금리기간구조를 반영한 통화정책효과 분석*

김 계 홍**

<초 록>

본 연구는 금리 기간구조와 거시경제 변수간 연관관계를 국내 자료에 대하여 처음으로 DRA모형을 추정한 점 특히, 기존 다른 연구들의 축차적 추정에서 발생하는 모수간 상관관계의 미반영 문제를 해소하여 분석결과의 신뢰성을 높인 점에서 의의를 가진다. 주요 분석결과는 다음과 같다. 먼저 콜금리, 소비자물가지수, 제조업가동률지수, 주택가격지수는 체계적 위험 즉, 일시적 충격보다는 지속성을 갖는 충격의 영향이 상대적으로 크게 나타나며, 충격반응분석 결과 콜금리 충격은 금리 수준을 증가시키지만 기울기와 곡률에는 미미한 영향을 끼치고, 각각의 수준, 기울기, 곡률 충격은 콜금리를 증가시키는 영향을 주고 있는 데, 이러한 결과는 콜금리의 움직임을 결정하는 기준금리 결정시 전반적인 금리수준과 장단기 스프레드 그리고 단기/중기/장기 금리의 상대적 크기 등이 반영되는 것으로 해석할 수 있다. 분산분해 분석 결과 금리 변동은 단기에 거시경제변수의 영향을 상대적으로 작게 받지만 장기로 갈수록 그 효과가 커지고 60개월후에 약 20%정도의 영향을 미치는 것으로 분석하고 있으며, 주택가격의 경우 기간구조 변수들의 영향력은 약 6개월 이후로 10%의 주택가격 변동을 설명하고 제조업가동률이 약 20%를 설명하고 있는 것을 보이고 있다.

주제어 : 동적 기간구조, 칼만필터, 신호-대-잡음비, 충격반응함수, 분산분해

* 이 논문은 2015년도 한국주택금융공사 주택금융연구소 자체 연구과제로 수행된 결과임.
** 한국주택금융공사 주택금융연구소 연구위원, **E-mail** : weareda@hf.go.kr.

Ⅰ. 서 론

전통적으로 기준금리 변경 등과 같은 직접적 통화정책 수단이 거시경제에 미치는 효과를 가늠하는 것은 거시정책 입안자와 시장 참여자 모두에게 매우 중요한 문제이다. 최근들어 미국의 양적완화 종료에 따른 후속조치를 앞두고 금리인상에 따른 거시경제 파급효과에 대한 관심이 매우 높아지고 있다. 일반적으로 기준금리 변경은 서로 다른 만기별 국채금리 기간구조에 영향을 미치고 이 기간구조의 변동이 거시경제 전반에 영향을 미치므로 정책시행과 정책목표 달성 시점간에 시차가 존재한다. 개별 거시경제 변수들이 영향을 받는 시기와 크기가 다르기 때문에 시간에 걸친 변수간 연관관계 파악이 올바른 정책효과 달성을 위해 필수적이다.

금리 기간구조 분야에서 금리와 거시경제변수간 연관관계에 주목하여 확장된 기간구조모형을 구축하는 연구가 진행되어 왔다. 먼저, Ang 등(2003)은 채권금리와 거시경제변수에 대하여 무차익거래조건을 제약으로 두고 벡터자기회귀(Vector Auto Regressive: VAR) 모형을 추정하고 거시경제변수가 금리기간구조의 단기와 중기부분에 대하여 85%을 설명력을 나타내고 장기부분은 40%를 설명함을 보였다. Diebold 등(2006, DRA)은 단순한 함수로 다양한 형태의 수익률 곡선을 만들어 낼 수 있는 것으로 잘 알려져 있는 Nelson-Siegel(1987, NS) 금리 기간구조 모형에서 수준(Level), 기울기(Slope) 그리고 곡률(Curvature)의 세 가지 잠재변수와 제조업가동률, 인플레이션 및 연준정책금리와 같은 거시변수에 대하여 상태공간모형을 추정하고 기간구조와 거시경제변수간의 동태적 상호관계와 그 설명력을 분석하였다. 우리나라의 경우 엄영호 등(1999)은 NS모형을 이용하여 산업금융채권의 기간구조를 추정하고 채권시가평가 기준수익률과 장외시장 유통수익률을 비교분석하므로써 기준수익률의 타당성을 검증하였고, 이준행(2004)은 NS 모형으로 금리 기간구조를 추정하고 예측성과파악을 위해 랜덤워크 모형과 주성분분석 모형의 예측력과 비교하였다. 임형석(2005)은 2004년중 통화안정증권 및 국고채권을 이용하여 NS모형을 추정하고 이에 내재된 시장기대 및 리스크 프리미엄 특징을 고찰함으로써 수익률곡선이 통화정책의 유용한 정보변수로 활용될 수 있는 지의 여부를 평가하였다. 엄영호 등(2007)은 2요인 확장선형모형을 통해 국내채권시장의 금리 기간구조 및 초단기금리를 추정하고 통화정책변경이 금리 기간구조에 미치는 영향을 분석하였다. 정희준(2007)은 적극적 채권운용전략을 위해 NS 모형으로 수익률의 수준, 기울기 그리고 곡률에 대한 모수를 월별로 추정하고 모수들의 변동에 영향을 미치는 주요 증권시장 변수들 및 시장외적

변수와의 구조적 관계를 외생변수를 포함한 VAR 모형과 SUR 모형으로 추정하고 분석하였다. 송준혁(2011)은 NS 모형의 횡단면적 제약을 완화하기 위해 시계열적 특성을 반영한 상태-공간 모형을 설정하여 수익률곡선을 추정하고 미래 수익률에 대한 예측성과를 비교하였다. 윤재호(2012)는 DRA(2006)의 상태공간 NS 모형을 구조적 VAR 방식으로 추정하고 이를 통해 우리나라의 거시·금융 기간구조 모형을 추정하고 분석하였다.

본 연구는 기존연구중 DRA모형을 채택하여 금리 기간구조와 거시경제변수간 연관관계를 상태공간모형 체계에서 분석하는데 특히 DRA에서 제외되었던 거시경제변수의 측정방정식 오차를 고려하여 거시경제에 존재하는 지속적 충격과 일시적 충격의 상대적 크기를 규명하기 위하여 신호-대-잡음 비율 분석을 수행한 것과 한국 자료로 DRA모형을 처음으로 추정하고 분석하였다는 것에 의의가 있다고 볼 수 있다. 기존 국내 다른 연구중에서 DRA를 사용한 예가 있었지만 상태공간모형 체계에서 금리와 거시변수를 동시에 고려한 예는 없었다. 송준혁(2011)은 DRA모형에서 거시경제변수를 제외한 NS모형의 수준, 기울기, 곡률 요인 만으로 상태변수를 구성하고 상태공간모형을 구성하였고, 윤재호(2012)는 거시경제변수로 GDP상승률, 물가상승률, 콜금리, 환율변동률을 고려하여 DRA와 유사한 모형을 구성하였으나 충격반응분석을 위해 원 모형을 칼만필터로 추정한후 오차항 공분산 행렬에 제약을 두고 구조적 벡터자기회귀모형을 다시 추정한 부분에서 본 논문과 차이가 존재한다. 본 연구에서 측정방정식의 오차를 고려한 것은 상태공간모형 분야에서 널리 알려진 신호-대-잡음(Signal-to-Noise) 비율 측정을 통하여 경제변수에 미치는 일시적 충격과 지속적 충격의 상대적 크기를 비교하므로써 거시경제변수의 특성을 파악하는데 도움이 될 수 있기 때문이다.

