



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](#)

博 士 學 位 論 文

住宅價格指數와 關聯된 세 가지 에세이

- SPAR지수, 지수의 평활화, 주택가격과 거래량의 관계 -

2010年



漢 城 大 學 校 大 學 院

經 濟 不 動 產 學 科

不 動 產 學 專 攻

房 松 熙

博士學位論文
指導教授 李龍萬

住宅價格指數와 關聯된 세 가지 에세이

- SPAR지수, 지수의 평활화, 주택가격과 거래량의 관계 -

Three Essays Relevant to Housing Price Index

- SPAR Index, Index Smoothing,
Relationship between Housing Price and Transaction Volume -

2010年 6月 日

漢城大學校 大學院

經濟不動產學科

不動產學專攻

房 松 熙

博士學位論文

指導教授 李龍萬

住宅價格指數와 關聯된 세 가지 에세이

- SPAR지수, 지수의 평활화, 주택가격과 거래량의 관계 -

Three Essays Relevant to Housing Price Index

- SPAR Index, Index Smoothing,
Relationship between Housing Price and Transaction Volume -

위 論文을 不動産學 博士學位論文으로 提出함

2010年 6月 日

漢城大學校 大學院

經濟不動産學科

不動産學專攻

房 松 熙

房松熙의 不動産學 博士學位論文을 認准함

2010年 6月 日

審 查 委 員 長 (印)

審 查 委 員 (印)

審 查 委 員 (印)

審 查 委 員 (印)

審 查 委 員 (印)

목 차

제 1 장 서 론	1
제1절 연구의 배경 및 목적	1
1. 연구의 배경	1
2. 연구의 목적	4
제2절 연구의 범위 및 체계	6
1. 연구의 범위	6
2. 연구의 체계	8
제 2 장 SPAR지수모형을 이용한 대안적인 실거래가격지수의 추정	11
제1절 개 요	11
1. 연구의 배경 및 목적	11
2. 연구의 방법	14
제2절 선행연구	16
1. 특성가격지수모형	16
2. 반복매매가격지수모형	17
3. SPAR지수모형	18
4. 실거래가격지수모형 비교	19

제3절 연구모형과 자료	20
1. 연구모형	20
2. 기초자료	25

제4절 SPAR지수와 지수의 신뢰구간 추정	36
1. 구별 SPAR지수	36
2. 동남권 SPAR지수	44
3. SPAR지수의 신뢰구간	48

제5절 소 결	49
---------------	----

제 3 장 평가가격에 기초한 주택가격지수의 평활화 51

제1절 연구의 개요	51
1. 연구의 배경 및 목적	51
2. 연구의 방법	53

제2절 선행연구	53
1. 평활화 현상의 원인	53
2. 추정방법에 관한 연구	55

제3절 연구모형	59
1. 신호-잡음비율모형	60
2. 부분조정모형	61

제4절 실증분석	62
1. KB지수의 시차 지연 현상	62
2. 신뢰계수 추정	64
3. 부동산의 진정한 시장가치지수 추정	68
제5절 소 결	72
 제 4 장 주택가격과 거래량의 관계	74
제1절 개 요	74
1. 연구의 배경 및 목적	74
2. 연구의 방법	76
제2절 선행연구	77
1. 정보 이전 효과(정보의 비대칭성)	77
2. 전망이론(Prospect Theory)	78
3. 주택 구입자금 변화 이론	79
제3절 실증분석	80
1. 시계열의 안정성 검정	80
2. SPAR지수를 이용한 가격과 거래량의 관계	82
3. KB지수를 이용한 가격과 거래량간의 관계	87
4. 국토해양부 반복매매가격지수를 이용한 가격과 거래량의 관계	92
제4절 소 결	95

제 5 장 결 론	97
제1절 연구의 요약	97
제2절 연구의 한계 및 향후과제	101
참 고 문 헌	103
부록	111
ABSTRACT	129



<표 차례>

<표 1> 건축물 거래현황	7
<표 2> 연구의 체계	9
<표 3> 아파트실거래가격지수 발표단위	11
<표 4> 실거래가격지수모형 비교	20
<표 5> 구별 아파트 재고량 대비 거래량 비율	25
<표 6> 서울시 전용면적별 아파트 현황	26
<표 7> 구별 규모별 실거래건수	28
<표 8> 동남권의 연도별 규모별 재고량 대비 거래량	31
<표 9> 구별 실거래가격조사자료 및 유효자료	34
<표 10> 구별 SPAR연쇄지수의 동일성 검정결과	44
<표 11> 동남권 SPAR지수와 반복매매지수의 동일성 검정결과	45
<표 12> 선행연구에서 나타난 지수평활화의 원인	54
<표 13> 구별 SPAR지수와 KB지수의 동일성 검정결과	62
<표 14> 강남구 교차상관분석결과	63
<표 15> 서초구 교차상관분석결과	63
<표 16> 송파구 교차상관분석결과	63
<표 17> 강동구 교차상관분석결과	63
<표 18> 자기회귀 확률과정 및 각 구별 신뢰계수 추정결과	67
<표 19> 부분조정모형의 자기회귀 확률과정	67
<표 20> 각 구별 진정한 가치지수의 동일성 검정결과	71
<표 21> 분석자료 및 분석지역	77
<표 22> 거래량의 단위근 검정결과	81
<표 23> 주택가격지수의 ADF 단위근 검정 결과	82
<표 24> SPAR연쇄지수와 거래량의 그랜저인과관계검정 결과	83
<표 25> SPAR지수를 이용한 교차상관관계분석결과 (강남구)	84

<표 26> SPAR지수를 이용한 교차상관관계분석결과 (서초구)	84
<표 27> SPAR지수를 이용한 교차상관관계분석결과 (송파구)	84
<표 28> SPAR지수를 이용한 교차상관관계분석결과 (강동구)	84
<표 29> 강남구 SPAR연쇄지수와 거래량의 분산분해결과	85
<표 30> 서초구 SPAR연쇄지수와 거래량의 분산분해결과	85
<표 31> 송파구 SPAR연쇄지수와 거래량의 분산분해결과	86
<표 32> 강동구 SPAR연쇄지수와 거래량의 분산분해결과	86
<표 33> KB지수와 거래량의 그랜저인과관계검정결과	88
<표 34> KB지수를 이용한 교차상관관계분석결과 (강남구)	89
<표 35> KB지수를 이용한 교차상관관계분석결과 (서초구)	89
<표 36> KB지수를 이용한 교차상관관계분석결과 (송파구)	89
<표 37> KB지수를 이용한 교차상관관계분석결과 (강동구)	89
<표 38> 강남구 KB지수와 거래량의 분산분해결과	90
<표 39> 서초구 KB지수와 거래량의 분산분해결과	90
<표 40> 송파구 KB지수와 거래량의 분산분해결과	91
<표 41> 강동구 KB지수와 거래량의 분산분해결과	91
<표 42> 반복매매가격지수를 이용한 그랜저인과관계검정결과	92
<표 43> 반복매매지수를 이용한 교차상관분석결과 (동남권)	93
<표 44> SPAR지수를 이용한 교차상관분석결과 (동남권)	93
<표 45> 동남권 반복매매가격지수와 거래량의 분산분해결과	94
<표 46> SPAR동남권지수와 거래량의 분산분해결과	95
<부록 표 1> 구별, 월별 SPAR(연쇄지수 방식)의 평균과 표준편차	111
<부록 표 2> 강남구 아파트가격지수와 지수의 증가율	113
<부록 표 3> 서초구 아파트가격지수와 지수의 증가율	115
<부록 표 4> 송파구 아파트가격지수와 지수의 증가율	117
<부록 표 5> 강동구 아파트가격지수와 지수의 증가율	119
<부록 표 6> 동남권 아파트가격지수와 지수의 증가율	121

<부록 표 7> 강남구·서초구의 SPAR연쇄지수와 95%신뢰구간	123
<부록 표 8> 송파구·강동구의 SPAR연쇄지수와 95%신뢰구간	125
<부록 표 9> 신호-잡음비율모형으로 추정된 각 구별 신뢰계수	127



<그림 차례>

<그림 1> 강남구 규모별 거래빈도	27
<그림 2> 서초구 규모별 거래빈도	27
<그림 3> 송파구 규모별 거래빈도	27
<그림 4> 강동구 규모별 거래빈도	27
<그림 5> 강남구 아파트가격지수	37
<그림 6> 강남구 아파트가격지수의 전기 대비 증가율	37
<그림 7> 서초구 아파트가격지수	39
<그림 8> 서초구 아파트가격지수의 전기 대비 증가율	39
<그림 9> 송파구 아파트가격지수	40
<그림 10> 송파구 아파트가격지수의 전기 대비 증가율	40
<그림 11> 강동구 아파트가격지수	42
<그림 12> 강동구 아파트가격지수의 전기 대비 증가율	42
<그림 13> 동남권 구별 SPAR지수 비교	43
<그림 14> 동남권 아파트가격지수와 거래량	46
<그림 15> 동남권 규모별 SPAR지수와 반복매매가격지수	47
<그림 16> 강남구 SPAR지수의 95% 상하 신뢰구간	49
<그림 17> 서초구 SPAR지수의 95% 상하 신뢰구간	49
<그림 18> 송파구 SPAR지수의 95% 상하 신뢰구간	49
<그림 19> 강동구 SPAR지수의 95% 상하 신뢰구간	49
<그림 20> 강남구의 거래량과 실거래가 반영비율	65
<그림 21> 서초구의 거래량과 실거래가 반영비율	65
<그림 22> 송파구의 거래량과 실거래가 반영비율	66
<그림 23> 강동구의 거래량과 실거래가 반영비율	66
<그림 24> 강남구의 진정한 가치 지수와 KB지수	69
<그림 25> 서초구의 진정한 가치 지수와 KB지수	69

<그림 26> 송파구의 진정한 가치 지수와 KB지수	70
<그림 27> 강동구의 진정한 가치 지수와 KB지수	70



제 1 장 서 론

제1절 연구의 배경 및 목적

1. 연구의 배경

부동산시장은 부동산유형에 따라 상업용, 주거용, 산업용 부동산시장으로 구분할 수 있다. 이 중에서 국민의 생활과 밀접한 관련이 있고, 거래가 가장 빈번한 주거용 부동산시장, 즉 주택시장은 시장참여자들의 관심이 집중되어 있는 중요한 연구 분야이다.

주택시장에서 가장 기본이 되는 연구주제는 주택가격에 관한 연구이다. 그 이유는 시장참여자들이 주로 관심을 갖는 부분이 바로 ‘주택가격이 어떻게 움직일 것인가?’이기 때문이다. 따라서 주택가격지표는 주택시장분석의 가장 중요한 자료라고 할 수 있다.

주택시장분석에서 가격지표로 가장 빈번하게 사용되는 것이 주택가격지수(Housing Price Index)이다. 주택가격지수는 주택의 가격변화를 상대가격으로 표시한 지표로, 현재 국내에서 발표되고 있는 주택가격지수로는 KB국민은행에서 발표하는 ‘주택가격동향지수’와 국토해양부에서 발표하는 ‘아파트실거래가격지수’가 있다.¹⁾

KB주택가격동향지수는 표본주택의 평가가격²⁾을 이용하여 라스파이레스(laspeyres)방식으로 작성되며, 135개 시·도 20,355개 표본주택의 가격을 조

- 1) KB주택가격동향지수와 국토해양부의 아파트실거래가격지수 이외에 상업적인 목적으로 작성되고 있는 지수로는 부동산114의 주택가격지수가 있으나 이는 일반에 공개되지 않기 때문에 본 논문에서는 부동산114의 주택가격지수에 관한 기술을 생략하였다.
- 2) KB주택가격동향지수는 표본주택의 매기 조사가격으로 지수를 작성한다. 이때 표본주택은 매기 거래가 일어나지 않기 때문에 계약된 중개업소에서 거래사례비교법에 근거하여 매기 표본주택의 거래가능가격을 산정하고 이를 지수에 반영하고 있다. 이 때 매기 전문가에 의해 산정된 표본주택의 가격을 다수의 선행연구에서 ‘실거래가격’과 구분하는 개념에서 ‘평가가격’으로 정의하고 있다. 그러나 여기서 정의한 ‘평가가격’은 감정평가사들에 의한 부동산의 가치평가(Appraisal)와는 다른 개념이다. 다만 본 논문에서는 실거래가격에 기초한 주택가격지수와 구분의 목적으로 선행연구에서 기술한대로 KB주택가격동향지수에 사용된 ‘조사가격’을 ‘평가가격’이라는 용어로 사용하였다.

사하여 매 월 발표되고 있다.

1986년부터 발표되기 시작한 KB주택가격동향지수는 20년 이상의 장기 시계열을 구축하고 있기 때문에 주택시장분석의 도구로 널리 이용되고 있다. 특히 주택의 유형별, 지역별, 건축연령별, 점유형태별 지수는 주택 특성에 따라 달리 움직이는 주택의 가격변화를 보여줄 수 있기 때문에 주택의 부분시장분석에 유용하다.

하지만 KB주택가격동향지수의 문제점을 지적하는 선행연구도 다수 존재한다. 대표적으로 지수작성에 사용되는 가격정보의 신뢰성문제와 지수평활화(smoothing)문제를 들 수 있다.³⁾

KB주택가격동향지수는 표본주택의 평가가격을 이용하여 지수를 작성하는 방식으로, 평가가격은 중개업자들로부터 수집된 표본주택의 ‘시세가격’을 이용한다. 이때 가격을 평가하는 중개업자들은 거래의 전문가이지만 가격평가의 전문가가 아니기 때문에 중개업자들로부터 수집된 시세가격이 왜곡되었을 가능성이 있다.

또한 주택의 가격이 지속적으로 상승(하락)하다가 어느 시점에 가격이 하락(상승)할 경우, 중개업자들은 이러한 가격 변화가 일시적인 현상인지 장기적인 추세인지를 파악하고 난 후에 이를 시세가격에 반영 하게 된다. 경우에 따라서는 자신이 평가한 시세가격을 평균적으로 산출하려는 경향을 보일 수도 있다. 이러한 평가 성향 때문에 지수의 평활화 현상⁴⁾이 나타나게 된다.

만약 선행연구에서 지적하는 것처럼 지수작성에 사용한 가격자료의 신뢰성이 떨어지고, 지수의 평활화가 존재한다면 KB주택가격동향지수는 시장의 상황을 정확히 보여주지 못한다.

반면 2009년 12월부터 국토해양부에서 발표하는 ‘아파트실거래가격지수’는 실거래가격에 기초하여 작성되기 지수이기 때문에 시장상황을 보다 정확하게 보여줄 수 있고, 실거래가격자료를 사용하기 때문에 평가 행태에서 발생하는 지수의 평활화 문제가 존재하지 않아 지수의 정확성 측면에서

3) 노영훈(2007), 이용만 외(2007), 이용만 외(2008)등이 대표적인 선행연구이다.

4) 지수의 평활화 현상이란 평가가격의 변동성이 실제 시장가격의 변동성보다 작고(low volatility), 시장가격의 움직임보다 늦게 움직이는(time lag) 현상을 통칭한다.

우수하다고 할 수 있다⁵⁾.

그러나 국토해양부의 아파트 실거래가격지수 역시 문제점은 존재한다. 가장 큰 문제는 지수가 서울 5대 생활권역과 6대 광역시, 그리고 9개 도단위로 밖에 발표되지 않는다는 점이다. 주택시장은 지역별로 차별화되어 있기 때문에 이런 한계는 더욱 클 수밖에 없다.

현행 아파트실거래가격지수가 광역 단위로 발표되는 이유는 지수작성방법으로 사용되고 있는 반복매매가격지수모형의 특성 때문이다. 실거래가격지수 추정 모형으로 사용하고 있는 반복매매가격지수모형은 동일한 주택이 2회 이상 거래되었을 때 첫 번째 매매가격과 두 번째 매매가격간의 가격변화율로 지수를 추정하는 방식이다. 따라서 반복매매가격지수모형으로 실거래가격지수를 추정하게 되면 실거래가격정보를 모두 이용하지 못하기 때문에 지수의 안정성을 확보하기 위하여 지수의 발표단위를 광역단위로 한정할 수밖에 없다.

또한 2회 이상 거래가 이루어진 주택의 가격변화만이 주택가격지수에 반영되기 때문에 표본추출오류(sample selection error)를 확대시킬 수 있으며, 새로운 거래쌍의 출현으로 이전에 발표된 지수 값이 바뀌는 지수수정(revision of index)문제가 존재한다. 그리고 현행 지수추정과정에서 동일주택가정에 의한 거래쌍이 다수일 경우 평균매매가격을 사용하기 때문에 지수의 신뢰구간계산에 오류가 발생할 가능성이 있다.⁶⁾

이상과 같은 문제점을 가지고 있는 주택가격지수를 이용하여 시장을 분석할 경우, 그 분석결과는 신뢰하기 어렵다. 대표적으로 KB주택가격동향지수를 이용하여 주택거래량과 가격과의 관계를 분석하였다면 KB주택가격동향지수의 평활화가능성 때문에 분석결과에 오류가 발생할 수 있다. 따

5) 지수의 평활화 현상의 원인으로는 지수작성과정에서 발생하는 문제와 지수작성에 사용한 가격자료에서 발생하는 문제로 구분할 수 있다. 지수작성과정에서 발생하는 평활화 현상은 실거래가격에 기초한 지수와 평가가격에 기초한 지수에 모두 존재한다. 그러나 가격자료에 의한 평활화 현상은 실거래가격에 기초한 지수에서는 발생할 여지가 적다.

6) 실거래가격지수의 또 다른 문제점으로는 속보성의 문제가 있다. 실거래가격지수는 실거래 계약이 체결된 후 가격지수에 반영되기까지 약 3개월의 시차가 발생하기 때문에 KB주택가격동향지수에 비하여 속보성이 떨어진다.

라서 KB주택가격동향지수가 평활화 되어있다면 평활화 정도가 어느 정도인지 검토해보아야 할 것이다.

KB주택가격동향지수의 평활화 정도를 분석하기 위해서는 실거래가격지수와 지수의 신뢰구간이 필요하다. 하지만 국토해양부의 실거래가격지수는 지수의 신뢰구간을 발표하고 있지 않을 뿐만 아니라 지수의 신뢰구간 계산에 오류가 있기 때문에 국토해양부의 아파트실거래가격지수를 이용하여 KB주택가격동향지수의 평활화 정도를 추정할 수 없다.

또한 광역단위로 발표되는 국토해양부의 아파트실거래가격지수로는 지역별로 차별성이 큰 주택시장에서 가격과 거래량간의 관계 분석이나 부동산 포트폴리오 효과 분석을 하는데 한계가 있다.

따라서 국토해양부의 아파트실거래가격지수의 대안적인 방법이 필요하다. 즉 현행 아파트실거래가격지수의 문제점을 보완할 수 있는 대안적인 실거래가격지수를 추정하고, 이를 이용하여 KB주택가격동향지수의 평활화 정도나 거래량과 가격간의 관계 등을 새롭게 조명해 보는 작업이 필요한 것이다.

2. 연구의 목적

이상과 같은 연구의 배경에 따라, 본 논문은 다음과 같은 세 가지 주제의 연구를 수행하고자 한다.

첫째, 실거래가격지수 작성 방법 중의 하나인 SPAR지수모형을 이용하여 정확한 신뢰구간 추정이 가능한 대안적인 아파트실거래가격지수를 개발하고자 한다.

SPAR지수모형은 반복매매가격지수모형이 가지고 있는 표본추출 오류, 지수의 신뢰구간 오류 문제와 하위시장 지수작성이 불가능한 문제, 지수수정(revision of index)문제 등을 보완할 수 있는 지수작성 모형이다. 이런 이유에서 SPAR지수모형을 이용하여 대안적인 실거래가격지수와 지수의 신뢰구간을 추정하고, 반복매매가격지수모형으로 추정된 아파트실거래가격지수 또는 KB주택가격동향지수와 차이점을 살펴보고자 한다.

둘째, 대안적인 실거래가격지수를 이용하여 KB주택가격동향지수에 평활

화(smoothing)현상이 존재하는지, 평활화 현상이 존재한다면 평활화 정도는 어느 정도인지를 분석하고자 한다.

이미 KB주택가격동향지수의 평활화 현상을 규명한 선행연구가 존재한다. 이용만·이상한(2008)의 연구가 그 것인데, 이 연구에서는 평활화 정도를 분석하는 모형으로 부분조정계수모형을 사용하였다. 이용만·이상한(2008)은 지수 평활화의 또 다른 모형인 신호-잡음비율모형을 사용하지 못하였는데, 그 이유는 현행 아파트 실거래가격지수의 신뢰구간이 공개되지 않을 뿐 아니라 앞서 반복매매가격지수의 문제점으로 언급하였다시피 계산된 신뢰구간에 오류가 존재할 가능성이 있기 때문이었다.

본 연구에서는 대안적인 실거래가격지수의 신뢰구간을 이용하여 신호-잡음비율모형과 부분조정계수모형으로 KB주택가격동향지수의 평활화 정도를 추정하고, 두 모형에 의한 결과를 상호 비교하여 KB주택가격동향지수의 평활화 문제를 재평가해보고자 한다.

셋째, 대안적인 실거래가격지수를 이용하여 주택가격과 거래량의 관계를 규명해보고자 한다.

해외의 선행연구에 따르면 부동산가격과 거래량은 정(正)의 상관관계를 갖고 있는 것으로 나타나고 있다. 부동산 가격과 거래량이 정(正)의 상관관계를 갖는 것이 이상할 이유는 없지만, 시장이 합리적이라면 부동산 가격과 거래량이 정(正)의 상관관계를 가져야 할 필연적인 동인은 없다. 그래서 외국의 선행연구에서는 부동산 가격과 거래량이 정(正)의 상관관계를 갖는 현상을 두고 ‘부동산학계가 풀어야 할 퀴즈 중 하나’로 취급하고 있다.

그 이유가 무엇이든 간에 부동산의 거래량과 가격이 같은 방향으로 움직인다는 사실은 시장참가자들에게 매우 유용한 지식이 된다. 즉, 부동산의 거래량에 대한 정보를 사전에 알고 있다면, 부동산의 가격을 예측하는데 상당히 유리한 입장에 설 수 있기 때문이다.

국내에서도 KB주택가격동향지수를 이용하여 부동산가격과 거래량의 관계를 분석하고자 한 시도가 있었다. 그러나 앞서 언급하였다시피 KB주택가격동향지수의 평활화 문제 때문에 가격과 거래량의 관계를 명확하게 보

여 주지는 못하였다. 물론 현행 실거래가격지수를 이용하여 부동산가격과 거래량의 관계를 볼 수도 있지만, 현재 발표되고 있는 국토해양부의 실거래가격지수는 광역단위로만 발표되기 때문에 지역적 특성이 강한 하부시장에서는 그 관계를 확인하기 어렵다.

따라서 본 연구에서는 대안적인 SPAR실거래가격지수를 이용하여 부동산가격과 거래량 사이에 정(正)의 상관관계가 나타나는지, 그리고 두 시계열이 시차를 두고 영향을 주는지를 살펴보고자 한다.

제2절 연구의 범위 및 체계

1. 연구의 범위

본 논문에서는 국토해양부에서 매월 공개하는 주택 실거래가격자료를 이용하여 세 가지 주제를 분석하고자 한다.

먼저 분석대상이 되는 주택의 유형은 아파트로 한정하여 분석을 실시한다. 그 이유는 실거래가격자료가 아파트에 한정되어 공개되고 있기 때문이다. 자료상의 제약으로 분석대상을 아파트로 한정할 수밖에 없지만, 시장참여자의 관심이 아파트 거래에 초점이 맞추어져 있고, 주택시장에서 아파트가 차지하는 비중이 높기 때문에 아파트만을 분석대상으로 삼아도 나름대로 연구의 의의가 있을 것으로 판단된다.

주택시장에서 아파트가 차지하는 비중이 크다고 판단한 근거로, 첫째, 재고주택의 주택유형 중 아파트가 차지하는 비중이 큰 것을 들 수 있다. 2005년 인구주택총조사에 따르면, 재고주택의 주택유형 중 아파트가 차지하는 비중은 53.9%로, 주택의 유형 중 그 비중이 가장 높은 것으로 나타났다.

둘째, 거래되는 건축물 유형 중 아파트가 차지하는 비중이 높은 것을 들 수 있다. 건축물거래통계를 살펴보면, 2006년부터 2009년 사이 거래된 전국의 건축물 중 아파트가 차지하는 비중은 전체 건축물 거래 건의 57.0%~65.3%로, 가장 높은 거래 비중을 보이는 것으로 나타났다.

<표 1> 건축물 거래현황

단위 : 호, (%)

	구분	합 계	주 거 용			
			소계	단독주택	연립주택	아파트
2006	전국	1,788,337	1,580,569 (88.4)	176,951	275,117	1,128,501 (63.1)
	서울	403,634	337,802 (83.7)	42,026	104,201	191,575 (47.5)
	동남권	77,092	62,288 (80.8)	3,263	17,492	41,533 (53.9)
2007	전국	1,474,438	1,232,123 (83.6)	141,671	250,725	839,727 (57.0)
	서울	291,086	208,310 (71.6)	28,917	80,603	98,790 (33.9)
	동남권	49,771	31,447 (63.2)	1,798	9,619	20,030 (40.2)
2008	전국	1,493,295	1,259,581 (84.3)	130,067	240,440	889,074 (59.5)
	서울	267,473	194,077 (72.6)	25,782	73,167	95,128 (35.6)
	동남권	47,250	33,252 (70.4)	1,792	8,085	23,375 (49.5)
2009	전국	1,423,352	1,217,460 (85.5)	121,901	165,861	929,698 (65.3)
	서울	228,067	177,185 (77.7)	18,244	50,453	108,488 (47.6)
	동남권	56,668	43,459 (76.7)	1,734	7,334	34,391 (60.7)

주 : 국토해양부 건축물 거래현황을 참조하여 재구성.

주 : '동남권'은 '2020 서울 도시기본계획'에 따른 서울의 5대 생활권역으로 강남구, 서초구, 송파구, 강동구를 지칭함.

주 : 다가구주택의 거래 건은 단독주택과 통합하여 기록하였고, 다세대주택의 거래 건은 연립주택과 통합하여 기록하였음.

분석기간은 2006년 1월부터 2009년 12월까지 48개월로 하였다. 2006년 1월을 분석기간의 시작점으로 삼은 이유는 2005년 7월에 제정된 「공인중개사의업무및부동산거래신고에관한법률」에 의해 2006년 1월부터 주택의 실거래가격 자료를 확보할 수 있기 때문이다. 분석의 끝점은 2009년 12월로 하였다. 분석의 끝점이 2009년 12월이기는 하지만, 현행법상 계약일로부터 60일 이내 거래신고를 의무화하고 있기 때문에 2009년 12월의 거래자료가 모두 반영되었을 것으로 판단되는 2009년 3월 초일의 자료를 이용하여 분석을 실시하였다.⁷⁾

분석 대상 지역은 강남구, 서초구, 송파구, 강동구로 구성된 서울 동남

7) 이용만 외(2007)에 따르면 서울시에서 2006년 1월부터 2007년 5월까지 거래된 주택들의 계약시점과 신고시점의 차이를 분석한 결과 거래건수의 43.2%가 계약 후 15일 이내에 신고하며, 80% 이상이 계약 후 30일 이내에 신고하는 것으로 나타났고, 전체 계약건의 95%이상이 60일 이내에 신고하는 것으로 나타난 바 있다. 따라서 2009년 12월 계약 건은 2010년 3월 초일 95%이상 전산에 반영되었을 것이라 판단하였다.

권역으로 한정하였다. 이 지역을 분석대상으로 삼은 이유는 이 지역이 서울의 아파트가격을 견인하는 것으로 시장참여자들이 인식하고 있으며, 시장참여자들의 주된 관심지역이기 때문이다. 또한 거래정보가 충분하여 유의한 분석결과를 얻을 수 있을 것이라 판단되었기 때문에 강남 4구를 분석대상으로 삼았다.

물론 서울 동남권역 외에 서울의 다른 권역이나 서울 외의 다른 지역을 추가 분석대상으로 삼는다면, 보다 다양한 함의를 얻을 수 있을 것이다. 그러나 국토해양부가 제공하는 아파트실거래가격 자료는 파일 형태로 제공되지 않아 매 거래 건을 수작업으로 입력해야 하기 때문에 분석대상 지역을 확장하는 데에는 상당한 시간과 비용이 수반된다. 이런 문제점 때문에 본 연구에서는 거래정보가 충분하고 시장참여자들의 관심이 집중되어 있는 서울 동남권역으로 분석 대상지역을 한정할 수밖에 없었다.

2. 연구의 체계

본 논문은 앞서 설명한 세 가지 연구주제를 장별로 각각 다루도록 하여, 하나의 장이 하나의 에세이가 되도록 구성하였다. 따라서 각각의 장은 독립적인 논문 형식을 갖추고 있다. 각 장마다 연구의 목적과 방법, 선행연구와 분석 자료가 상이하기 때문에, 장 별로 연구의 목적과 방법을 기술하고, 선행연구와 이론적 모형, 분석자료, 실증분석, 분석결과, 소결을 작성하였다.

먼저 제1장 서론에서는 본 논문에서 다루고자 하는 연구주제를 간략하게 소개하였고, 제2장에서는 아파트 실거래가격자료를 이용하여 SPAR지수 모형으로 주택가격지수를 추정하고 몬테카를로 시뮬레이션 기법으로 지수의 신뢰구간을 추정하였다. 제3장에서는 제2장에서 추정된 SPAR지수와 지수의 신뢰구간을 이용하여 KB주택가격동향지수의 평활화 정도를 분석하였다. 제4장에서는 일반시장에서 거래된 아파트거래량과 주택가격과의 관계를 KB주택가격동향지수, SPAR지수, 반복매매가격지수를 이용하여 검증하였다. 마지막으로 제5장에서는 제2장, 제3장, 제4장의 연구결과를 요약하고, 연구의 제안점과 한계점을 서술하였다.

<표 2> 연구의 체계

구 성	내 용	방 법
제 1장 서 론	- 연구배경과 목적 - 연구범위와 방법 - 연구의 체계	
▼		
제 2장 SPAR지수 모형을 이용한 대안적인 실거래가격지수 추정	1. 개요 2. 선행연구 검토 3. 연구모형 4. 실증분석 5. 소결	- 문헌연구 - 기초자료 분석 - SPAR Index Model - Monte Carlo Simulation
▼		
제 3장 평가가격에 기초한 주택가격지수의 평활화	1. 개요 2. 선행연구 검토 3. 연구모형 4. 실증분석 5. 소결	- 문헌연구 - 기초자료분석 - Partial Adjustments Model - Quan and Quigley Model - Cross Correlation Analysis
▼		
제 4장 주택가격과 거래량의 관계	1. 개요 2. 선행연구 검토 3. 실증분석 4. 소결	- 문헌연구 - 기초자료분석 - Granger Causality Test - Cross Correlation Analysis - Variance Decomposition Analysis
▼		
제5장 결 론	- 연구의 요약 - 연구의 한계 및 향후 과제	

본 논문에서 제2장과 제3장, 그리고 제4장은 각각 별도의 논문처럼 되어 있지만, 각 장은 상호 연결되어 있다. 예를 들어 제4장의 주제를 연구하기 위해서는 제2장과 제3장의 결론이 전제되어야 한다. 그리고 제3장의 주제를 연구하기 위해서는 제2장의 연구결과가 필요하다. 결국 본 논문은 세 개의 주제로 되어 있지만, 이 주제들은 상호 연결되어 있는 것이다.



제 2 장 SPAR지수모형을 이용한 대안적인 실거래가격지수의 추정

제1절 개 요

1. 연구의 배경 및 목적

국토해양부에서는 전국의 아파트를 대상으로 실제 거래 신고된 아파트의 가격수준 및 변동률을 파악하여 정확한 시장동향 정보를 제공하고 동시에 정부 정책수립에 참고자료로 사용하기 위하여 ‘아파트실거래가격지수(Transaction-based Sales Price Indices For the Apartment Housing Market)’를 2009년 12월부터 발표하고 있다.

<표 3> 아파트실거래가격지수 발표단위

발표단위		포함지역
전국		서울, 광역시, 기타
수도권		서울, 경기, 인천
서울	전지역	서울 26개 구
	도심권	종로구, 중구, 용산구
	동북권	강북구, 도봉구, 노원구, 성북구, 중랑구, 동대문구, 성동구, 광진구
	동남권	서초구, 강남구, 송파구, 강동구
	서북권	은평구, 서대문구, 마포구
	서남권	강서구, 양천구, 영등포구, 구로구, 금천구, 동작구, 관악구
광역시		부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 울산
기타		경기, 강원, 충북, 충남, 전북, 전남, 경북, 경남, 제주

자료 : 국토해양부 아파트실거래가격지수 사이트(<http://www.kreic.co.kr/kreic/index.jsp>)

아파트실거래가격지수의 발표단위는 전국, 수도권, 서울⁸⁾과 6대광역시 9개도 지역이며, 국토해양부는 계약 월 기준으로 지수를 작성하여, 매월 20

8) 서울지역의 지수는 다시 ‘2020 서울 도시기본계획’에 따른 5개 생활권역인 도심권, 동북권, 동남권, 서북권, 서남권으로 세분하여 발표되고 있다.

일 10종의 지수를 발표하고 있다.

국토해양부에서 발표하는 아파트실거래가격지수는 반복매매가격지수모형(Repeat Sale Price Index Model)으로 지수를 작성하고 있는데, 이는 지수 산정기간 중 2회 이상 거래가 이루어진 동일주택의 가격변동률을 이용하여 다음과 같은 산식으로 지수를 작성하는 방법이다.

$$\ln V_s - \ln V_f = \left(\sum_{i=1}^k \beta_{is} \ln X_i + r_s B_s + \epsilon_s \right) - \left(\sum_{i=1}^k \beta_{if} \ln X_i + r_f B_f + \epsilon_f \right) \quad (\text{II-1})$$

여기서 V_f : 첫 번째 매매시점의 매매가격

V_s : 두 번째 매매시점의 매매가격

X_i : i번째 주택특성변수

B_f : 첫 번째 매매시점을 나타내는 가변수

B_s : 두 번째 매매시점을 나타내는 가변수

여기서 첫 번째 매매시점과 두 번째 매매시점 사이 주택의 특성이 변하지 않았고, 주택특성의 잠재가격(implicit price, hedonic price)이 고정되어 있다고 가정하면 $\sum_{i=1}^k \beta_{is} \ln X_i$ 와 $\sum_{i=1}^k \beta_{if} \ln X_i$ 가 같아지므로 결국 위의 식은 다음과 같이 정리된다.

$$\ln \left(\frac{V_s}{V_f} \right) = r_s - r_f + \epsilon \quad (\text{II-2})$$

그러나 현실적으로 주택이 일정한 기간 내에 2회 이상 반복적으로 거래되는 경우가 많지 않기 때문에 지수 작성에 사용되는 실거래가격자료의 자료 탈락비율이 높다는 한계가 있다.⁹⁾ 이 때문에 현행 국토해양부에서

9) 가격자료의 축적기간이 길어지면 동일한 주택이 거래됨으로써 이러한 문제가 자연스럽게 해결될 수 있다. 하지만 우리나라의 경우, 2006년 1월부터 실거래가격자료를 확보하고 있는 현실에서 지수개발 초기에는 이러한 문제가 더욱 클 수밖에 없다.

아파트실거래가격지수를 추정할 때에는 ‘동일주택가정’을 이용하여 실거래 가격자료의 탈락비율을 낮추고 있다. ‘동일주택가정’을 이용하면, 동일한 주택이 아니더라도 단지, 건물(동), 면적, 층 그룹의 특성이 같은 주택을 동일주택으로 취급하여 거래쌍이 구성되기 때문에 실거래가격자료의 탈락 비율을 낮출 수 있다.

그러나 이 경우, 어느 범위까지 동일주택으로 가정할 것인지를 두고 지 수 작성기관의 주관이 개입될 여지가 있으며, 이는 지수의 정확성 측면에서 문제가 될 수 있다.

또한 동일주택가정을 통하면 반대로 다수의 거래쌍이 존재하는 문제가 발생한다. 현행 국토해양부의 아파트실거래가격지수는 다수의 거래쌍이 발생할 경우 첫 번째 거래가격의 평균과 두 번째 거래가격의 평균을 지수작성에 사용함으로써 이 문제를 해결하고 있다. 따라서 앞의 수식(II-2)는 동일주택가정을 적용하면 다음과 같이 바뀌게 된다.

$$\ln \left(\frac{\frac{1}{n} \sum_{q=1}^n V_{qs}}{\frac{1}{m} \sum_{k=1}^m V_{kf}} \right) = r_s - r_f + \epsilon \quad (\text{II-2'})$$

여기서 $k = 1, 2, \dots, m$: 첫 번째 매매시점에 거래된 ‘동일주택’
 $q = 1, 2, \dots, n$: 두 번째 매매시점에 거래된 ‘동일주택’

이 경우 지수의 신뢰구간 계산에 문제가 발생한다. 지수의 신뢰구간은 매매시점을 나타내는 가변수 추정 값의 표준오차(standard error)를 이용하여 계산되는데 거래쌍의 평균가격을 사용함으로써 나타난 첫 번째 시점과 두 번째 시점의 분산 차이는 고려되지 않은 채 신뢰구간이 계산된다. 그러나 이렇게 계산된 신뢰구간은 실제의 신뢰구간보다 과소평가된다.

실거래가격지수와 지수의 신뢰구간을 알면 평가가격에 기초한 주택가격 지수의 평활화 정도를 추정할 수 있다. 하지만 국토해양부의 아파트실거래

가격지수는 지수의 신뢰구간이 일반에 발표되고 있지 않을 뿐 아니라, 지수의 신뢰구간이 발표된다 하더라도 지수의 신뢰구간 계산에 이와 같은 오류가 있기 때문에 이 지수를 이용하여 평가가격에 기초한 주택가격지수의 평활화 정도를 추정하는데 한계가 있다.

실거래가격에 기초한 주택가격지수는 실제 거래가 이루어진 주택이 모집단(재고주택)을 대표하지 못할 경우 표본추출 오류가 발생할 수 있다. 거래량이 많은 경우 표본추출 오류 문제는 우려할 사항이 아니나, 문제는 거래량이 적은 경우 표본추출 오류가 심각해 질 수 있다는 것이다. 특히 반복매매가격지수모형의 경우 거래쌍의 가격변화율로 지수를 작성하기 때문에 실거래 가격자료를 모두 사용하지 못하므로 표본추출 오류로부터 자유로울 수 없으며 특히 거래량이 적은 시기에는 표본추출오류가 더욱 심화된다.

또한 거래쌍 구성 과정에서 수요자의 선호가 강한 특성을 갖는 주택의 가격변화율은 지수에 민감하게 반영되고, 상대적으로 거래가 적은 특성을 갖는 주택의 가격변화는 지수에 둔감하게 반영될 수 있다. 예를 들면 상대적으로 거래가 적은 대형아파트나 비선호되는 층의 아파트 가격변화는 지수에 적게 반영될 수 있다.¹⁰⁾

국토해양부의 아파트실거래가격지수는 지수의 안정성을 확보하기 위하여 지수의 발표단위를 광역단위로 발표하고 있다. 이 때문에 지역별, 규모별, 건축연령별 가격 차이가 큰 주택시장의 하부시장 분석이 어렵다.

