

가격과 거래량의 관계에 대한 실증연구

- 서울시 주택시장을 중심으로 -

An Empirical Study on the Relationship Between Price Change and Trading Volume

- Evidence from Seoul Housing Market -

류 현 옥 (Ryu, Hyunwook)*

고 성 수 (Koh, Sungsoo)**

< Abstract >

Understanding market structure is meaningful, especially amid uncertainty swirling around market. In financial market, liquidity is an important determinant of the price. More recent studies attempt to figure out the positive correlation between price and trading volume from either capital market imperfection or decision theory.

This study takes a step forward in analyzing Seoul residential real estate market by applying market liquidity to the relationship between price and trading volume. The primary contribution of this research is to provide answers to questions regarding how trading volume acts as an indicator of liquidity, moving the housing price. Vector Error Correction Model (VECM) analysis confirms; improved liquidity reduces negative factors affecting the value of house thus shifting the price upward. Policy implications of the exogenous variables are also discussed.

주 제 어 : 주택가격, 거래량, 벡터오차수정모형

Keywords : Housing price, Trading volume, VECM

* 건국대학교 부동산학과 박사과정, ryu413@gmail.com (주저자)

** 건국대학교 부동산학과 교수, sskoh@konkuk.ac.kr (교신저자)

I. 서론

글로벌 금융위기 이후 계속되는 주택가격하락기에 주택보유자들의 우려가 큰 폭으로 커지고 있다. 집값이 오를 거라 기대하고 대출 등을 동원하여 주택을 구입했는데 가격이 떨어져 거래가 성사되지 않고 있기 때문이다. 보통의 경우, 상품의 가격이 하락하면 수요가 촉진되기 마련일 터인데, 주택시장에서는 가격과 거래수요가 같은 방향으로 움직이는 이례현상이 목격된다.¹⁾

이와 같은 경색시장에서는 정부의 고민도 깊어진다. 특히 가계대출이 심각한 수위(2011년 12월 말 현재 우리나라 가계의 부채총액은 912조 8천 810억원, 한국은행)에 이른 시국에서 정부가 시장에 개입하려는 의지는 절실할 수밖에 없다.

정부가 부동산시장에 개입하는 이유는 시장안정화를 통해 사회적 목표를 달성하기 위함이다. 목표달성은 가격을 기준으로 측정되지만 가격을 떨어뜨리는 것이 목표는 결코 아닐 것이다. 특히 지난 2008년 서브프라임 사태이후 지속되고 있는 경색시장에서 부동산가격의 하락은 정부에게 큰 부담으로 작용한다. 근거 없이 대출억제책을 펴다 자칫 집값의 하락에 악영향을 가중시켜 소비심리에도 영향을 주게 되면 경기둔화로 이어질 수 있기 때문이다. 정부가 정책을 펴는데 앞서 시장구조를 정확하게 파악하는 일이 선행되어야 하는 이유이다.

주택시장에서 가격과 거래량이 동조화 추세를 보이는 현상을 관측하고 그 원인을 규명해 낼 수

있다면, 그리고 규명된 결과와 더불어 두 변수에 영향을 미치는 특성변수들의 효과성에 관한 연구 결과도 정부가 시책(時策)을 수립함에 있어 중요한 근거자료가 될 것이다.

본 연구는 주택시장의 기제(機制) 파악을 목표로 이례현상을 실증분석하고 그 원인을 기존가설과 함께 재무분야에서 적용하고 있는 상품유동성 관점에서 설명하고자 한다.

금융시장에서 가격과 거래량은 같은 방향으로 움직이는 현상이 발생한다. 금융상품이 거래되는 유통시장에서 거래가 빈번한 상품은 발행가격을 상승시켜 기업의 자금조달을 용이하게 한다. 다시 말해 거래가 상품의 유동성을 제고하여 가격을 견인하는 역할을 하는 것이다.

부동산시장에서 참여자들이 가장 주목하는 변수는 가격이고 가격에 따라 거래를 발생시킨다고 한다. 정보의 편재(偏在) 등 다양한 시장마찰이 존재하고 상대적으로 유동성이 떨어지는 부동산 시장에서도 거래량이 가격에 영향을 미치는 현상을 보인다면, 거래량의 증가가 상품성 제고로 이어져 가격을 상승시킨다고 해석할 수 있을 것이다. 다행히 2006년 1월부터 국토해양부에서 실거래 정보²⁾가 공개되고 있어 실증분석을 통해 규명할 수 있게 되었다.

II. 선행연구

가격과 거래량이 갖는 정(+)³⁾의 상관관계는 재

1) 인간의 합리성을 전제로 할 때 거래량과 가격이 정(+)³⁾의 상관관계를 보일 하등의 이유가 없다. (이용만, 2011)

2) 부동산중개업법 중 「공인중개사의 업무 및 부동산 거래신고에 관한 법률」에 의거, 2005년 1월부터 부동산 중개업소와 거래당사자가 실거래가 등 계약 내용을 시군구에 의무적으로 통보하기로 한 제도.

무 분야에서 상당한 학문적 고찰이 이루어지고 있으며 영역을 넓혀 다양한 실증적 연구가 뒷받침되어지고 있다³⁾. 우선 두 변수가 정(+)의 관계를 형성하고 있는 원인을 새로운 정보에 대한 시기적 반응여부의 관점에서 구분한 두 가지 가설이 있다. 첫 번째로 효율적 시장가설 (efficient markets hypothesis⁴⁾)에 따라 가격과 거래량이 새로운 정보에 동시 반응한다는 혼합분포가설 (mixture of distribution hypothesis)이 Clark(1973), Cornell(1981), Foster(1995)에 의해 연구된 바 있다. 두 번째로는 정보의 접근성이 뛰어난 금융시장이라 할지라도 시장 불완전성(market imperfections⁵⁾)으로 말미암아 정보가 모든 시장참여자들에게 동시에 전달 될 수 없다는 측면에서 Copeland(1976), Jennings et al.(1981)과 Blume et al(1994)가 순차적정보도착모형(sequential information arrival model)을 주장한 바 있다. 동 가설에 따르면 과거의 거래량으로 가격 변동성을 예측할 수 있다는 것이다.