본 연구는 국내 자료에 대하여 처음으로 DRA모형을 추정한 점 특히, 기존 다른 연구들의 단계적 추정에서 발생하는 모수간 상관관계의 미반영 문제를 해소하여 분석결과의 신뢰성을 높였다는 점에서 의의를 갖는다. 물론 이 부분은 기존 연구중 DRA 형태의 모형을 구사한 연구결과에 비하여 개선이 되었음을 의미하는 것이고 다른 모든 거시경제변수를 반영한 금리 기간구조 모형에 대한 우월성을 지적하는 것은 아님을 밝혀둔다. 사용 자료는 1년/3년/5년/10년 국채 만기수익률과 콜금리, 소비자물가지수, 제조업가동률지수, 주택가격지수이다. 주요 결과로는 콜금리 또는 기준금리가 정책변수로서 거시경제에 큰 영향을 미치는데 특히 주택가격의 경우 시차를 두고 반응이 나타남을 보이고 있으며 금리의 변동에서 장기로 갈수록 거시경제변수의 효과가 커짐을

보이고 있다. 콜금리의 체계적 위험 비율이 여타의 변수에 비하여 가장 높게 나타나고 있는데 이는 콜금리 즉, 기준금리가 정책변수인 만큼 거래를 통한 새로운 정보의 축적보다는 정책의지의 효과가 상대적으로 크기 때문인 것으로 판단된다.

이후의 전개는 2장에서 분석모형과 결과를 설명하고, 3장에서 통화정책 효과에 초점을 맞추어 설명한다. 그리고 4장에서 결론을 맺고 있다.

Ⅱ. 시변 Nelson-Siegel 모형과 추정결과

1. Nelson-Siegel 모형과 상태변수

NS모형에서 t시점 τ 만기를 갖는 금리(r)는 다음과 같이 표현된다.

$$r(t,\tau) = \beta_0 + (\beta_1 + \beta_2)\frac{[1-\exp(-\lambda\tau)]}{\lambda\tau} - \beta_2\exp(-\lambda\tau)$$

이 모형은 금리 기간구조가 갖는 특징적 형태, 즉 아래로 오목한(concave) 우상향 형태를 수준(level), 기울기(slope) 그리고 곡률(curvature)의 세가지 성분으로 분리하여 표현하는 형태로 구성되어 있다. 위 모형에서 추정해야 할 모수는 $(\beta_0, \beta_1, \beta_2, \lambda)$ 이며, 각각 수준(level), 기울기(slope)의 민감도, 곡률(curvature)의 민감도, 수렴속도(speed)를 나타낸다. 수준의 변화는 전체 기간구조를 아래위로 수직 이동시키는 효과가 있으며, 기울기 변화는 장단기 금리차의 변화를 나타내고, 곡률 변화는 기간구조 중간부분의 아래로 오목한 형태를 결정하며 마지막으로 수렴속도는 특정 장기 수준으로 도달하는데 소요되는 시간을 나타내는 것으로 값이 클수록 특정 수준에 빨리 수렴하는 효과가 있다. 위 식에서 만기(τ)를 무한히 증가시킬 경우와 0으로 수렴시킬 경우 각각의 금리는 다음과 같다.

$$r(t,\infty) = \beta_0$$
$$r(t,0+) = \beta_0 + \beta_1$$

만기가 무한히 늘어날수록 기울기와 곡률성분은 0으로 수렴하여 수준만 남게 되므로 수준은 장기금리의 의미를 가지며, 잔존만기가 0으로 수렴할 경우 곡률항은 0으로 수렴하고 기울기성분은 민감도를 제외한 부분이 1로 수렴하여 결과적으로 $\beta_0+\beta_1$으로 수렴한다. 한편, NS모형의 확장형으로 Svensson(1994)은 다음과 같이 금리기간구조 모형을 설정하였다.

$$r(t,\tau)=\beta_0+(\beta_1+\beta_2+\beta_3)\frac{[1-\exp(-\lambda\tau)]}{\lambda\tau}-\beta_2\exp(-\lambda\tau)-\beta_3\exp(-\lambda\tau)$$

NS(및 Svensson)모형은 적은 모수로 다양한 형태의 기간구조 추이를 추정할 수 있다는 장점으로 인하여 주로 유럽지역 다수의 주요국 중앙은행에서 금리기간구조 추정모형으로 채택하고 있다.[1] NS모형의 수준, 기울기, 곡률은 금리기간구조 시계열 자료에 대한 주성분분석에서 처음 3개 요인과 각각 관련이 깊으며 이 3개 요인들은 적어도 금리기간구조 변동의 95%를 설명하는 것으로 알려져 있다. NS모형을 다음과 같이 항목을 조정하여 표현하는 것이 의미가 있다.[2]

$$r(t,\tau)=\beta_{0t}+\beta_{1t}\frac{1-\exp(-\lambda\tau)}{\lambda\tau}+\beta_{2t}\left[\frac{1-\exp(-\lambda\tau)}{\lambda\tau}-\exp(-\lambda\tau)\right]$$

곡률성분은 만기의 증가에 따라 증가하다가 감소하여 기간구조의 아래로 오목한 형태를 나타내고 있다. 본 연구는 NS모형의 수준, 기울기 그리고 곡률에 대한 민감도가 월별로 변동한다는 가정하에 이러한 민감도 즉, 상태변수와 거시경제변수를 대상으로 동적 NS모형을 설정하고 연관 관계와 설명력을 분석한다. 시변 NS모형은 정태적 NS모형에서 수준, 기울기, 민감도 계수가 시간에 따라 변동하는 모형을 의미한다.

2. 시변모수 Nelson-Siegel 모형

금리의 수준, 기울기, 곡률 민감도가 시간에 따라 변동하는 NS 모형은 다음과 같이 표현된다.

