

주택가격과 보유세간의 관계 분석

An Analysis on Relationship between Housing Prices and Property Taxes

특별기고

최 차 순*

Choi, Cha Soon

目 次

- | | |
|----------------------|--------------------|
| I. 서론 | IV. 실증분석 결과 |
| II. 주택가격 결정 이론과 선행연구 | 1. 공적분 검정 결과 |
| 1. 주택가격 결정 이론 | 2. VECM을 이용한 분석 결과 |
| 2. 선행연구 | 3. 그랜저 인과 검정 결과 |
| III. 추정모형 | V. 결론 |
| 1. 공적분 검정 | <abstract> |
| 2. 벡터오차수정모형(VECM) | <참고문헌> |

ABSTRACT

1. CONTENTS

(1) RESEARCH OBJECTIVES

The purpose of this study is by performing an empirical analysis on the validity of the claim that an increase in housing prices can be suppressed by heavy taxation, this study examines whether a long-term equilibrium relationship exists between property taxes and housing prices. If such a relationship exists, the recovery of equilibrium from disequilibrium is analyzed to derive related implications.

(2) RESEARCH METHOD

The relationship between housing prices and property taxes was analyzed empirically using the Vector Error Correction Model(VECM). This model was applied to cointegration tests, the long-term equilibrium equation among variables and causality tests.

* 주 저 자 : 남서울대학교 세무부동산학과 교수, 경제학박사, chasoon59@hanmail.net

▷ 접수일(2015년 9월 25일), 수정일(1차: 2015년 10월 1일, 2차: 2015년 10월 13일), 게재확정일(2015년 12월 18일)

(3) RESEARCH FINDINGS

The suggestions that are made from this study are follows : First, a long-term equilibrium relationship was established as one cointegration to exist between housing prices and property taxes. Second, the sign of the long-term equilibrium relationship variable was consistent with the theoretical sign, with the elasticity of housing prices to property taxes and interest rate volatility revealed as -0.635 and -0.169 , respectively. Third, the sign of the coefficient of the error correction term coincided with the theoretical sign. In case of divergence from the long-term equilibrium relationship, the state of equilibrium will be restored through changes in the interest rate.

2. RESULTS

This study confirmed that the policies on property taxes contributed to stabilizing housing prices, and the results may serve as a reference in the future establishment of real estate policies.

3. KEY WORDS

- Housing Price, Property Taxes, VECM, Cointegration tests, Real Estate Policy

국문초록

본 연구는 벡터오차수정모형(VECM)을 이용하여 주택가격 상승 억제 수단으로 보유세 증가가 유효한지를 실증적으로 분석한 후 두 변수사이에 장기균형관계가 존재할 수 있는지 검토하여 시사점을 제시하였다. 분석결과, 1. 주택가격과 보유세간에는 장기균형관계가 성립하며 식의 부호는 이론적인 식과 일치하는 것으로 확인되었다. 2. 보유세 및 이자율의 변동성에 대한 주택가격의 탄력성은 각각 -0.635 와 -0.169 나타났다. 이는 이자율 변동성이 주택가격에 장기적으로 영향을 미치는 것 보다 보유세의 변동성이 더 크게 영향을 미친다는 의미이다. 3. 오차수정항 계수의 부호는 이론적인 식과 일치하며, 이자율의 오차수정항 계수가 주택가격이나 보유세 계수보다 월등히 커서 장기 균형관계의 괴리가 발생할 경우 이자율의 변화를 통해서 균형관계를 회복하는 것으로 나타났다. 보유세 정책이 주택가격을 안정화시키는데 어느 정도 기여한 것으로 판단된다.

핵심어 : 주택가격, 보유세, 벡터오차수정모형, 공적분검정, 부동산 정책

I. 서론

IMF 이후 참여정부 기간 동안 주택가격이 가파르게 오르자 주택시장을 안정시키기 위해 보유세인 다주택 보유자에게 중과세 부과와 종합부동산세를 도입하여 주택가격을 안정시키려 하였다¹⁾. 그러나 2008년 미국 발 금융위기로부 터 촉발된 경기둔화에 따른 주택시장이 침체 국면을 보이자 주택시장을 활성화시킨다는 측면에서 다주택 보유자 중과세 폐지, 종합부동산세 도입완화와 같은 보유세 부담을 낮추는 조세정책 기조를 유지하고 있다. 이러한 기조에는 주택가격과 보유세간에 일정한 관계성이 존재한다는 전제에서부터 출발한다. 본 연구에서는 보유세 중과가 주택가격 상승을 억제할 수 있다는 논리의 타당성에 대한 실증적 분석을 진행하고자 한다. 우리나라에서 보유세가 주택가격에 미치는 실증적 분석은 현존하는 자료 입수의 한계로 아주 미미한 수준이다. 선행연구들이 주택가격에 영향을 주는 요인으로 유동성(M1, M2, M3, Lf), 주택담보대출액, 주택담보대출금리, CD금리, 회사채유통수익률, 산업생산지수, 지가지수, 종합주가지수, GDP, GNP 등 주로 거시경제변수들을 이용하여 분석하였다. 일반적으로 유동성과 주택가격과는 정(+)의 관계가 있고, 이자율과는 부(-)의 관계가 있는 것으로 알려져 있다. 본 연구는 선행연구와 달리 보유세가 주택가격에 미치는 관계를 Poterba(1984)의 주택가격 결정 수요함수로 부터 모형을 구축²⁾하여 보유세와 주택가격간의 장기균형관계가 존재하는지 벡터오차수정모형(VECM)을 이용하여 살펴보고, 존재한다면 균형이 이탈되었을 시 어떠한 경로를 통하여 균형을 회복하여 가는 가를 분석하여 시사점을 제시하고자 한다. 본 연구의 구

성은 II장에서는 주택가격 결정 이론과 선행연구를 고찰하고, III장에서는 추정모형을 검토하였다. IV장에서는 실증분석 결과를 살펴보고, V장에서는 요약 및 결론을 제시하였다.