그 밖에 두 변수가 이루고 있는 정(+)의 관계를 기대효용이론(expected utility theory⁶⁾)의 대안으로 제시된 프로스펙트 이론(prospect theory)으로 해석한 가설이 있다. 동 이론의 핵심개념인 손실회피(loss aversion) 현상은 투자자가 손실은

회피(위험추구적)하려 하고 이익은 조기실현(위험회피적)하려는 성향을 보인다는 가설로서 Lakonishok and Smidt(1986), Locke and Mann(1999)가 지지하였다.

한편, 정보의 비대칭성이 존재하는 부동산시장에서는 두 변수가 보이는 정(+)의 관계를 시장 관점에서 다음과 같이 구분지어 설명하고 있다.

첫째, Stein(1995)이 주장한 예산제약모형(equity constraints model)은 가격하락 시(時), 부채는 고정되고 자기자본(equity)만 줄게 된다는 점을 강조한다. 이는 추가구매를 위한 downpayment(계약금) 조달이 어려워짐을 뜻하며 이로 인해 거래량이 감소한다는 것이다. 관련연구로 Chan(2001), Clayton(2010)이 있다.

둘째, 시장(거래)의 수요/공급간 괴리에서 비롯된 탐색모형(frictional search model)은 부정적 수요충격에 따라 매물이 늘게 되고, 증가된 매물에 판매자가 가격을 하향조정함으로써 정(+)의 관계를 형성하게 된다는 가설로, Wheaton(1990)과 Berkovec and Goodman(1996)의 연구가 있다.

마지막으로 재무 분야의 손실회피모형(nominal loss aversion model)을 주택시장에 적용한 Genesove and Mayer(2001)와 Engelhardt(2003)의 연구가 있다.

-
- 3) 재무 분야에서는 Rogalski(1978)가 주식시장에서 가격과 거래량 사이의 선형(linear)과 비선형(non-linear) 인과관계를 연구한 것이 효시가 되어 학계의 관심을 불러일으켰으며 이후, 연구 분야도 다변화 되어 금(gold), 통화(currency)에서 사료용 소고기에 이르는 광범위한 분야로의 적용이 되어오고 있다.
 - 4) 가격은 모든 시장정보를 반영하고 있으며 새로운 정보에 즉시 반응하기 때문에 가격은 거래량의 영향을 받을 수 없다.
 - 5) 시장에서의 현실적 제약들로 야기되는 자본시장의 불완전성(capital market imperfection)의 결과를 거시경제적 관점에서 보면, 최적화되지 못한 비효율적 투자의 부족을 초래한다. 설령 모든 이들로의 자본유치가 가능할 지라도 정보의 편제로 인한 대출기관의 불가피한 (신용정보 조회 등) 제비용 발생이 금리상승으로 이어짐에 따라 자원의 효율적 분배가 이루어 질 수 없게 된다. Pratap(2003)
 - 6) 인간은 자신의 효용을 극대화할 수 있는 의사결정을 한다는 가정과 함께 의사결정자는 무한히 존재할 수 있는 모든 대안들을 비교 검토하여 합리적인 결정을 한다는 것이다.

〈표 1〉 가격과 거래량의 방향 비교

구분	가설 및 모형	가격 ⇒ 거래량	거래량 ⇒ 가격	동시 반응
재무	연속적 정보도착가설		◎	
	혼합분포모형			◎
부동산	손실회피모형	◎		
	예산계약모형	◎		
	탐색모형		◎	

정리하면, 손실회피모형은 예산계약모형과 함께 가격이 거래량에 선행하는데 반해, 탐색모형은 가격이 거래량에 후행한다고 주장하고 있다.

미국을 비롯한 선진국 부동산시장을 대상으로 수행된 대부분의 선행연구들은 우리나라 부동산 시장과 환경변수가 상이하다는 점에서 국내시장에 대한 연구의 필요성이 제기되나, 주로 재무 분야에서 연구되어 오던 가격과 거래량의 관계를 부동산시장에 적용하여 검증한 연구는 그 중요성에 비해 부족한 것이 현실이다. 국내에서 대표적으로 허윤경 외(2008), 방송희(2010)의 연구가 주택가격과 거래량의 전후관계에 초점을 맞추어 진행되었으며, 임재만(2011)의 연구는 외생변수를 고려하였으나 통제변수 적용이 방향성의 문제로 적절한 설명을 못하고 있다. 특히 가격과 거래량을 정보이전효과 측면에서 상품의 유동성으로 해석하려 시도한 선행연구는 없었으며, 두 변수에 영향을 미치는 외생변수와의 관계를 장기적 추세까지 분석한 연구는 거의 없는 실정이다.

본 연구를 통해 가격과 거래량 간의 관계를 설명할 수 있다면 시장참여자들이 의사결정에 도움을 주는 한편, 주택정책(housing policy) 관점에서도 거래활성화를 위한 구체적 대안을 찾을 수 있을 것이라 판단한다. 정부가 부동산거래를 촉

진책을 도입하거나 시장에서의 거래 저해요소를 제거하는 등 거래활성화와 가격안정을 모색할 수 있을 것으로 본다.