이런 이유에서 본 장에서는 반복매매가격지수모형의 대안으로 최근 부각되고 있는 SPAR지수모형을 이용하여 실거래가격지수를 추정하고, 이를 이용하여 주택시장의 현황을 다각도로 분석하고자 한다. 또한 몬테카를로 시뮬레이션(monte carlo simulation) 기법을 이용하여 지수의 신뢰구간을 추정하고 KB지수의 평활화분석의 기초를 다지고자 한다.

2. 연구의 방법

10) 또 다른 예로 나홀로아파트나 단지의 규모가 작은 아파트의 가격변화도 지수에 적게 반영될 수 있다.

SPAR(Sale Price Appraisal Ratio)지수는 평가가격 대비 실거래가격비율을 이용하여 지수를 작성하기 때문에 SPAR지수모형으로 지수를 추정하기 위해서는 매기 거래된 주택의 평가가격이 필요하다. 현재 우리나라에서는 「부동산 가격공시 및 감정평가에 관한 법률」에 근거하여 한국감정원이 매년 1월 1일 기준으로 공동주택에 대한 공시가격을 공표하고 있다. 이 공시가격은 해당 시점의 거래 가능한 가격으로 평가되기 때문에 SPAR지수 작성을 위하여 매기 거래된 아파트의 가격을 따로 평가할 필요 없이 공시가격을 평가가격으로 사용할 수 있다. 따라서 본 논문에서는 매기 거래된 아파트의 공시가격을 평가가격으로 보고, 공시가격 대비 실거래가격 비율(이를 SPAR라고 부른다)을 이용하여 SPAR지수를 추정하였다.

지수의 작성주기는 기존 주택가격지수와 비교 편의성을 고려하여 매월 단위로 추정하였고, 분석에 사용한 자료는 2006년 1월부터 2009년 12월까지 거래된 강남구, 서초구, 송파구, 강동구의 아파트(주상복합 포함) 실거래가격자료와 해당아파트의 공시가격이다. 공시가격은 2006년부터 2009년까지 4개 년의 1월 1일 기준 공시가격을 사용하였다.

SPAR지수를 작성하기에 앞서 본 논문에서는 먼저 Box-Plot방식으로 공시가격 대비 실거래가격비율의 이상치를 제거하였다. 그리고 권역지수의 통합 방법을 결정하기 위해 구별 SPAR의 동일성 여부를 ANOVA 검정방법으로 검정하였다.

본 논문에서는 두 가지 방법으로 SPAR지수를 추정하였다. 먼저 2009년의 공시가격을 기준으로 단순평균SPAR지수를 추정하였고, 두 번째로 매년의 공시가격을 이용하여 SPAR연쇄지수를 추정하여 단순평균 SPAR지수와 차이를 비교하였다. 또한 구별로 SPAR지수를 추정하여 KB주택가격동향지수와 차이를 살펴보고, 동남권역 SPAR지수와 국토해양부 아파트실거래가격지수와 비교해 보았다.

마지막으로 몬테카를로 시뮬레이션기법을 이용하여 SPAR지수의 신뢰구간을 구하였다.

제2절 선행연구

주택가격지수에 관한 선행연구는 지수작성모형에 관한 연구와 모형의 문제점 및 개선방안에 관한 연구 등 다양한 방면으로 연구가 진행되었다. 지수작성모형에 관한 연구는 평가가격에 기초한 지수작성모형과 실거래가격에 기초한 지수작성모형으로 구분할 수 있다.

평가가격에 기초한 지수는 표본주택을 정하고 매기 동일한 표본주택의 평가가격을 이용하여 지수를 추정하기 때문에 주택의 특성이 변화하였는지 여부가 지수 추정 시 주요 검토 대상이 되지 않는다. 그러나 실거래가격에 기초한 주택가격지수는 매기 거래되는 주택의 특성이 다르기 때문에 주택의 특성 차이로 인한 가격 차이를 통제해야 정확한 지수를 추정할 수 있다.

실거래가격지수를 추정할 때 주택의 특성 차이에 따른 가격 차이를 통제하는 방법으로 그 동안 특성가격지수모형과 반복매매가격지수모형이 주로 사용되었는데 최근에는 SPAR지수모형이 대안적 모형으로 검토되고 있다.¹¹⁾

1. 특성가격지수모형

특성가격지수모형은 Rosen(1974)에 의해 기틀이 마련되었고, 현재 미국, 영국, 프랑스, 홍콩, 노르웨이, 스위스 등에서 이 방법으로 지수를 작성하여 발표하고 있다.

특성가격지수모형은 Halvorsen and Pollakowski(1981), Cropper, Deck, McConnell (1988), Knight, Dombrow and Sirmans(1995), Capozza etc(1996), DiPasquale and Wheaton(1996), Malpezzi(2003) 등에 의해 발전되어 왔다.

국내에서는 이용만(2007)이 시간변동계수(time varying parameter)모형으로

11) 본 장은 실거래가격지수 개발이 주요 목적이기 때문에 평가가격에 기초한 지수에 관한 사항에 대해서는 서술하지 않고, 실거래가격지수와 관련한 선행연구를 중심으로 기술하고자 한다.

, 박헌수(2009)가 시간더미변수방법과 연쇄지수 방법으로 주택가격지수를 작성한 바 있다.

특성가격지수모형은 주택의 특성 차이에 따른 가격 차이를 통제하기 위해 주택특성의 잠재가격을 추정한 후, 이를 이용하여 가상의 표준주택을 만들고, 가상의 표준주택 가격 변화를 추적하는 방법이다.

특성가격지수모형 중 가장 일반적으로 사용되는 시간더미변수방법의 경우 주택가격지수를 추정하기 위해서는 매기 거래되는 주택특성의 잠재가격을 아래와 같은 식으로 추정한다. 이 때 지수는 시간더미변수의 추정계수를 이용하여 작성한다.

$$P = \sum_{i=1}^k \beta_i X_i + \beta_t D_t + \epsilon \quad (\text{II-3})$$

여기서 P : 주택의 실거래 가격
 X_i : 주택이 가지고 있는 특성
 β_i : i 번째 주택특성의 잠재가격
 D_t : 매 시점 시간 더미변수

2. 반복매매가격지수모형

반복매매가격지수모형(Repeat Sale Price Index Model)은 지수작성 기간 중 2회 이상 거래가 이루어진 주택의 매매가격을 이용하여 지수를 작성하는 방법으로 미국, 영국, 네덜란드 등에서 사용되는 모형이다.

반복매매가격모형은 Bailey, Muth and Nourse(1963)에 의해 제안되었고, 이후 Case and Shiller(1989)에 의해 정형화되었다. 국내에서는 이창무 외(2002), 이창무 외(2005)가 부동산114의 자료를 이용하여 반복매매가격지수 모형으로 지수를 작성한 바 있다. 반복매매가격지수모형의 기본 추정식은 앞의 수식 (II-2)와 같다.

Case, Pollakowski and Wachter(1991), Clapp, Giaccotto and Tirtiroglu

(1991)는 반복매매가격모형의 문제점인 두 거래시점 간에 이루어진 주택의 특성변화를 반영하지 못하는 문제를 해결하고자 하였으며, Clapp and Giaccotto(1992)와 Meese and Wallace(1997)는 반복매매가격지수에 표본추출 편의가 존재함을 증명하였다.

3. SPAR지수모형

SPAR(sale price appraisal ratio)지수모형은 1960년대부터 뉴질랜드에서 사용해 오던 지수작성방법으로 평가가격 대비 실거래가격 비율을 이용하여 지수를 작성한다. SPAR지수는 뉴질랜드, 스웨덴, 덴마크 등에서 사용되고 있으며, 최근에는 특성가격지수모형과 반복매매가격지수모형의 대안으로 여러 나라에서 논의되고 있다.

Bourassa, Hoesli and Sun(2006)에 따르면, SPAR방법은 특성가격함수에 의한 시간변동계수모형과 비슷한 결과를 보여주고 있으며 반복매매가격지수모형이 가지고 있는 표본오차 편의(bias)문제나 좁은 지역의 지수 작성 문제 등을 피할 수 있다.

SPAR지수는 기준시점의 평가가격이 주택의 특성 차이에 따른 가격 차이를 잘 반영하고 있다고 가정하고, 각 시점 별 거래된 주택의 평가가격 대비 실거래가격 비율을 단순 평균한 후(평균SPAR), 다음의 식과 같이 기준시점의 평균SPAR 대비 비교시점의 평균SPAR로 지수를 작성하는 방법이다.

$$I_t = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{P_{ti}}{A_{0i}}}{\frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \frac{P_{0j}}{A_{0j}}} \quad (\text{II-6})$$

여기서 P_0, P_t : 0시점, t시점의 실거래가격
 A_0 : 0시점의 평가가격
 $j = 1, 2, \dots, m$: 0시점에 거래된 주택
 $i = 1, 2, \dots, n$: t시점에 거래된 주택

국내에서는 SPAR지수모형을 이용하여 주택가격지수를 추정한 연구가 충분히 이루어지지 않은 상태이다. 이용만 외(2007)가 SPAR지수를 이용하여 주택가격지수를 추정한 바 있고, 이해경(2010)이 경매시장에서 낙찰된 아파트 가격자료를 이용하여 경매아파트SPAR지수를 추정한 바 있다.

4. 실거래가격지수모형 비교

실거래가격지수모형의 장단점을 살펴보면 <표 4>과 같다. 실거래가격지수를 추정하는 방법으로 초기부터 많이 사용된 특성가격지수모형은 주택 특성변화의 통제가 가능하고, 실거래가격정보를 모두 이용할 수 있기 때문에 비교적 표본추출오류가 적다¹²⁾는 장점이 있다. 반면에 모형설정오류로 인한 추정치의 편의가 발생할 수 있다는 단점이 있고, 주택특성 파악 및 모형 재설정 등의 문제 때문에 경제성이 떨어진다는 단점이 있다.

반복매매가격지수모형은 특성가격지수모형과 반대로 모형설정오류 문제로부터 비교적 자유롭고, 경제적으로 우월하다는 장점이 있지만 실거래가격정보를 모두 이용할 수 없기 때문에 표본추출오류 문제가 있고, 새로운 거래정보가 추가되면 지수가 수정되는 문제(revision of index)를 안고 있다.

특성가격지수모형과 반복매매가격지수모형의 대안으로 개발된 SPAR지수모형은 두 가지 방법이 가지고 있는 단점이 상당부분 보완되었다는 장점이 있다. 그러나 평가시점과 실거래시점 간 기간이 길면 주택특성의 변화로 인해 추정오차에 이분산(heteroscedasticity)이 발생할 수 있다는 점과, 평가가격 산정 시점에서 거래된 주택의 SPAR가 동일하지 않다면 지수 왜곡¹³⁾이 생길 수 있다는 단점이 있다. 이러한 문제는 주기적인 표본 보정과 연쇄지수(chain index)방식으로 해결이 가능하다.

12) 실거래가격 자료를 이용할 경우, 필연적으로 표본추출오류 문제가 제기된다. 왜냐하면 매기 실제 거래된 주택들이 해당 기의 재고주택들을 대표한다는 보장이 없기 때문이다. 특성가격지수모형은 실거래가격 자료를 이용한다는 점에서 표본추출오류 문제를 안고 있기는 하지만, 실거래 가격 자료를 모두 이용하기 때문에 추가적인 표본추출오류 문제가 발생하지는 않는다.

13) 이 경우, 지역별로 지수를 따로 작성하여 이를 가중 평균 하는 방식으로 상위 지역의 지수를 작성하면, 지수 왜곡 문제를 최소화할 수는 있다.

<표 4> 실거래가격지수모형 비교

구분	성격	장점	단점
특성 가격 지수 모형	거주 비용 측정	- 주택특성변화 통제가 용이 - 실거래가격정보를 모두 이용할 수 있음. - 표본추출오류가 최소화됨. - 지수발표단위를 하위단위까지 확장가능	- 모형설정오류로 인한 추정치의 편의 문제 ex. 함수형태오류, 변수누락, 오차항의 자기상관, 이분산 - 비용발생문제(특성변수 조사 등) - 시간더미방식의 경우 지수변동문제(revision of index)발생
반복 매매 가격 지수 모형	재고 주택 가격 변화 측정	- 모형설정오류로부터 자유로움 - 경제적으로 우월함. - 주택특성을 파악할 필요 없음. - 모형에 대한 재검토 필요 없음.	- 표본추출오류의 확대 - 실거래정보를 모두 이용할 수 없음. - 지수발표단위를 하위단위로 확장할 수 없음. - 새로운 가격정보의 추가로 지수 수정(revision of index)문제 발생
SPAR 지수 모형	재고 주택 가격 변화 & 자산 가치 측정	- 모형설정오류로부터 자유로움 - 경제적으로 우월함. - 모형추정의 효율성, 표본추출 오류 최소화 - 지수발표단위를 하위단위까지 확장가능 - 지수수정문제 없음	- 평가시점과 실거래시점간 기간이 길면 주택특성의 변화 등으로 인해 추정오차에 이분산 발생 가능 - 평가가격 산정 시점에서 거래된 주택의 SPAR가 동일하지 않다면 지수왜곡이 생길 수 있음. - 신규주택의 거래가격이 일정기간 지수에 반영되지 못함.

주) 이용만 외(2007)를 참고하여 작성하였음.

제3절 연구모형과 자료

1. 연구모형

본 논문에서는 반복매매가격지수모형의 대안으로 최근 학계에 소개된 SPAR지수모형으로 실거래가격지수를 추정하였다. SPAR지수모형을 사용한 이유는 SPAR지수모형이 반복매매가격지수모형의 단점인 표본추출오류를 최소화하는 모형이며, 발표단위를 하위단위까지 확장할 수 있고, 지수수정

문제가 발생하지 않을 뿐더러 특성가격지수모형이 가지고 있는 단점인 모형설정오류로부터 자유롭기 때문이다.

본 논문에서는 SPAR지수모형으로 구별지수를 추정하고, 재고량을 가중치로 가중 평균하여 동남권역지수를 추정하였다.

1) 단순평균 SPAR지수와 가치가중평균 SPAR지수

SPAR지수는 지수를 추정하는 과정에서 가중치를 어떻게 적용하느냐에 따라 단순평균SPAR지수(unweighted SPAR Index)와 가치가중SPAR지수(value-weighted SPAR Index)로 구분된다.

단순평균SPAR지수는 매 기마다 거래된 아파트의 평균SPAR를 구한 뒤, 기준시점 평균SPAR 대비 비교시점 평균SPAR의 비율로 지수를 산정하는 방식이다. 단순평균SPAR지수는 매 기마다 거래된 아파트의 SPAR가 면적이나 가격에 관계없이 동일한 가중치를 갖게 된다. 따라서 재고주택의 주택가격변화를 살펴보는데 유용한 지수추정방법이다.

단순평균SPAR지수를 추정하기 위해서는 먼저 매 기 평균SPAR를 구하고, 월별 평균SPAR가 각각 구해지면 기준시점의 평균SPAR로 월별 평균SPAR를 나누어 기준시점이 100인 지수로 만들어주어야 한다(수식 II-6 참조).

반면 가치가중평균SPAR지수는 매기 마다 거래된 아파트의 총 감정가격 대비 총 거래가격의 비율을 이용하여 지수를 작성하는 방법이다. 가치가중방식은 가격이 비싼 주택에 높은 가중치가 부여되기 때문에 주택규모가 크거나, 단위 면적당 가격이 비싼 주택의 가격변화에 민감하게 반응한다. 따라서 가치가중평균SPAR지수는 자산가치의 변화를 측정하는 지표로 활용될 수 있다.

가치가중평균SPAR지수를 구하기 위해서는 먼저 거래된 주택의 월별 평가가격합계와 실거래가격합계를 계산한 후 월별 평가가격합계로 월별 실거래가격합계를 나누어주면 월별 가치가중평균SPAR를 구한다. 월별 가치가중평균SPAR가 구해지면 매월의 가치가중평균SPAR를 기준시점(2006년 1월)의 가치가중평균SPAR로 나누어 준 후 100을 곱하여 매월의 가치가중

평균 SPAR지수를 구할 수 있다. 이를 식으로 이를 식으로 표현하면 다음과 같다.

$$VI_t = \frac{\sum_{i=1}^n rp_{ti} / \sum_{i=1}^n ap_{0i}}{\sum_{j=1}^m rp_{0j} / \sum_{j=1}^m ap_{0j}} \times 100 \quad (II-8)$$

여기서 VI_t : t기의 가치가중평균SPAR지수
 rp_0 : 기준시점의 실거래가격
 rp_t : 비교시점(t)의 실거래가격
 ap_0 : 기준시점의 평가가격
 $j = 1, 2, \dots, m$: 기준시점에 거래된 주택
 $i = 1, 2, \dots, n$: 비교시점(t)에 거래된 주택

위의 식은 개별주택의 SPAR를 해당 주택의 가치 비중으로 가중 평균한 뒤, 비교년도의 가중평균SPAR를 기준년도의 가중평균SPAR로 나눈 것과 같다. 이런 이유에서 이 지수를 가치가중평균SPAR지수라고 부른다. 즉, 위의 식은 다음과 같이 변환이 가능하다.

$$VI_t = \frac{\sum_{i=1}^n \frac{rp_{ti}}{ap_{0i}} W_{ti}}{\sum_{j=1}^m \frac{rp_{0j}}{ap_{0j}} W_{0j}} \times 100 \quad (II-8')$$

여기서 $W_{ti} = \frac{rp_{ti}}{\sum_{i=1}^n rp_{ti}}$ $W_{0j} = \frac{rp_{0j}}{\sum_{j=1}^m rp_{0j}}$

본 논문에서는 재고주택의 주택가격변화 측정에 유용한 단순평균SPAR 방식으로 지수를 추정하였다.

2) 연쇄지수의 추정

이용만 외(2007)는 공시가격의 기준시점이 현재로부터 멀어질수록 표본 추출오류로 인한 지수왜곡현상이 커진다고 지적한 바 있다. 공시가격의 기준년도를 변경하지 않고 앞서 추정한 단순평균SPAR지수 방식으로 지수를 추정하게 되면 기준점이 변경되지 않기 때문에 일관성측면에서 장점이 있다고 할 수 있으나 공시가격의 기준시점 이후에 준공된 신규주택이나 기준시점 이전에 멸실된 주택은 지수 작성 시 반영될 수 없다는 문제가 있다. 본 논문에서는 일차적으로 2009년 공시가격을 기준으로 단순평균 SPAR지수를 추정하였는데, 이 경우 2006년부터 2008년 12월까지 거래된 가격자료 중 2009년 1월 현재 멸실된 주택은 지수작성에 사용할 수 없으며, 2009년 1월 이후 신축된 주택 또한 지수작성 시 사용할 수 없게 된다.

따라서 공시가격이 변경되는 시점에 따라 연쇄지수 방식으로 기준년도를 변경해 주면 신규주택 또는 멸실 주택의 거래를 지수에 반영 할 수 있어 지수의 정확성을 꾀할 수 있으며 실거래가격자료를 최대한 활용한다는 측면에서도 우월하다 할 수 있다.

연쇄지수(chain index)는 기준시점이 바뀔 때, 기존의 기준시점에 의한 지수와 새로운 기준시점에 의한 지수를 연결해나가는 방식으로 다음과 같이 작성한다.

$$CI_t = SI_{nt} \times \frac{SI_{o1}}{SI_{n1}} \quad (II-9)$$

* 기준시점이 변경되는 시점을 1이라고 가정

CI_t : t기의 연쇄지수(chain index)

SI_{nt} : 새로운 기준에 의한 t기의 SPAR지수

SI_{n1} : 새로운 기준에 의한 1시점의 SPAR지수

SI_{o1} : 이전 기준에 의한 1시점의 SPAR지수

3) 권역지수의 추정

권역지수를 추정하는 방법은 크게 두 가지로 나누어진다. 첫 번째 방법은 구(區)에 관계없이 해당 권역에서 거래된 모든 실거래자료를 통합하여 지수를 추정하는 것이고, 두 번째 방법은 구별 지수를 적절한 가중치로 가중 평균하는 것이다.

첫 번째 방법을 사용하기 위해서는 기준시점의 구별 SPAR의 평균이 동일하다는 가정이 필요하다. 만약 구별 SPAR의 평균이 동일하지 않은 경우, 지수의 왜곡이 발생하게 된다.

두 번째 방법으로 권역지수를 추정하게 되면 구별 가중치를 무엇으로 삼을 것이냐의 문제가 생긴다. 가중치를 적용하는 방법으로는 ① 주택의 거래량을 기준으로 삼는 방법, ② 총 주택 가치를 기준으로 삼는 방법, ③ 주택의 재고량을 기준으로 삼는 방법 등이 있다.

구별 가중치를 적용하여 추정하는 방법 중에서 가장 편리한 지수통합방법은 각 구의 아파트 거래량을 가중치로 적용하는 방법이다. 아파트 거래량을 가중치로 적용할 경우 구별 아파트 재고량과 거래량 간 일정비율이 유지되어야 한다.¹⁴⁾ 그러나 <표 5>에서 보는 바와 같이 연도별 재고량 대비 거래량 비율이 일정하게 유지되지 않는 것을 볼 수 있다. 따라서 거래량을 가중치로 적용하여 동남권지수를 추정하게 되면 표본추출오류로 인한 지수의 편의(bias)가 발생할 수 있다.

다음으로 각 구의 총 주택 가치를 가중치로 사용하는 방법이 있다. 이 방법은 지수를 자산가치의 변화를 측정하는 지표로 사용하고자 할 때 적합한 방법이다. 하지만 현재 각 구별 총 주택가치가 공개되고 있지 않아서 가중치로 적용하기에는 한계가 있다.

마지막으로 각 구별 아파트 재고량을 가중치로 사용하는 방법으로 동남권지수를 추정할 수 있다. 아파트 재고량을 가중치로 사용하는 방법은 재고주택의 가격변화를 측정하는 지표로 지수를 활용하고자 할 때 적합하다.

14) 이용만 외(2007)에 따르면 주택의 거래량을 가중치로 통합지수를 추정할 때 구별 주택의 재고량과 거래량 간의 관계가 일정 비율을 유지하지 못하면 통합된 상위단위 지수는 표본추출 오류 문제가 발생할 수 있다고 지적한 바 있다.

<표 5> 구별 아파트 재고량 대비 거래량 비율

단위 : 호, (%)

구분		2006	2007	2008	2009
강남구	재고량	87,712	100,757	102,593	109,433
	거래량	7,059	2,585	2,316	6,732
	(비율)	(8.0%)	(2.6%)	(2.3%)	(6.2%)
서초구	재고량	57,417	60,864	60,864	59,167
	거래량	5,100	1,661	1,644	5,373
	(비율)	(8.9%)	(2.7%)	(2.7%)	(9.1%)
송파구	재고량	68,203	75,402	81,254	103,896
	거래량	6,762	2,133	2,578	6,253
	(비율)	(9.9%)	(2.8%)	(3.2%)	(6.0%)
강동구	재고량	54,824	55,622	57,689	60,991
	거래량	6,758	2,883	3,016	5,525
	(비율)	(12.3%)	(5.2%)	(5.2%)	(9.1%)
동남권	재고량	287,077	299,024	308,938	351,845
	거래량	25,679	9,262	9,554	23,883
	(비율)	(8.9%)	(3.1%)	(3.1%)	(6.8%)

다행히 서울시에서 매년 말일 기준의 구별 아파트 재고량을 제공하고 있어서 본 논문에서는 각 구별 아파트 재고량을 가중치로 하여 동남권지수를 추정하였다. 이때 매년 재고량이 변화함을 고려하여 매년 말일의 아파트 재고량을 다음연도 가중치로 사용하였다.¹⁵⁾

2. 기초자료

1) 아파트 재고량과 거래량

2008년 12월 말일 현재 서울시의 아파트 재고량¹⁶⁾은 총1,316,212세대이

15) 예를 들어 2006년 1월부터 2006년 12월까지의 지수를 통합할 때 사용한 가중치는 2005년 12월 말 일자 구별 아파트 재고량을 사용하고 2007년 1월부터 2007년 12월까지의 지수를 통합할 때는 2006년 12월 말일 자 구별 아파트 재고량을 가중치로 사용하였다.

16) 서울시 아파트 재고량 자료는 서울시청 사이트(<http://www.seoul.go.kr>)에서 확인하였다. 서울시청의 재고량 자료는 면적 구분을 3단계로 구분하여 85㎡이하, 85㎡~135㎡이하, 135㎡초과로 구분하여 발표하고 있다. 본 논문의 면적 구분과 달라 제한적인 비교검토만이 가능하겠지만 공개되고 있는 연도별, 구별 아파트 재고량 자료로 유일

고 이 중에서 동남권 아파트 재고량은 333,487세대로 서울시 아파트 재고량의 25.3%에 해당한다.

<표 6> 서울시 전용면적별 아파트 현황*

단위 : 세대, (%)

구분		85㎡이하	85~135이하	135㎡ 초과	합계	
도심권	용산구	973 (6.2)	10,516 (67.1)	4,192 (26.7)	15,681 (1.2)	
	종로구	1,415 (15.8)	5,824 (65.1)	1,706 (19.1)	8,945 (0.7)	3.1%
	중구	9,393 (60.1)	3,816 (24.4)	2,423 (15.5)	15,632 (1.2)	
동남권	강남구	74,045 (67.7)	24,188 (22.1)	11,200 (10.2)	109,433 (8.3)	
	강동구	42,942 (70.4)	18,049 (29.6)	-	60,991 (4.6)	25.3%
	서초구	9,258 (15.6)	42,801 (72.3)	7,108 (12.0)	59,167 (4.5)	
	송파구	24,458 (23.5)	69,745 (67.1)	9,693 (9.3)	103,896 (7.9)	
동북권	강북구	27,606 (100)	-	-	27,606 (2.1)	
	광진구	8,643 (35.9)	14,146 (58.7)	1,292 (5.4)	24,081 (1.8)	
	노원구	54,430 (34.6)	94,440 (60.0)	8,557 (5.4)	157,427 (12.0)	
	도봉구	51,807 (80.0)	10,845 (16.7)	2,101 (3.2)	64,753 (4.9)	34.9%
	동대문구	9,225 (22.7)	25,227 (62.1)	6,192 (15.2)	40,644 (3.1)	
	성동구	21,298 (46.9)	23,523 (51.8)	630 (1.4)	45,451 (3.5)	
	성북구	34,819 (60.5)	20,481 (35.6)	2,294 (4.0)	57,594 (4.4)	
	중랑구	36,154 (89.0)	4,366 (10.8)	83 (0.2)	40,603 (3.1)	
서남권	강서구	70,793 (78.3)	18,953 (21.0)	721 (0.8)	90,467 (6.9)	
	관악구	12,523 (25.6)	31,093 (63.6)	5,253 (10.7)	48,869 (3.7)	
	구로구	3,282 (5.5)	30,485 (50.6)	26,433 (43.9)	60,200 (4.6)	
	금천구	14,723 (81.5)	3,350 (18.5)	-	18,073 (1.4)	29.4%
	동작구	15,222 (34.2)	21,707 (48.8)	7,582 (17.0)	44,511 (3.4)	
	양천구	44,412 (63.7)	23,316 (33.4)	2,043 (2.9)	69,771 (5.3)	
	영등포구	17,813 (33.2)	30,859 (57.6)	4,947 (9.2)	53,619 (4.1)	
서북권	마포구	19,138 (43.5)	22,801 (51.8)	2,077 (4.7)	44,016 (3.3)	
	서대문구	10,310 (32.9)	20,022 (63.8)	1,039 (3.3)	31,371 (2.4)	7.5%
	은평구	13,738 (58.7)	8,523 (36.4)	1,150 (4.9)	23,411 (1.8)	
서울시		628,420 (47.7)	579,076 (44.0)	108,716 (8.3)	1,316,212	100%

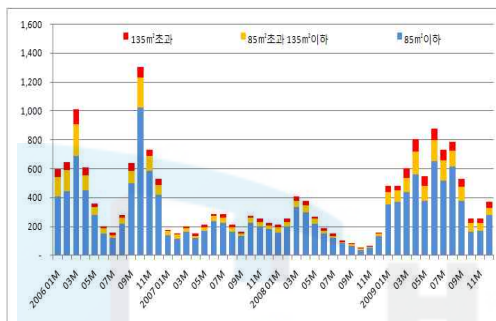
자료 : 서울시청

* 2008년 12월 31일 현재 주상복합을 포함한 아파트현황임.

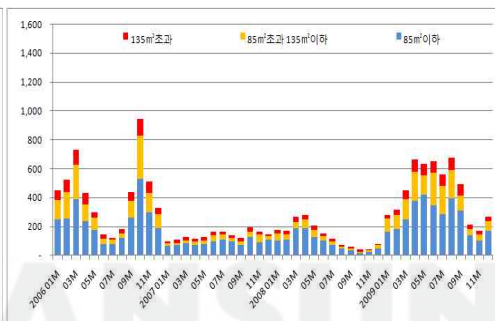
하여 비교자료로 활용하였다.

규모별 재고량을 살펴보면 서울시 전체 재고량 중 전용면적 85㎡이하의 소형아파트 비율이 47.7%로 가장 높고, 전용면적 85㎡초과 135㎡이하의 중형아파트는 44.0%, 전용면적 135㎡를 초과하는 대형아파트는 8.3%로 중·소형아파트의 재고량 비중이 88.7%로 높게 나타났다.

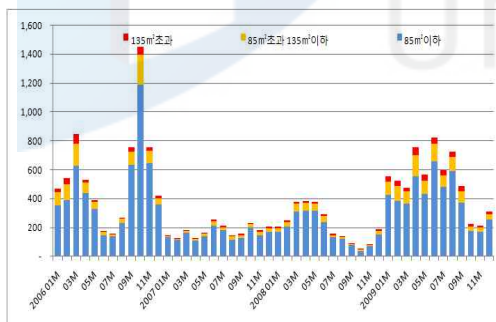
구별로 살펴보면 강남구의 경우 아파트 재고량 109,433세대 중 소형아파트가 74,045세대(67.7%)로 가장 많았으며, 중형아파트는 24,188세대(22.1%), 대형아파트는 11,200세대(10.3%) 순으로 나타났다. 강동구 또한 강남구와 마찬가지로 아파트 재고량 60,991세대 중 85㎡이하의 소형아파트가 42,942세대(70.4%)로 가장 많고, 중형아파트는 18,049세대(29.6%), 대형아파트는 2008년 12월 말일 현재 존재하지 않는 것으로 나타났다.



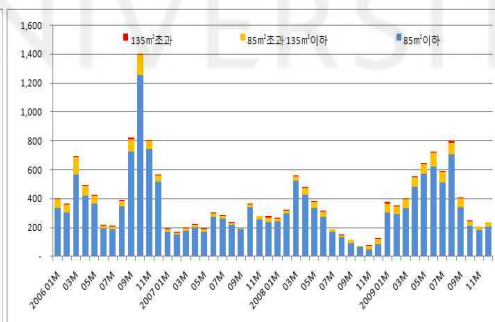
<그림 1> 강남구 규모별 거래빈도



<그림 2> 서초구 규모별 거래빈도



<그림 3> 송파구 규모별 거래빈도



<그림 4> 강동구 규모별 거래빈도

반면 서초구와 송파구는 85㎡이하의 소형아파트보다 85㎡초과 135㎡이하의 중형아파트 비중이 높은 것으로 나타났다. 서초구의 경우 아파트 재

고량 59,167세대 중 소형아파트가 9,258세대로 15.6%인 반면 중형아파트는 42,801세대로 72.3%에 해당한다. 송파구 또한 총 아파트 재고량 103,896세대 중 소형아파트가 24,458세대로 23.5%에 불과한 반면, 중형아파트는 69,745세대로 67.1%를 차지했다. 특히 서초구의 경우 전용면적 135㎡를 초과하는 대형아파트 재고량이 7,108세대로 서초구 전체아파트 재고량 중 12.0%를 차지하여 대형아파트 비중이 상대적으로 높은 것을 볼 수 있다.

2006년 1월부터 2009년 12월까지 서울 동남권의 아파트 실거래건수는 총 68,378건으로, 이 중 강남구가 18,692건(27.3%)으로 가장 많고, 서초구가 13,778건(20.2%)으로 가장 거래량이 작다.

<표 7> 구별 규모별 실거래건수

단위 : 건, (%)

구		85㎡이하	85㎡ 초과 135㎡이하	135㎡ 초과	합계
강남구	거래빈도	14,075	3,008	1,609	18,692
	백분율	(20.6)	(4.4)	(2.4)	(27.3)
	행백분율	(75.3)	(16.1)	(8.6)	(100.0)
	컬럼백분율	(26.8)	(26.6)	(35.3)	
서초구	거래빈도	8,117	3,765	1,896	13,778
	백분율	(11.9)	(5.5)	(2.8)	(20.1)
	행백분율	(58.9)	(27.3)	(13.8)	(100.0)
	컬럼백분율	(15.5)	(33.3)	(41.6)	
송파구	거래빈도	14,288	2,513	925	17,726
	백분율	(20.9)	(3.7)	(1.4)	(25.9)
	행백분율	(80.6)	(14.2)	(5.2)	(100.0)
	컬럼백분율	(27.2)	(22.3)	(20.3)	
강동구	거래빈도	16,042	2,008	132	18,182
	백분율	(23.5)	(2.9)	(0.2)	(26.6)
	행백분율	(88.2)	(11.0)	(0.7)	(100.0)
	컬럼백분율	(30.5)	(17.8)	(2.9)	
동남권	거래빈도	52,522	11,294	4,562	68,378
	백분율	(76.8)	(16.5)	(6.7)	(100.0)

주 : 거래빈도는 2006년 1월부터 2009년 12월까지의 누계임.

거래량의 비중이 재고량의 비중과 정확하게 일치하는 것은 아니지만, 재고량의 비중이 높은 지역에서 거래량 비중도 상대적으로 높게 나타난다. 이는 규모별 비중에서도 마찬가지로 나타났다. 재고량 비중이 높은 중·소형 아파트가 다른 면적의 아파트보다 상대적으로 거래량 비중도 높다.

<표 8>를 살펴보면 동남권의 아파트 재고량은 2006년부터 2009년 사이 65,331세대가 증가하였으며, 이는 2006년 대비 24.36%의 증가율을 나타낸다. 이 중에서 재고량 변화가 가장 큰 지역은 송파구이고, 변화가 가장 작은 지역은 서초구이다.

송파구의 2009년 현재 아파트 재고량은 2006년 대비 52.33% 증가한 것으로 나타났다. 특히 2008년~2009년 사이 재고량이 큰 폭으로 증가하였는데 이 시기에 송파구 잠실동 저층형 아파트의 재개발·재건축으로 아파트가 고층화되면서 아파트 재고량이 큰 폭으로 증가하였다. 송파구 재고량 변화의 특징은 85㎡이하의 소형아파트보다 85㎡초과135㎡이하의 중형아파트와 135㎡를 초과하는 대형아파트 재고량이 큰 폭으로 증가한 것이다. 이는 강남구, 서초구와 지리적으로 인접해 있고, 교통이 편리하다는 송파구의 장점 때문에 강남구 서초구로 진입하지 못한 주택수요자들이 송파구 아파트 시장을 강남구, 서초구아파트 시장의 대체시장으로 인식하면서 강남구, 서초구에 비해 단위면적당 아파트가격이 낮은 송파구의 아파트가 소비자들의 요구(needs)에 따라 고급화, 대형화, 고층화되면서 나타난 현상인 것으로 판단된다.

송파구 다음으로 아파트 재고량의 변화가 큰 지역은 강남구이다. 2006년 87,712세대였던 강남구의 아파트 재고량은 2009년 현재 2006년 대비 24.76% 증가한 109,433세대이다. 그러나 강남구의 재고량변화는 송파구와 달리 85㎡이하의 소형아파트가 큰 폭으로 증가하였다. 2006년 16,740세대에 그치던 강남구의 소형아파트는 2009년 74,045세대로 약 342.32%증가하였다. 이는 도곡동, 대치동을 중심으로 한 대단지아파트들의 준공시기가 2005, 2006년에 몰리면서 2006년의 소형아파트의 재고량이 일시적으로 급감했던 것으로 판단된다.

<표 8> 동남권의 연도별 규모별 재고량 대비 거래량

단위 : 세대, (%)

		2006				2007			
		소형	중형	대형	소계	소형	중형	대형	소계
강남구	재고량	16,740	51,379	19,593	87,712	73,594	17,162	10,001	100,757
	거래량	5,275	1,217	567	7,059	2,076	331	178	2,585
	거래량/재고량	(31.51)	(2.37)	(2.89)	(8.05)	(2.82)	(1.93)	(1.78)	(2.57)
서초구	재고량	8,956	42,100	6,361	57,417	10,223	43,453	7,188	60,864
	거래량	2,852	1,508	740	5,100	1,070	350	241	1,661
	거래량/재고량	(31.84)	(3.58)	(11.63)	(8.88)	(10.47)	(0.81)	(3.35)	(2.73)
송파구	재고량	22,193	41,337	4,673	68,203	25,240	43,759	6,403	75,402
	거래량	5,484	961	317	6,762	1,808	220	105	2,133
	거래량/재고량	(24.71)	(2.32)	(6.78)	(9.91)	(7.16)	(0.50)	(1.64)	(2.83)
강동구	재고량	19,664	28,722	6,438	54,824	23,442	28,714	3,466	55,622
	거래량	5,960	758	40	6,758	2,636	220	27	2,883
	거래량/재고량	(30.31)	(2.64)	(0.62)	(12.33)	(11.24)	(0.77)	(0.78)	(5.18)
동남권	재고량	67,553	163,538	37,065	268,156	132,499	133,088	27,058	292,645
	거래량	19,571	4,444	1,664	25,679	7,590	1,121	551	9,262
	거래량/재고량	(28.97)	(2.72)	(4.49)	9.58	(5.73)	(0.84)	(2.04)	(3.16)

주) 소형 : 전용면적 85㎡이하

중형 : 전용면적 85㎡초과 135㎡이하

대형 : 전용면적 135㎡초과

재고량은 전월 말일자 현재 재고량으로 2006년의 재고량은 2005년 12월 31일자 재고량.

거래량은 매년 1월 1일부터 12월 31일까지 1년 동안의 거래량 누계임.

<표 8> 동남권의 연도별 규모별 재고량 대비 거래량 (계속)

단위 : 세대, (%)

		2008				2009			
		소형	중형	대형	소계	소형	중형	대형	소계
강남구	재고량	74,028	17,967	10,598	102,593	74,045	24,188	11,200	109,433
	거래량	1,848	280	188	2,316	4,876	1,180	676	6,732
	거래량/재고량	(2.50)	(1.56)	(1.77)	(2.26)	(6.59)	(4.88)	(6.04)	(6.15)
서초구	재고량	10,223	43,453	7,188	60,864	9,258	42,801	7,108	59,167
	거래량	1,059	363	222	1,644	3,136	1,544	693	5,373
	거래량/재고량	(10.36)	(0.84)	(3.09)	(2.70)	(33.87)	(3.61)	(9.75)	(9.08)
송파구	재고량	27,260	47,091	6,903	81,254	24,458	69,745	9,693	103,896
	거래량	2,138	338	102	2,578	4,858	994	401	6,253
	거래량/재고량	(7.84)	(0.72)	(1.48)	(3.17)	(19.86)	(1.43)	(4.14)	(6.02)
강동구	재고량	13,881	39,709	4,099	57,689	42,942	18,049	0	60,991
	거래량	2,684	318	14	3,016	4,762	712	51	5,525
	거래량/재고량	(19.34)	(0.80)	(0.34)	(5.23)	(11.09)	(3.94)	(-)	(9.06)
동남권	재고량	125,392	148,220	28,788	302,400	150,703	154,783	28,001	333,487
	거래량	7,729	1,299	526	9,554	17,632	4,430	1,821	23,883
	거래량/재고량	(6.16)	(0.88)	(1.83)	(3.16)	(11.70)	(2.86)	(6.50)	(7.16)

주) 소형 : 전용면적 85㎡이하

중형 : 전용면적 85㎡초과 135㎡이하

대형 : 전용면적 135㎡초과

재고량은 전월 말일자 현재 재고량으로 2006년의 재고량은 2005년 12월 31일자 재고량.

