

격년 전세계약에 따른 가격변동성 분석*

An Analysis of Price Fluctuation Due to the Biennial Lease Contract

임 병 준 (Rhim, Byeong-Jun)**

< Abstract >

This study focuses on the effect of the biennial lease contract of a deposit-based house on the price fluctuations. The minimum contract renewal period has been extended from 1 year to 2 years in December 30th 1989. The usual way of calculating price fluctuations, i.e. YoY rate, does not fully take care of seasonal effect due to the biennial lease contract. In this sense, using annual rate of 2 years ago(call AR2) rather than YoY rate is recommended. We also show that variation of YoY based only on even-years is larger than odd-years, which may call a biennial effect. As a result, the biennial effect is shown to exist, and AR2 is a more reliable measure of price fluctuations than YoY measure.

주 제 어 : 격년효과, 전세

Keywords : Biennial Effect, The lease of a house on a deposit basis

* 본 연구는 2007년도 한성대학교 교내연구비 지원과제임.

본 연구에 있어 아주대학교 최희갑교수와 심사위원들의 조언에 심심한 감사의 뜻을 전한다.

** 한성대학교 부동산학과 조교수, bjrhim@hansung.ac.kr

I. 서론

정부는 1989년 12월 30일자로 '임차인의 주거 생활의 안정을 도모하기 위하여 임대차기간을 2년으로' 하는 주택임대차보호법¹⁾을 개정·시행하였다. 개정된 법의 주요 내용 중의 하나는 최소 전세기간을 과거 1년에서 2년으로 연장하는 것이었다.²⁾ 이러한 최소 전세기간의 연장은 다양한 파급효과를 낳았다. 우선 법 시행과 더불어 아파트와 단독주택 등의 전세와 월세가 예년에 비해 큰 폭 상승하였다. 최소계약기간 연장으로 주택 소유자들이 임대료를 2년 동안 올리지 못하게 되자 2년분의 상승치를 고려하여 임대료 가격에 반영시키려고 하였기 때문이다.

최소 전세기간 연장이 낳은 또 하나의 효과는 가격변화의 왜곡 현상이고 이 현상이 본 연구의 주제이다. 임대계약이 임대차보호법의 시행 첫 해인 1990년에 주로 갱신됨에 따라 임대계약이

짜수 해에 집중되었고 이에 따라 홀수 해와 짝수 해의 가격상승률을 전년비로 계산할 경우 왜곡현상이 발생할 수 있기 때문이다. 예를 들어보자. 특정 지역의 2년 단위의 임대계약이 100건이 존재한다고 하고, 이중 90건이 짝수 해에 임대가격을 10% 올리고 나머지 10건이 홀수 해에 임대가격을 10% 올리는 상황이 매년 반복된다고 하자. 이 경우 계약자가 체감하는 인상률은 2년 간격으로 10%로 일정하게 나타날 것이다. 하지만 전체 계약가격을 1년 간격으로, 즉 전년비로 인상률을 계산하게 되면 짝수해가 홀수해보다 가격상승률이 높게 나타나게 된다. 짝수 해에는 90건의 계약이 10% 상승하는 반면 10건은 0% 상승이지만, 홀수 해에는 10건만이 10% 상승했기 때문이다.³⁾

실제로 짝수년도의 계약 집중과 그에 따른 가격왜곡 현상은 자주 지적되어온 현상이다. 우선 짝수년도의 계약집중에 대해서는 김성식(2003)⁴⁾은 “올해는 상대적으로 이사수요가 적은 홀수 해

1) 주택임대차보호법은 1981년 3월 5일 제정·시행되었다. 주요 내용으로 6개월 계약기간이 관행이던 당시에 임대차기간을 최소 1년으로 정한 점을 들 수 있다.

2) 본 연구와 직접적으로 관련된 “동법 제4조(임대차기간 등) ①”의 법령 연혁은 다음과 같다.

<개정 1989.12.30> 기간의 정함이 없거나 기간을 2년 미만으로 정한 임대차는 그 기간을 2년으로 본다.

<개정 1999.1.21> 기간의 정함이 없거나 기간을 2년 미만으로 정한 임대차는 그 기간을 2년으로 본다. 다만, 임차인은 2년 미만으로 정한 기간이 유효함을 주장할 수 있다.

<전문개정 2008.3.21> 기간을 정하지 아니하거나 2년 미만으로 정한 임대차는 그 기간을 2년으로 본다. 다만, 임차인은 2년 미만으로 정한 기간이 유효함을 주장할 수 있다.

3) 모의 분석을 해볼 경우 전체의 가격인상률은 짝수 해는 9%, 홀수 해는 0.9%인 것으로 나타났다. 본 연구의 분석에 사용된 국민은행의 데이터 수집에 있어서는 실제로 거래가 없더라도 가격 변동은 반영하게 되어있다. 다만 실제 거래가 적은 경우에는 급매가 발생하여 가격이 지나치게 낮게 형성될 수 있는데, 이 경우 비정상가격으로 판단되어 실제가격상승 정도가 충분히 반영되지 않을 수 있다. 이 경우 가격상승시 홀수해의 가격상승이 짝수해보다 낮게 나타날 수 있으며 하락시에는 홀수해가 적게 나타날 가능성이 있다. 참고로 국민은행은 ‘수집된 거래사례에 거래관계자의 특수한 사정 또는 개별적인 동기가 개재되는 등의 원인으로 그 가격이 적정하지 못한 경우에는 정상적인 가격수준으로 수정’하는 방식으로 집계를 하고 있으며, 부동산114^{주)}의 경우 ‘실제 거래되는 사례가 적은 최저, 최상층의 가격은 시세에서 제외하며, 거래 사례가 많은 중간층 시세를 기준’으로 하고 있다.(부록 참고)

4) 김성식, ‘주택 전세시장 침체의 원인과 파장’, LG경제연구원, 2003년

로서 이사 수요가 몰리는 내년, 즉 짝수 년도에는 기존 전세가구들이 대거 전세수요에서 이탈하면서 역전세난이 확산될 것으로 우려된다.”고 하고 있으며, 조주현·임정호(2004)⁵⁾는 “전세가격은 계약기간이 2년마다 도래하며 특히 계약 갱신이 짝수년도에 집중되는 경향이 있으며…(이하 생략)”라고 언급하고 있다. 또한 정부발표 자료에서도 '짝수효과'라는 표현을 볼 수가 있다. 당시 건설교통부의 보도자료(2006.9)⁶⁾에서도 “특히, 금년은 전세계약 만료건수가 상대적으로 많은 ‘짝수효과’ 및 예년에 비해 증가한 신혼수요가 작용”한다는 표현을 사용하며 짝수해가 전세계약이 많다는 사실을 밝히고 있다. 가격왜곡 현상은 부동산 시장 관련 정부 보도자료나 언론 기사에서도 접할 수 있는데, 다음의 연합뉴스 기사도 그 동안의 가격왜곡현상에 대한 논의를 집약적으로 보여주고 있다⁷⁾.

“정부가 전셋값 상승 원인중 하나로 꼽은 ‘짝수효과’가 외환위기 이후 사실상 사라진 것으로 나타났다. ‘짝수효과’는 짝수년도의 전셋값 상승률이 홀수년도보다 높았던 것을 지칭하는 말이지만 1998년부터 흐름이 반대로 바뀌어 오히려 홀수년도의 상승폭이 더 커진 상태다.

