

# 매매가격에 대한 기대상승률이 전세가격비율에 미치는 영향\*

- 서울시를 중심으로 -

## The Effects of Expected Rate for Housing Sale Price on Jeonse Price Ratio - Focused on Markets in Seoul -

이지영\*\* · 안정근\*\*\*

Lee, Ji-Young · Ahn, Jeong-Keun

### 초 록

본 연구는 최근 전세가격과 전세가격비율의 이상 급등현상에 비추어 매매가격과 전세가격과의 관계를 살피는 데 있다. 전세가격비율과 매매가격에 대한 기대상승률 간의 관계를 고찰한 연구는 그리 많지 않다. 본 연구는 이 문제와 함께 전세가격비율이 지역별로 주택가격별로 어떠한 차이를 보이는지를 고찰하고 있다. 이 같은 점에서 본 연구는 기존 논문들과 차별성이 있다. 분석결과 매매가격에 대한 기대상승률과 전세가격비율은 정의 상관관계를 가지며, 기대상승률이 0일 경우에도 전세가격이 매매가격을 초과하는 현상은 나타나지 않았다. 매매가격이 높은 지역일수록 전세가격비율은 낮아지며, 매매가격이 낮은 지역일수록 전세가격비율은 높아지는 것으로 나타났다.

**주요어** : 매매가격에 대한 기대상승률, 매매가격, 전세가격, 전세가격비율

### ABSTRACT

This study focuses on the relationship between housing sale prices and Jeonse prices, amid a recent surge of Jeonse price and Jeonse-to-housing sale price ratio. There are many studies about the relationship between house prices and Jeonse, but they couldn't fully explain what makes them

\* 본 연구는 한성대학교 교내학술연구비 지원과제임.

\*\* 한성대학교 대학원 부동산학과 박사과정(전자우편: sui29@hanmail.net), 주저자.

\*\*\* 한성대학교 부동산학과 교수(전자우편: ajroot1403@hanmail.net), 교신저자.

spike up. In addition to this relationship, this paper deals with the difference of Jeonse system on regions and price levels. Using Granger causality and Spearman's Correlation Coefficient, the outcome is drawn. As the result, the expected rate for housing sale prices effects on the Jeonse-to-housing sale price ratio. The higher on sale price, the lower the Jeonse-to-housing sale price ratio regarding the region difference.

**KEYWORDS :** Expected Rate for Housing Sale Price, Housing Sale Price, Jeonse Price, Jeonse-to-Sale Price Ratio

## 1. 서론

한국감정원의 2015년 8월 주택가격동향 조사 결과 보고에 따르면 매매가격은 24개월, 전세가격은 36개월 연속 상승하고 있다. 서울시의 경우, 전체 주택의 매매가격 상승폭은 월 0.37%, 전세가격 상승폭은 0.46%이며, 아파트 매매가격 상승폭은 월 0.35%, 전세가격 상승폭은 0.43%를 나타내고 있다. 그리고 아파트 전세가격비율 72.9%를 기록하였다.<sup>1)</sup>

이러한 전세가격 상승은 주택가격 상승에 대한 기대감이 상실되었기 때문으로 볼 수 있다. 즉, 매매가격 상승률이 둔화되고 주택시장의 구조적 관계가 초과수익이 존재하지 않는 상황이 되면, 주택을 하나의 자산으로 생각하는 투자자는 자신의 요구수익률을 충족시키기 위해서 전세가격을 올리게 된다는 것이다.<sup>2)</sup>

국토해양부의 주거실태조사(2014)<sup>3)</sup>에 따르면, 현재 주거하는 주택으로 이사한 이유가 소득계층별로 다르게 나타난다. 고소득층은 '주택규모를 더 늘리려고'의 답변이 31.2%로 1위이며, 저소

득층은 '시설이나 설비가 더 양호한 집으로 이사하려고'의 답변이 27%로 1위를 차지했다. 또한 현재 주택으로 이사한 이유는 점유형태에 따라 다른 양상을 보이고 있다. 자가거구의 경우에는 주거수준 향상과 더불어 자가주택 마련을 위해 자발적으로 이사한 비율이 높게 나타났으며, 임차거구의 경우에는 계약만기 및 직장문제 등 외적 요인에 의해 비자발적으로 이사한 비율이 높게 나타났다.

고소득 자가소유자는 주택을 투자자산의 관점에서 보는 경향이 있으나, 저소득 임차점유자는 주거서비스의 관점에서 주택을 보는 경향이 강하다.

최근에는 주택가격도 계속 오르고 있다. 이것은 전세를 구하기 힘든 상황에서, 무주택자들이 매수에 가담했기 때문이라고도 볼 수 있다. 즉, 전세가격비율이 너무 높기 때문에, 매매가격이 상승하는 것으로도 볼 수 있다. 그렇다면 전세가격비율과 매매가격 상승률은 어떠한 관계가 있는가? 매매가격 상승률이 낮아서 전세가격비율이 높아지는 것일까? 또는 전세가격비율이 높아서 매매가격 상승률이 높아지는 것일까?

1) 한국감정원보고자료 (2015), 8월 주택가격동향 조사결과 보고, pp.1-2.

2) 손재영(2001), 「전월세 시장의 변화와 임차거구의 주거안정 대책」, 주택도시, 제 70호, pp.18-33.

3) 국토해양부(2014), 「2014년도 주거실태조사 연구보고서」, p.106.

본고는 이 같은 문제에 대해 자산시장 균형에 관한 손재영(2000)의 모형을 중심으로, 그런저인 과관계, 순위상관계수를 통해 분석하였다. 구체적인 연구방법, 분석변수와 자료 등에 대해서는 해당 절에서 상술한다. 주택시장에서 매매가격과 전세가격 문제를 다룬 논문들은 후술하는 선행연구의 고찰에서 보듯이 다수 있다. 그러나 매매가격에 대한 기대상승률이 전세가격비율에 미치는 영향을 고찰한 논문은 그리 많지 않다. 또한 전세가격 비율의 지역별 주택매매가격별 차이를 고찰한 논문도 찾아보기가 쉽지 않다. 이 같은 점에서 본고는 기존 논문들에 대해 차별성이 있으며, 특히 최근 전세가격과 전세가격비율의 급등현상이 사회적 이슈가 되는 상황에서 연구의 시의성이 있다.

