

# 分期利率 豫測模型에 관한 小考

- 1970 ~ 1990년대 데이터를 사용한 ARIMA모형 -

김중권\*

## 1. 序論

利率豫測의 難點이 잘 알려져 있음에도 불구하고 이자율예측모형의 구성에 지속적으로 관심을 가질 수밖에 없는 것은 이자율예측치의 현실적인 필요성이 매우 크기 때문이다. 우리나라와 같이 경제의 (적어도 표면적으로는)구조 변화가 심하고 이자율에 관련된 정책변화가 자주 있었던 경우 計量的인 이자율예측 모형의 구성은 어려운 점이 많다. 특히 분기별 이자율모형을 구성할 때는 모형에 사용할 수 있는 데이터의 수가 제한적인 것도 이자율모형의 구성을 어렵게 만드는 요소이다.

本考는 이자율예측을 실제로 해야하는 실용적인 관점에서 이자율예측모형을 구성하는 것을 목적으로 한다. 특히 본 모형은 대우경제연구소가 每分期 발표하는 향후 1년 간의 분기별 이자율예측치를 제공할 수 있게 디자인하였다. 실용적인 관점이라 함은 이자율예측모형이 실제 예측에 쉽게 사용할 수 있어야 한다는 점을 의미하는 데 구체적으로는 다음과 같은 含意를 갖는다. 먼저 모형에 사용하는 설명변수 또는 외생변수의 수가 가능한 한 작아야 하며 이러한 변수들은 이자율 예측시점에서 예측이 可能하거나 또는 예측치에 대한 정보가 가용해야 한다. 둘째로는 精巧한 계량이론에 따르면 엄밀하게 正當化(justification)되기 어려운 경우라도 실제 예측에 도움이 된다면 이를 채택한다는 원칙이다. 예를 들면 개별모형의 추정과정에서 어떤 변수가 이자율에 대하여 통계적으로 유의한 설명변수가 아니더라도 標本外 豫測(out of sample forecast)에서 이자율예측오차를 감소시키는 효과를 갖는다면 이러한 설명변수를 모형 내에 포함한다는 것이다.

\* 신홍대학 경상정보계열

이자율예측모형을 구성하는 방법은 가장 간단한 確率步行(random walk) 모형에서 부터 마르코프전환모형(Markov switching model)에 이르는 一變量모형과 간단한 縮約方程式模型(reduced form model)에서 誤差修整模型(error correction model, ECM)과 이의 다양한 變形을 포함하는 多變量모형 등 무수히 많다. 본고에서는 이와 같은 다양한 모형 중 自己回歸總合移動平均模型(autoregressive integrated moving average model, ARIMA), 벡터自己回歸模型(vector autoregressive model, VAR), 誤差修整模型과 非母數커널回歸模型(nonparametric kernel regression model, NKRM) 등을 이용하여 개별예측치를 구한 다음 이를 토대로 結合豫測(combination forecasting)을 시도한다.

본고의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 이자율 및 이자율 모형과 관련된 국내문헌에 대한 서베이를 통해 이자율예측모형 연구의 현재 상황을 살펴본다. 3장에서는 ARIMA, VAR, ECM, NKRM 등의 개별모형의 구성과 표본외 예측력을 검토해 본다. 4장에서는 3장에서 의 예측방법을 토대로 결합예측을 시도해 보고 5장에서는 본고의 한계와 향후 연구과제에 대해 살펴본다.

## 2. 既存 文獻 서베이

기존의 연구는 주로 이자율의 결정요인이나 행태분석에 초점이 맞추어져 있으며, 이자율예측모형을 구성하고 이를 토대로 표본외 예측(out of sample forecast)을 중점적으로 다룬 논문은 극소수에 불과하다. 이자율예측모형을 직접적으로 시도한 논문으로는 김형중(1993), 박선오(1993), 최공필(1993), 장세승(1994), 김진호(1995), 박원암(1995) 등이 있다.

김형중(1993)은 '95년 1/4분기 이후의 분기별 자료를 이용하여 오차수정모형을 추정하였는데 1분기후 예측의 RMSE%는 4~5로 나타났다<sup>1)</sup>. 박선오(1993)

1) 문헌상에서  $RMSE$ ,  $RMSE\%$ 가 혼용되어 쓰이는 것으로 보인다. 본고에서는  $y^a$ ,  $y^b$ ,  $T$ 를 각각 실제치, 예측치 그리고 관측치라고 하면,

는 '81년 1월 이후의 월별자료를 이용하여 ARIMA와 VAR모형에 추정하였다. 추정결과 ARIMA의 경우 3개월 후와 6개월 후의 MSE가 각각 1.33과 3.87로 나타났다. 또한 다양한 VAR모형을 시도하였고 그 중 예측력이 가장 우수한 모형의 경우 3개월 및 6개월 후의 MSE가 1.52, 3.73으로 나타났다. ARIMA와 VAR을 (사후적으로 구분한) 局面에 따라 交叉로 사용하는 경우, 즉 이자율의 추세전환기에는 VAR을 사용하고, 추세가 변화하지 않은 경우 ARIMA를 사용한 경우 3개월 후와 6개월 후 예측치의 MSE가 1.00, 3.05로 축소되었다. 최공필(1993)은 '80년 1월 이후의 월별자료를 이용하여 국면전환모형을 추정하였다. 표본의 예측오차를 보면 3개월 및 6개월 후의 MSE가 각각 1.23, 14.23으로 나타나 예측기간이 길어질수록 오차의 크기가 큰 폭으로 확대되었고 전 기간에 걸쳐 확률보행모형의 예측오차보다 크게 나타났다. 장세승(1994)은 '82년 1월 이후의 월별자료를 이용하여 분석하였는데 1개월 후 예측의 RMSE%가 ARIMA의 경우 2.79, VAR의 경우 1.32 수준으로 나타났다. 김진호(1995)는 '87년 1월 이후의 주간자료를 이용하여 다양한 일변량모형을 시도하고 이를 토대로 결합예측의 가능성을 검토하였다. 분석결과 '94년의 경우 1주후 예측의 RMSE%가 모형에 따라 0.097에서 0.122까지로 나타났으며 결합예측의 예측력 향상효과는 거의 없는 것으로 나타났다. 이는 김진호도 지적하였듯이 결합예측에 사용한 개별 예측치들의 상관관계가 거의 1에 가까운데 기인하는 것으로 보인다. 박원암(1995)은 '75년 1/4분기 이후의 분기자료를 이용하여 구조모형을 추정하였는데 1분기후 예측의 RMSE%가 19.31로 나타났다. 이와 같이 현재까지 이자율예측모형은 월간자료를 이용하거나 일변량모형을 사용한 경우가 많으며 표본의 예측에 중점이 두어진 논문은 별로 없다.