14일 업계에 따르면 정부가 최근 전셋값 상승의 원인으로 지적한 ‘짝수효과’는 1990년 이후

1997년까지는 유효했으나 1998년 이후부터는 적용이 어렵다는 지적이다. 짝수효과는 전세 계약을 ‘2년 단위’로 하게 된 1990년부터 나타났다. (중략) 그러나 외환위기에 빠진 1998년에는 전세 수요가 실종됐고 그 해 전셋값이 18.4%나 떨어지면서 이런 흐름이 끊어졌다. 이듬해인 1999년에 전세 수요가 다시 늘면서 16.8%나 올랐으며 2000년(11.1%)에도 오름폭이 컸으나 1999년 수준에는 못 미쳤다. 이 때부터 홀수효과가 나타난 것이다.”

본 연구는 짝수년도에의 계약집중 현상과 이로 말미암은 가격왜곡 현상을 검증하는데 있다. 특히 본 연구는 가격왜곡 현상의 실재 여부를 통계적으로 검증하고자 한다. 이러한 가격왜곡 현상은 짝수효과라 할 수 있지만, 위 기사가 담고 있는 논란에 비추어 볼 때 홀수효과라고도 부를 수 있으므로 본 연구에서는 이를 통칭하기 위해 격년효과(biennial effect)라 부르하고자 한다.

최소 전세기간 연장에 의한 또 다른 효과는 통계 작성시의 유의사항에 관한 것이다. 주지하다시피 통상 데이터에는 불규칙변동, 계절변동, 추세변동, 순환변동이 포함되어 있다. 이 중에서 분석시에는 불규칙변동, 계절변동, 추세변동을 제거시킨 순환변동으로 분석하는 것이 가장 바람직하다.⁸⁾ 특히 전년비는 계절변동과 추세변동을 제

5) 조주현·임정호, ‘전세가격과 매매가격 및 월세가격간의 관계에 관한 연구’, 부동산분석학회, 부동산학연구, 제10집 2호, 2004년

6) 건설교통부, ‘최근 전세시장 동향 및 대책’, 보도자료, 2006년 9월 13일

7) 연합뉴스, “전세난 원인 ‘짝수효과’는 98년 이후 사라졌다.”, 2006년 9월 14일

8) 대부분의 경제지표들은 시계열(time series) 형태로 표시되는데 이러한 시계열지표의 움직임을 가지고 경기를 분석하기 위해서는 경제시계열의 변동중 경기와 관련성이 높은 변동분만을 추출하여 살펴볼 필요가 있다. 즉 경제지표는 경기요인에 의한 변동뿐만 아니라 기온의 변화나 명절 등에 기인하는 계절변동과 천재지변 또는 파업 등의 예기치 못한 사건에 의한 불규칙변동, 경제성장에 따른 추세변동을 포함하고 있으므로 이러한 변동요인을 제거할 필요가 있다. (한국은행, 알기쉬운 경제지표해설, 2006, pp.108-109)

거 또는 완화시켜주기 때문에 분석시에 많이 이용되고 있지만 완벽하게 계절변동을 제거해주지는 않는다.⁹⁾ 원래 계절변동은 주기가 1년인 계절의 변화와 연관되어 발생하지만, 격년효과는 주기가 2년인 데다가 특정시기가 아닌 년중 나타나기 때문에 정의상 정확히 일치하지는 않는다. 하지만 주기가 있다는 측면에서 격년효과는 계절변동의 한 종류로 해석할 수 있을 것이다. 전년동기대비 증감율(이하 전년비로 약칭)은 1년 주기의 계절변동을 완화시킬 수 있지만, 2년 주기의 격년효과는 전년비로 제거되지 않는다. 따라서 격년효과에 따른 계절변동을 제거시키기 위해서는 2년전 대비 증감율의 연율(이하 연율로 약칭)을 사용하는 것이 바람직한 것으로 판단된다.

본 연구는 국민은행의 전국주택가격동향조사에서 발표하는 전세가격지수를 이용하여 이러한 격년효과가 실제로 존재하는가를 검토하고 있다. 실증분석의 핵심은 전년비와 연율의 분산동일성을 검정하는 것이다.¹⁰⁾ 검정결과 분산이 다르게 나타난 이유에 대해서는 2가지로 나누어 생각해볼 수 있다. 즉 전년비가 격년효과를 제거시켜주지 못했기 때문인지 전세가격지수에 격년효과가 포함되어있는 것인지가 그것이다.

예를 들어 외환위기 직전인 1997년에 1억원의

전세가격이 1998년에는 7천만원, 그리고 1999년에는 8천만원이 되었다고 하자. 이 경우 1999년의 변동률을 보면, 2년전 대비로는 2천만원이 감소하여 연율이 음(-)의 값을 갖지만, 전년비로는 1천만원이 오른 양(+)의 값을 나타낸다. 결국 계약자가 실제로 체결한 전세가격은 감소하였음에도 불구하고 전년비로 작성된 통계치로는 상승한 것으로 나타나는 괴리가 발생한다. 이는 통계집계방식에 아무런 문제가 없어도 나타날 수 있는 현상(전년비의 변동성 문제라고 호칭)이다. 하지만 분석에 활용된 데이터가 전년비와 연율이기 때문에 위 분석방식의 결과만으로 2가지 원인 중의 어떤 것이 이유가 되는지에 대해서는 나누어 생각하기 곤란하다.

이를 해결하기 위해 통계집계방식에 문제가 있는가를 검정하기 위해 대상기간을 홀수해와 짝수해로 나누어 분산동일성을 검정하는 방식을 추가하였다. 이는 (각주3)과 같은 현상이 나타나는가에 대한 검정에 초점을 맞추는 것이 된다. 사실 부록에서와 같이 국민은행의 통계작성방법에 따르면 실제로 거래가 이루어 지지 않는다 하더라도 전세가격은 당시의 시장상황을 반영하고 있기 때문에 이 분석결과에서는 격년효과가 나타나지 않아야 할 것이다.¹¹⁾ 만일 두 증감율의 분산

9) 기존의 주지표인 전년동기대비 성장률은 전년의 같은 분기에 비해 당해분기가 얼마나 성장했는지를 보여주는 지표로 연간 성장률을 사전적으로 가능하는데 적합하다. 또한 원계열통계를 그대로 사용하기 때문에 작성이 간편하고, 이해하기 쉬우며, 변동성이 작은 장점을 지니고 있다. 그러나 전년동기대비 성장률은 계절적 패턴이 4개 분기를 주기로 매년 일정하다는 가정을 전제로 하고 있어 경제구조 변화에 따라 계절적분이 매년 바뀌게 되는 현상을 반영하지 못하며, 명절·공휴일 수·영업일수의 차이 등과 같은 달력효과를 제거하지 못하는 한계가 있다. (한국은행, 알기쉬운 경제지표해설, 2006, p.31)

10) 분산동일성 검정방식은 동일시점의 여러 지역의 분산이 아닌 한 지역의 시계열상의 분산으로 측정하고 있다.

11) 요약하면 “현재 시스템에 문제가 없으므로 불량이 나올 수 없다.”는 것이기 때문에 분석에 의미가 없다는 지적도 생각할 수 있다. 그러나, 이 명제의 대우는 “불량이 나왔으므로 현재 시스템에 문제가 있다.”는 것이 되며, 본 논문은 이러한 대우의 내용을 증명하고 있다. 즉 현 방식의 취지로는 격년효과가 포

이 같다면 현재의 통계작성방식으로 격년효과에 따른 왜곡이 제거되었다고 판단할 수 있지만, 다르다면 원지수에 격년효과가 포함되어 있다고 볼 수 있다. 또한 추가 분석으로 최근으로 올수록 짝수해 계약건수가 줄어들면서 격년효과가 완화될 수 있다는 가능성도 고려하여 외환위기 이후의 시기만을 대상으로 같은 분석을 진행하였다. 앞의 예를 고려하여 볼 때, 원지수에 문제가 없다고 하더라도 전년비가 체감과는 다르게 나타나는 부분이 있기 때문에 전년비의 해석에는 주의가 필요하며, 체감을 목적으로 할 경우에는 연율을 이용하는 것이 바람직할 것으로 판단된다.

