

## 지역간 주택매매가격 변동성의 상관관계에 관한 연구

유 한 수

극동대학교 경영학부 부교수

E-mail : hsy@kdu.ac.kr

본 연구에서는 서울, 대전, 부산의 주택매매가격종합지수 변동성간의 상관관계에 대해 분석하였다. 기존의 연구에서는 시장에서 관찰되는 관측변동성을 이용하여 분석하였으나 본 연구에서는 통계적 방법을 이용하여 관측변동성을 내재가치의 변화에 의해 발생하는 기본적 변동성과 추종거래 등과 같은 잡음거래(noise trading)에 의해 발생하는 일시적 변동성으로 분해하여 각 변동성간의 관계를 분석하였다.

분석 결과 서울 주택매매가격 변동성과 부산 주택매매가격 변동성의 상관관계가 관측변동성, 기본적 변동성, 일시적 변동성 모두 높게 나타나고 있다. 기본적 변동성의 경우는 관측변동성의 경우보다 상관관계가 높게 나타났는데 기본적 변동성은 정보에 의해 발생하는 지속적인 변동성 부분이므로 각 시장에 공통적으로 영향을 주기 때문에 상관관계가 높게 나타난 것으로 판단된다.

<색인어> 주택매매가격, 기본적 변동성, 일시적 변동성, 상관관계, 잡음거래

### 1. 서론

서울지역의 주택가격은 지방의 주택가격에 선행하는 경향을 보이는 것으로 기존의 연구들은 밝히고 있다. 전국적인 주택가격 상승의 원인이 서울지역의 주택가격 상승에 기인된 것이라는 인식 또는 연구결과들이 나타나고 있는데, 기존의 연구들은 주로 주택가격 자체에 대해 분석이 이루어져 왔다. 본 연구에서는 서울과 지방 대도시 주택가격지수 변동성간의 상관관계를 분석하려 한다. 분석대상 지역으로는 서로 원거리에 있으며 대도시로서 지역 대표성이 있다고 판단되는 서울, 대전, 부산 세 지역간의 관계를 분석함으로써 특정 지역에서의 변동성과 다른 지역의 변동성에 어떤 관계를 갖고 있는지를 연구하였다.

기존 연구와의 또 다른 차별성은 기존 연구들에서는 시장에서 관찰되는 관측변동성에 대해 분석이 이루어졌으나 본 연구에서는 상태공간모형과 칼만필터링이라는 통계적 방법을 이용하여 내재가치의 변화에 의해 발생하는 기본적 변동성과 잡음거래(noise trading)에 의해 발생하는 일시적 변동성으로 분해하여 각 변동성간의 관계를 분석하였다는 것이다.

즉, 변동성은 불확실성(uncertainty) 또는 위험(risk)을 의미하므로, 서울 주택시장에서 나타나는 주택가격 위험(risk)과 지방 대도시 주택가격 위험이 어떤 관계를 갖고 있는가를 본 논문에서 연구하였다.

서울 주택가격 변화가 지방 대도시 주택가격 변화에 미치는 영향이 크다면 서울지역의 주택가격 안정이 다른 지역의 주택가격 안정에 영향을 미치게 될 것이다.

기존의 연구들은 대부분 주택가격 자체를 대상으로 분석을 하였으며 변동성에 대한 연구는 거의 이루어지지 않았다. 그리고 본 연구에서와 같이 변동성을 분해하여 연구한 논문은 없고, 관측변동성을 대상으로 분석한 논문으로 이상경(2003)의 연구가 있다. 이상경(2003)은 1986년 1월부터 2003년 6월까지의 주택매매가격 종합지수를 대상으로 서울시 강남지역으로부터 수원시와 부산시로의 가격변화 및 변동성 이전효과를 분석하였다. EGARCH모형을 이용하여 비대칭적 효과를 분석하였는데 주택가격상승 뉴스가 주택가격하락 뉴스에 비해 변동성을 더 크게 하는 것으로 나타났다. 그리고 가격 및 변동성 이전효과를 분석하였는데, 강남지역의 주택가격 월간 변동률이 1%P 상승할 때 수원시와 부산시는 각각 0.43%P와 0.36%P가 상승하는 것으로 나타났으며, 변동성도 이전하는 것으로 나타났는데, 외환위기 이후를 보면 수원시와 부산시의 변동성이 강남보다 낮은 것으로 나타났다.

