

소득변동이 주택가격에 미치는 동태적 효과 - 전세가비율과 담보대출규모를 고려할 때*

Dynamic Effects of Income Changes on House Prices
in the Chonsej System with Loan

김 희 호 (Kim, Heeho)**
박 세 운 (Park, Saewoon)***
장홍시아 (Zhang, Hongxia)****

< Abstract >

This paper aims to explore a theoretical model explaining the relationship between income and house prices in the *Chonsej* system of Korea. In theory, the existence of *Chonsej* housing demand reduces the effects of income on housing prices less elastically than such effects without *Chonsej*. The Full Information Maximum Likelihood (FIML) method was applied to monthly data of housing sales and *Chonsej* transactions in seven metropolitan cities of Korea from January 2008 through December 2014 in order to test the hypothesis that income effects on housing price depend on the *Chonsej*-to-house price ratio. Given theoretical results about the de-leveraging effects of income changes with the *Chonsej* ratio, the evidence generally supports our hypothesis of the income de-leveraging effect on the Korean housing market with a *Chonsej* system. This means that a higher *Chonsej* ratio would mitigate the income effect on housing prices during periods of economic recession. The empirical results indicate that the housing prices of cities such as Seoul and Incheon with lower *Chonsej* ratios would respond more sensitively to income changes than other cities do. Meanwhile, Seoul with its lower LTV ratio tends to have higher income elasticities in housing prices than other areas. These results provide many policy implications from the literature. If the goal of macroeconomic policies is to stabilize the housing price level, the government needs to deal with housing prices as well as the *Chonsej* ratio and LTV as part of a microeconomic policy approach.

주 제 어 : 경기변동, 전세가율, 주택담보대출비율, 주택가격
key word : Business Cycle, Chonsej Ratio, LTV, House Prices

I. 서론

우리나라 가계자산 중에서 주택의 비중이 커서 주택

가격의 변동은 가계의 자산 가치와 소비에 큰 영향을
미치게 된다. 주택가격의 하락은 가계의 자산 감소뿐
만 아니라 소비감소로 인하여 경기침체로 이어질 수

* 논문의 수정과 발전을 위해 뛰어난 논평과 제언을 주신 익명의 세분 심사위원들께 감사드립니다.

이 논문은 2015년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임. (NRF-2015S1A5A2A01009575).

** 경북대학교 경제통상학부 교수 (주저자), kimhh@knu.ac.kr

*** 창원대학교 경영학과 교수 (교신저자), assw@changwon.ac.kr

**** 경북대학교 대학원 박사과정 (공동저자), lymyzhx1016@daum.net

있다. 또한 주택을 담보로 대출을 한 은행의 부실을 가져와 금융위기를 초래할 수도 있다. 반면, 주택가격의 급격한 상승은 주택에 대한 투기적 수요를 가져와서 부동산 버블과 인플레이션 발생 및 실질소득 양극화로 경제 불안정을 야기한다. 1990년부터 일본의 장기 경기침체는 부동산 가격의 거품붕괴에서 시작되었으며, 2008년 미국 주택가격의 거품이 꺼지면서 금융위기를 야기하였다(McDonald and Stokes, 2013). 따라서 경기안정을 위해 주택가격을 안정화시키는 정책이 필요하며, 현재 사용되고 있는 정책수단으로는 주택담보대출비율(LTV; Loan To Value), 소득 대비 담보대출비율(DTI; Debt to Income)과 금리정책 등이 있다.

주택담보대출이 주택가격에 미치는 효과는 2008년 미국의 서브프라임 위기 이후 전 세계적인 관심의 대상이 되었다. 특히, 2008년 금융위기는 미국 주택시장에서 은행의 과도한 모기지(mortgage) 대출에 기인한 것으로 추정되고 있다(Hofmann, 2003; Gerlach and Peng, 2005; Oikarinen, 2009; Brissimis and Vlassopoulos, 2009; Gimeno and Martinez-Carrascal, 2010; McDonald and Stokes, 2013; Wachter, 2015).¹⁾ 우리나라 주택담보대출이 주택가격에 미치는 효과에 대한 연구로서 Park, et al.(2010)과 Kim, et al.(2012)은 서울 강남지역에서 담보대출이 아파트가격에 미치는 효과는 거의 없었으나, 다른 지역에서는 그 효과가 큰 것으로 나타났다. 박연우·방두완(2012)은 우리나라 모든 지역에서 담보대출과 주택가격은 양(+)의 상관관계를 갖는 것으로 나타났다.

한편, 금리변동이 주택가격에 미치는 효과에 대해 박송춘 외(2009)는 금리가 주택가격에 유의적인 영향을 주었으나 전세가격에는 유의적인 영향을 주지 않는다는 것을 보여주었다. Kim·Min(2011)에 따르면 제도변화모형(regime-switch model)에서 금리와 은행대출이 주택가격의 상승에 영향을 준 것으로 나타났다. 유승동·신승우(2012)는 변동금리대출의 비중이 클수록 금리가 주택가격에 부정적인 영향이 크다는 것을 보여주었다.

우리나라 담보대출과 금리가 주택가격에 미치는 효과에 대한 기존연구는 서로 다른 실증결과를 보여주고 있다. 이는 첫째, 주택정책의 효과를 추정할 때 정확한 이론모형이 없어서, 단순히 *ad-hoc* 추정모형에서 사용하는 자료와 통계기법에 따라 서로 다른 추정결과가 나타나기 때문이다. 둘째, 기존연구는 주택정책의 효과를 추정하면서 우리나라 전세제도의 역할을 간과하고 있기 때문이다. 정책효과의 추정에서 전세의 레버리지 효과를 고려하면 주택정책의 효과가 다르게 나타날 것으로 보인다. 따라서 주택정책의 효과를 정확하게 측정하기 위해서는 전세제도를 고려한 주택가격의 결정을 이론적으로 도출하고, 그 이론적 모형에 대한 실증분석이 필요하다.

전세는 일정한 기간 동안 전세보증금을 대가로 전세입자에게 주택의 사용을 허락하는 계약이다. 전세보증금은 이자가 없는 차입금(interest-free loan)이며, 전세보증금의 기회비용에 해당하는 이자를 묵시적 월세(implicit rent)로 간주하고 있다. 우리나라에서 주택가격 대비 전세가격의 비율은 49~75%에 달하고 있다(KB국민은행, 부동산 정보사이트).

우리나라 전세제도와 전세가격의 결정을 이론적으로 분석한 연구로 Ambrose and Kim(2003)은 주택주거서비스의 잔여가치를 고려한 풋-콜 옵션모형을 사용하여 전세임대와 주택매도의 선택과정에서 최적 전세가격의 결정을 분석하고 있다.²⁾ 전세가비율이 주택가격에 미치는 영향에 대한 실증연구로서 손재영(2000)은 전세가비율이 일정비율로 수렴하는 경향이 있어서 전세가비율이 일정비율을 넘어서면 매매가격이 상승하거나 전세가격이 하락한다고 분석하였다. 한동근(2010), 임상수(2011)와 조태진(2015)은 전세가격과 매매가격의 관계에서 이와 같은 경향이 없는 것으로 분석하였다. 특히 조태진(2015)은 전세가비율의 상승이 오히려 아파트가격을 하락시키는 것으로 분석하였다.

본 연구는 균형모형에서 소비자가 주택구입과 전세임차 간 선택을 통해 최적주택가격이 결정되는 과정을 이론적으로 도출하고, 이론모형을 통해 소득변동이 주

1) 미국시장에서 모기지(mortgage) 대출은 non-disclosure loan인 반면, 우리나라 주택담보대출은 이미 구입한 주택을 담보(collateral)로서 그 사용목적이 주택구입에 한정되지 않는 포괄적인 개인대출(personal loan)이다.

2) 전세보증금은 미국의 선지급금(downpayment)과 구별된다. 선지급금은 은행의 모기지 대출승인을 받기 전에 지급하는 계약금 또는 자기자본(owner's equity)이다. Stein(1995), Poterba(1984)와 Lamont and Stein(1999)은 선지급금 제도가 주택가격에 미치는 레버리지 효과를 이론적으로 살펴보고 있으며, 외부교란에 대한 주택수요의 탄력성과 가격변동성이 선지급금이 낮을수록 커지고 있다는 것을 보여주고 있다. Meen(2002)은 생애주기설을 사용하여 선지급금의 효과를 분석하고 있으며, Iacoviello and Pavan(2013)은 선지급금의 비율을 낮추면 자가 비율이 높아지고, 주택가격의 변동성이 낮아진다는 것을 보여주고 있다.

주택가격에 미치는 효과를 실증적으로 분석하고자 한다. 모형에서 전세와 담보대출의 존재는 소득변동에 따라 주택가격이 더욱 민감하게 반응하는 레버리지 효과를 가지며, 주택가격의 변동성을 심화시키는 메커니즘으로 작용한다.

