

거래세율 인하가 주택거래량에 미치는 효과에 관한 연구

The Effects of Reducing the Rate of Purchase Tax on Housing Transactions

한재명* · 유태현**

Han, Jae-Myung · Yoo, Tae-Hyun

■ 목 차 ■

- I. 문제제기
- II. 거래세 인하효과 분석의 기본 틀
- III. 분석결과와 정책적 함의
- IV. 맺음말

본 연구는 취득·등록세 인하 정책이 주택거래 활성화라는 당초 목적에 부합하는 결과를 가져왔는지를 분석하는 것을 목적으로 하고 있다. 구체적으로 전이함수모형을 이용하여 주택가격, 주택수요, 주택공급, 거시경제환경, 제도적 요인 등이 주거용 토지거래량(주택거래량 대표)에 미치는 영향을 회귀분석하였다. 최근 2005년 1차례, 2006년 2차례 등 취득·등록세율 인하조치가 이루어졌음에도 불구하고 서울 강남권을 포함한 각 지역에서 주택거래활성화 효과는 거의 나타나지 않은 것으로 분석되었다. 이는 거래세 인하를 통한 주택거래활성화 정책이 성공적이지 못했음을 반증하며, 지방자치단체의 주된 세입원의 하나인 거래세수의 감소를 초래함으로써 가뜩이나 열악한 지방재정이 더 취약해지지는 어려움에 직면하게 되었음을 시사한다.

□ 주제어: 거래세율, 주택거래량, 주거용 토지거래량, 전이함수모형, 부동산양도세

* 고려대학교 경제학과 박사수료(주저자)

** 남서울대학교 세무학과 교수(교신저자)

논문 접수일: 2011. 4. 26, 심사기간(1,2차): 2011. 4. 27 ~ 2011. 6. 10, 게재확정일: 2011. 6. 10

The purpose of this study is to analyze whether the policy lowering the rate of purchase tax on house with priority given to the acquisition and registration taxes has achieved the expected results. Concretely, we regressed of residential land transactions(the index of housing transactions) on several variables including housing price, housing demand and supply, macroeconomic environment, and institutions using the transfer function model. As a result, our analysis shows that the policy has been little support for promoting housing transactions across the southern area of a river in seoul and seoul itself after 2007 in spite of the reduction of the rates of acquisition and registration taxes one time at 2005 and two times at 2006. This means that the policy cutting the purchase tax to promote housing transactions had no success at least, and that it resulted in the poor local finance more fragile by pressuring the local autonomous entities which gain their main tax revenue from the acquisition and registration taxes to take on the burden of the reduction of the purchase tax revenue.

□ Keywords: rate of purchase tax, housing transactions, residential land transactions, transfer function model, real estate transfer tax

I . 문제제기

1997년 말 외환위기 이후 침체된 부동산 시장의 활성화를 도모하기 위해 국민의 정부는 각종 부동산 부양대책을 추진하였고, 이에 힘입어 2000년부터 부동산 시장은 다시 과열되었다. 이에 따라 정부의 부동산 대책은 2002년부터 주택시장안정화를 달성하기 위한 방향으로 선회하였다. 2003년 출범한 참여정부도 이러한 주택시장의 과열을 잠재우기 위해 각종 대책을 내놓았다.

참여정부 초기 부동산 정책은 고소득계층에 대한 보유세 및 양도세 강화와 중산층에 대한 주택거래세 인하를 통한 형평성 개선으로 요약될 수 있다. 이를 통해 장기적으로 투기적 주택수요를 억제하고 실수요자들에 의한 주택거래를 활성화시켜 주택시장의 정상화를 달성하고자 했다. 이에 따라 2005년 초 보유세 강화 대책의 일환으로 국세인 종합부동산세가 신설되었고, 취득세와 등록세를 비롯한 주택거래세¹⁾가 단계적으로 인하되었다.

1) 주택관련 취·등록세는 2011년부터 취득세로 일원화되었다. 이는 동일세원에 대한 중복과세 문제를

정부가 2006년 9월에 단행한 주택거래세 인하 정책은 주택거래 활성화를 목적으로 추진되었으며, 취득세와 등록세의 세율 인하를 핵심 수단으로 적용하였다. 그런데 이와 같은 주택거래세 인하 조치가 주택거래 활성화로 연결되지 못할 경우 지방자치단체의 세수감소로 이어짐으로써 취약한 지방재정을 더욱 악화시키는 부작용을 수반할 수밖에 없다. 따라서 어떤 세목이든 그 과표 또는 세율을 조정하는 조치는 신중하게 추진되어야 하며, 이러한 세제개편이 소기의 성과를 거둘 수 있는지에 대한 효과분석이 선행되어야 할 것이다.

그동안 각종 부동산보유세제의 개편과 그 효과에 대한 분석은 비교적 다양하고 폭넓게 이루어졌다. 반면 부동산거래세에 대한 연구는 상대적으로 미진하다. 특히 본 연구가 다루고 있는 취·등록세 인하가 주택거래량에 미친 효과에 대한 체계적인 분석은 그 사례를 찾기 쉽지 않은 상황이다. 예컨대 취·등록세 인하의 지방자치단체 세수에 미치는 효과 분석(김완석 외5인, 2006), 양도소득세제 강화에 따른 문제점과 개선방안(윤덕병, 2005), 양도소득세 강화에 따른 주택수요의 실질사용자비용의 변화에 대한 실증분석(지대식·최수, 2003), 부동산보유세제와 거래세의 합리적 관계 설정방안(김경환, 2007; 유태현·김찬수·이상호, 2009) 등에 대한 기존 연구는 부동산보유세 강화와 거래세 완화라는 참여정부 시절 부동산 정책의 운영 틀을 따르되 주택거래세율의 인하가 초래하는 다양한 영향을 다루고 있다. 하지만 이들 연구는 취·등록세율 인하를 핵심으로 하는 주택거래세 부담 완화가 실제로 주택거래의 활성화에 기여함으로써 늘어난 보유세 부담을 상쇄할 만한 경제적 효과를 거두고 있는가에 대한 체계적인 실증분석과는 거리가 있다²⁾. 따라서 본 연구는 주택거래세 인하 정책이 주택거래 활성화라는 당초 목적에 부합하는 결과를 거두었는지에 관한 실증분석에 초점을 맞추고 있다는 점에서 기존 연구와의 차별성을 갖는다³⁾.

지속적으로 지적받아 왔던 취득세와 취득 관련 등록세가 지방세법 개정(법률 제10221호, 2010.3.31. 전부개정, 시행 2011.1.1)을 통해 '취득세'로 통합되었기 때문이다. 본 연구에서는 이러한 지방세 체계의 변경에도 불구하고 주택관련 취득세와 등록세를 당시의 기준으로 표현하고자 한다.

2) 부동산거래량(주택거래량)과 그 결정요인에 대한 연구는 미진하지만 부동산가격(주택가격)이 무엇에 의해 영향 받는가에 대한 연구는 상대적으로 활발하게 이루어졌다. 이는 아무래도 그 동안 관심의 초점이 부동산거래량보다는 가격에 맞추어져 왔기 때문일 것이다. 예컨대 부동산 가격, 그 중에서도 주택가격에 대한 연구는 거시경제적 실물·금융변수와의 상관관계(손종철, 2009), 자산가격이론에 대한 실증분석(홍기석, 2009; 김세완·박기정, 2006), 주택가격전망과의 관계(최희갑·임병준, 2009) 등 여러 측면에서 제시되었다. 반면 부동산(주택)거래량에 대한 연구는 거의 전무한 실정이다. 본 연구는 거래세율 인하가 주택거래량에 미치는 영향을 분석할 목적으로 주택거래량에 영향을 주는 요인들에 대한 분석도 병행하였다. 이는 거래세율 인하가 미치는 순효과를 파악하기 위한 사전작업에 해당한다. 따라서 본 연구는 거래세율 인하와 주택거래량 간의 관계와 이에 더하여 주택거래량과 다른 변수들 간의 관계에 대한 분석을 결합함으로써 기존 주택가격 결정이론에 치중되었던 주택시장 관련 연구의 폭을 좀 더 넓히는 계기를 마련해 줄 수 있을 것으로 기대된다.

3) 정부는 2011년 3월 22일 취득세율 50% 경감 조치를 발표하였다. 본 연구는 그에 대한 영향은 논

본 연구에서는 실증자료에 근거하여 그동안 이루어진 거래세율의 변화가 주거용 토지거래량(주택거래량)에 어떤 영향을 미쳤는지를 전이함수모형을 활용하여 분석하고자 한다. 더하여 주택거래 활성화를 결정하는 핵심적인 요인을 규명함으로써 정책과세 추진에 있어 그 실효성 담보를 위해 유의해야 할 시사점을 도출하고자 한다.

이러한 목적을 달성하기 위하여 본 연구는 다음과 같이 구성하였다. 2장에서는 거래세 인하가 주택거래량에 미치는 효과를 분석하기 위한 적정모형을 설계한다. 3장에서는 설정한 모형을 적용하여 실증분석을 하고, 그 결과를 정리하여 제시한다. 4장에서는 앞에서 언급한 내용과 분석결과에 근거하여 그 의미와 시사점을 도출한다.

II. 거래세 인하효과 분석의 기본 틀

1. 이용자료

본 연구에서 이용하는 주요 자료에 해당하는 주택거래량, 주택가격, 주택수요량 및 공급량, 거시경제환경, 관련 제도는 그 정의와 범위를 다음과 같이 설정하였다.

1) 주택거래량

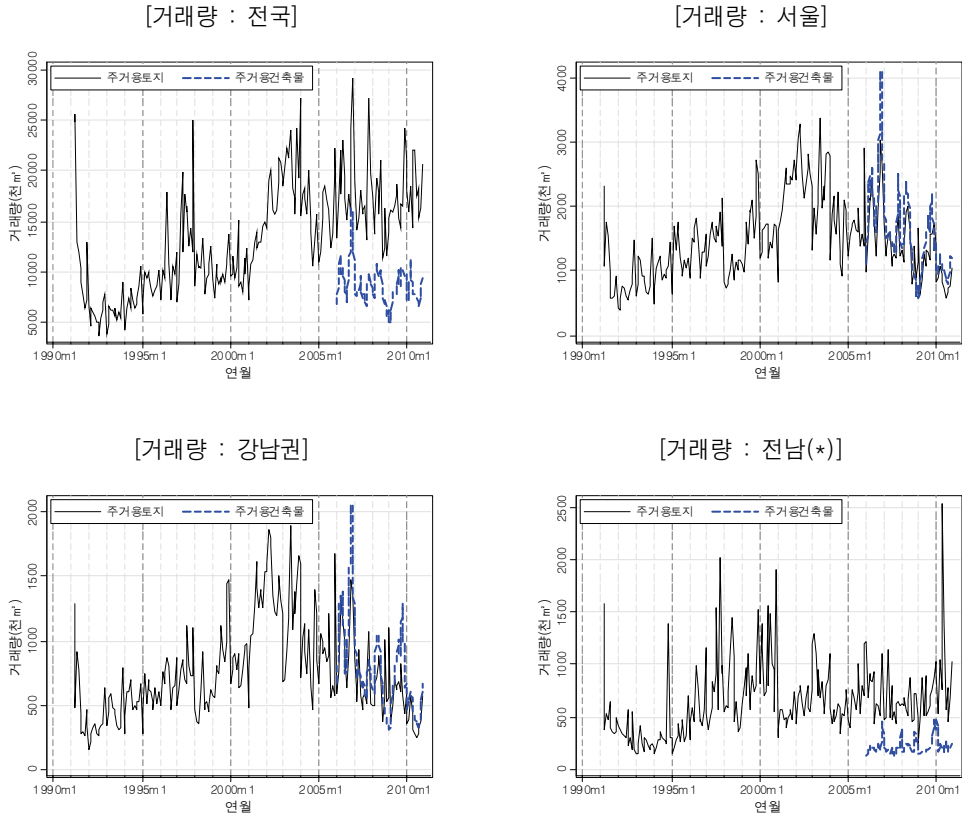
본 연구는 거래세율의 변화가 주택거래량에 영향을 미치는지의 여부, 그리고 영향을 미친다면 방향과 그 크기는 어떠한지를 분석하는 것을 목표로 하고 있다. 따라서 본 연구가 활용하는 분석모형의 종속변수는 주택거래량이다. 현실적으로 주택거래량은 주거용 건축물거래량으로 대표될 수 있다. 하지만 주거용 건축물거래량 자료는 2006년도부터 구축되고 있기 때문에 거래세율 인하의 효과를 분석하기에는 그 시계열이 짧은 한계가 있다.

이에 따라 본 연구에서는 주거용 건축물거래량의 대리지표로서 비교적 긴 시계열 자료를 얻을 수 있는 주거용 토지거래량 월별 자료를 활용하였다.

〈그림 1〉에서 볼 수 있는 바와 같이 2006년 이후 국토해양부가 제공하고 있는 주거용 건축물거래량의 변화율은 1991년부터 작성되고 있는 주거용 토지거래량의 그것과 대체로 일치하는 특징을 나타내고 있다. 따라서 주거용 건축물거래량 대신 주거용 토지거래량을 그 대리지표로 이용하더라도 분석결과는 크게 다르지 않을 것으로 판단된다⁴⁾.

의 및 분석대상에서 제외하였다.

<그림 1> 주거용 토지 및 건축물거래량 추이



자료 : 국토해양부, 『부동산거래통계』, 각 월(온나라부동산정보사이트 <http://www.onnara.go.kr>)

<그림 1>을 좀 더 자세히 살펴보면, 전국자료의 경우 주거용 토지거래량과 건축물거래량의 추이가 서로 비슷한 양상을 보여주되 그 수준이 상이한 반면, 서울 지역(또는 서울 강남권⁵⁾)을 대상으로 했을 때에는 그 둘 사이에 유사한 패턴이 나타나고 있다.

4) 김현아·허윤경(2009)은 현행 부동산 거래량 통계가 원시자료 정비를 위한 기준의 부재, 신규주택시장과 기존주택시장 거래의 미분리, 중복적 통계생산에 따른 사용자 혼란, 공급자 위주의 통계생산, 한국적 주택시장 상황의 미고려 등의 문제점을 안고 있다고 지적하였다. 이러한 지적에도 불구하고 본 연구에서는 주거용 토지거래량을 주거용 건축물거래량의 대리지표로 활용하고, 거래단위로 면적을 적용하고자 한다. 여기서 건축물거래량이 주택거래량으로 대표될 수 있는가, 그리고 면적 단위를 사용하는 것이 적절한가의 의문이 제기될 수 있다. 이러한 의문은 별도의 정확한 통계가 제공되지 않고서는 해명되기 쉽지 않다. 따라서 보다 개념이 명확하고 이용이 간편한 주택거래량 통계가 구축되어 보급될 때까지는 이와 같은 주택거래량 대리지표의 활용은 불가피할 것으로 판단된다.

이는 서울 지역의 주거용 건축물거래량이 이를 제외한 주거용 토지거래량에 비해 월등히 더 많기 때문에 나타나는 현상이다. 따라서 본 연구의 분석결과는 최소한 서울 지역에 대해서만큼은 더 높은 신뢰도를 보일 것으로 추측된다⁶⁾.

2) 주택가격

주택가격은 국민은행이 매월 공시하는 주택매매가격지수를 이용하였다. 주택매매가격지수는 세부항목으로 아파트, 단독 및 연립주택에 대한 매매가격지수를 포함하고 있으나 본 연구에서는 종합지수만 활용하였다. 아울러 전국 이외에 서울 및 강남 지역의 주택매매가격지수도 이용하였다⁷⁾.

- 5) 강남권은 한강 이남의 지역인 강남구, 강동구, 강서구, 관악구, 구로구, 금천구, 동작구, 서초구, 송파구, 양천구, 영등포구로 구성된다. 만약 고가의 주택이 밀집되어 있는 강남 3구(강남구, 서초구, 송파구)만을 대상으로 거래세 인하 효과를 분석할 수 있다면 이를 통해 좀 더 유의미한 결과를 도출할 수 있을 것이지만, 강남 3구에 대한 시계열 자료 가운데 주택매매가격지수는 2003년 9월부터 작성되고 있기 때문에 분석이 가능한 기간이 짧은 한계를 안고 있다. 반면 서울의 경우 강북권과 강남권에 대한 주택매매가격지수의 시계열은 상대적으로 긴 특징이 있어, 서울 이외에 강남 3구가 포함된 강남권에 대해서도 거래세율 인하가 그 주택거래량에 어떤 영향을 미치는지에 대한 분석을 하였다.
- 6) 전국, 서울, 강남권 각각을 대상으로 주거용 토지거래량과 건축물거래량의 전년도 동월 대비 당해 연도 월의 변동률 추이를 살펴보면, 전국의 경우 주거용 토지거래량 및 건축물거래량 변동률의 추이는 다소 차이가 있으나 대체로 비슷한 양상을 나타낸다. 또한 2008년 말과 2009년 중하반기를 제외하면 서울 지역(또는 강남권)의 경우에도 두 거래량 변동률의 추이는 대체로 일치하는 패턴을 나타낸다. 2008년 말은 미국발 금융위기가 전세계적인 경기침체를 유발하였던 시기로서 우리나라의 경우에도 서울 지역에 한하여 주거용 건축물거래량이 주거용 토지거래량보다 더 빠른 속도로 하락하는 현상을 보여주었다. 특히 2008년 11월 '경제난국 극복 종합대책'(11.3대책)의 일환으로 시행된 토지투기지역전면해제, 강남 3구 이외 지역 주택투기지역과 투기과열지구 해제, 재건축 규제완화, 수도권 분양권 전매제한 완화, 양도세 감면 확대 등은 강남권의 주거용 토지거래량을 건축물거래량에 비해 일시적으로 끌어올리는 결과를 가져온 것으로 보인다. 한편 2010년 8월에는 '실수요주택거래 정상화와 서민·중산층 주거안정지원방안'(8.29대책)에 근거하여 무주택자 또는 1가구1주택자에 한하여 주택거래시 금융회사가 총부채상환비율(DTI)을 자율적으로 심사·결정하도록 하는 DTI 자율심사제가 2011년 3월까지 한시적으로 시행됨에 따라 2010년 9월 이후 강남권을 포함한 서울 지역의 주거용 건축물거래량이 토지거래량보다 빠른 속도로 증가한 것으로 판단된다. 이와 같은 예외적인 시기를 제외한다면 변동률 측면에서 주거용 토지거래량은 주거용 건축물거래량과 비슷한 추이를 나타낸다. 따라서 이와 같은 사실들에 유의한다면 주거용 토지거래량을 주거용 건축물거래량의 대리 지표로 활용하더라도 큰 문제는 없을 것으로 판단된다.
- 7) 전국주택매매가격지수 수준 및 변동률의 추이를 살펴보면, 전국주택매매가격지수는 1992년부터 외환위기 발발 시점인 1997년 하반기까지는 안정된 수준을 유지해 오다가 외환위기 직후인 1998년에는 급락한 이후 2001년부터 상승하는 추이를 나타내며, 그 변동률은 1998.11월, 2004.11월, 2009.7월에는 저점을 찍고 있고, 2002.4월, 2007.1월에는 고점을 통과하는 주기적인 순환을 나타낸다(국민은행, 『전국주택가격동향조사』, 각 월(www.kbstar.com/)).

