

# 오피스 임대료 하락기 및 상승기의 임대료 결정모형 회귀모수의 변화

— 서울시 강남과 도심권역을 중심으로 —

최종근\* · 김서경\*\*

## A Study on Office Rental Cycle and Time-Varying Regression Parameters of Rental Determinants in Hedonic Price Model

Jonggeun Choi\*, Suhkyong Kim\*\*

**국문요약** 본 논문은 임대료시장의 주기변화에 따른 헤도닉 모형의 임대료 결정요인의 영향력 변화를 분석하였다. 임대료지수를 구축하여 분석한 결과 금융위기가 전환점이 되어 서울시 임대료 시장이 하락기와 상승기로 구분됨을 밝혔으며 주기에 따른 헤도닉 모형의 특성변수의 회귀모수 변화를 고찰하였다. 분석은 강남오피스와 도심 오피스로 구분하여 실시하였으며 권역에 상관없이 일관된 변화를 보인 개별회귀모수로서는 토지가격, 지하철역에서의 거리, 건물규모, 건물연한 및 전환이율로 밝혀졌다.

상승기에는 건물의 규모가 클수록 임대료가 높아지는 경향이 있으며 건물이 오래될수록 임대료 하락요인으로서의 영향이 커지는 경향이 있는 것으로 나타났다. 전환이율 역시 임대료에서 차지하는 비중이 상승기에 높아짐을 보여준다. 토지가격의 영향은 줄어들고 교통편의성의 장점은 약해지고 있어 상승기에는 지리적 이점의 영향력이 감소하고 건물 특성의 영향력이 상대적으로 커지는 실증적 증거를 제시하였다.

**주제어** 오피스 임대료, 헤도닉 모형, 임대료주기, 금융위기, 개별회귀모수의 변화

**Abstract** : This paper empirically investigates time-varying regression parameter of hedonic price model for Seoul office rental market in distinct periods of a market cycle. Office rental index is constructed and the index indicates that the global financial crisis differentiates the analysis period into decline stage and recovery stage. Pre-crisis period is classified into decline stage and post-crisis is classified into recovery stage. Structural break-point test suggests structural change of hedonic model of rent determinants occurred in 2008.

Evidence indicates that individual regression parameters of hedonic price model for decline stage are significantly different from those for recovery stage. Changes in the regression parameters of land price, distance to metro, building size, building age, and conversion rate are consistent. In recovery stage, the effect of locational advantage on of-

\* 서울디지털대학교/감정평가사(주저자: jgchoi@igaon.co.kr)

\*\* 서경대학교 경영학부 부교수(교신저자: skkim@skuniv.ac.kr)

office rent decreases whereas the effect of building characteristics on the rent increases.

**Key Words** : office rent, hedonic price model, time-varying parameter, rental market cycle

## 1. 서론

오피스 임대료 결정요인에 관한 많은 연구가 존재한다. 국내에서도 임대료의 결정요인을 밝히는 데에 헤도닉 모형을 이용한 많은 연구가 이루어져왔다. 헤도닉 모형을 이용한 국내연구는 특정 시점을 기준으로 임대료를 결정하는 요인들을 규명하는 데 초점을 두어 교통 편의성 등의 입지측면, 건물 연면적 등 오피스의 물리적 특성, 공실률 등의 시장조건, 임대형식 등의 임대 단위특성이 임대료에 미치는 영향을 확인할 때 매우 유용하게 사용되어 왔다.

임대료 결정요인은 시간과 공간에 따라 변화한다. 헤도닉 모형을 이용한 국내연구는 횡단면적 분석이 주조를 이루어 공간에 따라 임대료 결정요인이 어떻게 다른지에 대한 연구가 주로 행하여져 왔으므로 시간변화에 따른 오피스 특성변수들의 오피스 임대료에 대한 영향력 변화에 관한 연구는 희소하다. 따라서 헤도닉 모형을 사용하여 공간변화에 따른 임대료 결정요인을 분석한 국내학술지논문과 국내학위논문은 다수가 존재하지만 시간변화에 따른 임대료 결정요인의 영향력 변화를 연구한 논문으로서는 학술지논문으로 김의준 · 김용한(2006)이 유일한 것으로 보이며 학위논문에는 최종근(2013)이 있다.

김의준 · 김용한(2006)은 서울시 오피스의 임대료 결정요인 변화를 분기별 자료를 이용하여 분석하였으며, 최종근(2013)은 강남지역을 대상으로 연도별 자료를 이용하여 결정요인의 변화를 분석하였다. 이들 기존 연구는 각 분기 또는 각 연도를 단절점으로 하여 차우 검정(Chow test)을 실시하여 헤도닉 모형의 회귀식이 시간에 따라 변화하는 것을 밝히고 있다. 그러나 헤도닉 모형의 각 개별회귀모수의 시간변화에 대해서는 각 분기별 또는 각 연도별로 추정된 개별회귀계수가 어떻게 변화하는가를 그래프를 통해 살펴보아 개

별회귀모수의 변화에 대한 통계적 검증이 없다는 한계를 갖는다. 또한 이러한 시점별 분석은 시점에 따라 오르고 내리는 진동(oscillation)이 잦아 일정한 패턴을 찾아내기 힘들며 경제적 의미를 도출하기 어렵다.

본 논문은 헤도닉 모형의 시간에 따른 변화를 연구한 기존 연구의 한계점에 주목하여 이를 보완한 시간변화에 따른 헤도닉 모형의 임대료 결정요인의 영향력 변화를 연구하는 것을 목적으로 한다. 동일한 건물이더라도 시간변화에 따라 오피스특성변수들의 영향력이 변화하며 특성변수들의 임대료에 대한 영향력도 변화한다. 또한 거시경제적 충격이 왔을 때 임대료에 결정요인의 변화가 예상된다. 본 논문은 헤도닉 모형의 회귀모수들이 시간과 공간에 따라 변화하는 것을 감안한 임대료지수를 구축하여 거시경제적 충격이 온 2008년 금융위기가 오피스 임대료시장의 주기가 하락기에서 상승기로 변화하는 전환점이 되고 있음을 밝히고 하락기와 상승기에 헤도닉 모형의 결정모수들이 어떻게 변화하는가를 밝히려고 시도하였다.

본 논문은 주기를 하락기와 상승기로 구분함으로써 분기 또는 연도별로 추정된 헤도닉 모형의 개별회귀계수의 잦은 진동에 따른 잡음(noise)을 제거하였으며 하락기와 상승기의 회귀모수의 변화를 살펴봄으로써 개별회귀모수의 변화를 해석함에 있어 주기에 따른 개별회귀모수의 변화라는 경제적 의미를 부여하였다. 또한 주기별로 차우검증을 통한 헤도닉 모형의 회귀식에 대한 구조적 변동을 통계적으로 검증하였을 뿐 아니라 개별회귀모수변화에 대한 통계적 검증을 실시하여 기존 연구와 차별화하였다.

본 논문은 기존 연구가 지역별로 헤도닉 모형의 회귀모수가 다르다는 연구결과를 바탕으로 서울의 오피스표본을 강남오피스표본과 도심오피스를 구분하여 하위시장별로 임대료지수에 따라 주기를 하락기와 상승기로 구분하였으며 하락기와 상승기에 따라 헤도닉

모형의 구조적 변화와 개별회귀모수의 변화를 분석하였다. 본 논문은 5절로 구성되었다. 제2절은 선행연구 검토, 제3절은 자료, 모형 설정, 주기구분 및 분석방법, 제4절은 분석 결과 그리고 제5절은 결론을 서술하였다.

## 2. 선행연구 검토

오피스 임대료는 거시경제적 환경, 시장조건, 입지적 특성, 지역개발정도, 건물의 물리적 특성, 개별임대 단위의 계약형태에 이르기까지 수없이 많은 요인에 의해 결정된다. 이러한 요인들은 상호적으로 연결되어 있을 뿐 아니라 시간에 따라 변화하는 특징을 가지고 있다. 국내외적으로 헤도닉 모형을 이용하여 오피스 임대료의 결정요인을 규명하려는 노력이 꾸준히 이어져 왔다. 외국과 다른 시장조건 하에서 국내의 연구자들은 연구목적에 따라 헤도닉 모형에 포함된 변수들을 변경하거나 다양한 추정방법으로 서울시 오피스시장을 고찰하였다.

