



## I. 서론

부동산 가격 대비 순운영수익(Net Operating Income: NOI)의 비율인 자본환원율(cap. rate)은 자산시장(asset market)의 상황을 보여주는 주요 지표 중 하나이다. 우리는 시장의 평균적인 자본환원율(이하 '시장 자본환원율')을 통해, 해당 부동산 시장의 평균적인 임대수익률을 알 수 있으며, 해당 시장의 과열이나 침체 여부를 파악할 수도 있다. 더 나아가 자본환원율을 통해 우리는 비교적 손쉽게 해당 부동산의 가치를 평가할 수 있다.<sup>1)</sup>

자본환원율에 대한 정보는 임대수익을 주된 수입원으로 삼는 상업용 부동산 시장에서 특히 중요하다. 상업용 부동산 중에서도 오피스빌딩의 경우, 거래빈도가 적은 데다가 가치 산정에 어려움이 있기 때문에 시장분석가 등은 자본환원율 정보를 이용하여 시장의 상황을 판단하거나 특정 부동산의 가치를 평가하게 된다.

현재 우리나라에서 오피스빌딩 시장을 대표하는 평균적인 자본환원율은 두 가지 유형으로 생산되고 있다. 하나는 평가가격에 기초한 자본환원율로서, 국토해양부의 오피스빌딩 소득수익률 자료가 이에 해당한다. 이 방식은 사전에 정해 놓은 표본 오피스빌딩들의 가치를 매기 평가하여 자본환원율(국토해양부 자료에서는 이를 소득수익률이라고 부른다)을 계산하는 방식이다.<sup>2)</sup> 이 방식은 표본 오피스빌딩들의 가치를 매기 평가해야 한다. 평가사들은 평가 3방식을

이용하여 가치를 산정하는 것으로 되어 있지만, 그럼에도 불구하고 평가가격은 실거래가격에 비해 평활화(smoothing)되어 있는 것으로 알려져 있다.<sup>3)</sup> 오피스빌딩의 가치가 평활화되면, 이에 기초한 자본환원율 또한 평활화될 가능성이 있다.

또 다른 유형은 실거래가격에 기초한 자본환원율이다. 이 방식은 실제 거래된 오피스빌딩의 거래가격을 기초로 하여 자본환원율을 구하는 방식으로, 부동산자산관리회사나 부동산정보회사 등에서 분기나 반기 단위로 공표하고 있다. 이들은 주로 자신들이 거래에 관련한 물건이나 금융감독원에 공시된 거래 사례들을 수집하여 자본환원율을 계산하는데, 대부분 단순평균지수방식(simple mean index approach)으로 시장의 자본환원율을 계산하고 있다.

그러나 매기 거래된 개별 오피스빌딩의 자본환원율은 해당 오피스빌딩의 특성에 따라 달라질 수 있다. 따라서 이런 특성 차이를 통제하지 않으면 표본추출 오류(sample selection error)에 의한 편의(bias) 문제가 생기게 된다. 예를 들어 직전 기에는 자본환원율이 높은 지역에서 거래가 많이 이루어진 반면, 이번 기에는 자본환원율이 상대적으로 낮은 지역에서 거래가 많이 이루어진 경우, 단순평균 방법으로 시장의 자본환원율을 구하게 되면 이번 기에는 마치 자본환원율이 낮아진 것처럼 보이게 된다.

본 연구는 후자의 문제에 초점을 맞추고 있다. 실제 거래된 사례를 이용하여 오피스빌딩 시장을 대표하는 시장 자본환원율을 구하되, 특성 차이에 의한

- 1) 투자자 입장에서 자본환원율은 부동산 투자의 중요한 판단 근거 자료임. 해당 부동산이 적절한 임대수익률을 보장하는지, 매각자가 제시한 가격이 적절인지 등의 여부를 판단할 때 시장의 자본환원율과 해당 부동산의 자본환원율 자료를 이용하게 됨. 투자자뿐만 아니라 감정평가사 입장에서 볼 때도 자본환원율은 부동산의 가치를 판단하는 데 매우 중요한 자료임. 어떤 특정 부동산의 순운영수익을 알고 있으면서 동시에 해당 부동산의 시장 자본환원율을 알고 있다면, 손쉽게 해당 부동산의 가치를 평가할 수 있음.
- 2) 이 자료는 국토해양부의 위탁을 받아 한국감정평가협회 산하 한국부동산연구원에서 2002년부터 생산을 해오다가 2012년부터는 한국감정원에서 생산하고 있음. 초기에는 연간으로 생산되었는데, 최근에는 분기별로 생산되고 있음.
- 3) 상업용 부동산의 평가가격이 평활화되어 있는 것에 대한 논증은 Geltner(1991) 참조. Geltner(1991) 이후 여러 학자들에 의해 이와 관련한 논의가 있었음. 그리고 Sivitanides et al.(2001)은 평가가격에 기초한 자본환원율의 결정문제를 직접 분석하기도 하였음. 이 이슈는 본 연구의 목적과 직접적인 관련이 없기 때문에 이에 대한 자세한 논의는 생략하도록 함.

자본환원율의 차이를 통제함으로써 표본추출 오류가 최소화된 자본환원율을 구하는 것이 목적이다. 이런 목적을 위해 본 연구에서는 특성가격지수모형을 사용하여 특성 차이에 따른 자본환원율의 차이를 통제하는 방법을 사용하였다. 그리고 보완적으로 층화평균지수모형을 사용하여<sup>4)</sup> 간접적으로 특성 차이에 따른 자본환원율의 차이를 통제해 보았다.

본 연구에서 사용한 자료는 1999년 4/4분기부터 2011년 4/4분기 사이 서울 지역에서 거래된 연면적 3,306m<sup>2</sup>(1천 평) 이상의 오피스빌딩 거래 자료로, 거래가격과 임대료 자료를 수집하여 분기별, 반기별, 연도별 시장 자본환원율을 추정하였다. 그리고 이렇게 구한 시장 자본환원율의 추정오차를 상호 비교함으로써 어느 방식이 우월한지 검토하였다. 또 이런 방법으로 구한 시장 자본환원율을 국토해양부의 평가가격 기반 자본환원율과 비교함으로써 실거래가격에 기반한 자본환원율과 평가가격에 기반한 자본환원율 간에 어떤 차이가 존재하는가를 살펴보았다.

이하에서 본 연구는 다음과 같은 과정을 거치면서 진행된다. 제2장에서는 자본환원율의 결정 요인들과 이를 둘러싼 기존 연구들의 성과를 검토하고, 본 연구가 기존 연구와 어떤 차이가 있는지 밝히도록 한다. 제3장에서는 본 연구에서 사용된 자료의 성격과 특성을 간단하게 살펴보도록 한다. 그리고 제4장에서는 동일특성 자본환원율 추정을 위한 이론적 모형과 추정결과를 살펴본 뒤, 추정된 동일특성 자본환원율을 단순평균 자본환원율 등과 비교해 본다. 제5장에서는 결론으로서 본 연구의 의의와 한계 등을 밝히도록 한다.

## II. 선행연구에 대한 검토

부동산의 가격(또는 가치) 대비 순운영수익의 비율인 자본환원율은 해당 부동산의 요구수익률에서 기대가격상승률을 뺀 값으로 분해된다.<sup>5)</sup>

$$k_t = \frac{NOI_t}{V_t} = r_t - g_t \quad \langle \text{식 1} \rangle$$

이 식에서  $k_t$ 는  $t$ 시점의 자본환원율이고,  $NOI_t$ 는  $t$ 시점으로부터 1년 사이에 들어오는 순운영수익이며,  $V_t$ 는  $t$ 시점의 부동산 가격(또는 가치)이다. 그리고  $r_t$ 는  $t$ 시점의 해당 부동산에 대한 요구수익률이자 위험조정 할인율이며,  $g_t$ 는  $t$ 시점에서 예측한 부동산 가격의 기대상승률이다. 고든(Gordon)의 성장모형을 적용할 경우,  $g_t$ 는 순운영수익의 기대성장률이기도 한다.

$\langle \text{식 1} \rangle$ 에서  $r_t$ 를 요구수익률로 보았을 때,  $r_t$ 는 무위험자산의 수익률( $r_t^f$ )에 해당 부동산 투자의 리스크 프리미엄( $\pi_t$ )을 더한 것으로 분해된다.

$$\begin{aligned} r_t &= r_t^f + \pi_t \\ k_t &= r_t^f + \pi_t - g_t \end{aligned} \quad \langle \text{식 2} \rangle$$

$\langle \text{식 2} \rangle$ 에서 무위험자산의 수익률은 시간에 따라 변하지만, 리스크 프리미엄이나 순운영수익의 기대상승률(또는 가격의 기대상승률)은 시간에 따라 변할 뿐만 아니라, 지역이나 부동산의 유형 또는 부동산의 특성에 따라 변할 수도 있다.

부동산의 자본환원율을 분석한 연구들은 대부분  $\langle \text{식 2} \rangle$ 를 연구의 출발점으로 삼고 있다. 하지만 일부 연구에서는 가중평균 자본비용(Weighted Average

4) 층화평균지수모형은 표본을 몇 개의 특성별 그룹으로 나눈 뒤, 각 그룹별 단순평균을 가중평균하는 방식임. 특성별 평균의 차이를 통제하는 방법으로, 단순평균방식의 단점을 개선하기 위해 사용됨. 이에 대해 보다 자세한 내용은 제4장 참조.

5)  $\langle \text{식 1} \rangle$ 이 도출되는 과정은 기존 연구에서 흔하게 나오는 과정이므로 여기서는 생략하도록 함.

Cost of Capital: WACC) 모형과 자본자산가격이론 (Capital Asset Pricing Model: CAPM) 모형을 이용하여 자본환원율을 분해하기도 한다.<sup>6)</sup> 이러한 접근은  $r_t$ 을 위험조정 할인율로 보는 방법이다.

이 접근방식에 따를 것 같으면, 위험조정 할인율은 타인자본비용( $r_t^d$ )과 자기자본비용( $r_t^e$ )의 가중평균으로 표현된다. 이 경우 자본환원율은 아래와 같이 표현된다.

$$r_t = LTV \times r_t^d + (1 - LTV) \times r_t^e$$

$$k_t = LTV \times r_t^d + (1 - LTV) \times r_t^e - g_t$$

〈식 3〉

여기서는 부동산의 가격(또는 가치) 대비 부채 비율을 말한다. 이 식에서 자기자본비용( $r_t^e$ )는 CAPM 모형을 이용하여 구할 수 있다.

〈식 3〉의 경우에도 LTV 비율, 타인자본 및 자기자본비용, 그리고 임대료의 기대상승률 등은 지역이나 부동산 유형에 따라 다르며, 시간에 따라서도 다르다. 따라서 자본환원율은 지역이나 유형에 따라 다르며, 시간에 따라 변하게 된다.

자본환원율에 대한 외국의 선행연구들을 보면, 2000년대 이전에는 주로 지역이나 부동산 유형, 또는 시계열별로 자본환원율에 영향을 미치는 요인을 찾는 데 초점을 맞추고 있었다. 특히 1990년대 이전에는 전국 수준의 자본환원율 자료를 가지고 자본시장이나 거시경제와의 연관성을 찾고자 하였다. 이의 대표적인 예가 Froland(1987), Evans(1990)다.<sup>7)</sup> 그러나 이 연구들은 두 가지 점에서 비판을 받았다. 하나는 이론적인 근거 없이 변수들을 선정하였다는 점이고, 또 다른 하나는 지역별, 유형별로 자본환원율에 차이가 있고 이에 영향을 미치는 요인들이 다를 수 있는데도 불구하고 이를 고려하지 않았다는 점이다. 이런 비판에 대응하여 이후의 연구들은 앞의 〈식 2〉나 〈식 3〉에 근거하여 자본환원율의 결정 요인들을 찾고자 하였으며, 명시적으로 자본환원율의 지역별, 부동산유형별 차이를 모형에 반영하고자 하였다. 이의 대표적인 예가 Ambrose and Nourse(1993), Jud and Winkler(1995), Sivitanidou and Sivitanides(1999)의 연구들인데,<sup>8)</sup> 기본적으로 패널 자료를 사용하고 있다.

6) WACC 모형과 CAPM 모형을 이용하여 자본환원율을 분해한 연구로 Nourse(1987), Ambrose and Nourse(1993), Jud and Winkler(1995), McDonald and Demisi(2008), McDonald(2010) 등이 있음.

