

권역별 오피스 임대료의 순환과 조정과정 분석*

An Analysis on the Cycle and the Adjustment Process of Office Rent by Regions

이 현 석 (Lee, Hyun-Seok)**

이 준 용 (Lee, Jun-Yong)***

< Abstract >

This paper is focused on the cycle and the adjustment process of office rent market in Seoul. Little research for cycle has been done due to the lack of time series data in office market. HP filter is applied to indirectly show the cycle of office rents by 3 regions(CBD, KBD, YBD) in Seoul. This study uses the rent models presented by Hendershott, MacGregor and White(2002) to estimate cointegrating relationships and error correction effects in short-run adjustment.

In summary, the results of this paper are as follows: the coefficient of error correction terms are highly significant and correctly signed as expected in all regions. The error correction effect in CBD shows the fastest speed of recovery for long-term equilibrium. It is shown that YBD market, as impact of reduced market demand, is largely influenced by the currency crisis in 1998. In KBD, demand elasticities for space with respect to both rent and income are much higher than other regions.

This study confirms to exist the long-run equilibrium between rent and office supply & demand, and the short-run adjustment process for office rent market by regions in Seoul.

주 제 어 : HP필터, 오차수정모형, 임대료 조정과정, 오피스 임대료

Keywords : HP Filter, ECM, Rent Adjustment Process, Office Rent

* 이 논문은 2010년도 건국대학교 학술진흥연구비 지원에 의한 논문임.

** 건국대학교 부동산학과 교수, HSL3@konkuk.ac.kr (주저자)

*** 건국대학교 부동산학과 박사과정 수료, sariand@konkuk.ac.kr (교신저자)

I. 서론

오피스는 부지확보, 자본조달, 공사기간 등의 제한 때문에 공급측면에서는 단기적으로 매우 비탄력적인 재화다. 반면 수요는 각 기업 및 기관들의 업무에 필요한 소요공간이므로 경제상황에 따라 가변적이다. 경기상황에 따른 오피스 수요의 변화는 오피스의 임대료에 반영되며, 장기적으로는 오피스의 공급을 통해 임대료는 균형가격을 회복한다. 임대료 조정의 메커니즘은 오피스 시장을 이해하는데 핵심이다. 중요한 논점에도 불구하고 오피스 임대료에 대한 대부분의 연구는 횡단면 자료에 대한 연구로 국한되어 있으며, 축적된 자료의 부족 때문에 오피스 시장의 동태적인 분석 연구는 거의 이루어지지 못했다.

일부 국내 오피스 시장의 시계열자료를 이용한 연구들을 분야별로 살펴보면, 오피스 수급(최막중, 1995; 박상우·윤혜철·권혁진, 1996; 김경환·손재영, 2000; 김상일, 2005; 이경민·정창무·이건수·유상균, 2009), 오피스 공간구조(여흥구·정선아, 2002), 오피스 임대료지수(손진수·김병욱, 2002; 이재우·강원철, 2006), 오피스 매매가격지수(임재만·이상영, 1999; 이상경, 2005; 이상경, 2007) 등이 있다. 이러한 선행연구들은 시계열분석을 위해 특성화된 분석방법보다는 변화추이나 시계열회귀분석을 사용하였고, 오피스에 대한 지수개발을 목적으로 연구가 진행되어 왔다. 그러나 공신력 있는 기관에서 발표되는 지수가 없었고 충분한 자료의 확보가 어려운 점 등의 한계점을 고려할 때 기존 연구들은 오피스 시장을 분석하는데 있어 기틀을 마련했다는 의미를 부여할 수 있다.

최근에는 오피스 임대료의 자료가 축적됨에

따라 임대료의 시계열 변화에 대한 연구가 진행되었다. 김경민·박정수(2009)는 초과공실이 발생하면 임대료의 하락을 가져오는 서울 오피스 시장의 임대료조정 관계를 규명하였다. 이상경·이현석·손정락·최지희(2009)는 권역별로 시차는 차이가 나지만 오피스의 임대료의 변화는 GDP, 취업자수, 건축허가면적 등의 변화에 영향을 받는 것을 분석하여 거시경제변화에 따른 임대료의 변화를 분석하였다. 위의 연구들은 임대료의 시계열적 변화분석을 시도한 연구들로서 국내 오피스 임대료 변화의 시계열분석을 위한 기초 연구들이라고 할 수 있다.

국외에서는 시계열분석을 통한 많은 연구결과들이 있다. 임대료와 관련된 자료들은 패널 자료들이나 임대료 지수들을 사용하였다. McDonald(2002)는 구조모형을 구축하고 2단계 최소자승법을 사용하여 추정하였으며, 임대료에 영향을 미치는 주요 변수로 종사자수, 임대공간을 선정하였다. Hendershott·MacGregor·Tse(2002)는 런던의 종사자수, 재고량, 공실률의 자료(HLM London data set: Hendershott·Lizieri·Matysiak, 1999)들을 오차수정모형에 적용하여 임대료와의 장기균형관계와 단기동적수정(dynamic corrections)을 측정하였다. Wit·Ronald(2003)는 자본수익률, 임대료, 수익률을 재고량, 공실률, GDP, 실업률, 인플레이션율과의 영향을 분석하기 위해 일반선형모형(GLS)을 적용하였다.

Farrelly·Sanderson(2005)은 런던의 오피스 임대료 지수(84분기) 자료와 오피스 공급, 수요, 재고량을 통해 선형 및 비선형 모형을 구축하여 비선형 모형이 임대료의 움직임을 보다 잘 예측하였다는 분석결과를 보였다. Mouzakis·Richards(2007)는 임대료 변화모형의 개발을 목적으로

Hendershott · MacGregor · White(2002)의 오차수정모형 중 수요, 재고변수를 개선하여 유럽 12개 주요 오피스 시장의 패널 자료를 이용하여 임대료 변화를 측정하였다.

이들 선행연구들의 공통점은 오피스의 수요(사무인력고용), 오피스의 공급(재고) 및 점유공간(% , 1-공실률)과의 관계를 기본으로 한다는 점이다. 차이점은 적용한 모형(구조모형, 오차수정모형, 일반선형모형, 비선형모형)과 기타 거시경제변수(GDP, 인플레이션율) 등을 추가한 점이다. 이들 중에서 Hendershott · MacGregor · White(2002)가 제안한 오피스 임대료 조정모형은 국내 오피스 시장의 공실률 자료 부족의 한계점을 보완할 수 있고, 임대료와 오피스의 수요 및 공급량 간의 장기균형관계와 단기동적수정을 포착할 수 있는 장점이 있다.

