

실거래가지수 연동금리 모기지 도입효과 분석

An Analysis of Market Price Index-Linked Mortgage Loan Rate

이 무 송 (Lee, Moosong)*

유 정 석 (Yu, Jungsuk)**

< Abstract >

This study analyzes the ILM(Market price Index-Linked Mortgage) which links the market price index which reflects the housing market price with the mortgage loan rate. ILM is one of the mortgage risk management measures to which the domestic housing financial market is structurally exposed under the economic mechanism of the negative equilibrium relationship between the mortgage and the house price.

Regarding the ILM adjusted mortgage rate estimation, unlike the preceding studies, the volatility mitigation effect was measured applying the first time lag when the negative equilibrium relationship starts, not the time lag when the negative equilibrium relationship is at a maximum. Also, there is three months time lag between the housing transactions and the market price index publication in Busan, Gwangju and Daejeon where the ILM was most effective. The analysis through the index prediction considering the estimated error still showed the volatility mitigation effect.

According to this study, it was found that the volatility of mortgage loan rate was mitigated without the risk of index prediction and estimated error for the first time lag when the negative equilibrium relationship starts was applied, not the time lag when the negative equilibrium relationship was at a maximum. However, with three months time lag between the housing transactions and the market price index publication, the management complementary measures like the measures to shorten the reporting period to 15~30 days can help reduce risks arising from the index prediction. In addition, since the risk-return trade-off relationship represents the level of borrowers utility, it is questionable that the utility increase of borrowers is an essential precondition for ILM introduction. However, ILM can be applied to the low income area to increase the utility of borrowers and it has more meaning as political adoption in terms of equilibrium and residential welfare.

주 제 어 : 실거래가지수 연동금리 모기지, 음의 상관관계, 변동성 완화효과

Keywords : Market Price Index-Linked Mortgage, Negative Equilibrium Relationship, The Volatility Mitigation Effect

* 단국대학교 부동산학 박사과정(대한건설협회 SOC·주택실 과장), macbethe74@hanmail.net(제1저자)

** 단국대학교 도시계획부동산학부 조교수, jsyu@dankook.ac.kr(교신저자)

I. 서론

주택가격은 주택시장 내에서의 수요·공급 원리뿐만 아니라 금리와 같은 금융시장 움직임에도 영향을 받는데, 일반적으로 금리와 주택가격은 음의 상관관계를 보이게 되며, Cho and Ma (2006)는 장기적으로 우리나라에서 금리와 주택가격 사이에 일정한 시차를 두고 음의 상관관계가 있음을 1991년부터 2002년까지의 자료를 통해 실증적으로 보여주었다.

이에 따라 주택보유 욕구가 높고 변동금리·만기일시상환방식의 주택담보대출 비중이 높은¹⁾ 국내 주택금융시장의 경우 경기둔화나 금리상승 등 경제여건 변화 시 가계의 상환부담을 크게 증가시켜 과다차입가구 및 저소득층가구를 중심으로 가계부실 리스크에 크게 노출되어 있다.

이미 미국, 유럽 등 선진국의 경우, 주택담보대출 위험관리 방안으로써 주택가격지수를 통한 파생금융상품에 대한 필요성이 꾸준히 제기되어 왔지만(Iacoviello et al., 2003; Englund et al., 2002), 이 방식은 주택을 보유하고 있는 개인들이 파생금융상품을 통해 직접 위험을 헤지할 수 있을 정도의 이해와 정보를 가지고 있지 못하다면 유용하지 못할 것이다²⁾.

이에 주택대출 상환액 자체를 인플레이션 등

과 연계시키는 방안도 연구되어 왔고(Syz, J., Vanini, P. and Salvi, M., 2008; Statman, 1982; Baesel and Biger, 1980), 이중 Syz, J., Vanini, P. and Salvi, M.(2008)은 주택가격지수에 연동된 모기지(Housing Price Index-Linked Mortgage, 이하 ILM)를 제안하였으며, 국내에서도 박정민·최막중(2009) 등이 국민은행(이하 KB) 주택가격지수에 연동한 모기지로 산정된 조정금리와 기존 변동금리를 비교하여 강남권과 강북권에 한정하여 변동성 완화 및 차입자 효용분석 등을 하였다.

하지만, 이러한 지수연동 모기지가 실제 효과를 거두려면 무엇보다 시장가격을 정확히 반영할 수 있는 주택가격지수의 개발이 중요하며, 이에 본 연구는 보다 더 시장가격을 정확히 반영하고, 주택담보대출에 적합한 지수를 검증하여 이러한 주택가격지수에 연계한 모기지(ILM)의 도입효과를 밝히고자 한다.

본 연구는 첫째, 현실성 있는 ILM 도입을 위해 시장가격변화를 보다 정확히 반영할 수 있으며, 주택담보대출에 더 적합한 주택가격지수로 국토해양부의 아파트 실거래가지수³⁾를 모기지에 연동하여 분석하였다. 둘째, 5개 권역의 서울, 6대 지방광역시, 9개 지방도로 지역구분을 세분화하여 현물가격의 움직임을 보다 잘 반영할 수 있도록 지역별 주택가격지수를 사용하였으며, 셋째

1) 통상적인 금리변동주기가 1년인 미국 등에 비해 국내의 경우 대부분 3개월 물로서 상당히 짧으며, 2010년 기준 주택담보대출 중 이자만 상환하다 원금을 일시 상환하는 비중도 40% 내외이며, 변동금리대출 비중 또한 88%에 달한다(한국은행 「조사통계월보」, 2011.7월호).

2) 세계최초로 1991년 5월 영국의 런던 선물·옵션 거래소(London FOX)에서 부동산지수 선물을 상장하여 거래를 시작하였는데, 잠재적 수요자들의 부동산 선물시장의 경제적 파생효과와 안정성에 대한 인식미흡, 부동산자산의 헤지에 대한 중요성을 인식하지 못한다(경기침체와 유동성 부족 등이 겹쳐 상장 5개월 만에 폐지되었다(유정석, 2011)).

3) 국토해양부 실거래가지수는 2006.1.1부터 부동산 실거래가격 신고제도가 시행되면서 축적하고 있는 실거래 자료를 토대로 2009년 12월부터 가격지수를 발표하고 있다.

선행연구들이 음의 상관관계가 최대인 시차를 반영하여 ILM 조정금리를 산정하였으나, 본 연구에서는 음의 상관관계가 연속적으로 시작되는 최초의 시차를 반영하여 ILM 조정금리를 산정하고, 최초 시차부터 시차를 1개월씩 늘려가며 ILM 조정금리를 산정하여 이에 대한 변동성 완화효과를 분석하였다.

이를 통해 KB 주택가격지수를 사용한 선행연구들이 ILM 도입을 위해서는 필수적으로 지수에 측(4)을 하여야 하는 부담이 있었으나, 실거래가지수를 사용한 경우 거래신고기간(현재 60일)을 단축시킨다면 일부 지역에 대해서는 지수예측을 하지 않고도 ILM을 통한 변동성 완화효과를 확인할 수 있었다는 점에서 차별성이 있다.

본 연구는 총 다섯 개의 장으로, I 장에서는 연구의 배경을 제시하였으며, II 장에서는 금리와 주택가격 간의 관계 등 ILM 도입의 전제조건과 도입효과 고찰, 그리고 ILM에 적합한 국내 부동산지수를 검토하였다. III 장에서는 국내 주택담보대출 현황을 살펴보고, IV 장에서 ILM에 적합한 지수로 검토된 국토해양부의 아파트실거래지수와 주택대출금리 간 실제 상관관계 분석(이동상관분석 포함)을 실시하였다. 또한 실거래가지수와 연동된 조정이자율 산정식을 도출하고, 시물레이션을 통해 ILM의 변동성 완화효과와 차입자의 효용변화를 측정하였다. 마지막으로 V 장에서는 본 연구결과에 따른 기대효과와 연구의 한계를 논의하였다.

II. 이론고찰 및 선행연구 검토

1. ILM의 전제조건과 ILM 도입의 경제적 효과

1) ILM의 전제조건

주택가격지수 연동금리 모기지(ILM)란 주택가격지수와 연계하여 주택담보대출의 금리를 조정하는 대출방식을 의미하는데, 광의로는 대출원금 또는 이자율을 주택가격지수와 연계시켜 조정하는 방식(Syz, Vanini and Salvi, 2008)으로서 이는 주택가격 상승(하락) 시 대출원금 또는 이자율을 증가(감소)시킴으로써 순자산과 원리금 상환액의 증감차를 완화시켜 채무불이행 위험 등을 완화하고, 시장의 급격한 침체 또는 과열을 방지하는 효과를 가지고 있다.

그러나, 주택가격지수와 대출원금까지 연계시킬 경우 주택가격 상승기에 대출원금의 상승으로 차입자의 부담뿐 아니라 위험까지 가중시킬 우려가 있기 때문에 본 연구에서는 주택가격지수와 이자율만을 연계시키는 방식을 사용하였다.

이렇듯 ILM 도입을 위한 전제조건은 금리와 주택가격 간의 관계에서 비롯된다.

<그림 1>에서 금리와 주택가격 간의 상관관계가 음(-)일 경우(음영부분) ILM 도입을 통해 대출금리의 상승(하락)폭이 감소되어 주택대출금리의 변동성이 완화되는 효과를 거둘 수 있다.

4) 박정민·최막중(2009)은 ILM의 조정금리 산정을 위해 음의 상관관계가 최대인 시차(보통 6~7개월)를 반영하기 위해서는 통상적으로 6~7개월 후의 주택가격지수를 예측할 필요가 있었으나, 실제 예측결과 예측오차 반영가능수준은 4개월까지로 분석되었다.

