1. 논문제목:

자산변동성 추정을 통한 위험이전효과 분석: 회사채발행 기업을 중심으로

2. 분야 : 재무

3. 저자명:

홍 광 헌 (Gwangheon Hong)
서강대학교 경영대학 경영학과 교수, 제 1저자 (ghong@sogang.ac.kr)

최 시 열 (Siyeol Choi)
서강대학교 경영전문대학원 재무관리전공 박사과정, 공동저자 (siyeol.choi@gmail.com)

자산변동성 추정을 통한 위험이전효과 분석: 회사채발행 기업을 중심으로

홍 광 헌*, 최 시 열**

<요 약>

본 연구는 기업의 자본 조달 및 투자의사결정 과정에서 발생하는 위험이전효과(Risk Shifting)가 타인자본의 사용을 전후로 하여 발생하는지 여부를 검증하고 이에 대한 주요 설명 요인을 분석하는데 의의를 두고 있다. 옵션가격결정모형을 자산변동성을 추정하였고 이에 의한 위험조정비율(RAR)의 변동계수를 활용하여 위험이전효과를 분석하였다. 회사채 발행 시점을 전후로 하여 위험이전효과가 존재하며 산업조정효과를 고려한 경우에서도 동일한 효과를 지니는 것을 볼 수 있었다. 또한 위험조정비율 자체에 대한 강건성 분석을 통해 위험이전효과에 대한 일관성을 확인할 수 있었다. 위험이전효과를 설명하기 위한 요인 분석을 위해 고정효과(Fixed Effects)모형을 적용하였고 발행 이전의 자산변동성, 레버리지비율, 대주주지분율 그리고 장부가 대비 시가 비율이 주요 요인으로 채택되었다.

주제어: 위험이전효과(Risk Shifting), 위험이전지표, 옵션가격결정모형, 자산변동성, 변동계수

* 서강대학교 경영대학 경영학과 교수, 제1저자
** 서강대학교 경영전문대학원 재무전공 박사과정, 공동저자

1. 서 론

위험이전효과(risk shifting or asset substitution)는 기업의 투자의사결정이 주주 가치 제고를 위한 방향으로 전개되는 경우 결과적으로 자산 가치의 변동성을 증가시키는 결과를 가져오기 때문에 채권자의 부가 주주에게로 이전되는 현상을 의미한다.

Galai & Masulis(1976)[1]의 연구는 Black-Scholes 옵션가격모형에 대입하여 자산가치의 변동성을 추정하고 이를 통해 위험이전효과를 해석할 수 있는 방법을 제시하였고 Leland and Toft(1996)[2]의 연구에서는 Black-Scholes 옵션가격모형에 대해 파산비용과 부채에 대한 만기구조를 반영한 모형을 제시하였다. 위험이전효과 분석 모형에 대한 실증 연구는 주로 재무적 곤경에 처한 기업들을 대상으로 하여 투자의사결정과 자산변동성 간의 관계를 통해 분석하는 사례와 수익변동성 변화를 통해 실증분석을 하는 사례 그리고 금융상품을 대상으로 한 위험이전효과 분석 사례로 구분할 수 있다.

기업의 신용도 변화에 따른 위험이전효과 분석은 Eisdorfer(2008)의 연구와 Fang and Zhong(2004)의 연구, Lasen(2006)의 연구를 들 수 있다. Eisdorfer(2008)는 Altman 모형에 의해 산출한 부도점수에 의해 적격/비적격 기업들에 대해 투자를 위한 자본적 지출(Capital Expenditure, Capex)을 종속변수로 설정하고 GARCH(1,1)으로 추정한 주가 수익률의 변동성과 옵션가격모형을 통해 추정된 자산가치를 설명변수로 한 회귀분석모형을 통해 위험이전효과를 분석하는 방법을 제시하였다. Fang and Zhong(2004)의 연구는 Vassalou and Xing(2004)의 연구에서 제시한 Default Likelihood Indicator(DLI)을 적격/비적격 기업 구분 기준으로 적용하였고 Black-Scholes 모형에 추정한 자산변동성에 의한 위험조정지표(Risk Adjustment Ratio, RAR)을 통해 위험이전효과를 분석하는 방법을 제시하였다.

수익변동성을 통해 위험이전효과 분석은 Danielova, Sarkar and Hong(2013)의 연구를 들 수 있다. Danielova, Sarkar and Hong(2013)은 자산변동성을 기업의 실현이익 변동성을 통해 자산변동성을 설명하였고 이를 타인자본 적용 전후로 구분하여 분석함으로써 자본구조 변화에 따른 위험이전효과를 비교할 수 있는 방법을 제시하였다.

금융상품을 대상으로 한 위험이전효과 사례는 Brown, Harlow and Starks(1996)의 연구와 Huang, Sialm and Zhang(2011)의 연구를 들 수 있다. Brown, Harlow and Starks(1996)[3]

---

1) 옵션가격결정모형을 적용하여 주주의 부(자본 가치)는 기업 가치의 변동성에 대한 증가함수이며 부채가치에 대한 감소함수의 형태를 갖는다고 보고 이를 통해 주주는 자본 가치 제고를 위한 유인을 갖게 되고 이에 따른 부채 가치의 감소가 발생할 수 있다고 제시하였다.

2) Galai and Masulis의 방법에서와 달리 타인자본(부채) 가치 산출 시 내생적으로 결정될 수 있는 파산가치 부분을 반영하여 자기자본 가치를 산출하였고 부채의 만기 구조에 따른 위험이전효과를 분석하였다.

3) $RTN_{jMy} = [(1+r_{j1y})(1+r_{j2y})\cdots(1+r_{jMy})]-1$로 산출하며 여기에서 r_j는 월별 수익률을 의미한다.
$RAR_{jy} = \sqrt{\frac{\sum_{m=M+1}^{12}(r_{jmy}-\overline{r_{j(12-My)}})^2}{(12-M)-1}} \div \sqrt{\frac{\sum_{m=1}^{M}(r_{jmy}-\overline{r_{jMy}})^2}{M-1}}$ 로 산출하며 RTN 산출에서 적용한 월별 기준을 동일하게 적용하였다.

는 Mutual Fund를 대상으로 하여 수익률(RTN)과 수익률 변동성(RAR)로 구분한 하위 Fund들을 통해 위험이전효과를 분석하였다. Brown, Harlow and Starks(1996)는 상대적으로 수익이 낮은 Fund가 그렇지 않은 경우에 비해 수익률 변동성(RAR)이 높게 나타난 결과를 통해 위험이전효과를 설명하였다. Huang, Sialm and Zhang(2011)은 Mutual Fund의 수익률 변동성을 통해 위험전이효과를 분석하는 방법을 제시하였는데 시계열 수익률 변동성을 통해 산출한 위험이전지표를 종속변수로 설정하여 순자산총액, 운용연수, 자본지출 비율 그리고 포지션변동 수준(turnover)을 설명변수로 적용하였다.

선행연구의 접근 방향 및 분석 결과를 통해 위험이전효과에 대한 분석을 위해서는 자본구조 변화에 대한 인식과 자산변동성에 대한 측정 기준을 전제하는 것이 필요하다. 자본구조 변화에 대한 인식 부분은 위험이전효과의 정의에서 제시한 바와 같이 타인자본 적용 전후를 기점으로 한 가치(변동성) 변화를 관측하는 것이기 때문에 특정 시점을 기준으로 구분하여 접근하는 것이 필요한데 Eisdorfer(2008)와 Fang and Zhong(2004)의 연구 그리고 Brown, Harlow and Starks(1996)와 Huang, Sialm and Zhang(2011)의 연구에서는 전체 시계열을 대상으로 분석하였는데 비해 Danielova, Sarkar and Hong(2013)의 연구는 채권발행시점 전후를 기준으로 하여 비교하는 방법을 적용하였다. 타인자본 사용에 대한 시점 구분이 위험이전효과 분석에 전제가 되어야 하는 측면에서 Danielova, Sarkar and Hong(2013)의 연구는 직관적인 기간 분류 기준을 제시하였다고 본다.

