

I. 서론

오피스의 수익률은 공간시장과 자본시장의 상호작용에 의해 결정된다. 공간시장에서는 임대공간에 대한 수요와 공급에 의해 임대면적과 임대료가 결정되고, 자본시장에서는 오피스와 다른 투자대안의 경쟁에 의해 요구수익률과 자본환원율이 결정된다. 이때 임대료 및 순영업소득(NOI)의 불확실성은 요구수익률의 구성요소인 위험프리미엄에 반영된다.¹⁾

투자자 입장에서 투자대상의 위험구조를 파악하고 그 위험프리미엄을 결정하는 일은 매우 중요하다. 위험프리미엄은 가치평가에 필수적인 할인율의 구성요소이며, 여러 투자대안 중 하나를 선택하거나 최적 포트폴리오를 구성하는 의사결정에 있어서 중요한 기준이 되기 때문이다.

어떤 투자대상의 위험프리미엄을 충분히 이해하기 위해서는 다양한 연구가 뒷받침되어야 한다. 여기에는 위험프리미엄을 올바르게 추정하는 것에서부터, 다른 자산의 위험프리미엄과 크기, 변동성, 시계열특성 등을 비교하는 것, 나아가 위험프리미엄의 결정요인이나 조정과정을 분석하는 것 등이 있을 수 있다. 그중 위험프리미엄의 조정과정에 대한 이해는 투자자에게 특히 큰 의미를 가진다. 위험프리미엄의 변동은 투자대상의 가치변동과 밀접한 관계를 가지기 때문이다.

본 연구에서는 서울 오피스의 위험프리미엄을 추정하고, 그 조정과정을 분석하고자 한다. 이를 위해 ① 장기간 임대료 및 공실률 자료가 확보된 신뢰성 있는 표본을 이용하여 NOI 증가율의 시계열을 추정하고 ② 고든성장모형에 근거하여 NOI 증가율과 자

본환원율로 위험프리미엄을 추정한 후 ③ 오피스 공간시장과 자본시장의 변동을 결정하는 여러 거시변수를 이용하여 위험프리미엄 조정과정을 오차수정모형으로 분석한다.

그간 국내 오피스에 대한 연구는 주로 임대료의 결정요인이나 조정과정과 같이 공간시장에 관한 것에 집중되어왔다. 그러나 최근 들어 오피스 매매거래에 관한 자료가 축적되면서 자본시장에 대한 연구도 점차 활발해지고 있다. 그럼에도 불구하고 한 가지 아쉬운 점은 Corgel et al(2011)이 지적한 것처럼 오피스 자본시장에 대한 연구가 대부분 자본환원율 위주로 진행되고 있다는 사실이다. 그러다 보니 고든성장모형을 구성하는 또 하나의 중요한 요소인 NOI 증가율에 대한 이해는 아직 충분하지 못하다.²⁾ 본 연구는 서울 오피스의 NOI 증가율을 실제로 추정하고 이를 이용하여 위험프리미엄을 분석한 첫 사례라는 점에서 의의를 가진다.

II. 선행연구

부동산의 수익률에 대한 연구는 부동산을 주식, 채권 등 다른 자산과 비교하는 것으로부터 시작되었다. 이후 분석대상이 부동산의 종류나 지역별로 세분화되었고, 단순한 비교보다는 그 결정요인이나 조정과정을 밝히는 방향으로 발전하였다.

시계열자료를 이용하여 오피스 수익률의 결정요인을 분석한 사례는 De Wit and Van Dijk(2003)에서 찾을 수 있다. 그들은 세계 46개 도시의 1986~1999년 오피스 자료를 동태적 패널모형으로 분석하여 국내총생산, 인플레이션, 실업률, 공실률 및 오피스

1) Deng, Y., Fisher, J., Sanders, A. B. and Smith, B. 2003. *Estimation of NOI Growth, Volatility and Clustering by MSA*. RERI Working Paper, Connecticut, USA : Real Estate Research Institute.

2) 고든성장모형을 오피스시장에 적용할 경우 오피스에 대한 요구수익률은 자본환원율과 NOI 증가율의 합과 같음. 자세한 내용은 III장 분석모형 참조.

독이 수익률에 영향을 미치는 것을 확인하였다.

Hollies(2007)도 이와 유사한 분석을 하였는데, Jones Lang LaSalle이 조사한 세계 51개 도시의 5년간 오피스 자료를 이용하여 수익률을 패널분석한 결과 이자율, 1인당 국내총생산, 인플레이션, 평균임대기간과 Jones Lang LaSalle이 발표하는 유동성 및 투명성지표가 유의한 것을 발견하였다.

사실 오피스와 관련한 시계열분석은 수익률보다는 임대료에 대해서 더욱 풍부하게 이루어졌다. 비록 임대료가 수익률을 대변할 수는 없지만, 공간시장의 중요한 변수임을 생각할 때 그 조정과정에서 유의하게 나타난 설명변수가 수익률에도 영향을 미칠 것이라 기대할 수 있다. 임대료 조정과정에 대한 연구는 자연공실률 개념을 이용한 것과 균형임대료 개념을 이용한 것으로 나눌 수 있다.

Sivitanides(1997)는 미국 24개 도시의 1980~1988년 오피스 자료를 분석하여 최적재고이론에 근거한 자연공실률에 의해 임대료가 조정되는 메커니즘이 작동하는 것을 밝혔는데, 이때 사용된 설명변수는 흡수면적(absorption), 사무직 종사자수 증가율, 신규공급 및 공실률 증감 네 가지였다. 국내에서는 민성훈·고성수(2012)가 이 모형으로 서울 오피스시장을 유의하게 설명하였다.

Hendershott et al(2002)은 오차수정모형을 이용하여 시드니와 런던의 오피스시장을 분석하였다. 그 결과 사무직 종사자수, 오피스스톡, 점유율(즉, 1-공실률) 세 변수로 임대료의 장기균형 및 단기조정 메커니즘이 작동하는 것을 확인하였다. 국내에서는 이현석·이준용(2010)이 이 모형으로 서울 오피스시장을 유의하게 설명하였다.

위 선행연구들은 서울 오피스 위험프리미엄 조정 과정에 대한 분석모형과 설명변수를 선정하는 데 유용한 정보를 제공한다. 이를 정리하면 <표 1>과 같다.

한편 고든성장모형을 이용하여 요구수익률을 추

정하기 위해서는 NOI 증가율을 먼저 추정해야 한다. 그런데 오피스에 대해서 임대료나 자본환원율을 연구한 사례는 많지만 NOI를 연구한 사례는 의외로 찾아보기가 어렵다. 참고로 오피스 NOI에 대해 시계열 분석을 실시한 사례를 정리하면 다음과 같다.

Deng et al(2003)은 NCREIF의 20년간 자료를 이용해서 미국 내 여러 Metropolitan Statistical Area(MSA)의 NOI를 실제로 추정하고 군집분석을 실시하였다. 그 결과 MSA들을 NOI의 평균과 분산이 상이한 6개의 그룹으로 나눌 수 있었는데, 이를 근거로 NOI는 권역에 따라 큰 차이가 있으며, 그러한 차이를 파악하는 것은 포트폴리오 전략이나 대출위험 측정에 있어서 매우 중요하다고 주장하였다.