김의준 등(2000)은 수도권 8개 지역 아파트 월별 매매가격자료를 이용하여 수도권 아파트 가격의 지역간 인과성을 분석하였는데, 서울의 동남권 지역의 가격변동이 서울의 서남권과 고양시의 가격변동에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 서울의 서남권은 고양시에, 고양시는 의정부시, 인천시, 수원시 등의 가격변동에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특정지역의 아파트 가격변동은 1~5개월 이후 다른 지역의 아파트 가격에 영향을 미치며, 10개월 후에는 정상추세에 수렴하지만 반응속도와 크기는 서울 동남권과의 거리에 큰 영향을 받는 것으로 나타났다.

## II. 연구방법론

변동성을 추정하는 모형으로 GARCH모형이 자주 이용되는데 GARCH모형의 문제점은 최근의 정보가 악재냐 호재냐의 구분 없이 대칭적으로 반영한다는 것이다. 즉, 수익률충격이 양(+), 음(-)이든 관계 없이 변동성에 항상 대칭적인 효과를 가져온다. 결과적으로 GARCH 모형에서는 비대칭적 효과를 파악할 수 없다는 것이다.

이러한 문제점을 해결하기 위해 제시된 모형으로 Glosten, Jaganathan, & Runkle(1993)의 GJR모형을 들 수 있는데 GJR GARCH모형은 표준 GARCH모형에 음의 가격충격에 대한 변동성의 비대칭성을 포착할 수 있도록 더미변수항이 추가된 모형이다.

본 연구에 이용한 GJR GARCH(1,1)모형은 다음과 같다.

$$\text{평균방정식 : } r_t = \mu + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, h_t) \quad (1)$$

$$\text{분산방정식 : } h_t = \alpha_0 + \alpha_1 h_{t-1} + \beta \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma D \varepsilon_{t-1}^2 \quad (2)$$

여기서,  $\varepsilon_{t-1} < 0$  이면  $D = 1$ , 그 외의 경우에는  $D = 0$

분산방정식의 D는 더미변수로서  $\varepsilon_{t-1} < 0$  이면 1이고 그렇지 않으면 영의 값을 갖는다. 따라서 음의 충격에 대한 비대칭적 효과는 음의 충격이 현재의 변동성을 증가시킨다는 것을 의미하는  $\gamma > 0$  이라는 가설로 검증된다.  $\gamma > 0$  이라면  $\varepsilon_{t-1} < 0$  일 경우 음의 수익률 충격에 대한 반응은  $\beta + \gamma$  이고,  $\beta + \gamma > \beta$  이기 때문에 음의 충격은 양의 충격에 비해 큰 변동성을 발생시킨다.

본 연구의 분석방법은 다음과 같다. 관측변동성을 기본적 변동성과 일시적 변동성으로 분해하는 방법론으로 비관측변수를 포함하는 모형을 추정하는데 유용한 기법인 상태-공간모형(state-space model)과 칼만필터링(Kalman filtering)을 이용하여 분석하였다. 관측변수와 비관측변수를 연결하는 측정방정식(measurement equation)과 비관측변수의 행태를 나타내는 전이방정식(transition equation)으로 구성된 모형을 상태공간모형이라고 부른다. 김명직, 장국현(1998)이 상태공간모형에 대해 설명한 내용을 다음과 같이 요약하였다.

상태공간모형은  $N \times 1$  벡터  $y_t$ 를 측정방정식(measurement equation)을 통해서 상태벡터  $M \times 1$  벡터  $\alpha_t$ 와 연결시킨다.

$$y_t = Z\alpha_t + \varepsilon_t, \quad t=1, \dots, T, \quad \varepsilon_t \sim N(0, H_t) \quad (3)$$

$\alpha_t$ 는 관찰불가능하지만 다음과 같이 모형화한다.

$$\alpha_t = T\alpha_{t-1} + R\eta_t, \quad t=1, \dots, T, \quad \eta_t \sim N(0, Q_t) \quad (4)$$

위의 식을 전이방정식(transition equation)이라고 한다.

