인플레와 M2 流通速度

朴 佑 奎

인플레期待心理의 지속으로 通貨量規制의 중요성이 부각되는 가운데 투자금융회사의 業種轉換, 金利自由化推進 등으로 각종 通貨指標의 움직임이 불안정해질 우려 때문에 通貨政策運用에 어려움을 주고 있다.

그러나 本稿의 硏究結果에 의하면 70년대 중반 이후 金融環境이 급변하여 왔음에도 불구하고 實質M2는 實質GNP 및 機會費用(豫想인플레率에서 M2加重平均受信金利를 뺀 것)과 장기적으로 안정적인 관계를 가지며, 이는 流通速度와 機會費用間의 正의 장기적 균형관계로 간략화시킬 수 있는 것으로 나타났다. 따라서 事案의 성격에 따라서 다르겠으나 앞으로의 金融構造變化가 반드시 M2流通速度의 움직임을 불안정하게 할 것으로 미리 단정할 필요는 없겠다.

또한 豫想인플레率이 M2加重平均受信金利를 지속적으로 상회한다면 流通速度도 그간의 하락추세에서 벗어나 궁극적으로 상승하게 되며,* 이는 기존의 金融政策基調의 변화를 요구하는 것이다. 즉 金利自由化가 이루어져 있지 않은 現與件에서나 혹은 向後에 一部 金利만을 자유화할 경우에는 정책당국이 市場機能을 대신하여 豫想인플레率의 변화를 감안하여 受信金利를 수시로 조정하여야 한다. 또한 實物的 要因이 아닌 金融産業改編과 같은 金融的 要因에 의한 通貨增加可能性이 존재한다면 受信金利를 彈力的으로 상향조정함으로써 實物經濟에 대한 충격을 최소화하는 등 金利政策의 중요성을 제고하여야 한다.

I. 序

總通貨(M2)는 80년대초부터 우리나라 巨視經濟政策遂行에 있어 主要政策手段으로 사용되어 왔다. 즉 80년대초에 總需要管理를 목적으로 M2를 中心指標로 선정하여 이의 증가율을 직접규제해 온 것은 당시의 높은 인플레율을 크게 하락시키는 主要政策手段으로서 큰 공헌을 한 것이 사실이라 하겠다. 그런데 M2增加率의 直接規制에 정책의 역점이 너무 장기간 두어지게 됨에 따라 M2가 全體金融機關의 수신에서 차지하는 비중이 크게 저하되어 과연 M2規制로써 總需要를 억제할 수 있는가에 대한 의문도 제기되고, 또한 直接規制自體의 實

筆者 : 本院 硏究委員

* 좋은 논평 및 의견제시를 해준 本院의 全聖寅 박사, 延世大學校의 兪炳三 교수, "Global Interdependence" 세미나(5월에 本院에서 OECD, Brookings Institute, CEPR 등과 공동주최) 참석자들에게 감사한다. 兪炳三 교수는 本稿에서 사용한 프로그램을 제공하였다.

物經濟에 대한 부작용이 지적되기도 하였다(朴佑奎(1987) 참조). 이에 따라 通貨規制의 신축성과 함께 金利政策의 역할제고가 시급히 이루어져야 한다는 인식이 대두되게 되었다.

그러나 아직까지 金融圈域의 분할현상이 지속되고, 金利自由化가 크게 진전되지 않은 상황에서 인플레가 가속화되기 시작함에 따라 다시 物價抑制를 위한 M2總量規制(nominal anchor)의 필요성이 제기되고 있다. 그런데 앞으로 대부분의 投資金融會社들이 은행 혹은 증권사로 전환되거나 기존의 업무를 축소시킬 예정이므로 M2를 포함한 각종 通貨指標의 혼란이 예상되어 M2目標供給量의 설정에 어려움을 주고 있다.

