



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

박사학위논문

실거래가격 기반의 주택 전세가격지수와
지수 평활화에 대한 연구

-서울시 아파트를 중심으로-



2019년

HANSUNG
UNIVERSITY

한 성 대 학 교 대 학 원

경 제 부 동 산 학 과

부 동 산 학 전 공

김 현 영

박 사 학 위 논 문
지도교수 이용만

실거래가격 기반의 주택 전세가격지수와 지수 평활화에 대한 연구

—서울시 아파트를 중심으로—

A Study on Transaction-based
Jeonse Housing Price Index and Index Smoothing
— The Case of Condominiums in Seoul—



HANSUNG
UNIVERSITY

2019년 6월 일

한 성 대 학 교 대 학 원

경 제 부 동 산 학 과

부 동 산 학 전 공

김 현 영

박 사 학 위 논 문
지도교수 이용만

실거래가격 기반의 주택 전세가격지수와 지수 평활화에 대한 연구

－서울시 아파트를 중심으로－

A Study on Transaction-based
Jeonse Housing Price Index and Index Smoothing
－ The Case of Condominiums in Seoul－

위 논문을 부동산학 박사학위논문으로 제출함

2019년 6월 일

한 성 대 학 교 대 학 원

경 제 부 동 산 학 과

부 동 산 학 전 공

김 현 영

김현영의 부동산학 박사학위 논문을 인준함

2019년 6월 일



심사위원장 _____(인)

심 사 위 원 _____(인)

심 사 위 원 _____(인)

심 사 위 원 _____(인)

심 사 위 원 _____(인)

국 문 초 록

실거래가격 기반의 주택 전세가격지수와 지수 평활화에 대한 연구 -서울시 아파트를 중심으로-

한 성 대 학 교 대 학 원
경 제 부 동 산 학 과
부 동 산 학 전 공
김 현 영

주택임대료지수는 임차가구의 임대료의 변동을 보여주고, 임대료/주택가격의 비율로서 주택가격의 적정성을 평가하는데 이용된다. 임대료의 변동을 과대 또는 과소로 평가할 경우, 임차가구의 주거비와 주택가격이 적정성 여부 등 시장 상황에 대한 잘못된 판단을 할 수 있다.

현재, 우리나라에서는 한국감정원(이하 KAB), KB국민은행 등에서 주택임대료지수를 작성하고 있으며, 통계청에서도 소비자물가지수의 주택임차료지수를 작성하고 있다. 상기의 지수는 모두, 전문가집단이나 전문조사원들이 사전에 선정된 표본주택의 시장임대료를 조사하여 만든 가격자료를 이용한 지수이거나, 경제활동인구의 표본을 토대로 선정된 표본가구의 계약임대료자료를 이용하여 작성한 지수이다. 이와 같이 조사가격으로 작성한 지수의 경우, 평활화 문제가

있을 수 있다고 알려져 있다. 지수가 평활화되어 있다는 것은 지수의 변동성이 작고, 일정한 시차를 가지고 후행하는 것을 말하는데, 지수의 작성과정에서 조사자의 인지적 편의가 작용하는지와, 또한 어떤 임대료자료를 이용하는지에 따라 지수의 평활화가 나타날 수 있다. 지수의 평활화 문제가 존재한다면, 앞서 언급한 바와 같이 시장의 상황을 왜곡하여 판단할 수도 있다.

본 논문에서 논의할 두 가지 문제 중 첫 번째 문제는, 한국감정원에서 작성하고 있는 조사가격 기반 전세가격지수(이하 KAB 전세가격지수)가 실거래가격 기반 전세가격지수(이하 실거래 전세가격지수)에 비해 평활화 되어있는가에 관한 것이다. 두 지수를 비교하여 평활화가 존재하는지의 여부를 확인하고 시장의 상황에 따른 평활화의 정도를 파악하기 위해 부분조정모형, 정보가증가설모형을 이용하여 두 지수의 격차 정도가 거래량과 어떤 관계가 있는지를 분석하였다.

두 번째 문제는, 실거래 전세가격지수를 이용하여, 계약 특성 중 반복거래기간에 따른 지수의 평활화 문제를 분석하고자 하였다. 이러한 논의는 수집된 표본의 계약임대료를 이용하여 지수를 작성할 때, 반복거래기간이 긴 주택이 많이 포함되어 있으면, 지수의 움직임이 경직적이 된다는 선행연구에서 비롯되었다. 임대인과 임차인의 유대관계 등의 이유로 재계약을 할 때에 임대료를 시세만큼 올리지 못하는 경향이 있다는 것이다.

이러한 두 가지 문제에 관한 논의와 분석을 위해, 국토교통부에서 제공하는 2011년 1월부터 2019년 3월사이의 실거래 전세가격 자료를 가지고 실거래가격 기반 전세가격지수를 작성하였고, 이를 바탕으로 14개월 이상 24개월 미만의 반복거래기간이 짧은 지수와 24개월 이상의 반복거래기간이 긴 지수로 반복거래기간의 장단에 따른 별도의 지수를 작성하였다.

이를 분석한 결과, 첫 번째 평활화 문제는 조사가격 기반 전세가격지수가 실거래가격 기반 전세가격지수에 비해 평활화되고 있음을 확인하였다. 즉, KAB 전세가격지수의 평균 증가율과 표준편차를 확인하였을 때 실거래 전세가격지수 보다 완만한 평균 증가율을 보이며, 변동성 또한 작은 것으로 확인되었다. 교차상관분석에서는 lag -1에서 가장 큰 양(+)의 상관관계를 보여, 시차가 존재하는 것으로 확인하였다.

부분조정모형의 결과에서는 KAB 전세가격지수가 전기의 두 지수 간 증가율

의 격차의 17% 정도를 다음 기의 증가율에 반영하는 것으로 나타났다. 평균 증가율을 기준으로 전세가격 증가율이 평균이상일 때는 37%, 평균이하일 때는 9%이고, 전세 거래량이 평균이하일 때는 19%, 평균이하일 때는 16%정도로, 가격과 거래량이 상승할수록, 전기의 두 지수 간 증가율의 격차를 현기에 더 많이 반영하는 것으로 나타났다.

전세 거래량이 평균 이상인 기간과 그렇지 않은 기간으로 나눈 정보가증가설 모형에서도 모두 음(-)의 값을 가지지만, 거래량이 많고 적음에 따라 두 기간의 전세거래량에 따라서 반응속도가 다른 것을 확인할 수 있었다. 즉, 거래량이 평균이상일 때, 추정계수 -0.0231 , 거래량이 평균이하일 때는 -0.0180 로, 거래량이 많을수록 지수 간의 격차가 더 많이 줄어들었다. 이것은 KAB 전세가격지수의 증가율이 평균이상일 때도 같은 결과를 보여, 가격과 거래량이 증가하는 상승 시장에서 두 지수의 격차가 크게 줄어드는 것으로 나타났다.

두 번째 평활화 문제의 분석결과는 반복거래기간에 따른 실거래가격 기반 전세가격지수의 평활화에 대한 뚜렷한 증거는 찾기가 어려웠다. 다만, 반복거래기간이 긴 전세가격지수가 반복거래기간이 짧은 지수보다 평균증가율이 다소 낮게 나타났으나, 지수의 변동성과 시차에는 큰 차이가 없는 것으로 확인되었다. 다만, 적정시차를 고려한 그랜저 인과검정의 결과에서 24개월 이상의 반복거래기간이 긴 지수가 14개월 이상 24개월 미만의 반복거래기간이 짧은 지수를 그랜저 인과하는 것으로 나타났다. VAR모형을 추정하여 확인한 예측오차 분산분해 분석을 한 결과에서는 반복거래기간이 긴 지수의 움직임의 45% 이상이 반복거래기간이 짧은 지수의 움직임에 상당부분 설명력을 갖는 것으로 확인되었다. 이상의 이유로 반복거래기간에 따라 지수의 움직임이 영향을 받는 것을 어느 정도 예측할 수 있다.

본 연구를 통해서 임차가구의 임대료수준과 그 적정성, 시장상황을 판단하는 지표로 사용되는 주택임대료지수의 평활화 여부를 확인하고자 하였다. 첫 번째 문제에 대해서는 평활화에 대한 의미 있는 결과를 도출하였으나, 두 번째 문제에 대해서는 지수산정 과정에서, 구득한 국토교통부 실거래가격 자료가 ‘동’정보를 제공하지 않고 있어, 자료 자체에 한계가 있어, 의미 있는 결과를 도출하기에 역부족이었다. 또한 분석대상의 기간 안에 전세가격이 하락한 기간이 길지 않아 변

동성에 대한 분석 또한 어려웠다. 추후 구득할 수 있는 자료의 범위가 확보되고, 충분한 시계열이 구축된다면 좀 더 유의미한 결과를 얻을 수 있을 것으로 기대된다. 이는 추후 연구의 과제로 남긴다.

【주요어】 주택임대료지수, 평활화, 전세가격지수, 반복매매가격지수,
전세거래량



목 차

제 1 장 서 론	1
제 1 절 연구의 배경과 목적	1
1. 연구의 배경	1
2. 연구의 목적	3
제 2 절 연구의 방법과 범위	5
제 2 장 이론적 배경 및 선행연구 고찰	1
제 1 절 이론적 배경	1
1. 주택 전세가격지수의 작성 방법과 현황	1
2. 지수 평활화의 문제	2
제 2 절 선행연구의 고찰	2
1. 주택가격지수의 평활화에 관한 연구	2
2. 계약임대료와 계약특성에 따른 지수 평활화에 관한 연구	3
3. 본 연구의 차별성	4

제 3 장 반복매매가격모형을 이용한

실거래가격 기반 주택 전세가격지수의 작성53

제 1 절 반복매매가격모형과 기초통계량 분석53

1. 반복매매가격모형에 의한 지수 작성 방법53
2. 실거래자료의 선정과 지수 산정 절차73
3. 기초통계량 분석 2

제 2 절 실거래 주택 전세가격지수 추정44

1. 지수 추정 결과 4
2. 조사가격 기반 주택 전세가격지수와 비교64

제 4 장 지수 평활화 문제에 관한 실증분석84

제 1 절 조사가격 기반 주택 전세가격지수의 평활화 문제 분석8 4

1. 분석 모형 48
2. 조사가격 기반 주택 전세가격지수의 평활화15
3. 조사가격 기반 주택 전세가격지수와 실거래 주택 전세가격지수의
동태적 관계 54
4. 지수 평활화와 거래량의 관계5

제 2 절 반복거래기간에 따른 실거래 주택 전세가격지수의 평활화 문제 분석	63
1. 가설 설정과 반복거래기간의 구분	36
2. 반복거래기간별 실거래 주택 전세가격지수의 특성	76
3. 장단기 반복거래기간별 지수의 동태적 관계	17
 제 5 장 요약 및 결론	7
 부 록	79
참고문헌	82
Abstract	86

표 목 차

<표 1> 실거래기반 지수의 작성방법과 장단점	3· 1
<표 2> 실거래가격 기반 주택 임대료지수를 작성하는 외국의 사례	4· 1
<표 3> 조사가격에 기반한 지수의 작성방법과 장단점	7· 1
<표 4> 조사가격 기반 주택 임대료지수를 작성하는 외국의 사례	9· 1
<표 5> 국내 전세가격지수의 현황	2 2
<표 6> 지수의 평활화 원인	4 2
<표 7> 주택가격지수의 평활화의 원인	7 2
<표 8> 실거래가격 기반 주택 전세가격지수 산정 방법	1· 4
<표 9> 월간 거래량과 거래 쌍의 기초통계	2 4
<표 10> 지수의 추정결과	5 4
<표 11> KAB 전세가격지수, 실거래 전세가격지수의 증가율의 평균과 표준편차	7
<표 12> KAB 전세가격지수, 실거래 전세가격지수의 기초 통계량	2· 5
<표 13> KAB 전세가격지수, 실거래 전세가격지수의 교차상관분석	3· 5
<표 14> KAB 전세가격지수, 실거래 전세가격지수의 단위근 검정	3· 5
<표 15> KAB 전세가격지수, 실거래 전세가격지수의 그랜저 인과관계 검정	4
<표 16> KAB 전세가격지수, 실거래 전세가격지수의 공적분 검정	5· 5
<표 17> KAB 전세가격지수, 실거래 전세가격지수의 예측오차 분산분해	8· 5
<표 18> 거래량의 단위근 검정	9 5
<표 19> 부분조정모형의 추정결과	0 6
<표 20> 정보가중모형의 추정결과	1 6
<표 21> 반복거래기간의 장단기와 거래특성에 따른 가설 설정	4· 6
<표 22> 반복거래기간 기준 개월 별 반복거래 쌍의 수	6· 6
<표 23> 반복거래기간 구간별 반복거래 쌍의 수	6 6
<표 24> 구간별 반복거래 쌍의 수와 비중	6 6
<표 25> 반복거래기간별 실거래 전세가격지수의 단위근 검정	8· 6

<표 26> 거래기간별 실거래 전세가격지수의 기술통계량	9· 6
<표 27> 반복거래기간별 지수의 교차상관분석	0· 7
<표 28> 반복거래기간별 가격지수 간의 그랜저 인과관계 검정	0· 7
<표 29> 반복거래기간별 실거래 전세가격지수 간 공적분 검정	2· 7
<표 30> 반복거래기간별 실거래 전세가격지수의 예측오차 분산분해	4· 7
<부록 1> 지수의 추정결과	87



그림 목 차

<그림 1> 연구의 흐름도	8
<그림 2> 실거래 전세가격지수 작성 과정	9 3
<그림 3> 서울 아파트의 전세 거래량과 전세 거래 쌍	3 4
<그림 4> KAB 전세가격지수, 실거래 전세가격지수의 원지수 및 전월대비 변동률	4
<그림 5> KAB 전세가격지수, 실거래 전세가격지수의 충격반응분석	7 5
<그림 6> 동일주택 가정에 의한 거래 쌍의 거래기간 분포도	5 6
<그림 7> 반복거래기간별 실거래 전세가격지수	7 6
<그림 8> 반복거래기간별 실거래 전세가격지수의 전월대비 증가율	9 6
<그림 9> 반복거래기간별 실거래 전세가격지수의 충격반응분석	3 7



제 1 장 서 론

제 1 절 연구의 배경과 목적

1. 연구의 배경

주택임대료지수(rental housing price index)는 임대료의 변동을 보여줌으로써 임차가구의 주거비 수준을 확인하고, 주거비 부담 정도를 판단하는 기준이 되기도 하고, 임대료/주택가격 비율을 통해 주택가격의 적정성을 평가하는데 이용함으로써 시장의 상황을 확인할 수 있는 지표로서 활용되기도 한다. 이러한 주택임대료지수의 변동이 실제와 다르게 평가될 경우, 임차가구의 주거비에 대한 부담이 어느 정도인지 잘못 판단하거나 주택가격의 적정성의 기준이 모호해져 시장참여자들과 정부의 정책수립 및 의사결정 등에 혼란을 줄 수도 있다. 따라서 시장의 주택임대료지수의 변동을 정확하게 보여주는 것은 중요한 일이라 할 수 있다.

현재, 우리나라는 한국감정원(이하 KAB)에서 주택임대료의 변동을 보여주는 지수로서, 전월세 통합지수를 작성하고 있다. 이것은 매월 조사원이 표본주택의 전월세 임대료를 조사하여 작성하는데, 이와 같이 조사원이 지역에 계약되어 있는 개업공인중개사를 중심으로 조사한 가격을 기반으로 만든 지수를 조사가격 기반 지수(또는 평가가격 기반 지수)라고 부른다.¹⁾

한편, 통계청에서도 임차가구의 주거비를 측정하기 위해서 전세지수, 월세지수를 만들고, 이를 통합하여 주택임차료지수를 작성하고 있다. 이는 매월 경제활동인구 표본가구(이하, 경찰 표본)중에서 임차가구를 추출하여²⁾ 임대료를 조

1) 조사가격 기반 임대료지수로는 KAB의 전월세 통합지수 외에 KB국민은행의 전세가격지수가 있다. 이 외, 통계청의 임차료지수는 물가지수를 구성하는 항목 중의 하나인 임차료의 변동을 보여주는 지수로, 표본가구가 실제 지불하는 임차료의 변동을 조사하여 지수를 작성한다. 따라서 조사 시점 당시의 시장임대료를 조사하여 지수를 만드는 KAB의 전월세 통합지수나 KB국민은행의 전세가격지수와 차이가 있다.

2) 소비자물가지수 주택임차료지수를 산정하기 위해 매월 집세조사를 실시하는데, 38개 도시, 약 10,800가구를 조사한다.(통계청(2017), p.2)

사하는 집세조사를 통해 산정되고 있다. 즉, 경찰 표본에서 추출한 가구의 실제 계약임대료 자료를 조사하여 작성하는 주택임대료지수 중에 하나이다.

이와 같이 조사가가격에 기반 지수가 실거래가격에 기반 지수에 비교하였을 때, 시차(time lag)를 두고 움직이고, 또한 낮은 변동성(low volatility)을 갖고 있다고 알려져 있는데, 이것을 조사가가격 기반 지수의 평활화(smoothing) 현상이라 부른다. 이러한 조사가가격에 기초한 지수의 평활화는 조사자가 이전 평가에 대한 인지적 편의(psychological bias)를 가지고 있음으로 인해 나타날 수도 있고³⁾, 거래량이 적은 하락 시장일 때는 가격 변화의 준거가 약한 상황이어서 그 변화를 진정한 가격 변화로 보지 않는 조사자의 합리적 판단에 의해 나타날 수도 있다.⁴⁾ 특히, 거래량이 적을 때, 조사가가격 기반의 전세가격지수가 평활화 된다면, 조사자의 준거자료가 되는 거래량의 과다에 따라 평활화 정도가 영향을 받을 수 있다는 것이다.

주택가격지수의 경우, 실거래 가격자료가 이미 공표되고 있었기 때문에 조사 가격 기반 주택가격지수의 평활화의 여부를 확인하고자 하는 연구들이 계속 있어 왔다. 그러나, 주택임대료지수의 경우 실거래 가격자료가 없었기 때문에 조사 가격에 기반한 주택임대료지수의 평활화 여부는 확인할 수 없었다. 이에 따라서, 주택임대료지수의 평활화에 대한 연구도 드물 수밖에 없었다. 그러나 최근 국토교통부에서 전월세 실거래자료를 공개하면서, 조사가가격 기반 주택임대료지수가 평활화되고 있는지 확인할 수 있는 여건 마련되었다고 볼 수 있다. 이를 통해 시장의 임대료 변동을 보다 정확하게 파악할 수 있는 계기가 되었다.

조사자가 조사한 가격자료로 작성된 지수가 아니라, 실거래가격에 기반한 주택임대료지수라 하더라도 임대차 재계약 여부에 따라 지수 평활화 문제가 나타날 수도 있다. Shimizu et al.(2015)는 기존의 임차인과 임대차 계약을 갱신(재계약)할 때, 임대료가 상당히 경직적으로 변동할 수 있다고 하였다. Shimizu et al.(2015)에 의하면, 임대차 계약을 갱신하는 경우, 임대인과 임차인 간에 신뢰가 쌓이고 인간적 유대감이 생기면서 임대인은 임대료를 시세에 따라 급격하게 변

3) 조사자의 인지적 편이란 조사자가 자신의 과거 평가가격을 크게 바꾸지 않으려고 하거나 처음 참조한 가격정보에서 크게 벗어나지 않으려고 하면서 조사가가격이나 평가가격이 경직적으로 변화하는 경향을 말한다. 흔히 이를 닻내림 효과(anchoring effect)라고 부른다.

4) 지수 평활화 문제 중 인지적 편이에 의한 논의는 이상한 외(2012)을 참고하였다.

경하지 않는다는 것이다.

이런 주장이 사실이라면, 실거래가격 기반 주택임대료지수를 작성함에 있어서, 실거래 가격자료 중에 계약 갱신에 의한 거래 자료가 많이 들어가 있으면 실거래가격에 기반한 주택임대료지수라 하더라도 지수평활화 문제가 발생할 수 있는 것이다. 계약 갱신에 따른 지수의 평활화 문제는 조사가격에 기반한 주택임대료지수로서는 확인할 수 없다. 이것은 실거래자료를 통해서만 확인할 수 있는데, 이런 점에서 전월세 실거래자료의 공개로 계약 갱신에 따른 지수의 평활화 문제를 확인해 볼 수 있는 여건이 마련되었다고 할 수 있다.

2. 연구의 목적

본 논문은 실거래가격에 기반한 주택임대료지수를 작성하고, 이를 이용해 주택임대료지수의 평활화에 대한 두 가지 문제를 살펴보는데 그 목적이 있다. 여기서 주택임대료지수의 두 가지 평활화 문제란, 첫째, 조사가격 기반 주택임대료지수의 평활화 문제와 둘째, 계약 갱신에 따른 실거래가격 기반 주택임대료지수의 평활화 문제를 말한다. 먼저, 본 연구를 위하여 실거래가격에 기반한 주택임대료지수를 작성이 선행되어야 하는데, 자료를 선정하는데 있어 월세나 보증금부 월세의 포함 여부를 판단하여야 한다. 주택임대료지수 산정에 있어서 월세 가격자료를 포함한다면 전월세전환율에 관한 논의가 따로 이루어져야하기 때문에, 본 논문에서는 이와 관련 없는 실거래 전세가격만을 가지고 주택임대료지수를 작성하고자 한다. 이에 대한 자세한 이유는 연구의 방법과 범위에서 후술한다.

연구의 첫 번째 목적은 실거래 전세 가격자료만을 이용하여 만든 지수를 가지고, 앞서 언급한 주택임대료지수의 평활화 문제 중 조사가격 기반 주택임대료지수의 평활화 문제, 즉 조사가격 기반 지수가 실거래가격 기반 지수에 비해 변동성이 낮고, 시차(time lag)를 갖는지를 확인하는 것이다. 조사가격을 기반으로 한 전세가격지수가 평활화되어 있는지 여부를 확인하고, 평활화의 정도를 확인하고자 한다. 더 나아가, 평균 가격증가율 및 평균 거래량을 기준으로 시장 상황을 설정하여, 평활화의 양상이 어떻게 나타나는지 분석하고자 한다.

연구의 두 번째 목적은, 계약 갱신에 따른 실거래가격 기반 주택임대료지수의

평활화 문제이다. 이는 임대차 계약을 갱신(재계약)할 때의 임대료가 경직적으로 변동하는지를 살펴보고자 하는 것인데, 이것을 확인하기 위해, 동일주택이 처음 거래가 일어나고 나서 다시 거래되기까지의 기간, 즉 반복거래기간의 차이에 따른 지수의 차이를 분석하고자 한다.



제 2 절 연구의 방법과 범위

전술한 연구의 목적에 따른 구체적인 연구의 방법과 범위는 다음과 같다. 우선, 실거래가격 기반 주택임대료지수는 지수 작성에 많이 사용되는 반복매매가격지수모형으로 산정한다. 반복매매가격지수모형은 두 번 이상 거래된 주택의 가격 변화를 이용하여 지수를 산정하는 방법으로, 실거래자료로 지수를 작성할 때 부딪히는 ‘주택특성의 차이에 따른 주택가격의 차이’를 통제하지 않아도 지수를 작성할 수 있다는 장점이 있다.

반면에 이 방법의 경우, 한 번만 거래된 주택은 지수 작성 대상에서 제외되거나 반복 거래된 기간이 길 경우 ‘주택특성의 변화에 따른 주택가격의 차이’를 통제해야 하는 단점이 있다. 다만, 우리나라는 주택임대차보호법에 따라 대개 2년에 한 번씩 임대차 계약이 이루어지고, 민간임대주택이라고 하더라도 한 번만 거래가 이루어질 정도로 긴 기간 임대를 하는 경우는 드물다.

이런 점에서 볼 때, 주택임대료지수를 작성하는 데에는 반복매매가격지수모형이 최적의 방법이라고 판단하여, 반복매매가격지수모형으로 주택임대료지수를 작성하고자 한다.⁵⁾ 다만, 앞서 밝혔다시피 순수월세나 보증부 월세는 제외하고 전세주택만을 대상으로 한다. 그 이유는 첫째, 월세나 보증금부 월세는 일부만 신고 될 가능성이 높기 때문에 이들 실거래 사례가 시장의 거래사례를 대표하는지에 대한 판단이 어렵고, 거래량 또한 충분하지가 않다고 판단되었기 때문이다. 둘째, 보증금부 월세의 경우, 보증금과 월세의 전환 과정에서 어떤 전환율을 쓸 것인지에 대한 이슈도 있다. 전월세 전환율은 보증금의 규모에 따라 다르고, 주택유형이나 지역에 따라 다른 것으로 알려져 있지만, 그 수준의 차이가 어느 정도인지는 정확하게 추정되어 있지 않은 상태이다. 이런 상태에서 설부르게 보증금부 월세를 분석대상에 포함시킬 경우, 전월세 전환율에 의해 주택임대료지수가 왜곡되게 산출될 수 있다. 이러한 두 가지 이유로 순수 월세나 보증금부 월세는 제외하고 전세의 가격자료만을 가지고 실거래가격 기반 주택임대료지수를

5) 실거래가격에 기반한 지수를 작성할 때, 많이 사용하는 특성가격모형의 경우, 임대주택의 특성에 대한 정보가 필요하다. 그런데, 국토교통부가 공개하는 전월세 실거래자료에는 주택의 특성에 대한 정보가 매우 제한적으로 존재하여 특성가격모형을 사용하기 어려웠다. 실거래가격에 기반한 지수 작성의 또 다른 방법인 SPAR모형의 경우, 각 임대주택의 공시가격 정보가 필요한데, 국토교통부의 실거래자료에는 관련 정보가 없어서 이 방법 역시 사용할 수 없었다.

작성하고자 한다.

또한, 주택유형 중 아파트만을 대상으로 지수를 작성한다. 아파트만을 분석 대상으로 삼는 이유는 국토교통부에서 공개하는 전월세 실거래자료에는 구체적인 주소나 호(戶)에 대한 정보가 없기 때문이다. 아파트의 경우, 동일 단지 내의 주택들은 규모와 층을 제외하고는 상당히 동질적인 특성을 갖고 있어서 구체적인 호(戶)에 대한 정보가 없어도 ‘동일주택’ 가정에 의해 반복거래 쌍을 만들 수 있다. 그러나 아파트 이외의 주택들은 개개의 특성차이가 워낙 커서 구체적인 주소나 호(戶)에 대한 정보가 없으면 ‘동일주택’의 반복거래 쌍을 만들기 어렵다. 뿐만 아니라, 아파트 이외의 주택들은 거래량이 많지 않아 지수 작성이 쉽지 않다는 어려움도 있다. 이런 이유에서 본 논문은 아파트만을 대상으로 전세가격지수를 작성하기로 한다.

