



금융규제가 가구의 주택점유행태의 변경에 미치는 영향에 대한 연구: DTI(debt service to income ratio) 규제를 중심으로

김종희*

요약

출산율의 저하와 인구의 노령화, 그리고 1인 가구의 증가 등으로 인하여 한국의 주택시장에서 주택수요는 큰 전환점을 맞고 있는 가운데, 향후 주택시장의 수요와 금융정책 등의 변화의 영향에 의한 수요의 변화에 대한 연구의 필요성이 증가하고 있다. 이에 따라 본 연구에서는 ‘주택금융 및 보금자리론 실태조사’의 마이크로 자료를 이용, 2011년부터 2022년까지의 일반 가구 60,043가구(매년 약 5,000가구)를 분석대상으로 하여, 기존의 인구 통계학적 접근방식인 M-W 모형과 APC(age-period-cohort) 모형이 아닌, 소득과 가격 중심의 Heckman 2단계 추정방식을 이용, 주택시장에서 정책당국의 금융규제가 변화할 때 미래에 주택점유행태의 변경을 고려하고 있는 가구는 어떠한 영향을 받게 되는지를 분석하였다. 본 연구의 분석결과에 의하면, 가구의 항상소득의 증가는 현재 자가로부터 미래에 새로운 자가로의 변경 가능성을 높이게 되며, 현재 차가 가구의 미래 자가로의 변경의 가능성도 높였다. 반면, 상대가격의 상승은 미래에 자가 주택을 점유할 가능성을 낮게 만들었다. 그리고 주택시장에서 정책당국의 금융규제가 강화될수록 가구가 미래에 주택의 점유를 변경할 가능성은 낮아졌다. 그리고 그 정도는 현재 차가에서 미래의 자가로의 변경을 계획하고 있는 가구에서 더 강하게 나타났다. 이에 따라 향후 주택시장에서 금융규제의 완화 또는 강화에 따른 정책적 영향은 가구의 특성에 따라 보다 면밀하게 검토되어야 필요성이 있다고 판단된다.

주제어: 주택점유확률, 자가점유, 차가점유, 금융규제

1. 서론

경제주체가 소비할 수 있는 가장 큰 금액의 단일 재화는 주택이라고 할 수 있다. 따라서 주택의 점유는 이 재화를 소비하고자 하는 경

제주체의 구매력 행위라고 할 수 있으며, 이러한 행위는 주택시장에 큰 영향을 미치게 된다. 즉, 주택의 점유는 주택의 수요와 깊은 관련이 있다. 따라서 현재의 주택점유행태를 다가올 미래에 변경한다는 것은 주거서비스를 제공하

* 전북대학교 경제학부 교수, E-mail: jonghk5@jbnu.ac.kr

는 내구재와 가치저장수단으로서의 자산의 가치를 변경한다는 것을 의미하며, 이는 당사자인 가구와 매개체인 시장에 유의미한 영향을 미치게 된다.

한국의 주택시장에서의 주택의 수요는 최근 들어 큰 전환점을 맞고 있다. 이미 한국의 합계출산율은 2023년 2월 현재 0.79명으로서 OECD 국가 중 최저 수준으로서, 앞으로의 인구 감소 및 인구 절벽이 예상되고 있다(통계청, 2023). 이에 따라 주택시장에서의 수요의 변화가 불가피하다. 그러나 향후 10년간의 주택수요의 전망은 그 견해가 엇갈리고 있다. 인구 및 가구요인에 의하여 수요는 감소할 것이라는 전망과, 이와는 달리, 가구의 점유형태의 변경으로 수요는 오히려 증가할 것이라는 견해도 존재한다(주택산업연구원, 2017).

그러나 소득, 인구, 가구의 요인과 점유형태의 요인 이외에도 주택의 수요에 영향을 미치는 것은 정책적 요인이다. 예를 들어, 노후주택에 대한 대체수요가 증가하면 정책적 요인에 의하여 신규주택의 수요는 증가할 수 있다. 또 하나는 주택시장에 대한 정책당국의 규제를 들 수 있다. 2017년의 부동산 시장의 규제 강화로 인하여, 상대적으로 소득이 적은 20~30대로부터의 대출을 동원한 주택구매, 이른바 ‘영끌매수’가 그 예이다.

여기에서 주목해야 할 점은 주택수요의 변화가 단순히 신규주택 구매만을 의미하지 않는다는 것이다. 한국의 주택시장은 매매시장과 더불어 임대시장이 활성화되어 있다. 따라서 가구형태의 변경과 정책적 요인 등에 의한 주택수요의 변화는 매매와 임대의 모든 수요의

변화를 의미하며, 이는 가구의 점유형태의 변화를 의미하게 된다. 주택을 임차한 가구에 있어서 주택은 실질적인 생활공간을 의미하므로 주택을 소유하는 것은 자가가구와는 다른 특성을 보이게 된다.

이와 같은 상황에서 다음과 같은 물음이 제기될 수 있다.

첫째, 한국의 주택시장에서 가구의 현재와 미래의 주택수요에는 어떠한 차이가 있는가이다. 그동안의 연구들은 주택수요로서 가구의 현재의 수요에 초점을 맞추어 왔다. 그러나 동일 가구의 현재와 미래의 주택수요에서 차이가 발생한다는 것은 해당 가구의 점유형태의 변화를 의미하게 된다. 둘째, 정책당국의 주택시장에 대한 규제는 현재와 미래의 주택수요에 어떠한 영향을 미치게 될 것인가이다. 가구가 점유형태를 변경하고자 할 때에는 그 구매력에 따라 금융기관으로부터의 차입을 실행하게 된다. 그러나 이에 대한 제한적인 규제는 해당 가구의 점유형태 변경을 제한하게 되며, 이에 따라 현재와 미래의 주택수요에도 서로 다른 영향을 미치게 될 것이다.

이와 같은 의문을 검증하기 위하여, 본 연구에서는 지난 10여 년간의 주택수요실태조사의 마이크로 자료를 추적하여, 현재와 미래에 대한 가구의 주택수요를 점유형태의 변경과 연결, 두 기간에 대한 차이를 분석한다. 즉, 현재 자가에서 미래의 자가나 차가로의 변경을 계획하는 가구와 현재 차가에서 미래의 자가나 차가로의 변경을 계획하는 가구 등의 네 가지 점유형태 변경에 대하여 그 결정요인들에는 어떠한 차이가 있는지를 분석하는 것이다. 또한 정

책당국의 금융규제가 발생하였을 경우, 네 가지의 점유형태 변경 가구 중 어떠한 가구에서 가장 제약이 발생하게 되는지도 분석한다.

이러한 분석을 통하여 향후 점유형태의 변경에 의한 주택수요의 변화에 대한 의미 있는 시사점을 도출할 수 있으며, 규제의 강화 및 완화 등의 정책적 변화에 대한 미래 수요, 즉 주택점유의 변경의 경로(channel)에 대한 보다 의미 있는 해석이 가능해진다. 이 점이 본 연구의 목적이며, 기존 연구들과의 차별성이다.

II. 기존문헌 검토

가구의 주택점유변경에 대한 결정요인의 추정은 다양한 방식으로 진행되어 왔다. 이에 대한 방법론은 M-W 모형과 이를 보완한 APC (age-period-cohort) 모형, 그리고 소득과 가격의 탄력성을 이용한 추정방식들이다.

먼저, Gregory and Weil(1989)의 M-W 모형은 주택수요를 추정함에 있어, 특정 연령의 가구의 주택수요의 예측치에 근거를 둔 인구의 연령별 분포를 이용하는 방식이다. 국내의 연구에서는 김경환(1999)이 M-W 모형을 이용, 향후 주택수요 증가가 지속적으로 둔화될 것이며, 이는 인구의 연령구조의 변화에 기인한다고 보고하였다. 그러나 M-W 모형은 연령별 가구 구성원의 주거소비가 시간의 흐름에도 일정하게 유지된다는 가정에 기초하고 있기 때문에 단기 시점의 예측에는 큰 문제가 없으나, 장기적 예측에는 신뢰성의 문제가 발생할 수 있다 (Krainer, 2005).

APC는 이를 극복하기 위한 것으로서, 특정 시점의 주택수요를 가구의 연령(age), 코호트(cohort), 그리고 시간(period)의 효과로 각각 분리하는 방법이다. Yang et al.(2004)은 주택수요를 추정하면서 APC 분석에 패널데이터를 연계하고 있으며, 이창무 외(2017)는 APC 모형을 이용하여 장기주택수요를 추정하였으며, 부정적인 요인, 즉 노령화나 저출산 등에 의하여 단기 주택시장의 변화는 발생하지 않을 것을 주장하였다. APC 모형의 단점은 APC 구조의 세 가지 구성요소인 연령효과와 시간효과, 그리고 코호트효과 간에는 선형관계가 존재하기 때문에, 관계가 이를 분석해내는 과정은 쉽지 않다 (Green and Hendershott, 1996).

이에 따라 최근에는 가구의 주택점유의 변경요인을 추정하는 방식으로 소득과 가격을 이용한다. 즉, 주택수요를 추정함에 있어서 실질소득과 상대가격 등을 유의미한 요인으로 고려하는 모형이다. Chen and Jin(2014)은 소득과 주택가격이 주택수요에 미치는 영향을 분석하면서 Heckman 2단계를 사용하고 있으며, 국내의 연구에서는 김순용·박현수(2015), 윤주현·김혜승(2000) 등이 이를 이용하여 주택수요를 추정하고 있다.

한편, 정책당국의 주택시장에서의 규제는 차주의 차입규모를 제한하는 금융규제이다. 주택시장에서의 금융규제와 관련해서는 부채상환비율(debt service to income ratio, DTI)과 담보인정비율인 LTV(loan to value ratio), 그리고 총부채원리금상환비율인 DSR(debt savings ratio) 등을 고려할 수 있다. 그리고 이와 같은 금융규제는 차주의 주택점유의 변경에 유의미한 영향

을 미칠 수 있다.

Kuttner and Shim(2013)은 주택담보대출에 미치는 영향 중 금리를 배제한 정책(non-interest rate policy tools)의 주택담보대출에 대한 영향을 분석하였는데, LTV와 DTI 규제 중 DTI가 더 효과적임을 보고하였다. McDonald(2015)는 정책규제와 주택경기(housing cycle)에 대한 관계를 분석하였는데, LTV 및 DTI 등의 규제 강화와 완화시의 효과 중 규제강화가 완화에 비해 규제효과가 더 컸으며, 특히 주택가격이 상승하고 있을 때에는 규제강화 효과가 큰 것으로 나타났다. Crowe et al.(2011)은 21개국에 대하여 2000년에서 2007년까지의 주택가격 상승률과 LTV 규제 수준의 관계를 분석한 결과, LTV에 대한 규제의 완화는 주택가격을 상승시킨다고 보고하였다.