3) 주택수요량 및 공급량

주택수요량의 직접적 결정요인은 실제 주택을 구입할 수 있는 주택실수요자들의 능력이라고 할 수 있다. 한편 미분양주택수를 통해 주택수요의 동향을 간접적으로 파악하는 것도 가능하다. 본 연구에서는 주택구매력지수(Housing Affordability Index, HAI)⁸⁾를 주택수요의 직접적인 대리지표로 사용하였다. 보통 주택구매력지수는 '상환가능 필요 연소득(QINC) 대비 중위가구연소득(Y)의 비율'을 가리킨다. 이 지수는 주택수요자들의 수요행태를 결정짓는 주요 변수로서 다음과 같은 방식으로 산정된다.

$$\begin{aligned}
 \text{[식 1]} \quad HAI &= \frac{Y}{QINC} \times 100 \\
 QINC &= (rp \times 12) / DTI \\
 rp &= L \times k \\
 L &= hp \times LTV(40\%)
 \end{aligned}$$

단, Y : 중위가구연소득(→평균가구연소득으로 설정)
 $QINC$: 상환가능필요연소득
 rp : 월상환액
 L : 대출금액
 DTI : 월소득대비 매월대출상환금액의 비율(총부채상환비율, →25%로 설정)⁹⁾
 hp : 중위주택가격(→평균주택가격으로 설정)
 LTV : 주택구입가격대비 대출액 비율(주택담보인정비율)(→40%로 설정)
 k : 대출상환계수($k = (r/12) \times [(1+r/12)]^{12n} / [(1+r/12)^{12n} - 1]$),
 r :대출금리, n :대출기간

8) 지규현·김정원·김진유(2006)는 주택구매력지수를 주택구입능력지수로 표현하고 있다. 이 두 가지 표현은 Housing Affordability Index의 번역어로서 동일한 개념이다. 이들은 대출상환계수를 계산할 때 $k = (r/12) \times [(1+r/12)]^n / [(1+r/12)^n - 1]$ 의 식을 적용하였다. 반면 본 연구에서는 국민은행의 주택구매력지수 산정방식을 따랐으며, 국민은행의 관련 자료가 2008년 4/4분기부터 제공되고 있기 때문에 그 이전의 주택구매력지수는 따로 재구성하였다. 이때 가구연소득과 중위주택가격은 중위값 대신 평균값을 적용하였다. 이는 관련 중위값의 과거 수치들을 재구성하기가 평균값의 경우보다 용이하지 않기 때문이다. 또한 가구연소득은 통계청에서 발표하는 가구당 월평균 가계수지(분기)를 연평균으로 환산한 자료를 이용하였다. 아울러 평균주택가격은 2008년 12월의 실적치에 과거 주택매매가격지수를 적용하여 추정한 자료를 사용하였다. 나아가 대출금리는 1991.3~1995.12까지는 '민영주택자금대출금리', 1996.1~2001.8월까지는 한국은행의 '예금은행 가중평균 대출금리', 그리고 2001.9월 이후는 한국은행의 주택담보대출금리를 이용하였다. 이는 주택담보대출금리 발표가 2001.9월부터 이루어지고 있어, 그 이전의 주택담보대출금리는 최대한 그와 유사한 금리를 적용할 필요가 있었기 때문이다.

9) 신상영·이성원(2007)에 따르면 총부채상환비율(Debt to Income, DTI) 규제와 주택담보대출금리의 지속적인 상승은 주택구입가능금액을 낮추는 영향을 미침으로써 차입을 통한 주택 구입을 억제하

주택구매력지수를 산정할 때 중위가구소득(Y)은 일반적으로 특정지역에 거주하고 있는 가구의 중위소득을 가리킨다. 또한 상환가능필요연소득(QINC)은 주택구입을 위해 요구되는 소득을 말한다. 따라서 상환가능필요연소득보다 중위가구소득이 크면 HAI는 100을 넘게 되는데, 이는 주택구매력이 상당함을 나타낸다¹⁰⁾. 이러한 주택구매력지수는 가계소득과 주택가격 등에 대비한 주택담보대출의 원리금 상환능력을 나타내는 지표로도 볼 수 있다.

또한 장기적인 주택수요는 인구수에 의해 결정될 것이므로 인구수도 분석에 포함시켰다. 다만 인구수는 월별로 발표되는 경제활동인구조사의 15세 이상 인구수로 간주하였다.

한편 주택공급 변수는 주택건설수주액, 신규주택건설수주액, 주거용 건축허가면적, 주거용 건축착공실적 등을 통해 간접적으로 설정될 수 있으며, 주택건설실적(면적, m²) 등에 의해 직접적으로 설정될 수 있다. 본 연구에서는 비교적 시계열이 긴 시도별 주택건설실적을 주택공급 변수의 대리지표로 간주하였다.

물론 주택공급의 상당 부분은 기존주택의 재고로부터 이루어진다는 점에서 주택건설실적 자료는 주택공급을 충분히 설명하는데 한계가 있다. 예컨대 주택수요자들의 주택구입방법을 살펴보면, 2009년을 기준으로 할 때 기존주택으로부터 구입하는 경우가 67.7%를 상회한다¹¹⁾. 그럼에도 불구하고 주택공급을 대표할 수 있는 더 나은 지표를 찾을 수 없는 상황에서 주택건설실적 자료는 임시적으로 주택공급의 대리지표로 활용될 수 있을 것이다¹²⁾.

4) 거시경제환경

주택거래량과 밀접한 관련이 있는 거시경제환경을 나타내는 변수로는 국내총생산(GDP, 실질가격), 산업생산지수(2005=100), 전국소비자물가지수(기본분류지수, 2005.1월=100), 주가수익비율(배) 또는 종합주가지수(연월 중 평균), 회사채(장외3년, AA-등급) 수익률, 주택담보대출금리(연리, %), 통화량(M2; 광의의 통화, 말잔) 등을 들 수 있다.

거시경제적 성장환경을 나타내는 지표로서 본 연구는 분기별로 발표되고 있는 국내총생산(GDP) 대신 월별로 발표되고 있는 산업생산지수를 이용하였다. 또한 주택담보대출금리는 2001년 9월 이후 발표되고 있어, 1995.12까지는 '민영주택자금대출금리', 2001.8월까지

는 효과가 있다. 다시 말해서 DTI 기준 적용은 가계가 소득능력 이상으로 과도한 차입을 하는 것을 막는 효과가 있다는 것이다. 이러한 DTI는 주택구매력지수에 반영되어 있다.

10) 본 연구에서는 자료의 한계로 말미암아 가구연소득과 중위주택가격을 중위값 대신 평균값을 적용하여 주택구매력지수를 산정하였다.

11) 한국은행, 「주택금융조사시계열정리(2009)」(<http://land.kbstar.com/>)

12) 주택건설실적 자료는 국토해양통계누리 사이트에서 다운받을 수 있다(www.mltm.go.kr).

는 한국은행의 ‘예금은행 가중평균 대출금리’를 당해 기간의 주택담보대출금리로 간주하였다. 아울러 통화량(M2: 광의의 통화, 말잔)은 물가 등과 연계되어 있으므로 제외하였다. 나아가 종합주가지수 대신 주가수익비율(배)을 활용하여 주식시장과 주택시장 등에 대한 시중 부동산 자금의 흐름을 포착하고자 했다. 그 이외 전국소비자물가지수(기본분류지수), 회사채(장외3년, AA-등급) 수익률 자료도 거시경제환경 변수로 활용하였다.

5) 관련 제도

주택거래량에 영향을 미치는 관련 제도로는 거래세율(취득·등록세율, 양도세율)과 보유세율의 개편을 들 수 있다. 첫째, 거래세율 가운데 취득·등록세율의 변화는 그 부가세(sur-tax)인 농어촌특별세와 지방교육세액의 변화를 초래하지만, 본 연구에서는 이런 요인을 무시하고, 취득세와 등록세에 한정하여 개인간 거래와 법인-개인간 거래에 적용되는 세율의 평균치를 더한 것을 거래세율로 간주하였다.

〈표 1〉 주택 거래세율의 변화

| 구 분 | '04년 | '05년 | | 종전(06.1.1~8.31) | | 개정(06.9.27~) | |
|-----|------|------|------|-----------------|------|--------------|------|
| | | 일반 | 개인간 | 일반 | 개인간 | 일반 | 개인간 |
| 취득세 | 2.0% | 2.0% | 2.0% | 2.0% | 1.5% | 1.0% | 1.0% |
| 등록세 | 3.0% | 2.0% | 1.5% | 2.0% | 1.0% | 1.0% | 1.0% |

주: 1)전용면적 85㎡(수도권 및 도시지역 외 읍면지역 100㎡) 초과 주택에 대해서는 취득세액의 10%만큼 농특세가 부과되며, 또한 취득세 및 등록세 감면세액의 20%가 농특세로 과세됨(농특세법시행령 제4조제4항, 주택법 제2조제3호에 의거하여 전용면적 85㎡이하(수도권 및 도시지역 외 읍면지역 100㎡이하) 주택은 농특세 비과세)[농어촌특별세 세율 산출 예시 : 0.45% = 취득세 과세분(1.5% × 0.1) + 취득세 감면분(0.5% × 0.2) + 등록세 감면분(1.0% × 0.2)]

2)지방교육세는 등록세액의 20%임

자료 : 김완석 외5인(2006 :22)에 근거하여 재작성

예컨대 2005년을 대상으로 할 때 거래세율은 취득세 2%[(2.0%+2.0%)/2]와 등록세 1.75%[(2.0%+1.5%)/2]의 합인 3.75%로 산정하였다. 〈표 1〉에서 보는 바와 같이 2005년부터 3차례에 걸쳐 주택 거래세율(취·등록세율)의 인하가 단행되었다. 이는 보유세 강화조치에 대응하여 거래세율을 인하해 줌으로써 주택거래활성화를 도모하기 위한 취지를 담고 있었다.

둘째, 거래세제 가운데 양도세제는 수시로 개편되어 왔을 뿐만 아니라 매우 복잡한 방식으로 운영되고 있기 때문에 동 세제의 변화를 하나의 지표로 나타내는 것은 용이하지 않다¹³⁾.

따라서 본 연구에서는 최근 양도세제의 주요 개편 연도(96년, 99년, 02년, 04년, 06년, 07년, 08년, 09년)를 더미변수로 나타내어 그 영향을 간접적으로 확인하는 방식을 적용하였다. 양도세제는 1996년도, 1999년도, 2002년도, 2008년, 2009년에 완화된 반면 2004년도, 2006년도, 2007년도에는 강화되었다. 주목할 사항은 이명박정부가 집권한 2008년 이후 양도세제는 상당 정도로 완화되는 양상을 나타내고 있다는 점이다¹⁴⁾.

셋째, 현행 보유세제의 핵심은 재산세와 종합부동산세이다. 그간 보유세제는 매우 복잡한 방식으로 개편되어 왔다. 이에 따라 양도세제 개편의 경우와 마찬가지로 보유세제의 변화도 더미변수를 이용하여 포착하는 방식을 활용하였다(05년, 06년, 08년). 보유세제는 2005년, 2006년에 강화된 반면, 2008년 이후 약화되었다. 따라서 양도세와 보유세제의 개편이 동시에 이루어지는 연도더미 변수의 경우 그 계수추정치를 해석할 때 주의가 요구된다.

한편 <표 2>는 본 연구에서 이용하는 1991년 3월 이후의 자료에 대한 기초통계를 정리하여 나타내고 있다.

동 표에 따르면 주거용 토지거래량의 월평균은 전국 13,264천㎡, 서울 1,478천㎡, 강남권 765천㎡의 수준을 나타내고 있으며, 주거용 건축물거래량의 월평균은 각각 8,723천㎡, 1,612천㎡, 791천㎡의 수준을 보여주고 있다. 주거용 건축물거래량의 시계열은 2006.1월 부터 제공되고 있으나, 그 평균적인 수준은 서울과 강남권의 주거용 토지거래량의 경우와 서로 유사함을 알 수 있다. 이는 서울과 강남권의 경우 이 두 가지 변수가 비슷한 수준을 형성하고 있음을 시사한다.

또한 주택매매가격지수(2008.12월=100)의 월평균은 전국 76.3, 서울 65.9, 강남권 63.0의 수준을 나타내고 있으며, HAI의 월평균은 전국 105.3, 서울 64.3, 강남권 57.3의 수준이다. 따라서 전국적으로 볼 때 서울 강남권의 주택구매력이 매우 떨어지는 것을 알 수 있다. 이는 강남권에 소재한 주택의 가격이 그만큼 상대적으로 고가임을 보여주는 간접적인 사례라고 할 수 있다.

13) 양도소득세(양도세)는 부동산 거래시 그것의 가치(가격)증가분을 과세대상으로 하여 과세하는 세목이기 때문에 유형적으로 소득세에 속한다. 하지만 부동산거래가 그 과세의 출발점이기 때문에 범주적으로 거래세에 해당한다고 할 수 있다. 이러한 양도세의 세율은 1989년 이후를 대상으로 할 때 1989년, 1996년, 1999년, 2002년, 2004년, 2006년, 2007년, 2009년을 기점으로 수시로 개편되어 왔다. 자세한 내용은 전강수(2007: 384-385)의 <표 1>을 참조하기 바란다.

14) 2009년 개정 양도세제에 따르면 양도세 비과세 거주요건이 완화되었고, 고가주택기준이 6억원 초과에서 9억원 초과로 변경되었다. 또한 장기보유특별공제의 혜택이 확대되었고, 1가구 2주택자 중과세의 대상의 규모도 커졌다. 그 밖에 임대주택 중과 제외요건이 완화되었다.

<표 2> 이용자료의 기초통계(1991.3~2010.12)

| 변수명 | | 표본개수 | (월)평균 | 표준편차 | 최소값 | 최대값 |
|--|-----|------|---------|--------|--------|---------|
| 주거용 토지거래량 (천㎡) | 전국 | 237 | 13,264 | 5,404 | 3,688 | 29,118 |
| | 서울 | 237 | 1,478 | 624 | 409 | 3,379 |
| | 강남권 | 237 | 765 | 373 | 143 | 1,903 |
| 주거용건축물거래량 (천㎡) | 전국 | 59 | 8,723 | 2,008 | 4,901 | 16,250 |
| | 서울 | 59 | 1,612 | 710 | 575 | 4,121 |
| | 강남권 | 59 | 791 | 370 | 305 | 2,067 |
| 주택매매가격지수 (2008.12=100) | 전국 | 238 | 76.3 | 14.1 | 58.7 | 103.4 |
| | 서울 | 238 | 65.9 | 19.4 | 44.5 | 103.1 |
| | 강남권 | 238 | 63.0 | 23.1 | 37.8 | 103.9 |
| HAI (평균소득 및 평균 주택가격기준, LTV=40%, DTI=25%) | 전국 | 235 | 105.3 | 37.1 | 34.5 | 161.3 |
| | 서울 | 235 | 64.3 | 18.9 | 22.8 | 93.9 |
| | 강남권 | 235 | 57.3 | 14.5 | 22.4 | 85.3 |
| 주택건설실적 (㎡) | 전국 | 237 | 42,455 | 25,049 | 9,282 | 148,875 |
| | 서울 | 237 | 6,634 | 6,084 | 356 | 53,348 |
| 15세 이상 인구수(천명) | 전국 | 238 | 36,272 | 2,665 | 31,340 | 40,803 |
| | 서울 | 238 | 8,022 | 169 | 7,738 | 8,405 |
| | 강남권 | 238 | 3,945 | 131 | 3,774 | 4,257 |
| 국내건설수주액(주택, 십억원) | | 237 | 2,332 | 1,600 | 210 | 9,505 |
| 건축허가(주거용, 천㎡) | | 237 | 4,407 | 2,225 | 905 | 16,092 |
| 전국소비자물가총지수 | | 238 | 86.9 | 17.5 | 55.6 | 117.8 |
| 국내총생산(시장가격, 실질, 십억원) | | 235 | 177,965 | 48,634 | 91,568 | 262,433 |
| 산업생산지수(2005=100) | | 237 | 76.7 | 31.5 | 33.2 | 144.2 |
| 주가수익비율(배) | | 216 | 15.8 | 6.2 | 7.2 | 51.7 |
| 주택담보대출이자(연리, %) | | 237 | 8.7 | 3.0 | 4.6 | 17.0 |
| 회사채수익률(장외3년, AA-등급, 연리, %) | | 238 | 9.4 | 4.5 | 3.7 | 24.3 |
| 주택거래세율(%) | | 238 | 4.2 | 1.2 | 2.0 | 5.0 |

그 밖에 1991년 이후 월평균 측면에서 전국소비자물가총지수(2005.1월=100)는 86.9, 산업생산지수(2005.1월=100)는 76.7, 주가수익비율은 15.8배, 주택담보대출이자(연리)는 8.7%, 회사채수익률(장외3년, AA-등급, 연리)은 9.4%의 수준을 나타내고 있다.

