

리츠 대출의 가산금리 결정요인 연구*

A Study on the Determinants of Loan Spread for REITs

김 준 형 (Jun-Hyung Kim)** · 고 성 수 (Sungsoo Koh)***

〈 Abstract 〉

Loan interest rate is an important concern for REITs' participants. The lender should appropriately reflect the expected loss and loan cost, and the operator should pursue the efficiency by applying the lower interest rate. The purpose of this study is to analyze the determinants of the loan spread for Korean REITs. Lenders consider the credit risk of the borrower to be the most important factor in calculating the interest rate on the loan. The credit spread of domestic REITs is affected not only by mortgage properties but also by institutional investors' participation patterns. This study is expected to provide meaningful implications for loan agencies, operators and investors. The main results of the empirical analysis are as follows.

First, the increase in LTV ratio reduced the loan spread. This means that lenders are not uniformly applying the LTV ratio in calculating the loan spread. In addition, this result seems that lenders are making an endogenous choice to consider the nature of collateral assets in order to calculate the loan spread. Second, as the rental yield has increased, the loan spread also increased. This is the opposite of the generally expected result. These results show that lenders are considering not only the profitability of the collateral assets but also the risks in calculating the loan spread. Third, the increase in the ratio of the largest shareholder of financial investors has led to a decline in the credit spread. Fourth, if the real estate market is booming at the time of loan execution, the effect of the decrease in the credit spread is more apparent than when the financial market is booming.

키워드 : 리츠, 가산금리, 바젤II, 신용위험, 내생성, 재무적투자자

Keyword : REITs, Loan Spread, Basel II, Credit Risk, Endogeneity, Financial Investor

* 이 논문은 2017학년도 건국대학교의 연구년교원 지원에 의하여 연구되었음.

** 건국대학교 부동산학과 박사과정 수료, jjun3346@naver.com, 주저자

*** 건국대학교 부동산학과 교수, sskoh@konkuk.ac.kr, 교신저자

I. 서론

리츠의 경영활동에 필요한 자금은 일반기업과 유사하게 자기자본과 타인자본을 통해 조달된다. 적정 수준의 타인자본 활용은 레버리지 효과(leverage effect)를 발생시켜 수익성을 증가 시키지만, 과도한 사용은 이자비용의 증가로 수익성을 저하 시키고 파산위험을 증대시킨다. 2004년 개정된 「부동산투자회사법」은 부동산투자회사의 차입 및 사채 발행 한도를 자기자본의 2배까지 허용함으로써 자본구조 선택을 가능하게 하였다. 리츠에 대한 대출 금리는 은행 등 대출기관 뿐만 아니라 자본적 투자자에게도 중요한 관심사이다. 대출기관은 미래에 예상되는 손실위험과 대출 원가를 대출 금리에 반영해야 하며, 리츠 운용자는 낮은 대출 금리를 적용받아 운영의 효율성을 추구해야 한다. 본 연구의 목적은 실증분석을 통해 국내 리츠에 적용되는 대출 가산금리의 결정요인을 파악하여 대출기관 및 투자자 등 리츠 참여자들에게 시사점을 제공하는데 있다.

일반적으로 부동산 대출은 부동산을 담보(asset backed finance)로 한다. 담보는 채무자가 자신의 의무이행을 보장하기 위해 소유 부동산을 대출기관에 제공하는 것으로 채권자는 채무자의 의무 불이행시 담보 부동산의 처분을 통해 채권을 회수 할 수 있는 최종 수단이 된다. 따라서 대출기관은 담보 부동산에 대한 분석을 바탕으로 대출가능액과 회수가능성을 판단하며, 이는 가산금리 산정의 중요한 고려사항이 된다.

리츠에 대한 대출 가산금리 결정요인을 살펴보기 위해서는 리츠의 구조적 특성을 살펴볼 필요가 있다. 일반적인 상업용 부동산 투자방식과 차별성을 갖는 구조적 특징은 다음과 같이 요약된다. 첫째, 리츠는 투자도관체(conduit)로써 특수목적법인(Special Purpose Company, SPC)을 통해 다수의 투자자가 참여하는 간접투자 방식으로, 실질적 운용은 자산운용회사(Asset Management Company, AMC)가 담당한다. 따라서 리츠에 대한 대출 가산금리에는 편입된 부동산 자산의 특성뿐만 아니라 SPC에 참여한 투자자의 신용도, 자산운용회사의 운용능력 등이 중요한 영향을 미칠 것으로 예상된다. 둘째, 국내 리츠 시장은 기관투자자 중심으로 운영되고 있다. 국내 리츠는 도입 당시 기업 구조조정(Corporate Restructuring, CR)을 목적으로 활용됨으로써 소수의 기관투자자 중심의 시장으로 발전하였다. 이러한 특징으로 리츠 참여자들의 역할이 중복되는 현상이 빈번히 관찰된다. 셋째, 일반 부동산 투자는 사적거래에 기반 하여 관련 정보가 공개되지 않고 있으나, 리츠는 정기

적으로 투자보고서를 통해 공시함으로써 리츠를 대상으로 한 연구 환경을 제공해 주고 있다. 국내 리츠가 가진 여러 특성들을 고려할 때, 일반적인 상업용 부동산 대출에 대한 가산금리 결정요인과 차별화된 국내 리츠 시장만의 가산금리 산정 특성이 존재할 것으로 예상된다.

상업용 부동산의 가산금리를 분석한 선행연구에 따르면, 대출기관이 가산금리를 산정함에 있어 가장 중요하게 고려하는 사항은 파산으로부터 입을 수 있는 손실 즉, 신용위험(credit risk)이다. 국제결제은행(Bank for International Settlement, BIS) 산하 바젤위원회는 신용위험을 예상손실(Expected Loss, EL)과 예상외손실(Unexpected Loss, UL)로 구분한다. 예상손실(EL)은 차주의 부도율(Probability of Default, PD), 부도시 손실율(Loss Given Default, LGD), 부도시 익스포져(Exposure at Default, EAD)등의 요소로 산출된다.

본 연구는 상업용 부동산의 신용위험을 계량적으로 모델화한 Kim(2013)과 Chen & Zhang(2011)의 선행연구에 기초하여 실증분석을 위한 설명변수를 도출하였다. 또한, 국내 리츠 시장의 차별화된 특징인 기관투자자 및 중복적 투자자의 참여에 따른 가산금리의 변화와 부동산 및 금융 시장의 영향도 함께 고려하고자 한다. 이와 함께 미국 상업용 부동산의 가산금리(credit spread) 결정요인을 연구한 Titman et al.(2005)과 미국 공동주택의 대출 파산위험 요인을 분석한 Archer et al.(2002)의 연구에 기초하여 대출기관의 가산금리 산정에 내생성(endogeneity)요인이 존재하는지 여부를 살펴보고자 한다.

실증분석 자료는 매입 후 운용을 목적으로 설립된 국내 리츠의 투자보고서를 기반으로 구축하였으며, 본 논문의 구성은 다음과 같다. 제 I 장은 서론으로 연구의 목적과 배경 등을 명시하였으며, 제 II 장에서는 가산금리 및 신용위험과 관련한 이론적 배경과 선행연구들을 고찰한다. 제 III 장에서는 분석모형과 가설을 설정하였고, 제 IV 장에서는 국내 리츠의 가산금리 결정요인을 도출하기 위한 실증분석을 실시한다. 마지막 제 V 장은 연구결과를 요약하고 시사점을 도출한다.

II. 이론적 배경 및 선행연구 고찰

1. 이론적 배경

1) 대출금리 결정구조

은행 등 대출기관은 대출금리 산정 시 기준금리에 신용위험 등을 감안한 가산금리를 부과하는 스프레드(spread) 방식을 주로 사용 한다¹⁾. 스프레드 방식은 <표 1>과 같이 기준금리에 대출위험 및 원가를 반영한 가산금리를 더한 후 대출기관에 대한 차주의 기여도 및 시장상황을 종합적으로 고려한다. 기준금리로 사용되는 지표는 CD²⁾, Koribor³⁾, 은행채 등 시장조달 금리와 은행의 자금조달 구조를 반영하여 은행연합회에서 공시하는 Cofix⁴⁾가 대표적이다. 가산금리를 결정하는 주요 요인은 위험프리미엄, 유동성프리미엄, 자본비용, 취급손비 등이다. 또한, 위험프리미엄은 신용위험(credit risk), 시장위험(market risk), 금리위험(interest rate risk) 등으로 구성된다.

<표 1> 대출금리 결정구조

구 분	내 용
기준금리	시장금리(CD 91일물, 은행채 1년물 등), Cofix(은행연합회공시)
가산금리	위험프리미엄, 유동성프리미엄, 자본비용, 취급손비, 법정원가
가감조정	부수거래 감면, 본부 조정, 영업점장 조정
적정마진	시장상황, 경쟁여건 등에 대응하기 위한 조정금리

자료: 금융감독원 보도자료(2012), 대출금리결정론(한국금융연수원, 2006) 재구성

신용위험은 대출계약에 명시된 조건대로 이자 및 원금 상환 의무를 이행하지 못함에 따라 발생하는 대출기관의 경제적 손실로 대출기관이 고려하는 가장 중요한 위험이다. 따라

- 1) 김상환, 『합리적인 은행금리결정 시스템 정착방안』, 한국금융연구원, 2003.
- 2) 양도성예금증서(Certificate of Deposit, CD)는 은행이 무기명 할인방식으로 발행하는 유가증권으로 CD 3개월 유통금리가 대표적인 단기 기준금리이다.
- 3) Koribor(Korea Inter-Bank Offered Rate)는 은행 간 대차시장에서 1년 이하의 차입 금리로 시중 은행이 제시한 금리 중 상·하위 3개씩을 제외한 9개의 평균금리이다.
- 4) Cofix(Cost of Funds Index)는 시중 은행의 가중평균 조달 금리로 2010년부터 은행연합회가 발표하고 있다.