<그림 1> ILM 메커니즘의 이해⁵⁾

		주택대출금리	
		상승	하락
주택가격	상승	ILM 부작용 주택대출금리 상승폭 증가(차입자 부담) 시장(긍정효과): 주택수요감소 → 주택가격하락	ILM 긍정효과 주택대출금리 하락폭 감소(금융기관 유리) 시장(긍정효과): 주택가격상승으로 인한 기대심리로 주택수요 증가효과 상쇄
	하락	ILM 긍정효과 주택대출금리 상승폭 감소(차입자 유리) 시장(긍정효과): 주택가격하락을 촉진시킬 수 있는 주택수요 감소효과 상쇄	ILM 부작용 주택대출금리 하락폭 증가(금융기관 불리) 시장(긍정효과): 금리하락으로 주택투자매력증가 → 주택수요증가 → 주택가격상승

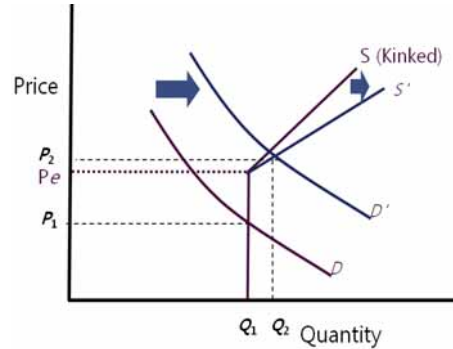
주: 시장효과와 경우 단위 지역 내 많은 가구가 ILM 방식의 주택대출을 이용하는 경우에 해당

이는 주택수요 측면에서 고가의 주택 특성상 주택구입자금은 자기자본과 부채로 구성되는데, 자기자본조달이든 부채조달이든 금리 하락(상승)은 실물자산의 투자매력을 증대(감소)시킴과 동시에 주택소유에 따른 기회비용인 사용자 비용(user costs)을 감소(증가)시켜 주택수요의 증가(감소)를 통해 주택가격의 상승(하락)요인으로 작용하게 된다.

반면 주택공급 측면에서는 낮은(높은) 금리가 주택건설에 투입되는 자본의 기회비용을 낮추어(높여) 공급 증가(감소)를 초래함으로써 수요증가에 따른 주택가격의 상승(하락)효과를 상쇄할 수 있는데, <그림 2>에서 보는 바와 같이 주택공급이 수요에 비해 적어도 단기적으로 비탄력적이라는 점을 고려하면, 금리하락(상승)에 따른 영향은 수요측면을 통해 더욱 크게 나타날 것으로 예상할 수 있다(박정민·최막중, 2009).

따라서, 이론적으로도 금리와 주택가격 간에는 음의 관계가 형성됨을 확인할 수 있다.

<그림 2> 금리하락 시 주택수요곡선과 단기 비탄력적 주택공급곡선과의 관계



하지만, <그림 1>에서 주택가격과 주택대출금리가 동일한 방향으로 움직일 경우(비응영 부분)에 ILM 방식을 이용할 경우 주택대출금리의 상승(하락)폭은 더욱 증가하여 오히려 주택대출금리의 변동성이 더욱 커지는 부작용이 나타나게 된다.

그러나 장기적인 시장상황을 예측해 본다면, 변동금리 모기지(Adjustable Rate Mortgage, 이하 ARM) 방식을 이용할 때에 비해 주택가격 상승(하락) 국면에서는 주택대출금리가 더욱 상승(하락)하기 때문에 주택투자에 대한 매력을 감소(증가)시켜 주택에 대한 수요가 감소(증가)하게 되고 이는 주택가격의 하락(상승)으로 이어져 결국 주택가격의 상승(하락)을 제어해 주게 된다.

결국 ILM 방식을 이용할 경우 궁극적으로는 주택가격의 변동폭이 줄어들어 주택시장 안정성에 기여하는 효과가 발생한다.

그러나, 이는 단위 지역 내 대다수 가구가 ILM 방식의 주택대출을 이용한다는 전제하에 가정할 수 있는 이론적 효과로서, 실제 ILM 도입을 통해 가장 큰 혜택을 누릴 수 있는 차입자의 측면에서 긍정효과를 거두기 위해서는 금리와 주

5) 박정민·최막중(2008), p.836 참조

택 간의 음의 상관관계(그림 1의 음영부분)가 전제되어야 함을 확인할 수 있다.

2) ILM 도입의 경제적 효과

먼저 차입자 측면에서 경제적 효과를 보면 주택가격지수가 하락할 경우 차입자의 대출에 대해서 상환해야 할 이자비용이 더 줄어들게 되며, 반대로 주택가격지수가 상승할 경우에는 이자비용이 오르게 된다. 그러나 이 경우에도 자산가치의 상승으로 차환 또는 매각을 통해서 현금여력을 늘릴 수 있으므로 어떤 경우에도 상환가능성이 현재보다 더 높아지게 될 것이다. 즉 부채와 자산의 변동성을 일치시켜 줌으로써 순자산(equity)의 변동성이 줄어들어 차입에 따른 레버리지 효과가 상당 부분 제거될 것이다.

대출기관의 입장에서도 ILM은 연체율 또는 부도율을 크게 감소시켜줌으로써 채무불이행 위험을 줄여줄 수 있을 것이다. 한편 대출기관은 대출이자수익이 주택가격지수에 연동함으로써 대출의 성격 자체가 loan 보다는 equity 성격을 띠게 됨에 따라 줄어든 신용위험만큼 가격위험이 증가하게 될 것인데, 이는 주택가격지수의 변동에 따른 대출원금 혹은 이자수익 변동을 선물, 스왑 등의 부동산지수 파생시장에서 헤지하거나 혹은 증권화과정을 통해 가격위험을 제3의 투자자에게 전가시킴으로써 기존의 대출과 동일한 위험 관리가 가능할 것이다.

ILM은 시장측면에서도 경제안정화에 기여하게 되는데, 투자수요를 실물시장이 아닌 지수와 생상품시장으로 유도함으로써 실물시장의 과열을 억제하게 되어 부동산시장을 안정시키는데 기여

할 뿐만 아니라, ILM을 통해 레버리지 효과가 상당 부분 제거됨에 따라 부동산 투자 혹은 투기에 대한 선호도를 떨어뜨리게 하여 대출을 통한 주택구입이 실수요자 위주로 이루어지게 하는 효과가 있다(김하영, 2007).

2. ILM에 적합한 부동산지수 검토

국내에서 발표되는 대표적인 주택가격지수는 해당 표본주택의 가격을 매기 조사하여 평가가격에 기초한 라스파이레스(Laspeyres)방식을 이용한 ‘KB 주택가격지수’와 반복매매모형을 이용한 ‘국토해양부의 실거래가지수’가 있는데, 현재 실거래가지수에 활용되고 있는 반복매매모형은 Bailey, Muth and Nourse(1963)가 제안한 동일가중 반복매매모형으로써 개별 주택의 평균 변동률을 가격변동률로 가정하고 있다⁶⁾.

평가기반 가격지수를 작성하는 라스파이레스 방법은 먼저 모집단(전체 재고주택)을 대표하는 표본들을 설정한 후, 해당 표본주택의 가격을 매기 조사하여 다음과 같은 산식으로 지수화하는 것을 의미한다.

〈식 1〉 라스파이레스 방식

$$LI = \frac{\sum_{j=1}^n p_{j1} \times q_{j0}}{\sum_{j=1}^n p_{j0} \times q_{j0}}$$

<식 1>에서 $j = 1, 2, \dots, n$ 는 n 개의 표본주택을 의미하며, p_{j0} 와 p_{j1} 는 j 번째 표본주택의 기준년도와 비교년도 주택가격을 의미한다. 그리고 q_j

6) 반면에 Shiller(1991)가 제안한 반복매매모형은 총자산의 변동을 가격변동률로 가정하는 가치가중 반복매매모형으로 현재 S&P/Case-Shiller 주택가격지수로 활용되고 있다(류강민 · 이상영, 2010).

는 j 번째 표본주택이 전체 제고주택에서 차지하는 비중으로 일종의 가중치를 나타낸다(이용만, 2007).

그러나, 이 방식은 매기 동일한 주택에 대한 가격자료를 이용하여 작성해야 하는데 현실적으로 매기 거래가 없는 경우가 빈번히 발생할 수 있으므로 중개사의 평가에 의존하여 지수를 작성해야 하는 근본적인 문제점이 존재한다.

〈식 2〉 동일가중 반복매매지수 방식

Step 1: 반복매매모형 설정

$$\ln \frac{P_s}{P_f} = \sum_{t=2}^T \beta_t D_t + \epsilon_t, \quad s > f, \quad t = 2, \dots, T$$

$$D_t = \begin{cases} -1, & t = f \\ 1, & t = s \\ 0, & t \neq s, f \end{cases}$$

Step 2: 반복매매모형의 추정계수를 이용한 지수산정

$$\hat{I}_t = \exp(\hat{\beta}_t) \times 100$$

실거래가지수에 활용되는 동일가중 반복매매모형은 <식 2>와 같이 주택이 두 번 거래될 때, 거래된 두 시점의 거시경제 특성을 제외한 주택 특성(건물, 입지, 단지특성)은 변하지 않기 때문

에 거래변동이 거래된 두 시점의 거시경제 특성(상수항)에 의해 나타남을 가정한다. 이 때 추정계수($\hat{\beta}_t$)는 기준시점(1시점) 대비 t 시점의 평균 가격변동률을 로그변환한 값으로 OLS를 통해 추정할 수 있으며, t 시점의 지수 \hat{I}_t 는 $\exp(\hat{\beta}_t) \times 100$ 이 된다(류강민·이상영, 2010).

이처럼 반복매매모형은 반복거래된 주택의 거래시점과 가격에 대한 정보만 있으면 지수를 산정할 수 있는 장점이 있다.

하지만, 주택특성 차이에 따른 가격차이를 충분히 반영하지 못하고, 기하평균으로 인한 지수의 저평가 문제, 실거래가 자료 중 반복으로 거래된 자료만을 사용함으로써 발생하는 자료의 비효율성, 새로운 실거래 가격이 추가되는 경우 기존에 발표된 지수가 변화하는 불안정성⁷⁾, 오차항의 이분산 문제 등의 한계를 가지고 있지만, 국내아파트의 표준화된 특성을 인정하면 반복매매지수의 취약점인 낮은 관측빈도의 문제가 많은 부분 극복될 수 있다.⁸⁾

이를 종합해볼 때 KB 주택가격지수나 실거래가지수 모두 문제점이 제기되고는 있으나, KB 주택가격지수의 경우 상가에서 살펴본 바와 같이 중개사의 평가에 의존하여 지수를 작성하다 보니 시세가격의 성격이 강하다는 근본적인 문제점 때문에 발생하는 평활화(smoothing)현상⁹⁾으로 인해

7) S&P/Case-Shiller 주택가격지수에서 사용하고 있는 Pre-base and Post-base 방법으로 지수보정이 어느 정도 극복되며, 충분한 표본을 확보할 수 있도록 지역을 설정하는 방법도 하나의 대안이 될 수 있다(류강민·이창무, 2011).

