

매매가격 기대로 형성된 전세가격모형의 패널분석*

이 충 언**

논문초록

본 연구는 현재가치모형으로 전세가격의 결정원리를 이해함으로써 최근 전세가격 급등의 원인을 규명하고 이에 대한 정책적 방향을 모색하였다. 전세부 부동산의 가치를 현재가치로 평가해보면 기대매매가격상승률이 전세/매매가격비율을 결정하는 것으로 나타난다. 1986년부터의 서울과 6개광역시 아파트 가격지수 자료로 패널모형을 추정해 보면 이 관계는 유의한 것으로 나타났다. 따라서 전세가격의 변화는 매매가격 상승률에 대한 기대가 변하기 때문에 발생하는 것으로 해석된다. 특히 주택가격의 높은 상승이 기대되는 지역에서는 전세/매매가격비율이 낮은 반면 주택가격의 상승이 기대되지 않는 지역에서는 이 비율이 높을 것을 예견할 수 있다. 또한 시계열적으로는 경제성장을 둔화로 과거에 비해 주택가격 상승을 기대하기 어렵게 된 상황이 최근 매매가격보다 전세가격이 더 빠르게 상승하는 현상의 원인으로 해석될 수 있다. 이에 따라 투자자산으로의 주택에 대한 수요가 줄면 전세주택의 공급도 같이 줄어들어 전세가격을 상승시키고 전세에서 월세로의 임대관행 변화를 촉진시킬 것이다. 이와 같은 부동산 시장에서의 구조적 변화로 임차임과 임대인이 받게 될 충격을 줄일 수 있는 대책이 필요하다.

핵심 주제어: 전세가격, 기대매매가격, 현재가치모형, 패널분석

경제학문헌목록 주제분류: D4, E2, R1

투고 일자: 2013. 1. 15. 심사 및 수정 일자: 2013. 5. 28. 게재 확정 일자: 2013. 10. 29.

* 익명의 심사자 분들의 조언에 감사드립니다.

** 한림대학교 경제학과 교수, e-mail: chlee@hallm.ac.kr

I. 서 론

우리나라 주택임대시장에서는 외국과 달리 월세보다는 전세계약이 큰 비중을 차지하고 있다. 전세가격은 2013년 현재 평균적으로 매매가격의 60% 정도에 달하고 있다. 그러나 지역별로 그 편차가 심해 일부지역에서는 전세가격이 매매가격과 거의 같은 수준에 이르는 반면 다른 지역에서는 이 비율이 30% 정도에 불과하다. 본 연구의 목적은 이와 같이 지역별로 전세가격에서 큰 차이가 발생하는 원인을 규명하는 것에 있다.

전세가격 뿐 아니라 주택가격의 결정원인에 대한 연구에서 가장 많이 활용된 방법은 헤도닉 모형(hedonic model)이다. 대표적인 연구로는 Rosen(1974), Hamilton and Schwab(1985) 등이 있으며 우리나라 주택 및 전세가격에 대해서도 서울지역의 전세가격 모형을 추정한 김현재(2003)를 비롯하여 벡터자기상관모형(VAR)으로 분석한 문규현(2010), 패널자료를 이용하여 서울지역 자료를 분석한 박희석·원제무(2011), 패널공적분모형으로 분석한 김영재·이민환(2011), 프로빗모형으로 전세수요를 분석한 심종원·정의철(2010) 등 수많은 연구가 있다. 그러나 헤도닉모형과 같은 실증적인 모형은 시기별 또는 지역별 특성에 따라 가격모형의 형태가 달라진다. 또한 추정된 모형에서 설명변수와 가격 간의 논리적 근거가 분명하지 않아 그 해석 및 응용이 쉽지 않은 문제점이 있다.

전세가격의 결정원리에 가장 많이 채용되는 이론은 현재가치모형으로 균형주택가격과 균형전세가격을 도출하는 연구일 것이다. 이 방향의 연구들은 주택을 주식이나 채권과 같은 자산으로 간주하여 주택으로부터 발생하는 현금흐름을 현재가치로 평가하여 균형가격을 찾는다. 김종일·송의영·이우현(1998)이 현재가치모형으로 전세가격과 매매가격간의 관계를 명시적으로 도출하였으며 이 두 변수 간의 관계에 대한 많은 실증적인 분석이 시도되었다. 먼저 조주현·임정호(2004), 임규채·기석도(2006), 박현수·안지아(2009), 문규현(2010), 김상기·이상효·김재준(2010), 이영수(2010) 등은 벡터자기상관모형(VAR) 또는 벡터오차수정모형(VECM)을 구축하여 공적분 검정을 통해 두 변수간의 관계를 확인하였다. 김운영(2012)은 이 모형에 물가, 환율, 통화량, 주가 등을 포함시켜 이들 변수가 전세가격과 매매가격에 미치는 영향도 분석하였다. Hwang, Quidley and Son(2006)은 우리나라 수도권 아파트 거래자료로 배당금/가격모형을 검정하였다.

전세가격을 또 다른 방법으로 설명한 연구들도 있다. Ambrose and Kim (2003)은 옵션가격모형의 방법으로 전세가격은 이자율 및 전세금반환위험도와 역의 관계가 되는 전세가격모형을 도출하였다. 또한 홍기석 (2009)은 자산가격모형 (CAPM)으로 주택가격모형을 도출하여 지역별 주택가격의 차이를 해석하고 이를 전세가격에도 적용하였다.

주택가격 및 전세가격모형은 여러 가지 방향으로 활용되고 있다. 김관영 (1988), 김종일 · 송의영 · 이우현 (1998) 등은 먼저 시장에서 결정된 가격과 모형이 제시하는 이론가격과의 차이를 통해 부동산시장의 효율성을 판단하고 있다. 나아가 이론가격과 시장가격과의 격차의 정도에 따라 자산가격에 거품이 발생하였는가에 대한 판단 근거로도 사용된다. 또한 손재영 · 이준용 · 유주연 (2011)은 도출된 이론에 따라 전세가격/매매가격비율에서 미래 매매가격에 대한 정보를 찾아내는 시도도 하고 있다.

본 연구는 전세가격 연구에서 가장 많이 사용된 현재가치모형으로 전세가격을 도출한 뒤 이 모형에 대한 실증분석을 시도해 본다. 기존의 연구와의 차이는 이론에서 도출된 모형을 시계열 차원 뿐 아니라 횡단면 차원으로까지 해석을 확대하여 지역 간 전세가격 차이의 원인에 대한 설명을 시도한 점에 있다. 또한 전세가격과 매매가격간의 상관관계분석 또는 공적분 분석과 같은 간접적인 검정이 아니라 도출된 모형 자체를 직접 검정해본다. 더불어 패널자료를 사용한 검정을 통해 전세가격의 차이가 어떤 차원에서 주로 발생하는지도 밝혀본다.

이 후 본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 현재가치모형에서 출발하여 매매가격의 향후 변화에 대한 기대에 따라 전세가격결정모형을 도출한다. 제Ⅲ장에서는 실증분석에 사용되는 자료를 설명하고 자료에 나타난 시계열적 편차와 횡단면적 편차를 비교해본다. 또한 자료에 대한 단위근 검정을 실시하고, 매매가격증가에 대한 기댓값을 정의한다. 제Ⅳ장에서는 도출된 모형을 과거이동평균과 AR의 기대매매가격으로 검정을 실시한다. 또한 연간자료와 월간자료, 외환위기 전후에서의 차이도 확인한다. 제Ⅴ장에서는 최근 부동산 시장에 대한 시사점을 검토해본다.

Ⅱ. 전세가격 결정모형

전세가격이 결정되는 원리를 이해하기 위해 먼저 전세의 기초가 되는 주택가격이

어떻게 결정되는가를 살펴보자. 단기적인 가격은 시장에서의 수요와 공급에 따라 크게 좌우된다. 그러나 장기적으로 보면 수요와 공급의 탄력성이 높아지면서 결국 재화 또는 자산의 가격은 본질적 가치나 창출되는 수익의 가치가 된다.

