

반복매매모형을 활용한 서울시 오피스 벤치마크 가격지수 개발 및 시험적 적용 연구*

The Development and Application of Office Price Index for Benchmark in Seoul using Repeat Sales Model

류강민** · 송기욱***

Kang Min Ryu · Ki Wook Song

Abstract

As the fastest growing office transaction volume in Korea, there's been a need for development of indicators to accurately diagnose the office capital market. The purpose of this paper is experimentally calculate to the office price index for effective benchmark indices in Seoul. The quantitative methodology used a Case-Shiller Repeat Sales Model (1991), based on actual multiple office transaction dataset with over minimum 1,653 m² from Q3 1999 to 4Q 2019 in the case of 1,536 buildings within Seoul Metropolitan. In addition, the collected historical data and spatial statistical analysis tools were treated with the SAS 9.4 and ArcGIS 10.7 programs. The main empirical results of research are briefly summarized as follows; First, Seoul office price index was estimated to be 344.3 point (2001.1Q=100.0P) at the end of 2019, and has more than tripled over the past two decades. it means that the sales price of office per 3.3 m² has consistently risen more than 12% every year since 2000, which is far above the indices for apartment housing index, announced by the MOLIT (2009). Second, between quarterly and annual office price index for the two-step estimation of the MIT Real Estate Research Center (MIT/CRE), T, L, AL variables have statistically significant coefficient (*Beta*) all of the mode I ($p < 0.01$). Third, it was possible to produce a more stable office price index against the basic index by using the Moore-Penrose's pseudo inverse technique at low transaction frequency. Fourth, as an lagging indicators, the office price index is closely related to key macroeconomic indicators, such as GDP(+), KOSPI(+), interest rates (5-year KTB, -). This facts indicate that long-term office investment tends to outperform other financial assets owing to high return and low risk pattern. In conclusion, these findings are practically meaningful to presenting an new office price index that increases accuracy and then attempting to preliminary applications for the case of Seoul. Moreover, it can provide sincerely useful benchmark about investing an office and predicting changes of the sales price among market participants (e.g. policy maker, investor, landlord, tenant, user) in the future.

Keywords: Case-Shiller Repeat Sales Model(케이스-실러 반복매매모형), Office Price Index(오피스 가격지수), Benchmark Index(벤치마크 지표), Capital Market(매매시장), Transaction-Based Data(실거래자료), Pseudo Inverse(의사역행렬)

* 이 논문은 2019년 이지스자산운용과 대신증권이 발간한 매매지수 보고서의 일부를 발췌, 수정·보완한 것임.

** 이지스자산운용 리서치센터, 공학박사(주저자: locsword@hanmail.net)

*** LH토지주택연구원 책임연구원(교신저자: skw81@lh.or.kr)

1. 서론

1.1 연구배경 및 목적

국내 서울 오피스 시장의 투자규모는 2006년부터 지속적으로 상승세이며, 2018년은 르네상스 재건축 프로젝트를 제외하고도 약 10조 원에 달할 정도로 급성장하였다. 또한 2018년까지 설정된 부동산 펀드 규모는 76조 원으로 최근 3년간 연평균 29%의 증가율을 보이며, 2016년부터 부동산 공모펀드도 지속적으로 출시되어 과거 주요 투자자였던 연기금·공제회뿐만 아니라, 개인의 투자규모도 증가하고 있다. 예전부터 부동산 펀드와 리츠(REF, REITs)로 투자하는 부동산 상품 중에서 업무용 빌딩은 가장 높은 비중을 차지하며, 그중 서울 지역의 3대 핵심권역을 대상으로 거래가 집중되는 양상을 보인다(송기욱·남진, 2016).

이처럼 부동산, 특히 오피스 투자규모 증대와 투자자 다변화와 함께 시장 투명성에 대한 요구 증가에도 불구하고, 현 시장 상황을 정밀히 진단하거나 투자판단 여부 정보를 제공하려는 노력이 부족하였다. 과거 미래에셋부동산연구소(2008)를 시작으로 하나금융경영연구소·신영에셋(2012), 쟈스타(2015) 등 극소수 민간부동산 리서치 업체가 주축이 되어 오피스 매매지수의 정기적인 조사·공표가 이뤄지다가 중단된 상태이다. 지금은 에비슨영코리아(2009: 구 메이트플러스), 삼성SRA자산운용(2014), 이지스자산운용·대신증권(2019) 등 단 세 곳이 유일하게 자체 오피스 매매지수를 생산하며 간신히 명맥을 이어가고 있다.¹⁾

특히 오늘날과 같이 저성장·저금리 시대의 장기화 속에서 오피스에 투자하는 간접투자상품은 서민들의 안정적인 노후자금으로 대체투자수단이 되지만, 막상 시중에서 풍부하고 정확한 오피스 매매, 투자정보를 얻기 매우 어려운 실정이다. 이와 비슷하게 공동주택 실거래 가격지수는 주택시장 경기 진단과 전망을 예측할 때 널리 이용되나, 실질적으로 개인투자자에게 참고할 만한 펀드·리츠 성과(Performance) 평가, 거시경제 및 오피스 시장과의 연관성 분석 등에 활용되는 공식적인 가격지표는 거의 전무한 상황이다.

다행히 근래 범정부 차원에서 폐쇄적인 정보 형태에 따른 시장 투명성(Transparency) 부족 문제를 상업용 부동산의 가장 큰 경쟁력 저해요인으로 인식하고, 경제 활성화 및 국민소득 증대를 위한 「공모형 부동산 간접투자 활성화 방안(2019)」 등 다양한 제도적 지원책 마련을 강구하고 있다. 이 안에는 구체적으로 국민의 안전한 투자를 위한 투자환경 조성의 일환으로서 투자

용 부동산 수익률 지수 개발 등 투자정보 제공 확대를 실천과제로 담고 있으며, 유관 연구용역(한국부동산금융투자포럼, 2020)도 성공리에 시행 완료되었다.

이 측면에서 본 연구의 목적은 일반 대중들이 서울시 오피스 매매가격의 변화를 객관적으로 파악하고, 나아가 전체 투자 시장상황(수익·위험)을 반영할 수 있는 표준적인 벤치마크(Benchmark: BM) 성격의 매매가격지수를 새롭게 시범 개발하고자 하였다. 국내 상업용 부동산 시장에 대한 객관적인 투자정보가 현저히 부족한 상황에서 표준화가 상대적으로 용이한 자산인 오피스의 매매지수 적용 여부를 초기 탐색(Exploratory)하는 시험적인 예비테스트(Test-Bed) 성격을 지닌다고 하겠다.

1.2 연구범위 및 방법

본 연구의 시간적 범위는 1차 금융위기 직후인 1999년 3분기부터 가장 최근인 2019년 4분기까지 실거래 자료(Transaction-Based Data)의 구득이 가능한 약 20년(81개 분기)을 설정하였다. 실거래가격은 시장참여자인 매도자와 매수자 간 합의에 의해 거래된 금액이기 때문에 실제 시장 상황이 그대로 반영되어, 금융위기 전후를 비롯해 시계열 가격변화를 관찰하기에 적합하다.

공간적 범위는 국내 업무용 부동산의 최대 밀집지역인 서울시 내이며, 2번 이상 반복 거래된 오피스 빌딩을 대상으로 다루고자 한다. 또한 빌딩 규모는 용도변화가 비교적 적은 최소 연면적 500평 이상을 표본(Sample)으로 하였다. 아래 <그림 1>은 서울시 전역의 오피스 빌딩의 주소지를 식별자로 지오코딩

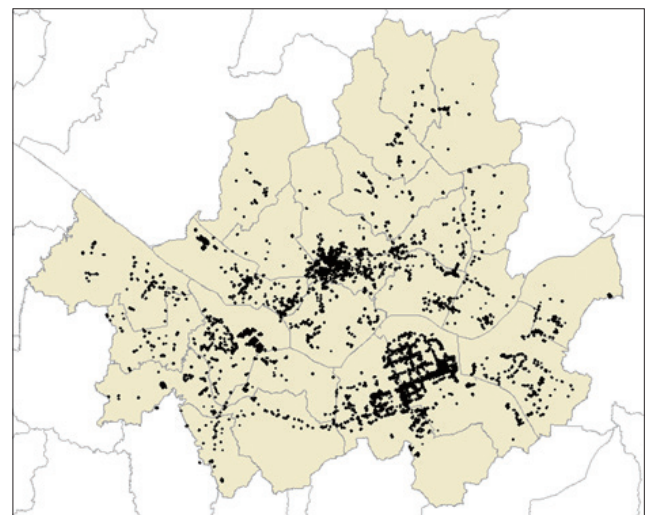


Fig. 1. 연면적 500평 이상인 서울시 오피스 빌딩 분포

* Note: 주소지 위치정보 기반으로 공간패핑(Mapping) 실시

1) 지수 생산과 관련된 민관 업계동향을 정리하였다.

(Geo-coding)하여 공간분포도를 나타낸 것이다.

이 선별과정에 의한 오피스 매매지수 산정은 가치가중 산술 평균 반복매매모형(Value-Weighted Arithmetic Repeat Sales Model)을 적용하였고, 이를 위해 일반화된 2단계 최소제곱법(Feasible Generalized Two Stage Least Square) 통계로 실증 분석하였다.