2. 분석모형

1) 단위근 및 공적분 검정

본 연구의 시계열 분석이 가능하기 위해서는 대상 변수들이 모두 안정적인 시계열을 형성하고 있어야 한다. 또한 모형에 이용되는 변수들의 시계열이 안정적이라는 판단은 그것들이 정상조건(stationary condition)을 충족하는지의 여부에 의해 결정된다. 정상조건은 시계열자료가 단기적 충격에 의해 균형으로부터 이탈하더라도 장기적으로는 다시 균형으로 돌아가려는 경향을 말한다. 불안정한 시계열은 시간의 변화에 따라 평균값이 변하기 때문에 특정한 시간 구간을 지정하지 않을 경우 평균의 개념을 사용할 수 없게 되기 때문에, 이러한 경우 해당 시계열은 단위근(unit root)을 갖게 된다. 본 연구가 활용하는 전이함수모형은 단위근이 존재하지 않는 안정적인 시계열 변수들을 전제로 한다. 따라서 주어진 변수들에 대한 단위근 검정은 사전적으로 이루어질 필요가 있다.

단위근을 검정하는 방법에는 Dickey-Fuller(1979) 단위근 검정법과 이를 확장시킨 ADF 단위근검정법(Augmented Dickey Fuller unit root test), 그리고 PP(Phillips-Perron) 검정법이 있다¹⁵⁾. 본 연구에서는 ADF 검정법과 PP 검정법을 모두 활용하여 이용변수의 단위근 검정을 실시하였다.

이러한 ADF 단위근 검정은 표류항(drift term)과 선형추세(a linear time trend)와 같이 시계열의 결정적인 요소를 나타내는 항들의 포함여부에 따라 다음과 같은 3가지 유형으로 대별된다¹⁶⁾.

$$[\text{식 } 2] \quad \Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_i$$

$$[\text{식 } 3] \quad \Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_i$$

$$[\text{식 } 4] \quad \Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_i$$

15) DF 검정법은 오차항이 자기상관을 내포하지 않는다는 가정을 하지만, ADF 검정법은 대상변수의 시차변수를 포함시킴으로써 잔차항이 백색잡음을 나타내지 않을 때 이를 제어할 수 있는 장점이 있다. Phillips-Perron 검정법은 주어진 변수의 확률오차항이 약한 종속성(weakly dependent)을 띠거나 이분산을 수반하는 경우 사용하는 비모수적 단위근검정법이다(김명직·장국현, 2002: 324).

16) PP 단위근 검정법의 경우도 3가지 유형으로 구분되며, 각 유형별 검정통계량의 임계치는 ADF 검정에서 사용되는 것과 동일하다(김명직·장국현, 2002: 356).

여기서, a_0 는 표류항, t 는 시간(월별)을 나타낸다. 또한 주어진 변수 시차항의 차분변수 Δy_{t-i} , $i = 1, \dots, p$ 는 오차항(ϵ_t)이 백색잡음(white-noise process)의 형태를 갖도록 제어하기 위해 삽입한 것으로서 적절한 시차 p 를 설정해야 한다. 이러한 시차 p 는 백색잡음에 대한 Portmanteau의 Q 검정법을 이용하여 결정하였다¹⁷⁾. 한편 $\gamma = 0$ 이라는 귀무가설 아래, 첫째 유형의 단위근검정법([식 2])은 순수임의보행모형(a pure random walk model)에 해당하며, 둘째 유형([식 3])은 첫째 유형에 표류항이 포함된 모형에 상응하고, 셋째 유형([식 4])은 첫째 유형에 표류항과 시간추세가 모두 포함된 모형에 해당한다¹⁸⁾. 따라서 한 시계열 변수가 정상조건을 충족하는지에 대한 검정은 이 세 가지 유형의 단위근 검정법 가운데 그 시계열의 특징을 반영하는 것을 활용하여 이루어져야 한다. 본 연구에서는 Dolado, Jenkinson, and Sosvilla-Rivero(1990)가 제안하는 단위근 검정절차를 활용하여 주어진 변수의 정상조건이 충족되는지를 검정하였다¹⁹⁾.

ADF 또는 PP 단위근 검정을 통하여 주어진 변수(x_t)의 시계열이 단위근을 갖고 있을 경우 이를 차분해 줌으로써 안정적인 계열로 변환해 줄 수 있다($\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$). 아울러 주어진 시계열 변수가 단위근을 갖고 있다라도 그것이 구조적 변환(structural breaks)의 특징을 내포하고 있다면 이에 대한 해석에 주의가 요구된다. 만약 구조변환을 단위근 검정 과정에 포함시킬 경우 단위근 검정 결과는 단위근이 존재한다는 결론을 이끌 수 있기 때문이다. 따라서 본 연구에서는 ADF 또는 PP 단위근 검정을 실시하되 구조적 변환의 특징을 갖는다고 판단되는 변수들은 그러한 특징을 반영하는 방식으로 회귀방정식을 구성하였다²⁰⁾.

17) Q 검정통계량은 다음과 같은 식을 통해 산정된다: $Q = T(T+2) \sum_{j=1}^s \hat{\rho}_j^2 / (T-j)$. 단, $\hat{\rho}_j$, $j = 1, \dots, s$ 는 표본자기상관함수를 나타낸다. 만약 ϵ_t , $t = 1, \dots, T$ 가 백색잡음으로부터 실현된 것이라면, Q통계량은 자유도 s 의 $X^2(s)$ 분포를 따른다. 이러한 Q통계량은 Ljung and Box(1978)에 의해 제안된 수정 Q통계량(modified Q-statistic)과 동일한 것이다. Q통계량은 주어진 회귀식으로부터 도출된 잔차항들이 백색잡음과정의 형태를 갖는지를 알아보는데 사용된다.

18) 시계열 문헌에서는 이러한 단위근 검정 유형을 각각 Dickey-Fuller 분포 사례 I, II, IV로 구분하여 부른다. 이러한 분포를 이용하여 각각의 단위근 검정이 수행되기 때문이다. 본 연구에서는 이러한 관행을 따라 [식 2], [식 3], [식 4]를 적용한 단위근 검정을 각각 1, 2, 4로 표시하였다(<표 4>의 단위근 검정결과 참조).

19) 이러한 단위근 검정절차에 대한 자세한 내용은 Enders(2010: 267-269)를 참조하기 바란다.

20) 주어진 변수의 시계열에 구조적 변환(structural breaks)이 존재할 경우 다양한 DF 검정통계량들은 단위근의 존재를 기각하지 못하는 방향으로 편이를 나타낸다고 알려져 있다. 다시 말해서 구조적 변환의 존재는 주어진 시계열에 단위근이 존재한다는 결론을 과장해서 내릴 수 있는 문제를 안고 있다. 이에 대해서는 Enders(2010: 227-232)를 참조하기 바란다. 본 연구에서는 취·등록세의 세율을 나타내는 변수가 이와 같은 구조적 변환이 존재하는 변수에 해당한다. 이 변수에 대한 단위근 검정 결과는 이 변수가 단위근을 갖는 것으로 나타나지만 이것은 구조적 변환을 감안하지

한편 단위근이 존재하는 시계열 변수들은 서로 공적분 관계를 형성할 수 있다. 공적분 관계가 존재할 경우 다변량 분석모형을 구성할 때 이를 고려해야 한다.

본 연구의 분석 방법은 주거용 토지거래량을 비롯한 다양한 설명변수들을 대상으로 하지만, 종속변수가 1개인 다변량 분석에 해당한다(다변량 단일방정식 모형). 이러한 모형에서도 여러 변수들 간의 공적분 관계를 검정하여 공적분이 있는 변수들 간의 오차수정항을 모형에 포함시킬 필요가 있다. 하지만 본 연구에서는 주어진 모든 변수들 간의 공적분 관계를 검정하여 이를 모형에 반영하는 대신 단위근이 존재하는 것으로 판정되는 종속변수와 [단위근이 존재하는] 각각의 독립변수가 서로 공적분 관계를 형성하고 있을 경우 이를 반영하여 그 시차변수들을 모형내에 포함시키는 접근 방법을 사용하였다. 아울러 본 연구에서는 Johansen(1988)의 절차를 이용하여 공적분 검정을 수행하였다²¹⁾.

2) 전이함수 모형

본 연구의 목적은 거래세율 인하가 주택거래를 활성화시켰는지를 알아보는데 있다. 따라서 이러한 목적을 달성하는데 최적의 모형으로서 전이함수모형(transfer function model)을 이용하고자 한다.

전이함수모형은 다음과 같은 형태를 갖는다²²⁾.

$$[\text{식 5}] \quad y_t = a_0 + A(L)y_{t-1} + C(L)z_t + B(L)\epsilon_t$$

$$[\text{식 6}] \quad D(L)z_t = E(L)\epsilon_{zt}$$

않을 때 도출되는 가상의 결과일 뿐이다. 실제로 취·등록세율(거래세율) 변수는 2005.1월, 2006년 1월 및 9월을 기점으로 계단형식으로 내려가는 값들로 이루어진 구조적 변환의 특징을 나타내는 변수로 볼 수 있기 때문이다.

- 21) 공적분의 개념, 검정방법 등에 대해서는 Enders(2010: 356-405)를 참조하기 바란다. 이러한 공적분 검정은 주로 VAR(Vector AutoRegression, VECM(Vector Error Correction Model) 등 다변량 연립방정식 모형 적용의 사전 검정방식으로서 이용되며, 본 연구에서는 이를 제한적으로 활용하였다. 이에 따라 거래세 인하가 주택거래량에 미치는 효과 분석에 초점을 두고 있는 본 연구의 모형은 VECM 모형을 적용하는 방식으로 확장될 수 있으며, 이는 차후의 연구 과제로 미루고자 한다. 다만 VECM 모형을 적용할 때 이용 가능한 변수들의 구성은 다변량 연립방정식의 각 종속변수를 대상으로 전이함수 모형을 적용함으로써 이루어질 수 있다. 따라서 전이함수모형을 적용한 주거용 토지거래량의 회귀방정식 구성 방식은 연립방정식 형태의 VAR 또는 VECM모형을 구성할 때 유용한 도구가 될 수 있을 것으로 판단된다.
- 22) 전이함수모형의 이론에 대해서는 Enders(2010: 280-290)를 참조하기 바람, 스타타(Stata) 프로그램을 이용하여 전이함수모형을 추정하는 구체적인 절차에 대해서는 McDowell(2002)을 참조하기 바란다.

여기서 $A(L)$, $C(L)$, $B(L)$ 은 각각 y_t , z_t , ϵ_t 의 시차변수들을 종합하는 다항식의 구조를 나타내며, L 은 시차연산자(the lag operator)를 가리킨다²³⁾. 또한 $D(L)$, $E(L)$ 도 시차연산자로 구성된 다항식을 나타낸다²⁴⁾. 아울러 종속변수 y_t 는 내생변수인 반면, 설명변수 z_t 는 외생변수에 해당하며, ϵ_t , ϵ_{zt} 는 백색잡음을 나타낸다. 나아가 다항식 $C(L)$ 은 전이함수(transfer function)라고 부르며, 외생변수 z_t 의 흐름이 내생변수인 y_t 에 얼마나 영향을 주는지를 나타낸다. 따라서 전이함수분석은 시계열 변수 z_t 가 y_t 와는 독립적으로 움직이는 외생과정이라는 점을 핵심적인 가정으로 삼는다.

[식 5]와 [식 6] 형태의 전이함수모형에 대한 추정은 다음과 같은 5단계로 진행된다.

첫째, Box-Jenkins 모형선택방법²⁵⁾을 이용하여 z_t 에 대한 자기상관이동평균(ARMA)모형을 추정한다. [식 6]에서 z_t 가 안정적이고 가역적인 ARMA과정을 따르는 계열이라면 [식 7]과 같이 변형될 수 있다.

$$[\text{식 7}] \quad \epsilon_{zt} = D(L)z_t/E(L)$$

[식 7]을 이용하여 z_t 회귀식의 잔차항들($\hat{\epsilon}_{zt}$)을 계산한다. 이러한 잔차항들($\hat{\epsilon}_{zt}$)은 z_t 계열의 필터($D(L)/E(L)$)에 의해 여과된 값들(filtered values)로 불리기도 한다. 이와 같이 여과된 값들은 z_t 계열의 순수충격들(pure innovations)로 해석할 수 있다.

23) 좀 더 정확히 표현하면, $A(L) = \sum_{i=1}^p a_i L^i$, $C(L) = \sum_{i=1}^n c_i L^i$, $B(L) = \sum_{i=1}^q b_i L^i$ 의 형태로 나타낼 수 있으며, L 은 $Lx_t = x_{t-1}$, $L^2x_t = x_{t-2}, \dots$ 와 같이 주어진 변수를 그것의 시차변수로 전환시켜주는 시차연산자를 가리킨다. 이런 측면에서 전이함수 $C(L)$ 은 $\{c_i\}_{i=1}^n$ 로 대표될 수 있다.

24) $D(L)$, $E(L)$ 의 근들(roots)은 z_t 계열이 안정적이고 가역적인 자기상관이동평균(ARMA)과정을 따르도록 설정된다. 아울러 y_t 와 z_t 는 서로 독립이므로 y_t 에 대한 충격은 z_t 에 영향을 미치지 않는다. 다시 말해서 전이함수모형에서는 $E[\epsilon_t \epsilon_{zt}] = 0$ 의 관계가 성립한다고 가정한다.

25) Box-Jenkins(1976)의 3단계 모형선택방법은 모형식별단계(identification stage), 추정단계(estimation stage), 사후검정단계(diagnostic checking)로 구성된다. 첫째, 모형식별단계에서는 주어진 계열의 모양, 자기상관함수, 편자기상관함수를 통해 ARMA(p,q)모형의 자기상관시차 q와 이동평균시차 q의 후보군을 결정한다. 둘째, 추정단계에서는 선정된 후보군들에 상응하는 모형들 각각에 대해 회귀분석하여 계수추정치들의 통계적 유의성을 검정한다. 셋째, 사후검정단계에서는 추정된 모형으로부터 도출된 잔차항들이 백색잡음과정을 따르는지를 검정한다. 최종적으로 각 모형의 적합도를 판별하여 가장 우월한 모형을 선택한다. 이때 모형의 적합도를 판별하는 기준으로는 Akaike 정보기준(AIC, Akaike Information Criterion), Schwartz Bayesian 기준(SBC, Schwartz Bayesian Criterion)이 있다. 통상 SBC는 대표본 분석에 적합한 지표가 되며, AIC는 소표본 분석에서 더 우월한 결과를 유도하는 것으로 알려져 있다.

둘째, 첫째 단계에서 추정된 필터($D(L)/E(L)$)를 y_t 의 각 값에 적용함으로써 여과된 y_t 계열(y_{ft})을 얻는다([식 8]).

$$[\text{식 8}] \quad y_{ft} \equiv D(L)y_t/E(L)$$

[식 5] 양변에 $D(L)/E(L)$ 를 곱해 주면,

$$D(L)y_t/E(L) = D(L)a_0/E(L) + A(L)D(L)y_{t-1}/E(L) + C(L)D(L)z_t/E(L) + B(L)D(L)\epsilon_t/E(L)$$

이 되어, 이를 정리하면 다음과 같다.

$$[\text{식 9}] \quad y_{ft} = D(L)a_0/E(L) + A(L)y_{ft-1} + C(L)\epsilon_{zt} + B(L)D(L)\epsilon_t/E(L)$$

[식 9]로부터 y_t 와 z_{t-i} 간의 공분산은 y_{ft} 와 $\epsilon_{z,t-i}$ 간의 공분산구조와 동일한 구조를 갖는 것을 알 수 있다. 따라서 y_{ft} 와 $\hat{\epsilon}_{z,t-i}$ 간의 교차상관계수는 전이함수의 형태를 드러내주는 역할을 한다²⁶⁾. 표본으로부터 계산된 교차상관계수는 이론적인 값과 일치한다는 보장이 없으므로, 이에 대한 검정이 요구된다. 추정된 교차상관계수들이 모두 0이라는 귀무가설 아래 교차상관계수(i)의 표본분산 $r_{yz}(i)$ 는 $1/(T-i)$ 로 수렴한다고 알려져 있다($\text{var}[r_{yz}(i)] = 1/(T-i)$). 이때 처음 k 교차상관계수의 통계적 유의성 검정은 다음의 통계량을 이용하여 검정한다: $Q = T(T+2) \sum_{j=1}^k r_{yz}^2(i)/(T-k) \sim X^2(k-p_1-p_2)$. 여기서, p_1 , p_2 는 각각 $A(L)$, $C(L)$ 의 영이 아닌 계수들의 개수를 가리킨다.

셋째, 둘째 단계에서 구한 교차상관함수를 나타낸 그림(cross-correlogram)의 패턴을 검토하여 $A(L)$, $C(L)$ 의 형태를 식별한다. 이는 동 그림에서 현저하게 두드러진 크기의 막대그래프의 존재는 0이 아닌 c_i 를 암시하며, 그래프의 감쇄패턴으로부터 $A(L)$ 의 가능한 후보군들을 추려낼 수 있기 때문이다. 이 후보군들 각각에 대해 추정하고 그것들을 토대로 하여 가장 적합한 모형을 선택한다. 그리고 다음과 같은 형태의 회귀식을 추정한다 :

26) 교차상관계수의 일반식은 다음과 같다: $\rho_{yz}(i) = \text{COV}(y_t, z_{t-i})/\sigma_y\sigma_z$. Enders(2010: 282)는 표준화된 교차공분산(the standardized cross-covariances)을 나타내는 $E[y_t z_{t-i}]/\sigma_z^2$ 을 이용할 것을 권장한다. 교차상관함수(CCF)와 표준화된 교차공분산함수(CCVF)는 서로 비례하는 특징이 있기 때문이다. 어느 것을 이용하더라도 내생변수 y_t 와 독립변수 z_{t-i} 가 서로 상관성을 나타내는 z_t 의 시차(i)는 동일하게 결정할 수 있다. 따라서 교차상관함수를 나타낸 그림(cross-correlogram)에서 처음으로 영이 아닌 막대그래프가 나오는 시점이 바로 y_t 와 상관성을 갖는 z_t 의 i 번째 시차변수(z_{t-i})인 것으로 해석할 수 있다.

