

최근 통화정책 레짐 변화와 미 정부채 금리 예측*

박재진**

글로벌 금융위기로 2008년 말경부터 미 연준이 제로금리정책을 시행하는 등 미국 금융시장이 큰 변화를 보임에 따라 넬슨 시겔 모형의 모수를 이용하여 미 정부채 금리를 예측해 보았다. 예측모형으로는 일반 선형모형인 V(AR) 모형과 국면전환모형인 2-상태 및 3-상태 Markov-Switching V(AR) 모형을 사용하였다.

2008. 1~2011. 12월까지의 기간을 대상으로 미 정부채를 예측한 결과 래그변수가 두 개인 3-상태 Markov-Switching VAR 모형의 금리 예측력이 가장 우월하였다. 이는 동 모형이 고금리 수준 레짐, 일반금리 수준 레짐뿐만 아니라 최근 제로금리정책 시행에 따른 저금리 수준 레짐을 잘 반영하기 때문인 것으로 풀이된다. 또한 동 모형은 저금리 수준 레짐 지속확률이 크게 높아지는 시기가 미 연준의 대규모 자산매입정책(large-scale asset purchase) 시행 시기와의 일치함을 보여주고 있어, 외화자산의 적정 자산배분뿐만 아니라 리스크 관리에도 기여할 수 있을 것으로 기대된다.

핵심주제어: 금리 예측, 국면전환모형, 넬슨 시겔 모형, 미 정부채 금리, 통화정책 레짐, 제로금리정책

경제학문헌목록 주제분류: E43, E47, E52

I. 머리말

2008년 리만 브라더스의 파산 사태로 촉발된 글로벌 금융위기로 인해 1930년대 대공황 이후 최악의 경기 침체가 예상됨에 따라, 미국을 비롯한 주요국은 재정지출 확대 및 대폭적인 금리 인하 등 사상 초유의 글로벌 정책 공조를 추진하였다. 이에 따라 미국을 비롯한 주요국의 금리가 유례없는 하락세를 보이는 가운데 2011년 하반기 들어서는 유럽의 재정위기까지 겹치면서, 사상 처음

* 본고의 작성을 위해 금리통계를 수집·정리해 준 한국은행 김현철 과장님과 본고의 완성을 위해 많은 도움을 주신 송치영 심사위원장님, 그리고 익명의 심사위원님께 감사드립니다.

** 대구광역시 경제정책자문관, 전화: 010-5278-3085, E-mail: jjinpark@bok.or.kr
논문투고일: 2014. 12. 4 수정일: 2014. 1. 6 게재확정일: 2014. 6. 3

으로 주요국의 단기금리가 거의 제로 수준에 이르고 미국의 10년 만기 정부채 금리도 2%를 하회하는 등 상당히 큰 변화를 보였다.

미 정부채 금리의 변화는 국제 자본이동의 변화 등을 통해 국제 금융시장뿐만 아니라 글로벌 경제체제에 편입되어 있는 모든 국가에 상당히 큰 영향을 미쳤다. 특히, 미국 금리의 영향이 큰 국가일수록 자국의 자본거래에 미치는 영향도 커지게 되었다. 따라서 이들 국가의 통화당국은 통화정책의 효율적 운영을 위해, 그리고 글로벌 자산운용기관은 보유자산 가치의 효과적인 관리를 위해, 주요국 금리에 대한 예측을 정확히 할 필요가 있다 하겠다. 그러나 글로벌 금융위기로 국제 금융시장에 상당히 큰 변화가 발생하면서 기존 선형모형에 의한 금리 예측이 한층 어려워지게 되어 금리 예측을 보다 정확히 할 수 있는 모형을 적극 모색할 필요성이 대두되었다. 또한 금리 수준뿐만 아니라 금리만기구조(수익률곡선)도 미래의 인플레이션 및 경기 상황과 관련한 경제주체의 기대를 반영함으로써 오래 전부터 통화정책¹⁾뿐만 아니라 자산운용을 위한 매우 중요한 정보로 활용되어 왔다는 점에서, 이에 대한 예측의 정확성을 도모하는 것도 통화정책 당국과 글로벌 자산운용기관에게 중요한 과제의 하나가 되고 있다.

이처럼 금리 수준 및 금리만기구조에 대한 예측의 중요성을 고려하여, 본 논문에서는 기존의 일반 선형모형에 비해 금리 예측력이 높은 모형이 있는지를 모색해 보고자 한다. 먼저 금리 예측 대상은 미국 정부채 금리로 하고, 금리 예측을 위한 모형으로는 통화정책 및 채권투자전략과 깊은 관련이 있는 모형으로서 금리 수준, 기울기, 곡도 등 금리의 경제적 의미를 잘 설명할 수 있는 Nelson Siegel 모형을 이용하고자 한다. 즉, 금리 예측을 위해 동 모수를 먼저 예측한 다음 동 모수 추정치를 이용하여 금리를 예측하고자 한다. 넬슨 시겔 모형의 모수를 예측하기 위한 모형으로는 글로벌 금융위기 이후 미국의 단기금리가 거의 '제로(零)' 수준에 근접하는 등 금융시장 구조가 과거와 달리 크게 변화한 점을 감안하여, 단순 자기회귀모형뿐만 아니라 시장구조의 변화 가능성을 고려하여 국면전환모형인 Markov-Switching 모형도 사용하고자 한다.

이러한 내용을 반영하여 본 논문에서는 제Ⅱ절에서는 미 정부채 금리 예측에 관한 선행연구를 살펴보고, 제Ⅲ절에서는 미국 정부채 금리 추이, 동 금리와 관련한 넬슨 시겔 모수에 대해 설명과 추이, 그리고 이들 모수를 활용하여 각 모

1) Bernanke(2013)는 최근 미국 장기금리가 낮은 이유를 낮은 기대인플레이션, 최근의 완화적 통화정책을 반영하는 단기실질금리(또는 물가조정 단기금리), 기간 프리미엄(term premium) 등 세 가지 요인에 의해 결정되는 것으로 보았다.

형별 금리 예측을 실시하고 모형별로 예측력을 비교하고자 한다. 마지막 제IV 절에서는 주요 분석결과를 요약함과 함께 시사점을 살펴본 후 향후 연구방향에 대해 간략히 언급하고자 한다.

II. 선행연구

금리 수익률곡선은 다양한 측면에서 상당히 중요한 경제적 의미를 갖는다. 먼저 통화정책 측면에서는 수익률곡선의 장단기 금리관계가 통화정책 파급메커니즘의 주요 경로가 됨으로써 통화당국이 정책금리를 조정하는 토대가 되고, 경제분석 측면에서는 다양한 경제변수와 수익률곡선 간 상호 영향을 분석함으로써 미래 경제에 대한 경제주체의 기대 변화 또는 현재의 수익률곡선 변화에 따른 미래 경제의 변화 등을 분석할 수 있다. 또한 자산운용 측면에서는 수익률곡선의 변화가 보유자산 가치의 변화에 매우 큰 영향을 미칠 뿐만 아니라 동곡선을 활용한 투자전략을 통해 수익 증대를 도모할 수 있다는 점에서 매우 중요하다(Fabozzi *et al.*, 2007).

이처럼 다양한 측면에서 중요한 역할을 하는 수익률곡선에 대해 그 동안 이론적으로 뿐만 아니라 실증적인 측면에서 많은 발전이 이루어져 왔다. 이론적 측면에서는 기대가설(expectation hypothesis), 유동성선호가설(liquidity hypothesis), 시장분할가설(market segmentation), 그리고 시장분할가설 및 기대가설을 조합한 선호서식가설(preferred habitat hypothesis) 등으로 발전해 왔다. 실증적인 측면에서는 실제 시장에서 형성되는 수익률곡선에 적합한 모형을 찾기 위한 노력으로 크게 Nelson-Siegel류 모형(NSM)과 Affine Term Structure류 모형(ATSM)에 의한 추정과 예측이 주로 이루어져 왔다(Diebold *et al.*, 2006; Nyholm *et al.*, 2010). 이 중에서도 Nelson-Siegel 모형의 모수 추정에 의한 수익률곡선 추정방법이 모형이 간단하면서도 예측력이 우월한 것으로 분석되고 있다(Nyholm *et al.*, 2010). 특히, 최근에는 동 모형을 이용한 주요국의 제로금리정책에 대한 연구도 진행되고 있다(Gasha *et al.*, 2010; Steely, 2012; Christensen, 2013). 이는 동 모형이 특정 시점의 이자율 구조를 금리 수준(level), 기울기(slope), 곡도(curvature) 등 경제적 의미로도 표현할 수 있는 장점을 보유하고 있기 때문에 채권투자 등 다양한 측면에서 활용이 가능하기 때문이다. 따라서 본고도 벨슨 시겔 모형을 사용하여 미 정부채 금리와 만기구조를 예측하고자 한다. 다음에

서는 본고의 실증분석과 관련한 국내외 주요 연구결과를 간략히 살펴보고자 한다.

1. 해외 연구

Nelson and Siegel(1987)은 세 가지 모수($\beta_0, \beta_1, \beta_2$)로서 수익률곡선을 추정하는 모형을 제시하고 있는데, 이들 세 가지 모수 중에서 β_0 는 장기금리 수준을, β_1 은 기울기를, β_2 는 곡도를 의미한다. Diebold *et al.*(2006)과 Nyholm *et al.*(2010)은 동 모형의 세 요인이 채권 가격의 변화를 잘 나타냄으로써 동 모형이 affine 모형보다 예측력이 높다고 주장하였다.

한편, Svensson(1994)은 동 모형의 곡도(β_2)를 다시 중기곡도(β_2)와 단기곡도(β_3)로 구분한 4요인 모형(four factor model)으로 확장함으로써 곡도에 대한 추정력을 개선하였다. 이후 Björk-Christensen(1999)은 단기이자율 추정에 무차익 거래조건(arbitrage-free pricing) 접근방법을 사용함으로써 이전의 모형에 비해 수리적 및 이론적 배경을 강화하였다.

넬슨 시겔 모형은 모수 추정기법에 있어서도 많은 진전이 이루어졌다. 당초에는 넬슨 시겔 모형의 모수를 정태적으로 추정하였으나 Diebold *et al.*(2008)은 동 모수를 동태적으로 추정하는 방법을 개발하였다. 즉, 넬슨 시겔 모형의 3개 모수를 AR(1) 및 VAR(1) 모형 등으로 추정하여 각 모수의 시간의 흐름에 따른 움직임을 분석하였다. 그리고 동 모수를 이용하여 각 모형의 금리 예측력을 비교하였는바 이 중 AR(1) 모형의 금리 예측력이 가장 우월한 것으로 평가하였다.

De Pooter(2007)는 3요인 모형 이외에도 4요인 모형을 이용하여 미국 정부채 금리를 예측하고, 4요인 모형의 예측력이 3요인 모형보다 우월한 것으로 분석하였다. 아울러 4요인 모형에 기초하여 AR(1) 상태공간모형(state space model)으로 금리를 예측한 결과 동 모형이 확률보행(random walk)모형과 VAR 모형의 예측력보다 우월한 것으로 분석하였다. 최근에는 주요국의 제로금리정책과 관련한 금리 예측 연구가 진행되고 있다. Steely(2012)는 영국의 제로금리정책 추진으로 정책금리가 2008년 10월 5% 수준에서 2009년 3월 0.5%로 급격히 인하된 점을 반영하여, 추정기간을 2008년 10월을 기점으로 하여 전후 두 기간으로 구분하고 월별 통계를 이용하여 영국 정부채 금리를 예측하였다. 예측결과 양 기간 중에 예측력에 변화가 발생한 것으로 결론을 내렸다. 즉, 글로벌 금융위기에 대한 대응으로 금리가 급격히 인하된 이후에는 단기금리에 대한 예측력이

글로벌 금융위기 이전과 달리 오히려 높아진 반면 장기금리에 대한 예측력은 낮아진 것으로 분석하였다. 그 이유로는 정책금리가 거의 영의 수준에 도달함에 따라 단기금리의 변동성이 줄어들면서 단기금리에 대한 예측력은 높아졌으나 미래 경제에 대한 불확실성이 높아지면서 장기금리에 대한 예측력은 오히려 낮아졌기 때문인 것으로 분석하였다.

한편, Christensen(2013)은 미 연준이 2008년 12월 16일부터 페더럴펀드 금리를 0~0.25%로 유지하는 제로금리정책을 추진함에 따라 미 정부채 금리 예측에 대한 실증분석을 실시하였다. 실증분석모형으로는 넬슨 시겔 모형의 세 가지 모수 이외에 새로운 변수로서 제로금리 제약 상태(zero bound state)를 반영하는 2-상태 레짐변동(2-state regime switching) 요인을 추가한 모형을 사용하였다. 이는 일반적인 통화정책 상태와 제로금리정책 상태 하에서 미 정부채 수익률이 달라지는 것으로 가정한 것이다. 그는 3개월, 6개월, 1년, 2년, 3년, 5년, 7년, 10년 만기의 금리에 대해 1985년 1월 4일부터 2012년 12월 28일까지의 주간 통계를 이용하여 앞서의 두 모형의 통계적 설명력을 비교하였다. 비교결과 레짐변동 요인이 없는 모형보다 레짐변동 요인을 포함하는 모형의 통계적 설명력이 훨씬 높은 것으로 분석하였다. 한편, 동 모형으로 미국의 제로금리정책 레짐이 지속될 확률도 추정하였는데, 미 연준이 대규모 자산매입정책(large-scale asset purchase programs: LSAP)을 시행하거나 향후 정책 가이드라인(forward guideline)을 제시한 시점에서 동 확률이 높아지는 것으로 분석함으로써 미국의 제로금리정책 추진과정을 잘 설명하는 것으로 분석하였다. 아울러 동 모형으로 일반적인 통화정책 상태 하에서의 금리 수준과 제로금리 제약 상태 하에서의 금리 수준을 예측한 결과 제로금리 제약 상태 하에서 벗어나 일반적인 통화정책 상태로 전환되는 경우에는 금리 수준이 높아지는 것으로 분석하였다. 즉, 1년 후에는 1년 및 2년 만기 금리가 제로금리 제약 상태가 지속될 경우의 금리 수준보다 각각 112bp 및 61bp 높아지는 것으로 분석하였다.

2. 국내 연구

본고의 연구방법과 관련하여 국내에서 Nelson-Siegel 모형을 이용한 연구로는 이준행(2004), 임형석(2005), 정희준(2008), 박윤선·조담(2011), 박원주(2013) 등이 있으며, 국면전환모형을 사용한 모형은 이유나 등(2010)이 있다. 먼저 이준행(2004)은 Nelson-Siegel 모형의 모수를 이용하여 우리나라의 수익률곡선을 예

측하였다. 즉, 3요인 넬슨 시겔 모형의 모수를 AR 모형으로 예측한 후 동 모수를 이용하여 금리를 예측하였다. 단위근 검정결과 단위근이 나타난 경우에는 동 자료를 차분하여 사용하였다. 추정대상 기간은 2003년 6월 5일부터 2004년 3월 29일까지로 하고 3개월, 6개월, 1년, 2년, 3년, 5년, 10년 만기 등의 만기별 금리 예측 결과를 주성분 요인분석 모형과 랜덤워크 모형에 의한 예측결과와 비교하였다. 분석결과 1개월 이내 금리 예측은 랜덤워크 모형의 예측력이 우월한 것으로 분석하였으나 3개월 및 6개월 이후 금리에 대한 예측력은 AR 모형이 우월한 것으로 분석하였다. 또한 장기금리에 대한 예측력이 단기금리에 대한 예측력보다 높은 것으로 분석하였다.

임형석(2005)은 2004년 1년 동안 통안채와 국고채의 거래가격을 이용하여 Nelson-Siegel 모형의 모수를 추정하였다. 연구결과 수익률곡선에 내재된 정보가 향후 수개월 이내에 미래의 이자율 움직임에 대해 높은 예측력을 가지고 있음을 보여줌으로써, 동 모형의 추정결과가 통화정책의 정보변수로서 유용하다고 주장하였다. 정희준(2008)은 만기수익률을 현물이자율 측정치로 그대로 사용한 이준행(2004)에 대해, 만기 원리금 일시상환채권인 제1종 국민주택채권의 유통수익률 자료를 이용하여 실제 현물이자율의 기간구조를 추정하였다. 추정결과 이자율 수준과 기울기는 실제 금리와의 편차가 경미하였으나 곡도의 경우는 편차가 실제값보다 크게 나타난 것으로 분석하였다.

박윤선·조담(2011)은 우리나라의 통안채와 국고채 유통자료를 이용하여 4요인 넬슨 시겔 모형과 함께 모수의 수가 6개인 Svensson 모형과 Björk-Christensen 모형으로 이자율 기간구조를 추정하였다. 비정상적인 상황 하에서는 Björk-Christensen 모형의 설명력이 가장 높은 것으로 나타났으나 정상적인 상황 하에서는 세 가지 모형 모두 비슷한 설명력을 보여주는 것으로 분석하였다. 아울러 3요인 넬슨 시겔 모형은 이자율 기간구조의 동적 특성을 나타낼 수 있을 뿐만 아니라 모수의 수도 적어 간결하다는 이점이 있어, 여타 넬슨 시겔류 모형에 비해 우월한 것으로 분석하였다.

박원주 등(2013)은 넬슨 시겔 모형을 사용하여 잠재적 요인만을 고려한 상태공간모형과 소비자물가지수, 산업생산지수 등의 거시경제변수를 외생변수로 고려한 모형 등 두 가지 모형으로, 우리나라 국고채의 1개월부터 10년까지의 18개 만기 수익률에 대해 각각 3개월, 6개월, 1년 후의 표본 외 예측을 실시하였다. 그 결과 예측시차가 단기인 경우에는 잠재적 요인만을 고려한 모형이, 장기인 경우에는 거시경제변수를 고려한 모형의 예측력이 높은 것으로 분석하였다.

한편, 이유나 등(2010)은 1958년 12월부터 2009년 12월까지의 월별 통계를 사용하여 미 정부채 금리의 기간구조에 대한 예측에 대한 연구를 실시하였다. 다만 앞서의 연구자들이 벨슨 시겔 모형을 사용하여 예측력을 분석한 것과 달리 일반 선형 오차수정모형(error correction model)과 함께 비선형인 2-상태 국면전환 오차수정모형(Markov-Switching vector error correction model: MS-VECM)을 사용하였다. 분석대상으로는 미 정부채 금리의 만기는 3개월, 1년, 3년, 5년, 10년 등 다섯 가지로 하고 글로벌 금융위기 시기인 2008년부터 2009년까지 분기별로 표본 외 예측을 실시하였다. 예측결과 선형인 일반 ECM 모형보다는 비선형인 MS-VECM 모형의 예측력이 우월한 것으로 분석하였으며, 특히 MS-VECM 모형의 분석결과를 변동성 크기에 따라 레짐1과 레짐2로 구분한 결과 변동성이 큰 레짐1에서의 예측력이 보다 더 우월한 것으로 해석하였다.

Ⅲ. 실증분석

1. 실증분석 방법

본 논문에서는 미 정부채 금리 예측에 보다 적합한 모형을 모색해 보고자 한다. 금리 예측 방법은 3요인 벨슨 시겔 모형의 모수 추정에 의한 방법을 사용하고, 벨슨 시겔 모형의 모수 추정을 위한 모형으로는 선형모형인 AR 및 VAR 모형과 함께 글로벌 금융위기 등 미국 금융시장에 구조변화가 발생하였음을 가정하여 Markov-Switching AR 및 VAR 모형도 사용하고자 한다. Markov-Switching 모형은 2-상태 및 3-상태 등 두 가지 모형을 사용하고 시계열 모형의 래그변수는 선형 및 비선형 모형 모두 1개에서 3개까지 사용하고자 한다.²⁾ 여기서 2-상태 Markov-Switching 모형은 각 상태를 고금리 레짐과 저금리 레짐으로 가정하는 한편, 3-상태 Markov-Switching 모형은 각 상태를 통화량 목표 관리정책 기간을 포함하는 고금리 시기의 고금리 레짐, 동 시기를 전후한 일반 금리 레짐, 그리고 최근의 제로금리정책 시기를 포함하는 저금리 레짐 등 세 가지 레짐으로 가정하였다.

