

# 금리 스프레드의 경기에측력 평가

지호준\* · 박상규\*\*

## 〈요 약〉

본 연구는 우리나라를 대상으로 장단기 스프레드와 신용스프레드가 경기변동에 대해 어떠한 예측력을 갖고 있는가를 살펴보았다. 이를 위해 1991년부터 2001년까지를 분석기간으로 하여 Probit 분석을 통해 금리스프레드와 경기변동과의 시차 및 불확확률을 추정하여 평가해 보았으며, 인과관계 검정을 시도해 보았다.

우선 금리스프레드와 경기변동에 대한 불확확률을 알아보기 위해서 Probit 모형을 이용하여 불확확률을 추정하였다. 그 결과 장단기 금리스프레드 중에서는 5년 만기 1종 국민주택채권수익률 - 콜금리(HCS)는 3개월, 5년 만기 1종 국민주택채권수익률 - 1년 만기 금융채수익률(HGS)은 7개월, 5년 만기 1종 국민주택채권수익률 - 1년 만기 동안증권수익률(HMS)은 9개월의 시차를 보이는 경우가 Pseudo R<sup>2</sup> 값이 가장 높게 나타났지만 불확확률을 토대로 경기 호황과 불황 국면을 비교해 본 결과 HMS는 Pseudo R<sup>2</sup>의 값도 상대적으로 높았을 뿐만 아니라 매우 높은 경기변동 예측력을 보여주었다. HCS와 HGS의 경우에는 IMF 체제 전후의 불황기와 그 이후에 도래한 호황기는 예측력이 높게 나타났으나 1990년대 초반에는 제대로 불확확률을 예측하지 못하는 것으로 나타났다. 또한 3년 만기 회사채수익률 - 5년 만기 국민주택채권수익률(CHS)와 3년 만기 회사채수익률 - 3년 만기 금융채수익률(CGS)로 나타난 신용 스프레드에서는 유의적인 결과를 도출하지는 못하였다.

한편 인과관계에서도 HCS, HGS, HMS 등의 장단기 스프레드는 경기변동에 대하여 일방적 원인변수로 작용하는 것으로 나타나 선행결합관계를 보여주었으나 CHS, CGS 등의 신용스프레드는 경기변동과 어떠한 유의적인 결합관계도 보여주지 못하였다. 따라서 장단기 스프레드는 경기변동을 예측하는데 유용한 정보를 제공하지만 신용스프레드는 경기변동을 예측하는데 도움을 주지 못하는 것으로 나타났다.

## I. 서 론

최근 금리자유화의 확대, 장단기 금융시장의 발달 등으로 금리의 가격기능이 제고되고 금리의 파급경로가 활성화됨에 따라 주요국 중앙은행들은 통화정책 운영체계를 중

\* 안동대학교 경영학과 부교수

\*\* LG정유

전의 통화량증시에서 금리증시로 전환하는 추세를 보여주고 있다. 이와 같은 금리증시 통화정책 체계 하에서 주요국들은 1990년대 중반 이후 금리정책을 탄력적으로 운용함으로써 장기간 물가안정과 경제성장을 달성하는데 크게 기여해 온 것으로 평가해 볼 수 있다. 우리나라에서도 1997년 외환위기 이전까지는 통화량 목표관리방식으로 통화정책을 운영해 왔으나, 1998년 물가안정목표제의 도입을 계기로 금리증시 통화정책 운영체제로 전환하게 되었다.

특히 금리변수 가운데서도 금융시장 참가자들의 다양한 상호작용에 의해 결정되는 금리 스프레드는 장래의 실물경제나 인플레이션과 밀접하게 관련되어 있다고 볼 수 있다. 금리 스프레드는 만기가 단기인 채권의 금리와 만기가 장기인 채권의 금리사이의 금리 격차를 나타내는 장단기 스프레드와 신용의 정도가 서로 상이한 채권 금리사이의 격차인 신용 스프레드로 나뉘어질 수 있다. 즉, 단기금리와 장기 금리간의 격차인 장단기 스프레드나 우량 채권과 비우량 채권간의 금리 격차인 신용 스프레드는 미래의 실물경제 활동 및 인플레이션과 밀접한 관련을 맺고 있다고 볼 수 있다. 이는 통화정책의 변화 또는 미래경기나 인플레이션에 대한 경제 주체들의 기대변화에 의해 장단기 스프레드나 신용 스프레드가 영향을 받게 되기 때문이라고 할 수 있다.

이에 따라 채권시장의 효율성이 전제가 되고 채권시장에 참가하는 시장참가자들의 다양한 요구가 시장에 정확히 반영된다면 금리 스프레드는 미래의 실물경제나 경기변동에 대한 설명력이 충분할 것으로 판단해 볼 수 있다. 이러한 관계가 성립된다면 금리 스프레드와 경기변동과의 관계를 살펴봄으로써 미래의 경기에 대한 예측 수단으로 사용할 수 있을 것이다. 이와 관련하여 금리 스프레드를 이용하여 경기를 예측할 수 있는가를 검정해보는 시도가 다양하게 이루어지고 있다. 하지만 이에 대한 국내의 연구는 거의 전무한 실정이며 채권시장의 경기변동에 대한 영향도 의견이 분분한 실정에 있다.

1991년 11월 통계청에서는 경기종합지수 개편보고서를 작성하면서 채권수익률을 선행구성 지표에 삽입시켰으나 1993년 9월 개편작업에서는 채권시장의 선행성을 의심하면서 선행구성지표에서 제외시키고 후행구성지표에 추가하였다. 이후 1997년 2월 개편에서는 회사채수익률을 계절조정치로 조정하면서 다른 변수들에 대한 조정은 있었으나 채권시장의 후행성은 현재까지 계속되고 있는 실정이다. 이처럼 채권시장에 대해서는 경기선행한다고도 보았다가 후행한다고도 보고 있는 것이다. 이처럼 경기변동을 발표하는 통계청에서조차도 경기변동에 대한 채권시장의 정보가 일치되지 못하고 있는 실정이다.

따라서 본 연구에서는 우리나라 시장을 대상으로 금리자유화가 추진된 1991년 3월부터 2001년 12월까지의 시계열 자료를 토대로 채권시장에서 나타난 금리 스프레드와 경

기변동지표들 간의 관계를 실증적으로 살펴보고자 한다. 금리 스프레드와 관련된 정보를 통해 경기변동을 예측할 수 있는가를 검정하고, 예측력을 평가해보고자 하는 것이다. 이를 통해 채권시장 관련변수와 경기변동의 관계를 구체적으로 파악하여 통계청에서 실시하고 있는 경기종합지수의 타당성도 평가해 볼 수 있을 것이다.

