



## 서울시 지식산업센터 가격지수 개발 및 거시경제요인 영향 분석

### Analysis on the Development of Knowledge Industry Center Price Index and Effect of Macroeconomic Factors in Seoul

류강민\* · 송기욱\*\*

Kang Min Ryu · Ki Wook Song

#### ■ Abstract ■

The purpose of this study was to examine relations between actual prices indices and macroeconomic factors for domestic knowledge industry centers. A repeat sales model was used to analyze the relations on the basis of data for actual prices and calculate quarterly indices for knowledge industry centers from 2011 to 2022. Then the analysis was verified by the autoregressive distributed lag (ARDL) and the ARDL error-correction model (ARDL-ECM). The main results are as follows. Firstly, the indices of knowledge industry centers in Seoul reached 228.0 (2011.1Q=100.0), which showed a high 13.4% increase in prices of annual average for the last 5 years. However, the figure was down 7.2% compared to the 2<sup>nd</sup> quarter of 2022, hitting the peak, which means the impact of the rate increase. Secondly, the indices had any relation among them compared with the indices of offices and apartment. The result from the ARDL-ECM demonstrated that there was negative (-) balance for a long or short time between the interest rate and the vacancy of small offices. This study built data of actual prices indices for knowledge industry centers, developed the index through the data and analyzed macroeconomic factors. This study was also expected to be an important basis to help participants in markets understand industrial real estates.

**Keywords:** Knowledge industry center, Macroeconomic factors, Repeat sales model, Actual prices index, Autoregressive distributed lag error-correction model (ARDL-ECM)

\* 알스퀘어 리서치 센터장, 한양대학교 도시공학과 공학박사(주저자) | Director, RSQUARE Research Center; Ph.D., Department of Urban Planning, Hanyang University | First Author | locsword@hanmail.net |

\*\* LH토지주택연구원 수석연구원(교신저자) | Research Fellow, Land & Housing Institute | Corresponding Author | skw81@lh.or.kr |

## 1. 서론

### 1. 연구배경 및 목적

오늘날 지식산업센터는 과거 아파트형 공장이 산업구조의 변화에 따라 지식산업센터로 개편되었다. 지식산업센터의 특징은 용도상으로는 공장에 해당하지만, 실제 입주업종을 보면 공장이 필요하지 않은 업종도 포함하고 있어 사무실로 활용이 가능한 장점을 가지고 있다. 「산업집적활성화 및 공장설립에 관한 법률」 제28조의 5항에서 지식산업센터의 입주가능 업종은 제조업과 지식기반산업, 정보통신산업, 벤처기업 등에 한하며, 동법 시행령 제36조의 4항에 따르면 제조업의 경우에도 환경유해물질을 배출하지 않는 도시형 공장 및 첨단업종에 한정됨으로써 양호한 사무공간을 제공하는 것이 가능하였다(김지연, 2020).

지식산업센터는 대부분 집합건축물로서 오피스에 비해 투자규모가 크지 않아도 손쉽게 투자할 수 있는 장점을 가지고 있다. 또한, 주택과 다르게 투자에 대한 규제도 많지 않아 개인투자자들에게 선호되는 자산이었다. 2020년 초반까지 저금리 기조와 주택시장의 규제 강화로 지식산업센터는 오피스텔과 함께 대체자산으로 선호되어 가격 상승이 관측되고 있다. 김지연(2020)의 연구에 의하면, 2020년 7월 기준 서울시 주요 권역 소재 지식산업센터의 거래가 수준이 최초 분양 당시 분양가 대비 약 2배가량 상승하는 것으로 조사되었다.

그러나 최근 금리 인상으로 인한 투자환경 악화로 가격 하락이 관측되며, 경기 둔화 전망 역시 지식산업센터 시장에 영향을 줄 것으로 생각된

다. 그러나 이러한 상황에서 지식산업센터의 가격동향에 대한 정보를 제공하는 곳은 거의 없으며, 가격지수에 대한 연구 또한 거의 없는 실정이다. 선행연구 역시 매매시장에 대한 연구가 해도닉 특성가격모형을 활용한 결정요인 분석이 주를 이루고 있는 상황이다. 이에 본 연구는 먼저 지식산정을 위한 실거래가 자료구축 방법을 제시하고, 반복매매모형을 이용하여 서울시 지식산업센터 실거래가 매매지수를 산정하였다. 또한 지수를 활용하여 금리 및 타 부동산 지수를 비교하고, 거시경제변수와의 연관성을 시계열 모형을 이용하여 분석하고자 한다.

### 2. 연구방법 및 범위

본 연구는 먼저 반복매매모형을 이용하여 지식산업센터 실거래가 가격지수를 산정하고자 한다. 이를 위해 산업단지공단의 지식산업센터 현황자료를 이용하여 등기부등본과의 주소 대조를 통해 실거래가 자료를 구축하였다. 그 다음 자료의 빈도를 고려하여 2011년부터 2022년까지 48분기의 지수를 도출하였다. 또한, 금리 이외에 오피스와 아파트 등 타 유형 실거래가 지수와의 비교를 통해 지식산업센터 성격을 규명하고, 마지막으로 ARDL(autoregressive distributed lag) 모형을 채택하여 지식산업센터 지수와 거시경제변수와 관계를 살펴보고자 하였다. 종속변수는 지식산업센터 지수를 로그변환한 값이며, 독립변수는 국고채3년 금리와 지식산업센터의 임대상황에 대한 대리지표로 소형 오피스 공실률 지표를 이용하였다. 또한, ARDL의 오차수정모형인 ARDL-

ECM(ARDL error-correction model)을 이용하여 장기균형식을 도출하였다.

## II. 이론적 고찰 및 선행연구 검토

### 1. 지식산업센터 가격 결정요인 연구

국내 지식산업센터 연구는 2000년대 초반 아파트형 공장에서 출발해 2009년 지식산업센터<sup>1)</sup>로 명칭이 변경되었는데, 산업용 부동산 유형으로 개별적 매매형태와 수익적 상품성에 대한 연구가 진행되고 있으나 많지 않은 상황이다. 이 중에서도 본 연구와 밀접한 지식산업센터 매매시장 분야에 대한 분석은 크게 실거래가격에 영향을 미치는 개별적 요인 탐색에 관한 연구가 주를 이루고 있을 뿐, 최근 이슈가 되고 있는 금리 인상의 영향에 대해 참조할만한 지표와 분석이 부족한 실정이다.

선행연구에서 매매시장에 대해 분석한 방법론은 미시적 측면에서 횡단면 자료를 이용한 헤도닉 모형(hedonic model), 공간회귀모형(spatial autoregressive model), 패널모형(panel analysis) 수행에 초점이 맞추어졌다. 먼저 유상준·이상경(2011)은 지식산업센터 분양가 지수 산정을 시도했는데, 금융위기 후 2010년 급격히 오른 160.0~177.6(2003=100.0)으로 매해 연평균 6.9%~8.6%씩 신장한 수치임을 밝혔다. 임필재·이상경(2013)은 부동산114의 서울·경기도 지식산업센

터 호가 매매가 자료를 이용해 공간회귀모형이 종전 유상준·이상경(2011)의 헤도닉모형에 비해 추정 적합도가 뛰어난 방식임을 입증하였다.