한편, 본 연구모형은 주택담보대출 규모를 높은 수준, 중간 수준, 낮은 수준으로 구분하여, 담보대출규모에 따라 소득변동과 주택가격의 동태적 관계가 다르게 나타난다는 것을 보여주고 있다. 모형에서 담보대출의 규모가 큰 경우, 소득변동은 기존 담보대출의 상환으로 가계의 주택구입을 줄이고, 대신 전세임차수요를 크게 하여 주택가격에 영향을 미치기 때문이다. 우리나라 주택가격 대비 주택담보대출비율(LTV)은 약 51.9%로 선진국의 비율(80~90%)에 비해서는 낮지만, 소득제약을 가져올 정도로 규모가 크다(금융감독원, 금융통계정보시스템). 따라서 소득변동과 주택가격의 동태적 관계를 분석하기 위해서 담보대출 규모에 따라 지역별로 구분하여 살펴보아야 한다.³⁾

본 연구는 우리나라 주택가격의 결정모형을 이론적으로 도출하고, 이를 통해 주택정책의 유효성을 살펴보고 있다는 점에서 그 의미가 크다. 소득변동이 주택가격에 미치는 효과에 대해 본 연구의 가설은 크게 두 가지이다. 첫째, 소득변동이 주택가격에 미치는 소득 효과는 전세가비율이 낮을수록 민감하게 나타난다. 둘째, 소득변동이 주택가격에 미치는 효과는 담보대출규모에 따라 다르게 나타나, 담보대출의 규모가 소득제약을 가져올 정도로 큰 경우, 소득이 증가하면 기존 대출금의 상환으로 주택수요가 감소하면서 주택가격의 소득탄력성이 작아지게 된다.

본 연구가설의 검증을 위해 담보대출규모와 전세가비율이 서로 다른 지역별(서울과 7대 광역시)로 소득변동과 주택가격의 관계를 비교해서 검증해 보고자 한다. 즉, 담보대출의 규모가 큰 지역과 낮은 지역으로 구분하여 소득변동과 주택가격의 관계를 실증적으로 살펴보고, 담보대출의 규모에 따라 그 관계가 다른지를 확인하고자 한다.

소득변동과 주택가격의 관계에 대한 기존연구로는 Glaeser, et al.(2005), Brueggeman and Fisher(2008), La Paz and White(2012)와 Madsen(2012) 등이 있다. Glaeser, et al.(2005)은 소득증가는 미국

뉴욕의 주택가격을 상승시킨다는 것을 보여주고 있으며, La Paz and White(2012)는 영국과 스페인의 주택가격변동에서 소득이 가장 중요한 요인이라고 설명하였다. Madsen(2012)은 소득이 단기적으로는 주택가격에 영향을 미치나 장기적으로는 영향을 미치지 않는 것으로 분석하였다. 이들 연구는 장·단기적으로 소득변동이 주택가격에 미치는 효과를 실증적으로 분석하고 있지만, 구체적인 이론모형이 없거나 전세제도를 고려하지 않았다.

본 연구의 II장에서는 전세와 담보대출이 존재할 때 주택가격의 결정과정에 대한 이론모형을 도출해보고, 이를 사용해서 소득변동과 주택가격의 관계를 동태적으로 살펴보고자 한다. III장에서는 2008년 1월~2014년 12월까지 우리나라 주택 및 전세가율에 대한 월별 자료 등을 최우도(Full Information Maximum Likelihood) 추정기법을 사용하여 연구가설을 실증적으로 추정하였다. 마지막 장에서 결론과 정책적 의미가 제시된다.

II. 주택가격의 결정모형

이 장은 우리나라 전세제도와 담보대출을 고려할 때 소득변동과 주택가격의 관계를 이론적으로 살펴보고, 전세제도를 통해 소득변동이 주택가격에 미치는 레버리지 효과를 분석해 보고자 한다. 또한 가계의 주택소비(주택구입 또는 전세임차)를 소득제약이 없을 때와 담보대출로 인해 소득제약이 있을 때로 구분하여, 두 소비를 구분하는 기준이 되는 담보대출의 규모를 이론적으로 도출해 본다. 본 연구는 전세제도가 존재하는 주택시장에서 전세가비율을 도출하기 위해 Meen(2002)의 차익거래모형을 확장하였다.

1. 균형주택가격의 결정

본 연구모형은 우리나라 현실에 맞는 몇 가지 가정을 전제로 하고 있으며 다음과 같다. 먼저, 우리나라의 주택과 전세시장은 효율적이며, 주택구입 수요와 전세임차 수요 간에 완전 대체관계이라고 가정한다. 또한 3기간(0기, 1기, 2기) 모형을 가정하며, 초기(0기)에 각

3) 우리나라의 명목 GDP 대비 주택대출비율(LTI)도 2012년 32%으로서 미국(75%), 영국(83%), 독일(64%) 등보다는 낮은 수준이지만 1인당 대출규모가 749만원으로서 소득제약을 가져올 수 있다. 참고로, 2010년 기준 1인당 대출규모는 미국은 4,815만원, 영국 3,800만원, 독일 2,369만원이다(한국은행, 2013 및 각국의 중앙은행 주택담보대출 자료, 2011).

가계는 1가구 1주택 정책에 따라 주어진 실질자산으로서 1주택을 보유하고 있다. 하지만, 세대마다 그 주택에 대한 서로 다른 규모의 담보대출을 가지고 있으며, 마이너스 대출인 저축을 가지고 있는 경우도 있으며, 담보대출의 이자와 거래비용은 없다고 가정한다. 다음 기(1기)에 각 가계는 노동을 통해 소득을 벌고, 소비를 한다. 또한, 직장 전근이나 교육 등 여러 이유로 이사를 가며 새로운 주택을 구입하거나 전세를 얻는다고 가정한다. 노동소득으로 재화를 소비하고 담보대출(K)을 갚을 수 있는 만큼 번다고 가정한다. 마지막 기(2기)에는 소득을 모두 소비하거나, 담보대출을 갚는다.

1기에 새로운 곳으로 이사할 때 기존주택을 팔면, 그 담보대출도 동시에 상환해야 한다. 초기 보유주택에 대한 담보대출이 커서 소득제약이 있는 경우, 1기에 주택을 구입하는 대신 전세를 얻게 되며, 주택(전세) 소비는 담보대출의 규모에 따라 제약이 받게 된다. 한편, 담보대출의 규모가 작은 경우 전세 대신 새로운 주택을 구입할 수 있다.

모형에서 전세임차수요와 주택구입수요가 동시에 존재한다. 첫째, 기존대출이 없거나 아주 작아서 소득 제약이 없으며, 새롭게 주택을 구입하는 경우이다. 둘째, 기존 담보대출의 규모가 커서 기존주택을 팔고 담보대출을 상환하면 남은 소득이 제약적이어서, 주택을 구입하기보다는 전세로 주택을 소비하는 경우이다. 마지막으로, 기존대출이 너무 많아서 이사를 포기하는 소비자이다. 이들은 새롭게 주택을 소비하지 못하므로 주택가격에 영향을 미치지 못한다.

본 연구는 주택수요를 주택구매수요와 전세임차수요로 구분하며, 월세(monthly rent)는 전세보증금의 기회비용에 해당하는 목시적 이자와 같다고 가정하여 전세의 한 형태로 간주한다. 전세가격은 주택구매와 달리 소유권이 없어서 주택가격보다 낮지만, 주택(주거서비스)을 소비한다는 의미에서 전세임차 수요와 주택구입 수요는 동일한 주택(주거서비스)수요로 간주하며, 모두 최적선택과정에서 나타나는 주택수요이다.

3기간 모형(0기, 1기, 2기)에서 각 가계는 주택(주거서비스: H)과 기타재화를 소비하는데, 기타 재화는 의류나 음식 등 종합소비(C : composite consumption)라고 가정한다. 각 가계는 초기(0기)에 담보대출(K)이 있는 주택을 보유하기 때문에 주택은 소비재인 동시에 자산이다. 가계별 소득은 초기(0기) 보유주택의 가치

에서 담보대출을 빼고 남은 자산소득과 1기의 노동소득(Y_1)이 있으며, 이자소득과 이전소득 등 기타 소득은 없다고 가정한다. 모형에서 노동소득은 기타재화(C)를 소비하고 담보대출(K)을 갚을 수 있는 만큼 번다고 가정한다. 주택가격을 P , 담보대출을 K 이라고 할 때, 초기(0기) 자산소득과 1기 노동소득은 각각 $P-K$ 와 Y_1 이며 가계의 총소득(Y)은 $(P-K+Y_1)$ 이다.⁴⁾

최적 주택수요를 도출하기 위한 소비자의 효용함수는 Cobb-Douglas 함수의 형태를 가정한다.

$$U = U(H, C) = H^\alpha C^{1-\alpha} \quad \text{식 (1)}$$

소비는 주택(주거서비스: H)과 기타재화(C)의 소비로 구분된다. 초기에 보유하는 주택의 기본단위는 1이지만, 최적주택수요(H)는 1 보다 클 수도 있고, 작게 분할하여 소비할 수 있다고 가정한다. 기타 소비(C)의 가격을 1로 정상화(normalization)시키면 주택가격(P)은 기타 소비재(C)에 대한 실질가격이 된다. 가계소득은 주택과 기타 재화의 소비보다 크며, 소득제약조건은 다음과 같다.

$$P H + C \leq Y \quad \text{식 (2)}$$

여기에서 P 는 (실질)주택가격, H 는 주택소비, C 는 기타 재화의 소비, Y 는 실질소득이다. 식(1)~식(2)을 이용하면 주택소비에 대해 소득제약이 없을 때 최적 주택수요(H')와 기타 소비(C)를 구할 수 있다.

$$H' = \frac{\alpha Y}{P}, \quad C = (1-\alpha) Y \quad \text{식 (3)}$$

소득제약이 없을 때 최적 주택소비는 소득이 증가할수록, 주택가격이 하락할수록 증가된다. 이때 주택소비는 주택담보대출의 규모에 영향을 받지 않는다. 주택가격은 실질자산으로서 소득인 동시에 소비재가격이다. 따라서 주택가격이 상승하면 가격효과로 인해 주택수요가 감소하지만, 다른 한편으로 실질자산의 소득효과로서 주택수요가 증가된다.

