

이자율 기간스프레드의 통화정책 및 리스크 프리미엄 추세 분해를 통한 우리나라 경기침체의 장기 예측*

김 윤 영**

논문초록

본고는 이자율 기간스프레드의 기대 부분을 리스크 프리미엄이 주도하는 기간 프리미엄 충격과 통화정책 충격으로 분해하여 구한 추세가 경기침체 장기 예측에 유효한 지를 분석한다. 이를 위하여 장단기 이자율로 구성된 공적분 VAR 모형에서 기간스프레드의 베버리지 넬슨 분해를 구한 후 장기예상 통화정책 충격요인과 이와 독립적인 리스크 프리미엄 충격 추세가 존재하는 지를 검정 후 추정한다. 다음으로 산출의 선형 및 프로빗 예측모형에서 이들 추세가 설명변수로 경기 예측력에 영향을 미치는 지를 검정한다. 외환위기 이후 기간 우리나라 자료를 대상으로 실증분석 한 결과, 기간스프레드를 이용한 경기침체 더미의 프로빗 모형 추정에서 단기와 달리 장기 예측에서는 통상적인 이론예측과 반대 방향의 통계적으로 유의한 부호를 보였으며 본고에서 제시하는 추세분해는 이러한 기간스프레드를 이용한 장단기 경기예측의 신호 역전을 잘 설명하는 것으로 나타났다. 또한 산출갭의 장기 예측에서 통화정책 추세를 이용하는 경우 통상적인 기간스프레드 예측보다 우수한 것으로 나타났다.

핵심 주제어: 이자율 기간스프레드, 경기예측, 리스크 프리미엄

경제학문헌목록 주제분류: M60

투고 일자: 2020. 4. 27. 심사 및 수정 일자: 2020. 6. 24. 게재 확정 일자: 2020. 7. 27.

* 모든 것을 아시는 하느님께서 주신 나보타스장학회(www.navotas.or.kr)라는 소명에 깊이 감사드립니다. 두 명 익명 심사자 분의 제언이 논문의 질을 높이는 데 크게 도움이 되었음에 감사드립니다. 남아있는 모든 오류는 저자의 책임입니다. 이 연구는 2019학년도 단국대학교 대학연구비 지원으로 연구되었습니다.

** 단국대학교 무역학과 교수, e-mail: yunyeongkim@dankook.ac.kr

I. 도 입

Estrella and Hardouvelis(1991)의 이자율 기간스프레드(또는 장·단기 이자율차, 이하 기간스프레드로 약칭)의 경기침체 예측가능성에 대한 선구적 연구 이후 Estrella and Mishikin(1996, 1998), Kishor and Koenig(2010) 및 국내에서는 지호준·박상규(2002), 이대기(2007), 이근영(2013), 이현상(2013), 김민국·이한식(2019) 등 다수 연구들이 기간스프레드의 1년까지의 경기침체 예측능력이 여타 금융변수들에 비해 우수한 것으로 보고하고 있다.¹⁾ 이와 관련된 연구 서베이로는 Wheelock and Wohar(2009)가 있다.

그러나 Mody and Taylor(2003), Wright(2006) 등은 2000년 이후 기간스프레드의 경기예측력은 약화되고 있는 것으로 보고하고 있으며, 이에 따라 기간스프레드의 경기침체 예측능력의 적용과 예측기간에 따른 예측능력의 강건성을 판단하기 위해 예측능력의 요인에 대한 분석이 필요한 것으로 판단된다.

이런 관점에서 출발이 되는 시도는 기간스프레드를 기대부분과 기간 프리미엄으로 나누어 경기침체 예측능력이 어느 부분에 의존하는 지를 평가하는 것이다. 이와 관련하여 기존 연구들은 기간 프리미엄 보다는 기대부분에 예측능력이 존재하고 있는 것으로 평가하고 있다. 예를 들어 Hamilton and Kim(2002)는 기간 프리미엄과 경기침체 간에는 강한 상관관계를 발견하지 못하고 있다. 또한 Rosenberg and Maurer(2008) 역시 기간 프리미엄을 제외한 기대부분이 경기침체 예측에 좀 더 우월하며 기대부분이 통화정책을 나타내는 연방기금금리와 동일한 정보를 포함하고 있음을 프로빗 모형을 통해 보이고 있다.

그런데 기간스프레드의 기대부분(미래 단기이자율의 기대)는 단기이자율 충격만이 아니라 장기이자율 충격에도 영향을 받을 수 있다. 이는 장단기 대부시장에서 장기이자율이 높은 경우 매기 단기 차입을 하는 것이 유리하다고 판단할 수 있는 등 동태적으로 상호 연계되어 있기 때문이다. 즉 장단기 이자율이 동태적으로 서로 영향을 미치는 내생성이 존재한다면 기간 프리미엄 충격이 기간스프레드의 기대부분에도 영향을 미칠 수 있다는 점이다.²⁾

1) 최근의 코로나 전파에 따른 글로벌 경기침체 가능성이 높아지고 있는 가운데 기간스프레드의 이러한 기능은 어느 때보다 주목된다고 할 수 있다.

2) 이러한 견해는 기간스프레드를 기대부분과 기간 프리미엄으로 서로 독립적인 것으로 구분하

한편 이러한 두 가지 충격은 미래의 경기침체에 상반된 신호효과를 가져올 수 있다. 이를 설명하기 위해 먼저 단기이자율 충격은 주로 통화정책 충격으로 간주하고자 한다. 이와 관련하여 Estrella and Hardouvelis(1991)에 따르면 현재의 긴축 통화정책은 명목 가격경직성 가정 하에서 실질이자율의 상승을 가져오며 장기이자율이 상대적으로 고정된 상태에서 수익률 곡선(yield curve)을 평탄하게 만든다. 이러한 실질이자율 상승은 낮은 투자와 미래의 산출 저하를 유발할 수 있다.

반면 현재의 장기이자율 충격은 통화정책 충격과 함께 미래의 부도(default) 위험 등 리스크 프리미엄을 포함한 기간(또는 유동성) 프리미엄 충격으로 구성된 것으로 추정된다.³⁾ 즉 예상되는 경기침체로 인한 장기채권의 리스크 프리미엄이 증가하면 주어진 단기이자율 하에서 기간스프레드가 증가한다. 따라서 리스크 프리미엄 상승 충격은 오히려 기간스프레드의 증가가 경기침체를 예측하도록 만들어 통화정책 충격과 상반된 부호의 경기침체 신호를 보이게 할 수 있다.⁴⁾ 따라서 두 효과의 병존은 기간스프레드의 경기침체 예측 효과를 존재하지 않거나 반대방향으로 신호할 수 있는 것으로 보인다.

따라서 기존 연구들과 비교한 본고의 기여는 두 가지로 요약할 수 있다. 첫째, 통화정책 충격과 리스크 프리미엄 충격의 경기예측에 대한 상반된 신호효과와 기간스프레드의 기대 부분에 기간 프리미엄이 포함될 수 있다는 점을 보임으로서 그 동안 약화된 것으로 실증분석되는 기간스프레드와 기간 프리미엄의 경기예측 능력을 보완·설명하는 것이다.⁵⁾

둘째, 이러한 효과가 존재하는 지를 Kim(2018)의 방법론을 원용하여 검정할 수 있음을 보이는 것이다. 좀 더 구체적으로 장단기 이자율로 구성된 공적분 VAR 모형에서 기간스프레드의 베버리지 넬슨 분해를 구한 후 통화정책 충격요인과 이와

여 기간 프리미엄의 경기예측능력을 평가하는(어떤 경우에는 미약한 것으로 평가) 기존의 접근법을 일반화하는 장점을 지닌다.

