



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

부동산 경매시장의 매각가율과
경매가격지수 추정에 관한 연구

- 강남3구의 APT를 중심으로 -



HANSUNG
UNIVERSITY

2010年

漢城大學校 大學院

經濟不動產學科

不動產學專攻

李 海 景

博 士 學 位 論 文

指 導 教 授 李 龍 萬

부동산 경매시장의 매각가율과 경매가격지수 추정에 관한 연구

- 강남3구의 APT를 중심으로 -

A Study on Auction Price Ratio and Auction Price Index
in Real Estate Auction Market: The Case of 3 Districts
in Gangnam, Seoul, Korea

2009年 12月 日

漢 城 大 學 校 大 學 院

經 濟 不 動 產 學 科

不 動 產 學 專 攻

李 海 景

博 士 學 位 論 文

指 導 教 授 李 龍 萬

부동산 경매시장의 매각가율과 경매가격지수 추정에 관한 연구

- 강남3구의 APT를 중심으로 -

A Study on Auction Price Ratio and Auction Price Index
in Real Estate Auction Market: The Case of 3 Districts
in Gangnam, Seoul, Korea

위 論文을 不動産學 博士學位論文으로 提出함

2009年 12月 日

漢 城 大 學 校 大 學 院

經 濟 不 動 產 學 科

不 動 產 學 專 攻

李 海 景

李 海 景 의 不 動 産 學 博 士 學 位 論 文 을 認 准 함.

2009年 12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	3
제2절 연구의 범위 및 방법	4
1. 연구의 범위	4
2. 연구의 방법	6
3. 연구의 체계	7
제 2 장 선행연구 및 이론 검토	9
제1절 경매시장에 관한 연구	9
1. 외국의 선행연구	9
2. 국내의 선행연구	12
제2절 주택가격지수에 관한 연구	16
1. 주택가격지수의 개념	16
2. 지수작성방법	17
3. 주택가격지수에 관한 국내외 선행연구	21
제3절 경매시장의 일반 현황	23
1. 매각건수 및 매각금액 현황	23

2. 부동산 유형별 현황	25
---------------------	----

제 3 장 진정한 매각가율 추정

제1절 이론적 모형

1. 매각가율 추정모형	29
2. 경매 위험요인	33

제2절 모형추정에 사용한 자료와 변수

1. 기초자료와 이상치	38
2. 변수의 설정	40
3. 기초통계량	44

제3절 실증분석

1. 모형 추정	46
2. 각 구별 모형 추정결과	47
3. 진정한 매각가율	68

제4절 진정한 매각가율과 KB주택가격지수의 관계

1. 단위근검정	78
2. 그랜저인과관계분석	79
3. 교차상관분석	80

제5절 소결

제 4 장 경매가격지수 추정

제1절 지수추정모형	84
제2절 기초자료와 이상치	86
제3절 SPAR지수의 추정	90
1. SPAR지수 작성방법	90
2. 구별 SPAR지수	90
제4절 경매가격지수와 KB주택가격지수와의 관계	99
1. KB 국민은행 아파트 매매가격지수와의 비교	99
2. 그랜저인과관계 및 교차상관분석	106
제5절 통합매각가율, 통합SPAR지수, KB지수와의 관계	110
1. 통합매각가율과 KB지수와의 관계	111
2. SPAR경매가격지수와 KB지수와의 관계	112
제6절 소결	114
 제 5 장 결 론	 116
제1절 연구의 요약	116
제2절 연구의 한계 및 향후과제	119
 참 고 문 헌	 121
 ABSTRACT	 128

<표 차례>

<표 1> 주택유형별 재고주택비율	5
<표 2> 연구의 체계	8
<표 3> 선행연구에서 나타난 경매 아파트의 특성변수들	14
<표 4> 경매시장에 대한 국내 선행연구들	15
<표 5> 서울시 및 강남3구의 전체 경매건수 및 매각건수	24
<표 6> 서울시 및 강남3구의 전체 매각가격	24
<표 7> 서울시 부동산유형별 매각건수 및 매각가격	25
<표 8> 서울시 및 강남3구의 아파트 경매건수 및 매각건수	27
<표 9> 서울시 및 강남3구의 아파트 매각가격	27
<표 10> 분석에 사용된 자료의 분기별 매각결정건수	39
<표 11> 변수의 설정	41
<표 12> 분석에 사용된 자료의 구별 분기별 경매기간	43
<표 13> 위험요인의 기초통계량	44
<표 14> 모형추정방법	47
<표 15> 강남구의 RATIO3 추정결과 (OLS)	49
<표 16> 서초구의 RATIO3 추정결과 (OLS)	51
<표 17> 송파구의 RATIO3 추정결과 (OLS)	53
<표 18> 강남3구의 RATIO3 추정결과 (OLS)	55
<표 19> 강남구의 RATIO4 추정결과 (WLS)	58
<표 20> 서초구의 RATIO4 추정결과 (WLS)	59
<표 21> 송파구의 RATIO4 추정결과 (WLS)	60
<표 22> 강남3구의 RATIO4 추정결과 (WLS)	62
<표 23> 강남구의 RATIO5 추정결과 (WLS)	63
<표 24> 서초구의 RATIO5 추정결과 (WLS)	64
<표 25> 송파구의 RATIO5 추정결과 (WLS)	65
<표 26> 강남3구의 RATIO5 추정결과 (WLS)	66
<표 27> RATIO3 추정결과 요약	67

<표 28> RATIO4 추정결과 요약	67
<표 29> 강남구의 진정한 매각가율	69
<표 30> 서초구의 진정한 매각가율	72
<표 31> 송파구의 진정한 매각가율	74
<표 32> 강남3구의 진정한 매각가율	76
<표 33> KB지수와 진정한 매각가율의 ADF단위근검정결과	78
<표 34> KB지수와 진정한 매각가율의 그랜저인과관계분석결과	79
<표 35> SPAR지수 추정에 사용된 유효매각결정건수	89
<표 36> 강남구 SPAR지수	92
<표 37> 서초구 SPAR지수	94
<표 38> 송파구 SPAR지수	96
<표 39> 강남3구 SPAR지수	98
<표 40> SPAR지수와 KB지수	105
<표 41> SPAR지수와 KB지수의 전기 대비 증가율과 변동성	106
<표 42> KB지수와 경매가격지수와의 ADF단위근검정결과	108
<표 43> KB지수와 경매가격지수와의 그랜저인과관계분석결과	108
<표 44> 통합매각가율, 통합SPAR지수, KB지수의 분석결과 요약	115

<그림 차례>

<그림 1> 일반주택시장과 경매시장의 거래건수 비교	28
<그림 2> 강남구의 진정한 매각가율	70
<그림 3> 서초구의 진정한 매각가율	73
<그림 4> 송파구의 진정한 매각가율	75
<그림 5> 강남3구의 진정한 매각가율	77
<그림 6> 강남구의 매각가율과 KB지수와의 관계	80
<그림 7> 서초구의 매각가율과 KB지수와의 관계	81
<그림 8> 송파구의 매각가율과 KB지수와의 관계	81
<그림 9> 강남구의 유효매각결정건수	87
<그림 10> 서초구의 유효매각결정건수	88
<그림 11> 송파구의 유효매각결정건수	88
<그림 12> 강남구의 SPAR지수	91
<그림 13> 서초구의 SPAR지수	93
<그림 14> 송파구의 SPAR지수	95
<그림 15> 강남3구의 SPAR지수	97
<그림 16> 강남구 SPAR지수와 KB지수	101
<그림 17> 강남구 SPAR지수와 KB지수의 전 분기 대비 증가율	101
<그림 18> 서초구 SPAR지수와 KB지수	102
<그림 19> 서초구 SPAR지수와 KB지수의 전 분기 대비 증가율	103
<그림 20> 송파구 SPAR지수와 KB지수	104
<그림 21> 송파구 SPAR지수와 KB지수의 전 분기 대비 증가율	104
<그림 22> 강남구 KB주택가격지수와 SPAR경매가격지수와의 관계	109
<그림 23> 서초구 KB주택가격지수와 SPAR경매가격지수와의 관계	110
<그림 24> 송파구 KB주택가격지수와 SPAR경매가격지수와의 관계	110
<그림 25> RATIO1과 KB지수와의 그랜저인과관계 분석결과	111
<그림 26> RATIO4과 KB지수와의 그랜저인과관계 분석결과	111
<그림 27> RATIO1과 KB지수의 교차상관분석결과	112

<그림 28> RATIO4와 KB지수의 교차상관분석결과	112
<그림 29> SPAR지수와 KB지수와의 그랜저인과관계 분석결과	113
<그림 30> SPAR지수와 KB지수와의 교차상관분석결과	113



제 1 장 서 론

제1절 연구의 배경 및 목적

1. 연구의 배경

일반적으로 경매란 “매도인이 다수의 매수 희망자에게 구두 또는 서면으로 매수의 청약을 하여 그 중 최고가격으로 청약한 사람에게 매도의 승낙을 함으로써 이루어지는 매매의 한 형식”을 뜻한다.¹⁾ 일반적인 정의에서 알 수 있듯이 부동산 경매는 시장에서 부동산을 거래하는 방법 중 하나이다. 경매는 다시 공경매와 사경매로 구분할 수 있는데 국가기관이 실행하는 매매를 공경매라 하고, 민간이 주체가 되어서 실행하는 매매를 사경매라고 한다. 통상 우리나라에서 일반적으로 이야기하는 경매는 공경매를 의미하며, 채무자가 채무이행을 하지 않았을 때 채권자가 채권을 회수하는 수단으로 채무자의 담보 부동산을 국가기관(법원)을 통하여 강제매각의 방식으로 처분하는 것을 의미한다.

과거에 경매시장은 경매전문가들만의 시장이었으나 2002년 7월부터 「민사집행법」²⁾의 시행을 계기로 경매시장의 대중화가 이루어졌으며 그 성장속도가 가속화되고 있다. 예를 들어 2001년 서울의 경매 매각건수는 342건이었는데, 2006년에는 12,055건으로 6년간 3,424%가 증가하였다. 더욱이 부동산 경매시장에서의 매매가격이 일반시장에서의 매매가격보다 저렴하다는 인식이 퍼지면서 경매는 일반인들의 주택 매입수단이나 투자자들의 투자물건 매입수단으로 활용되고 있다.

이처럼 경매시장의 규모가 빠르게 성장하고 있지만, 시장참가자들이 경매시장의 일반적인 상황을 판단할 수 있는 지표는 사실상 없는 상태이다.

1) 정용우, 『부동산 경매·공매에 대한 이해』, 부연사, 2008, p.15.

2) 체계적이고 통일적인 법 집행과 채무자 등의 제도 남용에 의한 민사집행절차의 지연을 방지하기 위해 의하여 민사소송법 중 집행절차에 관한 규정을 떼어내어 민사집행법을 제정, 2002년 7월에 시행되었다.

현재 시장참가자들은 매각가율(감정가격 대비 매각가격 비율)을 이용하여 시장상황을 판단하고 있지만, 이 매각가율은 다음과 같은 두 가지 문제를 안고 있다.

첫 번째 문제는 감정가격의 평가시점 문제이다. 현재 사용되고 있는 매각가율은 감정가격이 평가된 시점과 매각가격이 결정된 시점이 다르기 때문에 가격이 큰 폭으로 변화하는 가격상승기나 하락기에는 매각가율이 시장의 가격변화를 제대로 반영하지 못한다. 예를 들어 부동산가격 상승기에는 감정가격이 현재의 시장가격보다 낮게 평가되기 때문에 매각가율이 상대적으로 높게 계산된다. 반대로 부동산가격 하락기에는 감정평가가격이 시장가격보다 상대적으로 높게 평가되어 있어 매각가율이 낮게 계산된다. 이런 현상이 나타나는 이유는 감정가격이 산출되는 시점과 매각가격이 결정되는 시점 간에 시간차가 있기 때문이다.

두 번째 문제는 매각가격의 결정과정에서 찾아볼 수 있다. 경매시장에서 거래되는 경매부동산이 모두 위험요소(권리상의 하자 등)를 갖고 있는 것은 아니다. 하지만 경매부동산 중에서 일부는 위험요소를 갖고 있는 경우가 있다. 이러한 경매부동산은 평가 시 감정가격에 위험요인이 반영되는 것이 아니기 때문³⁾에 시장 가격보다 낮은 가격으로 낙찰된다. 예를 들어 유치권이 있는 경매 부동산이 낙찰된 경우, 매수인은 완전한 소유권 행사를 위하여 낙찰금액 이외에 예상치 못한 추가비용을 지불할 가능성이 있다는 점을 인식하고 입찰가격을 낮추게 된다. 이에 따라 매각가격이 시장 가격보다 낮게 되고, 매각가격이 낮아짐에 따라 매각가율은 상대적으로 낮게 평가된다. 그러므로 이러한 위험요소를 내포하고 있는 경매부동산이 낙찰된 경우 시장의 평균 매각가율은 낮아질 수밖에 없다.

따라서 현재 사용되고 있는 매각가율은 경매시장의 상황을 보여주는 지

3) 경매물건이 발생되면 법원에서는 감정평가사에게 평가를 의뢰하게 된다. 감정평가서의 내용인 ‘감정평가액 산출근거 및 그 결정에 관한 의견’을 살펴보면 ‘본건에 대한 가격결정은 부근지대의 상황, 입지조건, 교통 및 접근조건 등과 지상건물의 구조, 규모, 용재, 부대설비, 층, 향, 층별 효용도 및 동 유형 및 유사형 물건의 인근 시세 등을 종합 참작하여 토지의 소유권 대지권 및 건물을 일체로 한 거래사례비교법으로 평가하였음’(물건번호 중앙3계 2007-26579건에 대한 감정평가서)이라고 되어있다. 그러므로 감정평가서 작성 시에는 부동산의 일반적인 특성은 반영이 되지만 경매위험요인은 반영되지 않는다는 것을 알 수 있다.

표로서의 역할을 할 수가 없는 것이다. 설령 이 두 가지 문제를 해결한 매각가율이 존재한다 하더라도, 매각가율은 경매시장의 가격 추이를 보여주지 못하는 한계가 있다. 왜냐하면 매각가율은 매각가격의 상대적인 변화만을 보여줄 뿐 매각가격의 추이를 보여주지는 못하기 때문이다. 즉, 매각가율은 매각가격이 감정가격에 비해 높은지 낮은지 만을 보여줄 뿐, 매각가격이 현재 상승 추세에 있는지 아니면 하락 추세에 있는지 여부를 보여주지는 못하는 것이다.

결국 우리나라 경매시장은 현재 빠른 속도로 성장하고 있지만, 경매시장의 상황을 보여주는 지표는 매각가격의 상대적인 변화를 보여주는 매각가율 밖에 없으며, 그나마 현재 사용되고 있는 매각가율은 감정가격과 매각가격의 왜곡으로 인해 경매시장의 상대적인 가격변화를 제대로 반영하지 못하고 있는 실정이다.

따라서 감정가격과 매각가격의 왜곡을 교정한 ‘진정한 매각가율’의 추정이 필요할 뿐만 아니라, 매각가율이 보여주지 못하는 가격추이를 볼 수 있는 경매가격지수가 필요한 것이다.

2. 연구의 목적

본 논문의 목적은 두 가지이다. 첫째는 기존의 경매 매각가율의 문제점을 보완한 새로운 매각가율을 추정하는 것이고, 둘째는 경매시장의 부동산 가격지수를 개발하는 것이다.

기존에 부동산 경매시장을 분석한 많은 연구들이 있었지만 매각가율의 문제점을 인식하고 이러한 문제를 제기한 논문은 한석호(2008)의 연구가 유일하다. 그러나 한석호(2008) 또한 앞서 설명한 두 가지 문제점을 모두 반영한 새로운 매각가율을 추정하지는 못하였다. 한석호(2008)는 권리상의 위험에 따른 매각가격의 하락을 추정함으로써 현재의 매각가율이 상대적으로 저평가되어있음을 밝혔을 뿐이다. 한석호(2008) 이외에 경매시장 분석에 대한 다수의 논문은 매각가격결정요인에 대한 연구가 주류이다.

경매시장의 부동산 가격지수를 개발한 사례는 아예 없으며 이에 대한 연구도 전무한 상태이다. 우형달(2008)이 수도권 아파트 경매종합지수라는

단어를 처음 사용한 적이 있으나 이는 입찰자지수, 채권자지수, 채무자지수를 이용하여 수도권아파트 경매시장의 특징을 살펴본 것으로 부동산 가격지수와는 관계가 없다.

‘진정한 매각가율’과 경매가격지수는 경매시장의 시장상황과 가격변화추이를 비교적 정확하게 보여줌으로써 금융기관이 담보대출 비율 등을 평가할 때 새로운 평가기준으로 활용될 수 있고, 경매시장참여자들로 하여금 합리적인 의사결정을 내릴 수 있도록 하는 중요한 지표의 역할을 할 수 있다. 또한 부동산 일반시장의 현황을 보여주는 국민은행의 주택가격지수와 비교하여 본다면 일반 부동산시장의 참여자들에게도 중요한 참고 자료가 될 수 있고, 정책당국자가 부동산정책을 수립하는데 중요한 판단자료로 활용될 수 있을 것이다.

본 논문은 이런 점에서 학문적으로 기존 연구와 차별화되며, 실무적으로는 현실적으로 경매시장을 분석하고 이해하는데 도움을 줄 것으로 보인다.

제2절 연구의 범위 및 방법

1. 연구의 범위

본 논문은 경매시장에서 거래되는 부동산 중 아파트만을 분석대상으로 삼고자 한다. 그 이유는 경매시장에서 거래되는 부동산 중 아파트의 거래 비중이 가장 많고, 시장참가자의 관심도 아파트에 집중되어 있기 때문이다.

아파트는 거래량이 많고 표준화되어 있어 다른 부동산에 비해 분석이 용이할 뿐만 아니라, 우리나라 전체가구의 반 이상이 아파트에 거주하고 있어 국민들의 관심이 높은 주택유형이다.

통계청의 2005년 인구주택 총 조사에 따르면 전체 주택 중 아파트가 차지하는 비율은 53.9%로 2000년의 49.5%에 비해 4.4%p, 1995년 39.0%에

비해 14.9%p 증가한 것으로 조사되었다. 1995년 조사당시 주택의 유형 중 단독주택의 비중이 48.9%로 가장 높았으나, 2005년 현재 주택 유형 중 단독주택 비중은 32.4%로 그 비중이 줄어들었다. 특히 1995년 주택 전체 재고수가 8,862,141호에서 2005년 12,296,474호로 3,434,333호가 증가하였는데, 단독주택 재고 수는 1995년 4,337,105호에서 2005년 3,984,954호로 줄어든 반면, 아파트 재고 수는 3,454,508호에서 6,626,957호로 대폭 증가한 것을 볼 수 있다. 이는 소비자들이 선호하는 주택의 유형이 아파트로 변화하고 있음을 보여주는 결과라고 할 수 있다.

<표 1> 주택유형별 재고주택비율

단위 : 호(%)

구 분	1995년	2000년	2005년
아파트	3,454,508 (39.0)	5,479,828 (49.5)	6,626,957 (53.9)
연립·다세대	1,070,528 (12.1)	1,321,923 (11.9)	1,684,563 (13.7)
단독주택	4,337,105 (48.9)	4,269,180 (38.6)	3,984,954 (32.4)
총 계	8,862,141(100.0)	11,070,931(100.0)	12,296,474(100.0)

출처 : 통계청 인구주택 총조사 보고서

본 논문은 지역적으로는 강남구와 서초구, 그리고 송파구에서 거래된 법원경매 부동산만을 분석대상으로 삼고자 한다. 이른바 ‘강남3구’만을 분석대상으로 삼은 것은 이들 지역에 아파트 재고량이 많아 경매아파트의 거래사례도 많을뿐더러, ‘강남3구’의 아파트 가격동향이 서울과 수도권 주택가격 동향을 보여주는 바로미터 역할을 한다고 많은 사람들이 믿고 있기 때문이다.

본 논문은 시기적으로는 2001년 1분기부터 2009년 2분기까지를 분석기간으로 삼고자 한다. 경매아파트의 거래 자료는 경매정보 업체들로부터 구하였다. 2001년 1분기 이전 자료도 구할 수 있었지만 자료의 정확성이 떨어지는 것으로 판단되어 2001년 1분기부터 분석대상으로 삼았다.

정리를 하자면 본 논문에서는 분석의 용이성과 시장의 변화 흐름 및 요

구에 따라 분석대상을 아파트로 한정하고, 2001년 1분기부터 2009년 2분기까지 법원경매시장에 거래된 강남구, 서초구, 송파구의 아파트 거래 자료를 이용하여 새로운 ‘진정한 매각가율’을 추정하고, 동일한 자료를 이용하여 경매아파트가격지수를 추정하고자 한다.

2. 연구의 방법

‘진정한 매각가율’을 추정하기 위해서는 먼저 경매기간⁴⁾이 지연됨에 따라 시장에서 발생한 가격의 변화를 감정가격에 반영할 필요가 있다. 이를 위하여 감정가격을 평가시점이 아닌 매각결정시점으로 보정하는 절차가 필요하다. 본 연구에서는 국민은행의 구별 주택가격지수를 이용하여 감정가격의 시점을 보정한 시점보정 감정가격을 사용하였다. 다음으로, 위험요인에 의해 매각가격이 왜곡되는 것을 보정할 필요가 있다. 이를 위해 본 연구에서는 특성가격모형(Hedonic Price Model)을 이용하여 경매부동산의 특성 중 위험요인(권리상의 하자)을 통제한 순수매각가를 추정하였다. 본 연구에서는 이와 같은 방법으로 추정된 시점보정 감정가격과 순수매각가를 이용하여 ‘진정한 매각가율’을 산출하였다.

경매아파트가격지수를 추정하기 위해서는 경매아파트의 특성차이에 따른 매각가의 차이를 통제해야한다⁵⁾. 경매아파트의 특성차이에 따른 매각가의 차이를 통제하는 방법으로 특성가격지수모형과 반복매매가격지수모형(Repeat Sale Price Index Model)이 주로 사용되어 왔었다. 그러나 본 연구에서 사용한 자료의 경우 주택의 특성에 관한 정보가 많지 않고 분석

4) 대부분의 선행연구에서 경매기간을 경매개시일부터 매각결정기일까지의 기간으로 정의하고 있으나, 본 논문에서는 경매기간을 감정평가일부터 매각결정기일까지의 기간으로 정의하였다. 이는 경매개시일부터 감정평가일까지 소요되는 기간은 경매부동산의 특성(물건의 하자) 때문에 발생하는 기간의 지연이 아니고 행정처리 절차상의 기간이기 때문에 감정시점과 매각시점과의 시차 때문에 발생하는 매각가율의 편차에 영향을 미치지 않을 것이라고 판단하였기 때문이다.

5) 표본 주택을 정해놓고 매기 표본주택의 가격(감정가격)을 조사하여 지수를 작성하는 평가가격지수(appraisal based index)는 주택의 특성차이에 따른 가격 차이를 통제할 필요가 없다. 그러나 경매아파트처럼 매기 거래되는 주택의 특성이 다른 실거래 주택을 대상으로 지수를 작성하는 실거래가격지수(transaction based index)는 거래된 주택의 특성 차이에 따른 가격 차이를 통제해야 한다.

기간도 짧은 관계로, 위의 두 가지 모형을 사용하기 어렵다. 이런 관계로 본 연구에는 새로운 실거래가격지수 모형으로 최근에 각광받고 있는 SPAR(Sale Price Appraisal Ratio)지수 모형⁶⁾을 사용하였다. SPAR지수 모형을 사용하기 위해서는 일정한 시점에서 조사된 감정평가 가격이 필요한데, 본 연구에서는 정부에서 공시한 2008년 1월 기준의 공동주택 공시가격을 사용하였다. 본 연구에서는 2001년 1분기부터 2009년 2분기까지 경매 시장에서 거래된 아파트 중 공시가격 조사가 가능한 거래 자료를 이용하여 단순평균 SPAR지수를 추정하였다.

3. 연구의 체계

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 먼저 제2장에서는 경매시장과 주택가격지수에 대한 기존의 연구와 이론을 검토하였다. 경매시장에 관한 연구의 검토는 주로 기존 연구들의 내용과 한계를 검토하는 것으로 하였고, 주택가격지수에 관한 연구의 검토는 주로 이론적인 측면을 검토하는 것으로 하였다.

제3장에서는 기존의 연구와 이론 검토를 바탕으로 기존 매각가율의 문제점을 보완한 새로운 매각가율을 추정하였다. 그리고 새로운 매각가율을 이용하여 매각가율과 일반시장의 주택가격지수 변동률 간의 관계를 검토하였다.

제4장에서는 단순평균방식의 SPAR모형을 이용하여 경매아파트가격지수를 추정하였다. 그리고 경매아파트가격지수와 일반시장의 주택가격지수를 상호 비교하여 그 차이점을 분석하였다.

마지막으로 결론에서는 연구결과를 요약하고 연구의 제안점을 제시하였다. 그리고 본 연구의 한계점과 추후 과제에 대하여 서술하였다.

6) SPAR지수모형은 특성가격지수모형과 반복매매가격지수모형의 대안으로 최근 들어 사용되기 시작하였으며 감정가격대비 실거래가격 비율을 이용하여 작성한다. SPAR지수는 재고주택의 평균적인 주택가격 변화를 측정하는 지표로 적합한 지수라고 할 수 있다. 자세한 내용은 본 논문 4장 1절 참조.

<표 2> 연구의 체계

구 성	내 용	방 법
제1장 서 론	- 연구배경과 목적 - 연구범위와 방법	
제2장 선행연구 및 이론 검토	- 경매시장에 관한 연구검토 - 주택가격지수에 관한 연구검토	- 문헌연구
제3장 진정한 매각가율추정	- 이론적 모형 - 기초통계량분석 - 진정한 매각가율 추정 - KB주택가격지수와의 관계	- Hedonic Price Model - Granger Causality Test - Cross Correlation Analysis
제4장 경매아파트 가격지수추정	- 지수추정모형 - 기초통계량분석 - SPAR지수 추정 - KB주택가격지수와의 관계	- SPAR Index Model - Granger Causality Test - Cross Correlation Analysis
제5장 결 론	- 연구의 요약 - 연구의 한계 및 향후과제	

제 2 장 선행연구 및 이론 검토

제1절 경매시장에 관한 연구

1. 외국의 선행연구

외국의 경우 경매시장에 관한 연구는 경매를 통한 자산투자의 성과를 평가하는 것에 초점이 맞추어져 있다. ‘경매시장을 통한 자산 매입과 일반 주택시장에서의 자산 매입을 비교하여 경매시장을 통한 자산 매입이 일반 주택시장에서의 자산 매입보다 가격할인 또는 가격할증이 발생하는지?’ ‘가격할인 또는 가격할증이 발생한다면 그 원인이 무엇인지?’가 연구의 핵심이라 할 수 있다.

1) 경매시장의 가격할인에 관한 연구

미국에서의 부동산 경매는 오래전부터 압류된 주택이나 파산에 연루된 부동산을 처분하기 위해서 주로 이용되는 자산매각 방식이었다. 최근 경매가 부동산 마케팅의 대안적인 방법으로 활용되고 있기는 하지만 경매를 통한 자산 매각이 시장가격보다 현저히 낮은 가격으로 판매된다는 인식 때문에 미국에서의 부동산 판매자는 일반적으로 극도로 어려운 상황이 아니면 경매를 통하여 부동산을 매각하는 것을 꺼린다. 그렇다면보니 경매를 통한 자산의 매각은 일반시장에서의 자산매각보다 가격 할인(discount)이 발생하게 될 것이라는 예측에 기초하여 연구가 이루어져 왔었다.

Wright(1989)와 Gau & Quan(1992)은 미국에서 경매시장과 일반시장의 수익률을 비교하였는데 여기서 이들은 경매시장에서 부동산이 약 33%~37%의 할인된 가격으로 거래되는 점을 발견하였다. Adams, Kluger & Wyatt(1992), Mayer(1991)는 경매는 일반적인 판매(negotiated sales)에 비하여 언제나 자산을 할인하여 판매한다고 주장하면서 그 이유를 판매기간의 차이에 초점을 맞추어 설명하였다. 경매를 통한 판매는 일정한 기간

동안 제한된 참여자들에게만 개방된 시장인 반면에, 일반적인 판매는 판매자가 기간의 정함이 없이 여러 기간에 걸쳐 구매자를 물색할 수 있기 때문에 경매를 통하여 자산을 매각하게 되면, 일반시장에서 판매하는 것보다 자산을 할인하여 판매할 수밖에 없다는 것이다.

Mayer(1991)는 경매가 가격책정방식에서 일반적인 판매와 다르다고 주장하였다. 일반적인 판매의 경우, 구매자의 평가가치가 판매자의 판매가능금액을 초과할 때 그 차이인 잉여금을 구매자와 판매자가 배분하는 반면에, 경매시장에서는 매수인의 평가가치가 가격이 되기 때문에 잉여금이 존재하지 않는다. 또한 Mayer(1994)는 거품이 꺼진 시장에서 경매 할인이 증가할 것이라고 주장하였다. 전형적인 탐색시장에서 구매자는 주택의 가치를 평가하기 위해서 주변의 다른 주택의 매물과 비교를 통하여 구매여부를 결정하게 된다. 주택 구매자의 수가 변하지 않고 주택 매물이 증가하면, 판매자는 구매자가 경매시장을 통해 주택을 구입하도록 유인하기 위하여 가격의 할인율을 높이게 된다. 왜냐하면 일반시장에 팔려고 내놓은 재고주택이 많으므로 구매자는 시장조사를 통하여 더 좋은 주택을 구입할 수 있는 기회를 포기하는 것에 대한 더 많은 보상을 요구하기 때문이다.

2) 경매시장의 가격할증에 관한 연구

호주나 뉴질랜드 등에서는 부동산 경매가 개인 주택소유자를 위해서 주거용 부동산을 판매하는 방법으로 널리 받아들여지고 있다. Maher(1989)에 따르면 호주 멜버른의 경우 전체 부동산의 25%~50%가 경매를 통해 매매되고 있다고 하였다. 이 경우 경매를 통한 자산 매입과 일반 주택시장에서의 자산 매입을 비교하였을 때 미국의 경매시장과는 다른 결론이 나오게 된다⁷⁾. 실제로 Lusht(1996)는 호주의 경매시장을 분석한 결과, 경매시장을 통해 부동산을 매입할 경우 가격할증이 발생한다는 것을 발견하였다.

이러한 연구들은 먼저 경매와 전통적인 협상 판매 모두를 포함한 거래

7) Lusht(1996)의 논문에서는 Maher(1989)의 연구를 인용하여 1983년부터 1989년 사이 호주 멜버른의 경매시장이 급속하게 성장했다고 하면서, 1983년 전체 부동산의 매각건수 중 경매시장을 통한 매각이 25%를 차지했던 것에 비해 1988년에는 경매시장을 통한 부동산 매각 비중이 50%로 성장했다고 밝혔다.

표본을 수집한 다음, 특성가격모형을 이용하여 두 시장에서 거래된 판매가격의 차이를 추정하여 결론을 도출하는 방법을 사용하고 있다.

3) 경매시장의 가격할인·할증의 원인

미국과 호주의 경매시장에서 상반된 결과가 도출된 것에 대한 원인으로 는 시장조건의 차이를 들 수 있다. 미국의 경매가 불황기에 부도, 파산 등의 이유로 자산을 빠르게 매각하는 방법으로 이용되고 있는 반면, 호주에서의 경매는 미국에서와는 반대로 호황기에 충분한 시간을 두고 거래가 이루어지는 시장으로 이용되고 있다. 호주에서의 경매는 강제경매 방식의 미국과는 달리 정상시장에서의 일반적인 부동산 거래 방식의 하나로 시행되고 있다. 호주의 민간경매는 일반시장에서 대상 부동산을 감정평가하거나 매도자와의 협의를 통해 최저가를 산정하고 경매최저가부터 시작하는 최저가경매(minimum bid)방식이다. 채권회수를 위한 강제경매는 소유자의 의사와는 관계없이 매각되므로 대상물건의 하자가 있을 수 있고 또한 경매위험요인도 있으므로 시세보다 할인되는 경우가 많다. 그러나 정상시장에서의 경매는 오히려 다수가 경쟁을 통해서 가격을 결정하므로 매도자가 최적의 가치를 인정받고 팔 수 있다. 뿐만 아니라 매수자 입장에서도 공개된 물건에 대하여 정확한 정보를 확인한 부동산을 안전하게 살 수 있고 매도자와 불필요한 흥정 없이 입찰에 응하면 된다. 따라서 불필요한 경비를 줄일 수 있고 시간비용도 줄일 수 있어 시세보다 할증되는 경우가 많이 발생하고 있다.

하지만 Lusht(1996)는 시장조건의 차이가 경매할인의 편차를 설명할 수 있기는 하지만, 경매 부동산의 가격할증을 설명하지는 못한다고 주장하면서 연구 방법론의 오류를 지적하기도 하였다. 대부분의 연구들이 특성가격함수모형을 이용하여 두 시장의 수익률을 평가하고 있는데, 이때 눈으로 확인되지 않는 주택의 품질을 적절히 통제하지 않으면 특성가격모형으로 추정된 결과에 편의(bias)가 발생할 수 있기 때문이다. 이러한 점에 착안하여 Mayer(1996)는 반복매매가격모형을 이용하여 경매시장과 일반시장의 수익률을 평가하고, 이를 특성가격모형으로 추정한 결과와 비교해보았다.

특성가격모형으로 추정한 결과 1980년대 후반 로스앤젤레스의 호황기에 이루어진 경매에서는 부동산이 0%~9%의 할인된 가격으로 판매된 반면, 원유가격 급락기에 델러스에서 이루어진 경매에서는 매물이 9%~21%로 크게 할인되어 판매되었음이 밝혀지면서 경매시장의 가격할인이 다시 한번 증명되었다. 동일한 표본을 이용하여 반복매매가격모형으로 추정한 결과, 불황기의 델러스의 경우 훨씬 큰 할인(최대 37%)이 있었지만, 호황기의 로스앤젤레스 경매물건에 대해서는 더 작은 할인이 발생하거나 심지어는 소폭의 가격할증이 발생하였음을 보여주었다.

경매시장에 대한 해외 연구를 정리하자면, 경매가 압류부동산의 매각수단으로 주로 사용되는 미국의 경우 경매가격이 시세보다 할인되어 거래되고, 민간 경매시장이 발달한 호주의 경우 경매가격이 시세보다 할증되는 것으로 나타나고 있다. 그리고 미국의 경우 주택시장이 침체될 때에는 할인율이 커지고 주택시장이 호황일 때에는 할인율이 작아지는 경향이 있는 것으로 보고되고 있다. 그러나 왜 경매가격이 시세보다 할인되거나 할증되는지에 대한 논의는 아직까지 진행 중에 있다.

2. 국내의 선행연구

부동산경매시장에 관한 국내의 연구는 주로 경매매각가격 결정요인에 관한 연구와 경매진행절차 또는 법률적 제도에 관한 연구에 집중되어 있다. 매각가율에 관한 연구는 한석호(2008)와 임병균(2006)의 연구가 유일하며 이중에서 본 논문에서 제기한 매각가율의 문제점을 인식한 연구는 한석호(2008)가 유일하다. 경매진행절차 또는 경매와 관련된 제도에 관한 선행연구는 본 논문의 목적과 크게 부합되지 않아 기술을 생략하였고, 매각가율에 관한 연구, 매각가격 결정요인에 관한 연구, 기타로 구분하여 기술하였다.

1) 매각가율에 관한 연구

한석호(2008)는 경매절차가 지연됨에 따라 감정당시와 매각결정당시의 기간차이에 따른 오차와 경매물건의 권리상의 하자가 매각가격에 오차를

만들어 내고 있다고 지적하였고, 기간차이에 따른 오차를 줄이기 위해서 시세자료를 이용하여 기간차이를 보정한 새로운 감정가격을 산출하여 매각가율을 추정하였다. 분석결과 기존의 매각가율에 오차가 있음을 확인하였다. 한석호의 논문은 기간차이를 보정한 감정가격을 가지고 매각가율을 추정했다는 점에서 새로운 시도라고 할 수 있으나, 시점수정 방법에 대한 명확한 기술이 없고, 매각가율에 영향을 미치는 중대한 위험요인을 반영하지 못했다는 한계가 있다.

임병균(2006)은 매각가율의 지역 간 인과관계 분석에 초점을 맞추고 있어 본 논문에서 중점적으로 다루는 현행 경매 매각가율의 문제점 및 개선 방안과는 거리가 있다. 임병균(2006)은 서울의 주택매각가율이 다른 지역의 주택매각가율과 인과관계가 있는지를 분석하기 위하여 서울시, 수도권, 광역시, 도청소재지, 시지역, 군지역 등 6개 권역으로 구분하여 그랜저인과 검정과 충격반응분석을 실시하였다. 그 결과 서울시 아파트 매각가격변동은 2~6개월 후 수도권지역에 영향을 준다고 주장하였다.

2) 매각가격 결정요인에 관한 연구

매각가격 결정요인에 관한 연구는 직접적으로 본 논문의 연구목적과 관련된 연구는 아니다. 그러나 매각가율은 감정가격대비 매각가격의 비율로 계산되기 때문에, 매각가격 결정요인에 대한 고려는 필요하다. 경매시장의 입찰참여자가 매각가격을 결정할 때 매각가격 결정 요인 중에서 무엇을 위험요인으로 판단하느냐에 따라 매각가격이 달리 결정될 수 있으므로 매각가격을 결정하는 요인들은 매각가율 변화에도 중요한 요인이 될 수 있기 때문이다.

경매부동산의 매각가격에 영향을 주는 요인들을 연구한 논문으로는 송영석(2002), 박진희(2004), 황유경(2005), 조남복(2007), 문희명·유선종(2007), 정성용(2009)의 연구가 있다.

송영석(2002), 박진희(2004), 황유경(2005)은 서울지역 아파트를 대상으로 조남복(2007)은 대전지역 아파트를 대상으로 아파트 매각가격에 영향을 미치는 요인을 분석하였고 문희명·유선종(2007)은 개발예정지역의 매각가

격특성에 대하여 연구하였다.

정성용(2009)은 대구 광역권에서 경매된 원룸 및 다가구자료를 이용하여 경매부동산의 매각가격을 분석하였다. 정성용(2009)은 헤도닉가격모형의 부동산 특성변수와 경매특성변수간의 다중공선성 및 이분산성 문제를 극복하기 위하여 부동산 가격특성요인을 기술적으로 배제하고 경매특성 및 각종위험요인만을 반영한 경매위험비용모형을 이용하여 부동산 경매위험요인이 매각가격에 미치는 영향에 관하여 분석하였다.

