

國內外 金利隔差 分析과 金利의 下向安定化 可能性

咸 駿 浩(本院 研究委員)

李 德 勳(本院 先任研究委員)

* 본고의 집필과정에서 유익한 논평을 해주신 한양대학교의 문춘걸 교수, 본원의 최범수, 조동철 박사, 그리고 원내세미나 참석자들에게 깊이 감사드린다. 자료수집에 도움을 준 정병열 주임연구원과 원고정리를 담당한 고현숙 연구조원께도 감사의 뜻을 표한다.

최근의 고금리논쟁과 자본시장개방에 대응한 정책방안을 둘러싼 많은 논의의 핵심은 우리나라의 제반 거시경제여건을 반영하는 장기적 의미에서의 균형금리수준이 어느 정도인가에 대한 것이다. 장기적인 관점에서 볼 때 한 나라의 금리수준은 그 나라의 거시경제여건을 반영하는 균형금리의 추세를 반영하기 마련이며, 이러한 균형금리수준을 왜곡하는 정책 및 규제는 경제의 불안정성을 야기할 뿐, 민간부문의 규제회피노력 등으로 결국은 무력화될 소지가 높기 때문이다. 본 연구의 목적은 우리나라 금리변동의 요인 및 특성에 대해 세밀히 살펴보고, 국내외 실질금리격차의 실증분석을 통하여 그 구조적 원인을 파악하여 보며, OECD 국제비교분석을 통하여 현재 우리나라의 균형금리수준을 가늠하여 봄으로써, 향후 본격적인 자본시장개방에 대응한 통화금융정책의 모색에 하나의 지표를 제시하여 보려는데 있다.

본고의 연구분석결과에 의하면 우리나라의 명목금리는 실질경제성장률 외에도 기대인플레이션 및 경상수지적자와 밀접한 관계가 있으며, 해외금리 및 예상환율절하율도 점차 주요한 금리의 설명변수로서 나타나고 있다. 엄밀한 의미에서의 피셔효과는 기각되나 기대인플레이션이 명목 및 실질금리의 가장 주요한 변동요인으로 나타나 물가안정을 통한 인플레이션 기대심리의 불식이 향후 금리안정의 관건으로 분석되었다. 특히 통화공급의 유동성효과는 단기적으로만 나타나며 장기적으로는 오히려 금리상승을 유발하는 것으로 나타나 금리안정을 위해서는 안정적인 통화관리가 중요한 것으로 분석되었다. OECD 국제비교분석을 통하여 추정해 본 결과 우리나라의 1997년 균형금리수준은 회사채수익률 기준 약 11%대로 나타나 소폭의 금리하락 가능성이 있으나 지속적인 경상수지의 불균형 등 금리하락여건은 여의치 않은 것으로 보인다.

이미 자본시장개방이 진전된 OECD 국가들의 실증분석에서도 나타나듯이 금리의 하향안정화는 거시경제의 안정과 금융의 효율성 제고가 동시에 이루어져야만 가능한 것이다. 그러므로 향후 금리정책은 금리의 가격기능을 조속히 회복시켜 자원배분의 효율성을 극대화할 수 있는 시장메커니즘을 활성화하는 방향으로 추진되어야 할 것이다.

I. 序 論

우리나라의 금리는 얼마나 높은 수준일까? 한 나라의 금리수준이 그 나라 경제의 성장잠재력, 자본의 축적도 및 생산성, 물가상승률 등 제반 거시경제여건을 반영하고 있다면, 현재 우리나라의 금리는 이러한 장기적 의미의 균형금리(equilibrium interest rate) 수준에 비하여서도 과연 높은 것일까? 자본시장의 개방으로 인해 우리나라의 금리는 어느 정도까지 국제수준으로 근접할 것인가?

최근의 고금리 논쟁과 자본시장개방에 대응한 정책방안을 둘러싼 많은 논의의 핵심적인 논점은 위에서 언급한 질문들로 대략 정리해 볼 수 있다. 우리나라 경제의 균형금리수준에 대한 이해는 각종 규제에 의한 금리의 왜곡현상이 장기적으로 지속될 수 있는가 여부를 판단하는 데, 또 그 왜곡정도를 계량적으로 파악하는 데 있어서 필수적일 뿐만 아니라, 자본시장개방의 충격을 완화하고 우리 경제의 경쟁력 확보를 위해 현재 논의되고 있는 금리인하정책의 효과성 여부를 파악해 볼 수 있게 한다.

장기적인 관점에서 볼 때 한 나라의 금리수준은 그 나라의 제반 거시경제여건을 반영하는 균형금리의 추세를 반영하기 마련이며, 이러한 균형금리수준을 왜곡시키는 각종 정책 및 규제는 경제의 불안정성을 야기할 뿐, 민간부문의 규제회피노력 등으로 결국은 무력화(nullify)될 가능성이 높다. 그러므로 자유화시대의 금리정책은 금리의 시장기능을 회복하여 자원배분의 효율성을 극대화하는 제반 시장여건을 신속히 마련하는 데 초점을 두어야 한다.

이러한 의미에서 균형금리의 수준과 변동요인을 파악하는 것은 자본시장개방에 대응하는 효과적인 대응정책방안을 논의하는 데 있어서

도 중요하다. 현재의 금리수준이 균형금리수준에 비하여서도 높은 수준이라면 금리인하를 위한 정책적인 개입의 여지가 존재하지만, 현재의 금리수준이 균형금리수준을 제대로 반영하고 있다면 인위적 금리인하정책은 자본시장개방으로 인한 실물경제의 새로운 균형으로의 안정적인 전환을 저해하는 방향으로 작용할 소지가 높기 때문이다.

1980년대 중반 이후 우리나라의 금리자유화 노력은 많은 시행착오를 겪으면서도 상당히 진전되어 온 것으로 보인다. 또한 1990년대의 점진적인 외환 및 자본자유화는 자본시장을 통한 주요 교역국과의 실물경제적 연계성을 더욱 증대시켜, 외국경제변수 및 국제금융시장여건이 우리나라 시장금리의 주요 결정요인으로 대두되었을 가능성이 높다.

본 연구의 목적은 이러한 금리 및 자본자유화의 과정에서 우리나라의 금리가 통화 및 실물경제변수와 어떠한 연관관계를 가지고 변동하는가에 대한 분석과 더불어, 자본시장통합의 주요 지표로서 대내외적인 경제여건을 동시에 반영하고 있는 국내외 금리격차를 주요 분석의 대상으로 하여 그 변동추세와 변동요인을 체계적으로 실증분석하여 향후 자본시장이 본격적으로 개방되었을 때의 국내 금리의 수준을 전망하여 봄으로써, 자본시장 개방의 충격과 그로 인한 거시경제의 불안정성을 최소화하는 통화금융정책 대응방안을 모색하는 데 하나의 지표를 제시하여 보려는 데 있다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 국내금리의 시계열분석을 중심으로 시장균형금리의 변동추세와 그 거시경제적 변동요인을 살펴보고, 해외금리와의 상관관계를 분석하여 본다. 제Ⅲ장에서는 국내외 실질금리격차와 실질환율의 움직임을 설명하는 실질금리평형이론을 기초로 하여 구조 벡터자기회귀모형(Structural VAR)을 추정하고 실질금리격차의 변동을 유발하는 원인으로서의 실물요인과 경상요인의 상대적 중요도를 추정하여 본다. 제Ⅱ장과 Ⅲ장의

분석방법은 기본적으로 시계열분석기법에 의한 것으로서, 국내금리가 정부의 직·간접적인 규제로 인하여 균형금리의 변동을 충분히 신속하게 반영하지 못하는 경우 그 유용성에 한계가 있을 수 있다. 이러한 한계성을 보완하고 향후 자본시장 개방 후의 우리나라의 장기 균형금리수준을 전망해보기 위하여 제Ⅳ장에서는 OECD 국가들의 금리 및 거시경제자료를 이용하여 국제비교를 통한 국가간 금리격차에 대한 분석을 시도하여 본다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 위의 실증분석결과를 토대로 본격적인 자본시장 개방에 대응한 금리하향 안정화방안을 논의함으로써 결론을 대신하려 한다.

Ⅱ. 國內金利의 變動要因과 海外金利

1. 國內外 主要金利의 變動推移

1980년대 이후 점진적으로 추진되어 온 자본거래의 자유화는 국내 자산시장에서의 자산가격형성패턴에 구조적인 변화를 유발하고 있다. 특히 1992년의 주식시장개방으로 외국인의 국내 포트폴리오 투자가 허용되고 또 국내 투자가의 포트폴리오 구성자산범위가 점차 해외자산으로까지 확대되어 국내외 자산들의 수익률 관계가 보다 밀접하게 연결될 전망이다. 또한 국내금리와 해외금리와의 관계에 있어서도, 채권시장이 본격적으로 개방되기 이전임에도 불구하고 여타 자본거래를 통한 국내외 자본이동의 흐름이 국내자금시장에 직·간접적으로 영향을 미치므로 국내자산간의 대체관계 등을 통하여 해외금리는 국내금리에 영향을 미치게 된다. 그리고 자본거래의 자유화 이전에도 해외실물경기의 변동은 경상거래를 통하여

〈표 1〉 국내외 주요금리의 기간별 변동추이

(단위 : 기간평균, %, p.a.)

	1980~84	1985~89	1990~94	1995~1996.3
A. 국내콜금리	15.91	10.17	13.80	12.00
B. 미국 Fed Fund rate	12.26	7.68	4.91	5.74
격차(A - B)	3.65	2.49	8.89	6.26
C. 국내 CD유통수익률(91일물) ¹⁾	-	-	15.11	13.57
D. 미국 CD유통수익률(91일물)	10.60	7.65	5.10	5.79
E. 유로달러금리(LIBOR, 3개월물)	13.00	7.94	5.24	5.91
금리격차(C-D)	-	-	10.01	7.78
금리격차(C-E)	-	-	9.87	7.66
F. 국내 CP수익률(91일물) ²⁾	18.54	13.61	13.66	13.41
G. 미국 T-Bill rate(3개월물)	10.84	6.80	4.71	5.39
금리격차(F-G)	7.70	6.81	8.95	8.02
H. 국내 회사채유통수익률(3년물)	20.02	13.90	15.39	13.44
I. 미국 T-Note 수익률(3년물)	12.25	8.23	6.22	6.09
금리격차(H-I)	7.77	5.67	9.17	7.35
J. 국내물가상승률(CPI) ³⁾	8.62	4.91	6.38	5.35
K. 미국물가상승률(CPI)	5.95	3.81	3.30	2.94
L. 인플레이션격차(J-K)	2.67	1.10	3.08	2.41
M. 명목금리 격차(H-E)	7.02	5.96	10.15	7.53
N. 실질금리 격차(M-L)	4.35	4.86	7.07	5.12
O. 명목 ₩/\$ 환율절하율 ⁴⁾	7.80	-3.79	2.64	0.01
환율을 고려한 사후적 금리격차 (M-O)	-0.78	9.75	7.51	7.52

주 : 1) 1991년 6월부터의 자료 사용.

2) 1981년 6월부터의 자료 사용.

3) $400 \times (CPI_{t+1} - CPI_t) / CPI_t$, 분기별 증가율의 연율4) $400 \times (S_{t+1} - S_t) / S_t$, 분기별 증가율의 연율

국내경기변동에 좌급되기 마련이며, 장기적으로는 이러한 실물부문의 채널을 통하여서도 국내외 금리가 간접적으로 연결될 수 있다.

〈표 1〉은 국내외 주요금리의 기간별 변동추이를 보여주고 있다.

우리나라 주요 시장금리의 변동추이를 보면 전반적으로 1980년대 초반의 높은 금리수준에서 1980년대 후반에 하향안정화되었다가 1990년대 초의 고금리현상 이후 다시 하락세에 있다. 해외금리와의 격차도 비슷한 변동을 보이는데, 1990년대 초반 큰 폭으로 확대되었던 금리격차가 명목·실질금리 모두 점차 축소되는 추세에 있음을 알 수 있다. 최근에 들어 금리자유화가 진전되면서 금리의 변동요인에 대한 실증적 연구가 활발히 이루어져 왔다. 본장에서는 이러한 연구들을 개략적으로 정리하고, 특히 해외금리와의 연관성을 중심으로 국내금리의 변동패턴을 분석해 보기로 한다.

2. 우리나라 市場金利의 變動要因

1980년대 이후 금리가 가격변수로서의 시장기능을 점진적으로 회복해 가면서, 우리나라 시장금리의 결정요인에 대한 연구가 활발히 진행되고 있다. 금리결정요인에 대한 최근의 연구를 종합하여 보면 우리나라의 시장금리는 다음과 같은 특징을 갖는다.

가. 피셔효과(Fisher Effect)

명목금리의 변동이 기대인플레이션의 변동과 일대일의 대응관계를 갖는다는 피셔효과(Fisher Effect)는 각 명목자산 고유의 내재적인 적정 기대실질수익률이 존재하며 효율적인 자산시장에서는 각 자산의 명목가격이 이러한 적정 기대실질수익률이 항상 보장되도록 변동한다는 것을 그 전제로 하고 있다.