1) BIS(2005) Table1 참조
2) Diebold-Li(2006)와 DRA(2006) 참조

$$\begin{bmatrix} r(t,\tau_1)\\ r(t,\tau_2)\\ \vdots\\ r(t,\tau_N)\end{bmatrix}=\begin{bmatrix} 1 & \frac{1-\exp(-\lambda\tau_1)}{\lambda\tau_1} & \frac{1-\exp(-\lambda\tau_1)}{\lambda\tau_1}-\exp(-\lambda\tau_1)\\ 1 & \frac{1-\exp(-\lambda\tau_2)}{\lambda\tau_2} & \frac{1-\exp(-\lambda\tau_2)}{\lambda\tau_2}-\exp(-\lambda\tau_2)\\ \vdots & \vdots & \vdots\\ 1 & \frac{1-\exp(-\lambda\tau_N)}{\lambda\tau_N} & \frac{1-\exp(-\lambda\tau_N)}{\lambda\tau_N}-\exp(-\lambda\tau_N)\end{bmatrix}\begin{bmatrix} L_t\\ S_t\\ C_t\end{bmatrix}+\begin{bmatrix}\epsilon_{1,t}\\ \epsilon_{2,t}\\ \vdots\\ \epsilon_{N,t}\end{bmatrix} \quad (1)$$

$$\begin{bmatrix} L_t-\mu_L\\ S_t-\mu_S\\ C_t-\mu_C\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}\phi_{11}\,\phi_{12}\,\phi_{13}\\ \phi_{21}\,\phi_{22}\,\phi_{23}\\ \phi_{31}\,\phi_{32}\,\phi_{33}\end{bmatrix}\begin{bmatrix} L_{t-1}-\mu_L\\ S_{t-1}-\mu_S\\ C_{t-1}-\mu_C\end{bmatrix}+\begin{bmatrix}\eta_{L,t}\\ \eta_{S,t}\\ \eta_{C,t}\end{bmatrix},\ t=1,\cdots,T \quad (2)$$

이를 행렬로 표현하면 다음과 같다.

$$r_t=\Lambda f_t+\epsilon_t \quad (3)$$
$$f_t-\mu=\Phi(f_{t-1}-\mu)+\eta_t$$

여기서,

$$\begin{bmatrix}\epsilon_t\\ \eta_t\end{bmatrix}\sim MVN\left[\begin{pmatrix}0\\0\end{pmatrix},\begin{pmatrix}R & 0\\ 0 & Q\end{pmatrix}\right],$$
$$R=diag\left(\sigma_i^{\epsilon^2}\right),\ i=1,\cdots,N,$$
$$Q=\left[\rho_{ij}\sigma_i\sigma_i\right],\quad i,j\in\{L,S,C\},$$
$$E\left(f_0\epsilon_t^{'}\right)=0,$$
$$E\left(f_0\eta_t^{'}\right)=0$$

이 모형은 일반적으로 상태공간모형, 동적선형모형(Dynamic Linear Model) 또는 미관찰성분모형(Unobserved Component Model)으로 지칭되며 관찰된 시계열변수가 관찰되지 않은 잠재적 성분의 함수로 표시되고, 미관찰성분이 시간에 따라 변화하는

형태이다. 행렬 표현식 (3)의 첫 번째 식을 관찰방정식, 두 번째 식을 전이방정식이라고 한다. ϵ은 t시점에만 영향을 미치는 충격 또는 잡음(noise)을 의미하고 대각행렬인 R을 분산으로 가지며, η는 발생이후 수기간에 걸쳐 영향을 미치는 충격 또는 신호(signal)를 의미하고 비대각행렬인 Q를 공분산 행렬로 갖는다. $\sqrt{Q_{ii}}/\sqrt{R_{jj}}$를 신호 대 잡음 비율(signal-to-noise ratio)이라 하며, 관찰치에 가해진 신호충격과 잡음충격의 상대적 크기를 나타낸다. 신호충격은 통화정책 또는 경제상황의 변화에 따른 체계적 충격 즉, 발생이후까지 효과가 지속되는 충격을 의미하고, 잡음충격은 발생시점에 일시적으로 영향을 미치는 비체계적 충격으로 관찰오차 또는 일시적 채권 수급에서 발생한 충격을 의미한다. 즉, 신호 대 잡음 비율은 동학적 관점에서 파악한 체계적 위험 대 비체계적 위험 비율이라고 볼 수 있다. 이와같은 비율 분석은 기존연구에서 Harvey(1985), Watson(1986), Clark(1987) 등이 거시시계열을 대상으로 상태공간모형을 통하여 추세성분과 순환 성분을 추출한 후 각 오차항에 대한 표준편차의 상대적 크기 즉 신호-대-잡음 비의 상대적 크기로 경제에 미치는 영향력의 크기를 판별한 예가 존재한다.[3] 위 모형에서 모수(Φ,μ,Λ,R,Q)의 추정은 칼만필터에 의해 매시점별로 생성된 금리에 대한 1단계 예측오차와 예측치 분산으로 구성된 대수 우도함수를 최대화하는 방식으로 이루어진다. 추정모수는 Φ의 9개, μ의 3개, λ 1개, Q의 분산과 공분산 6개, 관찰 금리의 만기수 만큼의 분산(R)을 추정해야 하므로 관찰금리만기가 4개인 경우 총 23개로 결정된다.

3. 시변 Nelson-Siegel 모형 추정

사용한 금리 자료는 한국은행에서 제공하는 만기 1년, 3년, 5년, 10년 국채 만기수익률이며 2000년 10월부터 2015년 5월까지 176개 월평균금리 시계열 자료이다. NS모형은 기본적으로 현물수익률과 선도금리 모형이지만 본 연구에서는 금리와 거시변수간 연관관계에 중점을 두고 있으므로 만기수익률 자료를 사용하였다. 평가사에서 제공하는 현물수익률 자료는 자체 가정에 의해 조금씩 차이가 존재하므로 공식적으로 발표된 평가사 평균 금리자료를 사용하였다. 물론 4개 만기수익률 자료에 대해 선형보간법으로 현물수익률을 추출하는 것이 가능하다. 추출 방법은 1)

3) 물론 실물을 대표하는 추세성분의 영향력이 크다는 결론은 가성분리(spurious decomposiotion) 문제를 노정하지만 그럼에도 불구하고 신호 대 잡음 비율의 적용은 의미가 있다고 볼 수 있음.

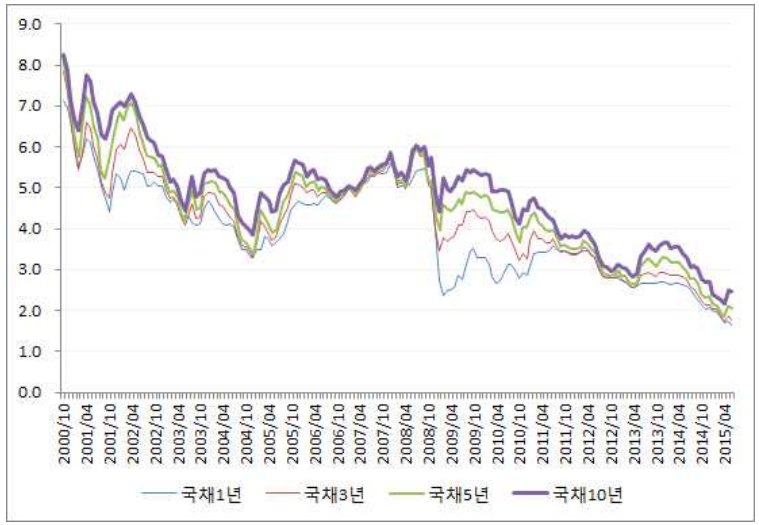
만기수익률과 현물수익률 관계, 2) 스왑금리와 현물수익률 관계, 3) 이표채권의 무이표채권 근사 등의 3가지 방법중 하나를 선택 적용하여 추정할 수 있다. 다음은 국채금리에 대한 기술적 통계량을 나타내고 있다.