거래량은 매년 1월 1일부터 12월 31일까지 1년 동안의 거래량 누계임.

강동구는 2006년 재고량 대비 2009년 재고량이 약 11.25%증가한 것으로 나타났으며, 강동구의 경우도 소형아파트 위주로 재고량이 증가한 것을 볼 수 있다. 하지만 강동구의 경우 강일동 일대 대단지 아파트의 준공이 2009년 1월 이후에 완료되었기 때문에 2009년의 재고량은 변화가 완료된 이후의 상태가 아니라 변화하는 과정 중임을 감안해야 한다.

재고량 대비 거래량 비율은 지역별로 시기별로 차이는 있지만 대략 2%~7%내외의 범위에서 변동하였다. 2006년에는 전반적으로 아파트 가격 상승에 따라 재고량 대비 거래량이 8%대를 보이다가 2007년과 2008년에는 3%대로 줄어들었다. 그러다가 2009년 가격이 회복세를 보임에 따라 재고량 대비 거래량 비율은 다시 7%대로 증가하였다.

거래가 가장 활발했던 2006년 아파트재고량 대비 거래량은 강남구 8.05%, 서초구 8.88%, 송파구 9.91%, 강동구 12.33%로 강동구가 가장 높고, 송파구가 그 뒤를 이었다. 이러한 현상이 나타난 이유는 2005년 12월 송파구의 거여·마천 지구가 3차 뉴타운지구로, 강동구의 천호·성내 지역이 재정비촉진지구로 지정되면서 주변지역으로까지 아파트가격상승의 기대심리가 작용하여 투자수요가 급증한 때문으로 판단된다.

2007년, 2008년의 부동산가격 침체기를 겪고 가격이 회복세를 보이면서 2009년의 재고량 대비 거래량 비율은 다시 증가하였다. 그러나 2006년과 비교하여 다른 점은 2006년의 경우 재고량 대비 거래량 비율이 85㎡이하의 소형아파트가 강남구 31.51%, 서초구 31.84%, 송파구 24.71%, 강동구 30.31%로 집중되어 있는 반면 2009년의 재고량 대비 거래량 비율은 규모에 관계없이 전반적으로 상승한 것을 볼 수 있다. 이는 2006년에 비하여 2009년의 주택의 거래는 투자수요보다 실제 거주를 목적으로 한 수요로 전환되고 있는 것으로 판단된다.¹⁷⁾

17) 거주를 목적으로 한 일반적인 주택수요에 비해 투자수요의 경우 소형아파트에 집중되는 것이 일반적이다. 왜냐하면 투자자의 입장에서 면적이 큰 주택은 투자비용의 증가를 의미하므로 예산제한 하에서 대형아파트보다 소형아파트를 선호하는 것은 당연하다고 할 수 있다. 또한 소형아파트는 거래가 빈번하기 때문에 환금성의 측면에서도 대형아파트보다 유리한 이점을 가지고 있다.

2) 이상치의 제거

실거래가격자료에는 중복입력, 비정상적 거래 등 다양한 형태의 이상치가 존재한다. 이러한 이상치를 제거하지 않고 지수를 추정하게 되면 주택가격지수는 시장상황을 왜곡하게 된다. 따라서 실거래가격으로 주택가격지수를 추정하기 위해서는 이러한 이상치를 객관적 기준에 따라 적절히 제거해야 한다.

중복입력, 입력오류여부를 판단하기 위해서는 실거래건의 정확하고 상세한 정보¹⁸⁾가 필요하다. 그리고 비정상적인 거래인지 여부를 판단하기 위해서는 실거래자료의 상세한 정보뿐만 아니라 거래된 가격이 합리적인 거래가격인지를 판단할 수 있는 기준가격이 있어야 한다. 하지만 국토해양부에서 제공하는 실거래가격자료에는 정보가 제한적으로 제공되고 있어 중복입력, 입력오류 여부에 대한 판단이 불가능하다. 또한 실거래가격의 합리적인 거래가격여부를 판단하는 기준가격은 공시가격으로 판단할 수 있으나 이 또한 실제 거래된 주택의 정확한 정보가 공개되지 않은 상황에서 제한된 정보를 이용¹⁹⁾하여 공시가격을 확인하였기 때문에 공시가격을 이용하여 비정상적 거래여부를 판단하는 것 또한 한계가 있다.

따라서 본 논문에서는 거래연도의 공시가격이 확인되지 않는 건과 입력오류²⁰⁾로 판단된 일부 자료를 이상치로 우선 제거한 후 이상치 판단 방법 중 일반적으로 사용하고 있는 Box-Plot방식으로 최종 이상치를 제거하였다.²¹⁾

18) 판단 기준이 되는 정보에는 체결된 거래건의 동, 호를 비롯하여 거래일자, 신고일자, 면적 등이 있다.

19) 본 논문에서 사용한 공시가격은 온나라부동산포털에서 제공하고 있는 실거래자료의 지역(행정동), 지번, 아파트이름, 면적, 층 정보를 가지고 공시가격알리미사이트를 통하여 동일한 지역(행정동), 동일한 지번, 동일한 아파트 단지의 동일한 층 중 유사면적 공시가격을 이용하였다. 이때 유사면적의 판단기준은 (실거래자료의 면적 $\pm 1\text{m}^2$)로 하였다. 공시가격은 앞서 기술한 특성 이외에 향, 조망 등에 따라 다를 수 있다.

20) 현재 국토해양부는 비정상거래나 입력오류 등은 배제하고 실거래자료를 공개하고 있다. 그럼에도 불구하고 일부 입력오류 등의 문제가 존재하는 것으로 보인다. 예를 들어 아파트 단지최고층보다 더 높은 층이 거래되었다고 신고 된 경우나 아파트 단지 내 존재하지 않는 면적이 거래된 것으로 신고 한 경우 등이 그것인데, 이러한 자료는 입력오류로 판단하여 분석자료에서 제외하였다.

Box-Plot방식은 자료의 4분위값, 최소값, 최대값 등의 정보를 이용하여 자료 값들의 분포의 형태를 확인하고, 이로부터 이상치(outlier) 여부를 판단하는 방법이다. Box-Plot방식에 의한 이상치란 데이터 값들의 분포를 그렸을 때 평균으로부터 표준편차의 4배 이상 떨어진 곳에 위치한 데이터 값을 말한다. 즉 어떤 표본의 평균이 $\bar{x}$ 이고 표준편차가 s 일 때 데이터 값이 $\bar{x} + 4\frac{s}{\sqrt{n}}$ 보다 크거나 $\bar{x} - 4\frac{s}{\sqrt{n}}$ 보다 작으면 이를 이상치로 처리하는 방식이다.²²⁾ 단, 이는 자료가 정규분포를 따를 경우에 적용된다. 자료가 정규분포하지 않을 경우 이상치 판단기준은 1사분위수와 3사분위수를 기준으로 사분위수 범위의 1.5~3.0배를 벗어나는 값들을 이상치로 처리한다. 본 논문에서는 1사분위수와 3사분위수를 기준으로 사분위수 범위의 1.5배를 벗어나는 값을 이상치로 처리하였다.

본 논문에서는 실거래가격과 공시가격을 이용하여 구별, 거래월별 평균 SPAR를 구한 후, 이를 이용하여 Box-Plot방식으로 이상치를 제거하였다. 각 구별 조사자료 수와 이상치 제거 후 유효자료 수는 <표 9>과 같다.

<표 9> 구별 실거래가격조사자료 및 유효자료

단위 : 건, (%)

구분	조사자료	이상치			유효자료
		재건축등	Box-Plot	소계	
강남구	18,692	314	306	620 (3.32)	18,072 (96.68)
서초구	13,778	926	552	1,478 (10.73)	12,300 (89.27)
송파구	17,726	325	395	720 (4.06)	17,006 (95.94)
강동구	18,182	1,140	188	1,328 (7.30)	16,854 (92.70)
동남권	68,378	2,705	1,441	4,146 (6.06)	64,232 (93.94)

주) '재건축 등'은 거래연도를 기준으로 1월 1일 현재 재건축, 재개발, 신축, 멸실 등의 사유로 공동주택 공시가격을 확인할 수 없는 건과 입력오류를 포함.

전체 68,378건의 아파트 실거래건 중에서 공시가격 부재 또는 Box-Plot

21) 현재 국토해양부가 발표하는 아파트실거래가격지수도 Box-Plot 방법으로 이상치를 제거하고 있다.

22) 권혁제, 『표준통계학』, 청록출판사, 2000, pp.81~82. 참조.

방식으로 제거된 이상치는 총 4,146건으로 전체 거래자료 중 6.06%이며, 이상치를 제거하고 지수작성에 사용된 유효자료는 64,232건(93.94%)이다.

3) SPAR동일성 검정

공시가격의 평가시점에서 동남권에 속하는 4개 구의 SPAR평균이 통계적으로 동일하다면, 이는 동일 모집단에 속한다고 할 수 있다. 이 경우 각 구별 지수를 추정하지 않고 동남권의 실거래가격자료를 모두 통합하여 동남권지수를 추정하여도 지수에 편의(bias)가 존재하지 않는다. 하지만 구별 SPAR평균이 통계적으로 동일하지 않다면 구별 지수를 추정한 뒤, 이 지수들을 통합하는 방식으로 동남권지수를 추정해야 지수의 왜곡을 최소화 할 수 있다²³⁾. 여기서는 각 구별 SPAR가 동일 모집단에서 추출된 것인지 여부를 검정하기 위하여 ANOVA 검정을 실시하였다. 이 때 공시가격을 2009년 1월 1일 기준 가격을 사용하였으므로 2009년 1월 1일부터 2009년 1월 10일 사이에 거래된 가격자료를 이용하여 SPAR평균의 동일성 검증을 하였다.²⁴⁾

ANOVA검정 결과, 구별 SPAR평균이 동일하다는 귀무가설은 5%유의수준에서 기각되었다. (F-value:14.87, $p > F: < 0.0001$) 따라서 각 구별 지수를 먼저 추정하고,²⁵⁾ 구별 아파트재고량을 가중치로 하여 동남권 지수를 추정

23) 이용만 외, 『부동산 실거래가격에 기초한 주택가격지수 개발』, 한국감정원, 2007. pp.164~170.

24) 본 논문에서 사용한 공시가격은 2009년 1월 1일 기준으로 평가된 가격이다. 공시가격의 평가시점에서 구별SPAR 평균이 동일한지 여부를 검증하기 위해서는 2009년 1월 1일에 거래된 실거래가격자료만을 대상으로 하는 것이 이론적으로 합리적이지만, 1월 1일 하루에 거래된 아파트가 많을 수 없기 때문에 2009년 1월 1일부터 2009년 1월 10일 사이에 거래된 아파트를 기준으로 구별 SPAR의 동일성 여부를 검정하였다. 물론 2009년 1월 1일부터 2009년 1월 31일까지의 거래자료를 기준으로 동일성 검정을 할 수 있지만, 공시가격 평가시점으로부터 멀어질수록 구별 SPAR의 변동이 달라질 가능성이 높아지므로 본 논문에서는 공시시점으로부터 10일간 거래된 자료를 가지고 동일성 검정을 하였다.

25) 이용만 외(2007)에 따르면 구별지수를 추정하기 위해서는 먼저, 동별 SPAR평균의 동일성 검증하여야 하며, 동일성 검증에서 동별 SPAR지수의 평균이 동일하다는 귀무가설이 기각되면 동별 SPAR지수를 추정한 후 각 동별 지수에 가중치를 부여하여 구별 지수를 추정하여야 지수의 왜곡을 최소화할 수 있다고 하였다. 본 연구에서도 2009년 1월 1일부터 2009년 1월 10일 사이 거래된 자료로 ANOVA검정을 실시한 결

하였다.

제4절 SPAR지수와 지수의 신뢰구간 추정

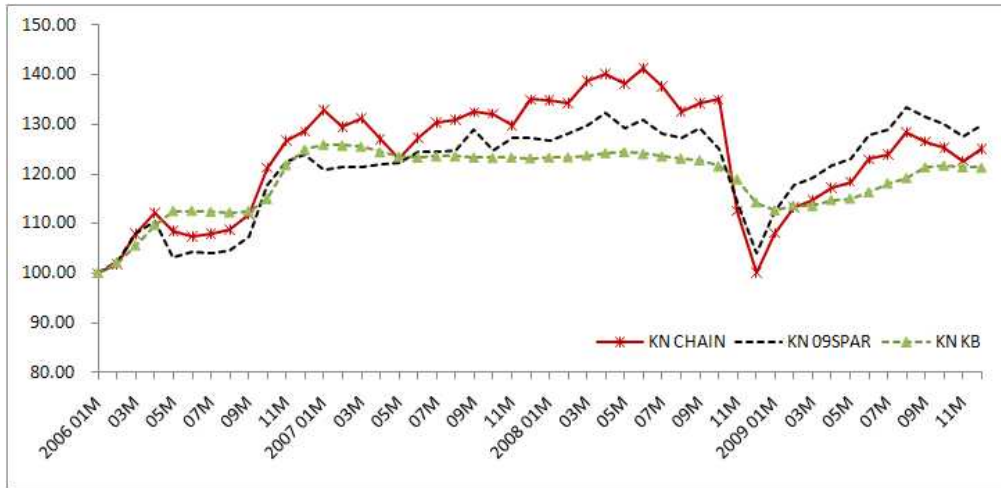
1. 구별 SPAR지수

1) 강남구

먼저 SPAR지수 산정 식에 따라 2009년 1월 1일자 공시가격을 이용하여 단순평균SPAR지수를 추정하였다. 다음으로 2006년부터 2009년까지 4개년의 공시가격을 이용하여 단순평균SPAR지수 방식으로 지수를 구한 뒤, 매년 12월을 기준시점으로 SPAR연쇄지수를 추정하였다. <그림 5>는 강남구의 단순평균SPAR지수와 SPAR연쇄지수 그리고 KB주택가격동향지수(아파트 매매)를 보여주고, <그림 6>은 각 지수의 전기 대비 증가율을 보여준다.

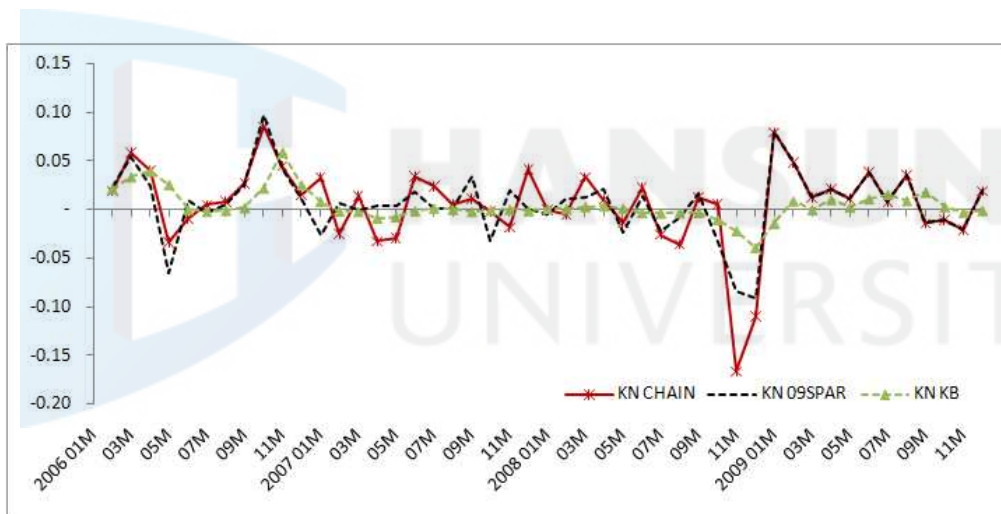
SPAR연쇄지수는 매 년 12월을 기준으로 지수를 연결하였기 때문에, 2009년 공시가격을 이용하여 추정한 단순평균SPAR지수와 SPAR연쇄지수는 2008년 12월 이후 지수의 증가율이 같다. 하지만 2008년 12월 이전은 차이가 나타난다. 그 이유는 2009년 공시가격을 기준으로 단순평균SPAR를 작성하였을 때 주택의 특성변화로 인해 2009년의 공시가격을 확인할 수 없어서 지수 작성에서 탈락되었던 실거래가격자료들이 SPAR연쇄지수로 추정하게 되면 지수에 반영되면서 나타난 차이로 보인다. 따라서 공시가격을 2009년에 고정하여 추정한 단순평균SPAR지수보다 SPAR연쇄지수가 주택시장의 상황을 보다 더 잘 설명할 것이라고 판단된다.

과 5%유의수준에서 강남구를 제외한 3개 구는 동별 SPAR 평균이 동일하다는 귀무가설이 기각되었다. 검증결과에 따르면 강남구는 구별 지수를 바로 추정할 수 있으나, 서초구, 송파구, 강동구는 동별 SPAR지수를 추정한 후 이를 통합하는 과정을 거쳐 구 지수를 추정해야 한다. 하지만 동별 가중치 정보가 공개되어 있지 않아 이러한 검증결과에도 불구하고 동별 SPAR평균은 동일하다고 가정하고 구별 지수를 추정하였다.



주 : KN CHAIN : 매년의 공시가격을 이용하여 추정한 강남구의 SPAR연쇄지수
 KN 09SPAR : 2009년 공시가격을 기준으로 추정한 강남구의 단순평균SPAR지수
 KN KB : 강남구의 KB주택가격동향지수

<그림 5> 강남구 아파트가격지수



주 : KN CHAIN : 매년의 공시가격을 이용하여 추정한 강남구의 SPAR연쇄지수
 KN 09SPAR : 2009년 공시가격을 기준으로 추정한 강남구의 단순평균SPAR지수
 KN KB : 강남구의 KB주택가격동향지수

<그림 6> 강남구 아파트가격지수의 전기 대비 증가율

SPAR연쇄지수와 2009년 공시가격을 기준으로 한 단순평균SPAR지수와

의 차이를 살펴보면, 큰 차이는 아니지만 SPAR연쇄지수가 평균증가율은 낮고 변동성은 높은 것을 알 수 있다(<부록 표2> 참조). 지수의 전기 대비 증가율을 살펴보면 SPAR연쇄지수의 전기 대비 증가율 평균은 약 0.57%이고, 단순평균SPAR지수의 전기 대비 증가율 평균은 0.62%이다. 표준편차를 살펴보면 SPAR연쇄지수는 4.18%이고, 단순평균SPAR지수는 3.44%로 SPAR연쇄지수가 단순평균SPAR지수에 비해 변동성이 크다.

SPAR연쇄지수와 KB지수와의 차이를 살펴보면 KB지수에 비해 SPAR연쇄지수가 평균증가율도 높고 변동성도 높은 것을 알 수 있다. 지수의 전기 대비 증가율을 살펴보면 SPAR연쇄지수의 전기 대비 증가율 평균은 약 0.57%이고, KB지수의 전기 대비 증가율 평균은 0.42%이다. 표준편차를 살펴보면 SPAR연쇄지수는 4.18%이고, KB지수는 1.56%로 SPAR연쇄지수가 KB지수에 비해 변동성이 현저히 큰 것을 알 수 있다. 이는 <그림 6>을 통해서도 확인할 수 있다.

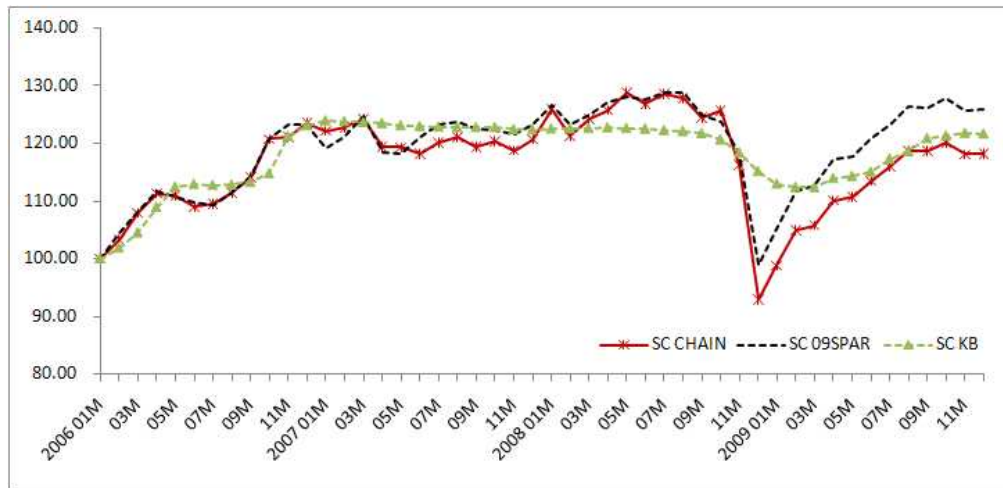
<그림 6>에서 두 지수의 전기 대비 증가율을 살펴보면 KB지수가 SPAR연쇄지수에 비하여 약 1~2시차 뒤 늦게 움직이는 것처럼 보인다.

2) 서초구

SPAR연쇄지수와 2009년 공시가격을 기준으로 한 단순평균SPAR지수와의 차이는 강남구와 마찬가지로 SPAR연쇄지수가 평균증가율은 낮고 변동성은 높은 것을 알 수 있다. 지수의 전기 대비 증가율을 살펴보면 SPAR연쇄지수의 전기 대비 증가율 평균은 약 0.44%이고, 단순평균SPAR지수의 전기 대비 증가율 평균은 0.55%이다. 표준편차를 살펴보면 SPAR연쇄지수는 4.02%이고, 단순평균SPAR지수는 3.53%로 SPAR연쇄지수가 단순평균SPAR지수에 비해 변동성이 크다(<부록 표3> 참조).

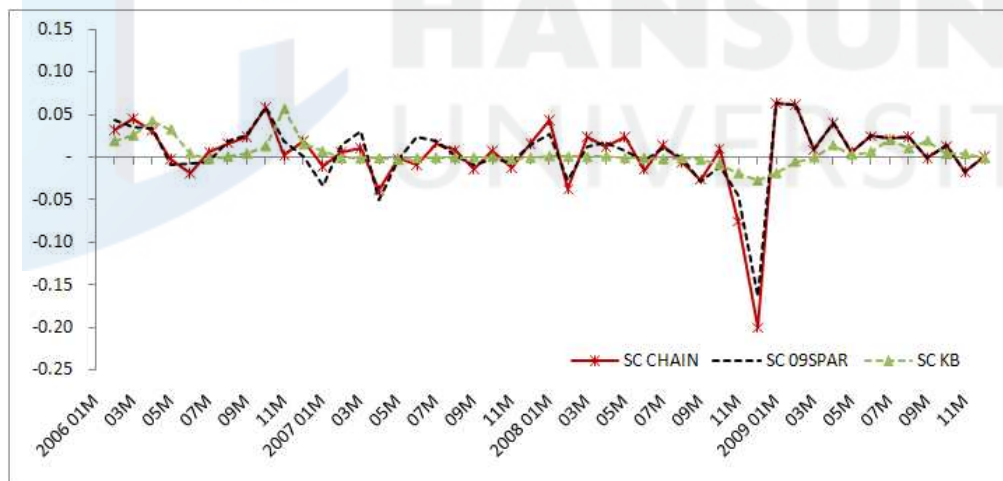
SPAR연쇄지수와 KB지수와의 차이를 살펴보면 두 지수의 평균증가율은 큰 차이가 없으나 변동성은 KB지수에 비해 SPAR연쇄지수가 큰 것을 알 수 있다. 지수의 전기 대비 증가율을 살펴보면 SPAR연쇄지수의 전기 대비 증가율 평균이 약 0.44%이고, KB지수의 전기 대비 증가율 평균은 0.43%로 큰 차이가 없다. 그러나 표준편차를 살펴보면 SPAR연쇄지수의 경우

4.02%이고, KB지수는 1.43%로 SPAR연쇄지수가 KB지수에 비해 변동성이 큰 것을 알 수 있다.



주 : SC CHAIN : 매년의 공시가격을 이용하여 추정한 서초구의 SPAR연쇄지수
 SC 09SPAR : 2009년 공시가격을 기준으로 추정한 서초구의 단순평균SPAR지수
 SC KB : 서초구의 KB주택가격동향지수

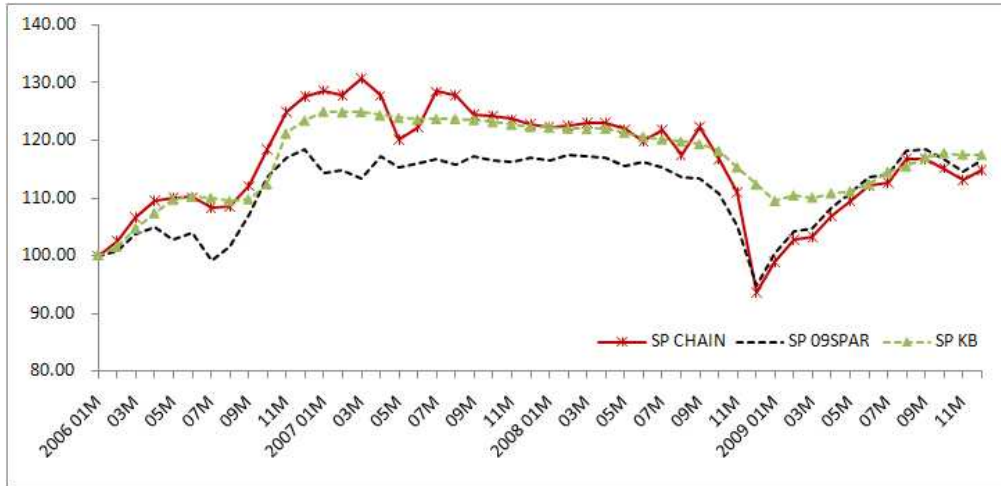
<그림 7> 서초구 아파트가격지수



주 : SC CHAIN : 매년의 공시가격을 이용하여 추정한 서초구의 SPAR연쇄지수
 SC 09SPAR : 2009년 공시가격을 기준으로 추정한 서초구의 단순평균SPAR지수
 SC KB : 서초구의 KB주택가격동향지수

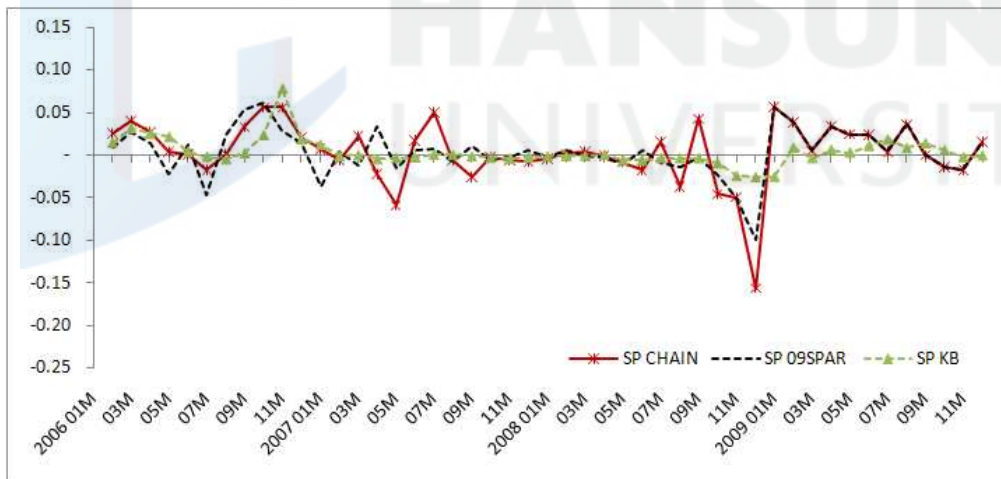
<그림 8> 서초구 아파트가격지수의 전기 대비 증가율

3) 송파구



주 : SP CHAIN : 매년의 공시가격을 이용하여 추정한 송파구의 SPAR연쇄지수
 SP 09SPAR : 2009년 공시가격을 기준으로 추정한 송파구의 단순평균SPAR지수
 SP KB : 송파구의 KB주택가격동향지수

<그림 9> 송파구 아파트가격지수



주 : SP CHAIN : 매년의 공시가격을 이용하여 추정한 송파구의 SPAR연쇄지수
 SP 09SPAR : 2009년 공시가격을 기준으로 추정한 송파구의 단순평균SPAR지수
 SP KB : 송파구의 KB주택가격동향지수

<그림 10> 송파구 아파트가격지수의 전기 대비 증가율

송파구의 경우 강남구, 서초구와 달리 KB지수가 단순평균SPAR지수보다 기준시점대비 비교시점의 아파트가격지수가 큰 것을 볼 수 있다. 그러나 송파구 또한 KB지수에 비해 SPAR지수의 변동성이 큰 것을 볼 수 있다.

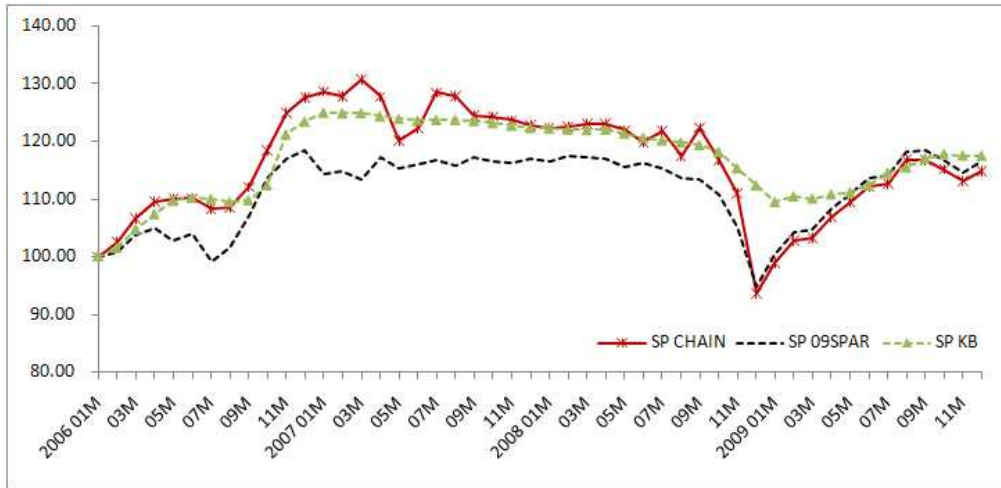
지수의 전기 대비 증가율을 살펴보면 단순평균SPAR지수의 전기 대비 증가율 평균이 약 0.36%이고, SPAR연쇄지수의 전기 대비 증가율 평균 또한 약 0.36%, 그리고 KB지수의 전기 대비 증가율 평균 역시 0.36%인 것으로 나타나 두 가지 방식의 SPAR지수 증가율 평균과 KB지수의 증가율 평균이 큰 차이를 보이지 않고 있다.

송파구의 경우, 강남구, 서초구와 달리 SPAR지수와 KB지수 간에 큰 차이가 없는 것은 송파구의 주택가격이 2006년 이전에 이미 크게 올랐기 때문인 것으로 보인다. 2005년 12월 거여·마천 뉴타운지구 지정발표를 전후하여 송파구의 주택가격은 큰 폭으로 올랐으며, 잠실동의 대단지 아파트의 입주가 시작되면서 2006년 1월에 송파구의 실거래가격은 이미 큰 폭으로 오른 상태였다. 그러나 KB지수가 이를 뒤늦게 반영하면서 이러한 현상이 나타난 것으로 보인다.

그러나 표준편차를 살펴보면 단순평균SPAR지수는 2.84%, SPAR연쇄지수는 3.63%, KB지수는 1.63%로 SPAR지수에 비해 KB지수의 변동성이 작은 것으로 나타났으며, 단순평균SPAR지수보다 SPAR연쇄지수의 변동성이 큰 것을 알 수 있다(<부록 표4> 참조).

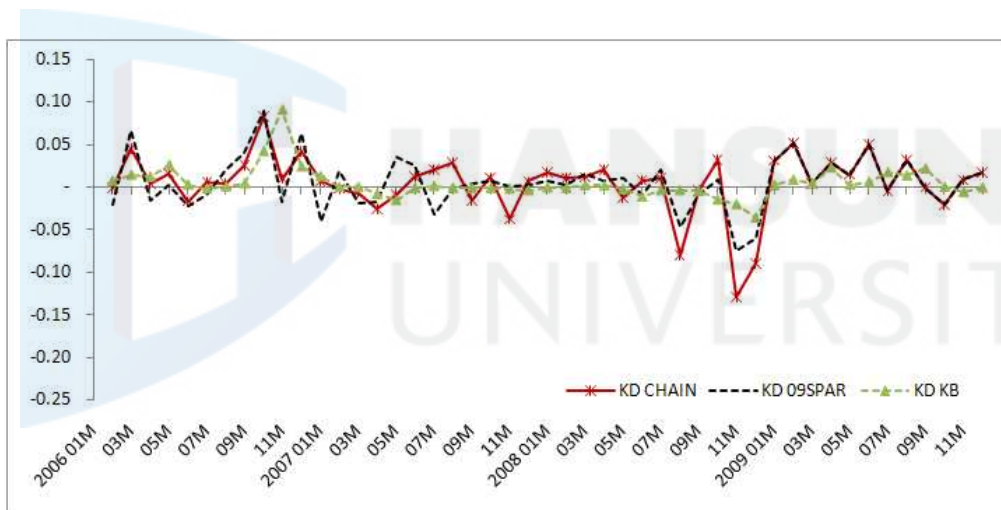
4) 강동구

강동구의 SPAR연쇄지수는 2009년 공시가격을 기준으로 한 단순평균 SPAR지수보다 평균증가율이 낮으며 변동성도 큰 차이가 없는 것으로 나타났다. 지수의 전기 대비 증가율을 살펴보면 SPAR연쇄지수의 전기 대비 증가율 평균은 약 0.47%이고, 단순평균SPAR지수의 전기 대비 증가율 평균은 0.58%이다. 표준편차를 살펴보면 SPAR연쇄지수는 3.53%이고, 단순평균SPAR지수는 3.15%로 SPAR연쇄지수가 단순평균SPAR지수에 비해 변동성이 큰 것을 볼 수 있다(<부록 표5> 참조).



주 : KN CHAIN : 매년의 공시가격을 이용하여 추정한 강남구의 SPAR연쇄지수
 KN 09SPAR : 2009년 공시가격을 기준으로 추정한 강남구의 단순평균SPAR지수
 KN KB : 강남구의 KB주택가격동향지수

<그림 11> 강동구 아파트가격지수



주 : KN CHAIN : 매년의 공시가격을 이용하여 추정한 강남구의 SPAR연쇄지수
 KN 09SPAR : 2009년 공시가격을 기준으로 추정한 강남구의 단순평균SPAR지수
 KN KB : 강남구의 KB주택가격동향지수

<그림 12> 강동구 아파트가격지수의 전기 대비 증가율

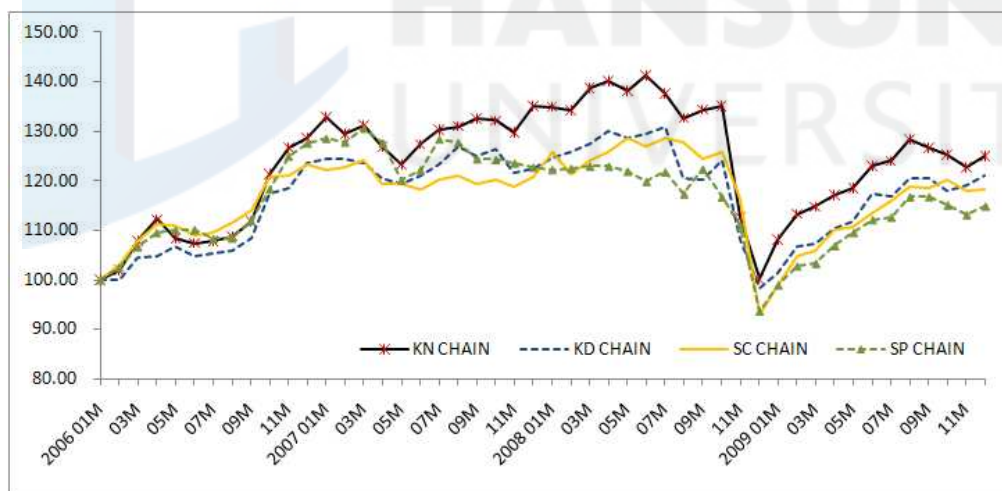
강동구 또한 SPAR지수와 KB지수 간에 큰 차이가 없는 것은 송파구와

마찬가지로 2006년 이전에 실거래가격이 이미 크게 올랐기 때문인 것으로 보인다. 2005년 12월 천호·성내 지역이 재정비촉진지구로 지정되면서 강동구의 실거래가격은 큰 폭으로 올랐다. 그러나 KB지수가 이를 뒤늦게 반영하면서 이러한 현상이 나타난 것으로 보인다.

SPAR연쇄지수와 KB지수와와의 차이를 살펴보면 두 지수간 평균증가율은 큰 차이가 없으나 변동성은 KB지수에 비해 SPAR연쇄지수가 큰 것을 알 수 있다. 지수의 전기 대비 증가율을 살펴보면 SPAR연쇄지수의 전기 대비 증가율 평균이 약 0.47%이고, KB지수의 전기 대비 증가율 평균은 0.45%로 큰 차이가 없다. 그러나 표준편차를 살펴보면 SPAR연쇄지수의 경우 3.53%이고, KB지수는 1.81%로 SPAR연쇄지수가 KB지수에 비해 변동성이 큰 것을 알 수 있다.

5) 구별 SPAR지수의 비교

동남권의 구별지수를 살펴보면 지수의 전기 대비 증가율 평균과 변동성이 가장 작은 지역은 송파구이고, 지수의 전기 대비 증가율 평균과 변동성이 가장 큰 지역은 강남구로 나타났다.



주 : KN CHAIN : 강남구의 SPAR연쇄지수 / KD CHAIN : 강동구의 SPAR연쇄지수
SC CHAIN : 서초구의 SPAR연쇄지수 / SP CHAIN : 송파구의 SPAR연쇄지수

<그림 13> 동남권 구별 SPAR지수 비교

<표 10> 구별 SPAR연쇄지수의 동일성 검정결과

구분	증가율 평균	증가율 표준편차	평균의 동일성 검정		분산의 동일성 검정	
			F 통계량 (df)	Prob.	Value (df)	Prob.
강남구	0.004746	0.043256	0.017018 (3,184)	0.9970	2.221265 (3)	0.5278
서초구	0.003557	0.042760				
송파구	0.002955	0.037531				
강동구	0.004082	0.036194				

주) 각 구별 SPAR연쇄지수의 로그차분시계열의 동일성 검정결과임.

