

전세가격지수의 평활화와 전세거래량* -서울지역 공동주택을 중심으로-

Smoothing of Jeonse Rental Price Index and Jeonse Transaction Volume - The Case of Condominiums in Seoul -

김 현 영 (Hyun-Young Kim)** · 연 규 필 (Kyu-Pil Yeon)*** · 이 용 만 (Young-Man Lee)****

〈 Abstract 〉

To see whether the survey-based rental price index compiled by the Korea Appraisal Board(KAB) has the smoothing problem, we compare it with the transaction-based rental price index that we created on the repeat sales price index model in this paper. We further investigate if the degree of smoothing problem differs according to transaction volumes. These indexes are for the 'Jeonse' rental market of condominiums in Seoul from 2011 to 2017. Analysis shows that the KAB's survey-based rental price index has low volatility and a time lag of about 1 month compared with the transaction-based rental price index. And we find that a significant portion of variations in the KAB's survey-based rental price index reflects changes in the transaction-based rental price index. We also find that the KAB's survey-based rental price index adjusts about 30% of the increase rate gap of the previous period between the two indexes. In particular, it adjusts faster during the periods that the transaction volumes are above average. As a result, the gap between two indexes narrows more quickly when the transaction volumes are above average. These findings imply that the smoothing effect is asymmetric depending on the market condition and that surveyors reflect the change of actual transaction prices differently depending on the transaction volumes although they anchor at previous survey prices.

키워드 : 전세가격지수, 지수 평활화, 전세거래량, 반복매매가격지수

Keyword : Jeonse Rental Price Index, Index Smoothing, Jeonse Transaction Volume, Repeat Sales Price Index

* 이 논문은 한성대학교로부터 연구지원을 받았다. 이 논문은 한국주택학회 2018년 상반기 학술대회에서 발표한 논문을 수정 보완한 논문이다.

** 한성대학교 경제부동산학과 박사과정 수료, khy0723@hansung.ac.kr, 주저자

*** 호서대학교 응용통계학과 조교수, kyupil72@gmail.com, 공동저자

**** 한성대학교 부동산학과 교수, ymlee@hansung.ac.kr, 교신저자

I. 서론

주택임대료지수(rental price index)는 임차가구의 임대료 변동을 보여줌으로써 임차가구의 주거비 부담 정도를 알 수 있게 해준다. 뿐만 아니라 주택임대료지수는 임대료/주택가격 비율을 통해 주택가격의 적정성을 평가하는 데에도 사용된다. 주택임대료지수가 실제 임대료의 변동을 과소 또는 과대 평가할 경우, 임차가구의 주거비 부담의 정도를 잘못 판단할 수 있고, 주택가격의 적정성에 대해서도 잘못된 판단을 내릴 수도 있다. 시장의 임대료 변동을 정확하게 보여주는 주택임대료지수의 존재가 그 만큼 중요하다고 할 수 있다.

우리나라에서 주택임대료의 변동을 보여주는 지수로, 한국감정원(이하 KAB)의 전월세통합지수가 있다. KAB에서는 매월 조사원이 조사한 표본주택의 전월세 임대료를 가지고 전월세통합지수를 작성하고 있다. 이처럼 조사원이 조사한 가격에 기반하여 만들어진 지수를 조사가격 기반 지수(또는 평가가격 기반 지수)라고 부른다.¹⁾

조사가격에 기반한 지수는 실거래가격에 기반한 지수에 비해 시차(time lag)를 두고 움직이며, 낮은 변동성(low volatility)을 갖고 있는 것으로 알려져 있다. 이를 두고 흔히 조사가격 기반 지수의 평활화(smoothing) 현상이라고 부른다. 이러한 조사가격에 기초한 지수의 평활화는 조사자의 인지적 편의(psychological bias) 때문에 일어날 수도 있고, 거래량이 적을 때의 가격 변화를 진정한 가격 변화로 보지 않는 조사자의 합리적 판단 때문에 일어날 수도 있다.²⁾ 후자 때문에 조사가격 기반의 전세가격지수가 평활화 된다면, 거래량의 과다에 따라 평활화 정도가 달라진다.

지금까지 주택가격지수의 경우에는 실거래가격자료가 있었기 때문에 조사가격에 기반한 주택가격지수의 평활화 여부를 확인하고자 하는 여러 연구들이 있었다. 반면 주택임대료지수의 경우 실거래가격자료가 없으므로 조사가격에 기반한 지수의 평활화 여부를 확인할 수가 없었고, 그러다 보니 주택임대료지수의 평활화에 대한 연구도 드물 수밖에 없었다. 그러

1) 조사가격에 기반한 임대료지수로 KAB의 전월세통합지수 외에 국민은행의 전세가격지수가 있다. 이 밖에 통계청의 임차료지수가 있는데, 이 지수는 물가지수를 구성하는 항목 중의 하나인 임차료의 변동을 보여주는 지수이다. 통계청의 임차료지수는 표본가구가 실제로 지불하는 임차료의 변동을 조사하여 지수를 작성한다는 점에서 조사 시점 당시의 시장임대료를 조사하여 지수를 만드는 KAB의 전월세통합지수나 국민은행의 전세가격지수와 차이가 있다.

2) 인지적 편의에 의한 지수 평활화 문제에 대한 논의는 이용만(2012)을 참조하였다.

나 최근 전월세 실거래자료가 공개되면서 조사가격 기반 주택임대료지수의 평활화 현상을 확인할 수 있는 여건이 조성되었다.

본 연구는 조사가격 기반 지수인 KAB의 전월세통합지수가 실거래 기반 주택임대료지수에 비해 평활화 되어 있는지 여부를 확인하고, 평활화 되어 있다면 거래량에 따라 평활화의 정도가 다른지를 분석하는데 그 목적을 두고 있다. 이를 위해 본 연구에서는 국토교통부에서 제공하는 전월세 실거래자료를 가지고 실거래가격 기반 주택임대료지수를 작성한 후, 이를 KAB의 전월세통합지수와 비교해 보았다.

실거래가격 기반 주택임대료지수는 지수작성에 일반적으로 사용되는 반복매매가격지수(repeat sales price index) 방법을 사용하였다. 다만, 국토교통부에서 제공하는 전월세 실거래자료의 경우 구체적인 주소나 호(戶) 정보가 제공되고 있지 않기 때문에 단독·다가구주택이나 다세대·연립주택은 지수를 작성하기가 어려웠다. 그래서 본 연구에서는 단독·다가구주택이나 다세대·연립주택은 지수작성 대상에서 제외하고, 아파트만 지수작성 대상으로 삼았다.³⁾

또 전월세 거래 중에서 순수 월세나 보증금부 월세 거래는 부분적으로만 신고가 되기 때문에 이들 실거래 사례가 모두 시장의 거래사례를 대표한다고 판단하기가 어려웠고, 거래량도 충분하지가 않았다. 뿐만 아니라 보증금부 월세의 경우, 보증금을 월세로 전환하는 과정에 어떤 전환율을 사용할 것이냐의 이슈도 있다. 그래서 여기서는 순수 월세나 보증금부 월세 거래는 제외하고 전세의 실거래자료만 가지고 실거래가격 기반 임대료지수를 작성하였다.

그리고 지역별로는 서울지역만을 대상으로 하여 실거래가격 기반 주택임대료지수를 작성하였다. 서울 외의 지역은 거래량이 충분하지 못해 실거래가격 기반 주택임대료지수가 불안정하게 산출되는 경우가 많았다. 그래서 본 연구에서는 서울지역만 분석대상으로 삼았다.

따라서 본 연구에서 분석 대상으로 삼는 주택임대료지수는 서울지역의 아파트 전세가격지수이다. 본 연구에서는 KAB 전월세통합지수 중 전세가격지수와 실거래가격 기반 전세가격지수를 가지고, 두 지수의 시차 상관계수나 변동율의 표준편차 등과 같은 기초통계량을 살펴보고, VAR모형을 분석하여 KAB의 전세가격지수가 평활화 되어 있는지의 여부와 그

3) 아파트의 경우 단지과 층 및 면적 정보가 제공되고 있다. 아파트의 경우, 동일 단지 내에서는 주택의 동질성이 높기 때문에 단지와 면적 그리고 층만 같아도 동일주택으로 간주할 수가 있어서 아파트만 지수작성대상으로 삼았다.