국내의 연구에서도 이동규 외(2009)는 지역의 가계대출과 부동산 거래는 DTI 규제수준이 낮을 경우 더 증가하며, DTI 규제수준이 높을 경우에는 주택거래가 크게 감소함을 밝혔다. 임대봉(2013)은 LTV, DTI 규제는 주택가격을 하락시키는 효과가 있음을 보고하였는데, 이는 주택담보대출을 줄이기 때문이었다. 그리고 김종희(2019)는 금융규제가 차주의 상환부담에 유의미한 영향을 미침으로써 주택시장에 변화를 유발한다고 보고하였다.

이와 같은 금융규제가 차주의 주택수요에 영향을 미치는 것은 차주가 주택을 구매할 수 있는 여력, 즉 주택구매력에 유의미한 영향을 미치기 때문이다. 주택금융 차용제약(borrowing constants)이 주택구매력에 미치는 영향에 대한 연구로서, Zorn(1989)은 주택담보대출에 차입제

약이 발생하면 주택구매력에 유의미한 영향을 미치는 것으로 보고하였다. Duca and Rosenthal (1994)은 주택자금에 대한 대출신청의 자료를 이용, 주택수요에 미치는 영향에 있어서 대출 제약이 유의미한 영향을 미친다고 밝혔으며, Linneman et al.(1997)에서는 가구의 자산제약은 주택점유형태 결정은 물론, 주택소유비율 결정에 있어 소득제약보다 더 큰 영향을 미치게 됨을 밝혔다. 이와 같은 대출의 제약은 주로 취약계층의 주택소유에 보다 심각하게 작용할 수 있다는 연구도 존재한다(Quercia et al., 2003).

이상과 같은 기존의 연구들을 검토한 결과, 정책당국의 금융규제는 차주의 주택구매력에 영향을 주어, 주택수요에 유의미한 영향을 미친다. 그러나 주택점유형태에 대한 기존의 연구들에는 몇 가지 한계가 있다.

첫째, 가구가 현재 거주하고 있는 주택의 거주서비스 면적을 이용하여 주택수요를 추정하고 있다는 것이다. 그러나 보다 정확한 의미의 주택수요는 향후 가구가 주택의 점유형태를 변경하는 것에 초점을 맞춘 미래의 수요이다. 따라서 향후 가구가 거주하고자 하는 주택에 대한 자료를 추적하여 미래의 주택수요를 추정할 필요가 있다.

둘째, 주택수요와 관련된 주택점유형태를 현재의 자가 거주 및 차가 거주 등에 대한 특성 등 정태적(static) 분석이 주를 이루고 있다는 것이다. 그러나 미래의 주택수요, 즉 주택점유형태가 추정되면, 현재로부터 미래로의 주택점유형태의 변경에 대한 동태적(dynamic) 특성에 대한 분석이 가능해진다. 현재 자가 → 미래

자가, 현재 자가 → 미래 차가, 현재 차가 → 미래 자가, 현재 차가 → 미래 차가 등의 다양한 형태의 주택점유변경에 대한 분석이 가능해지는 것이다.

이에 따라 본 연구에서는 기존의 인구통계학적 개념인 M-K 모형과 APC 모형 등으로부터 주택의 구매력과 관계가 있는 소득과 상대가격의 개념인 Heckman 2단계 추정법을 이용, 가구의 주택 구매력의 변화에 따른 잠재적인 주택점유행태의 변화의 요인을 분석한다.

III. 모형 및 자료

가구의 현재와 미래의 주택점유행태는 주택 수요와 관련이 있으며, 주택점유행태에 대한 결정요인 역시 주택수요의 그것과 밀접한 관련이 있다. 따라서 현재와 미래의 자가 및 자가의 점유행태에 대한 결정요인은 <식 1>과 같은 소비자선택이론에서부터 도출할 수 있다.

$$\begin{aligned} \max U_{it} &= U(H_{it}, C_{it}) \\ \text{s.t. } Y_{it} &= C_{it} + (H \times P^h)_{it} \end{aligned} \quad \langle \text{식 1} \rangle$$

즉, t 시점의 i 가구의 가계효용 U_{it} 는 주택재화인 H_{it} 와 기타 소비인 C_{it} 에 의하여 결정되며, 주어진 예산제약인 Y_{it} , 즉 거주자의 가구 소득에서 기타 소비(C_{it})와 주택재화(H_{it})에 대한 주택가격의 상대가격인 P_{it}^h 를 곱한 소비를 하게 된다. 따라서 거주자의 균형조건 하에서

의 주택수요함수(demand function), 즉 H_{it}^d 는 아래와 같이 가구소득(Y_{it})과 주택가격(P_{it}), 그리고 가구주와 가구가 거주하는 지역의 특징(S_{it})에 의하여 결정된다.

$$H_{it}^d = f(Y_{it}, P_{it}, S_{it}) \quad \langle \text{식 2} \rangle$$

이와 같은 결정요인을 바탕으로, <식 3>과 같은 probit 모형을 구성, 현재와 미래의 자가 및 차가 점유자의 특성을 파악할 수 있다.

$$\Lambda \left(\frac{P(Z_{it(T)}, \alpha_i)}{1 - P(Z_{it(T)}, \alpha_i)} \right) = \alpha_1 Y_{it} + \alpha_2 P_{it} + \alpha_3 S_{it} + \epsilon_{i,t} \quad \langle \text{식 3} \rangle$$

여기에서 $\Lambda \left(\frac{P(Z_{it(T)}, \alpha_i)}{1 - P(Z_{it(T)}, \alpha_i)} \right)$ 는 odds 비율로서 상대적인 점유가능성을 나타내며, 실제 관측되는 Z_{it} 는 점유자일 때 1, 그리고 비점유자일 때 0의 값을 갖게 된다. 이때, 가구의 점유행태를 결정하는 가구소득(Y_{it})과 주택가격(P_{it})에 대하여 어떠한 자료를 사용해야 하는가에 대한 문제가 존재한다.

먼저, 가구소득에 대해서는 가구의 현재의 소득(present income)과 항상소득(permanent income)을 사용하는 방법이 있다. 이에 대해서는 주택은 내구소비재이며, 현재소득이 같다고 하더라도 미래의 기대소득이 높으면 현재의 소비가 커질 수 있으며, 반대로 기대소득이 낮아지면 현재의 소비가 줄어들 수 있으므로(Raymond and Raftery, 1999), 현재소득보다는 항상소득을 사용하는 것이 더 합리적이다(Mayo, 1981).

즉, 주택은 내구재이므로 오랜 기간에 걸쳐 가구가 기대할 수 있는 항상소득을 사용해야 하는 것이다. 가구의 항상소득은 <식 4>를 구성하여 직접 추정한다.

$$\ln Y_{it} = a_0 + a_1 age_{it} + a_2 age_{it}^2 + a_3 \ln A_{it} + a_4 sex_{it} + \sum_{j=2}^4 D_j edu_{it} + \epsilon_{i,t}$$

<식 4>

여기에서 $\ln Y_{it}$ 는 가구의 현재소득의 로그값이며, age_{it} 는 연령을, age_{it}^2 은 연령의 시간효과를 보기 위한 제곱값이다. $\ln A_{it}$ 는 가구의 자산의 로그값이며, sex_{it} 는 성별로서 남자 0, 여자 1의 더미이다. 그리고 $\sum_{j=2}^4 D_j edu_{it}$ 는 가구주의 교육수준을 나타내며, 중학교 졸업 이하 1, 고등학교 졸업 2, 대학교 졸업 3, 대학원 졸업 이상 4의 더미이다. 따라서 <식 4>의 추정을 통하여 산출된 계수값을 적용, 가구의 항상소득인 $\ln \hat{Y}_{it}$ 를 추정할 수 있게 된다.

두 번째로, 가격요인인 P_{it} 에 대해서는 주택의 구매가격과 임대가격을 각각 구분하여 사용하는 방법이 있다. 그러나 주택가격의 변수는 자가와 차가 등 두 변수를 한 주택에 대하여 동일하게 적용하여 사용자 비용(user cost of housing)을 산출할 필요가 있다. 즉, 주택시장의 장기균형에서 차익거래를 통하여 주택 소유자의 기회비용이 동일한 주택에 대한 상대적 임대료와 같아진다는 전제 하에(Muellbauer, 2012), 주택의 상대 가격(price to rent ratio)을 직접

추정하여 산출할 필요가 있는 것이다.

본 연구에서는 주택의 상대가격을 산출하기 위하여 <식 5>와 같은 헤도닉 모형(hedonic price model)을 이용한다.

$$\ln hP(\ln rP)_{it(T)} = b_0 + b_1 area_{it(T)} + \sum_{j=2}^4 D_j type_{it(T)} + \sum_{j=2}^{17} D_j region_{it(T)} + \epsilon_{i,t}$$

<식 5>

여기에서 $\ln hP$ 와 $\ln rP$ 는 각각 주택구매가격과 임대가격이며, 미래(T)의 경우, 가구가 향후 구매나 임대하고자 하는 주택의 구매 및 임대가격이다. $area_{it(T)}$ 는 거주하고 있는 주택이나 향후 거주하고자 하는 주택의 면적을 의미한다. $\sum_{j=2}^4 D_j type_{it(T)}$ 는 거주하거나 거주하고자 하는 주택의 유형의 더미로서 단독/다가구 1, 아파트 2, 연립/다세대주택/빌라 3, 기타(주거용 오피스텔 등) 4이다. $\sum_{j=2}^{17} D_j region_{it(T)}$ 는 가구주가 거주하고 있거나 향후 거주하고자 하는 지역의 더미이며, 서울 1을 중심으로 17개 광역도에 더미를 부여한 것이다. 따라서 위의 식을 통하여 추정된 계수값을 이용, 추정된 주택구매가격($\ln h\hat{P}$)과 임대가격($\ln r\hat{P}$)이 산출되며, 상대가격은 두 가격의 비율, 즉 임대가격 대비 구매가격으로 결정된다.

이와 같이 가구의 항상소득과 주택의 임대가격이 산출되었다면, 이제, <식 3>의 가구의 주택점유의 결정요인을 <식 6>과 같이 추정할 수 있다.

$$A = \left(\frac{F(Z_{it}(Z_{it}^{A,B}), \alpha_i)}{1 - F(Z_{it}(Z_{it}^{A,B}), \alpha_i)} \right) = \alpha_1 \ln \hat{Y}_{it} + \alpha_2 \hat{P}_{it(T)} + \alpha_3 S_{it} + \epsilon_{it}$$

$$Z_{it} = \begin{cases} 1 & \text{if } Z_{it}^* > 0 \\ 0 & \text{if } Z_{it}^* < 0 \end{cases}, \quad Z_{it}^{A,B} = \begin{cases} 1 & \text{if } Z_{it}^{(A,B)*} > 0 \\ 0 & \text{if } Z_{it}^{(A,B)*} < 0 \end{cases}$$

〈식 6〉

즉 Z_{it}^* 는 관측되지 않는 암묵적인(latent) 변수로서 실제 관측되는 것은 $Z_{it(T)}$ 로서 점유 자일 때 1, 비점유자일 때 0의 값을 갖게 된다. 이때 현재의 경우 자가점유 1, 차가점유 0의 값을 갖게 되며, 미래의 경우에는 점유형태가 두 가지 type, 즉 A, B로 구분된다. 즉, 점유계획이 없는 점유자 0과 자가점유 계획가구 1(type A), 그리고 점유계획이 없는 점유 가구 0과 차가점유 계획가구 1(type B)로 각각 구분하여 미래의 자가와 차가점유 가구의 특성을 비교하게 된다.

