

부동산 거래비용이 매도자의 거래의사에 미치는 영향

- 진술선호모형의 실험적 분석결과를 중심으로 -^{*}

The Impact of Real Estate Transaction Cost on the Seller's Willingness to Sell

정성용 (Jung, Sungyong)**

< Abstract >

The real estate tax policies have been repeatedly changed as a means of stimulating or deterring the domestic economic conditions in Korea. Those frequently changed tax policies of real estates on transactions have made Korean nationals distrust of tax policies of real estate in the local market and that resulted in the price turbulence. It is desirable to implement a consistent tax policy of real estate, which is designed to meet the long-term policy goals like obtaining of stabilities of the real estate market. Analyzing both positive and negative effects imposed by the tax policies on the real estate market is important to suggest the right tax policy to achieve stabilities of real estate market through the tax policies.

The purpose of this study is to develop a model which can explain sellers' reactions against tax policy changes of real estate market. A real estate transaction model which is consisted of the transaction cost theory and the individual choice model is introduced in this study. The model is expected to explain how each individual seller's willingness to sell is influenced by changes of real estate tax policies.

The result of this experimental study using the stated preference approach confirms theoretical results of the transaction cost theory and so does results of prior studies on housing and land-use. The transaction cost which incurs in the process of the real estate transaction such as registration taxes, acquisition taxes and capital gains taxes affect negative influences on the seller's willingness to sell. The heavy burden of taxation on the capital gain may freeze trading activities in the local real estate market. And eventually, that freeze on transactions in real estate may cause negative impacts of real estate resources distributions in the nation.

주 제 어 : 거래비용이론, 확률선택모형, 로짓모형, 프로빗모형, 부동산세금

Keywords : Transaction cost theory, Probabilistic choice model, Logit model, Probit model,
Real estate tax policy

* 본 연구는 2000년 대구대학교 연구년 과제임.

** 본학회 정회원, 대구대학교 부동산학과 교수, sungyong@daegu.ac.kr

I. 서론

우리나라 부동산 정책은 경제상황의 변화에 따라 빈번하게 변화되어 왔다. IMF 외환위기 직후 출범한 “국민의정부”는 그동안 부동산 가격안정화에 기여하였던 대부분의 부동산 규제를 철폐된 건설 및 부동산 경기활성화를 위해 폐지하거나 완화하였다. 참여정부 집권초기에는 이미 지역적으로 부동산 과열현상이 뚜렷하게 나타나고 있었음에도 불구하고, 신자유주의적 이념적 틀에 얽매어 시장자유화, 시장경쟁을 강조하는 규제완화정책을 고수하다가 과열된 부동산 경기를 안정화하는데 실패하였다. 참여정부 집권후반기에는 공급확대 및 투기수요를 억제하는 방향으로 부동산 정책이 전환되면서 8·31 부동산 종합대책을 발표하게 되었다. 8·31 부동산 종합대책은 부동산의 취득단계의 취득·등록세, 보유과정의 재산세 및 종합부동산세, 및 처분단계의 양도소득세를 대폭 강화하는 소위 “세금폭탄”정책으로 지적되어 왔다.

최근 이명박정부는 부동산 경기 및 건설경기 활성화를 위하여 참여정부에서 강화한 부동산 투기억제정책을 완화하는 6·11 지방미분양 대책, 8·21 주택공급기반 강화 및 건설경기보완방안, 9·1 2008 세계개편안, 9·19 도심 서민주택공급 활성화대책, 10·21 가계주거부담완화 및 건설부문 유동성지원·구조조정방안, 11·3 부동산및건설경기 활성화방안 등을 연이어 발표하고 있다. 이와 같이 국민의정부, 참여정부 및 이명박정부는 국내경제여건의 변화에 따라 부동산경기 부양

혹은 억제정책을 반복적으로 시행하고 있다. 이러한 빈번한 정책변화는 시장으로부터 정부정책에 대한 신뢰를 저하시키고, 장기적으로는 부동산시장과 거시경제의 안정화에 저해요인으로 작용한다(서승환 2007, 손재영 2007).

부동산 조세정책의 대원칙은 보유세를 강화하고 거래세를 완화하는 것이다. 부동산 거래를 촉진하고 시장을 활성화하기 위해 거래세는 최소화하는 반면에, 투기수요를 억제하고 필요한 용도의 부동산만을 보유하도록 유도하기 위해서는 보유세를 강화하는 것이 바람직하다(손경환 1997). 우리나라는 선진국에 비해 보유세가 지나치게 낮기 때문에¹⁾ 보유세를 강화하는 차원에서 참여정부는 종합부동산세를 도입하였다. 그러나 OECD 국가중에서 우리나라의 부동산 관련 전체 세부담은 낮은 수준이 아니다(김경환·신혜경 2008). 단지 우리나라가 선진국에 비해 부동산 관련 과세주체, 과세방식, 세율구조가 상이하기 때문에 보유세가 선진국에 비해 낮게 나타나는 것이다. 따라서 부동산 세제는 단일세만을 독립적으로 선진국과 비교하여 개편방안을 논의할 것이 아니라, 부동산(혹은 주택)과 관련된 모든 세금을 종합적으로 비교·검토하여, 부동산 공급과 거래를 저해하지 않는 범위 내에서 개편되어야 한다.

부동산 조세정책은 부동산 시장을 정상화시킬 수 있는 장기적인 목표에 따라 일관성 있게 추진되어야 하며, 규제완화정책은 단기적인 경기진작보다는 장기적인 부동산 시장의 안정화를 고려하여 추진되어야 한다(서승환 1999, p.22). 즉, 부동산 조세정책이 부동산 거래활동 및 부동산시장에

1) 2006년 기준으로 보유세 실효세율은 0.3%로서 미국의 1.5%, 영국의 1.2%, 일본의 1.0% 등에 비해서 현저히 낮은 수준일 뿐만 아니라, 국내총생산(GDP) 대비 보유세 비중은 0.8%로 미국의 3.1%의 4분의 1 수준에 불과하다(한국일보 9월 24일).

미치는 장·단기적 영향을 분석한 후, 그 결과를 기초로 적절한 부동산 조세정책을 수립하는 것이 바람직하다. 이를 위해서는, 부동산 세제변화가 부동산 시장에서의 수요자인 동시에 공급자인 거래당사자의 거래행태(혹은 의사)에 미치는 영향을 파악하고 나아가서 부동산시장의 수요와 공급의 변화를 예측할 수 있어야 한다.

부동산 조세정책이 부동산 시장에 미치는 미시적인 실증연구는 매우 부족한 실정이다. 국내 선행연구의 대부분은 조세제도에 관한 연구(민태욱 2007, 김상겸 2008, 박재룡외 2인 2004, 박재환외 2인 2008)와 조세제도가 거시경제 및 부동산 시장에 미치는 영향(손경환1997, 서승환 1999, 민태욱 2004, 김경환·신혜경 2008, 이창무 2008)에 집중되어 있다. 외국의 선행연구는 수리모형을 이용한 소비자와 공급자의 미시적 행태분석에 관한 연구가 대부분이다(Shin 1984, Yamazaki 1996, Haurin 2002).