평균의 동일성 검정은 ANOVA F-test에 의한 결과이고, 분산의 동일성검정은 Bartlett의 방법에 의한 결과임.

구별 지수의 전기 대비 증가율 평균과 표준편차의 동일성 검정결과 각 구별 전기 대비 증가율의 평균과 분산이 통계적으로 동일하다는 귀무가설이 5%유의수준에서 채택되어 구별 지수의 전기 대비 평균 증가율과 분산은 통계적으로 차이가 없는 것으로 나타났다.

2. 동남권 SPAR지수

동남권의 단순평균SPAR지수와 SPAR연쇄지수 그리고 국토해양부의 반복매매가격지수의 동일성검정을 실시한 결과 세 지수는 통계적으로 유의적인 차이가 없는 것으로 나타났다. 단순평균SPAR지수의 평균증가율은 0.47%이고, SPAR연쇄지수의 평균증가율은 0.39%, 국토해양부의 반복매매가격지수의 평균증가율은 0.49%로 나타나 국토해양부의 반복매매가격지수의 평균증가율이 가장 높은 것으로 나타난 반면 표준편차는 단순평균 SPAR지수가 2.91%, SPAR연쇄지수가 3.87%, 반복매매가격지수가 2.87%로 나타나 변동성은 SPAR연쇄지수가 가장 크고, 반복매매가격지수가 가장 작은 것으로 나타났다.

평균의 동일성 검정결과 평균이 동일하다는 귀무가설이 5%유의수준에서 채택되어 세 지수의 평균은 통계적으로 유의적인 차이를 보이지 않는 것으로 나타났으며, 분산의 동일성 검정결과 역시 5%유의수준에서 귀무가설이 채택되어 세 지수의 분산 또한 통계적으로 유의적인 차이가 없는 것

으로 나타났다.

<표 11> 동남권 SPAR지수와 반복매매지수의 동일성 검정결과

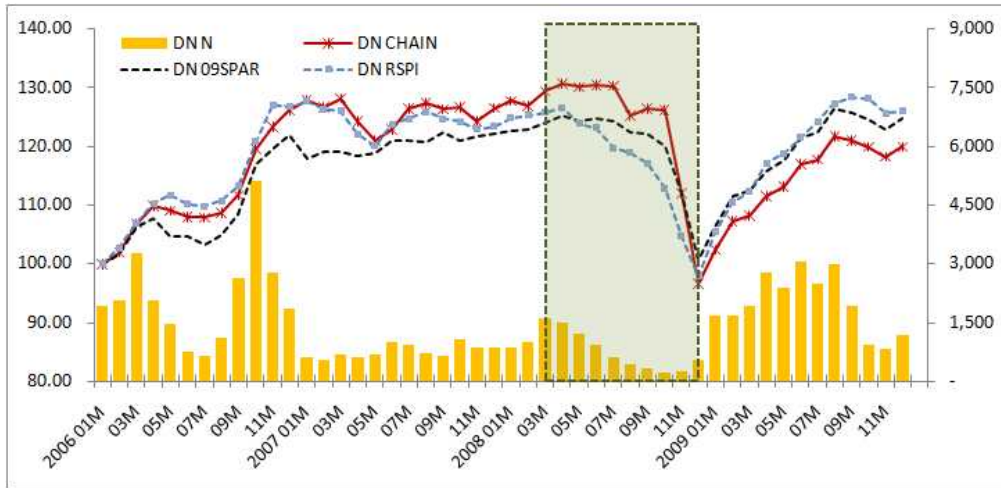
	증가율 평균	증가율 표준편차	평균의 동일성 검정		분산의 동일성 검정	
			F 통계량 (df)	Prob.	Value (df)	Prob.
단순평균 SPAR지수	0.004695	0.029083	0.014184 (2,138)	0.9859	3.529278 (2)	0.1712
SPAR 연쇄지수	0.003868	0.036560				
국토부 반복매매지수	0.004910	0.028694				

주 : 동남권 SPAR지수와 국토해양부 반복매매가격지수의 로그차분시계열을 이용하여 동일성 검정을 실시한 결과임.

그러나 아파트 가격의 등락이 심했던 2008년 3월부터 12월까지의 기간에 SPAR연쇄지수와 반복매매가격지수사이 차이가 나타나고 있음을 알 수 있다. 실거래가격을 이용하여 추정된 두 지수가 이러한 차이를 보이는 이유는 두 지수를 추정하는 과정에서 발생하는 차이일 것이다. 이러한 현상이 나타난 원인으로는 다음과 같은 점을 고려해 볼 수 있다.

첫째, 반복매매가격지수모형의 표본추출 오류로 인해 편의가 발생했을 가능성이 있다. 앞서 설명한 바와 같이 반복매매가격지수모형은 동일한 주택이 2회 이상 거래된 경우 첫 번째 거래가격과 두 번째 거래가격의 차이를 가지고 지수를 추정하는 방법이다. 그런데 지수를 개발하는 초기에는 반복매매되는 쌍이 이루어지지 않아 거래 자료의 탈락률이 높아진다. 따라서 동일주택가정을 통하여 거래 자료의 탈락률을 낮추고 있는데 이때 동일단지, 면적, 건물동, 층 구분이 같으면 동일주택으로 가정하고 지수를 작성하고 있다.

이 과정에서 상대적으로 채고량도 많고 거래빈도도 높은 중소형아파트는 거래쌍이 많이 만들어지는 반면, 중형과 대형아파트는 거래쌍이 잘 구성되지 않아 거래 자료가 탈락될 확률이 높아진다. 이렇게 추정된 지수는 거래가 빈번한 중소형아파트의 가격변화율에 민감하게 반응하게 될 것이다.



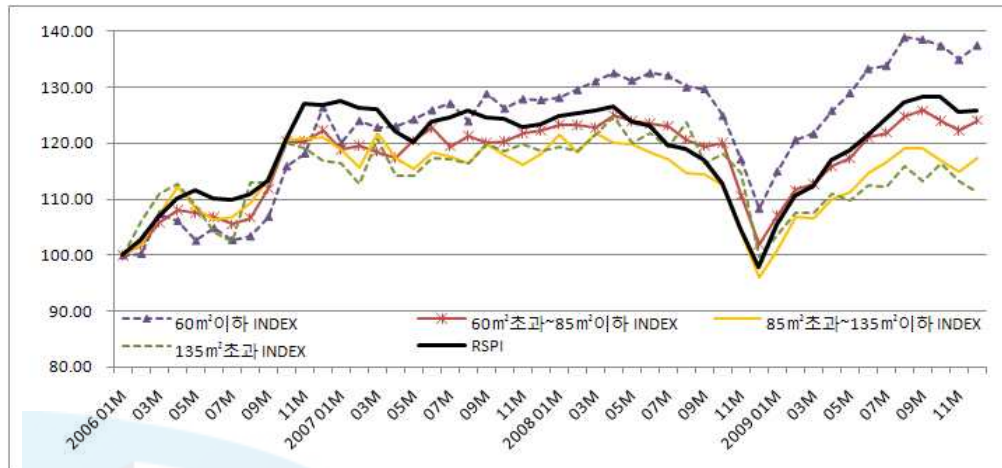
주 : DN N : 동남권의 월별 거래량
 DN CHAIN : 동남권의 SPAR연쇄지수
 DN 09SPAR : 동남권의 단순평균SPAR지수
 DN RSPI : 동남권의 반복매매가격지수(국토해양부)

<그림 14> 동남권 아파트가격지수와 거래량

<그림15>는 단순평균방식으로 추정한 규모별 동남권 SPAR지수와 반복매매가격지수를 보여준다. 동남권의 SPAR지수와 반복매매가격지수의 격차가 심한 2006년 2분기를 살펴보면 소형, 중소형아파트의 SPAR지수의 경우 지수의 하락폭이 크지 않은 반면 중대형과 대형아파트의 SPAR지수는 가격하락폭이 크게 나타나고 있다. 만일 반복매매가격지수의 거래쌍 구성 과정에서 거래빈도가 낮은 중대형이상의 아파트가격자료가 다수 탈락되었다면 이러한 차이를 발생시킬 수 있다.

이러한 문제는 지수작성기간이 길어지면 탈락되었던 자료들이 새로운 거래쌍을 구성하면서 자연스럽게 해결되는 문제이다. 그러나 거래쌍이 추가되면서 불가피하게 이미 발표한 지수를 수정해야 하는 문제(revision of index)가 발생한다. 그러나 2009년 12월에 발표된 반복매매가격지수와 2010년 3월에 발표한 지수가 완벽히 일치하는 것으로 보아 변동된 과거 지수를 발표하고 있지 않은 것으로 판단된다. 이 또한 두 지수의 차이를 발생시킨 원인으로 작용한 것일 수 있다.

또한 이 시기 거래량을 살펴보면 거래량이 현저히 감소하고 있는 시기를 확인할 수 있다. 반복매매가격지수모형의 경우 거래량이 작아지면 표본추출오류로 인한 편의가 더욱 심화되는 것으로 알려져 있다. 따라서 이러한 차이는 반복매매가격지수모형의 표본추출오류로 인한 지수의 왜곡현상일 가능성이 높다.



<그림 15> 동남권 규모별 SPAR지수와 반복매매가격지수

반복매매가격지수모형의 동일주택 가정 때문에 두 지수간 차이가 나타났을 가능성도 있다. 현행의 동일주택 가정에 따르면 층을 3개의 그룹으로 구분하여 1,2층을 제1그룹으로, 최상층을 제2그룹으로 나머지를 제3그룹으로 구분하고 있다. 현행의 층 그룹에 의하면 최고층이 15층인 아파트에서 3층과 14층의 아파트가 동일한 아파트로 취급된다. 이 때문에 아파트 특성 차이에서 오는 가격차이가 시장의 가격움직임으로 왜곡될 수 있다.²⁶⁾

반복매매가격지수모형 작성에 사용된 자료의 기초정보나 이상치 정보, 지수작성과정이 공개되고 있지 않기 때문에 국토해양부에서 발표하는 반복매매가격지수와 본 논문에서 작성한 SPAR지수의 차이가 발생하는 원인이 무엇인지 정확히 판단하기는 어렵다. 앞서 기술한 가능성 등에 대한 검증은 추후 연구과제로 삼고자 한다.

26) 조망가치에 대한 연구로는 정수연·배재흠(2004)의 연구 참조.

3. SPAR지수의 신뢰구간

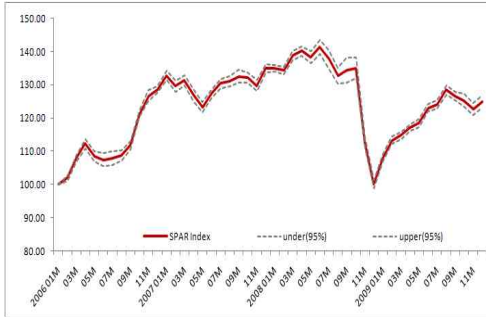
지수의 신뢰구간을 추정하기 위해서는 매 기 지수 추정값의 표준오차를 알아야 한다. SPAR지수는 매 기의 SPAR평균을 기준시점의 SPAR평균으로 나누어 다음과 같이 작성되기 때문에 매 기 SPAR평균의 표준오차를 계산할 수 있다.

$$I_t = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{P_{ti}}{A_{0i}} \rightarrow t\text{기의 표준오차}}{\frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \frac{P_{0j}}{A_{0j}} \rightarrow 0\text{기의 표준오차}}$$

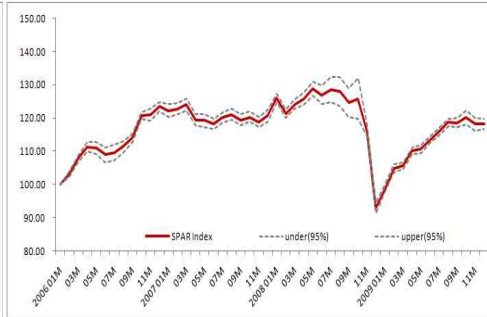
그러나 이는 매기 SPAR 평균의 표준오차이지 지수 추정값의 표준오차가 아니기 때문에 단순히 매기의 SPAR표준오차를 이용하여 신뢰구간을 작성할 수 없다. 따라서 본 논문에서는 SPAR지수의 신뢰구간을 추정하기 위하여 몬테카를로시뮬레이션(Monte Carlo Simulation) 기법을 이용하여 지수의 신뢰구간을 추정하였다.

몬테카를로시뮬레이션이란 모형에서 가정한 확률분포에 따라 무작위 표본추출에 의해서 확률적 결과를 발생시켜 불확실한 상황 하에서 의사결정을 목적으로 확률적 시스템의 모의실험에 이용되는 절차이다.

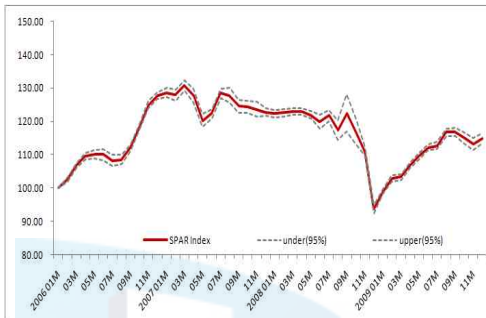
몬테카를로시뮬레이션방법을 이용하여 지수의 신뢰구간을 추정하기 위해서 먼저 거래 건의 개별SPAR가 월별로 정규분포 한다고 가정하고, 추정된 월 별 표준오차에 무작위로 난수를 생성시켜 월 별 오차항을 만들었다. 이를 매 월별 SPAR평균에 더한 뒤 임의로 SPAR지수를 만드는데 이 과정을 1,000회 반복 시행하여 매 월 별 1,000개의 SPAR지수를 작성하였다. 이렇게 작성된 월별 SPAR지수의 표준편차를 월별로 구한 뒤 이를 이용하여 95%상하 신뢰구간을 작성하였다(<부록 표. 7>, <부록 표 8> 참조).



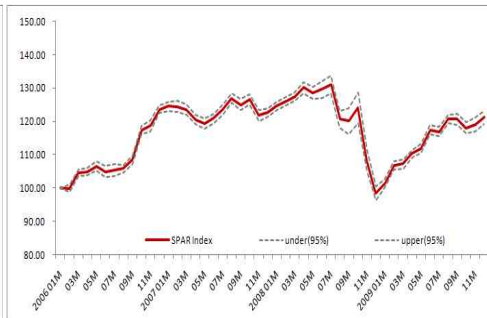
<그림 16> 강남구 SPAR지수와
95% 상하 신뢰구간



<그림 17> 서초구 SPAR지수와
95% 상하 신뢰구간



<그림 18> 송파구 SPAR지수와
95% 상하 신뢰구간



<그림 19> 강동구 SPAR지수와 95%
상하 신뢰구간

제5절 소 결

본 장에서는 현행 반복매매가격지수모형의 대안으로 최근 부각되고 있는 SPAR지수모형을 이용하여 실거래가격지수를 추정하고 몬테카를로 시뮬레이션기법을 이용하여 지수의 신뢰구간을 추정하였다.

SPAR지수는 두 가지 방법으로 추정하였는데 먼저 단순평균SPAR지수는 2009년의 공시가격을 이용하여 단순평균방식으로 추정하였고, SPAR연쇄지수는 매 년의 공시가격을 이용하여 각각 연도별 평균SPAR를 구한 뒤 매 년 12월을 기준으로 지수를 연결하여 추정하였다. 따라서 2009년 공시가격

을 이용하여 추정한 단순평균SPAR지수와 SPAR연쇄지수는 2008년 12월 이후 지수의 증가율이 같다. 하지만 2008년 12월 이전은 차이가 나타난다. 그 이유는 2009년 공시가격을 기준으로 단순평균SPAR를 작성하였을 때 주택의 특성변화로 인해 2009년의 공시가격을 확인할 수 없어서 지수 작성에서 탈락되었던 실거래가격자료들이 SPAR연쇄지수로 추정하게 되면서 지수에 반영되어 나타난 차이로 보인다. 따라서 공시가격을 2009년에 고정하여 추정한 단순평균SPAR지수보다 SPAR연쇄지수가 주택시장의 상황을 보다 더 잘 설명할 것이라고 판단된다.

SPAR지수와 KB주택가격동향지수를 비교해보면 KB주택가격동향지수에 비해 SPAR지수가 전기 대비 평균증가율도 높고 변동성도 높게 나타났다. 또한 두 지수의 전기 대비 증가율을 살펴보면 KB주택가격지수가 SPAR지수에 비하여 약 1~2시차 뒤 늦게 움직이는 시차 지연(time-lag)현상이 나타나는 것처럼 보인다. 이러한 KB주택가격동향지수의 낮은 변동성과 시차 지연 현상은 제3장에서 분석하기로 한다.

SPAR지수와 반복매매가격지수를 살펴보면 두 지수의 전기 대비 평균증가율이나 변동성에 큰 차이가 없는 것으로 나타났다. 그러나 아파트 가격의 등락이 심했던 2008년 하반기에는 SPAR지수와 반복매매가격지수의 차이가 커지는 것을 확인하였는데 이러한 차이가 나타난 원인은 반복매매가격지수의 표본추출 오류 때문인 것으로 판단된다. 하지만 국토해양부의 반복매매가격지수에 대한 기초자료 및 반복쌍 구성에 대한 자료가 부재하여 실증분석을 실시하지 못한 점은 향후 연구과제로 돌리고자 한다.

마지막으로 몬테카를로 시뮬레이션기법으로 지수의 신뢰구간을 추정하였다. 지수의 정확한 신뢰구간이 계산되면 이를 이용하여 평가가격에 기초한 지수의 평활화 정도를 검증할 수 있다. 따라서 이 장에서 추정된 실거래가격지수와 지수의 신뢰구간을 이용하여 KB주택가격동향지수의 평활화 정도를 추정할 수 있게 되었다. 이는 본 논문의 제3장에서 살펴보기로 한다.

제 3 장 평가가격에 기초한 주택가격지수의 평활화

제1절 연구의 개요

1. 연구의 배경 및 목적

KB주택가격동향지수는 1986년 국가통계로 승인되어 발표되기 시작한 이래 현재까지 20년 이상의 장기시계열을 구축하며 주택관련 지표로는 가장 신뢰할 만한 지수 중 하나로 자리매김하고 있다. KB주택가격동향지수는 매월 주기로 주택가격지수를 발표하고 있으며, 수요자가 많은 아파트의 경우 매주단위로 추가적인 발표를 함으로써 속보성이 뛰어나고, 주택의 유형별, 규모별, 점유유형별로 지수를 다양하게 가공하여 제공함으로써 주택시장분석에 유용하게 이용되고 있다.

이러한 국민은행의 주택가격동향지수는 표본조사에 의한 지수작성방법을 채택하고 있으며, 지수작성에 사용하고 있는 가격자료는 국민은행과 계약을 맺은 중개업소로부터 제공받는 평가가격인 시세²⁷⁾정보이다. 바로 이 때문에 국민은행의 주택가격동향지수는 앞서 서술한 여러 가지 활용가능성과 장점에도 불구하고 시장상황을 왜곡한다는 비판을 받아왔다.

대표적으로 지적되는 문제점이 지수의 평활화(smoothing)문제이다. 이용만·이상한(2008; p.29)이 지적한 바와 같이 평가가격을 기초자료로 하여 주택가격지수를 작성할 경우 지수의 변동성이 실제 시장의 가격변동성보다 작고(low volatility), 지수가 시장가격의 움직임보다 늦게(time lag) 움직이는 평활화(smoothing)현상이 나타나게 된다.

실제 시장의 가격움직임보다 가격지수의 움직임이 시차를 두고 나타난다면 가격지수에 기초하여 주택정책의 시행시기를 결정하거나 투자시기를 결정함에 있어 잘못된 의사결정을 하게 할 수 있다. 따라서 KB주택가격동

27) 부동산중개업자가 평가하는 가격으로, 실거래가격을 참고하기는 하지만 주로 매도자가 희망하는 매각가격을 기준으로 평가한다. 흔히 이 가격을 시장에서는 ‘시세가격’ 또는 ‘호가(asking price)’라고 부르는데 이는 감정평가사들에 의해 평가되는 평가가격과는 다른 개념이다.

향지수에 시차 지연 현상이 존재한다면 이러한 점을 고려하여 주택정책의 시행 시기 또는 투자시기를 결정할 수 있도록 KB주택가격동향지수의 시차 지연 현상을 분석해 볼 필요가 있으며, 주택정책당국이나 주택시장의 투자자는 이러한 시차 지연 현상을 고려하여 의사결정을 해야 할 것이다.

다음으로 실제시장의 변동성보다 지수의 변동성이 낮게 나타나는 현상은 시장참여자들로 하여금 지수의 움직임을 통하여 실제 시장의 가격움직임을 정확하게 판단하지 못하게 한다. 이러한 지수를 투자지표로 사용할 경우 시장의 위험을 과소평가하게 하여 투자포트폴리오를 구성함에 있어 잘못된 의사결정을 하게 할 수 있다.²⁸⁾

예를 들어 제2의 외환위기로 불리는 2008년 하반기 강남의 실제 주택가격은 30%가량 하락하였음에도 불구하고, KB주택가격동향지수는 실제 가격하락정도보다 현저히 낮은 2~3% 하락 한 것으로 나타남으로써 실제의 시장움직임을 반영하지 못한다는 비판을 받았다. 이처럼 지수의 낮은 변동성은 시장의 가격움직임을 정확히 판단하는데 저해요소가 되기 때문에 KB주택가격동향지수의 변동성이 실제의 변동성보다 낮게 나타나는지는 분석할 필요가 있다.

따라서 이 장에서는 KB주택가격동향지수에 평활화 현상 즉, 시차 지연 현상과 낮은 변동성이 나타나는지를 검증하고자 한다.

우리나라에서는 이용만·이상한(2008)이 KB주택가격동향지수의 평활화 현상을 규명한 바 있다. 그러나 이용만·이상한(2008)은 실거래가격지수의 신뢰구간이 공개되지 않을 뿐 아니라 반복매매가격지수의 신뢰구간 계산에 오류가 존재한다고 판단하여 신호-잡음비율모형을 이용한 신뢰계수 추정을 하지 못하였다. 또한 이용만·이상한(2008)이 사용한 실거래가격지수는 2006년 1월부터 2007년 7월까지의 시계열로, 분석기간이 짧아 KB주택가격동향지수의 평활화 현상을 정확하게 확인하기에는 다소 한계가 있다.

본 연구에서는 선행연구를 보완하고 발전시키는 의미에서 제2장에서 추정한 SPAR지수와 지수의 신뢰구간을 이용하여 KB주택가격동향지수의 평

28) KB지수의 낮은 변동성이 조세정책이나 세무행정면에서 오히려 유익한 면이 있다고 보는 견해도 있다.

평활화 현상을 검토해 보고자 한다.

2. 연구의 방법

평활화 현상이란 지수의 시차 지연 현상과 낮은 변동성을 통칭하는 개념이다. 따라서 본 장에서는 KB지수의 시차 지연 현상과 낮은 변동성 분석하였다.

먼저 KB지수의 시차 지연 현상은 실거래가격지수와 시차상관관계분석을 통하여 검증하고자 한다. 다음으로 낮은 변동성은 두 가지 모형을 추정하였는데 Quan and Quigley(1989, 1991)의 신호-잡음비율모형과 Geltner(1991)의 부분조정모형을 응용하여 KB지수의 평활화 정도를 분석하였다.

분석기간은 2006년 1월부터 2009년 12월까지로 하였고, 분석에 사용한 자료는 KB주택가격동향지수 중에서 아파트매매가격지수와 본 논문의 제2장에서 추정한 SPAR연쇄지수를 이용하였다. 분석지역은 서울의 강남구, 서초구, 송파구, 강동구이다.

제2절 선행연구

1. 평활화 현상의 원인

1980년대 후반부터 미국에서는 지수의 평활화로 인한 투자위험의 과소 평가에 주목하여 지수의 평활화 현상에 대한 연구가 꾸준히 진행되었다. Clayton etc.(2001)에 따르면 기존의 선행연구에서 밝혀진 지수평활화의 원인은 크게 두 가지로 분류할 수 있는데 하나는 지수작성과정에서 발생하는 오류이고, 또 하나는 개별 부동산의 평가과정에서 발생하는 오류이다.

지수작성과정에서 발생하는 오류를 평활화의 원인으로 지적한 연구로는 Geltner(1993)의 연구가 대표적이다. Geltner(1993)는 NCREIF의 상업용부동산지수를 분석한 결과 지수의 평활화 원인이 개별 평가가격을 통합하여 지수를 만드는 과정에서 개별 부동산의 평가시점이 상이하기 때문에 나타

나게 된다고 주장하였다.

개별부동산의 평가과정에서 발생하는 오류는 평가자의 평가행태(평가조정편의)에 따른 오류와 평가과정 자체의 오류로 구분할 수 있다. 평가조정편의에 대하여 연구한 논문으로는 Geltner(1989, 1991), Quan and Quigley (1989, 1991), Diaz and Wolverton(1998)이 대표적이다.

Geltner(1991)에 따르면 지수의 평활화 현상은 평가자가 가격을 평가할 때 과거의 평가가격에 의존하여 현재의 평가가격을 결정하기 때문에 나타나는 현상이라고 지적하고²⁹⁾ 평가자의 행태를 모형화한 ‘부분조정모형(partial adjustments model)’을 이용하여 평활화의 정도를 추정하였다.

Quan and Quigley(1991)는 합리적 행동가설에 기초하여 평가자가 ‘새로운 가격정보를 평가가격에 반영하는 과정’에서 현재의 시장상황을 알려주는 거래 자료가 부족하고, 부동산이 가지고 있는 고유한 특성 때문에 현재의 시장상황 변동을 부분적으로 수용하고 과거의 시장 자료에 의존하는 경향이 나타난다고 주장하였다. Quan and Quigley(1991)는 이를 신호(signal)와 잡음(noise)의 비율로 이해하고, 이 비율을 이용하여 평활화의 정도를 추정하는 방법을 제시하였다.

<표 12> 선행연구에서 나타난 지수평활화의 원인

지수평활화의 원인		연구논문	비고
개별부동산 평가과정	평가자의 평가행태 (평가조정편의)	Geltner(1991)	부분조정모형
		Quan&Quigley(1991)	신호/잡음비율모형
		Diaz&Wolverton (1998)	심리학적행동모형
	평가과정자체	Ibbotson&Siegel(1984) Shulman(1986) Graaskamp(1987) Wheaton&Torto(1989)	
지수작성 과정	개별부동산의 평가시점 상이	Geltner(1993)	

29) Geltner(1991)는 평가자가 이전 시기에 평가한 가격을 쉽게 바꾸지 않으려고 하는 행동을 ‘과거 지향적 성향(tyranny of past values)’ 이라고 칭하였다.

Diaz and Wolverton(1998)은 평가자를 두 집단으로 나누고, 첫 번째 집단에게는 8개월의 시차를 두고 동일한 부동산을 2회 평가하도록 하고, 두 번째 집단에게는 1회 평가하도록 연구를 설계하였다. 연구결과 두 집단에게 동일한 정보가 제공되었음에도 2회 평가한 집단에게서는 본인들이 한 최초의 평가결과에 높은 가중치를 부여하는 현상을 발견하였다.

평가과정 자체의 오류로 보는 연구로는 Ibbotson and Siegel(1984), Shulman(1986), Graaskamp(1987), Wheaton&Torto(1989) 등이 있으며, 이들의 연구는 평가방법의 차이 등에서 평활화 원인을 찾으려 하였다.

2. 추정방법에 관한 연구

평가자의 가격평가 행태를 모형화한 부분조정모형을 살펴보면 아래 수식(III-1)과 같다.

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

여기서 V_t^* : t 시점의 평가가격

V_{t-1}^* : $t-1$ 시점의 평가가격

V_t : 실제 거래가격

α : 부분조정계수(partial adjustment factor), 신뢰계수(confidence factor)

여기서 α 는 평가자가 부동산가격을 평가할 때, 현재의 시장가치를 반영하는 정도를 나타내는 계수로, 이를 부분조정계수 또는 신뢰계수라고 부른다. 신뢰계수 α 는 평가자가 실제 거래가격을 어느 정도 신뢰하느냐에 따라 달라지기 때문에 α 의 역수는 평활화 정도를 나타낸다. 따라서 평가가격에 기초한 지수가 어느 정도 평활화 되어 있는지 알기 위해서는 신뢰계수 α 를 추정해야 한다. 이를 추정하기 위해서 수식(III-571)은 아래와 같이 실제 거래가격의 이동평균(moving average) 형태로 바꿀 수 있다. 그러나 수식(III-1), (III-2)에서의 실제거래가격 $V_s (s = t, t-1, t-2, \dots)$ 는 관찰되지 않기 때문에 신뢰계수 α 를 추정하는데 어려움이 있다.

$$\begin{aligned}
 V_t^* &= \alpha V_t + \alpha(1-\alpha) V_{t-1} + \alpha(1-\alpha)^2 V_{t-2} + \cdots \\
 &= w_0 V_t + w_1 V_{t-1} + w_2 V_{t-2} + \cdots
 \end{aligned}
 \tag{III-2}$$

이러한 문제를 해결하기 위해서 다양한 연구가 진행되어 왔는데 첫 번째 방법은 실제거래가격을 사용하지 않고 신뢰계수 α 를 추정하는 방법을 찾아내고자 한 연구이고, 두 번째 방법은 관측되지 않는 실거래가격대신 대리변수를 사용하거나 다변량회귀모형(multivariate regression model)을 사용하여 신뢰계수 α 를 추정하는 방법이다.

먼저 첫 번째 방법에 대한 연구로는 Geltner(1989, 1991), Brown and Matysiak(1998), Quan and Quigley(1989, 1991), Clayton etc.(2001)등이 있다. Geltner(1989, 1991)는 몇 가지 가정을 통하여 직접 α 를 추정하고자 하였다. 먼저 수식(III-1), (III-2)를 각각 전기 대비로 차분하면 다음과 같이 바꿀 수 있다.

$$r_t^* = \alpha r_t + (1-\alpha)r_{t-1}^* \tag{III-1'}$$

$$r_t^* = w_0 r_t + w_1 r_{t-1} + w_2 r_{t-2} + \cdots \tag{III-2'}$$

$$\begin{aligned}
 \text{여기서 } r_s^* &= V_s^* - V_{s-1}^* \\
 r_s &= V_s - V_{s-1} \\
 s &= t, t-1, t-2, \dots \\
 w_0 r_t &= e_t
 \end{aligned}$$

이때 e_t 가 안정 시계열(stationary process)이며 역함수가 존재(invertible) 즉 역행렬이 가능하다고 가정하면, 수식(III-2')는 다음과 같이 r_t^* 의 자기회귀 과정(AR process : autoregressive process)으로 전환할 수 있다³⁰⁾.

30) 여기서 e_t 는 안정 시계열이기는 하지만, 평균이 0인 백색잡음은 아니다.

$$r_t^* = \rho_1 r_{t-1}^* + \rho_2 r_{t-2}^* + \dots + e_t \quad (\text{III-3})$$

수식(III-2)에서 $e_t = w_0 r_t$ 이므로, w_0 는 다음과 같이 e_t 와 r_t 의 표준편차 비율에 의해 구할 수 있다.

$$w_0 = \frac{\sqrt{\text{Var}(e_t)}}{\sqrt{\text{Var}(r_t)}} \quad (\text{III-4})$$

Brown and Matysiak(1998)은 관측되지 않는 V_t 때문에, 수식(III-1)을 시간변동계수모형(time-varying parameter)으로 전환하여 신뢰계수를 추정하였다. Brown and Matysiak(1998)이 사용한 모형은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} V_t^* &= \theta_t + \beta_t V_{t-1}^* + \tau_t \\ \theta_t &= \theta_{t-1} + \lambda_t \\ \beta_t &= \beta_{t-1} + \epsilon_t \end{aligned} \quad (\text{III-5})$$

수식(III-5)에서 θ_t 는 미관측 변수인 αV_t 을 나타내는데, θ_t 가 임의보행(random walk) 하는 것으로 가정하였다. 그리고 β_t 는 $(1-\alpha)$ 를 나타내는데, β_t 또한 임의보행(random walk) 하는 것으로 가정하고 칼만 필터링(Kalman Filtering) 방식으로 추정하였다.

Quan and Quigley(1989, 1991)은 신뢰계수 α 의 추정방식을 다음과 같이 제시하였다. 먼저, 부동산의 실제 거래가격은 해당 부동산의 진정한 시장가치와 오차의 합으로 구성되어 있다고 가정하고, 부동산의 진정한 시장가치는 임의보행(random walk)한다고 가정한다. 이를 식으로 표현하면 다음과 같다.

$$V_t = V_t^f + v_t \quad (\text{III-6})$$

$$V_t^f = V_{t-1}^f + \mu_t \quad (\text{III-7})$$

여기서 V_t : t 시점의 실제 거래가격
 V_t^f : t 시점의 진정한 시장가치
 v_t : 거래 잡음 (평균=0, 분산= σ_v^2 인 임의적인 오차)
 μ_t : 시장잡음 (평균=0, 분산= σ_μ^2 인 임의적인 오차)

여기서 v_t 는 평균이 0이고, 분산이 σ_v^2 인 임의적인 오차(random error)로서, 거래과정에서 나타나는 거래 잡음(transaction noise)이다. 그리고 μ_t 는 평균이 0이고, 분산이 σ_μ^2 인 오차로서, 시장가치의 시간에 따른 변화를 나타내기 때문에 시장 잡음(market-wide noise)라고 부른다. Quan and Quigley (1991)는 수식(III-6)과 수식(III-7)을 이용하여, 신뢰계수 α 의 해를 다음과 같이 제시하였다.

$$\alpha = \frac{\sigma_\mu^2}{\sigma_\mu^2 + \sigma_v^2} \quad (\text{III-8})$$

Quan and Quigley(1991)의 신뢰계수 α 가 의미하는 것은 평가자는 새로운 가격정보가 들어오면, 해당 가격 정보 중에서 의미 있는 가격정보(signal)만을 추려내려고 하는데, 시장 잡음과 거래 잡음을 합한 총 잡음($\sigma_\mu^2 + \sigma_v^2$) 중 시장 잡음(σ_μ^2)의 비율에 의해 새로운 가격정보를 평가가격에 반영한다는 것이다.

다음으로 관측되지 않는 실거래가격을 대신하여 대리변수(instrumental variables)를 사용하거나 다변량회귀모형을 사용하여 α 를 추정하고자 한 연구로는 Fisher etc.(1994), Shilling(1993), Wang(2001)등이 있다.

Fisher etc.(1994)는 상업용 부동산수익률을 t 기의 진정한 수익률과 $t-1$ 기 수익률의 함수로 보고, 이때 오차는 백색잡음이고, 상업용 부동산가격지수

의 변동성이 주가지수 변동성의 1/2 수준이라는 가정 하에 신뢰계수 $\alpha (= w_0)$ 를 구하였다³¹⁾.

Shilling(1993)은 부동산의 시장가치를 추정하는 다변량 회귀모형에서 시장가치 대신 평가가격을 사용 할 때의 통계적 문제를 검토하였는데, 평가조정편의를 변수오차문제로 보고 진정한 부동산 수익률의 대리변수로 상업용부동산에 대한 재고수요모형을 이용하여 신뢰계수 α 를 추정하였다.

Wang(1998)은 Shilling(1993)의 재고수요모형을 이용하여 경제변수와 금융변수와의 공적분관계로 신뢰계수 α 를 추정한 바 있다.

국내에서는 주택가격지수의 평활화 현상을 분석한 연구로는 임재만(2003a), 임재만(2003b)의 연구와 이용만·이상한(2008)의 연구가 있다. 임재만(2003a)은 Fisher etc.(1994)에서 사용한 방법으로 지가지수의 평활화 현상을 분석하였는데, 진정한 지가지수의 변동성은 종합주가지수 변동성의 1/2 이라 가정하고 신뢰계수 α 를 추정하였다. 또한 임재만(2003b)은 감정평가사들을 대상으로 설문조사를 실시하여 평가사들이 거래정보 뿐만 아니라 이전의 평가가격도 참고한다는 사실을 밝힘으로써 Diaz and Wolverson(1998)의 심리학적 행동모형을 지지한 바 있다.

이용만·이상한(2008)은 Geltner(1991)의 부분조정모형과 Brown and Matysiak(1998)의 시간변동계수모형으로 KB주택가격동향지수의 평활화 현상을 분석하였다. 분석결과 Geltner(1991)의 부분조정모형으로 추정된 신뢰계수는 0.48212, 시간변동계수모형으로 추정된 신뢰계수는 0.349134로 나타나 평가자가 가격을 평가할 때 이전의 평가가격에 의존하는 성향이 나타나 KB주택가격동향지수에 평활화 현상이 나타나고 있음을 주장한 바 있다.

제3절 연구모형

본 논문에서는 KB주택가격동향지수의 평활화 현상이 존재하는 원인을

31) Fisher etc.(1994)는 S&P 500 지수의 변동성(지수 증가율의 분산)을 사용하여 신뢰계수(w_0)를 구하였다.

‘평가자가 새로운 가격 정보를 평가가격에 반영하는 과정’에서 발생하는 문제로 신호-잡음비율모형과 부분조정모형을 이용하여 KB주택가격동향지수의 평활화 현상을 분석하였다.

1. 신호-잡음비율모형

먼저 신호-잡음비율모형의 기본식을 다시 써보면 다음과 같다.

$$V_t = V_t^f + v_t \quad (\text{III-6})$$

$$V_t^f = V_{t-1}^f + \mu_t \quad (\text{III-7})$$

$$\alpha = \frac{\sigma_\mu^2}{\sigma_\mu^2 + \sigma_v^2} \quad (\text{III-8})$$

여기서 V_t : t 시점의 실제 거래가격
 V_t^f : t 시점의 진정한 시장가치
 v_t : 거래잡음, 평균=0, 분산= σ_v^2 인 임의적인 오차
 μ_t : 시장잡음, 평균=0, 분산= σ_μ^2 인 임의적인 오차

여기서 진정한 시장가치는 관찰되지 않지만, 실거래가격지수가 이를 대표한다고 볼 수 있다. 그렇다면 v_t 는 실거래가격지수의 오차라고 볼 수 있다. 본 연구에서는 SPAR지수의 신뢰구간을 구하면서, 몬테카를로 시뮬레이션에 의해 매월 SPAR지수의 오차를 모의실험한 바 있다. 이 오차의 분산을 구하면 거래잡음의 분산(σ_v^2)을 구할 수 있다.³²⁾

한편 V_t^f 를 실거래가격지수라고 한다면, 시장잡음(μ_t)은 실거래가격지수를 차분한 값이고, 시장잡음의 분산(σ_μ^2)은 이 차분 값의 분산이 된다. 그런데 실거래가격지수는 시간추세를 갖고 있어 단순차분을 할 경우 시간이

32) 제3장과 제4장에서 사용한 SPAR지수는 본 논문의 제2장에서 추정한 SPAR연쇄지수를 의미한다. SPAR연쇄지수를 사용한 이유는 단순평균SPAR지수보다 SPAR연쇄지수가 시장의 상황을 좀더 정확하게 보여주는 지표라 판단했기 때문이다.