II. 주택가격 결정 이론과 선행연구

1. 주택가격 결정 이론

Poterba(1984)의 주택가격 결정 기제로부터 다음과 같은 식을 얻는다³⁾. 주택에 대한 수요는 임대료의 함수이고 공급은 주택가격의 함수라고 가정하면 아래 식(1)과 식(2)처럼 표현할 수 있다. 이 논문에서 사용된 모형은 Poterba(1984)의 모형⁴⁾을 간략하게 정리한 차문중(2004)의 모형을 따르고 있다⁵⁾.

$$h^d = \alpha(R) \quad \text{단, } \alpha' < 0 \quad (1)$$

$$I = \beta(p) \quad \text{단, } \beta' > 0 \quad (2)$$

여기서 h^d 는 주택에 대한 수요, R 은 임대료, I 는 주택건설(공급), p 는 주택가격을 의미한다. 주택건설업자는 신규로 주택을 건설하여 p 의 가격으로 주택임대업자(실제로는 소비자)에게 판매하고 임대업자는 가계에 주거서비스를 제공하여 R 의 임대료 수입을 얻게 된다. 이 경우 주택임대업자의 최적화 문제는 다음 식(3)과 같다.

1) 2003년 10.29대책(1가구 3주택 양도세율 인상, 종합부동산세 도입), 2005년 5.4대책(중부세 강화, 1가구 2주택 양도세 강화)

2) Poterba, J. M., "Tax Subsidies to Owner-Occupied Housing: An Asset-Market Approach", *The Quarterly Journal of Economics*, 1984, Vol.99, No.4, pp.729-752.

3) Poterba, J. M., 전계논문, pp.729-752.

4) Poterba, J. M., 전계논문, pp.729-752.

5) 차문중, 주택시장 분석과 정책과제 연구 : 차문중 편, 한국개발연구원, 2004, pp.97-105.

$$\max \int_0^\infty e^{-rt} [R_t h_t - p_t I_t] dt \quad (3)$$

$$s.t \ h_t' = I_t - \phi h_t$$

where $h_0 > 0$ is given.

h' 은 주택 스톡의 순증가를 나타내며 ϕh 는 재고 주택의 감가상각에 대한 대체투자를 (replacement investment)를 나타낸다. 주택임대업자는 주택건설업자가 생산한 주택 I_t 를 p_t 의 가격에 구입하여 주택 스톡 h_t 를 소비자에게 임대료 R_t 를 받고 판매하게 된다. 이 과정에 대한 해밀토니안(Hamiltonian)을 세우면 다음과 같다.

$$H = e^{-rt} [R_t h_t - p_t I_t + \mu_t (I_t - \phi h_t)]$$

여기서 μ_t 는 주택투자의 현재가치 (current value)의 shadow price이다. 식 (3)의 동태적 최적화문제에 대한 일계조건들은 다음과 같다.

$$- p_t + \mu_t = 0 \quad (4)$$

$$- (\dot{\mu}_t - r\mu_t) = R_t - \phi\mu_t \quad (5)$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} e^{-rt} \mu_t h_t = 0 \quad (6)$$

변수위의 점(·)은 시간에 따른 변수의 변화를 나타내며, 첫 번째 일계조건 식(3)은 투자의 shadow price가 주택가격과 일치함을 나타내고, 세 번째 조건은 transversality condition을 의미한다. 식 (4)와 식(5)로부터 $\dot{p} = (r + \phi)p - R$ 의 관계가 성립한다. 이를 다시 정리하면 다음 식 (7)이 된다.

$$\frac{\dot{p} + R}{p} = r + \phi \quad (7)$$

여기서 r 은 실질 이자율(안전자산), ϕ 은 감가상각률이다. 식(8)은 주택구입선택(housing tenure choice)에서 통상적으로 널리 사용되고 있는 재정거래조건(no arbitrage condition)으로 좌변은 주택 투자에 대한 수익률이고 이는 그 기회비용(좌변)과 같다는 것을 의미한다. 즉,

우변은 자본이득률($\frac{\dot{p}}{p}$)과 임대료률($\frac{R}{p}$)의 합에서 감가상각률을 차감한 값은 실질 이자율(r)과 같게 된다. 앞서 가정한 주거서비스에 대한 수요와 공급함수를 주택임대업자의 최적화문제에 대한 일계조건과 예산제약식을 결합시켜 정리하면 Poterba(1984)의 주택시장 분석의 모형이 도출된다⁶⁾. 주택수요 함수의 역함수($R = \alpha^{-1}(h)$)가 존재한다고 하자. 이를 우리나라 전세제도 하에서 실질 임대료 R 은 전세가격(q)에 월세 전환율(이자율 : r)을 곱한 것과 같고, 이자율이 주택수요의 영향을 받지 않는다고 가정하면 $R(h) = rq(h)$ 가 된다. 이를 식 (7)에 대입하면 식 (8)과 같다.

$$\frac{\dot{p} + rq(h)}{p} = r + \phi \quad (8)$$

한편, 식 (3)의 제약조건은 주택공급함수 식(2)를 식 (9)과 같이 표현할 수 있다.