$[1 - A(L)]y_t = a_0 + C(L)z_t + e_t$. 여기서 e_t 는 백색잡음일 필요는 없다.

넷째, 세 번째 단계에서 구한 e_t 계열로부터 $B(L)$ 을 추정한다($e_t = B(L)\epsilon_t$).

다섯째, 3~4단계의 결과를 이용하여 완전한 회귀식을 구성하고 이를 추정한다. 다시 말해서 $A(L)$, $B(L)$, $C(L)$ 을 동시에 추정한다.

본 연구에서는 이와 같은 다섯 단계를 거쳐 주거용 토지거래량과 다른 변수들 간의 관계를 나타내는 회귀식들을 추정한 이후, 이것들을 조합하여 최적의 적합도를 만족시키는 최종적인 모형을 구성하였다²⁷⁾. 이때 모형의 적합도(goodness-of-fit)를 판별하는 기준으로서 Akaike 정보기준(AIC), Schwartz Bayesian 기준(SBC)을 사용하였다²⁸⁾.

한편 본 연구에서는 거래세율 변수를 네 가지 형태로 도입하였다²⁹⁾(〈그림 2〉 참조).

27) 엄밀하게 말하면 본 연구에서 활용한 전이함수모형은 다중투입전이함수모형(multiple-input transfer

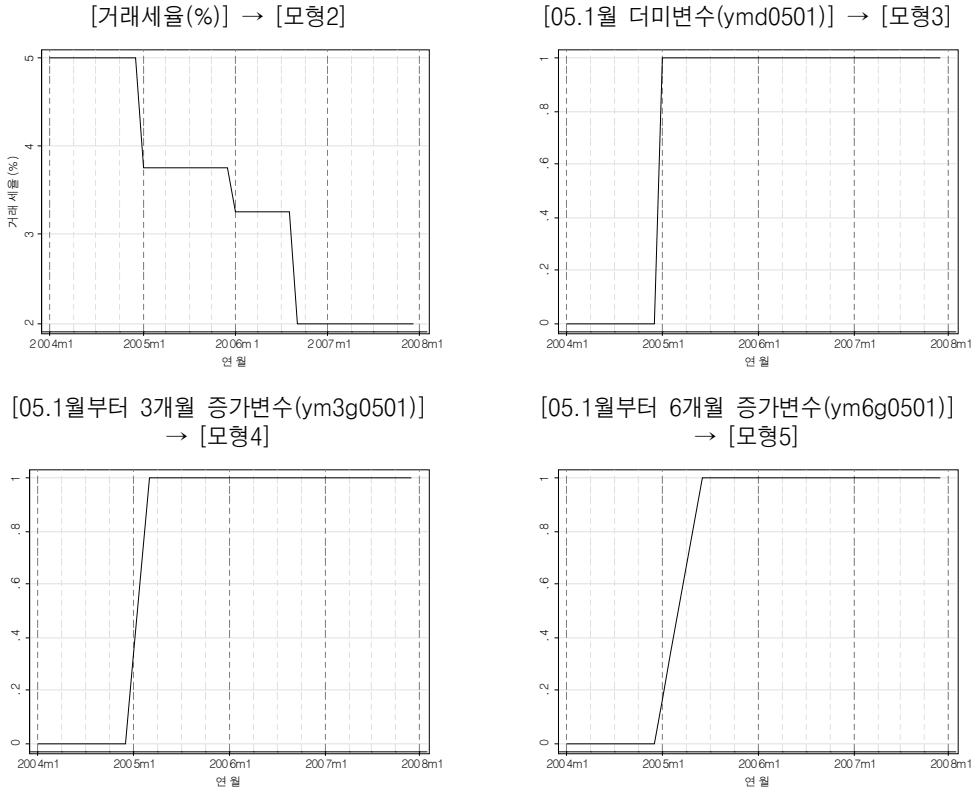
function models)에 해당한다: $y_t = a_0 + A(L)y_{t-1} + \sum_{j=1}^k C_j(L)z_{jt} + B(L)\epsilon_t$, $D_j(L)z_{jt} = E_j(L)\epsilon_{zjt}$. 이 모

형은 주어진 종속 시계열 변수를 설명하기 위한 회귀식에 투입되는 k 개의 시계열들(input series, $\{z_{jt}\}, j=1, \dots, k$)이 서로 간에 상관성(교차상관성)을 내포하고 있지 않을 때에는 추정이 용이하다. 즉 투입 시계열 각각에 대해 앞서의 5단계 절차에 의거하여 전이함수를 추정할 수 있으며, 최종적으로 이것들을 동시에 결합시켜 최종 모형을 추정하는 것이 가능하다. 문제는 투입 시계열들 간에 상관성이 존재할 때 모형의 추정이 쉽지 않다는 것이다. Wei(2006: 362)에 따르면 투입시계열 간에 교차상관성이 존재하는 경우 이를 감안하여 추정할 수 있도록 해 주는 다중투입전이함수모형에 대한 이론적 연구는 여전히 미진한 상황이다. 따라서 본 연구에서는 최종 회귀식에 투입되는 시계열들 간에 상관관계가 존재하지 않는다는 가정 하에 전이함수모형을 이용하였다. 하지만 본 연구의 분석결과에 따르면, ln강남권주거용토지거래량을 대상으로 할 때 [차분]강남권주택가격지수의 1차 시차항과 회사채수익률의 1차, 7차 시차항 간의 상관계수가 각각 0.3을 상회하는 것으로 나타나고 있다(〈부표 4〉 참조). 이는 이 두 변수 간에 상관성이 다소 존재함을 의미하지만, 결과에 영향을 줄 정도로 상당한 규모는 아닌 것으로 판단된다. 아울러 〈부표 2〉과 〈부표 3〉에 따르면 투입시계열 간의 상관도는 그다지 크지 않음을 알 수 있다. 다만 〈부표 1〉에서 ln전국주거용토지거래량의 1차 시차변수와 전국15세이상인구수의 1차 시차변수 간의 상관계수가 0.8로 높게 나오는데 이는 둘 간의 장기적 균형관계를 나타내는 것이다. 이에 대해서는 4장의 본문을 참조하기 바란다.

28) Stata프로그램에서는 $AIC = -2(L/T) + 2n/T$, $SBC = -2(L/T) + n \ln(T)/T$ 의 공식(n 은 모수의 개수, T 는 이용가능한 관측치 개수, L 은 최대로그우도함수값임)을 적용한다. 본 연구에서는 이러한 식들을 적용한 값들을 기준으로 최적의 모형을 판정하였다. 보통 SBC는 AIC보다 더 단순한 모형을 선택하는 경향이 있다. 그래서 SBC는 대표본 분석에 우월한 지표가 되며, AIC는 소표본 분석에서 더 우월한 결과를 갖는다. 다시 말해 $\ln(T) > 2$ 일 때 SBC를 기준으로 해서 새로 모수를 추가하는데 따르는 한계비용(패널티)은 AIC의 경우를 넘어선다. 이에 따라 SBC는 AIC보다 더 단순한 모형을 선택하는 경향이 있다(Enders 2010: 120).

29) 거래세율 변수의 형태를 4가지로 구분한 까닭은 거래세율 인하효과가 낮아진 세율의 적용 시점부터 즉각적으로 나타나는지, 아니면 점진적으로 나타나는지를 정밀하게 분석하고자 하는 데 있다. 이는 정책적 개입이 가져오는 효과에 대한 분석(intervention analysis)을 할 때 주로 이용되는 방식이다. 이러한 정책적 개입효과 분석에 대해서는 Enders(2010: 273-280)를 참조하기 바란다.

〈그림 2〉 거래세율 변수의 4가지 형태



주 : 06.1월과 06.9월을 기준시점으로 간주하더라도 같은 패턴을 나타냄

첫째, 거래세율이 변화하는 각 시점(05.1, 06.1, 06.9)을 기점으로 하강하는 계단 곡선을 나타내는 변수 형태이다(모형2).

둘째, 거래세율이 변화하는 각 시점(05.1, 06.1, 06.9)을 기점으로 이전에는 0에서 이후 1로 도약하는 3개의 더미변수 형태이다(모형3).

셋째, 거래세율이 변화하는 각 시점(05.1, 06.1, 06.9)을 기점으로 3개월에 걸쳐 0에서 1로 상승하는 3개의 변수 형태이다(모형4).

넷째, 거래세율이 변화하는 각 시점(05.1, 06.1, 06.9)을 기점으로 6개월에 걸쳐 0에서 1로 상승하는 3개의 변수 형태이다(모형5).

첫째 방식은 거래세율의 변화를 독립변수로 활용하는 방법에 해당하며, 둘째 방식은 거래세율이 변화하는 시점마다 더미변수를 설정하는 방법이다. 셋째와 넷째 방식은 제도의 변화가 일시에 이루어지지 않고 3개월 또는 6개월에 걸쳐 서서히 진행되어 정착된다는 점을 감

안하여 점진적으로 0에서 1로 상승하는 변수들을 별도로 도입하여 분석하는 방법이다.

이러한 방법들을 활용하여 거래세율의 변동이 주택거래량의 수준 및 변동률에 영향을 미쳤는지, 그리고 미쳤다면 그 크기는 얼마 만큼인지를 분석하고자 한다. 이에 따라 본 연구의 최종 회귀방정식은 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 \text{[식 12]} \quad \Delta y_t = & a_0 + \beta_1 y_{t-1} + \sum_{j=1}^r \beta_{2,j} z_{j,t-1}^1 + \sum_{i=1}^p a_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^{k^0} \sum_{i=1}^{n_j^0} c_{ij}^0 z_{j,t-i}^0 \\
 & + \sum_{j=1}^{k^1} \sum_{i=1}^{n_j^1} c_{ij}^1 \Delta z_{j,t-i}^1 + \kappa_m D_m + \sum_i \delta_i YD(i) + \sum_i \eta_i MD(i) + \epsilon_t
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \text{[식 13]} \quad y_t = & a_0 + \sum_{i=1}^p a_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^{k^0} \sum_{i=1}^{n_j^0} c_{ij}^0 z_{j,t-i}^0 \\
 & + \sum_{j=1}^{k^1} \sum_{i=1}^{n_j^1} c_{ij}^1 \Delta z_{j,t-i}^1 + \kappa_m D_m + \sum_i \delta_i YD(i) + \sum_i \eta_i MD(i) + \epsilon_t
 \end{aligned}$$

여기서 a_0 : 상수항

$\beta_1, \beta_{21}, \dots, \beta_{2r}$: 공적분관계를 형성하는 단위근 존재 변수들의 1차 시차항 계수

$\{z_{j,t-i}^1\}$: 단위근 존재 종속변수와 공적분관계에 놓인 단위근 존재 독립변수

$\{a_i\}$: 종속변수 시차항($\{\Delta y_{t-i}\}$ 또는 $\{y_{t-i}\}$)의 계수

$\{c_{ij}^0\}$: k^0 개 투입시계열 가운데 j 번째 변수 시차항($\{z_{j,t-i}^0\}$)의 계수

$\{c_{ij}^1\}$: k^1 개 투입[차분]시계열 가운데 j 번째 차분변수 시차항($\{\Delta z_{j,t-i}^1\}$)의 계수

κ_m : 모형 m 의 추정계수($m = 1, 2, \dots, 5$)

D_m : 모형 m 의 거래세율 변수($D_m \in \{yd07, \text{거래세율}, ymd(m), ym3g(m), ym6g(m)\}$,

$ymd(m) \in \{ymd0501, ymd0601, ymd0609\}$,

$ym3g(m) \in \{ym3g0501, ym3g0601, ym3g0609\}$,

$ym6g(m) \in \{ym6g0501, ym6g0601, ym6g0609\}$)

$\{\delta_i\}$: 연도더미변수들($YD(i) \in \{yd96, yd97, yd98, yd99, yd01, yd02, yd04, yd10\}$)의 계수

$\{\eta_i\}$: 계절더미변수들($MD(i) \in \{md2, md4, md7, md10\}$)의 계수³⁰⁾.

30) 연도더미변수들은 각각 당해 연도 이전까지는 0이고 그 해 1월부터 1인 값들을 갖는 변수이며, 계절더미변수들은 각각 당해 월은 1이고 그 이외 월들은 0인 값들로 구성된 변수이다. 예컨대 1996년 연도더미($yd96$)는 1995년 12월까지 0, 1996년 1월부터 1의 값을 갖는다. 또한 2월 계절더미($md2$)는 모든 연도에 대해 2월은 1, 그 이외의 월은 0인 값을 갖는다.

<표 3> 분석모형

| 구분 | | 전국 | 서울 | 강남권 |
|-----------------------------------|---|--|---|---|
| 종속변수 (Δy_t 또는 y_t) | | [차분]ln전국주거용토지거래량 ([식 12]의 Δy_t) | ln서울주거용토지거래량 ([식 13]의 y_t) | ln강남권주거용토지거래량 ([식 13]의 y_t) |
| 독립 변수 | y_{t-1} | ln전국주거용토지거래량(-1) | | |
| | $z_{1,t-1}^1$ | ln전국15세이상인구수(-1) | | |
| | $\{z_{j,t-i}^0\}$ 또는 $\{\Delta z_{j,t-i}^1\}$ | [차분]산업생산지수 | [차분]서울주택매매가격지수(-1) [차분] 서울HAI(-3) ln서울주택건설실적 | [차분]강남권주택매매가격지수(-1) ln서울주택건설실적 회사채수익률(-1) 회사채수익률(-7) [차분]강남권15세이상인구수 [차분]강남권15세이상인구수(-1) |
| | $YD(i)$ | yd97 yd98 yd02 yd04 | yd96 yd97 yd98 yd99 yd01 yd04 yd10 | yd96 yd10 |
| | $MD(i)$ | md2 md7 md10 | md2 md4 md7 md10 | md7 md10 |
| | $\{\Delta y_{t-i}\}$ 또는 $\{y_{t-i}\}$ | [차분]ln전국주거용토지거래량(-1) [차분]ln전국주거용토지거래량(-2) [차분]ln전국주거용토지거래량(-3) [차분]ln전국주거용토지거래량(-5) [차분]ln전국주거용토지거래량(-7) | ln서울주거용토지거래량(-1) ln서울주거용토지거래량(-2) ln서울주거용토지거래량(-12) | ln강남권주거용토지거래량(-1) ln강남권주거용토지거래량(-3) ln강남권주거용토지거래량(-14) |
| | 모형1 | yd07 | yd07 | yd07 |
| 모형2 | 거래세율 | 거래세율 | 거래세율 | |
| 모형3 | ymd0609 | ymd0609 | ymd0501 | |
| 모형4 | ym3g0609 | ym3g0609 | ym3g0501 | |
| 모형5 | ym6g0609 | ym6g0609 | ym6g0501 | |

주 : 모형1~5는 각각 다른 모형의 거래세율 변수를 제외한 모든 독립변수들을 포함하는 회귀방정식을 나타냄

본 연구의 최종 회귀방정식은 전국, 서울, 강남권 각각을 대상으로 기본모형(모형1, 07년도 더미변수 포함)을 비롯하여 4개 형태의 거래세율 변수가 주택거래량에 미치는 영향을 분석하므로 총 15개의 모형으로 구성된다. <표 3>은 이러한 15개 모형의 종속 및 독립변수들을 정리하여 나타내고 있다³¹⁾. 이러한 15개 모형의 독립변수들은 모두 전이함수모형 추정 에 근거한 최적의 것들만 포함시킨 것이다.

III. 분석결과와 정책적 함의

1. 단위근 및 공적분 검정결과

<표 4>는 1991년 이후(1991.3~) 자료를 대상으로 각 변수에 대한 단위근 검정 결과를 요약하여 나타내고 있으며, 그 결과는 다음과 같이 정리할 수 있다.

첫째, ln전국주거용토지거래량, 전국·서울·강남권주택매매가격지수, 전국·서울·강남권HAI 지수, ln전국·서울·강남권 15세 이상 인구수, 전국소비자물가총지수, 산업생산지수, 주택담보 대출이자율 변수에는 단위근이 존재하는 반면, ln서울·강남권주거용토지거래량, ln전국·서울주 택건설실적, 증가수익비율, 회사채수익률 변수에는 단위근이 존재하지 않는 것으로 추정된다.

둘째, 단위근이 존재하는 변수들은 모두 1차 차분한 이후 다시 단위근 검정을 실시하였고, 그 결과 차분변수들 모두 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각됨으로써 그 변수들 각각에는 단위근이 존재하지 않는다고 결론지을 수 있다.

셋째, 단위근 검정절차를 통하여 어떤 단위근 검정 유형(Dickey-Fuller 분포 사례 I, II, IV; 유형 1, 2, 4)을 적용하여 주어진 변수에 단위근이 존재하는지에 대한 판정이 내려 지는지를 알 수 있다. 본 연구의 주된 분석 변수인 ln주거용토지거래량은 전국을 대상으로 할 때 유형 1의 단위근 검정을 통해 단위근의 존재를 검정할 수 있으며, 그 차분변수도 마찬가지이다. 유형 1의 단위근 검정 결과 단위근이 존재하는 것으로 나타날 때 이는 주어진 변수가 표류항과 시간추세가 없는 순수 임의보행과정을 따르는 시계열임을 시사한다. 반면 그

31) <표 3>에 제시되어 있는 15개 최종 모형은 각각 다중투입전이함수모형의 일종으로 볼 수 있다. 여기서 전국주거용토지거래량을 대상으로 하는 회귀방정식에는 단위근 존재 변수들 간의 공적분관계를 나타내기 위해 ln전국주거용토지거래량, ln전국15세이상인구수 각각의 1차 시차변수를 포함시켰다. 이에 대해서는 다음 4장에서 자세히 설명할 것이다. 한편 주어진 값의 편차가 큰 변수들은 자연로그(ln)를 취한 변수의 형태로 전환하여 회귀식에 반영하였다. 대표적으로 주거용토지거래량, 주택건설실적, 15세 이상 인구수를 나타내는 변수들은 자연로그를 취한 변수로 변환하여 회귀식에 반영하였다.

