

# 경기변동과 금융변수

## 이근영\*

### 요약

본 연구에서는 간단한 probit 모형을 이용해 장·단기 금리격차, 주가, 환율 등 국내외 금융변수들이 경기불황을 어느 정도 예측할 수 있는가를 살펴보았다. 표본내 추정과 표본외 추정의 경우 종속변수와 설명변수간의 시차가 커질수록 지속적으로 MSE가 커지고 수축기와 확장기의 불황확률 평균차가 작아진다. 반면 표본외 성과가 우수한 1변수 모형의 경우에는 1, 12개월 앞보다 3, 6개월 앞 불황예측시 MSE가 더 작고 불황확률 평균차가 더 커진다. 전반적으로 단기간 앞 불황예측에는 주가가 유용한 반면 보다 긴 기간 앞 불황예측에는 장·단기 금리격차, 특히 미국장기금리와 국내단기금리의 격차가 우수하다. 또한 주가와 국내외 금리를 적절히 고려하는 경우 1변수의 경우보다 표본외 예측성능이 개선될 수 있다.

핵심용어: 경기변동, 장·단기 금리격차, probit 모형, 표본외 예측  
JEL 분류기호: F3, G1

---

\* 성균관대학교 경제학부 교수, e-mail: [lky@skku.ac.kr](mailto:lky@skku.ac.kr)

## I. 서론

글로벌 금융위기 이후 실물시장과 금융시장간의 국내외적인 연계성을 살펴보려는 많은 연구들이 등장하고 있다. 과거에는 분석모형의 복잡성 때문에 국제실질경기변동이론 등과 같은 거시모형들이 금융시장을 무시하거나 금융시장이 완전하다는 가정하에 거시변수들간의 구조적인 관계를 분석하였다. 마찬가지로 이유로 국제자산가격결정이론과 같은 금융모형들 또한 교역조건이나 거시변수들을 배제한 국내외 금융변수간의 연계성에만 초점을 맞추어 왔다. 그러나 많은 경제학자들이 글로벌 금융위기 이후 이러한 연구추세가 국내외 경제현실과 매우 유리되어 있음을 인식하고 국내외 거시 및 금융변수를 동시에 고려하는 새로운 연구방향을 모색하고 있다.

특히 경기변동과 관련하여 지금까지 많은 거시경제학자들이 정교하고 세련된 거시경제모형들을 이용해 경기불황을 예측하려는 노력을 경주하여 왔다. 이러한 모형들은 최근 국제교역과 금융시장의 개방과 자유화로 글로벌 거시 및 금융변수들까지 포함한 더 복잡하고 해를 구하기 어려운 모형으로 발전하고 있으나 모형의 복잡성에 따른 이론 또는 실증 분석상의 어려움, 검증되지 않은 파라미터의 인위적인 설정, 정책과금경로의 제약과 비현실적인 가정 등으로 많은 문제점을 지니고 있다.

최근 들어 우리나라에서도 DSGE(dynamic stochastic general equilibrium) 모형 등을 통해 국내경제상황을 분석하는 연구들이 등장하고 있는 반면 불완전한 국내외 주식 및 외환시장을 고려한 구조적인 모형들을 분석한 연구들은 아직까지 거의 없는 것으로 알려져 있다. 뿐만 아니라 국내경기변동과 국내외 금융변수들이 밀접한 인과관계를 가지고 있음에도 불구하고 이들 변수들간의 직접적인 연계성을 살펴보는 연구들도 거의 없는 실정이다. 따라서 경기변동과 국내외 금융변수들에 관한 정교한 구조모형을 살펴보기 이전에 이들 변수들간의 직접적인 인과관계를 축약모형을 통해 분석하는 것도 매우 의미 있고 중요한 일이라 여겨진다. 특히 정책당국이나 시장참가자는 미래경제활동의 양적인 변화를 계량적으로 측정하는 것보다는 불황을 예측하는 데 더 관심을 가지고 있다.

이런 차원에서 본 연구는 간단한 probit 모형을 통해 최근 논의의 초점이 되고 있는 국내외 금융변수들이 국내경기변동, 특히 경기불황을 예측하는 데 어느 정도의 역할을 할 수 있는가에 대해 살펴보고자 한다. 경기변동을 예측하는 데 유용한 변수로 이미 널리 알려진 금융변수들로는 수익률곡선과 주가지수 등을 들 수 있다.

배당가치평가모형(dividend valuation model)에 따르면 현재 주가는 간단히 미래의 경제상황과 밀접한 연관을 가진 미래배당흐름의 현재가치로서 계산된다. 따라서 주가는 경기변동의 선행지표로서의 역할을 하며 많은 연구들이 실증적 분석을 통해서 점이 사실임을 보여주고 있다.

또한 장·단기 금리격차로 표시되는 수익률곡선의 기울기는 향후 경기침체 가능성을 보여주는 탁월한 지표로서 알려져 있다. 중앙은행의 긴축정책으로 단기 정책금리가 상승하는 경우 수익률곡선의 기울기가 완만해지고 긴축정책의 효과는 시차를 두고 나타나기 때문에 미래의 실질성장률이 서서히 하락하게 된다. 뿐만 아니라 장·단기 금리격차는 기대실질이자율과 기대인플레이션 부분으로 분해될 수 있는데 이들은 각각 미래통화정책에 대한 기대와 미래경제활동과 밀접한 연관을 가지고 있기 때문에 미래의 경제성장을 예측하는 데 도움이 된다(Mishkin, 1990a; 1990b).

본 연구에서는 선행 연구들에 따라 위에서 언급된 변수들인 국내 장·단기 금리격차와 코스피를 사용할 뿐만 아니라 국내 거시 및 금융변수가 글로벌 금융변수에 의해 크게 영향을 받고 있기 때문에 글로벌 변수인 미국 장기금리와 미국주가를 같이 고려한다. 먼저 probit 모형을 사용한 표본내(in-sample) 추정을 통해 이들 국내의 월별 금융변수들이 경기불황을 얼마나 잘 설명할 수 있는가를 살펴본다. 또한 표본외(out-of-sample) 예측을 통해 미래의 경기변동을 몇 기간 전에 어느 정도 잘 예측할 수 있는가를 비교분석한다. 뿐만 아니라 수축기와 확장기의 불확실성이 어느 정도가 되며 이들의 차이가 통계적으로 유의적인가를 검정한다.

표본외 예측결과에 따르면 표본외 성과가 우수한 1변수 모형의 경우에 1개월 또는 12개월보다 3개월 또는 6개월 앞 불황예측시 MSE가 더 작고 불확실률 평균차가 더 커진다. 전반적으로 단기간 앞 불황예측에는 주가가 유용한 반면 보다 긴 기간 앞 불황예측에는 장·단기 금리격차, 특히 미국장기금리와 국내단기금리의 격차가 우수하다. 또한 주가와 국내외 금리를 적절히 고려하는 경우 1변수의 경우보다 표본외 예측성과가 개선될 수 있다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제Ⅱ절에서는 먼저 기존의 선행연구들을 살펴본다. 제Ⅲ절에서는 추정모형인 probit 모형을 간단히 소개하고 추정 및 예측, 검정 방법 등에 대해 논의한다. 제Ⅳ절에서는 표본내 추정결과를 살펴보고 제Ⅴ절에서는 표본외 예측결과를 비교분석한다. 제Ⅵ절에서는 논문을 요약하고 결론을 맺는다.

## II. 기존 연구

금융변수가 경기변동을 예측하는 데 얼마나 유용한가에 대한 연구들은 주로 기간구조(term structure) 또는 수익률곡선의 예측력에 초점을 맞추고 있다. 대표적인 연구로는 Stock and Watson(1989), Estrella and Hardouvelis(1991), Plosser and Rouwenhorst(1994), Estrella and Mishkin(1996a, 1996b) 등이 있다. 한편 2000년대 이후 일부 연구들은 장·단기 금리격차를 기대 부문과 기간프리미엄 부문으로 분해한 후 이들 각 요인들이 경기변동을 잘 예측할 수 있는가를 살펴보고 있다. 대표적인 연구들은 Hamilton and Kim(2003), Ang, Piazzesi, and Wei(2006), Rosenberg and Mauer(2008) 등을 들 수 있다.

이들 연구중 본 연구에서 사용되는 probit 모형을 이용해 경기수축기를 예측한 연구들로는 Estrella and Hardouvelis(1991), Estrella and Mishkin(1996a, 1996b), Rosenberg and Mauer(2008) 등을 들 수 있다. 대표적인 연구로서 Estrella and Mishkin(1996a)은 이자율과 스프레드, 주가, 환율, 통화지표, GDP성장률과 CPI 등과 같은 개별 거시지표, 미상무부 경제지표, Stock-Watson(1989) 지표 등이 미국의 불황을 예측하는 데 얼마나 유용한가를 비교분석하였다. 표본외 예측결과 주가는 일부 잘 알려진 거시지표처럼 1-3분기 앞 예측에 유용한 반면 수익률곡선의 기울기는 1분기 이상의 예측에서 어느 다른 변수 또는 다른 변수와 결합된 경우보다 우수한 예측력을 가진 것으로 나타났다.

마찬가지로 Estrella and Mishkin(1996b)은 국채 이자율격차(10년물-3개월물), NYSE 주가지수, 미상무부 경제지표, Stock-Watson(1989) 지표 등 4개 변수중 어느 변수가 경기수축기간을 잘 예측할 수 있는가를 비교하였다. 실증분석결과 1분기 앞 예측에서는 Stock-Watson 지수가 가장 우수한 반면 2분기 이상의 예측에서는 수익률곡선이 다른 변수보다 우수하며 이러한 결과는 예측기간이 길어질수록 더욱 강화된다. 한편 Rosenberg and Mauer(2008)는 장·단기 금리격차를 기대 부문과 기간프리미엄 부문으로 분해한 후 기대프리미엄 부문보다는 기대 부문이 경기불황에 대한 대표적인 지표임을 발견하였다.

장·단기 이자율격차 등을 이용해 경기변동을 분석한 국내연구로는 지호준·박상규(2002), 이명수(2008), 송준혁·최영수(2008) 등이 있다. 지호준·박상규(2002)은

1991년 3월부터 2001년 12월까지의 금리스프레드와 신용스프레드 자료들을 이용하여 probit 모형의 불확확률을 추정한 후 모형간의 pseudo R<sup>2</sup>값을 비교분석하였다. 이명수(2008)는 장·단기 금리격차 및 이의 구성 요소인 기대 부문과 기간프리미엄 부문이 생산갭을 어느 정도 잘 설명할 수 있는가를 DSGE 모형 등을 통해 살펴보고 있다. 분석기간은 1995년 5월부터 2008년 3월까지이며 장·단기 금리로는 3년만기 국고채 수익률과 콜금리가 사용되고 있으며 생산갭으로는 장기추세를 제거한 산업생산지수가 사용되고 있다. 송준혁·최명수(2008)는 위험프리미엄으로 표현되는 수익률 예측요인을 도출한 후 2008년까지의 자료를 사용하여 이 수익률 예측요인이 산업생산갭과 인플레이션 등의 거시지표에 대한 선행성과 경기불황의 예고지표로서의 유용성을 가지고 있는가를 분석하고 있다. 또한 경기불황의 예고지표로서의 유용성 분석에는 probit 모형이 사용된다.

위에서 언급한 바와 같이 기존 국내연구들 중에서도 probit 모형을 사용한 연구들이 존재하나 사용된 금융변수들과 분석기간이 매우 제한적이다. 또한 모든 국내 연구들이 장·단기 금리격차의 예측력을 분석한다고 하나 모두 표본내(in-sample) 추정에 한정되어 있다. 뿐만 아니라 예측력 비교를 하는 데 pseudo R<sup>2</sup>값을 비교하는 데 그치고 있다.

따라서 본 연구에서는 복잡한 모형보다는 간단한 probit 모형을 사용하나 다양한 금융변수들을 고려한다. 특히 1998년 금융 및 자본시장이 대폭 개방된 이래 거시 및 금융변수들이 글로벌 금융변수에 의해 크게 영향을 받는다는 점이 잘 알려져 있기 때문에 미국장기금리와 미국주가 등이 추가적으로 고려된다. 표본내(in-sample) 추정의 경우 자료에 모형을 사후적으로 맞추기 때문에 표본내 설명력이 높으나 그렇다고 미래 예측력이 우수한 것은 아니다. 이미 많은 환율 및 주가관련 연구들이 이 점을 실증적으로 보여주고 있다. 따라서 여기서는 표본내 추정뿐만 아니라 표본외(out-of-sample) 예측결과까지 비교한다. 기존 국내외 연구들은 예측력 비교를 하는 데 추세를 가진 확률모형과의 상대적 우도차를 이용해 구한 pseudo R<sup>2</sup>값을 비교하는 데 그치고 있다. 본 연구에서는 평균평방오차(MSE: mean square error)를 비교한 다음 경기수축기와 확장기를 예측하는 각각의 확률을 구하고 이 확률간의 차이가 유의적인가까지 검정한다. 최근 연구(예: Rosenberg and Mauer, 2008)들은 장·단기 이자율격차를 기대 부문과 기간프리미엄 부문으로 분해한 후 각 부문의 예측력을 비교한다. 이 분석에는 어려움이 없으

나 이 분석을 위해서는 미래단기금리의 기대치의 평균 계산에 5년간의 단기금리자료가 사용되기 때문에 분석대상기간이 2011년에서 2006년까지로 크게 줄어든다. 따라서 여기서는 이 분석은 하지 않기로 한다.