Corgel et al(2011)은 미국 대도시 오피스 NOI를 추정하고, 그 시계열 특성을 심도 있게 분석한 최근의 사례다. 그들은 임의보행을 변형시킨 확률과정으로서 평균회귀 특성을 가진 Ornstein-Uhlenbeck Process를 이용하여 NOI 증가율을 추정하고, 무위험이자율, 위험프리미엄 및 자본환원율과 함께 상관분석을 실시하였다. 그 결과 무위험이자율과 위험프리미엄 간에는 무상관, NOI 증가율과 자본환원율 간에는 (-), NOI 증가율과 무위험수익률 간에는 (+), NOI 증가율과 위험프리미엄 간에는 (-)의 유의한 상관관계가 발견되어 고든성장모형에서 가정하는 관계가 성립하는 것을 확인하였다. 또한 ARCH모형을 통해 NOI 증가율의 시계열특성을 분석한 결과 그 분산에 군집성이 있고 비대칭적이라는 사실을 발견하였다.

국내에서는 민성훈(2012)이 서울 소재 133개 오피스의 2003년 1분기~2011년 2분기 임대현황 자료를 이용하여 실제로 NOI 증가율을 계산하고, 그 변동위험을 분석하였다. 그 결과 NOI 증가율의 변동성을 측정하는 척도로 하향위험을 나타내는 준분산이 총위험을 나타내는 분산에 비해 오피스 간 차이를 더 잘 반영하는 것을 발견하였다.

III. 분석모형

본 연구에서는 오차수정모형을 통해 오피스 위험프리미엄의 조정과정을 분석한다. Engle and Granger(1987)에 의해 제시된 이 모형은 정태적인 장기균형뿐 아니라 동태적인 단기조정까지 동시에 파악할 수 있다는 장점이 있다.

일반적으로 금융 및 경제변수는 시계열적으로 불안정한 경우가 많은데, 이러한 변수들을 이용하여 회귀 분석을 실시할 경우 허구적 회귀(Spurious Regression) 문제가 발생할 가능성이 높다. 그러나 Engle and Granger(1987)는 비록 불안정한 변수들이라도 그 선형결합이 공적분관계에 있을 경우에는 허구적 회귀가 문제되지 않으며, 동시에 각 변수의 차분값과 오차수정항으로 구성된 오차수정모형도 성립하는 것을 밝혔다. 이때 수준변수로 구성된 공적분회귀식은 변수 간의 장기균형을 나타내고, 오차수정모형은 그러한 장기균형으로부터의 이탈이 회복되는 단기조정을 나타낸다.

본 연구의 종속변수는 오피스의 위험프리미엄이며, 자본환원율과 NOI 증가율의 합으로 계산된 요구수익률에서 무위험이자율을 차감하여 산출한다. 이는 고든성장모형을 따른 것인데, 그 과정을 좀 더 자세히 살펴보면 다음과 같다.

일반적으로 오피스의 현재가치(V_0)는 미래 NOI를 각 시점별 요구수익률로 할인한 값의 합계로 나타낼 수 있다(<식 1> 참조). 이때 요구수익률이 r 로 일정하다고 가정하면 <식 2>가 성립하고, 여기에 NOI 증가율이 g 로 일정하다는 가정을 추가하면 <식 3>이 성립한다. 이 무한등비급수의 합은 <식 4>와 같은데, 이것이 바로 고든성장모형이다. 이 식을 자본환원율의 정의인 $c = NOI_1 / V_0$ 와 비교하면 요구수익률은 자본환원율과 NOI 증가율의 합이라는 결과를 얻을 수 있다.

$$V_0 = \frac{NOI_1}{(1+r_1)} + \frac{NOI_2}{(1+r_1)(1+r_2)} + \dots \quad \text{<식 1>}$$

$$V_0 = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{NOI_t}{(1+r)^t} \quad \text{<식 2>}$$

$$V_0 = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{NOI_1(1+g)^{t-1}}{(1+r)^t} \quad \text{<식 3>}$$

$$V_0 = \frac{NOI_1}{r-g} \quad \text{<식 4>}$$

한편 설명변수는 오피스 수익률 결정요인이나 임대료 조정과정에 관한 선행연구에서 유의하게 나타난 설명변수들을 선택한다. 선행연구에서 사용된 설명변수는 <표 1>과 같은데, 이 중 본 분석자료의 특성상 적용하기가 어려운 평균임대기간, 유동성 및 투명성 지표는 제외하고, 국내총생산과 1인당 국내총생산, 공실률과 점유율, 사무직 종사자수와 실업률 등 그 개념이 중복되는 것들은 하나의 변수로 정리한다.

최종적으로 선택된 설명변수와 그 특성 및 위험프리미엄에 미칠 것으로 기대되는 영향은 다음과 같다. 먼저 공간시장과 관련된 변수로는 국내총생산(GDP), 오피스종사자수(EMP), 오피스흡수면적(ABSO), 오피스스톡(STO), 공실률(VAC) 및 소비자물가지수(CPI)가 선택되었다. GDP와 EMP는 오피스 수요의 증가요인이므로 (-)값을 가질 것으로 기대된다. 여기서 EMP는 통계청 발표 행정구역별·직업별 취업자수 중에서 한국표준직업분류상 관리자, 전문가 및 관련 종사자, 사무종사자를 합산한 것이다. ABSO는 STO에 점유율을 곱한 것이며, 자연공실률(임대료)의 증가요인이므로 (-)값을 가질 것으로 기대된다. 반면 STO는 A사가 서울 오피스를 전수조사한 것인데, 자연공실률(임대료)의 감소요인이므로 (+)값을 가질 것으로 기대된다. VAC는 임대료의 감소요인이므로 (+)값을 가질 것으로 기대된다. CPI의 경우 운영비용의 상승요인(+)이면서 동시에 임대

표 1_ 선행연구에서 사용된 분석모형 및 설명변수

선행연구		분석모형	설명변수
오피스 수익률 결정요인	De Wit and Van Dijk(2003)	동태적 패널모형	국내총생산, 인플레이션, 실업률, 공실률, 오피스스톡
	Hollies(2007)	패널분석	1인당 국내총생산, 인플레이션, 이자율, 평균임대기간, Jones Lang Lasalle의 유동성 및 투명성지표
오피스 임대료 조정과정	Sivitanides(1997) 민성훈·고성수(2012)	시계열회귀분석	흡수면적, 사무직 종사자수 증가율, 신규공급, 공실률 증가
	Hendershott et al(2002) 이현석·이준용(2010)	오차수정모형	사무직 종사자수, 오피스스톡, 점유율

료의 상승요인(-)이기도 하여 그 부호를 단정적으로 기대하기가 어렵다.

