



서울시 오피스 가격 거품 추정 연구

Estimation of Bubbles in Seoul Office Price

류강민* · 송기욱**

Kang Min Ryu · Ki Wook Song

Abstract

Office sales prices in Seoul have recently been showing slight declines or increases despite successive interest rate hikes and raised the question of bubbles. Until now, bubble tests have mainly been applied to the housing market, and few studies have been conducted on the office market. This study focused on bubble tests according to different times and showed that growing rational bubbles could theoretically exist in efficient markets with the method of Undetermined Coefficient. The empirical analysis utilized autoregressive distributed lag-error correction model, which allows cointegration tests and long-run equilibrium models in spite of a few samples given limited time series data. Using 90 references of time series from 2001Q1 to 2023Q2 for Seoul, the results showed that bubble terms from 2006Q4 to 2008Q3 and from 2021Q3 to 2022Q3, when prices increased along with interest rate hikes, were significant. In addition, the terms from 2022Q4 have not been significant, which means that recent office prices has dissipated growing bubbles. These results could be used for future market analysis, investment, and policy.

Keywords: Seoul, Office market, Rational bubble, Method of undetermined coefficient, Autoregressive distributed lag-error correction model (ARDL-ECM)

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

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

1. 서론

2008년 글로벌 금융위기 이후 우리나라를 비롯한 대부분의 글로벌 국가들은 경기 부양을 위해 저금리 정책을 추진하였다. 그리고 2020년 팬데믹으로 불리는 코로나19는 전세계적으로 경제와 사회를 비롯한 여러 분야에 큰 영향을 미쳤으며, 특히 경기침체에 대한 우려로 기존의 저금리보다 더 낮은 금리 인하 정책이 이루어졌다. 한국은행 역시 이러한 금리 인하 기조에 따라 기준금리를 1999년 이후 가장 낮은 0.5%로 낮추게 되었다. 금리 인하로 국내외 할 것 없이 주택과 오피스, 지식산업센터, 물류 등 다양한 유형의 부동산 가격이 높게 상승하게 되었다. 그러나 부동산 가격 상승과 더불어 물가 또한 높게 상승하면서 2021년부터 기준금리 인상이 다시 이루어지게 되었다. 2023년 12월 현재 한국은행 기준금리는 3.5%로 2008년 글로벌 금융위기 이후 가장 높은 수준을 보여 물가를 비롯한 부동산 가격 하락에 압력을 주고 있다. 짧은 기간 동안 연이은 금리 인화와 인상은 국내 부동산 시장에도 영향을 미쳐 콜리크스터와 같은 가격상승과 하락을 불러왔다. 한국부동산원의 서울 아파트 실거래가 지수는 2020년 1월부터 2021년 10월까지 25.5%의 가격상승률을 기록하였으나, 2023년 1월에는 141.9포인트로 25%가 하락하였으며, 연립다세대 역시 큰 폭의 가격 상승과 하락이 이루어졌다. 또한, 알스퀘어 보고서에 의하면 서울 지식산업센터의 가격이 2021년과 2022년 상반기까지 연간 20%의 높은 가격상승이 이루어졌으나, 2023년 3분기에 고점 대비 15%의 하락이 이루어져 부동산 가격의 하락

이 두드러지게 나타나고 있으며, 물류 역시 2022년 하반기 대비 2023년 상반기의 거래 평당가격이 약 23% 하락한 것으로 추산되고 있다.

반면에 서울 오피스 매매가격은 조금 다른 추세를 보인다. 알스퀘어에서 발표하는 서울 오피스 매매지수에 의하면 2022년 4분기에는 고점 대비 5.8%가 하락하였지만, 이후에는 정체되고 있으며, KB부동산에서 서울 오피스 매매지수는 상승세가 둔화되었으나 여전히 상승하고 있어 금리 인상의 영향이 크지 않은 것으로 나타나고 있다. 물론 이에 대해 업계에서는 임대료의 높은 인상과 공실률 하락으로 매매가격의 하락이 크지 않은 것으로 볼 수도 있다. 그러나 앞서 살펴보았듯이 큰 폭의 금리 인상에도 불구하고 고점 대비 5%대의 가격 하락 또는 지속적인 가격 상승하였다는 것은 양호한 임대시장을 감안하더라도 이례적인 것으로 판단된다.

특히 2021년 3분기부터 2022년 3분기까지 한국은행 기준금리가 지속적으로 인상되어 왔음에도 불구하고 알스퀘어와 KB부동산 지수 모두 오피스 가격은 동 기간 동안 오히려 과거보다 높게 연 기준 10% 이상 상승하고 있어 상식적인 해석이 쉽지 않다. 기준금리 이외에 과거 국고채 5년 금리가 인상될 때 오피스 가격이 동반 상승한 경우는 글로벌 금융위기 이전 2007년과 2008년에만 있을 뿐이다. 2007년 당시에도 금리가 인상되고 있음에도 가격이 연 기준 10.0% 이상의 높은 가격 상승을 보였다.

이와 관련하여 일부 언론보도 매체들은 국내 오피스 시장의 거품이 존재한다는 버블론 주장을 제기하기도 하였다(박정식, 2020; 황국상 외,

2020). 하지만 이러한 가격 변화가 내재가치로 인한 정상적인 가격 상승인지 아니면 이와 상관없는 일시적인 거품인지는 아직 증명된 적이 없어 거품에 기인한다는 단언적인 주장은 옳지 않을 것으로 생각된다. 다만 이 시점에서 “과연 오피스 시장, 그 중에서 오피스가 밀집된 서울 오피스 시장의 가격에 거품이 존재하였는가”라는 판단은 여전히 필요해 보인다. 만약 오피스 가격에 버블이 존재한다면, 장기간 동안 자산가격이 침체될 가능성이 높으며, 오피스 시장뿐만 아니라 부동산 시장 전반에 지대한 영향을 미칠 수 있기 때문이다.

따라서 본 연구는 서울시 오피스 매매가격에 대해 시기별로 거품 여부를 검정하고자 한다. 이를 위해 먼저 부동산 거품 관련 선행연구를 검토하고, 거품에 대한 이론적인 분석을 미정계수법을 통해 살펴보았다. 실증분석에서는 이론모형에서 언급된 변수 구조를 고려하여 시기별로 거품이 존재하였는지를 거품항 변수를 통해 검증하고자 하였다.

분석의 공간적 범위는 서울시 오피스 시장으로 한정하였으며, 시간적 범위는 2001년부터 2023년 2분기까지 총 90분기의 시계열 기간을 대상으로 하였다. 시계열모형은 자료의 특성상 시계열 자료 수가 많지 않은 것을 감안하여 공적분 여부와 장기균형식 산정이 가능한 ARDL-ECM(autoregressive distributed lag-error correction model)을 이용하였다.

II. 이론고찰 및 선행연구 검토

1. 거품의 개념과 특징

거품에 대해 김경환(1991)은 금융자산 또는 토지 등 실물자산의 가격은 그 자산으로 기대되는 장래의 배당수입 또는 임대료 수입에 의해 결정되는 시장 기본가치 또는 내재가치로부터 괴리될 수 있는데, 실제가격이 내재가치를 크게 상회하는 현상이라 말하고 있다.

또한, 실제가격이 내재가치와 괴리되는 경우는 3가지 정도로 구분된다고 보고 있다. 합리적인 기대로 가격이 지속적으로 상승하는 성장하는 합리적인 거품과 정보의 불완전성과 이질성에 기인하는 정보거품, 그리고 비합리적인 투자자 혹은 군중심리에 따라 움직이는 투자자들로 인해 자산가격이 내재가치로부터 괴리되고, 그 괴리가 평균적으로 0에 천천히 접근하는 유행(fads)이 있다(김경환, 1991).

좀 더 면밀히 살펴보면 성장하는 합리적인 거품은 합리적인 기대에 입각하여 효율적 시장가설에도 부합되는 특성을 가지고 있으며, 소멸하기 이전 지속되는 동안에는 자산가격과 내재가치의 차이가 점점 커지기 때문에 “성장하는”이라 표현한다.¹⁾

유행은 합리적인 기대를 만족하지 않으며, 장기간 자산가격과 기본가치의 차이가 발생하기 때문에 성장하는 합리적 거품과 달리 내재가치로부터

1) 자산가격과 내재가치의 차이가 점점 커지는 이유는, 일정기간 자산가격이 상승하면 이러한 현상이 지속될 것이라는 추가적인 가격상승에 대한 기대를 낳고 이러한 기대가 시장참가자 사이에 확산되면서 자본이득을 목적으로 투기적 수요가 증가하게 된다. 그 결과 시장가격이 상승하여 가격상승의 기대가 현실화되는 자기실현적 예언(self-fulfilling prophecy)이 반복되면서 버블의 크기가 커지게 된다(박희석, 2009).