자산변동성 측정 기준은 대상 자산의 자산 가치 측정 여부에 따라 구분될 수 있다. Brown, Harlow and Starks(1996)와 Huang, Sialm and Zhang(2011)은 Mutual Fund의 순자산가치(Net Asset Value, NAV) 시계열 수익률을 통해 변동성을 산출하였다. Mutual Fund의 순자산가치는 시장에서 관측 가능한 시장가치이므로 이를 통한 변동성 추정은 자산변동성에 대한 실측치로 볼 수 있다. 이에 비해 Danielova, Sarkar and Hong(2013)의 연구와 Eisdorfer(2008), Fang and Zhong(2004)의 연구는 제조업 기반의 기업을 대상으로 하였기 때문에 시장가치를 통해 직접 산출하는 것이 아니라 모형 상의 가정에 의해 자산변동성을 추정하는 방식을 적용하였다고 볼 수 있다. Danielova, Sarkar and Hong(2013)은 기업의 자산가치가 해당 기업의 이익 실현 능력에 기인한 것으로 전제하고 이자, 세금 및 감가상각비 이전 이익(Earnings Before Interest, Tax, Depreciation and Amortization, 이하 EBITDA)의 변동성을 통해 자산변동성을 반영하는 방식을 적용하였고 Eisdorfer(2008), Fang and Zhong(2004)의 연구는 옵션가격모형을 통해 추정되는 자산변동성을 적용하였다. 기업의 가치 변화는 결국 이익 실현 수준을 반영하는 것이기 때문에 자산변동성의 대용치로 EBITDA변동성을 적용하는 부분은 충분한 설명력을 지닐 수 있으나 회계적 손익에 의한 변동성과 주식시장에서 관측되는 주가(시가총액)에 의한 변동성은 다를 수 있다.

반면에 옵션가격모형을 통해 추정되는 자산변동성은 주식시장에서 관측되는 주가(시가총액)와 주가 (시가총액)수익률 변동성을 기준으로 하여 산출하는 것이다. EBITDA에 의해 산출한 변동성에 비해 모형 적용에 대한 조건이 부여되지만 자산변동성을 직접 추정하는 것이기 때문에 대용치 성격을 지닐 수 있다.

이에 본 연구는 옵션가격모형을 통해 추정한 자산변동성을 자본구조 변화 시점 전후로 비교하여 기업의 위험이전효과를 분석한다. 채권 발행 시점을 기준으로 기간을 구분하는 것은 Danielova, Sarkar and Hong(2013)의 연구에서 제시한 바와 같이 타인자본 사용 전후의 효과를 분석하기 위함으로 전체 시계열을 적용하는 부분에 비해 시점 간 비교가 수월할 수 있다. 이와 더불어 옵션가격모형을 통한 자산변동성 추정은 Eisdorfer(2008), Fang and Zhong(2004)의 연구에서 전제한 바와 같이 자산에 대한 시장가치 관측의 한계를 전제하며 주식시장에서 관측되는 주가(시가총액)을 통해 추정하는 것이기 때문에 대안이 될 수 있다.
위험이전효과에 대한 실증 분석은 다음과 같은 과정을 통해 수행된다. 2장에서는 위험전이 효과를 측정하기 위한 분석 지표를 정의하고 이를 산출하기 위한 측정방법론을 제시한다. 3장에서는 위험이전효과 분석을 위한 주요 가설을 설정하고 측정에 요구되는 자료를 정의한다. 4장에서는 정의된 분석지표를 통해 산출한 결과를 제시하고 이에 대한 해석 및 추후 연구 과제에 대한 내용을 제시한다.

2. 분석지표 정의 및 측정 방법론

2.1 자산변동성 추정

위험이전효과를 측정하는 대상으로 본 연구에서는 대상 기업의 자산변동성을 설정하였다. 기업의 자산은 자기자본(Equity)와 타인자본(Debt)의 합으로 정의한다. 이를 옵션가격모형에 적용하면 자본가치는 자산가치에 대한 콜(call)옵션으로 처리할 수 있으며 콜옵션에 적용하는 변동성은 자산변동성에 대응된다. 이에 본 연구는 Crosbie(2003)[4] 및 Vassalou and Xing(2004)의 연구에서 접근한 방법을 적용하여 자산변동성을 추정한다.
해당 기업의 자산가치가 기하 브라우니언 모션(Geometric Brownian Motion, GBM)을 따른다고 가정하면 자산가치 변동은 식(1)과 같이 정의할 수 있다.

$$V_A(t) = D(t) + V_E(t)$$
$$dV_A = \mu_A V_A dt + \sigma_A V_A dw \quad (1)$$

여기에서 $V_A(t)$는 특정 시점에 대한 자산의 시장가치이고 $V_E(t)$ 자기자본의 시장가치이며, $D(t)$는 타인자본의 시장가치이다. μ_A는 해당 자산가치의 순간적인 추세(instantaneous drift) 그리고 σ_A는 자산가치의 변동성을 의미한다. 단 식(1)을 적용하기 위해 자기자본에 대한 배당(dividend)과 타인자본에 대한 이자(coupon) 지급이 없는 시장 조건을 가정한다. 타인자본가치인 $D(t)$를 시점 t에서의 장부가치(D)로 상수로 가정하면 $V_E(t)$는 $V_A(t)$에 대한 콜옵션에 대응되며 식(2)로 정리할 수 있다.

4) Peter Crosbie, 2003, Modeling Default Risk Moody's KMV, available at www.moodysanalytics.com

$$V_E(t) = V_A(t)N(d_1) - De^{-r\tau}N(d_2)$$
$$d_1 = \frac{\ln\left(\frac{V_A(t)}{D}\right) + \left(r + \frac{1}{2}\sigma_A^2\right)\tau}{\sigma_A\sqrt{\tau}}, d_2 = d_1 - \sigma_A\sqrt{\tau}, \tau = T - t \quad (2)$$

여기에서 r은 무위험 수익률을 의미하고 τ는 타인자본의 잔존만기를 의미하며 $N(\bullet)$은 누적표준정규분포를 의미한다. 또한 자기자본 변동성과 자산변동성 간의 관계는 식(3)과 같이 유도될 수 있다.

$$\sigma_E = \frac{V_A(t)}{V_E(t)} \bullet \frac{\partial V_E}{\partial V_A} \bullet \sigma_A \quad (3)$$

단, 식(3)의 $\frac{\partial V_E}{\partial V_A}$는 옵션가격모형의 δ에 해당되므로 식(2)의 $N(d_1)$에 대응할 수 있다.

자산변동성 추정을 위해서는 식(2)와 (3)의 조건이 동시에 만족하는 경우를 가정해야 하는데 이는 자산변동성을 통해 산출한 자기자본가치는 측정 시점의 주가(시가총액) 수준과 동일한 수준을 지녀야 하기 때문이다. 이에 식(4)와 같은 연립방정식의 형태를 적용한다.

$$f(V_A, \sigma_A) = V_A N(d_1) - De^{-r\tau}N(d_2) - V_E = 0, \tau = T - t$$
$$g(V_A, \sigma_A) = \frac{V_A}{V_E} \bullet N(d_1) \bullet \sigma_A - \sigma_E = 0 \quad (4)$$

식(4)에서 제시된 연립방정식은 유일한 해를 가질 수 있으며 이를 산출하기 위해서는 반복계산을 통해 수치적으로 산출하는 방법을 적용한다.[5]

2.2 위험이전지표

본 연구에서 적용한 위험이전지표는 산출된 자산변동성에 대한 위험조정비율(Risk Adjustment Ratio, RAR)에 대한 변동계수(Coefficient of Variation, CV)이다. 위험조정비율은 Brown, Harlow and Starks(1996)와 Fang and Zhong(2004)의 연구에서 적용한 방법을 통해 산출한다[6]. 위험조정비율 자체를 적용하지 않고 이를 CV의 형태로 전환 후 비교한 것은 Danielova, Sarkar and Hong(2013)의 연구와 같이 자본구조 변동 전후를 비교하기 위

5) Vassalou and Xing(2004)는 10E-4수준의 수렴도를 기준으로 하여 반복 계산(iterative procedure)를 통해 산출하였는데 본 연구에서도 동일한 계산 방식을 적용하였다.

6) $RAR = \frac{\sigma_{t_1}^V}{\sigma_t^V}$로 측정하는데 여기에서 $\sigma_{t+1}^V, \sigma_t^V$는 시점$t$ 및 $t+1$에서 측정한 자산가치 변동성을 의미하며 본 연구에서는 분기(Quarter)를 시차(lag)로 적용하여 산출하는데 시점 t와 $t+1$ 사이는 1분기 차이를 둔다.