이 방법론은 미국에서 가장 신뢰성 있는 주택가격지수로 불리는 동시에 S&P/Case-Shiller Home Price Index에 활용되고 있는 계량모형이기도 하다. 그러나 오피스 매매자료의 경우, 거래 빈도가 적어 안정적인 지수산정이 쉽지 않은 형편이다. 따라서 이 문제를 고려하기 위하여 MIT 부동산연구센터(MIT/CRE)의 2단계 추정법을 추가로 도입하였다. 뿐만 아니라, GDP, 주가지수, 국고채금리와와의 비교를 통해 각종 거시경제변수와 오피스 매매지수와의 관계를 검증하고자 한다.

그리고 수집된 자료결과 및 통계해석의 정확성을 기하기 위한 지원 도구는 SAS 9.4와 ArcGIS 10.7 프로그램으로 일괄 처리하였다.

2. 이론 및 선행연구 고찰

2.1 지수 산정방법에 관한 연구

부동산 가격지수는 일반적으로 라스파이레스, 헤도닉가격 모형, 반복매매모형, SPAR, 중위수 등 6가지 방법을 이용하여 산정되고 있다. 먼저 라스파이레스지수(Laspeyres' Index)는 간단한 수식작업을 통해 지수를 만들 수 있는 장점이 있다. 그러나 매시점마다 가격자료가 존재해야 하기 때문에 실거래가 자료로는 지수를 만들 수 없는 바, 시세 또는 감정가를 이용해 지수를 산정할 수밖에 없는 단점을 지닌다.²⁾ 후자의 시세와 감정가를 이용하여 지수를 산정할 경우, 지수가 비대칭 평활화 현상(Smoothing)³⁾을 가질 수밖에 없는 근원적 한계를 지적하고 있다(이용만, 2007b; 이용만·이상한, 2008; 박연우·방두완, 2011).

헤도닉 가격지수(Hedonic Price Model)는 수많은 가격정보와 특성자료들에 기반하여 지수를 산정하는 전통적인 방식이다. 이미 오랜기간 국내외 학계나 연구기관(이용만, 2007a; 에비슨영코리아, 2009)들은 이 방식에 근거하여 실거래가를 이용한 지수산정을 수행해 왔으나, 특성자료를 구축하는 데 방대한 비용과 시간이 소요되며, 변수의 누락에 따른 편의(Bias)가 발생할

수 있다. 또한 변수를 어떻게 고려하느냐에 따라 지수가 달라지는 문제가 있으며, 도시의 성장에 따른 도시 구조의 변화를 지수에 반영할 수 없는 약점도 안고 있다(이창무 외, 2007).

반복매매지수(Repeat Sales Index)는 2회 이상 반복 거래된 부동산의 가격을 이용하는 방식으로서 헤도닉 가격지수와 같이 방대한 부동산 특성자료들이 불필요하며, 두 번 이상 거래된 건물의 가격정보와 거래시점만으로 지수를 만들 수 있다. 그러나 반복 거래가 된 표본만을 대상으로 지수를 산정하기 때문에 지수의 효율성 및 편의성, 이분산 등의 문제가 있어, 이를 극복하기 위한 연구가 해외뿐만 아니라 국내에서도 꾸준히 진행되어 오고 있다(최성호 외, 2010; 류강민·이창무, 2011; 김재익 외, 2015).

또한 반복매매지수는 Bailey et al.(1963)가 제안한 동일가중 기하평균 지수와 Shiller(1991)가 제안한 가치가중 산술평균 지수로 구분할 수 있다. 류강민·이상영(2010)은 두 가지 지수 중 어느 지수가 적절한가에 대한 문제에서 시장투자자들이 체감하는 가격 변동이 어느 지수와 가까운가로 귀결될 수 있으며, 체감하는 가격 변동은 결국 투자자가 어떠한 형태로 부동산을 구매하느냐에 따라 달라질 수 있다고 언급하였다.

SPAR(Sale Price Appraisal Ratio) 지수는 감정평가가격 대비 실거래 가격비율을 이용하여 지수를 산정하는 방식이다. 이는 반복매매지수가 가지는 표본오차로 인한 편의를 줄이고 자료탈락 문제도 일정부분 해결할 수 있으나, 감정평가가격이 대상의 특성차이에 따른 가격 차이를 잘 반영하고 있다는 전제조건이 충족되어야 한다는 점을 따른다(이용만, 2007b).

마지막으로 중위수 지수(Median Sale Price Index)는 시점별 매매가격의 중위수를 이용하여 지수를 산정하는 방식으로서, 타 지수의 산정방식과 비교해 단순하고 편리하다. 하지만 대상의 특성 차이에 따른 가격 차이를 통제하지 못하기 때문에 특성 차이를 보정하기 위한 하부시장 구분이 적절하게 이루어져야 하며, 자료수도 많이 확보되어야 어느 정도 안정적인 결과를 얻을 수 있다(류강민 외, 2012).

이러한 사실에 비추어보면 결국 연구자가 어떠한 지수 산정 방식을 선정하느냐에 따라 비록 장·단점 및 결과는 다소 상이하게 도출되나, 오피스 매매시장의 건전하고 투명한 거래질서 등 투자환경 조성을 위해 올바른 시장투자 성과기준이 필요하다는 원칙에 전적으로 동의함을 엿볼 수 있다.

2) 시세와 평가가격은 수요자인 매수자와 공급자인 매도자가 체결할 수 있을 것으로 예측되는 가상의 가격이다. 거래가 종결된 실거래가격이 아니므로 추정 시 당연히 모형의 정확성이 떨어지는 비판을 받을 수밖에 없다.

3) 평활화는 시장의 변화를 전문가들이 가격에 미처 반영하지 못할 때 발생한다. 2008년 금융위기 여파로 실거래가 지수와 평가가격을 이용한 지수가 큰 간극을 보이는 것이 가장 대표적인 예인데, 가격폭락의 상황을 전문가들이 받아들이지 못하기 때문이다.

2.2 거래빈도가 낮은 시장에서 지수 산정

매입거래빈도가 낮은 시장에서는 자료의 부족으로 인해 지수 산정에 한계가 있어, 이를 보완하는 방법이 논의되어 왔다. 먼저 Schwann(1998), 박헌수(2007)는 거래빈도가 낮은 시장에서 헤도닉가격모형에 상태공간모형을 도입하여 지수의 안정성이 높아지는 결과를 보였다. 또한 Francke(2010)와 박헌수·유은영(2014)은 반복매매모형으로 지수를 추정하는 경우에도 상태공간모형을 도입하면, 안정성 측면에서 크게 개선된 결과를 보이는 것으로 나타났다.

Yeon(2016)은 기존의 반복매매모형에 벌점화 회귀분석을 도입하여, 거래빈도가 낮은 시장에서 지수가 안정적으로 추정되는 결과를 도출하였다. 또한 Baroni et al.(2007)는 반복매매모형에 매매가격의 변화와 연관된 거시경제변수를 추가로 선정하여 안정적으로 지수를 생산·추정하는 방법을 제안하였다. 이외에도 황규완·손재영(2017)은 본 연구에서도 활용한 Moore-Penrose의 의사역행렬을 이용하여 빈도가 적은 서울시 오피스 시장의 매매지수를 산정하였다.

이제까지 기존 연구들은 다양한 지수 산정방식이 존재함은 물론, 빈도가 적은 시장에서도 안정적인 지수를 산정할 수 있는 방법을 단순 설명하는 데 중점을 두었다. 그러나 본 연구에서 지수 산정대상인 서울시 오피스 매매지수 관련 선행연구의 경우, 부분적인 문제를 해결하였으나 국가표준의 벤치마크로 활용할 만한 지수를 산정하지 못한 한계가 있다.

먼저 최성호 외(2010) 연구는 오피스 자료의 효율적인 구축 방법을 제시하였으나, 과연 시장참여자들이 실제로 체감하는 지수가 올바르게 산정되었는지에 대해서는 충분한 검토가 이루어지지 못하였다. 뒤를 이어 황규완·손재영(2017)은 거래빈도가 적은 시장에서 안정적인 지수를 산정할 수 있는 객관적인 방법을 제시하였으나, 마찬가지로 시장참여자의 실제 체감에 대한 고민과 자료구축 방법에서 문제를 드러냈다. 그 밖에 류강민 외(2011)는 자료구축 방법과 시장참여자의 실제 체감에 대한 검토는 이루어졌지만, 적은 거래빈도에 의한 지수 안정성 문제를 해결하지는 못하였다.

이처럼 오피스 매매지수와 관련한 선행연구는 벤치마크로서의 3가지 필수조건인 대표성, 지속성, 안정적인 지수산정을 위한 종합적 대안을 제시하지 못함을 알 수 있다. 이 사실에 비추어보면 시장투자자들이 참고할 만한 지수가 부재하여, 이로 인한 투자정보의 비대칭성 및 사회적 부의 양극화가 극심할 것으로 여겨진다. 따라서 본 연구는 기존 연구들이 봉착한 한계와 문제를 보완해 과학적인 방법론 정립에 기초하여 시범적인 지수를 산정키로 한다.

지수는 반복매매모형을 이용하였는데, 이는 조사자료가 1999년부터 2019년까지 총 21년간의 자료로 헤도닉모형에 필요한 변수 구축이 어렵고, 이창무 외(2007)에서 지적한 것처럼 20년 이상 변화된 도시의 성장에 따른 영향을 감안할 수밖에 없기 때문이다. 또한 라스파이레스나 SPAR모형 역시 시계열 자료에 맞는 시세나 감정평가가격을 확보하기가 거의 불가능하며 시세와 평가가격이라는 자료 자체의 한계 또한 가지고 있다. 마지막으로 반복매매모형은 해당빌딩의 매입(투자), 매도(청산)의 2번 거래된 자료만을 이용하여 지수를 산정하기 때문에 여타 지수 산정방법보다 투자자가 참조하기에 가장 좋은 형태일 것으로 생각된다.