터 이탈된 차이의 크기가 안정적인 시계열을 가질 가능성이 높은 특징을 가지고 있다. 마지막으로 정보거품은 경제주체들이 경제변수들 간의 관계에 대해 지니고 있는 견해나 정보가 서로 다를 때 실제가격이 내재가치로부터 괴리되는 현상을 말한다. 즉 어느 자산의 내재가치는 거래에 참여하는 모든 사람들에게 알려져 있는 정보에 의해 결정되므로 모든 정보가 아닌 일부 정보로 가격이 결정된다면 그 가격은 자산의 내재가치와 다를 수 있다는 것이다(김경환, 1991; 오근엽 외, 2005).

이러한 거품이 자산시장, 특히 주택시장에 존재하는지에 대해 국내외에서 많은 연구가 이루어지고 있다. 그러나 앞서 언급한 것처럼 거품의 개념이 내재가치 대비 실제가격의 차이로 주어지기 때문에 거품 여부를 기술적으로 진단하기 위해서는 주택의 내재가치를 독립적으로 추정할 수 있어야 한다. 하지만 내재가치를 시장에서 관찰되는 가격과 독립적으로 추정하는 데에는 한계가 존재하기 때문에 거품 여부에 대해 단정하지 못하는 근본적인 한계가 있다. 그럼에도 불구하고 거품 관련하여 많은 연구가 이루어진 것은 현재 시장에 거품의 존재 여부를 판단하는 것이 중요하며, 시장에 큰 영향을 미치기 때문으로 생각된다.

2. 선행연구

지난 수십 년간 국내·외를 불문하고 실물자산 가격이 등락을 거듭 반복함에 따라, 거품 여부를 증명하려는 많은 연구들이 진행되어 왔다. 국내에서 주택가격에 거품이 존재하는가라는 주제는 오랜 기간 걸쳐 많은 연구자들로부터 대두되는 화

두임과 동시에, 과거 버블세븐이나 오늘날처럼 주택가격이 급상승하다 하락하는 상황에서 거품에 대한 논쟁이 부각되었다. 이들 연구는 아파트를 대상으로 대부분 서울 및 수도권 지역의 부동산 시장에 초점이 맞추어졌다. 그러나 많은 연구가 이루어진 것과 달리 거품 유무에 대한 찬반 의견은 같은 시점에 대한 검증에서도 대립되고 있는 상황이다.

먼저 국내 주택시장 내 가격에 일부 거품이 존재했다고 평가하는 많은 연구들이 있다(박희석, 2009; 신진호·황수성, 2015; 윤성훈, 2020; 이용재·박철범, 2019; 이인로, 2021; 이준희, 2006; 전해정, 2014; 정영식 외, 2018; 조무상·남주하, 2019; 채수복, 2015; 최진, 2020; 최차순, 2010; 최호상·김경원, 2006). 몇 개의 연구만 살펴보면 이준희(2006)는 주택시장 수급의 장기균형모형, 현재가치모형, 일반균형 자산가격모형 등 3가지 방법을 이용한 분석에서 주택가격에 거품이 존재한다는 일관된 결론을 도출하였다. 박희석(2009)은 서울시 25개 구 중 강남 3구를 포함해 절반인 11개구에서 버블이 존재하는 것으로 추정, 그 격차가 심화되어 지역별로 차등적인 주거안정화 대책 수립의 필요성을 주장하였다. 조무상·남주하(2019)는 정보착오모형과 생존분석으로 주택가격에 안정적 거품은 있으나 폭발적 거품의 존재는 찾을 수 없었고, 주택가격과 내재가치 간의 괴리는 시간 흐름에 따라 소멸하는 것으로 추론하였다. 이인로(2021)는 UBS의 글로벌 부동산 버블지수를 응용한 수치 및 GSADF 검정법을 통해 2020년 기준 전국과 가격급등 지역인 서울·세종에서 주택가격이 거품인 것으로 분석하고 있다

(〈표 1〉).

국내 주택시장에 거품이 존재한다는 연구와 달리 거품이 존재하지 않는다는 연구 또한 적지 않다(박원암, 2016; 배영균, 2011; 서운규, 2015; 이용만·김선웅, 2006). 이용만·김선웅(2006)이 가장 대표적인데, 서울 강남지역 주택가격에 거품이 없다는 귀무가설이 통계적으로 기각되지 않음을 밝혔다. 이는 관성적으로 서울 강남지역의 주택가격에 거품이 있을 것이란 의심이 잘못되었

다고 주장하였다. 배영균(2011)은 1992년부터 2009년까지 표본기간 동안 서울시 아파트의 실제매매가격과 가격조정모형에 입각한 시장균형가격의 총 편차가 0.98%로 미미해 가격거품이 없으며, 결국 이 차이는 부동산 시장에 내재된 마찰에서 야기된 순환변동에 촉발한 것으로 보고 있다. 이와 연장선상에서 서운규(2015)는 주택시장에 충격을 줄 수 있는 영향을 배제하고자, 금융위기 전 아파트 사용가치와 투자가치를 견주어 국내

〈표 1〉 국내 부동산 시장 가격거품 관련 선행연구

연구자	방법론	주요내용 및 결과	거품여부
이용만·김선웅(2006)	모형설정오류검정	<ul style="list-style-type: none"> 강남 주택가격에 거품이 없어 잘못된 인식임을 증명 강남을 진원지로 삼은 부동산가격 정책방향 수정 필요 	없음
이준희(2006)	일반균형자산가격모형 공적분검정	<ul style="list-style-type: none"> 전국 아파트가격이 장기 균형을 8% 상회한 거품 발생 주택가격과 임대소득간에 공적분 관계가 미존재 	있음
박희석(2009)	공간상태모형 칼만필터기법	<ul style="list-style-type: none"> 서울 아파트가격 대비 합리적 거품비율은 9.1%~17.6% 형성 '08년 금융위기 후 부동산부양책에 기인해 거품비율 상승 	있음
박현수·이창원(2012)	공간상태모형 칼만필터기법	<ul style="list-style-type: none"> 수도권 아파트가격은 20% 이상 합리적 거품존재 참여정부 시절 비수도권 버블이 크게 하락한 정책효과 	있음
박원암(2016)	벡터자기회귀모형 공적분검정	<ul style="list-style-type: none"> '00년대 강남 주택가격 폭등은 비발산적 형태를 보임 시장근본가치와 무관한 거품이나, 크기는 측정 불가 	있음
조무상·남주하(2019)	정보착오모형 생존분석	<ul style="list-style-type: none"> 모든 지역에서 분석기간 내 폭발적 거품은 관측되지 않음 주택가격은 안정적 거품 유지, 괴리는 시간흐름에 따라 소멸 	없음
박원양·제상영(2020)	Rolling 회귀분석	<ul style="list-style-type: none"> 수도권 주택매매, 전세가격 거품은 '00~'10년대 많이 생성 정부 규제 강약에 따라 거품이 생성·소멸되지 않음 	있음
이인로(2021)	PSY 검정	<ul style="list-style-type: none"> '20년 중 전국, 서울, 세종에서 발산성이 수차례 나타남 과거 주택가격 급등시기보다 통계적 유의성 높은 수치 	있음
김순용(2022)	GSADF 검정 프로빗모형	<ul style="list-style-type: none"> 전 지역 2개월 이상 거품 지속으로 서울이 최장기 주택매매가격 증가, 금리하락은 거품 발현확률 상승 	있음
윤원철(2022)	PSY 검정	<ul style="list-style-type: none"> 5개 지역 모두 부분적으로 거품이 존재하나, 기간 차이 생산물가지수, 이자율이 아파트가격 거품발생에 영향 	있음
홍정의 외(2022)	2단계회귀식	<ul style="list-style-type: none"> 미국 대비 서울 주택가격 변화율과 추정치 격차가 미미 서울 주택가격 상승은 근본가치의 실질적 변화요인에 기인 	없음
김건호 외(2022)	상태공간모형 최소자승법	<ul style="list-style-type: none"> 근래 수도권 주택가격 거품은 가장 심하게 하락 여지 거품비율의 상대적 크기는 매매가 대비 10%~30% 수준 	있음

주 : PSY, Phillips, Shi and Yu; GSADF, generalized supreme augmented Disckey-Fuller.