본 연구는 오피스 임대시장의 순환 및 조정속성을 파악하고자 국내 오피스 시장을 세부적으로 나누어 권역별로 오피스의 임대료와 수요 및 공급량 변화에 따른 관계(장기균형, 단기수정관계)를 분석하고, 권역별로 장기 균형가격으로의 회복 속도의 차이를 비교 분석함이 목적이다. 이를 위해 II장에서는 Hendershott · MacGregor · White(2002)의 오피스 임대료 조정모형을 고찰하여 국내 오피스 시장분석을 위해 적용여부를 논한다. III장에서는 자료를 통한 실증분석에 앞서

HP-필터를 적용하여 오피스 임대료 추이를 추세와 순환과정으로 분리하여 각 권역별로 순환과정, 즉 장기균형으로 회복하려는 과정이 존재하는지를 검토한다.¹⁾ 그리고 실증분석을 통해 권역별 오피스의 수요, 공급, 임대료 자료를 사용하여, 장기균형관계와 단기동적수정을 포착하고 그 크기를 비교하기 위해 Hendershott · MacGregor · White(2002)가 제안한 모형을 이용하여 결과를 도출하고 분석한다. 마지막으로 결과를 도출하는 과정에 있어서의 한계점을 논하고 향후과제를 제시한다.

II. 오피스 임대료 조정 모형

Hendershott · MacGregor · Tse(2002)은 점유공간시장의 모형에서 축소모형형태의 추정 방정식을 도출하였다(식 1). 여기서 R은 임대료, E는 고용자 수로 오피스 수요(D)는 임대료(R)와 고용자 수(E)간의 함수형태로 이루어져 있다.

$$D = \lambda_0 R^{\lambda_1} E^{\lambda_2} \quad \text{식 (1)}$$

($\lambda_1 < 0$)은 가격 탄력성,

$\lambda_2 (> 0)$ 은 소득 탄력성²⁾

1) 이궁희(2000)는 경제통계의 시계열자료간의 가성적 회귀(spurious regression)문제를 해결하고자 추세변동을 제거하기 위한 추세추출방법으로서 대표적인 HP필터 방법을 사용하여 추세 및 순환변동계열을 추출하였으며, 경제변수간의 공적분 관계(공통추세)가 있는 경우 오차수정모형도 활용할 수 있다고 하였다. 만약 권역별 임대료에서 각각 추세와 순환과정을 분리한 뒤, 순환과정을 비교하여 각 순환과정이 일정한 패턴을 보인다면(일정한 패턴이지만 권역별로 차이가 존재한다면), 권역별로 각각 오피스의 임대료에 영향을 미치는 오피스 수요 및 공급요인과의 공통추세가 존재하고, 공통추세로 회복하려는 조정관계가 존재할 수 있을 가능성이 높다.

2) 식(1)의 함수를 이중로그모형(double log model)로 전환하여 각 계수를 추정하면, λ_1 은 수요에 대한 가격

공급량(S)은 전체 재고량(Stock)의 점유율($1 - v$) 만큼 해당하므로(v 는 공실률) 아래 식 (2)와 같으며,

$$S = (1 - v)Stock \quad \text{식 (2)}$$

오피스 시장이 균형 상태라면 식 (1)과 식 (2)는 동일하므로, 임대료(R)에 대하여 식을 전개하면 식 (3)과 같다.

$$R = \gamma_0 E^{\gamma_1} [(1 - v)Stock]^{\gamma_2} \quad \text{식 (3)}$$

식 (3)을 자연대수화하여 풀면

$$\begin{aligned} \ln R &= \ln \gamma_0 + \gamma_1 \ln E \\ &+ \gamma_2 \ln(1 - v) + \gamma_2 \ln Stock \end{aligned} \quad \text{식 (4)}$$

이때($\lambda_1 = 1/\gamma_2$, $\lambda_2 = -\gamma_1/\gamma_2$).

식 (4)의 오차를 u_t 라 하면 실제 임대료와 추정된 (장기)임대료간의 차이(오차)는 다음과 같다 (식 5).

$$\begin{aligned} u_t &= \ln R_t - \hat{\beta}_0 - \hat{\gamma}_1 \ln E_t \\ &- \hat{\gamma}_2 \ln [(1 - v_t)Stock_t] \end{aligned} \quad \text{식 (5)}$$

위의 식에서 우항의 수준변수들이 1차 적분계열(I(1))이고, 이들 간에 공적분관계가 존재한다면 식 (5)는 안정적이다(I(0)). 또한 단기동태적 관계

를 고려하면서 장기적인 임대료 균형으로의 점진적인 조정과정을 보여줄 수 있다. 이러한 오차수정항을 포함하는 단기 동태모형(차분 방정식)을 고려하면 식 (6)과 같다.

$$\begin{aligned} \Delta \ln R_t &= \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \ln E_t + \alpha_2 \Delta \ln(1 - v_t) \\ &+ \alpha_3 \Delta \ln Stock_t + \alpha_4 u_{t-1} \end{aligned} \quad \text{식 (6)}$$

이들을 종합해보면 식 (4)는 오피스 임대료와 오피스 수요 및 공급 간의 장기적 균형관계에 관한 계수를 추정할 수 있다. 식 (6)은 오피스 임대료와 수요 및 공급 간의 불균형상태를 조직적으로 조정시키는 동태적 조정계수(dynamic adjustment coefficient; α_4)의 크기를 추정할 수 있다.³⁾ 따라서 오피스의 임대료와 오피스의 수요, 공급, 공실률의 자료를 통해 위의 임대료 조정 관계를 분석할 수 있게 된다.

우리나라의 오피스 시장의 특성상 위의 모형을 적용시키기에는 몇 가지 한계가 존재한다. 오피스 시장의 주요 자료가 축적되기 시작한 시점이 외환위기 전후로 매우 짧고, 공신력 있는 기관에서 발표하는 임대료관련 지수는 존재하지 않는다. 또한 국내 오피스 시장에 외국계 오피스 관리회사들이 보유하고 있는 공실률 자료는 외환위기 이후부터 자료가 축적되어, 외환위기 전후의 구조적인 변화를 포착할 수 없다. 참고로 김경민·박정수(2009)가 사용한 공실률 자료를 보면 외환위기 이전의 공실률이 외환위기 이후보다

(임대료)의 탄력성, λ_2 는 수요에 대한 소득(종사자수)의 탄력성을 나타낸다.

3) ECM(Error Correction Model)은 단기 동태적 관계를 명시적으로 고려하면서 변수의 장기적 균형으로의 점진적인 조정과정을 보여 줄 수 있는 장점이 있다(이종원, 2007).

낮은 수준인 1% 전후인 추이를 보인다. 이는 자연공실률을 감안할 때 신뢰할 수 있는 수치라 보기 어렵다. 또한 본 연구에서는 서울시의 권역별 오피스 시장에 대한 비교분석이 목적이므로 위의 자료를 사용할 수 없다.