이와 관련하여 미국에서도 80년대 초반 이후 金融革新의 급속한 진전으로 각종 通貨指標의 움직임, 즉 각종 通貨指標로 계산한 流通速度의 움직임이 크게 불안정하게 되어 通貨指標가 主要政策指標로서의 중요성을 상실하였다는 인식이 광범위하게 지적된 바 있다(Roley(1985) 참조). 그러나 최근 이러한 通貨指標의 불안정성은 이자율탄력성을 과소추정해 냈기 때문에 나타난 것이고, 실제로 이자율탄력성을 정확히 추정해 낸다면 각종 通貨指標는 50년대부터 80년대말까지 안정적이라고 해석할 수 있다는 주장이 Poole(1988), Lucas(1988), Hoffman-Rasche(1989a, b) 등에 의하여 제기되었다. 결국 새로운 金融商品의 출현이라든가 金融構造의 변화 등이 있더라도 特定通貨指標의 加重平均受信金利槪念을 사용하여 機會費用을 적절히 산출해 낼 수 있다면 特定指標의 움직임은 반드시 불안정할 것이라고 볼 필요가 없다는 것이다.

이러한 관점은 최근 우리나라의 인플레上昇壓力의 지속현상과 이에 대처하기 위한 通貨金融政策의 樹立과 관련하여 중요한 정책적 시사점을 갖는다. 즉 그간의 우리나라의 M2의 움직임을 살펴본다면 최근까지의 M2比重의 상대적 축소 등의 현상도 M2直接規制에 의한 부작용이라고만 볼 게 아니라 金利政策의 중요성이 도외시되어 온 결과 은행권의 각종 金融商品의 利子率과 제2금융권의 각종 利子率間의 차이에서 오는 불가피한 현상이라고 해석할 수 있다. 또한 投資金融會社의 은행으로의 전환 등도 加重平均受信金利의 변동을 고려한다면 반드시 M2指標의 불안정 요인이 될 것이라고 해석할 필요가 없게 된다. 또한 최근과 같이 인플레壓力이 가중되는 상황에서는 M2規制의 실효성이 의문시된다고 지레 단정할 수 없을 뿐 아니라 M2의 總量規制는 오히려 그 중요성이 강조되어야 한다는 것이다.

그런데 이러한 인식이 사실로 확인되기 위해서는 과연 M2의 움직임 혹은 M2流通速度의 변화 등을 加重平均受信金利 등으로 설명할 수 있는가가 핵심이 된다. 즉 M2供給의 적절한 억제가 인플레억제를 위해서 긴요한 것이라면 M2需要 혹은 M2流通速度의 결정요인을 파악하는 것이 先決課題라 하겠다. 이와 관련하여 우리나라에서는 화폐수량식을 사용하되 최근 몇년간의 流通速度의 하락추세치를 감안하여 目標M2供給量을 결정하는 소위 EC方式에 의존하고 있는데, 만약 流通速度의 이러한 趨勢値가 유통속도의 결정요인을 고려할 경우 예상되는 실제의 장기추세치와 괴리가 있을 경우에는 문제가 발생할 수 있다 하겠다. 특히 通貨供給目標値 설정이 當該年度의 物價 및 成長에만 영향을 주는 게 아니라 향후 2~3년후의 경제모습에도 영향을 미치는

것이라고 한다면 유통속도의 결정요인을 적절히 파악하는 것은 主要政策課題라고 하겠다.

本稿의 목적은 M2需要函數 및 M2流通速度의 움직임을 기회비용, 즉 예상인플레율에서 M2의 加重平均受信金利를 뺀 것으로 설명할 수 있음을 보이고, 인플레上昇壓力을 해소하기 위한 通貨供給量의 설정방안과 金利政策의 운용방안에 관한 정책시사점을 도출해 내는데 있다. 다음의 II章에서는 M2流通速度의 결정요인으로서 예상인플레율이 M2加重平均受信金利와 함께 주요 변수임을 논의한다. III章에서는 3개 이상의 변수들간의 共積分關係式을 추정해 내는 Johansen方法을 사용하여 M2需要函數는 流通速度와 機會費用간의 관계식으로 간략화할 수 있음을 보이고 流通速度를 추정한다. IV章에서는 금리자유화가 이루어지지 않은 현여건에서 예상인플레율의 변동에 따른 通貨 및 金利政策의 方向을 논의한다.