서울시 오피스를 대상으로 한 선행연구를 살펴보면, 손재영·김경환(2000)은 통일된 내역을 가진 실효임대료를 종속변수로 사용하여 횡단면 분석을 한 결과, 권역더미, 지하철접근성, 금융기관수, 대형소매시설에 대한 접근성, 용적율 등이 오피스 임대료에 양(+)의 영향을 주는 요인으로, 편의시설 입주 등이 임대료를 하락시키는 요인으로 작용하였다.

양승철·최정엽(2001)은 공실률과 임대료가 동시에 결정되는 변수로 보고 2단계 최소자승법 추정방식과 기존의 OLS 추정방식 두 가지 방법을 사용하여 횡단면 분석을 한 결과, 전세더미, 개별지가, 엘리베이터수, 지역더미, 공실률이 유의하였다.

김관영·김찬교(2006)는 패널자료를 이용하여 오피스 임대료 결정요인을 분석하였다. 이들은 서울시 권역별, 오피스빌딩 권역별·등급별 하위시장 간에 임대료의 차이와 그 차이가 어떠한 요인에 의해 발생하였는가를 분석하고 권역별·등급별로 회귀계수의 부호와 유의성 정도가 일관성 있게 나타나지 않는 것도

발견하였다. 예를 들어, 빌딩연한 연수는 도심권에서만 유의한 양(+)을 나타냈으며, 연면적은 도심권역과 강남권역에만 유의하게 양(+)을 나타내고 있으며 등급별로도 상이점이 나타나는 것을 보였다. 지하철역까지의 거리는 B등급에서 기대와는 달리 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났으며 빌딩연한연수도 B등급, C등급에서 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

고성수·정유신(2009)은 특성변수 또는 거시경제변수에 대해서만 분석한 기존 연구와는 다르게 횡단면 자료와 시계열 데이터가 혼합된 패널자료를 이용하여 거시경제변수를 헤도닉 모형에 추가하여 분석하였다. 시계열변수는 최적시차를 도출하여 설명변수로 추가하여 분석하였다. 모형에 포함된 거시경제변수는 최적시차를 고려한 취업인구, 생산자 물가지수, 회사채수익률, 설비투자 지수로서 취업인구, 생산자물가지수, 설비투자지수는 임대료에 양(+)의 영향을 주었으며 회사채수익률은 강남 및 도심에서는 음(-)의 영향, 여의도권역에서는 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다.

이들 국내 선행연구 중 대다수는 서울 오피스 하위시장이 지역별로 상이한 특성이 있음을 인지하고 권역별로 표본을 나누어 헤도닉 모형을 추정함으로써 설명변수의 회귀모수가 권역별로 어떻게 달라지는지를 밝혔다. 더욱이 전기석·이현석(2006)은 위계적 선형모형을 사용하여 지역적으로 변화하는 일반적인 헤도닉 모형의 회귀모수가 어떤 요인에 의해 변화하는가를 밝히려는 시도를 하였으며, 김진·서충원(2009)은 하부시장 간에 자산특성들의 영향이 이질적으로 나타나는 문제를 헤도닉 모형의 공간자기상관을 고려하여 개선하려는 시도를 하였다.

한편, 김의준·김용환(2006)은 헤도닉 모형을 이용하여 시간에 따른 임대료 결정요인 및 결정요인의 영향력 변화에 대하여 분석하였다. 2001년 1/4분기부터 2002년 2/4분기 동안 분기별 패널데이터를 사용하여 분기별로 헤도닉 모형을 추정하였으며 차우(Chow)검증 결과 구조적 단절점이 기간별로 유의하게 나타나 분석된 특성변수의 영향력이 시점별로 차이가 발생하

고 있음을 보였다. 또한 최종근(2013)은 2005년부터 2011년까지의 연도별 패널데이터를 이용하여 강남권역을 대상으로 연도별로 헤도닉 모형을 추정하고 각 연도를 기준으로 차우검증을 실시하여 헤도닉 모형의 회귀식이 시간에 따라 구조적으로 변화하고 있음을 보였다.

그러나 이러한 두 연구는 서론에서 언급한 대로 개별회귀모수의 변화에 대한 통계적 검증을 실시하지 않았으며 분기별, 연도별로 추정된 개별회귀계수의 변화의 잡음(noise)로 인한 해석이 어렵다는 한계점을 갖는다. 또한 분기별 또는 연도별로 분석에 포함되는 표본의 구성이 달라져 회귀계수의 변화가 공간변화에 따른 변화인지 시간변화에 따른 변화인지가 불명확한 면이 존재한다. 본 논문은 이러한 한계점을 보완하고자 주기를 구분하였고 개별회귀계수의 변화에 대한 통계적 검증을 실시하였으며 시간변화에 따른 회귀모수의 변화만을 살펴보기 위해 분석기간 동안 지속적으로 조사에 포함된 오피스빌딩만을 대상으로 분석함으로써 시간변화에 집중하였다.

따라서 본 논문은 기존 연구의 한계점을 보완하여 그동안 국내문헌에 없었던 오피스 임대료시장의 경기변동주기에 따라 헤도닉 모형의 특성변수의 영향력이 어떻게 변화하는가를 분석하였다. 기존 문헌을 바탕으로 헤도닉 모형을 설정하고 오피스 임대료지수를 구축하였고 오피스 임대료시장을 하락기와 상승기로 구분하였으며, 헤도닉 모형의 회귀모수가 상승기와 하락기에 어떻게 달라지는가를 어떻게 분석하였다. 회귀식 간 개별회귀모수의 동일성을 파악하는 Tiao-Goldberger F-검증을 국내 연구에서는 처음으로 적용하여 하락기와 상승기에 헤도닉 모형의 개별회귀모수의 동일성 여부에 대한 통계적 유의성 검증을 실시하였다. 또한 그동안 이 분야의 기존 연구에서 거의 다루어지지 않았던 임대인과 임차인이 상호 협의하여 결정하는 계약특성을 설명변수에 추가하여 기존 연구와 차별화하였다.

### 3. 자료, 모형 설정, 주기구분 및 분석방법

#### 1) 자료

본 논문은 국토해양부의 오피스빌딩의 임대료 조사 대상이 되었던 강남과 도심의 오피스빌딩 중에서 2006년부터 2011년까지 연속적으로 조사에 포함된 빌딩에 대한 자료를 사용하였다. 오피스표본은 연면적 50% 이상이 임대되고 있는 6층 이상의 오피스빌딩이며 표본기간인 2006년부터 2011년까지 지속적으로 조사 대상이 된 오피스빌딩의 수는 강남이 102개, 도심이 70개이다. 따라서 강남의 102개 오피스빌딩과 도심의 70개 오피스빌딩의 임대료와 결정요인을 연도별로 추출하여 연구 자료로 사용하였다. 강남오피스는 강남구와 서초구에 소재하고 있고 도심오피스는 종로구와 중구에 소재하고 있는 빌딩이다. 실제 오피스빌딩의 1층과 2층은 매장용으로 사용하는 경우가 많기 때문에 3층 이상 임대 단위의 임대료를 분석하였다.

임대 단위별 임대료 등의 개별정보는 감정평가사들이 현장조사 및 방문면접을 통하여 수집된 것이며, 본 연구는 2006년부터 2008년까지는 각 년도 하반기에 조사한 자료를, 2009년부터 2011년까지는 각 년도 4/4분기에 조사한 자료를 사용하였다.