배성완·유정석(2016)은 횡단면 외 시계열변수를 동시 고려한 패널분석을 통해 서울디지털산업단지 내 지식산업센터의 매매가격이 이자율(-), 환율(+), 코스피지수(-), 건축허가량(+), 공업지역 지가변동률(+), 등 거기경제변인과 관련성이 깊고, 이를 같이 다른 모형에서도 설명력이 개선되었다. 김기준 외(2017)는 헤도닉모형에서 지식산업센터 실질 분양가가 지역(구로·금천, -), 연면적(+), 지하철역 거리(-), 편심형 코어(-), 상가연계개발(+), 등이 유의미한 영향을 미쳐, 건축계획 및 호별 특성을 반영한 상품개발로 가치를 높일 수 있다고 언급하였다.

이장우·민규식(2019)은 국토교통부 실거래가 공개시스템을 통해 실제 서울 국가산업단지의 지식산업센터 매매가격에 층수(+), 연면적(+), 건설사 순위(+), 유동인구(+), 역세권(+), 경과연수(-), 대형쇼핑몰(-) 등이 영향을 주는 요인으로 나타났다. 조병욱·유주연(2019)은 수도권 산업단지 내 지식산업센터가 1등급 시공사 브랜드(+), 제조업종(-)일수록 실거래가가 낮은 경향이 있는데, 경기보다 서울에서 유의미한 영향력을 보였다. 홍일석(2019)은 서울시 지식산업센터 실거래가를 대상으로 공급면적(-), 경과연수(-), 층수(+), 지하철역 거리(-), 도로폭(+), 지원시설 비율(+), 산단입지(-)가 영향을 미치는 것으로 나타났다.

1) 아파트형공장은 종래의 제조형 업종에서 벗어나 첨단산업, 지식기반산업 집적 및 산업단지 업종 고도화, 지원서비스 제공 등 기능 수행에 부합되게 2009년 법률개정(「산업집적 활성화 및 공장설립에 관한 법률」)과 함께 지식산업센터란 명칭으로 변경되었다(배성완·유정석, 2016).

## 2. 부동산 가격과 거시경제의 관련성 연구

부동산 매매시장은 거시경제의 영향을 받기 때문에, 이에 대한 분석이 주택시장을 비롯하여 다른 부동산 시장에서 많이 다루어지고 있다. 그러나 지식산업센터의 경우, 앞서 언급한 것처럼 이러한 분석이 충분히 이루어지지 못하였다. 국내 지식산업센터 매매가격지수는 산업용 부동산 시장을 대변하는 경기상황, 금리 수준, 정부 정책과 같이 주요 거시경제변수 요인 간 밀접한 바, 이들과의 동태적인 상호 연관성 속에서 이해될 필요가 있다.

부동산 매매가격과 거시경제변수와의 연관성에 관한 연구는 주로 지수를 활용한 시계열 모형을 이용하고 있다. 김연형·정영숙(2006)은 1987년 1분기~2005년 4분기까지 벡터오차수정모형을 통해 전국 주택매매가격이 여전히 주택가격(-) 자체의 변동과 건축허가면적(-)에 영향을 많이 받는 것으로 해석하였다. 김경민(2018) 역시 2004년~2017년간 월단위 시계열로 구축한 벡터자기회귀모형에서 서울 아파트매매가격지수는 종속변수 자체의 영향력을 제외하고 통화량(M2, +)에 의해 설명력이 큰 것으로 나타나, 향후 주택정책 조정의 전략적 지표로 도출하였다.

정유신·이기영(2010)은 반복매매모형을 토대로 서울시 오피스 가격지수를 개발하고, 거시경제변수 중 실질GDP(+), 통화량(+), 종합주가지수(+), 원달러환율(-), 이자율(-)과의 유의미한 관계를 규명하였다. 장성원(2016)은 독립변수를 거시경제변수로만 구성된 서울시 오피스 매매가격지수 헤도닉모형을 구축하였는데, 표준화 계수

( $\alpha$ )값에서 종합주가지수(+), 경제성장률(-), 소비자물가상승률(+), 국고채3년 금리(-) 순으로 상대적인 영향력이 크게 작용하였다. 김원정·여준호(2017)는 전국 아파트매매가격지수는 국내총생산(+), 종합주가지수(+))뿐만 아니라, 한국과 미국의 주택담보대출금리(-)와도 결코 무관하지 않음을 보여주었다. 일례로 오차수정모형식에서 한국과 미국의 주택담보대출금리가 1% 증가할 때, 국내 아파트 매매가격지수는 각각 -1.08%와 -0.04%씩 감소해 부동산 시장에 영향을 주는 요인으로 추정되었다.

이훈자(2017)는 거시경제변수에 주목하여 국민은행에서 제공하는 월별 서울 아파트매매가격지수를 이용한 자기회귀오차모형 분석결과, 불과 1개월전 아파트매매가격지수(+), 주택담보대출금리(-), 코스피주가지수(+) 등 세가지 변인에 의해 약 76.0%가 설명되는 핵심인자로 도출하였다. 류강민·송기욱(2020)은 반복매매모형을 활용한 서울시 오피스 벤치마크 가격지수를 시험적으로 개발·적용하고, 거시경제지표인 GDP(+), 코스피주가지수(+)와 정비례하나, 국고채5년 금리(-)와는 역비례 관계 경향이 뚜렷함을 증명하였다.

## 3. 연구의 차별성

지금까지 살펴본 바와 같이 지식산업센터 선행연구들(〈표 1〉 참조) 상당수가 매매가격에 지역과 입지, 교통, 건축계획, 시점 특성과 같이 영향을 미치는 요인들에 대한 연구가 많은 반면, 금리와 같이 거시경제변수와의 관계를 다루는 연구는 많지 않다. 이러한 관점에서 거시경제변수와의

