

주택가격과 금리 시계열의 순환주기와 역모기지 리스크*

Risk of Reverse Mortgages Resulting from Cycles
of Housing Prices and Interest Rates

김 갑 태**

Kim Gab-Tae

마 승 렬***

Ma Seung-Ryul

역모기지는 장기 금융상품이므로 역모기지의 모형에 적용된 평균 주택가격상승률과 평균 이자율의 가정은 대출기간 동안 기대치와는 다르게 움직일 수 있고 이로 인해 장기적인 기대값도 모형설정 당시의 예상을 현저하게 벗어날 수 있는 리스크를 안고 있다. 본 연구에서는 다양한 시계열분석법을 이용하여 주택가격과 금리 시계열에 내재해 있는 순환주기를 확인하고, 이들 장기적 순환주기 특성이 역모기지 리스크에 미칠 수 있는 영향을 살펴보았다. 본 연구에서는 역모기지 모형에서 주택가격의 순환주기로 인해 야기될 수 있는 리스크를 최소화시킬 수 있는 방안으로서 대출개시 시점에 있어서 역모기지 모형에 적용할 주택가치의 평가금액에 대한 조정을 제안하고 있다. 즉, 주택가격의 평활화를 통해 평활화된 주택가치를 역모기지 모형에 적용하게 되면 주택가격의 순환주기와 관련된 역모기지 리스크를 상당부분 완화시킬 수 있을 것임을 보여주고 있다.

※ 국문색인어: 금리시계열, 순환주기, 역모기지리스크, 주택가격

* 본 연구는 한국주택금융공사의 공식의견이 아님을 밝힙니다. 저자들은 본 논문의 개선을 위해 유익한 논평을 해 주신 익명의 심사위원께 감사드립니다.

** 제1저자, 한국주택금융공사 신사업추진T/F팀 부장, 경영학 박사
(kktae5225@hanmail.net)

*** 교신저자, 한국주택금융공사 신사업추진T/F팀 연구위원, 경영학 박사
(srma2000@daegu.ac.kr)

I. 서론

정부는 2007년도 하반기 중에 공적보증 역모기지제도를 시행하겠다고 공표한 바 있으며, 현재 한국주택금융공사에서 동제도 시행을 위한 준비 작업을 하고 있다(김갑태, 2006(a)). 역모기지는 미래의 불확실성과 관련한 많은 리스크를 안고 있는 장기 금융상품으로서 그동안 역모기지의 리스크 관련연구는 지속적으로 수행되어져 왔다. Boehm and Ehrhardt(1992)는 역모기지와 장기성 생명보험계약에 내재해 있는 이자율리스크는 둘 다 매우 클 것이지만, 역모기지의 현금흐름과 상호 반대 방향의 현금흐름을 가지는 장기성 생명보험계약은 역모기지제도와 상호 헷지 역할을 수행할 수 있음을 주장하였다. Szymanoski(1994)는 차입자의 대출종료확률, 이자율, 주택가치의 변동 등에 따른 리스크를 분석한 후 미국의 정부보장 역모기지 상품인 HECM(Home Equity Conversion Mortgage) 프로그램의 가격결정모형을 보여주었다. Boehm and Ehrhardt(1994)는 역모기지의 리스크를 이표채 등 다른 고정수익증권의 리스크와 비교한 결과 역모기지의 이자율리스크가 가장 크다는 사실을 확인하였다. Chinloy and Megbolugbe(1994)는 역모기지의 리스크 중 차입자의 누적채무의 크기가 주택가치보다 더 커지는 경우 발생하게 되는 교차점리스크(crossover risk)를 고려한 가격결정모형을 분석하였으며, Quercia(1997)은 역모기지 지급액에 영향을 미치는 요소들 중에서 미래 주택가치의 상승부분과 조기상환율의 가정이 현실성이 있는 가정인지 여부를 분석하였다. Shiller and Weiss(2000)은 주택소유자가 역모기지 계약 이후 주택가치의 유지를 위한 노력을 기울이는데 대한 유인을 갖지 못하는 경우 이를 게을리 함으로서 야기될 수 있는 역모기지의 도덕적위험(moral hazard)에 대하여 논의하였으며, 이러한 리스크를 평가하기 위한 수정모형을 제시하였다.

한국의 경우 최근 마승렬·조덕호(2003)는 역모기지 연금계획 시에 적용할 수 있는 부동산가격의 합리적인 장기 예측방법에 관한 연구를 시도한 바 있으며, Cho and Ma(2004)는 우리나라 주택금융시장에서 역모기지제도의 경제적 유용성을 실증적으로 확인하면서, 우리나라의 주택유형 중 아파트가 가장 적절한 역모기지 대상 주택형태임을 보여주었다. 조덕호·박창균·마승렬(2004)은 역모기지제도를

실제 우리나라의 주택시장에 적용하여 노인들이 소유하고 있는 주택자산을 유동화하는 경우 실질적으로 상당한 소득효과가 있을 것임을 보여주었다. 마승렬(2006)은 HECM과 같은 단일 보험료구조를 가지는 역모기지 모형을 설정하고, 역모기지의 다양한 지급방법 간에 있어서 비용 효율성을 분석하였다.

역모기지는 장기적인 대출기간을 가지는 금융상품이므로 역모기지의 모형에 적용된 평균 주택가격상승률과 평균 이자율의 가정은 대출기간 동안 기대치와는 다르게 움직일 수 있고 이로 인해 장기적인 기대값도 모형설정 당시의 예상을 현저하게 벗어날 수 있는 리스크를 안고 있다. 대출 종료시점에서 평가된 주택가격 상승률이 상품설계 당시의 기대치보다 낮게 되는 경우와 이자율의 평균값이 기대치보다 높게 되는 경우에는 역모기지의 보증자(보험자)는 순손실의 리스크에 처할 수 있다. 따라서 역모기지 관련 변수들의 장기적인 변동리스크에 의한 손실 가능성을 최소화하기 위해서는 역모기지 기본모형의 설계 당시 보증자가 처할 수 있는 리스크를 다각도로 분석하여 평가된 리스크를 모형에 적절히 반영해줄 필요가 있다. 주택가격과 금리 시계열을 포함한 거시 경제변수들은 대체로 장기적 순환주기를 가지는 것으로 확인되고 있다(Cho and Ma, 2006). 역모기지 계리모형은 사전에 예측된 장기간의 평균 주택가격상승률과 평균 이자율을 적용하여 차입자에게 지급할 대출가능 최고금액을 결정하기 때문에 주택가격과 이자율 시계열에 내재되어 있는 장기적 순환주기가 역모기지 리스크에 직접적인 영향을 미칠 수 있다. 본 연구에서는 다양한 시계열분석법을 이용하여 주택가격과 이자율 시계열에 내재해 있는 장기적 순환주기를 확인하고, 이들 순환주기 특성이 역모기지 리스크에 미칠 수 있는 영향을 분석한다. 예를 들어 주택가격 시계열의 주기는 정점(peak) 근처에 이르고, 반면에 이자율 시계열의 주기는 저점(trough) 근처에 이르렀을 때 역모기지 대출계약이 집중되고, 반대의 경우에는 역모기지 대출이 거의 이루어지지 않는다면 이때에는 역모기지 보증자의 입장에서 심각한 역선택의 문제에 직면할 수도 있게 될 것이다. 본 연구에서는 역모기지 모형에서 주택가격의 순환주기로 인해 야기될 수 있는 리스크를 최소화시킬 수 있는 방안을 강구하고자 한다. 본 연구의 구성은 다음과 같다. 서론에 이어 제Ⅱ장에서는 역모기지 기본모형을 개관하고, 제Ⅲ장에서는 본 연구에서의 분석방법과 분석에 사용할 자료에 대하여 설명한다. 제Ⅳ장에서는 본 연구의 분석

결과를 제시하고 이를 통해 주택가격의 순환주기로 인해 야기될 수 있는 역모기지
의 리스크를 완화시킬 수 있는 방안을 제시하고, 마지막 제 V 장에서는 본 연구의 결
론을 도출한다.

II. 역모기지 기본모형 개관

역모기지 계리모형은 주택가격상승률, 기대이자율, 대출종료확률 등에 대한 합리
적 가정 하에서 시행착오법을 통해 기대손해액의 현재와 기대보험료의 현재가 일치
하게 되는 경우의 금액을 적정 월지급금(연금) 수준으로 결정한다. 역모기지의 기
본 계리모형은 식 (1)과 같이 표현 된다(김갑태, 2006(b)).

$$\sum_{t=1}^{T(x)} \frac{EC_t}{(1+i)^t} \leq \left[UP_0 + \sum_{t=1}^{T(x)} \frac{EMIP_t}{(1+i)^t} \right] \quad (1)$$

- 여기서 EC_t = 시점 t 에서의 기대손해액(= $C_t \times {}_tP_x$)
 C_t = 시점 t 에서의 손해액(= $Max\{0, [(OLB_t - H_t) \cdot q_{x+t}]\}$)
 OLB_t = 시점 t 에서의 차입자 총 채무액
 H_t = 시점 t 에서의 주택가격(= $H_0 \times (1+g)^t$)
 H_0 = 현시점($t=0$)에서의 주택가격, g =주택가격 변화율
 ${}_tP_x$ = 연령 x 세 차입자가 $x+t$ 세까지 생존할 확률
 q_{x+t} = 연령 $x+t$ 세의 사망확률
 ${}_t|q_x$ = ${}_tP_x \times q_{x+t} = {}_tP_x - {}_{t+1}P_x$
 = 연령 x 세인 차입자가 $x+t$ 세까지 생존 후 1년 이내에 사망
 할 확률
 $T(x)$ = 연령 x 세 차입자의 한계연령(예: 100세)까지 남겨진 잔여
 기간

- i = 기대손해액과 기대보험료 현가 산정 시 적용할 할인율
 UP_0 = 역모기지 개시시점($t=0$)에서 지급하는 초회보험료
 $EMIP_t$ = 시점 t 에서의 기대보험료; $EMIP_t = MIP_t \cdot p_x$
 MIP_t = 시점 $t=1$ 이후의 역모기지의 월 보험료

역모기지 차입자는 역모기지 대출에 있어서 소요되는 대출관련 제비용, 이자 및 보증(보험)료에 소요되는 금액을 전액 역모기지 대출금으로 조달할 수 있다. 이 경우 차입자의 시점 t 에서의 총 채무액(OLB_t)은 대출원금(연금)과 함께 이들 비용을 모두 포함하게 된다. 보험료는 대출개시 시점($t=0$)에서 부과되는 초회보험료(UP_0)와 시점 $t=1$ 이후 대출종료 시 까지 차입자의 누적 채무액에 매월 부과되는 월 보험료로 구분된다. 정부에서 시행하고자하는 공적보증 역모기지는 주택가격의 2%를 초회보험료로 부과하고 이후 매월 대출잔액(차입자의 누적 채무액)의 연 0.5%를 월보험료로 부과하는 단일보험료 구조를 채택하고 있으며, 공적보증 역모기지의 지급방식은 대출종료(차입자의 사망) 시 까지 매월 일정금액을 연금형태로 지급하는 방법이다. 역모기지는 대출기간이 20~30년에 달하는 장기 금융상품이므로 역모기지의 모형 설정 시 가정한 평균주택가격상승률, 기대이자율, 대출종료확률 등의 수준은 장기간에 걸친 대출기간동안 모형설정 당시와는 현저히 다르게 변동할 수 있으므로 역모기지의 보증자는 역모기지의 장기적이고 안정적 운용을 위하여 역모기지 관련 변수들의 장기변동 리스크를 완화시킬 수 있는 방안을 다각도로 마련할 필요가 있다.