정도를 확인하였다. 그리고 그 원인이 거래량에 따른 조사자의 가격 판단 차이에 기인하는 것인지 여부를 확인하기 위해, 부분조정모형과 정보가중모형을 가지고 거래량의 과다에 따른 평활화의 차이를 살펴보았다.⁴⁾

논문의 구성은 다음과 같다. 제1장의 서론에 이어 제2장에서는 국내외 선행연구를 살펴보고, 제3장에서는 자료의 구성과 분석의 방법에 대해 설명하고자 한다. 제4장에서는 실증분석의 결과를 제시하고, 마지막으로 제5장에서는 연구의 결론 및 한계 등을 제시하고자 한다.

II. 이론 및 선행연구의 고찰

1. 지수의 평활화에 관한 이론 및 선행연구

앞서 언급한대로, 조사가격 기반 지수의 평활화는 실거래가격 기반 지수에 비해서 변동성이 완만하고, 시차를 두고 움직이는지 여부로 판단하게 된다. 지수의 평활화는 기간을 통합하거나 지역을 통합하여 지수를 작성하는 과정에서 발생하기도 하고, 조사자의 가격평가행태에 의해서 발생하기도 한다. 지수를 통합하거나 조사자의 가격평가를 통해 지수를 산정하는 경우, 평활화는 주택가격 변동 안에 존재하는 잡음, 즉 소수의 이상거래(outlier) 들로 인한 과잉변동성을 제거할 수 있기 때문에 바람직할 수도 있다. 하지만, 잡음이 아닌 신호까지 제거하거나, 조사자의 과거지향적 편의로 인해 시장가격을 충분히 반영하지 못하면, 시장상황을 잘못 전달하는 원인이 될 수 있다.

국외에서의 논의는 1980년대 후반, 미국에서 투자위험의 과소평가에 대한 원인으로 지수의 평활화 현상이 제기되면서, 이에 대한 연구가 꾸준히 있어 왔다. Siegel & Ibbotson (1984), Wheaton & Torto(1989) 등은 개별부동산에 대한 평가과정에서의 오류나 평가방법의 차이에서 평활화의 원인을 찾았다.⁵⁾ 그러나 Geltner(1991)는 평가자가 가격을 평가할 때 과거의 평가가격에 의존하여 현재의 평가가격을 결정하는 행태(과거지향적 조정편

4) 전세가격의 상승과 하락에 따라 시장의 거래량이 달라지는데, 해당 조사시기가 가격상승기인지 하락기인지에 따라 조사자의 실거래 정보 반영 정도가 달라질 수 있다. 또 거래량의 과다에 따라서도 실거래 정보의 반영 정도가 달라질 수 있다. 이처럼 가격상승기나 하락기, 또는 거래량의 과다에 따라 조사자의 실거래 정보 반영 정도가 달라진다면, 조사가격 기반 지수의 평활화 정도도 달라진다.

5) 평활화의 원인에 대해 논의한 선행연구는 방승희(2010)을 참조하였다.

의) 때문에 평활화가 나타난다고 보고, 이러한 평가자의 행태를 모형화한 ‘부분조정모형 (partial adjustment model)’을 다음과 같이 제시하였다.

$$V_t^* = \alpha V_t + (1 - \alpha) V_{t-1}^* \quad (1)$$

식 (1)은 t 기의 평가가격인 V_t^* 이 $t-1$ 의 평가가격인 V_{t-1}^* 에다가 현재의 시장가격인 V_t 를 가중평균하여 구해진다는 것을 보여준다. 여기서, α 를 부분조정계수 혹은 신뢰계수라고 부른다.⁶⁾

Diaz & Wolverson(1998)은 실험을 통해 Geltner(1991)의 과거지향적 평가행태가 실제로 존재함을 증명하였다. 이들은 평가자를 두 개의 집단으로 나눈 뒤, 동일 부동산에 대한 동일한 정보를 제공하고, 8개월간 각각 1회와 2회를 평가하도록 하였는데, 2회를 평가한 평가자들은 본인들의 과거 평가결과에 높은 가중치를 부여하는 현상을 발견하였다.

반면 Quan & Quigley(1991)는 평가자가 새로운 가격정보를 평가가격에 반영할 때 거래 자료가 부족하면 현재의 시장상황을 부분적으로만 수용하고, 과거의 시장자료에 의존하게 된다고 보았다. 평가자가 인지적 편의를 갖는 것이 아니라 거래정보의 양에 따라 합리적인 의사결정을 한다는 것이다. 이들은 평가가격의 변화를 신호(signal)와 잡음(noise)의 비율로 나누어, 평활화의 정도를 추정하는 방법을 제시하였다.

Clayton et al.(2001)은 Geltner(1991)의 부분조정모형과 Quan & Quigley(1991)의 합리적 거래정보 반영가설을 통합한 정보가증가설(information availability and anchoring behavior model)을 제시하였다. 이들은 Geltner(1991)의 부분조정모형을 다음과 같이 변형하였다.

$$\begin{aligned} \frac{V_t^*}{V_{t-1}^*} = & c + \lambda \left(\frac{V_t}{V_{t-1}^*} - 1 \right) + \theta \left[Noise \times \left(\frac{V_t}{V_{t-1}^*} - 1 \right) \right] \\ & + \phi \left[Appchg \times \left(\frac{V_t}{V_{t-1}^*} - 1 \right) \right] \end{aligned} \quad (2)$$

6) 이와는 별도로 Geltner(1993)는 NCREIF의 상업용부동산 지수를 분석하면서, 개별 평가가격을 통합하여 지수를 만드는 과정에서 개별부동산의 평가시점이 상이하기 때문에 평활화 현상이 나타난다고 주장하였다.

식 (2)에서 V_t^* 와 V_{t-1}^* , 그리고 V_t 의 정의는 앞의 식 (1)과 동일하다. *Noise*는 매 시점 평가가격의 표준편차로, 잡음(noise)의 정도를 나타내는 변수이다. 그리고 *Appchg*는 매 시점 평가자의 변경 비율로, 평가자의 과거지향적 평가행태를 나타내는 변수이다.

최근에는 지수의 평활화가 시기에 따라 나타나기도 하고 나타나지 않기도 한다는 점이 주목받고 있다. Cheng et al.(2011)는 평가자의 평가기법이나 태도가 이질적이기 때문에 평활화 정도가 달리 나타날 수 있다는 점을 강조하고 있다. Cho et al.(2014)는 1978년부터 2010년까지의 NCREIF 지수를 가지고 시간변동 평활화(time-varying smoothing) 정도를 살펴보았는데, 1978년부터 1990년 중반까지는 평활화의 증거를 찾기가 어려웠으나, 1990년 중반부터 2010년까지는 평활화가 증가하는 것으로 나타났다.

국내에서도 조사가격 기반 지수의 낮은 변동성과 그 원인을 밝히고자 하는 연구들이 2000년대 초반부터 나오기 시작하였다. 임재만(2003)은 2002년 12월 당시 지가변동률 업무에 참여하고 있는 감정평가사 400명에게 지가변동률 조사를 위해 표본지 평가에 어떤 자료를 참고하는지에 대해 설문한 조사 자료를 가지고 지가변동률 시계열 자료에 내재된 평가조정계수를 추정하였다.

이용만·이상한(2008)는 주택가격지수의 평활화 정도를 추정하고자 하였다. 이용만·이상한(2008)는 국민은행의 주택가격지수를 대상으로 하여 시간변동계수모형으로 직접 부분조정계수의 추정치를 산출하였다. 그리고 이렇게 추정한 부분조정계수를 이용하여 평활화 현상이 없는 진정한 주택가격지수를 추정하였다. 그 결과 조사자가 가격을 평가할 때 진정한 시장가치를 48% 내지는 35%만 반영하고, 나머지는 이전 평가가격에 의존하는 것으로 추정하였다.

