

CDS에 내재된 Q-P 비율에 관한 연구

A Study on the CDS Implied Q-P ratio

김 정 무* · 박 윤 정**

Jungmu Kim · Yuen Jung Park

본 연구는 국내 개별기업 신용부도스왑(CDS)에 내재된 Q-P 비율의 횡단면적 차이 및 시계열적 결정요인에 대해 분석하였다. 이를 위해 장기평균으로 회귀하는 로그정규분포 위험중립 부도강도 모형의 모수를 최우추정하였다. 그 결과, Q-측도 부도확률을 P-측도 부도확률로 나눈 Q-P 비율은 신용등급이 높은 기업일수록 낮아, 미국 개별기업 CDS에 대한 기존문헌 결과와 일관성을 보였다. 이는 신용등급이 높은 기업일수록 기대하지 못한 신용상태 변화와 관련한 추가 프리미엄이 낮음을 의미한다. 또한, Q-P 비율의 시계열적 변동은 한국 외평채 CDS 스프레드와 양(+)의 관계를 미국 변동성 지수와 음(-)의 관계를 가짐을 발견했으며, 특히 Q-P 비율의 첫 번째 주성분 변화에 대해 외평채 CDS 스프레드 변화가 약 95%를 설명함을 확인하였다. 이러한 결과는 국내 기업에 대한 부도위험과 프리미엄 평가는 대한민국 정부 부도위험과 프리미엄의 평가에 크게 의존한다는 의미이며, 국내 개별기업 CDS 거래자들은 국가 신용위험 변화를 체계적 위험 요인으로 주시할 필요가 있음을 시사한다.

국문 색인어: 신용부도스왑, 위험중립 부도강도, 부도확률, Q-P 비율, 위험 프리미엄

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B050700, B050701, B050704

* 영남대학교 경영대학 경영학과 조교수(jungmu@yu.ac.kr), 주저자

** 한림대학교 경영대학 재무금융학과 조교수(yjpark@hallym.ac.kr), 교신저자

논문 투고일: 2017. 03. 29, 논문 최종 수정일: 2017. 05. 22, 논문 게재 확정일: 2017. 05. 18

I. 서론

한 기업의 도산은 그 기업 관련 증권 투자자들의 경제적 손실을 야기하고, 그 기업에 막대한 자금을 빌려 준 금융기관의 재무 건전성을 악화시킬 뿐 아니라, 파산 기업의 구조조정 등과 관련한 비용 발생과 구직 인력의 증가 등으로 이어질 수 있다. 따라서 기업부도는 국가 경제를 불안정하게 하며 대외 경쟁력 약화로 이어질 수 있는 중요한 사건이기 때문에, 기업도산이 증가했던 1997년 외환 위기 및 2008년 글로벌 금융위기 시기를 지나면서 국내 기업의 부도를 예측하거나 부도확률을 산출하는 모형에 대한 관심은 꾸준히 지속되어 왔다.

국내 개별기업에 대해 부도예측모형을 실증 적용한 주요 논문들은 다음과 같다. 재무정보를 활용한 부도예측모형을 적용한 논문으로는 판별분석을 수행한 정완호 외 2인(2006)과 로짓분석을 수행한 신동령(2005) 등이 있다. 옵션가치 평가모형에서 기초자산을 기업가치로 행사가격을 부채수준으로 설정하여 부도거리를 측정하는 시장모형으로는 국찬표와 정완호(2002)와 원재환과 최재곤(2006)의 예상도산확률모형이 있는데, 저자들은 시장모형이 재무정보에 근거한 모형보다 우월함을 발견하였다. 최근에는 회계정보와 시장정보를 혼합한 부도예측모형으로 헤저드 모형이 소개되었고, 이인로와 김동철(2015)은 국내 기업에 적합하도록 수정한 헤저드 모형을 제시하여 회계모형 및 시장모형보다 더 우수한 예측력을 증명하기도 하였다.

한편, 2000년대 초반 전후 국내외 시장에서 부도 사건의 발생 시 기초자산 채권의 손실을 보전해 주는 신용파생상품인 CDS(credit default swap, 신용부도스왑)가 등장했고, CDS 시장의 비약적인 발전은 시장에서 관측된 CDS 가격에 내재된 기대 부도확률을 추출하는 방식의 또 다른 부도예측 방법을 제시 가능하게 했다. Doshi et al.(2013)은 미국시장에서 CDS로부터 추정된 실제 측도 가정 하의 부도확률이 신용평가사가 측정한 비조건부 역사적 부도확률보다 더 높은 경향을 확인하였고, 이러한 결과는 최근 신용평가사의 역할에 대한 의심이 커진 상황에서 CDS 자료가 적절한 신용 수준을 측정하는 역할을 대신해 줄 수도 있다고 주장한다. 따라서 부

도에 관한 역사적 자료가 충분히 축적되지 않은 국내시장에서는 국내 개별기업들의 적절한 신용 수준을 파악하기 위해 CDS에 내재된 기대 부도확률을 살펴보는 것이 더 중요할 것이다.

본 연구는 2009년 9월부터 2016년 12월까지의 기간 동안 33개 국내 기업의 CDS 스프레드를 활용하여 기대 부도확률을 추정한다. 이를 위해 Pan and Singleton(2008)의 방법론을 차용하여 위험중립 부도강도(risk neutral default intensity)가 장기평균으로 회귀하는 로그정규분포를 따른다는 모형 가정 하에 모수를 최우추정하였다. 또한 추정된 모수를 활용하여 Q-측도 부도확률, P-측도 부도확률, 그리고 P-측도 부도확률 대비 Q-측도 부도확률로 측정한 Q-P 비율을 산출하여 그 횡단면적 성격을 파악하고자 했으며, Q-P 비율의 시계열적 변화에 대한 결정요인을 분석하고자 하였다.

Q-측도 부도확률은 위험중립 가정 하의 부도확률을 의미하며, P-측도 부도확률은 실제 측도 가정 하의 부도확률을 의미한다. 만약 P-측도 하에서 부도강도가 확률적으로 확산되면, 이러한 기대하지 못한 신용상태 변화에 대한 보상이 Q-측도 부도확률을 높게 된다. 예를 들어, P-측도 하에서 시계열 평균 부도확률이 유사한 두 기업이 존재한다고 했을 때, 두 기업 중 P-측도 부도확률의 변동 폭이 클 것으로 기대되는 기업은 Q-측도 부도확률이 더 높아지게 된다. 그러므로 Q-P 비율의 크기는 예측 불가능한 부도확률 변화에 대한 보상과 관련한 위험 프리미엄에 의해 결정될 것이다. 그 보상이 크면 Q-측도 부도확률을 높게 되어 Q-P 비율의 크기가 커질 것이다.

CDS는 신용 파생상품으로 다른 파생상품과 유사하게 위험중립 가정 하에 결정된 가격으로 거래되므로, CDS 가격 또는 스프레드로부터 직접적으로 도출한 내재 부도확률은 Q-측도 부도확률의 의미를 가진다. 이 Q-측도 부도확률이 P-측도 부도확률보다 크다는 것(즉, Q-P 비율이 1보다 크다는 것)은 미래 부도확률 변동의 불확실성에 대해 추가 프리미엄을 요구하는 것이다. 그런데 일반적으로 CDS 스프레드는 기업의 자본 조달비용에 영향을 주며 Q-P 비율이 높은 기업은 실제 부도확률 대비 높은 프리미엄을 추가 조달비용으로 지불하게 되므로, 국내 개별기업

의 Q-P 비율에 대해 분석하는 것은 기업의 자본 조달비용 관리 관점에서 매우 중요할 것이다.

Q-P 비율에 대한 기존문헌의 연구 결과는 다음과 같다. Berndt et al.(2008)은 개별기업 CDS 자료와 KMV에 의해 제공된 부도 확률을 사용하여 실제 부도강도 대비 위험중립 부도강도 비율의 평균이 2.76이며, 이 비율은 만기가 길어질수록 커진다는 것을 보였다. Driessen(2005)는 개별기업 채권 자료와 평균 역사적 부도 빈도 자료를 활용하여 위험 프리미엄을 추정했으며, 실제 측도 부도강도 대비 위험중립 부도 강도 비율의 평균이 1.89라고 보고하였다. Pan and Singleton(2008)은 3개 국가의 CDS 스프레드 자료를 활용하여 Q-P 비율을 계산하였고, 1년 만기 기준으로 부도비율이 약 0.8~2.4의 값을 가짐을 보였고, Doshi et al.(2013)은 미국 개별기업 CDS로부터 산출된 5년 만기 Q-P 비율의 횡단면 평균 시계열은 약 2.42~3.95에서 움직이며, 시계열-횡단면 평균값이 3.14라고 하였다. 본 연구에서 국내 개별기업 CDS로부터 도출한 Q-P 비율의 시계열-횡단면 평균이 2.33이었지만, 횡단면 평균 시계열이 1.66~4.26의 구간을 움직임을 발견하여 미국시장보다 국내 시장에서의 시계열적 변동이 다소 컸음을 확인하였다.

그러나 위의 결과들은 산출 방법, 산출 대상 및 산출 기간들이 다소 상이했기 때문에 동등한 비교가 불가능한 면은 있다. 그럼에도 불구하고 본 연구가 Q-P 비율에 주목하는 이유는 Q-P 비율이 제시하는 국내 CDS에 내재된 부도 위험 프리미엄의 정도를 파악하고, 그 횡단면적 차이 및 시계열적 변화의 요인을 조사하고자 함이다.

본 연구의 주요 실증분석 결과 및 의미는 다음과 같다. 첫째, 평균회귀속도의 횡단면 평균값은 Q-측도에서보다 P-측도에서 더 크고 장기평균 모수의 횡단면 평균값은 Q-측도에서 더 크게 나타났다. 이는 Q-측도에서 더 빠른 속도로 더 큰 규모의 부도강도가 발생하는 것으로, 위험중립 환경에서 신용사건이 더 강하게 도달됨을 의미한다. 둘째, 5년 만기 Q-측도 부도확률이 P-측도 부도확률보다 평균적으로 4.16% 높음을 확인했으며, 이는 CDS 투자자들이 기대하지 못한 부도사건 발생과 관련한 미래부도확률 변화에 대한 위험 프리미엄을 요구하는 것으로 해석된

다. 셋째, 신용등급이 높은 기업일수록 Q-P 비율은 낮아 미국 개별기업 CDS에 대한 기존문헌 결과와 일관성을 보였다. 이는 신용등급이 높은 기업일수록 기대치 못한 신용상태 변화에 대한 추가프리미엄이 낮음을 의미한다.