$\ln \hat{Y}_{it}$ 와 $\hat{P}_{it(T)}$ 는 각각 앞서 추정한 항상소득과 상대가격이며, S_{it} 는 앞서 언급한 가구주 및 가구가 거주하는 지역의 특성으로서, 가구주의 직업더미(서비스직=0, 사무직=1)와 가구가 거주하거나 거주하고자 하는 지역의 주택인허가실적의 증가율이 사용되며, 거주 및 거주계획 지역이 경기상황을 나타내는 GRDP(gross regional domestic product), 즉 지역내 총생산의 증가율이 각각 사용된다.

이와 같이 현재와 미래의 자가와 차가점유의 특성에 대한 정태적(static) 분석이 이루어졌다 면, 현재와 미래의 점유형태의 변화에 대한 동태적(dynamic) 분석을 시도할 필요가 있다. 즉,

다가올 미래에 현재의 점유형태를 변경하고자 하는 가구의 특성과 그 결정요인을 분석하는 것이다. 이를 위하여 전체 가구를 5개의 그룹(class)으로 분류한다. 가장 기본이 되는 그룹은 미래에 점유형태를 변경할 계획이 없는 가구(F0)이며, 이에 대한 대조군으로서 1) 현재의 자가에 거주하면서 미래에 주택을 구매할 계획이 있는 가구, 즉 현재 자가 → 미래 자가인 가구(F1), 2) 현재 자가에서 미래 주택을 임차할 계획인 가구인 현재 자가 → 미래 차가인 가구(F2), 3) 현재 차가에서 미래에 주택을 구매할 계획인 가구인 현재 차가 → 미래 자가인 가구(F3), 4) 현재 차가에서 미래에 주택을 임차할 계획인 가구인 현재 차가 → 미래 차가인 가구(F4) 등으로 구분하는 것이다.

이때, 가구가 점유형태를 변경하는 것은 현재의 점유형태로부터 새로운 점유의 형태, 즉 새로운 주택에 대한 수요가 발생하는 것으로 해석할 수 있으며, 이때의 새로운 주택의 개념은 신규 주택의 공급의 의미도 있지만, 기존의 주택에 대한 새로운 구매와 임차의 경우도 포함된다.

또한 향후 주택점유형태의 변경을 추정하기 위하여 사용되는 상대가격의 경우, 새로운 주택에 대한 예상가격으로부터 산출되므로, 본 연구에서 언급되는 주택에 대한 미래의 수요는 새로운 주택에 대한 잠재적인 수요로 정의할 수 있다.¹⁾

이와 같은 구분 하에 〈식 7〉과 같은 다항 프

1) 이와 같은 논평을 해 주신 익명의 심사자에게 감사사를 드림.

로빗(multinomial probit) 모형을 구성하여 각 계층의 특성을 결정한다.

$$\begin{cases} A_{it(T)}^{F1} \\ A_{it(T)}^{F2} \\ A_{it(T)}^{F3} \\ A_{it(T)}^{F4} \end{cases} = \beta_0 + \beta_1 \ln \hat{Y}_{it} + \beta_2 \hat{P}_{it(T)} + \delta_3 S_{it} + \epsilon_{i,t}$$

$$A_{it(T)}^{F0} = 0$$

〈식 7〉

이 식은 만약 $A_{it(T)}^{F1} > (A_{it(T)}^{F2}, A_{it(T)}^{F3}, A_{it(T)}^{F4})$ 이고, $A_{it(T)}^{F1} > A_{it(T)}^{F0}$ 이면, F1가구, 즉 현재 자가 → 미래(잠재) 자가인 가구가 선택되며, $A_{it(T)}^{F2} > (A_{it(T)}^{F1}, A_{it(T)}^{F3}, A_{it(T)}^{F4})$ 이고 $A_{it(T)}^{F2} > A_{it(T)}^{F0}$ 이면, F2가구(현재 자가 → 미래(잠재) 차가)가, $A_{it(T)}^{F3} > (A_{it(T)}^{F1}, A_{it(T)}^{F2}, A_{it(T)}^{F4})$ 이고 $A_{it(T)}^{F3} > A_{it(T)}^{F0}$ 이면, F3가구(현재 차가 → 미래(잠재) 자가), $A_{it(T)}^{F4} > (A_{it(T)}^{F1}, A_{it(T)}^{F2}, A_{it(T)}^{F3})$ 이고 $A_{it(T)}^{F4} > A_{it(T)}^{F0}$ 이면, F4가구(현재 차가 → 미래(잠재) 차가)가 각각 선택되는 구조이다. 그리고 그 이외의 경우에는 F0, 즉 미래에 점유형태를 변경할 계획이 없는 가구가 선택되게 된다.

이와 같이 각 계층의 특성이 분석되었다면, 마지막 단계는 주택시장에서의 금융규제가 이와 같은 점유형태에 어떠한 변화를 유발하는지를 분석하는 것이다. 이를 분석하기 위해서는 먼저, 금융규제, 즉 금융규제 변수의 선정이 필요하다.

본 연구에서는 이 중 부채상환비율인 DTI를 사용한다. 대출의 원리금 상환금액을 해당 거주자의 소득으로 나눈 개념인 DTI는 가구의

담보인정비율인 LTV과 비교하여 상대적으로 가구의 주택구매력과 관련이 있다. 즉, 가구가 미래에 주택점유형태를 변경하기 위하여 필요한 자금수단인 추가적인 대출에 대한 규제를 의미하는 것이므로, 정책당국의 금융규제의 주택구매력에 대한 영향을 판단하기에 적절한 수단이다. 그리고 본 연구에서는 2011년부터 최근까지의 장기간에 걸친 규제의 영향을 분석하고 있으므로 전 기간에 대한 금융규제의 영향을 적용하기 위해서는 총부채원리금상환비율인 DSR보다 DTI의 사용이 더 유리하다.

t시점 i가구가 겪는 금융제약 FR_{it} 는 〈식 8〉과 같이 추정할 수 있다.

$$FR_{it} = \left(\frac{RD}{L} \right)_{it} - DTI_t \quad \langle \text{식 8} \rangle$$

금융규제는 가구의 총대출금 규모(L_{it}) 대비 연간 상환금액(redemption, RD_{it})의 비율에서 DTI를 차감한 것으로 결정되며, 이때 DTI의 비율은 정책당국의 결정에 따라 연도별, 지역별(투기제한지역, 조정대상지역 등), 그리고 보유주택별(다주택자 등)로 40%~60%를 차등 부여한다. 이에 따라 $FR_{it} > 0$ 에 해당하는 가구는 금융규제의 직접적인 대상이 되는 가구라 정의할 수 있다.

즉 〈식 8〉에서 원리금상환비율인 $\left(\frac{RD}{L} \right)_{it}$ 는 새로운 점유형태로의 변경을 계획하고 있는 가구의 기존의 주택구매 및 전세대출의 수준을 의미하며, DTI_t 는 정책당국으로부터의 정책적 규제수준을 의미한다. 이에 따라 금융규제의

대상이 되는 가구는 새로운 주택점유변경에 대한 추가 대출에 있어서 제약이 발생할 수 있음을 의미하는 것이다.

금융규제가 미래의 잠재적 주택점유형태에 어떠한 변화를 유발하는지를 분석하기 위해서는 잠재적 점유형태, 즉 점유확률을 추정하는 것이 중요하다. 본 연구에서는 앞선 분석과의 연속성에 초점을 두어, <식 9>와 같은 probit 모형을 설정, 가구의 잠재적 점유확률을 산출하였다.

$$O_{it} = \Lambda \left(\frac{P(Z_{it}, \gamma_i)}{1 - P(Z_{it}, \gamma_i)} \right) = \gamma_1 \ln \hat{Y}_{it} + \gamma_2 \hat{P}_{it(T)} + \gamma_3 S_{it} + \epsilon_{i,t}$$

$$P(Z_{it}, \gamma_i) = \frac{1}{1 + e^{-\gamma' Z_{it}}}$$

<식 9>

<식 9>에서 $1 - P(Z_{it}, \gamma_i)$ 는 전체 가구에서 미래에 주택점유형태를 변경할 의사가 없는 가구를 의미하며, $P(Z_{it}, \gamma_i)$ 는 점유형태를 변경할 계획이 있는 가구, 즉 F1~F4의 가구들이다. 따라서 미래에 점유형태의 변경을 고려하고 있는 가구들의 주택점유확률, O_{it} 는 <식 9>를 추정하여 도출된 계수값을 실제 자료에 $P(Z_{it}, \gamma_i) = \frac{1}{1 + e^{-\gamma' Z_{it}}}$ 와 같이 적용함으로써 추정할 수 있다.

이때, O_{it} 는 이전단계에서 추정된 가구의 향상소득인 $\ln \hat{Y}_{it}$ 와 동일한 주택에 대한 임대와 매매가격의 비율인 상대가격, 즉 $\hat{P}_{it(T)}$, 그리고 기타 가구주 및 가구가 향후 거주하고자 하는 지역적 특성인 S_{it} 로부터 각각의 점유형태가 추정된다. 특히 $\hat{P}_{it(T)}$ 에는 향후 예상하는 주택

의 구매 및 임차가격이 각각 다르게 적용되어 있어, F1~F4 등의 네 가지 형태의 주택점유확률의 추정이 가능한 것이다. 따라서 점유형태의 변경은 이와 같은 $\ln \hat{Y}_{it}$ 와 $\hat{P}_{it(T)}$ 의 변화, 즉 구매력의 변화로 유발된다는 구성이 가능하다.