3) 인플레이션 리스크 충격은 통화정책 충격과 연계된 것으로 가정한다.

4) 이는 통화정책 충격과 달리 이자율 기간구조의 평탄화가 오히려 경기확장을 신호하는 요소로 작용하게 만든다.

5) 이러한 가능성은 한국자료를 이용한 김준태 외(2011)의 분석결과에서도 확인된 바 있다. 김준태 외(2011)에 따르면, 기간 프리미엄의 기간스프레드에 대한 영향력이 확대된 데 따라 기간스프레드는 미래 경기변동(GDP성장률)과는 거의 연관성이 없으나, 미래의 기대 단기금리는 여전히 GDP성장률과 높은 정(正)의 관계를 갖는 것으로 나타났다.

독립적인 리스크 프리미엄 충격 추세(장기기대로 해석 가능)가 존재하는 지를 검정하고 이를 추정한다. 다음으로 산출의 선형 및 프로빗 예측모형에서 이들 추세가 설명변수로 경기 예측력에 영향을 미치는 지를 검정한다.

한국 자료를 이용한 실증분석에 따르면 기간스프레드를 이용한 경기침체 더미의 프로빗 모형 추정에서 단기와 달리 장기 예측에서는 통상적인 이론예측과 반대 방향의 통계적으로 유의한 부호를 보였다. 그러나 본고에서 제시하는 추세분해는 이러한 기간스프레드를 이용한 장단기 경기예측의 신호 역전을 잘 설명하는 것으로 나타났다. 또한 산출갭의 장기 예측에서 통화정책 추세를 이용하는 경우 통상적인 기간스프레드 예측보다 우수한 것으로 나타났다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 이자율 기간스프레드의 추세 분해와 추정 방법을 소개한다. 제Ⅲ장에서는 한국 자료를 통한 실증분석 결과를, 제Ⅳ장은 결론을 소개한다.

Ⅱ. VAR 모형을 통한 이자율 기간스프레드의 추세 분해

본장에서는 먼저 기간스프레드를 장기기대인 추세와 순환부분으로 분해하고 다시 추세 부분은 통화정책 충격과 리스크 프리미엄 충격이 기여하는 부분으로 분해하고자 한다. 이를 위하여 먼저 $i_{n,t}$ 를 만기 n 의 장기이자율, $i_{1,t}$ 를 만기 1의 단기이자율로 각각 정의하자. 다음으로 장단기이자율의 벡터 $z_t \equiv (i_{1,t}, i_{n,t})'$ 가 식 (1)과 같이 공적분된 축약형 VAR(k) 과정을 따른다고 가정하며 따라서 장단기 이자율은 서로 동태적으로 영향을 미칠 수 있다.

$$\Delta z_t = \Phi z_{t-1} + \Pi_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Pi_k \Delta w_{t-k} + v_t \quad (1)$$

여기서 Δ 는 변수 차분, v_t 는 축약형 모형의 충격항을 나타낸다. 한편 모형 (1)은 다음과 같은 구조를 가지고 있다고 가정된다.

가정 2.1

(i) 구조 충격(δ_t, ϵ_t)는 i.i.d. normal 과정이며 기댓값이 0 이고 다음의 대각 분산

행렬을 갖는다.

$$E[(\delta_t, \epsilon_t)'(\delta_t, \epsilon_t)] \equiv \begin{pmatrix} \sigma_\delta^2 & 0 \\ 0 & \sigma_\epsilon^2 \end{pmatrix}.$$

$$(ii) \quad v_t \equiv \begin{pmatrix} \delta_t \\ \xi_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ \theta & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \delta_t \\ \epsilon_t \end{pmatrix}.$$

(iii) 공적분 벡터가 $\beta \equiv (1, -\gamma)$ 일 때 모형 (1)의 장기충격행렬은 $\Phi = \alpha\beta$ 의 분해가 주어진다.⁶⁾

모형 (1)과 가정 2.2(ii)에 의해 정의되는 구조 충격항 중 δ_t 는 단기이자율에 미치는 통화정책, ϵ_t 는 기간 프리미엄 충격을 각각 반영한다. 여기서 기간 프리미엄은 유동성 선호 및 선호서식지(preferred habitat) 가설 등에 따르면 현금화에 필요한 거래비용을 반영하는 유동성, 채권자의 부채구조, 위험회피성향 그리고 미래의 금리변동가능성⁷⁾ 등에 의해 유발된다. 이러한 기간 프리미엄 충격 요인들 중 본고에서 주목하는 것은 장기채권의 파산(default) 위험과 이에 따른 금리변동 위험을 포함한 리스크 프리미엄이다.⁸⁾

한편 가정 2.1(ii)에 의하면 장기이자율에 대한 축약형 VAR 모형 (1)의 충격항은 다음과 같이 구조충격들의 선형결합으로 주어진다.

$$\xi_t = \theta\delta_t + \epsilon_t \quad (2)$$

위 식 (2)에서 통화정책 충격항의 선형함수인 $\theta\delta_t$ 은 통화정책충격이 유발하는 인플레이션 위험 충격을 반영한다고 가정한다. 또한 가정 2.1(ii)는 구조 VAR 모형

6) 여기서 α 는 장기균형으로 수렴하는 속도를 나타낸다.

7) Hamilton and Kim(2002)에 따르면 기간 프리미엄은 장기이자율의 변동성과 밀접하게 연결되어 있다.

8) 리스크 프리미엄은 장기 투자와 관련이 깊으므로 경기의 장기 예측에 기여할 것으로 추정되므로 기간 프리미엄의 이러한 성격을 분명히 하기 위하여 설명에 도움이 되는 경우 본고에서는 기간 프리미엄 대신 리스크 프리미엄으로 용어를 변경하여 사용하기로 한다. 본고의 접근과 유사하게 임형석(2005)은 시장기대 및 리스크 프리미엄의 특징을 고찰함으로써 우리나라 수익률곡선이 통화정책의 유용한 정보변수로 활용될 수 있는지의 여부를 평가하였다.

식별을 위한 인과관계 순위가 통화정책의 전달경로를 반영하여 단기이자율 \rightarrow 장기이자율 순임을 나타낸다. 마지막으로 가정 2.1 (iii) 하에서 Johansen (1991) 에 따라 장단기이자율 간에는 아래의 공적분 관계가 성립한다.

$$i_{n,t} = \gamma i_{1,t} + u_t \quad (3)$$

여기서 γ 는 공적분 계수, u_t 는 $I(0)$ 인 공적분 오차를 각각 의미하며 모형 (1)은 장단기 이자율이 장기 공적분 균형을 회복하는 오차수정과정을 나타낸다. 이에 따라 식 (3)을 이용하여 기간스프레드를 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$ts_t \equiv i_{n,t} - i_{1,t} = (\gamma - 1)i_{1,t} + u_t \quad (4)$$

위 식 (4)에서 공적분 계수 γ 는 장기이자율의 (장기 공적분 균형) 기간 프리미엄을 고려하면 $\gamma - 1 > 0$ 이 예상된다.