지날수록 차분 값이 커지므로 문제가 된다. 이런 문제 때문에 여기서는 실거래가격지수를 로그차분한 값에 100을 곱한 후, 이 값의 분산을 시장잡음의 분산(σ_μ^2)으로 삼았다.

2. 부분조정모형

KB주택가격동향지수와 SPAR지수의 변동성을 이용하여 추정하는 방식이다. 앞의 수식(III-1)를 전기 대비 차분하면 아래와 같이 바꿀 수 있다.

$$V_t^* - V_{t-1}^* = \alpha(V_t - V_{t-1}) + (1-\alpha)(V_{t-1}^* - V_{t-2}^*) \quad (\text{III-9})$$

여기서 $V_t^* - V_{t-1}^* = r_t^*$, $V_{t-1}^* - V_{t-2}^* = r_{t-1}^*$ 로 바꾸면 수식(III-13)은 수식(III-9')로 바꿀 수 있다.

$$r_t^* = \alpha(V_t - V_{t-1}) + (1-\alpha)r_{t-1}^* \quad (\text{III-9}')$$

여기서 $V_t - V_{t-1} = (V_t^f - V_{t-1}^f) + (v_t - v_{t-1}) = r_t$ 이고, 수식 (III-7)에 따라 $V_t^f - V_{t-1}^f = \mu_t$ 이므로 수식 (III-9')를 다시 정리하면 아래와 같이 바꿀 수 있다.

$$r_t^* = \alpha(\mu_t + v_t - v_{t-1}) + (1-\alpha)r_{t-1}^* \quad (\text{III-10})$$

이 때 $v_t - v_{t-1} \approx 0$ 이 되고, $(1-\alpha) = k$, $\alpha \times \mu_t = \lambda_t$ 로 바꾸면 수식(III-10)은 다시 수식 (III-10')로 바뀌게 되어 이때 k 는 AR(1)과정으로 추정할 수 있다.

$$r_t^* = k r_{t-1}^* + \lambda_t \quad (\text{III-10'})$$

본 연구에서는 앞서와 마찬가지로 r_t^* 를 KB주택가격지수의 로그차분 자료로 보고, AR(1)모형을 통해 신뢰계수 α 를 추정하였다.

제4절 실증분석

1. KB지수의 시차 지연 현상

먼저 평가가격에 기초한 주택가격지수에 평활화 현상이 존재하는지를 여부를 확인하기 위해 앞서 추정한 SPAR연쇄지수와 KB지수를 구별로 상호 비교해 보았다.

<표 13> 구별 SPAR지수와 KB지수의 동일성 검정결과

		증가율 평균	증가율 표준편차	평균 동일성 검정		분산 동일성 검정	
				F 통계량 (df)	Prob.	F 통계량 (df)	Prob.
강 남 구	SPAR	0.004746	0.043256	0.009018 (1,92)	0.9246	7.856901 (46,46)	0.0000
	KB	0.004110	0.015432				
서 초 구	SPAR	0.003557	0.042760	0.008687 (1,92)	0.9259	9.149300 (46,46)	0.0000
	KB	0.004170	0.014137				
송 파 구	SPAR	0.002955	0.037531	0.006456 (1,92)	0.9361	5.523804 (46,46)	0.0000
	KB	0.003433	0.015969				
강 동 구	SPAR	0.004082	0.036194	0.002202 (1,92)	0.9627	4.205875 (46,46)	0.0000
	KB	0.004358	0.017648				

주) 평균과 분산의 동일성 검정은 Anova F-test에 의한 결과임.

KB주택가격동향지수의 경우, 전기 대비 증가율의 평균과 표준편차가 실

거래가격에 기초한 주택가격지수보다 낮음을 알 수 있다. 이는 평가가격에 기초한 KB주택가격동향지수가 SPAR지수보다 변동성이 작다는 것을 의미한다. 이러한 차이가 통계적으로 유의한 차이를 나타내는지 확인하기 위하여 각 구별 SPAR지수와 KB지수의 전기 대비 증가율의 평균과 분산의 동일성 검정을 실시하였다. 분석결과 모든 구에서 두 지수의 전기 대비 증가율의 평균이 동일하다는 귀무가설이 5%유의수준에서 채택되어 구별 SPAR지수와 KB지수는 전기 대비 증가율의 평균이 동일한 것으로 나타난 반면, 전기 대비 증가율의 분산이 동일하다는 귀무가설은 5%유의수준에서 모두 기각되어 SPAR지수와 KB지수 변동성의 차이는 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

<표 14> 강남구 교차상관분석결과

(-i)	(+i)	i	lag	lead
. *****	. *****	0	0.5370	0.5370
. *****	. **	1	0.6873	0.1344
. ****	. * .	2	0.2846	-0.0471
. * .	. ** .	3	0.0760	-0.1322
. .	. * .	4	0.0362	-0.0479
. * .	. .	5	-0.0393	-0.0125

주 : (-i) : SPAR지수 선행
(+i) : KB주택가격동향지수 선행
유의수준 5%

<표 15> 서초구 교차상관분석결과

(-i)	(+i)	i	lag	lead
. ****	. *****	0	0.3967	0.3967
. *****	. **	1	0.5214	0.1614
. ****	. * .	2	0.3364	-0.0431
. ***	. * .	3	0.2154	-0.0426
. * .	. .	4	-0.0444	-0.0151
. .	. * .	5	-0.0204	-0.0196

주 : (-i) : SPAR지수 선행
(+i) : KB주택가격동향지수 선행
유의수준 5%

<표 16> 송파구 교차상관분석결과

(-i)	(+i)	i	lag	lead
. *****	. *****	0	0.5213	0.5213
. *****	. ****	1	0.6141	0.2551
. ****	. * .	2	0.2582	0.0278
. ***	. ** .	3	0.1385	-0.0846
. * .	. * .	4	-0.0594	-0.0269
. * .	. * .	5	0.0684	-0.0533

주 : (-i) : SPAR지수 선행
(+i) : KB주택가격동향지수 선행
유의수준 5%

<표 17> 강동구 교차상관분석결과

(-i)	(+i)	i	lag	lead
. *****	. *****	0	0.4660	0.4660
. *****	. ****	1	0.5515	0.2486
. ****	. * .	2	0.2015	0.1052
. **	. * .	3	0.1280	-0.0518
. .	. * .	4	0.0022	-0.0475
. **	. .	5	-0.1570	-0.0053

주 : (-i) : SPAR지수 선행
(+i) : KB주택가격동향지수 선행
유의수준 5%

KB주택가격동향지수에 시차 지연현상이 존재하는지 살펴보기 위해 두

지수의 전기 대비 증가율을 이용하여 교차상관분석을 실시하였다. 분석 결과, 1개월 전의 SPAR지수 증가율이 KB주택가격동향지수 증가율과 가장 높은 상관관계를 보였고, 5%의 유의수준 하에서 이러한 상관관계는 유의한 것으로 나타났다. 즉, KB주택가격동향지수는 실거래가격에 기초한 지수 보다 1개월 후행 하는 것으로 나타난 것이다. 이러한 현상은 강남구, 서초구, 송파구, 강동구에서 동일하게 나타났다.

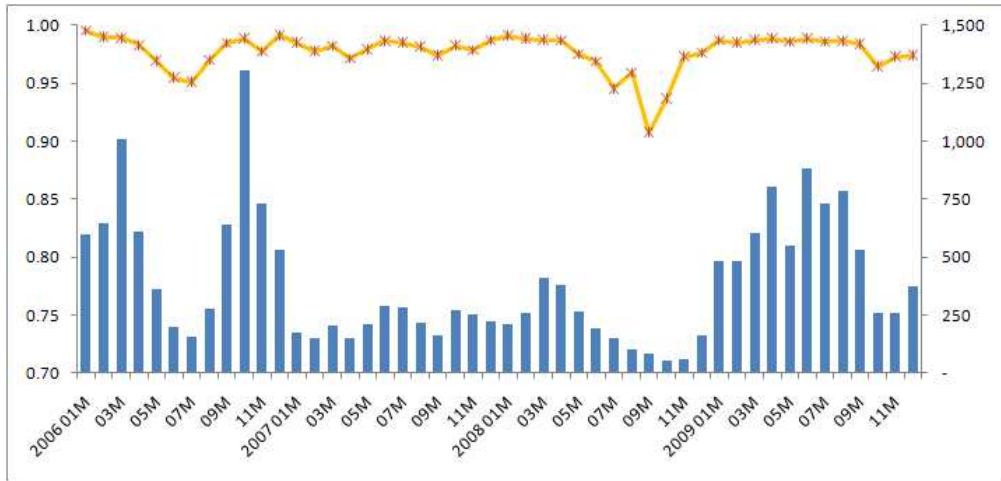
2. 신뢰계수 추정

1) 신호-잡음비율모형

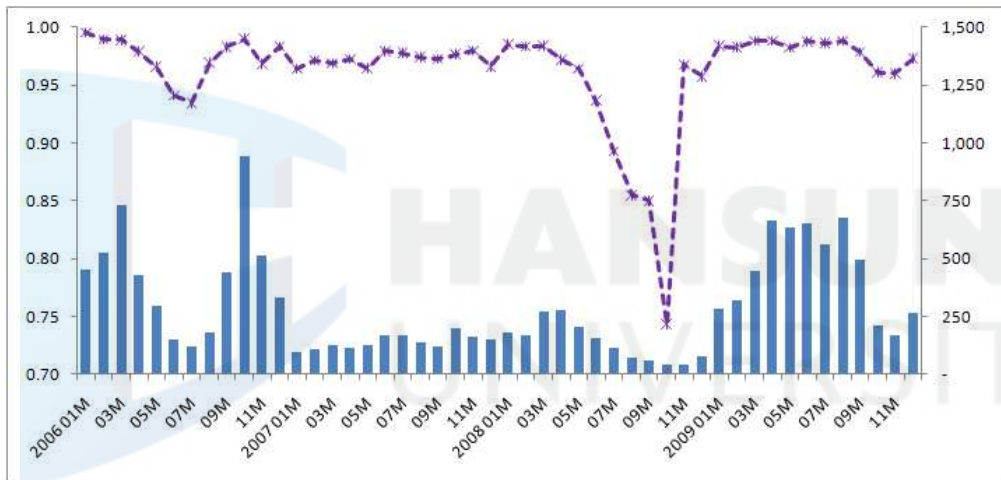
이론적 모형에서 언급하였다시피 본 논문에서 거래잡음의 분산(v_t^2)은 SPAR지수의 매 월별 분산을 이용하였고, 시장잡음의 분산(μ_t^2)은 SPAR지수를 전기 대비 차분한 시계열의 분산을 사용하였다. 따라서 신호-잡음비율모형에 의해 구해진 신뢰계수는 매 월마다 계산된다. 신호-잡음비율모형에 따르면, 실제 거래된 가격이 부동산의 진정한 가치를 얼마나 잘 반영하느냐에 따라서 해당 기간에 거래된 실거래가격자료 반영비율이 결정된다. 실제 거래된 가격이 부동산의 진정한 가치를 적합하게 반영하고 있으면, 평가가격 산정 시 실제 거래된 가격의 반영비율이 높아지고, 그렇지 않으면 과거의 평가가격 반영비율이 높아지게 된다.

신호잡음비율모형의 분석결과 강남구의 시가반영비율은 0.908~0.977로 기간 내 신뢰계수의 평균은 0.9768으로 나타났다. 분석결과에 따르면 KB주택가격동향지수는 부동산의 진정한 가치를 약 97.6%가량 반영하고 있다고 할 수 있다. 서초구, 송파구, 강동구의 추정결과도 강남구와 큰 차이가 없다. 추정결과에 따르면 거래가 활발했던 2006년에는 시가반영비율이 95%~99%로 높은 것을 볼 수 있다. 하지만 거래가 급감했던 2008년 하반기에는 시가 반영비율이 90%~95%로 떨어진 것을 볼 수 있다. 이는 가격평가 시 실거래가격의 반영비율이 거래량과 관계가 있음을 의미한다.

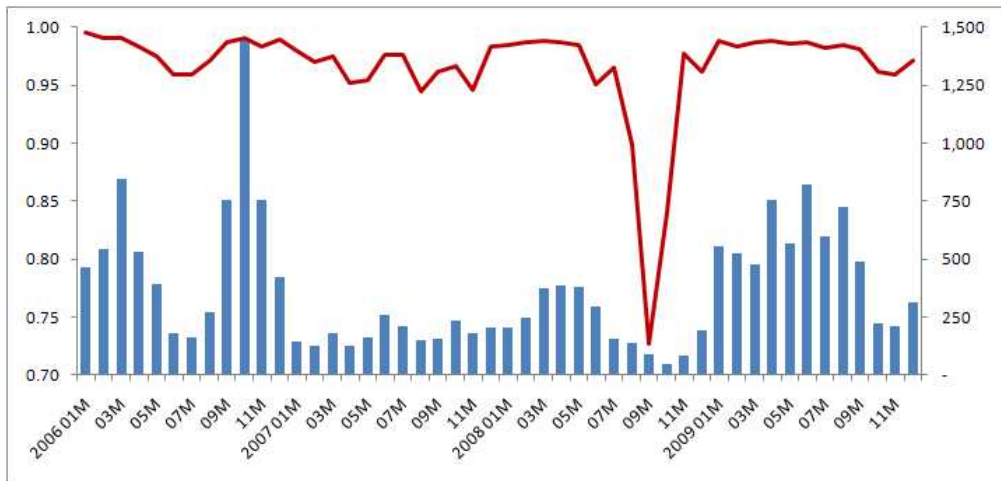
동남권 4개 구 중에서 시가반영비율이 가장 높은 지역은 강남구이며, 시가반영비율이 가장 낮은 지역은 강동구로 나타났다.



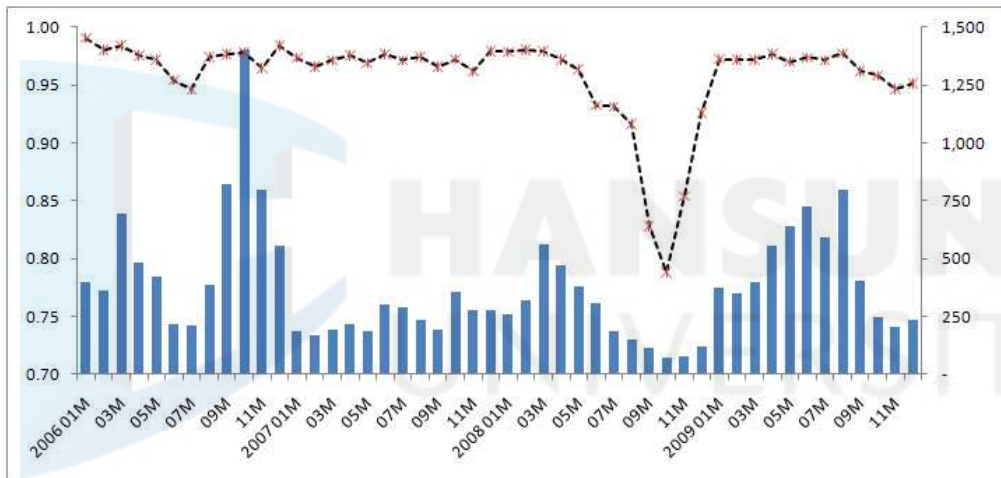
<그림 20> 강남구의 거래량과 실거래가 반영비율



<그림 21> 서초구의 거래량과 실거래가 반영비율



<그림 22> 송파구의 거래량과 실거래가 반영비율



<그림 23> 강동구의 거래량과 실거래가 반영비율

2) 부분조정모형

부분조정모형으로 신뢰계수를 추정하기 위해서 먼저 KB주택가격동향지수의 전기 대비 차분시계열을 만들었다.

이 시계열의 자기회귀 확률과정(AR process)을 추정해 본 결과 강남구, 서초구, 송파구, 강동구를 AR(1)으로 하였을 때 LM검정을 해 본 결과 5%

유의수준에서 오차항에 계열상관이 존재하지 않는 것으로 분석되었다. 따라서 자기회귀 확률과정의 차수를 1로 하여 차분 시계열의 자기회귀 확률과정을 구하였다.

<표 18> 자기회귀 확률과정 및 각 구별 신뢰계수 추정결과

구분	자기회귀 확률과정	신뢰계수(α)
강남구	$r_t^* = 0.69287 r_{t-1}^* + \lambda_t$ (6.6414)	0.30713
서초구	$r_t^* = 0.65928 r_{t-1}^* + \lambda_t$ (6.0328)	0.34072
송파구	$r_t^* = 0.59549 r_{t-1}^* + \lambda_t$ (5.0258)	0.40451
강동구	$r_t^* = 0.58978 r_{t-1}^* + \lambda_t$ (4.9094)	0.41022

선행연구 결과와의 비교 검토를 위하여 이용만·이상한(2008)이 사용한 부분조정모형으로도 신뢰계수를 추정해 보았다. 이용만·이상한(2008)의 연구에서는 r_t^* 를 KB주택가격동향지수에 자연로그를 취한 후 전기 대비 차분한 시계열로 사용하였으며, AR확률과정의 잔차를 이용하여 $\sqrt{\text{var}(e_t)}$ 를 구하였다. 그리고 SPAR지수에 로그차분한 값의 표준편차를 $\sqrt{\text{var}(r_t)}$ 로 사용하여 신뢰계수(α)를 추정하였다.

<표 19> 부분조정모형의 자기회귀 확률과정

구분	자기회귀 확률과정	$\sqrt{\text{Var}(e^t)}$	$\sqrt{\text{Var}(r^t)}$	α
강남구	$r_t^* = 0.86696 r_{t-1}^* - 0.28122 r_{t-2}^* + e_t$ (6.1424) (-2.0317)	0.01037	0.04326	0.23978
서초구	$r_t^* = 0.65928 r_{t-1}^* + e_t$ (6.0328)	0.010678	0.01068	0.24972
송파구	$r_t^* = 0.59549 r_{t-1}^* + e_t$ (5.0258)	0.012981	0.02653	0.34588
강동구	$r_t^* = 0.58978 r_{t-1}^* + e_t$ (4.9094)	0.014705	0.03624	0.40221

주) 이용만·이상한(2008)의 방법으로 추정한 결과

3. 부동산의 진정한 시장가치지수 추정

신뢰계수(α)가 구해지면 신뢰계수(α)를 이용하여 부동산의 진정한 가치(V_t)를 추정할 수 있다. 앞서 $r_t = V_t - V_{t-1}$ 로 가정했기 때문에 진정한 시장가치(V_t)는 다음과 같이 구할 수 있다.

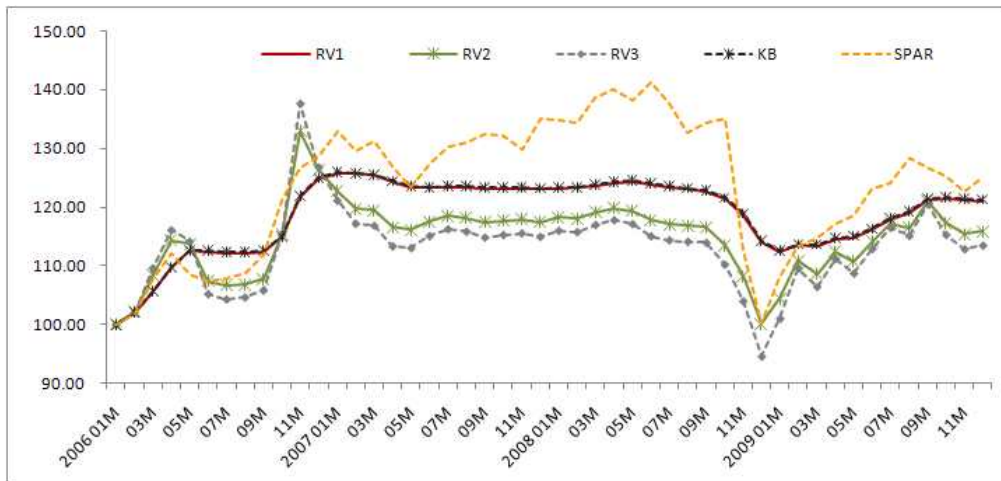
$$r_t = \frac{1}{\alpha}(r_t^* - r_{t-1}^*) + r_{t-1}^* \quad (\text{III-17})$$

$$V_t = \frac{1}{\alpha}(V_t^* - V_{t-1}^*) + V_{t-1}^* \quad (\text{III-18})$$

<그림 24>에서 RV1은 신호-잡음비율모형으로 추정한 ‘진정한 시장가치 지수’³³⁾이며, RV2는 부분조정모형으로 추정한 ‘진정한 시장가치 지수’이다. 그리고 RV3는 부분조정모형으로 추정한 방법 중 이용만·이상한(2008)의 방법으로 추정한 ‘진정한 가치 지수’이다.

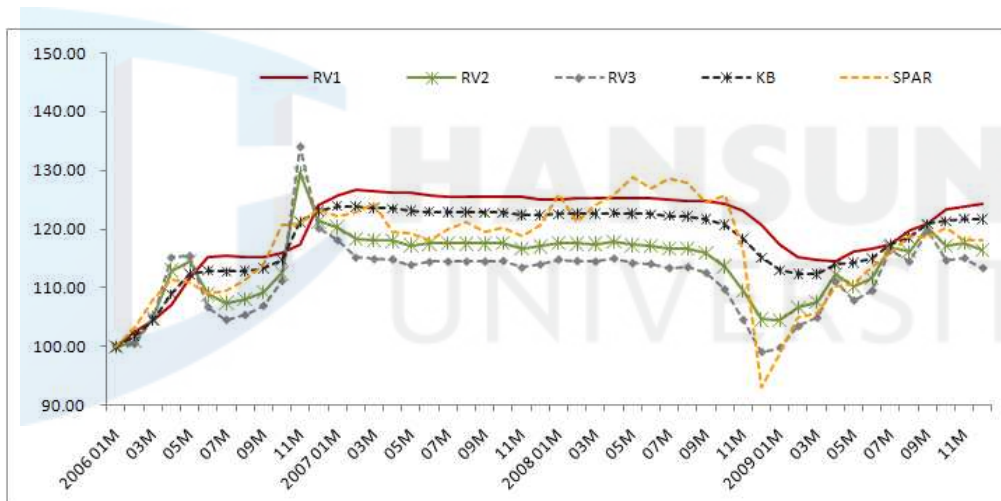
먼저 신호-잡음비율모형에 의한 ‘진정한 가치 지수’는 KB지수와 큰 차이를 보이지 않고 있다. 이러한 결과가 도출된 이유는 신호-잡음비율모형이 평가자들이 주택가격을 평가할 때 합리적으로 행동한다는 비현실적인 가정 때문인 것으로 판단된다. Diaz and Wolverson(1998)에 따르면, 평가자의 합리적 행동을 가정한 Quan and Quigley(1991)의 모형이 현실적이지 않다고 밝힌 바 있다. 또한 임재만(2003b)의 연구에서는 감정평가사들을 대상으로 설문조사를 실시한 결과 감정평가사들이 부동산의 가치를 평가 할 때 실제 거래되는 가격정보 뿐 아니라 이전의 평가가격을 참고한다는 것을 밝힘으로써 Diaz and Wolverson(1998)의 심리학적 행동모형을 검증한 바 있다. 따라서 신호-잡음비율모형을 이용한 신뢰계수의 추정은 현실적이지 못한 것으로 판단하였다.

33) ‘진정한 시장가치지수’는 실거래가격에 기초한 지수와 구분하기 위하여 사용한 용어로, 신뢰계수를 이용하여 추정된 지수를 이르는 용어이다. 선행연구에서는 “True housing price index”라는 용어로 이를 표현하고 있으며, 이용만·이상한(2008)의 연구에서 이를 ‘진정한 시장가치지수’로 번역하였기에 본 논문에서도 동일한 용어를 사용하였다.



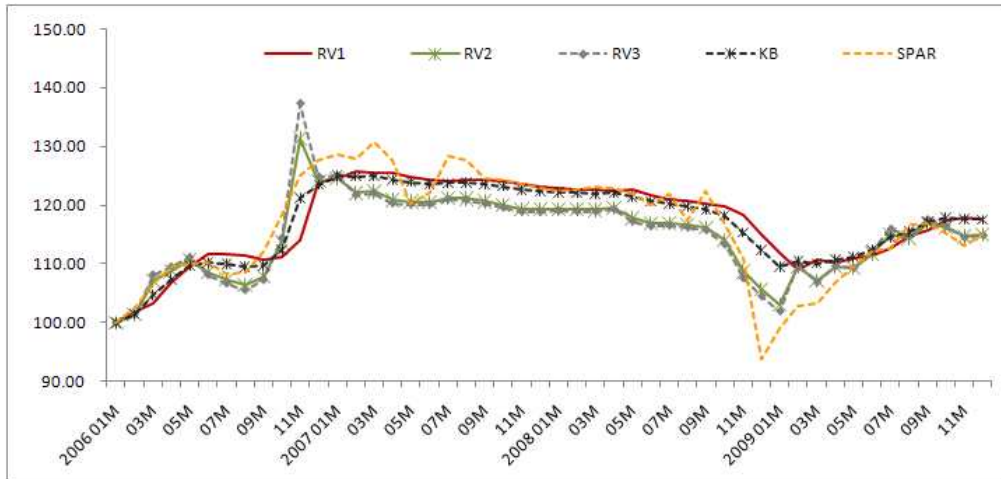
주) RV1 : Q-Q모형으로 추정된 진정한 가치지수, RV2 : 부분조정모형으로 추정된 진정한 가치지수
 RV3 : 이용만·이상한(2008)의 방법으로 추정된 진정한 가치지수, KB : KB주택가격동향지수
 SPAR : 강남구의 SPAR연쇄지수

<그림 24> 강남구의 진정한 가치 지수와 KB지수



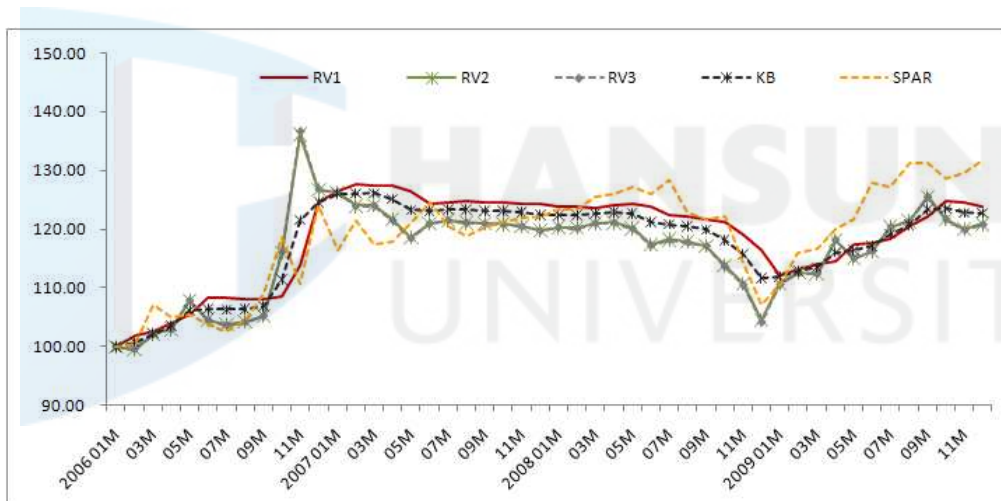
주) RV1 : Q-Q모형으로 추정된 진정한 가치지수, RV2 : 부분조정모형으로 추정된 진정한 가치지수
 RV3 : 이용만·이상한(2008)의 방법으로 추정된 진정한 가치지수, KB : KB주택가격동향지수
 SPAR : 서초구의 SPAR연쇄지수

<그림 25> 서초구의 진정한 가치 지수와 KB지수



주) RV1 : Q-Q모형으로 추정된 진정한 가치지수, RV2 : 부분조정모형으로 추정된 진정한 가치지수
 RV3 : 이용만·이상한(2008)의 방법으로 추정된 진정한 가치지수, KB : KB주택가격동향지수
 SPAR : 송파구의 SPAR연쇄지수

<그림 26> 송파구의 진정한 가치 지수와 KB지수



주) RV1 : Q-Q모형으로 추정된 진정한 가치지수, RV2 : 부분조정모형으로 추정된 진정한 가치지수
 RV3 : 이용만·이상한(2008)의 방법으로 추정된 진정한 가치지수,
 KB : KB주택가격동향지수, SPAR : 강동구의 SPAR연쇄지수

<그림 27> 강동구의 진정한 가치 지수와 KB지수

부분조정모형으로 추정된 진정한 가치지수(RV2)와 이용만·이상한(2008)의 방법으로 추정된 진정한 가치지수(RV3)는 큰 차이가 없는 것으로 나타났다. 다만 이용만·이상한(2008)의 방법으로 추정된 RV3가 변동성이 다소 큰 것을 볼 수 있다.

또한 진정한 가치지수는 2006년 11월을 정점으로 하락국면에 접어들어 강남구와 강동구는 2008년 12월, 서초구와 송파구는 2009년 1월에 최저점을 기록한 후 다시 반등하는 추세를 보이고 있다. 반면 KB지수는 진정한 가치지수의 정점보다 1월 뒤인 2006년 12월이 정점이고, 강동구의 경우 4개월 뒤인 2007년 3월까지 지수가 하락하지 않는 모습을 보이고 있다.

<표 20> 각 구별 진정한 가치지수의 동일성 검정결과

		증가율의 평균	증가율의 표준편차	평균 동일성 검정		분산 동일성 검정	
				F 통계량 (df)	Prob.	Value (df)	Prob.
강 남 구	RV1	0.004057	0.015554	0.018193 (2,138)	0.9820	46.89058 (2)	0.0000
	RV2	0.003137	0.036367				
	RV3	0.002692	0.046816				
서 초 구	RV1	0.004611	0.014506	0.045024 (2,138)	0.9560	46.82163 (2)	0.0000
	RV2	0.003241	0.031686				
	RV3	0.002669	0.043658				
송 파 구	RV1	0.003713	0.016136	0.010330 (2,138)	0.9897	30.73630 (2)	0.0000
	RV2	0.002957	0.030485				
	RV3	0.002939	0.038404				
강 동 구	RV1	0.004622	0.017962	0.005571 (2,138)	0.9944	25.53750 (2)	0.0000
	RV2	0.004030	0.036547				
	RV3	0.004013	0.037290				

주) 평균의 동일성 검정은 Anova F-test에 의한 결과이고, 분산의 동일성검정은 Bartlett의 방법에 의한 결과임.

각 구별로 RV1, RV2, RV3의 전기 대비 증가율 평균을 살펴보면 증가율의 평균은 큰 차이를 보이지 않는 것으로 나타났고 동일성검정 결과에서도 진정한 가치지수 증가율의 평균이 동일하다는 귀무가설을 기각하지 못하여 추정된 RV1, RV2, RV3의 평균에는 통계적으로 유의적인 차이가

존재하지 않는 것으로 나타났다.

반면, 각 구별 RV1, RV2, RV3의 전기 대비 증가율의 표준편차를 살펴 보면 RV2와 RV3가 RV1보다 약 1.5배~2배 가량 높은 것으로 나타났다. 이러한 차이는 전기 대비 증가율의 분산이 동일한지 여부를 검정한 결과 분산이 동일하다는 귀무가설이 기각되어 통계적으로도 유의적인 차이가 존재하는 것으로 나타났다.

제5절 소 결

본 장에서는 KB주택가격동향지수에 평활화 현상이 존재하는 것으로 판단되는 정황적 근거를 바탕으로 신호-잡음비율모형과 부분조정모형을 이용하여 KB주택가격동향지수의 평활화 정도를 분석하였다.

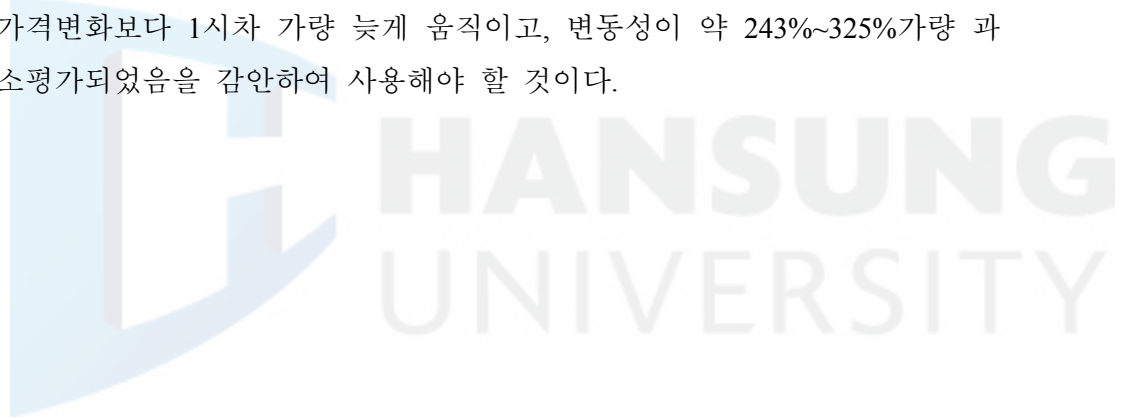
신호-잡음비율모형에 따르면, 실제 거래된 가격이 부동산의 진정한 가치를 얼마나 잘 반영하느냐에 따라 해당 기간에 거래된 실거래가격자료 반영비율이 달라지는데, 실제 거래된 가격이 부동산의 진정한 가치를 적절하게 반영하고 있다면, 평가가격 산정 시 실제 거래된 가격의 반영비율이 높아지고, 그렇지 않으면 과거의 평가가격 반영비율이 높아지게 된다.

신호-잡음비율모형으로 신뢰계수를 추정해 본 결과 강남구의 신뢰계수는 0.908~0.992로 기간 내 신뢰계수의 평균은 0.977으로 나타났다. 분석결과에 따르면 KB주택가격동향지수는 실거래가격을 약 97.7%가량 반영하고 있다고 할 수 있다. 또한 동남권 4개 구 중에서 시가반영비율이 가장 높은 지역은 강남구이며, 시가반영비율이 가장 낮은 지역은 강동구로 나타났다.

부분조정모형으로 신뢰계수를 추정한 결과 강남구 0.30713, 서초구 0.34072, 송파구 0.40451, 강동구 0.41022로 나타나 신호-잡음비율모형으로 추정한 신뢰계수와는 큰 차이를 보였다. 부분조정모형으로 추정한 결과에 따르면 KB주택가격동향지수는 실거래가격을 약 30.71%~41.02%반영한다는 의미이고 또한 KB주택가격동향지수의 변동성에 약 243%~326%를 증폭시켜야 함을 의미한다.

추정된 신뢰계수를 이용하여 부동산의 진정한 가치지수를 추정해보았다. 신호-잡음비율모형에 의한 ‘진정한 가치 지수’는 KB지수와 큰 차이가 없이 KB주택가격동향지수가 실거래가격을 적절히 반영하는 것으로 나타났다. 이러한 결과가 도출된 이유는 신호-잡음비율모형이 평가자들을 합리적으로 행동한다는 비현실적인 가정을 하고 있기 때문인 것으로 판단된다. Diaz and Wolverson(1998)에 따르면, 평가자의 합리적 행동을 가정한 Quan and Quigley(1991)의 모형이 현실적이지 않다고 밝힌 바 있다. 또한 임재만(2003b)의 연구에서는 감정평가사들을 대상으로 설문조사를 실시한 결과 감정평가사들이 부동산의 가치를 평가 할 때 실제 거래되는 가격정보 뿐 아니라 이전의 평가가격을 참고한다는 것을 밝힘으로써 Diaz and Wolverson (1998)의 심리학적 행동모형을 검증한 바 있다. 따라서 신호-잡음비율모형을 이용한 신뢰계수는 현실적이지 못한 것으로 판단하였다.

결론적으로 부분조정모형에 의한 추정결과에 따라 주택시장 참여자들이 KB지수를 주택시장 현황 판단 지표로 사용할 경우 KB지수가 실제의 시장 가격변화보다 1시차 가량 늦게 움직이고, 변동성이 약 243%~325%가량 과소평가되었음을 감안하여 사용해야 할 것이다.



제 4 장 주택가격과 거래량의 관계

제1절 개 요

1. 연구의 배경 및 목적

부동산 거래량과 가격은 같은 방향으로 움직이는 속성을 갖고 있다. 가격이 상승하면 거래량도 증가하고, 가격이 하락하면 거래량도 감소한다. 거래량이 먼저 움직이고 가격이 뒤따라 움직이는지, 아니면 가격이 먼저 움직이고 거래량이 뒤따라 움직이는지 여부는 명확하지가 않다.

이처럼 부동산의 가격과 거래량이 같은 방향으로 움직이는 것은 세계 각국에서 동일하게 목격되는 현상임에도 불구하고 아직 그 원인에 대해서는 명쾌한 해답이 없는 상태이다. 부동산 거래량과 가격이 같은 방향으로 움직이는 것은 너무 당연한 것으로 여길 수도 있지만, 부동산의 거래량과 가격이 같은 방향으로 움직일 필연적인 동인은 없다. 부동산 가격이 상승하면 사람들이 부동산을 구입하려고 하겠지만, 부동산을 보유하고 있는 사람 입장에서는 부동산을 팔 이유가 없다. 따라서 부동산 가격이 상승할 때 거래량이 늘어날 이유가 없는 것이다. 부동산 가격이 하락할 때도 마찬가지이다. 부동산 가격이 하락하면 사람들이 부동산을 구입하지 않으려 하겠지만, 부동산 소유자는 부동산을 빨리 매각하려고 하기 때문에 가격 하락기에 거래량이 감소할 필연적인 이유가 없는 것이다.

이 때문에 흔히 부동산 거래량과 가격 간에 존재하는 정(正)의 상관관계를 부동산학계에서는 하나의 퀴즈로 보고 있다.³⁴⁾ 그 이유가 무엇이든 간에 부동산의 거래량과 가격이 같은 방향으로 움직인다는 사실은 시장참가자들에게 매우 유용한 지식이 된다. 즉, 부동산 거래량에 대한 정보를 사전에 알고 있다면, 부동산 가격을 예측하는데 상당히 유리한 입장에 설 수 있기 때문이다.

국내에서는 그 동안 부동산, 특히 주택의 거래량이 제대로 알려져 있지

34) Stein(1995) 참조

않았기 때문에 거래량과 가격간의 관계에 관한 연구가 부진하였다. 하지만 2005년 7월에 제정된 「공인중개사의업무및부동산거래신고에관한법률」에 의해 2006년 1월부터 거래된 실거래가격자료를 확보할 수 있게 되면서 실거래가격에 기초한 주택가격지수의 작성도 가능해졌고, 주택의 거래량도 확보할 수 있게 되었다.

이처럼 실거래 정보의 입수가 가능해지면서 허윤경 외(2008)는 KB주택가격동향지수와 국토해양부에서 발표하는 실거래량 자료를 이용하여 주택가격과 거래량간의 인과관계분석을 처음으로 시도한 바 있다. 하지만 허윤경 외(2008)의 연구는 다음과 같은 한계를 가지고 있다.

첫째, 가격자료로 사용한 KB주택가격동향지수가 시세자료에 기초한 지수라는 점이다. 이미 다수의 선행연구에서 KB주택가격동향지수의 평활화 현상을 지적한 바 있고,³⁵⁾ 본 논문의 제2장에서 밝힌바와 같이 KB주택가격동향지수에 평활화 현상이 나타나고 있다. 이렇듯 평활화 현상이 존재하는 주택가격지수와 실거래량을 비교한 연구에는 오류가 있을 수 있다.