특히, 이 Q-P 비율의 시계열적 변동은 한국 외평채 CDS 스프레드와 양(+)의 관계를, 미국 변동성 지수와 음(-)의 관계를 가짐을 확인했는데, 이는 국가 CDS 스프레드가 증가할 때 P-측도보다 Q-측도의 개별기업 부도확률을 더 증가시키지만 글로벌 위험회피성향이 만연할 때는 P-측도 및 Q-측도 부도확률이 동시에 증가하여 Q-P 비율은 오히려 줄어들게 됨을 의미한다. 마지막으로, Q-P 비율의 첫 번째 주 성분 변화에 대해 한국 외평채 CDS 스프레드 변화가 약 95%를 설명함을 확인하였다. 이는 국내 개별기업에 대한 부도위험의 결정 시 한국 정부의 부도위험 또는 프리미엄을 반영한다는 의미로, 국내 개별기업 CDS의 거래자들이 가격결정과 위험관리에 있어 외평채 CDS 스프레드 변화를 공통 위험 요인(common risk factor)으로 주시할 필요가 있음을 시사한다.

본 연구는 기여점은 다음과 같다. 첫째, 미국 또는 유럽의 개별기업 CDS로부터 도출한 Q-P 비율과 비교하여, 국내 개별기업 CDS에 내재된 Q-P 비율의 크기 및 횡단면적 차이를 파악하고 시계열적 변동 요인을 분석한 최초의 논문이다. 둘째, 국내시장에서 Q-P 비율의 시계열적 변동이 국가 신용위험 변화뿐만 아니라 글로벌 시장의 위험회피성향에도 영향 받음을 증명하고 국내기업 Q-P 비율 변화의 주요한 체계적 위험 요인이 국가 부도위험 또는 프리미엄임을 발견함을 통해, 국내 개별기업 CDS 거래자들에게 국가 CDS 스프레드 변화를 주시할 필요성을 제시하여 신용위험 관련 연구 분야에 기여한다.

기존 문헌에서 국내 개별기업 CDS에 내재된 부도확률을 도출한 논문은 김정무 외 2인(2014)가 유일하다. 그러나 해당 논문과 본 연구는 다음과 같은 차이점을 가진다. 첫째, 기존 문헌이 Pan and Singleton(2008) 방법론 구현과 재무곤경 위험 프리미엄 분석에 집중하여 분석하고 있는 반면, 본 연구는 Q-P 비율의 횡단면적 차이 및 시계열적 결정요인에 더 집중하여 분석하였다. 둘째, 김정무 외 2인은 표본 기간이 2006년부터 2012년까지로 글로벌 금융위기 기간을 포함하여 분석한 반면,

본 연구는 금융위기 기간을 지나 안정적인 기간을 표본 기간으로 하여 정상적인 상황에서의 부도확률의 성격을 살펴보고자 하였다. 또한 표본 기업의 수가 기존 연구는 19개였으나 본 연구는 33개로 늘려 횡단면적 차이에 대한 더 정확한 결론을 도출하고자 하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. II장에서 모형을 설명하고, III장에서는 실증분석에 사용할 자료와 추정 방법론에 대해 살펴보고, IV장에서는 실증분석 결과를 서술한 후 V장에서 본 논문의 결론을 내린다.

II. 모형

CDS는 기초자산 채권의 부도에 대한 보호(Protection)를 거래하는 양방향 계약이다. 이 계약에서 보호매도자는 기초자산 채권의 부도 시 액면 중 손실 금액만큼을 보호매수자에게 보상한다. 거래 상대방인 보호매수자는 보호매도자에게 부도가 나기 전까지 주기적으로(일반적으로 분기) 프리미엄을 지급한다.

본 연구는 Longstaff et al.(2005), Pan and Singleton(2008), Díaz et al.(2013)에 따라 부도강도(default intensity)에 근거한 모형 하에서 만기가 M인 CDS 계약의 t시점 가격인 $CDS_t(M)$ 에 관한 공식을 다음과 같이 정의한다.

$$1/4CDS_t(M) \sum_{i=1}^{4M} E_t^Q \left[e^{-\int_t^{t+.25i} (r_s + \lambda_s^Q) ds} \right] = L^Q \int_t^{t+M} E_t^Q \left[\lambda_u^Q e^{-\int_t^u (r_s + \lambda_s^Q) ds} \right] du \quad (1)$$

여기서 r_s 은 무위험이자율, λ_t^Q 와 L_t^Q 은 각각 Q-측도 하에 t시점 부도강도와 부도 시 기초자산 채권 액면 중 손실을 의미한다. (1)식의 좌변은 보호매도자가 받은 기대 현금 흐름을 할인한 합에 관한 분기 프리미엄을 의미하며, 우변은 기초자산 채권이 부도가 나는 경우 보호 매수자 받게 되는 기대 이익의 할인 금액을 의미한다.

더하여, Q-측도 하에서 위험중립 부도강도 λ_t^Q 의 과정을 다음의 식(2)와 같이 평균회귀하는 로그정규분포로 가정하여 부도강도의 값이 양수가 되도록 보장한다.

$$d\ln\lambda_t^Q = \kappa(\theta - \ln\lambda_t^Q)dt + \sigma dB_t^Q \quad (2)$$

여기서 κ 는 위험중립 부도강도의 평균회귀율을, $\kappa\theta$ 는 장기평균을, σ 는 부도강도 과정의 순간변동성을 의미한다. 이는 평균회귀속도로 장기 평균점을 향해 회귀하는 모형이라 볼 수 있다.

한편, P-측도에서 Q-측도로의 위험의 시장 가격인 A_t 를 아래와 같이 가정하면,

$$A_t = \delta_0 + \delta_1 \ln\lambda_t^Q \quad (3)$$

P-측도 하의 위험중립 부도강도 λ_t^Q 는 아래와 같은 과정을 따르는 것으로 정리될 수 있다.

$$d\ln\lambda_t^Q = \kappa^p(\theta^p - \ln\lambda_t^Q)dt + \sigma dB_t^P \quad (4)$$

이 때, $\kappa^p = \kappa - \delta_1\sigma$ 이고, $\kappa^p\theta^p = \kappa\theta + \delta_0\sigma$ 이다.

위와 같은 설정 하에서 Q-측도 가정 하에 CDS에 내재된 T년 이내 부도날 확률(QDP)과 P-측도 가정 하에 CDS에 내재된 T년 이내 부도날 확률(PDP)은 각각 다음의 식(5)과 식(6)처럼 구할 수 있다.

$$QDP = 1 - E^Q[\exp(-\int_0^T \lambda_t^Q dt)] \quad (5)$$

$$PDP = 1 - E^P[\exp(-\int_0^T \lambda_t^Q dt)] \quad (6)$$

기댓값은 유한차분법을 이용하여 수치적으로 계산하며, Q-측도 기댓값은 Q-측도 모수 값을 이용하고, P-측도 기댓값은 P-측도 모수 값을 이용한다. 또한, 본 연구의 주요 변수인 T년 만기 Q-P 비율은 QDP를 PDP로 나누어 산출한다.

III. 자료 및 추정 방법론

1. 자료

기업별 CDS 스프레드 자료는 Datastream으로부터 얻었고, 국내기업이 발행한 채권을 기초자산으로 하는 1, 5, 10년 만기의 CDS 스프레드를 월별(월말 일자)로 수집하였다. 표본기간은 2009년 9월부터 2016년 12월까지로 설정하였고, 해당기간 동안 5년 이상의 충분한 시계열을 가진 기업들을 표본 기업으로 선택하였을 때 기업 개수는 33개였다.¹⁾ 이 33개 기업들은 10개의 다양한 산업군에 분포되어 있었고, 정부산업으로 분류된 기업들이 9개이고 시설(Uilities)업에 속하는 기업들이 5개로, 전체 기업들 중 약 42%는 매우 안정적인 기업들의 채권을 기초자산으로 CDS가 발행되고 있음을 보여주었다.

〈표 1〉은 표본 기업별 1, 5, 10년 만기 CDS 스프레드에 관한 요약 통계량을 보여준다. 유동성이 가장 높은 5년 만기 CDS 스프레드 기준으로 보았을 때, 시계열 평균값이 가장 큰 기업은 SK하이닉스(약 411bps)였고, 가장 작은 기업은 삼성전자(약 68bps)였다. 다수의 정부산업에 속한 기업들의 CDS 스프레드보다도 삼성전자의 CDS 스프레드가 더 작게 나타난 것은 흥미로운 결과였다. 이는 CDS 시장 참여자들은 한국 정부산하 기업들보다 삼성전자의 신용위험을 더 낮게 본다는 의미이기 때문이다. 시계열 표준편차가 가장 큰 기업은 역시 SK하이닉스(약 106bps)였고, 가장 작은 기업은 신세계(약 14bps)였다.

1, 5, 10년 만기의 횡단면 평균 CDS 스프레드는 약 60, 112, 135bps로 만기가 길어짐에 따라 스프레드 값이 증가하는 상방 기울기를 가진 기간구조를 보여주었고, 이는 표본기간이 금융위기 이후에 안정적인 경제 상황이었음을 암시한다. 특히, 5년 만기 CDS 스프레드의 변화(CDS5y_diff)에 대한 시계열 평균값을 살펴보면, 신세계를 제외한 32개 기업에서 음수로 나타나, 전반적으로 신용 위험이 줄어들었거나 또는 크게 변화하는 시기가 아니었던 것으로 보인다. 스프레드 변화에 대한

1) 33개 기업들의 기업명 및 기업별 영어 약자는 목록에 정리한 바와 같다.

〈Table 1〉 Summary Statistics

This table reports the time series averages (Mean), the time series standard deviations (Std), Minimum (Min) and Maximum (Max) for 1-, 5-, and 10-year maturity CDS spreads across 33 firms. Sample period is from January 2009 to November 2012. CDS5y_diff denotes the time series averages of monthly differences in the 5-year CDS spread and their first lag autocorrelation coefficient (AR(1)). Final column represents the number of monthly observations (Num. of Mon.) over the sample period for each firm. Final row (Total) shows cross-sectional averages of statistics.