## 2. 선행연구의 고찰

기존의 논문들은 전세시장과 매매시장과의 관계, 전세가격과 매매가격과의 관계, 보증부 월세시장과 월세전환율, 매매가격과 거래량 등을 주로 다루고 있다.

임정호(2005)는 시장전체를 매매시장과 임대시장으로 구분하고, 임대시장을 다시 전세시장과 월세시장으로 구분한 후, 이들 간의 관계를 구조적으로 해석하고자 하였다. 그는 매매가격, 전세가격, 월세가격 간의 전반적인 큰 흐름을 가격환원설 구조보다는 제약선택설 구조로<sup>4)</sup> 해석하고 있다. 즉, 우리나라의 시장기조는 상위시장인 주택매매시장의 시장가격이 하위시장인 임대시장의 임대료에 영향을 미치고, 임대시장 중 상위시장인 전세시

장의 전세가격이 하위시장인 월세시장의 월세가격에 영향을 미친다는 것이다.

최성호·이창무(2009)는 매매, 전세, 월세시장의 3개 시장 간의 구조적 관계를 분석하고 하고 있다. 분석 결과, 전세가격, 월세가격, 매매가격은 동일한 방향성을 지닌다. 즉, 매매가격이 상승하면 전세가격이 상승하고, 전세가격이 상승하면 월세가격도 상승하는 것으로 나타났다.

손재영(2001)은 자본시장의 균형조건식에서 출발하여, 전월세의 전환율, 세금, 부동산투자의 위험 등을 감안하여, 매매가격에 대한 전세가격비율의 결정구조를 설명하는 이론적 모형을 도출하였다. 이 모형에 따르면, 부동산의 자본이득률이 높을수록 전세가격비율은 낮아지며, 자본이득률이 낮을수록 전세가격비율은 높아지는 것으로 되어 있다.

한동근(2010)은 임대료-주택가격 비율의 변화 추이와 그 결정요인을 검토하고, 임대료-주택가격 비율이 미래의 가격이나 임대료의 변화를 예측하는 지표가 될 수 있는지를 고찰했다. 분석결과 주택가격은 이자율과 기대자본이득에 의해 주로 결정되며, 임대료가 오르거나 내리더라도 그 영향을 크게 받지 않는다는 것이다. 반대로 임대료는 주택가격에 영향을 받는다. 주택가격이 상승하여 임대료-가격비율이 낮아지면 가까운 장래에 임대료도 상승한다. 임대료-주택가격비율은 가까운 미래의 임대료 변화에 영향을 주지만, 주택가격 변화에 미치는 영향은 미미하다는 것이다.

김대원·조주현(2012)은 3가지 모형을 설정하

4) 임정호(2005). 가격환원설이란 임대가격인 전세가격이나 월세가격에 의해 주택매매가격이 결정된다는 주장이며, 제약선택설은 우등재인 자가를 구매할 수 없기 때문에, 열등재인 전세나 월세를 선택한다는 주장이다. pp.44-48.

여, 전세가격 및 전세/매매가 비율의 결정요인을 확인하였다. 분석결과 첫째, 매매가격 규모 증가에 따라 전세가격의 규모도 증가한다. 둘째, 매매가격의 규모는 전세가격비율 결정에 영향을 주지 않는다. 셋째, 전세가격비율 변동에 매매가격 상승률은 음(-)의 영향을 미친다. 그러나 이들이 사용한 매매가격 및 전세가격 변동량은 1년 동안의 측정자료로, 이를 통하여 전세가격비율에 미치는 변수들의 영향력을 일반화하기에 무리가 있을 수 있다.

김동중·윤성호(2015)는 주택시장에 초과수익이 발생하는 경우와 초과수익이 발생하지 않는 경우를 구분하여, 임대인 관점에서 주택임대차시장의 전월세 전환율과 전세가 비율 결정구조를 분석하였다. 전월세 전환율은 주택시장에 초과수익이 존재하지 않는 경우에만 시장이자율에 영향 받으며, 전세가격비율은 초과수익의 존재 여부에 관계없이 주택가격의 기대상승률에 음의 방향으로 영향을 받는 것으로 나타났다. 그러나 이것은 임대인 관점에서만 시장구조를 분석하였기 때문에, 주택수요자인 임차인의 관점은 고려하지 않았다는 점을 한계로 지적할 수 있다.

### 3. 분석의 틀

#### 3.1. 분석모형

본 연구는 자산시장 균형을 전제로 전세가격비율을 매매가격상승률의 함수식으로 표현한 손재영(2001)의 모형을 분석모형으로 하고 있다. 아래에서 이자율을  $r$ , 임대료를  $R$ , 부동산의 매매가격을  $P$ , 가격상승률을  $\Delta P/P$ 라고 정의한다. 미래에 대해 아무런 불확실성도 거래비용도 조세도 없다고 가

정할 때, 자산시장의 균형조건은 다음과 같다.

$$r = \frac{R}{P} + \frac{\Delta P}{P} \quad (1)$$

이 식은 임대수익과 자본이득의 합이 다른 자산들의 평균적 수익률(이자율  $r$ )과 같아야 자산시장 간의 균형이 달성됨을 나타낸다.

식 (1)을 전세가격과 매매가격을 연관시키는 식으로 변형하기 위해서는, 전세가격을 기별 임대료로 환산해야 한다. 전세가격을  $D$ , 전월세 전환율을  $f$ 라고 하면, 임대료  $R$ 은 전월세 전환율  $f$ 에 의해  $R = fD$ 의 관계가 있다. 이 같은 변수들을 적용하면 식 (2)로 전개된다.

$$r = \frac{fD}{P} + \frac{\Delta P}{P} \quad (2)$$

식 (3)에서  $a$ 는 부동산과 다른 자산 간의 위험도와 유동성 차이를 감안한 프리미엄이며,  $E(\cdot)$ 는 기대치 연산자,  $g$ 는 자본이득과세 실효세율,  $b$ 는 보유과세 실효세율,  $c$ 는 거래비용의 비율, 그리고  $m$ 은 가격대비 유지보수비 비율이다. 이 같은 변수들을 적용하면,

$$r + a = \frac{fD}{P} + E\left[\frac{\Delta P(1-g-c)}{P}\right] - b - m \quad (3)$$