주택시장에서의 금융제약이 가구의 잠재적 점유형태의 계획에 어떠한 영향을 미치게 되는지는 <식 10>을 구성하여 분석할 수 있다.

$$O_{iT} = \delta_0 + \delta_1 \sim \delta_4 \sum_{j=2}^5 D_{jtype} F_{it} + \delta_5 FR_{it} + \delta_6 \sim \delta_9 (FR \times \sum_{j=2}^5 D_{jtype} F)_{it} + \epsilon_{i,t}$$

<식 10>

여기에서 $\sum_{j=2}^5 D_{jtype} F_{it}$ 는 미래에 주택점유 변경 계획이 없는 가구(1)를 기준으로 변경계획이 있는 가구를 네 가지 형태, 즉 F1(현재 자가 → 미래(잠재) 자가), F2(현재 자가 → 미래(잠재) 차가), F3(현재 차가 → 미래(잠재) 차가), F4(현재 차가 → 미래(잠재) 차가)로 구분하여 더미를 부여한 것을 의미한다. 따라서 금융규제가 가구의 미래 점유형태에 미치게 되는 영향은 금융규제와 각 가구형태 간의 교호작용(inter action), 즉 $(FR \times \sum_{j=2}^5 D_{jtype} F)_{it}$ 의 추정된 계수값의 부호와 유의성에 의하여 판단이 가능하다.

이상과 같은 모형의 구성 하에, 본 연구에서는 주택금융공사의 ‘주택금융 및 보금자리론 실태조사’의 마이크로 자료를 이용, 2011년부터 2022년까지의 일반 가구 60,043가구(매년

약 5,000가구를 분석대상으로 추출하였다.

본 연구에서 활용한 ‘주택금융 및 보금자리론 실태조사’에서는 향후 주택을 구매하거나 임차할 의향이 있는 가구와 그렇지 않은 가구를 구분하며, 구매나 임차의향이 있는 가구에 대해서는 구매나 임차의향의 변경, 즉 점유형태의 변경을 예상하고 있는 기간(몇 년 후), 예상하고 있는 점유형태에 대한 구매나 임차 예상 가격, 점유형태 변경을 위해 필요한 예상 대출금액과 예상 만기, 예상 금리의 형태, 그리고 예상 점유주택의 유형과 면적, 예상 지역 등에 대한 답변이 모두 포함되어 있다. 따라서 이는 가구의 점유형태변경에 대한 판단으로 활용될 수 있다.

〈표 1〉에는 분석대상 가구에 대한 기초통계량이 나타나 있다.

분석대상 가구의 총자산은 평균 3억 383만 원 수준이며, 평균 연령은 48.6세, 월 평균 소득은 388만 원이다. 이들 가구의 대출금액은 약 1억 859만 원이며, 월평균 상환금액은 약 68.3만 원인 것으로 나타났다. 그리고 가구가 현재 거주하고 있는 지역과 향후 거주하고자 하는 지역 간의 지가상승률, 주택인허가실적, 지역내총생산 증가율 등에는 큰 차이는 나타나지 않는다.

다음으로, 본 연구에서는 전체 가구를 향후 주택을 구매하거나 임차할 계획이 있는 가구, 즉 주택점유의 변경이 있는 가구와 그렇지 않은 가구로 각각 구분하여, 기초 통계량을 비교해 보았다. 〈표 2〉에는 두 그룹에 대한 기초통계량이 제시되어 있다.

총자산의 경우, 주택점유 변경 계획이 없는

〈표 1〉 주요 변수의 기초통계량

| 변수 | | 개체수 | 평균 | 표준편차 | 최소값 | 최대값 |
|-------------|-------------|--------|----------|----------|-------|-----------|
| 총자산(만 원) | | 60,043 | 30,383.9 | 25,438.2 | 0.0 | 700,000.0 |
| 연령 | | 60,043 | 48.6 | 13.4 | 20.0 | 98.0 |
| 월소득(만 원) | | 60,043 | 388.6 | 261.7 | 0.0 | 9,400.0 |
| 대출금액(만 원) | | 22,936 | 10,858.0 | 40,080.7 | 5.9 | 103,349.0 |
| 월평균상환액(만 원) | | 15,924 | 68.3 | 299.1 | 1.0 | 999.0 |
| 현재 거주 | △지가상승률(%) | 60,043 | 0.18 | 0.15 | -0.12 | 0.70 |
| | △주택인허가실적(%) | 60,043 | 0.14 | 0.25 | -0.24 | 4.65 |
| | △GRDP증가율(%) | 60,043 | 0.04 | 0.02 | 0.07 | 0.28 |
| 예상 거주 | △지가상승률(%) | 60,043 | 0.21 | 0.11 | -0.16 | 0.85 |
| | △주택인허가실적(%) | 60,043 | 0.16 | 0.54 | -0.70 | 5.02 |
| | △GRDP증가율(%) | 60,043 | 0.04 | 0.02 | 0.01 | 0.07 |

주: 2011~2022년의 평균 수치임.
GRDP, gross regional domestic product.

〈표 2〉 주요 변수의 기초통계량: 가구 특성별

| 가구특성 변수 | 주택점유 변경 계획이 없는 가구 | | | 주택점유 변경 계획이 있는 가구 | | |
|---------------|-------------------|----------|----------|-------------------|----------|----------|
| | 개체수 | 평균 | 표준편차 | 개체수 | 평균 | 표준편차 |
| 총자산(만 원) | 23,637 | 33,748.4 | 28,722.5 | 36,406 | 28,199.5 | 22,792.8 |
| 연령 | 23,637 | 56.7 | 13.2 | 36,406 | 43.3 | 10.6 |
| 월소득(만 원) | 23,637 | 357.9 | 247.0 | 36,406 | 408.5 | 269.0 |
| 주택구매가격(만 원) | 20,810 | 30,807.2 | 33,474.7 | | | |
| 주택임차가격(만 원) | 3,021 | 8,077.3 | 10,361.0 | | | |
| 예상주택구매가격(만 원) | | | | 31,878 | 30,688.9 | 25,449.3 |
| 예상주택임차가격(만 원) | | | | 15,024 | 19,720.0 | 76,953.6 |
| 대출금액(만 원) | 8,463 | 10,570.0 | 27,606.5 | 14,473 | 11,026.3 | 45,827.9 |
| 월평균상환액(만 원) | 7,968 | 63.3 | 198.0 | 9,189 | 71.7 | 348.0 |

주: 2011~2022년의 평균 수치임.

가구가 3억 3,748만 원, 주택점유 변경 계획이 있는 가구가 2억 8,199만 원 수준으로 나타났으며, 평균 연령은 변경 계획이 있는 가구의 가구주가 43.3세로서 더 젊다. 월소득 역시 이들 가구가 408만 원으로서 변경 계획이 없는 가구의 357만 원보다 더 높다. 주택점유 변경 계획이 없는 가구의 현재 점유하고 있는 주택의 구매가격은 약 3억 807만 원이며, 임차가격은 8,077만 원이다. 이에 비하여, 점유 변경 계획이 있는 가구의 향후 구매하고자 하는 주택의 가격은 3억 688만 원, 그리고 임차하고자 하는 주택의 임차가격은 1억 9,720만 원으로 나타나, 특히 임대가격에서 차이가 발생하고 있는 것으로 나타났다. 대출금액과 월평균 상환금액은 변경 계획이 있는 가구가 각각 1억 1,026만 원과 71.7만 원으로서 더 높게 나타났다.

IV. 실증분석

금융규제가 가구의 주택점유변경에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하기 위해서는 먼저, 항상소득과 함께, 가구가 거주하고 있는 주택의 상대가격을 추정해야 한다. 본 연구에서는 앞선 〈식 4〉와 〈식 5〉를 이용, 가구의 항상소득과 상대가격의 결정요인을 추정해 보았다. 〈표 3〉에는 이에 대한 분석결과가 나타나 있다.

가구주의 연령(age_{it})과 항상소득(age_{it}^2)과는 유의미한 정(+)의 관계가 나타난다. 연령의 시간효과와는 부(-)가 나타나고 있다. 즉 가구주의 연령이 많을수록 항상소득은 증가하지만, 특정 연령이 지나가면 소득은 감소한다는 의미이다. 가구주의 자산($\ln A_{it}$)은 항상소득과 (+)의 관계가 있으며, 성별(sex_{it})과는 유의성이 없다. 그리고 교육수준과는 (+)의 관계가 나타

〈표 3〉 항상소득과 상대가격의 결정요인

| 항상소득 | | 상대가격 | 현재 구매가격 | 현재 임차가격 | 잠재 구매가격 | 잠재 임차가격 |
|-----------------------|----------------------|--------------------------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
| <i>Dep V.</i> | $\ln Y_{it}$ | <i>Dep V.</i> | $\ln hP_{it}$ | $\ln rP_{it}$ | $\ln hP_{iT}$ | $\ln rP_{iT}$ |
| age_{it} | 0.065 (0.001)*** | $area_{it(T)}$ | 0.014 (0.001)*** | 0.014 (0.001)*** | 0.013 (0.001)*** | 0.012 (0.001)*** |
| age_{it}^2 | -0.007 (0.001)*** | $2type_{it(T)}$ | 0.447 (0.008)*** | 0.447 (0.008)*** | 0.270 (0.007)*** | 0.332 (0.009)*** |
| $\ln A_{it}$ | 0.230 (0.002)*** | $3type_{it(T)}$ | 0.172 (0.010)*** | 0.130 (0.010)*** | 0.054 (0.012)*** | 0.084 (0.016)*** |
| sex_{it} | 0.003 (0.004) | $4type_{it(T)}$ | 0.018 (0.019) | -0.075 (0.018)*** | 0.137 (0.019)*** | 0.200 (0.024)*** |
| $2edu_{it}$ | 0.254 (0.008)*** | $\sum_{j=2}^{17} D_j region_{it(T)}$ | Y | Y | Y | Y |
| $3edu_{it}$ | 0.311 (0.009)*** | | | | | |
| $4edu_{it}$ | 0.376 (0.118)*** | | | | | |
| <i>C</i> | 1.902 (0.023)*** | | 1.215 (0.014)*** | 1.715 (0.013)*** | 1.623 (0.016)*** | 1.023 (0.020)*** |
| <i>Obs.</i> | 59,196 | | 59,159 | 59,159 | 34,935 | 34,913 |
| <i>R</i> ² | 0.454 | | 0.229 | 0.243 | 0.226 | 0.163 |

- 주 1) 2011~2022년의 전체 연도에 대한 분석결과임. 각 연도의 분석의 계수값 보고는 생략함.
 2) 괄호 안은 standard error, *10% 수준, **5% 수준, ***1% 수준에서 각각 통계적 유의, *Obs.*(가구 수).
 3) $\ln Y_{it}$ (가구 소득의 로그값), age_{it} (가구주 연령), age_{it}^2 (연령의 제곱), $\ln A_{it}$ (가구주 총자산의 로그값), sex_{it} (성별, 남성=0, 여성=1), $2edu_{it}$ (교육수준, 고등학교 졸업 이하=1), $3edu_{it}$ (대학교 졸업 이하=1), $4edu_{it}$ (대학원 졸업 이상=1).
 4) $\ln hP_{it}$ (보유한 주택의 현재 가격의 로그값), $\ln rP_{it}$ (임대한 주택의 현재 임대가격의 로그값), $\ln hP_{iT}$ (구매하고자 하는 주택의 예상 가격의 로그값), $\ln rP_{iT}$ (임대하고자 하는 주택의 예상 임대가격의 로그값), $area_{it(T)}$ (주택면적, 60m² 이하=1, 85m² 이하=2, 135m² 이하=3, 135m² 이상=4), $2type_{it(T)}$ (아파트=1), $3type_{it(T)}$ (연립/다세대주택/빌라=1), $4type_{it(T)}$ (기타(주거용 오피스텔 등)=1).
 5) *Region*은 17개 광역도에 대한 행정구역의 더미로서 계수추정 결과는 모든 행정구역에서 90% 신뢰 하에서 통계적으로 유의함.

