

총부채상환비율 규제가 주택점유형태 결정에 미치는 영향 분석*

이소영** · 정의철***

An Analysis of Impact of Debt-to-Income Regulation on Housing Tenure Decisions of Urban Households*

So Young Lee** · Eui-Chul Chung***

요약 : 본 연구에서는 총부채상환비율에 대한 규제가 주택점유형태에 어떻게 영향을 미치는지를 분석하였다. 이를 위해 이론적 모형에 기초하여 주택점유형태 추정방정식을 설정하고 주택자금대출 규제 변수들이 가구의 주택점유형태에 미치는 영향을 분석했다. 실증분석 결과, 가구의 주택점유형태는 항상소득, 상대 주거비용, 그리고 주택자금대출 시의 소득제약과 자산제약의 강도에 의해 많은 영향을 받으며, 가구의 소득제약과 자산제약조건이 강할수록 주택소유확률이 더 많이 감소하는 것으로 나타났다. 실증분석 결과를 이용한 모의실험에서는 다양한 형태의 총부채상환비율 규제 효과를 분석하였다. 분석을 통해 총부채상환비율 규제가 강화될수록 점유형태가 소유에서 임차로 변하는 확률이 증가하는 것을 확인할 수 있었다. 위의 분석을 통해 점유형태변화가 일어난 가구의 소득분포, 주택규모분포를 살펴보았는데 소득수준이 낮을수록, 주택규모가 작을수록 총부채상환비율 규제의 영향을 더 많이 받는 것으로 나타났다.

주제어 : 총부채상환비율 규제, 주택점유형태, 프로빗모형

ABSTRACT : This study examines the impact of debt-to-income regulation on housing tenure choice of Korean urban households. A tenure choice model under financial constraints is theoretically developed and empirically estimated. Our estimation results suggest that permanent income, relative cost of housing, debt-to-income constraint and wealth(LTV) constraint for housing finance are the main factors affecting housing tenure decisions. The stronger the debt-to-income and wealth constraints are, probability of owning decreases at the higher extent. We also simulated the model to analyze the likely impacts of various scenarios of the debt-to-income constraint. The stronger the debt-to-income constraint is, the larger percentage of households falls on renter's status. Finally, households with lower income and smaller housing size are likely to be more affected by the debt-to-income constraint.

Key Words : debt-to-income constraint, housing tenure choice, probit model

* 본 논문은 이소영(2010)의 석사학위논문을 수정, 보완한 것입니다.

** 건국대학교 대학원 부동산학과 석사(M.A. in Real Estate, Konkuk University)

*** 건국대학교 부동산학과/법학전문대학원 부교수(Associate Professor, Department of Real Estate and Law School, Konkuk University),
교신저자(E-mail: echung@konkuk.ac.kr, Tel: 02-450-4069)

I. 서론

1997년 외환위기 이후 국내 금융시장의 체질개선에 발맞추어 주택금융시장도 획기적인 변화를 맞이했다. 일반 금융기관의 주택자금대출 시장 진입과 대출금리 자율화, 주택저당증권(Mortgage-Backed Security: MBS) 시장 확대의 발판이 된 한국주택금융공사의 정식 출범은 그동안 대출자 금제한으로 주택구입이 어려웠던 가구에 대출 기회를 확대함으로써 서민들의 내 집 마련을 용이하게 하였다.

그러나 무분별한 주택담보대출로 가계의 부채가 증가하고 부실채권의 증가로 은행의 건전성이 위협받자, 70%였던 주택담보인정비율(Loan-to-Value Ratio: LTV)이 2002년 가계대출억제대책을 시작으로 계속해서 축소되었고 현재는 투기지역의 아파트 담보대출 시 40%의 LTV가 적용되고 있다. 또한 LTV의 강화에도 불구하고 계속되는 주택가격 상승과 주택담보대출 증가로 정부는 2005년 8월, 2단계 주택담보대출 리스크 관리 강화방안에서 배우자가 이미 주택담보대출을 받고 있는 기혼 차주 및 만 30세 미만 미혼 차주에 대해 투기지역에 위치한 아파트 담보대출 시 총부채상환비율(Debt-to-Income Ratio: DTI)을 40%로 적용하는 내용의 주택담보대출에 대한 DTI 규제를 도입하였다. LTV는 대출한도를 산정하는 데 있어 채무자의 상환능력에 대한 고려 없이 주택의 가치만을 기준으로 하기 때문에, 리스크 관리를 위해 그 비율을 강화한다 하더라도 한계가 있을 수밖에 없었기 때문이었다.

2009년 9월에는 기존의 투기지역(강남 3구)에 대해서만 적용되어왔던 총부채상환비율(DTI)이 투기지역을 제외한 서울은 50%, 인천·경기는

60%로 수도권(서울·인천·경기) 비투기지역까지 확대 적용되었다. 이 정책은 개인이 아파트를 담보로 은행에서 대출받을 수 있는 금액을 줄이고 이를 통해 주택구입수요를 억제함으로써 추가적인 주택가격 상승을 저지하고 은행권의 주택담보대출에 대한 리스크 관리를 강화하는 데 목적이 있는 것으로 알려져 있다.

그러나 정부의 이러한 의도와 달리 총부채상환비율을 수도권 시·도 단위에 일괄적으로 확대 적용하는 것은 서민들의 내 집 마련 기회를 제한하고, 임대차시장의 과열을 초래할 것이라는 우려의 목소리가 있다. 주택가치를 기준으로 대출한도를 결정하는 주택담보인정비율과 달리 총부채상환비율이 대출 시 적용되면 소득으로 채무자의 상환능력을 측정하여 대출한도를 정하기 때문에, 고정수입이 없거나 소득이 적은 저소득층 가구는 대출받기가 더욱 어려워질 수밖에 없으며, 더욱이 세계경기 침체로 경기회복이 느려지면서 빈부격차가 심화되고 있는 현 상황에서 주택금융과 관련된 규제의 강화는 주거의 양극화 문제를 초래할 수 있으며, 투기지역의 주택수요를 축소하여 주택가격을 안정화시키고자 고안된 정책이 오히려 중·저소득계층에게 크게 영향을 미칠 경우 주거복지의 축소라는 역진적 상황이 발생할 수 있다. 이러한 배경에서 본 연구는 주택자금대출 시 DTI 적용이 주택소유확률에 미치는 효과를 분석하고 DTI 규제가 소득수준별, 주택규모별 주택점유형태에 미치는 영향을 정량적으로 분석하는 데 목적을 두고 있다.

본 연구에서는 LTV와 DTI와 같은 주택담보대출 규제로 인해 파생되는 주택소비제한의 측정에 주안점을 두었는데, 주택담보대출 규제가 주택점유형태에 미치는 영향을 분석하기 위해서는 주택

담보대출 규제가 없는 경우와 규제가 적용되는 경우에서의 주택소비를 정확하게 측정하고 이를 주택점유형태 결정에 대한 실증분석에 반영해야 하기 때문이다. 본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제Ⅱ장에서는 관련 선행연구를 검토하고, 제Ⅲ장에서는 주택점유형태 결정이론에 기초하여 주택담보대출 규제 효과에 대한 실증분석모형을 구축한다. 제Ⅳ장에서는 추정에 이용된 자료를 설명하고, 제Ⅴ장에서는 추정결과를 제시하는 한편 총부채상환비율 규제의 파급효과를 논의한다. 마지막으로 제Ⅵ장에서는 본 연구를 요약하고 정책적 시사점을 제시한다.

Ⅱ. 선행연구 검토

주택금융계약조건이 주택수요 및 주택점유형태 결정에 미치는 영향에 관한 연구는 국내·외에서 다양하게 이루어져왔다. 특히 본 연구의 주제와 관련있는 주택금융과 주택점유형태 결정에 대한 연구는 초기에는 축적자산이 부족하여 주택구입자금을 충족하지 못하는 가구가 주택담보대출 등을 통해 자금을 대출받아 주택구입자금을 충당할 수 있는 경우 소유·임차 중 어떠한 대안이 최적이 될 수 있는지를 규명하는 데 초점을 두어 왔으며, LTV 및 DTI에 대한 규제가 도입된 이후로는 관련 규제의 효과 분석에 중점을 두고 있다.

주택자금대출이 주택수요 및 주택점유형태에 미치는 영향에 대한 외국 연구로는 다음과 같은 연구를 들 수 있다. Brueckner(1986)는 초기주택구입자금(downpayment)에 대한 제약조건이 가구의 주택점유형태에 미치는 효과를 이론적으로 분석했다. 그는 가계의 2기간 효용극대화모형을 통하여 점유형태별, 기간별 예산제약조건을 도출

하고 예산제약조건 하에서 효용을 극대화하는 최적점유형태 결정에 초기주택구입자금에 대한 제약조건과 주택구입에 따른 소득세공제혜택이 어떠한 영향을 미치는지를 분석하였는데, 초기주택구입자금에 대한 제약이 심할수록, 주택가격 대비 초기주택구입자금 요구정도가 높을수록 주택을 소유함으로써 얻게 되는 효용이 감소할 것이라는 결론을 도출하였다.