〈표 1〉 국내 지식산업센터 가격지수 분야 선행연구 검토

분류	연구자 (연도)	대상지역 (표본/관측치)	분석방법 (함수형태)	주 결정요인 (유의미한 독립변수와의 인과관계)	종속변수	비고
지식산업센터 가격 결정요인 연구	유상준 · 이상경 (2011)	서울, 경기 (712)	헤도닉모형 (선형, 반로그)	지역(서울, +), 지하철역 거리(-), 연면적(+), 노후도(-), 건물구조(SRC, +), 층수(-)	m <sup>2</sup> 당 매매가, 분양가, 임대료	◎
	임필재 · 이상경 (2013)	서울, 경기 (115/434)	공간회귀모형 (선형)	연면적(+), 노후도(-), 층수(+), 교차로 인접(+), 공업지역(+), 지하철역 거리(-), 경기 남부(-)	m <sup>2</sup> 당 매매가, 임대료	△
	배성완 · 유정석 (2016)	서울디지털산단 (52/3,941)	패널모형 (이중로그)	층수(+), 준공년도(+), 지하철역 거리(-), 도로폭(+), 이자율(-), 환율(+), 코스피지수(-), 건축허가량(+), 공업지역 자가변동률(+)	전용 m <sup>2</sup> 당 매매가	◎
	김기준 외 (2017)	서울, 경기 (28/6,726)	헤도닉모형 (준로그)	지역(구로/금천, -), 연면적(+), 지하철역 거리(-), 편심형 코어(-), 상가 연계개발(+)	실질 m <sup>2</sup> 당 분양가	△
	이정우 · 민규식 (2019)	서울국가산단 (398)	헤도닉모형 (선형)	층수(+), 연면적(+), 경과연수(-), 건설사 순위(+), 유동인구(+), 역세권(+), 대형쇼핑몰(-)	계약면적 m <sup>2</sup> 당 매매가	△
	조병욱 · 유주연 (2019)	서울, 경기 (1,123)	헤도닉모형 (이중로그)	지하철역 거리(-), 도로폭(+), 경과연수(-), 공급면적(-), 업종(제조업, -)	공급면적 m <sup>2</sup> 당 실거래가	△
	홍일석 (2019)	서울 (519)	헤도닉모형 (준로그)	공급면적(-), 경과연수(-), 층수(+), 지하철역 거리(-), 도로폭(+), 지원시설 비율(+), 산단입지(-)	m <sup>2</sup> 당 실거래가	△
부동산 가격과 거시경제 관련성 연구	김연형 · 정영숙 (2006)	전국 (87.1~05.4Q)	벡터수정오차모형 (VECM)	주택가격(-), 건축허가면적(-)	주택매매가격	○
	정유신 · 이기영 (2010)	서울 (00.1~09.4Q)	벡터자기회귀모형 (VAR)	실질GDP(+), 통화량(+), 종합주가지수(+), 원달러환율(-), 이자율(-)	오피스 매매가격지수	○
	장성원 (2016)	서울 (00.1~14.1Q)	헤도닉모형 (선형)	경제성장률(-), 소비자물가상승률(+), 국고채3년수익률(-), 종합주가지수(+)	오피스 매매가격지수	○
	김원정 · 여준호 (2017)	전국 (03.1~15.12M)	벡터수정오차모형 (VECM)	주택담보대출금리(-), 종합주가지수(+), 국내총생산(+), 미국 주택담보대출금리(-)	아파트 매매가격지수	○
	이훈자 (2017)	전국 (01.9~17.5M)	자기회귀오차모형 (ARE)	아파트매매가격지수(+), 주택담보대출금리(-), 코스피주가지수(+)	아파트 매매가격지수	○
	김경민 (2018)	서울 (04.1~17.12M)	벡터자기회귀모형 (VAR)	아파트매매가격지수(+), 통화량(M2, +)	아파트 매매가격지수	○
	류강민 · 송기욱 (2020)	서울 (99.3~19.4Q)	반복매매모형 MIT/CRE 추정법	GDP(+), 코스피주가지수(+), 국고채5년금리(-)	오피스 매매가격지수	○

주 : 본 연구와의 정합성 평가여부 판단(◎: 매우 높음, ○: 높음, △: 보통, ×: 낮음).

관계를 밝히는 데 활용될 수 있는 실거래 데이터에 기초한 지식산업센터 가격지수 산정하는 것이 의미가 있다고 할 수 있다.

한편, 연구자들마다 거시경제변수 결정요인들

이 조금씩 상이하나, 주택과 오피스 매매가격지수 선행연구들로부터 대체로 경제성장률, 코스피지수, 주택담보대출금리, 통화량, 국고채수익률 등이 공통적으로 거론되고 있음을 유추할 수 있다.

따라서 본 연구는 국토교통부 실거래가 시계열 자료를 이용해 지식산업센터 매매가격지수 개발을 시도함은 물론, 선행연구에서 다루어지지 않았던 거시경제변수와의 상호 연관성을 검증해보고 객관적인 실증모형을 구축하는 최초 연구로 차별성이 있다고 하겠다.

### III. 분석의 틀

#### 1. 기초통계량

본 연구에서 구축한 지식산업센터 매매자료는 실거래가 자료이며, 2006년 1월부터 2022년 12월까지 서울시를 대상으로 하였다. 실거래가 매매자료는 다음과 같은 방식으로 만들어진다. 먼저 서울시 지식산업센터 재고현황은 산업단지공단 홈페이지에서 매월 업데이트하는 전국 지식산업센터현황 정보를 이용하였다. 이 정보 중 서울시 자료만을 추출한 결과, 2023년 1월 기준으로 최종 389개의 지식산업센터가 현존하는 것으로 나타났다.

〈표 2〉와 같이 지역별 분포를 살펴보면, 면적 기준으로 금천구가 가장 많았으며, 뒤를 이어 구로, 성동, 영등포, 송파, 강서 지역 순으로 나타났다. 이들 6개구의 지식산업센터 면적 비중은 약 95%를 점유해 이들 지역을 중심으로 공간적 입지가 치우쳐 있음을 알 수 있다.

다음으로 확보된 서울시 지식산업센터 정보 중 주소정보를 활용하여 인터넷 등기부등본에 주소를 대조하여 실거래 자료를 구축하였다. 인터넷

〈표 2〉 서울시 지역별 지식산업센터 분포 현황

지역	총면적		총건물수	
	천㎡	비중(%)	개수	비중(%)
금천구	6,230	42.4	136	35.0
구로구	2,223	15.1	52	13.4
성동구	1,860	12.7	90	23.1
영등포구	1,578	10.7	45	11.6
송파구	1,103	7.5	17	4.4
강서구	969	6.6	23	5.9
기타	719	4.9	26	6.7
합계	14,681	100.0	389	100.0

자료 : 한국산업단지공단 자료 재정리.

등기소는 주소정보를 입력하면 해당 주소에 대해 거래여부 및 거래가격 정보, 면적정보를 얻을 수 있다. 지식산업센터가 대부분 집합건축물인 관계로 단일 건물에도 여러 소유주가 존재하기 때문에 다수의 실거래가 자료가 발생할 수 있으며, 이를 모두 확인하여 가격 및 면적정보를 확보하였다. 또한, 지식산업센터의 특성상 산업시설과 지원시설이 있으며, 근린생활시설과 같은 지원시설은 주용도인 산업시설과 다른 가격을 형성할 가능성이 높다. 일반적으로 지원시설은 저층에 위치할 가능성이 높기 때문에 3층 이하를 지원시설로 가정하여 가급적 자료에서 제외하였다. 마지막으로 이상치(outlier) 제거를 위해 구별·분기별 ㎡당 가격이 상·하위 1% 이내인 경우도 제거하였다. 자료 구축 결과 사옥으로 쓰이되 거래되지 않은 건물을 제외한 257개 건물에서 거래되었으며, 2006년부터 총 18,283개의 실거래 자료를 확보하였다.

연도별 서울시 지식산업센터 실거래가 자료의 기초통계량은 〈표 3〉처럼, 2022년의 ㎡당 가격



〈표 3〉 서울시 지식산업센터 가격(만 원/㎡) 기초통계량

거래년도	자료수	평균	표준편차	최소값	최대값
2007	7	254	30	200	271
2008	27	275	82	172	410
2009	54	273	54	146	436
2010	61	284	82	38	519
2011	317	344	98	184	604
2012	1,249	319	78	134	648
2013	1,966	333	81	88	680
2014	1,633	331	116	36	766
2015	1,945	348	90	83	647
2016	2,113	390	105	55	1,550
2017	1,384	428	102	160	732
2018	1,426	494	597	52	22,413
2019	1,598	532	169	175	1,037
2020	1,553	601	233	196	1,326
2021	1,964	716	348	211	1,775
2022	935	817	395	189	1,993

은 지속적으로 상승하여 817만 원으로 나타났다. 거래빈도는 2006년부터 존재했으나 많지 않아, 이상치 제거로 제외하였다. 그럼에도 불구하고 2018년 ㎡당 가격의 최대값은 성동구 성수지역이 22,413만 원으로 매우 높았다. 거래빈도는 2007년부터 2010년까지 연간 100건 미만을 기록했는데, 2011년부터 300건 이상의 진전된 거래건수를 보이므로 지수는 비교적 자료수가 많은 2011년부터 분기별로 산정하였다.