그리고 분석대상 지역을 서울시로 한정한다. 서울시는 아파트 재고량이 많고, 임대차 계약에서 전세계약의 비중이 높다. 반면, 지방은 아파트 재고량이 많지 않고, 임대차 계약에서 월세(순수 월세와 보증금부 월세)의 비중이 높다. 본 논문에서는 아파트의 전세거래 자료만을 가지고 주택임대료지수를 작성하고자 하는데, 서울시 이외의 지역은 거래량이 충분하지 못해 주택임대료지수가 불안정하게 산출될 수가 있다. 따라서 서울시만을 분석대상으로 삼고자 한다.

이상에서 언급한대로, 지수로 작성하여 분석하고자 하는 대상과 범위를 종합하면, 본 논문을 통해 작성할 실거래가격 기반 주택임대료지수는 서울시의 아파트 실거래 주택 전세가격지수이다. 이하에서는 별도로 표기해야 할 필요성이 없는 한 ‘주택임대료지수’라는 용어대신 ‘전세가격지수’라는 용어를 사용하도록 한다. 그리고 ‘실거래가격 기반 주택 전세가격지수’라는 용어도 필요한 경우 간략하게 ‘실거래 전세가격지수’로 약칭하여 사용하도록 한다.

지수 평활화의 첫 번째 문제와 관련하여 제시한 조사가격 기반 전세가격지수의 평활화의 여부는 KAB의 전세가격지수를 분석대상으로 삼고자 한다. KAB의 전세가격지수를 분석대상으로 삼는 이유는 다음과 같다. 첫째, KAB의 전세가격지수가 만들어지는 전국주택가격동행조사는 국가통계로서 신뢰성과 대표성을 갖고 있으며, 둘째, KAB에서는 조사자의 인지적 편의에 의한 지수의 평활화 문제를 최소화하기 위한 장치를 내부에 갖고 있는 것으로 알려져 있기 때문이다.⁶⁾

신뢰성과 대표성을 갖고 있으며 조사자의 인지적 편의를 최소화하기 위한 장치를 갖고 있음에도 불구하고 KAB의 조사가격기반 전세가격지수가 실거래가격기반 전세가격지수에 비해 평활화되어 있는지 여부를 살펴보는 것은 여러 가지 시사점을 줄 수 있을 것이다.

조사가격 기반 전세가격지수의 평활화 문제는 두 지수(조사가격 기반 전세가격지수와 실거래가격 기반 전세가격지수)의 기초통계량(증가율의 평균과 분산, 교차상관계수 등)를 확인하여 조사가격 기반 전세가격지수에 평활화 현상이 존재하는지 여부를 파악하고자 한다. 그리고 VAR모형을 통해 두 지수의 동태적 관계를 분석함으로써 두 지수의 영향의 방향과 정도를 살펴보고자 한다. 여기에 더하여 조사가격 기반 전세가격지수의 평활화가 거래량과 어떠한 관계가 있는지 파악하기 위해 선행연구를 참고하여 변형한 부분조정모형과 정보가중모형을 가지고⁷⁾ 거래량의 과다에 따른 평활화의 정도를 살펴보고자 한다.⁸⁾

지수 평활화의 두 번째 문제인 계약 갱신에 따른 평활화의 여부는 반복거래기간의 장단기에 따른 지수 간 증가율의 차이와 변동성으로 분석하고자 한다. 현재, 국토교통부에서 제공하는 임대차 실거래정보에는 임대인과 임차인 정보가 없다. 또 재계약 여부를 확인할 수도 없다. 이 때문에 동일 임차인이 재계약할 때 나타날 수 있는 가격변화의 경직성을 확인하기 어렵다. 그래서 본 연구에서는 반복거래기간의 장단기로 나누어 분석함으로써 이를 간접적으로 파악해 보고자 한다.

자세히 설명하면, 반복매매가격모형으로 실거래가격 기반 전세가격지수를 작성할 때 반복거래기간(첫 번째 거래와 두 번째 거래 사이의 기간)이 긴 거래 쌍은 암묵적으로 재계약이 이루어졌을 가능성이 크다. 전술한 Shimizu et

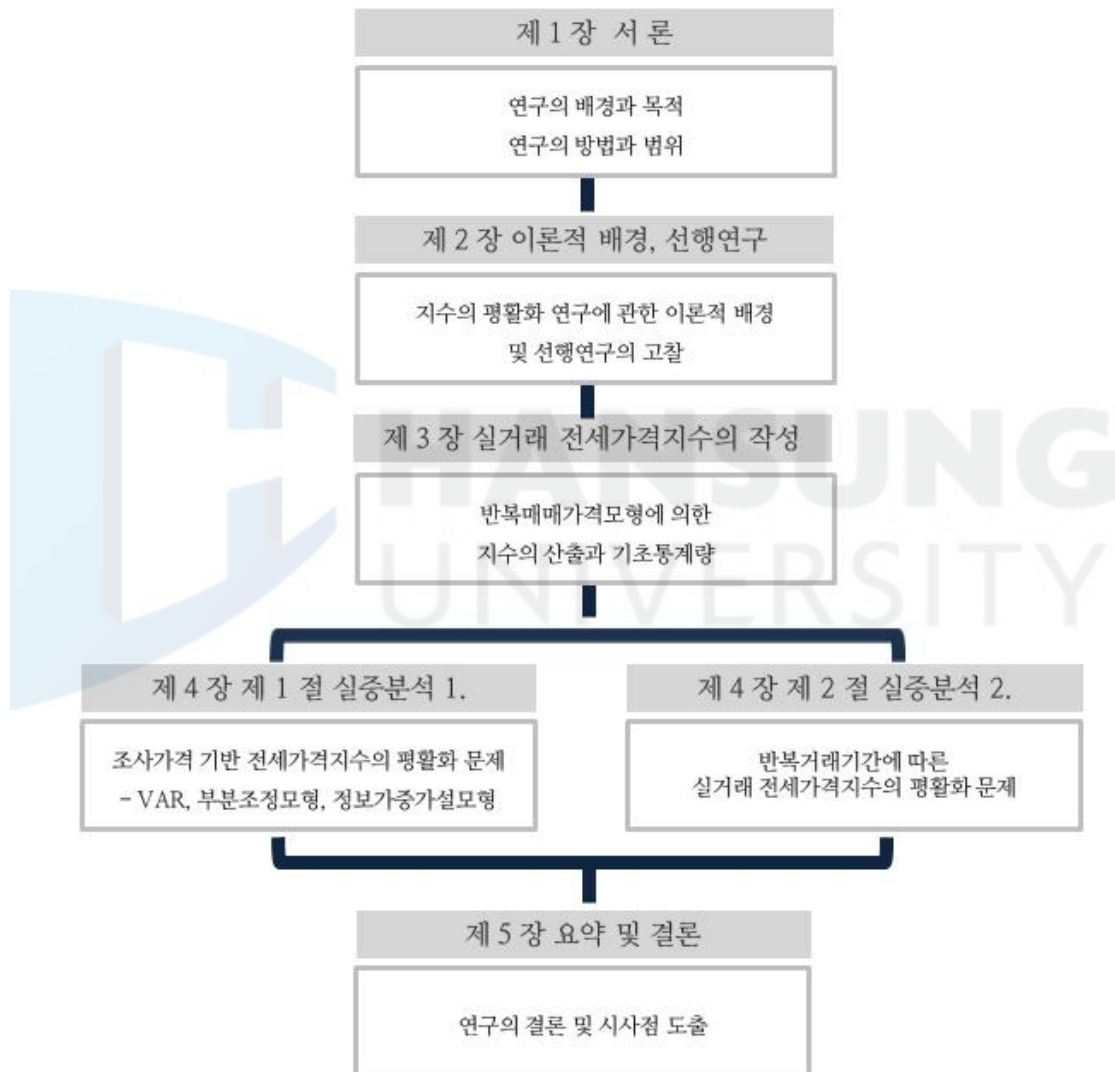
6) KAB에서는 조사가격이 실거래 가격의 변화를 최대한 반영하기 위해, 그리고 조사자의 인지적 편의를 최소화하기 위해 조사자에게 ‘실거래가격’정보를 먼저 제공하고, 그 다음에 ‘시세자료’정보를 제공하고 있다. (이상한 외(2012), 참조)

7) 부분조정모형이란 Geltner(1991)에 의해 제시된 조사가격의 조정모형으로, 조사자는 실제 시장가격을 부분적으로 조사가격에 반영한다는 이론이다. 정보가중모형은 Clayton et al.(2001)에 의해 제시된 조사가격의 조정모형으로, 거래량과 조사자의 변경 여부 등에 의해 조사가격과 시장가격 간의 격차를 조정한다는 이론이다.

8) 전세가격이 상승하는지 하락하는지에 따라 시장의 거래량이 달라진다. 조사자는 조사시점이 가격상승기인지 하락기인지에 따라 실거래 정보 반영 정도가 달라지는데, 거래량이 많고 적음에 따라서도 실거래 정보의 반영 정도가 달라질 수 있다. 이와 같이 조사자의 정보 반영속도가, 조사가격 기반 지수의 평활화 정도를 달라지게 만든다.

al.(2015)의 결과와 같이 암묵적 재계약이 이루어질 경우에는 가격이 경직적으로 변화될 수 있다. 이러한 판단 아래, 본 논문에서는 실거래가격 기반 전세가격지수를 반복거래기간의 장단기에 따라 나누고, 반복거래기간이 긴 지수에서 평활화 현상이 나타나는지에 대해 살펴보고자 한다.

<그림 1> 연구의 흐름도



지금까지 설명한 연구의 내용을 바탕으로, 논문의 구성과 연구의 흐름을 그림으로 나타내면 <그림 1>과 같다. 제1장 서론에서는 연구의 배경과 목적, 연구

의 방법과 범위를 제시한다. 그 다음 제2장에서는 본 논문의 주제와 관련된 이론 (주택가격지수와 지수 평활화의 문제)과 국내외 선행연구들을 살펴본다. 그리고 제3장에서는 반복매매가격모형으로 실거래가격 기반 전세가격지수를 작성하는 절차와 실제 추정된 전세가격지수를 제시한다. 이어 제4장에서는 지수 평활화와 관련된 두 가지 문제에 대한 실증분석결과를 제시하고, 제5장에서는 본 논문의 연구결과나 한계, 그리고 시사점을 제시하고자 한다.



제 2 장 이론적 배경 및 선행연구 고찰

제 1 절 이론적 배경

1. 전세가격지수의 작성 방법과 현황

1) 전세가격지수의 작성 방법

전세가격지수는 전세가격의 시간적 변화를 지수로 표현한 것이다. 지수는 재화나 서비스의 가격(price), 물량(quantity), 가치(value)등이 변화하는 것을 요약한 것으로, 일반적으로 많이 사용하는 지수는 일정시점간의 가격 변화를 측정하는 가격지수(price index)이다.⁹⁾ 주택가격의 시간적 변화를 지수로 표현한 것이 주택가격지수임으로 전세가격지수는 주택가격지수의 일종이라고 할 수 있다.

그 동안 주택가격지수에 대한 논의가 많이 있어 왔기 때문에, 여기서는 주택가격지수 작성 방법을 기반으로 전세가격지수의 작성 방법을 설명하고자 한다. 일반적인 주택가격지수와 마찬가지로 전세가격지수도 실거래가격을 기반으로 하느냐 아니면 조사가격을 기반으로 하느냐에 따라 크게 두 가지로 지수작성 방법을 나눌 수 있다.

실거래가격을 기반으로 하는 지수는 다시 크게 주택특성의 차이를 통제하지 않는 지수와 주택특성의 차이를 통제하는 지수로 나눌 수 있다. 그리고 조사가격에 기반한 지수는 동일 주택을 매기 조사하는 방법과 동일 가구를 매기 조사하는 방법이 있다.¹⁰⁾

9) 지수의 변화가 시점 간의 변화일 수도 있고, 지역 간의 변화를 측정하는 지수도 있을 수 있으나 대부분 시점 간의 가격변화를 의미하며, 본 논문에서 살펴보고자 하는 전세가격지수도 시점 간의 변화를 측정하는 가격지수이다. 이상한 외(2012)의 p. 13 참조.

10) 조사가격을 기반으로 한 지수 중, KAB는 표본주택으로 지정된 호의 가격을 매월 조사하여 공표하는 반면, 통계청은 소비자물가지수의 주택임차료지수를 산정하기 위해 경환(경제활동인구) 표본가구 중 임차가구를 추출하여 매월 임대료 조사를 실시한다. 다만, 집계조사에서의 임대료는 계약임대료(contract rent)를 조사한다.

(1) 실거래가격에 기반한 지수

실거래가격에 기반한 지수란, 실제 거래된 가격자료를 기초로 하여 작성된 지수를 말한다. 실거래가격으로 지수를 작성할 때 문제가 되는 것은 거래된 주택이 동질적이지 않다는 것이다. 거래된 주택이 각기 다른 특성을 가지고 있기 때문에 ‘주택의 특성에 따른 가격차이’를 통제하지 않으면, 특정 시기에 많이 거래된 주택의 가격에 의해 지수가 좌우되는 문제가 생긴다. 이 때문에 실거래가격에 기반한 지수는 ‘주택의 특성에 따른 가격차이’를 통제하는 방식에 따라 특성가격모형 지수와 반복매매가격모형 지수, SPAR(Sale Price Appraisal Ratio: 평가가격대비 실거래가격비율)모형 지수 등으로 나뉘어진다.¹¹⁾ 그리고 아예 ‘주택의 특성에 따른 가격차이’를 통제하지 않는 평균가격지수나 중위가격지수도 있다.

다음의 <표 1>에서 보는 것과 같이, 각 실거래기반 지수의 작성방법과 장단점을 설명하면 다음과 같다. 평균가격지수나 중위가격지수는 매기별로 전체 실거래가격의 중위수나 평균을 구한 뒤, 기준시점의 중위수 또는 평균 대비, 비교시점의 중위수 또는 평균의 비율로 지수를 작성하는 방법이다. 지수 작성이 매우 단순하고 간편하지만, 동일주택의 특성변화는 물론, 주택특성 구성의 변화문제를 전혀 해결하지 못한다.¹²⁾ 이러한 단점을 보완하기 위해 지역으로 나누거나, 실거래 사례 중에서 주택특성이 비슷한 것들을 묶어 총화하는 방법 등으로 단점을 보완하려는 시도들이 있다.

특성가격모형 지수는 매기 거래된 주택이 가지고 있는 개별 특성의 차이를 회귀모형으로 통제해서 주택가격지수를 만드는 방법이다. 회귀모형을 통해 주택의 특성에 따른 가격 차이를 통제하기 때문에 매기 거래된 주택들의 특성이 다르더라도 동일주택의 가격 변화를 추정할 수 있다는 장점이 있다. 그래서 물가지수로서의 주택가격지수를 작성하는데 적합하다.

다만, 특성가격모형으로 지수를 작성하기 위해서는 매기 거래된 개별 주택들

11) 이상한 외(2012), p.50의 내용을 참고

12) ‘동일주택의 특성변화 문제’란 동일주택이라 하더라도 주택의 특성이 바뀌어 주택가격이 바뀔 경우, 이런 가격변화는 지수작성에서 제외하여야 하는데 이를 제외하지 못하였을 때 나타날 수 있는 지수 왜곡을 말한다. ‘주택특성 구성의 변화 문제’란 매기 거래된 주택의 특성이 동일해야 하는데, 매기 거래된 주택의 특성에 따른 가격 차이를 통제하지 못함으로써 나타날 수 있는 지수 왜곡 문제를 말한다.

의 특성 정보를 수집해야 한다. 그런데, 이런 정보를 수집하는 데에는 많은 시간과 비용이 들기 때문에 특성가격모형으로 지수를 작성하기가 쉽지가 않다. 더욱이 주택특성에 관한 정보가 충분하지 못한 상태에서 지수를 작성할 경우 변수누락(variable omit) 문제가 생겨 지수에 왜곡이 생길 수 있다.

반복매매가격모형 지수는 지수작성기간 동안 두 번 이상 거래된 주택의 두 거래간의 가격 차이를 이용하여 지수를 작성하는 방법이다. 이는 동일주택의 가격변화율을 측정하기 때문에 재고주택의 가격변화를 측정하기에 알맞은 방법이다. 특히, 이 방법은 매기 거래된 주택의 특성 정보를 수집할 필요가 없기 때문에 저렴한 비용으로 지수를 작성할 수 있다는 장점이 있다.

그러나, 이 방법으로 반복 거래된 주택의 두 시점 사이의 주택특성의 변화가 있을 경우에 지수가 왜곡될 수 있다. 두 시점의 간격이 길수록 수선이나 리모델링 등으로 주택의 특성이 바뀌었을 가능성이 높다. 또한, 반복거래된 주택은 특정 유형의 주택(예를 들어 소형주택이나 저가주택 등)일 가능성이 있고, 한번만 거래된 주택은 지수작성 대상에서 제외되기 때문에 표본추출 오류(sample selection error)문제가 나타날 수 있다.

SPAR모형 지수는 매기에 거래된 주택 평가가격 대비 실거래가격 비율이 일정하다는 가정하에 매기 평균 SPAR(평가가격 대비 실거래가격 비율)를 이용하여 지수를 작성하는 방법이다. 이 방법은 개별 주택의 평가가격이 해당 주택의 특성에 따른 가격 차이를 잘 반영하고 있다는 전제 하에 SPAR를 통해 개별 주택의 특성에 따른 가격 차이를 통제하는 방식을 사용하고 있다.

SPAR모형 지수도 매기 거래된 주택의 특성 정보를 수집할 필요가 없다는 점에서 비용이 저렴한 지수작성 방법이라고 할 수 있다. 그러나 이 방법으로 지수를 작성하려면 개별 주택의 평가가격이 존재하여야 한다. 그리고 개별 주택의 평가가격이 주택의 특성에 따른 가격 차이를 잘 반영하고 있다는 전제가 필요하다. 만약 이런 전제가 충족되지 않으면, 지수의 왜곡이 생길 수 있다. 특히 SPAR모형으로 전세가격지수를 작성하려고 하면, 개별 주택의 평가가격과 전세가격 간에 안정적인 비례 관계가 존재해야 한다. 실거래 주택가격과 평가가격 간에는 일정한 비례 관계가 존재하는 것으로 알려져 있지만, 전세가격과 평가가격 간에도 이런 관계가 존재하는지는 알려져 있지 않다.

<표 1> 실거래기반 지수의 작성방법과 장단점

구분	지수	방법	장단점
주택 특성 차이 미통제	평균가격 지수 모형	매기 거래주택의 평균가격으로 지수를 작성	- 매기 거래된 주택의 특성에 따른 가격 차이를 통제하지 못함. - 신규주택으로 인해 평균가격이나 중위가격이 상승할 수 있음. - 저가 주택이나 고가주택의 거래가 많을 경우 지수가 왜곡될 수 있음.
	중위가격 지수 모형	매기 거래주택의 중위가격으로 지수를 작성	
주택 특성 차이 통제	특성가격 지수 모형	매기 거래된 주택의 개별특성차이를 회귀모형으로 통제하여 지수를 작성	- 재고주택이나 신규주택의 가격변화, 임대료 변화 등을 추적하는 지수로서의 역할을 수행 - 주택특성 정보를 수집하는데 많은 비용과 시간이 소요 - 변수누락에 의해 지수왜곡이 발생할 수 있음.
	반복매매 가격지수 모형	2회 이상 거래된 주택의 두 거래간의 가격변화율을 이용하여 지수를 작성	- 재고주택의 가격변화나 임대료의 변화를 추적하는데 적합한 모형 - 주택특성 정보가 없어도 지수를 작성할 수 있음. - 1회만 거래된 주택은 지수산정에서 제외됨. - 거래빈도가 높은 주택(저가주택이나 소형주택 등)에 의해 지수가 좌우 - 두 시점간 거래기간이 길 경우, 중간에 주택의 특성변화에 따른 가격차이를 통제해야 함.
	SPAR 지수모형	매기의 거래된 주택 평가가격 대비 실거래가격의 비율(SPAR)의 평균을 이용하여 지수를 작성	- 재고주택의 가격변화를 추적하는데 적합한 모형 - 평가가격에 대한 정보가 필요 - 평가가격이 주택의 특성에 따른 가격 차이를 잘 통제하고 있다는 가정이 필요 - 평가가격과 전세가격(또는 임대료)간의 관계가 일정한지 여부가 아직 확인된 바 없음.

주: 이상한 외(2012), 전국주택가격동향조사 표본 및 통계 개편 방안 연구, pp.33~34을 참조하여 작성

한편, 실거래가격 기반 전세가격지수의 국내외 사례를 확인하는데 있어서 우선, 전세제도 또한 우리나라에만 존재하는 제도로 알려져 있기 때문에, 실거래가격에 기반한 전세가격지수의 해외사례를 찾는 것은 어려운 일이다. 우리나라의 경우에도 KAB에서 실거래가격자료를 기반으로 하는 전세가격지수를 공표하고 있기는 하지만 2018년 12월부터로, 그 기간이 길지 않아 사례로 설명하기에 적합하지 않다. 다만, <표 2>에서 보는 바와 같이 소비자물가지수를 구성하는 주택임차료의 가격변화를 측정하기 위해 정부차원에서 실제 거래된 주택임차료 자료를 사용하여 지수를 작성, 이를 통해 표본 주택의 임대료 변화를 추적하기도 하는데, 대표적인 나라로 영국과 싱가포르가 있다.¹³⁾

<표 2> 실거래가격 기반 주택 임대료지수를 작성하는 외국의 사례

국가	자료수집	자료내용
영국	- 평가국(VOA: Valuation Office Agency)에서 실거래 임대료 자료를 수집	- 실거래임대료 자료 중에서 표본주택을 정한 후, 유사한 주택의 실거래 사례를 매칭(matching)하여 지수를 작성
싱가포르	- 행정관청에서 실거래 임대료 자료 수집	- 행정관청에서 수집하는 실거래 임대료 자료를 표본으로 하여 매칭된 자료로 지수를 작성

주: 이용만 외(2017), 소비자물가지수 주거비 측정방법 심층연구, p.59를 참고하여 작성

먼저, 실거래가격 기반의 주택임대료지수를 작성하는 대표적인 국가로는 영국이 있다. 영국의 경우, 정부기관인 평가국(VOA: Valuation Office Agency)이 민간임대주택시장에서 48만 건 이상의 임대료를 수집한다. 수집한 실거래 임대료 자료(계약에 따른 임대료자료)를 사용하여 표본 주택을 정하고, 유사한 주택의 실거래 사례를 매칭(matching)시켜서 지수를 작성한다. 이를 민간임대 주택임대료지수(IPHRP: Index of Private Housing Rental Prices)라고 한다.

영국은 최근 민간임대 주택임대료지수의 작성 방법을 개선하였다. 매년 1월을 기준으로 과거 14개월간 수집된 임대차 계약자료 중, 절반을 표본주택으로 정하고, 나머지 반은 대체 풀(substitution pool)로 둔 채로, 매월 신규로 수집된

13) 이용만 외(2017), 소비자물가지수 주거비 측정방법 심층연구, pp.58~60

임대료자료로 표준주택의 임대료를 새로이 매칭(matching)하여 대체한다. 대체할 자료가 전혀 없을 경우에는 평균증가율을 추정하여 대체한다. 이러한 방법은 매기 신규로 수집된 임대료 자료와 표준주택의 매칭(matching)을 더 실현 가능하게 만들었다는 평가를 받고 있다.

싱가포르 또한 영국과 마찬가지로 행정관청에서 수집한 실거래 임대료 자료를 표본으로 사용하여 매칭(matching)한 자료를 지수로 작성하고 있으며, 이를 The Rented Accommodation라고 부른다. 두 나라의 작성방법은 다소 상이하나, 유사한 표본주택의 임대료를 매칭(matching)하여, 그 변화율을 측정하는 반복매매가격지수모형을 이용하고 있다.

(2) 조사가격에 기반한 지수

조사가격에 기반한 지수는 매기 표본의 가격을 조사하여 이를 지수로 만드는 방법을 말한다. 이 경우에 주택을 표본대상으로 삼을 수도 있고, 가구를 표본대상으로 삼을 수도 있다. <표 3>에 정리한 바와 같이, 주택을 표본으로 삼을 경우, 매월 표본주택의 전세가격을 조사해야 한다. 따라서 이 경우에는 주택의 특성에 따른 가격 차이를 통제할 필요는 없으나, 표본주택이 매월 거래되지는 않기 때문에 표본주택의 가격을 매기 평가(또는 추정)해야 한다.

이런 이유에서 표본주택의 가격을 매기 조사하여 지수를 작성하는 경우, 평가된 가격이 시장가격을 반영하는지 여부를 두고 항상 논란이 발생하고, 조사자의 인지적 편의에 의한 조사가격의 평활화가 문제가 되곤 한다. 매기 가격을 평가 내지는 추정해야하기 때문에 비용도 많이 들어갈 수 있다.

가구를 표본 대상으로 삼을 경우, 전세로 거주하는 임차가구의 전세가격을 조사하여 지수를 작성하게 된다. 같은 주택에 계속 거주하는 표본가구의 경우, ‘주택의 특성에 따른 가격 차이’ 문제가 없다. 그러나 표본가구가 다른 임대주택으로 이사를 하게 되면 ‘주택의 특성에 따른 가격 차이’ 문제가 발생하게 된다. 따라서 이 경우 대개는 표본가구가 바뀐 것으로 처리하게 된다.

가구를 표본 대상으로 삼아 지수를 작성하게 되면, 표본 가구가 거주하는 주택의 전세가격을 조사하여야 하는데, 이때 실제 표본가구가 지불하는 가격을 사

용하여 지수를 작성할 수도 있고, 표본가구가 거주하는 주택의 전세가격을 평가하거나 추정하여 지수를 작성할 수도 있다.

전자의 방법을 계약임대료 방식이라고 하고, 이는 계약기간 동안에는 가격의 변화가 없고 재계약이나 신규계약을 해야 가격변화가 포착된다. 이 방식으로 가격을 조사하면 지수의 평활화 현상이 일어나게 된다. 다만, 이 방식을 사용할 경우 가격을 평가하거나 추정해야 하는 문제는 없다. 후자의 방법을 쓰면, 매기 거주 주택의 전세가격을 평가하거나 추정해야 하는 문제가 생기고, 가격을 평가하거나 추정하는 과정에서 조사자의 인지적 편의에 의해 지수가 평활화 되는 현상이 나타날 수 있다.