II. 우리나라 M2 流通速度의 決定要因 : 豫想인플레

通貨流通速度 V는 貨幣數量式, 즉 $M \cdot V = P \cdot y$에서 정의되므로 通貨需要函數의 決定要因이 곧 流通速度의 결정요인이 된다. 만약 유통속도의 움직임을 잘 예측해 낼 수 있다면 貨幣數量式에 의거하여 豫想成長率 및 目標인플레率에 적합한 通貨供給目標를 설정할 수 있게 된다. 이러한 方法을 소위 EC方式이라고 한다. 따라서 과연 M1이든 M2이든 간에 流通速度가 안정적으로 잘 예측될 수 있는가가 政策立案者의 主要關心對象이 된다.

美國의 경우 M1의 需要函數가 안정적이 아니라는 지적이 70년대에 이미 제기되었고 (Goldfeld(1976)), 80년대 초반에 와서는 金融革新 및 金融自律化에 의해 M1의 수요는 매우 불안정하며(Roley(1985)) 主要政策變數가 되기 곤란하다는 의견이 제시되었다[1].

그러나 M1需要函數의 이러한 不安定性은 기존의 硏究가 利子率彈力性을 과소추정해 냈기 때문이며 利子率彈力性을 정확히 추정해 내거나 혹은 所得彈力性을 정확히 추정해 낸다면 M1의 수요함수는 안정적이라는 의견이 Lucas(1988)에 의하여 제시되었다. 즉 實質 M1의 說明變數인 所得과 利子率이 모두 趨勢値를 가진다면 係數推定値는 많은 解를 가질 수 있고 OLS推定方式은 이러한 많은 解의 하나만을 추정해 내기 때문에 推定期間, 使用資料 등에 크게 영향받게 되어 기존의 通貨需要函數가 불안정할 수밖에 없다고 주장하고 이를 감안할 경우 Meltzer(1963)의 彈力性推定値가 80년대까지 추정기간을 연장하여도 안정적일 수 있다는 점을 보였다[2]. 특히 Lucas는 所得變數와 利子率變數만을 說明變數로 사용하는 이론적 근거를 제시하고 實證分析을 통하여 50년대 이후 80년대 중반까지 美國의 M1需要函數를 설명하였다.

이러한 주장을 뒷받침하는 實證分析結果는

1) 이러한 이유로 美國의 聯邦準備銀行에서는 1982년말부터 M1을 政策手段으로서 중요시하지 않게 되었다. Heller(1988) 참조.

2) 實質通貨의 需要函數를 $\frac{M}{P} = \alpha y + \beta r$이라고 하고, α 및 β를 각각 所得과 利子率에 대한 係數라고 한다면, 推定期間中에 y와 r의 平均增加率이 零이 아니라면 위의 通貨需要函數는 사실상 1개의 式에 2개의 계수가 존재하므로 많은 解가 존재할 수 있음. Poole(1988) 역시 비슷한 주장을 하였음.

최근 Hoffman-Rasche(1989a, b)에 의해 제시되었는데 이들은 本 硏究에서 사용할 Johansen 方法을 사용하여 美國의 M1需要函數는 1929~87년 기간동안 안정적이었음을 주장하였는데, 利子率彈力性은 앞서 언급한 Lucas, Meltzer, Poole 등의 推定値와 거의 일치하며 또한 所得彈力性은 單位値를 가지는 것으로 나타났다.

