

## 주거이력구조를 고려한 매매가격과 전세가격의 관계\*

임재만\*\*

### The Relationship between Sales Prices and Cheonsei Prices with Housing Career Structure\*

Jae Man Lim\*\*

**요약 :** 본 연구에서는 선행연구와 달리 아파트시장에서 매매가격과 전세가격의 관계가 소비자의 생애주기에 따른 주거이력구조를 반영하는지 여부를 장기균형관계의 존부, 인과성 검증을 통해 분석했다. 전세비율이 낮은 서울 강남지역과 전세비율이 높은 대구지역을 대표적인 사례지역으로 선정하고 주거이력구조를 반영하기 위해 규모별 하위시장으로 나누어 분석했다. ADF 검증으로 시계열의 안정성을 분석한 다음 VAR 또는 VEC 모형을 적용한 결과, 서울 강남지역은 매매가격과 전세가격 사이에 장기균형관계가 존재하는 것으로 나타났으나, 대구지역은 매매가격과 전세가격 사이에 장기균형관계가 존재하지 않아 두 시장이 분리된 시장으로 나타났다. 그랜저 인과성 검증에서도 서울 강남지역에서는 주거이력구조를 반영한 그랜저 인과성이 하위시장 사이에 복잡하게 존재하나, 대구지역은 비교적 단순한 구조를 보였다. 전세비율이 높은 지역과 낮은 지역을 비교해 볼 때 전세비율의 차이는 주거이력구조의 복잡성에 영향을 미치는 것으로 보인다.

**주제어 :** 주거이력구조, 매매시장과 전세시장의 관계, 장기균형관계, 그랜저 인과성

**ABSTRACT :** This study analyzes the long-run equilibrium and Granger-causality between sale and cheonsei prices reflecting housing career of life cycle with respect to housing size, which is different from previous papers. I selected two cases with respect to the ratio of cheonsei price to sales price. One is Gangnam district of Seoul as a low ratio case, another Daegu as a high ratio case. Results from applying VAR or VEC models and Granger-causality tests are followings: First, there are long-run equilibrium between the two markets and Granger-causality in Gangnam. However, there are no long-run equilibrium between the two markets and Granger-causality in Daegu. As the comparison between high ratio region and low ratio region, the difference of ratios impacts the complexity of housing career structure.

**Key Words:** housing career, relationship between sales market and cheonsei market, long-run equilibrium, Granger causality

\* 이 논문은 2012년 6월 제3회 세종도시부동산포럼에 발표한 것을 수정·보완하여 작성한 것임.

\*\* 세종대학교 산업대학원(eMA) 부동산학과 부교수(Associate Professor, Department of Real Estate, Graduate School of Industry, Sejong University), E-mail: limjaeman@sejong.ac.kr, Tel: 02-3408-3483

## I. 서론

부동산학에서 매매가격 대비 임대가격의 비율(임대료-가격 비율)은 자본환원율(capitalization rate)로 알려져 있으며 시장을 판단하는 중요한 지표 중 하나다. 자본환원율이 적절한 수준보다 높다는 것은 부동산의 가격에 비해 임대료가 높다는 것으로 자본수익률을 논외로 하면 투자수익률이 높다는 것을 시사한다. 따라서 임대료가 떨어지든가 아니면 가격이 올라 자본환원율이 적정 수준으로 떨어질 것으로 예상할 수 있다. 반대로 자본환원율이 낮다는 것은 가격에 비해 임대료가 낮다는 것이므로 임대료가 오르거나 가격이 떨어질 것으로 예상할 수 있다. 부동산학에서 자본환원율은 주식시장에서 주가수익배율의 역수에 해당한다고 할 수 있다.

문제는 우리나라 주택시장에서 이러한 자본환원율의 적정 수준에 대해 연구하고자 할 때 대부분의 경우 임대료를 직접 관찰할 수 없다는 것이다. 임대차계약이 전세나 보증부월세 형태가 대부분이고, 보증부월세 계약에서도 보증금 규모가 월세에 비해 매우 높은 수준이기 때문이다. 우리나라에서 주택시장의 임대료-가격 비율을 연구하기보다는 전세가격-매매가격의 비율, 즉 전세비율 또는 두 시장의 관계에 대해 연구하게 된다. 또한 전세시장과 보증부월세시장, 보증부월세시장과 순수월세시장, 나아가 매매시장과 전세시장, 보증부월세시장, 순수월세시장을 통합적으로 바라보려는 연구가 진행되고 있다.

실무적으로나 학문적으로 그 동안 전세비율이 상승하면, 즉 매매가격에 비해 전세가격이 상대적으로 비싸지면 임차인들이 상대적으로 비싸진 전세계약보다는 차라리 주택을 매입할 것이므로 향후 주택가격이 오를 것으로 예측해 왔다. 주택

가격이 꾸준히 오르는 상황에서는 전세를 이용한 레버리지를 통해 주택을 매입하면 당장은 주택소유에서 아무런 실제 수입이 발생하지 않는다 해도 장기적으로 주택가격 상승에 따른 수익률이 더욱 확대되는 효과를 얻을 수 있다. 그러나 주택가격이 하락하거나 앞으로 주택가격이 상승할 것으로 기대할 수 없다면 아무리 전세비율이 상승해도 전세 수요자가 주택을 쉽게 매입하려 하지 않을 것이기 때문에 주택가격 상승으로 이어지지 않을 것이다. 이러한 상황에서 전세를 이용한 레버리지 효과를 얻을 수 없다면 기존의 전세로 임대한 주택소유자가 보증부월세나 순수월세 계약으로 전환하려는 수요가 커져, 오히려 전세공급은 줄고 전세수요는 많아져 매매가격은 하락하는 상황에서 전세가격은 상승하여 전세비율은 더욱 상승하는 현상을 보일 것이다.

선행연구는 매매시장과 전세시장이 독립적이라는 견해와 상호 의존적이거나 어느 한 시장을 다른 시장이 선도 또는 영향을 미친다는 견해가 모두 존재한다. 첫 번째 주장은 두 시장이 사회경제적으로 다른 집단으로 구성되어 있어서 수요와 공급 조건이 다르다는 것을 이유로 든다. 두 번째 주장은 소득이나 선호도의 변화로 두 시장 간 이동이 발생하며, 전세시장은 매매시장으로 옮겨가기 위한 발판의 역할을 하며, 정책 변화가 전세가격과 매매가격에 영향을 준다는 이유를 들고 있다. 전세보증금의 역할에 대한 두 가지 시각이 존재한다. 첫째는 전세보증금에서 운용이익을 직접 얻는다는 운영소득추구가설이다. 전세가격이 오르면 다른 조건이 일정할 때 전세보증금에서 발생하는 운용소득이 증가한다. 따라서 주택투자수익이 증가하므로 주택가격이 오를 것이다. 전세가격이 매매가격을 선도한다는 것이다. 전세보증금을 주택소유자가 주택투자를 위한 레버리

지로 활용한다는 레버리지추구가설에서 보면 주택가격이 상승하면 레버리지효과를 극대화하기 위해서는 전세가격이 올라야 한다. 즉 주택가격이 전세가격을 선도한다.