Gyourko and Han(1989)은 1980년대 중반 우리나라의 제도권 주택금융의 부족으로 주택소유비율이 매우 낮았다는 점을 지적하고 주택점유형태 결정에 대한 다중로짓모형 추정결과를 통하여 당시 주택은행을 포함하여 제도권 주택금융을 통한 주택대출자금의 확대가 주택소유비율을 상당히 증대시킬 수 있음을 제시하였다.

한편 Linneman and Wachter(1989)는 미국의 장기주택저당대출에 대한 제약조건을 초기주택구입자금에 대한 자산제약조건과 대출자금상환에 대한 소득제약조건으로 보다 구체적으로 상정하고 두 제약조건이 주택소유비율에 미치는 효과를 1975년과 1977년, 1981년과 1983년 사이에 이사한 가구에 대한 자료를 통해 분석한 바 있으며, Linneman et al.(1997)은 Linneman and Wachter(1989)의 초기모형을 확장하여 대출제약조건을 다양한 방법으로 설정하고 각 제약조건들이 주택소유비율에 미치는 영향을 분석하는 한편 주택점유형태의 변화(임차에서 소유)를 고려하여 대출제약조건과 저당대출이자율이 미국 전체의 주택소유비율에 미치는 영향을 분석하였다. 이 연구의 주요 결과는 자산제약조건이 소득제약조건보다 가구의 주택점유형태 결정과 미국 전체의 주택소유비율에 더 큰 영향을 미치며, 자산제약조건이 주택소유비율에 미치는 영향은 비선형적일 수 있다는 것이었다.

Duca and Rosenthal(1994)은 1983년 미국 가구의 주택자금 대출신청 결과에 대한 자료를 통하여 대출제약 여부를 판단하고 이에 기초하여 대출제약조건이 주택점유형태에 미치는 영향을 분석한 결과 대출제약조건이 완화된다면 여타 조건이 일정할 때 1980년 초반 미국의 주택소유비율은 약 9% 포인트 상승하였을 것이라는 결론을 도출하였으며 이러한 대출제약조건은 청년층과 유색인종에게 더 강한 영향을 미쳤음을 밝혔다. 또한 Hendershott et al.(1997)은 가계의 대출제약조건은 다양한 대출상품의 조건-고정금리 또는 변동금리, FHA(Federal Housing Administration) 대출 또는 일반대출 등-과 가계의 주택가격 대비 융자금 비율에 대한 선택에 의해 결정되므로 이러한 세 가지 요인이 종합적으로 고려되는 경우에만 보다 구체적으로 파악될 수 있음을 제시하고 중첩로짓모형 추정을 통하여 세 가지 요인이 주택자금 대출에 미치는 영향 및 주택자금대출제약조건에 미치는 영향을 분석한 바 있다.

저당대출제약조건에 대한 최근의 외국 연구는 대출제약조건의 계층별 효과와 관련되어 있다. Quercia et al.(2003)은 그간의 대출제약조건이 청년층, 저소득층, 특히 소수인종의 주택소유에 심각한 장애요인이었으며 1990년대 후반부터 프레디맥(Freddie Mac)에 의해 실행된 제약조건의 완화에 따라 청년가구, 흑인가구, 중심도시 거주가구의 주택소유확률은 최대로 각각 27.1%, 21%, 15% 증가할 수 있음을 밝히고 있다. 한편 Barakova et al.(2003)은 통상적인 소득과 자산에 따른 대출제약조건 이외에 가구의 신용평가점수 또한 주택소유에 잠재적인 장애요인이 됨을 제시하였다.

우리나라의 경우에도 주택자금대출 제약조건에 대한 다양한 연구가 진행되어 왔다. 최막중·지규

현(2001)은 주택금융의 활성화가 우리나라 가구의 주택수요에 미치는 파급효과를 모의실험을 통해 정량적으로 측정하였다. 그 결과 주택자금 대출이 개별 가구의 최적융자비율까지 확대되는 경우 주택에 대한 잠재수요는 주택가격 기준으로 약 1.5~1.7배(전체가구) 내지 1.7~1.9배(융자대상가구)까지 증가하고, 전세가구의 약 42%(전체가구) 내지 50%(융자대상가구)가 자가주택으로 상향이 동할 수 있는 것으로 나타나 주택금융이 주택수요에 큰 영향을 미칠 수 있는 것으로 분석되었다.

최막중 외(2002)는 최막중·지규현(2001)의 모형을 확장하여 주택금융제약이 주택수요규모와 점유형태 선택에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. 주어진 금융제약조건에서 구입가능한 주택가격과 금융제약이 완화됐을 경우 구입가능한 주택가격의 비율이 높을수록, 가구의 구입주택 규모가 감소하고 자가소유확률이 낮아진다는 것을 로짓모형을 통해 분석하였다. 또한 주택가격 대비 융자금 비율이 확대되면서 자가소유확률 및 구입주택의 규모가 증가할 것이며 융자비율이 70%까지 확대되는 경우 구입주택의 규모는 11% 증가하고 주택소유확률도 35% 정도 증가하는 것으로 예측함으로써 그동안 주택금융제약이 우리나라 가구의 주택수요를 제한하는 요인으로 작용하였음을 확인하였다.

한편 김영철·최내영(2004)은 채무불이행 등 위험이 높은 가구는 대출기관에서 보다 높은 대출비용을 부담하기 때문에 주택자금을 대출하는 경우 오히려 효용감소로 이어져 현 주택에 머물거나 주택구입을 포기할 가능성을 고려하였다. 모의실험결과를 통해 광역시, 경기, 서울 순으로 장기주택금융을 통한 최적소비가 어려우며, 장기주택금융은 전세가구의 자가로의 전환보다 자가가구의 상향 주거이동에 더 많이 이용될 가능성이 높고,

저연령대 가구의 주택소비 증가에 도움이 되지 않을 수 있음을 시사했다.

정의철(2005)은 모기지론이 주택점유형태 및 자가가구의 주택수요에 미치는 효과를 분석하였다. 특히 주택점유형태-자가주택수요 결정에 대한 동시 추정방식을 설정하여 모기지론 도입에 따른 주택가격 대비 용자금 비율의 변화와 대출금리의 변화가 주택점유형태와 자가주택수요에 미치는 영향을 분석하였다. 실증분석 결과, 주택점유형태 및 자가주택수요는 항상소득과 상대주거비용, 자산제약조건에 크게 영향을 받는 것으로 나타났다. 주택가격 대비 용자금 비율의 변화와 대출금리의 변화는 상대주거비용과 자산제약조건에 영향을 주는데 주택가격 대비 용자금 비율이 증가하면 대출금 상환액이 늘어나므로 자가소유 시의 사용자비용이 증가하여 상대주거비용을 높여 주택소유확률을 감소시키는 반면 대출금리 인하는 대출금 상환액을 감소시켜 상대주거비용을 낮추어 주택소유확률을 높이는 역할을 하는 것으로 나타났다.

신상영·이성원(2007)은 DTI 규제 도입과 대출금리 상승이 아파트 구입자의 부담능력에 어떤 영향을 미치는가를 소득계층별, 규모별, 지역별로 분석했다. 분석 결과, DTI 규제가 주택구입가능액을 낮추어 구입능력을 떨어뜨리는 효과가 있음이 분명하지만, 30% 규제 수준까지 강화되기 이전에는 주택구입에 큰 제약요인으로 작용하지는 않을 것으로 분석했다. 또한 저소득층에 비해 고소득층에 대해서는 DTI 규제가 없었더라면 가능했던 차입규모가 DTI 규제로 인해 줄어드는 효과가 있음을 제시하였다. 따라서 현재 DTI가 40% 수준까지 규제되고 있는 상황에서는 DTI 규제가 있더라도 가구가 통상적으로 가용한 소득능력의 범위 내에서 건전한 주택대출을 한다면 별다른 제

약으로 작용하지 않을 것이며, DTI 기준 적용으로 인해 가계 소득능력을 초과하는 과도한 차입을 막는 효과가 있음을 시사했다.