금리의 만기구조 추정을 위한 미 정부채 만기는 3개월, 1년, 3년, 5년, 10년 등 다섯 개의 만기를 사용하였다. 금리 예측을 위해 사용한 자료는 월별 통계

2) 구체적인 추정방법은 Krolzig(2000) 및 Bellone(2005) 참조.

를 사용하였다.³⁾ 이는 경제통계의 대부분이 월별로 발표되고 자산운용 계획도 주로 월별로 수립되는 관행을 반영한 것이다. 금리통계는 1958년 12월부터 2011년 말까지의 월별 통계를 사용하였다. 이는 이유나 등(2010)이 시장의 변동성이 높은 시기에 국면전환 오차수정모형의 예측력이 일반 오차수정모형보다 우월한 것으로 분석함에 따라, 본 논문에서도 글로벌 금융위기 시기에 국면전환모형의 예측력이 일반 선형모형의 예측력보다 우월한지를 보고자 한 것이다. 금리 예측을 위해서는 먼저 1958년 12월부터 2007년 말까지를 사용하여 벨슨 시겔 모형의 모수를 추정하고, 이를 기초로 2008년 1월부터 2011년 12월까지 총 4년간의 월별 금리를 예측하였다. 익월의 금리 예측치는 전월까지의 자료를 사용하여 재예측하였다. 그리고 본 논문은 통화정책 또는 국제채권포트폴리오 관리 등을 위한 금리 예측의 정확성을 주요 목적으로 함으로써 표본 외 예측만을 실시하였다.

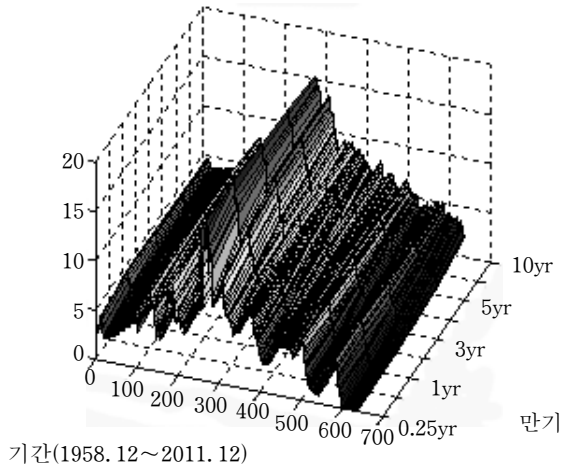
그리고 미 정부채 금리를 예측하기에 앞서 미 정부채 금리의 각 만기별 움직임을 개관해 보고, Nelson-Siegel 모형에 의해 추정된 세 가지 모수가 불안정한 시계열 움직임을 보이는지를 살펴보았다. 이는 금리가 대체로 불안정한 시계열 움직임을 보인다는 점에서 만약 모수가 불안정적인 경우 이를 안정된 자료로 조정한 후 사용하고자 함이다. 이후 벨슨 시겔 모수를 기초로 각 만기별 금리를 예측하고 동 예측치와 실제치의 차이를 평균 제곱근 오차(root mean square error: RMSE)의 크기로 각 모형의 예측력을 비교하였다.⁴⁾ 아울러 최근 미국의 체로금리정책 시행 등에 따른 금리 기율기의 중요성을 고려하여 각 모형의 금리 기율기에 대한 예측력도 살펴보았다.

2. 미 정부채 금리 추이

미 정부채 금리를 예측함에 앞서 1958년 12월부터 2011년 12월까지 3개월, 1년, 3년, 5년, 10년 등 5개 만기의 미 정부채 금리의 움직임을 살펴보았다(〈그림 1〉 참조). 전반적으로 금리 수준은 1950년대 후반부터 꾸준한 상승세를 보이다가 1980년대 초반 제2차 석유위기 발생시 가장 높은 수준을 기록한 후 최근까지 지속적인 하락세를 보이고 있다. 특히, 2008년부터 글로벌 금융위기시 크게 하락한 후 최근에는 단기금리가 거의 0의 수준에 근접하고 장기금리 수준

3) 매월 초 금리를 사용하였다.

4) 예측오차의 표준편차는 예측 참고지표로서 추가하였다.



<그림 1> 미 정부채 금리의 만기별 추이

<표 1> 미 정부채 금리의 만기별 상관계수

기간	만기	3M	1Y	3Y	5Y	10Y
1958~2007	3M	1				
	1Y	0.9899	1			
	3Y	0.9561	0.9822	1		
	5Y	0.9305	0.9616	0.9950	1	
	10Y	0.8925	0.9272	0.9766	0.9925	1
2008~2011	3M	1				
	1Y	0.9633	1			
	3Y	0.8160	0.8938	1		
	5Y	0.6844	0.7652	0.9583	1	
	10Y	0.5203	0.5920	0.8344	0.9515	1
1958~2011	3M	1				
	1Y	0.9919	1			
	3Y	0.9646	0.9855	1		
	5Y	0.9427	0.9678	0.9953	1	
	10Y	0.9046	0.9333	0.9750	0.9911	1

주: 3M, 1Y, 3Y, 5Y, 10Y는 각각 3개월 만기, 1년 만기, 3년 만기, 5년 만기, 10년 만기임.

도 거의 2% 내외를 기록하는 등 역사적으로 가장 낮은 수준을 보이고 있다.

미 정부채 금리의 만기별 상관관계는 추정기간에 따라 상당히 변화하는 것으로 나타났다. 글로벌 금융위기 이전인 1958년부터 2007년까지의 만기별 금리 상관관계는 3개월부터 10년 만기까지 최소 0.89에서 최대 0.99까지 나타났으나, 글로벌 금융위기 발생 이후인 2008년부터 2011년까지의 만기별 상관관계는 최소 0.52에서 최대 0.96까지로 나타나 그 격차가 대폭 확대되는 것으로 나타났다. 이는 2008년부터 2011년 기간 중 만기별 금리가 구조적인 변화가 발생했을 가능성을 시사하는 것이다.

3. 넬슨 시겔 모형과 모수

넬슨 시겔 모형의 모수로 금리를 예측하기 위해서는 먼저 넬슨 시겔 모형의 모수를 먼저 추정하고, 추정된 모수를 이용하여 각 예측모형으로 다음 기의 모수를 예측한 다음, 이를 다시 넬슨 시겔 모형에 적용하여 다시 다음 기의 금리를 예측해야 한다. 여기서 넬슨 시겔 모형의 모수를 추정하기 위한 수익률 함수는 다음과 같이 나타낼 수 있다(Diebold *et al.*, 2006).

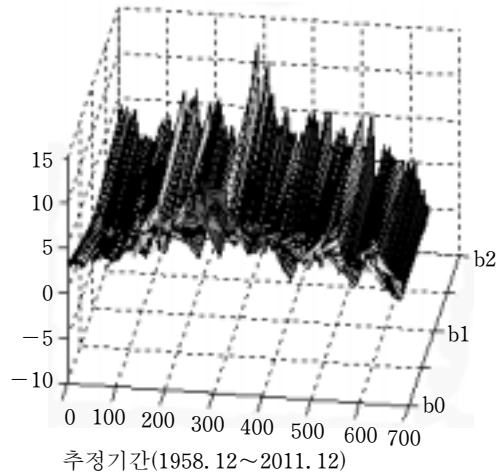
$$Z(m_t) = \beta_{0t} + \beta_{1t} \left(\frac{1 - e^{-\lambda t}}{\lambda t} \right) + \beta_{2t} \left(\frac{1 - e^{-\lambda t}}{\lambda t} - e^{-\lambda t} \right) \quad (1)$$

λ 는 시간상수로서 0.3으로 고정된 수치를 사용하였다.⁵⁾ 1958년 12월부터 2011년 12월까지 미 정부채 금리를 대상으로 추정된 모수 β_0 , β_1 , β_2 의 추정치 (이하 각각 b0, b1, b2로 표기함)는 <그림 2>와 같다.

동 추정치의 통계적 특징을 보면 장기적인 금리수준을 나타내는 b0의 평균은 6%대로 나타나고, 장기금리와 단기금리와의 차이로서 기울기를 의미하는 b1은 음수로 나타나, 장기적으로 장기금리보다 단기금리가 낮은 기울기를 보이는 정상적인 수익률곡선의 모습을 보였다. 아울러 금리곡도를 나타내는 b2는 소폭의 양수로 나타남으로써 동 기간 중 수익률곡선이 전반적으로 상향으로 굽은 모습(humped shape)을 보여주고 있다(<표 2> 참조).

이들 넬슨 시겔 모수의 움직임을 미 정부채 금리의 움직임과 비교해 보았다.

5) Diebold *et al.*(2008)이 사용한 $\lambda=0.29$ 와 거의 차이가 없다는 점과 주요 외국 자산운용기관이 이를 사용하고 있는 점을 고려하여 동 수치를 사용하였다.



〈그림 2〉 넬슨 시겔 모형에 의한 모수 추정치(b0, b1, b2) 추이

〈표 2〉 넬슨 시겔 모수의 통계적 특성

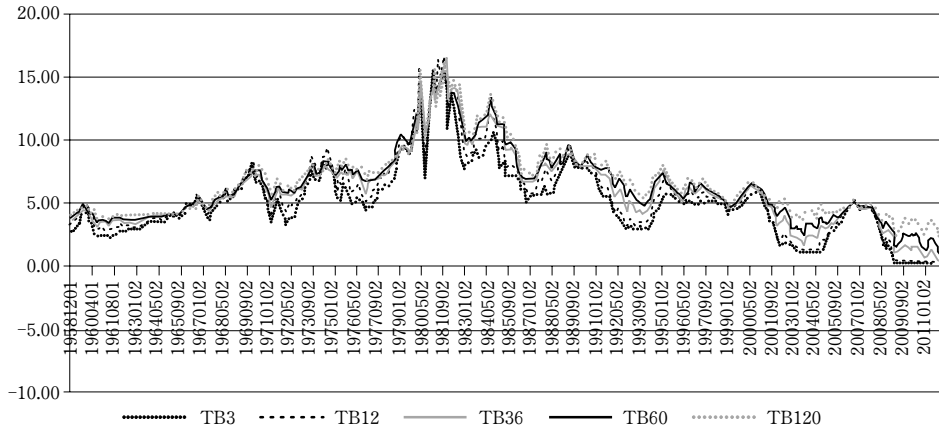
	b0	b1	b2
평균	6.6986	-1.2785	1.2009
표준편차	2.2608	1.9959	2.7766
첨도	0.2834	0.2206	0.8766
왜도	0.8075	-0.6894	-0.0985

주: b0는 금리수준, b1는 금리 기울기, b2는 금리 곡도를 나타냄.

먼저 b0는 미 정부채 금리 중에서도 장기금리인 10년 만기 금리와 유사한 움직임을 보이고 있다. 즉, b0는 1950년대 말부터 꾸준한 상승세를 보이다가 1980년대 초반 2차 석유파동 발생시 급등세를 보인 이후 꾸준한 하락세를 보이고 있다. 특히, 2008년 이후에는 1년 만기 이하 단기금리가 1950년대 후반의 수준보다 상당 폭 낮아지는 변화를 보이고 있음에도 불구하고 장기금리인 10년 만기 금리수준과 비슷한 움직임을 보이고 있다. 이처럼 b0는 미 정부채 금리수준과 같은 움직임을 보임으로써 대체로 금리수준을 나타내는 모수로서의 역할을 충실히 하는 것으로 나타났다(〈그림 4〉 참조).

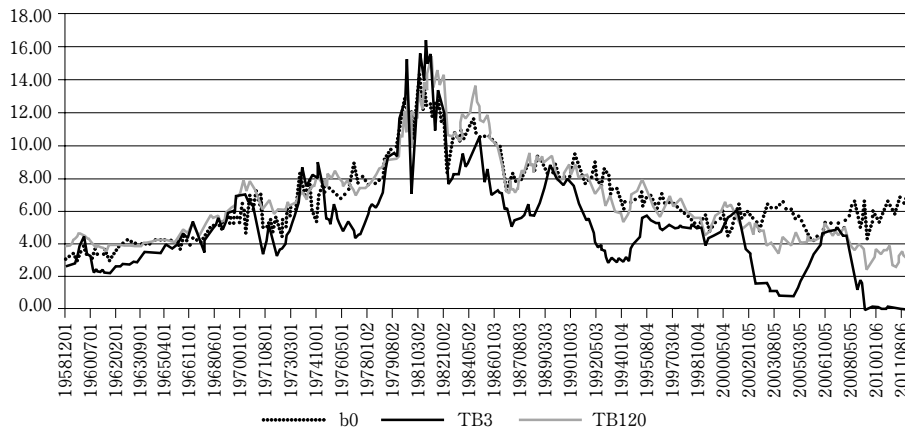
다음으로 b1은 미 정부채 금리의 기울기와 유사한 움직임을 보이는 것으로 나타났다. b1의 경우 미 정부채 수익률곡선 기울기의 대응변수로서 10년 만기 금리와 3개월 만기 금리의 차이(이하 같은 기준)와 비교한 결과 양자가 유사한

136 최근 통화정책 레짐 변화와 미 정부채 금리 예측



주: TB3, TB12, TB36, TB60, TB120은 각각 미 정부채의 3개월, 1년, 3년, 5년, 10년만기 금리.

<그림 3> 미 정부채 금리 추이

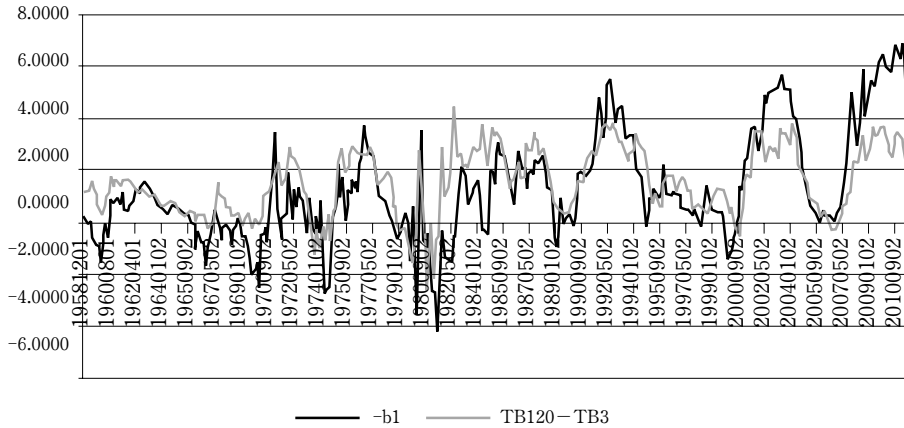


<그림 4> 넬슨 시겔 모수 b0와 미 정부채 3개월 만기 및 10년 만기 금리 추이

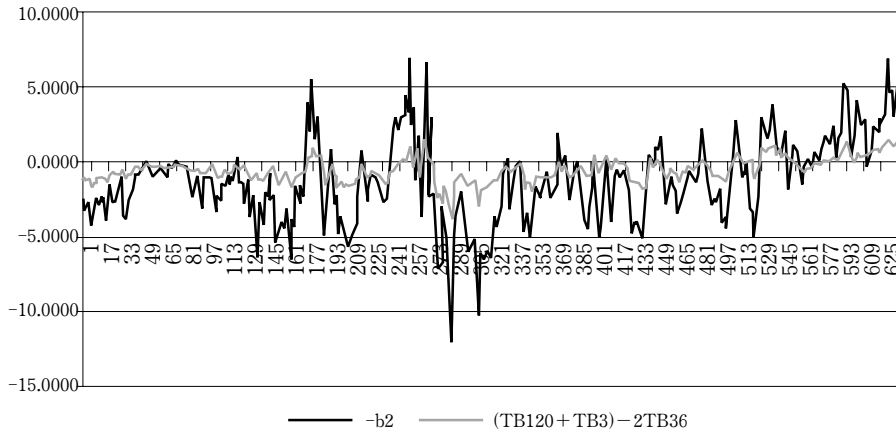
움직임을 보였다. 다만, 2003~2004년 및 2009년 이후 최근까지 일부 기간에서 실제 금리 기울기와 b1과의 차이가 확대되면서 다소 괴리를 보이고 있는 점이 특징이다(<그림 5> 참조).

마지막으로 금리의 곡도를 나타내는 b2 역시 실제 시장금리를 사용하여 만든 금리 곡도와 유사한 것으로 나타났다. 실제 금리 곡도를 정부채 3년 만기 금리를 중심으로 계산한 곡도((10년 만기 금리-3개월 만기 금리)-2×3년 만기 금리)와 비교하면 상당히 유사한 움직임을 보이고 있다(<그림 6> 참조).

이들 모수와 미 정부채 금리의 움직임을 상관계수로 비교해 보았다. b0와 10



〈그림 5〉 넬슨 시겔 모수 b1과 미 정부채 금리 기울기 추이



주: 1) (10년 만기 금리-3개월 만기 금리)-2×3년 만기 금리.

〈그림 6〉 넬슨 시겔 모수 b2와 미 정부채 금리 곡도¹⁾ 추이

년 만기 정부채 금리수준과의 상관계수는 0.89로 나타났으며, b1과 금리 기울기 (10년 만기 금리-3개월 만기 금리)와의 상관계수는 0.75, b2와 금리 곡도와의 상관계수는 0.93으로 나타났다. 실제 b2와 금리 곡도를 비교함에 있어서는 두 가지 통계로 비교해 보았다. 첫째는, 정부채 1년 만기 금리를 중심으로 계산한 금리 곡도((10년 만기 금리-3개월 만기 금리)-2×1년 만기 금리)이며, 둘째는 정부채 3년 만기 금리를 중심으로 계산한 금리 곡도((10년 만기 금리-3개월 만기 금리)-2×3년 만기 금리)이다. 이들과 b2와의 상관관계를 비교한 결과, 1년 만기 금리를 중심으로 한 곡도와 b2의 상관계수는 0.20에 그쳤으나 3년 만

〈표 3〉 넬슨 시겔 모수와 미 정부채의 금리수준, 기울기 및 곡도와의 상관계수
(1958. 12~2011. 12 기간 중)

b0와 10년 만기 금리	b1과 금리 기울기 ¹⁾	b2와 금리 곡도 ²⁾
0.89	0.75	0.93

주: 1) 미 정부채 10년 만기 금리-3개월 만기 금리.

2) 미 정부채(10년 만기 금리-3개월 만기 금리)-2×3년 만기 금리.

기 금리를 중심으로 한 곡도와 b2와의 상관계수는 0.93으로 매우 높은 수준으로 나타남으로써, 3년 만기 금리를 중심으로 한 곡도가 훨씬 의미 있는 것으로 나타났다. 이처럼 넬슨 시겔 모수 각각이 실제 금리의 수준, 기울기, 곡도와 상당히 유사한 것으로 나타나 통화정책뿐만 아니라 채권투자 등에도 충분히 활용할 수 있음을 보여주고 있다.

4. 넬슨 시겔 모형의 모수 예측

금리 예측대상 기간은 글로벌 금융위기의 핵심 시기였던 2008년 10월부터 2009년 3월까지를 포함하여 2008년 1월부터 2011년 12월까지 총 4년간으로 하였으며, 예측모형은 일반 선형모형과 시장구조의 변화를 반영할 수 있을 것으로 예상되는 Markov-Switching 모형을 사용하였다. 실증분석모형을 추정하기 앞서 시계열의 안정성 여부를 파악하기 위하여 추정된 넬슨 시겔 모수에 단위근이 있는지를 검정하였다.

(1) 단위근 검정

단위근 검정결과 〈표 4〉와 같이 모수 b0에서 단위근이 있는 것으로 나타남에 따라, 동 변수의 시계열이 안정되는 1차 차분한 자료를 사용하고 나머지 변수들은 그대로 사용하였다.

(2) 모수 예측결과

넬슨 시겔 모형의 모수 예측시 앞서 금리수준을 나타내는 b0는 1차 차분하여 사용함으로써 b0의 1차 차분한 자료(즉, 전기 대비 b0 변동폭)를 예측한 후 동 예측치에 전기의 b0 수준을 더해 줌으로써 차기 b0의 수준을 예측하였다.