Ⅲ. 분석방법 및 자료

1. 분석방법

본 연구에서는 역모기지 관련 주요 경제 변수인 주택가격과 이자율 시계열의 순환주기를 예측하기 위한 방법론으로서 시간영역(time domain)에서의 시계열 분석 방법인 ARMA모형(Autoregressive and Moving Average Model), VAR모형(Vector Autoregression Model)과 빈도영역(frequency domain)에서의 분석방법인 스펙트럴분석법(spectral analysis)을 함께 사용하여 분석한다.

가. ARMA(p,q)모형

시점 t 에서 변수 Y_t 가 ARMA(1,1)과정(process)을 따르는 경우 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$Y_t = \theta + \alpha_1 Y_{t-1} + \beta_0 u_t + \beta_1 u_{t-1} \quad (2)$$

여기서 $\theta =$ 상수항

$u_t = WN(0, \sigma^2)$: 평균 0, 분산 σ^2 의 백색잡음(white noise)항

따라서 ARMA(p,q)과정은 p개의 자기회귀항(AR(p))과 q개의 이동평균항(MA(q))을 가지는 다음과 같은 식으로 표현될 수 있다.

$$Y_t = \theta + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \dots + \alpha_p Y_{t-p} + \beta_0 u_t + \beta_1 u_{t-1} + \beta_2 u_{t-2} + \dots + \beta_q u_{t-q} \quad (3)$$

나. VAR(p)모형

본 연구에서는 시계열의 예측을 위하여 2변수 VAR(p)모형을 사용하여 분석한다. 변수 X_t 와 Y_t 의 예측을 위한 2변수 VAR(p)모형은 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$X_t = \alpha_1 + \sum_{j=1}^p \beta_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^p \gamma_j X_{t-j} + u_{1,t} \quad (4)$$

$$Y_t = \alpha_2 + \sum_{j=1}^p \delta_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^p \lambda_j Y_{t-j} + u_{2,t} \quad (5)$$

여기서 $u_{1,t} \sim WN(0, \sigma_1^2)$
 $u_{2,t} \sim WN(0, \sigma_2^2)$
 $cov(u_{1,t}, u_{2,t}) = \sigma_{12}$

다. 스펙트럴분석

분석대상 시계열의 순환주기(cycle length or period)가 이미 잘 알려져 있는 경우에는 시계열의 순환성분(cyclic component)을 모형화 하기 위해서 조화분석(harmonic analysis)을 시행할 수 있으며 사인(sin)항과 코사인(cos)항을 모두 포함한 식은 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$Y_t = \mu + A \cos(\omega t) + B \sin(\omega t) + \epsilon_t \quad (6)$$

여기서 Y_t = 시점 t 에서의 변수 Y 의 관찰값
 μ = 시계열의 평균값
 $\omega = 2\pi/\tau$ = 각빈도수(angular frequency)
 τ = 순환주기(period or cycle length)
 t = 관찰치($t=0, 1, 2, \dots, N$)
 ϵ_t = 평균이 0, 분산이 σ^2 인 백색잡음

주기도모형(periodogram model)은 시계열을 $N/2$ 개($i=1, 2, 3, \dots, N/2$)의 주기성분(periodic components)의 합으로 표현한 것으로서 조화분석의 다수의 집합

으로 이루어지는 분석방법이다. 주기도분석(periodogram analysis)은 표본추출오류(sampling error)가 크다는 결함을 갖고 있기 때문에 이러한 문제점을 완화시키기 위해서 표본 스펙트럼을 평활화 하는 기법이 사용되어지는데 스펙트럴분석(spectral analysis)이 바로 평활(smoothing)기법을 사용하여 주기도분석을 수정한 분석기법이다. 주기도분석과 스펙트럴분석을 이용하면 분석대상 시계열자료에서 상대적으로 큰 분산(variance) 부분으로 설명되는 하나 또는 몇 개의 순환주기의 근사치를 식별(identify)할 수 있게 된다. 한편 두 시계열 간의 관계에 대한 정보를 얻기 위해서는 교차스펙트럴분석(cross-spectral analysis)을 시행할 수 있다 (Warner, 1998). 교차스펙트럴분석을 통하여 우리는 각각의 $N/2$ 개의 빈도대(frequency bands)에서 분석대상 시계열 간의 관련성에 관한 정보를 얻을 수 있다. 특정 빈도대에 있어서의 양 시계열 간의 관련성의 정도는 제곱일관도(the squared coherence: $s_{x,y}(w)^2$)의 통계량 값으로 확인할 수 있으며, 양 시계열간의 위상 또는 시차관계(the phase relationship or time lag)는 위상(phase: $\Phi_{x,y}(w)$)의 통계량 값으로 확인할 수 있다. 시계열 X 와 Y 의 개별적 평활 스펙트럼과 양 시계열의 평활화된 교차스펙트럼을 이용하면 각각의 빈도 w 에서의 양 시계열 간의 일관도(squared coherence: $s_{x,y}(w)^2$) 값을 다음과 같이 추정할 수 있게 된다.

$$S_{x,y}(w)^2 = \frac{g_{x,y}(w)^2}{g_{x,x}(w) g_{y,y}(w)} \quad (7)$$

여기서 $g_{x,y}(w)$ = 평활화된 교차스펙트럼

$g_{x,x}(w)$ = 시계열 X 의 평활스펙트럼

$g_{y,y}(w)$ = 시계열 Y 의 평활스펙트럼

교차스펙트럼의 위상(phase: $\Phi_{x,y}(w)$) 값은 다음과 같이 교차스펙트럼의 허수

1) 교차스펙트럼의 허수(Im) 부분은 quadrature spectrum, 실수(Re) 부분은 cospectrum 이라 한다.

(*Im*)와 실수(*Re*)부분¹⁾을 사용하여 계산되어 진다.

$$\Phi_{x,y}(w) = \arctan \left[\frac{Im g_{x,y}(w)}{Re g_{x,y}(w)} \right] \quad (8)$$

스펙트럴분석(spectral analysis)에 의해 분석대상의 양 시계열에서 찾아낸 공통된 주기에 대하여 각각의 시계열에 대한 조화분석을 시행한 후의 적합된 주기(fitted cycle)의 그림을 동일 평면 위에서 확인하면 양 시계열 간의 밀접한 선, 후행 관계를 시각적으로 명확히 파악할 수 있게 된다.

2. 자료

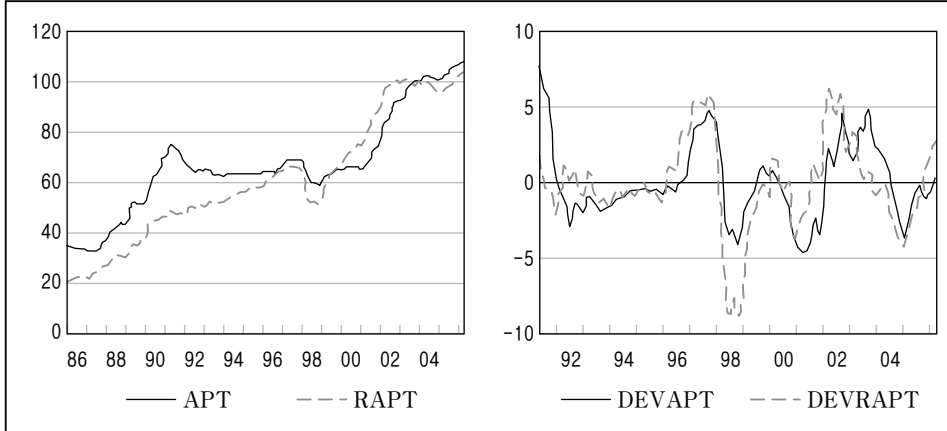
가. 주택 매매가격 및 주택전세가격

본 연구에서는 VAR모형 추정과 스펙트럴 분석 시 주택가격과 전세가격 자료를 이용하여 분석한다. 우리는 주택가격의 대용변수로서 전국 평균 아파트 매매가격 지수(APT)를 사용하고 전세가격의 대용변수로서 전국 평균 아파트 전세가격 지수(RAPT)를 사용하여 분석한다. 각각의 자료는 월별자료이며 국민은행에서 제공하는 DB에서 구하였다.

본 연구의 목적은 시계열에 내재해 있는 장기적 순환주기를 확인하고자 하는 데 있다. 따라서 각각의 시계열에 내재해 있는 장기적 정보(순환주기)를 훼손하지 않으면서도 안정적인 시계열을 얻기 위한 목적으로 HP필터(Hodrick-Prescott filter)²⁾를 이용하여 원시계열의 추세를 제거하였다. 1991.05~2006.04(15년간)의 원시계열과 추세제거된 주택가격과 전세가격의 추이는 각각 <그림 1>과 같다(오른쪽 그림의 DEVAPT는 추세 제거된 주택매매가격, DEVRAPT는 추세 제거된 주택전세가격 시계열을 각각 나타냄).

2) 구체적 내용은 김명직·장국현(2003) 참조.