한편 Kim (2018)에 따르면 임의의 t 기 $i_{1,t}$ 의 Beveridge-Nelson 분해⁹⁾는 다음과 같이 주어진다.

$$i_{1,t} = i_{1,0} + \theta_{11}(1) \sum_{i=1}^t \delta_i + \theta_{12}(1) \sum_{i=1}^t \xi_{\gamma i} + \eta_t - \eta_0 \quad (5)$$

여기서 η_t 는 $I(0)$ 인 안정 시계열이며 이를 위한 조건으로 $\sum_{i=1}^t j^{1/2} |\theta_{1lj}| < \infty; l=1,2$ 이 가정된다. 다음으로 식 (5)의 추세를 단기이자율 $i_{1,t}$ 에 대한 구조충격에 의한 부분과 이외는 독립적인 나머지 부분으로 분리하기 위하여 $\sum_{i=1}^t \xi_{\gamma i}$ 부분을 다음과 같이 다시 쓴다.

$$\sum_{i=1}^t \xi_{\gamma i} = \sum_{i=1}^t (\xi_{\gamma i} - \Lambda \delta_i) + \Lambda \sum_{i=1}^t \delta_i \equiv \sum_{i=1}^t \widetilde{\xi}_{\gamma i} + \Lambda \sum_{i=1}^t \delta_i \quad (6)$$

9) Beveridge-Nelson 분해는 Watson (1986)에 따르면 적분된 시계열의 항구적인 부분 (permanent component)이다.

위 식 (6)에서 $\Lambda \equiv (E(\delta_i \delta_i'))^{-1} E \delta_i' \xi_{\gamma i}$ 은 단기이자율 충격 δ_i 을 통한 오차 충격항 $\xi_{\gamma i}$ 의 최적예측을 위한 사영(projection) 계수¹⁰⁾이며 정의상 $E(\xi_{\gamma i} - \Lambda' \delta_i) \delta_i = 0$ 이다. 그런데 Kim (2018, Lemma 3.1)에 따르면 가정 2.1과 같은 분산의 구조 하에서

$$\xi_{\gamma i} - \Lambda' \delta_i = \tilde{\xi}_{\gamma i} = \epsilon_i \quad (7)$$

이며 충격항 ϵ_i 는 가정 2.1에 의해 충격항 δ_i 와 독립이다. 따라서 $\tilde{\xi}_{\gamma i}$ 은 통화정책 충격 δ_i 과 독립적인 리스크 프리미엄 충격(ϵ_i)을 나타낸다.

한편 공적분 오차 u_t 가 기댓값이 0인 안정 시계열로 가정하면 식 (3)으로 부터 장기이자율의 장기기대는 다음과 같이 나타내는 것이 가능해진다.

$$\lim_{j \rightarrow \infty} E_t i_{n,t+j} = \gamma \lim_{j \rightarrow \infty} E_t i_{1,t+j} \quad (8)$$

다음으로 $i_{1,0} = \eta_0 = 0$ 를 가정 하면 식 (4)와 (8)로부터 다음의 기간스프레드의 장기기대의 분해가 주어진다.

$$\begin{aligned} \lim_{j \rightarrow \infty} E_t i_{n,t+j} &= (\gamma - 1) \lim_{j \rightarrow \infty} E_t i_{1,t+j} \\ &= (\gamma - 1) [(\theta_{11}(1) + \Lambda) \sum_{i=1}^t \delta_i + \theta_{12}(1) \sum_{i=1}^t \epsilon_i]. \end{aligned} \quad (9)$$

위 식 (9)의 두 번째 등식에서 각 구성요소는 다음의 통계적·경제적 의미를 갖는다.

- (i) $\gamma - 1$: 장기 기간 프리미엄 (이론적으로 + 부호 예상);
- (ii) $\theta_{11}(1) + \Lambda$: 단기이자율을 상승시키는 통화정책 단위 충격에 대한 장기기대

10) Λ 는 OLS로 추정된다.

단기이자율의 반응 ($= \partial \lim_{j \rightarrow \infty} E_t i_{1,t+j} / \partial \delta_i$, 이론적으로 + 부호 예상);

(iii) $\sum_{i=1}^t \delta_i$: 단기이자율을 변동시키는 통화정책 단위 충격으로 이루어지는 확률적 추세의 장기 기대;¹¹⁾

(iv) $\theta_{12}(1)$: 리스크 프리미엄 상승 충격에 대한 장기기대 단기이자율의 반응 ($= \partial \lim_{j \rightarrow \infty} E_t i_{1,t+j} / \partial \epsilon_i$, 이론적으로 + 부호 예상);

(v) $\sum_{i=1}^t \epsilon_i$: 단기이자율을 변동시키는 리스크 프리미엄 단위 충격으로 이루어지는 확률적 추세의 장기 기대.¹²⁾

이에 따라 기간스프레드는 통화정책 충격과 리스크 프리미엄 충격에 기인한 장기 기대와 안정시계열 부분으로 다음과 같이 분해할 수 있다.

$$ts_t = M_t + NM_t + S_t \quad (10)$$

여기서 $M_t \equiv (\gamma - 1)(\theta_{11}(1) + \Lambda) \sum_{i=1}^t \delta_i$, $NM_t \equiv (\gamma - 1)\theta_{12}(1) \sum_{i=1}^t \tilde{\xi}_{\gamma i}$ 및 $S_t \equiv ts_t - M_t - NM_t$ 로 각각 정의되며 M_t 는 미래의 통화정책 충격 기대 추세, NM_t 는 통화정책 충격과 독립적인 미래의 리스크 프리미엄 충격 추세 및 S_t 는 $I(0)$ 인 순환부분을 나타낸다. 식 (10)에서 만일 $\gamma \neq 1$ 이면 기간스프레드는 $I(1)$ 추세를 갖게 된다.

한편 리스크 프리미엄 충격 추세가 기간스프레드 내에 존재하기 위해서는 식 (10)에 따르면 두 개의 귀무가설 $H_{0A} : \gamma = 1$ 과 $H_{0B} : \theta_{12}(1) = 0$ 이 모두 기각되어야 한다. 이러한 귀무가설들의 검정은 Kim (2018)을 따라 귀무가설 H_{0A} 는 Johansen (1991)의 로그우도비 검정 (Log-likelihood ratio test), 귀무가설 H_{0B} 는 Kim (2018)이 제시한 Wald 검정을 통해 수행하기로 한다.

다음 장에서는 한국자료를 이용하여 이번 장에서 제시한 이론적 예측이 타당한지를 검증하는 실증분석을 실시하기로 한다.

11) 만일 단기이자율을 결정하는 통화정책에 확정적 추세 (deterministic trend)가 없다면 이는 통화정책으로부터 결정되는 단기이자율의 장기기대에 해당한다.

12) VAR 모형 (1)의 동태적 내생성으로 인해 장기이자율에 대한 리스크 프리미엄 충격이 단기이자율의 장기기대에도 영향을 미칠 수 있다.

Ⅲ. 한국 자료를 통한 실증분석

본장에서는 앞에서 제시된 방법을 기초로 외환위기 이후 기간을 대상으로 통계청 발표 경기순환국면에 따른 경기침체 기간 더미와 산출갭을 피설명변수로 하여 각각 프로빗 모형과 FM-OLS 추정을 통해 분석하였다.