또한, 서울 지역별 거래면적과 거래가격, 자료수에 대한 기초통계량은 〈표 4〉와 같이 기술하였다. 전통적인 지식산업센터가 입지한 구로와 금천구는 거래면적이 비교적 많은 편으로 경쟁우위를

〈표 4〉 서울 지역별 지식산업센터 거래면적 및 가격

구분	강서	구로	금천	성동	송파	영등포
거래면적(㎡)	125	156	138	101	83	121
'22년 거래가 (만 원/㎡)	755	623	611	1,523	1,484	957
자료수	1,061	3,305	8,405	1,717	1,493	2,072

점하였다. 반면에 ㎡당 가격은 거래면적과 반비례 관계를 보여, 거래면적이 가장 작은 성동과 송파구의 ㎡당 가격이 높아 대조적이었다. 거래건수 역시 구로와 금천구가 많은 비중을 차지하고 있으며, 강서구가 가장 비중이 적은 특징을 보였다.

## 2. 지수산정 방법

### 1) 반복매매모형

실거래가 지수산정은 헤도닉 특성가격모형과 반복매매모형을 이용하는 방법이 대표적이며, 반복매매모형도 Bailey et al.(1963)의 동일 가중 기하평균 반복매매모형과 Shiller(1991)의 가치 가중 산술평균 반복매매모형으로 구분된다. 본 연구는 거래시점과 거래가격만 알면 지수 산정이 용이한 반복매매모형을 활용하였으며, 집합건축물로 개인투자자의 비중이 많을 것을 감안하여 Bailey et al.(1963)의 동일 가중 모형을 이용하였다. 이 모형에 대한 설명은 류강민·송기욱(2021)을 참조하면 다음과 같다.

〈표 5〉의 예시와 같이 3개의 주택이 3개의 시점 동안 2번 거래된 것으로 거래쌍이 만들어졌으며, 지수를 구하기 위한 행렬은 (식1)과 같이 구성된다.

〈표 5〉 반복매매모형 예시

주택	기간		
	0시점	1시점	2시점
1	$P_{10}$	$P_{11}$	
2	$P_{20}$		$P_{22}$
3		$P_{31}$	$P_{32}$

$$Y = \begin{bmatrix} \ln(P_{11}/P_{10}) \\ \ln(P_{22}/P_{20}) \\ \ln(P_{32}/P_{31}) \end{bmatrix}, X = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \\ -1 & 1 \end{bmatrix}, B = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \end{bmatrix} \quad (\text{식 1})$$

$Y$ 는 종속변수 행렬로 각 주택별로 2번 거래된 가격의 로그변환된 변동률,  $X$ 는 독립변수,  $B$ 는 계수 행렬을 의미한다.  $B$ 행렬의 원소인  $\hat{\beta}_1$ 은 기준시점인 0시점에서 1시점의 로그변환된 평균 변동률을 뜻하며,  $\hat{\beta}_2$ 는 0시점에서 2시점의 로그변환된 평균 변동률을 말한다. 독립변수의 행렬은 1시점과 2시점에 거래된 경우를 말하며, 첫 번째 거래된 경우는 -1, 두 번째 거래된 경우 1, 나머지는 0의 값을 가진다. 계수행렬은 다음의 (식 2)와 같이 OLS로 도출된다.

$$B = (X'X)^{-1}X'Y \quad (\text{식 2})$$

추정된 계수는 (식 3)과 같이 나타나며,  $\hat{\beta}_1$ 은 주택 1의 0시점과 1시점의 로그변환된 가격변동률과 주택 2의 0시점과 2시점의 가격변동률  $\ln(P_{22}/P_{20})$ 에서 주택 3의 1시점과 2시점의 가격변동률  $\ln(P_{11}/P_{10})$ 을 뺀 것으로 주택 2와 주택 3의 가격변동률을 빼면 또 하나의 0시점에서 1시점의 가격변동률이 된다. 이렇게 계산된 0시점과

1시점의 가격변동률은 가중치 2/3과 1/3로 가중평균되어  $\hat{\beta}_1$ 이 만들어진다.  $\hat{\beta}_2$ 도 마찬가지로 각각 만들어진 0시점과 2시점의 각각의 가격변동률이 가중평균된 변동률을 의미한다.

$$\hat{\beta}_1 = \frac{2}{3} \ln \frac{P_{11}}{P_{10}} + \frac{1}{3} \left( \ln \frac{P_{22}}{P_{20}} - \ln \frac{P_{32}}{P_{31}} \right) \\ \hat{\beta}_2 = \frac{2}{3} \ln \frac{P_{22}}{P_{20}} + \frac{1}{3} \left( \ln \frac{P_{11}}{P_{10}} + \ln \frac{P_{32}}{P_{31}} \right) \quad (\text{식 3})$$

$t$  시점의 지수는  $I_t = \exp(\hat{\beta}_t) \times 100$ 으로 되며, 이는 기준시점의 가격을 100이라 할 때  $t$ 시점의 가격의 수준을 의미하게 된다.

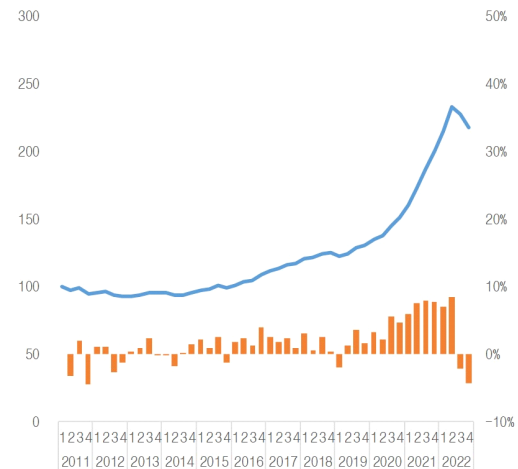
## 2) 동일부동산 가정과 가중치

한국부동산원의 아파트 실거래가 지수는 주소, 건물동, 면적그룹, 층그룹 등이 같은 경우 동일주택으로 가정하여 지수를 구한다. 동일주택 가정은 지수에 활용되는 자료와 연관되며, 동일주택 가정이 엄격할수록 두 번 거래된 거래쌍 형성이 쉽지 않기 때문에 지수에 포함되지 않는 자료가 적어져 지수의 대표성에 문제가 된다. 반면에 동일주택 가정이 엄격하지 않을수록 지수산정에 활용되는 자료는 많지만 정확성에 문제가 발생할 수 있다. 따라서 적절한 동일주택에 대한 가정이 필요하며, 본 연구는 주소가 같은 경우를 동일부동산으로 가정하였다. 면적의 경우 기업 인력에 따라 다르기 때문에, 아파트와 같이 정형화되어 있지 않아 가정에서 제외되었다. 이러한 동일부동산 가정에 의해 지수산정에 활용된 지식산업센터 자료는 전체 자료의 98.4%로 높은 자료이용률을



보이는 것으로 나타났다.

또한, 반복매매모형으로 지수를 산정할 때 거래면적을 가중치로 하였다. 한국부동산원은 동일주택 가정에 따라 동일주택이 같은 시점에 다수 발생할 수 있으며, 거래빈도가 가중치로 고려되고 있다. 본 연구는 아파트와 달리 면적이 정형화되어 있지 않고, 면적이 클수록 거래금액과 공실률과 같이 시장에 미치는 영향이 더 클 것이라고 생각되기 때문에 가중치로 고려하였다. 기타 거래시기는 계약일과 잔금시점으로 구분될 수 있는데, 계약일을 거래시기로 고려하였다.