주식, 채권 등과 같이 미래에 현금흐름이 발생하는 자산의 가격을 분석하는데 가장 먼저 적용하는 모형은 현재가치모형(present value model)이다. 이 모형은 자본 시장이 완전하고, 자산거래자가 위험중립적이며, 모든 경제주체는 동일한 정보를 가지며, 세금과 수수료 등과 같은 거래비용이 없다면, 자산의 가격은 그 자산으로부터 발행하는 미래의 모든 수익을 현재가치로 환산한 값이 된다는 것이다. 여기에서 자산의 현재가치는 그 자산에서 발생하는 배당금, 이표(coupon), 매각대금 등 모든 미래의 현금흐름을 무위험이자율로 할인하여 계산한다.

주택가격결정모형도 동일한 가정에서 출발한다. 주택을 보유한 사람이 이 주택으로부터 얻게 되는 편익은 임대료와 다음 기에 주택을 매도하여 얻게 되는 가격이다. 따라서 균형주택가격은 다음 기 주택가격의 현재가치와 임대료의 합이 된다. 즉 t 기 시작시점에 임대료가 지급되는 경우 균형주택가격

$$P_t = R_t + \frac{1}{1+i_t} E_t(P_{t+1}) \tag{1}$$

로 결정된다.¹⁾ 여기에서 P_t 는 t 기에서의 주택가격, i_t 는 t 기에서의 이자율, $E_t(\cdot)$ 는 t 기까지의 정보를 이용한 기대값, $E_t(P_{t+1})$ 는 t 기에서 기대되는 $t+1$ 기의 주택가격이다. 현재가치모형으로 주택가격에 대한 닫힌 해(closed form solution)를 구하기 위해서는 미래 R_{t+i} 의 형태와 말기조건(transversality condition) $\lim_{j \rightarrow \infty} E_t(P_{t+j})/(1+i_t)^j = 0$ 에 대한 가정이 필요하다. 그러나 여기에서는 추가적인 가정없이 식 (1)을 직접적으로 주택가격식으로 해석해본다.

현재의 균형가격이 다음 기 그 자산에서 발생하는 편익의 현재가치와 같아진다는

1) 임대목적이 아니라 자가(自家) 또는 영구 거주 목적으로 건설된 주택의 가격은 임대수입으로 평가할 수 없다. 그러나 주택매매시장이 기능을 한다면 자가주택가격도 현재가치모형에 따른 주택가격과 동조할 것이다. 물론 보다 정확한 개별적인 주택가격은 여기에다 교육, 문화, 교통 등의 지역여건, 이자율, 경제성장률, 물가 등 거시경제여건, 단지의 규모, 층수 등 부동산 고유여건과 같은 다양한 변수를 반영해야 할 것이다.

것은 무차익거래조건(no arbitrage condition) 때문이다. 즉 주택의 현재가격이 이 수준보다 높으면 투자자는 이 주택에 투자하기보다는 투자수익률이 더 높은 은행 예금 또는 채권투자를 선택할 것이다. 그렇게 되면 이 자산에 대한 수요가 줄면서 가격이 식 (1)의 수준까지 하락할 것이다. 반면 현재가격이 식 (1)의 수준보다 낮다면 은행 예금자들이 예금을 인출하여 기대투자수익률이 보다 높은 이 자산을 매입하려고 할 것이기 때문에 이에 따른 수요 증가로 가격이 식 (1)의 수준까지 상승할 것이다. 이와 같이 미래 수익을 현재가치로 평가하는 자산가격 모형의 예로는 주가의 할인가치모형, 채권가격평가모형, 환율의 이자율평가모형(interest rate parity model) 등을 들 수 있다.

다음으로 전세가격 결정 모형을 도출해보자. 현재 우리나라 주택임대차 관행에서 지배적인 계약형태인 전세계약에서는 앞 식 (1)에 포함된 임대료를 직접 또는 정기적으로 지불하지 않는다. 그렇지만 전세금에서 발생하는 이자수익을 임대료로 간주할 수 있을 것이다. 연초에 지급되는 전세금이 A_t 인 경우 여기에서 연말에 지급되는 이자수익은 $i_t \cdot A_t$ 이 될 것이며 이를 연초 가치로 평가하면 $i_t \cdot A_t / (1 + i_t)$ 가 된다. 즉 임대인과 임차인의 신용위험이 없다면 $R_t = i_t \cdot A_t / (1 + i_t)$ 가 될 것이다.²⁾ 이 관계를 식 (1)의 임대료 R_t 에 대입하면

$$P_t = \frac{i_t}{1 + i_t} A_t + \frac{1}{1 + i_t} E_t(P_{t+1}) \quad (2)$$

가 된다. 이 식을 정리하면 전세가격을 도출할 수 있을 것이다.

전세가격 식을 도출하기 위해서는 기대 매매가격 $E_t(P_{t+1})$ 또는 가격의 변화 과정을 알아야 할 것이다. 구체적인 형태에 대한 가정 보다는 다음 기 주택가격이 이번 기에 비해 g_{t+1}^e % 상승할 것으로 예상한다고 가정하자. 그렇다면 다음 기의 기대가격은 $E_t(P_{t+1}) = (1 + g_{t+1}^e) P_t$ 로 표현할 수 있다. 이 값을 식 (2)에 대입하여 계산하면 균형주택가격

2) 임대인과 임차인에 신용위험이 있는 경우 식 $R_t = i_t \cdot A_t / (1 + i_t)$ 와 같이 전세의 수입이 임대료와 같지 않을 수 있다. 즉 부동산에 대한 담보 설정 등으로 전세금을 전액 반환받지 못할 위험이 있는 경우 전세금은 위 식보다 작아지며, 임차인의 월세연체위험(보증금 차감, 퇴거 처리 비용 등)을 감안하면 월세가 위 식보다 작아질 수 있다.

$$P_t = \frac{i_t}{i_t - g_{t+1}^e} A_t \tag{3}$$

가 된다.

식 (3)을 매매가격 대비 전세가격의 비율로 나타내면

$$\frac{A_t}{P_t} = 1 - \frac{g_{t+1}^e}{i_t} \tag{4}$$

이 된다. 또한 지역별 전세가격의 차이를 설명하기 위해 위 식을 횡단면으로 해석하면

$$\frac{A_{i,t}}{P_{i,t}} = 1 - \frac{g_{i,t+1}^e}{i_t} \tag{5}$$

로 표현할 수 있으며, 이때 $A_{i,t}$, $P_{i,t}$, $g_{i,t+1}^e$ 는 i 지역 t 기의 전세가격, 매매가격, 기대매매가격증가율이다.

이 식에 따르면 기대매매가격증가율이 전세가격/매매가격 비율을 결정한다. 즉 가격상승이 높게 기대될수록 이 비율은 낮아지면서 전세가격도 낮아지고, 낮게 기대될수록 이 비율이 높아지고 전세가격도 높아진다. 또한 이 식은 시기별 또는 지역별 전세가격/매매가격 비율이 상이한 현상도 설명해 주고 있다. 시계열적으로 해석하면 기대 가격 상승률이 높은 시기에는 전세가격/매매가격 비율이 낮아진다. 횡단면적으로 해석해 보면 기대 가격 상승률이 높은 지역일수록 전세가격/매매가격 비율이 낮아진다는 것을 알 수 있다.

극단적인 경우로 주택에 대한 예상가격상승율(g_{t+1}^e)이 0이라면 위 식 (3)은 $P_t = A_t$ 가 된다.³⁾ 즉 주택의 가격상승이 기대되지 않는 경우에는 전세가격은 주

3) 앞 각주 2)의 설명과 같이 대출부 부동산과 같이 전세금에 대한 신용위험이 있는 경우 전세금은 낮아져 $R_t > i_t A_t / (1 + i_t)$ 가 되다. 따라서 식 (5)는 $A_{i,t} / P_{i,t} = k - k \cdot g_{i,t+1}^e / i_t$ 가 되며 이때 $0 < k < 1$ 이다. 이 경우에는 $g_{t+1}^e = 0$ 이더라도 $A_{i,t} < P_{i,t}$ 이다.