3. 분석의 틀 및 방법론

3.1 지수 산정대상

본고에서 지수 산정대상은 서울시에 입지한 연면적 500평 이상의 용도상 오피스 빌딩이다. 여기서 500평 미만의 소형빌딩은 용도변경이 잦고, 오피스 빌딩으로 정의하기가 어려워 불가피하게 제외하였다. 또한 최근 업무용과 주거용으로 공급이 늘어나고 있는 오피스텔의 경우, 명확한 용도 파악이 쉽지 않은 점을 고려해 제외하였다.

거래사태 중에서는 대다수가 속한 일괄거래를 비롯하여 부분거래 및 지분거래, 수익증권 거래행위도 대상에 포함하였다. 다만 경매나 증여 등 특수 목적으로 인한 매매의 경우, 매매가격을 시장가격이라 간주할 수 없으므로 탈락시켰다. 선매입가격 역시 시장가격이 아닌 미래에 예상되는 잠재가격의 성격을 가지고 있어, 준공 전 3개월 이전에 선매입한 거래는 원칙적으로 대상에 포함하지 않았다.

그리하여 실증분석을 위한 자료 조사방법은 기초적인 오피스 재고현황(Stock) 조사에서부터 시작하여, 거래 유무 및 가격 조사, 타 리서치업체 시장보고서 조사에 이르기까지 일련의 3단계 과정을 따른다. 이 방법을 준용한다면, 오피스 거래사태의 전수조사를 파악하는 것이라고 봐도 무방하다.

먼저 1단계는 오피스 재고조사로 국토교통부의 건축데이터 개방 웹사이트(open.eais.go.kr)에서 공개하고 있는 건축물대장 자료를 이용하였다. 건축물대장 자료는 전국단위의 모든 건물 정보를 총망라해 담고 있는 빅데이터(Big Data)이며, 이 중 서울 지역에 연면적 500평 이상의 오피스 빌딩을 앞서 <그림 1>과 같이 추출하였다. 흔히 연구자나 시대에 따라 오피스 빌딩은 다양한 정의가 가능하지만, 편의상 전체 연면적의 50% 이상을 업무 시설로 사용하고 있는 빌딩으로 가정하였다. 고로 층별용도 중

업무시설로 이용하고 있는 면적의 총합이 전체 연면적⁴⁾의 50% 이상 점유하는 경우만을 고려하였다. 이러한 적용기준은 민간 상업용 부동산 리서치업체(e.g. 이지스자산운용, 에비슨영, 젠스타)에서도 많이 따를 뿐더러, 용도의 과반을 충족시키기에 크게 무리가 없을 것으로 예상되는 바이다.

2단계는 거래유무 및 가격조사로, 1단계에서 조사된 오피스 재고의 주소정보와 인터넷등기소의 등기부등본 자료를 직접 일대일(1:1) 매칭하여 조사하였다. 인터넷등기소는 주소를 입력하면, 해당 소재지 건물의 거래유무와 매수자, 매도자 정보 등을 손쉽게 알 수 있으며, 2006년 이후에 거래된 경우 가장 중요한 정보인 매매가격 또한 조사가 가능하다. 비록 2006년 이전에 거래 되었을지라도, 금융감독원의 전자공시시스템(DART)을 활용하여 매매가격을 조사할 수 있다. 그 이유는 매수자 또는 매도자가 법인인 경우 오피스와 같은 자산이 거래가 되면 공시의 무가 있기 때문이다. 따라서 '고정자산', '유형자산', '자산양수도 신고서', '최대주주간 등과의 부동산매도(매입)' 등의 공시된 정보검색을 이용하여 매매가격을 파악하였다.⁵⁾

마지막으로 3단계는 타 리서치업체 시장보고서 조사를 거쳐 수정·검토하는데, 수익증권 거래와 선매입 거래는 등기부등본에 매매가격이 공개가 되지 않는 경우가 더러 있다. 따라서 타 리서치업체 보고서 조사를 통해 매매사례 건수가 누락되지 않도록, 자료를 구축·검수하고자 한다.

3.2 가중치

반복매매모형은 앞서 언급한 것처럼, 가중치 부여에 따라 크게 동일가중 반복매매모형과 가치가중 반복매매모형으로 구분할 수 있다. 이 중 전자와 후자는 각각 Bailey et al.(1963)와 Shiller(1991)가 제안한 모형으로, 어디에 어떠한 가중치를 주느냐에 따라 지수산정 방법이 다르게 산출된다.

본 연구는 시장투자자들이 적정 투자판단을 내릴 수 있도록 대표적인 벤치마크 성향의 오피스 매매지수를 개발하는 것이 주목적이며, 여기서 벤치마크 지수란 투자자들이 체감하는 가격의 변동과 가까운 지수라고 할 수 있다. 이와 관련해 류강민·이상영(2010)은 시장투자자들의 투자형태가 <그림 2>와 같이 3가지 방식으로 구분되며, 이들 유형에 따라 체감하는 가격변동도 달라진다고 보았다.

먼저 <그림 2-(a)>는 1명의 투자자가 1개의 오피스 빌딩에 만 개별 단독 투자하는 방식으로, 투자자가 체감하는 평균적인 가격변동률은 개별 오피스의 가격변동률들 평균이다. 이때 투자자가 체감하는 가격변동률은 오피스 빌딩 간의 가격 차이와 상관없이 동일하기 때문에, 각 오피스가 동일한 가중치를 주는 동일가중(Equal-Weighted) 가격변동률이다.⁶⁾

<그림 2-(b)>는 다수의 오피스를 다수 투자자가 공동으로 투자하는 방법으로, N:N의 공동 소유방식이다. 위 그림에서 3명의 투자자가 체감하는 평균적인 가격변동률은 총자산의 가격변동률(시가총액 변동률)이라 할 수 있다. 그러나 더욱 정확히 말하면, 투자자가 체감하는 가격변동률은 상대적으로 금액이 큰 고가 빌딩에 민감히 반응할 것이므로 가치가중(Value-Weighted) 가격변동률이 된다.

그리고 마지막으로 <그림 2-(c)>는 (a)와 (b)의 중간형태로, 투자자가 체감하는 가격변동률도 동일가중과 가치가중 가격변동률의 중간수준에서 형성될 것이라 예상된다.

최근 저금리시대에 높은 가격의 오피스 빌딩은 통상 단독이 아닌 다수의 투자자를 동반 모집하여 부동산 펀드나 리츠 등으로 투자가 이루어지는 경우가 다반사다. 또한 프라임급 오피스에 투자하는 투자자의 대부분이 연기금·공제회·보험·증권사·

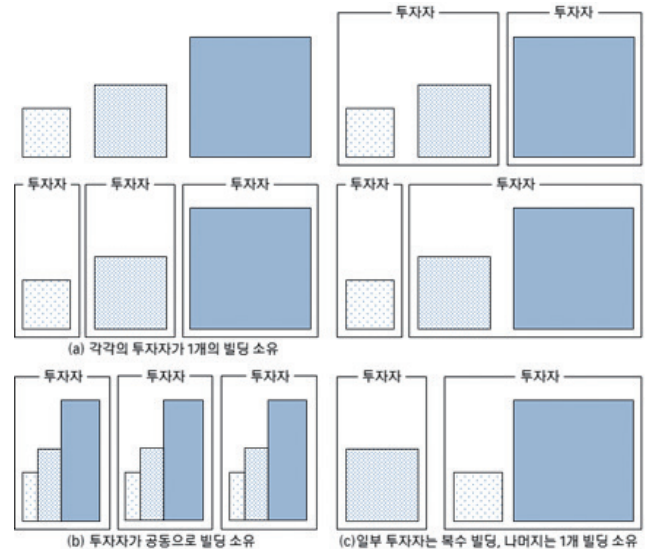


Fig. 2. 시장투자자의 투자형태

* Note: 류강민·박수훈·이창무(2011)

4) 연면적 중 주차면적이나 기계실과 같은 공용면적은 제외되어 계산한다.

5) 자료조사 과정 중 1, 2단계는 최성호 외(2010) 연구를 참고하였다

6) 현재 2009년부터 국토교통부와 감정원에서 발표하고 있는 공동주택 실거래가지수(Indices for Apartment Housing Index)는 동일가중으로 지수를 산정하고 있다.

금융권 등 소위 재무적 투자자(Financial Investor: FI)들이 많은 비중을 차지하고, 해당 투자결과가 다수에게 영향을 미치거나 귀속되는 구조이다.

이외에도 소형빌딩에 비해 고가인 대형빌딩의 경우 많은 임대면적을 제공하여 다수의 임차인에게 영향을 미치는 파급효과가 훨씬 커, 가격에 가중치를 주는 가치가중 방식이 더 적절한 선택이 될 수 있다. 참고로 주식의 주가지수도 시가총액의 가치 가중 지수이다. 미국의 케이스-실러 주택가격지수 또한 가치가중을 채택하여 지수를 산정하였으므로, 이러한 점을 준용해 본 연구의 서울시 오피스 매매가격지수도 가치가중 방법에 따라 추정토록 한다.