함이다. 위험이전지표(RS_j)는 식(5)와 같이 정의한다.

$$
\begin{aligned}
&RS_j = CV_j^{\mathrm{Pre}} - CV_j^{Post} \\
&CV_j^{\mathrm{Pre}} = \frac{Std\left(RAR_k^j\right)}{Mean\left(RAR_k^j\right)}, k \in [t-l, t), RAR_k^j = \frac{\sigma_k^j}{\sigma_{k-1}^j} \\
&CV_j^{Post} = \frac{Std\left(RAR_k^j\right)}{Mean\left(RAR_k^j\right)}, k \in (t, t+l], RAR_k^j = \frac{\sigma_k^j}{\sigma_{k-1}^j}
\end{aligned}
\tag{5}
$$

CV_j^{Pre}는 기업 j가 시점(t) 이전에 실현한 RAR에 대해 산출한 CV이고 CV_j^{Post}는 시점(t) 이후에 실현한 RAR에 대해 산출한 CV를 의미한다. RAR 산출 시 적용하는 시차(lag)는 분기를 기준으로 한다. 타인자본 적용 시점의 기준 t는 타인자본 적용 시점인 채권 발행 시기가 되며 위험이전효과를 비교하기 위해 적용하는 기간(l)은 Pre와 Post에 대해 동일하게 반영하여 측정한다. 개별 기업 단위의 CV 측정과 더불어 Fang and Zhong(2004) 그리고 Danielova, Sarkar and Hong(2013)의 연구에서 제시된 바와 같이 산업조정효과를 고려한 조정이전지표도 함께 산출하여 산업조정 전후의 효과를 같이 비교한다. 산업효과를 고려한 조정이전지표(IRS_j)는 식(6)과 같이 산출한다.

$$
\begin{aligned}
&IRS_j = \left(CV_j^{\mathrm{Pre}} - CV_{Group}^{\mathrm{Pre}}\right) - \left(CV_j^{Post} - CV_{Group}^{Post}\right) \\
&CV_{Group}^{\mathrm{Pre}} = \frac{1}{N}\sum_{n=1}^{N} CV_k,\ k \in [t-l, t) \\
&CV_{Group}^{Post} = \frac{1}{N}\sum_{n=1}^{N} CV_k,\ k \in (t, t+l]
\end{aligned}
\tag{6}
$$

산업별 CV는 기업 j가 속한 산업에 포함되는 개별 기업 CV의 평균으로 산출한다. 여기에서 N은 해당 기업 j가 속한 산업에 포함되어 있는 개별 기업들의 수를 의미하며 조정이전지표(IRS_j) 산출 시 적용하는 기준 시점(t)과 기간(l)은 개별 기업의 경우와 동일하다.

3. 연구 가설 설정 및 분석 데이터 정의

3.1 연구 가설 설정

본 연구에서는 타인자본 사용을 전후로 한 위험이전효과를 분석하는데 목적을 두고 있다. 이에 Danielova, Sarkar and Hong(2013)의 가설을 우선 적용하여 자본사용을 전후로 한 비교 연구에 초점을 두었다. 또한 기업의 신용 수준에 따른 위험이전효과는 Danielova, Sarkar and Hong(2013), Eisdorfer(2008), Fang and Zhong(2004)의 연구에서 공통적으로 적용한 가설을 반영하였다.

가설1. 개별 기업의 위험이전효과는 타인자본 적용 이후에 발생한다.

Danielova, Sarkar and Hong(2013)의 연구에서와 같이 채권발행시점을 전후로 한 수익변동성 수준을 통해 위험이전효과를 측정할 수 있으며 특히 발행시점 이후에 증가하는 현상을 보인다는 점에 근거한다. 자산가치 변화가 수익변동성에 영향을 받는다는 점을 고려한다면 추정한 자산변동성에 의한 위험이전효과도 발행시점 이후에 증가하는 특성을 지닐 것으로 예상하며 위험이전지표(RS)와 산업조정위험이전지표(IRS)는 부(-)의 관계를 나타낼 것이다.

가설2. 상대적으로 재무적 곤경에 근접한 기업의 위험이전효과가 높다.

Eisdorfer(2008)의 연구에서는 Altman의 Z-score에 의해 건전기업과 재무적 곤경에 근접한 기업을 구분 한 후 재무적 곤경 기업에 대한 위험이전효과를 분석하였으며 Fang and Zhong(2004)의 연구에서는 부도계수(Default Likelihood Indicator, DLI[7]) 수준과 위험전이계수(Risk Adjustment Ratio, RAR)를 통해 재무적 곤경에 처한 기업들의 위험전이효과가 건전한 기업에 비해 높게 나타남을 보였다. Danielova, Sarkar and Hong(2013)의 연구에서는 신용등급 기준으로 분류한 투자/비투자 기업을 대상으로 하여 위험이전효과를 분석하였다. 세 가지 연구 모두 재무적 곤경 기업 또는 비투자 기업의 경우에서 위험이전효과가 발생하는 것을 공통적으로 제시하고 있다. 이에 신용등급 기준과 부도거리(Default to Distance, DD[8]) 기준을 각각 적용한 경우 재무적 곤경에 근접한 기업의 위험이전지표(RS)

---

7) 부도계수(Default Likelihood Indicator)는 Default to Distance(DD)를 분포를 통해 전환한 예상부도율 개념으로 Vassalou and Xing(2004)의 경우에서와 같이 정규분포에 대입하여 산출한 결과이다.

8) Vassalou and Xing(2004)에서 적용한 산출 방법을 적용하였는데 산출 식은 아래와 같다.

$$DD_t = \frac{\ln\left(\frac{V_{A,t}}{X_t}\right) + \left(\mu - \frac{1}{2}\sigma_A^2\right)T}{\sigma_A\sqrt{T}}$$

와 산업조정위험이전지표(IRS)가 유의미한 부(-)의 관계로 상대적으로 건전한 기업에 비해 높게 나타날 것이다.

가설3. 타인자본 사용 빈도가 빈번한 기업은 위험이전효과가 높다.

Danielova, Sarkar and Hong(2013)의 연구에서는 기업의 명성(reputation)을 고려한 경우 타인자본을 연속하여 사용하는 것이 상대적으로 긴 시차를 두고 타인자본을 사용하는 것이 비해 위험이전효과가 낮게 나타나는 것을 보였는데 이는 Diamond(1989)의 연구에서 제시한 기업의 명성(reputation)관리에 대한 부분으로 해석하고 있다. 기업의 명성이 높은 경우 자본조달 측면에서 유리한 것은 분명하지만 타인자본 사용 빈도의 증가는 기업의 자본구조 변화 및 실적에 영향을 줄 수 있기 때문에 자산변동성은 증가될 수 있다. 또한 가설1에서 가정한 바와 같이 타인자본 조달 이후 자산변동성이 증가한다는 점을 고려하면 상대적으로 타인자본 사용 빈도가 높은 기업의 위험이전효과가 그렇지 않은 기업에 비해 높을 것으로 기대할 수 있다.

3.2 분석 데이터 정의

본 연구에서는 2000년 이후에 회사채를 발행한 기업들을 대상으로 하여 발행시점을 전후로 한 위험이전효과를 분석하였다[9]. Danielova, Sarkar and Hong(2013)의 연구와 같이 사채 발행 조건은 고정금리부채권으로 한정하여 적용하였고 타인자본 사용에 대한 연속성 수준은 분기별 채권발행 수준을 통해 반영하였다. 자본사용에 대한 연속성 기준의 수정은 분석 대상으로 설정한 국내 기업들의 채권 발행 현황을 고려한 조건이다. Danielova, Sarkar and Hong(2013)에서 가정한 기간 시차(2년)를 반영한다면 국내 기업들의 차환발행 조건에 의해 부합될 수 없기 때문에 분기 단위로 결합하여 특정 연도에 2분기 이상 연속하여 채권을 발행한 경우에 대해 연속성을 지니는 것으로 가정하였다.
위험이전지표 산출에서는 타인자본 사용 시점 직전 또는 직후부터 시작하는 것이 아니라 기준 시점을 중심으로 일정 기간 동안의 시차를 둔 경우를 가정하였다.[10] 예를 들어 특정 기업이 2004년 1분기에 채권을 발행한 경우 위험이전지표 산출은 발행 시점을 전후로 한 2분기의 시차를 두어 2003년 2분기까지를 자본 적용 이전 시계열로 적용하고 2004년 4분기부터의 시계열을 자본적용 이후의 시계열로 적용하였는데 이는 자본 사용 이후 즉시 효과가

$V_{A,t}$는 예상자산가치, X_t는 부채의 장부가치, μ는 자산수익률, σ_A는 자산변동성 추정치를 의미하며 가설2에 대한 검증 시 적용한 기준은 4.실증분석결과에서 상세하게 기술한다.

9) 회사채 발행 관련 정보는 한국자산평가에서 입수하였다. 본 연구에서 사용한 채권발행정보는 채권시가평가제도 도입 이후에 데이터베이스화 된 정보에 근거를 두고 있다.