Hendershott · MacGregor · White(2002)는 공실률 자료가 관찰되지 않는 경우 공실률의 영향을 오차항(error term)에 포함시키는 모형을 제안하였다. 식 (2)까지의 과정은 동일하며, 임대료에 관하여 식 (1)과 식 (2)를 풀어내는 방식을 달리 하여(로그변환) 전개하면 아래 식 (7)과 같다.

$$\begin{aligned} \ln R &= -\gamma_2 \ln \lambda_0 + \gamma_1 \ln E \\ &+ \gamma_2 \ln Stock + \gamma_2 \ln(1-v) \end{aligned} \quad \text{식 (7)}$$

$$(\gamma_1 = -\lambda_2/\lambda_1 > 0, \gamma_2 = 1/\lambda_1 < 0)$$

식 (7)의 우변에 $\gamma_2 \ln(1-v^*)$ 을 가감하면(v^* 는 균형 상태에서의 자연공실률) 식 (8)과 같다.

$$\begin{aligned} \ln R &= -\gamma_0' + \gamma_1 \ln E \\ &+ \gamma_2 \ln Stock + err \end{aligned} \quad \text{식 (8)}$$

$$(\gamma_0' = \gamma_2 [\ln(1-v^*) - \ln \lambda_0],$$

$$err = \gamma_2 [\ln(1-v) - \ln(1-v^*)])$$

따라서 식 (8)은 임대료의 장기모델 식(4)의 축소형태(reduced form long run model)이며, 식 (5)와 같은 형태의 오차수정항을 포함하는 단기조정 모형(short run adjustment model)은 식 (9)와 같다(여기서 u'_{t-1} 는 식 (8)의 오차수정항).

$$\begin{aligned} \Delta \ln R_t &= \alpha'_0 + \alpha'_1 \Delta \ln E_t \\ &+ \alpha'_2 \Delta \ln Stock_t + \alpha'_3 u'_{t-1} \end{aligned} \quad \text{식 (9)}$$

III. 실증분석

1. 분석자료 및 분석기간

본 연구에서 사용되는 자료는 R2korea에서 작성한 임대료, 전세금, 보증금에 관련된 자료들이다. 이들은 1991년 1분기부터 현재까지 보유한 2,000여개의 오피스 리스트들을 전수 조사하여 산출하는데, 여건변화를 감안하여 1,000개 정도의 오피스들을 표본으로 사용한다. 대부분의 지표산출대상은 개별 오피스의 기준층(3층 이상) 임대료를 사용하여 면적으로 가중평균을 하며, 서울시의 3개 권역(CBD, KBD, YBD) 및 서울 기타 지역, 서울시 전역으로 구분되어 있다. 신뢰성을 바탕으로 최대 기간의 자료 확보를 위해 1993년 1분기부터 2008년 4분기까지의 자료를 사용한다. 공실률 자료는 1999년 1분기부터 자료가 존재하지만 국내 오피스 시장의 구조적 변화를 반영할 수 없기 때문에 제외하였다⁴⁾.

오피스 재고량은 서울시를 3개 권역 및 기타 지역으로 분류하고 SIPM에서 제공받은 분기별 오피스 재고량 자료를 사용한다. 각 권역별로 소형, 중형, 중대형, 대형, 초대형으로 나뉘어 있고 오피스의 재고 동수, 연면적으로 세분화되어 있다. 오피스 임대료와 오피스 재고량 자료의 출처 및 표본수가 상이한 점을 고려하여 오피스 재고량 자료에서 소형을 제외한 중형이상 오피스 빌딩의

4) 국내 오피스 관리 분야의 업체들(Savills korea, SIPM, Cushman & Wakefield)도 공실률 자료는 이들이 국내에서 활동하기 시작한 1999년 이후부터 보유하고 있다.

재고량을 산출하였다(오피스 임대료 자료는 중소형 이상을 대상으로 산출함).

각 권역별 오피스 빌딩의 종사자 수는 사업체 기초통계조사보고서의 구별 자료를 이용하였다.⁵⁾ 여기서 해당 업무관련 산업은 한국표준산업분류상 K.금융 및 보험업, L.부동산 및 임대업, M.사업서비스업, N.공공행정, 국방 및 사회보장 행정을 고려하였다⁶⁾. 김상일(2005)은 사무직 노동자수를 정확히 파악하기 위해서 표준산업분류보다는 표준직업분류에 기초를 둔 통계를 이용해야 한다고 주장한다. 그러나 통계청의 경제활동인구조사는 서울시 전역을 포괄하여 노동자수를 발표하고 있으므로 권역별에 따른 세부적인 노동자수들은 표준직업분류를 기준으로 산출하기 힘들다. 따라서 한국표준산업분류상 업무관련 산업을 기준으로 구별 자료를 조사하되, 종사사상 지위를 상용종사자를 기준으로 구축하였다⁷⁾. 그리고

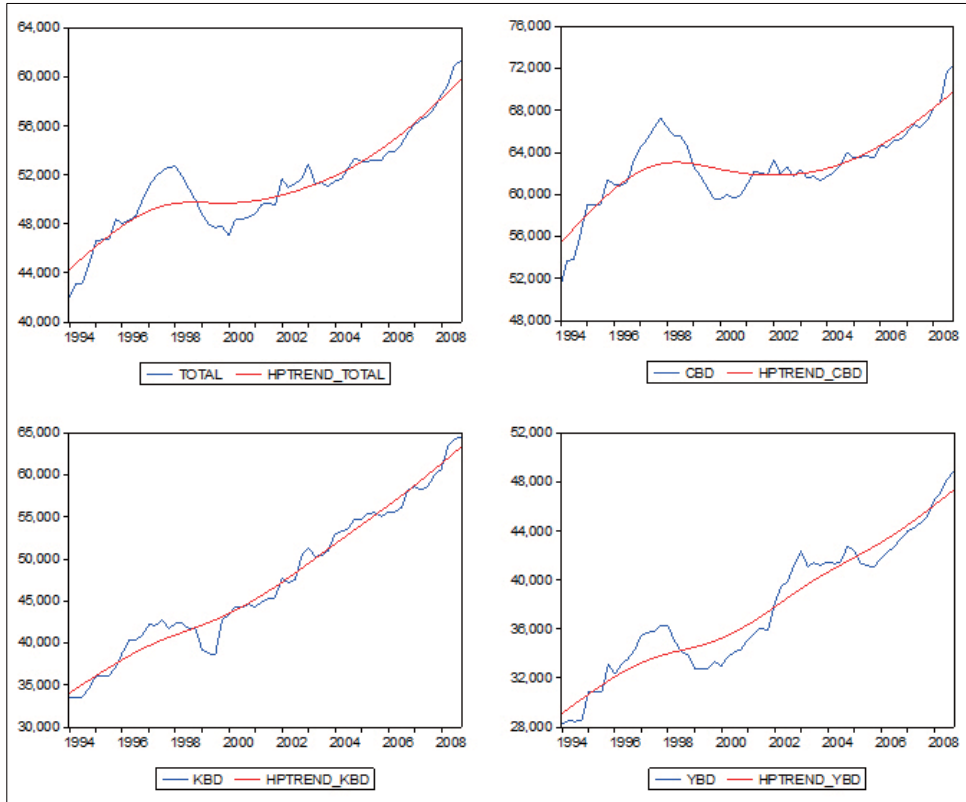
1994년 ~ 2006년 기준의 사업체기초통계조사보고서를 통해 산출한 종사자수를 사용하여야 하므로⁸⁾ 최종 실증분석의 기간은 1994년부터 2006년까지로 선정하였다.⁹⁾