<표 1> 국채금리 기술적 통계량

	KTB1Y	KTB3Y	KTB5Y	KTB10Y
MEAN	0.039349	0.042297	0.045106	0.048417
SD	0.011739	0.011894	0.012347	0.012519
SKEW	0.190244	0.143837	0.137696	0.106736
KURT	2.222280	2.670272	2.845436	2.794237
MIN	0.016300	0.017390	0.018570	0.021770
MAX	0.071300	0.078400	0.081900	0.082500

다음 <그림 1>은 추정에 사용한 4개 금리 시계열을 나타내고 있다.

<그림 1> 국채금리 추이



다음 <표 2>는 금리대상 추정결과를 나타내고 있다. 먼저 첫 번째 패널의 전이행렬 계수에서 수준에 대한 계수는 0.9824 로 매우 높은 지속성을 나타내고 있으며 기울기, 곡률 순으로 지속성의 강도가 낮아지고 있음을 확인할 수 있다(괄호안의 숫자는 확률값을 나타낸다). 또한 곡률이 각각 수준 및 기울기에 미치는 효과는 유의미하지 못한 것으로 나타났으며, 기울기가 수준에 미치는 효과와 수준이 곡률에 미치는 효과 또한 비유의적인 것으로 나타났다. 두 번째 패널에서 수준, 기울기, 곡률 순으로 충격의 표준편차가 작게 나타나고 있으며, 세 충격간 상관계수는 유의적으로 추정되었다. 세 번째 패널에서 LR 검정은 성분 충격간 3개 공분산이 0이라는 가정으로 계산한 통계량이고 $Wald$ 검정은 추정된 3개 상관계수의 유의성을 통합적으로 검정한 결과인데 두 결과 공히 상관관계의 유의성을 나타내고 있다.

<표 2> 금리기간구조모형 모수추정 결과

전이방정식 계수

	L_{t-1}	S_{t-1}	C_{t-1}	μ
L_t	0.9824 (0.00)	0.0354 (0.34)	-0.0021 (0.48)	0.0644 (0.00)
S_t	-0.0365 (0.00)	0.7233 (0.00)	0.0269 (0.40)	-0.0108 (0.00)
C_t	0.0354 (0.29)	0.0088 (0.01)	0.1009 (0.00)	0.0085 (0.00)

전이방정식 충격 표준편차 및 상관계수

모수	추정값	모수	추정값
σ_L^η	0.0041 (0.00)	ρ_{LS}^η	-0.6741 (0.00)
σ_S^η	0.0018 (0.00)	ρ_{LC}^η	0.5671 (0.00)
σ_C^η	0.0002 (0.09)	ρ_{SC}^η	0.3685 (0.00)

전이방정식 충격 독립성 검정

LR	98.5005 (0.00)	$Wald$	822.9765 (0.00)

조정속도는 1.12223(0.00)로 추정되었으며 곡률 성분은 1.6년 만기에서 최고치를 달성하는 것으로 나타났다. 다음 표는 관찰방정식 오차항의 표준편차를 베이시스 포인트(bp)로 나타내고 있다. 시변 NS모형은 5년과 1년 만기의 오차가 작게 나타나며 장기인 10년 만기수익률의 추정오차가 가장 크게 나타나고 있다.

<표 3> 관찰방정식 오차항 표준편차

모수	추정값(bp)	모수	추정값(bp)
σ_1^ϵ	2.63 (0.00)	σ_3^ϵ	8.90 (0.00)
σ_5^ϵ	0.10 (0.00)	σ_{10}^ϵ	36.04 (0.00)

다음 <그림 2>는 추정된 수준, 기울기, 곡률 성분과 금리자료 근사치를 비교한 결과인데, 추정치과 경험근사치는 수준과 기울기의 경우 매우 높은 일치성을 나타내고 있다. 첫 번째 그림에서 수준 추정치는 4개 금리의 평균으로 근사시킨 값과 전반적으로 일치하며 상관계수는 98.3%로 나타났다. 두 번째 그림은 기울기 추정치와 장단기 스프레드 즉, 국채1년-국채10년 근사치를 비교한 것으로 전반적으로 정점과 저점이 일치하는 가운데 경험치의 변동폭이 보다 높게 나타나고 있으며 상관계수는 96.4%로 나타났다. 세 번째 그림은 곡률 추정치와 근사치 즉, 2×국채3년-국채1년-국채10년의 시계열 추이를 나타내는데, 여기서 추정치와 경험치의 크기에 차이가 존재하므로 스케일을 조정하여 표시한 결과이며, 두 시계열간 상관계수는 10.6%로 추정되었다.

다음 <표 4>는 앞서 언급한 동학 관점의 체계적 위험 대 비체계적 위험 비율을 나타내고 있다. 비율이 1보다 큰 경우 체계적 위험이 상대적으로 큼을 나타낸다. 주목할 만한 특징은 국채5년의 경우 수준, 기울기, 곡률의 체계적 위험이 비체계적 위험보다 상대적으로 크게 나타남을 알 수 있는데 이는 국채5년이 지표물로써 체계적 정보의 반영이 타 만기 국채에 비하여 두드러지게 나타나는 것으로 볼 수 있다. 만기 5년을 제외한 다른 금리에서는 곡률의 효과가 상대적으로 작게 나타나며, 국채10년의 경우 기울기 충격이 비체계적 위험 대비 작게 나타나고 있다.

<그림 2> 수준 기울기 곡률 성분 추정치와 경험근사치 추이

<표 4> 금리변수의 상대적 위험

		체계적 위험		
		σ_L^{η}	σ_S^{η}	σ_C^{η}
비체계적 위험	σ_1^{ϵ}	15.48	6.86	0.88
	σ_3^{ϵ}	4.58	2.03	0.26
	σ_5^{ϵ}	394.57	174.71	22.48
	σ_{10}^{ϵ}	1.13	0.50	0.06

4. 거시경제변수를 반영한 시변 Nelson-Siegel 모형

거시변수를 반영한 시변 NS 모형은 다음과 같이 표현된다.

$$r_t = \Lambda f_t + \epsilon_t \tag{4}$$

$$f_t - \mu = \Phi(f_{t-1} - \mu) + \eta_t$$

여기서,

$$\Lambda = \begin{bmatrix} 1 & \frac{1-\exp(-\lambda\tau_1)}{\lambda\tau_1} & \frac{1-\exp(-\lambda\tau_1)}{\lambda\tau_1} - \exp(-\lambda\tau_1) & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & \frac{1-\exp(-\lambda\tau_N)}{\lambda\tau_N} & \frac{1-\exp(-\lambda\tau_N)}{\lambda\tau_N} - \exp(-\lambda\tau_N) & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix},$$

$$f_t' = [L_t \;\; S_t \;\; C_t \;\; Call_t \;\; dCPI_t \;\; dMCU_t \;\; dHPI_t],$$

$$\Phi = \begin{bmatrix} \phi_{11} \cdots \phi_{17} \\ \vdots \;\; \vdots \;\; \vdots \\ \phi_{71} \cdots \phi_{77} \end{bmatrix}$$

