

## 서울 오피스 보유기간에 관한 연구\*

A Study on the Ownership Duration in the Office Market in Seoul

신 승 우 (Shin, Seung-Woo)\*\*

유 선 종 (Yoo, Seon-Jong)\*\*\*

### < Abstract >

We analyze data representing 73 total transactions in the office building market in Seoul from 1999 to 2008 using a multinomial logit model with panel data. We first estimate three time-varying(t), case-dependent(i) explanatory variables—transaction\_pricet,i, cap\_ratet,i, and chosei\_pricet,i—using market data representing the individual value-weighted market price, the market cap rate, and the market chosei price per annum, and per 3.3m<sup>2</sup>.

We found that if the office building sales market is hot, that is, if it features lower funding rates, lower market vacancy rates, lower market cap rates, and higher transaction prices, the selling hazard tends to increase in a statistically significant sense. Second, if transaction costs—measured by gross floor area size, building height, and the reciprocal of the common area ratio—increase, the selling hazard decreases accordingly. Third, older buildings and lower-rated buildings exhibit a lower selling hazard. Based on these results, we conjecture that the Seoul office market is not information efficient because those two characteristics—age and low ratings—are not generally accepted as selling hazard function components. Instead, they affect transaction prices.

주 제 어 : 보유기간, 오피스, 이항 로짓, 패널데이터

Keywords : Duration, Office, Binomial logit, Panel data

\* 이 논문은 2010년도 건국대학교 학술진흥연구비 지원에 의한 논문임.

\*\* 건국대학교 부동산학과 조교수, ss244@konkuk.ac.kr (주저자)

\*\*\* 건국대학교 부동산학과 부교수, yoosj@konkuk.ac.kr (교신저자)

## I. 서론

학생들에게 오피스 빌딩에 대한 지분투자 수익률 분석이나 대출위험 인수에 관하여 가르치다 보면, 대부분의 교재가 5년 혹은 10년의 보유기간을 가정한 예제를 수록하는 예가 많다. 예상 투자 기간이 7년이든 10년이든 분석의 방법이 동일하다는 점에서 전혀 무리 없는 가정이라는 데는 동의하나, 교재 어느 곳에도 적정 보유기간에 대한 설명이 없다는 것에는 문제를 제기하지 않을 수 없다. 예를 들어, 은행에서 대출업무를 담당하고 있다고 가정해 보자. 오피스빌딩을 구매하기 위한 대출신청서를 받아 보면, 통상 5년 보유 후 매각하는 것으로 현금흐름이 분석되어 있다. 이것은 현재 우리나라 오피스 빌딩 매매시장의 투자 수단(Vehicle)의 대부분이 리츠의 예에서와 같이 존속기간 5년 플러스 2년 이내 연장으로 정형화되어 있기 때문이다. 대출신청자의 예상보유기간 외에 업계의 오피스 빌딩 “평균 보유기간”이라는 개념을 생각해 볼 수 있겠으나, 실제 거래되는 부분이 전체 오피스 빌딩 총량에 비하여 너무 적어 측정 자체가 불가능하다고 할 수 있다. 만일 오피스 빌딩의 속성과 시장의 상황을 반영한 적정 보유기간이 추정가능하다면, 지분을 투자하는 쪽과 대출하는 쪽 모두 보다 더 합리적인 의사결정을 할 수 있을 것이다.

듀레이션에 대한 연구는 매우 중요한데, 첫째, 듀레이션은 오피스의 거래량 내지 오피스 시장의 규모를 결정하는 중요한 요소이며, 둘째, 시장의 수급을 균형화시키는 조정 속도이며, 따라서 시장의 유동성과 효율성의 척도가 된다 (Archer et al., 2010).

부연하면 현재 오피스 총량이 아니라, 분기별

혹은 연간, 실제로 거래되는 오피스 빌딩을 협의의 오피스 시장이라고 한다면, 듀레이션 분석이나 헤저드 연구를 통하여 협의의 오피스 시장의 향후 공급규모를 추정하는 것이 가능할 것이다. 이러한 공급부문 정보와 수요부문 정보를 이용하면 협의의 오피스 시장을 청산시키는 균형가격의 시간적 변화를 일정한 오차의 한계를 가지고 예측해 볼 수도 있을 것이다. 또한 이러한 듀레이션 정보 (혹은 매도 헤저드)를 통하여 시장의 유동성 상황을 유추하여 볼 수 있으며, 궁극적으로는 오피스 시장의 정보효율성(Efficient Market Hypothesis)의 정도를 가늠해 볼 수도 있을 것이다. 부연하면, 듀레이션이 매우 길거나, 매도 헤저드가 매우 미약한 시장은 비유동적인 시장이며, 효율적인 시장으로 보기 어렵다.

이 논문은 1998년 이전에 준공된 서울 시내 오피스빌딩 중 1999년부터 2008년까지 거래된 73개의 매매시점 거래 데이터를 이용하여 패널 데이터를 구축한 후, 이항 로짓분석을 한 것이다. 73개 표본 데이터는 이 기간 동안 거래된 16,500m<sup>2</sup> (약 5,000평) 이상 규모의 오피스 빌딩의 전수인 161개 조사자료 중에서 패널 데이터 분석의 목적에 맞게 일부를 선별한 것이다.