일반 선형모형과 마코프-스위칭 모형으로 넬슨 시겔 모수를 예측한 결과, 넬슨 시겔 모수에 따라 예측력이 우월한 모형이 달라지는 것으로 나타났다. 먼저

〈표 4〉 미 정부채 금리의 단위근 검정결과

시계열	ADF	critical value ¹⁾		PP	critical value ¹⁾	
		1%	5%		1%	5%
b0	-1.7525	1%	-3.4616	-2.0247	1%	-3.4616
		5%	-2.8752		5%	-2.8751
		10%	-2.5741		10%	-2.5741
b0(-1) ²⁾	-12.7602	1%	-3.4616	-14.0124	1%	-3.4616
		5%	-2.8752		5%	-2.8751
		10%	-2.5741		10%	-2.5741
b1	-3.2173	1%	-3.4618	-2.8602	1%	-3.4613
		5%	-2.8753		5%	-2.8751
		10%	-2.5742		10%	-2.5741
b2	-3.1640	1%	-3.4616	-4.2123	1%	-3.4613
		5%	-2.8752		5%	-2.8751
		10%	-2.5741		10%	-2.5741

주: 1) MacKinnon(1996)의 임계치임.
 2) 전기 대비 1차 차분값.

b0에 대한 예측에 있어서는 대부분의 모형이 예측력 면에서 비슷한 것으로 나타난 가운데 AR2 모형이 미미하게 우월한 것으로 나타났다.⁶⁾ b1에 대한 예측에 있어서는 여타 모형에 비해 AR2 및 AR3 모형의 예측력이 우월한 가운데 이들 두 모형의 예측력은 비슷한 것으로 나타났다. b3에 대한 예측력은 2S-AR2 및 2S-AR3 모형 등 2상태 마코프 스위칭 모형이 상대적으로 우월한 것으로 나타났다. 이들 각 모형의 예측력을 RMSE를 기준으로 구체적으로 살펴보면, b0에 대한 예측력은 대부분의 모형의 RMSE가 0.48~0.62 범위 내로 나타난 가운데 AR2 모형이 0.48로 가장 낮고 3S-VAR2 모형이 0.485로 그 다음으로 소폭 낮은 것으로 나타났다. b1에 대한 예측력은 추정모형의 RMSE가 0.53~1.72로 범위가 넓게 나타난 가운데 AR 모형 등 선형모형이 Markov-Switching 모형보다 우월한 것으로 나타났다. 더욱이 AR2 및 AR3 모형의 예측력이 각각 0.55 및 0.53으로 가장 우월한 가운데 이들 모형의 예측력이 VAR 모형보다도 우월한 것으로 나타났다. 다만, Markov-Switching 모형 중 3S-VAR2 및 3S-

6) AR 및 VAR 뒤의 숫자 1, 2, 3으로 래그변수의 수를 나타냈으며, Markov-Switching 모형에서는 2S, 3S로 각각의 상태를 나타내었다.

〈표 5〉 넬슨 시겔 모형의 모수에 대한 모형별 예측오차의 RMSE 및 표준오차

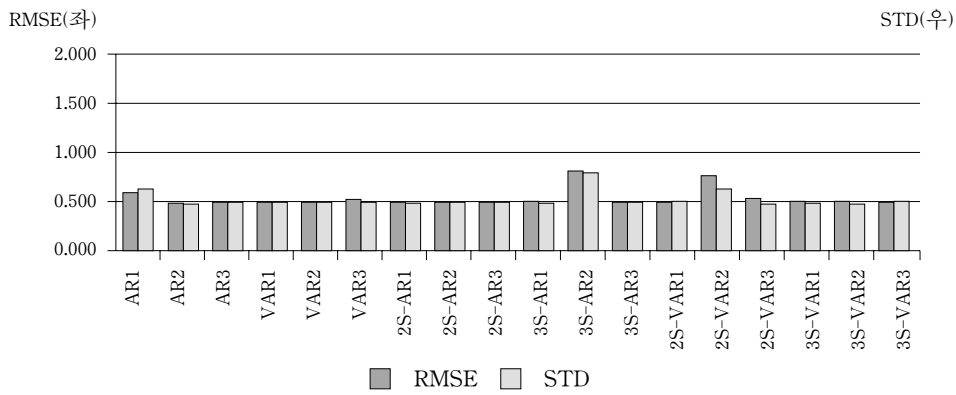
모형별	b0		b1		b2	
	RMSE	STD ¹⁾	RMSE	STD ¹⁾	RMSE	STD ¹⁾
AR1	0.618	0.624	0.556	0.529	1.118	1.016
AR2	0.480	0.484	0.549	0.512	1.146	1.036
AR3	0.497	0.501	0.528	0.502	1.153	1.068
VAR1	0.504	0.498	0.870	0.832	1.509	1.465
VAR2	0.503	0.501	0.855	0.819	1.460	1.397
VAR3	0.519	0.516	0.842	0.811	1.539	1.444
2S-AR1	0.489	0.490	1.106	0.879	1.141	0.491
2S-AR2	0.497	0.502	1.717	0.790	0.694	0.700
2S-AR3	0.503	0.508	1.116	0.744	0.701	0.595
3S-AR1	0.493	0.497	0.705	0.539	1.222	1.195
3S-AR2	0.818	0.801	0.581	0.568	1.171	1.121
3S-AR3	0.493	0.496	0.705	0.539	1.222	1.195
2S-VAR1	0.499	0.500	1.256	0.556	1.331	1.001
2S-VAR2	0.784	0.637	1.244	0.896	1.495	1.160
2S-VAR3	0.549	0.479	1.296	0.589	1.471	1.137
3S-VAR1	0.496	0.494	1.329	0.514	1.456	1.036
3S-VAR2	0.485	0.477	0.563	0.528	1.141	1.056
3S-VAR3	0.513	0.500	0.585	0.547	1.301	1.201

주: 1)은 예측오차=표준편차(이하 같음).

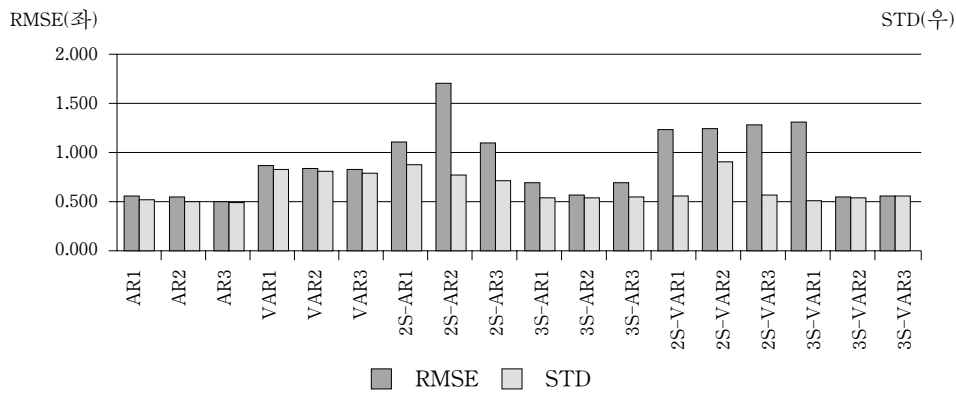
VAR3 모형의 RMSE가 0.562~0.585 수준으로 나타나 앞서의 AR2 및 AR3 모형과 거의 비슷한 수준으로 나타났다. 3S-AR2 모형도 RMSE가 이와 비슷한 0.58로 나타났다. b2에 대한 예측력은 추정모형의 RMSE가 0.69~1.51로 그 격차가 매우 큰 가운데 대부분의 모형의 예측력이 b0 또는 b1에 대한 예측력보다 크게 떨어지는 것으로 나타났다. 다만 동 모수에 대한 예측력의 특징은, Markov-Switching 모형이 일반 선형모형보다 예측력이 우월한 것으로 나타난 가운데 2S-AR2와 2S-AR3 모형의 RMSE가 0.69~0.70 수준으로 가장 우월한 것으로 나타났다.

이를 요약하면 b0에 대한 예측력에서는 모형별 격차가 크지 않은 가운데

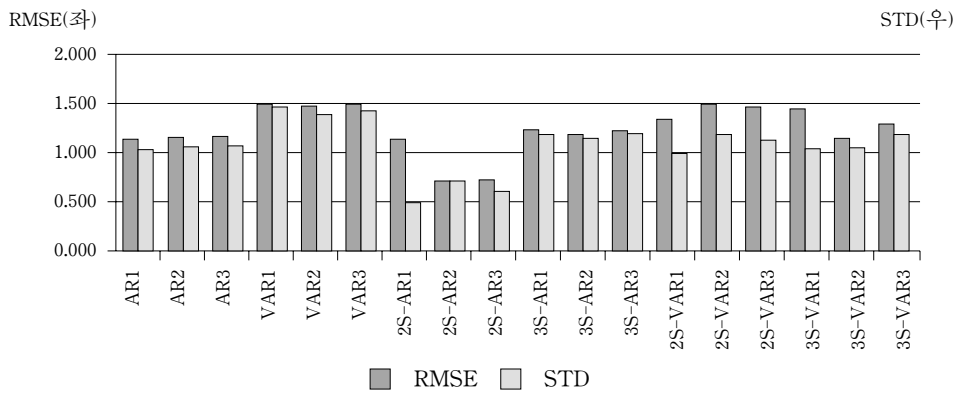
1. b0



2. b1



3. b2



주: RMSE는 Root Mean Square Error임.

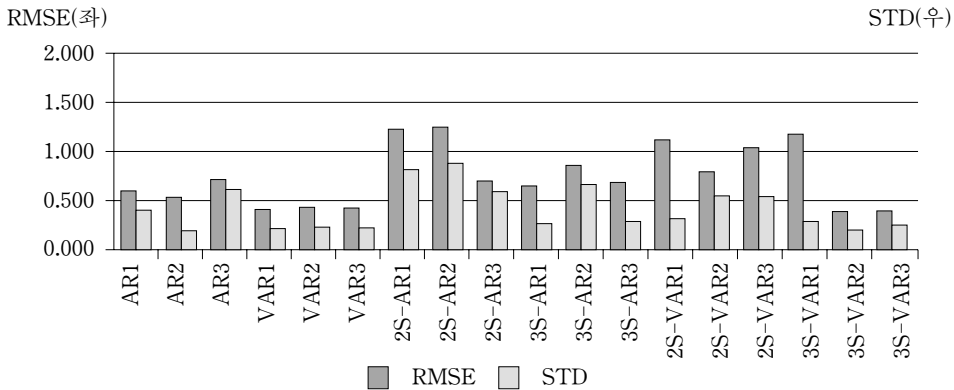
<그림 7> 넬슨 시계열 모수에 대한 모형별 예측결과¹⁾비교

AR2 모형과 3S-VAR2 모형의 예측력이 비슷하게 나타나고, 금리 기울기(b1)에 대한 예측력에서는 AR2, AR3, 그리고 3S-VAR2 및 3S-VAR3 모형이 상대적으로 우월한 것으로 나타났다. 그리고 금리 곡도(b2)에 대한 예측력에서는 2S-AR2 및 2S-AR3 모형이 상대적으로 우월한 것으로 나타났다. 그러나 이들 모형은 금리 기울기(b1)에 대한 예측력이 상대적으로 크게 낮은 것으로 나타났다.

5. 금리 예측결과 분석

(1) 모형별 금리 예측력 분석

앞서 낸 시계열 모수 예측에 있어서 금리수준(b0) 예측에 있어서는 AR2 모형과 3S-VAR2 모형의 예측력이 우월하고, 금리 기울기(b1) 예측에 있어서는 AR2 및 AR3 모형 및 3S-VAR2 및 3S-VAR3 모형의 예측력이 비슷하게 우월했던 반면, 금리 곡도(b2) 예측에 있어서는 2S-AR2, 2S-AR3 모형이 우월한 것으로 나타났다. 그러나 실제 추정된 모수로 금리를 예측한 결과 선형모형 및 비선형모형 모두 VAR 모형의 금리 예측력이 우월한 것으로 나타났다. VAR 모형 중에서는 VAR1, VAR2, VAR3 모형 모두 예측력이 비슷한 가운데 VAR1 모형이 소폭 우월한 것으로 나타나고, MS-VAR 모형 중에서는 3-상태의 VAR2 및 VAR3 모형이 상대적으로 우월한 것으로 나타났다. 이처럼 금리 예측에 있어서 VAR 모형이 더 우월하다는 것은 낸 시계열 모형의 모수를 각각 독립적으로 예측하기보다는 이들 변수를 동시에 예측하는 것이 바람직하다는



주: 1) 각 만기별 금리 예측 RMSE의 평균치를 사용.

〈그림 8〉 각 모형별 금리 예측치¹⁾ 비교

것을 의미한다. 즉, 이는 이들 각 모수가 개별 독립적으로 움직이기보다는 연계성을 지니고 움직이기 때문인 것으로 풀이된다. 또한 VAR 모형 중에서도 곡도(b2)보다는 기울기(b1)에 대한 예측력이 높은 모형이 금리 예측면에서 우월함을 보여주는 것으로 해석된다. 이를 구체적으로 보면, 금리수준에 대한 예측력이 서로 비슷하고 금리 곡도에 대한 예측이 상대적으로 어려운 상황이라면, 금리 기울기에 대한 예측력이 높을수록 금리 예측이 보다 정확해지는 것으로 분석된다.

한편, 만기별 금리 예측력을 보면 단기보다는 장기금리에 대한 예측력이 상대적으로 높은 것으로 나타났다. 특히, 3개월 및 1년 만기 금리에 대한 예측력보다 5년 및 10년 만기 금리에 대한 예측력이 훨씬 높은 것으로 나타났다. 이는

〈표 6〉 미 정부채 금리에 대한 각 모형별 예측력(RMSE) 비교

모형별	평균	3개월	1년	3년	5년	10년	기울기 ¹⁾
AR1	0.64	0.65	0.64	0.68	0.61	0.62	0.40
AR2	0.55	0.60	0.58	0.59	0.49	0.48	0.40
AR3	0.77	0.83	0.82	0.79	0.72	0.68	0.28
VAR1	0.45	0.52	0.46	0.47	0.38	0.38	0.43
VAR2	0.47	0.52	0.49	0.51	0.40	0.39	0.42
VAR3	0.46	0.50	0.48	0.51	0.42	0.40	0.39
2S-AR1	1.23	1.41	1.41	1.27	1.07	0.89	0.62
2S-AR2	1.24	1.61	1.45	1.16	1.06	0.75	1.01
2S-AR3	0.71	0.92	0.85	0.62	0.58	0.47	0.72
3S-AR1	0.72	0.87	0.82	0.74	0.58	0.53	0.60
3S-AR2	0.91	0.99	0.94	0.91	0.85	0.83	0.45
3S-AR3	0.69	0.84	0.79	0.71	0.56	0.51	0.55
2S-VAR1	1.12	1.36	1.30	1.16	0.92	0.73	0.76
2S-VAR2	0.78	0.99	0.89	0.77	0.62	0.52	0.79
2S-VAR3	0.75	0.90	0.85	0.76	0.60	0.55	0.60
3S-VAR1	1.25	1.50	1.43	1.30	1.05	0.82	0.83
3S-VAR2	0.43	0.48	0.45	0.47	0.38	0.38	0.41
3S-VAR3	0.44	0.47	0.44	0.49	0.41	0.38	0.39

주: 1) 10년 만기 금리-3개월 만기 금리(이하 같음).

예측대상 기간 중 단기금리의 변동성이 장기금리보다 커서 예측이 상대적으로 어려웠기 때문인 것으로 풀이된다. 장단기금리 차이와 관련하여 금리 기울기에 대한 예측력을 보면, 선형모형 중에서는 AR3 모형이 가장 우월한 것으로 나타났으며 MS 모형 중에서는 3S-VAR2와 3S-VAR3 모형이 가장 우월한 것으로 나타났다.

(2) 금리 예측력 변화 분석

2008년부터 2011년 중 각 추정모형의 금리 예측력을 보면 VAR1, VAR2, VAR3 모형과 3S-VAR2, 3S-VAR3 모형이 상대적으로 우월한 가운데 이 중에서도 3S-VAR2 모형의 예측력이 가장 우월한 것으로 나타났다. 그러나 동 예측대상 기간에는 2008년 10월부터 2009년 3월까지 글로벌 금융위기의 주요 핵심기간이 포함되어 있어 동 기간 중에 상기 모형의 금리 예측력에 어떤 변화가 있었는지를 살펴보고자 하였다. 만약 동 위기기간 중 예측력에 변화가 있었다면 금융시장의 변화가 각 모형별 예측력에 영향을 미치는 주요 요인이 될 것으로 판단되기 때문이다.

이를 위해 2008년부터 2011년까지 각 연도별로 모형별 예측력을 먼저 비교해 보았다. 각 모형별로 만기별 금리의 RMSE를 보면 대부분의 모형이 2008년 이후 RMSE가 점차 축소되는 모습을 보이고 있다. 또한 RMSE 변화를 장단기금리로 나누어 보면 3개월 만기 및 1년 만기 등 단기금리 예측치의 RMSE는

<표 7> 각 예측모형의 연도별 예측력(RMSE) 비교

모형	추정기간	평균	3개월	1년	3년	5년	10년	기울기
AR1	2008~2011	0.64	0.65	0.64	0.68	0.61	0.62	0.40
	2008	0.62	0.80	0.53	0.64	0.54	0.55	0.49
	2009	0.50	0.48	0.56	0.53	0.49	0.45	0.40
	2010	0.51	0.42	0.55	0.57	0.52	0.51	0.23
	2011	0.72	0.65	0.72	0.78	0.69	0.75	0.25
AR2	2008~2011	0.55	0.60	0.58	0.59	0.49	0.48	0.40
	2008	0.55	0.73	0.45	0.56	0.47	0.49	0.47
	2009	0.47	0.57	0.60	0.48	0.36	0.27	0.41
	2010	0.49	0.43	0.55	0.55	0.46	0.44	0.23
	2011	0.52	0.44	0.52	0.61	0.50	0.54	0.25
AR3	2008~2011	0.77	0.83	0.82	0.79	0.72	0.68	0.28
	2008	1.07	1.22	1.09	1.05	1.01	0.94	0.40
	2009	0.50	0.51	0.59	0.52	0.44	0.41	0.22
	2010	0.46	0.46	0.56	0.51	0.38	0.37	0.11
	2011	0.70	0.69	0.73	0.75	0.65	0.64	0.08

〈표 7〉 계 속

모형	추정기간	평균	3개월	1년	3년	5년	10년	기울기
VAR1	2008~2011	0.45	0.52	0.46	0.47	0.38	0.38	0.43
	2008	0.57	0.75	0.48	0.59	0.48	0.48	0.51
	2009	0.32	0.40	0.43	0.31	0.21	0.19	0.45
	2010	0.35	0.31	0.41	0.39	0.31	0.29	0.28
	2011	0.33	0.24	0.33	0.39	0.30	0.35	0.24
VAR2	2008~2011	0.47	0.52	0.49	0.51	0.40	0.39	0.42
	2008	0.53	0.70	0.43	0.55	0.46	0.46	0.49
	2009	0.39	0.46	0.50	0.40	0.29	0.22	0.44
	2010	0.38	0.34	0.46	0.42	0.33	0.31	0.26
	2011	0.38	0.29	0.39	0.46	0.36	0.39	0.24
VAR3	2008~2011	0.46	0.50	0.48	0.51	0.42	0.40	0.39
	2008	0.52	0.68	0.42	0.55	0.45	0.45	0.46
	2009	0.39	0.43	0.49	0.41	0.32	0.25	0.39
	2010	0.39	0.33	0.45	0.45	0.37	0.34	0.26
	2011	0.36	0.25	0.36	0.44	0.35	0.39	0.23
3S-AR1	2008~2011	0.72	0.87	0.82	0.74	0.58	0.53	0.60
	2008	0.65	0.91	0.60	0.63	0.51	0.53	0.68
	2009	0.76	0.98	0.96	0.74	0.56	0.40	0.70
	2010	0.64	0.71	0.79	0.68	0.52	0.46	0.41
	2011	0.61	0.61	0.66	0.69	0.55	0.55	0.26
3S-AR2	2008~2011	0.91	0.99	0.94	0.91	0.85	0.83	0.45
	2008	0.58	0.74	0.46	0.57	0.53	0.56	0.47
	2009	1.10	1.32	1.27	1.07	0.94	0.83	0.56
	2010	0.38	0.27	0.41	0.42	0.41	0.38	0.22
	2011	1.14	1.09	1.10	1.17	1.14	1.18	0.26
3S-AR3	2008~2011	0.75	0.90	0.85	0.76	0.60	0.55	0.60
	2008	0.64	0.90	0.59	0.62	0.50	0.51	0.68
	2009	0.84	1.07	1.04	0.81	0.64	0.48	0.70
	2010	0.64	0.70	0.78	0.67	0.52	0.46	0.41
	2011	0.63	0.62	0.68	0.70	0.57	0.57	0.26
3S-VAR1	2008~2011	1.25	1.50	1.43	1.30	1.05	0.82	0.83
	2008	1.16	1.50	1.18	1.19	0.99	0.82	0.83
	2009	1.01	1.33	1.30	0.98	0.71	0.44	0.92
	2010	1.26	1.46	1.51	1.33	1.07	0.80	0.73
	2011	1.28	1.40	1.45	1.40	1.15	0.95	0.55
3S-VAR2	2008~2011	0.43	0.48	0.45	0.47	0.38	0.38	0.41
	2008	0.49	0.65	0.38	0.51	0.43	0.44	0.48
	2009	0.38	0.43	0.49	0.41	0.30	0.23	0.42
	2010	0.34	0.28	0.40	0.38	0.32	0.29	0.25
	2011	0.33	0.23	0.32	0.40	0.31	0.36	0.25
3S-VAR3	2008~2011	0.44	0.47	0.44	0.49	0.41	0.38	0.39
	2008	0.50	0.64	0.39	0.53	0.44	0.44	0.45
	2009	0.38	0.41	0.47	0.41	0.33	0.24	0.40
	2010	0.33	0.27	0.39	0.39	0.31	0.29	0.24
	2011	0.36	0.23	0.34	0.44	0.36	0.38	0.24

2008년 이후 점차 줄어들어 예측력이 높아지는 것으로 나타난 반면 3년, 5년 및 10년 만기 등 중장기금리 예측치의 RMSE는 2008년 이후 점차 확대되면서 예측력이 떨어지는 것으로 나타났다. 예를 들어, 금리 예측력이 가장 우월한 것으로 나타난 3S-VAR2 모형의 경우, 3개월 만기 금리 예측치의 RMSE가 2008년 0.65에서 2011년 0.23으로 대폭 줄어들었으나 10년 만기 금리 예측치의 RMSE는 2008년 0.44에서 2009년에 0.23으로 줄어들었다가 2011년에는 다시 0.36으로 확대되는 모습을 보이고 있어, 장기금리에 대한 예측력이 개선되었다가 다시 소폭 악화되는 모습을 보였다.