본 연구는 부동산 세제정책의 변화에 따른 거래당사자의 거래의사(행동)에 미치는 영향을 분석할 수 있는 거래의사결정모형을 구축하는데 그 목적이 있다. 본 연구의 거래의사결정모형은 거래특성 변수, 부동산 조세관련변수 및 개개인 특성변수를 포함하고 있어서, 부동산 조세정책의 변화에 따른 개개인의 거래의사의 변화를 분석하고, 나아가서 부동산 시장의 수요와 공급의 변화를 예측하기 용이하다. 본 연구에서는 신제도학과(New Institutional Economics)의 거래비용이론(Coase 1998)과 확률효용이론을 결합하여 거래의사결정모형을 구축하였으며, 진술선호기법(Stated Preference, SP)을 이용한 실험자료(Experimental Data)를 수집하여 부동산 조세변화가 거래당사자의 거래의사에 미치는 영향에 대해 실험적 수준

의 실증분석을 실시하였다. 이를 위하여 제2장에서는 거래비용이론의 고찰을 통하여 부동산 거래비용의 개념을 정립하고 나아가서 거래비용의 일부로서 조세가 부동산 거래에 미치는 영향에 대한 이론적 근거를 제시하였다. 제 3장에서는 거래의사결정을 설명하기 위한 확률선택이론을 설명하였으며, 실증분석자료 수집에 사용된 진술선호기법(Stated preference, SP)에 대해 설명하였다. 마지막으로, 제 4장에서는 거래의사결정모형의 실증분석 결과와 선행연구 결과의 비교분석을 통하여 부동산 세금이 거래의사에 미치는 영향을 설명하였다.

II. 이론적 배경 및 선행연구의 검토

최근 신제도학과 경제학이 새로운 경제학파로 등장하고 있다. Coase를 시조로 하여 Williamson을 중심으로 발전하고 있는 거래비용이론은 유통시스템의 거래경제학으로 정립되고 있다. 본 연구에서는 신제도 경제학(Neo-Institutional Economics: NIE)의 거래비용이론을 토대로 부동산 거래비용이 거래의사와 부동산시장에 미치는 영향에 대한 이론적인 근거를 마련하고자 한다.

1. 거래비용의 개념 및 발생원인

거래비용이론은 시장경제이론이 자원의 배분 문제와 생산의 주체인 기업의 행동과 계획을 제대로 설명해 주지 못하는 한계에 대한 신고전학파의 비판이론으로서 등장하였다. 기업은 시장의 가격기구를 통하여 거래를 하는 과정에서 다양한 형태의 거래비용을 부담하거나 유발하게 된다.

거래비용은 정보의 부족 및 비대칭성으로부터 기인되는 탐색비용, 거래를 협상하는 비용, 계약을 체결하는 비용 등과 같은 가격기구를 통하지 않고 발생하는 비용이 존재하기 때문에 발생된다. Coase(1937, 1960)는 ① 거래당사자가 상대방을 발견하고, ② 거래희망 및 거래조건을 파악하는데 소요되는 비용, ③ 협상과 계약을 체결하고, ④ 계약조건을 확인하고 이행하는데 소요되는 제반비용을 거래비용이라 정의하고 있다.

Williamson(1985)은 거래당사자인 개인의 합리성의 제약, 기회주의적 본성, 환경여건의 불확실성으로 인하여, 재화와 자산특수성(Asset Specificity)을 지닌 생산요소를 거래하는 과정상 필연적으로 거래비용이 발생한다고 주장하였다. Casson(1982)은 ① 탐색이나 광고를 통한 접촉 ② 각 당사자에게 대한 명시 또는 세부사항의 전달 ③ 협상 ④ 검사 ⑤ 수송 ⑥ 세금, 관세 및 규제에 의하여 발생하는 모든 비용을 거래비용이라 규정하고 있다(손명환 1997, p.111에서 재인용).

거래비용이론의 핵심적인 쟁점은 전통적인 시장이론과 일관성을 유지할 수 있는 거래비용의 조작적 정의가 명확하지 않다는 점이다(Veljanovski 1982, p.54). 광의적으로 해석하면, 거래비용은 거래대상인 재화나 서비스가 공급자에서 소비자에게 전달되는 과정에 발생하는 모든 비용을 포함한다고 정의할 수 있다. 그러나 협의적 의미에서 거래비용은 재산을 설정, 유지하는데 소요되는 제 자원 혹은 소유권을 이동하는데 소요되는 제반비용(McCann et. al. 2005, p.530)이라 정의된다.

우리나라의 부동산 관련세금은 취득단계에서 부과되는 취득·등록세와 보유단계에서 부과되는 재산세와 종합부동산세, 그리고 처분단계에서 부

과되는 양도소득세로 분류되고 있다(김경환·신혜경 2008). 양도소득세는 거래과정에서 발생하는 세금임에도 불구하고 거래세인 취득·등록세와 구분되는 별도의 처분세로 분류되고 있는 것이다. 거래비용이론적 관점에서 보면, 양도소득세는 당연히 거래과정상 발생하는 거래비용의 일부이다. 양도소득세는 부동산 거래를 위한 협상 및 매도자의 거래의사 결정과정에 중요한 영향인자로 작용하기 때문에 거래비용의 일부로 취급되는 것이 타당하다.

선행연구에서는 주거이동에 따른 거래비용을 중개수수료, 등기비용, 이사비용 등 협의적인 개념으로 정의하기도 하며, 주택탐색에 소요되는 시간비용, 양도소득세 등을 포함하는 광의적인 개념을 적용하기도 한다(Edin 1991). 주거이동시 발생하는 탐색비용, 광고비용, 중개수수료, 이전비용, 세금, 이사비용 등을 거래비용으로 취급하고 있다(Hurin 2002). 따라서, 본 연구의 거래비용조작적 정의에서는 부동산거래에 따른 취득세, 등록세 및 양도세 등과 같은 거래과정에서 발생하는 모든 세금을 포함하고자 한다.