채권시장에 있어서의 피셔효과는 시장에서 형성되는 기대실질금리의 불변성(ex-ante real interest rate constancy)을 검정함으로써 조사해 볼 수 있는데, 실제 검정에 있어서는 기본적으로 기대실질금리의 관찰이 불가능하므로 기대형성에 대한 가설을 추가적으로

필요로 한다. Fama(1975) 이후 합리적 기대가설을 보조가설로 하는 많은 실증분석이 이루어졌는데, 선진국의 경우에 있어 기대실질금리의 불변성은 기각되나 기대인플레이션이 명목금리와 실질금리의 강력한 변동요인이라는 점에서 많은 연구자들이 의견을 같이하고 있다.¹⁾ 우리나라 금리의 피셔효과에 대한 기존의 연구도 선진국의 연구와 대체로 비슷한 결과를 보여주고 있다. 즉 우리나라에서도 명목금리와 기대인플레이션이 정(+)의 방향으로 변동하기는 하나 완전한 일대일 대응은 아니며 결과적으로 기대실질금리의 수준이 변동하고 있다는 점이다.²⁾

본고에서도 최근까지의 자료를 이용하여 우리나라에서의 피셔효과를 검정해 보기로 한다. 먼저 명목금리와 기대인플레이션과의 관계를 알아보기 위해 다음과 같은 정의식을 살펴보자.

$$i_t \equiv rr_{t+1} + \pi_{t+1}^e \quad (1)$$

$$epr_{t+1} \equiv i_t - \pi_{t+1} \equiv rr_{t+1} - (\pi_{t+1} - \pi_{t+1}^e) \equiv rr_{t+1} - u_{t+1}$$

$$E_t \mu_{t+1} \equiv E_t(\pi_{t+1} - \pi_{t+1}^e) = 0$$

i_t : $t+1$ 이 만기인 채권의 t 시점에서의 명목수익률

π_{t+1}^e : t 부터 $t+1$ 시점까지의 기대인플레이션율

rr_{t+1} : $t+1$ 이 만기인 채권의 t 시점에서의 기대실질수익률

epr_{t+1} : t 부터 $t+1$ 시점까지의 사후적 실질수익률

(ex-post real interest rate)

u_{t+1} : 인플레이션 예측오차

합리적기대가설에 의하면 채권시장에서의 투자자들이 모든 유용

1) Nelson and Schwert(1977), Fama and Schwert(1977), Fama and Gibbons(1982), Mishkin(1981) 등의 연구를 참조.

2) 우리나라의 피셔효과를 직·간접적으로 분석한 연구에는 함정호·최운규(1991), 김동원·함정호(1992), 남주하(1992), 최공필(1992), 김진호(1994) 등이 있다.

한 정보를 이용하므로 인플레이션 예측오차 u_{t+1} 은 백색교란항 (white noise)이 되어 t 시점에서의 조건부기대치 0을 갖는다. 피셔 가설은 기대실질수익률이 불변이라는 것으로 rr_{t+1} 을 상수 α 로 놓으면 위의 정의식은 다음과 같은 회귀식 형태로 표현된다.

$$i_t = \alpha + \pi_{t+1}^e = \alpha + \pi_{t+1} - u_{t+1} \quad (2)$$

$$eprr_{t+1} = \alpha - u_{t+1} \quad (3)$$

이제 피셔가설을 검정해 보기 위해 다음의 회귀식을 추정하였다.

$$i_t = \beta_0 + \beta_1 \pi_{t+1} + \xi_{t+1} \quad (4)$$

$$i_t = \beta_0 + \beta_1 \pi_{t+1} + \sum_j \gamma_j i_{t-j} + \xi_{t+1}, \quad j = 1, 2, 3, 4 \quad (5)$$

$$eprr_{t+1} = \beta_0 + \sum_j \gamma_j eprr_{t+1-j} + \xi_{t+1}, \quad j = 1, 2, 3, 4 \quad (6)$$

위의 회귀식들에서 피셔가설이 의미하는 바는 $H_0 : \beta_1 = 1$ 이며, 합리적기대가설과의 동반가설검정 (Joint Hypothesis Test)에서는 $H_0 : \beta_1 = 1$ 과 $H_0 : \gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = \gamma_4 = 0$ 이다. 실제추정에 있어 주의할 점은 $\xi_{t+1} = -u_{t+1}$ 이므로 독립변수 π_{t+1} 은 교란항과 상관관계에 놓이므로 단순 OLS를 사용할 수 없다는 점이다. 그러므로 회귀식 (4)와 (5)의 추정에 있어서는 t 시점의 정보집합에 포함된 변수들을 도구변수로 하여 IV추정기법을 사용하였다.³⁾

3) 우리나라의 명목금리는 3년만기 회사채유통수익률의 경우 단위근(unit root)을 갖는 비정상성(nonstationary) 시계열이라 보는 것이 일반적이다. 그러나 실제로 1980: I ~ 1996: II 기간의 분기별 자료로 Dickey-Fuller 단위근검정 (lag=4)을 한 결과, $T(\rho - 1)$ 통계량 -11.24 그리고 t 통계량 -3.03 으로 나타나 회사채수익률이 단위근을 갖는지의 여부가 확실치 않다($T(\rho - 1)$ 의 경우 5% 유의수준은 -13.3 , t 검정의 경우는 -2.93). 널리 알려진 대로 단위근검정의 변별력(power)은 매우 낮으며, 특히 우리나라에서와 같이 분석기간이 짧은 경우에는 더욱 그렇다. 인플레이션의 경우에는 위 기간동안 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타나며($T(\rho - 1) = -25.70$, $t = -4.48$) 인플레이션과 회사채수익률이 비정상성 시계열이라 할지라도, 인플레이션과 회사채수익률은 유의한 공적분관계에 있는 것으로 나타나($\pi_{t+1} = -7.6 + 0.87i_t + e_{t-1}$, 잔차항의 DF $T(\rho - 1)$ 과 t 통계량은 각각 -48.95 와 -3.35) 가성회귀(spurious regression)의 문제는 없으므로 본고에서는 수준(level)변수를 사용하였다.

1980년 1분기부터 1996년 2분기까지의 분기별 자료를 이용하여 위의 회귀식들을 추정한 결과는 <표 2>로 요약된다.

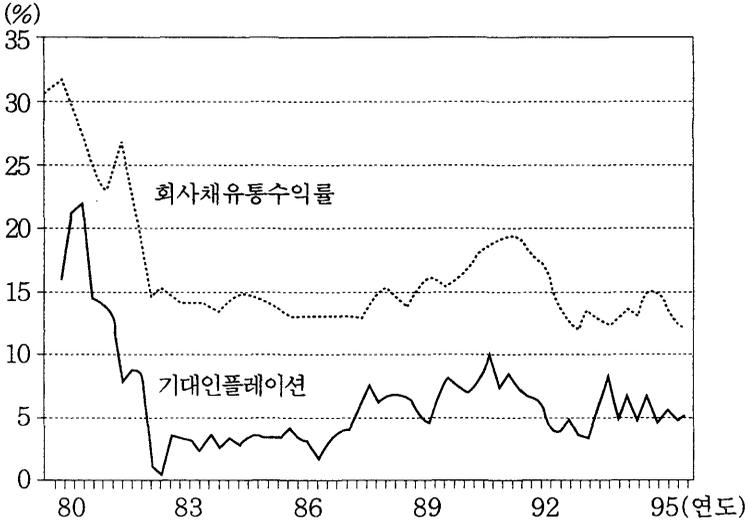
<표 2> 우리나라 명목이자율의 피셔효과 추정(1980: I ~ 1996: II)^{1), 2)}

	추정식 (4)	추정식 (5)	추정식 (6)
β_0	10.345*** (11.13) (13.98) ³⁾	2.801*** (3.06)	5.739*** (3.39)
β_1	0.911*** (7.26) (7.82)	0.247*** (2.35)	
γ_1		0.969*** (6.23)	0.409*** (3.14)
γ_2		-0.504** (-2.21)	-0.224** (-2.04)
γ_3		0.089 (0.40)	0.168 (1.62)
γ_4		0.161 (1.15)	0.062 (0.62)
\bar{R}^2	0.15	0.87	0.14
DW	1.25	1.98	1.99
귀무가설 의 검정	$H_0: \beta_1 = 1$ $F(1,62) = 0.50 (0.48)$	$H_0: \beta_1 = 1$ $F(1,58) = 51.59 (<0.01)$ $H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = \gamma_4 = 0$ $F(4,58) = 25.09 (<0.01)$	$H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = \gamma_4 = 0$ $F(4,59) = 3.58 (0.01)$
추정기법	IV	IV	OLS
도구변수	상수항 $i_{t-1}, \dots, i_{t-4}, \pi_t, \dots, \pi_{t-3}$	상수항 $i_{t-1}, \dots, i_{t-4}, \pi_t, \dots, \pi_{t-3}$	

- 주 : 1) 계수 옆의 괄호 안의 수치는 t -통계량.
 2) F -통계량 옆의 괄호 안의 수치는 한계유의수준.
 3) 추정식(4)의 경우 DW 값이 2와 통계적으로 유의하게 다르므로, IV추정에 있어 표준오차가 편차를 가지게 될 수 있음. 이를 고려하여 두번째 괄호에는 Hansen, White의 자기상관·이분산성 일치적 표준오차를 이용한 t -통계량을 보고하였음.

<표 2>에서 볼 수 있듯이 기대인플레이션은 명목금리의 변동에 있어 매우 중요한 요인이다. 첫번째 추정식에서는 기대인플레이션 변수의 계수가 통계적으로 1과 같다는 귀무가설은 기각되지 않으나, 두번째 추정식에서의 F 검정결과로 볼 수 있듯이 합리적기대가설과의 동반가설은 기각된다. 즉 기대인플레이션의 계수는 통계적

[그림 1] 회사채유통수익률과 기대인플레이션



으로 유의하게 정(+)의 값을 가지지만, 피셔가설이 의미하는 $\beta_1 = 1$ 은 기각된다. 세번째 추정식에서도 기대실질금리가 불변이라는 가설은 F 검정에서 보듯이 기각되므로 우리나라에 있어 엄밀한 의미에서의 피셔가설은 성립하지 않는다. [그림 1]은 회사채유통수익률과 <표 2>의 도구변수를 이용하여 추정한 기대인플레이션간의 관계를 보여준다.

피셔효과의 추정이 시사하는 바는 크게 두가지로 요약할 수 있다. 첫째로 우리나라에 있어 기대실질금리가 변동하고 있다는 점이다. 실질금리의 변동요인에 대해서는 뒷장에서 더욱 자세히 살펴보기로 한다. 둘째로 회귀식(5)의 추정결과로 볼 때 기대인플레이션의 1%포인트 증가는 동 분기내에 명목금리를 약 0.25%포인트 증가시키며 향후 시차를 두고 명목금리를 더욱 증가시킨다는 것이다. 이는 기대인플레이션의 증가가 단기적으로는 기대실질금리를 하락시키는 요인으로 작용하고 있음을 나타낸다.

피셔효과는 명목금리의 변동요인으로서의 기대인플레이션의 역

할을 강조하고 있기는 하나 균형실질금리의 수준에 대해서는 시사하는 바가 없으므로 엄밀한 의미에서의 금리결정이론은 아니다. 다만 우리나라에서도 명목금리의 변동에 있어 기대인플레이션의 역할이 지대하다는 것은 향후 금리정책을 운용하는 데 있어 시사하는 바가 크다고 하겠다.

나. 유동성효과(Liquidity Effect)

케인즈(Keynes)의 유동성선호설(Liquidity Preference Theory)에 따르면 이자율은 화폐시장에서의 통화의 수요와 공급에 의해서 결정된다. 통화공급의 증가가 명목 및 실질이자율을 단기적으로 하락시켜 투자와 소비 등 실물부문의 총수요를 증가시킨다는 전통적인 IS-LM모형의 통화정책과금경로(monetary policy transmission mechanism)의 가장 핵심적인 요소인 유동성효과의 존재여부에 대한 논의가 현재 미국을 중심으로 활발히 이루어지고 있다.⁴⁾

실제로 외생적인 통화공급의 증가가 명목이자율을 하락시킬 수 있는가는 위에서 논의한 피셔효과가 얼마나 단기적으로 작용하는가에 달려 있다. Mishkin(1981)은 자산시장의 효율성이 증대되어 자산시장 참여자들의 기대형성이 합리적으로 형성됨에 따라, 통화공급의 증가가 기대인플레이션을 즉각적으로 변화시킴으로써 피셔효과가 단기적으로 작용하여 통화공급의 단기적 효과인 유동성효과를 상쇄시킬 수 있다고 보았는데, 이러한 현상으로 말미암아 명목이자율과 통화공급간의 부(-)의 관계가 관찰되지 않을 수 있다고 보았다. 또한 이미 예상된 통화공급분은 합리적 미래지향적 투자행동으로 인해 이미 자산가격 또는 시장금리에 반영되어 있으므로 예측되지 않은 통화공급(unanticipated money supply)만이 그것도 단기

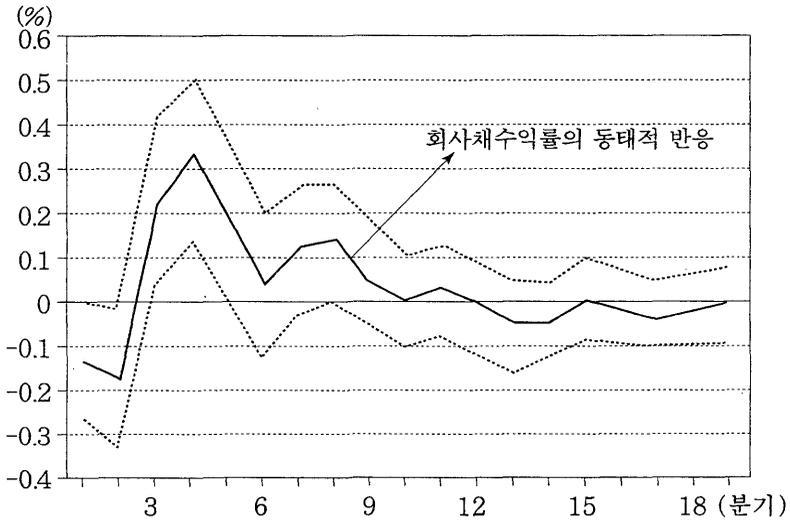
4) 대표적인 연구로는 Mishkin(1981), Leeper and Gordon(1992), Sims (1992), Christiano, Eichenbaum and Evans(1994) 등이 있다.

적으로만 이자율에 유동성효과를 발생시킬 수 있다고 주장하였다. 실제 유동성효과의 실증분석에 있어서 통화공급의 내생적인 변동과 외생적인 변동은 그 구분이 매우 어려우므로 유동성효과의 존재 및 크기 여부에 대한 논쟁은 지금도 계속되고 있다.