위와 같이 상태공간모형으로 표현되면 칼만필터링(Kalman filtering)을 이용하여 모형을 추정할 수 있다.

본 연구에서의 상태공간모형은 다음과 같이 설정하였다.

측정방정식(measurement equation) :

$$Y_t = P_t + T_t \quad (5)$$

전이방정식(transition equation)

$$P_t = d + P_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (6)$$

$$T_t = \phi T_{t-1} + \eta_t, \quad -1 < \phi < 1, \quad \eta_t \sim N(0, \sigma_\eta^2) \quad (7)$$

여기에서  $Y_t$  : 관측변동성,  $P_t$  : 기본적 변동성,  $T_t$  : 일시적 변동성,  $d$  : 표류(drift)임.

관측변동성은 기본적 변동성 부분과 일시적 변동성 부분의 합으로 모형화하였다. 기본적 변동성 부분은 정보에 의한 것으로 지속적인 속성을 가지므로 임의보행과정(random walk)으로 모형화하고, 일시적 변동성 부분은 투자자들의 유행(fads)에 의해 발생에 의한 것이어서 내재가치로 회귀하는 속성이 있으므로 안정적 과정(stationary process)으로 모형화하였다.

### III. 실증분석

#### 1. 모형설정

분석대상기간은 개장된 1986년 1월부터 2006년 12월까지의 기간이며 분석대상은 주택매매가격종합지수 월별자료이다. 주택매매가격 종합지수자료는 국민은행 홈페이지의 자료를 이용하였다.

주택매매가격지수 변화율 계산 공식은 다음과 같다.

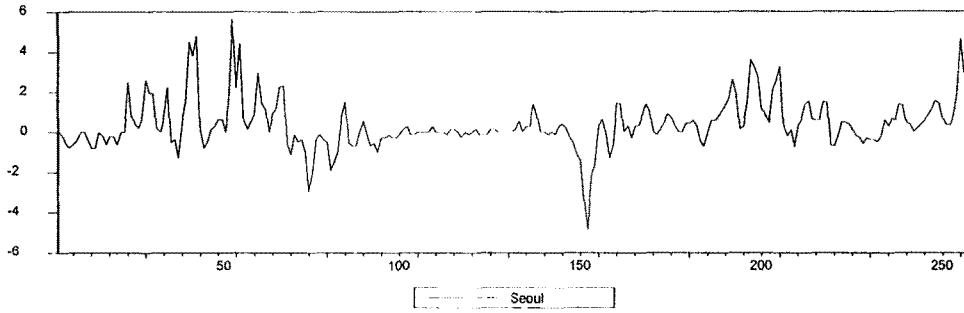
$$\text{주택매매가격지수 변화율} : r_t = \left( \ln \frac{HPI_t}{HPI_{t-1}} \right) \times 100 \quad (9)$$

여기에서  $r_t$  : 주택매매가격지수 변화율

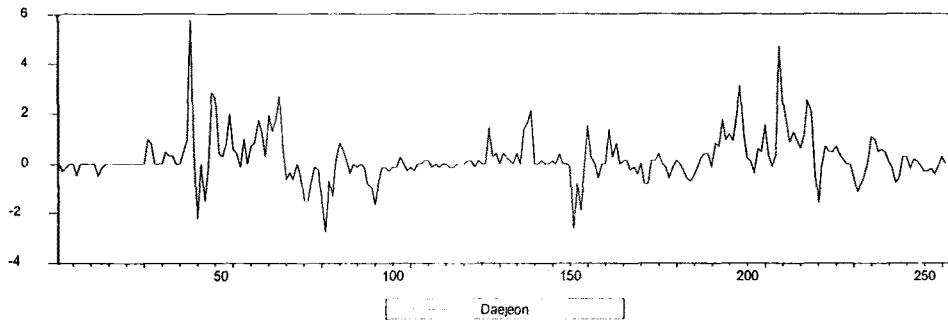
$HPI_t$  : t월의 주택매매가격지수

$HPI_{t-1}$  : t-1월의 주택매매가격지수임.