한편, 이자율의 행태를 분석하는 연구는 다양하게 진행되었다. 김경록·이민구(1993)는 이자율의 월별 및 일별 상관계수와 편상관계수를 이용하여 단일 시

$$RMSE \equiv \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y^a - y^b)^2},$$

$$RMSE\% \equiv 100 \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left( \frac{y^a - y^b}{y^a} \right)^2}$$

로 각각 정의한다.

계열 모형을 설정하는 Box-Jenkins방법을 이용하여 이자율을 분석하였다. 이 논문에서는 첫째, 월별자료의 경우 회사채, 금융채, 통화채 모두 週期성이 있었고, 각 시계열은 모두 1개월의 시차에서 유의성이 있는 상관관계를 가지고 있었다. 둘째, 일별자료 회사채유통수익률의 경우는 시차 1과 주기성을 가지고 있었으나, 금융채와 통화채의 경우는 주기성이 발견되지 않았고 반면에 시차도 2까지 유의하였다.

장택호(1991)는 '73년 1/4분기부터 '90년 4/4분기까지의 실질GNP, 총통화, 정기에금이자율, GNP디플레이터, 예금은행 총예금, 예금은행 총대출금, 주택가격지수의 분기별자료를 이용하여 VAR모형을 추정하였다. 이 논문은 첫째, 금리상승은 실질국민총생산의 감소와 더불어 물가와 주택가격의 상승을 초래함으로써 적어도 단기적으로는 스태그플레이션을 유발하는 효과가 있다. 둘째, 통화량의 증가는 단기적으로는 금리를 하락시키고 실질국민총생산을 증가시키는 효과가 있으나, 장기적으로는 인플레이션을 유발하는 것으로 나타났다. 셋째, 정기에금이자율과 예금은행의 총예금과 총대출간에는 명확한 관계를 관찰할 수 없었으며, 금리상승으로 인한 예금은행 총예금의 반응보다 통화량이나 실질국민총생산의 증가로 인한 총예금의 반응이 보다 크고 또한 즉시 나타남으로써 예금의 이자율에 대한 탄력성보다는 통화량이나 실질국민총생산에 대한 예금의 탄력성이 더 큰 것으로 분석되었다.

김동원과 함정호(1992)는 '87년 1월부터 '91년 9월까지의 월별데이터를 이용하여 VAR모형을 추정하였다. 사용한 변수로는 자금시장의 초과수요상태를 나타내는 변수로서 어음교환액/총통화, 기대인플레이션율을 반영한 변수로 주택가격지수의 로그값, 회사채발행시장의 초과공급 상태를 반영한 변수로 회사채 발행순증/(비통화금융기관 예수금 증가액-대출금 증가액)을 이용하였다. 도출된 결과는 통화의 구성비율이 통화총량의 증가율보다 금리에 훨씬 유의한 영향을 미친다는 결론을 얻었다.

김주훈과 이명훈(1992)은 '85년 1월부터 '88년 12월과 '89년 1월부터 '92년 12월로 구분한 표본기간으로 2변수 베이저언벡터자기회귀모형 및 표준벡터자기회귀모형에 의해 이자율, 통화 및 실물변수의 관계를 분석하였다. 분석결과로는 첫째, 통화공급의 증가에 따른 유동성효과는 주요금리들은 대체로 즉각 하락하는 양상을 보였으나 그 반면 금리가 즉각 상승하거나 하락하더라도 3개

월 이내에 상승으로 돌아선 경우가 적지 않았다. 둘째, 그랜저(Granger)因果관계로 분석한 경우 산업생산지수 등 실물경제변수의 변동을 설명하는 변수로서 회사채유통수익률과 통안증권유통수익률의 유의성이 큰 것으로 나타났다. 셋째, 실물변수, 통화지표, 회사채유통수익률 지표 등을 포함하는 6변수 VAR모형을 사용하여 실물변수의 변동은 회사채유통수익률 및 산금채유통수익률이 설명력이 높은 것으로 나타났으며 통화지표들과 거의 비슷한 기여도를 나타내는 것으로 밝혀졌다. 넷째, 장단기금리간의 연관성을 VAR모형을 이용한 오차항의 분산분해에 의해 분석한 결과를 보면 콜금리, CMA수익률과 같은 단기금리들이 회사채유통수익률 등과 같은 장기금리들의 변동에 대해 통화지표들과 실물변수들의 설명력이 상대적으로 큰 것으로 나타났다.