한편 자본시장에서 오피스와 경쟁하는 투자상품으로는 종합주가지수(KOSPI)와 이자율(KTB)이 선택되었다. KOSPI의 상승은 경쟁상품인 오피스에 대한 요구수익률을 높이는 결과를 초래하므로 (+)값을 가질 것으로 기대된다. 반면 KTB는 3년만기 국고채 유통수익률인데, KOSPI와 마찬가지로 요구수익률의 증가요인(+)이면서 동시에 보증금 운영수입을 증가시키는 요인(-)이기도 하여 그 부호를 단정적으로 기대하기가 어렵다.

이들 변수를 이용하여 앞에서 설명한 공적분회귀식과 오차수정모형을 구성하면 <식 5> 및 <식 6>과 같다. 여기서 EC는 오차수정항을 의미한다.

$$Rp_t = \alpha + \beta_1 GDP_t + \beta_2 EMP_t + \beta_3 ABSO_t + \beta_4 STO_t + \beta_5 VAC_t + \beta_6 CPI_t + \beta_7 KOSPI_t + \beta_8 KTB_t \quad <식 5>$$

$$\Delta Rp_t = \alpha + \beta_1 \Delta GDP_t + \beta_2 \Delta EMP_t + \beta_3 \Delta ABSO_t + \beta_4 \Delta STO_t + \beta_5 \Delta VAC_t + \beta_6 \Delta CPI_t + \beta_7 \Delta KOSPI_t + \beta_8 \Delta KTB_t + \beta_9 EC_{t-1}$$

$$\begin{aligned} \text{단, } EC_t = & Rp_t - (\hat{\alpha} + \hat{\beta}_1 GDP_t + \hat{\beta}_2 EMP_t \\ & + \hat{\beta}_3 ABSO_t + \hat{\beta}_4 STO_t + \hat{\beta}_5 VAC_t \\ & + \hat{\beta}_6 CPI_t + \hat{\beta}_7 KOSPI_t + \hat{\beta}_8 KTB_t) \end{aligned} \quad <식 6>$$

IV. 실증분석

1. 분석자료

본 연구의 분석대상은 종합부동산서비스회사인 A사가 임대현황을 조사하고 있는 서울 오피스 중에서 2003년 1분기부터 2011년 2분기까지 34분기 동안 임대료, 보증금, 관리비, 공실률 모두가 분기별로 빠짐없이 수록된 표본이다.³⁾

A사의 조사대상 오피스 중에서 이 조건을 만족시키는 표본은 133건이며, 그 기초통계량은 <표 2>와 같다. 표본의 대부분은 3대 오피스권역에 분포하고 있으며, 건물의 규모나 경과연수는 소형~대형, 신형~구형까지 다양하게 포함되어 있다(<표 3> 참조).

위 표본을 통해 오피스 NOI를 구성하는 주요 변수들의 추이를 살펴보면 다음과 같다.

임대료와 관리비는 개별 오피스의 기준층 3.3m²(1평) 당 호가임대료 및 호가관리비가 분기별로 조사되어

3) 본 연구는 서울 오피스의 NOI를 추정하고 그 통계적 특성을 분석한 민성훈, 2012. “서울 오피스 운영업소득 분포특성 및 하향위험”. 부동산도시연구 제4권 제2호, pp65-80의 후속연구로서, 동일한 오피스 표본을 분석대상으로 하고 있음. 따라서 IV. 실증분석 중 ‘1. 분석자료’와 ‘2. NOI 증가율 및 위험프리미엄 추정’은 선행연구와 일부 동일한 내용을 담고 있음.

표 2_ 표본기초통계량

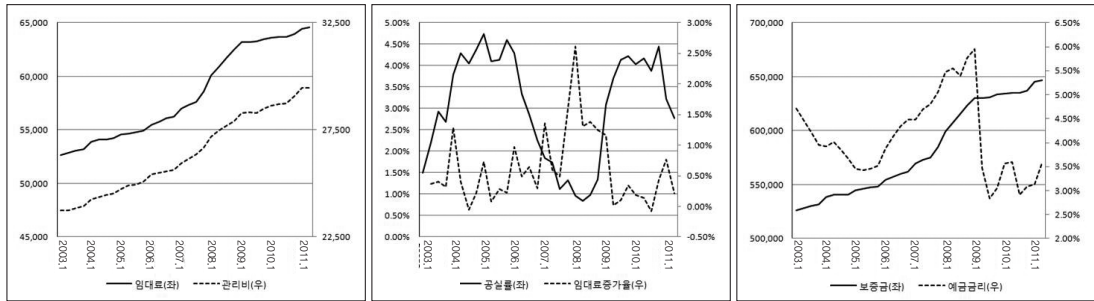
구분	N	최솟값	최댓값	평균값	표준편차
연면적(평)	133	1,324	64,316	11,373	9,865
경과연수(년)	133	8.96	45.45	21.94	7.87
지하철거리(m)	133	5.00	1410.00	277.92	225.17
접도폭(m)	133	10.00	70.00	35.04	13.63
전용률(%)	133	41%	80%	57%	8%
용도지역(상업지역=1)	133	0	1	0.93	0.25
건축구조(철골=1)	133	0	1	0.61	0.49
소유구조(구분소유=1)	133	0	1	0.33	0.47

표 3_ 권역별 평균연면적 및 평균경과연수

권역	동수	연면적(평)			경과연수(년)		
		평균값	최솟값	최댓값	평균값	최솟값	최댓값
CBD ¹⁾	55	10,814	1,324	36,102	23.4	9.7	45.5
GBD ²⁾	27	17,416	1,974	64,316	17.2	9.7	29.8
YBD ³⁾	45	9,049	1,756	50,345	23.6	13.7	32.6
ETC ⁴⁾	6	6,727	2,747	12,281	18.8	9.0	27.2
합계	133	11,373	1,324	64,316	21.9	9.0	45.5

주: 1) CBD-종로구와 중구, 2) GBD-강남구와 서초구, 3) YBD-여의도와 마포구 공덕/도화/동교/마포동, 4) ETC-그 외 지역.

그림 1_ 임대료, 관리비, 공실률 추이



있는데, 그 산술평균의 추이는 <그림 1>의 좌측과 같다. 그림을 통해 임대료의 경우 2003년 이후 꾸준히 상승하다가 2007~2008년 급상승한 후 2008년 금융위기와 함께 다시 성장세가 둔화된 반면, 관리비의 경우 시기별로 큰 기복 없이 일정하게 성장한 것을 알 수 있다. 임대료의 분기별 평균증가율은 0.62%(연율 2.51%)이며, 관리비는 0.66%(연율 2.67%)다.

공실률은 개별 오피스의 임대연면적 중 실제 공실

면적의 비율이 분기별로 조사되어 있는데, 133개 표본의 임대연면적 합계와 공실면적 합계를 이용하여 계산한 시장공실률은 <그림 1>의 중앙과 같다. 그림을 통해 공실률이 2003~2005년 증가, 이후 2008년까지 감소, 2009년 급격한 증가, 이후 다시 감소했음을 알 수 있는데, 이를 임대료증가율과 함께 표시해 보면 임대료가 급격히 상승한 시기와 공실률이 감소한 시기가 거의 일치함을 알 수 있다. 34분기 평균공

실률은 3.06%다.