Short Name of Firm	CDS 1y (bps)				CDS 5y (bps)				CDS 10y (bps)				CDS5y_diff	AR(1)	Num. of Mon.
	Mean	Std	Min	Max	Mean	Std	Min	Max	Mean	Std	Min	Max			
GS CALTEX	46.87	25.86	18.18	147.00	104.11	31.91	63.90	245.00	131.61	30.60	96.53	275.00	-0.31	-0.34	88
HANA BANK	49.55	42.29	7.22	217.98	106.96	40.57	62.02	282.14	136.47	37.60	97.05	313.74	-0.53	-0.22	88
HYUNDAI CAPITAL	58.83	36.76	13.20	162.50	114.69	35.94	67.62	250.00	139.80	34.83	98.73	280.00	-1.06	-0.14	88
HYUNDAI MOTOR	53.62	35.44	13.22	162.50	104.96	33.74	59.96	250.00	131.42	32.18	91.17	280.00	-0.81	-0.30	88
INDL BK OF KOREA	44.70	35.84	10.62	195.00	97.29	36.99	58.49	255.00	126.34	35.71	83.84	283.00	-0.69	-0.26	88
KIA MOTORS	53.72	34.60	17.50	164.50	106.31	33.91	63.91	252.00	131.67	33.58	90.17	282.00	-0.75	-0.30	88
KOOKMIN BANK	49.19	40.48	11.42	211.00	103.61	41.06	58.27	275.00	132.60	36.77	91.01	303.00	-0.60	-0.17	88
KOREA DEPOSIT INS	37.30	26.63	6.37	177.00	78.61	30.23	44.40	230.00	102.11	28.56	69.38	251.00	-0.39	-0.32	88
KOREA EAST-WEST PWR	42.27	26.45	7.72	150.31	100.75	35.18	53.04	225.54	132.22	34.26	85.83	260.95	-0.65	-0.11	88
KOREA ELEC PWR	37.25	25.20	5.38	146.25	86.31	32.22	46.59	225.00	115.80	29.26	78.00	250.00	-0.45	-0.35	88
KOREA EXCHANGE BK	59.48	38.23	13.21	193.67	112.45	36.67	67.50	245.73	138.32	33.42	99.01	270.94	-0.46	-0.09	88
KOREA EXPRESSWAY	44.16	25.54	11.36	135.00	89.56	30.87	52.83	225.00	115.11	28.24	81.81	250.00	-0.52	-0.35	88
KOREA GAS	56.88	25.38	25.29	158.49	88.57	30.75	50.38	211.91	102.54	33.55	54.31	226.71	-0.23	-0.31	88
KOREA MIDLAND PWR	54.45	36.15	25.98	176.31	107.66	52.28	56.38	271.25	137.56	54.54	61.67	302.50	-0.63	0.10	88
KOREA RAILROAD	55.83	28.21	23.73	161.97	81.52	37.04	45.69	214.40	92.59	40.91	48.97	228.91	-1.00	-0.34	79
KOREA WATER RES	45.39	23.28	22.11	135.00	87.76	31.28	55.33	225.00	110.77	30.58	80.39	250.00	-0.43	-0.39	88

KOSPO	60.86	34.21	33.09	177.80	76.77	35.54	48.36	196.89	81.33	35.89	52.72	202.03	-0.82	-0.22	67
KR HYDRO/NUC. PWR	52.69	19.77	23.73	135.00	86.73	33.07	50.89	225.00	101.34	38.99	55.50	250.00	-0.62	-0.41	79
KR NAT. HOUSING	51.35	19.92	8.93	135.00	86.29	34.52	51.78	225.00	103.18	41.06	56.97	250.00	-0.95	-0.45	79
KT&G	33.99	22.59	9.09	133.27	82.91	31.12	47.99	207.12	104.62	32.17	71.50	233.06	-0.39	-0.30	88
LG ELEC	53.09	24.87	15.22	152.75	113.27	28.55	74.44	235.00	138.97	27.56	96.00	260.00	-0.29	-0.39	88
POSCO	41.03	28.06	8.37	172.48	103.56	37.59	64.00	241.55	135.25	39.32	78.00	269.91	-0.04	-0.09	88
SAMSUNG ELEC	28.45	17.98	4.84	111.16	67.71	26.71	30.35	184.83	98.35	25.37	68.17	218.61	-0.28	-0.28	88
SAMSUNG HEAVY	205.52	81.93	46.69	328.83	251.62	55.63	148.26	370.26	267.97	39.47	229.71	369.95	-1.11	-0.38	67
INDS															
SHINHAN BANK	48.42	41.53	8.66	209.65	105.73	40.26	63.03	269.58	135.06	38.17	93.31	302.92	-0.63	-0.29	88
SHINSEGAE	49.58	21.24	23.07	94.40	89.42	14.44	57.00	120.00	114.17	12.81	73.00	145.45	0.09	0.08	88
SK BROADBAND	79.67	20.50	48.16	140.00	136.62	36.23	101.37	230.00	142.92	35.33	110.81	240.00	-0.79	0.08	67
SK HYNIX	267.80	124.73	90.00	665.00	411.14	105.54	300.36	800.00	426.25	110.52	304.33	780.00	-5.69	-0.04	88
SK INNOVATION	49.18	30.80	8.69	159.37	109.91	32.20	68.62	250.00	136.73	29.03	104.05	275.00	-0.68	-0.39	88
SK TELECOM	36.51	21.75	12.84	140.10	90.01	28.76	59.44	216.34	119.24	29.72	75.00	249.91	-0.11	-0.26	88
EXPT-IMPT BK OF KOA	42.88	37.24	9.11	210.00	93.27	40.09	47.45	265.00	120.78	36.63	76.37	290.00	-0.76	-0.28	88
KOREA DEV BANK	42.84	37.50	7.71	207.00	94.39	39.75	48.22	265.00	124.01	34.00	83.65	288.00	-0.75	-0.27	88
WOORI BANK	54.59	46.43	7.12	226.88	113.02	39.99	67.95	272.40	142.91	35.00	104.37	296.96	-0.61	-0.20	88
Total	60.24	34.47	18.12	184.64	111.62	37.29	67.75	256.27	135.46	36.23	92.16	279.68	-0.72	-0.24	85

자기상관계수(AR(1))의 경우 횡단면 평균값이 -0.241로 대체로 CDS 스프레드 변화의 과거 변화는 현재 스프레드를 결정하는데 중요한 정보일 가능성이 존재하였다. 그러나 신세계, SK브로드밴드, SK하이닉스의 자기상관계수는 영속적이지 않았다. 마지막 행에 기업별 월 단위 관측치 개수를 살펴보면, 33개 기업 중 27개 기업은 88개월의 표본기간 동안 월별 자료가 모두 존재하였고, 모든 기업은 적어도 67개월 이상 자료가 존재하였다.

2. 추정 방법론

본 연구는 Pan and Singleton(2008)과 Díaz et al.(2013)에 따라 최우추정법(Maximum Likelihood Estimation)을 이용하여 위험중립 부도강도 과정의 모수들을 추정한다. 즉, 위험중립 부도강도 과정의 결합밀도 우도함수를 최대화하게 된다. 이때, 이론적 CDS 스프레드는 닫힌해로 표현되지 않아, Berndt et al.(2005), Longstaff et al.(2011), 김정무 외 2인(2014)과 같이 유한차분법을 활용하여 계산한다.

본 연구에서의 추정 시 주요 가정은 다음과 같다. 첫째, 5년 만기 CDS 스프레드가 오차 없이 관측된다는 가정 하에 다음의 식(7)과 같은 우도함수를 최대화한다.

$$f^{pd}(\Phi, \lambda_t^Q) = f^{pd}(\varepsilon_{1y} | \sigma(1)) \times f^{pd}(\varepsilon_{10y} | \sigma(10)) \times f^{pd}(\ln \lambda_t^Q | \kappa^p, \kappa^p \theta^p, \sigma) \times |\partial CDS^Q(\lambda_t^Q | \kappa, \kappa \theta, \sigma) / \partial \lambda_t^Q|^{-1} \quad (7)$$

여기서 모수 벡터 $\Phi = (\kappa^p, \kappa^p \theta^p, \kappa, \kappa \theta, \sigma, \sigma_{1y}, \sigma_{10y})$ 이고, $f^{pd}(\cdot)$ 는 정규분포의 밀도함수이다. 둘째, 1년 만기와 10년 만기 CDS의 오가격 오차는 평균이 영이고 표준편차가 $\sigma_\varepsilon(1)$ 와 $\sigma_\varepsilon(10)$ 인 정규분포를 따른다고 가정한다. 셋째, 기존 연구에서 일반적으로 위험중립 가정 하에 부도 시 회수율을 40%로 가정하므로 본 연구에서도 이를 따르기로 한다.

IV. 실증 분석

1. 모형의 최우추정치

〈표 2〉는 위험중립 부도강도 프로세스의 기업별 최우추정치를 보여준다. 평균 회귀속도의 횡단면 평균값은 위험중립 측도에서는 0.079이고 실제 측도에서는 2.2로 실제 측도에서 더 높게 나타났다. 여기서 위험중립 측도에서 평균회귀 속도가 작은 것은 부도강도가 높은 상황이 오래 유지됨을 의미한다. 기업별로 살펴보면, GS칼텍스, POSCO 그리고 SK이노베이션을 제외한 30개 기업에서 실제측도의 평균회귀속도가 더 컸다. 반면, 장기평균 파라미터의 횡단면 평균값은 위험중립 측도에서는 -0.376이고 실제 측도에서는 -4.331로 위험중립 측도에서 더 높게 나타났다. 이는 기업별로 살펴보았을 때 모든 기업에서 성립하였다. 이러한 추정 결과는 대체로 위험중립 측도에서 더 빠른 속도로 더 큰 규모의 부도강도가 발생하는 것을 의미한다. 즉, 실제 환경에서보다 위험중립 환경에서 신용사건이 더 강하게 도달되며 위험중립과 실제 프로세스의 차이는 시간이 지남에 따라 더 증가한다고 볼 수 있다.

더하여, 위험의 시장 가격(market price of risk) 계수인 δ_0 와 δ_1 의 횡단면 평균값은 -2.194와 -1.434²⁾로 이 역시 부도상황은 실제 측도보다 위험중립 측도 하에서 더 악화됨을 확인하게 했다. 이러한 결과들은 국가 CDS에 내재된 부도강도를 연구한 Pan and Singleton(2008)과 유럽 개별기업 CDS에 내재된 부도강도를 연구한 Díaz et al.(2013)의 결과와 일관성이 있는 것으로, 국내 개별기업에 대한 CDS 역시 기대하지 않은 신용 사건의 도달과 관련한 체계적 위험 프리미엄을 시장 가격에 반영하고 있음에 대한 증거일 수 있다.

앞서 추정 방법론에서 우리는 1년 만기와 10년 만기 CDS의 오가격 오차는 평균이 영이고 표준편차가 $\sigma_\epsilon(1)$ 와 $\sigma_\epsilon(10)$ 인 정규분포를 따른다고 가정한 바 있다. 따라서 추정 결과에 대한 모형 적합성을 확인하기 위해, 〈표 2〉의 우측에 1년 만기

2) 지면을 절약하기 위해 개별기업별 위험의 시장가격 계수는 〈표 2〉에서 생략되어 있으나, 요청 시 제공 가능하다.

CDS와 10년 만기 CDS의 오가적 오차(mispricing error) 변동성들인 $\sigma_\epsilon(1)$ 와 $\sigma_\epsilon(10)$ 를 기업별로 표시하였다. 두 변동성 모두 횡단면 평균값이 10bps에 불과했으며, 10년 만기 오차 변동성의 횡단면 범위는 0~30bps로, 1년 만기의 오차 변동성의 횡단면 범위가 0~80bps인 것과 비교해 더 적합성이 컸다. 하지만 1년 만기에서 80bps의 오가적 변동성은 SK하이닉스 기업으로부터의 결과로 해당 기업의 평균 1년 만기 CDS 스프레드가 268bps에 달하는 점을 고려하면 큰 변동성은 아니다. 따라서 두 만기 모두에서 모형의 적합성은 우수한 편으로 보인다.