하성근(1992)은 '82년 7월부터 '91년 12월까지를 표본기간으로 회사채유통수익률, 실질통화잔고, 채권공급량, 기대인플레이션의 월별자료를 이용하여 분석하였다. 이 논문에 따르면 대체로 화폐공급증가에 따른 실질잔고 증대는 단기적으로 회사채유통수익률을 하락시키는 효과를 지니나 약 1년 이후에는 오히려 이자율을 상승시키는 효과를 지니고 있으며 채권공급증가 및 기대인플레이션 상승은 회사채유통수익률의 상승을 유발시키는 것으로 나타났다.

김경록과 이민구(1993)는 '87년 1월부터 '92년 8월까지의 월별자료로 회사채수익률, 종합주가지수, 주택가격지수, 총통화증가율을 사용하고, '74년 1/4분기부터 '92년 2/4분기까지의 분기별자료로 회사채수익률 분기평균, 분기말 종합주가지수, 소비자물가상승률 및 서울지역 지가지수를 사용하여 VAR모형을 구성하였다. 분석 결과로는 첫째, 경기의 확장국면에서 부동산가격과 주식 가격은 상승 → 頂点 → 하락의 양상을 보였고, 정점이 각각 경기의 정점에 선행하였다. 둘째, 경기의 수축국면에서는 부동산가격이 하락세를 보였으며, 채권수익률은 수축기에 하락하거나 혹은 상승 → 정점 → 하락을 보였다. 셋째, 부동산, 채권, 주식의 정점과 저점을 각각 비교하였을 때, 정점과 저점 모두 주식 → 부동산(지가) → 채권수익률 → 주식 → 부동산 → ... 의 고리가 이어지고 있다. 넷째, 주식과 채권가격의 변동은 부동산 가격에 커다란 영향을 미치지 못하는 반면, 부동산 가격의 변동은 주가와 채권수익률에 상대적으로 큰 힘을 미치는 것으로 나타났다. 또한, 채권과 주식과의 관계는 분석기간과 대상에 따라 관계가 변하는 불안정적인 관계를 보인 반면에 지가와 주가는 代替的인 관계

가 유지되었으며, 부동산가격이 채권수익률에 미치는 영향은 물가를 통한 것으로 나타났다. 다섯째, 예측오차의 분산분해 결과를 보면, 부동산은 다른 자산가격에 영향을 많이 미치는데 채권수익률에 가장 큰 영향을 미쳤고, 주가의 경우는 통화량, 부동산, 채권수익률에 비교적 고르게 영향을 받는 것으로 나타났다.

김용진(1993)은 '75년 1월부터 '92년 12월('82년 이후의 기간은 별도로 분석)까지를 표본기간으로 하여 실질통화 증가율, 기대인플레이션을, 제조업생산지수변동률, 회사채유통수익률의 월별자료를 이용하여 VAR모형을 추정하였다. 도출된 결과로는 실질통화의 증가는 단기간에는 유동성효과가 나타나 금리하락을 가져오지만 일정시차를 두고 금리상승압력이 발생하여 중장기적으로 금리를 상승시키는 요인으로 작용하는데 유동성효과의 지속기간은 80년대 들어 매우 짧아진 것으로 분석되었다.

오문석(1993)은 '80년 1월부터 '92년 7월까지의 표본기간으로 (민간·정부·해외·기타) 4개의 부문별 총통화증가율, 물가상승률, 회사채유통수익률의 관계를 분석하였다. 분석결과로는 첫째, 4개(민간·정부·해외·기타)부문의 총통화증가가 회사채유통수익률에 미친 영향을 비교해 보면 정부부문을 제외하고는 모두 유동성효과가 존재해서 단기적으로 회사채유통수익률을 하락시키고, 그 중에서도 기타부문을 통한 총통화증가가 가장 지속적으로 금리를 하락시키는 것으로 나타났다. 둘째, 장기적으로는 어떤 부문에서 통화가 공급되더라도 모두 회사채유통수익률을 상승시키는 것으로 나타났다. 셋째, 기타부문을 통한 통화증가가 금리를 하락시키는 것은 금융기관의 자금사정을 가장 직접적으로 호전시키기 때문인 것으로 생각되며 실제로는 이 부문을 통하여 주로 통화환수가 이루어졌기 때문에 지속적인 회사채유통수익률의 상승요인으로 작용하였다.

강석훈(1994)은 '89년 1월부터 '94년 7월까지의 기간으로 중개거래시장의 1일물콜금리, 원화의 대미달러환율, 종합주가지수, 회사채유통수익률의 일별자료를 이용하여 초단기금융시장의 상관관계에 관한 연구를 하였다. 연구결과로는 첫째, 콜금리와 종합주가지수가 본고에서 사용한 다른 변수에 의하여 영향받는다는 가설은 기각되나 회사채수익률은 콜금리나 종합주가지수, 그리고 대미달러환율의 영향을 받는다는 가설은 전기간에 걸쳐 기각되지 않고 있어서 네변수 추정결과간의 관계에 있어서는 회사채수익률이 내생변수적인 요소가 가장

많다는 점이 발견되었다. 둘째, 콜금리, 종합주가지수, 대미달러환율, 회사채수익률은 모두 통계적으로 보았을 때 외부충격이 시간이 지남에 따라 소멸되지 않는 불안정적인 시계열이며 이러한 네 변수사이에 장기적이고 안정적인 관계, 즉 공적분관계가 존재하지 않는 것으로 보였다. 셋째, 분산분해결과에 의하면 최근에 가까울수록 변수상호간에 설명력이 증가하는 추세에 있어서 금융시장의 연계성이 강화되고 있는 것으로 나타났다.

### 3. 豫測實驗

#### 3.1 概要

##### 3.1.1 회사채수익률(평균)의 통계적인 특성<sup>2)</sup>

본고에서 사용하는 '73년 1/4분기 이후의 분기별 회사채수익률(평균)의 기초통계량은 다음의 <표 1>에 요약되어 있다.

