

주택거래량은 주택가격 변동을 설명할 수 있는가?

Do Housing Trading Volume Explain Housing Prices or the Converse?

임재만

Lim Jaeman

세종대학교 산업대학원 부동산학과 부교수

Associate Professor, Dept. of Real Estate, Graduate
School of Industry, Sejong Univ.

(limjaeman@sejong.ac.kr)

목 차

I. 서론

II. 선행연구 분석

III. 자료와 연구모형

1. 자료

2. 연구모형

IV. 실증결과

1. 기술통계량과 그랜저 인과성 검증

2. GARCH 모형

3. PVAR 모형

V. 요약 및 결론

※ 본 논문은 세종대학교 2011년 연구비 지원에 의한 것임. Panel-VAR 분석은 세계은행의 Inessa Love가 공개한 프로그램을 이용했음.

I. 서론

주택시장은 경제활동에서 매우 중요한 위치를 차지하고 있다. 주택가격과 거래량의 변동은 부동산 관련 세수에 기초한 정부재정에는 물론 건축업자, 중개업자, 대출금융기관, 평가업자, 가구판매·이사·인테리어 업자 등 부동산을 둘러싼 시장참여자에게 매우 중요한 경제적 충격을 줄 수 있다. 2000년 이후 세계적인 주택가격 상승은 거품논쟁을 불러일으켰으나, 주택가격과 거래량의 변동이 주택시장과 경제 및 정책에 매우 중대한 의미를 가짐에도 과학적인 이해를 위한 시도는 많지 않은 실정이다.

재무연구에서는 가격과 거래량의 관계에 관한 연구가 상당히 진행되어왔다. 실증결과는 가격과 거래량이 정의 상관관계에 있음을 보여주고 있다. 현재 가격에 시장 정보가 모두 반영되어 있고 가격은 새로운 정보에만 즉각적으로 반응해야 한다는 효율적 시장 가설에서 보면 가격은 거래량의 영향을 받지 않아야 한다. 그러나 시장의 불완전성으로 모든 시장참여자가 정보를 즉시 전달받지 못하기 때문에 거래량에는 가격형성과 관련한 유용한 정보가 담겨 있으며 정보흐름 측정치에 대한 대응변수가 될 수 있다는 일단의 주장이 있다.

최근 부동산학 연구 분야에서도 주택가격과 거래량의 관계에 관한 연구가 이루어지고 있다. 부동산 시장은 금융자산시장에 비해 덜 효율적이라는 견해가 지배적이다. 상품의 이질성, 비유동성, 높은 거래비용 등 부동산시장의 불완전성 때문에 주택가격의 변동은 새로운 정보에 단기간에 반응하지 못할 가능성이 크다는 것이다. 시장참여자가 정보를 수용하는 과정에서 그들 중 일부는 자신의 수요곡선을 조정하

기도 하지만, 대부분은 더 많은 정보가 나타나기를 기대하면서 관망하는 전략을 채택하기도 한다.

부동산학 분야에서 가격과 거래량에 관한 선행연구의 실증결과, 주택시장에서도 거래량과 가격 사이에는 정의 상관관계가 존재한다고 한다.¹⁾ 문제는 이러한 관계가 광범위하게 존재하는지, 즉 전국적인 현상인지 아니면 지역적인 현상인지 검토할 필요가 있다는 것이다. 또한 상관관계보다 더 관심이 가는 문제는 인과관계의 방향, 즉 거래량이 가격에 영향을 주는지 아니면 가격이 거래량에 영향을 주는지 여부다. 그리고 가격과 거래량의 관계를 오직 두 변수의 인과관계로만 설명할 수 있는지 아니면 다른 변수, 예를 들면 경제성장률과 같은 거시경제변수가 이러한 관계를 설명할 수 있는지 여부다.

이 글은 주택가격과 거래량의 관계를 명확히 실증함으로써 장래 주택가격을 예측하는 데 도움이 되고자 한다. 거래량이 주택가격과 정의 상관관계에 있고 거래량 변화가 주택가격 변화의 원인이라고 한다면, 거래량은 가격지수보다 더 적시에 공개되기 때문에 주택참여자가 주택가격을 예측할 때 거래량 정보를 활용할 수 있을 것이다. 그러나 만약 인과관계의 방향이 가격에서 거래량이라면 거래량은 가격 예측에 도움이 되지 않을 것이다.

이 글은 다음 두 가지 목적을 지닌다. 첫째, 주택가격과 거래량의 관계를 분석한다. 기존 선행연구에서는 그랜저 인과성 검증만 사용했는데, 그랜저 인과성 검증은 두 시계열 사이의 시간적 선후 관계만 고려한 분석방법이라는 한계가 있다. 따라서 이 글에서는 패널 벡터자기회귀(Panel Vector Autoregressive: PVAR) 모형을 적용한다. VAR는 어떤 변수의 충격이나 변동에 대한 어떤 시스템의 장기적인 반응을 이

1) 박재룡·유정석(2010)은 최근 주택경기 부진은 가격하락보다 거래량 부진이 더 큰 문제라고 지적하면서, 과거 경험상 주택경기의 과열 시에는 가격과 거래량 모두 급등하는 경향이 있고 침체 시에는 가격 하락과 거래량 감소가 동반된다고 주장하고 있으나, 과학적인 실증결과를 제시하지는 못하고 있음.

해하는 데 매우 유용한 모형이기 때문이다. 또한 기존 연구는 거래량과 가격, 두 변수의 시계열 자료만을 대상으로 분석했다. 그러나 주택가격이나 거래량은 가구소득이나 고용수준 또는 실업률, 대출이자율, 주식 등 대체자산 수익률 등 거시경제변수의 영향을 받기 때문에 주택가격과 거래량에 영향을 미치는 외생변수를 고려할 필요가 있다.

둘째, 가격지수에는 호가를 중심으로 표본조사 결과에 의한 국민은행 주택가격지수와 실거래가에 기초한 국토해양부의 실거래가지수가 있다. 가격지수에 따라 주택가격과 거래량의 관계가 달라지는지 검토하고자 한다.

따라서 이러한 목적에 부응하는 주택가격과 거래량의 관계를 잘 설명할 수 있는 모형을 실증적으로 찾아내면, 주택가격의 변동을 예측할 수 있을 것이다. 주택가격을 예측할 수 있다면, 실무적으로는 주택시장에 대한 건전한 투자를 유도하는 데 도움이 될 것이다. 주택시장에서 거품은 과도한 가격상승에 대한 기대감과 믿음에서 비롯된다. 주택가격의 방향을 시장참여자가 예측할 수 있다면, 투기적 투자보다는 건전한 투자가 활성화될 것이다.

또한 학문적으로는 주택시장이 효율적이지 않다는 실증결과를 보여줄 것이고 따라서 주택시장에 정부가 개입하지 않아야 한다는 주택정책에서 시장주의자의 논리를 비판하는 데 일조하게 될 것이다. 이를 통해 수요나 공급관리에 대한 주택정책의 방향을 결정하는 데 기여할 수 있을 것이다.