주택시장에 대해 버블이 존재한다고 주장할 만한 경제적 요인이 없다고 언급하였다. 이외에도 박원암(2016)은 주택가격과 임대료 변수 간 벡터자기모형에서 강남 주택가격의 폭등이 발산적 형태를 보이지 않을뿐더러, 시장 기본요인과 무관한 비합리적인 투기 거품이라는 결론을 얻었다.

한편 부동산 가격에 거품이 있는지를 측정하는 방법론 측면에서 기존 주택가격 관련 통계지표들을 단순히 종합 검토하는 기술적 분석(정영식 외, 2018)과 전통 이론을 토대로 수리적 모델의 검증 기법(최호상·김경원, 2006; Kohn and Bryant, 2010)이 제안되었다. 이 중 현재가치 모형에 기반해 주택 내재가치 결정변수들의 회귀식 추정값과 시장가격 차이를 거품으로 식별 혹은 거품 발생시기에 가격변동성이 큰 점에 착안해 분산을 측정하는 과대분산테스트가 널리 통용된다(윤성훈, 2020).

또한, 시계열자료를 이용하여 거시경제변수와 부동산 가격 간의 장기균형관계를 고려하여 추정치와 실제치를 비교하거나(김경환, 1991; 최호상·김경원, 2006; Bourassa et al., 2016), 주택가격과 임대소득 간 공적분 존재 여부에 따라 거품진위를 가려내는 공적분 검정을 활용하였다(류지수, 2016; 배영균, 2011; 최진, 2020; 최차순, 2010; Dermani et al., 2016). 이외에도 Rolling 회귀분석이나 GSADF 검정, PSY 검정법 등 보다 정교화된 방법론을 고안해 학술 측면에서 버블의 합리적 추정을 밝히려는 다양한 계량적 분석기법의 도입시도가 두드러졌다(김순용, 2022; 박원양·제상영, 2020; 박헌수·김순용, 2021; 윤원철, 2022; 이인로, 2021; 조무상·남주하, 2019;

Petris et al., 2022).

이처럼 거품 유무에 대한 논의는 주택시장을 중심으로 활발하게 이루어지고 있음을 알 수 있다. 그러나 주택이 아닌 오피스 시장의 거품 여부에 대한 분석은 국내뿐만 아니라 해외에서도 거의 다루어지지 않았으며, 민성훈·고성수(2012, 2013), Hendershott(2000), Shimizu et al.(2010) 등이 거품의 가능성을 언급한 정도이다. Hendershott(2000)는 1980년대 후반 시드니 오피스 가격의 거품 이면에는 부동산 시장의 작동을 제대로 이해하지 못한 투자자들의 실패가 과도한 가격 변동성 때문이라 말하였다. Shimizu et al.(2010)는 일본 오피스 시장의 거품을 추정한 연구는 아니지만, 자산버블 붕괴 기간 동안 도쿄 23개 특별구 내 4만 개 사무실 대상으로 패널데이터를 활용해 토지이용 전환으로 얻는 이익이 현 상태를 초과할수록 재개발 선택확률이 커짐을 증명하였다.

국내에서는 민성훈·고성수(2012, 2013)는 순영업소득과 자본환원율의 관계로부터 합리적 기대하에서 투자자 합리성을 검증하고, 시계열 축적자료에 근거한 패널분석을 차용하여 연간 순영업소득이 높은 수준에 도달할 시, 투자자들은 오히려 더 낮은 자본환원율로 거래를 성립시키는 등 정상 패턴과 동떨어짐을 발견하였다. 이 현상으로 짐작컨대, 자본환원율 결정행태에 있어 서울 오피스 시장에 참여하는 투자자들의 비합리적 행동이 거품을 키운 원인이라고 분석하였다. 동일 자료로 임의보행검정과 배당할인모형검정으로 바꾼 결과에서도 서울 오피스 시장의 각종 정보가 투자대상 가격에 정확하고 신속하게 반영되지 않아 비효율성을 재차 확인하였으나, 거품에 대한

직접적인 분석이 되진 못하였다.

따라서 본 연구는 국내에서 거품 여부 관련하여 다루어지지 않았던 오피스 시장, 이 중에서도 오피스가 많이 분포한 서울지역을 대상으로 시기별 거품 여부를 분석하고자 한다. 특히 최근과 같이 높은 금리 인상에도 불구하고 가격하락이 많이 이루어지지 않은 서울 오피스 시장의 경우 이에 대한 진단이 필요할 것으로 판단된다. 거품 여부에 대한 분석을 위해 먼저 성장하는 합리적 거품의 이론적인 모형을 미정계수법을 이용하여 제시하였다. 그리고 이론 모형에 근거하여 거품향 변수를 추정하고, 시기별로 거품향 변수가 유의한지를 ARDL-ECM을 통해 살펴보았다.

III. 서울 오피스 매매가격 동향

서울 오피스 가격의 거품 여부를 살펴보기 전에 서울 오피스 시장의 가격 동향을 Cap. Rate와 Cap. Rate Spread를 통해 살펴보고자 한다. Cap. Rate는 자본환원률로 가격 P 대비 순영업이익 NOI로 나타나며, 무위험수익률 i_f 과 위험프리미엄 R_p , 기대가격상승률 $E(P)$ 의 식으로도 나타낼 수 있다.

$$Cap. Rate_t = \frac{NOI}{P} = i_f + R_p - E(P) \quad (\text{식 1})$$

위 식에서 Cap. Rate는 가격에 반비례하고 무위험수익률과 위험프리미엄에 비례하며, 기대가격상승률에 반비례하는 것을 알 수 있다. 또한, Cap. Rate에서 무위험수익률을 뺀 Cap. Rate

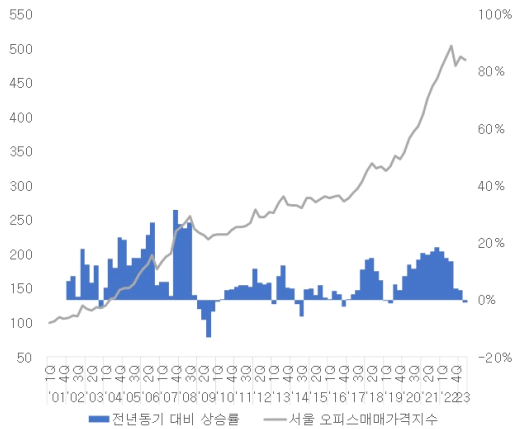
Spread로 변형할 수 있으며, 이 스프레드는 위험프리미엄 R_p 에 기대가격상승률 $E(P)$ 을 뺀 수치이기 때문에, 스프레드가 적다면 시장에 참여하는 투자자들이 위험프리미엄 R_p 이 적다고 판단하거나, 가격 상승이 앞으로 높게 나타날 거라고 생각하는 경우에 해당한다. 여기서 중요한 점은 여기에 표현되는 위험프리미엄과 기대가격상승률은 투자자들이 생각하는 값이라는 점이다. 따라서 실제 시장에 존재하는 위험에 기반한 프리미엄이나 가격변화와는 다를 수 있다. 특히 스프레드가 적다는 것은 실제 시장의 위험이 저평가되고, 미래 가격상승에 대해 너무 낙관적으로 전망한 결과일 수 있어 시장이 과열되거나 거품의 가능성이 있는 것으로 생각된다.

$$\begin{aligned} Cap. Rate Spread_t &= Cap. Rate_t - i_f \\ &= R_p - E(P) \end{aligned} \quad (\text{식 2})$$

다음 그림은 서울 오피스 매매가격지수를 나타낸 것으로, 매매가격은 2006년 1분기부터 2008년 3분기와 2020년 1분기부터 2022년 3분기까지 높게 상승한 것을 알 수 있다(〈그림 1〉).

구체적인 수치로 살펴보면 2006년 1분기부터 2008년 3분기까지 매매가격은 연평균 15.5%가 상승하였으며, 2020년 1분기부터 2022년 3분기까지 연간 16.0%로 상당히 높게 상승하였다.

반면에 스프레드는 조금 다른 수치를 보이는데 먼저 스프레드 계산을 위해 무위험수익률로 국고채 5년 금리를 적용하였다. 국고채를 활용한 이유는 국가의 부도위험이 가장 적어 무위험수익률에 근사하며, 5년 금리는 일반적으로 운용사의 운용



자료 : 알스퀘어, 한국은행.

〈그림 1〉 서울 오피스 매매지수(2001.1Q=100.00)

기간이 5년인 것을 감안한 것이다. 스프레드의 변화를 살펴보면, 2004년부터 지속적으로 감소하여 글로벌 금융위기 이전 2008년 3분기에는 0.93%p (또는 93bps)를 보이고 있다. 이 수치는 2001년부터 2023년까지의 스프레드 값을 고려할 때 상당히 낮은 값으로 글로벌 금융위기 이전시장의 과열이나 거품의 가능성이 있는 것으로 생각된다.