박연우·방두완(2011)는 이런 논의에서 더 나아가 시장 상황(가격 상승기와 가격 하락기)에 따라 지수의 평활화가 달라진다는 점을 밝혔다. 이 연구에서는 2006년 1월 ~ 2009년 6월 조사가격 기반인 국민은행의 서울강남권역(강남구, 서초구, 송파구) 아파트가격지수와 실거래 아파트가격지수의 변동성을 측정한 후, 평활화 현상이 대칭적인지 혹은 비대칭적인지를 검토하였다. 이들은 조사기반지수의 평활화 현상이 상승시장보다 하락시장에서 더 크게 나타나고, 통계적으로도 유의한 것을 확인하였다. 또 거래량을 통제변수로 삼아 분석한 결과 거래량이 줄어들면 두 지수의 간격이 벌어지는 것을 확인하였다.

심성훈(2015)은 VAR모형을 통해 조사가격 기반 지수의 평활화 정도와 거래량의 영향을 분석하였다. 심성훈(2015)은 서울 포함 7개 도시와 경기도 등 총 8개 지역을 대상으로

2006년 01월 ~ 2015년 3월 사이의 아파트 실거래가격지수와 거래량, 국민은행의 아파트 매매가격지수를 가지고, 조사가격 기반 지수의 평활화 정도와 평가가격형성에 대한 거래량의 역할을 측정하였다. 심성훈(2015)은 대부분의 지역에서 조사가격과 실거래가격 간에는 공적분관계가 성립되며, 쌍방향 인과관계가 있음을 확인하였다. 더불어 오차수정항이 유의미하게 나타나, 과거에 과대평가된 가격이 다음 기에서 하향 조정됨을 보여주었다.

한편, 최성호·김진유(2012)는 주택의 시세 형성에 있어 실거래가격의 영향력과 전기 시세의 영향력을 추정하였다. 그리고 실거래가격과 시세 사이에 존재하는 가격 차이와 거래량이 실거래가격의 시세반영 강도와 속도에 어느 정도 영향을 주는지를 분석하였다. 이들에 따르면, 시세 형성에 있어 실거래가격의 반영률(조정속도)은 시세 대비 실거래가격 비율이 클수록, 거래량이 많을수록 빨라지는 것으로 나타났다. 그리고 금융위기 이후 시세가 실거래가격을 반영하는 비율이 현저히 하락하며 통계적으로도 유의한 것을 두고, 이용만·이상한(2008)에서 밝힌 평활화 현상에 기인한 것으로 확인하였다. 또한 주택규모가 커질수록 거래빈도가 낮아 시세-실거래가 격차가 시세조정에 있어 거래량보다 더 중요한 요소로 작용하고, 반대로 소형주택일수록 거래빈도가 높아 시세-실거래가의 격차보다 거래량이 더 중요하게 작용한다고 보았다.

지수의 평활화와 관련한 국내외의 연구는 주택가격지수나 상업용부동산가격지수를 중심으로 이루어져 왔다. 주택임대료지수의 평활화 문제는 그동안 논의가 거의 이루어지지 않았다. 이처럼 주택임대료지수의 평활화 문제가 그동안 이루어지지 않았던 것은 주택임대료지수에 대한 실거래지수가 없었기 때문인 것으로 보인다.⁷⁾ 우리나라의 경우, 최근에 전월세에 대한 실거래자료가 공개되기 시작하면서 조사기반 주택임대료지수의 평활화 현상을 확인할 수 있는 길이 비로소 열렸다고 할 수 있다. 본 논문의 경우, 주택임대료지수의 대리변수로서 전세가격지수를 사용하여 실거래 전세가격지수를 작성하고, 실거래 전세가격지수와 조사기반 전세가격지수의 비교를 통해 조사기반 전세가격지수의 평활화 현상 여부를 확인하며, 이런 평활화 현상이 전세 거래량과 어떤 관계를 갖고 있는지를 살펴본다는 점에서 논문의 의의를 찾을 수 있다.

7) 주택임대료지수의 평활화 문제는 실거래가격과 조사가격(평가가격) 간의 차이 문제가 아니라 조사 시점의 지불임대료(계약임대료)와 시장 임대료의 차이 문제가 주로 논의되어 왔었다. 이에 대해서는 미국의 Crone et al.(2006)나 일본의 Shuimizu et al.(2015), 영국의 Karanka & Stead(2013), Johnson(2015), Lewis & Restieaux(2014)의 연구가 있다.

III. 분석모형

1. 이론적 모형

본 논문에서는 KAB 전세가격지수가 평활화 되어 있는지 여부를 일차적으로는 각 지수(KAB 전세가격지수와 실거래가격 기반 전세가격지수)별로 증가율의 평균과 표준편차, 그리고 두 지수의 증가율 간 교차 상관관계수(cross correlation)를 통해 확인하도록 한다. 그 다음으로 그랜저 인과관계 검정(granger causality test)과 공적분 검정(co-integration test), 그리고 이 두 검정에 기초한 VAR모형을 통해 KAB 전세가격지수가 실거래 기반 전세가격지수(이하 실거래 전세가격지수)의 변화를 어느 정도 반영하는지를 살펴보도록 한다.

평활화 정도가 거래량과 어떤 관계를 갖고 있는가 하는 점은 Geltner(1991)의 부분조정 모형과 Clayton et al.(2001)의 정보가중모형을 사용하고자 한다. 다만, Geltner(1991)나 Clayton et al.(2001)가 사용한 모형은 실제 평가가격과 거래가격의 차이를 가지고 가격조정과정을 모형화한 것이기 때문에 기준시점 대비 비교시점의 상대가격비율인 가격지수에 이를 직접 적용하기가 어렵다.⁸⁾

그래서 본 논문에서는 조사자가 조사가격(이른바 시세)을 결정할 때 전기의 증가율 차이 중 일부를 현재 시점의 증가율에 반영한다는 가정 하에 수정된 부분조정 모형을 만들었다. 다음의 <모형 1>은 이런 상황을 모형화한 것이다. <모형 1>에서 $DLKAB$ 는 조사기반 지수인 KAB 전세가격지수의 전기 대비 로그 차분을 의미하고, $DLTBI$ 는 실거래 전세가격지수의 전기 대비 로그 차분을 의미한다.⁹⁾ t 와 $t-1$ 은 시점을 나타낸다.

한편, 경기 상황에 따라 증가율 격차의 조정 정도가 달라질 수 있기 때문에 경기 상황을 나타내는 더미변수를 사용하여 증가율 격차 변수를 두 개의 상황으로 나누었다. 이런 상황을 모형화한 것이 <모형 2>인데, D 는 더미변수(dummy variable)로 경기상황을 나타낸다.

분석기간 중에 서울 아파트의 전세가격지수는 하락을 경험한 기간이 매우 드물었다. 그래

8) 기준시점을 언제로 잡느냐에 따라 지수값의 크기가 달라지기 때문에 기준시점에 따라 두 지수의 격차가 다르게 나타난다.

9) 논의의 편의를 위해 KAB의 서울 아파트 전세가격지수는 KAB 로 표기하고, 서울 아파트의 실거래 기반 전세가격지수는 TBI 로 표기하도록 한다. 그리고 서울 아파트의 전세 거래량은 Vol 로 표기하도록 한다. 이들 변수명 앞에 L 자가 붙을 경우, 각각의 변수들에 대해 자연로그를 취하였다는 의미가 된다. 그리고 D 자가 변수명 앞에 붙을 경우 전기 대비 차분을 하였다는 의미가 된다.