II. 선행연구 분석

거래량과 가격 변동에 관한 기존의 연구는 ① 가격 변화와 거래량의 상관관계, ② 거래량이 정보 역할을 하는지, ③ 거래량과 거래비용의 관계 등의 범주로 나눌 수 있다. 실증 연구의 일반적 결론은 거래량과 가격은 정의 상관관계에 있으며, 거래량이 가격에 미치는 영향보다 가격이 거래량에 미치는 영향이 더 크다는 것이다. 투자자가 매수가격에 비해 현재 가격이 상승한 미실현이익의 종목은 매도하여 이익을 실현하고 매수가격에 비해 현재가격이 하락한 미실현손실 종목은 보유하여 손실실현을 회피하는 현상을 비대칭적 매도성향(disposition effect)이라고 한다.

부동산연구에서 가격과 거래량의 관계에 관한 연구는 크게 Stein(1995)의 예산제약모형(Equity Constraint Model),²⁾ Genesove and Mayer(2001)의 손실회피모형(Loss Aversion Model),³⁾ 그리고 Berkovec and Goodman(1996)의 탐색모형(Search Model)⁴⁾으로 분류할 수 있다.

예산제약모형은 주택구매 시 필요한 자기자본에 예산에 제약 받는 소비자는 자주 이사를 하게 되며 주택구매를 위해 자기자본을 축적한다고 가정한다. 따라서 가격이 하락하면 소비자가 구매한 주택의 자기자본도 감소하게 되어 주택을 팔면 대출금 상환 후 새 주택 구매에 필요한 자기자본이 줄게 되므로 기존 주택을 매각하려 하지 않는다는 것이다. 마찬가지로 가격이 회복하면 시장 유동성도 증대하게 되어 주택매각이 용이해지므로 거래량도 증가한다는 것이다. 즉, 가격 변동이 거래량 조정의 원인이라는 것이다. 그러나 이 모형은 2007년 세계금융위기 이전과 같이 주택구입에 필요한 자기자본이 주택구입

2) Lamont and Stein(1999), Chan(2001)의 연구도 이에 속함.

3) Englehart(2003)의 연구도 이에 속함.

4) Wheaton(1990), Lundberg and Skedinger(1999)의 연구 성과에 힘입은 연구로, Pissarides(2000)의 연구도 이에 속함.

에 중대한 장애가 되지 않을 경우에는 적용하기 어려운 문제가 있다.

손실회피모형은 매도자가 명목적인 손실의 현실화를 회피하려고 하며, 매수자는 새로운 시장상황에 대한 조정을 늦춘다고 가정한다. 활황시장에서 매수자의 기대가격이 종종 매도자의 잠재가격보다 높아 가격과 거래량이 동시에 증가한다. 그러나 불황시장에서 매도자의 기대가격이 매수자의 기대가격보다 높기 때문에 매각에 오랜 시간이 소요되어 가격과 거래량이 동시에 감소한다. 즉, 가격과 거래량 사이에 적어도 부분적으로는 정의 상관관계가 있다는 것이다.

탐색모형은 거래량 변동이 수요변화 측정치의 대응변수가 될 수 있다고 가정한다. 거래는 매수자의 평가가격이 매도자의 잠재가격과 같거나 초과할 때에만 성사된다. 그렇지 않을 경우 매수자는 새로운 주택을 계속 탐색하고 매도자는 시장상황에 따라 잠재가격을 조정한다. 이 모형은 또한 거래량이 가격보다 수요충격에 더 신속하게 반응한다고 가정한다. 결국 가격과 매매시점 사이에 강력한 정의 관계가 존재한다는 것이다.

Leung and Feng(2005)은 상업용 부동산 시장에서 가격-거래량 간에 유의미한 상관관계가 존재함을 발견했다. 기존 이론은 이러한 사실을 자본시장의 불완전성(예산제약효과 또는 손실회피모형) 또는 불완전정보(탐색모형)를 그 원인으로 설명한다. 이들은 자본시장 제약조건이 주택시장보다 더 강한 상업용 부동산시장에서 구한 자료를 이용하여 이론적 대안을 모색하기 위해 간접적이지만 효과적인 검증을 하고 정책적 함의도 함께 논의했다.

Clayton, Miller and Peng(2010)은 1990년부터 2002년까지 미국 114개 대도시권역의 주택시장을 분석하여 가격과 거래량을 내생변수로 보고 외생적 충격이 가격과 거래량의 동시적 변동을 설명하는지

여부를 연구했다. 연구 결과 첫째, 주택가격과 거래량은 노동시장, 저당시장, 주식시장의 상태에 영향을 받으며, 공급탄력성이 높고 낮음에 따라 그 효과는 다르다. 둘째, 주택가격은 거래량의 그랜저 원인이지만 그 영향은 비대칭적이다. 즉, 가격이 하락하면 거래량도 감소하지만 가격이 상승하면 아무런 영향도 없다. 셋째, 거래량 또는 주택가격의 그랜저 원인이지만 공급이 비탄력적인 시장에서만 그러하다. 마지막으로 가격-거래량 사이에 통계적으로 유의적인 정의 상관관계가 있다. 그러나 이 정의 상관관계는 가격과 거래량의 그랜저 인과성이 아닌 주로 외생적 충격에 따른 가격과 거래량의 동시적 변동으로 설명된다.

허윤경 외(2008)는 서울의 아파트 가격 변화율과 거래량 변화율 간 그랜저 인과관계 검증을 통해 아파트 가격이 변하면 그 정보가 시장에 순차적으로 전달되어 거래량을 변화시키는 경향이 있으나, 지역별 차이가 있다고 보고했다. 조상기(2010)는 국내 주식형 펀드에 비대칭적 매도성향이 존재하며, 비대칭적 매도성향이 1%씩 증가할 때마다 주식형 펀드에 전체적으로 연 0.093% 정도의 부정적인 영향을 미친다고 보고했다.

주택가격과 거시경제변수의 관계에 관한 국내 선행연구 결과에서 이 연구에서 사용하려고 하는 외생변수를 찾아볼 수 있다. 김경환·서승환·유진방(1991)은 물가를, 박용석(2003)은 GDP성장률·물가·통화량·금리·주식시장을, 심성훈(2006)은 물가·이자율·가계대출·가계소비지출을, 김진·민규식·김행중(2007)은 회사채수익률·주택자금대출을 주택가격과 관계가 높은 거시경제변수로 들고 있다.

III. 자료와 연구모형

1. 자료

이 연구에서는 2006년 1월부터 2010년 12월까지 60개월간의 자료를 사용한다. 실거래가 신고제도 도입으로 비로소 관련 자료가 축적되고 공개되기 시작했기 때문이다. 공간적 범위는 전국의 시도별 아파트 시장에 한정한다.⁵⁾ 이는 아파트시장만을 대상으로 실거래가 지수를 작성하기 때문이기도 하다.