### Ⅲ. 모형 추정 및 검정 방법

#### 1. 모형설정 및 추정방법

금융변수들이 경기수축기를 얼마나 잘 예측할 수 있는가를 살펴보기 위해 다음과 같은 probit 모형이 사용된다.

$$Y_t^* = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i X_{i,t-k} + \epsilon_t \quad (1)$$

$Y_t^*$ 는  $t$ 시점에서 경기불황이 일어나는지를 결정하는 관찰 불가능한 잠재변수이며  $\epsilon_t$ 는 정규분포를 따르는 오차항이다. 이 때 2진수 변수인  $Y_t$ 의 값은 다음과 같이  $Y_t^*$ 의 부호에 의존한다.

$$Y_t^* > 0 \text{인 경우 } Y_t = 1$$

$$Y_t^* \leq 0 \text{인 경우 } Y_t = 0$$

이 때  $Y_t = 1$ 일 확률은 다음과 같다.

$$P(Y_t = 1 | \sum_{i=1}^p X_{i,t-k}) = P(Y_t^* > 0 | \sum_{i=1}^p X_{i,t-k}) = F(\beta_0 + \beta_i \sum_{i=1}^p X_{i,t-k}) \quad (2)$$

$F$ 는  $-\epsilon$ 와 관련된 누적정규분포함수이다. 이 모형은 최우추정법을 사용해 추정되며 우도함수는 다음과 같다.

$$L = \prod_{Y_i=1} F(\beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i X_{i,t-k}) \prod_{Y_i=0} F(1 - \beta_0 - \sum_{i=1}^p \beta_i X_{i,t-k}) \quad (3)$$

본 연구에서는 표본내 추정뿐만 아니라  $k$ 기간 앞 표본의 예측까지 실시하는 데 표본외 예측에는 다음과 같은 추정방정식이 사용된다.

$$\hat{Y}_{T+k}^* = \hat{\beta}_0 + \sum_{i=1}^p \hat{\beta}_i X_{i,T} \quad (4)$$

probit 모형의 경우 예측력 비교에 통상적으로 pseudo  $R^2$ 가 사용된다. pseudo  $R^2$ 은  $1 - \log L_u / \log L_r$ 으로 정의되는데 여기서  $\log L_u$ 은 제약이 가해지지 않은 추정모형의 대수우도 값이며  $\log L_r$ 은 상수항을 제외한 모든 설명변수의 파라미터가 0으로 제약된, 즉 추세를 가진 랜덤워크 모형의 대수우도 값이다.

pseudo  $R^2$ 은 예측모형의 대수우도 값이 특정 모형인 추세를 가진 랜덤워크 모형의 대수우도 값보다 얼마나 큰가를 비교하는 데 한정되어 있고 따라서 표본외 예측에서는 음(-)의 값을 갖기도 하기 때문에 본 연구에서는 pseudo  $R^2$ 대신 보다 일반적으로 사용되는 평균평방오차(MSE)를 사용한다. MSE는 표본내 추정에서는 실제치와 추정치, 표본외 예측에서는 실제치와 예측치의 차이를 표본기간 또는 예측기간 동안 구한 다음 이를 제곱하여 평균치를 구한 것이다.

## 2. 모형검정방법

단순히 MSE를 비교하는 경우 예측모형이 경기수축기와 확장기를 제대로 포착하지 못함에도 불구하고 단순히 MSE가 작기 때문에 다른 예측모형보다 상대적으로 우수한 예측모형으로 오인되는 것이 가능하다. 예를 들어 불황확률의 예측치가 0.5에서 주변에서 움직이는 경우 경기수축기와 확장기를 구분하지 못함에도 불구하고 비교예측모형간의 평균평방오차의 차이가 전반적으로 크지 않기 때문에 다른 예측모형에 비해 우수한 모형으로 보일 수 있다.

따라서 여기서는 추가적으로 수축기와 확장기의 불황확률이 0.5보다 얼마나 크거

나 작은가를 비교하고 이 차이가 통계적으로 유의적인가를 비교하고자 한다. 즉 추정기간 또는 예측기간인  $T$ 는 경기수축기  $T_D$ 과 경기확장기인  $T_U$ 로 구성되어 있다고 하자( $T = T_D + T_U$ ). 이 때 차이성 검정에 대한 검정통계량  $V_k(d)$ 은 다음과 같이 정의된다.

$$V_k(d) = [(1 + k_n)\hat{\sigma}^2]^{-1/2} T_D^{1/2} \hat{d} \quad (5)$$

여기서  $\hat{d}$ 은 수축기와 확장기 불황확률의 평균차를 나타내며  $k_n = T_D/T_U$ 이다. 2개월 이상 예측의 경우 예측기간이 관찰치의 간격보다 넓기 때문에 자료의 중첩 문제로 예측오차에 계열상관관계가 존재한다. 따라서  $\hat{\sigma}^2$ 은 Newey and West(1987) 방법에 의해 추정된다.  $V_k(d)$ 는 귀무가설하에서  $N(0,1)$  분포를 점근적으로 따른다.

## IV. 표본내 추정 및 검정

### 1. 자료의 특성

본 연구에서는 고려되는 금융변수들로는 먼저 장·단기 금리격차로 국고채(3년)-무담보콜금리(1일)(tb3\_ca), 국고채(3년)-CP유통수익률(91일)(tb3\_cp), 국고채(5년)-무담보콜금리(1일)(tb5\_ca), 국고채(5년)-CP유통수익률(91일)(tb5\_cp) 등이 사용된다.<sup>1)</sup> 다른 금융변수들로는 전년동월대비 코스피 변화율(%)(kospi), 전년동월대비 원/달러 환율변화율(%)(won/\$) 등이 사용된다.<sup>2)</sup> 표본기간은 자료가 이용 가능한 1995년 5월부터 2011년 12월까지이며 표본크기는 200개이다.<sup>3)</sup> 주가와 환율의 경

- 
- 1) 그 밖에 국고채(3년 또는 5년)-CD유통수익률(91일)(tb3\_cd 또는 tb5\_cd) 등이 사용되었으나 CP유통수익률이 사용된 경우와 비교해 볼 때 예측력에 큰 차이가 없을 뿐만 아니라 상대적으로 약간 열등하기 때문에 CD의 경우에는 지면절약과 복잡성을 피하기 위해 본문에 언급하지 않았다. 또한 개별 이자율을 사용하는 경우에도 결과가 스프레드에 비해 열등하기 때문에 본문에서 언급하지 않는다. 콜금리의 경우 중개거래 금리보다 은행간 직거래 금리가 사용될 때 MSE가 상대적으로 더 작기 때문에 후자가 사용된다.
  - 2) 전월대비 변화율이 사용되는 경우 예측력이 떨어지기 때문에 전년동월대비 변화율을 사용한 결과만을 본문에 기술한다. 수준변수가 사용된 경우는 본문에서 설명이 필요한 때 언급하기로 한다.



우 전년동월대비 자료가 사용되기 때문에 표본내 추정에 사용되는 표본수는 설명변수의 시차  $k$ 가 0, 1, 3, 6, 12인 경우 각각 188, 187, 185, 182, 176개이다.

일반적으로 미국의 경우 장·단기 금리격차로 미국채(10년)-미국채(3개월)가 사용되는 반면 우리나라의 경우에는 국고채(10년)의 자료가 2000년 10월부터 이용 가능하기 때문에 이에 상응하는 자료를 얻을 수 없다. 한편 1998년 이후로 국내 주식 및 채권시장이 개방됨에 따라 국내금융시장이 글로벌 금융시장에 동조화되는 현상이 나타나고 있음을 많은 실증적인 연구들이 보여주고 있다. 국고채(10년)의 경우도 자료가 이용 가능한 2000년 10월부터 2011년 12월까지의 자료를 사용할 때 미국채(10년)와의 상관계수는 0.575인 반면 콜금리(1일)와의 상관계수는 0.373으로 국고채(10년)가 콜금리보다는 미국채(10년)와 보다 높은 상관관계를 가지고 있다. 또한 장·단기 금리격차인 국고채(10년)-무담보콜금리(1일)와 미국채(10년)-무담보콜금리(1일)간의 상관계수는 0.720에 이른다. 따라서는 여기서는 미국채(10년)-무담보콜금리(1일)(ustb10\_ca), 미국채(10년)-CP유통수익률(91일)(ustb10\_cp), 전년동월대비 다우존스지수 변화율(%)(dj) 등도 사용된다.<sup>4)</sup>

표본내 추정결과를 기술하기 전에 먼저 각 금융변수의 추이를 그림을 통해 살펴보고자 한다. <그림 1>은 국내외 장·단기 금리격차를 보여주고 있다. <그림>에서 확장기는 경기저점에서 정점까지 경제활동이 활발한 확장기간, 수축기는 경기정점에서 저점까지 경제활동이 위축된 수축기간을 의미한다. 통계청 자료에 따르면 경기수축기는 표본기간동안 4차례 나타나고 있는데 각각 1996년 3월-1998년 7월, 2000년 8월-2001년 6월, 2002년 12월-2005년 3월, 2008년 1월-2009년 1월이다.<sup>5)</sup>

일반적으로 중앙은행이 단기금리를 인상하는 경우 향후 물가가 안정되고 경기가 침체될 것으로 예상되어 장기금리가 단기금리에 비해 상대적으로 덜 상승하기 때문에 장·단기 금리격차가 축소된다. <그림 1>은 경기수축기가 오기 전에 장·단기 금리

- 
- 3) 기존의 외국연구들은 분기별 자료를 사용하는 경우 거시시계열 자료도 비교가 가능할 뿐만 아니라 월별 자료의 경우보다 상대적으로 결과가 더 명확하게 나타나기 때문에 분기별 자료를 주로 사용한다. 그러나 우리나라의 경우에는 분석기간이 짧아 표본수가 작기 때문에 본 연구에서는 월별 자료를 사용한다.
  - 4) 글로벌 금융변수로 미국채(10년)-미국채(3개월)(ustb10\_3), 미국채(10년)-연방기금금리(ustb3\_ffr) 등을 사용하는 경우 예측력이 다른 변수들에 비해 우수하지 못하기 때문에 이 경우들은 언급하지 않는다.
  - 5) 저점에서 다음 저점까지 또는 정점에서 다음 정점까지의 기간을 순환주기라고 하며 순환의 강도를 의미하는 정점과 저점간의 차이를 순환진폭이라 한다.

격차가 국내외 구성에 따라 상대적인 차이가 있지만 대체적으로 줄어들고 있음을 보여주고 있다. <그림 1>은 외환위기 직후 고금리정책으로 국내 장·단기 금리격차가 음(-)의 값을 가지고 있음을 보여준다. <그림 2>는 <그림 1>에서 외환위기의 여파로 다른 기간동안의 장·단기 금리격차와 경기변동간의 관계가 잘 나타나지 않기 때문에 외환위기 이후 기간인 1999년 1월부터의 추이를 보여준다. <그림 3>은 코스피(kospi), 다우존스지수(dj), 원/달러환율(won/\$)의 추이를 보여주고 있다. 코스피는 전반적으로 경기확장기에는 상승하고 경기수축기에는 하락하는 양상을 보이고 있다. 표본기간중 2003년 카드사태와 맞물린 세 번째 수축기(2002년 12월-2005년 3월)가 예외적인 기간인데 이 기간중에는 외국인의 국내주식투자 비중이 상승함에 따라 수축기임에도 불구하고 전반적으로 주가가 상승하는 추세를 보이고 있다. 반면 다우존스지수는 외환위기 이후부터 글로벌 금융위기 때까지 코스피와 유사한 패턴을 보이나 경기변동과의 동행성은 상대적으로 약하다. 원/달러환율의 경우 수축기에는 상승하고 확장기에는 하락하는 추세를 보이나 세 번째 수축기(2002년 12월-2005년 3월)에는 외국인투자의 영향으로 전반적으로 주가가 상승하는 추세를 보임에 따라 원/달러환율도 상승하지 않고 하락하는 추세를 보이고 있다.