본 연구의 구성을 보면, 먼저 II 장에서 선행연구에 관한 문헌적 고찰 및 이론적 모형 그리고 본 연구의 핵심 가설이 설명될 것이다. III 장에서는 분석에 이용된 데이터에 대한 설명과 실증 분석 결과에 대한 해석이 이어지며, 끝으로 본 연구의 결론과 한계 및 추가적 연구방안에 관한 논의가 IV 장을 구성할 것이다.

## II. 이론적 배경

### 1. 선행연구 고찰

먼저 미국의 선행연구를 살펴보면, 초기연구는 대부분 부동산의 감가상각비가 세제상 비용으로 처리되는 부분에 착안하여 최적보유기간(Optimal Holding Period)의 존재 및 고유해의 발견에 관한 연구를 진행하였다(Brueggeman, Fisher, and Stern, 1981). 감가상각이 계속되는 한 보유하는 것이 유리하다는 결론으로 인하여 이들이 제시한 상업용 부동산의 최적보유기간은 현실에서 관측되는 평균 보유기간에 비하여 상당히 긴 것이었다(Webb and McIntosh, 1986).

이 분야의 실증적 연구는 Gau and Wang (1994)에 의하여 이루어 졌다. 이들은 먼저 상업용 부동산 소유자의 매도 의사결정에 관한 이론적 모형을 제시하였는데, 상업용 빌딩 소유자는 동 빌딩의 보유, 매도 및 리파이낸싱(Second mortgage와 Equity cash out 포함) 중 하나를 선택한다고 가정하였다. 이러한 아이디어는 본 연구에 그대로 계승되었는데, 본 연구는 매년 12월 31일 빌딩 소유자가 직전 분기 자료를 이용하여 리파이낸싱을 제외한, 매도 혹은 보유의 의사결정을 하는 것으로 가정하였다. 리파이낸싱이 매도와 유사한 효과를 가진다는 사실에 동의함에도 불구하고, 이에 관한 데이터가 없으므로 어쩔 수 없는 선택이었다. 다만 이것이 본 연구의 중요한 한계 중의 하나임을 부인하지 않는다.

이들은 기존의 연구와 달리 매도의사 결정은 감가상각이 아니라, 거래 비용과 조달금리 및 수익률의 변동성을 포함한 시장의 상황 및 소유자의 전략적 선택에 의해 결정된다는 것을 실증하

였다. 다만 변동성은 유의하지 않은 것으로 드러났다. 본 연구 역시 데이터의 한계로 인하여 시장변수의 변동성을 고려할 수 없었음을 밝혀 둔다. 패널 데이터를 이용하는 본 연구의 특성상 개별 소유자와 직결되지 않은 시장 변수들은 종속변수 전체의 입장에서 보면 상수항을 구성하게 되므로 그 수가 제한될 수밖에 없기 때문이다.

영국에서의 연구는 Collett, Lizieri, and Ward (2003)가 있는데, 이들은 주식 보유기간인 일종의 회전율 개념을 이용하여 상업용 부동산의 보유기간을 측정하였다. 좀 더 설명하면 전체 부동산 총 물건수를 한 해에 거래 된 부동산 물건수로 나눈 것을 보유기간으로 정의하였다. 즉 동일한 스피드로 거래가 계속될 경우, 시장의 모든 부동산이 모두 한 차례 거래되는 데까지 걸리는 시간으로 보유기간을 측정하는 것이다. 이들은 비례위험함수 모델을 사용하여 거래비용이 클수록 듀레이션이 길어지는 반면, 수익률이 높거나 변동성이 증가될수록 듀레이션이 짧아진다고 하였다. 이들의 방법론상 장점은 시장의 정보를 반영하는 변수를 이용한 점, 포트폴리오 개념을 도입한 점 등을 들 수 있으나, 부동산의 보유기간으로 보기에는 무리가 있는 것을 종속변수로 사용하였다는 점은 한계라 하겠다.

주택보유기간과 관련된 연구로는 Archer et al. (2010)이 있는데, 상업용 부동산과의 연구 방법론상 차이는 존재하지 않는다. 다만 주택의 소유자가 실제 거주하는지 여부(Owner or renter) 및 지역사회의 특성 등이 고려된다는 점이 상업용 부동산에 관한 연구와 다소 차이를 보이는 점이다.

국내의 연구로는 2009년 김상용·한제선·유선종의 연구가 있는데, 본 연구의 선행연구로서, 본 연구에 이용된 자료와 동일한 데이터를 이용하여

비례위험함수 모델을 통해 계수를 추정한 것이다. 이 연구의 주요 관점은, 매도자에게 초점이 맞추어지는 듀레이션 모델이라기보다는 국내자본과 해외자본의 오피스빌딩 매매행태의 차이를 설명하는 것이었으며, 양자 간의 행태적 차이가 점차 소멸되어 가고 있다고 결론지었다.