DRA(2006)는 Λ 행렬을 하단 4행이 없는 보이기에 무관한 회귀분석(Seemingly Unrelated Regression) 유사모형을 사용하였지만, 본 연구는 거시경제변수의 비체계적 위험 반영을 위하여 0행렬과 단위행렬을 추가하였다. 고려한 거시경제변수는 콜금리($Call$), 소비자물가지수 차분($dCPI$), 제조업체 가동률지수 차분($dMCU$), 주택가격지수 차분($dHPI$)의 4가지로 콜금리를 제외한 나머지 3개 변수는 대수변환후 HP필터로 추출한 순환치를 사용하였다. 경제변수 자료들은 한국은행에서 제공하는 자료이다. 여기서 처음의 3개 변수는 각각 통화정책수단, 인플레이션, 실물경제활동을 나타내는 변수로 DRA가 채택한 변수[4]이며 주택가격지수는 부동산과 금리기간구조 및 거시경제변수간의 관계를 살펴보기 위하여 채택한 변수이다. 4개 변수를 추가함에 따라 ϵ_t와 η_t도 오차항이 확장되었으며, 추정모수의 수는 Φ의 49개, μ의 7개, λ 1개, Q의 분산과 공분산 28개, R의 8개를 포함하여 총 93개이다. 다음은 거시자료에 대한 기술적 통계량을 나타내고 있다.

<표 5> 거시자료 기술적 통계량

	CALL	dCPI	dMCU	dHPI
MEAN	0.034792	0.000055	-0.000327	-0.000413
SD	0.010322	0.002347	0.015243	0.008961
SKEW	0.032247	0.238469	-2.936399	-0.080661
KURT	1.851194	2.807251	16.453979	2.393284
MIN	0.017300	-0.005066	-0.091327	-0.020568
MAX	0.053400	0.007543	0.022373	0.018989

다음 <표 6>은 확장모형의 추정결과를 나타내고 있다. 확장모형의 전이방정식 계수는 전반적으로 유의한 것으로 나타나고 있는데 이는 계수의 극한분산 계산시 사용되는 대수우도함수의 헤시안 행렬이 과대추정되는 경향이 있기 때문인 것으로 판단된다. 이는 과도한 변수 수에 기인하는 것으로 짐작되는데 이에 대해서는 본 연구의 범위를 넘어서므로 추후 과제로 남겨둔다. 그럼에도 불구하고 곡률은 전기 수준과 곡률에서만 의미있게 영향을 받고 다른 변수들은 비유의적으로 나타나고 있다. 한편, 본 연구에서

4) 물론 DRA는 통화정책수단 대용변수로 미 연준 기준금리를 사용하였음

관심을 갖고 있는 주택가격은 금리 수준에서 대해서 (-)의 영향을 받지만 콜금리에 대하여 (+)의 영향을 받는 것으로 나타나고 있다. 세 번째 패널에서 LR 검정은 성분 충격간 21개 공분산이 0이라는 가정으로 계산한 통계량이고 Wald 검정은 추정된 21개 상관계수의 유의성을 통합적으로 검정한 결과인데 두 결과 공히 상관관계의 유의성을 나타내고 있다. 조정속도는 1.142558(0.00)로 추정되었으며 곡률 성분은 거시변수를 제외한 모형과 마찬가지로 1.6년 만기에서 최고치가 나타나고 있다.

<표 6> 금리기간구조모형 모수추정 결과

전이방정식 계수

	L_{t-1}	S_{t-1}	C_{t-1}	$Call_{t-1}$	$dCPI_{t-1}$	$dMCU_{t-1}$	$dHPI_{t-1}$	μ
L_t	0.9096 (0.00)	0.0367 (0.00)	-0.0526 (0.00)	0.2485 (0.00)	-0.0192 (0.04)	-0.0051 (0.03)	-0.0363 (0.00)	0.0645 (0.00)
S_t	-0.0369 (0.00)	0.7431 (0.00)	0.0288 (0.00)	-0.0520 (0.00)	0.0490 (0.00)	0.0190 (0.00)	0.0094 (0.00)	-0.0098 (0.00)
C_t	0.0387 (0.00)	0.0089 (0.27)	0.1271 (0.00)	0.0010 (0.30)	0.0025 (0.40)	-0.0002 (0.50)	-0.0000 (0.50)	0.0089 (0.00)
$Call_t$	0.2093 (0.00)	0.7349 (0.00)	0.0481 (0.00)	0.7459 (0.00)	-0.0062 (0.00)	0.0296 (0.00)	-0.0072 (0.040)	0.0350 (0.00)
$dCPI_t$	-0.0900 (0.00)	-0.0354 (0.01)	-0.0248 (0.00)	0.0114 (0.00)	0.7520 (0.00)	0.0073 (0.14)	-0.0107 (0.00)	0.0085 (0.00)
$dMCU_t$	0.4566 (0.00)	0.0441 (0.00)	0.0810 (0.00)	-0.0577 (0.00)	-0.0196 (0.01)	0.7099 (0.00)	0.0198 (0.01)	-0.0673 (0.00)
$dHPI_t$	-0.1117 (0.00)	-0.0514 (0.00)	-0.0399 (0.00)	0.1377 (0.00)	-0.0364 (0.00)	0.0400 (0.00)	0.9635 (0.00)	-0.0690 (0.00)

<표 6> 금리기간구조모형 모수추정 결과(계속)

전이방정식 충격 표준편차 및 상관계수

모수	추정값	모수	추정값	모수	추정값	모수	추정값
σ_L^{η}	0.0026 (0.00)	ρ_{LS}^{η}	-0.6145 (0.00)	ρ_{SCall}^{η}	-0.0794 (0.00)	ρ_{CdHPI}^{η}	0.1429 (0.00)
σ_S^{η}	0.0008 (0.00)	ρ_{LC}^{η}	-0.1835 (0.00)	ρ_{SdCPI}^{η}	-0.0575 (0.00)	$\rho_{CalldCPI}^{\eta}$	0.2181 (0.00)
σ_C^{η}	0.0001 (0.00)	ρ_{LCall}^{η}	0.1556 (0.00)	ρ_{SdMCU}^{η}	-0.0123 (0.14)	$\rho_{CalldMCU}^{\eta}$	0.1908 (0.00)
σ_{Call}^{η}	0.0011 (0.00)	ρ_{LdCPI}^{η}	-0.0959 (0.00)	ρ_{SdHPI}^{η}	-0.0692 (0.00)	$\rho_{CalldHPI}^{\eta}$	0.0000 (0.00)
σ_{dCPI}^{η}	0.0015 (0.00)	ρ_{LdMCU}^{η}	0.1400 (0.00)	ρ_{CCall}^{η}	0.2121 (0.00)	$\rho_{dCPIdMCU}^{\eta}$	0.0012 (0.00)
σ_{dMCU}^{η}	0.0101 (0.00)	ρ_{LdHPI}^{η}	0.2165 (0.00)	ρ_{CdCPI}^{η}	0.5219 (0.00)	$\rho_{dCPIdHPI}^{\eta}$	0.0001 (0.00)
σ_{dHPI}^{η}	0.0022 (0.00)	ρ_{SC}^{η}	0.0416 (0.00)	ρ_{CdMCU}^{η}	0.1728 (0.00)	$\rho_{dMCUdHPI}^{\eta}$	0.0035 (0.00)