한편, 초기에 보유주택에 대한 담보대출이 커서 소득제약으로 새로운 주택을 구입하는 대신 전세를 얻게 되는 경우, 전세임차소비는 초기 주택담보대출의 규모

4) 노동소득과 주택가격에 대한 연구는 Stein(1995)과 Meen and Andrew(1998)을 참조.

에 따라 제약을 받게 된다. 즉, 전세임차로 주거서비스를 소비하면 소득제약조건은 다음과 같다. 이때 식(4)는 기존 주택을 보유한 사람이라도 교육이나 직장 등의 목적으로 이사를 할 경우 나타나는 전세수요이다.

$$\gamma PH \leq P - K \quad \text{식 (4)}$$

여기에서 K 는 초기 주택담보대출이며, γ 은 전세가비율(주택가격 대비 전세가가격의 비율)이다. 전세가비율을 주택가격에 곱한 값(γP)이 전세가가격이다. 분석의 편의를 위해 전세가비율(γ)은 일정하며 $0 < \gamma < 1$ 이라고 가정한다. 전세가비율이 경제에서 내생적으로 결정되는 경우는 다음 절에서 논의하기로 한다. 기존 담보대출(K)이 많아서 소득제약이 있는 경우 소비자는 기존주택을 팔고 난 다음 대출금을 상환하고 남은 금액을 사용하여 전세주택을 얻게 된다. 이때, 소비자의 최대 담보대출비율은 보유하고 있는 현재 주택가치보다 작고, 동시에 정부규제(\bar{K}) 한도보다 작아야 한다. 즉, $K \leq \bar{K}$ 이다. 기존 담보대출로 인해 소득제약이 있는 소비자의 경우 최적 주택소비(H^c)는 식(4)을 이용하면 다음과 같다.

$$H^c = \frac{P - K}{\gamma P} \quad \text{식 (5)}$$

기존 주택담보대출이 클수록 소득제약으로 주택(전세임차)소비가 감소하며, 더 작은 주택을 소비하게 된다. 주택가격이 상승하면 자산의 소득효과로서 주택소비(전세임차)는 증가하지만, 다른 한편으로 가격효과로 인해 주택소비(전세임차)는 감소한다. 주택가격과 수요의 관계는 전세가비율(γ)과 담보대출의 규모(K)에 따라 다르게 나타난다. 이때 전세가비율이 증가하면 전세가가격이 상승하는 효과를 가져와서 주택(전세임차)소비는 감소한다.⁵⁾

주택의 총수요(H^d)는 소득제약이 없는 경우와 소득제약이 있는 경우 두 소비자를 모두 포함하며, 식(3)과 (5)를 합하면 다음과 같다.

$$H^d = H^u + H^c = \frac{\alpha Y}{P} + \frac{P - K}{\gamma P} \quad \text{식 (6)}$$

식(6)을 이용하면 주택(주거서비스)수요곡선을 도출할 수 있으며, 주택수요의 기울기는 주택에 대한 선호(α), 소득수준(Y), 전세가비율(γ), 초기 대출규모(K)에 따라 결정된다. 식(6)에서 대출규모가 크고 소득제약이 존재하며, $\alpha=0.1$, $\gamma=0.6$, $Y=100$, $K \sim \text{uniform}(-0.2, 1.0)$ 을 가정할 때 전세임차수요곡선에 대한 시뮬레이션(simulation) 결과는 <부록 그림 1>에 나타나 있다. 그림에서 주택수요(H^d)는 $0 \leq H \leq 2.0$ 구간에서 변화하며, 담보대출은 $-0.2 \leq K \leq 1.0$ 구간에서 변화된다고 가정한다. 그림에서 소득제약이 없을 때 주택수요곡선은 가격에 대해 우하향하는 전형적인 수요곡선을 보이거나, 소득제약이 있을 때 전세임차 수요곡선은 우상향하는 곡선을 나타낸다. 즉, 소득제약이 있을 때 주택가격이 상승하면 전세임차 수요가 오히려 증가하여 주택시장은 불안정하게 된다.

한편, 주택공급량을 H^s 라고 하면 주택공급은 주택가격과 건설비용 등에 의해 결정되지만, 여기에서 주택공급이 $H^s = H^0$ 로 일정하다고 가정한다. 주택시장의 균형에서 식(6)을 이용하면 $H^d = H^s = H^0$ 이며, 균형주택가격(P^c)을 결정할 수 있다.

$$P^* = \frac{\gamma \alpha Y - K}{(\gamma H - 1)} \quad \text{식 (7)}$$

여기에서 균형주택가격의 결정은 주택에 대한 소비 선호(α), 소득수준(Y), 전세가비율(γ), 담보대출규모(K), 주택공급량(H)의 함수로 나타낼 수 있다. 식(7)의 우변에 첫 번째 항은 소득효과, 두 번째 항은 담보대출이 소득제약을 통해 주택가격에 미치는 효과를 나타낸다. 흥미로운 것은 균형주택가격의 결정(7)에서 소득효과가 전세가비율(γ)의 크기에 따라 다르게 나타난다는 점이다. 소득(Y)이 증가하면 주택수요와 가격이 상승하지만 전세가비율이 낮을수록 그 효과는 더욱 크게 증가한다. 이는 주택안정화 정책이 전세가비율에 따라서 다른 정책효과를 보일 수 있다는 것을 의미한다.

모형에서 주택수요와 전세수요의 차이는 소득제약이 없을 때와 담보대출로 인해 소득제약이 있을 때로 구분되며, 담보대출의 규모에 따라 다르게 결정된다. 따라서 모형에서 소득제약을 가져오는 담보대출의 수준을 파악하는 것이 필요하다. 이를 위해 소득제약이

5) 식(5)에서 주택가격은 $P = \frac{K}{(1 - \gamma H^c)} > 0$ 이므로 $H^c \leq 1/\gamma$ 이다. 예를 들어, 전세가 비율이 0.5이라면 전세수요는 2 보다 작아야 한다.

없을 때와 있을 때 주택수요를 일치시키는 담보대출의 규모를 도출하였으며, 이렇게 도출한 담보대출 수준보다 실제 담보대출의 규모가 큰 경우 소득제약을 가져와서 신규주택을 구입하는 대신 전세임차를 하게 된다.

$$H^c = \frac{P-K}{rP} = \frac{\alpha Y}{P} = H^u \quad \text{식 (8)}$$

이를 이용하면 소득제약을 가져오는 담보대출규모의 수준은 주택가격에서 주택소비에 사용되는 소득을 빼준 값과 같다. 즉,

$$K = P - \alpha \gamma Y \quad \text{식 (9)}$$

가계별 평균 담보대출의 규모(K)는 주택가격이 클수록, 소득이 낮을수록 커진다. 주택담보대출의 규모는 새로운 주택수요가 불가능한 높은 수준의 대출규모(K_h)와 아주 낮은 대출규모(K_l) 수준 사이에 존재하며, 일반적으로 소득제약을 가져오는 평균적인 대출규모는 $K_l \leq K \leq K_h$ 구간에 존재한다. 새로운 주택을 소비할 수 없는 높은 수준의 대출규모를 K_h 이라고 하면 K_h 는 정부에서 결정한 주택가격 또는 소득 대비 담보대출비율($LTV = \bar{K}$ 또는 $DTI = \bar{K} = \bar{\delta} Y$)과 같아야 한다. 이때 $\bar{\delta}$ 는 정부가 제한한 소득 대비 담보대출의 비율이다. 식(9)와 최대 주택담보대출비율(\bar{K})을 사용하여 전세임차수요와 주택수요를 구분하는 담보대출 규모의 기준을 정리하면 다음과 같다.

$$K_l \leq K = P - \alpha \gamma Y \leq K_h = \bar{K}.$$

현실적으로 우리나라 가계의 담보대출에 대한 선택은 거시적 시장위험을 고려해서 결정된다. 거시적 시장위험은 주택가격과 소득 변동뿐만 아니라, 금리변동, 상환만기의 단기성 여부, 일시상환조건 여부 등을 포함하는데, 여기에서는 소득과 가격변동만을 고려하고 있다. 시장위험을 고려해서 우리나라 소비자의 담보대출 선택에 대한 연구는 유승동(2006)과 유승동과 신승우(2012)를 참조하기 바란다.