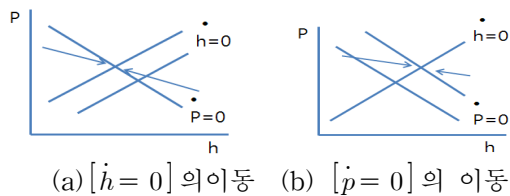
$$\dot{p} = \beta(p) - \phi h \quad (9)$$

식 (8)과 식(9)는 Poterba(1984) 모형의 축이 되는 두 개의 미분방정식 체계이고, $\frac{dp}{dh}|_{p=0} < 0$ 및 $\frac{dp}{dh}|_{h=0} > 0$ 의 두 조건으로부

6) Porterba, J. M., 전계논문, pp.729-752.

터 주택가격과 주택소득 평면에서 $[\dot{p} = 0]$ 곡선은 우하향하고, $[\dot{h} = 0]$ 곡선은 우상향하게 된다⁷⁾. 이를 그래프로 나타내면 <그림 1>과 같다. 외부 충격에 의해 균제상태(steady state)가 깨어지더라도 안정적인 균형성장경로가 존재하여 화살표 방향의 균제상태로 돌아오는 힘이 존재하게 된다.

<그림 1> 주택가격의 변화



식 (8)의 수요함수 모형에서 보유세가 θ 만큼 부가되고, 감가상각비가 $\phi = 0$ 이라고 상정해 보자. 식 (8)의 주택가격 p 를 $p(1 + \theta)$ 로 대체한 후 주택가격 p 에 대하여 정리하면 다음 식 (10)과 같이 표시할 수 있다.

$$p = \frac{\dot{p} + rq(h)}{r(1 + \theta)} \quad (10)$$

식 (10)의 의미는 주택가격에 보유세율이 높아지면 주택보유자의 투자 수익이 감소하게 되고 주택 투자에 대한 수요가 감소하여 그림 (b)의 그래프에서 $\dot{p} = 0$ 이 좌측으로 이동하여 주택가격이 하락하게 된다. 즉, 주택가격과 보유세율과는 역의 관계가 성립한다는 것을 의미한다.

2. 선행연구

조동철·성명기(2004)는 부동산가격 상승의 요인은 주식이나 예금과 같은 대체자산 간에 부과는 세금보다 부동산가격에 부과되는 실효세율이 낮기 때문에 부동산가격이 오를 수밖에 없다고 한다. 따라서 최소한 대체자산간 실효세율이 비슷한 정도까지 조정되어야 할 필요성을 실증적 분석이 아닌 이론적 분석의 틀에서 주장하였다⁸⁾. 노영훈(2004)는 종합토지세와 토지가격 변동율간의 관계를 벡터자기회귀모형을 이용하여 분석하였다. 충격반응함수(Impulse Response Function) 분석 결과 토지세가 토지가격에 유의한 영향을 미치는 것으로 분석하였다⁹⁾. 이청수(2009)는 주택가격 변동의 요인으로 GDP, 통화량(M2), 주가지수, 물가, 보유세 등의 자료를 사용하여 단순회귀분석(OLS) 방법과 벡터자기회귀(VAR)모형으로 주택유형별, 크기별, 기간별로 분석하였다. 분석결과 1990년 이후 기간에 보유세가 주택가격에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났으나, 아파트 가격에는 유의성이 낮은 것으로 분석되었다. 유형별, 크기별로도 보유세가 주택가격에 미치는 영향이 음(-)과 양(+)으로 혼재되어 나타나며 유의성도 낮게 나타났다. 또한 보유세의 연간자료를 인위적으로 분기화 귀속시켰다는 점과 분석모형 구축에 있어서 미시적 이론에 바탕을 두어 구축하지 않았다는 한계가 있다¹⁰⁾. 김세완·김은미(2009)은 1990년부터 2009년까지 주택매매가격, 산업생산지수, 가계대출금, 주식가격, 유동성(M1, M2, Lf)의 자료를 이용하여 벡터오차수정모형(VECM)으로 주택시장과 가계대출간의 동태적 관계를 분석하였다. 분석결과 외환위기 이후 가계대출은 주택가격 변동성에 양(+)의 영향을 주는 것으로 분석하였다¹¹⁾. 이

7) Porterba, J. M., 전계논문, pp.729-752.

8) 조동철·성명기, “저금리 시대의 부동산가격과 통화·조세정책에 대한 시사점”, KDI정책포럼, 한국개발연구원, 2003, pp.1-24.

9) 노영훈, 토지세 강화정책의 경제적 효과: 종합토지세를 중심으로, 한국조세연구원, 2004, 연구보고서:04-11, pp.96-102.

10) 이청수, “부동산 가격안정을 위한 부동산세제의 효과분석”, 건국대학교 박사학위논문, 2009, pp.127-166.

11) 김세완·김은미, “주택시장과 가계대출간의 동태적 관계분석”, 지역연구, 한국지역학회, 2009, 제25권 제4호, pp.123-147.