2. 권역별 임대료의 추세 및 순환과정

실증분석을 하기에 앞서 권역별 오피스 임대료의 추이를 추세와 순환과정으로 분리해 보았다. 이 작업은 각 권역별로 순환과정, 즉 장기균형으로 회복하려는 과정이 존재하는지를 간접적으로 검토할 수 있다. 과거부터 지속적인 경제성장이 이루어져 왔다면 대부분의 경제지표들은 상승추세를 갖게 되는 불안정시계열자료들이며, 이러한 추세들을 제거하고 움직임을 분석해야 할 필요가 있다.¹⁰⁾ 이들을 제거하기 위한 여러 가지 방법이 있지만, 본 연구에서는 계산상의 편리함

- 5) 각 권역별 자료는 CBD권역은 종로구·중구, KBD권역은 서초구·강남구, YBD권역은 마포구·영등포구의 구별자료의 합산하여 구축하였음.
- 6) 김상일(2005)은 업무관련 산업에 대해 한국표준산업분류상 금융 및 보험업, 부동산 및 임대업, 사업서비스업, 공공행정·국방 및 사회보장 행정으로 보고 있다. 또한 이러한 산업의 종사자를 사무실 소비자로 보기는 어렵지만 업무활동의 증감을 살펴보는데 적절하다고 판단하였다.
- 7) 사업체기초통계조사보고서에는 종사사상 지위 및 구별 종사자수를 발표하고 있다. 여기서 각 산업별 대분류, 중분류별로 1.자영업주 2. 무급가족종사자, 3. 상용종사자, 4. 임시 및 일일 종사자, 5. 무급종사자로 구분하고 있다. 본 연구에서 사용되는 오피스 임대료와 재고량의 표본들은 중형 오피스이상이고 대부분의 자영업주는 중형미만의 오피스에 입주하는 것을 감안하여 여기서의 종사자수는 상용종사자만을 대상으로 하였다.
- 8) 종사자수는 연도별로 되어있으므로 수치해석학에서 연속문제를 다루는 알고리즘 가운데, 3차 스플라인 보간법(Cubic Spline Interpolation)을 사용하여 분기별 자료로 변환하였다.
- 9) 9차 한국표준산업분류 개정(2008년 2월 1일 시행)으로 기존의 M.사업서비스업이 M.전문, 과학 및 기술 서비스업과 N.사업시설관리 및 사업지원 서비스업으로 분할되고 하위분류에 포함된 분야가 다른 분야로 편입되었다. 2007년 기준 및 2008년 기준과 그 이전의 산업분류가 다르며, 중분류뿐만 아니라 소분류에서의 변화를 구분하기가 어렵다. 따라서 분석기간은 1994년 4분기부터 2006년 4분기까지 선정하였으며, 기간 내의 각 권역별 임대료, 종사자수, 재고량 변수의 추이는 부록 참조.
- 10) 이러한 추세들이 포함된 자료에 대해 회귀분석을 할 경우, 변수간의 상관관계가 존재하지 않아도 추세의 영향으로 이들이 상관관계가 존재하는 것처럼 보이는 허구적 회귀(spurious regression)현상이 발생한다.

〈그림 1〉 권역별 임대료 자료의 원계열과 추세분리 결과



과 경기변동의 안정성 및 대응성 측면이 우수한 HP필터방법을 사용한다.¹¹⁾

HP필터는 불안정 시계열로부터 추세를 제거하기 위해 사용되는 방법으로 관측치가 $\{x_t\}_{t=1}^T$ 주어졌을 때, 다음의 제곱합을 최소화하는 추세 $\{\tau_t\}_{t=1}^T$ 를 구하는 것이다.

$$S(\tau_t) = \left(\frac{1}{T}\right) \sum_{t=1}^T (x_t - \tau_t)^2 + \left(\frac{\lambda}{T}\right) \sum_{t=2}^{T-1} \{(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})\}^2$$

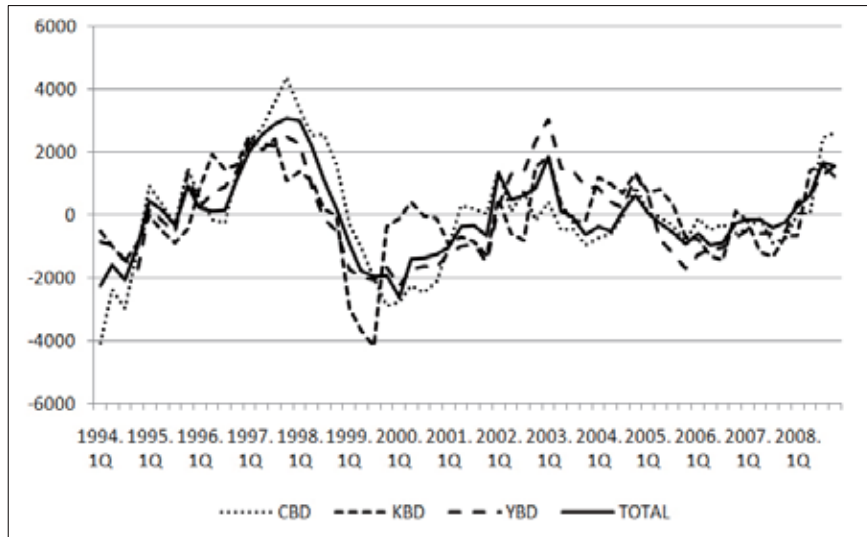
여기서, λ 는 임의의 상수로 추세항에 변동을 허

용하는데 따른 비용이며, 값을 크게 할수록 추세는 스무드하게 되고 무한대로 놓으면 τ_t 는 선형 추세에 접근한다. Hodrick and Prescott은 연간, 분기별, 월별 데이터의 경우 λ 를 각각 100, 1600, 14400으로 둘 것을 제안하였다(김명직·장국현, 2002).