고성수·윤여선(2008)은 국민은행의 「2005년도 주택금융수요실태조사」 자료를 통해 추정한 최적주택소비규모를 기준으로 소득계층별로 주택금융규제의 영향을 분석하였다. LTV 규제와 비교할 때 DTI 규제의 강화는 제약가구 수를 2배 이상 확대시켜 주택수요 감축을 위한 정책수단으로 효과가 큰 것으로 나타났으나, 소득계층별로 분석하면 DTI 규제 강화에 따른 주택수요 감소가 대부분 하위소득계층으로부터 발생하고 있다는 결과를 도출했다.

이상의 연구결과를 보면 우리나라 연구에서 DTI 규제가 자가가구의 주택수요에 어떤 영향을 주는지에 대한 정량적 분석은 대체적으로 이루어지고 있으나 가구의 주택점유형태(소유-임차) 결정에 미치는 영향을 체계적으로 분석한 연구는 없다고 볼 수 있다. 아래에서는 가구의 주택점유형태 결정에 대한 이론적 모형을 검토하고 이를 통해 주택자금대출 규제의 효과를 분석하기 위한 실증분석모형을 설정하기로 한다.

Ⅲ. 주택담보대출 규제가 주택점유형태 결정에 미치는 영향에 대한 실증분석모형

1. 주택점유형태 결정 모형

가구 i 가 주거서비스(H_i)와 기타 재화(X_i)를 소비하여 효용을 얻는다고 가정하면 다음과 같은 효용함수를 상정할 수 있다.

$$U_i = U(H_i, X_i) \quad (1)$$

여기서 효용함수 U_i 는 연속적이며 2차 미분 가능하고 $U_H > 0$, $U_X > 0$ 으로 가정한다. 가계의 예산제약조건은 다음과 같다.

$$Y_i = C_i H_i + X_i \quad (2)$$

여기서 Y_i 는 가구 i 의 소득, C_i 는 주거서비스 단위당 가격, X_i 는 기타 재화에 대한 지출이다. 단위당 주거비용은 가구 i 가 소유를 선택하게 되는 경우 주거서비스 단위당 사용자비용이 될 것이며 임차를 선택하는 경우 단위당 임대료로 표현될 수 있다.

가구는 예산제약조건 (2) 하에서 효용함수 (1)을 극대화하는 최적(H_i^* , X_i^*) 조합을 선택하게 되고 이를 통하여 가계의 주거서비스 및 기타 재화에 대한 수요함수를 도출할 수 있다. 또한 각 재화에 대한 수요함수를 이용하여 특정 점유형태를 선택하였을 때 얻을 수 있는 효용을 간접효용함수로 표현할 수 있다.¹⁾

주택점유형태를 소유(o)와 임차(r)로 구분하는 경우 가구는 소득과 자산제약조건 하에서 주거서비스와 기타 재화를 선택하여 극대화된 효용을 점유형태별로 비교함으로써 보다 높은 효용을 제공하는 점유형태를 선택하게 된다. 가구 i 가 주택을 소유하는 경우 극대화된 효용을 U_i^o , 임차하는 경우 극대화된 효용을 U_i^r 이라 하면 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$U_i^o = v_i^o(Y_i, C_i^o, Z_i) + u_i^o \quad (3)$$

$$U_i^r = v_i^r(Y_i, C_i^r, Z_i) + u_i^r \quad (4)$$

여기서 C_i^o 는 주택보유에 따른 사용자비용, C_i^r 는 주택임대료, Z_i 는 가구특성 벡터를 의미한다.

식 (3)과 (4)의 우변의 첫째 항은 변수의 관찰이 가능한 부분이며 u_i^o 와 u_i^r 은 관찰되지 않은 오차항으로 표준정규분포를 가진다고 가정하자. U_i^o 가 U_i^r 보다 크다면, 즉 $U_i^o - U_i^r = v_i^o(Y_i, C_i^o, Z_i) - v_i^r(Y_i, C_i^r, Z_i) + u_i^o - u_i^r > 0$ 이면 가구는 주택을 소유할 것이다. 여기서 $U_i^o - U_i^r = w_i^*$, $u_i^o - u_i^r = u_i$ 로 가정하고 $v_i^o - v_i^r = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_i + \alpha_2 (C_i^o / C_i^r) + \sum_j \beta_j Z_{ji}$ 로 가정하면 $U_i^o - U_i^r$ 는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$w_i^* = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_i + \alpha_2 (C_i^o / C_i^r) + \sum_j \beta_j Z_{ji} + u_i \quad (5)$$

식 (5)에서 w_i^* 는 관찰되지 않는 잠재적 변수이며 자료를 통해 관찰되는 것은 가구의 주택소유 또는 임차 여부로, 이를 w_i 라 하면 $w_i^* > 0$ 이면 $w_i = 1$ (소유)로 관찰되며 그렇지 않은 경우 $w_i = 0$ (임차)으로 관찰된다.

2. 주택자금대출 규제

식 (5)에서는 주택자금대출에 대한 가구의 소득 및 자산제약조건이 명시적으로 고려되지 않았다. 대출규제로 인한 소득과 자산제약조건은 Linneman and Wachter(1989)의 연구에 기초하여 구할 수 있다. 먼저 소득제약변수는 주택자금대출 시 소득과 자산의 제약조건이 존재하지 않을

1) 이에 대한 자세한 내용은 정의철(2002)을 참조할 것

경우 가구의 사회·경제적 특성에 의한 최적주택 가격(V^*)과 소득제약조건 하에서 구입가능한 최대주택가격(V^Y)의 차이(GAP^Y)로 정의한다. 마찬가지로 자산제약변수는 V^* 와 자산제약조건 하에서 구입가능한 최대주택가격(V^W)의 차이(GAP^W)로 정의한다. 이 때 제약변수는 소득 제약이나 자산제약으로 인해 최적의 주택(V^*)을 구입하지 못하는 경우에만 양(+)의 값을 가지며, 현재 소득과 자산으로 최적의 주택(V^*)을 구입할 수 있으면 두 제약변수의 값은 0이다. 즉,

$$GAP^Y = \max(V^* - V^Y, 0) \quad (6)$$

$$GAP^W = \max(V^* - V^W, 0) \quad (7)$$

현재의 소득조건 하에서 구입가능한 최대주택 가격(V^Y)은 아래의 과정을 통해 도출할 수 있다. 차입금(L)은 주택가격 대비 융자금 비율(α)과 구입주택가격(V)의 곱으로 나타낼 수 있고, 원리금상환액(P)은 대출금리(r)와 차입금(L)의 곱으로 나타낼 수 있다.²⁾ 즉,

$$L = \alpha V \quad (8)$$

$$P = rL \quad (9)$$

$$V = \frac{P}{\alpha r} \quad (10)$$

이때, 대출조건 중 최대 LTV를 α_1 , 최대 DTI를 γ 라고 가정하면 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\alpha \leq \alpha_1 \quad (11)$$

$$P \leq \gamma Y \quad (12)$$

위의 두 식을 식 (10)에 대입하면 소득제약 하에서 구입가능한 최대주택가격(V^Y)을 아래 식 (13)과 같이 나타낼 수 있으며, 이 식에 의해 개별 가구의 소득과 대출금리를 알면 주어진 소득에서 구입가능한 최대주택가격을 도출할 수 있다.

$$V^Y = \frac{\gamma Y}{\alpha_1 r} \quad (13)$$

한편 가구가 주택을 소유하기 위해서는 이를 구입하기 위한 초기자산이 필요하다. 초기자산이 부족한 경우 주택자금대출이 일정부분 가능하다 하더라도 원하는 주택을 구입하지 못할 것이다. 현재시점의 자산(W)을 통해서 구입가능한 최대 주택가격(V^W)은 보유자산(W)과 대출금액(L)의 합이 되고, 이때 최대 LTV를 $\alpha_1 = L/V$ 이라고 정의하면 식 (14)와 같이 나타낼 수 있다. 이를 통해 가구의 자산과 최대 LTV를 알면 자산제약 조건 하에서 구입가능한 최대주택가격을 계산할 수 있다.

$$V^W = W + L = \frac{W}{1 - \alpha_1} \quad (14)$$

이상에서 논의한 소득 및 자산제약조건을 포함한 점유형태 추정방정식은 식 (15)와 같이 설정할 수 있다.³⁾

2) 본 연구에서는 가구는 만기일시상환방식으로 주택자금을 대출하는 것으로 가정한다. 따라서 대출기간에는 이자만 지불하며 대출만기에 원금이 상환된다. 이 가정은 소득제약조건에 대한 구체적인 수식을 도출하기 위해 도입된 것으로 고정금리/변동금리, 원리금상환방식/만기일시상환방식의 선택이 허용되는 상황에서의 추가적인 분석은 향후 연구과제로 남기기로 한다.