경애·박상학·김용순(2013)은 1999년 1분기부터 2011년 4분기까지 주택매매가격, 전세가격, 주택건설실적, 토지가격, 금리, 주가지수, 물가지수 등을 사용하여 VAR모형으로 수도권 주택가격 결정요인 변화에 관한 연구를 하였다. 분석결과 수도권 주택매매가격의 경우 금융위기 이후는 주로 주택매매가격 자체 변화에 의해 더 큰 영향을 받는 것으로 분석하였다. 반면, 금융위기 이전에 종합주가지수와 국고채 수익률이 주택매매에 영향을 미치는 것으로 나타났던 것이 이후에는 사라지는 것으로 분석하였다¹²⁾. Hofmann(2001)은 주택가격과 대출액 간에 VECM으로 공적분 관계가 존재한다는 것을 밝혔다¹³⁾. McCarthy and Peach(2004)는 미국의 주택가격결정 요인에 있어서 유동성이 주택가격에 정(+)의 관계로 작용한다는 것을 오차수정모형(ECM)을 사용하여 밝혔다¹⁴⁾. Gallin(2008)은 1970년부터 2005년까지 미국의 주택가격과 임대료간의 관계를 오차수정모형(ECM)을 이용하여 분석한 결과 임대료와 주택가격 비율의 변화는 주택가격 변화에 유의한 영향을 미치는 것으로 분석하였다¹⁵⁾.

(non-stationary) 시계열로 알려지고 있다. 자료가 불안정적일 경우 차분변수를 사용하여 벡터자기회귀모형(VAR)으로 변수들 간의 관계를 분석할 수 있다¹⁶⁾. 그러나 변수가 불안정적이라도 차분을 하지 않고 분석할 수 있는 방법이 있다. 즉, 변수들 간에 안정적 선형결합 함수가 존재할 경우는 수준변수를 사용하여도 가성적회귀(spurious regression)문제가 나타나지 않는다. 변수들 간의 선형 결합함수가 존재하는지를 검정하는 방법이 공적분 검정이다. 공적분 검정 방법에는 일반적으로 요한슨(Johansen, 1991) 검정 방법이 널리 알려져 있다. 공적분 검정은 다음의 식 (11)를 통해 설명될 수 있다¹⁷⁾.

$$Y_t = \beta X_t + \varepsilon_t \tag{11}$$

식 (11)의 경우 단위근을 갖지 않는 안정적 선형결합일 경우 이들 변수 간에 안정적인 장기 균형상태를 의미하는 공적분이 존재한다고 할 수 있다. 공적분의 존재 여부는 시차(time lag) 변수를 사용한 경우와 차분(difference)한 경우의 일치성 여부에 따라 결정할 수 있다. 일치할 경우 공적분이 존재하지 않고 불일치 할 경우 공적분이 존재한다. 이는 다음 식 (12)- 식 (13)의 VAR 모형을 통해 알 수 있다.

III. 추정모형

1. 공적분 검정

추정모형을 설명하기에 앞서 변수들 간의 선형 함수가 존재하는지 살펴볼 필요가 있다. 일반적으로 경제변수들은 단위근을 갖는 불안정적

$$Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \varepsilon_t \tag{12}$$

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} = (\alpha_1 - I) Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \varepsilon_t$$

12) 이경애·박상학·김용순, "수도권 주택가격 결정요인 변화 연구", *LHI Journal*, 한국토지주택공사, 2013, 제4권 제1호, pp.43-54.
 13) Hofmann, B., The Determinants of Private Sector Credit in Industrialised Countries: Do Property Prices Matter?, *BIS Working Papers*(December), 2001, No.108, pp.1-39.
 14) McCarthy, J. and R. W. Peach, Monetary Policy Transmission to Residential Investment, *FRBNY Economic Policy Review*(May), 2004, pp.139-158.
 15) Gallin, J., "The Long-run Relationship between House Prices and rents", *Real Estate Economics*, 2008, Vol.36 No.4, pp.635-658.
 16) 차분변수를 사용하게 되면 변수가 갖고 있는 고유한 정보를 상실할 우려가 있다.
 17) 이홍재·박재석·송동진·임경원, Eviews를 이용한 금융경제 시계열 분석, 서울: 경문사, 2005, pp.502-504.

$$\begin{aligned}
&= (\alpha_1 + \alpha_2 - I)Y_{t-1} + \\
&\quad \alpha_2(Y_{t-1} - Y_{t-2}) + \varepsilon_t \\
&= \pi Y_{t-1} + \beta_1 \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (13)
\end{aligned}$$

$\pi = 0$ 인 경우 $VAR(k)$ 일 경우로 확장하면, $\alpha_1 + \alpha_2 + \dots + \alpha_k = 1$ 인 경우로 공적분이 존재하지 않는다. $rank(\pi) = r$ 이라고 할 때, $r \neq 0$ 인 경우 Y_t 는 정상시계열이 된다. 일반화된 모형에 대한 검정은 다음 식 (14)와 같다.

$$\begin{aligned}
\Delta Y_t &= \alpha + \beta T + \gamma Y_{t-1} \quad (14) \\
&+ \sum_{i=1}^t \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t
\end{aligned}$$

위 식에서 귀무가설은 $H_0: \alpha = \beta = \gamma = 0$ 이며, 귀무가설이 기각되면 공적분 관계가 존재하는 것으로 판정한다.