2. 거래비용, 재산권의 배분 및 부동산 거래

코어즈(Coase)는 시장경제체제에서 외부효과에 의한 시장실패문제를 해결하기 위한 방안으로서, 재산권이 불명확한 자원에 대해 재산권(Property right)을 부여함으로써 자원을 보다 효율적으로 이용하도록 유도하는 코어즈 정리(Coase theorem)를 발표하였다. 만약 시장가격기구가 정상적으로 작동하고 그리고 거래비용(협상비용, bargaining cost, transaction cost)이 발생하지 않는 이상적인

코어즈 세상(Coasian world)하에서는, 초기 권리(자원)배분구조와는 무관하게 자발적인 사적협상을 통하여 효율증진적(Pareto improvement)인 자원이용을 달성할 수 있으며, 정부의 개입이나 규제는 단지 경제적 낭비를 초래하는 불필요한 것이다(Coase 1960, p.8, Coase 1998). 코어즈는 거래비용이 발생하지 않는 이상적인 코어즈 세상을 추구하는 것이 아니라, 사적 협상을 방해할 정도로 높은 거래비용이 발생하는 자본주의 시장환경의 문제점을 지적한 것이다. 특히, 시장에서의 지나치게 높은 거래비용은 거래를 위한 협상을 방해하고, 나아가서 자원이용의 효율성을 저해한다는 점을 강조하고 있다. 협상에 따른 거래비용이 협상의 편익(잉여)보다 크다면, 거래를 위한 협상은 성립될 수 없으므로 거래비용을 최소화하여 당사자간의 협상을 통한 자율적 자원배분을 유도하는 것이 바람직하다.

세금과 같은 재산권(소유권) 확정에 따른 필수 거래비용의 증가는 거래를 위한 사적협상을 방해하고 나아가서 권리의 교환을 어렵게 한다. 부동산 조세로 인한 거래비용의 증가는 시장에서 사적거래의 장애요인으로 작용하고 나아가서 거래를 위축시키게 된다. 중국 주식시장에서 주식 거래세의 인상은 거래량을 급격하게 감소시키고 나아가서 주식시장 기능의 비효율성이 증가되었다(Baltagi et. al. 2006). özyildirim et. al. (2005)은 소득세, 재산세, 거래비용, 주택저당이자율 등을 반영하는 가계의 일생동안의 주거행태에 대한 동태분석에서, 거래비용이 증가할수록 가계는 거래비용의 절감을 위해 임대주택을 선택할 가능성이 높다는 결과를 발표하였다.

3. 높은 거래비용과 재산권 고착화

높은 거래비용은 사적거래의 협상을 방해하고 나아가서 재산권의 이동을 어렵게 하여 결과적으로는 소유권이 고착화되는 현상²⁾을 초래하게 된다(Gibbons, 1999, 이재우 2003, p.41에서 재인용). 거래비용이 낮으면, 최초의 권리부여가 다소 잘못되어도 사적협상을 통한 시장교정(Market correction)의 기능이 쉽게 작동할 수 있다. 또한 정부는 거래비용을 통하여 적절한 재산권 구조(분배구조)를 유도할 수도 있다. 정부가 세금, 보조금, 규제 등과 같은 직접적인 재산권 개입을 통하여 자원을 배분하는데 소요되는 비용(행정비용, 규제비용 등)이 사적협상에 의한 거래비용보다 낮은 경우에는, 정부의 직접개입을 통하여 외부효과를 해결하는 것이 바람직하다. 정부는 외부효과와 특성 및 거래비용의 발생구조를 잘 파악하여 거래비용을 최소화하는 동시에 직접규제비용이 최소화 될 수 있는 방향으로 정책을 수립하여야 한다. 토지에 대한 양도소득세(자본이득세)는 토지의 비효율적인 할당을 초래하고 나아가서 토지의 용도전환을 지연시키는 자본의 동결현상(Lock-in effect)을 유발하는 것으로 규명되었다(Yamazaki, 1996, pp.225-228).

III. 분석모형과 자료구축

거래비용이론 및 선행연구결과에 의하면, 거래비용은 사적 협상을 통한 부동산 거래의 방해요인으로 작용하고 나아가서 지나치게 높은 거래비

2) 이재우(2003)는 이를 제2의 Coase정리로 불렀다.

용은 부동산 거래의 동결효과를 초래하여 궁극적으로는 소유권의 고착화되는 현상을 초래한다. 본 연구에서는 거래비용이론의 위와 같은 이론적 결과를 실증적으로 분석하기 위하여, 확률선택모형을 이용한 거래의사결정모형을 구축하였으며, 모형에 필요한 자료수집은 실험분석에서 주로 사용되는 진술선호기법을 이용하였다.

1. 거래의사결정모형

1) 개별행태모형의 이론적 기초

확률효용이론에 기초를 둔 개별행태모형에서는 의사결정주체인 각 개인이 선택상황 가운데 자신에게 있어서 효용이 최대가 되는 대안을 선택한다고 하는 효용극대화이론으로부터 출발한다. 즉, 개인 n 이 선택 가능한 선택대안집합 C_n 으로부터 대안 i 를 선택하는 조건은 식 (1)과 같다.

$$U_{in} \geq U_{jn} \quad ; \quad i \neq j, \quad j \in C_n \quad (1)$$

확률효용이론은 효용 U_{in} 이 확정적으로 결정될 수가 없으며 확률적인 변동이 작용한다고 가정하기 때문에, 효용 U_{in} 을 확률변수로 취급하고 이것을 관측 가능한 부분(결정적 효용) V_{in} 과 관측 불가능한 확률적 효용 ϵ_{in} 으로 나누어, 식 (2)와 같이 표현한다.

$$U_{in} = V_{in} + \epsilon_{in} \quad (2)$$

이때, 개인 n 이 대안 i 를 선택할 확률 $P_n(i)$ 은 식 (3)과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} P_n(i) &= \text{Prob}(U_{in} \geq U_{jn}; i \neq j, j \in C_n) \\ &= \text{Prob}(V_{in} + \epsilon_{in} \geq V_{jn} + \epsilon_{jn}) \\ &= \text{Prob}(\epsilon_{jn} - \epsilon_{in} \leq V_{in} - V_{jn}) \end{aligned} \quad (3)$$

여기에서,
 $i \neq j, j \in C_n, 0 \leq P_n(i) \leq 1,$

$$\sum_{i \in C_n} P_n(i) = 1$$

확률효용함수의 확률변수(ϵ)에 대한 분포가정에 따라, 다양한 형태의 확률선택모형이 도출될 수 있다. 대표적으로 확률변수(ϵ)가 정규분포를 지닌다고 가정하면, 프로빗(probit)모형이 도출되고, 확률변수(ϵ)가 선택대안간에 상호독립적이며, 동일한 분산을 가지는 갬블(Gumbel, 혹은 Type I Extreme Value)분포를 지닌다고 가정하면, 로짓(logit)모형이 도출된다.

2) 이항(Binary)거래의사결정모형

이항(Binary) 선택상황이란 의사결정자가 선택할 수 있는 선택대안이 두 개로 국한된 상황을 의미한다. 부동산 거래에 있어서 매도자의 선택대안은 매도하거나, 보유하는 두 가지 대안으로 한정되기 때문에 이항선택상황(binary choice situation)에 속한다.