이 글은 우리나라 주택 매매시장과 전세시장의 관계를 분석할 목적을 지니고 있다. 그러나 이러한 논의는 주택수요에 대한 생애주기를 고려해야 한다. 일반적으로 사람은 성인이 되면서 부모 주택에서 독립하여 새로운 주택수요를 창출한다. 이 주택생애주기의 초기에서는 주로 소형주택에 대한 임차수요자로 시작하나, 자산의 축적과 가구원 수의 증가에 따라 소형주택에 대한 소유수요자가 되고(1차 주택수요자), 이후 더 큰 주택으로 이사하려는 2차, 3차 주택수요자가 된다. 따라서 매매가격과 전세가격의 직접적 관계는 1차 수요 주택에서 존재하고 2차와 3차 수요 주택에서는 간접적으로 나타날 것이다. 그리고 1차와 2차, 3차 수요 주택 사이에는 매매가격 사이에 직접적인 관계가 존재할 것이다. 결국 전세시장과 매매시장의 관계가 주택시장 전체에서 모두 나타나는지, 규모별 하위시장에 따라 달리 나타나는지 살펴보려는 것이 이 연구의 목적이다.

이 연구는 다음 장에서 매매시장과 전세시장의 관계에 관한 선행연구를 살펴보고, 3장에서는 연구모형을 설정하고 연구자료를 설명한다. 연구모형에서는 두 시장의 관계를 설명할 수 있는 잠정적인 모형으로 하위시장 간 관계를 고려한 모형을 검토한다. 분석 대상은 전국 광역시 중에서 전세비율이 낮은 지역과 전세비율이 높은 지역을 선정하여 비교한다. 관련 시장 사이의 장기적인 균형관계가 존재하는지 공적분 검정을 통해 살펴보고, VAR(Vector Autoregression) 모형이나 VEC(Vector Error Correction) 모형을 추정하여 두 시장 사이의 관계와 그랜저 인과성을 살펴본

다. 마지막으로 연구결과를 요약한다.

## II. 선행연구 검토

관련 선행연구는 매매시장과 전세시장의 관계에 관한 연구와 주거이력에 관한 연구로 나누어 살펴본다. 먼저 매매시장과 전세시장에 관한 연구는 거시경제변수와 전세비율의 관계, 개별주택의 전세비율에 영향을 미치는 요인, 그리고 전세시장과 매매시장의 관계에 관한 연구로 나누어 볼 수 있다. 거시적 연구에서는 주택시장의 균형조건을 도출하고 이 균형조건을 만족하기 위한 조건에서 거시경제변수를 선정하여 전세비율과 거시경제변수의 관계를 살펴본다. 미시적 연구에서는 주택의 물리적 요인, 입지적 요인, 권역과 시점의 요인이 전세비율에 미치는 영향을 살펴본다. 전세시장과 매매시장의 관계는 두 시장의 단기 또는 장기적 관계를 분석한다. 그러나 이들 선행연구는 주로 전국 또는 서울시나 광역시의 주택종합시장이나 아파트시장 자료를 활용하면서, 주택 수요의 생애주기에 따른 주거이력구조(housing career structure)를 간과하고 전체 시장의 부분적인 균형만 분석대상으로 하고 있는 한계를 보이고 있다. 따라서 주거이력에 관한 선행연구도 간략하게 살펴본다.

### 1. 전세가/매매가 비율

전세가/매매가 비율에 관한 연구는 주로 거시적 관점에서 이루어졌고, 미시적 연구는 본 연구와 관련이 적으므로 거시경제변수와 전세비율에 관한 연구를 중심으로 살펴본다.<sup>1)</sup>

김정호·이명재(1989)는 주택보유에 따른 수익과 기회비용이 같을 때 주택시장이 균형을 이

룬다고 가정하고, 전세비율과 주택가격상승률 간에 상충관계가 존재함을 실증적으로 보였으며, 아파트 규모와 8학군은 가격상승률과 정의 관계를 보이고 있음을 밝혔다. 즉 전세비율은 가격상승률과 음의 관계에 있으며, 가격상승률과 정의 관계에 있는 아파트 규모나 8학군은 전세비율에 음의 관계에 있다는 것이다.

임윤성(1996)은 전통적인 재정조건을 가정하면 전세비율은 실질 이자율에서 실질 주택가격상승률을 뺀 값이 되어야 하나, 이 조건은 인플레이션이 심할 경우 전세가격이 음의 가격을 갖는 문제점이 있다고 비판한다. 유동성 제약과 주택의 불가분성을 고려한 생애주기모형에 따르면 전세비율은 전세수요와 주택수요, 매매가격상승률과 전세가격상승률, 이자율의 영향을 받는다는 재정조건을 도출했다.

김종일 외(1998)는 기대매매가격상승률, 매매가격상승률의 분산, 다른 자산 투자의 기대수익률, 유동성 제약에 걸린 가계의 비중, 이자율의 함수로 전세비율 균형조건을 도출했다. 균형 전세비율은 기대매매가격상승률이 증가하면 상승하고, 매매가격상승률의 분산이 증가하면 하락한다. 또한 주식투자의 기대수익률이 증가하거나 유동성 제약에 걸린 가계의 비중이 증가하면 전세비율이 상승하는 것으로 예상되나, 이자율의 영향은 확실하지 않다. 그러나 실증분석에서는 전세비율을 기대매매가격상승률과 채권이자율에 대해서만 회귀함으로써 전세비율 균형조건을 충분히 검정하지 못했으며, 지역별 차이나 시점별 변동을 고려하지 않았다.

이용만(2000)에 따르면 칼만필터링을 이용해 전세비율을 추세부분과 순환부분으로 분해한 뒤 추세부분이 전세비율의 대부분을 설명하며, 순환부분은 주택매매가격지수 전기 대비 증가율과 매우 유사한 모습을 보이거나 전세비율이 동일 시점 및 3개월 전 시점의 주택매매가격지수 전기 대비 증가율과 상관관계가 높게 나타났다.

홍기석(2009)은 주택소비에 관한 최적조건에 의하면 주택의 임대가격/매매가격 비율은 임대료 위험과 가격 위험의 상대적 크기에 따라 결정될 것으로 예상한다. 주택소유자는 임대료 위험에는 노출되지 않으나 가격 위험에, 주택임차인은 가격 위험에는 노출되지 않으나 임대료 위험에 그대로 노출된다. 따라서 임대가격/매매가격 비율은 임대료 위험이 높을수록 낮아지며 가격 위험이 높을수록 높아진다는 것이다. 그러나 임대료 위험이나 가격 위험을 시계열자료에서 구하다보니 횡단면 연구에 그쳐 시간에 따른 변동을 고려하지 못한 한계를 지니고 있다.

Gallin(2008)은 임대료-가격 비율이 주택가격과 임대료 예측에 도움이 되는지 분석한 결과, 임대료 예측력은 약하나 가격 예측력은 높으므로 이 비율을 주택시장에서 평가지표로 활용할 수 있다고 주장한다. Campbell et al.(2009)은 주택의 1기간 수익률에 대한 정의에서 임대료-가격 비율이 미래 주택서비스 유량과 주택자산에 대한 미래 기대수익의 현재가치와 같아야 함을 보여준다. 주택자산에 대한 미래 기대수익은 미래 기대 무위험수익률과 주택에 지불한 실질 무위험수익률을 초과하는 미래 기대프리미엄의 합이다. 실

1) 이재범·고석찬(2009)은 서울시 아파트시장에서 가구 수 증가율, 대학진학률, 공원면적, 도서관 좌석수, 사업체수, 총세대수, 경과년수, 층수, 전용면적, 욕실 수, 하위시장 터미, 시점 터미가 전세비율에 통계적으로 유의적인 영향을 미치는 요인이라고 보고했다. 임재현·정승영(2010)에서는 서울시 주상복합아파트시장에서 권역터미, 주택규모, 경과년수, 방수, 세대수, 현관구조, 난방방식, 층수, 브랜드가 전세비율에 대해 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

증분석 결과 주택에 대한 미래 기대 프리미엄의 변동이 임대료-가격 비율의 변동성의 주된 원천이며, 세 가지 임대료-가격 비율의 변동성 원천 사이의 공분산때문에 임대료-가격 비율의 총 변동이 완화된 것으로 나타났다.