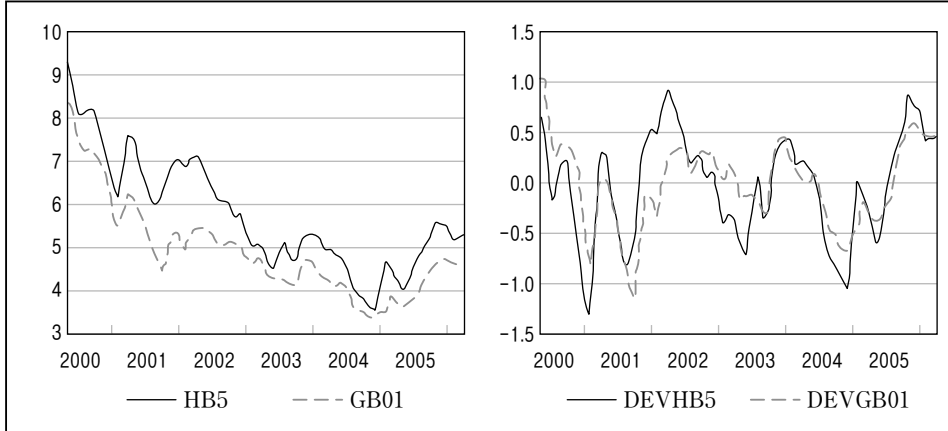
〈그림 1〉 아파트 매매가격과 아파트 전세가격 및 추세 제거된 시계열 추이



나. 이자율 자료

본 연구에서는 5년만기 국민주택채권수익률(HB5)과 1년만기 국고채수익률(GB01)의 월별 시계열자료를 사용하여 분석한다. 이자율의 경우에 있어서도 시계열에 내재해 있는 장기적 정보의 손실을 방지하기 위해 HP필터를 사용하여 추세를 제거하였으며, 실제 분석에서는 이들 추세 제거된 시계열을 사용하였다. 2000.05~2006.04(6년간)의 이자율 원시계열과 추세 제거된 시계열의 추이는 〈그림 2〉와 같다(오른쪽 그림의 DEVHB5는 추세 제거된 HB5, DEVGB01은 추세 제거된 GB01 시계열을 각각 나타냄).

〈그림 2〉 원시계열과 추세 제거된 이자율 시계열: 2000.05~2006.04



Ⅳ. 분석결과

1. 주택가격의 순환주기 예측

가. 단위근 검정 결과

본 연구에서는 주택가격의 본격적인 예측모형의 추정에 앞서 우선적으로 추세 제거된 주택가격과 전세가격의 안정성 여부를 확인하기 위해 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정법과 PP(Phillips-Perron) 검정법에 의한 단위근검정을 시행하였으며 그 결과는 〈표 1〉과 같았다.

〈표 1〉 단위근검정 결과: 1991.05~2006.04(15년간)

구 분	DEVAPT	DEVRAPT
ADF 통계량	-5.7634	-5.4603
PP 통계량	-3.7387	-2.7374
임계치	1%: -3.4668, 5%: -2.8774, 10%: -2.5753	

주: 1) 절편만을 포함한 검정식에 대한 추정 결과임.

2) 귀무가설: 해당시계열에 단위근이 존재한다(검정통계량 값이 정해진 유의수준에서 임계치보다 작으면 귀무가설을 기각하게 된다).

〈표 1〉의 결과에 의하면 추세 제거된 주택가격 시계열(DEVAPT)은 ADF와 PP 통계량 모두 1%의 유의수준에서 귀무가설을 기각하여 안정적 시계열임을 확인시켜주고 있다. 한편 추세 제거된 전세가격 시계열(DEVRAPT)은 ADF통계량에 있어서는 1%의 유의수준에서, PP통계량은 10%의 유의수준에서 각각 귀무가설을 기각하고 있음을 확인할 수 있다.

본 연구에서는 추가적으로 KPSS(Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin)검정법에 의한 분석도 병행하였으며 그 결과는 〈표 2〉와 같았다.

〈표 2〉 KPSS검정통계량

구 분	DEVAPT	DEVRAPT
KPSS 통계량	0.0530	0.0481
임계치	1%: 0.7390, 5%: 0.4630, 10%: 0.3470	

주: 1) 절편만을 포함한 검정식에 대한 추정 결과임.

2) 귀무가설: 해당시계열에 단위근이 존재하지 않는다(검정통계량 값이 정해진 유의수준에서 임계치보다 크면 귀무가설을 기각하게 된다).

〈표 2〉의 KPSS검정통계량에 의하면 DEVAPT와 DEVRAPT 시계열 모두 10% 유의수준에서 해당시계열에 단위근이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하지 못함을 확인할 수 있다. 따라서 ADF검정, PP검정 및 KPSS검정방법에 의한 분석결

과를 종합하면 본 연구에서 분석대상으로 하는 DEVAPT와 DEVRAPT시계열은 모두 안정적 시계열이라는 결론을 도출할 수 있다.

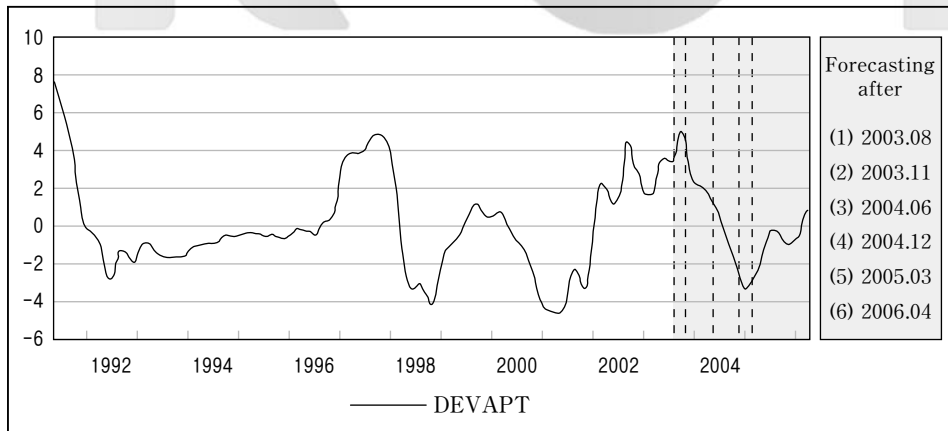
나. ARMA모형 추정결과

본 연구에서는 순환주기의 예측을 위한 목적으로 ARMA(p,q)모형을 추정하였다. 분석대상기간과 예측에 사용한 기간은 각각 <표 3>과 같다.

<표 3> 모형추정기간과 예측기간의 구분

CASE	모형추정기간	예측기간
(1) 정점 직전시기 이후 예측	1991.05~2003.08	2003.09~2005.08(2년)
(2) 정점 직후시기 이후 예측	1991.05~2003.11	2003.12~2005.11(2년)
(3) 정점과 저점 중간시기 이후 예측	1991.05~2004.06	2004.07~2006.04(1년 10월)
(4) 저점 직전시기 이후 예측	1991.05~2004.12	2005.01~2006.04(1년 04월)
(5) 저점 직후시기 이후 예측	1991.05~2005.03	2005.04~2006.04(1년 01월)
(6) 2006.04 현시점 이후 예측	1991.05~2006.04	2006.05~2008.04(2년)

<그림 3> 추정모형별 각각의 예측 시점 구분



추세 제거된 주택가격 시계열(DEVAPT)은 각각의 CASE별로 ARMA(3,0)모형에 가장 잘 적합 되었으며, AR(p)의 차수는 AIC 또는 SC값을 가장 작게 해주는 경우에 있어서의 차수를 선택한 것이다. 각각의 CASE별 구체적 추정결과는 <표 4>와 같았다.

<표 4> ARMA(3,0)모형 추정결과(종속변수: $DEVAPT_t$)

구 분	CASE(1)	CASE(2)	CASE(3)	CASE(4)	CASE(5)	CASE(6)
C	-0.3617 (-0.5374)	-0.3163 (-0.4503)	-0.3175 (-0.4604)	-0.5328 (-0.7632)	-0.5628 (-0.8126)	-0.364441 (-0.5989)
$DEVAPT_{t-1}$	1.7726 (23.0935)	1.7720 (22.928)	1.7732 (24.0327)	1.7845 (24.534)	1.7809 (24.712)	1.785778 (25.622)
$DEVAPT_{t-2}$	-1.1023 (-8.1436)	-1.1155 (-8.1165)	-1.1251 (-8.6832)	-1.1302 (-8.8116)	-1.1223 (-8.8302)	-1.126946 (-9.1707)
$DEVAPT_{t-3}$	0.2744 (3.6602)	0.2893 (3.7816)	0.2986 (4.1492)	0.2933 (4.1194)	0.2893 (4.0971)	0.286821 (4.2132)
$Ad R^2$	0.9704	0.9696	0.9702	0.9701	0.9706	0.9701
D-W	1.7665	1.7369	1.7671	1.7595	1.7666	1.7712
AIC	1.2524	1.3141	1.2742	1.2565	1.2496	1.2030
SC	1.3334	1.3940	1.3518	1.3321	1.3243	1.2740

- 주: 1) t-Statistics in ()
 2) $Ad R^2$: Adjusted R-squared
 3) D-W: Durbin-Watson statistics
 4) AIC: Akaike Info Criterion
 5) SC: Schwarz Criterion