<그림 1>은 HP필터를 사용하여 권역별 임대료의 원계열 자료에서 추세를 분리한 결과이다. 그래프의 중앙의 실선이 각 권역별에 따른 추세선이며(HPTREND), 이러한 추세와 원계열 자료와의 차이가 순환과정이다. 지역별로 순환과정 크기는 차이를 보이지만 IMF전후시기에 상승, 하락의 폭이 뚜렷함을 볼 수 있다(그림 2). 권역

11) HP필터에 대한 내용 및 분리방법, 활용된 선행연구 등 관련 내용은 강민석·조주현(2005)을 참조.

〈그림 2〉 권역별 오피스 임대료의 순환과정



별로 변동의 폭은 다르지만 순환과정을 반복하는 과정이 나타난다. 이러한 추이는 경기변동에 따른 각 권역별로 따라 공통적으로 적용되는 경제 시장 내에서의 오피스 시장의 추이로 볼 수 있지만 이를 제거한 순환과정은 각 권역별로 독립적으로 작용한다고 볼 수 있다. 1998년 기점으로 모든 권역에서 추세선 대비 임대료의 하락이 나타났으며, KBD 권역의 하락폭이 가장 큰 것으로 나타났다. 2000년에 이르러 회복세를 보였으며 2005년에 다시 하락하지만 그 폭은 낮고 기간은 짧다. 이후 급격히 상승하다 다시 하락하는 추세지만 CBD 권역은 상승폭이 둔화된 현상이 나타난다.

이들은 IMF 외환위기, 2000년대 초반의 부동산 시장의 호황 등과 그 시기와 영향이 일치함을 볼 수 있다. 2008년 후반의 임대료 하락의 기초는 글로벌 금융위기의 여파이며 CBD 권역은 그 영향이 크지 않은 것으로 보인다. 이러한 분석 결과는 동일한 경제상황 하에 권역별로 차이가 존재하지만 권역별 임대료의 순환과정은 일정한 패

턴으로 움직이지는 것을 보여준다. 미세한 변동의 차이는 경제상황에 따라 권역별로 영향을 받는 정도가 차이를 보여 준다. 요약하면 권역별 임대료는 경기변동에 따라 일정한 추세와 패턴에 따라 움직이지만, 변화폭(변동폭)이나 변화시점은 권역별로 차이를 나타낸다. 이러한 결과는 추세를 균형가격, 그리고 순환을 균형가격으로의 회귀 과정으로 본다면, 권역별 오피스 임대료와 권역별 오피스의 수요 및 공급 간에 장기균형과 단기조정과정이 존재할 것이라고 간접적으로 유추할 수 있다. 이에 대한 실증분석으로는 Hendershott · MacGregor · White(2002)가 제안한 방법을 토대로 실시하였다.

3. 권역별 오피스 임대료의 장기모형 및 단기조정모형

<표 1>은 권역별 및 서울 전 지역에 대한 오피스 임대료, 종사자수, 오피스 재고량에 대한 단위근 검정 결과다. 모든 권역의 오피스 임대료는

〈표 1〉 서울시 권역별 오피스 임대료, 종사자수, 오피스 재고량의 단위근 검정 결과

구 분	CBD권역		KBD권역		YBD권역		서울전지역	
	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
rent	-1.9049	-2.1963	-1.9118	-2.0274	-1.7455	-2.1181	-1.3341	-1.5782
Δrent	-7.2303***	-7.2277***	-6.1600***	-6.1126***	-6.9907***	-6.9772***	-6.9655***	-6.9621***
employment	-1.3842	-1.6939	-3.9791**	-2.0621	-2.313	-2.3728	-2.8312	-1.8363
Δemployment	-5.3305***	-2.2533	-5.0714***	-2.4445	-3.4779*	-2.3797	-4.8635***	-2.1265
stock	-0.23384	-0.47253	-2.84839	-3.4597*	-3.8392**	-3.7522**	-1.9299	-2.3725
Δstock	-6.1741***	-6.1839***	-5.0906***	-5.1015***	-6.9957***	-16.9119***	-6.5023***	-6.5199***

주 1) ***, **, * : 유의수준 1%, 5%, 10%하에서 유의함.
 2) 임대료, 종사자수, 오피스 재고량은 로그변환자료임.

물가상승률을 감안한 실질 임대료이며, 1차 차분 후 안정화되는 1차 적분계열(I(1))이다. 종사자수와 오피스 재고량은 ADF검정 및 PP검정에 따라 다른 결과를 보이고 있다. 종사자수는 ADF검정과 PP검정의 차이가 상반된 결과를 보인다. 이는

연별자료를 분기별 자료로 변환하여 나타난 결과로 보인다. ADF검정결과로 보면, 대부분 1차 차분 후 안정적이므로 이를 바탕으로 공적분 검정을 실시하도록 하였다. 또한 오피스 재고량은 YBD 권역을 제외하고, 모든 권역에서 1차 차분

〈표 2〉 권역별 오차수정모형(ECM 1) 결과

Variable	CBD		KBD		YBD		TOTAL	
	Coefficient	t-Statistic	Coefficient	t-Statistic	Coefficient	t-Statistic	Coefficient	t-Statistic
장기 모형								
intercept	24.2995	57.78***	10.6786	33.22***	15.2029	13.98***	18.7685	48.72***
employment	0.0610	3.14***	0.3556	7.33***	0.2650	5.68***	0.1277	3.37***
stock	-0.8854	-42.83***	-0.2628	-5.50***	-0.5012	-6.37***	-0.5611	-19.70***
Adj-R ²	0.9754		0.5562		0.5088		0.9241	
DW	0.831		0.634		0.441		0.426	
F-Statistic	951.18		31.07		25.86		293.37	
단기 조정 모형								
intercept	-0.0058	-1.43	0.0028	0.49	0.0000	0.00	0.0001	0.04
Δemployment	0.2105	3.03***	0.2383	1.34	0.1139	1.29	0.0807	0.73
Δstock	0.0021	0.00	-0.2653	-0.97	-0.1789	-0.32	-0.4095	-1.36
error correction	-0.5518	-4.78***	-0.3613	-3.02***	-0.1949	-2.08***	-0.3140	-3.20***
Adj-R ²	0.3914		0.2002		0.0443		0.2824	
DW	1.909		1.720		1.651		1.949	
F-Statistic	11.08		4.92		1.73		5.77	

주 : ***, **, *는 각각 유의수준 1%, 5%, 10%하에서 유의함

후 안정적인 것으로 나타났다.