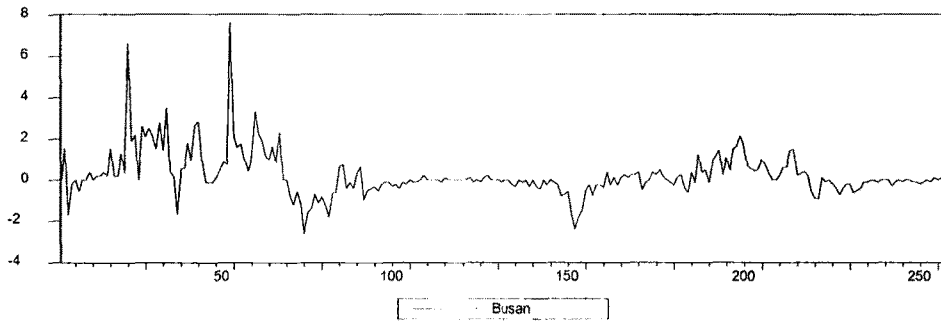
<그림 1> 서울의 주택매매가격지수 변화율



<그림 2> 대전의 주택매매가격지수 변화율



<그림 3> 부산의 주택매매가격지수 변화율



<표 1> 기술적 통계량

	평균	표준편차	왜도	첨도	J-B
서울	0.36204	1.23073	0.84614	7.09987	205.744***
대전	0.19642	0.93986	1.46748	10.4499	670.536***
부산	0.23238	1.09815	2.34988	15.1036	1763.12***

주) \*\*\*는 1% 유의수준에서 유의함.

<표 1>에서 주택가격변화율의 평균을 보면 서울이 0.36204로 가장 높게 나타났으며, 대전 지역은 비교적 가격변화율이 작은 것으로 나타났다. 그리고 가격변화율의 표준편차는 서울이 1.23073로 가장 높게 나타났다. 왜도는 양의 값으로 나타났으며 첨도는 모두 3이상으로 나타났다. 그리고 Jacque-Bera 통계량이 1% 유의수준에서 유의한 것으로 나타나 정규분포 가설을 기각하고 있다.

<표 2> 주택가격지수 변화율의 자기상관계수

	자기상관계수				Q-통계량	
	1	2	3	10	Q(10)	P값
서울	0.663	0.374	0.131	0.114	220.00	0.000
대전	0.508	0.206	0.116	0.030	119.32	0.000
부산	0.557	0.527	0.360	0.272	374.05	0.000

Ljung-Box Q 통계량에 의해서 자기상관을 검정했는데 세 지역의 시계열 모두 자기상관계수가 영이라는 귀무가설이 기각되고 있어 자기상관관계가 있는 것으로 나타났다.

관측변동성을 구하기 위해 GARCH(1,1) 모형과 GJR GARCH(1,1) 모형을 이용하였으며 자기상관관계가 있는 것으로 나타났으므로 평균방정식에 AR항을 포함시켜 모형을 설정하였다.

GARCH-AR(1) 모형과 GJR GARCH-AR(1) 모형을 이용해 추정한 결과, 대수우도값을 보면 세 지역의 시계열 모두 GJR GARCH-AR(1) 모형을 이용했을 경우가 크게 나타났으므로 세 지역 모두 GJR GARCH(1,1)-AR(1) 모형으로 추정하였다.