2. 소득효과와 담보대출효과

균형주택가격을 나타내는 식(7)과 소득제약을 가져오는 대출규모를 나타내는 식(9)을 이용하면 소득과 담보대출의 변화가 주택가격에 미치는 효과를 소득제약이 있을 때와 없을 때 두 가지 채널로 구분하여 설명할 수 있다. 이를 위해 먼저 균형주택가격 식(7)을 소득과 담보대출에 대해 전미분하면 주택가격변화를 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$dP = \left[\frac{\alpha \gamma}{(\gamma H - 1)} \right] dY - \left[\frac{1}{(\gamma H - 1)} \right] dK \quad \text{식 (10)}$$

식(10)의 첫 번째 항은 소득제약이 없을 때 소득변동이 주택가격에 미치는 효과이다. 소득이 증가하면 최적 주택소비와 주택가격은 상승한다. 이때 주어진 주택공급(H)과 소비선호(α)에서 소득의 가격효과는 전세가비율(γ)에 따라 결정되며, 전세가비율이 작을수록 소득효과는 커진다. 둘째 항은 담보대출규모가 커서 소득제약이 있을 때, 담보대출규모가 주택가격에 미치는 효과이다. 이러한 담보대출의 효과는 기간에 따라 동태적으로 다르게 나타난다. 예를 들어, 담보대출이 증가하면 소득제약이 커지고 주택수요와 가격은 하락한다. 이때 주택가격의 소득탄력성은 담보대출규모가 클수록 작아진다. 하지만, 소득변동은 다음 기에 담보대출규모를 변화시키고, 주택가격에 간접적인 효과를 가지고 있다. 즉, 식(9)을 이용하면 소득이 증가하면 담보대출규모는 ($\frac{dK}{dY} = -\alpha \gamma$)만큼 감소하며, 다음 기에 주택수요와 가격은 상승한다. 이 경우 주택가격의 소득탄력성이 커지게 된다.

한편, 담보대출의 거의 없거나 담보대출비율 $LTV = \bar{K}$ 로 법으로 정해진 경우 $\frac{dK}{dY} = 0$ 이며, DTI 가 적용되는 경우 $\frac{dK}{dY} = \bar{\delta}$ 이다. 결국, 소득변동이 주택가격에 미치는 효과는 전세가비율과 담보대출의 규모에 따라 다르게 결정된다.

앞에서 논의된 담보대출규모의 변화를 고려하여 소득변동이 주택가격에 미치는 효과를 정리하면 다음과 같다.

$$\frac{dP}{dY} = \left[\frac{\alpha\gamma}{(\gamma H - 1)} \right], \text{ when } K = K_l \approx 0,$$

$$\frac{dP}{dY} = \left[\frac{2\alpha\gamma}{(\gamma H - 1)} \right], \text{ when } K_l \leq K \leq \bar{K},$$

$$\frac{dP}{dY} = \left[\frac{\alpha\gamma - \bar{\delta}}{(\gamma H - 1)} \right], \text{ when } K = \bar{K} = \bar{\delta} Y$$

요약하면, 소득변동이 주택가격에 미치는 효과는 주어진 주택공급(H)과 소비선호(α)에서 전세가비율(γ)과 담보대출규모(K)에 따라 결정된다. 소득(Y)이 증가하면 주택수요와 가격이 상승하지만 전세가비율이 낮을수록 그 효과는 더욱 크게 증가한다. 한편, 소득 효과는 담보대출의 수준(낮은 대출수준, 평균 수준 또는 높은 수준)에 따라 서로 다르게 나타난다. 기존 담보대출이 클수록 새로운 주택수요는 줄어들고, 주택가격이 하락한다. 이때 주택가격의 소득탄력성은 담보대출 규모가 클수록 작아진다. 한편, 소득변동은 다음 기에 대출상환으로 담보대출규모가 감소하고, 소득제약을 완화시키면서 주택수요와 가격을 간접적으로 상승시키게 된다. 결국, 소득변동이 주택가격에 미치는 효과는 직접적인 효과와 담보대출규모를 변화시켜서 나타나는 간접효과로 구분된다.

본 연구모형에서 전세가비율(γ)은 일정하다고 가정하고 있지만, 모형에서 내생적으로 결정될 수 있다. 여기에서는 Meen(2002)의 연구에서 나타난 주택구입과 월세 소득 간 차이거래조건을 전세시장에 적용하여, 주택구입과 전세임차 간 차이거래에서 전세가비율을 도출하였다. 전세가비율은 효율적 주택시장의 차이거래조건에서 내생적으로 결정된다.

즉, 효율적인 시장에서 주택을 구매하는 비용과 주택을 구입해서 전세를 주었을 때 얻을 수 있는 편익이 같게 된다. 이때 거래수수료와 세금 등 관련 비용은 없다고 가정한다. 차이거래조건에서 전세가비율(γ)은 이자율(i), 인플레이션율(π), 감가상각률(θ)과 미래 주택가격변동률(g^e)의 함수이다.

$$\frac{Pr}{P} = \gamma = \frac{V}{i} = \gamma(i, \pi, \theta, g^e) \quad \text{식 (11)}$$

P 는 실질주택가격, Pr 는 전세가격이다. V 는 주택의 사용자비용이며, 이자율(i), 인플레이션율(π), 감가상각률(θ)과 미래 주택가격변동률(g^e)로 구성되어 있다.

$$(V = i - \pi + \theta - g^e).$$

전세가비율은 현재(미래) 주택가격의 증가(감소)함수이며, 금리와 감가상각율의 증가함수이다. 따라서 부동산시장의 안정화정책으로서 전세가비율을 정부가 직접적으로 통제하기 보다는, 감가상각비용의 상계 허용, 주택거래세와 보유세 변화, 미래주택가격에 대한 기대를 변화시키는 정책 등은 간접적으로 전세가비율에 영향을 미칠 수 있다. 전세가비율의 이론적 모형과 최적해의 도출은 본 연구의 범위를 넘어서서, 다음 연구로 미루기로 한다.

III. 실증분석

여기에서는 이론모형에서 살펴본 소득변동이 주택가격에 미치는 효과를 실증적으로 분석하고자 한다. 이론 모형 식(7)과 (9)로 부터 소득변동이 주택가격에 미치는 효과에 대해 본 연구의 가설은 두 가지이다. 첫째, 소득이 증가하면 주택수요의 증가로 가격이 상승하며, 전세가비율이 낮을수록 소득의 가격효과는 커진다. 둘째, 소득변동이 주택가격에 미치는 효과는 담보대출규모에 따라 서로 다르게 나타난다. 즉, 동태적으로 오늘 담보대출규모가 클수록, 주택가격의 소득탄력성이 낮아지지만, 내일 소득변동은 담보대출의 변화를 통해 간접적으로 주택가격에 영향을 미치게 되어 주택가격의 소득탄력성은 오히려 커지게 된다.

본 연구의 가설을 검증하기 위해 담보대출의 규모가 큰 지역과 낮은 지역으로 구분하여 소득변동과 주택가격의 관계를 실증적으로 살펴보고, 담보대출의 규모에 따라 지역 간에 소득-주택가격의 관계가 달라지는지를 확인해보고자 한다. 또한 전세가비율이 지역별로 차이가 있는데, 지역별로 전세가비율에 따른 소득변동과 주택가격의 관계를 실증적으로 확인해보고자 한다.

1. 자료와 주택시장의 현황

여기에서는 2008년 1월~2014년 12월까지 우리나라 주택가격과 전세가율 월별자료를 사용하여 전세와 담보대출을 고려할 때 소득변동이 주택가격에 미치는 효과를 추정해보고자 한다. 본 연구의 실증분석에서는 우리나라의 서울, 부산, 대구, 울산, 인천, 대전, 광주 등 7대 광역권을 대상으로 분석하였다. 추정에서 사용

된 지역별 실질주택가격의 대용변수로서 지역별 평균 실질 주택매매가격을 사용하였다. 실질변수는 명목변수를 2010년 소비자물가지수(CPI)로 나누어준 값이다. 실질소득의 대용변수로서 지역별 실질소득(GRDP) 및 산업생산지수를 사용했으나 통계적으로 유의적인 결과가 나오지 않았다. 이는 두 대용변수가 모두 stochastic 추세를 가지고 있어서, 단순히 차분으로 추세를 제거하기 힘들기 때문이다. 따라서 stochastic 추세를 제거하기 위해서 대신 경기동행지수 순환변동치를 사용하였다.