## 2. 표본내 추정 및 검정 결과

먼저 <표 1>은 1변수를 이용한 표본내 평균평방오차(MSE)를 보여주고 있다. 시차  $k$ 가 0, 1, 3, 6, 12개월이 경우만을 살펴본다. 시차가 0, 1, 3개월인 경우 국고채(5년)-CP유통수익률(91일)(tb5\_cp)의 MSE가 각각 0.151, 0.156, 0.182로 가장 작은 것으로 나타났다. 반면 전년동월대비 변화율을 사용한 코스피나 다우존스지수, 그리고 원/달러환율의 MSE는 장·단기 이자율격차의 MSE보다 큰 것으로 나타났다. 한편 시차가 6, 12개월인 경우에는 각각 미국채(10년)-콜금리(1일)(ustb10\_ca)와 코스피의 MSE가 가장 작다. 그러나 시차가 커질수록 MSE는 점점 더 커진다.

<표 2>는 2변수를 사용한 경우의 표본내 MSE를 보여주고 있다. 시차가 0, 1, 3개월인 경우에는 tb5\_cp와 kospi를 같이 사용한 경우 MSE가 가장 작은 것으로 나타난다. 반면 시차가 6, 12개월인 경우에는 tb3\_cp와 ustb10\_ca를 같이 사용한 경우 MSE가 가장 작다. 한편 전년동월대비 변화율인 kospi대신 대수를 취한 코스피 수준변수와 tb5\_cp를 사용한 2변수 모형의 경우 시차 0, 1, 3, 6, 12개월에 따라

MSE가 0.119, 0.132, 0.172, 0.221, 0.233으로 12개월을 제외한 모든 경우 MSE가 줄어든다.

<그림 4>와 <그림 5>는 각각  $k=1$ 과  $k=12$ 인 경우의 불확률률을 보여주고 있다. 먼저 <그림 4-1>은 1개월전  $tb3\_ca$ ,  $tb3\_cp$ ,  $tb5\_ca$ ,  $tb5\_cp$ 를 각각 설명변수로 사용하여 얻은 불확률률을 보여주고 있다. 확장기에 비해 수축기에 불확률률이 높게 나타나고 있음을 볼 수 있다. <그림 4-2>는 1개월전 전년동월대비 변화율인  $kospi$ ,  $won/\$$ ,  $dj$ , 그리고  $ustb10\_ca$ ,  $ustb10\_cp$ 를 각각 설명변수로 사용하여 얻은 불확률률을 보여주고 있다.  $won/\$$ 와  $dj$ 의 경우 다른 변수들에 비해 확률의 정확도가 낮음을 알 수 있다. <그림 4-3>은 1개월전  $tb3\_cp$ 와  $kospi$ ,  $tb5\_cp$ 와  $kospi$ ,  $tb3\_cp$ ,와  $ustb10\_ca$ ,  $tb5\_cp$ ,와  $ustb10\_cp$  등의 2변수를 각각 설명변수로 사용하여 얻은 불확률률을 보여주고 있다. 1변수의 경우와 비교해 볼 때 확장기에 비해 수축기에 불확률률이 더 높게 나타나고 있음을 알 수 있다. 12개월전의 설명변수가 사용되는 <그림 5>의 경우에는 수축기와 확장기간의 불확률률이 크게 차이가 나지 않음을 알 수 있다.

<표 3>과 <표 4>에서는 수축기와 확장기의 불확률률이 평균적으로 어느 정도이며 이들의 차이가 통계적으로 유의적인가를 살펴보고자 한다. 먼저 <표 3>는 1변수의 경우를 보여주고 있다.  $m_D$ 과  $m_U$ 은 각각 수축기와 확장기의 평균불확률률이며  $m_D - m_U$ 은 이들의 차이를 표시한다. 시차가 0개월인 경우  $tb5\_cp$ 의 수축기 평균 불확률률은 0.652로 50%보다 0.152%크며 확장기의 평균 불확률률은 0.253으로 50%보다 24.7%나 작다. 수축기와 확장기의 불확률률 차이는 0.399로 1% 수준에서 통계적으로 유의적이며 다른 변수들에 비해 가장 크다. 시차가 1, 3개월인 경우에도  $tb5\_cp$ 의 수축기와 불확률률의 평균 불확률률의 차이가 가장 큰 것으로 나타났다. 반면 시차가 6개월과 12개월인 경우에는  $tb5\_ca$ 와  $kospi$ 가 각각 사용될 때 수축기와 불확률률의 평균 불확률률의 차이가 가장 큰 것으로 나타났다. 그러나 시차가 6개월과 12개월인 경우에는 수축기의 평균 불확률률은 어느 변수를 사용하는 경우에도 50%보다 작다.

<표 4>는 2변수의 경우를 보여주고 있다. 시차가 0개월인 경우  $tb5\_cp$ 와  $kospi$ 를 같이 사용하는 경우 수축기의 평균 불확률률은 0.686으로 50%보다 0.186%크며 확장기의 평균 불확률률은 0.229으로 50%보다 27.1%나 작다. 따라서 수축기와 확장기의 불확률률 차이는 0.457로 1% 수준에서 통계적으로 유의적이며  $tb5\_cp$ 만

을 사용할 때보다 그 차이가 5.8% 클 뿐만 아니라 다른 변수들에 비해서도 가장 크다. 시차가 1, 3개월인 경우에도 tb5\_cp와 kospi를 같이 사용할 때 수축기와 확장기의 평균 불확률의 차이가 가장 큰 것으로 나타났다. 반면 시차가 6, 12개월인 경우에는 tb3\_cp와 ustb10\_ca가 같이 사용될 때 수축기와 확장기의 평균 불확률의 차이가 가장 크나 수축기의 평균 불확률은 50%보다 작다.

요약하면 표본내 추정의 경우에는 설명변수의 시차가 커질수록 설명력이 떨어지며 MSE가 가장 작은 경우가 수축기와 확장기의 평균 불확률 차이도 가장 큰 것으로 나타났다.

## V. 표본외 예측 및 검증

### 1. 예측방법

표본내 추정의 경우 다른 설명변수 또는 시차를 가진 변수를 추가함으로써 표본내 성과를 개선시킬 수 있다. 즉 자료에 모형을 맞추기 때문에 단순한 모형보다는 복잡하고 정교한 모형들의 추정결과가 우수한 것으로 나타난다. 그러나 과거를 잘 설명하는 모형이 표본범위를 벗어나는 미래를 잘 예측하는 것은 아닐 뿐만 아니라 거시금융모형은 과도하게 모형을 자료에 일치시키려는 문제점 때문에 표본외 예측에서는 정교한 모형이 단순한 모형, 예를 들어 랜덤워크 모형보다 우수하지 못함을 많은 실증연구들이 보여주고 있다. 따라서 여기서는 표본외 예측력을 비교함으로써 어떤 금융변수들이 미래경기변동을 잘 예측할 수 있는가를 살펴보고자 한다.

일반적으로 표본외 예측방법은 전체 표본을 반으로 나눠 전반부는 표본내 추정의 출발점으로 삼고 후반부는 예측력을 비교하는 데 사용한다. 즉 시차  $k$ 가 1인 경우 첫 번째로 표본내 추정기간의 반인 1996년 5월부터 2004년 2월까지의 자료를 사용하여 파라미터를 추정한 후 이를 바탕으로 2004년 3월의 불확률을 예측한다. 두 번째로는 1996년 6월부터 2004년 3월까지의 자료를 사용하여 파라미터를 추정한 후 이를 바탕으로 2004년 4월의 불확률을 예측한다. 이를 순차적으로 반복한 후 마지막으로 94번째에는 2004년 2월부터 2011년 11월까지의 자료를 사용하여

2011년 12월의 불확률을 예측한다.<sup>6)</sup> 시차  $k$ 가 12인 경우에는 첫 번째로 1997년 4월부터 2003년 9월까지의 자료를 사용하여 파라미터를 추정 후 이를 바탕으로 2004년 9월의 불확률을 예측하고 마지막으로 88번째에는 2004년 2월부터 2010년 12월까지의 자료를 사용하여 2011년 12월의 불확률을 예측한다.

## 2. 표본외 예측 및 검정 결과

먼저 <표 5>는 1변수를 사용한 경우의 표본외 평균평방오차(MSE)를 보여주고 있다. 표본외 예측의 경우는  $k$ 가 1, 3, 6, 12개월인 경우만을 살펴본다. 표본내 추정의 경우 시차가 0, 1, 3개월인 경우 국고채(5년)-CP유통수익률(91일)(tb5\_cp)의 MSE가 가장 작은 반면 표본외 예측의 경우에는 시차가 1, 3개월인 경우 미국채(10년)-콜금리(1일)(ustb10\_ca)와 국고채(3년)-콜금리(1일)(tb3\_ca)의 MSE가 각각 0.179와 0.171로 가장 작다. 한편 전년동월대비 변화율을 사용한 코스피나 다우존스지수, 그리고 원/달러환율의 MSE는 이들보다 큰 것으로 나타났다. 그러나 코스피의 경우 전년동월대비 변화율대신에 대수를 취한 수준변수를 사용하는 경우 시차가 1개월일 때 MSE가 0.161로 ustb10\_ca보다도 MSE가 작은 것으로 나타났다. 한편 시차가 6, 12개월인 경우에는 국고채(3년)-콜금리(1일)(tb3\_ca)와 국고채(5년)-콜금리(1일)(tb5\_ca)의 MSE가 각각 가장 작다. 또한 수준변수를 사용한 코스피의 경우 시차가 1, 3개월일 때와 달리 MSE가 크다.

<표 6>은 2변수 사용시 표본외 평균평방오차(MSE)를 보여주고 있다. 시차가 1, 3개월인 경우에는 tb3\_cp와 kospil을 같이 사용한 경우 MSE가 가장 작은 것으로 나타난다. 반면 시차가 6, 12개월인 경우에는 tb3\_cp와 ustb10\_ca, tb5\_cp와 kospil을 각각 같이 사용한 경우 MSE가 가장 작다. 한편 전년동월대비 변화율인 kospil대신 대수를 취한 코스피 수준변수와 tb3\_cp를 사용한 2변수 모형의 경우 시차 1, 3개월일 때 MSE가 각각 0.131, 0.164로 MSE가 줄어드는 반면 시차 6, 12

6) 두 번째 방법으로는 매 표본내 추정시 초기 표본을 그대로 유지하여 추정표본을 늘리는 방법이 있다. 즉 시차  $k$ 가 1인 경우 첫 번째로 표본내 추정기간의 반인 1996년 5월부터 2004년 2월까지의 자료를 사용하며 두 번째로는 1996년 5월부터 2004년 3월까지의 자료를 사용한다. 이와 같은 절차를 반복한 후 마지막으로 94번째에는 1996년 5월부터 2011년 11월까지의 자료를 사용하여 2011년 12월의 불확률을 예측한다. 그러나 예측 결과 이 방법이 본문에서 사용된 방법보다 전반적으로 열등하기 때문에 더 이상 언급하지 않는다.

개월일 때 MSE가 크게 늘어난다.

한편 이들 변수들의 예측력을 다시 한 번 확인하기 위해 현재의 경기상황을 보여주는 동행종합지수 또는 동행지수 순환변동치와 금융변수간의 상관관계를 살펴보았다. 분석결과 동행종합지수 또는 동행지수 순환변동치와 kospi와의 상관계수는 위의 추정결과와 유사하게 시차  $k$ 가 0, 1, 3개월인 경우 가장 큰 것으로 나타났다. 또한 금융변수들이 위에서 살펴본 바와 같은 불확확률이 아니라 동행종합지수를 어느 정도 잘 예측할 수 있는가를 위와 동일한 표본외 예측을 통해 비교해 본 결과 kospi를 설명변수로 사용한 경우가 시차  $k$ 가 1, 3개월일 때 MSE가 가장 작은 반면 시차  $k$ 가 6, 12개월일 때는 장·단기 금리격차를 사용한 경우 MSE가 가장 작은 것으로 나타났다.

<그림 6>부터 <그림 9>까지는 각각  $k$ 가 1, 3, 6, 12인 경우의 불확확률을 보여주고 있다. 먼저 <그림 6-1>은 tb3\_ca, tb3\_cp, tb5\_ca, tb5\_cp를 각각 설명변수로 사용할 때 1개월 앞의 불확확률을 보여주고 있다. 변수에 따라서는 수축기에 비해 확장기에 불확확률이 높게 나타나는 경우가 있으며 글로벌 금융위기기간과 겹치는 수축기에는 불확확률이 변수간에 차이가 있음을 알 수 있다. <그림 6-2>는 전년동월대비 변화율인 kospi, won/\$, dj, 그리고 ustb10\_ca, ustb10\_cp를 각각 설명변수로 사용하여 얻은 불확확률을 보여주고 있다. ustb10\_ca, ustb10\_cp의 경우 다른 금융변수에 비해 글로벌 금융위기기간과 일치하는 수축기를 잘 설명하고 있다. <그림 6-3>은 tb3\_cp와 kospi, tb5\_cp와 kospi, tb3\_cp와 ustb10\_ca, tb5\_cp와 ustb10\_ca 등의 2변수를 각각 설명변수로 사용하여 얻은 불확확률을 보여주고 있다. tb3\_cp와 ustb10\_ca, tb5\_cp와 ustb10\_ca 등의 경우 1변수의 경우에 비해 수축기의 불확확률이 더 높게 나타나고 있다. 시차가 3, 6개월로 커지는 <그림 7>, <그림 8>의 경우는 시차가 12개월인 <그림 9>의 경우와 달리 설명변수에 따라 불확확률에 대한 예측력이 더 커지고 있음을 보여주고 있다. 한편 주가나 환율 변수의 경우 수축기의 불확확률이나 확장기의 불확확률이 크게 차이가 나지 않는다.