<표 3> GARCH(1,1)-AR(1) 모형 분석결과

평균방정식 : $r_t = \mu + \delta r_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, h_t)$ 분산방정식 : $h_t = \alpha_0 + \alpha_1 h_{t-1} + \beta \varepsilon_{t-1}^2$							
		$\mu$	$\delta$	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\beta$	lnL
서울	계수	0.027887	0.720921	0.012774	0.639789	0.543361	-277.0741
	t값	0.806602	14.30406	1.904309	13.72921	6.184168	
대전	계수	-0.018971	0.618436	0.208714	0.045337	1.590841	-279.3755
	t값	-0.543757	13.37677	10.76419	1.001969	7.161318	
부산	계수	-0.013873	0.694306	-0.000634	0.853670	0.210385	-228.8214
	t값	-0.699753	11.27602	-0.807343	83.84095	6.432219	

<표 4> GJR GARCH(1,1)-AR(1) 모형 분석결과

평균방정식 : $r_t = \mu + \delta r_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, h_t)$ 분산방정식 : $h_t = \alpha_0 + \alpha_1 h_{t-1} + \beta \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma D \varepsilon_{t-1}^2$ $\varepsilon_{t-1} < 0$ 이면 $D = 1$ , 그 외의 경우에는 $D = 0$								
		$\mu$	$\delta$	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\beta$	$\gamma$	lnL
서울	계수	0.044791	0.761044	0.014237	0.629397	0.734646	-0.368557	-275.1776
	t값	1.207486	16.61568	2.070049	14.00476	4.990165	-2.388559	
대전	계수	0.042368	0.623507	0.239995	-0.004424	3.263534	-2.951940	-267.7627
	t값	1.124277	14.58617	14.56537	-1.865916	6.133788	-5.165682	
부산	계수	-0.009000	0.611894	-0.000118	0.818780	0.414251	-0.259837	-226.2688
	t값	-0.478149	9.012660	-0.111660	60.18275	6.945394	-4.175826	

GJR GARCH 모형 분석결과를 보면 비대칭적 변동성 효과를 나타내는  $\gamma$ 계수가 음의 값으로 나타났다는 것이다. 즉 주택가격 하락충격의 경우에 발생하는 변동성의 크기가 주택가격 상승충격이 발생하는 경우의 변동성보다 작다는 것이다. 이는 주식가격 하락충격에 대해 높은 변동성이 나타나는 주식시장의 경우와는 반대의 현상이다.

위와 같은 현상이 나타나는 이유는 황두현(2003) 논문에서의 논리로 설명이 가능하다. 주식의 경우 주식보유자는 주가가 하락하는 경우 보유하고 있는 주식을 매각하는 방안 또는 주가가 상승할 때까지 보유하는 방안이 있다. 이 경우 주식을 그냥 보유하고 있는 것은 주식보유자에게 아무런 서비스를 제공하지 않는다. 그러나 주택의 경우 그냥 보유하더라도 주거서비스를 주택소유자가 직접 누리든가 또는 주택을 다른 사람에게 임대하게 된다. 즉, 주택은 그 자체로도 주거서비스라는 효용을 창출하기 때문에 매매가격이 바라는 수준보다 낮은 경우 자가소유자는 그냥 주거서비스를 소비하기를 선택하거나 전세주택소유자는 주택을 매매 시장에 공급하지 않고 전세시장에 공급할 것이다. 그 결과 주택매매시장에서의 공급이 감소하여 주택공급은 하방경직적인 경향을 갖게 된다. 한국의 경우 주거서비스만이 거래되는 전세시장이 존재함으로써 주택공급의 하방경직적인 경향이 크게 나타날 것이다. 이와 같이 전세시장의 존재로 인해 매매시장에서의 가격하락은 상대적으로 완화될 것이다.

GJR GARCH(1,1)-AR(1) 모형에 의해 구해진 관측변동성  $h_t$ 를  $Y_t$ 로 기호정의하였으며  $Y_t$ 를 식(5), 식(6), 식(7)과 같은 상태-공간모형을 이용하여 기본적 변동성( $P_t$ )와 일시적 변동성( $T_t$ )로 분해하였다. 그리고 일시적 변동성은 모형에 의해 계산된 값의 절대치를 이용하여 분석하였다.

세 지역의 변동성간의 상관관계에 대해서 분석하기 위하여 관측변동성, 기본적 변동성, 일시적 변동성에 있어서 각 지역간의 상관관계가 어떠한 지에 대해 분석하였다.