## II. 기존의 연구

금리 스프레드의 경기예측력을 평가하는 연구들은 주로 장단기 스프레드의 예측력을 검정하는 것에서부터 시작되었으며, 상대적으로 연구도 활발히 이루어지고 있는 실정이다. 장단기 스프레드가 미래 경제활동에 대한 예측력이 있다는 사실에 대한 검증은 Stock and Watson(1989)에 의해 처음 시도되었다. 그는 55개의 거시경제 변수를 대상으로 하여 7개의 변수로 이루어진 조합을 만든 후 각각에 대해 경기 선행변수로서의 유용성을 검증한 결과 장단기 스프레드(10년 T-Note 수익률 - 1년 T-Bill 할인율)가 가장 중요한 변수로 포함된다는 것을 주장하였다. 또한 Estrella and Hardouvelis(1991)의 연구에서도 미국의 10년 만기 T-Note 수익률과 3개월 만기 T-Bill 할인율간의 장단기 스프레드가 GNP성장률, 소비증가율, 내구소비재 수주증가율에 대한 예측력을 가지고 있으며 경기변동에 대한 예측력도 대체로 양호한 것으로 나타났다<sup>1)</sup>. 그들은 또 금리 스프레드는 통화당국이 통제할 수 없는 여러 외생적 요인들에 대한 정보를 내포하고 있으므로 그러한 외생적 요인들의 변화에 대응해 나가야 하는 통화당국에게는 매우 유의한 정보변수라고 지적하였다.

한편 금리 스프레드가 미래의 인플레이션 변화를 예측할 수 있는 정보를 가지고 있느냐 하는 문제에 대한 연구로서는 Mishkin(1990, 1991) 및 Jorion and Mishkin(1991)의 연구를 들 수 있다. 이들은 만기구조가 다른 장단기 스프레드가 미래의 인플레이션 변화에 대한 높은 예측력을 갖고 있다는 것을 밝혀냈다. Harvey(1988)는 Intertemporal Capital Asset Pricing Model을 이용하여 미국의 장단기 스프레드가 미래 경제성장률에 대해 예측력이 있음을 밝혔다. 뿐만 아니라 Harvey (1997)는 캐나다에서도 금리 스프레드의 경제성장률에 대한 예측력이 시계열 모형이나 경기선행지표에 의한 예측력보다 우수함을 증명하였다. 특히 캐나다에서는 미국과의 금융시장통합으로 인하여 캐나다 금리

1) 동 스프레드는 4년까지의 실물경제활동에 대한 예측력을 가지고 있으며 그 가운데서 5~6분기 후의 실물 경제활동에 대한 예측력이 가장 우수한 것으로 나타났다.

스프레드의 경기예측력이 미국 금리 스프레드에 의해서도 영향을 받고 있음을 입증시킴으로써 금융시장의 통합이 진전될수록 외국의 장단기 금리 구조가 국내 장단기 금리 구조에 영향을 미침으로써 실물경제 활동에도 영향을 미치고 있음을 보여주었다.

Bernard and Gerlach(1996)은 미국, 영국, 프랑스, 독일, 캐나다, 네델란드, 벨기에, 일본에서도 장단기 스프레드가 경기변동에 대한 예측력을 가지고 있음을 증명하였다. 특히 그들은 미국, 캐나다, 독일에서의 예측력이 일본에서의 예측력에 비하여 높게 나타나는 등 금융시장에 대한 규제의 차이가 예측력에 영향력을 미치고 있다고 주장하였다. 이는 금융시장의 규제로 인하여 금융시장 참가자들이 미래 경제활동에 대한 기대를 충분히 반영하지 못하고 있는데 따른 것이라는 것이라고 해석하였다.

최근 미국을 대상으로 하여 분석한 Hamilton and Kim(2000)은 이전의 연구들과 달리 장단기 스프레드의 변화를 현재 및 미래 단기금리의 변화에 의한 부분과 기간프리미엄의 변화에 의한 부분으로 나누어 경제성장률에 미치는 효과를 추정하였다. 그 결과 2년 후의 GDP 증가율을 예측하는데 있어 기간프리미엄보다는 미래 단기금리의 변화에 의한 효과가 더욱 크다고 주장하였다.

한편 신용 스프레드에 의한 연구로는 Bernanke(1990)와 Friedman and Kutter(1991)의 연구가 대표적이라고 할 수 있다. 특히 Friedman and Kutter(1991)는 미국의 CP 수익률과 Treasury Bill 할인율의 스프레드가 확대되면 경기침체를 예고하고, 축소되면 경기호황을 예고하는 것이라고 주장하였다. 이는 경기침체 예상으로 시장참가자들이 감지하는 부도위험이 증가하거나, 통화긴축에 대응한 은행대출의 축소로 기업의 CP 발행이 늘어나거나, 경기침체로 인해 기업의 현금 필요성이 증대하여 기업의 CP 발행이 늘어난 때문이라고 주장하였다.

이상과 같은 장단기 금리간의 금리 스프레드와 실물경제 활동에 관한 연구결과를 종합해 보면 대체로 장단기 금리간의 스프레드와 신용 스프레드는 중기적으로 실물경제 활동에 대한 예측력을 가지고 있는 것으로 나타났다. 또한 이러한 금리 스프레드의 경기변동에 대한 예측력은 해당국가의 인플레이션 수준, 금융시장에 대한 규제의 정도, 외국금융시장과의 통합정도에 의해 영향을 받고 있는 것으로 볼 수 있을 것이다.

### Ⅲ. 연구의 모형과 자료의 구성

#### 1. 연구의 모형

여러 학자들에 의해 시도된 금리 스프레드와 경기변동간의 관계에 대한 검정은 크게

두 가지 방법을 통하여 이루어져왔다. 첫 번째 방법은 GDP 증가율을 종속변수로 하고 금리 스프레드를 설명변수로 하는 시계열분석을 행하여 금리 스프레드가 GDP 증가율을 얼마나 설명하고 있는지를 살펴보는 것이다. GDP 증가율 대신에 산업생산 증가율, 경기동행지수 등을 사용하기도 하나, 시계열이 충분한 경우에는 GDP 증가율을 사용하는 것이 일반적이라고 할 수 있다. 또 설명변수로 사용된 금리 스프레드는 시차변수를 이용하여 회귀분석한 후 몇 분기 또는 몇 개월 전의 금리 스프레드가 미래 GDP 증가율에 대해 가장 설명력이 높은지를 살펴보게 되는 연구방법을 사용하였다. 이러한 방법에는 Harvey(1988, 1997)와 Hamilton and Kim(2000) 등의 연구가 있다.

두 번째 방법은 Probit 모형을 이용하여 불황기를 1, 호황기를 0으로 하는 종속변수에 대해 금리 스프레드를 설명변수로 하는 회귀분석을 행하는 것이라고 할 수 있다. Probit 모형을 이용하게 되면 금리 스프레드가 제시하는 미래에 불황이 닥칠 확률을 계산해 낼 수가 있을 것이다. 설명변수로 사용되는 금리 스프레드를 시차를 두고 추정함으로써 몇 분기 전에 또는 몇 개월 전에 불황이 닥칠 가능성을 정확히 예측하고 있는지를 살펴볼 수가 있을 것이다. 이러한 방법에는 Estrella and Mishkin(1995)의 연구 등이 있는데 그들은 금리 스프레드가 주가나 통화량 등의 여타 금융변수들이나 기존의 경기선행지수에 비해 미래 경기변화에 대한 예측력이 더 높다는 결과를 제시했다.

이에 따라 본 연구에서는 두 가지 방법을 모두 사용해보도록 한다. Probit 모형에 따른 경기에측력 평가와 함께 회귀분석을 사용하되 설명력을 높이기 위해 일반적 시차회귀분석에 의한 관련성을 평가하기 보다는 인과관계를 통해 시계열 상관성을 분석한다.