지역별 주택담보대출비율에 대한 자료는 공식적으로 발표되지 않아서 지역별 담보대출금액을 지역별 주택가격(=지역별 평균주택가격×주택호수)으로 나누어준 값을 사용하였다. 지역별 전세가비율은 지역별 주택매매가격 대비 전세가격의 비율이며, 주택공급량은 스톡(stocks)개념으로서 실제 주택호수(stocks)를 사용했다. 본 연구에서 지역별 주택가격과 전세가격은 통계청과 국민은행에서 발표하는 자료를 사용하였으며, 지역별 주택담보대출금액 및 소비자 물가는 한국은행 월별 통계자료에서 발췌되었으며, 주택공급호수 및 경기동행지수 순환변동치는 통계청 자료에서 발췌되었다. 우리나라 7대 광역시의 주택가격, 전세가비율, 담보대출비율과 주택공급호수에 대한 서술적 통계량은 <표 1>과 같다.

우리나라 주택의 형태는 아파트의 비중이 59.0%로 압도적인 비중을 차지하고 있다(통계청, 인구주택총조사, 2010). 또한, 주택가격은 지역별로 차이가 큰데, 2014년 기준 아파트의 평균 가격을 보면 서울 4억 6천 3백만 원, 부산, 인천, 대구 등 광역시는 1억 6천~1억 8천만 원 수준이었다(KB국민은행, 부동산 정보사이트). 우리나라 전세가비율은 검정기간동안 평균 49~75%이며, 2008년 금융위기 이후 감소하다가 최근 급격히 상승하는 추세를 보이고 있다(KB국민은행, 부동산 정보사이트). 검정기간동안 지역별 전세가비율은 서울 0.49, 인천 0.51, 부산 0.67, 대구 0.70, 광주 0.75, 대전 0.66, 울산 0.71 이었으며, 서울과 인천 등 수도권보다는 부산, 대구, 광주 등 지방도시의 전세가비율이 높았다.

지역별 주택가격 대비 담보대출의 규모는 검정기간 동안 지속적으로 증가했고, 이와 더불어 주택가격도 상승하는 추세를 보이고 있다(한국은행통계, 2014). 지역별 평균 담보대출비율은 서울 0.11, 인천 0.18,

부산 0.14, 대구 0.13, 광주 0.16, 대전 0.14, 울산 0.13이었으며, 담보대출비율은 서울이 가장 낮았고, 인천이 가장 높았다.

따라서 전세가비율과 담보대출의 규모에 따라 소득 변동이 주택가격에 미치는 효과가 서로 다르다는 연구 가설을 검증하기 위해 검증지역을 전세가비율과 담보대출비율이 모두 낮은 서울, 전세가비율이 낮지만 담보대출비율이 높은 인천, 그리고 전세가비율은 높고 담보대출비율은 중간수준인 지방 광역시 등 세 지역으로 구분하여 분석하고자 한다.

<표 1> 우리나라 주택시장에 대한 기초통계량

| 지역 | 변수 | 평균 | 표준편차 | 최소 | 최대 |
|----|-----------|--------|-------|--------|--------|
| 서울 | 주택가격(p) | 46,372 | 1,541 | 44,057 | 48,772 |
| | 전세가비율(r) | 0.49 | 0.09 | 0.38 | 0.66 |
| | 담보대출비율(k) | 0.11 | 0.00 | 0.10 | 0.12 |
| | 주택공급량(h) | 2,528 | 106 | 2,327 | 2,675 |
| 인천 | 주택가격(p) | 18,349 | 659 | 17,044 | 19,319 |
| | 전세가비율(r) | 0.51 | 0.07 | 0.42 | 0.66 |
| | 담보대출비율(k) | 0.18 | 0.02 | 0.14 | 0.21 |
| 부산 | 주택가격(p) | 16,611 | 1,876 | 13,784 | 19,199 |
| | 전세가비율(r) | 0.67 | 0.01 | 0.66 | 0.70 |
| | 담보대출비율(k) | 0.14 | 0.01 | 0.13 | 0.16 |
| 대구 | 주택가격(p) | 16,323 | 1,604 | 14,894 | 20,824 |
| | 전세가비율(r) | 0.70 | 0.04 | 0.65 | 0.75 |
| | 담보대출비율(k) | 0.13 | 0.00 | 0.13 | 0.14 |
| 광주 | 주택가격(p) | 11,902 | 1,521 | 10,348 | 14,935 |
| | 전세가비율(r) | 0.75 | 0.02 | 0.73 | 0.78 |
| | 담보대출비율(k) | 0.16 | 0.01 | 0.14 | 0.17 |
| 대전 | 주택가격(p) | 17,028 | 1,999 | 14,286 | 19,180 |
| | 전세가비율(r) | 0.66 | 0.04 | 0.60 | 0.71 |
| | 담보대출비율(k) | 0.14 | 0.01 | 0.13 | 0.16 |
| 울산 | 주택가격(p) | 16,990 | 2,473 | 14,319 | 21,395 |
| | 전세가비율(r) | 0.71 | 0.02 | 0.67 | 0.73 |
| | 담보대출비율(k) | 0.13 | 0.00 | 0.13 | 0.14 |
| | 주택공급량(h) | 296 | 17 | 244 | 321 |

주: 관측치는 84개이다.
 주택가격(p) (단위: 백만 원), 전세가 비율(r) (단위: %),
 담보대출비율(k) (단위: %), 주택공급량(h) (단위: 천호)이다.

선진국의 경우 주택담보비율이 정부지원 및 모기지 보험회사의 활용으로 95% 이상으로 확대되어 대출심사기준으로서 역할이 제한적이다. 따라서 주택담보대출의 심사에서 주택담보대출비율보다는 가계소득이 향후 대출 원리금을 상환하는 데 충분한지를 측정하는 소득 대비 담보대출비율이 강조되고 있다. 우리나라의 명목 GDP 대비 주택담보대출의 비율은 32%으로서, 미국 75%, 영국 83% 등보다는 낮은 수준에 머물고 있다(한국은행 및 각국 중앙은행, 2014). 하지만 우리나라 주택담보대출 비율은 높은 수준은 아니지만 소득 제약을 가져올 정도로 규모가 크다.

2. 추정모형

앞에서 살펴본 것과 같이 소득변동이 주택가격에 미치는 효과는 전세가비율과 담보대출의 규모에 따라 다르게 나타난다. 균형주택가격을 나타내는 식(7)을 실증적으로 분석하기 위해 식(12)의 추정모형을 설정하였다. 식(12)는 소득변동과 주택가격의 관계를 동태적으로 나타내며, 전세가비율을 통한 레버리지 효과를 포함하였다. 즉, 소득의 가격효과가 전세가비율에 따라 달라진다는 첫 번째 가설을 증명하기 위해 소득과 전세가비율의 교차효과를 추정식에 포함하여 분석하였다. 이때, 전세가비율의 교차효과는 소득변수에서 전세가비율을 곱한 값으로 나타냈으며, 이 경우 소득이 주택가격에 미치는 효과는 전세가비율에 조건적이다. 본 연구의 두 번째 가설에서 담보대출을 고려할 때 소득변동과 주택가격의 관계가 어떻게 달라지는지를 검증하기 위해 주택담보대출변수를 추정식에 포함하였다. 또한 소득변동과 주택가격의 관계를 나타내는 이론식(7)에서 주택공급이 일정하다고 가정하고 있어서, 주택공급을 통제변수로서 추정식에 포함하였다.

모형 추정식:

$$p_t = a_0 + a_1 p_{t-1} + a_2 y_t + a_3 y_{t-1} + a_4 \gamma_t y_t + a_5 \gamma_t + a_6 h_t + a_7 k_t + e_t \quad \text{식 (12)}$$

여기에서 p 는 실질 주택매매가격, y 는 실질소득이며 대용변수로서 경기동행지수 순환 변동치를 사용하였다. γ 는 전세가비율, h 는 주택공급량, k 는 담보대출비율이며, $\gamma_t^* y_t$ 은 전세가비율의 교차효과이다. 주택가격과 소득의 과거시차 변수는 주택가격과 소득의 동

태적 과정을 반영하기 위해 식(12)에 포함하였다. e 는 주택가격의 추정오차이며 백색잡음이라고 가정한다. 추정식에서 전세가비율과 담보대출비율을 제외한 모든 독립변수와 종속변수는 자연로그를 취하였다.