대체로 이들 연구는 경매의 위험요인들을 임대차 관련 위험과 기타 위험등으로 분류하고 있는데, 임대차 관련 위험으로는 선순위임차인 유무, 임차인 수, 보증금액, 전세권등기여부 등을 들고 있으며, 기타 위험으로는 유치권, 법정 지상권, 선순위 가처분, 나 홀로 아파트 여부 등을 들고 있다. 그런데 이들 선행 연구가 주장하는 경매 위험요인들 중에는 경매 위험이라고 보기 어려운 것들도 있다. 예를 들어 ‘나 홀로 아파트 여부’는 정상적인 주택시장에서도 동일하게 가격에 영향을 미치는 요소이기 때문에 경매위험이라기보다는 주택특성을 나타내는 변수라고 보아야 할 것이다.

<표 3> 선행연구에서 나타난 경매 아파트의 특성변수들

구분		경매 특성변수
가격요인		감정가격, 매매가격, 전세가격
입찰요인		청구금액, 경매종류, 유찰횟수, 경매기간, 입찰자수, 재경매 횟수, 채무자 및 소유자수
경매 위험 요인	임대차 관련 위험	임차인 유무, 임차인수, 보증금액, 소액최우선변제해당여부, 확정일자임차인여부, 전세권등기여부, 임차권등기여부, 선순위전세권, 선순위임차인, 임차인배당신청 여부
	기타 위험	유치권, 법정지상권, 재매각, 지분매각, 예고등기, 대지권미등기, 토지별도등기, 선순위가등기, 선순위가처분, 공유자우선매수청구권, 나 홀로 아파트 여부

3) 기타

이 밖에 경매시장의 특성에 관한 연구로 우형달(2008)의 연구가 있다.

우형달(2008)은 논문에서 소비자측면과 공급자측면을 고려한 경매종합지수 개발의 필요성을 주장하면서 수도권 경매아파트를 대상으로 하여 입찰자 지수, 채권자지수, 채무자지수⁸⁾로 분류한 수도권아파트 경매종합지수를 작

<표 4> 경매시장에 대한 국내 선행연구들

연구 분야	연구자	분석방법	data	주요연구내용
매각가율 추정	한석호 (2008)	헤도닉모형	서울지역 아파트	매각가율의 오차를 발생시키는 원인으로 경매절차 지연에 따른 시간차와 경매물건의 권리상의 하자를 제시
매각가율 분석	임병균 (2006)	인과관계검정 충격반응분석	서울지역 및 전국6개권역 주택	특정지역의 주택매각가율 변동이 다른 지역의 매각가율에 미치는 파급효과 분석
매각가격 결정요인	송영석 (2002)	헤도닉모형	서울지역 아파트	아파트 매각가격에 영향을 미치는 요인연구
	박진희 (2004)	헤도닉모형	서울지역 아파트	
	황유경 (2005)	헤도닉모형	서울지역 아파트	
	조남복 (2007)	헤도닉모형	대전지역 아파트	
	문희명외 (2007)	헤도닉모형	거여·마천 지역 주택	개발예정지역에서 경매부동산의 매각가격특성연구
	정성용 (2009)	헤도닉모형	대구 광역권 원룸 및 다가구주택	헤도닉가격모형의 잠재적인 다중공선성 및 이분산성문제를 완화하기 위해 경매위험모형을 이용한 매각가격특성연구
경매시장 특성연구	우형달 (2008)		수도권 아파트	경매시장처분측면을 세 가지 지수로 나누어 경매시장의 특징 연구

8) 우형달(2008)은 입찰자지수에 해당하는 항목으로는 유찰률, 매각가율, 매각경쟁률을 두고, 그 각각의 가중치를 0.20, 0.40, 0.40으로 하였다. 채권자지수에 해당하는 항목으로는 경매종류, 총채권액, 채권자종류, 채권회수율, 채권부실률이 있는데, 그 각각에

성하여 아파트 경매시장의 특징을 살펴보았다.

우형달(2008)의 연구는 국내의 선행연구 중에서 경매시장지수의 필요성 및 문제의식을 제기한 유일한 논문이라는 점에서 의의가 있다. 우형달(2008)은 김종덕 · 문희명(2007)의 연구결과에 경매전문가들을 대상으로 경매시장 참여 시 중요하게 생각하는 변수가 무엇인지를 설문조사한 결과를 가중치로 하여 각각의 지수에 가중치를 곱하는 방식으로 종합지수를 산정하였다. 그러나 우형달(2008)의 경매종합지수가 경매시장의 상황을 정확하게 보여주는 지수인지 여부는 불분명하다. 더군다나 우형달(2008)의 경매종합지수는 경매가격의 추이와는 관계가 없는 지수이기 때문에 본 논문에서 제기한 문제의식과는 관계가 멀다고 할 수 있다.

제2절 주택가격지수에 관한 연구

1. 주택가격지수의 개념

주택가격지수(Housing Price Index)는 어떤 주택의 가격변화를 기준시점 대비 상대가격으로 표시한 것이다. 여기서 주택의 가격변화는 주택특성의 변화에 기인한 것과, 주택 특성가격의 변화에 기인한 것으로 구분하여 볼 수 있다⁹⁾.

주택특성의 변화에 따른 주택가격의 변화는 주택특성의 양이나 질이 변하여 주택가격이 변하는 것 또는 주거환경이 변하여 주택가격이 변하는 것을 의미한다. 반면 특성가격의 변화에 기인한 주택가격의 변화는 소득변화, 인구변화, 이자율변화, 선호도변화 등에 따라 주택가격이 변하는 것을 의미한다.¹⁰⁾

대해 0.17, 0.33, 0.17, 0.17, 0.17의 가중치를 두었다. 그리고 채무자지수에 해당하는 항목으로는 감정가격, 압류건수, 경매기간, 담보제공, 소유권보유기간, 채무자성별, 채무자거주가 있는데 그 각각에 대해 0.22, 0.22, 0.11, 0.11, 0.11, 0.11, 0.11의 가중치를 두었다.

9) 주택가격지수에 관한 연구 검토는 주로 이용만 · 박헌수 · 이창무(2007)를 참조하여 작성하였다.

주택가격지수는 지수의 용도 및 사용 목적에 따라 세 가지로 구분할 수 있는데 첫째는 주거비용을 측정하는 물가지수로서의 주택가격지수이고, 둘째는 주택가격의 평균적인 변화를 측정하는 지표로서의 주택가격지수이며, 셋째는 자산가치의 변화를 측정하는 지표로서의 주택가격지수이다.

먼저 주거비용을 측정하는 물가지수으로써 주택가격의 지수 산정 시 주택은 동질의 것을 가정¹¹⁾하기 때문에 주택특성에 따른 가격변화는 지수에서 제외하고, 특성가격의 변화에 의한 주택가격의 변화만을 반영해야 한다.

주택의 평균적인 변화를 측정하는 지표로써의 주택가격지수는 동일한 주택의 가격이 평균적으로 어떻게 변하였는가에 초점이 맞추어져 있다. 이 경우 주택특성변화에 의한 주택가격변화분은 주택가격지수에 반영되어야 올바르다. 즉, 동일한 주택을 가정하고 있으므로(동일한 주택특성을 가정하는 것이 아님), 주변의 교통 환경이 개선되어 주택가격이 상승하는 것과 같은 주택특성의 변화로 인한 주택가격 상승은 지수에 반영하는 것이 옳을 것이다. 그러나 리모델링이나 재건축을 통한 주택가격 상승의 경우 사건 전후의 주택을 동일한 주택이라 볼 수 없기 때문에 이 경우 주택가격 지수 산정 시 주택가격 상승분이 반영되어서는 안 된다.

마지막으로 자산가치의 변화를 측정하는 지표로써의 지수의 경우 주택의 자산가치가 어떻게 변하고 있는가에 초점이 맞추어져 있기 때문에 그 가격 변화의 원인이 무엇인가는 중요하지 않다. 하지만 이 경우에도 대규모 수선이나 리모델링, 재건축을 통한 주택가격의 상승은 동일주택의 가격변화라 보기 어렵기 때문에 이러한 가격상승은 지수작성 시 배제되어야 한다.

2. 지수작성방법

주택가격지수는 지수작성에 사용된 가격자료의 성격에 따라, 평가가격

10) 이용만·박현수·이창무, 『부동산 실거래가격에 기초한 주택가격지수개발』, 한국감정원, 2007, p.9.

11) 주거비용을 측정하는 물가지수으로써의 주택가격지수는 동질의 주택일 것을 가정한다. 동질의 주택이라 함은 지수작성기간 중에 건물특성, 단지특성, 지역특성이 동일함을 의미한다. 따라서 지수작성기간 중에 주택특성의 변화로 인한 가격변화는 제외하여야 한다.

에 기초한 지수와 실거래가격에 기초한 지수로 구분할 수 있다. 이중 본 논문에서 사용한 자료는 실거래가격자료이므로 평가가격에 기초한 지수작성 방법은 기술을 생략하고 실거래가격에 기초한 지수작성 방법에 대하여만 서술하도록 한다.

실거래가격에 기초한 주택가격지수를 산정하기 위해서는 매기 거래되는 주택의 특성이 각기 다르기 때문에 거래된 주택의 특성 차이에 따른 가격 차이를 걸러내는 작업이 필요하다. 예를 들면 주택규모, 건축연령, 지역특성 내지는 주변 환경의 차이에 따른 가격 차이 등이 그것이다.

실거래가격에 의한 지수를 작성 시 이러한 주택의 특성 차이에 따른 가격 차이를 걸러내기 위하여 특성가격지수모형과 반복매매가격지수모형이 주로 사용되었으나 최근에는 두 가지 방법에 대한 대안으로 평가가격대비 실거래가격비율을 이용한 주택가격지수가 사용되고 있다.

1) 특성가격지수모형

Rosen(1974)에 의하면 주택은 다양한 특성의 집합체이며, 주택이 입주자에게 제공하는 효용은 주택의 특성들이 입주자에게 제공하는 효용의 합과 같다고 주장하였다. 특성가격지수모형은 이러한 Rosen(1974)에 의해 이론적 틀이 마련되었다.

특성가격지수모형을 추정하기 위해서는 주택의 특성가격을 추정한 후, 추정된 특성가격을 이용하여 매 시점별로 가상의 표준주택의 가격을 정하고, 이를 지수화 하여 추정한다. 주택가격과 주택의 특성가격 간의 관계가 이중로그 모형으로 되어 있다고 가정하면, 일반적인 특성가격지수모형은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\ln P_t = \sum_{i=1}^k \beta_i \ln X_{it} + \sum_{j=1}^n \gamma_j D_{jt} + \epsilon_t \quad (\text{수식 II-1})$$

P : 주택의 실거래 가격

X_i : 해당 주택이 갖고 있는 주택 특성(characteristics)

β_i : i 번째 주택특성의 잠재가격

D_j : 거래가 이루어진 시점=1, 거래가 이루어지지 않은 시점=0인 시간더미변수

γ_j : 시간더미변수의 계수

특성가격지수모형은 주택의 특성변화에 따른 가격변화를 제외한 순수한 의미에서의 주택가격지수를 작성하는 방법으로 사용될 수 있다.

2) 반복매매가격지수모형

반복매매가격지수모형은 지수작성 기간 중 두 번 이상 거래가 이루어진 주택의 매매가격을 이용하여 지수를 작성하는 방법이다. 반복매매가격지수모형을 함수식으로 표현하면 다음과 같다.

$$\ln V_s - \ln V_f = \left(\sum_{i=1}^k \beta_{is} \ln X_i + r_s B_s + \epsilon_s \right) - \left(\sum_{i=1}^k \beta_{if} \ln X_i + r_f B_f + \epsilon_f \right) \quad (\text{수식 II-2})$$

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

매매가 이루어진 두 기간 중에 주택의 특성이 변하지 않았고 특성의 잠재가격이 고정되어 있다고 가정할 경우, 위의 (수식 II-2)은 다음과 같이 변하게 된다.

$$\ln \left(\frac{V_s}{V_f} \right) = r_s - r_f + \epsilon \quad (\text{수식 II-3})$$

위 식을 이용하여 두 기간 중의 증가율을 계산하고¹²⁾, 이를 통해 지수를 작성하는 방법을 반복매매가격지수모형이라고 부른다.

12) 변수에 로그를 취한 후, 시간에 걸쳐 차분을 하게 되면 해당 기간 중의 증가율에 근사하게 된다.

반복매매가격지수모형은 거래가 이루어진 두 기간 중에 해당 주택의 특성에 아무런 변화가 없다는 가정을 하고 있기 때문에 명목적으로는 주택의 특성변화에 따른 주택가격 변화를 고려하고 있다.

반복매매가격지수모형은 거래가 2회 이상 이루어진 주택만을 분석대상으로 삼기 때문에 ‘동일한 주택’의 가격변화를 추적할 수 있다. 그러나 ‘동일한 주택’이라 하더라도 주택의 특성이 시간에 따라 변할 수 있기 때문에 주택의 특성 변화에 따른 가격변화도 지수에 포함되게 된다. 따라서 반복매매가격지수는 물가지수로서의 주택가격지수로 사용하기 어렵고, 그 보다는 재고주택의 가격변화를 보여주는 지수로 적합한 지수작성방법이다.

3) SPAR지수모형

특성가격지수모형과 반복매매가격지수모형의 대안으로 뉴질랜드에서 1960년대부터 사용되기 시작한 SPAR지수는 평가가격 대비 실거래가격 비율을 이용하여 작성한다.¹³⁾

SPAR지수는 각 시점 별 거래된 주택의 평가가격 대비 실거래가격 비율(SPAR)을 평균한 후(평균 SPAR), 다음의 식과 같이 기준시점의 평균 SPAR 대비 비교시점의 평균 SPAR 비율로 지수를 작성하는 방법이다.

$$I_t = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{P_{ti}}{A_{0i}}}{\frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \frac{P_{0j}}{A_{0j}}} \quad (\text{수식 II-4})$$

* 0 시점에서 평가를 하고, t 시점을 기준시점으로 삼는다고 가정

P_t : t시점의 실거래가격

P_0 : 0 시점의 실거래가격

A_0 : 0 시점의 평가가격

$i = 1, 2, \dots, n$ 은 t시점에 거래된 주택

$j = 1, 2, \dots, m$ 은 0 시점에 거래된 주택

13) Bourassa etc.(2006)가 이를 SPAR 지수라고 명명하였다.

SPAR지수모형이 주택구입 비용의 변화를 측정하는 물가지수로서 역할을 하기 위해서는 기준시점과 비교시점 간에 주택특성의 변화가 없어야 한다. 그러나 기준시점과 비교시점 사이에 주택특성의 변화가 있을 수 있기 때문에 SPAR지수는 주택구입 비용의 변화를 측정하는 물가지수로서의 주택가격지수로는 적합하지 않다. 그 대신 SPAR지수는 재고주택의 주택가격 변화를 측정하는 지표로서 적합한 지수라고 할 수 있다.

SPAR지수의 장점은 반복매매가격지수처럼 주택의 특성차이에 따른 가격 차이를 통제할 필요가 없다는 점이다. 또한 반복매매가격지수와는 달리 실거래 자료를 모두 사용하여 주택가격지수를 작성할 수 있다는 장점이 있다.¹⁴⁾

3. 주택가격지수에 관한 국내외 선행연구

주택가격지수에 관한 선행연구는 지수작성모형에 관한 연구와, 모형의 문제점 및 개선방안에 관한 연구 등이 있다. 외국의 경우 실거래가격에 기초한 주택가격지수모형을 중심으로 연구가 주로 이루어졌다. 대부분의 국가에서는 특성가격지수모형, 반복매매가격지수모형, 중위수매매가격지수모형 등 실거래가격을 이용한 주택가격지수를 작성하여 발표하고 있으며, 평가가격에 기초한 주택가격지수를 작성, 발표하고 있는 나라는 한국, 일본, 독일 등 소수에 불과하다¹⁵⁾.

평가가격에 기초한 주택가격지수는 시차를 갖고(time lag), 변동성이 낮게 나타나는 현상(smoothing)을 보이는데, 이러한 현상에 대한 연구로는 Fisher, Geltner and Pollakowski(2006), Geltner and Miller(2001)등이 대표적이다.

본 논문에서는 실거래가격을 바탕으로 한 경매가격지수 추정이 목적이므로 실거래가격지수에 기초한 가격지수에 관한 연구를 중심으로 살펴보았다.

14) 반복매매가격지수는 반복적으로 거래가 이루어진 주택들의 거래 자료만 사용하기 때문에 표본추출 오류의 문제가 있다. 이용만·박헌수·이창무, 전게서, 2007 참조.

15) 이용만·박헌수·이창무, 전게서, 2007, p.50 참조.

1) 특성가격지수모형에 관한 연구

Rosen(1974)에 의해 기틀이 마련된 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 발전되었다. 특히 Knight, Dombrow and Sirmans(1995)은 특성가격지수모형과 관련된 모형 중 시간변동계수모형을 처음 도입하였다. 이들은 각 시점별로 특성가격함수를 추정하는 방법 외에 SUR(Seemly Unrelated Regression)모형을 이용하여 전체 함수를 일괄 추정하는 방법도 제안하였다. 추정결과 SUR모형이 각 시점별로 특성가격함수를 추정하는 방법보다 우월한 것으로 나타났다.

국내에서는 허세림·곽승준(1994)이 Box-Cox함수를 이용하여 특성가격을 추정한 바 있고, 박헌수(2001)는 반모수추정방법으로 주택가격지수를 추정한 바 있으며, 이용만(2007)이 시간변동계수모형으로 주택가격지수를 작성한 바 있다.

2) 반복매매가격지수모형에 관한 연구

반복매매가격지수모형은 Bailey, Muth and Nourse(1963)에 의해 제안되었고, 이후 Case and Shiller(1989)에 의해 정형화되었다. 국내에서는 이창무·김병욱·이현(2002)과 이창무·김진유·이상영(2005)이 부동산114의 자료를 이용하여 반복매매가격 모형으로 지수를 작성한바있다.

Case, Pollakowski and Wachter(1991)이나 Clapp, Giaccotto and Tirtiroglu (1991)는 반복매매가격지수모형에서 두 거래시점 간에 이루어진 주택의 특성변화를 반영하지 못하는 문제점을 해결하고자 하였으며, Clapp and Giaccotto(1992)와 Meese and Wallace(1997)는 반복매매가격지수의 표본추출에 편의가 존재함을 증명하였다.

3) SPAR지수모형에 관한 연구

SPAR지수는 특성가격지수모형과 반복매매가격지수모형이 가지고 있는

한계를 보완한 모형으로 최근에 학계에 소개되었다. Bourassa, Hoesli and Sun(2006)에 따르면, SPAR모형은 특성가격함수에 의한 시간변동계수모형과 비슷한 결과를 보여주고 있어서 반복매매가격지수모형이 가지고 있는 표본오차 편의(biasedness) 문제나 좁은 지역의 지수 작성 문제 등을 피할 수 있다고 하였다.

국내에서는 SPAR지수모형을 이용하여 주택가격지수를 추정한 연구가 충분히 이루어지지 않은 상태이고, 다만 이용만 · 박헌수 · 이창무 (2007)가 SPAR지수를 이용하여 주택가격지수를 추정한 바 있다.

국내외 가격지수에 관한 선행연구에서 대부분은 주택을 주된 연구대상으로 하고 있으며, 특성가격지수모형, 반복매매가격지수모형, SPAR지수모형으로 가격지수는 추정하였으나 국내외 어디에서도 경매시장 지수에 관한 연구는 소개된 바 없다.

제3절 경매시장의 일반 현황

1. 매각건수 및 매각금액 현황

대법원¹⁶⁾의 매각결정건수 통계자료에 따르면 2001년부터 2008년 사이 서울시의 경매시장은 2001년 342건이던 매각건수가 2006년까지 급속하게 상승하여 12,055건에 이르며, 부동산경기 침체의 여파로 거래가 주춤했던 2008년에도 4,581건에 이르고 있어, 경매 시장을 이용한 부동산거래가 활발해지는 것을 알 수 있다. 그 매각가격의 규모도 2001년 298,105백만 원이던 매각가격이 정점이었던 2006년에는 2,248,331백만 원에 이르러 불과 5년 만에 654%성장하는 등 매각건수나 매각가격의 규모면에서 꾸준히 성장하고 있다.

서울 전체 부동산매각건수 중 강남 3구가 차지하는 비율은 기간 내 총 5,839건으로 서울시 전체 매각건수 중 11.5%의 비중을 차지하여 구별 분

16) 대법원 법원경매정보 사이트 (<http://www.courtauction.go.kr/>)

포가 강남3개구에 집중되었다고 설명할 수 없다. 하지만 매각가격을 기준으로 보면, 서울시 약 11,253,493백만 원 중 강남3구의 매각가격은 약 3,198,652백만 원으로 서울 전체의 약 28%를 차지함으로써 서울의 경매시장에서 강남3구가 차지하는 비중이 큰 것을 확인할 수 있다.

<표 5> 서울시 및 강남3구의 전체 경매건수 및 매각건수

단위 : 건 (%)

연도	서울시		강남3구		강남3구	
	경매건수	매각건수	경매건수		매각건수	
2001	4,230	342	918	(21.7)	54	(15.8)
2002	13,135	3,651	1,796	(13.7)	581	(15.9)
2003	17,165	4,987	1,749	(10.2)	658	(13.2)
2004	31,533	7,476	2,949	(9.4)	812	(10.9)
2005	37,574	11,104	3,192	(8.5)	1,091	(9.8)
2006	33,824	12,055	2,900	(8.6)	1,128	(9.4)
2007	18,873	6,691	2,635	(14.0)	802	(12.0)
2008	14,545	4,581	2,526	(17.4)	713	(15.6)
합계	170,879	50,887	18,665	(10.9)	5,839	(11.5)

자료 : 대법원 법원경매정보 사이트 참조

<표 6> 서울시 및 강남3구의 전체 매각가격

단위 : 백만원 (%)

연도	서울시	강남구	서초구	송파구	강남3구	
2001	298,105	37,628	67,792	1,589	107,009	(35.9)
2002	927,467	147,631	95,658	65,715	309,004	(33.3)
2003	1,196,954	159,131	176,165	68,536	403,832	(33.7)
2004	1,305,659	147,936	153,012	85,696	386,644	(29.6)
2005	1,940,135	161,434	272,095	109,707	543,237	(28.0)
2006	2,248,331	295,204	162,710	86,878	544,792	(24.2)
2007	1,784,999	311,402	145,349	64,992	521,743	(29.2)
2008	1,551,844	153,647	144,732	84,012	382,392	(24.6)
합계	11,253,493	1,414,013	1,217,513	567,126	3,198,652	(28.4)

자료 : 대법원 법원경매정보 사이트 참조

2. 부동산 유형별 현황

2001년부터 2008년까지 경매시장에서 거래된 매각건수와 매각가격을 부동산 유형별로 살펴보면 <표 7>과 같다.

<표 7> 서울시 부동산유형별 매각건수 및 매각가격

단위 : 건, 백만원 (%)

연도	부동산유형	매각건수		매각가격	
2001	1. 아파트	69	(20.2)	24,104	(8.1)
	2. 단독주택, 다가구주택	53	(15.5)	21,543	(7.2)
	3. 연립주택, 다세대, 빌라	98	(28.7)	9,048	(3.0)
	4. 상가, 오피스텔, 근린시설	100	(29.2)	215,778	(72.4)
	5. 대지, 임야, 전답	22	(6.4)	27,631	(9.3)
	전 체	342	(100.0)	298,105	(100.0)
2002	1. 아파트	750	(20.5)	178,459	(19.2)
	2. 단독주택, 다가구주택	612	(16.8)	185,375	(20.0)
	3. 연립주택, 다세대, 빌라	1,112	(30.5)	96,885	(10.4)
	4. 상가, 오피스텔, 근린시설	970	(26.6)	363,910	(39.2)
	5. 대지, 임야, 전답	207	(5.7)	102,838	(11.1)
	전 체	3,651	(100.0)	927,467	(100.0)
2003	1. 아파트	1,390	(27.9)	333,367	(27.9)
	2. 단독주택, 다가구주택	663	(13.3)	173,818	(14.5)
	3. 연립주택, 다세대, 빌라	1,828	(36.7)	164,866	(13.8)
	4. 상가, 오피스텔, 근린시설	890	(17.8)	454,289	(38.0)
	5. 대지, 임야, 전답	216	(4.3)	70,614	(5.9)
	전 체	4,987	(100.0)	1,196,954	(100.0)
2004	1. 아파트	1,972	(26.4)	469,738	(36.0)
	2. 단독주택, 다가구주택	656	(8.8)	159,439	(12.2)
	3. 연립주택, 다세대, 빌라	3,521	(47.1)	283,052	(21.7)
	4. 상가, 오피스텔, 근린시설	1,066	(14.3)	267,910	(20.5)
	5. 대지, 임야, 전답	261	(3.5)	125,521	(9.6)
	전 체	7,476	(100.0)	1,305,659	(100.0)
2005	1. 아파트	2,871	(25.9)	669,623	(34.5)
	2. 단독주택, 다가구주택	861	(7.8)	215,820	(11.1)
	3. 연립주택, 다세대, 빌라	5,671	(51.1)	453,190	(23.4)
	4. 상가, 오피스텔, 근린시설	1,369	(12.3)	404,827	(20.9)
	5. 대지, 임야, 전답	332	(3.0)	196,674	(10.1)
	전 체	11,104	(100.0)	1,940,135	(100.0)

<표 7> 서울시 부동산유형별 매각건수 및 매각가격 (계속)

단위 : 건, 백만원 (%)

연도	부동산유형	매각건수	매각가격
2006	1. 아파트	3,077 (25.5)	788,250 (35.1)
	2. 단독주택,다가구주택	753 (6.2)	214,025 (9.5)
	3. 연립주택,다세대,빌라	5,884 (48.8)	595,159 (26.5)
	4. 상가,오피스텔,근린시설	1,991 (16.5)	512,258 (22.8)
	5. 대지,임야,전답	350 (2.9)	138,639 (6.2)
	전 체	12,055 (100.0)	1,248,331 (100.0)
2007	1. 아파트	1,788 (26.7)	569,470 (31.9)
	2. 단독주택,다가구주택	460 (6.9)	196,476 (11.0)
	3. 연립주택,다세대,빌라	2,376 (35.5)	353,908 (19.8)
	4. 상가,오피스텔,근린시설	1,699 (25.4)	524,579 (29.4)
	5. 대지,임야,전답	368 (5.5)	140,565 (7.9)
	전 체	6,691 (100.0)	1,784,999 (100.0)
2008	1. 아파트	1,461 (31.9)	665,976 (42.9)
	2. 단독주택,다가구주택	336 (7.3)	162,172 (10.5)
	3. 연립주택,다세대,빌라	1,101 (24.0)	219,041 (14.1)
	4. 상가,오피스텔,근린시설	1,339 (29.2)	359,248 (23.1)
	5. 대지,임야,전답	341 (7.4)	145,231 (9.4)
	전 체	4,581 (100.0)	1,551,844 (100.0)

자료 : 대법원 법원경매정보 사이트 참조

전반적으로 매각건수는 연립주택, 다세대주택, 빌라가 높은 비율을 보이는 반면 매각가격은 2004년 이전까지는 상가, 오피스텔, 근린시설이 높은 비율을 보이다가 2004년 이후 아파트가 가장 높은 비율을 보이고 있다.

서울의 매각부동산 중 아파트가 차지하는 비율은 2001년 69건으로 전체 342건 중 약 20%를 차지하였으나 점차 그 비중이 증가하여 2008년 아파트 매각건수는 1,461건으로 전체 4,581건 중 약 32%에 달한다. 특히 강남 3개구는 전체기간 동안 전체유형의 부동산 중 아파트 비율이 평균 37.1%로 다른 유형의 부동산보다 아파트의 비중이 높은 것을 확인하였다.

경매시장과 일반주택시장은 물리적으로 분리되어 있는 시장이 아니기 때문에 경매시장에서 거래된 물건은 언제든지 일반주택시장에서 다시 거래될 수 있고, 일반주택시장에서 거래되었던 물건도 경매시장으로 들어올 수 있

다. 이러한 특징 때문에 경기가 상승하는 시기에는 경매시장과 일반주택시장의 거래참여자가 함께 많아진다. 하지만 경기가 하락하는 시기에는 일반주택시장에 비해 경매시장의 거래참여자가 감소폭이 줄어든다. 이는 일반주택시장에 비하여 경매시장이 경기침체의 영향을 덜 받는 것을 의미한다. 따라서 투자자들에게 경매시장은 투자처로서 매력적인 시장이다.

<표 8> 서울시 및 강남3구의 아파트 경매건수 및 매각건수

단위 : 건 (%)

연도	서울시		강남3구		강남3구	
	경매건수	매각건수	경매건수		매각건수	
2001	630	69	213	(33.8)	25	(36.2)
2002	2,088	750	371	(17.8)	121	(16.1)
2003	3,799	1,390	609	(16.0)	231	(16.6)
2004	6,182	1,972	1,089	(17.6)	326	(16.5)
2005	7,870	2,871	1,026	(13.0)	426	(14.8)
2006	7,141	3,077	802	(11.2)	374	(12.2)
2007	4,173	1,788	836	(20.0)	301	(16.8)
2008	4,157	1,461	1,100	(26.5)	316	(21.6)
합계	36,040	13,378	6,046	(16.8)	2,120	(18.8)

자료 : 대법원 법원경매정보 사이트 참조

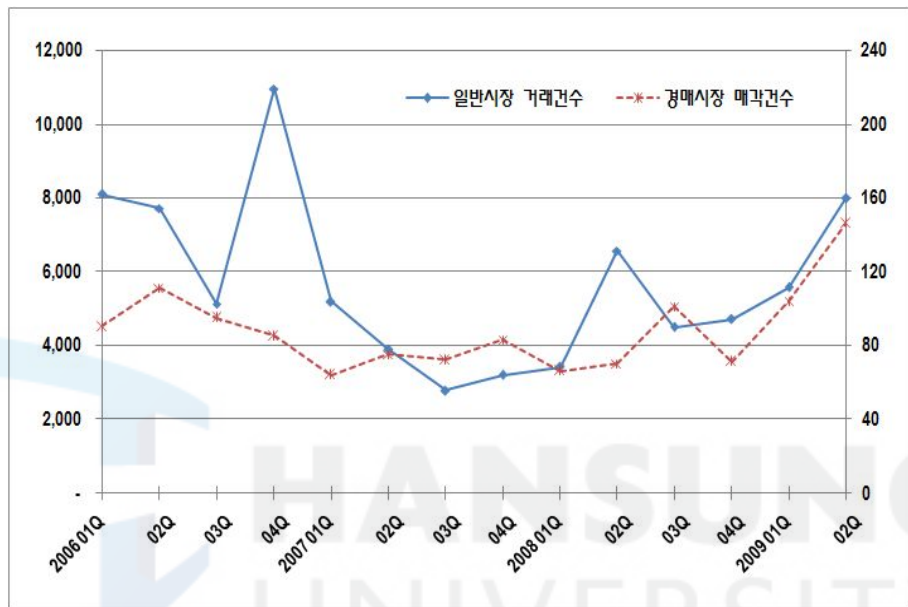
<표 9> 서울시 및 강남3구의 아파트 매각가격

단위 : 백만원 (%)

연도	서울시	강남구	서초구	송파구	강남3구	
2001	24,104	4,648	4,559	1,095	10,303	(42.7)
2002	178,459	22,921	15,710	15,516	54,147	(30.3)
2003	333,367	44,969	39,527	27,371	111,867	(33.6)
2004	469,738	52,936	69,821	36,428	159,186	(33.9)
2005	669,623	76,777	75,674	60,220	212,671	(31.8)
2006	788,250	90,543	86,436	42,666	219,645	(27.9)
2007	569,470	80,255	70,522	37,611	188,388	(33.1)
2008	665,976	102,980	85,337	55,300	243,617	(36.6)
합계	3,698,987	476,029	447,586	276,208	1,199,823	(32.4)

자료 : 대법원 법원경매정보 사이트 참조

서울시 아파트 매각건수 중 강남 3구는 기간 내 총 2,120건으로 서울시 전체 매각건수 13,378 중 18.8%를 차지한다. 또한 서울시 아파트 매각가격은 3,698,987백만 원이며, 이중 강남3구의 매각가격 총계는 1,199,823백만 원으로 약 32.4%를 차지한다.



<그림 1> 일반주택시장과 경매시장의 거래건수 비교

<그림 1>에 의하면 일반주택시장의 거래량은 부동산 경기와 밀접한 관계를 가지고 있는 것으로 보이며, 경매시장은 이러한 일반주택시장과는 별도로 움직이는 것으로 보인다. 2006년 4분기의 경우 일반주택시장의 거래량은 전기 대비 증가한 것으로 나타났으나 경매시장의 거래량은 오히려 떨어진 것으로 나타났다. 반면 2007년 3분기는 일반주택시장의 거래량이 전기 대비 하락한 것으로 나타났으나 경매시장의 거래량은 변동이 없거나 소폭 증가한 것으로 나타났다. 이러한 현상은 일반주택시장과 경매시장이 별도로 움직인다는 것을 보여준다.

제 3 장 진정한 매각가울 추정

제1절 이론적 모형

1. 매각가울 추정모형

Rosen(1974)에 따르면, 여러 특성이 결합된 이질적인 재화의 가격은 해당 재화에 내포되어 있는 특성들의 가격과 양에 의해 결정된다. Rosen(1974)의 이 이론을 흔히 특성가격모형이라고 부르는데, 본 논문에서도 부동산가격이란 해당 부동산의 특성과 이런 특성들의 가격에 의해 결정되는 것으로 가정하였다.

특성가격모형을 사용할 때 문제가 되는 것은 어떤 함수형태를 선택할 것인가 하는 점이다. Malpezzi(2003)나 이용만(2008)에 따르면, 어떤 특성가격함수를 사용하는 것이 바람직한가에 대한 일반화된 이론은 없다. 여러 함수 형태 중에서 그나마 가장 많이 사용되고 있는 함수 형태는 반로그함수(semi-log function)인 것으로 알려져 있다. 반로그모형은 추정계수의 값이 해당 특성의 변화에 따른 부동산 가격의 변화율 근사치를 보여주기 때문에 추정결과와 해석이 단순하고 편리하다.

이에 따라 본 논문에서도 부동산의 특성가격함수를 반로그모형(semi-log model)으로 가정하였다. 그리고 이러한 가정 하에 부동산의 특성가격함수를 다음과 같이 정의하였다.

$$\ln V_i = \sum_{j=1}^n \beta_j X_{ij} + \epsilon_i \quad (\text{수식 III-1})$$

여기서 V_i 는 i 라는 부동산의 시장가격을 나타낸다. $\log V_i$ 는 V_i 에 자연로그를 취한 값이다. X_{ij} 는 i 라는 부동산이 갖고 있는 j 라는 특성을 의미한다. 그리고 β_j 는 j 라는 특성의 계수로서 특성가격을 나타낸다. ϵ_i 는 오차항이다.

다음으로 감정가격은 부동산 시장가격의 일부만을 반영한다고 가정하였

다. 이 경우, 감정가격은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$A_i = K \times V_i \quad (\text{수식 III-2})$$

여기서 A_i 는 i 라는 부동산의 감정가격이며, K 는 부동산 시장가격의 반영비율을 의미한다. K 가 1이라면 감정가격이 시장가격을 100% 반영하는 것이며, 1보다 크면 감정가격이 시장가격 이상으로 평가된 것을 의미한다. 그리고 K 가 1보다 작다면 감정가격이 시장가격 이하로 평가된 것을 의미한다. 여기서 K 는 시점에 상관없이 동일하다고 가정한다. (수식 III-2)의 양변에 자연로그를 취하면 (수식 III-2)는 다음과 같이 바뀐다.

$$\ln A_i = \ln K + \ln V_i = k + \ln V_i \quad (\text{수식 III-3})$$

k 는 $\ln K$ 이기 때문에 0보다 크거나 작을 수 있다. 한편 부동산 경매시장에서 매각가격은 일반시장에서의 부동산 거래가격과 마찬가지로 특성가격의 함수로 나타낼 수 있다. 그런데 앞의 선행연구에서 보았듯이 경매시장에서 부동산 거래가격은 일반시장에서의 거래가격보다 할인될 수도 있고, 할증될 수도 있다. 또한 우리나라의 경매시장에서는 매수자가 권리상의 위험을 떠안아야 한다. 이로 인해 매수자는 추가적인 비용을 들여야 완전한 소유권을 확보할 수 있거나 아예 소유권 자체를 확보하지 못할 수도 있다. 따라서 경매시장에서 매각가격은 부동산 고유의 특성 요인에다가 권리상의 위험요인, 그리고 경매가격의 할인 또는 할증 요인에 의해 결정될 것이다.

위와 같은 경매시장에서의 매각가격 결정요인을 특성가격함수 모형으로 표현하면, 다음의 (수식 III-4)와 같다.

$$\ln B_i = \theta + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{ij} + \sum_{q=1}^m \gamma_q Z_{iq} + \eta_i \quad (\text{수식 III-4})$$

여기서 B_i 는 i 라는 부동산의 매각가격이며, $\ln B_i$ 는 매각가격에 자연로그를 취한 값이다. θ 는 경매시장에서의 매각가격이 정상시장에서의 시장가

격에 비해 할인되는지 할증되는지를 보여주는 계수로, θ 가 0보다 크면 할증됨을 나타내며, 0보다 작으면 할인됨을 나타낸다. Z_{iq} 는 i 라는 부동산이 갖고 있는 q 라는 위험요인을 의미한다. γ_q 는 해당 위험요인의 프리미엄을 나타내는 계수이다. 그리고 η_i 는 오차항이다.

(수식 III-1)을 (수식 III-3)에 대입한 후, (수식 III-4)에서 (수식 III-3)를 빼면, 다음과 같은 매각가율의 추정식을 구할 수 있다.

$$\ln B_i - \ln A_i = \ln \left(\frac{B}{A} \right)_i \quad (\text{수식 III-5})$$

$$= \theta + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{ij} + \sum_{q=1}^m \gamma_q Z_{iq} + \eta_i - k - \sum_{j=1}^n \beta_j X_{ij} - \epsilon_i$$

$$= (\theta - k) + \sum_{q=1}^m \gamma_q Z_{iq} + (\eta_i - \epsilon_i)$$

$$= \alpha + \sum_{q=1}^m \gamma_q Z_{iq} + \nu_i$$

(수식 III-5)에 따르면, 매각가율은 α 와 위험요인에 의해 결정된다. α 는 경매가격의 할증 내지는 할인의 정도와 감정가격의 시장가격반영비율에 의해 결정된다. 만약 위험요인이 없다면, 매각가율은 α 에 의해서 결정된다. 본 논문의 목적이 위험요인이 없을 때의 매각가율을 구하는 것이므로, '진정한 매각가율'은 $\exp(\alpha)$ 이 된다.