10) 실증 분석에 적용한 시차는 채권 발행 시점(t)를 기준으로 하여 총 16 분기(4년)을 적용하였고 이 기간 중 ± 2 분기에 해당되는 기간을 유예기간으로 두어 제외한 이후 $\pm 3 \sim 16$ 분기에 해당되는 자료를 추출하였다.

발생하는 것이 아니라 일정 기간 후 발생한다는 조건을 고려하기 위함이다.
자산변동성 추정을 위해 요구되는 장부가치 기준의 총자산 및 부채, 자기자본변동성, 무위험수익률 및 잔존만기에 대해서도 분기 단위에 맞추어 추출하였다. 장부가치 기준의 총자산 및 부채는 개별 기업의 분기별 재무제표에 근거하여 추출하였고 부채의 경우는 총부채를 사용한 것이 아니라 유동부채와 고정부채의 절반을 합하여 적용하였다.[11] 자기자본변동성은 산출 대상 기업의 시가총액을 기준으로 하여 산출 시점을 기준으로 과거 6개월의 시계열 자료를 통해 산출하였고[12] 자기자본변동성 추정 시 과거 6개월의 시계열 조건을 충족하지 못하는 경우에는 산출 대상에서 제외하였다. 무위험 수익률은 각 분기말 기준의 국고채 1년에 대응되는 현물이자율을 적용하였고 잔존만기는 1년으로 가정하였다.
산업조정 위험이전효과를 측정하기 위해 대상기업과 동일한 산업군에 포함되는 기업들의 총자산 및 부채를 측정 대상 기간의 시계열에 일치시켜 함께 추출하고 특정 산업군[13]에 포함되어야 할 개별 기업의 수를 제한하여 소수로 구성된 산업군 효과를 상쇄하였다.
채권 발행 시점 및 자산변동성 추정 조건을 반영하여 추출된 분석 대상은 총 182개 기업에 대해 590건의 발행 건을 포함하며 대상 기간은 2000년에서 2010년까지이다[14].

11) 한국신용평가정보에서 제공하는 KISLINE을 통해 2000년에서 2012년 결산기까지 분기 단위로 개별 기업 기준 재무제표를 대상으로 하였다. 또한 결산기 변경 기업과 분기별 재무제표 누락 기업에 대해서는 추출 대상에서 제외하여 분기 기준의 시계열 구간을 일치시켰다. 부채 규모는 Vassalou and Xing(2004)의 기준을 적용하였는데 1년 미만의 유동부채와 1년 이상의 고정부채의 절반을 더한 것으로 정의하고 있다.

12) 시가 총액은 측정 시점의 보통주 종가를 기준으로 하여 발행주식수를 곱한 금액으로 산출하였다. 주가 수익률을 사용하지 않은 것은 액면분할 및 유상증자 등에 의한 주가 변동을 고려하는 데에 제약이 있기 때문이다. 과거 6개월(캘린더 기준)의 시계열을 적용한 것은 위험이전효과 측정 시 가정한 2분기의 시차에 대응하기 위함이다. 종가 및 발행주식수에 대한 입수는 한국증권전산(KOSCOM)의 자료를 사용하였다.

13) 산업군 분류 기준은 KISLINE에서 제공하는 기업개요 정보(구 분류 기준)를 통해 구분하였다. 기업개요정보에 있는 업종분류코드 기준 중 앞의 3자리를 사용하여 산업분류를 적용하였고 해당 정보가 없는 경우에는 표준산업분류코드를 참조하여 유사업종에 배정하는 방법을 사용하였다.

14) 2010년 이후에 발행된 채권의 경우에는 관측 기간($\pm 16Q$) 반영 기준을 충족하지 못해서 제외하였다.

4. 실증분석 결과

4.1 가설1 검증

채권 발행 시점을 전후로 한 위험이전효과는 <표 1>의 결과에서 볼 수 있듯이 발행 시점 이후에 위험이전효과가 증가하는 것으로 나타났다. 분석대상 전체에 대해 측정한 결과 위험이전지표(RS)는 산업조정 전(Panel A)에는 -0.3063의 수준을 산업조정 후(Panel B)에는 -0.02438로 유의한 부(-)의 관계를 보이는 것으로 나타났다. 분석 대상 전체 중 특이치를 제외한 경우에서도 산업조정 전은 -0.02784의 수준으로 나타났고 산업조정 후에는 -0.0216으로 나타나 유의한 부(-)의 관계를 지니는 것으로 측정되었다. 위의 결과에 근거하여 개별 기업의 위험이전효과는 타인자본 사용을 전후로 발생하며 특히 타인자본 사용 후 위험이전효과가 더 높다는 가설 1이 성립함을 확인할 수 있다.

<표 1> 채권 발행 시점을 전후로 한 위험이전효과 분석

산업조정 전 위험이전지표(RS_j)와 산업조정 후 위험이전지표(IRS_j)에 대한 결과는 각각 Panel A(조정 전)와 Panel B(조정 후)로 구분하였다. 산업조정 전 위험이전지표는 채권 발행 시점을 전후로 추정한 자산변동성(σ_A)을 통해 산출한 RAR($\sigma_{A,t}/\sigma_{A,t-1}$)의 CV에 대한 차이($RS_j = CV_j^{Pre} - CV_j^{Post}$)를 통해 산출하였고 산업조정 후 위험전이지표는 해당 기업이 속한 산업에 포함된 개별 기업의 CV 평균을 차감하여 조정하는 방법$\left(IRS_j = \left(CV_j^{Pre} - CV_{Group}^{Pre}\right) - \left(CV_j^{Post} - CV_{Group}^{Post}\right)\right)$을 적용하였다. CV는 발행시점을 기준으로 하여 $\pm 16Q$를 적용하여 RAR을 산출한 후 이 중 $\pm 2Q$를 제외한 $\pm 3 \sim 16Q$에 해당되는 RAR를 통해 산출하였다. 분석 표본은 분석 대상 건을 모두 적용한 사례(표본 1)과 분석 대상 중 중 상하위 1%에 해당하는 특이치를 제외한 사례(표본 2)로 구분하였다. Panel A와 Panel B에서 표본(1)을 기준으로 한 빈도의 차이가 존재하는 것은 Panel B의 경우는 산업평균 산출 시 적용한 최소 산업군 편입 기업 수의 조건에 부합되지 않는 건을 제외하였기 때문이다.

구분	대상	빈도	평균	표준편차	t-통계량
Panel A	표본 (1)	590	-0.03063	0.1818	-4.09311***
	표본 (2)	580	-0.02784	0.1598	-4.1947 ***
Panel B	표본 (1)	558	-0.02438	0.19006	-3.03051***
	표본 (2)	548	-0.0216	0.16831	-3.00401***

<표 1>에서 제시된 평균 및 표준편차는 대상 구분에 포함된 조정 전 위험이전지표(RS_j) 및 조정 후 위험이전지표(IRS_j)에 대해 산출한 결과이며 *,**,***는 유의 수준을 나타내며 각각 10%, 5%, 1% 유의 수준을 의미한다.

4.2 가설2 검증

가설 2에 대한 검증을 위해 분석 대상으로 설정된 개별 발행 건들을 등급 기준과 부도거리(Default to Distance, DD) 기준을 적용하여 적격/비적격 그룹으로 재구성하였다.
등급 기준에 의한 분류는 채권발행시점에 부여받은 등급을 기준으로 적격/비적격을 구분하였는데 이는 발행 시 부여되는 채권 등급은 결국 해당 기업의 신용등급과 동일한 수준에서 결정되기 때문이다. 국내 채권 시장에서는 채권 발행 시 반드시 복수의 신용평가 기관으로부터 평정을 받도록 의무화되어 있기에 발행 등급을 기준으로 한 구분이 유효할 수 있다.[15] 본 연구에서는 적격/비적격 그룹에 대한 분류 등급 기준으로 A^+등급을 하한으로 하여 적용하였다. Danielova, Sarkar and Hong(2013)의 경우는 B 등급을 기준으로 하여 하위 등급에 속한 그룹을 고위험 그룹과 그 외의 그룹으로 분류하였는데 <표 2>에서 볼 수 있듯이 국내 발행시장 상황에는 적합하지 않으며 신용등급 수준에 대한 절대적 기준이 없는 현실을 고려할 경우 채권 유통 시장에서 고려되는 투자유효등급 수준을 반영한 구분을 적용하였다.
부도거리(DD)[16]는 자산의 순 시장가치를 자산변동성으로 나눈 비율로 정의하며 부도거리가 작을수록 예상부도율이 증가할(신용등급이 하락할) 가능성이 높은 것으로 해석하며 식(2) 및 (4)에 의해 추정한 예상자산가치(V_A) 및 자산변동성(σ_A)을 식(7)에 대입해 산출하였다.

$$DD = \frac{\ln\left(\frac{V_A}{D}\right) + \left(\mu_A - \frac{1}{2}\sigma_A^2\right)\tau}{\sigma_A\sqrt{\tau}}, \tau = T - t \qquad (7)$$

단, 식(7)을 적용하기 위해 자산수익률(μ_A)에 대한 정의가 필요한데 본 연구에서는 분기 단위로 산출한 예상자산가치를 통해 분기별 수익률 산출하여 적용하였다.