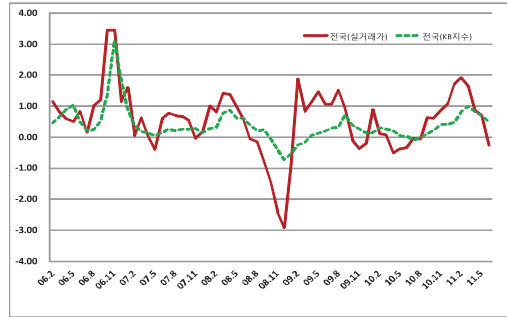
8) 즉, 동일주택을 동일세대로 설정하는 것이 아니라 주택의 가격수준이 유사한 동일아파트 단지의 동일평형으로 가정하면 관측되는 반복거래쌍의 빈도를 상당히 높일 수 있다(이창무·김용경·배익민, 2007).

9) 평가자들이 과거의 평가가격에 일정부분 의존함으로써 과거에 보고된 개별시세를 유지하려는 성향을 말하는데, 이용만·이상한(2008)은 실제 KB지수는 실거래가격을 35%~48%까지 반영하고 나머지는 이전의 평가에 의존한다고 하였고, 김명준·박광우·신용준·조훈·현정순(2008)도 반복매매지수와 비교해 10% 이상의 시장변동성을 축소하는 경향이 있음을 확인하였다.

시장의 변동성을 축소시키거나 가격변화시점을 정확하게 포착하지 못해 지수를 이용한 상품을 만드는 것과 같이 지수변화가 미치는 과급효과가 클 경우, 즉 주택담보대출을 위한 모기지에 연동한 ILM지수로 사용하기에는 부적절하다고 할 것이다.

주택담보대출의 경우 통상 은행이 1채의 주택을 담보하여 대출하는 형태로서 평균 가격변동률은 개별 주택가격의 평균 변동률(동일가중평균 변동률)이라 할 수 있으며, 또한 ILM 조정금리 산정을 위해서 몇 개월의 시차반영 등이 전제되어야 한다는 점을 감안한다면 시장의 체감 가격

〈그림 3〉 실거래가지수와 KB지수의 월간변동율(전국)



주: 실제 실거래가지수에 비해 KB지수가 1~2달 후행하고 있으며, 지수변화율 또한 완화된 것을 알 수 있다.

〈표 1〉 ILM적용을 위한 부동산 지수 비교

	평가가격 지수	실거래가 지수	
지수개발방법	라스파이레스 방식	동일가중 반복매매모형	가치가중 반복매매모형
활용예	국민은행 주택가격지수(KB 지수)	국토해양부의 아파트 실거래가지수	S&P/Case-Shiller 주택가격지수
내용	매기 표본조사에 의한 것으로서 공인중개사가 시장상황을 반영하는 호가에 의해 반영	2년 이상 거래된 개별주택의 평균변동율을 가격변동율로 가정	2년 이상 거래된 개별주택 가격의 합인 총자산의 변동을 가격변동율로 가정
장점	계산이 간편하고 하부시장의 지수를 다양하게 산출	· 실제 거래가격을 기초로 하고 있고 주택속성변수들을 제거함으로써 모형 설정오차의 확률을 낮추었음 · 정책적 판단이나 금융기관의 대출가이드라인 설정을 위해 활용 · 소비자의 대다수가 한 채의 주택을 소비하고 있는 시장의 변화를 설명하는데 적합 · 은행이 통상 1채의 주택을 담보로 대출하는 주택담보대출의 경우 체감되는 시장의 가격변화를 설명하는데 적합	· 좌 등 · 다양한 주택을 포트폴리오로 투자하는 선물지수 활용으로 적합 · 투자자는 주택을 소유(또는 투자)하는데 있어, 개별주택을 소유하는 것이 아니라 거래된 모든 주택의 총자산을 투자한 비율만큼 소유
단점	· 주택매매가격을 결정하는 중요한 요소인 특성을 반영하지 못함 · 감정가 또는 호가를 사용함으로써 실제보다 시장의 변동성을 축소할 가능성이 높아 부동산 투자 위험을 과소평가하는 위험에 직면	· 지수산정기간 내에 최소한 두 번 이상 매매되는 건물만을 포함하고 있기 때문에 표본선택의 편이나 가능한 샘플숫자가 적어짐 · 새로운 거래건수가 추가될 경우 이러한 거래건수 변화에 의해 과거에 발표된 지수가 변동하는 지수의 불안정성 문제	· 좌 등

변화를 좀 더 민첩하게 설명할 수 있는 동일가중 반복매매 모형을 활용한 국토해양부 실거래가 지수가 주택담보대출을 위한 ILM에 더 적합한 지수라 할 수 있을 것이다¹⁰⁾.

3. 선행연구 검토

ILM 도입의 중요한 전제조건이 되는 ‘금리와 주택가격 간의 상관관계’에 관한 많은 해외연구들이 시계열 자료를 이용하여 모기지 이자율의 움직임에 주택시장이 크게 영향을 받는다는 것을 실증적으로 보여준다.

1960~70년대에 Friedman과 Lucas가 금리변동 등이 부동산 투자에 영향을 미쳐 주택시장의 경기변동을 유발한다는 점을 지적한 이래, Englund and Ioannides(1997)은 15개 OECD국가에 대한 주택가격의 변화가 이자율에 의해 음의 방향으로 크게 영향을 받음을 밝혔고, Baffoe-Bonnie(1998)는 미국 대부분의 지역에서 주택가격이 모기지 금리 변동에 의해 음의 영향을 강하게 받는 것이 확인하였다. Munro and Tu(1996)와 Kenny(1999)도 실질 주택가격과 명목 모기지 이자율 사이에 음의 관계가 있음을 입증했다.

국내 연구에서도 장병기·심성훈(2004)은 회사채금리와 경기종합지수를 이용하여 주택가격의 변동요인을 설명하였는데, IMF 이전에는 주택시장 내 요인들에 의해 영향을 받았으나 IMF 이후에는 금리변동 등 기초 경제여건의 중요성이 높아지고 있음을 밝혔다. 강희돈(2006)은 중앙은행의 금리인상은 부동산의 대체자산인 저축수익률을 상승시킴에 따라 대체효과를 유발하였고 여기

에 소득 감소로 인한 소득효과가 더해지면서 부동산 가격이 하락하였다고 분석하였다.

한편, 주택대출 위험관리 방안으로 주택가격지수에 연계한 파생금융상품을 이용한 방안들이 연구되어 왔는데, Case et al.(1993)은 주택가격지수 연동 파생금융상품이 미국에서 실제 이용되고는 있으나, 부동산을 보유하고 있는 개인들이 직접 헤지할 수 있을 만큼 파생금융상품을 이해하고 있지 못하다는 점을 지적하면서, 부동산 파생금융상품의 리스크 헤지 기능수행의 어려움을 보여주었다. Baesel and Biger(1980)는 인플레이션과 연계한 모기지가 고정 금리 모기지보다 가계에 더 선호됨을 보였고, Statman(1982)은 가계의 효용변화는 임금 변화와 인플레이션의 관계, 인플레이션과 주택가격 변화의 관계에 의해 결정됨을 보였다.

ILM 관련 국내 연구에서 박정민·최막중(2009)은 주택금융 위험관리 방안으로 KB 주택가격지수 연계 모기지(ILM)에 대해 고찰하고, 산정된 조정금리와 기존의 변동금리부 주택대출 방식과 비교하여 강남권, 강북권으로 구분하여 대출금리 변동성완화, 차입자 효용증가 효과를 분석하였다.

III. 국내 주택담보대출 현황

국내은행의 주택담보대출은 외환위기 이후 금융자유화 진전에 따라 대기업대출이 줄어들고 가계대출이 확대되는 과정에서 급속히 확대되었다. 대기업들은 은행대출 등 부채를 이용한 경영확대

10) 실제 미국의 연방주택금융청(FHFA)은 동일가중 지수를 참고하여 담보대출 한도를 조정하고 있다 (류장민·이상영, 2010).

의 문제점을 인식하고 이를 축소하였으며, 은행들은 이를 고려하여 중소기업대출과 함께 가계대출을 확대하였는데, 특히 가계대출 중 주택담보대출 비중은 2000년말 48%에서 2011년말 67%로 확대되었다.

〈표 2〉 은행가계대출 중 주택담보대출 (단위: 조원, %)

연말 기준	00	02	04	06	08	09	10	11
가계대출	107	222	276	346	389	410	432	454
주택담보대출	51	132	170	217	240	264	285	306
주택담보대출비중	48	59	62	63	62	65	66	67

주: 주택담보대출은 은행계정의 가계일반자금대출금 중 주택담보대출 및 주택자금대출의 합계
 자료: 한국은행 「조사통계월보」

국내 주택담보대출은 2010년말 현재 GDP의 약 32%에 달하는 358조원¹¹⁾이며, GDP 대비 가계부채는 84%, 가처분 소득 대비로도 150%에 달하여 선진국에 비해 상당히 높은 편이다. 동시에 이 중 변동금리 대출 비중이 88%이면서 대출자가 직면하는 금리변동의 주기 또한 3개월물이 대부분으로 통상적인 금리변동주기가 1년인 미국이나 6개월인 일본에 비해 상당히 짧은 편이다. 더욱이 주택담보대출 원금의 평균 만기도 선진국에 비해 짧으며, 전체 대출 중 원금을 상환하지 않고 이자만 상환하고 있는 대출 비중도 84%에 육박한다.¹²⁾

〈표 3〉 변동금리 주택담보대출의 금리결정방식별 현황

(단위: 조원, %)

	06. 12	07. 12	08. 12	09. 3
시장금리연동	190.7 (92.6)	190.9 (94.0)	211.0 (95.7)	220.0 (96.3)
CD	160.6 (78.1)	163.7 (80.5)	183.2 (83.1)	192.1 (84.0)
KORIBO	0.7 (0.3)	17 (0.8)	3.3 (1.5)	4.9 (2.2)
국공채· 금융채	29.4 (14.1)	25.5 (12.6)	24.4 (11.1)	23.0 (10.0)
내부기준금리 연동	13.5 (6.6)	11.1 (5.4)	8.6 (3.9)	7.9 (3.4)
프리임레이트 연동	1.5 (0.7)	1.0 (0.5)	0.7 (0.3)	0.6 (0.3)
기타	0.1 (0.1)	0.2 (0.1)	0.3 (0.1)	0.1 (0.0)
변동금리계	205.8 (100)	203.2 (100)	220.6 (100)	228.6 (100)

자료: 금융감독원

특히 변동금리 금리결정방식 기준이 CD금리 및 코리보 연동대출 등 시장금리 연동대출의 비중이 증가하여 오다가, 2010년 2월 코픽스 연동 주택담보대출 상품이 도입됨에 따라 가계대출 중 CD연동 주택담보대출 비중이 축소되었다.