이 연구에 필요한 자료는 거래량과 가격, 그리고 거시경제변수의 시계열자료다. 거래량은 실거래가 신고 건수, 가격은 국민은행 지수와 실거래가 지수다.⁶⁾ 국민은행 지수는 시도 및 시·군·구별, 그리고 유형별(종합, 아파트, 단독, 연립) 자료이나 실거래가 지수는 실거래가 신고건수의 한계로 시도별로 작성하고 있으며 서울만 4개 생활권역으로 나누고 있다.⁷⁾ 따라서 가격지수는 시도별 지수를 사용한다. 외생변수는 국내외 선행연구에 기초하여 소비자물가, 주식시장(KOSPI지수 수익률), 채권시장(3년 만기 회사채 BBB-수익률), 대출시장(가계대출액)으로 선정한다.

연구 자료는 대부분 지수 형태로 발표된다. 지수를 그대로 사용할 수 없기 때문에 지수에 자연로그를 취해 사용한다. 지수 형태가 아닌 자료도 자연로그를 취해 사용한다.

2. 연구모형

1) GARCH model

이 글에서는 가격의 후미성(leptokurtosis)을 이론적으로 설명할 수 있는 GARCH 모형을 이용하여 가격 변동과 거래량 변동의 관계를 분석한다. 이때 거래량 변동은 당기와 전기의 거래량 변동을 고려해 다음과 같은 세 가지 모형을 추정한다(연구영, 2002).⁸⁾

$$p_t = \mu + \epsilon_t$$

$$\epsilon_t | \Phi_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2) \quad \text{<식 1>}$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \delta q_t \quad \text{<식 2>}$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \delta q_{t-1} \quad \text{<식 3>}$$

여기서 $p_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right)$ 로 가격 변화량이며,

$$q_t = \ln\left(\frac{Q_t}{Q_{t-1}}\right)$$

로 거래 변화량이다(P 는 가격, Q 는 거래량). <식 2>와 <식 3>에서 $\alpha + \beta$ 는 변동성이 얼마나 지속적인지 측정한 것이며, α 은 ARCH 효과를, β 는 GARCH 효과를 나타낸다. δ 가 유의적이라면 현재나 과거의 거래량이 과거 주택가격 변동성과 함께 현재 주택가격의 변동성에 영향을 미치고 있음을 의미한다. 여기서 $\alpha_1 + \beta$ 가 1에 가까우면 IGARCH (Integrated GARCH)가 존재한다고 할 수

5) 제주도는 2006년 1, 2, 3월에 거래량 자료가 없어 제외함.

6) 거래량과 가격의 관계 연구에서 거래량은 회진율(거래량/제고량)을 사용하기도 하나, 관련 통계 미비로 거래량을 사용함(김현아·허윤경, 2009).

7) 도심권(종로구, 중구, 용산구), 동북권(강북구, 도봉구, 노원구, 성북구, 중랑구, 동대문구, 성동구, 광진구), 동남권(서초구, 강남구, 송파구, 강동구), 서북권(은평구, 서대문구, 마포구), 서남권(강서구, 양천구, 영등포구, 구로구, 금천구, 관악구).

8) 임재만(2006)은 주택시장의 변동성에 관한 연구에서 아파트시장에 ARCH 효과와 GARCH 효과가 존재함을 확인한 바 있음.

있다. 이때 p_t 의 분산은 무한대가 된다.

한편, good news와 bad news가 조건부 분산에 다른 영향을 미치는 비대칭적 정보효과인 레버리지 효과가 있는지 검증하기 위해 다음과 같이 EGARCH 모형을 추정한다. $\beta < 0$ 이면 레버리지 효과가 존재하며, $\beta \neq 0$ 이면 그 영향이 비대칭적이다.

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \alpha \left| \frac{\epsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \beta \frac{\epsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \gamma \log(\sigma_{t-1}^2) \quad <식 4>$$

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \alpha \left| \frac{\epsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \beta \frac{\epsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \gamma \log(\sigma_{t-1}^2) + \delta q_t \quad <식 5>$$

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \alpha \left| \frac{\epsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \beta \frac{\epsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \gamma \log(\sigma_{t-1}^2) + \delta q_{t-1} \quad <식 6>$$

2) fixed effect panel VAR(PVAR) model

가격과 거래량 간 그랜저 인과성 검증을 실시한다. 그랜저 인과성을 검증하기 전에 시계열의 안정성 여부를 단위근 검증을 통해 확인한다. 거래량과 가격이 공적분 관계에 있다면 오차수정모형을 적용한다. 연구모형은 다음과 같다.⁹⁾

모형 1:

$$\begin{pmatrix} \Delta p_{i,t} \\ \Delta q_{i,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_i \\ b_i \end{pmatrix} + \sum_{s=1}^S B_s \begin{pmatrix} \Delta p_{i,t-s} \\ \Delta q_{i,t-s} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} v_{i,t}^p \\ v_{i,t}^q \end{pmatrix} \quad <식 7>$$

모형 2:

$$\begin{pmatrix} \Delta p_{i,t} \\ \Delta q_{i,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_i \\ b_i \end{pmatrix} + \sum_{s=1}^S B_s \begin{pmatrix} \Delta p_{i,t-s} \\ \Delta q_{i,t-s} \end{pmatrix} + C \Delta X_{i,t} + \begin{pmatrix} v_{i,t}^p \\ v_{i,t}^q \end{pmatrix} \quad <식 8>$$

여기서 X 는 외생변수를 의미하며 S 는 time lag를 의미한다. lag의 수는 정보기준에 따라 결정한다. VAR모형은 지역의 개별 고정효과를 고려하기 위해 패널모형과 VAR모형을 결합한 PVAR방법으로 추정한다.

PVAR 모형은 시스템 내 모든 변수를 내생변수로 보는 전통적인 VAR 모형과 관찰되지 않는 개별적 이질성을 허용하는 패널모형을 결합한 모형이다. 두 변수 PVAR 모형을 예시하면 다음과 같다.

$$z_{i,t} = \Gamma_0 + \sum_{s=1}^S \Gamma_{s,t} z_{i,t-s} + \Psi_t f_i + e_{i,t} \quad <식 9>$$

z 는 p 와 q , 두 변수로 이루어진 벡터다. f_i 는 관측되지 않은 개별 효과다. 개별 효과는 종속변수의 시차변수로 인해 독립변수와 상관관계를 갖기 때문에 편의가 없는 회귀계수를 추정하기 위해 forward mean-differencing을 이용한다.¹⁰⁾ 이 절차에 따라 변환한 변수와 독립변수의 시차변수 간 직교성이 유지되기 때문에 도구변수로 시차변수를 이용하여 일반화적률법(Generalized Method of Moments: GMM)으로 회귀계수를 추정한다.

<식 9> 추정식을 이용해 충격반응함수를 분석한다. 이때 신뢰구간 추정이 필요한데, 충격반응함수 행렬은 추정계수에서 생성되므로 추정계수의 표

9) 계절적 패턴을 보이는지 확인하기 위해서는 시점더미변수를 추가해야 하나, 전체 자료 기간이 짧아 시점더미변수는 추가하지 않기로 함.