## 2. 이론적 모형

우리는 상기한 Gau and Wang (1994)의 이론적 모델을 차용하여, 이것을 패널데이터 형식으로 확장하였다. Gau and Wang은 상업용 부동산의 매매동기와 그 효용함수에 관한 이론적 접근법을 제시하였지만, 그 실증모형은 다변량 분산분석 형태의 단순한 것이었다. 본 연구는, 이론적 모형은 Gau and Wang의 효용함수를 차용하였고, 실증적 모형은 일반적인 패널 자료 확률효과모형을 원용하였다. 1999년 12월 31일부터 2008년 12월 31일까지 10년간, 오피스빌딩의 소유자는 당해 연도 3분기까지의 정보를 바탕으로 매도와 보유 간의 의사결정을 하는 것으로 모형화하였다. 다시 말해서 실제 1분기에 거래된 경우라도, 우리 모형은 이를 12월 31일에 거래된 것으로 간주하였다는 의미이다. 관측기간을 분기가 아니라 연간으로 한 이유는 거래가 없는 분기가 아주 많다는 것과, 오피스 빌딩에 관한 분기별 데이터가 1990년대 말이나 2000년대 초에는 거의 존재하지 않기 때문이다. 당해 3분기까지의 정보로 한정된 이유는 데이터의 발표에 시차가 존재하기 때문이다. 일단 매도된 경우, 그 이후부터 2008년 12월 31일까지는 매도 시점의 정보와 동일한 정보가 입력되고, 그 정보하에서 동일한 매도 결정을 하는 것으로 데이터를 구성하였다.

이런 방식의 데이터 처리는 이 분야의 연구에서 일반적으로 받아들여지는 모형화기법이다.

주어진 161개의 거래 중, 1999년 이후에 준공된 것을 제외하고, 2회 이상 거래된 것 중 첫 번째 거래만을 포함하여 73개의 계수추정을 위한 표본자료를 추출하였다. 2회 이상 거래된 부분을 제외한 이유는 다소 설명이 필요한 데, 단 1회 매도된 건물의 경우 의사결정자  $i$ 는 건물인 동시에 의사결정자가 됩니다. 우리가 은행 창구의 대기행렬을 모형화할 때, 창구와 창구 직원을 동일한 변수로 보는 것과 같습니다. 그러나 동일한 건물이 매도되면, 서로 다른 두 의사결정자가 동일한 속성을 갖는 하나의 건물이 생기게 됩니다. 실제 중요한 것은 의사결정자이지만 우리 모델에서 건물이나 시장상황과 구분되는 의사결정자의 속성이 전혀 없는 상황에서, 반복거래된 사례를 모형에 포함시킬 경우, 동일한 건물이 서로 다른 의사결정을 하는 설명할 수 없는 상황에 봉착하게 됩니다.

이 상황에서 주로 사용되는 모형은, 첫 번째 거래까지의 기간을 결측처리한 불균형 패널데이터(Unbalanced panel)를 이용하거나, 일단 단순한 모형을 이용하여 계수( $\beta_0$ )를 추정하고, 그 기간에 대하여 부트스트래핑을 이용하여 독립변수를 발생시킨 후 양자를 이용하여 종속변수를 결정한 후(예, 헤저드가 0.5 이상이면 1, 그 외 0), 다시 계수( $\beta_1$ )를 추정하고, 그 기간에 대하여 부트스트래핑을 이용하여 다시 독립변수를 발생시킨 후 양자를 이용하여 종속변수를 결정한 후(예, 헤저드가 0.5 이상이면 1, 그 외 0), 다시 계수( $\beta_2$ )를 추정하는 과정을 반복하는 모의실험을 이용한 최우도추정법이 있다. 참고로 이 과정은  $\beta_N - \beta_{(N-1)}$ 이 주어진 한계보다 작아질 때까지 계속된다. 다



만 상기 모델들을 현재 우리가 가지고 있는 데이터를 이용하여 추정하기엔 몇 가지 해결해야 할 문제가 다소 남아 있어, 다음 기회로 미루기로 한다.

우리는 패널 데이터를 이용한 확률효과 이항 로짓모델을 이용하여 분석을 진행하였다.

이 모델의 효용함수는 아래와 같이 표시되는데,

$$U_{ijt} = \beta'X_{it} + A_{ij} + \xi_{jt}, \quad (1)$$

$$A_i = IV_i$$

$$t = 1, \dots, T; \quad j=0,1, \quad i = 1, \dots, N$$

$U$ 는 효용함수,  $t$ 는 시간,  $j$ 는 선택, 그리고  $i$ 는 의사결정자를 대표한다.  $A_i$ 는 의사 결정자  $i$ 의 확률효과인데,  $I$ 는 하삼각행렬이며,  $V$ 는 상호 독립적인 표준정규분포 벡터이다.

확률효과를 고려한 모델의 조건부 확률은 식 (2)와 같다.

$$P_{ijt} | A_{i0}, A_{i1} = \frac{e^{(\beta_i X + A_{ij})}}{\sum_{j=0}^1 e^{(\beta_i X + A_{ij})}} \quad (2)$$

이항로짓과 헤저드 모델은 우도함수의 형태가 같으므로 일반적으로 선택적으로 사용될 수 있다 (Amemiya, 1985). 조금 더 설명하면 김상용 외 (2009)의 헤저드 모델의 경우 종속변수는 듀레이션이라는 연속변수이고, 자료구조는 횡단면 자료의 형태를 갖게 된다. 하지만 듀레이션을 매월 또는 매년이라는 이산적 기간으로 분할하여 반복적으로 관측하는 경우로 변형하면, 종속변수는

매 기간말에 팔거나 보유하거나 등 로짓형태의 의사결정을 하는 것으로 모형화할 수 있다. 헤저드 모델에 관한 자세한 설명은 김상용 외 (2009)를 참조 바란다.

대부분의 독립변수가 건물의 속성과 같이 시간에 대하여 독립적인 상수이므로 고정효과 모형은 근본적으로 적절치 않은 것이었으며, 특정한 변수가 이질성(Heterogeneity)과 관련이 있다는 객관적인 근거가 없었으므로 역시 고려하지 않았다.