서 지수의 하락과 상승을 가지고 경기 상황을 나누기가 어려워서, 여기서는 지수 증가율의 평균을 기준으로 평균 이하인 기간과 평균 이상인 기간으로 나눈 뒤 추정계수에 차이가 있는지를 보았다(〈모형 2-1〉로 더미변수는 D_KAB). 또 거래량의 많고 적음을 가지고 경기 상황을 나누어 보기도 했는데, 거래량의 평균을 기준으로 평균 이하인 기간과 평균 이상인 기간으로 나누어 추정계수에 차이가 있는지를 보았다(〈모형 2-2〉로 더미변수는 D_Vol).

$$DLKAB_t = C + \beta DLKAB_{t-1} + \gamma(DLTBI_{t-1} - DLKAB_{t-1}) + e_t \quad \langle \text{모형 1} \rangle$$

$$DLKAB_t = C + \beta DLKAB_{t-1} + \gamma_1(DLTBI_{t-1} - DLKAB_{t-1}) \times D \quad \langle \text{모형 2} \rangle$$

$$+ \gamma_2(DLTBI_{t-1} - DLKAB_{t-1}) \times (1 - D) + e_t$$

D 는 더미변수(dummy variable)로, D_KAB 또는 D_Vol 를 사용

D_KAB : KAB 전세가격지수 증가율이 평균을 초과하면 1, 아니면 0

D_Vol : 전세거래량이 평균을 초과하면 1, 아니면 0

한편, 본 연구에서는 Clayton et al.(2001)의 정보가중모형을 수정하여 두 지수의 격차 비율이 거래량에 따라 변화하는지를 살펴보았다. 두 지수의 절대값은 기준시점을 언제로 하느냐에 따라 달라지기 때문에 두 지수의 격차가 커지는지 작아지는지만 확인하기 위해 두 지수의 격차 비율에 절대값을 취하는 것으로 하였다. 〈모형 3〉은 이런 수정된 정보가중모형을 보여준다. 여기서 $LKAB$ 는 KAB 전세가격지수에 자연로그를 취한 것이고, $LTBI$ 는 실거래기반 전세가격지수에 자연로그를 취한 것이다. Vol 는 전세 거래량을 나타낸다.

그리고 경기 상황에 따라 거래량의 영향이 달라지는지를 확인하기 위해 경기 상황을 나타내는 더미변수를 사용하여 거래량 변수를 두 개의 상황으로 나누었다. 이런 상황을 모형화한 것이 〈모형 4〉인데, D 는 앞의 〈모형 2〉와 마찬가지로 경기상황을 나타내는 더미변수(dummy variable)로, D_KAB 와 D_Vol 을 사용하였다(D_KAB 를 사용한 모형은 〈모형 4-1〉, D_Vol 을 사용한 모형은 〈모형 4-2〉).

$$\left| \frac{LKAB - LTBI}{LKAB} \right|_t = C + \beta_1 Vol_t + e_t \quad \langle \text{모형 3} \rangle$$

$$\left| \frac{LKAB - LTBI}{LKAB} \right|_t = C + \beta_1 Vol_t \times D + \beta_2 Vol_t \times (1 - D) + e_t \quad \langle \text{모형 4} \rangle$$

IV. 실증분석

1. 자료 및 변수의 설명

본 연구에서는 서울지역 아파트의 실거래기반 전세가격지수와 KAB 전세가격지수를 비교하려고 한다. 이를 위해서는 먼저 실거래기반 전세가격지수를 작성해야 한다.

본 연구에서는 국토교통부 실거래자료 사이트를 통해 구득한 서울시의 아파트 전세거래 자료를 이용하여 반복매매가격지수 모형으로 실거래기반 전세가격지수를 작성하였다.¹⁰⁾ 계약월 기준으로 2011년 1월 ~ 2017년 08월까지의 실거래 전세가격 자료를 이용하여 반복거래 쌍을 만들어 지수를 작성하였다. 국토교통부에서 공개하는 아파트 전세거래 자료에는 아파트의 단지과 층, 그리고 전용면적 정보는 있으나, 건물 동(棟)과 호(戶)에 대한 정보는 없다. 그래서 동일단지, 동일 층, 동일 전용면적이면 동일주택으로 간주하여 반복거래 쌍을 만들었다.¹¹⁾

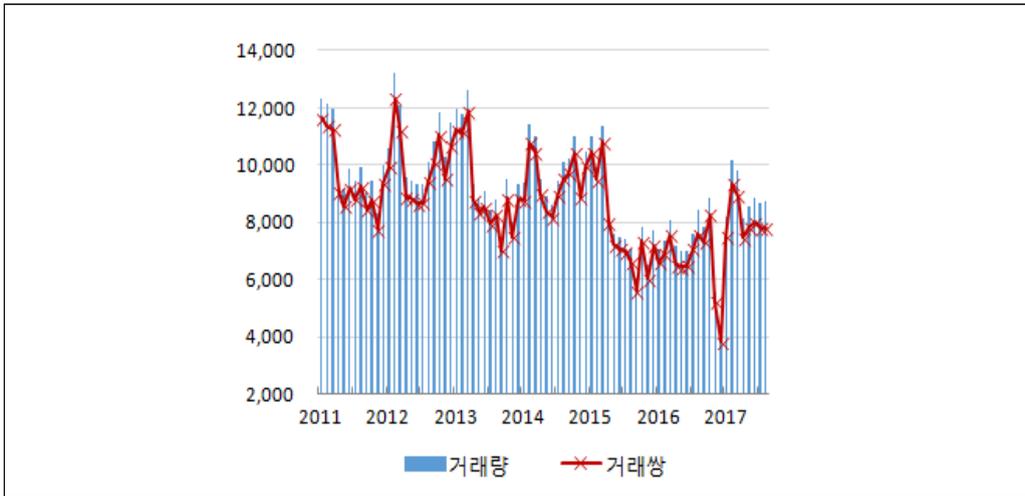
전세거래의 경우, 대개 2년마다 거래가 반복적으로 일어나기 때문에 반복거래 쌍은 비교적 많이 생겨난다. 지수 작성 기간 중 서울의 월별 아파트 전세 거래량은 평균이 9,191.2건이었는데, 반복거래 쌍은 월 평균이 8,572.6건이었다. 평균적으로 거래량의 93%가 반복거래 쌍을 이룬 것이다. 거래량의 최소값은 4,012건이었고, 거래량의 최대값은 13,213건이었다. 반복 거래쌍의 경우, 최소값은 3,824건이었고, 최대값은 12,338건이었다.

〈표 1〉 월간 거래량과 거래쌍의 기초통계

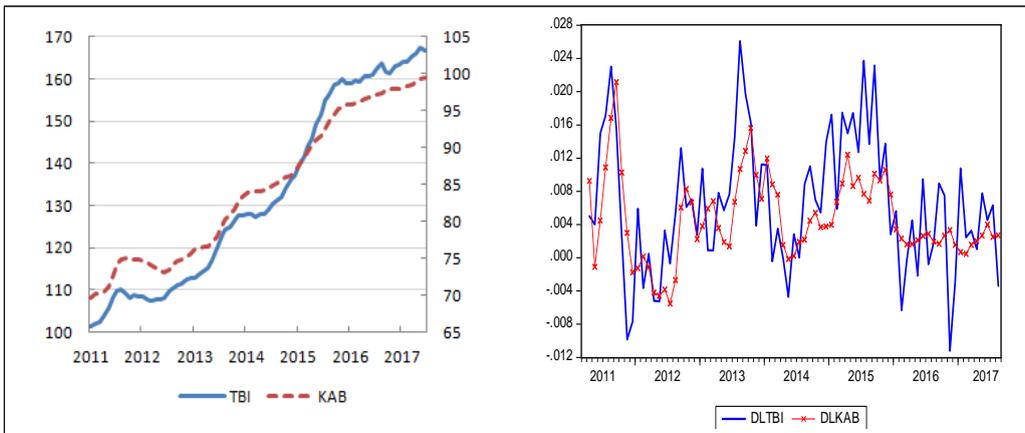
	Mean	Median	Maximum	Minimum	Std. Dev.
거래량(건)	9,191.2	9,319	13,213	4,012	1679.0
거래쌍(건)	8,572.6	8,683	12,338	3,824	1598.2

10) 실거래가격에 기초한 지수에 대해서는 이용만(2007), 반복매매지수 산정에 대해서는 이창무·배의민(2008)의 논문을 참조하였다.