둘째, 국토해양부에서 발표하고 있는 거래량 정보의 문제점을 지적할 수 있다. 국토해양부의 ‘온나라부동산포털’에서 제공하는 아파트 거래 통계에는 매매를 원인으로 한 소유권이전 이외에 특수거래의 일종인 판결, 교환, 증여, 분양, 신탁·해지 등을 통한 소유권 이전을 거래량에 포함하고 있다.³⁶⁾ 반면 실거래가격자료에는 이러한 특수거래의 가격자료가 포함되어 있지 않다. 특수거래에 의한 소유권 이전은 시장에서 형성된 가격으로 거래되지 않고, 특히 신탁 또는 신탁의 해지는 목적 자체가 소유권 이전에 있는 것이 아니라 관리의 편의에 의해 소유자를 일시 변경하는 것에 해당하므로 산정기준이 다른 가격정보와 거래량정보를 가지고 분석을 하게 될 경우 정확성이 떨어질 수 있다.

본 연구는 이러한 문제점을 인식하고, 2006년 1월부터 2009년 12월까지 48개월의 실거래가격자료를 이용하여 시장에서 거래된 거래량 정보를 추

35) 대표적인 연구로 이용만·이상한(2008)에 따르면 국민은행 주택가격지수는 가격평가자의 평가 성향 때문에 평활화(smoothing)되어 있다고 지적한 바 있다.

36) 김현아·허윤경, “부동산 거래량 통계의 활용방안 연구,” 『국토연구』 제62권, 2009, pp. 109~110.

출하고, 이를 바탕으로 제2장에서 추정한 SPAR지수와 실거래량의 관계를 살펴보고자 한다.

2. 연구의 방법

본 장에서는 주택가격과 거래량의 관계를 검증하기 위하여 ① 그랜저인과관계분석, ② 교차상관관계분석, ③ 분산분해분석을 실시하였다.

그랜저인과관계 검정(Granger Causality Test)은 시차분포모형을 이용하여 검증하고자 하는 시계열 X_t 와 Y_t 가 정상시계열 또는 공적분 관계에 있는 시계열인 경우 X_t 와 Y_t 간에 어떠한 변수가 그랜저인과성이 있는지를 판단할 때 주로 사용하는 방법이다. 여기서 X_t 가 Y_t 를 그랜저인과한다는 것은 X_t 의 과거치가 Y_t 의 과거치와 함께 Y_t 를 예측하는데 도움이 된다는 것을 의미한다.³⁷⁾

교차상관분석(Cross-Correlation Analysis)은 분석하고자 하는 시계열자료의 교차상관함수를 통해 시차(time-lag)간의 상관계수를 도출하여 양자 간의 상관성과 선행, 후행 또는 동행 관계를 분석하는 방법으로 사용된다. 그랜저인과관계 분석에서 거래량이 주택가격지수의 증가율에 영향을 미치는 것으로 나타났다면 교차상관분석에서는 이러한 두 시계열간의 상관관계가 시차적으로는 어떤 관계를 보이는지를 검증할 수 있다.

분산분해분석(Variance Decomposition Analysis)은 각 변량 예측오차의 분산이 그 변량 및 다른 변량의 분산에 의해서 어느 정도 설명되는지를 보여준다. 따라서 분산분해분석을 통해서 VAR모형 내의 각 변량들의 상대적 중요성을 파악할 수 있다.

주택거래량과 가격과의 관계를 검증하기 위하여 사용한 자료는 실거래 정보로부터 추출한 거래빈도와 월 단위의 주택가격지수이다. 주택가격지수

37) 이용만·이상한(2004)에 따르면 X가 Y의 그랜저원인이라는 것은 두 가지로 해석할 수 있는데, 하나는 X가 Y의 진정한 원인인 경우이고 다른 하나는 제3의 요인이 X와 Y에 모두 영향을 미치며, 이에 X가 먼저 반응하고, Y가 시차를 두고 뒤에 반응하는 경우이다. 따라서 그랜저인과관계분석의 결과 X가 Y를 그랜저인과하지 않는다는 귀무가설이 기각되었다하더라도 'X가 Y의 진정한 원인이다.'라고 결론을 내리기 위해서는 신중한 이론적 검토가 필요하다.

는 SPAR지수와 KB주택가격동향지수를 모두 분석에 사용함으로써 선행연구 결과와 비교해 보았다.

분석에 사용한 실거래가격지수는 본 논문의 제2장에서 추정한 각 구별 SPAR연쇄지수와 동남권 SPAR연쇄지수를 분석에 사용하였으며, 국토해양부에서 발표하는 아파트 반복매매가격지수도 분석에 포함하였다.

<표 21> 분석자료 및 분석지역

분석 자료	분석여부				
	강남구	서초구	송파구	강동구	동남권
거래량* vs SPAR연쇄지수	O	O	O	O	O
거래량 vs 반복매매가격지수	X	X	X	X	O
거래량 vs KB주택가격동향지수	O	O	O	O	X

* 여기서 거래량이란 실거래정보로부터 추출한 거래빈도(frequency)를 의미

제2절 선행연구

1. 정보 이전 효과(정보의 비대칭성)

일반적으로 자산시장에서 가격과 거래량은 시장에 도달하는 새로운 정보에 의하여 영향을 받는다. 만약 시장이 효율적이라면 시장에서 발생한 정보가 가격에 이미 반영되어 있기 때문에 과거의 거래량과 가격에서는 어떠한 정보도 얻을 수 없다. 하지만 현실적으로 시장참여자들 사이에 정보비대칭성과 거래비용 등 시장의 마찰적 요인이 발생하여 가격이나 거래량의 변화 방향을 시장상황 예측의 판단자료로 이용할 수 있다.

이러한 문제의식에서 자산 가격과 거래량과의 관계를 실증분석한 선행연구가 주식시장, 채권시장, 선물시장, 외환시장을 중심으로 활발하게 이루어졌으며, 최근 부동산시장으로 그 범위가 확대되는 추세이다.

주식시장의 경우 거래량과 가격과의 상관관계를 시장정보의 진행과 확산의 관점에서 연속적 정보도착가설(Sequential Information Arrival Hypothesis)³⁸⁾과 혼합분포가설(Mixture of Distribution Hypothesis)³⁹⁾로 설명하고

38) 연속적 정보도착가설을 지지하는 결과를 제시한 연구에는 Copeland(1976), Jennings et al.(1981), Smirlock & Starks(1985), Harris(1987), Rahman & Zhong(2003) 등이 있으

있다. 정보의 비대칭성에 관한 두 가지 가설 중에서 연속적 정보도착가설에 따라 두 변량 간에 상관관계가 존재한다는 것이 다수의견이다. 하지만 연속적 정보도착가설을 지지하는 다수의 선행연구에서 두 변량 간 선행관계에 대해서는 일관되게 나타나고 있지 않으며, 대체적으로 거래량이 가격에 선행한다는 주장이 다수이다.

이 두 가설의 공통점은 거래량과 가격의 변동성 간에 정(正)의 관계가 성립한다는 것이다. 반면, 차이점은 혼합분포가설에 따르면 거래량과 가격의 변동성 간의 정(正)의 관계가 동시에 발생하여 두 변량 중 어떤 변량도 다른 변량에 대해 예측력을 가질 수 없다. 반면, 연속적 정보도착가설에 따르면 두 변량 간의 정(正)의 관계가 순차적이고 무작위적으로 발생하기 때문에 두 변량 중 하나가 다른 변량에 대하여 예측력을 가질 수 있다는 것이다.

하지만 다른 자산시장에서와 같이 부동산시장에서의 거래량과 가격과의 관계를 정보의 확산과정으로 설명할 수 있는지는 의문이다. 만약 다른 자산시장과 같이 연속적 정보도착가설이나 혼합분포가설에 따라 두 변량 간 상관관계가 존재한다고 주장하려면 시장의 참여자가 쉽게 거래량 또는 자산가격의 정보를 얻을 수 있어야 한다. 하지만 부동산시장의 경우 다른 자산시장에 비해 시장참여자가 정확한 거래정보를 취득하기가 쉽지 않기 때문에 이러한 가설을 부동산시장에서도 적용할 수 있는지는 신중히 고려해야 한다.

2 전망이론(Prospect Theory)

자산시장에서 거래량과 가격과의 관계를 설명하는 또 다른 이론으로 전망이론(Prospect Theory)이 있다. 전망이론은 불확실성하에서의 의사결정이론이며, 기대효용이론의 대안으로 Kahneman and Tversky(1979)에 의해 제

며, 국내에는 최용식(1997), 박종원·장욱(1997), 정상국·전병기(2004) 등이 있다. Harris (1987)와 박종원·장욱(1997)은 주식시장에서 거래량이 미래 주식수익률을 유의적으로 설명하고 있다고 주장하였다.

39) 혼합분포가설을 주장한 연구로는 Clark(1973), Epps&Epps(1976) 등이 있다.

시되었다.

Genesove and Mayer(2001), Engelhardt(2003)는 전망이론을 바탕으로 주택 가격과 거래량간의 상관관계를 설명하면서 주택소유자의 손실회피현상(loss aversion)⁴⁰⁾에 의해 주택가격이 하락할 때 거래량이 감소하게 된다고 주장하였다. 즉 주택소유자는 가격이 하락할 때 손실회피성향 때문에 시장 가격에 주택을 매도하려 하지 않고, 이보다 높은 가격으로 매수자를 기다리는 피싱효과(fishing effect)가 나타나 거래량이 감소하게 된다는 것이다.

주식시장을 분석한 Shefrin and Statman(1985)은 주식투자편드를 이용하여 주식형 수익증권에 투자하는 투자자들의 행동을 분석한 결과 일반적으로 이익이 발생하는 경우에는 자산의 보유기간이 짧은 반면 손실이 발생한 경우에는 자산을 장기 보유하는 비대칭적 매도성향(disposition effect)이 나타남을 발견하고, 이러한 비대칭적 매도성향 때문에 자산시장에서 자산 가격과 거래량 간에는 양의 상관관계가 존재하게 된다고 주장하였다(Lakonishok and Smidt, 1986; Ferris, Haugen and Makhija, 1988; Bremer and Kato, 1996).

3. 주택 구입자금 변화 이론

Stein(1995)은 주택매매시장에서 주택의 구입자금(down payment)이 구매력에 영향을 주기 때문에 주택가격의 하락은 자가 소유 가구들의 주택 거래량에 영향을 줄 것이라고 가정하고, 주택가격과 거래량에 관한 시계열 자료를 분석하였다. 그 결과, 주택시장에서 가격이 하락하면 기존에 소유하고 있던 주택 가격도 하락하기 때문에 부채는 고정되어 있는데 반해 자기자본은 축소되어 새로 구매하려는 주택에 대한 지불능력을 감소시켜 주택거래량이 감소하게 된다고 설명하였다.

예를 들어, LTV가 80%까지만 허용된다고 가정할 때, 10억원 짜리 주택을 구입하려면, 자기자본이 2억원이 필요하다. 만약 이 주택의 가격이 9억

40) 손실회피현상(loss aversion)이란 투자자들이 미실현 손실에 대해서는 위험회피성향을 보이는 반면 미실현 이익에 대해서는 위험선호성향을 나타내는 반사효과(reflection effect)가 나타나는 것을 의미한다.

원으로 하락할 경우, 이 주택을 매각하면 자기자본은 1억원으로 줄게 된다. 물론 다른 주택의 가격도 비슷한 비율로 하락하였기 때문에 해당 주택을 매각하고 다른 주택을 매입할 수 있지만, LTV가 80%로 제한되기 때문에 9억원짜리 주택을 다시 사려면 자기자본은 1억 8천 만원이 필요하다. 결국 주택가격이 하락할 때에는 자기자본이 축소되기 때문에 다른 주택으로 이전하지 못하고, 그렇기 때문에 거래량이 축소된다는 것이 Stein(1995)의 이론이다.

제3절 실증분석

1. 시계열의 안정성 검정

시계열자료를 분석할 때 가장 먼저 고려해야 하는 것은 시계열 자료가 안정적(stationary)인지를 확인하는 것이다. 시계열 자료가 안정적이라는 것은 평균, 분산 같은 시계열 자료의 확률적 특징이 시간의 변화에 관계없이 일정하다는 것을 의미한다.⁴¹⁾ 시계열 분석에 사용되는 전통적인 계량기법들은 안정적 시계열을 기본적으로 가정하고 있기 때문에 불안정적인 시계열을 전통적인 계량기법으로 분석하게 되면 변수 간에 아무런 상관관계가 없는데도 불구하고 의미 있는 것처럼 결과가 도출되는 가성적회귀현상(Spurious Regression)이 발생하게 된다. 따라서 시계열 자료를 이용하여 계량분석을 실시할 때는 시계열이 안정적인지 확인하고, 불안정시계열인 경우 안정적시계열로 변환하여 분석을 실시해야 가성적 회귀현상을 피할 수 있으며 오차의 분산이 무한으로 팽창하지 않기 때문에 정확한 추정이 가능하다.

분석에 사용한 시계열 자료가 안정적인지를 확인하기 위하여 시계열의 안정성 검정에 일반적으로 사용되는 ADF(Augmented Dickey-Fuller)검정과 PP(Philips-Perron)검정을 실시하여 분석대상 시계열에 단위근이 존재하는지 여부를 확인하였다.

41) 남준우·이한식, 『계량경제학』, 서울: 홍문사, 2006, pp.278~279 참조.

<표 22> 거래량의 단위근 검정결과

구분	Augmented Dickey-Fuller test			Phillips-Perron Test	
	lag	t-Stat.	Prob.	Adj.t-Stat	Prob.
동남권	0	-2.8195	0.0632 *	-2.8373	0.0608 *
강남구	0	-2.8689	0.0567 *	-2.8488	0.0593 *
서초구	0	-2.5639	0.1076	-2.6289	0.0945 *
송파구	0	-2.9909	0.0430 *	-2.8450	0.0598 *
강동구	0	-2.8821	0.0551 *	-2.9300	0.0495 **

주 : 수준변수 분석결과로 intercept를 포함

**, *은 각각 5%, 10% 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설 기각

거래량의 ADF 단위근 검정결과 서초구를 제외한 모든 지역에서 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각되었다. 반면 필립스페론 테스트 결과에서는 모든 지역에서 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각되었다. 분석결과에 따라 강남구, 서초구, 송파구, 강동구 모든 지역의 원시계열이 10%유의수준에서 단위근이 존재하지 않는 안정적인 시계열이라 판단하고 원시계열을 그대로 분석에 사용하였다.

주택가격지수는 일반적으로 단위근이 존재하는 시계열로 알려져 있다. 동남권을 포함하여 4개 구의 모든 주택가격지수의 원시계열을 단위근 검정한 결과 5% 또는 10% 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설이 채택됨으로써 불안정한 시계열임이 확인되었다. 검증결과에 따라 주택가격지수는 1차 로그차분을 통하여 안정적시계열로 변환하여 분석에 사용하였다.⁴²⁾ 1차 로그 차분한 주택가격지수 시계열은 1% 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설이 모두 기각되어 안정적시계열임을 확인하였다.⁴³⁾

42) 이용만 외(2008)에 따르면 자연로그를 취한 시계열을 차분하면 로그차분한 시계열은 원시계열의 증가율에 근사하게 되며, 로그차분 시계열의 평균은 증가율의 평균에 근사하고, 분산은 증가율의 분산에 근사하게 된다.

43) 필립스페론 테스트 결과도 ADF검정결과와 동일하여 필립스페론 테스트 결과는 기수를 생략하였다.

<표 23> 주택가격지수의 ADF 단위근 검정 결과

구분		원시계열			로그차분(1차)		
		lag	t-Statistic	Prob.*	lag	t-Statistic	Prob.*
동남	SPAR 연쇄지수	0	0.2418	0.7520	0	-4.7267	0.0000 ***
	반복매매가격지수	1	0.3761	0.7888	0	-4.0343	0.0001 ***
강남	SPAR 연쇄지수	0	0.5010	0.8200	0	-5.6047	0.0000 ***
	KB주택가격동향지수	1	0.3581	0.7841	0	-2.9464	0.0041 ***
서초	SPAR 연쇄지수	0	0.3997	0.7950	0	-5.9752	0.0000 ***
	KB주택가격동향지수	1	0.5252	0.8256	0	-3.0889	0.0027 ***
송파	SPAR 연쇄지수	1	0.3658	0.7862	0	-5.7400	0.0000 ***
	KB주택가격동향지수	1	0.4185	0.7997	0	-3.3970	0.0011 ***
강동	SPAR 연쇄지수	1	0.5782	0.8377	0	-5.5547	0.0000 ***
	KB주택가격동향지수	1	0.5967	0.8417	0	-3.4128	0.0011 ***

주 : 수준변수 기준으로 intercept와 time trend를 모두 포함하지 않은 ADF검정통계량

유의수준은 MacKinnon의 p-values

***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설 기각

2. SPAR지수를 이용한 가격과 거래량의 관계

1) 그랜저인과관계검정

SPAR지수를 이용하여 그랜저인과관계검정을 실시한 결과 모든 지역에서 거래량이 가격지수증가율의 그랜저원인인 것으로 나타났다. 반면 가격지수 증가율이 거래량의 그랜저원인이 아니라는 귀무가설은 모든 지역에서 채택되어 가격지수 증가율은 거래량의 그랜저원인이라 볼 수 없었다.

이러한 분석결과는 허윤경 외(2008)의 결과와는 차이를 보인다. 허윤경 외(2008)의 연구에서 KB지수를 이용하여 서울의 25개구의 가격과 거래량 간의 그랜저인과관계 분석을 실시한 결과 강남구, 서초구, 송파구에서는 두 시계열간 양방향으로 그랜저인과하는 것으로 나타났으며 강동구는 가격이 거래량의 그랜저원인인 것으로 나타났다.

선행연구의 결과와 본 논문에서의 결과가 달리 나타난 이유는 앞서 3장에서 설명한 대로 KB지수의 낮은 변동성과 시차 지연 현상 때문일 가능

성이 크다. 또한 허윤경 외(2008)이 사용한 가격지수의 과잉차분 가능성과 분석기간이 충분치 않아서 생긴 문제일 수도 있다⁴⁴⁾. 이에 따라 뒤에서 KB지수를 이용하여 동일기간 분석을 실시하여 이를 확인하기로 하였다.

<표 24> SPAR연쇄지수와 거래량의 그랜저인과관계검정 결과

구분	귀무가설	lag	F-Statistic	Prob.
강남구	거래량 $\rightarrow$ 가격지수증가율	1	4.5147	0.0394 **
	가격지수증가율 $\rightarrow$ 거래량		1.1489	0.2898
서초구	거래량 $\rightarrow$ 가격지수증가율	2	2.4399	0.1000 *
	가격지수증가율 $\rightarrow$ 거래량		0.5483	0.5822
송파구	거래량 $\rightarrow$ 가격지수증가율	1	12.1215	0.0012 ***
	가격지수증가율 $\rightarrow$ 거래량		1.9325	0.1716
강동구	거래량 $\rightarrow$ 가격지수증가율	1	4.1011	0.0240 **
	가격지수증가율 $\rightarrow$ 거래량		1.0671	0.3536

주 : lag는 AIC(Akaike information criterion)정보기준에 의하여 결정한 시차이고, 이때 lag는 시계열이 백색잡음(white noise)가 되는 시차를 의미함.

***, **, *는 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 귀무가설이 기각됨을 표시

2) 교차상관관계분석

SPAR연쇄지수와 거래량의 교차상관관계 분석결과 두 시계열 사이 교차상관정도는 lag가 0일 때 가장 높은 정(正)의 상관관계가 나타났다. 이는 두 변량이 시차를 두고 영향을 주기 보다는 동시점에서 영향을 주는 것을 의미한다. 지역별 시차상관계수는 강남구 0.6201, 서초구 0.4510, 송파구 0.5415, 강동구 0.5670이다.

44) 허윤경 외(2008)는 서울 25개구의 2006년 1월부터 2008년 5월까지 29개월의 시계열을 이용하여 가격과 거래량의 관계를 분석하였는데, 분석에 사용한 주택가격지수는 2~3차 로그차분하여 사용하였으며, 일반적으로 단위근이 존재하지 않는 것으로 알려진 거래량도 동일하게 2~3차 로그차분하여 분석에 사용하였다.

<표 25> SPAR지수를 이용한
교차상관관계분석결과 (강남구)

M,F(-i)	M,F(+i)	i	lag	lead
. *****	. *****	0	0.6201	0.6201
. *****	. ****	1	0.3223	0.3905
. ***	. **	2	0.0062	0.1982
. *	.	3	-0.1244	-0.0184
. *	. ***	4	-0.0444	-0.1711
. *	. ****	5	0.0018	-0.2349

주) M : SPAR지수의 로그차분

F : 거래량(frequency) / 유의수준 5%

<표 26> SPAR지수를 이용한
교차상관관계분석결과 (서초구)

M,F(-i)	M,F(+i)	i	lag	lead
. *****	. *****	0	0.4510	0.4510
. ****	. ****	1	0.3043	0.2786
. ***	. ***	2	0.1823	0.1836
. *	.	3	0.0721	0.0274
. *	. ***	4	0.0451	-0.1983
.	. ****	5	0.0320	-0.2253

주) M : SPAR지수의 로그차분

F : 거래량(frequency) / 유의수준 5%

<표 27> SPAR지수를 이용한
교차상관관계분석결과 (송파구)

M,F(-i)	M,F(+i)	i	lag	lead
. *****	. *****	0	0.5415	0.5415
. *****	. ***	1	0.4706	0.2332
. ***	. *	2	0.2558	0.0338
. **	. **	3	0.1103	-0.0679
. *	. **	4	0.0445	-0.1470
.	. **	5	-0.0066	-0.1071

주) M : SPAR지수의 로그차분

F : 거래량(frequency) / 유의수준 5%

<표 28> SPAR지수를 이용한
교차상관관계분석결과 (강동구)

M,F(-i)	M,F(+i)	i	lag	lead
. *****	. *****	0	0.5670	0.5670
. *****	. ****	1	0.3599	0.3155
. ***	. ***	2	0.2309	0.2043
. **	. **	3	0.0734	0.0615
. *	. **	4	-0.0363	-0.0700
. **	. ***	5	-0.1378	-0.1539

주) M : SPAR지수의 로그차분

F : 거래량(frequency) / 유의수준 5%

3) 분산분해분석

두 변량 간 동시차에 상관관계가 크게 나타남에도 불구하고 그랜저인과 관계검정결과에서 거래량이 가격에 그랜저인과하는 현상을 다른 각도에서 살펴보기 위해 분산분해분석을 실시하였다. 강남구의 분산분해분석 결과 거래량의 변화는 거래량의 충격으로 98.41% 설명되며 가격의 충격은 영향을 거의 미치지 않는 것으로 나타났다. 반면, 가격의 변화는 거래량의 충격이 24.00%, 가격의 충격이 76.% 영향을 미치는 것으로 나타났다.

<표 29> 강남구 SPAR연쇄지수와 거래량의 분산분해결과

Variance Decomposition of KN_F:				Variance Decomposition of DKN_M:			
Period	S.E.	KN_F	DKN_M	Period	S.E.	KN_F	DKN_M
1	190.11	100.00	0.00	1	0.04	16.84	83.16
2	243.42	99.55	0.45	2	0.04	26.24	73.76
3	258.07	98.62	1.38	3	0.04	24.76	75.24
4	260.74	98.42	1.59	4	0.04	24.38	75.62
5	261.04	98.42	1.58	5	0.04	24.15	75.85
6	261.08	98.41	1.59	6	0.04	24.05	75.95
7	261.08	98.41	1.59	7	0.04	24.03	75.97
8	261.09	98.41	1.59	8	0.05	24.00	76.00
9	261.09	98.41	1.59	9	0.05	24.00	76.00
10	261.09	98.41	1.59	10	0.05	24.00	76.00
11	261.09	98.41	1.59	11	0.05	24.00	76.00
12	261.09	98.41	1.59	12	0.05	24.00	76.00
13	261.09	98.41	1.59	13	0.05	24.00	76.00
14	261.09	98.41	1.59	14	0.05	24.00	76.00
15	261.09	98.41	1.59	15	0.05	24.00	76.00

Cholesky Ordering: KN_F DKN_M

<표 30> 서초구 SPAR연쇄지수와 거래량의 분산분해결과

Variance Decomposition of SC_F:				Variance Decomposition of DSC_M:			
Period	S.E.	SC_F	DSC_M	Period	S.E.	SC_F	DSC_M
1	136.41	100.00	0.00	1	0.04	13.02	86.98
2	186.79	99.15	0.85	2	0.04	16.29	83.71
3	203.61	99.26	0.74	3	0.04	16.68	83.32
4	207.37	99.17	0.83	4	0.04	17.53	82.47
5	207.74	99.14	0.86	5	0.04	17.58	82.42
6	207.74	99.14	0.86	6	0.04	17.58	82.42
7	207.77	99.14	0.86	7	0.04	17.58	82.42
8	207.79	99.14	0.86	8	0.04	17.59	82.41
9	207.80	99.14	0.86	9	0.04	17.59	82.41
10	207.80	99.14	0.86	10	0.04	17.59	82.41
11	207.80	99.14	0.86	11	0.04	17.59	82.41
12	207.80	99.14	0.86	12	0.04	17.59	82.41
13	207.80	99.14	0.86	13	0.04	17.59	82.41
14	207.80	99.14	0.86	14	0.04	17.59	82.41
15	207.80	99.14	0.86	15	0.04	17.59	82.41

Cholesky Ordering: SC_F DSC_M

<표 31> 송파구 SPAR연쇄지수와 거래량의 분산분해결과

Variance Decomposition of SP_F:				Variance Decomposition of DSP_M:			
Period	S.E.	SP F	DSP M	Period	S.E.	SP F	DSP M
1	197.80	100.00	0.00	1	0.03	8.52	91.48
2	258.24	97.79	2.21	2	0.04	20.30	79.70
3	273.83	96.27	3.73	3	0.04	24.72	75.28
4	275.50	95.99	4.01	4	0.04	25.40	74.60
5	275.52	95.97	4.03	5	0.04	25.41	74.59
6	275.63	95.97	4.03	6	0.04	25.43	74.57
7	275.71	95.97	4.03	7	0.04	25.44	74.56
8	275.72	95.97	4.03	8	0.04	25.45	74.55
9	275.73	95.97	4.03	9	0.04	25.45	74.55
10	275.73	95.97	4.03	10	0.04	25.45	74.55
11	275.73	95.97	4.03	11	0.04	25.45	74.55
12	275.73	95.97	4.03	12	0.04	25.45	74.55
13	275.73	95.97	4.03	13	0.04	25.45	74.55
14	275.73	95.97	4.03	14	0.04	25.45	74.55
15	275.73	95.97	4.03	15	0.04	25.45	74.55

Cholesky Ordering: SP_F DSP_M

<표 32> 강동구 SPAR연쇄지수와 거래량의 분산분해결과

Variance Decomposition of KD_F:				Variance Decomposition of DKD_M:			
Period	S.E.	KD F	DKD M	Period	S.E.	KD F	DKD M
1	185.64	100.00	0.00	1	0.03	39.19	60.81
2	220.09	99.86	0.14	2	0.04	34.61	65.39
3	234.03	99.87	0.13	3	0.04	35.63	64.37
4	239.64	99.87	0.13	4	0.04	35.48	64.52
5	242.08	99.87	0.13	5	0.04	35.63	64.37
6	243.11	99.87	0.13	6	0.04	35.64	64.36
7	243.56	99.87	0.13	7	0.04	35.67	64.33
8	243.75	99.87	0.13	8	0.04	35.67	64.33
9	243.84	99.87	0.13	9	0.04	35.68	64.32
10	243.87	99.87	0.13	10	0.04	35.68	64.32
11	243.89	99.87	0.13	11	0.04	35.68	64.32
12	243.90	99.87	0.13	12	0.04	35.68	64.32
13	243.90	99.87	0.13	13	0.04	35.68	64.32
14	243.90	99.87	0.13	14	0.04	35.68	64.32
15	243.90	99.87	0.13	15	0.04	35.68	64.32

Cholesky Ordering: KD_F DKD_M

결과를 종합해보면 실거래가격지수를 이용하여 가격과 거래량의 관계를 분석한 결과 두 시계열 간에는 상호 인과관계는 없으며 가격의 변화는 가격의 충격에 의해, 그리고 거래량의 변화는 거래량의 충격에 의해 대부분 설명된다. 다만 거래량의 충격이 가격의 변화에 부분적으로 영향을 미치는 것으로 나타나 그랜저인과관계검정의 결과를 뒷받침하고 있는 것을 알 수 있다.

따라서 실거래가격지수에 의한 분석결과 거래량과 가격 간에는 정(正)의 상관관계가 존재하지만 두 시계열 간에 시차를 두고 영향을 주고 받는 것이 아니라 동시점에 영향을 주고 받는데, 그랜저인과관계검정과 분산분해 분석 결과에 따르면 거래량이 가격에 영향을 주는 것으로 보인다.

3. KB지수를 이용한 가격과 거래량의 관계

1) 그랜저인과관계검정

허윤경 외(2008)의 연구에서 서울의 25개 구를 대상으로 KB주택가격동향지수와 거래량과의 그랜저인과관계를 분석한 결과 강남, 서초, 송파, 노원은 양방향 그랜저 인과성이 나타났으며, 일반적으로 가격이 거래량의 그랜저원인인 것으로 나타났다. 그러나 본 논문에서 추정한 SPAR지수를 이용하여 동남권의 4개구의 거래량과 가격과의 관계를 분석한 결과 두 시계열 간에는 정(正)의 상관관계가 존재하지만 동시점에 영향을 주고받는 관계이고, 거래량이 가격에 영향을 미치는 것으로 결론지었다.

이러한 차이가 나타난 원인이 KB주택가격동향지수의 평활화 현상 때문인지 아니면 선행연구에서 사용한 가격자료의 과잉차분가능성이나 분석기간이 짧아 나타난 문제인지를 확인하기 위하여 분석기간을 실거래가격지수의 분석기간과 동일하게 2009년 12월까지 48개월간의 기간으로 연장하여 KB주택가격동향지수와 거래량간의 관계를 분석해보았다.

분석결과 강남구, 서초구, 송파구는 양방향 그랜저 인과하는 것으로 나타나 허윤경 외(2008)의 결과와 동일하였다. 하지만 강동구의 경우 거래량이 주택가격 증가율에 그랜저인과하지 않는다는 귀무가설이 5%유의수준

에서 기각되었으며, 주택가격 증가율이 거래량에 그랜저인과하지 않는다는 귀무가설은 5%유의수준에서 기각할 수 없었다. 이러한 결과가 의미하는 바는 거래량이 주택가격 증가율에 영향을 준다는 것을 의미한다. 이는 허윤경 외(2008)의 연구에서 가격이 거래량의 그랜저원인이라는 결과와는 차이가 있다.

<표 33> KB지수와 거래량의 그랜저인과관계검정 결과

구분	귀무가설	lag	F-Statistic	Prob.
강남구	거래량 $\rightarrow$ 가격지수증가율	1	54.8027	0.0000 ***
	가격지수증가율 $\rightarrow$ 거래량		5.9528	0.0189 **
서초구	거래량 $\rightarrow$ 가격지수증가율	1	48.7777	0.0000 ***
	가격지수증가율 $\rightarrow$ 거래량		4.2157	0.0462 **
송파구	거래량 $\rightarrow$ 가격지수증가율	1	71.8828	0.0000 ***
	가격지수증가율 $\rightarrow$ 거래량		5.6387	0.0221 **
강동구	거래량 $\rightarrow$ 가격지수증가율	1	70.0117	0.0000 ***
	가격지수증가율 $\rightarrow$ 거래량		3.2364	0.0790 *

주 : lag는 AIC(Akaike information criterion)정보기준에 의하여 결정한 시차이고, 이때 lag는 시계열이 백색잡음(white noise)가 되는 시차를 의미함.

***, **, *는 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 귀무가설이 기각됨을 의미함.

이러한 차이가 나타난 원인은 허윤경 외(2008)에서 사용한 자료의 분석기간이 충분치 않고 주택가격지수의 과잉차분 때문인 것으로 보인다. 좀더 정확한 원인을 확인하기 위해 KB주택가격동향지수를 이용하여 교차상관관계분석과 분산분해분석을 실시하였다.

2) 교차상관관계분석

교차상관관계 분석결과 거래량 가격증가율 사이에 시차를 두고 상관관계가 존재하며, 시차가 1일 때 가장 높은 상관계수를 보이는 것으로 나타났다. 또한 거래량이 1시차 선행하고, 가격이 1시차 후행하는 것으로 나타났다. 이는 거래량이 주택가격 증가율을 1개월가량 선행하는 정(正)의 상관관계가 있다는 것을 의미한다. 시차상관계수는 강남구 0.8467, 서초구 0.8154, 송파구 0.8529, 강동구 0.8577이다. 분석결과에 따르면 거래량이 먼저 움직이고 나서 1시차 후에 가격이 움직인다는 것이다.

<표 34> KB지수를 이용한
교차상관관계분석결과 (강남구)

KB,F(-i)	KB,F(+i)	i	lag	lead
. *****	. *****	0	0.6423	0.6423
. *****	. **	1	0.8467	0.2535
. *****	. .	2	0.5810	-0.0560
. ***	. **	3	0.2704	-0.2503
. .	. **	4	0.0373	-0.2284
. .	. .	5	0.0001	-0.0788

주) KB : KB주택가격동향지수의 로그차분
F : 거래량(frequency) / 유의수준 5%

<표 35> KB지수를 이용한
교차상관관계분석결과 (서초구)

KB,F(-i)	KB,F(+i)	i	lag	lead
. *****	. *****	0	0.5678	0.5678
. *****	. **	1	0.8154	0.2614
. *****	. .	2	0.6003	-0.0626
. ***	. **	3	0.3407	-0.2349
. .	. **	4	0.1336	-0.2309
. .	. .	5	0.0861	-0.0958

주) KB : KB주택가격동향지수의 로그차분
F : 거래량(frequency) / 유의수준 5%

<표 36> KB지수를 이용한
교차상관관계분석결과 (송파구)

KB,F(-i)	KB,F(+i)	i	lag	lead
. *****	. *****	0	0.5523	0.5523
. *****	. **	1	0.8529	0.1571
. *****	. .	2	0.5621	-0.1162
. ***	. **	3	0.2842	-0.2593
. .	. **	4	0.0698	-0.1769
. .	. .	5	0.0159	-0.1037

주) KB : KB주택가격동향지수의 로그차분
F : 거래량(frequency) / 유의수준 5%

<표 37> KB지수를 이용한
교차상관관계분석결과 (강동구)

KB,F(-i)	KB,F(+i)	i	lag	lead
. *****	. *****	0	0.6714	0.6714
. *****	. **	1	0.8577	0.3144
. *****	. .	2	0.5425	0.0198
. **	. .	3	0.2118	-0.1114
. .	. .	4	-0.0291	-0.0450
. .	. .	5	-0.1075	-0.0092

주) KB : KB주택가격동향지수의 로그차분
F : 거래량(frequency) / 유의수준 5%

3) 분산분해분석

강남구의 분산분해결과에서는 거래량의 변화는 거래량의 충격으로 92.40% 설명되며, 가격의 충격으로 7.57% 설명되는 것으로 나타나 정도의 차이는 있지만 SPAR지수를 이용한 분석결과와 동일하게 거래량의 변화는 대부분 거래량의 충격으로 설명되는 것으로 나타났다.

반면, 가격의 변화는 가격의 충격으로 28.79% 설명되고 거래량의 충격으로 71.21% 설명되는 것으로 나타나 가격의 변화가 거래량의 충격으로 상당부분 설명되는 것으로 나타났다. 결국 KB지수를 이용하여 거래량과 가격의 관계를 살펴보면, 거래량이 1개월 정도 가격움직임에 앞서 움직이며, 거래량이 가격에 그랜저인과하는 것으로 보인다.

<표 38> 강남구 KB지수와 거래량의 분산분해결과

Variance Decomposition of KN_F:				Variance Decomposition of DKN_KB:			
Period	S.E.	KN_F	DKN_KB	Period	S.E.	KN_F	DKN_KB
1	186.28	100.00	0.00	1	0.01	6.31	93.69
2	246.70	97.13	2.87	2	0.01	52.51	47.49
3	269.07	94.44	5.56	3	0.01	68.40	31.60
4	274.55	92.94	7.06	4	0.01	71.60	28.40
5	275.32	92.45	7.55	5	0.02	71.54	28.46
6	275.72	92.40	7.60	6	0.02	71.17	28.83
7	276.24	92.43	7.57	7	0.02	71.07	28.93
8	276.60	92.43	7.57	8	0.02	71.14	28.86
9	276.75	92.41	7.59	9	0.02	71.19	28.81
10	276.78	92.40	7.60	10	0.02	71.21	28.79
11	276.79	92.40	7.60	11	0.02	71.21	28.79
12	276.79	92.40	7.60	12	0.02	71.20	28.80
13	276.79	92.40	7.60	13	0.02	71.20	28.80
14	276.80	92.40	7.60	14	0.02	71.20	28.80
15	276.80	92.40	7.60	15	0.02	71.20	28.80

Cholesky Ordering: KN_F DKN_KB

<표 39> 서초구 KB지수와 거래량의 분산분해결과

Variance Decomposition of SC_F:				Variance Decomposition of DKN_KB:			
Period	S.E.	SC_F	DSC_KB	Period	S.E.	SC_F	DSC_KB
1	186.28	100.00	0.00	1	0.01	0.39	99.61
2	246.70	97.13	2.87	2	0.01	36.73	63.27
3	269.07	94.44	5.56	3	0.01	57.87	42.13
4	274.55	92.94	7.06	4	0.01	64.69	35.31
5	275.32	92.45	7.55	5	0.01	66.50	33.50
6	275.72	92.40	7.60	6	0.01	66.81	33.19
7	276.24	92.43	7.57	7	0.01	66.79	33.21
8	276.60	92.43	7.57	8	0.01	66.76	33.24
9	276.75	92.41	7.59	9	0.01	66.75	33.25
10	276.78	92.40	7.60	10	0.01	66.76	33.24
11	276.79	92.40	7.60	11	0.01	66.76	33.24
12	276.79	92.40	7.60	12	0.01	66.77	33.23
13	276.79	92.40	7.60	13	0.01	66.77	33.23
14	276.80	92.40	7.60	14	0.01	66.77	33.23
15	276.80	92.40	7.60	15	0.01	66.77	33.23

Cholesky Ordering: SC_F DSC_KB

<표 40> 송파구 KB지수와 거래량의 분산분해결과

Variance Decomposition of SP_F:				Variance Decomposition of DSP_KB:			
Period	S.E.	SP F	DSP KB	Period	S.E.	SP F	DSP KB
1	197.32	100.00	0.00	1	0.01	0.07	99.93
2	259.56	97.36	2.64	2	0.01	53.37	46.63
3	278.02	95.41	4.59	3	0.01	68.51	31.49
4	280.89	94.62	5.38	4	0.02	70.92	29.08
5	281.12	94.48	5.52	5	0.02	70.84	29.16
6	281.49	94.49	5.51	6	0.02	70.70	29.30
7	281.80	94.49	5.51	7	0.02	70.73	29.27
8	281.93	94.48	5.52	8	0.02	70.78	29.22
9	281.96	94.48	5.52	9	0.02	70.79	29.21
10	281.96	94.48	5.52	10	0.02	70.79	29.21
11	281.96	94.48	5.52	11	0.02	70.79	29.21
12	281.96	94.48	5.52	12	0.02	70.79	29.21
13	281.96	94.48	5.52	13	0.02	70.79	29.21
14	281.96	94.48	5.52	14	0.02	70.79	29.21
15	281.96	94.48	5.52	15	0.02	70.79	29.21

Cholesky Ordering: SP_F DSP_KB

<표 41> 강동구 KB지수와 거래량의 분산분해결과

Variance Decomposition of KD_F:				Variance Decomposition of DKD_KB:			
Period	S.E.	KD F	DKD KB	Period	S.E.	KD F	DKD KB
1	182.19	100.00	0.00	1	0.01	5.14	94.86
2	237.73	98.03	1.97	2	0.01	61.59	38.41
3	254.59	97.07	2.93	3	0.02	71.16	28.84
4	258.45	96.75	3.25	4	0.02	72.90	27.10
5	259.09	96.67	3.33	5	0.02	73.18	26.82
6	259.16	96.65	3.35	6	0.02	73.20	26.80
7	259.16	96.65	3.35	7	0.02	73.20	26.80
8	259.16	96.65	3.35	8	0.02	73.20	26.80
9	259.16	96.65	3.35	9	0.02	73.20	26.80
10	259.16	96.65	3.35	10	0.02	73.20	26.80
11	259.16	96.65	3.35	11	0.02	73.20	26.80
12	259.16	96.65	3.35	12	0.02	73.20	26.80
13	259.16	96.65	3.35	13	0.02	73.20	26.80
14	259.16	96.65	3.35	14	0.02	73.20	26.80
15	259.16	96.65	3.35	15	0.02	73.20	26.80

Cholesky Ordering: KD_F DKD_KB

이러한 결과는 SPAR지수를 이용한 분석결과와는 다른 차이를 보인다. 이러한 차이가 나타난 이유는 KB지수의 시차 지연 현상 때문인 것으로 보인다. 본 논문의 2장의 분석결과에 따르면 KB지수는 실제거래가격의 움직임보다 1시차 후행하는 것으로 나타났다. 결과적으로 실제 시장의 가격과 거래량은 동시점에 영향을 주고 받는데 KB지수가 시장의 가격움직임보다 1시차 늦게 지수에 반영됨으로써 거래량과 가격 사이에 시차를 두고 영향을 받으며, 거래량이 가격의 그랜저원인인 것으로 분석된 것으로 보인다.