<표 7>과 <표 8>에서는 수축기와 확장기의 불확확률의 평균이 얼마이며 이들의 차이가 통계적으로 유의적인가를 살펴보려고 한다. 먼저 <표 7>은 1변수의 경우를 보여주고 있다. 시차가 1개월인 경우 tb3\_cp의 수축기의 평균 불확확률은 0.662로 50%보다 0.162%크며 확장기의 평균 불확확률은 0.384로 50%보다 11.6% 작다. 수축기와 확장기의 불확확률의 차이는 0.278로 5% 수준에서 통계적으로 유의적이

며 다른 변수들에 비해 가장 크다. 반면 시차가 3, 6, 12개월인 경우에는 ustb10\_ca가 사용될 때 수축기와 불황기의 평균 불황확률의 차이가 가장 큰 것으로 나타났다. 표본내 추정의 경우와 달리 시차가 6개월과 12개월인 경우에도 수축기의 평균 불황확률은 50%보다 크다.

<표 8>은 2변수의 경우를 보여주고 있다. 시차가 1개월인 경우 tb5\_cp와 ustb10\_ca를 같이 사용하는 경우 수축기의 평균 불황확률은 0.806으로 50%보다 30.6%크며 확장기의 평균 불황확률은 0.451로 50%보다 4.9% 작다. 수축기와 확장기의 불황확률의 차이는 0.355로 5% 수준에서 통계적으로 유의적이며 tb5\_cp만을 사용할 때보다 그 차이가 7.7% 클 뿐만 아니라 다른 변수들에 비해서도 가장 크다. 시차가 3개월인 경우에도 마찬가지이다. 시차가 6개월과 12개월인 경우에는 tb3\_cp와 ustb10\_ca가 같이 사용될 때 수축기와 확장기의 평균 불황확률의 차이가 가장 크며 표본내 추정과 달리 수축기의 평균 불황확률이 50%보다 크다.

간단히 정리하면 표본외 성과가 우수한 1변수 모형의 경우에는 1, 12개월 앞보다 3, 6개월 앞 불황예측시 MSE가 더 작고 수축기와 확장기의 불황확률 평균차가 더 커진다.

## VI. 요약 및 결어

본 연구에서는 1995년 5월부터 2011년 12월까지의 자료를 이용하여 장·단기 금리격차, 주가, 환율 등 국내외 금융변수들이 국내경기변동, 특히 경기불황을 어느 정도 예측할 수 있는가를 간단한 probit 모형을 통해 살펴보았다.

표본내 추정결과 설명변수의 시차가 0, 1, 3개월인 경우 국고채(5년)-CP유통수익률(91일)(tb5\_cp)의 MSE가 각각 0.151, 0.156, 0.182로 가장 작은 것으로 나타났다. 반면 시차가 6개월과 12개월인 경우에는 각각 미국채(10년)-콜금리(1일)(ustb10\_ca)와 코스피의 MSE가 가장 작다. 그러나 시차가 커질수록 MSE는 점점 더 커진다. 2변수를 사용한 경우에는 시차가 0, 1, 3개월일 때 tb5\_cp와 kospil을 같이 사용한 경우, 시차가 6, 12개월일 때는 tb3\_cp와 ustb10\_ca를 같이 사용한 경우 MSE가 가장 작다. 한편 전년동월대비 변화율인 kospid 대신 대수를 취한 코스피 수준변수와 tb5\_cp를 사용한 2변수 모형의 경우 시차 0, 1, 3, 6개월일 때

MSE가 줄어든다.

본 연구에서는 MSE 외에 수축기와 확장기의 불황확률이 평균적으로 어느 정도이며 이들의 차이가 통계적으로 유의적인가를 살펴보았다. 시차가 0, 1, 3개월인 경우에 tb5\_cp의 수축기와 확장기의 평균 불황확률의 차이가 가장 크고 1% 수준하에서 통계적으로 유의적인 반면 시차가 6, 12개월인 경우에는 tb5\_ca와 kosp이 각각 사용될 때 수축기와 확장기의 평균 불황확률의 차이가 가장 큰 것으로 나타났다. 그러나 시차가 6, 12개월인 경우에는 수축기의 평균 불황확률은 어느 변수를 사용하는 경우에도 50%보다 작다. 한편 tb5\_cp가 kosp이와 같이 사용될 때 시차가 0, 1, 3개월인 경우 수축기와 확장기의 평균 불황확률의 차이가 더 커지는 것으로 나타났다.

요약하면 표본내 추정의 경우 종속변수와 설명변수간의 시차가 커질수록 지속적으로 MSE가 커지고 수축기와 확장기의 불황확률 평균차가 작아진다. 또한 MSE가 가장 작은 경우가 수축기와 확장기의 평균 불황확률 차이도 가장 큰 것으로 나타났다.

표본외 예측의 경우에는 시차가 1, 3개월일 때 국고채(5년)-CP유통수익률(91일)(tb5\_cp)의 MSE가 가장 작은 표본내 추정과 달리 미국채(10년)-콜금리(1일)(ustb10\_ca)와 국고채(3년)-콜금리(1일)(tb3\_ca)의 MSE가 가장 작다. 그러나 코스피의 경우 전년동월대비 변화율대신에 대수를 취한 수준변수를 사용하는 경우 시차가 1개월일 때 MSE가 0.161로 ustb10\_ca보다도 MSE가 작은 것으로 나타났다. 한편 시차가 6개월과 12개월인 경우에는 국고채(3년)-콜금리(1일)(tb3\_ca)와 국고채(5년)-콜금리(1일)(tb5\_ca)의 MSE가 각각 가장 작으며 수준변수를 사용한 코스피의 경우 시차가 1, 3개월일 때와 달리 MSE가 크다. 한편 tb3\_cp와 kosp이를 같이 사용한 경우 시차가 1, 3개월일 때 MSE가 가장 작은 반면 시차가 6, 12개월일 때는 tb3\_cp와 ustb10\_ca, tb5\_cp와 kosp이를 각각 같이 사용한 경우 MSE가 가장 작다. 전년동월대비 변화율인 kosp이대신 대수를 취한 코스피 수준변수와 tb3\_cp를 사용한 2변수 모형의 경우 시차 1, 3개월일 때 MSE가 줄어드는 반면 시차 6, 12개월일 때는 크게 늘어난다.

수축기와 확장기의 불황확률 차이성 검정결과 시차가 1개월일 때는 tb5\_cp의 수축기와 불황기의 평균 불황확률의 차이가 가장 큰 반면 시차가 3, 6, 12개월일 때는 ustb10\_ca가 사용될 경우 가장 큰 것으로 나타났다. 표본내 추정의 경우와 달리



시차가 6, 12개월인 경우에도 수축기의 평균 불확률은 50%보다 크다. 한편 tb5\_cp와 ustb10\_ca를 같이 사용하는 경우 시차가 1, 3개월일 때 수축기와 확장기의 불확률의 차이는 다른 변수들에 비해 가장 크다. 시차가 6, 12개월일 때는 tb5\_cp와 ustb10\_ca가 같이 사용될 경우 수축기와 불황기의 평균 불확률의 차이가 가장 크며 표본내 추정과 달리 수축기의 평균 불확률이 50%보다 크다.

요약하면 표본외 성과가 우수한 1변수 모형의 경우에는 1, 12개월 앞보다 3, 6개월 앞 불황예측시 MSE가 더 작고 불확률 평균차가 더 커진다. 전반적으로 단기 간 앞 불황예측에는 주가가 유용한 반면 보다 긴 기간 앞 불황예측에는 장·단기 금리격차, 특히 미국장기금리와 국내단기금리의 격차가 우수하다. 또한 주가와 국내의 금리를 적절히 고려하는 경우 1변수의 경우보다 표본외 예측성과가 개선될 수 있다.

## 참고문헌

- 송준혁·최영수(2008), “채권위험프리미엄과 경기변동,” 『경제분석』 제14권, 제4호, 1-46.
- 이명수(2008), “장·단기 금리격차의 생산갭 예측력 분석,” 『금융경제연구』 제343호.
- 지호준·박상규(2002), “금리 스프레드의 경기에측력 평가,” 『재무관리연구』 제19권, 제2호, 233-251.
- Ang, A., M. Piazzesi, and M. Wei(2006), "What Does the Yield Curve Tell Us about GDP Growth?," *Journal of Econometrics* 131, 399-403.
- Estrella, A. and G. A. Hardouvelis(1991), “The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity,” *Journal of Finance* 46(2), 555-576.
- Estrella, A. and F. S. Mishkin(1996a), “Predicting U.S. Recessions: Financial Variables as Leading Indicators,” Federal Reserve Bank of New York Research Paper no. 9609.
- Estrella, A. and F. S. Mishkin(1996b), “The Yield Curve as a Predictor of U.S. Recessions,” *Current Issues in Economics and Finance* 2(7), 1-6.
- Hamilton, J. D. and D. H. Kim(2002) "A Re-examination of the Predictability of Economic Activity for Real Economic Activity," *Journal of Money, Credit, and Banking* 34, 340-360.
- Mishkin, F. S.(1990a), “What Does the Term Structure Tell Us about Future Inflation?,” *Journal of Monetary Economics* 25, 77-95.
- Mishkin, F. S.(1990b), “The Information in the Longer-Maturity Term Structure about Future Inflation,” *Quarterly Journal of Economics* 55, 815-828.
- Newey, W. K. and K. D. West(1987), "A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica* 55(3), 703-708.
- Plosser, C. I. and K. G. Rouwenhorst(1994), “International Term Structures and Real Economic Growth,” *Journal of Monetary Economics* 33, 133-155.

Rosenberg, J. V. and S. Maurer(2008), “Signal or Noise? Implications of the Term Premium for Recession Forecasting,” *FRBNY Economic Policy Review*, July, 1-11.

Stock, J. H. and M. W. Watson(1989), “New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators,” *NBER Macroeconomics Annual* 4, 351-394.

<표 1> 1변수모형의 표본내 평균평방오차(In-Sample MSE)

설명변수	시차( $k$ )				
	0	1	3	6	12
tb3_ca	0.172 <sup>5</sup>	0.176 <sup>4</sup>	0.189 <sup>3</sup>	0.230 <sup>5</sup>	0.234 <sup>4</sup>
tb3_cp	0.153 <sup>2</sup>	0.160 <sup>2</sup>	0.191 <sup>4</sup>	0.232	0.234 <sup>5</sup>
tb5_ca	0.170 <sup>4</sup>	0.172 <sup>3</sup>	0.183 <sup>2</sup>	0.223 <sup>1</sup>	0.235
tb5_cp	0.151 <sup>1</sup>	0.156 <sup>1</sup>	0.182 <sup>1</sup>	0.226 <sup>3</sup>	0.235
ustb10_ca	0.179	0.182	0.196 <sup>5</sup>	0.225 <sup>2</sup>	0.236
ustb10_cp	0.186	0.189	0.205	0.228 <sup>4</sup>	0.236
kospi	0.170 <sup>3</sup>	0.181 <sup>5</sup>	0.210	0.233	0.228 <sup>1</sup>
won/\$	0.214	0.222	0.235	0.240	0.230 <sup>3</sup>
dj	0.243	0.243	0.241	0.237	0.228 <sup>2</sup>

주: 1) ca는 콜금리를 의미하며 A\_B는 A-B를 표시.  
 2) dj는 다우존스지수를 의미하며 kospi, won/\$, dj는 전년동월대비 변화율을 표시.  
 3) 상첨자는 순위를 표시.