#### 2) 모형 설정

오피스 임대료에 영향을 주는 다수의 요인이 존재하지만, 본 논문의 헤도닉 모형은 기존 연구에서 중요하게 여겨졌던 특성요인, 분석의 시점이나 지역에 따라 상이한 결과를 가져와 결론이 논란의 대상이 되는 특성요인 그리고 임대인과 임차인이 협의해서 결정하는 계약조건에 따른 특성요인을 설명변수로 선정하였다. 특히 기존의 헤도닉 모형을 사용한 연구에서 거의 다루어지지 않았던 계약특성인 임차인면적, 전환이율, 계약기간을 설명변수에 포함시켰다.

본 연구에서 사용한 오피스 임대료는 임대인이 미리 정한 건물별 전월세환산율을 적용하여 계산한 월세환산 임대료이다. 실제 시장에서 보증부월세의 임

대료 산정 절차는 먼저 전세금수준이 결정되며 그 중 일부를 보증금으로 수수하게 되고 전세금과 보증금의 차이보증금의 차액은 전환이율로 전환하여 월임대료로 수수된다. 전환이율은 임대인이 미리 정하는 것이 일반적이다.<sup>1)</sup> 따라서 본 연구의 월세환산 임대료는 다음과 같이 계산된다.

$$\text{월세환산 임대료} = (\text{전세금} - \text{보증금}) \times \text{전환이율} / 12$$

본 연구에서 분석한 임대료 결정요인은 다음과 같다.

#### (1) 토지가격

토지의 가격은 그 토지로부터의 미래 현금흐름의 현재가치로 표현될 수 있다. 토지와 건물로 이루어진 해당 부동산으로부터 얻어지는 수익인 임대료가 토지와 건물의 가치를 결정하고 부동산 임대료의 일부가 토지부분의 현재가치를 형성하는 것으로 볼 수 있다. 따라서 높은 임대료가 예상되는 토지를 기반으로 공급된 부동산은 높은 임대료를 형성할 것이다. 헤도닉 모형을 이용하여 토지가격을 임대료 결정요인으로 본 기존의 연구에는 홍선화(2000), 양승철·최정엽(2001), 정승영·곽시우(2003)가 있으며 이들은 공시지가를 이용하여 지가의 임대료에 미치는 영향이 모두 유의한 양(+)인 것으로 보고하였다. 한편, 김서경·최종근(2012)은 토지가격과 임대료가 동시에 결정되는 2단계 최소자승법(2SLS)을 이용하고 있으며 이들의 연구 역시 토지가격과 임대료는 양(+)의 관계를 갖는다.

#### (2) 지하철역까지의 거리

입지특성의 하나인 교통시설 접근성으로 지하철역까지의 거리가 헤도닉 모형을 이용한 연구에서 설명변수로 고려되고 있으나 연구자마다 상이한 결과를 가져와 논란이 되는 변수이다. 손재영·김경환(2000), 변기영·이창수(2004)는 지하철역에서의 접근성이 높을수록 임대료 높은 것으로 나타났으나 양승철·최정엽(2001)에서는 유의하지 않은 것으로 나

타났으며 김관영·김찬교(2006)에는 등급별로 음(-)의 영향력과 양(+)의 영향력이 혼재하는 모습을 보였다. 김서경·최종근(2012)에서 지하철역까지의 거리가 토지가격에 미치는 영향이 예상과 달리 양(+)으로 나타나 지하철 노선의 증가, 자동차 사용의 증가 등으로 지하철역에서의 접근성의 중요성이 감소한 것으로 해석하고 있다.

#### (3) 연면적

연면적이 큰 빌딩일수록 임대료가 높은 것으로 분석되고 있으며 이는 건물이 클수록 대규모 사무공간을 확보하기 쉽고 업무의 효율성을 기할 수 있어 높은 임대료를 부담할 능력이 되는 큰 기업이 선호하여 임대료가 높은 것으로 판단된다.

기존 연구를 보면, 손재영·김경환(2000), 변기영·이창수(2004), 김관영·김찬교(2006) 등에서 임대료와 연면적 간의 관계는 유의한 양(+)이었으나 양승철·최정엽(2001) 등에서는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 본 논문에서는 다중공선성의 우려 때문에 층수를 배제하고 연면적을 빌딩규모로 보았으며 임대료와 연면적은 유의한 양(+) 관계를 형성하고 것으로 보인다.

#### (4) 공실률

임대료와 공실률 간의 관계는 헤도닉 모형에서뿐 아니라 시계열분석에서도 중요하게 다루어져왔다. 오피스 시장의 수요·공급을 고려한 시계열분석에서는 공실률을 매개로 수요부문과 공급부문이 상호 연관되어 있는 임대료 조정 메커니즘이 존재하여 시계열분석에서 임대료와 공실률 간에는 음(-)의 관계를 형성한다. 임대료가 오르면 오피스 수요가 감소하여 공실률이 증가하며, 오피스 공급의 증가는 공실률을 높여 임대료를 감소시키는 효과가 있기 때문이다(김경민·김준형, 2010).

횡단면 분석의 헤도닉 모형에 의한 연구결과에서의 임대료와 공실률의 관계는 불명확하다. 국내 연구에서도 김의준·김용환(2006)은 공실률이 임대료에 음(-)의 영향을 주는 것으로 분석한 반면, 김관영·김찬

교(2006)의 분석에서는 도심은 음(-), 강남지역은 양(+)<sup>1</sup>의 영향을 미치는 것으로 분석하였고, 양승철·최정엽(2001)은 OLS분석에서는 임대료와 공실률의 관계가 음(-)인 것으로 분석하였으나 2단계 최소자승법(2SLS)을 사용하여 분석하는 경우에는 모형에 따라 양(+)과 음(-)이 혼재하는 실증 결과를 얻었으며, 임대인이 공실률을 더 높은 임대료를 받기 위한 정보로 사용한다는 해석을 추가하였다.

#### (5) 건물의 경과월수

일반적으로 새로 지은 건물일수록 임대료가 높은데 이는 새로 지은 건물일수록 쾌적하고 새로운 편의시설이 갖추어져 임차인이 선호하여 높은 임대료를 나타내는 것으로 판단된다. 변기영·이창수(2004), 김의준·김용환(2006), 전기석·이현석(2006), 김서경·최중근(2012) 등의 많은 연구에서 건물연수가 임대료에 미치는 영향은 유의한 음(-)을 나타내었으나 김관영·김찬교(2006)에서 도심권에서는 유의한 양(+)<sup>2</sup>의 영향, 강남권 및 여의도 권역에서는 유의하지 않은 음(-)의 영향을 나타내기도 하였다. 건물의 경과연한이 높을수록 임대가 증가하는 양(+)<sup>3</sup>의 효과가 나타날 수 있는데 이는 연한증가와 더불어 건물의 인지도 상승효과와 오래된 건물일수록 중요위치를 선점하고 있을 가능성이 높기 때문이다.

#### (6) 전용률

전용률의 경우 김관영·김찬교(2006)의 연구에서 도심권역은 유의하지 않은 양(+), 강남권과 여의도 권역에서는 유의한 양(+)<sup>4</sup>의 결과를 도출하였으며, 김서경·최중근(2012)의 연구도 도심오피스에서는 유의하지 않은 양(+), 강남오피스에서는 유의한 양(+)<sup>5</sup>의 영향이 있는 것으로 나타나 도심권보다는 강남권에서 전용률의 임대료에 대한 영향력이 큰 것으로 분석되었다. 전용률이 높으면 같은 임대면적에서도 더 많은 종업원이 근무할 수 있어 임차인이 높은 임대료를 지급하는 것을 나타내는 것으로 판단된다.

#### (7) 임차면적

임차면적은 임대 단위 특성으로 이를 고려한 김서경·최중근(2012)과 문근식(2016)의 연구에서 임차면적은 임대료에 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 그러나 이는 큰 면적을 임차하는 임차인은 큰 기업으로 높은 임대료를 감당할 여력이 있어 업무효율을 위해 높은 임대료를 감수하고 한 건물에 넓은 면적을 임차하기를 원하는 경향이 있을 것이라고 하는 예상과 달리 임차면적이 클수록 단위당 임대비용이 할인되는 것으로 보여 본 연구의 설명변수로 추가하였다.