전이방정식 충격 독립성 검정

LR	2259.9380 (0.00)	$Wald$	60821.0100 (0.00)

다음의 <표 7>은 관찰방정식 오차항의 표준편차를 베이시스 포인트(bp)로 나타내고 있다. 확장모형에서도 1년과 5년 만기의 오차가 상대적으로 작게 나타나지만 콜금리의 오차가 가장 작은 것으로 추정되었는데 이는 콜금리가 비체계적 위험보다는 체계적 위험이 상대적으로 높음을 의미한다.

<표 8>은 확장모형에서 체계적 위험 대 비체계적 위험 비율을 나타내고 있다. 콜금리의 위험 비율이 가장 높게 나타나는 것은 콜금리가 기준금리와 거의 동일하게 움직이기 때문에 체계적 위험이 상대적으로 크게 반영되기 때문인 것으로 판단된다. 특이한 사실은 거시경제변수 포함시 국채5년에 비해 국채1년의 위험 비율이 높게 나타나는 점인데, 이는 국채 거래가 거시경제의 영향을 받는데 단기국채의 경우 유동성 목적으로 상대적으로 유통이 활발하여 비체계적 위험이 저감된 결과로 판단된다. 4개 거시경제 변수들은 체계적 위험 즉, 일시적 충격보다는 지속성을 갖는 충격의 영향이

상대적으로 크게 나타나는데 제조업 가동률의 경우 타변수들의 체계적 위험이 제조업 가동률 고유의 비체계적 위험보다 상대적으로 작게 나타나고 있다.

<표 7> 관찰방정식 오차항 표준편차

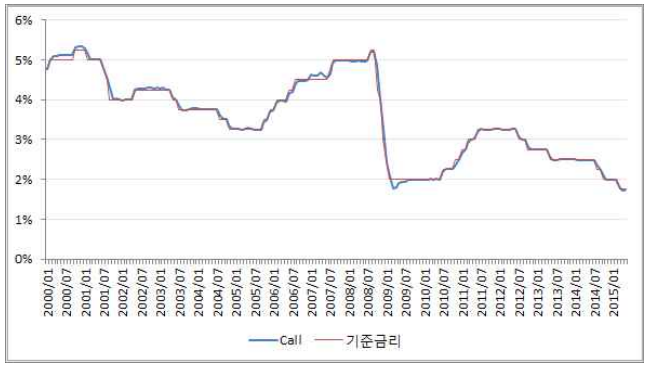
모수	추정값(bp)	모수	추정값(bp)
σ_1^{ϵ}	0.27 (0.00)	σ_{Call}^{ϵ}	0.13 (0.00)
σ_3^{ϵ}	11.60 (0.00)	σ_{dCPI}^{ϵ}	2.45 (0.00)
σ_5^{ϵ}	1.13 (0.00)	σ_{dMCU}^{ϵ}	92.47 (0.00)
σ_{10}^{ϵ}	35.10 (0.00)	σ_{dHPI}^{ϵ}	3.73 (0.00)

<표 8> 금리와 거시 변수의 상대적 위험

		체계적 위험						
		σ_L^{η}	σ_S^{η}	σ_C^{η}	σ_{Call}^{ϵ}	σ_{dCPI}^{ϵ}	σ_{dMCU}^{ϵ}	σ_{dHPI}^{ϵ}
비체계적 위험	σ_1^{ϵ}	95.25	29.54	1.79	40.81	53.74	367.83	78.57
	σ_3^{ϵ}	2.25	0.70	0.04	0.96	1.27	8.67	1.85
	σ_5^{ϵ}	23.16	7.18	0.44	9.92	13.07	89.43	19.10
	σ_{10}^{ϵ}	0.74	0.23	0.01	0.32	0.42	2.87	0.61
	σ_{Call}^{ϵ}	194.29	60.26	3.66	83.24	109.61	750.30	160.26
	σ_{dCPI}^{ϵ}	10.66	3.31	0.20	4.57	6.01	41.16	8.79
	σ_{dMCU}^{ϵ}	0.28	0.09	0.01	0.12	0.16	1.09	0.23
	σ_{dHPI}^{ϵ}	6.99	2.17	0.13	2.99	3.94	26.98	5.76

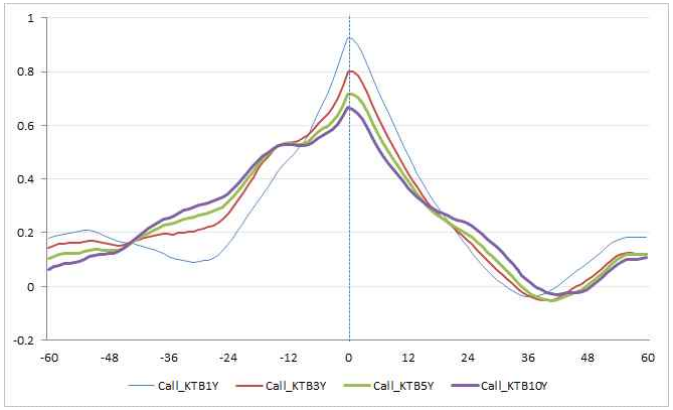
<그림 3>은 콜금리와 기준금리 추이를 나타내고 있다. 콜금리는 약간의 차이가 있기는 하지만 전반적으로 기준금리와 유사한 추세를 나타내고 있음을 알 수 있으며, 이에 따라 기준금리 대신 콜금리를 분석하는 것이 의미가 있음을 알 수 있다.

<그림 3> 콜금리와 기준금리



콜금리와 4개 국채금리간 교차상관관계에서 정점(peak)이 동일시점(0시차)에서 나타나며 왼쪽(국채금리 선행)에 비하여 오른쪽(국채금리 후행)으로 2기간 정도 높은 상관관계가 유지되는 것은 앞의 위험비율 결과와 연계하여 기준금리 변동효과가 1내지 2기간 동안 유지되는 것으로 짐작 할 수 있다. 2000년 2월부터 사용할 경우 국채3년과 국채5년의 교차상관관계 정점은 1시차에서 발생함. 여기서 기준금리의 움직임은 과거 국채금리 움직임을 반영하므로 내생성으로 기준금리의 선제적 정책효과 존재여부를 판단하는 것은 다소 무리인 것으로 판단된다.