<표 2> 2변수모형의 표본내 평균평방오차(In-Sample MSE)

설명변수	시차( $k$ )				
	0	1	3	6	12
tb3_cp, kospi	0.137 <sup>2</sup>	0.148 <sup>2</sup>	0.186 <sup>3</sup>	0.230 <sup>4</sup>	0.228 <sup>3</sup>
tb5_cp, kospi	0.135 <sup>1</sup>	0.144 <sup>1</sup>	0.179 <sup>1</sup>	0.226 <sup>3</sup>	0.228 <sup>4</sup>
tb3_cp, ustb10_ca	0.152 <sup>4</sup>	0.159 <sup>4</sup>	0.189 <sup>4</sup>	0.223 <sup>1</sup>	0.221 <sup>1</sup>
tb5_cp, ustb10_ca	0.151 <sup>3</sup>	0.156 <sup>3</sup>	0.182 <sup>2</sup>	0.224 <sup>2</sup>	0.227 <sup>2</sup>

주: 1) ca는 콜금리를 의미하며 A\_B는 A-B를 표시.  
 2) kospi는 전년동월대비 변화율을 표시.  
 3) 상첨자는 순위를 표시.

<표 3> 1변수모형의 표본내 불확확률 평균차 검정

설명변수	평균 및 평균차	시차(k)				
		0	1	3	6	12
tb3_ca	$m_D$ (수축)	0.588	0.575	0.536	0.424	0.387
	$m_U$ (확장)	0.306	0.312	0.332	0.384	0.377
	$m_D - m_U$	<b>0.282<sup>**5</sup></b>	<b>0.263<sup>**4</sup></b>	<b>0.204<sup>**4</sup></b>	<b>0.040<sup>5</sup></b>	<b>0.010<sup>4</sup></b>
tb3_cp	$m_D$ (수축)	0.645	0.612	0.525	0.419	0.387
	$m_U$ (확장)	0.258	0.271	0.321	0.387	0.376
	$m_D - m_U$	<b>0.387<sup>**2</sup></b>	<b>0.341<sup>**2</sup></b>	<b>0.204<sup>**3</sup></b>	<b>0.032</b>	<b>0.010<sup>4</sup></b>
tb5_ca	$m_D$ (수축)	0.599	0.589	0.550	0.439	0.383
	$m_U$ (확장)	0.296	0.300	0.319	0.374	0.379
	$m_D - m_U$	<b>0.303<sup>**3</sup></b>	<b>0.289<sup>**3</sup></b>	<b>0.231<sup>**2</sup></b>	<b>0.065<sup>+1</sup></b>	<b>0.004</b>
tb5_cp	$m_D$ (수축)	0.652	0.626	0.542	0.432	0.384
	$m_U$ (확장)	0.253	0.261	0.306	0.376	0.379
	$m_D - m_U$	<b>0.399<sup>**1</sup></b>	<b>0.365<sup>**1</sup></b>	<b>0.236<sup>**1</sup></b>	<b>0.056<sup>+3</sup></b>	<b>0.005</b>
ustb10_ca	$m_D$ (수축)	0.573	0.560	0.509	0.434	0.381
	$m_U$ (확장)	0.305	0.309	0.334	0.374	0.381
	$m_D - m_U$	<b>0.269<sup>*</sup></b>	<b>0.251<sup>*5</sup></b>	<b>0.176<sup>*5</sup></b>	<b>0.059<sup>2</sup></b>	<b>0.000</b>
ustb10_cp	$m_D$ (수축)	0.560	0.544	0.491	0.428	0.381
	$m_U$ (확장)	0.320	0.324	0.349	0.379	0.381
	$m_D - m_U$	<b>0.239<sup>*</sup></b>	<b>0.221<sup>*</sup></b>	<b>0.143<sup>+</sup></b>	<b>0.048<sup>4</sup></b>	<b>0.000</b>
kospi	$m_D$ (수축)	0.584	0.554	0.483	0.418	0.403
	$m_U$ (확장)	0.295	0.311	0.353	0.388	0.366
	$m_D - m_U$	<b>0.288<sup>**4</sup></b>	<b>0.243<sup>**</sup></b>	<b>0.129<sup>*</sup></b>	<b>0.031</b>	<b>0.036<sup>1</sup></b>
won/\$	$m_D$ (수축)	0.489	0.466	0.427	0.401	0.398
	$m_U$ (확장)	0.365	0.378	0.398	0.401	0.367
	$m_D - m_U$	<b>0.123<sup>*</sup></b>	<b>0.089<sup>+</sup></b>	<b>0.029</b>	<b>0.000</b>	<b>0.032<sup>2</sup></b>
dj	$m_D$ (수축)	0.421	0.418	0.415	0.408	0.401
	$m_U$ (확장)	0.420	0.416	0.409	0.396	0.369
	$m_D - m_U$	<b>0.001</b>	<b>0.002</b>	<b>0.006</b>	<b>0.012</b>	<b>0.032<sup>2</sup></b>

주: 1) ca는 콜금리를 의미하며 A\_B는 A-B를 표시.

2) dj는 다우존스지수를 의미하며 kospi, won/\$, dj는 전년동월대비 변화율을 표시.

3) +, \*, \*\*은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임을 표시.

4) 상첨자는 순위를 표시.

<표 4> 2변수모형의 불확률을 평균차 검정

설명변수	평균 및 평균차	시차(k)				
		0	1	3	6	12
tb3_cp, kospi	$m_D$ (수축)	0.680	0.634	0.532	0.426	0.403
	$m_U$ (확장)	0.234	0.252	0.313	0.382	0.366
	$m_D - m_U$	<b>0.446**2</b>	<b>0.382**2</b>	<b>0.219**3</b>	<b>0.044<sup>3</sup></b>	<b>0.037<sup>2</sup></b>
tb5_cp, kospi	$m_D$ (수축)	0.686	0.645	0.545	0.435	0.403
	$m_U$ (확장)	0.229	0.245	0.301	0.374	0.366
	$m_D - m_U$	<b>0.457**1</b>	<b>0.400**1</b>	<b>0.244**1</b>	<b>0.060<sup>2</sup></b>	<b>0.036<sup>3</sup></b>
tb3_cp, ustb10_ca	$m_D$ (수축)	0.646	0.614	0.528	0.437	0.418
	$m_U$ (확장)	0.257	0.269	0.318	0.372	0.355
	$m_D - m_U$	<b>0.389**4</b>	<b>0.345**4</b>	<b>0.209**4</b>	<b>0.065<sup>1</sup></b>	<b>0.063<sup>+1</sup></b>
tb5_cp, ustb10_ca	$m_D$ (수축)	0.652	0.626	0.542	0.434	0.403
	$m_U$ (확장)	0.253	0.261	0.306	0.374	0.366
	$m_D - m_U$	<b>0.399**3</b>	<b>0.365**3</b>	<b>0.236**2</b>	<b>0.060<sup>2</sup></b>	<b>0.036<sup>3</sup></b>

- 주: 1) ca는 콜금리를 의미하며 A\_B는 A-B를 표시.  
 2) kospi는 전년동월대비 변화율을 표시.  
 3) +, \*, \*\*은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임을 표시.  
 4) 상첨자는 순위를 표시.

<표 5> 1변수모형의 표본의 평균평방오차(Out-of-Sample MSE)

설명변수	시차(k)			
	1	3	6	12
tb3_ca	0.185 <sup>3</sup>	0.171 <sup>1</sup>	0.172 <sup>1</sup>	0.190 <sup>2</sup>
tb3_cp	0.184 <sup>2</sup>	0.198	0.209	0.213 <sup>5</sup>
tb5_ca	0.192 <sup>4</sup>	0.175 <sup>2</sup>	0.174 <sup>2</sup>	0.190 <sup>1</sup>
tb5_cp	0.198	0.210	0.205 <sup>5</sup>	0.203 <sup>3</sup>
ustb10_ca	0.199	0.189 <sup>4</sup>	0.183 <sup>3</sup>	0.230
ustb10_cp	0.179 <sup>1</sup>	0.178 <sup>3</sup>	0.197 <sup>4</sup>	0.264
kospi	0.199	0.215	0.215	0.206 <sup>4</sup>
won/\$	0.212	0.231	0.266	0.255
dj	0.193 <sup>5</sup>	0.197 <sup>5</sup>	0.206	0.219

주: 1) ca는 콜금리를 의미하며 A\_B는 A-B를 표시.  
 2) dj는 다우존스지수를 의미하며 kospi, won/\$, dj는 전년동월대비 변화율을 표시.  
 3) 상첨자는 순위를 표시.

<표 6> 2변수모형의 표본의 평균평방오차(Out-of-Sample MSE)

설명변수	시차(k)			
	1	3	6	12
tb3_cp, kospi	0.170 <sup>1</sup>	0.192 <sup>1</sup>	0.205 <sup>4</sup>	0.206 <sup>2</sup>
tb5_cp, kospi	0.178 <sup>2</sup>	0.195 <sup>2</sup>	0.193 <sup>3</sup>	0.196 <sup>1</sup>
tb3_cp, ustb10_ca	0.201 <sup>3</sup>	0.201 <sup>3</sup>	0.166 <sup>1</sup>	0.225 <sup>3</sup>
tb5_cp, ustb10_ca	0.227 <sup>4</sup>	0.237 <sup>4</sup>	0.188 <sup>2</sup>	0.229 <sup>4</sup>

주: 1) ca는 콜금리를 의미하며 A\_B는 A-B를 표시.  
 2) kospi는 전년동월대비 변화율을 표시.  
 3) 상첨자는 순위를 표시.

<표 7> 1변수모형의 표본외 불확확률 평균차 검정

설명변수	평균 및 평균차	시차(k)			
		1	3	6	12
tb3_ca	$m_D$ (수축)	0.628	0.586	0.480	0.426
	$m_U$ (확장)	0.372	0.343	0.339	0.352
	$m_D - m_U$	<b>0.256<sup>+4</sup></b>	<b>0.243<sup>*4</sup></b>	<b>0.141<sup>+4</sup></b>	<b>0.071<sup>4</sup></b>
tb3_cp	$m_D$ (수축)	0.662	0.627	0.530	0.434
	$m_U$ (확장)	0.384	0.423	0.430	0.398
	$m_D - m_U$	<b>0.278<sup>*1</sup></b>	<b>0.204<sup>*5</sup></b>	<b>0.100</b>	<b>0.036</b>
tb5_ca	$m_D$ (수축)	0.643	0.601	0.490	0.417
	$m_U$ (확장)	0.380	0.349	0.342	0.342
	$m_D - m_U$	<b>0.263<sup>+3</sup></b>	<b>0.252<sup>*3</sup></b>	<b>0.148<sup>+3</sup></b>	<b>0.075<sup>5</sup></b>
tb5_cp	$m_D$ (수축)	0.669	0.627	0.534	0.420
	$m_U$ (확장)	0.395	0.426	0.422	0.375
	$m_D - m_U$	<b>0.275<sup>*2</sup></b>	<b>0.201<sup>*</sup></b>	<b>0.112<sup>+5</sup></b>	<b>0.045</b>
ustb10_ca	$m_D$ (수축)	0.628	0.710	0.727	0.646
	$m_U$ (확장)	0.395	0.385	0.389	0.453
	$m_D - m_U$	<b>0.233<sup>+5</sup></b>	<b>0.326<sup>*1</sup></b>	<b>0.338<sup>**1</sup></b>	<b>0.193<sup>+1</sup></b>
ustb10_cp	$m_D$ (수축)	0.633	0.692	0.705	0.587
	$m_U$ (확장)	0.401	0.412	0.438	0.495
	$m_D - m_U$	<b>0.232<sup>**</sup></b>	<b>0.280<sup>**2</sup></b>	<b>0.268<sup>**2</sup></b>	<b>0.092<sup>3</sup></b>
kospi	$m_D$ (수축)	0.518	0.462	0.436	0.538
	$m_U$ (확장)	0.381	0.405	0.419	0.438
	$m_D - m_U$	<b>0.137</b>	<b>0.057</b>	<b>0.018</b>	<b>0.100<sup>*2</sup></b>
won/\$	$m_D$ (수축)	0.550	0.516	0.488	0.496
	$m_U$ (확장)	0.417	0.424	0.423	0.435
	$m_D - m_U$	<b>0.133<sup>*</sup></b>	<b>0.092<sup>*</sup></b>	<b>0.064</b>	<b>0.061</b>
dj	$m_D$ (수축)	0.543	0.523	0.486	0.433
	$m_U$ (확장)	0.423	0.424	0.424	0.425
	$m_D - m_U$	<b>0.120<sup>**</sup></b>	<b>0.099<sup>**</sup></b>	<b>0.062</b>	<b>0.008</b>

주: 1) ca는 콜금리를 의미하며 A\_B는 A-B를 표시.

2) dj는 다우존스지수를 의미하며 kospi, won/\$, dj는 전년동월대비 변화율을 표시.

3) +, \*, \*\*은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임을 표시.

4) 상첨자는 순위를 표시.