CD연동 대출은 금리가 3개월마다 변동되는 데 비해 코픽스 연동 대출은 6개월 또는 1년마다 금리가 변동함으로써 차입자의 금리 리스크를 완화해주는 장점이 있다. 또한 CD연동 대출의 경우 2008년말부터 기준금리인 CD금리가 급락함에 따라 조달비용을 반영하지 못해 기준금리로서의 역할을 하지 못하고, 가산금리가 CD금리보다 높게 부가되는 문제점이 있었으나, 코픽스연동 대출의

11) 2010년말 국내 가계의 주택담보대출은 은행 285조원, 비은행 73조원으로 총 358조원이다.

12) 국내 주택담보대출의 평균 만기는 10년을 넘지 못하는데, 이는 최소 20년을 상회하는 선진국에 비해 매우 짧은 수준이며, 더욱이 명목상 분할상환 대출비중은 61%에 이르지만, 거치기간을 연장하면서 이자만 납입하는 경우를 제외하면 실제 분할상환대출의 비중은 16%에 불과하다(월간하나금융, 2011.3월호).

경우 코픽스가 조달금리를 반영하여 결정됨에 따라 150bp 내외의 가산금리가 부가되어 기준금리로서의 역할을 수행할 것으로 기대된다¹³⁾.

하지만 여전히 변동금리대출의 기준금리가 3개월물인 CD금리 비중이 높아 향후 금리상승국면에 진입할 경우 금융자산대비 금융부채가 많은 저소득층을 중심으로 이자부담이 증가하면서 가계부실이 확대될 가능성이 잠재해 있다.

이와 같이 단기·일시상환·변동금리대출위주의 주택담보대출구조는 금리상승국면이나 경기하강, 부동산가격 하락 등의 거시경제 및 금융시장 충격발생시 과다차입가구 및 저소득층가구를 중심으로 가계부실로 확산될 가능성이 높아 금융시스템 불안은 초래하는 요인으로 작용할 수 있다.¹⁴⁾

IV. ILM 도입효과 실증분석

1. 주택가격과 금리 간의 음의 상관관계 여부 검증

앞서 고찰한 바와 같이 ILM 방식이 도입되어 효과를 발휘하기 위해서는 주택가격과 주택대출금리가 반대 방향으로 움직이는 음의 상관관계가

나타나야 하는데, 이에 본 절에서는 실제 지역별로 상관관계가 어떠한지, ILM 산정을 위해 적정 한 시차를 어떻게 결정할 것인지 분석하기로 한다.

1) 지역별 상관관계수

먼저 지역별 전년동월대비 실거래가지수¹⁵⁾의 실질변동률과 기존 대출금리¹⁶⁾ 간의 상관관계를 분석해 보았다.

〈표 4〉 전년동월대비 실거래가지수 실질변동률과 대출금리 간의 상관관계

지역	서울	도심권	동북권	동남권	서북권	서남권
상관계수	.192	.101	.161	-.017	.118	.171
지역	부산	대구	인천	광주	대전	울산
상관계수	-.474	-.113	.250	-.559	-.388	.084
지역	경기	강원	충북	충남	전북	전남
상관계수	.172	-.241	-.295	-.007	.097	.242
지역	경북	경남	제주			
상관계수	.136	.080	-.005			

주 : 시차 미반영, 전 기간 상관관계수

지역 간 비교에 있어서 음의 상관관계수가 크다는 것은 그 지역 내 주민들이 주택대출금리의 변화에 보다 민감하게 반응한다는 의미이며, 이는 더 많은 가구들이 대출을 통해 주택시장에 진입했다는 뜻을 유추할 수 있다. 이는 결국 ILM 도입 시 주택대출금리 변동성 완화효과가 더욱 크

13) 「KIF 금융백서」, 한국금융연구원, 2010, p.177

14) 미국의 서브프라임 모기지 사태도 주택경기 활황기에 변동금리대출 비중이 크게 증가한 가운데 이자만 납부하는 일시상환방식대출(interest only) 등이 저소득층을 중심으로 급증한 상황에서 이후 경기둔화와 주택가격 하락 등으로 이들 대출의 부실이 크게 확대된 데 기인하였다(장 민, 2010).

15) 국토해양부 실거래가지수의 분류기준에 따라 서울 5개권역(도심권, 동북권, 동남권, 서북권, 서남권), 6대 지방광역시(부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 울산), 9개 지방도(경기, 강원, 충북, 충남, 전북, 전남, 경북, 경남, 제주)로 총 20개 지역으로 나누어 분석한다.

16) 대출금리는 기준금리로 CD금리 대신 최근 COFIX 금리에 연동된 주택대출상품이 많아지긴 했으나, COFIX 금리는 2010년 2월부터 공표되고 있고 아직도 기준금리로 CD금리를 가장 많이 사용하는 관계로 CD금리에 연동된 ‘한국은행 예금은행 가중평균 주택대출 금리’를 사용한다.

게 나타날 것이라고 예상할 수 있다.

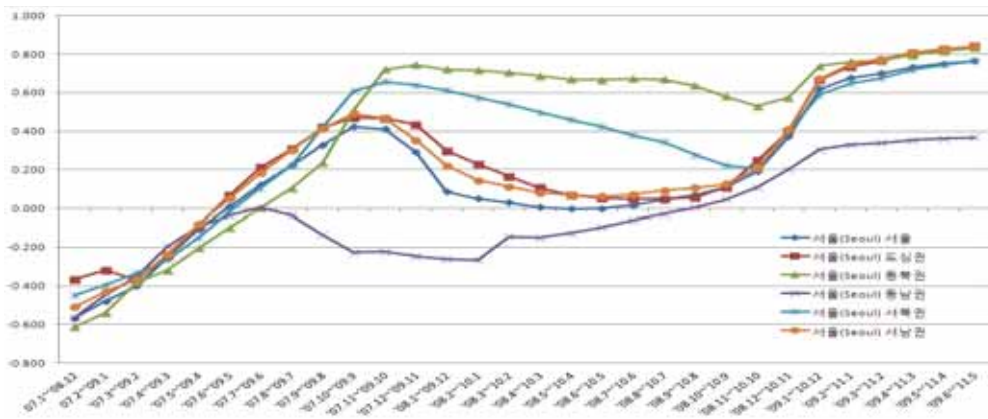
지역별 상관계수를 비교한 결과 광주외의 경우 -0.559로 가장 큰 음의 상관관계를 나타내고 있으며, 다음으로 부산 -0.474, 대전 -0.388순으로 나타나고 있다. 한편 전 기간을 대상으로 상관관계를 산출한결과 일부 지역은 양의 상관관계를 나타내는 곳도 있었다. 이는 전 기간을 대상으로 상관관계를 구하면 양의 상관관계가 나타나는 기간과 음의 상관관계가 나타나는 기간들이 서로 상쇄되어 음의 상관관계로 나타나는 구간이 있어 실제 ILM이 적용가능한데도 불구하고 제대로 파악

할 수 없는 단점이 있다.

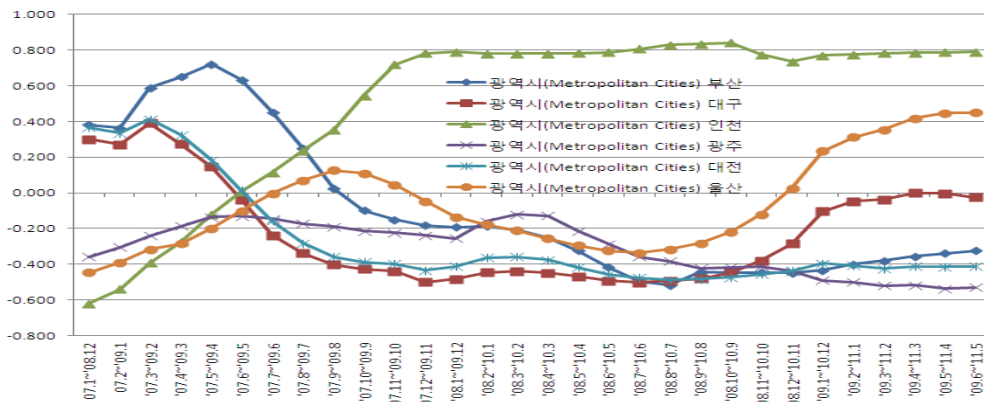
이러한 점을 보완하여 좀 더 정확한 상관관계를 파악하기 위해 24개월 단위로 이동상관분석(rolling correlation)을 실시하여 병행·분석하였다.

<그림4~6>에서 보듯이 서울은 동남권지역에서는 70% 이상의 구간에서 음의 상관관계를 보이고, 6대 광역시의 경우 대구가 가장 큰 음의 상관관계를 나타내고 있으며, 지방의 경우 강원 지역은 전 구간에 걸쳐 음의 상관관계를 보이고 있으며, 제주를 제외하고는 거의 전 지역이 과반

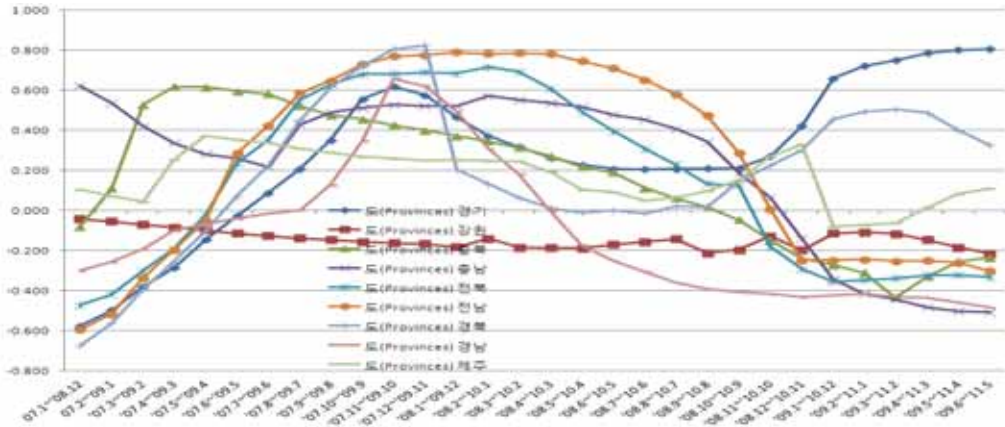
<그림 4> 서울권 이동상관계수



<그림 5> 6대광역시 이동상관계수



<그림 6> 지방9도 이동상관계수



수 이상의 구간에 걸쳐 음의 상관관계를 보이고 있다.