우선적으로 Probit 모형을 이용하여서는 경기 호황, 불황에 대한 금리 스프레드의 예측력을 평가한다. Probit 모형을 이용하여 미래 불황이 닥칠 확률을 도출해내고 실제의 불황기와 비교함으로써 예측력을 평가해본다면 우리나라 시장에서도 금리 스프레드의 유용성을 측정해 볼 수 있을 것이다. 우리나라에서 금리 스프레드가 미래의 실물경제활동 즉 경기변동에 대한 정보를 어느 정도 가지고 있는지를 알아보기 위해 먼저 금리 스프레드의 시계열 자료의 특성을 파악한 후 이러한 시계열 자료를 바탕으로 경기불황을 나타내주는 변수(불황 = 1, 호황 = 0)에 대해 금리 스프레드를 설명변수로 하는 Probit 모형을 이용해서 추정한다.

$$R_t = a_0 + a_1 X_{t-k} + e_t \quad (1)$$

여기서,  $R_t = 1$ (불황기) 혹은  $0$ (호황기),

$X_{t-k}$ 는  $k$ 기 이전의 장단기 스프레드

위의 추정결과를 이용하여 식 (2)와 같이 불확률로 전환할 수 있다.

$$P_r(R_t = 1 | X_{t-k}) = F(a_0 + a_1 X_{t-k}) \quad (2)$$

여기서,  $P_r$ : 종속변수  $R_t$ 가 1이 될 확률, 즉 불황이 도래할 확률

$F$ : 정규확률밀도함수

위의 식 (2)를 log우도함수(log-likelihood function)로 나타내면 식 (3)과 같이 된다.

$$\ln L = \sum_{t=1}^T y_t \ln F(a_0 + a_1 X_{t-k}) + \sum_{t=1}^T (1-y_t) \ln F(1-a_0 + a_1 X_{t-k}) \quad (3)$$

한편 본 연구에서는 시계열분석의 방법으로서 인과관계를 검정한다. 이때 단위근 결정을 통하여 적정 시차를 도출한 후 이를 토대로 Granger Causal Prior를 분석한다. Granger (1986, 1987)의 정의에 의하면 평균이 0인 선형 정상확률과정(jointly linearly regular stationary stochastic process)의 경우에

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \inf E | \varepsilon_k^*(t) |^2 < \lim_{k \rightarrow \infty} \inf E | \varepsilon_k(t) |^2 \text{ 이면,}$$

$X_2(t)$ 는  $X_1(t)$ 를 예측하는데 유용하다고 하였다. 여기서  $\varepsilon_k^*(t)$ 는  $X_1(t)$ 와  $X_2(t)$ 를 사용하였을 때의 오차항이고  $\varepsilon_k(t)$ 는  $X_1(t)$ 만을 사용했을 때의 오차항이다. 이러한 정의를 AR 표현으로 나타내면 다음과 같다.

$$a_{11}(0) X_1(t) = \sum_{k=1}^{\infty} a_{12}(k) X_1(t-k) + \sum_{k=1}^{\infty} a_{13}(k) X_2(t-k) + \varepsilon_1(t) \quad (4)$$

$$a_{21}(0) X_2(t) = \sum_{k=1}^{\infty} a_{22}(k) X_1(t-k) + \sum_{k=1}^{\infty} a_{23}(k) X_2(t-k) + \varepsilon_2(t) \quad (5)$$

여기서  $e_1(t)$ 와  $e_2(t)$ 는 시차상관이 없는 백색잡음(white noise)이고  $a_{11}(0) = 1$ ,  $a_{21}(0) = 1$ 이다. 위의 AR 표현에서 모든 시차  $k$ 에 대하여  $a_{22}(k) \neq 1$ 이고,  $a_{13}(k) \neq 0$ 이면  $X_1(t)$ 는  $X_2(t)$ 를 예측하는데 유용하다고 해석된다.

이러한 두 가지 분석방법을 이용하여 장단기 스프레드와 신용 스프레드가 경기변동에 대한 예측력이 있는가를 평가하며, 두 스프레드 사이에 어떠한 결과가 도출되는 가도 비교한다.

## 2. 자료의 구성

본 연구에서는 충분한 시계열 자료의 확보를 위해 금리 자유화가 추진된 1991년 3월부터 2001년 12월까지 월간 자료를 사용하도록 하였다. 금리 스프레드의 경우 장단기 스프레드는 5년 만기 1종 국민주택채권수익률 - 콜금리(HCS), 5년 만기 1종 국민주택채권수익률 - 1년 만기 금융채수익률(HGS), 5년 만기 1종 국민주택채권수익률 - 1년 만기 통안증권수익률(HMS) 등의 3가지를 사용하도록 하였다. 신용 스프레드인 경우에는 3년 만기 회사채수익률 - 5년 만기 1종 국민주택채권수익률(CHS), 3년 만기 회사채 수익률 - 3년 만기 금융채수익률(CGS) 등의 두 가지를 사용하도록 하였다. 물론 여기에 사용된 모든 금리들은 연율로 환산된 금리들을 사용하였다.

실물경제지표 즉 경기에 대한 지표로는 GDP 증가율이나 산업생산지수 또는 경기동행지수를 사용할 수 있을 것이다. 하지만 GDP 증가율은 분기별 자료이므로 대상 자료기간이 충분하지 않아서 적당하지 않으며, 산업생산지수는 국민경제의 총체적인 활동을 나타내는데 부족하므로 본 연구에서는 통계청에서 발표하는 경기동행지수를 사용하도록 한다. 이때 경기동행지수는 계절, 불규칙, 추세요인 등이 내포되어 있으므로 이들을 제거한 경기동행지수 순환변동치를 사용하도록 한다. 또한 경기 불황, 경기 호황을 나타내는 지표로는 통계청에서 발표하는 경기 국면별 기준순환일(reference turning date)을 이용하였다.

모든 시계열 자료에 대해서는 자연대수를 취한 값을 이용하여 안정성 분석 즉, 단위근 검정을 실시하여 사용하였으며 적정시차 선정작업을 시도하였다.

## IV. 실증 분석 결과

### 1. Probit 모형 분석

#### 1) 장단기 스프레드와 경기변동

<표 1>은 장단기 스프레드를 Probit 모형을 통해 검정한 결과이다. 설명변수로 사용된 장단기 스프레드를 시차를 두고서 추정한 후 Probit 모형의 적합도를 살펴본 결과 우선 5년 만기 1종 국민주택채권수익률 - 콜금리(HCS)는 시차가 3개월인 경우가 가장 추정의 적합도가 높은 것으로 나타났다. 이는 현재의 장단기 스프레드가 3개월 후의 경

기상황을 예측하는데 가장 도움이 된다는 것을 나타낸다고 볼 수 있다.