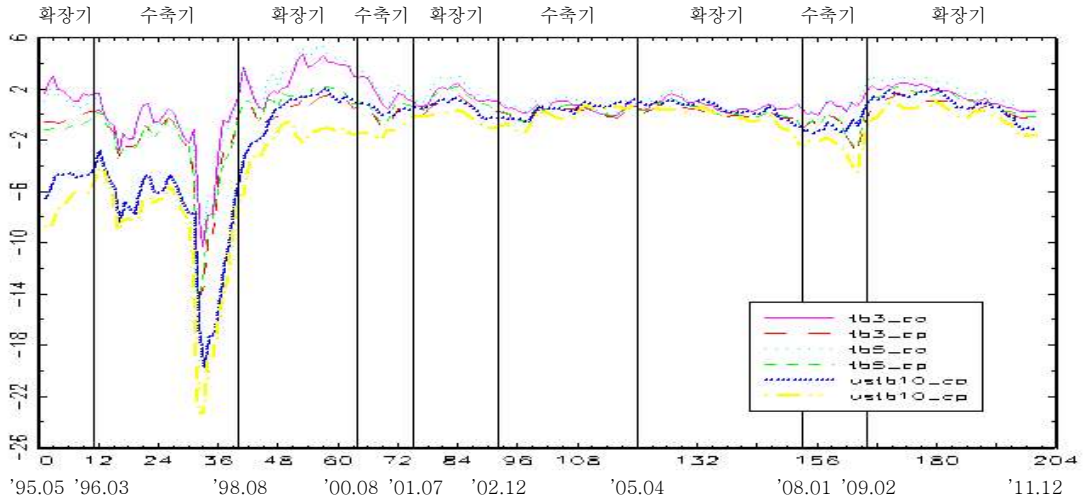


<표 8> 2변수모형의 표본외 불확확률 평균차 검정

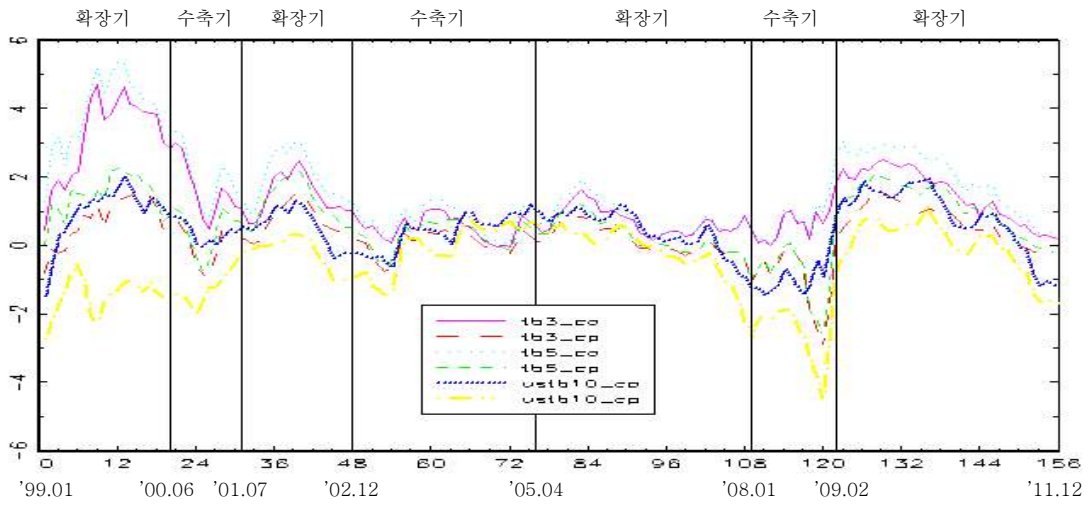
설명변수	평균 및 평균차	시차(k)			
		1	3	6	12
tb3_cp, kospi	$m_D$ (수축)	0.613	0.560	0.452	0.496
	$m_U$ (확장)	0.349	0.389	0.383	0.401
	$m_D - m_U$	<b>0.264<sup>*4</sup></b>	<b>0.171<sup>*4</sup></b>	<b>0.069<sup>4</sup></b>	<b>0.095<sup>4</sup></b>
tb5_cp, kospi	$m_D$ (수축)	0.637	0.574	0.466	0.486
	$m_U$ (확장)	0.361	0.390	0.368	0.378
	$m_D - m_U$	<b>0.276<sup>*3</sup></b>	<b>0.184<sup>*3</sup></b>	<b>0.098<sup>3</sup></b>	<b>0.107<sup>3</sup></b>
tb3_cp, ustb10_ca	$m_D$ (수축)	0.722	0.773	0.750	0.589
	$m_U$ (확장)	0.409	0.417	0.375	0.391
	$m_D - m_U$	<b>0.313<sup>*2</sup></b>	<b>0.355<sup>*2</sup></b>	<b>0.375<sup>**1</sup></b>	<b>0.198<sup>1</sup></b>
tb5_cp, ustb10_ca	$m_D$ (수축)	0.806	0.852	0.773	0.545
	$m_U$ (확장)	0.451	0.475	0.420	0.387
	$m_D - m_U$	<b>0.355<sup>*1</sup></b>	<b>0.378<sup>*1</sup></b>	<b>0.354<sup>**2</sup></b>	<b>0.158<sup>2</sup></b>

주: 1) ca는 콜금리를 의미하며 A\_B는 A-B를 표시.  
 2) kospi는 전년동월대비 변화율을 표시.  
 3) 상첨자는 순위를 표시.