실증분석 변수로는 Estrella and Hardouvelis(1991), 김민국·이한식(2019)를 참조하되 뉴 케인지언 모형이 이자율, 인플레이션 및 산출갭으로 구성되는 점을 감안하여 인플레이션을 설명변수로 추가하였다. 이자율은 국채 1년물, 5년물, 10년물, 콜금리를 고려하며 산출을 나타내는 변수로 산업생산지수(계절조정)는 자연로그로 변환하였다. 인플레이션은 소비자물가지수를 전년도 값의 로그 변환 차이값에 100을 곱한 값으로 하였다. 자료원은 한국은행의 경제통계시스템(<http://ecos.bok.or.kr>)이며 분석기간과 주기는 구조변동 가능성을 회피하기 위하여 외환위기 기간을 제외한 2000년 1월에서 2020년 1월까지 월별로 하였다.¹³⁾ 산출갭은 로그변환 산업생산지수를 시간 추세(t)에 대한 회귀분석 잔차로 추정하였다.¹⁴⁾

한편 경기침체기는 김민국·이한식(2019)을 따라 통계청에서 발표하는 국면별 기준순환일(총 11순환기)을 기준으로 정점에서 저점까지로 설정하였다. 마지막 저점으로 발표된 2017. 9이후 2020. 1까지는 최근의 경제여건을 감안하여 경기침체기로 간주하여 분석을 시행하였다.

다음으로 모형 변수들에 대한 통상적인 단위근 검정(ADF 및 Elliot Rothenber Stock Point Optimal 검정) 결과, 아래 <Table 1>에서 보듯 모두 단위근이 존재한다는 귀무가설을 1% 유의수준에서 기각할 수 없는 것으로 나타났다.

13) 한국은행의 경제통계시스템에서 3년 및 5년 만기 국채의 이자율 자료는 95년 5월 이후자료만 이용가능하다. 그런데 홍승제·강규호(2004)의 마르코프 스위칭 모형을 통한 연구에 따르면 외환위기에 의해 금융시장이 크게 영향을 받은 시기는 1997년 10월에서 1999년 2월까지로 추정된다. 따라서 외환위기 이전 기간을 이후 기간과 비교하려면, 구조변동이 일어난 것으로 판단되는 외환위기 기간을 제외한 이용 가능한 자료 기간은 95년 5월에서 1997년 9월까지 2년 여에 불과하여 본고에서 시도한 장기를 대상으로 하는 공적분 분석이 어려운 점을 감안하여 외환위기 이전 기간에 대한 별도 분석은 실시하지 않았다. 더구나 산업생산지수는 한국은행의 자료 편제개편으로 인하여 2000년 이전 자료는 이용가능하지 않다.

14) 김윤영(2019)을 참조하였다.

〈Table 1〉 Unit Root test Results¹⁾

		Variables					
		Call Rate	Treasury bill 1 year	Treasury bill 5 year	Treasury bill 10 year	Output Gap	Inflation
ADF	Level	0.337	0.051	0.043	0.290	0.999	0.088
	Difference	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
ERS ²⁾	Level	14.92	102.9	111.6	91.57	16.44	13.60
	Difference	1.691	0.244	0.960	0.788	0.496	542.6

Note: 1) It is based on p-value where the null hypothesis is " H_0 : unit root exists."

2) Tested with the constant term.

3) In the Elliot-Rothenberg-Stock test, the 5% level rejection value is 3.177, and the 1% level rejection value is 1.946, and if it exceeds this, the existence of the unit root cannot be rejected.

다음으로 기간스프레드에 I(1)인 추세가 존재하는 지의 여부와 리스크 프리미엄 충격 추세가 기간스프레드 내에 존재하는 지를 검정하였다. 먼저 귀무가설 $H_0: \gamma = 1$ 에 대한 Johansen의 우도(Log-likelihood) 검정한 결과, 아래 〈Table 2〉에서 보듯 국채10년물-콜금리를 기간스프레드로 한 경우 5% 유의수준에서, 국채5년물-콜금리와 국채10년물-국채1년물을 기간스프레드로 한 경우 10% 유의수준에서 귀무가설을 기각하는 것으로 나타났다. 이는 이들 기간스프레드가 I(1)이라는 것을 의미한다.

〈Table 2〉Term Spread's Non-stationarity and Risk Trend Existence Test¹⁾

Term spread	VAR model order ²⁾	$H_{0A}: \gamma = 1$	$H_{0B}: \theta_{12}(1) = 0$
10year treasury bond-call rate	2	0.017**	0.008**
5year treasury bond-call rate	3	0.086*	0.002**
10year treasury bond-1year treasury bond	2	0.078*	0.022**
5year treasury bond-1year treasury bond	2	0.293	0.000**

Note: 1) The p-value for the null hypothesis. ** and * indicate rejection at 10% and 5% levels, respectively.

2) Schwartz Criterion is used.

반면 국채5년물-국채1년물을 기간스프레드로 한 경우 10% 유의수준에서 귀무가설을 기각하지 못하는 것으로 나타났으며¹⁵⁾ 이 경우 기간스프레드가 I(1)인 추세를 갖지 못한 것으로 판단되어 추후 분석에서 배제하였다.

한편 아래 <Table 3>의 기간스프레드의 추세 분해 계수의 추정결과를 보면, 공적분 계수의 추정치 $\hat{\gamma}$ 은 1보다 큰 양수이며 기간스프레드의 기간차이가 클수록 증가하는 것으로 나타났다. 이는 기간 프리미엄이 채권 만기가 길어질수록 증가하는 것을 나타내며 이론적인 예측에 부합하는 것이다. 또한 여타 계수의 부호는 이론적인 예측대로 모두 양인 것으로 나타났다.

<Table 3> Term Spread Decomposition Coefficient Estimates

Term Spread	Coefficient Estimates			
	$\hat{\gamma}$	$\hat{\Lambda}$	$(\gamma-1)(\widehat{\theta_{11}}(1)+\Lambda)$	$(\gamma-1)\widehat{\theta_{12}}(1)$
10year government bond-call rate	1.358	0.260	0.6826	0.0022
5year government bond-call rate	1.313	0.346	0.6232	0.0051
10year government bond-1year government bond	1.212	0.351	0.2671	0.0017
5year government bond-1year government bond	1.135	0.351	0.1897	0.0013

다음으로 경기침체 더미에 대한 기간스프레드를 설명변수로 한 프로빗 모형 추정 결과는 <Table 4(a) - 5(a)>에 나타내었다. 여기서 기간스프레드를 이용한 경기침체 더미의 추정은 단기와 달리 장기 예측에서는 통상적인 이론예측과 반대 방향의 통계적으로 유의한 부호를 보였다. 좀 더 구체적으로 1년까지의 단기 예측에서 추정 부호가 음이며 5% 혹은 10% 수준에서 유의한 것으로 나타났다. 그러나 예측 시차가 12 - 18 사이인 경우 기간스프레드의 추정계수가 5% 수준에서 유의하지 않은 것으로 나타났다. 또한 21개월 이후는 기간스프레드의 추정계수가 5% 수준에서 유의하지만 부호가 양인 것으로 나타나 전통적인 이론에 따르면 경기침체가 아니라 오히려 경기확장을 잘못되게 신호하는 것으로 나타났다.¹⁶⁾

15) 이는 채권들 간의 만기 차이가 상대적으로 작는데 기인한 것으로 보인다.

16) 김준태 외(2011, p.6) 역시 기대 단기금리는 경기에 순용적(cyclical)으로 움직이는 경향이 있는 반면 기간 프리미엄은 시장위험, 장·단기채권 수급상황 등의 영향을 받기 때문에 경기

그러나 본고에서 제시하는 추세분해는 이러한 기간스프레드를 이용한 장단기 경기예측의 신호 역전을 잘 설명하는 것으로 나타났다. 좀 더 구체적으로 기간스프레드를 통화정책 충격추세와 리스크 프리미엄 충격 추세를 설명변수로, 경기침체 더미를 종속변수로 하여 프로빗 모형을 추정하였다.