〈표 5〉 VAR(3)모형 추정결과

구 분	CASE(1)		CASE(2)		CASE(3)		CASE(4)		CASE(5)		CASE(6)	
	<i>DEVAPT_{t-1}</i>	<i>DEVRAPT_t</i>	<i>DEVAPT_t</i>	<i>DEVRAPT_t</i>	<i>DEVAPT_t</i>	<i>DEVRAPT_t</i>	<i>DEVAPT_t</i>	<i>DEVRAPT_t</i>	<i>DEVAPT_t</i>	<i>DEVRAPT_t</i>	<i>DEVAPT_t</i>	<i>DEVRAPT_t</i>
<i>DEVAPT_{t-1}</i>	1.7286 (16.0714)	0.1966 (1.6075)	1.6000 (15.585)	0.0976 (0.8362)	1.7036 (16.515)	0.1588 (1.3784)	1.7109 (16.814)	0.1678 (1.4793)	1.7077 (16.872)	0.1634 (1.4476)	1.7203 (17.852)	0.1396 (1.29874)
<i>DEVAPT_{t-2}</i>	-0.9269 (-4.9318)	-0.2837 (-1.3279)	-0.8035 (-4.4504)	-0.2262 (-1.1028)	-0.9148 (-5.0954)	-0.2448 (-1.2273)	-0.9164 (-5.1689)	-0.2503 (-1.2665)	-0.9110 (-5.1661)	-0.2421 (-1.2301)	-0.9377 (-5.5698)	-0.2020 (-1.0771)
<i>DEVAPT_{t-3}</i>	0.1382 (1.2983)	0.0548 (0.4532)	0.1097 (1.0625)	0.0739 (0.6287)	0.1515 (1.4909)	0.0540 (0.4785)	0.1451 (1.4467)	0.0489 (0.4371)	0.1428 (1.4297)	0.0449 (0.4038)	0.1536 (1.6166)	0.0260 (0.2460)
<i>DEVRAPT_{t-1}</i>	0.1080 (1.2971)	1.8693 (19.733)	0.1779 (2.1533)	1.9673 (20.923)	0.1373 (1.6687)	1.8883 (20.6590)	0.1386 (1.7104)	1.8854 (20.862)	0.1372 (1.6999)	1.8837 (20.9150)	0.1282 (1.6688)	1.8999 (22.190)
<i>DEVRAPT_{t-2}</i>	-0.2696 (-1.8694)	-1.3783 (-8.4060)	-0.3710 (-2.5821)	-1.4950 (-9.1417)	-0.3141 (-2.2052)	-1.4064 (-8.8883)	-0.3161 (-2.2560)	-1.4009 (-8.9659)	-0.3141 (-2.2501)	-1.3982 (-8.9774)	-0.2903 (-2.1711)	-1.4181 (-9.5199)
<i>DEVRAPT_{t-3}</i>	0.1897 (2.3370)	0.4914 (5.3240)	0.2427 (3.0091)	0.5279 (5.7517)	0.2072 (2.5885)	0.5018 (5.6421)	0.2101 (2.6669)	0.5015 (5.7083)	0.2095 (2.6681)	0.5007 (5.7169)	0.1949 (2.5901)	0.5053 (6.0291)
C	0.0024 (0.0643)	0.0170 (0.3970)	-0.0213 (-0.5900)	-0.0056 (-0.1364)	0.0047 (0.1284)	0.0174 (0.4244)	-0.0046 (-0.1279)	0.0081 (0.2023)	-0.0047 (-0.1346)	0.0071 (0.1795)	0.0058 (0.1760)	0.0219 (0.5916)
<i>Ad R²</i>	0.9719	0.9725	0.9718	0.9747	0.9716	0.9718	0.9717	0.9721	0.9722	0.9726	0.9718	0.9726
AIC	2.5073		2.3545		2.4834		2.4299		2.4049		2.3275	
SC	2.7858		2.6342		2.7502		2.6902		2.6621		2.5721	

주: 1) t-Statistics in ()
 2) *Ad R²*: Adjusted R-squared
 3) AIC: Akaike Info Criterion
 4) SC: Schwarz Criterion

다. VAR(p)모형 추정결과

본 연구에서는 순환주기의 예측을 위한 목적으로 ARMA(p,q)모형 이외에 VAR(p)모형에 의한 예측도 병행하였다. VAR모형 추정에 사용한 CASE별 분석대상 기간과 예측에 사용한 기간은 ARMA모형에 의한 분석에서와 동일하다. 본 연구에서는 후술하는 스펙트럴 분석에서 주택가격과 전세가격 간에는 공통의 장기적 순환주기가 존재함을 확인하였으며, 전세가격의 사이클이 주택가격의 사이클에 선행하면서 움직인다는 양자 간의 밀접한 관련성을 발견하였다. VAR모형의 추정에서는 이러한 점에 주목하여 주택가격과 전세가격의 2변수 VAR(p)모형을 추정하여 주택가격의 순환주기를 예측하였다³⁾. 각각의 CASE별 VAR(p)모형의 추정 결과는 <표 5>와 같다. VAR(p)모형의 차수 p는 SC(Schwarz Criteria) 값을 기준으로 선택한 것이며 모든 경우에 있어서 p=3인 경우 SC값이 가장 작은 값을 보여주었다.

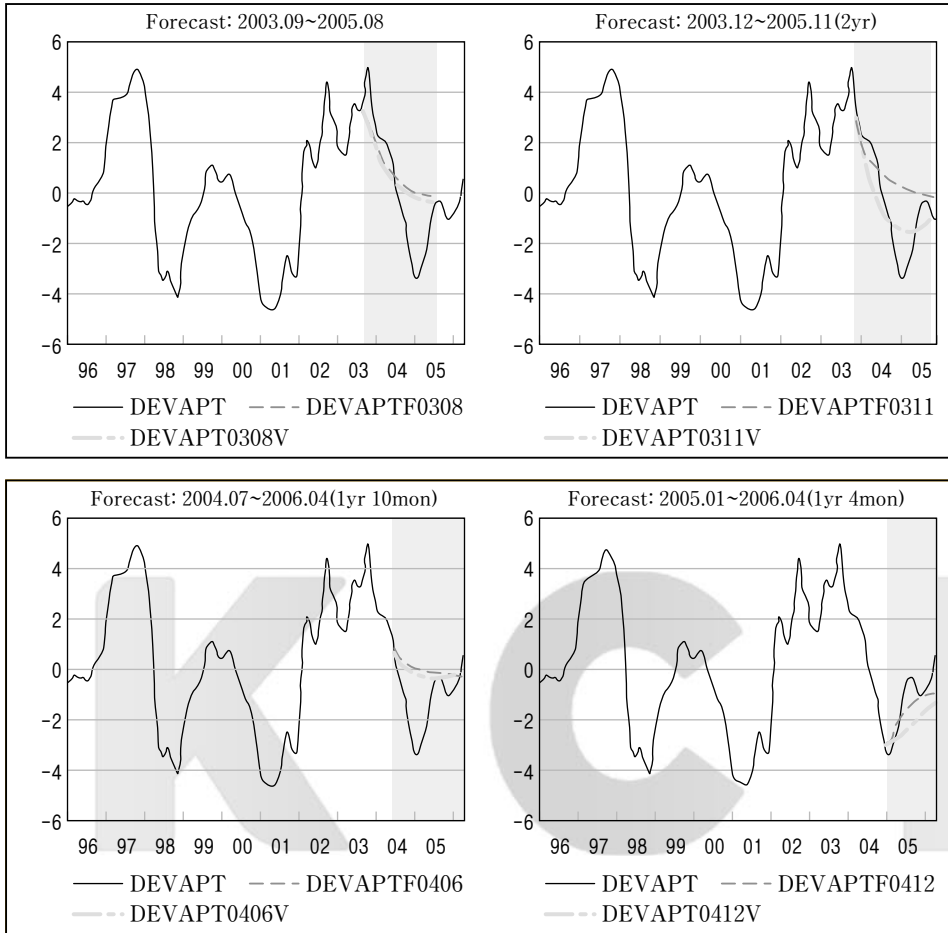
VAR모형의 추정 결과에 의하면 DEVAPT의 시차변수들이 DEVRAPT에 대한 유의한 설명력을 가지는 결과를 보여주지는 못하지만, 반면에 DEVRAPT의 시차변수들은 DEVAPT에 대하여 유의한 설명력을 가지는 결과를 보여주고 있음을 알 수 있다. 이는 장기적 순환주기 하에서 주택전세가격(DEVRAPT)의 움직임이 주택매매가격(DEVAPT)의 움직임에 선행하는 움직임을 가지고 있을 것임을 시사해주는 것으로 볼 수 있다. 본 연구에서 설정한 VAR모형의 추정기간(CASE(1)~CASE(6))별 분석결과는 모든 CASE에 있어서 유사한 결과를 보여주고 있음을 확인할 수 있다.

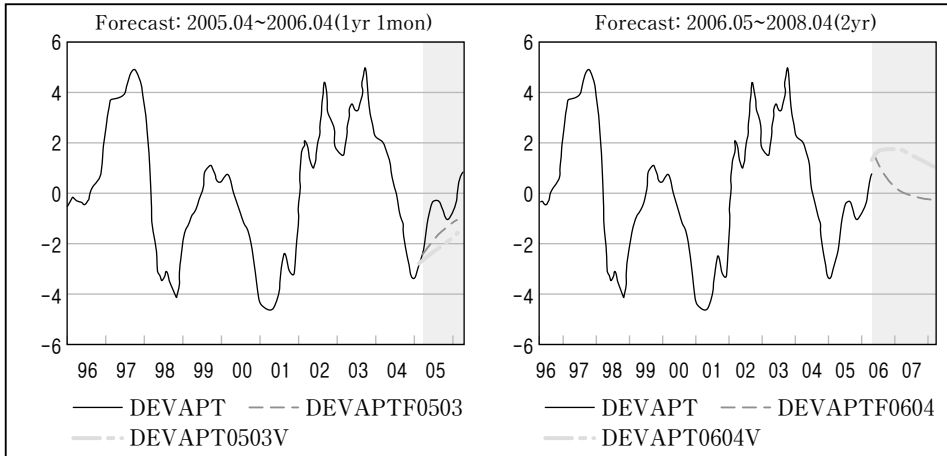
라. ARMA모형과 VAR모형의 예측결과

이제 CASE별로 추정된 ARMA모형과 VAR모형을 이용하여 분석대상 기간 이후의 주택가격의 순환주기를 예측하였으며, <그림 4>는 각각의 예측 결과를 실제 값과 함께 하나의 평면에 나타낸 것이다.

3) 주택매매가격과 전세가격 간에 존재하는 선, 후행의 밀접한 관련성에 관한 최근의 국내 연구로는 임정호(2006)를 참조할 수 있다. 그러나 임정호(2006)의 연구에서는 본 연구에서의 분석결과와는 달리 주택가격이 전세가격에 선행한다는 분석결과를 도출하고 있다.

〈그림 4〉 ARMA모형과 VAR모형의 예측결과와 실제치의 비교





그림에서 DEVAPTF0308은 ARMA모형을 사용하여 2003.08 이후의 시계열을 예측한 결과를 의미하고, DEVAPT0308V는 VAR모형을 사용하여 2003.08 이후의 시계열을 예측한 결과를 의미한다. 같은 방법으로 DEVAPTF0604는 ARMA모형을 사용하여 2006.04 이후의 시계열을 예측한 결과를 의미하고, DEVAPT0604V는 VAR모형을 사용하여 2006.04 이후의 시계열을 예측한 결과를 의미한다.

각각의 CASE별로 향후 약 2년간의 예측결과와 실제의 시계열을 하나의 그림으로 비교해보면 ARMA모형과 VAR모형의 예측결과들은 실제 시계열의 장기적 순환주기를 어느 정도는 유사한 형태로 예측해주고 있음을 확인할 수 있다. 그러나 ARMA모형과 VAR모형의 예측치는 일정시점 이후에는 평균값으로 빠르게 회귀하는 성질을 가지는 것으로 알려져 있는데⁴⁾ 본 연구에서의 예측결과도 이러한 특성을 잘 나타내고 있는 것으로 볼 수 있다.