끝으로 우리가 관심을 가지고 탐구할 주제를 설명하는 것으로 이 절을 마무리 하고자 한다. 먼저 거래비용이 매도 의사결정에 미치는 효과를 보기위하여, 건물의 면적(층수 및 등급 포함)과 같이 거래가격과 비례하는 변수를 이용하여 거래비용을 간접적으로 측정하였다. 둘째, 자금시장의 상황을 알아보기 위하여 CD(91일물) 수익률 자료를 이용하였고, 오피스 시장의 상황을 반영하기 위하여 시장 공실률을 이용하였다. 셋째, 자본이득을 측정하기 위하여 가격 및 자본환원율을, 배당수익을 측정하기 위하여 전세환산가를 이용하였다. 다만 거래가격과 매도의사결정 사이의 내생성이 문제가 된다는 점에는 동의하지만, 각 해의 거래가격이 시장 거래가격지수를 통하여 조정되어야 했으므로 이러한 내생성 문제는 완화될 수 있었다. 이러한 변수의 조정은 III 장에서 상술하겠다. 끝으로 매도 동기와 관련하여 포트폴리오 및 전략적 선택의 문제를 고려하고자 하였으나, 첫 번째 매도된 오피스의 매도자는 국내의 전통적 소유자들이었으므로 포트폴리오 구성상의 동기는 배제되었다. 다만 전략적 선택과 관련하여 리모델링 여부를 측정하여 독립변수로 추가하였다.

〈표 1〉 매도 동기

매도 동기	정 의	매도자의 특성
전략적 동기	신사업 진출 또는 긴급한 유동성확보를 위한 매도	기업 및 보험사 보유부동산
차익 실현	충분한 투자 수익률 달성	외국계 투자사
실망 매물	공실 장기화로 인한 자산가치 하락	담보권행사로 소유하게 된 지방 구도심 소재 부동산
청산	폐쇄형 리츠 등 청산이 예정된 경우	폐쇄형 리츠

매도 동기를 표로 나타낸 것이 위 <표 1>이다. 이 표는 실제 실무에서 오피스 건물의 투자를 담당하는 30여명의 실무진과의 면담을 통하여 추출된 것으로 완벽하지는 않지만 현장실무를 반영하도록 노력하였다. 문제는 위의 동기를 측정할 만한 변수가 우리가 가지고 있는 데이터에 없다는 데에 있다. 사실 전략적 동기 여부는 신문지상이나 거래 당사자와의 면담을 통하여 사후적으로 파악할 수 있지만, 본 연구는 사전적으로 관측 가능한 변수만을 고려한다는 모형의 한계를 고려하지 않을 수 없었다. 차익실현이나 실망매물 동기 역시 구입가격이나, 구입시 금융 조건에 대한 정보가 없으므로 측정이 곤란하였다. 끝으로 청산이 예정된 폐쇄형 리츠의 경우에도 기간을 연장하는 예가 많으므로 이 역시 변수에서 제외하였다. 다만 오피스빌딩 매도에 즈음하여 건물을 대수선 혹은 증축하는 예가 있으므로 이것을 “리모델링”이라는 변수로 측정하기로 하였다.

통상적으로 실증모형에서 요구되는 다양한 계량모형들의 적합도 비교는, 데이터의 수가 많지 않아 생략하였고, 표본외(Out of sample) 예측력

비교 역시 실시하지 못했다.

### III. 실증분석 결과

#### 1. 데이터 및 투입변수

데이터의 기술적 통계량은 아래 <표 2>와 같으며, 빈도분석은 <표 3> 및 <표 4>, 그리고 교차분석은 <표 5>와 <표 6>이다.

개별 오피스에 관한 데이터는 (주)신영에셋의 자료를 수정없이 사용하였다. 구체적 산식이나 등급의 구별기준에 관한 자세한 사항은 김상용 외 (2009)를 참조 바란다. <표 2>의 거래가격과 전세환산가의 최소값을 보면 우리의 상식과 달리 전세환산가가 더 큰 것을 볼 수 있다. 우리 표본 상 전세환산가는 거래가격의 81.34%로 계산되어 지긴 하였으나, 약 21%인 15건에서 거래가격과 전세환산가간의 역전 현상이 나타났다. 이것은 업계의 전세환산가 계산식이 매우 불완전한 것임을 나타내는 실례라 하겠다.

먼저 모형에 투입되는 시계열 변수작성에 관해 상술하기 전에 몇 가지 중요한 시장의 상황과 표본의 특성에 관하여 설명하는 것이 필요할 것이다. <표 3> 보유기간을 보면, 매년 거래가 있어왔고, 연간 최소 거래수가 2건으로 결측치 없는 모형을 구성하는데 있어 적절한 것으로 판단되었다. 그러나 거래의 77%가 2004년 이전에 발생했다는 점을 보면, 실증모형을 해석함에 있어, 오피스 매매시장이 외환위기 이후 저평가된 상황으로 매도자 우위시장이었다라고 하여야 할 것이다. <표 5> 지역과 빌딩등급의 교차분석을 보면 지역별로 빌딩등급이 고루 분포되어 있음을 알