이하에서의 논의는 다음과 같이 구성된다. 2장에서는 격년효과의 존재 가능성을 살펴보고, 전년비와 연율을 비교하면서 어떤 왜곡 현상이 나타나는지를 살펴본다. 3장에서는 전세가격에 대한 격년효과의 존재여부를 통계적으로 분석한다. 4장에서는 실증분석 결과를 요약하고, 이를 바탕으로 몇 가지 시사점을 도출하고자 한다.

II. 격년효과와 전년비 통계

본 절에서는 전년비가 실제로 어떤 왜곡 현상을 일으키는가에 대해 실제 데이터를 이용한 그

림을 통해 살펴보고자 한다. 이를 위해 서민들의 전·월세가 상대적으로 많다고 알려진 서울¹²⁾ 강북지역의 전세가격지수를 대상으로 전년비와 2년전 대비 증가율의 연율¹³⁾을 계산하여 도표로 나타내었다. 격년효과가 존재한다면 전년비의 움직임이 연율보다 크게 나타날 것이며, 1990년부터 시행된 주택임대차보호법에 따라 짝수해의 전년비가 홀수해보다 높게 나타나는 경우가 많을 것이다.

분석 결과 <그림 1>에서 볼 수 있듯이 전년비와 연율의 움직임을 볼 때 격년효과가 존재할 가능성이 높은 것으로 판단된다. 이를 자세히 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 전체적으로 변동률의 등락이 전년비와 연율보다 크게 나타나고 있다. 특히, 1991~1997년 및 2000~2002년의 기간 중에 전년비에서는 변동률의 등락이 나타나는 반면, 연율에서는 일정하게 나타나고 있다. 실제로 임대계약자가 체감하는 것은 평탄한 가격상승률인데 반해 전년비로 환산할 경우 앞장에서 제시한 문제가 나타나고 있다고 해석할 수 있다. 결국 전년비 기준으로 가격상승이 높게 나타나고 있는 시기가 짝수해인 것을 보았을 때, 전세계약을 2년으로 실시한 점이 반영된 것으로 해석된다.

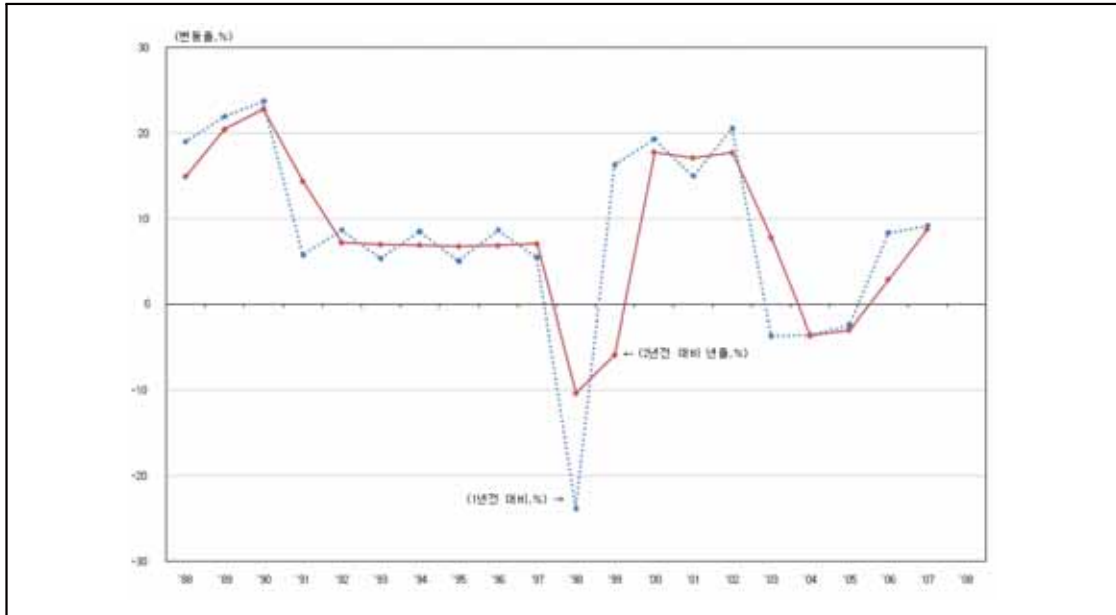
함되지 않아야 하지만, 실제의 집계가 진행되는 과정에 그 취지가 정확히 반영되고 있지 않을 수도 있다. 본 연구의 목적은 양쪽 어디에 문제가 있다는 것을 밝히는 것이 아니라는 점에 주의가 필요하다. 이 논문은 격년효과의 존재여부를 밝히는 데 목적이 있다. 그 이유를 밝히는 것은 다음의 연구과제로 생각하고자 한다.

12) 통계청의 2005년 11월 1일 기준 ‘인구주택총조사결과’에 따르면 일반가구를 기준으로 한 자가율의 전국 평균은 55.6%이나 서울은 44.6%로 지역별로 가장 낮은 수치를 보이고 있다.

13) n 기의 2년전 대비 연율 환산에 사용된 공식은 다음과 같다.

$$\left[\left(\frac{D_n}{D_{n-k}} \right)^{\frac{1}{2}} - 1 \right] \times 100, \text{ 여기서 } k \text{ 는 년일 때 } 2, \text{ 분기일 때 } 8, \text{ 월일 때 } 24 \text{ 이다.}$$

〈그림 1〉 서울 강북지역의 전세아파트 가격 변동을 추이



자료: 국민은행, 전국주택가격동향조사

둘째, 외환위기 직후인 1998~1999년 및 2003~2005년의 기간 중에는 가격이 하락하는 시기가 다르게 나타나고 있다. 1998~1999년의 기간을 전년비로 볼 때에는 전세가격이 하락한 시기가 1년으로 나타나고 있지만 연율로 볼 때에는 전세가격의 하락시기가 2년으로 나타나고 있다. 2년 단위의 계약을 기준으로 살펴볼 경우에 1998년뿐만 아니라 1999년에 계약한 임대인도 전세가격을 낮춰 계약한 것으로 판단된다. 마찬가지로 2003~2005년의 시기는 전년비 기준으로는 3년간 하락한 것으로 나타나지만 연율 기준으로는 2년만 하락한 것으로 해석된다. 특히 1999년과 2003년은 두 종류의 증가율의 부호가 일치하지 않은

것으로 나타나 큰 차이를 보이고 있다.¹⁴⁾

셋째, 연율의 경우와 비교할 때 전년비의 짝수해가 홀수해보다 높게 나타나는 경우가 많다. 이는 앞 절에서 지적했던 것과 같이 2년 계약이 1990년부터 실시된데 따른 증가율 왜곡현상이라 판단된다.¹⁵⁾

이러한 3가지 형태의 문제점을 살펴보았을 때 전년비에는 서론에서 언급한 문제점이 포함되어 있는 것으로 판단할 수 있다. 즉 전년비 증가율은 데이터에 포함되어 있는 격년효과가 제거되지 못하고 있을 가능성이 있다. 이러한 상황을 고려하면 전세가격과 관련한 정책의 실시나 연구 분석에 있어서 전년비가 아닌 실제 체감지표인

14) 이러한 현상은 전년비의 변동성 문제에 기인한 것으로 통계집계방식 때문에 발생했다고 판단하기는 곤란하다.

15) 이러한 현상은 체감과의 괴리라는 둘째 현상과는 다르게 데이터 작성방식에 문제가 있을 가능성을 시사하고 있다.