우리나라에 있어서의 유동성효과에 대한 분석은 함정호·최운규(1991), 김주훈·이명훈(1993), 김응진(1993), 장홍범(1996) 등의 연구가 있는데, 대체적인 결론은 통화공급증가의 유동성효과가 매우 미미하고 단기적으로만 나타난다는 것이다. 본고에서도 네변수 벡터자기회귀모형(4-variable VAR)에 의해 우리나라의 유동성효과를 측정해 보았다. VAR모형에는 1980: I부터 1996: II까지의 분기별 회사채유통수익률(3년물), 로그 CPI, 로그 실질GDP, 그리고 로그 M_2 를 변수로 채택하였다. 주지하다시피 VAR모형의 충격반응함수는 각 변수의 예측오차를 어떻게 직교화(orthogonalize)하는가에 따라 달라진다. 가장 널리 쓰이는 Choleski분해는 VAR모형에서의 변수의 배열순서에 따라 그 결과가 상이하게 나타나게 되는데, 본절에서는 통화공급의 내생성(endogeneity)을 최대한 고려하기 위하여 회사채유통수익률, 인플레이션율, 실질GDP성장률, M_2 증가율의 순으로 배열하였다.

[그림 2]는 M_2 의 외생적인 1단위 표준편차 증가에 따른 회사채유통수익률의 충격반응함수와 표준편차밴드를 보여준다. 부(-)의 반응으로 나타나는 유동성효과는 통화공급 충격 후 1, 2분기에 걸쳐 나타나며 약 0.16% 정도의 명목금리하락효과를 나타내어 그 효과가 그리 크지 않음을 보여주고 있다. 약 3분기 이후에 피셔효과, 통화의 소득효과(income effect) 등으로 유동성효과가 완전히 상쇄되는 것으로 나타나며, 그 이후에는 통화공급 충격으로 인해 오히려 명목금리가 높아지고 이러한 금리상승효과는 약 4분기 이후에 0.32% 정도로서 고점에 이르는 것으로 나타나고 있다.

[그림 2] 통화공급충격과 유동성효과



이는 우리나라에서의 유동성효과에 대한 기존의 연구결과와 대체로 일치하는 것으로서,⁵⁾ 현재 일부에서 제기된 바와 같이 고금리현상의 해소를 위해 통화공급을 늘려 이자율하락을 유도해야 한다는 주장은 장기적으로 볼 때 그 효과가 의문시되며, 전절의 피셔효과 분석에서도 보았듯이 기대인플레이션의 상승으로 말미암아 오히려 명목금리를 높일 가능성이 많다는 것을 의미한다.

다. 실물요인과 명목금리

장기적으로 균형금리는 실질경제성장률과 물가상승률의 합으로 볼 수 있다는 견해가 현재 널리 받아들여지고 있는 것으로 보인다.

5) 실제로 위의 VAR에 포함된 변수들의 배열순서에 따라 유동성효과는 상이하 게 추정되었다. [그림 2]에 나타난 유동성효과는 월별자료를 이용한 기존의 연구결과가 보통 3~6개월 이후 유동성효과가 상쇄됨을 보이고 있는데 비해 유동성효과의 상쇄시점이 다소 느리게 나타남을 보여주고 있다. 그러나 유동성효과가 크지 않다는 점, 그리고 이후 더 큰 폭의 금리상승을 야기한다는 점 등에서는 대체로 같은 결론을 보여주고 있다.

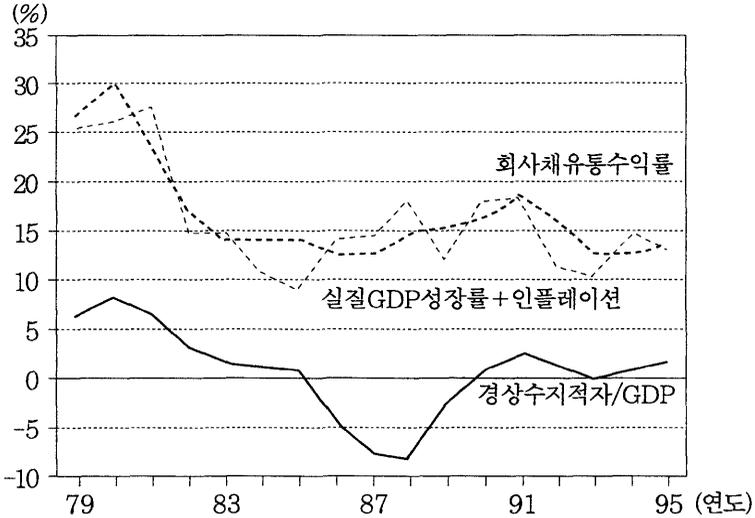
이러한 견해는 성장이론(Growth Theory)에 바탕을 두고 있는 것으로, 실질금리를 실물적 측면에서 자본의 한계생산성으로 파악하려는 접근방법이다. 신고전학파의 성장이론에 따르면 한 나라의 부(welfare)는 황금률 장기균형(Golden Rule Steady State)을 달성할 때 극대화되며, 이러한 황금률 균형성장하에서는 감가상각을 고려한 자본의 한계생산성은 실질경제성장률과 일치하게 되므로 실질금리와 실질경제성장률이 일치하여야 한다는 해석이 있을 수 있다.

그러나 이러한 해석에는 다음과 같은 한계가 있다. 첫째, 한 나라의 경제성장경로가 황금률 장기균형으로 수렴한다는 보장은 없다. 그 나라 국민의 저축성향 등에 따라 다른 장기균형상태로의 수렴이 얼마든지 가능하기 때문이다. 둘째, 현재 우리나라의 경제성장경로가 장기균형상태(steady state)를 달성하고 있다고는 보기 어려우며, 아직도 장기균형상태로의 수렴과정(transition path)에 있다고 보는 것이 타당할 것으로 생각되기 때문이다.

실물측면에서 균형금리를 보는 또 다른 시각으로서 고전학파의 저축-투자 결정론이 있다. 주지하다시피 거시경제의 균형은 저축과 투자가 일치하는 수준에서 이루어지며 저축과 투자의 갭은 자금수급의 불균형을 통해 금리의 변동을 유발하게 된다. 개방경제하에서는 경상수지적자를 국내투자의 저축초과분으로 해석할 수 있으므로 단기적으로 경상수지적자는 금리변동의 주 요인이라고 볼 수 있다.

[그림 3]은 우리나라의 회사채수익률, 실질GDP증가율과 물가상승률의 합, 그리고 GDP 대비 경상수지적자비율의 추세를 보여준다. 실질경제성장률과 물가상승률의 합이 명목금리 수준을 결정하는 주 요인이라는 주장은 위에서 언급한 이론적 한계에도 불구하고 우리나라에 있어 어느 정도 설득력이 있는 것으로 보인다. 또한 GDP 대비 경상수지적자의 비율도 회사채수익률과 높은 정(+)의 상관관계를 보이고 있다.

[그림 3] 경제성장률, 경상수지와 금리



1979년부터 1995년까지의 연도별자료를 이용하여 이들 관계를 실증분석해 본 결과는 다음과 같다.

$$i_t = 3.839^* + 0.807^{***} (\Delta GDP + \pi)_t, \quad \bar{R}^2 = .73 \quad DW=1.91$$

(1.85) (6.62)

$$i_t = 16.042^{***} + 0.883^{***} \left(\frac{CAD}{GDP}\right)_t, \quad \bar{R}^2 = .53 \quad DW=0.47$$

(17.93) (4.35)

$$i_t = 6.575^{***} + 0.609^{***} (\Delta GDP + \pi)_t + 0.486^{***} \left(\frac{CAD}{GDP}\right)_t,$$

(3.83) (5.78) (3.64)

$$\bar{R}^2 = .85 \quad DW=1.90$$

cointegration : DF $T(\rho - 1) = -46.40$

(5% 유의수준 임계치: -13.3)

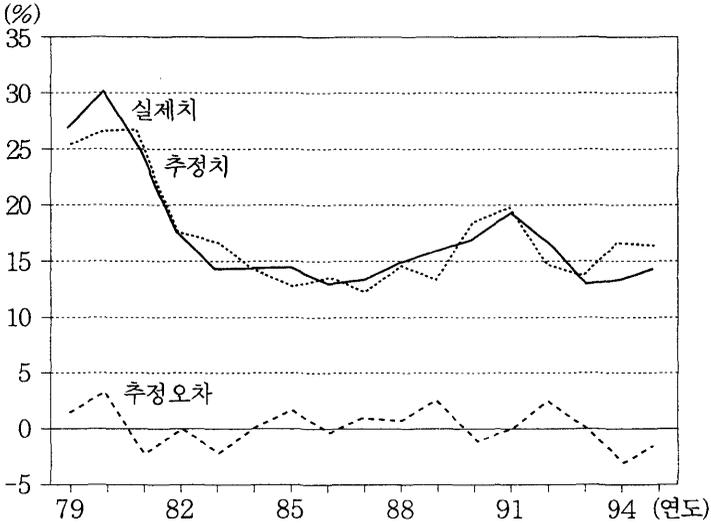
i : 회사채수익률,

$\Delta GDP + \pi$: 실질GDP 증가율 + 인플레이션

$\frac{CAD}{GDP}$: GDP 대비 경상수지적자비율

위의 회귀식 추정에서 알 수 있듯이 실질경제성장률과 물가상승

[그림 4] 회사채유통수익률의 실제치와 추정치



률의 합, 그리고 GDP 대비 경상수지적자비율 모두 장기적으로 회사채 유통수익률의 변동을 설명하는 주요한 결정요인이다. 위의 계변수가 비정상성(nonstationary) 시계열일 경우 발생하는 가성회귀(spurious regression)의 문제는 공적분검정을 통해 판단해 볼 수 있는데, 세번째 회귀식의 잔차항에 Dickey-Fuller 단위근검정을 해본 결과 $T(\rho - 1)$ 통계량이 5% 유의수준 임계치를 훨씬 초과하므로 공적분 관계가 없다는 귀무가설은 기각된다. [그림 4]는 세번째 회귀식에 의한 회사채 유통수익률의 추정치와 실제치, 그리고 추정오차를 보여준다. 추정오차의 standard error는 2.03으로, 추정식의 간단함에도 불구하고 균형명목금리의 장기적인 변동을 설명하는 모형으로 설득력이 높은 것으로 판단된다.

라. 해외금리 및 환율과의 연계성

자본시장의 개방으로 국내채권과 해외채권의 대체성(substitu-

tability)이 증가한다는 것은 국내채권수요의 해외이자율 민감도가 그만큼 높아진다는 것을 의미한다. 국내외 포트폴리오의 균형관계는 자본이동이 완전히 자유롭고 국내외채권이 완전대체재일 경우 다음의 이자율평형관계(uncovered interest parity)로서 특징지어 지는데, 본절에서는 이러한 명목금리의 커버되지 않은 이자율 평형 관계를 중심으로 해외금리 및 환율변동이 국내금리와 어떤 연계성을 보이고 있는지 실증분석해 보기로 한다.

$$i_t = i_t^* + E_t \Delta s_{t+1} + rp_t \quad (7)$$

i_t : $t+1$ 이 만기인 국내채권의 t 시점에서의 수익률

i_t^* : $t+1$ 이 만기인 해외채권의 t 시점에서의 수익률

$E_t \Delta s_{t+1}$: t 시점에서 예상된 t 부터 $t+1$ 시점까지의 명목환율 절하율(s 는 명목원화환율(₩/\$)의 로그치)

rp_t : 위험프리미엄

주지하다시피 본격적인 자본시장개방이 이루어지지 않은 우리나라로서는 기본적으로 재정거래(arbitrage transaction)에 의해 성립되는 식(7)의 이자율평형관계가 국내외 금리격차를 완전히 설명하고 있다고 보기는 어려우나, 전술한 바와 같이 실물부문 그리고 주식시장을 통한 국내 채권시장에의 파급효과 등 간접적인 경로에 의해 국내외 금리가 중장기적으로 연계되어 왔을 가능성이 있으며, 또한 향후 채권시장개방을 통하여 이러한 연계성은 더욱 강화될 것으로 보인다.

식(7)의 위험프리미엄을 구분하여 보면, 환율의 변동에 따르는 위험을 보상하기 위한 환위험프리미엄과 국가신용도에 의한 국가 위험프리미엄이 있다. 만약 이러한 위험프리미엄이 시간불변(time-invariant)이라면 국내외 금리격차의 변화는 투자자들의 예상환율 절하율의 변동만을 반영하게 된다. 본절의 목적은 이러한 이자율

평형이론을 검정하는 것이 아니므로 국내이자율의 변동요인으로서의 예상환율절하율과 국제금리의 중요성에 초점을 맞추어 분석해 보고, 보다 엄밀한 의미에서의 이자율과 환율의 연계모형에 대한 추정은 실질이자율평형이론(real interest parity)을 중심으로 다음장에서 논의해 보기로 한다.⁶⁾

먼저 식(7)을 위험프리미엄이 시간불변(time-invariant)이라고 가정하고, 환율예측오차 $\xi_{t+1} = \Delta s_{t+1} - E_t \Delta s_{t+1}$ 을 이용하여 회귀식형태로 표현하여 보면 다음과 같다.

$$i_t = \beta_0 + \beta_1 i_t^* + \beta_2 \Delta s_{t+1} + u_{t+1} \quad (8)$$

여기서 β_0 는 시간불변위험프리미엄, 그리고 $u_{t+1} = -\xi_{t+1}$ 의 관계가 성립된다. 시장참여자들의 기대형성이 합리적이라고 전제하고 위의 커버되지 않은 이자율평형관계가 성립한다면 $\beta_1 = \beta_2 = 1$ 이며, 교란항의 조건부기대치($E_t u_{t+1} = -E_t \xi_{t+1}$)는 0이 되어, 식(8)을 추정해 봄으로써 이자율평형관계와 합리적기대가설과의 동반가설을 검정해 볼 수 있다. 다만 설명변수 Δs_{t+1} 은 u_{t+1} 과 동시적 상관관계를 가지게 되어 통상적인 OLS를 적용할 경우 추정계수의 불일치성(inconsistency)으로 인한 편향성(bias)을 야기하므로 IV(Instrumental Variables) 추정기법을 이용하여야 한다. 1980년 1분기부터 1996년 2분기까지의 회사채유통수익률(3년물)과 3개월 LIBOR 유로금리, 그리고 대미환율($\text{₩} / \text{\$}$)의 분기별 자료를 이용하여 회귀식 (8)을 추정한 결과는 다음과 같다.

$$i_t = 11.256 + 0.494^{***} i_t^* + 0.393^{***} \Delta s_{t+1}$$

(10.76)	(4.08)	(5.22)
(12.08)	(4.19)	(3.55)

6) 우리나라의 금리변동요인으로서 해외금리 및 환율의 영향을 고려한 연구에는 함정호·최운규(1991), 정유탉·김경식(1992), 함상문(1995), 장홍범(1996) 등이 있으며, Jwa(1994)는 자본자유화의 진행정도를 평가하는 한 척도로서 환율절하기대를 감안한 국내의실질금리차를 분석하였다.

$$\bar{R}^2 = 0.48 \quad DW = 0.63$$

cointegration : DF $T(\rho-1)$ 통계량 -21.58

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = 1 \quad F(2,62) = 71.99 (<0.001)$$

위의 추정결과로 볼 때 유로달러금리와 기대환율절하율은 국내 회사채수익률과 통계적으로 유의한 정(+)의 관계를 나타내어, 해외요인이 국내금리의 변동요인으로 작용함을 알 수 있다. 국내외 금리가 비정상성(nonstationarity)을 가질 경우 위의 식(8)은 가성 회귀식(spurious regression)이 될 가능성이 있다. 그러나 위 추정식의 잔차항에 DF 단위근검정을 해본 결과 귀무가설인 단위근의 존재가 기각되어 가성회귀식의 문제가 없음을 알 수 있다. 또한 이 자율평형관계가 의미하는 $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = 1$ 이라는 귀무가설은 F 검정통계량의 한계유의수준(marginal significance level)이 0.001보다도 작게 나타남으로써 기각된다. 또한 위의 DW 값은 0.63으로 2와 크게 다르므로 전술한 바와 같이 IV추정에서 표준오차에 편차가 있을 수 있다. 그러나 두번째 괄호 안의 수치들에서 볼 수 있듯이 자기상관·이분산성에 일치적인 표준오차를 사용한 t -통계량도 대체로 같은 결과를 보여주고 있다.