택의 가격과 같아져야 한다는 것을 의미한다. 투자자산으로 주택을 보유한 경우 자본이득이 기대되지 않는다면 투자금의 기회비용을 전액 임대수입으로 회수하려 할 것이다. 따라서 전세가격은 투자금인 주택의 가격이 되어야 할 것이다. 물론 여기 에다 Ambrose and Kim(2003) 등의 연구와 같은 전세금의 반환에 대한 신용위험을 감안할 경우 전세금이 주택가격보다는 낮아질 것이다. 그러나 국민은행이 발표하고 있는 광역시 부동산가격 자료에서도 주택가격상승률이 가장 낮은 대구, 광주 지역의 평균 전세가격/매매가격 비율이 70% 이상의 수준을 기록하고 있는 점은 주택 가격 상승률이 낮아지면 전세가격과 매매가격의 격차가 줄어든다는 이 모형의 함축을 반영한 현상으로 해석할 수 있다.

이 식에서 전세가격/매매가격 비율이 1보다 작아지는 부분은 가격상승의 기대가 담당하는 것으로 해석된다. 예를 들어 이 비율이 0.6 또는 60%이라면, 매매가격의 60% 수준인 전세금이 투자비용의 60%에 해당하는 수익을 감당하고 나머지 투자비용 40%에 대한 수익은 주택의 가격 상승으로 얻을 것을 기대하고 있다는 것을 의미한다.

Ⅲ. 자료와 실증분석방법

1. 자료

실증분석에는 국민은행 홈페이지에 수록되어 있는 ‘주택가격동향조사’의 시계열 자료를 이용하였다. 이 자료에서는 주택 전세가격지수와 매매가격지수를 제공하고 있으며 각 지표는 단독주택, 연립주택, 아파트 3가지의 세부지표와 이 세 주택형태를 가중평균 한 종합지표 총 4가지로 구성되어 있다. 그러나 전세가격/매매가격 비율에 대한 자료는 아파트에 대해서만 제공되고 있다. 따라서 본 연구에서는 자료에 대한 현실적인 한계 때문에 아파트 가격에 대한 실증분석만을 실시한다.

아파트 가격 자료는 현재 시, 군 지표 및 종합지표 등 총 100여개 이상의 지역에 대해 월간으로 집계되고 있으나 대부분의 시, 군 자료는 2003년 9월부터 집계되고 있다. 따라서 분석에서는 1986년부터의 장기시계열이 있는 서울강북, 서울강남, 부산, 대구, 인천, 대전, 광주, 울산 등 7개 광역시 및 특별시의 8개 시계열을 사용한다. 전세가격지수 및 매매가격지수는 1986년부터 보고되고 있지만 전세가격/매매가격

비율은 1998년부터 보고되고 있다. 따라서 1986년부터 1997년까지의 전세가격/매매가격은 전세가격지수 및 매매가격지수로부터 두 가격의 비율을 구하여 사용하였다. 이자율은 다른 연구들과 마찬가지로 분석기간 동안 우리나라에서 가장 대표성을 가지는 것으로 평가되는 3년 만기 은행보증부 회사채 수익률을 사용하였다.

2. 단위근 검정

시계열이 포함된 자료이기 때문에 먼저 자료의 안정성을 확인해본다. 추정식 (6)의 추정에 사용될 자료는 전세가격/매매가격 비율과 매매가격 증가율(의 기댓값)이다. 즉 가격수준의 자료가 아니기 때문에 단위근이 없을 것으로 예상되지만 물론 자료 분석을 위해 먼저 각 자료의 단위근 여부를 검정해본다. 시계열 뿐 아니라 횡단면까지 동시에 가진 자료이기 때문에 패널 단위근 검정을 실시하였다. <표 1>을 보면 예상과 같이 두 자료 모두 단위근이 없는 것으로 나타난다. 모든 지역에 동일한 단위근을 가정한 검정통계량이나, 지역별 상이한 단위근을 허용한 검정통계량 모두 5% 유의수준에서 단위근이 있다는 귀무가설은 기각된다.

<표 1> 패널 단위근 검정

자 료	전세가격/매매가격	매매가격 증가율
common unit root process		
Levin, Lin & Chu t	-6.976 (0.000)	-3.229 (0.000)
individual unit root process		
Im, Pesaran and Shin W stat.	-6.093 (0.000)	-4.912 (0.000)
ADF - Fisher Chi-square stat.	65.053 (0.000)	52.259 (0.000)
PP - Fisher Chi-square stat.	46.807 (0.000)	46.837 (0.000)

주: 검정에 사용된 표본기간은 매매가격 증가율은 1986-2011년, 전세가격/매매가격비율은 원자료를 감안하여 1998-2011년까지이다. 추정식에는 지역별 상수항만 포함하였다. 단위근 검정에서 시차항은 Schwarz Information Criterion에 따라 자동적으로 선택하였으며, 분산 추정시 Barlett kernel을 사용하였고 이때의 시차는 Newey-West 선택방식을 따랐다. 보고된 값들은 단위근이 존재한다는 귀무가설에 대한 검정통계량이며 괄호안의 값의 유의확률(p-value)이다. 통상적인 기준에서 유의확률이 모두 0.05보다 작기 때문에 단위근이 존재한다는 귀무가설은 모두 기각된다.

3. 기대 매매가격 상승률

도출된 식 (6) 을 추정하기 위해서는 미래 주택가격에 대한 기대값의 결정구조가 필요하다. 이를 위해 먼저 미래의 시점을 보다 구체적으로 정의해보자. 식 (6) 또는 이 식 도출의 시작점이 된 식 (1)을 보면 현재 시점은 전세를 계약하는 시점이고 미래 시점은 이번 전세계약이 종료되어 재계약 또는 주택을 매매할 수 있게 되는 시점이다. 우리나라에서 전세의 계약기간은 법률 및 관례에 따라 2년이다. 따라서 미래의 시점은 전세계약이 체결되어 전세가격이 결정되는 시점부터 2년 뒤가 된다.

〈표 2〉 주택가격 예측: AR모형

$$g_{i,t} = \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_i g_{i,t-i} + \epsilon_{t,i}$$

설명변수	AR (1)	AR (2)	AR (3)	AR (4)
$\hat{\alpha}$	0.0290	0.0244	0.0278	0.0341
$\hat{\beta}_1$	0.4596* (0.0650)	0.5664* (0.0662)	0.4622* (0.0745)	0.3781* (0.0757)
$\hat{\beta}_2$		-0.1714* (0.0656)	-0.0284 (0.0771)	-0.1161 (0.0798)
$\hat{\beta}_3$			-0.1717* (0.0657)	-0.0092 (0.0748)
$\hat{\beta}_4$				-0.2121* (0.0649)
\bar{R}^2	0.2044	0.2859	0.2349	0.2155
AIC	-2.097	-2.313	-2.351	-2.416
SC	-2.063	-2.261	-2.279	-2.323
Hannan-Quinn	-2.084	-2.292	-2.321	-2.378

주: 가용한 전 기간인 1987~2011년까지의 자료가 사용되었다. 설명변수는 아파트가격증가율의 이동 평균값으로 위 식의 n 이 각 식의 이동평균의 차수이다. 각 계수의 추정치 아래 괄호 속의 값은 추정치는 표준편차이며, F 값 아래 괄호 속의 값은 유의확률(p-value)이다.

주택에 기대가격을 결정하는 방식은 가장 많이 사용되는 자기상관(AR, autoregressive) 모형과 현시점을 포함한 과거 몇 년간의 이동평균값 등 두 가지 기대 가격을 시도해본다. 먼저 적절한 AR모형의 시차를 선택하기 위해 AR (1) 모형부터 추정한 결과를 〈표 2〉에 정리하였다. 예측모형으로는 조정된 결정계수가 가장 크

며, 모든 계수가 유의하다는 점에서 AR (2) 를 선택한다. 정보기준(AIC, SC, Hannan-Quinn) 으로 보아도 감소세가 완만하다는 점에서 AR (2) 의 선택에 무리가 없어 보인다. 따라서 $t + 1$ 기의 주택가격 증가율에 대한 예측치는 $g_{t+1}^e = 0.0244 + 0.5664g_t - 0.1714g_{t-1}$ 로 정의한다. 또한 월별자료에 대해서도 동일한 방법의 예측력 비교를 통해 AR (4) 모형을 선택하였다. 추정된 AR (4) 모형의 추정결과 $t + 1$ 기의 주택가격 증가율에 대한 예측치를 $g_{t+1}^e = 0.001 + 0.519g_t + 0.124g_{t-1} - 0.123g_{t-2} + 0.123g_{t-3}$ 로 정의한다.