그 결과 <Table 4 (b)-5 (b)>에서 보듯 국채10년물-국채1년물의 기간스프레드 추세 분해 예측의 경우, 시차가 15-21 사이인 장기인 경우 5% 수준에서 유의하게 장기예상 통화정책 충격 추세(M_t)는 음의 부호를, 리스크 프리미엄 충격 추세(NM_t)는 양의 부호를 보였다. 이는 모두 기간스프레드와 달리 이론적인 예측 방향 대로 경기침체를 신호하는 것이다. 이러한 결과 들은 기간스프레드를 구성하는 이자율들을 달리하여 추정하더라도 대체로 유지되었다. 한편 거의 모든 모형에서 인플레이션은 유의하지 않은 것으로 나타났으며 이는 인플레이션의 경기예측요인이 베버리지-넬슨 분해를 통해 미래 단기금리 등에 기 포함되어 있기 때문인 것으로 추정된다.¹⁷⁾

(Table 4) Probit In-Sample Recession Dummy Prediction Results
(Term spread : 10 year government bond-call rate)

(a)

Order	Constant term	Term Spread	Inflation	McFadden R^2	Sample Number
3	0.379 <i>0.012</i>	-0.524** <i>0.000</i>	0.274 <i>0.248</i>	0.082	229
6	0.247 <i>0.103</i>	-0.420** <i>0.000</i>	0.301 <i>0.200</i>	0.056	226
9	-0.002 <i>0.989</i>	-0.227** <i>0.025</i>	0.351 <i>0.134</i>	0.022	223
12	-0.163 <i>0.289</i>	-0.107 <i>0.285</i>	0.448* <i>0.056</i>	0.014	220
15	-0.234 <i>0.133</i>	0.023 <i>0.813</i>	0.064 <i>0.787</i>	0.000	217
18	-0.340** <i>0.030</i>	0.121 <i>0.213</i>	0.035 <i>0.885</i>	0.005	214
21	-0.541** <i>0.001</i>	0.286** <i>0.004</i>	0.045 <i>0.855</i>	0.030	211
24	-0.765** <i>0.000</i>	0.458** <i>0.000</i>	0.142 <i>0.569</i>	0.076	208

역행적으로 변할 경우 수익률곡선은 경기와 상이하게 움직일 수도 있음을 지적하여 본고의 견해와 궤를 같이하고 있다.

17) 이런 해석의 제언을 해 주신 익명의 심사자 분께 감사드립니다.

(b)

Order	Constant term	M_t	NM_t	S_t	Inflation	McFadden R^2	Sample Number
3	0.566** <i>0.004</i>	-0.855 <i>0.123</i>	-78.8 <i>0.122</i>	-0.560** <i>0.000</i>	0.243 <i>0.329</i>	0.086	226
6	0.385** <i>0.046</i>	-1.058 <i>0.054</i>	13.8 <i>0.788</i>	-0.506** <i>0.000</i>	0.339 <i>0.174</i>	0.061	226
9	0.109 <i>0.578</i>	-1.362** <i>0.014</i>	110.8** <i>0.030</i>	-0.382** <i>0.001</i>	0.461 <i>0.054</i>	0.046	223
12	0.077 <i>0.696</i>	-1.897** <i>0.002</i>	137.7** <i>0.007</i>	-0.356** <i>0.002</i>	0.616 <i>0.009</i>	0.060	220
15	0.164 <i>0.405</i>	-2.251** <i>0.001</i>	113.9** <i>0.028</i>	-0.277** <i>0.017</i>	0.169 <i>0.482</i>	0.058	217
18	0.183 <i>0.360</i>	-2.645** <i>0.000</i>	98.9* <i>0.068</i>	-0.227* <i>0.055</i>	0.153 <i>0.539</i>	0.078	214
21	-0.017 <i>0.935</i>	-2.595** <i>0.000</i>	103.4* <i>0.061</i>	-0.056 <i>0.636</i>	0.142 <i>0.581</i>	0.101	211
24	-0.294 <i>0.161</i>	-2.092** <i>0.001</i>	81.4 <i>0.140</i>	0.164 <i>0.182</i>	0.224 <i>0.400</i>	0.131	208

Note: 1) Number in italics is p-value.

2) * and ** indicate significance at the level of 10% and 5%, respectively.

〈Table 5〉 Probit In-Sample Recession Dummy Prediction Results
 (Term spread : 10 year government bond-1 year government bond rate)

(a)

Order	Constant term	Term Spread	Inflation	McFadden R^2	Sample Number
3	0.524** <i>0.001</i>	-1.006** <i>0.000</i>	0.304 <i>0.208</i>	0.113	229
6	0.407 <i>0.011</i>	-0.863** <i>0.000</i>	0.340 <i>0.157</i>	0.090	226
9	0.127 <i>0.415</i>	-0.513** <i>0.002</i>	0.379 <i>0.108</i>	0.041	223
12	-0.013 <i>0.932</i>	-0.352** <i>0.024</i>	0.482 <i>0.041</i>	0.028	220
15	-0.122 <i>0.432</i>	-0.102 <i>0.490</i>	0.081 <i>0.732</i>	0.001	217
18	-0.271 ** <i>0.082</i>	0.099 <i>0.495</i>	0.046 <i>0.848</i>	0.001	214
21	-0.446** <i>0.005</i>	0.318** <i>0.029</i>	0.055 <i>0.820</i>	0.017	211
24	-0.620** <i>0.000</i>	0.514** <i>0.001</i>	0.158 <i>0.524</i>	0.046	208

(b)

Order	Constant term	M_t	NM_t	S_t	Inflation	McFadden R^2	Sample Number
3	-0.338* <i>0.050</i>	0.027 <i>0.955</i>	-262.692** <i>0.003</i>	-0.156* <i>0.061</i>	0.185 <i>0.428</i>	0.041	233
6	-0.239 <i>0.166</i>	-0.150 <i>0.756</i>	-101.518 <i>0.238</i>	-0.075 <i>0.368</i>	0.222 <i>0.333</i>	0.010	233
9	-0.224 <i>0.188</i>	-0.316 <i>0.527</i>	66.245 <i>0.451</i>	-0.005 <i>0.954</i>	0.326 <i>0.151</i>	0.009	230
12	-0.231 <i>0.175</i>	-0.739 <i>0.157</i>	141.471 <i>0.118</i>	-0.011 <i>0.893</i>	0.345 <i>0.129</i>	0.020	227
15	-0.205 <i>0.212</i>	-1.464** <i>0.009</i>	190.075** <i>0.044</i>	-0.074 <i>0.357</i>	0.024 <i>0.918</i>	0.034	224
18	-0.282* <i>0.069</i>	-2.532** <i>0.000</i>	292.812** <i>0.006</i>	-0.170** <i>0.030</i>	0.070 <i>0.768</i>	0.080	221
21	-0.114 <i>0.473</i>	-2.890** <i>0.000</i>	387.690** <i>0.001</i>	-0.078 <i>0.328</i>	0.062 <i>0.800</i>	0.107	218
24	0.022 <i>0.896</i>	-3.272** <i>0.000</i>	484.770** <i>0.000</i>	0.007 <i>0.937</i>	0.157 <i>0.540</i>	0.145	215