보증금은 <그림 1>의 우측에서 보는 바와 같이 임대료와 매우 유사한 추이를 보이는데, 이는 표본에 포함된 오피스 대부분이 (월)임대료 10배수의 보증금을 수취하고 있기 때문이다. 그러한 점에서 본 연구는 전세나 전월세를 제외한 보증부월세 오피스만을 대상으로 하고 있다고 볼 수 있다. 그림에서 점선은 시중은행의 예금금리를 나타내는데, 꾸준히 상승하는 보증금과 달리 예금금리는 상승과 하락을 반복하고 있어 보증금과 관련된 수입의 크기는 금리에 따라 많이 달라질 것을 짐작할 수 있다.

2. NOI 증가율 및 위험프리미엄 추정

실무에서는 NOI 증가율을 가정할 때 물가상승률을 그 대용치로 사용하는 것을 발견할 수 있다. 이는 실제 NOI 자료를 구하기가 어렵기 때문인데, 오피스 임대료가 매년 물가상승률에 따라 조정되는 경우가 많다는 점에서 일견 타당성을 가지며, 조동철(2005)도 조세, 이자율, 부동산 투자의 리스크 등이 고정된 동태적 균형상태에서는 부동산의 가치나 임대수입의 증가율이 물가상승률 수준이 될 것이라고 주장한 바 있다. 그러나 실제로 NOI 증가율이 물가상승률과 같거나 적어도 비슷하다는 실증적인 증거는 찾아보기 어렵다.

본 연구에서는 개별 오피스에 대해서 분기별로 조사된 3.3m²(1평) 당 월간 임대료, 관리비, 보증금 및 공실률 자료를 이용하여 <식 7>과 같이 직접 NOI를 산출한다. 특히 공실률의 경우 대부분 선행연구에서 자료의 제약으로 인해 권역별 평균공실률을 사용한 것과 달리, 본 연구에서는 개별 오피스에 대해 각각 조사된 공실률을 사용함으로써 NOI 추정의 정확성

을 높인다. 다만 관리비 마진과 보증금 금리에 대해서는 다음을 고려한다.

$$\begin{aligned} NOI &= [\text{임대료} + (\text{관리비} \times \text{마진율}) \\ &+ (\text{보증금} \times \text{금리} \div 12)] \\ &\times (1 - \text{공실률}) \end{aligned} \quad \text{<식 7>}$$

첫째, 관리비 마진은 임차인이 지불하는 관리비 중에서 실제로 지출되는 비용을 제외한 나머지를 말하는데, 임대인의 입장에서는 수입이 된다. 업계에서는 그 수입이 일반적으로 임차인이 지불하는 관리비의 20% 정도라고 보는데, 오피스별로 실제 지출되는 비용은 정확히 계산하기도 어렵고 외부에 공개되지도 않는다. 따라서 오피스 NOI를 계산한 선행연구도 관리비 마진을 인정한 것과 그렇지 않은 것이 모두 존재한다.⁴⁾

한편 실제 자료를 보면 오피스마다 3.3m²(1평) 당 관리비에 상당한 차이가 있음을 발견할 수 있다. 이는 임대인이 실제로 지출되는 비용에 맞추어 적극적으로 관리비를 결정하고 있기 때문이라고 추측할 수 있는데, 만약 그렇다면 어느 정도의 마진도 같이 추구하고 있을 가능성이 높다. 하지만 이는 추측일 뿐이므로, 본 연구에서는 관리비의 20%를 수입으로 인정한 NOI와 인정하지 않은 NOI 두 가지를 추정하여 비교하기로 한다.

둘째, 보증금에 적용할 금리에 관해서는 보다 논쟁이 있을 수 있다. 이창무 외(2009)가 주장한 바와 같이 국내 부동산시장에 존재하는 보증금의 성격에 대해 서부터 레버리지시설, 운영소득시설 등 다양한 견해가 있기 때문이다. 만약 레버리지시설을 인정한다면 금리는 전월세전환율이어야 하고, 운영소

4) 이수정, 2011. "서울 오피스시장에서의 투자행태와 Cap Rate 결정요인에 관한 연구". 건국대학교 박사학위논문. p14.

그림 2_모형별 NOI 추이

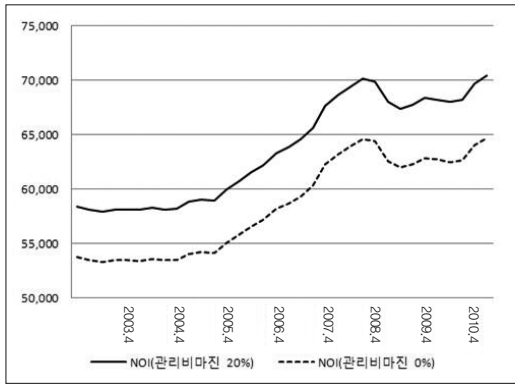
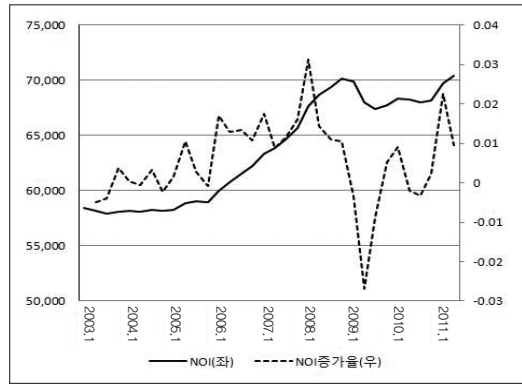


그림 3_NOI 증가율 추이



특가설을 인정한다면 금리는 예금이자율이어야 한다. 주택시장에 대한 선행연구에서는 운영소득가설로는 임대인의 행태를 충분히 설명하기 어렵다고 지적하고 있지만,⁵⁾ 오피스 자본환원율에 대한 다수의 선행연구에서는 운영소득가설을 받아들여 예금은행가중평균 수신금리를 적용하여 NOI를 계산하고 있다.⁶⁾

본 연구에서는 (월)임대료 10배수의 보증금만을 수취하는 보증부월세의 경우 그 보증금의 성격이 전세나 전월세와 달리 레버리지효과보다는 임차인 채무불이행에 대한 담보의 성격이 강하다는 점과 전월세전환율의 경우 대체로 12% 내외라고는 알려져 있으나⁷⁾ 개별 오피스가 적용하고 있는 실제 값은 파악하기가 어렵다는 점을 감안하여 예금은행가중평균 수신금리를 적용하기로 한다.

이상의 방법으로 133개 오피스의 NOI를 계산한 다음 이를 산술평균한 결과는 <그림 2>와 같다. 전술한 바와 같이 NOI는 관리비 마진 인정 여부에 따라 두 가지로 산출하였는데, 그 크기는 모형에 따라 차이가 있지만 시간에 따른 움직임에는 별반 차이가 없었

다. 본 연구의 관심사인 분기별 증가율을 구하여 기초 통계량을 비교해보면 그 평균값과 표준편차가 거의 동일하고 두 모형 간 상관계수 역시 1에 가깝다는 것을 확인할 수 있다(<표 4> 참조). 따라서 이후 분석은 관리비 마진을 인정한 한 가지 모형으로만 진행하기로 한다(<그림 3> 참조).