<표 1> 장단기 스프레드의 Probit 모형 추정 결과

|     |                       | k=3         | k=4   | k=5   | k=6   | k=7         | k=8    | k=9         | k=10   | k=11   | k=12   |
|-----|-----------------------|-------------|-------|-------|-------|-------------|--------|-------------|--------|--------|--------|
| HCS | a <sub>0</sub>        | -0.05       | -0.05 | -0.05 | -0.05 | -0.06       | -0.06  | -0.06       | -0.05  | -0.05  | -0.07  |
|     | a <sub>1</sub>        | -2.89       | -2.81 | -2.70 | -2.47 | -2.30       | -1.54  | -1.54       | -1.31  | -1.20  | -0.90  |
|     | Pseudo R <sup>2</sup> | <u>0.27</u> | 0.26  | 0.26  | 0.25  | 0.24        | 0.21   | 0.21        | 0.20   | 0.20   | 0.20   |
| HGS | a <sub>0</sub>        | -0.56       | -0.61 | -0.59 | -0.56 | -0.59       | -0.51  | -0.48       | -0.44  | -0.45  | -0.44  |
|     | a <sub>1</sub>        | -6.26       | -6.91 | -6.73 | -6.34 | -6.69       | -5.84  | -5.45       | -5.10  | -5.17  | -4.82  |
|     | Pseudo R <sup>2</sup> | 0.23        | 0.25  | 0.25  | 0.25  | <u>0.26</u> | 0.25   | 0.24        | 0.24   | 0.25   | 0.24   |
| HMS | a <sub>0</sub>        | -0.31       | -0.34 | -0.39 | -0.44 | -0.56       | -0.65  | -0.70       | -0.59  | -0.58  | -0.57  |
|     | a <sub>1</sub>        | -5.57       | -6.95 | -8.34 | -9.89 | -12.90      | -15.12 | -16.50      | -14.19 | -13.66 | -12.36 |
|     | Pseudo R <sup>2</sup> | 0.21        | 0.25  | 0.29  | 0.34  | 0.41        | 0.47   | <u>0.50</u> | 0.47   | 0.45   | 0.42   |

주) 1. 종속변수는 1(불황), 0(호황)이며 설명변수는 금리 스프레드임.

k는 설명변수의 시차를 나타냄.

Pseudo R<sup>2</sup> = 1 - (logL<sub>u</sub>/logL<sub>c</sub>), 여기서 추정모형의 로그우도(Log Likelihood) 값이며.

LogL<sub>c</sub>는 상수항만을 포함한 모형의 로그우도 값임.

2. HCS : 5년 만기 1종 국민주택채권수익률 - 콜금리.

HGS : 5년 만기 1종 국민주택채권수익률 - 1년 만기 금융채수익률.

HMS : 5년 만기 1종 국민주택채권수익률 - 1년 만기 통안증권수익률.

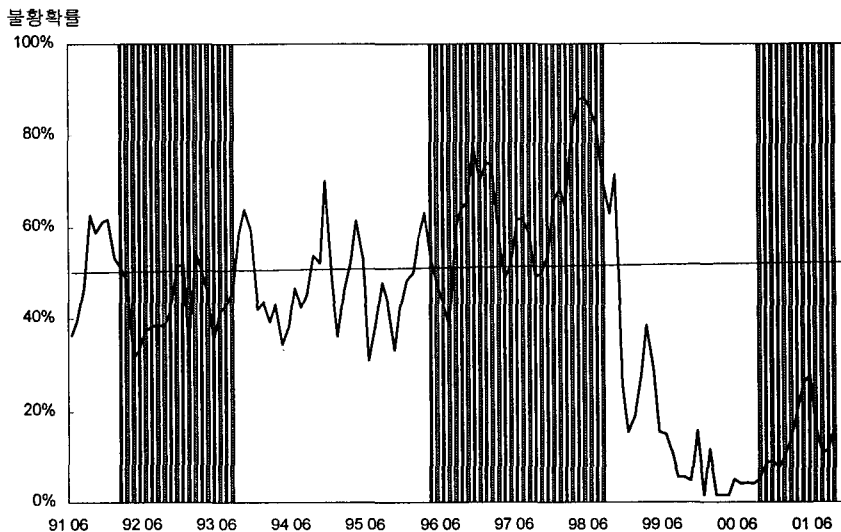
이와 같은 방법으로 각각의 Probit 모형의 추정적합도를 살펴보면 5년 만기 1종 국민주택채권수익률 - 1년 만기 금융채수익률(HGS)은 시차가 7개월인 경우가 추정의 적합도가 가장 높았으며, 5년 만기 1종 국민주택채권수익률 - 1년 만기 통안증권수익률(HMS)은 9개월인 경우가 가장 추정의 적합도가 높은 것으로 나타났다. 이는 각각의 금리 스프레드가 7개월, 9개월 후의 경기 상황을 예측하는데 가장 큰 도움을 준다는 것을 의미한다고 볼 수 있다. 여기서 모형의 추정 적합도는 Pseudo R<sup>2</sup>)를 통해 살펴보았는데 Pseudo R<sup>2</sup>가 가장 양호한 경우로 시차를 선정하였다. 이 가운데 HMS의 경우에는 전반적으로 Pseudo R<sup>2</sup>값이 높게 나타나고 있어서 다른 변수들에 비해 상대적으로 유의적인 상관관계가 있음을 나타낸다고 볼 수 있다.

2) 여기서 Pseudo R<sup>2</sup>는 (1 - lnL(무제약식) / lnL(제약식))으로 정의된다. 여기서 lnL은 추정식의 로그우도함수이다. 무제약 추정식은 모든 설명변수와 상수항을 포함하고있는 반면 제약이 주어진 추정식은 상수항을 제외한 모든 설명변수의 추정계수는 0으로 가정하고 있다.



[그림 1]은 Probit 모형을 통해 추정된 결과를 이용하여 HCS가 예측하는 불황확률을 나타내고 있다. HCS의 경우 전반적으로 전체기간에 대해 Pseudo R<sup>2</sup> 값이 비슷하게 구해졌는데 그 중 Pseudo R<sup>2</sup>는 k=3인 경우가 가장 높게 구해졌다. 따라서 5년 만기 1종 국민주택채권수익률 - 콜금리는 3개월 후의 경기를 예측하는데 도움을 주는 것으로 해석할 수 있다. 여기서 HCS는 항상 3개월의 시차를 두고 불황도래 확률을 정확히 예측하는 것은 아니었지만 1996년~1998년까지 불황기간 동안 대체적으로 불황확률이 50% 이상 되는 등 일부기간에 있어서는 HCS가 경기변동에 대해 예측력이 있음을 보여주었다. 그러나 과거 금리의 시장 반영효과가 작았던 시기와 IMF 이후 최근의 경기상황에 대해서는 대해 잘못된 신호를 보내는 경우가 나타나고 있다고 볼 수 있다.

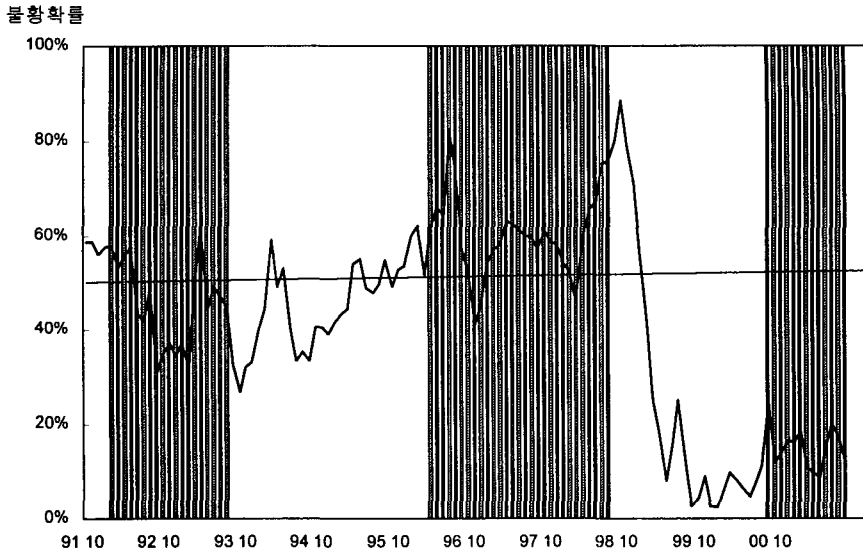
[그림 1] HCS로 본 불황도래 확률



- 주) 1. 3개월 전의 HCS가 나타내주는 현재의 불황도래 확률을 표시한 것임.  
음영부분은 경기사이클상 경기침체 시기임.
- 2. HCS : 5년 만기 1종 국민주택채권수익률 - 콜금리.