〈Table 2〉 Risk Neutral Default Intensity Estimates

This table contains the maximum likelihood estimates for the risk-neutral intensity processes for 33 firms. κ and κ^p represent the mean-reversion rates of risk-neutral intensity under the Q- and P- measures, respectively. $\kappa\theta$ and $\kappa^p\theta^p$ are the long-run mean of risk-neutral intensity under the Q- and P-measures, respectively. σ is the instantaneous volatility. Finally, $\sigma_\epsilon(1)$ and $\sigma_\epsilon(10)$ denote the volatility of the mispricing for 1- and 10-year maturities. Italic numbers under estimates show standard errors of them.

Short Name of Firm	κ^p	$\kappa^p\theta^p$	σ	κ	$\kappa\theta$	$\sigma_\epsilon(1)$	$\sigma_\epsilon(10)$	Log LK
GS CALTEX	0.010 <i>1.217</i>	-1.618 <i>394.257</i>	1.110 <i>0.040</i>	0.103 <i>0.026</i>	-0.492 <i>0.102</i>	0.001 <i>0.000</i>	0.001 <i>0.000</i>	16.30
HANA BANK	1.519 <i>0.944</i>	-5.226 <i>0.445</i>	1.005 <i>0.125</i>	0.152 <i>0.066</i>	-0.645 <i>0.270</i>	0.002 <i>0.000</i>	0.001 <i>0.000</i>	15.61
HYUNDAI CAPITAL	2.635 <i>1.597</i>	-4.981 <i>0.247</i>	0.989 <i>0.045</i>	0.099 <i>0.037</i>	-0.454 <i>0.140</i>	0.002 <i>0.000</i>	0.001 <i>0.000</i>	15.52
HYUNDAI MOTOR	2.496 <i>1.119</i>	-5.025 <i>0.234</i>	0.940 <i>0.116</i>	0.095 <i>0.054</i>	-0.428 <i>0.227</i>	0.002 <i>0.000</i>	0.001 <i>0.000</i>	15.85
INDL BK OF KOREA	1.516 <i>0.889</i>	-5.419 <i>0.423</i>	1.030 <i>0.096</i>	0.156 <i>0.056</i>	-0.677 <i>0.232</i>	0.001 <i>0.000</i>	0.001 <i>0.000</i>	15.89
KIA MOTORS	2.942 <i>1.482</i>	-5.005 <i>0.237</i>	0.964 <i>0.074</i>	0.068 <i>0.034</i>	-0.330 <i>0.141</i>	0.002 <i>0.000</i>	0.001 <i>0.000</i>	15.87
KOOKMIN BANK	1.350 <i>0.869</i>	-5.345 <i>0.472</i>	1.035 <i>0.082</i>	0.164 <i>0.030</i>	-0.707 <i>0.132</i>	0.001 <i>0.000</i>	0.001 <i>0.000</i>	15.92
KOREA DEPOSIT INS	2.096 <i>0.926</i>	-5.484 <i>0.281</i>	1.026 <i>0.071</i>	0.099 <i>0.027</i>	-0.494 <i>0.117</i>	0.001 <i>0.000</i>	0.001 <i>0.000</i>	16.71
KOREA EAST -WEST PWR	2.479 <i>1.212</i>	-5.427 <i>0.257</i>	1.104 <i>0.063</i>	0.085 <i>0.024</i>	-0.397 <i>0.111</i>	0.001 <i>0.000</i>	0.001 <i>0.000</i>	16.38
KOREA ELEC PWR	1.982 <i>1.010</i>	-5.627 <i>0.302</i>	1.107 <i>0.045</i>	0.132 <i>0.022</i>	-0.612 <i>0.096</i>	0.001 <i>0.000</i>	0.001 <i>0.000</i>	16.71
KOREA EXCHANGE BK	1.815 <i>1.148</i>	-5.006 <i>0.361</i>	0.975 <i>0.068</i>	0.158 <i>0.047</i>	-0.674 <i>0.187</i>	0.001 <i>0.000</i>	0.001 <i>0.000</i>	16.11

KOREA EXPRESSWAY	2,121 <i>1,176</i>	-5,344 <i>0,320</i>	1,020 <i>0,048</i>	0,109 <i>0,013</i>	-0,518 <i>0,050</i>	0,001 <i>0,000</i>	0,001 <i>0,000</i>	16,92
KOREA GAS	3,090 <i>1,901</i>	-4,817 <i>0,197</i>	0,824 <i>0,067</i>	-0,036 <i>0,034</i>	0,052 <i>0,150</i>	0,001 <i>0,000</i>	0,001 <i>0,000</i>	16,39
KOREA MIDLAND PWR	1,675 <i>1,355</i>	-5,103 <i>0,406</i>	0,930 <i>0,048</i>	0,012 <i>0,024</i>	-0,068 <i>0,106</i>	0,001 <i>0,000</i>	0,001 <i>0,000</i>	15,83
KOREA RAILROAD	2,031 <i>1,836</i>	-4,873 <i>0,427</i>	0,770 <i>0,041</i>	-0,072 <i>0,014</i>	0,191 <i>0,061</i>	0,001 <i>0,000</i>	0,000 <i>0,000</i>	17,15
KOREA WATER RES	2,889 <i>1,801</i>	-5,179 <i>0,259</i>	0,957 <i>0,018</i>	0,030 <i>0,017</i>	-0,194 <i>0,065</i>	0,001 <i>0,000</i>	0,000 <i>0,000</i>	17,50
KOSPO	1,181 <i>1,476</i>	-4,925 <i>0,852</i>	0,719 <i>0,029</i>	0,052 <i>0,004</i>	-0,324 <i>0,020</i>	0,000 <i>0,000</i>	0,001 <i>0,000</i>	18,85
KR HYDRO/NUC PWR	4,221 <i>1,698</i>	-4,884 <i>0,192</i>	0,824 <i>0,039</i>	-0,132 <i>0,032</i>	0,450 <i>0,137</i>	0,001 <i>0,000</i>	0,001 <i>0,000</i>	16,88
KR NAT HOUSING	3,423 <i>2,453</i>	-4,929 <i>0,327</i>	0,817 <i>0,041</i>	-0,127 <i>0,026</i>	0,440 <i>0,113</i>	0,001 <i>0,000</i>	0,001 <i>0,000</i>	17,06
KT&G	3,277 <i>2,017</i>	-5,541 <i>0,251</i>	1,119 <i>0,042</i>	0,024 <i>0,024</i>	-0,191 <i>0,109</i>	0,001 <i>0,000</i>	0,001 <i>0,000</i>	17,05
LG ELEC	4,849 <i>1,976</i>	-5,089 <i>0,138</i>	1,107 <i>0,048</i>	0,094 <i>0,025</i>	-0,458 <i>0,108</i>	0,001 <i>0,000</i>	0,001 <i>0,000</i>	16,26
POSCO	0,003 <i>1,161</i>	8,482 <i>6103,688</i>	1,097 <i>0,067</i>	0,037 <i>0,036</i>	-0,186 <i>0,156</i>	0,002 <i>0,000</i>	0,001 <i>0,000</i>	15,51
SAMSUNG ELEC	1,698 <i>0,671</i>	-5,910 <i>0,259</i>	1,053 <i>0,039</i>	0,120 <i>0,021</i>	-0,554 <i>0,089</i>	0,001 <i>0,000</i>	0,001 <i>0,000</i>	16,96
SAMSUNG HEAVY INDS	1,812 <i>1,604</i>	-3,658 <i>0,297</i>	0,814 <i>0,117</i>	0,243 <i>0,059</i>	-0,853 <i>0,221</i>	0,003 <i>0,001</i>	0,003 <i>0,001</i>	13,05
SHINHAN BANK	1,509 <i>0,940</i>	-5,302 <i>0,460</i>	1,037 <i>0,115</i>	0,150 <i>0,059</i>	-0,648 <i>0,249</i>	0,002 <i>0,000</i>	0,001 <i>0,000</i>	15,61
SHINSEGAE	1,864 <i>0,796</i>	-5,134 <i>0,235</i>	0,716 <i>0,128</i>	0,338 <i>0,072</i>	-1,331 <i>0,330</i>	0,001 <i>0,000</i>	0,001 <i>0,000</i>	17,14
SK BROADBAND	7,125 <i>7,841</i>	-4,481 <i>0,284</i>	0,906 <i>0,073</i>	-0,132 <i>0,079</i>	0,396 <i>0,314</i>	0,001 <i>0,000</i>	0,001 <i>0,000</i>	15,96
SK HYNIX	3,940 <i>3,259</i>	-3,112 <i>0,189</i>	0,518 <i>0,041</i>	-0,162 <i>0,033</i>	0,494 <i>0,101</i>	0,008 <i>0,001</i>	0,002 <i>0,000</i>	12,41
SK INNOVATION	0,003 <i>1,311</i>	-1,249 <i>1557,623</i>	1,161 <i>0,068</i>	0,161 <i>0,041</i>	-0,738 <i>0,168</i>	0,001 <i>0,000</i>	0,001 <i>0,000</i>	16,12
SK TELECOM	3,914 <i>1,836</i>	-5,477 <i>0,177</i>	1,106 <i>0,057</i>	0,067 <i>0,030</i>	-0,336 <i>0,134</i>	0,001 <i>0,000</i>	0,001 <i>0,000</i>	16,50
EXPT-IMPT BK OF KOA	1,245 <i>0,804</i>	-5,524 <i>0,512</i>	1,042 <i>0,080</i>	0,135 <i>0,035</i>	-0,610 <i>0,149</i>	0,001 <i>0,000</i>	0,001 <i>0,000</i>	16,07
KOREA DEV BANK	1,034 <i>0,717</i>	-5,659 <i>0,588</i>	1,073 <i>0,095</i>	0,186 <i>0,032</i>	-0,811 <i>0,142</i>	0,001 <i>0,000</i>	0,001 <i>0,000</i>	16,06
WOORI BANK	1,119 <i>0,780</i>	-5,384 <i>0,513</i>	1,054 <i>0,098</i>	0,265 <i>0,033</i>	-1,087 <i>0,142</i>	0,001 <i>0,000</i>	0,001 <i>0,000</i>	15,77
Total	2,202	-4,331	0,940	0,079	-0,376	0,001	0,001	15,70

모형 성과에 대한 추가적인 확인으로, 회수율을 40%로 가정한 현 연구 모형에 내재된 CDS 스프레드와 시장 스프레드의 차이를 측정한 관측치 오차의 시계열을 산출하였다. 아래의 <표 3>은 1년 만기 CDS와 10년 만기 CDS의 관측치 오차 시계열의 요약 통계량과 Root Mean Square Error(RMSE)를 산출한 결과이다.