나고 있다. 특히 교육수준이 높을수록 항상소득은 증가하고 있다.

상대가격의 결정요인의 경우, 주택의 면적과 유형 모두 현재 및 미래의 주택구매와 임대가

격에 유의미한 (+)의 영향을 미치고 있다. 그리고 주택의 유형 중 아파트의 유의성($2type_{it(T)}$)이 가장 크게 나타나고 있다. 주택의 유형과 가격과의 유의성은 미래의 임대가격($\ln rP_{iT}$)에

서 가장 강하게 나타난다.

이와 같이 추정된 항상소득과 상대가격의 결정요인의 계수값을 바탕으로 가구의 항상소득과 상대가격을 추정한 후, 본 연구에서는 앞선 <식 6>을 이용, 가구의 주택점유의 결정요인을 추정해 보았다. <표 4>에는 이에 대한 분석결과가 나타나 있다.

먼저, 현재의 자가 점유의 결정요인의 경우,

항상소득(\hat{Y}_{it})은 (+), 상대가격($\hat{P}_{it(T)}$)은 (-)의 유의성이 나타나고 있다. 즉 소득이 증가하면 자가 점유할 가능성이 높아지는 반면, 임대가격 대비 매매가격이 높아지면 자가점유 가능성은 낮아진다는 의미이다. 거주지의 주택인허가 실적(ΔS_{it}^{permit})과 자가점유와는 (+), 지가상승률(ΔM_{it}^{land})과 자가점유와는 (-)의 관계가 나타나고 있다. 직업(ΔM_{it}^{job})의 경우에는 (-)의 유

<표 4> 가구의 주택점유의 결정요인: 프로빗 모형(probit)

| Classification | 현재 자가 가구 | 잠재 자가 가구 | 잠재 차가 가구 |
|-----------------------------|---|---|---|
| $Dep\ V.$ | $\frac{P(Z_{it}, \alpha_i)}{1 - P(Z_{it}, \alpha_i)}$ | $\frac{P(Z_{iT}^A, \alpha_i)}{1 - P(Z_{iT}^A, \alpha_i)}$ | $\frac{P(Z_{iT}^B, \alpha_i)}{1 - P(Z_{iT}^B, \alpha_i)}$ |
| \hat{Y}_{it} | 0.107 (0.014)*** | 0.378 (0.015)*** | -0.065 (0.014)*** |
| $\hat{P}_{it(T)}$ | -0.327 (0.079)*** | -0.081 (0.074)*** | 0.325 (0.057)*** |
| $\Delta S_{it(T)}^{permit}$ | 0.117 (0.010)*** | 0.180 (0.012)*** | -0.165 (0.011)*** |
| ΔM_{it}^{job} | 0.392 (0.012)*** | -0.179 (0.013)*** | 0.292 (0.013)*** |
| $\Delta M_{it(T)}^{land}$ | -0.627 (0.060)*** | -0.134 (0.064)*** | 0.024 (0.065) |
| $\Delta GRDP_{it(T)}$ | 0.141 (0.191)*** | 0.128 (0.207) | -0.153 (0.213) |
| C | -0.275 (0.178)*** | -0.175 (0.189)*** | -0.111 (0.149)*** |
| $Obs.$ | 60,041 | 60,041 | 60,041 |
| $LR\ \chi^2$ | 8,515.04 | 25,723.63 | 7,905.50 |
| $Prob > \chi^2$ | 0.000 | 0.000 | 0.000 |

주 1) 괄호 안은 standard error, *10% 수준, **5% 수준, ***1% 수준에서 각각 통계적 유의, $Obs.$ (가구 수).

2) $P(Z_{it}, \alpha_i)$ =자가 가구, $1 - P(Z_{it}, \alpha_i)$ =차가 가구; $P(Z_{iT}^A, \alpha_i)$ =자가점유 계획가구, $1 - P(Z_{iT}^A, \alpha_i)$ =자가점유 계획 없는 가구; $P(Z_{iT}^B, \alpha_i)$ =차가점유 계획가구, $1 - P(Z_{iT}^B, \alpha_i)$ =차가점유 계획 없는 가구, \hat{Y}_{it} (항상소득), $\hat{P}_{it(T)}$ (상대가격), ΔS_{it}^{permit} (주택인허가실적의 증가율), ΔM_{it}^{job} (직업더미, 서비스직=0, 사무직=1), ΔM_{it}^{land} (지가상승률), $\Delta GRDP_{it}$ (지역내총생산 증가율).

의성이 나타나고 있으며, 이는 상대적으로 사무직의 자가점유 가능성이 더 높음을 의미한다. 그리고 거주지의 경기상황($\Delta GRDP_t$)은 자가점유 가능성과 (+)의 관계가 나타난다.

미래의 잠재적 자가점유와 차가점유에 대한 결정요인의 경우, 거주 예정지의 경기상황($\Delta GRDP_T$)을 제외한 모든 변수에서 유의성이 나타나고 있다. 향상소득의 경우, 자가점유와는 (+), 차가점유와는 (-)의 관계가 나타난다. 즉 소득이 증가할수록 미래에 자가를 점유할 가능성이 높아지는 반면, 차가를 점유할 가능성은 낮아진다는 의미로 해석된다. 상대가격($\hat{P}_{i,T}$)에서도 두 가지 점유형태에 대한 유의성은 반대로 나타나고 있다. 상대가격은 자가점유와는 (-), 차가점유와는 (+)의 관계가 나타난다. 즉 가구가 미래에 거주하고자 하는 주택의 예상 임대가격 대비 매매가격이 상승하면 미래의 잠재적 자가점유 가능성은 낮아지는 반면, 차가를 점유할 가능성은 높아진다는 의미이다.

향후 거주하고자 하는 지역의 주택공급인허가 실적(ΔS_T^{permit})은 자가 점유와는 (+), 차가 점유와는 (-)를 보이고 있어, 주택공급이 증가할수록 차가 대신 자가를 점유할 가능성이 높음을 보여주고 있다. 이 밖에 가구주의 직업의 경우에도 반대의 유의성이 나타난다. 즉, 상대적으로 서비스 직종은 자가점유, 사무직 직종은 차가점유의 가능성이 높은 것으로 나타나고 있다. 여기에 대해서는 다양한 해석이 가능하지만, 기존의 연구(강은택·마강래, 2009)에 의하면, 학력이 높고 전문사무직에 종사할수록 유주택자 중 전월세를 선택하는 경향이 높은 것으로 나타나고 있다. 사무직종의 임대수요의

증가는 이와 같은 가능성으로 해석할 수 있다.

이와 같이 가구의 주택점유의 결정요인이 확인되었다면, 가구의 특성을 더 세분화시켜서 현재와 미래의 점유형태의 변화에 대한 동태적 분석을 시도할 필요가 있다. 앞서 언급하였던 바와 같이, 본 연구에서 가구의 특성에 따른 분류 중 가장 기본이 되는 그룹은 미래에 점유형태를 변경할 계획이 없는 가구(F0)이며, 이에 대한 대조군으로서 현재의 자가에 거주하면서 미래에 주택을 구매할 계획이 있는 가구(F1), 현재 자가에서 미래 주택을 임대할 계획인 가구(F2), 현재 차가에서 미래에 주택을 구매할 계획인 가구(F3), 그리고 현재 차가에서 미래에 주택을 임대할 계획인 가구(F4) 등으로 각각 분류한다.

〈표 5〉에는 이와 같이 분류된 각 그룹에서의 가구의 분포가 나타나 있다.

전체 60,043가구 중 현재의 주택점유형태를 미래에 변경할 계획을 가지고 있는 가구는 총 36,406가구로서 60.6%에 해당한다. 이 중 현재 자가에서 잠재적 자가로의 변경 가구의 비중은 20.7%, 현재 자가에서 잠재적 차가로의 변경 가구의 비중은 4.6%, 현재 차가에서 잠재적 차가로의 변경 13.1%, 현재 차가에서 잠재적 차가로의 변경 22.0%로 나타나고 있다.

현재 주택을 임차하여 거주하고 있으면서 미래에 새로운 임차로의 변경을 계획하고 있는 가구의 비중이 가장 높은 것이다. 그리고 이들 가구들의 가구주의 평균 연령은 40.6세로서 다른 그룹에 비하여 가장 젊으며, 총자산과 월소득 역시 상대적으로 가장 낮게 나타난다.

이에 따라 본 연구에서는 앞선 〈식 7〉의 다

〈표 5〉 미래 점유계획 변경가구 분포

| | 계획 없음 | 현재 자가 → 잠재 자가 | 현재 자가 → 잠재 차가 | 현재 차가 → 잠재 자가 | 현재 차가 → 잠재 차가 |
|----------|--------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| 가구 수 | 23,637 | 12,455 | 2,886 | 7,858 | 13,207 |
| 비중(%) | 39.4 | 20.7 | 4.8 | 13.1 | 22.0 |
| 연령 | 56.6 | 46.5 | 44.6 | 42.2 | 40.6 |
| 자산(만 원) | 33,748 | 41,711 | 41,723 | 20,911 | 16,838 |
| 월소득(만 원) | 357.9 | 485.1 | 459.9 | 397.1 | 331.6 |

주: 2011~2022년의 평균 수치임.

항프로빗 모형을 이용, 이와 같이 가구가 주택 점유 계획을 변경하게 되는 상대적인 결정요인을 추정해 보았다. 〈표 6〉에는 이에 대한 분석 결과가 나타나 있다.

가구의 항상소득(\hat{Y}_{it})의 증가는 현재 자가로부터 미래에 새로운 자가로의 변경 가능성($A_{it(T)}^{F1}$)을 높이게 되며, 현재 차가 가구의 미래 잠재적 자가로의 변경의 가능성($A_{it(T)}^{F3}$)도 높인다. 그리고 현재 차가 가구의 미래 새로운 차가 가구로의 변경의 가능성($A_{it(T)}^{F4}$)은 낮게 만들고 있다. 즉 소득의 증가는 미래에 자가 점유의 가능성을 높이고 있는 것이다.