---

15) 공모 회사채 발행의 경우는 복수의 신용평가기관으로부터 신용등급을 획득해야 발행이 가능하지만 사모 회사채의 경우에는 반드시 복수 평가를 받아야 하는 의무 조항은 없다. 이에 국내 채권 시장에서는 사모사채인 경우 발행회사의 등급 또는 발행회사의 공모회사채 등급에 준하여 적용하고 있다.

16) $DD = \frac{V_A - X}{V_A \cdot \sigma_A}$로 정의할 수 있으며 여기에서 V_A는 자산의 시장가치, X는 부채규모 그리고 σ_A는 자산변동성을 의미한다.

<표 2> 분석 대상별 발행 등급 요약

<표 1>에서 적용한 분석 표본에 대해 해당 채권의 발행 등급을 기준으로 분류하였다. 등급 분류 기준은 국내 신용평가회사에서 적용하는 $AAA, AA, A, BBB, BB, B, CCC, CC, C$ 의 분류 기준을 적용하였고 각 등급 구간은 다시 3개의 상세분류로(notch, $+/flat(0)/-$) 구분한다. 사모발행의 경우는 발행회사의 공모회사채 등급을 적용하여 합계했다.

등급 구분	빈도
AAA	23
AA^{+}	18
AA	34
AA^{-}	72
A^{+}	61
A	83
A^{-}	66
BBB^{+}	40
BBB	44
BBB^{-}	30
$BB+$	26
BB	19
기타	74
합계	590

발행 시점의 등급을 기준으로 구분한 위험이전효과는 신용등급이 낮은 비적격 그룹에 포함되는 경우 채권 발행 이후 위험이전효과가 유의미한 부(-)의 관계를 지니는 것으로 나타났지만 적격 그룹에 포함된 경우에는 부(-)의 관계를 보이지만 유의미한 결과를 보이지는 않는 것으로 나타나 가설 2가 성립함을 볼 수 있다. Danielova, Sarkar and Hong(2013)의 연구와 비교할 경우 비적격 그룹으로 구분된 대상에서는 위험이전효과에 대한 유의미한 결과를 보이지 않았던 것과는 다른 결과를 보였고 적격 그룹으로 구분한 대상에 대해서는 위험이전효과는 유의미하지는 않지만 유사한 효과를 지니는 것으로 확인할 수 있었다. 또한 Eisdorfer(2008) 및 Fang and Zhong(2004)의 연구 결과와 같이 재무적 곤경에 처한 기업에서 위험이전효과가 더 발생한다는 점에 있어서는 본 연구 결과와 일치한다고 본다.

산업조정 결과를 고려한 위험이전효과 분석 결과에서는 비적격 그룹으로 구분된 대상에 있어서는 조정 전의 결과와 동일하게 유의미한 부(-)의 관계를 지니는 것으로 나타났지만 적격 그룹에 대해서는 유의미하지는 않지만 정(+)의 관계를 지니는 것으로 나타났다. 산업조정 이전의 위험이전효과에 있어 적격 그룹의 결과가 유의미하지 않게 나온 부분을 고려할 경우 적격 그룹에 대해서는 산업조정 효과가 미미한 것으로 해석할 수 있다. 그러나 비적격 그룹에 대해서는 산업조정 이후에서도 부(-)의 관계를 유지하는 것으로 나타나 가설 2를 지지할 수 있다고 본다.

<표 3> 발행등급으로 구분한 위험이전효과 분석

산업조정 전 위험이전지표(RS_j)와 산업조정 후 위험이전지표(IRS_j)에 대한 결과는 각각 Panel A(조정 전)와 Panel B(조정 후)로 구분하였다. 산업조정 전 위험이전지표와 조정 후 위험전이지표 산출은 <표 1>에서 적용한 방법을 동일하게 적용하였다. 적격과 비적격 등급 구분은 발행 등급 A^+를 기준으로 하여 구분하였다. 단 산업조정을 위해 적용된 동일 산업군의 개별 기업에 대해서는 적격 등급 구분을 적용하지 않고 동일 산업 대상 여부만을 확인하였다.
분석 표본은 분석 대상 건을 모두 적용한 사례(표본 1)과 분석 대상 중 중 상하위 1%에 해당하는 특이치를 제외한 사례(표본 2)로 구분하였다.

구분	등급	대상	빈도	평균	표준편차	t-통계량
Panel A	적격	표본 (1)	208	-0.0002351	0.1255	-0.02702
		표본 (2)	204	-0.0005025	0.11339	-0.06329
	비적격	표본 (1)	382	-0.04719	0.20435	-4.51327***
		표본 (2)	375	-0.04255	0.18007	-4.57634***
Panel B	적격	표본 (1)	203	0.00945	0.1303	1.0329
		표본 (2)	199	0.00903	0.11622	1.09614
	비적격	표본 (1)	355	-0.04373	0.21475	-3.83653***
		표본 (2)	348	-0.03891	0.19145	-3.7916 ***

<표 3>에서 제시된 평균 및 표준편차는 대상 구분에 포함된 조정 전 위험이전지표(RS_j) 및 조정 후 위험이전지표(IRS_j)에 대해 산출한 결과이며 *,**,***는 유의 수준을 나타내며 각각 10%, 5%, 1% 유의 수준을 의미한다.

부도거리(DD)를 기준으로 구분한 위험이전효과에 대한 분석 결과도 발행 등급을 기준으로 구분한 결과와 동일하게 나타났다. 가설 2에 대한 검증을 위해 적용한 부도거리(DD)의 측정 시점은 해당 채권 발행 시점을 기준으로 적용하여 등급 부여 시점과 일치시켰다[17]. 부도거리에 의한 적격/비적격 구분은 분석 대상으로 포함된 개별 건의 발행 시점 기준 부도거리에 대한 평균을 통해 반영하였다. <표 4>에서 볼 수 있듯이 비적격 그룹으로 구분된 경우 산업조정 전 및 후에 대해 위험이전효과가 유의미한 부(-)의 관계를 지니는 것을 확인할 수 있으며 적격 그룹으로 구분된 경우에는 산업조정 전 및 후의 관계가 유의미하게 나타나지 않음을 볼 수 있다. 부도거리에 의한 위험이전효과는 Fang and Zhong(2004)의 결과에 대비하였는데 Fang and Zhong(2004)의 연구에서도 부도거리가 짧은 경우(본 연구에서는 부도거리가 평균 이하로 분류된 비적격에 해당함)가 그렇지 않은 경우에 비해 위험이전효과가 높은 것을 보이고 있는데 이는 본 분석의 결과와 일치한다[18].

17) 부도거리(DD) 산출을 위해 적용된 재무제표가 분기 단위로 구분되기 때문에 채권 발행일이 포함되는 해당 분기를 기준으로 하여 총자산과 부채규모를 적용하였고 자기자본변동성 및 무위험 수익률은 당 분기말 영업일을 기준으로 하여 추출하였다.

18) Fang and Zhong(2004)는 부도계수(Default Likelihood Indicator, DLI) 수준을 통해 고위험 여부를 구분하였는데 여기에서 사용한 부도계수는 $N^{-1}(DD)$로 산출한다. 부도계수가 클수록 DD는 작게 산출되고 부도계수가 적을수록 DD는 크게 산출되는 조건을 고려하면 부도 계수에 의한 구분과 DD에 의한 구분은 지표의 차이만 존재할 뿐 유사한 의미를 지닌다고 볼 수 있다.

<표 4> 부도거리로 구분한 위험이전효과 분석

산업조정 전 위험이전지표(RS_j)와 산업조정 후 위험이전지표(IRS_j)에 대한 결과는 각각 Panel A(조정 전)와 Panel B(조정 후)로 구분하였다. 산업조정 전 위험이전지표와 조정 후 위험전이지표 산출은 <표 1>에서 적용한 방법을 동일하게 적용하였다. 발행 시점을 기준으로 산출한 부도거리의 평균을 기준으로 하여 평균 이상인 경우를 적격으로 하고 그렇지 않은 경우를 비적격으로 처리하였다. 단 산업조정을 위해 적용된 동일 산업군의 개별 기업에 대해서는 적격 등급 구분을 적용하지는 않고 동일 산업 여부만을 확인하였다. 분석 표본은 분석 대상 건을 모두 적용한 사례(표본 1)과 분석 대상 중 중 상하위 1%에 해당하는 특이치를 제외한 사례(표본 2)로 구분하였다.