<표 3> 조사가격에 기반한 지수의 작성방법과 장단점

구분	지수	방법	장단점
표본주택조사	시장임대료 평가에 의한 지수	표본주택을 선정해 놓은 후, 매기 표본주택의 가격을 조사, 평가하여 지수를 산정	- 동일 주택의 임대료를 추적하기 때문에 주택의 특성에 따른 가격 차이를 통제하지 않아도 됨. - 매기 시장 임대료를 평가하거나 추정해야 하기 때문에 비용이 많이 들게 됨. - 조사자의 인지적 편의 등에 의해 지수의 평활화 문제가 발생할 수 있음.
표본가구조사	계약임대료에 의한 지수	표본가구가 실제 지불하는 임대료를 조사하여 지수를 작성	- 표본가구가 실제 거주하는 주택의 임대료를 조사하기 때문에 주택특성에 따른 가격 차이를 통제하지 않아도 됨. - 계약기간 동안 임대료가 변하지 않기 때문에 시장임대료의 변화를 추적하는 지수보다 평활화 될 수 있음.
	시장임대료 평가에 의한 지수	표본가구가 거주하는 주택의 시장임대료를 조사하거나 평가하여 지수를 작성	- 표본가구가 실제 거주하는 주택의 임대료를 조사하기 때문에 주택특성에 따른 가격 차이를 통제하지 않아도 됨. - 매기 시장 임대료를 평가하거나 추정해야 하기 때문에 비용이 많이 들게 됨. - 조사자의 인지적 편의 등에 의해 지수의 평활화 문제가 발생할 수 있음.

주: 이상한 외(2012), pp.33~44 및 이용만 외(2017), pp.22~23을 참조하여 작성

전술하였듯이, 전세가격 자체를 작성하는 국가는 없지만, 소비자물가지수를 구성하는 주택임차료의 가격변화를 측정하기 위해 대부분의 나라에서는 표본 조사(survey) 방식을 이용하여 이를 측정한다. 조사가격을 기반으로 하여 주택임대료지수를 작성하는 해외 사례를 살펴보면, 표본 조사 방식을 이용하는 대표적인 국가는 미국이 있다. The CPI Housing Survey라는 지수를 작성하는데, 전용표

본 약 36,000가구를 추출한 후, 6개의 패널로 나누어, 각각의 패널이 모집단을 대표하도록 하는 센서스 자료를 이용하는데, 이를 반기에 한 번씩 조사하여 임대료자료를 확보하고 있다. 이렇듯 조사기간을 반기로 하는 것은 조사의 효율성을 위한 것뿐만 아니라, 임대차계약의 특성상 일정기간 임대료가 변하지 않는 것을 고려한 것으로 볼 수 있다.

소비자물가지수에서 주택임차료 지수를 작성하기 위해 표본조사를 통해 임대료 자료를 수집하는 나라는 미국 이외에 일본, 노르웨이, 뉴질랜드, 캐나다 등이 있고, 우리나라도 경찰 표본을 이용하여 계약임대료를 조사하는 방식으로 주택임대료지수를 작성하는 국가 중에 하나이다.

일본의 경우에도 Retail Price Survey Rent Survey라는 표본조사방식을 사용하여 지수를 작성하고 있다. 민간임대주택은 전용표본 약 23,000 임차가구를 3개 그룹으로 나누어 3개월에 한 번씩 임대료를 조사하고, 공공임대주택은 정부기관으로부터 자료를 수집한다.

노르웨이 또한 Rental Survey라는 표본조사 방식을 취하고 있으며, 매월 임차인을 대상으로 임대료를 조사한다. 뉴질랜드도 지방 및 민간의 임대주택은 표본조사(Quarterly Rents Survey)와 중앙정부의 임대주택의 표본조사(Housing New Zealand Corporation)를 각각 조사하여 지수를 산정하고 있으며, 교육기관 숙소(Educational Accommodation)등은 따로 임대료를 수집하여 임대료 지수를 작성하고 있다. 이 외에, 캐나다는 경찰 54,000가구 중 임차가구의 임대료를 경찰 조사항목에 포함하여 매월 조사하고 있으며, 스위스는 약 5,000 아파트 가구의 전용 표본으로 조사하고 있다.

<표 4> 조사가격 기반 주택 임대료지수를 작성하는 외국의 사례

국가	자료수집	자료내용
미국	- 표본조사 방식: The CPI Housing Survey - 전용표본 : 약 36,000가구	- 6개의 패넬로 표본을 나누어, 반기에 한 번씩 표본 임차가구를 대상으로 임대료 조사
일본	- 민간임대주택은 표본조사 방식: Retail Price Survey Rent Survey, 전용표본으로 약 23,000가구 - 공공임대주택은 정부기관으로부터 자료 수집	- 표본을 3개 그룹으로 나누어, 분기에 한 번씩 임대료 조사 - 표본 임차가구를 대상으로 조사
노르웨이	- 표본조사방식: Rental Survey	- 매월 임차인을 대상으로 임대료 조사
뉴질랜드	- 민간 및 지방정부 임대주택의 표본조사방식: Quarterly Rents Survey - 중앙정부의 임대주택은 정부기관으로부터 자료 수집: Housing New Zealand Corporation)는 40개의 기숙사로부터 자료 수집	- 민간 및 지방정부의 임대주택조사는 임대인을 대상으로 임대료를 조사 - 중앙정부의 임대주택은 정부기관으로부터 자료수집 - 교육기관 숙소의 경우는 우편조사
캐나다	- 경찰 54,000가구 중 임차가구	- 경찰 조사항목에 포함 - 경찰 6개월 연동표본으로 매월 조사
스위스	- 약 5,000 아파트 가구의 전용표본	- 분기별로 조사
호주	- 부동산중개소와 사회보장관리기관으로부터 자료수집	- 분기별로 조사

주: 이용만 외(2017), p.59를 참조하여 작성.

2) 전세가격지수의 현황

현재 우리나라에서 공표되고 있는 전세가격지수로는 KAB 전세가격지수와 통계청의 소비자물가지수 중 전세가격지수가 있다. 그리고 민간기관에서 작성하는 통계로 KB국민은행 전세가격지수가 있다.

KAB 전세가격지수는 국가통계로, 전국주택가격동향조사를 통해 공표되는 지수이다. 주택가격동향조사는 주택가격지수를 비롯하여 전세가격지수, 전월세통합지수 등을 포함하고 있으며, 정부는 이를 이용하여 주택시장의 상황을 판단하고, 정책적 의사결정에 활용하고 있다.

전국주택가격동향조사는 1986년, KB국민은행에서 조사를 시작하여, 주택시장을 신속하게 판단하는 데 크게 기여해왔다. 그러나 KB국민은행의 주택가격지수는 사전에 계약된 개업공인중개사에 의뢰하여 조사한 조사가격에 의존하다 보니, 개업공인중개사가 호가 중심으로 판단한 시장가격이 실거래가격으로 전이되어 주택가격을 상승시키는 효과가 있다는 지적이 있었다. 이와 더불어 시차를 갖고 있으며, 낮은 변동성을 갖고 있어 시장의 변동을 제대로 포착하지 못한다는 주장이 제기되었다.

그러는 사이에 KAB는 2008년부터 KB국민은행의 주택가격지수와 같이 속보성을 갖추고 있으면서도, 2006년 주택거래신고제가 의무화되면서 2009년부터 공표된 실거래 가격지수와 흐름을 같이 할 수 있는 조사가격 기반 주택가격지수를 개발하고자 하였는데, 2010년 때마침 국가통계위원회에서는 KB에 위탁하던 전국주택가격동향조사를 2013년부터는 KAB로 이관하기로 결정하였다. 이러한 국가통계위원회의 결정에 따라 전국주택가격동향조사는 KAB로 이관되었다.

KAB는 전국주택가격동향조사를 KB국민은행으로부터 이관 받을 때, 전면적인 표본 개편과 함께 조사방식을 개선하였다. 조사가격이 시장가격을 최대한 반영하도록 실거래 정보를 조사자에게 제공하고, 조사자의 인지적 편의를 최소화하기 위해 실거래 정보를 먼저 제공하고, 그 뒤에 시세 정보를 제공하는 방식을 택하였다.

한편, KB국민은행은 전국주택가격동향조사를 KAB에 이관시키고 나서도 독자적으로 주택가격과 전월세 가격을 조사하여 계속 지수를 만들어 공표해 왔다. 그러나 KB국민은행은 실거래정보를 충분히 이용할 수 없는 제한을 갖고 있어서 개업공인중개사들의 호가 정보를 반영할 수밖에 없는 한계가 있다.

통계청은 소비자물가지수를 작성하면서 소비자물가 품목의 하나로 전세지수와 월세지수를 작성하고 있으며, 이를 통합하여 주택임대료지수를 만들고 있다. 소비자물가지수는 표본가구를 대상으로 기본적으로 소비하는 품목의 지출을 조

사하여 해당 품목의 가격변화를 지수화한 것이다. 이 중 주거비 지수는 표본가구 중 임차가구의 주거비 변화를 측정하는데, 각 표본가구가 실제 지불하는 임대료(실제 지불하는 월세와 전세)를 조사한다. 일반적으로 전월세 계약은 계약기간 동안 임대료가 고정되어 있기 때문에 재계약이 이루어지기 전에는 임대료의 변동이 없게 된다. 따라서 통계청의 전세가격지수는 표본 임차가구 중 조사 당시에 계약(또는 재계약)을 한 가구의 전세가격 변동만 지수에 반영되게 된다. 이로 인해, 소비자물가지수 중 전세가격지수는 KAB 전세가격지수에 비해 평활화된 모습을 보인다.

2011년 1월부터 전월세 실거래자료가 축적되고 있어 실거래가격 기반 전세가격지수의 작성 여건은 어느 정도 이루어진 상황에서, 그 동안 KAB에서는 내부적으로 실거래가격 기반 전월세가격지수를 작성하여 공표하려는 논의가 있어 왔다. 그러나 본 연구가 진행되고 있는 2018년 11월 현재, KAB는 월세가격지수나 보증금부 월세가격지수의 불안정성 때문에 공식적으로 지수를 공표하고 있지 않고 있다.¹⁴⁾

14) 연구의 시작단계에서는 논의가 이뤄지고 있었을 뿐, 공표에 대한 구체적인 시기는 알려져 있지 않은 상태였으나, 본 논문의 제출을 앞둔 2019년 6월 현재 기준으로 조사한 바에 의하면, 2018년 12월부터 KAB 부동산 통계시스템을 통하여 공동주택 실거래가격지수 중 아파트 전세가격지수를 공표하고 있는 것으로 최종 확인하였다. 본문에 삽입된 표에는 공표 중인 실거래 기반 전세가격지수에 관한 내용을 삽입하여 정리하되, 본문의 서술에는 연구 시작 단계에서의 연구 취지를 견지하는 차원에서 정리하였다.

<표 5> 국내 전세가격지수의 현황

구분	지 수	특 징
실거래 가격 기반 지수	KAB 공동주택 실거래가격지수 중 아파트 전세가격지수	- 최초작성년도 : 2014년 - 「주택임대차보호법」의 보호를 받기 위해 신고되는 확정일자 신고자료(지자체 및 대법원) 중 아파트 전세 계약자료를 대상으로 함. - 아파트(전세) : 단지, 면적, 동, 층이 같은 아파트를 동일 주택(아파트)으로 가정
조사가격 기반 지수	KAB 전세가격지수	- 표본주택의 시장임대료(시장 전세가격)를 조사해서 지수화 - KAB의 조사요원이 매월 전세가격 평가(실거래가격, 주변시세들을 감안하여 조사)
	소비자 물가지수 중 전세가격지수	- 표본가구의 계약 임대료(계약 전세가격)를 조사하여 지수화
	KB국민은행 전세가격지수	- 표본주택의 시장임대료(시장 전세가격)를 조사하여 지수화 - 표본주택의 인근 공인중개사가 매월 평가하는 시장임대료(시세)로 전세가격 평가

주: 이상한 외(2012), p.89 및 KAB 부동산통계시스템(www.r-one.co.kr)에서 해당 통계의 조사개요를 참고하여 작성

2. 지수 평활화의 문제

1) 평활화의 발생과 그 원인¹⁵⁾

지수의 평활화란 실제 시장가격의 변동에 비해 지수 변동성이 낮고, 시차(time lag)를 갖는 현상을 말한다.¹⁶⁾ 지수의 변동성은 보통 지수 증가율의 표준

15) 본 논문에서 논의하고자 하는 지수평활화의 원인으로는 지수의 통합에 의한 평활화, 조사자의 가격평가행태에 따른 평활화, 계약임대료에 의한 평활화 등에 한정한다. 지수의 변동성이 클 경우에는 이동평균의 사용, 불규칙 변동의 제거, 순환(추세)의 분리 등을 통하여 지수를 평활화하는 기법들이 있으나, 본 논문에서는 이를 논외로 한다.

16) 이상한 외(2012), p.97을 참고

편차로 평가되는데, 지수 변동성이 낮다는 것은 지수가 큰 변동 없이 움직인다는 것을 의미한다. 지수의 움직임이 시차를 갖는다는 것은 지수가 실제 시장가격의 움직임에 뒤따라가는 것을 의미한다.

지수의 평활화는 지수가 작성되는 과정에서 여러 가지 이유로 발생한다. 먼저 지수작성 중 기간, 시점, 지역 등이 통합하는 과정에서 평활화가 발생할 수 있다. 또한 조사자의 심리적 편의나 합리적 판단에 의해 평활화가 나타나기도 한다. 마지막으로, 계약임대료의 사용이나 계약 특성에 따라 지수의 평활화가 나타나기도 한다.

위의 세 가지 평활화 원인 중 첫 번째 원인과 두 번째 원인은 일반적으로 주택가격지수에서 나오는 문제이나, 전세가격지수를 포함한 주택임대료지수에서도 동일하게 나타날 수 있다. 반면에 세 번째 원인은 전세가격지수나 기타 주택임대료지수에서만 나타나는 문제이다.

그리고 위의 세 가지 평활화 원인 중 두 번째 원인은 조사가격에 기반한 지수를 작성할 때 나타나는 문제이다. 세 번째 원인 중 계약임대료의 사용 역시 조사가격에 기반하여 지수를 작성할 때 나타나는 문제이다. 그리고, 세 번째 원인 중 계약 특성에 의한 평활화 현상은 실거래가격 기반 지수에서 나타날 수 있는 문제이다. 반면에, 첫 번째 원인은 실거래가격에 기반한 지수이든 조사가격에 기반한 지수이든 모두 나타날 수 있는 평활화의 원인이다.

지수의 평활화 문제는 지수가 시장가격의 변화를 정확하게 반영하지 못하는 것으로 인식될 수 있지만, 항상 그렇지만은 않다. 오히려 주택가격이나 전세가격의 변동 속에는 통상의 거래라고 볼 수 없는 이상치(outlier)나 특수한 상황에서의 거래자료(case)가 포함되어 있을 수 있다. 이런 거래 자료를 흔히 잡음(noise)라고 부르는데, 이를 제거하지 않으면 오히려 지수가 시장의 가격 움직임을 정확하게 반영하지 못하게 된다. 이때, 이런 잡음을 제거하는 수단으로 평활화가 유용하게 사용된다. 좀 더 구체적으로 이야기하면, 거래량이 많지 않은 지역에서는 일부 흔치 않은 이상거래에 의해 지수의 변동이 좌우될 수 있다. 마찬가지로 거래량이 많지 않은 주간에서도 소수의 이상거래에 의해 지수의 변동이 왜곡될 수 있다. 이런 경우, 소수의 이상거래에 의해 지수의 변동이 실제 시장과는 다르게 과잉 변동성을 갖는 것처럼 보일 수 있다. 이러한 경우에는 평활화를 통해 지수

의 과잉 변동성을 제거하는 것이 시장상황을 정확히 해석하는데 바람직할 수 있다.

그러나 평활화 과정에서 잡음이 아닌 신호(signal)까지 제거하거나 조사자의 심리적 편의에 의해 조사가격이 시장가격의 변화를 충분히 반영하지 못하는 경우, 지수는 시장상황을 정확히 전달하지 못할 수 있다.

<표 6> 지수의 평활화 원인

구 분	특 징
지수 통합에 의한 평활화	- 실거래가격 기반 지수나 조사가격 기반 지수 모두에서 나타날 수 있음. - 주택가격지수나 주택임대료지수 모두에서 나타날 수 있음. - 평활화는 지수에 남아 있을 수 있는 잡음을 제거하는 수단이 될 수 있음.
조사자의 심리적 편의나 합리적 판단에 의한 평활화	- 조사가격 기반 지수에서만 나타남(실거래가격 기반 지수에서는 나타나지 않음). - 주택가격지수나 주택임대료지수 모두에서 나타날 수 있음. - 조사자의 심리적 편의에 의한 평활화는 지수가 시장의 가격움직임을 왜곡하게 됨. - 조사자의 합리적 판단에 의한 평활화는 지수에 남아 있을 수 있는 잡음을 제거하는 수단이 됨.
계약임대료 사용이나 계약 특성에 따른 평활화	- 주택임대료지수에서만 나타남(주택가격지수에서는 나타나지 않음). - 계약임대료 사용에 의한 평활화는 조사가격 기반 지수에서만 나타남. - 계약 특성에 따른 평활화는 실거래가격 기반 지수에서 나타나게 됨. - 계약임대료 사용이나 계약 특성에 따른 평활화는 시장가격의 움직임을 왜곡할 수 있음.

주: 이상한 외(2012), pp.98~99을 참조하여 작성

2) 통합과 조사자의 가격평가 행태에 따른 지수 평활화 현상

(1) 통합에 의한 지수 평활화 현상

통합에 의한 평활화 현상은 주기가 짧은 지수를 통합하여 긴 주기의 지수를 만들거나(예를 들어 월 단위의 지수를 통합하여 분기 단위나 연 단위의 지수를 만드는 것), 조사시점이나 거래시점들이 다른 자료들을 통합하여 지수를 만들 때 발생한다. 또한, 하위 지역 지수들을 통합해 상위 지수를 만들 때나 거래가 없는 주택과 거래가 빈번한 주택의 가격을 통합하는 과정에서 평활화가 나타난다. 주간 지수나 월간 지수를 통합하여 분기 지수나 연간 지수를 작성할 경우, 각 시기별 가격의 변동이 완화되기 때문에 평활화 현상이 일어나게 되는데, 이 경우 낮은 변동성의 원인으로 작용하기는 하지만, 시차를 갖게 되는 원인이 되지 않는다.

시점이 다른 자료의 통합으로 발생하는 평활화 현상은 거래사례들의 거래시점이 서로 달라 나타나는 문제로 실거래가격 기반 지수에서만 나타난다. 조사가격기반 지수는 조사시점이 대체로 고정되어 있기에 이런 문제에는 노출되지 않는다. 이렇게 시점을 통합하는 경우 또한, 지수의 낮은 변동성의 원인이 되나, 시차를 만드는 원인이 되지 않는 것으로 알려져 있다.

하위 지역의 지수를 통합해 상위지역의 지수를 만들 때와 같이 지역통합으로 인해 평활화가 발생할 수 있다. 이것은 조사가격지수든 실거래가격 기반 지수든 상관없이 모두 나타나며, 낮은 변동성의 원인이 되기는 하지만, 이 또한 시차를 만드는 원인은 아니다.

마지막으로, 거래가 없는 주택의 가격과 거래가 있는 주택의 가격을 통합하는 과정에서는, 거래 횟수가 아예 없거나 적은 주택의 가격을 지수산정에 포함하느냐의 여부와 거래가 없는 주택의 가격의 평가방법에 따라 평활화가 나타날 수도 있고, 그렇지 않을 수도 있다. 이는 조사자의 가격평가 행태, 즉 거래가 없는 주택의 가격변동율을 어떻게 평가하는지에 기인한다. 만약 거래가 없는 주택의 가격변동율을 0으로 보거나 혹은 실거래가격의 평균적인 변동률보다 낮다고 보는 것이 시장의 상황을 제대로 반영하는 것이라면, 이는 실거래가격 기반 지수에 표

본추출오류가 있고, 과잉변동성이 있음을 의미한다. 그러나 표본추출에 이러한 오류가 없다면¹⁷⁾, 거래되지 않은 주택의 가격변화율을 0으로 평가하거나 실제 거래가격의 변화율보다 낮게 평가해 이를 지수에 반영하게 되면 변동성이 낮아지고, 시차가 생기게 된다. 결국 이러한 유형의 평활화는 조사자의 평가 행태에 문제가 있다고 볼 수 있다.

(2) 조사자의 가격평가 행태에 의한 평활화 현상

조사자가 가격을 평가하는 과정에서 자신이 과거에 평가한 가격에 매여, 새롭게 가격을 평가할 때에도 이를 크게 벗어나지 않으려고 하는 평가행태를 보일 수 있다. 이렇듯 조사자의 과거 지향적 평가행태에 의한 가격을 평가하게 되면, 이런 가격에 의해 작성된 지수는 평활화에 의해 변동성이 낮고, 시차를 갖게 된다.

조사자는 가격을 평가할 때 시장의 거래가격을 참고로 할 수도 있고, 시장 참가자들의 호가를 참고로 삼을 수도 있다. 이때, 먼저 제공된 정보에 얽매어 자신의 평가가격을 결정하는 경향이 있다. 만약, 시장의 거래가격을 먼저 참고하지 않고 호가 정보를 먼저 참고할 경우, 이런 가격에 의해 작성된 지수도 평활화 현상을 보일 수 있다.

위의 두 사례는 조사자가 시장가격을 정확하게 알고 있지 못할 때, 참고가격에 얽매어 가격을 평가한다는 것을 의미한다. 흔히 이런 가격평가 행태를 심리적 편의에 의한 닻내림 효과(anchoring effect)라고 부른다.

또한, 조사자들이 실거래가격의 변동 중 일부를 잡음으로 판단하여 가격변동분의 일부만을 조사가격에 반영하면서 평활화 현상이 발생하는 경우가 있다. 거래량이 적을 경우 잡음이 많다고 판단하여, 실거래가격 변동분 중 아주 일부만을 조사가격에 반영하고, 거래량이 많을 때에는 실거래가격 변동분의 대부분을 조사가격에 반영하려는 행태를 보인다는 것이다. 이러한 신호-잡음 추출에 대한 조사자의 행태에 의한 평활화 현상 또한, 낮은 변동성과 시차를 갖게 된다.

17) 가격변화가 큰 주택뿐만 아니라, 가격변화가 작은 주택들도 거래되는 경우를 표본추출의 오류가 없는 것으로 본다.

<표 7> 주택가격지수의 평활화의 원인

분류		내용	낮은 변동성	시차 발생
통합에 의한 평활화	월, 분기, 연 통합	- 시점이 다른 지수를 통합할 경우 평활화 현상이 나타남. - 가격자료를 불문하고, 모든 지수에서 동 일하게 나타남.	○	×
	다른 조사시점/ 거래시점 통합	- 조사가격 기반 지수는 조사시점이 동일하 므로 해당 없음. - 평가시점이 다른 평가가격으로 지수를 만 들 경우 평활화 현상이 일어날 수 있음. - 실거래가격 기반 지수의 경우 거래시점이 다른 가격자료를 이용하므로 평활화 현상 이 나타남.	○	○
	지역통합	- 지역을 통합할 때 평활화가 나타남. - 조사가격기반 지수, 실거래가격 기반 지 수 모두 해당됨.	○	×
	거래가 있는 주택과 거래가 없는 주택의 통합	- 거래가 없는 주택의 가격의 평가를 어떻 게 하느냐에 의해 평활화정도가 달라짐 (조사자의 인지적 편익에 의함). - 거래 없는 주택의 가격변동률을 0으로 보 는 것이 해당 지역의 주택시장을 제대로 반영하는 것이라면, 실거래가격 기반 지 수의 문제 (표본추출오류 존재함을 의미, 실거래가격 기반 지수가 과잉변동성이 있 음을 의미) - 그 반대라면, 조사가격 기반 지수가 문제 (조사자의 행태에 따른 평활화문제)	○	○
조사 행태에 의한 평활화	심리적 편익에 의한 평가	- 과거 자신의 조사가격에서 크게 벗어나지 않으려는 행태 - 조사가격이 실거래가격의 이동평균 형태 로 나타남.	○	○
	신호-잡음 추출	- 실거래가격의 변동의 일부를 잡음이라고 판단, 가격변동분의 일부만 조사가격에 반영 - 거래량이 적을 때, 실거래가격 변동분 중 에서 아주 일부만 반영(잡음이 많다고 판 단) - 조사가격이 실거래가격의 이동평균 형태 로 나타남.	○	○

주: 이상한 외(2012), p.102를 참고하여 작성

3) 계약임대료의 사용과 계약 특성에 따른 지수 평활화 현상

계약임대료의 사용에 의한 지수 평활화나 계약 특성에 따른 지수 평활화 현상은 주택임대료지수에서만 나타난다. 주택매매에서는 계약임대료나 계약 특성에 따른 가격 차이가 나타나지 않기 때문에 주택가격지수에서는 이런 원인에 의해 지수가 평활화 되지 않는다.

주택임대료지수를 작성할 때 임차가구가 직접 지불하는 임대료를 기준으로 지수를 작성하게 되면, 해당 지수는 평활화 현상을 보인다. 일단 임대차 계약이 이루어지게 되면 계약이 종료될 때까지 계약임대료로 임대료를 지불하게 된다. 그 때문에 임차가구 중 계약을 갱신하는 가구의 경우에만 임대료 변동이 있고, 나머지 가구는 임대료의 변동이 없는 것으로 평가된다. 그 결과 전체 가구의 평균적인 임대료증가율은 매우 낮게 평가되고, 지수가 시차를 갖고 움직이게 되는 것이다.

계약 특성에 따른 지수 평활화는 임대인과 임차인 간의 교류나 임대인의 특별한 사정 때문에 임대료의 변화가 매우 경직적으로 일어날 때 나타난다. 임대차 기간이 길게 되면, 임대인과 임차인 간의 교류가 일어나 임대료 변화가 매우 경직적으로 진행될 수 있다. 임대인은 임차인과의 관계 때문에 임대료 상승 시 부분적으로 상승분을 반영하고, 임차인은 임대인과의 관계 때문에 임대료 하락 시 부분적으로 하락분을 반영하게 되면 지수의 평활화 현상이 나타나는 것이다.

또, 임대인의 특성에 따라 거래 임대료의 시장 임대료 반영 정도가 달라질 수 있다. 임대인이 외지인이거나 부유한 임대인일 경우, 시장 임대료를 조사하여 정확하게 임대료를 반영하기보다는 일정한 증가율로 임대료를 변동시킬 가능성이 있다. 이런 경우에도 지수는 평활화 현상을 보일 수 있다.