위의 매각가율 결정모형에는 주택의 특성요인들이 나타나지 않기 때문에 추정상의 편리함을 제공해 줄 것으로 기대된다. 일반적으로 특성가격모형의 경우, 특성변수들을 선택하는 과정에서 다중공선성 문제나 변수누락 문제 등이 나타나는데 본 모형에서는 이런 문제를 회피할 수 있기 때문이다.

한편, α 값이 시간에 따라 변동하는지 여부는 불확실하다. 시장가격이 상승(하락)하면, 매각가격도 상승(하락)하겠지만, 여기에 비례하여 감정가격도 상승(하락)할 것이기 때문에 α 값은 시장상황에 관계없이 변동하지 않아야 한다. 그러나 미국에서 주택가격이 하락할 때 압류주택의 경매가격

할인율이 커지는 것으로 분석된 바 있기 때문에 우리나라에서도 시장상황에 따라 α 값이 달라질 수 있다. 본 논문에서는 시간에 따라 α 값이 변하는지 여부를 확인하기 위해 위의 (수식 III-5)에 시간더미변수를 추가하였다.

$$\ln\left(\frac{B}{A}\right)_i = \sum_{t=1}^T \alpha_t D + \sum_{q=1}^m \gamma_q Z_{iq} + \nu_i \quad (\text{수식 III-6})$$

위 식에서 D_{it} 는 i 라는 부동산이 t 라는 시점에서 매각 결정되었으면 1, 매각 결정되지 않았으면 0인 시간더미변수이다. 그리고 $\exp(\alpha_t)$ 는 t 시점의 '진정한 매각가율'을 나타낸다.

위의 (수식 III-6)을 이용하여 매 시점별 '진정한 매각가율'을 추정하면 되지만, 본 논문이 갖고 있는 자료로는 위의 (수식 III-6)을 곧바로 추정할 수 없다. 왜냐하면 앞에서 언급하였다시피 감정가격의 평가시점이 매각결정시점과 다르기 때문이다. 예를 들어 i 라는 부동산이 t 시점에 매각 결정되었는데 평가시점이 $t-p$ 시점일 경우, 감정가격은 두 시점 간의 시장가격 변화를 반영하지 못하기 때문에 매각가율이 왜곡될 수밖에 없다.

여기에서는 경매 부동산의 평가시점과 매각결정시점 간의 시차에 따른 감정가격의 왜곡을 조정하기 위해, 다음과 같이 두 기간 사이의 시장가격 변화를 반영한 조정된 감정가격을 사용하여 위의 (수식 III-6)을 추정하고자 한다. 조정된 감정가격은 아래의 식에 따라 계산하였다.

$$A'_i = A_i \times \frac{I_t}{I_{t-p}} \quad (\text{수식 III-7})$$

여기서 A_i 는 $t-p$ 시점에 평가된 감정가격이며, A'_i 은 A_i 을 매각결정시점인 t 시점으로 조정한 감정가격이다. I_t 는 t 시점의 부동산가격지수이고, I_{t-p} 는 $t-p$ 시점의 부동산가격지수이다. 결국 본 논문에서 추정하고자 하는 '진정한 매각가율'이란 다음의 (수식 III-8)을 통해 추정된 $\exp(\alpha_t)$ 을 의미한다.

$$\ln\left(\frac{B}{A'}\right)_i = \sum_{t=1}^T \alpha_t D + \sum_{q=1}^m \gamma_q Z_{iq} + \nu_i \quad (\text{수식 III-8})$$

2. 경매 위험요인

(수식 III-8)를 추정하기 위해서는 경매 부동산에 내재되어 있는 위험요인을 식별해 내야 한다. 기존 선행연구에서 나타난 경매 위험요인을 보면 (앞의 <표 3> 참조), 임차인 유무, 임차인 수, 배당신청 여부, 유치권, 재매각, 예고 등기 등 매우 다양한 위험요인이 있는 것으로 보인다. 그러나 이 중에는 위험요인이라고 보기 어려운 것들도 있고, 또 경매 위험요인이라 하더라도 소유권 자체를 확보하지 못해 큰 손실을 볼 수 있는 위험이 있는가 하면, 약간의 추가적인 비용이 들어가는 단순한 위험도 있다.

이에 본 논문에서는 기존 연구들이 제시한 경매 위험요인들 중에서 실질적으로 손실을 유발하지 않는 요인들은 경매 위험요인에서 제외하고, 경매 위험요인을 ‘추가적인 비용을 유발하는 위험’과 ‘불완전한 소유권에 따른 위험’으로 나누고자 한다.

1) 추가적인 비용을 유발하는 위험요인

(1) 토지별도등기

집합건물의 경우 대지지분이 각 세대별로 구분되어 있으나, 대지권이 정리되기 전에 토지부분에 (가)압류 또는 (근)저당권 등 제한물건이 설정된 상태에서 집합건물이 건축된 경우에는 등기부상 표제부에 ‘토지에 관하여 별도등기 있음’이라고 표시하게 된다. 이는 토지에 별도의 권리가 있음을 알려주는 것이다. 이러한 경우 소멸되지 않는 권리를 인수해야 하는 경우나 지료를 지불해야 하는 경우가 발생할 수 있다. 그러므로 토지별도등기가 있을 경우에는 추가적인 비용을 고려하여 매수인은 매각가격을 낮추게 된다.

(2) 대지권미등기

대지권이란 집합건물의 구분소유자가 건물의 전유부분을 소유하기 위하

여 대지에 대해 갖는 권리이다. 건설회사에서 아파트, 빌라 등 집합건물을 분양할 때 수분양자가 분양대금을 완납하게 되면 우선 전유부분에 대해서 분양받은 자의 명의로 소유권이전등기가 완료되고 추후 대지권등기까지 완료하게 되는데, 대지권 등기가 늦어지는 경우가 종종 발생한다. 이 경우 대지사용권에 문제가 생기거나, 매수인이 분양 받은 자의 명의로 대위등기한 후 자신에게 이전하는 절차상의 번거로움과 처리비용이 발생한다. 이로 인해 대지권미등기가 있을 경우, 매수인은 매각가격을 낮추게 된다.

(3) 유치권

유치권이란 타인의 물건이나 유가증권을 점유하는 자가 그 물건이나 유가증권에 관하여 생긴 채권¹⁷⁾을 변제받을 때까지 그 목적물을 유치하여 채무자의 변제를 간접적으로 강제하는 법정담보물권이다. 유치권은 등기할 수 없는 권리이지만 말소기준등기보다 앞서서 성립하든 뒤에 성립하든 매수인이 항상 인수해야 하는 권리이다. 또한 부동산가격을 평가할 때, 유치권으로 담보하는 피담보채권액을 평가가격에 반영하지 않는 것은 물론이고, 객관적인 채권액을 알 수 있도록 하는 절차조차 없다. 그리고 우선변제권도 없어서 배당절차에서 소외되는¹⁸⁾ 등 분쟁의 소지가 많다. 따라서 매수인은 입찰을 포기하거나 유치권의 피담보채권액을 충분히 보상할 만큼 경락가격이 떨어지기를 기다려야 되므로 유치권이 있을 경우, 매수인은 매각가격을 낮추게 된다.

(4) 배당신청하지 않은 선순위임차인

선순위임차인이란 말소기준등기¹⁹⁾보다 우선한 임차인을 말한다. 선순위

17) 주로 신축이나 개축건물과 관련된 미지급공사대금이나 임차인이 목적 부동산의 보존이나 개량을 위하여 지출한 비용이 그것이다.

18) 김기찬, “부동산경매에서 유치권의 개선에 관한연구”, 건국대학교 박사학위논문, 2008, p.227.

19) 경매물건을 매각결정 받고나서 소유권 이전등기를 할 때 자신을 포함해서 이후의 모든 등기가 말소되는 기준이 되는 등기를 말한다. 말소기준등기 이후에 설정된 등기 부상의 모든 등기는 소멸되며 말소기준등기로는, (근)저당권등기, 압류등기, 가압류등기, 담보가등기, 경매개시결정등기 중에서 시간적으로 설정일자가 가장 앞선 등기를 말한다.

임차인은 매수인에게 임차보증금 전액을 변제받을 때까지 주택을 인도하지 않아도 된다. 선순위임차인이 배당요구²⁰⁾신청에 참가하였다면 우선하여 배당을 받게 되므로 추가비용이 발생할 여지는 없다. 그러나 선순위임차인이 배당신청을 하지 않았다면 매수인이 임차보증금 전액을 부담해야 한다. 결국 매수인은 완전한 소유권을 행사하기 위해 매각결정대금 이외에 추가비용을 들여야 하기 때문에 배당신청하지 않은 선순위임차인이 있을 경우, 매수인은 매각가격을 낮추게 된다.

(5) 임차인수

주택임대차 보호법은 임차인 중 소액임차인의 보호를 위하여 일정금액 이하의 소액임차인에 대해서는 매각 시 배당 종기 시까지 배당신청을 하게 되면 다른 담보물권자보다 최우선하여 일정금액의 보증금을 변제해 주도록 하고 있다. 그러나 경매물건(아파트)의 특성상 한 집에 다수의 임차인이 거주하는 것이 사실상 어려운 경우가 있다. 이때에는 해당 임차인을 가장 임차인으로 인정하여 보증금을 우선 변제하지 않는다. 또 경우에 따라서는 요건상의 하자로 인해 임차인이 우선변제 대상으로 인정받지 못하는 경우도 있다. 이러한 경우에는 명도상의 어려움이 발생하여 추가적으로 비용이 발생하기 때문에 매수자는 매각가격을 낮추게 된다.

2) 불완전한 소유권으로 인한 위험요인

(1) 법정지상권

법정지상권²¹⁾이란 토지와 그 지상건물의 소유자가 동일하다가 토지 또는 그 지상 건물에 설정된 근저당권이 실행되어 토지소유자와 건물소유자가 달라진 경우에 성립하는 지상권을 말한다. 법에 규정되었다는 이유만으로登記 없이도 인정되는 지상권이 바로 법정지상권이며, 법정지상권자는 토지소유자에게 일정액의 지료를 지불하고 최장 30년 동안 토지를 사용

20) 다른 채권자에 의하여 개시된 집행절차에 참가하여 동일한 재산의 매각대금에서 변제를 받으려는 집행법상의 행위를 말한다.

21) 민법 제 366조

할 수 있다. 즉 법정지상권은 토지와 건물의 소유자가 어떠한 사유로 분리되어 있을 때 성립하며, 일단 법정지상권이 성립되면 건물을 철거하지 않고 그대로 유지시킬 수 있기 때문에 법정지상권이 성립하는 토지를 매수한 매수인은 완전한 소유권을 취득할 수가 없다. 따라서 법정지상권이 있는 토지의 매수자는 매각가격을 낮추거나 아예 매각결정을 포기하게 된다.

(2) 선순위가처분

선순위가처분이란 경매에서 부동산 물건에 가처분등기²²⁾가 선순위로 설정되어있는 경우를 말한다. 선순위가처분등기가 있을 경우, 해당부동산이 매각 결정되더라도 가처분등기는 말소되지 아니하고 매수인이 인수하게 되며, 가처분채권자가 채무자를 상대로 한 본안소송에서 승소하면 매수인은 소유권을 박탈당할 우려가 있기 때문에 소유권 취득이 불안전하게 된다. 따라서 선순위가처분이 있을 경우, 매수인은 매각가격을 낮추거나 아예 매각결정을 받지 않으려고 한다.

(3) 예고등기

예고등기²³⁾는 경매로 인하여 소멸되는 말소기준권리보다 후순위이더라도 매각으로 인해 말소되지 않고 매수인이 인수하게 되는 권리이다. 이러한 부동산을 매수하였을 경우 소송의 결과에 따라 매수한 부동산의 소유권을 상실할 가능성이 존재한다. 따라서 매수인은 매각가격을 낮추거나, 아예 매각결정을 받지 않으려고 한다.

22) 해당 부동산에 관한 현상이 바뀌면 당사자가 권리를 실행하지 못하거나 이를 실행하는 것이 매우 곤란할 염려가 있을 경우 또는 해당 부동산에 관한 다툼이 있는 권리관계에 대하여 지위를 보존하기 위하여 취해지는 조치이다(민사집행법 제300조)경매에서 살펴보면, 할 가처분은 점유이전금지가처분과 처분금지가처분인데, 이 중 매각가율에 영향을 미치는 것은 주로 처분금지가처분이다. 처분금지가처분은 목적부동산에 대한 가처분채무자의 소유권이전, 저당권, 전세권설정, 임차권설정 기타일체의 처분행위를 금지하는 보전처분으로, 이는 경매물건을 가처분 집행당시 상태로 유지시키고 권리변동을 금하는 것을 의미한다.

23) 등기원인의 무효나 취소로 인한 등기의 말소 또는 말소회복의 소송이 제기된 경우에 이를 제3자에게 알리고 경고하기 위하여 법원이 직권으로 촉탁하여 행하는 등기를 말한다(부동산등기법 제4조, 제39조).

(4) 선순위가등기

가등기란 등기를 할 수 있는 실체적 혹은 절차적 요건을 구비하지 않은 상태에서 장래 그 요건이 완비된 후에 할 본등기의 순위를 보전하기 위해서 미리 해두는 예비등기를 말한다. 경매에 있어서는 선순위가등기 중 소유권이전청구권가등기²⁴⁾와 담보가등기²⁵⁾를 염두에 두어야하는데 만약 선순위가등기가 소유권이전청구권가등기일 경우 매각 후에도 가등기는 말소되지 않고 등기부등본상에 남아있게 되며 결국 매수인은 완전한 소유권을 취득하지 못하게 된다. 따라서 선순위 가등기가 있을 경우, 매수인은 매각가격을 낮추거나 아예 매각결정을 받지 않으려고 한다.

(5) 지분경매

물건이 지분에 의하여 수인의 소유가 된 때에 이를 공유라고 한다. 그 중 일부 지분소유자의 지분에 대하여만 경매가 이루어질 경우 이를 지분경매라고 한다. 따라서 지분경매인 부동산을 매각결정 받을 경우에는 매각하는 지분만 취득하게 되며, 다른 지분소유자와 당해 부동산을 지분에 비례하여 공유하게 된다. 이러한 공유지분은 각 소유자들과의 합의가 어려워 사용, 수익, 처분 등의 소유권 행사에 제약이 따른다. 따라서 이러한 소유권 행사에 따른 제약 때문에 입찰참여자들에게 지분경매는 완전한 소유권을 취득하지 못하는 물건으로 분류된다.

더욱이 지분경매를 통한 공유자지분이 매각되는 경우 나머지 지분을 보유한 공유자에게 공유자우선매수청구권²⁶⁾이 주어진다. 공유자우선매수청구권이란 채무자의 지분이 경매될 때 나머지 지분을 보유한 공유자에게 우선적으로 해당 지분을 매수할 수 있는 기회를 부여하는 제도이다. 이 제도의 취지는 공유물 전체를 관리할 때 공유자들 간 원활한 협의를 위해 기

24) 소유권 이전에 관한 본등기를 할 수 있는 요건이 갖춰지지 않았거나 본등기의 요건을 미루어 장래에 있을 본등기의 준비로서 하는 등기이다(부동산등기법 제3조).

25) 소유권이전이 목적이 아니라 채무변제의 담보를 위한 일종의 담보물권의 성질을 갖는다. 경매사건에 있어서 채권자의 배당요구가 있으면 매각으로 인하여 소멸되는 권리로 보는 것도 담보가등기를 저당권의 일종으로 보기 때문이다.

26) 민사집행법 제140조 제1항, 제2항.

존 공유자가 매수를 원하면 입찰한 사람이 있어도 공유자에게 우선해서 매수할 수 있는 기회를 주는 것이다. 공유자는 입찰당일 해당경매 사건이 종결되기 전까지만 신고하면 물건을 취득할 수 있기 때문에 지분경매에 응찰하게 되면 취득할 확률이 낮아진다. 이 경우, 입찰참여자는 기회상실 비용이 발생하게 되므로, 선행적인 경험에 의해 입찰자들은 지분경매에 입찰을 꺼리게 되며, 이는 다시 매각가율의 하락으로 이어진다.

제2절 모형추정에 사용한 자료와 변수

1. 기초자료와 이상치

이 논문에서 사용된 분석 자료는 2003년 3분기부터 2009년 2분기까지 매각 결정된 서울시 강남구, 서초구, 송파구의 경매아파트 중 경매정보업체 지지옥션에 제공된 자료²⁷⁾로, 강남구 761건, 서초구 745건, 송파구 577건, 총 2,083건의 경매아파트자료를 사용하였다. 경매아파트가격자료는 경매정보회사인 지지옥션으로부터 수집하였다. 분기별 자료를 사용한 것은 월단위로는 유의미한 거래량을 포착할 수 없는 경우가 종종 있기 때문이다.

먼저 매각 결정된 경매아파트의 평가가격이나 매각가격에 오류가 없는지를 확인하기 위해 국토해양부 부동산공시가격알리미 사이트²⁸⁾에서 2008년 1월 1일 기준 공시가격을 매 건별로 확인하여 감정가격과 매각가격과의 차이를 살펴보았다. 이중 감정가격 대비 공시가격의 차이²⁹⁾가 $\pm 50\%$ 를

27) 실제 조사된 data는 2001년 1분기부터 2009년 2분기까지 총 34분기 2,658개이다. 하지만 KB국민은행의 주택가격지수로 감정가격을 보정해주어야 하기 때문에 구별 가격지수가 발표되는 2002년 12월 이후 감정평가가 이루어진 data만을 사용하였다.

28) 국토해양부 부동산공시가격알리미 사이트 <http://www.realtyprice.or.kr>

29) 감정가격대비 감정가격과 공시가격과의 차이는 $\frac{\text{감정가격} - \text{공시가격}}{\text{감정가격}} \times 100$ 으로 계산하여 $\pm 50\%$ 를 초과하는 건은 총 49건이다. 하지만 공시가격은 2008년 1월 1일 기준이고, 감정가격은 매 관측치마다 상이하기 때문에 감정시점과 공시가격이 확정된 시점 간 가격상승이 발생했을 가능성을 배제할 수 없다. 따라서 감정가격을 KB국민은

초과한 23건은 감정평가나 공시가격 조사가 잘못 되었거나 입력오류인 이상치로 판단하여 제거하였다.

<표 10> 분석에 사용된 자료의 분기별 매각결정건수

분기	강남구			서초구			송파구		
	소계	위험 부동산	무위험 부동산	소계	위험 부동산	무위험 부동산	소계	위험 부동산	무위험 부동산
2003 03Q	25	3	22	22	7	15	8	1	7
04Q	11	3	8	34	10	24	18	1	17
2004 01Q	27	6	21	37	13	24	17	1	16
02Q	18	3	15	25	5	20	23	1	22
03Q	16	2	14	31	8	23	21	0	21
04Q	24	6	18	40	5	35	19	2	17
2005 01Q	31	4	27	29	8	21	46	11	35
02Q	87	64	23	32	5	27	32	5	27
03Q	25	4	21	36	6	30	25	13	12
04Q	31	3	28	32	7	25	22	2	20
2006 01Q	27	4	23	43	13	30	20	8	12
02Q	42	15	27	45	11	34	23	4	19
03Q	49	13	36	26	6	20	19	5	14
04Q	33	5	28	24	5	19	26	2	24
2007 01Q	24	4	20	25	4	21	15	0	15
02Q	26	3	23	37	7	30	12	1	11
03Q	23	1	22	31	14	17	14	4	10
04Q	31	8	23	26	5	21	25	2	23
2008 01Q	21	5	16	25	7	18	18	3	15
02Q	26	5	21	25	4	21	18	1	17
03Q	41	6	35	29	4	25	26	4	22
04Q	28	4	24	18	3	15	22	3	19
2009 01Q	33	1	32	26	3	23	42	8	34
02Q	51	12	39	35	7	28	56	5	51
합계	750	184	566	733	167	566	567	87	480

이상치가 제거된 자료 2,060건의 평가월과 매각결정 월의 KB주택가격 지수를 조사한 후, (수식Ⅲ-7)의 방법으로 감정가격을 보정하였다. 보정한 감정가격을 이용하여 시간경과에 따른 가격변화가 반영된 매각가율을 추

행의 주택가격지수를 이용하여 2008년 1월 기준으로 변환한 후 같은 방법으로 계산하여, 두 가지 경우 모두 $\pm 50\%$ 를 초과하는 23건을 최종 이상치로 보고 제거하였다. 이 때 지분경매로 매각 결정된 부동산은 그 지분비율을 공시가격에 곱하여 계산하였다.

정하여 구별, 분기별 평균과 표준편차를 계산하였다. 관측치가 구별 분기별 평균에서 크게 벗어나는 10건³⁰⁾ 또한 이상치로 판단하고 제거하여 최종적으로 모형에 사용한 자료는 2,050개이다. 진정한 매각가율 추정에 사용한 자료의 구별, 분기별 건수는 <표 10>과 같다.

2. 변수의 설정

앞의 이론적 모형에서 설명하였다시피, ‘진정한 매각가율’을 추정하기 위해서는 모형 상에 위험요인들을 설명변수로 사용하여 위험요인에 따른 매각가의 하락을 통제해야 한다.

모형 추정에 사용한 변수들의 정의는 <표 11>과 같다.

본 논문에서는 기존 연구들이 제시한 경매 위험요인들 중에서 실질적으로 손실을 유발하지 않는 요인들은 경매 위험요인에서 제외하였다. 그리고 앞에서 살펴보았다시피 실질적으로 손실을 유발하는 경매 위험요인을 ‘추가적인 비용을 유발하는 위험’과 ‘불완전한 소유권에 따른 위험’으로 나누고 이들 위험요인들을 설명변수로 설정하였다.

추가적인 비용을 유발하는 위험요인으로는 임차인수, 배당신청하지 않은 선순위임차인유무, 토지별도등기여부, 대지권미등기여부, 유치권을 사용하였다. 그리고 불완전한 소유권에 따른 위험요인으로는 법정지상권, 선순위가처분, 선순위가등기, 예고등기, 지분경매를 설정하였다. 마지막으로 실제 매각가율에 영향을 미치는 위험요인 중 본 논문에서 찾지 못한 관측되지 않은 위험요인의 대리변수로 경매기간을 사용하였다.

임차인수를 위험요인으로 판단한 이유는 아파트의 주택구조상 한 아파트에 다수의 임차인이 거주하기는 어렵고, 실무에서도 다수의 임차인이 있는 경우, 가장 임차인인 사례가 많아 이로 인해 명도 시 어려움이 있기 때문이다. 그로인해 추가적인 비용이 발생하여 가장 임차인에 의한 허위 신고가 매각가격을 하락시키는 요인으로 작용할 것이라 판단하였다. 임차인이 0 또는 1세대인 관측치는 소유자가 직접 거주하는 경우이거나 정상임

30) 이상치의 판단 기준은 각 구별, 분기별 평균과 표준편차를 계산하여 관측치가 평균 $\pm(3 \times \text{표준편차})$ 을 초과하는 것으로 하였다.

차인이라고 보고 0으로 처리하고, 임차인이 2세대 이상인 경우 임차인수를 입력하는 방식으로 임차인수를 변수(L1)에 포함하였다.

<표 11> 변수의 설정

구분		변수명	변수설명	비 고
종속변수		LRATIO	$LN(\frac{B}{A'})$	
독립 변수	분기더미	Q33	2003년 3분기	더미변수
		Q34	2003년 4분기	더미변수
		Q41	2004년 1분기	더미변수
		Q42	2004년 2분기	더미변수
		Q43	2004년 3분기	더미변수
		Q44	2004년 4분기	더미변수
		Q51	2005년 1분기	더미변수
		Q52	2005년 2분기	더미변수
		Q53	2005년 3분기	더미변수
		Q54	2005년 4분기	더미변수
		Q61	2006년 1분기	더미변수
		Q62	2006년 2분기	더미변수
		Q63	2006년 3분기	더미변수
		Q64	2006년 4분기	더미변수
		Q71	2007년 1분기	더미변수
		Q72	2007년 2분기	더미변수
		Q73	2007년 3분기	더미변수
		Q74	2007년 4분기	더미변수
		Q81	2008년 1분기	더미변수
		Q82	2008년 2분기	더미변수
		Q83	2008년 3분기	더미변수
		Q84	2008년 4분기	더미변수
		Q91	2009년 1분기	더미변수
	추가비용 발생	L1	임차인수	수준변수
		L2	선순위임차인(배당미신청)	더미변수
		L3	토지별도등기여부	더미변수
		L4	대지권미등기여부	더미변수
		L5	유치권	더미변수
	불완전한 소유권	RISK	법정지상권(R1)+선순위가처분(R2)+ 선순위가등기(R3)+예고등기(R4)+ 지분경매(R5)	더미변수
	기타위험	size	전용면적(단위:m²)	수준변수
	대리변수	DUR	경매기간(단위:일)	수준변수

토지별도등기여부(L3), 대지권미등기여부(L4), 유치권유무(L5)는 각각 더미변수로 처리하여 모형에 포함하였고 법정지상권 유무(R1), 선순위가처분(R2), 선순위가등기(R3), 예고등기(R4) 지분경매(R5)는 관측빈도가 작아 RISK라는 새로운 변수로 통합하여 추정하였다.

선순위임차인이 있는 경우 임차인이 배당신청을 하면 매각결정금액에서 기준권리보다 우선하여 배당받으므로 위험요소라 볼 수 없고, 선순위임차인 중 배당신청을 하지 않았다하더라도 임대보증금에 대한 인수가 확정된 금액일 때는 위험이라 할 수 없다. 따라서 이러한 경우 인수가 확정된 임대보증금액을 매각결정금액에 합하여 처리하고 위험요인에서 제외하였다. 최종적으로 선순위임차인이 배당신청을 하지 않은 것 중 진짜 임차인인지 불분명한 것과 인수해야 하는 금액을 확인할 수 없는 46건만을 배당신청하지 않은 선순위임차인(L2)으로 보고 변수에 포함하였다.

본 논문의 매각가울 결정모형에서 아파트의 일반 특성은 매각가격에도 반영될 뿐만 아니라 감정가격에도 반영되기 때문에 아파트의 특성(규모, 연도, 주상복합 여부 등)은 매각가울에 영향을 미치지 않는 것으로 보고 있다. 하지만 면적의 경우, 매각가격의 할인 또는 할증(θ) 정도에 영향을 미칠 수 있다. 예를 들어 경매시장을 투자시장으로 받아들이는 투자자의 입장에서 면적이 큰 경매부동산은 투자비용의 증가를 의미한다. 왜냐하면 면적이 큰 부동산은 매매금액의 규모가 크기 때문에 면적이 작은 주택에 비해 대출규제가 심하다. 따라서 자기자본 투입비용이 커지고 거래의 빈도도 활발하지 않아 매도 시 어려움을 겪을 수 있다. 하여 투자자들은 면적이 큰 부동산보다 면적이 작은 경매부동산을 선호할 수 있다³¹⁾. 이 경우, 면적은 매각가울에 음(-)의 영향을 미칠 수 있다. 이를 확인하기 위해 설명변수에 전용면적을 포함하였다.

경매기간은 경매 매각가울에 직접적인 영향을 미치는 변수는 아니다. 하지만 경매기간이 길다는 것은 경매위험요인으로 인하여 시장참여자들이 경매부동산의 감정가격이 높다고 판단하기 때문에 경매에 참여하지 않

31) 전용면적은 강남구, 서초구, 송파구 기간 내 평균 약 109m²이며, 지역별로 차이를 보였다. 강남구의 경우 평균 102.92m²로 세 개 구 평균과 유사하지만, 서초구는 124.03m², 송파구는 98.02m²로 서초구가 평균면적이 가장 크고, 송파구가 가장 작았다.

<표 12> 분석에 사용된 자료의 구별 분기별 경매기간

분기	강남구			서초구			송파구		
	평균	최소	최대	평균	최소	최대	평균	최대	최대
2003 03Q	233	52	688	248	140	489	244	180	332
04Q	204	155	350	240	122	578	278	195	487
2004 01Q	233	131	395	254	95	405	277	175	395
02Q	251	161	389	266	167	462	238	182	327
03Q	243	94	352	272	182	456	275	159	532
04Q	277	142	721	300	162	602	288	181	630
2005 01Q	344	172	764	290	132	486	207	77	460
02Q	636	114	801	276	147	367	172	115	410
03Q	313	198	407	311	223	421	367	123	1,616
04Q	301	187	567	359	183	653	219	67	529
2006 01Q	309	189	570	326	142	577	249	115	758
02Q	371	162	845	308	162	660	261	144	605
03Q	348	175	813	276	125	1,018	194	122	326
04Q	298	63	1,249	279	135	810	195	97	616
2007 01Q	289	149	794	276	137	551	291	134	861
02Q	286	157	1,036	283	167	598	313	164	538
03Q	196	87	446	211	107	601	310	160	642
04Q	235	110	565	203	99	460	261	115	929
2008 01Q	191	103	535	209	96	350	314	161	1,263
02Q	176	104	329	168	64	374	243	94	536
03Q	195	84	474	188	78	315	221	91	634
04Q	250	105	665	211	128	364	288	145	621
2009 01Q	252	122	1,259	216	121	428	281	124	817
02Q	232	105	635	261	159	416	220	103	470
합계	310	52	1,259	265	64	1,018	251	67	1,616

는 현상을 반영하는 것일 수 있다. 즉, 위험요인이 있는 경매부동산의 경매기간이 길어질 수 있음을 의미하기도 한다. 하지만 경매기간이 길다고 반드시 경매부동산에 위험요인이 있다고 판단할 수는 없다. 따라서 본 논문에서 찾지 못한 관측되지 않은 위험요인의 대리변수로 경매기간을 사용하기는 하였지만, 경매기간이 갖고 있는 모호성을 감안하여 경매기간을 설명변수에서 제외하고 모형을 추정해보기로 하였다.

그리고 시간 경과에 따른 ‘진정한 매각가율’의 변화를 확인하기 위해 시간더미변수를 설명변수에 포함시켰다. 시간더미변수는 2009년 2분기를 기준으로 삼았다.

3. 기초통계량

2003년 3분기부터 2009년 2분기까지 각 구별 평균 경매기간은 강남구 310일, 서초구 265일, 송파구 251일로, 시장에 일반적으로 알려져 있는 180일을 크게 상회하는 것으로 나타났다. 강남구와 서초구의 경우 2005년 2~3분기까지는 평균 경매기간이 늘어나는 추세를 보이다가 2006년 이후 점차 경매에 소요되는 기간이 짧아지고 있는 것으로 나타났다.

또한 각 구별, 분기별 최대 경매기간은 강남구의 경우 1,259일, 서초구 1,018일, 송파구 1,616일로 나타났다.

위험요인으로 사용한 설명변수들의 기초통계량은 <표 13>과 같다.

<표 13> 위험요인의 기초통계량

구분	변수명	변수설명	관측빈도	평균	최대값	최소값
추가 비용 발생	L1	임차인수(인)	467	0.543	5	0
	L2	선순위임차인(배당미신청)	46	0.022	1	0
	L3	토지별도등기여부	172	0.084	1	0
	L4	대지권미등기여부	31	0.015	1	0
	L5	유치권	144	0.070	1	0
불완전 소유권 취득	Risk	R1 법정지상권	3	0.001	1	0
		R2 선순위가처분	7	0.003	1	0
		R3 선순위가등기	6	0.002	1	0
		R4 예고등기	7	0.003	1	0
		R5 지분경매	18	0.009	1	0
기타	size	전용면적(m ²)	2,050	109.11	297.28	16.53
대리변수	DUR	경매기간(일)	2,050	278	1,616	52

임차인수가 2이상인 경우는 총 2,050 중 467건(22.78%)이 관측되었다. 이 중에서 4~5세대의 임차인이 있다고 신고된 것이 45(2.19%)건이다. 지역별로 살펴보면 강남구 153건, 서초구 220건, 송파구 94건으로 서초구에서 가장 높은 빈도가 관측되었다.

배당신청을 하지 않은 선순위임차인의 관측빈도는 46건(2.24%)으로, 강남구 18건, 서초구 15건, 송파구 13건으로 나타나 구별 관측빈도의 차이가 크지 않았다.

토지별도등기가 있는 것으로 나타난 매각결정 건은 172건(8.39%)이며, 지역별로 살펴보면 강남구 98건, 서초구 45건, 송파구 29건으로, 강남구에서 가장 높은 빈도가 관측되었다.

대지권미등기에 해당되는 매각결정 건은 31건(1.51%)이며, 이중 강남구가 22건으로 가장 높은 관측빈도를 보였으며, 서초구 2건, 송파구 7건이 각각 관측되었다.

유치권은 관측된 144건 중 강남구 92건, 서초구 42건, 송파구 10건으로 강남구에서 가장 높은 관측빈도를 보였고, 송파구에서 가장 적은 관측빈도를 보였다.

Risk 변수 중에서 법정지상권(R1)은 3건(0.15%)이 관측되었는데 이 중 강남구에서 1건, 송파구에서 2건이 관측되었고, 선순위가처분(R2)은 서초구에서 2건, 송파구에서 5건으로 총 7건(0.34%)이 관측되었다. 선순위가등기(R3)는 강남구 3건, 서초구 1건, 송파구 2건으로 총 6건(0.29%)이 관측되었고, 예고등기(R4)는 총 7건(0.34%) 중 강남구에서 1건, 서초구에서 6건이 관측되어 서초구에 집중되어 있음을 확인하였다. 지분경매(R5)는 총 18건이 관측되었는데 이 중 강남구에서 5건, 서초구에서 4건, 송파구에서 9건이 관측되어, 송파구에서 가장 높은 관측빈도를 보였다.

전용면적(size)은 강남구, 서초구, 송파구 기간 내 평균 약 109m²이며, 지역별로 차이를 보였다. 강남구의 경우 평균 102.92m²로 세 개 구 평균과 유사하지만, 서초구는 124.03m², 송파구는 98.02m²로 세 개 구중에서 서초구가 평균면적이 가장 넓고, 송파구가 가장 좁았다.

분석에 사용한 자료에서 나타난 위험요인을 살펴보면 대체적으로 ‘추가 비용이 발생하는 위험’은 강남구와 서초구에서 그 관측빈도가 높다. 그 중 임대차와 관련한 위험요인은 서초구에서 가장 높은 관측빈도를 보였다. 반면에 ‘불완전소유권 취득에 따른 위험’은 송파구에서 높은 관측빈도를 보였다. 특이한 점은 다른 구에 비해 송파구의 경우 위험요인이 관측된 부동산이 적은 것을 볼 수 있다. 이는 위험요인이 있는 부동산들은 대체적으로 단독 저층형 아파트인 경우가 많이 있는데 강남구나 서초구의 경우, 단독 저층형 아파트가 상대적으로 많이 소재해 있는 반면, 송파구의 경우 대부

분 대단지 아파트가 많은 것이 원인인 것으로 판단된다.

또한 2,050건의 자료 중 위험요인이 2가지 이상 관측된 것은 100건 (4.88.%)으로 이 중 77건이 강남구에서 나타났고, 서초구는 13건, 송파구에 사는 10건이 각각 관측되었다.

제3절 실증분석

1. 모형 추정

본 논문에서는 앞의 이론모형에 따라 반로그 함수형태의 특성가격모형을 이용하여 ‘진정한 매각가율’을 추정하였다.

특성가격모형을 이용하여 ‘진정한 매각가율’을 추정할 경우 문제가 되는 것은 우리가 모르는(관찰되지 않는) 위험요인이 있을 수 있다는 것이다. 이런 문제를 피하기 위해 여기서는 세 가지 방법으로 ‘진정한 매각가율’을 추정하였다.

첫 번째 방법은 앞에서 언급하였다시피 설명변수에 경매기간(DUR)을 포함시키는 방법으로 관찰되지 않는 위험요인을 모형에 반영하고자 하였다. 이 경우 ‘진정한 매각가율’을 추정하기 위해 모형 추정 후 각 구별 평균적인 경매기간을 사용하여 ‘진정한 매각가율’을 계산하였다.

두 번째 방법은 $\frac{1}{\sqrt{\text{경매기간}}}$ 을 가중치로 하는 WLS회귀방법을 사용하였다. 이 방법은 경매기간이 긴 거래 건은 가중치를 적게 주어 모수 추정 시 해당 거래 건으로부터 영향을 적게 받도록 만드는 방법이다.³²⁾ WLS회

32) Case & Shiller(1989)는 반복매매가격지수를 작성할 때 반복거래 기간이 긴 자료는 가중치를 적게 주는 방법을 사용한 바 있다. 본 논문은 이를 모티브로 하여 WLS방법을 생각했다. Case & Shiller(1989)가 사용한 방법은 다음과 같다. 예를 들어 반복 거래된 A주택과 B주택이 있다고 가정하자. A주택의 1번째 거래시점과 2번째 거래시점 간의 차이는 1년이고, B주택의 1번째 거래시점과 2번째 거래시점 간의 차이는 10년이라고 하자. 거래시점 간의 차이가 길면 거래시점 간 차이가 짧은 주택에 비하여 주택의 특성이 변했을 가능성이 크다. 이 때문에 Case & Shiller(1989)는 두 주택의 가격자료로 반복매매지수를 작성할 때 B주택의 가격변동률이 A주택의 그것보다 지수에 적게 반영될 수 있도록 $\frac{1}{\sqrt{\text{반복거래기간}}}$ 을 가중치로 한 WLS방법으로 지수를 추정한 바 있다.

귀방법으로 추정하게 되면 관측되지 않는 위험요인으로부터 발생할 수 있는 매각가을 추정의 왜곡 문제를 피할 수 있다

세 번째 방법은 자료 중에서 위험요인을 갖고 있는 자료들을 아예 제외하는 방법을 사용하였다. 세 번째 방법의 경우 위험요인을 통제할 필요가 없는 대신 사용가능한 자료가 줄어들어 표본추출오류문제가 발생할 수 있다. 또한 이 방법을 사용하여도 여전히 관찰되지 않는 위험요인이 내재될 수 있다. 따라서 이 경우에도 $\frac{1}{\sqrt{\text{경매기간}}}$ 을 가중치로 한 WLS방법으로 모형을 추정하였다.

이와 같은 모형 추정 방법을 정리하면 <표 14>와 같다.