연율을 사용하는 것이 바람직할 것이다. 그렇다면 현재 사용하고 있는 전년비가 통계적으로도 문제가 있는지, 있다면 어떤 지역·유형에서 어느 정도 나타나는지에 대한 의문점이 제기되는데, 이에 대해서는 다음 장의 실증분석을 통해 알아본다.

III. 전년비 통계에 기초한 실증 분석

실증 분석의 대상기간은 개정된 임대차보호법이 시행된 1990년부터 2007년으로 18년간이다. 분석은 크게 2단계로 나누어 진행한다. 첫 번째 분석은 전년비와 연율의 분산을 이용하여 둘 사이의 변동성을 비교(년·분기·월 데이터를 이용하여 각각 분석, <표 2, 3, 4>)하는 것이고, 두 번째 분석은 짝수해와 홀수해의 변동성을 비교(전년비와 연율의 데이터를 이용하여 각각 분석, <표 5, 6>)한다.

이러한 2단계에 걸친 분석 목표는 각각 다음과 같다. 첫 번째 분석결과 전년비가 연율에 비해 변동성이 크게 나오면, 채감지표로 연율이 바람직하며 정책지표로 활용하는데 더 유용할 것이다. 두 번째 분석결과 짝수해의 변동성이 더 크게 나오면, 이는 격년효과가 존재한 것으로 판단할 수 있다. 이 결과에 대한 시사점으로 지수의 작성방식의 개선이 필요하다는 것과 실증분석시에 격년효과를 고려해야 한다는 것을 들 수 있

다. 두 번째 분석은 홀수해와 짝수해의 증가율 분석은 각각 전년비와 연율로 나누어 분석하였다. 그 이유는 전년비에는 특성상 서론에서 제기한 전년비의 변동성 문제가 포함되어 있기 때문에, 이를 제거한 연율의 경우도 분석에 포함시켰다.

이러한 분석과 더불어 우리는 외환위기 이후 격년효과가 사라졌는가에 대한 분석도 추가했다. 이는 서론에서 언급되었듯이 외환위기 이후 짝수효과가 사라지고 홀수효과가 등장하고 있다는 주장을 통계적으로 검증하고자 함이다.

1. 전세가격지수를 분석한 기존 연구에 대한 검토

기존의 연구에서도 전세가격의 문제점을 인식하고 이에 대한 나름의 해결방안을 도입하고 있다. 앞에서 지적한 바 있는 조주현·임정호(2004)는 "전세가격은 계약기간이 2년마다 도래하며 특히 계약 갱신이 짝수년도에 집중되는 경향이 있으며, 매매가격과 월세가격은 신규주택의 분양집중시기와 또한 봄가을의 이사철을 고려하여 계절조정을 실시하였다."고 하고 있다. 즉 격년효과에 대한 존재를 인정하며 이를 해결하기 위한 방안으로 계절조정의 승법모형을 사용하였다. 한편, 임재만(2004)은 2003년 9월의 전세/매매가격비율을 이용하여 전세가격지수를 조정하여 사용하였다. 다만 이러한 방식이 격년효과에 따른 문제가 제대로 제거했는지에 대한 의문은 남게 된다.¹⁶⁾

16) 다른 문제점으로 원래의 데이터를 그대로 이용한 연구도 있다는 점을 들 수 있다. 예를 들어, VAR모형으로는 격년효과를 제거할 수 없는데도 불구하고, 임규채·기석도(2006)은 VAR모형으로 전세가격과 매매가격의 인과성을 검증하고 있지만, 어떠한 데이터 조정도 없이 분석을 진행하였다.

2. 전년비와 연율의 변동성 분석

분석에 사용된 전세가격지표는 국민은행의 '전국주택가격동향조사'에서 입수하였다. 분석에 사용된 데이터의 시계열은 년, 분기, 월의 3종류이며, 분석기간은 18년, 72분기, 216개월로 동일하게 하였다. 년, 분기데이터는 발표되는 월자료의 해당기간 평균값으로 계산하였다.

본 절에서는 우선 각 지역의 전년비과 연율의 분산을 계산하여 서로 비교한다. 이를 통해 어떤 지역·유형의 변동성이 크게 나타나는지를 살펴본다. 이어서 본 연구는 2가지 증가율에 따른 모집단의 분산이 동일한가를 검정한다. 이러한 분석은 연율의 유용성을 살피는 것이 아니라 전년비의 왜곡을 살피는 분석이 된다는 것에 주의해야 한다. 앞 절에서 밝힌바와 같이 연율은 계약기간을 고려할 때 실제 증가분을 보다 정확하게 나타내고 있기 때문이다. 즉 2종류의 증감율의

분산이 통계적으로 같다면 이는 전년비에 격년효과가 크지 않다고 볼 수 있지만, 다르다면 격년효과가 존재한다고 해석할 수 있다. 그렇기 때문에 지역에 따라 통계적으로 같다는 결론이 나타난다고 하더라도 연율이 전년비보다 유용하지 않다는 것이 아니라 전년비의 격년효과가 심하지 않다고 해석하는 것이 옳다는 의미이다.¹⁷⁾

즉 계절변동이 제거된 연율이 현실을 정확히 반영하고 있지만, 실증결과 가격왜곡효과가 존재한다면 정책을 실시하기 위한 지표로는 전년비가 아닌 연율을 사용하는 것이 더욱 바람직하다는 것이 된다.

분석기간의 2종류의 변동율을 구한 뒤, 변동성을 살펴보기 위하여 각각 분산을 계산하여 어느 증가율의 분산이 큰지를 살펴보았다. 객관성을 확보하기 위하여 자료가 있는 여러 지역의 종류별로 살펴보았다. 이에 대한 결과는 <표 2>과 같다.

<표 2> 전세가격 증가율의 분산 (년 데이터 이용)

구 분		전국	서울	강북	강남	부산	대구	인천	광주	대전	울산
전년비 분산 (S_A^2)	종합	64.0	103.1	89.9	119.0	69.0	72.2	84.9	27.5	58.3	50.2
	아파트	85.5	142.0	120.4	149.1	81.5	97.9	125.1	38.1	71.6	58.0
	단독	50.3	87.8	80.7	105.5	67.3	64.1	54.8	27.4	50.9	40.5
	연립	81.1	123.6	111.4	139.2	69.0	124.5	79.1	30.0	40.2	85.1
연율 분산 (S_B^2)	종합	43.5	68.6	62.7	75.6	50.4	39.2	64.9	23.3	38.0	42.5
	아파트	55.3	86.1	78.5	88.2	60.1	56.0	84.9	32.1	49.0	45.1
	단독	37.3	62.5	58.3	74.1	49.3	35.9	47.0	24.8	33.8	42.0
	연립	60.1	87.4	81.8	94.1	53.4	65.9	75.7	16.2	28.5	57.2
$\frac{S_A^2}{S_B^2}$	종합	1.47	1.50	1.43	1.58	1.37	1.84	1.31	1.18	1.53	1.18
	아파트	1.55	1.65	1.53	1.69	1.36	1.75	1.47	1.19	1.46	1.29
	단독	1.35	1.40	1.38	1.42	1.36	1.79	1.16	1.10	1.51	0.97
	연립	1.35	1.41	1.36	1.48	1.29	1.89	1.05	1.85	1.41	1.49

17) 가격왜곡이 나타나지 않는 이유로는 분석대상지역의 홀·짝년 계약 건수가 50% 정도로 분포하고 있기 때문에 2종류의 증가율이 같게 나타나는 것을 들 수 있다.

표에 나타난 바와 같이 분산의 크기에 있어서 흥미로운 사실을 엿볼 수 있다. 분산을 유형별로 살펴보면 모든 분석대상지역에서 아파트의 변동성이 가장 큰 것으로 나타났다. 이는 아파트전세 가격의 변동이 큰 영향을 미친다는 것을 의미한다. 또한 지역별로 보면 수도권지역의 도시의 전세가격의 분산이 지방도시보다도 크게 나타나고 있다.