<표 1> 분기별 회사채수익률(평균)의 기초통계량

구분		QCBR		DQCBR		LQCBR		DLQCBR	
		구간I	구간II	구간I	구간II	구간I	구간II	구간I	구간II
분위수	5%	12.67	12.39	-2.86	-1.38	2.5392	2.5168	-0.1301	-0.0937
	10%	12.80	12.74	-1.59	-1.00	2.5494	2.5447	-0.0857	-0.0691
	25%	13.90	13.05	-0.70	-0.68	2.6318	2.5683	-0.0520	-0.0512
	50%	16.52	14.10	-0.06	-0.07	2.8045	2.6461	-0.0043	-0.0048
	75%	20.60	15.48	0.73	0.57	3.0252	2.7395	0.0396	0.0388
	90%	24.90	17.76	1.61	1.13	3.2148	2.8769	0.0955	0.0779
95%	27.07	18.84	1.90	1.79	3.2984	2.9359	0.1202	0.1028	
평균		17.8944	14.5980	-0.0700	-0.0153	2.8520	2.6730	-0.0042	-0.0011
분산		22.7659	3.6291	2.1776	0.7925	0.0634	0.0156	0.0055	0.0037
첨도		0.9010	0.9102	-0.3851	0.1248	0.4605	0.6742	-0.3801	0.1999
왜도		3.1946	3.1002	5.1535	2.8612	2.2673	2.7270	3.8122	2.8948

2) 以下에서 이자율 또는 회사채수익률이라 함은 3년만기 은행보증 회사채유통수익률을 의미한다.

주 :

- 1) QCBR은 회사채유통수익률 분기평균, DQCBR은 전기대비 차분, LQCBR은 원계열의 로그값, DLQCBR은 로그값의 전기대비 차분을 각각 의미함.
- 2) 구간 I은 '73년 1/4분기부터 '95년 3/4분기까지, 구간 II는 '82년 4/4분기부터 '95년 3/4분기까지를 의미함.

<표 1>에 의하면 회사채수익률의 평균과 중간값은 '73년 1/4분기부터 '95년 3/4분기까지의 구간 I에서 17.89%, 16.52%이며 '82년 4/4분기부터 '95년 3/4분기까지의 구간 II에서는 14.59%, 14.10%를 기록하여 대체로 구간 II에서 이자율의 절대수준이 下向되었음을 알 수 있다<sup>3)</sup>. 한편, 구간I과 구간II에서 회사채수익률의 분산이 각각 22.77과 3.62를 기록하여 분산으로 측정된 회사채수익률의 변동성은 최근에 가까울수록 급속히 감소하였음을 알 수 있다.

### 3.1.2 變數 定義

본고에서 사용된 변수들의 정의는 다음의 <표 2>와 같다.

---

3) <그림1>에서 보는 바와 같이 우리나라의 회사채수익률은 대체로 80년초 까지의 불안정한 기간과 80년대의 상대적 저금리 기간 그리고 90년초의 상대적인 고금리기간 및 그 이후로 구분할 수 있을 것이다. 강석훈(1995)의 월별 회사채수익률자료 분석에 따르면 회사채수익률의 평균을 기준으로 기간을 2개로 구분할 경우 '82년 5월이 구분점이 된다. 분기별 자료로 분석한 경우 평균수준의 전환점을 内生化的 Chow검정에 따르면 '81년 2/4분기가 전환점으로 나타났고 CUSUM검정이나 CUSUM제곱검정에 따르면 분석방법에 따라 전환시점이 80년대 초와 90년대초 등으로 달리 나타났다. 채권시장의 제반 제도적인 변화나 회사채수익률과 他 경제변수와의 관계를 고려할 때 80년대 초가 전환점으로 파악할 수 있다는 일반적인 논의와 본고의 검정결과를 종합하여 '82년 4/4분기를 구분점으로 삼아서 분석을 진행하였다.



<표 2> 변수설명

변수	설 명	구체적인 형태
QCBR	회사채유통수익률	
DQCBR	QCBR의 전기대비변화량	$DQCBR = QCBR_t - QCBR_{t-1}$
CPI	소비자물가지수	
YCPI	전년동기대비 소비자물가상승률	$((CPI_t / CPI_{t-4}) - 1) * 100$
ECPI	기대소비자물가상승률	(3.1.4) 참조
DECPI	전기대비 기대소비자물가상승률	$ECPI_t - ECPI_{t-1}$
M2A	총통화(평잔)	
LM2A	총통화의 로그값	$LOG(M2A)$
YLM2A	총통화로그값의 전년동기대비 증가율	$(LM2A_t - LM2A_{t-4}) * 100$
YM2A	총통화의 전년동기대비 증가율	$((M2A_t / M2A_{t-4}) - 1) * 100$
GDP	불변국내총생산	
YGDP	불변국내총생산의 전년동기대비증가율	$(GDP_t / GDP_{t-4} - 1) * 100$
IF	총고정자본형성	
LMAIF	총고정자본형성 4분기이동평균의 로그값	$LOG((IF_t + IF_{t-1} + IF_{t-2} + IF_{t-3} + IF_{t-4}) / 4)$
DLMAIF	LMAIF의 전기대비변화율	$(LMAIF_t - LMAIF_{t-1}) * 100$