<표 14> 모형추정방법

구 분		내 용
Ratio1		기존의 매각가을
Ratio2		감정가격만 시점 보정하여 만든 매각가을
모든 자료 사용 (위험요인=0)	Ratio3	경매기간을 설명변수에 포함하여 OLS방법으로 추정한 ‘진정한 매각가을’
	Ratio4	경매기간을 가중치로 하여 WLS방법으로 추정한 ‘진정한 매각가을’
위험요인이 없는 자료사용	Ratio5	경매기간을 가중치로 하여 WLS방법으로 추정한 ‘진정한 매각가을’

2. 각 구별 모형 추정결과

1) RATIO3(OLS) 추정결과

(1) 강남구

RATIO3는 OLS방법으로 추정한 모형이며, 강남구의 RATIO3추정결과는 <표 15>와 같다. 모형의 적합도를 설명하는 F검정통계량은 26.95($\text{Pr}>\text{F} : <.0001$)로, 귀무가설($H_0 = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \dots = 0$)을 기각하여 모형

으로서 적합하다는 결론을 내렸다. 또한 모형의 설명력을 나타내는 결정계수(R^2)는 0.5378, 조정된 결정계수($\text{adj}R^2$)는 0.5179로 모형에 사용된 독립변수가 매각가율을 약 53% 설명하고 있다.

Durbin-Watson 통계량은 2.014로 오차항의 자기상관은 존재하지 않는 것으로 판단하였고, 독립변수 상호간의 다중공선성 정도를 나타내는 분산팽창요인(VIF : Variance Inflation Factor)은 Q52를 제외한 모든 변수에서 3미만으로 나타나, 변수 간 다중공선성 가능성은 적은 것으로 판단된다.

추정결과에서 분기더미(Q33~Q91)는 추정한 매각가율을 나타내는데 반로그모형으로 추정하였기 때문에 진정한 매각가율은 α_t 에 지수함수를 취하여 $\exp(\alpha_t)$ 로 계산할 수 있다. 이 때 수준변수로 변수에 산입된 경매기간과 면적은 각 구별 평균값을 추정계수에 곱한 값을 더하여 계산하였다.³³⁾

강남구의 매각가율에 영향을 미치는 변수로는 임차인수(-), 유치권(-), 면적(-), 경매기간(-)이 5%유의수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다. 선순위가등기, 선순위가처분, 배당신청을 하지 않은 선순위임차인과 RISK 변수는 그 추정계수가 통계적으로 유의하지 않았다.

토지별도등기와 대지권미등기 변수가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났는데 이유는 불분명하나 대지권미등기의 경우 해당주택이 필지정리가 되지 않아 미등기인 상태로 남아있는 경우 매수인은 행정비용이 발생하는 부담은 있지만 그 위험의 정도가 다른 위험의 정도보다 경미하기 때문에 매각희망가격을 고려할 때 부담을 적게 갖기 때문인 것으로 판단된다. 하지만 토지별도등기 또는 대지권미등기 위험이 단순히 행정처리 미비가 아닌 결정적인 위험요인이라고 한다면 토지별도등기, 대지권미등기는 매각가율에 강한 부정적인 영향을 미칠 것으로 판단된다.

33) 예를 들어 <표 15>의 강남구의 추정결과를 바탕으로 2003년 3분기의 진정한 매각가율을 계산하는 방법은 $\text{intercept}(0.08854) + Q33(-0.0012) + \text{size}(-0.00074)*\text{강남구평균면적}(102.9211) + \text{DUR}(-0.00037)*\text{강남구평균경매기간}(310)$ 에 지수함수($\exp$)를 취하여 다음과 같이 계산하였다.

$$\begin{aligned} \text{ratio3 } Q33 &= \exp [0.08854 - 0.0012 + (-0.00074 * 102.9211) + (-0.00037 * 310)] \\ &= \exp (-0.1045) \\ &= 0.9008 \end{aligned}$$

<표 15> 강남구의 RATIO3 추정결과(OLS)

구분	변수명		Parameter Estimate	Standard Error	t value	Pr> t	VIF
시장 변화	intercept		0.08854	0.02713	3.26	0.0012	0
	Q33		-0.0012	0.03646	-0.03	0.9737	1.44884
	Q34		-0.08373	0.04998	-1.68	0.0943	1.22109
	Q41		-0.13827	0.03583	-3.86	0.0001	1.50699
	Q42		-0.19608	0.041	-4.78	<.0001	1.33159
	Q43		-0.12025	0.04277	-2.81	0.0051	1.29169
	Q44		-0.0776	0.03714	-2.09	0.037	1.44542
	Q51		-0.05428	0.03441	-1.58	0.1151	1.58722
	Q52		-0.06959	0.03258	-2.14	0.033	3.6808
	Q53		-0.13404	0.03679	-3.64	0.0003	1.47531
	Q54		-0.11249	0.03428	-3.28	0.0011	1.57498
	Q61		-0.17001	0.03578	-4.75	<.0001	1.50253
	Q62		-0.12464	0.03318	-3.76	0.0002	1.96802
	Q63		-0.09445	0.03029	-3.12	0.0019	1.8951
	Q64		-0.00886	0.03353	-0.26	0.7917	1.59989
	Q71		-0.14406	0.03711	-3.88	0.0001	1.44256
	Q72		-0.0565	0.03633	-1.56	0.1204	1.49401
	Q73		-0.05085	0.03758	-1.35	0.1764	1.41965
	Q74		-0.06544	0.03439	-1.9	0.0574	1.58472
	Q81		-0.05739	0.03877	-1.48	0.1392	1.38375
	Q82		-0.06999	0.03614	-1.94	0.0532	1.4785
	Q83		-0.12179	0.03138	-3.88	0.0001	1.72133
	Q84		-0.16163	0.03522	-4.59	<.0001	1.50828
	Q91		-0.0713	0.03353	-2.13	0.0338	1.59976
추가 비용 발생	L1		-0.02207	0.00576	-3.83	0.0001	1.19566
	L2		-0.04442	0.03616	-1.23	0.2197	1.03614
	L3		-0.02636	0.02222	-1.19	0.2359	1.89764
	L4		-0.05946	0.0391	-1.52	0.1287	1.47217
	L5		-0.2494	0.02925	-8.53	<.0001	3.114
불완전 소유권	RISK	R1	-0.05569	0.04928	-1.13	0.2588	1.08045
		R2					
		R3					
		R4					
		R5					
기타	size		-0.00074	0.000124	-5.98	<.0001	1.23022
대리변수	DUR		-0.00037	0.000046	-8.15	<.0001	2.59764
R^2 : 0.5378 Sum of Squared Residuals : 15.9200							
$adjR^2$: 0.5179 Durbin-Watson : 2.014							

배당신청을 하지 않은 선순위임차인의 추정계수가 통계적으로 유의하지

않은 이유로는 분석에 사용된 자료에서 관측된 선순위임차인이 가장 임차인일 가능성을 들 수 있다. 본 연구에서 대상으로 하고 있는 아파트의 경우 단독세대의 거주공간이지만, 배당신청을 하지 않은 선순위임차인으로 관측된 46개 관측치 중 2가구 이상의 임차인이 신고된 물건은 10건으로 약 22%에 달한다. 이는 일반 채무자가 주민등록을 이전만 했거나 공간을 점유까지 함으로써 선순위임차인의 요건을 갖춘 것처럼 가장한 경우이거나, 소유자나 채무자가 거짓으로 임차요건을 갖춘 경우이다. 이는 실제 임대차계약을 체결한 것이 아니기 때문에 입찰 참여자들은 입찰 참여 전에 실질조사를 통하여 이러한 상황을 미리 파악할 수 있다. 따라서 이러한 관측치가 배당신청을 하지 않은 선순위임차인에 포함된 경우 변수가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타날 수 있다.

마지막으로 Risk 변수의 추정계수가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타난 것은 기초통계량에서 알 수 있듯이 관측빈도가 낮은 이유도 있지만, 인터넷 경매 정보제공 사이트에 제공된 매각부동산의 정보가 실질적인 권리분석에 의한 기록이 아니기 때문이다. 진정한 매각가율 추정에 사용한 자료는 주택유형이 아파트와 주상복합만을 대상으로 하고 있다. 아파트의 경우 법정지상권의 성립여지가 희박함에도 불구하고 법정지상권이 성립한다고 신고된 것은 서류상에만 표시되어진 것이지 해당부동산 물건을 권리분석한 기록이 아님을 의미한다.³⁴⁾ 이 경우 합리적인 입찰참여자도 정확한 권리분석과 실질조사를 통하여 위험의 성립여지를 판단한 후 매각에 참여하기 때문에 Risk변수가 유의미하게 추정되지 않은 것으로 판단된다.

(2) 서초구

서초구의 모형추정 결과 모형의 적합도를 설명하는 F검정통계량은 16.77($\text{Pr} > F : < .0001$)로, 귀무가설($H_0 = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \dots = 0$)을 기각하여 모형으로서 적합하다는 결론을 내렸다. 또한 모형의 설명력을 나타내는 결정계

34) 법정지상권 성립여부를 묻는 물건3개를 권리분석 하여본 결과 법정지상권 성립과는 관계없는 구분지상권이 있거나 도로시설물 설치로 인한 관할 구청의 지상권 설정이 있음으로 표기된 것으로 판단된다. 그러므로 권리분석 상 법정지상권은 성립여지가 없다.

<표 16> 서초구의 RATIO3 추정결과(OLS)

구분	변수명		Parameter Estimate	Standard Error	t value	Pr> t	VIF
시장 변화	intercept		0.18251	0.03506	5.21	<.0001	0
	Q33		-0.14872	0.04402	-3.38	0.0008	1.60467
	Q34		-0.1983	0.03905	-5.08	<.0001	1.91903
	Q41		-0.26232	0.03842	-6.83	<.0001	2.01247
	Q42		-0.10721	0.04227	-2.54	0.0114	1.67411
	Q43		-0.13805	0.04013	-3.44	0.0006	1.85581
	Q44		-0.1106	0.03767	-2.94	0.0034	2.08284
	Q51		-0.11224	0.04072	-2.76	0.006	1.79204
	Q52		-0.07087	0.03945	-1.8	0.0729	1.84853
	Q53		-0.0804	0.03847	-2.09	0.037	1.96654
	Q54		-0.14825	0.03998	-3.71	0.0002	1.89862
	Q61		-0.20266	0.03735	-5.43	<.0001	2.19149
	Q62		-0.10494	0.03654	-2.87	0.0042	2.1881
	Q63		-0.10374	0.04187	-2.48	0.0135	1.70612
	Q64		-0.00604	0.04281	-0.14	0.8879	1.65083
	Q71		-0.06034	0.04224	-1.43	0.1536	1.67183
	Q72		-0.05699	0.03818	-1.49	0.136	1.98774
	Q73		-0.09531	0.04019	-2.37	0.018	1.86066
	Q74		-0.0805	0.04202	-1.92	0.0558	1.71837
	Q81		-0.05262	0.04279	-1.23	0.2192	1.71569
	Q82		-0.03277	0.0428	-0.77	0.444	1.71647
	Q83		-0.08509	0.04093	-2.08	0.038	1.81109
	Q84		-0.20661	0.0469	-4.41	<.0001	1.49905
	Q91		-0.08144	0.04188	-1.94	0.0522	1.70694
추가 비용 발생	L1		-0.03572	0.0055	-6.49	<.0001	1.11713
	L2		-0.04445	0.04262	-1.04	0.2974	1.03598
	L3		0.06566	0.02546	2.58	0.0101	1.06262
	L4		-0.05871	0.11578	-0.51	0.6123	1.03768
	L5		-0.04679	0.02722	-1.72	0.086	1.13836
불완전 소유권	RISK	R1	-0.02084	0.04752	-0.44	0.6612	1.11926
		R2					
		R3					
		R4					
		R5					
기타	size		-0.00112	0.000117	-9.58	<.0001	1.07491
대리변수	DUR		-0.00069	0.000069	-10.02	<.0001	1.30454
R^2			: 0.4258	Sum of Squared Residuals			: 18.0630
adj R^2			: 0.4004	Durbin-Watson			: 1.922

수(R^2)는 0.4258, 조정된 결정계수($\text{adj}R^2$)는 0.4004로 모형에 사용된 독립변수가 매각가율을 약 42% 설명하고 있다.

Durbin-Watson 통계량은 1.922로 오차항의 자기상관은 존재하지 않는 것으로 판단하였고, 독립변수 상호간의 다중공선성 정도를 나타내는 분산팽창요인(VIF :Variance Inflation Factor)은 모든 변수에서 3미만으로, 변수 간 다중공선성 가능성은 적은 것으로 판단된다.

서초구에서는 매각가율에 영향을 미치는 변수로는 임차인수(-), 면적(-), 경매기간(-), 토지별도등기(+)가 5%유의수준에서 통계적으로 유의하게 나타났고, 유치권(-)이 10%유의수준에서 통계적으로 유의하게 분석되었다. 토지별도등기는 비록 5%유의수준에서 통계적으로 유의하게 나타났지만, 예상부호와 달리 (+)로 나타났다. 이는 앞서 강남구에서 설명한 이유와 동일한 것으로 보인다. 반면 대지권미등기, Risk, 배당신청을 하지 않은 선순위임차인은 추정계수가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이 또한 강남구 추정결과에서 밝힌 이유와 같은 것으로 보인다.

(3) 송파구

모형의 적합도를 설명하는 F검정통계량은 11.32($\text{Pr}>F : <.0001$)로, 귀무가설($H_0 = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \dots = 0$)을 기각하여 모형으로서 적합하다는 결론을 내렸다. 또한 모형의 설명력을 나타내는 결정계수(R^2)는 0.3961, 조정된 결정계수($\text{adj}R^2$)는 0.3611로 모형에 사용된 독립변수가 매각가율을 약 39% 설명하고 있다.

Durbin-Watson 통계량은 1.970으로 오차항의 자기상관은 존재하지 않는 것으로 판단하였고, 독립변수 상호간의 다중공선성 정도를 나타내는 분산팽창요인은 모든 변수에서 2미만으로, 변수 간 다중공선성 가능성은 적은 것으로 판단된다.

매각가율에 영향을 미치는 변수로는 토지별도등기(-)와 risk, 면적, 경매기간이 5%유의수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다.

반면 강남구, 서초구에서 (+)부호를 보였던 Risk변수의 부호가 송파구에서는 (-)로 타나났고, 통계적으로도 유의하게 분석되었다. 이는 risk변수가

<표 17> 송파구의 RATIO3 추정결과(OLS)

구분	변수명		Parameter Estimate	Standard Error	t value	Pr> t	VIF
시장 변화	intercept		0.10855	0.02426	4.47	<.0001	0
	Q33		-0.12177	0.05079	-2.4	0.0169	1.13511
	Q34		-0.08557	0.03649	-2.35	0.0194	1.29433
	Q41		-0.1624	0.03739	-4.34	<.0001	1.28598
	Q42		-0.07822	0.03334	-2.35	0.0193	1.36792
	Q43		-0.1493	0.03445	-4.33	<.0001	1.3389
	Q44		-0.08905	0.03578	-2.49	0.0131	1.31147
	Q51		-0.0646	0.02697	-2.4	0.017	1.71505
	Q52		-0.00936	0.0299	-0.31	0.7544	1.50588
	Q53		-0.17867	0.03496	-5.11	<.0001	1.62888
	Q54		-0.08185	0.0339	-2.41	0.0161	1.35543
	Q61		-0.11585	0.0368	-3.15	0.0017	1.45766
	Q62		-0.07437	0.03346	-2.22	0.0267	1.37853
	Q63		-0.02497	0.03661	-0.68	0.4955	1.37294
	Q64		-0.01665	0.03188	-0.52	0.6017	1.40623
	Q71		-0.05463	0.03916	-1.4	0.1635	1.24891
	Q72		-0.07671	0.04298	-1.78	0.0749	1.21061
	Q73		-0.04665	0.04077	-1.14	0.253	1.26578
	Q74		-0.04968	0.03237	-1.53	0.1254	1.39682
	Q81		-0.05781	0.03662	-1.58	0.115	1.30366
	Q82		-0.05875	0.03643	-1.61	0.1074	1.29036
	Q83		-0.12964	0.03195	-4.06	<.0001	1.41236
	Q84		-0.1635	0.03393	-4.82	<.0001	1.35823
	Q91		-0.08788	0.02759	-3.19	0.0015	1.65103
추가 비용 발생	L1		0.000597	0.0066	0.09	0.9279	1.13257
	L2		-0.01036	0.03863	-0.27	0.7887	1.05733
	L3		-0.14994	0.02844	-5.27	<.0001	1.24181
	L4		0.04018	0.0566	0.71	0.4781	1.23544
	L5		-0.00343	0.04385	-0.08	0.9377	1.05357
불완전 소유권	RISK	R1	-0.1096	0.03724	-2.94	0.0034	1.34812
		R2					
		R3					
		R4					
		R5					
기타	size		-0.00095	0.00014	-6.75	<.0001	1.09478
대리변수	DUR		-0.00041	4.46E-05	-9.09	<.0001	1.22343
R^2 : 0.3961 Sum of Squared Residuals : 9.59075							
$adjR^2$: 0.3611 Durbin-Watson : 1.970							

송파구에서 높은 관측빈도를 보이면서 통계적으로 유의하게 분석된 것으로 보인다.

(4) 강남3구 통합

강남구, 서초구, 송파구의 통합 매각가율을 추정하기 위하여 지역구분을 하지 않고 모든 자료를 이용하여 OLS방법으로 RATIO3를 추정한 결과는 아래 <표 18>와 같다. 모형의 적합도를 설명하는 F검정통계량은 48.09($\text{Pr} > F : <.0001$)로, 귀무가설($H_0 = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \dots = 0$)을 기각하여 모형으로서 적합하다는 결론을 내렸다. 또한 모형의 설명력을 나타내는 결정계수(R^2)는 0.4249, 조정된 결정계수($\text{adj}R^2$)는 0.4161로 모형에 사용된 독립변수가 매각가율을 약 42% 설명하고 있다.

Durbin-Watson 통계량은 1.981로 오차항의 자기상관은 존재하지 않는 것으로 판단하였고, 독립변수 상호간의 다중공선성 정도를 나타내는 분산팽창요인(VIF : Variance Inflation Factor)은 모든 변수에서 3미만으로 나타나, 변수 간 다중공선성 가능성은 적은 것으로 판단된다.

강남3구를 통합한 모형에서 해당신청하지 않은 선순위임차인(L2)을 제외한 모든 위험요인 변수가 5%유의수준에서 매각가율에 영향을 미치는 변수로 유의하게 나타났다.

<표 18> 강남3구의 RATIO3 추정결과(OLS)

구분	변수명		Parameter Estimate	Standard Error	t value	Pr> t	VIF
시장 변화	intercept		0.13714	0.01649	8.32	<.0001	0
	Q33		-0.07635	0.02478	-3.08	0.0021	1.35598
	Q34		-0.14896	0.0237	-6.29	<.0001	1.41533
	Q41		-0.20385	0.02187	-9.32	<.0001	1.53497
	Q42		-0.11904	0.02327	-5.12	<.0001	1.42703
	Q43		-0.13804	0.02303	-5.99	<.0001	1.43893
	Q44		-0.10114	0.02165	-4.67	<.0001	1.54004
	Q51		-0.07252	0.02006	-3.62	0.0003	1.66919
	Q52		-0.06422	0.01975	-3.25	0.0012	2.2521
	Q53		-0.13592	0.02147	-6.33	<.0001	1.56789
	Q54		-0.12236	0.02144	-5.71	<.0001	1.54543
	Q61		-0.16759	0.02126	-7.88	<.0001	1.60449
	Q62		-0.1152	0.02015	-5.72	<.0001	1.74354
	Q63		-0.06928	0.02083	-3.33	0.0009	1.60625
	Q64		-0.0038	0.02155	-0.18	0.8602	1.52588
	Q71		-0.08922	0.02351	-3.8	0.0002	1.41384
	Q72		-0.06006	0.02234	-2.69	0.0072	1.48797
	Q73		-0.04713	0.02301	-2.05	0.0407	1.43659
	Q74		-0.06246	0.02164	-2.89	0.0039	1.5206
	Q81		-0.03914	0.02347	-1.67	0.0956	1.40989
	Q82		-0.0491	0.02291	-2.14	0.0322	1.4439
	Q83		-0.10975	0.02064	-5.32	<.0001	1.60796
	Q84		-0.16394	0.02298	-7.13	<.0001	1.43245
	Q91		-0.06737	0.0203	-3.32	0.0009	1.63362
추가 비용 발생	L1		-0.02714	0.00344	-7.9	<.0001	1.0985
	L2		-0.03805	0.02336	-1.63	0.1035	1.0125
	L3		-0.04215	0.01413	-2.98	0.0029	1.29869
	L4		-0.07903	0.02992	-2.64	0.0083	1.12779
	L5		-0.13053	0.01648	-7.92	<.0001	1.50052
불완전 소유권	RISK	R1	-0.05052	0.02538	-1.99	0.0467	1.06804
		R2					
		R3					
		R4					
		R5					
기타	size		-0.00097	0.000071	-13.68	<.0001	1.06016
대리변수	DUR		-0.00052	0.000028	-18.64	<.0001	1.48635
R^2 : 0.4249 Sum of Squared Residuals : 48.9017							
$adjR^2$: 0.4161 Durbin-Watson : 1.981							

2) RATIO4(WLS) 추정 결과

(1) 강남구

강남구의 추정결과는 <표 19>와 같다. 모형의 적합도를 설명하는 F검정통계량은 17.05($\text{Pr}>F : <.0001$)로, 귀무가설($H_0 = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \dots = 0$)을 기각하여 모형으로서 적합하다는 결론을 내렸다. 또한 모형의 설명력을 나타내는 결정계수(R^2)는 0.4158, 조정된 결정계수($\text{adj}R^2$)는 0.3914로 모형에 사용된 독립변수가 매각가율을 약 42% 설명하고 있다.

Durbin-Watson 통계량은 2.040으로 오차항의 자기상관은 존재하지 않는 것으로 판단하였고, 독립변수 상호간의 다중공선성 정도를 나타내는 분산팽창요인은 모든 변수에서 3미만으로, 변수 간 다중공선성 가능성은 적은 것으로 판단된다.

매각가율에 영향을 미치는 변수로는 임차인수(-), 유치권(-), 면적(-)이 5%유의수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다.

(2) 서초구

서초구의 모형추정 결과 모형의 적합도를 설명하는 F검정통계량은 12.24($\text{Pr}>F : <.0001$)로, 귀무가설($H_0 = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \dots = 0$)을 기각하여 모형으로서 적합하다는 결론을 내렸다. 또한 모형의 설명력을 나타내는 결정계수(R^2)는 0.3435, 조정된 결정계수($\text{adj}R^2$)는 0.3154로 모형에 사용된 독립변수가 매각가율을 약 34% 설명하고 있다.

Durbin-Watson 통계량은 1.951로 오차항의 자기상관은 존재하지 않는 것으로 판단하였고, 독립변수 상호간의 다중공선성 정도를 나타내는 분산팽창요인은 모든 변수에서 3미만으로, 변수 간 다중공선성 가능성은 적은 것으로 판단된다.

서초구에서는 매각가율에 영향을 미치는 변수로는 임차인수(-), 유치권(-), 면적(-), 토지별도등기(-)가 5%유의수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다.

(3) 송파구

모형의 적합도를 설명하는 F검정통계량은 7.19($\text{Pr}>\text{F} : <.0001$)로, 귀무가설($H_0 = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \dots = 0$)을 기각하여 모형으로서 적합하다는 결론을 내렸다. 또한 모형의 설명력을 나타내는 결정계수(R^2)는 0.2869, 조정된 결정계수($\text{adj}R^2$)는 0.2469로 모형에 사용된 독립변수가 매각가율을 약 29% 설명하고 있다.

Durbin-Watson 통계량은 1.964 오차항의 자기상관은 존재하지 않는 것으로 판단하였고, 독립변수 상호간의 다중공선성 정도를 나타내는 분산팽창요인은 모든 변수에서 2미만으로, 변수 간 다중공선성 가능성은 적은 것으로 판단된다.

매각가율에 영향을 미치는 변수로는 토지별도등기(-)와 risk(-), 면적(-)이 5%유의수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다.



<표 19> 강남구의 RATIO4 (WLS)

구분	변수명		Parameter Estimate	Standard Error	t value	Pr> t	VIF
시장 변화	intercept		0.00619	0.02479	0.25	0.8029	0
	Q33		-0.01181	0.03499	-0.34	0.7358	1.46379
	Q34		-0.07369	0.04766	-1.55	0.1225	1.22485
	Q41		-0.12285	0.03496	-3.51	0.0005	1.49198
	Q42		-0.18884	0.04064	-4.65	<.0001	1.31178
	Q43		-0.11498	0.04176	-2.75	0.0061	1.28635
	Q44		-0.10032	0.03707	-2.71	0.007	1.40194
	Q51		-0.09133	0.03521	-2.59	0.0097	1.46033
	Q52		-0.12318	0.03204	-3.84	0.0001	2.51481
	Q53		-0.17002	0.03779	-4.5	<.0001	1.38134
	Q54		-0.13293	0.03469	-3.83	0.0001	1.48135
	Q61		-0.18216	0.03645	-5	<.0001	1.41215
	Q62		-0.1432	0.03346	-4.28	<.0001	1.72988
	Q63		-0.1245	0.03068	-4.06	<.0001	1.69786
	Q64		-0.02328	0.03302	-0.7	0.481	1.54839
	Q71		-0.15263	0.03723	-4.1	<.0001	1.39189
	Q72		-0.06709	0.03622	-1.85	0.0644	1.44986
	Q73		-0.03948	0.03535	-1.12	0.2644	1.45966
	Q74		-0.06196	0.0329	-1.88	0.06	1.58198
	Q81		-0.04337	0.03632	-1.19	0.2328	1.41991
	Q82		-0.04885	0.03365	-1.45	0.147	1.52762
	Q83		-0.11326	0.02965	-3.82	0.0001	1.78246
	Q84		-0.1716	0.03438	-4.99	<.0001	1.49606
	Q91		-0.08996	0.03262	-2.76	0.006	1.58847
추가 비용 발생	L1		-0.02743	0.00609	-4.5	<.0001	1.13056
	L2		-0.0298	0.03659	-0.81	0.4157	1.04171
	L3		-0.04274	0.02263	-1.89	0.0594	1.50677
	L4		-0.04685	0.04034	-1.16	0.2459	1.30757
	L5		-0.33841	0.02797	-12.1	<.0001	1.88568
불완전 소유권	RISK	R1	-0.05615	0.04913	-1.14	0.2535	1.06265
		R2					
		R3					
		R4					
		R5					
기타	size		-0.00071	0.000125	-5.67	<.0001	1.15584
R^2 : 0.4158 Sum of Squared Residuals : 1.02934							
$adj R^2$: 0.3914 Durbin-Watson : 2.040							

<표 20> 서초구의 RATIO4 (WLS)

구분	변수명		Parameter Estimate	Standard Error	t value	Pr> t	VIF
시장 변화	intercept		0.02368	0.0323	0.73	0.4638	0
	Q33		-0.14405	0.04525	-3.18	0.0015	1.61623
	Q34		-0.16836	0.03996	-4.21	<.0001	1.95535
	Q41		-0.23903	0.03966	-6.03	<.0001	2.01244
	Q42		-0.10302	0.04399	-2.34	0.0195	1.6639
	Q43		-0.14422	0.04194	-3.44	0.0006	1.821
	Q44		-0.13439	0.03962	-3.39	0.0007	1.99534
	Q51		-0.12994	0.04264	-3.05	0.0024	1.74973
	Q52		-0.08397	0.04134	-2.03	0.0426	1.81097
	Q53		-0.10964	0.04084	-2.68	0.0074	1.85364
	Q54		-0.21041	0.04278	-4.92	<.0001	1.7262
	Q61		-0.22864	0.03949	-5.79	<.0001	2.05192
	Q62		-0.11659	0.03834	-3.04	0.0024	2.09247
	Q63		-0.10743	0.04344	-2.47	0.0136	1.69923
	Q64		-0.01936	0.04469	-0.43	0.665	1.63101
	Q71		-0.06808	0.04411	-1.54	0.1232	1.65124
	Q72		-0.07028	0.03996	-1.76	0.079	1.93844
	Q73		-0.06929	0.04024	-1.72	0.0856	1.97362
	Q74		-0.03072	0.04139	-0.74	0.4583	1.82933
	Q81		-0.01134	0.04256	-0.27	0.7899	1.7784
	Q82		0.03263	0.04102	0.8	0.4265	1.85872
	Q83		-0.04109	0.04014	-1.02	0.3064	1.92464
	Q84		-0.17944	0.04692	-3.82	0.0001	1.53979
	Q91		-0.06299	0.0423	-1.49	0.1369	1.75916
추가 비용 발생	L1		-0.03953	0.00573	-6.9	<.0001	1.10206
	L2		-0.04672	0.04382	-1.07	0.2867	1.03658
	L3		0.06451	0.02635	2.45	0.0146	1.07272
	L4		-0.01287	0.11034	-0.12	0.9072	1.0407
	L5		-0.06247	0.02838	-2.2	0.028	1.11577
불완전 소유권	RISK	R1	-0.02681	0.05021	-0.53	0.5936	1.1041
		R2					
		R3					
		R4					
		R5					
기타	size		-0.00122	0.000121	-10.04	<.0001	1.05925
R^2 : 0.3435 Sum of Squared Residuals : 1.24432							
$adj R^2$: 0.3154 Durbin-Watson : 1.951							

<표 21> 송파구의 RATIO4 (WLS)

구분	변수명		Parameter Estimate	Standard Error	t value	Pr> t	VIF
분기 더미	intercept		0.03038	0.02317	1.31	0.1904	0
	Q33		-0.13215	0.05284	-2.5	0.0127	1.12585
	Q34		-0.1118	0.03858	-2.9	0.0039	1.25209
	Q41		-0.1799	0.03962	-4.54	<.0001	1.24606
	Q42		-0.08262	0.03438	-2.4	0.0166	1.34198
	Q43		-0.17261	0.03612	-4.78	<.0001	1.29206
	Q44		-0.11092	0.03745	-2.96	0.0032	1.26804
	Q51		-0.05483	0.02671	-2.05	0.0406	1.72398
	Q52		0.00734	0.02885	0.25	0.7993	1.54871
	Q53		-0.20975	0.03653	-5.74	<.0001	1.46523
	Q54		-0.06131	0.03354	-1.83	0.0681	1.36808
	Q61		-0.10399	0.03719	-2.8	0.0054	1.44887
	Q62		-0.07266	0.03432	-2.12	0.0347	1.35216
	Q63		-0.00135	0.03609	-0.04	0.9703	1.3792
	Q64		-0.00824	0.03125	-0.26	0.7921	1.42827
	Q71		-0.05754	0.04004	-1.44	0.1513	1.22784
	Q72		-0.10888	0.04576	-2.38	0.0177	1.16768
	Q73		-0.06644	0.04351	-1.53	0.1273	1.22824
	Q74		-0.06703	0.03292	-2.04	0.0422	1.37539
	Q81		-0.08814	0.03813	-2.31	0.0212	1.25792
	Q82		-0.06522	0.03649	-1.79	0.0744	1.2905
	Q83		-0.11778	0.03166	-3.72	0.0002	1.43048
	Q84		-0.19236	0.03519	-5.47	<.0001	1.31791
	Q91		-0.09836	0.02823	-3.48	0.0005	1.58748
추가 비용 발생	L1		-0.00724	0.00685	-1.06	0.2909	1.10362
	L2		-0.02893	0.04187	-0.69	0.4899	1.05491
	L3		-0.16153	0.0305	-5.3	<.0001	1.18428
	L4		-0.05623	0.06388	-0.88	0.3791	1.1542
	L5		-0.03889	0.04682	-0.83	0.4066	1.04985
불완전 소유권	RISK	R1	-0.08801	0.03842	-2.29	0.0224	1.31144
		R2					
		R3					
		R4					
		R5					
기타	size		-0.00098	0.000148	-6.64	<.0001	1.08925
R^2 : 0.2869 Sum of Squared Residuals : 0.68156							
$adj R^2$: 0.2469 Durbin-Watson : 1.964							

(4) 강남3구 통합

강남구, 서초구, 송파구의 통합 매각가율을 추정하기 위하여 지역구분을 하지 않고 모든 자료를 이용하여 WLS방법으로 RATIO4를 추정한 결과는 아래 <표 22>와 같다. 모형의 적합도를 설명하는 F검정통계량은 28.03($\text{Pr}>\text{F} : <.0001$)으로, 귀무가설($H_0 = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \dots = 0$)을 기각하여 모형으로서 적합하다는 결론을 내렸다. 또한 모형의 설명력을 나타내는 결정계수(R^2)는 0.2940, 조정된 결정계수($\text{adj}R^2$)는 0.2835로 모형에 사용된 독립변수가 매각가율을 약 29% 설명하고 있다.

Durbin-Watson 통계량은 1.968로 오차항의 자기상관은 존재하지 않는 것으로 판단하였고, 독립변수 상호간의 다중공선성 정도를 나타내는 분산팽창요인(VIF : Variance Inflation Factor)은 모든 변수에서 3미만으로 나타나, 변수 간 다중공선성 가능성은 적은 것으로 판단된다.

강남3구를 통합한 WLS모형의 결과 배당신청하지 않은 선순위임차인(L2)과 RISK를 제외한 모든 위험요인 변수가 5%유의수준에서 매각가율에 영향을 미치는 변수로 유의하게 나타났다. RISK변수는 10%유의수준에서 매각가율에 영향을 미치는 변수로 나타났다.

<표 22> 강남3구의 RATIO4 (WLS)

구분	변수명		Parameter Estimate	Standard Error	t value	Pr> t	VIF
분기 더미	intercept		0.02857	0.01563	1.83	0.0676	0
	Q33		-0.08294	0.02507	-3.31	0.001	1.35364
	Q34		-0.14711	0.02423	-6.07	<.0001	1.40354
	Q41		-0.1983	0.02247	-8.83	<.0001	1.50507
	Q42		-0.12148	0.024	-5.06	<.0001	1.40139
	Q43		-0.14881	0.02389	-6.23	<.0001	1.40501
	Q44		-0.12765	0.02262	-5.64	<.0001	1.4767
	Q51		-0.08469	0.02054	-4.12	<.0001	1.63293
	Q52		-0.1	0.02012	-4.97	<.0001	1.86641
	Q53		-0.1735	0.0228	-7.61	<.0001	1.46345
	Q54		-0.14068	0.02239	-6.28	<.0001	1.47854
	Q61		-0.17474	0.02233	-7.82	<.0001	1.53416
	Q62		-0.12923	0.02103	-6.14	<.0001	1.62405
	Q63		-0.08236	0.0217	-3.8	0.0002	1.5454
	Q64		-0.0133	0.02187	-0.61	0.5433	1.51528
	Q71		-0.10332	0.02437	-4.24	<.0001	1.37772
	Q72		-0.08186	0.02332	-3.51	0.0005	1.4365
	Q73		-0.03661	0.02293	-1.6	0.1106	1.45498
	Q74		-0.05615	0.02156	-2.6	0.0093	1.54071
	Q81		-0.03216	0.02343	-1.37	0.17	1.42492
	Q82		-0.02511	0.02219	-1.13	0.258	1.49421
	Q83		-0.09233	0.02025	-4.56	<.0001	1.66083
	Q84		-0.17931	0.02335	-7.68	<.0001	1.42394
	Q91		-0.08279	0.02061	-4.02	<.0001	1.61863
추가 비용 발생	L1		-0.03364	0.00364	-9.23	<.0001	1.06752
	L2		-0.03606	0.02456	-1.47	0.1422	1.01278
	L3		-0.07271	0.0149	-4.88	<.0001	1.13518
	L4		-0.10836	0.03306	-3.28	0.0011	1.08301
	L5		-0.20907	0.01737	-12.03	<.0001	1.17978
불완전 소유권	RISK	R1	-0.04696	0.02659	-1.77	0.0775	1.06407
		R2					
		R3					
		R4					
		R5					
기타	size		-0.00098	0.000075	-13.13	<.0001	1.04075
R^2 : 0.2940 Sum of Squared Residuals : 3.40990							
$adj R^2$: 0.2835 Durbin-Watson : 1.968							

3) RATIO5(WLS) 추정 결과

위험요인이 하나라도 관측치를 제외하고 1,353건의 자료를 이용하여 ratio5를 각 구별로 추정하였다. 추정에 대한 해석은 앞서 설명한 ratio3, ratio4와 크게 다르지 않아 추정결과만 기록하고 해석은 생략하였다. 단 ratio5는 위험이 관측된 관측치를 모두 제외하였기 때문에 변수는 분기더미와 전용면적만을 포함하였다.