한편 실제로 산출된 NOI 증가율을 물가상승률과 비교하면 큰 차이를 발견할 수 있다. NOI 증가율의 경우 2003~2005년 보합, 2005~2007년 상승, 2008년 금융위기와 함께 급격히 하락, 이후 2009년부터 반등, 2011년에는 2006년 수준 회복의 과정을 겪은 데 비해, 물가상승률의 경우 뚜렷한 추세 없이 등락을 거듭하였으며, 확연히 정규분포를 나타냈다. 특히 -3~3% 사이를 등락한 NOI 증가율과 달리 물가상승률은 (-)를 기록한 경우가 거의 없었다. 2003년 이후 분기별 NOI 증가율의 평균값을 연율로 환산하면 2.31%이고, 물가상승률은 3.17%다. 이는 NOI 증가율의 대응치로 물가상승률을 사용할 경우 상당한 오차가 발생한다는 것을 의미한다.

NOI 증가율이 추정되었으므로, 자본환원율과 무

5) 이창무·정의철·최소의, 2009. “아파트임대시장의 전월세전환율 결정구조”. 주택연구 제17권 제2호, p225.

6) 이수정, 2011. “서울 오피스시장에서의 투자행태와 Cap Rate 결정요인에 관한 연구”. 건국대학교 박사학위논문, p14.

7) 메이트플러스, “Mate Plus Market Report 2012 1Q”. no.12. 서울 : 메이트플러스, p8.

표 4_ 모형별 NOI 증가율 기초통계량 및 상관계수

구분	NOI 증가율 (관리비 마진 0%)	NOI 증가율 (관리비 마진 20%)	물가 상승률
Mean	0.0057	0.0057	0.0078
Maximum	0.0321	0.0313	0.0205
Minimum	-0.0285	-0.0268	-0.0029
Std. Dev.	0.0109	0.0106	0.0053
Skewness	-0.4567	-0.3985	0.0381
Kurtosis	4.7529	4.5564	3.1656
JB	5.3719	4.2040	0.0457
Probability	0.0682	0.1222	0.9774
NOI 증가율(관리비 마진 0%)	1.0000	0.9996	
NOI 증가율(관리비 마진 20%)	0.9996	1.0000	

위험이자율을 적용하여 위험프리미엄을 계산할 수 있다. 이때 자본환원율로는 A사가 분기별로 발표하는 서울 오피스 자본환원율 지수를, 무위험이자율로는 3년만기 국고채 유통수익률을 적용한다. 여기서 가정된 투자자의 행태는 다음과 같다.

“투자자는 오피스의 가격을 평가할 때 미래 NOI 증가율을 예상하여 자본환원율을 결정한다. 이때 NOI 증가율은 실제로 시장에서 관찰되는 임대수입과 운영비용을 고려하여 예상한다.”

한편 위험프리미엄을 계산하기 위해서는 또 한 가지 해결해야 할 문제가 있다. 바로 NOI 증가율의 기댓값을 구하는 것이다. 위험프리미엄 산식에 적용해야 할 NOI 증가율은 기댓값인 데 반해 우리가 실제로 관찰할 수 있는 것은 과거 값뿐이기 때문이다. 이러한 문제는 주식 위험프리미엄에 대한 연구에서도 항상 쟁점이 된다. 이에 대해 전통적인 CAPM은 시장효율성을 가정하여 사후적인(ex-post) 실현수익률에 위험이 적절하게 반영되어 있다면 현실적으로 측정이 불가능한 사전적인(ex-ante) 기

대수익률의 불편추정치로 이용될 수 있다고 가정한다.⁸⁾ 본 연구에서도 이러한 관점을 받아들여 실제로 관찰된 전분기 NOI 증가율을 이용하여 위험프리미엄을 추정하기로 한다.

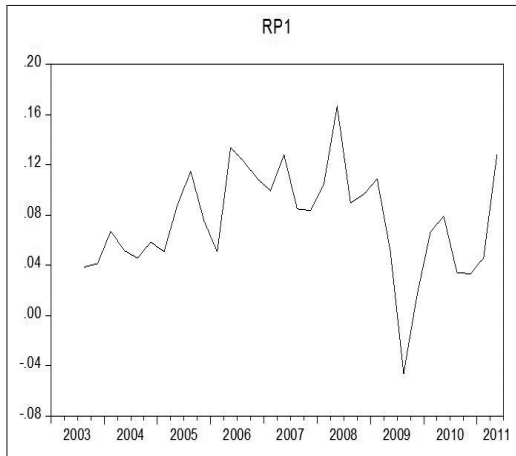
〈표 5〉는 고든성장모형에 근거하여 위험프리미엄을 추정한 결과를 보여준다. 위험프리미엄의 평균값은 7.55%, 표준편차는 4.19%로서 정규분포하는 것으로 나타났으며, 〈그림 4〉에서 보는 바와 같이 2009년에는 (-)를 기록하여 NOI 증가율과 유사한 패턴도 발견된다.

표 5_ 위험프리미엄 기초통계량

구분	자본환원율	무위험이자율	위험프리미엄
Mean	0.0966	0.0446	0.0755
Maximum	0.1195	0.0585	0.1665
Minimum	0.0709	0.0330	-0.0463
Std. Dev.	0.0124	0.0065	0.0419
Skewness	-0.1707	0.1382	-0.3718
Kurtosis	2.3847	2.2059	3.7776
Jarque-Bera	0.7015	1.0015	1.5434
Probability	0.7041	0.6061	0.4622

8) 이대선·이종화, 2004. “위험프리미엄에 대한 기업특성변수의 설명력에 관한 실증연구”. 서강경영논총, 제15권 제1호, p2.

그림 4_ 위험프리미엄 추이



3. 위험프리미엄 조정과정

위험프리미엄 조정과정에 대한 분석은 ① 각 변수의 시계열 안정성에 대한 단위근검정, ② 단위근이 존재할 경우 변수 간 선형관계의 안정성에 대한 공적분검정 및 공적분회귀식 추정, ③ 각 변수의 차분값과 오차수정항으로 구성된 오차수정모형의 추정 순으로 진행된다. 선택된 설명변수는 분기 국내총생산(GDP), 분기말 오피스종사자수(EMP), 분기 오피스흡수면적(ABSO), 분기말 오피스스톡(STO), 분기말 공실률(VAC), 분기말 소비자물가지수(CPI), 분기말 종합주가지수(KOSPI) 및 분기말 3년만기 국고채 유통수익률