[그림 2]는 Probit 모형을 통해 추정된 결과를 이용하여 HGS이 예측하는 불황확률을 나타내고 있다. HGS도 HCS와 마찬가지로 1990년대 초반에 대해서는 불황확률을 제대로 예고하지 못하고 있는 것으로 나타났다. 이는 과거 금리규제와 채권유통시장의 미발달로 인해 시장참가자들의 기대에 의해 금리가 형성되는 기능이 원활히 작동했다고 보기 어렵기 때문인 것으로 볼 수 있을 것이다. 다만 1998년 이후 경기가 호황이었을 때는

[그림 2] HGS로 본 불황도래 확률

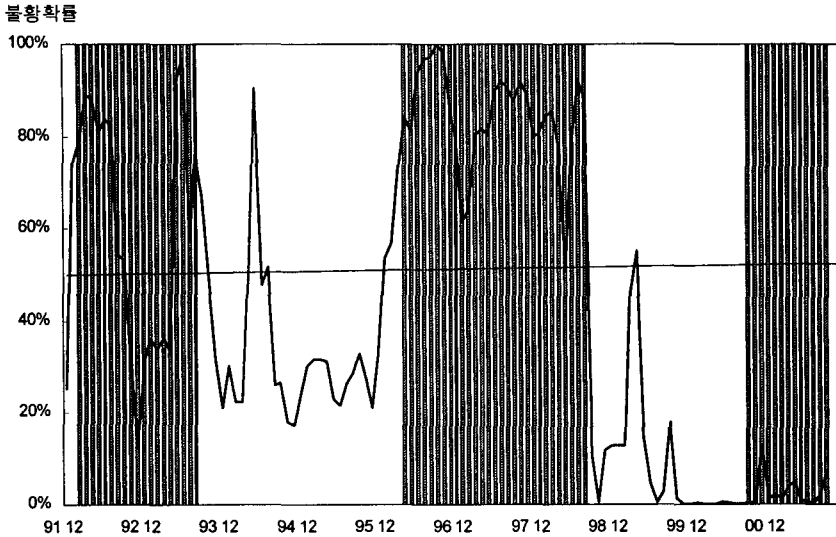


- 주) 1. 7개월 전의 HGS가 나타내주는 현재의 불황도래 확률을 표시한 것임.  
 음영부분은 경기사이클상 경기침체 시기임.
- 2. HGS : 5년 만기 1종 국민주택채권수익률 - 1년 만기 금융채수익률.

뚜렷하게 불황확률이 호전된 것을 볼 수가 있었으며 IMF체제 전후한 불황시기도 대체로 높은 불황확률을 나타내고 있음을 알 수 있었다. 그러나 전반적으로 HGS의 경기 예측력은 경기변동에 대해 잘못된 신호를 보내는 경우가 많아 불안한 모습을 보이고 있다고 할 수 있다. 따라서 5년 만기 1종 국민주택채권수익률 - 1년 만기 금융채수익률(HGS)은 경기변동에 대해서 부분적으로만 예측력이 있다고 볼 수 있다.

[그림 3]은 Probit 모형에 의해 HMS가 예측하는 불황확률을 나타내고 있다. 이는 HCS나 HGS에 비해 상대적으로 가장 양호한 예측치를 나타내 주고 있다. 과거 1990년대 초반 불황시기의 분석에서도 일시적으로 잘못된 신호를 보낸 적도 있었으나, 대체적으로 경기불황을 잘 예측하고 있는 것으로 보인다. 1990년대 중반의 호황시기에도 대체로 매우 낮은 불황확률을 제시하였으나 일시적으로는 잘못된 신호를 보낸 경우도 발생하였다. 하지만 1996년~1998년까지 불황기간 동안에는 불황확률이 모두 50%를 상회하는 등 대체로 경기불황을 잘 예측하고 있었다고 평가할 수 있다. 다만 최근의 경제사정에 대해서 제대로 예측하지 못하고 있는 것으로 나타났는데 이는 최근의 경제사정이 급속도로 급변전되어 가는 모습과 대외변수들의 영향 때문인 것으로 해석해 볼 수 있을 것이다.

[그림 3] HMS로 본 불황도래 확률



- 주) 1. 9개월 전의 HMS가 나타내주는 현재의 불황도래 확률을 표시한 것임.  
음영부분은 경기사이클상 경기침체 시기임.
- 2. HMS : 5년 만기 1종 국민주택채권수익률 - 1년 만기 통안증권수익률.

## 2) 신용 스프레드와 경기변동

<표 2>는 신용 스프레드라고 할 수 있는 3년 만기 회사채수익률 - 5년 만기 1종 국민주택채권수익률(CH5)과 3년 만기 회사채수익률 - 3년 만기 금융채수익률(CGS)을 Probit 모형을 통해 검정한 결과이다. 설명변수로 사용된 신용 스프레드를 시차를 두고서 추정 한 후 모형의 적합도를 살펴본 결과 3년 만기 회사채수익률 - 5년 만기 1종 국민주택채권수익률(CH5)은 시차가 7개월인 경우가 가장 추정의 적합도가 높은 것으로 나타났다. 이는 현재의 신용 스프레드가 7개월 후의 경기상황을 예측하는데 상대적으로 가장 도움이 된다는 것으로 볼 수 있다. 다만 Pseudo R<sup>2</sup>의 값이 높지 않게 나타났으므로 설명력이 높다고 평가하기는 곤란하다.

또한 3년 만기 회사채 수익률 - 3년 만기 금융채수익률(CGS)은 시차가 12개월인 경우가 가장 추정의 적합도가 높은 것으로 나타났다. CGS도 CCS에 비해 더욱 Pseudo R<sup>2</sup> 값이 전 기간에 걸쳐 아주 열악하게 나타났으므로 CGS가 경기변동에 대한 설명력은 떨어지는 것으로 볼 수 있다. 즉, CGS를 통해 경기의 호황, 불황을 예측하는데 정확성이나 설명력이 낮은 수준이므로 이를 통해서 유의적인 예측하기는 곤란하다.