#### (8) 전환이율

본 논문의 분석자료는 월세환산 임대료로 보증금환산을 각 건물의 임대차 전환이율을 적용하고 있다. 전환이율은 임대 단위특성으로 분류되고 있으나 시장에서는 실질적으로 임대차 전환이율은 임차인이 선택하는 것이 아니고 임대인이 미리 정한 보증금과 월세 비율에 따라 임대차계약이 이루어지고 있다. 이는 보증금과 월세와의 비율 및 전환이율은 빌딩관리자의 정책적 요소임을 의미한다. 금융위기를 기점으로 금리가 하락하여 시장금리와 관계가 있는 전환이율<sup>2)</sup>과 임대료의 관계가 어떻게 변화하였는가를 살펴보기 위해 설명변수에 포함시켰다. 최중근(2013)의 연구에서 전환이율은 임대료에 양(+)<sup>6</sup>의 영향을 주는 것으로 나타났다.

#### (9) 계약기간

계약기간 역시 임대 단위 특성으로 임차인과 임대인간에 임대료를 결정할 때 협의하여 결정되는 변수이다. 계약기간이 길수록 임대료가 낮을 것으로 예상할 수 있다. 이는 임대기간을 장기로 할 경우 임대료가 할인 된다는 의미로 장기 임차의 경우 임대인 입장에서 임대차에 관련되는 비용 절감과 공실의 위험을 줄일 수 있어 선호하기 때문에 장기 임차의 경우 임대료 할인이 있을 가능성이 있다. 최중근(2013)의 연구에서는 강남오피스의 경우 음(-)의 영향을 보였으나 안정적인 사무공간을 장기적으로 확보하기를 원하는 임차인의 경우 장기계약을 선호할 수 있어 임대료와

계약기간과 관계는 명확하지 않다. 특히 임대료의 하락기와 상승기에 따라 그 관계가 달라질 수 있어 본문의 설명변수에 포함시켰다.

헤도닉 모형의 회귀계수가 시간과 지역적 특성에 따라 어떻게 변화하는가를 살펴보기 위해서는 헤도닉 모형을 시간 및 지역에 따라 추정하는 것이다. 본 논문에서는 위에서 선정된 임대료 결정요인을 설명변수로 사용하여 지역별(강남 및 도심), 주기별(하락기와 상승기)로 다음의 헤도닉 모형을 추정하였다.

$$\begin{aligned} \text{LnRent}_i = & \beta_0 + \beta_1 \text{lanprice}_i + \beta_2 \text{metro}_i + \beta_3 \text{totarea}_i \\ & + \beta_4 \text{vacaratio}_i + \beta_5 \text{age}_i + \beta_6 \text{occupiedratio}_i \\ & + \beta_7 \text{leseetoarea}_i + \beta_8 \text{conversionrate}_i + \beta_9 \text{termconst}_i + E_i \end{aligned} \quad (1)$$

단,  $\text{LnRent}_i$  = m<sup>2</sup>당 월임대료의 자연로그,  
 $\text{lanprice}_i$  = m<sup>2</sup>당 토지가격(만 원),  
 $\text{metro}_i$  = 지하철역까지의 거리(m),  
 $\text{totarea}_i$  = 연면적,  
 $\text{vacaratio}_i$  = 공실률,  
 $\text{age}_i$  = 준공일로부터의 경과월수,  
 $\text{occupiedratio}_i$  = 전용률,  
 $\text{leseetoarea}_i$  = 임차인면적,  
 $\text{conversionrate}_i$  = 전환이율,  
 $\text{termconst}_i$  = 계약기간,  
 $E_i$  = 오차항.

로그-선형 모형(log-linear model)을 사용한 것은 로그-선형 모형이 임대료 결정요인을 분석한 기존 문헌에서 널리 사용되었으며, 더욱이 종속변수의 로그 변환은 헤도닉 모형의 잔차의 이분산성을 완화시키며 회귀계수는 설명변수 한단위의 변화가 종속변수의 1 퍼센트 변화를 뜻하는 경제적 의미를 가진다.

〈표 1〉은 본 논문에서 사용한 헤도닉 모형의 설명변수의 범주와 의미 기존 연구 및 방향성을 요약하여 정리한 표이다. 표에서 기존 연구의 경우 종속변수와 설명변수가 본 논문과 함수형태나 단위 등에서 일치하지는 않으나 기본적으로 서울시 오피스의 임대료를 종속변수로 하고 있는 헤도닉 모형을 사용한 연구

이다. 서울시 표본에서 유의한 양(+)과 유의한 음(-)이면 각각 서울시(+)와 서울시(-), 강남표본에서 유의한 양(+)과 유의한 음(-)이면 각각 강남(+)와 강남(-), 도심표본에서 유의한 양(+)이면 도심(+), 유의한 음(-)이면 도심(-)로 표시하였으며 헤도닉 모형의 설명변수에 포함되지 않았거나 분석에 포함되었더라도 유의하지 않은 경우에는 나타내지 않았다.

〈표 1〉의 기존 연구를 바탕으로 방향성을 나타내었으며 표에서 보듯이 계약특성을 헤도닉의 모형의 설명변수에 포함시킨 경우는 최근에 나타나기 시작하였다. 더욱이 임차인면적, 전환이율, 계약기간을 동시에 포함시킨 연구는 처음이다.

### 3) 주기구분: 하락기와 상승기

주기에 따라 헤도닉분석모형 (1)의 회귀모수가 권역별로 어떻게 변화하는지를 분석하기 위해서는 권역별로 주기구분이 필요하다. 본 논문은 2006년 말부터 2011년 말까지의 분석기간 동안 연도별 자료를 이용하여 시점 간 순수한 임대료변화를 파악하는 연쇄임대료지수(chained rental index)<sup>3)</sup>를 구축하여 주기를 구분하였다.

연쇄 임대료지수는 연속된 2개 년도의 자료를 합하여(pooled) 식 (1)에 시간더미를 포함한 다음의 회귀식을 추정한다는 것으로 시작한다.

$$\text{LnRent}_i = \beta X_i + \alpha T + e_i \quad (2)$$

벡터  $X_i$ 는 식 (1)의 우변항목인 임대료 결정요인이며  $T$ 는 시간더미로서 연속된 2개 년도에서 전기에 해당되면 0, 후기에 해당되면 1의 값을 갖는다. 이러한 과정을 매년 되풀이한다. 본 연구의 경우 2006년 자료와 2007년 자료를 합하여 2006년 자료일 경우 시간더미를 0, 2007년 자료일 경우 시간더미를 1로 하고 식 (2)를 추정한다. 그 다음은 2007년 자료와 2008년 자료를 합하여 2007년 자료일 경우 시간더미를 0, 2008년 자료일 경우 시간더미를 1로 하고 식 (2)를 추정한다. 이러한 과정을 2010년 자료와 2011년 자료를 합하여 추정할 때까지 되풀이한다. 이러한 방법으로