〈표 3〉 주택가격 예측: 과거 이동평균값

$$\frac{1}{2}(g_{i,t} + g_{i,t-1}) = \alpha + \beta \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n g_{i,t-1-j} + \epsilon_{i,t}$$

$$g_{i,t} = \ln(P_{i,t}) - \ln(P_{i,t-1})$$

설명변수	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	R^2	F
MA (1)	0.0434 (0.0057)	-0.2014 (0.0511)	0.085	15.502 (0.000)
MA (2)	0.0460 (0.0058)	-0.2587 (0.0591)	0.103	19.150 (0.000)
MA (3)	0.0450 (0.0061)	-0.2367 (0.0674)	0.069	12.329 (0.001)
MA (4)	0.0469 (0.0063)	-0.2676 (0.0735)	0.074	13.240 (0.000)
MA (5)	0.0527 (0.0064)	-0.3658 (0.0772)	0.119	22.462 (0.000)
MA (6)	0.0595 (0.0064)	-0.4799 (0.0773)	0.189	38.586 (0.000)
MA (7)	0.0660 (0.0061)	-0.5956 (0.0754)	0.273	62.423 (0.000)
MA (8)	0.0690 (0.0061)	-0.6430 (0.0760)	0.301	71.580 (0.000)
MA (9)	0.0682 (0.0064)	-0.6228 (0.0802)	0.267	60.342 (0.000)

주: 추정에는 1987-2011년까지의 연간자료를 사용하였다. 추정식의 설명변수는 아파트가격증가율의 이동평균값으로 위 식의 n 이 각 식의 이동평균의 차수이다. 각 계수의 추정치 아래 괄호 속의 값은 추정치는 표준편차이며, F 값 아래 괄호 속의 값은 유의확률(p-value)이다.

자기상관모형에 대한 대안적인 예측모형으로 이동평균도 이용해본다. 다음 표에서 미래가격에 대한 설명변수로 현재가격부터 현재를 포함한 9기간의 이동평균값까지를 각각 사용한 예측모형을 추정하여 그 결과를 요약하였다. 단 여기에서 장기관계이며, 전세가격 기간을 감안하여 종속변수인 피설명변수는 2년 간 평균가격을 사용하였다. 이는 현재 우리나라의 전세계약의 법적 기간이 2년이므로 계약 시 가격의 예측을 원하는 다음 기는 2년 뒤를 의미한다. 따라서 예측모형에서 예측의 대상인 피설명변수를 향후 2년 평균가격으로 하였다. 설명변수가 1개인 모형이기 때문에 결정계수(R^2)로 모형간의 설명력을 비교 판단할 수 있다. 표의 첫 식을 보면 현재 가격상승률은 미래 2기간 가격상승률의 8.5% 정도를 설명하고 있다. 설명변수의 이동평균 기간이 늘어나면서 그 설명력은 점차 높아지고 있으며 8기간의 이동평균값은 가격상승률의 30%까지 설명하고 있다. 따라서 향후 모형의 추정에서 기대가격상승률로는 가격상승률의 8기간 이동평균을 사용한다. 월간자료도 동일한 방식으로 분석하였으며 계산된 예측력에 달력효과 등을 감안하여 가격증가율의 12개월 이동평균을 다음 기 가격에 대한 예측값으로 사용한다.

IV. 전세가격결정모형에 대한 검정

1. 패널분석의 필요성

추정에 사용될 계량모형은 도출된 식 (5)에다 오차항을 포함하여

$$r_{i,t} = \alpha_{i,t} + \beta \frac{g_{i,t+1}^e}{i_t} + \epsilon_{i,t} \quad (6)$$

로 표현할 수 있으며, 여기에서 $r_{i,t} = A_{i,t}/P_{i,t}$, $\epsilon_{i,t} \sim IID(0, \sigma^2)$ 로 정의한다. 가장 단순화된 이론 모형의 가정과는 달리 현실에서는 세금, 거래비용, 감가상각 등이 있을 뿐 아니라 수요 및 공급의 변화, 외부 경제 여건 변화 등 단기적으로 이 비율을 균형관계에서 이탈시키는 요인들이 지속적으로 발생할 것이다. 따라서 실증 분석에서는 식 (6)에 나타난 계수의 상대적인 유의성 및 부호의 일치성 여부로 모형에 대한 실증적 판단을 시도한다. 즉 모형이 틀리지 않았다는 판단 기준은 이 식

에서의 계수 β 가 유의한 음의 값을 가진다는 것이다.

다음으로 식 (6)의 추정 및 해석에 있어 시계열과 횡단면에 대한 선택의 문제가 있다. 직접적인 (6)번 식의 검정은 아니지만 시계열 차원에서의 관계에 대해서는 이미 이영수(2010)가 매매가격과 전세가격 간의 2변수 공적분검정과 오차수정모형의 추정을 통해 주택가격, 전세가격, 이자율 간 상호 관계를 분석하였다. 식 (6)을 시계열 모형으로 분석할 것인지 아니면 횡단면 모형으로 분석할 것인가에 대한 판단은 결국 어떤 차원에서의 변화가 전세가격/매매가격 비율의 결정에 더 지배적이나에 달려 있을 것이다.

이 판단을 위해 실제 자료에서 어떤 차원에서 더 많은 정보가 발생하는가를 확인해본다. 이를 위해 전세가격/매매가격 비율

$$\begin{aligned} r_{i,t} &= (r_{i,t} - r_t) + (r_t - \bar{r}) + \bar{r} \\ &= \text{횡단면편차} + \text{시계열편차} + \bar{r} \end{aligned}$$

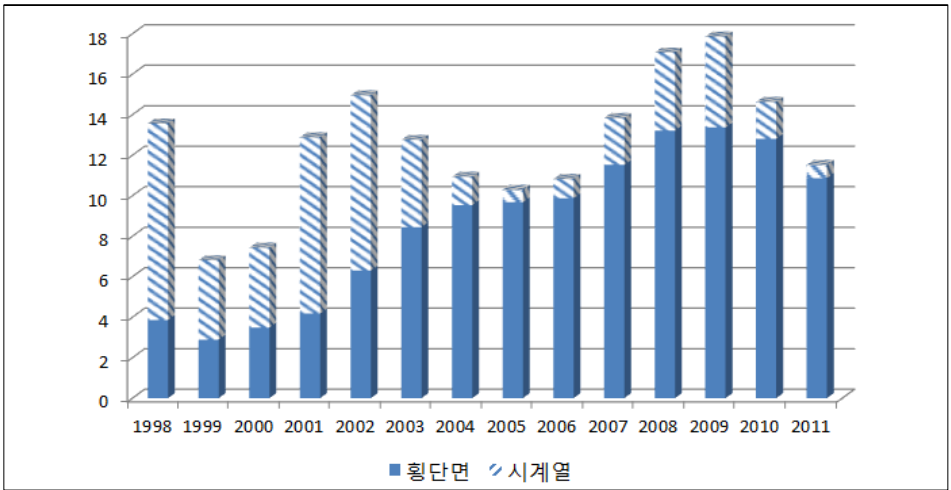
와 같이 세 부분으로 분리할 수 있다. 이 세 부분은 동일한 시점에 지역간 비율의 차이인 횡단면편차, 시기별로 전체평균비율에서의 차이인 시계열편차, 전체평균비율이다. 횡단면편차가 거의 없다면 지역 간에는 비율의 차이가 없기 때문에 시계열 모형의 추정이면 충분하고, 시계열편차가 거의 없다면 시점 간에는 비율의 차이가 없기 때문에 횡단면모형의 추정이면 충분할 것이다. 두 편차의 수준을 비교하기 위해 횡단면표준편차와 시계열표준편차를 구하여 <그림 2>에 정리하여 비교해보았다.⁴⁾

2000년대 초기까지는 시계열편차가 더 지배적이었다. 즉 이 시기에는 지역별 차이는 크지 않는 반면 연도별로 비율에 큰 변화가 발생하였다는 것을 의미한다. 그 후 횡단면편차가 지속적으로 늘어나면서 최근에는 횡단면편차가 더 큰 비중을 차지하고 있는 것으로 나타난다. 이는 최근 이 비율에 큰 변동이 없지만 지역 간에는

4) 횡단면 및 시계열표준편차는 $\sigma_{C,t} = \left(\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m (r_{i,t} - r_t)^2 \right)^{0.5}$, $\sigma_{T,t} = \left(\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m (r_t - \bar{r})^2 \right)^{0.5}$ 로 구하여 연도별로 그림에 나타내었다. 동일 시점에서 모든 지역의 시계열 편차는 같기 때문에 이 편차의 절대값이 $\sigma_{T,t}$ 가 된다. 즉 시계열 표준편차 $\sigma_{T,t}$ 는 위 식 대신 편차의 절대값 $|r_t - \bar{r}|$ 로 간편히 구할 수 있다.