특정매도인 n 이 주어진 거래조건하에서 선택대안(0=보유, 1=매각)중에서 대안 1(=매각)을 선택할 확률[$P_n(1)$]을 로짓모형으로 나타내면 식 (4)와 같다.

$$\begin{aligned} P_n(1) &= \frac{\exp(\lambda V_{1n})}{\exp(\lambda V_{1n}) + \exp(\lambda V_{0n})} \\ &= \frac{1}{1 + \exp[\lambda(V_{0n} - V_{1n})]} \end{aligned} \quad (4)$$

여기서,

V_{1n} = 개인 n이 대안 1(=매도) 선택시 관측 가능한 결정적 효용,

λ = 확률적 효용 ε 의 분산에 대응하는 스케일

$$\text{파라메타}(\lambda^2 = \frac{\pi^2}{6\sigma^2})$$

이때 결정적 효용 V_{1n} 은 선형(線形), 대수선형(對數線形), CES(Constant Elasticity of Substitution) 모형 등이 고려될 수 있으나, 계산상 편의를 위해 식 (5)와 같은 선형 모형(linear in parameter)이 주로 적용되고 있다. 본 연구에서도 선형 효용함수를 이용하여 모형을 구축하였다.

$$V_{in} = B' X_{1n} = \sum_{k=1}^K \beta_k x_{1nk} \quad (5)$$

여기서, $B' = [\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k]$

=미지의 파라메터 벡터,

$X_{1n} = [x_{1n1}, x_{1n2}, \dots, x_{1nk}]$

= 대안 1의 특성벡터

2. 조사설계 및 자료수집

확률선택모형은 모형구축에 필요한 자료를 수집하는 방법에 따라 현시선호(Revealed preference) 모형과 진술선호(Stated preference) 모형으로 구분된다. 현시선호모형에서는 실제 개인의 관찰된 행동결과(선택결과)와 이에 영향을 미치는 속성 변수에 상응하는 객관적 자료를 수집하여 모형을 구축하는 방법으로서, 개인의 실제 행태와 유사한 모형을 도출할 수 있는 장점을 지니고 있으나, 개인의 행태에 영향을 미치는 특성변수에 관한 자료를 수집하는데 많은 시간과 비용이 소요

되는 단점이 있다.

진술선호모형은 개인의 행태를 관찰하기 어렵거나 현존하지 않는 미래상황에 대한 개인의 행태변화를 관찰하기 위하여, 가상적으로 설정된 선택상황(행태환경)에 대한 개인의 진술결과를 기초로 하여 모형을 구축한다. 진술선호모형은 실험분석기법으로서 선택상황에 대한 실험적 조작이 용이하기 때문에 비교적 적은 비용과 시간으로 개인의 진술된 선택행태에 관한 자료를 수집할 수 있다는 장점을 지니고 있다. 진술선호모형의 가장 큰 단점은 인간의 행동은 실험적 조작 방법으로 정확하게 관측할 수 없으며, 개인의 진술된 선호결과와 실제 현시되는 행태결과와 큰 오차가 발생할 수 있다는 점이다. 그러나, 진술선호모형은 현실적으로 실제의 개별행태에 대한 관측이나 조사가 어려운 경우, 가상적인 상황에 대한 개인의 행태 혹은 의사를 예측하는데 유용하게 사용될 수 있다.

본 연구에서는 부동산 거래비용에서 가장 큰 비중을 차지하고 있는 세금의 변화에 따른 매도자의 거래의사(처분 혹은 보유)를 분석하기 위한 확률선택모형을 구축하고자 한다. 실제 관측된 거래결과 자료를 이용한다면, 현시선호모형의 구축이 가능하나, 매매가 성립되지 않은 사례에 대한 자료수집이 거의 불가능하기 때문에, 진술선호(Stated preference)자료를 이용한 부동산 거래 의사결정모형을 구축하였다.

거래의사결정모형을 구축하기 위해서는, 부동산 거래의사에 관한 자료와 더불어 세금 등을 포함하는 부동산 거래특성에 관한 자료, 거래당사자의 사회·경제적 특성자료를 수집하여야 한다. 본 연구에서는 설문지를 이용한 면접조사를 통하여, 다양한 가상적인 거래조건에 대한 매도자의

<표 1> 대안특성변수와 수준설정

변수	수준			
	1 (매우 낮은수준)	2 (약간 낮은수준)	3 (약간 높은수준)	4 (매우 높은수준)
취·등록세	2.0%	2.5%		
양도세	18%	27%	40%	50%
보유기간	2	5	8	10
매입가격	1.0억	1.5억	2.0억	2.5억
매도가격	매입가격 120%	매입가격 160%	매입가격 200%	매입가격 240%

거래의사자료 및 거래당사자의 사회·경제적 특성을 조사하였다. 선호의식 자료수집에 있어서의 피조사자(피실험자)에 대한 심리적 부담을 줄이고 보다 정확한 자료를 얻기 위해, 설문내용을 간략하게 구조화하였다. 가상적인 거래상황을 구체화하기 위하여, <표 1>과 같이 선택 가능한 대

안을 매각과 보유 2가지 대안으로 구분하였고, 특성변수로는 양도세, 취·등록세, 보유기간, 매매차익 등 4가지 인자를 고려하였다. 직교배열법에는 2, 3, 4, 5수준계 및 혼합수준계 등 다양한 배열방법이 있으나, 각 인자에 대해 4가지(최상, 중, 하, 최하)수준을 설정한 4수준계의 직교배열표를 활용하여 27개의 실험조건을 작성하는 일부 실시법(Fractional Factorial Design)을 적용하였다(김강수 2001, 박성현 2005). 27개의 실험조건 중에서 각 선택대안별 실험조건이 지배적(dominant)이거나, 비현실적인 실험조건을 삭제하고 최종적으로 16개의 실험조건(부록 1 참조)을 이용하여 설문지를 구성하였다. 가상상황(가상거래조건)의 선호의식에 대한 응답은 선택 가능한 2개의 대안(매도, 보유) 중 가장 선호하는 한 가지 대안을 선택하도록 하였다.

<표 2> 모형추정을 위해 선정된 변수

	변수명	내용	단위
종속변수		보유=0, 매도=1	
거래특성변수	취·등록세	매입가격의 2% 혹은 2.5%	원
	양도세	양도차익의 18%~50%	원
	보유기간	2~10년	년
	매매차익	매도가격-매입가격	원
	조세환수율	세전수익률 - 세후수익률	%
사회경제적 특성	성별	남자=0, 여자=1	
	연령	실제나이	년
	주택규모	1=25평 이하, 2=26-33평이하, 3=34-49평이하, 4=50-65평이하, 5=65-80평 이상	
	동산규모	1=1,000만원이하, 2=1,000-2,500만원미만, 3=2,500만원-5,000만원미만, 4=5,000만원-1억미만, 5=1억-3억, 6=3억이상	
	부동산규모	1=1억원이하, 2=1억-2억원, 3=2억-5억원, 4=5억-10억, 5=10억이상	
정책변수	양도세 인지수준	8·31정책에 따른 양도세의 변화 인지수준 (1=잘모른다, 2=대폭 감소,, 6=대폭 인상)	

본 연구는 초기 실험연구적 성격을 지니고 있으므로, 조사가 용이한 집단을 조사대상집단으로 선정하였다. 실험조사대상은 대구대학교 대학원 부동산학전공 대학원생 및 학부 부동산학과 재학생 부모님을 대상으로 2007년 4월 5일에서 2007년 5월 30일에 걸쳐서 실시하였다.