〈표 1〉 종속변수 월임대료의 자연로그(LnRent)에 대한 설명변수와 기존연구

범주	변수	의미	기존 연구	방향성
지리적 특성	landprice 토지가격	지리적 특성이 토지가격에 미치는 영향이 크다고 보고 지리적 특성으로 분류	양승철 · 최정엽(2001) 서울시(+) 김서경 · 최중근(2012) 강남(+), 도심(+)	+
	metro 지하철역 까지의 거리	교통의 편의성	손재영 · 김경환(2000) 더미변수 일정구간 내 유의 변기영 · 이창수(2004) 서울시(-), 강남(-) 김관영 · 김찬교(2006) 서울시(-), 강남(-), 도심(-) 김 진 · 서충원(2009) 서울시(+), 고성수 · 정유신(2009) 서울시(-), 도심(-), 강남(-) 최중근(2013) 강남(-) 문근식(2016) 서울시(-)	-
건물 특성	toarea 연면적	건물의 규모	손재영 · 김경환(2000) 서울시(+), 강남(+), 도심(+) 변기영 · 이창수(2004) 서울시(+), 강남(+) 김의준 · 김용환(2006) 서울시(+), 김관영 · 김찬교(2006) 서울시(+), 강남(+) 김 진 · 서충원(2009) 서울시(+) 고성수 · 정유신(2009) 서울시(+), 도심(+), 강남(+), 문근식(2016) 서울시(+)	+
	vacaratio 공실률	건물공실면적 ÷ 건물연면적	양승철 · 최정엽(2001) 서울시(OLS-, 2SLS+) 김관영 · 김찬교(2006) 강남(+), 도심(-) 최중근(2013) 강남(시점에 따라 변화) 문근식(2016) 서울시(-)	?
	age 준공일 로부터의 경과월수	건물의 노후화	변기영 · 이창수(2004) 서울시(-), 강남(-) 김의준 · 김용환(2006) 서울시(-) 김관영 · 김찬교(2006) 서울시(+), 도심(+) 고성수 · 정유신(2009) 서울시(-), 강남(-), 도심(-) 김서경 · 최중근(2012) 강남(-), 도심(-) 문근식(2016) 서울시(-)	-
	occupiedratio 전용률	건물전용면적 ÷ 건물연면적	김관영 · 김찬교(2006) 서울시(+), 강남(+) 고성수 · 정유신(2009) 서울시(+), 강남(+), 도심(+) 김서경 · 최중근(2012) 강남(+), 문근식(2016) 서울시(+)	+
계약 특성 (임대단위 특성)	leseetoarea 임차인 면적	임차인의 전용면적 + 공용면적	김서경 · 최중근(2012) 강남(-), 도심(-) 문근식(2016) 서울시(-)	-
	conversionrate 전환이율	감정평가사조사 전세전환이율	최중근(2013) 강남(+)	+?
	termconst 계약기간	임대차계약기간	최중근(2013) 강남(-)	-?

추정한 결과를 강남표본은 〈표 2〉, 도심표본은 〈표 3〉에서 각각 보여준다.

시간더미(T)의 회귀계수  $\alpha$ 는 속성변수의 변화를 고려한 후에 1년간의 순수한 임대료변화를 나타낸다. 따라서 기준년도부터 t년까지의 임대료변화  $\lambda_{0,t}$ 는 시간더미계수의 합이 된다. 즉,

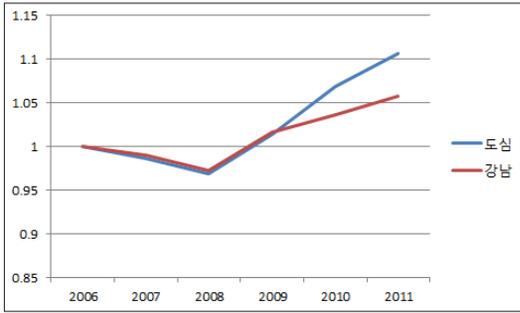
$$\lambda_{0,t} = \sum_{i=0}^{t-1} \alpha_i, \text{ 단 } \alpha_0=0$$

식 (2)가 로그-선형함수이기 때문에 t년의 임대료

지수는  $e^{\lambda_{0,t}}$ 가 된다.

위와 같이 기준연도를 2006년 말로 하여 권역별 임대료지수를 구한 후 〈그림 1〉에 표시하였다.

〈그림 1〉에서 보듯이 오피스 임대료지수에 의한 주기 구분이 뚜렷이 나타난다. 강남과 도심 모두 2006년 말부터 2008년 말까지 임대료지수는 하락하였으며 2008년 말을 저점으로 하여 2009년부터 회복을 시작하였으며 2011년 말까지 상승하였다.<sup>4)</sup> 이를 토대로 본 논문은 2006년부터 2008년 말까지를 하락기, 2009년부터 2011년 말까지를 상승기로 구분하였다.



(그림 1) 연도별 도심오피스와 강남오피스의 임대료 지수

#### 4) 분석방법

본 논문은 주기에 따른 헤도닉 모형의 회귀모수변화를 고찰한다. 앞 절에서 2008년 말을 기준으로 하락기와 상승기로 구분하였으므로 금융위기<sup>5)</sup>를 단절

점으로 하여 헤도닉 모형 식 (1)에 구조적 변화가 있는지를 검증한다. 하락기와 상승기에 식 (1)에 구조적 변화가 없다면 주기의 변화에도 회귀모수는 안정적인 것으로 해석된다. 본 논문은 금융위기를 기준으로 헤도닉 모형의 회귀모수가 변화하였는지를 Chow 검증과 Tiao-Goldberger 검증을 하였다. Chow 검증은 식 (1)의 전체회귀모수가 하락기와 상승기에 동일한가를 검증하는 방법이고 Tiao-Goldberger 검증은 개별회귀모수가 하락기와 상승기에 동일한가를 검증하는 방법이다.

구조적 안정성을 검증하기 위해 많은 경우에 Chow 단절점 검증(Chow breakpoint test)이 이용된다. Chow 검증으로 알려져 있는 이 검증의 F-통계량은 다음과 같이 정의된다.

$$F_{k,n+m-2k} = \frac{(SSE_R - SSE_1 - SSE_2)/k}{(SSE_1 + SSE_2)/(n+m-2k)} \quad (3)$$

(표 2) 강남오피스 표본의 연쇄임대료 지수 산정을 위한 회귀분석

강남표본에 대한 회귀식추정					
연도	2006-2007	2007-2008	2008-2009	2009-2010	2010-2011
설명변수	회귀계수(t-값)	회귀계수(t-값)	회귀계수(t-값)	회귀계수(t-값)	회귀계수(t-값)
Intercept 절편	8.28328(136.19***)	8.43089(138.15***)	8.50371(150.04***)	8.58074(161.55***)	8.6738(160.27***)
landprice 토지가격	0.000296(27.47***)	0.000232(26.65***)	0.000206(27.53***)	0.00019(27.33***)	0.00017(25.28***)
metro 지하철거리	-5.9E-05(-2.96***)	-6.7E-05(-3.39***)	-3.9E-05(-2.09**)	1.06E-05(0.79)	2.17E-05(1.9*)
totarea 연면적	1.8E-06(12.73***)	2.06E-06(14.84***)	2.29E-06(17.25***)	2.55E-06(20.66***)	2.54E-06(20.85***)
vacaratio 공실률	0.00515(6.73***)	0.00397(5.26***)	0.00135(2.41**)	0.000609(1.26)	-0.00105(-2.02**)
age 건축경과월수	-0.00072(-7.52***)	-0.00074(-7.75***)	-0.00088(-9.77***)	-0.00098(-11.83***)	-0.00102(-12.73***)
occupiedratio 전용률	0.01116(14.58***)	0.01021(13.46***)	0.00968(13.6***)	0.00887(13.5***)	0.0093(14.16***)
leseetoarea 임차인별 면적 합계	3.1E-05(3.84***)	4.38E-05(5.35***)	4.39E-05(5.5***)	3.92E-05(5.3***)	3.89E-05(5.39***)
conversionrate 전환이율	0.03058(15.48***)	0.03128(15.09***)	0.03329(16.8***)	0.03694(21.88***)	0.03399(21.26***)
termcont 계약기간	-0.00312(-9.29***)	-0.00366(-10.67***)	-0.00452(-13.23***)	-0.00481(-14.72***)	-0.00495(-15.47***)
D 시간대미	-0.0104(-1.1)	-0.01764(-1.84*)	0.0442(4.94***)	0.01966(2.39***)	0.02015(2.55***)
Adj R-Sq	0.3501	0.3611	0.4169	0.4834	0.4882

주) \*\*\*, \*\*, \*은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타낸다.