서 대출기관이 안정적으로 대출금을 회수하기 위해서는 대출에 따른 신용위험을 정확히 산출하여야 한다. 리츠에 대한 대출 가산금리 결정요인을 실증분석하기에 앞서 상업용 부동산의 신용위험 산출과 관련한 가산금리 결정체계를 살펴보고자 한다.

신용위험은 예상손실(EL)과 예상외손실(UL)⁵⁾로 구분된다.⁶⁾ 예상손실(EL)은 미래에 평균적으로 발생할 것으로 예상되는 손실로 금융회사가 차주의 신용도에 따라 과거의 경험을 바탕으로 대출 금리에 반영하고 대손충당금에 적립 한다. 2004년 도입된 바젤II 규제체계⁷⁾에서는 신용위험을 거래상대방의 지급불능(default)에 따라 입게 될 손실의 크기로 정의하고, 차주의 부도율(PD), 부도시 손실율(LGD), 부도시 익스포져(EAD) 등 3가지 측정요소⁸⁾의 곱으로 예상손실을 산출한다.

부도율(PD)은 차주가 약정기간 내 채무이행을 하지 못할 확률로, 차주의 신용등급에 따라 차별적으로 적용되며, 부도시 손실율(LGD)은 대출기관이 여신으로부터 입을 수 있는 평균손실 예상치로 (1-회수율)로 산출된다. 또한, 부도시 익스포져(EAD)는 부도시 차주에 대한 여신의 경제적 가치로 일반대출의 경우 여신 잔액이 이에 해당한다. 각 측정요소를 반영한 예상손실(EL)의 산출 식은 식 (1)과 같다.

$$EL = PD \times LGD \times EAD \quad (1)$$

2) 상업용 부동산의 신용위험

리츠에 대한 대출 가산금리 결정요인을 실증분석하기 위해 상업용 부동산의 신용위험 산출과 관련한 선행연구를 살펴보고자 한다. 상업용 부동산에 대한 신용위험을 모델화한 Kim(2013)의 연구에 따르면, 차주의 파산은 순영업소득(Net Operate Income, NOI)과 자산가치(property value)가 동시에 한계수준(threshold levels)이하 일 때 발생하게 된

5) 예상외손실(UI)은 대출기관입장에서 향후 변화에 대비하기 어려운 손실로 예상손실(EL)을 초과하여 발생할 수 있는 손실액을 말하며, 금융기관은 이를 자기자본으로 감당해야 한다.

6) 금융감독원 인재개발원, 『금융감독개론』, 금융감독원, 2007.

7) 국제결제은행 산하 바젤은행감독위원회가 1988년 제정한 BIS협약(바젤 I)은 차주별 신용 리스크의 차이를 적절하게 반영하지 못하고 은행 간 리스크 관리능력의 차이를 인정하지 않는 획일적인 규제 방식으로 이를 해결하기 위해 2014년 신BIS협약(바젤II)가 제정되었다.

8) 김국중, 『바젤II 시행에 따른 국내은행 영향 및 기업의 대응방안』, KDB산업은행, 2008.

다. Kim(2013)은 상업용 부동산의 부도율(PD) 측정을 위한 모델을 도출함에 있어, 기업의 부도 예측에 사용된 Merton Model(1973)⁹⁾을 적용하였다. 또한, 차주의 자산가치(A_t)와 순영업소득(C_t)이 기하브라운운동(Geometric Brownian Motion, GBM)¹⁰⁾을 따른다는 가정 하에 자산가치(A_t)가 대출잔액(N) 이하로 하락할 확률과 순영업소득(C_t)이 부채상환액(D) 이하로 하락할 확률을 각각 도출하였다. 도출된 확률을 이용하여 식 (2) 및 식 (3)과 같이 파산위험의 거리를 도출하였으며, 식 (2)의 N/A_0 는 LTV를, 식 (3)의 D/C_0 는 DSCR(Debt Service Coverage Ratio)의 역수를 각각 의미한다.

$$d_A = \frac{\ln(N/A_0) - (\mu - \sigma^2/2)t}{\sigma\sqrt{t}} \quad (2)$$

$$d_C = \frac{\ln(D/C_0) - (\theta - \delta^2/2)t}{\sigma\sqrt{t}} \quad (3)$$

만약, 자산가치와 순영업소득이 정(+)의 상관성을 가지며, 자산가치와 순영업소득이 모두 일정기준 이하($A_t \leq N$ and $C_t \leq D$)일 경우 대출이 파산한다고 가정하면 다음과 같은 2가지 경우를 예측할 수 있다. 첫째, 자산가치(A_t)는 파산기준 이하로 하락하고, 순영업소득(C_t)은 유지되는 경우, 자산 소유자는 초과된 현금흐름을 지속적으로 유보해 나갈 것이다. 둘째, 자산가치(A_t)는 유지되면서 순영업소득(C_t)이 부채상환금액 이하로 하락할 경우, 자산소유자는 자산을 매각하거나 대출금을 재조정하게 될 것이다.

대출에 대한 미래 발생가능 상황을 고려하였을 때, 부도율(PD)과 예상손실(EL)의 관계식은 식 (4)와 같이 표현 될 수 있다. 이때, d_A 는 자산가치(A_t)와 대출잔액(N)과의 거리를, d_C 는 순영업소득(C_t)과 부채상환액(D)과의 거리를 나타내며, ϕ 는 확률계수를, φ 는 자산

9) Merton(1973)에 의해 개발된 기업부도예측을 위한 구조모형에 따르면, 부도의 발생은 기업의 자산 가치와 부채수준에 의해 결정되며, 주식가치를 옵션가격결정모형으로 산정할 수 있다고 가정한다.

10) Paul Samuelson(1973)은 주식 가격의 변화가 정규분포를 따를 때 주가가 음수가 될 수 있는 단점을 보완하기 위해 로그 정규분포를 사용하였으며, 주가의 움직임을 예측가능한 한 움직임(μS_t)과 예측 불가능한 움직임(σS_t)으로 구성하여 $dS_t = \mu S_t dt + \sigma S_t dW_t$ 과 같은 식을 도출하였다.

가치(A_t)와 순영업소득(C_t)과의 상관관계를 나타낸다. 즉, 부도율(PD)은 φ 를 고려하였을 때, 두 변수의 표준화된 파산점(standardized default barriers)에서 누적 이변량 정규분포(cumulative bivariate normal distribution)를 가정하여 산출된다.

$$PD = \Pr(A_t \leq N, C_t \leq D) \quad (4)$$

$$= \int_{-\infty}^{d_c} \Phi\left(\frac{d_A - \varphi z}{\sqrt{1 - \varphi^2}}\right) \Phi(z) dz = \Phi_2(d_A, d_C, \varphi)$$

상업용 부동산의 부도시 손실률(LGD)과 관련하여, Chen & Zhang(2011)은 대출 파산 시 대출자가 담보 부동산을 우선 보유 후 매각한다고 가정하면, 부도시 손실률(LGD)은 대출금액에 대한 미충당 잔액과 제반비용으로 구성될 수 있다고 주장하였다. 이에 기초하여 부도시 손실률(LGD)의 추정식이 도출되었으며, 이를 LTV로 표현하면 식 (5)와 같다. 부도시 잔액(EAD)은 부도발생시 대출기관이 노출된 금액을 의미하는 것으로 단순히 여신 잔액 뿐만 아니라 차주의 부도 발생 시 미 사용한도에 대해 예상되는 추가 인출액까지 포함한다.

$$LGD = \frac{\text{담보가치} - \text{대출금액}}{\text{대출금액}} = \frac{1}{LTV} - 1 \quad (5)$$

3) 부동산 대출의 파산위험

일반적으로 LTV 비율과 차주의 부도율은 정(+)의 상관관계를 형성할 것이라고 받아들여진다. 그 이유는 재무적 레버리지가 커질수록, 대출에 따른 의무가 증가하여 차주가 직면하게 되는 위험의 가능성이 증가하기 때문이다(Harrison et al., 2004). 부동산 대출의 파산위험과 관련한 대부분의 선행연구는 LTV 및 DSCR 비율이 대출의 부도율에 미치는 영향을 분석하였다. Goldberg & Capone(1998)은 주거용 부동산 대출의 부도율에 미치는 영향을 실증분석 한 결과 LTV 비율이 증가할수록 부도율은 증가하였으나, DSCR의 증가는 부도율을 감소시켰다. Vandell et al.(1993)의 추정 결과에 따르면, LTV 비율이 증가 할수록 부도율은 증가하였으나, DSCR은 통계적으로 유의한 결과가 도출되지 않았다. Archer et al.(2002)는 주거용 부동산을 대상으로 부도위험을 분석한 결과, LTV 비율은 통계적으로

유의하지 않았으나, DSCR이 1.2배 이하인 대출의 경우 부도율이 매우 높게 측정되었다.

한편, Campbell & Dietrich(1983), Archer et al.(2002), Ambrose & Sanders(2001) 등의 선행연구는 LTV 비율에 따른 차주의 부도율 변화와 관련하여 일반적으로 기대되는 상관관계와 반대의 결과를 보여주었다. Harrison et al.(2004)은 일반적 기대와 반대되는 결과의 원인을 규명하기 위하여 주거용 부동산을 대상으로 차주의 파산비용(default cost)을 고려한 신호모델(signaling model)을 제안하였다¹¹⁾.