3.3 케이스-실러 반복매매모형

가치가중 산술평균 지수인 케이스-실러 반복매매모형(Case-Shiller Repeat Sales Model)은 예일대 경제학과 교수이자, 노벨 경제학상 수상자인 Robert J. Shiller가 1991년에 논문을 통해 제안한 모형이다.⁷⁾ 쉽게 말해 가격 범위를 달리해 고가에 가중치를 좀 더 주는 방식인 것이다. 국내에서는 류강민·이상영(2010), 류강민 외(2011)의 연구에서 일부 소개되었다.

케이스-실러 반복매매모형의 일반적인 추정방법은 다음과 같다. 우선 0시점에서 2시점까지 두 번 거래된 5개의 표본을 다음의 행렬식 (1)과 같이 정의해보자. 아래의 행렬은 0시점에서 2시점까지 거래된 가격을 표시한 것으로 행렬 Y의 열은 0시점을 의미하여, 각 행은 0시점에서 2시점까지 두 번 거래된 표본을 의미한다. 행렬 X의 열은 각각 1시점과 2시점을 의미하며, 행은 행렬 Y와 마찬가지로 두 번 거래된 표본을 의미한다.

$$Y = \begin{bmatrix} P_{10} \\ P_{20} \\ P_{30} \\ P_{40} \\ 0 \end{bmatrix}, X = \begin{bmatrix} P_{11} & 0 \\ P_{21} & 0 \\ 0 & P_{32} \\ 0 & P_{42} \\ -P_{51} & P_{52} \end{bmatrix} \quad \text{식 (1)}$$

또한 t시점에 거래된 빌딩 i의 가격을 P_{it} 라 하고, 오피스 i가 0시점과 t시점에 거래된다고 하면, 행렬 Y에는 0시점의 가격인 P_{i0} 을, 행렬 X는 t시점에 다시 거래된 가격 P_{it} 으로 표현한다. 물론 거래가 되지 않은 시점에서는 값이 존재하지 않는 0으로 대체된다. 예를 들어 행렬 Y와 행렬 X의 세 번째 행을 살펴보면, 오피스(i=3)가 0시점에 P_{30} 의 가격으로 거래되고, 2시점에 가격 P_{32} 으로 거래된다.

만약 0시점에 거래되지 않고 1시점과 2시점에 거래될 경우, 행렬 X의 1열은 거래가격의 음의 값($-P_{i1}$)을 가진다. 일례로 위의 행렬 X에 다섯 번째 행을 살펴보면, 다섯 번째 오피스(i=5)가 0시점이 아닌 1시점과 2시점에 거래되어, 이때 가격은 각각 P_{51} , P_{52} 로 표현된다. 행렬 Y도 기준시점인 0시점에 거래되지 않기 때문에 0의 값을 가지며, 1시점 값은 거래가격의 음의 값인 $-P_{51}$, 2번째 열은 다시 거래된 가격인 P_{52} 가 된다.

이처럼 행렬식 (1)을 이용하여 다음의 식 (2)와 같이 회귀분석을 하게 되면, 추정된 계수($\hat{\beta}$)는 해당시점의 가격을 0시점으로 할인하기 위한 할인율(Reciprocal)이 된다.

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

그러나 일반적으로 현재의 오피스 가격이 이전 오피스 가격에 오차를 더하게 되는 확률보행과정(Gaussian Random Walk)을 따르게 됨을 감안하면, 독립변수가 종속변수에 영향을 미치는 것이 아니라 종속변수로 사용된 0시점의 가격이 독립변수인 t시점의 가격에 영향을 미치는 구조를 나타낸다.

이처럼 종속변수가 독립변수에 영향을 미치게 되면, 회귀모형의 가정에서 벗어나기 때문에 위 식 (2)에서 추정된 계수는 일치된 추정량을 가질 수 없다. 이 문제를 해결하기 위해서는 도구변수를 이용해 계수를 추정해야 한다. 아래 도구변수 행렬은 행렬 X에서 가격을 모두 1로 바꾼 행렬로, 종속변수와 상관관계는 없으나 행렬 X와 강한 상관관계가 존재하여 도구변수 행렬로 적합한 형태를 가지게 된다.

$$Z = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 1 & 0 \\ 0 & 1 \\ 0 & 1 \\ -1 & 1 \end{bmatrix} \quad \text{식 (3)}$$

도구변수를 이용한 계수는 다음 행렬식 (3), (4)와 같이 2단계 최소제곱법(Two Stage Least Square)으로 추정한다.

$$B = (Z'X)^{-1} Z'Y \quad \text{식 (4)}$$

위의 식 (4)를 이용하여 추정된 계수의 역수는 다음과 같이 기준시점 대비 자산의 변동으로 해석할 수 있다(식 (5) 참조).

7) Shiller R.J.(1991), "Arithmetic Repeat Sales Price Estimators", Journal of Housing Economics, 1: 110-126.

$$\begin{aligned}\widehat{\beta}_1^{-1} &= \frac{P_{11} + P_{21} + P_{51}}{P_{10} + P_{20} + \widehat{\beta}_2 P_{52}} \\ \widehat{\beta}_2^{-1} &= \frac{P_{32} + P_{32} + P_{52}}{P_{30} + P_{40} + \widehat{\beta}_1 P_{51}}\end{aligned}\quad \text{식 (5)}$$

3.4 거래쌍

반복매매모형에서는 동일 빌딩이 행렬식 (1)과 같이 다른 시점에 두 번 이상 거래된 표본을 자료로 활용하며, 이를 거래쌍(Sales Pair)이 형성되어 있다고 말한다. 출발점인 거래쌍을 구성하기 위해서는 동일 빌딩에 대한 가정이 사전 필요하다. 만약 동일 빌딩에 대한 가정을 강하게 수립할 경우, 지수 산정에 대한 적절한 자료를 확보할 수 없으며, 역으로 너무 약한 가정은 오류가 발생하는 소지가 있다.

본 연구에서는 기본적으로 동일 빌딩을 같은 지번과 연면적을 보유한 빌딩을 동일 빌딩으로 가정하였다. 그러나 부동산의 특성상 일부 증축이나 철거가 존재하기 때문에, 이로 인해 연면적이 20% 이상 변화되었다면 동일 빌딩으로 보지 않았다. 또한 빌딩이 리모델링이 아닌 재건축 완료될 시에도 동일 빌딩이 아닌 것으로 간주하였다. 건물 연면적이 아닌 토지면적도 20% 이상 변화된 경우 일맥상통하다.

그런 다음 거래쌍을 구성하기 위한 조건과 방법을 아래와 같이 고려하였다. 먼저 집합건물에서 동일 빌딩은 지하층이나 지상층만이 거래일 시, 리테일 용도일 가능성도 상존하여 오피스와 가격 차이가 불규칙 발생하므로 완전한 거래쌍으로 구성할 수 없다. 오로지 거래쌍은 거래기간 동안 빌딩 용도가 오피스에만 성립된다. 다시 말해 동일 빌딩이라 할지라도 첫 번째 거래시점의 빌딩 용도가 오피스이고, 용도변경에 의하여 두 번째 거래시점의 빌딩 용도가 상가로 변형되었다면 규칙에 맞지 않아 거래쌍을 만들 수 없는 것이다.

한편 빌딩이 일반 건물이고 지분으로 거래된다면, 빌딩 내 어느 특정 공간을 구매한 것이 아니기 때문에 빌딩 내 주소가 반드시 같을 필요가 없고, 다른 시점이나 면적이 거래될 때에도 거래쌍을 구성할 수 있다. 그리고 동일 필지 내 건축특성이 유사한 오피스(연면적 10%이내 차이, 시공사 및 준공년도 등 동일 조건)가 복수(2개)의 동이 있을 경우, 2개의 오피스를 동일한 오피스라 가정하였다.

이 외에 앞서 언급한 동일 빌딩에서 증축 또는 철거로 인해 연면적이 20% 이내에서 변화한 경우나 유사 오피스의 경우 지분거래와 마찬가지로 가격을 재조정해 거래쌍을 구성하며, 이때 두 시점의 거래면적은 500평을 초과하여야 한다. 단,

연면적이 500평 미만인 빌딩이라 하더라도 두 번의 매매시점에 오피스로 거래되고, 기타 면적 정보가 확실할 경우, 자료 확보를 위해 예외적인 표본으로 고려할 수 있다.

3.5 이분산 보정

Case and Shiller(1987)는 주택가격이 확률보행과정(Gaussian Random Walk)을 가지면, 첫 번째 거래시점과 다시 거래된 거래시점 차이가 길수록 부동산 개발로 인한 입지여건 및 건물특성(리모델링, 노후화) 등의 변화가 나타나 시장의 평균적인 움직임보다 개별적(독자적)으로 형성되어 이질적인 가격 패턴을 보여 분산이 증가할 가능성이 농후하다고 주장하였다. 오피스도 주택과 마찬가지로 부동산의 한 유형이므로 이분산 역시 존재할 것으로 보이며, 이를 보정하기 위해서는 식(4)의 2단계 최소제곱법이 아닌 일반화된 2단계 최소제곱법(Feasible Generalized Two Stage Least Square)을 활용하여 계수를 추정한다.

$$\widehat{\beta} = (Z' \Omega^{-1} X)^{-1} Z' \Omega^{-1} Y \quad \text{식 (6)}$$

위 수식 (6)의 Ω 는 대각행렬(Diagonal Matrix)로 거래기간에 따라 증가하는 원소와 변하지 않는 원소로 구성되어 있다. 일반적으로 Ω 는 알려져 있는 값이 아니기 때문에, 추정된 행렬 $\widehat{\Omega}$ 을 이용한다.