〈표 3〉 도심오피스 표본의 연쇄임대료 지수 산정을 위한 회귀분석

도심표본에 대한 회귀분석					
연도	2006-2007	2007-2008	2008-2009	2009-2010	2010-2011
설명변수	회귀계수 (t-값)				
Intercept 절편	8.9431 (107.12***)	8.98439 (112.13***)	8.88838 (93.8***)	7.98716 (166.22***)	8.19784 (212.36***)
landprice 토지가격	0.000153 (24.32***)	0.000139 (25.69***)	0.000157 (31.34***)	0.000127 (25.16***)	0.000111 (22.38***)
metro 지하철거리	-0.00026 (-5.64***)	-0.00018 (-4.19***)	3.71E-05 (2.05**)	9.23E-05 (6.87***)	8.99E-05 (6.79***)
totarea 연면적	4.67E-06 (18.74***)	6.16E-06 (23.48***)	6.23E-06 (23.74***)	6.93E-06 (28.03***)	6.84E-06 (28.29***)
vacaratio 공실률	-0.0058 (-6.71***)	-0.0064 (-8.07***)	-0.0073 (-10.59***)	0.000203 (-0.38)	0.0014 (2.78***)
age 건축경과월수	0.000324 (5.5***)	0.000164 (2.98***)	4.57E-05 (-0.91)	-6.8E-05 (-1.36)	-0.00041 (-8.07***)
occupiedratio 전용률	0.00764 (10.99***)	0.00816 (12.42***)	0.00832 (14.04***)	0.00755 (12.75***)	0.00819 (13.45***)
leseetoarea 임차인별 면적 합계	-3.2E-05 (-3.57***)	-3.6E-05 (-4.25***)	-2.6E-05 (-3.24***)	5.03E-06 (-0.65)	1.19E-05 (-1.59)
conversion rate 전환이율	-0.00759 (-1.19)	-0.0118 (-1.92*)	-0.00973 (-1.29)	0.07203 (22.15***)	0.06617 (27.98***)
termcont 계약기간	4.32E-07 (-0.29)	5.41E-07 (-0.4)	0.000566 (-1.22)	0.00142 (3.07***)	0.00246 (5.88***)
D 시간더미	-0.01352 (-1.4)	-0.01838 (-2.03**)	0.0458 (5.57***)	0.05283 (6.49***)	0.03499 (4.59***)
Adj R-Sq	0.3644	0.4093	0.4432	0.544	0.6035

주) \*\*\*, \*\*, \*은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타낸다.

위의 통계량은 제약모형(전체기간)의 잔차제곱합계 ( $SSE_R$ )와 두 무제약모형(하락기와 상승기)의 잔차제곱의 합계 ( $SSE_1 + SSE_2$ )을 비교한다. 여기에서  $k$ 는 회귀계수의 수이며 단절점을 기준으로  $n$ 은 첫 번째 회귀식의 관측수,  $m$ 은 두 번째 회귀식의 관측수를 의미한다. 지역별로 식(1)에 대하여 2008년말을 단절점으로 하는 Chow 검증의 F를 구하여 구조적 안정성에 변화가 있는지를 살펴보았다.

본 논문은 Chow 검증에 추가하여 Tiao-Goldberger 검증(TG 검증)를 이용하여 개별회귀모수(individual regression parameter)의 변화를 검증하였다. Chow 검증은 회귀식이 단절점을 기준으로 변동되었는지를 판단하는데 유용하지만 개별회귀모수에 대한 변화여부를 검증하지 못한다. Tiao-Goldberger(1962)는 회

귀식간에 개별회귀모수의 동일성을 파악하는 검증방법을 유도하였다. Slade(2000)가 이 검증방법을 적용하였다.

TG 검증의 F-통계량은 다음과 같다.

$$F^{TG} = \frac{\sum_{j=1}^L (\hat{b}_j - \bar{b})^2 \sum_{j=1}^L (T_j - K_j)}{\sum_{j=1}^L SSR_j} \cdot \frac{L-1}{L-1} \quad (4)$$

단,

$$\bar{b} = \frac{\sum_{j=1}^L \hat{b}_{ij}}{\sum_{j=1}^L P_{ij}}$$

$L$  = 모형의 수,

$\hat{b}_{ij}$  =  $j$ 번째 모형의  $i$ 번째 회귀계수의 OLS 추정치,  
 $P_{ij}$  =  $(X'X)^{-1}$ 의  $i$ 번째 회귀계수에 해당하는 대각선  
 요소(diagonal element),  
 $SSR_j$  =  $j$ 번째 모형에 대한 잔차제곱의 합,  
 $T_j$  =  $j$ 번째 모형을 추정하는데 사용되어진 관측수,  
 $K_j$  =  $j$ 번째 모형의 회귀계수의 수.

위에 제시된 식 (4)을 이용하여, 지역별로 각 설명 변수의 회귀모수의 TG 검증의 F-통계량을 구하여 식 (1)의 어느 설명변수의 회귀모수가 변화를 보이는지 검증하였다.

#### 4. 분석결과

자료분석기간인 2006년 말부터 2011년 말까지의 연도별 자료를 합하여(pooled) 2008년 말을 기준으로 헤도닉 모형 식(1)을 Chow 검증을 하였을 때, 강남표본의 경우 F값이 28.7(p-값<0.0001), 표심표본의 경우 51.3(p-값<0.0001)으로 통계적으로 유의하여 2008년 말에 강남 및 도심오피스 임대료의 결정요인에 구조적 변화가 있음을 말해주고 있다.

〈표 4〉는 2006년부터 2008년 말까지의 연도별 자료를 합한(pooled) 하락기의 회귀모수 추정결과 및 2009년 말부터 2011년말까지의 연도별 자료를 합한 상승기의 회귀모수의 추정결과를 제시하고 개별회귀모수의 변화를 검증한 Tiao-Goldberger F-통계량을 보여주고 있다.

모형의 결정계수는 강남표본의 경우 하락기에 36.29%, 상승기에 47.86%로서 상승기에 결정계수가 높았다. 도심표본 역시 하락기에 37.65%, 상승기에 54.75%로 상승기에 결정계수가 높았음을 알 수 있다.

표에는 나타나지 않으나 다중공선성의 지표인 VIF를 계산해본 결과 모든 계수가 1.0에서 2.0 사이의 값을 가지고 있어 다중공선성의 영향은 없는 것으로 판단된다.<sup>6)</sup>

개별 회귀모수의 변화를 나타내는 Tiao-Goldberger F-통계량을 보면 강남표본의 경우 임차인별 면적

합계를 제외한 모든 개별회귀모수가 유의적으로 변화했고 도심표본의 경우 전용률 및 계약기간을 제외한 모든 개별회귀모수가 유의적으로 변화했음을 보여주고 있다.

토지가격의 경우 권역에 상관없이 하락기와 상승기에 모두 오피스 임대료에 강한 양(+)의 영향력이 있는 것으로 나타나고 있는데 회귀계수의 변화를 보면 강남표본의 경우 0.000245에서 0.000182로 감소하였고 도심표본의 경우 0.000146에서 0.000125로 감소하여 토지가격의 오피스 임대료에 대한 영향력은 상승기에 감소하는 것으로 보인다.

지하철역까지의 거리는 강남표본과 도심표본 모두 하락기에 음(-)의 영향력을 보였다가 상승기에는 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타나 오피스 임대료 상승기에는 지하철역에서의 접근성이 임대료를 상승시키는 요인으로서의 중요성이 감소하는 것으로 보인다.

연면적 역시 강남표본과 도심표본 모두에 있어 상승기에 임대료에 대한 양(+)의 영향력이 증가하는 모습을 보여 상승기에 건물의 규모가 임대료에 미치는 양(+)의 영향이 커지는 것으로 보인다.

공실률의 임대료에 대한 영향력은 과거의 헤도닉 모형의 연구결과와 마찬가지로 혼재되어 나타난다. 강남표본의 경우 하락기에 공실률의 임대료에 대한 영향력은 유의한 양(+)이었으나 하락기에는 유의하지 않은 음(-)으로 나타났고 도심표본의 경우 하락기와 상승기에 모두 임대료와 공실률간의 관계는 모두 유의한 음(-)이나 음(-)의 영향력이 감소한 것으로 나타나 상승기와 하락기에 권역별로 일관되지 않은 결과를 보여준다.<sup>7)</sup>

건축경과월수의 임대료에 대한 음(-)의 영향력이 강남표본과 도심표본 모두 상승기에 증가하는 것으로 보인다. 강남표본의 경우 건축경과월수의 회귀계수가 하락기에 -0.00078에서 상승기에 -0.00095로 확대 되었으며 유의성 또한 증가하였다. 도심의 경우 하락기에 유의한 양(+)의 영향력에서 유의한 음(-)의 영향력으로 전환되어 상승기에는 오래된 건물일수록 임대료의 하락 정도가 커지는 것으로 판단된다.