### 1.3 표본외 예측방법

다음 절부터는 모형의 標本外 豫測(out of sample forecasts)결과를 보고하고 있는데 이는 구체적으로 다음과 같은 과정을 통해 이루어 졌다. 별도의 표기가 없는 한 표본외 예측에 사용한 자료는 '73년 1/4분기부터 '89년 4/4분기까지의 분기별 자료를 이용하여 4분기 후까지의 예측치를 구하고 다시 '90년 1/4분기 자료를 추가하여 4분기 후까지 예측치를 구하였다. 한편, '94년 3/4분기까지의 모형 추정으로부터는 '95년 3/4분기까지 4개의 예측치를 구할 수 있으나, '94년 4/4분기까지의 모형추정으로부터는 '95년 3/4분기까지 3개의 예측치, 그 다음은 2개의 예측치, 마지막으로 '95년 2/4분기까지의 모형으로부터는 '95년 3/4분기 예측치 1개만이 얻어지게 된다. 결과적으로는 '90년 1/4분기부터 '95년 3/4분기 동안의 예측실험에서 1분기 후 예측치(one step ahead forecast)는 23개, 2분기 후 예측치(two step ahead forecast)는 22개, 3분기 후 예측치(three step ahead forecast)는 21개, 4분기 후 예측치(four step ahead forecast)는 20개가 구해진다. 그림으로 요약하면 아래와 같다.

<그림 2> 표본외 예측치의 구조

90:190:290:390:491:191:291:391:4..... 94:294:394:495:195:295:3										
89:4	*	*	*	*						
90:1		*	*	*	*					
90:2			*	*	*	*				
90:3				*	*	*	*			
90:4					*	*	*	*		
.										
94:1						*	*	*	*	
94:2							*	*	*	*
94:3								*	*	*
-----										
94:4								*	*	*
95:1									*	*
95:2										*

### 3.1.4 期待物價上昇率

피셔가설로 대표되는 물가 및 이자율의 관계는 이자율 연구의 주된 관심이 되어 왔다. 우리나라의 경우 대체로 명목이자율과 기대물가상승률의 관계는 기대물가상승률의 변화만큼 명목이자율이 변화한다는 엄밀한 의미의 피셔가설은 성립하지 않지만 대체로 전기간에 걸쳐 안정적인 관계가 있는 것으로 나타나고 있다(김진호(1994), 김세진과 이증락(1994)). 그런데 피셔가설의 검정이나 이자율과 기대물가와와의 관계를 분석함에 있어서는 항상 기대물가상승률을 어떤 물가지수를 이용하여 어떻게 計測하느냐가 문제가 된다(기대물가상승률을 추정하는 다양한 방법에 관해서는 함정호, 최운규(1991)를 참조, 이외에 Kalman Filter를 이용하는 방법은 최공필(1992)참조).

먼저, 사용 가능한 물가지수로서는 소비자물가지수, 생산자물가지수, GDP換價指數(deflator) 등이 사용될 수 있다. 개념적으로 볼 때 기대물가상승률을 계측하는 물가지수는 GDP환가지수가 타당해 보일 수도 있으나 GDP 환가지수의 경우 소비자물가지수 보다 속보성이 떨어지는 단점이 있고, 또한 시중에서 형성되는 기대물가수준은 생산자물가보다는 소비자물가에 의하여 더 큰 영향을 받을 것이라 생각되어 본고에서는 소비자물가지수를 선택하였다.

한편, 기대물가상승률을 구하기 위해서 칼만 필터(Kalman filter)를 이용한 反復推定방법(recursive estimation)을 이용하였다. 이 방법은 먼저 소비자물가상승률 자기회귀방정식을 다음과 같이 설정한다

$$(3.1) \quad YCPI_t = \beta_0 + \beta_{1t}YCPI_{t-1} + \beta_{2t}YCPI_{t-2} + \dots + \beta_{kt}YCPI_{t-k} + \varepsilon_t$$

먼저 첫번째  $k$ 개( $k$ 는 설명변수의 수)의 관측치를 사용하여 모형을 추정, 반복적인 잔차항(recursive residuals)을 구한 후, 칼만필터를 사용하여 나머지 표본기간 동안의 반복적 회귀방정식을 추정한다. 이때 구해진  $T-k$ 개의 반복적 잔차들은 표준화된 1단계 칼만필터 예측오차(normalized one-step Kalman filter forecast errors) 시리즈이다. 마지막으로 물가상승률에서 1단계 예측오차를 차감해주면 기대물가상승률을 구할 수 있다. 즉, 식 (3.1)에서의 예측치

$$YCPI_t = \beta_0 + \beta_{1t-1}YCPI_{t-1} + \beta_{2t-1}YCPI_{t-2} + \dots + \beta_{kt-1}YCPI_{t-k}$$

가 기대물가상승률이 되고  $\hat{\varepsilon}_t$ 는 1단계 예측오차가 된다. 이와 같이 추정된 기대물가상승률은 다음 절의 VAR모형, 오차수정모형 및 비모수커널추정모형에서 사용하였다.

### 3.1.5 단위근 검정

VAR모형이나 오차수정모형을 구성하기 위해서는 먼저 사용하는 변수들의 안정성(stationarity)을 검토할 필요가 있다. 변수들의 안정성 문제는 單位根(unit root)의 존재여부를 검정하는 방법을 이용한다. 어떤 시계열에 단위근이 존재하는가를 검정하는 방법으로 다양한 검정통계량이 제시되었으나 본고에서는 가장 고전적인 Augmented Dickey Fuller 검정방법을 채택하였다. 임의의 시계열  $x_t$ 는 다음과 같이 쓰여질 수 있다.

$$(3.2) \Delta x_t = \rho x_{t-1} + \sum_{i=1}^k \phi_i \Delta x_{t-1} + \varepsilon_t$$

단,  $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$ 를 의미하며  $\varepsilon_t$ 는 교란항이다. 이 때 시계열  $x_t$ 가 불안정한 시계열이라는 가설, 즉 단위근이 존재한다는 귀무가설은  $\rho=0$ 으로 표현되며, 이를 검정하는 통계량은 Dickey-Fuller 통계량은  $\hat{\rho}/\hat{\sigma}_\rho$  (단,  $\hat{\rho}$ ,  $\hat{\sigma}_\rho$ 는 각각  $\rho$ 와  $\rho$ 의 표준오차에 추정량을 의미함)이다.