이에 본 연구는 서울시 아파트시장에서 두 변수의 상관관계를 분석함에 있어 기존 연구와 다음과 같은 차이를 두어 분석하였다. 첫째, 가격과 거래량이 갖는 관계를 상품유동성 관점에서 해석함에 중점을 두고 적절한 외생변수를 투입함으로 설명력을 높여 근본적인 시장구조에 대한 이해를 증진시키고자 노력하였다. 두 번째로, 벡터오차수정모형(VECM)을 적용함으로 단기적 변동성뿐만 아니라 장기적 추세까지 파악하였다. 마지막으로 세제라는 정책변수를 처음 도입함으로 그에 따른 정책실효성을 분석하였다. III장에서는 분석을 위한 변수 및 모형을 제시하였고, IV장에서는 서울시 주택시장을 대상으로 가격과 거래량에 대한 정보효과 및 수요충격에 대한 반응을 분석하는 모형인 VECM모형을 이용하여 실증 분석하였다. 그리고 V장에서는 본 연구의 요약 및 결론을 제시하였다.

III. 변수 및 모형설정

1. 변수설정

본 연구에서는 월간 시계열 자료를 활용하며, 주택가격과 거래량의 국토해양부에서 발표하는 아파트 실거래 지수와 아파트 거래량 신고건수를 사용한다. 이 외에 선행연구를 참고하여 KOSPI 지수, 소비자 물가지수, 3년 만기 회사채수익률(AA-), 가계대출액⁷⁾, 세제 더미를 추가하였다. 변수의 시간범위는 2006년 1월부터 2011년 12월까

지 총 72개월이며, 서울 지역을 대상으로 자료를 구성하였고 차분의 용이성을 위해 모든 변수를 로그 변환하였다.

국내시장의 전반적인 경제상황을 총체적으로 보여주는 주가지수(KOSPI)는 주택시장이 주식시장에 의존성이 있는지를 살펴봄으로서 영향력의 여부에 따라 정책수립에 확대된 제언을 줄 수 있을 거라는 기대가 있다. 이는 부동산시장에 양(+)의 관계를 보일 것이라는 가설로 고려되어 가격/거래량에 예측력이 있는지를 살펴볼 가치가 있을 것으로 판단되어 투입되었다. 소비자 물가지수(Consumer Price Index)의 경우 물가상승이 주택가격상승의 원인으로 작용하는가를 살펴보기 위해 고려되었다. 금리는 주택가격 결정모형에서 자주 활용되는 변수이며 상대적으로⁸⁾ 시장상황을 정확히 반영할 수 있는 3년 만기 회사채수익률(AA-)은 투자의 대체성 측면에서 금융자산의 대용변수로 투입되었으며, 가계대출액은 주택가격과 정(+)의 관계를 갖는다는 이론적 방향에 따라 주택대출 규제가 가격안정화에 우선적으로 영향을 미치는지를 살펴보고자 하기 위함이다. 금리, KOSPI, 가계대출액 등 주요 거시지표와 주택가격의 동태적 연관성을 분석한 연구는 국내·외에 다수가 존재한다(Oikarinen, 2009; Gimeno and Martinex-Carrascal, 2010; 홍정효·문규현, 2009; 손종철, 2010; 한상섭, 2011). 마지막으로 기대수익률에 영향을 미치는 조세정책의 효과를 보기 위해 구간내 거래의 의사결정에 영향을 미치는 취득등록세, 양도소득세 및 종합부동산세를 시기별로 투입하여 개편(완화)정책이 주택가격에 어떻게

작용하는지 보기위해 고려되었다. 본 연구에서 세제변수는 더미로 투입되었는데 이는 장기적인 영향을 보기 위함이며 세제변수에 대한 다수의 선행연구가 이 같은 방식을 채택하고 있다. (Edwards et al, 2004; 심한택, 2007; 정운오 외, 2008)

2. 모형설정

계량경제모형 중 경제변수간의 동태적 관계를 근거로 하는 시계열모형으로 자기시차 또는 관심 변수간의 상관관계에 바탕을 두고 경제를 예측하는데 벡터자기회귀(Vector autoregressive: VAR) 모형이 효율적으로 이용된다. 그러나 Engle and Granger(1987)는 경제변수 사이에 공적분관계가 존재하고 시계열자료가 불안정적일 때 이들 변수들 간의 관계는 오차수정모형(Error Correction Model)으로 표현될 수 있다고 주장했다. 만약 주택가격 변동($\Delta \ln p_t$)과 거래량 변동($\Delta \ln q_t$)을 가지고 추정하는 것은 1차 차분한 데이터를 사용할 경우 변수들 간의 장기적 관계에 대한 중대한 정보를 손실할 가능성이 있어, 일치된 추정량을 얻지 못할 위험이 있다.

본 연구에서는 우선적으로 주택가격과 거래량간의 장기적인 안정성을 가지는 주택가격과 거래량간의 공적분 관계를 검정하고 이 검정이 유의할 경우 가격과 거래량 변수의 내생성이 의심되는 바, 벡터오차수정모형(VECM)을 이용하고자 한다. 벡터오차수정모형은 식(1)⁹⁾과 같다.

7) 외생변수로 사용된 지표는 한국은행 자료를 사용하였다.

8) i.e. 국고채금리 등

9) 실제 공적분 모형의 옵션은 5가지 형태이며, 식(1)은 공적분 관계가 상수항을 가정한 것이다.

$$\ln p_{t-1} = \delta \ln q_{t-1} + c + \varepsilon_{t-1} \quad (1)$$

이 때 $\ln p_{t-1} \sim I(1)$, $\ln q_{t-1} \sim I(1)$ 에서 $\varepsilon_{t-1} = \ln p_{t-1} - \delta \ln q_{t-1} - c \sim I(0)$ 이 되는 δ 를 추정, 이를 오차수정 항으로 수식에 포함시키면, 식(2)와 같이 나타난다.