2. 벡터오차수정모형(VECM)

Engle and Granger(1987)는 두 변수 X_t 와 Y_t 가 1차 적분 시계열이고, 공적분 관계가 존재한다면 오차수정모형을 다음과 같이 제시하였다¹⁸⁾.

$$\begin{aligned}
\Delta X_t &= \alpha_0 + \beta_1 \varepsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Gamma_i \Delta Y_{t-i} \quad (15) \\
&+ \sum_{i=1}^p \Psi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\Delta Y_t &= \alpha_0 + \beta_1 \varepsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Gamma_i \Delta X_{t-i} \quad (16) \\
&+ \sum_{i=1}^p \Psi_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t
\end{aligned}$$

여기서, α_0 는 상수항, β_1 은 수정속도계수로 $\beta_1 < 0$ 일 때, X 는 균형점에 도달할 수 있으며, 변수들이 언제나 균형상태를 유지하고 있다면, ε_{t-1} (오차수정항) 값은 모두 0이다. VECM은 변수들 간의 장기균형관계를 파악할 수 있으며, 일시적으로 무작위적 외부충격에 의하여 변수들 간에 괴리가 발생한다 하더라도 장기적으로 균형을 이루어 간다는 모형이다. 주택매매가격(P_t), 보유세(T_t)에 로그를 취한 값을 각각 LP_t , LT_t 이고, 이자율(R_t)을 LR_t 이라 하자. 이들 세변수간에 공적분이 존재한다면, 본 연구에 적용하는 VECM 모형은 다음 식 (17)과 같이 표시할 수 있다.

$$\begin{aligned}
\Delta LP_t &= \alpha_0 + \beta_1 \varepsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Gamma_i \Delta LT_{t-i} \quad (17) \\
&+ \sum_{i=1}^p \Theta_i LR_{t-i} + \varepsilon_t
\end{aligned}$$

여기서 ε_{t-1} 은 오차수정항, β_1 은 오차수정항 계수, p 는 공적분 검정 차수, ε_t 는 오차항을 나타낸다. 오차수정항 ε_{t-1} 은 세 변수간에 장기균형관계를 나타내며 다음 식 (18)과 같이 나타낼 수 있다.

$$\varepsilon_t = \delta_1 * LP_t + \delta_2 * LT_t + \delta_3 * LR_t \quad (18)$$

식 (18)에서 두 계수의 비율인 $-\delta_2/\delta_1$ 와 $-\delta_3/\delta_1$ 은 각각 보유세와 이자율의 변동이 주택가격에 미치는 장기탄력성을 의미한다. 즉, 보유세와 이자율의 변동이 주택가격에 모두 음(-)의 영향을 준다는 것을 나타낸다. β_1 은 오차수정항에 대한 조정계수로서 변수들 간에 장기균형관계로부터 괴리가 발생되었을 때 장기 균형관계로 회복해가는 조정속도를 나타내며, 본 연구 모

18) Engle, R. F. and C. W. J. Granger, "Cointegration and Error-Correction : Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 1987, Vol.55, pp.251-276.

형에서는 β_1 의 부호가 모두 음(-)의 부호를 가질 때 장기균형으로 회귀해 갈 수 있다는 의미이다.

IV. 실증 분석 결과

본 연구에서는 주택매매가격과 보유세와의 관계를 분석하기 위해 주택매매가격(LP_t), 보유세(LT_t) 및 이자율(LR_t)의 연간 시계열 자료를 이용하였다¹⁹⁾. 주택매매가격은 통계청에서 발표하는 전국 연간 총주택매매호수에 호별 평균단가를 곱하여 연간 총주택매매가격을 산출한 후 국민은행의 전국주택가격 동향조사 자료에서 발표하는 전국주택매매가격지수에 곱하여 산출한 자료이다²⁰⁾. 보유세는 주택가격에 부과되는 재산세와 종합부동산세로서 행정안전부에서 발표하는 지방세징연감(2013년도부터는 지방통계연감으로 변경) 각 년도 자료이다²¹⁾. 이자율 자료는 3년 만기 회사채수익률(AA-)로서 한국은행 ECOS에서 발표하는 자료를 사용하였다. 분석에 사용된 데이터 기간은 1973년부터 2014년까지이다²²⁾.

〈표 1〉은 주택매매가격, 보유세 및 이자율에 대한 단위근 검정 결과이다. 단위근 검정은 Dickey and Fuller(1979)의 ADF (Augmented Dickey-Fuller) 검정과 Phillips and Perron(1988)의 PP (Phillips-Perron) 검정을 수행하였다²³⁾.

〈표 1〉 단위근 검정 결과

변수	ADF		PP	
	수준변수	차분변수	수준변수	차분변수
LP	-2.445	-3.477**	-2.536	-3.289*
LT	-2.986	-3.550***	-2.986	-5.417***
LR	-1.148	-5.451***	-1.004	-6.295***

주: 검정을 위한 차수(lag)는 데이터가 연간자료임을 감안하여 1로 설정하였으며, 검정식에서 주택가격과 보유세는 추세항 포함, 이자율은 추세항은 고려하지 않았다. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 의미한다.

ADF검정과 PP검정은 단위근이 존재한다는 귀무가설에 대한 검정으로 표에서 볼 수 있듯이 주택매매가격은 5%, 보유세와 이자율의 각 차분변수는 1% 유의수준에서 귀무가설을 기각하여 안정적인 자료로 밝혀졌다. 따라서 세 변수 모두 1차 적분 변수I(1)로 볼 수 있을 것이다.