임차인별 면적 합계의 영향력은 강남표본의 경우

〈표 4〉 권역별 하락기와 상승기의 회귀모수 변화와 Tiao-Goldberger F

설명변수	강남표본			도심표본		
	하락기 회귀계수 (t-값)	상승기 회귀계수 (t-값)	T-G F	하락기 회귀계수 (t-값)	상승기 회귀계수 (t-값)	T-G F
Intercept 절편	8.3979 (170.97***)	8.64143 (197.92***)	11.98***	8.96645 (134.57**)	8.25645 (243.42***)	97.52***
landprice 토지가격	0.000245 (34.46***)	0.000182 (32.26***)	46.06***	0.000146 (30.25***)	0.000125 (30.62***)	10.10***
metro 지하철거리	-7.2E-05 (-4.54***)	1.93E-05 (1.87*)	23.23***	-0.00024 (-6.6***)	8.19E-05 (7.44***)	82.04***
totarea 연면적	1.98E-06 (17.29***)	2.51E-06 (24.96***)	8.62***	0.000005 (24.0***)	0.000007 (35.17***)	49.17***
vacaratio 공실률	0.00417 (6.71***)	-0.00057 (-1.44)	48.97***	-0.00642 (-9.32***)	-0.00074 (-1.7*)	50.61***
age 건축경과월수	-0.00078 (-10.14***)	-0.00095 (-14.39***)	4.72**	0.000235 (5.04***)	-0.00014 (-3.56***)	37.24***
occupiedratio 전용률	0.0104 (16.79***)	0.00904 (16.77***)	163.22***	0.00774 (13.88***)	0.00786 (16.05***)	0.026
leseetoarea 임차인별 면적 합계	3.74E-05 (5.61***)	3.85E-05 (6.39***)	0.42	-3.7E-05 (-5.15***)	4.11E-06 (0.66)	18.50***
conversionrate 전환이율	0.0315 (19.02***)	0.03455 (25.63***)	3.66*	-0.01002 (-1.96*)	0.05334 (24.28***)	142.69***
termcont 계약기간	-0.00349 (-12.56***)	-0.00484 (-18.22***)	9.4***	0.00121 (3.03***)	0.00215 (5.89***)	2.95
Adj R-Sq	0.3629	0.4786		0.3765	0.5475	

주) \*\*\*, \*\*, \*은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타낸다.

유의한 양(+)의 효과로 하락기와 상승기에 변함이 없으나 도심표본의 경우 유의한 음(-)의 효과에서 유의하지 않은 양(+)의 효과로 전환되어 특히 임대료상승기에는 임차인면적에 따른 할인은 나타나지 않는 것으로 보인다.

전환이율의 임대료에 대한 영향력은 상승기에 양(+)의 효과가 크게 나타나는 것으로 나타났다. 강남표본의 경우 회귀계수가 하락기에 0.0315에서 상승기에 0.03455로 커졌으며 유의성 또한 증가하였고 도심표본의 경우 하락기에 유의한 음(-)의 영향력에서 상승기에 유의한 양(+)의 영향력으로 전환되어 상승기에 임대료에 대한 전환이율의 양(+)의 효과가 커지는 경향이 있는 것으로 판단된다.

계약기간의 임대료에 대한 영향력은 강남표본의 경우 하락기와 상승기에 유의한 음(-)이며 상승기에 계약기간이 길어질수록 임대료의 할인효과가 나타났

으나 도심표본의 경우에는 하락기와 상승기에 유의한 양(+)으로 유의한 변화는 없는 것으로 나타나 권역별·주기별로 일관된 결과를 보이지 않는다.

따라서 권역에 상관없이 일관된 변화를 보인 것은 상승기에 토지가격의 임대료에 대한 양(+)의 영향력이 감소하였고 지하철역까지의 거리는 하락기의 음(-)의 영향력에서 양(+)의 영향력으로 전환되어 지하철역의 접근성이 임대료의 상승요인으로서의 중요성이 감소하였다. 지하철역까지 거리의 유의한 양(+)의 효과는 기존의 실증연구(김진·서충원, 2009)에도 존재하며 자동차 사용의 증가, 상권의 이동 등으로 이해된다. 또한 상승기에는 건물의 규모가 클수록 임대료에 미치는 양(+)의 효과가 커지며 건물이 오래될수록 임대료하락요인으로서의 영향이 커지는 경향이 있는 것으로 나타났다. 전환이율 역시 임대료에서 차지하는 비중이 상승기에 높아짐을 보여준다. 금융위기를

기점으로 본격적인 저금리 시대로 진입한 것과 관련이 있을 것으로 추측된다.

## 5. 결론

본 논문은 2006년부터 2011년까지 서울시 오피스 임대료 및 특성의 패널자료를 사용하여 오피스 임대료의 결정요인의 영향력 변화를 고찰하였다. 자료를 강남표본과 도심표본으로 나누어 지역별 차이를 감안하였으며 주기를 하락기와 상승기로 구분하여 권역별·주기별로 오피스 임대료 결정요인의 영향력이 어떻게 달라지는지를 분석하였다.

주기의 구분은 임대료지수를 구축하여 임대료지수의 변화를 보고 판단하였다. 임대료지수는 2008년 말을 기준으로 하여 하락기와 상승기로 구분되는 전환점이 되고 있음을 보여 금융위기가 오피스 임대료시장에 구조적 변화의 계기가 됨을 밝혔다. 또한 금융위기를 계기로 분석에 사용한 헤도닉 모형의 개별회귀모수에도 변화가 일어났음을 통계적으로 분석하였다.

권역에 상관없이 하락기에서 상승기로 전환되면서 일관성 있게 변화한 개별회귀모수로서는 토지가격, 지하철역까지의 거리, 건물의 규모, 건물경과월수, 전환이율로 분석되었다. 토지가격이 임대료에 미치는 양(+)<sup>1)</sup>의 영향력이 상승기로 갈수록 감소하였고 지하철까지의 거리는 음(-)<sup>2)</sup>의 영향력에서 양(+)<sup>3)</sup>의 영향력으로 전환되어(예상과는 달리 지하철역까지의 거리가 멀수록 임대료가 높아지는 결과) 지리적 특성의 이점이 상승기에는 감소하는 것으로 판단된다. 경기상승기에는 자동차 사용의 증가와 상권의 이동 등으로 지리적 이점의 중요성이 상대적으로 감소하는 것으로 해석된다.

상승기에 건물의 규모(연면적)가 클수록 임대료에 대한 양(+)<sup>4)</sup>의 영향력이 커지며 건물이 오래될수록 임대료하락요인으로서 음(-)<sup>5)</sup>의 영향력이 증가하여 상승기에는 건물특성이 지리적 특성보다 상대적으로 강하게 나타나는 것으로 판단된다. 지리적 위치보다 건물 특성의 상대적 중요성이 커지는 현상은 피닉스(Phoenix)

오피스시장을 분석한 Slade(2000)의 연구결과 및 맨해튼(Manhattan)시장을 분석한 Fuerst(2008)의 연구결과와 일치한다. 특히 연면적의 양(+)<sup>6)</sup>의 영향력이 상승기에 커지는 현상은 Slade(2000)가 평균바닥면적(average floor area)을 규모변수로 사용한 연구결과와 일치한다. 연면적이 크면 면대면(face-to-face) 접촉이 용이해져 경영의사결정의 효율성을 증가시키므로 경기상승기에는 연면적이 큰 오피스에 좀 더 높은 임대료를 지불하는 것으로 보인다(Clapp, 1980).