반면, 상대가격의 상승($\hat{P}_{it(T)}$)은 항상소득과는 반대의 유의성을 나타내고 있다. 즉 주택의 임대가격 대비 매매가격의 상승은 현재 자가에서 미래 잠재적 자가로의 변경과 현재 차가에서 미래 잠재적 자가로의 변경에 모두 유의미한 (-)의 영향을 미치고 있어, 미래에 잠재적 자가 주택을 점유할 가능성을 낮게 만들고 있다. 이와는 반대로 미래의 잠재적 차가 주택을 점유할 가능성은 모두 높아지고 있다.

한편, 가구가 미래에 거주할 계획을 가지고 있는 지역의 주택공급(ΔS_T^{permit})의 증가는 현재의 자가나 차가 형태 모두, 미래의 잠재적 자가의 점유 가능성을 높이고 있으며, 현재의 차가에서 미래의 잠재적 차가로의 가능성은 낮게 만든다. 거주 예정지의 지가상승률(ΔM_T^{land})은 주택공급과 반대의 유의성이 나타난다. 즉 지가가 상승하면 미래의 잠재적 자가 점유의 가능성은 낮아지며, 차가 점유의 가능성이 높아진다. 가구주의 직업(ΔM_{it}^{job})의 경우, 현재의 자가에서 미래의 새로운 자가로의 변경은 상대적으로 서비스 직종에서 더 강하게 나타나며, 현재의 차가에서 미래의 잠재적 자가나 차가로의 변경은 상대적으로 사무직 직종에서 더 강하게 나타난다. 이밖에 거주 예정지의 지역내 총생산의 증가($\Delta GRDP_T$)는 가구의 점유계획 변경과 특별한 유의성이 없다.

다음의 단계는 정책 당국의 주택시장에 대한 금융규제가 강화되었을 경우, 가구에 미치는 영향의 정도를 추정하는 것이다. 〈표 7〉에는 본 연구의 분석기간에 대하여 정책당국의 금융

〈표 6〉 가구의 미래 점유계획 변경의 결정요인: 다항프로빗 모형(multinomial probit)

| Classification | 현재 자가 → 잠재 자가 | 현재 자가 → 잠재 차가 | 현재 차가 → 잠재 자가 | 현재 차가 → 잠재 차가 |
|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| <i>Dep V.</i> | $A_{it}^{F1}(T)$ | $A_{it}^{F2}(T)$ | $A_{it}^{F3}(T)$ | $A_{it}^{F4}(T)$ |
| \hat{Y}_{it} | 0.243 (0.040)*** | -0.083 (0.027) | 0.185 (0.057)*** | -0.409 (0.022)*** |
| \hat{P}_{iT} | -0.144 (0.132)*** | 0.142 (0.162)*** | -0.119 (0.133)*** | 0.129 (0.128)*** |
| ΔS_T^{permit} | 0.252 (0.020)*** | -0.281 (0.025) | 0.318 (0.021)*** | -0.406 (0.020)*** |
| ΔM_{it}^{job} | -0.076 (0.022)*** | 0.026 (0.029) | 0.264 (0.022)*** | 0.452 (0.021)*** |
| ΔM_T^{land} | -0.225 (0.109)*** | 0.545 (0.162) | -0.300 (0.109)*** | 0.253 (0.104)*** |
| $\Delta GRDP_T$ | 0.407 (0.352) | 0.287 (0.519) | 0.249 (0.352)* | 0.723 (0.334) |
| <i>C</i> | -0.461 (0.428)*** | -0.415 (0.583)*** | -0.218 (0.320)*** | -0.166 (0.281)*** |
| <i>Obs.</i> | 60,041 | | | |
| $LR \chi^2$ | 23,614.79 | | | |
| $Prob > \chi^2$ | 0.000 | | | |

주 1) 괄호 안은 standard error, *10% 수준, **5% 수준, ***1% 수준에서 각각 통계적 유의, *Obs.*(가구 수).
 2) \hat{Y}_{it} (향상소득), $\hat{P}_{it(T)}$ (상대가격), ΔS_t^{permit} (주택인허가실적의 증가율), ΔM_{it}^{job} (직업더미, 서비스직=0, 사무직=1), ΔM_t^{land} (지가상승률), $\Delta GRDP_t$ (지역내총생산 증가율).

규제의 변화의 내용이 나타나 있다.
 분석 기간 동안, 2011년부터 강화되었던 금융규제는 2014년에 완화되었고, 이는 2017년에 다시 강화되어 2022년까지 지속되었으며, 2022년 말과 2023년 초부터 규제완화가 논의되고 있다. 따라서 본 연구에서는 각 연도별로, 가구가 거주하는 지역과 보유주택의 수에 따라서 DTI를 차등 적용하여 금융규제를 산출한다. 즉 수도권에 거주하며 2주택 이상을 보유하고 있는 다주택 가구에 대해서는 2018년 이후에

50%의 DTI를 적용하며, 조정대상지역에 거주하는 가구, 즉 서울, 경기, 세종 등의 지역의 거주 가구에 대해서는 2014년부터 2016년까지 60%의 DTI를 적용하고, 2017년 이후에는 50%를 적용하였다. 그리고 투기과열지구, 즉 서울 전역과 경기 과천시, 성남시 분당구, 광명시, 하남시, 대구 수성구, 세종시 등의 거주 가구에 대해서는 2018년 이후 40%의 DTI를 각각 적용하였다.

〈표 8〉에는 앞선 〈식 8〉에 대하여 이와 같이

〈표 7〉 금융규제의 내용

| 시기 | 내용 | 규제 |
|---------|--|----|
| 2010.8 | 수도권 비투기지역 1가구 1주택 DTI 규제 면제 | 완화 |
| 2011.3 | DTI 규제 재적용 | 강화 |
| 2014.7 | 금융기관 DTI 60%로 통일 | 완화 |
| 2017.6 | 조정대상지역에 대하여 DTI 50%로 상향 조정 | 강화 |
| 2017.8 | 투기과열지구 및 투기지역에서 DTI 40% 적용 | 강화 |
| 2018.9 | 조정대상지역 외 수도권 2주택 이상 보유세대 DTI 50% 적용 | 강화 |
| 2018.12 | DTI를 강화한 신DTI와 함께 총체적원리금상환배율(DSR) 도입 | 강화 |
| 2020.7 | 조정대상지역 내 1주택세대의 주택담보대출 시 실수요 요건 강화 | 강화 |
| 2023.1 | 서울 강남, 서구, 송파, 용산구를 제외한 지역, 비규제지역으로 지정 | 완화 |

DTI, debt service to income ratio; DSR, debt savings ratio.

DTI를 적용, 금융규제의 정도를 산출한 결과가 나타나 있다.

전체 60,043가구 중 금융규제의 직접적인 영향을 받는 대출이 있는 가구는 17,116가구로 나타났으며, 이 중 미래 주택의 점유형태를 변

경할 계획이 있는 대출 가구는 9,185가구로서 53.7%이며, 계획이 없는 대출 가구는 7,931가구로서 46.3%이다. F1부터 F4까지의 주택점유 변경 형태 중에는 F1, 즉 현재 자가에서 미래 자가로의 변경을 계획하고 있는 가구에서 대출

〈표 8〉 금융규제의 산출결과

| | 가구수 | 규제 정도 (FR_{it}) | 월상환금액 (RD_{it} 만 원) | 대출금 규모 (L_{it} 만 원) | 규제대상 가구수(%) |
|-------------------|--------|---------------------|------------------------|------------------------|--------------|
| 전체 가구 | 17,116 | -0.180 | 67.8 | 11,278.8 | 1,113 (6.50) |
| F0(변경 계획 없음) | 7,931 | -0.160 | 63.4 | 10,700.3 | 632 (7.97) |
| F1(현재 자가 → 잠재 자가) | 6,781 | -0.226 | 64.5 | 11,027.4 | 289 (4.26) |
| F2(현재 자가 → 잠재 차가) | 1,640 | -0.090 | 98.6 | 13,638.5 | 125 (7.62) |
| F3(현재 차가 → 잠재 자가) | 297 | -0.231 | 62.8 | 10,721.0 | 26 (8.75) |
| F4(현재 차가 → 잠재 차가) | 467 | -0.137 | 86.2 | 16,817.6 | 41 (8.78) |

주: 2011~2022년의 평균 수치임.

가구가 6,781가구로서 가장 많다. 분석기간 동안의 평균 규제 정도는 모든 점유형태에서 (-)로 나타나고 있으며, 이 중 현재 자가에서 미래 차가로의 변경을 계획하고 있는 가구의 규제 정도가 상대적으로 (+)에 가깝다.

한편, 금융규제의 정도가 (+)인 가구, 즉 직접적인 규제 대상이 되는 가구의 비중은 미래의 점유계획이 없는 가구 중 7.97%인 632가구가 해당하며, F1부터 F4까지의 주택점유 변경 형태에서는 4%~8%의 가구가 직접 규제의 대상이 되는 것으로 나타났다.

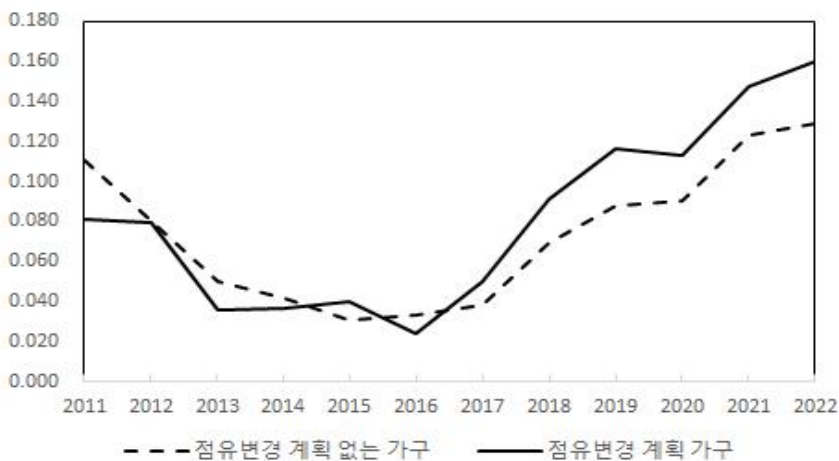
〈그림 1〉에는 추정된 금융규제 정도의 추이가 나타나 있다.

금융규제의 추이는 점유 변경계획이 없는 가구와 있는 가구 모두 유사하게 나타나고 있다. 즉 2016년까지는 규제의 정도가 완화되었다가, 2017년부터 최근까지 지속적으로 상승하고 있다. 그리고 2017년 이후부터 금융규제의 정도

는 미래에 점유계획의 변경이 있는 가구에서 더 높게 나타나고 있다.

이와 같은 금융규제의 정도가 가구의 주택점유형태의 변경에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하기 위하여 본 연구에서는 F1부터 F4까지 각 가구의 주택점유형태의 변경에 대한 주택점유확률을 추정해 보았다. 〈표 9〉에는 앞선 〈식 9〉를 이용, 주택점유에 대한 회귀분석을 시도한 결과가 나타나 있다.