표 6_ 설명변수 기초통계량

구분	GDP (십억 원)	EMP (천 명)	ABSO (평)	STO (평)	VAC	CPI	KOSPI	KTB
Mean	241,314	2,134	67,272	9,258,300	0.0292	106	1,371	0.0446
Maximum	312,700	2,409	224,120	10,551,551	0.0439	121	2,107	0.0585
Minimum	178,230	1,942	-80,213	8,166,812	0.0074	93	536	0.0330
Std. Dev.	36,567	142	64,782	744,183	0.0112	8	448	0.0065
Skewness	0.2599	0.1206	0.0421	0.1751	-0.5806	0.2132	-0.1084	0.1382
Kurtosis	2.1075	1.6518	3.5378	1.6774	2.0905	1.8690	1.9483	2.2059
Jarque-Bera	1.5114	2.6576	0.4074	2.6519	3.0821	2.0696	1.6335	1.0015
Probability	0.4697	0.2648	0.8157	0.2656	0.2142	0.3553	0.4419	0.6061

표 7_ 단위근검정(ADF, Intercept)

구분	GDP	EMP	ABSO	STO	VAC	CPI	KOSPI	KTB
원계열	1.0656	0.6466	-3.3511	1.3027	-2.1454	1.2820	-1.3657	-1.8006
1% level	-3.6892	-3.6463	-3.6537	-3.6463	-3.6537	-3.6463	-3.6537	-3.6463
5% level	-2.9719	-2.9540	-2.9571	-2.9540	-2.9571	-2.9540	-2.9571	-2.9540
10% level	-2.6251	-2.6158	-2.6174	-2.6158	-2.6174	-2.6158	-2.6174	-2.6158
1차차분	-3.0727	-6.3805	-6.2609	-4.6530	-3.1351	-5.3744	-4.0788	-5.0354
1% level	-3.6892	-3.6537	-3.6702	-3.6537	-3.6537	-3.6537	-3.6617	-3.6537
5% level	-2.9719	-2.9571	-2.9640	-2.9571	-2.9571	-2.9571	-2.9604	-2.9571
10% level	-2.6251	-2.6174	-2.6210	-2.6174	-2.6174	-2.6174	-2.6192	-2.6174
2차차분	-23.6266				-6.7571			
1% level	-3.6793				-3.6617			
5% level	-2.9678				-2.9604			
10% level	-2.6230				-2.6192			

(KTB)이며, 그 기초통계량은 <표 6>과 같다.

각 변수에 대해 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 단위근검정을 실시한 결과는 <표 7>과 같다. 분석에 사용된 모든 변수는 1% 유의수준에서 단위근을 가져 불안정한 것으로 나타났다. 그중 GDP와 VAC는 2차 차분을 통해, 나머지는 1차 차분을 통해 1% 유의수준에서 안정화되었다.

공적분검정의 가장 기본적인 방법은 Engle and Granger(1987)가 제시한 것과 같이 선택된 변수들을 이용하여 회귀분석을 실시한 후 그 잔차항에 단위근이 존재하는지 살펴보는 것이다. 본 분석모형의 경우 잔차항에 대해 ADF 단위근검정을 실시한 결과 1% 유의수준에서 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타나 공적분관계가 성립한다는 것을 알 수 있었다. 참고로 Johansen 공적분검정을 실시한 결과에서도 복수의 공적분식이 존재하는 것으로 확인되었다.

공적분회귀식의 추정 결과는 <표 8>과 같다. 설명변수 중 오피스 수요요인으로써 (-)값을 가질 것으로 기대했던 GDP, EMP, ABSO 중에서는 ABSO만이 10% 유의수준에서 (-)로 유의하게 나타났다. 이를 통해 비록 GDP와 EMP가 이론적으로는 오피스

수요에 영향을 미치는 중요한 요인이지만, 경제 전체를 반영하는 생산이나 고용의 지표는 오피스 위험프리미엄에 대한 설명력이 떨어지며, 그보다는 오피스 공간시장에 보다 밀접한 ABSO의 설명력이 더 높다는 것을 알 수 있었다. 오피스 공급요인으로서 (+)값을 가질 것으로 기대했던 STO는 (-)이면서 유의하지 않았는데, 이는 STO가 서울 오피스 전체의 스톡인 데 반해 본 분석표본이 이를 충분히 대변하지 못했기 때문인 것으로 보인다. CPI의 경우 오피스 임대료와 운영비용 모두에 영향을 미쳐 그 부호를 단정하기가 어려웠는데, (+)값으로써 10% 유의수준에서 유의하게 나타나 운영비용에 대한 영향이 더 큰 것을 알 수 있었다.

경쟁이 되는 투자상품인 KOSPI와 역시 경쟁이 되는 투자상품이면서 동시에 보증금 운영이익에도 영향을 미쳐 그 부호를 단정하기 어려웠던 KTB는 둘 다 유의하지 않았다.

한편 초과공급의 지표로 (+)값을 가질 것으로 기대했던 VAC는 뜻밖에 (-)로 1% 유의수준에서 유의하게 나타났다. 이것은 공실률이 높은 상태에서 투자자가 더 낮은 위험프리미엄을 요구한다는 것을 의미하는데, 이에 대해서는 다음과 같은 추측을 해 볼 수 있다.

본 연구의 분석기간인 2003년 이후 최근까지 서울 오피스시장은 해외 도시들에 비해 매우 낮은 공실률을 바탕으로 임대료와 매매가가 꾸준히 성장하는 경험을 하였다. 서울 오피스시장의 자연공실률에 대해 연구한 민성훈·고성수(2012)도 동 기간 실제공실률이 자연공실률보다 대체로 낮았다고 밝히고 있다. 자연공실률은 오피스시장의 수요와 공급을 고려한 적정 수준의 공실률을 말한다. 따라서 자연공실률보다 낮은 수준에서 공실률이 다소 증가하는 것은 위험프리미엄에 즉시 반영되지 않

표 8_ 공적분회귀식

Variable	Coefficient	Std. Error	t	Prob.
GDP	1.40E-07	7.32E-07	0.1910	0.8502
EMP	-0.0003	0.0003	-0.8525	0.4027
ABSO*	-3.03E-07	1.73E-07	-1.7458	0.0942
STO	-1.59E-07	1.04E-07	-1.5288	0.1400
VAC***	-3.7368	1.0513	-3.5545	0.0017
CPI*	0.0162	0.0091	1.7800	0.0883
KOSPI	7.47E-05	4.66E-05	1.6027	0.1227
KTB	-1.9156	1.7926	-1.0686	0.2963
C	0.5101	0.3034	1.6811	0.1063
Adjusted R-squared				0.3135
Durbin-Watson stat				1.9566

주: ***은 1%, **은 5%, *은 10% 유의수준에서 유의함.

을 수 있다. 한편 공실률이 일시적으로 높아질 경우 NOI 증가율에는 그 영향이 (-)로 즉시 반영된다. 이때 투자자들이 머지않아 공실률이 다시 낮아질 것으로 예상하여 자본환원율을 높게 조정하지 않는다면, 위험프리미엄에 대한 공실률의 영향이 (-)일 수도 있다. 하지만 이는 추측에 불과하며 추후 보다 심도 있는 연구가 필요하다고 생각된다.