특히 지역별로 실거래가지수와 금리 간의 음의 상관관계는 정도의 차이를 보이고 있어, 금리에 비교적 민감한 반응을 하는 지역별로 선별하여 ILM 방식을 도입할 경우 긍정적 효과가 기대된다¹⁷⁾.

2) ILM 산정을 위한 적정시차 결정

Cho and Ma(2006)의 연구에 의하면 주택가격지수 변동률은 금리에 의해 영향을 받으며 8개월의 시차를 두고 그 영향이 나타난다고 하였으며, 박정민·최막중(2009)은 6~7개월의 시차를 두고 그 영향이 나타난다고 하였다. 이는 각 변수의 순환주기에서 금리의 최고점과 주택가격지수 변동률의 최저점과 시차를 보인다는 것으로 시차를 반영한다면 그 상관관계가 더 높게 나타날 것으로 예측된다.

따라서 지역별로 시차에 1개월씩 변화를 주어 각각의 상관관계를 측정하였다.

<표 5>에서 보는 것처럼 음의 상관관계가 최대인 시차는 부산, 대구, 대전, 강원(0~1개월)을 제외하고는 지역별로 시차가 고르지 못하였고, 심지어 인천의 경우는 35개월 차이가 발생해 사실상 금리에 민감하다고 보기 힘들 정도이다. 대부분 KB주택지수를 사용한 선행연구들이 지역별로 일정한 시차⁸⁾를 보인 것과 달리 실거래가 지수의 경우에는 지역별로 최대시차가 일정하지 않았다.

하지만, 음의 상관관계가 연속적으로 나타나기 시작하는 최초 시차의 경우 <표 6>에는 충남(11개월), 인천(7개월), 전남(6개월)을 제외하고는 대부분 4개월 이내로서 일정하게 반응을 보이고 있다. 또한 대부분 차입자들의 상환기간이 최소 3년 이상¹⁹⁾인 점을 감안하면 음의 상관관계가 연속적으로 시작되는 시점부터 ILM을 산정하여, 시간이

17) LTV, DTI 적용도 지역별 선별적용하고 있으며, 예를 들어 '09.7 수도권 지역의 6억원 초과 주택담보대출 LTV의 경우 50%를 적용, 투기지역인 강남 3구의 경우는 40%적용, 그 외 지역은 LTV대출규제 제외대상으로 적용하기도 하였다.

18) 음의 상관관계가 최대인 시차가 지역별로 대체로 3~4개월로 일정하게 나타났다(김경인, 2010).

지남에 따라 ILM의 시차를 함께 늘려가도 ILM의 긍정효과를 충분히 달성할 수 있을 것이다.

〈표 5〉 음의 상관관계가 최대인 시차에서의 상관계수

지역	서울	도심권	동북권	동남권	서북권	서남권
상관계수	-.380	-.420	-.632	-.209	-.530	-.391
시차(月)	26	29	34	9	33	27
지역	부산	대구	인천	광주	대전	울산
상관계수	-.487	-.113	-.725	-.573	-.388	-.297
시차(月)	1	0	35	5	0	21
지역	경기	강원	충북	충남	전북	전남
상관계수	-.407	-.280	-.496	-.034	-.308	-.536
시차(月)	27	1	10	12	20	29
지역	경북	경남	제주	-	-	-
상관계수	-.493	-.251	-.163	-	-	-
시차(月)	11	15	6	-	-	-

〈표 6〉 음의 상관관계가 연속적으로 시작되는 최초시점에서의 상관계수

지역	서울	도심권	동북권	동남권	서북권	서남권
상관계수	-.017	-.011	-.006	-.017	-.001	-.017
시차(月)	4	3	4	0	3	4
지역	부산	대구	인천	광주	대전	울산
상관계수	-.474	-.113	-.018	-.559	-.388	-.032
시차(月)	0	0	7	0	0	3
지역	경기	강원	충북	충남	전북	전남
상관계수	-.013	-.241	-.295	-.033	-.010	-.038
시차(月)	4	0	0	11	3	6
지역	경북	경남	제주	-	-	-
상관계수	-.067	-.023	-.059	-	-	-
시차(月)	4	4	4	-	-	-

2. ILM 변동성 완화효과 분석

변동금리 모기지(Adjustable Rate Mortgage, 이하 ARM) 방식일 때의 기존 주택대출금리와 조정이자율 산정식을 통해 산정된 ILM 방식일 때의 조정금리의 표준편차를 산정하여 금리의 변동성 크기를 비교하였다.

이를 위해 먼저 실거래가지수의 변동률을 반영한 ILM 방식의 조정이자율을 산출한다. 조정이자율은 t 시점의 기존 주택대출금리에 실거래가지수와 금리의 시차를 반영한 $t + l$ 시점의 실거래가지수 변동률만큼 추가하여 산출한다.

〈식 3〉 조정이자율 산정식²⁰⁾

$$AIR_t = MIR_t(1 + \Delta HPI_{t+l})$$

- AIR_t : Adjusted Interest Rate(조정이자율)
- MIR_t : Market Interest Rate(기존이자율)
- ΔHPI_{t+l} : Percentage Change of House Price Index(주택가격지수 변동률: 전년 동월대비 상승률, 물가상승률을 반영한 실질상승률)
- l : Time Lag(주택가격지수와 주택대출금리의 시차)

〈표 6〉에서 서울 동남권, 부산, 대구, 광주, 대전, 강원, 충북은 음의 상관관계가 시작되는 시차가 0월로서 금리에 바로 반응하는 지역으로 나타났다.

하지만, 금리반응속도와 표준편차를 종합하여 비교한 결과 부산, 광주, 대전지역에서 ILM 적용

19) 2009년 국민은행 주택금융수요실태조사에 따르면, 대출금 만기 일시상환 도래기간별 비율은 아래 표와 같다.

	3년 이하	5년 이하	7년 이하	10년 이하	10년 초과	무응답	평균	중앙값
전체	19.9 %	5.2 %	0.5 %	10.7 %	30.6 %	33.1 %	12.3 년	10.0 년

20) 박정민 · 최막중(2009), p.136 참조

(표 7) 적용된 시차에 따른 주택대출금리 변동성 완화효과 비교

	ARM		ILM										음의 상관 계수가 최대인 시차(月)	
	평균 금리	표준 편차	음의 상관관계가 최초 시작되는 시차적용(I)		(I+1月)		(I+2月)		(I+3月)		(I+4月)			
			月	평균 금리	표준 편차	평균 금리	표준 편차	평균 금리	표준 편차	평균 금리	표준 편차	평균 금리		표준 편차
도심권			3	5,974	0,857	5,963	0,849	5,981	0,837	6,005	0,820	6,031	0,801	29
동북권			4	6,072	0,955	6,060	0,904	6,066	0,870	6,071	0,831	6,079	0,799	34
동남권			0	5,990	1,090	6,013	1,110	6,025	1,107	6,043	1,097	6,066	1,097	9
서북권			3	6,023	0,900	5,993	0,869	6,004	0,852	6,025	0,832	6,046	0,810	33
서남권			4	5,955	0,845	5,976	0,834	6,001	0,818	6,027	0,800	6,054	0,784	27
부산			0	6,040	0,757	6,043	0,753	6,051	0,753	6,056	0,763			1
대구			0	5,810	0,947	5,810	0,949	5,886	0,811	5,892	0,812			0
인천			7	6,056	0,822	6,077	0,802	6,098	0,808	6,124	0,763			35
광주			0	5,897	0,805	5,898	0,803	5,900	0,803	5,901	0,801	5,903	0,798	5
대전			0	5,918	0,817	5,921	0,816							0
울산	5,943	0,841	3	5,984	0,854	5,966	0,839	5,981	0,826	6,005	0,809	6,030	0,791	21
경기			4	5,967	0,853	5,984	0,840	6,006	0,822					27
강원			0	5,578	1,569	5,571	1,597	5,583	1,596	5,594	1,586			1
충북			0	5,888	0,818	5,894	0,800	5,913	0,753	5,967	0,740	6,057	0,837	10
충남			11	6,127	0,703	6,163	0,664	6,200	0,634	6,230	0,625			12
전북			3	5,995	0,854	5,984	0,846	6	0,836	6,029	0,821			20
전남			6	6,035	0,829	6,062	0,810	6,089	0,793					29
경북			4	5,943	0,838	5,958	0,819	5,980	0,796					11
경남			4	6,179	1,247	6,202	1,257	6,221	1,245	6,251	1,220	6,142	0,751	15
제주			4	6,087	0,986	6,108	0,933	6,138	0,908	6,170	0,899			6

주: ILM 적용효과 판단기준 = 금리반응속도 + 표준편차 크기

이 뛰어났으며, 대구, 울산, 충북21)의 경우에도 월내로 ILM 적용이 비교적 잘 되는 지역으로 나타나났다. 반면, 서울 동남권, 강원의 경우 표준편

21) 실제 실거래가지수를 살펴보면, 2011년 4~5월에 지수가 급격히 상승하여 표준편차의 차이가 크게 발생하나, <표 7>의 분석기간에서 ILM의 조정금리 산출은 일정부분 시차적용을 감안하여 변동성 효과를 분석하기 위해(본 분석에서는 시차를 4개월까지로 함) 2011년 2월에서 5월까지의 실거래가지수 변동률이 분석에 포함되지 않은 관계로 ILM적용이 비교적 잘 되는 지역으로 나타났다.