즉 이 벡터오차수정모형은 주택가격과 거래량 간에 장기적으로 평균에 수렴하는 공적분 관계를 가질 경우, 장기적 균형관계를 보장하기 위해 오차수정항을 모형에 포함시킨 것이다.

$$\begin{bmatrix} \Delta \ln p_t \\ \Delta \ln q_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_1 \\ b_2 \end{bmatrix} [\ln p_{t-1} - \delta \ln q_{t-1} - c] + \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{pt} \\ e_{qt} \end{bmatrix} \quad (2)$$

단, $\begin{bmatrix} e_{pt} \\ e_{qt} \end{bmatrix} \sim N(0, H_t)$, $H_t = \begin{bmatrix} c_{pp} & c_{pq} \\ c_{qp} & c_{qq} \end{bmatrix}$

IV. 실증분석

1. 단위근 검정

변수별 안정성(stationarity) 여부를 판단하기

위해 단위근 검정을 실시하였다. 단위근 검정은 ADF(Augmented Dickey Fuller) 검정과 PP (Phillips Perron) 검정을 이용하였으며, 검정 결과 <표 2>와 같이 모든 변수가 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하는 것으로 나타나 모든 변수가 1차 적분변수 I(1)인 것으로 보아도 무방한 것으로 판단되며, 안정적인 시계열로 만들기 위해 변수를 차분하였다. 차분한 결과 모든 변수가 유의수준 5% 내에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각한 것으로 나타났다.

차분한 변수의 기초통계량은 <표 3>과 같다. 사용된 변수 중 세제 더미는 2006년 이후 정부정책에 따른 양도소득세와 종합부동산세, 취득세 등이 시행된 해당월 전후 3개월을 1, 나머지는 0으로 하는 시간 더미변수로 구성하였다. 이는 세제가 도입되고 전후 3개월 동안만 변동이 달라지는 것을 의미하며, 이후 거래량 또는 가격 수준이 달라진 것을 의미한다. 예를 들어 세제변수의 계수가 0.02 으로 추정될 경우 3개월 동안 매월마다 2%씩 거래량 변동이 나타난 것을 의미한다. 거래량이 세제 시행 이전에 100 이었다면 3개월 동안 거래량은 $100(1+0.02)^3$ 으로 증가하며, 이후에도 같은 수준으로 거래를 유지한 것을 말한다. 이는 세제 효과가 장기간 나타난 것을 가정한 것이다. 2006년 9월과 2009년 1월, 2010년 1

<표 2> 단위근 검정결과(h0: 단위근이 존재)

구분		주택 가격	거래량	소비자 물가	회사채 금리	가계 대출액	코스피
수준	ADF	0.72	-0.06	4.47	-0.48	11.36	0.49
	PP	1.04	-0.08	7.48	-0.65	8.08	0.46
차분	ADF	-4.63***	-6.73***	-4.19***	-5.31***	-2.32**	-6.26***
	PP	-3.78***	-6.61***	-4.49***	-5.34***	-2.62***	-6.19***

*.p<0.1, **.p<0.05, ***.p<0.01

〈표 3〉 변수별 기초통계량

구분	변수명	평균	중간값	최대값	최소값	표준 편차	표본수
주택가격	$\Delta \ln p$	0.004	0.005	0.046	-0.068	0.020	71
거래량	$\Delta \ln q$	0.002	-0.005	0.601	-0.509	0.241	71
소비자물가지수	$\Delta \ln cpi$	0.003	0.002	0.012	-0.005	0.003	71
회사채금리	$\Delta \ln cby$	-0.004	0.000	0.078	-0.152	0.046	71
가계대출액	$\Delta \ln debt$	0.005	0.006	0.017	-0.004	0.004	71
코스피지수	$\Delta \ln kosp$	0.004	0.018	0.148	-0.186	0.057	71
세제1('06년 8,9,10월=1)	Dtax1	0.042	0	1	0	0.203	71
세제2('08년 12월, '09년 1,2월=1)	Dtax2	0.042	0	1	0	0.203	71
세제3('09년 12월, '10년 1,2월=1)	Dtax3	0.042	0	1	0	0.203	71
세제4('10년 12월, '11년 1,2월=1)	Dtax4	0.042	0	1	0	0.203	71

월, 2011년 1월의 4개의 시간 더미변수를 사용하였다. 시기별 세제변화를 구체적으로 살펴보면, 2006년 9월에 취득세 2% 중 개인간 주택 유상거래에 대해 25%를 감면했던 것을 50%로 높여 세제를 완화시켰다. 2009년 1월에는 양도소득세 부문에서 2년 이상 보유기간에 대한 일반세율을 1~3% 완화하였고, 다주택자에 대해서 투기지역을 제외한 지역의 경우 중과되었던 세율이 한시적으로 일반세율로 완화되었다. 2010년 1월에는 2년 이상 양도세의 보유기간에 대한 일부세율 중 4천6백만원 이하의 경우 16%에서 15%로 완화되었고, 종합부동산세도 기존세율의 50% 되는 수준으로 세제를 완화하였다. 그리고 2011년 1월에는 취득세로 통합된 취득등록세의 50% 감면되면서, 세제를 완화하는 조치가 주를 이루었다.

2. 공적분 검정과 VECM모형

단위근 검정을 통해 주택가격과 거래량의 1차

적분변수 I(1)이 존재하는 것으로 나타났으며, 두 변수의 장기적인 균형관계를 가지고 있는 지 검토하기 위해 요한슨의 공적분 검정을 실시하였다. 요한슨 공적분 검정에서는 오차수정모형의 추정이 함께 이루어진다. 공적분 검정은 VAR항에 추세여부 및 공적분 방정식의 절편, 추세의 존재 여부에 따라 5가지로 설정되며, 모형과 차수(lag interval)의 선택은 AIC와 SC를 이용해 결정되며, 최종 검정결과는 <표 4>에 정리되어 있다. <표 4>에서 살펴보듯이 공적분 함수형태는 차수(lag)가 5차일 때를 제외하고는 모두 상수항이 고려될 때 적합한 것으로 나타났으며, VAR 형태는 상수항과 추세항이 없는 모형이 적절한 것으로 나타났다. 차수의 경우 AIC는 1, SC는 2에서 가장 작은 값을 보여 1 또는 2의 차수가 적절한 것으로 보인다.