11) 동(棟)과 최고층 정보가 없는 관계로, 층 구분(1,2층/중간층/최고층)을 사용하지 않았으며, 층 정보가 1미만(0이거나 음수)인 자료는 제거하였다. 가격자료는 데이터 클린징이 되어 있는 것으로 보여 별도의 데이터 클린징 작업은 하지 않았다.



〈그림 1〉 서울 아파트의 전세 거래량과 거래상



주: DLTBI, DLKAB는 TBI, KAB변수를 로그차분한 것(전월대비 증가율)임.

〈그림 2〉 실거래 전세가격지수와 KAB 전세가격지수의 원지수 및 전월대비 변동률

분석에 앞서 시계열의 안정성을 검증하기 위해 단위근 검정을 실시하였다. 〈표 2〉에서 보듯이 KAB 전세가격지수와 실거래 전세가격지수의 경우는 로그 수준변수에서는 불안정시계열이었고, 로그 차분 변수에서는 안정시계열이었다. 거래량의 경우, ADF 검정 결과와 KPSS 검정 결과가 다소 엇갈리게 나왔다. ADF 검정 결과로는 로그 수준변수에서도 안정시계열인 것으로 나타났으나, KPSS 검정에서는 1차 차분을 하여야 안정시계열이 되는

것으로 나타났다. 다만, 확정적 추세를 추가할 경우에는 KPSS 검정에서도 로그 수준변수에서 안정시계열이었다.

〈표 2〉 KAB 전세가격지수와 실거래 전세가격지수, 거래량에 대한 단위근 검정

	수준변수(절편포함)		1차 차분(절편포함)	
	ADF	KPSS	ADF	KPSS
LKAB	-1.1999	1.2066***	-4.1863***	0.0905
LTBI	-0.8238	1.1996***	-3.4776**	0.1012
LVol	-4.0514***	0.7577***	-10.2960***	0.5000

주: ADF검정의 경우, '단위근이 있다'는 것이 귀무가설임. 따라서 t-value가 기각역에 들어가 있어야 단위근이 없는 것이 됨. 반대로 KPSS검정의 귀무가설은 '단위근이 없다'는 것임. 따라서 t-value가 기각역에 들어가지 않아야 안정 시계열이 됨.

2. 실증분석 및 결과

1) 조사기반 전세가격지수의 평활화 여부

앞의 〈그림 2〉에서 두 지수의 원지수를 보면, 두 지수가 유사한 방향성을 보이기는 하나, KAB 전세가격지수가 실거래 전세가격지수보다 완만하게 움직이는 것을 확인할 수 있다. 그리고 〈그림 2〉에서 두 지수의 로그 차분 시계열(지수 증가율)을 보면, KAB 전세가격지수의 변동성이 실거래 전세가격지수보다 작으며, 다소 불규칙하기는 하지만 일정한 시차를 두고 실거래 전세가격지수를 뒤따라가는 것을 확인할 수 있다.

이를 확인하기 위해 두 지수의 로그 차분 변수를 통해 변동성을 확인해 보았다. 두 지수의 로그 차분 변수의 표준편차를 보면, 실거래 전세가격지수는 0.0080, KAB 전세가격지수는 0.0050으로 실거래 전세가격지수의 변동성이 KAB 전세가격지수보다 더 큼을 확인할 수 있다. 평균도 실거래 전세가격지수가 더 큰 것으로 나타났다.¹²⁾

12) KAB 전세가격지수가 실거래 전세가격지수에 비해 평활화 되어 있다고 하더라도 장기적으로는 두 지수의 변동률은 유사하여야 한다. 실거래가격이 상승할 때에는 조사가격이 적게 상승하고, 실거래가격이 하락할 때에는 조사가격이 적게 하락하기 때문이다. 그러나 본 연구에서 분석한 시계열 자료 기간 중에는 전세가격의 하락이 거의 없었다. 이 때문에 KAB 전세가격지수의 평균 증가율이 실거래 전세가격지수의 그것보다 낮은 것으로 보인다. 시계열 자료 속에 전세가격의 하락 시기가 포함된다면, 두 지수의 평균 증가율이 유사할 것으로 보인다.

〈표 3〉 각 변수별 기술통계 비교

	평균	중위	최대	최소	Std. Dev.
DLKAB	0.0047	0.0036	0.0211	-0.0055	0.0050
DLTBI	0.0065	0.0057	0.0261	-0.0112	0.0080
LVol	9.1080	9.1398	9.4890	8.2970	0.1967

두 지수의 시차를 보기 위해 로그 차분 자료를 가지고 교차상관분석(cross correlation analysis)을 실시하였다. 두 지수 사이의 교차상관 정도는 lag가 -1일 때, 0.7580으로 가장 높은 정(正)의 상관관계를 보였다. 이는 KAB 전세가격지수가 -1 정도의 시차를 두고 실거래 전세가격지수와 유사한 방향으로 움직이는 것을 의미한다.

〈표 4〉 실거래 전세가격지수와 KAB 전세가격지수의 교차상관분석

lag					lead			
-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
0.3216	0.0592	0.6793	0.7580	0.6299	0.3182	0.0975	-0.0319	-0.0684

두 지수는 앞에서 살펴보았다시피 단위근을 갖고 있어서, 로그 차분 자료를 가지고 먼저 그랜저 인과관계 검정(granger causality test)을 해 보았다. AIC를 가지고 적정시차를 구한 결과, 시차를 2로 하는 것이 적절한 것으로 나타났다. 그랜저 인과관계 검정 결과, 다음의 표에서 보듯이 실거래 전세가격지수는 KAB 전세가격지수를 그랜저 인과를 하는 것으로 나타났다.

〈표 5〉 실거래전세가격지수와 KAB 전세가격지수의 그랜저 인과관계 검정

Null Hypothesis:	Lags: 2		Lags: 3		Lags: 4	
	F-Statistic	Prob.	F-Statistic	Prob.	F-Statistic	Prob.
DLTBI \Rightarrow DLKAB	14.5655	0.0000	8.8016	0.0001	7.1582	0.0001
DLKAB \Rightarrow DLTBI	1.6444	0.2005	2.1365	0.1038	2.5365	0.0485
Obs.	75		74		73	

두 전세가격지수가 동태적으로 어떻게 상호 영향을 주고받는지 보기 위해 VAR(vector auto regressive) 모형을 가지고 두 지수의 동태적 관계를 살펴보았다. VAR 모형을 분석하

기에 앞서 두 지수 간에 공적분 관계가 존재하는지 여부를 확인해 보았다. 이를 위해 로그 수준변수를 가지고 요한센 공적분 검정을 해 보았다. 공적분 검정 결과, 두 지수 간에는 장기적인 균형관계가 존재하지 않는 것으로 나타나,¹³⁾ 오차수정모형이 아닌 단순 VAR모형으로 두 지수간의 동태적인 변화를 살펴보았다.

〈표 6〉 실거래 전세가격지수와 KAB 전세가격지수 간 공적분 검정

Data Trend	None	None	Linear	Linear	Quadratic	공적분 판정
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend	
Trace	0	0	0	0	0	없음
Max-Eig	0	0	0	0	0	

그랜저 인과관계 검정과 요한센 공적분 검정 결과에 따라, $DLTBA$ (실거래 전세가격지수의 로그 차분)와 $DLKAB$ (KAB 전세가격지수의 로그 차분)로 구성된 VAR 모형을 추정한 후, 충격반응분석과 예측오차 분산분해분석을 해 보았다.