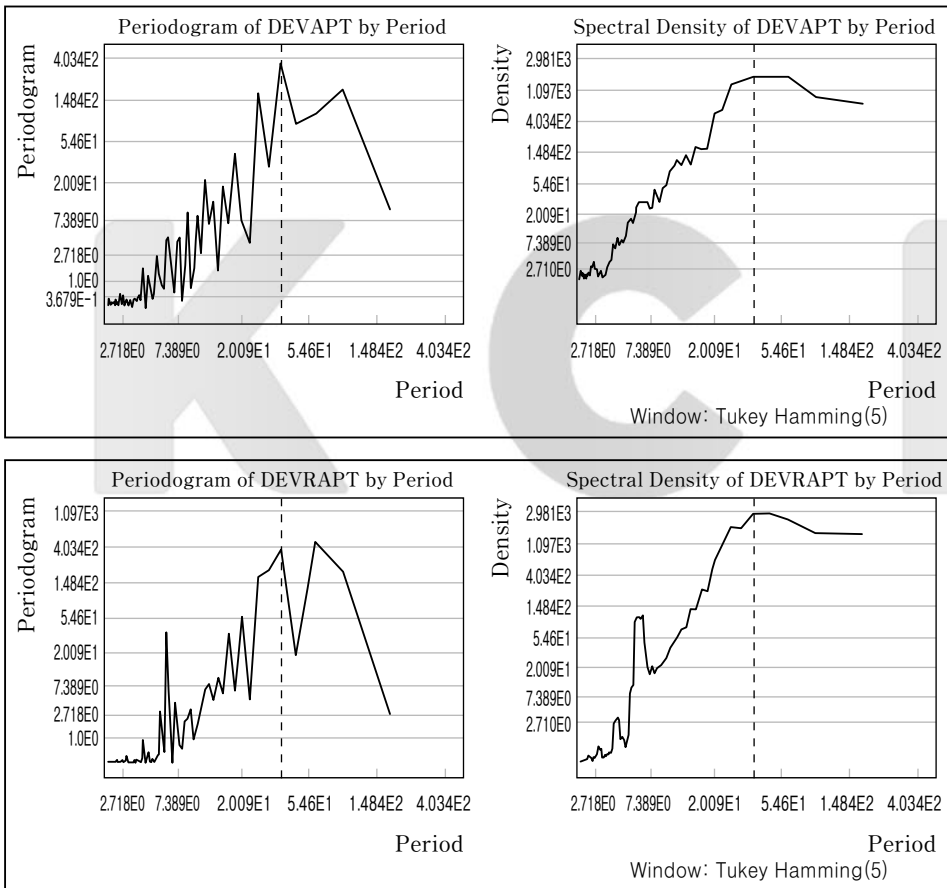
본 연구에서는 ARMA모형과 VAR모형과 같은 시간영역(time domain)에서의 분석방법이 안고 있는 이러한 문제점을 보완할 목적으로 빈도영역(frequency domain)에서의 분석법인 스펙트럴 분석법을 이용한 순환주기의 예측을 추가적으로 시도하였다.

4) Diebold(2001) 참조.

마. 스펙트럴분석 결과

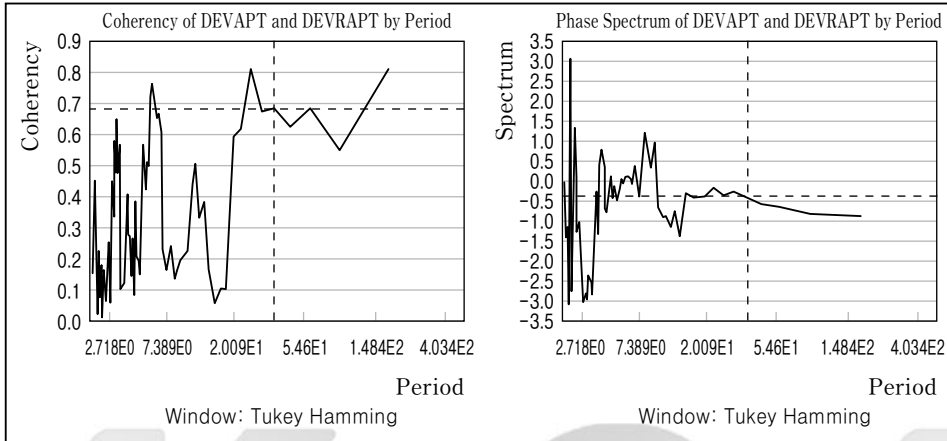
1991.05~2006.04(15년간)의 자료를 사용하여 분석한 주기도(periodogram)와 평활스펙트럼(spectral density)은 각각 <그림 5>와 같이 확인되었다. 주택가격(DEVAPT)과 전세가격(DEVRAPT) 시계열은 모두 3년(36월)의 순환주기에서 가장 높은 봉우리를 보여주고 있으므로 이들 시계열은 공통되는 3년의 순환주기를 가지는 시계열들이라 할 수 있다.

<그림 5> 주기도(periodogram)와 평활스펙트럼(spectral density)



교차스펙트럴 분석을 통해 공통의 순환주기인 3년의 주기 하에서 주택가격과 전세가격 간의 관련성을 분석한 결과는 <그림 6>과 같다.

<그림 6> 일관도(coherency) 및 위상(phase) 스펙트럼



<그림 6>에서 우리는 양 시계열 간의 매우 높은 수준의 일관도 값(약 0.69)을 확인할 수 있으며 -0.4 정도의 위상스펙트럼 값을 확인할 수 있다. 이러한 결과는 우리나라의 주택전세가격(DEVRAPT) 시계열의 움직임이 주택매매가격(DEVAPT) 시계열의 움직임에 약 2개월($=(-0.4/\pi) \times 18$) 정도 선행하는 움직임을 가지고 있음을 말해주는 것이다. 스펙트럴 분석에서 찾아낸 3년의 순환주기를 이용하여 추정된 조화분석결과는 <표 6>과 같았다.

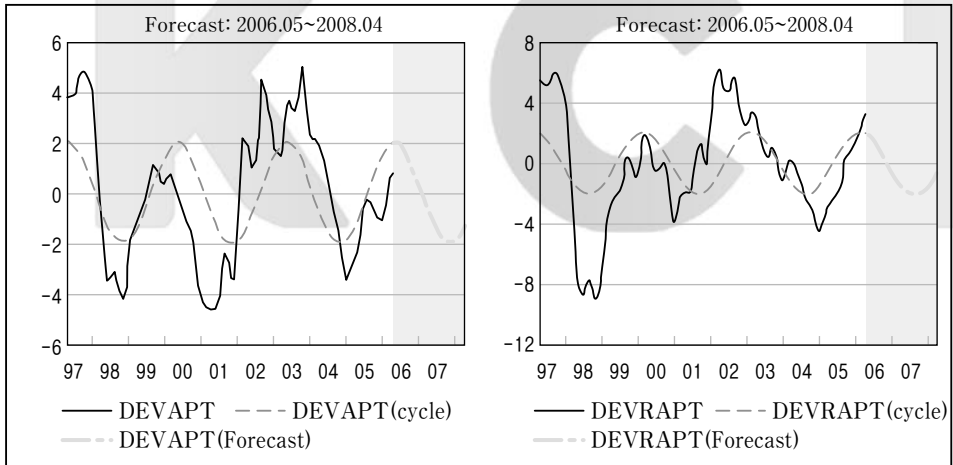
〈표 6〉 조화분석결과: 1991.05, 2006.04

구 분	DEVAPT		DEVRAPT	
	Coefficient	t-Statistic	Coefficient	t-Statistic
CS3	0.4112	(1.8525)	-0.4643	(-1.6384)
SN3	-1.9449	(-8.7609)	-1.9982	(-7.0508)
	<i>Ad R</i> ² : 0.3066, AIC: 4.3385, SC: 4.3740		<i>Ad R</i> ² : 0.2229, AIC: 4.8270, SC: 4.8624	

주: $CS3 = \cos(2\pi t/36)$, $SN3 = \sin(2\pi t/36)$

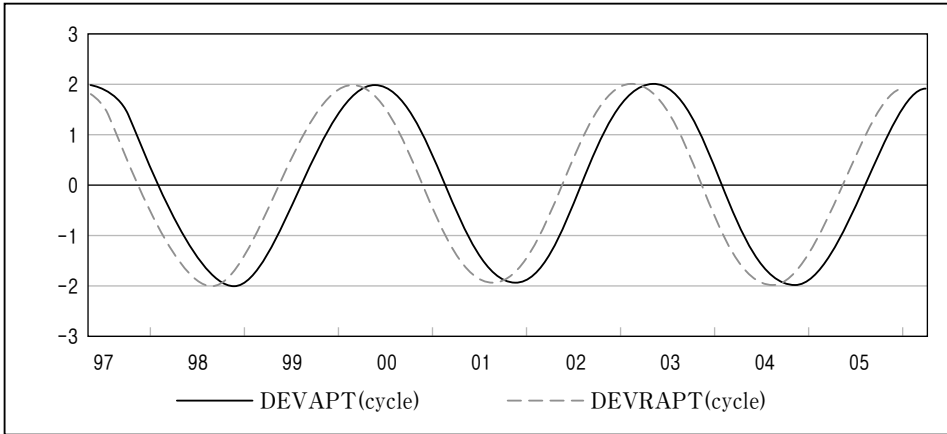
조화분석에 의해 추정된 주택가격의 순환주기 및 예측치를 원시계열과 함께 나타내면 〈그림 7〉과 같다.

〈그림 7〉 원시계열과 추정된 순환주기 및 예측치



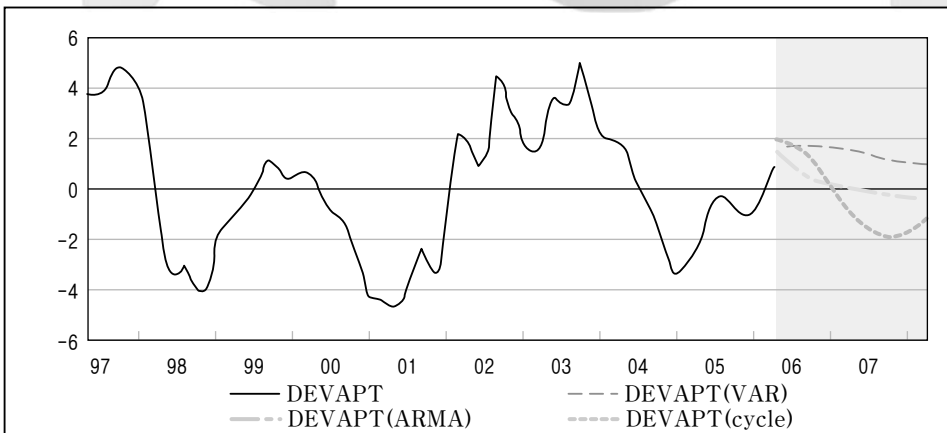
〈그림 8〉은 추세 제거된 주택가격(DEVAPT)과 전세가격(DEVRAPT)의 추정된 순환주기를 하나의 평면 위에 나타낸 것이다.