구분	등급	대상	빈도	평균	표준편차	t-통계량
Panel A	적격	표본 (1)	257	-0.0035	0.14461	-0.38798
		표본 (2)	252	-0.00122	0.1255	-0.15474
	비적격	표본 (1)	333	-0.05158	0.20371	-4.62017***
		표본 (2)	325	-0.04734	0.17695	-4.82294***
Panel B	적격	표본 (1)	251	-0.0005021	0.1474	-0.05397
		표본 (2)	247	0.0002013	0.12873	0.02457
	비적격	표본 (1)	307	-0.04391	0.21715	-3.5429***
		표본 (2)	301	-0.04048	0.19595	-3.58408***

<표 4>에서 제시된 평균 및 표준편차는 대상 구분에 포함된 조정 전 위험이전지표(RS_j) 및 조정 후 위험이전지표(IRS_j)에 대해 산출한 결과이며 *,**,***는 유의 수준을 나타내며 각각 10%, 5%, 1% 유의 수준을 의미한다.

4.3 가설3 검증

가설 3에 대한 검증을 위해 타인자본 사용에 대한 연속성 기준을 동일 연도 이내에 2분기 이상 발행한 경우로 수정하였다. <표 5>에서 볼 수 있듯이 분석 대상에 포함된 개별 채권의 명목 만기는 누적 기준으로 볼 때 3년 이하인 경우가 90%에 육박하는 수준을 보이고 있고 분석 대상에 포함된 개별 기업들의 발행주기도 월별로 연속적으로 발행되는 경우가 대다수이기 때문에 발행 간격을 길게 가정하는데 제약이 있다. 이에 동일 연도 중 2회 이상 발행한 경우를 연속적으로 타인자본을 사용한 경우로 조정하여 검증을 수행하였다. 단 여기에서 동일 분기 내에 복수로 발행된 경우는 동일 분기에 1회 발행한 것으로 통합하여 처리하였다[19].

가설 3에 대한 검증 결과는 <표 6>에서와 같이 개별 연속 사용의 경우 위험이전효과가 유의미한 부(-)의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 상대적으로 비연속 조건으로 구분된 경우에도 위험이전효과를 확인할 수 있었지만 통계적인 유의성은 확보되지 않았다. Danielova, Sarkar and Hong(2013)의 연구에서 적용한 가정과 상이한 조건이 있어 직접 비교는 어렵지만 타인자본을 연속적으로 사용한 경우의 위험이전효과가 더 높은 것으로 나타났다. 이는 타인자본 조달이 기업의 명성과 같은 정성적인 부분에 의해 영향을 받는 것이 아니라 기업의 자본구조 변화에 직접 반영되기 때문에 자산가치변동성의 증가한 결과로 해석한다.

19) 예를 들어 해당 기업의 채권 발행이 2007년 1월, 2월 및 3월에 걸쳐 연속적으로 발행되었다면 2007년 1월에 발행한 채권을 분석 대상으로 포함하였고 이를 2007년 1분기에 1회 발행한 것으로 적용하였다.

<표 5> 분석 표본의 채권 명목 만기 비교

<표 1>에 적용된 개별 기업별 채권 발행 정보 중 채권 발행일과 만기일을 통해 산출한 명목만기를 기준으로 빈도 및 비율을 산출하였다. 만기 구간은 1년 이하에서 5년 초과까지 총 6개 구간으로 구성하였다.

만기구간	빈도	비율(%)	누적비율(%)
1년 이하	53	8.98	8.98
1년 초과 2년 이하	108	18.31	27.29
2년 초과 3년 이하	367	62.20	89.49
3년 초과 4년 이하	9	1.53	91.02
4년 초과 5년 이하	44	7.46	98.47
5년 초과	9	1.53	100
합계	590	100	

<표 6> 타인자본 사용의 연속성 조건을 고려한 위험이전효과 분석

산업조정 전 위험이전지표(RS_j)와 산업조정 후 위험이전지표(IRS_j)에 대한 결과는 각각 Panel A(조정 전)와 Panel B(조정 후)로 구분하였다. 산업조정 전 위험이전지표와 조정 후 위험전이지표 산출은 <표 1>에서 적용한 방법을 동일하게 적용하였다. 타인자본 사용에 대한 연속성 여부는 동일연도 기준으로 2분기 이상 발행한 경우를 연속발행으로 처리하고 그렇지 않은 경우는 비연속으로 구분하였다. 산업조정은 동일 산업군의 속한 개별 기업인 조건만 반영하였고 이들 기업에 대해서는 연속성 여부를 반영하여 구분하지는 않았다. 분석 표본은 분석 대상 건을 모두 적용한 사례(표본 1)과 분석 대상 중 중 상하위 1%에 해당하는 특이치를 제외한 사례(표본 2)로 구분하였다.

구분	연속여부	대상	빈도	평균	표준편차	t-통계량
Panel A	비연속	표본 (1)	236	-0.01437	0.1902	-1.16063
		표본 (2)	231	-0.00783	0.15511	-0.76677
	연속	표본 (1)	354	-0.04148	0.17541	-4.44913***
		표본 (2)	346	-0.03865	0.15655	-4.59236***
Panel B	비연속	표본 (1)	227	-0.00419	0.19435	-0.32465
		표본 (2)	223	-0.0007549	0.16813	-0.06705
	연속	표본 (1)	331	-0.03823	0.18609	-3.73785***
		표본 (2)	325	-0.03522	0.16905	-3.7555 ***

<표 6>에서 제시된 평균 및 표준편차는 대상 구분에 포함된 조정 전 위험이전지표(RS_j) 및 조정 후 위험이전지표(IRS_j)에 대해 산출한 결과이며 *,**,***는 유의 수준을 나타내며 각각 10%, 5%, 1% 유의 수준을 의미한다.

4.4 위험이전효과에 대한 요인 분석

위험이전효과에 영향을 주는 요인으로 타인자본 사용 수준과 수익변동성 그리고 대주주 지분율 등이 고려될 수 있다. 타인자본 사용 수준이 높거나 타인자본 사용 빈도가 증가할 경우 자산가치 변동성이 증가될 수 있으며 이에 따라 위험이전효과가 증가하는 정(+)의 관계를 지닐 수 있다. 자산가치변동성의 경우 자본구조 변화뿐만 아니라 수익 변동성에 의한 영향 요인도 반영될 수 있는데 Danielova, Sarkar and Hong(2013)의 연구에서 제시한 바와 같이 수익변동성과 자산가치변동성은 같은 방향성을 지닐 수 있기 때문에 위험이전효과 측정 시 정(+)의 효과를 보일 수 있다. 대주주 지분율 부분은 기업의 의사결정 과정에서 수익

실현에 대한 위험이 높은 투자안을 선택하는 경우를 가정하면 대주주를 중심으로 한 자기자본 보유자는 해당 투자안을 적극적으로 수용할 유인을 지닐 수 있기 때문에 주요 주주 지분율과 위험이전효과 간의 관계는 정(+)의 관계를 지닐 수 있다. 자본적 지출은 위험이전효과 존재에 따른 기대효과로 타인자본 사용 이후의 투자 활동에 대한 결과로 해석될 수 있다. Eisdorfer(2008)의 연구에서는 자본적 지출을 종속변수로 하고 자산변동성을 설명변수로 하여 위험이전효과를 분석하였는데 자산변동성과 자본적 지출 간에는 정(+)의 관계가 있음을 보였다. 장부가 대비 시가 비율(Book to Market, 이하 BM)은 Vassalou and Xing(2004)와 Griffin and Lemmon(2002)의 연구에서 사용된 변수로 주로 재무 건전성이 저하되는 기업에 대해 부도위험과 정(+)의 관계를 지니는 것으로 제시되었다. 재무 위험이 증가하는 기업의 경우 위험이전효과가 더 높게 나타나는 실증분석 결과를 고려한다면 장부가 대비 시가 비율도 정(+)의 관계를 지닐 것으로 본다. 추가적으로 발행 규모 및 타인자본 사용의 연속성 구분, 레버리지 비율, EBITDA성장률을 적용하여 설명변수를 구성하였다.

요인분석을 위해 사용된 데이터는 기업별로 발행된 빈도와 발행 시기가 상이하기 때문에 단순시계열 분석 또는 횡단면 분석을 적용하는데 제약이 존재한다. 이러한 불균형 갭을 고려하기 위해 Eisdorfer(2008)의 연구와 같이 고정효과(Fixed Effects)모형을 통해 요인분석을 수행하였고 모형은 아래와 같이 설정하였다.