7) Froland(1987)은 모기지 이자율, 10년 만기 국채수익률, 주식시장의 수익-가격(earning/price)비율, 물가상승률, 경기종합지수, 전국 공실률, GDP 증가율 등을 설명변수로 삼아 상업용 부동산들의 자본환원율을 회귀분석한 바 있음. 그리고 Evans(1990)는 비주거용 부동산의 자본환원율과 주식시장의 수익-가격 비율 간의 시계열적 특성을 비교한 바 있는데, 둘 간의 시계열적 특성은 유사하지만 주식시장의 수익-가격 비율이 부동산의 자본환원율에 1분기 정도 선행하는 것을 발견하였음.

8) 자본환원율의 결정요인에 대한 연구는 본 연구를 전개하는 데 기초가 되는 부분이라 이들의 성과를 간단하게 정리할 필요가 있음. Ambrose and Nourse(1993)는 부동산 유형별로 자본환원율의 차이가 있기 때문에 자본환원율을 부동산 유형별로 구별하지 않으면 왜곡을 가져올 수 있다는 점을 강조하였음. 이들은 〈식 3〉을 기본모형으로 하여 회귀분석을 하였는데, 분석결과 자본환원율은 수익-가격 비율과 음(-)의 상관관계가 있고, 기대 인플레이션의 대리변수인 이자율 스프레드와는 양(+)의 상관관계가 있는 것으로 나타났음. Jud and Winkler(1995)는 Ambrose and Nourse(1993)와 마찬가지로 〈식 3〉을 기본모형으로 하여 회귀 분석을 하였는데, 이전 연구들과는 다르게 자본환원율 스프레드(자본환원율에서 무위험자산의 수익률을 차감한 것)를 가지고 분석하였음. 분석 결과를 보면, 자본환원율 스프레드는 여러 수익률 변수들의 스프레드(모기지 이자율, 추가수익률 등에서 무위험자산의 수익률을 차감한 것)에 영향을 받지만, 시차를 두고 영향을 받는 것으로 나타났음. Sivitanidou and Sivitanides(1999)는 오피스빌딩 시장을 연구대상으로 삼았는데, 자본환원율의 차이를 가져오는 구성요소를 지역별 시간불변 요소(local-fixed office market component)와 지역별 시간 변화요소(time-variant local office market component), 전국적인 자본시장의 변화요소(time-variant national capital market component)로 나누었음. 각각의 구성요소를 결정하는 변수들로, 지역별 시간불변 요소의 경우 CBD(중심상업지역)의 오피스 재고량 비율, 오피스 입차 수요의 다양성 등을, 지역별 시간 변화요소의 경우 임대료 증가율, 오피스 고용 증가율, 오피스 공간의 흡수율 등의 변수를 사용하였음. 그리고 전국적인 시간 변화요소로 기대 인플레이션율과 주식수익률 변수를 사용하였음. 추정결과를 보면 전국적인 자본시장의 변동보다 지역적인 부동산 시장의 변동이 자본환원율에 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났음.

최근 들어서 자본환원율에 대한 연구는, 시장의 펀더멘탈(fundamental)에 의해 설명되지 않는 자본환원율 부분을 어떻게 설명할 것인가에 초점을 모으고 있다. 자본환원율에 대한 관심이 이와 같이 바뀌게 된 것은, 2000년대 초반 이후 미국의 닷컴 버블 붕괴로 부동산시장에서 순운영수익이 하락하고 있는데도 불구하고 부동산가치는 하락하지 않음으로 인해 자본환원율이 낮은 수준을 보이고 있었기 때문이다. 순운영수익이 하락함과 동시에 경기가 하락국면에 들어가고 있다면 자본환원율은 올라가야 정상인데,<sup>9)</sup> 그럼에도 불구하고 자본환원율이 낮은 수준을 보인다는 것은 부동산가격이 과대평가 되었다는 이야기가 된다.

이런 현상에 대해 순운영수익이 평균회귀(mean reverting)를 한다면 경기가 하락할 때 자본환원율이 내려갈 수 있다는 주장이 제기되면서 실제로 자본환원율이 시장의 펀더멘탈에 의해 설명되는지 부동산가격이 합리적으로 결정되고 있는지 등에 대한 논의들이 대두되기 시작한 것이다. 이런 논의의 대표적인 예가 Chen et al.(2004), Hendershott and MacGregor(2005a, 2005b), Sivitanides et al.(2003) 등이다. 그리고 여기서 더 나아가 자본환원율의 경기순환을 분석하면서, 구조적 변화가 있었는지 여부를 검증하거나(Chervachidze et al. 2009), 투자자의 심리적 요인을 고려하여 부동산가격의 변화를 분석하고자 하는(Clayton et al. 2009) 연구들이 최근 나오고 있다.

물론 이런 가운데에서도 1990년대의 관심사(자본환원율의 결정요인이 무엇인가)를 연장하여 이 부분에 대한 이론을 발전시키고자 하는 노력들은 계속 있었다. 예를 들어 천재지변의 효과를 분석한

Bleich(2003), 지역 간 자본환원율의 차이를 분석한 Chichernea et al.(2008), 자본환원율로부터 부동산시장의 위험조정 할인율을 추출하고자 한 McDonald and Dermisi(2008), 그리고 토빈 Q 이론을 자본환원율에 접목하고자 하였던 McDonald(2010) 등의 연구가 이에 해당한다.

이들 연구들은 국가에 따라 다소 다르기는 하지만, 대체로 미국의 ACLI(American Council on Life Insurance)나 NCREIF(National Council of Real Estate Investment Fiduciaries), 또는 NREI(National Real Estate Index)의 자본환원율 자료를 사용하고 있다. 이 중 ACLI나 NCREIF의 자본환원율 자료는 평가가격에 기초하여 만들어지고 있다. 평가가격에 기초한 수익률 자료의 경우, 평활화(smoothing) 문제가 있다는 것은 널리 알려져 있는 사실이다. 그래서 자본환원율 자료를 분석할 때 이런 문제를 고려한 연구도 있기는 하지만,<sup>10)</sup> 대부분의 연구들은 이들 기관에서 제공하는 자본환원율 자료를 그대로 사용하는 것이 일반적이다.

물론 미국이 아닌 다른 나라의 부동산 시장을 분석할 때에는 해당 국가에서 시장의 자본환원율에 대한 정보가 제공되지 않기 때문에 직접 자본환원율을 추정하는 것을 목적으로 삼는 경우도 있다. 이의 대표적인 예가 Hendershott and Turner(1999)의 연구인데, 이 연구는 본 연구의 주요 참조 대상이다. Hendershott and Turner(1999)는 스웨덴의 스톡홀름에서 일어난 178개의 부동산(아파트 임대주택, 상업용 부동산, 주상 혼합용 부동산) 실거래 사례를 이용하여 반기별 동일특성 자본환원율(constant-quality cap. rate)을 추정한 바 있다. 이 연구는 특성 차이에 따른 자본환원율의 차이를 통제하기 위해 건축연령과 개발밀도,

9) 부동산시장의 경기가 하락국면에 들어가면 임대료 상승률에 대한 기대치가 하락하면서 자본환원율은 올라가야 정상이라고 보는 것임.

10) 대표적인 예가 Sivitanides et al.(2001)임.

정부의 보조금 등을 통제변수로 사용한 뒤, 시간 더미변수를 통해 각 시점별 자본환원율을 추정하였다.

국내의 경우, 부동산의 자본환원율에 대한 자료 제약이나 한계 때문에 이에 대한 연구는 그리 많지 않은 편이다. 국내 연구는 대부분 오피스 빌딩을 분석대상으로 삼고 있는데, 이의 대표적인 예가 임재만(2002), 이동준(2004), 이상경·이현석(2005), 이상경·이인철(2005), 손재영·윤민선(2007), 이수정·조주현(2010a, 2010b), 김재석·이현석(2011)의 연구다.

이 중에서 본 연구와 목적이 동일한 연구는 이상경·이현석(2005)이 유일하다. 이상경·이현석(2005)은 2000년부터 2004년 사이에 일어난 서울지역의 오피스 빌딩 실거래 사례를 이용하여 연도별 자본환원율을 추정한 바 있다. 이 연구는 오피스 빌딩 가격을 종속변수로 놓고 순운영수익과 기타 주택가격에 영향을 미치는 요인들을 설명변수로 삼아 회귀모형을 추정한 후, 추정된 계수를 이용하여 자본환원율을 계산하는 방식을 택하였다.<sup>11)</sup>

이상경·이현석(2005) 외에 나머지 연구들은 연구목적에서 본 연구와 차이가 있다. 다만 우리나라에서는 오피스빌딩의 시장 자본환원율에 대한 장기 시계열 자료가 없다 보니,<sup>12)</sup> 대부분의 연구들이 실거래 사례를 이용하여 자본환원율의 결정요인 등을 분석하게 되는데 이 과정에서 오피스빌딩의 특성 차이에

따른 자본환원율의 차이를 통제하기 마련이다. 이런 점 때문에 선행연구들 중에서 일부 연구들은 연구목적에 다르더라도 본 연구에 도움을 준다.

이의 대표적인 예가 손재영·윤민선(2007)의 연구다. 이 연구는 Sivitanidou and Sivitanides(1999)의 연구를 차용하여 자본환원율의 차이를 가져오는 요인을 개별 부동산의 리스크 요인과 성장요인, 거시경제요인으로 나누었는데, 이런 접근 방법은 본 연구에서 개별 오피스빌딩들의 자본환원율 차이를 횡단면적으로 분해하는 데 도움을 주었다. 손재영·윤민선(2007) 이외의 나머지 연구들은 본 연구의 목적과 어느 정도 거리가 있어서 직접적으로 도움을 주지는 못했지만,<sup>13)</sup> 변수 선정할 때 이들 연구의 결과를 고려하였다.

이런 점에서 본 연구는 이상경·이현석(2005)과 동일한 연구 목적을 갖고 있지만, 연구모형에서 차이가 있다. 본 연구는 자본환원율의 결정에 관한 이론적 모형, 그중에서도 특히 앞에서 언급한 <식 2>에 근거하여 직접 자본환원율의 시계열적 흐름을 추정하고자 하였다. 그리고 연도별 자본환원율뿐만 아니라 반기별, 분기별 자본환원율을 추정하고자 하였다.<sup>14)</sup> 더 나아가 본 연구에서 제시한 자본환원율 추정치가 업계에서 일반적으로 사용하고 있는 단순평균방식의 자본환원율에 비해 어느 정도 우월한가를 밝히고자 하였다. 이런 점들이 기존 연구와의 차이점이다.

11) 이런 모형의 특성 때문에 손재영·윤민선(2007)은 이상경·이현석(2005)의 연구가 자본환원율의 결정요인을 분석하였다기보다는 오피스빌딩의 가격결정요인을 분석하였다고 보고 있음.

12) 국토해양부의 오피스빌딩 소득수익률 자료의 경우, 2002년부터 연간으로 작성되기 시작하여 2007년부터는 반기 기준으로, 2009년부터는 분기 기준으로 작성되고 있음. 수익률 작성 지역에 전국 주요 도시가 모두 포함되어 있지만, 시계열 분석을 하기에는 자료의 수가 너무 적음.

13) 예를 들어 이동준(2004), 이상경·이인철(2005), 이수정·조주현(2010 a)의 연구는 투자자의 특성에 따른 자본환원율의 차이를 분석하고 있음. 그리고 김재석·이현석(2011)의 연구는 우량 오피스 빌딩과 비우량 오피스 빌딩 간의 자본환원율 차이를 경기 사이클별로 분석하고 있음. 이수정·조주현(2010b)은 오피스 빌딩의 자본환원율과 거시경제 변수들 간의 동태적 관계를 VAR모형으로 분석하였음.

14) 연구목적에 있어서 본 연구와 동일한 이상경·이현석(2005)의 경우, 순운영수익과 오피스빌딩의 특성변수가 포함된 오피스 가격 결정모형을 통해 연도별 자본환원율을 추정하였는데, 순운영수의 자체가 오피스빌딩의 특성변수에 의해 결정됨을 고려한다면 설명변수들 간의 독립성 가정이 충족되지 않을 수 있음.

### III. 연구자료

본 연구에서는 1999년 4/4분기부터 2011년 4/4분기까지 약 12년간에 걸쳐 실제로 거래된 연면적 3,306m<sup>2</sup>(1천 평) 이상의 오피스빌딩 거래 사례를 이용하여 서울지역 오피스빌딩 시장의 자본환원율을 추정하였다. 수집된 실거래 사례 건수는 총 396건으로, 권역별로 보면 도심권(CBD) 109건, 강남권(KBD) 151건, 여의도권(YBD) 64건, 기타권역(ETC) 72건이다.<sup>15)</sup>

실거래 자료는 오피스빌딩 관련 정보 제공업체들(메이트플러스, 신영에셋, 알투코리아 등)이 조사하여 관리하고 있는 자료들과 금융감독원 인터넷 홈페이지에 전자 공시된 자료들을 상호 대조 검토하여 중복된 자료를 제외한 후 분석모형에 맞게 가공하였다. 본 연구에서 사용된 권역별, 분기별 자료 건수는 <표 1>과 같다.