3) 실증분석에서 GAP^W 변수는 비선형효과를 고려하기 위해 해당 변수의 제곱항과 세제곱항을 추가적으로 고려한다.

$$w_i^* = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_i + \alpha_2 (C_i^o / C_i^r) + \alpha_3 (GAP_i^Y) + \alpha_4 (GAP_i^W) + \sum_j \beta_j Z_{ji} + u_i \quad (15)$$

식 (15)는 잠재변수인 w_i^* 가 관찰되지 않으며 소유인 경우 1, 임차인 경우 0의 값을 갖는 이산적 변수인 w_i 만이 관찰되므로 오차항의 확률분포를 고려한 이산적 모형을 추정해야 한다. 본 연구에서는 u_i 가 표준정규분포를 가진다고 가정하므로 프로빗모형을 이용하여 추정하였다.

IV. 자료 및 변수측정

1. 자료

실증분석을 위한 기본 자료는 국민은행의 「2008년도 주택금융수요실태조사」 자료이다. 이 자료는 도시가구의 주택금융 이용실태와 이용계획 현황을 파악하여 주택금융제도 개선 및 주택정책 수립에 필요한 기초자료를 제공하는 데 목적을 두고 있다. 조사지역은 서울, 6대 광역시(부산, 대구, 광주, 대전, 인천, 울산), 5개 신도시(분당, 일산, 평촌, 산본, 중동·상동) 및 지방도시(용인, 의정부, 수원, 전주, 청주, 원주, 창원)이며, 조사대상 지역 내 거주하는 가구 중 가구주 연령이 만 20세 이상인 가구주 또는 가구주 배우자를 대상으로 조사한 자료이다.

이 자료의 총표본 수는 2,000가구이며, 가구 일반 특성, 주택구입 관련 사항, 최근 3년간 주택을 구입한 가구의 주택금융 이용 특성, 향후 2년내 주택구입을 희망하는 가구의 주택금융 이용 의사, 전·월세 가구의 주택금융 이용 특성, 주택임대자

의 특성 등이 2008년 9월 25일부터 2008년 10월 24일까지 조사되었다. 이 자료는 거주지역, 가구별 거주면적, 가구원 수, 가구주의 성, 가구주의 교육수준, 주택점유형태, 자가가구의 경우 현 주택가격, 구입시점의 주택가격, 융자금액, 임차가구의 경우 보증금 및 임대료, 그리고 모든 가구에 대한 소득, 금융자산, 부동산자산, 부채 등 본 연구에 필요한 기초 정보를 포함하고 있다.

본 연구에서는 이 자료에 포함된 가구 중 단독주택, 빌라·연립·다세대, 아파트를 제외한 기타주택(영업용 단독주택, 비거주용건물 내 주택, 전원주택, 오피스텔 등)에 거주하는 가구, 점유형태가 자가, 전·월세, 사글세가 아닌 기타 형태인 가구를 제외하였으며, 자가가구의 경우 주택가격을 보고하지 않은 가구, 임차가구 중 전세보증금 또는 보증부월세 보증금이나 월세를 보고하지 않은 가구, 소득이 0이거나 보고되지 않은 가구를 제외하였다.

2. 변수측정

1) 항상소득(Y_i)

주택과 같은 내구재의 소비에 영향을 미치는 소득은 항상소득임이 널리 알려져 있다. 식 (15)에서 소득(Y_i)은 항상소득을 의미한다. 현재소득은 항상소득과 임시소득으로 구성되므로 현재소득을 그대로 이용할 수 없으며 항상소득이 추정되어야 한다. 항상소득은 식 (16)과 같이 현재소득을 인적자산과 비인적 자산 변수들에 회귀분석하여 구하였다.

$$Y_i = \gamma_0 + \sum_{i=1}^m \gamma_i HH_i + \sum_{i=1}^n \theta_i NH_i + e_i \quad (16)$$

여기서 Y_i 는 현재소득이며, HH 는 인적자산, NH 는 비인적 자산, e 는 오차항을 의미한다. 본 연구에서는 가구 총소득의 자연로그값을 종속변수로 가구주의 성, 연령, 연령의 제곱, 교육수준, 맞벌이 여부, 순자산을 설명변수로 회귀분석하여 그 예측값을 구하고 이를 지수화하여 항상소득을 구하였다.⁴⁾ <표 1>은 항상소득 추정결과를 보여준다. 추정결과 설명변수로 이용된 모든 변수가 유의수준 1%에서 통계적으로 유의하였으며, 조정된 결정계수는 약 0.4로 양호한 것으로 나타났다. 가구주 연령이 증가할수록 소득도 증가하나, 그 증가속도는 감소하는 것으로 나타났다. 또한 가구주가 남성인 경우가 가구주가 여성인 경우에 비해 소득이 높으며, 가구주의 교육수준이 높을수록 소득이 높은 것으로 나타났다. 또한 맞벌이 가구가 그렇지 않은 가구보다 소득이 높으며 순자산이 많을수록 소득이 높은 것으로 추정되었다.

<표 1> 항상소득 추정결과

종속변수: $\ln(\text{연간 총소득})$		
변수	추정계수	t-값
상수항	-0.6164	-2.27**
가구주 연령	0.0682	6.68***
가구주 연령 제곱	-0.0009	-8.94***
가구주 성별(남성=1)	0.2324	4.48***
가구주 교육수준(대졸 이상=1)	0.4544	13.82***
맞벌이 여부(맞벌이=1)	0.1454	4.14***
순자산	0.0040	12.35***
$\overline{R^2}$	0.398	
표본 수	1,622	

* 유의수준 10%에서 통계적으로 유의적

** 유의수준 5%에서 통계적으로 유의적

*** 유의수준 1%에서 통계적으로 유의적

2) 상대주거비용(C^o/C^r)

소유 시 지불하는 주거서비스 비용과 임차 시 지불하는 주거서비스 비용의 상대가격은 주택소유여부 결정에 있어 중요한 요인이다. 즉, 각각의 점유형태에 따른 주거서비스 비용의 상대적 크기는 가구의 주택점유형태 결정을 위한 의사선택의 한 가지 기준이 된다.

가구의 주거비용은 주택을 소유하는 경우 사용자비용(C^o), 주택을 임차하는 경우 임대료(C^r)이며 사용자비용/임대료의 비율이 상대주거비용을 형성한다. Hendershott and Slemrod(1983)는 가구의 예산제약조건을 통하여 가구가 주택을 소유하는 경우의 사용자비용을 도출한 바 있다. 이들의 접근법을 이용하여 근로소득세와 이자소득세가 분리되어 과세되고 장기주택대출 이자비용을 근로소득에서 공제해주고 있는 우리나라의 현실에 맞게 변형해야 하는데, 가구가 보유자산 전부를 주택구입에 투입하고 양도소득세가 현실적으로 비과세되는 조건을 가정하고, 한계소득세율이 자료를 통하여 관찰이 불가능하고, 그 영향력이 결과에 미치는 정도가 미미할 것으로 판단하여 생략한다면 사용자비용은 다음과 같다.

$$C_i^o = V_i(\alpha i + \tau_p + r_p + d - \pi) \quad (17)$$

여기서 V_i 는 현 주택의 매매가격, α 는 주택가격 대비 용자금 비율, i 는 대출금리, τ_p 는 재산세 실효세율, r_p 는 주택투자에 대한 위험 프리미엄, d 는 유지관리비용비율, π 는 주택가격 상승 예상률이다.

본 연구에서 대출금리(i)는 2008년 10월 기준

4) 가구의 순자산은 금융자산에 자가주택의 경우 현 주택가격, 전세주택의 경우 전세 보증금, 보증부 월세 주택의 경우 보증금을 포함하는 부동산 자산을 더하고 총부채를 차감하여 구하였다.

신규주택담보대출 가중평균 금리인 7.58%로 가정했으며 재산세 실효세율(τ_p)은 0.2%, 주택투자에 대한 위험 프리미엄(r_p)은 4%, 유지관리비용비율(d)은 2.5%를 가정하였다.⁵⁾ 주택가격 상승 예상률(π)은 국민은행의 「전국주택가격동향조사」 결과를 이용하여 2008년 10월을 기준으로 과거 5년의 연평균 주택매매가격 상승률을 지역별로 구하여 가정하였다. 현재 자가주택 거주가구의 경우 주택가격 대비 용자금 비율(α)은 주택 구입 시 용자한 금액을 현재주택가격으로 나누어 구할 수 있다.