Harrison et al.(2004)이 제안한 신호모델은 차주의 파산위험을 높은 경우와 낮은 경우로 구분하며, 차입자는 효용을 극대화하는 LTV 비율을 스스로 선택함으로써 위험을 관리한다고 가정한다. Harrison et al.(2004)은 차입자의 파산비용이 큰 경우 위험성이 높은 차입자는 파산에 직면할 가능성을 경감시키기 위해 스스로 낮은 LTV 비율을 선택하게 되나, 안정성이 높은 차입자는 강화된 신용(enhanced creditworthiness)을 바탕으로 높은 LTV 비율을 스스로 선택하게 된다고 주장하였다. 따라서 차주의 파산비용에 기인한 역 선택에 의해 LTV 비율이 낮을 경우 오히려 부도위험이 높아지게 되며, LTV 비율과 파산 위험 간에 일반적으로 기대되는 결과는 차주의 파산비용이 낮은 경우에 적용되게 된다. Harrison et al.(2004)은 이러한 해석이 상업용 부동산에도 적용 가능하다고 주장하였다. 즉, NOI의 감소는 자산 가치와 차주의 안정적인 부채상환 능력을 감소시켜 만약 차주가 미래 NOI가 하락할 것으로 예상한다면, 파산비용이 높은 차주는 상대적으로 대출사용을 줄일 것이다. 이와 관련하여, Brueckner(2000)는 차주의 LTV 비율 선택에 있어 파산위험과 관련한 신호역할(signaling role)을 주장하였다. 또한, 대출의 부도는 자산 가치와 차주의 파산비용이 대출 잔액 이하일 경우 발생하게 되며, 결과적으로 낮은 파산비용을 가진 위험 차주는 파산을 보다 쉽게 선택하게 된다고 주장하였다.

부도시 손실율(LGD)은 차주의 채무불이행시 대출기관이 입게 될 금전적 손해로, 일반적으로 회수율의 증가는 가산금리를 낮출 것으로 기대된다. 일반기업을 대상으로 담보의 규모와 대출회수율 사이의 관계를 연구한 Araten et al.(2004), Grunert & Weber(2009)

11) 신호모델(signaling model)은 대출계약을 대출액(loan amount, L)과 대출잔액(loan balance, B)과의 관계로 나타낸 $B = (1 + i)L$ 함수식을 사용하여 파산비용을 고려한 차주의 무차별 곡선을 도출한다. 파산비용이 높은 경우, 안전한 차주(safe borrower)의 무차별 곡선은 위험한 차주(risky borrower)에 비해 가파른 곡선이 도출되며, 정보의 비대칭성(asymmetric information)을 고려할 경우 안전한 차주의 균형점(L, B)은 상대적으로 높게 형성된다.

등의 실증분석 결과 정(+)의 상관관계가 확인 되었다. 이러한 결과와 관련하여 장영민 외(2011)는 위험 표준화 가설(risk standardization hypothesis)에 따라 은행은 대출이 가능한 신용등급을 심사 기준으로 정하고 이 기준을 충족시키지 못하는 대출은 승인하지 않는 경향이 있기 때문에 기업에게 고액의 대출이 승인되었다는 것은 엄격한 신용심사를 통과한 것이라고 해석하였다.

2. 선행연구 고찰

부동산 등 실물자산을 대상으로 가산금리 결정요인을 분석한 국내·외 선행연구는 Titman et al.(2005), 고성수·류근목(2010), 강병태 외(2017)의 연구가 대표적이다. Titman et al.(2005)은 1992년부터 2002년까지 미국 상업용 부동산의 대출 자료를 구축하여 신용스프레드¹²⁾ 결정요인을 분석하였다. 실증분석에 사용된 설명변수는 부동산특성(property characteristics), 대출특성(mortgage characteristics), 부동산유형(property type), 대출자더미(originator dummy) 등으로 구분하였다¹³⁾. 특히, 대출특성 변수 중 LTV 비율 및 Cap Rate와 관련하여 대출기관의 내생성(endogeneity) 요인의 존재를 주장하였다. 일반적으로 LTV 비율의 증가는 대출기관의 파산위험을 증가시켜 가산금리에 정(+)의 영향을 미칠 것으로 예상되나, 실증분석 결과 가산금리에 부(-)의 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과에 대해 Titman et al.(2005)은 대출자와 차입자간 협상에 의한 대출기관의 내생적 선택(endogenous choice)이 존재함을 주장하였으며, 그 주장을 뒷받침하기 위한 실증분석을 실시하였다. LTV 비율을 구간별로 세분화한 실증분석 결과, 일정구간(70%)까지는 가산금리에 정(+)의 영향을 미쳤으나, 그 이상의 비율에서는 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 또한, LTV 비율이 90% 이상일 경우 가산금리의 하락폭은 더 크게 나타났다. 이러한 현상은 우량 담보자산 또는 차주와 특수 관계가 존재하는 대출일 경우, 대출기관이 높은 LTV 비율에도 불구하고 낮은 가산금리를 적용하는 내생적 선택이 존재하는 것으로 해석될 수 있다.

12) 신용스프레드는 상업용부동산 대출이자율(mortgage rate)에서 동일만기 국고채 수익률(treasury bond rate)을 차감한 값을 사용하였다.

13) 부동산 특성변수로는 자산가치, Cap Rate(NOI/Value), 공실률, 건물의 내용 연수, 대출특성변수로는 LTV, 부채상환비율, 대출만기 등을 사용하였다.

내생성 요인의 존재는 Cap Rate에서도 나타났다. Cap Rate는 자산의 수익성을 나타내는 지표로, 수익성의 증가는 대출금에 대한 원리금 상환능력을 증가시켜 가산금리를 낮출 것으로 예상된다. 그러나 Titman et al.(2005)은 실증분석을 위한 가설을 설정함에 있어 초기의 높은 NOI는 미래 임대료 상승을 제한할 수 있다는 이론에 기초하여 가산금리와 정(+)의 방향성을 가질 것이라고 예상하였다. 실증분석 결과 Cap Rate는 가산금리와 통계적으로 유의한 수준에서 정(+)의 상관성을 보였으나, Cap Rate 변화에 따른 가산금리의 변동은 경제적으로 미미한 수준이었다. 이러한 결과와 관련하여, Titman et al.(2005)은 수익성 변수에서 대출기관의 내생적 조정(endogenously adjusting) 현상이 존재한다고 주장하였다. 대출기관의 내생적 요인과 관련하여 미국 공동주택의 대출 파산위험 요인을 분석한 Archer et al.(2002)는 합리적인 대출자는 손실위험을 경감시키거나 상쇄하기 위해 대출에 대한 계약조건 조정을 통해 파산위험을 관리한다고 주장하였다.

부동산 PF에 대한 대출 가산금리 결정에 영향을 미치는 요인을 실증연구 한 고성수·류근목(2010)은 개별 요인들에 따른 가산금리 평균에 차이가 존재하는 지를 t/F-검정을 통해 분석하였고, 가산금리에 영향을 미치는 요인과 특성을 분석하기 위하여 다중회귀분석을 실시하였다. 분석결과 PF에 대한 대출 가산금리는 자기자본 투자비율과 대출금 비율이 높을수록, 수도권일수록, 시공사 등급이 양호 할수록 가산금리가 낮게 적용되는 것으로 나타났다. 그러나 경상이익률, 대출기간, 사업유형, SPC, 시공사채무인수, 시공사책임준공은 유의하지 않게 나타나 가산금리에 미치는 영향이 미미한 것으로 나타났다.

강병태 외(2017)는 선박에 대한 대출 가산금리 결정요인을 살펴보기 위해 은행의 자금조달비용, 담보선박의 특징, 차주의 재무건전성, 차주의 신뢰성, 시장리스크 노출정도 등의 설명변수 그룹을 설정한 후 다중회귀분석을 이용하여 각 그룹에 속한 변수가 가산금리 수준에 미치는 영향을 실증분석 하였다. 분석결과, 선박금융의 가산금리는 선종별로 담보선박의 특징, 차주의 재무건전성, 차주의 신뢰성, 시장리스크 노출정도 등의 영향이 각각 다르게 나타났다¹⁴⁾. 전체 선종을 대상으로 모든 변수를 고려하여 분석한 결과 CDS(+), 이익의 연속기간(-), 선대규모(-), MSCI Index(-) 요인이 가산금리에 유의한 영향을 미치고 있

14) 컨테이너 선박은 CDS(+), LTV(-), 대출기간(+), 대출금액(-), 이익의 연속기간(-), ROA(+), 레버리지 비율(+), 업력(-), ClarkSea Index(-) 요인이 가산금리에 유의하게 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다. 반면, 탱커선은 LIBOR(-), 레버리지 비율(-), MSCI Index(-) 요인이 가산금리에 유의한 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다.

는 것으로 확인되었다. 선종별 분석결과와의 차이는 탱커선의 경우 다양한 선종이 존재하여 시장이 차별화 되어 있고, 컨테이너에 비해 완전경쟁 시장의 특성이 잘 반영되어 있으며, 선박운용 방식의 차별성에 기인하는 것으로 해석하였다.