자본환원율 산정에서 가장 중요한 부분은 순운영수익의 추정이다. 순운영수익은 보증금 운용수익과 월 임대료, 그리고 관리비 수입 중 운용비용을 제외한 부분을 합계하여 계산하였다.

오피스빌딩 시장에서는 오피스빌딩 정보 제공업체들이 매년 초 오피스빌딩의 보증금과 월 임대료, 월 관리비 등의 임대기준들을 책정한다. 본 연구에서는 거래 시점 당시 오피스빌딩들의 임대기준에 관한 자료를 수집하여 순운영수익을 추정하였다. 보증금 운용수익은 거래 당시의 3년 만기 국고채 수익률<sup>16)</sup>을 적용하여 계산하였고, 월 임대료는 거래 당시 해당 오피스빌딩의 기준층 임대료를 적용하였다.<sup>17)</sup> 관리비 수익(관리비 수입 중 운용비용을 제외한 부분)을 알기 위해서는 실제 운용비용을 알아야 하는데, 이에 대한 정확한 정보가 없어 해당 업계에서 일반적으로 통용되는 기준에 따라 관리비의 15%(실제 운용비용을 관리비의 85%로 가정)를 관리비 수익으로 산정하였다.<sup>18)</sup>

보증금 운용수익을 포함한 유효조소득을 먼저 계산한 후 공실에 따른 소득감소분을 공제하여 순운영수익을 계산하였다. 공실률은 거래 당시 해당 오피스빌딩이 위치하고 있는 권역의 대표 공실률<sup>19)</sup>을 사용하였다. 해당 오피스빌딩의 공실률을 이용하지 않고 권역별 대표 공실률을 사용한 것은 거래 당시 해당 오피스빌딩의 특수한 사정<sup>20)</sup>으로 공실률이 과대평가 되거나 과소평가 될 수 있기 때문이었다. 순

- 15) 기타 권역에는 성남시 분당지역의 오피스빌딩 거래 사례도 포함되어 있음. 최근 서울지역의 오피스빌딩 시장이 분당지역으로 확산되어 가는 경향을 반영하였음.
- 16) 오피스빌딩시장에서 보증금은 대개 월 임대료의 10개월분 정도로, 순수하게 월 임대료의 납부를 보증하는 예치금(deposit)의 성격을 갖고 있음. 이런 점에서 오피스빌딩 시장에서 보증금의 성격은 주택시장에서 전세금의 성격과 다르므로 여기에서는 예치금의 운용수익을 계산하기 위해 3년 만기 국고채 수익률을 사용하였음. 기존 연구들을 보면 손재영·윤민선(2007), 이수정·조주현(2010 b), 민성훈·고성수(2012)는 예금은행가중평균 수신금리를 사용하고 있고, 장영길(2007)은 회사채 수익률을 사용하고 있음.
- 17) 기준층 임대료는 3층 또는 4층부터 최고층까지의 임대료를 지칭함. 오피스빌딩 관련 정보 업체들은 한 건물의 층임대료를 정확히 파악하기 어렵기 때문에 기준층 임대료를 통상적으로 사용함. 월 임대료 자료는 오피스빌딩 관련 정보 제공업체들(메이트플러스, 신영에셋, 알투코리아 등)의 자료를 평균하여 사용했음.
- 18) 관리비는 오피스빌딩을 운영하면서 소요되는 운영비용으로 관리운영비, 수도광열비, 수선·소모품비, 제세공과 및 보험료, 층당금 등으로 구분됨. 국내에서는 협회나 국가에서 명확한 운영비용 처리기준을 제시한 바가 없어서 운영비용을 차감한 순운영수익의 자료 확보가 어려움. 오피스빌딩을 전문적으로 관리하는 자산관리회사나 자산운용회사 담당자들과의 인터뷰에 따르면, 통상적으로 관리비의 80~85%를 실제 운용비용으로 지출하거나 이 범위에서 운영비용을 통제한다고 함. 오피스빌딩 전문 정보제공업체인 메이트플러스에서는 자산관리 위탁자 입찰 참가 시 운영비용을 통상적으로 정액관리비의 80~85% 수준으로 산출한다고 함. 민성훈·고성수(2012), 이수정·조주현(2010 b)에서도 관리비 수익을 관리비의 20%로 산정한 순운영수익 자료를 사용한 바 있음.
- 19) 해당 권역별 대표 공실률은 오피스빌딩 정보제공업체인 메이트플러스가 확보하고 있는 자료를 이용하였음.
- 20) 해당 오피스빌딩이 거래 당시 리모델링이나 특수한 사정으로 시장의 공실률보다 크거나 작을 수 있음.

표 1\_ 분석 자료의 분기별 매매거래 건수

분기	총계	도심권	강남권	여의도권	기타권역
1999	4Q	3		1	2
2000	1Q	5	1	3	
	2Q	3	2	1	
	3Q	2	1	1	
	4Q	8	6	1	1
2001	1Q	7	2	1	4
	2Q	1		1	
	3Q	4	1		2
	4Q	11	4	6	
2002	1Q	11	5	1	5
	2Q	7		4	2
	3Q	14	3	7	
	4Q	8	2	3	1
2003	1Q	12	2	2	5
	2Q	10	1	5	2
	3Q	11	5	2	2
	4Q	12	2	7	1
2004	1Q	15	2	11	0
	2Q	16	6	5	3
	3Q	5	1	1	2
	4Q	8	2	5	
2005	1Q	18	7	4	3
	2Q	14	3	7	2
	3Q	10	2	5	1
	4Q	10	3	5	
2006	1Q	8	2	3	3
	2Q	13	3	6	1
	3Q	7		2	1
	4Q	8	1	2	2
2007	1Q	11	5	1	4
	2Q	7		5	
	3Q	6	3	2	
	4Q	9	4	4	
2008	1Q	6		5	
	2Q	8	2	3	2
	3Q	8	2	3	2
	4Q	5	3	2	
2009	1Q	6	3	3	
	2Q	11	3	4	2
	3Q	7	1	4	2
	4Q	6	1	1	2
2010	1Q	3	1		
	2Q	5		3	1
	3Q	7	2	2	1
	4Q	7	2	1	1
2011	1Q	6	3	1	
	2Q	5		2	1
	3Q	5	4	1	
	4Q	7	1	2	1
합계	396	109	151	64	72

운영수익 계산 시, 실제 거래된 오피스빌딩의 임대 수입에 대한 재무제표 자료수집이 어려워 미수임대료 등 임대료 수입손실은 고려하지 않았다. 이러한 방법으로 본 연구에서 계산한 자본환원율 산정식은 <식 4>와 같다.

$$k = \frac{(i \times D + MR \times 12 + ME \times 12 \times 15\%) \times (1 - G)}{V} \quad \langle \text{식 4} \rangle$$

*k*: 자본환원율<sup>21)</sup>

*i*: 3년 만기 국고채 수익률

*D*: 보증금

*MR*: 월 임대료

*ME*: 월 관리비

*G*: 권역별 시장 대표 공실률

*V*: 오피스빌딩 매매가격

수집된 오피스빌딩의 매매가격, 임대료, 관리비 및 해당 빌딩의 물리적 특성 자료들에 오류가 없는지 여부를 확인하기 위하여 실제 오피스빌딩 매각을 진행하였던 담당자나 주간사를 통해 탐문조사를 하거나, 오피스빌딩 전문회사의 홈페이지에 게재된 빌딩 속성 자료와 건축물 대장을 상호 대조하면서 점검하였다.

#### IV. 시장 자본환원율의 시계열 추정

##### 1. 이론적 모형의 설정

실제로 거래된 오피스빌딩을 기초로 시장 자본환원율의 시계열을 추정할 경우, 매기 거래되는 오피스빌딩들의 특성이 서로 다르기 때문에 오피스빌딩의 특성 차이에 따른 자본환원율의 차이를 걸러내는 작업이 필요하다. 본 연구에서는 이런 문제를 해결하기 위해 특성가격지수모형(hedonic price index model)

을 사용하였다. 이 방법은 오피스빌딩의 특성 차이에 따른 자본환원율의 차이를 특성가격모형으로 추정한 후, 이를 이용하여 가상의 표준적인 오피스빌딩을 기준으로 매기의 시장 자본환원율을 추정하는 방법이다.

특성가격지수모형은 오피스빌딩의 특성가격이 시간에 따라 변동하느냐 고정되어 있느냐에 따라 시간더미모형(time dummy model)과 시간변동계수모형(time varying parameter model)으로 분류된다. 시간더미 방식은 전 기간에 걸친 실거래 자료를 모두 통합(pooling)한 후, 시간더미(dummy)를 설명변수에 포함시켜 모형을 추정하는 방법을 말한다. 이 방법은 자료를 통합하기 때문에 실거래 사례 수가 많지 않아도 사용할 수 있고, 추정결과가 비교적 일관되게 나타난다는 장점이 있다. 그러나 특성가격이 일정하다는 가정하에 모형을 설정하고 있기 때문에 모형설정 오류(mis-specification error)의 문제를 가질 수 있다. 또 새로운 거래 사례가 추가되면 추정계수값이 달라질 수 있고, 이에 따라 기존에 추정된 자본환원율의 값이 달라질 수도 있다.

시간변동계수모형(time varying parameter model)은 매기 특성가격함수를 추정한 후, 가상의 오피스빌딩을 가정하여 자본환원율을 추정하는 방법으로 오피스빌딩의 특성가격이 매기 바뀔 수 있다는 것을 전제하고 있다. 이 방식은 매기의 자본환원율을 추정할 때, 오피스빌딩 특성 값을 무엇으로 삼을 것인가를 결정해야 한다. 이 방식은 거래 사례 수가 많지 않을 경우 사용하기 힘들다. 또한 매기 모형을 추정할 때, 추정계수 값이 불안정하게 나올 수 있다.<sup>21)</sup> 본 연구에서 사용된 오피스빌딩 거래 사례들은 분기별로 볼 때 빈

도수가 상당히 작아 시간변동계수모형을 사용하는 데에는 제약이 있다. 이런 제약 때문에 시간더미 방식의 특성가격지수모형을 사용하였다.

시간더미 방식의 특성가격모형은 <식 5>와 같다.

$$k_i = \sum_{j=1}^k \beta_j X_{ji} + \sum_{t=1}^n \gamma_t Z_{ti} + \epsilon_i \quad \langle \text{식 5} \rangle$$

$k_i$ :  $i$ 번째 오피스빌딩의 자본환원율

$\beta_j$ :  $j$ 번째 특성변수의 계수(coefficient)

$X_{ji}$ :  $i$ 번째 오피스빌딩의  $j$ 번째 특성변수

$\gamma_t$ :  $t$ 시점의 더미변수 계수

$Z_{ti}$ :  $i$ 번째 오피스빌딩의  $t$ 시점 더미변수,

$t$ 시점에 거래가 있었으면 1, 없었으면 0

보통 특성가격지수모형에서는 상수항이 들어가고, 시간더미변수 중 기준시점 더미변수는 설명변수에서 제외하는 것이 일반적이다. 지수란 기준시점 대비 비교시점의 가격변화를 보는 것이기 때문에 기준시점의 더미변수를 제외하게 되면, 나머지 시간더미변수의 추정계수값은 기준시점 대비 비교시점의 가격변화를 나타낸다. 그러나 본 연구에서 구하고자 하는 것은 기준시점 대비 비교시점의 자본환원율 변화가 아니라 각 시점별 자본환원율 그 자체를 구하는 것이다. 따라서 일반적인 특성가격지수모형과는 달리 시간더미변수를 모두 설명변수에 포함시켰다. 이 경우 상수항이 존재하게 되면 완전 다중공선성 문제가 나타나기 때문에 상수항은 설명변수에서 제외하였다. 그리고 시간더미변수를 제외한 나머지 특성관련 더미변수들도 기준이 되는 더미변수를 하나씩 선정하여 설명변수에서 제외하는 것으로 하였다.

21) 자본환원율을 구할 때, 순운영수익은 투자 후 초년도의 순운영수익을 사용하여야 하지만, 투자 후 초년도의 순운영수익을 구할 수 없어 매매거래 시점의 순운영수익을 기준으로 자본환원율을 추정하였음.

22) 반대로 시간더미 방식의 경우, 매기 새로운 거래 사례가 들어올 때마다 추정계수값이 바뀔 수 있다는 한계가 있음. 이에 대해서는 이용만 외(2007: 22-23) 참조.

