응용통계연구 (2009)
22(2), 249–260

금리의 기간구조와 경기후퇴의 예측

김태호[1] · 송대섭[2]

[1]충북대학교 정보통계학과, [2]충북대학교 정보통계학과

(2008년 10월 접수, 2009년 1월 채택)

요 약

정책수단과 장래 발생할 사건 간에 시차가 존재할 때 미래의 상태를 예측하는 데 유용한 선행지표의 개발에 다양한 방법들이 모색되어 왔다. 미래의 상황전개에 대응하는데 필요한 정보가 조기에 제공된다면 최근과 같은 경제위기의 폭은 크게 감소될 수 있을 것이다. 그간 금융환경이 변화하면서 금융변수와 실물경제활동 간에 관계가 불안정해지고 괴리가 심화됨에 따라 본 연구에서는 미래의 경기동향을 미리 예측할 수 있는 국내외 금리변수들의 예측 능력을 추정해 비교·평가해 보았다.

주요용어: 볼경기 확률, 금리차, 동행지수.

1. 서론

최근 장단기 금융시장의 발달과 금리자유화 확대로 금리의 가격기능이 제고되고, 파급경로가 활성화되면서 주요국들이 통화운영체계를 통화량 중시에서 금리 중시로 전환하는 추세를 보이고 있다. 주요국들은 1990년대 중반 이후 탄력적 금리정책으로 장기간 안정적 성장을 달성한 것으로 평가되고 있으며, 우리나라도 통화량 관리방식에서 외환위기 이후 금리 중시 통화정책으로 전환하게 되었다. 국가간 경계의 개념이 약화되고 금융시장의 통합이 진전될수록 외국의 장단기 금리구조가 국내 장단기 금리구조에 영향을 미침으로써 국내 실물경기에 영향을 미치게 되었다.

Estrella와 Hardouvelis (1991)는 장단기 금리스프레드가 성장률, 인플레이션, 경기선행지수 등에 대해 예측력이 있음을 보였다. 실질 성장을 예측하는 문제는 다른 통계치에는 없는 추가 정보가 금리스프레드에는 얼마나 많이 존재하는가, 금리스프레드를 선행지표에 포함시켜야 하는가, 또 정부의 금융정책이 미래의 성장에 대한 정보를 얻기 위해 금리스프레드를 사용해야 하는가 등의 문제와 연결된다. 금리스프레드는 실질 경제동향을 예측하는 것으로 나타나는 바 Fama (1986)는 금리의 순환성에 대해 논했으며, Harvey (1988)는 미래의 실질 소비에 대한 예측에 금리스프레드를 사용하였다. 그 외 Fama (1984, 1990), Mankiw와 Miron (1986), Hardouvelis (1988), 또 Mishkin (1988, 1990) 등이 금리스프레드가 예측력을 갖는다는 증거를 제시하였다.

지호준과 박상규 (2002)는 장단기 스프레드와 신용스프레드가 경기변동에 어떤 예측력을 갖는지 평가하고, 인과관계 검정을 시도하였다. 김준태 (2003)는 불확실성이 투자와 소비 의사결정에 중요한 영향을 미칠 수 있다는 점에 주목하여 금리스프레드의 변동성을 기준으로 금융시장의 불확실성을 추정해 투자와 소비지출에 어떠한 영향을 주었는지 분석하였다. 김유성 등 (2004)은 장단기 스프레드의 예측력을 이용해 주식시장에서 마켓타이밍 전략의 유용성에 대해 분석하였다.

[1](361-763) 충북 청주시 흥덕구 성봉로 410, 충북대학교 정보통계학과, 교수. E-mail: thkim@chungbuk.ac.kr

일반적으로 금리의 기간구조는 현재와 미래의 경기나 인플레이션에 영향을 받기 때문에 장단기 금리스프레드와 경기동행 및 선행지수 등은 정의 상관관계를 가지는 것으로 알려져 있다. 금리스프레드의 확대는 경기 호황과, 그리고 축소는 경기 불황과 밀접한 연관이 있다. 따라서 국내 금리의 기간구조가 경기변동에 대해 예측력을 갖는가에 대한 연구는 경기변동에 대한 정보변수가 존재하는가를 식별할 수 있다는 점에서 중요한 과제이다. 한 가지 방법은 금리스프레드를 설명변수로 하고 경기동행지수, 산업생산지수 또는 GDP 성장률을 종속변수로 하여 경기 예측력 여부를 검정하는 것이다. 본 연구에서는 여러 연구에서 사용된 금리스프레드라는 용어 대신 금리차를 사용하기로 한다. 따라서 장단기 금리차가 경기변동에 대한 정보변수의 역할이 가능한지 입증하기 위해 probit 모형을 이용하여 선택된 금리차별로 미래의 경기변동의 확률을 예측해 보고자 한다.

2. 모형의 설정과 추정

Estrella와 Mishkin (1998)은 probit 모형을 이용하여 다양한 금융변수들의 1분기부터 8분기 앞의 미국 불경기에 대한 예측력을 검토하였다. 여러 금리 및 금리차, 주가, 통화량 등이 개별적으로 또 다른 금융지표들과 비교하여 평가된 결과 주가가 1분기에서 3분기까지의 예측에 유용한 것으로 나타났다. Smith와 Naylor (2001)는 1993년 영국의 대학을 떠나는 학생들의 학업수행 결정요인들에 대해 probit 분석을 실시한 결과 개인적 특징에 의해 유의한 영향을 받는다는 사실을 발견하였다. 또 Ratti와 Seo (2003)는 probit 모형을 사용하여 외환위기를 겪은 동아시아 9개국에 대해 여러 거시경제변수로 1년 후 경제위기의 발생 확률을 예측한 결과 한국의 예측확률이 가장 높은 것으로 추정되었다. 본 연구에서 probit 모형은 경기후퇴가 존재하는가($Y_t = 1$), 또는 존재하지 않는가($Y_t = 0$)에 대해 이원변수(binary variable) Y_t와 여러 기간 전의 금리차 X_{t-k}와의 관계가 아래와 같이 추정되며, t와 $t-k$ 동안 경기후퇴의 확률을 설명한다. 미래의 경기후퇴 확률을 도출하고 실제의 침체기와 비교함으로써 예측력을 평가해 본다면 금리차의 유용성을 측정할 수 있을 것이다.

$$\Pr(Y_t = 1|X_{t-k}) = F(\alpha_0 + \alpha_1 X_{t-k}),$$

여기서 Pr은 k개월 후 경기후퇴의 발생확률, F는 누적정규분포함수이며, Y_t는 통계청의 자료에 의해 경기 후퇴기로 분류될 수 있는 기간은 1이 된다. 금리차를 시차를 두고 추정하여 몇 개월 후에 경기후퇴가 도래할 것인지에 대한 확률을 계산하며, 따라서 현재의 장단기 금리차만으로 몇 개월 후 경기가 하강할 것인지에 대한 사전적 확률에 대한 추정이 가능하다. 경기 후퇴와 하강은 비슷한 의미를 가진 단어로 사용하기로 한다.