〈표 2〉 선행연구 주요내용

연구자	대상	종속변수	주요 설명변수 및 방향성	
Titman et al. (2005)	상업용 부동산 대출	가산금리 (%)	담보 자산 특성	Property Value(-), LTV(+/-), NOI/Value(+), Loan Amortization Rate(-) Occupancy Rate(+), Property Age(+)
고성수·류근목 (2010)	PF대출	가산금리 (%)	사업 특성	경상이익률, 대출기간, 자기자본투자비용(-) 대출금비용(-), 사업지역(+), 사업유형
			사업의 신뢰성	SPC설립여부, 시공사등급(-) 시공사 채무인수, 시공사 책임준공 Escrow Account(+)
강병태 외(2017)	선박금융 대출	가산금리 (%)	은행의 자금조달비용	CDS(+), LIBOR
			담보 자산 특성	최소가치유지조항, LTV 대출기간, 대출금액, 영업이익률
			차주의 재무건전성	이익의 연속기간(-), ROA, 레버리지비율 유동비율, DSCR, 업력, 선대규모(-)
			시장위험	ClarkSea Index, MSCI Index(-)

3. 국내 리츠의 특성

본 연구의 실증분석을 수행하기에 앞서 국내 리츠의 구조적 특징을 보다 자세히 살펴볼 필요가 있으며, 주요 내용은 다음과 같이 요약된다. 첫째, 국내 리츠 시장은 사모형 중심으로 기관투자자의 역할이 절대적이다. 현재 국내 주식시장에 상장된 리츠 수는 4개에 불과하며, 개인투자자들의 참여는 실질적으로 제한된 상황이다. 또한, 기관투자자들은 수익 극대화를 위해 리츠 참여시 대출과 출자 등 복수의 역할을 겸하는 중복적 지위를 활용한다. 글로벌 금융위기 이후 국내 리츠의 최대주주 지분율은 이전보다 평균 22.4% 높아졌으며, 최대주주를 포함한 주요주주의 기관투자자 비중은 62.26%로 나타나 리츠 운용에 있어 감시자와 경영자(monitoring managers)역할을 동시에 수행하고 있는 것으로 나타났다(김상진·이명훈, 2016). 기관투자자의 참여 증가는 리츠 운용 측면에서 긍정적인 효과를 제

공한다. 기관투자자, 감독기관, 은행에 의한 모니터링 효율성을 연구한 Xu & Ooi(2018)는 기관투자자의 참여가 증가 할수록 운용자는 리츠 운용에 보다 적극적으로 관여한다고 주장하였다.

둘째, 리츠의 주 편입자산인 상업용 부동산의 거래정보는 주택시장에 비해 제한적이며, 대출기관과 차주 간 정보의 비대칭성(information asymmetry)이 크게 존재한다. 이는 금융기관이 대출 금리를 결정할 때 리츠 투자자에 대한 신용도를 더욱 고려하게 되는 요소로 작용한다. 거래정보의 미공개와 관련하여, Kim(2013)은 사적 거래에 기반 한 상업용 부동산거래는 분석을 위한 정보의 획득이 용이하지 않으며, 신용위험을 산정함에 있어 자산가치가 표준화된 비 상업용 부동산과 달리 자산가치와 순영업소득을 동시에 고려해야 한다고 주장하였다¹⁵⁾.

셋째, 리츠는 SPC를 활용한 투자도관체 구조로 대리인문제(agency problem)¹⁶⁾가 발생할 가능성이 크다. 특히, 위탁관리형 리츠의 경우 운용사와 주주사이에 이해상충(conflicts of interests) 문제가 발생할 소지가 존재한다. 넷째, 1개의 리츠가 1개의 자산만을 편입하는 일물일사(一物一社)의 특성과 운영기간이 정해진 비영속적인 특성을 보인다. 따라서 리츠의 대출 원리금 상환 재원이 부동산 임대료와 자산 매각 후 자본이득임을 고려해 볼 때, 편입자산인 담보물건의 가치가 가산금리 결정에 절대적인 영향을 미칠 것으로 예상된다.

III. 연구방법 및 가설의 설정

1. 분석방법 및 모형

본 연구의 목적인 국내 리츠의 가산금리 결정요인을 살펴보기 위한 실증분석은 <Model #1>과 <Model #2>로 구성하였다. <Model #1>에서는 제II장에서 살펴본 이론과 선행연구에 기반 하여 각 설명변수들이 가산금리에 미치는 영향을 살펴보고자 하며, 실증분석을

15) 차주의 파산(default)요건은 순영업소득(NOI)과 자산가치(property value)가 동시에 한계점 이하일 때 발생하게 된다.

16) Jensen & Meckling(1976)은 대리관계에 대해 자신을 대신하여 의사결정을 할 수 있도록 의사결정권한을 위임한 계약관계(agency relationship)라고 정의하고, 주체나 대리인은 모두 자신의 효용극대화를 위해 노력하며, 이 과정에서 두 집단의 이해상충으로 대리문제가 발생한다고 주장하였다.

위해 다중회귀분석(multiple regression analysis)을 사용하였다. 또한, <Model #2>에서는 대출기관의 가산금리 결정 시 내생성(endogeneity) 요인의 존재를 주장한 Titman et al.(2005)과 Archer et al.(2002)의 선행연구에 기초하여 LTV 비율과 임대수익률이 가산금리에 어떠한 영향을 미치는지를 살펴보고자 한다.

제II장에서 살펴본 바와 같이 대출시 대출기관이 직면하게 되는 가장 큰 위험은 차주가 대출계약상 원리금 상환을 못하게 되는 파산위험이다. Kim(2013)은 상업용 부동산의 부도율(PD) 측정을 위한 모형을 도출함에 있어 LTV와 DSCR을 주요 요소로 사용하였다. 또한, Chen & Zhang(2011)은 부도시 손실률(LGD)에 대하여 부도 발생 시 대출금액에 대한 미충당 잔액과 제반비용으로 구성된다고 주장하였다. 따라서 상업용 부동산의 신용위험을 간단한 함수식으로 나타내면 식 (6)과 같이 표현 될 수 있다.

$$\begin{aligned} \text{Expect Loss} &= f(X_1, X_2, X_3, \dots) & (6) \\ X_1 &: \text{LTV}, \quad X_2 : \text{DSCR}, \quad X_3 : \text{LGD} \end{aligned}$$

국내 리츠는 대부분 사모형태의 기관투자자 중심으로 운영되고 있으며, 기관투자자들은 수익의 극대화를 위해 중복적 지위를 빈번히 활용한다. 이와 관련하여, 기관투자자의 최대 주주 비율과 유형, 재무적 투자자의 총 투자 비율, 중복적 지위의 유형이 가산금리에 영향을 미칠 것으로 판단된다. 또한, 대출 실행 시점에서 부동산 및 금융 시장 환경 등의 시장특성도 대출기관 입장에서 가산금리 산정의 중요 요소로 작용할 수 있을 것으로 예상된다. 이상의 내용을 종합해 볼 때, 리츠에 대한 대출 가산금리 결정요인을 실증분석하기 위한 분석 모형은 식 (7)과 같이 표현 될 수 있다.

$$\begin{aligned} \text{가산금리} &= \beta + \sum a_i (\text{담보부동산 특성})_i & (7) \\ &+ \sum b_i (\text{투자자 특성})_i \\ &+ \sum c_i (\text{시장 특성})_i + \varepsilon_i \end{aligned}$$

2. 변수의 구성

실증분석을 위한 자료는 자산운용회사가 리츠 정보시스템에 공시하고 있는 투자보고서를 통해 구득하였다. 자료의 시간적 범위는 2002년~2017년 3월 말¹⁷⁾로, 국내에서 운용중 이거나 청산된 리츠들 중 임대주택 리츠, 자기관리형 리츠, 상장 리츠, 무차입 리츠 등을 제외하고 자산 매입 후 임대운영을 목적으로 한 총 77개 리츠를 분석대상으로 선정하였다. 공시된 투자보고서에는 설립현황, 재무현황, 주주구성 현황, 편입자산의 정보, 대출관련 정보 등이 포함되어 있다. 실증분석을 위한 변수는 선행연구를 통해 담보부동산 특성, 투자자 특성, 시장특성 등 3개의 그룹으로 구분하였으며, 각 그룹별 세부구성은 다음과 같다.

종속변수인 가산금리는 리츠가 차입한 장기차입금에 대한 대출금리에서 기준금리인 D91물 유통수익률¹⁸⁾을 차감하여 산출하였다. 독립변수 중 담보자산의 특성과 관련한 변수는 Kim(2013), Titman et al.(2005), Chen & Zhang(2011), 그리고 고성수·류근묵(2010)의 연구에 기초하여 <표 3>과 같이 구성하였다.

담보 부동산의 특성을 살펴보기 위한 변수는 LTV, RTI(Rent to Interest)¹⁹⁾, 경락률(경락가/자산가치), 임대수익률(연환산임대료/자산매입가격) 등을 반영하였다. LTV는 자산 가치 대비 부채사용액을 나타내는 지표로 본 연구에서는 자산매입금액 대비 장기차입금 비율을 사용하였다. 선행연구에서 사용한 DSCR은 원리금 균등분할 상환방식을 고려한 변수로, 본 연구의 분석대상 대출은 만기일시상환형(interest only)임을 감안하여, 대용변수로 RTI를 사용하였다. RTI는 부동산 임대사업자의 상환 능력을 심사하는 지표로 연간 부동산 임대 소득을 연간 이자비용으로 나누어 계산한다. 임대료수익률은 자산의 수익성을 나타내는 지표로, 연환산임대수익을 자산매입가격으로 나누어 사용하였다²⁰⁾. 경락률(경락가/감정가)은 대출 파산 시 대출기관이 담보자산으로부터 회수 가능한 비율로 법원경매정보시스템에서 제공하는 자료를 사용하였다.