장기적 균형관계는 공적분 회귀식(식 8)에서 추정되며, 식 (8)의 오차항이 안정적인 I(0)이라면 장기균형관계가 존재하므로 각 권역별 공적분 회귀식의 오차항에 대한 단위근 검정을 실시하였다.¹²⁾ 그 결과 YBD권역을 제외한 각 권역별 오

차항은 공적분 관계가 존재하였으며, 이를 포함하는 식 (9)는 모두 I(0)이므로 단기 동태적 조정 과정은 ECM(식 9)에서 파악할 수 있다. 또한 외환위기로 인한 오피스 시장의 구조적 변화를 포착하기 위해서 외환위기 시점을 더미변수로 변환하여 투입한 결과, 단위근이 존재하였던 YBD권

〈표 3〉 외환위기를 고려한 권역별 오차수정모형(ECM 2) 결과

Variable	CBD		KBD		YBD		TOTAL	
	Coefficient	t-Statistic	Coefficient	t-Statistic	Coefficient	t-Statistic	Coefficient	t-Statistic
장기 모형								
intercept	24.3507	56.32***	10.6591	33.15***	15.6217	15.06***	18.6747	47.73***
employment	0.0620	3.12***	0.3788	7.13***	0.2883	6.42***	0.1323	3.49***
stock	-0.8886	-41.26***	-0.2797	-5.57***	-0.5462	-7.17***	-0.5593	-19.70***
d_imf	-0.0057	-0.59	0.0188	1.07	-0.0499	-2.60**	0.0161	1.20
Adj-R ²	0.9750		0.5575		0.5634		0.9249	
DW	0.807		0.635		0.552		0.493	
F-Statistic	625.23		21.16		21.65		197.95	
단기 조정 모형								
intercept	-0.0051	-1.19	0.0028	0.42	-0.0002	-0.06	-0.0000	-0.01
△employment	0.1771	2.24**	0.2553	1.05	0.0949	1.24	0.0406	0.36
△stock	-0.0350	-0.07	-0.2536	-0.89	0.3817	0.76	-0.2492	-0.81
error correction	-0.5329	-4.39***	-0.3411	-2.82***	-0.2694	-3.09***	-0.2588	-2.70***
d_imf	-0.0046	-0.55	-0.0048	-0.29	-0.0331	-2.94***	-0.0172	-1.94*
Adj-R ²	0.3832		0.1666		0.2922		0.2003	
DW	1.933		1.753		2.054		2.081	
F-Statistic	8.30		3.35		5.8504		3.9425	

주 : ***, **, *는 각각 유의수준 1%, 5%, 10%하에서 유의함.

12) 오차항의 단위근 검정은 이종원(2007)의 공적분 검정절차에 따라 $\Delta \hat{\epsilon}_t = \gamma \hat{\epsilon}_{t-1} + \sum \delta \hat{\epsilon}_{t-i} + u_t$ 를 이용한 ADF검정을 실시하였으며, γ 에 대한 검정 결과는 아래와 같다.

구분	CBD권역	KBD권역	YBD권역	서울전지역
외환위기를 고려하지 않은 γ 의 τ -statistic	-4.17***	-3.10**	-2.47	-3.58**
외환위기를 고려한 γ 의 τ -statistic	-4.16***	-3.10**	-2.83*	-3.66***

주 1) ***, **, * : 유의수준 1%, 5%, 10%하에서 유의함.

2) $H_0 : \gamma = 0$ (단위근이 존재)에 대한 검정으로, 유의수준 1%, 5%, 10%의 임계치는 각각 -3.5744, -2.9238, -2.5999임.

역의 공적분 회귀식의 오차항은 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타났다(각주 12). 따라서 외환 위기를 고려하지 않은 일반적인 ECM 1과 외환 위기로 인한 오피스 시장의 구조적 변화를 고려한 ECM 2로 구분하여 분석을 실시하였다. 우선 장기 모형과 단기 조정 모형으로 추정하였고(ECM 1), 추가로 외생변수로서 IMF시기의 구조적 변화를 설명하기 위한 더미변수(외환위기 시기: 1998년 1분기 ~ 1998년 4분기)를 추가하여 장기모형과 단기조정모형으로 추정하였다(ECM 2).¹³⁾

그 결과, 식 (8)에서의 추정계수의 조건인 $\gamma_1 = -\lambda_2/\lambda_1 > 0$, $\gamma_2 = 1/\lambda_1 < 0$ 와 같이 ECM 1과 ECM 2의 장기균형식의 추정계수 부호들은 모두 예상과 일치하며 유의한 결과를 보였다(표 2, 표 3). 단기모형에서 오차수정항의 추정계수는 권역별로 모두 유의하며, 장기균형임대료에서 이탈하면, 이탈한 상태에서 종사자수와 재고량에 의해 균형가격으로 회복하는 것으로 나타났다. 그 회복속도는 CBD권역, KBD권역, YBD권역 순으로 CBD지역이 가장 큰 회복속도를 보였다. 하지만 YBD권역의 ECM 1은 오차수정항이 0차 적분계열이 아니므로 모형추정과정에서의 오류와 더불어 모형의 설명력이 낮아 신뢰할 수 있는 결과라고 할 수 없다. 반면, 외환위기를 고려한 공적분 회귀식의 오차항은 0차 적분계열이며 이를 투입한 ECM은 모두 0차 적분계열이다. 이는 ECM의

조건을 충족시키기 때문에 각 추정량에 대한 일관적 추정량을 구할 수 있다. 추정 결과는 <표 3>과 같다.

외환위기를 고려하지 않은 결과(표 2)와 큰 차이를 보이지는 않지만, YBD권역의 단기조정모형에 대한 설명력과 더빈외승(DW)값의 향상은 주목할 만하다. 각 권역권 모두 오피스의 종사자수와 재고량에 의해 임대료의 변화를 설명할 수 있지만, YBD권역은 외환위기의 경제침체에 대한 추가적인 영향이 미쳤던 것으로 보인다. 그 영향은 4.87% 추가적인 감소를 가져왔으며, 균형이탈에 대한 단기조정을 감안하더라도 3.31%의 감소한 것으로 알 수 있다.¹⁴⁾ 단기조정속도를 나타내는 오차항 계수의 크기를 비교하면, 앞의 결과와 동일한 결과를 나타내는데, CBD권역(53.29%), KBD권역(34.11%), YBD권역(26.94%)순으로 나타났다으며, 서울 전체지역으로는 균형가격에서 이탈한 부분의 25.88%만큼 회복하는 것으로 분석된다.

모든 권역에서 장기모형에서의 수요와 공급요인은 유의한 영향을 미치지만 대부분의 단기모형에서는 유의한 영향을 보이지 않는다. CBD권역만이 단기적인 수요변화와 임대료의 변화간의 유의한 정(+)의 관계를 나타내고 있다. CBD권역은 단기적으로 수요변화에 따른 임대료의 변화가 존재하는 시장으로 분석된다. CBD권역을 제외하고 나머지 지역에서 수요변화에 따라 단기적으로 임

13) Hendershott · MacGregor · White(2002)는 임대료의 시계열자료가 과거 시점의 임대료 변화가 다음시점의 변화에 밀접한 관계가 존재하는 영향을 반영하기 위하여 자기회귀항을 추가하여 분석하였다. 하지만 서울시 권역별 모형에 자기회귀항을 추가하여 모형을 구축하였지만 대부분 유의하지 않은 결과를 나타내었다. 여기서는 이에 대한 결과를 보고하지 않고, 외환위기전후의 구조적 변화를 감안하기 위하여 외환위기 더미변수를 추가하였다.