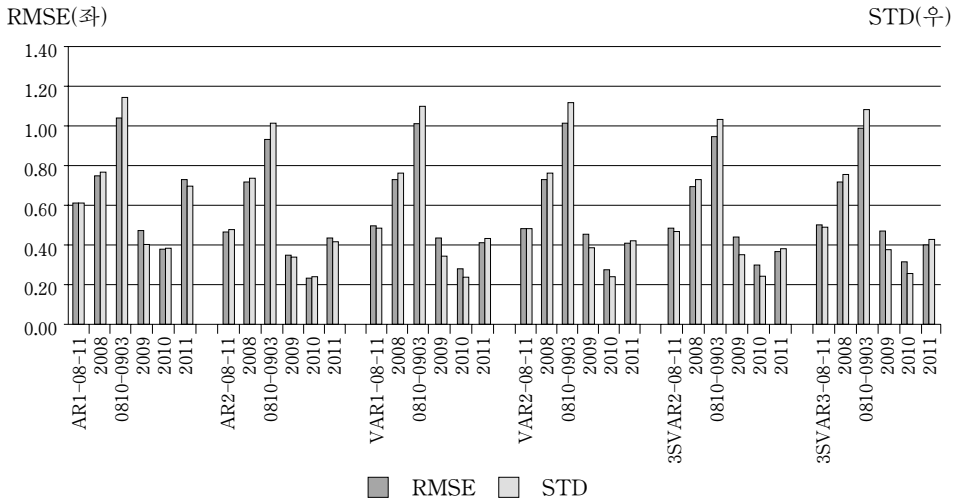
이처럼 2008년 이후 단기금리에 대한 예측력은 높아지고 장기금리에 대한 예측력은 낮아지는 현상은 다른 연구에서도 나타나는 공통적인 현상이다. 이는 글로벌 금융위기 이후 미국의 제로금리정책으로 인해 단기금리의 변동성이 크게 줄어들면서 예측의 불확실성도 대폭 줄어든 반면 중장기 금리는 미래 경기 변동에 대한 불확실성이 높아지면서 금리 변동성도 높아져 예측력이 악화되었기 때문인 것으로 해석된다(Steeley, 2012).

(3) 금리 예측력 변화요인 분석

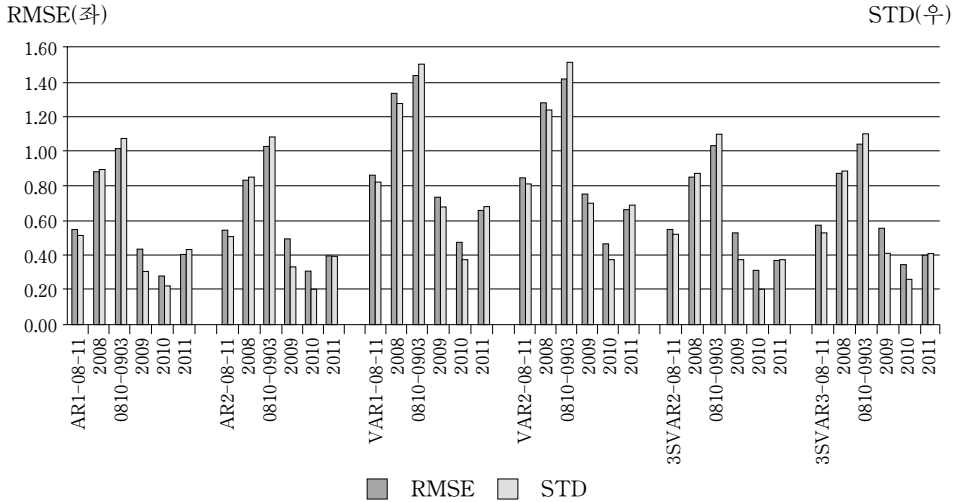
앞서의 실증분석에서 3S-VAR2 모형의 예측력이 가장 우월하고 3S-VAR3 모형이 그 다음으로 예측력이 높은 것으로 나타났다. 이에 따라 이들 모형의 예측력이 우월하게 나타난 이유가 무엇인지에 대해 알아보고자 예측력이 상대적으로 높게 나타난 VAR1 및 VAR2 모형과 Diebold *et al.*(2006)이 예측력이 우월하다고 주장한 AR1 모형 등 일반 선형모형 등을 포함하여 AR1, AR2, VAR1, VAR2, 3S-VAR2, 3S-VAR3 모형 등에 대해 금리 예측력 차이의 원인을 넬슨 시계열 모수의 예측력으로 비교해 보았다.

먼저 이들 모형의 넬슨 시계열 모수에 대한 예측력을 연도별로 비교해 보았다. 금리수준을 나타내는 b_0 에 대한 예측력은 대부분의 모형에서 비슷하였으나 AR1 모형만 여타 모형에 비해 예측력이 상대적으로 크게 낮은 것으로 나타났다. 이에 따라 AR1 모형의 금리 예측력이 낮은 이유는 b_0 에 대한 예측력이 낮았기 때문인 것으로 분석된다. 특히, AR1 모형은 글로벌 금융위기 시기인 2008년 10월부터 2009년 3월까지 뿐만 아니라 2011년 중에도 b_0 에 대한 예측력이 크게 낮은 것으로 나타났다. 이는 금융시장이 급변하는 시기에는 AR1 모형의 금리수준에 대한 예측력이 낮아지는 것으로 풀이된다.

한편, 금리 기울기를 나타내는 b_1 에 대한 예측력을 보면 AR1, AR2 모형과

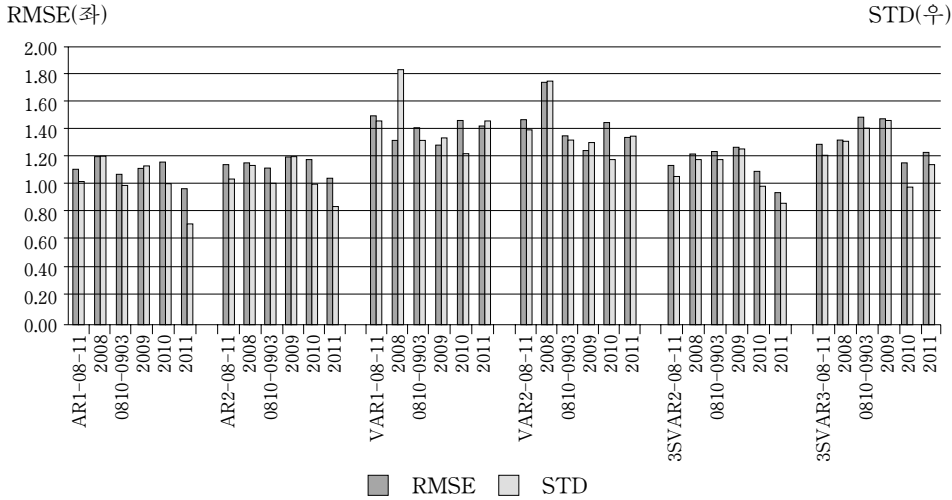


〈그림 9〉 주요 모형의 연도별 b0 예측력 비교



〈그림 10〉 주요 모형의 연도별 b1 예측력 비교

3S-VAR2 및 3S-VAR3 모형의 예측력이 비슷한 가운데 VAR1 및 VAR2 모형의 예측력이 크게 낮은 것으로 나타났다. 아울러 이를 연도별로 살펴보면 2008년 중에는 대부분의 모형이 b1에 대한 예측력이 낮아진 가운데 VAR1 및 VAR2 모형의 경우 예측력이 상대적으로 더 크게 낮은 것으로 나타났다. 이는 일반 선형 VAR 모형의 경우 2008년 중에 발생한 글로벌 금융위기시에는 금리기울기에 대한 예측이 상대적으로 더 어려워졌음을 의미한다. 다시 말하면, 금



〈그림 11〉 주요 모형의 연도별 b2 예측력 비교

용위기시에는 금리 기울기 또는 금리만기구조의 행태가 일반적인 경제상황에서와 달라지게 되어 벨슨 시계열 모수 추정치도 상이한 모습을 보이기 때문인 것으로 풀이된다.⁷⁾ 따라서 동 시기에는 일반 선형 VAR 모형으로 금리를 예측하는 것이 바람직하지 못하다는 것을 의미한다 하겠다.

한편, 금리 곡도를 나타내는 b2에 대한 예측에 있어서는 3S-VAR2 모형의 예측력이 상대적으로 높은 가운데 AR1, AR2 모형과 3S-VAR3 모형의 예측력이 비슷한 것으로 나타났다. 이와 같이 b2에 대한 예측력이 높은 점이 3S-VAR2 모형의 금리 예측력을 상대적으로 높이는 요인 중 하나로 작용한 것으로 판단된다.

이와 같이 벨슨 시계열 모수의 예측력에 기인하여 3S-VAR2 및 3S-VAR3 모형의 금리 예측이 상대적으로 우월한 것으로 나타났는바, 이러한 요인이 무엇인지를 벨슨 시계열 모수의 상태별 예측력으로 비교해 보았다. 이에 따라 다음에서는 벨슨 시계열 모수 추정치를 상태별(1상태: 고금리 레짐, 2상태: 일반금리 레짐, 3상태: 저금리 레짐)로 구분한 다음 동 추정치에 대한 전이확률을 곱한 수정된 추정치를 구하였다. 여기서 전자 및 후자를 실제치와 비교한 결과 전이확률을 곱한 수정된 추정치가 수정 전 추정치보다 예측력이 더 높아지는 것으로 나타났다. 즉, 전이확률로 수정된 추정치의 RMSE가 수정 전 추정치의

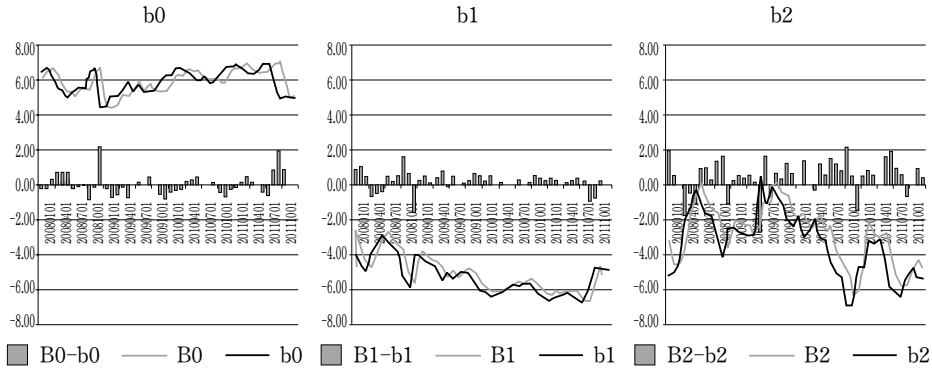
7) 미국 연방준비은행의 operation twist 등 장단기금리 조절정책이 금리만기구조 변화에 영향을 준 요인 중 하나로 추정된다.

〈표 8〉 주요 모형의 연도별 넬슨 시겔 모수 예측력 비교

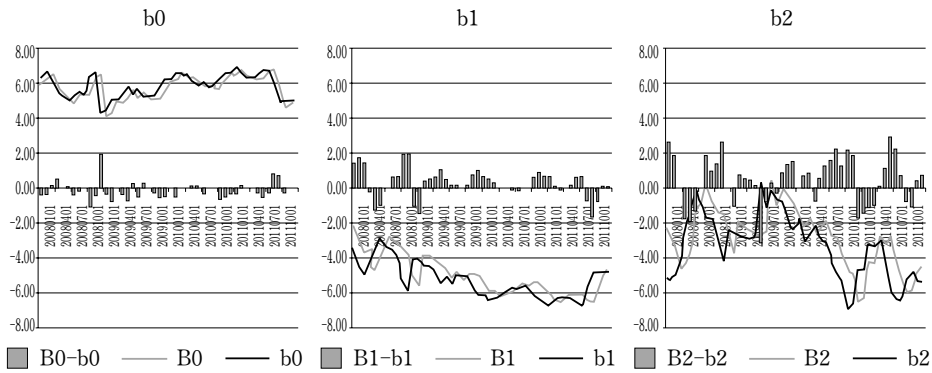
	b0		b1		b2	
	RMSE	STD	RMSE	STD	RMSE	STD
AR1: 2008~2011	0.62	0.62	0.56	0.53	1.12	1.02
2008	0.76	0.78	0.89	0.90	1.19	1.20
200810~200903	1.05	1.15	1.02	1.08	1.07	0.99
2009	0.48	0.42	0.43	0.31	1.12	1.13
2010	0.39	0.39	0.29	0.22	1.16	1.01
2011	0.75	0.72	0.42	0.44	0.98	0.71
AR2: 2008~2011	0.48	0.48	0.55	0.51	1.15	1.04
2008	0.73	0.75	0.84	0.85	1.15	1.14
200810~200903	0.94	1.03	1.03	1.10	1.11	1.01
2009	0.36	0.34	0.50	0.35	1.21	1.20
2010	0.25	0.25	0.31	0.21	1.17	1.01
2011	0.44	0.43	0.40	0.41	1.04	0.85
VAR1: 2008~2011	0.50	0.50	0.87	0.83	1.51	1.47
2008	0.74	0.77	1.34	1.28	1.33	1.84
200810~200903	1.02	1.12	1.45	1.51	1.42	1.33
2009	0.45	0.36	0.74	0.68	1.28	1.34
2010	0.30	0.25	0.48	0.39	1.46	1.22
2011	0.43	0.44	0.67	0.69	1.43	1.46
VAR2: 2008~2011	0.50	0.50	0.86	0.82	1.46	1.40
2008	0.74	0.77	1.29	1.24	1.74	1.75
200810~200903	1.04	1.13	1.43	1.52	1.36	1.33
2009	0.46	0.39	0.77	0.70	1.25	1.30
2010	0.28	0.24	0.47	0.37	1.45	1.18
2011	0.42	0.43	0.68	0.70	1.35	1.36
3SV2: 2008~2011	0.48	0.48	0.56	0.53	1.14	1.06
2008	0.71	0.74	0.86	0.88	1.22	1.18
200810~200903	0.96	1.04	1.04	1.12	1.23	1.17
2009	0.45	0.35	0.53	0.37	1.27	1.27
2010	0.30	0.25	0.31	0.22	1.10	1.00
2011	0.38	0.39	0.38	0.39	0.95	0.88
3SV3: 2008~2011	0.51	0.50	0.59	0.55	1.30	1.20
2008	0.73	0.77	0.88	0.89	1.33	1.31
200810~200903	1.01	1.10	1.05	1.10	1.49	1.39
2009	0.48	0.38	0.55	0.41	1.47	1.47
2010	0.33	0.26	0.35	0.27	1.15	0.98
2011	0.42	0.43	0.41	0.42	1.23	1.14

150 최근 통화정책 레짐 변화와 미 정부채 금리 예측

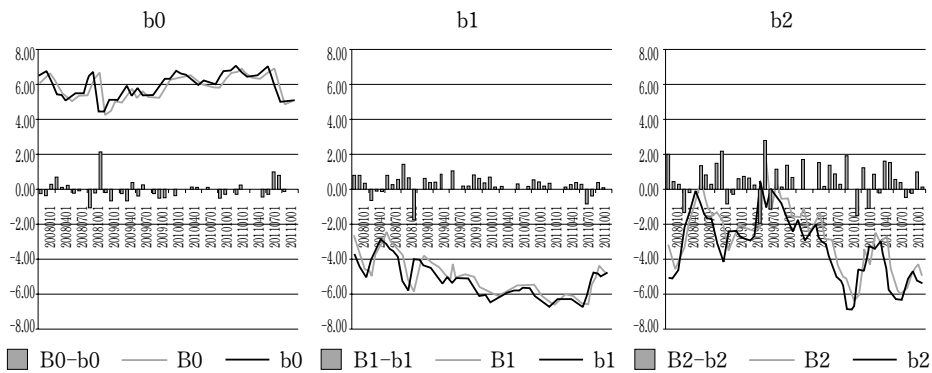
1. AR1



2. VAR1

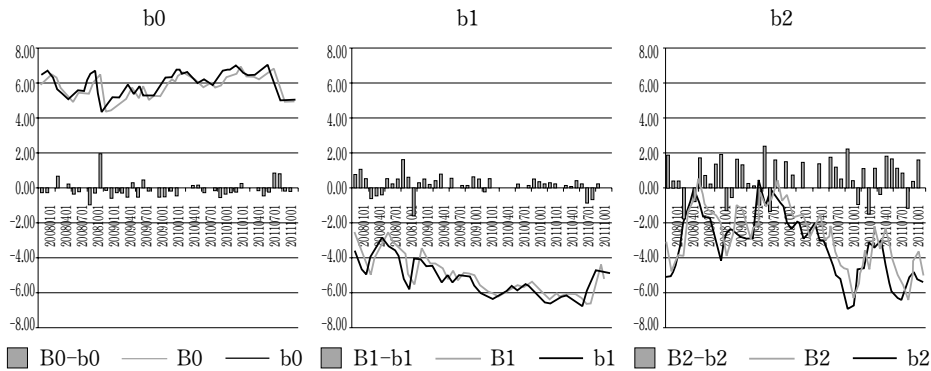


3. 3S-VAR2

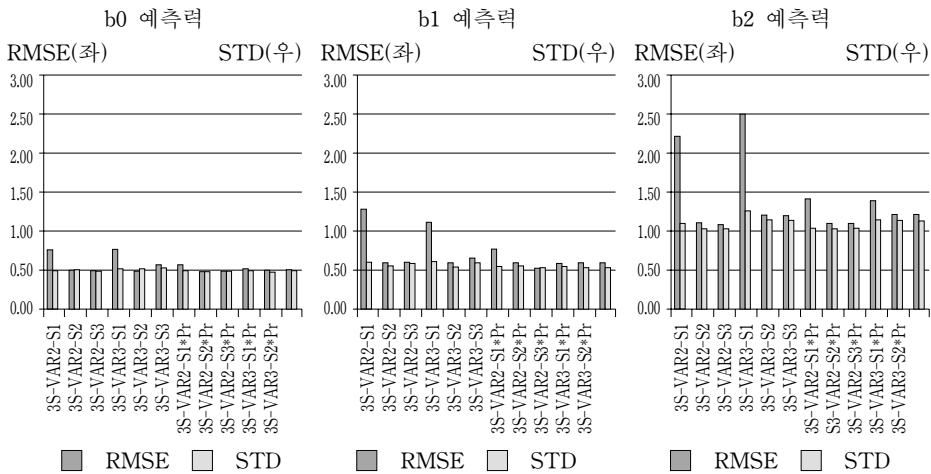


<그림 12> 주요 모형의 넬슨 시계열 모수 예측치와 실제치 비교
(B: 실제치, b: 예측치, B-b: 예측오차)