또한 2종류의 분산의 차이를 살펴본 결과 울산의 단독주택의 경우만을 제외하고는 모두 전년비의 분산이 크게 나타났다.¹⁸⁾ 이는 연율의 움직임이 보다 안정적이라는 것을 의미한다. 또한 증가율의 산술평균에 문제가 있다는 점을 고려하여 배수로 계산해도 결과는 동일하게 나타났다.¹⁹⁾

마지막으로 위에서 살펴본 연율과 전년비가 같은지에 대한 여부를 통계적으로 검정한다. 이를 살펴보기 위해, 두 모집단의 분산의 동일성에 관한 귀무가설과 대립가설을 다음과 같이 설정하였다.

$$\text{귀무가설 } H_0: \sigma_A^2 = \sigma_B^2$$

$$\text{대립가설 } H_1: \sigma_A^2 > \sigma_B^2$$

여기서 두 모집단 A(전년비의 경우), B(연율의 경우)는 위의 표에서 나타난 바와 같다. 두 모집단의 표본크기는 각각 18이다.

두 분산의 동일성에 관한 귀무가설을 검정하기 위해서는 두 표본분산의 비율 S_A^2/S_B^2 을 비교해야만 한다. 직관적으로 생각해 보아도 S_A^2/S_B^2 의 비율이 1에 가깝다면 귀무가설은 채택되고, 1보다 지나치게 크거나 작다면 귀무가설은 기각되어야 하기 때문이다. 따라서 두 모집단의 분산의 동일성에 관한 검정에 있어서 두 표본분산의 비율 S_A^2/S_B^2 이 검정 통계량으로 이용된다. 만일 S_A^2 와 S_B^2 이 독립적으로 분포되어 있고, 귀무가설이 옳다면 S_A^2/S_B^2 은 자유도 17, 17인 F 분포를 이룰 것이다. 귀무가설을 5% 유의수준으로 검정한다면, $P(F \geq 2.11) = 0.05$ 이 성립한다.

따라서 B의 표본분산의 크기가 A의 표본분산의 크기보다 2.11배 이상으로 크다면 귀무가설이 기각되고, 2.11배 미만이면 귀무가설은 채택된다. <표 2>의 S_A^2/S_B^2 중 가장 큰 수치는 대구의 연립의 1.89배로 2.11배보다 적은 것으로 나타났다. 이는 5% 유의수준에서 모든 유형에 있어서

18) 수원, 성남, 안양, 부천, 광명, 안산, 춘천, 원주, 청주, 충주, 천안, 전주, 익산, 목포, 순천, 포항, 구미, 마산, 창원 등의 경우에는 종합만이 있어 기재하지는 않았지만 별도로 계산해 본 결과, <표 2>과 마찬가지로 모두 전년비의 분산이 큰 것으로 나타났다.

19) 분산이라는 것이 평균값과의 차이를 제공하여 모두 합한 값인데, 산술평균 방식으로 구한 평균값에는 다소 문제점이 존재한다. 예를 들어, 100에서 20% 증가하고 20% 감소하면 증가율의 산술평균값은 0%가 되지만, 실제 계산된 값은 0%가 2번 증가한 100이 아닌 96이 되는 문제점이 있다. 이를 배수를 통해 살펴보면 1.2배 증가하고 다음 0.8배 증가하기 때문에 총 증가한 값은 두 배수를 곱한 0.96배가 된다. 이 때의 배수의 평균값은 $\sqrt{0.96}$ 이며, 이를 증가율로 환산하면 -2.02041% ($=\sqrt{0.96}-1$) $\times 100$ 이 된다. 따라서 배수의 평균값을 이용한 배수는 96으로 실제계산 값과 일치한다. 이러한 문제점을 해결하기 위해 배수를 통한 평균값을 기준으로 분산을 계산해도 앞의 방식과 동일한 결과가 도출된다. 증가율은 배수에서 1을 빼고 100을 곱한 값이기 때문에, 배수를 기준으로 계산된 분산은 증가율을 기준으로 계산된 분산의 10,000($=100^2$)분의 1배 만큼 작게 나타나기 때문에 결과는 동일하다.

〈표 3〉 전세가격 증가율의 분산 (분기 데이터 이용)

구 분		전국	서울	강북	강남	부산	대구	인천	광주	대전	울산
전년비 분산 (S_A^2)	종합	73.5	120.2	105.2	139.1	74.1	82.3	102.9	35.1	69.7	64.8
	아파트	102.0	170.0	158.3	174.2	98.1	115.2	163.7	48.1	88.4	75.9
	단독	54.5	98.7	90.4	119.3	68.8	70.9	63.4	34.1	58.8	52.7
	연립	89.6	138.3	121.3	161.5	73.4	137.2	84.5	37.1	50.1	109.4
연율 분산 (S_B^2)	종합	45.7	72.7	66.5	80.3	51.2	41.3	68.5	26.1	40.2	47.7
	아파트	58.6	91.6	86.0	93.4	63.0	59.7	92.0	36.1	53.5	51.6
	단독	38.6	65.9	60.9	79.2	49.4	37.1	48.6	27.5	34.9	46.0
	연립	61.8	91.0	84.8	98.8	55.1	68.5	78.4	17.7	31.1	64.6
$\frac{S_A^2}{S_B^2}$	종합	1.61	1.65	1.58	1.73	1.45*	1.99	1.50	1.34*	1.73	1.36*
	아파트	1.74	1.86	1.84	1.87	1.56	1.93	1.78	1.33*	1.65	1.47*
	단독	1.41*	1.50	1.48	1.51	1.39*	1.91	1.31*	1.24*	1.69	1.15*
	연립	1.45*	1.52	1.43	1.64	1.33*	2.00	1.08*	2.09	1.61	1.69

주: *는 5% 유의수준에서 귀무가설 채택을 의미 ($F_{71,71,0.05} = 1.48$)

두 모집단의 분산이 같다는 귀무가설이 채택된다는 것이다.

이 결과는 전년비나 연율이 통계적으로 다르다고 볼 수 없다는 것을 의미한다. 하지만 이러한 결과는 앞서도 밝힌바와 같이 연율이 무의

미하다는 것이 아니라 전년비의 격년효과가 크지 않다는 것을 의미한다.

그러나 연간 데이터로 분석하였을 경우 표본의 개수가 18개로 자유도가 낮다는 문제점이 있어, 분기데이터와 월데이터를 이용하여 같은 방

〈표 4〉 전세가격 증가율의 분산 (월 데이터 이용)

구 분		전국	서울	강북	강남	부산	대구	인천	광주	대전	울산
전년비 분산 (S_A^2)	종합	74.3	121.3	106.3	140.6	75.8	84.0	103.7	35.7	71.7	65.3
	아파트	103.0	172.5	160.7	176.6	99.5	117.5	166.0	49.1	90.4	76.7
	단독	55.2	99.5	91.4	120.2	71.2	72.6	64.1	34.7	61.3	53.3
	연립	90.4	139.7	122.8	163.3	74.1	142.7	85.6	38.4	52.0	111.4
연율 분산 (S_B^2)	종합	45.7	72.8	66.6	80.4	51.3	41.4	68.5	26.4	40.6	47.6
	아파트	58.7	92.0	86.6	93.7	63.0	60.0	92.2	36.4	54.0	51.5
	단독	38.5	65.8	61.0	79.2	49.6	37.2	48.5	27.7	35.4	45.9
	연립	61.8	91.0	84.8	98.9	55.3	68.9	78.4	18.1	31.6	64.8
$\frac{S_A^2}{S_B^2}$	종합	1.62	1.67	1.60	1.75	1.48	2.03	1.51	1.35	1.77	1.37
	아파트	1.76	1.87	1.86	1.88	1.58	1.96	1.80	1.35	1.67	1.49
	단독	1.43	1.51	1.50	1.52	1.44	1.95	1.32	1.25*	1.73	1.16*
	연립	1.46	1.53	1.45	1.65	1.34	2.07	1.09*	2.12	1.65	1.72

주: *는 5% 유의수준에서 귀무가설 채택을 의미 ($F_{215,215,0.05} = 1.25$)

법으로 분석하였다. 분석결과는 다음의 <표 3>과 <표 4>와 같다.