## 2. 매매시장과 전세시장의 관계

이광택(1996)은 두 시장 사이에 쌍방향으로 인과관계가 존재한다고 했으나, 임재만(2004)과 임정호(2006)는 매매가격이 전세가격에 영향을 미친다고 보고했다. 그러나 황두현(1991), 이용만·이상한(2004), 박동국·천인호(2007)는 반대로 전세가격이 매매가격에 영향을 미친다는 결과를 제시했다. 한편, 김정호·이명재(1989), 손재영(2000)은 두 시장 사이에 인과성은 있으나 강한 관련성은 없다고 했다.

임규채·기석도(2006)와 박동국·천인호(2007), 문규현(2010)은 두 변수 간 장기균형관계가 성립하지 않는다고 했으나, 임상수(2011)는 추세항을 포함할 경우 장기균형관계가 존재한다고 주장한다. 한동근(2010)은 재정방정식 모형을 활용해 임대료-주택가격 비율은 이자율과 정(+)의 관계, 기대자본이득과 부(-)의 관계를 보이며, 임대료-가격 비율은 가까운 장래의 임대료 변화에 영향을 주나 주택가격 변화에 미치는 영향은 없거나 미미하다는 실증결과를 제시한다. 심성훈(2011)은 자기회귀차분포모형을 이용해 매매가격 대비 전세가격의 비율은 이자율, 기대자본이득 상승률과 장기적인 공적분 관계에 있음을 밝혔다.

## 3. 주거이력에 관한 연구

Kendig(1990)는 주거이력을 개인이 생애주기 동안 점유한 거주지의 연속으로 정의하고 고용상태, 가구구성원과 결혼여부와 주거이력의 관계를 분석했다. Clark et al.(2003)의 주거이력에 관한 선행연구에서 주택의 규모나 품질, 가격 등의 관점에서 대부분의 주거이력에는 상향 이동 추세가 존재한다고 분석했다. 여기서 입차에서 소유로 이동이 중요하다는 것이다. 그리고 많은 가구에서 주거이력의 최종 종착점은 주택소유라고 한다. 또한 생애주기의 단계, 소득 수준과 성장의 관점에서 가구의 다양한 유형 간 관찰된 주거이력의 유형은 매우 다양하다. 다양한 주거이력은 지역 간 주택 거래회전을, 가격 수준과 소유 입차 비율 간 차이가 반영된다.

최열 외(2010)는 부산시에 거주하는 만 40세 이상 성인 남녀를 대상으로 결혼 이후 최초 주거부터 이사를 하면서 현재까지 주거이력을 설문을 통해 조사했다. 결혼 당시에는 20평형 미만 응답자가 48%, 20평형대가 39%였지만 이사를 거치면서 20평형대 미만은 감소하고 20평형대와 30평형대 비중이 증가하고 네 번째 이사한 현재에는 30평형대 46%, 20평형대 27%, 40평형대 14%로 비중이 변하면서 20평형대 미만은 4%로 줄었다고 보고했다. 울산시의 특정 아파트 단지 거주자를 대상으로 조사한 양세화·김묘정(2011)도 이사하면서 자가가구 81%, 임차가구 91%가 주택면적이 증가했다고 응답했으며, 향후 주거이동시 자가가구 67%, 임차가구 66%가 주택면적을 늘릴 계획이라고 응답했다. 이러한 국내 연구를 통해 우리나라의 주거이력구조도 주택규모 면에서 증가추세를 보이는 것으로 판단할 수 있다.

### Ⅲ. 연구모형과 자료

#### 1. 연구모형

이 연구에서는 임차주택과 소유주택, 주택규모에 따른 다양한 주거이력을 고려하여 매매가격과 전세가격의 관계를 분석하기 위한 네 가지 모형을 설정한다.<sup>2)</sup> 선행연구에서 매매시장과 전세시장 사이에는 일방 또는 쌍방의 인과관계가 존재하는 것으로 나타났지만, 현재가치모형에 따르면 전세가격이 매매가격에 영향을 미치는 것으로 볼 수 있으므로, 이 연구에서는 전세가격이 매매가격에 영향을 미치는 것으로 보고 모형을 설정한다. 그러나 매매가격과 전세가격 사이의 이론적 인과관계가 명확하지 않으므로 실증분석은 VAR 또는 VEC 모형을 적용한다.

모형 1에서는 전세 시장에서 전세가격과 매매가격 사이에 동일한 관계가 존재한다고 가정한다. 기존 매매시장과 전세시장의 관계에 관한 선행연구에서 가정한 모형이다. 즉 규모별 하위시장의 존재를 고려하지 않고 통합적으로 전세가격과 매매가격 사이에 직접적인 관련이 있다고 가정한 것이다. 여기서  $p$ 는 매매가격,  $c$ 는 전세가격이다.

〈모형 1〉 하위시장 통합모형

$$p_t = \alpha + \beta c_t + \epsilon_t$$

모형 2는 각 하위시장 마다 전세가격과 매매가격 사이에 직접 관련이 있다고 가정한다. 가구의 주거이력에서 최종 목적지를 주택소유로 본다면

소비하고자 하는 면적 규모를 결정하고 충분한 자본이 축적되기까지는 전세로 거주할 것이라고 가정할 수 있다. 아래에서 아래첨자  $l$ 은 대형 주택,  $m$ 은 중형 주택,  $s$ 는 소형 주택을 의미한다.

〈모형 2〉 하위시장별 분리모형

$$p_{s,t} = \alpha_s + \beta_s c_{s,t} + \epsilon_{s,t}$$

$$p_{m,t} = \alpha_m + \beta_m c_{m,t} + \epsilon_{m,t}$$

$$p_{l,t} = \alpha_l + \beta_l c_{l,t} + \epsilon_{l,t}$$

모형 3은 상향적 주거이력모형이다. 주택시장에서 주택소비는 가구의 생애주기에 따른 소비패턴을 반영한다. 대부분의 젊은 가구주는 소형주택 임차를 선택한다. 이들이 나이를 먹으면서 결혼하고 자녀가 생기고 소득이 증가하면서 더 큰 주택을 찾게 되고 더 큰 주택을 소유하기에 이른다. 이러한 주거이력구조는 소형주택의 임대료 변동이 소형주택의 매매가격에 직접적인 영향을 미치고, 중형 및 대형주택의 가격에는 간접적인 영향을 미칠 수 있음을 시사한다. 결국 소형주택의 전세가격은 대형주택의 매매가격과 간접적인 관련이 있다고 가정한다.<sup>3)</sup>

〈모형 3〉 상향 주거이력모형

$$p_{s,t} = \alpha_s + \beta_s c_{s,t} + \epsilon_{s,t}$$

$$p_{m,t} = \alpha_m + \beta_m p_{s,t} + \epsilon_{m,t}$$

$$p_{l,t} = \alpha_l + \beta_l p_{m,t} + \epsilon_{l,t}$$

$$\Rightarrow p_{l,t} = \alpha + \beta c_{s,t} + e_t$$

모형 4는 상향적 주거이력모형과 하위시장별

2) Borgersen et al.(2011)은 네 가지 모형 중 모형 1, 2, 3과 유사한 모형을 제시하고 있다.

3) 여기서 간접적인 관련성은 소형주택 전세가격이 소형주택 매매가격과 중형주택 매매가격을 통해 대형주택 매매가격과 관련이 있다는 것을 의미한다.