<그림 4> 콜금리와 국채금리간 교차상관관계

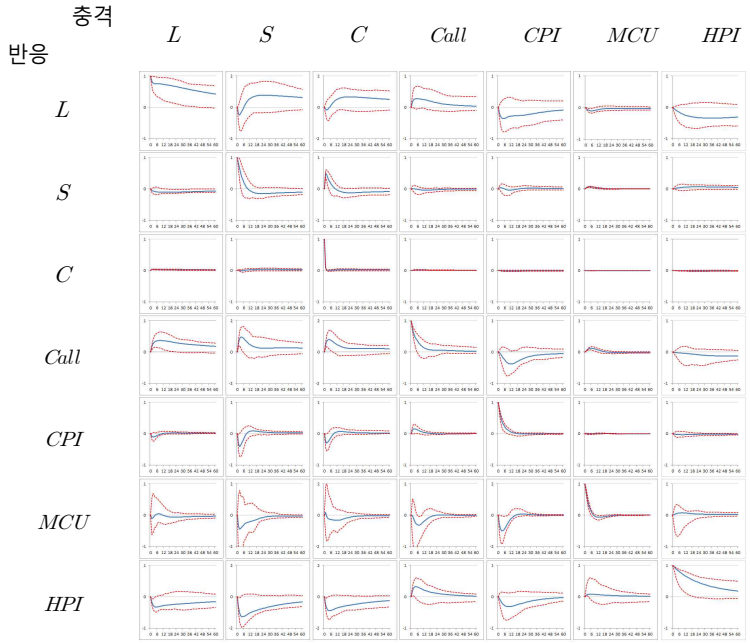


Ⅲ. 정책효과 분석

1. 충격반응 분석

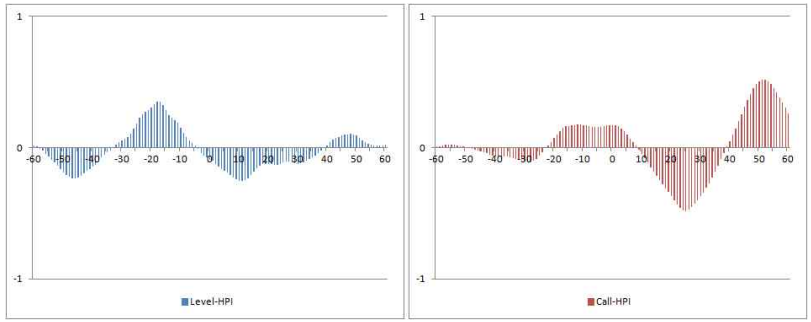
다음 <그림 5>는 확장모형에서 충격반응함수와 95% 신뢰구간을 나타내고 있다. 먼저 콜금리 충격은 금리 수준을 증가시키지만 기울기와 곡률에는 미미한 영향을 끼치며, 각각의 수준, 기울기, 곡률 충격은 콜금리를 증가시키는 영향을 주고 있는 것으로 나타나고 있다.

<그림 5> 확장모형의 충격반응함수



이러한 결과는 콜금리의 움직임을 결정하는 기준금리 결정시 전반적인 금리수준과 장단기 스프레드 그리고 단기/중기/장기 금리의 상대적 크기 등이 반영됨을 의미하는 것으로 볼 수 있으며, 콜금리 충격은 일시적으로 기울기에 미미한 영향을 미치지만 결국은 금리수준을 높이는 형태로 영향을 미치는 것을 의미한다. 기간구조 상태변수간 충격반응함수 결과에서 특이한 사실은 수준과 기울기가 곡률에 미미한 영향을 끼치는 반면 곡률은 두 변수에 의미있는 영향을 끼치는 것으로 나타난 점이다. 기간구조와 거시변수간 관계를 보면 기간구조 상태변수 충격은 소비자물가지수, 제조업가동률, 주택가격지수를 하락시키는 것으로 나타나고 있으며 특히 수준 충격에 비해 기울기 충격이 보다 강화된 반응을 이끌어내고 있다. 한편, 콜금리 충격은 제조업가동률을 하락시키지만 소비자물가지수와 주택가격지수를 상승시키는 것으로 나타나고 있는데 이 이유는 다음의 교차상관관계 그림에서 알 수 있듯이 수준은 주택가격지수와 동일시점에서 (-)의 상관관계를 갖지만 콜은 (+)의 상관관계를 갖고 약 10개월후에 주택가격지수와 (-)의 상관관계를 갖는 것으로 나타나고 있다. 즉, 콜금리 충격은 약간의 시차를 갖고 주택가격에 영향을 미친다는 것을 알 수 있다.

<그림 6> 수준 및 콜금리와 주택가격간 교차상관관계

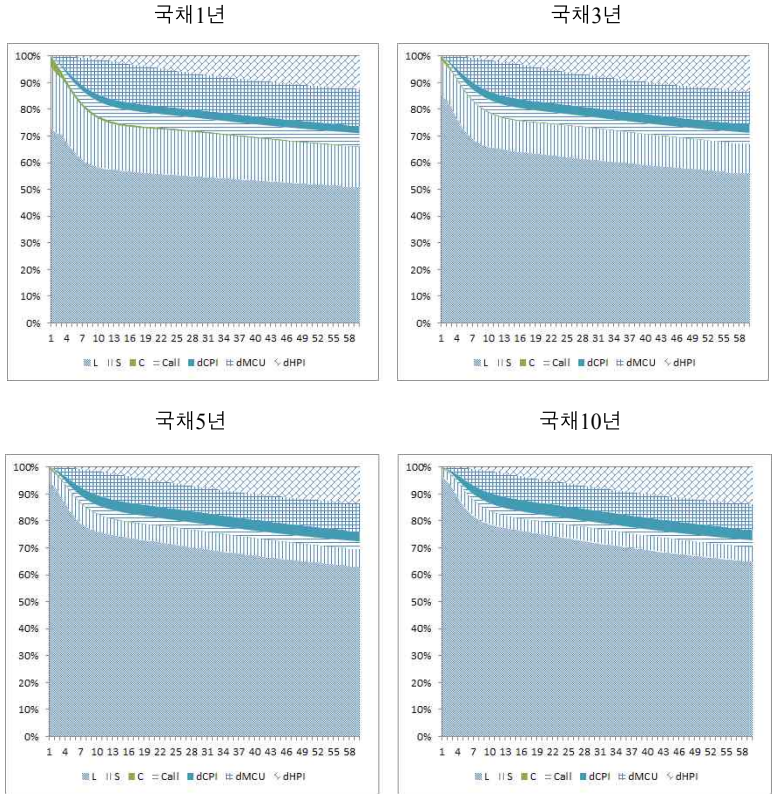


2. 분산분해 분석

다음 그림은 확장모형에서 향후 60개월동안 국채금리에 대한 분산분해 결과를 나타내고 있다. 여기서 국채금리에 대한 분산분해 결과는 DRA(2006)가 제시한 바와

같이 관측방정식을 이용하여 각 금리의 오차제곱평균(MSE)을 상태변수의 오차제곱평균의 함수로 분해하여 계산한 결과이다. 금리의 변동은 단기에 거시경제변수의 영향을 상대적으로 작게 받지만 장기로 갈수록 그 효과가 커지고 60개월후에 약 20%정도의 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다. 또한 만기가 길어질수록 수준의 영향력이 커지며 상대적으로 단기금리는 기울기의 변동이 의미있는 영향을 미치고 있음을 알 수 있다.