10) 이 방법은 Arellano and Bover(1995)가 제시한 것으로 Helmert 절차라고도 함.

표 1_ 변수의 기술통계량

구분	N	평균	최고값	최소값	표준편차	J-B stat.	ADF
실거래가지수	840	0.0040	0.0645	-0.0711	0.0122	1249.3***	365.2(1)***
호가지수		0.0024	0.0786	-0.0165	0.0064	38.79***	88.1(1)***
거래량		0.0008	1.2390	-0.9141	0.2760	41.53***	589.1(4)***
물가지수		0.0027	0.0111	-0.0049	0.0033	0.17	224.2(0)***
회사채수익률		0.0021	0.0781	-0.0445	0.0274	50.50***	214.4(0)***
가계대출		0.0069	0.0164	-0.0063	0.0041	122.60***	315.6(0)***
KOSPI		0.0052	0.1268	-0.2631	0.0683	454.62***	456.1(0)***

주: 1) 통계량은 로그차분변수(변동률)에 대한 것임.

2) ADF test 통계량은 로그차분변수에 대한 panel unit root test로 Fisher의 χ^2 통계량임.

표 2_ 변수 간 상관계수

	실거래가지수	호가지수	거래량	물가지수	회사채수익률	가계대출
실거래가지수						
호가지수	0.5765					
거래량	0.0587	0.0361				
물가지수	0.1087	-0.0779	0.0213			
회사채수익률	-0.1531	-0.0659	-0.0764	-0.1029		
가계대출	0.0069	0.2487	0.1447	-0.1971	0.0660	
KOSPI	0.0397	-0.0150	0.0476	0.1843	-0.2836	0.0050

준오차를 몬테칼로 시뮬레이션 방식으로 1천 회 반복하여 추정한다.

IV. 실증결과

1. 기술통계량과 그랜저 인과성 검증

<표 1>은 패널자료에 대한 기초통계량을 보여준다. 소비자물가지수 외에는 모두 정규분포가 아니다. 단위근 검증은 각 변수를 로그 차분한 변수의 패널

자료에 대해 Fisher의 χ^2 통계량에 기초한 검증이다. 검증 결과 모든 변수가 1% 유의수준에서 단위근이 존재하지 않는다. 따라서 각 변수의 변화량은 모두 안정적인 시계열이다.

외국의 선행연구에서는 주택시장에서 가격과 거래량 사이에 정의 상관관계가 있다는 실증 증거와 부의 상관관계가 있다는 실증 증거가 모두 제시되고 있다.¹¹⁾ 이 분석에서도 가격과 거래량은 정의 상관관계를 보이고 있다. 호가지수보다 실거래가지수가 거래량과 상관관계가 높다. 소비자물가지수와 KOSPI

11) Stein(1995), Berkovec and Goodman(1996), Andrew and Meen(2003), Ortalo-Magné and Rady(2004)는 정의 관계, Follain and Velz(1995), Hort(2000)는 부의 관계가 있다고 함.

표 3 _ Granger causality test

가설		H_0 : 가격 $\not\propto$ 거래량	H_0 : 거래량 $\not\propto$ 가격
실거래가지수	F통계량	5.3336	5.5603
	p값	0.0000	0.0000
호가가지수	F통계량	4.8435	1.8081
	p값	0.0000	0.0434

는 실거래가지수와 정의 상관관계, 호가지수와 부의 상관관계를 보이는 점이 흥미롭다. 회사채수익률은 다른 모든 변수와 부의 상관관계에 있다. 따라서 채권시장은 주식시장, 실거래가지수로 본 아파트시장과 대체관계라고 할 수 있다. 가계대출이 거래량과 정의 상관관계에 있다는 것은 대출시장에서 가계대출이 잘 이루어지면 주택거래량이 증가한다는 것을 보여준다.

그런데 인과성 검증 결과 유의수준 5%에서 가격 변동은 거래량 변동에, 그리고 거래량 변동은 가격 변동에 상호 인과관계에 있는 것으로 나타났다. 실거래가지수와 호가지수의 결과가 동일하다. 먼저 가

격이 거래량에 영향을 준 것으로 나타난 것은 Stein(1995)의 이론을 직접적으로 지지하며, Chan(2001), Englehardt(2003), Genesove and Mayer(1997), Genesove and Mayer(2001)의 실증결과와도 일치한다. 거래량이 가격에 영향을 준 것으로 나타난 것은 경색된 시장에서 특히 거래량이 가격에 영향을 준다는 Wheaton(1990)의 이론을 일부 지지하는 증거로 볼 수 있다. 양방향으로 인과성이 존재한다는 결과는 VAR모형 추정이 타당함을 보여준다.

2. GARCH 모형

실거래가지수와 호가지수에 대하여 GARCH(1,1)모형과 EGARCH(1,1)모형을 설정하여 GARCH 효과와 레버리지 효과가 있는지 추정했다. 각 가격지수 변화에 거래량이 영향을 주는지 알아보기 위해 당기와 전기의 거래량 변동률을 포함해 추정했다.

표 4 _ GARCH(1,1)

$\sigma_t^2 = \omega + \alpha\epsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2$	ω	α	β	$\alpha + \beta$	
실거래가지수	7.76E-07 (0.2589)	1.10*** (2.74)	0.01 (0.03)		1.11
호가가지수	3.35E-07*** (5.08)	0.52*** (6.29)	-0.23*** (5.31)		0.29
$\sigma_t^2 = \omega + \alpha\epsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2 + \delta q_t$	ω	α	β	$\alpha + \beta$	δ
실거래가지수	7.81E-07 (1.15)	1.04** (2.38)	0.06 (0.40)	1.10	5.68E-05** (2.22)
호가가지수	3.22E-07** (2.22)	0.34*** (5.07)	0.25 (1.39)	0.79	1.79E-05*** (3.43)
$\sigma_t^2 = \omega + \alpha\epsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2 + \delta q_{t-1}$	ω	α	β	$\alpha + \beta$	δ
실거래가지수	6.95E-07** (2.04)	0.88*** (2.46)	0.11 (0.56)	0.99	5.51E-05** (2.53)
호가가지수	2.78E-07*** (3.52)	0.73*** (4.15)	-0.13 (1.28)	0.60	4.71E-06 (1.53)

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함. 괄호 값은 z-statistics임.

표 5_EGARCH(1,1): student's t distribution

$\log(\sigma_t^2) = \omega + \alpha \left \frac{\epsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right + \beta \frac{\epsilon_{t-1}^2}{\sigma_{t-1}^2} + \gamma \log(\sigma_{t-1}^2)$	ω	α	β	γ	
실거래가지수	-12.52*** (4.14)	1.40* (1.92)	-0.33 (0.57)	0.11 (0.43)	
호가가지수	-10.80*** (3.55)	1.70*** (4.33)	0.22 (0.70)	0.35* (1.69)	
$\log(\sigma_t^2) = \omega + \dots + \delta q_t$	ω	α	β	γ	δ
실거래가지수	-13.07*** (5.24)	1.74*** (2.70)	-0.10 (0.24)	0.10 (0.44)	-23.64* (1.81)
호가가지수	-12.30*** (5.40)	2.34*** (4.52)	0.25 (0.63)	0.29* (1.86)	15.42* (1.73)
$\log(\sigma_t^2) = \omega + \dots + \delta q_{t-1}$	ω	α	β	γ	δ
실거래가지수	-8.13*** (2.98)	1.40*** (2.78)	-0.26 (0.59)	0.46** (2.16)	26.36* (1.92)
호가가지수	-10.00*** (3.65)	2.31*** (3.12)	0.06 (0.13)	0.43** (2.35)	-11.48 (1.07)

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함.
괄호 값은 z-statistics임.