한편, 글로벌 금융위기 이후 스프레드는 비교적 안정된 수준으로 2009년부터 2020년까지 평균 3.1%p를 보이고 있다. 장기간에 걸친 일정 수준 이상의 스프레드는 글로벌 금융위기 이전에 크게 고려하지 않았던 시장에 대한 위험을 인식하면서 나타난 결과라 할 수 있다. 다시 말해서 금융위기를 겪으면서 시장참여자들은 오피스 시장 역시 위험이 존재하며, 미래 기대가격상승률 또한 크지 않을 수 있다는 것을 알게된 결과로 볼 수 있다. 이 당시 금융위기로 인한 자산가격의 하락과 동시에 상압, 판교 개발로 인한 공실률 상승이 시장 위

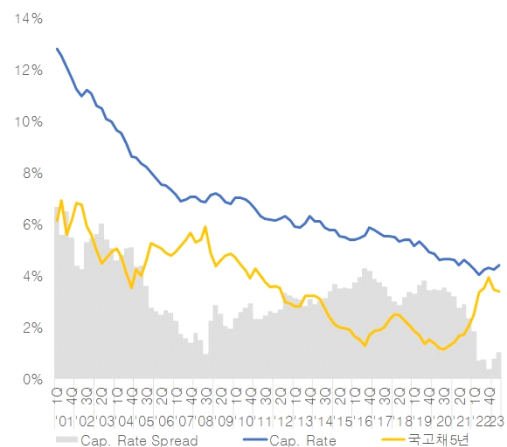
험에 대한 인식을 변화시켰을 것으로 보인다.

그러나 Cap. Rate 스프레드는 2021년부터 감소하여 2022년 2분기부터 1%p 미만을 보였으며, 2022년 4분기에는 0.4%p로 과거 20년 중 가장 적은 수치를 보여 거품의 가능성이 있는 것으로 보인다(〈그림 2〉).

IV. 서울 오피스 가격거품 추정

1. 이론모형

본 연구는 성장하는 합리적 거품 여부를 살펴하고자 하며, 미정계수법을 이용하여 이론적인 거품 모형을 증명하고자 한다. 미정계수법은 항등식의 성질을 이용하여 등식에서 미지의 계수를 추정하는 방법으로 계수비교법을 이용하였다. 일



자료 : 알스퀘어, 한국은행.

〈그림 2〉 서울 오피스 Cap. Rate, Spread & 금리

반적으로 자산가격 P_t 는 다음과 같이 미래 가격에 대한 기대 P_{t+1}^e 와 현재 t시점의 수요와 공급, 금리 등의 거시경제변수 Z_t 에 영향을 받는다고 할 수 있다.²⁾

$$P_t = \alpha_1 P_{t+1}^e + \alpha_2 Z_t + \mu_t \quad (\text{식 3})$$

또한, t시점의 거시경제변수 Z_t 는 전기인 t-1시점과 다음과 같은 관계에 있으며, 계수는 추정을 통해 구할 수 있다.

$$Z_t = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 Z_{t-1} + v_t \quad (\text{식 4})$$

한편 합리적 기대이론에 따라 미래 t+1시점의 기대값 P_{t+1}^e 은 현재 t시점에 얻을 수 있는 정보의 집합을 이용해서 만들어진다. t시점에서 얻을 수 있는 정보가 거시경제변수 Z_t 라면, P_t 는 결국 Z_t 의 식으로 구성된다. 그리고 Z_t 는 (식 4)에 의해 t-1시점의 거시경제변수 Z_{t-1} 로 표현될 수 있어 결과적으로 다음 식과 같이 P_t 는 Z_{t-1} 로 표현된다.

$$P_t = \hat{\delta}_1 + \hat{\delta}_2 Z_{t-1} + e_t \quad (\text{식 5})$$

위 식의 계수는 통계모형을 이용하여 추정할 수 있는데, 이를 이용하여 다시 P_{t+1}^e 를 구할 수 있다. t시점을 t+1시점의 식으로 변환하고, 거시경제변수 간의 관계인 (식 4)를 적용하면 P_{t+1} 는 다음과 같이 t-1시점의 거시경제변수와 관계로 나타난다.

$$\begin{aligned} P_{t+1} &= \hat{\delta}_1 + \hat{\delta}_2 Z_t + e_{t+1} \\ &= \hat{\delta}_1 + \hat{\delta}_2 (\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 Z_{t-1} + v_t) + e_{t+1} \\ &= \hat{\delta}_1 + \hat{\delta}_2 \hat{\beta}_1 + \hat{\delta}_2 \hat{\beta}_2 Z_{t-1} + \hat{\delta}_2 v_t + e_{t+1} \quad (\text{식 6}) \end{aligned}$$

위 식에서 오차항 $\hat{\delta}_2 v_t + e_{t+1}$ 을 구성하는 v_t , e_{t+1} 가 서로 상관관계가 없다면, 오차항의 기대값인 $E(\hat{\delta}_2 v_t + e_{t+1})$ 은 0의 값을 가지게 된다.

$$E(\hat{\delta}_2 v_t + e_{t+1}) = \hat{\delta}_2 E(v_t) + E(e_{t+1}) = 0 \quad (\text{식 7})$$

(식 3)에서 변수로 사용된 P_{t+1}^e 는 P_{t+1} 의 기댓값이며, (식 6)에 적용하면 오차항 부분은 (식 7)에서 0값을 가져 다음과 같이 정리된다.

$$P_{t+1}^e = E(P_{t+1}) = \hat{\delta}_1 + \hat{\delta}_2 \hat{\beta}_1 + \hat{\delta}_2 \hat{\beta}_2 Z_{t-1} \quad (\text{식 8})$$

기대 P_{t+1}^e 를 (식 3)에 적용하면 거시경제변수 식으로 정리할 수 있다.

$$\begin{aligned} P_t &= \alpha_1 (\hat{\delta}_1 + \hat{\delta}_2 \hat{\beta}_1 + \hat{\delta}_2 \hat{\beta}_2 Z_{t-1}) \\ &\quad + \alpha_2 (\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 Z_{t-1} + v_t) + \mu_t \\ &= \alpha_1 (\hat{\delta}_1 + \hat{\delta}_2 \hat{\beta}_1) + \alpha_2 \hat{\beta}_1 \\ &\quad + \hat{\beta}_2 (\hat{\delta}_2 + \alpha_2) Z_{t-1} + \alpha_2 v_t + \mu_t \quad (\text{식 9}) \end{aligned}$$

위 식을 미정계수의 계수비교법으로 (식 5)와 비교하면 다음과 같이 2개의 식에 2개의 미지수 α_1, α_2 가 있어 해를 구할 수 있으며, 해는 다음 식을 만족하게 된다.

2) 조장욱(2001)의 연구를 참조하여 식을 구성하였다.

$$\begin{aligned}\hat{\delta}_1 &= \alpha_1(\hat{\delta}_1 + \hat{\delta}_2\hat{\beta}_1) + \alpha_2\hat{\beta}_1 \\ \hat{\delta}_2 &= \hat{\beta}_2(\alpha_1\hat{\delta}_2 + \alpha_2)\end{aligned}\quad (\text{식 } 10)$$

자산에 합리적 거품이 존재한다고 할 때 (식 5)의 자산가격 P_t 는 다음과 같이 나타낼 수 있으며, 이 때 $0 < \alpha_1 < 1$ 로 거시경제변수가 변화가 없다고 하더라도 자산가격이 상승하는 형태이며 복리로 상승하기 때문에 자산가격 상승률이 점진적으로 높아지는 특성을 가진다.

$$P_t = \hat{\delta}_1 + \hat{\delta}_2 Z_{t-1} + \left(\frac{1}{\alpha_1}\right)^t + e_t \quad (\text{식 } 11)$$

위 식을 $t+1$ 시점으로 변환하고, 이전과 마찬가지로 기대 P_{t+1}^e 를 구하면 다음과 같다.

$$P_{t+1} = \hat{\delta}_1 + \hat{\delta}_2 Z_t + \left(\frac{1}{\alpha_1}\right)^{t+1} + e_{t+1} \quad (\text{식 } 12)$$

$$\begin{aligned}P_{t+1}^e &= E(P_{t+1}) \\ &= \hat{\delta}_1 + \hat{\delta}_2(\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 Z_{t-1}) + \left(\frac{1}{\alpha_1}\right)^{t+1}\end{aligned}\quad (\text{식 } 13)$$