엄밀한 의미에서의 자율평형관계는 합리적기대가설과 병행하여 검정해 볼 수 있는데, 식(8)에 현재 정보집합에 포함되어 있는 변수를 독립변수로서 추가하여 그 유의성을 검정해 봄으로써 분석할 수 있다. 실제로 위험프리미엄이 시간변동(time-varying)이거나, 국내자본시장의 개방이 불완전하여 국내금리결정요인에 의하여 변동하는 국내금리의 부분이 크다면 다음의 회귀식에서 X 의 계수는 통계적으로 유의하게 나타나게 된다.

$$i_t = \beta_0 + \beta_1 i_t^* + \beta_2 \Delta s_{t+1} + \beta_3 X_t + u_{t+1} \quad (9)$$

X_t : t 시점의 정보집합에 포함되어 있는 국내금리 결정요인 또는 위험프리미엄의 결정요인

만약 β_3 가 통계적으로 유의하게 0과 다르다면 불변위험프리미엄과 합리적기대가설에 동반한 이자율평형관계는 기각된다. 전절에서 논의하였듯이 인플레이션은 국내금리변동의 중요한 요인이므로 시차를 둔 인플레이션을 X 변수로 사용하여 추정한 결과는 다음과 같다.

$$i_t = 10.667^{***} + 0.263^{***} i_t^* + 0.237^{***} \Delta s_{t+1} + 0.142^{**} \pi_{t-1} + 0.255^{***} \pi_{t-2}$$

(16.53) (3.26) (4.83) (2.94) (5.46)

시차를 둔 인플레이션이 해외금리와 기대환율절하율에 더하여 추가적으로 설명력을 갖는다는 것은 합리적 기대하에서의 이자율평형관계가 우리나라에서는 성립하지 않음을 보여주고 있다. 그러나 유로금리와 예상환율절하율이 회귀식(8)에 비하여 비록 그 계수의 크기는 작아졌지만, 국내금리의 변동요인으로서 유의성을 가진다는 것은 흥미롭다고 하겠다.

Ⅲ. 實質金利隔差의 實證分析

1. 實質利子率平衡理論(Real Interest Parity)에 의한 分析

1990년대에 들어 본격화된 개발도상국으로의 대규모 국제자본의 이동은 아시아·태평양 연안국가들과 라틴아메리카 지역국가들의 자본시장과 국제자본시장간의 연계성을 지속적으로 증대시켜 온 것으로 지적되고 있다.⁷⁾ 우리나라에 있어서도 장기자본의 유입이

7) Chinn and Frankel(1994)은 아시아·태평양지역의 자본시장에서 커버된 이

1990~93년 기간동안 GDP의 약 2%에 달하였으며, 향후 OECD 가입과 지속적인 자본자유화로 총자본유입액은 큰 폭으로 증가될 것으로 전망되어 국제금융시장과의 연계성이 더욱 밀접해질 것으로 보인다. 본장의 목적은 우리나라와 선진국의 실질금리간의 연관관계를 실질금리평형이론(real interest parity)을 중심으로 살펴보고 실질금리격차의 구조적 원인이 무엇인가를 구조벡터자기회귀모형(Structural VAR)을 이용하여 심층적으로 분석해 보는 데 있다.

개방경제하의 환율과 국내외금리격차와의 관계는 위험프리미엄이 없을 경우 전술한 커버되지 않은 이자율평형관계로 특징지어진다.

$$E_t s_{t+1} - s_t = i_t - i_t^* \quad (10)$$

여기서 사후적 실질금리(ex-post real interest rate, $epr_{t+1} \equiv i_t - \pi_{t+1}$)와 사후적 실질금리격차($d_{t+1} \equiv epr_{t+1} - epr_{t+1}^*$)를 이용하여 다음의 실질이자율 평형관계를 도출해 낼 수 있다.

$$E_t q_{t+1} - q_t = E_t d_{t+1} \quad (11)$$

q_t : ₩/\$ 실질환율의 로그치

d_t : 실질금리격차

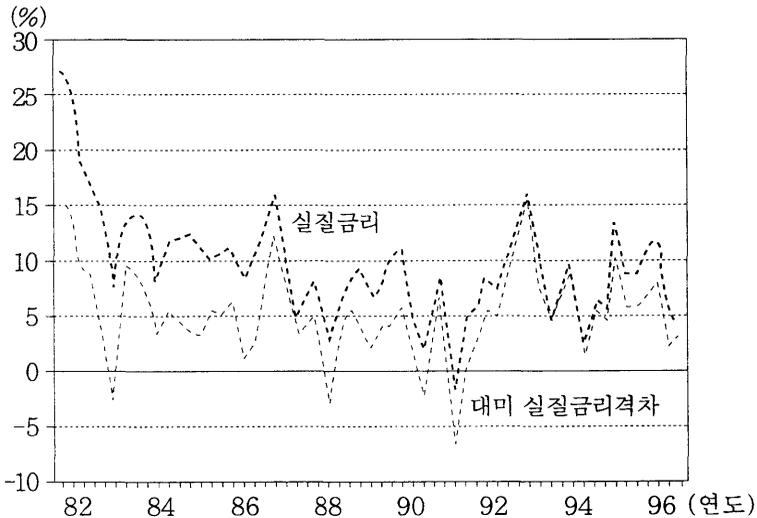
식(11)이 의미하는 바는 원화의 對달러 예상실질환율절하율은 한국과 미국의 기대실질금리의 격차와 동일하다는 것이다. 여기서 사전적 상대구매력평가설(ex-ante relative purchasing power par-

이자율평형관계(covered interest parity)가 대체로 성립되고 있음을 실증적으로 보여주고 있다. Frankel and Okongwu(1996)는 주요 개발도상국과 미국 간에 커버되지 않은 이자율평형관계(uncovers interest parity)가 대체로 성립하고 있음을 보이고, 금리격차가 해소되지 않은 주요 원인으로 큰 폭으로 증대된 환율의 예상절하율을 들고 있다. 또한 Chinn and Frankel(1995)은 아·태지역 국가들의 실질금리가 미국 또는 일본의 실질금리와 장기적으로는 안정적인 관계에 있음을 공적분검정을 통해 보여주고 있다.

ity)이 성립한다면 예상실질환율절하율은 0이 되어($E_t q_{t+1} - q_t = 0$) 양국의 기대실질금리격차는 0이 된다. 그러나 많은 실증분석 결과들이 단기적으로는 사전적 상대구매력평가설이 성립하지 않는다는 것을 보여주고 있으므로 실질환율의 로그치가 random walk이 아니라는 전제하에, 기대실질금리의 격차가 실질환율절하율의 예상치의 변동에 따라 결정될 수 있는 모형을 채택하였다.

[그림 5]는 우리나라의 사후적 실질금리와 대미실질금리격차를 보여주고 있다. CP수익률(3개월)과 소비자물가지수를 기준으로 한 우리나라의 실질금리는 장기적으로는 하향추세를 보이고 있으나, 유로달러금리와 미국소비자물가지수를 기준으로 본 해외실질금리와의 격차는 장기적인 관점에서 볼 때, 평균 5.40%를 중심으로 국내실질금리등락에 따라 변동하고 있는 것으로 보인다.⁸⁾ 우리나라의

[그림 5] 우리나라의 실질금리와 국내외 실질금리격차



8) 본절에서는 이자율평형이론의 보다 엄밀한 검정을 위하여 유로달러 3개월물과 만기가 동일한 3개월물 CP수익률을 명목금리로 사용하였다. 회사채수익률을 사용한 경우에도 본절의 실증분석결과와 대체로 동일한 결론을 얻을 수 있었다.

對美 실질금리평형관계를 분석해 보기 위하여 사후적 실질환율절하율과 사후적 실질금리격차를 이용한 다음의 회귀식을 추정하였다.

$$\Delta q_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 d_{t+1} + \xi_{t+1} \tag{12}$$

$$\Delta q_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 d_{t+1} + \beta_3 X_t + \xi_{t+1} \tag{13}$$

식(12)는 (11)로부터 도출할 수 있는데, 교란항 ξ_{t+1} 은 실질환율절하율의 예측오차 u_{t+1} 과 실질기대금리격차의 예측오차 v_{t+1} 의 차로써 표현될 수 있으므로 설명변수 d_{t+1} 과는 동시적 상관관계(contemporaneous correlation)를 가지게 되어 단순 OLS는 적용할 수 없다. 그러나 합리적기대가설하에서 예측오차는 조건부기대값이 0 이므로 $E_t \xi_{t+1} = 0$ 이 되고 이러한 가정하에서 t 시점에서의 정보집합에 포함된 변수들을 도구변수로 하여 IV추정이 가능하다. 실질이자율 평형관계는 위의 회귀식 추정에서 $\beta_0 = 0$ 와 $\beta_1 = 1$ 이라는 귀무가설의 형태로 표현될 수 있는데, 엄밀한 의미에서의 실질이자율 평형관계가 성립한다면 (13)에서와 같이 현재 관측가능한 변수 X_t 는 실질환율변동을 설명하는 데 있어 일단 실질금리격차가 설명변수로 채택되면 추가적인 설명력이 없어야 한다. 1982: I ~ 1996: II의 분기별 자료를 이용한 위 두 회귀식의 추정결과는 다음과 같다.

$$\Delta q_{t+1} = -4.927^{**} + 0.774^* d_{t+1}$$

(-2.00) (1.70)

$$\bar{R}^2 = 0.11 \quad DW = 0.49$$

$$H_0 : \beta_1 = 1 \quad F(1,53) = 0.25 (0.62)$$

$$\Delta q_{t+1} = -3.412^* + 0.581^* d_{t+1} + 0.624^{***} \Delta q_t$$

(-1.85) (1.71) (6.62)

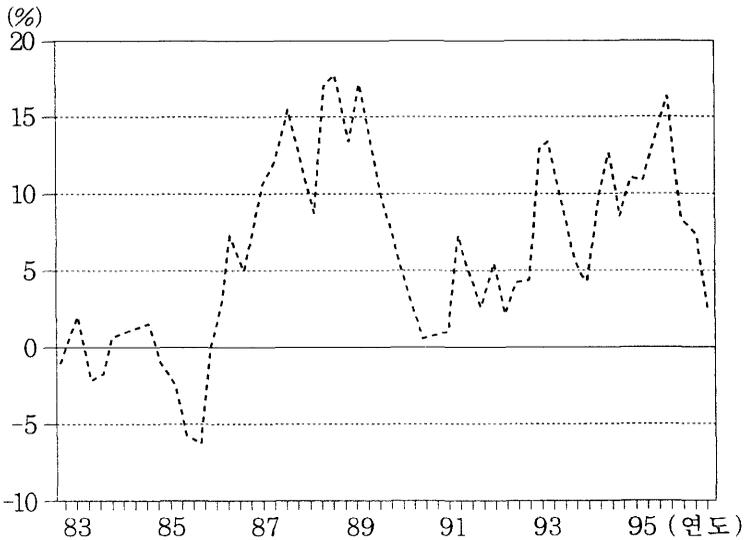
$$\bar{R}^2 = 0.51 \quad DW = 1.72$$

$$H_0 : \beta_1 = 1 \quad F(1,52) = 1.51 (0.22)$$

도구변수 : $\Delta q_t, \dots, \Delta q_{t-3}, d_t, \dots, d_{t-3}, \pi_t - \pi^*, \dots, \pi_{t-3} - \pi_{t-3}^*$

위 결과는 우리나라에 있어 실질환율과 실질금리격차는 이자율평형이론이 의미하는 바와 같이 정(+)의 관계가 있으나, 10% 유의수준에서만 그 관계가 유의하게 나타남으로써 아직 이자율평형이론이 실질금리와 실질환율의 움직임을 설명하는 완전한 모형이 될 수 없음을 보여주고 있다. 또한 실질환율절하율의 자기회귀적인 움직임이 실질금리격차에 추가적으로 통계적으로 유의한 설명력을 가지므로 합리적기대가설에 근거한 실질이자율 평형이론은 기각된다. [그림 6]은 위의 도구변수에 근거하여 산출된 기대실질금리격차와 예상실질환율절하율의 차이($d_t - \Delta q_t$)를 보여준다. 이는 1980년대 이후의 우리나라의 실질금리가 예상실질환율절하율을 감안하고도 해외실질금리에 비해 평균적으로 높은 수준(1982: IV~1996: II 평균 6.04%, p.a.)이었음을 보여주고 있다.