본 연구에서는 금리자유화가 추진된 해인 1991년 1월부터 새 정권 교체 1년 전인 2007년 2월까지의 월평균자료를 이용한다. 실물경제를 나타내는 경기지표로는 국내총생산(GDP)을 사용할 수 있으나 자료가 분기별로 발표되므로 본 연구에 사용되기는 단위기간이 길다. 반면 산업생산지수는 국내경기의 대용변수로 적절하기는 하지만 국가의 총체적 경제활동을 나타내는데는 다소 부족한 점이 있다. 본 연구에서는 통계청에서 매월 발표되는 경기동행지수를 사용하기로 하며, 계절, 불규칙, 추세요인 등을 제거한 경기동행지수 순환변동치를 선정한다. 동행지수 순환변동치는 도소매 판매액·생산·출하 등 다섯 개로 구성되는 동행지표에서 추세치를 제거해서 경기의 순환만을 보며, 현재의 경기가 어느 국면에 있는가를 비교적 정확하게 반영한다.

국내 장단기 금리의 격차를 나타내는 변수로 다섯 가지의 금리차를 선정한다. 현실적으로 다양한 국내 장단기 금리가 존재하지만 1년 미만 단기금리는 바람직한 추정결과를 보이지 않아 넓게 정의하였으며, 장기에 비해 상대적으로 짧은 기간을 단기로 규정하였다. 우리의 최대 수출시장인 미국과 최대 수출경쟁국인 일본의 금리변동은 이들의 국내 소비 및 투자, 또 자본의 국가간 이동에 영향을 미치고 따라서

표 2.1. 장단기 금리차의 모형 추정결과(1991.1~2007.2)

$$\Pr(Y_t = 1 | X_{t-k}) = F(\alpha_0 + \alpha_1 X_{t-k})$$

		k=3	k=4	k=5	k=6	k=7	k=8	k=9	k=10	k=11	k=12
K_1	α_0	-0.0659 (-0.6947)	-0.0571 (-0.6003)	-0.0487 (-0.5107)	-0.0367 (-3.3832)	-0.0265 (-0.2753)	-0.0203 (-0.2099)	-0.0158 (-0.1632)	-0.0025 (-0.0252)	0.0166 (0.1690)	0.0384 (0.3868)
	α_1	-0.0625 (-1.4396)	-0.0670 (-1.5367)	-0.0703 (-1.6086)	-0.0794* (-1.8008)	-0.0854* (-1.9265)	-0.0847* (-1.9142)	-0.0813* (-1.8440)	-0.0917** (-2.0600)	-0.1105** (-2.4382)	-0.1330*** (-2.8588)
	$pseudoR^2$	0.1250	0.1250	0.1477	0.1932	0.2386	0.2614	0.2727	0.3068	0.3409	**0.4091**
K_2	α_0	-0.1351 (-1.4573)	-0.1222 (-1.3225)	-0.1112 (-1.2045)	-0.0998 (-1.0827)	-0.0894 (-0.9700)	-0.0789 (-0.8558)	-0.0695 (-0.7533)	-0.0594 (-0.6423)	-0.0485 (-0.5231)	-0.0382 (-0.4097)
	α_1	0.2635*** (2.7513)	0.2149*** (2.2735)	0.1786** (1.9068)	0.1360 (1.4615)	0.0986 (1.0640)	0.0574 (0.6219)	0.0250 (0.2714)	-0.0202 (-0.2198)	-0.0815 (-0.8831)	-0.1434 (-1.5438)
	$pseudoR^2$	**0.3750**	0.3295	0.2727	0.2045	0.1136	0.0114	0.0000	0.0000	0.2273	0.3523
K_3	α_0	-0.0696 (-0.6089)	-0.0787 (-0.6847)	-0.0928 (-0.8018)	-0.1142 (-0.9774)	-0.1372 (-1.1610)	-0.1591 (-1.3295)	-0.1760 (-1.4521)	-0.2012 (-1.6307)	-0.2476* (-1.9427)	-0.3134** (-2.3552)
	α_1	0.0415 (0.5061)	0.0235 (0.2836)	-0.0004 (-0.0045)	-0.0327 (-0.3813)	-0.0669 (-0.7586)	-0.0999 (-1.0977)	-0.1271 (-1.3543)	-0.1644* (-1.6739)	-0.2276** (-2.1364)	-0.3162*** (-2.6756)
	$pseudoR^2$	0.0000	0.0000	0.0000	0.0455	0.1023	0.1477	0.2045	0.2500	0.2727	**0.3636**
K_4	α_0	-0.0823 (-0.8865)	-0.0836 (-0.8986)	-0.0823 (-0.8820)	-0.0826 (-0.8823)	-0.0826 (-0.8800)	-0.0831 (-0.8818)	-0.0816 (-0.8631)	-0.0829 (-0.8730)	-0.0876 (-0.9172)	-0.0936 (-0.9742)
	α_1	0.0833 (1.1382)	0.0550 (0.7504)	0.0369 (0.5026)	0.0134 (0.1817)	-0.0090 (-0.1215)	-0.0323 (-0.4365)	-0.0487 (-0.6567)	-0.0742 (-0.9942)	-0.1104 (-1.4662)	-0.1503** (-1.9718)
	$pseudoR^2$	0.1250	0.0227	0.0000	0.0000	0.0000	0.0682	0.1364	0.2500	0.3409	**0.4318**
K_5	α_0	0.0251 (0.2435)	0.0113 (0.1097)	-0.0020 (-0.0194)	-0.0197 (-0.1899)	-0.0404 (-0.3875)	-0.0610 (-0.5816)	-0.0738 (-0.6998)	-0.0941 (-0.8863)	-0.1200 (-1.1208)	-0.1486 (-1.3747)
	α_1	0.2651*** (2.6950)	0.2219*** (2.2675)	0.1807** (1.8484)	0.1315 (1.3446)	0.0775 (0.7904)	0.0248 (0.2513)	-0.0122 (-0.1231)	-0.0631 (-0.6298)	-0.1241 (-1.2177)	-0.1901* (-1.8222)
	$pseudoR^2$	**0.5000**	0.4773	0.4545	0.2841	0.0114	0.0000	0.0000	0.1477	0.3068	0.3636
JP	α_0	0.0263 (0.1555)	0.1022 (0.6103)	0.1545 (0.9278)	0.2222 (1.3377)	0.2863* (1.7251)	0.3395** (2.0400)	0.3736** (2.2278)	0.3814** (2.2519)	0.3797** (2.2219)	0.3610** (2.0990)
	α_1	-0.1270 (-0.9141)	-0.1955 (-1.4194)	-0.2412 (-1.7599)	-0.3021** (-2.2095)	-0.3597*** (-2.6318)	-0.4061*** (-2.9652)	-0.4337*** (-3.1420)	-0.4351*** (-3.1189)	-0.4272*** (-3.0322)	-0.4031*** (-2.8358)
	$pseudoR^2$	0.0341	0.2159	0.3295	0.3977	0.4205	0.4318	**0.4545**	0.4432	0.4318	0.4432
US	α_0	-0.2158 (-1.3728)	-0.1934 (-1.2205)	-0.1840 (-1.1506)	-0.1755 (-1.0874)	-0.1766 (-1.0844)	-0.1738 (-1.0574)	-0.1838 (-1.1082)	-0.1958 (-1.1723)	-0.2197 (-1.3064)	-0.2782 (-1.6402)
	α_1	0.0647 (0.8666)	0.0549 (0.7305)	0.0527 (0.6960)	0.0510 (0.6695)	0.0549 (0.7157)	0.0566 (0.7326)	0.0655 (0.8421)	0.0755 (0.9664)	0.0922 (1.1736)	0.1280 (1.6173)
	$pseudoR^2$	0.1364	0.0682	0.0909	0.1250	0.1932	0.2273	0.3295	0.4091	0.4773	**0.5568**