본 연구에서는 모형구축에 필요한 최소자료인 47명을 대상으로 설문조사를 통하여 총 752개의 실험조사 결과자료를 수집하였으나, 분석에는 731개의 자료만 활용하였다⁴⁾.

본 연구에서 거래의사선택모형을 위한 설명변수 선정은 II장에서 설명한 거래비용과 관련된 요인, 변수간 상관관계분석결과를 반영하여 최종적으로는 가장 설명력이 높은 변수조합을 채택하였다(표-2 참조).

대안특성 및 사회·경제적 변수(alternative-specific and socioeconomic variables)로는 성별, 연령, 주택규모, 동산규모, 부동산 규모를 선정하였으며, 정책변수로서는 거래당사자의 양도세 변화에 대한 인지수준을 반영하였다. 거래조건 변수로서는 취·등록세, 양도세, 보유기간, 매매차익, 세전세후수익률변화를 나타내는 조세환수율 등을 반영하였다. 본 연구의 실증분석에 사용된 설명변수의 기초통계는 <표 3>과 같다.

<표 3> 변수의 기초통계량

변수명	평균	표준편차	최저값	최고값
취등록세	387.48	133.21	200	600
양도세	8,302.46	6,039.95	1800	25000
보유기간	6.37	2.99	2	10
매매차익	21,138.40	11,725.30	5000	50200
조세환수율	12.01	11.68	1	52
연령	38.63	8.69	23	58
성별	0.17	0.37	0	1
주택규모	2.12	0.84	1	4
동산규모	3.27	1.54	1	6
부동산규모	2.63	1.12	1	5
양도세 인지수준	4.76	1.68	1	6

VI. 분석결과

1. 거래의사결정모형 추정결과

본 연구에서는 모두 731개의 선호의식자료(SP data)를 이항로짓모형(Binary logit model)과 이항프로빗모형(Binary probit model)에 적용하여 거래의사모형을 구축하였으며, 그 결과는 <표 4>과 같다.

모형 1과 모형 2는 로짓모형을 적용하였으며, 모형 3은 프로빗모형을 적용하였다. 모형 1은 개

- 3) 조사집단은 부동산 관련업종에 종사하는 대구대학교 부동산학과 학부형과 대구대학교 대학원(야간대학원 포함) 부동산학과 학생으로 구성되었다. 조사집단의 대부분은 현재 부동산 실무에 종사하고 있는 실무전문가로서 직·간접적으로 부동산 거래경험이 많은 집단이다. 조사집단의 특성을 살펴보면, 연령은 평균 39세로 주로 30-40대로 구성되었으며, 동산 자산규모는 평균 3,000만원 정도, 부동산 자산규모는 평균 5억을 상회하는 것으로 나타났다(표 3 참조).
- 4) 47명을 대상으로 16개의 실험상황을 조사하면 총 752(47명*16개) 표본이 수집가능하다. 1개의 실험조건은 너무 지배적이고 비현실적이어서 일부 응답자가 응답을 거부하여 21개 실험조건에 대해 결측자료가 발생하였다. 따라서 실증분석에서는 결측자료를 제외한 731개 자료를 활용하였다.

〈표 4〉 거래의사결정모형 추정결과

종속변수 (매도=1, 보유=0)	로짓(Logit) 모형						프로빗(Probit) 모형		
	모형 1			모형 2			모형 3		
변수명	추정계수	t-값	유의수준	추정계수	t-값	유의수준	추정계수	t-값	유의수준
상수	.8279	1.94	0.05	.2590	0.51	0.61	.1390	.46	0.64
취등록세	-.0013	-1.70	0.09	-.0007	-0.94	0.34	-.0004	-.92	0.35
양도세	-.0003	-6.75	0.00	-.0003	-8.89	0.00	-.0002	-9.42	0.00
보유기간	-.1544	-3.47	0.00						
매매차익	.0002	9.43	0.00	.0002	9.37	0.00	.0001	9.94	0.00
조세환수률	-.0589	-3.79	0.00						
연령				-.0438	-3.21	0.00	-.0267	-3.28	0.00
성별(여자=1)				1.5395	5.73	0.00	.9221	5.93	0.00
주택규모				.3057	2.27	0.02	.1891	2.38	0.02
동산규모				-.1010	-1.73	0.08	-.0616	-1.75	0.08
부동산규모				-.2045	-1.90	0.06	-.1231	-1.91	0.06
양도세변화인지도				.1887	3.34	0.00	.1162	3.47	0.00
표본수		731			731			731	
$\mathcal{L}(\beta^*)$		-433.49			-406.42			-406.00	
$\mathcal{L}(0)$		-506.69			-506.69			-506.69	
ρ^2		0.144			0.183			0.184	
평균 적중률		69.76%			72.36%			72.09%	
1(매도)적중률		68.32%			76.00%			75.64%	
0(보유)적중률		71.75%			67.32%			67.11%	
표본구성(731)		매도(1)			423(57.9%)				
		보유(0)			308(42.1%)				

개인의 사회경제적 특성변수를 고려하지 않고 거래특성변수 및 대안상수만을 이용하여 모형을 구축하였다. 모형 2와 모형 3은 개별행태모형의 장점을 최대한 활용하여, 거래당사자의 사회·경제적 특성변수를 포함하여 거래의사결정모형을 구축하였다. 모형 1의 추정결과에 의하면, 모든 계수 추정치의 부호는 논리적으로 타당하며, 모형의 적합도를 나타내는 우도비(ρ^2)는 0.144, 적중율(Hit ratio)은 평균 69.8%로서 모형의 설명력은 비교적 높은 수준으로 나타났다.

취·등록세 변수 추정계수는 -0.0013으로서 음(-)의 부호를 가지고, t값은 -1.70로 유의수준 9%에서 유의한 것으로 분석되었다. 따라서 취·등록세는 부동산 거래의사에 부정적인 영향요인으로 해석될 수 있다. 한편 양도소득세 변수 추정계수는 -0.0003으로서 음(-)의 부호를 지니고 있으며, t값은 -6.75로서 유의수준 1%이내에서 유의한 것으로 분석되었다. 양도세 역시 부동산 거래에 있어서 매도의사에 부정적인 영향요인으로 규명되었다. 즉 취·등록세 및 양도세와 같

은 부동산 거래과정상 발생하는 세금은 매도자의 매도의사가 저하되고 나아가서 부동산시장에서 거래가 위축된다는 선행연구의 결과와 일치한다(김상겸 2008).