<표 23> 강남구의 RATIO5 (WLS)

구분	변수명	Parameter Estimate	Standard Error	t value	Pr> t	VIF
시장 변화	intercept	-0.01019	0.02795	-0.36	0.7156	0
	Q33	0.01778	0.03823	0.47	0.642	1.52904
	Q34	0.03648	0.05596	0.65	0.5148	1.19836
	Q41	-0.0687	0.04098	-1.68	0.0944	1.43923
	Q42	-0.13504	0.05232	-2.58	0.0102	1.22721
	Q43	-0.06038	0.04616	-1.31	0.1914	1.31207
	Q44	-0.08487	0.04188	-2.03	0.0433	1.42093
	Q51	-0.03706	0.03995	-0.93	0.3541	1.47273
	Q52	-0.03201	0.0391	-0.82	0.4133	1.49439
	Q53	-0.1202	0.04078	-2.95	0.0034	1.44494
	Q54	-0.09937	0.03848	-2.58	0.0101	1.52035
	Q61	-0.18345	0.0413	-4.44	<.0001	1.42333
	Q62	-0.11622	0.0399	-2.91	0.0038	1.46593
	Q63	-0.07864	0.03716	-2.12	0.0349	1.57794
	Q64	0.0022	0.03851	0.06	0.9545	1.51762
	Q71	-0.15687	0.04403	-3.56	0.0004	1.35493
	Q72	-0.05129	0.04278	-1.2	0.2312	1.38434
	Q73	-0.01639	0.03782	-0.43	0.665	1.55057
	Q74	-0.03688	0.03781	-0.98	0.3299	1.55511
	Q81	0.00627	0.04136	0.15	0.8796	1.42465
	Q82	-0.03249	0.03803	-0.85	0.3933	1.54227
	Q83	-0.09984	0.03398	-2.94	0.0035	1.78085
	Q84	-0.12935	0.03823	-3.38	0.0008	1.53455
	Q91	-0.06018	0.03491	-1.72	0.0854	1.73467
기타	size	-0.00088	0.000149	-5.92	<.0001	1.06843
R^2		: 0.1777		Sum of Squared Residuals		: 0.61901
adj R^2		: 0.1350		Durbin-Watson		: 2.166

<표 24> 서초구의 RATIO5 (WLS)

구분	변수명	Parameter Estimate	Standard Error	t value	Pr> t	VIF
시장 변화	intercept	0.01765	0.04034	0.44	0.6619	0
	Q33	-0.09246	0.0618	-1.5	0.1354	1.4655
	Q34	-0.15612	0.05769	-2.71	0.0071	1.57869
	Q41	-0.15101	0.05348	-2.82	0.005	1.74887
	Q42	-0.08682	0.05486	-1.58	0.1143	1.68025
	Q43	-0.08143	0.05845	-1.39	0.1643	1.55524
	Q44	-0.06871	0.05201	-1.32	0.1872	1.81179
	Q51	-0.10998	0.05949	-1.85	0.0652	1.52444
	Q52	-0.03835	0.051	-0.75	0.4525	1.88841
	Q53	-0.06189	0.05009	-1.24	0.2173	1.9335
	Q54	-0.20676	0.05324	-3.88	0.0001	1.75296
	Q61	-0.21406	0.05228	-4.09	<.0001	1.80521
	Q62	-0.05515	0.04896	-1.13	0.2607	2.02083
	Q63	-0.05788	0.056	-1.03	0.302	1.63019
	Q64	-0.01016	0.05438	-0.19	0.8518	1.69588
	Q71	-0.05776	0.05341	-1.08	0.2801	1.73896
	Q72	-0.08904	0.05302	-1.68	0.0938	1.76934
	Q73	-0.05774	0.0553	-1.04	0.2971	1.66078
	Q74	-0.04325	0.05333	-0.81	0.4178	1.75009
	Q81	0.02411	0.05213	0.46	0.6439	1.80492
기타	Q82	0.03456	0.04896	0.71	0.4807	2.02391
	Q83	-0.06409	0.04978	-1.29	0.1986	1.96848
	Q84	-0.15856	0.05887	-2.69	0.0074	1.53989
	Q91	-0.04384	0.05076	-0.86	0.3882	1.89027
	size	-0.00133	0.000156	-8.53	<.0001	1.06067
R^2		: 0.2709	Sum of Squared Residuals		: 0.77889	
adj R^2		: 0.2291	Durbin-Watson		: 1.990	

<표 25> 송파구의 RATIO5 (WLS)

구분	변수명	Parameter Estimate	Standard Error	t value	Pr> t	VIF
시장 변화	intercept	0.01679	0.0224	0.75	0.4539	0
	Q33	-0.123	0.05774	-2.13	0.0338	1.08239
	Q34	-0.12896	0.03983	-3.24	0.0013	1.19019
	Q41	-0.15622	0.04037	-3.87	0.0001	1.18786
	Q42	-0.10827	0.03309	-3.27	0.0012	1.32463
	Q43	-0.17603	0.03295	-5.34	<.0001	1.31443
	Q44	-0.10326	0.036	-2.87	0.0043	1.24799
	Q51	-0.0812	0.02619	-3.1	0.0021	1.58013
	Q52	-0.00291	0.02754	-0.11	0.9159	1.49661
	Q53	-0.10684	0.04012	-2.66	0.0081	1.18979
	Q54	-0.05464	0.03192	-1.71	0.0878	1.33777
	Q61	-0.12155	0.04398	-2.76	0.006	1.1602
	Q62	-0.06762	0.03626	-1.86	0.0629	1.23883
	Q63	-0.03301	0.04171	-0.79	0.4292	1.17491
	Q64	-0.00704	0.02916	-0.24	0.8093	1.42338
	Q71	-0.04552	0.03623	-1.26	0.2097	1.24694
	Q72	-0.12868	0.04192	-3.07	0.0023	1.16886
	Q73	-0.0283	0.05731	-0.49	0.6217	1.08497
	Q74	-0.09176	0.0314	-2.92	0.0037	1.35333
	Q81	-0.09157	0.03688	-2.48	0.0135	1.23248
	Q82	-0.08144	0.03618	-2.25	0.0249	1.23971
	Q83	-0.12139	0.03056	-3.97	<.0001	1.37584
	Q84	-0.18972	0.03499	-5.42	<.0001	1.26606
	Q91	-0.11223	0.02717	-4.13	<.0001	1.52155
기타	size	-0.00078	0.000152	-5.16	<.0001	1.09415
R^2		: 0.2480	Sum of Squared Residuals		: 0.38947	
adj R^2		: 0.2024	Durbin-Watson		: 2.021	

<표 26> 강남3구의 RATIO5 (WLS)

구분	변수명	Parameter Estimate	Standard Error	t value	Pr> t	VIF
시장 변화	intercept	0.03157	0.01662	1.9	0.0577	0
	Q33	-0.04578	0.02782	-1.65	0.1001	1.30763
	Q34	-0.1098	0.02938	-3.74	0.0002	1.27066
	Q41	-0.1333	0.02582	-5.16	<.0001	1.38078
	Q42	-0.10769	0.02638	-4.08	<.0001	1.36162
	Q43	-0.1149	0.02623	-4.38	<.0001	1.35972
	Q44	-0.09298	0.02499	-3.72	0.0002	1.4116
	Q51	-0.06886	0.0227	-3.03	0.0025	1.54683
	Q52	-0.02607	0.02228	-1.17	0.2421	1.57845
	Q53	-0.10812	0.02484	-4.35	<.0001	1.41786
	Q54	-0.12642	0.0237	-5.33	<.0001	1.47782
	Q61	-0.20032	0.02599	-7.71	<.0001	1.37069
	Q62	-0.09145	0.02387	-3.83	0.0001	1.46835
	Q63	-0.07476	0.02528	-2.96	0.0032	1.39742
	Q64	-0.00851	0.02316	-0.37	0.7132	1.51208
	Q71	-0.09687	0.02578	-3.76	0.0002	1.37678
	Q72	-0.0975	0.02632	-3.7	0.0002	1.35719
	Q73	-0.04644	0.02644	-1.76	0.0793	1.35191
	Q74	-0.05941	0.02343	-2.54	0.0114	1.49592
	Q81	-0.02179	0.02511	-0.87	0.3857	1.40949
	Q82	-0.03012	0.02345	-1.28	0.1993	1.49323
	Q83	-0.10224	0.02176	-4.7	<.0001	1.63031
	Q84	-0.16236	0.02506	-6.48	<.0001	1.40769
	Q91	-0.07688	0.02136	-3.6	0.0003	1.66933
기타	size	-0.00117	0.000086	-13.67	<.0001	1.02399
R^2		: 0.2090	Sum of Squared Residuals		: 1.92527	
adj R^2		: 0.1947	Durbin-Watson		: 1.982	

4) 모형추정결과 요약

RATIO3과 RATIO4의 추정결과를 요약³⁵⁾하면 <표 27>, <표 28>과 같다.

<표 27> RATIO3 추정결과

변수	강남구	서초구	송파구	강남3구
L1	O	O	X	O
L2	X	X	X	X
L3	X	O	O	O
L4	X	X	X	O
L5	O	△	X	O
RISK	X	X	O	O
size	O	O	O	O
DUR	O	O	O	O

주) RATIO3 : OLS로 추정.

O : 5%유의수준에서 유의함.

△ : 10%유의수준에서 유의함.

X : 통계적으로 유의하지 않음

<표 28> RATIO4 추정결과

변수	강남구	서초구	송파구	강남3구
L1	O	O	X	O
L2	X	X	X	X
L3	△	O	O	O
L4	X	X	X	O
L5	O	O	X	O
RISK	X	X	O	△
size	O	O	O	O

주) RATIO4 : WLS로 추정.

O : 5%유의수준에서 유의함.

△ : 10%유의수준에서 유의함.

X : 통계적으로 유의하지 않음

RATIO3의 추정결과 강남의 3개구에서 공통으로 매각가율에 영향을 미치는 요인으로선 전용면적과 경매기간이 5%유의수준에서 통계적으로 유의하게 나타났고, 선순위임차인, 대지권미등기는 강남의 3개구 모두에서 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 임차인의 수와 유치권여부는 강남구와 서초구에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났으나 송파구에서는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났고, 반대로 불완전한 소유권과 관련한 RISK변수는 강남구와 서초구에서는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타난 반면 송파구에서는 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 기간 내에 각 구별 매각된 매각건수가 많지 않기 때문에 나타날 수 있는 오차를 고려하지 않을 수 없지만, 이러한 결과에 비추어봤을 때 각 매각가율에 영향을 미치는 요인은 구별로 다른 것으로 판단된다.

RATIO4의 추정결과도 RATIO3의 추정결과와 크게 다르지 않다. 다만

35) Ratio5의 추정결과선 위험변수가 있는 관측치는 모두 제거하고 추정한 모형이기 때문에 위험변수를 Ratio3, Ratio4와 함께 비교할 수가 없다.

RATIO3에서 10%유의수준에서 통계적으로 나타난 서초구의 유치권은 WLS로 추정된 RATIO4에서 5%유의수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났고, OLS로 추정된 RATIO3에서 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타난 강남구의 토지별도등기는 WLS로 추정된 결과 10%유의수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

강남3구를 통합한 통합매각가율을 살펴보면 RATIO3와 RATIO4 추정 결과 모두에서 선순위임차인을 제외한 모든 변수가 통계적으로 매각가율에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

3. 진정한 매각가율

유효한 자료를 이용한 OLS방식(Ratio3), WLS방식(Ratio4) 그리고 위험요인이 있는 부동산을 모두 제거한 후 위험이 없는 관측치 만으로 추정된 WLS방식(Ratio5)으로 각각 추정된 각 분기더미의 추정계수를 이용하여 각 구별 분기별 매각가율을 계산하였다. <표 29>, <그림 2>는 강남구의 매각가율 추정결과를, <표 30>, <그림 3>는 서초구의 매각가율 추정결과를, <표 31>, <그림 4>는 송파구의 매각가율 추정결과를 보여준다.

1) 강남구

강남구의 매각가율 추정결과를 살펴보면 분석기간 동안 기존매각가율(Ratio1)은 0.75~1.06로 약 31%P의 폭에서 등락을 반복했다.

반면 KB국민은행의 주택가격지수로 감정가격을 보정하여 계산된 매각가율(Ratio2)은 0.64~0.93으로 시장의 매각가율과 등락 폭은 비슷한 수준이지만, 매각가율의 수준이 낮은 것을 확인하였다. Ratio3의 매각가율은 0.74~0.90로 약 16%P, Ratio4의 매각가율은 0.77~0.94로 약 16%P의 폭에서 등락을 반복함으로써 시장의 매각가율보다 등락의 폭도, 매각가율의 수준도 낮은 것을 확인하였다.

<표 29> 강남구의 진정한 매각가율

분 기	Ratio1	Ratio2	Ratio3	Ratio4	Ratio5
2003 03Q	1.06	0.93	0.90	0.92	0.92
04Q	0.98	0.82	0.83	0.87	0.94
2004 01Q	0.86	0.78	0.79	0.83	0.84
02Q	0.78	0.75	0.74	0.77	0.79
03Q	0.81	0.82	0.80	0.83	0.85
04Q	0.80	0.82	0.83	0.85	0.83
2005 01Q	0.82	0.83	0.85	0.85	0.87
02Q	0.77	0.64	0.84	0.83	0.88
03Q	0.94	0.81	0.79	0.79	0.80
04Q	0.94	0.82	0.81	0.82	0.82
2006 01Q	0.88	0.77	0.76	0.78	0.75
02Q	0.89	0.73	0.80	0.81	0.80
03Q	0.92	0.78	0.82	0.83	0.84
04Q	1.03	0.89	0.89	0.91	0.91
2007 01Q	0.91	0.79	0.78	0.80	0.77
02Q	0.91	0.85	0.85	0.87	0.86
03Q	0.88	0.88	0.86	0.90	0.89
04Q	0.84	0.84	0.84	0.88	0.87
2008 01Q	0.88	0.88	0.85	0.90	0.91
02Q	0.88	0.88	0.84	0.89	0.88
03Q	0.81	0.82	0.80	0.84	0.82
04Q	0.75	0.78	0.77	0.79	0.79
2009 01Q	0.79	0.85	0.84	0.85	0.85
02Q	0.88	0.91	0.90	0.94	0.90

주) Ratio1 : 기존의 매각가율

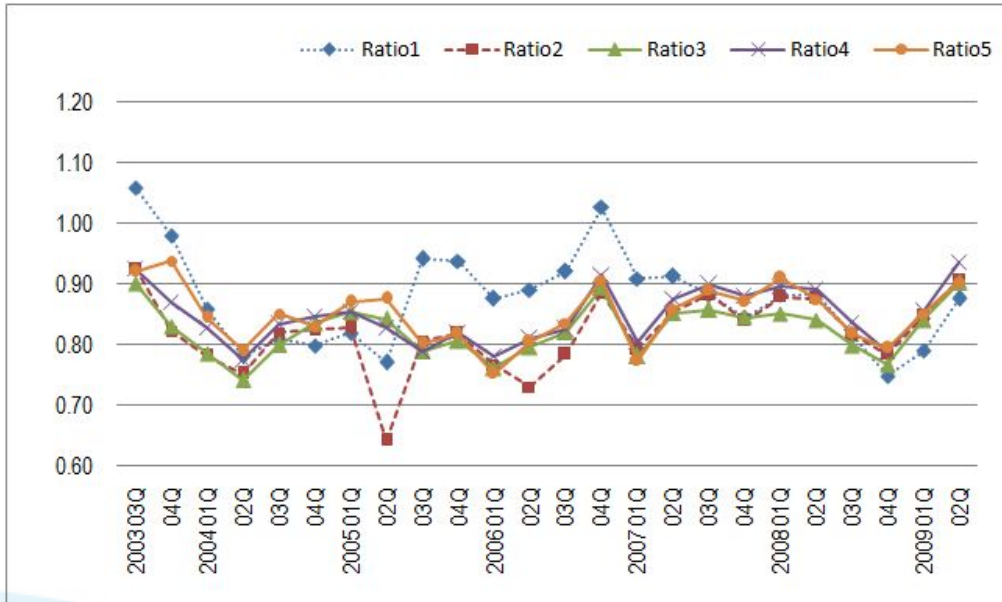
Ratio2 : 감정가격을 시점 보정한 매각가율

Ratio3 : OLS방법으로 추정한 매각가율

Ratio4 : WLS방법으로 추정한 매각가율

Ratio5 : 위험요인 제거한 자료를 WLS방법으로 추정한 매각가율

모형이 위험요인을 어느 정도 통제하고 있는지 확인하기 위하여 위험요인이 관측된 관측치를 모두 제거한 자료를 이용하여 동일한 방법으로 감정가격을 보정한 뒤, 계산된 매각가율과 분기더미만을 독립변수로 하여 WLS방법으로 다시 모형을 추정한 결과 Ratio5는 모든 자료를 이용하여 추정한 WLS 방식의 매각가율인 Ratio4와 유사한 흐름을 보였다. 이는 추정결과가 위험요인을 적절하게 통제하고 있다는 것을 의미한다.



주) Ratio1 : 기존의 매각가율

Ratio2 : 감정가격을 시점 보정한 매각가율

Ratio3 : OLS방법으로 추정된 매각가율

Ratio4 : WLS방법으로 추정된 매각가율

Ratio5 : 위험요인 제거한 자료를 WLS방법으로 추정된 매각가율

<그림 2> 강남구의 진정한 매각가율

<그림 2>은 강남구의 추정된 매각가율을 그래프로 나타낸 것이다. 그림에서 2005년 2분기부터 2007년 2분기 사이에 시장의 매각가율이 추정된 매각가율에 비하여 높은 것을 확인할 수 있다. 반면 2008년 3분기부터는 반대로 시장의 매각가율이 추정된 매각가율보다 낮게 나타났다. 이는 서론에서 언급하였듯이 시장에서 사용하고 있는 매각가율의 감정가격이 시간 흐름에 따른 시장의 가격변화를 반영하지 못하기 때문인 것으로 해석된다.

시장이 가격상승기에 있을 때 매각 결정된 물건의 가격은 평가시점보다 매각결정시점이 높을 것이다. 따라서 매각 결정된 물건의 감정가격은 매각 결정시점의 가격 기준에서 보면 상당히 저평가 되어 있기 때문에 매각가율이 높게 나타나게 된다.

반대로 시장의 가격 하락기에 매각 결정된 물건의 가격은 평가시점보다

매각결정시점이 낮게 된다. 따라서 매각 결정된 물건의 감정가격은 매각결정시점의 가격기준에서 보면 고평가되어 있으므로 매각가율이 낮게 나타난다. KB국민은행의 아파트매매가격지수를 살펴본 결과 강남구의 경우 2005년 2분기부터 급격히 가격이 상승하다가 2007년 1분기부터 상승폭이 둔화되면서 안정세를 유지였고, 2008년 3분기부터 가격의 하락이 시작되었음을 확인하였다. 이는 추정된 매각가율이 시장의 가격변화를 적절히 반영한 결과임을 보여줌과 동시에 앞서 지적한 시장의 매각가율의 문제점을 증명한 결과이기도 하다.

또한 강남구의 2005년 2분기의 매각가율을 살펴보면 기존의 매각가율인 Ratio1은 0.77로 전기 대비 약 5%P 하락한 것으로 나타났다. 같은 분기 시장의 가치변화를 반영한 매각가율은 0.64로 전기 대비 약 19%P 하락한 것으로 추정되었다. 하지만 Ratio3, Ratio4, Ratio5의 추정결과는 그 등락폭은 다르지만 모두 전기 대비 매각가율이 크게 변동이 없거나 오히려 상승한 것으로 나타나 시장의 매각가율과 다른 움직임을 보였다. 이 시기 강남구의 매각결정건수는 총 87건이고, 이중 위험요인이 관측된 물건이 64건으로 약 75%의 물건이 위험이 있는 물건이었다. 이는 위험요인이 있는 매각결정부동산이 관측됨으로써 시장의 매각가율을 왜곡한다는 지적을 증명하는 결과이면서, 추정한 모형이 위험요인을 적절히 통제한 것으로 해석할 수 있다.

2) 서초구

서초구의 매각가율 추정결과 분석기간 동안 기존의 매각가율(Ratio1)은 0.69~1.02로 약 33%P의 폭에서 등락을 반복했다. 반면 Ratio2는 0.65~0.90으로 약 25%P의 폭에서 등락을 반복하여 강남구의 추정결과와 마찬가지로 Ratio1이 높은 것을 확인하였다.

Ratio3, Ratio4추정결과를 살펴보면 Ratio3는 0.67~0.87로 약 20%P, Ratio4는 0.69~0.91로 약 22%P의 폭에서 등락을 반복함으로써 Ratio1보다 등락의 폭도, 매각가율의 수준도 낮은 것을 확인하였으며, Ratio5의 추정결과 또한 강남구의 결과와 동일하였다.

<표 30> 서초구의 진정한 매각가율

분기	Ratio1	Ratio2	Ratio3	Ratio4	Ratio5
2003 03Q	0.83	0.75	0.75	0.76	0.79
04Q	0.78	0.70	0.71	0.74	0.74
2004 01Q	0.70	0.65	0.67	0.69	0.74
02Q	0.78	0.76	0.78	0.79	0.79
03Q	0.74	0.74	0.76	0.76	0.80
04Q	0.75	0.76	0.78	0.77	0.81
2005 01Q	0.75	0.75	0.78	0.77	0.77
02Q	0.89	0.80	0.81	0.81	0.83
03Q	0.99	0.79	0.80	0.79	0.81
04Q	0.87	0.71	0.75	0.71	0.70
2006 01Q	0.81	0.68	0.71	0.70	0.70
02Q	0.91	0.76	0.78	0.78	0.82
03Q	0.88	0.77	0.78	0.79	0.81
04Q	1.02	0.87	0.87	0.86	0.85
2007 01Q	0.92	0.81	0.82	0.82	0.81
02Q	0.87	0.81	0.82	0.82	0.79
03Q	0.84	0.83	0.79	0.82	0.81
04Q	0.84	0.84	0.80	0.85	0.83
2008 01Q	0.85	0.85	0.83	0.87	0.88
02Q	0.90	0.90	0.84	0.91	0.89
03Q	0.81	0.81	0.80	0.84	0.81
04Q	0.69	0.72	0.71	0.74	0.74
2009 01Q	0.77	0.83	0.80	0.83	0.83
02Q	0.82	0.86	0.87	0.88	0.86

주) Ratio1 : 기존의 매각가율

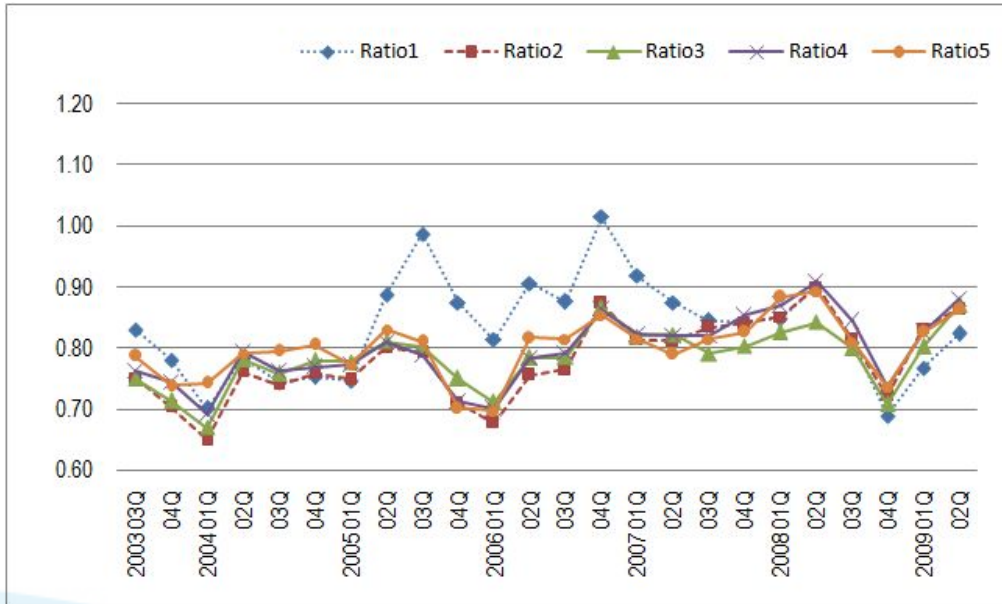
Ratio2 : 감정가격을 시점 보정하다 매각가율

Ratio3 : OLS방법으로 추정한 매각가율

Ratio4 : WLS방법으로 추정한 매각가율

Ratio5 : 위험요인 제거한 자료를 WLS방법으로 추정한 매각가율

<그림 3>은 서초구의 추정된 매각가율을 그래프로 나타낸 것이다. 그림에서 2005년 2분기부터 2007년 2분기 사이에 시장의 매각가율이 추정된 매각가율에 비하여 높은 것을 확인할 수 있다. 반면 2008년 3분기부터는 반대로 시장의 매각가율이 추정된 매각가율보다 낮게 나타났다. 이 또한 강남구의 결과와 동일하게 시장의 매각가율이 시장의 가격흐름을 반영하지 못했기 때문인 것으로 해석된다.



주) Ratio1 : 기존의 매각가율

Ratio2 : 감정가격을 시점 보정하다 매각가율

Ratio3 : OLS방법으로 추정한 매각가율

Ratio4 : WLS방법으로 추정한 매각가율

Ratio5 : 위험요인 제거한 자료를 WLS방법으로 추정한 매각가율

<그림 3> 서초구의 진정한 매각가율

3) 송파구

송파구의 매각가율 추정결과 분석기간 동안 Ratio1은 0.71~1.04로 약 33%P의 폭에서 등락을 반복했다. 반면 Ratio2는 0.72~0.94로 약 22%P의 폭에서 등락을 반복하였다.

Ratio3, Ratio4의 추정결과를 살펴보면 Ratio3는 0.77~0.92로 약 15%P, Ratio4는 0.76~0.94로 약 18%P의 폭에서 등락을 반복함으로써 시장의 매각가율보다 등락의 폭도, 매각가율의 수준도 낮은 것을 확인하였으며, Ratio5의 추정결과 또한 강남구의 결과와 동일하였다.

<그림 4>은 송파구의 추정된 매각가율을 그래프로 나타낸 것이다. 그림에서 2005년 2분기부터 2007년 3분기 사이에 시장의 매각가율이 추정된 매각가율에 비하여 높은 것을 확인할 수 있다. 반면 2008년 1분기부터는

반대로 시장의 매각가율이 추정된 매각가율보다 낮게 나타났다. 이 또한 강남구의 결과와 동일하게 기존의 매각가율이 시장의 가격흐름을 반영하지 못했기 때문인 것으로 해석된다.

<표 31> 송파구의 진정한 매각가율

	Ratio1	Ratio2	Ratio3	Ratio4	Ratio5
2003 03Q	0.97	0.81	0.81	0.82	0.83
04Q	1.04	0.83	0.84	0.84	0.83
2004 01Q	0.92	0.79	0.78	0.78	0.81
02Q	0.89	0.85	0.85	0.86	0.85
03Q	0.80	0.78	0.79	0.79	0.79
04Q	0.84	0.85	0.84	0.84	0.85
2005 01Q	0.86	0.86	0.86	0.89	0.87
02Q	1.02	0.94	0.91	0.94	0.94
03Q	0.85	0.72	0.77	0.76	0.85
04Q	0.94	0.87	0.85	0.88	0.89
2006 01Q	0.90	0.82	0.82	0.84	0.83
02Q	0.99	0.86	0.85	0.87	0.88
03Q	0.98	0.91	0.90	0.94	0.91
04Q	1.04	0.93	0.90	0.93	0.94
2007 01Q	1.03	0.88	0.87	0.88	0.90
02Q	0.94	0.84	0.85	0.84	0.83
03Q	0.94	0.86	0.88	0.88	0.92
04Q	0.87	0.86	0.87	0.88	0.86
2008 01Q	0.85	0.84	0.87	0.86	0.86
02Q	0.86	0.87	0.87	0.88	0.87
03Q	0.79	0.81	0.81	0.83	0.83
04Q	0.71	0.76	0.78	0.77	0.78
2009 01Q	0.76	0.83	0.84	0.85	0.84
02Q	0.89	0.93	0.92	0.94	0.94

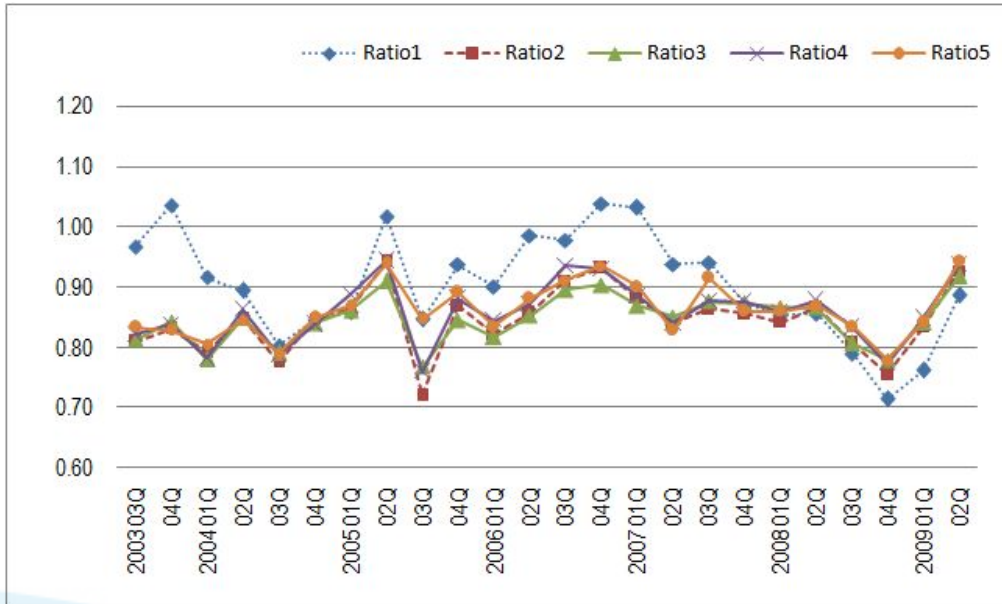
주) Ratio1 : 기존의 매각가율

Ratio2 : 감정가격을 시점 보정하다 매각가율

Ratio3 : OLS방법으로 추정된 매각가율

Ratio4 : WLS방법으로 추정된 매각가율

Ratio5 : 위험요인 제거한 자료를 WLS방법으로 추정된 매각가율



주) Ratio1 : 기존의 매각가율

Ratio2 : 감정가격을 시점 보정하다 매각가율

Ratio3 : OLS방법으로 추정한 매각가율

Ratio4 : WLS방법으로 추정한 매각가율

Ratio5 : 위험요인 제거한 자료를 WLS방법으로 추정한 매각가율

<그림 4> 송파구의 진정한 매각가율

4) 강남3구

강남3구의 통합 매각가율을 살펴보면 분석기간 동안 Ratio1이 0.72~1.03로 약 31%p의 폭에서 등락을 반복하였고, Ratio2는 0.72~0.90으로 약 18%p에서 등락을 반복하였다. Ratio3, Ratio4, Ratio5의 추정결과를 살펴보면 Ratio3는 0.73~0.89로 약 16%p, Ratio4는 0.76~0.92로 약 16%p, Ratio5도 0.91~0.74로 약 17%p의 폭에서 등락을 반복함으로써 각 구별과 마찬가지로 기존매각가율보다 등락 폭도, 매각가율의 수준도 낮은 것으로 나타났다.

<표 32> 강남3구의 진정한 매각가율

분 기	Ratio1	Ratio2	Ratio3	Ratio4	Ratio5
2003 03Q	0.95	0.84	0.83	0.85	0.87
04Q	0.89	0.76	0.77	0.80	0.81
2004 01Q	0.80	0.72	0.73	0.76	0.80
02Q	0.82	0.79	0.79	0.82	0.82
03Q	0.78	0.77	0.78	0.80	0.81
04Q	0.79	0.80	0.81	0.81	0.83
2005 01Q	0.82	0.82	0.83	0.85	0.85
02Q	0.85	0.74	0.84	0.84	0.89
03Q	0.93	0.78	0.78	0.78	0.82
04Q	0.91	0.79	0.79	0.80	0.80
2006 01Q	0.85	0.74	0.76	0.78	0.74
02Q	0.92	0.77	0.80	0.81	0.83
03Q	0.92	0.80	0.83	0.85	0.84
04Q	1.03	0.90	0.89	0.91	0.90
2007 01Q	0.94	0.82	0.82	0.83	0.82
02Q	0.90	0.83	0.84	0.85	0.82
03Q	0.88	0.86	0.85	0.89	0.87
04Q	0.85	0.84	0.84	0.87	0.86
2008 01Q	0.86	0.86	0.86	0.89	0.89
02Q	0.88	0.88	0.85	0.90	0.88
03Q	0.81	0.81	0.80	0.84	0.82
04Q	0.72	0.76	0.76	0.77	0.77
2009 01Q	0.77	0.84	0.84	0.85	0.84
02Q	0.87	0.90	0.89	0.92	0.91

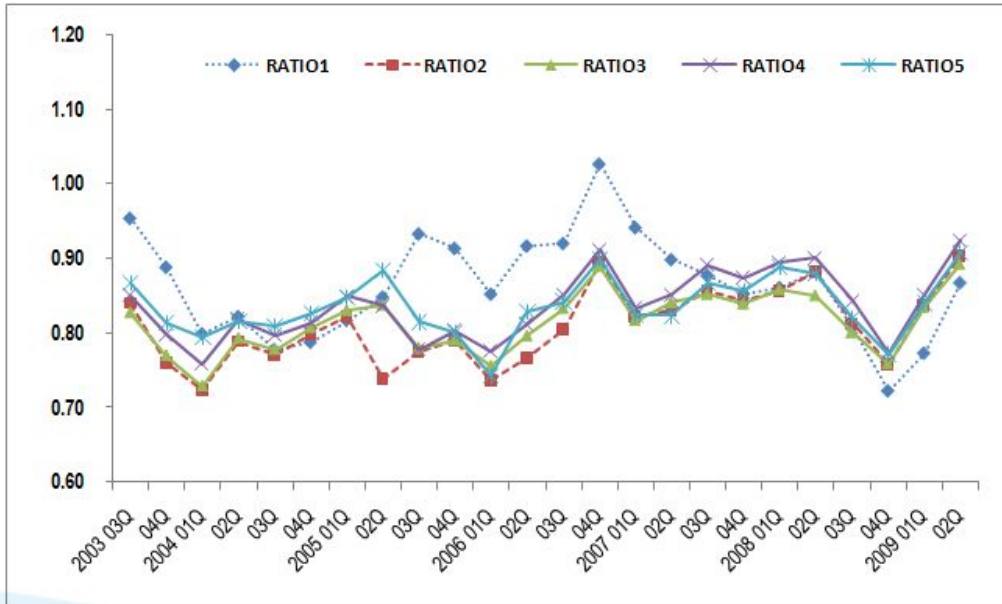
주) Ratio1 : 기존의 매각가율

Ratio2 : 감정가격을 시점 보정한 매각가율

Ratio3 : OLS방법으로 추정한 매각가율

Ratio4 : WLS방법으로 추정한 매각가율

Ratio5 : 위험요인 제거한 자료를 WLS방법으로 추정한 매각가율



주) Ratio1 : 기존의 매각가율

Ratio2 : 감정가격을 시점 보정한 매각가율

Ratio3 : OLS방법으로 추정한 매각가율

Ratio4 : WLS방법으로 추정한 매각가율

Ratio5 : 위험요인 제거한 자료를 WLS방법으로 추정한 매각가율

<그림 5> 강남3구의 진정한 매각가율

제4절 진정한 매각가율과 KB주택가격지수의 관계

경매시장과 일반부동산 시장 간의 상관관계가 높으며, 경매시장의 매각가율이 일반부동산시장의 가격보다 선행하여 움직인다는 기존의 속설을 검증하고자 본 절에서는 Ratio4로 추정된 진정한 매각가율과 KB국민은행의 주택가격지수를 이용하여 그랜저인과관계분석(Granger-Causality Test)과 교차상관분석(Cross-Correlation Analysis)을 실시하였다.

1. 단위근검정

분석 자료의 시계열 안정성 여부를 판단하기 위하여 ADF단위근 검정을 실시하였다. 먼저 본 논문에서 추정한 진정한 매각가율이 분기단위로 추정되었기 때문에 월단위로 발표되는 KB주택가격지수를 분기단위 지수로 변환한 후 분석을 실시하였다.

진정한 매각가율은 상수항을 포함한 단위근 검정결과 강남구의 경우 5%유의수준에서 송파구는 1%유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각되었고 서초구의 경우에는 원시계열 단위근 검정결과 상수항과 추세항을 포함한 모형에서 1%유의수준의 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각되었다³⁶⁾. KB주택가격지수는 수준변수를 사용할 경우 5%유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하였다. 따라서 안정적

<표 33> KB지수와 진정한 매각가율의 ADF단위근검정 결과

지역	KB주택가격지수		진정한 매각가율	
	T Statistic	P-value	T Statistic	P-value
강남구	-3.118032	0.0032	-3.252808	<0.0296
서초구	-2.695107	0.0093	-3.880743	<0.0078
송파구	-3.034090	0.0040	-4.093540	<0.0046

주) 서초구의 경우 진정한 매각가율의 원시계열 단위근 검정결과 상수항과 추세항을 포함한 모형에서 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 따라서 서초구의 경우 추세항을 제거한 시계열을 이용하여 분석하였다.

36) 이는 서초구의 진정한 매각가율이 추세 안정적 시계열임을 의미한다. 즉, 시간추세를 제거하면 안정적인 시계열이 됨을 의미한다.

시계열로 변환하기 위하여 KB지수에 자연로그를 취한 후 전기대비로 1차 차분하였다.³⁷⁾ 강남구, 서초구, 송파구의 KB주택가격지수는 1차 로그차분을 취함으로써 1%유의수준에서 단위근³⁸⁾이 존재한다는 귀무가설이 기각되었다.

2. 그랜저인과관계분석

그랜저인과관계 검정은 KB주택가격지수에 로그차분 한 자료(이하에서 KB주택가격지수라 함은 KB주택가격지수의 로그차분 자료를 의미함)와 진정한 매각가율의 원시계열을 이용하여 검정하였다. 서초구 매각가율의 경우, 추세 안정적 시계열이기 때문에 시간 추세를 제거한 자료를 사용하여 그랜저인과관계를 검정하였다.

그랜저인과관계분석의 결과는 크게 네 가지 유형으로 나타날 수 있다. KB주택가격지수가 매각가율에 영향을 미치는 경우와 반대로 매각가율이 KB주택가격지수에 영향을 미치는 경우, 또는 상호간에 영향을 주고받는 경우와 마지막으로 상호간 영향이 없는 경우이다.

분석결과 강남구에서는 KB주택가격지수가 진정한 매각가율에 10%유의수준에서 Granger cause하는 것으로 나타났으나, 서초구에서는 어떠한 방

<표 34> KB지수와 진정한 매각가율의 그랜저인과관계분석 결과

귀무가설	강남구		서초구		송파구	
	lag	F-statistic (Prob)	lag	F-statistic (Prob)	lag	F-statistic (Prob)
KB does not Granger Cause Ratio	1	3.02673 (0.0973)	1	1.69627 (0.2076)	5	0.42279 (0.8210)
Ratio does not Granger Cause KB	1	0.36245 (0.5539)	1	0.41627 (0.5261)	5	25.7954 (0.0001)

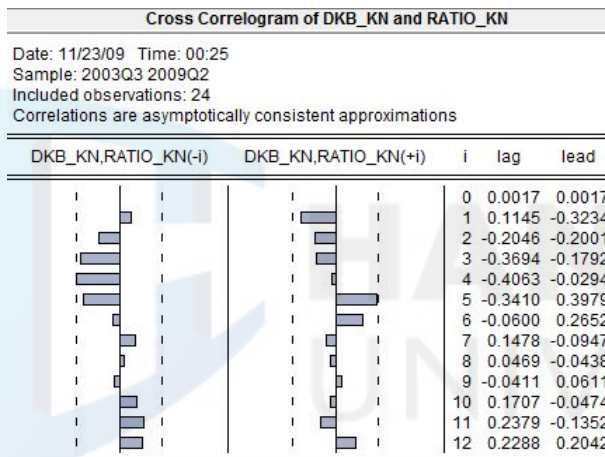
37) 이용만·이상한(2008)에 따르면 자연로그를 취한 시계열을 전기 대비 차분하게 되면 원시계열의 증가율에 근사하게 되기 때문에 로그차분 시계열의 평균은 증가율의 평균에 근사하게 되고, 분산은 증가율의 분산에 근사한다고 하였다. 따라서 자연로그 차분 시계열을 사용하게 되면 분석결과를 해석하기 용이하기 때문에 본 논문에서는 자연로그차분을 통하여 안정적 시계열로 변환하였다.

38) 상수항과 시간추세가 모두 없는 모형으로 추정하였다.