〈그림 1〉 지식산업센터 가격지수(2011.1Q=100.0)

#### Ⅳ. 서울시 지식산업센터 가격지수 산정 및 타 지수 비교

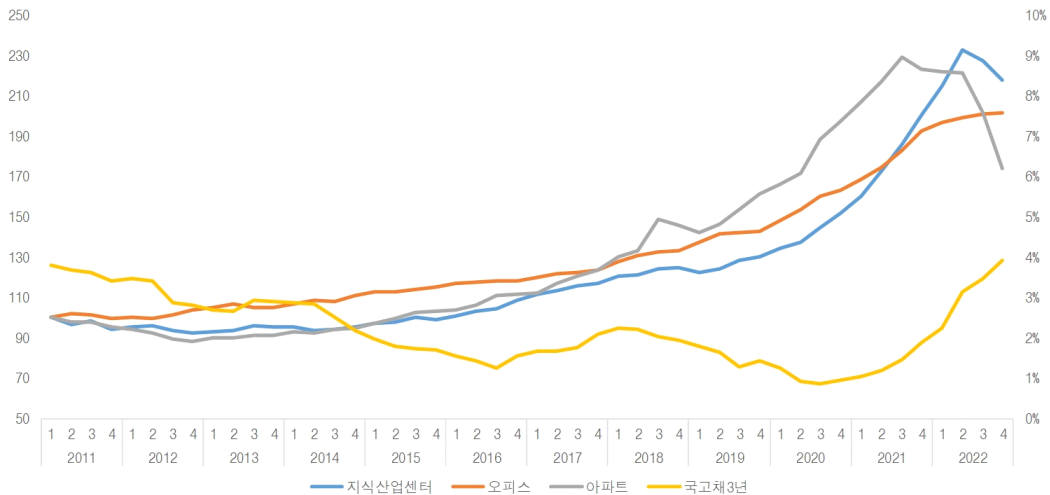
##### 1. 서울시 지식산업센터 가격지수 산정 결과

서울시 지식산업센터 가격지수 시험산정 결과, 〈그림 1〉과 같이 지수 변화가 안정적으로 나타났다. 2015년에는 전년 동기 대비 4.1% 상승하였으나, 2016년 9.8%, 2017년 7.7%, 2018년 6.6%로 높은 상승률을 보였다. 2019년은 4.4%의 상승률로 추세가 잠시 주춤했으나, 2020년 16.2%, 2021년 32.4%로 10% 이상의 상승률을, 22년 2분기까지 상승하다 하락세를 보여 2022년 4분기에는 고점인 2분기 대비 6.4%가 하락하였다. 이러한 가격추세는 금리와 아파트, 오피스 가격과 깊은 연관성을 가질 것으로 추측된다.<sup>2)</sup>

##### 2. 타 유형별 지수와의 비교

본 연구에서 산정한 서울시 지식산업센터 이외에 타 부동산 유형인 아파트, 오피스의 매매가격 추세와 금리를 비교하고자 한다. 아파트와 오피스 매매가격은 각각 한국부동산원의 실거래 가격지수 및 KB국민은행의 서울 오피스 지수로 두 지수 모두 실거래 가격을 이용한 지수이다. 그 밖에 국고채 3년 금리를 고려한 추이가 〈그림 2〉와 같이 표현된다. 우선 지식산업센터는 2018년 이전까지 오피스보다는 아파트와 비슷한 추세에, 2019년과 2020년 역시 시차는 조금 있으나 아파트와 같이 큰 폭의 상승률을 보였다. 반면 2021년 3분기부터 아파트 가격의 큰 하락세에 비해, 지식산업센터는 2022년 3분기가 되어서야 가격 하락이 나타났다으며, 금리 영향이 비교적 적은 오피스와 유사한 추세를 보였다.<sup>3)</sup>

2) 분기별 지수산정 결과는 〈부록 1〉에 수록하였다.



〈그림 2〉 지식산업센터와 타 유형과의 실거래 가격지수 비교(지수 2011.1Q=100.0)

금리와와의 관계를 살펴보면 아파트는 2018년부터 반비례 관계가 비교적 뚜렷하게 나타난 반면, 지식산업센터는 금리 상승에도 불구하고 높은 가격상승세를 보이다 2022년 3분기부터 하락하였고, 오피스는 가격상승세는 둔화되었으나 금리 인상에도 가격 상승을 유지하여 왔다.

이와 같이 지식산업센터의 가격 추세가 오피스와 아파트의 중간적인 성격을 가지고 있는 이유는 그 특성과 연관이 있는 것으로 판단된다. 즉 지식산업센터는 오피스와 같이 임대수요가 사무직 종사자수에 기반하기 때문에 오피스 시장과 유사한 관계를 가질 가능성이 있다. 또한, 최근 아파트와 시차를 가지고 높게 상승한 지식산업센터의 가격 변화를 볼 때, 집합건축물인 관계로 개인투자자의 접근이 비교적 양호하고 아파트와 다르게 LTV나 주택시장의 세제와 다르기 때문에 대체투자

선호된 결과로 해석할 수 있다.

## V. 거시경제영향 분석

본 장에서는 지식산업센터의 거시경제영향을 분석하기 위해 ARDL 모형과 ARDL-ECM을 이용하여 거시경제변수와 공적분 여부와 장기균형 관계를 살펴보고자 한다. 일반적으로 공적분 검정은 Johansen(1988) 또는 Johansen and Juselius(1990)의 공적분 검정방법이 활용되는데, 이 검정방법은 대표본을 전제로 활용되는 검정방법으로 표본수가 적을 경우 검정의 신뢰도에 문제가 발생할 가능성이 있다고 알려져 있다. 따라서 소표본의 경우 ARDL의 한계검정법(bound test)을 이용하여 검정하는 것이 바람직하며, ARDL

3) 지식산업센터 가격지수가 분기 단위로 작성되었기 때문에 아파트는 3, 6, 9, 12월의 지수값을 분기값으로 하였고, 모든 유형의 지수를 2011년 1분기를 기준시점인 100.0으로 조정하였다. 지수 조정은  $t$ 시점 지수값 / 기준시점 지수값  $\times 100$ 으로 할 수 있다.

모형의 연장선이라고 할 수 있는 ARDL-ECM을 통해 장기균형식을 도출할 수 있다.<sup>4)</sup>

Pesaran et al.(2001)는 ARDL 모형을 이용하여 변수 간의 장기적 관계인 공적분 여부를 검증하는 방법을 제시하였는데, ARDL 모형은 t시점의 수준값  $Y_t$ 를 종속변수로 하고, 독립변수로는 종속변수의 과거시차값  $Y_{t-i}$ 과 다른 변수의 현재 수준값  $X_{j,t}$  및 과거 시차값  $X_{j,t-i}$ 의 함수로 구성된다. 일반적인 형태는 아래의 (식 4)와 같다.