이러한 ADF검정통계량을 이용한 검정결과는 다음의 <표 3>에 요약되어 있는데 본고에서 사용한 대부분의 변수는 원계열의 경우 단위근이 존재하는 불안정한 시계열이고 1차 차분한 변수는 대체로 단위근이 존재하지 않는 안정적인 변수로 나타났다.

<표 3> 단위근 검정결과

구분	'82년 4/4분기 - '95년 3/4분기					'73년 1/4분기 - '95년 3/4분기				
	lag=0	lag=1	lag=2	lag=3	lag=4	lag=0	lag=1	lag=2	lag=3	lag=4
QCBR	-1.63*	-2.23*	-2.14*	-2.40*	-2.59*	-1.34*	-1.64*	-1.51*	-1.34*	-2.09*
DQCBR	-5.42	-4.54	-3.42	-3.12	-3.33	-7.68	-6.58	-5.95	-3.69	-3.41
ECPI	-2.16*	-2.12*	-2.06*	-2.31*	-1.95*	-2.03*	-2.83*	-2.61*	-2.20*	-1.90*
DECPI	-7.52	-5.68	-4.56	-4.92	-4.76	-7.21	-6.37	-6.32	-6.07	-3.70
YECPI	-1.66*	-2.49*	-2.30*	-1.92*	-1.50*	-2.04*	-2.82*	-2.64*	-2.21*	-1.88*
M2A	6.21*	2.52*	2.37*	-0.87*	-2.05*	14.53*	8.50*	11.25*	8.61*	2.21*
YM2A	-0.90*	-2.55*	-1.94*	-1.72*	-1.10*	-1.72*	-2.95	-2.37*	-2.30*	-1.74*
LM2A	0.86*	0.83*	1.19*	1.23*	1.41*	-1.40*	-1.33*	-1.44*	-1.36*	-1.54*
YLM2A	-3.33	-3.69	-3.54	-4.20	-4.15	-6.70	-5.48	-3.97	-1.83*	-2.50*
LMAIF	-1.03*	-0.63*	-0.63*	-0.63*	-0.60*	-2.10*	-1.32*	-1.12*	-1.13*	-1.03*
DLMAIF	-2.59*	-2.39*	-2.81*	-3.00	-2.29*	-3.80	-2.98	-3.13	-3.38	-3.47
GDP	-3.47	-1.75*	-1.28*	1.73*	0.52*	-1.60*	-0.51*	-0.06*	8.90*	2.76*
YGDP	-3.30	-2.66*	-2.93	-2.79*	-2.54*	-4.51	-3.56	-3.75	-3.78	-3.56

주:

- 1) DF 및 ADF 임계치 표는 Fuller(1976) 참조
- 2) YECPI, M2A, YM2A, GDP, YGDP는 상수항과 추세가 없는 경우이며 나머지변수는 상수항만 있는 경우이며 상수항과 추세항의 포함여부에 관계없이 비슷한 결과를 보였음
- 3) lag=0인 경우는 DF검정이고, lag=1부터 4인 경우는 ADF-검정임. 관측치가 50(100)개인 경우 귀무가설인 단위근의 존재를 5% 및 10% 수준에서 기각시킬 수 있는 임계치는 각각 -2.93(-2.89) 및 -2.60(-2.58)임.
- 4) \* 는 5%의 유의수준에서 단위근의 존재를 기각할 수 없는 경우임.

### 3.2 ARIMA모형을 이용한 예측실험

#### 3.2.1 ARIMA모형

다음과 같이 p개의 自己回歸項과 q개의 移動平均의 합으로 구성된 시계열,  $z_t$ 를 ARMA(p,q)과정이라고 한다.

$$z_t = \phi_1 z_{t-1} + \dots + \phi_p z_{t-p} + \delta + a_t - \theta_1 a_{t-1} \dots - \theta_q a_{t-q}$$

계수와 오차항의 분산에 일정한 제약을 가하면 위의 시계열  $z_t$ 는 기대값이 시간과 관계없이 동일하며, 두 변수사이의 상관관계가 측정하고자 하는 두 변수의 거리에만 의존하고 측정시점에는 의존하지 않는 안정적인 시계열이 된다.<sup>4)</sup> 그런데 많은 경제시계열이 (결정적 또는 확률적인) 추세를 갖는 불안정한 시계열인 경우가 많은데 이 때 시계열을 d차 차분함으로써 안정적인 시계열로 전환시킬 수 있는 경우가 있다. 이와 같이 차분된 시계열이 ARMA(p,q)과정을 따르는 경우  $z_t$ 는 自己回歸總合移動平均(autoregressive integrated moving average)과정 즉, ARIMA(p,d,q)과정을 따른다고 하며 일반적으로 다음과 같이表記할 수 있다.

$$\begin{aligned}\phi_p(C)(1-C)^d z_t &= \delta + \theta_q(C) a_t \\ \phi_p(C) &\equiv 1 - \phi_1(C) - \phi_2(C)^2 \dots \phi_p(C)^p \\ \theta_q(C) &\equiv 1 - \theta_1(C) - \theta_2(C)^2 \dots \theta_q(C)^q\end{aligned}$$

실제로 ARIMA모형을 사용하려면 구체적인 ARIMA 模型設定(model specification)의 문제가 중요해지는 데, Box & Jenkins(1970)는 ARIMA(p,d,q)모형을 구성함에 있어서 識別(identification), 推定(estimation), 檢討(diagnostic checking)이라는 3단계 접근법을 제안한 바 있다.