그렇다면 행렬 $\widehat{\Omega}$ 는 어떻게 만들어지는지 절차를 알아보도록 하자. 먼저 2단계 최소제곱법으로 추정된 모형에서 오차의 제곱(e^2)을 종속변수(Y)로 하고, 독립변수(X)는 상수 및 첫 번째 거래시점과 두 번째 거래시점 사이의 보유기간(T)을 변수로 하여 회귀분석을 실시한다. 이때 상수의 추정계수 $\widehat{\beta}_0$ 는 거래기간에 따라 변하지 않는 분산의 크기를 말하고, 보유기간 변수의 추정계수 $\widehat{\beta}_1$ 는 거래기간에 따라 변하는 분산의 크기를 의미한다. 보유기간 이외에도 첫 번째 거래될 때와 두 번째 거래될 때의 건물면적 차이(A), 그리고 토지면적 차이(L)에 의해서도 개별적인 가격패턴을 보일 수 있어, 이들 변수도 추가 고려한다.

$$e_i^2 = \widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_1 T_i + \widehat{\beta}_2 A_i + \widehat{\beta}_3 L_i + \widehat{\beta}_4 A_i L_i + \epsilon_i \quad \text{식 (7)}$$

위 수식 (7)을 통해 추정된 i 번째 표본의 오차의 역수($1/\widehat{e}_i$)는 행렬 $\widehat{\Omega}$ 의 원소가 된다.

3.6 MIT/CRE 2단계 추정법

MIT 부동산연구센터인 MIT/CRE는 자료수가 충분하지 않을 경우, 시장 변화보다 개별 자료의 특성을 반영할 가능성이

높아져, 이로 인하여 지수의 변동성이 크게 나타나 불안정적인 지수가 산정되는 문제점을 해결하고자 2단계 추정법을 개발하였으며, 과거 Moodys와 RCA 상업용부동산 매매지수(CPPI)를 산정하는데도 활용되었다.⁸⁾

MIT/CRE 2단계 추정방법은 다음과 같은 합리적인 절차에 따라 움직인다. 일단 분기별 오피스 매매사례가 적다는 가정하에 분기별 자료를 연단위로 합칠 때, 일부분에 지나지 않기 때문에 연지수에 적은 영향을 미치게 된다. 이때 지수의 전년대비 상승률 R_t 는 4개 분기의 전분기 대비 상승률을 복리(Compound) 계산한 것과 같다. 이러한 관계를 수식으로 표현하자면, 아래와 같은 방정식 (8)로 나타난다.

$$1 + R_t = (1 + R_{1Q})(1 + R_{2Q})(1 + R_{3Q})(1 + R_{4Q}) \quad \text{식 (8)}$$

분기별 자료를 연단위로 합치는 방법은 첫 번째부터 마지막까지 순차적으로 [t년 1~4분기], [t년 2~4분기, t+1년 1분기], [t년 3~4분기, t+1년 1~2분기], [t년 4분기, t+1년 1~3분기]의 총 4가지가 있으며, 이를 각각 CY, FYM, FYJ, FYS라고 정의할 수 있다. 이를 일련의 식으로 계산하면, 다음과 같이 추정된다 (수식 (9) 참조).

$$\begin{aligned} 1 + R_{CY} &= (1 + R_{t,1q})(1 + R_{t,2q})(1 + R_{t,3q})(1 + R_{t,4q}) \\ 1 + R_{FYM} &= (1 + R_{t,2q})(1 + R_{t,3q})(1 + R_{t,4q})(1 + R_{t+1,1q}) \\ 1 + R_{FYJ} &= (1 + R_{t,3q})(1 + R_{t,4q})(1 + R_{t+1,1q})(1 + R_{t+1,2q}) \\ 1 + R_{FYS} &= (1 + R_{t,4q})(1 + R_{t+1,1q})(1 + R_{t+1,2q})(1 + R_{t+1,3q}) \end{aligned} \quad \text{식 (9)}$$

수식 (9)에서 R_{CY} , R_{FYM} , R_{FYJ} , R_{FYS} 는 연단위 케이스-설러 반복매매모형으로 추정된 값(1단계)이기 때문에, 전분기 대비 가격상승률 $R_{t+i,j}$ 은 위 식을 로그변환한 후 연립방정식을 이용하여 추정할 수 있다(2단계). 다만, 4개의 식에서 보는 것처럼 변수는 7개인 관계로 무수한 해가 존재하는 부정에 해당하여, Moore-Penrose의 의사역행렬(Pseudo Inverse)을 이용하여 1개의 해를 구한다. Moore-Penrose의 의사역행렬을 이용한 해는 상기 식의 조건을 만족하면서, $R_{t+i,j}$ 의 제곱합(Norm)을 최소화시킨 단일 해를 만들어 분기 가격상승률을 더미변수로 고려하는 계수를 추정토록 한다.

한편 분기에서 연단위로 자료를 변환하면, 자료수가 불충분한 분기는 연단위 자료 중에서 큰 비중을 차지하지 못한다. 이로써 모형을 이용해 연단위 가격상승률을 추정하면, 자료수

가 적은 분기의 영향력이 미미한 효과를 가진다. 따라서 수식 (9) 좌변의 R_{CY} , R_{FYM} , R_{FYJ} , R_{FYS} 는 바로 이러한 효력이 적게 추정된 값이고, 이를 연립방정식으로 계산한 분기 상승률도 자료수 부족으로 인한 영향을 덜 받게 된다.

4. 실증분석

4.1 기초통계량

본 연구의 연속형 시계열자료(Time Series Data)는 1999년 3분기부터 2019년 4분기까지 20년간 2번 이상 복수 거래된 총 1,536개의 서울시 오피스 매매자료를 이용하였다. 먼저 매매건수 기준으로 연도별 거래현황 및 특성의 기초통계량을 살펴보면(표 1) 참조, 실거래가 신고제가 시행된 2006년 이전보다 그

Table 1. 서울시 오피스 매매 기초통계량

연도(t)	거래금액 (억원)	평균 거래가 (만원/3.3m ²)	거래면적 (3.3m ²)	자료수 (개)
1999	2,926	573	9,621	5
2000	15,120	646	4,671	49
2001	19,694	616	6,126	45
2002	17,166	648	4,151	63
2003	21,710	792	5,358	59
2004	28,215	871	5,725	52
2005	23,238	882	3,962	60
2006	20,183	1,104	2,040	106
2007	44,228	1,340	2,447	143
2008	42,647	1,676	3,499	90
2009	41,298	1,291	2,814	111
2010	37,034	1,466	2,756	89
2011	42,136	1,483	3,268	86
2012	44,270	1,328	4,154	72
2013	51,009	1,433	4,251	74
2014	39,185	1,601	3,867	61
2015	24,683	1,386	2,603	62
2016	56,017	1,720	4,214	75
2017	50,113	1,615	3,933	78
2018	52,210	1,853	3,817	73
2019	81,619	1,962	5,018	83
합계(Total)	754,701	26,286	88,295	1,536
평균(Avg)	35,938	1,252	4,205	73

* Note: 평균 거래가는 거래면적 대비 금액으로 개별 건수들의 산술평균임

8) IT Center for Real Estate(2008), "A Technical Note on Index Methodology Enhancement by Two-Stage Regression Estimation".

이후에 거래가 훨씬 많았으며, 매해 60개 이상(평균 73.1건)의 거래출현 사례를 보였다. 시기적으로 2006년 이전에 거래가 많이 이루어지지 않은 것이 아니라, 등기부등본 열람 상 나타나는 자료조사의 제약 때문이라 예측된다.⁹⁾

거래규모 역시 지속적으로 증가하여 2019년 거래금액이 8.2조 원으로 집계되며, 거래면적은 2~4천 평 수준으로 중형빌딩(4,205평)에 가까웠다. 2006년 이전까지 5~10천평에 육박하여, 자료 수가 적은 영향과 함께 거래면적이 큰 대형빌딩 위주의 기관 매매가 활발히 성행되었음을 암시할 수 있다. 그 이후에는 개인투자자로 참여대상 폭이 확대되고 건물주 열풍으로 중소형 빌딩의 거래가 점차 보편화되면서, 평균 거래면적이 하향화된 것으로 추측된다.

오피스 투자에 있어 가장 관심변인이라 할 수 있는 평당 거래가격은 전반적으로 1999년(IMF 시절)부터 견조한 상승가도를 달리는 추세이다. 그러나 글로벌 금융위기 전후인 2008년은 최고 수준의 1,676만원/3.3m²에서 발생 직후 급격히 양등하다가, 2009년에는 1,291만원/3.3m²으로 전년 대비 시세가 23%가 하락하여 중대한 변곡점(Tipping Point)이라 여겨진다. 그러다 금융위기 이후인 2010년부터는 다시 원래의 상승세로 회복하여, 지난해 2019년은 평당 최대인 2천만원선까지 근접한 것으로 가파르게 성장하였다.

이를 상대적인 가격증감률 관점에서는 2000년 대비 2008년까지 연간 12.7%의 두 자릿수 이상 올랐다면, 2019년으로 확대 적용 시 전체 연평균 6%의 가격상승률로 절반 이상 완화되었음에도 여전히 높은 수치를 보인다. 여러 가지 이유가 있겠으나, 최근 오피스 가격상승률이 높은 배경에는 주식, 채권의 낮은 수익률과 높은 변동성 때문에, 비교적 고수익·저위험(High Return, Low Risk)의 안정적인 오피스 시장으로 투자자들의 자금이 대거 유입되고, 오피스 매매가격 추가 상승의 기대심리가 작용한 것이라 해석된다.