국내 실물경제에 유의한 영향을 미칠 수 있는 변수로 자주 보도되는 실정이다. 국내 경기변동에 대한 정보변수로서 이들의 역할을 검정해 보기 위해 한 가지씩의 대표적 금리차가 선택되며, 모두 아래와 같이 정의한다.

K_1: 5년 만기 1종 국민주택채권수익률 – 콜금리
K_2: 5년 만기 1종 국민주택채권수익률 – 1년 만기 통안증권수익률
K_3: 5년 만기 1종 국민주택채권수익률 – 3년 만기 회사채수익률
K_4: 5년 만기 1종 국민주택채권수익률 – 1년 만기 금융채수익률

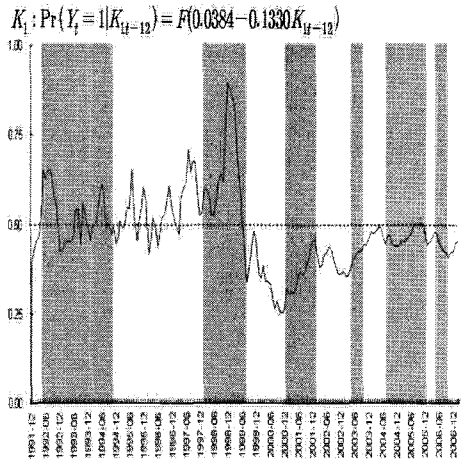

그림 **2.1.** K_1의 예측확률

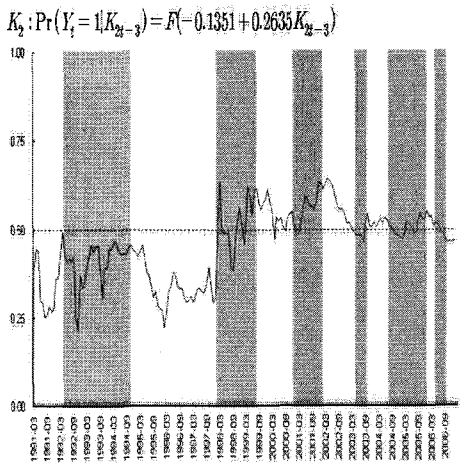

그림 **2.2.** K_2의 예측확률

K_5: 5년 만기 1종 국민주택채권수익률 − 3년 만기 금융채수익률
JP(일본의 금리차): 10년 만기 T-bond − 3개월 만기 LIBOR
US(미국의 금리차): 10년 만기 T-bond − 3개월 만기 T-bill

장단기 금리 격차를 설명변수로 probit 모형을 통해 미래의 경기동향을 추정한 결과는 표 2.1과 같다. ( )안은 z 통계량의 값이며, 또 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서의 통계적 유의성을 나타낸다. 장단기 금리차 K_1은 시차가 12개월인 경우 모형의 적합도가 가장 높은 것으로 나타났으며, 따라서 현재의 장단기 금리 격차가 12개월 후의 경기동향을 예측하는데 가장 유용하다는 것을 알 수 있다. 같은 방식으로 각 probit 모형의 추정결과를 보면 시차가 K_2와 K_5는 3개월인 경우, K_3과 K_4는 12개월인 경우 적합도가 가장 높은 것으로 나타났다. 국내 금리차 중에서는 K_5가 시차가 짧을 때의 pseudoR^2 값이 다른 변수들에 비해 높다. 한편 일본과 미국의 장단기 금리차는 각각 9개월과 12개월 후의 국내경기를 예측하는데 유용함을 나타내며, 전반적으로 국내변수들보다 적합도가 높은 것으로 추정되었다.

probit 모형을 추정하기 위한 적정 시차는 pseudoR^2 값이 가장 높게 나타난 시차로 선정한다. 그림 2.1~2.7은 probit 모형의 추정결과를 이용하여 각 장단기 금리차가 예측하는 경기후퇴의 확률을 그래프로 나타내고 있으며, 짙게 표시된 구간은 경기 침체기이다. K_1의 경우 pseudoR^2는 $k = 12$일때 가장 높고, 추정계수가 통계적으로 매우 유의하므로 K_1 금리차는 12개월 후의 경기를 예측하는데 유용하다고 해석할 수 있다. 그림 2.1은 12개월 전의 K_1이 나타내는 현재의 경기후퇴 도래 확률을 표시한 것이다. 첫 방정식을 보면 장단기 금리차 K_1이 증가하면 12개월 후 경기후퇴의 확률이 감소한다는 것을 의미한다. 그림은 k개월 전의 장단기 금리차의 자료, 방정식의 모수 추정값 그리고 누적정규분포로부터 유도된 경기후퇴의 추정확률을 나타낸다. K_1은 항상 12개월의 시차를 두고 경기후퇴 확률을 정확히 예측하지는 않았으나 1990년대 전반기와 외환위기의 침체기간 동안 확률이 높게 추정되는 등 경기변동에 대한 어느 정도의 예측력을 보여준다. 그러나 1990년대 중반의 경기 상승기와 2000년대의 침체기 등 일부 구간에 대해서는 예측이 정확하지 않다.