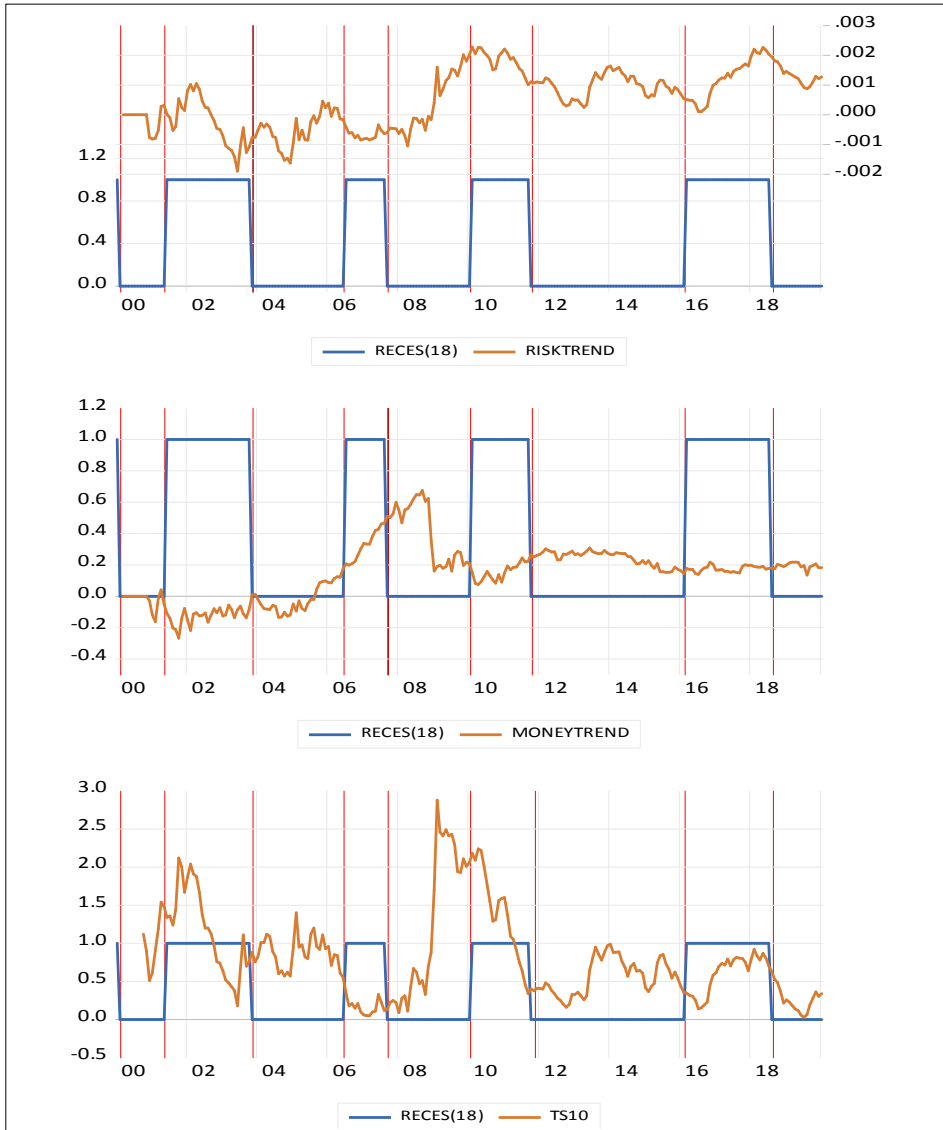
한편 앞선 추정 결과의 강건성을 확인하기 위해 18기 선행 경기침체 더미와 기간스프레드의 통화정책 충격추세와 리스크 프리미엄 충격 추세(국채10년물-국채1년물로 추정)를 같이 표시한 <Figure 1>을 보면 2006-2008년의 경기침체 기간을 제외하고는 대체로 리스크 프리미엄 충격 추세의 상승과 통화정책 충격추세의 하락이 경기침체를 신호하는 것으로 나타났다. 그러나 기간스프레드의 경우 대체로 경기침체기에 하락과 상승이 혼재된 형태로 나타나 단일신호를 보여주지 못하는 것으로 보인다.

다음으로 산출갭을 종속변수로, 시차 기간스프레드 또는 시차 기간스프레드의 통화정책 충격추세와 리스크 프리미엄 충격 추세를 주 설명변수로 하여 FM-OLS 추정하였다.

추정 결과 <Table 3.6(a)-3.7(a)>에서 보듯 시차 기간스프레드는 장기 산출갭 예측에서 5% 수준의 통계적 유의성을 보였다. 그러나 리스크 프리미엄 충격 추세는 <Table 3.6(b)-3.7(b)>에서 보듯 단기예측에서, 통화정책충격 추세는 산출갭의 장·단기 예측 모두에서 5% 수준의 통계적 유의성을 보였다. 여기서 장기예상 통화정책 충격 추세(M_t)는 양의 부호를, 리스크 프리미엄 충격 추세(NM_t)는 음의 부호를 보였다. 이는 경기침체 더미에 대한 추정 결과와 반대의 부호를 보이는

것으로 이론적으로 예측 (양의 산출갭과 경기침체는 반대 개념임을 의미) 된 것이다. 이러한 결과 들은 기간스프레드를 달리하여 추정하더라도 대체로 유지되었다.

〈Figure 1〉 Graphs of Decomposed Trends and Term Spread and Recession Periods



Note: RECES: Dummy of periods of recession during the economic cycle (Based on announcement by the Korea National Statistical Office), MONEYTREND: Monetary policy shock trend, RISKTREND: Risk premium shock trend, TS10: 10 year government bond-1 year government bond rate..

〈Table 6〉 FM-OLS In-Sample Output-Gap Prediction Results
(Term spread : 10 year government bond-call rate)

(a)

Order	Constant term	Term Spread	Inflation	Adjusted R ²	Sample Number
Spread	-0.008 <i>0.372</i>	0.005 <i>0.348</i>	0.024 <i>0.084</i>	0.025	228
6	-0.008 <i>0.346</i>	0.008 <i>0.163</i>	0.016 <i>0.240</i>	0.029	225
9	-0.008 <i>0.367</i>	0.009* <i>0.092</i>	0.008 <i>0.546</i>	0.043	222
12	-0.009 <i>0.313</i>	0.010* <i>0.074</i>	0.012 <i>0.360</i>	0.046	219
15	-0.010 <i>0.277</i>	0.011 <i>0.051</i>	0.012 <i>0.381</i>	0.055	216
18	-0.011 <i>0.207</i>	0.011** <i>0.039</i>	0.016 <i>0.230</i>	0.062	213
21	-0.012 <i>0.165</i>	0.013** <i>0.023</i>	0.016 <i>0.250</i>	0.085	210
24	-0.013 <i>0.140</i>	0.013** <i>0.019</i>	0.019 <i>0.172</i>	0.094	207

(b)

Order	Constant term	M_t	NM_t	S_t	Inflation	Adjusted R ²	Sample Number
3	-0.037** <i>0.000</i>	0.091** <i>0.000</i>	3.622 <i>0.149</i>	0.018** <i>0.002</i>	0.022 <i>0.116</i>	0.194	228
6	-0.031** <i>0.002</i>	0.083** <i>0.002</i>	1.978 <i>0.459</i>	0.019** <i>0.002</i>	0.014 <i>0.373</i>	0.132	225
9	-0.027** <i>0.010</i>	0.083** <i>0.003</i>	-0.063 <i>0.981</i>	0.020** <i>0.002</i>	0.004 <i>0.815</i>	0.135	222
12	-0.026** <i>0.012</i>	0.085** <i>0.002</i>	-1.389 <i>0.606</i>	0.021** <i>0.001</i>	0.006 <i>0.680</i>	0.145	219
15	-0.027** <i>0.009</i>	0.094** <i>0.001</i>	-2.733 <i>0.305</i>	0.023** <i>0.000</i>	0.005 <i>0.730</i>	0.157	216
18	-0.029** <i>0.004</i>	0.101** <i>0.000</i>	-3.499 <i>0.184</i>	0.024** <i>0.000</i>	0.009 <i>0.563</i>	0.192	213
21	-0.032** <i>0.001</i>	0.109** <i>0.000</i>	-4.092 <i>0.117</i>	0.026** <i>0.000</i>	0.008 <i>0.600</i>	0.247	210
24	-0.032** <i>0.001</i>	0.110** <i>0.000</i>	-4.706* <i>0.074</i>	0.027** <i>0.000</i>	0.010 <i>0.500</i>	0.266	207