14) 장기모형에서의 더미변수의 효과는 'exp(외환위기 더미변수의 계수)-1'이며, 단기 조정모형에서의 종속변수는 전기 대비 변화율이므로 더미변수 효과는 외환위기 더미변수의 계수임.

〈표 4〉 권역별 수요에 대한 임대료와 소득의 탄력성

구 분	외환위기를 고려하지 않은 장기모형		외환위기를 고려한 장기모형	
	임대료	종사자수	임대료	종사자수
CBD	-1.13	0.07	-1.13	0.07
KBD	-3.81	1.28	-3.58	1.35
YBD	-2.00	0.53	-1.83	0.53
TOTAL	-1.78	0.23	-1.79	0.24

대료의 변화가 포착되지 않은 것은 오피스 임대료 계약기간에 의해 그 변화가 즉각적으로 반영되기 힘든 데에 그 원인이 있는 것으로 보인다.

한편, 식 (8)에서 $\gamma_1 = -\lambda_2/\lambda_1 > 0$, $\gamma_2 = 1/\lambda_1 < 0$ 에서 장기 모형의 계수를 통해 수요에 대한 임대료 및 종사자 수의 탄력성을 산출할 수 있다. 모형별로 탄력성을 산출한 값은 <표 4>와 같다. 임대료의 탄력성(절대값)을 보면, 모든 권역에서 탄력적인 것을 알 수 있으며, KBD권역의 탄력성이 다른 지역에 비해 높은 수준임을 알 수 있고, 종사자수에 대해서는 KBD권역을 제외한다면 나머지 지역은 비탄력적인 것으로 나타났다.

위의 결과들을 요약하면, 각 권역별 오피스 시장은 임대료의 상승(하락)에 따른 수요의 감소(상승) 영향이 큰 시장이며, 특히 KBD권역은 그 변화가 가장 크다고 할 수 있다. 즉, 서울의 오피스 시장은 임대료의 상승(하락)률보다 수요의 감소(상승)율이 더 크므로 전체 임대수익의 감소(상승)를 야기하는 특성을 가지고 있다. 또한 다른 권역에 비해 KBD권역은 종사자수의 증가에 따른 수요의 증가가 뚜렷한 시장으로 앞의 결과와 함께 종합해 보면 KBD권역의 오피스 시장은 임대료와 종사자수의 변화에 가장 민감한 반응을 나타내는 시장으로 볼 수 있다.

IV. 결론 및 향후 과제

국내 오피스 시장의 자료의 부족은 오피스 시장을 분석함에 있어 주요한 한계요인이었다. 본 연구에서는 이러한 제약 하에 최소한의 변수를 통해 각 권역별 오피스 임대료와 오피스 수요 및 공급 간의 장기, 단기조정관계에 대한 시계열 분석(오차수정모형)을 시도하였다. 이에 대한 실증 분석 모형은 Hendershott · MacGregor · Tse(2002)의 임대료 조정모형에서 공실률 변수의 영향을 오차항으로 편입시킨 Hendershott · MacGregor · White(2002)의 모형을 적용하였다. 분석내용과 결론을 정리하면 다음과 같다.

첫 번째로 서울의 오피스 임대료가 권역별로 경기변화에 따라 어떠한 움직임을 보이고, 추세과정과 순환과정의 반복으로 이루어져있는지를 검토하였다. 이에 대한 방법으로 HP필터를 통해 추세를 제거하여 각 권역별로 순환과정을 분석한 결과, 세부적으로 다르지만 순환주기와 순환폭은 일정한 패턴을 보임을 알 수 있다. 이러한 결과는 권역별 임대료의 장기적인 균형관계(추세과정)와 단기적 조정관계(순환과정)가 존재한다는 사실을 간접적으로 제시하는 것이다.

두 번째로 Hendershott · MacGregor · White(2002)의 모형을 사용하여 권역별 오피스 임대료와 오

피스 수요 및 오피스 공급 간의 장기적 균형관계와 단기적 조정관계를 확인하고자 하였다. 모든 권역에서 공통적으로 장기적 균형관계와 단기적 조정관계가 존재하여, 임대료가 장기적 균형에서 이탈할 경우 균형가격으로의 회복하는 것을 확인할 수 있었다. 그리고 외환위기에 대한 구조적 변화를 고려하면, 장기균형관계와 단기적 조정관계가 명확해지고, ECM모형의 조건을 충족시켜 모형의 일관된 추정량을 얻을 수 있었다. 또한 권역내의 단기적인 수요변화가 임대료의 변화에 반영될 것이라는 가설은 실증분석결과 이러한 영향이 포착되지 않았다. 이유는 오피스 임대계약 기간에 의해 단기적인 수요변화가 임대료에 즉각적으로 반영되기 힘든 데에 그 원인이 있다고 판단된다.

각 권역별로 두드러지는 특성은 CBD권역은 오피스의 임대료가 장기적 균형에서 이탈하는 경우 가장 빠른 속도로 회복하는 시장으로 분석되었다. YBD권역은 종사자수의 감소에 의한 영향뿐만 아니라 추가적으로 외환위기의 구조적 변화가 뚜렷한 시장으로 나타났다. 그리고 장기모형의 계수값을 토대로 권역별 오피스 시장의 수요에 대한 탄력성을 구할 수가 있었는데, KBD권역은 임대료 및 종사자수의 변화에 따라 민감하게 반응하는 시장으로 분석되었다.

위와 같은 결과들은 국내 오피스 시장에서 임대료와 오피스 수요 및 공급 간의 장기균형관계와 단기조정관계를 확인해 준 점에서 의의가 있다. 그러나 몇 가지 아쉬운 점들이 존재한다. 우선 실제 오피스의 점유공간을 포착하는 공실률 변수의 부족이고, 한국표준산업분류개정(9차)으로 인해 종사자수를 2006년까지만 산출하게 됨으로써 분석기간이 줄어든 점을 들 수 있다. 하지만

외환위기의 구조적 변화를 포함할 수 있는 기간의 자료와 이를 적용할 수 있는 모형을 구축하여 각 권역별로 분석한 점은 서울시 오피스 시장에 대한 이해를 넓히는데 기여하였다고 판단된다.