그림 2.2는 probit 모형의 추정결과를 이용해 3개월 전의 K_2가 예측하는 경기후퇴의 확률을 나타낸다. K_2는 K_1과는 달리 1990년대 전반기 경기침체에 대한 예측확률이 낮으며, 외환위기 당시의 불황에 대한 예측도 K_1만큼 민감하지는 않은 것으로 나타난다. 그러나 1990년대 중반의 경기 상승기 때는 확률

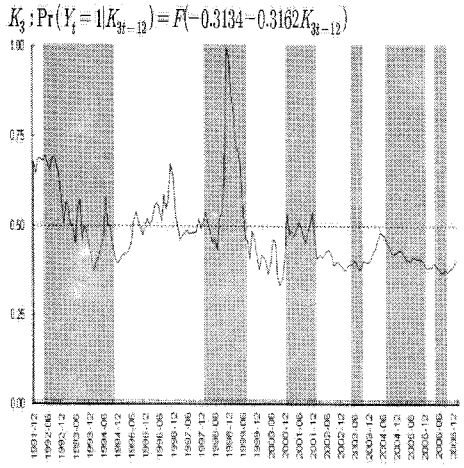

그림 **2.3.** K_3의 예측확률

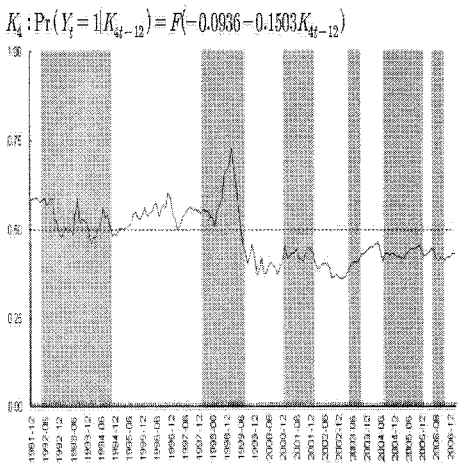

그림 **2.4.** K_4의 예측확률

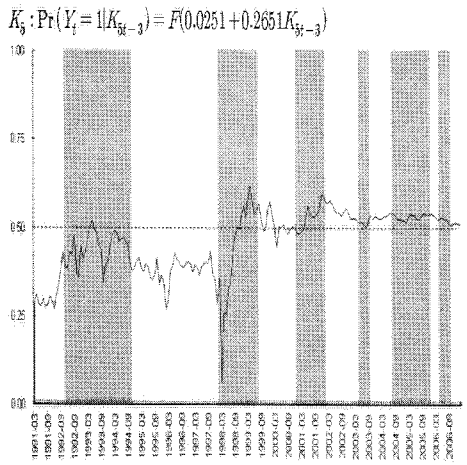

그림 **2.5.** K_5의 예측확률

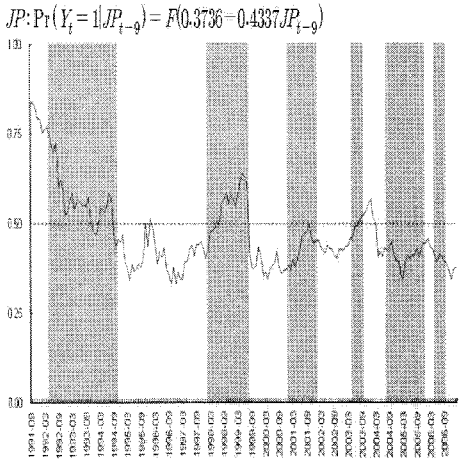

그림 **2.6.** JP의 예측확률

이 뚜렷히 낮게 추정된 것을 알 수 있다. 외환위기 전 K_1은 불경기를, K_2는 호경기를 잘 예측했으나 외환위기 후는 각각 반대 상황을 잘 예측한 것으로 나타나 K_1과 K_2는 전반적으로 상반된 예측 경향을 보인다.

그림 2.3과 2.4는 각각 12개월 전의 K_3과 K_4가, 또 그림 2.5는 3개월 전의 K_5가 예측하는 현재의 경기후퇴 도래 확률을 나타낸다. 외환위기 시대의 불황확률은 K_3이 가장 높게, K_5는 가장 낮게 예측하고 있다. 경기 상승기에 대해 K_3과 K_4는 외환위기 후, K_5는 외환위기 전, 또 경기 침체기에 대해 K_4는 외환위기 전, K_5는 외환위기 후 상대적으로 잘 예측하는 것으로 나타난다. 따라서 K_5는 1990년대 초기와 중반의 상승기에 대한 예측에 가장 낮은 확률을 보인다. 경기후퇴의 확률을 K_3과 K_4는 외환위기 이전에 높게, K_5는 외환위기 후에 높게 추정하는 경향을 보인다.

다섯 가지의 국내 장단기 금리차가 추정하는 경기후퇴의 확률은 K_1, K_3, K_4가 전반적으로 비슷한 성향을 보이고, 이들과는 달리 K_2와 K_5가 서로 비슷한 성향을 보인다. 종합해 보면 경기 침체기를 제대

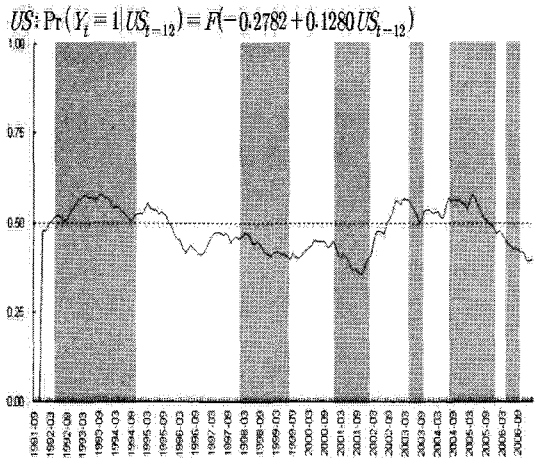

그림 **2.7.** US의 예측확률

로 예측한 확률은 외환위기 전에는 K_1과 K_3, 외환위기 후에는 K_2와 K_5가 높게 추정되었다. 한편 해외 장단기 금리차가 예측하는 국내경기의 침체확률은 주요 교역대상국인 일본과 미국에 한해 추정해 보았다. 그림 2.6은 9개월 전의 JP가, 또 그림 2.7은 12개월 전의 US가 예측하는 현재의 경기하락 확률을 보여준다.

JP는 외환위기 이후의 불황기에 대해 50% 미만의 예측확률을 보일 뿐 그 외의 침체기에 대해서는 50% 이상 80% 가까운 확률로 예측한다. 그리고 상승기에는 1990년대 초기를 제외하고는 경기하락의 확률을 낮게 추정하는 경향을 보인다. 따라서 최대 수출경쟁국인 일본의 장단기 금리차가 국내 경기동향을 대체로 예측하는 것으로 나타난다. US는 1990년대 전반기와 2000년대 중반기의 침체기에만 50% 이상의 확률로 경기후퇴를 예측할 뿐 그 외의 침체기, 심지어 외환위기 때도 50% 미만의 확률로 예측하는 것으로 밝혀졌다.