식 (3)으로 전개되고, 이를 전세가격비율  $D/P$ 를 중심으로 정리하면,

$$\frac{D}{P} = -\frac{(1-g-c)}{f} E\left[\frac{\Delta P}{P}\right] + \frac{(b+m+r+a)}{f} \quad (4)$$

가 된다. 식 (4)에서 전세가격비율은 부동산 가

격 기대상승률이 높을수록 낮아진다는 이론적 가설이 나타난다. 식 (4)에서  $y=D/P$ ,  $x=E[\Delta P/P]$ ,  $\alpha=(b+m+r+a)/f$ ,  $\beta=-(1-g-c)/f$ 로 정의하면, 위 식은 식 (5)와 같은 형태로 변형된다.

$$y = \alpha + \beta x \quad (5)$$

### 3.2. 분석대상지역

본 연구는 서울시 아파트시장을 공간적 범위로 하며, 2012년 1월부터 2015년 7월까지(총 43개월)를 시간적 범위로 설정했다. 공간적 범위를 서울시로 한정할 것은 수도권과 지방 간의 주택시장 차이에 기인한다.

〈표 1〉 분석대상지역의 구분

| 구분  |      | 세부지역 |                                         |
|-----|------|------|-----------------------------------------|
| 서울시 | 강북권역 | 도심권  | 종로구, 중구, 용산구                            |
|     |      | 동북권  | 강북구, 광진구, 노원구, 도봉구, 동대문구, 성동구, 성북구, 중랑구 |
|     |      | 서북권  | 은평구, 서대문구, 마포구                          |
|     | 강남권역 | 동남권  | 강남구, 서초구, 송파구, 강동구                      |
|     |      | 서남권  | 양천구, 강서구, 구로구, 금천구, 영등포구, 동작구, 관악구      |
|     |      |      |                                         |

한국감정원의 보고자료에 의하면, “주택수요가 충분한 수도권 및 광역시의 임대주택시장과는 반대로, 지방 도지역의 경우 전세가격의 변동이 매우 안정적이며, 언론 매체와 전문가들이 언급하고 있는 전세가격상승의 위험은 수도권 및 일부 광역시

에 한 된 문제이다.”<sup>5)</sup>라고 언급하고 있다. 그중에서도 서울시의 아파트시장을 연구대상으로 선정한 것은, 수도권에서 서울시가 수도권의 특성을 잘 반영하고 있으며, 아파트 시장이 주택시장을 대표한다고 할 수 있기 때문이다.

〈표 1〉과 같이 서울시의 하위시장은 강북권역, 강남권역으로 구분하였고, 도심권, 동북권, 서북권, 동남권, 서남권으로 세분화 하여 지역적 특성을 파악하는데 의의가 있다.

### 3.3. 분석변수와 자료

한국감정원은 전국을 대상으로 월 단위 매매가격지수, 전세가격지수, 중위매매가격, 중위전세가격, 평균매매가격, 평균전세가격, 주택구매력지수 등 총 24개에 이르는 자료를 발표하고 있다. 본 연구에 사용된 자료는 전세가격이 공시되기 시작한 2012년 1월부터 2015년 7월까지 43개월간의 월간 자료이다.

앞에서 설명한 분석모형은 단순회귀식의 형태를 나타내고 있다. 종속변수는 전세가격비율( $D/P$ )이며, 독립변수는 매매가격에 대한 기대상승률  $E[\Delta P/P]$ 이다. 아파트 매매가격과 전세가격은 한국감정원 자료 중 평균가격을 사용하였으며, 매매가격에 대한 기대상승률  $E[\Delta P/P]$ 는 미래( $t+1$ )에 실현된 매매가격에 대한 상승률을 현재시점( $t$ )의 매매가격에 대한 기대상승률로 가정하여, 다음과 같은 계산식으로 산출하였다. 식 (6)과 같이 당월과 후월의 지수비율로, 당월 대비 평균적인 가격증감률을 의미한다.

5) 한국감정원(2014), 「부동산시장 분석보고서」, 통권 1호 : 전세가격의 상승 원인 진단, pp.58-59.

$$\frac{\Delta P}{P} = \frac{(\text{후 월매매가격} - \text{당 월매매가격})}{\text{당 월매매가격}} \times 100 \quad (6)$$

손재영(2001)의 모형에서 일차함수의 절편  $\alpha = (b+m+r+a)/f$ 이며, 회귀계수  $\beta = -(1-g-c)/f$ 이다. 본 연구에서는 회귀분석으로 추정된  $\alpha$  값과  $\beta$  값이, 과연 실제자료로 계산된 값과 어느 정도 일치하는지를 확인하고 있다. 이를 위해 사용된 자료는 다음과 같다.

$a$ 는 부동산과 다른 자산 간의 위험도와 유동성 차이를 감안한 위험프리미엄으로  $a)0$ 의 관계<sup>6)</sup>에 있다. 전월세 전환율( $f$ )을 초과하지 않는 것으로 가정했다.<sup>7)</sup> 자산시장의 평균수익률( $r$ )은 한국감정원에서 발표하는 주택담보 대출금리와 전월세 전환율( $f$ )을 사용하였다.  $g$ 는 자본이득과세 실효세율로 소유권이 유상으로 이전되는 경우의 양도소득세율을 적용하였으며,  $b$ 는 보유과세 실효세율로 취득세율과 재산세율의 합으로 정의하였다. 세금자료는 2013년 이전자료가 발표되고 있으나, 전세가격비율의 자료주기와 맞추기 위하여 2012년, 2013년 자료를 적용했다.  $c$ 는 거래비용으로 중개수수료율을 사용한다. 지역별 아파트 평균매매가격을 거래금액으로 가정하여 상한요율과 한도액을 적용했다. 2015년을 기준으로 중개수수료율이 변경되었기 때문에, 개정 전후를 고려하여 중개수수료율을 산정했다.  $m$ 은 가격대비 유지보수비 비율로 매매가격대비 장기수선충담금 비율 또는 감가상각률로 가정할 수 있으나, 영향을 주는 비율이 낮고 자료획득의 어려움으로 인하여 고려하

지 않았다. <표 2>는 이상에서 설명한 투입변수와 자료를 나타내고 있다.