차가 오히려 ARM에 비해 크게 나타났는데, 이는 부동산 실거래가 특성상 급매물 등으로 인한 급격한 상승이나 하락가로 거래된 가격이 반영되어 표준편차가 커진 경우가 발생하였으며, 이러한 비정상적인 매매가격을 제외한다면 ARM에 비해 변동성 완화효과가 커지리라 예상할 수 있다. 그 밖의 지역도 제주지역을 제외하고는 음의 상관관계가 시작되는 최초 시점에서 4개월 이내에는 표준편차가 감소하기 시작하여 변동성 완화 효과가 발생하였다.

앞서 예상했던 대로 지역별 이동상관계수가 음의 구간이 많을수록, 그리고 음의 상관관계가 시작되는 최초 시차가 빠른 지역일수록 표준편차가 다른 지역에 비해 더 작아, 즉 변동성 완화 효과가 더 크게 발생한다는 것을 실증적으로 확인할 수 있었다²²⁾.

3. 차입자의 효용변화 효과분석

ILM에 의한 대출금리 안정을 통해 채무불이행 위험 등이 감소되더라도, 차입자가 상환해야 하는 총 이자는 ARM에 비해 증가하거나 감소할 수 있다. 이는 곧 주택금융의 두 주체인 차입자와 대출기관의 위험 및 수익 교환구조가 주택가격 변화에 따라 결정됨을 의미한다.

주택가격 하락 시 차입자는 이자비용 감소의 이익을 누리지만, 대출기관의 입장에서는 채무불

이행 위험이 감소하는 대신 이자수익의 감소를 교환하는 구조가 된다. 반면 주택가격 상승 시 차입자의 이자비용 증가는 대출기관의 수익으로 이어진다.

이와 같은 이자 변화의 크기는 개별적으로 차입자의 주택대출규모 등에 따라 달라지며, 또한 차입자의 이자비용 변화는 소비지출의 흐름이나 저축을 통한 부(wealth)의 형성에 변화를 초래하여 가계효용에 영향을 미친다. 이러한 차입자의 효용변화는 <식 4>와 같이 Campbell and Cocco (2003)의 효용함수를 단순화하여 측정할 수 있다.

<식 4> 목적함수(Object Function)²³⁾

$$EU_{T+1} = \sum_{t=1}^T C_t(1+r_t)^t + W_{T+1}$$

$$W_{t+1} = (W_t - C_t - M_t)(1+r_t) + I_{t+1}$$

- EU : 차입자의 기대효용 (Expected Utility)
- C : 소비지출(Consumption)
- W : 원리금상환액(Mortgage Payment)
- I : 소득(Income)
- r : 할인율(discount rate)

주택대출 만기시점 후($T+1$)에서 차입자의 기대 효용(EU_{T+1})은 대출기간($t=1 \sim T$) 중 매시기 소비지출(C_t)의 미래가치(future value) 합과 만기시

22) <그림 4> 서울 동남권, <그림 5> 부산, 대구, 광주, 대전, 울산, <그림 6> 강원지역이 해당한다.

23) 시간할인율($1+r_t$)에 사용된 이자율(r)은 한국은행의 예금은행 가중평균 수신금리(정기예금 금리)시계열 자료를 사용하였으며, 지출(C_t)은 통계청의 소득분위별 소비지출 시계열 자료를 사용하였다. 또한 원리금 상환액(M_t)산정에 사용된 대출액은 국민은행의 주택금융 수요 실태조사 결과를 사용하였으며, 소득 수준별 평균 주택구입 가격과 소득 수준별 LTV비율(최근 3년간 평균)을 사용하여 주택대출금(Loan)을 산출하였고, 소득(I)은 통계청의 근로자 가구의 근로소득 시계열 자료를 사용하였다(박정민·최막중, 2009 참조).

점 후의 부(W_{T+1})로 구성된다. 그리고 일정 시기($t+1$)의 부는 전 시기(t)의 부에서 소비지출(C_t)과 원리금 상환액(M_t)을 제한 후 누적(compounding)하고 그 시기의 소득(I_{t+1})을 합산하여 구한다.

이 과정에서 ARM 대비 ILM에 의한 차입자의 효용변화는 매시기 주택가격 변동에 따른 원리금 상환액(M_t)의 변화에 의해 초래된다. 이에 따라 차입자의 이자비용이 감소(증가)하면 소비지출의 증가(감소)나 부의 증가(감소)를 통해 효용이 증가(감소)하게 된다.

각 가구의 효용은 <식 4>의 목적함수를 극대화함으로써 최대화 된다. 이를 위해 먼저 각 가계가 대출상환 기간 동안 조기상환을 하지 않고 만기 시점까지 계약을 유지하는 상황을 가정한다. 또한 원리금 균등분할 방식에 의해 상환됨을 가정한다. 분석기간은 2007년 1월부터 2009년 12월까지 3년간이며, 적용지역은 ILM이 제일 잘 적용되는 부산, 광주, 대전지역을 중심으로 차입자의 효용변화를 측정하도록 한다.

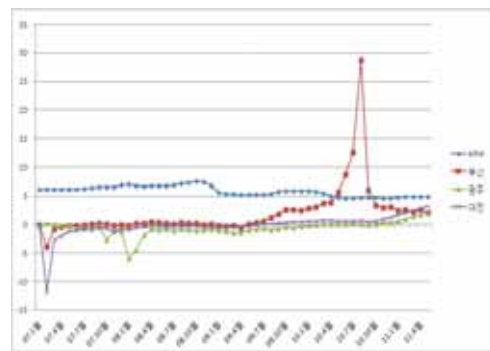
분석결과, 광주, 대전지역 아파트에 거주하는 가구의 경우 차입자의 효용이 증가하나 부산지역 아파트에 거주하는 가구의 경우에는 효용이 감소하였다. 즉, 부산지역의 경우 기존의 ARM 방식을 이용할 경우보다 ILM 방식을 이용할 경우 변동성은 완화되나, 주택대출금리가 상승되어 원리금 상환액(M)이 증가하고 결국 효용이 감소하게 된다.

이는 <그림 7>에서도 보다시피 부산지역의 아파트가격 하락폭이 광주, 대전지역의 아파트가격 하락정도 보다도 작고, 아파트가격 상승정도는 이들 지역보다 월등히 높기 때문에 나타나는 결

과이다.

이는 같은 주택대출금리 변화에 대해서 부산 지역의 아파트가격이 더욱 크게 상승하는 것은 금리요인이란기 보다는 초과수요의 요인이 크게 나타나기 때문으로 판단된다. 반면 광주, 대전지역 아파트의 경우, 기존의 ARM 방식을 이용할 경우보다 ILM 방식을 이용할 경우 주택대출금리 변동성 완화효과와 함께 원리금 상환에 대한 부담이 경감되는 혜택을 누릴 수 있게 된다.

<그림 7> 주택대출금리와 실거래가지수 변동률



한편 ILM 방식을 이용할 경우 효용의 크기는 대출액의 크기에 의존한다. 즉 LTV 비율이 높을수록, 소득수준이 증가함에 따라 대출액 크기가 커질수록 효용의 증감은 더욱 커질 것이다.

<표 8>에서 차입자가 광주, 대전지역에 거주하는 경우에는 ARM에 비해 효용이 증가하지만, 부산지역에 거주하는 경우에는 효용이 감소한다. 그러나 소득수준이 높아질수록 즉, 평균 주택구입가격 및 이에 따른 주택대출금액이 커짐에 따라 ARM 대비 ILM의 효용변화는 효용증감이 미미하여 뚜렷한 결과를 얻을 수 없었다²⁴⁾.

24) 이는 분석기간(3년)이 짧고 아파트가격지수의 변동률 증감폭이 크지 않아 ILM과 ARM 간의 효용차이가 크지 않은 것으로 보인다.

〈표 8〉 차입자의 효용변화

소득	효 용 (단위: 만원)						
	ARM 방식	ILM방식					
		부산		광주		대전	
		△		△		△	
1500만원 미만	18,211	18,209	-2	18,212	1	18,212	1
2500만원 미만	23,479	23,478	-1	23,481	2	23,481	2
3500만원 미만	28,079	28,077	-2	28,080	1	28,080	1
4500만원 미만	34,497	34,494	-3	34,499	2	34,499	2
7500만원 미만	55,373	55,370	-3	55,375	2	55,375	2

따라서, ILM 방식 사용 시 차입자의 효용변화는 그 지역이 금융시장의 여건 변화, 즉 금리에 민감한 정도에 의존하기 보다는 주택가격의 상승(하락) 정도 폭에 따라 달라질 것이며, 이는 주택가격의 상승에 의해 더 지불하게 되는 차입자의 위험과 주택가격의 하락에 의해 덜 지불하게 되는 차입자의 수익을 비교했을 때 위험보다 수익이 더 클 경우 차입자의 효용이 증가하게 된다.

결국 차입자가 지불하게 되는 금리위험과 수익의 교환구조로 나타나게 되어 차입자의 효용증가가 ILM 방식을 도입하기 위한 필수적인 전제 조건이라고 보기는 힘들며, 앞서 밝힌 바와 같이 주택대출금리 변동성 완화효과가 발휘된다면 ILM 도입의 타당성은 충분하다고 할 것이다.

4. 실거래가지수 예측과 ILM 도입효과 시뮬레이션

1) 실거래가지수 예측

앞서 분석한 바와 같이 ILM 적용이 제일 잘 되는 지역인 부산, 광주, 대전지역의 경우 금리와 아파트가격의 음의 상관관계가 시작되는 시점이 모두 0월로서 금리에 바로 반응하는 형태를 보이고 있다. 하지만 국내 실거래가지수의 경우 실거래가 공표시점이 거래시점으로부터 3개월 지난 시점이어서 현재 시점에서 ILM의 조정금리대출을 구하고자 할 경우 3개월 후의 실거래가지수 변동률에 의해 결정된다.

따라서, 현실적으로 ILM을 도입코자 할 경우 최소 3개월 이상의 아파트 실거래가지수 변동률을 예측해야 하는 과제가 남게 되며, 이에 ILM 적용효과가 가장 우월했던 지역을 중심으로 실거래가지수 변동률을 예측해 보고 예측된 지수를 사용하여 시뮬레이션 했을 때에도 변동성 완화효과가 여전히 나타나는지 확인해 보고자 한다.

이를 위해 단기 시계열예측모형으로 가장 많이 쓰이는 Box-Jenkins의 ARIMA(Autoregressive Integrated Moving Average)모형²⁵⁾과 회귀분석 방법을 시계열 자료에 적용한 자기회귀오차모형²⁶⁾(Autoregressive Error Model, ARE)을 사용하였다.