향으로도 그랜저인과관계가 존재하지 않아 상호간에 영향이 없는 것으로 나타났다. 송파구에서는 진정한 매각가율이 KB주택가격지수에 1%유의수준에서 Granger Cause하는 것으로 나타났다.

3. 교차상관분석

KB주택가격지수와 매각가율 상호 간에 Granger cause 관계가 존재한다면, 변수들 간에 상관관계가 존재할 것으로 보인다. 그래서 변수들 간의 상관관계 시차와 상관의 정도를 확인하기 위하여 교차상관분석을 실시하였다.



<그림 6> 강남구의 매각가율과 KB지수와의 관계

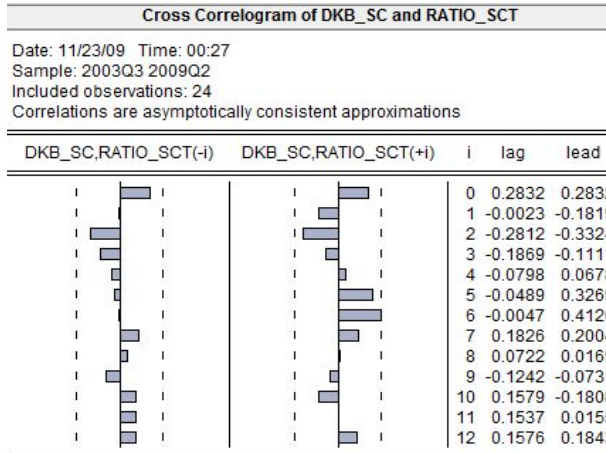
율이 분기단위로 추정되었고, KB주택가격지수 또한 분기단위로 변환하여 분석을 실시하였기 때문에 정확도에서 변수들 간의 상관성이나 선 후행

그러나 분석결과 모든 지역에서 유의미한 상관관계를 확인할 수 없었다.

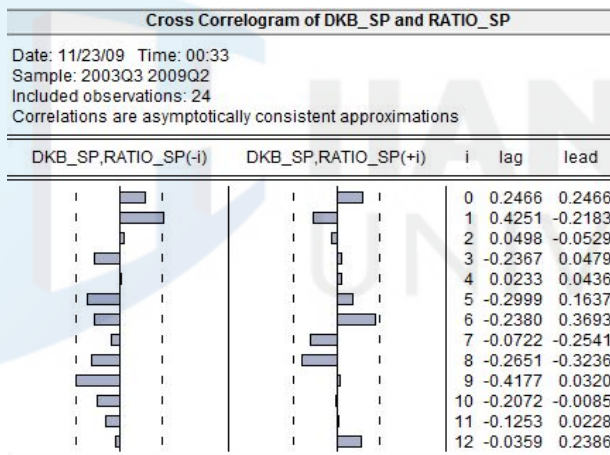
상관분석의 결과에 따르면 경매시장의 매각가율이 일반 주택시장의 가격에 선행³⁹⁾하여 움직인다거나 반대로 시장의 가격변화에 따라 매각가율이 영향을 받는다⁴⁰⁾는 시장의 속설은 사실이 아니라는 결론에 이른다. 하지만 본 논문에서 추정한 진정한 매각가

39) 경매투자자들은 일반시장에 매도할 계획을 전제로 경매시장에 참여한다. 그러므로 이들은 일반부동산 시장 참여자들보다 시장의 흐름에 더 민감하게 반응할 수밖에 없다. 따라서 일반 부동산 시장 참여자들보다 먼저(선행) 경매시장에 참여하게 되는 것이다.

40) 머니투데이 2008년 12월 4일 기사에 따르면 부동산 경매물건은 부실채권으로 인한 채권 회수를 목적으로 하기 때문에 경매 신청 후 실제경매시장에 나오기까지 통상 6개월에서 1년이 소요된다. 따라서 매각가율은 부동산 시장의 후행지표가 된다고 하였다.



<그림 7> 서초구의 매각가율과 KB지수와의 관계



<그림 8> 송파구의 매각가율과 KB지수와의 관계

가격지수가 평활화되어 있는 지수라면, 두 시계열의 교차상관분석의 결과가 사실과 다르게 나타날 수도 있다.

뿐만 아니라 시계열이 24분기로 비교적 짧기 때문에 일반시장의 주택가

관계가 나타나지 않을 수 있다.

또한 KB지수의 평활화 현상에서 그 가능성을 찾아볼 수도 있다. 평가가격에 기초한 KB주택가격지수는 개별부동산의 평가시점이 다르기 때문에 이를 통합하는 과정에서 평활화 현상이 나타날 수 있으며⁴¹⁾, 평가자가 부동산의 가격을 평가할 때 시장의 가격변화를 얼마나 반영하느냐에 따라서도 나타날 수 있다. 임채만(2003)은 감정평가사들을 대상으로 ‘지가를 평가할 때 어떤 요인을 중시 하는가’를 설문 조사한 결과, 거래정보 뿐만 아니라 이전의 평가가격도 참고하는 것으로 나타나 지수의 평활화현상 가능성을 시사한 바 있다. 이러한 주장처럼 KB주택

41) 이용만·이상한, “국민은행 주택가격지수의 평활화 현상에 관한 연구”, 『주택연구』 제16권 제4호, 한국주택학회, 2008, pp.28~44.

격지수와 경매시장의 매각가율의 상관성이 나타나지 않았을 수도 있다. 이후 시계열이 추가되면 분석의 정확성을 높일 수 있을 것이다.

따라서 경매시장과 일반주택시장과의 상관관계 분석이나 선행행성에 관한 기존 속설의 검증은 실거래가격지수가 개발되고, 시계열이 축적되고 난 후에 실증분석을 통하여 정확한 결론을 내릴 수 있을 것이다.

제5절 소결

본 연구에서는 2003년 3분기부터 2009년 2분기까지 강남구, 서초구, 송파구에서 매각 결정된 아파트의 경매자료로 특성가격함수모형을 이용하여 기존의 매각가율의 문제점을 보완한 새로운 매각가율을 강남구, 서초구, 송파구와 강남3구 통합으로 나누어 추정하였다.

추정 결과 강남구는 임차인수, 면적, 경매기간, 유치권이, 서초구에서는 임차인수, 면적, 경매기간, 토지별도등기, 유치권이, 송파구에서는 토지별도등기, 면적, 경매기간, RISK변수가 매각가율에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 강남3구 통합에서는 선순위임차인을 제외한 모든 위험요인이 5%유의수준에서 매각가율에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과를 바탕으로 위험요인을 통제한 매각가율을 추정한 결과 시장의 가격상승기였던 2005년 2분기부터 2007년 2~3분기 사이의 기존의 매각가율은 추정된 매각가율보다 높은 것을 확인하였고, 이는 기존 매각가율이 시장의 가격변화를 반영하지 못한다는 가설을 지지하는 증거라고 할 수 있다. 반대로 시장의 가격하락기였던 2008년 2~3분기 이후 기존의 매각가율이 추정한 매각가율보다 낮은 것 또한 같은 맥락으로 설명할 수 있다.

강남구의 2005년 2분기 매각가율을 살펴보면 기존의 매각가율이 하락한 것으로 나타난 반면, 추정한 매각가율은 변동이 없거나 상승한 것으로 나타났다. 이 시기 강남구의 매각결정건수 87건 중 위험이 관측된 물건은 64건이 위험요인이 있는 부동산이었던 점으로 보아 기존의 매각가율의 두 번째 문제였던 위험요인이 있는 물건이 매각가율을 왜곡한다는 가설을 증

명하는 결과이다.

추정된 매각가율은 추정방법에 따라 약간의 차이는 있지만 강남구의 경우 0.74~0.90, 서초구의 경우 0.67~0.87, 송파구의 경우 0.77~0.92로 나타났고 강남3구의 경우 0.73~0.89로 나타나, 추정된 매각가율이 1에 미치지 못하는 것으로 나타났다. 이러한 추정결과가 모형에서 고려하지 못한 위험요인을 통제하지 못하였기 때문에 매각가율이 낮게 추정되었는지를 확인하기 위하여 위험이 있는 모든 관측치를 제거하고 추정한 결과에서도 기존 모형의 추정결과와 유사한 결과가 나타났다. 이는 국내의 경매시장의 구조가 미국의 경우와 유사하기 때문에 일반 시장가격보다 할인(discount)되어 있을 가능성을 시사한다. 하지만 경매시장의 매각가격이 일반시장가격보다 할인되었다는 가설은 경매물건의 감정가격이 시장가격을 어느 정도 반영하는가에 따라서 결론이 달라질 수 있다.

경매시장과 일반부동산시장 간의 상관관계가 높고 경매시장의 매각가율이 일반부동산시장의 가격보다 선행 또는 후행하여 움직인다는 기존의 속설을 검증하고자 Ratio4로 추정된 매각가율과 KB주택가격지수를 이용하여 그랜저인과관계분석과 교차상관분석을 하였다. 그랜저인과관계분석 결과 상호간에 유의미한 인과관계를 찾을 수 없었고 교차상관분석 결과도 모든 지역에서 유의미한 상관관계를 확인할 수 없었다.

제 4 장 경매가격지수 추정

제1절 지수추정모형

경매가격지수의 추정모형은 SPAR지수모형을 이용하였는데, SPAR지수 모형은 감정가격⁴²⁾ 대비 실거래가격 비율로 계산된다. 이때 감정가격이 동일한 시점으로 고정되어 있어야 시간의 흐름에 따른 가격변화의 정도를 나타낼 수 있다. 하지만 경매아파트의 감정가격은 각 물건마다 평가한 시점이 모두 다르기 때문에 지수추정에 사용하는 감정가격으로 사용할 수 없다. 따라서 동일한 시점의 감정가격을 적용하기 위하여 매각 결정된 경매아파트의 2008년 1월 1일 기준 공시가격을 감정가격으로 사용하였고, 매각가격을 실거래가격으로 하여 SPAR지수를 추정하였다.

SPAR지수는 지수를 추정하는 과정에서 가중치를 어떻게 적용하느냐에 따라 단순평균방식지수(Unweighted SPAR Index)와 가치가중평균방식지수(Value-weighted SPAR Index)로 구분된다.

단순평균방식지수는 매기별로 매각 결정된 아파트의 평균 SPAR를 구한 뒤, 기준년도 평균 SPAR 대비 비교년도의 평균 SPAR 비율을 이용하여 지수를 산정하는 방식이다. 단순평균방식으로 지수를 작성하게 되면 평균 SPAR를 구할 때, 매각 결정된 모든 아파트의 SPAR가 주택의 면적이나 단위면적당 가격에 관계없이 동일한 가중치를 갖게 된다. 따라서 재고주택의 주택가격변화를 살펴보는 데 유용한 방법이다.

가치가중평균방식은 매기별로 매각 결정된 아파트들의 감정가격과 실거래가격을 각각 합한 뒤, 감정가격 합계 대비 실거래가격 합계비율인 가중

42) SPAR(Sale price Appraisal Ratio)는 감정가격 대비 실거래가격비율을 의미한다. 여기서 말하는 감정가격은 경매시장에서 의미하는 감정가격과는 차이가 있다. 경매시장에서 사용하는 감정가격은 경매부동산의 매각을 위하여 경매 개시결정 시점의 경매부동산을 평가하여 결정한 최저매각가격을 말한다. 따라서 경매시장에서 매각된 부동산의 평가시점은 모두 상이하다. 하지만 SPAR에서의 감정가격은 시장에 존재하는 모든 재고주택의 가격을 동일한 시점에 평가한 것이다. 따라서 SPAR에서 사용하는 감정가격의 의미는 ‘기준가격’의 성격을 갖는다.

평균 SPAR를 구하여, 기준년도 가중평균 SPAR 대비 비교년도 가중평균 SPAR비율로 지수를 작성하는 방식이다. 따라서 가치가중평균방식은 가격이 높은 주택에 높은 가중치가 부여되기 때문에 주택규모가 크거나, 단위면적당 주택가격이 비싼 지역의 주택가격 변화에 민감하게 반응한다. 이러한 가치가중평균 SPAR지수는 자산가치의 변화를 측정하는 지표로 활용될 수 있다.

본 연구에서는 아파트가격의 변화를 측정하는 용도로 지수를 추정하는 만큼 실험적 의미로 단순평균방식 SPAR지수를 추정하였고 추정식은 아래와 같다.

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

* 0 시점에서 감정평가를 하고, 0 시점을 기준시점으로 삼는다고 가정

P_t : t시점의 실거래가격

P_0 : 0 시점의 실거래가격

A_0 : 0 시점의 감정가격

$i = 1, 2, \dots, n$ 은 t시점에 거래된 주택

$j = 1, 2, \dots, m$ 은 0 시점에 거래된 주택

0 시점의 감정가격이 0 시점의 실거래가격에 q 의 비율로 평가된다고 가정하고, t 시점에 실거래가격이 0 시점 대비로 r 의 비율로 증가하였다고 가정하면 다음과 같이 바뀌게 된다.

$$I_t = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{(1+r)P_{0i}}{qP_{0i}}}{\frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \frac{P_{0j}}{qP_{0j}}} = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{(1+r)}{q}}{\frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \frac{1}{q}} = 1+r \quad (\text{수식 IV-2})$$

제2절 기초자료와 이상치

SPAR 경매아파트 가격지수 추정에 사용된 기초자료는 2001년 1분기부터 2009년 2분기까지 거래된 강남구, 서초구 송파구의 경매아파트 중 경매 정보업체 지지옥션에 제공된 자료 2,658건이다.

먼저 SPAR지수의 추정을 위하여 기초자료의 공시가격을 조사하였다. 기초자료 중에서 재건축, 멸실, 신축 등의 사유로 2008년 1월 1일 기준의 공시가격이 존재하지 않는 107건은 기초자료에서 제외하였다.

정확한 지수의 추정을 위하여 거래 자료에 존재하는 입력오류를 비롯한 다양한 유형의 이상치를 제거하여야 한다. 이러한 이상치를 제거하지 않고 지수를 추정할 경우 시장의 상황을 왜곡하게 되므로 정확한 기준에 따라 우선적으로 이루어져야 한다.

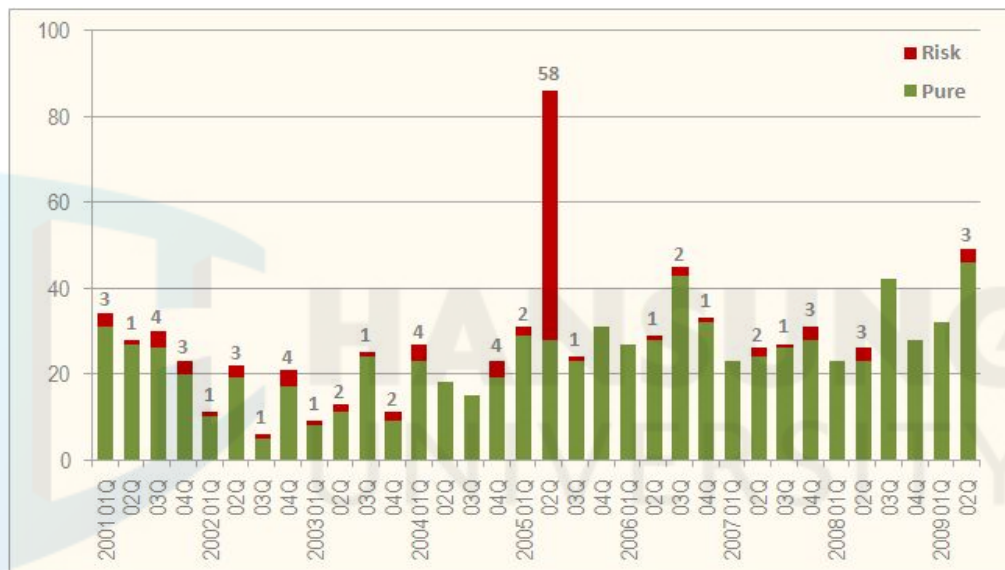
경매 매수물건 중에서 지분경매인 경우 공시가격은 단위당 가격인 반면에 매각가격은 매각 결정된 지분만의 가격이므로 SPAR를 왜곡할 수 있다. 따라서 이러한 경우 공시가격에 매각 결정된 지분비율을 곱하여 추정에 사용하였다.

추정에 사용된 자료가 경매아파트 자료이기 때문에 공시가격이하로 거래된 매각결정 건을 이상치로 볼 수는 없다. 또한 2008년의 공시가격과 2001년에 매각 결정된 매각가격을 단순 비교하여 이상치로 판단할 수는 없다. 따라서 각 구별, 분기별 SPAR의 평균과 표준편차를 계산하고, 관측치가 평균 $\pm (3 \times \text{표준편차})$ 을 초과하는 15건을 이상치로 제거하여 SPAR지수모형에 사용한 유효 자료는 2,536건이며, 기초자료 대비 자료 탈락비율은 4.58%이다. 이 자료를 이용하여 SPAR 1을 추정하였다.

재고주택의 가격변화 추이를 관찰하기 위한 목적의 지수는 주택의 특성변화를 통제하여야 한다. 하지만 본 논문에서 사용한 자료는 경매 아파트 매각자료이므로 경매시장의 특성상 유치권 등의 위험요인이 존재할 수 있다. 이러한 위험요인은 주택의 특성 변화를 의미하는 것이므로, 위험요인이 존재하는 아파트를 포함하여 지수를 작성하게 되면 지수를 왜곡할 수 있다. 따라서 유효자료 2,536건 중 위험요인⁴³⁾이 존재하는 관측치를 제거

한 2,273건을 가지고 동일한 방법으로 SPAR 2를 추정하였다.

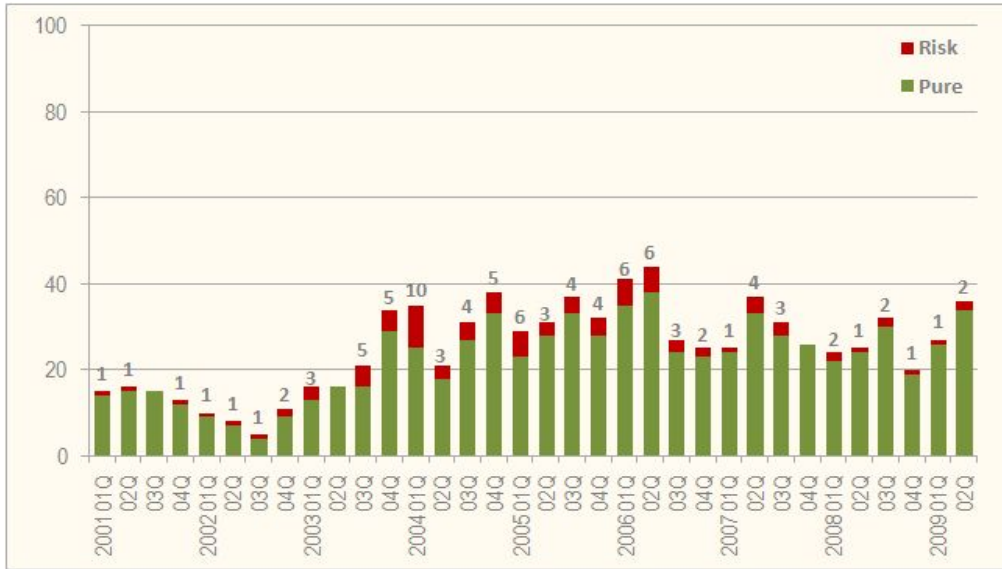
<그림 9>, <그림 10>, <그림 11>은 강남구, 서초구, 송파구의 유효매각 결정건수이다. 그림에서 Risk는 위험요인이 관측된 관측치이고, Pure는 위험요인이 발견되지 않은 관측치를 의미한다. 강남구, 서초구, 송파구의 매각결정건수를 살펴보면 전반적으로 2002년 4분기부터 매각결정건수가 증가하기 시작하여 등락을 반복하다가 2008년 들어 주춤한 모습을 보이고 있고, 2008년 4분기부터 다시 매각결정건수가 늘어나고 있는 것을 확인할 수 있다.



<그림 9> 강남구의 유효매각결정건수

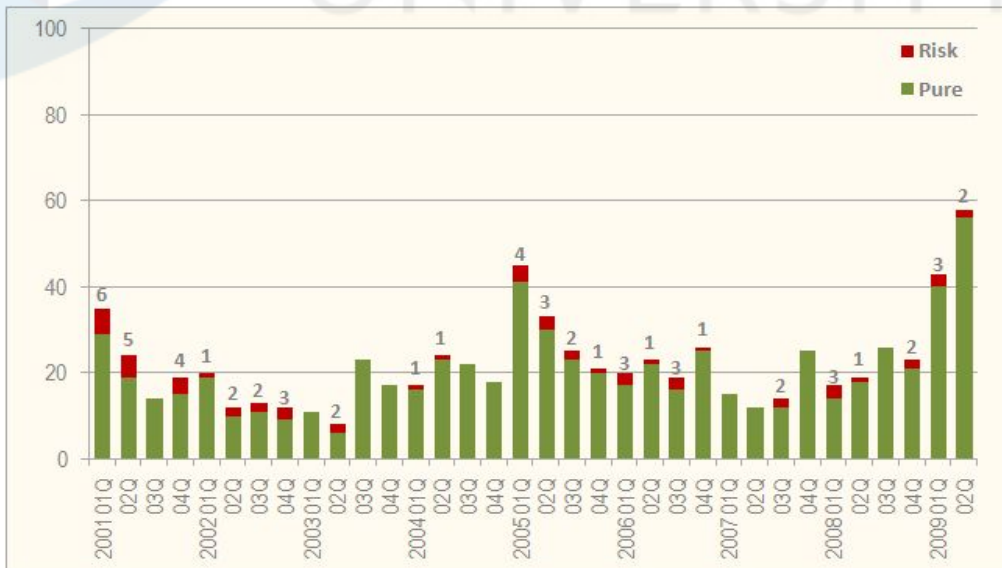
강남구의 기간 내 유효매각결정건수는 총 929건이고, 이중 위험요인이 존재하는 관측치는 111건(약 9%)으로 2005년 2분기에 58건이 집중되어 있는 것을 볼 수 있다. 이 시기 강남구의 저층형 고급아파트 한 동이 모두 경매를 통해 매각 결정되었다. 이 아파트들은 동일한 위험요인(유치권과 토지별도등기)을 가지고 있었고, 이 위험요인은 매각가격에 부정적(-)인 영향을 미쳤다. 이런 경우 위험요인이 매각가격에 미치는 영향 정도에 따라 차이는 있겠지만 경매가격지수 또한 낮아지게 될 것이다.

43) 여기서의 위험요인은 본 논문 3장에서 사용한 경매 위험요인과 동일하다.



<그림 10> 서초구의 유효매각결정건수

서초구의 유효매각결정건수는 총 854건이고 이중 위험요인이 관측된 관측치는 94건으로 약 10.8%를 차지한다. 서초구의 경우 강남구와 달리 한 시점에 위험요인이 있는 관측치가 몰려있는 것은 아니고 전 기간에 걸쳐 위험요인이 관측되었으나, 관측된 위험요인은 매각가격에 크게 영향을 미



<그림 11> 송파구의 유효매각결정건수

<표 35> SPAR지수 추정에 사용된 유효매각결정건수

분기	강남구			서초구			송파구			합계		
	All	Risk	Pure	All	Risk	Pure	All	Risk	Pure	All	Risk	Pure
2001 01Q	34	3	31	15	1	14	35	6	29	84	10	74
02Q	28	1	27	16	1	15	24	5	19	68	7	61
03Q	30	4	26	15	-	15	14	-	14	59	4	55
04Q	23	3	20	13	1	12	19	4	15	55	8	47
2002 01Q	11	1	10	10	1	9	20	1	19	41	3	38
02Q	22	3	19	8	1	7	12	2	10	42	6	36
03Q	6	1	5	5	1	4	13	2	11	24	4	20
04Q	21	4	17	11	2	9	12	3	9	44	9	35
2003 01Q	9	1	8	16	3	13	11	-	11	36	4	32
02Q	13	2	11	16	-	16	8	2	6	37	4	33
03Q	25	1	24	21	5	16	23	-	23	69	6	63
04Q	11	2	9	34	5	29	17	-	17	62	7	55
2004 01Q	27	4	23	35	10	25	17	1	16	79	15	64
02Q	18	-	18	21	3	18	24	1	23	63	4	59
03Q	15	-	15	31	4	27	22	-	22	68	4	64
04Q	23	4	19	38	5	33	18	-	18	79	9	70
2005 01Q	31	2	29	29	6	23	45	4	41	105	12	93
02Q	86	58	28	31	3	28	33	3	30	150	64	86
03Q	24	1	23	37	4	33	25	2	23	86	7	79
04Q	31	-	31	32	4	28	21	1	20	84	5	79
2006 01Q	27	-	27	41	6	35	20	3	17	88	9	79
02Q	29	1	28	44	6	38	23	1	22	96	8	88
03Q	45	2	43	27	3	24	19	3	16	91	8	83
04Q	33	1	32	25	2	23	26	1	25	84	4	80
2007 01Q	23	-	23	25	1	24	15	-	15	63	1	62
02Q	26	2	24	37	4	33	12	-	12	75	6	69
03Q	27	1	26	31	3	28	14	2	12	72	6	66
04Q	31	3	28	26	-	26	25	-	25	82	3	79
2008 01Q	23	-	23	24	2	22	17	3	14	64	5	59
02Q	26	3	23	25	1	24	19	1	18	70	5	65
03Q	42	-	42	32	2	30	26	-	26	100	2	98
04Q	28	-	28	20	1	19	23	2	21	71	3	68
2009 01Q	32	-	32	27	1	26	43	3	40	102	4	98
02Q	49	3	46	36	2	34	58	2	56	143	7	136
합계	929	111	818	854	94	760	753	58	695	2,536	263	2,273

치지 않는 것이었다.

송파구의 유효매각결정건수는 총 753건이며, 이중 위험요인이 관측된 건은 58건으로 약8.3%에 해당한다. 송파구의 경우 위험요인이 관측된 건

이 2001년, 2005년, 2006년에 집중되어 있는데, 이중 2005년에 관측된 위험요인이 매각가격에 부정적인 영향을 많이 미치는 것임을 확인하였다.

제3절 SPAR지수의 추정

1. SPAR지수 작성방법

SPAR지수는 경매시장 재고주택의 가격변화를 측정하는 지표로 가급적 매월단위로 작성하는 것이 유용하나 월간 매각 결정된 건수가 작아 분기로 통합하여 지수를 작성하였다.

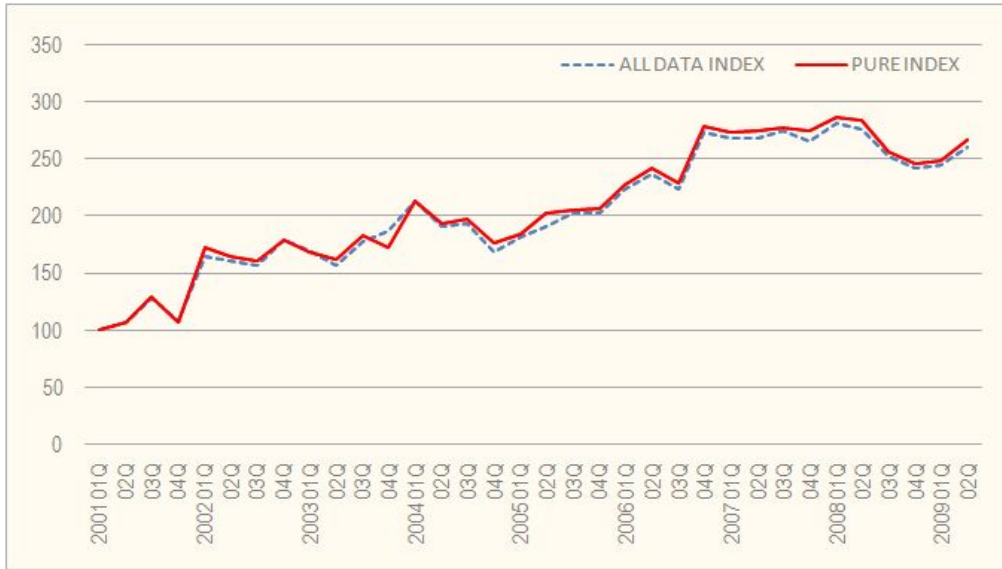
매 분기 매각 결정된 아파트의 공시가격을 조사하여 산술평균방식으로 분기별 평균 SPAR를 구한 후, 2001년 1분기를 100으로 하여 분기별 지수를 작성하였다.

2. 구별 SPAR지수

1) 강남구

<그림 12> 는 강남구의 유효매각결정건수(All Data)와 무위험매각결정건수(Pure Data)를 이용한 SPAR 지수이다. 전반적으로 무위험매각결정건수를 이용한 SPAR지수가 높은 것을 볼 수 있다. 특히 2005년 2분기의 경우 그 차이가 다른 분기에 비해 큰 것은 앞서 설명한 위험 있는 매각결정건수 중 실제 매각가격에 영향을 많이 미치는 다수의 관측치가 존재했기 때문인 것으로 판단된다.

강남구의 경우 기준년도 2001년 1분기를 100으로 하였을 때, 정점에 해당하는 2008년 1분기가 281.29로 약 181.29%P 증가하였다. 또한 2004년 1분기까지 그 증가폭이 빠르고, 2007년 1분기 이후 안정적인 지수의 움직임을 보이다가 2008년 1분기 정점을 기록하고 급속도로 하락하였다. 이러한 움직임은 일반 주택시장의 가격움직임과 일관성을 보이고 있다.



<그림 12> 강남구의 SPAR지수

2003년 노무현 정부의 출범 이후 여러 차례에 걸친 부동산가격안정정책들이 쏟아져 나왔고, 그 때마다 잠시 주춤하던 주택의 가격은 강남을 중심으로 다시 가격반등을 했고, 그 때마다 다시 또 다른 규제정책들이 쏟아져 나왔다. 주택담보 대출규제를 비롯한 부동산가격 안정 정책이 대거 발표된 2007년 1분기 이후 실제 일반시장의 가격은 하락하는 양상을 보였다. 이러한 일반시장의 가격움직임이 경매아파트 SPAR지수에서도 나타난다.

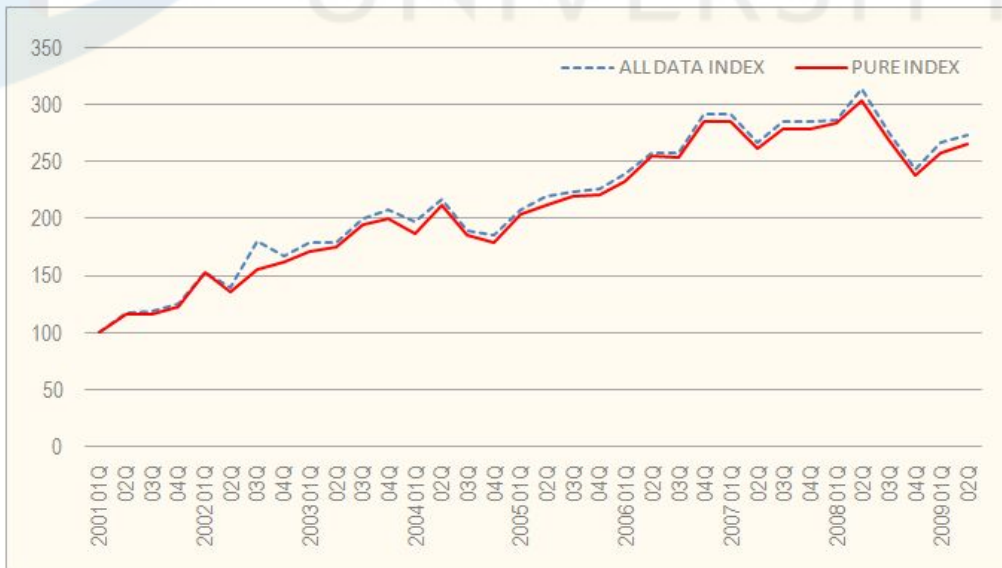
<표 36> 강남구 SPAR지수

Quarter	ALL DATA			PURE		
	SPAR	STD	INDEX	SPAR	STDEV	INDEX
2001 01Q	0.45	0.15	100.00	0.45	0.14	100.00
02Q	0.48	0.16	106.06	0.48	0.16	106.75
03Q	0.58	0.16	128.14	0.57	0.16	128.24
04Q	0.49	0.16	107.29	0.47	0.15	106.47
2002 01Q	0.75	0.23	164.96	0.77	0.23	171.95
02Q	0.73	0.23	160.65	0.73	0.21	164.21
03Q	0.71	0.22	155.89	0.72	0.24	160.79
04Q	0.81	0.22	178.94	0.80	0.23	179.05
2003 01Q	0.77	0.18	169.63	0.75	0.18	168.31
02Q	0.71	0.13	157.10	0.72	0.14	161.77
03Q	0.81	0.18	177.94	0.82	0.18	183.15
04Q	0.85	0.25	186.66	0.77	0.16	172.19
2004 01Q	0.96	0.22	212.36	0.95	0.21	212.69
02Q	0.86	0.13	190.07	0.86	0.13	193.40
03Q	0.88	0.19	193.53	0.88	0.19	196.93
04Q	0.76	0.18	168.50	0.79	0.18	176.62
2005 01Q	0.82	0.12	181.45	0.82	0.12	183.52
02Q	0.87	0.09	191.05	0.90	0.10	201.91
03Q	0.92	0.11	202.42	0.91	0.11	205.01
04Q	0.92	0.10	202.09	0.92	0.10	205.64
2006 01Q	1.01	0.11	223.04	1.01	0.11	226.96
02Q	1.07	0.17	236.94	1.08	0.17	241.59
03Q	1.01	0.15	223.79	1.02	0.15	228.43
04Q	1.24	0.15	273.04	1.24	0.15	277.97
2007 01Q	1.21	0.12	268.09	1.21	0.12	272.80
02Q	1.21	0.16	267.88	1.22	0.17	274.11
03Q	1.24	0.11	274.35	1.23	0.10	276.95
04Q	1.20	0.14	265.46	1.22	0.12	274.54
2008 01Q	1.27	0.18	281.29	1.27	0.18	286.23
02Q	1.25	0.17	275.67	1.26	0.18	282.99
03Q	1.14	0.14	251.89	1.14	0.14	256.31
04Q	1.09	0.18	241.56	1.09	0.18	245.80
2009 01Q	1.11	0.15	244.10	1.11	0.15	248.38
02Q	1.18	0.15	260.50	1.19	0.15	266.88

2) 서초구

<그림 13>은 서초구의 유효매각결정건수와 무위험매각결정건수를 이용한 SPAR지수이다. 서초구의 경우 강남구와 달리 무위험매각결정건수를 이용한 SPAR지수가 유효매각결정건수를 모두 이용한 SPAR지수보다 낮게 나타나고 있다. 이는 앞서 설명한 것처럼 서초구에서 관측된 위험요인들이 실제 매각가격에는 크게 영향을 미치지 않는 것들이 다수인 것에서 그 이유를 찾을 수 있다.

서초구의 지수 움직임을 살펴보면 강남구의 경우 기준년도 2001년 1분기를 100으로 하였을 때, 정점에 해당하는 2008년 2분기가 303.82로 약 203.82%p 증가하였다. 또한 강남구가 참여 정부의 출범 이후 가격 상승세가 주춤하고 등락을 반복한 것과 비교하여 서초구는 2007년 1분기까지 꾸준히 상승하였는데 이는 서초구의 경우 강남구보다는 투기수요보다 실수요자가 많은 것으로 설명할 수 있다. 투기수요의 경우 정부의 주택정책에 신속하고 크게 영향을 받지만, 실수요자의 경우 정책효과에 둔감하게 반응하기 때문이다. 또한 2008년 정점을 기록한 이후 가격이 급속히 하락하였는데 가격의 증가폭이 큰 만큼 하락폭도 큰 것이 특징이다.



<그림 13> 서초구의 SPAR지수

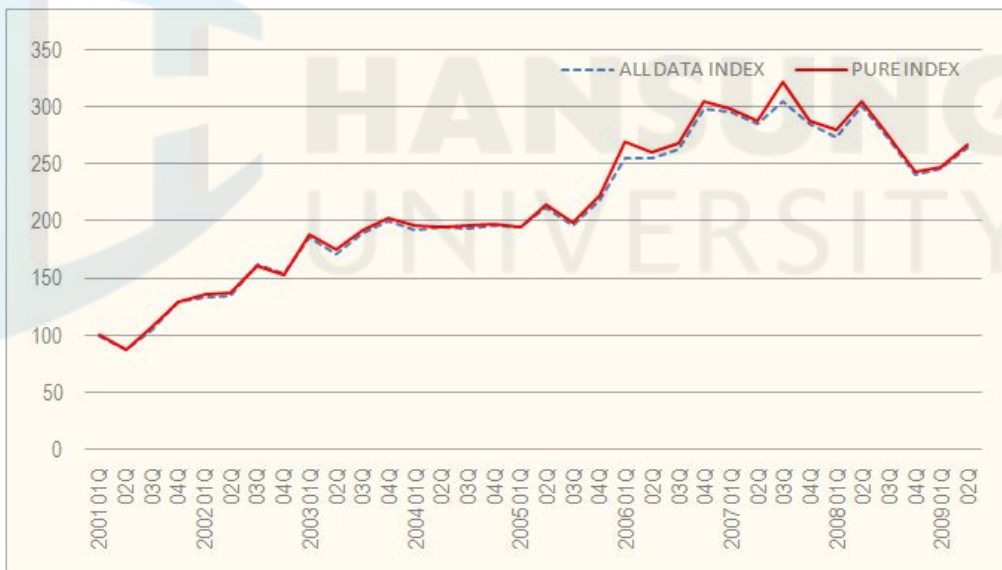
<표 37> 서초구 SPAR지수

Quarter	ALL DATA			PURE		
	SPAR	STD	INDEX	SPAR	STDEV	INDEX
2001 01Q	0.43	0.15	100.00	0.44	0.15	100.00
02Q	0.50	0.19	117.77	0.51	0.19	116.22
03Q	0.51	0.14	118.31	0.51	0.14	115.35
04Q	0.54	0.14	125.46	0.54	0.15	122.87
2002 01Q	0.65	0.19	152.08	0.67	0.20	152.23
02Q	0.60	0.13	139.82	0.59	0.14	135.12
03Q	0.77	0.22	180.10	0.68	0.10	155.67
04Q	0.71	0.10	167.22	0.71	0.10	161.26
2003 01Q	0.76	0.13	178.69	0.75	0.14	170.65
02Q	0.77	0.12	179.42	0.77	0.12	174.93
03Q	0.86	0.14	200.30	0.85	0.15	194.95
04Q	0.89	0.20	207.87	0.88	0.20	200.36
2004 01Q	0.85	0.12	198.13	0.82	0.12	186.70
02Q	0.93	0.18	216.87	0.93	0.19	212.04
03Q	0.81	0.14	189.45	0.81	0.13	185.24
04Q	0.79	0.13	185.78	0.79	0.13	179.20
2005 01Q	0.89	0.16	208.54	0.89	0.15	204.12
02Q	0.94	0.13	219.32	0.93	0.13	211.96
03Q	0.95	0.10	223.24	0.96	0.10	219.26
04Q	0.97	0.15	226.37	0.97	0.16	220.55
2006 01Q	1.03	0.16	240.19	1.02	0.17	232.95
02Q	1.10	0.13	257.76	1.12	0.13	255.42
03Q	1.11	0.11	258.68	1.11	0.11	253.73
04Q	1.25	0.13	291.88	1.25	0.13	285.19
2007 01Q	1.25	0.13	292.35	1.25	0.13	286.02
02Q	1.14	0.13	267.42	1.15	0.13	261.84
03Q	1.22	0.10	285.98	1.22	0.11	279.19
04Q	1.22	0.20	286.39	1.22	0.20	279.23
2008 01Q	1.23	0.20	287.49	1.24	0.20	283.65
02Q	1.35	0.17	314.75	1.33	0.16	303.82
03Q	1.18	0.15	276.90	1.18	0.15	270.04
04Q	1.04	0.16	243.45	1.04	0.16	238.17
2009 01Q	1.14	0.18	267.39	1.13	0.17	257.48
02Q	1.17	0.14	273.59	1.16	0.14	265.24

3) 송파구

송파구의 경우 무위험매각결정건수를 이용한 SPAR지수가 유효매각결정건수를 모두 이용한 SPAR지수보다 높게 나타나, 강남구의 지수 흐름과 유사한 양상을 보인다. 기준시점인 2001년 1분기를 100으로 하였을 때, 정점에 해당하는 2007년 3분기가 322.18로 약 222.18%P 증가하였다. 이는 강남구, 서초구와 비교하였을 때 정점에 이른 시기가 가장 빠르고 그 증가 폭도 가장 큰 것이 특징이다.