〈그림 8〉 DEVAPT와 DEVRAPT의 추정된 순환주기



조화분석에 의해 추정된 3년의 순환주기는 앞의 교차 스펙트럴 분석에서 이미 확인한 바와 같이 전세가격 시계열의 움직임이 주택매매가격의 움직임에 약간 선행한 움직임을 보여주고 있음을 시각적으로 명백히 확인할 수 있다. 〈그림 9〉는 앞의 ARMA모형, VAR모형에 의한 예측 값과 스펙트럴 분석에 의한 예측 값을 하나의 평면위에 나타낸 것이다.

〈그림 9〉 예측치의 비교(예측: 2006.05~2008.04)



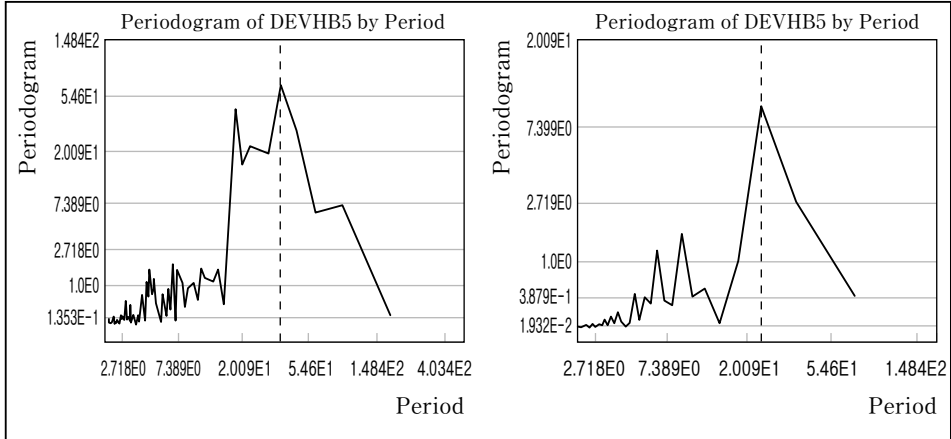
예측 결과를 종합하면, 현시점(2006.04)은 주택가격의 순환주기가 정점 근처에 와있는 시점으로 보이며 향후 저점(2007년 하반기)을 향하여 하강하는 형태의 주기를 가질 것으로 예상해 볼 수 있다.

2. 이자율 순환주기의 예측

역모기지 보증자의 입장에서 역모기지의 대출개시 시기는 주택가격과 이자율 시계열에 내재되어 있는 장기적 순환성분을 고려할 때 주택가격 시계열의 주기는 저점(trough) 근처에 이르고, 반면에 이자율 시계열의 주기는 정점(peak) 근처에 이르렀을 때 이루어지는 것이 리스크관리 측면에서는 가장 바람직하다 할 것이다. 역으로 이자율 시계열의 주기는 저점(trough) 근처에 이르고, 동시에 주택가격 시계열의 주기는 정점(peak) 근처에 이르렀을 때 대출이 집중적으로 이루어진다면 이때는 역모기지 보증자의 입장에서 역선택 문제에 직면하게 된다.

Cho and Ma(2006)는 1991.01~2002.12(12년간)의 자료를 사용하여 공적분과 스펙트럴 분석법을 이용한 동태분석을 시행한 결과 한국의 주택가격과 이자율 시계열 간에는 음(-)의 장기적 선, 후행 관계가 있음을 확인하였다. 즉, 장기적인 공통의 순환주기(3년)하에서 이자율이 상승하면 주택가격이 따라서 하락하고 이자율이 하락하면 주택가격이 따라서 상승하는 관계를 확인한 바 있다. 그러나 주택가격의 순환주기에서와는 달리 이자율 시계열의 순환주기는 최근 더 짧은 주기의 형태로 변화되어가고 있으므로 우리는 이러한 사실에 주목할 필요가 있다. 5년만기 국민주택채권수익률 자료를 이용하여 주기도분석을 시행해본 결과 <그림 10>에서와 같이 1991.05~2006.04(15년)의 자료를 이용하여 분석한 경우(좌측 그림)에는 3년의 주기에서 가장 높은 봉우리를 보여주었으나 최근의 2000.05~2006.04(6년간) 자료를 사용하여 분석한 경우(우측 그림)에는 2년(24월)의 주기에서 가장 높은 봉우리를 보여주었다. 따라서 최근 이자율 시계열의 주기는 기존의 3년의 주기에서 2년의 순환주기를 가지는 형태로 변화되었음을 알 수 있다.

〈그림 10〉 이자율의 주기도분석 결과



이와 같이 최근 이자율 시계열의 주기 형태가 변함으로 인해 주택가격과 이자율 시계열 간의 음(-)의 균형적 움직임은 Cho and Ma(2006)의 연구에서 확인한 바와는 다른 형태로 변화되었을 수도 있을 것이므로 우리는 최근의 자료를 사용하여 양자 간의 관계를 재 확인해 볼 필요가 있다. 2년의 순환성분으로 추정한 이자율 시계열의 조화분석 결과는 〈표 7〉과 같았다.

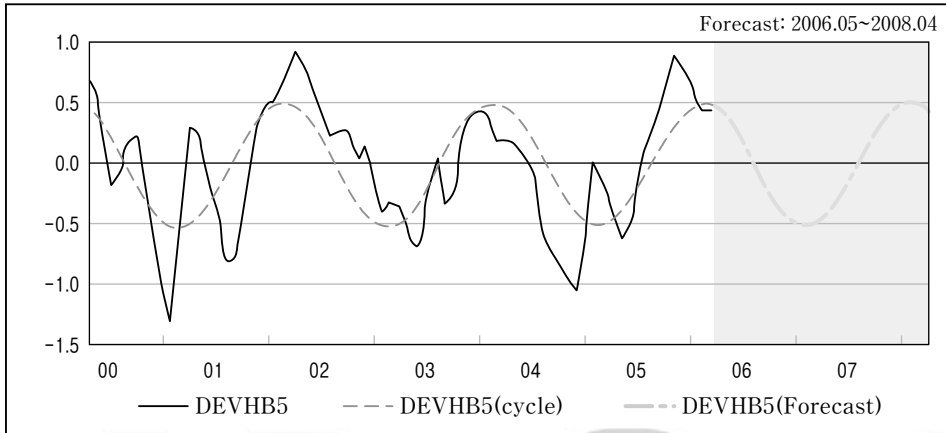
〈표 7〉 조화분석 결과: 2000.05~2006.04(종속변수: DEVHB5)

구분	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.021494	0.046012	(-0.4671)	0.6419
CS2	0.462889	0.065071	(7.1136)	0.0000
SN2	0.215741	0.065071	(3.3154)	0.0015
<i>Ad R</i> ² : 0.4563, AIC: 0.9976, SC: 1.0924				

주: $CS2 = \cos(2\pi t/24)$, $SN2 = \sin(2\pi t/24)$

〈그림 11〉은 조화분석을 통해 추정한 이자율 시계열의 순환주기와 예측치를 원시계열(DEVHB5)과 함께 나타낸 것이다.

〈그림 11〉 이자율 시계열의 순환주기와 예측치



마지막으로 이자율 시계열의 순환주기 예측에 있어서 ARMA(p,q)모형과 VAR(p)모형에 의한 예측치도 유사한 결과를 보여주는지 추가적으로 분석하였다. VAR모형의 추정에는 HP필터로 추세 제거한 5년만기 국민주택채권수익률(DEVHB5)과 1년만기 국고채수익률(DEVGB01)자료를 사용하여 분석하였다. 예측모형의 추정 이전에 사전적으로 추세 제거된 5년만기 국민주택채권수익률(DEVHB5)과 1년만기 국고채수익률(DEVGB01) 시계열의 안정성 여부를 구체적으로 확인하기 위해 단위근 검정을 시행하였으며 그 결과는 〈표 8〉과 같았다.

〈표 8〉 단위근 검정 결과: 2000.05~2006.04

구 분	ADF검정 통계량	PP검정 통계량	KPSS검정 통계량
DEVHB5	-4.1466	-2.8012	0.0713
DEVGB01	-4.0895	-3.0635	0.0762
임계치	1%: -3.5242, 5%: -2.9023, 10%: 2.5885		1%: 0.7390, 5%: 0.4630, 10%: 0.3470

주: 1) 절편만을 포함한 검정식에 대한 추정 결과임.

2) 귀무가설: (1) ADF검증, PP검증: 해당 시계열에 단위근이 존재한다.

(2) KPSS검증: 해당 시계열에 단위근이 존재하지 않는다.

〈표 8〉에 의하면 ADF검정 통계량은 모두 1% 유의수준에서 해당시계열에 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하여 이자율 시계열들이 안정적 시계열임을 확인시켜 주었다(PP검정 통계량의 경우에는 DEVHB5시계열은 10% 유의수준, DEVGB01시계열은 5% 유의수준에서 안정적 시계열로 확인 됨). KPSS검정통계량은 해당시계열에 단위근이 존재하지 않는다는 귀무가설을 10% 유의수준에서 기각하지 못하므로 역시 추세 제거된 이자율 시계열들이 모두 안정적 시계열임을 확인시켜 주었다. 따라서 단위근검정 결과를 종합하면 분석대상 이자율 시계열들이 안정적 시계열이라는 결론을 도출할 수 있다.

추세 제거된 DEVHB5시계열은 주택가격의 시계열에서와 마찬가지로 ARMA(3,0)모형에 가장 잘 적합 되었으며 그 결과는 〈표 9〉와 같았다.