<표 2> 투입변수와 자료명

| 기호                          | 변수와 자료명        | 자료출처  |
|-----------------------------|----------------|-------|
| $X = E(\frac{\Delta P}{P})$ | 매매가격에 대한 기대상승률 | 한국감정원 |
| $Y = \frac{D}{P}$           | 전세가격비율         | 한국감정원 |
| $a$                         | 위험프리미엄         |       |
| $r$                         | 주택담보 대출금리      | 한국감정원 |
| $f$                         | 전월세 전환율        | 한국감정원 |
| $g$                         | 양도소득세율         | 국세청   |
| $b$                         | 보유세율           | 국세청   |
| $c$                         | 거래세율           |       |

## 4. 분석결과

### 4.1. 단위근 검정

시계열 분석에서는 안정적인 시계열 자료를 이용해야 하므로, 자료의 안정성 여부를 우선적으로 확인해야 한다. 매매가격, 전세가격, 전세가격비율이 단위근을 갖는 지에 대해 검정하였다.

본 연구는 ADF 검정을 이용하여 단위근 존재 여부를 확인한 결과, <표 3>과 같이 유의확률값이 0.01, 0.05, 0.1(즉, 1%, 5%, 10% 유의수준)보다 크므로 모든 수준변수가 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하였다. 즉, 모든 수준변수는 단위근이 존재하는 시계열이며, 즉, 불안정적인 시계열이다.

따라서 전세가격비율은 1차 로그 차분변수들

6) 손재영(2001), 부동산이 유동성이 낮은 자산임을 감안한다면  $a$ 는 0보다 크다. pp.20-21.

7) 김동중(2015), 전월세전환율은 기대수익률에 위험프리미엄이 고려된 형태로 나타났다. p.96.

을 생성하고, 매매가격과 전세가격은 2차 로그 차분변수들을 생성하여 시계열분석에 사용한다.

〈표 3〉 단위근 검정 결과

| 변수명           | 수준값   |       | 로그값   |      | 로그차분값 |      |
|---------------|-------|-------|-------|------|-------|------|
|               | T통계량  | P값    | T통계량  | P값   | T통계량  | P값   |
| 매매가격 (P)      | -2.02 | 0.27  | -0.30 | 0.91 | -6.25 | 0.00 |
| 전세가격 (D)      | 0.26  | 0.97  | -2.04 | 0.26 | -5.61 | 0.00 |
| 전세가격 비율 (D/P) | -1.22 | -0.65 | -3.27 | 0.02 |       |      |

### 4.2. 그랜저인과관계

전세가격비율과 매매가격에 대한 기대상승률간의 인과관계를 알아보고자 그랜저(Granger) 인과관계 검정을 실시하였다.

회귀분석에서 원인변수(독립변수)와 결과변수(종속변수)에 대한 문제는 경제이론에 의해 이미 결정된 것으로 간주하고, 이에 대한 인과관계를 확인하는 것이 일반적이다. 그러나 원인과 결과가 불분명한 경우에는 함수관계에 대해 명확한 결론을 내릴 수 없다. 이와 같은 문제에 대해 시차분포모형을 이용하여 원인과 결과를 확인할 수 있는 간단한 검정 방법이 인과관계 검정으로, 그랜저(C.W.J. Granger)에 의해 개발되었다. 그랜저의 정의에 의하면, y를 예측(추정)할 때 y의 과거값과 함께 x의 과거값도 함께 사용하는 것이 y의 과거값만으로 예측(추정)하는 것보다 정확하면, x로부터 y로의 인과방향이 존재한다고 간주한다. 만일 이

러한 인과관계가 두 방향으로 모두 성립되면, x와 y는 상호의존적인 관계로 쌍방의 인과방향이 존재하는 것으로 간주한다.

그랜저인과관계 검정은 한 변수가 다른 변수를 예측하는 데 도움이 되지 않는다는 귀무가설에 대해 검정하는 것을 말한다. 그랜저인과관계 검정에 대한 모형은 식 (7), 식 (8)의 회귀모형이다.

$$y_t = \sum_{i=0}^m \alpha_i x_{t-i} + \sum_{j=0}^m \beta_j y_{t-j} + \epsilon_{1t} \quad (7)$$

$$x_t = \sum_{i=0}^m \gamma_i x_{t-i} + \sum_{j=0}^m \delta_j y_{t-j} + \epsilon_{2t} \quad (8)$$

예를 들어 x가 y에 영향을 미치지 않는다는 귀무가설을 검정하기 위하여, y를 y의과거값과 x의 과거값에 대한 회귀식을 추정한다. 그리고 y를 y의 과거값에 대해서만 회귀식을 추정한다.<sup>8)</sup>

위와 같은 대칭적인 회귀방정식을 설정하여 F-검정을 통해 인과관계를 검정한다. 만약 검정통계량의 값이 임계치보다 크면 부여된 조건의 영향이 큰 것으로 보고 귀무가설  $H_0 : \alpha_i = 0$  또는  $H_0 : \delta_j = 0$ 을 기각하게 된다. 즉, 변수 X와 Y의 두 변수에 대한 그랜저인과관계 결과는 다음의 4가지의 경우<sup>9)</sup>로 설명될 수 있다.

- ①  $H_0 : \alpha_i = 0$  기각,  $H_0 : \delta_j = 0$  채택: X에서 Y 쪽으로 그랜저인과한다.
- ②  $H_0 : \alpha_i = 0$  채택,  $H_0 : \delta_j = 0$  기각: Y에서 X 쪽으로 그랜저인과한다.
- ③  $H_0 : \alpha_i = 0$  기각,  $H_0 : \delta_j = 0$  기각: X와 Y

8) 이기성(2013), 『경제정보처리』, 10장, Granger 인과관계 검정.

9) 허윤경 등(2008), 『주택 거래량과 가격 간의 그랜저 인과관계 분석』, 주택연구, 제16권 4호, pp.49-70.

간에 양측의 그랜저인과한다.

- ④  $H_0 : \alpha_i = 0$  채택,  $H_0 : \alpha_i = 0$  채택: X 와 Y 는 두 변수 간에 그랜저인과 관계가 없으며, 상호독립적인 관계이다.