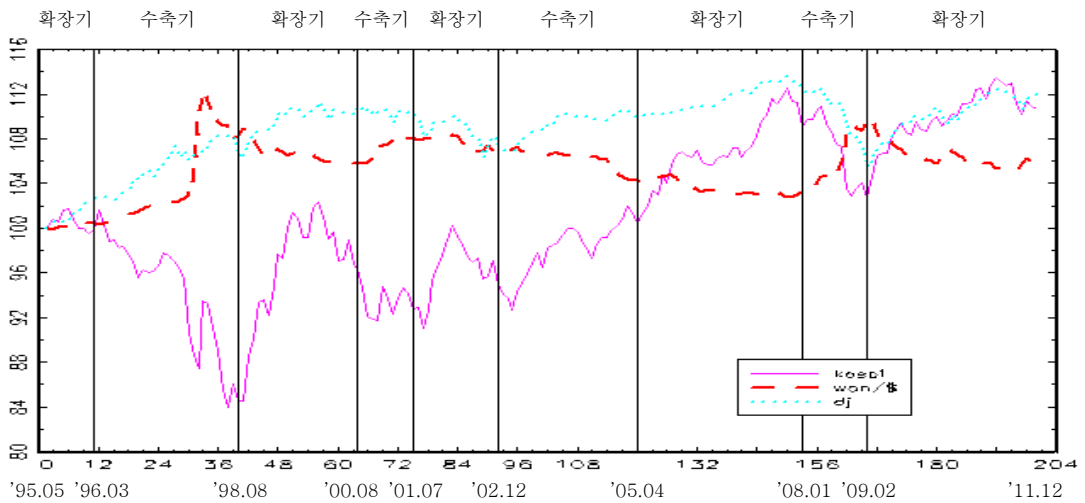
<그림 1> 장·단기 이자율격차의 추이



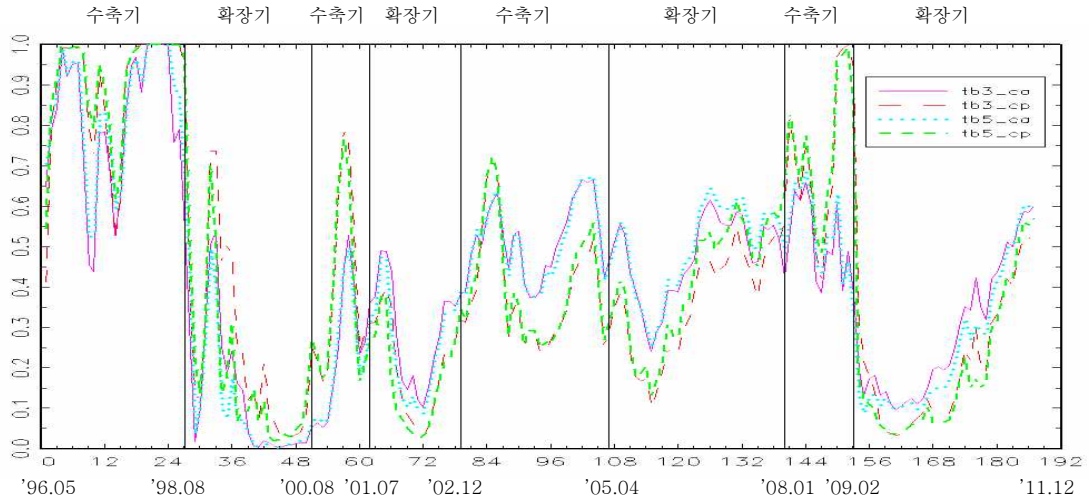
<그림 2> 장·단기 이자율격차의 추이



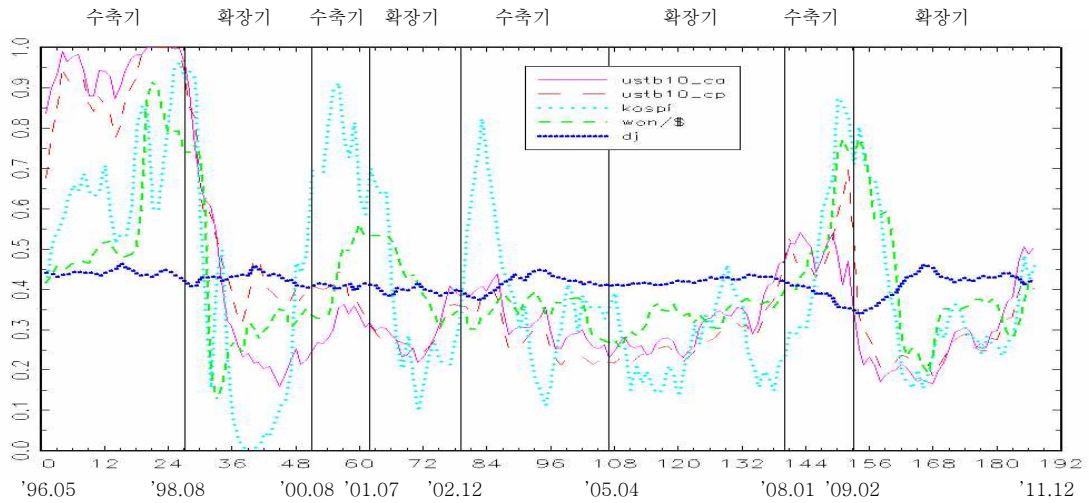
<그림 3> 주가 및 환율의 추이



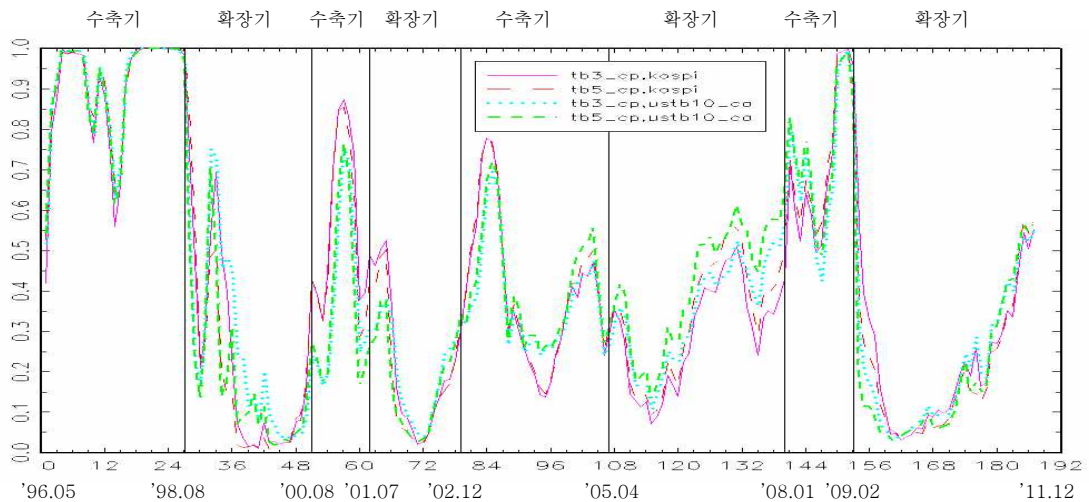
<그림 4-1> 1변수 모형을 이용한 1개월후 표본내 추정치



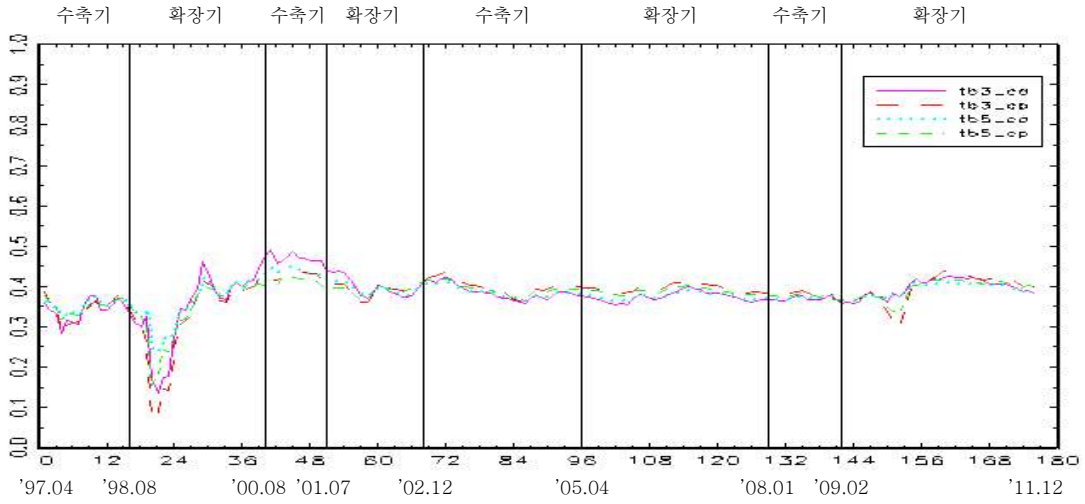
<그림 4-2> 1변수 모형을 이용한 1개월후 표본내 추정치



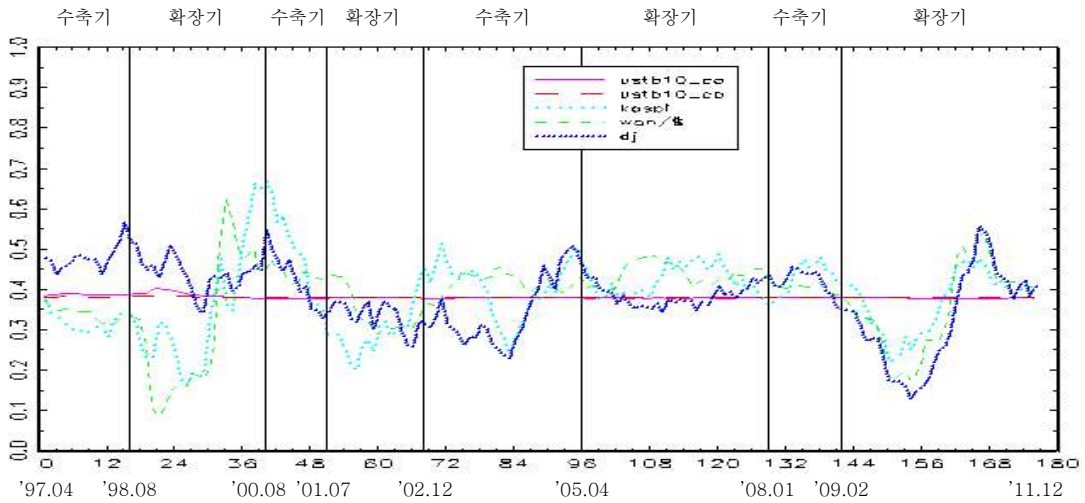
<그림 4-3> 2변수 모형을 이용한 1개월후 표본내 추정치



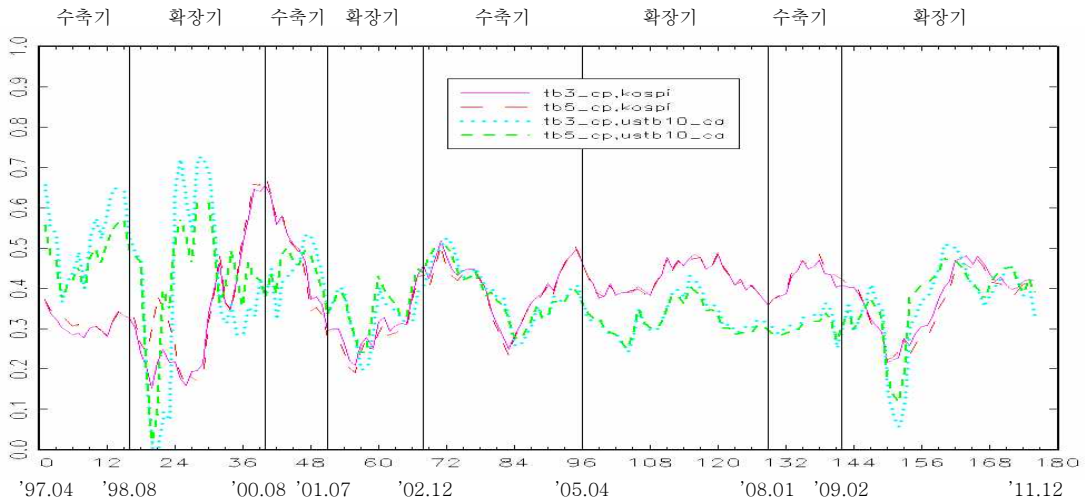
<그림 5-1> 1변수 모형을 이용한 12개월후 표본내 추정치



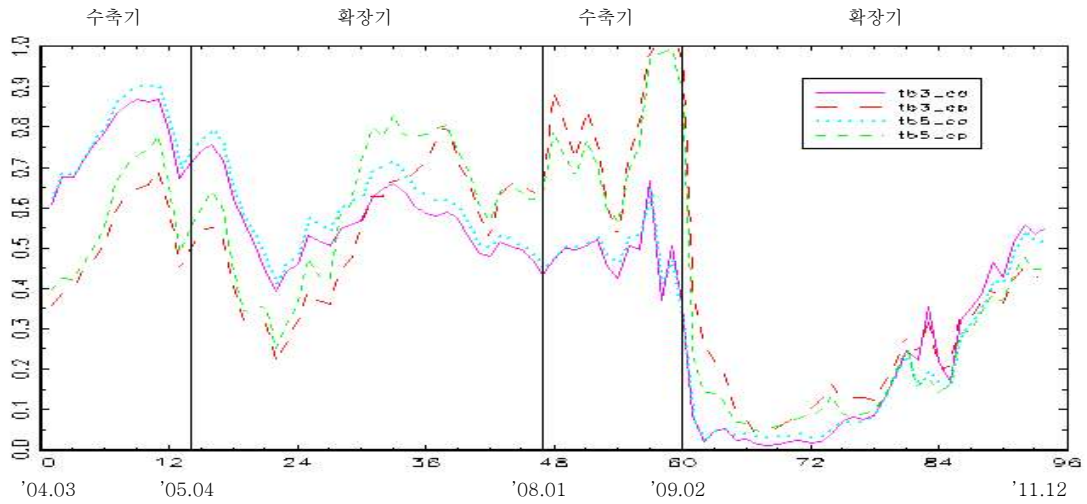
<그림 5-2> 1변수 모형을 이용한 12개월후 표본내 추정치



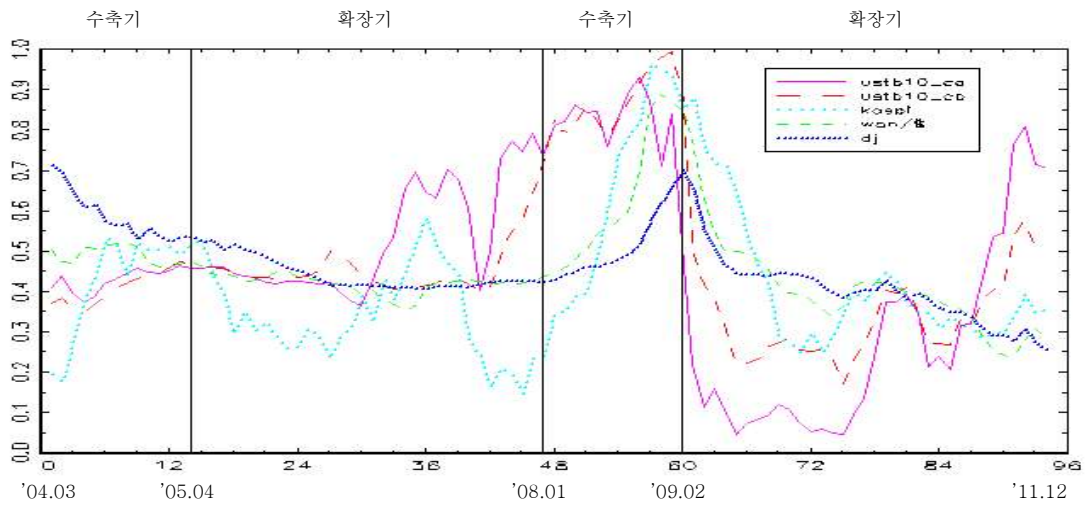
<그림 5-3> 2변수 모형을 이용한 12개월후 표본내 추정치



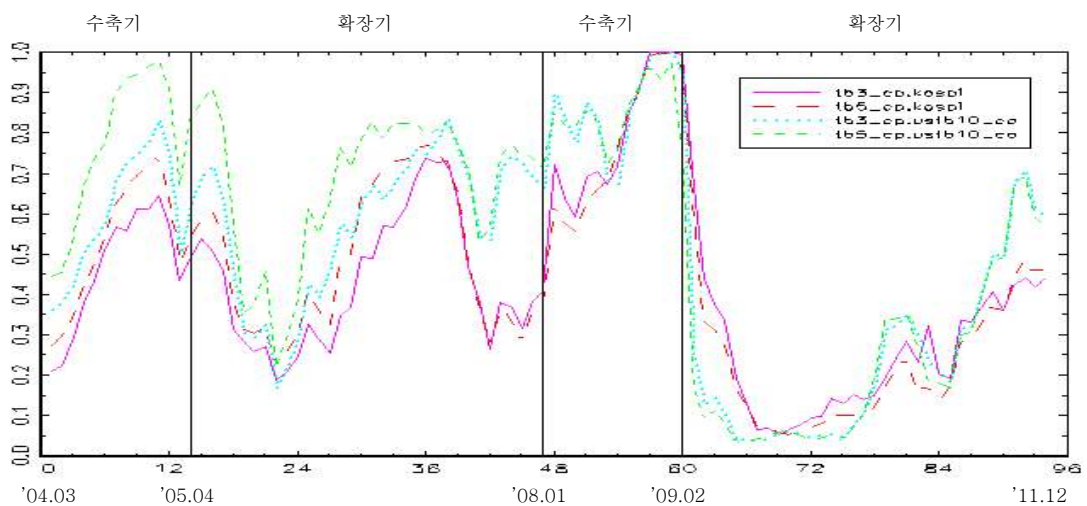
<그림 6-1> 1변수 모형을 이용한 1개월후 표본의 예측치