〈표 9〉 ARMA(3,0)모형 추정결과: 2000.05~2006.04(종속변수: $DEVHB5_t$)

구 분	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.0139	0.1575	(-0.0886)	0.9296
$DEVHB5_{t-1}$	1.3734	0.1177	(11.661)	0.0000
$DEVHB5_{t-2}$	-0.7895	0.1766	(-4.4688)	0.0000
$DEVHB5_{t-3}$	0.2294	0.1153	(1.9881)	0.0508

$Ad R^2$: 0.7783, D-W: 1.8684, AIC: 0.1136, SC: 0.2401

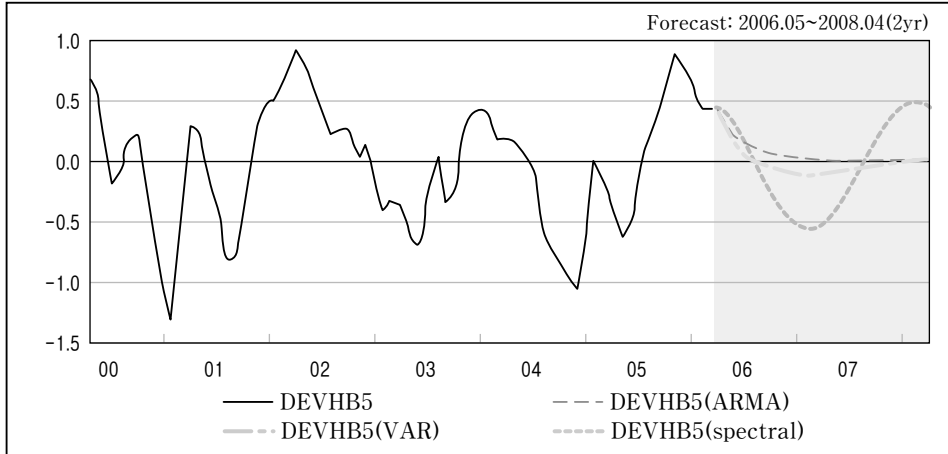
본 연구에서는 VAR(p)모형에 의한 분석도 병행하였으며 5년만기 국민주택채권 수익률(HB5)과 1년만기 국고채수익률(GB01)의 월별 시계열자료를 사용하여 2변수 VAR(p)모형을 추정하였으며 그 결과는 <표 10>과 같았다. VAR(p)모형의 차수 p는 SC(Schwarz Criteria) 값을 기준으로 선택한 것이며 이자율의 경우에 있어서도 p=3인 경우 SC값이 가장 작은 값을 보여주었다.

<표 10> VAR(3)모형 추정결과: 2000.05~2006.04

구 분	<i>DEVHB</i> ₅		<i>DEVGB</i> ₀₁	
	추정계수	t통계량	추정계수	t통계량
<i>DEVHB</i> _{5,t-1}	1.344181	(8.59266)	0.413426	(3.86174)
<i>DEVHB</i> _{5,t-2}	-0.552224	(-2.53364)	-0.129878	(-0.87072)
<i>DEVHB</i> _{5,t-3}	0.199369	(1.26118)	-0.095562	(-0.88332)
<i>DEVGB</i> _{01,t-1}	0.003175	(0.01434)	0.865230	(5.71170)
<i>DEVGB</i> _{01,t-2}	-0.512591	(-1.80239)	-0.565549	(-2.90580)
<i>DEVGB</i> _{01,t-3}	0.299511	(1.47979)	0.465760	(3.36253)
C	-0.000276	(-0.00963)	-0.002422	(-0.12347)
<i>Ad R</i> ²	0.800129		0.832956	
AIC: -0.951028, SC: -0.497731				

<그림 12>는 추정된 ARMA모형과 VAR모형을 사용하여 2006.05~2008.04(2년간)의 시계열을 예측한 후 예측치를 앞에서 분석한 스펙트럴 분석의 예측치와 함께 하나의 평면에 나타낸 것이다.

〈그림 12〉 이자율 시계열의 예측: 2006.05~2008.04(2년간)



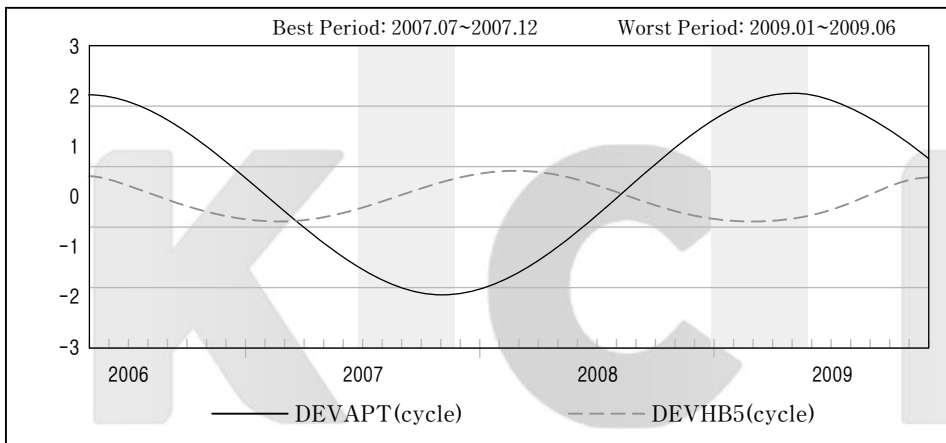
이상의 예측 결과에 의하면 이자율 시계열은 2007년도 하반기(2007.07~2007.12) 경에 정점(peak) 근처에 머무를 것으로 예상된다.

3. 역모기지의 역선택 문제

〈그림 13〉은 스펙트럴 분석에 의한 주택가격의 순환주기와 이자율 순환주기의 예측치를 하나의 평면에 나타낸 것이다. 물론 실제의 값은 예측된 사이클에서 다소간 벗어난 움직임을 가질 것이지만 〈그림 13〉에 의하면 2007년도 하반기(2007.06~2007.12)는 주택가격의 사이클이 저점(trough) 근처에 도달하고, 반면에 이자율 사이클은 정점(peak) 근처에 도달하는 기간으로 예측되어 리스크관리 관점에서 볼 때 역모기지의 대출개시 시기로서 적절한 시기가 될 수 있음을 말해준다. 그러나 2009년도 전반기(2009.01~2009.06)는 이자율의 사이클이 저점(trough) 근처에 도달하고, 반면에 주택가격 사이클은 정점(peak) 근처에 도달하는 기간으로 예측되어 리스크관리 관점에서 볼 때 이 시기는 역모기지의 대출개시 시기로서 가장 부적절한 시기가 될 수 있음을 말해준다. 예를 들어 주택가격의 순환주기는 저점

(trough) 근처에 있고 이자율의 순환주기는 정점(peak) 근처에 와 있는 것으로 예상되는 시기(그림에서 2007년도 하반기)에는 대출이 거의 이루어지지 않다가 이후 주택가격의 순환주기가 정점(peak) 근처에 도달하고 동시에 이자율의 순환주기는 저점(trough) 근처에 도달한 것으로 예측되는 시점(2009년도 상반기)에서 역모기지 대출금이 집중적으로 이루어진다면 이는 평균 주택가격상승률을 적용하여 역모기지 대출금의 최고 한도액을 결정하는 모형에 있어서는 리스크를 증가시키는 요인으로 작용할 수밖에 없을 것이며, 역모기지 보증자의 입장에서는 심각한 역선택의 문제에 직면할 수도 있게 될 것이다.

〈그림 13〉 이자율과 주택가격의 순환주기 예측치



4. 조정된 주택가치의 적용방안

역모기지의 보증자의 입장에서 이자율의 장기적 순환주기에 따른 리스크는 HECM모형에서와 같이 이자율 캡(interest rate cap)을 적용함으로써 이자율 변동 리스크를 상당부분 완화시킬 수 있을 것이다. 따라서 본 연구에서는 주택가격의 순환주기로 인한 리스크 완화 방안에 국한하여 분석하고자 한다. 지금까지의 분석

결과에 의하면 우리나라의 주택가격 시계열은 장기적 순환주기를 가지는 것으로 확인되며 시간영역과 빈도영역의 예측모형들에 의한 예측결과도 이러한 순환주기의 존재에 대한 증거를 강력하게 보여주고 있다. 이러한 장기적 순환주기가 미래에도 지속적으로 나타나게 될 현상이라면 우리는 역모기지의 모형설정 시 순환주기에 의해 야기될 수 있는 리스크를 적절히 평가하여 모형에 반영해 줄 필요가 있다. 역모기지 계리모형은 사전에 예측된 장기간의 평균 주택가격상승률을 고정적으로 적용하여 차입자에게 지급할 대출가능 최고금액을 결정한다. 이와 같이 장기간의 평균 주택가격상승률을 고정적으로 적용하는 모형을 사용하여 대출금을 결정하는 경우에는 주택가격에 내재되어 있는 장기적 순환주기가 역모기지 리스크에 직접 영향을 미칠 수 있다. 따라서 이러한 점을 고려한다면 대출개시 시점에 있어서 역모기지 모형에 적용할 주택가치의 평가금액에 대한 조정을 고려해볼 필요가 있다. 즉, 주택가치를 평가할 때 주택가치의 평활화를 통해 평활화된 주택가치(H_{sm})를 역모기지 모형에 적용할 필요가 있고 이러한 조정을 통해서 순환주기와 관련된 역모기지 리스크를 상당부분 완화시킬 수 있을 것이다. 역모기지 모형에 적용할 조정된 주택가치의 수준(H_{mod})은 다음과 같이 구할 수 있다.

$$H_{mod} = \text{Min}(H_0 - H_{sm}) \quad (9)$$

여기서 H_{mod} = 조정된 주택가치

H_0 = 현재 ($t=0$)의 실제 평가된 주택가치

H_{sm} = 과거 1.5년간의 평활화된(평균) 주택가치

식 (8)에서 과거 주택의 평활화 된 값은 본 연구에서 확인한 3년의 순환주기를 고려하여 과거 1.5년간 주택가격의 평균값을 적용한 것이며, 그 기간 동안의 실제 월 평균 주택가격 변화율을 적용하여 동일 주택의 과거 1.5년간의 명목 주택가격을 환산 후 평균값을 구하면 될 것이다. 조정된 주택가치(H_{mod})는 과거 1.5년간의 평균값(H_{sm})과 현시점에서 평가된 주택가치(H_0)의 크기를 비교하여 둘 중에서 작은 값을 선택하는 것이다. 본 연구에서는 대출개시 시점을 <표 11>과 같이 가정한 후 과거의

실제 자료를 이용하여 역모기지 모형에 적용할 조정된 주택가치의 수준을 결정하는 과정을 설명해 보고자 한다.