한편 Hamilton(1989)은 Lucas의 模型을 사용하여 通貨需要의 설명변수로서 예상인플레율을 제시하고 流通速度는 豫想인플레率의 函數임을 도출하였다[3]. 이와 같이 通貨需要 혹은 流通速度의 주요설명변수로서 豫想인플레率의 중요성은 Gould, et al.(1978), Gavin-Dewald(1989) 등을 비롯한 많은 사람들에 의해 제시되었는데 美國과 같이 각종 市場利子率이 市場原理에 의해 결정되는 경우 市場利子率은 豫想인플레에 관한 정보를 포함한다고 본다면 앞서 언급한 利子率을 사용한 實證分析은 예상인플레율을 사용하는 實證分析結果와 큰 차이는 없을 것으로 판단된다. 즉 Judd-Motley(1984)는 金融自律化 및 金融革新 등이 美國의 M1流通速度를 변동시킨 것이 아니고 M1需要函數는 안정적이었으나 예상인플레율의 變動 때문에 80년대의 流通速度下落이 초래되었다고 주장하였고 역시 Hoffman-Rasche(1989b)도 예상인플레율의 서베이資料를 그러한 근거로 제시하였다.

그런데 Hamilton의 模型을 自體利子率을 가지는 M2가 존재하는 經濟에 적용한다면 M2의 需要函數에 사용되는 機會費用은 예상인플레율에서 M2의 自體利子率을 뺀 것임을 도출해 낼 수 있게 된다[4].

$$\text{즉}\quad \frac{M2}{P}=f(y,\ \pi_e-R_d),\quad f_2<0 \cdots\cdots\cdots\text{(A)}$$

여기서 $M2$, y, P, R_d, V, π_e는 각각 總通貨平殘, 實質GNP, GNP디플레이터, M2의 加重平均受信金利[5], M2의 流通速度, GNP디플레이터를 기준으로 한 예상인플레율로 정의할 수 있다.

위 式에서 만약 $M2/P$에 대하여 y가 單位彈力値를 가진다면 式 (A)는 유통속도와 기회비용간의 式으로 아래와 같이 간략화될 수 있다.

$$V=\frac{y}{M2/P}=g(\pi_e-R_d,\ \cdots),\quad g_1>0 \cdots\text{(B)}$$

시장이자율이 π_e의 변동을 반영하는 경제에서는 윗式에서 π_e 대신 시장이자율을 사용할 수 있겠다. 美國의 경우 Moore-Porter-Small(1988), Small-Porter(1989), Hetzel(1989) 등은 M2의 流通速度와 機會費用(3個月物 財政證券利子率에서 M2이자율을 뺀 것)간에 밀접한 관계가 존재한다는 實證分析結果를 제시하였으며, Dewald(1988)는 예상인플레율의 중요성을 강조하였다.

우리나라의 경우에도 M2의 流通速度와 M2의 기회비용간에는 만약 y가 單位彈力値를 가진다면 正의 관계가 존재한다고 想定할 수

---

3) 그는 Bordo-Jonung(1987)의 技術進步가 流通速度의 변화를 설명한다는 實證分析은 實證分析方法에 문제가 있어 믿기 어렵다고 주장하고 流通速度의 長期趨勢는 예상인플레율의 長期趨勢變化를 반영한다고 주장하였다.

4) 南相祐(1981)는 π_e-R_d의 형태로 제약을 주지 않고 π_e와 R_d를 따로 사용하는 通貨需要函數를 추정하였는데, π_e로는 과거 2分期間의 인플레율의 평균치를, 그리고 R_d로는 1년만기 정기예금금리를 사용하였다.

5) M2를 구성하는 예금을 D_i라고 하고 그 利子率을 R_i라고 한다면
$R_d=\Sigma D_iR_i/\Sigma D_i$로 정의.

있겠는데[6] 여기에서 관심의 초점은 우선 $M2/P$함수에서 y가 單位彈力値를 가져 $M2/P$함수가 式 (B)의 형태로 간략화될 수 있는가 하는 점과, 과연 M2機會費用의 主要變數인 豫想인플레率을 대신할 수 있는 市場利子率이 우리나라에도 존재하는가 하는 점이다.