〈표 2〉 기술적 통계량 - 73개 계수추정 표본 데이터

변수명	최소값	최대값	평균	표준편차
매도시기	1999	2008	2002.88	2.45
보유기간*	1	10	4.88	2.45
지역**	0	2	0.96	0.86
준공시기	1969	1998	1988	7.43
거래면적*****	5030.16	50305.00	11059.84	7203.35
부분거래***	0.41	1.00	0.96	0.13
빌딩등급****	1	4	2.34	0.69
전용률	0.38	0.76	0.54	0.09
역세권(도보, 분)	0.00	15.00	5.49	3.60
지상층수	7.00	60.00	19.05	6.83
시장CD금리	3.57	7.19	4.99	1.16
시장공실률	1.40	12.00	2.83	1.79
거래가격(천원)	2080.03	23898.58	7745.20	3549.79
자본환원율	0.02	0.08	0.04	0.01
전세환산가(천원)	2750.00	9350.00	5712.92	1663.40
리모델링	0	1	0.08	0.28

\* 보유기간은 1999년을 1년으로 기산하였음.

\*\* 지역은 CBD=0, YBD=1, KBD=2로 코딩되었음.

\*\*\* 부분거래는 거래면적/연면적으로 계산하였음.

\*\*\*\* 등급 (주)신영에셋의 기준을 따랐으며, 은 프라이등급을 1, A등급을 2, B등급을 3으로 하였음.

\*\*\*\*\* 면적과 가격은 모두 3.3m<sup>2</sup>을 기준으로 하였음.

〈표 3〉 빈도분석-보유기간

매도시기	보유기간	빈도	비율(%)
1999	1	2	2.7
2000	2	11	15.1
2001	3	13	17.8
2002	4	12	16.4
2003	5	7	9.6
2004	6	11	15.1
2005	7	5	6.8
2006	8	3	4.1
2007	9	5	6.8
2008	10	4	5.5
계		73	100

〈표 4〉 빈도분석-리모델링 여부

리모델링	빈도	비율(%)
No	67	91.8
Yes	6	8.2
계	73	100

〈표 5〉 교차분석-지역과 빌딩등급

지역	빌딩등급				계
	프라이	A	B	C	
CBD	4	13	11	0	28
YBD	2	10	7	1	20
KBD	2	10	13	0	25
계	8	33	31	1	73

<표 6> 교차분석-준공시기와 지역

준공시기	CBD	YBD	KBD	계
1969	1	0	0	1
1970	2	0	0	2
1971	1	0	0	1
1973	1	0	0	1
1975	1	0	0	1
1978	2	0	0	2
1979	1	1	0	2
1980	2	0	0	2
1983	0	1	0	1
1984	1	2	2	5
1985	1	2	0	3
1986	6	1	0	7
1987	2	0	0	2
1989	4	0	0	4
1991	1	1	4	6
1992	1	1	0	2
1993	0	1	3	4
1994	1	5	5	11
1995	0	2	3	5
1996	0	1	6	7
1997	0	0	1	1
1998	0	2	1	3
계	28	20	25	73

수 있다. 그러나 <표 6>을 보면 지역적으로 상이한 준공시기를 나타내고 있어, 각 지역의 개발시기를 유추하게 하고 있었다(CBD, YBD, KBD의 순서). 여기서 우리가 지역 가변수를 이용하여 측정하고자 하는 바는, 개별 지역이 서로 다른 평균 평당 거래 가격을 나타내고 있다는 사실과 관련이 있다. 161개의 전수를 이용하여 조사한 평당거래 가격은 CBD, KBD, YBD의 순서였다. 보다 자세한 사항은 김상용 외(2009)를 참조하기 바란다.

다음은 본 연구의 핵심사항인 생존기간 사이

의 결측변수를 추정하는 방법에 관한 것이다. 먼저 평당 가격을 예를 들어 설명하면, 우리에게 주어진 정보는 매도 시점의 평당 가격정보뿐이었다. 이 상황에서 우리는 시장 가격지수를 산출하여 이것을 이용하여 시점간 가격을 조정하여야 했다. 부연하면, 이것은 물가상승을 조정하는 방식과 같은 것이다. 이를 위하여 현재 오피스 총량이 아니라, 분기별 혹은 연간, 실제로 거래되는 서울의 전체 오피스빌딩 매매시장을 협의의 오피스 시장이라고 정의하였는데, 우리 관측 기간 동안 연평균 16개의 오피스빌딩이 (반복)매매되었다. 이것은 우리가 새우깡 시장을 정의할 때, 공장에 쌓여있는 재고를 포함시키지 않는 것을 의미한다. 우리가 가지고 있는 161개의 데이터가 동 기간에 거래된 전수이므로 이를 이용하여 가중평균 시장가격을 구하였는데, 가중치로는 평당 거래가격을 이용하였다. 두 번째 단계는 이를 이용하여 시점간 조정을 하는 것이다. 시점간 조정은 아래 식 (3)을 이용하였다.

$$\text{추정 평당가격 } t_i = (\text{거래가격}_{T,i} * \text{시장가격}_{t,M}) / \text{시장가격}_{T,M} \quad (3)$$

여기서 하첨자  $t$ 는 추정시점을,  $i$ 는 개별 빌딩,  $T$ 는 시제 매매시점을 그리고  $M$ 은 시장을 의미한다. 식 (3)의 오른쪽은 모두 관측 가능한 항목들이다.