전체기간 동안 probit 모형의 추정결과를 이용하여 각 금리차가 예측하는 경기후퇴의 확률을 살펴본 결과 국내의 금리차로는 K_1과 K_3, 또 해외의 금리로는 1990년대에는 JP가, 2000년대에는 US가 상대적으로 잘 예측하는 것으로 밝혀졌다. 그러나 앞의 그림에서 보듯이 대부분 장단기 금리차는 예측확률이 50% 선을 줄곧 상회 또는 하회하다가 외환위기를 기점으로 반대 방향에서 일관되게 움직이는 경향을 보인다. 이는 경기동향에 구조적 변화의 존재 가능성을 의미하며, 따라서 모든 변수들에 대해 구조변화 검정을 실시한다.

3. 구조전환점 검정과 경기하락의 예측

3.1. 전환점 검정

probit 모형으로 직접 구조변화 검정을 할 수 없으므로 종속변수인 경기동행지수 순환변동치의 수준변수를 사용하여 구한 잔차로 반복잔차 검정과 CUSUM-Squares 검정을 실시한다. 그림 3.1을 보면 K_1의 경우 CUSUM-Squares 통계량을 나타내는 실선이 5% 유의수준을 나타내는 점선을 벗어나고 있어 구조변화가 발생하지 않았다는 귀무가설이 기각된다. 검정 결과 대체로 1997년과 1998년을 기점으로 구조변화가 발생한 것으로 나타났으며, 구조변화 발생 시점의 식별을 위해 구한 반복잔차는 1997년 12월과 1998년 1월 사이 신뢰구간을 가장 급격히 벗어난다. 다른 금리차의 구조변화 검정도 비슷한 결

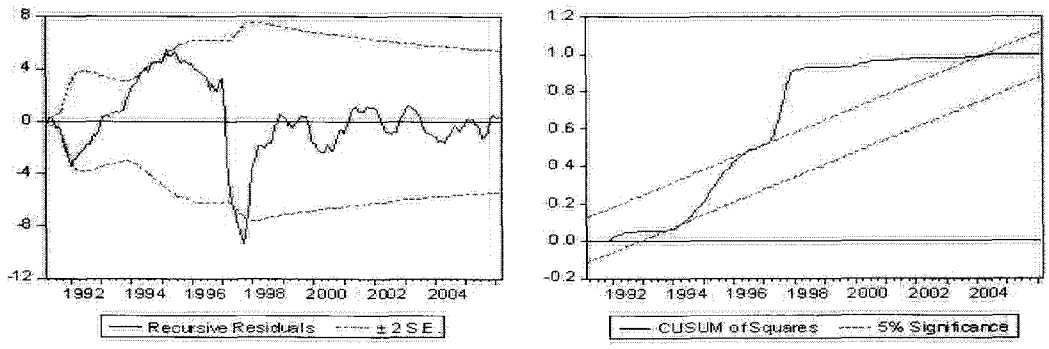

그림 **3.1.** 변환점 검정(K_1)

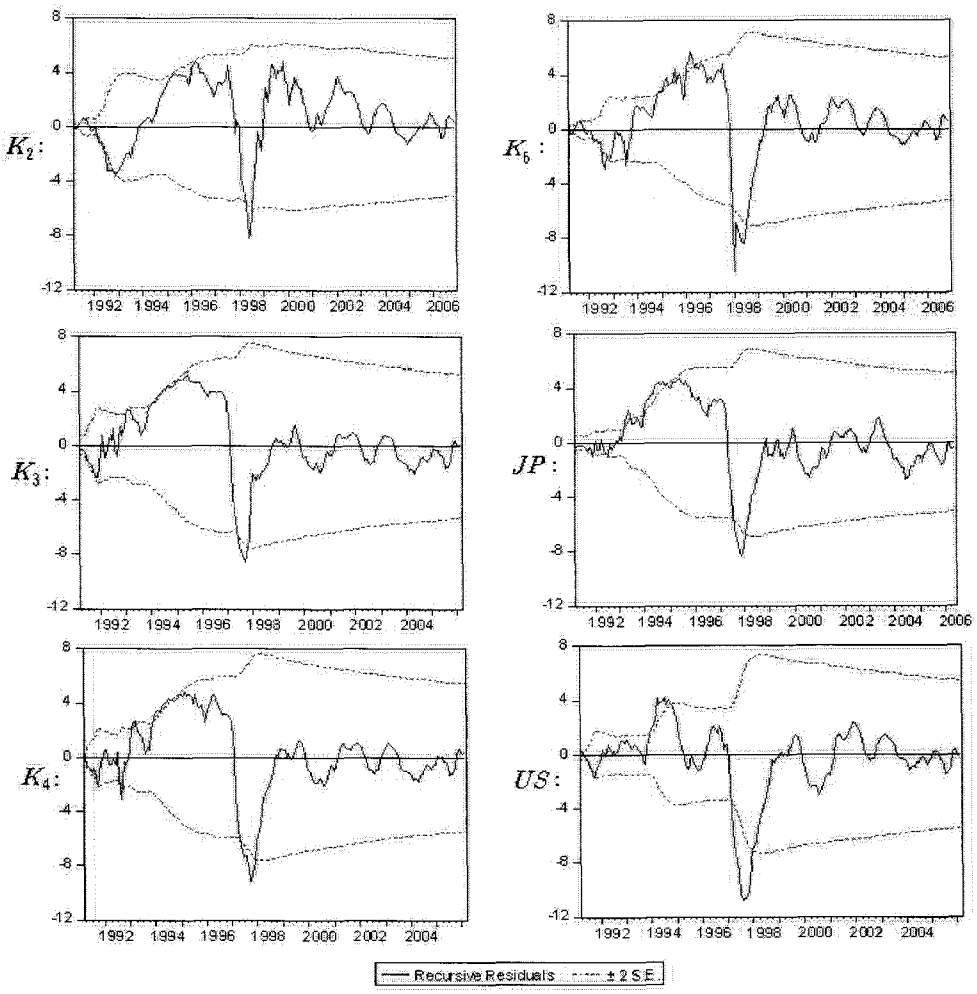

그림 **3.2.** 변환점 검정(K_2~US)