또한 노무현 정부의 출범 이후 가격 안정세를 보이다가 2005년 3분기부터 급속도로 상승세가 이어졌다. 이는 2005년 12월 거여·마천 뉴타운지구 지정이 발표되면서 뉴타운 재개발에 따른 후광효과를 기대한 투자수요가 집중되면서 경매시장에도 영향을 미친 것으로 분석된다.



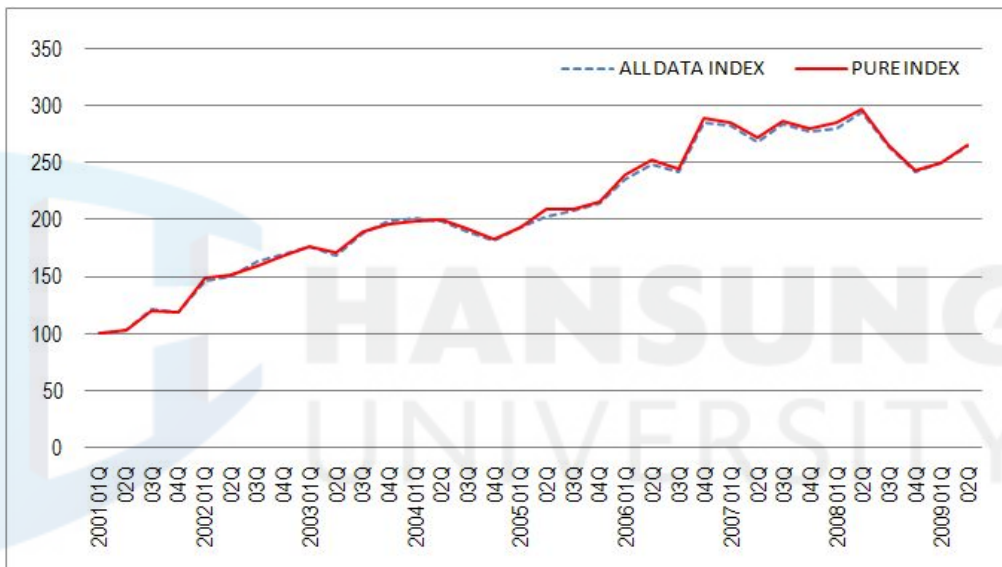
<그림 14> 송파구의 SPAR지수

<표 38> 송파구 SPAR지수

Quarter	ALL DATA			PURE		
	SPAR	STD	INDEX	SPAR	STDEV	INDEX
2001 01Q	0.43	0.11	100.00	0.43	0.07	100.00
02Q	0.38	0.09	87.99	0.37	0.07	86.92
03Q	0.46	0.05	105.53	0.46	0.05	106.63
04Q	0.56	0.10	129.49	0.55	0.10	128.52
2002 01Q	0.58	0.09	133.55	0.58	0.09	135.54
02Q	0.58	0.06	134.68	0.59	0.06	136.99
03Q	0.70	0.13	162.34	0.69	0.12	160.83
04Q	0.67	0.11	154.95	0.65	0.11	152.35
2003 01Q	0.81	0.19	186.26	0.81	0.19	188.21
02Q	0.74	0.06	171.28	0.75	0.07	174.76
03Q	0.82	0.15	190.45	0.82	0.15	192.44
04Q	0.87	0.20	199.95	0.87	0.20	202.04
2004 01Q	0.83	0.10	192.93	0.84	0.10	196.21
02Q	0.84	0.13	195.07	0.83	0.12	194.85
03Q	0.84	0.18	194.36	0.84	0.18	196.39
04Q	0.85	0.16	195.88	0.85	0.16	197.93
2005 01Q	0.85	0.11	195.28	0.83	0.11	194.51
02Q	0.92	0.11	211.57	0.92	0.11	214.67
03Q	0.85	0.15	196.56	0.85	0.15	198.40
04Q	0.95	0.10	218.38	0.95	0.09	221.88
2006 01Q	1.11	0.23	255.47	1.16	0.20	269.91
02Q	1.10	0.19	255.33	1.11	0.19	260.26
03Q	1.14	0.15	263.34	1.15	0.13	268.25
04Q	1.29	0.17	298.42	1.30	0.16	304.63
2007 01Q	1.28	0.12	295.84	1.28	0.12	298.93
02Q	1.23	0.12	284.92	1.23	0.12	287.90
03Q	1.32	0.24	304.78	1.38	0.15	322.18
04Q	1.24	0.11	285.44	1.24	0.11	288.42
2008 01Q	1.19	0.15	273.92	1.20	0.14	280.55
02Q	1.30	0.20	300.61	1.31	0.21	305.02
03Q	1.18	0.23	271.81	1.18	0.23	274.65
04Q	1.04	0.10	241.30	1.04	0.08	242.88
2009 01Q	1.06	0.13	245.71	1.06	0.12	247.85
02Q	1.14	0.11	263.71	1.14	0.11	267.18

4) 강남 3구 통합SPAR지수

<그림 15>는 강남3구의 유효매각결정건수와 무위험매각결정건수를 이용한 SPAR지수이다. 전반적으로 무위험매각결정건수를 이용한 SPAR지수가 약간 높은 것을 볼 수 있다. 특히 2005년 2분기의 경우 그 차이가 다른 분기에 비해 큰 것은 강남구에서와 마찬가지로 위험 있는 매각결정건수 중 실제 매각가격에 영향을 많이 미치는 다수의 관측치가 존재했기 때문인 것으로 판단된다.



<그림 15> 강남3구 통합 SPAR지수

<표 39> 강남3구 SPAR지수

Quarter	ALL DATA			PURE		
	SPAR	STD	INDEX	SPAR	STDEV	INDEX
2001 01Q	0.44	0.14	100.00	0.44	0.12	100.00
02Q	0.45	0.15	102.42	0.45	0.16	103.27
03Q	0.53	0.15	120.93	0.52	0.14	119.85
04Q	0.52	0.14	119.00	0.51	0.14	117.75
2002 01Q	0.64	0.17	145.68	0.65	0.18	148.60
02Q	0.66	0.19	150.35	0.66	0.18	151.84
03Q	0.72	0.17	163.06	0.69	0.15	158.78
04Q	0.75	0.18	170.10	0.74	0.18	168.48
2003 01Q	0.78	0.16	176.79	0.77	0.17	175.71
02Q	0.74	0.12	168.63	0.75	0.12	171.06
03Q	0.83	0.16	188.04	0.83	0.16	189.49
04Q	0.87	0.21	198.77	0.86	0.19	195.78
2004 01Q	0.88	0.17	200.83	0.87	0.17	198.98
02Q	0.88	0.15	199.23	0.87	0.15	199.33
03Q	0.83	0.16	189.71	0.84	0.16	191.47
04Q	0.80	0.15	181.22	0.80	0.15	183.36
2005 01Q	0.85	0.13	193.43	0.84	0.13	192.87
02Q	0.89	0.11	202.58	0.92	0.11	209.47
03Q	0.91	0.12	207.67	0.91	0.13	209.18
04Q	0.94	0.12	214.26	0.94	0.12	215.54
2006 01Q	1.04	0.17	236.28	1.05	0.17	239.34
02Q	1.09	0.16	248.63	1.10	0.16	252.58
03Q	1.07	0.15	242.57	1.07	0.15	244.69
04Q	1.26	0.15	285.67	1.26	0.15	288.64
2007 01Q	1.24	0.12	282.75	1.25	0.12	284.87
02Q	1.18	0.15	268.62	1.19	0.15	271.66
03Q	1.25	0.14	283.83	1.26	0.13	287.21
04Q	1.22	0.15	277.13	1.23	0.15	280.60
2008 01Q	1.23	0.18	280.38	1.25	0.18	284.85
02Q	1.30	0.18	294.88	1.30	0.18	297.15
03Q	1.16	0.17	264.51	1.16	0.17	266.08
04Q	1.06	0.15	241.58	1.06	0.15	243.23
2009 01Q	1.10	0.15	249.48	1.09	0.15	250.14
02Q	1.16	0.13	264.01	1.16	0.13	266.14

제4절 경매가격지수와 KB주택가격지수와 의 관계

1. KB 국민은행 아파트 매매가격지수와 의 비교

1) 두 지수 비교의 의미

국내에 주택가격과 관련하여 일반에 공개되고 있는 지수는 KB국민은행의 주택가격지수가 유일하다. 하지만 KB국민은행의 주택가격지수는 표본조사에 의한 시세가격 정보로 작성된다는 점에서 시장상황을 정확히 반영하지 못한다는 비판이 있다.

본 논문에서 추정한 경매아파트 SPAR지수는 KB국민은행의 아파트 매매가격지수 작성에 사용되는 가격자료와 거래되는 시장의 특성, 그리고 작성방법에서 차이가 있기 때문에 두 지수가 나타내는 수치의 절대적인 비교는 어렵다. 하지만 실거래가격정보를 이용한 주택가격지수가 부재한 시점에서 경매아파트 매매가격지수는 비록 거래되는 시장의 특성은 다르더라도 실거래가격에 기초한 가격지수이기 때문에 SPAR지수와 KB국민은행의 아파트매매가격지수를 비교하는 것은 실거래가격지수와 시세가격지수의 차이를 볼 수 있다는 점에서 의미가 있다.

2) 기준시점의 통일

KB국민은행의 아파트매매가격지수는 매월 단위로 발표되는 반면, 본 논문에서 추정한 SPAR지수는 매분기 단위로 추정하였다. 따라서 KB국민은행의 구별, 월간지수를 각 분기 평균으로 한 분기단위지수로 변환⁴⁴⁾하였다.

또한 두 지수의 기준이 되는 시점이 다르기 때문에 기준시점을 통일해

44) KB지수의 경우 지수의 평활화현상이 있음에도 불구하고 분기의 대표월지수(예를 들어 2006년 1분기의 경우 2006년 1월 지수 또는 3월 지수)를 사용하지 않고 분기평균지수를 사용한 이유는 SPAR지수 작성에 사용한 자료가 실거래가격자료인 만큼 일정한 시점의 가격자료가 아니고 거래시점이 각기 다른 주택가격의 평균적인 SPAR를 이용하여 지수를 작성한 것이기 때문이다. 만일 주택의 가격이 큰 폭으로 등락하는 시기라면 KB대표월지수와 분기평균 SPAR지수를 비교하는 것보다 KB분기평균지수와 분기평균SPAR지수를 비교하는 것이 보다 합당하다고 판단하였기 때문이다.

서 비교하기 위하여, KB국민은행의 아파트매매가격지수를 구별지수가 발표되기 시작⁴⁵⁾한 2003년 1분기를 100으로 한 분기 지수로 변환하였으며, SPAR지수 또한 2001년 1분기를 100으로 작성한 것을 2003년 1분기를 100으로 환산하여, 이 둘을 비교하였다.

3) 각 구별 지수의 비교

(1) 강남구

KB지수의 기간 내 평균 지수증가율은 2.20%이고 SPAR지수의 평균 지수증가율은 2.20%로 나타났고 지수의 변동률을 나타내는 전기 대비 증가율의 표준편차는 KB지수가 4.40%이고, SPAR지수는 8.67%로 SPAR지수가 KB지수보다 2배가량 높은 것으로 나타났다.

일반적으로 평가가격에 기초한 지수는 평활화 현상 때문에 평균 지수증가율이나 변동률이 실거래가격에 기초한 지수보다 낮다. 하지만 본 연구의 분석기간내 KB지수의 평균지수증가율이 SPAR지수의 평균증가율보다 높게 나타나거나 또는 큰 차이를 보이지 않는 것으로 나타났다. 이는 KB지수에 사용하는 가격자료가 전문가들에 의한 평가 자료인 것에서 그 이유를 찾을 수 있다. KB지수 작성 시 사용하는 가격자료는 중개업자들의 신고에 의한 시세가격이다. 가격을 평가하는 중개업자들은 시장에서 실제 거래되는 가격의 움직임을 관측하고 이를 바탕으로 가격을 평가하게 되는데, 실거래가격의 상승이나 하락이 관측되더라도 이것이 일시적인 것인지 지속적인 현상인지를 파악하는데 시간이 소요되며, 또한 시장에서 관측한 가격 상승(또는 하락)의 정도를 시세가격에 얼마나 반영하는가가 평가자의 주관에 달려있는 만큼 이를 바탕으로 작성된 가격지수는 실제 거래가격의 상승 또는 하락의 정도보다 낮게 반영된다.

그런데, 우리나라의 경우 2000년대 이후 장기적인 가격하락의 시기 없이 꾸준한 상승세를 이어왔기 때문에 시세 평가자들은 2008년 실제 거래가격의 하락을 관측하였다 하더라도 시세가격에 반영함에 있어서 가격의

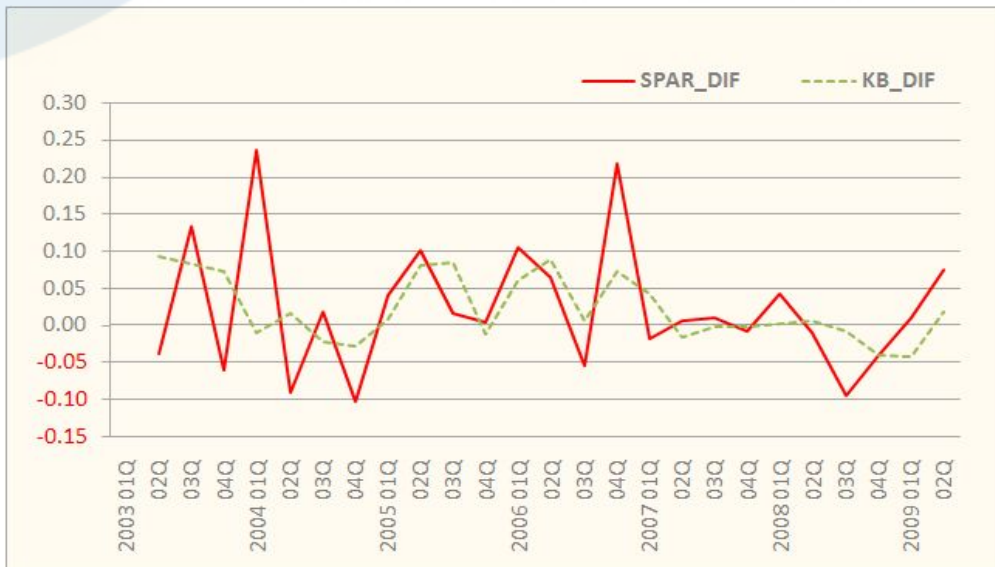
45) 실제 KB국민은행의 아파트매매가격지수 중 구별 지수는 2002년 12월부터 발표되었으나, 분기 지수로 변환하고자 하였기 때문에 2003년 1월 지수부터 사용하였다.



<그림 16> 강남구 SPAR지수와 KB지수

하락폭을 상승폭에 비해 낮게 반영하였을 것이다.

반면 SPAR지수는 실거래가격에 기초하기 때문에 상승률과 하락률이 100% 반영되었다는 전제하에 지수의 증가율을 평균하게 되면 지수의 평균 증가율이 낮은 것처럼 보일 수 있다. 하지만 지수의 평균상승률과 하락



<그림 17> 강남구 SPAR지수와 KB지수의 전 분기 대비 증가율

를 구분하여 비교해 본 결과 평균상승률과 평균하락률 모두에서 SPAR 지수가 KB지수보다 상승률(또는 하락률)이 높은 것으로 나타났다.

지수간의 특징을 보다 명확히 살펴보기 위하여 두 지수의 전기 대비 증가율을 살펴보았다. <그림 17>의 강남구 SPAR지수와 KB지수의 전기 대비 증가율을 살펴보면 SPAR지수의 전기 대비 증가율이 KB지수보다 큰 것을 확인할 수 있으며, 특히 가격이 하락하였던 2008년 가격하락의 반영정도가 KB지수가 낮고 늦은 것을 확인할 수 있다.

(2) 서초구

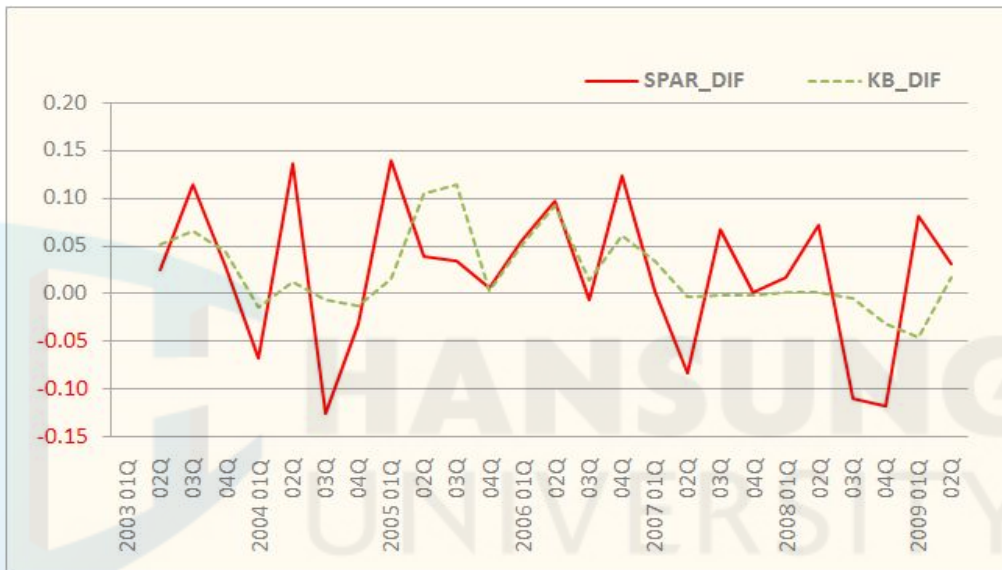
KB지수의 기간 내 평균 지수증가율은 2.17%이고 SPAR지수의 평균 지수증가율은 2.07%로, KB지수가 약 0.1%P 높은 반면에 지수의 변동률을 나타내는 전기 대비 증가율의 표준편차는 KB지수가 4.12%이고, SPAR지수는 7.76%로 SPAR지수가 KB지수보다 2배가량 높은 것으로 나타났다. 강남의 경우와 마찬가지로 기간 내 평균 가격상승률과 하락률을 구분하여 비교해보니 KB지수의 평균가격상승률은 4.21%, 평균가격하락률은 -1.44%로 나타났고, SPAR지수의 평균가격상승률은 5.92%, 평균가격하락률은



<그림 18> 서초구 SPAR지수와 KB지수

-7.82%로 SPAR지수가 KB지수보다 평균 평균가격상승률은 더 높게, 평균 가격 하락률은 더 낮게 나타났다.

<그림 19>의 서초구 SPAR지수와 KB지수의 전기 대비 증가율을 살펴 보면 SPAR지수의 전기 대비 증가율이 KB지수보다 큰 것을 확인할 수 있으며, 특히 2008년의 가격하락의 반영정도가 KB지수는 낮고 늦은 것을 확인할 수 있다.



<그림 19> 서초구 SPAR지수와 KB지수의 전 분기 대비 증가율

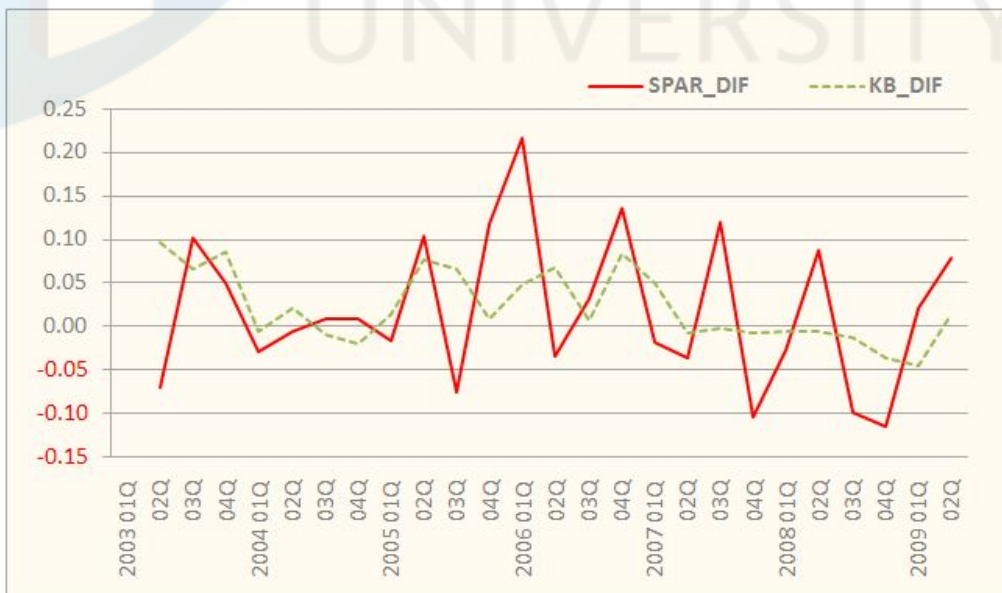
(3) 송파구

송파구의 KB지수 기간 내 평균 지수증가율은 2.18%이고 SPAR지수의 평균 지수증가율은 1.75%로, KB지수가 약 0.45%p 높은 반면에 지수의 변동률을 나타내는 전기 대비 증가율의 표준편차는 KB지수가 4.16%이고, SPAR지수는 8.53%로 SPAR지수가 KB지수보다 2배가량 높은 것으로 나타났다. 마찬가지로 기간 내 평균 가격상승률과 하락률을 구분하여 비교해 보니 KB지수의 평균가격상승률은 5.04%, 평균가격하락률은 -1.47%로 나타났고, SPAR지수의 평균가격상승률은 8.28%, 평균가격하락률은 -5.32%로 SPAR지수가 KB지수보다 평균가격상승률은 더 높게, 평균가격하락률



<그림 20> 송파구 SPAR지수와 KB지수

은 더 낮게 나타났다. 기간 내 평균가격상승률은 3개 구 중에서 송파구가 가장 높게 나타난 것을 볼 수 있다.



<그림 21> 송파구 SPAR지수와 KB지수의 전 분기 대비 증가율

<그림 21>의 송파구 SPAR지수와 KB지수의 전기 대비 증가율을 살펴 보면 SPAR지수의 전기 대비 증가율이 KB지수보다 큰 것을 확인할 수 있으며, 특히 2005년 거여·마천 뉴타운 지구 지정 발표에 따른 투기수요 집중현상이 SPAR지수에서는 명확히 들어난 반면 KB지수에서는 가격상승의 반영정도가 낮은 것을 확인할 수 있다.

<표 40> SPAR지수와 KB지수

분기	SPAR지수			KB지수		
	강남구	서초구	송파구	강남구	서초구	송파구
2003 01Q	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
02Q	96.11	102.51	92.86	109.24	105.04	109.68
03Q	108.82	114.24	102.25	118.20	111.90	117.01
04Q	102.30	117.41	107.35	126.77	116.77	127.05
2004 01Q	126.37	109.41	104.25	125.41	115.06	126.29
02Q	114.91	124.26	103.53	127.34	116.38	129.02
03Q	117.00	108.55	104.35	124.68	115.52	127.78
04Q	104.94	105.01	105.16	121.10	113.91	125.11
2005 01Q	109.04	119.61	103.35	122.07	115.68	126.77
02Q	119.97	124.21	114.06	131.99	127.67	136.54
03Q	121.81	128.49	105.42	143.06	142.19	145.45
04Q	122.18	129.24	117.89	141.33	142.51	146.73
2006 01Q	134.84	136.51	143.41	149.82	149.83	153.80
02Q	143.54	149.68	138.29	163.05	163.46	164.35
03Q	135.72	148.69	142.53	164.15	165.69	165.36
04Q	165.15	167.12	161.86	176.12	175.58	179.34
2007 01Q	162.08	167.61	158.83	183.66	181.58	188.29
02Q	162.86	153.44	152.97	180.80	180.70	186.81
03Q	164.55	163.60	171.19	180.40	180.18	186.38
04Q	163.11	163.63	153.25	180.05	179.75	184.97
2008 01Q	170.06	166.22	149.07	180.41	179.80	183.96
02Q	168.14	178.04	162.07	181.50	179.90	182.86
03Q	152.29	158.24	145.93	179.95	179.00	180.49
04Q	146.04	139.57	129.05	172.72	173.19	173.72
2009 01Q	147.57	150.88	131.69	165.50	165.14	165.75
02Q	158.57	155.43	141.96	168.54	167.85	167.94

<표 41> SPAR지수와 KB지수의 전기 대비 증가율과 변동성

분기		SPAR지수 전기 대비 증가율			KB지수 전기 대비 증가율		
		강남구	서초구	송파구	강남구	서초구	송파구
2003 01Q							
02Q		- 0.04	0.03	- 0.07	0.09	0.05	0.10
03Q		0.13	0.11	0.10	0.08	0.07	0.07
04Q		- 0.06	0.03	0.05	0.07	0.04	0.09
2004 01Q		0.24	- 0.07	- 0.03	- 0.01	- 0.01	- 0.01
02Q		- 0.09	0.14	- 0.01	0.02	0.01	0.02
03Q		0.02	- 0.13	0.01	- 0.02	- 0.01	- 0.01
04Q		- 0.10	- 0.03	0.01	- 0.03	- 0.01	- 0.02
2005 01Q		0.04	0.14	- 0.02	0.01	0.02	0.01
02Q		0.10	0.04	0.10	0.08	0.10	0.08
03Q		0.02	0.03	- 0.08	0.08	0.11	0.07
04Q		0.00	0.01	0.12	- 0.01	0.00	0.01
2006 01Q		0.10	0.06	0.22	0.06	0.05	0.05
02Q		0.06	0.10	- 0.04	0.09	0.09	0.07
03Q		- 0.05	- 0.01	0.03	0.01	0.01	0.01
04Q		0.22	0.12	0.14	0.07	0.06	0.08
2007 01Q		- 0.02	0.00	- 0.02	0.04	0.03	0.05
02Q		0.00	- 0.08	- 0.04	- 0.02	- 0.00	- 0.01
03Q		0.01	0.07	0.12	- 0.00	- 0.00	- 0.00
04Q		- 0.01	0.00	- 0.10	- 0.00	- 0.00	- 0.01
2008 01Q		0.04	0.02	- 0.03	0.00	0.00	- 0.01
02Q		- 0.01	0.07	0.09	0.01	0.00	- 0.01
03Q		- 0.09	- 0.11	- 0.10	- 0.01	- 0.01	- 0.01
04Q		- 0.04	- 0.12	- 0.12	- 0.04	- 0.03	- 0.04
2009 01Q		0.01	0.08	0.02	- 0.04	- 0.05	- 0.05
02Q		0.07	0.03	0.08	0.02	0.02	0.01
평균		2.20%	2.07%	1.75%	2.20%	2.17%	2.18%
	+	7.14%	5.92%	8.28%	4.89%	4.21%	5.04%
	-	-5.21%	-7.82%	-5.32%	-1.83%	-1.44%	-1.47%
표준 편차		8.67%	7.76%	8.53%	4.40%	4.12%	4.16%
	+	7.46%	4.66%	5.98%	3.55%	3.70%	3.21%
	-	3.48%	4.53%	3.82%	1.44%	1.52%	1.43%

2. 그랜저인과관계 및 교차상관분석

본 논문의 제3장에서 진정한 매각가율과 KB주택가격지수와의 관계를 살펴보았다. 이는 경매시장의 매각가율이 일반부동산 시장의 거래가격보다

선행하여 움직인다는 기존의 속설을 검증하고자 함이었다. 하지만 제3장에서 추정된 진정한 매각가율과 KB주택가격지수는 그 통계 값이 유의하지 않아 경매시장의 매각가율이 일반 주택시장의 가격에 선행하여 움직인다고거나 반대로 시장의 가격변화에 따라 매각가율이 영향을 받는다는 시장의 속설은 사실이 아니라는 결론에 이르렀다.

현재까지 경매시장의 가격추이를 볼 수 있는 지표가 없었기 때문에 제3장에서는 추정된 진정한 매각가율을 가지고 두 시장의 영향정도를 살펴보았으나 본 장에서 SPAR모형으로 경매가격지수를 추정하였기 때문에 경매가격지수와 KB주택가격지수를 이용하여 그랜저인과관계검정과 교차상관분석을 실시하여 경매시장 가격과 일반부동산시장 가격 간의 시장의 속설⁴⁶⁾을 실증분석 하고자 한다.⁴⁷⁾

1) 단위근검정

분석 자료의 시계열 안정성 여부를 판단하기 위하여 SPAR지수와 KB주택가격지수를 각각 ADF단위근검정 방법을 이용하여 단위근검정을 실시하였다⁴⁸⁾.

SPAR경매가격지수와 KB주택가격지수는 수준변수를 사용할 경우 5%유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하였다. 따라서

46) 보통 경매시장과 일반부동산시장사이 6개월 정도의 시차를 두고 경매시장의 가격이 선행하여 움직인다는 속설이 있으나, 현재까지 이러한 속설을 실증한 연구는 없다.

47) 경매가격지수가 시장의 다른 투자지표와 어떠한 관계가 있는지 살펴보기 위해 ‘경매가격지수와 주택담보대출금리’, ‘경매가격지수와 전세 가격지수’와의 관계를 그랜저인과관계검정과 교차상관분석을 실시하여 분석하였다. 그 결과 ‘경매가격지수와 주택담보대출’은 두 시계열 사이에 상관관계가 유의하지 않은 것으로 나타났다.

‘경매가격지수와 전세 가격지수’의 경우 서초구에서는 경매가격지수가 전세가격지수를 Granger Cause하는 것으로 나타났고, 송파구에서는 그 반대로 전세가격지수가 경매가격지수를 Granger Cause하는 것으로 나타났다. 그리고 강남구에서는 두 변수가 상호 Granger Cause하지 않는 것으로 나타났다. 교차상관분석에서는 5%유의수준에서 두 시계열간 상관관계가 통계적으로 유의하지 않아 두 시계열간 선도-지연 관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다.

48) 본 논문에서 추정된 SPAR지수는 매분기단위로 추정하였고 월단위로 발표되는 KB주택가격지수 또한 분기단위 지수로 변환한 후 분석을 실시하였다. 기준시점 또한 2003년 1분기를 100으로 하여 환산한 자료를 이용하였다.

안정적 시계열로 변환하기 위하여 진정한 매각가율과 KB지수에 자연로그를 취한 후 전기대비로 1차 차분하였다.

강남구, 서초구, 송파구의 경매가격지수와 KB주택가격지수는 1차 로그 차분을 취함으로써 1%유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각되어 시계열의 안정성을 확보하였다.

<표 42> KB지수와 경매가격지수와 ADF단위근검정 결과

지역	KB주택가격지수		경매가격지수	
	T Statistic	P-value	T Statistic	P-value
강남구	-2.759623	0.0079	-7.061541	<0.0000
서초구	-2.405780	0.0185	-7.305698	<0.0000
송파구	-2.597010	0.0118	-2.054849	0.0401

2) 그랜저인과관계분석

그랜저인과관계분석의 결과는 크게 네 가지 유형으로 나타날 수 있다. SPAR경매가격지수가 KB주택가격지수에 영향을 미치는 경우와 반대로 KB주택가격지수가 SPAR경매가격지수에 영향을 미치는 경우, 또는 상호간에 영향을 주고받는 경우와 마지막으로 상호간 영향이 없는 경우이다.

분석 결과 강남구에서는 KB주택가격지수가 경매가격지수를 Granger Cause하지 않는다는 귀무가설을 1%유의수준에서 기각하여 KB주택가격지수가 SPAR경매가격지수에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

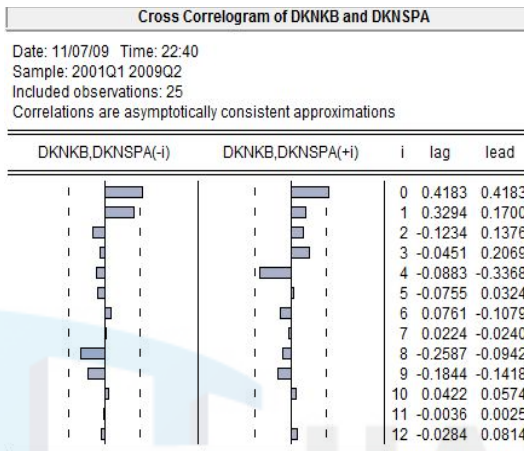
서초구에서는 시차(lag)가 4이상인 경우 양방향으로 그랜저인과관계가 존재하는 것으로 나타났다.

<표 43> KB지수와 경매가격지수와 그랜저인과관계분석 결과

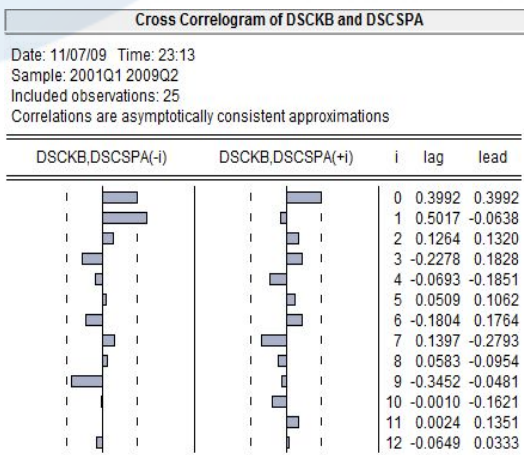
귀무가설	강남구		서초구		송파구	
	lag	F-statistic (Prob)	lag	F-statistic (Prob)	lag	F-statistic (Prob)
KB does not Granger Cause SPAR	5	6.22944 (0.0091)	4	7.59016 (0.0027)	1	0.08855 (0.7690)
SPAR does not Granger Cause KB	1	0.97038 (0.3358)	4	6.96443 (0.0039)	1	5.10022 (0.0347)

송파구에서는 SPAR경매가격지수가 KB주택가격지수에 Granger Cause 하지 않는다는 귀무가설을 5%유의수준에서 기각함으로써 SPAR경매가격지수가 KB주택가격지수에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

3) 교차상관분석



<그림 22> 강남구 KB주택가격지수와 SPAR경매가격지수와의 관계



<그림 23> 서초구 KB주택가격지수와 SPAR경매가격지수와의 관계

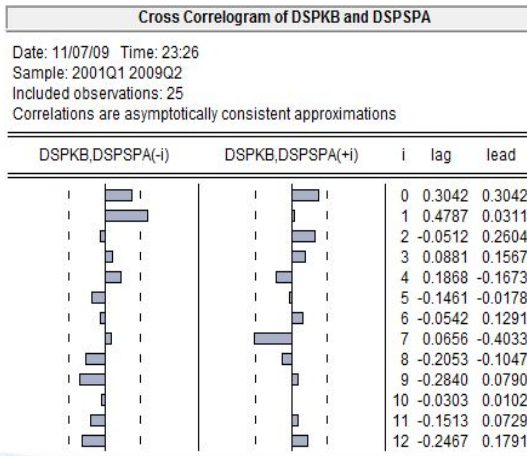
이용만·이상한(2004)에 따르면 그랜저인과관계검정은 두 시계열 간에 인과관계를 보여주는 것은 아니기 때문에 시간의 선후관계를 확인하려면 다른 통계적 방법을 사용해야 한다고 하였다. 따라서 두 시계열사이의 시간적 선후관계 및 상관의 정도를 확인하기 위하여 교차상관분석을 실시하였다.

강남구의 교차상관분석결과는 <그림 22>이다. 두 시계열 사이에 0시차를 제외하고 어떠한 시차에서도 상관관계를 확인할 수 없었으며 동일한 시점(0시차)에서 두 시계열 상관관계수는 0.4183으로 나타났다.

반면에 서초구의 교차상관분석결과는 <그림 23>이다. SPAR 경매가격지수가 KB주택가격지수를 1시점(1분기, $i=1$) 선행하는 것으로 나타났고, 상관관계수는 0.5017로 SPAR경매가격지수가 1%상승하면 KB주택

가격지수가 1시점 이후 0.5017% 상승하는 것으로 나타났다.

송파구의 교차상관분석 결과는 <그림 24>이다. SPAR경매가격지수는



KB주택가격지수를 1시점(1분기, i=1) 선행하는 것으로 나타났고, 시차가 1일 때 상관계수는 0.4787로 SPAR경매가격지수가 1%상승하면 1시점 이후에 KB주택가격 지수가 0.4787 % 상승하는 것으로 나타났다.

그랜저인과관계검정결과가 각 구별로 차이는 있으나 일반적으로 KB주택가격지수가 SPAR경매가격지수에 영향을 미치는 시계열로 나타난 반면, 교차상관분석결과에서는 강남구를 제외한

<그림 24> 송파구 KB주택가격지수와 SPAR경매가격지수와 의 관계

서초구와 송파구에서 SPAR경매가격지수가 KB주택가격지수를 1시차 선행하는 것으로 나타났다.