기대값인 P_{t+1}^e 를 (식 3)에 적용하고 상수항과 거시경제변수 순으로 정리하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned}P_t &= \alpha_1 \left[\hat{\delta}_1 + \hat{\delta}_2(\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 Z_{t-1}) + \left(\frac{1}{\alpha_1}\right)^{t+1} \right] \\ &\quad + \alpha_2(\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 Z_{t-1} + v_t) + \mu_t \\ &= \alpha_1(\hat{\delta}_1 + \hat{\delta}_2\hat{\beta}_1) + \alpha_2\hat{\beta}_1 \\ &\quad + (\alpha_1\hat{\beta}_2\hat{\delta}_2 + \alpha_2\hat{\beta}_2)Z_{t-1} + \left(\frac{1}{\alpha_1}\right)^t + \mu_t\end{aligned}\quad (\text{식 } 14)$$

마지막으로 (식 11)과 비교하면 2개의 식에 2개의 미지수 α_1, α_2 를 구할 수 있는데, 이 미지수

의 해는 앞서 구한 (식 10)의 미지수의 해와 같은 것을 알 수 있다.

$$\begin{aligned}\hat{\delta}_1 &= \alpha_1(\hat{\delta}_1 + \hat{\delta}_2\hat{\beta}_1) + \alpha_2\hat{\beta}_1 \\ \hat{\delta}_2 &= \hat{\beta}_2(\alpha_1\hat{\delta}_2 + \alpha_2)\end{aligned}\quad (\text{식 } 15)$$

이러한 결과는 시장이 효율적인 상황, 거시경제변수가 자산가격 P_t 에 미치는 영향력이 동일한 상황에서도 합리적인 거품이 발생할 수 있다는 것을 말한다. 다시 말해서 어떤 충격에 의해 시장에 구조적인 변화를 일으키는 상황이 아니더라도 합리적 거품이 발생할 수 있다는 것을 의미한다.

정리하면, (식 11)에서 보는 것과 같이 t 시점의 가격은 $t-1$ 시점의 거시경제변수 Z_{t-1} 와 거품항 $(1/\alpha_1)^t$ 으로 구성되며, 상수항과 거시경제변수의 합($\hat{\delta}_1 + \hat{\delta}_2 Z_{t-1}$)은 내재가치 \bar{P}_t 를 나타낸다. 따라서 t 시점의 가격은 내재가치와 거품항으로 구성되고, $0 < \alpha_1 < 1$ 일 때 자기실현적 예언에 의해 내재가치 \bar{P}_t 와 실제가격 P_t 의 차이는 시간이 지날수록 커지게 된다.

$$P_t = \bar{P}_t + \left(\frac{1}{\alpha_1}\right)^t + e_t \quad (\text{식 } 16)$$

한편 거품항 추정에 필요한 α_1 는 다음과 같은 과정을 통해 추정할 수 있다. 먼저 (식 15)를 행렬로 나타내면 (식 17)과 같다. 좌변의 $\hat{\delta}_1, \hat{\delta}_2$ 는 (식 5)를 회귀분석하면 구할 수 있는 추정계수이며, 우변의 $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2$ 는 (식 4)를 회귀분석으로 추정할 수 있는 계수이다.

$$\begin{bmatrix} \hat{\delta}_1 \\ \hat{\delta}_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \hat{\delta}_1 + \hat{\delta}_2 \hat{\beta}_1 & \hat{\beta}_1 \\ \hat{\beta}_2 \hat{\delta}_2 & \hat{\beta}_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} \quad (\text{식 17})$$

$$Y = \begin{bmatrix} \hat{\delta}_1 \\ \hat{\delta}_2 \\ \hat{\delta}_3 \end{bmatrix}, X = \begin{bmatrix} \hat{\delta}_1 + \hat{\delta}_2 \hat{\beta}_1 + \hat{\delta}_3 \hat{\gamma}_1 & \hat{\beta}_1 & \hat{\gamma}_1 \\ \hat{\delta}_2 \hat{\beta}_2 & \hat{\beta}_2 & 0 \\ \hat{\delta}_3 \hat{\gamma}_2 & 0 & \hat{\gamma}_2 \end{bmatrix}, B = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \alpha_3 \end{bmatrix} \quad (\text{식 20})$$

좌변을 종속변수 행렬 Y , 우변을 독립변수 행렬 X 라 하고 구하고자 하는 행렬을 B 라 하면, 다음과 같이 다시 쓸 수 있다.

2. 실증분석

$$Y = XB$$

$$\left(\text{단, } Y = \begin{bmatrix} \hat{\delta}_1 \\ \hat{\delta}_2 \end{bmatrix}, X = \begin{bmatrix} \hat{\delta}_1 + \hat{\delta}_2 \hat{\beta}_1 & \hat{\beta}_1 \\ \hat{\beta}_2 \hat{\delta}_2 & \hat{\beta}_2 \end{bmatrix}, B = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} \right) \quad (\text{식 18})$$

행렬 B 는 회귀분석과 마찬가지로 풀 수 있다.

$$B = (X'X)^{-1}X'Y \quad (\text{식 19})$$

한편 거시경제변수가 1개가 아닌 2개인 경우 Z_t, W_t 라 할 때 행렬은 다음과 같이 나타나며 (식 19)의 방법으로 풀 수 있다.³⁾

1) 자료 및 변수의 구성

실증분석을 위해 선행연구의 변수를 참고하여 구성하였다(〈표 2〉). 종속변수인 자산가격은 서울 오피스 매매지수를 활용하였다. 독립변수로는 임대시장의 수급 변수인 공실률과 서울시 오피스 공급량을 고려하였으며, 현재가치모형에서 주요 변수인 임대료와 금리 또한 고려하였다. 임대료는 평균 임대료 대신 임대지수를 활용하였으며, 금리는 앞서 언급한 것처럼 오피스의 주요 거래자인 운용사의 운용기간 5년을 감안하여 국고채 5년 금리를 이용하였다. 기타 GDP는 임차수요뿐

〈표 2〉 변수별 기초통계량

변수명		평균	표준편차	최소값	최대값	표본수
종속	매매지수	258.3	102.7	100.0	504.1	90
	실질임대지수	147.7	28.2	98.7	221.4	90
독립	공실률	0.042	0.022	0.007	0.081	90
	GDP(십억 원, 계절조정, 명목)	357,825.3	112,995.0	172,146.3	551,922.1	90
	국고채 5년	0.036	0.016	0.011	0.069	90
	총공급량 (재고, 3.3㎡)	7,124,721.0	1,497,126.0	4,657,264.0	9,491,903.0	90
	공급예정물량비중 (3년 내, 3.3㎡)	0.093	0.040	0.041	0.203	90

3) 거시경제변수가 추가되면, (식 1)은 $P_t = \alpha_1 P_{t+1}^e + \alpha_2 Z_t + \alpha_3 W_t + \mu_t$ 가 되며, $W_t = \hat{\gamma}_1 + \hat{\gamma}_2 W_{t-1} + \epsilon_t$ 의 조건이 추가되어 (식 5)는 $P_t = \hat{\delta}_1 + \hat{\delta}_2 Z_{t-1} + \hat{\delta}_3 W_{t-1} + e_t$ 로 수정된다.

만 아니라 투자수요와도 관련이 있어 변수에 포함하였으며, 향후 3년 이내 공급될 공급예정물량 비중 또한 변수로 고려하였다. 공급예정물량은 실무에서 오피스 투자 시에 향후 임대시장을 판단할 수 있는 중요한 지표이며, 인허가 유무와 착공여부를 통해 향후 3년간의 공급수준을 거의 확정적으로 파악할 수 있다. 공급예정물량 비중은 전체 재고인 총공급량 대비 공급예정물량의 비율이다.