그랜저인과관계 검정결과는 <표 4>와 같다. 검정결과, 매매가격에 대한 기대상승률이 전세가격비율에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

#### 4.2.1. 매매가격에 대한 기대상승률이 전세가격비율에 미치는 영향

서울시의 매매가격에 대한 기대상승률이 전세가격비율에 영향을 미치는 최적시차는 2차이다. “서울시 매매가격에 대한 기대상승률은 서울시 전세가격비율에 영향을 미치지 않는다.”라는 귀무가설을 5%(0.05) 유의수준에서 기각 (Prob=0.02) 한

다. 따라서 서울시 매매가격에 대한 기대상승률은 서울시 전세가격비율에 영향을 미치는 원인변수이다. 12차까지 검정을 실시한 결과, 서울시 매매가격에 대한 기대상승률이 서울시 전세가격비율에 인과관계를 미치지 않는다는 연구가설을 기각할 수 있는 유의성을 도출할 수 있으므로, 서울시에서 매매가격에 대한 기대상승률이 전세가격비율에 인과관계를 미친다고 할 수 있다.

#### 4.2.2. 전세가격비율이 매매가격에 대한 기대상승률에 미치는 영향

서울시 전세가격비율은 서울시 매매가격에 대한 기대상승률과 인과관계 분석 결과는 어떠한 유의성도 발견할 수 없다. “서울시 전세가격비율은 서울시 매매가격에 대한 기대상승률에 영향을 미치지 않는다.”라는 귀무가설을 기각하지 못함에

<표 4> 그랜저 인과 검정 결과

| 차수 | 귀무가설                                 | F-통계량 | P-값  | 유의수준 |
|----|--------------------------------------|-------|------|------|
| 1  | 매매가격에 대한 기대상승률은 전세가격비율에 영향을 미치지 않는다  | 0.05  | 0.82 |      |
| 1  | 전세가격비율은 매매가격에 대한 기대상승률에 영향을 미치지 않는다. | 1.38  | 0.25 |      |
| 2  | 매매가격에 대한 기대상승률은 전세가격비율에 영향을 미치지 않는다  | 4.36  | 0.02 | 5%   |
| 2  | 전세가격비율은 매매가격에 대한 기대상승률에 영향을 미치지 않는다. | 0.69  | 0.51 |      |
| 3  | 매매가격에 대한 기대상승률은 전세가격비율에 영향을 미치지 않는다  | 3.83  | 0.02 | 5%   |
| 3  | 전세가격비율은 매매가격에 대한 기대상승률에 영향을 미치지 않는다. | 0.34  | 0.80 |      |
| 4  | 매매가격에 대한 기대상승률은 전세가격비율에 영향을 미치지 않는다  | 2.87  | 0.04 | 5%   |
| 4  | 전세가격비율은 매매가격에 대한 기대상승률에 영향을 미치지 않는다. | 0.12  | 0.97 |      |
| 6  | 매매가격에 대한 기대상승률은 전세가격비율에 영향을 미치지 않는다  | 1.29  | 0.30 |      |
| 6  | 전세가격비율은 매매가격에 대한 기대상승률에 영향을 미치지 않는다. | 0.10  | 1.00 |      |
| 12 | 매매가격에 대한 기대상승률은 전세가격비율에 영향을 미치지 않는다  | 3.46  | 0.09 |      |
| 12 | 전세가격비율은 매매가격에 대한 기대상승률에 영향을 미치지 않는다. | 0.80  | 0.65 |      |

따라, 서울시의 전세가격비율은 서울시의 매매가격에 대한 기대상승률에 영향을 미치는 원인변수가 아닌 것으로 해석할 수 있다.

#### 4.2.3. 그랜저인과관계 결과

그랜저인과관계 검정결과, 매매가격에 대한 기대상승률이 전세가격비율에 인과관계를 미치는 원인변수라고 할 수 있다. 미래의 매매가격에 대한 변동이 예상되면 전세가격비율에 영향을 미친다는 것을 알 수 있다. 서울시는 매매가격이 높은 지역이다. 매매가격이 높은 주택일수록 자산의 성격으로 보는 경향이 있다.<sup>10)</sup> 그러므로 매매가격의 하락이 예상된다면 자산가격의 손실분을 임대수익으로 충족시키려는 작동이 민감하게 반응된다. 이와 같은 현상은 그랜저인과관계의 결과인 매매가격에 대한 기대상승률에 전세가격비율이 영향을 받는 것을 적용하여 해석할 수 있다.

#### 4.3. 회귀분석 결과

다음은 매매가격에 대한 기대상승률이 전세가격비율에 미치는 영향을 분석하였다. 서울시를 크게 강북권역, 강남권역으로 구분하고, 강북권역은 다시 도심권, 동북권, 서북권으로, 강남권역은 동남권, 서남권으로 구분하였다.

서울시 전체를 대상으로 한 회귀식의 결정계수는 약 43%이며, 강북권역과 강남권역도 약 42%로 유사한 설명력을 보이고 있으며, 동북권<서남권>서북권<도심권>동남권 순으로 나타났다. 회귀분석의 결과는 <표 5>와 같다.

회귀계수의 유의성을 나타내는 t-통계량과 유의확률값은 서울시 아파트 매매가격에 대한 기대상승률의 회귀계수와 상수항(c)는 1% 유의수준 하에서 통계적으로 유의하다. 회귀모형의 적합도 검정결과 F-통계량과 유의 확률값은 1% 유의수준에서 유의한 것으로 나타났다.

식 (9)에서 매매가격에 대한 기대상승률과 전세가격비율은 정의 상관관계를 갖는다. 도출된 회귀식에서 매매가격에 대한 기대상승률은  $\beta$ 만큼 정의 상관관계를 가지고 있다. 이 결과는 “매매가격에 대한 기대상승률이 높을수록 전세가격비율이 낮아질 것이다.”<sup>11)</sup>라고 한 분석모형의 가설과는 상반된다. 서울시 회귀식은 식 (9)와 같다.

$$Y = 0.61 + 3.56X \quad (9)$$

회귀계수  $\alpha$ ,  $\beta$ 에 대한 P-value는 0.01 유의수준에서 유의하다. 회귀계수의  $\beta$ 값은 매매가격에 대한 기대상승률(X)에 대하여 전세가격비율(Y)에 서울시 전체적으로 3.56배만큼의 정의 상관관계를 가지고 있다. 강북권역은 5.46, 강남권역 3.04으로, 강북권역이 강남권역보다 매매가격에 대한 기대상승률에 대하여 전세가격비율이 더 큰 영향을 받고 있다. 이것은 강북권의 전세가격비율이 상대적으로 높다는 것과 관계되는 결론이다. 도심권은 서울시 전체와 유사한 3.47이며, 동북권이 6.08로 가장 높다. 그리고 서북권은 5.03, 서남권은 동북권 다음으로 높은 5.19, 그리고 동남권은 2.03으로 나타났다.