<Table 3> Observation Errors

This table reports the time series averages (Mean), the time series standard deviations (Std) of the observation errors for 1- and 10-year maturity CDS spreads across 33 firms. Final column shows root mean square errors(RMSE).

Short Name of Firm	Obs. Err 1y		Obs. Err 10y		RMSE (%)
	Mean	Std	Mean	Std	
GS CALTEX	-0.010	0.091	-0.009	0.083	0.09
HANA BANK	-0.053	0.178	-0.013	0.094	0.15
HYUNDAI CAPITAL	-0.034	0.178	-0.010	0.095	0.15
HYUNDAI MOTOR	-0.039	0.167	-0.007	0.077	0.13
INDL BK OF KOREA	-0.030	0.133	-0.014	0.103	0.12
KIA MOTORS	-0.034	0.157	-0.009	0.078	0.13
KOOKMIN BANK	-0.031	0.140	-0.011	0.091	0.12
KOREA DEPOSIT INS	-0.017	0.104	-0.006	0.065	0.09
KOREA EAST-WEST PWR	-0.011	0.088	-0.007	0.082	0.09
KOREA ELEC PWR	-0.004	0.077	-0.006	0.079	0.08
KOREA EXCHANGE BK	-0.029	0.134	-0.012	0.081	0.11
KOREA EXPRESSWAY	-0.007	0.080	-0.006	0.066	0.07
KOREA GAS	-0.013	0.112	-0.008	0.068	0.09
KOREA MIDLAND PWR	-0.006	0.100	-0.015	0.114	0.11
KOREA RAILROAD	-0.016	0.082	-0.009	0.048	0.07
KOREA WATER RES	-0.011	0.060	-0.004	0.045	0.05
KOSPO	-0.004	0.019	-0.023	0.050	0.04
KR HYDRO/NUC PWR	-0.001	0.066	-0.008	0.065	0.07
KR NAT HOUSING	-0.005	0.062	-0.009	0.061	0.06
KT&G	-0.015	0.079	-0.004	0.053	0.07
LG ELEC	-0.010	0.102	-0.007	0.077	0.09
POSCO	-0.017	0.150	-0.010	0.098	0.13
SAMSUNG ELEC	0.004	0.064	-0.002	0.082	0.07
SAMSUNG HEAVY INDS	0.009	0.315	0.062	0.301	0.31
SHINHAN BANK	-0.043	0.163	-0.013	0.100	0.14
SHINSEGAE	0.005	0.108	0.000	0.069	0.09
SK BROADBAND	-0.003	0.123	-0.001	0.065	0.10
SK HYNIX	-0.357	0.681	-0.022	0.162	0.56
SK INNOVATION	-0.022	0.118	-0.009	0.079	0.10
SK TELECOM	-0.012	0.093	-0.007	0.077	0.09
EXPT-IMPT BK OF KOA	-0.032	0.135	-0.009	0.083	0.11
KOREA DEV BANK	-0.023	0.133	-0.008	0.088	0.11
WOORI BANK	-0.031	0.146	-0.012	0.104	0.13
Total	-0.027	0.134	-0.007	0.087	0.12

횡단면 가격오차 평균의 절댓값이 1년 만기 CDS에서 0.027이었고, 10년 만기 CDS에서는 0.007이었다. 이는 오차의 평균을 영(zero)으로 설정한 모형 가정에 근접한 결과였으며, 만기가 긴 쪽에서 더 잘 적합 되었음을 의미한다. 또한, RMSE의 횡단면 평균값 역시 12bps로 나타나 모형 적합의 우수성을 재확인하였다. 한편 가장 RMSE가 작은 기업은 한국남부발전(4bps)이었으며, 가장 큰 기업은 SK하이닉스(56bps)였다.

2. 기대 부도확률

다음은 <표 2>의 모수추정치를 활용하여 기대 부도확률을 산출하고 그 특성을 살펴보기로 한다. Q-측도 하의 부도확률은 Q-측도 모수 추정치들을 이용해 식(5)처럼 계산하는 반면, P-측도 하의 부도확률은 Pan and Singleton(2008) 방법론에 따라 CDS 가격결정 공식에서 Q-측도 모수추정치 대신 P-측도 모수추정치를 이용하여 식(6)처럼 계산한다. 이에 동일한 위험중립 부도강도 값에 대해서도 부도확률은 각 측도에 따라 상당히 달라질 수 있다. 또한, P-측도 모수추정치들은 CDS 자료로부터 계산되기 때문에 신용평가사 등에서 제공하는 역사적 부도 자료를 활용한 비조건부 부도확률과는 차이가 있다.

<표 4>는 5년 만기 CDS에 내재된 Q-측도 하의 부도확률(QDP 5y), P-측도 하의 부도확률(PDP 5y) 그리고 Q-측도 하의 부도확률을 P-측도 하의 부도확률로 나눈 Q-P 비율(QPR 5y)에 대한 기업별 시계열 통계치를 보여준다.

〈Table 4〉 Default Probabilities and Ratio of Default Probability

This table reports summary statistics for 5-year default probabilities under the Q-measure (QDP 5y), 5-year default probabilities under the P-measure (PDP 5y), and the ratio of the 5-year Q to P probabilities (QPR 5y) across firms. The Q default probabilities are the model-implied default probabilities. The P default probabilities are calculated by replacing the Q-dynamics of the covariates with the P-dynamics.

Short Name of Firm	QDP 5y (%)			PDP 5y (%)			QPR 5y (%)			
	Mean	Std	Max	Mean	Std	Max	Mean	Std	Max	
GS CALTEX	8.36	2.40	18.53	10.62	3.53	25.52	0.80	0.03	0.73	0.86
HANA BANK	8.55	3.02	20.90	3.15	0.26	4.24	2.66	0.68	1.79	4.93
HYUNDAI CAPITAL	9.15	2.69	18.84	3.71	0.13	4.17	2.44	0.62	1.57	4.51
HYUNDAI MOTOR	8.40	2.54	18.83	3.53	0.13	4.06	2.35	0.61	1.47	4.64
INDL BK OF KOREA	7.81	2.79	19.12	2.63	0.23	3.57	2.90	0.74	2.02	5.35
KIA MOTORS	8.51	2.55	19.00	3.56	0.10	3.98	2.37	0.63	1.53	4.77
KOOKMIN BANK	8.29	3.06	20.42	2.90	0.30	4.11	2.79	0.70	1.87	4.97
KOREA DEPOSIT INS	6.36	2.31	17.45	2.33	0.12	2.91	2.69	0.79	1.68	6.00
KOREA EAST-WEST PWR	8.10	2.66	17.25	2.46	0.10	2.81	3.26	0.90	1.89	6.14
KOREA ELEC PWR	6.97	2.45	17.14	2.09	0.13	2.62	3.29	0.90	2.00	6.53
KOREA EXCHANGE BK	8.97	2.73	18.49	3.76	0.22	4.54	2.36	0.55	1.59	4.08
KOREA EXPRESSWAY	7.22	2.35	17.12	2.67	0.13	3.21	2.67	0.71	1.73	5.33
KOREA GAS	7.12	2.36	16.27	4.18	0.09	4.50	1.69	0.52	1.02	3.62
KOREA MIDLAND PWR	8.58	3.87	20.42	3.42	0.23	4.09	2.45	0.88	1.46	4.99
KOREA RAILROAD	6.54	2.85	16.45	4.05	0.16	4.54	1.59	0.62	0.96	3.62
KOREA WATER RES	7.08	2.39	17.19	3.00	0.09	3.36	2.34	0.70	1.56	5.12
KOSPO	6.15	2.71	15.06	4.05	0.37	5.19	1.47	0.48	1.06	2.90
KR HYDRO/NUC PWR	6.98	2.55	17.31	3.86	0.05	4.05	1.80	0.63	1.10	4.27
KR NAT HOUSING	6.95	2.67	17.31	3.73	0.07	3.96	1.85	0.67	1.16	4.37
KT&G	6.71	2.40	15.98	2.13	0.06	2.36	3.12	1.00	1.92	6.77

LG ELEC	9.07	2.13	6.08	17.86	3.23	0.05	3.15	3.43	2.80	0.60	1.93	5.21
POSCO	8.32	2.83	5.30	18.42	9.83	3.46	6.12	22.09	0.85	0.01	0.83	0.86
SAMSUNG ELEC	5.52	2.09	2.51	14.34	1.59	0.11	1.42	2.07	3.40	1.00	1.77	6.93
SAMSUNG HEAVY INDS	18.81	3.66	11.74	26.24	13.19	0.58	12.08	14.38	1.42	0.22	0.97	1.83
SHINHAN BANK	8.46	3.01	5.18	20.09	2.96	0.25	2.68	3.95	2.80	0.72	1.93	5.08
SHINSEGAE	7.22	1.10	4.73	9.55	3.09	0.13	2.81	3.36	2.32	0.26	1.69	2.84
SK BROADBAND	10.80	2.69	8.16	17.62	5.65	0.04	5.62	5.74	1.91	0.46	1.45	3.07
SK HYNIX	29.05	6.23	22.28	49.79	20.24	0.18	20.04	20.84	1.43	0.29	1.11	2.39
SK INNOVATION	8.80	2.40	5.61	18.80	11.27	4.07	5.99	28.25	0.80	0.06	0.67	0.94
SK TELECOM	7.28	2.19	4.89	16.62	2.23	0.05	2.18	2.44	3.24	0.87	2.25	6.80
EXPT-IMPT BK OF KOA	7.49	3.03	3.91	19.79	2.50	0.29	2.16	3.67	2.91	0.79	1.81	5.39
KOREA DEV BANK	7.58	2.99	3.98	19.73	2.34	0.36	1.91	3.87	3.13	0.70	2.08	5.11
WOORI BANK	9.01	2.95	5.58	20.14	2.96	0.42	2.49	4.65	2.97	0.52	2.24	4.34
Total	8.79	2.75	5.48	19.03	4.63	0.50	4.01	6.56	2.33	0.60	1.54	4.38

분석 결과, Q-측도 하의 부도확률이 P-측도 하의 부도확률보다 평균적으로 4.16% 높은 것을 발견하였다. Q-측도 하에서 부도확률의 시계열 평균이 가장 높은 기업은 SK하이닉스(29.05%)였고, 가장 낮은 기업은 삼성전자(5.52%)로 나타났고, P-측도 하에서 부도확률의 시계열 평균이 가장 높은 기업 역시 SK하이닉스(20.24%)였고, 가장 낮은 기업은 삼성전자(1.59%)였다. 이는 CDS 투자자들은 위험중립 측도 하에서 부도 상황에 대해 더 부정적으로 평가하고 있으며, 이는 기대하지 않은 부도사건의 발생과 관련한 미래 부도확률 변화에 대한 위험 프리미엄을 고려하기 때문으로 해석된다. 또한, <표 1>의 CDS 스프레드와 마찬가지로, 공기업으로 분류된 기업들의 부도확률보다 삼성전자의 부도확률을 더 낮게 평가하고 있음은 흥미로운 결과이다. 한편, GS칼텍스, POSCO 그리고 SK이노베이션과 같이 Q-측도 하의 부도확률이 P-측도 하의 부도확률보다 낮은 예외적인 경우도 관찰되었다.