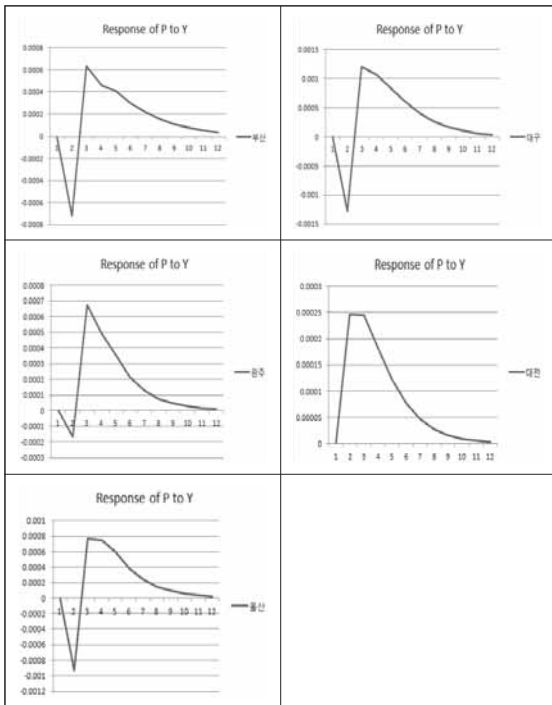
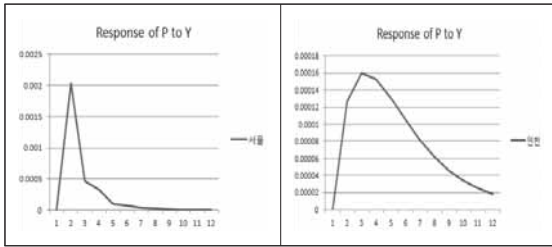
연구가설에서 소득수준(y)이 높아지면 직접적인 소득효과로 인해 주택가격이 상승하며($a_2 > 0$), 전세가비율이 낮을수록 소득효과가 민감하다($a_4 < 0$). 또한, 소득변동이 주택가격에 미치는 효과는 담보대출의 변화를 통해 간접적으로 나타나며, 담보대출규모에 따라 다르게 나타난다. 대출규모가 작은 경우, 소득변동은 담보대출의 규모에 아무런 영향을 미치지 못한다($a_7 = 0$). 하지만, 담보대출규모가 큰 경우 소득변동은 담보대출변화(소득제약변화)를 통해 주택가격에 간접적으로 영향을 미치게 된다. 즉, 담보대출규모가 클수록 직접적으로 주택가격을 상승시키지만($a_7 > 0$), 내일 소득제약이 커지면서 주택가격을 하락시킨다($a_7 < 0$). 담보대출이 커서 소득제약이 있는 경우, 주택가격의 소득탄력성은 낮아진다. 한편, 주택공급량(h)이 증가할수록 주택가격은 하락한다($a_6 < 0$).

주택가격과 소득은 계절성을 보이므로 Box x-12 ARIMA 기법을 사용해서 계절조정을 하였다. 실질주택가격과 실질소득의 시계열자료는 단위근(unit root)을 가지고 있어 전통적인 추정기법을 사용한 추정결과가 가성회귀(spurious regression) 문제를 보이게 되므로, 이를 피하기 위해 모든 변수를 1차 차분하여 추정하였다. 또한, 주택가격의 자료는 시계열 자료라기 보다는 패널 자료에 가까워서 패널 자료의 문제점인 오차 분산항의 이분산성(heterogeneity)과 설명변수의 내생성 문제(endogeneity)가 있다. 이를 수정하기 위한 추정기법으로서 완전정보를 가진 최우도 추정기법(Full Information Maximum Likelihood Estimation, FIML)을 사용하였다.

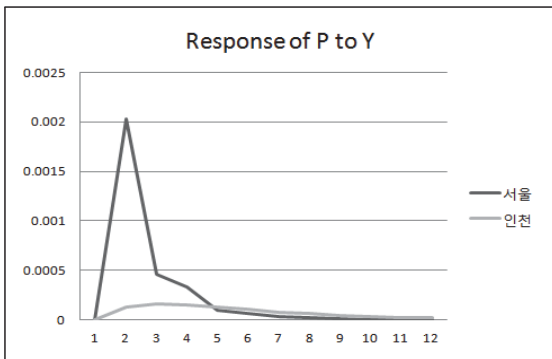
3. 소득변동과 주택가격의 충격반응함수

최우도 추정기법(FIML)을 사용하여 소득변동과 주택가격의 동태적 관계를 살펴보기 전에 먼저 두 변수의 관계를 충격반응함수(Impulse-Response Function: IRF)를 사용하여 추정해 보았다. <그림 1>는 소득변동에 대해 지역별 주택가격이 어떻게 시차를 두고 반응하는지를 충격반응(impulse-response)함수로 나타낸 것이다.

<그림 1> 소득변동에 대한 주택가격의 충격반응함수



<그림 2> 서울과 인천의 소득변동에 대한 주택가격의 충격반응함수 비교



주: 1. p 는 실질 주택매매가격, y 는 실질소득임.
 2. 충격반응함수는 12기까지를 대상으로 추정하였음.

모든 지역에서 소득변동에 대해 주택가격은 오늘 즉각적으로 양(+)의 반응을 보이다가, 다음 기에는 조정국면을 나타내는 음(-)의 반응을 보이면서 그 효과가 서서히 사라진다. 담보대출의 규모에 따라 소득변동에 대한 주택가격의 반응이 서로 다른지를 살펴보기 위해 담보대출비율이 가장 낮은 서울과 가장 높은 인천의 소득변동에 대한 주택가격의 충격반응함수를 비교하여 <그림 2>에 나타냈다.

<그림 2>에서 담보대출규모가 상대적으로 낮은 서울에서 소득에 대한 주택가격의 반응함수가 훨씬 민감하고 빠르게 나타나고 있다. 이는 담보대출의 비율에 따라 소득의 가격효과가 서로 다르게 나타난다는 본 연구의 두 번째 가설을 지지하고 있다. 그림에서 나타난 차이가 통계적으로도 같은 결과를 가지는지를 확인하기 위해 두 지역 간 누적 충격-반응 함수(Cumulative Impulse-Response Function)을 비교해보았다. 두 지역의 누적충격-반응함수 (Cumulative Impulse-Response Function: CIRF)가 서로 동일한지의 검정 결과에서 t -통계량=3.99($p=0.0084$)로 유의적으로 나타났다. 이는 1% 유의수준에서 서울과 인천의 충격반응함수가 통계적으로 유의적인 차이가 있으며, 소득변동과 주택가격의 관계가 담보대출규모에 따라 다르게 결정된다는 것을 보여준다.

4. 담보대출의 효과

본 연구의 두 번째 가설에서 소득변동과 주택가격의 관계가 담보대출비율에 따라 다르게 변화하는지를 통계적으로 확인하기 위해, 추정식(12)를 FIML기법으로 추정하였으며 추정결과는 <표 2>에 나타나 있다. 표안의 숫자는 추정된 회귀계수이며, 회귀계수 밑 괄호안의 값은 t -통계량이다. 주택가격의 결정에서 현재 보다 과거 1시차 담보대출이 통계적으로 유의적인 효과를 가지고 있어서 과거 1시차의 담보대출변수를 사용하였다.

주택가격의 결정에서 담보대출의 크기는 서울과 인천 등을 포함한 모든 광역시에서 통계적으로 유의적이었으며, 양(+)의 부호를 보이고 있다. 이는 담보대출비율이 증가할수록 소득효과를 통해 주택가격이 상승하는 것으로 나타났다. 특히, 담보대출비율이 가장 낮은 서울에서 담보대출의 효과가 2.40으로서 가장 크게 나타났다. 대출비율이 높은 인천에서 그 효과는 1.32로 낮은 편이었다. 일반적으로 담보대출비율을 고려할

<표 2> 담보대출을 고려할 때 소득변동과 주택가격의 관계 (모형 추정식)

| 변수 | 서울 | 인천 | 부산 | 대구 |
|------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|
| const. | 0.001 (0.738) | -0.006** (-2.165) | 0.005*** (3.410) | 0.002 (0.778) |
| p_{t-1} | 0.284** (2.169) | 0.418*** (3.922) | 0.523*** (5.741) | 0.468*** (4.154) |
| y_t | 0.655* (1.801) | 1.021* (1.987) | 0.449* (1.836) | 0.485* (1.923) |
| y_{t-1} | -0.055 (-0.403) | -0.075 (-0.671) | -0.060 (-0.285) | -0.279 (-1.168) |
| $\gamma_t * y_t$ | -0.534* (-1.777) | -0.866* (-1.750) | -0.544* (-1.963) | -0.485*** (-2.697) |
| γ_t | 0.972* (1.678) | 1.696* (1.708) | 0.709** (2.063) | 1.624*** (5.192) |
| h_t | -0.630*** (-3.613) | -1.982** (-2.199) | -1.975*** (-2.716) | -0.844* (-1.910) |
| k_{t-1} | 2.409* (1.771) | 1.327* (1.751) | 2.080*** (8.569) | 1.902** (2.143) |
| remarks | $R^2=0.617$ $D. W.=1.758$ | $R^2=0.613$ $D. W.=1.821$ | $R^2=0.496$ $D. W.=1.963$ | $R^2=0.420$ $D. W.=1.950$ |
| 변수 | 광주 | 대전 | 울산 | |
| const. | 0.005** (2.364) | 0.003*** (3.569) | 0.003** (2.526) | |
| p_{t-1} | 0.252 (1.587) | 0.494*** (5.213) | 0.363*** (2.951) | |
| y_t | 0.675* (1.795) | 0.919** (2.395) | 0.668** (2.598) | |
| y_{t-1} | -0.241 (-0.802) | -0.220 (-1.136) | -0.139 (-0.663) | |
| $\gamma_t * y_t$ | -0.903*** (-2.931) | -0.627** (-2.001) | -0.564*** (-3.539) | |
| γ_t | 0.477* (1.895) | 0.914* (1.920) | 0.552** (2.38) | |
| h_t | -1.041* (-1.820) | -0.812*** (-2.986) | -0.510* (-1.837) | |
| k_{t-1} | 0.934* (1.900) | 0.416*** (3.609) | 0.521* (1.803) | |
| remarks | $R^2=0.180$ $D. W.=1.926$ | $R^2=0.453$ $D. W.=2.041$ | $R^2=0.346$ $D. W.=1.945$ | |

주: 1. *(10%), **(5%), ***(1%)에서 통계적으로 유의함.