미래 주택점유확률에 대한 회귀분석의 결과, 항상소득과 거주예정지의 주택공급, 그리고 상대적 사무직종에서 점유확률이 높아지는 것으로 나타났으며, 상대가격과 거주예정지의 지가 상승률은 미래 점유확률을 낮추는 것으로 나타났다. 이는 앞선 분석의 결과들과 일치하는 것이다. 이와 같이 추정된 계수값을 이용하여 산출된 각 가구 형태의 점유확률은 전체 가구가 59.2%이며, 이 중 점유형태 변경계획이 없는



주: 직접 규제의 대상이 되는 가구에 1의 더미를 주고, 연도별로 평균을 낸 수치임.

〈그림 1〉 금융규제의 추이

〈표 9〉 미래 주택점유확률 회귀분석 결과

| 〈회귀분석 결과〉 | | | | | | |
|--|--------|--------|--------|-------|-------|-------------------------|
| $O_{it} = (-1.846) + (0.127)ln \hat{Y}_{it} + (-0.105) \hat{P}_{iT} + (0.269)\Delta S_{iT}^{permit} + (0.234)\Delta M_{iT}^{job}$ $(0.015)^{***} \quad (0.093)^{***} \quad (0.014)^{***} \quad (0.014)^{***}$ $+ (-0.204)\Delta M_{iT}^{land} + (0.201)\Delta GRDP_{iT} + \epsilon_{it}$ $(0.068)^{***} \quad (0.212)$ | | | | | | |
| | | | | | | Obs. = 60,041 |
| | | | | | | LR $\chi^2 = 28,649.71$ |
| 〈점유확률($P(Z_{iT}, \gamma_i) = \frac{1}{1 - e^{-\gamma Z_{iT}}}$) 추정결과〉 | | | | | | |
| | 전체 가구 | F0 | F1 | F2 | F3 | F4 |
| 가구수 | 60,041 | 23,636 | 12,455 | 2,886 | 7,858 | 13,206 |
| 점유확률 | 59.2 | 34.6 | 75.5 | 77.7 | 73.0 | 75.7 |

- 주 1) 괄호 안은 standard error, *10% 수준, **5% 수준, ***1% 수준에서 각각 통계적 유의, Obs.(가구 수).
 2) 전체 연도에 대한 분석결과이며, 실제 점유확률의 산출에는 각 연도별 분석결과의 계수값이 사용됨.
 3) $O_{iT} = A \left(= \frac{P(Z_{iT}, \gamma_i)}{1 - P(Z_{iT}, \gamma_i)} \right)_{i,t}$, $P(Z_{iT}, \gamma_i)$ (미래 점유변경 계획 있는 가구), $1 - P(Z_{iT}, \gamma_i)$ (계획 없는 가구).
 4) F0(변경 계획 없음), F1(현재 자가 → 미래 자가), F2(현재 자가 → 미래 차가), F3(현재 차가 → 미래 자가), F4(현재 차가 → 미래 차가).

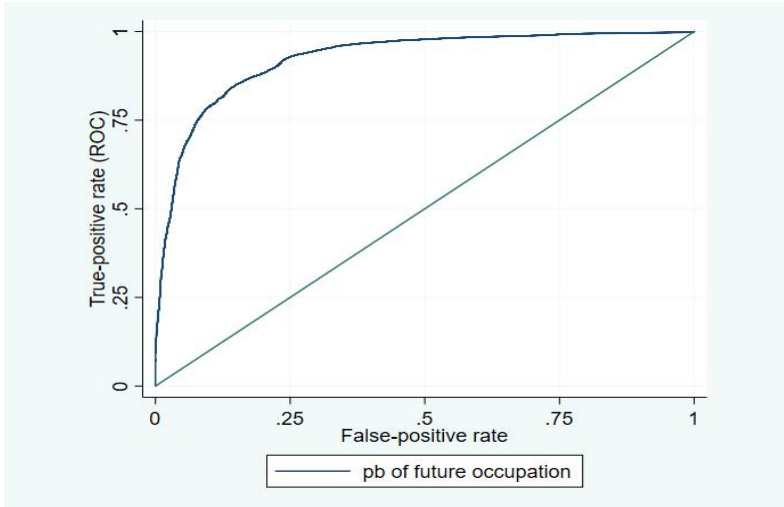
가구는 34.6%로 나타났다. 그리고 미래에 점유 형태 변경계획이 있는 각 가구들의 점유확률은 모두 70% 이상인 것으로 나타났다.

한편, 이와 같이 추정된 점유확률의 정확성을 판단하는 과정의 작업이 필요하다. 즉 logit이나 probit 모형을 이용하여 특정 확률을 추정하였다면, 추정된 확률이 기존의 logit이나 probit 분포를 어느 정도 설명할 수 있는지, 그 정확성을 검증해야 하는 것이다. 본 연구에서는 ROC(receiver operating characteristic) 분석을 이용, 추정된 확률이 기존의 분포를 50% 이상 설명하고 있는지 검증해 보았다. 이때, 추정된 확률은 ROC 커브를 통하여 분포가 도출되며, 이때의 ROC 계수값이 0.5 이상이면 추정된 확률은 정확성이 있는 것으로 판단할 수

있다. 그리고 계수값이 1일 경우 추정된 확률과 분포가 완벽하게 일치함을 의미한다.

〈그림 2〉에는 이와 같이 추정된 확률에 대한 ROC 커브와 계수값이 나타나 있다.

추정된 ROC curve는 1.0쪽으로 안정적으로 치우쳐져 있다. 그리고 ROC 계수값은 0.9235로서 1에 가깝다. 즉 추정된 미래 주택에 대한 점유확률은 설명력이 대단히 높은 것으로 판단할 수 있다. 이에 따라 본 연구에서는 앞선 〈식 10〉에서와 같이 추정된 점유확률을 종속변수로 설정하고, F1부터 F4까지 각 가구의 주택 점유형태의 변경에 대하여 더미를 부여, 금융규제에 따른 미래의 점유형태의 변경 가능성을 추정해 보았다. 〈표 10〉에는 이에 대한 분석결과가 나타나 있다.



| 빈도 | 계수값 | Boot std. | 95% 신뢰구간 | |
|--------|--------|-----------|----------|--------|
| 60,041 | 0.9235 | 0.0011 | 0.9213 | 0.9257 |

주: Boot std.는 부트스트랩 표준오차를 나타냄.

〈그림 2〉 미래 주택점유확률에 대한 ROC(receiver operating characteristic) curve

미래에 주택점유의 변경을 계획하지 않고 있는 가구($D_1typeF0_{it}$)에 대하여 F1부터 F4까지 각 가구의 주택점유형태, 즉 현재 자가에서 미래의 자가로의 변경 가구($D_2typeF1_{it}$)와 차가로의 변경 가구($D_3typeF2_{it}$), 그리고 현재의 차가에서 미래의 자가로의 변경 가구($D_4typeF3_{it}$)와 차가로의 변경 가구($D_5typeF4_{it}$) 모두 미래의 점유확률($P(Z_{it}, \gamma_i) = \frac{1}{1 - e^{-\gamma Z_{it}}}$)과는 유의미한 (+)의 관계가 나타나고 있다. 그러나 금융규제의 정도(FR_{it})와 미래의 점유확률 간에는 유의미한 (-)의 관계가 나타나고 있어, 금융규제가 강화될수록 미래에 주택의 점유를 변경할 가능성은 낮아진다는 판단이 가능해진다.

이에 따라 금융규제의 정도와 주택점유의 변

경형태 더미 간의 교호작용(interaction)은 기존의 점유형태와 점유확률 간의 유의미한 (+)의 관계를 변화시키는 것으로 나타나고 있다. 즉 금융규제의 강화는 미래에 주택점유의 변경을 계획하지 않고 있는 가구에 비하여 현재 자가에서 미래의 자가로의 변경을 계획하고 있는 가구($D_2typeF1_{it} \times FR_{it}$)의 주택점유확률을 오히려 하락시키는 것으로 나타난다. 또한, 현재 차가에서 미래의 자가로의 변경을 계획하고 있는 가구($D_4typeF3_{it} \times FR_{it}$)의 주택점유확률도 하락시킨다. 그리고 그 정도는 앞선 현재 자가 → 미래 자가의 경우보다 더 강하다. 이와 같은 경향은 현재 차가에서 미래 차가로의 변경 가구($D_5typeF4_{it} \times FR_{it}$)에서도 나타나고 있으나 유의성은 약하며, 현재 자가 → 미래 차가

〈표 10〉 금융규제와 잠재적 주택점유확률 간의 관계: OLS

| <i>Dep V.</i> | $P(Z_{iT}, \gamma_i) = \frac{1}{1 - e^{-\gamma_i Z_{iT}}}$ | | |
|-----------------------------------|--|----------------------|----------------------|
| $D_{2type}F1_{it}$ | 0.400 (0.028)*** | 0.399 (0.028)*** | 0.399 (0.029)*** |
| $D_{3type}F2_{it}$ | 0.419 (0.047)*** | 0.419 (0.047)*** | 0.419 (0.048)*** |
| $D_{4type}F3_{it}$ | 0.433 (0.010)*** | 0.433 (0.010)*** | 0.433 (0.010)*** |
| $D_{5type}F4_{it}$ | 0.389 (0.008)*** | 0.389 (0.008)*** | 0.394 (0.008)*** |
| FR_{it} | | -0.096 (0.005)*** | -0.120 (0.007)*** |
| Interaction term | | | |
| $D_{2type}F1_{it} \times FR_{it}$ | | | -0.104 (0.012)*** |
| $D_{3type}F2_{it} \times FR_{it}$ | | | 0.055 (0.017) |
| $D_{4type}F3_{it} \times FR_{it}$ | | | -0.250 (0.036)*** |
| $D_{5type}F4_{it} \times FR_{it}$ | | | -0.106 (0.029)* |
| C | 0.363 (0.019)*** | 0.364 (0.019)*** | 0.364 (0.020)*** |
| <i>Obs.</i> | 17,116 | 17,116 | 17,116 |
| R^2 | 0.575 | 0.575 | 0.575 |

주 1) 괄호 안은 standard error, *10% 수준, **5% 수준, ***1% 수준에서 각각 통계적 유의, *Obs.*(가구 수).

2) $P(Z_{iT}, \gamma_i)$ (점유확률), $D_{2type}F1_{it}$ (현재 자가 → 미래 자가 1, 0), $D_{3type}F2_{it}$ (현재 자가 → 미래 차가, 1, 0), $D_{4type}F3_{it}$ (현재 차가 → 미래 자가, 1, 0), $D_{5type}F4_{it}$ (현재 차가 → 미래 차가, 1, 0), FR_{it} (금융규제).

가구($D_{3type}F2_{it} \times FR_{it}$)의 경우에는 유의성이 없는 것으로 나타났다. 즉 금융규제의 강화는 미래 자가로의 주택점유 변경에 보다 강한 영향을 미치고 있는 것으로 해석할 수 있다.