本 硏究에서는 豫想인플레率의 대용변수로 會社債收益率을 사용하거나 혹은 실제인플레율을 사용하는 등의 接近方法을 택하였다. 豫想인플레率은 朴佑奎(1989b)의 論文에서 사용한 인플레 推定式 등을 이용하여 推定할 수 있겠으나 長期에는 豫想인플레율과 實際인플레율은 共積分關係를 가지므로 長期的 關係의 추정에 있어서는 구태여 예상인플레율을 계산하여 사용하기보다는 實際인플레率을 직접 사용하는 것이 바람직하다 하겠다.

한편 위 式 (A), (B)의 변형된 형태로 III章에서 推定될 式에 사용할 變數들에 대한 *ADF* 單位根檢證 結果는 〈表 1〉과 같은데, 유통속도를 포함한 모든 變數들이 單位根을 가졌다는 가정을 기각하지 못하는 것으로 나타나고 있다.

[圖 1]에는 實質GNP 및 GNP디플레이터로 계산한 M2流通速度의 로그値와 M2의 機會費用, 즉 π_e-R_d(여기서 π_e는 P_{t+2}-P_{t-2}로 계산, P는 GNP디플레이터의 로그値임)를 대비하여 보았는데 長期的 趨勢는 비슷하게 움직이는 것처럼 나타나고 있다. 또한 R_d, R_b 및 π_e는 [圖 2]에 나타나고 있는데 R_b와 R_d는 비슷한 추세를 가지고 움직이는 것처럼 나타나고 있으나, π_e는 R_b 혹은 R_d와는 다른 양태로 변동하고 있으며 變動幅도 큰 것으로 나타나고 있다. 특히 π_e는 1972년부터 81년초까지는 R_d를 상회하고 있으며 81년초부터 89년까지는 그 반대현상을 나타내고 있다.

〈表 1〉 單位根檢證[1)]

$M2/P$	R_d-π_e	R_d	V	y	P_t-P_{t-4}	R_d-R_b[2)]	R_b[2)]
-2.69	-2.90	-3.06	-2.01	-2.11	-2.30	-1.86	-2.16

註 : 1) 여기서 사용된 변수들은 本文의 式 (A)에서 定義된 것과 같으나, III章에서와 같이 R_d, R_b, π_e를 제외하고는 전부 로그値임. R_b는 회사채 유통수익률이며, R_b 및 R_d는 年率利子率의 $\frac{1}{100}$을 나타냄. 즉 예를 들어 年率 10%이면 0.1로 취급되었음. 모든 변수들은 X-11 ARIMA방법으로 季節調整하였음.

각 變數 X에 대하여 아래의 式

$X_t=\beta_0+\beta_1 trend+\beta_2 X_{t-1}+\beta_3 \Delta X_{t-1}+\beta_4 \Delta X_{t-2}+\beta_5 \Delta X_{t-3}+\beta_6 \Delta X_{t-4}$을 추정한 후,

$k=\frac{\beta_2-1.0}{\beta_2\text{의 표준편차}}$에서 k를 계산하였음. 表의 숫자는 k이며 $|k|$가 3.45보다 작으면 단위근이 존재한다고 가정(Fuller(1976) 참조).