4. 3S-VAR3



<그림 12> 계 속



<그림 13> 3-상태 Markov-Switching 모형의 널슨 시겔 모수 예측력 비교

RMSE보다 더 작은 것으로 나타났는데, 이는 Markov-Switching 모형의 경우 전이확률을 통해 일반 모형에 비해 금리 예측력을 높일 수 있음을 보여주고 있다. 특히, 글로벌 금융위기 등 시장이 급변할 경우에는 Markov-Switching 모형이 예측력이 높음을 보여주고 있다. 이는 동 모형이 2008년 중반 이후 급격한 금리 하락으로 인한 금융시장의 구조 변화 또는 제로금리정책으로의 전환 등 통화정책 레짐 변화를 보다 효과적으로 반영함으로써 금리 예측력을 높일 수 있었던 것으로 보인다.⁸⁾

8) Guidolin 등(2006)은 급락(crash), 저성장(slow growth), 호경기(bull), 회복기(recovery) 등 4개의 레짐에 따라 최적자산배분이 변화하는 것으로 분석하였으며, 레짐 변화를 무시할 경

〈표 9〉 3-상태 Markov-Switching 모형의 넬슨 시겔 모수 예측력 비교¹⁾

	b0		b1		b2	
	RMSE	STD	RMSE	STD	RMSE	STD
3S-VAR2-S1	0.76	0.50	1.28	0.60	2.26	1.15
3S-VAR2-S2	0.51	0.49	0.58	0.54	1.18	1.08
3S-VAR2-S3	0.52	0.48	0.63	0.57	1.12	1.07
3S-VAR3-S1	0.76	0.49	1.09	0.62	2.52	1.31
3S-VAR3-S2	0.50	0.49	0.58	0.55	1.24	1.20
3S-VAR3-S3	0.57	0.53	0.64	0.59	1.25	1.19
3S-VAR2-S1*Pr	0.55	0.48	0.78	0.55	1.47	1.09
3S-VAR2-S2*Pr	0.50	0.49	0.58	0.55	1.16	1.08
3S-VAR2-S3*Pr	0.48	0.48	0.55	0.54	1.10	1.06
3S-VAR3-S1*Pr	0.53	0.49	0.63	0.54	1.45	1.19
3S-VAR3-S2*Pr	0.50	0.49	0.57	0.54	1.25	1.19
3S-VAR3-S3*Pr	0.51	0.50	0.57	0.55	1.27	1.18

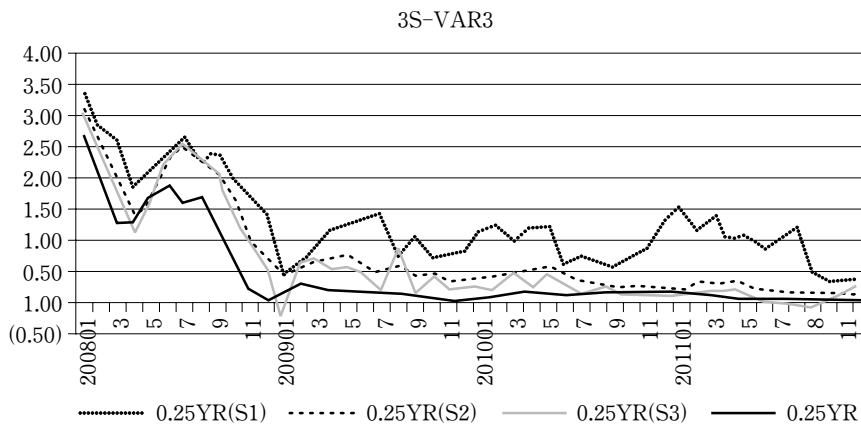
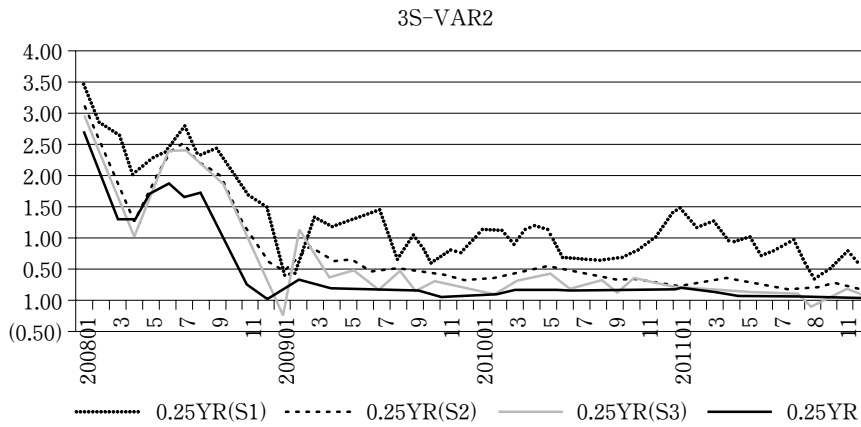
(4) 주요 모형의 상태별 금리 예측력 분석

앞서 넬슨 시겔 모수에 대한 예측력이 우월한 것으로 나타난 3S-VAR2 및 3S-VAR3 모형에 대해 각 모수의 세 가지 상태별로 3개월 및 10년 만기 금리의 예측치를 비교하였다(〈그림 14〉 참조 및 전체 만기별 예측금리 비교는 〈부도 2〉, 〈부도 3〉 참조). 비교결과 1상태(고금리 레짐)에서의 예측금리가 시장의 실제금리와 가장 큰 격차를 보이는 것으로 나타난 반면 3상태(저금리 레짐)의 예측금리가 시장의 실제금리와 가장 근접한 것으로 나타났다.

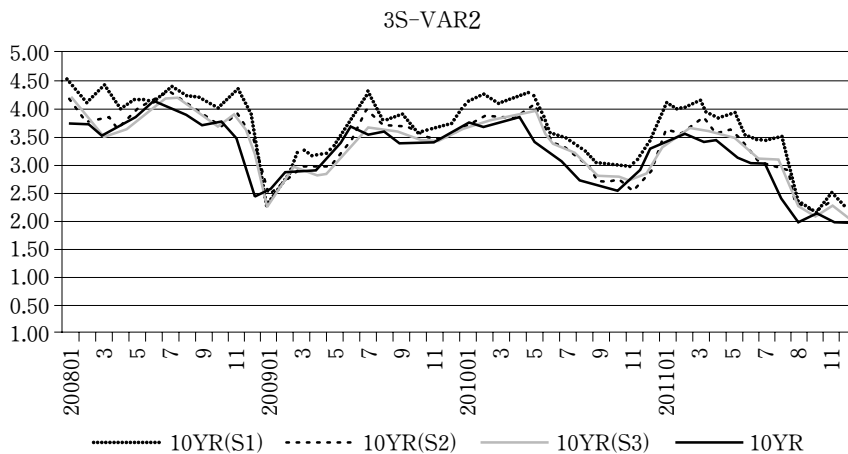
앞서와 같이 나타난 3S-VAR2 모형과 3S-VAR3 모형의 예측치를 각 상태별로 구분하여 비교해 보았다(〈표 10〉 참조). 먼저 3S-VAR2 및 3S-VAR3 두 모형 모두 3상태(저금리 레짐)에서의 금리 예측력이 여타 상태에 비해 예측력이 크게 높은 것으로 나타났다. 이 가운데 두 모형의 예측력을 상태별로 비교해 보면, 두 모형 모두 1상태 및 2상태에서는 예측력이 비슷하거나 3S-VAR2 모형이 소폭 우월한 것으로 나타났으나 3상태에서의 예측력은 3S-VAR2 모형이 월

¹⁾ 우 상당한 비용을 초래하는 것으로 분석하였다. 특히, 상태확률과 자산수익률 간의 관계가 단조로운 함수관계가 아닌 것으로 분석하였다.

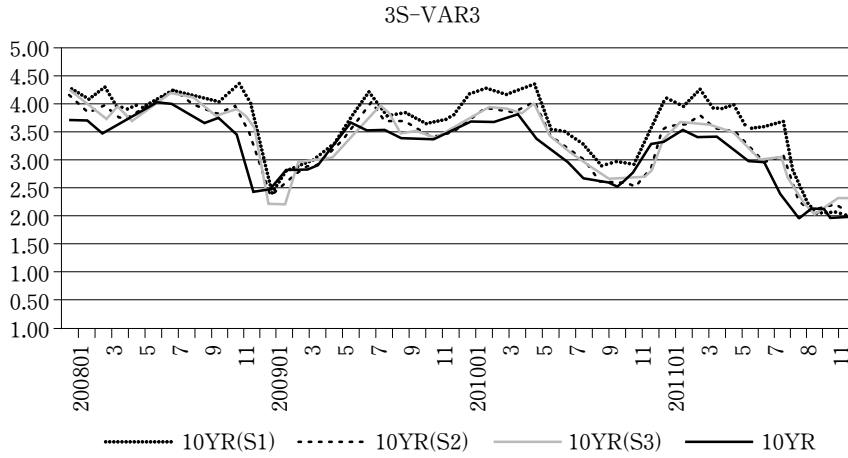
1. 3개월



2. 10년



<그림 14> 3S VAR2 및 3S VAR3 모형의 3개월 및 10년 만기 금리의 상태별 금리 예측



〈그림 14〉 계 속

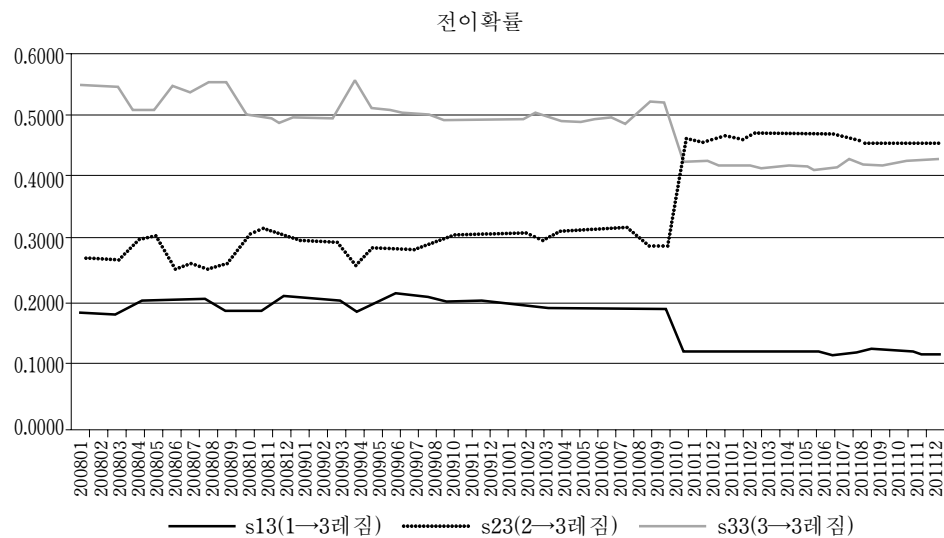
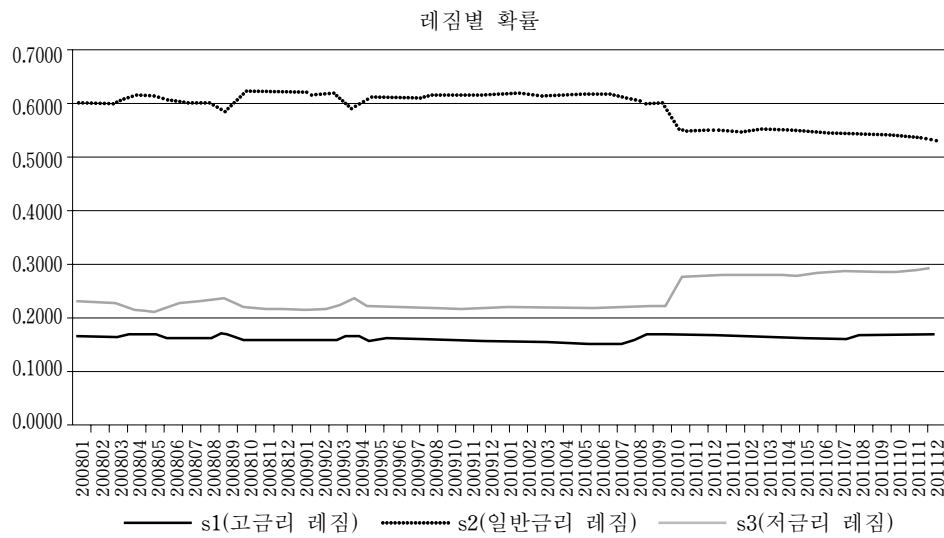
〈표 10〉 3S VAR2 및 3S VAR3 모형의 상태별 금리 예측력 비교(RMSE 기준)

모형	평균치	3개월	1년	3년	5년	10년
3S-VAR2(A)	0.43	0.48	0.45	0.47	0.38	0.38
1S	0.83	0.91	0.94	0.95	0.76	0.54
2S	0.36	0.40	0.37	0.40	0.32	0.32
3S	0.29	0.33	0.26	0.28	0.26	0.30
3S-VAR3(B)	0.44	0.47	0.44	0.49	0.41	0.38
1S	0.84	0.92	0.95	0.96	0.77	0.55
2S	0.38	0.43	0.39	0.42	0.33	0.33
3S	0.33	0.36	0.30	0.33	0.30	0.35
(A-B)	-0.01	+0.01	+0.01	-0.02	-0.03	-
1S	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01
2S	-0.02	-0.03	-0.02	-0.02	-0.01	-0.01
3S	-0.04	-0.03	-0.04	-0.05	-0.04	-0.05

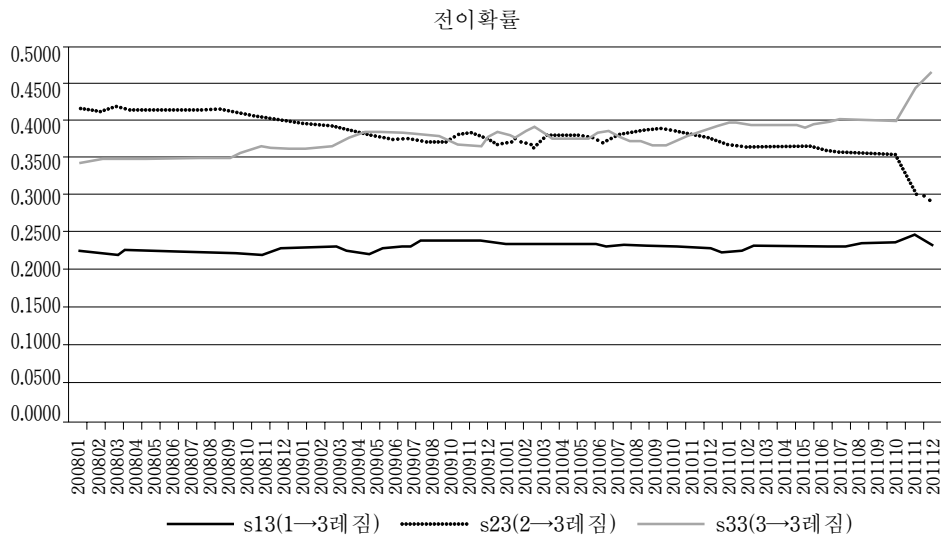
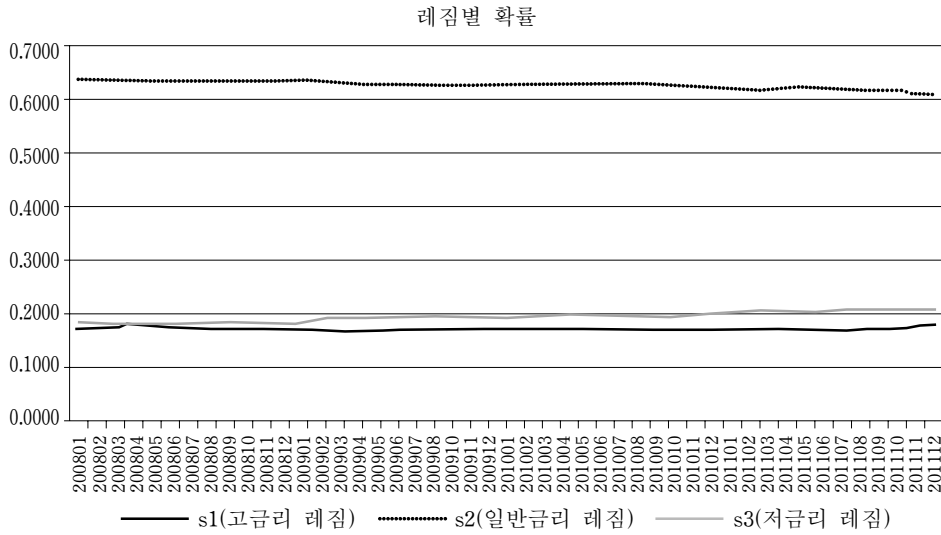
선 우월한 것으로 나타났다. 이처럼 3S-VAR2 모형의 예측력이 높은 이유는 3 상태에서의 우월한 예측력이 전체 금리 예측력을 높인 주요 요인으로 작용한 것으로 분석된다.

(5) 최근 미국의 통화정책 분석

본고의 금리 예측대상 기간 내에 미 연준이 2008년 12월 16일 이후 페더럴 펀드 목표금리를 0~0.25%로 유지하는 제로금리정책을 추진함과 함께 대량자산 매입정책(large-scale asset purchase program), 미래 정책 가이드라인(forward



<그림 15> 3S VAR2 모형의 레짐별 확률 및 전이확률 추이



<그림 16> 3S-VAR3 모형의 레짐별 확률 및 전이확률 추이

guidance) 제시 등 비전통적인 정책을 추진하고 있는 점과 관련하여 본고의 실증분석 결과가 미국의 통화정책과 어떤 연관을 갖는지를 살펴보았다. 먼저 미국의 제로금리정책과 관련하여 상기 모형으로 추정된 각 금리 레짐이 지속될 확률이 어떻게 변화하였는지를 보았다. 3S-VAR2 모형은 세 가지 레짐 상태가 지속될 확률이 2008년 1월부터 2010년 10월까지의 미미한 변화를 보이다가

2010년 11월부터는 저금리 레짐을 나타내는 3상태 레짐확률이 종전의 21~22% 수준에서 27~28% 수준으로 크게 상승하고 2011년 11월경에는 이보다 소폭 상승한 29%를 상회하는 것으로 나타났다. 양 시기와 관련하여 2010년 11월은 미 연준이 비전통적 통화정책으로서 추가적인 금융완화정책(Quantitative-Easing II: QEII)을 한층 강화한 시기인 데다 2011년 9월은 오퍼레이션 트위스트 정책을 시행한 시기로서 상기 모형의 레짐확률 변화 시기가 미 연준의 통화정책 변화 시기와 일치하는 것으로 나타났다. 이와 관련하여 동 모형의 상태별 전이확률을 살펴보면, 2010년 11월 일반금리 레짐(2상태)에서 저금리 레짐(3상태)으로 전이될 확률이 약 30%에서 40%대 후반으로 대폭 높아짐으로써 앞서의 금리 레짐 변화를 뚜렷하게 뒷받침하였다. 한편, 3S-VAR3 모형도 저금리 레짐(3상태)이 지속될 확률이 2009년 1월까지의 18% 수준으로 변화가 거의 없다가 동년 2월부터는 19%, 2010년 10월부터는 20%, 2011년 말에는 21% 수준까지 상승하는 모습을 보임으로써 미국의 저금리 레짐이 미약하게나마 강화되는 모습을 보였다. 즉, 양 모형은 미국의 제로금리정책 과정을 어느 정도 반영하는 것으로 풀이된다.