종속변수로 활용된 매매지수와 독립변수의 임대지수는 Shiller(1991)의 가치가중 반복매매모형을 이용하여 만들어졌으며, 임대지수 산정을 위해 i 빌딩의 t 시점 임대료 $TR_{i,t}$ 는 보증금 $D_{i,t}$ 에 국고채 금리 i 를 적용하고, 월임대료 $R_{i,t}$ 와 관리비 $F_{i,t}$ 를 합한 환산임대료를 사용하였다.⁴⁾

$$TR_{i,t} = D_{i,t} \times i/12 + R_{i,t} + F_{i,t} \quad (\text{식 21})$$

한편 위 식에 의해 만들어진 환산임대료는 명목임대료이기 때문에 임대지수 또한 명목임대지수이다. 본 연구는 실질임대지수로 변환하기 위해 명목임대지수에 평균 렌트프리 기간을 적용하여 구하였다. 렌트프리 기간은 실제 임대차계약 자료를 이용하여 만든 것이며, 실질임대지수는 명목임대지수가 100, 렌트프리 기간을 연간 3개월, 평균 임대료 비중($R_{i,t}/TR_{i,t}$)이 0.85라면, $100 \times (1 - 3/12 \times 0.85) = 78.8$ 로 계산된다.⁵⁾ 한국은행에서 구득한 GDP와 국고채 5년을 제외하고

모든 변수는 1,000평 이상의 오피스 빌딩을 대상으로 자료를 구축하고 있는 알스퀘어에서 구득하였다.⁶⁾ 분석에 활용된 시계열은 2001년 1분기부터 2023년 2분기의 90개 분기자료이다. 그리고 실제 시계열 분석에서는 매매지수와 임대지수, GDP, 총공급량 변수는 비선형을 고려하여 로그 변환하였다.

2) 거품향의 추정

이론모형에서 (식 11)의 거품향인 $(1/\alpha_1)^t$ 을 도입하기 위해서는 $0 < \alpha_1 < 1$ 인 α_1 를 추정해야 한다. α_1 은 (식 20)의 해이기 때문에 (식 4)와 (식 5)의 계수를 추정해야 구할 수 있다. 먼저 (식 4)에서 OLS를 이용한 변수별 추정 계수는 <표 3>과 같다.

다음으로 (식 5)는 단기적이 아닌 장기적인 관계를 나타내기 때문에 장기균형모형을 활용해야 한다. 먼저 변수별 단위근 여부를 살펴보기 위해 ADF(augmented Dickey-Fuller)와 P.P(Phillips-Perron) 검정 결과 수준변수에서는 단위근이 존재하는 것으로 나왔으며, 1차 차분 결과 모든 변수가 단위근이 없는 것으로 나타나 분석에 활용한 모든 변수가 1차 적분된 I(1)임을 알 수 있다(<표 4>).

(식 6)의 장기균형식은 ARDL-ECM을 이용하였다.⁷⁾ 먼저 한계검정(bound test) 결과 F값이 4.819로 모든 변수가 I(1)일 때의 유의수준 1%의 임계값인 3.99보다 큰 것으로 나타나 공적분이

4) 보증금의 월세 전환은 전월세전환율을 적용하는 것이 바람직하나, 과거 전환율 값을 얻을 수 있는 방법이 없어 국고채 금리를 활용하였다.

5) 렌트프리 기간은 무상임대기간으로, 이 기간 동안 임차인은 월임대료는 지불하지 않지만 보증금과 관리비는 지불해야 한다. 따라서 렌트프리로 인해 할인된 실질임대료는 월임대료 비중을 고려해야 한다.

6) 알스퀘어의 매매지수 및 임대지수 산정에 포함된 자료는 알스퀘어 미디어룸 홈페이지(rsquare.tistory.com)의 분기별 오피스마켓리포트와 오피스·지산 매매지표 리포트를 참조하면 된다.

〈표 3〉 변수별 OLS 추정결과: (식 4) 추정

종속변수	상수항		t-1기 종속변수		R ²
	$\hat{\beta}_1$	t값	$\hat{\beta}_2$	t값	
ln실질임대지수	-0.011	-0.29	1.004***	132.69	0.995
공실률	0.002	1.39	0.965***	39.03	0.946
국고채 5년	0.001	1.28	0.956***	37.21	0.941
lnGDP	0.166***	3.65	0.988***	276.96	0.998
ln총공급량 ⁸⁾	-	-	1.001***	25,347.73	0.999
공급예정물량비중	0.001	0.47	0.975***	40.88	0.951

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

2) OLS, ordinary least squares.

〈표 4〉 단위근 검정(H0: 단위근이 존재한다)

변수명	수준 t값		1차차분 t값	
	ADF	P.P	ADF	P.P
ln매매지수	-1.455	-1.270	-5.429***	-10.143***
ln실질임대지수	0.071	0.018	-5.815***	-5.842***
공실률	-1.614	-1.666	-7.101***	-7.009***
국고채 5년	-1.732	-1.732	-9.003***	-9.005***
lnGDP	1.223	0.904	-1.969**	-4.849***
ln총공급량	-1.872	-2.187	-6.281***	-6.244***
공급예정물량비중	-1.915	-1.542	-7.276***	-7.445***

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

2) ADF, augmented Dickey-Fuller; P.P, Phillips-Perron.

존재하는 것으로 나타났으며, 장기균형식은 다음과 같이 추정되었다. 또한, 종속변수와 독립변수의 시차는 부호가 이론에 적합하고 유의하며, 적합도를 높이는 시차를 적정시차로 가정하였다.

(식 4)와 (식 5)의 추정결과인 〈표 3〉, 〈표 5〉의

추정결과를 (식 20)에 적용하여 α_1 을 계산한 결과 0.994가 나왔으며 거품항은 다음과 같이 나타나, 단기기간에는 분기별로 약 0.6%의 성장하는 거품항인 것으로 나타났다.⁹⁾

7) ARDL 모형은 소표본에서 한계가 있는 요한슨의 공적분 검정과 다르게 소표본에서도 공적분 검정과 장기균형식을 만드는 것이 가능하다. 기타 ARDL모형 및 ARDL-ECM에 관한 설명은 류강민 · 송기욱(2023)의 연구를 참조하면 된다.

8) $0 < \alpha_1 < 1$ 을 만족시키기 위해 총공급량은 상수항이 없는 것으로 가정하였다.

9) 거품항 검정모형에서는 종속변수를 로그변환한 $\ln P = \beta^t$ 형태이기 때문에 시간 t으로 미분하게 되면 $\frac{\partial P}{\partial t} / P = \beta^t \ln \beta$ 이 된다.

〈표 5〉 ARDL-ECM 장기균형식 결과: (식 5) 추정

변수명	계수 ($\hat{\delta}_1, \hat{\delta}_2, \hat{\delta}_3$)	표준 오차	t값
상수항	5.084	5.066	1.00
ln실질임대수(-1)	1.187***	0.203	5.82
공실률(-1)	-3.099***	0.753	-4.12
국고채5년(-3)	-5.960***	1.952	-3.05
lnGDP(-3)	1.124***	0.350	3.21
ln총공급량(-1)	-1.229**	0.576	-2.13
공급예정물량비중(-1)	-1.085**	0.484	-2.24

주: 1) * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

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

$$(1/\alpha_1)^t = (1/0.994)^t = 1.006^t \quad (\text{식 22})$$

다음으로 (식 22)에서 도출한 거품항 변수는 통계적으로 유의미할 때에만 합리적 거품이 존재한다고 말할 수 있다. 이를 위해 기존의 (식 5)에서 거품항을 추가한 (식 11)을 추정할 필요가 있다. 단 거품항은 조사기간 동안 1번 또는 여러 번 생성되었다가 소멸될 수 있기 때문에 거품항을 여러 경우로 구분할 수 있다. 앞서 서울 오피스 매매가격 동향에서 거품이 의심되는 기간을 고려하여 Model 1는 Cap. Rate Spread가 낮았던 2006년 4분기부터 2008년 3분기까지와 2021년 3분기부터 2023년 2분기까지 기간 동안 2개의 거품이 존재하는 것으로, Model 2는 2022년 4분기부터 매매가격이 하락한 것을 감안하여 2006년 4

분기부터 2008년 3분기까지와 2021년 3분기부터 2022년 3분기까지, 2022년 4분기부터 2023년 2분기까지 총 3개의 거품항으로 가정하였다. 거품항 변수 1.006^t 는 거품이 시작될 때 $t=1$ 부터 시작하여 1씩 증가하는 것으로 구성하며, 거품유무를 고려하지 않는 기간에는 $t=0$ 의 값을 가진다.

분석결과 다음 〈표 6〉과 같이 글로벌 금융위기 이전인 2006년 4분기부터 2008년 3분기의 거품항이 Model 1과 Model 2 모두 유의수준 1% 내에서 유의한 것으로 나타났다.

또한, 최근인 2021년 3분기부터 2023년 2분기 전체를 거품항으로 고려한 Model 1에서는 유의하게 나타나지 않았으나, Model 2와 같이 2022년 3분기까지와 그 이후로 구분한 거품항에서는 2021년 3분기부터 2022년 3분기까지의 거품항이 유의수준 5% 내에서 유의하게 나타났지만, 2022년 4분기의 거품항은 유의하지 않았다. 이를 정리하면, 과거 글로벌 금융위기 이전과 2022년 4분기 이전 1년간 거품이 존재하였음을 알 수 있으며, 2022년 4분기부터 거품은 존재하지 않는다 또는 꺼졌다고 말할 수 있다.