[그림 6] 기대실질 환율 절하율을 감안한 기대실질금리격차



2. 國內外 實質金利隔差의 構造的 變動要因 分析

그렇다면 국내외 실질금리격차는 어떠한 변동요인에 의해 움직이는 것일까? 본절에서는 실질환율절하율과 실질금리격차의 두 변수 구조자기벡터회귀모형을 설정하고, 소규모 개방경제시스템내에서 일어날 수 있는 모든 교란요인을 경상교란요인(nominal shock)과 실물교란요인(real shock)으로 크게 대별하여 봄으로써, 실질금리격차의 변동요인으로서의 그 상대적 중요도를 측정하여 본다.

가. 구조자기벡터회귀모형(Structural VAR Model)의 설정

통상적인 벡터자기회귀모형(VAR)은 경제학적인 이론에 전혀 근거하지 않은 통계적 모형으로서 그 실증분석 결과를 이론적인 인과관계로 설명하기 어려운 난점이 있다. 이러한 난점을 극복하면서도, VAR모형의 유용성을 이용하기 위하여 통상적인 VAR의 교란항을 경제학적 이론에 근거한 구조적 교란요인의 복합적인 형태로 보고 각 구조적 요인으로 인한 내생변수의 변동패턴을 분석하는 구조자기벡터회귀모형(SVAR)이 현재 널리 이용되고 있다.⁹⁾ SVAR기법을 이용하여 동태적 환율변동의 모형을 추정한 예로는 Evans and Lothian(1991), Lastrapes(1992), Clarida and Gali(1994), Hahm(1995) 그리고 우리나라의 자료를 이용한 김준일(1995)의 연구 등이 있는데, 본고에서는 실질금리격차와 실질환율절하율을 이용한 Hahm(1995)의 두 변수 SVAR모형을 이용하여 실질금리격차에 초점을 두고, 그 변동요인으로서의 경상요인과 실물요인의 상대적 중요도를 실증분석해 보기로 한다.

먼저 두 변수 벡터 $X_t \equiv [\Delta q_t, d_t]'$ 가 공분산 정상성(covarian-

9) 거시경제분야에서 SVAR모형을 이용한 예로서는 Blanchard and Watson(1986), Bernanke(1986), Blanchard and Quah(1989), Gali(1992) 등이 있다.

ce-stationary)시계열이라고 가정하면 X 에 대한 다음의 축약형(reduced form) VMA(Vector Moving Average)로 나타낼 수 있게 된다.

$$X_i \equiv \begin{bmatrix} \Delta q_i \\ d_i \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} E^{11}(L) & E^{12}(L) \\ E^{21}(L) & E^{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} v_i^q \\ v_i^d \end{bmatrix} \equiv E(L) \cdot v_i \quad (13)$$

여기서 $E(0) = I$, 교란항 벡터 v_i 는 X_i 의 과거 관측치를 이용한 최적선형예측오차(optimal linear projection error)이며, $E v_i v_i' = \Sigma$ 는 축약형 교란항 v_i 의 공분산행렬(variance-covariance matrix)로 정의한다. 또한 벡터 X_i 의 변동은 경상요인(nominal shock)과 실물요인(real shock) 두 종류의 외생적인 구조적 교란요인으로 인하여 이루어진다고 가정할 수 있다. 보다 구체적으로 실질환율절하율과 실질금리격차는 각각 이러한 두가지 형태의 구조적인 교란항의 현재와 과거치의 선형결합형태로 나타낼 수 있다고 본다. 이러한 구조(structural) VMA는 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$X_i = \begin{bmatrix} C^{11}(L) & C^{12}(L) \\ C^{21}(L) & C^{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \xi_i^r \\ \xi_i^n \end{bmatrix} \equiv C(L) \cdot \xi_i \quad (14)$$

여기서 ξ_i^r 과 ξ_i^n 은 각각 실물교란항(real shock)과 경상교란항(nominal shock)을 나타내며, 실물교란항은 주로 실물적인 측면에서 발생하는 기술수준, 생산성, 기호의 변화 등 실물수요공급의 변화를 야기하는 교란항이며, 경상교란항은 각국의 통화공급충격 또는 화폐수요의 변화로 인한 교란항을 의미한다.

SVAR모형의 핵심은 식(13)의 축약형 VMA모형의 추정으로부터 식(14)의 구조 VMA모형을 어떻게 도출해 내는가에 있는데, 여기서 통상적인 VAR모형의 제약형태(예를 들면 Choleski decomposition)를 사용하지 않고 경제학적인 이론에 기초를 둔 제약조건을 이용함으로써 구조적 교란항을 도출(identify)할 수 있다.

본고에서는 통화론적 접근방법에 기초한 많은 환율결정이론들의 공통적인 함의인 경상교란항의 실질환율에 대한 장기중립성(long-run neutrality of monetary shock)을 장기제약식(long-run restriction)으로 이용하여 SVAR모형을 추정하였다.¹⁰⁾ 구체적으로 SVAR 추정방법을 살펴보면 다음과 같다.

먼저 축약형 교란항 $v_t = S \cdot \xi_t$ 로 표현 가능하므로 식(13)은 $X_t = E(L) \cdot S \cdot \xi_t$, 즉 $C(L) = E(L) \cdot S$ 로 표현되어 축약형 VMA(13)이 통상적인 VAR로서 추정가능할 때 (2×2) 행렬 S 만 계산해 내면 SVAR이 추정가능하게 된다. 여기서 $E \xi_t \xi_t' = I$ 이라는 가정하에 $v_t v_t' \equiv \Sigma = S \xi_t \xi_t' S' = SS'$ 이 되고 Σ 는 통상적인 VAR에서 추정가능하므로, $\Sigma = SS'$ 은 세 개의 독립적인 방정식으로 해석가능하다. 추가적으로 전술한 장기제약식을 이용하면 $C^{12}(1) = 0$, 즉 $E^{11}(1) S_{12} + E^{12}(1) S_{22} = 0$ 이라는 방정식을 도출할 수 있다. (2×2) 행렬 S 의 각항은 위의 네 개의 독립적인 연립방정식의 해를 구함으로써 얻어지며, 이를 이용하여 $C(L)$ 과 $\{\xi_t\}$ 의 도출이 가능하게 된다. 마지막으로 실질금리격차의 실물요인에 의한 변동부분과 경상요인에 의한 변동부분은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$d_t^r = C^{21}(L) \xi_t^r \quad (15)$$

$$d_t^m = C^{22}(L) \xi_t^m$$

d_t^r : 실물요인으로 인한 실질금리격차

d_t^m : 경상요인으로 인한 실질금리격차

나. SVAR에 의한 국내외 실질금리격차의 변동요인 분석

<표 3>은 국내 CP 수익률(3개월), 유로달러금리(3개월), 원/달러 환율, 그리고 한국과 미국의 CPI의 1981:Ⅳ부터 1996:Ⅱ까지의

10) Lastrapes(1992), Clarida and Gali(1994), Hahn(1995) 그리고 김준일(1995) 등도 같은 장기제약식을 이용 SVAR 모형을 추정하였다.

분기별 시계열 자료를 이용하여 SVAR모형을 추정하고 각 구조교란요인으로 인한 실질금리격차의 분산분해(variance decomposition) 결과를 보여준다. 이에 따르면 우리나라의 국내외 실질금리격차 변동의 주 요인은 경상요인이며, 경상요인은 각 시계의 예측 오차의 95% 이상을 설명하고 있음을 알 수 있다.

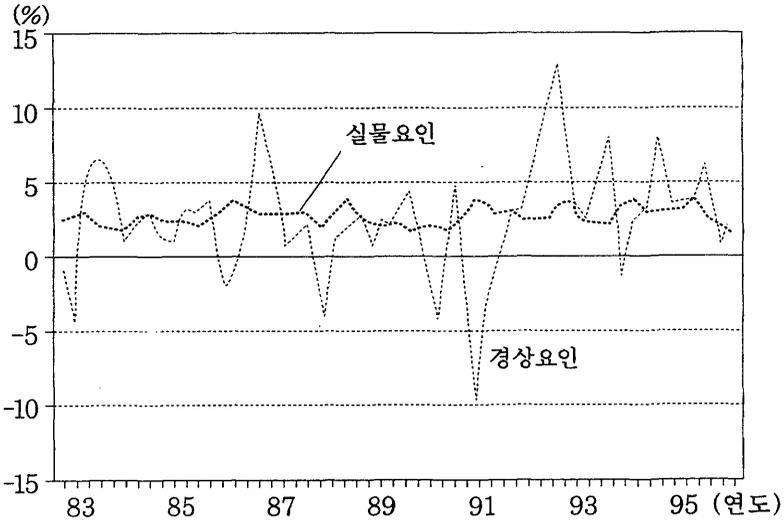
〈표 3〉 국내외 실질금리격차의 분산분해 분석

(단위: %)

예측시계(분기)	실 물 요 인	경 상 요 인
1	0.3	99.7
5	2.1	97.9
10	2.4	97.6
15	2.5	97.5
20	2.5	97.5

[그림 7]은 각 구조교란요인으로 인한 실질금리격차의 변동을 나타낸다. 실물요인 시계열은 1982:Ⅳ의 실질금리격차의 실제치를 기준으로 하여 이후 경상교란항이 0이라고 가정하고, 실물교란항만이 실질금리차를 변동시켰을 때의 국내외 실질금리격차의 변동추이를 보여주며, 경상요인 시계열은 경상교란항만이 교란요인으로 작용하였을 경우의 실질금리격차의 변동추이이다. 이 그림에서도 국내외 실질금리격차의 주 변동요인은 각국의 통화부문에서 발생하는 충격과 그로 인한 인플레이션의 변동 등으로 나타나는 경상요인임을 알 수 있다. 이는 전장의 피셔효과 분석에서도 보았듯이 명목이자율과 실질이자율 모두 기대인플레이션이 중요한 변동요인이라는 결론과 비교해볼 때 시사하는 바가 크다고 할 것이다.

[그림 7] 실질금리격차의 구조적 변동요인



IV. OECD 國別比較를 통한 國際金利隔差의 分析和 우리나라 均衡金利 수준의 摸索

1. OECD 패널데이터를 이용한 對美 金利隔差의 實證分析

전장까지는 국내의 금리격차의 결정요인을 기본적으로 우리나라의 시계열자료를 이용하여 실증분석해 보았다. 그러나 우리나라의 경제구조가 현재 구조적인 변혁기에 있으며, 향후 OECD 가입과 자본자유화의 진전 등으로 우리나라의 금리 및 국내외금리격차는 지금까지와는 상이한 변동패턴을 보일 가능성이 있다. 본장에서는 향후 각종 규제 수준과 범위가 OECD 수준까지 완화되었을 때, 그리고 국내외 실물·자본시장의 통합화가 지속적으로 진전되었을

때의 우리나라의 균형금리수준 및 변동패턴을 전망하여 보는 의미에서, 우리나라의 자료가 아닌, OECD 국가들의 대미금리격차를 국별비교(cross-country analysis)를 통하여 실증분석함으로써 지금까지의 논의를 보완하고자 한다.

가. 자 료

본절의 목적은 한 나라에 있어서 그 나라의 제반 거시경제여건을 반영하는 장기적인 의미에서의 균형금리수준의 결정요인을 살펴보는 데 있으므로, 가급적이면 한 나라에 국한된 단기적인 충격요인으로 인한 금리의 변동을 배제하기 위하여 각 변수의 기간별 평균치를 분석에 이용하였다. 1995년 현재 OECD에 가입된 25개국의 1986년부터 1993년까지의 연간 시계열자료를 이용하여 각 변수의 1986~89, 1990~93의 기간평균을 계산하여 패널분석에 사용하였는데, 금리자료로서는 1995년판 OECD Historical Statistics (1960~93)에 수록된 장기명목이자율(nominal long-term interest rates) 자료를 이용하였다. 본절에서는 국제금리격차의 거시경제적 결정요인에 분석의 초점을 두고 있으므로 각국의 금리수준 자체보다는 미국의 장기금리를 준거로 한 대미 금리격차를 종속변수로 채택하였다. 분석에 사용된 OECD 각국의 기간별 금리수준 및 대미 금리격차는 <표 4>와 같다.

나. 對美 金利격차의 실증분석

전술한 바와 같이 개방경제에 있어 각국의 자산이 상호 완전대체재(perfect substitutes)이며 국가간 자본이동에 제약이 없을 경우 각국의 대미명목금리격차는 자국통화의 대미기대환율절하율과 관계 된다. 실제로 이러한 금리평형관계는 비교적 자본이동이 자유로운 선진국들간에 있어서도 잘 성립되지 않고 있는데, 이는 국가간

〈표 4〉 OECD 각국의 기간별 명목금리수준과 對美 금리격차

국 가 명	1986~89		1990~93	
	장기금리	대미격차	장기금리	대미격차
1. 미 국	8.58	-	7.73	-
2. 일 본	4.85	-3.73	5.75	-1.98
3. 독 일	6.48	-2.10	7.93	0.20
4. 프 랑스	9.43	0.85	8.98	1.25
5. 이 탈리아	11.05	2.47	12.50	4.77
6. 영 국	9.6	1.02	9.5	1.77
7. 캐나 다	9.88	1.30	9.33	1.60
8. 오스트레일리아	13.03	4.45	10.1	2.37
9. 오스트리아	7.00	-1.58	8.05	0.32
10. 벨기에	8.35	-0.23	8.83	1.10
11. 덴마크	10.20	1.62	9.00	1.27
12. 핀란드	9.05	0.47	11.38	3.65
13. 그리스	NA	NA	NA	NA
14. 아이슬랜드	NA	NA	7.00	-0.73
15. 아일랜드	10.20	1.62	9.03	1.30
16. 룩셈부르크	NA	NA	NA	NA
17. 멕시코	NA	NA	17.10	9.37
18. 네덜란드	6.58	-2.0	8.10	0.37
19. 뉴질랜드	14.58	6.00	9.43	1.70
20. 노르웨이	12.58	4.00	9.30	1.57
21. 포르투갈	NA	NA	NA	NA
22. 스페인	12.40	3.82	12.38	4.65
23. 스웨덴	11.15	2.57	10.60	2.87
24. 스위스	4.35	-4.23	5.90	-1.83
25. 터 키	NA	NA	NA	NA
평 균	9.44	0.91	9.42	1.78

주 : 단위는 기간평균, %, p.a.