## 2. 변수의 선정

시간에 따른 자본환원율의 변화를 추정하기 위해서는 동일 시점에 거래된 오피스빌딩들 간 특성 차이에 따른 자본환원율의 차이를 통제해야 한다. 이때 문제는 횡단면적으로 오피스빌딩 간 자본환원율의 차이를 가져오는 요인이 무엇인가 하는 점이다.

앞의 <식 2>를 보면, 동일 시점에서 오피스빌딩들 간에 자본환원율이 다른 것은 리스크의 크기가 다르거나 성장성이 다르기 때문이다. 따라서 횡단면상에서 오피스빌딩 간 자본환원율의 차이를 가져오는 요인을 찾기 위해서는 해당 오피스빌딩에 투자하는 데 따른 리스크 요인들과 성장성 요인들을 찾는 것이 필요하다.<sup>23)</sup>

리스크 요인은 대개 해당 부동산의 유동성(거래의 빈도)과 임대료 수익의 안정성에 의해 좌우될 것이다. 일반적으로 유동성은 권역에 따라 다르고, 또 규모에 따라서도 다를 것으로 보인다. 임대료 수익의 안정성 역시 권역별로 다르고, 규모나 연령, 공실 수준 등에 따라 다를 것으로 보인다.

성장성 요인은 해당 부동산가격의 기대상승률이나 임대료의 기대상승률에 의해 좌우된다. 이들 기대상승률은 일차적으로 권역에 따라 다르겠지만, 동일 권역 내에서는 해당 오피스빌딩 건물의 개발 정도, 연령 등에 따라 달라질 것으로 보인다.<sup>24)</sup>

이에 따라 본 연구에서는 먼저 시장 권역이 리스크와 성장성 모두에 영향을 미치는 주요 변수라고 판단하였다. 대부분의 선행연구에서도 시장 권역을 횡단면상에서 자본환원율의 차이를 가져오는 핵심적

인 요소로 보고 있다. 서울지역에서 오피스시장의 권역은 일반적으로 네 개의 권역(중심 업무지역, 강남 업무지역, 여의도 업무지역, 기타 업무지역)으로 구분된다. 이런 구분을 그대로 사용하여 더미변수로 처리하였다.

그다음 리스크에 영향을 미치는 요소로 공실률과 부분소유 여부를 관련 변수로 사용하였다. 공실률의 경우, 실제 해당 빌딩의 공실률에서 해당 권역의 시장 공실률(평균적인 공실률)을 뺀 값을 사용하였다. 해당 빌딩의 공실률이 동일 권역의 평균적인 공실률보다 높다는 것은 상대적으로 리스크가 높다는 것을 보여주는 한편, 임대관리가 부실하여 가격이 저평가되었다고도 볼 수 있다. 이러한 공실 리스크는 자본환원율에 양(+)의 영향을 미칠 것으로 예상된다.

빌딩의 부분소유는 빌딩에 대한 지배력을 제한한다. 공동소유자들이 다수 존재하기 때문에 부분소유자는 빌딩 운영에 있어서 여러 가지 제약을 받게 된다. 반면 오피스빌딩 임대료는 부분소유냐 전체 소유냐에 관계없이 동일하게 형성된다. 이런 이유에서 부분소유는 자본환원율을 높이는 요인으로 작용할 수 있다. 그러나 다른 한편으로 보면, 부분소유는 거래금액이 상대적으로 작기 때문에 빌딩거래의 유동성을 높일 수도 있다. 이 경우 부분소유는 자본환원율을 낮추는 요인으로 작용할 수도 있다. 이런 점에서 부분소유의 영향은 사전적으로 판단하기 어렵다.

빌딩의 규모는 리스크와 성장성에 모두 영향을 줄 수 있다. 규모가 큰 대형 오피스빌딩은 상대적으로 임대료 수입이 안정적이라 투자에 대한 위험이 낮을 것으로 보이고 성장성도 상대적으로 높을 수 있다.

23) 선행연구 중에는 손재영·윤민선(2007)이 비교적 이 점을 명확하게 밝히면서 자본환원율의 차이를 가져오는 리스크 요인과 성장성 요인을 횡단면 및 시계열로 찾고자 하였음.

24) 도심 내 중심상업지역에서 종종 저층의 낡은 건물을 볼 수 있는데, 이들 건물의 자본환원율을 보면 매우 낮은 것을 확인할 수 있음. 임대료 수입은 보잘 것 없지만 추후 재건축이 일어나면 임대수입이 큰 폭으로 상승할 것을 알기 때문에 임대수입에 비해 가격이 상대적으로 비싼 것임.

이 경우 규모가 클수록 자본환원율이 낮아질 것으로 보인다.<sup>25)</sup> 그러나 다른 한편에서 보면, 빌딩의 규모가 클 경우 유동성이 떨어져 자본환원율이 상대적으로 높을 수도 있다. 따라서 규모가 자본환원율에 양(+)의 영향을 미칠 것인지 아니면 음(-)의 영향을 미칠 것인지 여부를 사전에 확정하기가 어렵다. 본 연구에서는 오피스빌딩 시장에서 일반적으로 사용되고 있는 등급구분 기준을 참조하여 규모를 세 개의 구간(3만 3,058m<sup>2</sup> 이상, 9,917m<sup>2</sup> 이상~3만 3,058m<sup>2</sup> 미만, 9,917m<sup>2</sup> 미만)으로 나누어 터미변수로 처리하였다.<sup>26)</sup>

건물의 건축연령이 자본환원율에 영향을 미치는지 여부에 대해서는 뚜렷한 논리적 근거가 없지만, 여러 연구들을 보면 건물의 건축연령이 설명변수로 사용되고 있다. 일반적으로 볼 때 건물이 노후화되면, 임대수익의 안정성이 떨어지고 성장성도 떨어지면서 자본환원율이 올라갈 것으로 기대된다. 물론 건물의 건축연령이 높더라도 리모델링이 되면 자본환원율은 내려갈 수 있다. 따라서 건축연령뿐만 아니라 리모델링 여부에 대한 정보가 있어야 하는데, 본 연구에서 수집한 자료에는 이에 대한 정보가 없어 건축연령만 독립변수로 사용하였다. 건축연령이 자본환원율에 미치는 영향이 2차 방정식 형태일 가능성이 있기 때문에 Hendershott and Turner(1999)와 마찬가지로 건축연령 변수를 2차 방정식 형태로 투입하였다(건

축연령과 건축연령의 제곱을 설명변수로 사용).

건물의 개발밀도는 주로 성장성과 관련있는 데, 여기서는 연면적 대비 대지면적의 크기로 이를 평가하는 것으로 하였다. 이 비율이 높아질수록 증축가능성이 있기 때문에 자본환원율에 음(-)의 영향을 미칠 것으로 기대된다.<sup>27)</sup>

선행연구들에서 사용된 변수들 중에 논란이 될 수 있는 것은 투자자의 특성(외국인 매입자, 내국인 매입자)에 따른 자본환원율의 차이이다. 이상경·이인철(2005), 손재영·윤민선(2007), 이동준(2010), 이수정·조주현(2010a) 등에서 밝혀졌다시피, 외국인이 투자한 오피스빌딩의 자본환원율은 내국인이 투자한 오피스빌딩의 그것보다 상대적으로 높다. 그러나 이는 외국인이 빌딩을 매입하였기 때문에 자본환원율이 올라가는 것이 아니라, 빌딩의 자본환원율이 높기 때문에 외국인이 매입한 것으로 보아야 한다.<sup>28)</sup> 이런 점에서 투자자 특성변수를 자본환원율의 설명변수로 삼는 것은 부적절할 수 있다. 다만, 높은 자본환원율을 갖고 있는 오피스빌딩을 외국인 투자자가 매입하였는데 수집된 자료에는 그런 특성 정보가 없을 경우, 투자자 특성변수가 누락된 변수(omitted variables)를 대신할 수도 있다. 이런 이유에서 본 연구에서도 외국인 투자자 터미변수를 설명변수에 포함시키기는 하였지만, 해석에 있어서는 상당히 조심할 필요가 있다.<sup>29)</sup>

25) 규모는 오피스빌딩 분류의 한 기준으로 오피스빌딩 시장에서 등급을 대리하는 변수로 사용 가능함. 김재석·이현석(2011)에 따르면 우량 오피스 빌딩의 자본환원율은 비우량 오피스빌딩의 자본환원율보다 낮음. 본 연구에서 수집한 자료에는 빌딩의 등급에 대한 정보가 없는 관계로 등급 변수는 사용하지 못하였지만, 규모 변수가 오피스빌딩의 등급을 대리하는 것으로 볼 수도 있음.

26) 오피스빌딩 투자자(GERE, 맥쿼리, 도이치자산운용 등)들과 오피스빌딩 전문 자산관리업체들(메이플러스 등)은 통상 3만 3,058m<sup>2</sup>(1만 평) 이상 규모를 대형, 9,917m<sup>2</sup>(3천 평) 이상~3만 3,058m<sup>2</sup>(1만 평) 미만 규모를 중형, 9,917m<sup>2</sup>(3천 평) 미만 규모를 소형으로 구분하고 있음.

27) 법정 최대 허용 용적률과 실제 용적률 간의 차이나 또는 실제 용적률의 법정 최대 허용 용적률 충족 여부도 설명변수로 고려하였는데, 이들 변수들은 유의성이 없는 것으로 나타났음. 연면적 대비 대지면적 비율은 용적률의 역수와 비슷한 개념임. 용적률의 경우, 용도지역에 따라 달라지는 문제가 있지만 본 연구에서 수집된 거래 사례들은 대부분 중심상업지역에 속해 있기 때문에 용도지역 차이에 따른 용적률의 차이 문제는 크지 않은 것으로 판단되었음.

28) 외국인 매입자들은 대개 펀드 형식으로 자금을 모아 국내에 투자하기 때문에 매기 일정한 현금 흐름을 창출하는 부동산을 선호하는 것으로 알려져 있음. 그러다 보니 자연스럽게 자본환원율이 높은 부동산을 선호하게 됨.

표 2 \_ 변수의 정의

구분	변수명	변수 설명	비고	
종속변수	자본환원율	순운영수익 ÷ 매매가격	연속변수	
독립변수	리스크 요인	vac	공실 리스크 (빌딩 공실률-시장 공실률)	연속변수
		D_part	부분매입=1	더미변수
	리스크 요인 또는 성장성 요인	scale1 scale2 scale3	연면적 33,058m <sup>2</sup> (1만 평) 이상=1 9,917m <sup>2</sup> (3천 평) 이상~연면적 33,058m <sup>2</sup> (1만 평) 미만=1 연면적 9,917m <sup>2</sup> (3천 평) 미만=1	더미변수 더미변수 더미변수
		CBD KBD YBD ETC	도심권역(CBD)=1 강남권역(KBD)=1 여의도권역(YBD)=1 기타권역(ETC)=1	더미변수 더미변수 더미변수 더미변수
		Age Age <sup>2</sup>	2011-건축연도 Age의 자승	연속변수 연속변수
	성장성 요인	size_lb	개발잠재력(대지면적/연면적)	연속변수
	기타 요인	D_foreign	외국인 매입=1	더미변수
	시간더미	Q1~Q49 B1~B22 Y1~Y11	1999년 4/4분기~2011년 4/4분기(분기) 2000년 전반기~2011년 후반기(반기) 2000년~2011년(연간)	더미변수 더미변수 더미변수

시간경과에 따른 시장 자본환원율의 변화를 추적하기 위한 시간더미변수는 분기별 변수나 반기별 변수, 또는 연도별 변수 중 하나를 사용하였다. 분기별 변수의 경우, 1999년 4분기부터 시작하였고, 반기나 연도별 변수의 경우 2000년부터 시작하였다. 이 밖에 본 연구에서는 선행연구에서 사용하였던 접도수나 지하철역까지의 거리, 주차대수 등과 같은 오피스 빌딩의 물리적인 특성 변수들을 검토해 보았는데, 이런 변수들이 오피스빌딩에 대한 투자리스크나 성장성에 어떤 영향을 미칠 것인지에 대한 논리적인 근거가 분명하지 않았고, 실제 이들 변수들을 모형에 투입하였을 때 추정계수가 유의적이지 않아서 설명변수에서 제외하였다.

### 3. 기초통계량

시간더미변수를 이용하여 시장 자본환원율을 추정할 변수들의 기초통계량은 <표 3>과 같다. 먼저 자본환원율은 평균이 7.6%이고 표준편차는 2.46%였다. 그리고 공실 리스크인 '빌딩 공실률-시장 공실률'은 평균이 4.3%p이고 표준편차는 16.9%p였다.