한편 ARIMA모형, ARE모형에 의거하여 추정된 식의 잔차에 조건부 이분산이 존재하는지 LM

25) ARIMA모형은 분석대상의 시계열자료를 설명하기 위해 자기 자신의 관측값과 오차의 현재와 과거의 값들만을 이용하므로 어떤 단일변량 시계열에도 적용이 가능하며 예측값을 쉽게 구할 수 있다는 장점이 있다. 반면 분석대상이 되는 자료와 밀접한 관련이 있는 다른 시계열자료들이 있어도 회귀분석의 경우처럼 설명변수로 이용될 수 없는 단점이 있다.

26) ARE모형은 ARIMA모형의 단점을 보완하여, 분석의 대상이 되는 반응시계열을 자기 자신의 과거값, 오차의 현재와 과거의 값들 이외에 다른 시계열들을 설명변수로 이용하여 설명할 수 있도록 하는 장점이 있다(조신섭·이정형, 1997).

검정과 Q검정을 통해 분석하기로 한다. 만일 분산이 큰 구간과 작은 구간이 존재, 즉 변동성 집중(volatility clustering) 현상이 존재할 경우에는 조건부 이분산의 모형화(ARCH 또는 GARCH)를 통해 예측에 활용함으로써 더욱 효율적인 추정이 가능하며, 예측치의 신뢰구간을 보다 정확히 할 수 있다.

〈표 9〉 ARIMA, ARE 모형에 의한 지수예측값과 상대적 괴리비

연월 지역	11-Jan	11-Feb	11-Mar	11-Apr	11-May
	부산	1,405 (0.57%)	1,442 (1.09%)	1,497 (0.47%)	1,546 (1.94%)
광주	1,122 (1.4%)	1,128 (-4.9%)	1,134 (8.1%)	1,139 (-9.5%)	1,144 (-10.6%)
대전	1,211 (-0.2%)	1,243 (0.08%)	1,270 (7.9%)	1,281 (0.54%)	1,296 (0.54%)
소비자 물가지수	1,168 (-0.68%)	1,174 (-0.92%)	1,176 (-1.25%)	1,176 (-1.25%)	1,180 (-0.92%)

주: 상대적 괴리비(%) = (예측값 - 실제값) / 실제값

실거래가지수의 실질증감률을 예측하기 위해서는 상기 지역의 지수예측뿐만 아니라 소비자물가지수도 함께 예측해야되는데, 부산, 대전지역의 경우 단위근 검정 시행 후 1차 일반차분을 거쳐 확률적 추세를 제거코자 하였으나, 원변수의 차분을 통해서도 추세에 대한 성향을 처리할 수 없어, 원변수의 p 차 시차변수를 독립변수로 하여 자기회귀오차모형을 고려하여 모형을 추정하였다.

자기회귀조건부 이분산에 대한 LM검정과 Q검정 결과 이분산성을 관찰할 수 없었으며, 따라서 조건부 이분산을 고려하지 않은 자기회귀오차모형으로 지수를 예측하였다.

광주지역과 소비자물가지수의 경우도 역시 단위근 검정을 시행한 후 1차 일반차분을 거쳐 확

률적 추세를 제거하여 모형을 식별, 진단한 결과 ARIMA 모형이 가장 적합한 것으로 판정되었으며, LM검정과 Q검정 결과, 조건부 이분산을 고려하지 않은 ARIMA 모형으로 지수를 예측하였다.

2) 지수예측결과에 따른 ILM 변동성 완화 효과

앞서 분석한 바와 같이 2011년 1월부터 5월까지 부산, 광주, 대전지역의 아파트실거래가지수와 소비자물가지수 예측값의 경우 실제가격과 최대 10.6% 오차 범위내에서 예측되었으며, 5개월간 예측값을 포함하여 실거래가지수의 실질증감률을 반영한 ILM 조정금리산출 결과, 예측지수가 반영된 ILM의 경우에도 여전히 시차를 반영하지 않고서도 ARM 보다 변동성이 완화되는 효과가 나타났다. 또한, 시차가 1개월 차이가 날 경우에는 변동성이 더욱 더 완화되는 효과가 나타났다.

〈표 10〉 지수예측에 따른 주택대출금리 변동성 완화효과 비교

	ARM		ILM				
	평균 금리	표준 편차	음의 상관관계가 최초 시작되는 시차적용(I)		(I+1월)		
			月	평균 금리	표준 편차	평균 금리	표준 편차
부 산	5.882	0.853	0	5.980	0.774	5.983	0.771
광 주			0	5.823	0.815	5.840	0.814
대 전			0	5.867	0.820	5.870	0.818

■ : ARM 보다 평균금리가 낮음
 ■■■■■ : ARM보다 표준편차가 작아지는 시점

주: ILM적용효과 판단기준= 금리반응속도+표준편차 크기

따라서, 실거래가지수의 경우 공표시점이 거래시점보다 3개월 늦어도 지수예측을 통해 ILM을 적용할 경우 변동성 완화효과는 거둘 수 있는 것으로 보인다.

ILM의 경우 음의 상관관계가 최대인 시차까지는 시차가 커질수록 변동성이 더욱 더 완화되는 효과를 보이고 있어, 보다 더 정확한 지수예측을 할 수 있는 예측모형의 개발이 더불어 필요할 것이다.

하지만, 최대시차 반응을 위해 지수예측을 필히 해야하는 부담 보다 현재의 부동산 실거래가 신고기간(60일)을 단축시켜 지수예측으로 인한 오차리스크 부담을 줄이는 것이 보다 더 현실적인 대안이 될 수 있을 것이다.

V. 결론

최근 국내 가계부채가 900조원에 육박하고 가계대출금리가 수신금리의 2배 넘게 오르는 등 국내 경제 성장성 둔화와 가계부채 문제가 전면적으로 등장하고 있어, 주택담보대출 리스크관리가 절실한 상황이다. 이러한 차원에서 본 연구는 주택시장가격을 정확히 반영하고, 보다 더 현실적으로 효과를 거두기 위해 실거래가지수와 연동한 모기지(ILM) 도입을 제안하는 바이다.

본 연구결과 첫째, 실거래가지수와 금리의 상관관계 검증은 24개월 단위 이동상관분석과 음의 상관관계가 연속적으로 시작되는 최초 시점 등을 분석하였으며, 서울 동남권, 부산, 대구, 광주, 대전 등 8개 지역은 3개월 이내 금리에 반응하는 금리정책에 민감한 지역으로 나타났다.

한편 이들 지역의 음의 상관관계가 시작되는 시차는 대부분 0월로서 비슷하였으나, 음의 상관

관계가 최대인 시차의 경우에는 0월부터 21월까지 지역별로 최대시차가 다양하게 나타났다.

둘째, ILM 조정이자율 산정시 선행연구와 달리 음의 상관관계가 최대인 시차가 아니라 음의 상관관계가 연속적으로 시작되는 최초 시차를 반영하여 변동성 완화효과를 측정하였는데, 금리에 반응하는 속도, 변동성 완화효과를 함께 고려하면 부산, 광주, 대전지역이 ILM 방식 적용이 가장 뛰어난 지역으로 볼 수 있었으며, 비정상적인 거래사례²⁷⁾를 제외한다면 서울 동남권, 대구, 울산, 강원, 충북 지역도 ILM 방식 적용이 뛰어난 지역으로 예상할 수 있었다.

다음으로 ILM 적용효과가 가장 뛰어난 부산, 광주, 대전지역을 중심으로 3년간 차입자의 효용 변화를 분석한 결과, 광주, 대전지역 아파트에 거주하는 차입자의 효용은 증가하나 부산지역 아파트에 거주하는 가구의 경우에는 효용이 감소하였다. 이는 그 지역이 금융시장의 여건 변화 즉, 금리에 민감한 정도에 의존하기 보다는 주택가격의 상승 혹은 하락 정도폭에 따라 달라짐을 알 수 있었다.

셋째, ILM 적용이 가장 뛰어났던 부산, 광주, 대전지역의 경우 금리와 아파트가격의 상관관계가 시작되는 시점이 모두 0월로서 금리에 바로 반응하긴 하나, 국내 실거래가지수의 경우 공표 시점이 거래시점으로부터 3개월 지난 시점이어서 현재 시점에서 ILM 조정금리산출을 위해서는 3개월 이상의 실거래가지수 예측이 필요하며, 이를 위해 ARIMA, ARE 모형구축을 통해 5개월까지 지수예측을 하였으며 예측오차를 감안하여 변

27) 서울 동남권, 강원 등의 경우는 오히려 ARM 보다 변동성이 증가하였는데 이는 실거래가격을 반영하다 보니 특별한 사정에 의해 통상 거래가에서 벗어난 비정상적인 거래사례가 반영되다 보니까 변동성이 커진 것으로 보인다.

동성 완화효과를 확인하였는데 여전히 유효한 결과를 보여주었다.

이상의 연구결과들은 다음과 같은 시사점을 제공한다. 첫째, 실거래가지수에 연동한 ILM 방식의 도입시기와 관련하여 주택가격과 주택대출금리의 변동성이 커서 차입자의 리스크부담이 커질 때 도입하는 것이 타당하다. 앞서 분석한 바와 같이 실거래가지수의 경우 시세위주의 기존 지수들에 비해 시장가격을 민감하게 반영하고 있어, 금리의 영향에 바로 반응하는 지역들이 나타났다.

게다가 실거래가지수 연동 ILM의 조정금리 산정 시 선행연구에서처럼 음의 상관관계가 최대인 시차를 반영하지 않고 음의 상관관계가 시작되는 최초 시차를 반영할 경우 굳이 지수예측의 부담과 예측오차에 대한 리스크를 부담하지 않아도 변동성 완화효과라는 소기의 목적을 달성할 수 있다.

다만 현재 실거래가지수 공표시점이 부동산 거래신고기간(60일) 등으로 인해 거래시점과 3개월 차이가 나는데, 이는 거래와 동시에 온라인 신고 등을 통한 행정력 보완조치²⁸⁾로서 지수에 측에 대한 부담을 충분히 덜 수 있을 것으로 보

인다.