### 3.2.2 예측실험 결과

'73년 1/4분기부터 '95년 3/4분기까지와 '82년 4/4분기부터 '95년 3/4분기까지의 자료를 이용하여 自己相關係數 및 偏相關係數를 분석한 결과 분기회사채 수익률은 ARIMA(2,1,3)으로 식별되었으며 모형의 추정결과는 다음과 같았다.<sup>5)</sup>

4) ARMA(p,q)과정을 따르는 시계열의 안정성에 대한 조건문제는 Granger & Newbold(1986)을 참조할 수 있다.

5) 한편, 80년대 이후 우리 나라의 월별 회사채수익률은 일반적으로 ARIMA(1,1,0)과정

$$\begin{aligned}
 DCBR_t = & -0.02 + 1.37*DCBR_{t-1} - 0.57*DCBR_{t-2} - 0.35*\varepsilon_{t-1} + 0.04*\varepsilon_{t-2} - \\
 & 0.14*\varepsilon_{t-3} \\
 & \quad (-0.05) \quad (8.50) \quad \quad \quad (-4.01) \quad \quad \quad (-1.59) \quad \quad \quad (0.26) \\
 & (-0.85)
 \end{aligned}$$

Adjusted R<sup>2</sup> = 0.620    D.W. = 1.91    Q(7) = 4.36(p-값: 0.74)

예측실험을 위한 표본자료의 기간을 '73년 1/4분기부터 '95년 3/4분기까지와 '82년 4/4분기부터 '95년 3/4분기까지로 하였는데 기간을 달리해도 결과는 유사하였다. '90년 1/4분기 이후에 표본의 예측의 경우 RMSE%가 1분기후 예측의 경우 7.3949, 2분기후 예측의 경우 12.0621, 3분기 후 예측의 경우 16.3749, 4분기 후 예측의 경우 19.5509를 기록하였다<sup>7)</sup>. 따라서 ARIMA모형을 이용한 예측은 1분기 후 예측에서 RMSE%가 상대적으로 작은 편이나 2분기 이후부터는 예측오차가 큰 폭으로 증대되고 있으며 이는 기존의 다른 ARIMA모형에서 경험하였던 결과를 확인시켜 주는 것이라고 하겠다.

을 따르는 것으로 알려져 있다(최공필(1993), 강석훈(1995)).

6) MA(q)항의 계수가 모두 통계적으로 유의하지 못한 값으로 나타났으나 모형식별의 원칙에 충실하도록 MA(q)항을 포함시켰다.

7) <그림 4>에서 '93년이후의 예측치와 실제치를 비교해 보면 기본적으로 '93년 3/4분기, '95년 1/4분기가 예측치와 실제치가 가장 많은 차이를 보이고 있다. 이러한 차이가 발생한 원인은 그 당시의 금융환경의 급격한 변동에 기인한다고 볼 수 있다. '93년 2/4분기에 정부의 금융규제완화정책 발표 등으로 수익률의 하락세가 이어지다가 3/4분기에 금융실명제 실시 등으로 회사채유통수익률이 급등세를 보였다. '95년 1/4분기에는 제도변화 및 정책불안으로 자금시장 경색되어 회사채유통수익률이 급등세로 반전한 시기이다. ARIMA모형이 갖는 한계성에 의하여 이러한 금융환경변화요인을 감안하지 못하여 예측치와 실제치의 괴리가 생긴 것으로 볼 수 있다.

## 參考文獻

- 강석훈(1994), “초단기금융시장의 상관관계에 관한 연구 : 일별 콜금리, 대미달러환율, 종합주가지수, 회사채수익률의 경우,” 조사월보, 대우경제연구소
- 강석훈(1995), “월별이자율연구 (I) - 경기와 이자율”, mimeo, 대우경제연구소
- 강택호(1991), “금리변동의 효과분석,” 국민가계경제연구소
- 강택호(1991), “금리변동이 주요거시경제변수 및 은행 여수신에 미치는 효과분석,” 국민가계경제연구소
- 김동원, 함정호(1992), “금리상승현상의 원인과 금리안정의 과제”, 금융경제연구, 제42호, 한국은행
- 김세진(1994), “우리나라 금리의 만기구조에 관한 연구,” 조사월보, 국민은행,
- 김세진, 이증락(1994), “금리와 인플레이션간의 관계 분석 - 공적분(cointegration) 및 공현상(cofeature)을 이용한 장단기 피셔효과 분석” 금융경제연구 No. 94-3, 한국금융연구원
- 김용진(1990), “통화공급, 기대물가 상승과 이자율,” 조사통계월보, 한국은행,
- 김용진(1993), “금리변동의 행태와 요인분석,” 조사통계월보, 한국은행
- 김주훈, 이명훈(1993), “우리나라 금리의 변동패턴과 통화 및 실물변수와의 관계분석”, 금융경제연구소 제 54 호, 한국은행
- 김진호(1994), “국내 금리의 장기 피셔효과 및 실질 금리의 정상성 분석 - 분수차분모형을 중심으로,” 한국금융연구원
- 김진호(1995), “시계열분석을 사용한 금리예측 및 종합예측기법을 사용한 예측성과 개선,” 국은경제월보, 국민은행
- 김형중(1993), “우리나라의 금리예측모형,” 조사월보, 한국산업은행
- 김희병·윤성욱(1995), “ARIMA 모형에 의한 회사채수익률 전망,” 본드브리프, 제일경제연구소
- 남주하(1991), “금리변동과 통화정책지표의 선택문제,” 연구조사자료 62-91-17, 한국경제연구원
- 남주하(1993), “자본의 한계효율 및 시간 선호율의 추정에 의한 실질금리의 적정수준 모색,” 연구조사자료 86-93-01, 한국경제연구원