한편, 미국의 제로금리정책과 관련한 해외 연구로서 Christensen(2013)은 벨슨 시겔 모형에다 2상태의 레짐 변화를 나타내는 모수를 하나 추가한 AFNS (Arbitrage-free Nelson Siegel) 모형을 이용하여 미국의 제로금리(zero bound) 레짐을 분석하였다. 그는 2008년 12월 19일부터 2012년 12월 28일까지의 기간을 주간 데이터로 분석한 결과, 미국의 제로금리 상태(zero bound state)가 지속될 확률이 2010년 11월경에 크게 높아지고 2011년 후반에 동 확률이 다시 확대되는 것으로 분석하였다. 동 분석결과는 미국의 통화정책 시행과 관련하여 추정 모형이 상이함에도 불구하고 본고의 추정결과와 일치되는 분석결과로서, 본고에서의 분석결과 금리 예측이 가장 우월한 모형이 금리 예측면에서 뿐만 아니라 저금리(또는 제로금리) 레짐의 변화에 관한 정보도 제공한다는 점에서 리스크 관리면에서도 활용도가 높은 모형이라 하겠다. 다만 Christensen(2013)은 자산의 적정 배분에 필요한 월별 기대수익률에 관한 예측치를 직접 제시하지 않는 대신, 수익률곡선을 활용한 투자전략(roleover strategy)을 가정하고 모형의 추정결과를 이용하여 향후 1년 후 시점에서 1년 및 2년 만기의 미 정부채 금리가 각각 112bp 및 61bp 상승할 것임을 예상함으로써, 시나리오 분석 측면에서 유용한 정보를 제공하고 있는 점에서 본고의 분석결과와의 차이점을 보이고 있다.

(6) 실증분석 결과 종합

앞서의 실증분석 결과를 종합하면 다음과 같이 요약할 수 있다. 본고는 Nelson-Siegel 모형의 모수 예측에 기초하는 방법을 사용하여 미 정부채 금리를 예측하였으며, 예측모형으로는 일반 선형모형뿐만 아니라 국면전환모형으로서 2S 및 3S Markov-Switching AR 및 VAR 모형도 사용하였다. 2008년 1월부터 2011년 12월까지의 기간에 대해 각각의 모형에 1개부터 3개의 레그변수를 사용하여 미 정부채 금리를 예측한 결과, 3S-VAR2와 3S-VAR3 모형의 예측력이 상대적으로 우월한 것으로 나타난 가운데 3S-VAR2 모형이 3S(저금리 레짐)에 대한 높은 예측력에 기인하여 상대적으로 더 우월한 것으로 분석되었다. 즉, 글로벌 금융위기 시기에는 일반 선형모형인 VAR(AR) 모형보다는 국면전환모형의 예측력이 더 높다는 점을 보여주고 있으며, 그 중에서도 저금리 레짐을 잘 반영하는 3S-VAR2 모형의 예측력이 가장 우월함을 보여주었다. 또한 미국이 체로금리정책을 추진한 이후부터는 단기금리의 변동성이 줄어들면서 단기금리에 대한 예측력이 높아진 반면 장기금리에 대한 예측력은 미래에 대한 불확실성 등으로 오히려 하락한 것으로 나타났다. 한편, MS-AR 모형보다는 MS-VAR 모형의 예측력이 상대적으로 높게 나타났는바, 이는 넬슨 시겔 모수가 시장이 구조 변화를 보이는 시기에도 각기 독립적으로 움직이기보다는 여전히 어느 정도 연계성을 지니고 움직이기 때문인 것으로 분석된다. 이 밖에도 3S-VAR2 모형은 저금리 레짐(3상태) 확률이 미 연준의 비전통적 통화정책 시행에 따라 변동하는 모습을 나타냄으로써 미국의 통화정책에 관한 정보도 제공하고 있음을 보여주었다. 이는 금리 레짐의 변화에 관한 정보도 제공함으로써 리스크 관리 면에서도 유용함을 보여주는 것이라 하겠다. 이러한 분석결과에 비추어 볼 때, 3S-VAR2 모형은 금융시장이 급변하는 시기에 금리 예측의 정확성을 기함으로써 국내 통화정책에 유용한 정보를 제공할 수 있음은 물론, 보다 정확한 기대 수익률의 추정 및 예측을 통해 자산운용면에서 적정 자산배분을 위한 전략을 수립하는 데 매우 유용할 것으로 기대된다. 아울러 금리 레짐의 확률적 변화에 관한 정보도 제공함으로써 보유자산의 리스크 관리에도 도움이 될 것으로 기대된다.

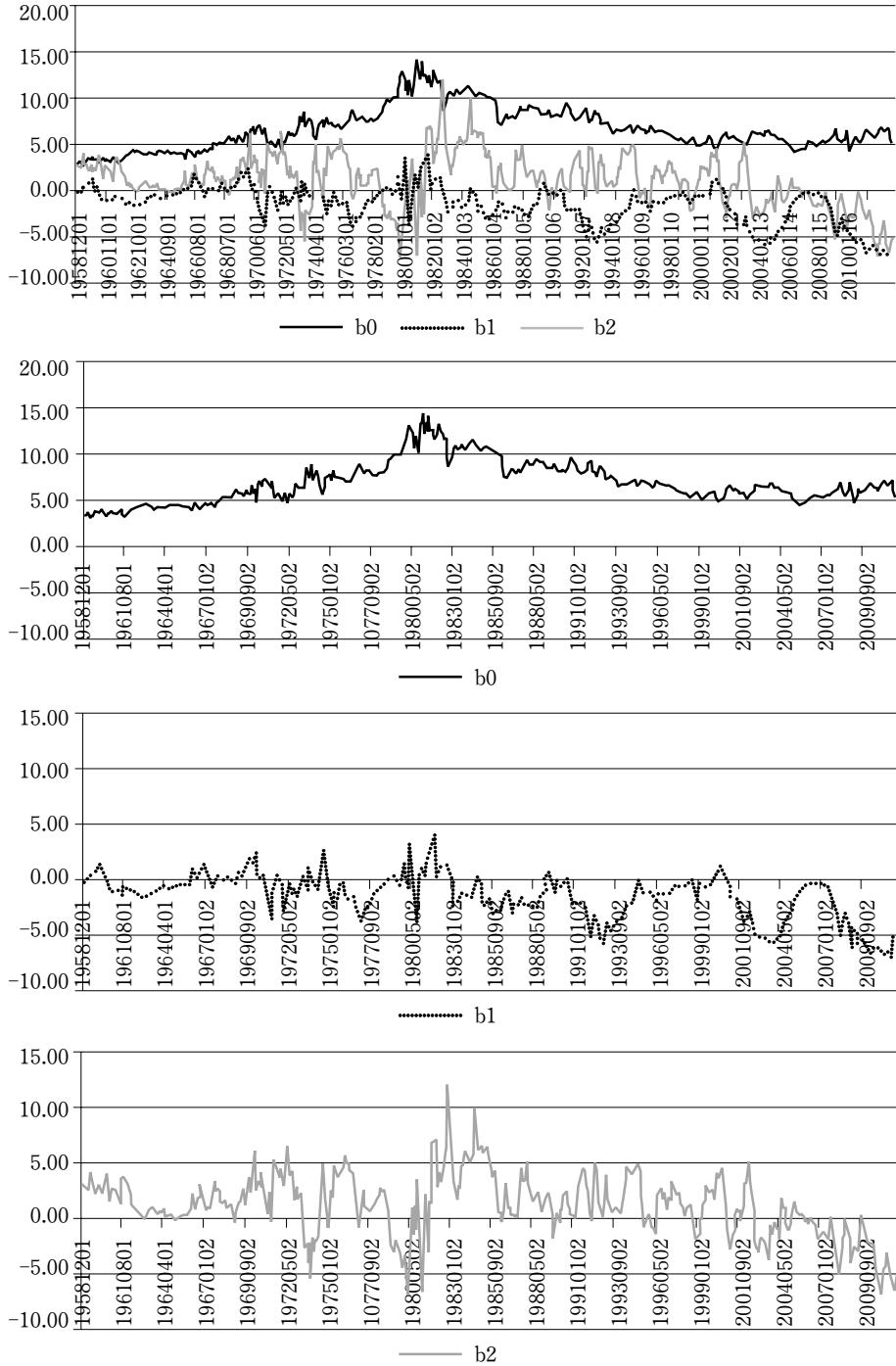
IV. 결 론

본 논문은 글로벌 금융위기 시기에 일반 선형모형의 금리 예측력이 이전에 비해 크게 낮아진 점에 대응하여 국면전환모형을 이용하여 미 정부채에 대한 금리 예측력을 높일 수 있는 모형이 있는지를 모색해 보았다. 본고의 실증분석 결과 국면전환모형인 3S-VAR2 모형이 금리 예측면에서 우월한 것으로 분석되었다. 이는 글로벌 금융위기 이후 시기에 대해 Markov-Switching VECM 모형이 일반 VECM 모형보다 예측력이 높다고 분석한 연구결과(이유나 등, 2010)나, 미 연준이 제로금리정책을 시행하기 시작한 이후를 대상으로 넬슨 시겔 모형의 모수에 2상태 레짐 변화 모수를 추가한 AFNS(Arbitrage Free Nelson Siegel) 모형을 실증분석한 결과, 레짐 변화 변수가 포함된 모형의 통계적 추정 결과가 훨씬 더 우월하다고 분석한 연구(Christensen, 2013)와도 같은 결과를 보여주는 것이다. 이처럼 금융시장에 상당한 변화가 발생하는 경우에는 일반 선형모형보다는 국면전환모형의 예측력이 보다 우월함을 보여주고 있다. 또한 본고의 실증분석 결과로 나타난 3S-VAR2 모형은 저금리 레짐의 확률 변화가 미 연준의 대규모 자산매입정책(QEII), 오퍼레이션 트위스트 등 통화정책의 변화 시기에 관한 정보도 제공한다는 점에서, 국내 통화정책 운용뿐만 아니라 자산운용 측면에서 상당히 유용한 시사점을 주고 있다.

이러한 결과는 다른 측면에서 보면 실증분석 모형이 잘못될 경우, 금리 예측의 실패로 통화정책 효과나 자산가치에 미치는 영향을 잘못 추정하여 경제정책 수립 또는 자산운용 전략 수립 등에 있어서 오류가 발생할 수도 있는 점을 보여주는 것으로 이러한 오류를 최소한으로 줄이기 위한 노력이 상시 필요함을 시사한다.

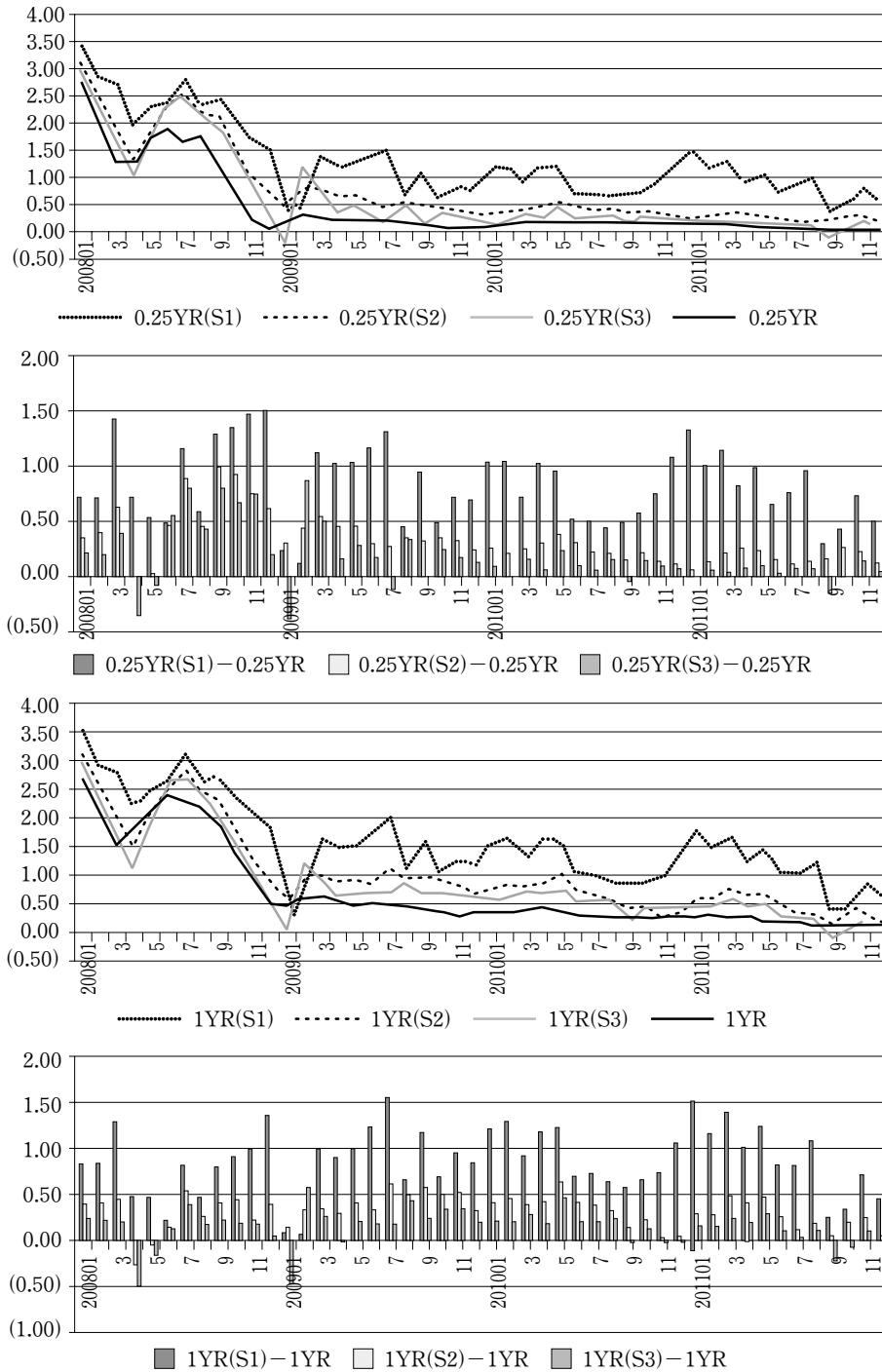
따라서 향후에는 시장의 불확실성을 감안하여 추정모수를 확률변수로 가정하는 MCMC(Markov Chain Monte Carlo) 시뮬레이션에 의한 금리예측모형 등 금번 실증분석을 통해 도출한 모형보다 금리 예측면에서 보다 우월한 모형을 찾기 위한 노력을 지속할 필요가 있다 하겠다. 또한 월별 금리 예측을 실시한 본 연구와 달리 분기별 등의 예측을 실시한 박원주 등(2013) 및 이유나 등(2010) 또는 주간 데이터를 이용하여 모형을 추정한 Christensen(2013) 등의 모형에 대해 동일한 데이터와 주기로 금리 예측력을 비교·분석함으로써 보다 우월한 모형을 모색할 필요도 있다 하겠다. 아울러 시장금리에 대한 예측력을 높이기 위

한 노력으로서 일, 주 등 단기주기뿐만 아니라 분기, 반기 등 중장기 주기에 있어서도 금리 예측에 우월한 모형을 지속적으로 모색하고, 이들 모형을 상호 보완하는 연구 등을 통해 시장금리에 대한 예측력을 한층 높이는 노력을 강화할 필요가 있다 하겠다.

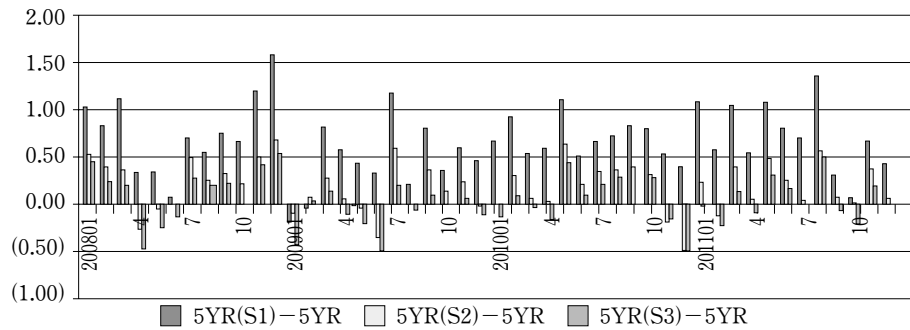
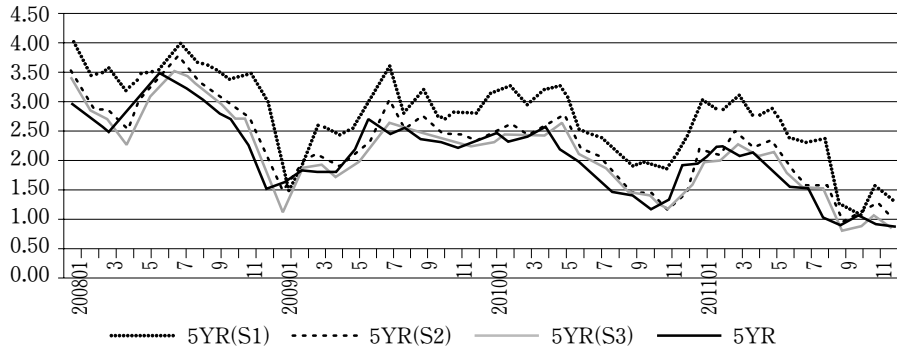
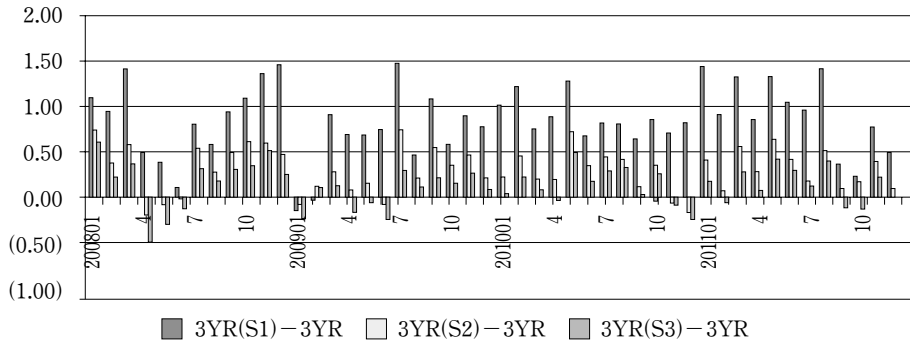
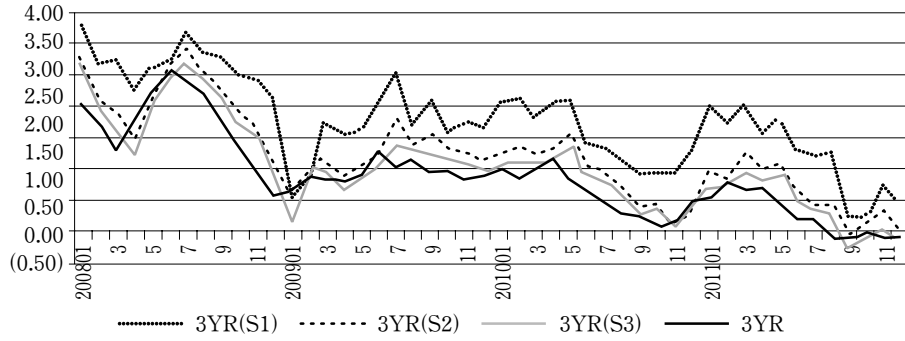