## 2. 관측변동성에 대한 분석

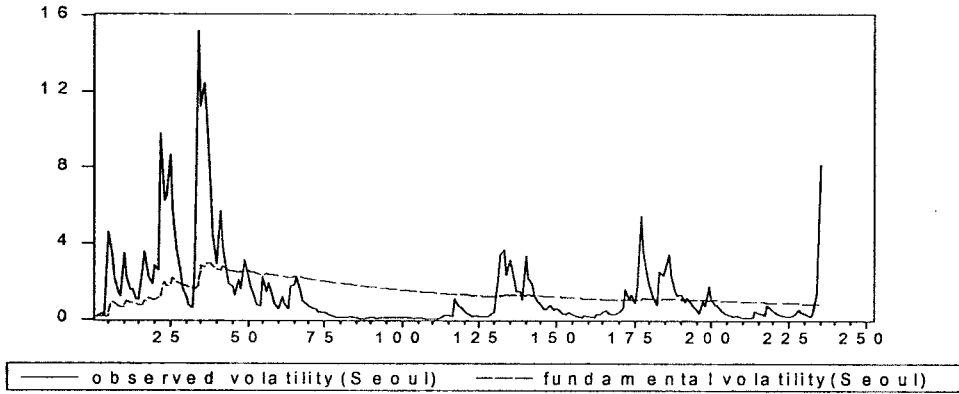
<표 5>에서 관측변동성간의 상관계수를 보면 서울과 부산간의 상관계수(0.712769)는 높게 나타나는 반면 서울과 대전간의 상관계수(0.187113)는 낮게 나타나고 있다. 그리고 대전과 부산간의 상관계수(0.042366)도 낮게 나타나고 있다.

<표 5> 관측변동성간의 상관계수

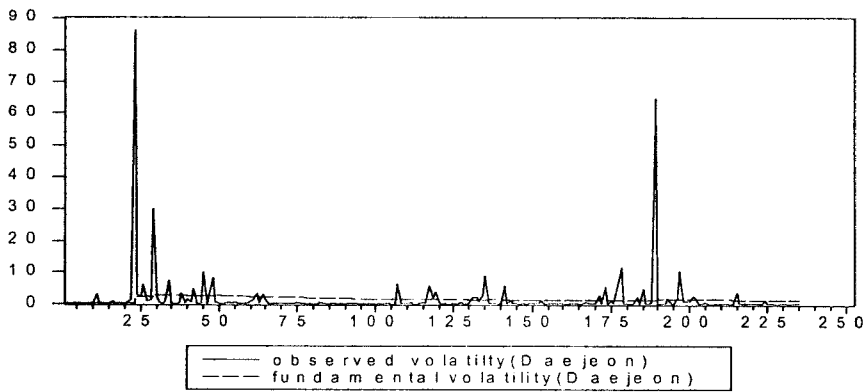
	서울	대전	부산
서울	1		
대전	0.187113	1	
부산	0.712769	0.042366	1