현재 주택을 소유하고 있는 가구의 사용자비용은 식 (17)을 이용하여 구할 수 있으나 임차가구가 주택을 소유한다고 가정하는 경우의 사용자비용을 구하기 위해서는 해당 가구가 거주하는 주택의 매매가격(V_i)과 주택가격 대비 용자금 비율(α)에 대한 추정이 필요하다. V_i 는 주택매매가격에 대한 특성감안가격함수기법을 이용하여 추정할 수 있는데 이는 뒷부분에서 구체적으로 설명된다. α 는 임차가구가 거주하는 주택의 매매가격에 대한 추정치와 임차가구의 보유자산을 이용하여 구하였다. 즉, 매매가격의 추정치를 \hat{V} 이라 하고, 보유자산을 W 라 하면 α 의 추정치는 아래 식 (18)을 이용하여 구할 수 있다.

$$\hat{\alpha} = \frac{\hat{V} - W}{\hat{V}} = 1 - \frac{W}{\hat{V}} \quad (18)$$

한편 임대료(C'')도 현재의 주택점유형태와 관계없이 모든 가구에 대해 구해야 한다. 현재 가구

가 주택을 임차한 경우 전세가구, 보증부월세가구, 월세가구에 따라 달리 계산되어야 하는데 본 연구에서는 전세가구의 경우에는 전세보증금에 전월세 전환율을 곱하여 구하였으며, 보증부월세가구의 경우 보증금에 전월세전환율을 곱하고 여기에 월세를 더하여 구하였다. 월세가구의 경우에는 월세가 임대료를 구성한다. 마지막으로 이 모든 값은 월 임대료 개념이므로 여기에 12를 곱하여 1년 동안의 임대료를 구하였다. 전월세전환율은 2008년 10월 기준으로 국민은행의 「전국주택가격동향조사」의 결과를 사용하여 지역별로 적용하였다. 현재 가구가 주택을 소유하는 경우의 해당 주택에 대한 임대료는 주택임대료를 해당 주택의 특성에 회귀분석하는 방법으로 추정하였다.

「2008년도 주택금융수요실태조사」 자료에 나타나 있는 주택특성자료는 주택의 규모, 주택유형, 거주지역이 있다. 이것을 이용하여 주택매매가격과 임대료를 추정하였는데 그 결과는 <표 2>와 같다. 추정 결과 주택규모가 클수록, 주택유형이 아파트일 때 매매가격과 임대료가 모두 높은 것으로 추정되었다. 매매가격과 임대료에 대한 지역더미 변수의 영향을 살펴보면 매매가격에서는 5대 신도시와 용인시의 경우 기준 더미로 이용한 서울과 유의할 만한 차이를 보이지 않고 있으나, 6대 광역시와 기타 지방도시의 경우에는 서울시에 비해 매매가격이 상대적으로 낮은 것으로 추정되었다.

임대료 추정결과에 따르면 성남과 군포의 경우에만 통계적으로 유의하지 않았으며 다른 지역의 임대료는 서울에 비해 상대적으로 낮은 것으로 추

5) 성명재·김현숙(2006)은 2003년 기준으로 주택에 대한 보유세 실효세율을 각종 부가세를 고려할 때 약 0.17%로 제시하고 있다. 2003년 이후 보유세가 전반적으로 강화되었음을 고려하여 재산세(보유세) 실효세율은 0.2%로 가정하였다. 주택투자에 대한 위험프리미엄은 2008년 하반기(7~12월) 평균 전월세 전환율을 연이율로 곱한 값(11.7%)에서 동 기간 10년 만기 국고채 수익률 평균(5.68%)을 뺀 값(6.03%)을 보수적으로 가정하여 4%로 설정하였다. 한편 Lee et al.(2005)의 연구에서는 서울시 아파트의 경제적 감가상각률이 2.2~2.8%임을 제시하고 있으므로 이를 고려하여 유지관리비용비율은 2.5%로 가정하였다.

〈표 2〉 주택매매가격 및 임대료 추정결과

종속변수 설명변수	주택매매가격 $\ln V$		임대료 $\ln C^r$	
	추정계수	t-값	추정계수	t-값
상수항	9.574	79.08***	5.829	73.27***
아파트	0.432	4.26***	0.364	6.28***
주택면적(평)	0.017	9.29***	0.037	11.96***
부산	-0.882	-6.36***	-0.876	-9.59***
대구	-0.851	-6.20***	-0.886	-7.58***
광주	-0.873	-5.31***	-0.919	-6.29***
대전	-0.696	-5.12***	-0.883	-6.23***
인천	-0.259	-2.18**	-0.650	-6.35***
울산	-0.626	-4.29***	-0.408	-1.84*
성남(분당)	0.238	1.27	-0.134	-1.00
고양(일산)	0.469	1.51	-0.392	-2.52**
안양(평촌)	0.030	0.15	-0.319	-1.84*
군포(산본)	-0.140	-0.55	-0.098	-0.58
부천(중동·상동)	-0.060	-0.37	-0.522	-3.13***
용인	-0.007	-0.02	-0.422	-2.31**
의정부	-0.436	-2.16**	-0.517	-3.22***
수원	-0.594	-3.76***	-0.419	-3.37***
전주	-1.188	-7.16***	-1.057	-5.43***
청주	-0.937	-4.62***	-0.920	-5.01***
원주	-0.897	-4.00***	-0.973	-4.70***
창원	-0.624	-3.76***	-0.562	-2.08**
$\overline{R^2}$	0.554		0.493	
표본수	185		421	

* 유의수준 10%에서 통계적으로 유의적

** 유의수준 5%에서 통계적으로 유의적

*** 유의수준 1%에서 통계적으로 유의적

정되었다. 위 추정결과로 나타난 추정계수와 개별 주택의 특성들을 이용하여 자가가구 거주주택에 대한 임대료를, 임차가구 거주주택에 대한 매매가격을 추정할 수 있다.

3) 소득 및 자산제약조건 (GAP^Y , GAP^W)

본 연구는 주택자금대출 규제, 특히 총부채상환비율 규제가 주택점유형태에 미치는 영향을 측정

하는 것을 목적으로 하고 있다. 정책변화에 따른 주택금융규제의 효과를 측정하기 위해서는 우선 주택금융제약을 받지 않는 경우의 최적주택수요량(V^*)과 규제에 따른 제약조건이 반영된 주택수요량(V^Y , V^W)을 추정하여 그 차이(GAP^Y , GAP^W)가 주택점유형태 결정에 어떠한 영향을 미치는가를 분석해야 한다.

본 연구에서 가구의 최적주택수요량(V^*)은 주

택금융제약이 존재하지 않을 경우 가구의 사회·경제적 특성에 의해 수요되는 주택의 가격으로 정의하고 있으므로 최적주택수요량은 주택금융제약을 받지 않는 가구만을 추출하여 추정해야 한다. 주택자금대출 시장에서 최대 주택담보인정비율이 대략 60%였던 점을 고려하여 자가 소유가구 중 주택가격 대비 융자금의 비율이 40% 이하인 가구를 자산제약조건이 없는 가구로 가정하고, 이에 더하여 투기지역의 경우 총부채상환비율이 40% 이하인 가구를 소득제약이 없는 가구로 가정하였다.

소득과 자산제약을 받지 않는 가구를 대상으로 이들이 거주하는 주택의 매매가격을 종속변수로, 향상소득, 사용자비용 및 가구특성을 설명변수로 설정한 회귀분석 결과로 나타나는 추정치를 이용하여 최적주택수요량을 구하였다. 가구의 특성변수로는 가구주 연령, 가구원 수, 거주지역 더미(서울=1)를 이용하였다.

추정결과는 <표 3>에 나타나 있다. 추정결과 예상한 바와 같이 소득은 주택가격에 양(+)의 영향을, 사용자비용은 음(-)의 영향을 미치고 있으며 두 핵심변수 모두 유의수준 1%에서 통계적으로 유의적이었다. 가구특성 중 가구주 연령과 가구원 수는 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 서울의 경우 다른 지역에 비하여 상대적으로 주택가격이 높고 이는 통계적으로 유의적인 것으로 나타났다. 최적주택수요량 추정 시 종속변수를 주택가격에 자연로그를 취한 값을 이용하였으므로 이를 다시 지수함수를 이용한 함수변환을 통하여 수준값으로 치환하였다.⁶⁾

<표 3> 제약되지 않은 가구의 최적주택수요량 추정결과

종속변수: $\ln(\text{주택가격})$		
설명변수	추정계수	t-값
상수항	8.229	21.97***
$\ln(\text{소득})$	0.546	4.40***
사용자비용	-0.162	-3.83***
가구주 연령	0.017	3.20***
가구원 수	0.421	3.93***
서울 거주	0.105	2.19**
\bar{R}^2	0.324	
표본 수	153	

주: 사용자비용은 원래 값을 1,000으로 나누어 추정에 이용하였음.