결과가 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타날 경우에는 주어진 변수의 시계열은 절편을 중심으로 하여 안정적으로 움직이는 과정에 해당한다고 할 수 있다. 따라서 전국을 대상으로 하는 ln주거용토지거래량은 순수 임의보행과정에 해당하는 시계열인 반면, 그 차분변수는 절편을 중심으로 움직이는 안정적인 시계열에 해당한다고 할 수 있다. 따라서 다양한 독립변수들과 상수항에 대해 이 차분변수를 회귀분석하는 회귀방정식을 구성할 수 있다([식 12]).

<표 4> 단위근 검정 결과(1991.3~)

| 변수명 | | 본 변수 | | | | 차분변수 | | | |
|-------------|-----|-------|------|-------|--------|-------|------|--------|--------|
| | | 유형 | 표본 수 | 검정통계량 | | 유형 | 표본 수 | 검정통계량 | |
| | | | | ADF | PP | | | ADF | PP |
| ln주거용 토지거래량 | 전국 | 1-6Y | 230 | 0.48 | -0.21 | 1-4N | 231 | -12.25 | -25.30 |
| | 서울 | 2-3N | 233 | -2.93 | -5.54 | | | | |
| | 강남권 | 2-2N | 234 | -3.28 | -5.44 | | | | |
| 주택매매가격 지수 | 전국 | 1-3Y | 234 | 1.55 | 2.41 | 4-2N | 234 | -6.00 | -6.92 |
| | 서울 | 1-2Y | 235 | 2.34 | 3.27 | 4-1N | 235 | -7.59 | -6.94 |
| | 강남권 | 1-2Y | 235 | 2.41 | 3.42 | 2-1N | 235 | -7.24 | -6.83 |
| HAI | 전국 | 1-4Y | 230 | 1.65 | 1.63 | 2-2N | 231 | -12.99 | -13.95 |
| | 서울 | 1-4Y | 230 | 0.92 | 0.99 | 1-2N | 231 | -11.45 | -13.62 |
| | 강남권 | 1-4Y | 230 | 0.69 | 0.77 | 1-2N | 231 | -10.82 | -13.54 |
| ln주택건설 실적 | 전국 | 4-5N | 231 | -4.12 | -11.64 | | | | |
| | 서울 | 4-2N | 234 | -5.44 | -10.57 | | | | |
| ln15세이상 인구수 | 전국 | 1-2Y | 235 | 5.01 | 28.90 | 1-1N | 235 | -1.673 | -3.50 |
| | 서울 | 1-1Y | 236 | 3.51 | 9.10 | 2-0N | 236 | -6.10 | -6.10 |
| | 강남권 | 2-10Y | 227 | 3.19 | 1.36 | 2-0N | 236 | -16.01 | -16.01 |
| 전국소비자물가총지수 | | 2-3Y | 234 | -0.14 | -0.28 | 2-2N | 234 | -10.80 | -11.13 |
| 산업생산지수 | | 1-5Y | 231 | 3.97 | 2.66 | 2-10N | 225 | -7.45 | -26.63 |
| 주가수익비율 | | 2-0N | 215 | -4.72 | -4.72 | | | | |
| 주택담보대출이자 | | 1-1Y | 235 | -1.16 | -1.31 | 1-0N | 235 | -8.61 | -8.61 |
| 회사채수익률 | | 4-3N | 234 | -3.48 | -3.203 | | | | |

주: 1)유형은 모두 3가지로 구분되며(1: 표류항과 시간추세 없음, 2: 표류항만 존재, 4: 표류항과 시간 추세 존재), 여기에 시차와 단위근이 있다는 귀무가설에 대한 기각여부(Y: 기각할 수 없음, N: 기각 가능)를 부가하여 구성하였음(예 : 1-6Y → 표류항과 시간추세가 없고 시차변수 6개까지 포함한 ADF단위근 검정결과 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각할 수 없음)
 2)유의수준 5%(또는 1%)에서의 ADF 단위근 검정의 임계치(표본수 250개)는 유형1, 2, 4의 경우 각각 -1.95, -2.88, -3.43(-2.58, -3.46, -3.99)임[PP 단위근 검정의 경우도 동일]
 3)유의수준 10%에서의 ADF 단위근 검정의 임계치(표본수 250개)는 유형1, 2, 4의 경우 각각 -1.62, -2.57, -3.13임[PP 단위근 검정의 경우도 동일]

넷째, 단위근 검정결과 서울, 강남권 각각을 대상으로 하는 ln주거용토지거래량은 절편을 중심으로 움직이는 안정적인 시계열로 추정된다. 따라서 서울, 강남권 각각에 대한 ln주거용토지거래량은 상수항을 포함하는 회귀방정식에 의거한 분석이 적절한 것으로 판단된다(식 13)).

다섯째, ln전국주거용토지거래량 이외 변수들 가운데 단위근이 존재하는 것으로 판정되는 것들은 차분해 줌으로써 그것을 안정적인 시계열로 전환하였다.

한편 <표 5>는 ln전국주거용토지거래량(1차 단위근 존재)이 1차 단위근이 존재하는 각 독립변수와 공적분관계를 형성하고 있는지에 대한 Johansen 검정결과를 요약하여 보여주고 있다. <표 5>에 따르면 ln전국주거용토지거래량은 ln전국15세이상인구수, 전국소비자물가지수와 공적분관계를 형성하고 있는 것으로 보인다. 이는 ln전국주거용토지거래량이 ln전국15세이상인구수 및 전국소비자물가지수와 장기적인 균형관계를 형성하고 있음을 의미한다. 다시 말해서 ln전국주거용토지거래량은 ln전국15세이상인구수 및 전국소비자물가지수와 의 균형추세로부터 이탈할 경우 장기적으로 다시 균형으로 복귀하는 경향이 있다는 것이다.

<표 5> Johansen 공적분 검정 결과(1991.3~)

| 구분 | LR통계량 | | | | | | 임계치 | |
|-----------------|--------------------|-------|----------------------|--------------------|------------|-------------------|-------|-------|
| | 전국주택 매매가격 지수 | 전국HAI | ln전국15 세이상 인구수 | 전국소비 자물가 총지수 | 산업 생산지수 | 주택담보 대출 이자율 | 5% | 1% |
| $\gamma = 0$ | 2.09 | 8.61 | 40.79 | 45.99 | 10.88 | 3.06 | 12.53 | 16.31 |
| $\gamma \leq 1$ | 0.06 | 1.21 | 2.70 | 1.34 | 0.15 | 0.04 | 3.84 | 6.51 |

주 : ln전국주거용토지거래량 변수와의 공적분 검정 결과를 나타냄(기본 VAR모형의 시차를 5로 설정하였음)

이에 따라 본 연구에서는 전국에 대한 ln주거용토지거래량의 차분변수에 대한 회귀방정식을 구성할 때 ln전국주거용토지거래량, ln전국15세이상인구수, 전국소비자물가지수 각각의 1차 시차변수를 독립변수에 포함시키는 방식으로 장기적 균형관계를 의미하는 공적분 관계를 회귀분석에 반영하였다³²⁾.

이하에서는 주어진 자료를 대상으로 전이함수모형을 적용하여 회귀분석한 결과를 알아보도록 하겠다.

32) 이와 관련하여 회귀분석을 진행한 결과에 따르면 전국소비자물가지수의 1차 시차변수의 계수 추정치는 통계적으로 유의하게 나타나지 않았다. 이에 따라 [식 12]를 구성할 때 ln주거용토지거래량과 장기적 균형관계를 나타내는 독립변수로 ln전국15세이상인구수 변수만을 포함시켰다.

2. 거래세율 인하의 주택거래량에 대한 영향

〈표 6〉과 〈표 7〉은 취·등록세를 중심으로 하는 거래세율 인하가 전국 또는 서울 지역의 주거용 토지거래량에 미치는 효과를 정리하여 나타내고 있다³³⁾. 다만 〈표 6〉은 주거용 토지거래량을 증가시킬 측면에서 파악한 결과이고, 〈표 7〉은 그 크기(규모) 측면에서 접근한 결과라는 점이 다르다. 동 표들에 제시되어 있는 Q값은 주어진 모형의 잔차항이 백색잡음이라는 귀무가설 하에 산정된 검정통계량이다. 만약 Q값이 매우 크다면 이러한 귀무가설은 기각될 수 있다. 이와 같은 Q값에 대응하여 유의수준의 임계치를 나타내는 것이 p값이다. 만약 p값이 0.05 또는 0.01 이내에 있을 경우 이는 잔차항이 백색잡음과정이라는 귀무가설을 각각 5%, 1%에서 기각할 수 있음을 의미한다. 〈표 6〉과 〈표 7〉에 표시되어 있는 p값은 모두 0.1 이상이므로 모든 각각의 모형은 백색잡음 형태의 잔차항을 갖는다는 귀무가설을 10%에서도 기각할 수 없다. 이는 모든 모형의 잔차항이 백색잡음 과정에 해당되어 각 모형의 자기상관구조가 잘 설정되었음을 의미한다. 이러한 사항 이외에 〈표 6〉과 〈표 7〉을 통하여 다음의 사실들을 유추할 수 있다.

첫째, 2007년 연도더미를 포함하는 모형1, 거래세율 변수를 포함하는 모형2, 연도더미(ymd0609), 또는 3·6개월의 기간 동안 0에서 1로 증가하는 더미변수(ym3g0609, ym6g0609)를 포함하는 모형3~5의 적합도를 AIC 또는 SBC를 통해 판단할 때 모형1이 가장 최적의 모형임을 알 수 있다³⁴⁾. 이는 주거용 토지거래량의 대상지역을 다르게 설정하여 분석하더라도 일관되게 도출되는 결과이다. 2007년을 기점으로 전국 주거용 토지거래량의 변화율과 서울 주거용 토지거래량은 떨어졌고 이것이 지속적으로 영향을 미치고 있다는 것이다. 이는 2005년 이후 3차례에 걸쳐 주택분 취·등록세 인하를 통해 거래활성화를 도모하고자 했던 정부의 정책적 시도가 의도했던 성과를 가져오지 못했음을 알려주는 증거에 해당한다. 이와 같이 취·등록세 인하가 주택거래활성화에 그다지 크게 기여하지 못한 까닭은 같은 기간 동안 거래세의 다른 한 축을 형성하고 있던 양도세제가 오히려 강화되었다는 점에서 그 실마리를 찾을 수 있을 것이다. 양도세는 2004년 1월, 2006년 1월, 2007년 1월 강화되는 방향으로 개편되었는데, 이러한 양도세 강화 조치에 따른 주택거래량 감소효과가 취·등록세에 한정되는 거래세 인하에 따른 주택거래 활성화 효과를 상쇄하고도 더 컸을 것으로

33) 본 연구에서는 주택거래량(주거용 건축물거래량)의 대리지표로 주거용 토지거래량을 사용하고 있다. 따라서 본 연구에서 주택거래량은 주거용 토지거래량을 의미하며, 문맥에 따라 이 두 가지 표현을 적절히 사용할 것이다. 한편 거래세율 인하가 강남권 주거용 토지거래량에 미친 효과에 대한 분석 결과는 서울의 경우와 유사한 양상을 나타내기 때문에 따로 부록에 실었다(〈부록 1〉 참조).

34) AIC와 SBC 수치가 가장 낮은 모형이 최적모형으로 선택될 수 있다.

추측된다.

둘째, <표 6>의 모형1에 근거할 때 전국 주거용 토지거래량은 15세 이상 인구수와 공적분 관계를 형성하는 것으로 추정된다. 구체적으로 정규화된 오차수정항(error-correction term)은 $(\ln\text{전국주거용토지거래량} - 5.57 \times \ln\text{전국15세이상인구수})$ 의 형태로 표현될 수 있으며, 조정속도(speed of adjustment)를 나타내는 계수는 -0.203의 수준을 나타낸다. 이는 장기적으로 인구가 1% 성장할 때 주거용 토지거래량은 5.6% 가량 증가한다는 것을 의미한다³⁵⁾. 또한 만약 이러한 장기 추세로부터 전국 주거용 토지거래량이 이탈한다면, 그 이탈한 크기의 20% 가량이 다음 월의 전국 주거용 토지거래량 변화율에 반대 방향으로 영향을 미침으로써 전국 주거용 토지거래량은 전국15세이상인구수와의 장기적인 균형관계로 복귀하게 된다는 것을 의미한다.

셋째, <표 6>에서 모형1의 연도더미변수에 대한 추정치들에 근거할 때 전국 주거용 토지거래량 변화율은 1997년을 기점으로 평균 7.8%p 증가하였다가, 그해 말 외환위기의 여파로 이듬해인 1998년을 기점으로 14.7%p 감소하였고, 그 이후 대대적인 부양책에 힘입어 2002년을 기점으로 다시 8.7%p 증가하였으며, 양도세가 강화되기 시작한 2004년에 9.5%p 감소하였음을 알 수 있다. 또한 <표 7>의 모형1을 기준으로 할 때에는 서울 주거용 토지거래량은 1996년 양도세 완화 조치에 따라 1997년까지 연평균 20%씩 증가하다가, 외환위기 직후인 1998년 33.8%나 급락하였으나, 이듬해인 1999년에 42.8% 증가하였다. 또한 2001년에는 21.1% 증가하였으나, 2004년부터 감소하기 시작하여 2004년, 2007년, 2010년에 각각 평균적으로 -18.3%, -26.8%, -33.8% 위축된 것으로 나타났다³⁶⁾.

넷째, 2007년 더미변수를 빼고 취·등록세율을 나타내는 거래세율 변수를 포함시켜 회귀 분석을 실행한 결과(모형2), 그 계수 추정치는 전국을 대상으로 하는 <표 6>에서는 10% 유의수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타나고 있다. 이는 거래세율이 1%p 낮아질 때 주

35) $\ln\text{전국15세이상인구수}(x_t)$ 에 대해 $\ln\text{전국주거용토지거래량}(y_t)$ 을 회귀분석하면 다음과 같은 추정식을 얻을 수 있다: $\hat{y}_t = 4.42x_t - 36.9$. 이때 두 개의 모수 추정치 4.42와 -36.9의 t값은 각각 16.8, -13.4의 수준을 나타내어 모두 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다. 이러한 추정식에 의거할 때 다른 변수들을 통제하지 않은 상황에서 전국 주거용 토지거래량의 인구탄력성은 4.42에 해당한다 ($\partial \ln\text{인구} / \partial \ln\text{거래량} = (\partial \text{인구} / \text{인구}) / (\partial \text{거래량} / \text{거래량})$). 즉 전국 인구가 1% 증가할 때 전국 주거용 토지거래량은 4.4% 가량 증가한다는 것이다. 이런 관점에서 볼 때 <표 6>에서 정규화된 오차수정항이 $(\ln\text{전국주거용토지거래량} - 5.57 \times \ln\text{전국15세이상인구수})$ 의 형태를 띠는 것은 다른 변수들을 통제한 상황에서 전국 주거용 토지거래량의 인구탄력성은 5.57에 해당하며, 장기적으로 인구가 1% 증가할 때 전국 주거용 토지거래량은 5.6% 가량 증가한다는 것을 의미한다.

36) <부표 1>의 모형1에 따르면 강남권 주거용 토지거래량의 경우에는 1996년에 평균적으로 30% 상승한 이후 2007년 41.6%가 하락하였고, 2010년에 다시 46.3%가 낮아진 것으로 나타나고 있다. 이는 최근 4년 동안 강남권의 주택거래량이 상당히 많이 위축되었음을 의미한다.

거용 토지거래량 변화율은 1.5%p 낮아지는 것으로 해석될 수 있으나, 2006년과 2007년에 단행된 양도세 강화 조치를 감안한다면 이러한 해석은 주의가 요구된다. 다시 말해서 거래세율의 인하가 주택거래량 변화율을 증가시키기보다는 오히려 감소시키는 결과를 초래했다는 결과 해석은 거래세율이 변화하는 시점인 2005년 이후 거래세율 이외 다른 제도적 요인들이 고정되어 있다는 것을 전제할 때 가능한 것이다. 하지만 2006년과 2007년에 실제로 양도세 강화가 이루어졌고, 이를 고려한다면 거래세율 인하에 따른 주택거래활성화 효과를 정확하게 추정하는 것은 용이하지 않은 상황이다. 이러한 상황은 모형3, 모형4, 모형5에서 2006년 9월을 기준으로 0에서 1이 되는 더미변수(ymd0609), 0에서 1이 되기까지 3개월 또는 6개월이 걸리는 더미변수(ym3g0609, ym6g0609)를 포함시켜 분석을 전개하더라도 마찬가지로 발생한다. 예컨대 ym6g0609의 추정계수가 -0.063이 나왔다고 해서 이것이 2006년 9월부터 적용된 거래세율 인하가 주택거래량 변화율에 미친 효과만을 나타낸다는 보장이 없다는 것이다. 다만 이러한 결과로부터 유추할 수 있는 사실은 거래세율을 인하했음에도 불구하고 주거용 토지거래량 변화율은 장기적으로 증가하지 않았다는 점일 것이다. 덧붙여 말하면, 이러한 모형을 통해서도 거래세율 인하가 실질적으로 전국의 주택거래를 활성화시켰는지의 여부는 포착되지 않는다는 것이며, 만약 주택거래 활성화에 기여한 측면이 있다 하더라도 그 크기는 양도세와 같은 다른 제도적 요인의 강화가 가져왔을 것으로 추측되는 주택거래 위축을 반전시킬 만큼 대단한 규모는 아니었을 것으로 판단된다³⁷⁾.