오차수정모형을 추정하기 위해서는 먼저 설명변수들의 과거 시차를 얼마나 포함시킬 것인지 결정해야 한다. 일반적으로 여러 시차를 적용한 후 AIC, SC, HQ 등의 값을 비교하여 최종 모형을 선택하는데, 본 분석의 경우 그 시계열이 총 34분기밖에 되지 않아 과거 시차를 고려하지 않은 모형만을 추정하기로 한다.

오차수정모형의 추정결과는 <표 9>와 같다. 먼저 오차수정항인 EC의 경우 -0.9093으로, 1% 유의수준에서 유의하게 나타났다. 이를 통해 서울 오피스 위험프리미엄은 공적분회귀식으로 대변되는 장기균형에서 이탈하였을 경우 다시 장기균형으로 회복되는 조정의 메커니즘을 가지며, 그 크기는 평균적으로 분기당 90.93%로 매우 신속하다는 것을 알 수 있었다. 오피스 수요 및 공급요인 중에서는 ABSO와 VAC

가 (-)로 5% 유의수준에서 유의하여 공적분회귀식과 비슷한 결과를 보였고, 나머지 변수 중에서는 공적분회귀식에서 유의하였던 CPI가 유의하지 않은 반면, 경쟁이 되는 투자상품이면서 동시에 보증금 운영이익에도 영향을 미쳐 그 부호를 단정하기 어려웠던 KTB가 (-)로 10% 유의수준에서 유의하게 나타나 보증금 운영이익에 미치는 영향이 더 큰 것을 알 수 있었다.

V. 결론

투자자에게 있어서 오피스의 위험프리미엄의 조정 과정을 이해하는 일은 매우 중요하다. 위험프리미엄은 가치평가에 사용되는 할인율의 구성요소이며, 그 변동은 오피스의 가치변동에 그대로 반영되기 때문이다.

고든성장모형에 의하면 오피스에 대한 투자자의 요구수익률은 자본환원율과 NOI 증가율을 합한 값이고, 요구수익률에서 무위험이자율을 차감하면 위험프리미엄을 구할 수 있다. 따라서 실제 오피스 매매시장에서 자본환원율을, 임대시장에서 NOI 증가율을 관찰할 수 있다면 투자자가 적용하고 있는 위험프리미엄이 얼마인지를 추정하는 것이 가능하다.

본 연구는 서울 오피스에 대해서 ① 장기간 임대료 및 공실률 자료가 확보된 신뢰성 있는 표본을 이용하여 NOI 증가율의 시계열을 추정하고, ② 고든성장모형에 근거하여 NOI 증가율과 자본환원율로 위험프리미엄을 추정한 후, ③ 오피스 공간시장과 자본시장의 변동을 결정하는 여러 거시변수를 이용하여 위험프리미엄의 조정과정을 오차수정모형으로 분석하였다. 만약 분석결과가 유의하다면 위험프리미엄의 조정과정을 파악할 수 있을 뿐 아니라,

표 9_ 오차수정모형

Variable	Coefficient	Std. Error	t	Prob.
D(GDP)	4.30E-07	4.30E-07	0.9995	0.3289
D(EMP)	0.0001	0.0002	0.5230	0.6064
D(ABSO)**	-2.84E-07	1.12E-07	-2.5341	0.0193
D(STO)	-1.08E-07	1.51E-07	-0.7136	0.4833
D(VAC)**	-3.5048	1.4070	-2.4909	0.0212
D(CPI)	0.0069	0.0113	0.6165	0.5442
D(KOSPI)	1.87E-05	5.03E-05	0.3715	0.7140
D(KTB)*	-2.9311	1.6355	-1.7922	0.0875
EC(-1)***	-0.9093	0.2005	-4.5347	0.0002
C	0.0002	0.0168	0.0101	0.9921
Adjusted R-squared				0.4770
Durbin-Watson stat				1.8109

주: ***은 1%, **은 5%, *은 10% 유의수준에서 유의함.

고든성장모형이 작동하는지 여부도 간접적으로 확인할 수 있을 것이다.

분석결과는 다음과 같다. 장기균형을 나타내는 공적분회귀식의 경우 오피스 수요요인인 오피스 흡수면적이 10% 유의수준에서 (-)로, 비용요인인 소비자물가지수가 10% 유의수준에서 (+)로 유의하게 나타나 예상한 결과를 보였다. 그러나 초과공급의 지표로써 (+)값을 가질 것으로 기대했던 공실률이 (-)로 1% 유의수준에서 유의하게 나타났는데, 이는 공실률이 자연공실률보다 낮은 수준에서 일시적으로 높아질 경우 그 영향이 NOI 증가율에는 (-)로 즉시 반영되는 반면 투자자는 자본환원율을 그만큼 높이지 않기 때문인 것으로 추측된다. 한편 단기조정을 나타내는 오차수정모형의 경우 오차수정항이 -0.9093 으로 1% 유의수준에서 유의하게 나타나 서울 오피스시장에는 위험프리미엄이 장기균형으로 회복되는 조정의 메커니즘이 존재하며 매우 신속하다는 것을 확인할 수 있었다. 기타 설명변수 중에는 오피스흡수면적과 공실률이 5% 유의수준에서 (-)로 유의하여 공적분회귀식과 유사하였으며, 3년만기 국고채 유통수익률이 (-)로 10% 유의수준에서 유의하여 보증금 운영이익이 위험프리미엄의 감소요인임을 알 수 있었다.

이상의 분석 결과를 통해 다음과 같은 시사점을 얻을 수 있다. 첫째, 서울 오피스시장에는 고든성장모형으로 추정된 위험프리미엄에 대해서 오차수정모형에 의한 조정과정이 작동하고 있다. 이는 입수가 가능한 시장정보를 통해 위험프리미엄의 변동을 설명할 수 있다는 것을 의미한다. 따라서 투자자는 오피스 가격이나 자본환원율의 기술적인 변동뿐 아니라, 위험프리미엄의 변동요인에도 보다 많은 관심을 가질 필요가 있다. 둘째, 변동요인으로는 일반적인 거시경제변수보다는 오피스흡수면적과 같이 오피스시장에 보다 직접적으로 연관된 변수가 유의하게 나타났다. 따라서 향후 오피스시장의 수요와 공급에 관련된

변수들을 보다 다양하게 개발하고 자료를 축적할 필요가 있다. 셋째, 서울 오피스 위험프리미엄의 조정과정은 매우 신속하게 이루어지고 있다. 이를 통해 시장 참여자들이 적극적인 정보탐색과 그에 근거한 위험프리미엄 결정의 노력을 하고 있다는 것을 간접적으로 확인할 수 있다.