이 비율의 차이가 크다는 것을 의미한다. 이와 같은 점에서 2000년대 초기까지의 자료로 횡단면분석을 하거나 2000년대 중반 이후 자료로 시계열분석을 할 경우 모형은 옳지만 분석방법을 잘못 선택해서 모형을 기각할 가능성이 높아진다. 결국 분석대상 기간 동안 그 비율이 크게 변했지만 횡단면과 시계열 두 부분에서 모두 편차가 발생하기 때문에 두 분석방법을 같이 고려해야할 것이다. 따라서 본 분석에서는 시계열과 횡단면을 동시에 분석할 수 있는 패널분석을 사용한다.

〈그림 1〉 전세가격/매매가격비율에서의 횡단면편차와 시계열편차



2. 전세가격모형의 검정: 과거 이동평균 기대모형

시계열과 횡단면 두 차원의 자료를 동시에 추정할 수 있는 패널모형은 시계열간의 차이 또는 횡단면간의 차이를 어떤 부분에 포함하느냐에 따라 고정효과모형 (fixed effect model), 확률효과모형 (random effect model)로 나누어진다. 앞에서 도출된 모형의 식 (6)은

$$r_{i,t} = \alpha_{i,t} + \beta \frac{g_{i,t+1}^e}{i_t} + \epsilon_{i,t} \quad \epsilon_{i,t} \sim iid(0, \sigma_{i,t}^2) \quad (7)$$

와 같은 패널분석식으로 다시 쓸 수 있다. 앞 (6) 식과 달라진 부분은 상수 $\alpha_{i,t}$ 와

오차항의 분산 $\sigma_{t,i}^2$ 이다. 먼저 통합모형은 시계열 및 횡단면 특성을 완전히 무시해 버리면 합동모형(pooled model)이 된다. 이 경우 계수 및 오차항의 분산에 차이가 없기 때문에 위 식에서 $\alpha_{t,i} = \alpha$, $\sigma_{t,i}^2 = \sigma^2$ 가 된다. 합동모형은 패널자료를 시계열 및 횡단면 구분없이 순서대로 쌓아(stack) 최소자승법으로 추정할 수 있다. 시계열 간의 차이 또는 횡단면간의 차이를 상수항에 포함하면 고정효과모형이고, 오차항에 포함하면 확률효과모형이 된다. 따라서 고정효과모형은 $\alpha_{i,t} = \alpha_i$ 또는 α_t 가 되나 오차항에는 영향이 없기 때문에 $\sigma_{t,i}^2 = \sigma^2$ 로 정의될 수 있다. 고정효과모형도 해당 계수에 상응하는 설명변수로 더미변수를 추가한 뒤 최소자승법으로 추정할 수 있다. 확률효과모형은 시계열간 또는 횡단면간의 차이를 오차항에 포함하지만 차이의 합은 0이기 때문에 오차항의 평균은 여전히 0이다. 단 이제는 오차항이 원래의 오차항부분과 추가된 차이의 두 부분으로 구성되며 이에 따라 오차항의 분산은 $\sigma_{t,i}^2$ 가 된다. 물론 이때 상수항은 $\alpha_{t,i} = \alpha$ 가 된다.

패널분석을 할 경우 고정효과모형과 확률효과모형 간 선택의 문제가 있으며 또한 이 효과를 시계열, 횡단면, 양쪽 등 어떤 부분에 포함할 것이냐를 선택해야한다. 물론 우도비검정, Hausman검정 등을 이용하여 순수히 기술적으로 판단할 수도 있다. 그러나 효과를 어떤 부분에 넣을 것이냐는 검정대상이 되는 모형의 구조에 관한 이론적인 문제에 가깝다. 앞 지역별 시계열검정 결과 전세가격모형이 유의하지 않은 것으로 나타나며 이는 경기변동 등 앞에서 설명한 여러 필요한 정보들이 포함되지 못한 오모형의 오류가 발생하였다는 것을 의미한다. 따라서 시계열 또는 연도에 따라 상이한 효과를 포함할 필요가 있다. 반면 연도별 횡단면분석 결과는 모형이 유의하게 나타나기 때문에 횡단면에 대한 효과를 추가할 필요가 없을 것이다. 만약 여기에 횡단면 효과를 추가할 경우 과모형에 따라 오히려 설명력이 있는 변수의 설명력을 약화시키는 오류를 낳을 수 있다.

벤치마크가 되는 합동모형(pooled model)을 먼저 추정해보면 <표 4>에서 정리한 것과 같이 매매가격의 기대상승률은 전세가격을 설명하지 못한다는 귀무가설은 기각되며, F통계량도 모형이 유의하다는 것을 나타내고 있다. 그러나 추정된 계수가 -0.046에 그쳐 그 영향은 상당히 낮게 나타나며, 결정계수를 보면 기대상승률이 전세가격의 5% 정도를 설명해주는데 그쳤다.

〈표 4〉 전세/매매가격비율과 기대가격: 과거 이동평균값, 연간자료

$$r_{i,t} = \alpha_{i,t} + \beta \frac{g_{i,t+1}^e}{i_t} + \epsilon_{i,t} \quad \epsilon_{i,t} \sim iid(0, \sigma_{i,t}^2)$$

$$g_{i,t}^e = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n [\ln(P_{i,t-j+1}) - \ln(P_{i,t-j})]$$

Model	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	$\overline{R^2}$	F	Effect Test
Pooled Model	0.589* (0.011)	-0.046* (0.014)	0.048	11.132* (0.001)	
Period Fixed Effect Model	0.622* (0.010)	-0.099* (0.014)	0.580	11.976* (0.000)	Redundant Fixed Effects Test: Period F (24, 174) = 11.43 (0.000) Period χ^2 (13) = 189.24 (0.000)
Period Random Effect Model	0.615* (0.019)	-0.089* (0.013)	0.175	43.109* (0.000)	Hausman Test: Period χ^2 (1) = 4.642 (0.031)
Period Fixed Cross Fixed	0.595* (0.008)	-0.056* (0.011)	0.798	25.585* (0.000)	Redundant Fixed Effects Test: Period F (24, 167) = 22.22 (0.00) Cross F (7, 167) = 27.90 (0.00)

주: 추정에 사용된 표본은 서울강남, 서울강북, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 울산 등 8개 지역의 1986년부터 2011년까지 자료이다. 아파트가격 상승률의 예측치는 과거 8년간의 평균 상승률($n=8$)을 사용하였다. 각 계수의 추정치 하단 괄호 속의 값은 추정치는 표준편차이며 추정치의 우측에 *표를 한 것은 유의수준 5%에서 모수가 0이란 귀무가설이 기각되는 경우이다. F 값 및 effect test 값 아래 괄호 속의 값은 유의확률(p-value)이다.

고정효과모형으로 패널자료를 추정해보면 전세가격결정모형의 유의성은 더 높아지고 있다. 특히 추정된 계수가 -0.099로 기대매매가격상승률에 따른 전세가격의 탄력성이 2배 이상 높아졌으며, 비록 연도별 더미변수가 추가되었지만 결정계수로 본 모형의 설명력도 58%에 이르고 있다. 추가된 연도별 더미변수의 결합유의성에 대한 F 검정통계량이 11.43, 유의확률이 0.000으로 나타나 고정효과가 없다는 귀무가설은 기각되고 합동모형에 대비해 고정효과모형이 더 우월한 것으로 나타났다.