분리모형을 통합한 모형으로 상향적 주거이력모형과 같이 소형주택시장에서는 매매가격이 전세가격과 직접 관련이 있다고 가정한다. 상향적 주거이력모형은 중형주택 매매가격은 소형주택 매매가격과, 그리고 대형주택 매매가격은 중형주택 매매가격과 직접 관련이 있다고 가정하나, 여기서는 이외에도 중형주택 전세가격은 중형주택 매매가격에, 그리고 대형주택 전세가격은 대형주택 매매가격에도 영향을 미칠 수 있음을 추가로 고려한다. 결국 소형, 중형, 대형 전세가격이 대형주택 매매가격과 간접적인 관련이 있다.

〈모형 4〉 하위시장별 분리-연계모형

$$p_{s,t} = \alpha_s + \beta_s c_{s,t} + \epsilon_{s,t}$$

$$p_{m,t} = \alpha_m + \beta_m c_{m,t} + \gamma_m p_{s,t} + \epsilon_{m,t}$$

$$p_{l,t} = \alpha_l + \beta_l c_{l,t} + \gamma_l p_{m,t} + \epsilon_{l,t}$$

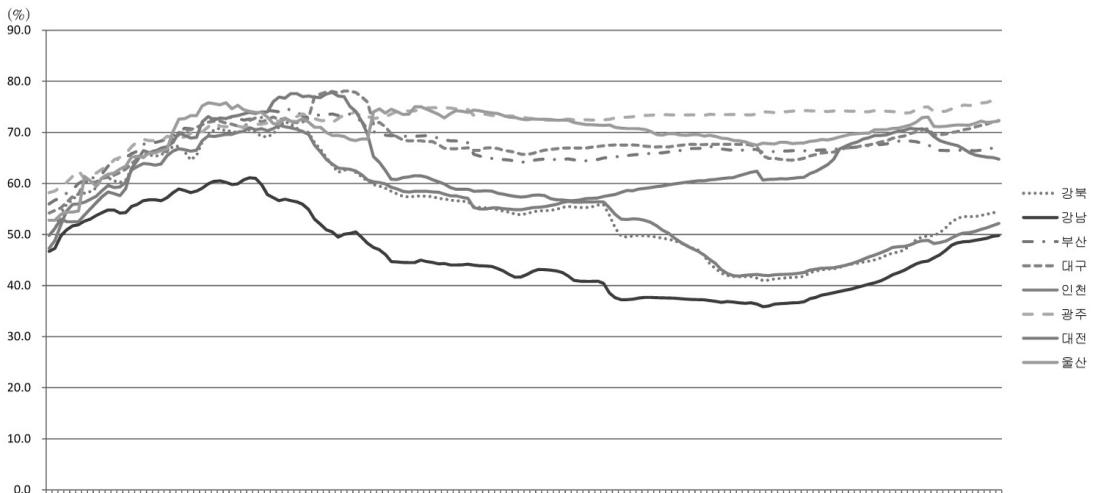
$$\Rightarrow p_{l,t} = \alpha + \beta_1 c_{l,t} + \beta_2 c_{m,t} + \beta_3 c_{s,t} + e_t$$

2. 연구방법과 자료

앞에서 살펴본 각 모형에서 하위시장 사이에 장

기균형관계가 존재하는지 살펴보는 것이 이 논문의 핵심 목적이다. 따라서 공적분 검정(Cointegration Test)을 통해 하위시장 간 장기균형관계 존재 여부를 검정한다. 공적분 검정에 앞서 시계열 자료의 안정성을 단위근 검정(Unit Root Test)을 통해 알아본다. 만약 불안정 시계열 자료이나 공적분 관계가 존재하지 않으면 안정화 시계열에 대해 VAR 모형을 적용하고, 공적분 관계가 존재하면 불안정 시계열에 대해 VEC 모형을 추정한다. 마지막으로 전세가격과 매매가격 사이의 그랜저 인과성 검정(Granger Causality Test)을 통해 두 가격 사이의 선행/후행성 관계를 파악한다.

연구 자료는 국민은행에서 매월 발표하는 아파트 매매가격과 전세가격지수를 사용한다. 이 가격지수 중 규모별(소형, 중형, 대형) 지수는 2007년 12월부터 각 지역별로 발표되고 있다. 〈그림 1〉의 광역시별 전세비율 추이를 보면 1998년 12월에는 강남 47%, 광주 58%로 큰 차이를 보이지 않으면서 2002년까지 상향추세를 보였다. 그러나 2002년 이후 강남, 강북, 인천은 50% 대로 하락한 뒤 안정적인 추세를 보였고, 대전은 하향 추세를 보



〈그림 1〉 광역시별 전세비율 추이(1998.12~2012.5)

〈표 1〉 기술통계량(1차 차분 자료)

			Mean	STD	Min	Max
매 매 가 격	강남	소형	0.0011	0.0060	-0.0165	0.0110
		중형	-0.0005	0.0050	-0.0185	0.0129
		대형	-0.0020	0.0059	-0.0284	0.0096
	대구	소형	0.0041	0.0077	-0.0010	0.0199
		중형	0.0023	0.0061	-0.0125	0.0163
		대형	-0.0001	0.0040	-0.0118	0.0075
전 세 가 격	강남	소형	0.0059	0.0084	-0.0110	0.0353
		중형	0.0053	0.0103	-0.0307	0.0307
		대형	0.0036	0.0098	-0.0423	0.0211
	대구	소형	0.0051	0.0089	-0.0176	0.0238
		중형	0.0045	0.0091	-0.0176	0.0180
		대형	0.0024	0.0075	-0.0188	0.0188

이다 상향 추세로 전환됐으며, 기타 광역시는 상향 추세를 보이다 계속 높은 수준을 유지하고 있다. 결국 강남, 강북, 인천 등 수도권 지역은 전세비율이 낮은 수준이며, 비수도권의 광역시는 높은 수준을 보이고 있다. 전세비율 수준으로만 보면 마치 두 지역은 서로 다른 지역인 것처럼 여겨진다.<sup>4)</sup>

이 논문에서는 전세비율이 낮은 서울 강남지역과 전세비율이 높은 대구지역을 선정한다. 여기서 원자료는 가격지수에 자연로그를 취한 시계열 자료를 말하며, 1차 차분자료는 원자료를 1차 차분하여 가격지수의 변동률을 의미하는 자료를 말한다.

〈표 1〉을 보면 강남지역은 중형과 대형은 모두 매매가격이 하락했지만 소형은 상승했으며, 대구는 대형만 하락하고 소형과 중형은 상승했다. 전세가격은 두 지역 모두 모든 규모에서 상승했다. 두 지역 다 매매가격과 전세가격 모두 소형이 가장 많이 상승했고, 중형, 대형의 순으로 상승했다.

#### IV. 실증분석 결과

##### 1. 연구모형의 검정

전세가격과 매매가격의 장기 균형관계의 존재 여부를 검정하기 전에 자료의 안정성 여부를 검정하기 위해 Augmented Dickey-Fuller(ADF) 검정을 실시한다. 단위근 검정은 상수항과 추세항이 없는 경우, 상수항만 있는 경우, 그리고 상수항과 추세항이 모두 있는 경우를 고려했다. 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하면 불안정적인 시계열이라고 볼 수 있다. 가격지수에 단위근이 존재한다는 것은 가격지수에 확률적 추세가 존재하며, 외부 충격에 대한 시장의 반응이 영구적이라는 것을 의미한다(박헌수·김태경, 2008).

〈표 2〉는 ADF 검정 결과를 보여준다. 강남은 매매가격과 전세가격 모두 원자료에 대한 단위근

4) 이러한 현상은 DTL나 LTV 규제와 같은 주택정책의 지역별 차이 때문으로 볼 수도 있다. 이 연구의 목적이 전세비율의 지역적 차이의 원인을 규명하는 것이 아니기 때문에 향후 연구과제로 남긴다.