17) 2017년 3월말 기준, 총 186개의 리츠가 운영 중에 있다.

18) D91물 유통수익률은 한국은행 경제통계시스템(ECOS)의 자료를 사용하였다.

19) 부동산 임대업자의 상환 능력을 심사하는 지표로 2017년 11월 금융감독원이 발표한 ‘금융회사 여신심사 선진화 방안’에 따라 부동산임대업 대출 희망자의 연간 임대소득을 연간 이자비용으로 나누는 비율로 대출 최소요건은 주택의 경우 1.25배, 비 주택의 경우 1.5배이다.

20) RTI(연환산임대수익 / 연환산상환이자) 및 임대료수익률(연환산임대수익 / 자산매입가격) 변수의 산출을 위해 사용한 연환산임대수익은 리츠의 투자보고서상 대출 발생 시점에 연간총임대수익을 사용하였다.

〈표 3〉 변수의 구성

구분	변수명		단위	내 용
종속 변수	가산금리		%	차입금리 - CD91물 유통수익률
독립 변수	담보 부동산 특성	LTV	%	장기차입금액 / 자산매입금액
		RTI	배	연환산입대수익 / 연환산상환이자
		임대료수익률	%	연환산입대수익 / 자산매입가격
		회수율	%	차입 해당월 서울지역 경락률(경락가/감정가)
	투자자 특성	최대주주비율(기관)	%	재무적 투자자의 최대주주 출자비율
		최대주주유형(공적기관)	-	연기금, 공제회 =1, 기타=0
		재무적투자자 비율	%	재무적 투자자의 출자비율
		동시투자자(지분/대출)	-	참여=1, 비참여=0
		중복투자자(지분/운용)	-	참여=1, 비참여=0
	시장 특성	부동산시장	%	대출시점 기준 과거 12개월 주택가격 매매지수 변동률
금융시장		%	대출시점 기준 과거 12개월 KOSPI지수 변동률	

리츠의 지분투자자 특성은 재무적 투자자의 최대주주 참여비중, 최대주주 중 연기금 및 공제회 등 공적투자자의 존재 여부, 재무적 투자자의 전체 지분참여비중, 대출과 지분에 함께 투자하는 동시투자자의 존재 여부 등을 고려하였다. 또한, 대출 실행 당시의 시장특성을 고려하기 위한 부동산 및 금융 시장의 대응 변수는 주택매매가격지수와 KOSPI지수를 각각 사용하였다. 부동산시장의 변화는 대출시점 기준 전년 동월 대비 주택매매가격지수 변동률²¹⁾을, 금융시장 변화는 대출 실행시점을 기준으로 전년 동월 대비 KOSPI지수의 변동률을 각각 사용하였다.

3. 가설의 설정

본 연구의 실증분석을 위한 가설은 선행연구의 실증분석 결과 및 설명변수와 가산금리 간 일반적으로 기대되는 방향성을 종합적으로 고려하였다. 일반적으로 LTV 비율이 증가함에 따라 담보자산의 파산위험은 증가하며, 대출기관은 대출금액에 대해 더 높은 가산금리

21) KB에서 제공하는 주택매매가격 종합지수를 사용하였다.

를 적용할 것으로 기대되나, LTV 비율에 따른 가산금리 산정과 관련하여 다양한 시각이 존재한다. 만약, Titman et al.(2005)이 주장한 내생적 선택요인의 존재를 감안 한다면, LTV 비율은 가산금리에 부(-)의 영향을 미칠 것으로 예상된다. 또한, RTI의 증가는 대출금에 대한 이자 상환능력을 제고시켜 가산금리에 부(-)의 영향을 미칠 것으로 예상된다. 이와 관련한 선행연구의 실증분석 결과 대출금상환비율(loan amortization rate)은 가산금리와 부(-)의 관계를 형성하고 있음이 확인되었다. 따라서 LTV 비율 및 RTI는 가산금리에 부(-)의 영향을 미칠 것으로 예상되며, 다음과 같이 가설을 설정하였다.

연구가설 1: LTV 비율 및 RTI의 증가는 가산금리에 부(-)의 영향을 미칠 것이다.

일반적으로 임대료수익률은 담보자산의 수익성을 나타내는 대표적 지표로 수익성의 증가는 가산금리에 부(-) 영향을 미칠 것으로 예상되나, 수익성과 가산금리 간 상관성과 관련하여 다양한 시각이 존재한다. Titman et al.(2005)은 초기의 높은 NOI가 미래 임대료 성장률을 저하시켜 가산금리와 정(+)의 상관성을 보일 것으로 예상하였으며, 실증분석 결과도 가설과 일치하였다. 다만, 가산금리의 변화폭은 경제적 측면에서 미미하였으며 이는 대출기관의 내생적 조정이 작용한 결과라고 주장한바 있다. 또한 부동산 PF에 대한 대출 가산금리를 연구한 고성수·류근묵(2010)은 위험이 높은 사업의 경우 수익률이 높게 나타나는 경향이 있으며, 이러한 관계가 금융기관의 대출심사에 영향을 미친다고 설명하였다. 선행연구의 결과를 종합적으로 고려해 볼 때, 임대료수익률은 가산금리에 정(+)의 영향을 미칠 것으로 예상되며, 다음과 같이 가설을 설정하였다.

연구가설 2: 임대료수익률의 증가는 가산금리에 정(+)의 영향을 미칠 것이다.

경락률은 차주의 부도 발생 시 대출기관이 담보로부터 회수가능 한 최소 금액이다. 바젤 II 체제는 금융기관이 감당해야 하는 부도시 손실율(LGD)을 (1-회수율)로 산출하고 있으며, 본 연구에서는 손실율의 대용변수로 경락률(경락가/감정가)을 사용하였다. 경락률의 상승은 대출기관의 회수율을 증가시켜 가산금리에 부(-)의 영향을 미칠 것으로 예상되며, 다음과 같은 가설을 설정하였다.

연구가설 3: 경락률의 상승은 가산금리에 부(-)의 영향을 미칠 것이다.

기관투자자의 투자 비중이 증가하게 되면, 운용자는 리츠에 보다 적극적으로 관여하게 되어, 모니터링 효율성이 증가하게 된다(Xu & Ooi, 2018). 따라서 기관투자자의 리츠 참여는 운용적 측면에서 긍정적인 효과를 제공할 것으로 예상되며, 대출기관에게도 안정성을 부여하여 가산금리를 낮추는 요인으로 작용할 것으로 예상된다. 또한, 장기·안정성 자산에 대한 투자를 선호하는 연기금과 공제회 등과 같은 공적기관의 최대주주 참여는 가산금리를 낮추는 효과로 작용할 것으로 예상된다. 따라서 기관투자자의 최대주주 참여비중 증가, 공적기관의 최대주주참여, 재무적 투자자의 투자비중 증가는 가산금리에 부(-)의 영향을 미칠 것으로 예상된다. 대출과 자본에 함께 투자하는 동시투자자의 존재와 자산운용사의 출자는 리츠 대출자에게 정보비대칭 문제와 대리인의 비용문제 등 이해상충의 문제를 완화시켜 리츠에 대한 대출 가산금리를 낮출 것으로 예상된다. 따라서 기관투자자의 리츠 참여와 관련한 가설은 다음과 같이 가설을 설정하였다.

연구가설 4: 기관투자자의 최대주주 및 전체 투자비중 증가는 가산금리에 부(-)의 영향을 미칠 것이다.

연구가설 4-1: 공적기관의 최대주주 참여는 가산금리에 부(-)의 영향을 미칠 것이다.

연구가설 4-2: 동시투자 및 자산운용사의 지분참여는 가산금리에 부(-)의 영향을 미칠 것이다.

대출시점의 부동산 및 금융시장 상황과 관련한 시장특성은 대출기관의 가산금리 산정에 영향을 미칠 것으로 예상된다. 만약, 부동산 및 금융 시장이 호황이라면 대출기관 입장에서 향후 기대되는 파산 가능성이 낮아져 가산금리가 하락할 것으로 기대된다. 따라서 부동산 및 금융시장 상황과 관련한 일반적 기대를 반영하여 다음과 같은 연구가설을 설정하였다.

연구가설 5: 대출 실행 시점의 부동산 및 금융 시장 상승은 가산금리에 부(-)의 영향을 미칠 것이다.

IV. 실증분석

1. 기술통계 해석

실증분석을 실시하기에 앞서 총 77개 리츠의 기초통계량은 <표 4>에 제시하였다. 종속 변수인 가산금리 평균은 2.24%로, 최소값은 0.55%, 최대값은 4.89%로 나타났다. 분석대상 리츠의 평균 LTV 비율은 52.98%로 최소 19.20%에서 최대 73.47% 범위에 분포하였다. 편입자산의 이자부담능력을 나타내는 RTI의 평균은 2.42배로, 비 주택 대출의 최소요건인 1.5배를 크게 상회하고 있는 것으로 나타났으며, 최소 0.19배에서 최대 6.11배 사이에 분포하였다.

담보부동산 파산 시 회수가능성을 예상한 경락률의 평균은 72.09%로 나타났다. 또한 부동산 수익률의 대응치로 사용한 임대료수익률은 평균 6.11%로, 0.54%에서 10.86%사이 분포하였다. 기관투자자가 최대주주로 출자한 비율은 평균 45.05%이며, 리츠의 자본투자 중 재무적투자자의 참여 비중은 평균 68.14% 수준으로 나타나 국내 리츠가 기관투자자 중심의 시장임을 확인 할 수 있었다. 이는 국내 전체 리츠를 대상으로 최대주주를 포함한 주요 주주의 기관투자자 참여비율을 조사한 김상진·이명훈(2016)의 연구와 유사한 결과이다.