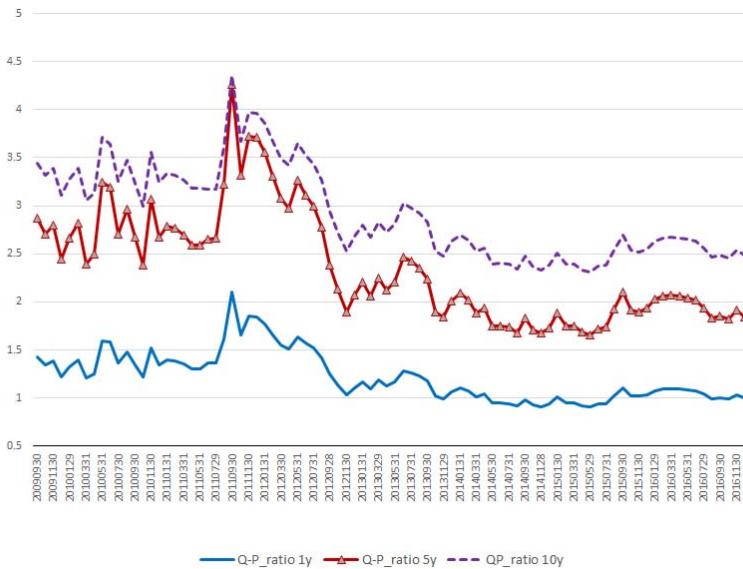
5년 만기 Q-P 비율이 가장 높은 기업들은 삼성전자, 한국전력과 같이 신용등급이 높은 기업들이었고, Q-P 비율이 가장 낮은 기업들은 (비율이 1이하인 3개 기업들을 제외하면) 삼성중공업과 SK하이닉스처럼 신용등급이 낮은 기업이었다. 이는 미국 개별기업 CDS시장에서 신용등급이 높은 기업일수록 Q-P 비율이 높음을 발견한 Doshi et al.(2013)의 결과와 일관성이 있었다. 또한, Doshi et al.(2013)는 미국시장에서 평균 CDS 스프레드 수준이 높은 기업일수록 Q-P 비율이 낮아짐을 보고했는데, 본 연구에서는 <표 1>의 5년 만기 평균 CDS 스프레드 수준과 <표 4>의 5년 만기 평균 Q-P 비율을 연결해 관찰했을 때, 그러한 경향성은 어느 정도 확인되지만 뚜렷하게 선형적으로 증가하는 것은 아니었다. 그러나 지면 절약을 위해 삽입하지는 않았지만 매월 Q-P 비율을 종속변수로 CDS 스프레드 수준을 설명변수로 횡단면 회귀분석을 수행했을 때 그 계수가 음(-)으로 유의했고, 88개의 모든 월에서 음(-)의 계수를 보여 Doshi et al.(2013)의 결과를 지지했다. 이는 신용등급이 높은 기업일수록 또는 시장에서 CDS 스프레드를 낮게 평가하는 기업일수록, CDS 스프레드에 내재된 예상하지 못한 신용상태 변화에 대한 추가프리미엄이 낮음을 의미한다.

<그림 1>은 33개 기업의 Q-P 비율들을 매월 횡단면 평균한 시계열을 보여준다.

1, 5, 10년 만기별로 시계열을 산출했을 때 표본기간 동안 대체로 CDS 계약의 만기가 길수록 Q-P 비율이 더 높음을 확인할 수 있었고, 이는 미국시장의 결과와 일치했다. 또한, 표본기간동안 5년 만기 Q-P 비율이 약 1.66~4.26의 구간을 움직이고 있는데, 2001년부터 2010년까지 기간 동안 미국 개별기업 CDS로부터 산출된 Q-P 비율이 약 2.42~3.95의 구간에서 움직인 것을 고려했을 때 국내 시장에서의 시계열적 변동이 다소 컸다고 볼 수 있다.

〈Figure 1〉 Cross-sectional Average Q-P Ratio

This figure shows the time series of cross-sectional average Q-P ratios for 33 firms for each of the reference dates between September 2009 and December 2016. The dashed line, symbolic line and straight line are for the time series from Q-P ratios with 1-, 5-, and 10-year maturities, respectively.



3. 개별기업 Q-P 비율의 시계열적 결정요인에 관한 분석

앞서 Q-P 비율은 등급별, 만기별로 차이가 나며 또한 횡단면 그리고 시계열적으로도 크게 변동하고 있음을 확인하였다. 본 장은 그 시계열적 변동의 결정요인이

무엇인지를 파악하는데 주목한다. P-측도 부도확률은 기업의 실제 부도확률의 변화에 의해 변동하고, Q-측도 부도확률은 실제 기대 부도확률 뿐만 아니라 투자자들이 요구하는 기대하지 못한 부도확률 변화에 대한 위험 프리미엄에 의해 영향을 받을 것으로 볼 수 있다. 이러한 투자자들의 위험 프리미엄이 감소할수록 Q-측도 부도확률은 P-측도 부도확률에 가까워지고 Q-P 비율은 줄어들게 된다. 달리 말하면, 예상하지 못한 부도확률 변화에 대한 위험프리미엄이 없다면, Q-P 비율은 1에 가까워지며, 이 프리미엄이 클수록 비율은 커지게 된다.

그런데 CDS 스프레드는 기업의 채권발행에 의한 자본조달 비용에 영향을 준다. 또한, Díaz et al.(2013)이 지적한 것처럼 국가 CDS 스프레드 수준은 일반적으로 해당 국가에 속한 기업들의 자본조달 비용의 하한선으로 간주될 수 있다. 따라서 국가 CDS 스프레드가 증가할 때, 개별기업 CDS 투자자들은 미래 경제 상황에 대한 불확실성이 더 커질 것으로 예상하게 되며, 개별기업의 위험 프리미엄은 국가 신용위험이 커졌을 때 증가하게 될 것이다.

김정무 외 2인(2014)은 시장에서 관측된 국내 개별기업의 CDS 스프레드로부터 P-측도 하의 CDS 스프레드를 차감하여 곤경 위험 프리미엄(distress risk premium)을 추정하였고, 이 곤경 위험 프리미엄이 미래 부도확률의 예측 불가능한 변화에 대해 투자자들이 요구하는 보상에 기인한다고 해석한다. 또한, 국내 기업의 곤경 위험 프리미엄의 첫 번째 주성분에 대해 미국 변동성 지수가 58%의 높은 설명력을 보여주어, 국내 개별기업의 곤경 위험 프리미엄과 글로벌 투자자들의 위험회피성향이 큰 관련성이 있음을 보고한 바 있다. 이를 고려하여, 본 연구에서 산출한 Q-P 비율에 반영된 위험 프리미엄 역시 글로벌 투자자들의 위험회피성향과 연관될 수 있다고 본다.

따라서 본 연구에서 개별기업 위험 프리미엄 변동과 관련성이 예상되며 Q-P 비율의 시계열적 변동을 결정할 수 있는 주요 두 변수를 다음과 같이 정의한다.

- 외평채 CDS 스프레드 (SVCDS) : 국가 CDS 스프레드 (sovereign CDS spread)의 대응치로 외평채를 기초자산으로 발행한 CDS 스프레드를 활용할 수 있으며,

이 스프레드가 국가의 부도위험을 반영하여 움직인다면, 개별기업 부도위험은 국가의 부도위험을 체계적 위험으로 반영하여 외평채 CDS 스프레드 증가 시 함께 증가할 것이다.

- 글로벌 변동성 (VIX) : 미국 변동성 지수는 S&P500 옵션의 내재 변동성을 반영해 산출되며, 글로벌 공포지수 또는 글로벌 위험회피성향의 척도로 알려져 있다. 시장 전반적으로 위험회피성향이 증가했을 때 두 측도 하의 부도확률을 동시에 증가시키기 때문에 Q-P 비율은 낮아질 것으로 예상된다.³⁾

한편, Díaz et al.(2013)은 유럽시장에서의 회사채 CDS 스프레드에 내재된 부도 위험 프리미엄(default risk premium)에 대해 주성분 분석을 수행했을 때 공통 요인의 존재에 대해 확인하며, 이 공통 요인이 거시경제 변수들에 의해 설명되는지 검증한다. 또한 김건우와 이운석(2003)은 국내시장에서 회사채 신용 스프레드 대신 부가가치세 법인 폐업율과 밀접한 관계를 가지는 어음 부도율을 신용 위험의 대용치로 하여, 신용위험과 환율, 주가지수, 금리 등과 같은 거시경제 변수들과의 동태적 관계를 증명하기도 하였다.

이에 따라 본 연구의 회귀분석 모형에서도 개별기업의 부도위험과 관련한 다음의 거시경제 변수들을 통제하도록 한다.

- 주가지수 (KOSPI) : KOSPI 주가지수의 변화는 국내 주식시장의 호황 또는 불황을 나타내는 지표로 해석될 수 있고, 주가지수가 하락하는 불황기에는 개별기업의 부도확률이 증가할 것으로 예상된다.
- 회사채 스프레드 (BBB) : 국내 회사채 시장의 전반적인 신용위험에 대한 지표인 회사채 BBB-등급 스프레드를 활용한다.
- 기간 스프레드 (TERM) : 10년 만기 국고채 금리에서 1년 만기 국고채 금리를 차감하여 측정한 기간 스프레드이다. 박윤정과 김정무(2014)는 CDS 스프레드

3) Doshi et al.(2013)은 실제 미국시장에서 투자자의 위험회피성향이 높았던 글로벌 금융 위기시기에 Q-P 비율이 금융위기 전후시기에 비해 낮아진 현상을 보고하였다.

를 신용 위험의 대응치로 활용해, 이자율 기간 스프레드의 증가는 소비증가와 경제 성장을 예측하여 부도확률의 감소로 이어질 것이라는 가설을 증명한 바 있다.

- 무위험 이자율 (CD91) : 국내 양도성 예금증서(CD) 91일물 금리를 사용하여 무위험이자율을 측정하였다. 무위험 이자율의 상승은 기업가치의 성장률을 증가시키고 따라서 부도 위험을 감소시킬 것이다.