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \gamma_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^{q_j} \beta_{j,i} X_{j,t-i} + \epsilon_t \quad (\text{식 4})$$

위 (식 4)에서 공적분 여부를 판단하기 위해서는 다음과 같은 절차를 가진다. 먼저 (식 4)의 양변을 차분하고, 차분되지 않은 1기전 과거시차값 변수가 모두 포함된 비제약 오차수정모형을 구한다.

$$\begin{aligned} \Delta Y_t = & - \sum_{i=1}^p \gamma_i^* \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^{q_j} \beta_{j,i}^* \Delta X_{j,t-i} \\ & - \rho Y_{t-1} - \alpha - \sum_{j=1}^k \delta_j X_{j,t-1} + \epsilon_t \end{aligned} \quad (\text{식 5})$$

상기의 (식 5)에서 1기 전 과거시차값 변수의 계수를 모두 0으로 제약한 제약 오차수정모형을 고려하면, 검정통계량을 추정할 수 있다. 즉 귀무가설( $\rho=0, \delta_1=\delta_2=\dots=\delta_k=0$ )을 F검정인 Wald 검정을 시행하여 귀무가설을 기각할 수 있다면, 변수 간에 공적분 관계가 존재한다고 말할 수 있으며, 이를 한계검정법이라 한다(류강민·송기욱,

2022).

다음으로 ADRL-ECM 모형을 유도하기 위해 (식 4)에서 독립변수가  $X$ 와  $Z$ 인 것으로 변형하면 다음의 (식 6)과 같이 다시 정리할 수 있다.

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \gamma_i Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \beta_i X_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \delta_i Z_{t-i} + \epsilon_t \quad (\text{식 6})$$

(식 6)에서 좌변과 우변을 수준변수와 차분항으로 분리한 다음, 종속변수의 차분항만 남겨두고 우변으로 이동하여 차분항과 수준변수항으로 구분할 수 있다.

$$\begin{aligned} \Delta Y_t = & \alpha + \sum_{i=0}^{q_1} \beta_i \Delta X_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \delta_i \Delta Z_{t-i} \\ & - \left( Y_{t-1} - (1+\gamma_1) - \sum_{i=1}^p \gamma_i Y_{t-i-1} - \sum_{i=0}^{q_1} \beta_i X_{t-i-1} \right. \\ & \quad \left. - \sum_{i=0}^{q_2} \delta_i Z_{t-i-1} \right) \\ & + \epsilon_t \end{aligned} \quad (\text{식 7})$$

장기균형이 존재할 경우 (식 7) 우변의 대괄호 부분은 오차수정항( $ECT_{t-1}$ )으로 변환되어 오차수정모형을 도출할 수 있다.

$$\begin{aligned} \Delta Y_t = & \alpha + \sum_{i=0}^{q_1} \beta_i \Delta X_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \delta_i \Delta Z_{t-i} \\ & - (1 - \sum_{i=1}^p \gamma_i) ECT_{t-1} + \epsilon_t \end{aligned} \quad (\text{식 8})$$

한편 공적분 관계를 살펴보기 위한 변수로는 서울시 연면적 5,000평 미만의 소형 오피스 공실

4) ARDL 모형 및 ARDL-ECM에 대한 설명은 류강민·송기욱(2022)을 참조하기 바란다.

들과 국고채 3년 금리변수를 활용하였다. 소형 오피스의 공실률을 활용하는 이유는 지식산업센터 용도상 흔히 공장이나 사무실로 쓰이며, 입주기업 제한으로 중소기업, 벤처기업 등이 입주한다. 마찬가지로 소형 오피스의 경우 대형보다 임대료가 저렴하기 때문에 지식산업센터와 유사한 업종의 임차인이 입주할 확률이 높다. 반면 지식산업센터의 경우 시장에 임대상황을 제시하는 지표가 없는 상황이라, 소형 오피스 임대시장이 지식산업센터와 유사할 것이라 가정하여, 소형 오피스 빌딩의 공실률을 대리변수로 채택하였다. 금리는 재정거래 조건 및 대출에 대한 부담을 나타내는 지표로 가격에 음의 영향을 미칠 가능성이 높다.

이들 자료는 지식산업센터의 가격지수가 존재하는 2011년 1분기부터 2022년 4분기까지 48개 시계열을 가진 소표본이며, 지식산업센터 매매지수와 금리, 공실률 모두 수준변수에서 단위근을 가지며, 차분한 결과 <표 6>과 같이 정상시계열로 나타나 모든 변수가 1차 적분된 I(1)임을 확인할 수 있다.

ARDL 결과는 <표 7>과 같이 지식산업센터 매매지수는 2차, 국고채 3년 금리는 1차, 소형 오피스 공실률은 시차가 없는 ARDL(2,1,0)일 때 AIC 값이 가장 작은 것으로 나타났다. 변수별로는 1분기 전의 지식산업센터 가격지수와 1분기 전의 국고채 3년 변수, 동시점의 소형 오피스 공실률 변수가 유의수준 5% 내에서 유의하게 나타났다. 또한 공적분 여부를 파악하기 위해 한계 검정 결과, 유의수준 1% 내에서 모든 변수가 적분된 변수일 때의 임계값인  $F[I(1)]=5.00$ 보다 통계량 7.65가 높은 것으로 나타나, 공적분이 존재함을 알 수 있다.

<표 6> 단위근 검정 결과(귀무가설: 단위근이 존재한다)

모형	ADF		P.P	
	수준	차분	수준	차분
ln자산 가격지수	1.19	-2.35**	2.73	-2.32**
국고채3년	0.90	-5.00***	-0.72	4.66***
소형오피스 공실률	-0.84	-5.13***	-0.81	-5.12***

주 : 1) \*  $p<0.1$ , \*\*  $p<0.05$ , \*\*\*  $p<0.01$ .

2) ADF, augmented Dickey-Fuller; P.P, Philip Peron.

<표 7> ARDL 모형 결과(종속변수: ln자산가격지수)

모형	ARDL(2, 1, 0)	
	추정계수	t-value
상수항	0.372***	3.376
ln자산가격지수(-1)	1.228***	8.217
ln자산가격지수(-2)	-0.277*	-1.812
국고채3년	2.412	1.681
국고채3년(-1)	-5.516***	-3.639
소형오피스공실률	-0.874***	-2.744
R-sq.(Adj.R-sq.)	0.9954(0.9951)	
한계검정(유의 1%)	$F=7.65$ , $F[I(0)]=4.13$ , $F[I(1)]=5.00$	
표본수	46	

주 : 1) \*  $p<0.1$ , \*\*  $p<0.05$ , \*\*\*  $p<0.01$ .

2) ARDL, autoregressive distributed lag.

변수별로는 국고채 3년 금리 변수가 1분기의 시차를 가지고 가격지수에 음의 영향을 미치며, 소형 오피스 공실률 역시 동일하게 가격지수에 음의 영향을 미치는 것으로 나타나 이론에 부합하였다.

ARDL의 오차수정모형 결과는 <표 8>과 같이 단기 국고채3년 변수를 제외한 모든 변수가 유의수준 5% 내에서 유의한 가운데, 국고채 3년 금리 변수도 단기적으로 유의수준 10% 내에서 유의한

〈표 8〉 ARDL-ECM 결과(종속변수: D(ln자산가격지수))

변수	추정계수	t-value
D(ln자산가격지수(-1))	0.264**	2.344
D(국고채3년)	2.302*	1.970
D(소형오피스공실률)	-1.345**	-2.352
ECT(-1)	-0.048***	-5.984
ECT=ln자산가격지수-[-62.740***×국고채3년 -17.658***×소형오피스 공실률+7.509***]		

주 : 1) \* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01.

2) ARDL-ECM, autoregressive distributed lag error-correction model.