〈표 2〉 신용 스프레드의 Probit 모형 추정 결과

|     |                       | k=3   | k=4   | k=5   | k=6   | k=7         | k=8   | k=9   | k=10  | k=11  | k=12        |
|-----|-----------------------|-------|-------|-------|-------|-------------|-------|-------|-------|-------|-------------|
| CHS | a <sub>0</sub>        | -0.49 | -0.59 | -0.65 | -0.66 | -0.67       | -0.50 | -0.29 | -0.05 | -0.29 | -0.31       |
|     | a <sub>1</sub>        | 3.98  | 5.29  | 6.15  | 6.30  | 6.58        | 4.60  | 2.33  | -1.31 | 0.55  | 2.58        |
|     | Pseudo R <sup>2</sup> | 0.1   | 0.17  | 0.19  | 0.19  | <b>0.21</b> | 0.19  | 0.17  | 0.20  | 0.19  | 0.20        |
| CGS | a <sub>0</sub>        | -0.02 | -0.00 | 0.00  | 0.02  | 0.05        | 0.07  | 0.18  | 0.20  | 0.20  | 0.18        |
|     | a <sub>1</sub>        | 0.02  | -0.21 | -0.31 | -0.70 | -1.29       | -1.61 | -6.67 | -7.09 | -7.15 | -6.61       |
|     | Pseudo R <sup>2</sup> | 0.02  | 0.03  | 0.03  | 0.04  | 0.05        | 0.06  | 0.10  | 0.11  | 0.12  | <b>0.13</b> |

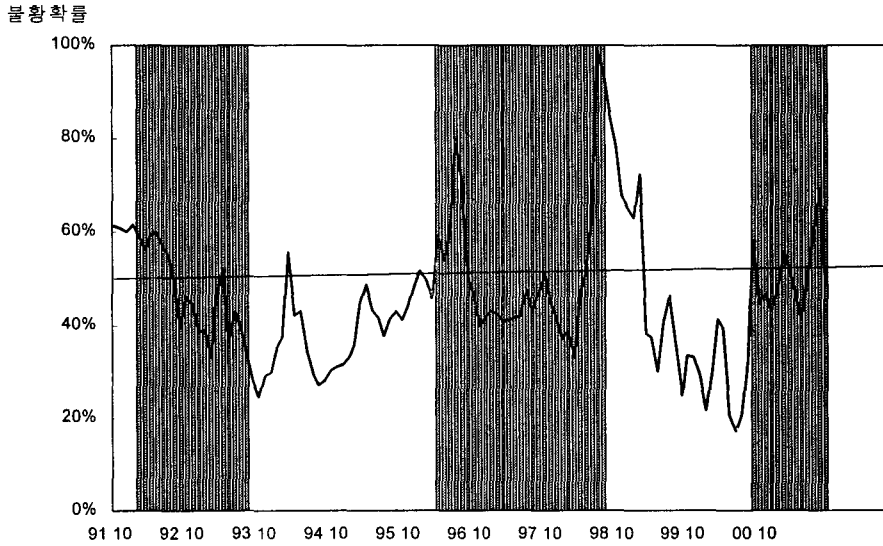
- 주) 1. 종속변수는 1(불황), 0(호황)이며 설명변수는 금리 스프레드임.  
 k는 설명변수의 시차를 나타냄.  
 Pseudo R<sup>2</sup> = 1 - (logL<sub>u</sub>/logL<sub>c</sub>), 여기서 추정모형의 로그우도(Log Likelihood) 값이며,  
 LogL<sub>c</sub>는 상수항만을 포함한 모형의 로그우도 값임.  
 2. CHS : 3년 만기 회사채수익률 - 5년 만기 1종 국민주택채권수익률.  
 CGS : 3년 만기 회사채수익률 - 3년 만기 금융채수익률.

[그림 4]는 CHS가 예측하는 불황확률을 나타내고 있는데 신용 스프레드와 경기변동간에 뚜렷한 상관관계를 파악하기 힘들어 보인다. 1990년대 초반 경기 불황기에 오히려 불황확률이 낮아지는 모습을 보였으며 IMF 체제 전후 경기 불황기에도 일시적으로는 높은 불황확률을 보여주었지만 대체로 50% 내외 수준에서 별다른 모습을 보여주지 못하였다. 또한 1990년대 중반 호황기에도 1990년대 초반의 불황기와 IMF 체제 전후한 불황기와 커다란 차이를 보여주지 못하였다. 이처럼 3년 만기 회사채수익률과 5년 만기 국민주택채권수익률 사이의 신용 스프레드는 경기변동에 대한 별다른 예측력을 갖지 못하는 것으로 해석할 수 있다.

[그림 5]는 3년 만기 회사채수익률과 3년 만기 금융채수익률의 차이인 CGS이 예측하는 불황확률을 나타내고 있다. CGS도 어떤 추세를 파악하기가 어려워 보인다. 즉, 경기 호황기 중에도 불황확률이 50%가 넘어서는 등 잘못된 신호를 보내는 경우가 많이 나타났다. 특히 1990년대 초반부터 IMF 체제 전후한 불황기까지는 50%를 약간 넘어선 수준에서 거의 변동이 없는 모습을 보이다가 IMF 체제 이후 호황기에 상대적으로 낮은 불황확률을 제시해 주었다. 하지만 2000년을 넘어선 호황기에는 오히려 불황확률이 낮아지는 잘못된 신호를 보이는 등 전체적으로 예측력에 대한 신뢰성에 커다란 의문을 제시하였다.

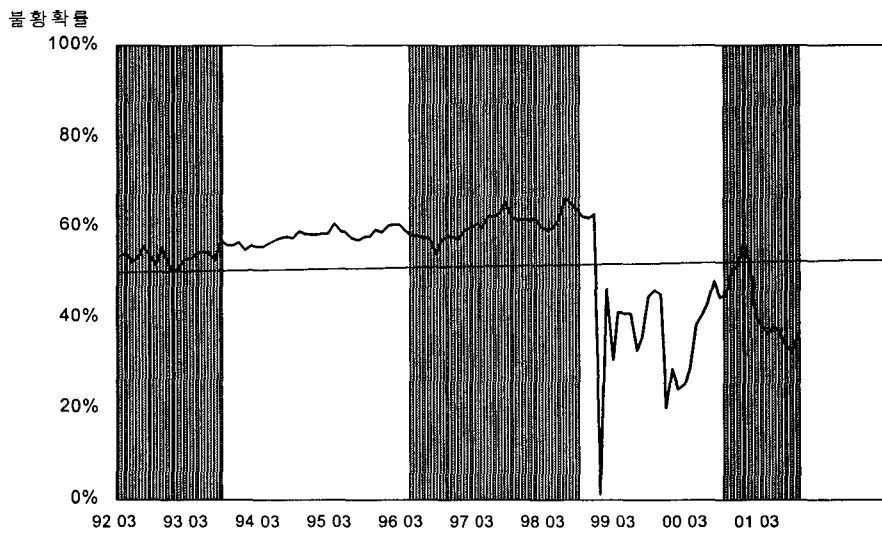
이상의 Probit 모형에서 살펴보았듯이 장단기 스프레드에서는 HMS가 가장 양호한 예측력이 있음이 밝혀졌고 CHS와 HGS도 일부기간에서 다소 양호한 예측력이 있음이 나타났다고 할 수 있다. 그러나 신용 스프레드에서는 잘못된 신호를 보내는 경우가 많아 경기 변동에 대해 올바른 예측을 하지 못하는 것으로 볼 수 있다.

[그림 4] CHS로 본 불황도래 확률



- 주) 1. 7개월 전의 CHS가 나타내주는 현재의 불황도래 확률을 표시한 것임.  
 음영부분은 경기사이클상 경기침체 시기임.  
 2. CHS : 3년 만기 회사채수익률 - 5년 만기 1종 국민주택채권수익률

[그림 5] CGS로 본 불황도래 확률



- 주) 1. 12개월 전의 CGS가 나타내주는 현재의 불황도래 확률을 표시한 것임.  
 음영부분은 경기사이클상 경기침체 시기임.  
 2. CGS : 3년 만기 회사채 수익률 - 3년 만기 금융채수익률

## 2. 인과관계 검정

금리 스프레드가 경기변동에 대한 예측력이 있는가를 평가하는 또다른 방법으로 시계열 자료를 이용한 인과검정을 시도해보도록 하였다. 단위근 검정을 통해 확보된 안정적인 시계열 자료들을 토대로 경기변동에 대해 과연 금리 스프레드가 인과관계가 있는지를 확인하기 위하여 Granger 검정을 시행하여 적정 시차를 두고 작용하는 일방적 원인 변수가 무엇인지를 살펴본다.