<표 2> Augmented Dickey-Fuller 단위근 검정

구분			no constant ( $\gamma$ )	constant		constant + trend		
				$\gamma$	$\delta$	$\gamma$	$\beta$	
원 자료	매매 가격	강남	소형	0.43	-2.91*	0.34***	-3.13	0.00
			중형	-0.42	-2.92**	0.47***	-2.96	-0.00
			대형	-1.04	-1.77	0.16*	-3.31*	-0.00***
		종합	-0.90	-5.03***	0.62***	-2.39	-0.00***	
		대구	소형	1.06	-0.52	0.02	-1.48	0.00**
			중형	0.99	-0.38	0.02	-1.03	0.00***
	대형		0.56	-1.51	0.10	-1.54	0.00*	
	전세 가격	강남	소형	2.00	-0.05	0.00	-2.29	0.00**
			중형	1.77	-0.48	0.02	-2.65	0.00**
			대형	0.91	-0.73	0.04	-2.68	0.00**
		대구	소형	1.38	0.70	-0.03	-1.13	0.00***
			중형	1.21	-0.12	0.01	-1.43	0.00**
대형			0.77	-0.59	0.03	-1.27	0.00**	
종합	소형	1.20	-0.06	0.00	-1.41	0.00**		
	중형	1.20	-0.06	0.00	-1.41	0.00**		
	대형	1.20	-0.06	0.00	-1.41	0.00**		
	종합	1.20	-0.06	0.00	-1.41	0.00**		
	종합	1.20	-0.06	0.00	-1.41	0.00**		
	종합	1.20	-0.06	0.00	-1.41	0.00**		
1 차 차분 자료	매매 가격	강남	소형	-3.04***	-3.05**	0.00	-3.19*	-0.00
			중형	-2.97***	-2.97**	-0.00	-2.98	-0.00
			대형	-2.61**	-2.80*	-0.00	-2.78	-0.00
		종합	-6.03***	-6.08***	-0.00	-7.03***	-0.00**	
		대구	소형	-1.37	-1.71	0.00	-2.38	0.00
			중형	-1.54	-1.79	0.00	-2.87	0.00**
	대형		-2.17**	-2.14	0.00	-3.87**	0.00**	
	종합	-1.26	-1.56	0.00	-2.29	0.00		
	전세 가격	강남	소형	-2.81***	-3.52**	0.00*	-3.53**	0.00
			중형	-2.60**	-2.96**	0.00	-2.94	0.00
			대형	-2.56**	-2.72*	0.00	-2.74	0.00
		종합	-3.34***	-4.03***	0.00***	-4.23***	0.00	
대구		소형	-1.75*	-2.21	0.00	-3.49*	0.00**	
		중형	-1.56	-1.94	0.00	-2.63	0.00*	
	대형	-2.02**	-2.16	0.00	-3.33*	0.00**		
종합	-1.43	-1.83	0.00	-2.65	0.00*			

$$\Delta Y_t = \delta + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \sum \alpha(p) \Delta Y_{t-p} + \epsilon_t$$

( $\delta$ 는 drift,  $\beta t$ 는 time trend,  $\gamma$ 는 AR 계수)

$$H_0 : \gamma = 0$$

\*\*\*, \*\*, \*: 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 통계적으로 유의함.

검정 결과 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하지만, 1차 차분자료에서는 귀무가설이 기각된다. 그러나 대구는 원자료나 1차 차분자료 모두 매매가격과 전세가격에서 대형을 예외로 하고는 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하고 있다. 강남에서 원자료는 불안정적, 1차 차분자료는 안정적이라고 볼 수 있으나, 대구에서는 원자료는 모두 불안정적이며 1차 차분자료는 대형주택 이외에 소형과 중형 주택, 그리고 전체 시장 자료도 불안정적이라고 볼 수 있다. 여기에서 보고하지는 않았지만 대구에서 2차 차분한 자료는 모두 단위근이 존재한다는 귀무가설이 유의수준 1%에서 기각된다.

공적분 검정은 개별적으로 불안정적인 시계열 자료 사이에 선형결합 함수가 안정적이라면 차분 시계열과 오차항으로 표현되는 수준시계열을 동

시에 고려함으로써 장기균형관계가 존재하는지 검정할 수 있는 방법이다. 원시계열이 불안정적이거나 차분시계열이 안정적인 전세가격과 매매가격 시계열 사이의 공적분 검정을 통해 두 시계열 자료 사이에 장기균형관계가 존재하는지 검정한다.

연구모형별 시계열 자료 사이의 장기균형관계의 존재 여부를 검정하기 위해 Johansen 공적분 검정을 실시한다. 공적분 rank에 대한 Trace 통계량( $\lambda_{trace}$ )과 Maximum eigenvalue 통계량( $\lambda_{max}$ )을 구하고, p-value에 의해 통계적 유의성을 검정한다. <표 3>은 공적분 검정 결과를 보여주고 있다.

강남지역은 대체로 전세가격과 매매가격 사이의 공적분관계가 모형 1에서 존재하는 것으로 나타났다. 다만 소형주택에서는 그러한 관계가 없는 것으로 나타났다. 이는 소형주택의 전세가격

<표 3> 공적분 검정(원자료)

구분			강남(lag interval: 1, 2)				대구(lag interval: 1, 2)			
검정통계량	규모	$H_0$	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
$\lambda_{trace}$	소형	$r = 0$	29.93***	13.07	13.07	13.07	5.21	6.74	6.74	6.74
		$r = 1$		0.15	0.15	0.15		0.00	0.00	0.00
	중형	$r = 0$		23.05***	11.13	31.78**		7.24	7.53	43.81
		$r = 1$		8.25***	0.47	10.65		0.52	1.82	25.52
	대형	$r = 0$		27.45***	11.43	32.02**		10.48	9.65	48.44**
		$r = 1$		5.92**	1.36	9.76		2.99*	0.00	24.78
$\lambda_{max}$	소형	$r = 0$	29.93***	12.92*	12.92*	12.92*	4.95	6.74	6.74	6.74
		$r = 1$		0.15	0.15	0.15		0.00	0.00	0.00
	중형	$r = 0$		14.80*	10.66	21.13*		6.72	5.71	19.29
		$r = 1$		8.25***	0.47	10.57		0.52	1.82	13.73
	대형	$r = 0$		21.54***	10.07	22.26**		7.49	9.65	23.66
		$r = 1$		5.92**	1.36	9.33		2.99*	0.00	18.18

\*\*\*, \*\*, \*: 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 통계적으로 유의함.

이 오른다고 매매가격이 이에 반응하거나 또는 매매가격의 변동에 전세가격이 반응하는 시장이 아닌 독립적인 시장이라는 것을 의미한다. 전세가격과 매매가격 사이에 공적분 관계가 존재한다는 것은 예상치 못한 충격으로 장기균형관계에서 일시적으로 이탈이 발생하더라도 오래 지속되지 않고 다시 원래의 장기균형관계를 회복한다는 것을 의미한다. 소형주택의 전세가격이 올라 약간의 추가 자금만 동원하면 소형주택을 소유할 수 있다고 하더라도 소형주택을 소유하려는 수요로 전환되지 않는다는 것을 말한다. 이들 전세거주자들은 자산을 더 축적하여 최소한 중형주택 이상을 전세 임차하거나 소유하기를 희망하는 것으로 예상할 수 있다.

대구지역은 모형 4의 대형 하위시장에서만 장기균형관계가 존재하는 것으로 나타났고, 다른 모형에서 공적분관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 대구지역에서는 각 하위시장 사이에 장기적인 균형관계가 존재하지 않는다고 볼 수 있다. 어떤 변수에 가해진 무작위적 외부 충격이 소멸되지 않기 때문에 장기균형관계가 존재하지 않는 것으로 볼 수 있다. 대구지역의 아파트시장은 전세시장은 물론 소형과 중형 매매시장 사이에 장기적인 균형관계가 존재하지 않고, 대형 매매시장과 다른 하위시장 사이에만 장기 균형관계가 존재한다는 것이다.