그러나 거래량이 계약건수가 아닌 계약 후 60일 이내에 신고하는 신고건수임을 감안하면 실제 가격과 거래량의 시차는 3개월 이상¹⁰⁾일 것으로

10) 가격과 거래량은 최대 90일까지 시차가 발생할 수 있다.(전문가 의견: 국토해양부 주택통계시스템 담당)

〈표 4〉 주택가격과 거래량의 공적분 검정 결과

구분	lag				
	1	2	3	4	5 ¹⁾
공적분 개수*	1	1	1	1	1
AIC	-6.516	-6.584	-6.544	-6.563	-6.461
SC	-6.226	-6.163	-5.990	-5.871	-5.802
공적분 함수(상수항, 추세)	상수항	상수항	상수항	상수항	없음
VAR 형태(상수항, 추세)	없음	없음	없음	없음	없음

*.p<0.05

판단된다. 또한 임재만(2011)의 경우에도 주택가격과 거래량의 상호영향관계 파악을 위해 차수를 5차까지 확장하여 분석한 사례가 있다. 본 연구에서도 이를 감안하여, 차수를 5차로 하였으며, 공적분 방정식과 VAR 형태 모두 상수항과 추세항이 없는 모형으로 선정하였다.

이처럼 단위근 검정 및 공적분 검정결과 주택가격과 거래량은 1차 적분변수 I(1)를 가지며, 공적분이 존재하는 것으로 나타나 VAR 모형보다는 장기적인 추세를까지 고려한 VECM을 모형으로 선정하여 분석하였다. 모형은 2가지로 구분하였다. 모형 1은 거래량과 가격 변수만 고려한 경우이며, 모형 2는 거래량과 가격 변수 및 본 연구에서 거시경제 변수 및 세제변수를 추가한 모형이다. 분석결과는 <표 5>에 정리되어 있다. 장기균형항에 해당하는 오차수정항의 경우 거래량과 가격이 서로 양의 관계를 보이고 있어 거래량과 가격이 장기적으로 서로 양의 방향의 공적분 관계를 보이고 있음을 알 수 있다.

오차수정항이 가격과 거래량의 계수를 살펴보면, 모형1과 모형2 모두 거래량에 양(+의 부호

로 유의하게 나타난 반면, 가격에는 음(-)의 부호를 가지나 모형2에서는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 오차수정항 계수의 의미는 가격이 단기적으로 상승하거나 거래량의 감소로 거래량과 가격의 장기균형에 오차가 양(+)으로 발생할 경우, 가격의 변동보다 거래량이 증가함으로써 균형에 수렴한다는 것을 의미하며, 계수값의 절대값이 클수록 수렴속도가 커지게 된다.

한편 <표 5>의 모형 1을 살펴보면, 거래량은 가격에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타나지 않은 반면, 가격은 거래량에 유의수준 1%내에서 유의한 것으로 나타났다. 이는 허영경 외(2008)의 연구와 일치하고 있다. 반면, 외생변수가 도입된 모형2의 경우 거래량이 가격에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 1개월 전과 3개월 전의 거래량 변동이 가격 변화에, 그리고 1개월 전의 가격 변동이 거래량 변동에 유의수준 1%내에서 유의한 것으로 나타났다. 또한 모형 2에서 1기 전(t-1)의 가격 변동이 거래량 변동에 미치는 영향력을 살펴보면, 각각 7.429로 나타난 반면, 거래량 변동이 가격 변동에 미치는 영향력은

11) lag가 5차일 경우 유의수준 5% 내에서 공적분 함수와 VAR 형태에서 상수항과 추세가 모두 없는 경우를 제외하고는 공적분이 2개인 것으로 나타났다. 일반적으로 변수의 수보다 공적분 개수는 작으며, 공적분과 변수의 수가 같을 경우 표본이나 공적분 검정에 문제가 있을 소지가 있어 함수에서 제외하였다.

〈표 5〉 주택가격과 거래량의 VECM 모형 결과

VECM모형	모형1				모형2			
	$\Delta \ln p_t$		$\Delta \ln q_t$		$\Delta \ln p_t$		$\Delta \ln q_t$	
	beta	t-value	beta	t-value	beta	t-value	beta	t-value
$\Delta \ln p_{t-1}$	0.710***	5.232	6.384***	2.979	0.678***	5.071	7.429***	3.654
$\Delta \ln p_{t-2}$	-0.638***	-3.912	-2.723	-1.056	-0.567***	-3.152	1.651	0.604
$\Delta \ln p_{t-3}$	0.247	1.424	1.230	0.449	0.210	1.214	3.210	1.222
$\Delta \ln p_{t-4}$	-0.359**	-2.188	-1.667	-0.644	-0.283*	-1.807	-0.802	-0.337
$\Delta \ln p_{t-5}$	0.128	0.962	-1.058	-0.503	0.312**	2.206	1.023	0.476
$\Delta \ln q_{t-1}$	0.015	1.598	0.051	0.354	0.018**	1.962	0.128	0.911
$\Delta \ln q_{t-2}$	-0.004	-0.485	-0.210	-1.535	0.009	0.886	-0.098	-0.658
$\Delta \ln q_{t-3}$	0.014	1.639	-0.104	-0.783	0.016**	1.988	-0.057	-0.456
$\Delta \ln q_{t-4}$	0.008	1.010	-0.155	-1.237	0.012	1.606	-0.127	-1.085
$\Delta \ln q_{t-5}$	0.001	0.092	-0.133	-1.047	0.000	-0.017	-0.166	-1.414
$\Delta \ln cpi$					0.204	0.419	-5.516	-0.745
$\Delta \ln cby$					-0.108***	-2.334	-0.169	-0.240
$\Delta \ln debt$					-0.468	-1.389	9.285*	1.812
$\Delta \ln kospi$					0.060*	1.930	0.255	0.541
$D_{tax1}^{12)}$					0.012	1.209	0.519***	3.564
$D_{tax2}^{13)}$					0.002	0.157	0.482***	2.505
$D_{tax3}^{14)}$					0.005	0.687	0.062	0.517
$D_{tax4}^{15)}$					0.001	0.105	0.102	0.757
$\hat{\epsilon}_t$	-0.032*	-2.055	0.208***	1.281	-0.020	-1.520	0.820***	4.120
오차수정항	$\epsilon_{t-1} = \ln p_{t-1} - 0.557 \ln q_{t-1}$ (-109.832)				$\epsilon_{t-1} = \ln p_{t-1} - 0.564 \ln q_{t-1}$ (-83.397)			
적합도	LL: 214.710, AIC: -5.779, SC: -4.983				LL: 237.833, AIC: -5.995, SC: -4.668			