구분	분석모형
조정전 (개별)	$RS_{j,t} = (\alpha + u_j) + \beta_1 \mathrm{Pre}CV_{j,t} + \beta_2 IssueSize_{j,t} + \beta_3 Growth_{j,t} + \beta_4 DERatio_{j,t} + \beta_5 ShareRate_j + \beta_6 IssueSeq_{j,t} + \beta_7 Icapex_{j,t} + \beta_8 BM_{j,t} + e_{j,t}$
조정후 (산업조정)	$IRS_{j,t} = (\alpha + v_j) + \beta_1 \mathrm{Pre}AdjCV_{j,t} + \beta_2 IssueSize_{j,t} + \beta_3 Growth_{j,t} + \beta_4 DERatio_{j,t} + \beta_5 ShareRate_{j,t} + \beta_6 IssueSeq_{j,t} + \beta_7 Icapex_{j,t} + \beta_8 BM_{j,t} + e_{j,t}$

<표 8> 및 <표 9>에서 볼 수 있듯이 발행시점 이전의 자산변동성 변동성($\mathrm{Pre}CV, \mathrm{Pre}AdjCV$)은 산업조정 여부와 무관하게 유의미한 부(-)의 관계를 지니는 것으로 나타났다. 레버리지 비율($DERatio$)의 경우는 산업조정 전과 후 모두 위험이전효과와 유의한 수준에서 정(+)의 관계를 유지하고 있으며 특히 산업조정 이후의 수준이 좀 더 높게 나타났다. BM효과에 대한 경우도 레버리지비율의 효과와 동일하게 산업조정 전과 후 모두 유의한 수준에서 정(+)의 관계를 유지하고 있다. 타인자본 사용에 대한 연속성 부분($IssueSeq$)은 산업조정 전과 후의 경우에 모두 정(+)의 관계를 보이고 있으나 모형(3)의 경우에서만 유의미한 수준을 보였다. 대주주 지분율 요인($ShareRatio$)은 산업조정 전과 후 모두 유의미한 정(+)의 관계를 유지하고 있다. 레버리지 비율과 대주주지분율 그리고 타인자본 사용의 연속성 수준이 고려될 수 있음은 가설 2와 3의 검증 결과와 연계하여 설명될 수 있는데 타인자본 사용 빈도의 증가는 레버리지비율의 상승을 유발하게 되고 결과적으로 위험이전효과를 증가시키는 효과를 초래한다고 볼 수 있다. 그러나 자본적 지출($Icapex$)은 기대한 결과와 달리 방향성 및 수준에서 유의미한 결과를 나타내지 못했는데 이는 적용한 시차가 상대적으로 짧은 부분에 기인하여 자산증가에 대한 효과를 반영하는데 제약이 있었기 때문으로 해석한다.

<표 7> 설명변수 기초통계량 요약

<표 7>에 제시된 개별 변수별 기초통계량은 <표 1>에 사용된 분석 표본 중 패널분석에 대응하기 위해 2회 이상 발행한 기업들의 발행 건을 대상으로 적용한 결과이다.(건수 기준으로는 389건이고 82개 기업을 포함한다) $\mathrm{Pre}CV$는 타인자본 사용 이전 시점에 산출한 RAR에 대한 변동계수(coefficient of variation, CV)로 채권발행시점($t=0$)을 기준으로 하여 $(-)16Q \sim (-)3Q$에 해당하며 $IssueSize$는 채권 발행액을 채권발행시점에 해당되는 분기의 장부가 기준 총자산액으로 나눈 값이다. $\mathrm{Pre}AdjCV$는 산업조정 후의 변동계수로 산출 기간 가정은 $\mathrm{Pre}CV$와 동일하지만 산업조정에 따른 빈도수의 차이는 존재한다.(산업조정의 경우 363 건이고 79개 기업을 포함한다) $Growth$는 타인자본 사용 이전 EBITDA의 성장률로 $(EBITDA_t/EBITDA_{t-1}-1)$에 의해 산출하며 대상 기간은 $\mathrm{Pre}CV$를 산출하는 기간과 동일하게 적용하였다. $IssueSeq$는 더미변수로 가설 3에서 적용한 타인자본 사용의 연속성 기준을 반영하여 해당 기업이 동일연도에 분기 기준으로 2회 이상 발행한 경우에는 1로 그렇지 않은 경우에는 0으로 설정하였다. $DERatio$는 채권발행시점에 해당되는 분기의 장부가 기준 금액에 대해 부채총계$_t$/자본총계$_t$로 산출하였고 $ShareRatio$는 $DERatio$를 산출하는 시점에 해당되는 대주주지분율로 이는 분기단위가 아니라 연도 기준으로 사용하였다. 대주주지분율 자료는 한국상장회사협의회에서 제공하는 TS2000에서 추출하였다. $Icapex$는 유형자산 증가율로 자본적지출(Capital expenditure)을 고려하기 위해 설정하였으며 채권발행시점($t=0$)을 기준으로 하여 유형자산$_{t+2Q}$/유형자산$_{t=0}-1$로 산출하였다. BM은 장부가 대비 시가(book to market) 비율로 장부가자본총액$_{t=0}$/시가총액$_{t=0}$에 의해 산출하였으며 시가총액은 보통주만을 대상으로 발행시점 분기말을 적용하였다.

변수구분	평균	중위수	Q1	Q3
$\mathrm{Pre}CV$	0.24528	0.22019	0.18046	0.2901
$\mathrm{Pre}AdjCV$	-0.04028	-0.05701	-0.10508	0.00684
$IssueSize$	0.03058	0.02398	0.01121	0.04154
$Growth$	0.56976	0.59829	0.32067	1.11871
$DERatio$	1.78238	1.61799	1.07488	2.03279
$IssueSeq$	0.6241	1	0	1
$ShareRatio$	0.34997	0.3484	0.2598	0.46
$Icapex$	0.07388	0.0139	-0.00948	0.06775
BM	1.42113	0.99999	0.66335	1.6857

<표 8> 산업조정 전 요인 분석 결과

<표 1>에 사용된 분석 표본 중 패널분석에 대응하기 위해 2회 이상 발행한 기업들의 발행 건을 대상으로 하였고 총 389건, 82개 기업을 포함한다. 종속변수는 식(1)에 의해 산출한 산업조정전 위험이전지표($RS_{j,t}$)이고 독립변수는 <표 7>에 제시된 변수 중 $\mathrm{Pre}AdjCV$를 제외한 8개의 변수이다. 모형(1)은 Pooled OLS에 의한 결과이고, 모형(2)는 개별 기업을 고정시킨 후 적용한 일원고정효과(One way Fixed Effects)모형에 의한 결과이며 모형(3)은 개별 기업 및 시계열(분기단위)를 모두 고정시킨 후 적용한 이원고정효과(Two way Fixed Effects)모형 결과이다. $R^2/AdjR^2$는 Pooled OLS, 일원고정효과 및 이원고정효과 모형에 따른 (조정)R-square를 의미하고 $F-Value$는 일원고정효과 및 이원고정효과 모형의 고정효과 존재여부에 대한 가설검정에 대한 F테스트 결과이다. 종속변수로 사용된 위험이전지표(RS_j, IRS_j)의 부호가 (-)인 것을 고려하면 추정계수의 부호가 (-)인 경우를 정(+)의 관계를 지니는 것으로 반대인 경우를 부(-)의 관계를 지니는 것으로 해석한다.

변수	모형(1)	모형(2)	모형(3)
$constant$	-0.0259	-0.14671**	-0.15996*
$\mathrm{Pre}CV$	0.78383***	1.221647***	1.154963***
$IssueSize$	-0.3763	0.070835	0.05955
$Growth$	0.00331	-0.002	0.000719
$DERatio$	-0.028***	-0.00747***	-0.00929***
$IssueSeq$	-0.00615	-0.01423	-0.02712**
$ShareRatio$	-0.25581***	-0.33485**	-0.30618**
$Icapex$	-0.04427	0.016636	0.026259
BM	-0.04107***	-0.01437***	-0.02756***
$R^2/AdjR^2$	0.2549	0.893	0.9097
$F-Value$		21.48***	13.47***

*,**,***는 유의 수준을 나타내며 각각 10%, 5%, 1% 유의 수준을 의미한다.

<표 9> 산업조정 후 요인 분석 결과

<표 8>에 적용한 조정 전 자료에서 동일산업군에 포함되는 기업의 수가 적은 경우를 제외하여 구성하였으며 총 363 건에 79개 기업을 포함한다. 모형(1), (2) 및 (3)에 대한 정의와 추정계수의 해석 기준은 <표 8>과 동일하다.