확률효과모형은 고정효과모형에 비해 설명력이 다소 떨어진다. 추정된 계수가 -0.089로 기대매매가격상승률에 따른 전세가격의 탄력성이 소폭 낮아졌으며, 결정계수로 본 모형의 설명력도 18% 정도로 낮아졌다. 고정효과에 대비해 확률효과 존재 여부는 Hausman (1978) 검정으로 판단할 수 있다. Hausman 검정의 χ^2 통계량은 4.642, 유의확률은 0.031이 되어 고정효과모형과 추정량이 동일하다는 귀무

가설이 기각되지 않는다. 따라서 지금부터의 전세가격/매매가격모형의 패널추정에는 고정효과모형을 기본으로 선택한다. 고정효과를 연도(Period) 뿐 아니라 횡단면(Cross)에도 포함시킨 경우 자료에 비해 설명변수가 너무 많아졌지만 동일하게 유의한 음의 계수는 추정되었다.

〈표 5〉 전세/매매가격비율, 기대가격: 과거 이동평균값, 월간자료

$$r_{i,t} = \alpha_{i,t} + \beta \frac{g_{i,t}^e}{i_t} + \epsilon_{i,t} \quad \epsilon_{i,t} \sim iid(0, \sigma_{i,t}^2)$$
$$g_{i,t}^e = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n [\ln(P_{i,t-j+1}) - \ln(P_{i,t-j})]$$

	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	\overline{R}^2	F
Pooled Model	0.560* (0.002)	-0.419* (0.047)	0.030	78.516* (0.000)
Period Fixed Effect Model	0.553* (0.002)	0.356* (0.079)	0.476	8.264* (0.000)
1986~1997	0.474* (0.002)	0.417* (0.057)	0.489	8.638* (0.000)
2001~2011	0.632* (0.005)	-7.852* (3.793)	0.036	1.298* (0.019)
Period Fixed Cross Fixed	0.554* (0.001)	0.021* (0.004)	0.784	29.324* (0.000)
1986~1997	0.478* (0.001)	0.019* (0.003)	0.838	40.281* (0.000)
2001~2011	0.617* (0.000)	0.624* (0.125)	0.856	46.140* (0.000)

주: 추정에 사용된 횡단면 표본은 지역자료인 서울강남, 서울강북, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 울산 등 8개 지역이며, 시계열은 1986년부터 2011년까지이다. 아파트가격 상승률의 예측치는 연 간모형은 과거 8년간의 평균 상승률($n=8$), 월간모형은 과거 12개월 평균 상승률($n=12$)을 사용하였다. 각 계수의 추정치 하단 괄호 속의 값은 추정치는 표준편차이며 추정치의 우측에 *표를 한 것은 유의수준 5%에서 모수가 0이란 귀무가설이 기각되는 경우이다. F 값 아래 괄호 속의 값은 유의확률(p-value)이다.

세 가지 모형 모두에서 기대주택가격상승률의 계수는 유의한 음의 값을 보였다. 이는 우리나라 주택의 전세비용은 매매가격과 역관계에 있다는 것을 의미한다. 전 세로 운용되는 임대용 주택은 주로 투자의 목적으로 보유한 것이기 때문에 매매가

격이 높은 상승이 기대될수록 주택매매차익으로 높은 자본소득을 얻을 수 있기 때문에 전세가격이 낮아진다는 것을 의미한다. 또는 주택가격의 상승이 예상되면 그 예상이 반영되면서 현재의 주택가격이 당장 상승할 것이며 이에 따라 전세가격/매매가격비율은 하락할 것이다. 반면 매매가격의 상승폭이 낮게 예상될수록 전세가격은 높아질 것이다. 매매가격의 하락이 예상되면 매매가격이 당장 하락하면서 전세가격/매매가격비율이 상승할 것이다. 이에 따라 두 변수 간 음의 상관관계가 나타나게 된다.

다음으로 확인된 기대주택가격상승률이 전세가격/매매가격의 음의 관계의 강건성(robustness)을 확인하기 위해 몇 가지 대안적 자료로 다시 검정해보자. 먼저 연간자료 대신 월간자료로 이 모형을 검정해보자. 월간모형에서의 기대주택가격상승률은 앞에서 언급하였던 과거 12개월간의 평균상승률을 사용하였다. 월간자료에서는 계절성이 나타날 수 있지만 12개월 평균값을 사용하며 이 계절성을 피할 수 있다. 또한 전세가격, 매매가격에 계절성이 있는 경우에도 두 가격의 비율은 계절성에서 자유로울 수 있다.

월간자료로 합동모형을 추정해보면 기대주택가격상승률의 계수가 연간자료에서의 추정치보다 커지면서 유의하게 나타난다. 그러나 고정효과모형으로 추정해보면 모형의 설명력은 크게 높아지지만 이 계수의 부호는 양으로 바뀐다. 이에 따라 전체 표본기간을 외환위기 전후로 나누어 추정해보았다. 외환위기 직후 주가폭락, 금리급등, 환율급등, 경제성장률 급락, 실업률 급등 등 많은 거시경제변수가 비정상적이 급등락하였으며 이 시기의 자료가 균형식의 추정을 왜곡시킬 수 있기 때문에 1998~2000년까지의 자료는 제외하였다. 따라서 1997년까지와 2001년 이후로 나누어 추정해본다. 그 결과 외환위기 이전에는 이 계수가 여전히 양수이지만 외환위기 이후에는 음수가 된다.

3. 전세가격모형의 검정: AR 기대모형

다음으로 자기상관(AR) 모형에 의한 기대주택가격증가율로 전세가격모형을 검정해본다. 연간자료에서는 앞에서 설명한 바와 같이 AR(2) 모형을 선택하고 추정된 계수를 대입하여 $t+1$ 기의 기대주택가격증가율을 $g_{t+1}^e = 0.0244 + 0.5664g_t - 0.1714g_{t-1}$ 로 정의한다. 월간자료에서는 AR(4) 모형을 선택하였다. 자기상관모형

을 이용한 기대주택가격증가율은 전세/매매가격비율과 주로 양의 상관관계를 이루는 것으로 나타난다. 연간자료에서는 합동모형, 고정효과모형 모두 양의 상관관계이다. 월간자료의 합동모형에서만 앞의 경우와 같이 음의 관계를 이룬다. 이와 같은 양의 관계는 외환위기 전후로 나누어 추정한 경우에도 동일하게 나타나고 있다. 즉 기대주택가격증가율과 전세가격/매매가격비율간의 관계는 기대가격을 결정하는 방법에 크게 의존하는 것으로 보인다.

〈표 6〉 전세/매매가격비율과 기대가격: AR기대모형

$$r_{i,t} = \alpha_{i,t} + \beta \frac{g_{i,t+1}^e}{i_t} + \epsilon_{i,t} \quad \epsilon_{i,t} \sim iid(0, \sigma_{\epsilon,t}^2)$$
$$g_{i,t}^e = \gamma_0 + \sum_{j=1}^k \gamma_j g_{j,t-1}$$

	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	$\overline{R^2}$	F
연간자료				
Pooled Model	0.532* (0.011)	0.056* (0.013)	0.089	19.692* (0.000)
Period Fixed Effect Model	0.562* (0.011)	0.004 (0.016)	0.457	7.706* (0.000)
월간자료				
Pooled Model	0.562* (0.002)	-0.390* (0.046)	0.028	71.342* (0.000)
Period Fixed Effect Model	0.555* (0.002)	0.151* (0.055)	0.468	8.025* (0.000)

주: 추정에 사용된 횡단면 표본은 지역자료인 서울강남, 서울강북, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 울산 등 8개 지역이며, 시계열은 1986년부터 2011년까지이다. 아파트가격 상승률의 예측치는 연간모형은 AR(2) 모형, 월간모형은 AR(4) 모형을 사용하였다. 각 계수의 추정치 하단 괄호 속의 값은 추정치는 표준편차이며 추정치의 우측에 *표를 한 것은 유의수준 5%에서 모수가 0이란 귀무가설이 기각되는 경우이다. F값 아래 괄호 속의 값은 유의확률이다.