4.2 연간 지수산정

MIT부동산연구센터(MIT/CRE)의 2단계 추정법에서 논한 수식 (9)에 따라 연간 지수를 산정한 결과, 하단의 <표 2>와 같이 전체 모형에서 모든 변수들이 유의수준 1% 내에서 유의미하게 도출되었다($p < 0.01$).¹⁰⁾ 단 지수 산정에서 계수(Beta)의 유의성은 별다른 함의를 가지지 못한다. 기본적으로 계수의 크기는 기준시점 대비 가격 상승이 유의하게 나타나는지 여부만을 알

Table 2. 연간 지수 산정결과 (Feasible Generalized 2SLS)

연도 (t)	Model 1 (t, 1q~t, 4q)		Model 2 (t, 2q~t+1, 1q)		Model 3 (t, 3q~t+1, 2q)		Model 4 (t, 4q~t+1, 3q)	
	beta	s.e	beta	s.e	beta	s.e	beta	s.e
'00	-	-	-	-	-	-	0.804***	0.043
'01	0.902***	0.042	0.902***	0.039	0.891***	0.031	0.757***	0.036
'02	0.767***	0.045	0.795***	0.037	0.843***	0.029	0.701***	0.038
'03	0.793***	0.040	0.806***	0.039	0.763***	0.036	0.646***	0.033
'04	0.666***	0.034	0.651***	0.032	0.671***	0.019	0.554***	0.030
'05	0.569***	0.028	0.552***	0.022	0.544***	0.019	0.426***	0.025
'06	0.549***	0.032	0.506***	0.026	0.490***	0.022	0.430***	0.025
'07	0.407***	0.023	0.418***	0.023	0.419***	0.018	0.343***	0.019
'08	0.407***	0.021	0.437***	0.019	0.445***	0.015	0.394***	0.020
'09	0.419***	0.023	0.417***	0.031	0.432***	0.025	0.375***	0.027
'10	0.404***	0.027	0.421***	0.023	0.410***	0.019	0.344***	0.021
'11	0.384***	0.024	0.393***	0.022	0.417***	0.019	0.339***	0.020
'12	0.373***	0.023	0.384***	0.021	0.377***	0.017	0.317***	0.020
'13	0.370***	0.024	0.378***	0.024	0.391***	0.021	0.330***	0.022
'14	0.349***	0.022	0.366***	0.021	0.365***	0.019	0.303***	0.020
'15	0.332***	0.037	0.339***	0.031	0.337***	0.023	0.285***	0.020
'16	0.333***	0.020	0.346***	0.020	0.352***	0.017	0.287***	0.019
'17	0.312***	0.024	0.306***	0.019	0.303***	0.015	0.256***	0.016
'18	0.284***	0.020	0.312***	0.019	0.302***	0.014	0.250***	0.015
'19	0.282***	0.017	-	-	-	-	-	-
R-sq.	0.458		0.541		0.735		0.405	
Adj. R-sq.	0.445		0.530		0.728		0.391	
N	824		749		759		797	

* Note: ***1%($p < 0.01$), **5%($p < 0.05$), *10%($p < 0.1$) 이내 유의함

려줄 뿐, 시장 변화가 드물어 가격상승이 더딜 경우 유의하지 않게 추정된다.

따라서 추정계수의 유의성보다 오히려 신뢰수준과 관련된 표준오차(Standard Error)지표가 더 유의한 의미를 부여할 수 있으며, 실무적으로 그 수치가 0.03 이하인 경우 지수로서 가치가 존재하는 것으로 판단한다. 이 점에서 Model 1에서 Model 4까지 전 유형을 통틀어 초기시점의 표준오차는 0.03보다 큰 값을 지녔으나, '06년 이후 기점으로 소폭 낮아진 형태를 보여 적정표본 수 확대에 따른 유의성이 어느 정도 확보된 것으로 유추할 수 있다.

9) 연간 거래규모는 2006년 이전까지 부동산 실거래가 신고제도 이전으로 정확한 거래규모가 집계되지 않는다.

10) t값은 계수/표준오차로 추정할 수 있다.

본 절에서는 전체 모형 설명력(Adj. R-sq)이 40~70% 초반 내외로 이상 없이 충족되었기에, 이제 본격적인 연간 지수산정의 검증결과를 상세히 비교 관찰할 필요가 있다(〈표 2〉 참조). 기본적인 Model 1(t, 1q~t, 4q)은 당해 1분기부터 4분기까지를 1년간으로 동일시한 유형으로서, 2001년도 계수가 0.902로 높게 산출되었다. 이를 수식 (5)에 의거하여 추정계수의 역수를 구하면 1.109(= 1/0.902)로, 2000년 대비 2001년 오피스 매매가격이 약 1.109배 상승하였음을 말한다. 즉변 매매지수 개념으로 환산 시 2000년 시점가격을 100.0P라 가정하면, 2001년은 110.9P로 표기될 수 있다.¹¹⁾

또한 당해 4분기부터 이듬해 3분기까지를 1년간으로 간주한 Model 4(t, 4q~t+1, 3q)에서 최근시점인 2018년의 계수는 0.250으로 추정되어, 역수가 최고조인 4.008(= 1/0.250)에 달하였다. 1999년 4분기부터 2000년 3분기까지 오피스 평균 매매가격을 100P로 볼 때, 20년 가까이 경과한 시점의 2018년 4분기에서 2019년 3분기까지 오피스 매매가격지수는 400.8P로 약 4.008배 급등하였음을 뜻한다.

이렇듯 개별 모델들마다 추정계수의 수치는 약간씩 차이가 있으나, 대체로 시간이 지날수록 계수 값이 감소하는 반면 상대적으로 매매가격지수는 증가 경향을 엿볼 수 있다.

한편 식(9)와 연간 지수를 이분산이 보정된 모형(Feasible Generalized 2SLS)으로 추정된 식(7)의 결과는 〈표 3〉과 같이 정리할 수 있다.

먼저 보유기간(T)은 어떤 모형에서든 통계적 유의수준 1% 내에서 유의하게 관측되어(p<0.01), 보유기간이 증대할수록 오

차항의 분산도 비례 증가하는 이분산(Heteroscedasticity) 성향을 보였다. 이와 함께 토지면적의 차이(L), 건물면적과 토지면적의 상호작용항(AL)도 비교적 유의하게 나타나 이분산성을 발생시키는 주요 원인 중 하나인 것으로 판단된다. 그러나 예외적으로 건물면적의 차이(A)는 t값이 작아 유의성이 떨어져 별다른 영향력을 행사하지 못했다(p>0.1).

4.3 분기별 지수 산정

앞 절에서 산정한 4개 모델의 연간지수를 의사역행렬을 이용해 분기 단위로 분절한 재산정한 지수와 의사역행렬을 사용하지 않고(식(9) 미적용), 식(6)까지 방법에 그대로 따라 분기별 지수를 산정한 결과를 비교하면, 〈그림 3〉과 같다. 육안으로 볼 때 두 지수 모두 우상향 추세임에는 크게 변함이 없으나, 의사역행렬을 이용한 계수가 기본지수 대비 다소 안정적으로 나타남을 확인할 수 있다.

세부적으로 의사역행렬을 이용한 지수 추이를 좀 더 살펴보면¹²⁾, 글로벌 금융위기 전후인 2008년 3분기에 고점(Peak)을 찍은 후, 2009년 3분기에 들어 전년 동기 대비(YoY) 13% 가량 일시적 하락하면서 격차가 크게 벌어지기 시작하였다. 그러나 2010년 이후 지속적인 상승세가 계속되면서, 최근 5년간 연간 가격상승률이 평균 4.4%로 물가 수준(CPI: 1.1%)을 훨씬 상회하고 있다. 이러한 사실은 지금까지 서울시 오피스 거래시장 경기가 얼마나 호황을 누려왔는지를 여실히 반증하는 대목이라 할 것이다.

Table 3. 이분산 가중치 추정식 결과

모형	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4	
	beta	t값	beta	t값	beta	t값	beta	t값
상수	0.02***	3.64	0.01**	2.07	0.02***	3.06	0.02***	3.21
T	0.01***	5.13	0.01***	6.06	0.01***	5.11	0.01***	5.33
A	-0.09	-0.42	0.04	0.19	0.04	0.17	-0.02	-0.07
L	0.69**	2.11	0.97***	2.67	0.67*	1.90	0.53	1.53
AL	-0.10*	-1.66	-0.17**	-2.38	-0.12*	-1.76	-0.06	-0.88
R-sq.	0.038		0.057		0.039		0.040	
Adj. R-sq.	0.033		0.052		0.034		0.035	
N	824		749		759		797	

* Note: Note: ***1%(p<0.01), **5%(p<0.05), *10%(p<0.1)이내 유의함

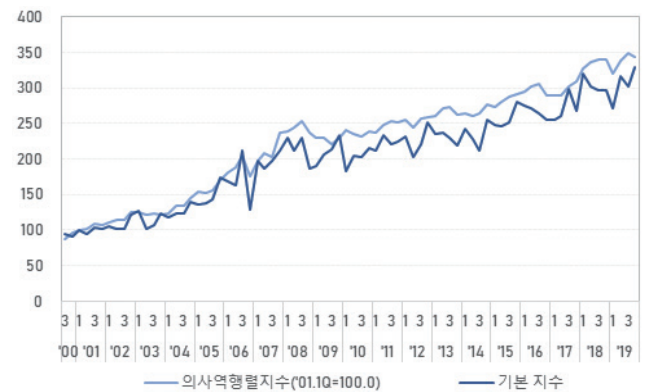


Fig. 3. 분기별 지수 산정결과

* Note: 2001.1Q=100.0

11) 흔히 지수의 단위는 일명 포인트(P)이고, 대표적인 등간척도에 해당한다.