Model 1과 Model 2에서 유의하게 나타난 거품항의 계수를 살펴보면 4.0~4.2로 나타나고 있는데 이를 거품항 변수값인 분기별 상승률(0.6%)에 곱하면, 분기별 2.4%~2.5%, 연간으로는 9.9%~10.6%로 높은 가격상승에 대한 기대가 이루어진 것으로 보인다.¹⁰⁾

그러나 t 가 10보다 작은 단기간일 경우, β 는 1에 가까운 1.006이기 때문에 $a^t \approx 1$, $\frac{\partial P}{\partial t} \approx \ln \beta = 0.006$ 이 되어 분기별로 약 0.6%의 상승률을 가지게 된다.

10) 성장하는 합리적 거품 이론에 의한 분기별 상승률 0.6%와 ARDL-ECM을 이용한 분기별 상승률 2.4%~2.5%의 차이는 (식 4)에서 가정한 거시경제변수의 예측치가 실제로 시기마다 다를 수 있기 때문으로 생각된다. 다시 말해서 본 연구에서 활용한 거품항 변수는 분석기간 동안 거시경제변수의 평균적인 과거와의 관계를 이용하여 만들어지는데, 그 관계는 시기마다 달라질 수 있어

〈표 6〉 ARDL-ECM 거품항 검정 결과

변수명		Model 1		Model 2	
		계수	t값	계수	t값
상수항		-4.995	-0.91	-11.150	-1.56
ln실질임대지수(-1)		0.965***	5.66	1.005***	6.39
공실률(-1)		-2.600***	-3.48	-2.419***	-3.96
국고채5년(-3)		-6.517***	-3.30	-6.593***	-3.73
lnGDP(-3)		0.591*	1.79	0.513*	1.74
ln총공급량(-1)		-0.214	-0.41	-0.132	-0.28
공급예정물량비중(-1)		0.322	0.70	0.393	0.93
거품항	'06.4Q~'08.3Q	4.179***	4.02	4.243***	4.53
	'21.3Q~'23.2Q	-2.282	-1.14		
	'21.3Q~'22.3Q			3.966**	2.26
	'22.4Q~'23.2Q			-0.674	-0.17

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

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

ARDL-ECM 이외에 대표적인 공적분모형인 FMOLS(fully modified ordinary least squares)를 추가로 고려한 결과에서도 마찬가지로 결과를 보였다. 2006년 4분기~2008년 3분기와 2021년 3분기~2022년 3분기까지 거품이 존재하였으며, 그 이후에는 거품이 존재하지 않는 것으로 나타났다. Model 4의 거품항 계수에 거품항 변수값인 분기별 상승률(0.6%)에 곱하면, 분기별 1.9%~2.2%, 연간으로는 8.0%~9.1%로 ARDL-ECM 결과보다는 낮지만 여전히 높은 가격상승에 대한 기대가 이루어진 것으로 분석되었다(〈표 7〉).

V. 결론

본 연구는 최근 연이은 금리 인상에도 불구하고 가격은 소폭 하락하거나 상승하는 것으로 나타나고 있는 서울시 오피스 매매가격에 대해 시기별로 거품 검정을 하고자 하였다. 거품 여부에 대한 분석은 지금까지 주택시장을 대상으로 한 연구가 주를 이루고 있으며, 오피스 시장을 대상으로는 거의 이루어지지 않았다. 거품은 성장하는 합리적 거품을 대상으로 하였으며, 미정계수법을 이용하여 효율적인 시장에서도 거품이 존재할 수 있다는 것을 이론적으로 증명하였고, 거품항 변수 추정방법 또한 소개하였다. 또한, 실증분석은 시

이론적인 거품항 크기와의 차이가 있을 수 있다. 예를 들어 글로벌 금융위기 이후 오랜 기간 동안 금리 인하 기조가 유지되었기 때문에 최근의 금리 인상이 일시적이며 다시 인하할 것으로 기대하였다면, 분석 기간 전체를 대상으로 추정한 금리의 예측치와 최근 실제 시장에서의 예측치는 다를 수 있다.

〈표 7〉 FMOLS 거품항 검정 결과

변수명		Model 3		Model 4	
		계수	t값	계수	t값
상수항		-2.659	-0.72	-4.335	-0.75
ln실질임대지수(-1)		1.016***	8.31	1.050***	8.41
공실률(-1)		-2.492***	-5.54	-1.666***	-3.62
국고채5년(-3)		-2.738***	-2.66	-1.914*	-1.83
lnGDP(-3)		1.084***	5.31	1.042***	5.19
ln총공급량(-1)		-0.775**	-2.30	-0.748**	-2.22
공급예정물량비중(-1)		-0.437	-1.42	-0.408	-1.36
거품항	'06.4Q~'08.3Q	2.824***	3.80	3.229***	4.47
	'21.3Q~'23.2Q	-1.058	-1.03		
	'21.3Q~'22.3Q			3.674**	2.62
	'22.4Q~'23.2Q			-3.596	-1.12
R ²		0.988(0.986)		0.990(0.989)	
표본수		86		86	

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

2) FMOLS, fully modified ordinary least squares.

계열 자료가 많지 않은 것을 감안하여 소표본에도 공적분 검정과 장기균형식을 만드는 것이 가능한 ARDL-ECM을 활용하였다. 실증분석 결과 금리 인상과 함께 가격이 상승하였던 2006년 4분기부터 2008년 3분기, 2021년 3분기에서 2022년 3분기까지의 거품항이 각각 유의하게 나타났다. 또한, 2022년 4분기부터는 거품항이 유의하지 않은 것으로 나타나 최근의 오피스 가격은 성장하는 거품이 소멸된 것으로 보인다.

이와 같은 결과는 향후 시장을 분석하거나 투자, 또는 정책에 활용될 수 있을 것으로 보인다. 특히 최근에 서울 오피스 거래규모가 이전에 비해 크게 감소하였는데, 이는 다양한 요인이 있겠지만 매도자와 매수의향자가 생각하는 가격의 차이에

서 비롯되었을 가능성이 있다. 즉 성장하는 거품이 지속되어 여전히 높은 가격이라는 매도자와 거품의 소멸로 자산 가격이 내재가치로 수렴하였다는 매수의향자와의 견해 차이로 거래가 이루어지지 않는다는 것이다. 따라서 거래의 빠른 활성화를 위해서는 과거 거품이 일부 존재했던 것을 인정하고 가격 조정이 이루어져야 할 것으로 보인다.

본 연구는 서울 오피스 시장을 대상으로 성장하는 합리적 거품에 대한 이론모형을 제시하고 실증적으로 시기별 거품 여부를 추정하였다는 의의가 있다. 그러나 앞서 선행연구에서 언급한 바와 같이 내재가치는 실제 존재하는 값이 아니기 때문에 모형에 따라 달라질 수 있어 실제가격과 내재가치의 차이인 거품에 대한 검정 결과 및 거품의

크기 역시 오류를 가질 가능성이 있다. 또한, 서울 오피스 매매가격의 내재가치 추정을 위해 서울시의 지표만을 고려하였다. 과거 서울 오피스 임대 및 매매시장에 분당·판교 등의 시장이 영향을 주었음을 감안하면, 이를 고려하지 못한 한계가 존재한다. 이외에도 서울 지역 내에서 오피스 내재가치와 가격변화는 지역별로 다르게 나타날 가능성이 있어 정교한 거품 검정에는 한계를 가지고 있다. 기타 내재가치 추정을 위해 오피스 근로자수, 1인당 오피스 면적 등과 같은 임차수요 변수를 고려하지 못하는 등 정확한 내재가치 추정의 한계가 있다.

또한 2022년 4분기부터 2023년 2분기의 3개 분기 자료만을 보고 최근의 거품이 사라졌다고 분석한 점 역시 성급한 판단의 결과로 보일 수 있다. 다만 해당시기가 오피스 가격이 하락 또는 정체한 시기이며 거래규모도 이전에 비해 크게 감소한 것을 고려하면, 짧은 기간의 결과라 할지라도 수용 가능한 결과로 생각된다.

마지막으로 ARDL-ECM으로 추정한 거품향의 계수값이 1보다 크게 나타났는데, 이는 앞서 각주에서 언급했던 것과 같이 시기별 예측치의 차이에 의한 것일 수 있다. 그러나 계수의 크기가 상당한 것으로 보아 과연 해당 시기의 미래 가격에 대한 기대가 합리적인 기대 하에 이루어진 것인지에 대해서는 논의가 필요해 보인다.