연간 데이터의 분석결과와는 다르게 대부분의 지역과 유형에 있어서 두 모집단의 분산이 동일하다는 귀무가설이 5%의 유의수준에서 채택되는 것으로 나타났다. 분기데이터의 분석결과에서는 13개가, 월 데이터의 분석결과에서는 3개만이 귀무가설이 기각되었다. 즉 분석기간이 월 데이터로 갈수록 전년비의 왜곡현상이 강화되고 있다는 것을 의미한다.

3. 짝수 해와 홀수 해의 변동성 분석

앞 절의 분석 결과는 전년비를 사용할 경우 격년효과를 제거할 수 없다는 것이지만 그 이유가 전년비의 변동성 문제 때문인지 격년효과 문제인지에 대해서는 알 수가 없다. 전세가격지수에 격년효과가 포함되어 있는가에 초점을 맞추어 검증하기 위해 년 데이터를 이용하여 분석기간 중의 짝수 해와 홀수 해의 분산을 같은 방법으로 분석하여 전년비와 연율의 분산의 동일성에 대해 검정을 해보았다. 대상기간 중 외환위기의 구조

변화 가능성을 고려하여 1998년과 1999년 데이터를 제외하고 분석하였다. <표 5>는 전년비와 연율을 대상으로 짝수 해와 홀수 해의 분산을 각각 비교한 결과이다.

전년비의 경우에는 5%의 유의수준에서 전년비의 짝수 해와 홀수 해의 분산이 일치한다는 귀무가설이 기각되는 경우가 15개인 반면, 연율의 경우에는 1/5수준인 3개로 나타났다. 이는 전년비를 이용할 경우 짝수해가 연율보다 높게 나타나고 있는 지역·유형이 상대적으로 많다는 것을 의미하며, 전세가격지수의 전년비에는 격년효과와 전년비의 변동성 문제가 포함되어 있을 가능성을 시사하고 있다.

한편 분기 데이터를 대상으로 동일한 방식의 분석을 실시한 결과가 <표 6>에 나타나있다. 전년비의 경우 귀무가설이 기각되는 경우가 27개인 반면, 연율의 경우에는 7개로 나타났다. 년 데이터를 대상으로 분석했을 때보다 기각이 되는 경우가 크게 늘면서도, 전년비의 경우 기각되는 개수가 많다는 결과는 유지되었다.

연율에는 '전년비의 변동성 문제가 포함되지 않는다는 점을 고려할 때, 연율의 결과는 격년효

<표 5> 전세가격 증가율의 분산 (년 데이터 이용)

구 분		전국	서울	강북	강남	부산	대구	인천	광주	대전	울산
전년비의 경우 $\frac{S_E^2}{S_O^2}$	종합	4.25	3.27*	2.61*	3.78*	3.95	4.07	1.10*	0.52*	4.00	1.96*
	아파트	4.92	4.08	2.25*	4.77	3.61*	4.15	1.30*	0.26*	3.95	1.74*
	단독	3.68*	2.34*	2.51*	2.07*	4.35	4.40	1.22*	2.04*	4.12	2.76*
	연립	3.32*	3.97	3.38*	4.58	2.44*	7.83	0.83*	0.12*	1.23*	1.53*
연율의 경우 $\frac{S_E^2}{S_O^2}$	종합	1.50*	1.37*	1.46*	1.28*	0.97*	2.52*	1.50*	5.99	1.02*	1.60*
	아파트	1.59*	1.65*	2.22*	1.56*	1.03*	1.78*	1.90*	4.44	0.92*	0.99*
	단독	1.60*	1.17*	1.36*	0.99*	1.06*	2.63*	1.09*	4.09	1.61*	2.84*
	연립	1.28*	1.22*	1.10*	1.31*	0.96*	1.49*	1.47*	0.98*	0.96*	0.78*

주: *는 5% 유의수준에서 귀무가설 채택을 의미 ($F_{7,7,0.05} = 3.79$)

S_E^2 는 짝수해의 분산을 S_O^2 는 홀수해의 분산을 의미

(표 6) 전세가격 증가율의 분산 (분기 데이터 이용)

구 분		전국	서울	강북	강남	부산	대구	인천	광주	대전	울산
전년비의 경우 $\frac{S_E^2}{S_O^2}$	종합	3.56	3.03	2.57	3.28	3.35	2.92	1.16*	0.74*	2.77	1.63*
	아파트	3.79	3.36	2.21	3.79	2.87	2.78	1.40*	0.51*	2.69	1.28*
	단독	3.34	2.28	2.51	1.93*	3.81	3.14	1.26*	1.40*	3.14	2.55
	연립	3.05	3.73	3.21	4.08	2.35	4.46	0.87*	0.33*	1.34*	1.22*
연율의 경우 $\frac{S_E^2}{S_O^2}$	종합	1.56*	1.45*	1.54*	1.35*	1.05*	2.13	1.52*	4.96	1.08*	1.78*
	아파트	1.60*	1.64*	2.17	1.54*	1.12*	1.57*	1.93*	3.94	1.00*	1.26*
	단독	1.65*	1.28*	1.43*	1.14*	1.10*	2.34	1.11*	3.94	1.67*	2.76
	연립	1.34*	1.30*	1.21*	1.35*	1.04*	1.43*	1.48*	1.23*	1.11*	0.97*

주: *는 5% 유의수준에서 귀무가설 채택을 의미 ($F_{31,31,0.05} = 2.04$)

S_E^2 는 짝수해의 분산을 S_O^2 는 홀수해의 분산을 의미

과가 포함되어 있는 지역·유형이 있다는 점을 명확하게 보여주고 있다.

4. 외환위기 이후(2000~2007)의 변동성 분석

만일 짝수 해보다 홀수 해에 임대계약이 많았다면 1990년에 실시된 2년 단위의 계약에 따른 증가율 왜곡효과가 감소될 수 있을 것이다. 이를 살펴보기 위해 2가지 데이터를 이용하여 다음과 같이 검토하였다.

우선 1990~2007년 동안 전국건설주택수를 이용하여 짝수 해와 홀수 해로 나누어 년 평균값을 구한 결과, 짝수 해가 542,247호, 홀수 해가 562,586호로 나타나 홀수 해의 주택건설이 20,340호(3.8%) 더 많은 것으로 나타났다. 하지만 이 수치를 그대로 해석하기에는 문제점이 있다. 통계청의 인구주택총조사(2005년 11월 1일 기준)에 따르면 일반가구를 기준으로 전세가구의 비율은 전국평

균이 22.4%로 나타나고 있다. 이 비율을 고려할 경우 홀수 해의 전세주택공급은 4,556가구에 불과하게 된다. 또한 전세계약이 주택공급이 이루어진 해에 체결했다는 가정을 전제로 하고 있다는 한계가 있다.