끝으로 이렇게 조정된 가격을 시장의 평균과 비교하여 상대화 시키는 것이 필요한데, 시장가격보다 아주 높거나 낮으면 매도해저드가 아주 높아진다고 생각했기 때문이었다. 그러나 이것은 실행될 수 없었는데, 추정가격과 당시 시장가격과의 비율을 구하게 되면, 그 값이 모든 시점에

있어 동일한 상수로 변해버렸기 때문이었다. 이것은 추정가격을 구하기 위해 당시의 시장가격이 이미 이용되었기 때문에 이러한 상대화가 조정 자체를 무위로 하기 때문이었다. 따라서 시점간 조정된 상대가격을 투입변수로 하였다. 문제는 소유자가 매도결정을 하는데 있어 거래가격을 미리 관측할 수 없다는 사실이다. 이러한 한계를 극복하기 위하여 우리는 특별한 가정 하나를 추가하였다. 소유자가 매도의사결정을 하는 데 있어 건물의 거래 예정가격(기대값)을 주어진 시장의 정보를 이용하여 합리적으로 형성한다고 보았다. 결국 실제 거래가격은 이러한 합리적 기대에 의해 형성된 예정가격을 중심으로 협상에 의해 결정되므로 그 오차가 그다지 크지 않다고 생각할 수 있어, 우리의 가정이 지나치게 제한적인 것은 아니다.

결측된 전세환산가와 자본환원을 역시 매매시점의 자료를 이용하여 평당가격과 같은 방식으로 추정하였다. 전세환산가와 거래가격이 일반적으로 강한 양의 상관관계가 있다고 여겨지면 우리 데이터 상으로도 0.574의 상관관계를 보여 주었는데, 거래가격이 주로 자본이득을 측정한다면 전세환산가로는 임대료 수입에 근거한 배당이득을 측정하고자 하였다. 자본환원율은 오피스 매매시장의 상황을 반영하고자하였는데, 자본환원율이 크게 높아지면 매매시장이 침체되는 것으로 해석하였다.

시장에 관한 시계열 변수인 시장 CD금리와 시장 공실률은 시장의 지표로서 오피스빌딩 매매시장의 경제상황을 반영하기 위해 도입되었다. 특히 CD 금리는 매수자의 펀딩능력을 포함한 시장의 유동성을 측정하기 위해서, 시장공실률은 매수수요를 측정하기 위해 도입되었는데, 이 변

수들은 개별 매도자로부터 독립된 변수로 모든 매도자가 동일한 값을 갖게 된다.

끝으로 오피스 빌딩 매매시장의 속성에 대한 가정을 설명하면, 듀레이션이라는 것이 매도의사 만으로는 결정되지 않으며, 매도와 매수의사 표시의 합치로 계약이 체결되어야 하는 것인 만큼 매도자에 관한 변수가 반드시 필요하다는 것이 상식이다. 김상용 외는 매도자의 국적이나, 펀딩 방법을 변수로 투입하여 이것을 측정하였다. 그러나 본 모델은 매도해저드를 구하는 것이 목적 이므로 매도자가 이미 사전적으로 확정되어 버린 상황은 적절하지 않은 것이다. 따라서 ‘매도자의 매도의사 표시만으로 거래가 성립될 정도로 매수 수요는 충분하다’라는 가정을 도입하게 되었다. 이 가정이 늘 적절한 것은 아니지만, 매도자가 시장의 수요를 이해하여 가격이나 거래조건을 책정한다는 점, 그리고 실제 관측기간 동안 1999년을 제외하곤 서울 오피스빌딩 매매시장이 매도자 우위였다는 점을 들어 우리의 가정을 합리화하고자 한다.

## 2. 실증분석 결과

아래 <표 7>은 패널데이터를 이용한 우리 모델의 계수추정치이고, <표 8>은 우리 모델의 예측력표이며, 끝으로 <그림 1>은 73개의 횡단면 듀레이션 데이터만을 이용하여 구한 카플란-마이어 해저드 함수이다.

<표 7> 최대우도 추정결과 - 패널을 이용한 로짓분석

변수명	계수	표준에러	t	유의확률
준공시기	0.007	0.002	2.907	0.004***
거래면적	-0.000	0.000	-2.269	0.023**
부분거래	-2.306	1.922	-1.200	0.230
빌딩등급	-2.964	0.751	-3.949	0.000***
전용률	-11.078	2.992	-3.703	0.000***
역세권	0.311	0.064	4.826	0.000***
지상층수	-0.187	0.053	-3.521	0.000***
시장CD금리	-1.876	0.217	-8.638	0.000***
시장공실률	-1.189	0.248	-4.802	0.000***
거래가격	0.001	0.000	4.265	0.000***
자본환원율	-121.504	50.188	-2.421	0.016**
전세환산가	0.002	0.000	4.812	0.000***
YBD	15.160	1.516	10.000	0.000***
KBD	1.533	0.600	2.557	0.011**
리모델링	4.423	1.165	3.798	0.000***
Rho	0.955	0.011	86.516	0.000***

N=73, Periods=10, Log 우도: -268

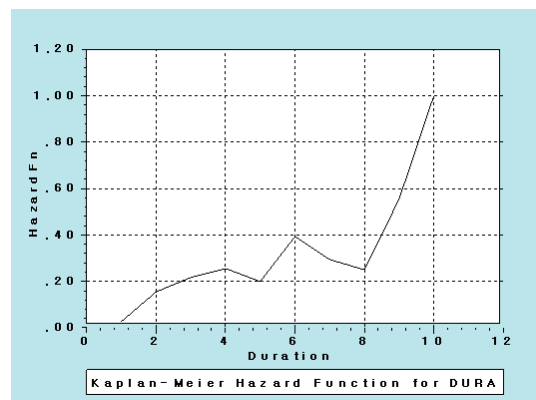
<표 7>에 대한 우리의 해석을 상술하기 전에 <그림 1>에 대하여 이야기하면, 우리 표본속의 모든 데이터가 매도시스템으로 우리 모형의 헤저드 함수를 일반화한 해석이나 활용에는 주의가 필요하다는 점을 밝힌다. 또한 <표 8>의 예측력 지표 역시 이것만으로는 우리 모델이 우수한 것인지 여부를 확인할 수 없다는 단점이 있다는 점도 적는다. 다만 이것은 방법론상의 한계가 아니

라 모표본 데이터 숫자가 너무 적기 때문이었다.