4. 전세가격과 거시경제변수

다음으로 주요거시경제변수들이 전세/매매가격비율에 미치는 영향을 고려한 상태에서 기대주택가격과의 상관관계를 살펴보자. 종속변수를 설명하는 주요 설명변수가 모두 포함된 유의한 모형을 사용해야만 추가적인 새로운 설명변수의 설명력을

올바로 판단할 수 있다. 만약 모형이 바르게 구축되지 않았다면 오모형화의 오류(misspecification error) 때문에 표준편차가 올바르게 추정되지 않고 이에 따라 유의성에 대한 거של검정이 신뢰성을 가질 수 없다. 이와 같은 점에서 전세/매매가격비율에 대한 설명변수로는 물가, 경제성장, 환율, 주가를 추가하여 앞에서의 패널추정을 다시 실시하였다. 물가와 경제성장은 가장 기본적인 경제변수이며, 우리경제가 대외적인 요인에 크게 좌우되기 때문에 환율을 포함하였으며, 투자 차원에서 부동산과의 대체재로 주가를 고려하였다. 물가의 자료로는 소비자물가지수를 사용하였으며, 경제성장의 자료로는 GDP가 월간으로 존재하지 않기 때문에 전산업에 대한 산업생산지수를 사용하였다. 환율과 주가는 월평균 값이다. 추정식에는 로그차분으로 계산되는 증가율의 형태로 설명변수에 포함시켰다.

〈표 7〉에 정리된 바와 같이 대부분의 경우 전세/매매가격비율에 대한 기대주택가격증가율은 회귀계수가 유의한 음수로 나타나 이론부분의 예상과 일치하고 있다. 구체적으로 살펴보면 먼저 연간자료로 전체기간을 추정한 결과는 모든 변수가 유의한 음수로 나타나고 있다. 그러나 외환위기 이전 기간에 대한 추정결과는 결정계수로 본 설명력은 다소 높아지지만 산업생산지수와 환율 계수의 부호가 바뀌며 주가의 계수는 유의하지 않게 되었다. 또한 기대주택가격의 계수가 양수로 바뀌었다. 외환위기 이후 기간에 대한 추정결과는 결정계수로 0.60으로 설명력이 상당히 높아졌지만 거시변수들이 모두 유의하지는 않게 되었다.

월간자료로 이용한 추정결과는 연간자료에 비해 결정계수가 크게 낮아졌다. 이는 연간자료에 비해 월간자료의 변동성이 더 높기 때문에 나타난 현상으로 보인다. 이를 반영하여 산업생산지수, 환율은 월간에서는 세 가지 추정결과에서 모두 유의하지 않은 것으로 나타난다.

연간 및 월간을 합쳐 전체적으로 평가해보면 2000년대 이후에는 거시경제변수가 전세/매매가격비율을 잘 설명하지 못하는 것으로 나타난다. 이는 이 시기의 전세가격변화는 경제적인 요인보다는 인구구조변화, 교육 및 사회문화적 요인 등과 같은 비경제적인 요인에 의해 주로 야기되었다는 것으로 해석할 수도 있다. 구체적으로 각 거시경제변수들이 전세/매매가격비율과 부동산시장에 미치는 영향에 대해서는 추가적인 연구가 필요할 것이다.

〈표 7〉 전세/매매가격비율과 거시경제변수

$$r_{i,t} = \alpha_{i,t} + \beta_1 \frac{g_{i,t+1}^e}{i_t} + \beta_2 \Delta \ln(CPI) + \beta_3 \Delta \ln(IP) + \beta_4 \Delta \ln(FX) + \beta_5 \Delta \ln(KOSPI) + \epsilon_{i,t}$$
$$g_{i,t}^e = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n [\ln(P_{i,t-j+1}) - \ln(P_{i,t-j})]$$

기간	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$	$\hat{\beta}_4$	$\hat{\beta}_5$
연간자료						
1986~2011	0.817*	-0.062* (0.012)	-3.482* (0.343)	-0.622* (0.178)	-0.393* (0.106)	-0.172* (0.037)
$\overline{R}^2 = 0.4258, \quad F = 30.519 \quad (0.000)$						
1986~1997	0.589*	0.108* (0.022)	-3.472* (0.451)	0.511* (0.188)	0.365* (0.149)	-0.076 (0.041)
$\overline{R}^2 = 0.4639, \quad F = 16.054 \quad (0.000)$						
2001~2011	0.783*	-0.156* (0.014)	-0.419 (1.514)	-0.145 (0.330)	-0.139 (0.147)	0.050 (0.085)
$\overline{R}^2 = 0.6025, \quad F = 27.370 \quad (0.000)$						
월간자료						
1986~2011	0.570*	-0.382* (0.048)	-2.598* (0.484)	-0.040 (0.037)	0.119 (0.079)	-0.121* (0.034)
$\overline{R}^2 = 0.0462, \quad F = 25.079 \quad (0.000)$						
1986~1997	0.494*	-0.123* (0.038)	-1.426* (0.470)	-0.018 (0.040)	0.289* (0.082)	-0.190* (0.039)
$\overline{R}^2 = 0.0591, \quad F = 15.368 \quad (0.000)$						
2001~2011	0.614*	10.073* (2.963)	0.322 (0.915)	0.006 (0.054)	-0.115 (0.143)	-0.006 (0.065)
$\overline{R}^2 = 0.0070, \quad F = 2.492 \quad (0.030)$						

주: 추정에 사용된 거시변수로 CPI는 소비자물가지수, IP는 전산업 산업생산지수, FX는 월평균 대미 달러환율, KOSPI는 월평균 종합주가지수이다. 부분표본으로는 우리나라 외환위기를 기준으로 나누었으나 1998-99의 거시경제변수는 급변으로 부분표본의 추정기간에서는 제외하였다. 그 외 내용은 〈표 5〉의 주석과 동일하다.

V. 결론 및 시사점

전세가격/주택가격비율이 기대매매가격 증가율에 의해 결정된다는 이론모형이

도출되었으며 1986년부터 서울과 6개광역시의 자료를 이용한 패널분석결과는 이 모형을 지지하고 있다. 전세가격이 주택가격상승세에 의해 결정된다는 것은 주택가격이 인플레이션을 또는 이자율 이상 상승한 것이 전세제도를 유지시킬 수 있었던 환경이었다는 것을 의미한다.

우리나라에서는 1960년대부터 세계적으로 유례가 없을 정도로 빠르게 경제가 성장하였으며 핵가족화도 가속화되었다. 그 결과 80~90년대 수도권을 비롯한 성장지역 중심으로 주택에 대한 수요가 크게 늘어나 주택가격이 급등하였다. 주택가격의 급등을 경험한 세대들은 주택을 자산증식의 중요한 수단으로 보게 되었으며 특히 투자비용이 적은 전세부 주택을 선호하였다. 그러나 경제성장의 진전으로 경제성장세가 1990년대부터 둔화되면서 이제는 전국적인 부동산 가격 상승세를 기대하기는 어려운 여건이 되었다.

본 연구에서 도출된 전세가격모형은 이와 같은 환경 변화로 매매가격 상승에 따른 자본이득을 기대하기 어려워진 전세임대자는 줄어든 자본이득을 보전하기 위해 전세가격을 올리거나 더 이상 자산증식수단으로의 주택보유를 지양하면서 전세주택에 대한 공급을 줄일 것이란 것을 함축하고 있다. 이에 따른 전세가격의 지속적 상승에 따른 임대비용부담은 전세의 일부 또는 전체를 월세로 전환시킬 압력으로 작용할 것이다. 또한 전세주택의 공급 감소는 전세가격 상승을 가속화시켜 전세에서 월세로의 임대관행 변화를 촉진시킬 수도 있을 것이다. 즉 최근 심각성이 지적되는 가계부채, 하우스푸어, 깡통주택, 전세난, 부동산시장침체 등은 이와 같은 부동산 시장의 환경 및 구조변화에 따라 연쇄적으로 발생한 유기적인 현상으로 이해해야 할 것이다. 따라서 전세제도가 원활하게 월세로 넘어가면서 임대인과 임차인이 겪을 충격을 최소화할 수 있는 종합적인 대책이 필요할 것이다.

아울러 본 연구의 한계점으로는 주택가격에 대한 기대모형에 따라 그 결과에 다소 차이가 있다는 점을 들 수 있다. 따라서 다양한 기대모형을 구축하여 그 결과를 확인할 필요가 있을 것이다. 또한 추정된 전세/매매가격비율과 거시경제변수들과의 관계에 대한 이론적 규명과 추가적인 실증적 연구도 필요할 것이다. 외환위기 전후로 전세/매매가격비율의 결정원리에도 차이가 나타나는데 그 원인에 대한 추가적인 연구도 필요하다.