4. 국토해양부 반복매매가격지수를 이용한 가격과 거래량의 관계

국토해양부에서 발표하고 있는 반복매매가격지수의 경우 발표단위가 광역단위이기 때문에 본 논문의 분석지역과 동일한 동남권지수를 이용하여 가격과 거래량간의 관계를 분석하였다. 비교를 위하여 SPAR지수를 재고량을 가중치로 가중평균하여 추정한 동남권 SPAR지수를 이용하여 분석한 결과를 비교하였다.

1) 그랜저인과관계검정

분석결과 거래량이 주택가격지수증가율의 그랜저원인인 것으로 나타났다.

<표 42> 반복매매가격지수를 이용한 그랜저인과관계검정 결과

구분	Null Hypothesis	lag	F-Statistic	Prob.
반복매매	거래량 $\nrightarrow$ 가격지수증가율	1	5.1519	0.0283 **
동남권지수	가격지수증가율 $\nrightarrow$ 거래량		0.0029	0.9576
SPAR	거래량 $\nrightarrow$ 가격지수증가율	2	3.5367	0.0385 **
동남권지수	가격지수증가율 $\nrightarrow$ 거래량		0.6312	0.5571

주 : lag는 AIC(Akaike information criterion)정보기준에 의하여 결정한 시차이고, 이때 lag는 시계열이 백색잡음(white noise)가 되는 시차를 의미함.

***, **, *는 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 귀무가설이 기각됨을 표시

앞서 SPAR지수를 이용한 그랜저인과관계분석결과에서 거래량이 주택가격지수증가율의 그랜저원인인 것으로 나타난 점을 감안했을 때 반복매매가격지수와 SPAR동남권지수의 분석결과와의 차이에 대한 정확한 판단을 위해서는 구별 지수를 추정하여 원인을 판단해 볼 수 있으나 반복매매가격지수가 광역단위로 발표되기 때문에 이는 검증이 불가능하다.

다만 현재 추정이 가능한 자료 범위에서 원인을 밝히고자 교차상관관계분석과 분산분해분석을 실시하였다.

2) 교차상관관계분석

반복매매가격지수를 이용한 교차상관관계분석결과 가격과 거래량 사이 시차가 0일 때 가장 높은 정(正)의 상관관계를 보였으며 시차상관계수는 0.7257로 나타났다. 이는 SPAR동남권지수를 이용한 분석결과와도 동일하며, SPAR 0.5897으로 나타났다.

<표 43> 반복매매지수를 이용한
교차상관분석결과(동남권)

RS,F(-i)	RS,F(+i)	i	lag	lead
. *****	. *****	0	0.7257	0.7257
. ****	. ****	1	0.5351	0.5025
. **	. **	2	0.1936	0.2781
.	. *	3	-0.0005	0.0828
.	.	4	-0.1259	-0.0329
.	.	5	-0.1438	-0.0113

주 : RS : 반복매매가격지수의 로그차분
F : 거래량(frequency) / 유의수준 5%

<표 44> SPAR지수를 이용한
교차상관분석결과(동남권)

M,F(-i)	M,F(+i)	i	lag	lead
. *****	. *****	0	0.5897	0.5894
. ****	. ****	1	0.4250	0.3236
. **	. **	2	0.2253	0.1335
. *	.	3	0.0833	-0.0059
.	.	4	-0.0032	-0.1685
.	.	5	-0.0410	-0.2072

주 : M : SPAR연쇄지수의 로그차분
F : 거래량(frequency) / 유의수준 5%

교차상관관계분석결과를 종합해보면 실거래가격지수와 거래량의 교차상관관계분석결과에서는 두 시계열 사이 정(正)의 상관관계가 존재한다는 결과가 도출되어 ‘주택가격과 거래량사이 (正)의 상관관계가 존재한다’는 기존 연구결과와 맥을 같이 한다. 그러나 두 시계열은 lag가 0일 때 가장 높은 시차상관계수를 보임으로써 시차를 두고 영향을 주기보다는 동시점에

서 영향을 주는 것으로 보인다.

3) 분산분해분석결과

분산분해분석결과 거래량의 변화는 거래량의 충격으로 99.99% 설명되었다. 반면, 가격의 변화는 거래량의 충격으로 52.27%, 가격의 충격으로 47.73% 설명할 수 있는 것으로 나타났다.

<표 45> 동남권 반복매매가격지수와 거래량의 분산분해결과

Variance Decomposition of DN_F:				Variance Decomposition of DDN_RS:			
Period	S.E.	DN_F	DDN_RS	Period	S.E.	DN_F	DDN_RS
1	729.49	100.00	0.00	1	0.02	33.68	66.32
2	889.94	100.00	0.00	2	0.03	44.27	55.73
3	958.45	99.99	0.01	3	0.03	48.65	51.35
4	990.11	99.99	0.01	4	0.03	50.57	49.43
5	1005.17	99.99	0.01	5	0.03	51.45	48.55
6	1012.42	99.99	0.01	6	0.03	51.87	48.13
7	1015.93	99.99	0.01	7	0.03	52.08	47.92
8	1017.64	99.99	0.01	8	0.03	52.17	47.83
9	1018.47	99.99	0.01	9	0.03	52.22	47.78
10	1018.87	99.99	0.01	10	0.03	52.24	47.76
11	1019.07	99.99	0.01	11	0.03	52.26	47.74
12	1019.17	99.99	0.01	12	0.03	52.26	47.74
13	1019.21	99.99	0.01	13	0.03	52.26	47.74
14	1019.24	99.99	0.01	14	0.03	52.27	47.73
15	1019.25	99.99	0.01	15	0.03	52.27	47.73

Cholesky Ordering: DN_F DDN_RS

SPAR동남권지수를 이용한 분석결과 거래량의 변화는 거래량의 충격으로 97.86% 설명되는 것으로 나타나 반복매매가격지수의 분석결과와 동일한 반면 가격의 변화는 거래량의 충격으로 30.71%, 가격의 충격으로 69.29% 설명할 수 있는 것으로 나타났다. 거래량 충격에 대한 가격반응의 정도는 SPAR지수가 조금 작은 것으로 보인다.

<표 46> SPAR동남권지수와 거래량의 분산분해결과

Variance Decomposition of DN_F:				Variance Decomposition of DDN_M:			
Period	S.E.	DN_F	DDN_M	Period	S.E.	DN_F	DDN_M
1	680.45	100.00	0.00	1	0.03	25.90	74.10
2	906.03	98.62	1.38	2	0.03	32.70	67.30
3	970.78	98.01	1.99	3	0.04	31.25	68.75
4	980.25	98.05	1.95	4	0.04	31.13	68.87
5	981.25	97.89	2.11	5	0.04	31.08	68.92
6	981.64	97.87	2.13	6	0.04	30.73	69.27
7	982.00	97.86	2.14	7	0.04	30.78	69.22
8	982.11	97.86	2.14	8	0.04	30.72	69.28
9	982.12	97.86	2.14	9	0.04	30.72	69.28
10	982.13	97.86	2.14	10	0.04	30.71	69.29
11	982.13	97.86	2.14	11	0.04	30.71	69.29
12	982.13	97.86	2.14	12	0.04	30.71	69.29
13	982.13	97.86	2.14	13	0.04	30.71	69.29
14	982.13	97.86	2.14	14	0.04	30.71	69.29
15	982.13	97.86	2.14	15	0.04	30.71	69.29

Cholesky Ordering: DN_F DDN_M

제4절 소 결

본 장에서는 주택시장을 자산시장의 일종으로 보고 주택의 거래량과 가격과의 상관관계를 분석하고자 하였다. 분석에 사용된 자료는 강남구, 서초구, 송파구, 강동구의 2006년 1월부터 2009년 12월까지 48개월의 아파트 실거래자료이며, 이 자료로부터 추출한 거래량과 SPAR주택가격지수를 이용하여 분석을 실시하였다. 비교를 위하여 KB주택가격동향조사와 국토해양부의 아파트 실거래가격지수를 추가로 분석함으로써 실거래가격에 기반한 주택가격지수와 거래량과의 관계가 기존의 KB주택가격동향지수와 거래량과의 관계분석결과와 차이가 있는지를 분석하였다.

먼저 그랜저인과관계분석을 실시한 결과 KB주택가격동향지수를 이용한 분석에서는 거래량의 과거정보가 주택가격의 과거정보와 함께 주택가격을 예측하는데 도움을 주는 것으로 나타났으며, 실거래가격지수를 이용한 분

석에서도 대체적으로 이러한 그랜저인과관계가 존재하는 것으로 나타났다.

두 시계열 사이에 그랜저인과관계가 존재한다면 거래량과 가격 중 어느 것이 선도하는가를 보기위하여 교차상관분석을 실시한 결과 그랜저인과관계검정의 결과와 마찬가지로 KB주택가격동향지수를 이용한 분석과 실거래가격지수를 이용한 분석결과가 다르게 나타났다.

KB주택가격동향지수와 거래량과의 분석에서는 시차가 1일 때 가장 높은 시차상관계수를 나타내며 거래량이 가격보다 1개월가량 먼저 움직이는 것으로 나타났다. 반면 실거래가격지수와 거래량과의 분석에서는 시차가 0일 때 가장 높은 시차상관계수를 보이며 두 변량이 동시점에 영향을 주고받는 것으로 나타났다.

결과적으로 KB주택가격동향지수와 거래량의 분석결과에 따르면 거래량이 주택가격을 1시차 정도 선도하는 것으로 나타났지만, 실거래가격지수로 분석해보면 거래량과 가격 중 어느 것이 선도한다고 이야기하기가 어렵다.

실거래가격지수가 시장상황을 정확히 반영하는 것이라면, 우리나라 주택가격과 거래량 간에도 정(正)의 상관관계가 존재한다고 볼 수 있다. 그런데 영향을 주고 받는 것이 동시점인 것으로 나타났기 때문에 연속적 정보도착가설은 우리나라 주택시장에는 맞지 않는 이론인 것으로 보인다.

Stein(1995)의 주택구입자금 변화 이론의 경우, LTV비율이 높을수록 가격 변화가 거래량의 변화를 유도할 가능성이 높다. 우리나라의 경우 LTV비율이 50%내외이기 때문에 이 이론의 적용가능성이 크지 않다. 그랜저인과관계검정이나 분산분해분석 결과로 보더라도 가격 충격이 거래량에 영향을 미치기 보다는 거래량 충격이 가격에 영향을 미칠 가능성이 상대적으로 높기 때문에 Stein(1995)의 이론이 우리나라에 적용되지는 않는 것으로 보인다.

이런 점에서 우리나라의 주택 시장의 경우 가격과 거래량이 정(正)의 상관관계를 보이고, 동시점에 영향을 주는 현상은 혼합분포가설이나 전망이론의 손실회피성향으로 설명할 수 있을 것이다. 주택가격과 거래량 간에 정의 상관관계가 나타나는 원인에 관한 실증분석은 향후 연구과제로 삼고자 한다.

제 5 장 결 론

제1절 연구의 요약

현재 국내에서 발표되고 있는 주택가격지수는 KB국민은행에서 발표하는 ‘주택가격동향지수’와 국토해양부에서 발표하는 ‘아파트실거래가격지수’가 있다.

KB주택가격동향지수는 1986년부터 발표되기 시작한 국내 최초의 주택가격관련 지표로 20년 이상의 장기시계열을 구축하고 있기 때문에 주택시장분석의 도구로 널리 이용되고 있다. 특히 주택의 유형별, 지역별, 건축연령별, 점유형태별 지수는 주택 특성에 따라 다르게 움직이는 주택가격의 변화를 보여줄 수 있기 때문에 주택의 하부시장을 분석하는데 유용하다.

하지만 지수작성에 사용되는 가격정보의 신뢰성 문제와 이에 따른 지수평활화(smoothing)현상 때문에 주택시장을 정확히 보여주지 못한다는 비판을 받아왔다. 이 때문에 이 지수를 사용하여 주택시장을 분석할 경우 분석에 왜곡이 생기게 된다. 예를 들어 주택가격과 거래량의 관계를 규명한다거나 부동산의 포트폴리오 효과를 규명할 때 왜곡이 발생하게 된다.

그러나 KB주택가격동향지수에 평활화 현상에 관한 실증연구는 제한적으로 이루어져왔다. 그 이유는 분석자료의 부재 때문인데, KB주택가격동향지수의 평활화 현상과 평활화 정도를 분석하기 위해서는 시장의 상황을 정확히 보여줄 수 있는 실거래가격 지수와 그 지수의 신뢰구간이 필요하다.

2009년 국토해양부에서는 실거래가격에 기초한 아파트 실거래가격지수를 발표하기 시작하였고, 이러한 실거래가격지수의 개발은 시장상황을 정확히 보여주는 지수라는 점에서 주택시장 분석에 유용한 자료가 될 것으로 기대되었다.

그러나 국토해양부의 실거래가격지수는 지수추정모형으로 반복매매가격지수모형을 사용함으로써 표본추출오류로부터 자유로울 수 없고, 거래량이

적은 시장에서는 표본추출오류를 심화시키는 단점을 가지고 있다. 또한 지수 추정 시 ‘동일주택가정’을 통해 거래쌍을 구성하는 과정에서 실거래가격자료를 모두 사용하지 못하기 때문에 지수발표단위를 광역단위로 한정할 수 밖에 없고, 지수의 신뢰구간이 과소평가될 소지가 있다. 이 때문에 국토해양부의 실거래가격지수와 그 신뢰구간을 이용하여 KB주택가격동향지수의 평활화 현상을 분석한다거나, 거래량과 가격간의 관계를 분석하는 데는 한계가 있다.

본 논문에서는 국토해양부 실거래가격지수의 문제점에 착안하여 먼저 대안적인 실거래가격지수 모형인 SPAR지수모형을 추정하고 다음으로 이를 이용하여 KB주택가격동향지수의 평활화 정도를 분석하였으며, 두 가지 분석결과를 전제로 하여 주택가격과 거래량간의 관계를 분석하였다. 먼저 분석의 가장 기본이 되는 대안적 실거래가격지수는 SPAR지수모형을 사용하여, 강남 4개구를 대상으로 추정하였다. 추정결과 KB주택가격동향지수에 비해 변동성이 크고, KB주택가격동향지수에 앞서 움직이는 것으로 나타났다. 이러한 현상은 동남권의 모든 구에서 동일하게 관측되었다.

국토해양부의 실거래가격지수와 본 논문에서 추정한 SPAR동남권지수의 전기 대비 증가율 평균과 변동성은 큰 차이를 보이지 않는 것으로 분석되었다. 그러나 아파트 가격의 변동이 컸던 2006년 하반기부터 2007년 상반기까지의 기간과 2008년 하반기에 SPAR동남권지수와 국토해양부의 실거래가격지수 사이 격차가 크게 나타났다.

실거래가격을 이용하여 추정된 두 지수가 이러한 차이를 보이는 이유는 국토해양부 실거래가격지수의 추정과정에서 발생하는 표본추출오류 때문일 가능성이 있다. 국토해양부의 실거래가격지수는 반복매매가격지수모형으로 추정되는데 이 모형은 거래량이 작아지면 표본추출오류가 더욱 심화되는 것으로 알려져있다.

반복매매가격지수모형으로 추정된 국토해양부의 실거래가격지수의 거래쌍에 대한 정보가 공개되고 있지 않아 이를 확인하기에는 한계가 있으나, 이 시기 거래량이 급격히 줄어들고 있다는 점에서 이러한 가능성을 고려해볼 수 있다.

본 논문의 3장에서는 SPAR지수와 지수의 신뢰구간을 이용하여 KB지수의 평활화 정도를 분석하였다.

평가가격에 기초한 주택가격지수에 평활화 현상이 나타나는 원인으로 지수작성과정에서 발생하는 오류와 개별부동산의 평가과정에서 발생하는 오류가 있다. 이 중 선행연구에서는 개별부동산의 평가과정에서 발생하는 평가자의 평가행태 즉 평가조정편의 때문에 지수의 평활화 현상이 나타난다고 보고 Geltner(1991)는 부분조정모형으로, Quan&Quigley(1991)는 신호-잡음비율모형으로 Diaz&Wolverton(1998)은 심리학적 행동모형으로 지수의 평활화 정도를 분석하였다.

국내에서는 이용만·이상한(2008)이 부분조정모형으로 KB주택가격동향지수의 평활화 정도를 분석한 바 있고, 임재만(2003b)은 심리학적행동모형으로 지가지수의 평활화 정도를 분석한 바 있다. 따라서 본 논문에서는 국내에서 실증분석된 바 없는 신호-잡음비율모형과 실거래가격지수의 변동성을 이용하여 부분조정모형으로 KB주택가격동향지수의 평활화 정도를 분석하고자 하였다.

먼저 시차상관관계 분석결과 KB지수는 SPAR지수에 비해 1시차 정도 뒤 늦게 움직이는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 동남권 4개구에서 동일하게 나타났다.

평활화 정도를 분석한 결과 부분조정모형과 신호-잡음비율모형으로 추정된 결과가 현저한 차이를 보였다. 이러한 결과가 도출된 이유는 신호-잡음비율모형이 평가자들이 주택가격을 평가할 때 합리적으로 행동한다는 비현실적인 가정 때문인 것으로 판단된다. Diaz and Wolverton(1998)에 따르면, 평가자의 합리적 행동을 가정한 Quan and Quigley(1991)의 모형이 현실적이지 않다고 밝힌 바 있다. 또한 임재만(2003b)의 연구에서는 감정평가사들을 대상으로 설문조사를 실시한 결과 감정평가사들이 부동산의 가치를 평가 할 때 실제 거래되는 가격정보 뿐 아니라 이전의 평가가격을 참고한다는 것을 밝힘으로써 Diaz and Wolverton (1998)의 심리학적 행동모형을 검증한 바 있다. 따라서 신호-잡음비율모형을 이용한 신뢰계수의 추정은 현실적이지 못한 것으로 판단하였다.

부분조정모형을 이용한 시가반영비율은 분석결과 강남구 0.30713, 서초구 0.34072, 송파구 0.40451, 강동구 0.41022로 나타나 실제 거래가격을 강남구 약 30.7%, 서초구 약34.1%, 송파구 약40.5%, 강동구 약41.0%만 반영하는 것으로 나타났다. 따라서 강남구의 경우 KB지수의 변동성에 약 325.59% 증폭하여야 실제 시장의 가치에 근사하는 것으로 나타났으며, 서초구 293.49%, 송파구 247.21%, 강동구 243.77%를 각각 증폭시켜야 실제 시장의 가치변화에 근사하는 것으로 나타났다.

따라서 주택시장 참여자들은 KB지수를 주택시장 현황 판단 지표로 사용할 경우 KB지수가 실제의 시장가격변화보다 1시차 가량 늦게 움직이고, 변동성이 약 243%~325%가량 과소평가되었음을 감안하여 사용해야 할 것이다.

마지막으로 제4장에서는 SPAR지수를 이용하여 거래량과 가격과의 관계를 검증하였다. 분석결과 외국의 선행연구의 결과와 동일하게 거래량과 가격 간에 정(正)의 상관관계가 나타났다. 그리고 거래량과 가격은 시차를 두고 영향을 주기 보다는 동시점에서 거래량이 가격에 그랜저인과하는 것으로 나타났다.

그리고 KB지수를 이용하여 가격과 거래량간의 관계를 분석해 보았는데, 이 때에는 KB지수가 1개월의 시차를 두고 거래량을 뒤따라가는 것으로 나타났다. 이는 KB지수가 평활화 현상으로 인해 실제 시장의 움직임을 늦게 반영하기 때문인 것으로 보인다.

분석결과에 따르면, 우리나라 주택가격과 거래량 간에도 정(正)의 상관관계가 존재한다고 볼 수 있다. 그런데 영향을 주고 받는 것이 동시점에서 나타났기 때문에 정보이전효과에 따른 연속적 정보도착가설을 우리나라 주택시장에 적용하기는 어렵다. 주택구입자금 변화이론에 따르면 LTV비율이 높을수록 주택가격의 변화가 거래량의 변화를 유도할 가능성이 높다. 그러나 우리나라의 경우 LTV비율이 50%내외이기 때문에 이 이론 또한 국내 주택시장에 적용하기는 어려운 것으로 판단된다.

이런 점에서 본 논문에서 실증분석을 통해 밝혀내지는 못했지만 우리나라의 경우 주택 시장에서 가격과 거래량이 정(正)의 상관관계를 보이고,

동시차로 움직이는 현상은 혼합분포가설이나 전망이론의 손실회피성향으로 설명할 수 있을 것이다.

제2절 연구의 한계 및 향후과제

본 논문에서는 반복매매가격지수모형의 문제점을 보완한 SPAR모형을 이용하여 실거래가격지수를 추정하였다. 그리고 이 지수가 시장의 가격변화를 정확히 반영한다는 가정 하에 SPAR지수와 지수의 신뢰구간을 이용하여 KB주택가격동향지수의 평활화 정도를 분석하고 평활화 되지 않은 ‘진정한 가치 지수’를 제안하였다. 또한 실거래가격에 기초한 주택가격지수를 이용하여 가격과 거래량간의 관계를 살펴보았다.

그러나 본 논문은 다음과 같은 한계를 가지고 있다.

첫째, 본 논문에서 추정한 SPAR지수는 평가가격대비 실거래가격비율로 추정하는 실거래가격지수이다. 따라서 SPAR지수를 추정하기 위해서는 실거래가격 이외에 실거래건의 평가가격이 필요하다. 다행히 우리나라에서는 과세목적으로 매년의 공동주택공시가격을 발표하고 있다. 따라서 본 논문에서는 공동주택 공시가격을 평가가격으로 하여 SPAR지수를 추정하였다. 그러나 현행 실거래가격자료는 아파트단지, 층, 면적, 거래가격, 거래연월만 공개되고 있다. 따라서 공개되고 있는 제한된 정보를 가지고 제한된 정보와 일치하는 아파트 공시가격을 평가가격으로 사용하였다. 아파트는 다른 유형의 주택과는 달리 표준화되어 있어서 아파트 단지, 층, 면적이 동일하면 공시가격도 동일한 것이 일반적이거나, 특수한 경우 조망가치나 향 등 다른 요인에 의해 가격이 보정되는 경우가 있다. 이는 제한된 정보를 가지고 확인할 수 없기 때문에 이런 특수한 경우가 오차범위 내에 있다고 가정하고 지수를 추정하였다는 한계가 있다.

둘째, 본 논문에서는 분석지역을 서울의 동남권역에 한정하여 분석을 실시하였다. 분석지역은 서울의 동남권역으로 한정된 이유는 이 지역이 이 아파트가격을 견인하는 지역으로 시장참여자들에게 인지되어 있고, 거래량

이 풍부하여 유의한 결과를 도출할 수 있으리라 판단하였기 때문이다. 그러나 지역별 차이가 존재하는 주택시장에서 서울 동남권의 분석결과를 가지고 전체시장을 판단하기에는 한계가 있다. 따라서 향후 지역을 확대하여 분석해볼 필요가 있다. 특히 SPAR연쇄지수와 가치가중평균SPAR지수의 차이는 주택규모별 가격 편차가 큰 지역이나, 주택규모별 재고량 또는 거래량 비율이 차이가 큰 지역에서 통계적으로 유의한 차이를 보일 것으로 판단된다. 이러한 분석은 향후 연구과제로 삼고자 한다.

셋째, 본 논문은 SPAR지수모형으로 실거래가격지수를 추정하였다. 우리나라에는 2009년 12월부터 발표되고 있는 실거래가격지수가 존재하는데 이는 반복매매지수모형으로 추정된다. 국토해양부에서 발표하고 있는 반복매매가격지수나 본 논문에서 추정한 SPAR지수가 동일한 가격자료를 가지고 추정하였음에도 불구하고 시장의 가격과 거래량이 급격히 변화하였던 일부 구간(2006년 하반기부터 2007년 상반기, 2008년 하반기)에서 차이가 나타나는 것으로 분석되었다. 이러한 차이가 나타난 원인으로 본 논문에서는 반복매매가격지수의 표본추출오류일 가능성을 제기하였는데 이에 대한 실증분석은 실시하지 못하였다. 이 또한 향후 연구과제로 삼고자 한다.

넷째, 본 논문에서는 분석기간을 2006년 1월부터 48개월로 한정하였는데, 이 기간은 통계적으로 유의적인 결과를 나타낼 수 있는 기간임에도 불구하고, 비교적 짧은 시계열때문에 거래량과 가격간의 장기적인 관계를 판단하기에는 한계가 있다. 따라서 시계열이 좀 더 축적되면 추가적인 분석을 실시할 필요가 있다.

다섯째, 본 논문에서는 실거래가격지수와 주택거래량을 이용하여 주택거래량과 가격 간에 정의 상관관계가 있음을 실증분석하였다. 하지만 주택가격과 거래량간에 나타나는 정의 상관관계의 원인이 무엇인지를 밝히지 못한 점은 연구의 한계라 하겠다. 따라서 향후 주택가격과 거래량간에 나타나는 정의 상관관계의 원인이 무엇인지에 대한 연구가 필요하다. 이 또한 향후 연구과제로 삼고자 한다.

참 고 문 헌

I. 저서 및 단행본

1. 권혁제, 『표준통계학』, 청록출판사, 2000.
2. 남준우·이한식, 『계량경제학』, 서울: 홍문사, 2006.
3. 박환용 외, 『아파트 층별 효용비율 연구』, 한국감정원, 2009.
4. 이상한 외, 『아파트 층별 효용비율 연구』, 한국주택학회, 2004.
5. 이용만·박현수·이창무, 『부동산 실거래가격에 기초한 주택가격지수 개발』, 한국감정원, 2007.
6. 정수연·배재흠, 『조망가치 산정방법에 관한 연구』, 한국부동산연구원, 2004.

II. 학위논문

1. 박용석, “부동산 경기변동과 가격결정요인에 관한 연구,” 단국대학교 박사학위 논문, 2003.
2. 이해경, “부동산 경매시장의 매각가율과 경매가격지수 추정에 관한 연구,” 한성대학교 박사학위 논문, 2010.

III. 연구논문

1. 김현아·허윤경, “부동산 거래량 통계의 활용방안 연구,” 『국토연구』 제62권, 2009, pp.107-124.
2. 노영훈, “주택시장 가격정책에 대한 소고,” 『재정포럼』 2007, pp.6-21.
3. 박종원·장욱, “주식수익률 예측에 있어 거래량이 갖는 정보효과,” 『금융

- 증권연구』, 1997, pp.1-34.
4. 박철·박성규, 『부동산 가격의 변동요인 분석과 전망 연구』, 2002.
 7. 박헌수, “특성가격모형을 활용한 아파트 실거래가격지수 산정방법에 관한 연구,” 『부동산학연구』 제15권 제3호, 2009, pp.111-125.
 5. 이용만·이상한, “강남지역의 주택가격이 주변지역의 주택가격을 결정하는가?,” 『국토계획』 제39권 제1호, 2004, pp.73-91.
 6. 이용만·이상한, “국민은행 주택가격지수의 평활화 현상에 관한 연구,” 『주택연구』 제16권 제4호, 2008, pp.27-47.
 7. 이용만, “주택가격지수의 목적과 방법을 둘러싼 쟁점-실거래가격에 기초한 지수를 중심으로,” 『부동산학 연구』, Vol. 13(3), 2007, pp.147-167.
 8. 이창무·김병욱·이현, “반복매매모형을 활용한 아파트 매매가격지수,” 『부동산학연구』 제8권 제2호, 2002, pp.1-19.
 9. 이창무·김진유·이상영, “공동주택 실거래가지수 산정에 관한 연구,” 『국토계획』, 제40권 제4호, 2005, pp.121-134.
 10. 이창무·배익민, “시세가격을 활용한 아파트 실거래가 반복매매지수 산정,” 『부동산학 연구』, Vol. 14(2), 2008, pp.21-37.
 11. 임재만, “부동산지수의 측정오차에 관한 연구,” 『국토계획』 제38권 제2호, 2003(a), pp.77-87.
 12. 임재만, “감정평가사의 평가행동에 관한 연구,” 『감정평가연구』 2003(b), pp.43-52.
 13. 정상국·전병기, “선물시장에서 가격과 거래량간의 인과관계 분석,” 『인제논집』, 제19권 제1호, 2004, pp.119-143.
 14. 최용식, “주가와 거래량의 인과관계 및 주식거래량의 정보가치,” 『금융증권연구』, 1997, pp.63-92.
 15. 허윤경 외, “주택 거래량과 가격 간의 그랜저 인과관계 분석,” 『주택연구』 제16권 제4호, 2008, pp.49-70.

IV. 해외연구

1. Bailey, M. J., R. F. Muth and H. O. Nourse, "A Regression Method for Real Estate Price Index Construction," *American Statistical Association Journal*, Vol. 58, 1963, pp.933-942.
2. Bourassa, S. C., Martin Hoesli and Jian Sun, "A simple Alternative House Price Index Method," *Journal of Housing Economics*, Vol.15, 2006, pp. 80-97.
3. Brown, G. and George A. Matysiak, "Valuation Smoothing without Temporal Aggregation," *Journal of Property Research*, Vol.15 No.2, 1998, pp.89-103.
4. Bremer M., K. Kato, "Trading Volume for Winners and Losers on the Tokyo Stock Exchange," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol.31, 1996, pp.127-142.
5. Capozza, D. R., R. K. Green and P. H. Hendershott, "Taxes, Mortgage Borrowing and Residential Land Prices", in H. Aaron and W. Gale, ed., *Economic Effects of Fundamental Tax Reform*, The Brookings Institute, 1996.
6. Case, B., H. O. Pollaskowski and S. M. Wachter, "On Choosing among House Price Index Methodologies, *Journal of AREUEA*, Vol. 19, 1991, pp.286-307.
7. Case, Karl E. and Robert J. Shiller, "The Efficiency of the Market for Single-Family Homes", *American Economic Review*, Vol.79 No.1, 1989, pp.125-137.
8. Clapp, J. M., C. Giaccotto, "Estimating Price Indices for Residential Property: A Comparison of Report Sales and Assessed Value Methods," *Journal of American Statistical Association*, Vol.87, 1992, pp.300-306.

9. Clapp, J. M., C. Giaccotto and D. Tirtiroglu, "Housing Price Indices Based on All Transactions Compared to Repeat Subsamples," *Journal of AREUEA*, Vol.19, 1991, pp.270-285.
10. Clayton, J., D. Geltner and S. Hamilton, "Smoothing in Commercial Property Appraisal: Evidence from Individual Appraisals," *Real Estate Economics*, Vol. 29(3), 2001, pp.337-360.
11. Chinloy, P., Man Cho, and Isaac F. Megbolugbe, "Appraisals, Transaction Incentives, and Smoothing," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.14 No.1, 1997, pp.89-111.
12. Cho, Man and I. Megbolugbe, "An Empirical Analysis of Property Appraisal and Mortgage Redlining," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.13 no.1, 1996, pp.45-55.
13. Clayton, J., D. Geltner and S. Hamilton, "Smoothing in Commercial Property Appraisal: Evidence from Individual Appraisals," *Real Estate Economics*, Vol.29 No.3, 2001, pp.337-360.
14. Clark, P.K., "A Subordinate Stochastic Process Model with Finite Variance for Speculative Prices," *Econometrica*, Vol.41 No.1, 1973, pp.135-155.
15. Cropper, Maureen L., Leland B. Deck and Kenneth E. McConnell, "On the Choice of Functional Form Hedonic Price Functions," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 70 No. 4, 1988, pp.668-675.
16. Copeland, T., "A Model of Asset Trading Under the Assumption of Sequential Information Arrival," *Journal of Finance*, Vol.31 No.4, 1976, pp.1149-1168.
17. Diaz, J. and M. Wolverton, "A Longitudinal Examination of the Appraisal Smoothing Hypothesis," *Real Estate Economics*, Vol.26 No.2, 1998, pp.349-358.
18. DiPasquale, D. and W. C. Wheaton, *Urban Economics and Real Estate*

- Markets, Prentice Hall, 1996.
19. Engelhardt, G.V., "Nominal loss aversion, housing equity constraints and household mobility: evidence from the United States", *Journal of Urban Economics*, Vol. 116 No.4, 2003, pp.171-195.
 20. Epps T. W., M. L. Epps, "The Stochastic Dependence of Security Price Changes and Transaction Volumes: Implications for The Mixture-of-Distributions Hypothesis," *Econometrica* vol.44, 1976, pp.305-321.
 21. Ferris S., R. Haugen and A. Makhija, "Predicting Contemporary Volume with Historic Volume at Differential Price Level: Evidence Supporting the Disposition Effect." *The Journal of Finance*, vol. 43, 1988, pp.677-697.
 22. Fisher, J., D. Geltner and R. Webb, "Value Indices of Commercial Real Estate: A Comparison of Index Construction Methods," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.9 No.2, 1994, pp.137-166.
 23. Geltner, David, "Bias in Appraisal-Based Returns," *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, Vol.17(3), 1989, pp.338-352.
 24. Geltner, David, "Estimating Real Estate's Systematic Risk from Aggregate Level Appraisal-Based Returns," *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, Vol.17(4), 1989, pp.463-481.
 25. Geltner, David, "Smoothing in Appraisal-Based Returns," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.4 No.3, 1991, pp.327-345.
 26. Geltner, David, "Temporal Aggregation in Real Estate Return Indices," *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, Vol.21 No.2, 1993, pp.141-166.
 27. Geltner, David, "Estimating Market Values from Appraised Values without Assuming an Efficient Market," *Journal of Real Estate Research*, Vol.8 No. 3, 1993, pp.325-345.

28. Geltner, David, "Appraisal Smoothing: the Other Side of the Story - A Comment," Financial Economics Network Working Paper(www.ssrn.com), 1998.
29. Geltner, David, Bryan D. MacGregor and Gregory M. Schwann, "Appraisal Smoothing and Price Discovery in Real Estate Markets," *Urban Studies*, Vol.40, 2003, pp.1047-1064.
30. Genesove, David & Christopher Mayer, "Loss Aversion And Seller Behavior: Evidence From The Housing Market," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.116 No.4, 2001, pp.1233-1260.
31. Halvorsen, R. and H. O. Pollakowski, "Choice of Functional Form for Hedonic Price Equations, *Journal of Urban Economics*, Vol. 10, 1981, pp. 37-49.
32. Harris, L., "Transaction Data Tests of the Mixture of Distributions Hypothesis," *Journal of Financial Quantitative Analysis*, Vol.22, No.2, 1987 , pp.127-141.
33. Jennings, R., Starks, L., Fellingham, J., "An Equilibrium Model of Asset trading with Sequential Information Arrival," *Journal of Finance*, Vol.36 No.1, 1981, pp.143-161.
34. Kahneman D., Tversky A., "Prospect Theory: An Analysis of Decision Under Risk," *Econometrica*, vol.47, 1979, pp.263-291.
35. Kahneman, D., Knetsch, J. L., Thaler, R. H., "Anomalies: The Endowment Effect, Loss Aversion, and Status Quo Bias." *Journal of Economic Perspectives*, vol.5, no.1, 1991, pp.193-206.
36. Knight, J. R., Jonathan Dombrow, and C. F. Sirmans, "A Varying Parameters Approach to Constructing House Price Indexes," *Real Estate Economics*, Vol.23 No.2, 1995, pp.187-205.
37. Lai, T. Y. and K. Wang, "Appraisal Smoothing : in Other Side of the

- Story,” *Real Estate Economics*, Vol.26 No.3, pp.511-536.
38. Lakonishok J., S. Smidt, "Volume for winners and Losers: Rasation and Other Motives for Stock Trading," *The Journal of Finance*, vol.41, 1986, pp.951-974.
 39. Lucas, Robert E, Jr, “Asset Prices in an Exchange Economy,” *Econometrica*, Vol.46 No.6, 1978, pp.1429-1445.
 40. Malpezzi, S., "Hedonic Pricing Models : a Selective and Applied Review," in O'Sullivan, T. and Kenneth Gibb ed., *Housing Economics and Public Policy*, Blackwell Publishing, 2003.
 41. Meese, R. and N. Wallace, “Non-parametric Estimation of Dynamic Hedonic Price Models and the Construction of Residential Housing Price Indices,” *Journal of AREUEA*, Vol.19, 1997, pp.308-332
 42. Quan, D. C. and J. M. Quigley, “Inferring an Investment Return Series for Real Estate from Observations on Sales,” *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, Vol.17 No.2, 1989, pp.218-230.
 43. Quan, D. C. and J. M. Quigley, “Price Formation and the Appraisal Function in Real Estate Markets,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.4, 1991, pp.127-146.
 44. Rosen, S., “Hedonic price and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition,” *Journal of Political Economy*, Vol. 82, 1974, pp.34-55.
 45. Ross, S. A. and R. Zisler, “Risk and Return in Real Estate,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.4, 1991, pp.175-190.
 46. Smirlock, M, Starks, L., “A Further Examination of Stock Price Changes and Transaction Volume,” *Journal of Financial Research*, Vol. 8, 1985, pp. 217-225.
 47. Stein, Jeremy C, “Prices and Trading Volume in the Housing Market: A Model with Down-Payment Effects,” *The Quarterly Journal of Economics*,

Vol.110 No.2, 1995, pp.379-406.