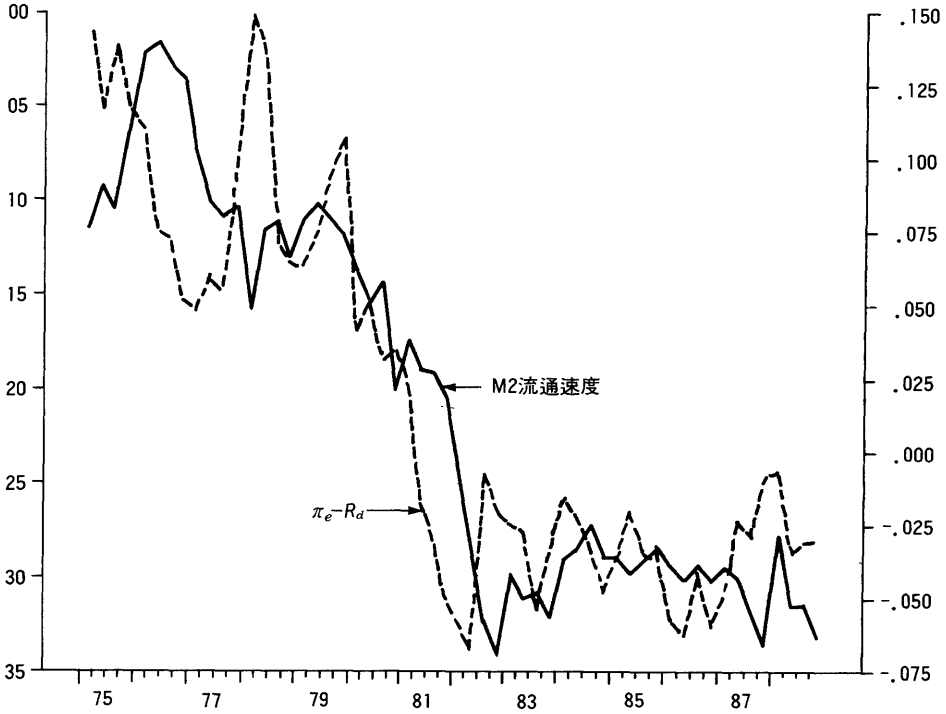
2) 74 : 1~89 : 4의 기간이 추정기간임. 그 외의 변수는 70 : 3~89 : 2까지임.

III. Johansen方法에 의한 M2需要函數의 推定

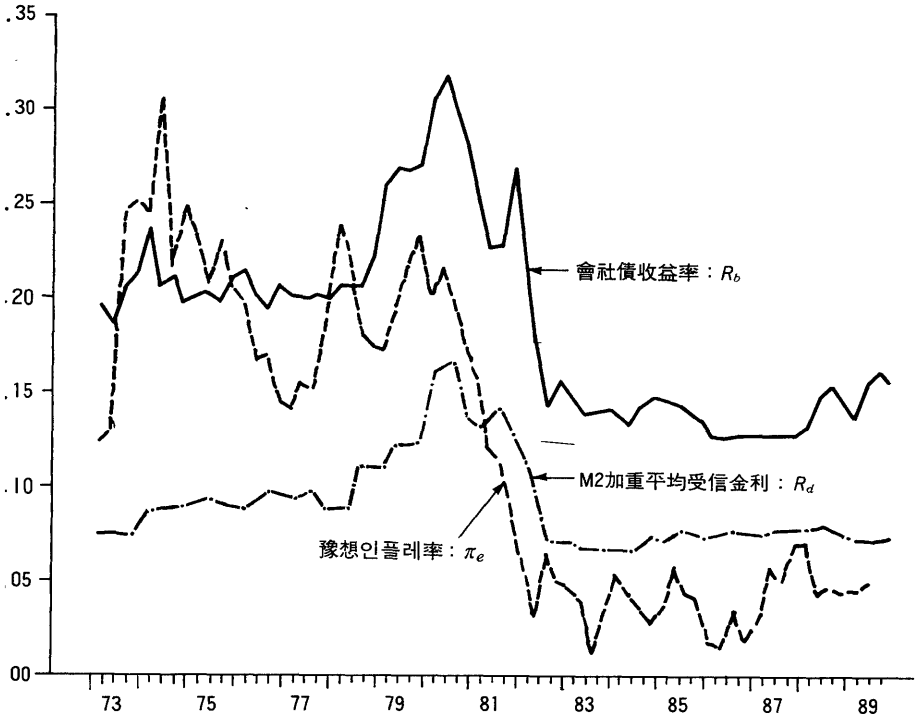
여러 변수들간의 長期的 均衡關係 혹은 共積分(cointegration) 關係의 存在與否를 검증하고 그 關係式을 推定하는 方法으로는 OLS를 사용하는 Engle-Granger(1987) 및

6) 朴佑奎(1989a)는 Hallman-Porter-Small(1988)의 P^*關係式을 적용하기 위해서는 M2유통속도가 추세를 가지지 않는 미국의 경우와는 달리, 우리나라의 M2流通速度의 趨勢値는 인플레趨勢値의 變動에 따라 변화함을 감안하여야 한다고 주장하였다.