제 2 절 선행연구의 고찰

1. 주택가격지수의 평활화에 관한 연구

조사가격 기반 지수의 평활화가 존재하는지의 여부는 실거래가격 기반 지수에 비해서 조사가격 기반 지수의 변동성이 완만하고, 시차를 두고 움직이는지를 기준으로 판단하게 된다. 앞서 설명한 바와 같이, 지수의 평활화는 기간, 지역을 통합하여 지수 작성을 하는 과정에서 발생하거나, 조사자의 가격평가행태 중 인지적 편의에 의해서 발생하기도 한다. 지수의 통합할 때 내지는 조사자가 가격을 평가하여 지수를 산정하는 경우, 평활화는 주택가격 변동 안에 존재하는 잡음, 즉 흔히 많은 이상거래(outlier)들로 인해 과잉변동성을 통제하기 위해서 평활화하는 경우도 있기 때문에 바람직할 수도 있지만, 잡음이 아닌 신호를 잘못 제거하거나, 조사자의 과거의 평가가격에 매이는 인지적 편의로 인해 시장가격을 제대로 반영하지 못할 수도 있다. 결국, 시장상황을 잘못 전달하여 시장참여자들의 혼란을 가중하는 원인이 될 수도 있는 것이다. 이러한 조사가격 기반 지수의 낮은 변동성과 시차에 대한 원인을 밝히고자 하는 국내의 연구들은 2000년대 초반, 주택매매가격지수에 대한 연구를 중심으로 시작하였다. 조사자의 편의에 대한 연구는 임재만(2003)이 2002년 12월 당시 지가변동을 조사를 위해 해당 업무에 참여하고 있는 감정평가사 400명을 대상으로 표본지 평가에 참고하는 자료에 대해 설문조사한 자료를 가지고 지가변동률 자료를 분석하여 평가자의 내재된 평가조정계수를 추정한 것이 시작이었다.

이후, 주택매매가격지수의 지수 평활화에 관한 연구는 이용만·이상한(2008)의 연구에서 본격화되었는데, KB국민은행의 주택가격지수를 가지고 시간변동계수모형으로부터 부분조정계수의 추정치를 산출하여, 주택가격지수의 평활화 정도를 추정하고자 하였다. 또한 추정한 부분조정계수를 이용하여 평활화 현상이 없을 때의 진정한 주택가격지수를 추정하였는데, 그 결과 조사자가 가격을 평가할 때 진정한 시장가치를 35% 내지는 48%만 반영, 나머지는 이전 평가가격에 의존하는 것으로 확인되었다.

이러한 조사자의 심리적 편의와 거래량과의 관계를 밝힌 연구가 박연우·방

두완(2011)의 연구이다. 평활화의 여부와 정도를 밝히는 것에서 나아가 가격 상승기일 때와 하락기일 때 지수의 평활화의 양상이 달라진다는 점을 밝혔다. 이 연구에서는 2006년 1월 ~ 2009년 6월사이의 KB국민은행의 서울 강남권역(강남구, 서초구, 송파구) 아파트가격지수와 실거래 아파트가격지수의 변동성을 확인하여 대칭적인지 혹은 비대칭적인지를 검토하였다. 이들은 조사기반지수의 평활화 현상이 통계적으로 유의한 수준에서 상승 시장보다 하락 시장에서 더 크게 나타나는 것을 확인하였다. 또, 거래량의 정도를 기준을 하여 분석하였는데, 거래량이 줄어들수록 두 지수의 격차가 벌어지는 것을 확인하였다.

VAR모형을 통해 조사가격 기반 지수의 평활화 정도와 거래량의 영향을 분석한 심성훈(2015)은 2006년 1월 ~ 2015년 3월 사이의 서울을 포함한 7개 도시와 경기도등 총 8개의 지역을 대상으로 아파트 실거래가격지수와 거래량, KB국민은행의 아파트 주택매매가격지수의 관계를 분석하였다. 이를 통해 조사가격 기반 지수의 평활화의 정도와 평가가격에 대한 거래량의 역할을 측정한 결과, 대부분의 지역에서 조사가격과 실거래가격 간 공적분관계가 성립하며, 양방향 인과관계가 있음을 확인하였다. 또한, 과거의 가격이 과대평가될 경우 다음 기에 하향 조정됨을 확인하였다.

한편, 현기의 주택 시세 형성에 있어 실거래가격과 전기 시세의 영향력을 추정한 최성호·김진유(2012)는 실거래가격과 시세 사이에 존재하는 가격과 거래량의 차이가 실거래가격에 대한 시세의 반영 속도와 강도에 어느 정도의 영향을 미치는지를 분석하였다. 그 결과, 실거래가격의 반영률(조정속도)은 시세에 비하여 실거래가격 비율이 크고, 거래량이 많을 때 빨라지는 것을 확인하였다. 즉 시장이 활황일 때 더 높은 강도로 조정되는 것으로 확인되었다. 금융위기 이후 시세에 대한 실거래가격의 반영비율이 현저히 하락한 것이 통계적으로 유의한 것을 확인하였고, 이를 이용만·이상한(2008)에서 논의했던 평활화 현상에 기인한 것으로 밝히고 있다. 이어 주택규모에 대한 시세 조정에 대한 분석에서, 거래빈도가 낮은 대형주택은 시세-실거래가 격차가 거래량에 비해 더 중요한 요소로 작용할 수 있고, 반대로 거래빈도가 높은 소형주택의 경우에는 시세-실거래가의 격차보다는 거래량이 더 중요하게 작용할 수 있다고 보았다.

국외에서, 관련 연구의 시발점은 미국의 1980년대 후반, 투자위험이 과소평

가되는 원인이 지수의 평활화되어 제대로 작동하지 않는 현상에 대한 문제가 제기되면서이다. 이후 이에 대한 연구가 꾸준히 있어 왔는데, Siegel & Ibbotson(1984), Wheaton & Torto(1989) 등은 개별부동산에 대한 평가과정이나 평가방법의 오류 내지는 그 차이에서 평활화의 원인을 찾는 반면,¹⁸⁾ 본 논문에서 분석할 연구 모형의 모체를 제시해 준 Geltner(1991)의 연구에서는 평가자가 가격을 평가할 때 과거 자신의 평가가격에 의존하여 현재의 평가가격을 결정하고자 하는 행태(과거지향적 조정편의) 때문에 평활화가 나타난다고 보고, 이러한 평가자의 행태를 모형화한 ‘부분조정모형(partial adjustment model)’을 다음과 같이 제시하고 있다.

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

식 (1)의 변수를 설명하면, t 기의 평가가격 V_t^* , $t-1$ 의 평가가격 V_{t-1}^* , 현재 시장가격인 V_t 를 의미하며, V_t^* 는 현재의 시장가격과 전기의 평가가격을 가중 평균하여 구한다. 여기서, α 를 부분조정계수 혹은 신뢰계수라고 하며, 이용만 · 이상한(2008)의 논문에서는 이를 준용하여 해당 계수를 통해 주택 매매가격지수를 산출해 진정한 가치를 확인하고 있다.¹⁹⁾

Diaz & Wolverton(1998)은 Geltner(1991)이 주장한 과거지향적 편의에 의한 평가 행태가 실제로 존재함을 실험을 통해 증명하였는데, 평가자를 두 개의 집단으로 나눈 뒤, 동일 부동산에 대한 동일한 정보를 제공하고, 8개월간 평가 횟수를 달리하여 평가하도록 하였는데, 1회만 평가한 평가사에 비해 같은 기간 2회를 평가한 평가자들이 본인의 과거 평가결과에 높은 가중치를 부여하는 현상을 확인하였다.

그러나, Quan & Quigley(1991)는 Diaz & Wolverton(1998)의 견해와는 달리 평가자가 기존의 평가가격에 새로운 가격정보를 반영할 때, 제공되는 거래 자료가 부족하면 현재의 시장상황을 부분적으로만 수용하고, 과거의 거래자료에

18) 평활화의 원인에 대한 내용은 방송희(2010)를 참조하였다.

19) Geltner(1993)의 경우 NCREIF 상업용부동산 지수를 가지고, 개별 평가가격을 통합하여 지수를 만드는 과정을 분석하였는데, 개별부동산의 평가시점이 달라, 시점을 통합에 따른 평활화 현상이 나타난다고 주장하였다.

의존하여 시장상황을 판단하게 된다고 보고 있다. 즉, 평가자의 인지적 편의로 인한 것이 아니라 거래정보의 양에 따라 평가자가 합리적인 의사결정을 한 결과라는 것이다. 또한 이들은 평가가격의 변화를 신호(signal)와 잡음(noise)으로 나누어, 평활화가 어느 정도 일어나는지 실제 비율을 추정하는 방법을 제시하였다.

Clayton et al.(2001)은 Geltner(1991)의 연구에서 부분조정모형을 차용하고, Quan & Quigley(1991)의 연구에서 합리적 거래정보 반영가설 차용하여 통합한 정보가중가설(information availability and anchoring behavior model)을 제시하고, Geltner(1991)의 부분조정모형을 변형하였다. 그 모형의 식은 다음과 같다.

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

식 (2)의 V_t^* 와 V_{t-1}^* , V_t 는 식 (1)과 동일하게 각각 t 기의 평가가격 V_t^* , $t-1$ 의 평가가격 V_{t-1}^* , 현재 시장가격인 V_t 를 의미하며, *Noise*는 매기 평가가격의 표준편차이며, 잡음(noise)의 정도를 나타낸다. *Appchg*는 매기 평가자의 변경 비율로, 평가자의 과거의 평가에 매이는 인지적 편이에 의한 평가행태의 정도를 나타내는 변수이다.

최근에는 지수의 평활화가 시기에 따라 달리 나타난다는 주장이 대두되고 있다. Cheng et al.(2011)는 평가자마다 평가기법, 평가에 대한 태도가 모두 다르기 때문에 그에 따른 평활화의 정도도 달리 나타날 수 있음을 강조하였다. Cho et al.(2014) 또한 NCREIF 지수를 가지고 1978년부터 2010년 사이의 시간변동 평활화(time-varying smoothing)를 분석한 결과, 1978년부터 1990년 중반까지와 이후 2010년까지의 평활화의 정도가 달리 나타나는데, 1990년까지는 평활화의 증거가 크게 나타나지 않다가 중반부터 2010년 사이에 평활화가 증가한 것으로 나타났다.

2. 계약임대료와 계약특성에 따른 지수 평활화에 관한 연구

현재 우리나라의 소비자물가지수는 집세조사를 통해 전세지수, 월세지수, 주택임대료지수를 작성하고 있다. 이 집세조사는 경활(경제활동인구) 표본가구 중에서 공공임대주택 거주가구를 포함한 임차가구를 추출, 매월 38개 도시 약 10,800가구의 실제 지불임대료, 즉 계약임대료를 조사한다. 이 조사를 통해 표본주택이 아닌 가구에 의한 주택임대료 지수를 산정하고 있다.

이렇듯 갱신 계약을 한 계약임대료 자료를 이용하여 지수를 작성할 경우 발생하는 지수의 경직성에 대해 논의한 대한 논의는 Genesove(2003)가 미국에서 임대료지수를 작성하는 데 있어서, 아파트 임대주택의 임대료가 재계약시에 잘 변하지 않기 때문에, 이러한 계약 건이 다수 포함되는 경우 임대료지수가 보다 경직적인 양상을 보인다고 지적한데서 시작하였다.

이러한 논의에 이어, Crone(2006), Gordon & Goehem(2007)이 미국 소비자물가지수의 임대료 조사시 응답불응자를 모두 결측으로 하는 부적절한 처리나 임대주택의 질적인 관리 문제 등을 제시하며, 이러한 요인들이 임대료 지수가 저평가되도록 한다는 주장을 하였다. Shimizu, Imai, & Diewert(2015)의 연구에서, 주택임대료 지수가 매우 경직적으로 움직이는 것은 임대료를 시장임대료가 아닌 계약임대료를 조사하여 적용하는 것과 임대임과 임차인간의 임대차 거래 관행²⁰⁾ 때문이라고 주장했으며, 이러한 준거로 일본의 CPI의 주택임대료 지수가 매우 경직적으로 움직이는 것도 같은 이유라고 주장하고 있다.

Ozimek(2014)에서도 미국의 CPI의 임대료 조사방법이 계약임대료 방식으로 조사되기 때문에, 이를 이용하여 자가주거비 지수를 작성할 경우, 지수가 경직적으로 나타날 수밖에 없음을 주장하였다. 또, 임대료 조사주기를 6개월에 한번 씩 하는 이유도 일단 계약을 맺은 임대차 계약이 새로운 계약을 맺기 전에는 변동하지 않기 때문이라는 것을 인식하고 있기 때문이다.

영국의 경우에도 Johnson(2015), Lewis & Restieaux(2015)는 민간임대주택

20) 일본의 경우, 보통 2년 계약이지만 계약기간이 끝나도 원래의 임대료로 계속 임대를 하는 경향을 보이기 때문에 지수의 경직성이 나타난다고 보고 있다. 특히, 상업용 부동산의 경우, 계약갱신거절기간이 있어 재계약에 대한 갱신거절 의사를 표하여야 하며, 이 또한 심사를 거쳐 진행하도록 되어 있다. 또한 적절한 퇴거료 등을 지급하도록 되어 있어, 장기임대 계약을 권장하는 관행이 있다.

임대료지수를 개선하기 위해서는 Ozimek(2014)과 Shimizu, Imai, & Diewert(2015)등의 주장을 고려해야한다고 주장하고 있다.

3. 본 연구의 차별성

지수의 평활화에 관한 국내외 연구는 주택가격지수와 상업용부동산가격지수에 집중되어 있었다. 이러한 이유로, 주택임대료지수의 평활화에 대한 문제는 그동안 논의가 거의 이루어지지 않았는데, 이것의 주된 이유는 주택임대료지수에 대한 실거래가격 기반 지수가 없었기 때문이다.²¹⁾ 우리나라의 경우, 최근 전월세에 대한 실거래자료가 공개되면서 조사기반 주택임대료지수의 평활화 현상을 비로소 확인할 수 있게 되었다고 할 수 있다.

본 논문은 주택임대료지수의 대리변수로서 전세가격지수를 채택하고, 반복매매가격지수법으로 실거래 전세가격지수를 직접 작성하였고, 이를 토대로 실거래 전세가격지수와 조사가격 기반 전세가격지수의 비교를 통해 조사가격 기반 전세가격지수의 평활화 현상이 존재하는지 확인하였다. 이는 그 동안 논의되지 않았던 주택임대료지수의 평활화와 더불어 이런 현상이 가격증가율 및 전세 거래량, 즉 시장 상황과 어떤 관계를 갖고 있는지를 분석하고자 했다는데 의의가 있다.

또한 작성된 실거래가격 기반 전세가격지수를 기간별로 나누어 동일주택가정하에 각 구간별 가격지수의 변동성을 살펴봄으로써, 반복거래기간의 장단에 따른 전세가격지수 변화 정도를 확인하였는데, 이는 계약 특성에 따른 지수의 양상을 살핌으로서, 지수의 산정에 사용되는 표본의 특성이 지수에 미치는 영향에 대해 설명하고자 하였는데, 이것에서 본 논문의 의의와 선행연구와의 차별성을 찾을 수 있다.

21) 주택임대료지수의 평활화에 관한 문제는 실거래가격과 조사가격(평가가격)간의 문제가 아니라 조사 시점의 지불임대료(계약임대료)와 시장 임대료의 차이로 인한 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.

제 3 장 반복매매가격모형을 이용한

실거래가격 기반 주택 전세가격지수의 작성

제 1 절 반복매매가격모형과 기초통계량 분석

1. 반복매매가격모형에 의한 지수 작성 방법

여기서는 반복매매가격모형을 이용하여 실거래 전세가격지수를 작성한다. 앞서 연구의 범위에서 설명한 바, 지역은 서울시로, 주택유형 중 아파트로, 계약유형은 전세로 한정한다. 지수를 산정하는 방법에 중위수방식, 특성가격모형 방식, 반복매매가격모형 방식, SPAR모형 방식 등 여러 가지가 있으나, 이 중 반복매매모형에 의한 지수산출방법이 다른 모형에 의한 지수보다 상대적으로 타당성과 효용성이 높은 것으로 평가되고 있어, 모형을 이용하기로 한다.²²⁾

반복매매가격모형은 지수의 작성기간 안에 2회 이상 거래된 동일 주택의 두 기간(첫 거래와 두 번째 거래) 간의 가격변화율을 추정하여 지수를 작성하는 지수작성 방법이다.²³⁾ 동일 주택의 두 기간 간 가격변화율을 추정하기 때문에 주택의 특성 구성의 변화에 따른 문제를 통제하므로, 이에 따른 가격 차이를 고려하지 않아도 지수 작성이 가능한 방법이다.²⁴⁾ 이런 점에서 반복매매가격모형은 수집된 가격자료만 있으면 지수작성이 가능하고, 연구자의 주관이나 다른 가격요인의 개입 없이 누가 산정을 하더라도 동일한 지수를 도출해낼 수 있다. 따라서 객관성이 확보될 뿐만 아니라, 수집된 가격자료만 있으면 되므로 경제적인 장점이 있어, 미국을 비롯한 중국, 뉴질랜드, 싱가포르 등 많은 나라에서 반복매매가격모형을 지수를 산출하는데 활용하고 있다.

다만, 앞에서 언급하였다시피 반복매매가격모형에 의한 지수는 1회만 거래가

22) 이상한 외(2012), p.33을 참고

23) 상계서, p.39

24) 상계서, p.34

있는 주택은 지수산정 대상에서 제외되고, 저가주택이거나 소형주택 등이 자주 거래될 경우 표본추출 오류가 생길 수 있다는 단점이 있다. 그리고 두 거래기간이 너무 길 경우, 그 사이에 주택의 대규모 수선이나 리모델링이 있을 수 있어 동일 주택이라도 특성변화에 의한 가격변화가 있을 수 있는데, 반복매매가격모형은 이런 동일주택 내에서의 특성변화를 통제하지 못하는 단점이 있다.

그러나 실거래 전세가격 자료를 가지고 반복매매가격모형으로 지수를 작성할 때에는 이런 단점들이 대부분 나타나지 않는다. 우리나라의 임대차 계약은 주택임대차보호법에 의해 대개 2년에 한 번씩 거래가 이루어지기 때문에 1회만 거래된 임대주택이 드물고, 특정 유형의 주택만 반복 거래되지도 않는다. 또한 평균적으로 2년에 한 번씩 거래되기 때문에 그 사이에 동일주택의 특성이 변할 여지도 많지 않다.

반면에 특성가격모형이나 SPAR모형을 사용하려고 하면, 주택특성에 대한 정보나 주택의 공시가격에 대한 정보가 필요한데, 현재 국토교통부에서 제공하는 실거래자료에는 이에 대한 정보가 없기 때문에 이런 모형을 적용하여 지수를 작성하기가 어렵다. 이 때문에 본 논문에서는 반복매매가격모형으로 실거래 전세가격지수를 작성하도록 한다.²⁵⁾

반복매매가격모형의 구체적인 작성방법을 수식으로 설명하자면, 위에서 설명한 것과 같이 지수작성기간 동안 2회 이상 거래된 주택만을 대상으로 첫 번째 거래가격과 두 번째 거래가격간의 가격변화율을 이용하여 지수를 작성하는 방법이다. 즉, j 라는 주택이 f 라는 시점에 첫 거래가 있었고, s 라는 시점에 두 번째 거래가 있었을 경우, 주택가격은 로그를 취한 특성가격모형에 따르되, 특성가격이 시점에 관계없이 동일하다고 가정하면, 다음과 같이 수식을 도출할 수 있다.

$$\ln P_s - \ln P_f = \ln\left(\frac{P_s}{P_f}\right) = \left(\sum_{i=1}^k \beta_i X_i + r_f + e_f\right) - \left(\sum_{i=1}^k \beta_i X_i + r_s + e_s\right) = r_s - r_f + e$$

25) 실거래가격에 기초한 지수에 대해서는 이용만(2007), 반복매매지수 산정에 대해서는 이창무·배익민(2008)의 논문을 참조하였다. 보다 구체적인 지수작성 절차에 대해서는 아래 2항을 참조하라.

여기서 2번 이상 거래된 주택에 대하여 모두 위와 같은 모형식을 만들면

$$\ln\left(\frac{P_s}{P_f}\right) = \sum_{t=1}^T r_t D_t + e_j$$

가 되며, 여기서 D_t 는 j 라는 주택이 t 시점에 첫 번째 거래이면 -1, 두 번째 거래면 1, 거래가 없으면 0을 갖는 시간더미 변수를 의미한다. 여기서, 주택가격지수는 위의 시간더미변수의 추정계수 값을 다음과 변환하여 산출하게 된다.

$$I_t = \exp(\hat{r}_t) \times 100$$

이와 같이 반복매매가격지수모형은 비교적 단순하고 명쾌한 논리를 갖고 있지만, 실제 거래가 일어난 두 기간 사이에 주택의 특성변화가 있을 수도 있고, 2회만 거래되는 것이 아닌 그 이상 거래되는 경우도 있을 수 있다. 또한 2단계에서 오차항 추정치 자승의 회귀모형을 사용하기도 하였다. 이런 경우 상기한 모형이 아닌 변형된 모형으로 사용이 되기도 한다.

2. 실거래자료의 선정과 지수 산정 절차

1) 실거래자료의 선정

국토교통부 실거래자료 공개시스템 사이트(<http://rtdown.molit.go.kr/>)에서는 각 지역별(시도별)로 계약월 기준으로 월별 전월세 실거래자료를 제공하고 있다. 이 사이트를 통해 서울시의 아파트 전세 실거래 자료를 구독하였다. 실거래자료는 계약월 기준으로 2011년 1월 ~ 2019년 3월까지의 자료이다.

현재 국토교통부에서 공개하고 있는 전세거래 자료에는 단지와 층, 전용면적 등이 포함되어 있다. 이 밖에 국토교통부의 실거래 전세가격 자료에는 계약연월일 정보와 신고연월일, 그리고 신고가격(전세거래가격)에 대한 정보가 포함되어 있다.²⁶⁾

그러나 거래된 전세 주택의 식별이 불가능하도록 만들기 위해 건물 동(棟)과 호(戶)에 대한 정보는 없다. 또 건물의 최고층 수나 단지의 세대수 등에 대한 정보도 없다. 임대인과 임차인에 대한 정보도 없으며, 재계약 여부에 대한 정보도 없다. 매우 제한된 정보만이 존재할 뿐이다.

분석대상기간인 2011년 1월 ~ 2019년 3월 사이에 거래된 전월세의 총 거래량은 123.3만 건이고, 이 중에서 전세 거래량은 90.4만 건이다. 구득한 서울시 아파트 전세가격 자료 90.4만 건을 가지고 실거래 전세가격지수를 작성하고자 한다.

2) 지수 산정의 세부절차

국토교통부에서 제공하는 계약월 기준 실거래 전세가격 자료에는 건물 동(棟)과 호(戶)에 대한 정보가 없기 때문에 동일주택 여부를 식별할 수가 없다. 그래서 본 논문에서는 동일한 단지이거나 동일 층이거나 전용면적이 같으면 동일주택으로 보고 반복거래 쌍을 만들었다.²⁷⁾

KAB에서 작성하는 아파트 실거래 주택매매가격지수에서는 매매거래가 반복적으로 잘 일어나지 않기 때문에 ‘동일주택 가정’ 하에 반복거래 쌍을 만들어 지수를 작성하고 있다. 아파트 단지 내의 주택은 동질성이 강하기 때문에 ‘동일주택 가정’을 하더라도 지수 왜곡이 크지 않다고 보기 때문에 ‘동일주택 가정’ 하에 반복거래 쌍을 많이 생성하고자 한 것이다.²⁸⁾

그러나 본 논문에서 ‘동일주택 가정’을 하는 것은 국토교통부에서 제공하는 실거래 전세가격 자료로는 동일 주택 여부를 식별할 수 없었기 때문이다. 일반적으로 우리나라의 전세 계약의 경우, 최소계약기간이 2년이기 때문에, 분석기간

26) 계약일과 신고일의 경우, 거래주택의 식별이 어렵도록 정확한 거래일이 나와 있지 않고 1일 ~ 10일, 11일 ~ 20일, 21일 이상으로 범주화되어 있다.

27) 국토부를 통해 구득한 자료에 동(棟)과 최고층 정보가 없는 관계로, 층 구분(1,2층/중간층/최고층)은 하지 않고, 층 정보가 1미만(0이거나 음수)인 표본은 제거하였다. 해당 자료에 대한 가격정보는 데이터 클린징이 되어 있는 것으로 보여 별도의 클린징 작업(이상치 등을 제거하는 작업)은 하지 않았다.

28) 동일주택 가정은 아파트의 표준화된 주택특성을 고려하여 동일 주택의 범위를 완화함으로써 가격수준의 큰 편이 없이 거래 쌍의 관측빈도를 높이기 위해 도입된 가정이다. 아파트 실거래 가격지수에서는 동일 단지, 동일 건물 동(棟), 동일 층 그룹(1,2층/중간층/최고층), 동일 규모이면 동일주택으로 간주하고 있다.

(2011년 1월부터 2019년 3월까지) 중에 하나의 주택이 2번 이상 반복 거래되었을 가능성이 높다. 따라서 실거래 전세가격지수는 굳이 동일주택 가정을 하지 않아도 반복거래 쌍의 빈도는 충분하지만, 국토교통부에서 제공하는 전세 실거래자료 자체가 동일주택을 식별할 수 없도록 되어 있기 때문에 불가피하게 동일주택 가정을 사용하게 된 것이다. 이러한 동일주택 가정에도 불구하고, 대부분의 아파트는 규격화되어 있고, 특히 동일 단지의 동일 규모(면적)는 층만 같다면 비슷한 전세가격을 형성하기 때문에 동일주택 가정을 사용하더라도 지수 왜곡은 크지 않을 것으로 판단된다.

<그림 2> 실거래 전세가격지수 작성 과정

기초 자료	코드 생성	거래 쌍 생성	변수생성	지수 산정
시도 시군구 단지명 면적 층 거래시기 신고가격	시도 시군구 단지코드 면적 층 거래시기 신고가격	시도 시군구 단지코드 면적 층 거래 시기 거래 건수 전세 가격 이전 거래시기 이전 거래건수 이전거래의 신고가격	시도 시군구 단지코드 면적 층 거래 시기 거래 건수 전세 가격 이전 거래시기 이전 거래건수 가중치 더미변수	시도 시군구 회귀계수 지수

주: 통계청(2016), 공동주택매매실거래가격지수 통계정보 보고서, pp.34~35의 내용을 이용하여 재정리

구체적으로 반복매매가격모형으로 지수를 작성하는 절차는 <그림 2>와 같고, 기초자료를 조사한 후의 과정을 자세히 설명하면 다음과 같다. 첫째, 지수산정을 위하여 기초자료에 동일주택 단위별 코드를 생성하는데, [단지코드 + 면적 + 층]에 대한 코드 정보를 생성하고, 거래 시기(자료의 처음부터 월단위로 연번으로 붙여 생성)와 신고가격(전세가격)에 대한 코드를 생성한다.