다섯째, 2006년 9월을 기점으로 0에서 1로 단번에 변하는 더미변수를 활용하는 모형3과, 3개월 또는 6개월의 기간 동안 점진적으로 상승하는 더미변수를 이용하는 모형4 또는 모형5의 적합도를 비교할 때 AIC와 SBC가 가장 낮은 모형5가 가장 적합한 모형임을 알 수 있다. 이는 2006년 9월부터 시행된 거래세 인하 또는 그 밖의 요인으로 말미암아 전국 주거용 토지거래량 변화율 또는 서울 주거용 토지거래량이 감소하였다면 그 제도 변화는 즉각 효력을 발휘했다기보다는 점진적으로 나타났을 것임을 의미한다.

37) 서울 지역을 대상으로 하는 <표 7>에서는 모형2의 거래세율 계수추정치이 통계적으로 유의하지 않은 반면, 강남권을 대상으로 하는 <부표 1>에서는 모형2의 거래세율 계수추정치가 유의수준 1%에서 통계적으로 유의하게 나타나고 있을 뿐만 아니라 모형3~5에 비하여 더 높은 적합도를 갖는 것을 알 수 있다. <부표 1>의 모형2에 따르면 거래세율이 1%p 감소하면 강남권 주거용 토지거래량이 15.4% 감소하는 것으로 추정된다. 하지만 이에 대해서는 <표 6>의 모형2에서 설명한 바와 마찬가지로 신중한 해석이 요구된다. 강남권 주거용 토지거래량 감소에 대해 거래세율의 인하만의 효과가 실질적으로 어떤 규모인지에 대해서는 판단내리기 쉽지 않기 때문이다. 여기서는 거래세율 인하의 효과가 그다지 크지 않았을 것으로 추정된다는 점만을 지적할 수 있다.

<표 6> 거래세율 인하의 전국 주거용 토지거래량 변화율에 미치는 효과

| 변수 | 모형1 | 모형2 | 모형3 | 모형4 | 모형5 |
|--------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| 표본수 | 236 | 236 | 236 | 236 | 236 |
| AIC | -215.8 | -203.3 | -208.6 | -210.2 | -212.6 |
| SBC | -153.4 | -140.9 | -146.2 | -147.8 | -150.2 |
| Q값 | 0.63 | 0.55 | 0.61 | 0.61 | 0.63 |
| p값 | 0.82 | 0.92 | 0.86 | 0.85 | 0.83 |
| 1 | -16.0 *** (-7.08) | -13.2 *** (-5.37) | -14.5 *** (-6.12) | -14.9 *** (-6.33) | -15.5 *** (-6.64) |
| [차분]산업생산지수 | 0.009 *** (4.17) | 0.009 *** (4.32) | 0.009 *** (4.27) | 0.009 *** (4.24) | 0.009 *** (4.18) |
| ln전국주거용토지거래량 (-1) | -0.209 *** (-8.76) | -0.204 *** (-7.92) | -0.204 *** (-8.21) | -0.205 *** (-8.34) | -0.207 *** (-8.51) |
| ln전국15세이상인구수 (-1) | 1.693 *** (7.65) | 1.411 *** (5.94) | 1.540 *** (6.68) | 1.583 *** (6.88) | 1.638 *** (7.20) |
| yd97 | 0.078 *** (3.18) | 0.092 *** (3.47) | 0.084 *** (3.28) | 0.082 *** (3.23) | 0.080 *** (3.18) |
| yd98 | -0.147 *** (-7.58) | -0.138 *** (-6.62) | -0.142 *** (-7.04) | -0.143 *** (-7.18) | -0.145 *** (-7.36) |
| yd02 | 0.087 *** (3.83) | 0.093 *** (3.72) | 0.089 *** (3.72) | 0.088 *** (3.73) | 0.087 *** (3.76) |
| yd04 | -0.095 *** (-4.69) | -0.085 *** (-3.21) | -0.093 *** (-4.17) | -0.093 *** (-4.29) | -0.094 *** (-4.47) |
| yd07 | -0.068 *** (-4.06) | | | | |
| 거래세율 | | 0.015 * (1.75) | | | |
| ymd0609 | | | -0.052 *** (-2.67) | | |
| ym3g0609 | | | | -0.057 *** (-2.94) | |
| ym6g0609 | | | | | -0.063 *** (-3.38) |
| md2 | 0.335 *** (9.42) | 0.337 *** (9.07) | 0.336 *** (9.27) | 0.336 *** (9.30) | 0.336 *** (9.39) |
| md7 | -0.136 *** (-7.37) | -0.134 *** (-6.84) | -0.134 *** (-7.00) | -0.135 *** (-7.11) | -0.136 *** (-7.22) |
| md10 | 0.194 *** (9.66) | 0.196 *** (9.21) | 0.197 *** (9.51) | 0.196 *** (9.61) | 0.196 *** (9.66) |
| [차분]ln전국주거용 토지거래량(-1) | -0.542 *** (-7.36) | -0.511 *** (-6.90) | -0.525 *** (-7.20) | -0.533 *** (-7.27) | -0.535 *** (-7.28) |
| [차분]ln전국주거용 토지거래량(-2) | -0.434 *** (-5.47) | -0.399 *** (-5.14) | -0.417 *** (-5.35) | -0.425 *** (-5.38) | -0.429 *** (-5.40) |
| [차분]ln전국주거용 토지거래량(-3) | -0.183 ** (-2.41) | -0.157 ** (-2.17) | -0.174 ** (-2.37) | -0.178 ** (-2.41) | -0.181 ** (-2.40) |
| [차분]ln전국주거용 토지거래량(-5) | -0.124 ** (-2.15) | -0.118 * (-1.96) | -0.127 ** (-2.13) | -0.126 ** (-2.13) | -0.126 ** (-2.15) |
| [차분]ln전국주거용 토지거래량(-7) | -0.226 *** (-3.73) | -0.219 *** (-3.55) | -0.224 *** (-3.66) | -0.223 *** (-3.66) | -0.225 *** (-3.70) |
| o | 0.142 *** (19.9) | 0.145 *** (19.8) | 0.144 *** (19.9) | 0.143 *** (19.8) | 0.143 *** (19.9) |

주 : 괄호() 안은 t값이며, ***, ** *는 각각 1%, 5%, 10%에서 통계적으로 유의하다는 것을 나타냄(종속변수는 ln전국주거용토지거래량의 차분변수임)

〈표 7〉 거래세율 인하의 서울 주거용 토지거래량에 미치는 효과

| 변수 | 모형1 | 모형2 | 모형3 | 모형4 | 모형5 |
|------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| 표본수 | 233 | 233 | 233 | 233 | 233 |
| AIC | -68.5 | -60.7 | -60.4 | -62.5 | -68.5 |
| SBC | 0.5 | 8.3 | 8.6 | 6.5 | 0.6 |
| Q값 | 0.62 | 0.67 | 0.67 | 0.68 | 0.58 |
| p값 | 0.83 | 0.77 | 0.76 | 0.74 | 0.89 |
| 1 | 6.003 *** (35.6) | 5.787 *** (28.2) | 6.010 *** (34.4) | 6.011 *** (35.2) | 6.003 *** (34.9) |
| [차분]서울주택매매 가격지수(-1) | 0.140 *** (7.01) | 0.143 *** (5.67) | 0.141 *** (5.66) | 0.148 *** (5.94) | 0.149 *** (6.53) |
| [차분] 서울HAI(-3) | -0.015 ** (-2.20) | -0.016 ** (-2.19) | -0.015 ** (-2.19) | -0.016 ** (-2.19) | -0.016 ** (-2.23) |
| ln서울주택건설실적 | 0.063 *** (3.64) | 0.060 *** (3.36) | 0.062 *** (3.47) | 0.062 *** (3.49) | 0.063 *** (3.53) |
| yd96 | 0.272 ** (2.12) | 0.264 * (1.85) | 0.264 * (1.84) | 0.270 ** (2.00) | 0.270 ** (2.09) |
| yd97 | 0.237 * (1.81) | 0.236 * (1.66) | 0.236 * (1.66) | 0.235 * (1.72) | 0.236 * (1.79) |
| yd98 | -0.338 *** (-2.65) | -0.341 ** (-2.39) | -0.341 ** (-2.38) | -0.334 ** (-2.46) | -0.333 ** (-2.57) |
| yd99 | 0.428 *** (3.78) | 0.435 *** (3.48) | 0.432 *** (3.45) | 0.422 *** (3.52) | 0.422 *** (3.69) |
| yd01 | 0.211 ** (2.39) | 0.196 ** (2.13) | 0.190 ** (2.05) | 0.200 ** (2.20) | 0.210 ** (2.37) |
| yd04 | -0.183 ** (-2.19) | -0.211 ** (-2.05) | -0.238 ** (-2.57) | -0.211 ** (-2.39) | -0.170 * (-1.95) |
| yd10 | -0.338 *** (-3.08) | -0.370 *** (-3.08) | -0.376 *** (-3.17) | -0.363 *** (-3.21) | -0.330 *** (-2.92) |
| yd07 | -0.268 *** (-3.57) | | | | |
| 거래세율 | | 0.048 (1.33) | | | |
| ymd0609 | | | -0.100 (-1.39) | | |
| ym3g0609 | | | | -0.178 ** (-2.56) | |
| ym6g0609 | | | | | -0.288 *** (-3.05) |
| md2 | 0.165 *** (2.86) | 0.162 *** (2.81) | 0.162 *** (2.82) | 0.162 *** (2.81) | 0.165 *** (2.85) |
| md4 | 0.197 *** (3.33) | 0.197 *** (3.10) | 0.196 *** (3.06) | 0.198 *** (3.16) | 0.199 *** (3.28) |
| md7 | -0.212 *** (-3.93) | -0.209 *** (-3.71) | -0.207 *** (-3.61) | -0.207 *** (-3.66) | -0.211 *** (-3.86) |
| md10 | 0.244 *** (4.97) | 0.248 *** (4.85) | 0.248 *** (4.86) | 0.248 *** (4.92) | 0.252 *** (5.07) |

〈표 계속〉

| 변수 | 모형1 | 모형2 | 모형3 | 모형4 | 모형5 |
|-----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| ln서울주거용 토지거래량(-1) | 0.213 *** (3.62) | 0.264 *** (4.13) | 0.265 *** (4.19) | 0.240 *** (3.91) | 0.226 *** (3.68) |
| ln서울주거용 토지거래량(-2) | 0.203 *** (2.96) | 0.212 *** (3.18) | 0.206 *** (3.13) | 0.190 *** (2.79) | 0.194 *** (2.85) |
| ln서울주거용 토지거래량(-12) | 0.185 *** (2.69) | 0.188 *** (2.58) | 0.190 *** (2.59) | 0.184 ** (2.49) | 0.185 *** (2.59) |
| σ | 0.191 *** (21.2) | 0.195 *** (20.7) | 0.195 *** (20.5) | 0.194 *** (21.0) | 0.191 *** (21.6) |

주 : 괄호 () 안은 t값이며, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%에서 통계적으로 유의하다는 것을 나타냄 (종속변수는 ln서울주거용토지거래량 변수임)

여섯째, 전국 주거용 토지거래량 변화율은 전반적인 경제활력을 나타내는 산업생산지수 (2005=100)의 차분변수와 통계적으로 유의한 양의 관계를 형성하고 있다. 〈표 6〉의 모형 1에 따르면 산업생산지수 변화분이 1만큼 증가할 때 전국 주거용 토지거래량 변화율은 단기적으로 0.9%p 증가하는 것으로 나타나고 있다. 이는 경제활성화가 전국 주거용 토지거래를 늘리는 효과가 있음을 의미한다. 그 밖에 1990년대 이후 전국 주거용 토지거래량 변화율은 2월, 7월, 10월의 계절효과를 갖으며, 시차 1, 2, 3, 5, 7의 자기상관항들을 갖음을 알 수 있다. 구체적으로 주거용 토지거래량 변화율은 이사철에 해당하는 2월과 10월에 증가하는 반면 비수기인 7월에는 감소하는 양상을 나타내며, 그것에 주어진 충격은 1개월 후 절반의 영향을 미치며(-0.5), 2개월 후에는 그 절반의 13.4%와 전 월 절반의 절반(-0.25)의 영향을 미치게 되는 등의 방식으로 전개되는 것으로 나타났다.

일곱째, 〈표 7〉의 모형1을 기준으로 할 때 ln서울주거용토지거래량은 [차분]서울주택매매가격지수의 1차 시차변수, ln서울주택건설실적과 통계적으로 유의한 양의 관계를 갖는 반면, [차분]HAI지수의 3차 시차변수와는 통계적으로 유의한 음의 관계를 형성하고 있다.

서울주택매매가격지수 변화분이 1만큼 증가하게 되면 이는 1개월 시차를 두고 서울 주거용 토지거래량을 단기적으로 14% 가량 증가시키며, 서울지역 주택건설실적이 1% 증가하면 서울 주거용 토지거래량은 단기적으로 1.5% 가량 증가하는 것으로 나타났다. 이는 서울 지역의 경우 주택거래가 주택가격상승기와 주택공급이 충분히 이루어지는 시기에 보다 더 활성화될 수 있음을 의미한다³⁸⁾. 또한 서울 지역 HAI지수 변화분이 1만큼 증가하면 3

38) 이는 통상의 경제학적 해석과는 다른 방식의 설명을 요구한다. 경제학적으로 볼 때 어떤 정상적인 상품(주택)의 가격이 상승하면 그에 대한 수요가 낮아짐으로써 거래량(주택거래량)이 줄어들 것임을 예상할 수 있다(수요의 법칙). 하지만 우리나라의 최근 주택시장은 그 반대의 상황을 나타내고

개월의 시차를 두고 주거용 토지거래량이 단기적으로 약 1.5% 감소하는 것으로 나타났다. 이는 주택수요자들의 구입능력이 충분히 신장되더라도 이러한 주택구매력의 향상은 그들로 하여금 이를 활용하여 바로 주택구입에 뛰어들기보다는 이전보다 더 신중하게 행동하도록 하는 원인이 됨으로써 주택거래에 부정적으로 작용할 수 있음을 시사한다³⁹⁾.

있는 것으로 보인다. 다시 말해서 주택의 가격이 상승하면 이는 주택구입을 통한 자본이득(capital gain)의 가능성이 높아지는 신호로 여겨져 투기적 목적의 주택구입(거래량)을 보다 끌어올리는 작용을 한다는 것이다. 반대로 주택가격의 하락은 그와 같은 자본이득이 더 이상 가능하지 않다는 신호로 받아들여져 투기적 주택수요가 시장에서 자취를 감춤으로써 오히려 주택거래는 이전보다 위축되는 것으로 나타난다. 따라서 주택가격의 비합리적인 상승을 제어하기 위한 방안은 두 가지 측면에서 고려될 수 있을 것이다. 첫째, 자본이득의 가능성을 원천적으로 차단하는 것이다. 이는 현행 양도소득세에 의해 부분적으로 이루어지고 있다. 하지만 투기적 주택수요자가 양도소득세와 같은 세제가 정치적 압박을 통해 완화되는 방향으로 개편될 수 있다고 기대할 경우에는 이러한 양도소득세제에 의한 투기적 수요의 억제정책은 그 실효성을 높이기가 용이하지 않을 수 있다. 둘째, 투기적 수요자들은 자기자본으로 주택을 구입하는 것보다 시중은행으로부터 주택담보대출의 형식으로 자금을 조달할 가능성이 더 높다는 점을 감안하여 이러한 금융권의 주택담보대출에 대해 엄격한 규율을 가하는 것이다. 대표적으로 DTI와 LTV 규제가 이에 해당한다. 참여정부 말기 이와 같은 금융규제가 강화됨으로써 사실상 주택가격의 고공행진이 주춤했던 게 사실이다. 하지만 DTI와 LTV 규제는 주택가격을 안정화시키는 기능이 있는 반면 단기적으로 주택거래에는 부정적인 영향을 미치는 것으로 보인다. 주택가격이 안정적인 수준을 유지하는 이상적인 상황이라면 양도소득세제의 강화를 통하여 불로소득에 해당하는 자본이득에 대해 중과함으로써 자본이득을 노리는 투기적 수요를 억제하고 DTI와 LTV 규제를 통해 그와 같은 투기적 수요자들의 자금줄을 축소시키는 것이 집값안정에 유효한 정책으로 볼 수 있을 것이다. 하지만 지금과 같이 주택가격이 상대적으로 높게 형성되어 있는 상황에서는 이 양자의 정책 가운데 양도세제 강화책은 주택거래를 위축시킴으로써 주택시장을 보다 더 왜곡시킬 수 있다는 점을 지적하지 않을 수 없다.

- 39) 주택에 대한 실수요자 입장에서는 자신의 주택구입능력이 향상되면 주택가격이 상승하는 국면에서는 주택구입을 미루지 않을 것이지만 반대로 주택가격이 하강하거나 낮아질 것이라고 예상되는 시점에서는 주택구입능력이 나아지더라도 주택구입을 서두르려 하지 않을 것이다. 바로 이 후자의 측면이 반영되어 주택구매력의 향상이 주택거래량에 부정적으로 반응할 수 있는 결과가 도출된 것으로 보인다. 한편 <부표 1>에 따르면, 강남권 주택매매가격지수 변화분이 1만점 상승하면 이는 1개월의 시차를 두고 그 지역의 주거용 토지거래량을 단기적으로 12.1% 끌어올리며, 서울 지역의 주택건설실적이 1% 상승하면 강남권의 주거용 토지거래량은 단기적으로 7% 가량 증가하는 것으로 추정된다. 또한 강남권 15세 이상 인구 변화분의 증가도 그 지역의 주거용 토지거래량을 끌어올리는 원인으로 작용하는 것으로 나타나고 있다. 반면 회사채수익률의 상승은 강남권 주거용 토지거래량을 위축시키는 요인으로 작용하는 것으로 분석된다. 이는 서울 지역의 주택건설 증가와 더불어 강남권의 주택가격 상승과 그곳으로의 인구밀집은 그 지역의 주택거래량을 끌어올리는 주요 원인으로 작용하는 반면, 회사채수익률의 상승으로 대표되는 금리상승은 강남권 주택거래를 위한 자금조달비용을 상승시킴으로써 거래를 제한하는 한 원인이 될 수 있음을 의미한다.