<표 4> 기초통계량

구분	변 수	단위	평균	최소값	최대값	표준편차
종속 변수	가산금리	%	2.24	0.55	4.89	0.94
담보 부동산 특성	LTV	%	52.98	19.20	73.47	10.57
	RTI	배	2.42	0.19	6.11	0.95
	임대료수익률	%	6.11	0.54	10.86	2.06
	회수율	%	72.09	48.60	89.30	7.32
투자자 특성	최대주주비율(기관)	%	45.05	0.00	100.00	34.17
	최대주주유형(공적기관)	-	0.40	0.00	1.00	0.49
	재무적투자자비율	%	68.14	0.00	100.00	31.22
	동시투자자(지분/대출)	-	0.38	0.00	1.00	0.49
	중복투자자(지분/운용)	-	0.35	0.00	1.00	0.48
시장 특성	부동산시장	%	2.94	-0.98	10.76	3.04
	금융시장	%	9.43	-37.89	64.36	18.79

또한, 대출과 자본에 함께 투자하는 동시투자자의 존재비율은 38%, 자산운용사가 자본에 투자한 리츠는 35%로 나타나 리츠 참여자의 중복적 지위 활용이 비교적 자주 발생하고 있는 것으로 확인되었다. 대출 실행 시점의 부동산 시장 상황을 살펴보기 위한 주택가격 매매지수의 전년대비 변동률은 평균 2.94% 상승했으며, 금융시장의 변화를 고려한 KOSPI 지수는 전년대비 평균 9.43% 상승한 것으로 나타났다.

〈Model #2〉에서는 대출기관의 내생성 요인에 대한 검증을 실시하고자 하며, LTV 비율과 임대수익률의 기초통계를 보다 자세히 살펴보면 〈표 5〉와 같다. 총 77개 리츠의 LTV 비율 중위수는 55%로, 55%미만의 빈도수는 38개, 55%이상의 빈도수는 39개로 나타났다. 임대수익률의 중위수는 5.92%로, 5.92% 미만 빈도수는 38개가 5.92% 이상의 빈도수는 39개 존재하였다. LTV 비율과 임대료수익률의 중위수를 기준으로 가산금리를 비교해 보고자 더미변수를 생성하였으며, LTV 비율의 더미 변수는 (55%미만=1, 55%이상=0)으로, 임대료수익률의 더미 변수는 (5.9%미만=1, 5.9%이상=0)으로 구성하여 회귀분석을 실시하고자 한다.

〈표 5〉 LTV 및 임대수익률의 분포

N=77	LTV		임대료수익률	
평균	52.98%		6.11%	
중위수	55.00%		5.92%	
최소값/최대값	19.20%/73.47%		0.54%/10.86%	
빈도수	55%미만	55%이상	5.9%미만	5.9%이상
	38개	39개	38개	39개

2. 실증분석 결과

〈Model #1〉의 실증분석 결과 가산금리에 유의한 영향을 미치는 변수는 〈표 6〉의 회귀분석 결과표에 제시한 바와 같이 LTV 비율, RTI, 임대료수익률, 재무적 투자자의 최대주주 비중, 재무적 투자자의 전체 투자비중, 동시투자자 및 자산운용사의 지분참여 존재, 부동산 및 금융 시장 특성변수에서 나타났다.

우선, 담보자산특성과 관련한 결과를 살펴보면 LTV 비율은 가산금리에 부(-)의 영향을 미치고 있는 것으로 확인되었다. 이는 LTV 비율과 관련한 일반적 예상과 반대되는 결과로

대출자와 차입자간 협상에 따른 내생적 선택을 주장한 Titman et al.(2005)과 대출기관의 내생적 문제의 합리성을 주장한 Archer et al.(2002)의 선행연구를 고려해 볼 때, 대출기관의 내생적 요인이 작용했을 것으로 예상된다. 또한, LTV 비율과 가산금리의 상관성과 관련하여 존재하는 다양한 시각을 종합해 볼 때, 국내 리츠의 특성을 반영한 결과로도 해석될 수 있다. 즉, 차주가 우량담보자산을 제공할 경우 대출기관과의 협상에서 우위를 점할 수 있으며, 이는 대출 가산금리를 하락시키는 요인으로 작용할 수 있다. LTV 비율에 대한 대출기관의 내생적 선택과 관련한 회귀분석결과는 <표 7>에서 제시하고자 한다.

RTI는 부동산 임대업자의 이자 상환 능력을 심사하는 지표로 가설에서 기대했던 바와 같이 가산금리에 부(-)의 영향을 미치고 있었다. 이러한 결과는 연간 이자상환액 대비 연간 임대소득이 높은 자산에 대해 대출기관은 파산위험을 낮게 책정하고 있음을 의미한다. 임대료 수익률은 가산금리에 정(+)의 영향을 미치고 있는 것으로 나타나 담보자산의 수익률과 관련한 일반적 기대와 반대의 결과가 도출되었다. 이는 초기의 높은 순영업소득이 미래 임대소득의 성장을 감소시켜 가산금리를 높일 것 이라고 예상한 Titman et al.(2005)의 가설과 일치한 결과이며, 실증분석 결과를 통해 주장한 바와 같이 금융기관의 내생적 선택이 존재함을 유추 할 수 있다. 임대료수익률과 관련하여 대출기관의 내생적 조정을 살펴보기 위한 실증분석 결과는 <표 7>에서 언급하기로 한다. 이러한 결과는 위험성이 높은 사업의 경우 수익률이 높게 나타남을 주장한 고성수·류근목(2010)의 연구결과 와도 일치하였다. 이를 종합해 볼 때 대출기관은 가산금리에 수익성 지표를 고려함에 있어 임대료 수익으로부터 발생할 현금흐름과 위험성을 동시에 고려한다고 볼 수 있다. 또한, 담보자산의 수익성과 가산금리 간의 상관성에 대한 다양한 시각이 존재하는 만큼 국내 리츠의 특성을 반영한 결과로도 해석할 수 있다.

회수율의 대용지표로 사용한 경락률(경락가/감정가)의 상승은 통계적으로 유의하지 않은 결과가 도출되었으나, 가산금리에 정(+)의 방향성을 갖는 것으로 나타나 경락률의 상승이 가산금리를 낮출 것으로 예상한 가설과 반대의 결과가 도출되었다. 이러한 결과를 통해 경락률의 상승을 대출기관 입장에서 담보위험이 감소한다고 해석하기에는 무리가 있을 것으로 판단된다. 경락률의 상승은 일반적으로 매매차익을 목적으로 한 경매시장 참가자들이 향후 부동산 경기에 대해 낙관적으로 보고 있다는 단기적 선행 지표로 해석될 수 있어(김봉준·전두배, 2017), 대출기관은 담보자산의 수익률과 이자보상비율 등 담보부동산의 현재

상태를 보다 크게 고려하고 있다고 볼 수 있다.

재무적투자자의 리츠에 대한 지분참여 증가에 따른 가산금리 변화는 참여 방식에 따라 각각 다르게 나타났다. 재무적투자자의 최대주주 지분 증가는 가산금리에 부(-)의 영향을 미쳤으나, 지분 전체에 대한 투자비중 증가는 가산금리에 정(+)의 영향을 미치고 있었다. 다만, 전체 투자비중 증가에 따른 가산금리 변화는 10% 유의수준 하에서 미미한 것으로 분석되었다. 또한 최대주주가 연기금, 공제회 등의 공적기관일 경우 가산금리에 미치는 영향은 통계적으로 유의성은 나타나지 않았으나, 부(-)의 방향성을 갖는 것으로 나타났다.

이러한 결과를 종합적으로 고려해 볼 때, 국내 리츠의 가산금리를 효과적으로 낮출 수 있는 재무적투자자의 참여방식은 최대주주인 앵커(anchor)로써의 참여로 해석 할 수 있다. 또한, 전체 투자비중 증가에 따른 가산금리 증가는 기관투자자 중심의 국내 리츠 시장의

〈표 6〉 회귀분석 결과표 : Model #1

변수명		비표준화 계수		표준화 계수	t	공선성 통계량	
		베타	표준 오차	베타		공차	VIF
(상수)		3.927 ^{***}	0.850		4.618		
담보 부동산 특성	LTV	-0.049 ^{***}	0.010	-0.548	-5.083	0.414	2.415
	RTI	-0.731 ^{***}	0.126	-0.743	-5.822	0.296	3.382
	임대료수익률	0.432 ^{***}	0.045	0.952	9.619	0.492	2.033
	회수율	0.014	0.010	0.107	1.390	0.810	1.235
투자자 특성	최대주주비율(기관)	-0.010 ^{***}	0.003	-0.366	-3.620	0.471	2.123
	최대주주유형(공적기관)	-0.245	0.154	-0.129	-1.594	0.731	1.368
	재무적투자자비율	0.006 [*]	0.003	0.202	1.936	0.441	2.269
	동시투자자(대출/출자)	-0.423 ^{***}	0.153	-0.220	-2.754	0.752	1.329
	중복투자자(운용/출자)	-0.375 ^{**}	0.151	-0.192	-2.484	0.803	1.245
시장 특성	부동산시장	-0.159 ^{***}	0.025	-0.517	-6.443	0.749	1.336
	금융시장	-0.008 [*]	0.004	-0.159	-1.952	0.726	1.378
F-value					12.955 ^{***}		
R^2					68.7%		
adj R^2					63.4%		
Durbin-Watson					1.164		

주1: 종속변수는 가산금리(%)임.