<부도 1> 미 정부채 금리의 널슨 시계열 모수 추이

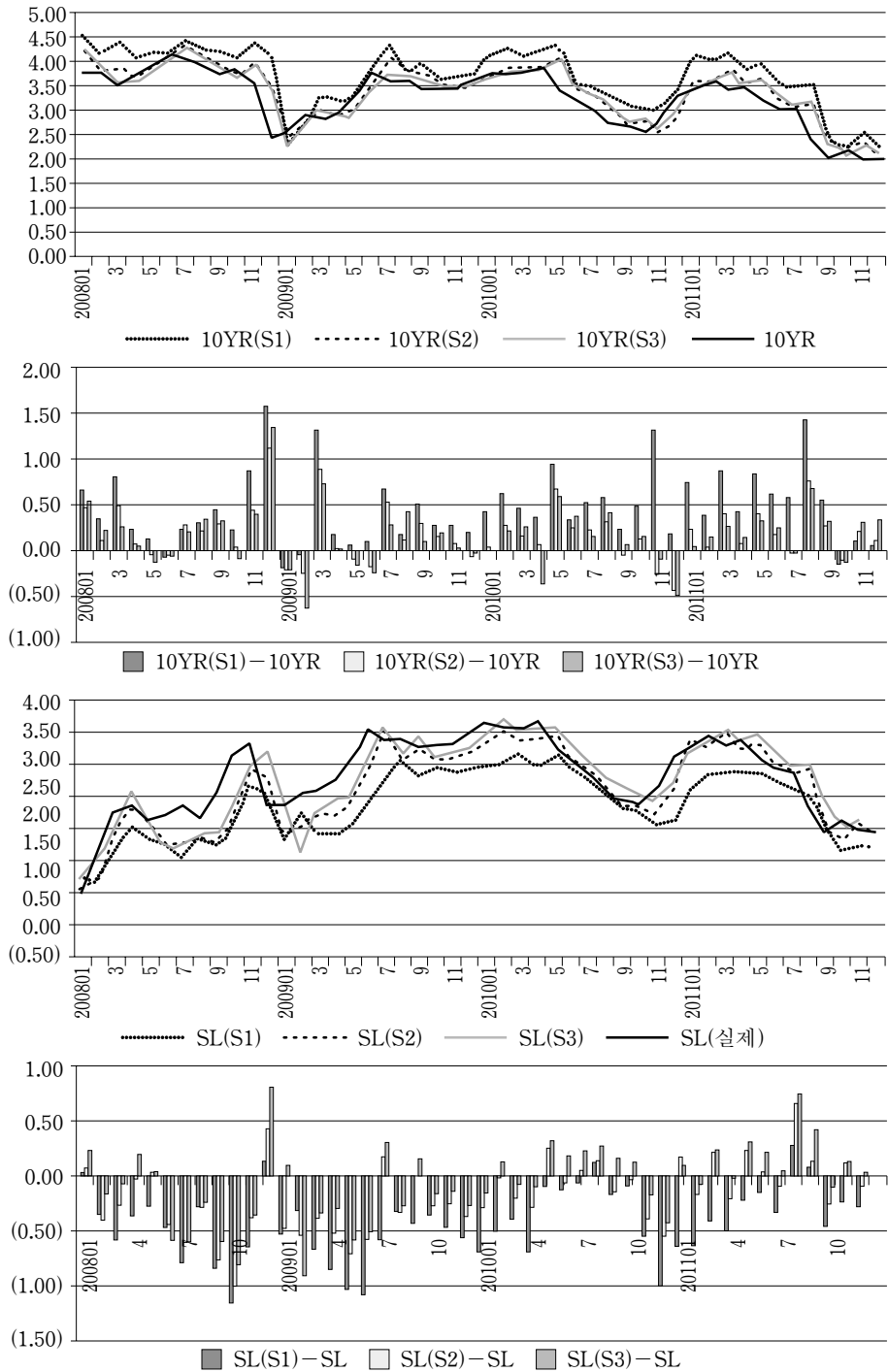
162 최근 통화정책 레짐 변화와 미 정부채 금리 예측



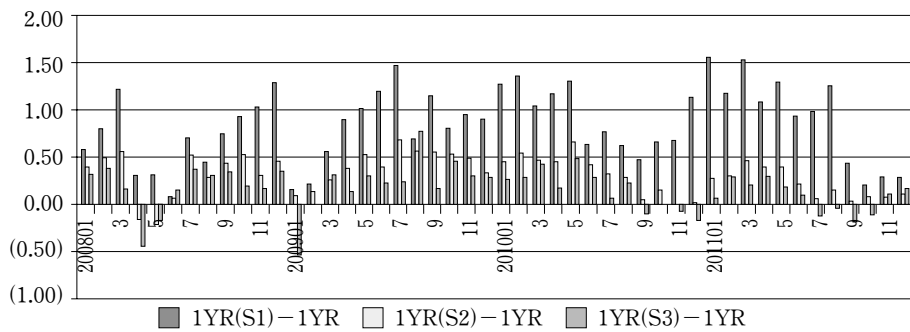
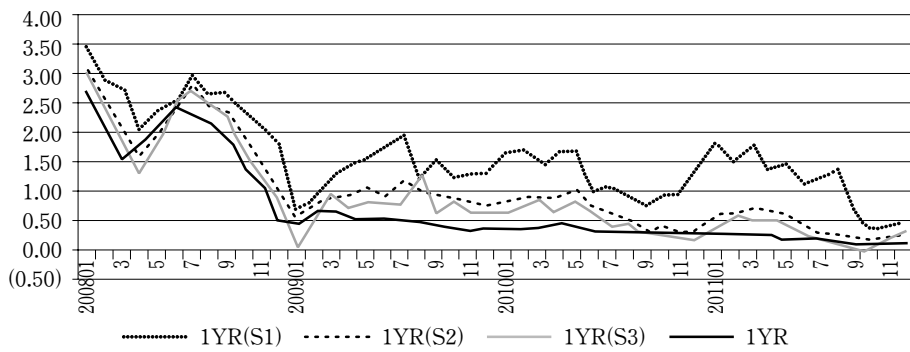
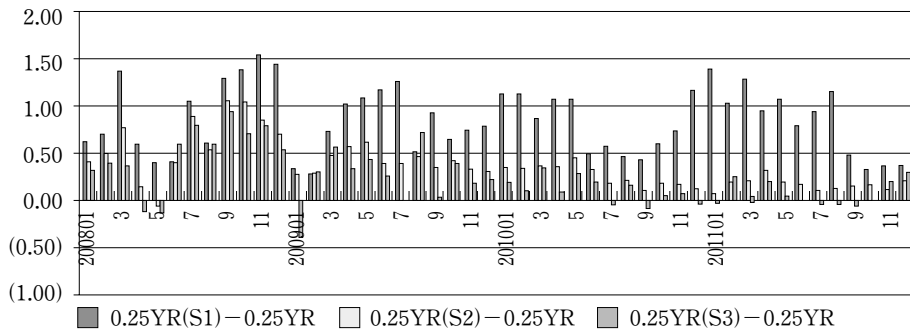
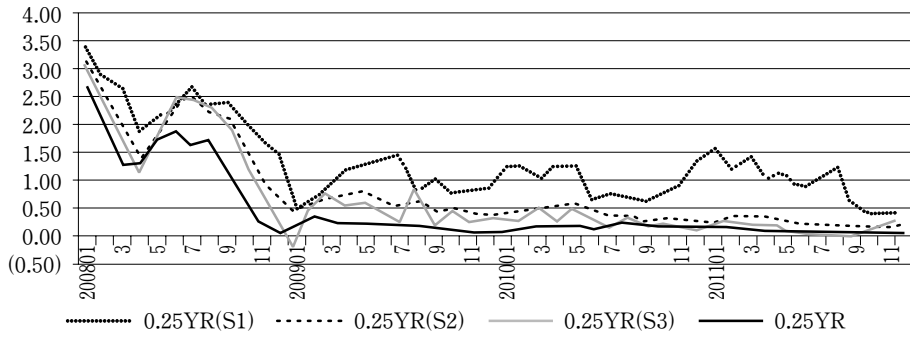
<부도 2> 3S VAR2 모형의 상태별 금리 전망과 예측오차
(S1: 고금리 상태, S2: 일반금리 상태, S3: 저금리 상태)



<부도 2> 계 속

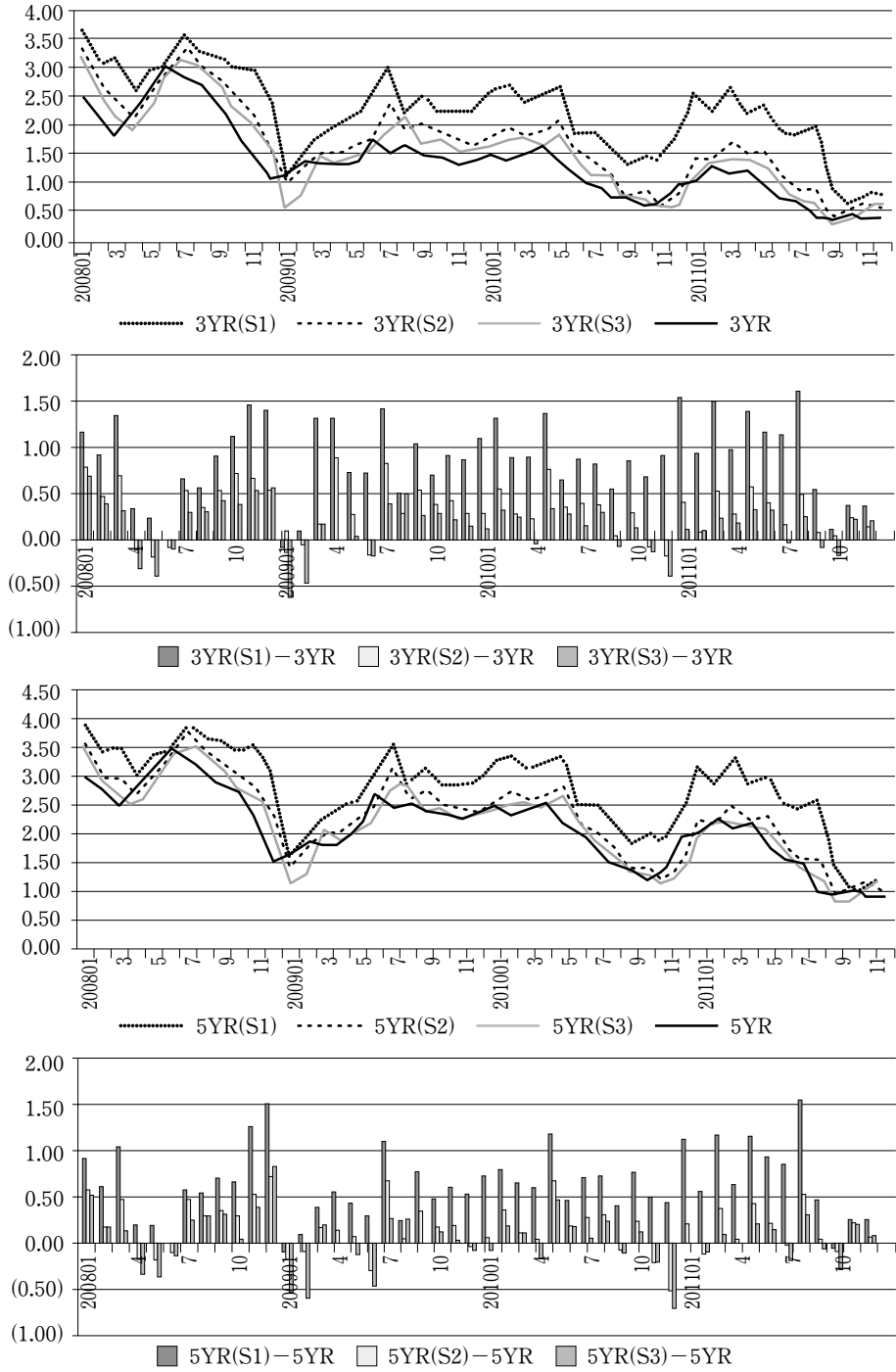


<부도 2> 계 속

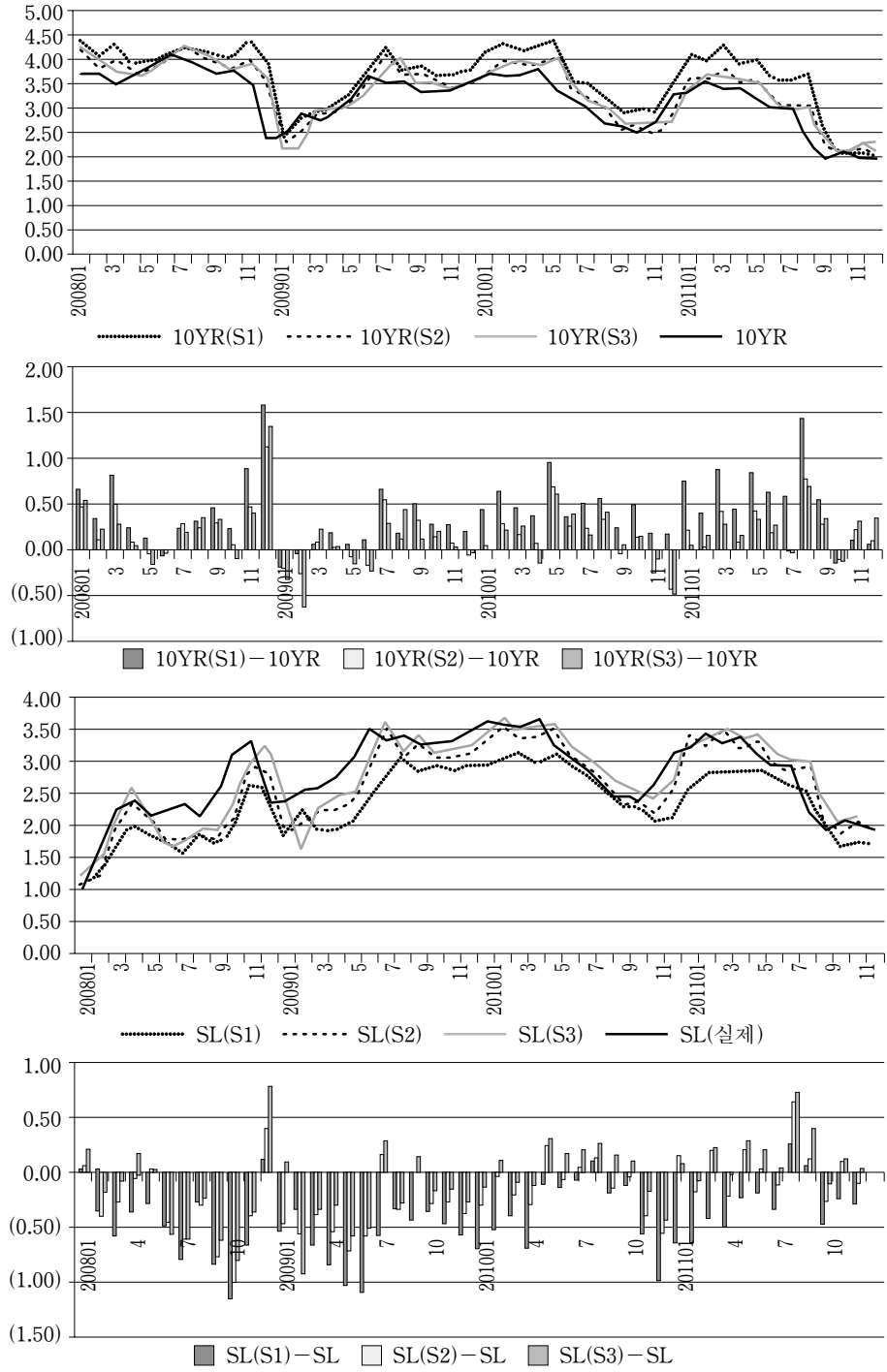


<부도 3> 3S VAR3 모형의 상태별 금리 전망과 예측오차
(S1: 고금리 상태, S2: 일반금리 상태, S3: 저금리 상태)

166 최근 통화정책 레짐 변화와 미 정부채 금리 예측



<부도 3> 계속



<부도 3> 계 속

<부표 1a> 3S VAR2 모형의 레짐확률 및 전이확률 추정치

연월	레짐확률			전이확률(Sij: i레짐→j레짐)							
	s1	s2	s3	s11	s12	s13	s21	s22	s23	s31	s32
2008-01-01	16.8	60.3	22.9	49.3	7.1	18.4	23.6	83.2	27.1	27.1	9.7
2008-02-01	16.7	60.3	23.0	49.2	7.1	18.3	23.5	83.1	27.2	27.3	9.8
2008-03-01	16.6	60.4	22.9	49.3	7.1	18.1	23.5	83.2	27.3	27.2	9.8
2008-04-01	17.0	61.4	21.6	49.6	7.1	19.4	23.8	82.9	29.9	26.7	10.0
2008-05-01	16.7	61.8	21.5	49.0	7.1	19.5	24.3	82.9	30.1	26.7	10.0
2008-06-01	16.3	61.0	22.7	44.2	7.4	20.1	26.9	83.3	25.4	28.9	9.2
2008-07-01	16.4	60.6	23.1	44.2	7.4	20.1	26.8	82.8	26.1	29.0	9.7
2008-08-01	16.4	60.4	23.3	44.3	7.4	19.9	26.8	82.9	25.4	28.9	9.6
2008-09-01	17.0	59.2	23.8	48.3	7.4	18.5	25.0	82.2	26.3	26.6	10.4
2008-10-01	15.9	62.3	21.8	45.8	7.1	19.1	25.6	82.6	31.0	28.5	10.2
2008-11-01	15.8	62.5	21.8	45.5	7.2	18.8	25.6	82.5	31.6	28.9	10.3
2008-12-01	15.9	62.5	21.6	44.2	7.1	20.6	25.5	83.0	30.5	30.3	9.9
2009-01-01	15.9	62.6	21.5	44.2	7.1	20.6	26.4	83.0	29.9	29.4	9.9
2009-02-01	16.0	62.1	21.9	44.2	7.1	20.4	26.1	82.7	30.0	29.6	10.2
2009-03-01	15.9	62.0	22.1	44.1	7.1	20.3	26.2	82.8	29.6	29.7	10.1
2009-04-01	16.6	59.6	23.8	48.1	7.0	18.5	25.2	82.6	26.0	26.7	10.4
2009-05-01	15.9	61.7	22.4	44.3	7.1	20.0	25.9	82.8	28.9	29.8	10.1
2009-06-01	16.3	61.5	22.2	44.6	7.1	21.0	25.8	82.9	28.3	29.6	10.0
2009-07-01	16.1	61.6	22.2	44.1	7.1	20.9	25.4	82.9	28.9	30.6	10.0
2009-08-01	16.0	61.8	22.2	44.0	7.1	20.7	25.8	82.7	29.4	30.2	10.2
2009-09-01	15.7	62.3	22.1	44.4	7.0	19.9	26.0	82.6	30.6	29.6	10.4
2009-10-01	15.8	62.3	21.9	45.0	7.0	19.9	25.5	82.8	30.6	29.5	10.3
2009-11-01	15.8	62.0	22.2	44.7	7.0	19.9	25.7	82.4	30.9	29.6	10.7
2009-12-01	15.8	61.9	22.3	44.7	7.0	19.7	25.5	82.4	30.9	29.8	10.6