세계의 차이, 정보의 비대칭성 등으로 인해 현실적으로 국내자산과 해외자산이 불완전대체재이기 때문이며, 이로 인한 위험프리미엄 또한 경기변동 등에 따라 시간변동(time-varying)하기 때문이라고 보는 견해가 일반적이다.

커버되지 않은 이자율평형관계(covered interest parity)를 나타내는 식(7)을 비조건부 기대치(unconditional expectation)를 취하고 반복기대의 법칙(law of iterated expectation)을 적용하여 정리하면 다음과 같은 대미 장기금리격차의 모형을 도출할 수 있다.¹¹⁾

$$E(i_t - i_t^{us}) = E(rp_t) + E(\Delta s_{t+1}) \quad (16)$$

실제로 비조건부 기대치(unconditional expectation)는 관측 불가능하기 때문에 기간평균치를 이용하여 식(16)을 표현하면 다음과 같다.

$$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (i_t - i_t^{us}) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (rp_t) + \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\Delta s_{t+1}) \quad (17)$$

식(17)은 모든 나라에 성립하기 때문에 이를 국별회귀식(cross-country regression) 형태로 표현하면 다음과 같다.

$$IDIF_j = \beta_0 + \beta_1 \cdot SDEP_j + X_j' r + v_j, \quad j = 1, 2, \dots, J \quad (18)$$

$IDIF_j$: j 국의 평균 대미 명목금리격차

$SDEP_j$: j 국의 평균 대미 환율절하율

X : 각국의 위험프리미엄 결정요인 벡터

v_j : 교란항 ($E v_j = 0$)

11) 개방경제가 장기균형상태에 놓여 있다면 장기적으로는 환율변동의 비조건부 기대치는 0이며, 추가적으로 위험프리미엄이 없다면 명목금리차는 평균적으로 0이 되어 각국의 장기평균금리는 동일수준으로 수렴하게 된다. 본 연구에서는 80년대 후반 이후의 비교적 짧은 기간평균을 이용하기 때문에 환율의 평균절하율이 0이 아니라고 가정한다.

실제로 OECD 국가간의 자본이동이 완전히 자유롭다고 보기는 어렵기 때문에 우리나라의 경우와 마찬가지로 국내금리수준의 결정요인으로서 국내거시변수가 환율과 해외금리에 추가적으로 설명력을 갖게 마련이며, 이 경우 X 는 단지 그 나라의 위험프리미엄만을 설명하는 변수가 아니라 이러한 불완전한 자본이동하에서의 국내금리결정요인으로 해석하는 것이 더욱 설득력이 있을 것이다. 이러한 가정하에 X 변수로서는 전장에서 고려한 국내금리의 변동요인과 위험프리미엄 변수를 함께 고려하였다. 또한 각국의 관측치는 1986~89, 1990~93의 기간평균치, 즉 2개의 관측치로 이루어져 있으므로 패널분석기법을 이용하여 실증분석하였으며 그 결과는 <표 5>에 요약되어 있다.¹²⁾

먼저 평균명목환율절하율(*SDEP*)은 <표 5>의 모든 추정식에서 금리격차와 통계적으로 유의한 정(+)¹³⁾의 계수를 보이고 있다. 각국 자산의 평균위험프리미엄 수준이 동일하며 자본이동이 완전히 자유로운 경우에는 추정식 (a)에서와 같이 자국거시변수의 변동은 환율의 변동에 완전히 반영되어 평균환율절하율만이 유일한 설명변수가 되어야 하며, 금리격차와는 정(+)¹⁴⁾의 일대일 대응관계가 있어야 한다. 그러나 <표 5>에서 보듯이 *SDEP*의 계수가 대체로 0.16~0.37의 범위 안에 있어 이론적인 예측치 1에 못미치고 있고, 다른 자국거시변수들이 추가적인 설명력을 가짐으로써 엄밀한 의미에서의 이자율 평가관계는 역시 기각됨을 알 수 있다. 그러나 환율절하율은 금리격차의 중요한 변동요인이며 (a)의 \bar{R}^2 에서 보듯이 독립적으로도 적지 않은 설명력을 가진다.

12) <표 5>의 추정결과는 1986~89, 1990~93 두 기간의 기간더미변수(period dummy variable)를 고려하지 않은 추정결과이다. 상수항 기간더미변수를 추가하여 추정해 보면 <표 5>의 추정식 (a)를 제외한 모든 추정식에서 기간더미변수의 통계학적 유의성이 성립하지 않고 다른 변수의 설명력에도 큰 영향을 주지 않으므로 기간더미변수를 제외한 추정결과만을 제시하였다.

<표 5> OECD 패널데이터를 이용한 對美 金利격차의 결정요인

$$IDIF_j = \beta_0 + \beta_1 \cdot SDEP_j + X_j \gamma + v_j \text{ (Pooled Regression, 1986~93)}$$

추정식	상수항	SDEP	INF	YG	CAD/GDP	STDINF	STDSDEP	\bar{R}^2
(a)	2.518*** (5.07)	0.270*** (3.80)						0.27
(b)	-0.271 (-0.52)	0.191*** (3.59)	0.499*** (5.80)					0.61
(c)	1.444** (2.36)	0.367*** (3.98)		0.464 (1.60)				0.30
(d)	1.605*** (3.92)	0.199*** (3.03)			0.385*** (3.37)			0.43
(e)	0.906 (1.44)	0.189** (2.58)				0.657** (2.56)		0.36
(f)	3.100*** (2.86)	0.256*** (3.54)					-0.105 (-0.94)	0.26
(g)	-0.122 (-0.23)	0.219*** (3.87)	0.619*** (5.02)			-0.387 (-1.35)		0.62
(h)	-0.267 (-0.46)	0.249*** (3.31)	0.602*** (4.70)	0.135 (0.60)		-0.374 (-1.29)		0.62
(i)	-0.085 (-0.17)	0.191*** (3.38)	0.531*** (4.14)		0.184* (1.87)	-0.319 (-1.14)		0.65
(j)	-0.203 (-0.41)	0.166*** (3.17)	0.426*** (4.74)		0.199** (2.03)			0.65
(k)	-0.399 (-0.73)	0.208*** (2.95)	0.404*** (4.31)	0.192 (0.89)	0.206** (2.09)			0.64
(l)	-0.269 (-0.48)	0.228*** (3.13)	0.504*** (3.79)	0.173 (0.80)	0.192* (1.93)	-0.299 (-1.06)		0.65

주 : IDIF : 對美 장기명목金利차(기간평균, %, p.a.)
 SDEP : 對달러 명목환율절하율(기간평균, %, p.a.)
 INF : 인플레이션을(기간평균, %, p.a., GDP Implicit Deflator 기준)
 YG : 실질GDP 성장률(기간평균, %, p.a.)
 CAD/GDP : GDP 대비 경상수지적자(기간평균, %, p.a.)
 STDINF : 인플레이션율의 기간표준편차
 STDSDEP : 명목환율절하율의 기간표준편차

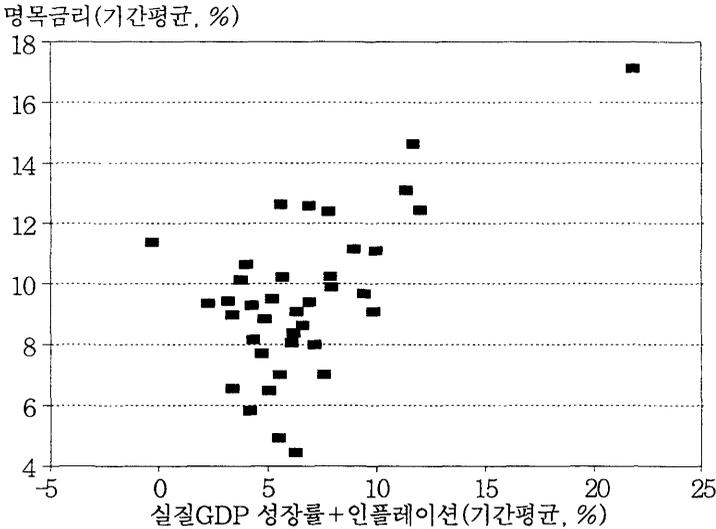
자국의 거시경제변수들은 대미금리격차수준의 중요한 설명변수로 나타나 OECD 국가간 자본이동이 완전히 자유롭지 않거나, 또는 거시요인이 위험프리미엄의 중요결정변수임을 보이고 있다. 전장에서 논의된 우리나라의 시계열 분석에서도 나타나듯이, 각국의 평균대미금리격차의 가장 중요한 결정요인은 평균인플레이션율이며, 저축과 투자의 불균형의 정도를 나타내는 지표인 GDP 대비 경상수지 적자비율은 추정식 (j)에서 보듯이 평균인플레이션율에 이어 추가적인 설명력을 가지고 있는 것으로 나타나 금리격차의 주요요인이 되고 있다. 그러나 실질GDP 성장률은 모든 경우에서 통계적으로 유의한 설명력을 가지고 있지 않은 것으로 나타나며 각국 자산의 위험프리미엄의 수준을 측정해 보기 위하여 사용된 인플레이션의 변동성이나 환율절하율의 변동성도 (e)의 경우를 제외하고는 설명력이 없는 것으로 나타나고 있다.

2. OECD 패널分析 결과로 본 우리나라의 長期均衡金利 수준

가. 각국의 명목금리수준과 성장률과 인플레이션의 합으로 본 균형금리

전장에서 논의한 바 있는 신고전학파의 성장이론에 근거한 장기 균형금리는 우리나라의 경우에서와 같이 OECD 자료로 볼 때도 어느 정도 설명력이 있는 것으로 보인다. [그림 8]은 OECD 각국의 1986~89, 1990~93 기간별 평균명목금리수준과, 평균실질GDP 성장률과 인플레이션의 합의 관계를 보여주고 있다. 그러나 두 변수간의 관계가 완벽한 일대일의 대응관계는 아니며 다음의 추정결과는 우리나라에서와 같이 GDP 대비 경상수지적자비율이 추가적인 설명요인으로 나타나고 있음을 알 수 있다.

[그림 8] OECD 국별 명목금리수준과 실질GDP성장률과 인플레이션의 합



$$INT_j = 6.444^{***} + 0.428^{***} (YG + INF)_j \quad \bar{R}^2 = 0.34$$

(9.67) (4.63)

$$INT_j = 7.010^{***} + 0.326^{***} (YG + INF)_j + 0.385^{***} \left(\frac{CAD}{GDP} \right)_j \quad (19)$$

(11.35) (3.80) (3.70)

$$\bar{R}^2 = 0.51$$

INT_j : j 국의 기간평균 장기명목이자율

$(YG + INF)_j$: j 국의 기간평균 실질GDP성장률 + 인플레이션

나. 우리나라의 균형금리수준의 모색

본절에서는 OECD 국가의 국별비교 추정결과를 토대로 하여 현재 우리나라의 균형금리수준을 가늠하여 본다. 물론 각국 경제구조의 이질성(heterogeneity) 등으로 인하여 OECD 자료의 분석결과를 우리나라에 그대로 적용하는 데는 무리가 따를 것으로 판단되나 현재의 균형시장금리 또는 OECD 가입 이후의 우리나라의 금리수

〈표 6〉 OECD 패널분석을 이용한 우리나라 균형금리의 수준

	1995	1996 ^p	1997 ^{p1)}
1. 우리나라의 주요 거시변수(연평균, %)			
회사채 유통수익률	13.8	11.7	—
실질경제 성장률(<i>YG</i>)	9.0	6.9	6.4
소비자물가 상승률(<i>INF</i>)	4.5	5.0	4.7
달러화 대비 명목환율절하율(<i>SDEP</i>)	-4.0	4.2	4.0
경상수지적자비율($\frac{CAD}{GDP}$)	2.0	4.5	3.5
2. 균형금리 수준			
가. <i>YG+INF</i>	13.5	11.9	11.1
나. $7.010+0.326(YG+INF)+0.385(\frac{CAD}{GDP})^2)$	12.2	12.6	11.9
다. $INT_{us} - 0.203+0.166 \cdot SDEP + 0.426 \cdot INF +$ $0.199 (\frac{CAD}{GDP})^3)$	9.6	11.7	11.3
라. (가 + 나 + 다) / 3	11.7	12.1	11.4

주 : 1) 1996, 1997의 전망치는 1996. 4/4분기 KDI 경제전망 등을 참조하여 추정.

2) 본질의 추정식 (19).

3) 〈표 5〉의 대미금리격차추정식 (j)에서 미국의 장기평균금리수준(1986~93 평균 8.15%)을 더하여 추정.

준을 어렵פות이나마 예측해 보는 데 본질의 의의가 있다.

〈표 6〉에서는 회사채유통수익률을 기준으로 우리나라의 명목균형금리수준을 세가지 방법으로 추정해 보았는데, 첫째로 현재 널리 사용되고 있는 실질경제성장률과 인플레이션율의 합, 둘째로 OECD 국별회귀분석의 결과로 추정된 식 (19), 그리고 마지막으로 OECD 대미금리격차추정식 〈표 5〉의 (j)를 이용하였다. 추정된 균형금리의 수준과 우리나라 회사채수익률의 실제치를 비교해 보면, 1995년의 경우 실제치가 균형금리의 범위(9.6~13.5%)를 상회함으로써 금리가 제반 거시경제여건을 감안하고도 높은 수준이었음을 알 수

있다. 1996년의 경우에는 회사채수익률의 실제치가 균형금리의 범위(11.7~12.6%)에 포함되어 있으므로 금리의 상향왜곡 현상이 해소된 상태로 보이며, 1997년 균형금리 수준은 11.1~11.9%로서 1996년 11월 현재의 12.3% 수준보다 약 1%포인트 정도 낮아질 여력이 있는 것으로 전망된다. 이는 현재 우리나라의 명목금리수준이 예상환율절하율, 경상수지적자비율, 경제성장률과 인플레이션 등 제반 거시경제여건에 비추어 볼 때 많이 높은 수준은 아니며, 그러므로 금리하락의 여건이 여의치 않다는 것을 의미한다.