표 **3.1.** 장단기 금리차의 모형 추정결과(1998.1–2007.2)

$$\Pr(Y_t = 1|X_{t-k}) = F(\alpha_0 + \alpha_1 X_{t-k})$$

		$k=3$	$k=4$	$k=5$	$k=6$	$k=7$	$k=8$	$k=9$	$k=10$	$k=11$	$k=12$
K_1	α_0	0.8333***	0.9558***	0.9491***	0.9533***	0.9073***	0.7353***	0.5351**	0.4490**	0.4266*	0.4345*
		(3.4514)	(3.7463)	(3.6854)	(3.6377)	(3.4571)	(2.9359)	(2.3185)	(2.0398)	(1.9487)	(1.9459)
	α_1	-0.4557***	-0.5309***	-0.5304***	-0.5369***	-0.5144***	-0.4210***	-0.3157***	-0.2741***	-0.2676***	-0.2784***
		(-3.8896)	(-4.2020)	(-4.1851)	(-4.1595)	(-4.0166)	(-3.5701)	(-3.0254)	(-2.8248)	(-2.8086)	(-2.8682)
	$pseudoR^2$	0.7544	0.7679	0.7636	0.7407	0.7170	0.6923	0.6275	0.5808	0.5918	0.6042
K_2	α_0	0.5388**	0.7048***	0.7585***	0.8571***	0.9992***	1.0070***	0.8692***	0.8464***	0.9422***	1.0659***
		(2.2716)	(2.8519)	(3.0015)	(3.2897)	(3.6521)	(3.6153)	(3.1960)	(3.0972)	(3.3501)	(3.6463)
	α_1	-0.5972**	-0.8189**	-0.8998***	-1.0358***	-1.2279***	-1.2455***	-1.0833***	-1.0679***	-1.2036***	-1.3725***
		(-2.3220)	(-3.0319)	(-3.2320)	(-3.5836)	(-3.9867)	(-3.9756)	(-3.5734)	(-3.5080)	(-3.8033)	(-4.1492)
	$pseudoR^2$	0.7193	0.7321	0.7273	0.7593	0.7736	0.7308	0.7059	0.7000	0.6735	0.6667
K_3	α_0	-0.1380	-0.1615	-0.1904	-0.2279	-0.2913*	-0.3181*	-0.3168*	-0.3421**	-0.4202**	-0.5381***
		(-0.9048)	(-1.0446)	(-1.2103)	(-1.4159)	(-1.7387)	(-1.8769)	(-1.8815)	(-2.0050)	(-2.3527)	(-2.8280)
	α_1	-0.4685**	-0.4961**	-0.5370**	-0.6010**	-0.7379**	-0.7742**	-0.7283**	-0.7529**	-0.9215***	-1.2103***
		(-1.9715)	(-2.0284)	(-2.1048)	(-2.2115)	(-2.4140)	(-2.4709)	(-2.4142)	(-2.4545)	(-2.6967)	(-3.0619)
	$pseudoR^2$	0.4737	0.4464	0.4182	0.4259	0.4151	0.4231	0.3922	0.4000	0.4490	0.4792
K_4	α_0	0.4540**	0.5904**	0.6272***	0.7045***	0.8482***	0.8487***	0.7403***	0.7065***	0.7902***	0.8894***
		(2.1477)	(2.5044)	(2.5891)	(2.8103)	(3.1974)	(3.1432)	(2.7907)	(2.6536)	(2.8692)	(3.1088)
	α_1	-0.6386***	-0.8511***	-0.9218***	-1.0494***	-1.2750***	-1.2866***	-1.1440***	-1.1121***	-1.2526***	-1.4134***
		(-2.5884)	(-2.9984)	(-3.1187)	(-3.3877)	(-3.7917)	(-3.7602)	(-3.4466)	(-3.3465)	(-3.5840)	(-3.8559)
	$pseudoR^2$	0.7193	0.7143	0.7091	0.7037	0.7170	0.6731	0.6471	0.6000	0.5918	0.6042
K_5	α_0	0.0989	0.1035	0.1073	0.1200	0.1716	0.1943	0.1712	0.1950	0.2287	0.3034
		(0.7867)	(0.8009)	(0.8095)	(0.8718)	(1.1549)	(1.2672)	(1.1167)	(1.2393)	(1.4175)	(1.7340)
	α_1	-0.4203	-0.5520	-0.6711*	-0.8449**	-1.2741***	-1.4942***	-1.4190***	-1.6598***	-1.9773***	-2.4958***
		(-1.5641)	(-1.8034)	(-1.9990)	(-2.2325)	(-2.6666)	(-2.9129)	(-2.8176)	(-3.1083)	(-3.4885)	(-3.7596)
	$pseudoR^2$	0.6842	0.6071	0.5455	0.5000	0.5094	0.5000	0.4314	0.4600	0.4898	0.5000
JP	α_0	1.5697***	1.6669***	1.6194***	1.5270***	1.6013***	1.5091***	1.2751***	0.8217**	0.3823	-0.0162
		(3.2220)	(3.3355)	(3.2648)	(3.1871)	(3.3301)	(3.2083)	(2.8236)	(1.9694)	(0.9575)	(-0.0408)
	α_1	-1.2078***	-1.2918***	-1.2632***	-1.2027***	-1.2751***	-1.2131***	-1.0394***	-0.6864**	-0.3375	-0.0181
		(-3.2524)	(-3.4035)	(-3.3531)	(-3.2915)	(-3.4651)	(-3.3604)	(-2.9804)	(-2.1084)	(-1.0760)	(-0.0579)
	$pseudoR^2$	0.6316	0.6071	0.5636	0.5741	0.5472	0.5192	0.4902	0.4400	0.3673	0.0000
US	α_0	0.3598**	0.3830**	0.3867**	0.3863**	0.3605*	0.3230**	0.2773	0.2376	0.1828	0.0773
		(2.0007)	(2.0863)	(2.0625)	(2.0206)	(1.8597)	(1.6488)	(1.4064)	(1.1970)	(0.9156)	(0.3863)
	α_1	-0.2073**	-0.2285**	-0.2353**	-0.2396**	-0.2271**	-0.2075**	-0.1834*	-0.1640	-0.1353	-0.0745
		(-2.1739)	(-2.3603)	(-2.3983)	(-2.4110)	(-2.2701)	(-2.0659)	(-1.8264)	(-1.6323)	(-1.3471)	(-0.7441)
	$pseudoR^2$	0.7193	0.6607	0.6545	0.6296	0.6038	0.5769	0.5686	0.5600	0.5510	0.5417

과를 보이므로 구조변화 발생 시점을 식별할 수 있는 반복잔차 검정의 결과만을 그림 3.2에 정리하였으며, 따라서 이 시점을 구조변환점으로 잡고 기간을 구분하여 분석을 실시한다.