<부표 1a> 계 속

연월	레짐확률			전이확률(Sij: i레짐→j레짐)							
	s1	s2	s3	s11	s12	s13	s21	s22	s23	s31	s32
2010-01-01	15.6	62.2	22.3	44.3	7.0	19.4	25.6	82.4	31.3	30.1	10.6
2010-02-01	15.7	61.8	22.5	44.8	7.0	19.4	25.4	82.4	30.5	29.7	10.6
2010-03-01	15.6	62.1	22.3	44.6	7.0	19.1	25.4	82.3	31.6	30.0	10.7
2010-04-01	15.6	62.2	22.2	44.6	7.1	19.0	25.2	82.3	31.9	30.2	10.7
2010-05-01	15.5	62.3	22.2	45.0	6.9	19.0	24.9	82.5	31.8	30.1	10.6
2010-06-01	15.5	62.4	22.1	45.0	6.9	19.0	24.9	82.6	31.9	30.2	10.5
2010-07-01	15.5	62.1	22.4	45.0	6.9	18.9	24.9	82.2	32.0	30.0	10.9
2010-08-01	17.2	60.5	22.4	50.2	7.2	18.7	21.9	82.8	29.6	27.9	9.9
2010-09-01	17.3	60.4	22.3	50.4	7.3	18.7	21.7	82.9	29.5	27.9	9.8
2010-10-01	16.9	55.2	27.9	60.6	5.9	12.2	18.5	71.2	45.9	20.8	22.9
2010-11-01	16.9	55.1	28.0	60.7	5.9	12.1	18.5	71.2	45.4	20.8	22.9
2010-12-01	16.8	55.4	27.8	60.8	5.9	12.0	18.3	71.3	46.2	20.9	22.9
2011-01-01	16.8	55.0	28.2	60.8	5.9	11.9	18.3	70.6	46.3	20.9	23.5
2011-02-01	16.7	55.1	28.2	60.8	5.9	11.7	18.4	70.4	46.9	20.7	23.7
2011-03-01	16.6	55.4	27.9	60.8	5.8	11.8	18.5	70.9	46.7	20.7	23.2
2011-04-01	16.6	55.6	27.8	60.8	5.8	11.8	18.5	71.1	46.6	20.7	23.1
2011-05-01	16.6	55.0	28.4	60.9	5.8	11.7	18.4	70.2	46.9	20.7	24.0
2011-06-01	16.6	54.9	28.4	60.8	5.8	11.6	18.6	70.3	46.5	20.6	23.9
2011-07-01	16.6	54.7	28.7	60.9	5.9	11.5	18.6	70.1	46.1	20.5	24.0
2011-08-01	17.0	54.5	28.5	60.8	5.8	12.3	18.5	70.3	45.7	20.6	23.8
2011-09-01	17.2	54.4	28.4	61.4	5.8	12.2	18.3	70.4	45.7	20.4	23.9
2011-10-01	17.0	54.2	28.8	60.8	5.9	12.1	19.1	69.8	45.4	20.1	24.3
2011-11-01	17.0	53.8	29.2	60.9	5.9	12.0	18.9	69.4	45.3	20.2	24.7
2011-12-01	17.0	53.9	29.2	60.9	5.9	12.0	18.9	69.5	45.3	20.2	24.6

170 최근 통화정책 레짐 변화와 미 정부채 금리 예측

〈부표 1b〉 3S VAR3 모형의 레짐확률 및 전이확률 추정치

연월	레짐확률			전이확률(Sij: i레짐→j레짐)							
	s1	s2	s3	s11	s12	s13	s21	s22	s23	s31	s32
2008-01-01	17.7	63.9	18.4	40.4	9.9	23.0	33.8	78.5	42.0	25.8	11.6
2008-02-01	17.7	63.8	18.5	40.4	9.9	22.8	33.9	78.6	41.5	25.8	11.5
2008-03-01	17.7	63.9	18.5	40.4	9.9	22.5	33.8	78.5	42.0	25.8	11.5
2008-04-01	18.0	63.6	18.5	40.4	10.2	22.9	33.9	78.4	41.5	25.8	11.5
2008-05-01	17.7	63.9	18.3	39.5	10.2	23.0	35.0	78.4	41.6	25.4	11.4
2008-06-01	17.6	64.1	18.3	39.3	10.1	22.9	35.4	78.4	41.6	25.3	11.4
2008-07-01	17.6	63.9	18.5	39.2	10.1	23.0	35.3	78.2	41.7	25.5	11.7
2008-08-01	17.6	63.9	18.5	39.1	10.1	22.7	35.4	78.2	41.7	25.5	11.7
2008-09-01	17.5	64.1	18.4	39.0	10.1	22.7	35.5	78.3	41.8	25.5	11.6
2008-10-01	17.4	64.0	18.6	38.9	10.1	22.6	35.6	78.3	41.3	25.5	11.6
2008-11-01	17.4	63.9	18.7	38.8	10.1	22.4	35.6	78.4	40.9	25.6	11.5
2008-12-01	17.4	64.0	18.5	39.0	9.9	23.2	35.3	78.7	40.5	25.8	11.4
2009-01-01	17.4	64.1	18.5	38.6	9.9	23.3	36.1	78.6	40.3	25.3	11.5
2009-02-01	17.3	63.7	19.0	38.6	9.8	23.3	35.8	78.4	40.0	25.7	11.9
2009-03-01	17.2	63.6	19.1	38.4	9.7	23.2	35.6	78.5	39.6	26.0	11.9
2009-04-01	17.2	63.4	19.4	38.5	9.7	22.9	35.6	78.4	39.1	25.9	11.9
2009-05-01	17.2	63.3	19.6	38.5	9.7	22.7	35.6	78.4	38.4	25.9	11.9
2009-06-01	17.4	63.1	19.5	38.6	9.7	23.6	35.6	78.4	37.9	25.8	11.9
2009-07-01	17.3	63.1	19.6	38.1	9.7	23.6	35.3	78.6	37.9	26.6	11.7
2009-08-01	17.6	63.0	19.5	38.2	9.7	24.4	35.3	78.6	37.4	26.5	11.7
2009-09-01	17.5	63.0	19.5	37.7	9.7	24.4	35.3	78.6	37.4	27.0	11.7
2009-10-01	17.5	63.3	19.2	38.1	9.6	24.6	35.8	78.4	38.5	26.1	12.0
2009-11-01	17.5	63.1	19.4	38.0	9.6	24.6	35.8	78.2	38.5	26.2	12.2
2009-12-01	17.4	62.9	19.7	37.6	9.7	24.2	35.6	78.5	37.2	26.7	11.9

<부표 1b> 계 속

연월	레짐확률			전이확률(Sij: i레짐→j레짐)							
	s1	s2	s3	s11	s12	s13	s21	s22	s23	s31	s32
2010-01-01	17.4	63.0	19.6	37.5	9.7	24.0	35.7	78.4	37.8	26.8	11.9
2010-02-01	17.4	62.7	20.0	37.6	9.7	23.8	35.7	78.3	37.1	26.7	12.0
2010-03-01	17.4	62.9	19.7	37.2	9.9	23.8	37.8	77.6	38.3	25.0	12.5
2010-04-01	17.4	63.0	19.7	37.1	9.9	23.8	37.8	77.6	38.4	25.1	12.5
2010-05-01	17.3	63.2	19.6	37.1	9.8	23.9	37.9	77.8	38.1	24.9	12.4
2010-06-01	17.1	63.1	19.8	37.7	9.6	23.6	35.7	78.5	37.5	26.7	11.9
2010-07-01	17.2	62.9	19.9	38.1	9.4	23.8	35.8	78.0	38.6	26.1	12.6
2010-08-01	17.1	63.1	19.8	38.1	9.4	23.6	35.7	78.1	39.1	26.2	12.6
2010-09-01	17.1	63.3	19.6	38.1	9.4	23.7	35.7	78.2	39.4	26.2	12.5
2010-10-01	17.1	62.9	20.0	38.1	9.3	23.5	35.7	77.9	39.0	26.2	12.8
2010-11-01	17.0	62.8	20.2	38.1	9.3	23.3	35.7	78.0	38.4	26.2	12.7
2010-12-01	17.0	62.7	20.3	38.2	9.3	23.1	35.8	78.1	37.7	26.0	12.6
2011-01-01	17.0	62.5	20.5	38.2	9.3	22.9	35.8	78.1	37.1	26.0	12.6
2011-02-01	17.2	62.4	20.4	38.1	9.3	23.6	35.9	78.1	36.7	26.0	12.6
2011-03-01	17.1	62.6	20.3	37.7	9.3	23.7	36.7	78.0	36.8	25.6	12.6
2011-04-01	17.1	62.6	20.3	37.7	9.3	23.7	36.6	78.1	36.8	25.6	12.6
2011-05-01	17.1	62.3	20.6	37.7	9.3	23.6	36.7	77.7	37.0	25.6	13.0
2011-06-01	17.1	62.3	20.6	37.7	9.3	23.5	36.7	77.8	36.7	25.6	12.9
2011-07-01	17.1	62.1	20.8	37.8	9.3	23.3	36.7	77.8	36.2	25.6	12.9
2011-08-01	17.3	62.0	20.7	37.8	9.3	24.1	36.6	77.8	35.7	25.6	12.9
2011-09-01	17.4	61.9	20.7	38.5	9.3	24.1	36.2	77.9	35.7	25.3	12.9
2011-10-01	17.5	61.8	20.7	38.4	9.3	24.1	35.7	77.8	36.0	25.8	12.8
2011-11-01	18.2	61.2	20.5	42.6	8.7	25.0	32.7	80.0	30.7	24.7	11.3
2011-12-01	17.8	61.2	20.9	43.4	8.4	23.7	32.7	80.4	29.6	23.9	11.3

〈부표 2a〉 3S VAR2 모형에 의한 넬슨 시겔 모형 모수 추정결과¹⁾
 (추정대상 기간: 1959. 2~2011. 12월)

변수	레짐1			레짐2			레짐3		
	b0	b1	b2	b0	b1	b2	b0	b1	b2
const (P-V)	-0.1861 (0.0209)	0.1122 (0.1966)	0.6466 (0.0018)	-0.0625 (0.0001)	0.0664 (0.0007)	0.2201 (0.0001)	0.2880 (0.0000)	-0.3613 (0.0000)	-0.5565 (0.0000)
b0(-1) (P-V)	0.1111 (0.5172)	0.6597 (0.0006)	0.1682 (0.6010)	-0.1847 (0.0012)	0.5788 (0.0000)	0.7907 (0.0000)	-0.2858 (0.0005)	0.7955 (0.0000)	0.8819 (0.0004)
b0(-2) (P-V)	0.1837 (0.0348)	1.0695 (0.0000)	-0.6267 (0.0060)	-0.1138 (0.0092)	1.5754 (0.0000)	0.1889 (0.1857)	-0.2339 (0.0001)	1.5963 (0.0000)	0.5501 (0.0014)
b1(-1) (P-V)	0.0570 (0.3651)	0.1657 (0.0225)	1.0297 (0.0000)	0.0105 (0.4910)	-0.0045 (0.8222)	1.3203 (0.0000)	-0.0401 (0.0883)	0.0665 (0.0201)	1.1497 (0.0000)
b1(-2) (P-V)	-0.3263 (0.0089)	0.3070 (0.0217)	0.8290 (0.0094)	-0.0668 (0.0258)	-0.0419 (0.2456)	0.0281 (0.7903)	-0.0759 (0.0974)	-0.0252 (0.6519)	0.1355 (0.2722)
b2(-1) (P-V)	-0.0932 (0.2834)	-0.2714 (0.0041)	0.4692 (0.0392)	0.1235 (0.0053)	-0.5922 (0.0000)	-0.1863 (0.1951)	0.2461 (0.0000)	-0.6060 (0.0000)	-0.5049 (0.0037)
b2(-2) (P-V)	-0.0658 (0.2783)	-0.1526 (0.0297)	-0.0915 (0.4926)	-0.0008 (0.9568)	0.0088 (0.6681)	-0.3714 (0.0000)	0.0379 (0.1008)	-0.0636 (0.0240)	-0.2143 (0.0015)
잔차분산	0.5135	0.5748	3.4080	0.0255	0.0349	0.2839	0.0369	0.0600	0.3202
전이확률	레짐1			레짐2			레짐3		
레짐1	0.6087			0.0586			0.1195		
레짐2	0.1889			0.6954			0.4528		
레짐3	0.2024			0.2461			0.4277		

주: 1) 변수의 () 안은 래그변수 시차를 나타냄.

BIC	AIC	SIC
-5.077	-5.204	0.006

주: Jarque-Bera 검정결과(Ho: 잔차 정규분포 가정): JB값=4,905.350(P-value: 0.000)로 정규성 가설 기각됨.

〈부표 2b〉 3S VAR3 모형에 의한 넬슨 시계열 모형 모수 추정결과¹⁾
 (추정대상 기간: 1959. 2~2011. 12월)

변수	레짐1			레짐2			레짐3		
	b0	b1	b2	b0	b1	b2	b0	b1	b2
const (P-V)	-0.5108 (0.0000)	0.3697 (0.0000)	1.5291 (0.0000)	-0.0051 (0.7343)	0.0005 (0.9789)	0.0588 (0.1890)	0.5430 (0.0000)	-0.5217 (0.0000)	-1.1311 (0.0000)
b0(-1) (P-V)	-0.0889 (0.4432)	0.7192 (0.0000)	1.0289 (0.0005)	-0.2037 (0.0024)	0.6086 (0.0000)	0.9657 (0.0000)	-0.1094 (0.3357)	0.8652 (0.0000)	0.3669 (0.3463)
b0(-2) (P-V)	0.0133 (0.8439)	1.3936 (0.0000)	-0.1679 (0.3197)	-0.0786 (0.0820)	1.4575 (0.0000)	0.2177 (0.1397)	0.0885 (0.1760)	1.6188 (0.0000)	-0.2982 (0.1837)
b0(-3) (P-V)	0.0499 (0.3523)	0.1452 (0.0089)	1.1844 (0.0000)	-0.0004 (0.9824)	0.0217 (0.3549)	1.3064 (0.0000)	-0.0459 (0.2611)	0.0489 (0.2080)	1.2005 (0.0000)
b1(-1) (P-V)	-0.2146 (0.0790)	-0.1011 (0.5154)	0.3645 (0.3776)	0.0113 (0.6075)	-0.1916 (0.0044)	-0.5983 (0.0009)	-0.0792 (0.4154)	-0.2772 (0.0003)	-0.2250 (0.4771)
b1(-2) (P-V)	0.0994 (0.4549)	-0.9396 (0.0000)	0.3523 (0.2569)	0.1868 (0.0085)	-0.5736 (0.0000)	-0.5656 (0.0231)	-0.0696 (0.4481)	-0.8888 (0.0000)	0.1370 (0.6742)
b1(-3) (P-V)	-0.0877 (0.2441)	-0.3063 (0.0005)	-0.3812 (0.0341)	0.0257 (0.2635)	-0.0789 (0.0267)	-0.5396 (0.0000)	0.1275 (0.0528)	-0.0631 (0.1102)	-0.6134 (0.0013)
b2(-1) (P-V)	0.0899 (0.3124)	-0.0246 (0.6441)	-0.5497 (0.0053)	-0.0289 (0.3986)	0.1216 (0.0075)	0.2275 (0.0627)	-0.0696 (0.2846)	-0.1439 (0.0300)	0.1683 (0.3890)
b2(-2) (P-V)	-0.1113 (0.2288)	0.4687 (0.0000)	-0.1528 (0.4791)	-0.0932 (0.0136)	0.0954 (0.1072)	0.3588 (0.0143)	0.0256 (0.6068)	0.2346 (0.0001)	0.1247 (0.4578)
b2(-3) (P-V)	0.0579 (0.2147)	0.1592 (0.0094)	0.0658 (0.6310)	-0.0125 (0.3126)	0.0524 (0.0209)	0.1782 (0.0046)	-0.0860 (0.0332)	0.0090 (0.5694)	0.3426 (0.0029)
잔차분산	0.1865	0.2746	1.0563	0.0244	0.0409	0.2614	0.0849	0.1056	0.8325
전이확률	레짐1			레짐2			레짐3		
레짐1	0.4342			0.0839			0.2367		
레짐2	0.3268			0.8035			0.2959		
레짐3	0.2390			0.1126			0.4673		

주: 1) 변수의 () 안은 래그변수 시차를 나타냄.

BIC	AIC	SIC
-6.13	-6.32	0.002

주: Jarque-Bera 검정결과(Ho: 잔차의 정규분포 가정): JB값=1,759.463(P-value: 0.000)로 정규성 가설이 기각됨.

참 고 문 헌

- 박원주·임병인·전용일, “Macro-Finance 모형을 이용한 국고채 수익률 추정 및 예측,” 『한국경제연구』 제31권 제2호, 2013년 6월, 187~210.
- 박운선·조담, “이자율기간구조 추정에 관한 실증연구,” 『금융공학연구』 제10권 제2호, 2011. 6, 1~27.
- 이유나·박세영·장봉규·최종오, “마코프 국면전환을 고려한 이자율 기간구조 연구,” *Journal of the Korean Institute of Industrial Engineers*, Vol. 36, No. 3, September 2010, 203~211.
- 이준행, “Nelson-Siegel모형을 이용한 이자율기간구조의 추정 및 예측,” 『선물연구』 제12권 제2호, 2004년 11월, 101~126.
- 임형석, “우리나라 수익률곡선 추정과 특징,” 『경제분석』 제11권 제2호, 한국은행 금융경제연구원, 2005 II.
- 정희준, “적극적 채권운용전략을 위한 수익률곡선분석,” 『재무관리연구』 제25권 제2호, 2008. 6, 1~31.
- Bellone, B., “Classical Estimation of Multivariate Markov-Switching Models using MSVARlib,” Bellone’s homepage, 2005.
- Bernanke, S. B., “Long-Term Interest Rate,” *Annual Monetary/Macro-economics Conference: The Past and Future of Monetary Policy*, Federal Reserve Bank of San Francisco, 2013.
- Bjork, T. and B.J. Christensen, “Interest Rate Dynamics and Consistent Forward Rate Curves,” *Mathematical Finance*, 9, 1999, 323~348.
- Christensen, Jens, H. E., “A Regime Switching Model of the Yield Curve at the Zero-Bound,” Federal Reserve Bank of San Francisco, Working Paper, 2013-34, 2013.
- De Pooter, M., “Examining the Nelson-Siegel Class of Term Structure Models,” Tinbergen Institute Discussion Paper, TI 2007-043/4, 2007.
- Diebold, F. X. and C. Li, “Forecasting the Term Structure of Government Bond Yields,” *Journal of Econometrics*, 130, 2006, 337~364.
- Diebold, F. X., C. Li, and V. Yue, “Global Yield Curve Dynamics and Interactions: A Dynamic Nelson-Siegel Approach,” *Journal of Econometrics*, 146, 2008, 351~

363.

- Diebold, F. X., M. Piazzesi, and G. D. Rudebusch, "Modeling Bond Yields in Finance and Macroeconomics," *American Economic Review*, 95, 2005, 415~420.
- Fabozzi, F., J. L. Martellini, and P. Priaulet, "Exploiting Predictability in the Time-Varying Shape of the Term Structure of Interest Rates," *EDHEC Business School*, EDHEC RISK and ASSET MANAGEMENT RESEARCH CENTER, 2007.
- Gasha G., Y. He, C. Medeiros, M. Rodriguez, J. Salvati, and J. Yi, "On the Estimation of Term Structure Models and An Application to the United States," IMF, Working Paper, WP/10/258, 2010.
- Guidolin, M. and A. Timmermann, "Asset Allocation under Multivariate Regime Switching," Federal Reserve Bank of St. Louis, Working Paper Series, 2005-002C, 2005.
- Krolzig, H., "Predicting Markov-Switching Vector Autoregressive Processes," University of Oxford, Economics Series Working Papers, 2000.
- Nelson, C. R. and A. F. Siegel, "Parsimonious Modeling of Yield Curves," *Journal of Business*, 60, 1987, 473~489.
- Nyholm, K. and R. Vidova-Koleva, "Nelson-Siegel, Affine and Quadratic Yield Curve Specifications: Which One is Better at Forecasting?," European Central Bank, Working Paper Series, No. 1205, 2010.
- Steeley, J. M., "Forecasting the Term Structure of UK Government Bond Yields When Short Term Interest Rates are Near the Zero Lower Bond," Aston Business School, online version (published on *Journal of Forecasting*, 9 May 2014), 2012.
- Svensson, L. E. O., "Estimation and Interpreting Forward Interest Rates," Sweden, National Bureau of Economics Research, Working Paper, 1994.

[Abstract]

Recent US Monetary Policy Regime and Interest Rate Forecasting of Treasuries

Jae Jin Park*

Regarding the zero bound state of the US financial market, I analysed the interest rate prediction performance of linear (V)AR models and 2-state and 3-state Markov-Switching (V)AR models, using parameters of the Nelson-Siegel model. Among these, the 3-state Markov-Switching VAR model with two lag variables showed the best performance. This might be explained by the model's property reflecting properly the recent low-level interest rate regime. The model also showed the substantial rise in the persistent probability in November 2010, when the Fed implemented the Large-scale Asset Purchase. The model, thereby, is expected to be used for the effective asset management.

Keywords: interest rate forecasting, Markov-Switching model, monetary policy regime, Nelson-Siegel model, US treasuries, zero bound state

JEL Classification: E43, E47, E52

* Economic Policy Advisor, Daegu Metropolitan City, Tel: 010-5278-3085, E-mail: jjinpark@bok.or.kr