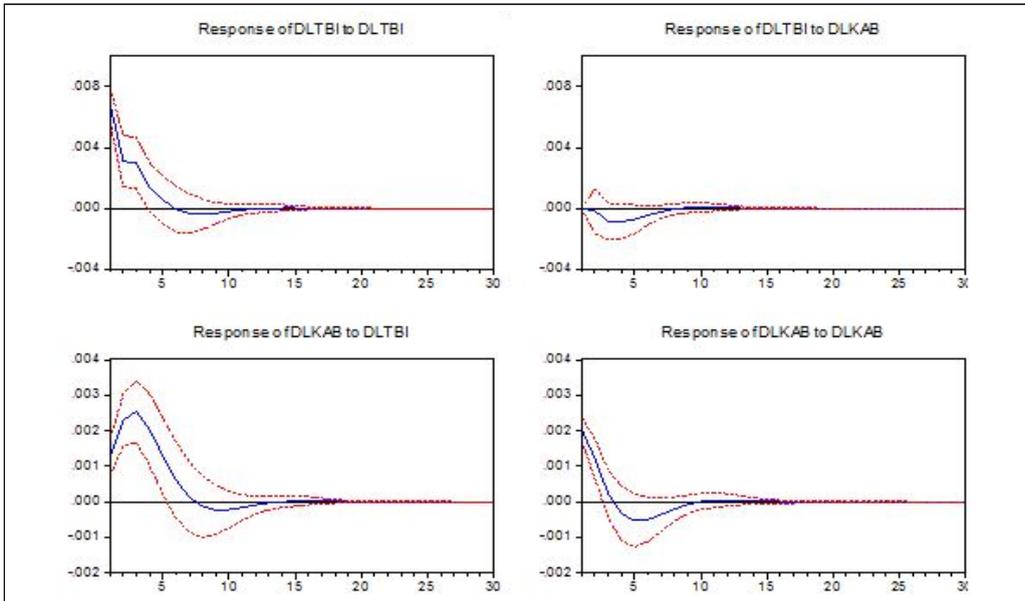
두 지수의 충격반응분석 결과, 실거래 전세가격지수 쪽에서의 변동은 KAB 전세가격지수에 상당한 기간 동안 영향을 미쳤다. 그러나 반대로 KAB 전세가격지수에서의 변동은 실거래 전세가격지수에 별다른 영향을 주지 못하였다.

두 지수의 예측오차에 대한 분산분해분석도 결과는 비슷하였다. KAB 전세가격지수의 변동의 75%는 실거래 전세가격지수의 변동으로 설명 가능하였다. 반면, 실거래 전세가격지수의 변동은 대부분 그 자신의 변동에 의해 설명되었다.

이런 결과는 KAB 전세가격지수의 변동이 상당 부분 실거래 전세가격의 변화를 반영하고 있다는 것을 의미한다. 즉, 실거래 전세가격에 변화가 생기면 일정한 시차를 두고 KAB 전세가격도 변화를 하게 된다는 것이다.¹⁴⁾

13) KAB 전세가격지수의 평균적인 증가율이 실거래 전세가격지수의 그것보다 작기 때문에 시간이 지남에 따라 두 지수는 점차 격차가 벌어지는 양상을 보였다. 이미 앞에서 언급하였듯이, 이는 분석 기간 동안 전세가격의 하락이 거의 없었기 때문에 생겨난 문제인 것으로 보인다.

14) 한국감정원에서는 전세가격의 변동을 조사할 때, 조사원들에게 가장 최근의 전월세 실거래 자료를 먼저 제공을 한다. 그 다음 시세가격에 대한 정보를 제공하고 있다. 이런 조사방법 때문에 조사원들은 최근의 전월세 실거래 정보를 비교적 빨리 조사가격에 반영하는 것으로 보인다. 이상한 외 (2012)자료를 참조하였다.



〈그림 3〉 실거래 전세가격지수와 KAB 전세가격지수의 충격반응분석

〈표 7〉 예측오차 분산분해

Variance Decomposition of DLKAB				Variance Decomposition of DLTBI			
Period	S.E.	DLTBI	DLKAB	Period	S.E.	DLTBI	DLKAB
1	0.0024	27.3929	72.6071	1	0.0068	100.0000	0.0000
2	0.0035	55.0008	44.9992	2	0.0075	99.9496	0.0504
3	0.0044	70.1550	29.8450	3	0.0081	98.8775	1.1225
4	0.0048	75.0840	24.9160	4	0.0083	97.8432	2.1568
5	0.0050	75.8738	24.1262	5	0.0083	97.1376	2.8624
6	0.0051	75.4803	24.5197	6	0.0084	96.8587	3.1413
7	0.0051	75.1170	24.8830	7	0.0084	96.7999	3.2001
8	0.0051	75.0160	24.9841	8	0.0084	96.8038	3.1962
9	0.0051	75.0507	24.9493	9	0.0084	96.8051	3.1949
10	0.0051	75.0969	24.9031	10	0.0084	96.7980	3.2020
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
26	0.0051	75.1111	24.8889	26	0.0084	96.7845	3.2156
27	0.0051	75.1111	24.8889	27	0.0084	96.7845	3.2156
28	0.0051	75.1111	24.8889	28	0.0084	96.7845	3.2156
29	0.0051	75.1111	24.8889	29	0.0084	96.7845	3.2156
30	0.0051	75.1111	24.8889	30	0.0084	96.7845	3.2156

2) 지수 평활화와 거래량의 관계

KAB 전세가격지수가 평활화 되어 있다면, 경기상황에 따라 평활화가 다른지 여부를 부분조정모형으로 살펴보았다. 이론적 모형에서 설명한 <모형 1>를 가지고 부분조정모형을 추정한 결과, 전기의 두 지수 간 증가율 격차는 현기에 30% 정도 반영이 되는 것으로 나타났다. 두 지수의 증가율에 격차가 생기면, 그 격차의 30% 정도가 그 다음 기의 증가율에 반영된다는 것이다.

<표 8>에서 보는 바와 같이, <모형 2-1>과 <모형 2-2>를 가지고 경기상황에 따라 두 지수의 증가율 격차가 조정되는 정도를 살펴본 결과, 전세가격 증가율이 평균 이상일 때나 거래량이 평균 이상일 때, 두 지수의 증가율 격차를 더 많이 조정하는 것으로 나타났다.¹⁵⁾ 전세가격 증가율이 평균 이상일 때(<모형2-1>)에는 추정계수가 0.40 정도이고, 그렇지 않을 때에는 0.20 정도였다. 그리고 거래량이 평균 이상일 때(<모형2-2>)에는 추정계수가 0.36 정도였고, 그렇지 않을 때에는 0.25 정도이다.

<표 8> 부분조정모형 추정결과

변 수	모형 1		모형 2-1		모형 2-2	
	추정계수	t-value	추정계수	t-value	추정계수	t-value
$DLKAB_{t-1}$	0.8092***	17.92	0.7787***	16.62	0.820***	17.72
$(DLTBI_{t-1} - DLKAB_{t-1})$	0.3045***	6.37				
$(DLTBI_{t-1} - DLKAB_{t-1}) \times D_KAB$			0.3952***	6.05		
$(DLTBI_{t-1} - DLKAB_{t-1}) \times (1 - D_KAB)$			0.1998***	2.84		
$(DLTBI_{t-1} - DLKAB_{t-1}) \times D_Vol$					0.3562***	5.22
$(DLTBI_{t-1} - DLKAB_{t-1}) \times (1 - D_Vol)$					0.2544***	3.79
Adjusted R-squared	0.7222		0.7330		0.7227	
이분산 검정 (white test)	12.91	0.0048	16.90	0.0047	14.68	0.0118

주: *** 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

그 다음, 두 지수의 격차가 거래량의 많고 적음에 따라 달라지는지를 확인하기 위해, 전술한 정보가중모형으로 추정해 보았다. 앞의 <모형 4>를 추정해 본 결과, Vol의 추정계수

15) 부분조정모형의 세 모형에 대하여, 이분산성이 존재하는지 확인한 결과, 5% 유의수준에서 세 모형 모두 이분산성이 존재하지 않는 것으로 확인되었다.