2. 표 안의 숫자는 추정된 회귀계수이며, 계수 밑 괄호안의 값은 t-통계량임.

3. p 는 실질 주택매매가격, y 는 실질소득, k 는 담보대출, r 은 전세가비율, h 는 주택공급량임.

때 주택가격의 소득탄력성은 이론과 같이 담보대출비율이 가장 낮은 서울의 소득-가격탄력성은 0.655으로 부산과 대구보다 상대적으로 높은 편이었지만, 대출비율이 높은 인천이 1.021으로서 가장 높게 나타났다.

이 같은 실증결과는 <그림 2>과 같이 서울과 인천에서 주택가격의 소득탄력성이 담보대출비율에 따라 다

르다는 두 번째 연구가설을 뒷받침하고 있지만, 담보대출이 높을수록 주택가격의 소득탄력성이 낮아진다는 이론결과와 정확하게 일치되지 않는다. 이는 주택가격의 소득탄력성이 단순히 담보대출규모에 따라 결정되기 보다는 전세가비율, 주택공급, 주택선호 등 다른 변수에도 영향을 받고 있기 때문이다.

5. 전세가비율을 통한 소득의 레버리지 효과

본 연구의 첫 번째 가설을 증명하기 위해 모형 추정식(12)에서 소득과 전세가비율의 교차효과를 고려하였다. <표 2>에서 소득증가는 순효과와 교차효과를 통해 주택가격에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 우리나라 7대 광역시 모든 지역에서 소득과 전세가비율의 교차효과($\gamma_t * y_t$)가 통계적으로 유의적이었으며, 음(-)의 효과를 보이고 있다. 이는 전세가비율이 낮을수록(높을수록) 소득의 가격효과가 커진다(작아진다)는 것을 나타낸다. 즉, 경기침체로 소득이 감소하면 주택구입수요 감소로 가격이 하락하게 된다. 이때 전세가비율이 높을수록 주택가격의 소득탄력성이 낮아지면서 소득이 주택시장에 미치는 효과가 작아지는 디-레버리지(de-leverage)효과가 있다는 것을 확인할 수 있다.

<표 3> 전세가비율을 고려할 때 소득변동과 주택가격의 관계 ($\gamma = 0.60$)

| 전세가비율 ($\gamma = 0.60$) | 소득의 효과(γ) | | |
|------------------------------|--------------------|--------|--------|
| | 순 효과 | 교차효과 | 총 소득효과 |
| 서울 | 0.655 | -0.320 | 0.335 |
| 인천 | 1.021 | -0.519 | 0.502 |
| 부산 | 0.449 | -0.326 | 0.123 |
| 대구 | 0.485 | -0.291 | 0.194 |
| 광주 | 0.675 | -0.541 | 0.134 |
| 대전 | 0.913 | -0.376 | 0.537 |
| 울산 | 0.668 | -0.338 | 0.325 |

전세가 존재할 때 전세가비율을 통해 소득변동이 주택가격에 미치는 디-레버리지 효과의 크기를 구체적으로 측정해보기 위해 <표 2>의 결과와 전세가비율(0.6)을 이용하면 소득의 순 효과와 교차효과를 구할 수 있으며, <표 3>에 나타나 있다. 전세가비율이 0.6일 때 소득이 주택가격에 미치는 총 소득효과는 대전 0.537, 인천 0.502, 서울 0.335 등의 순서로 나타나서 서울과 인천 등 수도권이 기타 지방도시(0.123~0.325)보다 크게 나타났다. 즉, 모형에서 예상한 것과 같이 전세가비율이 낮은 지역(서울 인천 등 수도권)일수록 동일한 소득변동이 주택가격에 미치는 효과는 더욱 민감하게 나타났다.

소득과 전세의 교차효과는 광주와 인천이 -0.541, -0.519로 절대 값 기준으로 가장 크게 나타났으며, 기

타 도시에서 -0.291~-0.376 이다. 소득변동이 주택가격에 미치는 총 효과는 순 효과와 교차효과를 합한 값이며, 모든 지역에서 양(+)의 값을 보이고 있다. 이는 소득증가는 전세가비율을 통한 교차효과보다는 순 효과가 더욱 크며, 소득증가는 주택가격의 상승으로 이어진다는 것을 보여준다. 소득의 순 효과는 인천과 대전이 가장 큰 1.02과 0.91이었으며, 기타 도시(0.44~0.66)의 거의 2배 이상이었다.

한편, 전세가비율은 주택가격에 통계적으로 유의적인 영향을 미치고 있으며, 전세가비율이 클수록 주택가격이 증가하였다. 이 같은 결과는 조태진(2015)의 결과와 상반된다. 주택공급량(h_t)이 주택가격에 미치는 효과는 통계적으로 유의적이었으며 음(-)의 영향을 미치고 있다. 이는 서울 등 전국 모든 지역에서 주택공급량이 증가할수록 주택가격은 유의적으로 하락하는 것으로 보인다.

IV. 결론 및 정책적 의미

본 연구는 우리나라 전세제도에서 주택가격의 결정 모형을 이론적으로 개발하고, 이를 이용하여 전세와 주택담보대출이 있을 때 소득변동이 주택가격에 미치는 동태적 효과를 실증적으로 살펴보았다. 특히, 소득변동은 전세가비율이 낮을수록 주택가격을 보다 탄력적으로 변화시켜서 주택가격의 변동을 심화시키는 레버리지 효과를 보이고 있다는 사실을 실증적으로 보여주었다. 본 연구의 의의는 담보대출비용(LTV)과 금리정책 등과 더불어 주택가격을 통제할 수 있는 정책수단으로서 전세가비율의 통제에 대한 이론적 근거를 제시하고 있다는 점이다. 2008년 1월~2014년 12월까지 우리나라 7대 광역시의 주택가격과 전세에 대한 월별 자료를 최우도(Full Information Maximum Likelihood) 기법을 사용한 추정한 결과는 본 연구의 가설을 대체로 지지하고 있다.

본 연구의 가설은 기존연구와 다르게, 첫째, 소득변동으로 소득이 증가하면 주택구입수요 증가로 가격이 상승하며, 전세가비율이 낮을수록 소득의 가격효과는 커지는 것으로 나타났다. 둘째, 소득변동이 주택가격에 미치는 효과는 담보대출규모에 따라 서로 다르게 나타난다. 즉, 담보대출의 규모가 소득제약을 가져올 정도로 큰 경우, 경기호황기에 소득이 증가하면 대출

상환으로 주택수요와 가격은 감소하며, 주택가격의 소득탄력성은 소득제약이 없는 경우에 비해 작게 된다. 본 연구의 가설을 검증하기 위해 담보대출비율이 큰 인천과 낮은 서울, 중간 지역으로 구분하여 소득변동과 주택가격의 관계를 실증적으로 살펴보고, 담보대출의 규모에 따라 지역 간 소득변동과 주택가격의 관계가 다른지를 확인해 보았다.

본 연구의 추정결과는 소득변동에 대해 전세가비율이 낮은 서울, 인천의 주택가격이 기타 지역에 비해 더 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. 특히, 전세가비율과 소득의 교차효과는 통계적으로 유의적이었으며, 음(-)의 효과를 보이고 있다. 이는 소득변동에 대해 전세가비율이 낮을수록 소득효과가 더욱 크게 나타난다는 것을 의미하며, 본 연구의 첫 번째 가설을 지지한다. 한편, 담보대출비율이 낮은 서울에서 주택가격의 소득탄력성은 기타 지역의 소득탄력성보다 상대적으로 크게 나타나서 본 연구의 두 번째 가설을 대체로 지지하고 있다.

이 같은 결과는 전세제도에 대한 기존연구 결과와 정반대로 나타나, 주택시장의 안정화 정책에 많은 시사점을 주고 있다. 본 연구의 정책적 시사점은 첫째, 가계 총 자산에서 주택비중이 압도적으로 많은 우리나라에서 주택가격의 변동성이 증가하면 자산소득과 유효수요의 변동을 가져와서 부동산 경기에 기인된 실질경기변동을 유발할 수 있다. 따라서 거시정책의 목적과 유효성이 물가안정에 있는 경우, 거시적 물가안정뿐만 아니라 주택가격의 안정을 동시에 고려해야 한다. 둘째, 우리나라 전세제도와 주택담보대출은 주택시장과 가격의 불안정성을 확대시키는 레버리지 효과를 가지고 있다. 따라서 주택시장과 가격의 안정을 위해서는 주택담보대출의 적절한 통제뿐 아니라, 전세가비율의 미시적 조정이 필요하다. 본 연구는 전세가비율의 미시적 조정 정책에 대한 이론적 근거를 마련하고 있으며, 이를 통해 거시경제정책이 주택가격과 소득변동에 미치는 효과에 대한 경제적 채널을 정확하게 측정하여 정책적으로 활용할 수 있는 수단을 제시하고 있다.

