneth R. French, "Common risk factors in the returns on stocks and bonds," *Journal of Financial Economics*, 33, 1993, pp. 3-56.
- Fisher, Lawrence, "Determinants of risk premiums on corporate bonds," *The Journal of Political Economy*, 67, 1959, pp. 217-237.
- Foucault, Thierry, Marco Pagano, and Ailsa Roell, *Market liquidity: theory, evidence, and policy*, Oxford University Press, 2013.
- Gebhardt, William R., Soeren Hvidkjaer, and Bhaskaran Swaminathan, "The cross-section of expected corporate bond returns: Betas or characteristics?" *Journal of Financial Economics*, 75, 2005, pp. 85-114.
- Houweling, Patrick, Albert Mentink, and Ton Vorst, "Comparing possible proxies of corporate bond liquidity," *Journal of Banking & Finance*, 29, 2005, pp. 1331-1358.
- IASB, "Insurance contracts exposure draft," International Accounting Standards Board, 2013.7.
- Kamara, A., "Liquidity, taxes, and short-term treasury yields," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 29, 1994, pp. 403-416.
- Kozioł, C. and P. Sauerbier, "Valuation of bond illiquidity: An option-theoretical approach," *Journal of Fixed Income*, 16, 2007, pp. 81-107.
- Lin, Hai, Junbo Wang, and Chunchi Wu, "Liquidity risk and expected corporate bond returns," *Journal of Financial Economics*, 99, 2011, pp. 628-650.
- Longstaff, Francis A., "The flight-to-liquidity premium in U.S. Treasury bond prices," *Journal of Business*, 77, 2004, pp. 511-526.
- Longstaff, Francis A., Sanjay Mithal, and Eric Neis, "Corporate yield spreads: Default risk or liquidity? New evidence from the credit default swap market," *The Journal of Finance*, 60, 2005, pp. 2213-2253.
- Merton, Robert C., "On the pricing of corporate debt: The risk structure of interest rates," *The Journal of Finance*, 29, 1974, pp. 449-470.
- Monfort, Alain, and Jean-Paul Renne, "Decomposing euro-area sovereign spreads: credit and liquidity risks," *Review of Finance*, 18, 2014, pp. 2103-2151.
- Nelson, C. R. and A. F. Siegel, "Parsimonious Modeling of Yield Curves," *Journal of Business*, 60, 1987, pp. 473-489.
- Pasquariello, Paolo, and Clara Vega, "The on-the-run liquidity phenomenon," *Journal of Financial Economics*, 92, 2009, pp. 1-24.
- Pastor, Lubos, and Robert F. Stambaugh, "Liquidity risk and price discovery," *Journal of Political Economy*, 111, 2003, pp. 642-685.
- Roll, Richard, "A simple implicit measure of the effective bid-ask spread in an efficient market," *The Journal of Finance*, 39, 1984, pp. 1127-1139.

- Schwarz, Krista, "Mind the Gap: Disentangling Credit and Liquidity in Risk Spreads," Working Paper, Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1486240>, 2015.
- Schuster, Philipp, and Marliese Uhrig-Homburg, "Limits to arbitrage and the term structure of bond illiquidity premiums," *Journal of Banking & Finance*, 57, 2015, pp. 143-159.
- Smith, A., and T. Wilson, "Fitting yield curves with long term constraints," Technical report, 2001.
- Svensson, Lars E., "Estimating Forward Interest Rates with the Extended Nelson & Siegel Method," *Quarterly Review*, 1995, pp. 13-26.
- Webber, L. "Decomposing corporate bond spreads," *Bank of England Quarterly Bulletin*, 2007, pp. 533-541.

Abstract

This paper aims to suggest an estimation method of discount rates for insurance liability valuation reflecting the term structure of liquidity premium under IFRS 4 Phase II. The advantage of our method is that it is not only theoretically solid but also practically applicable.

The main findings are as follows. First, the extended Fama-French model including government-guaranteed bond spread as a liquidity factor is suitable to determine corporate bond yield spreads. Second, the liquidity risk factor is priced within the cross section of each bond rating and maturity. Third, the Smith-Wilson model exhibits substantially better fitted extrapolations for the term structure of risk free rates, compared to the Nelson-Siegel model and the Svensson model. Fourth, the term structure of liquidity premium for corporate bond of each rating as well as government bond is estimated to reflect the characteristics of cash flows of insurance liabilities. Finally, liquidity risk premiums of Korean government bond and corporate bonds with AAA, AA and A ratings are estimated to be 10, 18, 38, 70 bps, respectively on three-year maturity basis at the end of 2015.

※ **Key words:** Insurance debt valuation, Discount rate, Government-guaranteed bond spread, Liquidity premium, Smith-Wilson model