변수	모형(1)	모형(2)	모형(3)
$constant$	0.19792***	0.187943***	0.176899**
$\mathrm{Pre}AdjCV$	0.7895***	1.011416***	0.950066***
$IssueSize$	0.00552	0.11266	0.038439
$Growth$	0.0033	-0.00372	-0.00137
$DERatio$	-0.03568***	-0.00926***	-0.0103***
$IssueSeq$	-0.00812	-0.01595	-0.02528**
$ShareRatio$	-0.24574***	-0.39289**	-0.35824**
$Icapex$	-0.05860	0.014349	0.024473
BM	-0.03615***	-0.01611***	-0.02935***
$R^2/AdjR^2$	0.2855	0.8956	0.9137
$F-Value$		20.16***	12.53***

*,**,***는 유의 수준을 나타내며 각각 10%, 5%, 1% 유의 수준을 의미한다.

4.5 강건성 분석

위험이전효과 분석을 위한 가설검증에서는 타인자본 사용 시점을 전후로 하여 위험이전지표를 산출한 후 비교하는 방법을 사용하였는데 이는 타인자본 사용 직후에 효과가 즉시 발생하지 않고 일정한 시차가 경과된 이후에 발생한다는 전제를 두었기 때문이다. 그러나 가설 2의에서와 같이 신용도가 낮거나 재무적 곤경에 처한 경우에는 Eisdorfer(2008)나 Fang and Zhong(2004)의 연구에서와 같이 상대적으로 장기인 시계열을 대상으로 분석한 경우에서도 위험이전효과가 발생할 수 있음을 가정할 수 있다. 이에 가설 2의 검증에 적용한 사례 중 부도거리를 중심으로 구분한 적격/비적격 그룹에 대해 분석 기간 전체에 대해 산출한 RAR의 평균을 비교하여 강건성 분석을 수행하였다.

강건성 분석 결과는 <표 9>에서와 같이 비적격 그룹으로 구분된 경우가 그렇지 않은 경우에 비해 RAR 수준이 높은 것으로 나타나 Fang and Zhong(2004)의 연구와 동일한 결과를 보였으며 가설 2에 대한 검증결과와 동일함을 볼 수 있었다.

<표 9> RAR을 통한 위험이전효과 분석

산업조정 전 위험이전지표(RS_j)에서 적용한 RAR($\sigma_{A,t}/\sigma_{A,t-1}$)을 채권 발행 시점 기준 $\pm 16Q$에 대해 산출하여 적용하였다. 적격/비적격 구분은 <표 4>에서 적용한 기준을 동일하게 적용하였으며 산출된 RAR의 평균을 지표로 비교하였다. 차이 비교는 Pairwise T-test를 통해 수행하였다.

구분	대상	빈도	평균	표준편차	t-통계량
전체	적격 (1)	257	1.0227	0.0412	
	비적격 (2)	333	1.0351	0.0516	
	차이(1)-(2)		-0.0125	0.0474	-3.26***

*,**,***는 유의 수준을 나타내며 각각 10%, 5%, 1% 유의 수준을 의미한다.

5. 결 론

본 연구의 목적은 타인자본 사용에 따른 대리인 비용 문제로 제시된 위험이전효과에 대한 실증분석에 두고 있다. 위험이전효과의 대상이 되는 자산가치변동성은 옵션가격모형을 이용하여 추정하였고 추정된 자산가치 변동성에 대한 위험조정비율(RAR)의 조정계수를 위험이전지표로 설정하여 회사채 발행 시점을 전후한 위험이전효과를 비교하였다.

실증 분석 결과 회사채 발행을 통해 타인자본 사용에 따른 위험이전효과가 존재함을 확인할 수 있었다. 국내 기업들의 경우 타인자본 사용에 따른 위험이전효과는 존재하며 특히 타인자본 사용에 대한 연속성 가정 및 신용도 저하에 따른 상황 하에서 유의미한 수준을 보이는 것을 확인할 수 있었다. 고정효과모형을 통해 본 위험이전효과에 대한 요인 분석에서는 타인자본 사용 이전의 변동성 수준, 부채규모로 대표되는 레버리지비율, 대주주 지분율 변수 그리고 장부가 대비 시가비율 지표가 상대적으로 높은 설명력을 지니는 것으로 나타났다. 특히 레버리지 비율과 부채 사용의 연속성 수준은 가설 검증 결과와 연계하여 설명될 수 있었다. 또한 강건성 분석에서도 볼 수 있듯이 본 연구에서 설정한 위험이전지표인 조정계수뿐 만 아니라 위험조정비율 자체도 위험이전효과는 존재할 수 있음을 보여 분석의 일관성을 지닐 수 있었다.

본 연구 결과에 대응하여 향후 과제로 위험이전효과를 비교하는 대상이 추가되어 고려될 수 있다고 본다. 본 연구에서 접근한 위험이전효과에 대한 분석은 Fang and Zhong(2004), Eisdorfer(2008), Huang, Sialm and Zhang(2011), Danielova, Sarkar and Hong(2013)의 경우와 같이 추정변동성에 대한 상대비율 산출을 통해 이루어졌는데 이는 특정 시점에서의 자산가치 위험도를 정량적으로 설명하기에는 제약이 있을 것으로 생각한다. 이에 위험이전효과의 존재 여부를 판별하는 기준과 이후 위험이전효과의 수준을 측정하는 기준을 구분하여 분석하는 방향이 제안될 수 있다고 본다. 특히 재무적 안정성과 연계된 경우 신용스프레드를 통한 사후적인 분석을 통해 자산가치 위험도의 변화를 분석하는 부분을 추가할 수 있을 것으로 기대한다.

참고 논문

Bhanot, Karan. and Antonio S. Mello, 2006. Should corporate debt include a rating trigger?, Journal of Financial Economics Vol 79, Issue. 1, pp69 ~ 98

Brown, Keith C, W.V. Harlow and Laura T.Starks, 1996. Of Tournaments and Temptations: An Analysis of Managerial Incentives in the Mutual Fund Industry, Journal of Finance Vol 51 Issue. 1, pp85 ~ 110

Crosbie, Peter J. 2003, Modeling Default Risk, Moody's KMV

Diamond, Douglas. W, 1989. Reputation Acquisition in Debt Markets, Journal of Political Economy Vol 97 No. 4, pp828 ~ 862

Eisdorfer Assaf, 2008. Empirical Evidence of Risk Shifting in Financially Distressed Firms, Journal of Finance, Vol. 63, No. 2, pp609 ~ 637

Danielova Anna N, Sudipto Sarkar, Gwangheon Hong, 2013. Empirical Evidence on Corporate Risk-Shifting, The Financial Review Vol 48 Issue. 3, pp443 ~ 460

Fang Ming and Rui Zhong, 2004. Default Risk, Firm's Characteristics, and Risk Shifting., Working paper, Yale University

Galai, Dan. and R.W. Masulis, 1976. The option pricing model and the risk factor of stock, Journal of Financial Economics Vol 3 No 1/2, pp53 ~ 81

Goldstein Robert S., Nengjin Ju and Hayne E. Leland, 2001. An EBIT-Based Model of Dynamic Capital Structure, Journal of Business Vol 74 No. 4, pp483 ~ 512

Griffin John M. and Michael L Lemmon, 2002, Book-to-Market Equity, Distress Risk, and Stock Returns, Journal of Finance Vol 57 No. 5, pp2317 ~ 2336

Huang Jennifer, Clemens Sialm and Hanjiang Zhang, 2011. Risk Shifting and Mutual Fund Performance, The Review of Financial Studies Vol 24 No. 8, pp 2575 ~ 2616

Jensen Michael C. and William H. Meckling, 1976, Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure, Journal of Financial Economics Vol 3 Issue 4, pp305 ~ 360

Larsen Peter Tind, 2006, Default Risk, Debt Maturity and Levered Equity's Risk Shifting Incentives. Working paper, University of Aarhus

Leland, Hayne E, 1998. Agency Costs, Risk Management, and Capital Structure, Journal of Finance Vol 53 Issue. 4, pp1213 ~ 1243

Leland Hayne E and Klaus Bjerre Toft, 1996. Optimal Capital Structure, Endogenous Bankruptcy, and the Term Structure of Credit Spreads, Journal of Finance Vol 51 No. 3, pp987 ~ 1019

Vassalou Maria and Yuhang Xing, 2004. Default Risk in Equity Returns, Journal of Finance Vol 59, No 2, pp831 ~ 868

Numerical Recipes in C, Cambridge University Press