실거래가지수 변화에 대한 GARH 모형 추정결과 $\alpha + \beta$ 가 1에 가깝게 나타나 IGARCH가 존재함을 알 수 있다. 현재의 변동성이 미래에도 계속되는 것으로 나타나지만 호가지수에는 IAGRCH가 존재하지 않는 것으로 나타난다.

실거래가지수와 호가지수에 모두 ARCH 효과는 존재하나, GARCH 효과는 존재하지 않는 것으로 나타났다. 다만 거래량이 포함되지 않은 경우에 호가지수만 예외다. 따라서 시장참여자들이 당기의 변동성을 예측할 때 장기 평균 변동성과 전기 변동성에는 의존하지만 전기의 예측 변동성에는 의존하지 않음을 보여준다. 당기와 전기 거래량 변동은 실거래가지수 변동에 유의적인 영향을 미치는 것으로 나타났으나, 당기 거래량 변동만 호가지수 변동에 유의적인 영향을 미치고 전기 거래량 변동은 유의적인 영향을 미치지 않은 것으로 나타났다.

EGARCH 모형 추정결과에서 레버리지 효과와 비대칭적 효과가 없는 것으로 나타났다. 추정계수 β

가 통계적으로 유의하지 않기 때문이다. 다만 실거래가지수를 이용한 경우에는 $\beta < 0$, 호가지수를 이용한 경우에는 $\beta > 0$ 으로 나타나 대조적이다.

3. PVAR 모형

1) PVAR 추정결과

<표 6>과 <표 7>은 각각 실거래가지수와 호가지수를 이용해 외생변수를 포함하지 않은 모형 1과 외생변수를 포함한 모형 2의 PAVR 추정결과를 보여준다. <그림 1>은 몬테칼로 시뮬레이션으로 생성한 충격반응함수와 5% 오차범위를 보여준다.

먼저 거래량과 가격의 변동에 대한 가격의 반응에 대해 살펴보자. 거래량 변동에 대한 가격의 반응은 모형 1과 모형 2에서 다른 모습을 보인다. 모형 1에서 추정계수는 모두 정의 반응을 보이는 것으로

표 6_PVAR 추정결과: 실거래가지수

panel-VAR	price(Δp_t)		volume(Δq_t)	
	모형 1	모형 2	모형 1	모형 2
Δp_{t-1}	1.0398(4.7296)	1.1380(15.7382)	3.7162(0.9409)	2.3319(1.9601)
Δp_{t-2}	-0.1555(1.6697)	-0.1181(1.4104)	-2.0236(1.0598)	-3.5809(2.4143)
Δp_{t-3}	-0.1267(1.5782)	-0.0966(1.9614)	-0.3890(0.3108)	2.9058(2.7391)
Δp_{t-4}	-0.1485(1.4548)	-0.0974(1.9186)	-2.5163(1.8410)	-3.9771(3.3759)
Δp_{t-5}	0.3156(1.2211)	0.1231(2.7233)	1.2330(0.2807)	1.9655(2.2298)
Δq_{t-1}	0.0237(1.1895)	0.0094(3.0239)	0.4864(1.3946)	0.5771(10.5369)
Δq_{t-2}	0.0118(1.2201)	0.0043(2.1987)	0.0165(0.0993)	0.1092(2.3059)
Δq_{t-3}	0.0056(0.6337)	-0.0005(0.2537)	0.0393(0.2730)	0.0161(0.3786)
Δq_{t-4}	0.0078(1.3567)	0.0037(2.0931)	-0.0733(0.70001)	-0.0419(0.9781)
Δq_{t-5}	0.0045(0.3896)	-0.0016(0.7741)	0.0583(0.2900)	0.0746(1.9140)
CPI		0.8081(4.8522)		-2.4863(0.7420)
CBY		-0.0835(3.7587)		1.4531(2.7166)
Household		0.1406(1.0622)		1.3791(0.4689)
KOSPI		0.0308(3.4553)		0.5817(3.3124)