우리 분석 결과를 <표 7>을 이용하여 상술하면, 유의한 변수의 부호가 감삼용 외의 것과 모두 반대로 나왔는데, 그 이유는 우리의 경우 양의 계수가 매도를 의미하는 반면, 감삼용 외의

<표 8> 모델의 예측력 - 패널데이터 이용

실제 선택	추정된 선택		계
	보유	매도	
보유	190(26.0%)	93(12.7%)	283(38.8%)
매도	145(19.9%)	302(41.4%)	447(61.2%)
계	335(45.9%)	395(54.1%)	730(100%)



<그림 1> 카플란 마이어 헤저드 함수 횡단면 데이터 이용



경우에는 듀레이션이 길어지는 것, 즉 보유를 의미하기 때문이다. 따라서 동일한 추정결과가 나왔다고 보아야 한다. 우리 모델의 경우, 건물의 일부를 매매하는 것을 측정한 부분거래 변수만이 유의하지 않은 것으로 나왔을 뿐, 나머지 변수들은 유의 수준 5% 범위내에서 모두 유의한 것으로 밝혀졌다. 이것은 복합시설을 구성하는 오피스 부분과 오피스 전용빌딩 사이의 매도 해저드의 차이가 존재하지 않는다는 의미로 해석되는데, 복합시설 개발의 역사가 길지 않고, 이러한 사례의 수가 8건 정도에 불과해 이를 일반화하기는 곤란한 측면이 있음을 밝혀둔다.

상수변수들을 살펴보면 새로 지은 건물일수록 매도 해저드가 높았는데, 이것은 근본적으로 수익의 원천에 대한 소유자의 관념의 차이와 양도소득세에 기인한 것으로 판단하였다. 즉 오래되어서 투자자본이 이미 회수된 빌딩의 경우에는 임대료 수입의 현금흐름이라는 측면이 강조되는 반면, 새로 지은 건물의 경우는 매도를 통한 자본이득이 주요 관심이 되는 것이다. 시장에서의 수요 또한 신축 건물에 집중되는 반면, 오래된 건물은 다소 비유동적(illiquid)인 경우가 일반적이었다. 이러한 상황은 정보의 비대칭성과 부동산이 가지고 있는 막대한 정보비용에 기인하는 것으로, 시장에 나온 건물의 정확한 가격에 대한 정보가 부재하거나, 입수하는데 너무 큰 비용이 들어가기 때문에 개별건물의 가격을 추정할 때 시장의 평균가격을 이용하게 되는 것이다(거래 사례비교에 의한 감정평가). 이러한 상황에서 매수자는 건물의 노후화를 부정적 시그널로 이해하게 되어 당해 건물이 충분한 현금흐름을 창출함에도 불구하고 중고빌딩을 저평가하게 된다. 건물의 가치를 보다 잘 이해하는 건물 소유자는 매

매시장에서 건물을 회수하여 캐시카우(Cash Cow)로 계속 보유하게 되는 것이다. 우리의 경우 이러한 현상이 양도소득세 과세제도에 의해 더욱 더 강화되는 측면이 있다. 빌딩등급 역시 정보의 비대칭이라는 유사한 이유로 등급이 낮을수록 소유자가 인지하는 높은 가격과 시장의 평균 가격과의 격차가 커지는 경우가 생기게 되어 보유기간이 늘어나게 된다.

거래면적, 전용률, 층수 등은 거래금액과 비례하는 변수들이다. 일반적으로 거래비용은 거래금액과 비례하므로 이러한 거래비용을 회수하고 이득을 보기 위해서는 상당한 시간이 소요된다고 보는 것이다. 또한 매수자층 역시 두텁지 않기 때문에 매도 해저드가 낮아지게 된다. 이것은 고가의 주식을 분할(Split)한다거나, 현재 소형아파트와 대형아파트 매매시장의 관계를 보면 이해가 쉬울 것이다. 지역적으로 보면 매매사례수가 가장 적은 YBD의 해저드가 가장 높았는데, 이것은 데이터의 구성에 기인한 것으로, YBD의 경우 매도 사례가 초반에 집중적으로 나타났기 때문으로, 우리는 이것을 여의도가 가지고 있는 증권가라는 특성과 외환위기 및 그 이후의 주식시장의 호황과 관련지어 해석하였다.