〈Table 7〉 FM-OLS In-Sample Output-Gap Prediction Results
 (Term spread : 10 year government bond-1 year government bond rate)

(a)

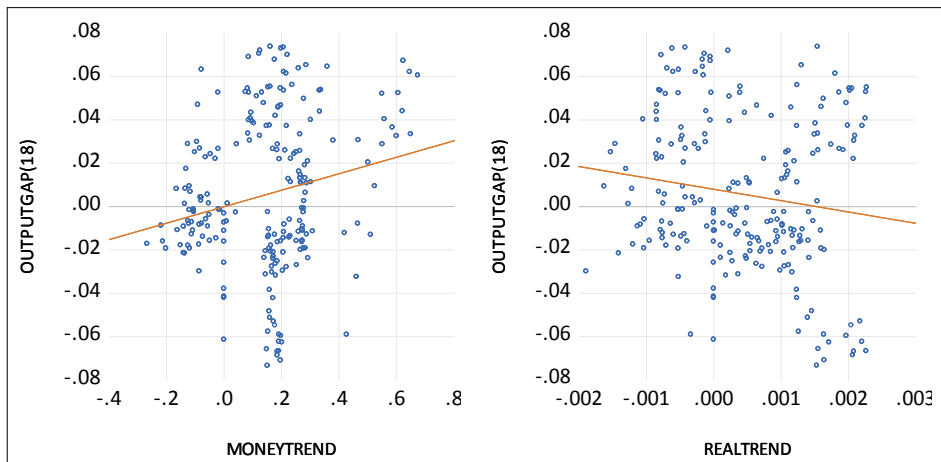
Order	Constant term	Term Spread	Inflation	Adjusted R ²	Sample Number
3	-0.008 <i>0.348</i>	0.008 <i>0.328</i>	0.024 <i>0.078</i>	0.020	228
6	-0.008 <i>0.331</i>	0.012 <i>0.164</i>	0.016 <i>0.224</i>	0.022	225
9	-0.008 <i>0.372</i>	0.014 <i>0.102</i>	0.009 <i>0.519</i>	0.032	222
12	-0.008 <i>0.334</i>	0.014* <i>0.089</i>	0.013 <i>0.336</i>	0.040	219
15	-0.008 <i>0.340</i>	0.015* <i>0.077</i>	0.013 <i>0.343</i>	0.037	216
18	-0.010 <i>0.278</i>	0.015* <i>0.068</i>	0.018 <i>0.200</i>	0.040	213
21	-0.010 <i>0.238</i>	0.016** <i>0.047</i>	0.017 <i>0.215</i>	0.053	210
24	-0.011 <i>0.207</i>	0.017** <i>0.041</i>	0.020 <i>0.148</i>	0.067	207

(b)

Order	Constant term	M_t	NM_t	S_t	Inflation	Adjusted R ²	Sample Number
3	-0.014 <i>0.127</i>	0.103** <i>0.000</i>	-1.001 <i>0.829</i>	0.003 <i>0.523</i>	0.018 <i>0.141</i>	0.172	235
6	-0.007 <i>0.462</i>	0.084** <i>0.003</i>	-2.124 <i>0.668</i>	0.003 <i>0.504</i>	0.012 <i>0.351</i>	0.110	232
9	0.001 <i>0.940</i>	0.075** <i>0.009</i>	-4.165 <i>0.400</i>	0.005 <i>0.323</i>	0.004 <i>0.734</i>	0.093	229
12	0.005 <i>0.594</i>	0.070** <i>0.012</i>	-5.618 <i>0.248</i>	0.006 <i>0.188</i>	0.007 <i>0.573</i>	0.093	226
15	0.009 <i>0.339</i>	0.071** <i>0.009</i>	-7.294 <i>0.128</i>	0.008* <i>0.097</i>	0.006 <i>0.630</i>	0.105	223
18	0.013 <i>0.162</i>	0.074** <i>0.004</i>	-8.059 <i>0.084</i>	0.010** <i>0.024</i>	0.009 <i>0.449</i>	0.138	220
21	0.017** <i>0.045</i>	0.077** <i>0.002</i>	-8.772* <i>0.054</i>	0.013** <i>0.003</i>	0.008 <i>0.520</i>	0.200	217
24	0.019** <i>0.022</i>	0.075** <i>0.002</i>	-9.538** <i>0.038</i>	0.014** <i>0.001</i>	0.010 <i>0.418</i>	0.218	214

한편 앞선 추정 결과의 강건성을 확인하기 위해 18개월 선행하는 산출갭을 Y축으로 통화정책 충격추세와 리스크 프리미엄 충격 추세를 X축으로 하여 각각 산포도를 그린 결과 <Figure 2>에서 보듯 산출갭이 통화정책 충격추세와는 양, 리스크 프리미엄 충격 추세와는 음의 기울기를 보이는 것으로 나타났다.

<Figure 2> Comparison of Scatter Plots between the Preceding Output Gap and the Trends



위의 추정결과들을 종합하면 1년 이상 2년까지의 장기 예측에 있어 분해된 기간스프레드를 통한 경기침체 예측이 기간스프레드 보다 경기침체 예측에 더 유효한 것임을 보여 준다. 이러한 추세의 장기 예측 우수성은 Rosenberg and Maurer (2008) 추측대로 노이즈인 순환부분을 제거한 데 일부 기인한 것으로 판단된다.

마지막으로 이러한 본장의 실증 분석결과들은 미국 주가, 원/달러 환율 및 미국 연방기금금리 등 해외요인을 추가한 후에도 추정 계수부호 등의 근본적인 변화는 발견할 수 없었으나 계수 크기 등의 변화가 관측되었다. 이는 대외 개방경제인 우리나라의 실물경제가 이들 해외요인과 깊숙이 연계되어 있는 점이 반영된 것으로 보인다.

IV. 결 론

본고는 이자율 기간스프레드의 기대 부분을 리스크 프리미엄 충격과 통화정책 충

격으로 분해하여 구한 추세가 경기침체 장기 예측에 유효한 지를 분석하였다. 이를 위하여 장단기 이차율로 구성된 공적분 VAR 모형에서 기간스프레드의 베버리지 넬슨 분해를 구한 후 장기예상 통화정책 충격요인과 이와 독립적인 리스크 프리미엄 충격 추세가 존재하는 지를 검정 후 추정하였다. 다음으로 산출의 선형 및 프로빗 예측모형에서 이들 추세가 설명변수로 경기 예측력에 영향을 미치는 지를 검정하였다.

외환위기 이후 기간 우리나라 자료를 대상으로 실증분석 한 결과, 기간스프레드를 이용한 경기침체 더미의 프로빗 모형 추정에서 단기와 달리 장기 예측에서는 통상적인 이론예측과 반대 방향의 통계적으로 유의한 부호를 보였으며 본고에서 제시하는 추세분해는 이러한 기간스프레드를 이용한 장단기 경기예측의 신호 역전을 잘 설명하는 것으로 나타났다. 또한 산출갭의 장기 예측에서 통화정책 추세를 이용하는 경우 통상적인 기간스프레드 예측보다 우수한 것으로 나타났다.