이상의 논의를 토대로 다음과 같은 회귀 분석을 실시한다.

$$\Delta QPR_{i,t} = \alpha_{i,0} + \alpha_{i,1} \Delta SVCDSt + \alpha_{i,2} \Delta VIX_t + \gamma_i' \Delta X^{Macro} + \epsilon_{i,t} \quad (8)$$

여기서 QPR은 Q-P 비율을 의미한다. 33개의 개별 기업에 대해 회귀분석을 수행한 후, 계수와 설명력은 평균하며, 계수 평균치에 대한 유의성은 Collin-Durfresen et al. (2001)과 Ericsson et al.(2009)에서 사용한 방법에 따라 계수들의 표준오차에 근거해 t-검정한다. <표 5>는 회귀분석 결과를 보여준다.

먼저 설명력 관점에서 살펴보면, SOVCDs와 VIX가 중요 변수임을 알 수 있다. 결과에서 보이듯이, 두 변수로만으로 평균 약 73%의 Q-P 비율 변동을 설명할 수 있다. 개별기업의 위험요인(부채비율, 변동성 등)에 관한 정보를 사용하지 않았다는 점에서 73%의 설명력은 매우 높은 설명력이라 할 수 있다. 또한, 기존 연구에서 이론적인 부도위험 요인 변수들이 회사채 CDS 스프레드 변화의 아주 일부만을 설명하는 현상을 고려할 때 흥미로운 결과이다⁴⁾. 이외의 거시경제 변수들은 크게 설명력을 높이지 않으며, 개별적으로는 유의하나 전체를 포함한 회귀분석에서는 유의성이 떨어진다.

4) 국내 연구로는 강장구 외 2인(2010), 박윤정, 김정무(2014)가 있다. 해외 연구로는 대표적으로 Collin-Durfresen et al.(2001), Ericsson et al.(2009)을 들 수 있다.

〈Table 5〉 Results of Regression Analysis for Q-P Ratio

This table presents the linear regression results for each Q-P ratio of 33 individual firms, each with 67 monthly Q-P ratio observations from September 2009 to December 2016. The reported coefficients are the average coefficients from the time series regressions of Q-P ratio changes on credit risk determinants. The *t*-statistics (*t*-stat.) are calculated according to the time series regression coefficients, as for Collin-Dufresne et al. (2001) and Ericsson et al. (2009). The final rows show the average *R*-squared (R^2) and adjusted *R*-squared (Adj. R^2) values of the regression.

	M1		M2		M3		M4	
	coeff.	t-stat.	coeff.	t-stat.	coeff.	t-stat.	coeff.	t-stat.
Intercept	-0.002	-1.659	-0.002	-1.693	-0.002	-1.725	-0.001	-0.556
Δ SVCDs (%)	1.453	9.689	1.478	9.694	1.496	9.841	1.497	9.798
Δ VIX (%)			-0.001	-3.072	-0.002	-2.351	-0.002	-2.408
Δ (KOSPI/100)					0.001	1.406	0.000	0.350
Δ BBB							0.000	0.752
Δ TERM							-6.773	-1.747
Δ CD91							0.290	0.248
R^2	0.732		0.736		0.740		0.751	
adj. R^2	0.728		0.729		0.729		0.733	

좀 더 자세히 주요 두 변수의 추정된 계수를 살펴보면, 외평채 CDS 스프레드(SOVCDs)는 양(+)의 영향을, 미국 변동성 지수는 음(-)의 영향을 미친다. 즉, 국가 CDS 스프레드가 증가할 때, 개별기업의 Q-P 비율은 증가하는 반면, 글로벌 위험회피성향이 커질수록 Q-P 비율은 전반적으로 감소한다. 이러한 현상은 국가 CDS의 부도위험 증가 정보가 개별기업 CDS 가격에 전달될 때 Q-측도 하의 부도확률을 P-측도 하의 부도확률보다 더 증가시키며, 미국 변동성 지수가 상승하는 시기에는 개별기업 P-측도의 부도확률과 Q-측도의 부도확률이 동시에 증가하기 때문에 Q-P 비율은 감소하는 것이다.

종합하면, 국내시장에서 Q-P 비율의 시계열적 변동은 국가 신용위험 변화뿐만 아니라 글로벌 시장의 위험회피성향에도 영향 받는다는 것을 확인하였다. 이러한 결과는 국내 개별기업 CDS 거래자들이 요구하는 예상하지 못한 부도확률 변화에 대한 위험 프리미엄은 국가의 부도위험 또는 프리미엄뿐만 아니라 국내외 시장 참여자들의 위험회피성향을 반영하여 변화하고 있음을 시사한다.

4. Q-P 비율의 주성분 분석

Q-P 비율 변화에 대한 주요 두 변수의 상이한 역할은 Q-P 비율의 주성분에 따라 기여하는 정도가 다르기 때문일 수 있다는 점에 착안하여, 88개월 연속 시계열이 존재하는 27개 기업들에 대해 Q-P 비율의 주성분 분석을 수행하였다.

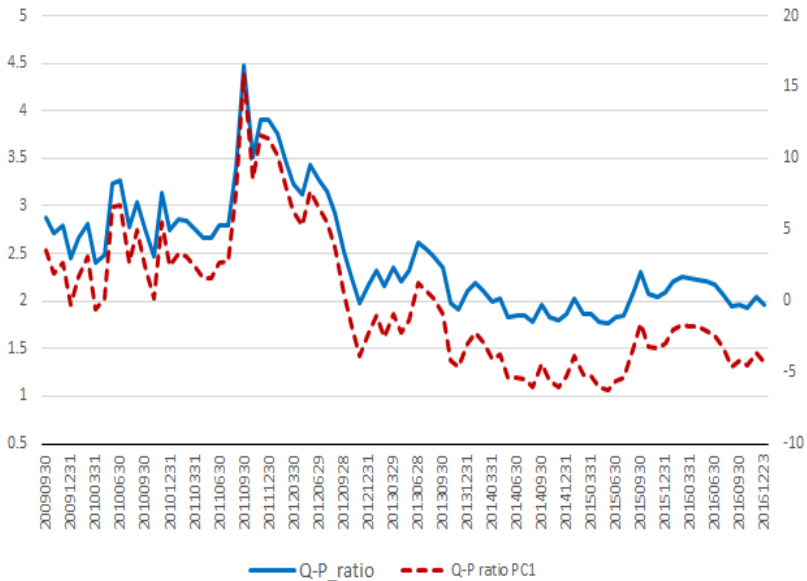
그 결과, 첫 번째 주성분이 Q-P 비율 수준의 결합 변동의 86.26%를 설명함을 확인하였다. 또한, 지면의 절약을 위해 보고하지는 않았지만 첫 번째 주성분 계수는 3개 기업을 제외한 모든 기업에서 양수로, 0.122~0.21 구간의 값을 보여주었다. 이는 Q-P 비율의 총 수준으로 해석될 수 있다.

〈그림 2〉는 Q-P 비율의 첫 번째 주성분 시계열과 횡단면 평균 Q-P 비율 시계열을 함께 보여주고 있다. 그림에서 확인할 수 있듯이, 두 시계열은 유사한 움직임을 보인다. 즉, 첫 번째 주성분은 모든 기업의 Q-P 비율에 영향을 미치는 평균적인 요인으로 볼 수 있다. 이는 또한 Q-P 비율에 포함된 개별기업의 위험 프리미엄에

대해 공통적으로 영향을 미치는 체계적 위험 요인의 존재 가능성을 제시한다고 볼 수 있다.

〈Figure 2〉 Cross-sectional Average Q-P Ratio vs 1st Component of Q-P Ratio

This figure shows the time series of cross-sectional average Q-P ratios and the first component of Q-P ratios for 27 firms with complete 88 observations over the sample period. The straight line with left axis is for the time series from Q-P ratios with 5-year maturities and the dashed line with right axis is for the first component of Q-P ratios.



우리는 Q-P 비율 변동의 상당 부분을 설명하는 첫 번째 주성분의 결정요인에 관심을 갖고, Q-P 비율의 첫 번째 주성분(QPR1) 변화에 대하여 식(9)와 같이 시계열 회귀분석을 수행하였다.

$$\Delta QPR1_{i,t} = \beta_{i,0} + \beta_{i,1} \Delta SVCDS_t + \beta_{i,2} \Delta VIX_t + \delta_i' \Delta X^{Macro} + \epsilon_{i,t} \quad (9)$$

〈표 6〉은 Q-P 비율의 첫 번째 주성분 변화를 종속변수로 하고 앞서 소개한 위험 프리미엄 관련 변수 및 거시경제 변수들을 설명변수로 한 시계열 회귀분석 결과

를 보여준다. 그 결과, 외평채 CDS 스프레드 변화만을 설명변수로 한 모형5(M5)의 조정설명계수가 약 95%인 것으로 확인할 수 있듯이, Q-P 비율의 첫 번째 주성분은 대부분 외평채 CDS 스프레드의 변동으로 설명되었다. 모형6~모형8(M6~M8)에서 미국 주가지수 변동성 변수와 국내 거시경제 변수들을 추가하였지만 오직 외평채 CDS 스프레드만이 매우 강하게 유의한 변수였으며, 다른 변수들을 추가하더라도 설명력은 약 95%로 유지됨을 보였다. 결국, Q-P 비율의 첫 번째 주성분의 대부분은 외평채 CDS 스프레드에 의해 좌우됨을 의미한다.

위와 같은 결과는 개별기업의 부도위험이 국가의 부도위험과 밀접한 관계를 가진다는 점에서 주목할 만하다. 또한 국내 개별기업 Q-P 비율 변화의 체계적 위험 요인이 국가 부도위험 또는 프리미엄임을 의미하며, 국내 개별기업 CDS 거래자들은 가격결정 및 위험관리를 위해 국가 CDS 스프레드 변화를 주시할 필요가 있음을 시사한다.

〈Table 6〉 Results of Regression Analysis on the first component of Q-P Ratio

This table presents the linear regression results for each the first component of DPR of 27 individual firms, each with 88 monthly Q-P ratio observations from September 2009 to December 2016. The reported coefficients are the average coefficients from the time series regressions of Q-P ratio changes on credit risk determinants. The *t*-statistics (*t*-stat.) are calculated according to the time series regression coefficients, as for Collin-Dufresne et al.(2001) and Ericsson et al.(2009). The final rows show the average *R*-squared (\bar{R}^2) and adjusted *R*-squared (Adj. \bar{R}^2) values of the regression.

	M5			M6			M7			M8		
	coeff.	t-stat.	coeff.	t-stat.	coeff.	t-stat.	coeff.	t-stat.	coeff.	t-stat.	coeff.	t-stat.
Intercept	-0.011	-0.195	-0.011	-0.198	-0.011	-0.194	-0.026	-0.389				
Δ SVCDS (%)	12.255	38.101	12.404	34.881	12.370	28.421	12.364	28.030				
Δ VIX (%)			-0.007	-0.983	-0.005	-0.340	-0.007	-0.440				
Δ (KOSPI/100)					-0.002	-0.137	-0.012	-0.400				
Δ BBB							0.003	0.926				
Δ TERM							-42.927	-0.672				
Δ CD91							4.141	0.194				
\bar{R}^2	0.950		0.950		0.950		0.951					
adj. \bar{R}^2	0.949		0.949		0.948		0.947					

V. 결론

본 연구는 Pan and Singleton(2008)의 방법론을 이용하여, 순간 부도강도가 로그 정규분포를 따른다는 가정 하에서 CDS 스프레드 기간구조를 최우추정하였다. 추정된 모형을 통해 Q-측도 부도확률, P-측도 부도확률, 그리고 두 확률의 비율(Q-P 비율)을 추정하여, 그 횡단면적 성격을 파악하고자 했으며, Q-P 비율의 시계열적 변화에 대한 결정요인을 분석하였다.