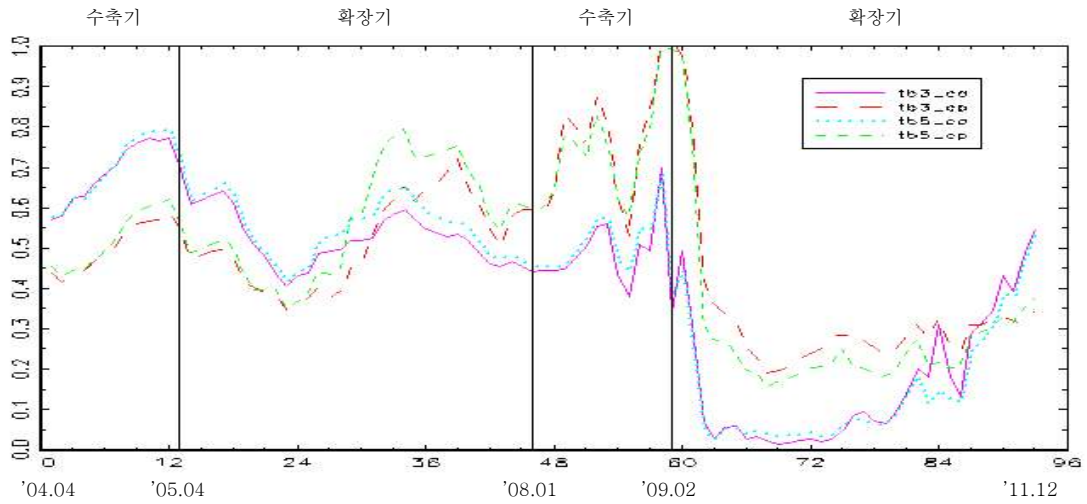
<그림 6-2> 1변수 모형을 이용한 1개월후 표본의 예측치



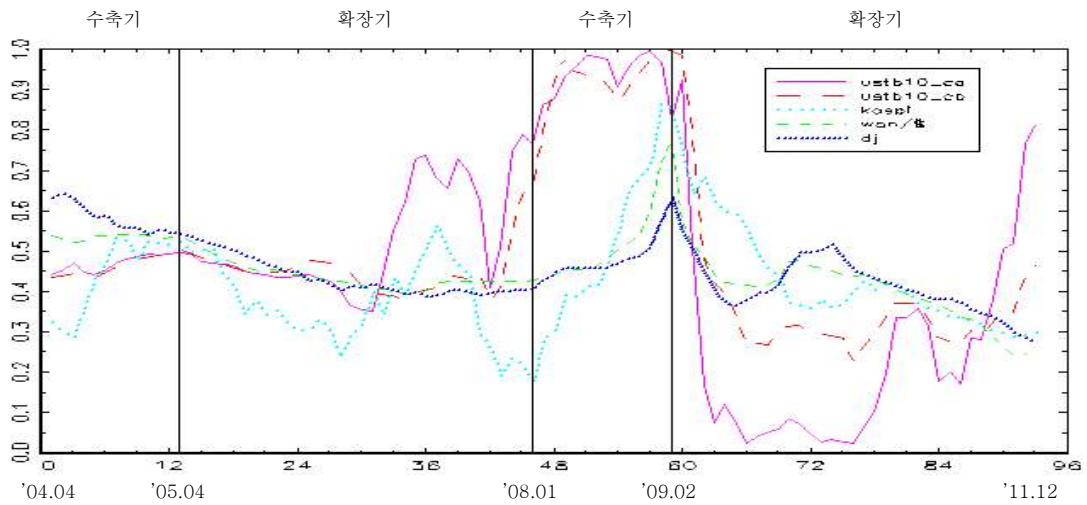
<그림 6-3> 2변수 모형을 이용한 1개월후 표본의 예측치



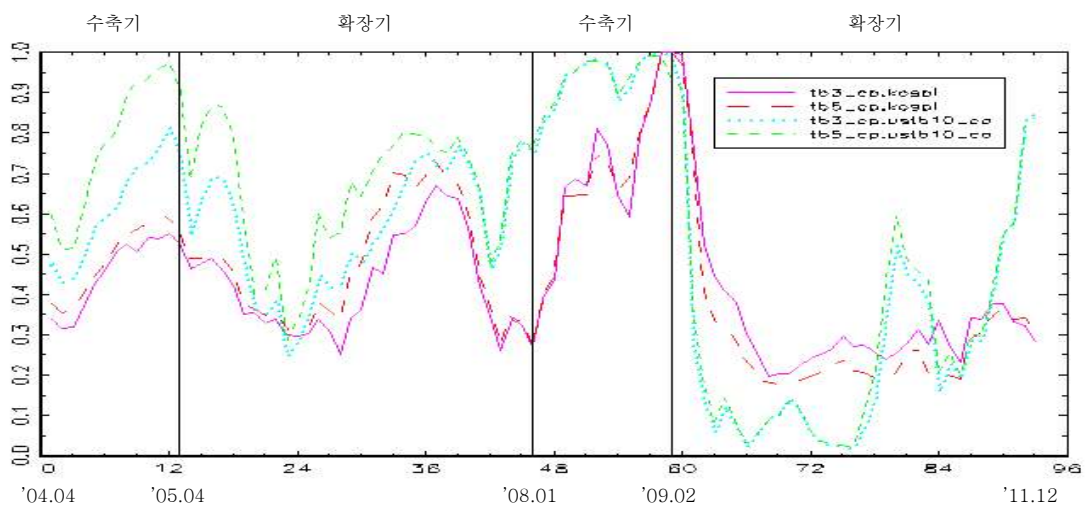
<그림 7-1> 1변수 모형을 이용한 3개월후 표본의 예측치



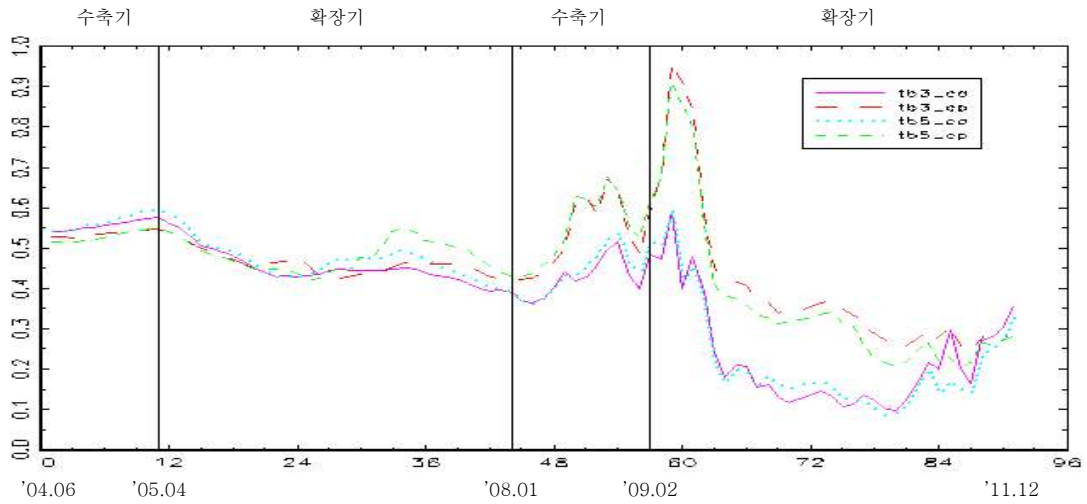
<그림 7-2> 1변수 모형을 이용한 3개월후 표본의 예측치



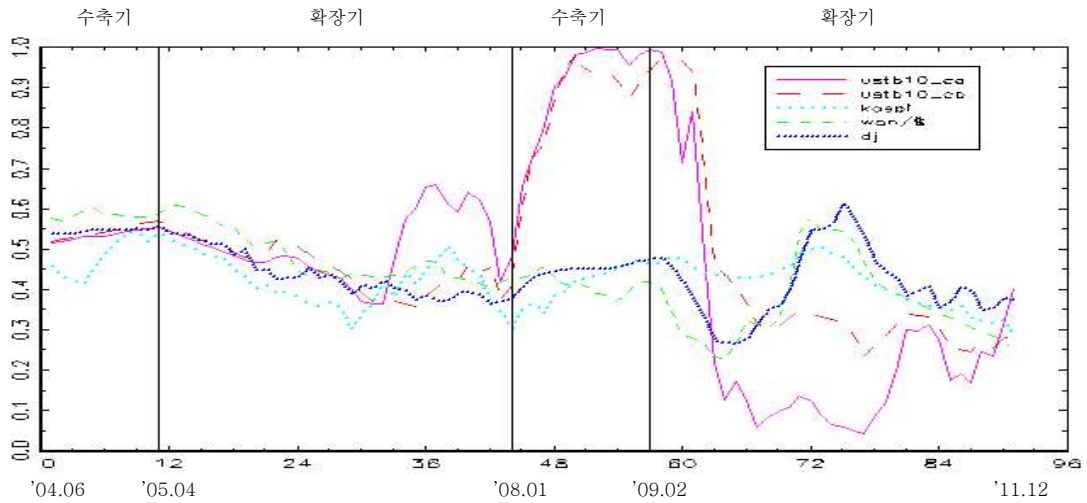
<그림 7-3> 2변수 모형을 이용한 3개월후 표본의 예측치



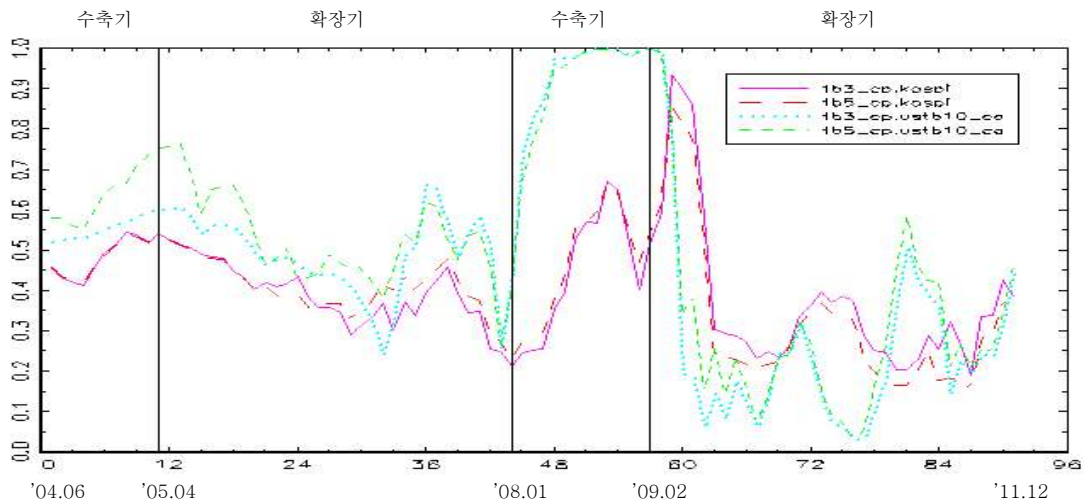
<그림 8-1> 1변수 모형을 이용한 6개월후 표본외 예측치



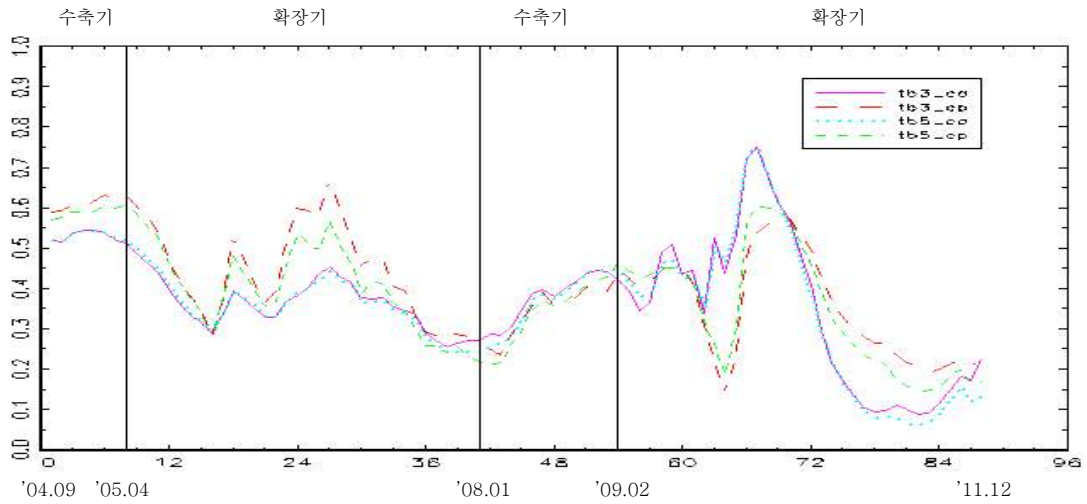
<그림 8-2> 1변수 모형을 이용한 6개월후 표본외 예측치



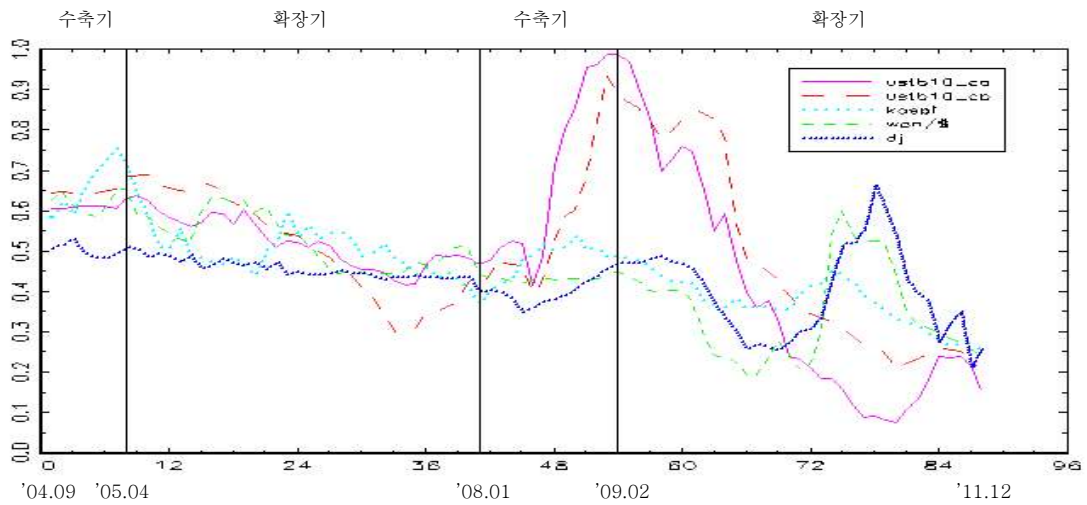
<그림 8-3> 2변수 모형을 이용한 6개월후 표본외 예측치



<그림 9-1> 1변수 모형을 이용한 12개월후 표본외 예측치



<그림 9-2> 1변수 모형을 이용한 12개월후 표본외 예측치



<그림 9-3> 2변수 모형을 이용한 12개월후 표본외 예측치