10) 허윤경 등(2008), 강남3구는 비교적 주택가격의 수준이 높은 지역들로 주택을 투자 상품으로 보는 경향이 큰 지역으로 판단된다. p.6.

11) 손재영(2001), 전세가 대비 매매가의 비율은 부동산의 가격상승률 예상치가 높을수록 낮아진다. p.20.

강북권역에 속해 있지만 이 수치가 낮은 도심권은 주택 재고수가 적고, 상대적으로 주목받지 못하는 지역적 특성<sup>12)</sup>으로 인해, 매매가격의 기대상승률이 전세가격비율에 상대적으로 낮은 영향력을 미치고 있다. 강남권역에서도 매매가격이 상대적으로 낮은 서남권은 강북권 수준의 전세가격비율을 나타낸다. 매매가격이 높은 강남3구가 속한 동남권에서는 매매가격이 높으면 전세가격비율이 상대적으로 낮게 나타난다. 이러한 결과는 지역적 분석에 있어서 강북권역, 강남권역으로 이분하기 보다는 도심권, 동북권, 서북권, 동남권, 서남권으로 세분하는 것이 지역적 특성을 보다 용이하게 파악할 수 있다는 것을 보여준다.

#### 4.4. 회귀계수값과 실제자료와의 비교

분석모형으로 사용된 자산시장의 균형조건식은 미래에 대한 불확실성, 거래비용, 조세가 없다는 것을 가정한다. 그러나 실제 아파트 시장과는 차이가 있다.

〈표 5〉 서울시 전체 및 권역별 분석결과

| 지역   | $\alpha$ | $\beta$ | 결정계수 | 회귀식            |
|------|----------|---------|------|----------------|
| 서울시  | 0.61     | 3.56    | 0.43 | $Y=0.61+3.56X$ |
| 강북권역 | 0.64     | 5.46    | 0.42 | $Y=0.64+5.46X$ |
| 강남권역 | 0.58     | 3.04    | 0.42 | $Y=0.58+3.04X$ |
| 도심권  | 0.57     | 3.47    | 0.26 | $Y=0.57+3.47X$ |
| 동북권  | 0.65     | 6.08    | 0.49 | $Y=0.65+6.08X$ |
| 서북권  | 0.64     | 5.03    | 0.38 | $Y=0.64+5.03X$ |
| 동남권  | 0.52     | 2.03    | 0.40 | $Y=0.52+2.03X$ |
| 서남권  | 0.64     | 5.19    | 0.46 | $Y=0.64+5.19X$ |

12) 허윤경 등 (2008), 종로구와 같이 비교적 지역의 주택 재고수가 적고-상대적으로 가격수준도 낮아 투자재로서의 주목을 받지 못하여 가격변동률이 거래량변동을 상호간에 인과관계가 발생하지 않고 있는 것으로 판단된다. p.64.

〈표 6〉 회귀분석에 의한 추정치와 실제자료를 적용한 실제치의 비교

| 회귀식  | 회귀분석에 의한 추정치 |           | 실제자료를 적용한 경우 |           |
|------|--------------|-----------|--------------|-----------|
|      | $\alpha 1$   | $\beta 1$ | $\alpha 2$   | $\beta 2$ |
| 기초통계 |              |           |              |           |
| 평균   | 0.60         | 4.32      | 1.13         | -11.14    |
| 최소값  | 0.52         | 2.03      | 1.07         | -11.50    |
| 최대값  | 0.65         | 6.08      | 1.20         | -10.77    |
| 관측수  | 7            | 7         | 2            | 2         |

본고에서는 손재영(2001)의 이론적 모형의 회귀분석 추정치와 현실적 자료를 적용한 실제치를 비교하고 있다. 즉, 앞 절에서 정의한  $f, g, c, m, r, a, b$  등에 실제자료를 적용하여 식 (5)의  $y=\alpha+\beta x$ 에서  $\alpha, \beta$ 를 산출하고, 이를 식 (9) 추정된 회귀식 ( $Y=0.61+3.56X$ )의  $\alpha$ 와  $\beta$ 와 비교하는 것이다.

회귀분석에 의한 추정치  $\alpha$ 와  $\beta$ 를 각각  $\alpha 1, \beta 1$ 으로 정의하고 실제자료를 적용한 실제치  $\alpha$ 와  $\beta$ 를 각각  $\alpha 2, \beta 2$ 로 정의한다.

전세가격비율과, 매매가격에 대한 기대상승률의 회귀식에서 매매가격에 대한 기대상승률이 0인 경우,  $\alpha 1$ 은 평균 0.61로 전세가격비율이 매매가격의 61%에 해당하는 것을 알 수 있다. 실제자료를 회귀식에 적용하면 매매가격에 대한 기대상승률이 0인 경우,  $\alpha 2$ 는 1.24이다. 즉, 매매가격에 대한 기대상승률이 0일 경우, 전세가격비율은 124%가 되어 매매가격을 초과하게 된다. 그러나 현재 아파트 임대시장에서 전세가격비율이 최대 79.3% 수준에 불과하다. 물론 개별 아파트 대상으로는 보다 높은 전세가격비율이 형성될 수 있지만, 일반적인 시

장 추이는 아닌 것을 알 수 있다.

전세가격비율과 매매가격에 대한 기대상승률의 회귀식의  $\beta_1$ 은 정의 상관관계를 가지고 있으며, 실제자료를 적용한 회귀식에서  $\beta_2$ 는 부의 상관관계를 가지고 있다. 즉, 손재영의 모형(2001)에서는 매매가격에 대한 기대상승률이 높을수록 전세가격비율이 낮아지는 것으로 되어 있지만, 본고의 분석결과에 의하면 매매가격 상승률이 높아질수록 전세가격비율도 높아지고 있다. 다시 말하면, 매매가격이 오르면 전세가격도 오르고, 그에 따라 전세가격비율도 올라간다는 것이다.

〈표 6〉과 같이 식 (5)의 분석모형을 바탕으로 실제자료를 적용한 결과와 본 연구의 회귀분석의 결과는 차이가 있다. 이 결과는 주택을 투자자산으로만 생각하는 투자자의 입장으로는 현재의 전세시장을 설명하기 곤란하다는 것을 의미한다. 전세시장의 성격 규명에 있어, 주택을 주거서비스 측면에서 보는 임차인의 관점 또한 무시할 수 없다는 점을 시사한다.