이처럼 본 연구는 분석의 의의와 함께 여러 한계를 가지고 있으나, 과거 선행연구와 같이 거품 여부를 판단하는 것은 의미가 있을 것으로 생각된다. 향후 다른 모형을 이용한 연구도 후속되어 오피스 시장의 거품 여부에 대해 다각적인 검토가

필요할 것으로 보인다.

ORCID

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

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

참고문헌

1. 김진호, 김문수, 마주영. (2022). 수도권 주택가격의 거품 추정에 관한 경제학적 연구. 경기연구원.
2. 김정환. (1991). 부동산 투기와 부동산 가격. 한국경제연구원.
3. 김순용. (2022). GSADF 검정 및 Probit 모형을 이용한 시도별 주택가격거품에 대한 연구. *부동산경영*, 26, 329-347.
4. 류강민, 송기욱. (2023). 서울시 지식산업센터 가격지수 개발 및 거시경제요인 영향 분석. *부동산분석*, 9(1), 253-270.
5. 류지수. (2016). Testing price bubbles of apartment markets: A case of apartments in Seoul city and Gangnam district. *산업경제연구*, 29(3), 1023-1042.
6. 민성훈, 고성수. (2012). 자본환원률 결정행태 관점에서 본 서울 오피스시장의 투자합리성. *주택연구*, 20(4), 81-102.
7. 민성훈, 고성수. (2013). 서울 오피스시장의 효율성 검정. *국토계획*, 48(1), 69-79.
8. 박원암. (2016). 우리나라 주택시장에 합리적 거품이 존재하는가?: 강남주택 시장을 중심으로. *국제경제연구*, 22(1), 85-105.
9. 박원양, 제상영. (2020). Rolling 회귀를 활용한

- 수도권 부동산 시장의 거품 추정. *Journal of The Korean Data Analysis Society*, 22(3), 1081-1093.
10. 박정식. (2020). [대형 오피스 거래의 불편한 진실] 도심 오피스 큰 장 쳤지만 가격 거품 논란. <https://jmagazine.joins.com/economist/view/331209>
11. 박현수, 김순용. (2021). 지역별 주택의 시장근본 가격(market fundamental price) 추정에 관한 실증 연구. *주거환경*, 20(3), 47-60.
12. 박현수, 이창원. (2012). 상태공간모형을 활용한 우리나라 지역별 아파트가격 버블 추정에 관한 연구. *지역연구*, 28(4), 115-132.
13. 박희석. (2009). 서울시 아파트가격의 합리적 버블 추정. *서울도시연구*, 10(3), 71-82.
14. 배영균. (2011). 공적분검정을 통한 서울지역 아파트 가격 거품 검증. *세무회계연구*, 28, 89-113.
15. 서윤규. (2015). 부동산시장의 버블(Bubble) 존재 가능성에 관한 연구: 아파트 사용가치 v.s 투자 가치 비교. *부동산학보*, 36, 170-186.
16. 신진호, 황수성. (2015). 주택시장의 과신과 가격 거품. *부동산학연구*, 21(1), 5-29.
17. 오근엽, 김봉한, 김흥기. (2005). 한국 주요 도시 아파트 가격의 버블 존재 검증 및 추정. *경제연구*, 23(3), 105-131.
18. 윤성훈. (2020). 서울 지역별 아파트 가격 거품 가능성 검토. 보험연구원.
19. 윤원철. (2022). PSY 검정을 활용한 지역별 아파트 가격 거품과 원인에 대한 분석. *부동산연구*, 32(4), 7-20.
20. 이용만, 김선용. (2006). 서울 강남지역의 주택가격에 거품이 존재하는가? *주택연구*, 14(1), 27-55.
21. 이용재, 박철범. (2019). 한국 주택시장의 거품 검정과 주택시장 정책. *한국경제학보*, 26(2), 277-299.
22. 이인로. (2021). 2020년 주택가격 상승률 평가 및 거품 여부 검증. *상업교육연구*, 35(1), 113-134.
23. 이준희. (2006). 주택가격의 거품여부에 대한 평가. 한국은행.
24. 전해정. (2014). 한국 부동산 시장의 합리적 버블 추정에 관한 실증연구. *한국경제지리학회지*, 17(1), 147-159.
25. 정영식, 김정훈, 김효상, 양다영, 강은정. (2018). 글로벌 부동산 버블 위험진단 및 영향분석. 대외경제정책연구원.
26. 조무상, 남주하. (2019). 주택가격의 폭발적 거품의 추정. *주택연구*, 27(1), 83-112.
27. 조장욱. (2001). 합리적 기대가설 해설. *시장경제연구*, 30(1), 27-49.
28. 채수복. (2015). 지역별 주택시장 버블지표 추정 연구. *부동산학보*, 62, 189-203.
29. 최진. (2020). 아파트 가격거품 검증과 시사점 (2012년~2020년 1월). 국토연구원.
30. 최차순. (2010). 주택가격 거품유무에 관한 연구. *대한부동산학회지*, 28(1), 177-199.
31. 최호상, 김정원. (2006). 주택시장 불안과 금리. <https://www.newswire.co.kr/newsRead.php?no=201455>
32. 홍정의, 김형준, 안세룡. (2022). 서울 아파트 가격은 거품인가? *부동산분석*, 8(1), 1-21.
33. 황국상, 김도윤, 김태현. (2020). 코로나로 갈 곳 없는 돈 '오피스 거품' 키운다. <https://news.mt.co.kr/mtview.php?no=2020060214412936617>
34. Bourassa, S. C., Hoesli, M., & Oikarinen, E. (2019). Measuring house price bubbles. *Real Estate Economics*, 47(2), 534-563.
35. Dermani, E., Lindé, J., & Walentin, K. (2016). Is there an evident housing bubble in Sweden? *Sveriges Riksbank Economic Review*, 2, 7-55.
36. Hendershott, P. H. (2000). Property asset bubbles: Evidence from the Sydney office

- market. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 20(1), 67–81.
37. Kohn, J., & Bryant, S. K. (2010). Modeling the US housing bubble: An econometric analysis. *Research in Business and Economics Journal*, 2, 1–14.
38. Petris, P., Dotsis, G., & Alexakis, P. (2022). Bubble tests in the London housing market: A borough level analysis. *International Journal of Finance & Economics*, 27(1), 1044–1063.
39. Shiller, R. J. (1991). Arithmetic repeat sales price estimators. *Journal of Housing Economics*, 1(1), 110–126.
40. Shimizu, C., Karato, K., & Asami, Y. (2010). Estimation of redevelopment probability using panel data: Asset bubble burst and office market in Tokyo. *Journal of Property Investment & Finance*, 28(4), 285–300.

논문 접수 일: 2024년 2월 13일

심사(수정)일: 2024년 3월 11일

게재 확정 일: 2024년 4월 11일

국문초록

서울시 오피스 매매가격은 최근 연이은 금리 인상에도 불구하고 가격은 소폭 하락하거나 상승하는 것으로 나타나고 있어 거품 여부에 대한 진단이 필요한 상황이다. 거품에 대한 검정은 지금까지 주택시장을 대상으로 한 연구가 주를 이루고 있으며, 오피스 시장에 대한 연구는 거의 이루어지지 않았다. 따라서 본 연구는 서울시 오피스 매매가격에 대해 시기별 거품 검정을 하고자 하였다. 거품은 성장하는 합리적 거품을 대상으로 하였으며, 미정계수법을 이용하여 효율적인 시장에서도 거품이 존재할 수 있다는 것을 이론적으로 살펴보았다. 또한 실증분석은 시계열 자료가 적은 것을 감안하여 소표본에도 공적분 검정과 장기균형모형 구성이 가능한 autoregressive distributed lag-error correction model을 활용하였다. 서울지역을 대상으로 2001년 1분기부터 2023년 2분기까지 90개 시계열 자료를 이용하였으며, 분석결과 금리 인상과 함께 가격이 상승하였던 2006년 4분기부터 2008년 3분기, 2021년 3분기에서 2022년 3분기까지의 거품향이 각각 유의하게 나타났다. 또한, 2022년 4분기부터는 거품향이 유의하지 않은 것으로 나타나 최근의 오피스 가격은 성장하는 거품이 소멸된 것으로 보인다. 이와 같은 결과는 향후 시장을 분석하거나 투자, 또는 정책에 활용될 수 있을 것으로 보인다.

주제어 : 서울지역, 오피스 시장, 합리적 거품, 미정계수법, ARDL-ECM(autoregressive distributed lag-error correction model)