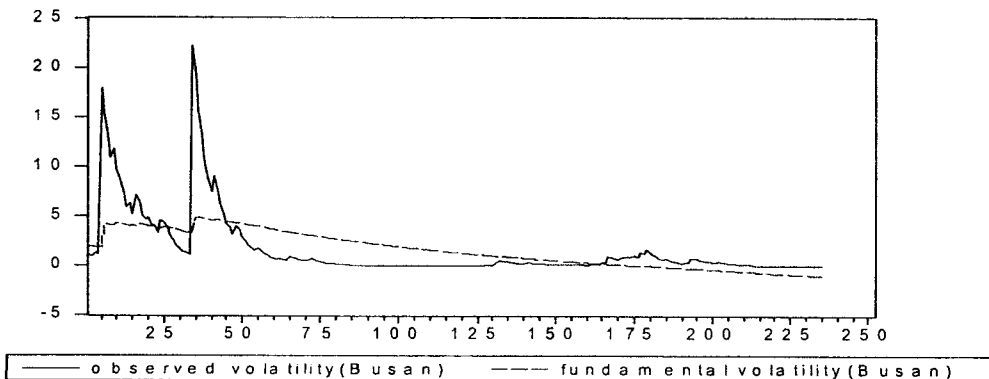
<그림 4> 서울 주택매매가격지수의 관측변동성과 기본적 변동성



<그림 5> 대전 주택매매가격지수의 관측변동성과 기본적 변동성



<표 6> 부산 주택매매가격지수의 관측변동성과 기본적 변동성



### 3. 기본적 변동성과 일시적 변동성에 대한 분석

상태공간모형을 이용해 추정한 결과는 <표 6>과 같다. 결과를 보면 서울, 부산의 경우  $\sigma_n$  와  $\phi$ 가 유의적인 값을 보여주어 잠음거래부분이 유의적인 것으로 나타났다.

<표 6> 상태공간모형을 이용해 추정한 결과

	$\widehat{\sigma}_\epsilon$	$\widehat{\sigma}_n$	$\widehat{\phi}$
서울	-1.6769374e-007 (0.089803177)	1.3221242 (0.061084487)	0.80091225 (0.043527633)
대전	-0.000000042 (0.068713492)	7.406490288 (0.341982782)	0.011897041 (0.088290045)
부산	1.0491898e-008 (0.10369188)	1.7769233 (0.082086284)	0.80951497 (0.039495906)

주) ( )는 표준오차임.

<표 7>에서 기본적 변동성간의 상관계수의 특징을 보면 관측변동성의 경우보다 상관계수가 높게 나타나는 것을 볼 수 있다. 기본적 변동성은 정보에 의해 발생하는 지속적인 변동성 부분이므로 각 시장에 공통적으로 영향을 주기 때문에 상관관계가 높게 나타난 것으로 판단된다. 서울과 대전간의 상관계수는 0.850245로 관측변동성의 경우 상관계수인 0.187113보다 높게 나타나고 있고 서울과 부산간의 상관계수(0.702118)는 관측변동성의 경우와 마찬가지로 높은 상관관계를 보이고 있다. 그리고 대전과 부산간의 상관계수(0.361792)도 관측변동성의 경우보다 높게 나타나고 있다.

<표 7> 기본적 변동성간의 상관계수

	서울	대전	부산
서울	1		
대전	0.850245	1	
부산	0.702118	0.361792	1

<표 8>에서 일시적 변동성간의 상관계수의 특징을 보면 관측변동성, 기본적 변동성의 경우보다 상관계수가 낮게 나타나는 것을 볼 수 있다. 서울과 부산간의 일시적 변동성간 상관계수는 비교적 높게 나타났으나 서울과 대전간의 상관계수(0.089902) 그리고 대전과 부산간의 상관계수(-0.035893) 모두 낮게 나타나 대전 주택시장에는 그 시장 고유의 일시적 변동성 요인이 있는 것으로 판단된다.

<표 8> 일시적 변동성간의 상관계수

	서울	대전	부산
서울	1		
대전	0.089902	1	
부산	0.624087	-0.035893	1

#### IV. 결론

본 연구에서는 1986년 1월부터 2006년 12월까지의 기간을 대상으로 서울, 대전, 부산의 주택매매가격종합지수 변동성간의 상관관계에 대해 분석하였다. 기존의 연구에서는 시장에서 관찰되는 관측변동성을 이용하여 분석하였으나 본 연구에서는 통계적 방법을 이용하여 관측변동성을 기본적 변동성과 일시적 변동성으로 분해하여 분석하였다. 관측변동성은 GJR GARCH 모형을 이용하여 산출하였는데, 비대칭적 변동성 효과를 나타내는  $\gamma$ 계수가 주식시장의 경우와는 반대로 음(-)의 값으로 나타난 것이 특징이다. 이는 전세시장의 존재로 주택매매가격이 하방경직적인 경향을 나타내기 때문인 것으로 판단된다. 그리고 상태공간모형과 칼만필터링을 이용하여 관측변동성을 기본적 변동성과 일시적 변동성으로 분해하였다. 즉, 세지역의 관측변동성간의 상관관계, 기본적 변동성간의 상관관계, 일시적 변동성간의 상관관계를 분석하였다.