둘째, 동일주택 가정 하에 반복거래 쌍을 만든다. 반복거래 쌍으로 만들어진 개별 아파트에는 이전 거래의 신고가격, 이전 거래가 일어난 연월일, 현재 거래

의 신고가격, 현재 거래가 일어난 연월일 정보가 포함되어 있다. 동일주택 가정 때문에 동일 거래 시점에 다수의 동일주택이 거래된 것으로 나타날 수 있다. 이때에는 동일 시점에 거래된 다수의 동일주택을 하나의 주택으로 보고, 각각의 신고가격(전세가격)의 평균값을 거래가격으로 간주한다. 또한, 동일주택 가정 때문에 동일 거래 시점에 다수의 동일주택이 거래되므로, 매 시점별 동일주택으로 간주된 주택수를 가중치로 삼는다.

셋째, 회귀계수 추정을 위해 전세가격 변동률을 종속변수로 하는 반복매매산식을 만들고, 매 거래시점별 더미변수(이전 거래에 대해서는 -1, 당월 거래에 대해서는 1, 나머지 기간은 0의 값을 갖는 더미변수)를 만든다. 전세가격 변동률은 두 거래시점별 전세가격에 로그 차분한 값으로 구한다.²⁹⁾ 넷째, 회귀모형을 추정하여 월별 더미변수의 추정치를 구한 뒤, 이 추정치를 이용하여 지수를 작성한다.



29) 두 거래시점별 전세가격변화의 단순 차분은 변화율의 절대값을 나타내는 반면, 두 거래시점별 전세가격에 로그차분을 하면 두 시점의 변화율, 즉, "기존의 값을 기준으로 얼마만큼이 변했는지"를 나타낼 수 있다. 다만, 자연로그를 취하여 차분하면 증가율의 근사값이 산출되지만, 지수의 움직임에는 영향을 끼치지 않으므로, 해석에 이점이 있는 로그 차분한 값을 이용하도록 한다.

<표 8> 실거래가격 기반 주택 전세가격지수 산정 방법

① 동일주택가정

단지, 면적, 층이 같으면 동일주택으로 간주

② 동일주택별 기초통계의 산출과 거래 쌍의 구성

step1. 동일주택별, 거래시기별로 거래건수와 거래가격의 총액을 산출

step2. 동일주택의 거래 쌍을 구성

③ 변수 및 가중치의 생성

- 종속변수($\ln(\frac{P_s}{P_f})$): 거래 쌍별 평균 단위면적당 가격변동률의 자연로그값

(P_f : 이전 시점(f) 평균 단위면적당 가격,

P_s : 이후 시점(s) 평균 단위면적당 가격)

- 더미변수 : 거래 쌍의 이전 · 이후 거래시점을 나타내는 변수

- 가중치 : 거래 쌍의 평균거래건수

④ 지수산정

step1. 반복매매모형 설정

$$\ln\left(\frac{P_s}{P_f}\right) = \sum_{t=2}^T \beta_t D_t + \sqrt{\omega \varepsilon}, s > f, t = 2, \dots, T$$

$$(D_t = -1 \ t = f, D_t = 1 \ t = s, D_t = 0 \ t \neq s, f)$$

step2. 반복매매모형의 추정계수를 이용한 지수산정

주: 통계청(2016), 공동주택매매실거래가격지수 통계정보 보고서, p.33를 이용하여 재작성

3. 기초통계량 분석

전세거래는 주택임대차보호법에 의해 계약기간 2년을 보호해주고 있다. 따라서, 대개의 경우, 이 기준으로 거래가 반복적으로 일어나기 때문에 반복거래 쌍은 비교적 많이 생겨난다. <표 9>에서 보는 바와 같이, 분석대상 기간 안의 전월세 거래량은 총 1,233,063건이고 이 중에 전세거래량은 903,944건으로 월평균 거래량은 9,131건이었으며, 이것은 반복매매가격지수로 작성할 전체 표본이 된다. 이 중 실제 매칭(matching)된 반복거래 쌍은 총 643,485건으로, 월평균 6,500건 정도가 거래 쌍으로 만들어진 셈이다. 평균적으로 거래량의 72%가 반복거래 쌍으로 만들어졌다. 한편, 거래량의 최소값은 월 4,012건이었고, 거래량의 최대값은 월 13,213건이었다. 반복거래 쌍의 경우, 최소값은 월 2,158건이었고, 최대값은 월 9,137건이었다.

<표 9> 월간 거래량과 거래 쌍의 기초통계

	전월세거래량(건)	전세거래량(건)	전세거래 쌍(건)
Total	1,233,063	903,944	643,485
Mean	12,455	9,131	6,500
Max.	16,880	13,213	9,137
Min.	5,761	4,012	2,158
Median	12,332	9,153	6,645

다음 <그림 3>의 그래프에서 보는 바와 같이, 반복거래 쌍이 분석기간의 초기에 상대적으로 많지 않고, 누적된 거래 건이 많아지면서 뒤로 갈수록 반복거래 쌍이 많아지기 때문에 반복거래 쌍을 구성할 때 흔히 나타나는 문제이다.

The chart displays two data series over time from 2011 to 2019. The y-axis represents the count, ranging from 0 to 14,000. The x-axis shows time in quarters, with labels every 5 months (e.g., 2011.1, 5, 9, 2012.1, etc.). The blue bars represent 'jeonse_trans' (transactions), which show high volatility with frequent peaks and troughs. The red line with 'x' markers represents 'jeonse_trans_pair' (pairs), which shows a more stable trend with seasonal fluctuations. A yellow line indicates the trend for the pairs data.

Year	Quarter	jeonse_trans (approx.)	jeonse_trans_pair (approx.)
2011	1	12,000	2,200
2011	5	9,000	4,000
2011	9	10,000	4,500
2012	1	13,000	7,500
2012	5	9,000	6,000
2012	9	11,000	7,000
2013	1	12,000	8,500
2013	5	8,000	7,000
2013	9	9,000	7,000
2014	1	11,000	8,500
2014	5	9,000	7,000
2014	9	10,000	8,000
2015	1	11,000	8,500
2015	5	7,000	6,000
2015	9	8,000	6,500
2016	1	7,000	6,000
2016	5	8,000	6,500
2016	9	9,000	7,500
2017	1	10,000	7,500
2017	5	9,000	7,000
2017	9	9,000	7,000
2018	1	9,000	7,500
2018	5	8,000	6,500
2018	9	11,000	8,500
2019	1	10,000	7,500
2019	5	10,000	6,500

jeonse_trans ~~jeonse_trans_pair~~

주: jeonse_trans는 국토교통부 홈페이지를 통해 구독한 전월세 거래량 중 전세거래량을 분리하여 작성하였음. jeonse_trans_pair는 반복매매거래모형에 의해 지수를 작성할 때, 동일주택가정에 의해 만들어진 전세거래 쌍을 의미함.

제 2 절 실거래 주택 전세가격지수 추정

1. 지수 추정 결과

반복거래 쌍을 구한 뒤, 두 기간의 전세가격 변화율(정확하게는 두 기간의 전세가격 로그 차분한 값)을 종속변수로 하고, 각 시점별 더미변수(첫 번째 거래가 있었으면 -1, 두 번째 거래가 1, 거래가 없었으면 0의 값을 갖는 더미변수)를 독립변수로 삼아 회귀모형을 추정하였다.

지수의 추정결과는 <표 10>에서 보는 바와 같다. 여기에서 dmonth2는 2011년 2월이며, dmonth3는 2011년 3월, ..., dmonth96은 2018년 12월이다. 2011년 1월을 기준으로 삼았기 때문에 2011년 1월의 더미변수인 dmonth1은 독립변수에서 제외되어 있다. 실제 구득한 자료는 2011년 1월 ~ 2019년 3월을 대상으로 하였으나, 실거래가 일어나고 나면 일반적으로 3개월 이내에 거래신고가 되기 때문에 2019년 1월부터 2019년 3월까지의 더미변수는 모형에서 제외하고 추정하였다. 실제 거래가 일어났더라도 아직 신고 되지 않은 거래들이 존재할 수 있기 때문이다. 각 더미변수의 추정계수와 이의 표준오차를 구한 결과, 모든 변수들이 유의적인 것을 알 수 있다. 이에 따라 지수 추정상의 문제는 없는 것으로 보인다. 실제 추정계수 및 추정된 지수의 결과값 전체는 부록에 수록한다.

<표 10> 지수의 추정결과

시점별 더미변수	추정계수	표준오차	Original_index	CV
dmonth2	0.0055	0.0026	100.5	0.2648
dmonth3	0.0151	0.0029	101.5	0.2860
dmonth4	0.0210	0.0031	102.1	0.3133
dmonth5	0.0256	0.0035	102.6	0.3525
dmonth6	0.0413	0.0038	104.2	0.3818
dmonth7	0.0590	0.0041	106.1	0.4132
dmonth8	0.0806	0.0044	108.4	0.4368
dmonth9	0.0956	0.0047	110.0	0.4693
dmonth10	0.0983	0.0049	110.3	0.4918
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
dmonth86	0.4849	0.0153	162.4	1.5276
dmonth87	0.4709	0.0154	160.1	1.5369
dmonth88	0.4721	0.0155	160.3	1.5470
dmonth89	0.4594	0.0156	158.3	1.5579
dmonth90	0.4693	0.0157	159.9	1.5679
dmonth91	0.4577	0.0158	158.0	1.5825
dmonth92	0.4868	0.0159	162.7	1.5862
dmonth93	0.4995	0.0160	164.8	1.5952
dmonth94	0.5021	0.0160	165.2	1.6022
dmonth95	0.4893	0.0161	163.1	1.6120
dmonth96	0.4828	0.0163	162.1	1.6267

주: 1. 2011. 1~2019. 3을 기준으로 산정하였으나, dmonth1을 기준월로 지수 값을 임의로 100으로 지정하여, 지수추정결과에서 제외됨. dmonth97~99의 마지막 3개월은 제외하고 추정

2. 추정계수: 몇 개의 변수 사이에 함수관계를 정하기 위해서 사용되는 또 다른 하나의 매개변수를 의미

표준오차: 표본평균의 표준편차를 의미

Original_index: 산출된 원지수를 의미, 구간별 지수와 구분하기 위해 표기

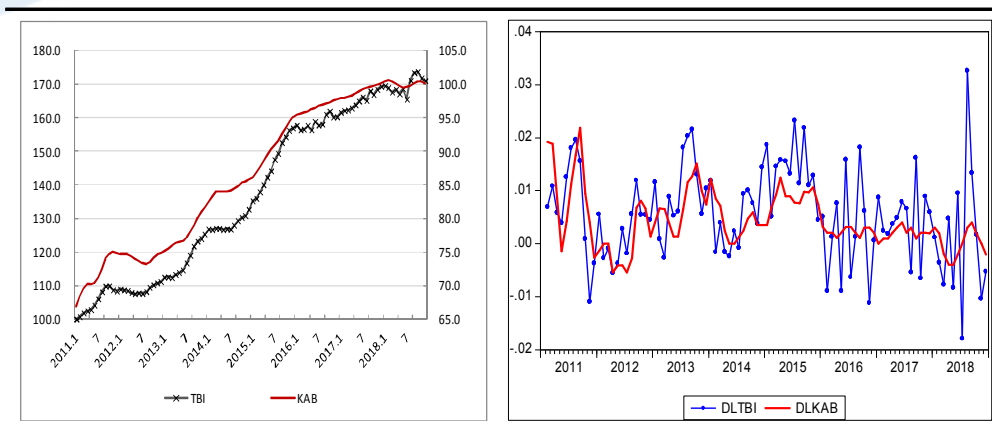
CV: 변동계수를 의미, 표준편차를 평균으로 나눈 값

3. 추정된 전체 지수는 부록을 참조

2. 조사가격 기반 주택 전세가격지수와 비교

<그림 4>에서 보는 바와 같이 추정된 실거래가격 기반 주택 전세가격지수와 조사가격 기반의 KAB 주택 전세가격지수로 그래프를 작성하였다. 왼쪽은 두 지수의 원지수의 그래프이고, 오른쪽은 두 지수를 로그 차분하여 지수의 변동률로 변환하여 작성한 그래프이다. 그래프 상의 두 지수를 비교해 보면, <그림 4>의 왼쪽 그림과 같이 두 지수의 원지수는 전체적인 변화의 방향은 유사하지만, 전월 대비 변동율을 나타내는 오른쪽 그림에서는 KAB 전세가격지수가 실거래전세가격지수 대비 변동성이 작고, 고점과 저점을 기준으로 두 지수 간에 다소간의 시차가 존재하는 것으로 보인다. 실제로 <표 11>에서 두 지수의 전월대비 증가율의 평균과 표준편차를 확인한 결과를 보면, 두 지수 간의 차이가 더 명확해진다. 실거래 전세가격지수의 증가율(DLTBI)은 0.0057이고, KAB 전세가격지수의 증가율(DLKAB)은 0.0042로 평균적으로 높으며, 표준편차도 실거래 전세가격지수가 0.0090으로 KAB 전세가격지수의 0.0054보다 변동성이 훨씬 크다는 것을 알 수 있다. 두 지수에 관한 비교분석을 통한 평활화에 대한 논의는 제4장에서 계속 하도록 한다.

<그림 4> KAB 전세가격지수, 실거래 전세가격지수의 원지수 및 전월대비 변동률



- 주: 1. TBI는 transaction based index의 약자로, 실거래 전세가격지수를 의미
 KAB는 한국감정원(KAB)에서 작성한 조사가격 기반 전세가격지수를 의미
 2. DLTBI와 DLKAB는 두 지수(TBI와 KAB)를 로그 차분한 값을 의미

<표 11> KAB 전세가격지수, 실거래 전세가격지수의
증가율의 평균과 표준편차

	평균	Std. Dev.
DLTBI	0.0057	0.0090
DLKAB	0.0042	0.0054

주: DLKAB는 KAB 전세가격지수의 로그 차분을 의미하며, DLTBI는 실
거래 전세가격지수의 로그 차분을 의미함.



제 4 장 지수 평활화 문제에 관한 실증분석

제 1 절 조사가격 기반 주택 전세가격지수의 평활화 문제 분석

1. 분석 모형

여기서는 제3장에서 작성한 실거래가격에 기반한 주택 전세가격지수(이하 실거래 전세가격지수)와 조사가격에 기반한 KAB의 주택 전세가격지수(이하 KAB 전세가격지수)를 비교분석하여 조사가격 기반 전세가격지수가 평활화되어 있는지 여부를 살펴보고자 한다. 그리고 조사가격 기반 전세가격지수가 평활화되어 있다면, 실거래 전세가격지수의 변화에 조사가격 기반 전세가격지수가 동태적으로 어떻게 반응하는지를 확인하고자 한다. 그리고 지수 평활화의 여부와 그 정도를 확인하고, 부분조정모형과 정보가중모형을 변형하여 지수의 평활화와 거래량과의 관계를 살펴본다.

앞서 조사가격에 기반한 KAB 전세가격지수가 실거래 전세가격이 비교하여 어느 정도 평활화되어 있는지를 두 지수의 증가율의 평균과 표준편차를 가지고 일차적으로 살펴보았으나, 본 장에서는 이와 더불어 지수의 증가율 간 교차상관 분석에 따른 계수(cross correlation), 그랜저 인과검정(Granger's causality test)을 통한 두 지수 간 인과성 등을 분석하고자 한다. 공적분 검정(co-integration test)를 실시한 후 VAR모형을 추정하여 KAB 전세가격지수가 실거래 전세가격지수의 변화를 얼마나 반영하고 있는지를 살펴본다.

본 논문에서는 평활화 현상이 거래량과 어떤 관계를 갖고 있는지에 대한 분석의 방법으로 선행연구에서 살펴보았던 Geltner(1991)의 부분조정모형과 Clayton et al.(2001)의 정보가중모형을 변형하여 사용하고자 한다. 이는 김현영·연규필·이용만(2018)의 연구에서 변형하여 사용한 모형을 이용한 것으로, Geltner(1991)와 Clayton et al.(2001)에서는 실제 평가가격과 거래가격의 차이로 인해 어느 정도 가격조정이 이루어지는지에 대한 과정을 모형화한 것인데, 본 논문은 이러한 가격자료를 가지고 있지 않아, 기준시점 대비 비교시점의 상대가격비율인 가격지수를 산정해 이용하기 때문에 선행연구의 모형을 직접 분석에

활용하기는 어렵기 때문이다.³⁰⁾

본 논문에서는 김현영·연구필·이용만(2018)에서 이용한 모형과 같이 조사자가 조사가격(이른바 시세)을 결정할 때 전기의 증가율 차이 중 일부를 현재 시점의 증가율에 반영한다는 가정 하에 수정된 부분조정 모형을 분석에 이용한다. 다음의 <모형 1>은 이런 상황을 나타낸 것이다. 여기서, $DLKAB$ 는 조사가격 기반 지수인 KAB 전세가격지수의 전기 대비 로그 차분을, $DLTBI$ 는 실거래 전세가격지수의 전기 대비 로그 차분을 의미하며,³¹⁾ t 와 $t-1$ 은 현기와 전기의 시점을 나타낸다.

증가율 격차의 조정 정도가 경기 상황에 의해 달라질 수 있다는 가정 하에 평균 증가율을 기준으로 경기 상황을 나타내는 더미변수를 만들어 증가율 격차 변수에 따라 모형을 두 개로 나누었다. 이런 상황을 모형화한 것이 <모형 2>인데, D 는 더미변수(dummy variable)로 경기상황을 나타낸 모형은 <모형 2-1>, <모형 2-2>이다.

본 논문의 분석기간인 2011년부터 2018년 중에는 서울 아파트의 전세가격지수가 하락한 기간이 매우 드물다. 따라서 지수의 상승과 하락을 가지고 경기 상황을 나누는 것으로는 의미 있는 분석이 어려우므로 KAB 전세가격지수의 증가율의 평균을 기준으로 평균 이하인 기간과 평균 이상인 기간으로 나눈 뒤 추정계수에 차이가 있는지를 보았다(<모형 2-1>로 더미변수는 D_KAB). 또한 거래량의 과다에 따라 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). 이를 식으로 표현하여 정리하면 다음과 같다.

<모형 1>

$$DLKAB_t = C + \beta DLKAB_{t-1} + \gamma(DLTBI_{t-1} - DLKAB_{t-1}) + e_t$$

30) 기준시점을 언제로 잡느냐에 따라 지수값의 크기가 달라지며, 이에 따라 두 지수의 격차가 다르게 나타나기도 한다.

31) 논의의 편의를 위해 KAB의 서울 아파트 전세가격지수는 KAB로 표기하고, 서울 아파트의 실거래 전세가격지수는 TBI로 표기하였다. 또, 서울 아파트의 전세 거래량은 Vol로 표기하였다. 각각의 변수들에 대해 자연로그를 취하였을 경우 이들 변수명 앞에 L자가 붙이고, 전기 대비 차분을 할 경우, D자를 변수명 앞에 붙였다.

<모형 2>

$$DLKAB_t = C + \beta DLKAB_{t-1} + \gamma_1 (DLTBI_{t-1} - DLKAB_{t-1}) \times D \\ + \gamma_1 (DLTBI_{t-1} - DLKAB_{t-1}) \times (1 - D) + e_t$$

<모형 2-1>

$$DLKAB_t = C + \beta DLKAB_{t-1} + \gamma_1 (DLTBI_{t-1} - DLKAB_{t-1}) \times D_KAB \\ + \gamma_1 (DLTBI_{t-1} - DLKAB_{t-1}) \times (1 - D_KAB) + e_t$$

<모형 2-2>

$$DLKAB_t = C + \beta DLKAB_{t-1} + \gamma_1 (DLTBI_{t-1} - DLKAB_{t-1}) \times D_Vol \\ + \gamma_1 (DLTBI_{t-1} - DLKAB_{t-1}) \times (1 - D_Vol) + e_t$$

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

D_KAB 는 KAB 전세가격지수 증가율의 평균을 초과하면 1, 아니면 0

D_Vol 은 전세거래량의 평균을 초과하면 1, 아니면 0

한편, 본 연구에서는 또한 Clayton et al.(2001)의 정보가중모형을 변형하여 두 지수의 격차 비율이 거래량에 따라 어느 정도 변화하는지를 살펴보았다. 이 또한, 김현영·연구필·이용만(2018)의 논문에서 차용한 것으로, 두 지수의 절대값이 기준시점을 언제로 하느냐에 따라 달라지기 때문에, 두 지수의 격차의 정도를 확인하기 위해 두 지수의 격차 비율에 절대값을 취하였다.

<모형 3>은 수정된 정보가중모형을 정리한 것으로, $LKAB$ 는 KAB 전세가격지수에 자연로그를, $LTBI$ 는 실거래 전세가격지수에 자연로그를 취한 것이다. Vol 은 전세 거래량을 나타내는데, 이를 두 개의 상황으로 나누어 모형화한 것이 <모형 4>이다. 또한 경기 상황에 따라 거래량의 영향이 달라지는지를 확인하기 위해 경기 상황을 나타내는 더미변수(D)를 만들어, 앞의 <모형 2>와 마찬가지로 경기상황을 나누어, D_KAB 와 D_Vol 을 사용하였다. D_KAB 를 사용한 모형은 <모형 4-1>, D_Vol 을 사용한 모형은 <모형

4-2>로 나타내었으며, 정리한 모형은 다음과 같다.

<모형 3>

$$\left| \frac{LKAB-LTBI}{LKAB} \right|_t = C + \beta_1 Vol_t + \epsilon_t$$

<모형 4>

$$\left| \frac{LKAB-LTBI}{LKAB} \right|_t = C + \beta_1 Vol_t \times D + \beta_2 Vol_t \times (1-D) + \epsilon_t$$

<모형 4-1>

$$\left| \frac{LKAB-LTBI}{LKAB} \right|_t = C + \beta_1 Vol_t \times D_KAB + \beta_2 Vol_t \times (1-D_KAB) + \epsilon_t$$

<모형 4-2>

$$\left| \frac{LKAB-LTBI}{LKAB} \right|_t = C + \beta_1 Vol_t \times D_Vol + \beta_2 Vol_t \times (1-D_Vol) + \epsilon_t$$

2. 조사가격 기반 주택 전세가격지수의 평활화

조사가격 기반의 전세가격지수가 평활화 되어 있는지를 실증하기에 앞서, 제 3장의 <그림 3>에서 살펴보았듯이, 실거래 전세가격지수와 조사가격 기반 KAB 전세가격지수는 서로 유사한 방향성을 보이기는 하나, KAB 전세가격지수가 실거래 전세가격지수보다 완만하게 움직이는 것을 확인할 수 있었다. 또한, <그림 3>의 오른쪽 그래프에서 두 지수를 로그 차분(지수의 증가율)한 그림을 보면, KAB 전세가격지수의 변동성이 실거래 전세가격지수보다 작으며, 다소 불규칙해 보이는 하지만 일정한 시차를 두고 실거래 전세가격지수를 뒤따라가는 것을 확인할 수 있었다.

여기서는 이것을 통계적으로 확인하기 위하여 각각의 지수를 로그 차분한 변수를 가지고, 관련된 분석을 실시하였다. 먼저, 기술통계분석으로 지수의 변동성

을 확인하였다. 전술하였듯이, <표 12>의 결과에서 각각의 지수를 로그 차분한 변수의 표준편차를 확인하면, 실거래 전세가격지수는 0.0090(0.90%), KAB 전세가격지수는 0.0054(0.54%)로 KAB 전세가격지수가 실거래 전세가격지수에 비해 작음을 확인할 수 있다.

두 지수의 전기 대비 증가율의 평균(로그 차분 값의 평균)을 보면, 실거래 전세가격지수가 0.0057, KAB 전세가격지수가 0.0042로 실거래 전세가격지수가 더 크게 나타났다. 이는 KAB 전세가격지수가 실거래 전세가격지수에 비하여 낮게 증가한다는 것을 의미한다. 지수의 평활화는 낮은 변동성(low volatility)과 시차(time lag)를 특징으로 하므로, 결국 KAB 전세가격지수는 실거래전세가격지수와 비교하였을 때 평활화되어 있다고 판단할 수 있다. KAB 전세가격지수가 실거래 전세가격지수와 비교했을 때, 평활화되어 있다고 하더라도, 장기적으로는 두 지수의 변동률은 비슷하게 나타나야 한다. 그러나 본 논문에서 분석한 분석대상기간 중의 자료에는 전세가격의 하락이 거의 나타나지 않는다. 따라서, KAB 전세가격지수의 평균 증가율이 실거래 전세가격지수의 평균 증가율보다 낮게 나타나는 것으로 보인다.³²⁾

<표 12> KAB 전세가격지수, 실거래 전세가격지수의 기초 통계량

	Mean.	Median	Max.	Min.	Std. Dev.
DLKAB	0.0042	0.0031	0.0219	-0.0054	0.0054
DLTBI	0.0057	0.0055	0.0327	-0.0179	0.0090

주: DLKAB는 KAB 전세가격지수를 로그 차분한 것을 의미하며, DLTBI는 실거래 전세가격지수를 로그 차분한 것을 의미함.

그리고 두 지수 사이에 시차가 존재하는지를 확인하기 위해 두 지수의 로그 차분 지수를 가지고 교차상관분석(cross correlation analysis)을 실시하였다. <표 13>에서 보는 바와 같이, 두 지수의 교차상관 분석에서 lag가 -1일 때, 0.5838, lag가 -2일 때의 상관계수가 각각 0.4925로, 높은 정(正)의 상관관계를 보였다. 이러한 결과로, KAB 전세가격지수가 실거래 전세가격지수와 유사한 방향성을

32) 실거래가격이 상승할 때에는 조사가격이 적게 상승하고, 실거래가격이 하락할 때에는 조사가격이 적게 하락하기 때문에 장기적으로는 실거래 전세가격지수나 조사가격 기반 전세가격지수의 증가율은 유사해야 한다. 분석하는 자료에 전세가격의 하락 시기가 비중 있게 포함된다면, 두 지수의 평균 증가율은 유사하게 나타날 것이다.

보이지만, -1 내지 -2 정도의 시차를 두고 후행하며 움직이고 있다는 것을 보여 준다.

<표 13> KAB 전세가격지수, 실거래 전세가격지수의 교차상관분석

DLKAB,DLTBI(-i) lag						DLKAB,DLTBI(+i) lead				
-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5
0.2208	0.2355	0.3418	0.4925	0.5838	0.5075	0.2750	0.0827	0.0306	0.0319	0.0647

주: DLKAB는 KAB 전세가격지수를 로그 차분한 것이며, DLTBI는 실거래 전세가격지수를 로그차분한 것을 의미함.

여기서는 교차상관 분석에서 더 나아가 그랜저 인과관계 검정을 통해 두 지수 간의 선후행 인과성을 살펴보았다. 분석에 앞서 시계열의 안정성을 검증하기 위해 단위근 검정을 실시한 결과를 <표 14>에 정리하였다. 보는 바와 같이 KAB 전세가격지수와 실거래 전세가격지수의 경우, 로그 수준변수에서는 단위근을 가지고 있는 불안정시계열로 확인되었고, 로그 차분을 한 후에야 변수의 안정성을 확보할 수 있었다.