그리고, 서울 동남권, 대구, 강원 등과 같이 금리에는 민감한 지역이나 오히려 ARM 보다 변동성이 증가한 경우는 통상 거래가에서 벗어난 비정상적인 거래사례²⁹⁾가 반영된 것으로 이에 대한 해결방법으로 변동금리대출의 금리변동위험을 완화하기 위한 방안으로 제시되는 금리조정 상한제(Cap)³⁰⁾나 금리조정 하한제(Floor)를 부여하는 방안을 고려한다면 ILM 적용이 가능한 지역은 더 늘어나게 될 것이다.

둘째, ILM 방식의 도입대상이 변동성 완화효과가 목적이고 실거래가지수의 일부 문제점을 상기와 같이 보완한다면 사실상 전 지역을 대상으로 적용이 가능하다 할 것이다. 하지만 연구결과에서 본 것처럼 지역별 사정을 감안하여 차등화하여 ILM을 적용할 경우 소기의 효과는 각각 다르게 나타날 것이다³¹⁾.

또한, 차입자의 효용정도는 지역별 주택가격의 상승 혹은 하락 정도폭에 따라 달라질 것이며, LTV 비율이 높을수록 소득수준이 증가함에 따라 대출액 크기가 커질수록 효용의 증감폭이 더욱 더 커질 것이다. 하지만 차입자가 지불하게 되는 금리위험과 수익(이자)의 교환구조로 나타나게

28) 이는 부동산 거래신고기간(60일) 이후 지수산정 작업기간 등을 포함하여 3개월의 시차가 나는 것으로서, 그 중 과반수 이상의 거래사례가 계약시점 30일 이내에 신고 되고 있는 점을 수용하여 확정지수 시점 이후 2개월 치의 잠정지수를 산정하고, 이 중 1개월 치의 잠정지수는 공표하고 있는 상황이며, KB 지수가 매달 중개업소에서 온라인상 직접 입력하여 시차 없이 지수발표를 하고 있는 점을 감안한다면 제도화 등을 통해 충분히 가능할 것이다.

29) 이는 실거래가지수의 변동폭이 큰 불안정성 문제라 할 수 있을 것이나 현실적으로 개별적인 부동산 실거래 특성상 충분히 나타날 수 있는 문제점이다.

30) 미국의 경우 법률(Truth in Lending Act, 1987.11.9. 시행)에 의거 변동금리부 주택담보대출(ARM)의 금리상승폭을 제한하고 있으나 상품 종류별 Cap 구조의 구체적인 수준을 법규에서 언급하고 있는 것은 아니며 금융회사가 결정하도록 하고 있다.

31) 이는 LTV, DTI 적용을 지역별로, 예를 들어 투기·비투기지역으로 나누어 차등적으로 적용하는 것과 비슷하다 할 것이다.

되어 차입자의 효용증가가 ILM 방식을 도입하기 위한 필수적인 전제조건이라 보기 힘들며, 다만 차입자의 효용증가가 목적이려면 주택가격이 덜 상승하는 지역의 저소득가구를 중심으로 도입될 수 있을 것이며, 이 경우 형평과 주거복지의 측면을 위한 정책적 도입의 의미는 가질 수 있을 것이다.

하지만, 본 연구의 한계로는 첫째 ILM의 변동성 완화효과에만 국한되어 차입자 외에 대출기관 측면에서 ILM 적용효과를 분석하지 못하였고, 시장측면에서도 ILM이 주택가격과 금리가 같은 방향으로 움직일 때 시장제어 측면에서 긍정적 효과를 예상할 수 있으나, 이는 지역 내 대다수가 ILM 방식을 사용할 경우에 나타나게 되는 현상으로서 이론적인 면에 그친다는 점이다. 그러나 앞서 살펴본 바와 같이 대출기관은 차입자에 비해 주택가격지수의 변동에 따른 이자수의 변동에 대해 선물, 스왑, 증권화 과정 등을 통해 기본적으로 가격위험을 헤지할 수 있는 능력이 뛰어나다는 점에서 본 연구가 비록 차입자 중심으로 ILM 적용효과가 분석되었으나 충분히 현실 적용 가능성이 있다 할 것이다.

둘째, 무엇보다 실거래가지수라는 비교적 최근 시계열자료를 사용하다 보니 축적된 자료가 적었다는 점(2006.1~2011.5, 5년 5개월)에서 변동성 완화효과, 차입자의 효용성 분석 등에서 뚜렷한 차이가 나타나지 않았다는 점, 그리고 주택의 유형도 아파트, 단독, 연립으로 구분될수록 현물가격의 움직임을 보다 잘 설명할 수 있는데 실거래가지수의 경우 아파트가격에 한정되었다는 한계가 있었다.

향후 실거래가지수가 아파트가격 외에도 주택 유형에 따라 세분화되어 다양한 자료가 축적되어

이용가능하게 된다면 지역별, 차입자별로 보다 더 현실적인 주택가격 움직임을 반영한 주택금융 방식이 도입될 수 있으리라 기대된다.

논문접수일 : 2012년 3월 16일

논문심사일 : 2012년 3월 30일

게재확정일 : 2012년 5월 25일

참고문헌

1. 강희돈, “부동산가격변동과 통화정책적 대응”, 『한국은행 조사구』 7월호, 한국은행 2006, pp.23-60
2. 김경인, “부동산지수 활용방안의 효과성에 관한 연구”, 건국대학교 석사학위논문, 2010
3. 김명준·박광우·신용준·조훈·현정순, “주택가격지수 산정-서울 아파트 실거래가격을 이용한 실증연구”, 『금융경제연구』 working paper 제348호, 한국은행, 2008
4. 김하영, “부동산지수 파생상품을 이용한 헤지와 부동산지수 연계 주택대출”, 서울대학교 석사학위논문, 2007
5. 류강민, 이상영, “S&P/Case-Shiller 반복매매모형을 이용한 주택가격지수 산정 연구”, 『주택연구』 제18권 2호, 한국주택학회, 2010, pp.183-204
6. 류강민, 이창무, “반복매매지수의 지수변화 보정에 관한 연구”, 『주택연구』 제19권 2호, 한국주택학회, 2011, pp.5-22
7. 박정민·최막중, “주택가격지수와 연계한 주택대출의 도입효과”, 대한국토·도시계획학회 추계학술대회, 2008, pp.833-840
8. 박정민·최막중, “주택가격지수 연동금리 모기지의 도입효과 분석-대출금리 안정화와 차입자의 효용변화를 중심으로”, 『국토계획』 제44권 제2호, 대한국토·도시계획학회, 2009, pp.133-143
9. 유정석, “부동산가격지수를 활용한 파생금융상품 개발방안 연구”, 『한국부동산학보』 제45집, 한국부동산학회, 2011, pp.127-143
10. 이용만, “주택가격지수의 목적과 방법을 둘러싼 쟁점”, 『부동산학 연구』 제13집 제3호, 한국부동산분석학회, 2007, pp.147-167
11. 이용만·이상한, “국민은행 주택가격지수의 평활화 현상에 관한 연구”, 『주택연구』 제16권 제4호, 한국주택학회, 2008, pp.27-47
12. 이창무·김용경·배익민, “반복매매모형을 이용한 아파트 실거래가지수 운영특성 분석”, 『부동산학 연구』 제13집 제2호, 한국부동산분석학회, 2007, pp.21-40
13. 장 민, “주택담보대출의 구조적 취약성과 개선방안”, 『금융포커스』 19권 48호, 한국금융연구원, 2010, pp.10-11
14. 장병기·심성훈, “주택시장에서 기초경제여건의 영향력에 관한 연구”, 『국토연구』 통권 제41권, 국토연구원, 2004, pp.3-185
15. 조신섭·이정형, 『SAS/ETS를 이용한 경제시계열 분석』, 자유아카데미, 1997
16. 하나금융경영연구소, 『월간하나금융』, 2011년 3월호
17. 한국금융연구원, 『KIF 금융백서』 금융동향 제Ⅲ부, 2010, p.177
18. 한국은행, 『조사통계월보』, 2011년 7월호
19. 국민은행 KB 주택통계,
<http://www.land.kbstar.com>
20. 국토해양부 아파트실거래가,
<http://www.rt.moct.go.kr>
21. 통계청, <http://www.kostat.go.kr>
22. 한국은행 경제통계시스템,
<http://www.ecos.bok.or.kr>
23. Baesel, J. B. and Biger, N, “The Allocation of Risk : Some Implications of Fixed Versus Index-Linked Mortgages”. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 15 No. 2, 1980, pp. 457-467
24. Baffoe-Boonnie, J, “The Dynamic Impact of

- Macroeconomic Aggregates on Housing Prices and Stock of Houses : A National and Regional Analysis". *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 17 No. 2, 1998, pp.179-197
25. Cho and Ma "Dynamic Relationship between Housing Values and Interest Rates in the Korean Housing Market". *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 32 No. 2, 2006, pp.169-184
26. Englund, P. and Ioannides, Y, "Housing Price Dynamics: an International Empirical Perspective". *The Journal of Housing Economics*, Vol. 24, 1997, pp.167-200
27. Englund, P., Hwang, M. and Quigley, J, "Hedging Housing Risk:". *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 8, 2002, pp.119-136
28. John Y. Campbell and Joao F. Cocco, "Household risk management and optimal mortgage choice". *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 118 No 4, 2003, pp.191-209
29. Karl E. Case, Jr., Robert J. Shiller, and Allan N. Weiss, "Index-based futures and options markets in real estate". *Journal of Portfolio Management*, Vol. 19, No. 2, 1993, pp.83-92
30. Kenny, "Modelling the Demand and Supply sides of the Housing Market". *Economic Modelling*, Vol. 16, 1999, pp.389-409
31. Matteo M. Iacoviello, Francois Ortalo-Magne, "Hedging Housing Risk in London". *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 27 No. 2, 2003, pp.191-209
32. Martin J. Bailey, Richard F. Muth and Hugh O. Nourse, "A Regression Method for Real Estimate Price Index Construction", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 58, 1963, pp. 933-942
33. Munro and Tu, "The Dynamics of UK National and Regional House Prices". *Review of Urban and Regional Development Studies*, Vol. 8, No. 2, 1996, pp.187-197
34. Statman, "Fixed Rate of Index-Linked Mortgages from the Borrower's Point of View". *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 17, 1982, pp.451-457
35. Syz, J., Vanini, P. and Salvi, M., "Property Derivatives and Index-Linked Mortgage". *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 36, No.1, 2008, pp.23-35