매매 사례 중 부분매입의 경우, 전체의 13.9%로 총 55건이 관찰되었다. 거래가 이루어진 빌딩의 개발잠재력을 보기 위한 연면적대비 대지면적 비율의 평균은 13.3%로 나타났다.<sup>30)</sup> 규모면에서는 연면적 3만 3,058m<sup>2</sup>(1만 평) 이상 빌딩은 114건(28.8%), 연면적 9,917m<sup>2</sup>(3천 평) 이상~3만 3,058m<sup>2</sup>(1만 평) 미

29) 이 밖에 리츠나 부동산 펀드와 같은 집합투자기구의 매입 여부를 나타내는 더미변수도 설명변수에 포함시킬 것인지 여부를 검토하였으나 추정계수가 유의적이지 않아서 설명변수에서 제외하였음.

30) 매매 사례 중 개발잠재력 비율이 가장 높은 사례는 2003년 3분기에 거래되었던 여의도의 동아일보 사옥으로 그 비율이 85%를 나타냈음.

표 3 \_ 기초 통계량

구분	변수	변수 내역	N	평균값	표준편차
종속변수	cap	자본환원율	396	0.076	0.0246
	vac	빌딩 공실률 - 시장 공실률	396	0.043	0.169
설명변수	D_Part	부분 매입	396	0.139	0.346
	size_lb	대지면적/연면적	396	0.133	0.110
	scale1	연면적 33,058㎡(1만 평) 이상	396	0.287	0.453
	scale2	연면적 9,917㎡(3천 평) 이상 ~ 33,058㎡(1만 평) 미만	396	0.457	0.498
	scale3	연면적 9,917㎡(3천 평) 미만	396	0.255	0.436
	CBD	도심권역	396	0.275	0.447
	KBD	강남권역	396	0.381	0.486
	YBD	여의도권역	396	0.161	0.368
	ETC	기타권역	396	0.181	0.386
	Age	건축연령	396	13.07	8.74
	D_foreign	외국투자자 매입	396	0.240	0.428

만은 181건(45.7%), 연면적 9,917㎡(3천 평) 미만은 101건(25.5%)이었다. 권역별로는 도심권역(CBD)이 109건(27.5%), 강남권역(KBD)이 151건(38.1%), 여의도권역(YBD)이 64건(16.1%), 기타권역(ETC)이 72건(18.1%)이었다.

건축연령의 경우, 평균이 13.07년이었고, 표준편차는 8.74년이었다. 그리고 외국인 매입 건수는 79건(24%)이었다.

#### 4. 모형의 추정결과

본 연구에서는 시간에 따른 자본환원율의 변화를 분기별, 반기별, 연도별로 나누어 추정하였다. 자료가 1999년 4/4분기부터 있는 관계로, 반기모형과 연도모형에서는 2000년 이후의 거래 사례만 사용하였다.

설명변수 중 건축연령(age)과 건축연령의 제곱 변수는 분기모형에서는 추정계수가 유의한 데 반해, 반기모형이나 연도모형에서는 유의하지 않았다. 그래서 반기모형이나 연도모형에서는 건축연령과 건축

연령의 제곱 변수를 설명변수에서 제외한 모형도 별도로 추정하였다.

그리고 규모 변수의 경우, 연면적 3만 3,058㎡(1만 평) 이상(scale1)과 연면적 9,917㎡(3천 평) 이상~3만 3,058㎡(1만 평) 미만(scale2) 간에는 자본환원율에 유의한 차이가 없는 것으로 나타나 연면적 9,917㎡(3천 평) 미만(scale3) 변수만 사용하였다.

권역변수의 경우, 강남권역(KBD)과 여의도권역(YBD) 간에는 자본환원율에 유의한 차이가 없는 것으로 나타났고, 도심권역(CBD)과 기타권역(ETC) 간에도 자본환원율에 유의한 차이가 없는 것으로 나타났다. 이런 결과에 따라, 본 연구에서는 권역을 네 개로 나눈 모형(모형 1), 권역을 두 개 권역으로 나눈 모형(모형 2), 권역을 나누지 않은 모형(모형 3), 이 세 가지 모형으로 시장 자본환원율을 추정하였다.

이미 앞에서 언급하였다시피 시간더미변수는 모두 모형에 투입하되, 다중공선성 문제가 발생하지 않도록 권역을 나타내는 더미변수들 중에서 하나의 더미변수를 제외하였다. 모형 1의 경우 강남권역을 기

준권역으로 삼아 KBD 변수를 제외하였고, 모형 2에 서는 강남 및 여의도권역을 기준권역으로 삼아 도심 및 기타권역을 나타내는 더미변수만 모형에 투입하였다.

먼저 분기 모형에서 모형 1, 2, 3의 추정결과는 <표 4>와 같다. 해당빌딩의 공실리스크(+)와 연면적 대비 대지면적 크기에 따른 개발잠재력(-)은 예상대로의 부호를 보였다. 즉, 해당 빌딩의 공실률이 시장의 공실률보다 크면 클수록 리스크도 높아져 자본환원율이 올라가고, 개발잠재력이 클수록 성장성도 높아져 자본환원율이 낮아지는 것으로 나타났다. 그리고 부분매입의 경우 추정계수가 양(+)의 부호를 보였는데, 이는 유동성 효과보다는 빌딩에 대한 지배력 제약에 따른 리스크 요인이 더 크다는 것을 의미한다.

규모변수의 경우, 예상과는 다른 결과가 나왔다.

연면적 9,917㎡(3천 평) 미만인 경우, 임대수익이 상대적으로 불안정하여 리스크가 클 것(자본환원율이 높을 것)으로 예상하였는데, 예상과는 다르게 자본환원율이 낮은 것으로 나타났다. 그렇다고 소규모 빌딩의 성장성이 상대적으로 높다고 보기도 어렵다. 결국 소규모 빌딩의 자본환원율이 낮은 것은 유동성이 상대적으로 높아서 규모가 큰 빌딩에 비해 자본환원율이 낮다고 해석해 볼 수밖에 없다.<sup>31)</sup>

외국인 매입 더미변수는 예상대로 양(+)의 부호를 보였고 통계적으로도 유의하였다. 이는 이미 앞에서 언급하였다시피 자본환원율이 높은 빌딩들을 외국인들이 선호하다 보니 외국인 매입 빌딩의 자본환원율이 높은 것으로 해석해야 한다. 외국인들이 매입한 빌딩들 중에는 자본환원율을 높이는 여러 특성들이 있을 수 있는데, 이런 특성들 중 일부가 본 연구에

표 4\_ 분기모형 추정결과

Variable	모형 1		모형 2		모형 3	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
vac	0.01625*	0.00563	0.01618*	0.00562	0.01776*	0.00571
D_part	0.00714*	0.00260	0.00715*	0.00259	0.00780*	0.00263
size_lb	-0.02519**	0.00991	-0.02213**	0.00943	-0.02103**	0.00959
scale3	-0.00754*	0.00231	-0.00691*	0.00221	-0.00755*	0.00224
D_foreign	0.00664***	0.00228	0.00658**	0.00228	0.00765**	0.00230
Age	-0.00052*	0.00029	-0.00058*	0.00028	-0.00071*	0.00029
Age <sup>2</sup>	0.00002**	0.00001	0.00002**	0.00001	0.00002*	0.00001
YBD	-0.00024	0.00285				
CBD	0.00489***	0.00258				
ETC	0.00843*	0.00251				
CBD+ETC			0.00661*	0.00183		
R <sup>2</sup> /DW	0.570 / 2.34		0.571 / 2.34		0.555 / 2.29	

주: \*, \*\*, \*\*\*는 각각 유의수준 1%, 5%, 10% 하에서 추정계수가 유의함을 나타내는 표시임.

31) 규모변수에 대한 이런 결과는 손재영·윤민선(2007)의 결과와 유사함. 반면, 김재석·이현석(2011)의 연구결과와는 다소 상충됨. 김재석·이현석(2011)은 비우량 오피스빌딩의 자본환원율이 우량 오피스빌딩의 그것에 비해 높은 것으로 나타났는데, 우량 오피스빌딩과 비우량 오피스빌딩을 분류하는 기준 중 하나가 규모임을 고려하면 본 연구의 결과와 김재석·이현석(2011)의 연구 결과는 다소 상충되는 것임. 다만, 우량/비우량 오피스빌딩의 구별 기준 중에는 규모 외에 건물의 품질등급도 들어가므로, 본 연구의 결과와 김재석·이현석(2011)의 연구결과 사이의 차이는 건물의 품질등급이 고려되었느냐 아니냐의 문제라고 볼 수 있음.

서 고려되지 않았기 때문에 외국인 매입 터미변수의 추정계수가 유의한 것으로 나타났다고 해석해야 하는 것이다.

연령과 연령의 제곱 변수는 각각 음(-)과 양(+)<sup>32)</sup>의 부호를 보였다. 이런 결과는 Hedershott and Turner(1999)의 결과와 유사하다. 건축연령 초기에는 자본환원율이 하락하다가 어느 정도 시간이 지나면 자본환원율이 다시 올라가는 것이다. 이렇게 연령이 자본환원율에 미치는 영향이 바뀌는 점은 대략 건축연령이 17년에서 19년 사이에 있는 것으로 나타났다.<sup>32)</sup> 건축 초기에는 건물의 대내외 환경이 성숙되면서 자본환원율이 내려가나, 일정 시간이 지나면 건물이 노후화되면서 반대로 자본환원율이 올라간다고 해석해 볼 수 있다.

권역별로 보면, 강남권역을 기준으로 하여 여의도 권역은 강남권역보다 자본환원율이 낮지만 통계적으로 차이가 없는 것으로 나타났다. 그리고 도심권역과 기타권역은 각각 강남권역보다 자본환원율이 높고, 도심권역과 기타권역 중에서는 기타권역의 자본환원율이 더 높은 것으로 나타났으나<sup>33)</sup> 도심권역과 기타권역 사이의 차이는 유의적이지 않았다.<sup>34)</sup> 그래서 강남권역과 여의도권역, 그리고 도심권역과 기타권역을 각각 하나의 권역으로 묶어서 추정해 보았더니, 1%의 유의수준 하에서 도심권역과 기타권역의 자본환원율이 강남권역이나 여의도권역의 그것보다 높은 것으로 나타났다.

분기별 터미변수의 추정결과는 시간 터미변수가

너무 많은 관계로 <표 4>에는 제시하지 않았지만, 49개의 시간터미변수 모두 1%의 유의수준하에서 유의한 것으로 나타났다. 이는 모형 1이나 모형 2, 모형 3에서 모두 마찬가지다(시간터미변수의 추정결과는 부록에 표로 제시되어 있다).

이와 같은 추정결과는 비교적 강한 것으로 보인다. 변수가 추가되거나 제외되었을 때, 다른 변수들의 부호는 그대로 유지되고 있었고, 추정계수의 크기도 큰 변화가 없었다.

<표 5, 6>은 시간터미변수를 분기 대신 반기나 연간으로 하였을 때의 모형 추정결과다. 반기모형이나 연간모형의 경우, 건축연령과 관련된 변수의 추정계수가 유의적이지 않아 건축연령 관련 변수들은 제외 한 모형 1-1도 포함하였다.<sup>35)</sup>

<표 5, 6>에서 보듯이 분기모형과 연간모형의 추정결과는 분기모형의 추정결과와 거의 차이가 없다. 각 변수의 부호나 크기는 차이가 거의 없었다. 유의성 측면에서 보면, 모형 1의 연령 변수와 모형 1 및 모형 1-1의 여의도권역 터미변수를 제외하고 모든 변수의 추정계수가 유의수준 1% 내지 5% 하에서 유의한 것으로 나타났다.

## 5. 추정된 시장 자본환원율들 간의 비교

본 연구에서 주장하고자 하는 것은, 매 시점별 거래된 오피스빌딩의 자본환원율이 각각의 특성에 따라 다르기 때문에 해당 시점의 시장 자본환원율을 알기 위

32) 자본환원율이 최소가 되는 건축연령은 Age의 추정계수(x)를 Age<sup>2</sup>의 추정계수(y)에 2를 곱한 값으로 나누면, 즉  $x/(2 \times y)$ 이면 구할 수 있음.

33) 이런 결과는 이상경·이현석(2005)의 연구결과와 유사함.

34) 도심권역을 기준권역으로 삼아 모형을 추정해 보았는데, 기타권역은 도심권역에 비해 자본환원율이 높기는 하지만 그 차이가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

35) 반기모형이나 연간모형에서 건축연령 관련 변수의 추정계수가 유의하지 않게 나온 것은, 거래시점별 거래 사례가 반기나 연간으로 통합(pooling)되면서 건축연령 효과가 희석되었기 때문인 것으로 보임. 분기모형에서도 건축연령 관련 변수의 추정계수는 유의도가 상대적으로 높지 않았음.