<표 14> KAB 전세가격지수, 실거래 전세가격지수의 단위근 검정

	수준변수(절편포함)		1차차분(절편포함)	
	ADF	KPSS	ADF	KPSS
LKAB	-1.4946	1.2838***	-5.4242***	0.3768
LTBI	-1.3843	1.2868***	-4.6206***	0.1920

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

LKAB는 KAB 전세가격지수에 로그를 취한 값을 의미하고, LTBI는 실거래 전세가격지수에 로그를 취한 값을 의미함.

이처럼 두 지수는 단위근을 갖고 있어서, 로그 차분한 지수를 가지고 그랜저 인과관계 검정(Granger causality test)을 하였다. 그랜저 인과관계 검정 결과, <표 15>에서 보는 바와 같이 실거래 전세가격지수는 KAB 전세가격지수를 그랜저 인과를 하는 것으로 나타났다. 또한, AIC 검정을 하여 적정 시차를 구한 결과, 시차를 2로 하는 것이 적정한 것으로 나타났다.³³⁾

이러한 그랜저 인과관계 검정 결과는 실거래 전세가격지수의 과거치가 KAB 전세가격지수를 예측하는데 도움을 줄 수 있지만, 반대로 KAB 전세가격지수의 과거치는 실거래 전세가격지수에 영향을 미치지 않는 것을 의미한다. 따라서, 교차 상관분석결과와 그랜저 인과검정의 결과를 종합하여 이야기하면, KAB 전세가격 지수가 실거래 전세가격지수를 뒤따라가면서 이의 변화를 반영한다는 의미가 된다.

<표 15> KAB 전세가격지수, 실거래 전세가격지수의 그랜저 인과관계 검정

Null Hypothesis:	Lags: 2		Lags: 3		Lags: 4	
	F-Statistic	Prob.	F-Statistic	Prob.	F-Statistic	Prob.
DLTBI $\nRightarrow$ DLKAB	12.1254	0.0000	7.7788	0.0001	6.2958	0.0002
DLKAB $\nRightarrow$ DLTBI	2.1961	0.1173	1.8024	0.1529	1.5501	0.1955
Obs.	93		92		91	

주: DLKAB는 KAB 전세가격지수를 로그 차분한 것을 의미하며, DLTBI는 실거래 전세가격 지수를 로그 차분한 것을 의미함.

이상에서 살펴본 바와 같이, 기초 통계량과 교차 상관분석, 그리고 그랜저 인과관계 검정을 토대로, 조사가격 기반 KAB 전세가격지수는 실거래 전세가격지수에 비해 평활화되어 있다는 결론을 내릴 수 있다. 다시 말하면, KAB 전세가격 지수는 변동성이 낮으며, 1~2개월의 시차를 두고 실거래 전세가격지수를 뒤따라가는 양상을 보인다.

3. 조사가격 기반 주택 전세가격지수와

실거래 기반 주택 전세가격지수의 동태적 관계

조사가격 기반 전세가격지수와 실거래 전세가격지수가 동태적으로 어떻게 상호 영향을 주고받는지를 보기 위해 VAR모형(Vector Auto Regressive Model: 벡터자기회귀모형)을 사용하여 두 지수의 동태적 관계를 살펴보았다.

33) 시차를 늘리더라도 이런 결과에는 큰 차이가 없었다.

VAR모형을 추정하여 분석하기에 앞서 두 지수 간 공적분 관계가 존재하는지 여부를 확인해 보았다. 앞서 살펴보았듯이 두 지수는 각각 단위근이 존재하기 때문에 공적분 검정을 위해 로그 수준변수를 가지고 요한센 공적분 검정을 해 보았다.

<표 16>에서 보는 바와 같이 공적분 검정 결과, Trace 통계량이나 Max-Eigen 통계량에서 두 지수 간에는 장기적인 균형관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다.³⁴⁾ 추세와 절편을 고려하지 않는 경우에 공적분이 존재하고, 나머지 test type에서는 공적분이 존재하지 않는 것으로 확인되었다. 이러한 결과에 대하여, 공적분이 존재하는 것으로 볼 것인지 존재하지 않는 것으로 볼 것인지를 판명하기 위해 적정 시차는 구하였는데, AIC 통계량 기준으로 절편이 있고, 추세가 없는 test type의 시차 2가 적정시차인 것으로 나타나, 공적분이 없는 것으로 최종 판정을 하였다. 이러한 요한센 공적분 검정 결과에 기초하여 ECM모형(오차수정모형)이 아닌 단순 VAR모형으로 두 지수간의 동태적인 변화를 살펴보았다.

<표 16> KAB 전세가격지수, 실거래 전세가격지수의 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	1	0	0	0	0	없음
Max-Eigen	1	0	0	0	0	

지금까지의 결과를 바탕으로, *DLTBI*(실거래 전세가격지수의 로그 차분)와 *DLKAB*(KAB 전세가격지수의 로그 차분)로 구성된 VAR 모형을 추정한 후, 충격반응분석과 예측오차 분산분해분석을 하였다.

VAR 모형의 적정 시차 역시 AIC 통계량으로 정하였는데, 시차는 2에서 적정한 것으로 나타나, 시차를 2로 하여 VAR 모형을 추정하였다. 변수의 순서는

34) KAB 전세가격지수의 증가율이 평균적으로 실거래 전세가격지수의 증가율보다 작기 때문에 시간이 지남에 따라 두 지수는 점차 격차가 벌어지는 양상을 보이고 있다. 다만, 앞에서 이미 언급한대로, 본 논문의 분석 기간안에 전세가격이 하락하는 시기가 거의 없었기 때문에 생겨난 문제인 것으로 보인다.

그랜저 인과관계 검정 결과를 반영하여 *DLTBI*, *DLKAB* 순으로 정하였다.

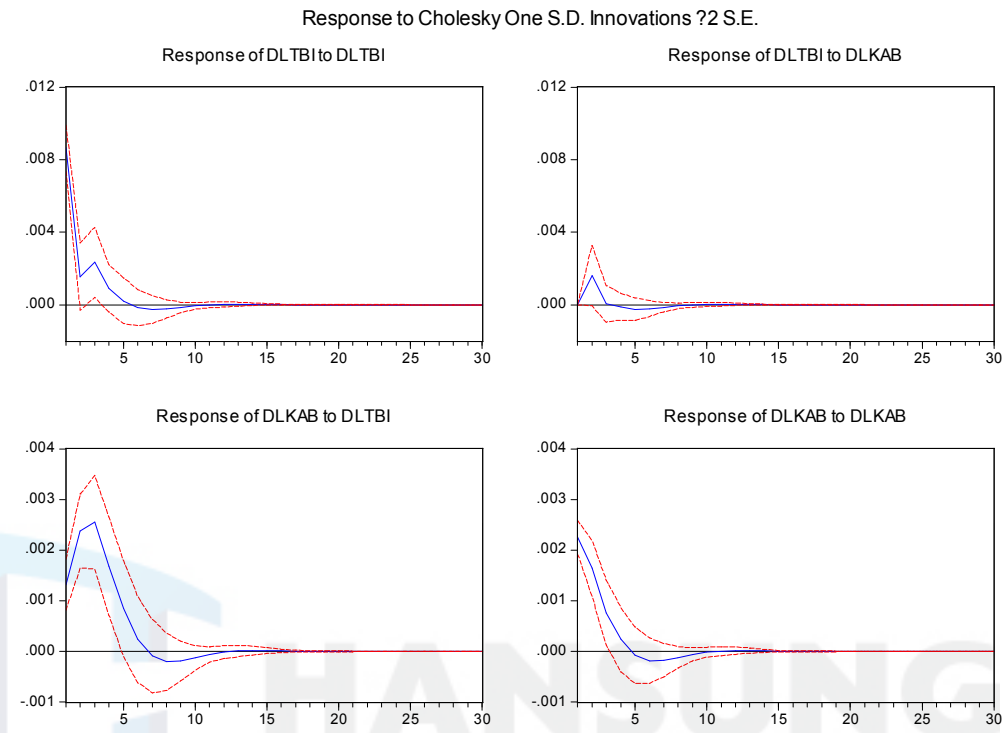
<그림 5>에서 보는 것과 같이 콜레스키(Cholasky) 분해 방법으로 두 지수의 충격반응을 분석해 본 결과, 실거래 전세가격지수 쪽에서의 변동(예측치 못한 외부충격에 의한 변동)이 KAB 전세가격지수에 상당한 기간 동안 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 실거래 전세가격지수 쪽에서 외부충격에 의해 0.7% 정도의 지수상승이 발생하면, KAB 전세가격지수는 같은 시기에 약 0.15% 가량 상승하고, 1개월 뒤에 0.23% 내외, 2개월 뒤에 0.25% 내외 상승하는 것으로 나타났다. 그러나 반대의 경우에, KAB 전세가격지수에서의 변동(예측치 못한 외부충격에 의한 변동)은 실거래 전세가격지수에 특이할만한 영향을 주지 못하였고, 음(-)의 반응을 보였다.

두 지수의 VAR모형을 추정하여 분석한 예측오차 분산분해의 결과도 비슷하다. <표 17>에서 보는 바와 같이, KAB 전세가격지수의 변동의 70%는 실거래 전세가격지수가 변한 것으로 설명이 가능하다. 반면, 실거래 전세가격지수의 움직임의 대부분은 그 자신의 움직임으로 설명할 수 있다.

이런 결과는 KAB 전세가격지수가 변동하는 데 있어서 상당 부분 실거래 전세가격의 변화를 시차를 두고 영향을 받고 있다는 것을 의미한다. 다시 말하면, 실거래 전세가격에 변동이 있을 경우, 일정한 시차를 두고 KAB 전세가격지수도 변화를 한다는 것이다.³⁵⁾ 다만, KAB 전세가격지수가 비록 실거래 전세가격지수에 비해 평활화 되어 있으나, 비교적 신속하게 실거래 전세가격지수를 쫓아가는 양상을 볼 수 있다.

35) KAB에서는 전세가격의 변동을 조사할 때, 조사원들로 하여금 가장 최근의 전월세 실거래 가격자료를 먼저 제공한다. 그런 후, 시세가격에 대한 정보를 참고하도록 하고 있는데, 이러한 조사과정으로 인해 조사원들이 최근의 전월세 실거래 가격에 대한 정보를 비교적 빨리 조사 가격에 반영하는 것으로 보인다. 이상한 외(2012)자료를 참조하였다.

<그림 5> KAB 전세가격지수, 실거래 전세가격지수의 충격반응분석



- 주: 1. DLTKAB는 KAB 전세가격지수의 로그 차분을 의미하며, DLTBI는 실거래 전세가격지수의 로그 차분을 의미함.
2. x 축은 개월 수, y 축은 변동률을 나타냄.

<표 17>에서 보는 바와 같이 예측오차 분산분해의 결과도 충격반응분석 결과와 유사하다. 실거래 전세가격지수에서 예측 오차가 발생하면(예상치 않은 외부 충격에 의해 지수가 예상과 다르게 상승하게 되면), 대부분이 자체적인 외부충격에 기인한 오차이다. KAB 전세가격지수 쪽에서의 외부충격에 의한 오차는 5% 정도에 불과하다. 반면에 KAB 전세가격지수의 예측 오차는 반대로 자체적인 외부충격에 의한 부분이 29% 정도이고, 나머지 70%는 실거래 전세가격지수 쪽에서의 외부충격에 의한다. 즉, 실거래 전세가격지수에서의 예상치 않은 변화가 주로 자체의 외부충격에 기인하는 반면, KAB 전세가격지수에서의 예상치 않은 변화는 주로 실거래 전세가격지수의 변화에 기인한다는 것을 보여준다.

<표 17> KAB 전세가격지수, 실거래 전세가격지수의 예측오차 분산분해

Variance Decomposition of DLKAB				Variance Decomposition of DLTBI			
Period	S.E.	DLTBI	DLKAB	Period	S.E.	DLTBI	DLKAB
1	0.0027	29.1303	70.8697	1	0.0093	100.0000	0.0000
2	0.0043	55.7808	44.2192	2	0.0101	94.8191	5.1809
3	0.0056	72.1191	27.8809	3	0.0110	95.5840	4.4160
4	0.0066	79.6925	20.3075	4	0.0117	95.5172	4.4828
5	0.0074	82.9871	17.0129	5	0.0124	95.1799	4.8201
6	0.0080	84.7293	15.2707	6	0.0130	94.9947	5.0053
7	0.0085	85.8821	14.1179	7	0.0137	94.9807	5.0193
8	0.0091	86.8266	13.1734	8	0.0143	94.9697	5.0303
9	0.0096	87.6535	12.3465	9	0.0149	94.9726	5.0274
10	0.0101	88.3561	11.6439	10	0.0155	94.9648	5.0353
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
26	0.0161	92.2340	7.7660	26	0.0227	94.8493	5.1507
27	0.0164	92.3259	7.6741	27	0.0230	94.8462	5.1538
28	0.0167	92.4112	7.5888	28	0.0234	94.8434	5.1566
29	0.0170	92.4908	7.5092	29	0.0238	94.8407	5.1593
30	0.0172	92.5652	7.4348	30	0.0241	94.8381	5.1619

주: DLKAB는 KAB 전세가격지수의 로그 차분을 의미하며, DLTBI는 실거래 전세가격지수의 로그 차분을 의미함. S.E.는 매기의 예측오차를 의미함.

4. 지수 평활화와 거래량의 관계

앞서 실시한 분석을 통해 KAB 전세가격지수의 평활화 여부를 검증한 결과, KAB 전세가격지수가 실거래 전세가격지수에 비해 평활화되어 있는 것으로 확인되었다. 평활화의 여부는 확인되었으나, 경기 상황에 따라 어느 정도 평활화되는지의 여부는 부분조정모형으로 살펴보았다. 해당 모형을 분석하기 위해 <표 18>에서 보는 바와 같이, 경기 상황을 설명하는 대용변수로서 서울시 아파트 전세거래량을 이용하였다. 시장이 활황인 경우, 가격의 증가율은 물론 거래량이 증가할 것이고 반대로 경기가 좋지 않은 경우에는 거래량이 줄어들 것이라는 판단 때문이다. 다만 분석 대상기간의 전세시장이 하락 시장인 기간이 길지 않으므로, 거래량의 평균을 기준으로 상승 시장과 하락 시장을 갈무리하여 분석하였다.

분석을 실시하기 전에, 거래량 변수가 안정시계열인지 검정할 필요가 있어, 해당 변수에 로그를 취한 값을 가지고 단위근 검정을 실시하였는데, ADF와 KPSS 두 가지 검정 결과 모두, 로그를 취한 수준변수에서도 안정시계열을 확보할 수 있는 것으로 확인되었다. 따라서 전세거래량 변수는 로그를 취한 수준변수를 가지고 이후의 분석을 실시하도록 한다.

<표 18> 거래량의 단위근 검정

	수준변수(절편포함)		1차차분(절편포함)	
	ADF	KPSS	ADF	KPSS
LVol	-12.3947***	0.4143*	-7.9981***	0.4785**

주: ADF검정의 경우, '단위근이 있다'는 것이 귀무가설임. 따라서 t-value는 기각역에 포함되어야 단위근이 없는 것이 되지만, KPSS검정의 귀무가설은 '단위근이 없다'는 것이므로 t-value가 기각역에 포함되지 않아야 안정시계열을 확보할 수 있음.
LVol은 서울시 아파트 전세거래량에 로그를 취한 값을 의미함.

앞서 이론적 모형에서 설명한 <모형 1>의 부분조정모형을 추정한 결과,³⁶⁾ <표 19>에서 보는 바와 같이, $(DLTBI_{t-1} - DLKAB_{t-1})$ 의 추정계수는 0.1786로, 1%의 유의수준 하에서 유의한 것으로 나타났다. 이런 결과는 KAB 전세가격지수가 두 지수의 증가율 격차를 현재의 증가율에 17% 정도 반영한다는 것을 의미한다. 다시 말하면, 두 지수의 증가율 격차가 발생하였을 때, 그 중 17% 정도를 그 다음 기의 증가율에 반영한다는 것이다.

<모형 2-1>, <모형 2-2>를 통해 <모형 2>를 경기 상황으로 나누고, 두 지수의 증가율의 격차가 조정되는 정도를 살펴보았는데, 전세가격지수의 증가율이 평균보다 높을 때(<모형 2-1>)에는 추정계수가 0.37 정도이고, 그렇지 않을 때에는 0.09정도였다. 이러한 결과는 두 지수 간 격차를 전세가격 증가율이 평균 이상일 때는 37%정도, 평균 이하일 때는 9%정도 다음 기에 반영하여 조정하는 것으로 해석할 수 있다. 즉, 전세가격지수의 증가율이 평균보다 클 때, 두 지수의 증가율의 격차가 더 많이 조정되는 것으로 보인다.³⁷⁾ 이와 더불어, 거래량이 평균보다 높을 때(<모형 2-2>)의 추정계수는 0.19 정도였고, 그렇지 않을 때에는

36) 부분조정모형의 종속변수는 KAB 전세가격지수의 증가율(로그 차분)이다.

37) 부분조정모형의 세 가지 모형에 이분산성이 존재하는지 검정하였는데, 그 결과 5% 유의수준에서 세 모형 모두 이분산성이 존재하지 않았다.

0.16정도이다. 이 또한 전세 거래량이 평균이상일 때는 19%정도, 평균이하일 때는 16%정도로, 거래량이 평균이상일 때 전기의 두 지수의 격차를 다음 기에 더 많이 반영해 조정하는 것으로 볼 수 있다. 추정계수는 모두 1%의 유의수준에서 통계적으로 유의미한 결과를 보였다.

<표 19> 부분조정모형의 추정결과

변 수	모형 1		모형 2-1		모형 2-2	
	추정계수	t-value	추정계수	t-value	추정계수	t-value
$DLKAB_{t-1}$	0.8285***	18.80	0.8100***	19.34	0.8318***	18.53
$(DLTBI_{t-1} - DLKAB_{t-1})$	0.1786***	4.68				
$(DLTBI_{t-1} - DLKAB_{t-1}) \times D_KAB$			0.3732***	5.67		
$(DLTBI_{t-1} - DLKAB_{t-1}) \times (1 - D_KAB)$			0.0945***	2.19		
$(DLTBI_{t-1} - DLKAB_{t-1}) \times D_Vol$					0.1947***	3.69
$(DLTBI_{t-1} - DLKAB_{t-1}) \times (1 - D_Vol)$					0.1601***	2.83
Adjusted R-squared	0.6804		0.7159		0.6776	
이분산검정(white test)	12.91	0.0048	16.90	0.0047	14.68	0.0118

주: ***는 유의수준 1%에서 통계적으로 유의함.

DLKAB는 KAB 전세가격지수의 로그 차분을 의미하며, DLTBI는 실거래 전세가격지수의 로그 차분을 의미함. 그리고 D_KAB는 KAB 전세가격지수 증가율이 평균 이상이면 1, 아니면 0을 갖는 더미변수임. D_Vol은 전세거래량이 평균 이상이면 1, 아니면 0인 더미변수임.

다음으로, 두 지수의 격차가 거래량의 과다에 의해 어떻게 달라지는지를 확인하고자, 이론적 모형에서 설명하였던 정보가중모형으로 추정해 보았다. <모형 4>를 추정해 본 결과, <표 20>에서 보는 바와 같이 Vol(거래의 추정계수가 모두 음(-)의 부호를 보임에 따라 거래량이 증가하면 두 지수의 격차는 줄어드는 것으로 나타났다.³⁸⁾ 이는 거래량이 많아질수록, 조사자들이 시장 상황을 긍정적으로 판단하여, 실거래 전세가격의 변동을 보다 적극적으로 반영함으로써 두 지수의 격차를 줄인다.³⁹⁾

경기 상황에 따른 거래량의 변화가 두 지수의 격차에 미치는 영향을 보기 위해 먼저 KAB 전세가격지수의 증가율이 평균 이상인 기간과 평균 이하인 기간으

38) 정보가중모형의 종속변수는 KAB 전세가격지수와 실거래 전세가격지수의 격차 비율이다.

39) 부분조정모형과 마찬가지로, 정보가중모형의 모형에 대해서도 이분산 검정(white test)을 하였는데, <표 20>에서와 같이, <모형 3>과 <모형 4-1>에서 이분산성이 있는 것으로 나타났다. 따라서, 두 모형에 대해 정리한 수치는 white 이분산 일치 추정방법으로 추정하였으며, 이는 t-통계량의 값이 커지는 것 외에, 결과값의 차이로 연결되지는 않았다.

로 나눈 <모형 4-1>을 추정하였다. 추정 결과, 두 기간 모두 유의한 차이를 보였는데, 평균 이상의 증가율을 보이는 기간, 즉 시장 상황이 좋을 때는 두 지수의 격차를 -0.0329로 더 크게 줄이는 것으로 나타났으며, 그렇지 않은 기간에는 -0.0290으로 상대적으로 그 격차가 크게 줄지 않는 것으로 나타났다.

또한, 전세 거래량이 평균 이상인 기간과 평균 이하인 기간으로 나누어 설정한 <모형 4-2>에서도 동일한 결과가 나왔다. <모형 4-2>의 결과에 의하면, 두 기간 간에는 거래량에 대하여 이를 반영하는 반응 정도가 서로 다른데, 거래량이 많을 경우는 거래량의 추정계수가 -0.0231로, 더 많이 두 지수 간 격차를 줄이는 것으로 확인되었고, 반면, 거래량이 많지 않을 경우에는 이것의 추정계수가 -0.0180로, 두 지수의 격차를 상대적으로 크게 줄이지 않는 것으로 나타났다.

이러한 결과는 모두 정보가중가설에 부합한다. 전세가격의 평균 상승률을 기준으로 경기상황을 나눈 <모형 4-1>과 거래량의 과다를 기준으로 나눈 <모형 4-2>에서 모두, 가격의 증가율과 거래량이 평균을 상회하는 기간, 즉 시장이 활발한 경우에는 그렇지 않은 기간에 비해 시장 상황을 더 적극적으로 반영함으로써, 두 지수의 격차가 상대적으로 많이 줄어드는 것으로 나타나 것이라 볼 수 있다.

<표 20> 정보가중모형의 추정결과

변 수	모형 3		모형 4-1		모형 4-2	
	추정계수	t-value	추정계수	t-value	추정계수	t-value
<i>C</i>	0.1300***	26.97	0.1289***	26.38	0.1203***	16.53
<i>Vol</i>	-0.0315***	-6.09				
<i>Vol</i> × <i>D_KAB</i>			-0.0329***	-6.30		
<i>Vol</i> ×(1- <i>D_KAB</i>)			-0.0290***	-5.35		
<i>Vol</i> × <i>D_Vol</i>					-0.0231***	-3.30
<i>Vol</i> ×(1- <i>D_Vol</i>)					-0.0180**	-1.97
Adjusted R-squared	0.2752		0.2991		0.2912	
이분산 검정 (white)	0.08	0.7765	9.71	0.0078	2.31	0.3148

주 : ***는 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

*D_KAB*는 *KAB* 전세가격지수 증가율이 평균 이상이면 1의 값을 갖고, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는 더미변수임. *D_Vol*은 전세거래량이 평균 이상이면 1의 값을 갖고, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는 더미변수임. *Vol*은 전세 거래량임.

이상에서 분석한 부분조정모형과 정보가중모형의 추정 결과를 종합해 보면, 전세가격이 오르고, 거래량이 많아지는 활황인 시장 상황일 때는, 조사자들이 두 지수의 격차를 조사가격에 많이 반영을 하려는 태도를 보여, 그 결과 두 지수의 격차가 크게 줄어드는 것으로 보인다. 그러나 거래량이 많지 않을 때에는 조사자들의 태도 또한 두 지수의 격차를 조사가격에 많이 반영하지 않으려는 태도를 보임으로서, 결과적으로는 두 지수 간의 격차가 크게 줄지 않는다. 즉, 전세가격의 변동을 조사하는 조사원들이 과거에 본인이 조사했던 가격에 매여 있는 경향을 보이지만, 거래량이 많을 경우에는 실거래 전세가격의 변동을 많이 반영하려는 태도를 보이기 때문에, 결국 거래량의 많고 적음에 따라 조사가격 기반 지수의 평활화 정도가 결정된다고 볼 수 있다.



제 2 절 반복거래기간에 따른 실거래 주택 전세가격지수의 평활화 문제 분석

1. 가설 설정과 거래기간의 구분

지수 평활화의 두 번째 문제로서 반복거래기간의 장단에 따른 평활화의 정도를 확인하는 데 있어서는 반복거래 쌍을 반복거래기간별로 구분하여, 각 구간별 지수들의 가격 변화율이나 변동성에 차이가 있는지를 파악함으로써 가설을 검증하고자 한다. 현재, KAB 전세가격지수는 주택 유형별, 규모별 전세가격지수를 공개하고 있기는 하지만, 조사가격에 기반하고 있기 때문에 거래기간별 지수의 차이는 확인할 수 없다. 그러나 실거래가격에 기반한 전세가격지수는 반복거래기간별로 지수를 작성할 수 있기 때문에 거래 특성 중 반복거래기간의 차이에 따른 지수의 차이를 확인할 수 있다.

여기서, 반복거래기간이란, 이전 거래 이후, 다음 거래가 있기까지의 기간을 말하며, 달리 표현하면 계약기간 또는 거주기간이라고 표현할 수도 있다. 하지만 본 논문에서는 반복매매거래법에 의해 작성된 실거래 전세가격지수를 사용하는 만큼 반복거래기간이라고 표현하고, 그 의미를 한정하여 쓰도록 한다. 계약의 특성 중에 거래기간(계약이 유지된 기간)을 대용할 변수로, 반복거래기간이 길고 짧은 거래 쌍을 갈무리하여 파악하고자 한 것이지만, 반복매매거래법의 특성상 실제 같은 표본이 아니라도 동일주택가정에 의해 매칭(matching)된 거래 쌍에 의해 이전거래와 다음거래의 기간이 결정되는 것이기 실제 거래기간과는 다소 차이가 있을 수 있기 때문이다. 따라서 반복거래기간을 일정 구간으로 나누어 지수의 양상을 확인함으로써, 계약특성 중 계약기간이 지수에 미치는 영향을 알 수 있다.

이러한 분석의 단초는 거래기간이 길수록 임대인은 임차인과 인간적 교류 관계가 생겨, 전세가격이 상승할 때에는 재계약 시 시장가격보다 낮은 가격으로 재계약을 한다는 데 에서 비롯되었다. 반대로 전세가격이 하락할 때에는 임차인이 임대인과의 인간적 관계 때문에 재계약시 시장가격보다 높은 가격으로 재계약을 할 것이다. 이런 가설이 사실이라면, 반복거래기간이 긴, 즉 거주기간이 길수록

임대주택에서 지수 평활화가 나타날 것이다.