*.p<0.1, **.p<0.05, ***.p<0.01

0.678 인 것으로 나타나 가격 변동에 의한 거래량 변동이 거래량 변동에 의한 가격변동보다 더 큰 영향력을 가진 것을 알 수 있다.

주택거래에 가장 큰 영향을 주는 변수 중 하나인 금리를 보기위해 회사채 금리를 대응변수

(proxy)로 투입한 결과, 거래량과 가격에 모두 음의 부호를 가진 것으로 나타났다. 또한 거래량보다 주택가격에 유의수준 1% 내에서 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 이론과 부합된 결과를 보이고 있다. 구체적으로 금리가 1%p 상승

12) 2006년 9월 1일: 취득세 및 등록세 각 2%씩 감면 (단, 유상거래는 50% 감면).

13) 2009년 1월 1일: 양도소득세 보유기간에 따른 일반세율 적용, 1세대2~3주택 중과세율에 대해 한시적으로 일반세율로 완화.

14) 2010년 1월 1일: 종합부동산세 일반세율로 완화, 양도소득세 보유기간에 따른 일반세율 적용.

15) 2011년 1월 1일: 취득등록세로 통합 4% 감면(3월22일부터는 추가 50% 감면).

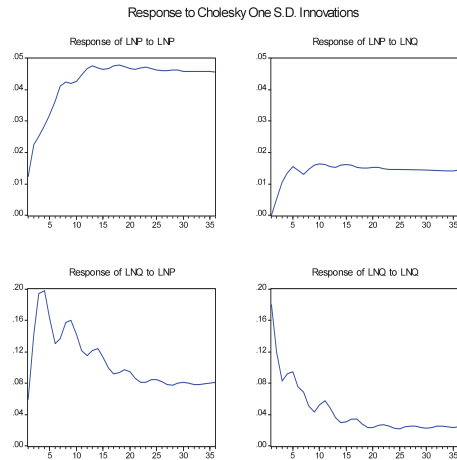
할 때 가격은 0.1% 감소한 것으로 나타나고 있다. 임재만(2011)은 회사채금리를 외생변수로 도입하였으나 거래량이 금리에 정(+)의 영향력을 보인 것으로 나타난 반면, 본 연구는 이론에 맞게 음의 영향을 보인 것으로 나타나 보다 적절한 변수 통제가 이루어진 것으로 보인다.

한편 금리와 함께 금융정책을 대표하는 가계 대출액은 유의수준 10% 내에서 거래량에 정(+)의 방향을 보이는 것으로 나타났다. 이는 부채증가에 따른 유동성 증대가 거래에 영향을 미칠 수 있음을 나타내고 있다. 예컨대 부동산담보대출인 정비율(LTV, Loan To Value)이 상향조정되면 가계의 유동성제약이 완화되기에 부의 효과를 강화시켜 거래를 활성화시킬 수 있다는 논리와 합치를 이룬다. 그러나 과도한 신용증가는 가계의 재무건전성에 위험요인이 될 수 있는 점에 유의할 필요가 있다.

KOSPI지수 역시 유의수준 10% 내에서 유의한 것으로 나타났다. KOSPI지수는 부동산시장과는 대체투자처로서의 위상과 증권거래소에 상장된 주식의 지표 중에서 주식가격의 변동을 종합적으로 나타내는 대표적 지수인 만큼 경제 상황 예측지표로서도 유용하게 쓰이고 있다. 전자로서의 역할도 중요하나 관측 기간 동안은 증시의 호조세(好調勢)가 주택가격과 같은 방향으로 이어진 것으로 나타났다.

이외에 본 연구에서 처음으로 고려한 세제변수의 경우 2006년 9월의 취득등록세 완화와 2009년 1월의 양도세 완화가 거래량에 유의미한 결과를 도출하였다. 2006년 9월의 세제완화 조치로 거래량이 전월 대비 68.0%가 상승한 것으로 나타나고 있으며, 2009년 1월의 양도세 완화조치는 거래량을 61.9% 상승시키는 것으로 나타났다. 반

〈그림 1〉 충격반응 결과(모형 2)



면 2010년과 2011년의 세제완화 조치에는 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 시장으로 완화조치가 취해진 초기에 비해 이후 어떤 영향도 미치지 않았으므로 미루어 볼 때, 이는 시간의 흐름에 따라 추가조치의 기대감으로 정책효과가 떨어지게 되어 정책의 실효성이 저하된 것을 볼 수 있다. 이 같은 행태가 반복될 경우 국민들로 하여금 정책피로증후군을 유발할 수도 있음을 유의할 필요가 있겠다.

이를 종합하면, 다른 변수를 통제하였을 때 가격과 거래량은 상호영향을 주는 관계임을 알 수 있으며, 금리와 코스피와 같은 변수는 거래량보다는 가격에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 세제변수의 경우 가격보다는 거래량에 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 금리와 코스피 변수의 변화가 거래량을 변화시키거나, 세제변수가 가격에 영향을 주는데 일정한 시간이 걸린다는 것을 의미하기도 한다.