마지막으로 국제 데이터를 이용한 1년 이후 장기 예측에서 한국 자료를 이용한 결과와 유사한 실증분석 결과가 나오는 지를 확인하는 것은 추가 연구과제로 남기기로 한다.

■ 참 고 문 헌

1. 김민국 · 이한식, “금리스프레드의 경기 예측력 비교분석,” 『통계연구』, 제24권 제1호, 2019, pp. 1-25.
(Translated in English) Kim, Min-Kook, and Han-Sik Lee, “Comparison Analysis of Term Spread’s Economic Cycle Forecasting Power,” *Statistics Research*, Vol. 24, No. 1, 2019, pp. 1-25.
2. 김윤영, “통화정책의 장기 유효성 분석: 실질이자율의 비정상 장기 기대 분해를 중심으로,” 『한국경제연구』, 제37권 제3호, 2019, pp. 5-36.
(Translated in English) Kim, Yun-Young, “Analysis of Long-Term Effectiveness of Monetary Policy: Focusing on Decomposition of Non-Stationary Long-Term Expectation of Real Interest,” *Korea Economic Research*, Volume 37, Issue 3, 2019, pp. 5-36.
3. 김준태 · 김두경 · 정일동, “금리 term structure의 변화요인 분석,” 『BOK 경제브리프』,

2011-2, 한국은행, 2011.

(Translated in English) Kim, Jun-Tae, Doo-Kyung Kim, and Il-Dong Jeong, "Analysis of Changes in Interest Rate Term Structure," *BOK Economic Briefs*, 2011-2, Bank of Korea, 2011.

4. 이근영, "금융변수의 불황예측력 비교," 『금융연구』, 제27권 제1호, 2013, pp. 29-69.

(Translated in English) Lee, Geun-young, "Comparison of the Predictive Power of Financial Variables," *Financial Research*, Vol. 27, No. 1, 2013, pp. 29-69.

5. 이대기, "장기채권 리스크프리미엄이 장단기 금리 격차에 미치는 영향 및 시사점," 『한국은행 조사통계월보』, 2007, pp. 23-48.

(Translated in English) Lee, Dae-ki, "The Impact and Implications of Long-Term Bond Risk Premium on the Long- and Short-Term Interest Rate Spread," *The Bank of Korea Survey Statistics Monthly Report*, 2007, pp. 23-48.

6. 이현상, "금리스프레드의 경기예측력 비교에 관한 연구," 『산업경제연구』, 제26권 제1호, 2013, pp. 89-110.

(Translated in English) Lee, Heon-sang, "A Study on the Comparison of the Predictive Power of Economic Cycle," *Industrial Economics Research*, Vol. 26, No. 1, 2013, pp. 89-110.

7. 임형석, "우리나라 수익률곡선의 추정과 특징," 『경제분석』, 제11권 제2호, 2005, pp. 35-82.

(Translated in English) Lim, Hyung-Seok, "Estimation and Characteristics of the Yield Curve of Korea," *Economic Analysis*, Vol. 11, No. 2, 2005, pp. 35-82.

8. 지호준 · 박상규, "금리스프레드의 경기예측력 평가," 『재무관리연구』, 제19권 제2호, 2002, pp. 233-251.

(Translated in English) Ji, Ho-Joon, and Sang-Kyu Park, "Evaluation of the Predictive Power of Economic Cycle," *Financial Management Research*, Vol. 19, No. 2, 2002, pp. 233-251.

9. 홍승제 · 강규호, "마코프-스위칭 GARCH모형을 이용한 외환위기 전후 경제레짐 변화시점 추정," 『금융경제연구』, 제172호, 한국은행 금융경제연구원, 2004.

(Translated in English) Hong, Seung-Jae, and Kyu-Ho Kang, "Estimate the Time of Economic Regime Changes Before and After the Financial Crisis Using the Markov-Switching GARCH Model," *Financial Economic Research*, No. 172, The Bank of Korea Financial Economics Institute, 2004.

10. 통계청, 제10차 경기종합지수 개편 결과 및 최근의 기준순환일 설정, 2019.

(Translated in English) Statistical Office, Result of the Reorganization of the 10th Overall Economic Index and the Latest Standard Cycle Date, 2019.

11. Beveridge, S., and C. R. Nelson, "A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 7, 1981, pp. 151-174.

12. Estrella, A., and G. A. Hardouvelis, "The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity," *Journal of Finance*, Vol. 46, 1991, pp. 555-576.

13. Estrella, A., and F. S. Mishkin, "The Yield Curve as a Predictor of US Recessions," Current Issues in Economics and Finance, FRB of New York, 1996.
14. _____, "Predicting US Recessions: Financial Variables as Leading Indicators," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 80, 1998. pp.45-61.
15. Hamilton, J. D., and D. H. Kim, "A Re-examination of the Predictability of the Yield Spread for Real Economic Activity," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 34, 2002, pp.340-360.
16. Johansen, S., "Estimation and Hypothesis Testing of Co-Integration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*, Vol. 59, No. 6, 1991. pp.1551-1580.
17. Kim, Y. -Y., "Does Monetary Policy Affect Long-run Expectation of Non-Stationary Real Interest Rates?" *Applied Economics*, Vol. 50, No. 12, 2018, pp.1342-1361.
18. Kishor, N. K., and E. F. Koenig, "Yield-Spreads as Predictors of Economic Activity: A Real Time VAR Analysis," FRB of Dallas Working Paper, 2010.
19. Rosenberg, J., and S., Maurer, "Signal or Noise? Implications of the Term Premium for Recession Forecasting," *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review*, July, Vol. 14, No. 1, 2008, pp.1-11.
20. Watson, M. W., "Univariate Detrending Methods with Stochastic Trends," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 18, 1986, pp.49-75.
21. Wright, J. H., "The Yield Curve and Predicting Recessions," FED Working Paper, 2006.

Long-term Forecast of Recession Through Monetary Policy and Risk Premium Shock Trends' Decomposition of Interest Rate Spread*

Yun-Yeong Kim**

Abstract

This paper analyzes whether the trend obtained by decomposing the expected portion of the interest rate spread into risk premium shock and monetary policy shock is useful for long-term forecasts of the recession. To do this, after obtaining the Beveridge Nelson decomposition of the interest rate term spread from the co-integrated VAR model composed of short-term and long-term interest rates, the long-term expected monetary policy shock and the independent risk premium shock trend are estimated and evaluated. Next, in the linear and probit prediction models, we test whether these trends influence the predictive power of output gap and recession. Based on the proposed method, Korean data were analyzed through the probit model and FM-OLS estimation. In there, we found that the term spread was more effective for short-term forecasts of less than one year, and the trend of monetary policy shock and risk premium shock were rather more effective for long-term forecasts of 1 year to 2 years.

Key Words: term spread, economic forecast, risk premium

JEL Classification: M60

Received: April 27, 2020. Revised: June 24, 2020. Accepted: July 27, 2020.

* I am deeply grateful for the call of the Navotas Scholarship (www.navotas.or.kr) from God who knows everything. This research was funded by the Dankook University Research Fund in 2019.

** Professor, Department of International Trade, Dankook University, 152, Jukjeon-ro, Suji-gu, Yongin-si, Gyeonggi-do 16890, Korea, Phone: +82-31-8005-3402, e-mail: yunyeongkim@dankook.ac.kr