〈표 11〉 대출개시 시점의 가정

(1) L0308: 정점 직전시기(2003.08)	(4) L0412: 저점 직전시기(2004.12)
(2) L0311: 정점 직후시기(2003.11)	(5) L0503: 저점 직후시기(2005.03)
(3) L0406: 정점과 저점 중간시기(2004.06)	(6) L0604: 현시점(2006.04)

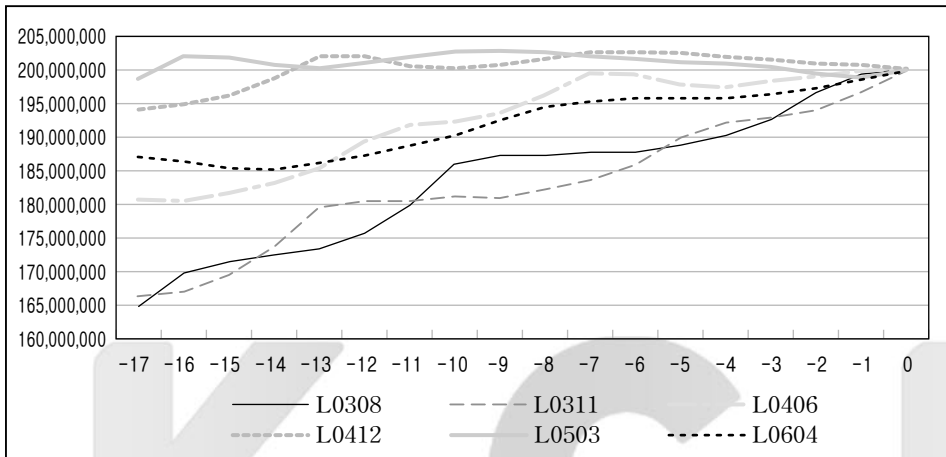
〈표 12〉는 대출 개시 시점에 있어서 주택의 가치(H_0)가 2억원인 경우를 가정한 후 〈표 11〉에서 가정된 각각의 대출개시 시점에서 과거 1.5년간의 주택가격을 추적한 결과를 정리하고 있다. 과거 1.5년간의 평균값을 구한 후 대출개시 시점 주택의 가치(H_0)와 비교하면 우리는 최종적으로 〈표 12〉에서와 같이 조정된 주택가치(H_{mod})를 구할 수 있게 된다.

〈표 12〉 조정 예시: 대출 개시 시점에 있어서 주택의 가치(H_0)가 2억원인 경우

구 분	(1)L0308	(2)L0311	(3)L0406	(4)L0412	(5)L0503	(6)L0604
t= -17	165,045,463	166,253,586	180,720,978	194,103,733	198,854,507	186,937,017
t= -16	170,074,659	167,235,595	180,524,648	194,896,803	202,206,621	186,195,938
t= -15	171,497,886	169,582,800	181,698,161	196,085,202	202,007,696	185,454,859
t= -14	172,312,605	173,669,330	183,066,523	198,651,024	200,611,094	184,899,327
t= -13	173,330,402	179,478,210	185,212,240	201,999,707	200,213,056	186,005,408
t= -12	175,763,149	180,459,504	189,287,267	201,800,986	201,006,766	187,111,489
t= -11	179,998,611	180,459,504	191,626,584	200,405,814	201,800,476	188,584,815
t= -10	186,019,193	181,244,966	192,409,533	200,008,183	202,594,186	190,058,142
t= -9	187,036,249	181,048,067	193,582,765	200,801,081	202,792,905	192,263,870
t= -8	187,036,249	182,224,982	196,115,842	201,593,978	202,593,991	194,469,598
t= -7	187,850,337	183,597,312	199,421,790	202,386,876	202,195,967	195,207,624
t= -6	187,646,262	185,749,250	199,225,605	202,585,392	201,598,638	195,761,405
t= -5	188,866,069	189,836,093	197,848,238	202,386,681	201,200,614	195,761,405
t= -4	190,288,413	192,182,192	197,455,681	201,989,065	201,001,701	195,761,405
t= -3	192,518,777	192,967,411	198,238,460	201,392,346	200,204,865	196,315,186
t= -2	196,754,562	194,144,046	199,021,239	200,994,731	199,408,029	197,237,288
t= -1	199,186,164	196,684,467	199,804,018	200,796,021	198,810,700	198,343,295
$H_0(t=0)$	200,000,000	200,000,000	200,000,000	200,000,000	200,000,000	200,000,000
H_{sm}	183,956,947	183,156,518	192,514,421	200,159,868	201,061,212	192,020,448
H_{mod}	183,956,947	183,156,518	192,514,421	200,000,000	200,000,000	192,020,448
평균월상승률	1.14%	1.10%	0.60%	0.18%	0.04%	0.40%
평균연상승률	13.69%	13.16%	7.21%	2.13%	0.42%	4.79%

〈그림 14〉는 〈표 11, 12〉에서 가정된 각각의 대출개시 시점에서 과거 1.5년간의 주택가격을 추적한 결과를 그림으로 보여주고 있다. 〈그림 14〉에 의하면 대출개시 시점의 순환주기의 위치에 따라서 추적된 과거 1.5년간의 주택가격의 변화추이에는 현저한 차이가 있음을 확인할 수 있다.

〈그림 14〉 순환주기에 따른 주택가격의 변화추이 비교(t=0에서 주택가치: 2억원)



이와 같이 주택가격의 장기적 순환주기에 따른 역모기지 리스크는 본 연구에서 제안한 바와 같이 조정된 주택가치를 역모기지 계리모형에 적용함으로써 상당부분 완화 시킬 수 있을 것으로 기대해 본다.

V. 결론

본 연구에서는 다양한 시계열분석법을 이용하여 주택가격과 이자율 시계열에 내재해 있는 장기적 순환주기를 확인하고, 이들 순환주기 특성이 역모기지 리스크에 미칠 수 있는 영향을 분석하였다. 만일 역모기지의 장기적 운용에 있어서 주택가격 시계열의 주기는 정점(peak) 근처에 이르고, 반면에 이자율 시계열의 주기는 저점

(trough) 근처에 이르렀을 때 역모기지 대출계약이 집중되고, 반대의 경우에는 역모기지 대출이 거의 이루어지지 않는다면 이때에는 역모기지 보증자의 입장에서 심각한 역 선택의 문제에 직면할 수도 있게 될 것이다. 본 연구에서는 선행연구들의 분석결과에서처럼 우리나라의 주택가격 시계열에 약 3년의 장기적 순환주기가 있음을 확인하였다. 이러한 장기적 순환주기가 미래에도 지속적으로 나타나게 되는 현상이라면 우리는 역모기지의 모형설정 시 순환주기에 의해 야기될 수 있는 역모기지의 시장리스크를 적절히 평가하여 모형에 반영해 줄 필요가 있다. 따라서 본 연구에서는 차입자의 대출금(연금) 수준을 결정하기 위해 대출개시 시점에서 역모기지 모형에 적용하는 주택가치의 크기는 과거 1.5년간(18개월간)의 평활화된 주택가치와 대출 개시시점에서 평가된 주택가치의 크기를 상호 비교한 후 조정된 주택가치를 적용해 줌으로서 장기간에 걸친 주택가격 변동에 따르는 역모기지 리스크를 상당부분 완화시켜줄 수 있음을 살펴보았으며 그 구체적 적용방안을 제시하였다.



참고 문헌

- 김갑태, 「공적보증 역모기지 정착을 위한 상품개발방향」, 『주택금융』, 5월호, 한국주택금융공사, 2006(a), pp.17~26.
- _____, 「공적역모기지 채리모형의 이해」, 『주택금융』, 6월호, 한국주택금융공사, 2006(b), pp.20~35.
- 김명직 · 장국현, 『금융시계열분석』, 제2판, 경문사, 2003.
- 마승렬, 「역모기지의 보험료구조와 비용효율성에 관한 연구」, 『리스크관리연구』, 제17권, 제1호, 2006, pp.29~77.
- 마승렬 · 조덕호, 「역저당연금제도를 위한 부동산가격의 장기 예측방법」, 『보험학회지』, 제66집, 2003, pp.3~39.
- 임정호, 「주택매매시장, 전세시장 및 월세시장 간의 상호연관성에 관한 연구」, 『주택연구』, 제14권, 제1호, 2006, pp.165~193.
- 조덕호 · 박창균 · 마승렬, 『주택담보연금(Reverse Mortgage)제도 도입에 관한 연구』, 금융감독원, 2004.
- Boehm, Thomas P., and Michael C. Ehrhardt, "Are Reverse Mortgages Suitable Bank Investments?", *Real Estate Review*, Fall 1992, pp.40~45.
- _____, "Reverse Mortgages and Interest Rate Risk", *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, Vol.22, No.2, 1994, pp.387~408.
- Chinloy, Peter and Isaac F. Megbolugbe, "Reverse Mortgages: Contracting and Crossover Risk", *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, Vol.22, No.2, 1994, pp.367~386.
- Cho, Deokho and Seungryul Ma, "Economic Feasibility of Reverse Mortgage Annuity for the Elderly Housing Welfare", *Korea Housing Studies Review*, Vol.12, No.1, 2004, pp.175~199.
- _____, "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.
- Diebold, Francis X., *Elements of Forecasting 2nd ed.*, South-Western, 2001.
- Quercia, Roberto G., "House Value Appreciation among Older Homeowners:

Implications for Reverse Mortgage Programs”, *Journal of Housing Research*, Vol.8, No.2, 1997, pp.201~223.

Shiller, Robert J. and Allan N. Weiss, “Moral Hazard in Home Equity Conversion”, *Real Estate Economics*, Vol.28, No.1, 2000, pp.1~31.

Szymanoski, Jr. Edward J., “Risk and the Home Equity Conversion Mortgage”, *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, Vol.22, No.2, 1994, pp.347~366.

Warner, Rebecca M., *Spectral Analysis of Time-Series Data*, The Guilford Press, 1998.



Abstract

Because of the long period of reverse mortgage loans, the mean values of housing price growth rates and interest rates which adapted to the model of reverse mortgages could be changed remarkably until the loan period is over. We confirmed the cycles of housing price growth rates and interest rates using several methods of time series analysis and then analyzed the market risk of reverse mortgages. In this analysis, we proposed a method of alleviating market risks resulting from cycles through using the modified values of housing. The result of this analysis shows us that we could alleviate the market risk of reverse mortgages considerably by using the smoothed housing prices on the model of reverse mortgages when we determine the levels of monthly payments.

※ Key Words: time series of interest rates, cycles, risk of reverse mortgages, housing prices