3. 충격반응분석

충격반응함수는 충격이 발생하는 경우, 시간이 지나면서 내생변수가 어떻게 변화되어 나가는가를 보여준다. <그림 1>은 모형 2의 충격반응함수로서, 충격의 크기는 1 표준오차이다. <그림 1>에서 보는 바와 같이, 정(+)의 주택가격의 충격은 다음 기의 주택 가격과 거래량에 충격을 주는 것으로 나타났으며, 거래량의 충격 또한 주택가격에 정(+)의 충격을 주는 것으로 나타났다.

거래량의 경우 주택가격의 충격 이후 5개월에 그 효과가 극대화되며, 이후 점진적으로 효과가 사라지는 모습이며, 주택 가격 역시 거래량의 충격 이후 4개월에 효과가 극대화되는 것으로 나타났다.

V. 결론

주택시장은 최근 유럽 재정위기, 선진국 경기 회복세 둔화 등 대내외적 불확실성(uncertainty)까지 더해진 수요위축으로 시장의 향방에 대한 관심이 고조되고 있기에 시장의 움직임에 영향을 주는 각 특성변수사이의 근본적 관계 및 방향성을 분석하는 연구는 실무와 학계의 목적에 부합하는 의의를 갖는다.

본 연구에서는 정책적 실효성을 검증하는데 필요한 외생변수를 투입하고 벡터오차수정모형(VECM)을 사용함으로 가격과 거래량이 정(+)의 관계를 형성하는 원인을 규명하고자 시도하였다.

동태적 관점에서 두 변수는 정(+)의 관계를 보였으며, 상호 피드백적인 관계속에서 가격이 거래량에 주는 영향이 상대적으로 큰 것으로 미루

어 볼때 크게 두 가설로 좁혀볼 수 있다. 예산제약모형과 손실회피 모형이다. 전자는 기존주택의 가격하락에 따른 자본금위축으로 추가구매의 어려움을 겪을 수 있는 경우일 것이다. 그러나 전세를 통한 차입(Leverage) 등으로 사실상 추가구매의 제약보다는 시장 경색으로 인한 기대가격상승률의 저하에 기인한 거래포기 쪽이 현실적으로 보인다. 확률적으로는 손실회피모형이 보다 적합할 것으로 추정되나 향후 과제를 통해 명확한 규명이 필요할 것으로 판단된다. 가격을 보면서 거래를 일으킨다고 하기에는 급격하게 경색국면으로 접어드는 작금의 글로벌 위기 전후시점을 설명하는데 한계가 있을 것이기 때문이다.

본 연구의 성과라고 할 수 있는 부분이 전기의 거래량 변화가 다음기의 가격변화에 유의한 영향을 미치고 있는 것이다. 거래량 증가에 따른 가격변화가 긍정적으로 관측된 것으로 보아, 거래가 주택의 상품성이 제고한다는 해석을 뒷받침하게 되었다. 이를 뒷받침하는 선행가설은 없는 실정이다. 탐색모형과 순차적정보도착가설의 경우 거래량이 선행할 뿐, 가격에 유의미한 영향을 미친다는 이론은 아닌 것이다. 예컨대 가격상승의 원인을 거래량에서 찾는다면 거래를 발생시킴으로 어떤 편익을 얻을 수 있기 때문일 것이다. 정부가 거래의 편익을 증대시키거나 거래의 저해요소를 제거함으로써 거래량이 증가하면 시장에서 주택상품의 유동성이 증대되어 금융시장보다 더 큰 폭의 가격상승을 유도할 수 있었던 것으로 추론할 수 있다.

시장에는 각기 대출상환의 압박이나 경기침체에 따른 가계신용경색으로 고통받고 있는 부류에서 실용적 관점에서 이주를 해야하는 입장에 처한 부류 등 각기 다른 입장에 위치한 다양한 참

여자들이 존재한다. 시장이 경색되었다하여 모두가 같은 입장이 아닌 것처럼 가격과 거래량이 갖는 정(+)의 상관관계(correlation)를 단적으로 설명하는 것은 무리일 것이다. 다만 과학적 분석결과에 따라 기대가격상승률 및 주택가격의 하락에 따른 거래의 위축, 손실에 대한 위험추구적 행태에 기인한 거래의 실종, 그리고/또는 거래가 주는 상품유동성 증대효과가 두 변수를 정(+)의 관계로 유도하는 것으로 보인다.

마지막으로 시장에서 가격과 거래량에 영향을 미치는 수요충격에 대한 검증이다. 정부는 부동산시장 안정을 위해 가격정책, 공급정책, 금융정책, 조세정책 등을 다양하게 전개해 오고 있다. 그러나 본 연구결과 금리는 가격에, 그리고 가계대출 및 취·등록세, 양도소득세, 부동산세 등 세제변수는 거래량에 영향을 미치는 것으로 나타나 정책에 따라 유용한 정보변수가 무엇인가를 시사해주나 추가분석을 통해 보다 명확한 뒷받침이 필요할 것으로 보인다.

즉, 정부가 목표로 하는 시장안정화를 위해서는 어떤 정책변수를 활용해야 정책의 실효성이 극대화 할 수 있는지 파악이 가능해질 것이다. 예컨대 부동산가격 안정을 목표로 가계대출을 규제하는 정책은 설득력이 떨어질 뿐만 아니라 단기적으로 거래만 위축시키는 부작용을 낳을 수 있다. 또한 최근 보도된 바와 같이 극도로 거래량이 위축된 시장을 회복시키기 위해서 정부는 조세정책과 대출규제를 적절히 조합(policy mix)하여 거래의 활성화를 효과적으로 유도할 수 있을 것으로 본다.