우선 금리 스프레드가 단위근을 갖는가를 파악하기 위해 DF 검정과 ADF 검정을 시도한 결과 예상대로 단위근을 갖지 않는 것으로 나타나 모든 변수들이 안정적인 것으로 나타났다. 이에 따라 본 연구에서는 모든 변수들을 자연대수를 취한 시계열을 사용하여 분석하였다.

<표 3> 금리 스프레드와 경기변동의 Granger 검정 결과

| X <sub>1</sub> | X <sub>2</sub> | Granger |                   |
|----------------|----------------|---------|-------------------|
|                |                | Lags    | F(P)              |
| HCS            | SSS            | 1 to 3  | 5.0068 (0.0026)** |
| SSS            | HCS            | 1 to 3  | 1.8039 (0.1502)   |
| HGS            | SSS            | 1 to 7  | 3.1146 (0.0050)** |
| SSS            | HGS            | 1 to 7  | 0.5995 (0.7550)   |
| HMS            | SSS            | 1 to 9  | 4.8683 (0.0000)** |
| SSS            | HMS            | 1 to 9  | 0.9743 (0.4667)   |
| CHS            | SSS            | 1 to 12 | 1.8085 (0.1525)   |
| SSS            | CHS            | 1 to 12 | 1.0059 (0.3950)   |
| CGS            | SSS            | 1 to 7  | 1.6741 (0.0801)   |
| SSS            | CGS            | 1 to 7  | 1.1395 (0.3392)   |

주) \*\*: 유의수준 1%

\* : 유의수준 5%

Granger 검정에서 금리 스프레드가 설명변수이고 경기변동이 피설명변수라고 한 경우와 금리 스프레드가 피설명변수이고 경기변동이 설명변수라고 한 경우의 검정결과가 <표 3>에 나타나 있다. 이에 따르면 장단기 스프레드의 경우는 경기변동에 대하여 유의적인 일방적 원인변수로 나타났지만 신용 스프레드는 경기변동에 대하여 어떠한 유의적인 결과도 도출되지 않았다. 구체적으로 보면 5년 만기 1종 국민주택채권 - 콜금리(HCS)가 설명변수일 경우에는 F 값이 5.0068로서 5% 유의수준에서 유의적인 값을 가

졌지만 피설명변수일 경우에는 F 값이 1.8039로서 유의적인 값을 갖지 못하였다. 5년 만기 1종 국민주택채권수익률 - 1년 만기 금융채수익률(HGS)과 5년 만기 1종 국민주택채권수익률 - 1년 만기 통안증권수익률(HMS)도 설명변수일 경우에도 F 값이 3.1146, 4.8683)으로 유의적이었으나 피설명변수일 경우 F 값이 0.5995, 0.9743으로 유의적이지 않은 것으로 나타났다. 따라서 장단기 스프레드의 경우 모두 경기변동에 대하여 일방적 원인변수로 나타나 장단기 금리 경기 변동에 대하여 선행적 시차결합관계를 보여주었다.

이에 반해 신용 스프레드의 경우는 유의적인 결합관계를 보여주지 못하여 일방적 원인변수나 선행시차결합관계를 설명할 수 없었다. 3년 만기 회사채수익률 - 5년 만기 국민주택채권수익률(CHS)이 설명변수일 경우 F 값이 1.8085로서 5% 유의수준에서 유의적이지 못하였으며, 피설명변수일 경우에도 F 값이 1.0059로서 유의적이지 못하였다. 3년 만기 회사채수익률 - 3년 만기 금융채수익률(CGS)도 설명변수일 경우 F 값이 5% 유의수준에서 1.6741로서 유의적이지 못하였으며, 피설명변수일 경우에도 F 값이 1.1395로서 유의적이지 못하였다.

이러한 결과들은 앞선 Probit 모형을 이용한 결과와도 유사하다고 볼 수 있다. Probit 모형 분석에서는 대체로 장단기 스프레드는 경기변동에 대한 예측력이 어느정도 있는 것으로 나타났지만 신용 스프레드는 경기변동에 대한 예측력이 매우 떨어지는 것으로 나타났다. 인과관계검정에서도 장단기 스프레드는 경기변동에 대하여 일정한 선행결합관계를 보여주어 예측력이 있음을 나타내 주었지만 신용 스프레드는 전혀 결합관계를 보여주지 못하였다. 특히 HGS의 경우가 Probit 모형에서도 가장 예측력이 뛰어난 것으로 나타났는데 인과관계 검정에서도 설명변수일 때 F 값의 유의수준이 가장 높은 값을 보여주었다.

## V. 결 론

본 연구는 우리나라를 대상으로 단기금리와 장기금리의 격차인 장단기 스프레드와 우량채권과 비우량 채권의 격차인 신용 스프레드가 경기변동에 대해 어떠한 예측력을 갖고 있는가를 살펴보았다. 이를 위해 Probit 분석을 통해 금리 스프레드와 경기변동과의 시차 및 불확확률을 추정하여 평가해 보았으며, Granger 인과관계 검정을 시도해 보았다. 이를 위하여 1991년부터 2001년까지를 분석기간으로 하여 각종 금리 스프레드를 대상으로 실시하였다.

우선 금리 스프레드와 경기변동에 대한 불확확률을 알아보기 위해서 Probit 모형을 이용하여 불확확률을 추정하였다. 그 결과 장단기 스프레드 중에서는 5년 만기 1종 국민주택채권수익률 - 콜금리(HCS)는 3개월, 5년 만기 1종 국민주택채권수익률 - 1년 만기 금융채수익률(HGS)은 7개월, 5년 만기 1종 국민주택채권수익률 - 1년 만기 통안증권수익률(HMS)은 9개월의 시차를 보이는 것이 Pseudo R<sup>2</sup> 값이 가장 높게 나타났다. 하지만 불확확률을 토대로 경기 호황과 불황 국면을 비교해 본 결과 HMS는 Pseudo R<sup>2</sup>의 값도 상대적으로 높았을 뿐만 아니라 매우 높은 경기변동 예측력을 보여주었다. HCS와 HGS의 경우에는 IMF 체제 전후의 불황기와 그 이후에 도래한 호황기는 예측력이 높게 나타났으나 1990년대 초반에는 제대로 불확확률을 예측하지 못하는 것으로 나타났다.

또한 3년 만기 회사채수익률 - 5년 만기 국민주택채권수익률(CHS)와 3년 만기 회사채수익률 - 3년 만기 금융채수익률(CGS)로 나타난 신용 스프레드에서는 유의적인 결과를 도출하지는 못하였다. CHS의 경우는 7개월, CGS의 경우는 12개월의 Pseudo R<sup>2</sup> 값이 가장 높게 나타나 이들의 시차를 적용하여 불확확률을 경기변동과 적용시켜 보았다. 그 결과 전체적인 상관관계가 매우 떨어지는 것으로 나타나 신용 스프레드의 경기예측력은 떨어진다고 볼 수 있다.