OECD 자료의 분석결과에 비추어 볼 때 OECD 가입 이후 우리나라의 금리는 자본시장개방이 더욱 진전되더라도 지속적인 경상수지적자, 그리고 이로 인한 환율의 절하압력 등으로 급격히 하락하지는 않을 것으로 예상되며, 향후 금리하향안정화는 기대인플레이션의 불식과 경상수지적자를 어떻게 해소시켜 나가는가에 좌우될 것으로 보인다. 장기적으로는 역시 해외자본유입, 자본스톡집적의 가속화, 경제성장률과 물가의 안정화로 이어지는 자본시장개방의 긍정적 효과가 얼마나 신속하게 그리고 안정적으로 이루어질 것인가가 금리하향 안정화의 관건이 될 것이다.

V. 金利의 下向安定化 方案

지금까지 본고에서 연구분석한 결과에 의하면 한 나라의 금리수준은 경제성장률과 기대물가상승률, 경상수지적자, 그리고 환율변동 등에 크게 영향을 받는 것으로 나타났다. 특히 기대물가상승률과 경상수지적자는 자금의 수요와 공급을 변화시켜 금리수준을 결정하는 데 가장 중요한 요인으로 작용하는 것으로 검증되고 있다.

그리고 국내외 실질금리격차는 실물요인보다는 통화부문에서 오는 충격, 물가상승 등 경상요인이 변동을 주도하고 있다.

이와 같은 실증분석결과는 금리정책을 수행하는 데 있어 시사하는 점이 크다. 물가상승, 경상수지 등 경제안정의 정도와 금리와의 연관관계가 깊은 것으로 나타나고 있다. 통화공급의 확대는 중장기적으로 볼 때 기대인플레이션의 상승으로 금리가 높아질 가능성이 크다. 그리고 투자와 국내저축의 차이인 경상수지적자가 금리의 주요결정요인인 것으로 보아, 투자의 효율성, 합리적인 소비행태가 금리수준을 결정하는 데 크게 작용하는 것으로 보인다. 다시 말해서, 한정된 자원을 투자나 소비행위에 있어 얼마나 효율적으로 이용하는가에 따라 명목금리수준은 크게 영향을 받고 있는 것으로 검증되고 있다.

우리나라의 금리수준은 앞에서 살펴본 바와 같이 선진국이나 대부분의 경쟁상대국의 금리보다 높아 우리 경제의 건실한 성장이 제약될 수 있다는 우려가 제기되고 있다. 높은 금융비용은 기업들이 국제경쟁력을 강화하는 데 부담이 되고 있다. 또한 국내금리와 국제금리의 격차가 커서 국내외 자금흐름이 불안정해짐에 따라 금융시장은 물론 경제전반이 불안해질 수 있다.

경제의 범세계화가 진전될수록 높은 금리수준은 우리 경제에 어려움을 가중시키게 된다. 상품 및 금융 등 모든 시장들이 국경의 의미가 상실되면서 세계적으로 단일화되고 있다. 따라서 기업들은 세계시장에서 동등한 조건에서 경쟁을 하여야 한다. 높은 생산성이 수반되지 않은 고금리는 고임금과 마찬가지로 기업활동을 하는 데 불리한 여건으로 작용한다. 그리고 국내금융시장이 세계금융시장과 통합되는 과정에서 국내외 금리의 격차가 크면 클수록 자금흐름의 급격한 변동으로 부작용이 증폭될 수밖에 없다.

금리의 하향안정화는 우리경제가 국제경쟁력을 강화하면서 건실

한 성장을 지속하기 위하여 해결해야 할 중요한 현안과제이다. 이제 개방된 경제체제에서 국내금리가 국제금리수준으로 안정적으로 접근할 수 있는 방안이 모색되어야 한다.

금리는 과거와 같이 정부가 인위적으로 낮출 수는 없다. 금리를 낮추려는 정책의도 자체가 금리를 상승시키는 요인으로 작용한다. 금리가 상대적으로 낮아지면 자금수요가 증가하고 자금공급이 감소하여 금리상승압력이 높아지게 된다. 따라서 금리의 하향안정화는 금리수준을 결정하는 요인들을 신중하게 검토하여 금리가 낮아지면서 금리상승압력이 높아지는 것을 해소할 수 있도록 여건을 조성하여야 가능할 수 있다.

국내금리가 국제금리수준으로 하향안정화되기 위해서는, 선진국과 다르게 우리경제에 구조적으로 내재해 있는 물가불안, 자원이용의 비효율성을 유발하는 요인들을 제거하여야 한다. 그러면 경제안정을 정착시키고 경제전반의 능률을 제고하여 금리를 하향안정화시킬 수 있는 구체적인 접근방법을 논의해 보고자 한다.

첫째, 부동산 투기가 근절되어야 한다. 부동산 가격의 상승은 임금상승을 유발할 뿐만 아니라 수요와 비용 양측면에서 물가상승의 근원이 되고 있다. 현재와 같이 주택가격이 비싼 상황에서는 높은 임금도 근로자를 만족시키기 어렵다. 높은 공장 및 상가 임대가격은 물가상승압력으로 작용할 수밖에 없다. 또한 부동산을 통한 불로소득은 건설한 기업 및 근로의욕을 저상시킨다. 또한 부동산투자에 대한 기대수익률이 높을수록 금융저축이 감퇴하여 금융자본 축적이 어렵게 된다.

부동산 가격은 90년대초 이후 안정되어 있다. 그리고 조세제도도 부동산 투자를 억제할 수 있도록 잘 정비되어 있고 부동산실명제도 시행되어 정착되고 있다. 그러나 부동산 투자를 통한 일확천금의 기대는 아직 잠재되어 있다고 본다. 부동산 투기는 우리 경제의 경

쟁력을 약화시키고 국민들의 생활을 불안하게 하는 부도덕적인 행위로 국민 모두에게 광범위하게 인식되어야 한다. 그리고 부동산 소유에 대한 세무행정을 강화하여 부동산 가격을 안정시킬 뿐만 아니라 더 나아가 인하를 유도해야 할 것이다.

둘째, 기업들은 차입의존도를 낮추어야 한다. 한정된 자본을 기업들이 비효율적으로 이용하고 있는 한 금리는 낮아질 수 없다. 그리고 경쟁이 심해질수록 부채의존도가 높은 기업은 부실해질 가능성이 높아진다. 대기업군도 외부차입에 의하여 무리하게 투자를 다 변화할 경우 경제가 범세계화되는 여건에서 국제경쟁을 감내할 수 있다는 보장이 없다.

기업들이 자본을 효율적으로 이용할 수 있도록 제도와 체제가 정비되어야 한다. 기업의 영업 및 재무상황이 투명하게 공시되어 자금조달 비용에 반영될 수 있어야 한다. 그리고 기업간에 상호지급 보증을 가능한 한 축소하여 기업군의 부실을 사전에 예방하고 자본 이용의 낭비를 줄여야 할 것이다.

셋째, 통화관리 방식이 개선되어야 한다. 통화관리가 오랜 노력에도 불구하고 직접규제방식에서 크게 탈피하지 못하고 있다. 금융기관의 여신이 통화당국에 의해 직접 통제되어 기업들은 자금을 원하는 시기에 확실히 조달할 수 있는 보장이 없었다. 따라서 기업들은 필요한 규모보다 더 많은 자금을 확보하는 것이 관행화되어 자금의 가수요가 크게 증가하였다. 이와 같은 자금의 가수요는 기업의 금융비용부담을 높이고 금리를 상승시키는 요인으로 작용하고 있다.

따라서 통화는 투명하고 예측가능할 수 있도록 관리되어야 한다. 그러므로 통화당국이 기업, 금융기관과 대등한 위치에서 금융시장에 참여하여 유동성을 관리하는 것이 바람직하다. RP, 공개시장조작 등 간접관리방식에 의해 시중의 유동성을 조절하여 불확실성에

의해 발생하는 자금의 가수요를 억제하여 자본비용을 낮추어 나가야 한다.

넷째, 금융산업의 효율성을 제고하기 위한 구조조정이 시급히 이루어져야 한다. 정부당국은 칸막이식의 규제행태를 과감히 철폐하고 시장경쟁원리를 도입하여 금융기관간의 경쟁을 촉진함으로써 우리 금융산업이 국제경쟁력을 갖출 수 있도록 유도하여야 한다. 저축동원과 자원의 효율적 배분이라는 금융산업 본연의 기능이 원활히 수행되어야만 금리가 안정될 수 있기 때문이다. 금리의 하향안정화를 위해서는 금융의 안정성 또한 동시에 도모되어야 한다. 금융기관이 기업성을 갖출 수 있도록 여건을 조성하고 금융기관 자체의 투자심사기능이 강화될 수 있도록 유도하며, 금융기관에 대한 건전경영감독(prudential regulation)체제를 도입하여, 부실대출 등 자금시장의 교란요인을 최소화하여야 할 것이다.

다섯째, 정부 및 공공부문의 예산운용도 효율적으로 개선되어야 한다. 방만한 재정의 운용은 금리의 상승요인으로 작용하며, 환율의 절하를 지연시켜 경상수지적자를 더욱 확대시키게 된다. 본격적인 자본시장개방이 이루어질 경우 과도한 자본유입에 대응하는 조정수단으로서의 재정정책의 중요성도 높아지고 있으므로 재정운용의 유연성을 제고시켜야 할 필요가 있다.

여섯째, 우리나라에 있어 정책금융의 부담 또한 금리상승의 원인으로 지적되고 있다. 자금의 배분을 인위적으로 조정하려는 정책금융과 선별금융은 이미 그 실효성이 의문시되고 있다. 따라서 효율적인 자금의 흐름을 왜곡하여 자금시장의 수급불균형의 원인이 되고 있는 자금배분에 있어 정부의 간여는 가능한 한 철회되어야 한다.

그리고 마지막으로 국민저축의 증대가 물가안정과 경상수지적자를 해소하고 금리 하향의 안정화를 동시에 이룰 수 있는 근본적 대

책임은 주지의 사실이다. 우리의 국내저축률은 세계에서 가장 높은 수준이다. 그러나 인구의 고령화, 소비에 대한 높은 선호도 등으로 저축률이 낮아질 수 있는 요인이 산재해 있다. 저축증대가 경제의 안정과 성장의 근간이 된다는 사실을 국민 모두가 인지하여 낭비요인을 제거하고 소비행태를 합리화하려는 노력이 필요하다.

이상에서 살펴본 바와 같이 금리의 하향안정화는 제반 경제여건의 안정과 자금배분의 효율성 증대를 통해서만 달성될 수 있다. 그러므로 가계, 기업, 정부 및 금융부문이 경제전반의 능률을 제고하려는 총체적 노력을 기울여 비효율을 제거하여야 금리의 하향안정이 가능할 수 있다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

- 김동원·함정호, 「금리상승의 원인과 금리안정의 과제」, 『금융경제연구』, 제42호, 한국은행 금융경제연구소, 1992.
- 김응진, 「금리변동의 행태와 요인분석」, 『조사통계월보』, 한국은행, 1993. 11, pp. 3~29.
- 김주훈·이명훈, 「우리나라 금리의 변동패턴과 통화 및 실물변수와의 관계분석」, 『금융경제연구』, 제54호, 한국은행 금융경제연구소, 1993.
- 김준일, 「환율변동의 추세분석과 시사점」, 『KDI 정책연구』, 제17권 제2호, 한국개발연구원, 1995, pp. 127~163.
- 김진호, 「국내금리의 장기피셔효과 및 실질금리의 정상성 분석 - 분수차분(fractional differencing) 모형을 중심으로 -」, 『금융동향』, 제4권 제2호, 한국금융연구원, 1994.

- 남주하, 『통화증가에 따른 유동성, 소득, 피셔효과의 추정』, 연구조사자료 77, 한국경제연구원, 1992.
- 장홍범, 「금리결정요인 분석」, 『경제분석』, 제2권 제2호, 한국은행, 1996. 5, pp. 33~67.
- 정유택·김경식, 「우리나라의 채권수익률 결정요인 분석」, 『조사월보』, 대우경제연구소, 1992. 3, pp. 2~13.
- 최공필, 「기대인플레이션과 실질이자율」, 『금융연구』, 6.1, 한국금융연구원, 1992.
- 함상문, 『자본자유화의 영향과 정책대응에 관한 연구』, 연구보고서 No. 2, 한국금융연구원, 1995.
- 함정호·최운규, 「우리나라의 금리결정요인분석」, 『조사통계월보』, 한국은행, 1991. 3, pp. 3~50.
- Bernanke, B.S., “Alternative Explanations of the Money-Income Correlation,” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Karl Brunner and Allan Meltzer (eds.), Vol. 25, Amsterdam: North-Holland, 1986, pp. 49~100.
- Blanchard, O.J. and M.W. Watson, “Are Business Cycles All Alike?” Robert J. Gordon (ed.), *The American Business Cycle: Continuity and Change*, Chicago: University of Chicago Press, 1986.
- Blanchard, O.J. and D. Quah, “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances,” *American Economic Review*, Vol. 79, 1989, pp. 655~673.
- Chinn, M.D. and J.A. Frankel, “Capital Barriers in the Pacific Basin: 1982~1992,” *Journal of Economic Integration*, 1994, Vol. 9, pp. 62~80.