우리나라는 주택임대차보호법에 의해 임대차계약기간이 2년간 보장받는다. 따라서 하나의 임대주택에서 두 거래기간이 24개월 이상이면 장기계약이 이루어진 것으로 볼 수 있고, 이런 장기계약 임대주택은 임대인과 임차인 간의 인적 교류로 인해 전세가격 상승이 경직적으로 이루어 질 수 있다.

<표 21> 반복거래기간의 장단기와 거래특성에 따른 가설 설정

지수	거래기간 14개월 이상 24개월 미만 지수	거래기간 24개월 이상 지수
평균적인 지수증가율	다소 높음	낮음
거래 특성	상대적으로 거래기간이 짧음	거래기간이 김
가설	반복거래기간이 짧은 자료로 작성한 전세가격지수의 평균적인 증가율이 높다.	반복거래기간이 긴 자료로 작성한 전세가격지수의 평균적인 증가율이 낮다.

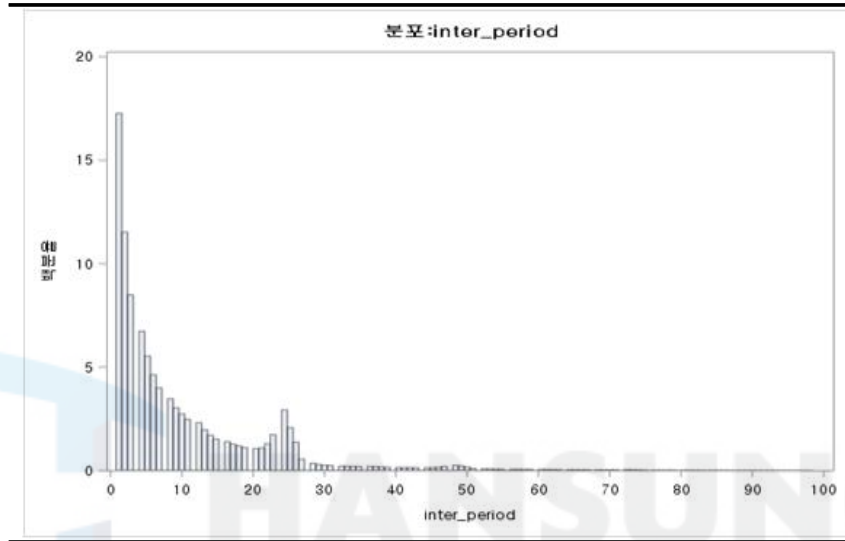
그러나, 실거래 전세가격지수 작성에 사용한 전월세 실거래자료의 경우, 건물동(棟) 정보와 호(戶) 정보가 없어서 ‘동일 주택’ 가정에 의해 지수를 작성할 수 밖에 없었다. 본 논문에서는 ‘동일 아파트 단지 + 동일 층 + 동일 면적’일 경우 ‘동일 주택’으로 보고 있다. 이런 ‘동일 주택’ 가정 때문에 실제로는 동일 주택이 아님에도 불구하고 동일 아파트 단지, 동일 층, 동일 면적이면 반복 거래 쌍이 만들어진다.

이 때문에 아파트 단지 규모가 크고(세대수가 많고), 아파트 단지 내에 동일 면적의 주택이 많을수록 ‘동일 주택’ 가정 때문에 동일 주택이 아님에도 불구하고 동일 주택으로 간주되어 반복 거래 쌍이 많이 만들어지게 된다.

이것을 확인하기 위해 거래기간별 분포를 <그림 6>과 같이 히스토그램으로 확인해 보았다. 그림에서 inter_period는 두 번째 거래 시점과 첫 번째 거래 시점의 차이로, 반복거래 쌍의 거래기간을 의미한다. 분포를 살펴보면, 동일주택 가정으로 인해 대부분의 반복거래 쌍의 거래기간이 24개월 이하이며, 거래기간이 6개월 이내인 거래쌍도 상당히 많음을 알 수 있다. 심지어 거래기간이 1-2개월

인 거래쌍도 가장 많이 존재한다. 이처럼 반복거래 쌍의 거래기간이 주택임대차 보호법에 의해 임차인에게 권리로 주어지는 24개월보다 훨씬 짧은 것은 ‘동일주택’ 가정 때문이다.

<그림 6> 동일주택 가정에 의한 거래 쌍의 거래기간 분포도



표본을 <표 22>과 <표 23>과 같이 기준시점과 구간별로 정리하여 실제 반복 거래 쌍의 분포를 정리해 본 결과, 전체 반복거래 쌍 643,485건 중 반복거래기간이 24개월 이하인 거래가 90.4% (581,546건)이었다. 반복거래기간이 12개월 이하인 거래가 72.2%(464,754건)이었고, 반복거래기간이 6개월 이하인 거래도 전체 반복거래 쌍의 54.3%(349,417건)이었다. 심지어 반복거래기간이 4개월 이하인 거래만 해도 전체의 44.2%(284,242건)에 달하였다.

<표 22> 반복거래기간 기준 개월 별 반복거래 쌍의 수

전체 거래 쌍 : 643,485 건							
기준 개월	36개월	24개월	20개월	12개월	8개월	6개월	4개월
초과	22,884 (3.6%)	61,939 (9.6%)	106,993 (15.7%)	178,731 (27.8%)	246,239 (38.3%)	294,068 (45.7%)	359,243 (55.8%)
이하	620,601 (96.4%)	581,546 (90.4%)	536,492 (84.3%)	464,754 (72.2%)	397,246 (61.7%)	349,417 (54.3%)	284,242 (44.2%)

<표 23> 반복거래기간 구간별 반복거래 쌍의 수

전체 거래 쌍 : 643,485 건		
기준 개월	6개월 이상 12개월 미만	12개월 이상 24개월 미만
표본수	130,234	112,793

분석 목적에 적합한 구간을 찾기 위해, ‘동일 주택’ 가정으로 인해 반복거래 기간이 실제보다 훨씬 짧아, 통상 이루어지는 거래 건이라고 보기 어려운 6개월 이하의 거래 건을 제거하였다. 그리고 표본 수 80,728건(12.5%)인 반복거래기간이 24개월 이상의 구간과, 이 구간과 비슷한 표본 수를 갖는 구간인 14개월 시점에서 나누어 구간별 실거래 전세가격지수를 작성하였다. 이것은 지수의 변동성이 표본 수에 의해 영향을 많이 받을 수 있기 때문에, 거래량에 의한 편의가 발생하지 않도록 구간별 표본 수가 유사하게 구간을 설정한 것이다.

이러한 분류에 의해 작성된 분석의 대상이 되는 기간과 그 수는 <표 24>과 같다. 반복거래기간 14개월 이상 ~ 24개월 미만이 85,415건이고, 반복거래기간 24개월 이상이 80,728건으로, 각 기간의 표본수가 전체 반복거래 쌍 수에서 차지하는 비중은 13.3%, 12.5%이다.

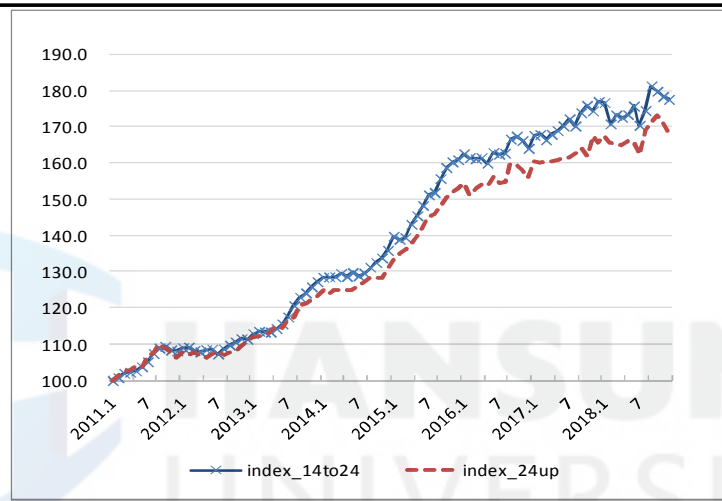
<표 24> 구간별 반복거래 쌍의 수와 비중

14개월 이상 24개월 미만	24개월 이상
85,415 (13.3%)	80,728 (12.5%)

2. 반복거래기간별 실거래 주택 전세가격지수의 특성

이러한 기준으로 분류한 거래기간별 실거래 전세가격지수를 작성해 본 결과, 다음의 <그림 7>에서 보는 것과 같이 거래기간이 24개월 이상인 전세가격지수가 14개월 ~ 24개월 미만인 전세가격지수보다 완만하게 증가하는 것을 볼 수 있었다.

<그림 7> 반복거래기간별 실거래 전세가격지수



주: index_14to24는 거래기간이 14개월 이상 24개월 미만인 지수를,
index_24up은 거래기간이 24개월 이상인 지수를 의미함.

지수의 변화 양상을 보다 정확히 확인하기 위해 다음과 같이 변수들의 기본적인 통계량을 점검해 보았다. 실거래가격지수의 분석에 앞서, 계약기간별로 분류하여 산출한 지수의 안정시계열인지를 확인하기 위해 단위근 검정을 실시하였다.

다음의 <표 25>과 같이, 로그를 취한 수준변수를 가지고 ADF(Augmented Dicke-Fuller)와 KPSS(Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) 두 검정을 실시하였는데, 두 검정 모두에서 1차 차분하였을 때, 안정시계열이 확인되는 것으로 확인되었다. 여기서, 수준변수와 1차 차분변수의 유의성 표기(*)가 반대인 것을 확인할 수 있다. 이는 ADF의 귀무가설이 '단위근이 있다'이고, KPSS의 귀무가설은 '귀무가설이 정상과정'이기 때문이다. 다시 말해서, ADF검정은 귀무가설이 기각

되어야 안정시계열을 얻은 것이 되고, KPSS검정은 귀무가설의 기각에 실패하여야 정상과정, 즉 안정시계열을 확보한 것이 된다. 또한, AIC검정으로 적정 시차를 확인하였는데, 시차를 3로 하는 것이 적정한 것으로 나타났다.

<표 25> 반복거래기간별 실거래 전세가격지수의 단위근 검정

	수준변수(절편포함)		1차 차분(절편포함)	
	ADF	KPSS	ADF	KPSS
L_original	-1.3853	1.2867***	-4.6503***	0.2059
L_index_14to24	-1.1525	1.2873***	-4.0777***	0.2000
L_index_24up	-1.1176	1.2906***	-10.7521***	0.2134
L_vol	-4.6102***	0.7581***	-8.5740***	0.3842

주: ADF검정의 경우, '단위근이 있다'는 것이 귀무가설임. 따라서 t-value는 기각역에 포함되어야 단위근이 없는 것이 되지만, KPSS검정의 귀무가설은 '단위근이 없다'는 것이므로 t-value가 기각역에 포함되지 않아야 안정시계열을 확보할 수 있음.

index_14to24는 반복거래기간이 14개월 이상~24개월 미만인 지수를, index_24up은 반복거래기간이 24개월 이상인 지수를 의미함. original은 전체 지수를 의미함. L은 로그 변환한 값이라는 의미임.

<표 26>에서 보는 것과 같이, 기간별 지수의 기초통계량을 확인한 결과, 14개월 이상~24개월 미만 구간 지수의 평균 증가율이 0.6%로, 24개월 이상 구간 지수의 평균 증가율인 0.54%보다 다소 큰 것으로 확인되었다. 그러나 지수의 변동성을 확인 할 수 있는 지수 증가율의 표준편차는 구간별 지수 간에 큰 차이는 없는 것으로 확인되었다.

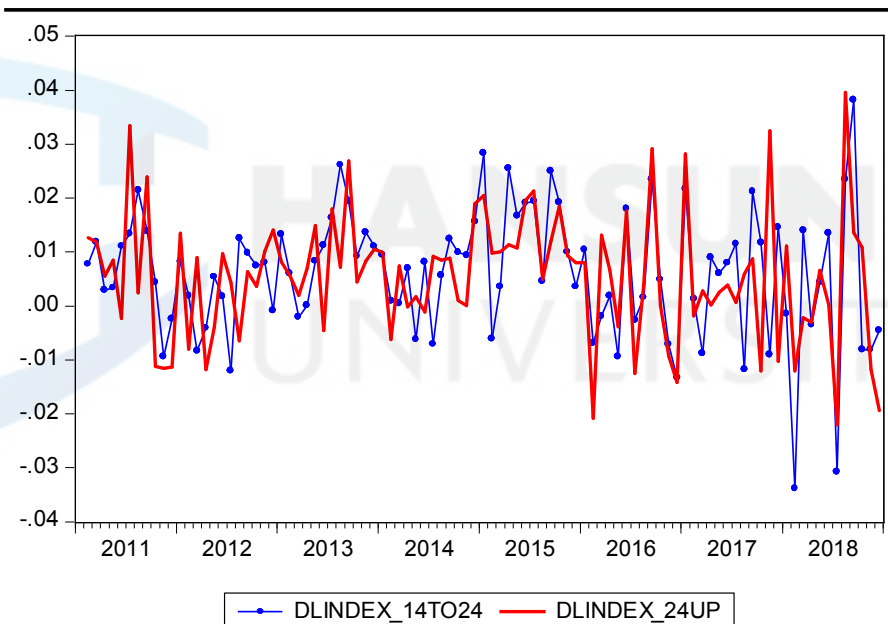
다음의 <그림 8>을 보면, 14개월 이상~24개월 미만 구간 지수의 증가율이 일정시점에서는 약간의 시차를 보이며 선행하거나 후행하는 것처럼 보이기는 하나, 전반적으로 두 전세가격지수의 증가율이 빨리 움직이거나 늦게 움직이는 모습을 보이지 않고, 그래프의 진폭 또한 매우 유사한 양상을 보이며 움직인다.

<표 26> 거래기간별 실거래 전세가격지수의 기술통계량

	DL_original	DL_index_14to24	DL_index_24up
Mean	0.0057	0.0060	0.0054
Median	0.0054	0.0074	0.0066
Max	0.0331	0.0382	0.0396
Min	-0.0179	-0.0338	-0.0220
Std. Dev.	0.0090	0.0118	0.0119

주 : DL_index_14to24는 거래기간이 반복거래기간이 14개월 이상~24개월 미만인 지수의 로그차분을, DL_index_24up은 반복거래기간이 24개월 이상인 지수의 로그차분을, DL_original은 전체 지수의 로그차분을 의미함.

<그림 8> 반복거래기간별 실거래 전세가격지수의 전월대비 증가율



주: DLINDEX_14TO24, DLINDEX_24UP은 각 지수를 로그차분(Log Difference)한 변수로 각 기간별 변수의 전월대비 증가율을 나타냄.

이러한 그래프의 양상을 정확히 확인하기 위해 교차상관분석을 통해 두 지수 사이에 시차가 존재하는지 확인한 결과, 아래의 <표 27>과 같이, 시차 0에서의 상관계수가 0.5341로 양(+)의 관계가 존재하는 것으로 확인되었다. 다소 미미하지만, 시차 -1에서 0.2366으로 양(+)의 상관관계를 가지는 것으로 확인하였다. 이것은 기술통계를 통해 확인한 것과 같이, 반복거래기간이 긴 지수가 다소 경직

적인 증가율을 보이는 것과 같은 맥락에서 파악할 수 있을 것으로 보인다.

<표 27> 반복거래기간별 지수의 교차상관분석

DLINDEX14to24,DLINDEX24UP(-i)lag						DLINDEX14to24,DLINDEX24UP(+i)lead					
-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5	
0.0825	0.1934	0.0674	-0.1268	0.2366	0.5341	0.1062	0.1107	-0.0517	0.0575	0.1391	

그랜저 인과관계 검정 결과, <표 28>에서 보는 바와 같이 두 반복거래기간별 가격지수는 lag 3을 제외하고, 서로 그랜저 인과하는 것으로 확인된다. 이러한 그랜저 인과관계 검정 결과는 두 지수의 과거치가 서로의 전세가격지수를 예측하는데 도움을 줄 수 있다는 의미이지만, lag 3에서는 24개월 이상 전세가격지수가 14개월 이상 24개월 미만 전세가격지수를 뒤따라가면서 이것의 변화를 반영하는 것으로 확인되었다. 이러한 결과는 본 논문에서 검증하고자 했던 가설과 일치한다. 앞서 AIC를 이용해 구한 적정 시차가 3인 것을 감안한다면, 두 지수의 실제 움직임이 lag 3의 경우와 같을 것이라고 예측해 볼 수 있다.

<표 28> 반복거래기간별 가격지수 간의 그랜저 인과관계 검정

Null Hypothesis:	Lags: 2		Lags: 3		Lags: 4	
	F-Statistic	Prob.	F-Statistic	Prob.	F-Statistic	Prob.
index_14to24 $\nRightarrow$ index_24up	3.5184	0.0339	1.9627	0.1257	2.3456	0.0614
index_24up $\nRightarrow$ index_14to24	3.3081	0.0412	2.9034	0.0395	2.0954	0.0888
Obs.	93		92		91	

주: DLKAB는 KAB 전세가격지수의 로그 차분을 의미하며, DLTBI는 실거래 전세가격지수의 로그 차분을 의미함.

앞서 분석한 결과에 따라 확인할 수 있는 것은, 가설과는 다르게 반복거래기간이 긴 전세가격지수에서 강력한 평활화 현상의 증거가 나타나지 않았다는 점이다. 반복거래기간이 긴 지수가 상대적으로 증가율이 낮았지만, 변동성이 낮거나 시차를 두고 움직이는 양상을 확인할 수 없다.

그러나 반복거래기간이 긴 지수의 전세가격지수 상승률이 상대적으로 낮다는 사실은 명확하고, 다소 미미한 수준이기는 하지만, 반복거래기간이 24개월 이상

인 전세가격지수가 후행하며 14개월 이상~24개월 미만의 전세가격지수의 영향을 받는 관계를 보이는 것은 전세가격의 움직임에 대한 새로운 시각을 줄 수 있다.

반복거래기간이 긴 지수의 증가율이 상대적으로 낮은 원인에 대해서는 다음과 같이 생각해 볼 수 있다. 먼저 24개월 이상의 반복거래기간이 긴 지수의 증가율이 낮게 나타나는 이유는, 앞에서 제시했던 가설과 같이 ‘거래기간이 길수록 전세가격의 움직임이 경직적’이기 때문일 수 있다. 다만, 분석 기간 동안 전세가격이 하락했던 경험이 없었기 때문에 평활화의 특징인 낮은 변동성이나 시차가 생기지 않은 것으로 보인다.

3. 장단기 반복거래기간별 지수의 동태적 관계

이상의 분석을 통해 살펴보았듯이, 두 구간의 반복거래기간에 따른 전세가격지수에서 반복거래기간이 긴 지수가 평활화되어 있다고 판명할 만한 강력한 근거를 확인하지 못하였다. 여기서는 두 지수간의 동태적 관계를 살펴보고자 한다. 두 지수의 동태적 관계를 확인하기 전에, 두 지수 간에 공적분 유무를 판단하는 요한센 검정을 실시하고, 두 지수의 로그차분 변수로 구성된 VAR 모형을 추정, 충격반응분석과 분산분해분석을 하였다.

<표 29>와 같이, 추세와 절편의 유무에 따라 공적분이 있는 경우도 있고, 없는 경우도 있었다. 이에 따라, 공적분의 유무에 대한 판단과 적정시차를 확인하기 위해 모형별 Information Criteria를 실시하였는데, AIC 통계량에서 공적분이 없는 적정 시차는 시차 1인 것으로 판단하여 VAR 모형을 추정하였다.

<표 29> 반복거래기간별 실거래 전세가격지수 간 공적분 검정

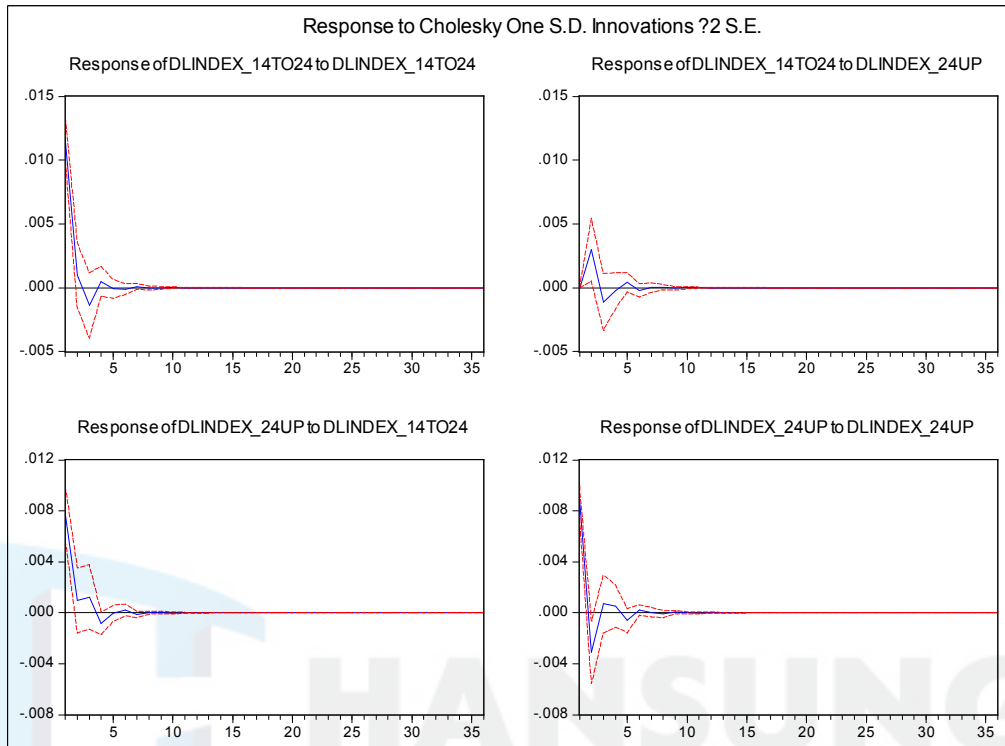
Data Trend	None	None	Linear	Linear	Quadratic	공적분 판정
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend	
Trace	1	2	0	0	0	없음
Max-Eigen	1	0	0	0	0	

주: 검정결과, 추세와 절편이 없는 경우 공적분이 있는 것으로 보여, AIC(Akaike Information Criteria)통계량을 확인한 결과, 추세와 절편이 존재하는 경우, 시차 1일 때, 적정시차인 것으로 확인되어 공적분이 없는 것으로 판정함.

변수의 순서는 그랜저 인과관계 검정 결과를 반영하여 *DLINDEX_14TO24*, *DLINDEX_24UP* 순으로 정하였다.

출레스키(Cholesky) 분해 방법으로 두 지수의 충격반응을 분석해 본 결과, <그림 9>와 같이 반복거래기간이 짧은 쪽에서의 변동(예측치 못한 외부충격에 의한 변동)은 반복거래기간이 긴 지수에 상당한 기간 동안 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그러나 반대로 반복거래기간이 긴 지수(예측치 못한 외부충격에 의한 변동)는 반복거래기간이 짧은 지수에 별다른 영향을 주지 못하였고, 음(-)의 반응을 보였다.

<그림 9> 반복거래기간별 실거래 전세가격지수의 충격반응분석



- 주: 1. DLINDEX_24UP은 반복거래기간이 24개월 이상의 가격자료로 작성한 전세가격지수의 로그 차분 변수를 의미하며, DLINDEX_14to24는 반복거래기간 14개월 이상 24개월 미만인 가격자료로 작성한 전세가격지수의 로그 차분을 의미함.
2. x 축은 개월 수, y 축은 변동률을 나타냄.

두 지수의 예측오차에 대한 분산분해분석도 결과는 비슷하였다. 다음의 <표 30>에서 보는 바와 같이 반복거래기간이 24개월 이상의 긴 지수의 변동의 43~44%를 반복거래기간이 짧은 지수의 움직임에 의해 설명 가능한 반면, 반복거래기간이 짧은 지수의 변동은 대부분 그 자신의 변동에 의해 설명되는 것을 확인할 수 있다.

<표 30> 반복거래기간별 실거래 전세가격지수의 예측오차 분산분해

Variance Decomposition of DLINDEX_14to24				Variance Decomposition of DLINDEX_24up			
Period	S.E.	DLINDEX _14to24	DLINDEX _24up	Period	S.E.	DLINDEX _14to24	DLINDEX _24up
1	0.0117	100.0000	0.0000	1	0.0117	44.7016	55.2984
2	0.0121	93.8954	6.1046	2	0.0121	42.1134	57.8866
3	0.0122	93.1990	6.8010	3	0.0122	42.5750	57.4250
4	0.0122	93.1792	6.8208	4	0.0122	42.7577	57.2423
5	0.0122	93.0673	6.9327	5	0.0123	42.6527	57.3473
6	0.0122	93.0405	6.9596	6	0.0123	42.6576	57.3424
7	0.0122	93.0409	6.9591	7	0.0123	42.6637	57.3363
8	0.0122	93.0390	6.9610	8	0.0123	42.6615	57.3385
9	0.0122	93.0380	6.9620	9	0.0123	42.6611	57.3389
10	0.0122	93.0380	6.9620	10	0.0123	42.6613	57.3387
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
26	0.0122	93.0379	6.9621	26	0.0123	42.6613	57.3387
27	0.0122	93.0379	6.9621	27	0.0123	42.6613	57.3387
28	0.0122	93.0379	6.9621	28	0.0123	42.6613	57.3387
29	0.0122	93.0379	6.9621	29	0.0123	42.6613	57.3387
30	0.0122	93.0379	6.9621	30	0.0123	42.6613	57.3387

주: DLINDEX_24UP은 반복거래기간이 24개월 이상의 가격자료로 작성한 전세가격지수의 로그 차분 변수를, DLINDEX_14to24는 반복거래기간 14개월 이상 24개월 미만인 가격 자료로 작성한 전세가격지수의 로그 차분을 의미함. S.E.는 매기의 예측오차를 의미함.

제 5 장 요약 및 결론

본 논문의 목적은 전월세 실거래 자료를 이용하여 실거래 기반의 주택 전세 가격지수(이하 실거래 전세가격지수)를 작성한 후, 조사가격 기반의 KAB 주택 전세가격지수가 평활화 되어 있는지의 여부와 더 나아가 어느 정도 평활화가 되어 있는지를 분석하는데 있다. 또한 실거래 전세가격지수가 반복거래기간에 따라 평활화 되는지 여부를 확인하고자 하였다.

먼저 2011년 1월부터 2019년 3월까지의 전월세 실거래 자료를 가지고, 반복 매매가격모형을 이용하여 실거래 전세가격지수를 작성하였다. 반복매매가격모형을 적용하기 위해서는 동일 주택의 반복거래 쌍을 만들어야 하는데, 전월세 실거래 자료에는 동일 주택을 확인하기 위한 ‘동’, ‘호’ 정보가 부족하여 여기서는 ‘동일 주택 가정(동일 단지, 동일 층, 동일 면적이면 동일 주택으로 가정)’ 하에 반복매매가격모형으로 지수를 작성하였다.