보유기간과 매매차익 변수의 추정계수는 각각 -0.1544, 0.0002이고, t 값은 각각 -3.47, 9.43 으로서 유의수준 1%이내 유의한 것으로 분석되었다. 매매차익이 클수록 매도자의사가 증가하는 것을 의미한다. 보유기간의 추정계수에 대한 해석은 신중하게 다루어져야 한다. 부동산의 보유기간이 길수록 매도자의사가 낮아진다고 해석하기보다는 매매차익이 동일하다면, 보유기간이 길수록 매도자의사가 낮아진다는 한계적 의미(한계효용 혹은 한계확률)로 해석하여야 한다. 양도세 및 취득·등록세를 포함하는 거래세가 수익률 변화에 미치는 영향을 측정하기 위하여, 먼저 년평균 세전수익률(EDR)과 년평균 세후수익률(ATR)을 아래의 산식으로 계산하였다.

$$\text{년평균 세전수익률} = \frac{\text{매매차익}/\text{취득가격}}{\text{보유기간}}$$

$$\text{년평균 세후수익률} = \frac{[(\text{매매차익} - \text{세금(양도세, 취득·등록세)})/\text{취득가격}]/\text{보유기간}}$$

세전수익률과 세후수익률의 차이가 거래당사자의 매도의사에 미치는 영향을 파악하기 위하여 아래의 산식을 이용한 조세환수율을 계산하였다.

$$\text{조세환수율} = \text{세전수익률} - \text{세후수익률}$$

조세환수율은 양도세로 인한 수익률 감소가 거래의사에 미치는 영향을 측정하기 위한 유사

(proxy)변수로서 부동산 불로소득 환수율로 해석될 수도 있다. 조세환수율 추정계수는 -0.0589이고, t 값은 -3.79로서 유의수준 1%이내에서 유의한 것으로 분석되었다. 양도세로 인한 세후수익률 감소는 매도자의 거래의사에 부정적인 영향을 미친다. 이러한 결과는 세금과 같이 재산권(소유권) 확정에 따른 필수거래비용의 증가는 거래를 위한 사적 협상을 방해하고 나아가서 권리의 교환을 어렵게 한다는 거래비용이론과 일치한다. 토지에 대한 양도소득세(자본이득세)는 토지의 비효율적인 할당을 초래하고 자산의 잠금현상(lock-in effect) 및 부동산 시장에서 거래의 동결현상을 초래한다는 선행연구결과(Yamazaki 1996, 민태욱 2007)와 일맥상통한다.

모형 2에서는 모형 1에서 조세관련 설명변수들 간의 상관성을 최대한 배제하기 위하여, 취득·등록세, 양도세 및 매매차익 변수와 사회·경제적 변수만을 반영하여 모형을 재추정하였다. 모형 2의 적합도를 나타내는 우도비(ρ^2)는 0.183로서 모형 1의 0.144보다 높게 나타났으며, 적중율(Hit ratio)은 72.36%로서 모형 1보다 향상되었다.

모형 2에서 양도세, 매매차익 추정계수는 모두 논리적으로 합당한 부호를 지니고, 유의수준 1.0%이내에서 유의한 것으로 나타났다. 취득·등록세 추정계수는 합당한 부호를 지니고 있으나, 통계적으로 유의하지 않은 것으로 분석되었다. 즉 부동산 거래과정에서 양도소득세보다 상대적으로 세금부담이 적고, 취득단계에서 이미 지불한 취득·등록세는 매도자의 거래의사결정에 중요한 영향 인자가 아니라고 추측된다.

한편, 사회·경제적변수인 연령과 성별변수의 추정계수는 각각 -0.0438, 1.5395이며, t 값은 각각 -3.21, 5.73로 분석되었다. 이는 동일한 거래상

황이라면, 연령이 높을수록 매도의사가 낮고, 여자보다 남자가 매도의사가 낮다는 것을 의미한다.

한편 매도자의 경제수준을 나타내는 변수로서 동산 자산규모와 부동산 자산규모를 적용하였다. 동산 자산규모 및 부동산 자산규모 변수의 추정계수는 각각 -0.1010 ($t=-1.73$), -0.2045 ($t=-1.90$)으로 분석되었다. 즉, 동산과 부동산을 포함한 자산규모가 클수록 부동산 매도자의사가 낮아진다. 거래비용이론에서는 높은 거래비용은 사적거래의 협상을 방해하고 나아가서 재산권의 이동을 어렵게 하여 결과적으로는 소유권이 고착화되는 현상을 초래된다고 하였다(이재우 2003). 양도세와 같은 거래비용의 증가는 자산규모가 많은 고소득층의 매도의사(가능성)를 저하시키고, 나아가서 소유권의 이동을 어렵게 하는데 기여할 것으로 예상된다.

모형2에서는 개인의 사회경제적 특성이 매도 의사 결정에 유의한 영향을 미친다는 사실을 입증하고 있다. 즉, 부동산 매도 의사는 동질적인 것이 아니라 개인의 사회경제적 특성에 따라 이질적임을 시사한다. 따라서, 양도세와 같은 거래비용의 변화는 개인의 사회경제적 특성에 따라 매도 의사에 미치는 영향이 상이할 수 있다.

로짓모형에서는 확률오차항이 동질적이고 독립적인 분포 (Identically independent distributed, IID)를 지니는 것으로 가정하고 있어서, 대안간 및 개인간의 상호의존성이 허용되지 않는다. 로짓모형의 IID가정에 따른 문제점을 극복하기 위해, 모형 3에서는 모형 2와 동일한 변수를 적용하여 프로빗 모형의 추정하였다. 모형 3(프로빗 모형)의 우도비(ρ^2)는 0.186, 적중률 (Hit ratio)은

평균 72.91%로서 로짓모형과 큰 차이가 없었다. 개별변수의 파라메타도 모두 유의한 것으로 나타났다. 로짓모형의 파라메타 추정치는 프로빗 모형의 파라메타 추정치와는 상당한 차이를 나타내고 있다. 그 이유는 로짓모형 확률변수의 분산값과 프로빗 모형의 확률변수 분산값이 상이하기 때문이다. 로짓모형의 확률변수(ϵ)가 겐블분포를 지니며 스케일 파라메타(μ) 값이 1이라고 가정한다면, 확률변수 ϵ_{in} , ϵ_{jn} 의 분산(variance)은 $\frac{\pi^2}{6}$ 가 되고, $(\epsilon_{jn} - \epsilon_{in})$ 의 분산은 $\frac{\pi^2}{3}$ 이 된다(Kotz 1970: 272-273). 한편 프로빗모형에서 $(\epsilon_{jn} - \epsilon_{in})$ 의 분산값은 1.0이 된다. 따라서 표준화된 프로빗 모형의 파라메타 값은 표준화된 로짓모형의 파라메타 값보다 $\frac{\pi}{\sqrt{3}}$ ($= 1.81$)배 크다. 이러한 결과는 로짓모형에서 겐블분포의 스케일 파라메타 값이 1.0이라고 가정한 경우에만 성립된다.