다음은 거시 시계열변수에 관한 부분이다. 우리는 시장 CD금리를 이용하여 매도자의 자금조달의 용이성을 측정하였다. 매도자의 대다수가 CD에 연동된 변동금리 대출을 이용하므로, 이 금리가 올라갈수록 매수자층이 얇아지게 되어 매도 해저드가 낮아지게 되는 것이다. 현재 정부의 DTI 규제에 의한 아파트의 매도해저드 저하와 비슷한 해석이 가능하다. 시장 공실률 역시 앞서 이야기한 정보비용과 관련된다. 시장 공실률이 높아지면 매수자가 생각하는 빌딩의 가격

(Expected value)은 보다 낮아지는 반면, 매도자가 기대하는 가격은 상대적으로 너무 높아 거래가 성립되기 어려워지는 것이다.

끝으로 모델을 통해 계산된 변수들을 보면 자본이득을 측정할 거래가격은 양의 효과를 보이는데, 이것은 시장에서 호가되는 평균가격이 높을수록 활발한 시장을 의미하기 때문에 매도자의 매도 해저드가 시장이 침체되었을 때에 비하여 높아지는 것이다. 자본환원율과 전세환산가 역시 유사한 해석이 가능한데, 특히 자본환원율은 미래 시장상황에 대한 시장의 예상을 반영하는 중요한 지표 중의 하나이다. 마지막으로 리모델링 변수는 통상 매도 직전에 증축이나 대수선을 통하여 건물의 가치를 높이는 행태를 측정하였는데, 예상대로 유의한 양의 효과를 보여 주었다.

### III. 결론

우리는 1998년 이전에 준공된 서울 시내 오피스빌딩 중 1999년부터 2008년까지 거래된 73개의 거래 데이터를 이용하여 패널 데이터를 구축한 후, 이항 로짓분석을 하였다. 우리 모델의 독창성은 주어진 매매시점의 자료를 이용하여 패널 데이터를 추정하는 것인데, 실제 패널 데이터가 없어 우리 모델의 우수성 여부가 검증되지 못했다는 한계가 있으나, 서로 다른 상이한 시점의 데이터를 “비레가정”에 기초하여 동일한 시점(Regime)의 데이터인양 분석하는 듀레이션 모델에 비하여는 진일보한 것으로 판단하였다. 특히 우리 데이터의 관측기간은 외환위기라는 특이한 시대적 상황이 반영된 것으로 비레가정을 받아들이기가 어려웠다.

우리의 발견을 요약하면, 시장상황이 좋을수록 즉, 매수자의 조달금리가 낮고, 시장 공실률이 낮고, 시장의 평균거래가격이 높고, 시장의 자본환원율이 낮을수록 매매가 활발해지며, 매도 해저드가 높아지게 된다. 둘째, 거래비용이 클수록 보유기간이 늘어나게 되는데, 이러한 거래비용의 크기는 거래면적, 지상층수, 전용률 등을 이용하여 측정하였다.

상기의 실증분석 결과가 시사하는 것 중의 하나는 오피스 빌딩 매매시장이 정보라는 면에서 볼 때, 상당히 비효율적인 시장이라는 점이다. 건물 소유주가 우선 협상대상자로 지정된 자에게 제공하는 자신의 건물에 관한 임대소득과 운용비용에 대한 정보에 대한 신뢰가 거의 형성되고 있지 못하다는 업계의 전언을 고려해 볼 때, 보다 투명한 정보의 공개가 오피스 매매시장의 유동성을 증가시키고 실사(Due Diligence) 비용을 포함한 거래비용을 낮춤으로서 자원의 효율적 배분에 기여하게 될 것이다. 즉 시장이 정보의 이용 면에서 효율적이라면 빌딩등급이나 건축시기가 매도해저드에 유의한 효과를 가져오는 상황은 사라지게 될 것이기 때문이다. 즉, 시장이 효율화되면 될수록 상기 변수에 기인한 매도자와 매수자간의 호가격차가 제거될 것이기 때문이다.

끝으로 본 연구 방법론의 확장모형으로 두 가지 방법을 소개하는 것으로 이 논문을 마무리하고자 한다. 우선 첫 번째 거래까지의 기간을 결측처리한 불균형 패널데이터(Unbalanced panel)를 이용할 수 있으며, 다음으로 시뮬레이션을 이용한 추정방법(Simulation-assisted maximum likelihood estimation)이 있다.

논문접수일 : 2009년 12월 16일

심사완료일 : 2010년 3월 29일

## 참고문헌

1. 김상용 · 한제선 · 유선중, “국내외자본의 오피스빌딩 보유기간에 관한 연구”, 국토연구」 제 62권, 국토연구원, 2009, pp. 199-222
2. Amemiya, T., *Advanced Econometrics*, Cambridge, MA: Harvard University Press, 1985
3. Archer, W., D., Ling, and B., Smith, “Ownership Duration in the Residential Housing Markt: The Influence of Structure, Tenure, Household and Neighborhood Factors,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 40, 2010, pp. 41-61
4. Brueggeman, W., J., Fisher, and J., Stern, “Federal Income Taxes, Inflation and Holding Periods for Income-Producing Property,” *Real Estate Economics*, Vol. 9, 1981, pp. 148-164
5. Collett, D., C., Lizieri, and C., Ward, “Timing and the Holding Periods of Institutional Real Estate,” *Real Estate Economics*, Vol. 31, 2003, pp. 205-222
6. Gau, G., and W., Ko, “The Tax-Induced Holding Periods of Real Estate Investors: Theory and Empirical Evidence,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 8, 1994, pp. 71-85
7. Webb, J., and W., McIntosh, “Real Estate Investment Acquisition Rules for REITs: A Survey,” *Journal of Real Estate Research*, Vol. 1, 1986, pp. 77-98