주2: 유의수준 10%(^{*}), 5%(^{**}), 1%(^{***})하에서 유의함.

현실을 감안해 볼 때, 최대주주의 참여비중 감소에 기인한 것으로 해석될 수 있다. 이러한 결과는 기관투자자의 투자비중 증가가 리츠 성장에 대한 적극적 관여와 모니터링 효율성 증대로 대출기관에게 안정성을 부여할 것이라고 주장한 Xu & Ooi(2018)의 연구 결과를 완전히 지지하지는 못하였다. 그러나 대출기관 입장에서 기관투자자의 최대주주 참여비중 증가가 리츠의 안정성 증가에 기여하고 있다는 점은 선행연구의 결과와 유사하다고 해석할 수 있다.

국내 리츠의 기관화 현상으로 인해 자주 발생하는 중복적 투자행위와 관련하여 본 연구에서는 대출자의 지분참여, 자산운용사의 지분참여 등 2가지로 구분하여 실증분석을 실시하였다. 실증분석 결과 대출자 이면서 지분에 참여하는 동시투자자의 존재는 가산금리에 부(-)의 영향을 미치고 있는 것으로 확인되었다. 동시투자자는 풍부한 자본력과 높은 신용도를 갖춘 투자자로, 리츠의 편입자산이 우량자산일 경우 보다 적극적인 투자를 위해 출자를 겸하며 낮은 가산금리를 적용받고 있는 것으로 해석할 수 있다. 또한, 지분수의 증가에 따른 반대급부로 대출이자를 감소시킬 수 있는 경우도 고려할 수 있다.

자산운용사의 지분 참여 역시 가산금리에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 자산운용사의 지분참여가 편입자산에 대한 모니터링 효과를 증대시켜 대출기관 입장에서 자산운영에 대한 책임 증대효과를 신용도 향상으로 인식하고 있다고 해석할 수 있다.

대출시점을 기준으로 주택매매가격지수 및 KOSPI지수는 통계적으로 유의한 수준에서 가산금리에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 이는 금융기관 입장에서 부동산 및 금융 시장이 호황인 경우 담보자산의 파산위험 감소를 통한 회수가능성 증대에 대한 기대를 가산금리에 반영하고 있는 것으로 해석된다. 다만, 금융시장의 호황은 10% 유의수준에서 가산금리의 하락 효과가 비교적 낮게 나타나 금융시장에 비해 부동산시장이 호황인 경우 가산금리 감소 효과가 더욱 크게 나타나고 있다고 해석할 수 있다.

〈Model #2〉에서는 가산금리 산정 시 대출기관의 내생성 요인에 대한 검증을 추가적으로 실시하였으며, 분석결과는 〈표 7〉에 제시하였다. 분석결과 LTV 55%미만인 리츠의 대출 가산금리가, LTV 55%이상인 리츠에 비해 높은 것으로 나타났다. 이는 LTV와 관련한 일반적 예상과 반대의 결과로 Titman et al.(2005)과 Archer et al.(2002)가 주장한 바와 같이 대출기관이 담보자산의 성격에 따라 높은 대출비율에도 불구하고 낮은 가산금리를 적

〈표 7〉 회귀분석 결과표 : Model #2

변수명		Model #1	Model #2				
		베타	베타	표준 오차	표준화 계수	t	VIF
(상수)		3.927***	3.697***	0.829		4.458	
담보 부동산 특성	LTV	-0.049***					
	LTV(중위수미만)		0.474**	0.186	0.255	2.553	1.399
	RTI	-0.731***	-0.319***	0.112	-0.324	-2.856	1.807
	임대료수익률	0.432***					
	임대료수익률(중위수미만)		-1.191***	0.199	-0.641	-5.996	1.602
회수율		0.014	0.008	0.012	0.059	0.630	1.249
투자자 특성	최대주주비율(기관)	-0.010***	-0.007**	0.003	-0.270	-2.178	2.156
	최대주주유형(공적기관)	-0.245	-0.003	0.196	-0.002	-0.016	1.497
	재무적투자자비율	0.006*	0.000	0.004	-0.005	-0.037	2.336
	동시투자자(대출/출자)	-0.423***	-0.294	0.181	-0.153	-1.620	1.254
중복투자자(운용/출자)		-0.375**	-0.227	0.185	-0.117	-1.231	1.258
시장 특성	부동산시장	-0.159***	-0.105***	0.029	-0.341	-3.590	1.263
	금융시장	-0.008*	-0.004	0.005	-0.082	-0.837	1.337
F-value		12.955***	6.834***				
R^2		68.7%	53.6%				
adj R^2		63.4%	45.8%				
Durbin-Watson		1.164	1.607				

주1: 종속변수는 가산금리(%)임.

주2: 유의수준 10%(^{*}), 5%(^{**}), 1%(^{***})하에서 유의함.

용하는 내생적 선택의 존재를 뒷받침 하고 있다. 또한, 임대료수익률이 5.9% 미만인 리츠의 가산금리가 5.9%이상인 리츠에 비해 통계적으로 유의하게 낮게 나타났다. 이러한 결과 역시 대출기관이 가산금리를 산정함에 있어 수익성과 위험성을 동시에 고려하고 있으며, 이는 가산금리에 대한 대출기관의 내생적 조정 현상을 뒷받침하고 있다. 또한 〈Model #2〉의 분석 결과에서도 기관투자자의 최대주주 참여비율의 증가와 대출 실행 당시의 부동산시장 상승은 가산금리에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

V. 결론

본 연구는 국내 리츠에 대한 대출 가산금리 결정요인을 분석하기 위해 담보 부동산특성과 투자자특성 그리고 시장특성 등 크게 3그룹으로 구분하여 실증분석을 실시하였다. 국내 리츠는 대부분 사모형태로 운영되고 있으나, 부동산 거래 및 운영에 관한 정보를 공시하고 있어 실증분석이 가능 한 연구 환경을 제공해 주고 있다.

가산금리 산정의 가장 중요한 요소는 신용위험(credit risk)의 산출이다. 바젤II 체제는 차주의 부도율(PD), 부도시 손실율(LGD), 부도시 익스포져(EAD)를 예상손실의 측정요소로 제시하고 있다. 차주의 부도율(PD) 측정을 모델화한 Kim(2013)은 순영업소득과 자산가치가 동시에 한계수준 보다 낮아질 때 대출에 대한 부도가 발생된다고 주장하고, LTV와 DSCR에 의한 모델을 도출하였다. 부도시 손실율(LGD)은 상업용 부동산에 대한 대출 파산 시 대출금액에 대한 미 충당 잔액과 제반비용으로 구성되며(Chen & Zhang, 2011), 부도시 잔액(EAD)은 부도발생시 대출기관이 노출되는 손실액으로, 여신 잔액뿐만 아니라 차주의 미사용한도에 대해 예상되는 추가 인출액을 포함한다. 따라서 신용위험은 LTV, DSCR, 손실률 등을 통해 도출되며, 상업용 부동산 및 실물자산의 가산금리 결정요인을 연구한 국내·외 선행연구와 국내 리츠의 운영 현실을 감안하여 실증분석을 위한 변수를 구성하였다. Titman et al.(2005)과 Archer et al.(2002)는 대출기관의 가산금리 산정과 관련하여 내생적 요인의 존재를 주장하였다. 이에 본 연구에서는 내생적 요인의 존재가 예상되는 LTV와 임대료수익률 변수에 대한 실증분석을 추가적으로 실시하였다. 또한, 자본투자자 특성과 관련하여 최대주주 참여비중, 최대주주 유형, 중복적 투자 형태뿐만 아니라 대출 실행 시점에서 부동산 및 금융 시장의 특성도 함께 고려하여 실증분석 모형을 구성하였다.

국내 리츠를 대상으로 대출 가산금리의 결정요인을 실증분석 한 결과는 다음과 같이 요약된다. 첫째, LTV 비율의 증가는 가산금리와 부(-)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 이는 일반적 기대와 반대되는 결과로 대출기관이 대출에 대한 가산금리를 산출함에 있어 LTV 비율에 따라 가산금리가 일률적으로 적용되지 않고 있음이 확인되었다. 즉, 우량자산 및 대출자의 개입이 있는 자산의 경우 대출기관은 차주와의 협상을 통해 높은 대출비율에도 불구하고 낮은 가산금리를 적용하고 있음을 유추할 수 있다. LTV 변수의 내생성 존재와 관련한 실증분석 결과 LTV 비율이 낮은 그룹에서 가산금리가 더 높게 나타났으며, 이는

대출기관의 내생적 선택을 주장한 선행연구를 뒷받침하였다. 또한 신호모형을 사용하여 LTV와 파산위험간의 일반적 기대와 반대된 결과의 원인을 규명한 Harrison et al.(2004)의 연구 결과에 비추어 볼 때, 국내 리츠의 차주 특성은 상대적으로 파산비용이 높은 안정적 차입자의 성격을 가지고 있다고 유추 할 수 있다.