고든성장모형은 오피스의 요구수익률이나 위험프리미엄을 추정하는 데 있어서 매우 유용한 개념을 제공한다. 고든성장모형을 이용하기 위해서는 자본환원율과 NOI 증가율이 필요한데, 아쉽게도 지금까지 자본환원율에 대한 연구는 다소 이루어졌으나 NOI 증가율에 대한 연구는 거의 이루어지지 않았다. 본 연구는 서울 오피스에 대해서 실제 자료를 통해 NOI 증가율을 추정하고 위험프리미엄을 분석했다는 점에서 의의를 가진다. 그러나 본 연구 역시 NOI 추정에 있어서 운영비용을 엄격하게 계산하는 대신 여러 가지 가정에 의존해야만 했다. 향후 보다 정확하게 NOI를 추정하는 방법과 고든성장모형을 넘어 보다 개선된 위험프리미엄 추정모형에 대한 연구가 이루어져야 할 것이다.

참고문헌 •••••

- 메이트플러스. 2012. Mate Plus Market Report 2012 1Q, no.12. 서울 : 메이트플러스, p8.
- 민성훈. 2012. "서울 오피스 순영업소득 분포특성 및 하향위험". 부동산도시연구 제4권 제2호, pp65-80.
- 민성훈 · 고성수. 2012. "자연공실률에 의한 서울 오피스 임대료 조정과정: 오피스 규모별 차이를 중심으로". 국토연구 제72권, pp63-77.
- 손재영 · 윤민선. 2007. "서울시 오피스 건물의 자본환원율 결정요인". 국토계획 제42권 제2호, pp163-178.
- 이대선 · 이종화. 2004. "위험프리미엄에 대한 기업특성변수의

- 설명력에 관한 실증연구”. 서강경영논총 제15권 제1호, pp63-92.
- 이수정, 2011. “서울 오피스시장에서의 투자행태와 Cap Rate 결정
관한 연구”. 건국대학교 박사학위 논문.
- 이창무 · 이재우, 2005. “서울 오피스 임대시장구조 실증분석”. 국
토계획 제40권 제2호, pp207-221.
- 이창무 · 정의철 · 최소의, 2009. “아파트 임대시장의 전월세 전환
율 결정구조”. 주택연구 제17권 제2호, pp213-229.
- 이현석 · 이준용, 2010. “권역별 오피스 임대료의 순환과 조정과정
분석”. 부동산학연구 제16집 제3호, pp83-98.
- 조동철, 2005. “주택매매가격, 전세가격과 인플레이션”. 주택시장분석
과 정책과제 연구. 차문중 편. 서울 : 한국개발연구원.
- Corgel, J. B., Lee, H. S. and Shin S. 2011. “A Study on the Net
Operating Income Growth Rate for U.S. Central Business
District Office Properties”. 부동산포커스 제39호, pp4-15.
- De Wit, Ivo and Van Dijk, Ronald, 2003. “The Global Determinants
of Direct Office Real Estate Returns”. *Journal of Real Estate
Finance and Economics* vol.26, no.1. pp27-45.
- Deng, Y., Fisher, J., Sanders, A. B. and Smith, B. 2003. *Estimation of
NOI Growth, Volatility and Clustering by MSA*. RERI Working
Paper, Connecticut, USA : Real Estate Research Institute.
- Engle, R. F. and Granger, C. W. J. 1987. “Co-Integration and Error
Correction: Representation, Estimation, and Testing”. *Econometrica*
vol. 55, no. 2, pp251-276.
- Hendershott, P. H., Macgregor, B. D. and Tse, R. Y. C. 2002.
“Estimation of the Rental Adjustment Process”. *Real Estate
Economics* vol. 30, no. 2. pp165-183.
- Hollies, R. 2007. “International Variation in Office Yields: A Panel
Approach”. *Journal of Property Investment & Finance* vol.25,
no.4. pp370-387.
- McDonald, J. F. and Dermisi, S. 2008. “Capitalization Rates, Discount
Rates, and Net Operating Income: The Case of Downtown
Chicago Office Buildings”. *Journal of Real Estate Portfolio
Management* vol. 14, no. 4. pp363-374.
- Sivitanides, P. S. 1997. “The Rent Adjustment Process and the
Structural Vacancy Rate in the Commercial Real Estate
Market”. *Journal of Real Estate Research* vol.13, no.2.
pp195-209.

-
- 논문 접수일: 2012. 4. 20
 - 심사 시작일: 2012. 5. 3
 - 심사 완료일: 2012. 5. 24

The NOI Growth Rate and the Risk Premium Adjustment Process of the Office Buildings in Seoul

Keywords: Office, Risk Premium, NOI Growth Rate, Gordon Growth Model, Error Correction Model

Determining the risk premium of office and understanding its adjustment process is important for office investors, because risk premium is a fundamental element of discount rate and its change is directly reflected in value. This study conducts 1) the estimation of NOI growth rate using actual data on the rent and vacancy rate 2) the calculation of risk premium based on the Gordon Growth Model 3) the analysis on the adjustment process of risk premium through the Error Correction Model on the office in Seoul. The empirical result suggests that 1) there is very rapid risk adjustment mechanism in Seoul office market with the error correction term of significant -0.9093 2) office absorption(-), CPI(+) and vacancy rate(-) in long-term equilibrium and office absorption(-), vacancy rate(-) and interest rate(-) in short-term adjustment were significant. The reason why vacancy rate is (-), which was expected to be (+), seems that the increase of vacancy rate under the level of natural vacancy rate doesn't affect significantly on risk premium and investors apply not so high capitalization rate as the increase of vacancy rate immediately in that situation. This study is the first case of analyzing risk premium of office in Seoul using actual NOI data.

서울 오피스 NOI 증가율과 위험프리미엄 조정과정에 관한 연구

주제어: 오피스, 위험프리미엄, NOI 증가율, 고든성장모형, 오차수정모형

오피스 투자자에게 오피스의 위험프리미엄을 결정하고 그 조정 과정을 이해하는 일은 매우 중요하다. 위험프리미엄은 가치 평가에 사용되는 할인율의 구성요소이며, 그 변동은 가치에 그대로 반영되기 때문이다. 본 연구는 서울 오피스에 대해서 ① 장기간 임대료 및 공실률 자료가 확보된 표본을 이용하여 NOI 증가율을 추정하고, ② 고든성장모형에 근거하여 위험프리미엄을 추정한 후, ③ 오차수정모형으로 위험프리미엄의 조정 과정을 분석하였다. 그 결과 오차수정항이 -0.9093 으로 유의하여 위험프리미엄이 장기균형에서 이탈할 경우 매우 신속히 회복되는 메커니즘이 존재하는 것을 확인할 수 있었으며, 설명변수 중에서는 장기균형식에서 오피스흡수면적(-), CPI(+) 및 공실률(-)이, 단기조정식에서 오피스흡수면적(-), 공실률(-) 및 이자율(-)이 유의하게 나타났다. 한편 공실률의 경우 예상과는 달리 위험프리미엄의 감소요인으로 나타났는데, 이는 공실률이 자연 공실률보다 낮은 수준에서 일시적으로 높아질 경우 그 영향이 NOI 증가율에는 (-)로 즉시 반영되는 반면 투자자는 자본환원율을 그만큼 높이지 않기 때문인 것으로 추측된다. 본 연구는 서울 오피스의 NOI 증가율을 실제로 추정하고 이를 이용하여 위험프리미엄을 분석한 첫 사례라는 점에서 의미를 가진다.