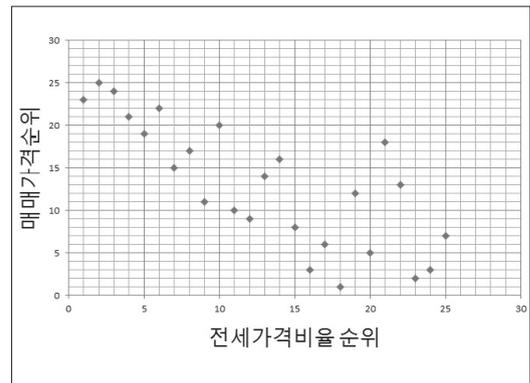
#### 4.5. 전세가격비율과 매매가격의 관계

앞에서 살펴본 바와 같이 매매가격이 높은 지역일수록 전세가격비율이 낮아진다. 이 관계를 스피어만(Spearman)의 순위상관계수로 분석하였다. 이것은 비모수적 계산 방법으로, 서열화된 두 집단 간의 연관성 정도를 측정한다. 스피어만 상관계수를 계산하는 두 가지 방법이 있는데, 자료 내 동 순위가 없는 경우와 동 순위가 있는 경우<sup>13)</sup>로 나누어

진다. 동 순위가 없을 경우, 스피어만의 상관계수는 식 (10)과 같다. 여기서  $d_i$ 는 양 순서 간의 차이이고,  $n$ 은 자료의 전체 크기이다.

$$\rho = 1 - \frac{6 \sum d_i^2}{n(n^2 - 1)} \quad (10)$$

스피어만 상관계수는 1과 -1 사이의 값을 가진다. 1은 두 집단 간 완벽한 상관성을 가지는 것을 의미하고, 0는 상관성이 없음을, -1은 역의 상관성을 가짐을 뜻한다. 매매가격 순위와 전세가격비율 순위의 단조관계는 그래프와 같이 우하향한다.



〔그림 1〕 매매가격 순위와 전세가격비율 순위의 단조관계 검증

매매가격 순위와 전세가격비율의 상관관계의 시간적 범위는 2012년 1월~2015년 7월까지이다. 예를 들어, 2012년 2월의 순위상관계수는 〈표 7〉의 순위를 적용하여 아래와 같이 -0.79이 계산된다.

13) 스피어만 상관계수를 계산하는 두 가지 방법으로 자료 내 동 순위가 없는 경우와 동 순위가 존재하는 경우가 있다. 동물이 존재하는 경우 식은 다음과 같다.

$$\rho = \frac{\sum (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum (x_i - \bar{x})^2 \sum (y_i - \bar{y})^2}} \text{ 이 때, } n \text{ 동물이 존재하는 경우이다.}$$

$$\begin{aligned} \rho &= 1 - \frac{6 \sum d_i^2}{n(n^2 - 1)} \\ &= 1 - \frac{6 \times 4657}{25(25^2 - 1)} \\ &= -0.79115 \end{aligned}$$

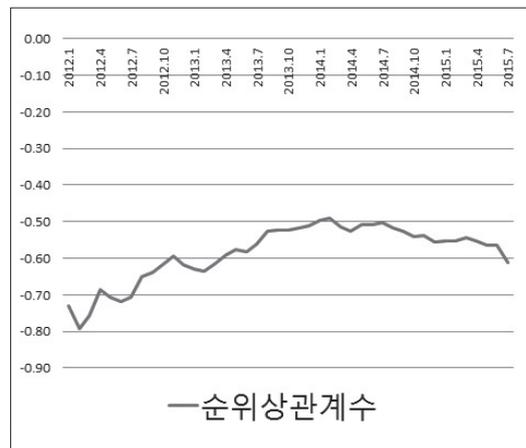
〈표 7〉 매매가격과 전세가격비율 순위

| 서울시<br>25개구 | 매매가격<br>(백만원) |    | 전세가격비율 |    | d  | d <sup>2</sup> |
|-------------|---------------|----|--------|----|----|----------------|
|             | 가격            | 순위 | 비율     | 순위 |    |                |
| 강남          | 1047          | 1  | 0.46   | 23 | 22 | 484            |
| 서초          | 961           | 2  | 0.44   | 25 | 23 | 529            |
| 용산          | 851           | 3  | 0.45   | 24 | 21 | 441            |
| 송파          | 764           | 4  | 0.48   | 21 | 17 | 289            |
| 광진          | 666           | 5  | 0.53   | 19 | 14 | 196            |
| 양천          | 582           | 6  | 0.48   | 22 | 16 | 256            |
| 중           | 545           | 7  | 0.56   | 15 | 8  | 64             |
| 영등포         | 541           | 8  | 0.56   | 17 | 9  | 81             |
| 마포          | 512           | 9  | 0.59   | 11 | 2  | 4              |
| 강동          | 502           | 10 | 0.50   | 20 | 10 | 100            |
| 종로          | 501           | 11 | 0.59   | 10 | 1  | 1              |
| 동작          | 493           | 12 | 0.59   | 9  | 3  | 9              |
| 성동          | 474           | 13 | 0.57   | 14 | 1  | 1              |
| 강서          | 397           | 14 | 0.56   | 16 | 2  | 4              |
| 관악          | 392           | 15 | 0.59   | 8  | 7  | 49             |
| 동대문         | 376           | 16 | 0.60   | 3  | 13 | 169            |
| 성북          | 375           | 17 | 0.60   | 6  | 11 | 121            |
| 서대문         | 369           | 18 | 0.62   | 1  | 17 | 289            |
| 은평          | 354           | 19 | 0.59   | 12 | 7  | 49             |
| 구로          | 350           | 20 | 0.60   | 5  | 15 | 225            |
| 강북          | 344           | 21 | 0.54   | 18 | 3  | 9              |
| 도봉          | 319           | 22 | 0.57   | 13 | 9  | 81             |
| 중랑          | 318           | 23 | 0.61   | 2  | 21 | 441            |
| 노원          | 287           | 24 | 0.60   | 3  | 21 | 441            |
| 금천          | 283           | 25 | 0.60   | 7  | 18 | 324            |

순위상관계수는 전세가격비율의 자료가 있는 2012년 1월부터 2015년 7월까지 서울시 25개구를 대상으로 산출했다.