것으로 나타났다. 장기균형식 결과를 살펴보면, 국고채 3년 금리가 1%p 상승할 때 지식산업센터 매매 가격은  $[\exp(-62.740/100)-1] \times 100\% = 46.6\%$  하락한다. 또한, 균형속도를 의미하는 ECT(-1)의 계수를 곱하면 다른 조건이 일정할 때 다음 분기에는 장기 효과로 인해  $2.2\%(=46.6\% \times 0.048)$  하락하고, 장기균형에 이르기까지 지속적으로 하락하게 된다.<sup>5)</sup> 다만 금리의 영향이 다소 크게 나타난 것으로 보이는데, 이는 금리 인하시기에 지식산업센터 가격 상승이 크게 일어났기 때문으로 판단된다.<sup>6)</sup> 단기적으로 국고채 3년 금리의 영향은 유의수준 5% 내에 해당하지 않으나 10% 내에는 유의하게 나타나  $[\exp(2.302/100)-1] \times 100\% = 2.3\%$  상승하는 것으로 예측된다. 따라서 금리가 1%p 상승할 때 동분기에는 2.3% 상승하다가, 오히려 1분기 뒤에 2.2%는 하락하고, 그 뒤에는 2.2%보다 적은 값으로 지속적인 하락을 맞이하

게 된다. 국고채 3년 변수는 장기와 단기의 부호가 다르게 나타나지만 계수의 절대값 차이가 상당한 차이를 가진 것으로 나타나, 결과적으로 금리와 가격의 관계는 음의 방향의 관계를 보였다.

소형 오피스 공실률도 마찬가지로 지식산업센터 매매가격에 장단기로 영향을 주며, 공실률이 1%p 상승할 때 매매가격은 단기는 1.3%, 장기는 총 16.2%가 기간별로 분배되어 꾸준히 하락하게 됨을 알 수 있다.

## VI. 결론

최종적으로 본 연구는 그 동안 헤도닉 특성이 가격모형 위주로 분석되어 왔던 지식산업센터 매매 시장에 대해 가격의 변화를 알 수 있는 실거래가 지수를 서울시 대상으로 시험 산정하였다. 지수는 Bailey et al.(1963)의 반복매매모형을 활용하였고, 대체로 안정적인 지수 결과를 보였다. 또한 금리 및 아파트, 오피스 실거래가 지수와와의 비교를 통해 이들 지표가 지식산업센터의 가격과 밀접한 연관성이 있음을 확인하였고, ARDL 모형과 ARDL-ECM을 이용하여 가격이 금리와 소형 오피스 공실률에 장기 또는 단기로 음의 영향을 받는 것을 알 수 있었다.

이처럼 본 연구는 기존에 지식산업센터 시장에서 연구되지 않았던 가격지수를 시험 산정하고,

5) 그러나 다음 시기부터는 장·단기 금리의 영향으로 지식산업센터 지수가 일부 조정되었기 때문에, 초기 영향력인 2.2% 하락보다 적은 영향을 미친다.

6) 물가상승에 의한 영향을 제외하기 위해 가격지수에 소비자 물가지수를 나누어 준 결과, 금리의 총 장기영향은 41.0% 하락하는 것으로 나타났다. 물가상승을 고려한 결과는 〈부록 2〉에 추가하였다.

지수 산정에 필요한 자료 구축방법도 소개하였다. 또한 지수를 활용하여 타 부동산 시장 및 거시경제요인과의 관계를 실증적으로 파악하였다는 점에 의의가 있으며, 향후 투자를 위한 전망이나 분석, 정책 의사결정에 있어서도 도움이 될 것으로 보인다. 특히 지식산업센터의 경우 주택시장에서 적용되는 규제가 많지 않아 개인투자자들이 주택 대신 투자하는 자산으로 여겨졌으며, 2019년에서 2021년까지는 주택이나 오피스보다 가격 상승이 더 높게 나타나 과열된 상황을 보이기도 하였다. 이와 같은 시장의 상황은 투자와 분석에 주의가 필요하며, 투자 과열 또는 시장침체에 따른 지원책 수립에 있어서도 가격지수가 유의한 지표가 될 수 있음을 말해준다. 그러나 본 연구에서 산정한 지식산업센터 가격지수는 성수지역과 같이 활성화된 곳과 기존 공급지역인 구로 등 선호가 감소하는 지역처럼 차별적으로 세분화된 하위 시장을 고려하지 못하고 전체적인 지수를 산정하는 한계를 지닌다. 이는 앞서 살펴본 것과 같이 지식산업센터의 자료수가 적은 것에 기인한다. 이와 더불어 지식산업센터에 투자하는 개인투자자의 성향이나 영향을 미치는 다양한 거시경제변수들이 추가로 개발되지 못한 점과 임대시장 정보가 부족하여 오피스 시장의 상황을 차용할 수밖에 없는 사항 등 지식산업센터 시장에 대한 정보 부족으로 실증분석에 근원적 한계를 갖는다. 마지막으로 본 자료의 시계열 자료가 많지 않고, 금리가 하락하는 기간이 하락하는 기간보다 상대적으로 길어 금리 변동에 따른 가격 변동에 대해 제대로 된 추정이 이루어지지 못한 한계가 있다. 이에 대한 미비점을 보완한 추가 상세분석이 향후 필요하

며, 본 연구에서 산정한 가격지수를 통해 다른 변수들과의 관계를 고려한 다양한 시계열 분석들도 진행되어야 할 것이다.

## ORCID

류강민 <https://orcid.org/0000-0001-6094-7691>

송기욱 <https://orcid.org/0000-0002-1683-024X>

## 참고문헌

1. 김경민, 2018, 「서울아파트시장과 거시경제변수 요인들 간 동학적 상관관계 분석」, 『부동산학보』, 73:115-129.
2. 김기준·김형근·정택수·신종철, 2017, 「지식산업센터의 가격결정요인에 관한 연구」, 『부동산학연구』, 23(3):71-85.
3. 김연형·정영숙, 2006, 「주택가격과 거시경제 변수 간의 시계열분석」, 『Journal of The Korean Data Analysis Society』, 8(6):2383-2398.
4. 김원정·여준호, 2017, 「시계열분석을 통한 아파트 매매가격지수와 타 거시경제 변수들과의 상호관계 분석」, 『경제연구』, 35(1):1-17.
5. 김지연, 2020, 「지식산업센터에 대한 이해와 동향」, 서울: KB경영연구소.
6. 류강민·송기욱, 2020, 「반복매매모형을 활용한 서울시 오피스 벤치마크 가격지수 개발 및 시험적 적용 연구」, 『LHI Journal』, 11(2):33-46.
7. \_\_\_\_\_, 2021, 「실거래가를 이용한 서울시 오피스텔 가격지수 산정에 관한 연구」, 『LHI Journal』, 12(2):33-45.