각 시장 변동성간의 상관관계의 특징을 정리해 보면 서울 주택매매가격 변동성과 부산 주택매매가격 변동성의 상관관계가 관측변동성, 기본적 변동성, 일시적 변동성 모두 높게 나타나고 있다. 기본적 변동성의 경우는 관측변동성의 경우보다 상관관계가 높게 나타났는데 기본적 변동성은 정보에 의해 발생하는 지속적인 변동성 부분이므로 각 시장에 공통적으로 영향을 주기 때문에 상관관계가 높게 나타난 것으로 판단된다. 그리고 서울과 대전, 대전과 부산의 일시적 변동성간의 상관관계는 낮게 나타나 대전 주택시장은 고유의 일시적 변동성 요인이 있는 것으로 판단된다.

참 고 문 헌

- 김명직, 장국현 (1998), 「금융시계열분석」, 서울, 경문사.
- 김의준, 김양수, 신명수 (2000), 수도권 아파트 가격의 지역간 인과성 분석, 「국토계획」, 제 35권 제4호, pp. 109-118.
- 이상경 (2003), 서울 주택시장으로부터 지방 주택시장으로의 가격 및 변동성 이전효과 연구, 「국토계획」, 제38권 제7호, pp. 81-90.
- 황두현 (2003), 서울에서의 주택가격 변동에 관한 소고, 「경제연구」, 제18권, pp. 63-80.
- Fama, E. & K. French (1988), "Permanent and temporary components of stock prices", *Journal of political economy*, Vol. 96, pp. 246-273.
- Glosten, L., R. Jagannathan, and D. Runkle (1993), "On the relation between the expected value and volatility of the nominal excess return on stocks", *Journal of finance*, Vol. 48, pp. 1779-1801.
- Harvey, A. C. (1989), *Forecasting, structural time series models and Kalman filter*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Hwang, S., and S. E. Satchell (2000), "Market risk and the concept of fundamental volatility : Measuring volatility across asset and derivative markets and testing for the impact of derivatives markets on financial markets," *Journal of banking and finance*, Vol. 24, pp. 759-785.
- Lo, A. W. and Mckinlay (1988), "Stock market price do not follow random walks : Evidence from a simple specification test", *Review of financial studies*, Vol. 1, pp. 41-66.
- Poterba, J. & L. Summers (1986), "The persistence of volatility and stock market fluctuations", *The American economic review*, Vol. 76, pp. 1142-1151.
- Poterba, J. & L. Summers (1988), "Mean reversion in stock prices: Evidence and implications", *Journal of financial economics*, Vol. 22, pp. 27-59.

# A Study on the Interregional Relationship of Housing Purchase Price Volatility

Han-Soo Yoo

## Abstract

This paper analyzed the relationship between Housing Purchase Price volatility of Seoul and Housing Purchase Price volatility of local large city. Other studies investigate the effect on the observed volatility. Observed volatility consists of fundamental volatility and transitory volatility. Fundamental volatility is caused by information arrival and transitory volatility is caused by noise trading. Fundamental volatility is trend component and is modelled as a random walk with drift. Transitory volatility is cyclical component and is modelled as a stationary process.

In contrast to other studies, this study investigates the effect on the fundamental volatility and transitory volatility individually. Observed volatility is estimated by GJR GARCH(1,1) model. We find that GJR GARCH model is superior to GARCH model and good news is more remarkable effect on volatility than bad news. This study decomposes the observed volatility into fundamental volatility and transitory volatility using Kalman filtering method.

The findings in this paper is as follows. The correlation between Seoul housing price volatility and Busan housing price volatility is high. But, the correlation between Seoul and Daejeon is low. And the correlation between Daejeon and Busan is low. As a distinguishing feature, the correlation between fundamental volatilities is high in the case of all pairs. But, the correlation between transitory volatilities turns out low. The reason is as follows. When economic information arrives, Seoul, Daejeon, and Busan housing markets, all together, are affected by this information.

<Key Words> housing price, fundamental volatility, transitory volatility, correlation, noise trading