한편 금리 스프레드와 경기동행지수 순환변동치에 대하여 Granger 인과관계 검정을 시도하였다. 검정결과 장단기 스프레드의 경우에는 경기변동에 대하여 HCS, HGS, HMS 모두 설명변수일 경우에는 F 값이 유의적으로 나타났으며 피설명변수일 경우에는 유의적이지 못하였다. 또한 신용 스프레드의 경우에는 경기변동에 대하여 CHS, CGS 모두 설명변수일 경우나 피설명변수일 경우 F 값이 유의적이지 못하였다. 따라서 장단기 스프레드는 경기변동에 대하여 유의적인 선행결합관계를 보여 경기변동을 예측하는데 장단기 스프레드가 유용한 정보를 제공한다고 볼 수 있으나 신용 스프레드는 경기변동에 대하여 어떠한 결합관계도 보여주지 못하였으므로 경기변동을 예측하는데 아무런 도움을 주지 못한다고 볼 수 있다.

이러한 분석 내용들을 종합해보면 대체로 장단기 스프레드는 경기변동을 예측하는데 유용한 변수가 될 수 있으나 신용 스프레드는 경기변동을 예측하는 능력이 거의 없다고 보아야 할 것이다. 특히 5년 만기 1종 국민주택채권수익률 - 1년 만기 통안증권수익률(HMS)의 경우가 가장 경기변동에 대한 예측력이 뛰어난 것으로 볼 수 있다. 따라서 통계청에서 작성하고 있는 경기종합지수의 구성에서 장단기 스프레드를 선행지표 구성에 포함시키는 문제도 신중히 검토해 볼 필요가 있을 것이다.

이처럼 장단기 스프레드는 어느정도 경기변동에 대한 예측력이 있지만 신용 스프레드



는 전혀 예측력이 없는 이유를 보면 우리 나라의 경우 금리자유화 초기에는 금리에 대한 사실상의 직접규제로 신용 스프레드의 의미가 전혀 반영되지 않았으며 단순히 장단기 금리간 차이 이상의 의미를 가지기 어려웠다고 할 수 있다. 금리자유화가 본격 진행된 이후에도 채권시장이 충분히 성숙하지 못하였으며 금융시장 내 간접규제 등 제도적, 마찰력 요인으로 인해 신용 스프레드가 위험프리미엄의 효과를 충분히 반영하지 못하였기 때문으로 볼 수 있다. 이에 비해 장단기 스프레드는 실물경제에 대한 금리의 역할이 높아지면서 단기금리와 장기금리간의 가격기능이 제고되고 있다고 볼 수 있다.

본 연구가 우리나라에서는 거의 연구가 이루어지지 않은 금리 스프레드의 경기예측력 평가에 대해 의미 있는 연구결과를 도출하였지만 다음과 같은 연구의 한계도 존재한다고 볼 수 있다.

첫째, 금리 스프레드의 경기예측력을 검정하는 것은 금리 스프레드를 적절히 나타낼 수 있는 채권 수익률의 선택과 실증분석에 필요한 데이터의 확보가 전제되어야 할 것이다. 하지만 우리나라에서는 채권시장이 충분히 성숙되지 않은 관계로 인해 정확한 의미의 장단기 스프레드나 신용 스프레드를 도출하지 못하고 유사한 대용변수를 사용할 수밖에 없다는 한계가 있다. 미국의 30년 만기 T-Bond 수익률, 10년 또는 5년 만기 T-Note 수익률, 1년 만기 또는 3개월 만기 T-Bill 할인율, 연방기금금리(Fed Funds rate)등과 같은 체계적인 채권시장을 갖고 있지 못하므로 엄밀한 의미의 장단기 스프레드나 신용 스프레드가 측정되지 못하는 상황이므로 향후 채권시장이 발전한 후에는 보다 더 정확한 분석이 가능해 질 수 있다는 것이다.

둘째, 금리 스프레드를 미래에 대한 정보변수로서 활용하기 위해서는 채권수익률의 만기구조가 제대로 형성되어야 할 것이며, 유통시장이 보다 더 활성화되어야 할 것이다. 현재 각종 국채가 다양하게 발행되지만 좀더 국채시장이 활성화됨으로써 만기별 금리가 지니는 정보가 많아져야 할 것이며, 유통시장도 활성화되어야 신용도에 따른 위험프리미엄이 정확하게 측정될 수 있을 것이다.

참 고 문 헌

- Bernard, Henri and Stefan Gerlach, "Does the Term Structure Predict Recessions? The International Evidence," *International Journal of Finance Economics*, 3, (1998), 195-215
- Bernanke, Ben, "On the Predictive Power of Interest Rates and Interest Rates Spread," *NBER Working Paper*, No.3486, October 1990.
- Dickey, David. A. and Wayne A. Fuller, "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Econometrica*, 49, (1981), 1057-1072.
- Dickey, David. A. and Wayne A. Fuller, "Distribution of the Estimators for Time Series Regression with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, 74, (1979), 427-431.
- Estrella, Arturo and Marco Hardouvelis, "The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity," *The Journal of Finance*, XLVI(2), (June 1991), 555~576.
- Estrella, Arturo and Frederic S. Mishkin, "The Term Structure of Interest Rates and Its Role in Monetary Policy For the European Central Bank," *NBER Working Paper*, No.5279, September 1995.
- Estrella, Arturo and Frederic S. Mishkin, "The Yield Curve as a Predictor of U.S. Recessions," *Current Issues FRB of New York*, June 1996.
- Friedman, Benjamin M. and Kenneth N. Kuttner, "Why does the Paper-Bill Spread Predict Real Economic Activity?," *NBER Working Paper*, No.3879, October 1991.
- Granger, Clive W. J., "Test for Causality : A Personal Viewpoint," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2, (November 1987), 329-352.
- Granger, Clive W. J., "Development in the Study of Cointegrated Economic Variable," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, (1986), 213-228.
- Hamilton, James D. and Dong Heon Kim, "A Re-Examination of the Predictability of Economic Activity Using the Yield Spread," *NBER Working Paper*, No. 7954, October 2000.
- Harvey, Campbell R., "The Real Term Structure and Consumption Growth," *Journal of Financial Economics*, 22, (1988), 305-333.

- Harvey, Campbell R., "The Relation Between the Term Structure of Interest Rate and Canadian Economic Growth," *Canadian Journal of Economics*, (February 1997), 169-193.
- Harvey, Campbell R., "Term Structure Forecasts Economic Growth," *Financial Analysts Journal*, (May/June 1993), 6-8.
- Jorion, Philippe and Frederic S. Mishkin, "A Multi-Country Comparison of Term Structure Forecasts at Long Horizons," *Journal of Financial Economics*, (March 1991), 59-80.
- Mishkin, Frederic S., "Can Futures Market Data Be Used to Understand the Behavior of Real Interest Rates?," *NBER Working Paper*, No.2400, June 1990.
- Mishkin, Frederic S., "A Multi-Country Study of the Information in the Term structure about Future Inflation," *NBER Working Paper*, No.3125, October 1991.
- Phillips, P. C. B., "Time Series Regressions with a Unit Root," *Econometrica*, 55, (1987), 277-301.
- Phillips, P. C. B. and P. Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, 65, (1988), 335-346.
- Stock, James H. and Mark W. Watson, "New Indexes of Coincident and Leading Indicators," In Oliver Blanchard and Stanley, eds., *NBER Macroeconomic Annual*, 4, 1989.