## 2. 하위시장 간 관계 추정

각 모형별 관계식에 대한 개별적 추정보다는 다변량 시계열 모형을 추정하여 전세가격과 매매

가격의 하위시장별 관계를 살펴보기로 한다.<sup>5)</sup> 어떤 변수들이 다른 변수에 대해 외생 변수로 작용하는지 확인할 수 없을 때, 일반적인 회귀분석에 서와 같이 이들 변수 중 어떤 변수가 원인변수이고 어떤 변수가 결과변수인지 명확하게 설정하기 어렵게 된다. 따라서 이 변수들을 대칭적으로 내생변수로 다룰 필요가 있는데, 이러한 분석방법을 VAR 모형이라고 한다. VAR 모형은 내생변수가 안정적인 과정이라고 가정한다. 불안정 시계열이라면 차분 등의 방법을 통해 시계열을 안정화해야 한다. 2 변수 VAR(1) 시스템은 다음과 같이 축약형(reduced form)으로 표현할 수 있다. 여기서  $x_t$ ,  $y_t$ 는 상호 피드백 효과를 가지며, 동시적으로 결정되는 내생변수다.

$$\begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \psi_{11} & \psi_{12} \\ \psi_{21} & \psi_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{x,t} \\ \epsilon_{y,t} \end{bmatrix}$$

장기균형관계에서 외부 충격 등으로 오차가 발생하면 다시 그 오차를 수정하여 장기균형관계를 회복하려는 경향을 보일 것이다. 이러한 오차수정경향을 표현하기 위한 모형이 VEC 모형이다. 2 변수 VEC(1)는 다음과 같이 표현할 수 있다. 다음 식에서 우변 첫째 항의  $x_{t-1} + \delta y_{t-1} + \mu$ 은  $e_{t-1}$ 으로 두 변수 사이의 장기 균형식에서 오차항에 해당한다.<sup>6)</sup>

$$\begin{bmatrix} \Delta x_t \\ \Delta y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \end{bmatrix} (x_{t-1} + \delta y_{t-1} + \mu) + \begin{bmatrix} \psi_{11} & \psi_{12} \\ \psi_{21} & \psi_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta x_{t-1} \\ \Delta y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{x,t} \\ \epsilon_{y,t} \end{bmatrix}$$

5) 변수 투입순서가 추정결과에 영향을 미치나 여기서는 분석하지 않았다.

6) Schwarz information criterion으로 장기 균형식에 상수항이 포함된 경우를 선택했다. 이 상수항은  $x_t$ 와  $y_t$ 의 선형결합의 평균을 의미한다.

1) 서울 강남지역: VEC 모형

강남지역의 원자료는 단위근을 갖는 불안정 시계열이나 1차 차분자료는 안정시계열이다. 전세가격과 매매가격 사이에는 공적분 관계가 존재하고 있다. 따라서 강남지역의 하위시장 사이의 매매가격과 전세가격의 관계를 VEC 모형으로 추

정해 보기로 한다.

<표 4>의 모형 1 추정 결과를 보면 매매가격이 종속변수일 때 불균형오차의 조정계수  $\alpha_1$ 은 -0.2253, 종속변수가 전세가격일 때 불균형오차의 조정계수는 -0.1309로 모두 통계적으로 유의하다. 즉 강남지역에서 전세가격이 오르면 매매

<표 4> VEC 모형 추정 및 Granger 인과성 검정(서울 강남)

		$p_l$	$p_m$	$p_s$	$c_l$	$c_m$	$c_s$
모형1: VEC (2)	$e_{t-1}$	$p + 0.1143c - 5.1278, (4.53)$					
	$\alpha_i$	-0.2253		(7.33)	-0.1309		(2.21)
	$\Delta p_{t-1}$	0.0059		(3.98)	-0.3617		(1.47)
	$\Delta c_{t-1}$	0.0463		(0.59)	1.0062		(6.62)
	$\Delta c_{t-2}$	0.0273		(0.35)	-0.3634		(2.42)
인과성 검정( $\chi^2$ )		1.1514			2.2146		
강남 모형 2-4: VEC (1)	$e_{t-1}$	$p_l + 1.8730p_m - 1.5878p_s - 1.4552c_l - 0.0685c_m + 1.6404c_s - 6.4553, (2.94), (4.14), (4.20), (0.15), (3.41)$					
	$\alpha_i$	-0.0519 (1.14)	-0.0622 (1.78)	-0.0122 (0.25)	-0.0431 (0.57)	-0.1611 (2.14)	-0.0898 (1.26)
	$\Delta p_{l,t-1}$	1.3244 (260)	1.2228 (3.14)	0.9291 (1.71)	1.8533 (2.20)	2.2289 (2.65)	1.8750 (2.36)
	$\Delta p_{m,t-1}$	-1.2233 (1.90)	-1.4000 (2.85)	-1.3661 (2.00)	1.9127 (1.80)	3.2093 (3.03)	-2.2974 (2.29)
	$\Delta p_{s,t-1}$	0.4563 (1.62)	0.6311 (2.94)	1.0626 (3.56)	0.1448 (0.31)	0.6436 (1.39)	0.3388 (0.76)
	$\Delta c_{l,t-1}$	-0.1899 (0.72)	-0.1493 (0.75)	-0.1412 (0.51)	-0.0583 (0.13)	-0.0196 (0.04)	-0.1370 (0.34)
	$\Delta c_{m,t-1}$	0.4524 (1.84)	0.3699 (1.97)	0.4703 (1.80)	0.8907 (2.20)	0.9345 (2.31)	0.4934 (1.29)
$\Delta c_{s,t-1}$	-0.3563 (1.72)	-0.2960 (1.87)	-0.5341 (2.42)	-0.4256 (1.24)	-0.3641 (1.07)	0.1188 (0.37)	
인과성 검정 ( $\chi^2$ )	$p_l$	-	9.8635***	2.9407*	4.8598**	7.0488***	5.5816**
	$p_m$	3.6078*	-	3.9852**	3.2444*	9.1598***	5.2526**
	$p_s$		8.6630***	-			
	$c_l$				-		
	$c_m$	3.4000*	3.8995**	3.2550*	4.8484**	-	
	$c_s$	2.9512*	3.4937*	5.8742***			-

\*\*\*, \*\*, \*: 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 통계적으로 유의함.

가격이 내리고, 매매가격이 오르면 전세가격이 내리는 상호 반대 방향으로 움직이는 경향이 있음을 알 수 있다.

규모별 매매가격과 전세가격을 모두 투입한 모형의 추정결과는 불균형오차에 대한 조정계수가 모두 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 종합지수에서는 불균형오차 조정계수가 유의하게 나타난 것과 대조를 이루고 있다. 이 추정결과 중 중형주택 매매가격이 종속변수인 경우를 보면, 전기의 대형주택과 소형주택 매매가격의 변동에는 정의 영향을, 중형주택 매매가격의 변동에는 부의 영향을 받는 것으로 나타났다. 그러나 전기 전세가격의 변동에는 영향을 받지 않는 것으로 나타났다.<sup>7)</sup> 중형과 소형주택은 각각 전기 중형주택 매매가격의 변동과 소형주택 매매가격의 변동에 정의 영향을 받는 것으로 나타났다.