본 연구에서는 단순히 로짓모형의 파라메타와 프로빗 모형의 파라메타의 비를 계산해 보았다⁵⁾. 로짓모형의 파라메타 값이 프로빗모형의 파라메타 값보다 1.5~2.09배 큰 것으로 나타났으며, 평균적으로 약 1.81배 큰 것으로 나타났다. 그러나 양도세 변수 파라메타 값의 비는 1.5로서 평균값보다 현저하게 낮게 나타났으며, 매매차익 변수의 파라메타 값의 비는 2.0으로 현저하게 높게 나타났다. 양도세와 매매차익 변수는 다른 변수에 비해 비동질적인 분포(Unidentically Distributed)를 지닐 가능성이 높으며, 이분산성의 존재가능성이 있음을 시사한다.

5) 로짓모형의 스케일 파라미터를 알수 없기 때문에, 로짓모형과 프로빗 모형의 파라메타를 직접 비교할 때 매우 주의하여야 한다(Ben-Akiva and Lerman 1985, 71-72).

2. 분석결과의 의미

본 연구의 거래의사모형 분석결과는 거래비용 이론의 이론적 결과를 재확인하여 주었다. 거래비용이론에서는 세금과 같은 필수거래비용의 증가는 거래를 위한 사적협상을 방해하고 시장거래를 위축시키는 결과를 초래한다고 하였다. 본 연구의 실증분석결과 역시 취득·등록세 및 양도세는 매도자의 거래의사를 위축시키는 요인으로 입증되었다. 부동산 조세에 따른 거래비용의 증가는 시장에서 사적거래에서 수반되는 거래비용을 증가시키고, 나아가서 부동산 시장에서 거래를 위축시키는 결과를 초래한다. 실제 지난 참여정부의 부동산 관련세제 기본원칙은 보유세를 강화하고, 거래세를 인하하는 것이었다. 그러나 실제에 있어서는 다주택소유자 및 토지에 대한 거래세인 양도소득세를 강화함으로써, 주택 및 토지시장의 매도추세가 약화되고 나아가서 거래를 동결시키는 현상을 초래하였다.

지나치게 높은 수준의 거래비용은 거래를 방해하고 나아가서 재산권(소유권)의 이전을 어렵게 하여 장기적으로는 소유권의 고착화 현상을 초래한다. 일반적으로 자본이득에 대한 과세는 잠금효과(lock-in effect)를 초래한다. 왜냐하면, 투자자는 자산의 매도시기를 연기함으로써 세금납부를 지연하고 나아가서 세금에 대한 현재가치를 떨어뜨릴 수 있기 때문이다. 따라서 실현된 자본이득에 대한 과세는 투자자로 하여금 이전에 구입한 자산에 감금되는 잠금효과가 발생하게 된다.

토지에 대한 양도소득세(자본이득세)는 토지의 비효율적인 할당을 초래하고 나아가서 토지의 용도전환을 늦추게 되어서 결국 자산의 잠금현상

(lock-in effect)이 발생한다(Yamazaki, 1996, pp.225-228). 과도하게 높은 수준의 거래세가 부과되면, 개인은 부동산을 처분할 수 없는 잠금효과가 발생하고, 결과적으로는 개인의 재산권이 침해될 우려가 있다(민태욱 2004).

정부는 양도소득세와 같은 직접적으로 거래비용을 상승시키는 조세수단을 통하여 시장을 안정화 혹은 활성화시키는 정책은 지양하여야 한다. 현재의 양도세는 부동산 시장에서 거래를 활성화시키고 나아가서 주택의 상향이동이 가능한 수준으로 대폭 하향 조정될 필요가 있다(김경환·신혜경 2008). 등록세와 취득세는 부동산 거래의 활성화와 동시에 원래의 조세목적에 따라 부동산 관련행정업무에 소요되는 행정비용을 충당하는 수준으로 인하되어야 하며, 현행의 정물세는 정액세로 전환하는 것이 바람직하다. 부동산 세제 정책의 핵심은 거래비용을 최소화하여 당사자간의 자유로운 협상을 통한 자율적 자원배분을 유도할 수 있는 방향으로 개편되어야 한다.

V. 결론 및 향후과제

우리나라 부동산 관련세제는 국내경기 여건에 따라 반복적으로 개편되어 왔다. 본 연구에서는 부동산 관련세제의 변화가 부동산시장에서 거래 당사자인 매도자의 거래의사에 미치는 영향 및 부동산시장에 미치는 영향을 분석할 수 있는 거래의사결정모형을 구축하였다. 거래의사결정모형은 신제도학파의 핵심이론인 거래비용이론과 개별확률선택모형인 로짓모형과 프로빗모형을 통합하여 구축하였다. 본 연구에서 구축된 거래의사결정모형의 실험적 분석결과의 주요내용은 다음

과 같다.

첫째, 취득·등록세와 양도세 등과 같은 거래비용의 증가는 매도자의 매도의사(Willingness to sell)를 저하시키기 때문에 부동산 거래(매매)협상을 어렵게 하고 나아가서 시장에서 거래를 위축시킨다.

둘째, 높은 거래비용은 저소득층보다 고소득층의 거래의사를 크게 저하시키기 때문에 장기적으로는 부동산 자산의 분배구조를 악화시킬 가능성이 있다.

셋째, 로짓모형과 프로빗모형의 분석결과는 전반적으로 큰 차이가 발생하지 않는 것으로 나타났다. 단지 보유기간 변수에 대한 로짓모형의 추정계수는 프로빗모형보다 다소 과소추정되는 것으로 나타났다. 반면에 매매차익 변수에 대한 로짓모형의 추정계수는 프로빗모형보다 다소 과대추정되는 것으로 나타났다.

정부의 부동산 정책의 최우선적인 목표는 부동산 시장의 정상화 및 안정화이다. 지난 정부처럼 부동산 세제정책을 통한 국내경기부양 혹은 억제정책은 장기적으로 부동산 시장과 거시경제 안정화의 저해요인이 된다. 부동산 시장기능의 정상화 및 거래의 활성화를 위해서는, 부동산 거래과정상 발생하는 거래비용을 최소화하여 시장에서 사적협상을 통한 자유로운 거래가 보장되는 시장환경을 조성하여야 한다. 본 연구에서 밝혀진 것과 같이, 현재수준의 부동산 거래세(등록세, 취득세 및 양도세)는 거래의 장애요인으로 작용하고 있기 때문에, 종합적인 차원에서 거래세의 인하방안을 모색하여야 한다. 투기억제를 위한 양도세 중과는 더 많은 부작용을 유발할 가능성이 클 뿐만 아니라 조세형평적 차원에서 금융부분의 자본이득세(Capital gain tax)수준으로 하향·

조정되는 것이 바람직하다. 취득·등록세는 원래의 과세목적에 따라 부동산 취득·등록 행정비용을 충당하는 수준에서 정액세로 전환하는 것이 바람직하다. 보유세인 재산세와 종합부동산세는 지자체의 지방재원 확충과 조세형평성 강화차원에서 상향조정될 필요가 있다.