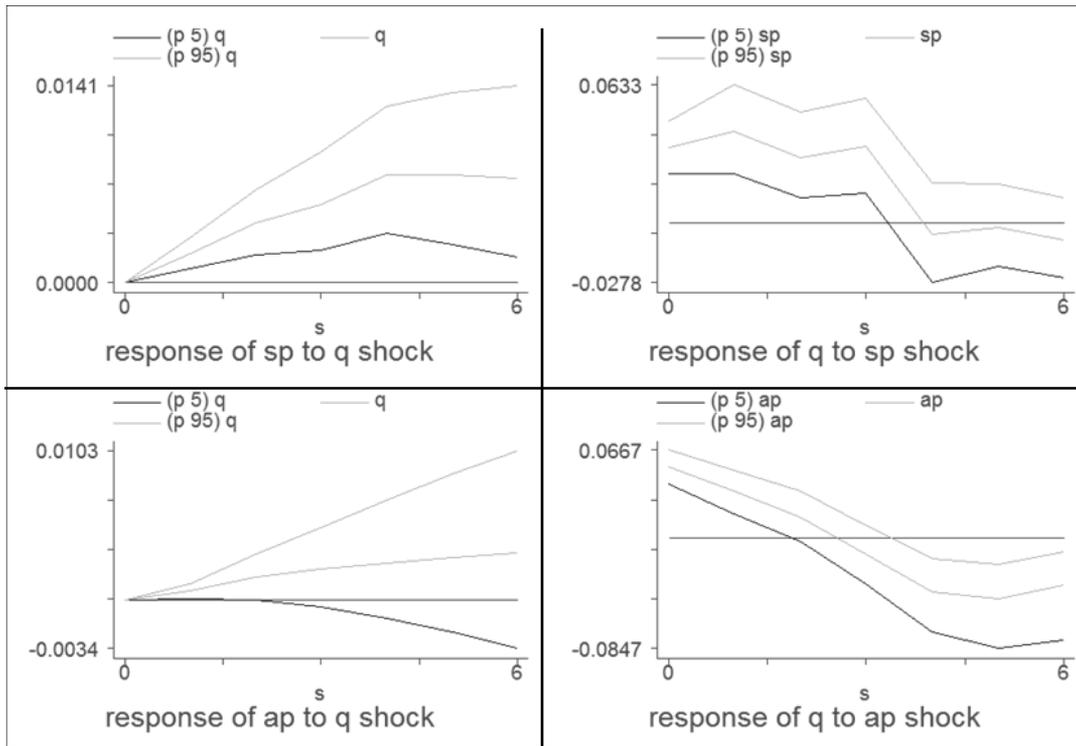
주: 괄호 안 숫자는 t값

표 7_PVAR 추정결과: 호가지수

panel-VAR	price(Δp_t)		volume(Δq_t)	
	모형 1	모형 2	모형 1	모형 2
Δp_{t-1}	1.5707(7.5624)	1.7097(13.6069)	1.9632(0.1774)	1.3438(0.4954)
Δp_{t-2}	-0.8473(3.9902)	-0.9014(4.2779)	-10.4928(1.2265)	-6.6552(1.4679)
Δp_{t-3}	0.1221(0.9603)	0.1133(1.1944)	0.0166(0.0033)	1.9923(0.4575)
Δp_{t-4}	0.0495(0.4925)	0.0796(1.3469)	3.9125(0.7380)	-0.8727(0.2262)
Δp_{t-5}	0.0749(0.5781)	-0.0224(0.6966)	3.4938(0.4985)	3.2732(1.4626)
Δq_{t-1}	0.0062(1.3807)	0.0025(1.7391)	0.6228(2.7331)	0.5815(9.7019)
Δq_{t-2}	0.0031(1.1401)	0.0013(1.2841)	0.1340(0.9864)	0.1464(2.8822)
Δq_{t-3}	0.0015(0.6198)	-0.0011(1.7518)	0.1552(1.1603)	0.0472(1.0223)
Δq_{t-4}	0.0019(0.8788)	0.0000(0.0464)	0.0188(0.1589)	-0.0188(0.3992)
Δq_{t-5}	0.0040(1.2290)	0.0015(1.4886)	0.1576(0.9727)	0.0936(2.0863)
CPI		-0.0774(0.9922)		-2.0536(0.6099)
CBY		-0.0121(1.5790)		1.3355(2.4792)
Household		-0.0140(0.3695)		-0.6445(0.2245)
KOSPI		0.0078(3.7257)		0.5046(2.8905)

주: 괄호 안 숫자는 t값

그림 1_ 충격반응함수(PVAR 모형 2)



주: sp) 실거래가지수, ap) 호가지수, q) 거래량

나타났으나, 충격반응은 초기 정의를 반응에서 후기 부의 반응으로 바뀌는 것으로 나타났다. 그러나 모형 2에서는 추정계수나 충격반응 모두 초기에는 정의 반응을 보인다 시간이 지나면서 부의 반응으로 바뀌고 있다. 또한 호가지수를 이용한 경우 충격반응은 모형 1과 모형 2에서 별다른 차이를 보이지 않지만, 실거래가지수를 이용한 충격반응은 모형 1과 모형 2에서 차이를 보인다. 모형 1보다 모형 2의 충격반응이 더 변화가 크다. PVAR 결과에서 거래량 충격에 대한 가격의 반응이 통계적으로 유의적이지 못해 큰 의미를 둘 수는 없지만 거래량 충격에 대해 가격이 아무 반응을 보이지 않는다는 것은 손실회피 모형이나 예산제약모형의 이론적 예상과 정반대의

결과다.

가격 변동에 대한 가격의 반응은 실거래가지수와 호가지수에서 큰 차이를 보인다. 실거래가지수를 이용한 경우 4기 전부터 2기 전까지 부의 가격 변동 충격이 현재 가격 변동에 영향을 미치는 것으로 나타났다, 호가지수를 이용한 경우에는 모형 1에서는 2기 전, 모형 2에서는 2기 전과 4기 전의 부의 가격 변동이 현재 가격 변동에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 차이는 호가지수에 개재되어 있는 평가 평활화(appraisal smoothing)가 원인일 것으로 판단된다.¹²⁾

종합적으로는 전기의 가격과 거래량 변동이 가격과 거래량에 유의한 영향을 미친다고 할 수 있다. 특

12) 이용만·이상한(2008)에 따르면 주택매매가격지수에는 평가 평활화 편이가 존재함.

히 가격의 1차 자기회귀변수의 회귀계수는 가격에 유의적인 정의 영향을 미친다. 전기의 가격 변동 방향과 다음 기의 가격 변동 방향이 같다는 것은 가격 상승이나 하락이 지속됨을 말하는 것으로 상승과 하락이 단기적으로 반복되기보다는 관성적인 움직임을 보인다는 것이다. 이러한 점에서 가격에 거품이 존재하거나 거품붕괴가 발생할 때 그 현상이 지속성을 보이는 것으로 해석할 수 있을 것이다. 거래량 변동은 가격 변동에 정의 영향을 미치나 비유의적인 것으로 나타났으며, 거래량 변동은 거래량 변동에 유의적인 정의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 거래량은 가격에 영향을 주지 않지만 거래량에는 영향을 미친다.

다음으로 거래량과 가격의 변동에 대한 거래량의 반응을 알아보자. 거래량의 변동에 대한 거래량의 반응은 모형 1에서는 유의적이지 않으나, 모형 2에서는 유의적으로 나타났으며 모두 정의 영향을 받고 있다. 즉, 외생변수를 고려할 경우 $t-1$, $t-2$ 기의 거래량 충격에 대해 t 기의 거래량은 정의 반응을 보인다. 다만, 호가지수를 이용한 경우에는 모형 1에서도 $t-1$ 기의 거래량 충격에 t 기의 거래량이 정의 반응을 보인다.

가격 변동에 대한 거래량의 반응은 실거래가지수나 호가지수 모두 유의적이지 않은 것으로 나타났다. 가격 변동에 대한 가격의 반응이 유의적으로 나타난 것과 비교하면 흥미롭다. 즉, 가격은 가격 변동에 대해 유의적인 반응을 보이지만, 거래량 변동에 대해서는 유의적인 반응을 보이지 않는다는 것이다.

이번에는 경제변수의 충격에 대한 가격과 거래량의 반응에 대해 살펴본다. 소비자물가의 충격은 실거래가지수를 이용한 경우에만 가격이 유의적인 정의 반응을 보이는 것으로 나타났다. 소비자물가가 상승할 경우 실거래가격도 상승하여 인플레이션에 대한 방어가 이루어진다고 볼 수 있다. 채권시장의

충격에 대해서 가격은 유의적인 부의 반응을, 거래량은 유의적인 정의 반응을 보였다. 채권가격의 변동, 즉 채권금리의 변동에 가격은 반응하지만 거래량은 반응하지 않는다는 것이다. 채권가격의 변동이 아파트 가격 변동과 부의 관련성이 있다는 것은 금리 상승이라는 충격이 주택가격의 하락이라는 반응으로 나타난다는 것을 의미한다. 대출시장의 충격에 대해서는 가격이나 거래량 유의적인 반응을 모두 보이지 않았다. 가계대출은 주로 주택담보대출이기 때문에 대출시장에서 자금이 경색되면 주택에 대한 유효수요가 감소하게 되어 가격이나 거래량에 영향을 줄 것으로 기대했으나, 가계대출의 변동이 가격이나 거래량에 유의적인 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 주식시장의 충격에 대해서는 가격과 거래량 모두 정의 유의적인 반응을 보였다. 주식시장이 활황을 보이면 장래 주택수요가 증가하여 주택소유자는 자가 주택의 가치에 대한 기대를 상향 조정하여 거래량도 증가하는 것으로 해석할 수 있다.