제5절 통합매각가율, 통합SPAR지수, KB지수와 의 비교

앞서 추정한 구별 매각가율과 SPAR지수는 분기단위로 추정되었다. 만일 경매시장과 일반시장이 상관관계를 가지고 있으나 선도-지연의 시차가 4개월 미만이라면 분기단위로 추정된 지수로 분석한 두 시장 간의 관계분석결과는 왜곡될 수 있다. 따라서 통합매각가율과 마찬가지로 강남 3구 통합지수를 추정함에 있어 월단위 지수로 추정하고, 매각가율 또한 월단위로 추정하여 KB지수와 비교해보았다.

1. 통합매각가율과 KB지수와의 관계

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 12/10/09 Time: 21:36
Sample: 2003M07 2009M06
Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
RATIO1 does not Granger Cause D_KB	70	0.57258	0.4519
D_KB does not Granger Cause RATIO1		4.87119	0.0307

주) RATIO1은 원시계열을, KB지수는 1차 로그차분한 시계열 이용하여 시계열의 안정성 검정 결과 5%유의수준에서 안정적 시계열로 확인됨.

<그림 25> RATIO1과 KB지수와의 그랜저인과관계분석 결과

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 12/26/09 Time: 19:18
Sample: 2003M07 2009M06
Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D_KB does not Granger Cause RATIO4	70	1.88693	0.1741
RATIO4 does not Granger Cause D_KB		0.96957	0.3283

주) RATIO4는 원시계열을, KB지수는 1차 로그차분한 시계열 이용하여 시계열의 안정성 검정 결과 5%유의수준에서 안정적 시계열로 확인됨.

<그림 26> RATIO4와 KB지수와의 그랜저인과관계분석 결과

로 나타났다. 이는 그랜저인과관계 분석 결과와도 동일한 결과라 할 수 있으며, 또한 경매시장이 일반주택시장에 후행한다는 기존의 속설과 맥을 같이 한다.

이러한 결과는 현재까지 시장에서 경매시장을 분석하는 지표로 매각가율(Ratio1)이 유일하게 사용되었고, 일반적으로 KB지수가 일반시장의 주택가격을 판단하는 지표로 사용됨에 따라 경매시장참여자는 KB지수를 경매시장 투자 시 보조지표로 사용하였기 때문인 것으로 판단된다.

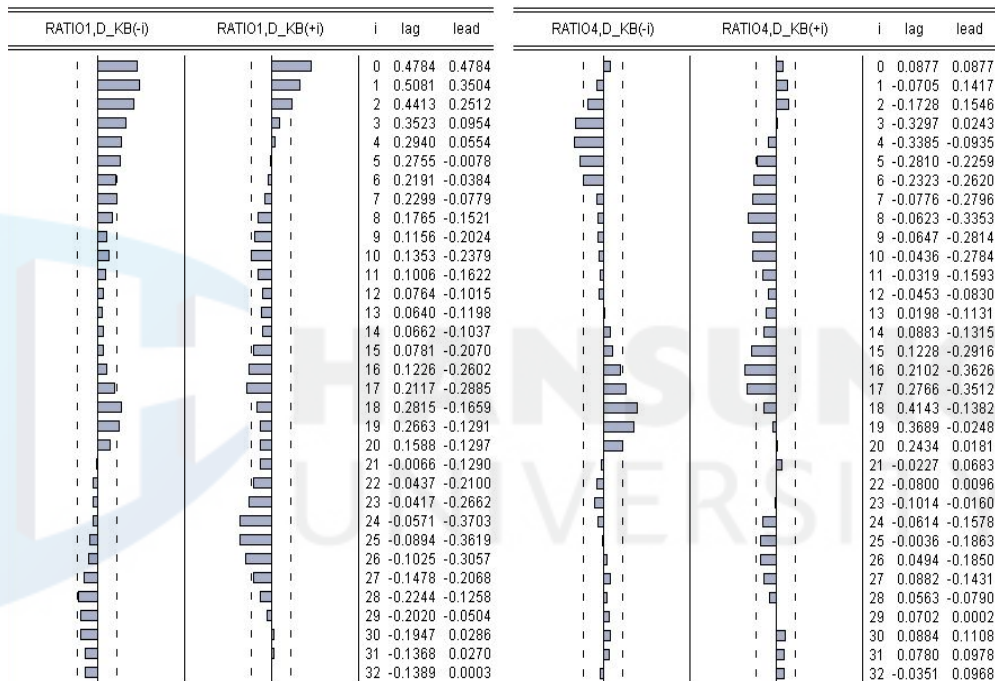
하지만 앞서 본문에서 기존 매각가율의 문제점을 지적하였듯이 매각가

기존의 매각가율(RATIO1)과 KB지수와의 그랜저인과관계검정에서 KB지수는 기존 매각가율을 Granger Cause하는 것으로 나타났다. 반대로 기존의 매각가율이 KB지수를 Granger Cause하지 않는다는 귀무가설은 채택되어 단일 방향의 그랜저 인과성을 확인하였다.

반면 진정한 매각가율(RATIO4)와 KB지수와의 관계를 살펴보면 5%유의수준에서 두 시계열간 그랜저인과성이 존재하지 않음을 확인하였다.

교차상관분석 결과 Ratio1과 KB지수와의 교차상관분석에서는 KB지수가 Ratio1에 1~2개월 정도 선행하는 것으로

율은 평가시점과 낙찰시점 사이의 가격변화를 반영하지 못하기 때문에 기존 매각가율(Ratio1)을 경매시장의 투자지표로 사용하게 되면 경매투자시기를 놓치거나, 한번 유찰된 물건을 최초감정가격을 뛰어넘는 가격으로 매수하는 등 손실을 입는 경우가 발생할 수 있다. 이런 이유 때문에 Ratio4와 KB지수와의 관계분석에서는 경매시장과 일반시장이 직접적으로 연관이 없는 것으로 나타났다고 판단된다.



<그림 27> RATIO1과 KB지수의 교차상관분석 결과 <그림 28> RATIO4와 KB지수와의 교차상관분석 결과

2. SPAR경매가격지수와 KB지수와의 관계

SPAR경매가격지수와 KB지수와의 그랜저인과관계 분석결과 SPAR지수가 KB지수를 Granger Cause하는 것으로 나타났다. 반대로 KB지수는 SPAR지수를 Granger Cause하지 않는다는 귀무가설은 채택되어 단일 방향의 그랜저 인과성을 확인하였다.

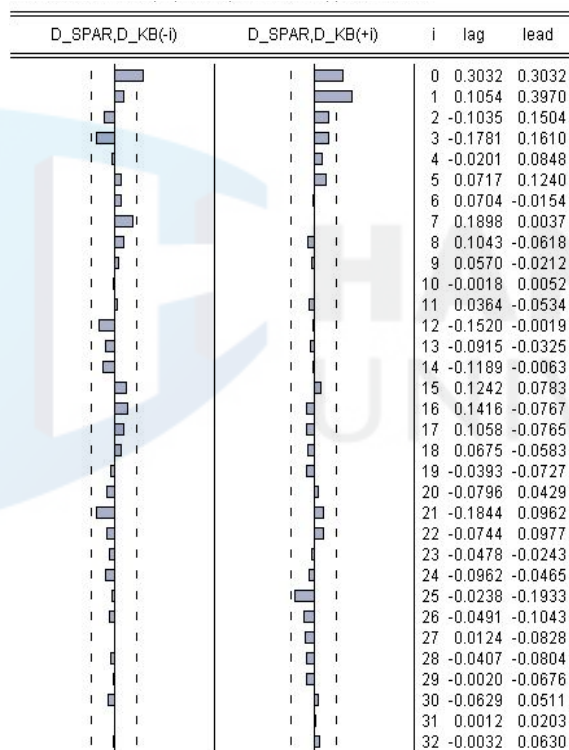
Pairwise Granger Causality Tests
Date: 12/10/09 Time: 23:12
Sample: 2003M07 2009M06
Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D_KB does not Granger Cause D_SPAR	70	2.14540	0.1477
D_SPAR does not Granger Cause D_KB		5.91760	0.0177

교차상관분석결과 경매가격
지수가 KB지수를 1개월 정도
선행하는 것으로 나타났다.

주) SPAR지수와 KB지수는 모두 1차 로그차분 함으로
써 5%유의수준에서 안정적 시계열로 확인됨.

<그림 29> SPAR와 KB지수와의
그랜저인과관계분석 결과



<그림 30> SPAR지수와 KB지수와의
교차상관분석 결과

제6절 소결

본 장에서는 2001년 1분기부터 2009년 2분기까지 강남구, 서초구, 송파구에서 매각 결정된 아파트가격자료와 공시가격을 이용하여 SPAR지수를 추정하였다. SPAR지수는 2가지 방법으로 추정하였는데 첫 번째 방법은 매각자료 중 순수한 이상치만을 제거한 자료로 추정한 방법이고, 두 번째 방법은 매각결정건수 중 위험요인이 관측된 건은 주택특성의 변화라고 판단하여 위험요인이 관측된 매각결정 건을 제외한 무위험매각결정건수만을 가지고 추정하는 방법이다.

추정결과 위험요인이 관측된 매각결정건수를 포함한 경우 지수의 왜곡을 가져온다는 판단 하에 위험요인을 모두 제거한 매각결정건수만을 가지고 추정한 지수로 모형을 확정시키고, 무위험매각결정 건으로 분기별 평균 SPAR를 계산한 후 단순평균방식으로 SPAR지수를 추정하였다.

비교를 위하여 KB국민은행의 아파트매매가격지수를 분기지수로 변환하여 살펴본 결과, KB지수는 SPAR지수보다 지수의 평균증가율이 낮고, 변동률도 낮은 것을 확인하였다. 또한 SPAR지수가 KB지수보다 약 1~2분기의 시차를 두고 먼저 움직이는 것으로 보이는데, 이는 기존의 선행연구에서도 감정가격에 기초한 지수가 시차를 갖고 평활화되는 문제점을 지적한 바 있다.⁴⁹⁾ 이러한 문제가 발생하는 원인은 가격을 평가하는 평가자의 행태에서 찾아볼 수 있는데, 평가자는 실거래가격의 움직임을 관찰한 후 이를 감정가격에 적용하기 때문에 시장의 가격 움직임이 지수에 반영되기까지 일정한 시차가 발생하며, 시장의 가격변화가 발생했을 때 이러한 변화가 일시적인 것인지 지속적인지를 판단하는 과정에서 실제의 가격변화 폭 보다 작게 가격에 반영하기 때문이다.⁵⁰⁾

49) Fisher, Jeff, David Geltner and Henry Pollakowski, "A Quarterly Transactions-Based Index(TBI) of Institutional Real Estate Investment Performance and Movements in Supply and Demand", MIT Center for Real Estate, May 2006.; 이용만·박헌수·이창무, 전게서, 2007.; 이창무·김용경·배익민, "반복매매모형을 이용한 아파트 실거래지수 운영특성 분석", 『부동산학연구』 제13권 제2호, 2007, pp.21~40.

50) 이용만·박헌수·이창무, 전게서, 2007.

실제로 SPAR경매가격지수와 KB주택가격지수 사이에 선행관계가 존재하는지를 확인하기 위하여 그랜저인과관계검정과 교차상관분석을 실시한 결과 서초구와 송파구에서 SPAR경매가격지수가 KB주택가격지수를 1시점 선행하는 것으로 나타났다.

강남3구를 통합한 매각가율과 SPAP지수를 월단위로 추정하여 경매시장과 일반주택시장 간의 관계를 분석한 결과, SPAR지수와 KB지수의 분석에서는 SPAR가 KB지수를 1개월 정도 선행하는 것으로 나타났다. 통합매각가율과 KB지수와의 관계검증에서는 기존의 매각가율(Ratio1)과 Ratio4를 함께 검증해 보았는데 그 결과 Ratio1과 KB지수와의 교차상관분석에서는 KB지수가 Ratio1에 1~2개월 정도 선행하는 것으로 나타났다. 이는 경매시장이 일반주택시장에 후행한다는 기존의 속설과 맥을 같이한다. 반면 Ratio4와 KB지수와의 관계에서는 두 시계열간 유의미한 관계가 나타나지 않았다.

이러한 결과는 현재까지 시장에서 경매시장을 분석하는 지표로 매각가율(Ratio1)이 유일하게 사용되었고, 일반적으로 KB지수가 일반시장의 주택가격을 판단하는 유일한 지표로 사용되었기 때문인 것으로 판단된다.

하지만 이러한 사항에 대한 정확한 결론은 매각가율과 일반주택시장의 실거래가격지수와 분석을 통하여 명확해질 것이다. 왜냐하면 KB지수의 평활화 현상 때문에 분석결과가 다르게 나타났을 가능성을 배제할 수 없기 때문이다.

<표 44> 통합매각가율, 통합SPAR지수, KB지수의 분석결과 요약

분석 대상	그랜저인과관계 분석	교차상관관계 분석
진정한 매각가율 vs. KB지수	상호 영향 없음	교차상관관계 없음
기존매각가율 vs. KB지수	KB지수→기존매각가율	KB지수 선행 (1개월)
KB지수 vs. 경매가격지수	경매가격지수→KB지수	경매가격지수 선행 (1개월)

제 5 장 결 론

제1절 연구의 요약

과거 법무사, 변호사 등 제한된 전문가만이 참여하던 경매시장은 2006년 1월부터 공인중개사의 경매 입찰대리가 가능하게 되면서 급속도로 대중화되기 시작하였다. 최근 경매시장은 일반인들의 채테크 수단, 또는 자가 주택 마련의 한 방법으로 이용되면서 일반인들의 시장 참여가 꾸준히 늘고 있다.

투자자가 경매투자를 할 때, 또는 금융기관이 담보대출가액을 평가할 때 시장의 흐름을 파악하기 위하여 기준으로 삼는 지표는 매각가율(매각가격/감정가격)이 유일하다. 하지만 현재 사용되고 있는 매각가율은 다음과 같은 두 가지 중대한 문제점을 가지고 있어서 경매시장의 상황을 정확히 보여주는 지표로서 제 역할을 하지 못하고 있다.

첫째, 경매 부동산의 감정가격이 감정평가시점과 매각결정시점 간의 차이로 인해 시장가격을 제대로 반영하지 못한다. 일반적으로 경매 부동산의 감정가격은 경매가 개시될 때 평가되는데, 경매진행기간이 길어지게 되면 감정가격이 시장가격을 제대로 반영하지 못하는 현상이 발생하게 된다. 이처럼 감정평가시점과 매각결정시점의 차이로 인해 감정가격이 시장가격을 제대로 반영하지 못하게 되면, 자연히 매각가율은 왜곡될 수밖에 없다. 예를 들어, 주택가격이 상승하는 시기에는 경매개시 시점의 감정가격이 매각결정시점의 시장가격보다 낮을 수밖에 없다. 따라서 이런 시기에는 매각가율이 상대적으로 높게 계산된다. 반대로 주택가격이 하락하는 시기에는 감정가격이 시장가격보다 상대적으로 높게 평가되기 때문에 매각가율은 낮게 계산된다. 이러한 매각가율의 왜곡 현상은 감정평가시점과 매각결정시점의 차이가 클수록 커진다.

둘째, 경매시장에서 거래되는 부동산 중에는 권리상의 하자나 같은 투자위험요소를 갖고 있는 부동산이 종종 있다. 이런 투자위험요인을 갖고

있는 부동산은 위험 프리미엄 때문에 매각가격이 시장가격보다 낮은 것이 일반적이다. 예를 들어 유치권이 있는 경매 부동산의 경우, 매수인이 완전한 소유권을 행사하기 위해서는 매각결정금액 이외에 예상치 못한 추가비용이 발생할 가능성이 있다. 따라서 경매 참여자들은 사후에 발생할 추가비용을 고려하여 입찰에 참여하기 때문에 매각가격은 시장가격보다 낮아진다. 이와 같이 경매 부동산에 내포되어 있는 위험요소 때문에 매각가격이 시장가격보다 낮게 되면, 자연스럽게 매각가율은 낮게 평가된다.

따라서 본 논문에서는 다음과 같이 두 가지 연구 목적을 정하고 실증분석을 실시하였다. 첫째, 앞서 제기한 현행 매각가율의 두 가지 문제점을 보완한 “진정한 매각가율”을 추정하여 경매시장 참여자 및 금융기관에게 정확한 경매시장의 상황을 보여주는 지표를 개발하는 것이고, 둘째는 경매 시장에서 거래된 아파트를 대상으로 경매가격지수를 개발하여 경매시장에서의 주택가격 추이를 파악하고자 하였다. 이러한 경매가격지수는 일반 주택가격지수와 비교연구를 통하여 정부정책 당국자들에게도 시장상황을 판단하는 지표의 하나로 활용될 수 있도록 하는 것이다.

“진정한 매각가율”을 추정하기 위하여 2003년 3분기부터 2009년 2분기까지 강남구, 서초구, 송파구에서 매각 결정된 아파트의 경매자료를 사용하였다. 그리고 주택가격지수를 이용하여 감정가격을 평가시점이 아닌 매각결정시점으로 보정한 뒤, 특성가격모형을 이용하여 기존의 매각가율의 문제점을 보완한 새로운 매각가율을 강남구, 서초구, 송파구, 그리고 강남3구 통합하여 추정하였다.

추정 결과 강남구에서는 임차인수, 면적, 경매기간, 유치권이 매각가율에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났고, 서초구에서는 임차인수, 면적, 경매기간, 토지별도등기, 유치권이 매각가율에 영향을 미치는 위험요인으로 나타났으며, 송파구에서는 토지별도등기, 면적, 경매기간, RISK변수가 위험요인으로 나타났다. 강남3구 통합에서는 선순위임차인을 제외한 모든 변수가 매각가율에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

주택시장의 가격상승기였던 2005년 2분기부터 2007년 2분기 사이 기존의 매각가율은 추정된 새로운 매각가율보다 높게 나타났고, 반대로 주택시

장의 가격하락기였던 2008년 2분기 이후에는 기존의 매각가율이 추정된 새로운 매각가율보다 낮게 나타남을 확인하였다. 이는 기존 매각가율이 시장의 가격변화를 반영하지 못한다는 가설을 지지하는 증거라고 할 수 있다. 또한 추정된 매각가율은 추정방법에 따라 약간의 차이는 있지만 강남구의 경우 0.74~0.90, 서초구의 경우 0.67~0.87, 송파구의 경우 0.77~0.92로 나타났고, 강남3구 통합의 경우 0.73~0.89로 나타나 모두 1에 미치지 못하는 것으로 나타났다. 이는 국내의 경매시장의 구조가 미국의 경우와 유사하기 때문에 일반 시장가격보다 할인되어 있을 가능성을 시사한다.

경매가격지수는 2001년 1분기부터 2009년 2분기까지 거래된 강남구, 서초구 송파구의 경매아파트매각자료를 이용하여 단순평균SPAR지수모형으로 각 구별/분기별로 지수를 추정하였다.

비교를 위하여 KB국민은행의 아파트매매가격지수를 분기지수로 변환하여 살펴본 결과, KB지수는 SPAR지수보다 지수의 평균증가율과 변동성이 모두 낮으며, SPAR지수가 KB지수보다 약 1~2분기의 시차를 두고 먼저 움직이는 것으로 확인되었다. 이는 경매가격지수에 비하여 KB지수가 평활화 되어있을 가능성을 시사한다.

경매가격지수가 실거래가격에 기초한 지수이기는 하지만, 각 시장의 특성이 다르기 때문에 KB지수의 평활화현상을 밝히기 위해서는 일반 주택시장의 실거래가격지수가 개발된 후, 실거래가격지수와 KB지수와의 비교를 통하여 가능할 것이다.

또한, 강남3구를 통합한 매각가율과 SPAP지수를 월단위로 추정하여 경매시장과 일반주택시장 간의 관계를 분석한 결과, SPAR지수와 KB지수의 분석에서는 SPAR가 KB지수를 1개월 정도 선행하는 것으로 나타났다. 통합매각가율과 KB지수와의 관계검증에서는 기존의 매각가율(Ratio1)과 Ratio4를 함께 검증해 보았는데 그 결과 Ratio1과 KB지수와의 교차상관 분석에서는 KB지수가 Ratio1에 1~2개월 정도 선행하는 것으로 나타났는데 이는 경매시장이 일반주택시장에 후행한다는 기존의 속설과 맥을 같이 하는 것으로 판단된다. 반면 Ratio4와 KB지수와의 관계에서는 두 시계열 간 유의미한 관계가 나타나지 않았다.

이러한 결과는 현재까지 시장에서 경매시장을 분석하는 지표로 매각가율(Ratio1)이 유일하게 사용되었고, 일반적으로 KB지수가 일반시장의 주택가격을 판단하는 유일한 지표로 사용되었기 때문인 것으로 판단된다.

하지만 이러한 사항에 대한 정확한 결론은 매각가율과 일반주택시장의 실거래가격지수와 분석을 통하여 명확해질 것이다. 왜냐하면 KB지수의 평활화 현상 때문에 분석결과가 다르게 나타났을 가능성을 배제할 수 없기 때문이다.

제2절 연구의 한계 및 향후과제

본 논문은 경매시장의 확대에도 불구하고 시장상황을 정확하게 보여주는 지표의 부재에 따라 기존에 사용하고 있는 매각가율의 문제점을 보완한 진정한 매각가율을 추정하여 경매시장상황을 보여주는 지표를 개발하였다는 점과 기존에 발표된 바 없는 경매시장의 가격추이를 보여주는 경매가격지수를 추정하였다는 점에서 기존 연구와의 차별성을 갖는다.

하지만 본 연구는 다음과 같은 연구의 한계를 가지고 있다.

첫째, 본 연구에 사용된 분석 자료는 강남, 서초, 송파구의 아파트 매각자료이다. 그리고 매각가율에 영향을 미치는 요인은 지역별, 주택유형별로 편차를 보일 것으로 판단한다. 강남지역과 강북지역은 지역별로 주택유형의 분포가 다르며, 소득수준 등 지역별 특성이 다르기 때문에 주택유형과 지역을 확대하여 매각가율결정요인에 대한 실증분석을 추가로 실시할 필요가 있다. 또한 본 논문에서 추정한 경매 위험요인은 아파트를 대상으로 추정한 결과이기 때문에 단독·다세대 또는 다가구주택에서 동일하게 적용할 수 없다. 그 이유는 주택의 유형에 따라 경매위험요인이 다르게 나타나고, 그 영향의 정도가 다르기 때문이다. 예를 들어 법정지상권과 같은 위험요인은 아파트의 경우 성립여지가 거의 없기 때문에 본 연구에서는 매각가율에 유의적인 영향을 미치지 않는 것으로 나타났지만, 다른 주택유형에서는 발생의 여지가 있으며, 매각가율에 미치는 영향도 클 수 있다.

둘째, 본 논문에서는 아파트의 일반특성이 위험요인으로 고려되지 않았다. 아파트의 일반특성은 매각가격에 영향을 주지만, 감정가격에도 반영되기 때문에 서로 상쇄된다고 가정하였기 때문이다. 하지만 아파트의 일반특성도 투자의 흐름에 따라 달라질 수 있다. 예를 들어 건축연령의 경우 재건축이란 특성 때문에 부동산가격의 할인 할증정도가 다를 수 있으므로 아파트의 일반특성이지만 경매매각가율에 영향을 주는 변수를 추가하여 추정해 볼 필요가 있다.

셋째, 본 논문에서 기초자료의 한계 때문에 수준변수로 처리해야 하는 변수를 더미변수로 처리한 경우가 있다. 유치권 신고금액이나 인수해야 할 임차인보증금 등이 그것이다. 향후 유치권 신고금액이나 인수해야 할 임차인보증금 같은 경우 정확한 금액을 확인하여 이를 추정해 볼 필요가 있다.

넷째, 본 논문에서 추정한 진정한 매각가율 추정 결과 미국의 경매시장과 같이 경매시장이 일반주택시장의 가격보다 할인되어 있을 가능성을 보여준다. 하지만 이는 경매물건의 감정가격이 시장가격을 어느 정도 반영하는가에 따라 달리 결론지을 수 있다. 따라서 경매시장에서 결정된 부동산 가격이 일반시장에서 결정된 부동산 가격에 비해 할인되어 있느냐 아니면 할증되어 있느냐에 대한 논의에 대한 실증연구는 향후과제로 돌리고자 한다.

마지막으로, 본 논문에서 추정한 경매가격지수와 KB지수와의 비교를 통하여 KB지수가 평활화되어 있을 가능성을 확인하였다. 하지만 KB지수의 평활화 현상을 설명하기 위해서는 일반주택시장에서의 실거래 자료를 이용한 지수와의 비교를 통해서 가능하다. 이후 일반시장의 실거래 자료를 이용한 지수가 발표되면 경매가격지수와의 비교를 통하여 일반주택시장과 경매시장과의 관계분석 등 추가적인 연구가 가능할 것이다. 이 또한 향후 과제로 돌리고자 한다.

참 고 문 헌

I. 국내문헌

[단행본]

1. 권혁제, 『SAS활용 표준통계학』 청목출판사, 2000.
2. 민태욱, 『부동산사법』 제2판, 부연사, 2005.
3. 안정근, 『부동산 평가실무』 제3판, 법문사, 2007.
4. 이용만 · 박헌수 · 이창무, 『부동산 실거래가격에 기초한 주택가격지수 개발』, 한국감정원, 2007.
5. _____ · 박환용 · 유종영 · 이상한, 『전국 주택가격동향 조사에 관한 연구』, 한국감정원, 2008.
6. 이한식 · 남준우, 『계량경제학』, 홍문사, 2006.
7. 조주현, 『부동산학원론』, 건국대학교 출판부, 2009.
8. 정용우, 『부동산 경매 · 공매에 대한 이해』, 부연사, 2008.

[논문]

1. 김기찬, “부동산경매에서 유치권의 개선에 관한연구”, 건국대학교 박사학위논문, 2008.
2. 김종덕 · 문희명, “부동산경매시장 참여자들의 행동특성에 관한 연구”, 『주거환경』 제5권, 제1호, 주거환경학회, 2007, pp.66~72
3. 문희명 · 유선종, “개발예정지역내 경매부동산의 낙찰가격특성에 관한연구”, 『주택연구』 제15권4호, 한국주택학회, 2007, pp109~132.
4. 박진희, “부동산 경매에 있어서 아파트 낙찰가에 미치는 영향에 관한 실증연구”, 건국대학교 석사학위논문, 2004.

5. 박헌수, “시공간자기회귀모형을 이용한 서울 아파트 가격의 추정”, 『국토연구』 제38권, 2003, pp.95~106.
6. _____, “준모수방법에 의한 주택가격지수 추정에 관한 연구”, 『부동산학연구』 제7권 제1호, 2001, pp.1~16
7. 송영석, “부동산 경매시장의 아파트 낙찰가격결정요인에 관한 연구”, 서울시립대학교 석사학위논문, 2002.
8. 우형달, “수도권 부동산 경매시장 특성”, 강원대학교 박사학위논문, 2008.
9. 이번송 · 정의철 · 김용현, “아파트 단지특성이 아파트 가격에 미치는 영향분석” 『국제경제연구』, 제8권 제2호, 2002, pp.21~46.
10. 이용만, “강남지역의 주택가격이 주변지역의 주택가격을 결정하는가?”, 『국토계획』 제39권 제1호, 2004, pp.73~91.
11. _____, “특성가격함수를 이용한 주택가격지수 개발에 관한연구”, 『부동산학연구』 제13집 1호, 부동산분석학회, 2007, pp103~125.
12. _____, “주택가격지수의 목적과 방법을 둘러싼 쟁점-실거래가격에 기초한 지수를 중심으로”, 『부동산학연구』 제13권 제3호, 부동산분석학회, 2007, pp.157~163.
13. _____, “헤도닉 가격 모형에 대한 소고”, 『부동산학연구』 제14집 제1호, 한국부동산분석학회, 2008, pp.81~87.
14. _____ · 이상한, “국민은행 주택가격지수의 평활화 현상에 관한 연구”, 『주택연구』 제17집 제4호, 한국주택학회, 2008, pp.27~47.
15. 이창무 · 김병욱 · 이현, “반복매매모형을 활용한 아파트 매매가격지수”, 『부동산학연구』 제8권 제2호, 2002, pp. 1~19
16. _____ · 김진유 · 이상영, “공동주택 실거래가지수 산정에 관한 연구”, 『국토계획』 제40권 제4호, 2005, pp.121~132
17. _____ · 김용경 · 배익민, “반복매매모형을 이용한 아파트 실거래지수 운영특성 분석”, 『부동산학연구』 제13권 제2호, 2007, pp.21~40

18. 이해경, “법정지상권이 경매입찰에 미치는 영향에 관한연구”, 건국대학교 석사학위논문, 2004.
19. 임병균, “지역별 주택경매 낙찰가율 변동추세에 관한연구”, 『부동산정책연구』 제7집 제1호, 한국부동산정책학회, 2006, pp.43~72.
20. 임재만, “부동산지수의 측정오차에 관한 연구”, 『국토연구』 제38권 제2호, 2003, pp.77~87.
21. 조남복, “아파트 경매시장에서 경매특성변수를 이용한 매각가격결정요인분석”, 강원대학교 박사학위논문, 2007.
22. 정성용, “부동산경매 위험요인이 낙찰가격에 미치는 영향에 관한 연구”, 『주택연구』 제17권 제3호, 한국주택학회, 2009, pp.107~133.
23. 한석호, “부동산경매 낙찰가율의 오차와 조정에 관한연구”, 한성대학교 석사학위논문, 2008.
24. 허세림 · 광승준, “헤도닉 가격기법을 이용한 주택특성의 잠재가격추정”, 『주택연구』 제2권 제2호, 1994, pp.27~42.
25. 황유경, “부동산 경매에 있어서 낙찰가에 미치는 영향에 관한 실증연구”, 건국대학교 석사학위논문, 2005.

II. 해외문헌

1. Adams, P., B. Kluger and S. Wyatt. Integrating Auction and Search Markets: The Slow Dutch Auction. *The Journal of Real Estate Finance and Economics* Vol.5 Iss.3, 1992, pp.239~254.
2. Allen, Marcus T., “Discounts in Real Estate Auction Prices: Evidence from South Florida”, *Journal of Real Estate Research*, Vol.25, Iss.3, 2001, pp.38-43.
3. _____ and J. Swisher, “An analysis of the Price Formation

- Process at a HUD Auction”, *Journal of Real Estate Research*, Vol.20 Iss.3, 2000, pp.279~298.
4. Ashenfelter, Orley and David Genesove, “Testing for Price Anomalies in Real-Estate Auctions”, *The American Economic Review*, Vol.82, Iss.2, 1992, pp.501~505.
 5. 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.
 6. 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.
 7. 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.
 8. 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.
 9. 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.
 10. Clapp, John M. and Carmelo Giaccotto, “Estimating Price Indices for Residential Property: A Comparison of Repeat Sales and Assessed Value Methods,” *Journal of the American Statistical Association*, Vol.87, 1992, pp.300~306.
 11. 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.
12. 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.
 13. DiPasquale, D. and W. C. Wheaton, *Urban Economics and Real Estate Markets*, Prentice Hall, 1996.
 14. Fisher, Jeff, David Geltner and Henry Pollakowski, "A Quarterly Transactions-Based Index(TBI) of Institutional Real Estate Investment Performance and Movements in Supply and Demand", MIT Center for Real Estate, May 2006.
 15. Geltner, D. and Norman G. Miller, *Commercial Real Estate Analysis and Investments*, South-Western, 2001.
 16. Gau, G. and D. Quan, "Market Mechanism Choice Real Estate Disposition; Negotiated Sale Versus Auction" Unpublished manuscript. University of Texas-Austin, 1992.
 17. Halvorsen, R. and H. O. Pollakowski, "Choice of Functional Form for Hedonic Price Equations, *Journal of Urban Economics*, Vol.10, 1981, pp. 37~49.
 18. 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.
 19. Lusht, K., "A Comparison of Prices Brought by English Auction and Private Negotiations," *Real Estate Economics*, vol.24 Iss.4, 1996, pp.517~530.
 20. Maher, C., "Information, Intermediaries and Sales Strategy in an Urban Housing Market; The Implications of Real Estate Auctions in Melbourne", *Urban Studies* Vol.26, Iss.5, 1989, pp.495~509.

21. 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.
22. Mayer, Christopher J., "Assessing the performance of real estate auctions", *Real Estate Economics*, 1998. Vol.26, Iss.1, pp.41~66.
23. Mayer, Christopher J., "A Model of Negotiated Sales Applied to Real Estate Auctions", *Journal of Urban Economics*, Vol.38, Iss.1, 1994, pp.1~22.
24. 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.
25. Quan, C. Daniel, "Market Mechanism Choice and Real Estate Disposition: Search Versus Auction", *Real Estate Economics*, Vol.30, Iss.3, Bloomington: Fall, 2002, pp.365~384.
26. Rosen, S., "Hedonic price and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition," *Journal of Political Economy*, Vol.82, 1974, pp.34~55.
27. Wright, R., "The Effectiveness of Various Methods of Selling Single-family House; A Statistical Analysis," Unpublished manuscript. National Association of Realtors: Chicago, IL, 1989.

Ⅲ. 웹사이트

1. 국민은행 부동산시세통계(<http://land.kbstar.com>)
2. 국토해양부 부동산 공시가격알리미(<http://www.realtyprice.or.kr>)

3. 경매정보포털사이트 지지옥션(<http://www.ggi.co.kr>)
4. 통계청(<http://www.kostat.go.kr>)
5. 대법원 법원경매정보(<http://www.courtauction.go.kr>)
6. 중앙일보 조인스랜드(<http://www.joinsland.com>)
7. 온나라부동산포탈(<http://www.onnara.go.kr>)



ABSTRACT

A Study on Auction Price Ratio and Auction Price Index in Real Estate Auction Market: The Case of 3 Districts in Gangnam , Seoul, Korea

Lee, Hae-Kyeong

Major in Real Estate

Dept. of Economics & Real Estate

Graduate School, Hansung University

In the wake of enforcement of the civil execution law in 2002, the popularization in auction market was created. Its speed of growth is gradually accelerating. However, the index, by which participants in auction market can judge a situation in auction market, is the highest bid price ratio of all.

This study aims to propose two indices, which show the situation of auction market. One is the 'true bid price ratio,' which supplemented problems caused by the highest bid price ratio, the single index in the current auction market. The other is the 'auction price index.' The presumed 'true bid price ratio' is index that shows a relative change in the bid price of auction market. As the 'Auction price index' shows

the changing trend in bid price, we can grasp the correct situation of auction market by using two indices.

The reason for having presumed the 'true bid price ratio' is because the bid price ratio, which is being used now, fails to rightly reflect a price change in market, thereby being unable to play a correct role as an index of showing the situation of auction market.

First, the appraised value does not reflect price change in market due to the difference between the evaluated time and the bid time. The bid price ratio, which was calculated with this appraised value, comes to fail to correctly reflect the situation of market.

Second, there are some real estates that have a risk factor in investment like defective right out of real estates in auction market. This kind of real estate is lowly priced compared to the market price. When this auction real estate is sold, the bid price ratio is distorted. So I would like to assume the true bid price ratio that supplemented two critical problems about the existing bid price ratio.

The reason for presuming the auction price index is because the bid price ratio, which was presumed before, can just show a relative change in the bid price of the auction market, but fails to indicate the tendency of bid price. This implies that the bid price ratio leads to being unable to know whether the current bid price is in a bullish or bearish trend. In this sense, it is necessary for presuming the auction price index to see the tendency of bid price in auction market.

To presume the true bid price ratio, the bid price ratio was assumed by using the Hedonic Price Model after correcting the appraised value with bid time, not with evaluation time by using the housing price index, as the bid data of auction apartments in Gangnam-gu, Seocho-gu, and Songpa-gu, which were sold from the 3rd quarter of 2003 to the 2nd quarter of 2009.

As a result of presumption, the risk factors, which have influence upon auction bid price ratio, indicate to be lessees' number, area, auction period, and lien in Gangnam-gu, and to be lessees' number, area, and auction period in Seocho-gu. In Songpa-gu, land-separately registration, area, and auction period indicate to be risk factors. In the integration of Gangnam 3 districts, all the risk factors except priority-order lessee indicate to have negative(-) influence upon bid price ratio.

From the 2nd quarter of 2005 through the 2nd and 3rd quarters of 2007, the rising period of price in housing market, the existing bid price ratio indicates to be higher than the presumed new bid price ratio. On the contrary, the 2nd and 3rd quarters of 2008, the dropping period of price in housing market, the existing bid price ratio shows lower than the presumed new bid price ratio.

The auction price index was prepared by the district and quarter with a simple-average SPAR index model by using the bid data of auction apartments in Gangnam 3 districts, which had been transacted from the 1st quarter of 2001 to the 2nd quarter of 2009, and was added the index that integrated 3 districts.

Given examining index movement in each district, when setting the 1st quarter of 2001, which is the base year, to 100, the 1st quarter of 2008, which corresponds to the peak, in the case of Gangnam-gu increased by about 181.29% to 281.29. The 2nd quarter of 2008 in Seocho-gu increased by about 203.82% to 303.82. The 3rd quarter of 2007 in Songpa-gu increased by about 222.18% to 322.18. The 2nd quarter of 2008 in integration of Gangnam 3 districts increased by 194.88% to 294.88. Out of this, Songpa-gu is known to be quick in the period of reaching the top, and to be big even in the rising width. This is analyzed to have influence even upon the auction market by

being concentrated the investment demand with expectation of halo effect according to new-town redevelopment, while being announced as the new-town district designation in Geoyeo and Macheon in December of 2005. Also, given examining the increasing rate year-on-year in the SPAR index and KB index of Songpa-gu, the increasing rate year-on-year in the SPAR index can be confirmed to be bigger than KB index. Especially, according to announcement of new-town district designation in Geoyeo and Macheon in 2005, the phenomenon of concentration in investment demand was revealed clearly in the SPAR index. On the other hand, in KB index, the level of reflecting the price hike can be confirmed to be low.

Also, as a result of examining the changing apartment sale price index in the KB(Kookmin Bank) into quarter index, in order to compare with apartment sale price index in KB, which is price index in the general housing market, the KB index was confirmed to be lower in fluctuation of index than the SPAR index. Also, except in Gangnam-gu, the SPAR index is seen to move first with time lag in about the 1st and 2nd quarters than compared to the KB index. This suggests the possibility for which the KB index is set to be smoothing with time lag.

As the 'true bid price ratio,' which was presumed in this study, is the index that supplemented problems possessed by the current highest bid price ratio, it can play a role as the index of showing relative change in bid price in auction market. The auction price index will continue to be able to be utilized as the index of showing tendency of bid price in the auction market.

Key Words : Real Estate Auction, Bid Price Ratio, Time-lag, Auction Price Index, SPAR(Sale Price Appraisal Ratio)index model