3.2. 변환점 이후 경기하락의 예측

구조변환점 이전인 1991년 1월부터 1997년 12월까지는 침체기가 한 구간에 불과해 예측력의 분석에 큰 의미가 없으므로 외환위기 이후의 기간으로 한정하여 분석하기로 한다. 1998년부터의 장단기 금리차로 미래의 경기를 예측한 probit 모형의 추정결과는 표 3.1과 같다. pseudoR^2 값이 가장 높은 시차는

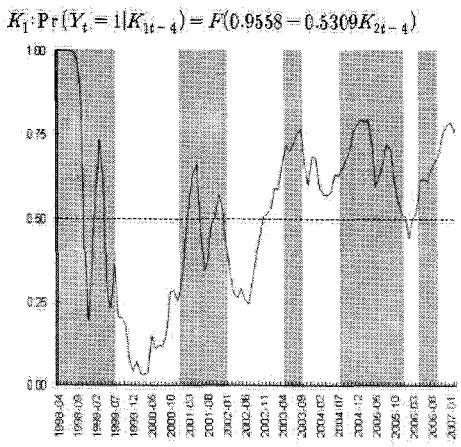

그림 **3.3.** K_1의 예측확률

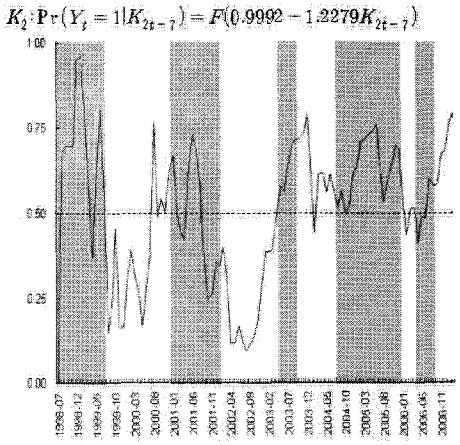

그림 **3.4.** K_2의 예측확률

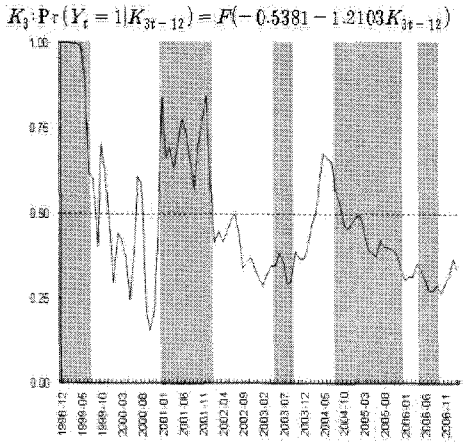

그림 **3.5.** K_3의 예측확률

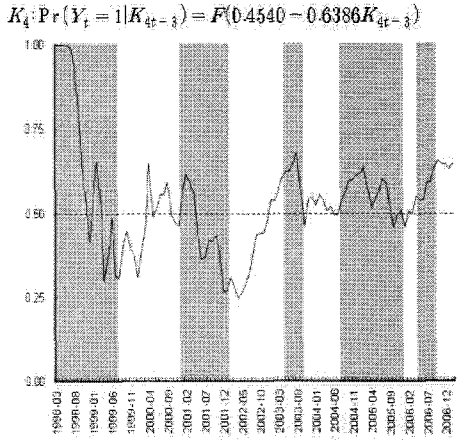

그림 **3.6.** K_4의 예측확률

K_1과 K_2가 각각 4와 7이고 나머지 변수들은 모두 3으로 짧게 나타난데 반해 K_3만 12로 길게 추정되었다. 해당 시차에서 K_1과 K_2의 pseudoR^2 값은 0.8에 가까와 높으며, K_3만 0.5 이하로 낮지만 적합도는 모든 금리차에 대해 전체기간을 추정했을 때보다 높게 나타났다. 각 변수들의 적정 시차는 대부분 가까운 장래의 경기후퇴를 예측하는데 타당한 것으로 밝혀졌지만 특히 해외금리차의 적정 예측시차가 짧아진 것이 이전과는 다르다.

pseudoR^2 값이 가장 높은 시차를 선정하여 probit 모형을 추정한 후 각 장단기 금리차가 미래 불경기를 예측한 결과는 그림 3.3~3.9와 같다. K_1과 K_2는 비슷한 예측성향을 가지며, 각각 4개월과 7개월 후의 경기하강에 대한 예측확률이 전반적으로 높게 나타난다. K_1의 경우 2002년 말에서 2003년 초, 2003년 후반기부터 약 1년간, 그리고 2006년 후반기 등은 불경기가 아님에도 50%에서 75% 사이의 높은 확률로 경기후퇴를 예측한 오류가 존재한다. K_2도 2000년 후반기, 2003년 후반기부터 약 1년, 그리고 2006년 후반기에 같은 상황을 보여준다. K_3의 경우 일부 호황기에도 12개월 전에 높은 확률로 불경기가 올 것으로 예측했으며, 2004년 하반기에서 2006년 하반기에 걸친 경기하락의 예측확률은 30~50% 정도에 그치고 있어 그리 만족스러운 결과를 보여주지는 않는다. 한편 K_4, K_5, JP, 또 US에

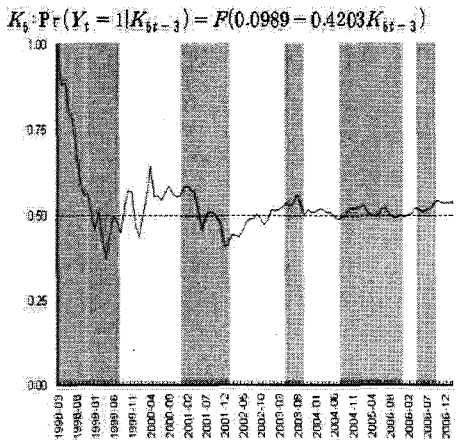

그림 **3.7.** K_5의 예측확률

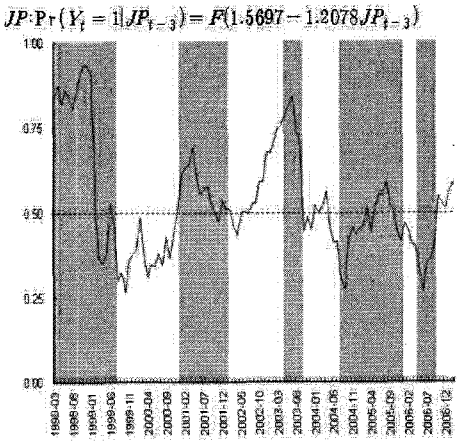

그림 **3.8.** JP의 예측확률

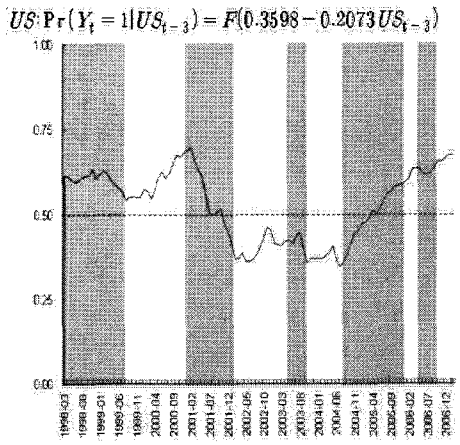

그림 **3.9.** US의 예측확률

대한 probit 모형은 모두 3개월 후의 경기후퇴를 예측하며 상대적으로 고른 예측력을 보이지만 구조변화 이후의 기간 중 K_4와 K_5는 전반의 불경기에, 그리고 JP와 US는 후반의 불경기에 대한 예측에 다소의 오류가 존재하는 것으로 나타난다.