표 5\_ 반기모형 추정결과

Variable	모형 1		모형 1-1		모형 2		모형 3	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
vac	0.01377**	0.00548	0.01571*	0.00550	0.01550*	0.00547	0.01821*	0.00559
D_part	0.00767*	0.00253	0.00718*	0.00256	0.00719*	0.00253	0.00763*	0.00260
size_lb	-0.0224**	0.00953	-0.03614*	0.00831	-0.03487*	0.00816	-0.03314*	0.00839
scale3	-0.00750*	0.00225	-0.00647*	0.00226	-0.00619*	0.00215	-0.00686*	0.00220
D_foreign	0.00647*	0.00222	0.00682*	0.00226	0.00687*	0.00225	0.00836*	0.00229
Age	-0.00030	0.00028						
Age <sup>2</sup>	0.00001	0.00001						
YBD	0.00214	0.00272	0.00120	0.00267				
CBD	0.00696*	0.00241	0.00751*	0.00226				
ETC	0.00961*	0.00247	0.00994*	0.00247				
CBD+ETC					0.00816*	0.00174		
$\bar{R}^2$ /DW	0.564 / 2.20		0.557 / 2.22		0.558 / 2.22		0.533 / 2.15	

주: \*, \*\*, \*\*\*는 각각 유의수준 1%, 5%, 10% 하에서 추정계수가 유의함을 나타내는 표시임.

표 6\_ 연간모형 추정결과

Variable	모형 1		모형 1-1		모형 2		모형 3	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
vac	0.01444*	0.00541	0.01644*	0.00544	0.01599*	0.00542	0.01879*	0.00553
D_part	0.00723*	0.00252	0.00675*	0.00255	0.00657*	0.00252	0.00709*	0.00258
size_lb	-0.02049**	0.00941	-0.03458*	0.00826	-0.03380*	0.00813	-0.03181*	0.00834
scale3	-0.00763*	0.00221	-0.00663*	0.00223	-0.00675*	0.00211	-0.00734*	0.00216
D_foreign	0.00676*	0.00218	0.00704*	0.00222	0.00723*	0.00220	0.00862*	0.00224
Age	-0.00033	0.00028						
Age <sup>2</sup>	0.00001	0.00001						
YBD	0.00338	0.00266	0.00232	0.00262				
CBD	0.00752*	0.00239	0.00812*	0.00224				
ETC	0.00926*	0.00245	0.00967*	0.00246				
CBD+ETC					0.00805*	0.00173		
$\bar{R}^2$ /DW	0.560 / 2.12		0.553 / 2.14		0.554 / 2.13		0.529 / 2.07	

주: \*, \*\*는 유의수준 1% 및 5%하에서 추정계수가 유의함을 나타내는 표시임.

해서는 특성 차이에 따른 자본환원율의 차이를 통제하여야 한다는 것이다. 이런 특성 차이에 따른 자본환원율의 차이를 통제하지 않은 채, 단순히 각 시점별 자본환원율을 평균할 경우 이른바 표본추출 오류(sample selection error)에 따라 추정된 시장 자본환원율의 신뢰도가 떨어질 수 있다.

이를 확인하기 위해 여기서는 특성가격지수모형에 의해 추정된 자본환원율의 추정오차(추정계수의

표준오차)와 단순평균방식에 의한 자본환원율의 추정오차(평균의 표준오차)를 비교해 보았다.

그리고 단순평균방식뿐만 아니라 층화평균방식도 같이 비교해 보았다. 주택가격지수와 관련된 이론적 논의를 보면, 단순평균 방식의 지수라 하더라도 층화(stratification)를 통해 유사한 특성을 가진 표본들끼리 하위시장의 지수를 만든 뒤, 하위시장의 지수들을 통합하여 상위시장의 지수를 만들면 지수의 신

리도가 증가할 수 있다.<sup>36)</sup> 이런 이론적 논의를 원용하면, 단순평균방식으로 자본환원율을 추정하되, 각 권역별로 자본환원율을 추정하되 이를 통합하는 방식으로 시장의 자본환원율을 추정할 수도 있다. 여기서는 권역을 두 개로 나누고(강남권역 및 여의도권역, 도심권역과 기타권역), 각 권역별로 단순평균방식으로 자본환원율을 추정하되, 이를 통합하는 방법을 고려해 보았다. 두 권역을 통합하여 자본환원율을 구할 때에는 전체 표본 대비 각 권역별 표본의 비율로 가중평균하였다. 분기별로는 각 분기에 해당하는 표본수가 너무 적어 권역별로 표본을 나눌 수가 없기 때문에 분기와 연간 기준으로만 표본을 권역별로 나누어 위의 방법으로 자본환원율을 구하고, 이의 추정오차를 구했다.

먼저 분기모형에서는 모형 1, 2, 3에 의해 추정된 분기터미변수들의 추정오차(추정계수의 표준오차)와 단순평균방식에 의한 추정오차(평균의 표준편차)를 비교해 보았다(각 분기별 추정오차는 부록 표 참조). 각 모형의 추정오차의 평균을 보면, 모형 2의 평균 추정오차가 상대적으로 작았고, 단순평균방식의 평균 추정오차가 상대적으로 컸다.<sup>37)</sup> 이런 결과는 분기모형에서도 동일하였다.

권역별 터미변수를 사용한 모형 1보다 권역별 터미변수를 사용하지 않은 모형 3의 평균 추정오차가

더 작은 것은 의외였다. 이는 모형 1에서 강남권역과 여의도권역 간에 자본환원율의 차이가 없고, 또 도심권역과 기타권역 간에도 자본환원율의 차이가 없는데도 불구하고 이를 분리하였기 때문인 것으로 보인다. 분리할 필요가 없는 권역들을 분리함으로써 추정오차가 상대적으로 커진 것으로 이해된다.

반기모형에서도 결과는 비슷하였는데, 층화평균방식에 의한 평균 추정오차가 상대적으로 가장 컸다. 층화평균방식의 평균 추정오차가 단순평균방식보다 크다는 것은 표본을 권역으로 나누면서 각 권역별로 표본수가 줄어든 데 따른 추정오차의 확대효과가 특성 구별에 따른 추정오차의 축소효과를 넘어선다는 것으로 이해된다.

그러나 연간모형의 경우, 분기모형이나 반기모형과는 결과가 사뭇 다르다. 연간모형에서는 층화평균방식의 평균 추정오차가 가장 작았고, 그 다음으로 단순평균방식, 그리고 특성가격지수모형 중 모형 2의 순으로 평균 추정오차가 작았다. 연간모형에서 층화평균방식에 따른 평균 추정오차가 단순평균방식의 그것보다 작다는 것은 표본을 권역별로 나눈데 따른 추정오차의 확대효과보다 특성 구별에 따른 추정오차의 축소효과가 크다는 것을 의미한다.

그리고 연간모형에서 단순평균방식에 의한 시장 자본환원율의 추정오차가 특성가격지수모형에 의한

표 7\_ 모형별 자본환원율의 평균 추정오차

구분	특성가격지수모형				단순평균방식	층화평균방식
	모형 1	모형 1-1	모형 2	모형 3		
분기모형	0.00675	-	0.00668	0.00674	0.00723	-
반기모형	0.00504	0.00472	0.00459	0.00467	0.00490	0.00530
연간모형	0.00399	0.00356	0.00340	0.00342	0.00339	0.00327

36) 이런 방법을 층화방법(stratification method) 또는 혼합특성 조정방법(mix adjustment method)라고 부름. 이에 대해서는 Eurostat(2011)참조.

37) 분기모형에서 단순평균방식으로 평균의 표준편차를 구할 때, 2001년 2분기의 경우 거래 사례가 1건에 불과하여 해당 분기의 표준편차를 구할 수 없음. 이에 따라 분기모형에서 모형들 간의 추정오차의 합을 비교할 때, 2001년 1분기의 추정오차는 제외한 상태에서 비교하였음.

추정오차보다 작다는 것은, 시장 자본환원율을 연도별로 추정할 경우 각 시점별 표본 수가 커지면서 이른바 표본추출 오류의 문제가 희석된다는 것을 의미한다.

이런 결과는, 분기나 반기로 시장 자본환원율을 추정할 때 단순평균방식이나 층화평균방식의 경우 표본추출 오류 문제 때문에 시장 자본환원율의 오차가 특성이격지수모형에 의한 오차보다 크다는 것을 의미한다. 또 특성이격지수모형 내에서는 불필요하게 권역을 쪼개기보다는 권역을 제한적으로 쪼개는 것이 오히려 시장 자본환원율의 추정오차를 줄이는 길이라는 것을 보여준다.<sup>38)</sup>

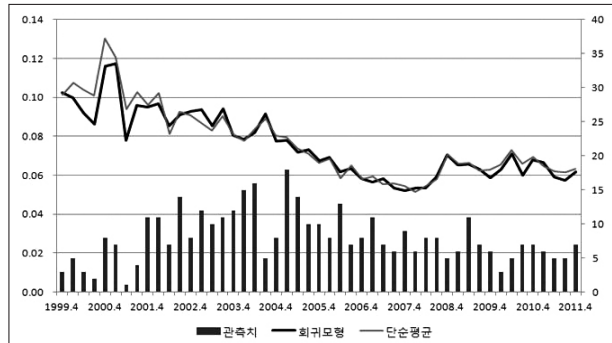
그리고 연도별로는 특성이격지수모형을 사용하지 않고 단순평균방식으로 시장의 자본환원율을 구하더라도 문제가 없으며, 좀 더 바람직하기로는 시장을 층화하여 층화평균을 하는 것이 시장 자본환원율의 추정오차를 줄이는 방법이라는 것을 보여준다.

이런 분석결과에 따라, 분기모형과 반기모형에서는 특성이격지수모형 중 모형 2에 따라 시장의 자본환원율을 구한 뒤 이를 단순평균방식의 자본환원율과 비교해 보았다. 그리고 연간모형에서는 특성이격지수모형의 모형 2와 층화평균방식의 자본환원율, 그리고 국토해양부에서 공표하는 오피스빌딩의 소득수익률을 비교해 보았다.

특성이격지수모형으로 시장의 자본환원율을 구할 때, 동일 특성을 전제해야 하기 때문에 시간더미 변수를 제외한 나머지 설명변수에 대해서는 평균값을 넣어서 특성을 표준화하였다.

먼저 분기별 시장의 자본환원율을 비교한 <그림 1>을 보면, 특성이격지수모형(회귀모형)으로 추정된 시장

그림 1\_ 분기별 시장 자본환원율 추이



자본환원율이나 단순평균방식에 의한 시장 자본환원율이나 전체적인 추이는 비슷하다. 그러나 1999년 4분기부터 2001년 3분기 사이, 그리고 2009년 3분기부터 2011년 4분기까지는 차이가 존재한다. 특히 1999년 4분기부터 2001년 3분기 사이에 둘 간의 차이가 큰데, 이 시기에는 거래 건수가 매우 적어 단순평균방식의 추정오차가 상대적으로 컸던 시기다. 이처럼 거래 건수가 매우 적을 때에는 한두 건의 이상치가 해당 분기의 시장 자본환원율을 좌우하는 결과를 가져온다. 실제로 이 시기에는 로담코타워, 시그마타워, 프라임타워, 서울파이낸스센터 등과 같은 우량 오피스빌딩들이 외국계 투자자에게 매각되던 시기인데, 이들의 자본환원율이 상대적으로 높아서 단순평균방식으로 시장의 자본환원율을 추정하면 상대적으로 자본환원율이 높게 나오게 된다.

분기별 시장 자본환원율의 추정치를 보면, 변동성이 크다는 것을 알 수 있는데, 이는 각 분기별 거래 건수가 많지 않아 추정오차가 상대적으로 크기 때문에 나타나는 현상이다.

한편 반기별 시장 자본환원율의 추정치를 보면, <그림 2>에서 보듯이 특성이격지수모형(회귀모형)에 의한 추정치와 단순평균방식에 의한 추정치의

38) 이런 결과가 나왔다고 하여, 두 시장권역이 동일 시장권역이라는 것을 의미하는 것은 아님. 동일 시장권역이 아니냐 하는 것은 또 다른 이슈로, 여기서 다루 문제는 아님.