- , “Who Drives Real Interest Rates Around the Pacific Rim: the U.S.A. or Japan?” *Journal of International Money and Finance*, Vol. 14, 1995, pp. 801~821.
- Christiano, L.J., Eichenbaum, M. and C. Evans, “Identification and the Effects of Monetary Policy Shocks,” Working Paper 94~7, Federal Reserve Bank of Chicago, 1994.
- Clarida, R. and J. Gali, “Sources of Real Exchange-rate Fluctuations: How Important Are Nominal Shocks?” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Karl Brunner and Allan Meltzer (eds.), Vol. 41, Amsterdam: North-Holland, 1994, pp. 1~56.
- Evans, M.D. and J.R. Lothian, “The Response of Exchange Rates to Permanent and Transitory Shocks under Floating Exchange Rates,” mimeo, New York University, 1991.
- Fama, E.F., “Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation,” *American Economic Review*, Vol. 65, 1975, pp. 269~282.
- Fama, E.F. and M.R. Gibbons, “Inflation, Real Returns and Capital Investment,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 9, 1982, pp. 297~323.
- Fama, E.F. and G.W. Schwert, “Asset Returns and Inflation,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 5, 1977, pp. 115~146.
- Frankel, J.A. and C. Okongwu, “Liberalized Portfolio Capital Inflows in Emerging Markets: Sterilization, Exp-

- ectations, and the Incompleteness of Interest Rate Convergence,” *International Journal of Finance and Economics*, 1996, Vol. 1, pp. 1~23.
- Gali, J., “How Well Does the IS-LM Model Fit Postwar U.S. Data?” *Quarterly Journal of Economics*, May 1992, pp. 709~738.
- Hahm, J.H., “Understanding Departures from Interest Parity: A Structural VAR Approach,” mimeo, University of California, Santa Barbara, 1995.
- Jwa, S.H., “Capital Mobility in Korea since the Early 1980s: Comparison with Japan and Taiwan,” in *Macroeconomic Linkage – Savings, Exchange Rates, and Capital Flows*, NBER East Asia Seminar on Economics, Vol. 3, 1994, pp. 123~164.
- Lastrapes, W.D., “Sources of Fluctuations in Real and Nominal Exchange Rates,” *Review of Economics and Statistics*, 1992, pp. 530~539.
- Leeper, E. and D. Gordon, “In Search of the Liquidity Effect,” *Journal of Monetary Economics*, 1992, pp. 341~369.
- Mishkin, F.S., “The Real Interest Rate: An Empirical Investigation,” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 15, 1981, pp. 151~200.
- , “Monetary Policy and Long-Term Interest Rates – An Efficient Markets Approach,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 7, 1981, pp. 29~55.
- Nelson, C.R. and G.W. Schwert, “Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation: On Testing the Hypothesis

that the Real Rate of Interest Is Constant,” *American Economic Review*, Vol. 67, 1977, pp. 478~486.

Sims, C., “Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy,” *European Economic Review*, Vol. 36, 1992, pp. 975~1011.

■ 論 評

文 春 傑

(漢陽大學校)

금융 및 자본시장 자유화의 지속적인 추진과 OECD가입(1996년 12월 12일)이라는 전반적인 개방화 상황에서 우리나라의 금리가 균형금리수준에 비하여 적정한지에 대한 연구는 시의적절하고 매우 의미있다고 하겠다. 균형금리수준은 현재의 금리수준의 적정성을 파악하는 기준이 될 뿐만 아니라 자본시장개방하에서의 적절한 거시경제정책의 방향을 시사해 준다는 점에서 중요한 역할을 한다.

威駿浩·李德勳 박사의 논문은 먼저 금리변동의 요인을 기대인플레이션율(피셔효과), 예측되지 않은 통화공급(유동성효과), 실질경제성장률 및 경상수지적자(실물요인), 해외금리 및 환율변동(개방효과 또는 해외요인) 등의 관점에서 실증적으로 검정하고 있다. 엄격한 의미에서의 피셔가정은 성립되지 않았지만 기대인플레이션율이 실질금리 및 명목금리의 결정에 중요한 영향을 미치는 것으로 파악된 반면, 유동성효과는 중·장기적으로는 미미한 것으로 나타났다. 나아가서 국내외 실질금리격차를 실질이자율평형이론을 바탕으로 기술수준, 생산성, 기호변화 등의 실물요인과 통화공급충격, 화폐수요변화 등의 경상요인의 관점에서 분석한 결과 경상요인이 주요 요인인 것으로 파악되었다. 그리고 고금리논쟁의 기준이 되는 균형금리를 OECD국가들의 대미금리격차의 국별비교를 통하여 분석한 결과 평균인플레이션율과 GDP대비 경상수지적자비율이 주요 결정요인으로 밝혀졌다. 아울러 현재 우리나라의 거시경제여건에서는 명목금리수준이 OECD자료를 기반으로 구축된 모형을 사용하여

예측한 균형금리로부터 멀리 이탈해 있지 않으므로, 금리하향화는 향후 제반 거시경제여건의 개선과 자금배분의 효율성 제고를 통해 달성할 수 있음을 지적하고 있다. 이는 1996년에 한동안 논의되었던 우리나라 금리의 10%대 진입가능성이 왜 현실화될 수 없었던지를 밝혀준다고 하겠다.

물론 이러한 금리와 인플레이션을 및 통화공급의 관계에 대한 과거의 많은 연구들은 서로 상반된 결론들을 제시하였지만, 조심스럽게 이루어진 최근의 국내외 연구들은 개괄적으로 위에 요약된 咸駿浩·李德勳 박사의 분석 결과와 일관성이 있는 결과들을 보고하고 있다. 예를 들어, 미국의 자료를 사용한 Crowder and Hoffman (William J. Crowder and Dennis L. Hoffman, "The Long-run Relationship between Nominal Interest Rates and Inflation: The Fisher Equation Revisited," *Journal of Money, Credit, and Banking* 28(1), 1996, pp. 102~118)의 최근 연구 및 우리나라의 자료를 사용한 장흥범(장흥범, 「금리결정요인 분석」, 『경제분석』, 제2권 제2호, 한국은행, 1996, pp. 33~67)의 최근 연구와 咸駿浩·李德勳 박사의 논문은 서로 일관성 있는 결과를 제시한다고 볼 수 있다. 분석기간, 변수설정, 모형설정, 계량분석기법 등이 서로 상이함에도 불구하고 상호 일관성 있는 결론이 도출되었다는 것은 이러한 연구결과가 보편적이고 robust하다는 의미로 이해되고, 이러한 실증분석결과에 기초를 둔 정책적 제안에 그만큼 신뢰감을 줄 수 있다고 하겠다.

먼저 Crowder and Hoffman(1996)은 1952: I~1991: IV의 기간에 걸쳐서 미국의 Treasury bill rate(3개월)와 총소비지출 디플레이터의 동태적 관계를 이변수 벡터오차수정모형을 사용하여 분석하였다. 이들은 稅後 명목이자율과 인플레이션율간에는 장기균형관계가 성립된다는 “租稅의 영향을 고려한 일반화된 피셔가정” 혹은

“租稅의 영향을 조정한 피셔방정식”이 충족되고 실질금리는 靜常性(stationarity)을 가짐을 밝혔다. 하지만 일반화된 피셔가정이 성립되는 데는 상당한 시간이 소요되는 것으로 분석되어 단기적으로는 여러가지 다른 가정이나 이론(Mundell-Tobin effect, Fried-Howitt substitution effect 등)이 성립될 수 있는 가능성이 있음을 지적하였다. 나아가서 명목이자율과 인플레이션율간의 인과관계 분석에서는 인플레이션율이 약외생성과 강외생성의 계량적 성격을 띠는 것으로 파악되어 인플레이션율의 변동이 명목이자율에 영향을 주는 것으로 나타나 Fama(Eugene Fama, “Short-term Interest Rates as Predictors of Future Inflation,” *American Economic Review* 65, 1975, pp. 169~282)의 결과와 상반되었다. 그리고 명목이자율과 인플레이션율의 非靜常性的의 근원이 인플레이션율에 대한 임의보행형태의 충격의 축적임을 검정을 통해 밝혔다.

장홍범(1996)은 1983: II~1996: I의 기간에 걸쳐서 우리나라의 명목금리를 기대인플레이션율, 대체실물자산가격, 투자지출, 수출, 기대환율변동으로 조정한 해외금리를 사용하여 분석한 결과, 기대인플레이션율과 대체실물자산가격변동이 명목금리의 주요 결정요인인 반면 해외요인은 지속된 개방화에도 불구하고 아직은 매우 미미한 것으로 결론지었다.

따라서 금리하향화를 위하여 물가, 통화, 재정, 환율, 임금 등 거시경제정책수단을 최대한 안정적으로 운영하여 거시경제정책에 대한 신뢰도를 제고하고 금리의 가격기능을 회복하여 자원배분의 효율성을 극대화하여야 한다는 제안을 연구결과로부터 자연스럽게 유도하였다고 볼 수 있다. 3~4%대의 인플레이션율을 통한 저물가구조의 정착, 6~7% 내외의 적정성장률 유지, 완만한 통화증가율의 유지 및 통합재정수지의 흑자실현에 노력하여야 한다.

논평이라는 성격상 굳이 논문을 더 발전시켜 나갈 방향을 제시한

다면 다음을 들 수 있다. 우선 계량분석기법에 있어서는 주요변수의 비정상성·정상성에 대한 검정을 검정력이 높은 기법을 사용하여 철저히 실행할 필요가 있다고 하겠다. 시계열 변수의 비정상성·정상성에 따라 적합한 동태모형의 형태가 달라지기 때문이다. 둘째로는 여러가지 가정 또는 가설의 현실적 성립여부를 파악하는 데 있어서는 이들을 포괄적으로 포함하는 통합모형을 사용하여야 일치성이 있는 가설검정을 실행할 수 있다(여기서 일치성이란 가설검정에 있어서의 일치성을 의미하며, 통합모형이 참 모형을 포함할 때 표본의 갯수가 무한대로 커짐에 따라 가설검정을 통하여 참 모형이 기각되지 않을 확률이 1에 점근적으로 가까이 가는 것을 의미한다).

향후 금리하향화를 지향하는 거시경제정책의 방향을 제시하는 데 있어서는 심화되는 자유화·개방화로 인한 경제구조의 변화도 고려할 필요가 있다고 하겠다. 선진국의 경험을 볼 때 개방화 진전에 따라 통화, 환율, 금리, 주가의 연계성이 높아지는 반면, 자금조달의 다양화와 자본유출입확대, 환율변화로 직접적인 통화공급조절정책의 효과는 감소하는 것으로 나타났다. 따라서 咸駿浩·李德勳 박사의 연구결과에서 중·장기적으로 미진한 것으로 파악된 국내의 유동성효과는 점점 더 약화될 것으로 기대되지만, 아울러 해외요인(기대환율, 해외금리 등)의 중요성이 증가할 것으로 기대된다. 따라서 해외충격의 영향과 그 대처방안, 완전개방경제하에서 금리하향안정화가 다른 자산의 가격(환율 및 주식가격 등) 수준 및 변동성에 미칠 영향과 실물부문에 미칠 영향에 대한 언급이 있었으면 하는 아쉬움이 있다.

주요 선진국의 경우를 보면 1980년대 이후 자본자유화의 진전으로 선진국간의 금리의 연계성이 커지는 반면 각국의 실질단기금리가 실질장기금리에 주는 영향은 약화되는 추세를 보여 개별국가의 통화정책에 의한 실질장기금리의 조정 가능성이 감소하는 것으로

나타나고 있다. 아울러 자본자유화는 해외여건에 따라서는 통화팽창으로 인한 물가상승, 환율절상으로 인한 경상수지 악화, 그리고 인플레이션 및 환율 등 자산가격의 불확실성에서 오는 위험프리미엄의 증대 등의 현상을 시현시킬 가능성도 있다.

崔 範 樹

(本院 研究委員)

이 연구는 우리나라의 금리수준을 국제비교를 통해 객관적으로 평가함으로써 금리의 하향안정화 가능성을 검토하고 있다. 현재의 금리수준에서도 자금의 공급이 수요에 미치지 못해 더 높은 금리를 지급하고서도 자금을 조달할 수 있기를 원하는 부문이 있는가 하면, 국제수준에 비해 국내금리가 월등히 높기 때문에 국제경쟁력을 회복하려면 금리를 대폭 낮추어야 한다는 주장이 강하게 제기되고 있다. 이와 같은 상반된 시각에 대해 이 논문은 매우 의미있는 시사점을 제공하고 있으며, 성장률이 둔화되고 경상수지적자가 증대되는 등 어려운 경제여건을 개선하고자 거시경제운영 및 금융정책방향과 관련하여 진행되고 있는 다각도의 논의에 대해서도 유용한 참고자료를 제시하고 있어 대단히 시의적절한 연구로 사료된다.

본고의 실증분석에 의하면 우리나라의 금리는 경제성장률과 기대인플레이션 및 경상수지적자와 크게 연관되어 있으며, 자본자유화가 진전됨에 따라 해외금리 및 환율변동기대치의 설명력이 제고되고 있는 것으로 나타났다. 또한 통화공급의 증대에 의한 유동성효과는 단기적으로만 나타나며 장기적으로는 오히려 금리를 상승시키는 것으로 분석되었다.

이 연구에서 특히 흥미로운 시도는 OECD 국가의 패널자료를 분석하여 우리나라의 금리수준을 평가한 것인데, 1996년의 경우 균형

금리의 추정치가 12% 전후로 나타나 추가적인 금리하락의 여력이 크지 않은 것으로 분석되었다. 이와 같이 나타난 주된 이유는 우리나라의 경상수지적자가 상당히 크기 때문이다. 자본자유화가 본격적으로 진행된 OECD 국가 가운데서도 국내금리가 국제수준에 비해 크게 높은 경우가 많은데, 이들 나라는 대개 경상수지의 적자폭이 커서 환율이 불안정한 국가들이었다. 이렇게 볼 때 이 연구는 자본자유화가 더욱 진전되고 해외자본의 활용도가 높아진다 하더라도 거시경제여건이 개선되지 않는 한 금리하락의 여력은 크지 않으며, 특히 경상수지적자가 지속되는 한 큰 폭의 금리인하를 기대하기 어렵다는 사실을 지적하고 있다.

패널분석의 특성상 추정오차가 매우 크기 때문에 결과의精緻性에는 한계가 있으나, 금리문제가 통화정책만으로는 해결될 수 없는 거시경제적 과제이며, 해외자본이 많이 유입되더라도 이를 적절히 활용하여 경상수지를 개선할 수 없다면 금리는 하향안정화되기 어렵다는 결론은 매우 시사점이 크다고 사료된다.

후속적인 연구를 수행한다면 OECD 각국에 대해 평균금리수준에서 이탈하게 된 요인을 설명변수별로 구분하여 분석한다면 의미있는 정책시사점을 얻을 수 있을 것으로 생각된다.