3. 정책적 함의

이상의 분석결과에 근거할 때 취·등록세 중심의 주택거래세 인하정책은 거래활성화라는 당초 목표를 달성하지 못한 것으로 판단된다⁴⁰⁾. 이하에서는 이러한 정책의 실패가 취·등록세를 주된 세입원으로 하는 지방정부의 재정에 미칠 수 있는 영향을 살펴보고, 향후 관련 정책 추진시 참고 사항이 될 수 있도록 주택거래 활성화를 결정하는 핵심 요인에 대해 알아보도록 하겠다.

1) 지방자치단체 재정의 위축

2009년 결산을 기준으로 할 때 전체 지방자치단체의 취·등록세 세수(13조 7752억원)가 총 지방세수(45조 1678억원)에서 점유하는 비중은 30%를 상회하고 있다. 또한 전체 취득세(6조 6439억원) 및 등록세수(7조 1314억원) 가운데 주택분 취득세 및 등록세가 차지하는 비중은 각각 45%, 29%에 이르고 있다⁴¹⁾. 다시 말해 주택분 취·등록세는 지방자치단체의 주된 세입원 가운데 하나에 해당한다.

따라서 취·등록세 세율인하를 핵심으로 하는 주택거래 활성화 정책이 소기의 성과를 거두지 못했다면 이는 제도적 실패에 머물지 않고 지방자치단체의 주요 세수입을 감소시키는 보다 장기적인 문제로 연계될 수 있다. 더욱이 취·등록세는 특별·광역시·도세로서 그 관할 기초지방자치단체에 대한 재정조정 재원의 역할을 하기 때문에 세율인하에 따른 주택 관련 취·등록세 세수의 감소는 곧 기초자치단체로의 조정교부금(특별·광역시)과 재정보전금(도)의 감소로 이어짐으로써 전체 지방자치단체의 재정적 위축을 초래할 수 있다.

노영훈(2006)에 따르면, 2006년의 경우 부동산거래량이 수도권 주택을 중심으로 일정수준을 유지했고, 과표현실화에 따른 과표확대가 세수에 미친 효과가 취·등록세 세율인하에 따른 효과를 상회함으로써 거래세 완화에 따른 세수부족 문제는 크게 제기되지 않았다. 이에 따라 취·등록세를 재원으로 하여 교부되는 조정교부금과 재정보전금의 규모도 크게 변동하지 않았다. 하지만 2007년 이후 주택거래 위축에 따른 취·등록세 세수 감소분은 상당한 규

40) 서울지역의 경우 2005년과 2006년의 기간 동안 3차례에 걸쳐 거래세 완화조치가 시행되었음에도 불구하고 그 이듬해인 2007년 이후 주택거래량은 26.8%나 위축된 것으로 추정되며, 이를 강남권에 한정할 경우 그 위축규모는 41.6%에 이른다.

41) 2009년 결산기준 전체 취득세 신고납부액과 보통징수액은 6조 9005억원으로 전체 취득세 징수액 6조 6439억원과 일부 차이를 나타내고 있다. 이는 집계과정 상의 문제인 것으로 보인다. 2009년 결산을 기준으로 할 때 전국 주택분 취득세의 신고납부액과 보통징수액의 합계는 총 2조 9626억원의 수준에 달하고 있으며, 주택분 유상취득등기에 대한 등록세 징수액은 2조 687억원의 수준을 나타내고 있다(행정안전부, 『지방세정연감』, 2010).

모로 알려져 있다. <표 8>은 구 지방세법 제273조의2⁴²⁾에 의한 감면 현황을 정리하여 나타내고 있다. 동 표에 따르면 지방세법에 의한 감면액 규모는 2005년 1조 1,828억원에서 2009년 5조 9,897억원으로 증가하였다⁴³⁾.

<표 8> 지방세법상 주택거래세 관련 감면 현황

단위 : 천건, 억원, %

| 연도 | 지방세법에 의한 감면 | | | 지방세법 제273의2조에 의한 감면 | | | | | |
|--------|---------------|---------|--------|---------------------|-------|--------|-------|--------|--|
| | 합계 | 취득세 | 등록세 | 소계 | 취득세 | | 등록세 | | |
| | 세액 | 세액 | 세액 | 세액 | 건수 | 세액 | 건수 | 세액 | |
| 2005 | 11,828 (100) | 5,017 | 6,019 | 1,965 (16.6) | 0 | 0 | 468 | 1,965 | |
| 2006 | 44,872 (100) | 20,969 | 22,707 | 29,913 (66.7) | 1,016 | 13,067 | 1,051 | 16,846 | |
| 2007 | 41,323 (100) | 20,247 | 18,971 | 28,949 (70.1) | 925 | 14,310 | 964 | 14,638 | |
| 2008 | 50,957 (100) | 25,744 | 22,647 | 35,996 (70.6) | 1,031 | 18,199 | 1,056 | 17,797 | |
| 2009 | 59,897 (100) | 29,775 | 27,264 | 38,362 (64.0) | 946 | 19,483 | 964 | 18,879 | |
| 누적액/건수 | 208,877 (100) | 101,752 | 97,607 | 135,185 (64.7) | 3,917 | 65,059 | 4,504 | 70,126 | |

주 : 사회복지 및 국민생활안정지원 감면 중 주택거래에 대한 감면(지방세법 제273의2조)은 취득세(50%), 등록세(50%)임

자료 : 행정안전부(행정자치부), 『지방세정연감』, 각 연도.

42) 2011년부터 지방세법은 지방세기본법(총칙), 지방세법(세목), 지방세특례제한법(감면)으로 분법화되었다. 이에 따라 종전까지 지방세법 제273조의2에 규정되었던 주택거래에 관한 취·등록세 감면 조항은 현재 지방세특례제한법 제40조의2(주택거래에 대한 취득세의 감면)로 이관되었다. 아울러 납세자의 세부담을 변동시키지 않으면서 성격이 유사한 세목들을 통폐합하여 16개 세목이 11개로 간소화되는 과정에서 취득세와 취득관련 등록세가 취득세로 통합되었다. 이에 따라 과거 주택분 취득세와 등록세는 취득세로 일원화되었고 그 표준세율은 이전 두 세율의 합(4%)으로 고정되었다(지방세법 제11조 제1항 제7호). 또한 주택 유상거래에 따른 취득세의 감면시한이 2010년 12월 31일로 종료됨에 따라 이에 대한 개정이 이루어졌다. 국회의 논의를 거친 결과, 침체된 주택거래 활성화 및 서민층의 주택 구입에 따른 세부담 완화를 지속적으로 도모할 필요성이 인정되어 동 제도는 연장하되, 취득가격 9억원 이하 1주택으로 그 적용대상이 축소되었다(지방세특례제한법 일부개정법률안(대안), 2010.12.8.). 이러한 사정을 반영하여 지방세특례법 제40조의2는 유상거래를 원인으로 취득하는 취득 당시의 가액이 9억원 이하인 주택 가운데 취득일 현재 1주택이 되거나 대통령령으로 정하는 일시적으로 2주택이 되는 경우(이사, 근무지의 이동, 본인이나 가족의 취학, 질병의 요양, 그 밖의 사유로 인하여 다른 주택을 취득하였으나 종전의 주택을 처분하지 못한 경우)에는 2011년 12월 31일까지 표준세율을 적용하여 산출한 취득세의 50%를 경감하도록 규정하고 있다(대통령령 제22587호, 2010.12.30, 일부개정, 시행 2011.1.1.).

43) 지방세 감면은 지방세법, 조세특례제한법, 표준감면조례, 개별감면조례에 근거하여 이루어지고 있다. 2007년을 기준으로 할 때 지방세 비과세·감면액은 9조 7,266억원(비과세 3조 6,080억원 + 감면 6조 1,186억원)에 이르렀고, 이 가운데 지방세법에 근거한 비과세·감면액 규모는 7조 7,404억원(80%)에 달하였다(이영희·김대영·이삼주·유태현, 2009: 41-44).

이와 같이 지방세법에 의한 감면액이 급증한 주된 원인은 주택 유상거래에 따른 취득·등록세의 감면에 있었다. 동 표에 따르면 이와 같은 취득·등록세 감면액이 전체 지방세법에 의한 감면액에서 차지하는 비중은 2005년 16.6%에서 2006년 66.7%로 급증한 이후, 2008년 70.6%의 수준을 거쳐 2009년에는 64%의 수준을 보여주고 있다. 아울러 2005년부터 2009년까지 주택 유상거래에 따른 취득·등록세 감면액의 누적액은 무려 13조 5,185억원에 이르고 있다.

요컨대 2005년과 2006년의 기간 동안 3차례에 걸쳐 취득·등록세를 중심으로 거래세 완화가 이루어졌음에도 불구하고 이에 상응하여 주택거래가 활성화되었다는 증거는 발견되지 않고 있으며, 오히려 이러한 조치에 의해 2006년 이후 지방자치단체의 세수입이 상당규모로 감소한 것으로 나타나고 있다⁴⁴⁾.

2) 주택거래 활성화의 핵심 결정요인과 정책적 함의

앞서 살펴보았듯이 취득·등록세의 세율 인하를 중심으로 하는 주택거래세율 인하정책은 주택거래 활성화에 크게 기여하지 못한 것으로 분석되었다. 그렇다면 주택거래 활성화를 위한 정책을 설계할 때 초점을 두어야 할 항목은 취득·등록세의 세율인하 보다는 주택거래에 크게 영향을 미칠 수 있는 다른 핵심 요인들이어야 할 것이다.

본 연구의 분석결과에 따르면 주택거래량은 인구, 산업생산지수, 주택건설실적, 주택매매가격지수, 양도세제 개편, 주택구매력지수 등으로부터 상당한 영향을 받는 것으로 나타났다. 따라서 주택거래 활성화를 도모하기 위해서는 이들 경제적 변수들에 대한 적절한 정책적 고려가 이루어질 필요가 있을 것으로 판단된다.

첫째, 장기적으로 주택거래량은 인구의 증가와 밀접하게 연동되어 변화한다. 본 연구에서는 장기적으로 인구가 1% 성장할 때 주택거래량은 5.6% 증가하는 것으로 분석되었다. 이는 주택에 대한 수요가 장기적으로 인구수에 의해 결정된다는 점을 나타낸다. 장기적으로 우리나라 인구수는 2018년을 기점으로 감소 추세에 접어들 것으로 예상되고 있다⁴⁵⁾. 따라서

44) 정부는 2006년 9월 이후 거래세율 감소에 따른 세수입 감소분을 보유세증가분(부동산교부세)으로 전액 보전해 주기로 하였다. 하지만 거래세 완화에 따른 세수입 감소분을 보유세증가분으로 보전한다는 것은 당초 부동산교부세를 전액 지방으로 교부한다는 부동산교부세 도입 취지와는 거리가 있는 조치로 볼 수 있다. 부동산교부세는 2005년 초 부동산세제 개편에 따른 지방자치단체의 세수감소분을 보전해 줄 목적으로 도입되었고, 그 교부기준은 지방자치단체의 재정여건이나 지방세 운영 상황 등을 고려하여 결정하도록 되어 있었기 때문이다. 당시 전국시도지사협의회는 거래세보전대책과 보유세보전대책은 별개의 사안이라는 점을 들어 종합부동산세를 재원으로 하는 부동산교부세 이외에 국세의 지방세 이양, 소득·소비과세의 지방세화 등 별도의 재원으로 거래세보전이 이루어져야 한다고 주장하였다(전국시도지사협의회, 2006.8.22).

주택거래량도 이러한 인구의 추이와 연동되어 일정 시점(2018년)까지는 증가하다가 그 이후 감소하는 추이를 나타낼 것으로 전망된다.

둘째, 산업생산지수와 주택건설실적은 주택거래량과 양의 상관관계를 보여준다. 본 연구에 따르면 전국 주택거래량 변화율은 산업생산지수의 차분변수와 통계적으로 유의한 양의 관계를 나타내며, 서울주택거래량은 서울주택건설실적과 통계적으로 유의한 양의 관계를 형성하고 있는 것으로 나타났다. 이는 경기가 활성화되고 주택공급이 원활하게 이루어질수록 주택거래가 활성화될 수 있음을 의미한다. 다시 말해 주택거래를 끌어올릴 수 있는 조건 가운데 하나는 전반적으로 경기가 활성화되는 가운데 주택공급이 꾸준히 이루어지는 상황이라는 것이다.

셋째, 주택매매가격지수와 주택거래 활성화는 서로 밀접하게 결부되어 있다. 본 연구에서는 서울 지역을 대상으로 할 때 주택매매가격지수의 상승은 주택거래를 끌어올리는 한 원인으로 작용하는 것으로 나타났다. 이는 주택가격이 상승하는 기간에는 자본이득(capital gain)을 노리는 투기적 목적의 주택수요가 증가하며, 반대로 주택가격이 하락하는 시점에서는 투기적 목적의 주택수요가 급격히 소멸할 수 있다는 점을 의미한다. 이와 같이 주택가격과 주택수요가 같은 방향으로 변동하는 현상은 우리나라 주택시장이 실수요자들 보다는 투기적 수요자들에 의해 크게 영향을 받고 있다는 점을 보여준다. 따라서 주택시장을 실수요자들 중심의 정상궤도로 안착시키기 위해서는 주택시장에 대한 투기적 수요자들의 문턱을 높이는 조치들을 과감하게 시행할 필요가 있다. 예컨대 비정상적인 자본이득의 가능성을 가급적 낮출 수 있도록 양도소득세제를 강화하고, 투기적 주택수요의 재원을 형성하는 금융권 주택담보대출에 대한 엄격한 규율의 시행이 요구된다. 하지만 이러한 조치들은 주택가격이 충분히 높이 형성되어 있는 시점에서는 시행이 곤란할 수 있다. 자본이득의 실현가능성이 높은 주택들이 즐비한 상황에서 양도소득세의 강화조치는 오히려 주택거래를 위축시키는 방향으로 작용할 수 있고, 주택담보대출에 대한 금융규율의 강화조치도 주택가격이 하락하는 시점에서는 그 실효성이 낮을 수 있기 때문이다⁴⁵⁾.

넷째, 주택시장이 정상화되지 않은 상황에서는 실수요자들의 주택구매력이 향상된다고 해

45) 통계청, 장기인구추계(<http://kosis.kr/wnsearch/totalSearch.jsp>).

46) 실제로 양도세제가 강화되었던 2004년, 2007년에는 주택거래가 크게 위축되었다. 한편 양도세제가 완화되었던 1996년, 2002년에는 주택거래가 크게 활성화되었으나, 2008년 이후에는 양도세제의 완화에도 불구하고 주택거래는 활발하게 이루어지지 않았다. 주택매매가격지수의 추이에 근거할 때 1996년과 2002년은 주택가격이 상승기에 접어든 시기로 볼 수 있는 반면 2008년 이후는 주택가격이 정점에 이르러 하락기에 접어든 시기로 평가된다. 이는 2008년 이후와 같이 주택가격이 더 이상 상승하리라는 기대심리가 형성되지 않는 시기에는 큰 폭의 집값하락이 이루어지든가 대폭의 양도세제 완화조치가 이루어지지 않고서는 주택거래가 크게 활성화되지 않을 것임을 시사한다.

서 이것이 곧 주택거래의 활성화로 연계되지 않는다. 주택가격이 비합리적으로 변동하는 상황일 때 상당한 주택구매력을 갖추고 있더라도 실수요자들은 주택구입을 서두르려 하지 않을 것이기 때문이다. 따라서 실수요자 위주의 주택거래가 형성될 수 있는 방향으로 주택시장을 정상화시키기 위해서는 주택가격의 비합리적인 변동성을 낮추는 조치가 선행될 필요가 있다.

다섯째, 보유세제의 개편은 주택거래 활성화와 밀접한 관련을 맺고 있지 않은 것으로 보인다. 종합부동산세의 신설 및 강화를 핵심으로 하는 보유세제 개편이 단행되었던 2005년, 2006년도는 주택가격이 상승하던 시기에 해당하며 이 시기 동안 주택거래는 매우 활발하게 이루어졌다. 반면 이명박정부 출범 이후 종합부동산세의 약화를 핵심으로 하는 보유세제 개편이 단행된 2008년도는 주택가격 하락에 따른 주택거래 위축이 심화되던 시기였다. 이런 측면에서 볼 때 주택거래 활성화를 위해 보유세제의 완화조치를 병행하는 방안은 실효성 있는 성과를 거둘 수 없을 것으로 판단된다.

IV. 맺음말

2005년 이후 정부는 취득·등록세 인하를 중심으로 하는 거래세 완화를 통해 주택거래 활성화 정책을 추진하였다. 거래세율 인하는 2005년 1월, 2006년 1월과 9월 모두 3차례에 걸쳐 이루어졌다. 하지만 주택시장은 이러한 거래세 인하와는 전혀 다른 방식으로 작동하였다. 2006년 양도세 강화조치와 그해 말 DTI 및 LTV 강화조치가 시행되자 2007년 이후 주택가격의 증가율이 급격히 둔화되기 시작하였고 여기에 반응하여 거래도 급격히 위축되었던 것이다. 이런 상황에서 주택거래세율 인하를 통한 주택거래활성화 정책은 소기의 성과를 달성할 수 없었고, 정책적 의도와 달리 시장은 거래세율 인하에 크게 반응하지 않은 것으로 분석되었다. 오히려 양도세제의 강화와 DTI 및 LTV 등 금융제재수단 강화의 영향으로 주택가격이 하락하면서 주택투기자들은 주택시장에서 이탈하였고 이에 따라 실수요자들도 주택구입을 서두르지 않는 현상이 나타났다. 이를 반영하듯 2007년 이후 주택거래량은 줄어드는 양상을 보여주었다.