가 '-' 부호를 보임에 따라 거래량이 증가하면 두 지수의 격차는 줄어드는 것으로 나타났다. 이는 거래량이 늘어나면, 조사자들이 실거래 전세가격의 변화를 더 많이 반영함으로써 두 지수의 격차를 줄인다는 것을 의미한다.¹⁶⁾

경기 상황에 따라 거래량이 두 지수의 격차에 미치는 영향의 정도가 달라지는지를 보기 위해 먼저 전세가격지수의 증가율이 평균 이상인 기간과 그렇지 않은 기간으로 나눈 <모형 4-1>을 추정해 보았다. 추정 결과, 두 기간 중에는 유의한 차이가 보이지 않았다.¹⁷⁾

그러나 전세 거래량이 평균 이상인 기간과 그렇지 않은 기간으로 나눈 <모형 4-2>에서는 다른 결과가 나왔다. <모형 4-2>를 추정한 결과, 두 기간 간에는 거래량에 대한 반응 정도가 서로 다른 것으로 나타났다. 거래량이 많을 경우는 거래량의 추정계수가 -0.0222로, 거래량이 많아질수록 더 많이 두 지수 간 격차를 줄이는 것으로 나타났다. 반면 거래량이 적을 때는 거래량의 추정계수가 -0.0178로, 거래량이 늘어나더라도 두 지수의 격차는 상대적으로 그다지 크게 줄지 않는 것으로 나타났다. 이런 결과는 정보가중가설에 부합하는 결과라고 볼 수 있다.

〈표 9〉 정보가중모형 추정결과

변 수	모형 3		모형 4-1		모형 4-2	
	추정계수	t-value	추정계수	t-value	추정계수	t-value
<i>C</i>	0.1178***	39.71	0.1177***	29.20	0.1096***	22.84
<i>Vol</i>	-0.0293***	-9.45				
<i>Vol</i> × <i>D_KAB</i>			-0.0291***	-6.64		
<i>Vol</i> × (1 - <i>D_KAB</i>)			-0.0291***	-6.61		
<i>Vol</i> × <i>D_Vol</i>					-0.0222***	-5.06
<i>Vol</i> × (1 - <i>D_Vol</i>)					-0.0178***	-2.63
Adjusted R-squared	0.3832		0.3633		0.4037	
이분산 검정 (white)	0.08	0.7765	9.71	0.0078	2.31	0.3148

주: *** 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

16) 정보가중모형의 세 모형에 대해서, 이분산 검정(white test)을 실시한 결과, <표 9>에서와 같이, <모형 3>과 <모형 4-1>에서 이분산성이 있는 것으로 나타났다. 따라서, 두 모형에 대해 정리한 수치는 white 이분산 일치 추정방법으로 추정한 것이며, 이는 t-통계량의 값이 커지는 것 외에, 결과의 차이는 없었다.

17) 추정계수값이 두 기간 모두 유사하였고, Wald test 결과 두 추정계수 간에 유의적인 차이가 없는 것으로 나타났다.

〈모형 4-1〉과 〈모형 4-2〉에서의 결과가 다른 것은 전세가격의 평균 상승률을 기준으로 경기상황을 나눈 것이 실제 거래량의 과다와 일치하지 않기 때문인 것으로 보인다. 앞에서 언급하였다시피, 본 연구에서 분석 대상으로 삼은 기간 동안에는 전세가격 상승률이 낮은 기간에도 거래량이 많았기 때문에 거래량의 정보전달 차이를 보여주지 못하였던 것으로 보인다.

부분조정모형과 정보가중모형의 추정 결과를 종합해 보면, 거래량이 많을 때에는 두 지수의 격차를 조사가격에 많이 반영을 하고, 그 결과 두 지수의 격차가 줄어드는 것으로 보인다. 그러나 거래량이 많지 않을 때에는 두 지수의 격차를 조사가격에 많이 반영하지 않기 때문에 결과적으로 두 지수의 격차는 크게 줄어들지 않는 것으로 보인다. 즉, 전세가격의 변화를 조사하는 조사원들은 과거 조사가격에 매여 있으면서도 거래량이 많으면 실거래 전세가격의 변화를 많이 반영하기 때문에 거래량의 상황에 따라 평활화의 정도가 달라진다고 말할 수 있는 것이다.

V. 결론

본 연구의 목적은 먼저 KAB전세가격지수와 실거래전세가격지수를 비교 분석하여, 주택 매매가격지수에서 검증된 바 있는 지수의 평활화 문제가 주택임대료지수에도 있는지 여부를 밝히는 것이었고, 두 번째는 평활화의 원인 중의 하나로 논의되고 있는, 거래량의 많고 적음에 따라 평활화 정도가 다른지를 확인하는 것이었다.

첫 번째 이슈에 대한 분석 결과, 조사가격을 기반으로 한 KAB 전세가격지수가 실거래 전세가격지수보다 변동성이 작고, 시차 1정도로 후행하며 유사한 방향으로 움직이는 것으로 확인되었다. 두 지수의 인과성을 확인하였을 때도, 실거래 전세가격지수는 KAB 전세가격지수에 그랜저 인과하는 반면, 반대로는 그랜저 인과하지 않는 것으로 나타났다. 충격반응분석과 분산분해분석을 통한 두 지수의 장기관계에서도, 실거래 전세가격지수의 변동이 KAB 전세가격지수에 장기간에 걸쳐 영향을 미치며, KAB 전세가격지수의 변동의 상당부분(75%)은 실거래전세가격의 변화에 기인하는 것으로 나타났다. 즉, 실거래 전세가격에 변화가 생기면 일정한 시차를 두고 KAB 전세가격도 변화하지만, 그 역은 성립하지 않는다는 것을 알 수 있다.

두 번째 이슈인 KAB 전세가격지수의 평활화 현상이 거래량의 과다에 따라 달라지는지를 확인하기 위해, Geltner(1991)에 의해 고안된 부분조정모형을 가지고 분석해 보았는데, KAB 전세가격지수는 전기의 두 지수 간 증가율의 차이를 30%정도 반영하여 조정하는 것으로 나타났다. 특히, 전세가격증가율이 평균 이상인 기간에서는 40%, 평균 이하인 기간에는 20% 정도를 반영하는 것으로 나타났다. 또 분석대상 기간을 평균거래량 이상인 기간과 평균거래량 이하인 기간으로 나누었을 때에도, 평균거래량 이상인 기간에는 조정속도가 35%, 평균거래량 이하인 기간에는 조정속도가 25%정도인 것으로 나타났다. 그리고 Clayton et al.(2001)의 정보가중모형을 변형한 모형으로 거래량이 많고 적음에 따라 두 지수 간 격차가 어느 정도 줄어드는지를 살펴보았는데, 거래량의 많은 경우 두 지수의 격차는 감소하는 것으로 나타났다. 특히, 거래량이 평균거래량 이상인 기간에는 두 지수의 격차가 더 빨리 축소되는 것으로 나타났다.

따라서 조사기반 전세가격지수의 평활화가 거래량에 따라 달라진다는 것을 확인할 수 있었다. 이는 조사자가 과거 조사가격에 편의되어 있으면서도 실거래정보의 양에 따라 그 반영 정도를 달리하기 때문이라고 말할 수 있다.

현재 한국감정원에서는 매월 주택가격(매매가격, 전세가격, 월세가격 등)을 조사할 때 실거래사례를 일차적으로 참조하고 있다. 이때 실거래 사례가 적으면 시세가격을 참조하도록 되어 있다. 이런 조사 원칙 때문에 KAB 전세가격지수는 실거래 전세가격지수의 변화를 비교적 빠르게 반영하고 있으며, 거래량이 많을 때에는 더 빠르게 반영하는 것으로 보인다.¹⁸⁾ 다만, 실거래 정보가 수집되는 기간 때문에 시차를 두고 반영을 할 수밖에 없는 것으로 보인다.

전술한 바, 주택임대료지수는 임차가구의 주거비 변동을 보여주고, 임대료/주택가격 비율을 통해 주택가격의 적정성을 평가하는 역할을 한다. 특히, 전세가격지수는 전세에 대한 실수요뿐만 아니라, 전세 레버리지 투자 등을 이용하는 주택매매시장의 과열 여부를 진단

18) 주택가격지수를 대상으로 한 기존 연구에서는 조사기반 주택가격지수의 조정속도가 24% 정도인 것(박연우·방두완, 2011)으로 나타난 반면, 본 연구에서 전세가격지수의 조정속도가 30% 정도인 것으로 나타났다. 이는 주택가격지수와 전세가격지수의 차이 때문일 수도 있지만, 2012년에 조사 메카니즘이 바뀐데 따른 결과일 수 있다. 이상한 외(2012)에 따르면, 조사자의 인지적 편이 때문에 실거래가격 정보를 먼저 제공할 때와 나중에 제공할 때에 조사가격에 차이가 있었다(anchoring effect). 한국감정원에서는 주택가격이나 전세가격을 조사할 때, 조사자에게 실거래 가격 정보를 먼저 제공함으로써 조사가격이 실거래가격을 빨리 반영하도록 하고 있다.