48. Shilling, J. D., "Measurement Error in FRC/NCREIF Returns on Real Estate," *Southern Economic Journal*, Vol.60, 1993, pp.210-219.
49. Wang, Peijie, *Econometric Analysis of the Real Estate Market and Investment*, Routledge, 2001.

V. 인터넷사이트

1. 국민은행 (<http://www.kbstar.com>)
2. 국토해양부 부동산 공시가격알리미 (<http://www.realtyprice.or.kr>)
3. 국토해양부 부동산정보통합포탈 온나라포탈 (<http://www.onnara.go.kr>)
4. 국토해양부 아파트실거래가격지수 사이트 (<http://www.kreic.co.kr>)
5. 서울시 (<http://www.seoul.go.kr>)



<부록>

<부록 표 1> 구별, 월별 SPAR(연쇄지수 방식)의 평균과 표준편차

	강남구		서초구		송파구		강동구	
	SPAR	STD	SPAR	STD	SPAR	STD	SPAR	STD
2006 01M	1.364	0.102	1.359	0.081	1.369	0.074	1.337	0.089
02M	1.390	0.116	1.403	0.099	1.404	0.087	1.336	0.090
03M	1.472	0.164	1.467	0.127	1.461	0.114	1.397	0.110
04M	1.531	0.182	1.513	0.168	1.500	0.144	1.403	0.132
05M	1.480	0.195	1.509	0.183	1.507	0.158	1.426	0.147
06M	1.465	0.180	1.481	0.181	1.508	0.146	1.403	0.142
07M	1.472	0.170	1.490	0.167	1.483	0.135	1.410	0.151
08M	1.484	0.169	1.514	0.130	1.485	0.133	1.415	0.129
09M	1.525	0.177	1.551	0.145	1.534	0.138	1.451	0.161
10M	1.654	0.216	1.641	0.162	1.620	0.160	1.572	0.238
11M	1.728	0.277	1.645	0.259	1.711	0.198	1.587	0.257
12M	1.754	0.110	1.677	0.128	1.747	0.107	1.654	0.106
2007 01M	1.812	0.105	1.660	0.122	1.761	0.101	1.666	0.111
02M	1.767	0.120	1.669	0.113	1.750	0.116	1.663	0.122
03M	1.791	0.123	1.688	0.131	1.789	0.130	1.652	0.109
04M	1.732	0.143	1.624	0.114	1.748	0.159	1.611	0.107
05M	1.681	0.133	1.621	0.137	1.645	0.161	1.597	0.114
06M	1.738	0.125	1.606	0.104	1.674	0.145	1.617	0.122
07M	1.779	0.131	1.632	0.119	1.758	0.136	1.651	0.132
08M	1.787	0.131	1.646	0.117	1.749	0.182	1.698	0.116
09M	1.808	0.140	1.624	0.106	1.704	0.147	1.672	0.129
10M	1.803	0.149	1.635	0.126	1.702	0.168	1.692	0.158
11M	1.770	0.162	1.614	0.109	1.692	0.184	1.628	0.162
12M	1.842	0.106	1.641	0.159	1.681	0.101	1.639	0.102
2008 01M	1.841	0.086	1.712	0.093	1.674	0.100	1.667	0.121
02M	1.831	0.123	1.648	0.115	1.677	0.112	1.685	0.145
03M	1.892	0.136	1.688	0.126	1.684	0.106	1.704	0.146
04M	1.912	0.122	1.709	0.165	1.683	0.106	1.740	0.172
05M	1.886	0.164	1.750	0.159	1.670	0.106	1.719	0.185

<부록 표 1> 구별, 월별 SPAR(연쇄지수 방식)의 평균과 표준편차 (계속)

	강남구		서초구		송파구		강동구	
	SPAR	STD	SPAR	STD	SPAR	STD	SPAR	STD
06M	1.928	0.165	1.724	0.192	1.641	0.167	1.733	0.216
07M	1.878	0.174	1.748	0.219	1.668	0.120	1.752	0.186
08M	1.810	0.145	1.738	0.224	1.607	0.174	1.613	0.175
09M	1.833	0.181	1.692	0.174	1.675	0.190	1.607	0.228
10M	1.842	0.147	1.709	0.248	1.599	0.185	1.659	0.248
11M	1.535	0.121	1.580	0.088	1.520	0.093	1.446	0.220
12M	1.366	0.103	1.263	0.089	1.282	0.109	1.316	0.134
2009 01M	1.475	0.126	1.343	0.100	1.355	0.108	1.358	0.132
02M	1.546	0.146	1.425	0.119	1.407	0.132	1.427	0.127
03M	1.565	0.156	1.438	0.106	1.415	0.116	1.434	0.141
04M	1.598	0.164	1.496	0.132	1.464	0.139	1.475	0.153
05M	1.616	0.158	1.505	0.148	1.500	0.136	1.497	0.160
06M	1.678	0.169	1.542	0.146	1.536	0.153	1.571	0.190
07M	1.692	0.192	1.576	0.149	1.543	0.167	1.564	0.190
08M	1.752	0.204	1.613	0.139	1.599	0.166	1.613	0.201
09M	1.727	0.199	1.612	0.175	1.599	0.165	1.613	0.201
10M	1.709	0.210	1.634	0.179	1.577	0.161	1.579	0.165
11M	1.673	0.173	1.605	0.160	1.549	0.156	1.592	0.170
12M	1.705	0.203	1.606	0.168	1.573	0.158	1.620	0.192

<부록 표 2> 강남구 아파트가격지수와 지수의 증가율

	아파트가격지수			지수의 전기 대비 증가율		
	SPAR_CH	SPAR_09	KB	SPAR_CH	SPAR_09	KB
2006 01M	100.000	100.000	100.000	-	-	-
02M	101.905	102.394	102.162	0.019	0.024	0.022
03M	107.886	107.957	105.595	0.059	0.054	0.034
04M	112.237	110.462	109.744	0.040	0.023	0.039
05M	108.491	103.297	112.582	-0.033	-0.065	0.026
06M	107.428	104.264	112.600	-0.010	0.009	0.000
07M	107.906	103.976	112.375	0.004	-0.003	-0.002
08M	108.824	104.561	112.291	0.009	0.006	-0.001
09M	111.761	107.281	112.536	0.027	0.026	0.002
10M	121.282	117.710	115.026	0.085	0.097	0.022
11M	126.682	122.644	121.838	0.045	0.042	0.059
12M	128.585	124.050	124.927	0.015	0.011	0.025
2007 01M	132.841	120.767	125.970	0.033	-0.026	0.008
02M	129.545	121.482	125.774	-0.025	0.006	-0.002
03M	131.291	121.357	125.538	0.013	-0.001	-0.002
04M	126.991	121.866	124.448	-0.033	0.004	-0.009
05M	123.239	122.320	123.547	-0.030	0.004	-0.007
06M	127.397	124.583	123.397	0.034	0.019	-0.001
07M	130.383	124.609	123.579	0.023	0.000	0.001
08M	131.016	124.793	123.613	0.005	0.001	0.000
09M	132.509	129.080	123.377	0.011	0.034	-0.002
10M	132.194	124.922	123.316	-0.002	-0.032	-0.000
11M	129.751	127.318	123.338	-0.018	0.019	0.000
12M	135.041	127.376	123.203	0.041	0.000	-0.001
2008 01M	134.923	126.784	123.362	-0.001	-0.005	0.001
02M	134.249	128.206	123.430	-0.005	0.011	0.001
03M	138.732	129.836	123.793	0.033	0.013	0.003
04M	140.133	132.487	124.272	0.010	0.020	0.004
05M	138.249	129.307	124.468	-0.013	-0.024	0.002
06M	141.335	131.057	124.085	0.022	0.014	-0.003
07M	137.664	128.143	123.618	-0.026	-0.022	-0.004
08M	132.705	127.198	123.195	-0.036	-0.007	-0.003
09M	134.397	129.336	122.829	0.013	0.017	-0.003

<부록 표 2> 강남구 아파트가격지수와 지수의 증가율 (계속)

	아파트가격지수			지수의 전기 대비 증가율		
	SPAR_CH	SPAR_09	KB	SPAR_CH	SPAR_09	KB
10M	135.037	125.070	121.580	0.005	-0.033	-0.010
11M	112.556	114.496	118.940	-0.166	-0.085	-0.022
12M	100.151	104.076	114.276	-0.110	-0.091	-0.039
2009 01M	108.102	112.339	112.672	0.079	0.079	-0.014
02M	113.328	117.769	113.662	0.048	0.048	0.009
03M	114.761	119.259	113.633	0.013	0.013	-0.000
04M	117.135	121.726	114.796	0.021	0.021	0.010
05M	118.458	123.101	115.079	0.011	0.011	0.002
06M	123.006	127.826	116.332	0.038	0.038	0.011
07M	124.035	128.896	118.161	0.008	0.008	0.016
08M	128.431	133.465	119.244	0.035	0.035	0.009
09M	126.604	131.566	121.385	-0.014	-0.014	0.018
10M	125.288	130.198	121.752	-0.010	-0.010	0.003
11M	122.655	127.462	121.408	-0.021	-0.021	-0.003
12M	124.989	129.887	121.307	0.019	0.019	-0.001
평 균	-	-	-	0.0057	0.0062	0.0042
표준편차	-	-	-	0.0418	0.0344	0.0156

<부록 표 3> 서초구 아파트가격지수와 지수의 증가율

	아파트가격지수			지수의 전기 대비 증가율		
	SPAR_CH	SPAR_09	KB	SPAR_CH	SPAR_09	KB
2006 01M	100.000	100.000	100.000	-	-	-
02M	103.225	104.367	101.905	0.032	0.044	0.019
03M	107.941	108.141	104.507	0.046	0.036	0.026
04M	111.322	111.814	108.918	0.031	0.034	0.042
05M	111.003	110.741	112.436	-0.003	-0.010	0.032
06M	108.933	109.889	112.941	-0.019	-0.008	0.004
07M	109.604	109.357	112.743	0.006	-0.005	-0.002
08M	111.390	111.383	112.816	0.016	0.019	0.001
09M	114.082	114.254	113.296	0.024	0.026	0.004
10M	120.724	120.896	114.759	0.058	0.058	0.013
11M	121.040	123.220	121.254	0.003	0.019	0.057
12M	123.407	123.322	123.072	0.020	0.001	0.015
2007 01M	122.141	119.237	123.938	-0.010	-0.033	0.007
02M	122.812	120.985	123.797	0.005	0.015	-0.001
03M	124.189	124.726	123.618	0.011	0.031	-0.001
04M	119.464	118.458	123.475	-0.038	-0.050	-0.001
05M	119.302	118.238	123.106	-0.001	-0.002	-0.003
06M	118.175	121.109	122.969	-0.009	0.024	-0.001
07M	120.106	123.329	122.883	0.016	0.018	-0.001
08M	121.127	123.647	122.821	0.008	0.003	-0.001
09M	119.461	122.494	122.775	-0.014	-0.009	-0.000
10M	120.298	122.283	122.771	0.007	-0.002	-0.000
11M	118.781	121.507	122.460	-0.013	-0.006	-0.003
12M	120.707	123.297	122.368	0.016	0.015	-0.001
2008 01M	125.966	126.657	122.531	0.044	0.027	0.001
02M	121.219	123.294	122.580	-0.038	-0.027	0.000
03M	124.171	124.834	122.596	0.024	0.012	0.000
04M	125.757	126.982	122.741	0.013	0.017	0.001
05M	128.770	128.035	122.637	0.024	0.008	-0.001
06M	126.863	127.516	122.528	-0.015	-0.004	-0.001
07M	128.592	128.814	122.258	0.014	0.010	-0.002
08M	127.860	128.711	122.096	-0.006	-0.001	-0.001
09M	124.500	125.039	121.711	-0.026	-0.029	-0.003

<부록 표 3> 서초구 아파트가격지수와 지수의 증가율 (계속)

	아파트가격지수			지수의 전기 대비 증가율		
	SPAR_CH	SPAR_09	KB	SPAR_CH	SPAR_09	KB
10M	125.726	123.771	120.654	0.010	-0.010	-0.009
11M	116.226	118.263	118.403	-0.076	-0.045	-0.019
12M	92.948	98.908	115.139	-0.200	-0.164	-0.028
2009 01M	98.827	105.164	112.973	0.063	0.063	-0.019
02M	104.880	111.606	112.399	0.061	0.061	-0.005
03M	105.767	112.549	112.359	0.008	0.008	-0.000
04M	110.095	117.154	113.949	0.041	0.041	0.014
05M	110.723	117.823	114.306	0.006	0.006	0.003
06M	113.466	120.742	115.024	0.025	0.025	0.006
07M	115.928	123.361	117.334	0.022	0.022	0.020
08M	118.700	126.312	118.595	0.024	0.024	0.011
09M	118.603	126.208	120.880	-0.001	-0.001	0.019
10M	120.195	127.902	121.329	0.013	0.013	0.004
11M	118.078	125.649	121.772	-0.018	-0.018	0.004
12M	118.199	125.778	121.649	0.001	0.001	-0.001
평 균	-	-	-	0.0044	0.0055	0.0043
표준편차	-	-	-	0.0402	0.0353	0.0143

<부록 표 4> 송파구 아파트가격지수와 지수의 증가율

	아파트가격지수			지수의 전기 대비 증가율		
	SPAR_CH	SPAR_09	KB	SPAR_CH	SPAR_09	KB
2006 01M	100.000	100.000	100.000	-	-	-
02M	102.549	100.860	101.475	0.025	0.009	0.015
03M	106.698	103.669	104.714	0.040	0.028	0.032
04M	109.559	105.071	107.357	0.027	0.014	0.025
05M	110.079	102.789	109.667	0.005	-0.022	0.022
06M	110.144	104.059	110.172	0.001	0.012	0.005
07M	108.313	99.213	109.990	-0.017	-0.047	-0.002
08M	108.484	101.626	109.468	0.002	0.024	-0.005
09M	112.074	107.085	109.742	0.033	0.054	0.003
10M	118.356	113.687	112.359	0.056	0.062	0.024
11M	125.011	116.972	121.204	0.056	0.029	0.079
12M	127.625	118.541	123.462	0.021	0.013	0.019
2007 01M	128.630	114.242	125.006	0.008	-0.036	0.013
02M	127.867	114.730	124.904	-0.006	0.004	-0.001
03M	130.677	113.418	124.938	0.022	-0.011	0.000
04M	127.723	117.170	124.365	-0.023	0.033	-0.005
05M	120.198	115.369	123.915	-0.059	-0.015	-0.004
06M	122.256	115.989	123.612	0.017	0.005	-0.002
07M	128.452	116.820	123.725	0.051	0.007	0.001
08M	127.748	115.885	123.752	-0.005	-0.008	0.000
09M	124.512	117.122	123.563	-0.025	0.011	-0.002
10M	124.319	116.403	123.193	-0.002	-0.006	-0.003
11M	123.627	116.214	122.696	-0.006	-0.002	-0.004
12M	122.784	116.919	122.355	-0.007	0.006	-0.003
2008 01M	122.291	116.622	122.198	-0.004	-0.003	-0.001
02M	122.535	117.368	122.066	0.002	0.006	-0.001
03M	123.005	117.191	121.968	0.004	-0.002	-0.001
04M	122.971	116.894	122.047	-0.000	-0.003	0.001
05M	121.957	115.600	121.360	-0.008	-0.011	-0.006
06M	119.886	116.188	120.628	-0.017	0.005	-0.006
07M	121.811	115.241	120.193	0.016	-0.008	-0.004
08M	117.361	113.687	119.780	-0.037	-0.013	-0.003
09M	122.393	113.469	119.353	0.043	-0.002	-0.004

<부록 표 4> 송파구 아파트가격지수와 지수의 증가율 (계속)

	아파트가격지수			지수의 전기 대비 증가율		
	SPAR_CH	SPAR_09	KB	SPAR_CH	SPAR_09	KB
10M	116.777	110.827	118.194	-0.046	-0.023	-0.010
11M	111.009	105.283	115.318	-0.049	-0.050	-0.024
12M	93.668	94.891	112.330	-0.156	-0.099	-0.026
2009 01M	98.973	100.266	109.465	0.057	0.057	-0.026
02M	102.805	104.148	110.450	0.039	0.039	0.009
03M	103.344	104.693	110.065	0.005	0.005	-0.003
04M	106.916	108.313	110.790	0.035	0.035	0.007
05M	109.561	110.992	111.149	0.025	0.025	0.003
06M	112.179	113.644	112.392	0.024	0.024	0.011
07M	112.683	114.154	114.490	0.004	0.004	0.019
08M	116.772	118.297	115.467	0.036	0.036	0.009
09M	116.803	118.328	117.073	0.000	0.000	0.014
10M	115.162	116.666	117.781	-0.014	-0.014	0.006
11M	113.177	114.655	117.542	-0.017	-0.017	-0.002
12M	114.897	116.397	117.508	0.015	0.015	-0.000
평 균	-	-	-	0.0036	0.0036	0.0036
표준편차	-	-	-	0.0363	0.0284	0.0163

<부록 표 5> 강동구 아파트가격지수와 지수의 증가율

	아파트가격지수			지수의 전기 대비 증가율		
	SPAR_CH	SPAR_09	KB	SPAR_CH	SPAR_09	KB
2006 01M	100.000	100.000	100.000	-	-	-
02M	99.913	98.006	100.741	-0.001	-0.020	0.007
03M	104.455	104.612	102.194	0.045	0.067	0.014
04M	104.898	102.978	103.445	0.004	-0.016	0.012
05M	106.615	103.263	106.139	0.016	0.003	0.026
06M	104.868	101.022	106.459	-0.016	-0.022	0.003
07M	105.428	100.162	106.280	0.005	-0.009	-0.002
08M	105.815	102.282	106.379	0.004	0.021	0.001
09M	108.516	106.478	106.867	0.026	0.041	0.005
10M	117.508	116.028	111.401	0.083	0.090	0.042
11M	118.672	114.120	121.531	0.010	-0.016	0.091
12M	123.632	121.270	124.474	0.042	0.063	0.024
2007 01M	124.560	116.345	126.074	0.008	-0.041	0.013
02M	124.365	118.487	126.087	-0.002	0.018	0.000
03M	123.538	116.184	126.112	-0.007	-0.019	0.000
04M	120.463	114.176	125.119	-0.025	-0.017	-0.008
05M	119.438	118.225	123.244	-0.009	0.035	-0.015
06M	120.930	121.343	123.176	0.012	0.026	-0.001
07M	123.449	117.434	123.359	0.021	-0.032	0.001
08M	126.971	117.215	123.278	0.029	-0.002	-0.001
09M	125.021	117.640	123.180	-0.015	0.004	-0.001
10M	126.483	118.531	123.064	0.012	0.008	-0.001
11M	121.715	118.689	122.859	-0.038	0.001	-0.002
12M	122.544	118.994	122.433	0.007	0.003	-0.003
2008 01M	124.637	119.888	122.420	0.017	0.008	-0.000
02M	125.946	120.286	122.340	0.010	0.003	-0.001
03M	127.418	122.091	122.644	0.012	0.015	0.002
04M	130.086	122.913	122.860	0.021	0.007	0.002
05M	128.527	124.308	122.587	-0.012	0.011	-0.002
06M	129.581	123.127	121.243	0.008	-0.009	-0.011
07M	131.018	125.706	120.820	0.011	0.021	-0.003
08M	120.603	119.745	120.410	-0.079	-0.047	-0.003
09M	120.176	118.726	119.897	-0.004	-0.009	-0.004

<부록 표 5> 강동구 아파트가격지수와 지수의 증가율 (계속)

	아파트가격지수			지수의 전기 대비 증가율		
	SPAR_CH	SPAR_09	KB	SPAR_CH	SPAR_09	KB
10M	124.073	119.878	118.140	0.032	0.010	-0.015
11M	108.088	110.916	115.777	-0.129	-0.075	-0.020
12M	98.428	104.345	111.645	-0.089	-0.059	-0.036
2009 01M	101.499	107.601	111.940	0.031	0.031	0.003
02M	106.717	113.133	112.915	0.051	0.051	0.009
03M	107.223	113.669	113.449	0.005	0.005	0.005
04M	110.271	116.901	116.043	0.028	0.028	0.023
05M	111.898	118.625	116.392	0.015	0.015	0.003
06M	117.469	124.532	117.093	0.050	0.050	0.006
07M	116.904	123.933	119.148	-0.005	-0.005	0.018
08M	120.618	127.869	120.791	0.032	0.032	0.014
09M	120.600	127.850	123.417	-0.000	-0.000	0.022
10M	118.057	125.155	123.476	-0.021	-0.021	0.000
11M	119.058	126.216	122.772	0.008	0.008	-0.006
12M	121.151	128.435	122.731	0.018	0.018	-0.000
평 균	-	-	-	0.0047	0.0058	0.0045
표준편차	-	-	-	0.0353	0.0315	0.0181

<부록 표 6> 동남권 아파트가격지수와 지수의 증가율

	아파트가격지수			지수의 전기 대비 증가율		
	SPAR_CH	SPAR_09	RSPI	SPAR_CH	SPAR_09	RSPI
2006 01M	100.000	100.000	100.000	-	-	-
02M	101.944	101.529	102.742	0.019	0.015	0.027
03M	106.894	106.222	106.989	0.049	0.046	0.041
04M	109.859	107.850	110.243	0.028	0.015	0.030
05M	109.049	104.754	111.712	-0.007	-0.029	0.013
06M	107.917	104.753	110.173	-0.010	-0.000	-0.014
07M	107.867	103.137	109.833	-0.000	-0.015	-0.003
08M	108.672	104.809	110.772	0.007	0.016	0.009
09M	111.674	108.560	113.267	0.028	0.036	0.023
10M	119.646	117.025	120.801	0.071	0.078	0.067
11M	123.411	119.582	127.031	0.031	0.022	0.052
12M	126.219	121.925	126.777	0.023	0.020	-0.002
2007 01M	127.957	117.927	127.661	0.014	-0.033	0.007
02M	126.727	119.070	126.325	-0.010	0.010	-0.010
03M	128.182	119.029	126.011	0.011	-0.000	-0.002
04M	124.373	118.486	122.141	-0.030	-0.005	-0.031
05M	120.914	118.902	120.146	-0.028	0.004	-0.016
06M	122.925	121.030	123.785	0.017	0.018	0.030
07M	126.430	120.972	124.721	0.029	-0.000	0.008
08M	127.348	120.819	125.938	0.007	-0.001	0.010
09M	126.312	122.455	124.721	-0.008	0.014	-0.010
10M	126.605	120.964	124.255	0.002	-0.012	-0.004
11M	124.364	121.608	122.986	-0.018	0.005	-0.010
12M	126.527	122.240	123.430	0.017	0.005	0.004
2008 01M	127.764	122.713	124.868	0.010	0.004	0.012
02M	126.895	122.795	125.300	-0.007	0.001	0.003
03M	129.417	123.954	125.826	0.020	0.009	0.004
04M	130.712	125.363	126.556	0.010	0.011	0.006
05M	130.109	124.414	123.936	-0.005	-0.008	-0.021
06M	130.417	124.836	123.143	0.002	0.003	-0.006
07M	130.311	124.346	119.724	-0.001	-0.004	-0.028
08M	125.298	122.450	118.954	-0.038	-0.015	-0.006
09M	126.467	122.183	117.129	0.009	-0.002	-0.015

<부록 표 6> 동남권 아파트가격지수와 지수의 증가율 (계속)

	아파트가격지수			지수의 전기 대비 증가율		
	SPAR_CH	SPAR_09	RSPI	SPAR_CH	SPAR_09	RSPI
10M	126.165	119.991	112.881	-0.002	-0.018	-0.036
11M	112.027	112.096	104.698	-0.112	-0.066	-0.072
12M	96.631	100.619	97.854	-0.137	-0.102	-0.065
2009 01M	102.405	106.438	105.438	0.060	0.058	0.078
02M	107.342	111.584	110.508	0.048	0.048	0.048
03M	108.230	112.508	112.297	0.008	0.008	0.016
04M	111.447	115.854	117.118	0.030	0.030	0.043
05M	113.114	117.573	118.841	0.015	0.015	0.015
06M	116.928	121.548	121.472	0.034	0.034	0.022
07M	117.756	122.414	124.252	0.007	0.007	0.023
08M	121.643	126.447	127.342	0.033	0.033	0.025
09M	121.033	125.812	128.368	-0.005	-0.005	0.008
10M	119.907	124.652	128.194	-0.009	-0.009	-0.001
11M	118.233	122.923	125.644	-0.014	-0.014	-0.020
12M	119.938	124.690	125.955	0.014	0.014	0.002
AVERAGE	-	-		0.0045	0.0051	0.0053
STDEV	-	-		0.0354	0.0288	0.0288

<부록 표 7> 강남구·서초구의 SPAR연쇄지수와 95%신뢰구간

	강남구			서초구		
	Index	95% 하한	95% 상한	Index	95% 하한	95% 상한
2006 01M	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000
02M	101.905	101.014	102.759	103.225	102.330	104.112
03M	107.886	106.907	108.834	107.941	106.981	108.888
04M	112.237	110.963	113.473	111.322	109.942	112.689
05M	108.491	106.816	110.095	111.003	109.262	112.767
06M	107.428	105.501	109.467	108.933	106.659	111.200
07M	107.906	105.813	109.955	109.604	107.183	112.046
08M	108.824	107.150	110.388	111.390	109.689	113.017
09M	111.761	110.546	112.926	114.082	112.793	115.292
10M	121.282	120.190	122.380	120.724	119.696	121.751
11M	126.682	125.026	128.301	121.040	119.220	122.884
12M	128.585	127.557	129.560	123.407	122.062	124.736
2007 01M	132.841	131.419	134.183	122.141	120.182	124.131
02M	129.545	127.870	131.186	122.812	121.065	124.595
03M	131.291	129.779	132.768	124.189	122.265	125.985
04M	126.991	125.093	128.792	119.464	117.808	121.181
05M	123.239	121.712	124.744	119.302	117.364	121.194
06M	127.397	126.115	128.641	118.175	116.766	119.630
07M	130.383	129.008	131.732	120.106	118.604	121.650
08M	131.016	129.491	132.536	121.127	119.473	122.775
09M	132.509	130.728	134.385	119.461	117.751	121.117
10M	132.194	130.654	133.639	120.298	118.780	121.899
11M	129.751	128.117	131.362	118.781	117.361	120.210
12M	135.041	133.681	136.286	120.707	118.821	122.624
2008 01M	134.923	133.838	136.005	125.966	124.684	127.295
02M	134.249	133.013	135.436	121.219	119.888	122.523
03M	138.732	137.395	140.034	124.171	122.819	125.490
04M	140.133	138.734	141.468	125.757	123.955	127.534
05M	138.249	136.389	140.154	128.770	126.682	130.856
06M	141.335	139.164	143.449	126.863	124.149	129.693
07M	137.664	134.804	140.403	128.592	124.833	132.303
08M	132.705	130.376	135.015	127.860	123.556	132.399
09M	134.397	130.741	138.009	124.500	120.167	128.941

<부록 표 7> 강남구·서초구의 SPAR연쇄지수와 95%신뢰구간 (계속)

	강남구			서초구		
	Index	95% 하한	95% 상한	Index	95% 하한	95% 상한
10M	135.037	132.097	138.026	125.726	119.664	132.043
11M	112.556	110.945	114.136	116.226	114.455	118.010
12M	100.151	98.798	101.457	92.948	91.301	94.586
2009 01M	108.102	107.023	109.131	98.827	97.765	99.883
02M	113.328	112.157	114.519	104.880	103.709	106.061
03M	114.761	113.637	115.844	105.767	104.791	106.737
04M	117.135	116.052	118.196	110.095	109.077	111.070
05M	118.458	117.231	119.642	110.723	109.472	111.974
06M	123.006	121.864	124.086	113.466	112.423	114.522
07M	124.035	122.726	125.232	115.928	114.771	117.074
08M	128.431	127.116	129.665	118.700	117.612	119.777
09M	126.604	125.189	127.957	118.603	117.117	120.055
10M	125.288	123.249	127.321	120.195	118.140	122.210
11M	122.655	120.897	124.360	118.078	116.022	120.062
12M	124.989	123.211	126.666	118.199	116.540	119.851



<부록 표 8> 송파구·강동구의 SPAR연쇄지수와 95%신뢰구간

	송파구			강동구		
	Index	95% 하한	95% 상한	Index	95% 하한	95% 상한
2006 01M	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000
02M	102.549	101.840	103.272	99.913	98.911	100.953
03M	106.698	105.947	107.455	104.455	103.520	105.407
04M	109.559	108.503	110.631	104.898	103.717	106.088
05M	110.079	108.799	111.365	106.615	105.305	107.904
06M	110.144	108.434	111.754	104.868	103.271	106.561
07M	108.313	106.680	109.947	105.428	103.661	107.268
08M	108.484	107.153	109.871	105.815	104.601	107.054
09M	112.074	111.149	112.999	108.516	107.321	109.716
10M	118.356	117.511	119.220	117.508	116.245	118.737
11M	125.011	123.818	126.230	118.672	117.061	120.306
12M	127.625	126.678	128.592	123.632	122.495	124.742
2007 01M	128.630	127.251	130.004	124.560	123.068	126.010
02M	127.867	126.192	129.467	124.365	122.714	126.057
03M	130.677	129.095	132.176	123.538	122.040	125.074
04M	127.723	125.592	129.823	120.463	119.122	121.870
05M	120.198	118.242	122.136	119.438	117.926	120.985
06M	122.256	120.803	123.585	120.930	119.599	122.287
07M	128.452	126.971	129.913	123.449	121.934	124.971
08M	127.748	125.474	130.047	126.971	125.522	128.474
09M	124.512	122.667	126.317	125.021	123.317	126.680
10M	124.319	122.611	126.038	126.483	124.948	128.002
11M	123.627	121.493	125.861	121.715	119.981	123.460
12M	122.784	121.635	123.944	122.544	121.281	123.827
2008 01M	122.291	121.151	123.386	124.637	123.311	125.949
02M	122.535	121.465	123.549	125.946	124.680	127.238
03M	123.005	122.033	123.953	127.418	126.082	128.749
04M	122.971	121.940	123.992	130.086	128.500	131.677
05M	121.957	120.810	123.054	128.527	126.755	130.333
06M	119.886	117.870	121.894	129.581	127.021	132.013
07M	121.811	120.081	123.505	131.018	128.516	133.608
08M	117.361	114.438	120.240	120.603	117.991	123.215
09M	122.393	116.999	128.017	120.176	116.194	124.038

<부록 표 8> 송파구·강동구의 SPAR연쇄지수와 95%신뢰구간 (계속)

	송파구			강동구		
	Index	95% 하한	95% 상한	Index	95% 하한	95% 상한
10M	116.777	113.072	120.553	124.073	119.449	128.667
11M	111.009	109.735	112.218	108.088	104.868	111.268
12M	93.668	92.304	95.053	98.428	96.434	100.429
2009 01M	98.973	98.171	99.754	101.499	100.278	102.729
02M	102.805	101.779	103.749	106.717	105.432	108.033
03M	103.344	102.443	104.221	107.223	105.936	108.528
04M	106.916	106.066	107.784	110.271	109.053	111.503
05M	109.561	108.568	110.510	111.898	110.544	113.363
06M	112.179	111.251	113.112	117.469	116.106	118.869
07M	112.683	111.607	113.804	116.904	115.487	118.357
08M	116.772	115.691	117.835	120.618	119.340	121.965
09M	116.803	115.607	118.012	120.600	118.885	122.304
10M	115.162	113.446	116.817	118.057	116.323	119.857
11M	113.177	111.480	114.898	119.058	117.070	121.115
12M	114.897	113.443	116.334	121.151	119.181	123.097



<부록 표 9> 신호-잡음비율모형으로 추정된 각 구별 신뢰계수

	강남구	서초구	송파구	강동구
2006 01M	0.9954	0.9953	0.9957	0.9906
02M	0.9899	0.9895	0.9911	0.9801
03M	0.9890	0.9890	0.9909	0.9844
04M	0.9829	0.9788	0.9829	0.9757
05M	0.9692	0.9657	0.9755	0.9719
06M	0.9548	0.9412	0.9597	0.9543
07M	0.9512	0.9345	0.9597	0.9461
08M	0.9701	0.9692	0.9719	0.9745
09M	0.9845	0.9832	0.9876	0.9769
10M	0.9888	0.9898	0.9905	0.9786
11M	0.9773	0.9684	0.9831	0.9649
12M	0.9916	0.9836	0.9897	0.9842
2007 01M	0.9852	0.9641	0.9793	0.9735
02M	0.9777	0.9715	0.9705	0.9660
03M	0.9823	0.9690	0.9749	0.9715
04M	0.9713	0.9724	0.9517	0.9753
05M	0.9794	0.9645	0.9538	0.9690
06M	0.9865	0.9795	0.9766	0.9765
07M	0.9850	0.9776	0.9763	0.9714
08M	0.9816	0.9742	0.9441	0.9744
09M	0.9742	0.9724	0.9618	0.9660
10M	0.9826	0.9766	0.9661	0.9724
11M	0.9787	0.9799	0.9455	0.9618
12M	0.9872	0.9659	0.9839	0.9794
2008 01M	0.9911	0.9849	0.9848	0.9786
02M	0.9888	0.9834	0.9868	0.9803
03M	0.9876	0.9838	0.9889	0.9791
04M	0.9869	0.9720	0.9873	0.9718
05M	0.9749	0.9639	0.9846	0.9637
06M	0.9690	0.9365	0.9505	0.9326
07M	0.9455	0.8928	0.9648	0.9316
08M	0.9593	0.8548	0.8984	0.9163
09M	0.9077	0.8499	0.7275	0.8282
10M	0.9372	0.7431	0.8405	0.7883

<부록 표 9> 신호-잡음비율모형으로 추정된 각 구별 신뢰계수 (계속)

	강남구	서초구	송파구	강동구
11M	0.9728	0.9678	0.9774	0.8541
12M	0.9761	0.9575	0.9617	0.9258
2009 01M	0.9869	0.9839	0.9883	0.9724
02M	0.9851	0.9824	0.9833	0.9719
03M	0.9873	0.9881	0.9865	0.9723
04M	0.9885	0.9885	0.9882	0.9765
05M	0.9858	0.9822	0.9857	0.9701
06M	0.9888	0.9880	0.9875	0.9738
07M	0.9860	0.9862	0.9827	0.9715
08M	0.9865	0.9883	0.9846	0.9775
09M	0.9836	0.9786	0.9808	0.9623
10M	0.9645	0.9608	0.9619	0.9582
11M	0.9730	0.9600	0.9596	0.9468
12M	0.9741	0.9728	0.9716	0.9515
평균	0.9768	0.9619	0.9656	0.9575



ABSTRACT

Three Essays Relevant to Housing Price Index

- SPAR Index, Index Smoothing,
Relationship between Housing Price and Transaction Volume -

Bang, Song-Hui

Major in Real Estate

Dept. of Economics and Real Estate

Graduate School, Hansung University

This study first estimated the transaction-based sales price index with SPAR Index Model, which is a model of alternative transaction-based sales price indices, with paying attention to problems about repeat sale price index model. And, it analyzed the smoothing level in The KB Housing Purchase Price Index by using the estimated SPAR index and confidence interval of The SPAR Index, and proposed 'true index,' which wasn't smoothed. Finally, it analyzed relationship between price and transaction volume by using The SPAR index based on the transaction-based sales price.

In Chapter 2 of this study, the alternative transaction-based sales price index, which becomes the most base in analysis, was estimated by using SPAR index model targeting 4 Gus in South-East region of Seoul. As a result of presumption, The SPAR index was indicated to be large in fluctuation compared to The KB Housing Purchase Price Index, and to move faster by time difference in 1~2 lag .

The big difference wasn't indicated between 'The Transaction-based Sales Price Indices For the Apartment Housing Market' by MLTM(Ministry of Land, Transport and Maritime Affairs) and the SPAR index, by this study. However, in

the second half of 2008 in which the fluctuation in apartment price was big, a gap was indicated between the SPAR index and the Transaction-based Sales Price Indices For the Apartment Housing Market.

In Chapter 3 of this study, it was analyzed the smoothing level of 'the KB Housing Purchase Price Index' with the Signal-Noise ratio model and the Partial Adjustments model by using the SPAR Index and confidence interval of the SPAR index.

First of all, as a result of Cross Correlation Analysis, the KB Housing Purchase Price Index was indicated to move slower by time difference in 1 lag compared to the SPAR index.

As a result of analyzing the smoothing level, Gangnam-gu was indicated to be approximate to the real market value only when the fluctuation of the KB Housing Purchase Price Index should be amplified by about 325.59%. And it was indicated to be approximate to a change in real market value only when being amplified, respectively, 293.49% for Seocho-gu, 247.21% for Songpa-gu, and 243.77% for Gangdong-gu.

Accordingly, participants in house market need to move more fast by about time difference in 1 lag than a change in real market price as for the KB Housing Purchase Price Index when using the KB Housing Purchase Price Index as the index of judging the present status of house market, and to use by considering that the fluctuation was underestimated by about 243%~325%.

Finally in Chapter 4 of this study, it was verified the relationship between transaction volume and price by using SPAR index, which was estimated in Chapter 2. As a result of analysis, the positive correlation was indicated between transaction volume and price. And transaction volume was indicated to have influence on price. rather than having mutual influence with having time difference. The phenomenon of moving with the same time difference will be able to be explained with the Mixture of Distribution Hypothesis or the Prospect Theory.

However, this study has the following limitations.

First, the SPAR index, which was estimated in this study, is a transaction-based sales price index that is estimated with the transaction-based sales price ratio compared with appraisal price. Accordingly, to estimate SPAR index, the appraisal price in the transaction-based case is necessary. This study estimated the SPAR index by having the declared value as Appraisal Price. However, the currently transaction-based sales price data set has only information about apartment complex, floor, area, transaction price, and transaction date. Thus, it used the declared value of apartment, which is consistent with the limited information, as appraisal price.

Second, this study carried out analysis by putting limitation of the analytical region on South-East zone of Seoul. Therefore, there is limitation in judging the whole market with the analytical results. Accordingly, there is necessity for analyzing by expanding district hereafter.

Third, the difference between the Repeat Sale Price Index by MLTM and the SPAR Index by the study in the second half of 2008 was analyzed. For a reason that this difference was shown, this study raised possibility of sample selection error in the Repeat Sale Price Index. However, the empirical analysis on this failed to be performed.

Fourth, this study did put the limitation of analytical period on 48 months from January of 2006. Due to relatively short time series, there is limitation in judging long-term relationship between transaction volume and price. Accordingly, there is necessity for carrying out additional analysis given being accumulated more time series.

Fifth, this study empirically analyzed that there is the positive correlation between house transaction volume and price by using the SPAR Index and house transaction volume. However, what failed to clarify what a cause for positive correlation can be said to be limitation of this research. Accordingly, a further research is needed in the future on what a cause for positive correlation is.