## 2) 대구지역: VAR 모형

대구지역은 원자료와 1차 차분자료는 불안정적이며, 2차 차분자료는 안정적이다. 전세가격과 매매가격 사이에 공적분 관계가 존재하지 않는다. 따라서 VAR 모형의 추정을 통해 하위시장 사이의 상호관계를 확인한다. VAR 모형은 내생변수가 안정적이라고 가정하기 때문에 불안정 시계열을 차분하여 안정 시계열을 사용해야 하나, 모수 추정보다는 변수 사이의 관계를 보려는 목적이므로 Sims(1980)에 따라 불안정 시계열을 그대로 사용한다.

<표 5>의 모형 1 추정 결과를 보면, 매매가격은  $t-1$ 기와  $t-2$ 의 매매가격의 영향을 받지만

전세가격의 영향은 받지 않는 것으로 나타났다. 마찬가지로 전세가격도  $t-1$ 기와  $t-2$ 의 전세가격의 영향을 받지만 매매가격의 영향은 받지 않는 것으로 나타났다.

규모별 매매가격과 전세가격을 모두 투입한 모형의 추정결과는 중형주택만 소형주택의 전기 전세가격의 변동에 정의 영향을 받는 것으로 나타났다. 다른 모든 종속변수는 자신의 전기 변동 변수의 회귀계수 이외에 어느 회귀계수도 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 즉 대구지역은 아파트시장 전체적으로 매매시장과 전세시장이 독립적이며, 각기 과거의 가격변동의 영향을 받는 시장으로 해석할 수 있다.<sup>8)</sup>

## 3. 전세시장과 매매시장 간 인과성 검정

인과성 검정 결과가 원인과 결과 또는 효과라는 것을 의미하지는 않으나, 선행과 후행의 관계 즉 예측변수가 될 수 있는지 여부를 보는 검정방법이다. 물론 그렇다고 원인과 결과의 관계에 있지 않다는 것을 의미하는 것도 아니다. 그럼에도 인과성 검정을 통해 원인변수가 결과변수에 앞서 발생하는지, 따라서 원인변수를 통해 결과변수를 예측할 수 있는 유용한 증거를 탐색할 수 있다. 앞의 VAR, VEC 시스템에서 인과성 검정은  $H_0: \psi_{12} = 0$  (y가 x를 그랜저 인과하지 않음),  $H_0: \psi_{21} = 0$  (x가 y를 그랜저 인과하지 않음) 두 가설을 검정한다는 의미를 갖는다.

7) OLS 추정결과는 다음과 같음. \*는 유의수준 5%에서 통계적으로 유의함.

$$p_t = -0.00^* + 0.92^* p_m - 0.03 p_s + 0.34^* c_l - 0.09 c_m - 0.13^* c_s$$

8) OLS 추정결과는 다음과 같음. \*는 유의수준 5%에서 통계적으로 유의함.

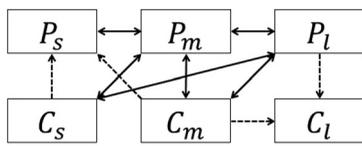
$$p_t = -0.00^* + 0.26 p_m - 0.15 p_s + 0.17 c_l + 0.21^* c_m + 0.14 c_s$$

<표 5> VAR 모형 추정 및 Granger 인과성 검정(대구)

		$p_l$	$p_m$	$p_s$	$c_l$	$c_m$	$c_s$
모형 1: VAR (2)	$\alpha_1$	0.1037		(1.80)	0.1070		(1.15)
	$p_{t-1}$	1.7426		(7.99)	0.1861		(0.53)
	$p_{t-2}$	-0.8164		(3.87)	-0.2532		(0.75)
	$c_{t-1}$	0.0643		(0.45)	1.7059		(7.47)
	$c_{t-2}$	-0.0127		(0.09)	-0.6677		(2.88)
인과성 검정( $\chi^2$ )		3.1815			1.8241		
대구 모형 2-4: VAR (2)	$\alpha_i$	0.0556 (0.50)	-0.1240 (1.13)	0.1379 (0.81)	-0.4568 (2.52)	-0.0997 (0.50)	0.3690 (1.38)
	$p_{l,t-1}$	1.2531 (6.92)	0.2327 (1.29)	0.3095 (1.11)	0.5342 (1.80)	0.4012 (1.22)	0.1005 (0.23)
	$p_{l,t-2}$	-0.2908 (1.43)	0.0100 (0.05)	-0.1337 (0.43)	-0.0880 (0.26)	-0.2507 (0.68)	0.0048 (0.01)
	$p_{m,t-1}$	-0.1359 (0.49)	0.3821 (1.38)	-0.7736 (1.79)	0.7452 (1.63)	-0.6604 (1.31)	-1.0022 (1.49)
	$p_{m,t-2}$	0.2477 (0.89)	0.2765 (1.00)	0.3961 (0.92)	0.3362 (0.74)	0.6051 (1.20)	0.6000 (0.89)
	$p_{s,t-1}$	0.1452 (0.78)	-0.0021 (0.01)	1.4443 (5.01)	-0.0790 (0.26)	-0.2174 (0.64)	0.3877 (0.86)
	$p_{s,t-2}$	-0.1597 (0.88)	0.0318 (0.18)	-0.5041 (1.81)	0.0720 (0.24)	0.2494 (0.76)	-0.1630 (0.37)
	$c_{l,t-1}$	0.2026 (1.45)	0.0701 (0.51)	0.2220 (1.03)	1.1481 (5.01)	0.3894 (1.54)	0.3963 (1.18)
	$c_{l,t-2}$	-0.2672 (1.95)	-0.1457 (1.07)	-0.2172 (1.03)	-0.3792 (1.69)	-0.6189 (2.49)	-0.4721 (1.43)
	$c_{m,t-1}$	-0.1150 (0.85)	-0.0593 (0.44)	-0.1049 (0.50)	0.0323 (0.15)	0.9146 (3.73)	0.0573 (0.18)
	$c_{m,t-2}$	0.0386 (0.26)	-0.1196 (0.83)	-0.0612 (0.27)	-0.1646 (0.69)	-0.0640 (0.24)	-0.0472 (0.13)
	$c_{s,t-1}$	0.1217 (0.76)	0.5245 (3.28)	0.2364 (0.95)	0.4351 (1.65)	0.7095 (2.43)	1.3790 (3.55)
$c_{s,t-2}$	-0.0523 (0.41)	-0.0725 (1.36)	0.1588 (0.81)	-0.0016 (0.01)	-0.4343 (1.88)	-0.3194 (1.04)	
인과성 검정 ( $\chi^2$ )	$p_l$	-	9.0702***		12.4044***		
	$p_m$		-				
	$p_s$			-			
	$c_l$	4.9359***			-	11.3219***	
	$c_m$		5.1221*			-	
	$c_s$		11.3851***			6.1812**	-

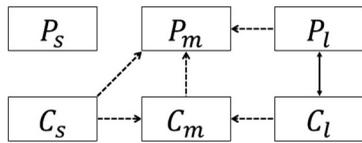
\*\*\*, \*\*, \*: 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 통계적으로 유의함.

〈표 4〉에서 강남지역의 규모별 하위시장의 매매가격과 전세가격은 상호 시간적 선행/후행의 관계에 있음을 알 수 있다. 중형주택의 경우 대형주택과 소형주택의 매매가격, 중형주택과 소형주택의 전세가격과 그랜저 인과성이 있는 것으로 나타났으나, 대형주택의 전세가격과는 그랜저 인과성이 없는 것으로 나타났다(〈그림 2〉 참조).



〈그림 2〉 서울 강남의 주거이력구조

〈표 5〉에서 대구지역에서는 중형주택 매매가격이 대형주택 매매가격, 중형 및 소형 주택의 전세가격과 그랜저 인과성이 있는 것으로 나타났다. 이상의 인과성 검증 결과를 토대로 하위시장 간 매매가격과 전세가격의 관계를 도시하면 〈그림 3〉과 같다.