하는 데에도 중요한 역할을 하게 된다. 이런 점에서 볼 때 KAB에서 작성하고 있는 전세가격지수가 실거래 전세가격지수와 비교하여 어느 정도 평활화되어 있는지와 그 조정속도, 거래량과의 관계에 대한 분석하는 것은 시장상황을 정확하게 판단하는 중요한 근거가 된다. 현재 KAB 전세가격지수가 실거래 전세가격지수의 변화를 비교적 빠르게 반영하고 있기는 하지만, 조정속도를 좀 더 높일 수 있도록 실거래 사례 수집 기간을 단축하거나 실거래 사례의 반영 비율을 높일 수 있는 방안을 강구할 필요가 있다.

본 연구의 분석 대상 기간인 2011년 1월부터 2017년 8월까지 서울 아파트 전세시장에서 전세가격이 하락한 기간이 그리 길지 않다 보니, 시장 상황에 따른 조정속도의 차이를 확인하기 어려웠다. 상승시장과 하락시장의 차이를 확인할 수 있는 시계열 기간이 충분히 확보되거나, 상승시장과 하락시장의 격차가 분명히 나타나는 지역에서 이를 확인한다면, 보다 의미 있는 결과를 도출해 볼 수 있을 것으로 보이나, 이는 추후의 연구과제로 남긴다.

참고문헌

1. 박연우·방두완, “평가기반 아파트가격지수에서의 비대칭 평활화 현상에 관한 연구,” 『주택연구』, 제19권 제2호, 한국주택학회, 2011, pp.23-46.
2. 방송희, “주택가격지수와 관련된 세 가지 에세이 - SPAR지수, 지수의 평활화, 주택가격과 거래량의 관계,” 한성대학교 경제부동산학과 박사학위논문, 2010.
3. 심성훈, “아파트 실거래가격과 평가가격의 상호관계 연구,” 『Journal of the Korean Data Analysis Society』, 제17권 제5호, 한국자료분석학회, 2015, pp.2579-2593.
4. 이상한 외, 『전국주택가격동향조사 표본 및 통계 개편 방안 연구』, 국토해양부, 2012.
5. 이용만, “주택가격지수의 목적과 방법을 둘러싼 쟁점 - 실거래가격에 기초한 지수를 중심으로-,” 『부동산학연구』, 제13집 제3호, 한국부동산분석학회, 2007, pp.147-167.
6. 이용만, “부동산시장의 이례현상들,” 『주택연구』, 제20권 제3호, 한국주택학회, 2012, pp.5-40.
7. 이용만·이상한, “국민은행 주택가격지수의 평활화 현상에 관한 연구,” 『주택연구』, 제16권 제4호, 한국주택학회, 2008, pp.27-47.
8. 이창무·백익민, “시세가격을 활용한 아파트실거래가 반복매매지수 산정,” 『부동산학연구』, 제14집 제2호, 한국부동산분석학회, 2008, pp.21-37.

9. 임재만, “부동산지수의 측정오차에 관한 연구,” 『대한국토도시계획학회지』, 제38권 제2호, 대한국토도시계획학회, 2003, pp.77-87.
10. 최성호 · 김진유, “아파트실거래가와 거래량이 시세에 미치는 영향,” 『부동산학연구』, 제18집 제2호, 한국부동산분석학회, 2012, pp.5-18.
11. Cheng, Ping, Z. Lin and Y. Liu, “Heterogeneous Information and Appraisal Smoothing,” *Journal of Real Estate Research*, Vol. 33 No. 4, 2011, pp.443-470.
12. Cho, Youngha, S. Hwang and Y. Lee, “The Dynamics of Appraisal Smoothing,” *Real Estate Economics*, Vol. 42 No. 3, 2014, pp.497-529.
13. Clayton, J., D. Geltner and S. Hamilton, “Smoothing in Commercial Property Appraisal: Evidence from Individual Appraisals,” *Real Estate Economics*, Vol. 29 No. 3, 2001, pp.337-360.
14. Crone, Theodore M., L. I. Nakamura, and R. Voith, “The CPI for Rent: A Case of Understated Inflation,” FRB of Philadelphia Working Paper, 2006.
15. Diaz, Julian, and M. L. Wolverton, “A Longitudinal Examination of the Appraisal Smoothing Hypothesis,” *Real Estate Economics*, Vol. 26 No. 2, 1998, pp.349-358.
16. Geltner, David M., “Smoothing in Appraisal-Based Returns,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 4 No. 3, 1991, pp.327-345.
17. Geltner, David M., “Temporal Aggregation in Real Estate Return Indices,” *Real Estate Economics*, Vol. 21 No.2, 1993, pp.141-166.
18. Johnson, Paul, “UK Consumer Price Statistics: A Review,” UK Statistics Authority, 2015.
19. Karanka, Joni, and I. Stead, “Index of Private Housing Rental Prices, Historical Series,” Office for National Statistics, 2013.
20. Lewis, Rhys, and A. Restieaux, “Improvement to the Measurement of Owner Occupier’s Housing Cost and Private Housing Rental Prices,” Office for National Statistics, 2014.
21. Quan, D. C. and J. M. Quigley, “Price Formation and the Appraisal Function in Real Estate Markets,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 4 No. 2, 1991, pp.127-146.
22. Shuimizu, Chihiro, S. Imai, and E. Diewert, “Housing Rent and Japanese CPI

- Bias from Nominal Rigidity of Rents -,” IRES Working Paper, 2015.
23. Siegel, Laurence B., and Roger G. Ibbotson, “Real Estate Returns: A Comparison with Other Investment,” *Real Estate Economics*, Vol. 12 No. 3, 1984, pp.219-242.
24. Wheaton, William C. and R. G. Torto, “Income and Appraised Values: A Reexamination of FRC Returns Data,” *Real Estate Economics*, Vol. 17 No. 4, 1989, pp.439-449.
25. www.molit.go.kr, 국토교통부 홈페이지.
26. www.kab.co.kr, 한국감정원 홈페이지.

-
- 접수일 2018. 07. 05.
 - 심사일 2018. 07. 11.
 - 심사완료일 2018. 08. 16.

국문요약

전세가격지수의 평활화와 전세거래량

본 논문에서는 조사가격에 기반한 한국감정원(KAB)의 전세가격지수가 평활화 문제를 안고 있는지 여부를 확인하기 위해, 반복매매가격지수방법으로 실거래 전세가격지수를 작성한 후, KAB 전세가격지수와 비교해 보았다. 그리고 거래량의 많고 적음에 따라 평활화 정도가 다른지를 분석하였다. 2011년부터 2017년까지의 서울시 아파트 전세가격지수를 분석 대상으로 삼았다. 분석결과, KAB 전세가격지수는 낮은 변동성을 갖고 있으며, 1개월 정도의 시차를 두고 실거래 전세가격지수를 뒤따라가는 것으로 나타났다. 그리고 지수 변동의 상당부분은 실거래 전세가격지수의 변동에 기인하는 것으로 확인되었다. 이러한 평활화 현상이 경기상황에 따라 다르게 나타나는지를 확인한 결과, KAB 전세가격지수의 증가율은 전기의 두 지수의 증가율 격차를 30%정도 반영하여 조정되는 것으로 나타났다. 특히, 전세 거래량이 평균 이상일 때, 조정속도가 더 빠른 것으로 나타났다. 이에 따라 두 지수의 격차는 전세 거래량이 평균 이상일 때 더 빨리 좁혀 지는 것으로 확인되었다. 이는 평활화 현상이 시장상황에 따라 비대칭적으로 일어나며, 조사자가 과거조사가격에 편의(bias)되어 있으면서도 실거래 양에 따라 실거래가격의 반영 정도를 달리하는 것을 볼 수 있다.