이러한 가정을 완화시키기 위해 전국이동자수를 활용하여 같은 방식으로 분석하였다. 그 결과 짝수 해가 년평균 897.8만명, 홀수 해가 908.8만명으로 홀수 해가 11만명(1.2%) 더 많은 것으로 나타났다. 하지만 이 자료는 이동한 가구 수가 아닌 이동한 가구구성원의 수치라는 점과 같은 주택에서 계약이 지속될 경우는 통계자료에서 제외된다는 한계가 있다.²⁰⁾

두 가지 자료를 이용한 분석결과는 다른 조건이 동일하다고 볼 때 약하지만 격년효과가 감소되었을 가능성이 클 것으로 판단된다.²¹⁾ 이와같이 주택임대차보호법 실시 이후 짝수해와 홀수해에 실시되는 전세계약 건수가 비슷한 수준으로 될 가능성이 있다. 또한 2절의 분석은 장기시계

20) 실제로 통계청의 인구주택총조사(2005년 11월 1일 기준)에 따르면, 1년 미만의 거주기간을 갖는 가구 중에서 전세가구의 비중은 27.1%로 나타나고 있다.

<표 7> 전세가격 증가율의 분산 (분기 데이터 이용)

구 분		전국	서울	강북	강남	부산	대구	인천	광주	대전	울산
전년비 분산 (S_A^2)	종합	53.4	93.2	90.7	99.0	55.2	57.7	127.7	9.2	64.7	24.8
	아파트	66.0	104.4	105.1	106.7	79.0	75.9	166.8	12.1	106.9	40.6
	단독	40.2	97.2	88.5	116.6	41.3	46.9	73.9	11.4	24.9	16.5
	연립	69.0	102.5	115.6	97.3	63.1	77.9	128.5	15.4	27.2	70.7
연율 분산 (S_B^2)	종합	42.0	74.6	73.3	76.6	44.4	36.4	100.1	4.9	48.8	22.1
	아파트	51.8	83.9	84.6	83.7	64.3	49.9	127.7	5.5	76.3	33.2
	단독	33.1	78.2	70.5	94.4	34.4	31.4	57.5	6.9	20.1	13.8
	연립	54.1	80.3	89.1	73.5	45.3	46.6	100.7	8.5	21.9	48.0
$\frac{S_A^2}{S_B^2}$	종합	1.27*	1.25*	1.24*	1.29*	1.24*	1.59*	1.28*	1.88	1.33*	1.12*
	아파트	1.27*	1.24*	1.24*	1.27*	1.23*	1.52*	1.31*	2.19	1.40*	1.22*
	단독	1.21*	1.24*	1.26*	1.23*	1.20*	1.49*	1.28*	1.66*	1.24*	1.19*
	연립	1.28*	1.28*	1.30*	1.32*	1.39*	1.67*	1.28*	1.83	1.24*	1.47*

주: *는 5% 유의수준에서 귀무가설 채택을 의미 ($F_{31,31,0.05} = 1.82$)

열 분석이기 때문에 전세가격에 구조변화가 발생하였음에도 불구하고 반영되지 않을 가능성도 상존하고 있다. 이 절에서는 이러한 문제점을 고려하여 구조변화의 가능성이 있는 외환위기발생에 따른 경제구조 변환기기로 판단되는 1998~1999년을 제외한 이후(2000~2007)로 분석기간을 대상으로 2절에서 분석한 같은 방식으로 분기데이터와 월데이터를 이용하여 분산의 동일성 검정을 실시하였다.

만일 외환위기 이후의 검정결과, 두 증가율의

분산이 일치한다면 이는 전년비에 격년효과가 문제되지 않을 수준이라는 것을 의미한다. 분기데이터와 월데이터를 이용한 분석결과는 각각 <표 7>과 <표 8>에 정리되어 있다.

각각 총 40개의 분석결과 중 분기에서는 3개가, 월에서는 10개가 분산이 일치한다는 귀무가설을 기각한 것으로 나타났다. 이는 외환위기 이후 전년비에 격년효과가 이전과 비교해 완화된 것으로 해석할 수 있다.²²⁾

21) 사실 본 논문의 분석은 전세가격만을 대상으로 하고 있기 때문에 신규주택건설(또는 인구이동자수)의 일부만 영향을 미치게 된다. 또한 대다수의 전세계약이 기간 만료 후에 이루어지기 보다는, 그 전 또는 그 후에 이루어지는 경우도 많아 시간이 지날수록 홀수해 짝수해의 전세계약 건수의 차이가 줄 수도 있다. 하지만 짝수해에 계약한 임대주택이 홀수해 계약으로 바뀔 수도 있지만 반대의 경우도 있기 때문에 주택임대차보호법이 짝수해 실시된 이후 전세계약이 짝수해에 이루어지는 상황이 상당기간 지속될 것으로 판단된다. 참고로 국민은행의 전세거래 동향을 통해서도 전세상황을 살펴볼 수가 있지만, 활발함-보통-한산함으로 발표되고 있어 전세거래를 수치로 파악할 수는 없다.

22) 하지만 98년 이후로 분석을 실시하였을 경우에는 분기에서 17개, 월에서 38개가 분산이 일치하지 않는 것으로 나타나고 있다. 전체기간을 대상으로 했을 경우에 비해 분기에서는 다소 격년효과가 완화되었지만, 월에서는 오히려 1개가 추가되는 결과이다.

(표 8) 전세가격 증가율의 분산 (월 데이터 이용)

구 분		전국	서울	강북	강남	부산	대구	인천	광주	대전	울산
전년비 분산 (S_A^2)	종합	52.7	92.0	89.4	98.0	54.3	57.2	126.3	9.2	64.3	24.8
	아파트	65.4	103.7	104.4	106.1	77.9	75.3	166.1	12.2	106.5	40.5
	단독	39.6	95.8	87.3	115.2	40.7	46.6	73.7	11.6	25.0	16.6
	연립	68.0	101.3	114.4	96.8	63.1	78.9	127.3	15.7	27.6	71.5
연율 분산 (S_B^2)	종합	41.5	73.7	72.4	75.8	43.7	36.1	98.8	5.1	48.4	21.9
	아파트	51.3	83.4	84.3	83.2	63.4	49.7	126.3	5.8	75.6	32.9
	단독	32.7	77.2	69.6	93.2	33.8	31.1	56.9	7.0	20.0	13.7
	연립	53.5	79.3	88.0	72.7	44.8	46.6	99.5	8.6	21.9	47.6
$\frac{S_A^2}{S_B^2}$	종합	1.27*	1.25*	1.23*	1.29*	1.24*	1.58	1.28*	1.81	1.33*	1.13*
	아파트	1.27*	1.24*	1.24*	1.27*	1.23*	1.51	1.32*	2.10	1.41	1.23*
	단독	1.21*	1.24*	1.25*	1.24*	1.20*	1.50	1.29*	1.66	1.25*	1.21*
	연립	1.27*	1.28*	1.30*	1.33*	1.41	1.69	1.28*	1.82	1.26*	1.50*

주: *는 5% 유의수준에서 귀무가설 채택을 의미 ($F_{95,95,0.05} = 1.40$)

IV. 결론

본 연구는 전세계약의 최소기간이 2년으로 바뀌면서 전세가격 시계열에 발생했다고 주장되는 격년효과를 전년비 상승률에서의 왜곡현상의 존재를 통계적으로 검증함으로써 그 가능성을 간접적으로 분석하였다. 전년비에는 서론에서 논한 계절효과와 변동성의 문제가 포함되어 있기 때문에 이 문제를 완화한 연율과 비교하여 여러 가지 분석을 시행하였다.