연구기간 전체를 볼 때는 K_2, K_5 또 US와 경기간 관계는 다른 변수들과는 다르게 나타나며, 이는 구조변화가 발생했기 때문으로 분석된다. 반면 구조변화 고려 후에는 장단기 금리차가 증가하면 모든 경우 경기침체의 확률이 감소하는 것으로 나타나며, 따라서 우리에게 알려진 바와 일치한다. 구조변화 이후의 기간 동안 probit 모형을 사용한 각 변수의 경기침체에 대한 예측의 추정결과를 보면 K_1과 K_2 등 국내금리차가 해외금리차보다는 상대적으로 국내 경기변동을 잘 예측하는 것으로 판명되었다.

4. 결론

일반적으로 투자가들은 단기 유동성을 선호하므로 장기투자에는 유동성 프리미엄이 추가되지만 실제로 시장에서는 장기금리가 단기금리와 거의 같거나 또는 더 낮아지는 금리 역전현상이 발생하기도 한다.

이는 금리의 기간구조가 미래의 경기나 물가 변동에 영향을 받기 때문이며, 장단기 금리차는 경기전망에 대한 시장의 견해 또 정부의 정책과 경제동향에 대한 기대가 이자율의 기간구조에 반영된다고 볼 수 있다. 장단기 금리차의 변동은 경기동향과 밀접한 연관이 있다 사료되므로 본 연구에서는 장단기 금리차의 변화가 국내 경기변동에 예측력을 갖는지 검증하고자 probit 모형으로 다양한 종류의 금리차와 경기변동과의 시차 및 불경기의 확률을 추정, 평가해 보았다.

모형의 추정결과에서 보듯이 pseudoR^2의 값과 추정계수들의 통계적 유의성간에는 일관성이 유지된다. 외환위기 이후 pseudoR^2 값이 상승하고 시차는 전반적으로 짧아졌으며, 장단기 금리차가 증가하면 모든 경우 경기하강의 확률이 감소하는 것으로 나타났다. 또한 미국과 일본의 장단기 금리차의 예측력은 적정 시차가 짧아지면서 급격히 상승한 것으로 추정되었다. 외환위기 후에는 K_1과 K_2의 예측력이 높으며, K_1은 호경기를, K_2는 불경기를 더 잘 예측하며, 특히 K_1, JP가 불경기와 고점들이 많이 일치되는 것으로 판명되었다. 장단기 금리차와 경기지수는 정의 상관관계에 있으며, 금리차의 확대는 경기상승과 그리고 축소는 경기하락과 밀접한 연관이 있다. 기간 전체를 대상으로 한 추정에서는 금리차와 경기의 관계가 일부 다르게 나타나지만 외환위기 이후의 기간만 추정하면 모든 장단기 금리차와 경기변동과의 관계는 시장의 원리와 일치하는 것을 알 수 있다.

참고문헌

김유성, 박영석, 이정진 (2004). 장단기 금리스프레드를 이용한 주식시장 마켓타이밍 전략의 유용성에 관한 실증분석, <증권학회지>, **33**, 135–173.

김준태 (2003). 금융시장 불확실성이 투자 및 소비에 미치는 영향: 금리스프레드 변동성을 중심으로, <금융연구>, **17**, 25–54.

지호준, 박상규 (2002). 금리 스프레드의 경기예측력 평가, <재무관리연구>, **19**, 233–251.

Estrella, A. and Hardouvelis, G. A. (1991). The term structure as a predictor of real economic activity, *Journal of Finance*, **46**, 555–576.

Estrella, A. and Mishkin, F. S. (1998). Predicting U.S. recessions: Financial variables as leading indicators, *Review of Economics and Statistics*, **80**, 45–61.

Fama, E. F. (1984). The information in the term structure, *Journal of Financial Economics*, **13**, 509–528.

Fama, E. F. (1986). Term premiums and default premiums in money markets, *Journal of Financial Economics*, **17**, 175–196.

Fama, E. F. (1990). Term structure forecasts of interest rates, inflation and real returns, *Journal of Monetary Economics*, **25**, 59–76.

Hardouvelis, G. A. (1988). The predictive power of the term structure during recent monetary regimes, *Journal of Finance*, **43**, 339–356.

Harvey, C. R. (1988). The real term structure and consumption growth, *Journal of Financial Economics*, **22**, 305–333.

Mankiw, N. G. and Miron, J. A. (1986). The changing behavior of the term structure of interest rates, *Quarterly Journal of Economics*, **101**, 211–228.

Mishkin, F. S. (1988). The information in the term structure: Some further results, *Journal of Applied Econometrics*, **3**, 307–314.

Mishkin, F. S. (1990). What does the term structure tell us about future inflation?, *Journal of Monetary Economics*, **25**, 77–95.

Ratti, R. A. and Seo, J. (2003). Multiple equilibria and currency crisis: Evidence for Korea, *Journal of International Money and Finance*, **22**, 681–696.

Smith, J. and Naylor, R. (2001). Determinants of degree performance in UK universities: A statistical analysis of the 1993 student cohort, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **63**, 29–60.

The Term Structure and Predicting the Domestic Recessions

Tae Ho Kim[1] · Dae Sub Song[2]

[1]Department of Information Statistics, Chungbuk National University;
[2]Department of Information Statistics, Chungbuk National University

(Received October 2008; accepted January 2009)

Abstract

Various methods have been suggested in developing the useful leading indicators to predict the actual realizations when time laps exist between policy plannings and future events. The recent economic crisis could have been relived if the information necessary to respond to the future evolutionary process is provided in advance. As the relations between the financial variables and the real economic activity become unstable because of the changes in the financial environment, this study attempts to estimate the capabilities of various internal and external term spreads in predicting the future business trend, followed by comparison and evaluation.

Keywords: Recession probability, term spread, coincidence index.

[1]Professor, Department of Information Statistics, Chungbuk National University, 410 Sungbong-Ro, Heungduk-Gu, Cheongju, Chungbuk 361-763, Korea. E-mail: thkim@chungbuk.ac.kr