2) 분산분해분석

분산분해 결과는 어떤 변수에 대한 충격에 의해 설명되는 어떤 한 변수의 분산을 시간에 따라 축적한 비율로, 총효과의 크기를 보여준다. 총효과는 10기간 동안 축적된 것이다. <표 8>은 각 가격지수에 대해 모형별 결과를 보여준다.

모형 1에서 가격에 대한 가격의 충격반응은 실거래가지수 40%, 호가지수 27%로 큰 차이를 보이지만, 거래량의 충격반응은 각각 11%와 15%로 유사하다. 거래량에 대한 가격의 충격반응은 실거래가지수 61%, 호가지수 73%이며, 거래량의 충격반응은 각각 89%와 85%로 나타났다. 모형 2에서 가격에 대한 가격의 충격반응은 실거래가지수 66%, 호가지수

표 8_ 분산분해분석

구분	모형 1		모형 2	
	sp/ap	q	sp/ap	q
실거래가지수	0.3950	0.6050	0.6583	0.2248
거래량	0.1142	0.8858	0.0569	0.8281
호가지수	0.2655	0.7345	0.6826	0.0936
거래량	0.1512	0.8488	0.1041	0.7521

주: percent of variation in the row variable 10 period ahead explained by column variable

68%이며, 거래량의 충격반응은 각각 6%와 10%다. 거래량에 대한 가격의 충격반응은 실거래가지수 22%, 호가지수 73%이며, 거래량의 충격반응은 각각 83%와 75%로 나타났다.

모형 1, 2에서 모두 가격은 10기간 동안 가격 변동에 미치는 영향이 거래량에 비해 상대적으로 작다. 모형 1에서는 가격 변동에 대한 가격의 영향이 거래량의 영향보다 크지만, 거래량 변동에 대해서는 가격의 영향이 거래량의 영향보다 작게 나타났다.

모형 1, 2에서 큰 차이를 보인 점은 다음과 같다. 첫째, 가격 변동에 대한 가격의 영향이 모형 1보다 모형 2에서 유의하게 높게 나타났다. 둘째, 거래량 변동에 대한 가격의 영향이 모형 1보다 모형 2에서 훨씬 작게 나타났다. 종합하면 가격 변동과 거래량 변동에 대한 가격의 영향이 모형 1과 모형 2에서 유의적으로 다르게 나타났다.

V. 요약 및 결론

이 글에서는 우리나라의 광역시도별 주택가격지수와 거래량으로 구성된 2006년 1월부터 2010년 9월까지의 패널자료에 대해 GARCH 모형과 지역의 고정효과를 고려한 Panel-Vector Autoregression 모형을 적용해 가격과 거래량의 관계를 분석했다. 단순히 가격과 거래량이라는 내생변수 외에 물가나 대출시장, 채권시장, 그리고 주식시장을 중심으로 거시경

제변수의 충격이 가격과 거래량의 변동에 어떠한 영향을 미치는지를 실증적으로 분석했다.

실증분석결과는 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 가격 변동은 거래량 변동에, 그리고 거래량 변동은 가격 변동에 상호 인과관계에 있는 것으로 나타났다. 실거래가지수와 호가지수의 결과가 동일하다. 이 결과는 가격이 거래량에 영향을 준다는 선행연구 결과와 일치하며, 경색시장에서 거래량이 가격에 영향을 준다는 이론을 일부 지지하고 있다.

둘째, 당기와 전기의 거래량 변동이 가격 변동에 유의적인 영향을 미치지만, 레버리지 효과와 비대칭성의 존재 여부는 확인되지 않았다. 즉, 관련 이론에서 예상한 것과 달리 거래량이 증가할 때 가격이 상승하고, 거래량이 하락하면 가격이 하락한다고 할 수 없다.

셋째, 거래량 증가는 항상 가격 상승으로 이어졌으며, 가격이 상승하면 항상 거래량 증가로 이어졌다. 이는 가격과 거래량은 상호 그랜저 인과관계에 있기 때문으로 해석할 수 있다.

마지막으로 가격과 거래량의 관계는 물가나 대출시장, 채권시장, 주식시장의 충격에 영향을 받는다. 주택시장은 대출시장보다는 물가, 채권시장, 주식시장의 영향을 받는 것으로 나타났다.

연구 자료가 대체로 주택가격이 상승하면서 거래량도 증가한 시기의 자료라는 점이 이 연구의 가장 큰 한계라고 할 수 있다.¹³⁾ 연구 자료가 다양한 주택

경기순환주기를 보여주는 기간을 포괄하고 있다면 더 의미 있는 연구결과를 도출해냈을 것이라 생각한다. 실거래가 자료가 시계열적으로 더 많이 축적되고, 실제 실거래사레 자료가 상세하게 공개되는 연구 환경이 조성되기를 기대한다.

참고문헌 •••••

김경환·서승환·유진방. 1991. 우리나라 부동산 가격과 물가에 관한 실증분석. 서울 : 한국은행 금융경제연구소.
 김진·민규식·김행중. 2007. “거시경제변수가 주택가격에 미치는 영향에 관한 연구: 6대 광역시를 중심으로”. 한국지적학회 지 제23권 제2호. pp103-116.
 김현아·허윤경. 2009. “부동산 거래량 통계의 활용방안 연구”. 국토연구 제62권. pp107-124.
 박용석. 2003. “부동산 경기변동과 가격결정요인에 관한 연구-주택시장을 중심으로” 단국대학교 박사학위 논문.
 박재룡·유정석. 2010. “주택정책을 통한 실물경기 활성화에 관한 연구”. 국토연구 제66권. pp47-71.
 심성훈. 2006. “주택가격과 거시경제변수의 순환변동에 대한 연구: 외환위기 전후기간의 비교분석”. 부동산학연구 제12권 제1호. pp147-163.
 연규영. 2002. “상품선물시장에서 가격변동성 연구: 미국과 일본 곡물선물시장을 중심으로”. 농업경영정책연구 제29권 제2호. pp334-348.
 이용만·이상한. 2008. “국민은행 주택가격지수의 평활화 현상에 관한 연구” 주택연구 제16권 제4호. pp27-47.
 임재만. 2006. “주택매매가격의 변동성에 관한 연구”. 주택연구 제14권 제2호. pp65-84.
 조상기. 2010. “프로스펙트이론의 손실회피현상이 펀드성과에 미치는 영향에 관한 실증적 연구”. 금융지식연구 제8권 제1호. pp149-174.
 허윤경·장경석·김성진·김형민. 2008. “주택 거래량과 가격 간의 그랜저 인과관계 분석”. 주택연구 제16권 제4호. pp47-70.
 Andrew, M. and G. Meen. 2003. “House Price Appreciation, Transactions and Structural Change in the British