12) 자세한 분기별 지수 값은 지면 상 부록에 별도 수록하였으니, 참고하기 바란다.

5. 거시경제지표와 오피스 매매지수 관계 비교

수많은 거시경제지표 중에서 통계청과 한국은행이 발표하는 국내총생산(GDP), 주가지수는 국가 경제와 관련된 중요한 지표로서 오피스 시장과도 매우 밀접한 것으로 잘 알려져 있다. 그 이유는 오피스가 단순히 부동산 투자상품 속성 이외에도 업무공간 내 다양한 경제 및 산업활동이 일어날 뿐더러, 파급효과가 큰 고용창출을 담당하기 때문이다.

〈그림 4〉에서 보듯이 시점을 통일(2001=100.0 조정)하여 GDP와 주가지수, 서울시 오피스 매매가격지수와의 관계를 비교·종합해보면, 대체로 기울기 직선이 우상향(↗)하는 비슷한 패턴을 띠나 변동성에서 차이가 두드러짐을 발견할 수 있다.

특히 GDP는 기업의 실물자산 투자와 사무직 종사자수에 직·간접적인 영향을 미치므로, 오피스 투자 및 임차수요와도 긴밀히 연관된다. 그럴 것이 글로벌 금융위기 이후 2011년부터 서울시 오피스 매매가격 변화 추이는 GDP(시장가격, 명목)에 비례하며 급등이나 급락없이 안정적인 상승선을 유지하고 있다. 최근 2018년에는 서울시 오피스 매매지수가 GDP 상승률을 잠시 역전하기도 했으나, 2019년 바로 GDP의 가격 상승에 재수렴하여 회귀하는 모습이다.

반면 주식(KOSPI, 종가기준)도 GDP, 서울시 오피스 매매가격과 상호 비례하는 경향은 똑같으나 2008년 금융위기 발생 시 큰 폭의 하락을 맞이하는 등 변동성이 극심하게 나타나며, 실물자산인 오피스에 선행하는 관계를 갖는 점에서 명확한 차이가 있다.

또 다른 변수로 금리 인하는 시중 유동성 증가와 대출부담 감소로 인해 실물자산인 오피스 가격과 반비례 관계를 가질 가능성이 대단히 높다. 실제로 글로벌 금융위기가 발생한 2010년

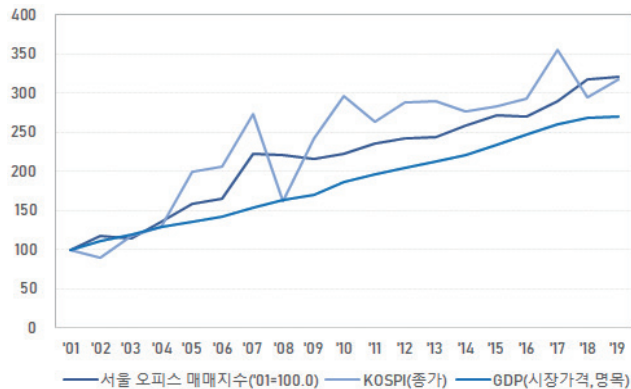


Fig. 4. GDP, KOSPI, 서울시 오피스 매매지수와의 관계 비교

* Note: 2001.1Q=100.0

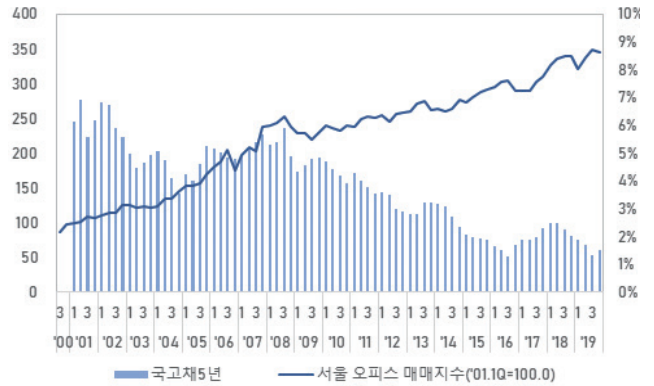


Fig. 5. 금리와 서울시 오피스 매매지수 비교

* Note: 2001.1Q=100.0

이래 저금리 기조에 힘입어, 오피스 가격은 부단히 견조한 상승세를 실현해 왔음이 이를 증명한다.

즉 〈그림 5〉에서 2010년 1분기부터 2019년 4분기까지 국고채5년 금리가 4.69%에서 1.51%로 2.92%p가 하락할 때, 오히려 동일시점의 오피스 매매가격지수는 239.8P에서 344.8P로 43.6%가 상승하여 스프레드(Spread: 매매지수-금리)가 확대되는 등 대조적 양상을 쉽게 관측할 수 있었다. 다만 경기부양을 위한 통화정책 상 기준금리 하향 조정(0.75% → 0.5%, 2020.05.28)이 확실시되는 바, 향후 대내외 환경은 오피스 가격상승에 긍정적 영향을 미칠 것으로 예측된다. 그러나 앞서 언급한 것처럼 경기 둔화로 임차인 감소 가능성과 저물가의 지속 상황여건을 감안할 때, 가격상승은 다소 둔화 혹은 제한적일 것으로 생각된다.

6. 결론

본 연구는 1999년 3분기부터 2019년 4분기까지 복수 거래가 이뤄진 1,536건의 실거래가격 자료조사를 통해 오피스 빌딩의 평균 가격변화 및 추이를 예측하는 데 효과적인 벤치마크 지표로 활용할 수 있는 서울시 오피스 매매지수를 시험적으로 산정·개발하였다. 이를 위해 시장참여자가 체감할 수 있는 가치기준 지수인 케이스-실러 반복매매모형과 MIT/CRE 2단계 추정법을 방법론으로 삼되, 거래기간 동안 발생할 수 있는 이분산 문제를 GLS로 보정하고, 오피스 시장특성 상 거래빈도가 많지 않은 점을 고려해 의사역행렬을 이용한 지수도 함께 작성토록 실증 분석하였다.

분석결과, 서울시 오피스 매매시장은 거래출현 빈도 수 및 규모 동반 증대에 힘입어, 2019년 4분기 매매가격지수가 344.3P(2001.1Q=100.0P)로 추산되어 견조한 상승세속에 활황기를 달려왔다고 볼 수 있다. 이는 동기간의 서울시 오피스 매매

가격지수를 353P로 예측한 유사기관인 에비슨영국코리아의 발표치와 상당히 유사한 것으로 밝혀졌다. 또한 의사역행렬 기법을 적용할 경우, 미적용시보다 안정적인 매매가격지수를 보여줘 한층 개선될 수 있는 가능성을 발견할 수 있었다. 마지막으로 거시경제지표와의 관계를 통해 오피스 매매가격지수는 금리와 반비례하나, 역으로 GDP, 주가지수와는 비례 경향이 강한 경기순환 상 후행(Lagging) 지표의 성격을 보여 상호 대조적인 의미 있는 결과를 도출하였다.

위의 실증분석 결과로부터 주택가격에 머무른 기존 국내 연구의 문제점을 심층 보완해 오피스 자산으로 확대·발전시켜, 매매가격지수를 객관적으로 측정가능한 방법론 체계를 정립하였다는데 학문적 의의를 둘 수 있다. 실무적으로도 서울시 사례에 직접 적용한 표준화된 시계열 매매가격지수를 구축·제시함으로써, 투자 의사결정 판단에 어려움을 겪었던 개인·기관들의 정보 비대칭성을 해소하고, 이에 소요되는 탐색시간 및 비용 절감에 유용한 기초자료로 사료된다. 또한 투자 성과지표와 연관된 매입(투자) 후 매각(청산)하는 자료를 이용한 반복매매모형의 활용과 반복매매모형 중에서도 총자산의 변동인 Shiller(1991)의 모형을 적용함으로써 투자자가 벤치마크 지표로 활용하기에 적절할 것으로 생각된다.

그럼에도 불구하고 본 연구는 반복매매모형 특성상 구조적 한계를 가지는데, 거래빈도가 적어 분기마다 재추정 시 과거 지수(가격변동률)가 소폭 변경되는 소위 지수 변화(Index Revision) 현상이 불가피해 개인 투자결정이나, 정책선택을 하는데 문제가 될 수 있다는 점이다.¹³⁾ 나아가 설문조사를 통해 최종 산정된 지수가 실제 시장참여자들이 체감하는 지수인지를 확인하지 못한 한계도 따른다. 수요자 입장에서 시장참여자의 체감도와 유사한지 판단하는 일은 경쟁력 제고를 위한 지수 개발 및 활용과 결부되는 중요한 과제이기에, 추후 이를 보완한 미시적 후속연구와 지속적인 시장 모니터링이 필요하다고 하겠다.