서울시의 경우 순위상관계수는 [그림 1]과 같이 부의 상관관계가 높은 것을 확인 할 수 있다. 즉, 매매가격 순위가 높을수록 전세가격비율 순위가 낮다. 즉, 매매가격이 높은 구일수록 전세가격비율이 낮아지며, 매매가격이 낮은 구일수록 전세가격비율이 높다.

[그림 2]는 순위상관계수의 시간적 변화를 나타낸다. [그림 2]에서 보는 바와 같이 2012년 1월 -0.73을 시작으로 하여, 2012년 2월 부의 상관관계가 가장 높은 -0.79를 나타내었으며, 2014년 2월 -0.49로 부의 상관관계가 가장 낮다. 최근 2015년 7월에는 부의 상관관계가 높아지는 추세로 -0.61을 나타내었다. 매매가격이 지속적으로 상승하고 있는 상황에서 2012년 7월 이후 순위상관계수가 -0.7이하로 지속되는 것으로 보아, 전세가격비율의 순위에 매매가격순위 이외에 다른 변수가 작용한다는 것을 알 수 있다.



[그림 2] 서울시 25개구\_순위상관계수

## 5. 결 론

본 연구는 주택을 자산으로 간주하는 투자자의 모형을 이용하여, 매매가격에 대한 기대상승률이 전세가격비율에 미치는 영향을 분석했다.

그랜저인과관계 검정을 통하여 매매가격에 대한 기대상승률과 전세가격비율이 서로 어떤 영향 관계인지 알아보고, 그 영향 관계가 얼마만큼의 시차를 두고 나타나는지 선후행 관계를 살펴보았다. 그 결과, 매매가격에 대한 기대상승률이 전세가격비율에 영향을 주고, 매매가격에 대한 기대상승률의 변화는 2차~4차의 시차 간격을 두고 전세가격비율에 영향을 주는 것을 밝혔다.

회귀분석 결과, 강남권역이 강북권역에 비교하여 매매가격에 대한 기대상승률이 전세가격비율에 미치는 영향력이 작았으며, 강북권역에서 도심권은 강남권과 유사한 영향력을 주며, 강남권역에서 서남권은 강북권과 유사한 영향력을 미치는 것으로 확인되었다. 강남권역의 동남권에서 매매가격에 대한 기대상승률이 전세가격비율에 미치는 영향력이 가장 작았다.

본 연구의 분석결과는 손재영의 가설적 모형(2001)과 상반된다. 손재영의 모형에서는 매매가격에 대한 기대상승률이 0인 경우, 전세가격은 매매가격보다 커지는 것으로 되어 있으나, 이 같은 현상은 실상 확인되지 않았다. 또한 동모형에 의하면, 매매가격에 대한 기대상승률이 높아지면 전세가격비율이 떨어지는 것으로 되어 있으나, 분석결과는 이와는 반대로 기대상승률이 높아지면 전세가격비율도 아울러 상승하는 것으로 나타났다.

매매가격과 전세가격비율 간의 관계는 스피어만의 순위상관계수로 확인하였다. 그 결과 매매가

격이 높은 구일수록 전세가격비율이 낮고, 매매가격이 낮은 구일수록 전세가격비율은 높은 것으로 나타났다.

본 연구는 다음과 같은 한계를 지닌다. 먼저 공간적 범위가 서울시로 한정되었으며, 자료의 시간적 범위가 비교적 단기이므로 시장 전체를 일반화하기가 곤란하다는 점이다. 또한 그랜저인과는 시간별로 달라질 수 있다. 즉, 처음에는 매매가격 상승 기대감이 작아져서 월세와 전세가격이 올랐을 가능성이 있지만, 이후에는 전세가격이 너무 올라서 실수요자들이 매매시장에 참여하여 매매가격 상승으로 이끌었을 가능성이 있다. 시차를 나누어 보면 보다 확실한 결과를 알 수 있을 것이나, 분석자료의 시간적 범위가 불과 4년에 불과하여 이 점을 확인할 수 없었다. 이는 추후 연구과제로 남긴다.

## 【참고문헌】

- 국토해양부(2014), 「2014년도 주거실태조사 연구보고서」, p.106.
- 김대원·조주현(2012), 「서울시 아파트 전세가격 및 전세금비율 변동의 결정요인 분석」, 주택연구, 제20권, 제3호, pp.183-204.
- 김동중·윤성호(2015), 「주택임대차 시장에서의 전월세전환율과 전세가격비율 결정구조」, 부동산연구, 제25집, 제2호, pp.85-98.
- 남준우·이한식(2007), 『제 2판 계량경제학 이론과 EViews 활용』.
- 손재영(2001), 「전월세 시장의 변화와 임차가구의 주거안정」, 주택도시, 제 70호, pp.18-33.
- 이기성(2013), 「경제정보처리」, 건국대학교,

- <http://www.kocw.net/home/commom/contents3/document/lec/2013/Konkuk/Leegiseong/10.pdf>.
- 임정호(2005), 「주택매매시장, 전세시장 및 월세시장 간의 상호연관성에 관한 연구」, 박사학위논문, 건국대학교.
  - 정건섭·김성우·이상엽(2011), 「그랜저인과분석을 통한 매매와 전세시장의 주택가격 결정구조 분석」, 정책분석평가학회보, 제21권, 제2호, pp.179-198.
  - 정주희·유정석(2011), 「주택가격과 거래량의 지역 간 인과관계 및 시공간적 파급효과」, 주택연구, 제19권, 제4호, pp.177-203.
  - 최성호·이창무(2009), 「매매, 전세, 월세 시장 간 관계의 구조적 해석」, 주택연구, 제17권, 4호, pp.183-206.
  - 한국감정원(2015), 「8월 주택가격동향 조사결과 보고」, pp.1-2.
  - 한국감정원(2014), 「부동산시장분석보고서」, 통권 1호, 전세가격의 상승 원인 진단, pp.53-68.
  - 한동근(2011), 「임대료-주택가격 비율 결정요인이 주택가격과 임대료 변화에 미치는 영향」, 국토연구, 제67권, pp.57-71.
  - 허윤경·장경석·김성진·김형민(2008), 「주택 거래량과 가격 간의 그랜저 인과관계 분석」, 주택연구, 제 16권 4호, pp.49-70.