〈그림 3〉 대구의 주거이력구조

## V. 요약과 결론

이 논문에서는 아파트 시장에서 전세가격과 매매가격 사이의 관계가 규모별 하위시장에 따라 주거이력구조를 반영할 것이라고 가정하고, 두 변수 사이의 장기균형관계 존재 여부, 두 변수 사이의 상호관계와 시간적 선행/후행성을 검토했다. 전세비율이 낮은 강남지역에서는 매매가격과 전세가격 사이에 장기균형관계가 존재하며, 약하

게나마 규모별 하위시장 사이의 관계가 주거이력구조를 반영하는 것으로 나타났다. 그러나 전세비율이 높은 대구에서는 매매가격과 전세가격 사이에 장기균형관계가 존재하지 않으며, 규모별 하위시장 사이에도 매매시장과 전세시장이 분리된 시장으로 나타났다. 그랜저 인과성 검증에서도 유사한 결과를 보였다.

이 글의 한계는 우선 다른 지역에 대한 분석 결과를 종합적으로 비교하지 못했다는 점이 될 것이다. 전세비율이 낮은 지역의 대표 지역으로 서울 강남을, 전세비율이 높은 지역의 대표 지역으로 대구를 선택했으나, 더 많은 지역을 비교하면 지역특성의 차이를 살펴볼 수 있을 것이다. 또한 연구에 사용한 자료 기간이 너무 짧은 문제도 있다. 주택경기순환주기를 모두 포함하는 충분한 시계열을 확보한다면 연구결과가 달라질 수 있기 때문이다. 매매가격과 전세가격 사이에 공적분 관계가 존재하고 VEC 모형을 추정할 경우 충격 반응분석과 예측오차 분산분해를 통해 이 결과를 더 체계적으로 분석할 필요도 있다. 자산평가모형에 따르면 전세가격과 매매가격 사이에는 이자율이나 기대가격상승률 등의 영향을 받는 것으로 알려져 있는데 이 연구에서는 매매가격과 전세가격 외에 다른 외생변수는 전혀 고려하지 못했다.

## 참고문헌

김정호 · 이명재, 1989, “자산시장개념을 이용한 서울지역 아파트 전세 및 매매가격 간의 관계분석”, 『지역연구』, 5(1): 13~26.  
 김종일 · 송의영 · 이우현, 1998, “서울 아파트 시장에서의 전세-매매가격 비율과 시장의 효율성”, 『한국경제의 분석』, 4(1): 50~107.  
 문규현, 2010, “국내 주택시장의 가격발전: 매매가격/전세가격을 중심으로”, 『산업경제연구』, 23(2): 797~811.

- 박동국·천인호, 2007, “구조적 백터자기회귀를 이용한 서울지역 아파트 매매·전세가격의 상관관계”, 『한일경상논집』, 35: 149~174.
- 박헌수·김태경, 2008, “부동산가격에 있어 장기균형과 충격반응분석”, 『국토계획』, 43(5): 35~48.
- 서윤규, 2008, “서울 강남 vs. 강북 부동산 매매-전세 가격변화 분석”, 『부동산학보』, 33: 164~180.
- 손재영, 2000, “주택매매가격과 전세가격의 상관관계”, 『건국대학교 사회과학논총』, 24: 139~163.
- 심성훈, 2011, “아파트 전세가격/매매가격 비율의 장·단기 분석: 서울시와 광역시를 중심으로”, 『부동산학보』, 47: 156~171.
- 양세화·김묘정, 2011, “자가 거주 가구와 임차가구의 주거이동 특성 비교”, 『한국가정관리학회지』, 29(3): 13~22.
- 이광택, 1996, “주택가격과 변동요인 간의 인과성에 관한 실증분석”, 『부동산학연구』, 2: 79~104.
- 이용만, 2000, “구조적 변화인가 가격상승의 징조인가?-전세/주택가격 비율의 상승에 대한 해석”, 『부동산학연구』, 6(1): 9~22.
- 이용만·이상한, 2004, “강남지역의 주택가격이 주변지역의 주택가격을 결정하는가?”, 『국토계획』, 39(2): 73~91.
- 이재범·고석찬, 2009, “서울지역 아파트 전세/매매가격비율 영향요인 분석”, 『한국지역개발학회지』, 21(1): 113~128.
- 이준희·송준혁, 2007, “자산가격결정모형을 이용한 우리나라 주택가격 분석”, 『한국개발연구』, 29(1): 113~136.
- 임규채·기석도(2006), “주택시장의 전세가격과 매매가격 간의 상호관계에 관한 연구”, 『산업경제연구』, 19(3): 1203~1223.
- 임상수, 2011, “글로벌 경기침체 이후 전세가격과 매매가격 간 동조성 변화에 대한 연구-서울 아파트 시장을 중심으로-”, 『부동산·도시연구』, 4(1): 5~22.
- 임윤성, 1996, “Life Cycle모델에서의 유동성제약과 전세가대 주택가의 가격비율 분석”, 『주택연구』, 4(2): 5~25.
- 임재만, 2004, “서울지역 아파트 매매시장과 전세시장의 관계에 관한 연구”, 『감정평가연구』, 14(2): 163~177.
- 임재현·정승영, 2010, “주상복합건물의 매매가격 대비 전세가 비율에 영향을 주는 요인에 관한 연구”, 『대한부동산학회지』, 28(1): 341~360.
- 임정호, 2006, “주택매매시장, 전세시장 및 월세시장 간의 상호연관성에 관한 연구”, 『주택연구』, 14(1): 165~193.
- 최열·김영민·조승호, 2010, “생애주기에 따른 주거이동 특성 분석”, 『대한토목학회논문집』, 30(3D): 313~321.
- 한동근, 2010, “임대료-주택가격 비율 결정요인이 주택가격과 임대료 변화에 미치는 영향: 서울, 대전, 대구의 사례”, 『국토연구』, 67: 57~71.
- 홍기석, 2009, “주택 임대 가격/매매 가격 비율에 관한 실증분석”, 『응용경제』, 11(3): 115~145.
- 황두현, 1991, “주택매매가격과 전세가격의 관계분석”, 『경제연구』, 6: 23~38.
- Borgersen, Trond-Arne and D. E. Sommervoll, 2011, “Housing Careers, Price-Rent Ratios and Rental Equivalence”, *Housing, Theory and Society*, 1~12.
- Campbell, S. D., M. A. Davis, J. Gallin, and R. F. Martin, 2009, “What Moves Housing Markets: A Variance Decomposition of the Rent - price Ratio”, *Journal of Urban Economics*, 66: 90~102.
- Clark, W. A. V., M. C. Deurloo, and F. M. Dieleman, 2003, “Housing Careers in the United States, 1968~93: Modelling the Sequencing of Housing States”, *Urban Studies*, 40(1): 143~160.
- Gallin, Joshua, 2008, “The Long-Run Relationship Between House Prices and Rents”, *Real Estate Economics*, 36(4): 635~658.
- Kendig, H. L., 1990, “A Life Course Perspective on Housing Attainment”, in D. Myers(Ed.), *Housing Demography: Linking Demographic Structure and Housing Markets*, 133~156.
- Sims., C. A., 1980, “Macroeconomics and Realty”, *Econometrica*, 48: 1~48.

원 고 접 수 일 : 2013년 1월 22일  
 1 차 심 사 완 료 일 : 2013년 3월 8일  
 2 차 심 사 완 료 일 : 2013년 3월 21일  
 최 종 원 고 채 택 일 : 2013년 4월 3일