참고문헌

1. 국토교통부, “공모형 부동산간접투자 활성화 방안”, 보도자료 (2019.09.11.).
2. 김재익·김달호·서안나·조애정(2015), “반복매매모형에 기반한 아파트실거래가격지수의 산정방식비교: 표본산정방식과 하위지수 병합방식을 중심으로”, 『주택연구』, 23(4): 47-71.
3. 류강민·이상영(2010), “S&P/Case-Shiller 반복매매모형을 이용

- 한 주택가격지수 산정에 관한 연구”, 『주택연구』, 18(2): 183-204.
4. 류강민·박수훈·이창무(2011), “부동산 파생상품 개발을 위한 오피스 가격지수 산정”, 『선물연구』, 19(4): 363-387.
5. 류강민·이창무(2011), “반복매매지수의 지수변화 보정에 관한 연구”, 『주택연구』, 19(2): 5-22.
6. 류강민·최성호·이상영(2012), “서울시 단독다가구 연립다세대 중위수 지수 산정에 관한 연구”, 『부동산학연구』, 18(2): 57-72.
7. 박연우·방두완(2011), “평가기반 아파트가격지수에서의 비대칭 평활화 현상에 관한 연구”, 『주택연구』, 19(2): 23-46.
8. 박현수(2007), “거래빈도가 낮은 시장에서의 실거래 부동산 가격지수 작성에 관한 연구 - 강남구를 대상으로”, 『부동산학연구』, 13(3): 187-200.
9. 박현수·유은영(2014), “상태공간모형을 활용한 부동산실거래 가격지수 추정에 관한 연구: 거래빈도가 낮은 지역을 중심으로”, 『부동산학연구』, 20(1): 5-17.
10. 서후석(2009), “유니버스 방식의 부동산가격지수 개발에 관한 연구: 서울특별시의 공동주택을 중심으로”, 『주택연구』, 17(2): 29-55.
11. 송기욱·남진(2016), “서울시 프라임 오피스 빌딩의 점유비용 결정요인에 관한 실증분석”, 『부동산학보』, 66: 158-172.
12. 이상경(2005), “서울시 오피스 매매가격지수 개발에 관한 연구”, 『서울도시연구』, 6(4): 121-134.
13. 이상경(2007), “시변모수법에 의한 오피스 매매가격지수 구축에 관한 연구”, 『국토계획』, 42(5): 233-245.
14. 이영유·이상경(2013), “표본선택편의를 고려한 오피스 매매 가격 결정요인 분석 및 매매가격지수 산정”, 『부동산학연구』, 19(1): 83-96.
15. 이영호·민성훈·고성수(2014), 「오피스 빌딩의 벤치마크지수 작성에 관한 연구」, 한국부동산연구원.
16. 이용만(2007a), “특성가격함수를 이용한 주택가격지수 개발에 관한 연구”, 『부동산학연구』, 13(1): 103-125.
17. 이용만(2007b), “주택가격지수의 목적과 방법을 둘러싼 쟁점: 실거래가격에 기초한 지수를 중심으로”, 『부동산학연구』, 13(3): 147-167.
18. 이용만·이상한(2008), “국민은행 주택가격지수의 평활화 현상에 관한 연구”, 『주택연구』, 16(4): 27-47.
19. 이창무·김용경·배익민(2007), “반복매매모형을 이용한 아파트 실거래가격지수 운영특성 분석”, 『부동산학연구』, 13(2): 21-40.
20. 이창무·류강민·김지연(2013), “Quantile Regression을 이용한

13) Index Revision은 지수연동 상품과 같이 지수 변화에 민감하게 시장이 반응할 경우 보정될 필요가 있으며, S&P에서는 Pre-base and Post-base Index Estimation의 방법을 활용한다.

- 반복매매지수 산정에 관한 연구”, 『부동산학연구』, 19(4): 27-40.
21. 최성호·류강민·이건우·이창무(2010), “반복매매모형을 활용한 오피스 매매가격지수에 관한 연구”, 『국토계획』, 45(7): 119-131.
 22. 하나금융경영연구소(2012), “HNS 오피스 지수 동향: 매매가격지수 & 종합동향지수(2012.2Q)”, 보도자료(2012.08.21.).
 23. 한국부동산금융투자포럼(2020), 『상업용 부동산 투자지수 개발 및 활용에 관한 연구』, 국토교통부.
 24. 허세림·곽승준(1997), “한국주택시장에서의 주택가격지수 산출방법에 관한 연구”, 『주택연구』, 5(1): 1-18
 25. 황규완·손재영(2017), “MIT/CRE 2단계 추정법을 활용한 서울 오피스 가격지수 산출에 관한 연구”, 『주택연구』, 25(1): 151-175.
 26. Avison Young Korea(2020), “Seoul Office Market Report (2019.4Q)”.
 27. Bailey, M. J, R. F. Muth, H. O. Nourse (1963), “A regression method for real estimate price index construction”, *Journal of the American Statistical Association*, 58: 933-942.
 28. Baroni, M., F. Barthélemy, M. Mokrane (2007), “A PCA repeat sale index for apartment prices in Paris”, *Journal of Real Estate Research*, 29: 137-158.
 29. Case, K. E. and R. J. Shiller(1987), “Price of Single family homes since 1970: New indexes of four cities”, *New England Economic Review*, September/October: 46-56.
 30. Clapp, J. M. and C. Giaccotto(1992), “Estimating price indices for residential property: A comparison of repeat sales and assessed value methods”, *Journal of the American Statistical Association*, 87(418): 300-306.
 31. Francke, M. K.(2010), “Repeat sales index for thin markets: a structural time series approach”, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 41: 24-52.
 32. Fisher, J., D. Geltner and H. Pollakowski(2007), “A quarterly transactions-based index of institutional real estate investment performance and movements in supply and demand”, *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 34: 5-33.
 33. Geltner, D. M.(1996), “The repeated-measures regression-based index: A better way to construct appraisal-based indexes of commercial property value”, *Real Estate Finance*, 12(4): 29-35.
 34. Geltner, D. M. and H. Pollakowski (2007), *A Set of Indexes for Trading Commercial Real Estate Based on the Real Capital Analytics Transaction Prices Database*, MIT Center for Real Estate LLC, Report.
 35. Geltner, D. M and S. Bokhari(2008), *A Technical Note on Index Methodology Enhancement by Two-Stage Regression Estimation*, MIT Center for Real Estate LLC, Report.
 36. IGIS AMC(2020), “IGIS-Daishin seoul office price index report (2019.4Q)”, 2020.02.26.
 37. Munneke, H. and B. Slade(2001), “A metropolitan transaction-based commercial price index: A time-varying parameter approach”, *Real Estate Economics*, 29(1): 55-84.
 38. Schwann, G. M.(1998), “A real estate price index for thin markets”, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 16: 269-287.
 39. Shiller, R. J.(1991), “Arithmetic repeat sales price estimators”, *Journal of Housing Economics*, 1: 110-126.
 40. S&P(2008), “S&P/Case-Shiller Home Price Indices: Index Methodology”, S&P Report.
 41. Van de Minne, A., Francke, M., Geltner, D., White, R. (2019), “Using revisions as a measure of price index quality in repeat-sales models”, *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 60: 514-553.
 42. Yeon, Kyupil(2016), “A study on repeat sales house price index based on penalized quantile regression”, *Procedia Computer Science*, 91(6): 260-267.
 43. 건축행정시스템 세움터, <http://open.eais.go.kr>.
 44. 금융감독원 전자공시시스템, <http://dart.fss.or.kr>.
 45. 대법원 인터넷등기소, www.iros.go.kr.
 46. 한국감정원 부동산통계정보시스템, www.r-one.co.kr.
 47. 한국은행 경제통계시스템, <http://ecos.bok.or.kr>.

[부록] 의사역행렬 지수와 기본지수 비교

연도	분기	의사역행렬지수	기본지수	연도	분기	의사역행렬지수	기본지수
2000	3	86.8	94.6	2010	2	236.0	205.0
	4	96.6	90.7		3	231.6	203.2
2001	1	100.0	100.0		4	239.0	215.2
	2	102.1	94.4		2011	1	237.7
	3	108.0	103.0	2		248.7	234.1
	4	107.1	100.9	3		252.5	221.2
2002	1	110.9	106.2	4		251.6	223.8
	2	114.6	101.3	2012	1	254.3	230.8
	3	114.7	101.8		2	244.7	202.2
	4	125.9	121.1		3	256.4	221.6
2003	1	125.8	126.3		4	259.0	251.0
	2	121.1	102.5	2013	1	260.2	235.6
	3	123.8	107.7		2	271.0	237.9
	4	121.9	123.2		3	274.0	229.3
2004	1	124.0	118.7		4	261.4	219.7
	2	133.8	123.3	2014	1	264.3	242.4
	3	134.5	123.7		2	260.8	227.8
	4	145.1	139.5		3	263.5	211.9
2005	1	153.5	136.7		4	277.1	255.6
	2	152.1	138.6	2015	1	273.2	247.6
	3	156.7	144.0		2	279.9	246.1
	4	169.8	173.9		3	287.1	250.9
2006	1	181.2	167.7		4	291.1	280.0
	2	187.7	162.4	2016	1	294.8	274.9
	3	204.0	211.0		2	302.7	271.3
	4	176.0	129.3		3	304.9	263.8
2007	1	197.6	198.0		4	289.4	255.1
	2	208.1	186.7	2017	1	288.8	255.5
	3	202.0	196.6		2	290.0	260.0
	4	237.6	212.4		3	302.3	297.9
2008	1	239.0	229.9		4	309.8	268.0
	2	243.9	212.0	2018	1	326.6	319.3
	3	253.4	229.7		2	336.4	301.9
	4	237.2	185.8		3	339.6	296.8
2009	1	229.1	189.5		4	340.3	296.8
	2	229.4	206.0	2019	1	320.8	271.0
	3	220.3	213.0		2	337.5	316.8
	4	230.5	233.3		3	348.0	302.8
2010	1	239.8	183.0		4	344.3	329.3

* Note: 2001, 1Q=100.0