* 유의수준 10%에서 통계적으로 유의적

** 유의수준 5%에서 통계적으로 유의적

*** 유의수준 1%에서 통계적으로 유의적

한편 소득제약에 따른 주택수요량의 차이(GAP^Y)는 $V^* - V^Y$ 로, 자산제약에 따른 주택수요량의 차이(GAP^W)는 $V^* - V^W$ 로 정의된다. V^* 는 <표 3>을 통하여 구할 수 있으며, V^Y 와 V^W 는 식 (13)과 식 (14)를 이용하여 구할 수 있다.

본 연구에서는 분석자료인 「2008년도 주택금융수요실태조사」의 설문시점인 2008년 10월을 기준으로 최대 주택담보인정비율(α_1)은 투기지역 40%, 기타지역 60%로 고정하였고, 최대 총부채상환비율(γ)은 투기지역은 40%, 기타 지역은 DTI 규제가 없었으므로 100%로 가정하였다.⁷⁾ 금리(r)는 해당 월의 신규주택담보대출 가중평균 금리인 7.58%를 적용하였다.

6) <표 3>에 따르면 최적 주택수요량 추정치의 자연로그값은 $\ln \hat{V}^* = 8.229 + 0.546 \ln Y - 0.162 C^* + 0.017 Age + 0.421 num + 0.105 Seoul$ 이므로 최적주택수요량 추정치는 $\hat{V}^* = \exp(\ln \hat{V}^*)$ 로 계산할 수 있다.

7) 국민은행의 「2008년도 주택금융수요실태조사」 당시의 투기지역은 서울의 강남구, 서초구, 송파구이다. 그러나 동 자료에서는 서울을 4개 권역으로 구분하고 있으며 서울 동남권에 현재 투기지역인 강남구, 서초구, 송파구 3구뿐 아니라 강동구와 동작구가 포함되어 있다. 자료상 동남권역 5개구에서 강동구와 동작구를 분리할 수 없어서 실증분석에서는 5개구를 모두 포함시켜 분석하기로 한다.

V. 추정결과 및 파급효과 분석

1. 추정결과

〈표 4〉는 주택점유형태 결정에 관한 프로빗모형 추정결과이다. 추정결과 로그우도값은 -196.76, 상수항을 제외한 모든 설명변수의 추정계수가 0이라고 가정한 제약된 로그우도값은 -317.26으로 계산되었다. $-2[\log L(0) - \log L(\beta)]$ 이 χ^2 분포를 가지고 있고 χ^2 값은 241.00이다. 자유도 11에서 유의수준 1%에서의 임계치가 24.72이므로 모형전체의 적합성은 양호한 것으로 판단된다. 추정에 이용된 총 508가구 중 임차 304가구, 소유 103가구가 동일한 점유형태를 가지는 것으로 예측됨으로써 약 80.1%가 올바르게 예측한 것으로 나타났다.⁸⁾

추정 결과 항상소득과 상대주거비용은 예상과 같은 부호를 보였으며 모두 유의수준 1%에서 통계적으로 유의적이었다. 항상소득이 증가하면 주택소유확률이 증가하며 상대주거비용(사용자비용/임대료)이 증가하면 주택소유확률이 감소하는 것으로 추정되었다. 가구특성변수로는 가구주 연령, 가구원 수, 맞벌이 여부, 가구주 교육수준 등을 고려하였으나 맞벌이 더미변수만이 유의수준 5%에서 통계적으로 유의하였다.

본 연구의 핵심변수인 소득제약변수와 자산제약변수는 예상된 부호로 추정되었다. 소득제약변수는 유의수준 10%에서 통계적으로 유의한데 소득제약이 강할수록, 즉 최적주택소비량과 소득으로 제약된 주택소비량의 차이가 클수록, 주택소유확률은 감소하는 것으로 분석되었다. 한편 자산제

약조건은 주택소유확률과 3차함수의 비선형관계를 보이고 있다.⁹⁾

〈표 4〉 주택점유형태 프로빗모형 추정결과

종속변수: 점유형태(자가=1)		
설명변수	추정계수	t-값
상수항	-0.777	-1.018
\ln (항상소득)	1.489	2.832 ^{***}
상대주거비용	-0.804	9.157 ^{***}
소득제약	-0.786	-1.684 [*]
자산제약	-2.055	-3.227 ^{***}
자산제약 ²	1.780	3.113 ^{***}
자산제약 ³	-0.348	-2.955 ^{**}
가구주 연령	0.016	1.596
가구원 수	-0.115	-1.433
맞벌이 여부(맞벌이=1)	-0.418	-2.358 ^{**}
가구주 성별(남자=1)	-0.169	-0.592
교육수준(대졸 이상=1)	-0.398	-1.306
$\ln L(\beta)$	-196.76	
$\ln L(0)$	-317.26	
표본 수	508	

주: 소득제약변수와 자산제약변수는 원래 값을 10,000으로 나누어 추정에 이용하였음.

* 유의수준 10%에서 통계적으로 유의적

** 유의수준 5%에서 통계적으로 유의적

*** 유의수준 1%에서 통계적으로 유의적

2. 총부채상환비율 규제의 파급효과 분석

위의 추정결과를 이용하여 총부채상환비율 규제의 변화가 주택소유확률에 미치는 영향을 분석할 수 있다. 아래에서는 먼저 이에 대한 모의실험 절차를 설명하고 6가지 경우에 대한 모의실험 조건을 구체적으로 설정한 다음, 각 경우별로 총부

8) 동일한 모형을 로짓모형으로 추정한 결과 로그우도값은 동일하였으며 예측확률도 유사한 것으로 나타났다.

9) 소득제약과 자산제약의 비선형효과를 검토하기 위해 소득제약과 자산제약의 제곱항들을 고려하였으나 소득제약은 제곱항부터, 자산제약의 네제곱항부터 통계적으로 유의적이지 않았다.

채상환비율 규제 변화의 효과를 알아보기로 한다.

1) 모의실험 절차

먼저 <표 4>의 추정결과를 이용하여 현 상태에서의 가구의 주택소유에 대한 추정확률을 구한다. <표 4>에 따르면 가구 i 의 주택소유에 대한 잠재적 변수(w_i^*)의 추정치는 다음과 같이 표현할 수 있다. GAP^Y 변수를 제외한 설명변수를 X_i 라 하면

$$\hat{w}_i^* = \hat{b}_0 + \sum_{j=1}^n \hat{b}_j X_{ji} + \hat{\mu}_1 GAP_i^Y \quad (19)$$

한편 \hat{w}_i^* 는 표준정규분포상의 z 값을 의미하므로 표준정규누적확률함수를 $\Phi(\cdot)$ 라 하면 가구 i 가 주택을 소유할 확률은 $P(own_i) = \Phi(\hat{w}_i^*)$ 이며 이 값이 0.5 이상이면 가구 i 는 주택을 소유한 것으로, 0.5 미만이면 주택을 임차한 것으로 예측한다.

이제 총부채상환비율 규제조건이 변했다고 가정하자. 규제조건이 변하면 이에 따라 가구별로 소득계약조건 하에서 구입가능한 최대주택가격

(V^Y)이 변하고, 최적주택가격(V^*)과 V^Y 의 차이로 정의되는 GAP^Y 가 변할 것이며, 이로 인해 \hat{w}_i^* 와 $P(own_i)$ 가 변하게 된다. 규제가 강화된 새로운 총부채상환비율로 인해 GAP^Y 가 GAP_1^Y ($> GAP^Y$)로 변했다고 하자. 그러면 주택소유에 대한 잠재적 변수는 $\hat{w}_{1i}^* = \hat{b}_0 + \sum_{j=1}^n \hat{b}_j X_{ji} + \hat{\mu}_1 GAP_{1i}^Y$ 로 변화하며, 주택소유확률도 $P(own_{1i}) = \Phi(\hat{w}_{1i}^*)$ 로 변화한다. GAP^Y 의 추정계수(-0.786)가 음(-)의 값을 가지므로 $\hat{w}_i^* > \hat{w}_{1i}^*$ 이고, $P(own_i) > P(own_{1i})$ 이 될 것이다. 즉, 총부채상환비율 규제가 강화되기 이전에 주택을 소유한 것으로 예측된 가구 중 일부는 규제가 강화된 새로운 규제조건에서 주택을 임차한 가구로 예측될 것이다. 얼마만큼의 가구가 임차가구로 변화되어 예측될 것인가는 규제의 강도에 의존하게 될 것이다.