본 연구는 부동산 세제정책의 변화가 거래당사자의 거래의사에 미치는 영향을 실험적 자료를 이용하여 실증분석을 하였다는 점에서 의의가 크다. 그러나 분석내용, 분석기법, 표본자료의 수집 등에서 그 한계가 있으며 추후 후속연구를 진행할 필요가 있다. 현상설명력을 제고하기 위해서는 많은 변수와 다양한 수준을 반영하여 모형을 구축할 필요가 있다. 변수와 수준의 수가 확대되면, 실험조건이 기하급수적으로 증가하기 때문에 이를 반영할 수 있는 새로운 실험계획법 개발이 요구된다.

본 연구의 가장 큰 한계점은 실증분석을 위한 조사집단의 선정에 있다. 본 연구에서는 실험분석적 차원에서 비교적 자료수집이 용이한 집단을 대상으로 작위적으로 표본집단을 구성하였기 때문에, 본 연구의 분석결과는 일반화되기 어렵다. 추후 표본이론에 의거하여 표본의 대상과 범위를 확대하여 본 연구의 결과를 재확인할 필요가 있다. 또한, 세제정책의 변화에 따른 매도자의 매도 의사의 변화를 소득별, 자산규모별로 세분화된 모형을 구축함으로써, 세제변화에 따른 계층별 파급효과를 분석할 수 있는 후속연구가 요구된다

논문접수일 : 2009년 4월 17일

심사완료일 : 2009년 6월 5일

참고문헌

1. 김강수, Stated Preference 조사설계 및 분석방법론에 관한 연구 1단계, 교통개발연구원, 2001
2. 김경환·신혜경, 「주택정책의 방향전환을 위하여」, 한반도선진화재단, 2008
3. 김상겸, “참여정부 부동산관련 조세정책의 평가와 개편방안의 모색”, 「주택연구」 제16권제3호, 2008, pp.101-135
4. 민태욱, “부동산정책수단으로서의 조세”, 「부동산학연구」, 제 10집제1호, 2004, pp.1-17
5. 민태욱, “부동산양도세제의 문제점과 개선방향”, 「토지공법연구」, 제36집, 2007, pp.53-74
6. 박재룡·김갑성·허순호, 「IMF이후 부동산시장의 패러다임 변화」, 삼성경제연구소, 1999
7. 박재환·박희우·김기영, “부동산 양도세제의 개편방안”, 한국세무학회 창립 20주년 기념심포지엄 및 춘계학술대회논문집, 2008
8. 손경환, “주택수요와 주택관련세제의 운용방향”, 「주택금융」, 한국주택은행, 제 2002호, 1997
9. 서승환, “참여정부 부동산 정책의 비판적 검토”, 「응용경제」, 한국응용경제학회, 제8권 2호, 2007, pp.93-116.
10. 서승환, “외환위기와 부동산가결의 형태변화”, 「주택연구」, 제7권 제2호, 1999, pp.5-24
11. 손재영, “우리나라 부동산 문제 해결을 위한 정책과제”, 「응용경제」, 한국응용경제학회, 제8권 2호, 2007, pp.149-186
12. 이재우, “코즈 정리의 법경제학적 쟁점 연구”, 「경제연구」, 제21권 제2호, 2003, pp.35-64
13. 이창무, 참여정부 주택시장의 시장효과, 「주택연구」, 제 16권 3호, 2008, pp.137-157
14. 손명환, “거래비용이론에 대한 검토”, 충남대학교 경영경제연구소, 「경제논집」, 제13권, 1997, 107~126
15. 박성현, 「현대실험계획법」, 민영사, 2005
16. 박재룡, 「주택시장 안정을 위한 정책과제」, 삼성경제연구소, 2004
17. Baltagi, Badi, H. and Dong Liand Qi Li, “Transaction tax and stock market behavior: evidence from an emerging market”, *Empirical Economics*, Vol. 31, 2006, pp.393-408
18. Ben-Akiva M. and S. R. Lerman, *Discrete Choice Analysis*, The MIT Press, 1985
19. Buitelaar, Edwin, “A Transaction-cost Analysis of the Land Development Process”, *Urban Studies*, Vol 41, 2004, pp.2539~2553
20. Coase, Ronald H., “the nature of the Firm”, *The Journal of Law and Economics*, Vol.2, 1937, pp.1-40
21. _____, “the problem of social Cost”, *The Journal of Law and Economics*, Vol.3, 1960, 1-44
22. _____, “The New Institutional Economics”, *American Economic Review*, Vol.88, 1998, pp.72-74
23. Gibbons, “Taking Coase Seriously”, *Administrative Science Quarterly*. Vol.44. 1999, pp.145-157
24. Haurin, Donald R., “the Impact of Transaction Costs and the Expected Length of Stay on Homeownership”, *Journal of Urban Economics*, Vol.51, 2002, pp.563-584
25. Kotz, Johnson, *Continuous univariate distribuion-1*, John Wiley and Sons, New York, 1970
26. Shin, H.W., “Vacant land and role of government intervention”, *Regional Science and Urban*

Economics, 16, 1986, pp.353-385

27. özyildirim, Süheyla and Zeynep Onder and Abdullah Yavas, “Mobility and optimal tenure choice”, *Journal of Housing Economics*, Vol.14, 2005, pp.336-354
28. Yamazaki, Fukuju, “The Lock-in effect of Capital Gains Taxation on Land Use”, *Journal of Urban Economics*, Vol.39, 1996, pp.216-228
29. Veljanovski, Cento G., “The coase theorems and the economic theory of markets and law”, *KYKLOS*, Vol. 35, 1982, pp.53~74
30. Willianson, Oliver A., *Economic Institutions of Capitalism*, New York, 1985

부록

〈부록 표 1〉 부동산 매도의사조사를 위한 실험조건

실험 조건	취득조건		처분조건		보유기간
	매수가격	취 · 등록세	매도가격	양도세	
1	1.0억원	250만원	1.5억원	2,000만원	2년
2	1.0억원	200만원	2.0억원	1,800만원	5년
3	1.0억원	200만원	2.5억원	7,500만원	8년
4	1.0억원	200만원	3.0억원	10,000만원	10년
5	1.5억원	300만원	2.2억원	3,700만원	5년
6	1.5억원	400만원	3.0억원	7,500만원	2년
7	1.5억원	400만원	3.8억원	4,000만원	10년
8	1.5억원	300만원	4.5억원	8,000만원	8년
9	2.0억원	500만원	3.0억원	5,000만원	8년
10	2.0억원	400만원	4.0억원	10,000만원	10년
11	2.0억원	400만원	5.0억원	12,000만원	2년
12	2.0억원	500만원	6.0억원	18,000만원	5년
13	2.5억원	500만원	3.8억원	2,300만원	10년
14	2.5억원	600만원	5.0억원	4,500만원	8년
15	2.5억원	600만원	6.3억원	19,000만원	5년
16	2.5억원	500만원	5.0억원	250,000만원	2년