둘째, RTI의 증가는 가산금리에 부(-)의 영향을 미치고 있었다. 이는 연구가설과 일치하는 결과로, 대출기관 입장에서 담보 부동산의 원리금 상환능력을 가산금리 산정의 중요한 요소로 고려하고 있음을 의미한다. 셋째, 수익성의 대용지표로 사용한 임대료수익률은 가산금리에 정(+)의 영향을 미쳐 선행연구와 일치하는 결과를 보였다. 이러한 결과는 일반적으로 예상되는 기대와 반대되는 것으로, 선행연구를 감안해 볼 때 자산수익률의 상승에 따른 위험성의 증가가 대출기관의 가산금리 산정에 반영된 것으로 해석된다. 또한, 임대료 수익률이 낮게 나타난 리츠에서 오히려 낮은 가산금리가 적용되고 있는 현상은 선행연구에서 주장한 바와 같이 대출기관의 내생적 조정 현상을 뒷받침 한다고 볼 수 있다.

넷째, 재무적투자자의 최대주주 비중은 높은 신뢰수준에서 가산금리에 부(-)의 영향을 미쳤으나, 재무적투자자의 전체 투자비중 증가는 낮은 신뢰수준에서 가산금리에 정(+)의 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다. 이는 재무적투자자의 참여 비중보다 최대주주 즉 앵커로서의 비중이 차주의 신용도에 영향을 미쳐 가산금리를 낮추고 있음을 의미한다. 다섯째, 중복적 투자자의 행위와 관련한 실증분석 결과 대출자이면서 지분에 참여하는 동시투자자 및 자산운용사의 지분 참여 존재는 가산금리에 부(-)의 영향을 미치고 있는 것으로 확인되었다. 동시투자자는 자금력과 높은 신용도를 바탕으로 대출을 실행함에 있어 리츠의 편입자산이 우량자산일 경우, 보다 적극적으로 리츠에 출자함으로써 가산금리를 낮게 적용 받고 있는 것으로 해석할 수 있다. 또한 자산운용사의 지분 참여는 리츠의 편입자산에 대한 모니터링 및 관리의 효율성 증대로 파산위험을 낮추고 있는 것으로 해석된다.

여섯째, 대출시점을 기준으로 전년대비 부동산 및 금융 시장의 상승은 가산금리에 부(-)의 영향을 미치고 있는 것으로 확인되었다. 다만, 도출된 결과를 통해 금융시장에 비해 부동산시장의 상승이 대출기관 입장에서 담보자산의 파산위험 감소와 회수율 증가에 대한 기대로 인식되고 있는 것으로 해석된다. 이상의 실증분석 결과를 종합해 볼 때, 국내 리츠에 대한 대출 가산금리는 상업용 부동산의 파산위험 뿐만 아니라 주주의 신용도와 시장상황 등에 의해서도 영향을 받고 있는 것으로 확인되었다.

본 연구가 국내 리츠의 자금조달의 주요 원천인 외부자금을 활용함에 있어 대출기관 뿐만 아니라 운용자와 투자자 등 리츠 참여자들에게 의미 있는 시사점을 전달하길 바란다. 다만, 실증분석을 수행함에 있어 상업용 부동산에 한정된 자료를 사용할 수밖에 없었던 점, 시계열적 특성을 반영하지 못한 점, 그리고 대출시점의 시장 경쟁상황을 고려하지 못한 점 등이 아쉬움으로 남는다. 앞으로 국내 리츠의 특성을 분석한 의미 있는 연구가 진행되길 기대한다.

참고문헌

1. 강병태·이기환·김명희, “선박금융대출의 가산금리 결정요인에 대한 실증연구,” 『해운물류연구』, 제94권, 한국해운물류학회, 2017, pp.253-275.
2. 고성수·류근목, “부동산 프로젝트 파이낸싱 가산금리 결정요인 분석에 관한 연구,” 『주택연구』, 제18권 제1호, 한국주택학회, 2010, pp.105-125.
3. 금융감독원 인재개발원, 『금융감독개론』, 금융감독원, 2007.
4. 금융감독원, “은행 대출금리체계에 대한 감독 강화방안 마련(보도자료),” 2012.10.26.
5. 김국중, 『바젤II 시행에 따른 국내은행 영향 및 기업의 대응방안』, KDB산업은행, 2008.
6. 김봉준·전두배, “비소구 주택담보대출 금리 산정에 관한 연구,” 『한국증권학회지』, 제46권 제5호, 한국증권학회, 2017, pp.1061-1088.
7. 김상진·이명훈, “K-REITs(부동산투자회사)의 투자 유형별 특성 분석,” 『한국산학기술학회 논문지』, 제17권 제11호, 한국산학기술학회, 2016, pp.66-79.
8. 김상환, 『합리적인 은행금리결정 시스템 정착방안』, 한국금융연구원, 2003.
9. 임호열, 『대출금리결정론』, 한국금융연수원, 2006.
10. 장영민·변재권·최낙일, “대출회수율의 결정요인에 관한 연구: 신용보증 대출을 중심으로,” 『금융연구』, 제25권 제3호, 한국금융연구원, 2011, pp.31-62.
11. Ambrose, B. W., and A. B. Sanders, “Commercial Mortgage-Backed Securities: Prepayment and Default,” *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 20 No. 2/3, 2003, pp.179-196.
12. Araten, M., M. Jacobs Jr., and P. Varshney, “Measuring LGD on Commercial Loans: An 18-Year Internal Study,” *Journal of Risk Management Association*,

- Vol. 86 No. 8, 2004, pp.28-35.
13. Archer, W. R., P. J. Elmer, D. M. Harrison, and D. C. Ling, "Determinants of Multifamily Mortgage Default," *Real Estate Economics*, Vol. 30 No. 3, 2002, pp.445-473.
 14. Brueckner, J. K., "Mortgage Default with Asymmetric Information," *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 20 No. 3, 2000, pp.251-274.
 15. Campbell, T. S., and J. K. Dietrich, "The Determinants of Default on Insured Conventional Residential Mortgage Loans," *The Journal of Finance*, Vol. 38 No. 5, 1983, pp.1569-1581.
 16. Chen, J., and J. Zhang, "Modeling Commercial Real Estate Loan Credit Risk: An Overview," *Moody's Analytics*, Ver 2.0, 2011, pp.1-25.
 17. Goldberg, L., and C. A. Capone Jr, "Multifamily Mortgage Credit Risk: Lessons from Recent History," *A Journal of Policy Development and Research*, Vol. 4 No. 1, 1998, pp.93-113.
 18. Grunert, J., and M. Weber, "Recovery Rates of Commercial Lending: Empirical Evidence for German Companies," *The Journal of Banking and Finance*, Vol. 33 No. 3, 2009, pp.505-513.
 19. Harrison, D. M., T. G. Noordewier, and A. Yavas, "Do Riskier Borrowers Borrow More?," *Real Estate Economics*, Vol. 32 No. 3, 2004, pp.385-411.
 20. Jensen, M. C., and W. H. Meckling, "Theory of the Firm: Managerial Behaviour, Agency Costs and Capital Structure," *The Journal of Financial Economics*, 1976, Vol. 3 No. 4, pp.305-360.
 21. Kim, Y., "Modeling of Commercial Real Estate Credit Risks," *Quantitative Finance*, Vol. 13 No. 12, 2013, pp.1977-1989.
 22. Merton, R. C., "Theory of Rational Option Pricing," *The Bell Journal of Economics and Management Science*, Vol. 4 No. 1, 1973, pp.141-183.
 23. Samuelson, P. A., "Mathematics of Speculative Price," *Society for Industrial and Applied Mathematics*, Vol. 15 No. 1, 1973, pp.1-42.
 24. Titman, S., S. Tompaidis, and S. Tsyplakov, "Determinants of Credit Spreads in Commercial Mortgages," *Real Estate Economics*, Vol. 33 No. 4, 2005,

pp.711-738.

25. Vandell, K. D., W. Barnes, D. Hartzell, D. Kraft, and W. Wendt, "Commercial Mortgage Defaults: Proportional Hazards Estimation Using Individual Loan Histories," *Real Estate Economics*, Vol. 21 No. 4, 1993, pp.451-480.
26. Xu, R., and J. T. L. Ooi, "Good Growth, Bad Growth: How Effective are REITs' Corporate Watchdogs?," *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 57 No. 1, 2018, pp.64-86.

-
- 접수일 2018. 05. 25.
 - 심사일 2018. 06. 05.
 - 심사완료일 2018. 08. 10.

국문요약

리츠 대출의 가산금리 결정요인 연구

리츠에 대한 대출 가산금리는 대출기관 등 리츠 시장 참여자들에게 중요한 관심사항이다. 본 연구는 국내 리츠를 대상으로 대출 시 적용되는 가산금리 결정요인을 살펴보고자 실증분석을 실시하였다. 실증분석을 통해 나타난 결과는 다음과 같이 요약된다. 첫째, LTV 비율은 가산금리에 부(-)의 영향을, 임대료수익률은 가산금리에 정(+)의 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 일반적 기대와 반대되는 것으로, 대출기관이 두 변수와 관련하여 가산금리를 일률적으로 적용하지 않고 있는 것으로 해석할 수 있다. 둘째, 재무적 투자자의 출자는 리츠의 전체 지분 비중 증가보다 최대주주로서의 지분 비중 증가가 가산금리 하락에 긍정적인 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다. 셋째, 동시투자 및 자산운용사의 지분참여 등 중복적 투자자의 존재는 가산금리를 낮추고 있는 것으로 확인되었다. 넷째, 대출 당시 금융 및 부동산 시장의 상승은 가산금리에 부(-)의 영향을 미치고 있었으나, 부동산 시장에 의한 영향이 더 큰 것으로 확인되었다. 본 연구의 결과가 국내 리츠의 주요 자금조달 수단인 외부자금을 활용함에 있어 리츠 시장 참여자들에게 의미 있는 시사점을 전달하길 기대한다.