2) 모의실험 조건

모의실험은 <표 5>에서 제시하는 바와 같이 6가지 경우를 가정한다. CASE 1은 투기지역은 최

<표 5> 모의실험의 조건

	2008년 10월 현재 최대 DTI 규제	모의실험을 위한 DTI 추가 규제	모의실험을 위한 최종 DTI 규제
CASE 1	투기지역 40% 기타 지역 100% (규제 없음)	기타 지역 40%	전국 40%
CASE 2		기타 지역 50%	투기지역 40% 기타지역 50%
CASE 3		기타 지역 60%	투기지역 40% 기타지역 60%
CASE 4		수도권 50%	투기지역 40% 수도권 50% 기타 지역 100%(규제 없음)
CASE 5		수도권 60%	투기지역 40% 수도권 60% 기타 지역 100%(규제 없음)
CASE 6		서울 50% 인천·경기 60%	투기지역 40% 서울 50% 인천·경기 60% 기타 지역 100%(규제 없음)

대 DTI 비율(γ) 40%, DTI 규제가 없는 기타 지역은 100%로 가정한 현재 상태에서 기타 지역에서도 40%의 DTI 규제를 도입한 상황이다. 소득계약 하의 구입 가능한 최대주택가격 $V^Y = \frac{\gamma Y}{\alpha_1 r}$ 에서 γ 가 모든 지역에서 0.4가 되면서 소득계약변수 $GAP^Y = \max(V^* - V^Y, 0)$ 의 값이 변하여 주택소유확률에 영향을 주게 된다.

CASE 2는 2008년 현재 상태에서 기타 지역에 50%의 DTI 규제를 도입하는 경우로 위에서와 마찬가지로 γ 가 투기지역에서 0.4, 기타 모든 지역에서 0.5가 되면서 소득계약변수의 값이 변한다. CASE 3은 기타 지역에 60%의 DTI 규제를 도입하는 경우로 γ 가 투기지역에서 0.4, 기타 모든 지역에서 0.6이 된다. CASE 4는 투기지역을 제외한 수도권에만 50%의 DTI 규제를 도입하는 경우로

γ 는 투기지역에서 0.4, 투기지역 외 수도권에서 0.5가 된다.

CASE 5는 투기지역을 제외한 수도권에만 60%의 DTI 규제를 도입하는 경우로 γ 는 투기지역에서 0.4, 투기지역 외 수도권에서 0.6이다. CASE 2와 4, 그리고 CASE 3과 5는 DTI 규제를 지방까지 적용할 경우 그 효과가 어떤지 알아보기 위함이다. 마지막 경우인 CASE 6은 투기지역 외 서울은 DTI 50%, 인천·경기는 DTI 60%의 규제를 적용한 경우이다. 최대 DTI 비율(γ)은 투기지역에서 0.4, 투기지역 외 서울은 0.5, 인천·경기는 0.6이 된다.¹⁰⁾

3) 모의실험 결과

〈표 6〉은 CASE별 DTI 규제 변화에 따른 주택

〈표 6〉 DTI 변화에 따른 주택소유 변화

	대상지역	DTI 비율	현 상태 소유가구 수	DTI 규제 후 소유가구 수	감소 가구 수	변화율(%)
CASE 1	전국	40%	146	130	16	-11.00
CASE 2	투기지역	40%	146	138	8	-5.50
	그 외 모든 지역	50%				
CASE 3	투기지역	40%	146	142	4	-2.75
	그 외 모든 지역	60%				
CASE 4	투기지역	40%	146	139	7	-4.79
	투기지역을 제외한 서울	50%				
	인천·경기					
CASE 5	투기지역	40%	146	142	4	-2.75
	투기지역을 제외한 서울	60%				
	인천·경기					
CASE 6	투기지역	40%	146	140	6	-4.10
	투기지역을 제외한 서울	50%				
	인천·경기	60%				

10) 본 연구의 주목적은 주택금융규제 중 총부채상환비율 규제가 주택점유형태에 미치는 영향을 측정하는 것이므로 자산계약에 영향을 주는 최대담보인정비율(LTV)은 투기지역 40%, 그 외의 지역은 60%로 고정한다.

소유 변화를 나타낸다. 전체적으로 DTI 규제가 강화될수록, 즉 DTI 비율이 감소할수록, 주택을 소유하는 가구 수가 줄어드는 것을 발견할 수 있다. CASE 1의 경우 소유로 예측된 146가구 중에서 16가구가 주택점유형태를 소유에서 임차로 변경하는 것으로 나타나 약 11%의 소유 감소를 보인다. CASE 2의 경우에는 8가구가 주택점유형태를 소유에서 임차로 변경하여, 약 5.5%의 변화를 나타낸다. CASE 3에서는 4가구가 소유에서 임차로 주택점유형태 변화를 보여 주택소유가 2.75% 감소하였고, CASE 4에서는 7가구가 주택점유형태에 변화를 보여 주택소유가 4.79% 감소하였다. 투기지역에 DTI 40%, 투기지역 외 서울과 인천·경기에 DTI 60%를 적용한 CASE 5의 경우도 소유가구가 2.74% 감소하여, 전국적으로 DTI 60%를 적용한 CASE 3과 같게 나타났다. CASE 6의 경우 현재 상황에서 소유로 예측된 146가구 중에서 6가구가 점유형태를 소유에서 임차로 변경하는 것으로 나타나 소유가구가 약 4% 감소하였다.

CASE 2와 4를 비교하면 지방까지 DTI 50%를 적용했을 경우, 소유에서 임차로 변화한 가구가 1가구 늘어나는 것을 볼 수 있고, CASE 3과 5의 경우 지방까지 DTI 60%를 적용했을 때, 주택점유형태에 변동이 없어 지방에 DTI를 적용할 경우 60%이상의 규제는 그 효과가 미미한 것으로 나타났다. 또한 CASE 2와 3의 경우, 소유에서 임차로 변화한 가구가 8가구에서 4가구로, CASE 4와 5의 경우, 7가구에서 4가구로 줄어들어 DTI 규제가 완화될수록 소유에서 임차로 변화하는 가구 수가 감소하는 것을 볼 수 있다.

지방이 포함되지 않은 CASE 4, CASE 5, CASE 6을 규제강도가 강한 순서로 나열하면 CASE 4)

CASE 6) CASE 5 순이다. 규제강도에 따라서 점유형태변화 가구 수도 7가구, 6가구, 4가구로 비례해서 변한다. 또 CASE 4와 CASE 6을 비교해보면, 인천·경기에서 DTI 비율이 60%에서 50%로 강화될 때 점유형태 변화가구는 6가구에서 7가구로 1가구 증가한다. CASE 5와 CASE 6을 비교해 보면, 서울의 경우 60%에서 50%로 DTI 비율이 강화될 때 점유형태 변경가구가 4가구에서 6가구로 증가한다. 이 결과에 비추어 볼 때 인천·경기보다 서울이 DTI 규제에 더 민감하게 반응함을 알 수 있다.

〈표 7〉은 〈표 6〉에서 소유에서 임차로 점유형태 변화가 일어난 가구의 소득수준별 분포를 나타낸다. 1분위는 연소득 1500만원 미만, 2분위는 1500만원 이상~1900만원 미만, 3분위는 1900만원 이상~2750만원 미만, 4분위는 2750만원 이상~4000만원 미만, 5분위는 4000만원 이상~4800만원 미만, 6분위는 4800만원 이상으로 구분하였다.¹¹⁾

이와 같이 표본가구의 소득을 6분위로 나누었을 때 각 경우에서 소득 1500만원 미만인 소득 1분위 가구의 점유형태 변화가 가장 많아 DTI 규제는 소득이 높은 가구에 비해 소득이 낮은 가구의 점유형태 결정에 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다.

〈표 7〉 점유형태 변화가구의 소득분포

	CASE 1	CASE 2	CASE 3	CASE 4	CASE 5	CASE 6
1분위	6	6	4	6	4	6
2분위	4	1	-	-	-	-
3분위	4	1	-	1	-	-
4분위	1	-	-	-	-	-
5분위	1	-	-	-	-	-
6분위	-	-	-	-	-	-
합계	16	8	4	7	4	6

11) 소득수준의 구분은 국민은행(2008)의 「주택금융수요실태조사」 보고서의 구분을 따랐다.

〈표 8〉은 〈표 6〉에서 점유형태 변화가 일어난 가구의 주택규모분포를 나타낸다. 표본가구의 주택규모를 5분위로 나누었을 때, 모든 경우에서 상대적으로 작은 규모인 29평 미만에 가장 많이 분포하고 있다. 소득과 마찬가지로 DTI 규제는 비교적 작은 규모의 주택에 거주하는 가구의 점유형태 결정에 더 큰 영향을 주는 것으로 판단된다.