우선 전년비와 연율의 분산을 이용하여 둘 사이의 변동성을 비교(년·분기·월 데이터를 이용하여 각각 분석)한 결과 전년비가 연율에 비해 그 변동성이 크게 나타났다. 전년비의 경우가 분포에 있어서 얼마나 왜곡이 있는지를 년·분기·월 데이터를 통해 검증해본 결과 년 데이터와 분기·월 데이터를 이용한 결과가 다르게 나타났다. 년 데이터를 이용한 분석에서는 전년비가 분포에 있어서 왜곡현상이 없다(2집단의 분산이 같

다)는 가설이 5% 유의수준에서 채택되었지만, 분기·월 데이터를 이용한 분석에서는 대부분의 지역·유형에서 왜곡현상이 없다(2집단의 분산이 같다)는 가설이 5% 유의수준에서 기각되었다. 이는 분기·월 데이터의 전년비를 활용할 경우 전세가격변동률을 왜곡할 가능성이 크다는 것을 의미한다.

한편 짝수해와 홀수해의 변동성을 비교(전년비와 연율의 데이터를 이용하여 각각 분석)한 결과 짝수해의 변동성이 더 크게 나와 격년효과의 존재를 (간접적으로) 통계적으로 유의하게 확인할 수 있었다. 즉, 전년비와 연율에서 짝수 해와 홀수 해의 분산의 동일성을 검정한 결과 전년비의 경우가 보다 변동성이 크게 나타났으며, 변동성 문제가 없다고 판단되는 연율을 대상으로 한 분산검정에서도 귀무가설이 기각되는 지역이 나타나 격년효과의 존재를 지지하고 있다.

마지막으로 본 연구에서는 외환위기에 이후 이러한 격년효과가 약화된 것으로 분석되었다.

즉, 근년으로 올수록 격년효과는 점차 완화되고 있다. 그렇지만 월 데이터를 활용한 분석에서는 아직도 많은 지역과 유형에서 격년효과가 존재하고 있다.

상기의 실증분석결과를 바탕으로 다음과 같은 시사점을 생각할 수 있다. 우선 전세계약자가 실제 경험에 좀 더 부합하는 증가율로는 전년비보다는 연율을 활용하는 것이 바람직하고 판단된다.²³⁾ 집계방식에 문제가 없다고 하더라도 격년계약이 보편적인 전세시장의 상황에 비추어볼 때 전년비 기준으로 작성된 통계에는 변동성 문제가 포함되어 전세거래자들의 실제 체감 변화율과는 괴리가 나타나고 있는 데다가 격년효과가 포함될 가능성이 있기 때문이다.

둘째, 전세가격지수에 격년효과가 존재한다는 점을 고려하여 실증분석시 이를 고려해야 할 것이다. 특히, 외환위기 이후만을 대상으로 한 분석 결과에는 격년효과가 통계적으로 유의하다는 지역·유형이 매우 적게 나타났지만, 외환위기 이전도 분석기간에 포함되는 연구의 경우에는 격년효과를 고려해야 한다.

셋째, 3장 3절의 분석결과는 분석에 사용된 전세가격지수에 격년효과가 포함될 가능성을 지지하고 있다. 따라서 집계방식의 취지대로 통계조사가 진행되고 있는지에 대한 검토가 필요하다고 판단된다.

이상의 논의를 종합해 볼 때 결국 전세시장의 실제 상황을 보다 적절히 반영하는 지표로는 전년비보다 연율을 사용하는 것이 바람직하며, 분석자료로 활용된 전세가격지수에 격년효과가 존재한다는 점을 고려하여 자료 작성이 그 활용에

있어 주의를 하여야 한다는 것이 이 논문의 주요 시사점이라 할 수 있다.

마지막으로 본 논문의 한계점으로 다음과 같은 사항을 지적할 수 있을 것이다. 우선 연구의 분석 방법을 보다 다양하게 할 필요가 있었다. 현재의 전세계약이 대부분 2년 단위로 이루어지기 때문에 3, 4년전 대비로 분석을 하지 않았지만, 비교시점을 3년전 대비나 4년전 대비로 늘리면 변동 폭이 줄어들 가능성이 있다. 한편 격년효과가 존재한다고 할 경우 실증분석에서는 이를 어떻게 고려할 것인가에 대한 제시가 없고, 집계방식의 문제점이 무엇인지 구체적으로 지적하지 않고 있다. 이러한 한계점에 대해서는 추후의 연구과제로 삼고자 한다.

논문접수일 : 2009년 1월 13일
 심사완료일 : 2009년 2월 26일

23) 만일 최소 전세의무계약기간이 3년으로 되는 법안이 제정된다면, 연율은 2년전 대비가 아닌 3년전 대비로 바꾸어 정책지표로 활용되어야 할 것이다.

참고문헌

1. 국민은행, “월간 전국주택가격동향조사”, 2008년 6월
2. 한국은행, “알기쉬운 경제지표해설”, 2006년 7월
3. 이영훈, “통계이론과 응용”, 학현사, 2003년 9월
4. 김성식, ‘주택 전세시장 침체의 원인과 과장’, LG경제연구원, 2003년 8월
5. 임규채·기석도, ‘주택시장의 전세가격과 매매 가격간의 상호관계에 관한 연구’, 산업경제연구, 제19권 3호, 2006년 6월
6. 임재만, ‘서울지역 아파트 매매시장과 전세시장의 관계에 관한 연구’, 한국부동산연구원, 감정평가연구, 제14집 2호, 2004년
7. 조주현·임정호, ‘전세가격과 매매가격 및 월세가격간의 관계에 관한 연구’, 부동산분석학회, 부동산학연구, 제10집 2호, 2004년
8. 연합뉴스, “전세난 원인 ‘착수효과’는 98년 이후 사라졌다”, 2006년 9월 14일
9. 건설교통부, ‘최근 전세시장 동향 및 대책’, 보도자료, 2006년 9월 13일
10. 통계청, “2005 인구주택총조사”, 2006년
11. 법제처 홈페이지(www.moleg.go.kr), 주택임대차보호법 및 법령연혁
12. 부동산114 홈페이지(www.r114.co.kr), R114 시세제공원칙

부록

1. 부동산114(주)의 아파트 시세 조사 및 제공 원칙

- 1) 실거래 된 가격: 매주 정기적인 시세 조사기간에 거래 사례가 있는 가격을 시세로 합니다. 단, 최근 1주일 이내 거래 사례가 없을 경우 실제 거래가 가능한 가격대를 반영함.
- 2) 하한, 상한가 기준: 거래 조사 가격을 기준으로 최저, 최고 가격을 제공합니다. 단, 실제 거래되는 사례가 적은 최저, 최상층의 가격은 시세에서 제외하며, 거래 사례가 많은 중간층 시세를 기준으로 함.

2. 국민은행의 ‘조사방법’

- 1) 표본주택이 거래가 된 경우에는 실거래가격을, 거래가 되지 않은 경우에는 매매(임대) 사례비교법에 의하여 조사된 가격을 해당 지역 부동산중개업소에서 직접 온라인상 조사표에 입력하는 자계식 조사를 기본으로 하며, 온라인 조사가 불가능한 부동산중개업소에 한하여 조사원이 전화 또는 팩스로 조사함.
- 2) 매매(임대)사례 비교법: 다수의 거래사례를 수집하여 지역요인과 개별 제요인을 고려하여 대상부동산과 가장 유사한 사례를 선택한 후 필요에 따라 시점수정 및 사정보정을 가하여 대상 부동산의 가격을 구하는 법.
 - ① 지역요인: 위치의 유사성
 - ② 개별적 제요인: 물적 유사성
 - ③ 사정보정: 수집된 거래사례에 거래관계자

의 특수한 사정 또는 개별적인 동기가 개재되는 등의 원인으로 그 가격이 적정하지 못한 경우에는 정상적인 가격수준으로 수정

- ④ 시점수정(시간의 유사성): 매매사례 부동산의 거래시점과 대상부동산의 가격시점 사이에 시간적인 불일치가 있어서 가격수준의 변동이 있는 경우 거래사례의 가격을 가격시점의 가격으로 정상화