주요 발견점과 시사점은 다음과 같다. 첫째, 기대 부도확률은 위험중립 환경에서 더 높게 평가되고 있었으며 이는 국내 표본기업들에서 일관되게 발견되는 현상이었다. 즉, 기업 부채에 대한 보험료는 실제 부도확률의 기대치에 대한 부분 이외에 기대하지 못한 부도확률의 변화에 대한 프리미엄을 추가적으로 요구하고 있으며 투자자는 이를 지불하고 있다.

둘째, P-측도 대비 Q-측도의 기대 부도확률을 비율적으로 계산해 보았을 때, 신용등급이 높은 기업일수록 이 Q-P 비율은 낮아졌다. 이는 해외 기업을 대상으로 한 기존 연구들과도 일치하는 발견이다. 신용등급이 높은 기업은 기대치 못한 신용도 변화에 대한 추가프리미엄이 낮음을 의미한다.

셋째, 기업들의 Q-P 비율은 첫 번째 주성분에 의해 약 86%가 설명되었고, 이 주성분은 한국 외평채 CDS 스프레드의 변화에 의해 약 95%가 설명되었다. 이는 국내 기업에 대한 부도위험과 프리미엄의 평가는, 대한민국 정부 부도위험과 프리미엄의 평가에 크게 의존한다는 의미가 된다.

CDS 스프레드는 기업의 자본 조달비용에 영향을 준다. Q-P 비율이 높은 기업은 실제 부도확률 대비 높은 프리미엄을 추가 비용으로 지불하게 된다. 이 추가 비용의 정도가 여러 국내기업들에게 공통적이고 일관적으로 발견되고 있으며, 외평채 CDS 변화에 의존한다는 발견은 국가 신용관리가 매우 중요하다는 시사점을 준다. 즉, 국가 신용관리만으로도 국내 여러 기업의 자본조달 비용을 낮출 수 있으므로, 이는 국가 경쟁력 및 경제 성장에 큰 영향을 준다고 할 수 있다.

참고문헌

- 강장구 · 민준홍 · 이창준, “CDS 스프레드의 결정요인에 대한 연구”, **금융연구**, 제24권 제2호, 한국금융연구원, 2010, pp.99-128.
- (Translated in English) Jangkoo Kang, Joonhong Min, and Changjun Lee, “An empirical analysis on the determinants of credit default swap spreads”, *Journal of Money & Finance*, Vol. 24, 2010, pp.99-128.
- 국찬표 · 정완호, “기업 도산 예측에 관한 연구: 추가정보를 이용하여”, **재무연구**, 제15권 제1호, 한국재무학회, 2002, pp.217-249.
- (Translated in English) Chan Pyo Kook and Wan Ho Jeong, “A study on forecasting corporate default: Based on stock price information”, *Asian Review of Financial Research*, Vol. 15, 2002, pp.217-249.
- 김건우 · 이운석, “신용위험과 거시경제변수에 관한 연구”, **재무연구**, 제16호, 한국재무학회, 2003, pp.193-225.
- (Translated in English) Kun Woo Kim and Woon Suk Lee, “Credit risk and macroeconomic variables”, *Asian Review of Financial Research*, Vol. 16, 2003, pp.193-225.
- 김정무 · 박윤정 · 이창준, “축약형 모형을 이용한 CDS 기간구조의 추정”, **재무연구**, 제27호, 한국재무학회, 2014, pp.709-748.
- (Translated in English) Jungmu Kim, Yuen Jung Park, and Changjun Lee, “An empirical study on distress risk premiums implicit in the term structure of Korean corporate CDS spreads”, *Asian Review of Financial Research*, Vol. 27, 2014, pp.709-748.
- 박윤정 · 김정무, “회사채 CDS 스프레드 결정요인에 관한 연구: 주식 유동성 및 점프를 중심으로”, **선물연구**, 제22권 제3호, 한국파생상품학회, 2014, pp.565-595.
- (Translated in English) Yuen Jung Park and Jungmu Kim, “The Determinants of

Corporate CDS Spreads: Do Equity Liquidity and Jump Matter?”, *Korean Journal of Futures and Options*, Vol. 22, 2014, pp. 565-595.

신동령, “부실기업의 재무적 특징과 부실예측모형에 관한 연구-상장기업과 비상장기업의 비교를 중심으로”, **회계정보연구**, 제23권 제2호, 한국회계정보학회, 2005, pp.137-165.

(Translated in English) Dong Ryung Shin, “A study on the financial characteristics of failed firms and failure prediction model”, *Korean Journal of Accounting and Information*, Vol. 23, 2005, pp.137-165.

이인로 · 김동철, “회계정보와 시장정보를 이용한 부도예측모형의 평가 연구”, **재무연구**, 제28호 제4호, 한국재무학회, 2015, pp.625-665.

(Translated in English) Inro Lee and Dongcheol Kim, “An evaluation of bankruptcy prediction models using accounting and market information in Korea”, *Asian Review of Financial Research*, Vol. 28, 2015, pp.625-665.

원재환 · 최재곤, “기업의 부채구조를 고려한 옵션형 기업부도예측모형과 신용리스크”, **재무관리연구**, 제23권 제2호, 한국재무관리학회, 2006, pp.209-237.

(Translated in English) Chae Hwan Won and Jae Gon Choi, “Option-type default forecasting model of a firm incorporating debt structure, and credit risk”, *Korean Journal of Financial Management*, Vol. 23, 2006, pp.209-237.

정완호 · 국찬표 · 홍광현, “기업 신용도 측정모형의 적합도 비교 연구”, **금융학회지**, 제11권 제 2호, 한국금융연구원, 2006, pp.67-104.

(Translated in English) Wan Ho Jeong, Chan Pyo Kook, and Kang Hyun Hong, “A comparative study on the performance of credit evaluation models”, *Journal of Money & Finance*, Vol. 11, 2006, pp.67-104.

Berndt, A., Douglas, R., Duffie, D., Ferguson, M., and Schranz, D., “Measuring Default Risk Premia from Default Swap Rates and EDFs”, 2005, Working Paper.

- Collin-Dufresne, P., Goldstein, R.S. and Martin, J.S., "The Determinants of Credit Spread Changes", *Journal of Finance*, Vol.56, 2001, pp.2177-2207.
- Díaz, A., Groba, J. and Serrano, P., "What Drives Corporate Default Risk Premia? Evidence from the CDS Market", *Journal of International Money and Finance*, Vol.37, 2013, pp.529-563.
- Driessen, J., "Is Default Event Risk Priced in Corporate Bonds?", *Review of Financial Studies*, Vol.12, 2005, pp.2203-2241.
- Doshi, H., Ericsson J., Jacobs, K. and Turnbull, S. M., "Pricing Credit Default Swaps with Observable Covariates", *Review of Financial Studies*, Vol.26, 2013, pp.2049-2094.
- Ericsson, J., Jacobs, K. and Oviedo, R., "The Determinants of Credit Default Swap Premia", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.44, 2009, pp.109-132.
- Longstaff, F.A., Mithal, S., and Neis, E., "Corporate Yield Spreads: Default Risk or Liquidity? New Evidence from the Credit Default Swap Market", *Journal of Finance*, Vol.60, 2005, pp.2213-2253.
- Longstaff, F.A., Pan, J., Pedersen, L.H., and Singleton, K.J., "How Sovereign is Sovereign Credit Risk?", *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol.3, 2011, pp. 75-103.
- Pan, J., and Singleton, K. J., "Default and Recovery Implicit in the Term Structure of Sovereign CDS Spreads", *Journal of Finance*, Vol.63, 2008, pp.2345-2384.

Appendix

This table presents English short names for 33 Korean firms selected as sample in this study.

Firm Name	English Short Name
GS칼텍스	GS CALTEX
하나금융	HANA BANK
현대캐피탈	HYUNDAI CAPITAL
현대차	HYUNDAI MOTOR
IBK은행	INDL BK OF KOREA
기아차	KIA MOTORS
KB금융	KOOKMIN BANK
예금보험공사	KOREA DEPOSIT INS
한국동서발전	KOREA EAST-WEST PWR
한국전력	KOREA ELEC PWR
외환은행	KOREA EXCHANGE BK
한국도로공사	KOREA EXPRESSWAY
한국가스공사	KOREA GAS
한국중부발전	KOREA MIDLAND PWR
한국철도공사	KOREA RAILROAD
한국수자원공사	KOREA WATER RES
한국남부발전	KOSPO
한국원자력공사	KR HYDRO/NUC PWR
대한주택공사	KR NAT HOUSING
KT&G	KT&G
LG전자	LG ELEC
POSCO	POSCO
삼성전자	SAMSUNG ELEC
삼성중공업	SAMSUNG HEAVY INDS
신한금융	SHINHAN BANK
신세계	SHINSEGAE
SK브로드밴드	SK BROADBAND
SK하이닉스	SK HYNIX
SK이노베이션	SK INNOVATION
SK텔레콤	SK TELECOM
수출입은행	EXPT-IMPT BK OF KOA
한국산업은행	KOREA DEV BANK
우리금융	WOORI BANK

Abstract

This study investigates both the cross-sectional properties and the time-series determinants of Q-P ratio implied in Korean corporate credit default swap (CDS) spreads. We obtained the maximum likelihood estimates of the risk neutral default intensity model with the assumption of mean-reversion log normal process. As a result, the Q-P ratio, defined as the default probability under Q-measure divided by the default probability under P-measure, is lower for firms with the higher credit rating, consistently with the previous results in the U.S. corporate CDS market. It can be interpreted as that the investors in the CDS market require the lower risk premium for the uncertainty of future default probability related to the arrival of the unexpected credit events to firms with the higher credit rating. Moreover, we demonstrate that the time series variations of the Q-P ratio are positively related with the Korean sovereign CDS spread and negatively related with the U.S. VIX. Specially, the changes in the Korean sovereign CDS spread account for the approximately 95% of the changes in the first component of the Q-P ratio. These results imply that default risk and risk premium of Korean firms substantially depend on those of Korean government. Therefore, it suggests that Korean corporate CDS traders should monitor the credit risk changes of Korean government as systematic risk factor.

※ **Key words:** credit default swap, risk-neutral default intensity, default probability, Q-P ratio, risk premium