Housing market: A Macroeconomic Perspective”. *Real Estate Economics* vol.31. pp99-116.
 Arellano, Manuel and Olympia Bover. 1995. “Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error Component Models”. *Journal of Econometrics* vol.68. pp29-51.
 Berkovec, J. A. and J. L. Jr. Goodman. 1996. “Turnover as a Measure of Demand for Existing Homes”. *Real Estate Economics* vol.24. pp421-440.
 Chan, S. 2001. “Spatial Lock-in: Do Falling House Prices Constrain Residential Mobility?” *Journal of Urban Economics* vol.49. pp567-587.
 Clayton, J., N. Miller and L. Peng. 2010. “Price-volume Correlation in the Housing Market: Causality and Co-movements”. *Journal of Real Estate Finance and Economics* vol.40. pp14-40.
 Englehardt, G. V. 2003. “Nominal Loss Aversion, Housing Equity Constraints, and Household Mobility: Evidence from the United States”. *Journal of Urban Economics* vol.53. pp171-195.
 Follain, J. R. and O. T. Veltz. 1995. “Incorporating the Number of Existing Home Sales into a Structural Model of the Market for Owner-occupied Housing”. *Journal of Housing Economics* vol.4. pp93-117.
 Genesove, D. and C. Mayer. 1997. “Equity and Time to Sale in the Real Estate Market”. *American Economic Review* vol.87. pp255-269.
 _____. 2001. “Loss a Version and Seller Behavior: Evidence from the Housing Market”. *Quarterly Journal of Economics* vol.116. pp1233-1260.
 Hort, K. 2000. “Prices and Turnover in the Market for Owner-occupied Homes”. *Regional Science and Urban Economics* vol.30. pp99-119.
 Lamont, O. and J. Stein. 1999. “Leverage and House Price Dynamics in U.S. cities”. *Rand Journal of Economics* vol.30. pp498-514.
 Leung, C. K. Y. and D. Feng. 2005. “What Drives the Property Price-Trading Volume Correlation? Evidence from a Commercial Real Estate Market”. *Journal of Real Estate Finance and Economics* vol.31. pp241-255.
 Leung, C. K. Y., G. C. K. Lau and Y. C. F. Leong. 2002. “Testing Alternative Theories of the Property Price-trading

13) 실거래가 기준으로 가격이 상승한 시기의 자료는 558개(평균 0.0099)로 이때 거래량 평균은 4,122건이며, 가격이 하락한 시기의 자료는 282개(평균 -0.0077)로 거래량 평균은 3,714건임.

- Volume Correlation". *Journal of Real Estate Research* vol.23. pp253-263.
- Love, Inessa and Lea Zicchino. 2006. "Financial Development and Dynamic Investment Behavior: Evidence from Panel VAR". *The Quarterly Review of Economics and Finance* vol.46. pp190-210.
- Ortalo-Magné, F. and S. Rady. 2004. "Housing Transactions and macroeconomic fluctuations: A Case Study of England and Wales". *Journal of Housing Economics* vol.13. pp287-303.
- Lundborg, Per and Per Skedinger. 1999. "Transaction Taxes in a Search Model of the Housing Market". *Journal of Urban Economics* vol.45. pp385-399.
- Pissarides, Christopher. 2000. *Equilibrium Unemployment Theory*. 2nd ed. Cambridge, Mass : MIT Press.
- Shi, S., M. Young and B. Hargreaves. 2010. "House Price-Volume Dynamics: Evidence from 12 cities in New Zealand". *Journal of Real Estate Research* vol.32. pp75-99.
- Stein, C. J. 1995. "Prices and Trading Volume in the Housing Market: a Model with Down-payment Effects". *Quarterly Journal of Economics* vol.110. pp379-406.
- Wheaton, W. C. 1990. "Vacancy, Search, and Prices in a Housing Market Matching Model". *Journal of Political Economics* vol.98. pp1270-1292.

-
- 논문 접수일: 2011. 3.21
 - 심사 시작일: 2011. 4. 5
 - 심사 완료일: 2011. 5. 4

Do Housing Trading Volume Explain Housing Prices or the Converse?

Keywords: Disposition Effect, Price-volume Relation, Panel VAR

This empirical article examines the issue of whether movements in sales explain subsequent movement in price or the converse in housing market in Korea. This paper analyzes the housing markets in 14 metropolitan in Korea from Jan 2006 to Sep 2010, with GARCH model and VAR model on panel data of prices and volume, and several exogenous variables (consumer price index, household loan market, bond market, stock market). This empirical results reveal that (i) housing trading volume Granger cause housing price, and vice versa. This result support some part of the theory that price has impact on volume in tight market. (ii) the effect of volume variation of current and previous periods on price variation is statistically significant, but there was no evidence of leverage effect and asymmetry. (iii) The increase of volume always causes the subsequent price higher, and the increase of price always causes the subsequent volume higher. These results is because of the mutual Granger causality. (iv) The relation of price and volume is affected with the conditions of CPI, loan market, bond market, and stock market. This paper, however, has a limitation that data are collected largely from increasing periods of trading volume and sales prices.

주택거래량은 주택가격 변동을 설명할 수 있는가?

주제어: 처분효과, 가격-거래량 관계, Panel-VAR

이 글에서는 우리나라의 시도별 주택가격지수와 거래량으로 이루어진 2006년 1월부터 2010년 9월까지의 패널자료에 대해 GARCH 모형과 지역의 고정효과를 고려한 Panel-Vector Autoregression 모형을 이용해 주택가격과 거래량의 상호 영향을 분석하고, 물가나 대출시장, 채권시장, 그리고 주식시장의 충격이 가격과 거래량의 변동에 어떠한 영향을 미치는지를 실증적으로 분석했다. 실증분석결과 첫째, 가격 변동은 거래량 변동에, 그리고 거래량 변동은 가격 변동에 상호 인과관계에 있는 것으로 나타났는데, 이는 가격이 거래량에 영향을 준다는 선행연구 결과와 일치하며 경색시장에서 거래량이 가격에 영향을 준다는 이론을 일부 지지하고 있다. 둘째, 당기와 전기의 거래량 변동이 가격 변동에 유의적인 영향을 미치지만 good news와 bad news가 조건부 분산에 다른 영향을 미친다는 레버리지 효과와 비대칭성의 존재 여부는 확인되지 않았다. 셋째, 거래량 증가는 항상 가격 상승으로 이어졌으며, 가격이 상승하면 항상 거래량 증가로 이어졌는데, 이는 가격과 거래량은 상호 그랜저 인과관계에 있기 때문으로 보인다. 넷째, 가격과 거래량의 관계는 물가나 대출시장, 채권시장, 주식시장의 충격에 영향을 받으며, 주택시장은 대출시장보다는 물가나 채권시장, 주식시장의 영향을 더 많이 받는 것으로 나타났다. 그러나 연구 자료가 대체로 주택가격이 상승하면서 거래량도 증가한 시기의 자료라는 점이 이 연구의 가장 큰 한계라고 할 수 있다.