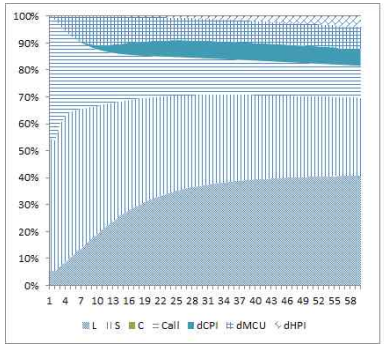
<그림 7> 국채금리 분산분해 결과



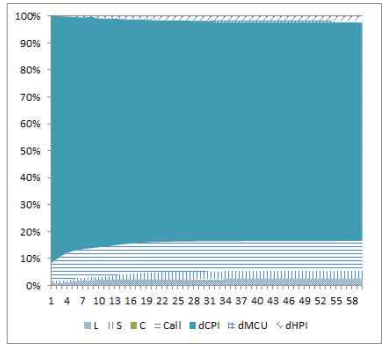
다음 그림은 확장모형에서 향후 60개월동안 거시경제변수에 대한 분산분해 결과를 나타내고 있다. 특이한 사실은 거시경제변수들의 변동에서 기간구조 변수들이 미치는 영향은 매우 작게 나타난다는 사실이다. 다만 콜금리의 경우만 거시경제변수들의 영향에 비해 기간구조 변수들의영향이 의미있게 큰 것으로 나타나고 있다. 주택가격의 경우 기간구조 변수들의 영향력은 약 6개월 이후로 10%의 주택가격 변동을 설명하는 것으로 나타나고 있으며 제조업가동률이 약 20%를 설명하고 있는 것으로 나타나고 있다.

<그림 8> 거시변수 분산분해 결과

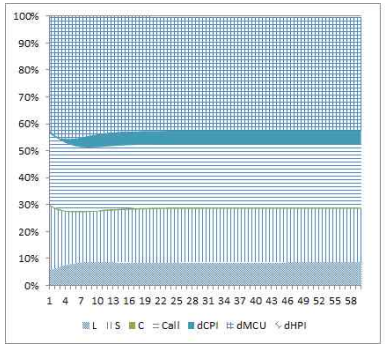
Call



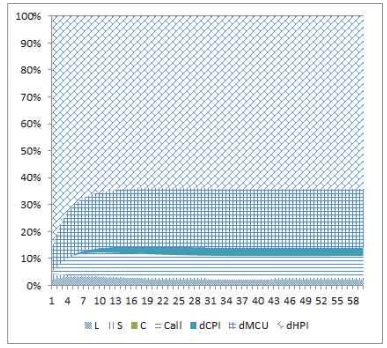
CPI



MCU



HPI



V. 결 론

본 연구는 DRA(2006)의 시변 Nelson-Siegel 모형을 거시경제변수의 관측방정식 오차를 고려하여 상태공간모형 방식으로 추정하고 거시경제변수와의 연관관계를 분석하였다. 기존 연구들이 추정방법을 달리하거나 또는 금리만을 고려하는 형태로 분석을 시행한 반면 본 연구는 금리와 거시 변수들로 구성된 상태공간모형을 칼만필터를 적용하여 한번에 추정하였다. 주요 결과로 콜금리가 정책변수로서 거시경제에 큰 영향을 미치고 특히 주택가격의 경우 시차를 두고 반응이 나타남을 보였으며 금리의 변동에서 장기로 갈수록 거시경제변수의 효과가 커짐을 실증 결과로 제시하였다.

참 고 문 헌

송준혁, “상태-공간모형을 이용한 Nelson-Siegel 이자율 기간구조 추정과 예측,” 「선물연구」, 19, 3, 2011, 309-334.

엄영호, 오승곤, “산금채 수익률 곡선(Yield Curve) 추정: 시가평가 수익률 자료와 유통수익률 자료를 이용한 비교분석,” 「조사연구」, 한국산업은행, 1999, 28-54.

엄영호, 이준희, 지현준, “한국의 이자율 기간구조와 통화정책,” 「금융학회지」, 12, 4, 2007, 121-166.

윤재호, “구조적 벡터자기회귀모형을 이용한 거시금융 기간구조 분석,” 「계량경제학보」, 23, 4, 2012, 278-311.

이준행, “Nelson-Siegel 모형을 이용한 이자율기간구조의 추정 및 예측,” 「선물연구」, 12, 2, 2004, 101-126.

임형석, “우리나라 수익률곡선 추정과 특징,” 「경제분석」, 11, 2, 2005, 35-82.

정희준, “적극적 채권운용전략을 위한 수익률곡선 분석,” 「재무관리연구」, 25, 2, 2008, 1-31.

Ang, A., and M. Piazzesi, "A No-arbitrage Vector Autoregression of Term Structure Dynamics with Macroeconomic and Latent Variables," *Journal of Monetary Economics* 50, 2003, 745～787.

Bank of International Settlements, "Zero-Coupon Yield Curves: Technical Documentation," Basle: Bank for International Settlements, 2005.

Blanchard, O. J. and D. Quah, "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances,” *American Economic Review* 79, 1989, 655-73.

Björk, T. and B. J. Christensen, “Interest Rate Dynamics and Consistent Forward Rate Curves,” *Mathematical Finance*, 9, 1999, 323-348.

Clark, P., “The cyclical component of US economic activity” *The Quarterly Journal of Economics*, 102, 1987, 797–814.

Diebold, F.X., G.D. Rudebusch, and S.B. Aruoba, "The Macroeconomy and the Yield Curve: A Dynamic Latent Factor Approach," *Journal of Econometrics* 131, 2006, 309～338.

Diebold, F.X., and C. Li, "Forecasting the Term Structure of Government Bond Yields," *Journal of Econometrics*, 130, 2006, 337-364.

Harvey, A. C., “Trends and Cycles in Macroeconomic Time Series,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 1985, 3, 216-227.

Nelson, Charles R. and Andrew F. Siegel, “Parsimonious Modeling of Yield Curves,” *Journal of Business*, 60, 1987, 473-489.

Svensson, L.E.. “Estimating and Interpreting Forward Interest Rates: Sweden 1992-1994.” Centre for Economic Policy Research, Discussion Paper 1051, 1994.

Watson, M..“Univariate detrending methods with stochastic trends,” *Journal of Monetary Economics*, 18, 1986, 49-75.