1. 공적분 검정 결과 분석

본 연구에서는 요한슨 공적분 검정 방법으로 주택가격, 보유세 및 이자율 간에 장기적인 균형관계가 존재하는지를 검토하였다²⁴⁾. 공적분 검정에서는 오차수정모형(식 17)의 추정이 함께 이루어진다. 식 (11)를 추정하기 위해서는 우선 시차(P)를 결정²⁵⁾하여야 한다. 모형에서 적정시차는 AIC 기준 1, SC 기준 1로 나타나 AIC 기준 1로 설정하였다. 〈표 2〉는 공적분 검정 결과이다. 표에서 알 수 있듯이 5% 유의수준에서 1개의 공적분이 존재하는 것으로 나타났

19) LP와 LT는 로그로 변환된 변수이며, LR은 수준변수이다.

20) 통계청에서 2006년부터 주택매매동향을 전국 연간 총주택매매호수와 호수별 면적별 평균단가를 발표하고 있다. 전국 연간 총주택매매 호수가 2006년 이전에는 자료가 생성되지 않아 분석의 목적상 2014년 연간총주택매매호수에 호별 평균단가를 곱하여 산출하였다. 종합주택매매가격지수는 국민은행에서 1986년부터 입수가능하나, 1985년 이전 자료는 최광 외(1997)의 한국조세정책50년 자료집의 주택가격변동률로 산정한 자료로 2010년 100을 기준하였다.

21) 보유세는 행정안전부에서 매년 지방세징연감(2013년부터 지방통계연감)을 발표하고 있으나, 일부 데이터의 누락, 오류 등은 이청수(2009)의 논문, 한국조세연구원, 한국조세재정연구원 전자도서관 자료를 참조하였다.

22) 1973년 이전 보유세 자료를 입수하는 현실적 제한이 있다.

23) ADF 검정 및 PP 검정에 대해서는 각각 Dickey and Fuller(1979), Phillips and Perron(1988)을 참조.

24) Johansen, S., "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Autoregressive Models", *Econometrica*, 1991, Vol.59, 551-580.

25) 적정 시차는 세 변수로 이루어진 VAR모형으로 계산하여 AIC 기준으로 1로 나타났다.

〈표 2〉 공적분 검정 결과

Eigenvalue	trace 통계량	5 Percent Critical value	p-value	Hypothesized No. of CE(s)
0.381	30.110	24.275	0.008	None**
0.227	10.909	12.320	0.085	At most 1
0.149	0.601	4.129	0.499	At most 2

주: 1) 귀무가설(H₀)은 r(공적분 수)이고, 대립가설(H₁)은 r+1이다.
 2) ***, **, *은 귀무가설이 각각 1%, 5%, 10%에서 기각됨을 의미한다.
 3) 적정 시차(lag)는 AIC 기준으로 1를 적용하였다.

다. 이는 주택가격, 보유세, 이자율 간에 장기 균형관계가 존재한다는 것을 의미한다. 변수들 간에 장기 균형관계가 존재하는 것으로 나타나 벡터오차수정모형(VECM)을 이용하여 장기 균형관계와 단기적이고 동태적인 변수들의 움직임을 살펴 볼 수 있다.

2. VECM을 이용한 분석 결과

〈표 3〉은 벡터오차수정모형의 추정 결과이다. 〈표 3〉의 오차수정항은 주택가격(LP_t), 보유세(LT_t), 이자율(LR_t)간의 장기균형 관계를 나타내고 있다. 즉, 오차수정항이 0이면 ($ECT_t = 0$), $LP_t = -0.635 * LT_t - 0.169 * LR_t + 21.847$ 이고, 세 변수 간의 장기균형 관계를

〈표 3〉 VECM 추정 결과

	ΔLP_t	ΔLT_t	ΔLR_t
ECT_{t-1}	-0.026 (-2.350)	-0.029 (-1.320)	-1.093 (-2.666)
ΔLP_{t-1}	0.550 (4.169)	0.435 (1.652)	-6.967 (-1.452)
ΔLT_{t-1}	-0.032 (-0.438)	0.099 (0.671)	-0.608 (-0.224)
ΔLR_{t-1}	0.011 (2.718)	0.021 (2.466)	0.191 (1.228)
C	0.041 (2.430)	0.113 (3.388)	0.269 (0.442)
오차수정항	$ECT_t = LP_t + 0.635 * LT_t + 0.169 * LR_t - 21.847$ (2.100) (2.291)		
Adj. R-squared	0.508	0.252	0.101

주: ()의 값은 추정계수에 대한 t값이다.

나타내는 식이 된다. 오차수정항의 추정 계수에 대한 부호를 보면, 보유세와 이자율은 주택가격과 음(-)의 관계를 보이고 있다. 이러한 결과는 앞서 살펴 본 이론적 식(18)의 부호와 일치하고 있다. 주택가격의 보유세 변화에 대한 장기 탄력성은 -0.635이며, 이자율 변화에 대한 장기 탄력성은 -0.169이다. 이는 보유세가 1% 상승하면 주택가격은 0.635% 하락하며, 이자율이 1% 상승하면 주택가격은 0.169% 장기적으로 하락하게 된다는 의미이다.