그림 2 \_ 반기별 시장 자본환원율 추이

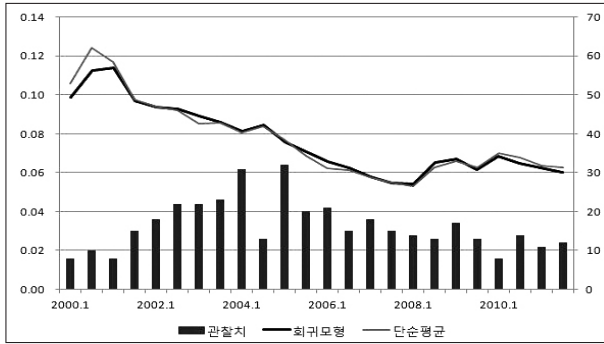
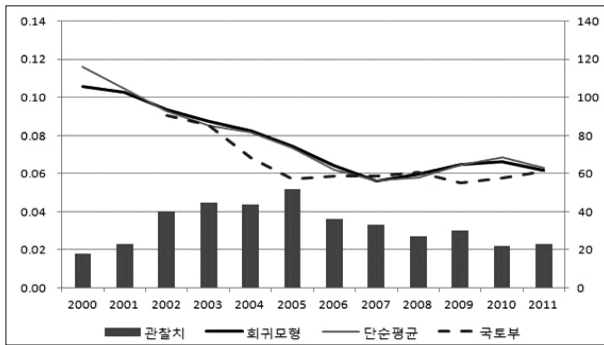


그림 3 \_ 연도별 시장 자본환원율 추이



전체적인 추이는 매우 유사하다. 그러나 분기별 시장 자본환원율과 마찬가지로 2001년 후반기까지는 거래량이 적어 단순평균방식과 회귀모형의 차이가 두드러지게 나타나고 있다.

변동성의 경우 분기별 시장 자본환원율의 추정치에 비해 상대적으로 작았다. 시점이 통합되면서 평활화되는 현상이 생기는데다가 표본 수가 증가하면서 추정오차가 줄어들었기 때문인 것으로 보인다.

연도별 시장 자본환원율의 경우, 특성가격지수 모형(회귀모형)과 단순평균방식의 자본환원율이 2000년을 제외하고는 거의 차이가 없다. 이런 결과는 이미 앞의 추정오차 비교에서 예견된 것이다. 다

만, 2000년도의 추정오차를 보면, 단순평균 방식의 추정오차가 특성가격지수모형의 추정오차보다 커서 2000년에는 단순평균방식에 의한 추정치가 신뢰성이 떨어진다는 것을 알 수 있다.

연도별로 볼 때, 실거래 사례에 기초한 시장의 자본환원율과 국토해양부의 조사가격에 기초한 시장의 자본환원율은 상당한 차이를 보이고 있다. 국토해양부의 조사가격에 기초한 자본환원율은 2002년과 2003년에는 실거래 사례에 기초한 자본환원율과 큰 차이가 없었는데, 2004년부터 2006년 사이에는 실거래 사례에 기초한 자본환원율보다 크게 낮은 수준을 보였다. 그러다가 2007년과 2008년에는 실거래 사례에 기초한 자본환원율과 비슷한 수준을 보이다가, 2009년과 2010년에는 다시 실거래 사례에 기초한 자본환원율을 크게 밑돌았다.

이런 양상은 오피스빌딩의 수익률 조사 주기와 관계가 있는 것으로 보인다. 국토해양부의 오피스빌딩 수익률 조사는 2002년부터 2003년까지는 연간으로 하다가, 2004년부터는 반기 기준으로 하였다. 그러다가 2009년부터는 분기 기준으로 하고 있다. 이렇게 조사 주기가 바뀔 때마다 자본환원율이 크게 떨어지는 양상을 보이는 것이다.<sup>39)</sup>

그 원인이 어디에 있는지 실거래 사례에 기초한 시장의 자본환원율과 조사가격에 기초한 시장의 자본환원율과 조사가격에 기초한 시장의 자본환원율 간에는 일부 기간에서 상당한 차이가 있으므로 오피스빌딩의 자본환원율을 분석할 때에는 이런 차이를 충분히 인지할 필요가 있을 것이다.

39) 조사주기가 변경될 때마다 국토해양부의 자본환원율이 크게 변동하는 이유에 대해 명확하게 알려져 있는 것이 없음. 다만 2009년부터 분기별로 조사를 시작하면서 매 분기별로 시장 자본환원율이 크게 변동하는 것으로 보아 조사시점에 따라 자본환원율이 달라지는 것으로 보임. 1년에 한 번 조사할 때와 두 번 조사할 때의 조사시점이 다르고, 또 1년에 두 번 조사할 때와 네 번 조사할 때의 조사시점이 서로 달라 시장 자본환원율이 크게 변동한 것이 아닐까 하는 추측을 해봄.

## V. 결론

오피스빌딩 투자 시 자본환원율은 투자자들의 의사 결정에 매우 중요한 역할을 한다. 현재 우리나라에서는 일부 오피스빌딩 정보회사들이 분기 내지는 반기별로 실거래가격에 기초한 자본환원율을 발표하고 있다. 이들은 오피스빌딩의 특성 차이에 따른 자본환원율의 차이를 통제하지 않고 단순평균방식으로 매기의 자본환원율을 구하고 있는데, 이런 방법은 표본 추출 오류(sample selection error)에 따른 편의(bias)를 가져올 수 있다.

본 연구에서는 1999년 4/4분기부터 2011년 4/4분기 사이에 서울지역에서 이루어진 396건의 오피스빌딩 거래 사례를 수집하여, 특성가격지수모형으로 개별 오피스빌딩의 특성 차이에 따른 자본환원율의 차이를 통제한 시장 자본환원율을 추정하였다.

개별 오피스빌딩의 특성 차이에 따른 자본환원율의 차이를 통제하기 위해 공실 리스크, 부분매입 여부, 연면적 대비 대지면적 크기에 따른 개발잠재력, 규모, 건축연령과 이의 제공 변수, 외국인 매입 여부, 시장 권역 등의 변수를 설명변수로 사용하였다. 그리고 분기별 자본환원율뿐만 아니라 반기별 자본환원율과 연도별 자본환원율도 추정하였다.

모형 추정결과, 서울지역을 4개 권역(강남권역, 여의도권역, 도심권역, 기타권역)으로 나누어 시장 자본환원율을 추정하는 것보다는 2개 권역(강남 및 여의도권역, 도심 및 기타권역)으로 나누어 모형을 추정하는 것이 자본환원율의 추정오차를 줄인다는 것을 확인하였다.

그리고 분기모형과 반기모형에서는 단순평균방식에 의해 추정된 자본환원율의 추정오차보다 특성가격지수모형에 의해 추정된 자본환원율의 추정오차가 더 작다는 것을 확인하였다. 이는 오피스빌딩의 특성 차이를 고려하지 않는 단순평균방식의 자본환원율이 상

대적으로 오차가 크다는 것을 보여주는 것이다.

그러나 연간모형에서는 단순평균방식으로 자본환원율을 추정하는 것이 특성가격지수모형으로 자본환원율을 추정하는 것보다 추정오차가 더 작은 것을 확인하였다. 그리고 단순평균방식보다 권역을 2개 지역으로 나누어 각각의 단순평균 자본환원율을 구한 뒤 2개 지역을 통합하여 전체 지역의 자본환원율을 구하는 층화평균방식이 자본환원율의 추정오차를 더 줄이는 것임을 확인하였다.

본 연구는 매분기별 오피스빌딩의 실거래 자료를 많지 않아 특성가격지수모형 중 시간더미 방식을 이용하였기 때문에 모형상의 한계가 존재한다. 시간더미 방식의 경우 자료가 추가될 때마다 기존에 추정된 시장 자본환원율이 달라질 수도 있다. 이런 한계에도 불구하고 오피스빌딩 시장의 평균적인 자본환원율을 분기별, 반기별, 연도별로 추정하였고, 이를 단순평균방식 및 층화평균방식의 시장 자본환원율과 비교하여 어느 방식이 더 우월한가를 살펴보았다는 점에서 어느 정도 연구의 의의가 있다고 본다. 이런 연구를 바탕으로 하여 향후 자본환원율에 관한 보다 구체적인 연구들이 진행되어야 할 것으로 보인다.

## 참고문헌 •••••

- 김재석 · 이현석. 2011. “우량오피스의 자본환원율과 비우량 오피스의 리스크프리미엄 추정에 관한 연구”. 주택연구 제19권 제4호, pp205-224.
- 민성훈 · 고성수. 2012. “서울오피스 NOI 증가율과 위험프리미엄 조정과정에 관한 연구”. 국토연구 제73권, pp115-129.
- 손재영 · 윤민선. 2007. “서울시 오피스 건물의 자본환원율 결정요인”. 국토계획 제42권 제2호, pp163-178.
- 이동준. 2004. “외국계 자본의 국내 오피스빌딩 투자방식에 관한 연구”. 건국대학교 석사학위 논문.
- 이상경 · 이인철. 2005. “외국자본의 서울 오피스 빌딩 투자 행태 연구”. 국토계획 제40권 제5호, pp177-188.
- 이상경 · 이현석. 2005. “서울 오피스시장의 자본환원율과

- 조소득승수 추정에 관한 연구”. 국토계획 제40권 제6호, pp245-256.
- 이수정 · 조주현. 2010a. “투자 행태에 따른 서울 오피스빌딩 Cap rate 연구”. 부동산학연구 제16집 제4호, pp115-135.
- \_\_\_\_\_. 2010b. “벡터오차수정모형을 이용한 서울 오피스시장의 Cap Rate 결정요인 분석”. 부동산연구 제20집 제2호, pp133-152.
- 이용만 · 박헌수 · 이창무. 2007. 부동산 실거래가격에 기초한 주택가격지수 개발. 서울 : 한국감정원.
- 임재만. 2002. “오피스 임대차 계약 구조와 자본환원율의 관계에 관한 연구”. 감정평가논집 제12권 제1호, pp1-22.
- Ambrose, W. B. and Nourse, H. O. 1993. “Factors Influencing Capitalization Rates”. *Journal of Real Estate Research* vol.8, no.2, pp221-237.
- Bleich, D. 2003. “The Reaction of Multifamily Capitalization Rates to Natural Disasters”. *Journal of Real Estate Research* vol.25, no.2, pp133-144.
- Chen, J., Hudson-Wilson, S. and Nordby, H. 2004. “Real Estate Pricing: Spreads and Sensibilities: Why Real Estate Pricing is Rational”. *Journal of Real Estate Portfolio Management* vol.10, no.1, pp1-21.
- Chervachidze, S. Costello, J. and Wheaton, W. 2009. “The Secular and Cyclic Determinants of Capitalization Rates: The Role of Property Fundamentals, Macroeconomic Factors, and Structural Changes”. *Journal of Portfolio Management* vol.35, no.5, pp50-69.
- Chichernea, D., Miller, N., Fisher, J., Sklarz, M. and White, B. 2008. “A Cross - Sectional Analysis of Cap Rates by MSA”. *Journal of Real Estate Research* vol.30, no.3, pp249-292.
- Clayton, J., Ling, D. C. and Naranjo, A. 2009. “Commercial Real Estate Valuation: Fundamentals Versus Investor Sentiment”. *Journal of Real Estate Finance and Economics* vol.38, pp5-37.
- Eurostat. 2011. *Handbook on Residential Property Price Indices*. Ver. 3.0. Luxembourg : Eurostat.
- Evans, D. R. 1990. “A Transfer Function Analysis of Real Estate Capitalization Rates”. *Journal of Real Estate Research* vol.5, no.3, pp371-379.
- Froland, C. 1987. “What Determines Cap Rates on Real Estate”. *Journal of Portfolio Management* vol.13, no.4, pp78-83.
- Geltner, David. 1991. “Smoothing in Appraisal-Based Returns”. *Journal of Real Estate Finance and Economics* vol.4, no.3, pp327-345.
- Hendershot, H. P. and MacGregor, B. D. 2005a. “Investor Rationality: An Analysis of NCREIF Commercial Property Data”. *Journal of Real Estate Research* vol.27, no.4, pp445-475.
- \_\_\_\_\_. 2005b. “Investor Rationality: Evidence from U.K. Property Capitalization Rates”. *Real Estate Economics* vol.33, no.2, pp299-322.
- Hendershot, H. P. and Turner, B. 1999. “Estimating Constant-quality Capitalization Rates and Capitalization Effects of Below Market Financing”. *Journal of Property Research* vol.16, no.2, pp109-122.
- Jud, G. D. and Winkler, D. T. 1995. “The Capitalization Rate of Commercial Properties and Market Returns”. *Journal of Real Estate Research* vol.10, no.5, pp509-518.
- McDonald, J. F. 2010. “The Q Theory of Investment the Capital Asset Pricing Model and the Capitalization Rate in Real Estate Valuation”. *Applied Financial Economics* vol.20, pp1133-1143.
- 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.
- Nourse, H. O. 1987. “The ‘Cap Rate’ 1966-1984: A Test of the Impact of Income Tax Change on Income Property”. *Land Economics* vol.63, no.2, pp147-152.
- Sivitanides, P., Southard, J., Torto, R. G. and Wheaton, W. C. 2001. “The Determinants of Appraisal-Based Capitalization Rates”. *Real Estate Finance* vol.18, pp27-37.
- Sivitanides, P., Torto, R. G. and Wheaton, W. C. 2003. “Real Estate Market Fundamentals and Asset Pricing”. *Journal of Portfolio Management*, vol.29, no.5, pp45-53.
- Sivitanidou, R. and Sivitanides, P. 1999. “Office Capitalization Rates: Real Estate and Capital Market Influences”. *Journal of Real Estate Finance and Economics* vol.18, no.3, pp297-322.
- 메이트플러스(<http://www.mateplus.net>). [2012.06.11].
- 신영에셋(<http://www.syasset.com>). [2012.06.11].
- 알투코리아(<http://www.r2korea.co.kr>). [2012.06.11].
- 온나라부동산(<http://www.onnara.go.kr>). [2012.06.11].