■ 참 고 문 헌

1. 김관영, “주택매매시장의 효율성 분석,” 『한국개발연구』, 제10권 제3호, 1988, pp. 51-64.
(Translated in English) Kim, Kwan-Young, “Efficiency Analysis in Korean Real Estate Market,” *KDI Journal of Economic Policy*, Vol. 10, No. 3, 1988, pp. 51-64.
2. 김상기 · 이상호 · 김재준, “주택매매가격 및 전세가격과 미분양주택량의 관계성 분석,” 『대한건축학회논문집』, 26-1, 2010, pp. 278-285.
(Translated in English) Kim, Sang-Ki, Sang-Hyo Lee and Jae-Jun Kim, “The Influence of the Housing Transaction and Jeonse Rental Price Upon the Fluctuation of the Unsold Housing Stocks,” *Journal of the Architectural Institute of Korea*, Vol. 26, No. 1, 2010, pp. 278-285.
3. 김영재 · 이민환, “패널 공적분을 이용한 한국 주택가격 결정요인 분석,” 『한국경제연구』, 제29권 4호, 2011, pp. 141-69.
(Translated in English) Kim, Young-Jae and Min-Hwan Lee, “A Panel Cointegration Analysis on the Determinants of Korean Housing Prices,” *Journal of Korean Economic Studies*, Vol. 29, No. 4, 2011, pp. 141-69.
4. 김윤영, “우리나라 주택시장의 매매전세가격변동 거시결정요인의 동태분석,” 『경제학연구』, 제60집 제3호, 2012, pp. 127-153.
(Translated in English) Kim, Yun-Young, “Macroeconomic Determinants of Housing and Housing Lease Prices’ Dynamics in Korea,” *The Korean Journal of Economic Studies*, Vol. 60, No. 3, pp. 127-153.
5. 김종일 · 송의영 · 이우현, “서울 아파트시장에서의 전세-매매가격 비율과 시장의 효율성,” 『한국경제의 분석』, 4권 1호, 1998, pp. 50-94.
(Translated in English) Kim, Jong-Il, E. Young Song and Wooheon Rhee, “Rent Deposits and Expected Appreciation of Apartment Units in Seoul,” *Journal of Korean Economic Analysis*, Vol. 4, No. 1, 1998, pp. 50-94.
6. 김현재, “서울시 아파트 매매 및 전세가격 결정요인의 분석,” 『부동산학보』, 21, 2003, pp. 98-121.
(Translated in English) Kim, Hyun Jae, “Analysis on the Determining Factors of Apartment Sales Prices and Chonse Prices in Seoul,” *Korea Real Estate Academy Review*, Vol. 21, 2003, pp. 98-121.
7. 문규현, “국내 주택시장의 가격발견-매매가격/전세가격을 중심으로,” 『산업경제연구』, 23-2, 2010, pp. 797-811.
(Translated in English) Moon, Gyu-Hyen, “The Price Discovery of the Housing Market in Korea,” *Journal of Industrial Economics and Business*, Vol. 23, No. 2, 2010, pp. 797-811.
8. 박현수 · 안지아, “VAR 모형을 이용한 부동산가격 변동요인에 관한 연구,” 『부동산연구』, 19-1, 2009, pp. 27-49.
(Translated in English) Park, Heon Soo and Ji A An, “The Sources of Regional Real Estate Price Fluctuations,” *Korea Real Estate Review*, Vol. 19, No. 1, pp. 27-49.

9. 박희석 · 원제무, 2011, “패널분석을 이용한 아파트 가격 영향 인자,” 『대한부동산학회지』, 28권 1호, 109-124.
(Translated in English) Park, Hee-Seog and Jai-Mu Won, “A Study on Influence Factors of Apartment Prices using Panel Data,” *Journal of Korea Real Estate Society*, Vol. 28, No. 1, 2011, pp.109-124.
10. 손재영 · 이준용 · 유주연, 2011, “주택 전세-매매가격 비율에 반영된 미래자본이득 기대형성 메카니즘,” 『부동산학연구』, 19-1, 2009, pp.5-24.
(Translated in English) Son, Jaeyoung, Junyong Lee and Jooyeon Yoo, “Capital Gains Expectation Embedded in Rent to House Price Ratios,” *Journal of the Korea Real Estate Analysts Association*, Vol. 17, No. 3, 2011, pp.5-24.
11. 이영수, “주택가격과 전세가격: VECM 분석,” 『부동산학연구』, 제16집 제4호, 2010, pp.21-32.
(Translated in English) Lee, Young-Soo, “Housing Price and Chonsei Price: VECM Analysis,” *Journal of the Korea Real Estate Analysts Association*, Vol. 16, No. 4, 2010, pp.21-32.
12. 임규채 · 기석도, “주택시장의 전세가격과 매매가격간의 상호관계에 관한 연구,” 『산업경제연구』, 19-3, 2006, pp.1203-1223.
(Translated in English) Lim, Kyu-Chae and Seuk-Do Kie, “A Study on Interrelationship of Buying and Selling and a Contract to Rent a House in the Housing Market,” *Journal of Industrial Economics and Business*, Vol. 19, No. 3, 2006, pp.1203-1223.
13. 조주현 · 임정호, “전세가격과 매매가격 및 월세가격간의 관계에 관한 연구,” 『부동산학연구』, 10-2, 2004, pp. 17-29.
(Translated in English) Cho, Joo-Hyun and Kevin J. Lim, “An Empirical Study of the Relationship among Housing Price, Chonsei Price, and Rental Price,” *Journal of the Korea Real Estate Analysts Association*, Vol. 10, No. 2, 2004, pp.17-29.
14. 홍기석, “우리나라 주택가격과 자산가격모형(CAPM),” 『한국경제연구』, 제27권, 2009, pp.157-187.
(Translated in English) Hong, Kiseok, “Korea’s Regional Housing Price and the CAPM,” *Journal of Korean Economic Studies*, Vol. 27, 2009, pp.157-187.
15. Ambrose, Brent W. and Sunwoong Kim, “Modeling the Korean Chonsei Lease Contract,” *Real Estate Economics*, Vol. 31, 2003, pp.53-74.
16. Case, K.E. and Robert J. Shiller, “The Efficiency of the Market for Single-Family Homes,” *American Economic Review*, March, 1989, pp.125-137.
17. Cho, Dongchul, “Interest Rate, Inflation, and Housing Price: With an Emphasis on Chonsei Price in Korea,” *NBER Working Paper* 11054, 2005.
18. Campbell, John Y., “Mortgage Market Design,” *NBER Working Paper* 18339, 2012.
19. Hamilton, B. W. and R. M. Schwab, “Expected Appreciation in Urban Housing Markets,” *Journal of Urban Economics*, Vol. 18, 1985, pp.103-118.
20. Hausman, Jerry A., “Specification Tests in Econometrics,” *Econometrica*, Vol. 46, 1978, pp.1251-72.
21. Hwang, Min, John M. Quigley and Jae-Young Son, “The Dividend Pricing Model: New

- Evidence from the Korean Housing Market,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 32, No. 3, 2006, pp.205-28.
22. Newey, Whitney and Kenneth West, “Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation,” *Review of Economic Studies*, Vol. 61, 1994, pp.631-53.
23. Rosen, Shersin, “Hedonic Price and Implicit Market: Product Differentiation in Pure Competition,” *Journal of Political Economy*, Vol. 82, 1974, pp.35-55.

A Panel Analysis on the Chonsei Price Model

Chung-Eun Lee*

Abstract

Chonsei contracts are prevailing at house lease contracts in Korea. In chonsei contracts, tenants of houses give a lump-sum deposit to the owner of the property instead of paying periodic rent. This study constructs a chonsei price model from a housing price model under no arbitrage condition. The model implies the expected price change of the property determines the chonsei/trade price ratio. The chonsei price approaches to the trade price as the trade price is not expected to rise and it lowers as the trade price is expected to rise more. The implication of the model is confirmed both in time series and cross sectional data. Also, it is confirmed in panel data analysis.

Key Words: chonsei price, real estate price, dividend price model, panel analysis

JEL Classification: D4, E2, R1

Received: Jan. 15, 2013. Revised: May 28, 2013. Accepted: Oct. 29, 2013.

* Professor, Department of Economics, Hallym University, 1 Hallymdaehak-gil, Chuncheon, Gangwon-do 200-702, South Korea, Phone: +82-33-248-1819, e-mail: chlee@hallym.ac.kr