지수 작성 후 조사가격 기반의 KAB 전세가격지수와 비교해 본 결과, KAB 전세가격지수는 실거래 전세가격지수에 비해 평균적인 증가율이 낮으며, 변동성도 낮은 것으로 나타났다. 또한, KAB 전세가격지수는 1~2개월의 시차를 두고 실거래 전세가격지수를 따라가는 것으로 나타났다.

두 지수의 인과성을 검정한 결과, 실거래 전세가격지수는 KAB 전세가격지수에 대해 그랜저 인과하는 반면, 반대의 경우에는 그랜저 인과하지 않았다. 또한 충격반응분석과 분산분해분석의 결과를 가지고, 두 지수의 장기 관계를 확인하였는데, 실거래 전세가격지수의 변동이 KAB전세가격지수의 변동에 장기간 영향을 미치며, KAB 전세가격지수의 움직임의 70%정도 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 즉, 실거래 전세가격지수에 변화가 생기면 일정한 시차를 두고 KAB 전세가격지수도 변화하지만, KAB전세가격지수에 변화가 생겼다고 해서 실거래 전세가격지수가 영향을 받지는 않는다는 것을 알 수 있다.

또한, KAB 전세가격지수의 평활화 현상은 거래량의 과다에 따라 달라지는 것으로 나타났다. 전기의 두 지수의 증가율 격차를 KAB 전세가격지수에 17%정도 반영하여 조정하는 것으로 나타났는데, 평균거래량 이상인 기간에는 37%정

도까지 더 많이 조정하는 것으로 나타났다. Clayton et al.(2001)의 부분조정모형을 변형하여 가격 증가율이 평균을 넘는 경우와 그렇지 않은 경우, 거래량이 많고 적은 경우에 따라 두 지수의 격차가 얼마나 줄어드는지를 확인하였는데, 두 경우 모두 지수의 격차가 줄어드는 것으로 나타났다. 특히, 전세가격지수의 평균 증가율이 평균을 상회하는 기간에는 두 지수의 격차가 보다 빨리 줄어드는 것으로 확인되었다. 이런 결과는 KAB 전세가격지수가 비록 실거래 전세가격지수에 비해 평활화 되어 있지만, 비교적 빨리 실거래 가격의 변화를 반영하고 있음을 보여준다. 현재 KAB에서는 매월 주택가격(매매가격, 전세가격, 월세가격 등)을 조사를 실시하는데 있어, 조사원들에게 일차적으로 실거래사례를 참조하도록 하고 있다. 즉, 실거래 사례가 적으면 그 이후에, 시세가격을 참조하도록 하는 조사 과정을 잘 설명해주는 결과라고 볼 수 있다. 이러한 조사과정상 원칙으로 인해 KAB 전세가격지수는 실거래 전세가격의 변화를 보다 빠르게 반영하고, 거래량이 많을 때의 반영 속도는 더 빠른 것으로 나타난다.⁴⁰⁾

정보가중가설에 의한 모형을 가지고 거래량에 따른 조정속도를 살펴 본 결과도 역시, 실거래 정보의 양(거래량)이 많을수록 실거래의 변화를 더 많이 반영되었다. 조사자의 인지적 편의 때문에 평활화 현상이 일어나지만, 거래량이 많아지면 비교적 빨리 실거래 전세가격의 변화를 조사가격에 반영한다고 말할 수 있는 것이다. 이러한 결과는 논문의 분석 대상 기간인 2011년 1월부터 2019년 3월 사이에 서울의 아파트 전세가격이 하락 기간이 길게 포착되지 않음에도, 조사가격 기반의 전세가격지수가 산정되는 과정에서 시장 상황에 따라 어떻게 조정되는지에 대한 조사자의 행태를 파악할 수 있는 결과라 할 수 있다. 다만, 현실적으로 실거래 정보가 60일정도의 기간을 두고 수집되기 때문에 시차가 발생할 수 밖에 없는 것으로 보인다.

또 다른 평활화의 문제로서 반복거래기간의 장단기에 따른 실거래 전세가격

40) 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 메커니즘이 바뀐데 따른 결과일 수 있다. 이상한 외(2012)에 따르면, 조사자의 인지적 편의 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.

지수의 관한 가설에 대해서는 자료의 제약으로 인해 평활화에 대한 명확한 증거를 못하였다. 반복거래기간이 긴 전세가격지수가 반복거래기간이 짧은 전세가격지수에 비해 평균 증가율이 상대적으로 낮은 것으로 나타났지만 낮은 변동성이나 시차에 대한 증거는 찾지 못하였다. 그러나 적정시차 3을 감안한 그랜저 인과성 검정의 결과에서 24개월 이상 전세가격지수가 14개월 이상 24개월 미만 전세가격지수를 뒤따라가면서 이것의 변화를 반영하는 것으로 확인된 것, VAR모형을 통해 예측오차 분산분해에서 반복거래기간이 긴 지수의 움직임에 반복거래기간이 짧은 지수의 움직임이 상당부분 설명력을 갖는 점 등을 미루어 볼 때, 주택의 거래특성인 반복거래기간의 길고 짧음이 지수의 움직임에 영향이 있다고 예측해 볼 수 있다.

앞에서 설명하였듯이, 주택임대료지수를 통해 임차가구의 주거비 변동과 그 부담 정도를 알 수 있고, 주택가격의 평가할 때도 임대료/주택가격 비율을 구하면 그 적정성을 쉽게 판단해볼 수 있다. 본 논문에서 확인하고자 하는 전세가격지수는 주택매매시장의 과열 여부를 진단하는 데 중요한 역할을 한다. 전세에 대한 실수요, 전세 레버리지 투자 등을 이용하는 시장참여자에게 주택시장의 양태를 확인하는데 쓸 수 있는 좋은 지표이다. 이런 점에서 볼 때 KAB 전세가격지수가 실거래 전세가격지수와 비교하여 얼마나 평활화되어 있는지와 또 각각의 경기상황에서 어느 정도의 속도로 조정되는지, 거래량에 따라 어떻게 변하는지에 대한 분석은 시장상황을 정확하게 판단하는 중요한 근거가 될 것이다. 현재 KAB 전세가격지수를 산정하는데 있어서 시장 가격의 변화를 비교적 빠르게 반영하고 있기는 하지만, 조사자가 조정속도를 좀 더 높일 수 있도록 실거래 가격 자료의 수집 기간을 단축하고, 실거래 사례의 반영 비율을 높이도록 관련 방안을 강구할 필요가 있다.

또한 반복거래기간의 장단기 여부에 따른 평활화 문제의 분석에서 실거래가 된 임대주택의 정보를 충분히 갖고 있지 않아 불가피하게 ‘동일주택 가정’을 사용하였는데, 특히 동일단지 내의 ‘동’ 정보가 공개되지 않아, 단지 규모가 큰 주택의 경우 반복거래기간이 짧은 거래쌍이 많이 나타났기 때문이다. 그러나, 시차를 고려한 몇 가지 분석 결과에서 반복거래기간이 길어질수록 전세가격지수가 보다 경직적으로 이루어지며 평활화의 양상이 있을 수 있다는 해석의 여지를 남

졌다. 실거래 된 임대주택에 대한 보다 정확한 정보와 임대인이나 임차인에 대한 정보가 추가되어 반복거래 쌍에 대한 보다 정직한 자료를 구축할 수 있다면, 보다 정확한 원인 파악이 가능할 것으로 보이나, 이는 추후 과제로 돌리도록 한다.



부 록

<부록 1> 지수의 추정결과

시점별 더미변수	추정계수	표준오차	Original_index	CV
dmonth2	0.0055	0.0026	100.5	0.2648
dmonth3	0.0151	0.0029	101.5	0.2860
dmonth4	0.0210	0.0031	102.1	0.3133
dmonth5	0.0256	0.0035	102.6	0.3525
dmonth6	0.0413	0.0038	104.2	0.3818
dmonth7	0.0590	0.0041	106.1	0.4132
dmonth8	0.0806	0.0044	108.4	0.4368
dmonth9	0.0956	0.0047	110.0	0.4693
dmonth10	0.0983	0.0049	110.3	0.4918
dmonth11	0.0850	0.0052	108.9	0.5180
dmonth12	0.0793	0.0054	108.3	0.5352
dmonth13	0.0825	0.0055	108.6	0.5532
dmonth14	0.0798	0.0057	108.3	0.5673
dmonth15	0.0774	0.0059	108.0	0.5855
dmonth16	0.0723	0.0061	107.5	0.6068
dmonth17	0.0672	0.0062	106.9	0.6232
dmonth18	0.0692	0.0064	107.2	0.6420
dmonth19	0.0698	0.0066	107.2	0.6610
dmonth20	0.0770	0.0068	108.0	0.6761
dmonth21	0.0896	0.0069	109.4	0.6904
dmonth22	0.0961	0.0070	110.1	0.7027
dmonth23	0.1007	0.0072	110.6	0.7197
dmonth24	0.1043	0.0073	111.0	0.7300
dmonth25	0.1159	0.0074	112.3	0.7429
dmonth26	0.1143	0.0076	112.1	0.7554
dmonth27	0.1012	0.0077	110.6	0.7671
dmonth28	0.1140	0.0079	112.1	0.7852
dmonth29	0.1137	0.0080	112.0	0.8006
dmonth30	0.1215	0.0082	112.9	0.8160
dmonth31	0.1403	0.0084	115.1	0.8354
dmonth32	0.1561	0.0085	116.9	0.8531
dmonth33	0.1801	0.0087	119.7	0.8730
dmonth34	0.1921	0.0089	121.2	0.8854
dmonth35	0.1959	0.0090	121.6	0.9045
dmonth36	0.2022	0.0092	122.4	0.9167
dmonth37	0.2155	0.0093	124.0	0.9301
dmonth38	0.2136	0.0094	123.8	0.9397
dmonth39	0.2197	0.0095	124.6	0.9528

(계속)

시점별 더미변수	추정계수	표준오차	Original_index	CV
dmonth40	0.2166	0.0097	124.2	0.9662
dmonth41	0.2131	0.0098	123.8	0.9787
dmonth42	0.2151	0.0099	124.0	0.9916
dmonth43	0.2120	0.0100	123.6	1.0034
dmonth44	0.2261	0.0101	125.4	1.0140
dmonth45	0.2354	0.0103	126.5	1.0253
dmonth46	0.2437	0.0103	127.6	1.0342
dmonth47	0.2496	0.0105	128.4	1.0474
dmonth48	0.2634	0.0106	130.1	1.0571
dmonth49	0.2841	0.0107	132.9	1.0703
dmonth50	0.2948	0.0108	134.3	1.0795
dmonth51	0.3117	0.0109	136.6	1.0889
dmonth52	0.3277	0.0111	138.8	1.1061
dmonth53	0.3427	0.0112	140.9	1.1194
dmonth54	0.3539	0.0113	142.5	1.1339
dmonth55	0.3736	0.0115	145.3	1.1496
dmonth56	0.3882	0.0117	147.4	1.1670
dmonth57	0.4115	0.0119	150.9	1.1869
dmonth58	0.4191	0.0120	152.1	1.1966
dmonth59	0.4294	0.0122	153.6	1.2170
dmonth60	0.4311	0.0123	153.9	1.2292
dmonth61	0.4312	0.0124	153.9	1.2437
dmonth62	0.4212	0.0126	152.4	1.2598
dmonth63	0.4232	0.0127	152.7	1.2702
dmonth64	0.4327	0.0129	154.1	1.2878
dmonth65	0.4190	0.0130	152.0	1.3013
dmonth66	0.4334	0.0131	154.2	1.3133
dmonth67	0.4234	0.0133	152.7	1.3260
dmonth68	0.4258	0.0134	153.1	1.3368
dmonth69	0.4363	0.0135	154.7	1.3493
dmonth70	0.4432	0.0136	155.8	1.3585
dmonth71	0.4318	0.0138	154.0	1.3799
dmonth72	0.4311	0.0140	153.9	1.4025
dmonth73	0.4376	0.0140	154.9	1.4017
dmonth74	0.4393	0.0141	155.2	1.4126
dmonth75	0.4422	0.0142	155.6	1.4239
dmonth76	0.4420	0.0143	155.6	1.4330
dmonth77	0.4536	0.0144	157.4	1.4414
dmonth78	0.4562	0.0145	157.8	1.4502
dmonth79	0.4682	0.0146	159.7	1.4602
dmonth80	0.4646	0.0147	159.1	1.4694
dmonth81	0.4828	0.0148	162.1	1.4791
dmonth82	0.4721	0.0149	160.3	1.4908
dmonth83	0.4791	0.0150	161.5	1.4985

(계속)

시점별 더미변수	추정계수	표준오차	Original_index	CV
dmonth84	0.4817	0.0151	161.9	1.5073
dmonth85	0.4884	0.0152	163.0	1.5168
dmonth86	0.4849	0.0153	162.4	1.5276
dmonth87	0.4709	0.0154	160.1	1.5369
dmonth88	0.4721	0.0155	160.3	1.5470
dmonth89	0.4594	0.0156	158.3	1.5579
dmonth90	0.4693	0.0157	159.9	1.5679
dmonth91	0.4577	0.0158	158.0	1.5825
dmonth92	0.4868	0.0159	162.7	1.5862
dmonth93	0.4995	0.0160	164.8	1.5952
dmonth94	0.5021	0.0160	165.2	1.6022
dmonth95	0.4893	0.0161	163.1	1.6120
dmonth96	0.4828	0.0163	162.1	1.6267

주: 1. 2011. 1 ~ 2019. 3을 기준으로 산정하였으나, dmonth1을 기준월로 지수 값을 임의로 100으로 지정하여, 지수추정결과에서 제외됨. dmonth97~99의 마지막 3개월은 제외하고 추정

2. 추정계수 : 몇 개의 변수 사이에 함수관계를 정하기 위해서 사용되는 또 다른 하나의 매개변수를 의미

표준오차 : 표본평균의 표준편차를 의미

Original_index : 산출된 원지수를 의미, 구간별 지수와 구분하기 위해 표기

CV : 변동계수를 의미, 표준편차를 평균으로 나눈 값

참 고 문 헌

1. 국내문헌

- 김현영, 연규필, 이용만. (2018). 전세가격지수의 평활화와 전세거래량, 『주택연구』, 제26권 제3호, 한국주택학회, pp.131-153.
- 박연우, 방두완. (2011). 평가기반 아파트가격지수에서의 비대칭 평활화 현상에 관한 연구, 『주택연구』, 제19권 제2호, 한국주택학회, pp.23-46.
- 방송희. (2010). 주택가격지수와 관련된 세 가지 에세이 - SPAR지수, 지수의 평활화, 주택가격과 거래량의 관계, 한성대학교 경제부동산학과 박사 학위논문.
- 심성훈. (2015). 아파트 실거래가격과 평가가격의 상호 관계 연구, 『Journal of the Korean Data Analysis Society』, 제17권 제5호, 한국자료분석학회, pp.2579-2593.
- 이상한, 김경환, 김삼용, 김영원, 박진우, 박환용, 유종영, 이용만, 이창무, 지규현. (2012). 「전국주택가격동향조사 표본 및 통계 개편 방안 연구」, 국토교통부.
- 이용만. (2007). 주택가격지수의 목적과 방법을 둘러싼 쟁점 - 실거래가격에 기초한 지수를 중심으로-, 『부동산학연구』, 제13집 제3호, 한국부동산분석학회, pp.147-167.
- 이용만. (2012). 부동산시장의 이례현상들, 『주택연구』, 제20권 제3호, 한국주택학회, pp.5-40.
- 이용만, 이상한. (2008). 국민은행 주택가격지수의 평활화 현상에 관한 연구, 『주택연구』, 제16권 제4호, 한국주택학회, pp.27-47.
- 이용만, 이재우, 연규필, 송요성, 이동훈. (2017). 「소비자물가지수 주거비측정 방법 심층연구」, 통계청.
- 이창무, 배익민. (2008). 시세가격을 활용한 아파트실거래가 반복매매지수 산정, 『부동산학연구』, 제14집 제2호, 한국부동산분석학회, pp.21-37.
- 임재만. (2003). 부동산지수의 측정오차에 관한 연구, 『대한국토도시계획학회

지』, 제38권 제2호, 대한국토도시계획학회, pp.77-87.

최성호, 김진유. (2012). 아파트실거래가와 거래량이 시세에 미치는 영향, 『부동산학연구』, 제18집 제2호, 한국부동산분석학회, pp.5-18.

통계청. (2016). 「공동주택매매실거래가격지수 통계정보 보고서」 보도자료.



2. 국외문헌

- Cheng, Ping, Z. Lin & Y. Liu. (2011). “Heterogeneous Information & Appraisal Smoothing,” *Journal of Real Estate Research*, Vol. 33 No. 4, pp.443–470.
- Cho, Y., S. Hwang & Y. Lee. (2014). “The Dynamics of Appraisal Smoothing,” *Real Estate Economics*, Vol. 42 No. 3, pp.497–529.
- Clayton, J., D. Geltner & S. Hamilton. (2001). “Smoothing in Commercial Property Appraisal: Evidence from Individual Appraisals,” *Real Estate Economics*, Vol. 29 No. 3, pp.337–360.
- Crone, Theodore M., L. I. Nakamura, & R. Voith. (2006). “The CPI for Rent: A Case of Understated Inflation,” FRB of Philadelphia Working Paper.
- Diaz, Julian, & M. L. Wolverton. (1998). “A Longitudinal Examination of the Appraisal Smoothing Hypothesis,” *Real Estate Economics*, Vol. 26 No. 2, pp.349–358.
- Geltner, David M. (1991). “Smoothing in Appraisal-Based Returns,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 4 No. 3, pp.327–345.
- Geltner, David M. (1993). “Temporal Aggregation in Real Estate Return Indices,” *Real Estate Economics*, Vol. 21 No.2, pp.141–166.
- Genesove, David. (2003). “The Nominal Rigidity of Apartment Rent”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 85 No.4, pp.844–853.
- Gordon, Robert J. & Todd vanGoethem. (2007). “Downward Bias in the Most Important CPI Component: The Case of Rental Shelter 1914–2003, in Berndt and Hulten edit., *Hard-to-Measure Goods and Services: Essays in Honor of Zvi Griliches*,” NBER.
- Johnson, Paul. (2015). “UK Consumer Price Statistics: A Review,” UK Statistics Authority.
- Karanka, Joni, & I. Stead. (2013). “Index of Private Housing Rental Prices,

- Historical Series,” Office for National Statistics, 2013.
- Lewis, R., & A. Restieaux. (2014). “Improvement to the Measurement of Owner Occupier’s Housing Cost and Private Housing Rental Prices,” Office for National Statistics.
- Ozimek, Adam. (2014). “Sticky rents and the CPI for owner-occupied Housing”, Working paper
- Quan, D. C. & J. M. Quigley. (1991). “Price Formation and the Appraisal Function in Real Estate Markets,” Journal of Real Estate Finance and Economics, Vol. 4 No. 2, pp.127-146.
- Shuimizu, Chihiro, S. Imai, & E. Diewert. (2015). “Housing Rent and Japanese CPI – Bias from Nominal Rigidity of Rents –,” IRES Working Paper.
- Siegel, Laurence B., & Roger G. Ibbotson. (1984). “Real Estate Returns: A Comparison with Other Investment,” Real Estate Economics, Vol. 12 No. 3, pp.219-242.
- Wheaton, William C. & R. G. Torto. (1989). “Income and Appraised Values: A Reexamination of FRC Returns Data,” Real Estate Economics, Vol. 17 No. 4, pp.439-449.

3. 기타

국토교통부. www.molit.go.kr.

한국감정원. www.kab.co.kr.

ABSTRACT

A Study on Transaction-based Jeonse Housing Price Index and Index Smoothing – The Case of Condominiums in Seoul –

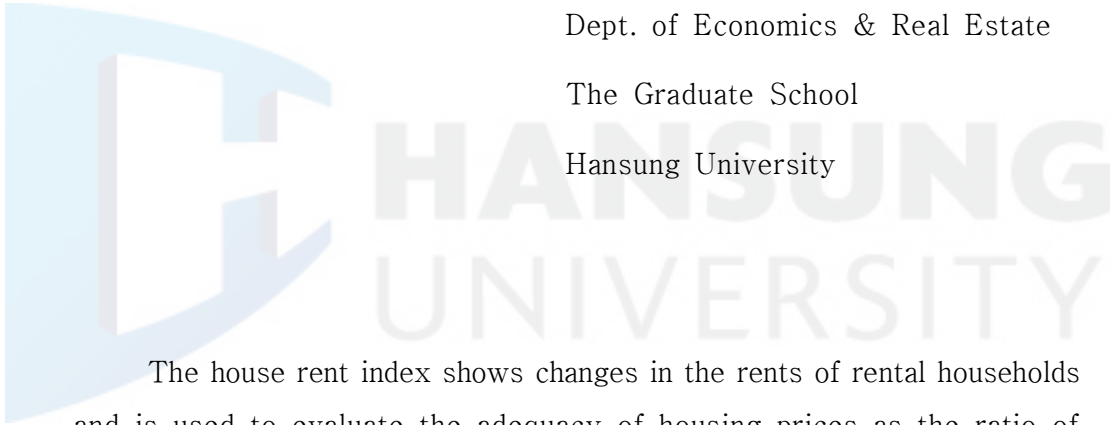
Kim, Hyun-Young

Major in Real Estate

Dept. of Economics & Real Estate

The Graduate School

Hansung University



The house rent index shows changes in the rents of rental households and is used to evaluate the adequacy of housing prices as the ratio of rent/housing price. If the fluctuation of rents is overestimated or underestimated, the housing expenditures of rental households and market situations such as the adequacy of housing prices may be wrongly judged.

Currently, in South Korea, house rent indices are created by the Korea Appraisal Board (hereinafter, KAB), KB Kookmin Bank, etc. Statistics Korea also creates a house rent index as part of the consumer price index. All of the above indices are created using the price data made by expert groups or specialized researchers by surveying the market rents of sample houses selected in advance or using the contracted rent data of sample households selected using samples of the economically active population. It is known

that indices created using surveyed prices as such may have a problem of smoothing. The fact that an index is smoothed means that the variability of the index is low and the index is lagging with a certain time difference. The smoothing of the index may appear depending on whether the cognitive bias of the investigator acts in the process of creating the index and which rent data is used. If the problem of smoothing of the index exists, market situations may be judged with distortion as mentioned above.

The first of the two problems that will be discussed in this paper is regarding whether the surveyed price-based lease price index created by the Korea Appraisal Board(hereafter, KAB lease price index) is more smoothed compared to the actually transacted price-based lease price index (hereinafter, actually transacted lease price index). In order to determine whether smoothing exists by comparing the two indices and to find out the degrees of smoothing according to market situations, the relationship between the magnitude of the difference between the two indices and the transaction volumes was analyzed using the partial adjustment model and the information-weighted hypothesis model.

The second problem was intended to analyze the problem of smoothing of the index according to repetitive transaction periods among the characteristics of contracts, using the actually transacted price index. This discussion originated in previous studies indicating that when an index is created using the contracted rents of collected samples, the movement of the index will become rigid if many houses with long repetitive transaction periods are included because there is a tendency of not raising the rent as to meet the market price when the contract is renewed due to the ties between the lesser and the lessee, or other reasons.

In order to discuss and analyze these two problems, an actually transacted price-based lease price index was created using the actually transacted lease price data between January 2011 and March 2019 provided by the

Ministry of Land, Infrastructure, and Transport, and based on the foregoing index, separate indices for short repetitive transaction periods ranging from 14 months to 24 months, and long repetitive transaction periods exceeding 24 months were created.

The indices created as such were analyzed and as a result, first, with regard to the problem of smoothing, it was found that the surveyed price-based lease price index was more smoothed compared to the actually transacted price-based lease price index. That is, when the average growth rate and standard deviation of the KAB lease price index were checked, it was found that the KAB lease price index showed a lower average growth rate than the actually transacted price-based lease price index, and smaller variability. In the cross correlation analysis, a close positive(+) correlation was shown at lag -1, indicating that a time difference.

The results of the partial adjustment model indicated that the KAB lease price index reflects about 17% of the difference in growth rate between the two indices in the previous on the growth rate in the next period. Based on the average growth rate, the KAB lease price index was shown to reflect 37% of the difference when the growth rate of lease prices is above average, 9% the growth rate of lease prices is below the average, 19% when the lease transaction volume was above the average, and about 16% when the lease transaction volume was below the average. Therefore, it was shown that the KAB lease price index reflected the difference in growth rate between the two indices in the previous period more in the current period as the price and transaction volume increased.

In the information-weighted hypothesis model, in which the period was divided into a period when the lease transaction volume was above the average and a period when the lease transaction volume was below the average, too, it could be seen that although both had negative (-) values, the reaction rates in the two period varied according to the lease transaction

volumes. That is, the difference between the two indices decreased more when the transaction volume was larger as the estimation coefficient was -0.0231 when the transaction volume was above the average, and -0.018 when the transaction volume was below the average. The same results were shown when the growth rate of the KAB lease price index is above average, indicating that the difference between two indices decreased drastically in the rising market where prices and transaction volumes increase. In the results of analysis of the second smoothing problem, it was hard to find any clear evidence of smoothing of the actually transacted price-based lease price index according to repetitive transaction periods. However, the lease price index for shorter repetitive periods showed a somewhat lower average growth rate than the lease price index for longer repetitive periods but did not show any big difference in the variability of index and time difference. However, the results of the Granger causality tests considering the appropriate time difference indicated that the index for long repetitive transaction periods exceeding 24 months Granger caused the index for short repetitive transaction periods between 14 months and 24 months. The results of the forecast error variance decomposition analysis identified by estimating the VAR model indicated that at least 45% of the movement of the index for long repetitive transaction periods have quite some explanation power for the movement of the it was confirmed that more than 45% of the index movement with long repetitive transaction period had a significant explanatory power to the movement of the index for short repetitive transaction periods. For this reason, it can be assumed to some extent that the movement of the index is affected by the repetitive transaction periods.

The purpose of this study was to check whether the house rent index, which is used as an index to judge the level and adequacy of rents of rental households and market situations, is smoothed or not. Although meaningful findings regarding smoothing were derived for the first problem, there were

limitations in data per se for the second problem because the actually transacted price data of the Ministry of Land, Infrastructure, and Transport obtained in the process of index calculation do not provide ‘dong’ information. In addition, it was difficult to analyze the variability because the period during which lease prices decreased was not long during the analysis period. Although it is expected that more meaningful findings can be obtained if the range of data that can be obtained is secured and sufficient time series are constructed later, it is remained as a task of further studies.

【key words】 Jeonse Rental Price Index, Index Smoothing,
Rental Housing Price Index, Repeat Sales Price Index
Jeonse Transaction Volume