- 논문 접수일: 2012. 10. 10
- 심사 시작일: 2012. 10. 24
- 심사 완료일: 2012. 11. 24

[부 록]

부표 1 \_ 분기모형에서 시간더미변수의 추정계수와 표준오차

분기		모형 1		모형 2		모형 3	
		추정계수	표준오차	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
1999	4Q	0.1059	0.0097	0.1060	0.0096	0.1059	0.0097
2000	1Q	0.1027	0.0076	0.1030	0.0075	0.1050	0.0076
	2Q	0.0964	0.0096	0.0953	0.0096	0.0991	0.0097
	3Q	0.0904	0.0118	0.0895	0.0117	0.0916	0.0119
	4Q	0.1205	0.0069	0.1192	0.0067	0.1225	0.0068
2001	1Q	0.1211	0.0068	0.1209	0.0066	0.1224	0.0067
	2Q	0.0815	0.0164	0.0814	0.0163	0.0795	0.0166
	3Q	0.0989	0.0088	0.0994	0.0086	0.1010	0.0088
	4Q	0.0991	0.0055	0.0986	0.0055	0.1016	0.0055
2002	1Q	0.1008	0.0057	0.1003	0.0055	0.1029	0.0056
	2Q	0.0887	0.0064	0.0888	0.0064	0.0904	0.0065
	3Q	0.0941	0.0049	0.0943	0.0049	0.0974	0.0049
	4Q	0.0961	0.0063	0.0961	0.0063	0.0998	0.0063
2003	1Q	0.0973	0.0057	0.0972	0.0055	0.0999	0.0056
	2Q	0.0885	0.0057	0.0886	0.0056	0.0911	0.0057
	3Q	0.0977	0.0059	0.0975	0.0058	0.1019	0.0058
	4Q	0.0843	0.0053	0.0841	0.0053	0.0866	0.0053
2004	1Q	0.0819	0.0048	0.0819	0.0048	0.0835	0.0049
	2Q	0.0854	0.0051	0.0852	0.0050	0.0884	0.0050
	3Q	0.0948	0.0082	0.0950	0.0081	0.0966	0.0082
	4Q	0.0809	0.0062	0.0809	0.0062	0.0834	0.0063
2005	1Q	0.0816	0.0047	0.0815	0.0046	0.0856	0.0046
	2Q	0.0751	0.0052	0.0753	0.0052	0.0775	0.0052
	3Q	0.0764	0.0059	0.0765	0.0058	0.0797	0.0059
	4Q	0.0712	0.0059	0.0709	0.0059	0.0743	0.0059
2006	1Q	0.0729	0.0063	0.0726	0.0062	0.0745	0.0063
	2Q	0.0652	0.0053	0.0652	0.0053	0.0685	0.0053
	3Q	0.0661	0.0067	0.0668	0.0066	0.0709	0.0066
	4Q	0.0611	0.0066	0.0615	0.0065	0.0647	0.0065
2007	1Q	0.0601	0.0057	0.0597	0.0056	0.0631	0.0056
	2Q	0.0609	0.0067	0.0616	0.0067	0.0637	0.0068
	3Q	0.0572	0.0071	0.0569	0.0070	0.0611	0.0071
	4Q	0.0558	0.0060	0.0555	0.0060	0.0586	0.0060
2008	1Q	0.0563	0.0072	0.0567	0.0071	0.0579	0.0073
	2Q	0.0568	0.0063	0.0568	0.0063	0.0594	0.0063
	3Q	0.0628	0.0064	0.0626	0.0063	0.0648	0.0064
	4Q	0.0744	0.0078	0.0738	0.0077	0.0778	0.0078
2009	1Q	0.0692	0.0071	0.0686	0.0070	0.0725	0.0071
	2Q	0.0688	0.0055	0.0692	0.0055	0.0716	0.0055
	3Q	0.0663	0.0066	0.0665	0.0066	0.0678	0.0067
	4Q	0.0613	0.0072	0.0621	0.0071	0.0652	0.0072
2010	1Q	0.0661	0.0097	0.0665	0.0096	0.0730	0.0096
	2Q	0.0733	0.0080	0.0742	0.0079	0.0757	0.0080
	3Q	0.0631	0.0067	0.0635	0.0067	0.0665	0.0067
	4Q	0.0706	0.0068	0.0712	0.0068	0.0761	0.0067
2011	1Q	0.0703	0.0076	0.0701	0.0075	0.0763	0.0075
	2Q	0.0613	0.0077	0.0625	0.0076	0.0654	0.0077
	3Q	0.0615	0.0078	0.0609	0.0077	0.0659	0.0078
	4Q	0.0642	0.0067	0.0649	0.0066	0.0689	0.0066

부표 2 \_ 반기모형에서 시간더미변수의 추정계수와 표준오차

반기	모형 1		모형 1-1		모형 2		모형 3		
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차	
2000	1	0.0986	0.0061	0.0980	0.0061	0.0979	0.0060	0.1006	0.0062
	2	0.1125	0.0062	0.1122	0.0062	0.1117	0.0060	0.1148	0.0061
2001	1	0.1128	0.0063	0.1130	0.0062	0.1133	0.0060	0.1141	0.0062
	2	0.0961	0.0049	0.0965	0.0047	0.0964	0.0046	0.0993	0.0047
2002	1	0.0926	0.0046	0.0928	0.0043	0.0930	0.0041	0.0951	0.0042
	2	0.0920	0.0042	0.0921	0.0039	0.0922	0.0038	0.0959	0.0039
2003	1	0.0897	0.0044	0.0880	0.0041	0.0884	0.0039	0.0909	0.0039
	2	0.0876	0.0043	0.0851	0.0039	0.0851	0.0038	0.0884	0.0038
2004	1	0.0807	0.0039	0.0807	0.0035	0.0806	0.0034	0.0830	0.0034
	2	0.0830	0.0053	0.0838	0.0049	0.0838	0.0049	0.0860	0.0050
2005	1	0.0754	0.0040	0.0752	0.0035	0.0752	0.0033	0.0788	0.0033
	2	0.0707	0.0046	0.0702	0.0042	0.0702	0.0041	0.0735	0.0041
2006	1	0.0647	0.0045	0.0650	0.0041	0.0650	0.0039	0.0678	0.0040
	2	0.0601	0.0050	0.0608	0.0048	0.0615	0.0046	0.0653	0.0047
2007	1	0.0571	0.0047	0.0568	0.0043	0.0569	0.0042	0.0599	0.0043
	2	0.0533	0.0049	0.0542	0.0047	0.0539	0.0046	0.0582	0.0046
2008	1	0.0535	0.0051	0.0534	0.0047	0.0535	0.0046	0.0554	0.0047
	2	0.0636	0.0053	0.0649	0.0050	0.0647	0.0049	0.0681	0.0049
2009	1	0.0657	0.0046	0.0663	0.0043	0.0662	0.0042	0.0698	0.0042
	2	0.0606	0.0052	0.0602	0.0048	0.0606	0.0046	0.0625	0.0048
2010	1	0.0673	0.0064	0.0673	0.0061	0.0678	0.0060	0.0716	0.0061
	2	0.0634	0.0052	0.0636	0.0048	0.0640	0.0047	0.0686	0.0047
2011	1	0.0625	0.0058	0.0615	0.0053	0.0619	0.0052	0.0669	0.0053
	2	0.0594	0.0054	0.0595	0.0051	0.0596	0.0050	0.0648	0.0050

부표 3 \_ 연간모형에서 시간더미변수의 추정계수와 표준오차

연간	모형 1		모형 1-1		모형 2		모형 3	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
2000	0.1013	0.0042	0.1050	0.0046	0.1052	0.0045	0.1080	0.0046
2001	0.1013	0.0042	0.1015	0.0040	0.1021	0.0038	0.1042	0.0039
2002	0.0919	0.0035	0.0919	0.0032	0.0926	0.0030	0.0955	0.0030
2003	0.0883	0.0036	0.0860	0.0032	0.0868	0.0029	0.0896	0.0029
2004	0.0810	0.0036	0.0811	0.0031	0.0815	0.0030	0.0837	0.0030
2005	0.0734	0.0036	0.0729	0.0030	0.0734	0.0028	0.0768	0.0028
2006	0.0626	0.0038	0.0628	0.0034	0.0636	0.0032	0.0667	0.0032
2007	0.0550	0.0038	0.0551	0.0034	0.0555	0.0033	0.0590	0.0033
2008	0.0582	0.0041	0.0585	0.0037	0.0590	0.0035	0.0616	0.0036
2009	0.0632	0.0039	0.0631	0.0033	0.0637	0.0032	0.0665	0.0032
2010	0.0648	0.0044	0.0646	0.0040	0.0655	0.0038	0.0697	0.0038
2011	0.0609	0.0045	0.0602	0.0039	0.0609	0.0038	0.0659	0.0037

## A Study on Estimation of Market Capitalization Rates of the Office Building Market: Case of Seoul Metropolitan Area in Korea

**Keywords:** Office Building, Capitalization Rate, Hedonic Price Index Model, Simple Mean Approach, Stratified Mean Approach

The purpose of this study is to estimate the time - periodic constant - quality capitalization rates in the office building market. This study collects 396 cases of office building transaction in Seoul from the fourth quarter of 1999 to the fourth quarter of 2011, and then estimates the constant-quality capitalization rates using the hedonic price index model by quarter, half - year, and year. And it compares the constant - quality capitalization rates with the simple - mean capitalization rates. This study finds that the sum of estimation errors of the constant - quality capitalization rates estimated quarterly or semiannually is smaller than that of simple mean approach. This result shows that the quarter or semiannual simple - mean capitalization rates are less accurate than the quarter or semiannual constant-quality capitalization rates because of the sample - selection errors. However, in the annual model there is no distinct difference of the sum of the estimation errors between the hedonic price index model and the simple mean approach. In addition, this study finds that the sum of the estimation errors of the annual capitalization rates by the stratified mean approach, which divides Seoul area into two regions(Gangnam/ Yeouido region and CBD/ other region) and aggregates the simple - mean capitalization rates of the two regions, is smaller than that of the annual simple-mean capitalization rates.

### 오피스시장의 시장 자본환율을 추정에 관한 연구: 서울권역을 대상으로

**주제어:** 오피스빌딩, 자본환율을, 특성가격지수모형, 단순평균방식, 층화평균방식

본 연구의 목적은 오피스빌딩 시장의 동일특성 자본환율을(constant-quality cap rate)을 시기별로 추정하는 것이다. 이를 위해 1999년 4/4분기부터 2011년 4/4분기 사이에 서울지역에서 이루어진 396건의 오피스빌딩 거래 사례를 수집하여, 특성가격지수모형(hedonic price index model)으로 분기별, 반기별, 연도별 시장 자본환율을 추정하였다. 그리고 이렇게 추정된 시장 자본환율을 단순평균방식(simple mean approach)으로 추정된 시장 자본환율과 비교해 보았다. 특성가격지수모형을 추정해 본 결과, 분기모형과 반기모형에서는 특성가격지수모형에 의해 추정된 자본환율을 추정오차(estimation errors)의 합계가 단순평균방식이나 층화평균방식에 의해 추정된 자본환율을 추정오차의 합계보다 더 작다는 것을 확인하였다. 이는 오피스빌딩의 특성 차이를 고려하지 않는 단순평균방식의 자본환율이 시장상황을 왜곡할 수 있음을 보여주는 것이다. 그러나 연간모형에서는 단순평균방식과 특성가격지수모형으로 자본환율을 추정하는 것 모두 추정오차에서는 차이가 거의 없는 것을 확인하였다. 그리고 평균방식(mean approach)으로 연도별 자본환율을 추정할 경우, 서울지역을 2개의 권역(강남 및 여의도 권역, 도심 및 기타권역)으로 나누어 각각의 단순평균 자본환율을 구한 뒤 이를 통합하여 전체 지역의 자본환율을 구하는 층화평균방식(stratified mean approach)이 자본환율을 추정오차의 합계를 최소화하는 것임을 확인하였다.