주택가격 방정식의 추정 결과에서 주택가격 변화율은 t-1기의 계수가 0.550로 가장 크며, t값도 4.169로 아주 높게 나타났다. 이는 주택가격 변화율은 자체 과거변수가 상당한 영향을 미치고 있다는 의미이다. t-1기의 보유세 변동 계수는 -0.032이며, t값은 -0.438로 낮은 수준이다. 즉, 보유세 변동율이 주택가격 변화율에 단기적으로 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났으나, 유의성은 낮은 것으로 나타났다. t-1기의 이자율 변동 계수는 0.011이며, t값은 2.718로 높은 수준이다. 이는 이자율 변화가 주택가격 변화율에 단기적으로 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났으나, 미치는 영향은 미미한 수준으로 나타나고 있다. 한편, 보유세 방정식과 이자율 방정식의 추정계수를 살펴보면, 계수가 전반적으로 아주 작고, t값도 낮아 유의성이 낮은 수준을 보였다. 이러한 결과는 주택가격이 보유세나 이자율과 장기적으로 밀접한 관계를 갖고 있으나, 단기적으로는 이들 변수들의 변동이 주택가격 변동에 크게 영향을 미치지 못한다는 의미이다.

오차수정항에 대한 계수를 살펴보면, 추정된 계수들의 부호는 이론적 부호와 일치하고 있으며, 계수들의 절대적 크기는 이자율이 1.093로 보유세가 0.029, 주택가격의 계수 0.026보다 절대 값이 크게 나타났으며, t값도 이자율이 2.666으로 아주 높은 수준이다. 이러한 관계는 부동산시장의 경기변동에 따른 정책 변화를 반영하는 것으로 해석된다. 즉, 부동산 경기가 좋아져서 주택가격이 상승하는 경우 정부는 부동산 시장의 과열을 억제하기 위해 금리 상승 정책을 시행하며 반대의 경우는 금리완화 정책으로 부동산 시장을 관리해왔던 우리나라 정책기조를 반영하는 것이라 판단된다. 오차수정항의 계수가 음(-)의 값을 가짐으로써 각각의 변수가 장기수준 보다 커지면 다음 기에는 작아지는 힘의 작용으로 균형을 유지해간다는 것을 의미한다.

3. 그랜저 인과 검정 결과

주택가격(LP_t), 보유세(LT_t), 이자율(LR_t)간의 인과관계를 살펴보기 위해 Granger (1969) 인과 검정²⁶⁾을 시행한 결과는 <표 4>와 같다. 보유세의 변동이 주택가격의 변동에 영향을 주지 못한다는 귀무가설은 기각시키지 못하는 것으로 나타났으나, 주택가격의 변동이 보유세의 변동에 영향을 주지 못한다는 귀무가설은

10% 유의수준에서 기각되고 있다. 이는 주택가격의 변동이 보유세에 영향을 준다는 의미이다. 이자율의 변동은 주택가격의 변동에 영향을 주지 못한다는 귀무가설을 1% 유의수준에서 기각하고 있어, 이자율의 변동이 주택가격의 변동에 영향을 준다는 의미이다. 이상의 분석은 보유세 강화 조세정책이 주택가격 상승세를 진정시키기 위해 시행해온 정책과 궤를 같이 한다고 해석할 수 있다.

V. 결 론

본 논문에서는 주택가격과 보유세와의 관계를 벡터오차수정모형(VECM)을 통하여 실증적으로 분석하였다. 분석에 사용된 데이터의 이용기간은 1973년부터 2014년까지의 연간 자료이며, 모형을 통하여 공적분 검정, 변수간의 장기균형식 추정, 인과관계 검정을 분석하였다. 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 주택가격과 보유세간의 선형 결합 함수 관계를 나타내는 공적분 검정 결과 5% 유의수준에서 공적분이 1개 존재하는 것으로 확인되어 두 변수 간에 장기균형관계가 성립하는 것으로 나타났다. 둘째, 모형을 통하여 분석한 장기균형 식 변수의 부호는 이론적 부호와 일치하는 것으로 확인되었으며, 보유세 및 이자율 변동성에 대한 주택가격의 탄력성은 각각 -0.635와 -0.169 나타났다. 이는 이자율 변동성이 주택가격에 장기적으로 영향을 미치는 것보다 보유세의 변동성이 더 크게 영향을 미친다는 의미이다. 즉, 보유세 1%의 상승은 장기적으로 주택가격을 0.635% 하락시키는 요인으로 작용한다는 것이다. 셋째, 주택가격 방정식에서 t-1기의 주택가격 변화율의 계수가 0.550이며, t값도 4.169로 아주 높게 나타났다. 이는 주택가격의 변동성은 전기의 자체 주택가격 변화율이 가장 크게 영향을 미친다는 것이다. t-1기의

<표 4> 그랜저 인과 검정 결과

귀무가설	F통계량	P-value
LT ↔ LP	0.021	0.884
LP ↔ LT	3.609*	0.065
LR ↔ LP	5.115***	0.029
LP ↔ LR	0.572	0.454

주: 1) 귀무가설 LT ↔ LP은 'LT가 LP를 그랜저 코즈하지 않는다'라는 귀무가설(여타변수 동일)이다.

** , *는 각각 5%, 10% 유의수준에서 귀무가설을 기각한다.

2) 시차(lag)는 AIC 정보기준으로 1를 적용하였다.

26) Granger, C., "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", *Econometrica*, 1969, Vol.37, pp.24-36.