- 박무환(1991), “ 변동계수접근법에 의한 이자율 예측모형 연구”, 계량경제학보, 제 2 권
- 박선오(1993), “VAR과 ARIMA 모형을 교차사용한 이자율 예측방법”, 조사월보, 대우경제연구소
- 박원암(1995), “우리나라의 금리모형”, 한국금융학회 월례토론회 발표 논문
- 오문석·김경록·이민구(1993), 이자율 연구, 장은경제연구소
- 이종화(1994), “자본시장개방과 한국의 실질이자율”, 금융조사자료 '94-01, 한국 금융연구원
- 장세승(1994), “금리예측모형에 대한 고찰”, 조흥경제, 조흥은행
- 최공필(1992), “기대인플레이와 실질이자율”, 금융연구 제 6권 1호
- 최공필(1993), “국면전환정보를 이용한 이자율예측”, 조사월보, 대우경제연구소
- 함정호, 최운규(1991), “ 우리나라의 금리결정요인분석”, 금융경제연구 제26호, 한국은행
- Akaike, H. (1974), "A New Look at Statistical Model Identification", *IEEE Trans. Automatic Control*, AC-19, P. 716-722
- Baranchik, A. (1973), "Inadmissibility of Maximum Likelihood Estimators in Some Regression Problems with Three or More Independent Variables", *The Annals of Statistics*, Vol 1, pp. 312-321
- Barro, R.J. (1989), "Interest Rate Targeting," *Journal of Monetary Economics*
- Campbell, J. and Shiller, R. (1987), "Cointegration Test of Present Value Models," *Journal of Political Economics*, Vol 95 pp. 1062-1088.
- Bradley, M. and Lumpkin, S. (1992), " The Treasury Yield Curve as a Cointegrated System", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol 27, No.3, pp. 449-63.
- Clemen, R. (1986), " Linear Constraints and the Efficiency of Combined Forecasts", *Journal of Forecasting*, Vol 5, pp. 31-38
- Clemen, R. (1989), " Combing Forecasts : a Review and Annotated

- Bibliography (with Discussion), *International Journal of Forecasting*, 5, pp. 559-609
- Clemen, R. and Winkler, R. (1986), "Combining Economic Forecasts", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 41 pp. 39-46
- Dickey, D.A. and W.A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimation for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of American Statistical Association*, Vol.74, p.427-31
- Diebold, F. (1988), "Serial Correlation and the Combination of Forecasts", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 6, pp. 105-111
- Diebold, F. and Pauly, P. (1990), "The Use of Prior Information in Forecast Combination", *International Journal of Forecasting*, Vol. 6, pp. 503-508
- Edwards, S. and M.S. Kahn (1985), "Interest Rate Determination in Developing Countries : A Conceptual Framework," *IMF Staff Papers*,
- Engle, R.F. and C.W.J. Granger (1987), "Co-Integration and Error Correction : Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, Vol. 55, pp. 251-76.
- Engle, R. and Yoo, B. (1987), "Forecasting and Testing in Cointegrated Systems", *Journal of Econometrics*, 55 : 251-276
- Figlewski, S. and Urich, T. (1983), "Optimal Aggregation on the Combination of Forecasts", *Journal of Finance*, Vol. 28 pp. 695-710
- Fomby, T. and Samanta, S. (1991), "Application of Stein Rules to Combination Forecasting ", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 9, pp. 391-407
- Fuller, W.A. (1976), *Introduction to Statistical Time Series*, New York: Wiley
- Granger, C. and Newbold, P. (1986), *Forecasting Economic Time Series*, Orlando : Academic Press
- Holden, K. and Peel, P. (1986), "An Empirical Investigation of Combinations of Economic Forecasts", *Journal of Forecasting*, Vol. 5, pp. 229-242
- Makridakis, S., Carbone, R, Fildes, M., Hibon, R., Lewandowski, J. Newton,

- E., Parzen, E., and Winkler, R. (1983), "The Accuracy of Extrapolation (Time Series) Methods : Results of a Forecasting Combination", *Journal of Forecasting*, Vol. 1 pp.111-153
- Makridakis, S. and Winkler, R. (1983), "Averages of Forecasts : Some Empirical Results", *Management Science*, Vol 29, pp.987-996
- McNees, S. (1992), "The Uses and Abuses of Consensus Forecasts", *Journal of Forecasting*, Vol. 11, pp. 703-710
- Mehra, Yash P. (1991), "An Error-Correction Model of U.S. M2 Demand", *Economic Review*, FRB of Richmond, May/June
- Mishikin, F.S. (1992), "Is the Fisher Effect for Real? A Reexamination of the Relationship between Inflation and Interest Rates," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 1992.
- Newbold, P. and Granger, C. (1974), "Experience with Forecasting Univariate Time Series and the Combination of Forecasts", *Journal of Royal Statistical Society*, Vol. 137, pp. 131-165
- Ruppert, D. and Carroll, R. (1980), "Trimmed Least Squares Estimation in the Linear Model", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 75, pp. 828-838
- Winkler, R. (1989), "Combing Forecasts : a Philosophical Basis and Some Current Issues, *International Journal of Forecasting*, 5, pp. 605-610
- Winkler, R. and Makridakis, S. (1983), "The Combination of Forecasts", *Journal of Royal Statistical Society*, Vol. 146, pp. 150-157