8. \_\_\_\_\_, 2022, 「서울시 프라임 오피스 빌딩의 관리비 성격에 관한 연구」, 『부동산분석』, 8(3):137-151.
9. 배성완 · 유정석, 2016, 「서울디지털산업단지 지식 산업센터 가격결정요인 분석」, 『도시행정학보』, 29(1): 109-126.
10. 유상준 · 이상경, 2011, 「지식산업센터 가격 및 임대료 결정요인 분석: 입지 및 구조특성을 중심으로」, 『국토계획』, 46(5):193-203.
11. 이장우 · 민규식, 2019, 「서울 국가산업단지의 지식 산업센터 가격결정요인에 관한 연구」, 『대한부동산 학회지』, 37(2):39-57.
12. 이훈자, 2017, 「아파트매매가격지수와 거시경제 변수에 관한 시계열모형 연구」, 『한국데이터정보 과학회지』, 28(6):1471-1479.
13. 임필재 · 이상경, 2013, 「공간자기상관을 고려한 수도권 지식산업센터 매매가 및 임대료 모형 구축에 관한 연구」, 『부동산학연구』, 19(2):5-20.
14. 장성원, 2016, 「거시경제변수가 오피스빌딩 매매 가격 지수에 미치는 영향 요인 연구」, 『지역사회 발전학회논문집』, 41(1):56-64.
15. 정유신 · 이기영, 2010, 「오피스 가격지수의 개발 및 거시경제변수와의 관계에 관한 연구」, 『부동산 학보』, 43:184-199.
16. 조병욱 · 유주연, 2019, 「수도권 산업단지 내 지식 산업센터 매매가격 결정요인 연구」, 『부동산연구』, 29(2):39-51.
17. 홍일석, 2019, 「서울지역 지식산업센터 가격결정 요인 영향력 분석」, 『인문사회21』, 10(3):1011-1020.
18. Bailey, M. J., R. F. Muth, and H. O. Nourse, 1963, "A regression method for real estimate price index construction," *Journal of the American Statistical Association*, 58(304):933-942.
19. Johansen, S., 1988, "Statistical analysis of co-integration vectors," *Journal of Economic Dynamics and Controls*, 12(2-3):231-254.
20. Johansen, S. and K. Juselius, 1990, "Maximum likelihood estimation and inference on co-integration: With applications to the demand for money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2):169-210.
21. Shiller, R. J., 1991, "Arithmetic repeat sales price estimators," *Journal of Housing Economics*, 1(1):110-126.

---

논문접수일: 2023년 2월 27일

심사(수정)일: 2023년 4월 7일

게재확정일: 2023년 4월 13일

## 국문초록

본 연구의 목적은 국내 지식산업센터의 실거래가 지수 산정과 거시경제요인과의 연관성을 살펴보는 것이다. 분석방법은 실거래가 자료에 기반한 반복매매모형을 이용하여 2011년부터 2022년까지 지식산업센터 분기별 지수를 시험 산정하고, ARDL(autoregressive distributed lag) 모형, ARDL-ECM(ARDL error-correction model)으로 검증하였다. 본 연구의 주요 분석 결과는 다음과 같이 간단히 요약·정리할 수 있다. 첫째, 2022년말 서울시 지식산업센터 지수는 228.0(2011.1Q=100.0)로 최근 5년간 연평균 13.4%의 높은 가격상승률을 보였다. 다만 이 수치는 고점이었던 2022년 2분기 대비 7.2% 하락한 것으로 금리 인상의 영향이 나타난 것으로 보인다. 둘째, 지식산업센터 지수는 오피스와 아파트 지수 간 비교를 통해 상호 연관성이 존재하는 것으로 보인다. 그리고 ARDL-ECM을 이용한 분석결과에서 금리와 소형 오피스 공실률과는 장·단기로 음(-)의 균형관계가 성립함을 확인하였다. 이처럼 본 연구는 지식산업센터 실거래가 자료의 구축 방법과 이를 활용한 지수의 개발과 더불어 거시경제와의 분석을 함으로써 시장참여자들이 산업용 부동산 시장을 이해하는 데 유용한 기초자료가 될 것이다.

주제어 : 지식산업센터, 거시경제요인, 반복매매모형, 실거래가 지수, ARDL-ECM(autoregressive distributed lag error-correction model)

## 부록 1. 실거래가 매매지수 산정결과

〈표 A-1〉 ARDL 모형 결과(종속변수: ln자산가격 지수)

년도	분기	계수	표준오차	t-value	지수 (exp(계수)×100)	년도	분기	계수	표준오차	t-value	지수 (exp(계수)×100)
2011	1				100.0	2017	1	0.136	0.037	3.64	114.6
	2	0.003	0.020	0.17	100.3		2	0.159	0.038	4.22	117.2
	3	-0.001	0.025	-0.03	99.9		3	0.183	0.038	4.82	120.1
	4	-0.040	0.028	-1.42	96.1		4	0.196	0.038	5.10	121.6
2012	1	-0.027	0.029	-0.95	97.3	2018	1	0.229	0.039	5.91	125.7
	2	-0.020	0.030	-0.67	98.0		2	0.240	0.039	6.14	127.1
	3	-0.039	0.030	-1.29	96.2		3	0.272	0.039	6.91	131.3
	4	-0.053	0.031	-1.72	94.9		4	0.278	0.040	7.02	132.0
2013	1	-0.049	0.031	-1.59	95.2	2019	1	0.261	0.040	6.55	129.9
	2	-0.041	0.031	-1.31	96.0		2	0.272	0.040	6.73	131.2
	3	-0.018	0.032	-0.58	98.2		3	0.307	0.041	7.55	135.9
	4	-0.015	0.032	-0.47	98.5		4	0.324	0.041	7.92	138.2
2014	1	-0.023	0.033	-0.70	97.7	2020	1	0.352	0.041	8.55	142.1
	2	-0.029	0.033	-0.88	97.1		2	0.378	0.041	9.12	145.9
	3	-0.027	0.034	-0.80	97.4		3	0.421	0.042	10.13	152.3
	4	-0.020	0.034	-0.58	98.1		4	0.465	0.042	11.09	159.2
2015	1	0.003	0.034	0.08	100.3	2021	1	0.523	0.042	12.45	168.7
	2	0.011	0.035	0.31	101.1		2	0.597	0.042	14.16	181.7
	3	0.032	0.035	0.92	103.3		3	0.665	0.042	15.67	194.5
	4	0.015	0.036	0.43	101.5		4	0.749	0.043	17.54	211.4
2016	1	0.033	0.036	0.92	103.4	2022	1	0.815	0.043	19.00	225.9
	2	0.060	0.036	1.65	106.2		2	0.899	0.043	20.76	245.6
	3	0.069	0.037	1.87	107.1		3	0.881	0.045	19.56	241.3
	4	0.104	0.037	2.81	111.0		4	0.824	0.047	17.42	228.0

주 : 1) 거래분기로 표현되어 있으나 실제로는 -1, 0, 1의 값을 가지는 시점 더미변수임.

2) ARDL, autoregressive distributed lag.

## 부록 2. 물가상승 보정 ARDL 결과

〈표 A-2〉 ARDL 모형 결과(종속변수: ln자산가격 지수)

모형	ARDL(2, 1, 0)	
변수	추정계수	t-value
상수항	0.137***	4.210
ln자산가격 지수(-1)	1.242***	8.319
ln자산가격 지수(-2)	-0.298*	-1.955
국고채3년	1.483	1.142
국고채3년(-1)	-4.455***	-3.220
소형오피스공실률	-0.819***	-2.720
R-sq.(Adj. R-sq.)	0.9959(0.9954)	
한계검정(유의 1%)	F=7.42, F[l(0)]=4.13, F[l(1)]=5.00	
표본수	46	

주 : 1) \* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01.

2) ARDL, autoregressive distributed lag.

〈표 A-3〉 ARDL-ECM 결과(종속변수: D(ln자산가격지수))

변수	추정계수	t-value
D(ln자산가격지수(-1))	0.286**	2.465
D(국고채3년)	1.388*	1.317
D(소형오피스공실률)	-1.205**	-2.310
ECT(-1)	-0.055***	-5.892

ECT=ln자산가격지수-[-52.698\*\*\*×국고채3년  
-14.527\*\*\*×소형오피스 공실률+2.434\*\*\*]

주 : 1) \* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01.

2) ARDL-ECM, autoregressive distributed lag error-correction model.