보유세 변화율의 계수가 -0.032로 주택가격에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났으나 계수의 유의성은 낮은 것으로 나타났다. $t-1$ 기의 이자율 변화율의 계수가 0.011이며, 계수의 유의성은 높으나 부호가 이론식과 일치하지 않는 것으로 나타났다. 이는 이자율이 단기의 충격에 즉각 영향을 받는 것과 달리 주택가격의 움직임이 비교적 장기에 걸쳐 움직이는 특성을 보여주는 것으로 해석할 수 있다. 넷째, 오차수정항 계수가 1.093이고 부호는 이론적 부호와 일치하며, 장기균형으로부터 괴리가 발생할 경우 이자율의 변화를 통하여 균형으로 빠르게 조정되어 가는 것으로 분석되었다. 이러한 관계는 부동산시장의 경기변동에 따른 정책 변화를 반영하는 것으로 해석된다. 즉, 부동산 경기가 좋아져서 주택가격이 상승하는 경우 정부는 부동산 시장의 과열을 억제하기 위해 금리 상승 정책을 시행하며 반대의 경우는 금리완화 정책으로 부동산 시장을 관리해왔던 우리나라 정책기조를 반영하는 것이라 판단된다. 다섯째, 그랜저 인과 관계의 검정에서 주택가격의 변동이 보유세의 변동에 인과하는 것으로 나타났다. 우리나라의 보유세 중과정책이 상승하는 주택가격을 진정시키기 위

해서 후행적으로 주로 시행되어 왔으며, 보유세 강화는 주택수요 심리를 약화시켜 가격 상승을 진정시키는데 어느 정도 기여하는 것으로 판단된다. 이자율의 변동이 주택가격에 인과하는 것으로 나타났다. 주택도 자본이득을 얻을 수 있는 투자 대상의 하나로서 이자율 지표를 보고 투자자들은 그들의 포트폴리오를 조정해 간다. 지금과 같이 저금리가 지속되는 한 주택 등 부동산 투자를 확대하려 하면 주택가격은 상승하게 될 것이다. 이상의 분석에서 주택시장의 안정적 관리는 보유세 중과와 같은 충격요법이 아닌 실효세율의 형평성 유지와 적정 수준의 이자율 관리가 긴요하다는 시사점을 제시할 수 있다.

본 연구는 미시적 이론에 기초하여 주택가격지수 대신에 주택매매가격 총액자료를 산출하여 보유세와의 관계를 분석하였다는 점이 선행 연구와 차이점이라 할 수 있다. 향후 연구에서는 보유세외에 취득·등록세, 유동성, 정책변수 등을 포함하여 부동산가격에 미치는 영향을 국제적으로 비교 분석하여 보유세가 주택가격에 미치는 영향의 강건성(robustness)을 높여야 할 것으로 기대한다.

參考文獻

- 김세완·김은미, “주택시장과 가계대출간의 동태적 관계분석”, 지역연구, 한국지역학회, 2009, 제25권 제4호.
- 노영훈, 토지세 강화정책의 경제적 효과: 종합토지세를 중심으로, 한국조세연구원, 2004, 연구보고서 04-11.
- 송명규, “시간경과에 따른 아파트가격 결정요인들의 영향력 변화”, 부동산학보, 한국부동산학회, 2014, 제59집.
- 임대봉, “주택거래량과 주택가격에 관한 연구”, 부동산학보, 한국부동산학회, 2014, 제58집.
- 이상신, “미국의 주택 양도소득세와 시사점”, 부동산학보, 한국부동산학회, 2013, 제54집.
- 이경애·박상학·김용순, “수도권 주택가격 결정요인 변화 연구”, *LHI Journal*, 한국토지주택공사, (2013), 제4권 제1호.
- 이진성·이창현, “주택가격 변동률을 중심으로 한 불안정 주택시장 주택가격지수 결정요인 분석”, 부동산학보, 한국부동산학회, 2014, 제59집.
- 이청수, “부동산 가격안정을 위한 부동산세제의 효과분석”, 건국대학교 박사학위논문, 2009.
- 이홍재·박재석·송동진·임경원, *Eviews*를 이용한 금융경제 시계열 분석, 서울: 경문사, 2005.
- 진해정, “자산가격결정이론에 기반한 주택가격결정요인 분석에 관한 연구 : VECM을 이용하여”, 부동산학보, 한국부동산학회, 2013, 제52집.

- 조동철·성명기, “저금리 시대의 부동산가격과 통화·조세정책에 대한 시사점”, KDI정책포럼, 한국개발연구원, 2003.
- 조 담, 금융계량분석, 서울 : 청람, 2006.
- 차문중, 주택시장 분석과 정책과제 연구 : 차문중 편, 한국개발연구원, 2004.
- Engle, R.F. and C.W.J. Granger, “Cointegration and Error-Correction : Representation, Estimation and Testing”, *Econometrica*, 1987, Vol.55.
- Gallin, J., “The Long-run Relationship between House Prices and rents”, *Real Estate Economics*, 2008, Vol.36 No.4.
- Granger, C., “Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods”, *Econometrica*, 1969, Vol.37.
- Hofmann, B., The Determinants of Private Sector Credit in Industrialised Countries: Do Property Prices Matter?, *BIS Working Papers*(December), 2001, No.108.
- Johansen, S., “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Autoregressive Models”, *Econometrica*, 1991, Vol.59.
- McCarthy, J. and R. W. Peach, Monetary Policy Transmission to Residential Investment, *FRBNY Economic Policy Review*(May), 2004.