계약특성인 전환이율 역시 상승기에 양(+)<sup>7)</sup>의 영향력이 크게 나타났으나 임대료는 임대형식, 임대기간, 보증금비율 등 계약특성간의 상호 관계에 따라 변화하므로 이에 대한 판단은 추후의 연구과제로 남겨두었으며 다만 금융위기를 계기로 저금리 시대로 전환한 것과 관련되어 있을 것으로 추측하였다.

경기변동주기에 따라 회귀모수가 어떻게 변하는지와 그것이 변하는 메커니즘에 대한 설명이 부족한 것은 이에 대한 기존 연구가 희소하기 때문이다. 이에 대한 이론과 실증연구가 기대된다.

## 주

- 1) 2012년 국토해양부의 자료에 따르면 본 연구에서 모집단의 오피스 임대계약 형태는 서울의 경우 전세가 4.0%, 보증부 월세가 94.5%, 순수 월세가 1.5%로서 보증부 월세가 대다수를 차지하고 있었다.
- 2) 국내부동산 임대시장은 전세, 보증부월세 및 순수월세라는 다양한 임대계약의 형태가 공존한다. 이 분야에 대한 최근의 연구추세는 계약형태에 따라 독립적인 시장이라기보다는 보증금 비중에 따라 광의의 보증부월세 임대계약의 일부로 접근한다. 이러한 개념에서 전세와 순수월세는 보증부월세의 넓은 스펙트럼상 양 극단으로 이해할 수 있다(이창무, 2012). 여기에서 전월세전환이율은 전세와 월세의 교환가치를 결정하는 비율로 자본의 기회비용 또는 이자율의 개념으로 이해될 수 있다. 실제 시장에서는 전월세전환이율이 시장이자율보다 높게 형성된다. 이러한 현상 때문에 전환이율과 시장이자율이 같아야한다는 운용소득가설에서 레버리지가설, 정보비대칭에 의한 효과 등으로 다양하게 이론적인 발전을 해오고 있다. 이에 대한 이론과 실증연구의 진화과정 대해서는 허필원(2015) 참조. 어느 경우든 전환이율은 시장이자율과 관련이 깊으며 임대료의 구성요소이다.
- 3) 시변모수법(time varying parameter approach)으로 구축하

는 지수에는 Laspeyres 지수, Paasche 지수, 연쇄임대료지수가 있다[Slade(2000), 이상경(2007)]. 본 논문은 Slade(2000)와 같이 연쇄임대료지수법을 사용하고 있는데 이 방법은 Laspeyres 지수법과 Paasche 지수법의 가중치방식의 단점을 없애고 임대료 결정요인의 시점 간 변화를 허용하는 장점이 있다[Slade(2000), Munneke and Slade(2000)].

4) 실제 월임대료(원/m<sup>2</sup>)의 변화는 다음과 같다.

연도	2006	2007	2008	2009	2010	2011
강남	15,120	15,772	16,682	16,252	16,288	16,672
도심	14,265	14,931	14,926	14,799	15,594	15,848

위의 표에서 보듯이 실제 오피스 임대료추이는 오피스 임대료지수의 변화와는 다르다. 오피스 임대료지수는 시간과 공간이 달라짐에 따라 임대료 결정요인의 계수가 달라지는 효과를 고려한 후의 순수한 임대료변화를 나타내기 때문이다.

- 5) 2008년 9월 미국발 금융위기가 발생하여 전 세계 금융시장에 예기치 않은 커다란 충격을 주었다. 앞에서 보았듯이 본 논문의 임대료지수도 2008년 4/4분기를 기준으로 하락기와 상승기가 구분된다.
- 6) 다중회귀모형을 사용하는 헤도닉 모형의 추정에서 개별회귀계수가 예상과는 반대로 부호가 나타나거나 유의하지 않을 경우 설명변수간의 다중공선성을 의심하게 된다. 다중공선성은 모형의 문제가 아니라 표본의 문제로서 일반적으로 VIF가 10 이상인 경우 다중공선성의 문제가 있다고 판단한다.
- 7) 단기적인 임대료와 공실률간의 관계를 살펴보는 방법의 하나로 ECM(error correction model)가 있다. ECM 단기모델에서 균형임대료는 그 지역의 경제활동과 양(+)의 관계, 오피스공급과 음(-)의 관계, 전기의 임대료와 음(-)의 관계를 갖는다(예를 들어 McCarney, 2012 참조). 일관되지 않은 임대료와 공실률 간의 관계에 대한 연구는 논문의 한계를 넘는다.

### 참고문헌

고성수 · 정유신, 2009, 서울시 오피스빌딩의 임대료 결정요인에 관한 연구, 『부동산학보』, pp.229-243.  
 김진 · 서충원, 2009, 오피스 임대료 추정에 있어서 공간자기상관에 관한 연구, 『국토계획』, 44(2), pp.95-110.  
 김경민 · 김준형, 2010, 연립방정식을 활용한 오피스시장 예측모형-서울 오피스 시장을 대상으로, 『국토계획』, 45(7), pp.21-29.  
 김관영 · 김찬교, 2006, 오피스빌딩 임대료 결정요인에 관한 연구-서울시 하위시장별, 오피스 빌딩 등급별 중심으로, 『부동산학 연구』, 12(2), pp.115-137.  
 김서경 · 최중근, 2012, 오피스 빌딩과 매장용 빌딩의 임대

료 및 토지가격 결정요인에 관한 비교분석, 『지역연구』, 28(4), pp.3-21.  
 김의준 · 최정엽, 2006, 서울시 임대료 결정요인의 변화분석, 『지역연구』, 22(2), pp.79-96.  
 문근식, 2016, 상업용부동산시장의 정보비대칭효과에 관한 실증연구, 건국대학교 대학원 박사학위논문, 2016.  
 변기영 · 이창수, 2004, 서울시 오피스 임대료 결정구조에 관한 연구, 『국토계획』, 39(3), pp.205-218.  
 손재영 · 김정환, 2000, 서울시 오피스 임대료의 횡단면 분석, 『국토계획』, 35(5), pp.95-110.  
 양승철 · 최정엽, 2001, 서울시 오피스빌딩 임대료 결정요인에 관한 연구, 『감정평가논집』, 11(1), pp.75-90.  
 이상경, 2007, 시변모수법에 의한 오피스 매매가격지수구축에 관한 연구, 『국토계획』, 42(5), 2007, 233-245.  
 이창무, 2012, 레버리지 위험을 고려한 전월세시장 균형모형, 『주택연구』, 20(2), pp.5-31.  
 전기석 · 이현석, 2006, 위계적 선형모형을 이용한 오피스 임대료 결정요인 분석, 『국토계획』, 49, pp.171-184.  
 정승영 ·곽시우, 2003, 오피스 임대료 결정에 관한 연구, 『부동산학보』, 21, pp.203-215.  
 최중근, 2013, 오피스빌딩과 매장용빌딩 임대료 결정요인의 변화 비교분석-서울시 강남지역을 중심으로, 서경대학교 대학원 박사학위논문.  
 허필원, 2015, 한국 오피스 임대시장의 보증금 비중 결정요인 연구, 건국대학교 대학원 박사학위논문.  
 Clapp, J., 1980, The Intrametropolitan Location of Office Activities, 『Journal of Regional Science』, 20(3), pp.387-399.  
 Fruerst, F., 2008, Office Rent Determinants: A Hedonic Panel Analysis, MPRA Paper No. 11445.  
 McCartney, J., 2012, Short and Long-run Rent Adjustment in the Dublin Office Market, 『Journal of Property Research』, 29(3), pp.201-226.  
 Rosen, S., 1974, Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition, 『Journal of Political Economy』, 82(1), pp.34-55.  
 Slade, B. A., 2000, Office Rent Determinants During Market Decline and Recovery, 『Journal of Real Estate Research』, 20(3), pp.357-380.  
 Tiao, G. and A. Goldberger, 1962, Testing Equality of

Individual Regression Coefficients, WEBH Paper  
6201, Madison, WI: University of Wisconsin,  
Social System Research Institute.

계제신청 2018.01.24.

심사일자 2018.02.09.

계제확정 2018.03.19.

주저자: 최중근, 교신저자: 김서경