본 연구의 독창성은 소득변동과 주택가격의 관계를 설명하는 이론모형을 개발하고 이를 우리나라 전세제도에 적용하고 있다는 점이다. 특히, 담보대출비율 정책과 더불어 전세가비율의 변화를 유도하는 적절한 정책은 주택가격을 효율적으로 관리할 수 있는 정책수단

이 될 수 있다. 하지만, 전세가비율은 정책적으로 결정되는 것이 아니라, 민간주체가 시장에서 결정하는 경제내생변수이다. 따라서 부동산시장 안정화 정책이나 거시정책의 목표로서 전세가비율의 직접통제보다는 금리변화, 보유주택에 대한 감가상각비용의 허용, 주택거래세와 보유세 감소, 미래 주택가격의 기대를 변화시키는 정책 등을 통해 간접적으로 전세가비율의 변화를 유도하는 것이 더 효율적이다.

본 연구의 한계점은 주택가격의 결정모형을 도출하면서 복잡한 현실조건을 단순하게 가정하고 있으며, 가계의 주택선호와 주택공급 등이 지역별로 서로 달라서 실증분석을 해석할 때 세심한 주의가 필요하다.

| | |
|-------|-----------------|
| 논문접수일 | : 2015년 10월 21일 |
| 논문심사일 | : 2015년 10월 27일 |
| 게재확정일 | : 2015년 11월 30일 |

참고문헌

1. 금융감독원, 금융통계정보시스템, <http://fisis.fss.or.kr>
2. 박송춘·임흥수·조국일, "RP금리가 단독주택가격과 아파트가격에 미치는 파급효과에 관한 연구", 「상업교육연구」 제23권 제1호, 한국상업교육학회, 2009, pp. 319-342
3. 박연우·방두완, "주택가격과 은행대출의 상관관계에 관한 연구", 「금융연구」 제26권 제1호, 한국금융학회, 2012, pp. 107-141
4. 손재영, "주택매매가격과 전세가격의 상관관계", 「사회과학논총」 제47집, 건국대학교 사회과학연구소, 2000, pp.139-163
5. 유승동, "주택대출 선택에 따른 차입자의 실질 상환부담- 모의 분석 및 시사점", 「금융안정연구」 제7권 제1호, 예금보험공사, 2006, pp. 139-177
6. 유승동·신승우, "주택대출선택이 주택가격변동에 미치는 영향에 대한 실증분석", 「한국지역개발학회지」 제24권 제2호, 한국지역개발학회, 2012, pp. 29-46
7. 임상수, "글로벌 경기침체 이후 전세가격과 매매가격 간 동조성 변화에 관한 연구: 서울 아파트시장을 중심으로", 「부동산·도시연구」 제4권 제1호, 건국대학교부동산정책연구소, 2011, pp. 5-22
8. 조태진, "매매가대비전세가비율이 주택가격에 미치는 영향에 관한 연구", 「부동산학연구」 제21집 제2호, 한국부동산분석학회, 2015, pp. 57-69
9. 한동근, "임대료-주택가격 비율 결정요인이 주택가격과 임대료 변화에 미치는 영향: 서울, 대전, 대구의 사례", 「국토연구」 제67권, 국토연구원, 2010, pp. 51-71
10. Ambrose, B. and S. Kim, "Modeling the Korean Chonseil Lease Contract," *Real Estate Economics*, Vol. 31, 2003, pp. 53-74
11. Brissimis, S. N. and T. Vlassopoulos, "The Interaction between Mortgage Financing and Housing Price in Greece," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 39, 2009, pp. 146-164
12. Brueggeman, W. and J. Fisher, *Real Estate Finance and Investments*, McGraw Hill, 2008
13. Gerlach, S. and W. Peng, "Bank Lending and Property Price in Hong Kong", *Journal of Banking & Finance*, Vol. 29, 2005, pp. 461-481
14. Gimeno, R. and M. Carmen, "The Relationship between House Prices and House Purchase Loans: the Spanish Case," *Journal of Banking & Finance*, Vol. 34, 2010, pp. 1849-1855
15. Glaeser, E., J. Gyourko and R. Saks, "Why is Manhattan so expensive? Regulation and the rise in housing prices," *Journal of Law and Economics*, Vol. 48, 2005, pp. 331-369
16. Hofmann, B., Bank Lending and Property Prices: Some International Evidence, The Hong Kong Institute for Monetary Research Working Paper, No. 22, 2003
17. Iacoviello M. and M. Pavan, "Housing and Debt over the Life Cycle and over the Business Cycle," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 60, 2013, pp. 221-238
18. KB부동산, <http://nland.kbstar.com>
19. Kim, B. and H. Min, "Household Lending, Interest Rates and Housing Price Bubble in Korea: Regime Switching Model and Kalman Filter Approach," *Economic Modelling*, Vol. 28, 2011, pp. 1415-1423
20. Kim, H., S. Park and S. Lee, "House Price and Bank Lending in a Premium Sub-market in Korea," *International Real Estate Review*, Vol.15, 2012, pp. 1-42
21. Lamont, O., and J. Stein, "Leverage and House- Price Dynamics in U.S. Cities," *Rand Journal of Economics*, Vol. 30, 1999, pp. 498-514
22. La Paz, P. T. de, M. White, "Fundamental Drivers of House Price Change: the Role of Money, Mortgages, and Migration in Spain and the United Kingdom," *Journal of Property Research*, Vol. 29, 2012, pp. 341-367
23. Madsen, J., "A Behavioral Model of House Prices," *Journal of Economic Behavior & Organization*, Vol. 82, 2012, pp. 21-38
24. McDonald, J. F. and H. Stokes, "Monetary Policy and the House Bubble," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 46, 2013, pp. 437-451
25. Meen, G., "The Time-series Behavior of House Prices: A Transatlantic Divide?," *Journal of Housing Economics*, Vol. 11, 2002, pp.1-23.
26. Meen, G. and M. Andrew, "On the Aggregate Housing Market Implications of Labor Market Change," *Scottish Journal of Political Economy*, Vol. 45, 1998, pp. 393-419
27. Oikarinen, E., "Interaction between Housing Prices and Household Borrowing: The Finnish Case," *Journal of Banking & Finance*, Vol. 33, 2009, pp. 747-756
28. Park, S., D. Bahng, and Y. Park, "Price Run-up in Housing Markets, Access to Bank Lending and House Prices in Korea," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 40, 2010, pp. 332-367
29. Poterba, J., "Tax Subsidies to Owner-Occupied Housing: An Asset Market Approach," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 100, 1984, pp. 729-752
30. Stein, J. C., "Price and Trading Volume in Housing market: a Model with Down Payment Effects," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110, 1995, pp. 379-405
31. Wachter, S., "The Hosing and Credit Bubbles in the United States and Europe: A Comparison," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 47, 2015, pp.37-42.

<부록 1>

담보대출로 인한 소득제약이 있을 때 전세수요의 시뮬레이션 결과

주택가격의 변화에 대한 주택(주거서비스)수요의 변화는 식(6)을 주택가격으로 전미분하면 구할 수 있다. 주어진 소비선호(α)에서 주택수요의 기울기는 소득수준(Y), 전세가비율(γ), 대출규모(K)에 따라 결정하게 된다. 부록 그림 1은 담보대출로 인해 소득제약이 있을 때 전세임차수요곡선을 시뮬레이션을 통해 추정 한 결과이다. X축은 주택수요(Hd)이며, Y축은 주택가격(P)을 나타낸다. $0 \leq H \leq 2.0$, $-0.2 \leq K \leq 1.0$ 이며, 담보대출(K)은 uniform(-0.2, 1.0)확률분포를 가진다고 가정한다. 또한 앞에서와 같이 가계의 효용함수에서 주택에 대한 선호는 $\alpha=0.1$, 전세가비율은 $\gamma=0.6$, 소득은 $Y=100$ 이라고 가정한다. 전세임차수요에 대한 시뮬레이션 결과에서 소득제약이 있을 때 주택가격과 전세임차수요의 관계는 오히려 우상향하는 곡선을 나타낸다. 이는 소득제약으로 전세수요가 존재하면, 주택가격이 상승할 때 전세임차 수요는 오히려 더 빠르게 증가할 수 있으며 이때 시장은 불안정해진다.

<부록 그림 1> 소득제약이 있을 때 전세임차수요곡선에 대한 시뮬레이션 ($\gamma=0.6$)