연구의 한계점들이 존재하지만 향후 공실률 변수가 축적이 되고, 종사자수 및 오피스 재고량 자료를 더 장기적으로 관측할 수 있는 기간이 확보된다면 보다 나은 양질의 연구결과를 얻을 수 있을 것이다. 보다 장기적인 시계열 분석과 공실률 등과 같은 추가변수를 포함한 세밀한 분석들은 향후과제로 남겨둔다.

논문접수일 : 2010년 8월 16일

심사완료일 : 2010년 9월 28일

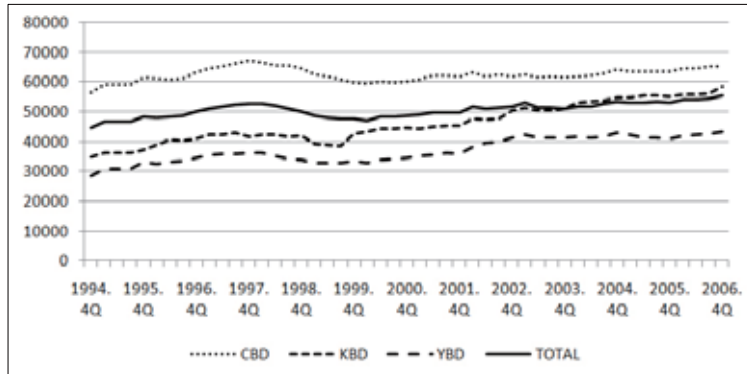
참고문헌

1. 강민석·조주현, “주택경기 순환주기 분석”, 「주택연구」 제13권 제3호, 한국주택학회, 2005, pp. 69-95
2. 김경민·박정수, “서울 오피스 시장의 임대료 조정메커니즘: 자연공실률과 실질임대료 관계를 중심으로”, 「국토연구」 제62권, 국토연구원, 2009, pp. 223-233
3. 김경환·손재영, “서울시 오피스 시장의 시계열 분석”, 「주택연구」 제8권 제2호, 한국주택학회, 2000, pp. 5-20
4. 김상일, 「서울시 업무공간 수요예측 및 공급 가능성 진단 연구», 서울시정개발연구원, 2005
5. 김명직·장국현, 「금융시계열분석», 경문사, 2002
6. 박상우·윤혜철·권혁진, 「대도시 업무공간 변화에 관한 연구», 국토개발연구원, 1996
7. 손진수·김병욱, “서울 오피스시장의 임대료 지수 개발에 관한 연구”, 「국토계획」 제37권 제4호, 대한국토도시계획학회, 2002, pp. 109-122
8. 여홍구·정선아, “서울시 오피스의 공간분포 및 입지특성에 관한 연구”, 「국토계획」 제37권 제7호, 대한국토도시계획학회, 2002, pp. 117-135
9. 이경민·정창무·이건수·유상균, “서울시 오피스 공급 결정요인에 관한 연구”, 「서울도시연구」 제10권 제4호, 서울시정개발연구원, 2009, pp. 209-227
10. 이공희, “국민소득통계의 추세 및 순환변동 계열 추출방법”, 「계간국민계정」 창간호, 한국은행, 2000, pp. 23-58
11. 이상경, “서울시 오피스 매매가격지수 개발에 관한 연구”, 「서울도시연구」 제6권 제4호, 서울시정개발연구원, 2005, pp. 121-134
12. 이상경, “시변모수법에 의한 오피스 매매가격지수 구축에 관한 연구”, 「국토계획」 제42권 제5호, 대한국토도시계획학회, 2007, pp. 233-245
13. 이상경·이현석·손정락·최지희, “시계열 분석을 이용한 오피스 임대료 모형 구축”, 「부동산학연구」 제15집 제3호, 한국부동산분석학회, 2009, pp. 5-17
14. 이종원, 「계량경제학」, 박영사, 2007
15. 이재우·강원철, “서울 오피스시장의 수익률 특성과 지수작성을 위한 실증분석”, 「부동산학연구」 제12집 제2호, 2006, pp. 161-174
16. 임재만·이상영, 「오피스빌딩 인텍스 개발에 관한 연구: 오피스빌딩 가치평가방법을 중심으로」, 건설산업연구원 CERIK WORKING, 1999
17. 최막중, “서울시 오피스 시장의 특성과 추이 및 전망”, 「국토계획」 제30권 제6호, 대한국토도시계획학회, 1995, pp. 143-160
18. Farrelly, K and B. Sanderson, “Modelling Regime Shifts in the City of London Office Rental Cycle”, *Journal of Property Research*, Vol. 22 No. 4, 2005, pp. 325-344
19. Hendershott, P.H., B.D. MacGregor, and M. White, “Explaining Real Commercial Rents Using an Error Correction Model with Panel Data”, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 24, 2002, pp. 59-87
20. Hendershott, P.H., B.D. MacGregor, and R.Y.C. Tse, “Estimation of Rental Adjustment Process”, *Real Estate Economics*, Vol. 30 No.2, 2002, pp. 165-183
21. Hendershott, P.H., C. Lizieri, and G.A.

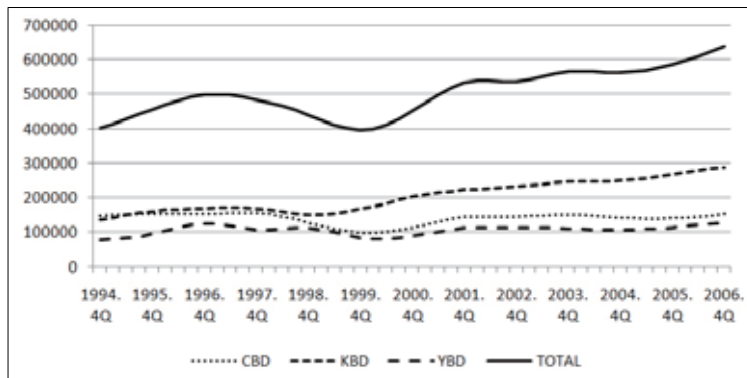
- Matsiak, “The Workings of the London Office Market”, *Real Estate Economics*, Vol. 27 No. 2, 1999, pp. 365-387
22. McDonald, J., “A survey of Econometric Models of Office Markets”, *Journal of Real Estate Literature*, Vol. 10 No. 2, 2002, pp. 223-242
23. Mouzakis, F. and D. Richards, “Panel Data Modelling of Prime Office Rents: A Study of 12 Major European Markets”, *Journal of Property Research*, Vol. 24 No. 1, 2007, pp. 31-53
24. De Wit, Ivo and Van Dijk, Ronald, “The Global Determinants of Direct Office Real Estate Returns”, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 26 No. 1, 2003, pp. 27-45

부록

〈부도 1〉 권역별 임대료 추이(3.3m²당 임대료)



〈부도 2〉 권역별 종사자수 추이(단위 : 명)



〈부도 3〉 권역별 재고량 추이(연면적(m²))