V. 결론

본 연구에서는 주택시장에서 정책당국의 금융규제가 변화할 때 미래에 주택점유형태의 변경을 고려하고 있는 가구는 어떠한 영향을 받게 되는지를 분석하고 있다. 이를 위하여 본

연구는 ‘주택금융 및 보급자리론 실태조사’의 마이크로 자료를 이용, 2011년부터 2022년까지의 일반 가구 60,043가구(매년 약 5,000가구)를 분석대상으로 하여, 금융규제와 미래 주택점유 확률 간의 관계를 분석하였다.

본 연구의 실증분석을 통하여 확인할 수 있는 결과는 다음과 같다.

첫째, 소득이 증가하면 현재의 자가를 점유할 가능성이 높아지는 반면, 임대가격 대비 매매가격이 높아지면 현재의 자가점유 가능성은 낮아졌다. 또한 소득이 증가할수록 미래에 자가를 점유할 가능성이 높아지는 반면, 차가를 점유할 가능성은 낮아지며, 상대가격이 높아질수록 미래의 잠재적 차가 점유 가능성이 높아졌다. 그리고 현재의 거주지나 향후 거주하고자 하는 지역의 주택공급이 증가할수록 자가점유의 가능성이 높아지는 반면, 지가가 상승하면 차가점유의 가능성이 높아졌다.

둘째, 가구의 미래 주택점유 변경의 형태를 현재 자가 → 미래(잠재) 자가, 현재 자가 → 미래(잠재) 차가, 현재 차가 → 미래(잠재) 자가, 그리고 현재 차가 → 미래(잠재) 차가 등의 네 가지로 구분하여 상대적 가능성을 분석한 결과, 가구의 항상소득의 증가는 현재 자가로부터 미래에 새로운 자가로의 변경 가능성을 높이게 되며, 현재 차가 가구의 잠재적 자가로의 변경의 가능성도 높였다. 반면, 상대가격의 상승은 현재 자가에서 잠재적 자가로의 변경과 현재 차가에서 잠재적 자가로의 변경에 모두 유의미한 (-)의 영향을 미치고 있어, 미래에 자가 주택을 점유할 가능성을 낮게 만들었다. 또한 가구가 미래에 거주할 계획을 가지고 있는

지역의 주택공급의 증가는 현재의 자가나 차가 형태 모두, 미래의 잠재적 자가의 점유 가능성을 높였으며, 거주 예정지의 지가상승은 미래의 잠재적 자가 점유의 가능성을 낮게 만들었다.

셋째, 주택시장에서 정책당국의 금융규제가 강화될수록 가구가 미래에 주택의 점유를 변경할 가능성은 낮아졌다. 특히 금융규제의 강화는 미래에 주택점유의 변경을 계획하지 않고 있는 가구에 비하여 현재 자가에서 미래의 자가로의 변경을 계획하고 있는 가구의 주택점유 확률을 하락시켰으며, 현재 차가에서 미래의 자가로의 변경을 계획하고 있는 가구의 주택점유 확률도 하락시켰다. 그리고 그 정도는 현재 차가에서 미래의 자가로의 변경을 계획하고 있는 가구에서 더 강하게 나타났다.

본 연구는 주택시장에서 가구주에 대한 금융규제의 영향을 가구의 현재의 주택점유는 물론 미래의 잠재적 주택점유 변경 가능성에도 초점을 맞추고 있으며, 미래 주택점유 변경의 형태도 현재의 자가 및 차가로부터 미래의 자가와 차가로의 변경 등의 다양한 형태로 구분하여 이에 대한 영향을 분석하고 있다는 점에서 그 의미가 있다. 그리고 금융규제가 가구의 미래 점유 변경의 형태에 따라 다르게 나타날 수 있다는 점은 시사하는 바가 크다. 특히 금융규제의 강화가 현재의 점유보다는 미래의 잠재적 점유, 그리고 미래의 잠재적 차가 점유보다는 자가로의 주택점유 변경에 보다 더 강한 영향을 미칠 수 있다는 점은, 향후 주택시장에서 금융규제의 완화 또는 강화에 따른 정책적 영향에 대한 판단이 가구의 특성에 따라 보다 면밀하게 검토되어야 한다는 것을 의미한다고 할

수 있다.

본 연구의 한계는 주택시장에서 정책당국의 대표적인 정책수단인 부채상환비율(DTI)과 담보인정비율(LTV), 그리고 총부채원리금상환비율(DSR) 중 DTI만을 사용했다는 점이다. 이는 앞서 언급하였듯이, 본 연구의 주제와 관련된 가구의 주택구매력이 LTV보다는 DTI와 깊은 관련이 있으며, 또한 DSR에 비하여 장기간에 걸친 정책변화의 영향을 분석할 수 있기 때문이다. 그러나 향후의 연구에서는 LTV와 DSR 등 다른 두 가지 형태의 정책의 영향과 이에 따른 가구의 주택점유형태 변경의 가능성에 대한 분석도 이루어져야 할 것으로 판단된다.

참고문헌

강은택, 마강래. (2009). 주택점유 및 보유형태선택의 요인분석에 관한 연구, *주택연구*, 17(1), 5-22.

김경환. (1999). 인구의 연령구조 변화와 주택수요 및 주택가격, *대한부동산학회지*, 17, 69-84.

김순용, 박현수. (2015). 소득 및 가격 탄력성을 이용한 지역 및 소득계층별 주택수요에 관한 연구, *서울도시연구*, 16(2), 71-86.

김중희. (2019). 금융규제가 차주의 주택구매 여력에 미치는 영향에 대한 연구, *경영경제연구*, 41(1), 111-137.

윤주현, 김혜승. (2000). 주택수요구조분석 및 전망에 관한 연구, *국토연구*, 29, 51-65.

이동규, 서인석, 박형준. (2009). 주택정책 규제수단으로서 DTI 규제정책의 효과 분석: System Dynamics를 활용한 시뮬레이션

분석, *한국정책학회보*, 18(4), 207-241.

이창무, 주현태, 한제선. (2017). APC 모형에 기초한 장기주택수요 추정, *주택연구*, 25(1), 5-34.

임대봉. (2013). 주택시장의 대출규제(LTV, DTI)와 주택가격, 그리고 가계부채에 관한 연구, *국토계획*, 48(3), 361-381.

주택산업연구원. (2017). 서민주거안정을 위한 효율적인 주택공급 방안. 서울: 주택산업연구원.

통계청. (2023). 2022년 출생통계와 인구동향. 대전: 통계청.

Chen, J., & Jin, M. (2014). Income elasticity of housing demand in China: Micro-data evidence from Shanghai. *Journal of Contemporary China*, 23(85), 68-84.

Crowe, C., Dell'Arriccia, G., Igan, D., & Rabanal, P. (2011). How to deal with real estate booms: Lessons from country experiences (IMF Working Paper WP/11/91). Washington, DC: International Monetary Fund (IMF).

Duca, J. V., & Rosenthal, S. S. (1994). Borrowing constraints and access to owner-occupied housing. *Regional Science and Urban Economics*, 24(3), 301-322.

Green, R., & Hendershott, P. H. (1996). Age, housing demand, and real house prices. *Regional Science and Urban Economics*, 26(5), 465-480.

Krainer, J. (2005). Housing markets and demographics. *FRBSF Economic Letter*, 2005-21.

Kuttner, K. N., & Shim, I. (2013). Can non-interest rate policies stabilise housing

- markets? Evidence from a panel of 57 economies (BIS Working Papers 433) Basel, Switzerland: Bank for International Settlements (BIS).
- Linneman, P., Megbolugbe, I. F., Wachter, S. M., & Cho, M. (1997). Do borrowing constraints change U.S. homeownership rates? *Journal of Housing Economics*, 6(4), 318-333.
- Mankiw, N. G., & Weil, D. N. (1989). The baby boom, the baby bust, and the housing market. *Regional Science and Urban Economics*, 19(2), 235-258.
- Mayo, S. K. (1981). Theory and estimation in the economics of housing demand. *Journal of Urban Economics*, 10(1), 95-116.
- McDonald, C. (2015). *When is macroprudential policy effective?* (BIS Working Papers 496) Basel, Switzerland: Bank for International Settlements (BIS).
- Muellbauer, J. (2012). When is a housing market overheated enough to threaten stability?. *Economics Series Working Papers 623*, University of Oxford, Department of Economics. pp. 73-103.
- Quercia, R. G., McCarthy, G. W., & Wachter, S. M. (2003). The impacts of affordable lending efforts on homeownership rates. *Journal of Housing Economics*, 12(1), 29-59.
- Tse, R. Y. C., & Raftery, J. (1999). Income elasticity of housing consumption in Hong Kong: A cointegration approach. *Journal of Property Research*, 16(2), 123-138.
- Yang, Y., Fu, W. J., & Land, K. C. (2004). A methodological comparison of age-period-cohort models: The intrinsic estimator and conventional generalized linear models. *Sociological Methodology*, 34(1), 75-110.
- Zorn, P. M. (1989). Mobility-tenure decisions and financial credit: Do mortgage qualification requirements constrain homeownership? *Real Estate Economics*, 17(1), 1-16.

논문접수일: 2024.02.16
논문심사일: 2024.05.08
게재확정일: 2024.05.13

Journal of Housing and Urban Finance 2024; 9(1):5-29
pISSN: 2508-3872 | eISSN: 2733-4139
<https://doi.org/10.38100/jhuf.2024.9.1.5>

The impact of financial regulation on changes in housing occupancy in the housing market

Jong-Hee Kim*

Abstract

This study analyzes the relationship between financial regulation and changes in housing occupancy using micro-level data of 60,043 households from the Korea Housing-Finance Corporation from 2011 to 2022. The following conclusions are drawn from the results of the empirical analysis. First, an increase in income leads to a high possibility of new occupancy by homeowners in the future from current occupancy, whereas a rising relative price induces a lower probability of new occupancy by homeowners in the future. A similar pattern was exhibited in the case of future occupancy. Second, by classifying four types of housing occupancy plans – “current homeowner to future homeowner,” “current homeowner to future tenant,” “current tenant to future homeowner,” and “current tenant to future tenant” – this study finds that an increase in income induces a high possibility of both moving up the property ladder from current to future homeowner and from tenant to homeowner occupancy. In contrast, a rising relative price lowers the probability of future housing occupancy. Finally, strengthening financial regulations in the housing market had a significant effect on the two types of future occupancy. This lowers the possibility of a change in occupancy from current tenant and current homeowner to future homeowner. This tendency is much stronger among current tenants.

Key words: probability of housing occupancy, homeowner, tenants, financial regulation

* Professor, Economics College of Commerce, Chonbuk National University, E-mail: jonghk5@jbnu.ac.kr

© Copyright 2024 Korea Housing & Urban Guarantee Corporation. This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.