〈표 8〉 점유형태 변화가구의 주택규모분포

	CASE 1	CASE 2	CASE 3	CASE 4	CASE 5	CASE 6
25평 미만	6	4	3	3	3	3
25~29평 미만	3	2	1	2	1	2
29~32평 미만	2	1	-	1	-	1
32~38평 미만	4	1	-	1	-	-
38평 이상	1	-	-	-	-	-
합계	16	8	4	7	4	6

VI. 결론

본 연구에서는 총부채상환비율에 대한 규제가 주택점유형태에 미치는 영향을 분석하였다. 이를 위해 Linneman and Wachter(1989)의 연구에 기초하여 주택점유형태 추정방정식을 설정하고 국민은행의 「2008년도 주택금융수요실태조사」 자료를 이용하여 실증분석을 수행하였다.

실증분석 결과, 가구의 주택점유형태 결정 시 소득, 상대주거비용, 소득제약, 자산제약에 많은 영향을 받는 것으로 나타났다. 또한 모의실험 결과를 살펴보면 전국적으로 DTI 40% 규제 시 초기조건에서 주택을 소유할 것으로 예측된 가구 중 약 11%가 임차로 점유형태가 변화되었다. 투기지역은 DTI 40%, 기타 전국 모든 지역은 DTI 50%를 적용한 두 번째의 경우, 약 5.5%의 변화가 나

타났고 이 조건에서 지방의 DTI 50% 규제를 제외한 네 번째 경우는 약 4.79% 가구 점유형태가 소유에서 임차로 변화되는 것으로 나타났다. 반면 투기지역 DTI 40%, 기타 전국 모든 지역은 DTI 60%를 적용한 세 번째 경우와 지방에는 DTI 규제가 없는 다섯 번째 경우에는 동일하게 약 2.75%의 가구 점유형태가 소유에서 임차로 변화되는 것으로 추정되어 지방에 DTI를 적용할 경우 60% 이상의 규제는 그 효과가 미미한 것으로 분석되었다. 마지막으로 2009년 9월 발표된 규제 내용인 투기지역 DTI 40%, 그 밖에 서울지역 DTI 50%, 경기·인천 DTI 60%를 적용하는 경우 약 4%의 가구에서 소유에서 임차로 점유형태 변화가 나타났다. 요약하면, DTI 규제가 강화될수록 점유형태가 소유에서 임차로 변하는 비율이 증가하는 것을 모의실험을 통해 확인할 수 있었다. 한편 점유형태 변화가 일어난 가구의 소득수준별, 주택규모별 분포를 살펴보았는데, 주택점유형태가 변화된 가구는 소득수준이 낮은 1분위에 가장 많이 분포하고 있었다. 또한 규모가 작은 주택에 거주하는 가구의 주택점유형태 변화 비율이 높아 주택규모가 작을수록 DTI 규제의 영향을 상대적으로 많이 받는 것으로 나타났다.

주택담보대출 규제가 주택가격 안정에 기여한 점은 지난 수년간의 주택가격 변동추이를 살펴보면 명확한 것으로 보인다. 그럼에도 불구하고 주택담보대출 규제로 인해 중·저소득층을 중심으로 임차에서 자가로의 전환이 더욱 어려워지고 있다는 점은 임차가구의 주거안정을 위한 다양한 정책이 추진되어야 하며 이를 위해 소득수준 및 가구특성에 적절한 다양한 유형의 임대주택이 지속적으로 공급될 필요가 있음을 시사하고 있다.

본 연구는 DTI 규제가 점유형태에 어떻게 영향

을 미치는지 모의실험을 통해 실증적으로 분석하고, 점유형태 변화를 보인 가구의 소득수준별, 주택규모별 분포를 실증적으로 파악했다는 데 의의를 찾을 수 있다. 하지만 DTI 규제가 주택점유형태 결정에 미치는 영향을 파악함에 있어 몇 가지 분석상의 개선을 필요로 한다.

먼저 예상과 달리 표본의 수가 충분하지 못한 이유로 DTI 규제에 따른 점유형태 변화를 소득수준별, 주택규모별로 충분하게 파악하는 데 한계가 있었다. 향후 보다 많은 표본을 활용할 수 있다면 소득수준별, 주택규모별, 지역별로 DTI 규제의 효과를 보다 풍부하게 분석해 낼 수 있을 것으로 판단된다. 또한 국민은행의 「2008년도 주택금융수요 실태조사」 자료의 서울 동남권역은 현재 투기지역인 강남구, 서초구, 송파구 3구뿐 아니라 강동구와 동작구를 포함하고 있어서 투기지역 분류에 정확성을 높이지 못하였다. 마지막으로 본 연구에서는 총부채상환비율 규제를 변수화하면서 모형의 단순화를 위해 가구가 주택자금을 고정금리/만기일시상환방식으로 대출하는 것으로 가정하였다. 현실적으로 가구는 변동금리를 선택할 수도 있으며, 원리금분할상환방식을 선택할 수도 있다. 그리고 이에 따라 총부채상환비율이 달라질 수도 있다. 그러나 고정금리/변동금리, 분할상환/일시상환은 가구가 주택점유형태 결정과 동시에 선택해야 하는 내생변수이므로 이러한 조건을 모형에 충분히 반영하기 위해서는 일종의 연립방정식을 구성하여 모형을 추정할 필요가 있을 것으로 판단된다. 이상의 한계점에 대한 보완은 후속 연구과제로 남겨두고자 한다.

참고문헌

- 고성수 · 윤여선, 2008, “주택금융규제가 소득분위별 주택소비에 미치는 영향”, 『부동산학연구』, 14(2): 57~74.
- 김영철 · 최내영, 2004, “장기주택금융의 차용계약이 가구의 주택소비에 미치는 영향에 관한 연구”, 『국토계획』, 39(1): 223~233.
- 성명재 · 김현숙, 2006, 『분배구조 개선을 위한 조세정책방향: 소득 · 부동산자산 결합분포 및 관련 세 부담 분포 분석에 관한 연구』, 한국조세연구원.
- 신상영 · 이성원, 2007, “주택자금 대출규제가 주택구입능력에 미치는 영향: 서울시 아파트를 중심으로”, 『국토연구』, 54: 139~155.
- 이소영, 2010, “총부채상환비율 규제가 주택점유형태에 미치는 영향”, 건국대학교 석사학위논문.
- 정의철, 2002, “도시가구의 주택점유형태 및 주택유형선택에 관한 연구”, 『주택연구』, 10(1): 5~30.
- _____, 2005, “모기지론이 주택점유형태 및 자가주택수요에 미치는 효과 분석”, 『서울도시연구』, 6(2): 1~20.
- 최막중 · 지규현, 2001, “주택금융의 활성화가 가구의 주택수요에 미치는 영향”, 『국토계획』, 36(7): 85~99.
- 최막중 · 지규현 · 조정래, 2002, “주택금융 제약이 주택소비규모와 점유형태 선택에 미치는 영향에 관한 실증분석”, 『주택연구』, 10(1): 33~48.
- Barakova, I., Bostic, R., Calem, P., and Wachter, S., 2003, “Does Credit Quality Matter for Homeownership?”, *Journal of Housing Economics*, 12: 318~336.
- Brueckner, Jan, 1986, “The Downpayment Constraint and Housing Tenure Choice: A Simplified Exposition”, *Regional Science and Urban Economics*, 16: 519~525.
- Duca, John and Rosenthal, Stuart, 1994, “Borrowing Constraints and Access to Owner-occupied Housing”, *Regional Science and Urban Economics*, 24: 301~322.
- Gyourko, Joseph and Han, Jaehye, 1989, “Housing Wealth, Housing Finance and Tenure in Korea”, *Regional Science and Urban Economics*, 19: 211~234.
- Hendershott, Patric and Slemrod, Joel, 1983, “Taxes and

- the User Cost of Capital for Owner-Occupied Housing", *AREUEA Journal*, 10: 375~393.
- Hendershott, Patric, LaFayette, Willian, and Haurin, Donald, 1997, "Debt Usage and Mortgage Choice: The FHA-Conventional Decision", *Journal of Urban Economics*, 41: 202~217.
- Lee, B. S., Chung, E. C., and Kim Y. H., 2005, "Dwelling Age, Redevelopment, and House Prices: The Case of Apartment Complexes in Seoul", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 30(1): 55~80.
- Linneman, P. and Wachter, S., 1989, "The Impact of Borrowing-Constraints on Homeownership", *AREUEA Journal*, 17(4): 389~402.
- Linneman, P., Megbolugebe, I., Wachter, S. and Cho, M., 1997, "Do Borrowing Constraints Change U.S. Homeownership Rates?", *Journal of Housing Economics*, 6: 318~333.
- Quercia, R., McCarthy, G., and Wachter, S., 2003, "The Impacts of Affordable Lending Efforts on Homeownership Rates", *Journal of Housing Economics*, 12: 29~59.

원 고 접 수 일 : 2010년 2월 11일
 1차심사완료일 : 2010년 3월 3일
 최종원고채택일 : 2010년 3월 10일