본 연구는 취득·등록세를 중심으로 하는 거래세 완화조치가 주택거래활성화에 미치는 영향을 분석하였다. 전이함수모형을 이용하여 주거용 토지거래량(주택거래량)을 주택가격, 주택수요, 주택공급, 거시경제환경, 제도적 요인 등을 나타내는 변수들에 대해 회귀분석한 결과 2007년도 이후 주거용 토지거래량은 급격히 위축된 것으로 나타났다. 이는 2005년 1차례, 2006년 2차례에 걸쳐 단행된 취득·등록세 인하조치가 소기의 성과를 거두지 못했음을 시사한

다. 서울 강남권은 물론 서울 전역을 대상으로 하더라도 거래세 인하는 부동산 거래활성화에 유효한 영향을 미치지 못한 것으로 분석되었다.

거래세 인하는 주택거래활성화의 성과 대신 지방자치단체의 주된 세입원의 하나인 거래세의 감소를 초래함으로써 가뜩이나 열악한 지방재정을 더 취약하게 만드는 부작용을 드러내었다⁴⁷⁾. 다른 한편으로 본 연구의 분석결과에 따르면 주택거래량은 취·등록세의 세율인하 보다는 인구, 산업생산지수, 주택건설실적, 주택매매가격지수, 양도세제 개편 등으로부터 더 큰 영향을 받는 것으로 나타났다.

이런 점들을 종합적으로 고려할 때 본 연구를 통하여 다음과 같은 정책적 시사점을 도출할 수 있을 것이다. 첫째, 본 연구의 결과에 따르면 2007년을 기점으로 주택거래량은 전반적으로 낮아지는 양상이 나타나고 있는데, 이를 초래한 주된 원인으로 양도소득세의 강화 조치를 지목할 수 있다. 본 연구에서는 보유세제를 비롯하여 양도소득세의 개편을 연도더미를 활용하여 포착하는 방식을 이용하였다. 이에 따라 양도세 및 보유세제 개편의 강도가 모형 내에 온전하게 포함되지 않음으로써 취득·등록세율의 변화가 주택거래량에 미치는 영향에 대한 완벽한 분석과는 거리가 있을 수 있다. 그럼에도 불구하고 주택거래량에 거래세 인하보다는 양도세 강화조치가 더욱 큰 영향을 미쳤음은 부인하기 어렵다는 지적을 하지 않을 수 없다.

둘째, 주택거래량은 주택가격, 주택수요, 주택공급, 거시경제환경, 제도적 변수들로부터 영향을 받는 동시에 이러한 변수들 중 일부에 영향을 미치는 동시적 관계를 갖는다. 주택거래량은 주택가격의 상승을 기대하며 증가할 수도 있으나 이러한 주택거래량의 증가는 다시금 주택가격을 끌어올리는 원인으로 작용할 수 있다. 따라서 이와 같은 상호작용의 효과를 모형 내에 반영하여 분석할 수 있도록 향후 VAR, VECM 모형 등을 활용한 분석이 요구된다⁴⁸⁾. 이는 주택거래활성화는 거래세 인하 조치만으로 소기의 성과를 거두기 어려움을 간접적으로 시사한다.

본 연구의 결과는 적용한 모형의 한계를 감안할 때 실제(현실)를 완전하게 반영한다고 할

47) 한편 취·등록세율 인하조치(주택 유상거래를 원인으로 하는 취득세 감면제도)를 2011년부터 1년 동안 연장시킨 최근 지방세특례제한법 개정은 본 연구의 분석에 비추어 볼 때 침체된 주택거래 활성화의 성과를 담보하기 쉽지 않을 것으로 예상된다. 다만 취·등록세율 인하의 적용대상을 취득가격 9억원 이하 1주택으로 축소시킴으로써 동 제도가 주택거래 활성화에 기여하지 않더라도 그것이 지방재정에 미치는 부정적인 영향을 다소 완화시킬 수 있을 것으로 판단된다.

48) VAR, VECM 모형으로의 확장시 유의할 사항은 거래세 변수가 구조변환의 특징을 갖기 때문에 이를 단일방정식이 아니라 연립방정식에 포함시켜 분석할 때 주의가 요구된다는 점이다. 거래세 변수가 갖는 구조변환의 특징을 고려하지 않고 연립방정식 형태의 모형(VAR, VECM)을 이용한 분석을 할 경우에는 추정결과에 대한 해석이 용이하지 않을 수 있기 때문이다. 따라서 단일방정식 형태의 전이함수모형을 적용한 본 연구의 분석방법은 거래세율 변수가 갖는 구조변환의 특징을 감안하고 있다는 점에서 독자적인 의의가 있음을 밝혀둔다.

수는 없을 것이다. 주거용 토지거래량의 증가율 또는 수준의 변화에 영향을 주는 핵심 요소들 가운데 양도세제 및 보유세제의 변화 요인들을 본 연구의 모형이 온전하게 고려하지 못하고 있다. 또한 종속변수가 독립변수들 가운데 일부와 상호작용할 수 있다는 점을 제대로 담아내지 못했다. 이런 점들은 향후 연구과제로 미루고자 한다.

【참고문헌】

- 국민은행. 「전국주택가격동향조사」. 각 월(<http://land.kbstar.com/>).
- 국토해양부. 「부동산거래통계」. 각 월(온나라부동산정보사이트<http://www.onnara.go.kr>).
- 국토해양부·기획재정부·금융위원회·행정안전부.(2010). 주택거래 정상화 통해 서민 주거안정 도모, 보도자료, 2010.8.29.
- 국토해양통계누리 사이트(<https://stat.mltm.go.kr/>)
- 김경환.(2007). 주택관련 세제의 개편 방안. 『감정평가연구』, 17(2): 193-214.
- 김명직·장국현.(2002). 「금융시계열분석(제2판)」. 서울:경문사.
- 김세완·박기정.(2006). VAR모형을 이용한 부동산가격결정요인의 상대적 효과에 관한 연구. 『한국경제학보』, 13(2): 171-198.
- 김완석 외5인.(2006). 「부동산세 개정에 따른 지방재정 안정화 방안에 대한 연구」. 서울시립대학교 지방세연구소, 2006.11.
- 김현아·허윤경.(2009). 부동산 거래량 통계의 활용방안 연구. 『국토연구』, 62: 107-124.
- 노영훈.(2006). 부동산 보유 및 거래과세 구성변화와 재정적 과제. 『지방세』, 6: 3-15.
- 손종철.(2010). 통화정책 및 실물·금융변수와 주택가격간 동태적 상관관계 분석. 『경제학연구』, 58(2): 179-218.
- 신상영·이성원.(2007.) 주택자금 대출규제가 주택구입능력에 미치는 영향 : 서울시 아파트를 중심으로. 『국토연구』, 54: 129-155.
- 유태현·김찬수·이상호.(2009). 「부동산보유세 체계 개선방안 연구」, 한국지방세협회, 2009.8.
- 윤덕병.(2005). 양도소득세 개선에 관한 연구. 『전산회계연구』, 4(1): 192-231.
- 이영희·김대영·이삼주·유태현.(2009). 「미래지향적 비과세·감면 모델 정립」. 한국지방행정연구원, 2009. 6.
- 전강수.(2007). 부동산 정책의 역사와 시장친화적 토지공개념. 『사회경제평론』, 29(1): 373-421.
- 전국시도지사협의회.(2006). 취·등록세율 인하조치 관련 시·도 공동 건의사항, 2006. 8. 22.
- 지규현·김정인·김진유.(2006). 주택취득비용 지불능력 지수 개발에 관한 연구. 『주택도시』, 89: 37-52.
- 지대식·최수.(2003). 「부동산 관련 세제의 정비·개선방안 연구」. 국토연구원.
- 최희갑·임병준.(2009). 주택가격 전망이 주택가격 및 경기에 미치는 영향. 『국토연구』, 63: 141-158.
- 통계청. 「소비자물가조사」. 각 월(<http://kosis.kr/>)
- 국민은행. 「주택금융조사시계열정리(2009)」(<http://land.kbstar.com/>)
- 행정안전부(행정자치부). 「지방세정연감」. 각 연도.
- 홍기석.(2009). 주택임대가격/매매가격비율에 관한 실증분석. 『응용경제』, 11(3): 115-144.

- Dickey, David, and Wayne A. Fuller. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 49(july): 1057-1072.
- Dickey, David, and Wayne A. Fuller.(1979). Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(June): 427-431.
- Dolado, Juan, Tim Jenkinson, and Simon Sosvilla-Rivero.(1990). Cointegration and Unit Roots. *Journal of Economic Surveys*, 4: 249-273.
- Enders, Walter.(2010). *Applied Econometric Time Series*, 3e, Wiley, Lexington.
- Ljung, G. and George Box.(1978). On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models. *Biometrika*, 65: 297-303.
- McDowell, Allen.(2002). From the help desk: Transfer functions. *The Stata Journal*, 2(1): 71-85.

<부표 1> 거래세율 인하의 강남권 주거용 토지거래량에 미치는 효과

| 변수 | 모형1 | 모형2 | 모형3 | 모형4 | 모형5 |
|-------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| 표본수 | 230 | 230 | 230 | 230 | 230 |
| AIC | 13.6 | 16.0 | 17.6 | 18.3 | 17.6 |
| SBC | 68.6 | 71.1 | 72.6 | 73.4 | 72.6 |
| Q값 | 0.47 | 0.59 | 0.58 | 0.58 | 0.55 |
| p값 | 0.98 | 0.88 | 0.89 | 0.89 | 0.92 |
| 1 | 6.275 *** (21.9) | 5.646 *** (22.3) | 6.474 *** (22.9) | 6.429 *** (23.0) | 6.416 *** (23.3) |
| [차분]강남권주택매매 가격지수(-1) | 0.114 *** (4.64) | 0.136 *** (5.00) | 0.136 *** (5.06) | 0.139 *** (5.18) | 0.139 *** (5.19) |
| ln서울주택건설실적 | 0.069 *** (3.38) | 0.060 *** (2.82) | 0.056 *** (2.90) | 0.059 *** (3.07) | 0.060 *** (3.16) |
| 회사채수익률(-1) | -0.027 ** (-2.06) | -0.026 ** (-2.03) | -0.027 ** (-2.05) | -0.026 * (-1.95) | -0.026 * (-1.95) |
| 회사채수익률(-7) | -0.027 ** (-2.04) | -0.032 ** (-2.44) | -0.033 ** (-2.43) | -0.033 ** (-2.44) | -0.033 ** (-2.42) |
| [차분]강남권15세이상 인구수 | 23.002 *** (3.75) | 23.603 *** (3.61) | 23.918 *** (3.65) | 23.907 *** (3.57) | 23.681 *** (3.48) |
| [차분]강남권15세이상 인구수(-1) | 14.178 *** (2.78) | 14.366 *** (2.72) | 14.856 *** (2.82) | 14.717 *** (2.78) | 14.417 *** (2.72) |
| yd96 | 0.304 ** (2.08) | 0.321 ** (2.51) | 0.302 ** (2.18) | 0.315 ** (2.36) | 0.323 ** (2.47) |
| yd10 | -0.463 *** (-2.77) | -0.495 *** (-3.15) | -0.533 *** (-3.32) | -0.530 *** (-3.35) | -0.518 *** (-3.30) |
| yd07 | -0.416 *** (-4.13) | | | | |
| 거래세율 | | 0.154 *** (4.56) | | | |
| ymd0501 | | | -0.379 *** (-3.79) | | |
| ym3g0501 | | | | -0.390 *** (-4.00) | |
| ym6g0501 | | | | | -0.412 *** (-4.27) |
| md7 | -0.108 ** (-2.29) | -0.102 ** (-2.07) | -0.107 ** (-2.17) | -0.103 ** (-2.07) | -0.099 ** (-2.01) |
| md10 | 0.204 *** (4.55) | 0.211 *** (4.60) | 0.208 *** (4.50) | 0.208 *** (4.46) | 0.209 *** (4.48) |
| ln강남권주거용 토지거래량(-1) | 0.327 *** (5.63) | 0.327 *** (5.27) | 0.333 *** (5.24) | 0.333 *** (5.21) | 0.333 *** (5.20) |
| ln강남권주거용 토지거래량(-3) | 0.188 *** (3.04) | 0.136 ** (2.05) | 0.158 ** (2.27) | 0.149 ** (2.13) | 0.150 ** (2.16) |
| ln강남권주거용 토지거래량(-14) | 0.184 *** (2.73) | 0.146 ** (2.25) | 0.156 ** (2.44) | 0.139 ** (2.14) | 0.125 * (1.91) |
| σ | 0.232 *** (21.9) | 0.233 *** (21.9) | 0.234 *** (22.4) | 0.235 *** (22.3) | 0.234 *** (22.4) |

주 : 괄호 () 안은 t값이며, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%에서 통계적으로 유의하다는 것을 나타냄
(종속변수는 ln강남권주거용토지거래량 변수임)

<부표 2> 독립변수들 간 상관계수(전국, 모형1)

| 구분 | | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 |
|--------------------------|----|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|-------|
| [차분]산업생산 지수 | 1 | 1.000 | | | | | | | | | | |
| ln전국주거용 토지거래량(-1) | 2 | -0.120 | 1.000 | | | | | | | | | |
| ln전국15세이상 인구수(-1) | 3 | 0.037 | 0.804 | 1.000 | | | | | | | | |
| md2 | 4 | 0.211 | -0.157 | 0.020 | 1.000 | | | | | | | |
| md7 | 5 | 0.037 | -0.018 | 0.025 | 0.302 | 1.000 | | | | | | |
| md10 | 6 | 0.088 | -0.033 | -0.001 | 0.175 | 0.580 | 1.000 | | | | | |
| [차분]ln전국주거 용토지거래량(-1) | 7 | -0.082 | 0.287 | -0.002 | -0.201 | 0.004 | 0.141 | 1.000 | | | | |
| [차분]ln전국주거 용토지거래량(-2) | 8 | -0.247 | 0.102 | 0.001 | -0.098 | -0.038 | -0.001 | -0.323 | 1.000 | | | |
| [차분]ln전국주거 용토지거래량(-3) | 9 | -0.042 | 0.013 | 0.011 | -0.146 | -0.126 | -0.203 | -0.162 | -0.321 | 1.000 | | |
| [차분]ln전국주거 용토지거래량(-5) | 10 | 0.082 | 0.011 | 0.024 | 0.130 | 0.110 | -0.043 | 0.040 | -0.052 | -0.163 | 1.000 | |
| [차분]ln전국주거 용토지거래량(-7) | 11 | 0.004 | 0.135 | 0.033 | -0.079 | -0.020 | 0.132 | 0.282 | -0.079 | 0.051 | -0.148 | 1.000 |

주 : 종속변수는 ln전국주거용토지거래량의 차분변수임

<부표 3> 독립변수들 간 상관계수(서울, 모형1)

| 구분 | | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 |
|------------------------|----|--------|--------|--------|--------|--------|-------|--------|-------|-------|-------|
| [차분]서울주택 매매가격지수(-1) | 1 | 1.000 | | | | | | | | | |
| [차분] 서울HAI(-3) | 2 | 0.090 | 1.000 | | | | | | | | |
| ln서울주택 건설실적 | 3 | 0.099 | 0.000 | 1.000 | | | | | | | |
| md2 | 4 | 0.054 | 0.099 | 0.152 | 1.000 | | | | | | |
| md4 | 5 | -0.003 | 0.106 | 0.196 | 0.518 | 1.000 | | | | | |
| md7 | 6 | 0.034 | -0.006 | 0.105 | 0.296 | 0.571 | 1.000 | | | | |
| md10 | 7 | 0.028 | 0.237 | 0.215 | 0.170 | 0.327 | 0.573 | 1.000 | | | |
| ln서울주거용 토지거래량(-1) | 8 | 0.496 | -0.167 | 0.143 | -0.176 | 0.111 | 0.009 | 0.047 | 1.000 | | |
| ln서울주거용 토지거래량(-2) | 9 | 0.421 | -0.229 | -0.014 | -0.088 | -0.214 | 0.020 | -0.120 | 0.628 | 1.000 | |
| ln서울주거용 토지거래량(-12) | 10 | 0.187 | -0.031 | -0.019 | 0.215 | 0.204 | 0.028 | 0.172 | 0.424 | 0.379 | 1.000 |

주 : 종속변수는 ln서울주거용토지거래량 변수임

〈부표 4〉 독립변수들 간 상관계수(강남권, 모형1)

| 구분 | | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 |
|-------------------------|----|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|-------|-------|-------|
| [차분]강남권주택 매매가격지수(-1) | 1 | 1.000 | | | | | | | | | | |
| ln서울주택 건설실적 | 2 | 0.108 | 1.000 | | | | | | | | | |
| 회사채수익률(-1) | 3 | -0.404 | 0.218 | 1.000 | | | | | | | | |
| 회사채수익률(-7) | 4 | -0.339 | 0.189 | 0.836 | 1.000 | | | | | | | |
| [차분]강남권15세 이상인구수 | 5 | 0.019 | -0.012 | -0.122 | -0.090 | 1.000 | | | | | | |
| [차분]강남권15세 이상인구수(-1) | 6 | -0.022 | -0.009 | -0.120 | -0.081 | -0.048 | 1.000 | | | | | |
| md7 | 7 | 0.026 | 0.108 | -0.033 | 0.028 | 0.174 | 0.190 | 1.000 | | | | |
| md10 | 8 | 0.001 | 0.217 | -0.031 | -0.016 | 0.098 | 0.100 | 0.571 | 1.000 | | | |
| ln강남권주거용 토지거래량(-1) | 9 | 0.484 | 0.129 | -0.409 | -0.426 | -0.086 | 0.179 | -0.023 | 0.011 | 1.000 | | |
| ln강남권주거용 토지거래량(-3) | 10 | 0.383 | -0.004 | -0.422 | -0.485 | 0.028 | 0.012 | -0.014 | -0.105 | 0.632 | 1.000 | |
| ln강남권주거용 토지거래량(-14) | 11 | 0.136 | -0.149 | -0.491 | -0.477 | 0.046 | -0.072 | 0.009 | -0.077 | 0.406 | 0.439 | 1.000 |

주 : 종속변수는 ln강남권주거용토지거래량 변수임