본 연구에서는 기존 연구들의 불완전함을 보완하기 위해 통제변수를 적절하게 투입하고 차별화된 모형의 활용으로 설명력을 높였다. 이러한

연구결과는 시장참여자들이 부동산시장의 가격과 거래량의 결정구조를 이해하는데 기여할 것으로 판단된다. 그러나 짧은 시계열 자료와 거래량이 신고건수인 점, 그리고 외생변수와 내생변수간의 시차문제 등은 지역별 비교분석과 함께 향후 연구과제로 남기고자 한다.

논문접수일 : 2012년 4월 25일

논문심사일 : 2012년 5월 10일

게재확정일 : 2012년 6월 27일

참고문헌

1. 방송희, “주택가격지수와 관련된 세 가지 에 세이”, 한성대학교 경제부동산학과 박사학위 논문, 2010
2. 심한택, “부동산 실거래가액 신고제도의 도입에 따른 납세자의 신고가액 변화,” 『회계저널』 Vol.16, No.2, 한국회계학회, 2007, pp. 87-104
3. 손중철, “통화정책 및 실물, 금융변수와 주택 가격간 동태적 상관관계 분석,” 『경제학연구』 제58집, 제2호, 한국경제학회 2010, pp. 179-219
4. 이용만, “부동산시장의 이례현상들”, 부동산도시연구원 초청강연, 2011
5. 임재만, “주택거래량은 주택가격 변동을 설명할 수 있는가?,” 『국토연구』 제69권, 국토연구원 2011, pp. 3-18
6. 정운오 · 박성욱 · 이성실, “종합부동산세제 및 배우자 증여재산공제의 변화가 부동산 증여에 미친 영향,” 『세무학연구』 Vol.25, No.4, 한국세무학회, 2008, pp. 29-51
7. 한상섭, “가계대출과 주택가격의 동태적 연관성,” 『금융연구』 working paper, 2011, 한국금융연구원
8. 허윤경 · 장경석 · 김성진 · 김형민, “주택 거래량과 가격 간의 그랜저 인과관계 분석,” 『주택연구』 제16권 제4호, 한국주택학회, 2008, pp. 47-70
9. 홍정효 · 문규현, “국내 부동산시장과 주요 거시경제지표들간의 선-후행성 연구,” 『금융공학연구』 제8권 제2호, 한국금융공학학회, 2009, pp. 97-125
10. Berkovec, J. and J. Goodman, “Turnover as a Measure of Demand for Existing Homes,” *Real Estate Economics*, Vol. 24, 1996, pp. 421-440
11. Blume, L., D. Easley and M. O'Hara., “Market Statistics and Technical Analysis: The Role of Volume”, *Journal of Finance*, Vol. 49 No. 1, 1994, pp. 153-181
12. Chan, S., "Spatial Lock-in: Do Falling House Prices Constrain Residential Mobility?", *Journal of Urban Economics*, Vol.4 9, 2001, pp. 567-586
13. Clark, P. K., “A Subordinate Stochastic Process Model with Finite Variance for Speculative Prices,” *Econometrica*, Vol. 41, 1973, pp. 135-155
14. Clayton, J., N. Miller and L. Peng. “Price-volume correlation in the Housing Market: Causality and Co-movements”. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 40, 2010, pp. 14-40
15. Copeland, T.E., “A model of Asset Trading Under the Assumption of Sequential Information Arrival,” *Journal of Finance*, Vol. 31, 1976, pp. 1149-1168
16. Cornell, B., “The Relationship between Volume and Price Variability in Futures Markets”, *Journal of Futures Markets*, Vol. 1, 1981, pp. 303-316
17. Edwards, H.; Lang H.; Maydew, L.; Shackelford, A., “Germany's Repeal of the Corporate Capital Gains Tax,” *The Journal of the American Taxation Association*, JATA Conference Supplement 26, 2004, pp. 73-97

18. Engle, F. A. and Granger, C. W. J., "Co-integration and Error Correction Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, 1987, pp. 251-276
19. Foster, A. J., "Volume-volatility Relationship for Crude Oil Futures Markets," *The Journal of Futures Markets*, Vol. 15 No. 8, 1995, pp. 929-951
20. Gary V. Engelhardt, "Nominal loss aversion, housing equity constraints, and household mobility: evidence from the United States," *Journal of Urban Economics*, Vol. 53, 2003, pp. 171-195
21. Genesove, D. and C. J. Mayer, "Loss aversion and seller behavior: Evidence from the housing market," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 116, 2001, pp. 1233-1260
22. Gimeno, R. and Martinez-Carrascal, C., "The relationship between house prices and house purchase loans: The Spanish case," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 34 No. 8, 2010, pp. 1849-1855
23. Jennings, R. H., Starks, L.T., and Fellingham, J.C. "An Equilibrium Model of Asset Trading with Sequential Information Arrival," *Journal of Finance*, Vol. 36, 1981, pp. 143-161
24. Lakonishok, J. and S. Smidt, "Volume for Winners and Losers: Taxation and Other Motives for Stock Trading," *The Journal of Finance*, Vol. 41, 1986, pp. 951-974
25. Locke, P. and S. Mann, "Do professional traders exhibit loss realization aversion?" Working Paper, Texas Christian University, 1999
26. Oikarinen, Elias, "Interaction between housing prices and housing borrowing: The Finnish case," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 33, No. 4, 2009, pp. 747-756
27. Pratap, Sangeeta and Silvio Rendon, "Firm Investment in Imperfect Capital Markets: A Structural Estimation," *Review of Economic Dynamics*, Vol. 6 No. 3, 2003, pp. 513-545
28. Rogalski, R.J., "The dependence of prices and volume", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 60, 1978, pp. 268-274
29. Stein, Jeremy C, "Prices and Trading Volume in the Housing Market: A Model with Down-Payment Effects," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110 No. 2, 1995, pp. 379-406
30. Wheaton, W. C., "Vacancy, search and prices in a housing market matching model," *Journal of Political Economics*, Vol. 98 No. 61, 1990, pp. 1270-1292