〔圖 1〕 V와 $(\pi_e - R_d)$



〔圖 2〕 R_d, R_b와 π_e



Engle-Yoo(1987)의 方法이 있다. 그러나 이 방법은 對象變數가 p개일 때에는 共積分關係가 (p-1)개 존재할 가능성에도 불구하고 하나의 共積分關係式만 推定해 내기 때문에 p가 3 이상일 경우에는 사용에 주의를 要한다 하겠다. 즉 Hall-Henry-Wilcox(1989) 등이 지적한 바와 같이 예를 들어 共積分關係式이 사실상 2개라고 한다면 Engle-Granger의 方法이 추정해 내는 共積分式은 2개의 相異한 共積分關係式의 推定係數의 복잡한 평균치(a complex linear combination of all the distinct cointegrating vectors)에 불과한 것이라는 점이다. 이 경우에는 Engle-Granger方法에 의한 推定値는 실제 時系列資料가 생성되는 과정을 잘못 해석하는 셈이 된다[7].

Johansen(1989) 및 Johansen-Juselius (1990)는 Engle-Granger方法의 단점을 극복할 수 있는 最尤推定(MLE)方法을 제시하였는데, 그 특징은 對象變數의 數가 3개 이상일 경우 몇 개의 共積分關係가 존재하는가를 검증해 내고, 각각의 關係式들을 추정할 뿐 아니라 각 共積分關係式의 계수들의 값에 대한 가정을 검증할 수 있는 것 등이다.

Johansen方法은 아래와 같은 벡터誤差修正(error correction)模型을 想定하여 共積分關係式들을 最尤推定方法으로 추정한다.

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \cdots \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Pi X_{t-k} + \mu + \Phi D_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N_p(0, \Lambda), \quad \Pi = \alpha\beta' \quad \cdots\cdots (1)$$

여기서 $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$을 나타내며 X_t는 p개의 변수로 구성된 벡터이다.

D_t는 계절조정(centered)더미벡터, $\Gamma_1 \ldots \Gamma_{k-1}$, Π, μ, Φ 등은 추정되어야 할 行列式 내지는 벡터를 나타낸다. Π의 階數(rank)는 共積分關係式의 數가 되며, $\Pi \equiv \alpha\beta'$으로 정의하여 α와 β는 (1)式의 尤度(likelihood)函數의 추정에서 얻어진다. 여기서 α와 β는 각각 $p \times r$ 行列式이며 $r(0 \leq r \leq p)$은 Π의 rank數인데 β는 共積分關係式벡터를, α는 ΔX_t의 변화에서의 β의 비중을 나타낸다[8].

또한 尤度函數의 推定에서 얻어지는 固有벡터(eigenvector)는 β로 정의되며, 固有値(eigenvalue)와 아래의 〈表 2〉를 사용하여 r에 대한 검증을 하게 된다. 固有和(trace)檢證에서 H_0가정은 $r \leq r_0$ 즉 共積分式의 數 r이 r_0이거나 r_0보다 작다는 가정이며 H_1가정은 $r > r_0$, λmax 검증에서는 H_0가정은 $r \leq r_0$, H_1가정은 $r \leq r_0 + 1$을 각각 想定한다[9].

---

7) II章에서 지적된 通貨需要에 대한 利子率彈力性 推定이 여러 解가 나올 수 있다는 Lucas(1988)의 주장도 비슷한 맥락에서 이해될 수 있다.

8) 만약 $r=0$이면 共積分關係가 존재하지 않으며 (1)式은 ΔX_t의 단순한 VAR이 된다. $r=p$일 경우에는 X_t는 안정적(stationary) 시계열벡터이며 (1)式은 X_t의 VAR로 고쳐 쓸 수 있게 된다.

9) Engle-Granger 등의 方法은 한 개의 관계식만을 추정대상으로 하기 때문에 그 관계식에 포함된 獨立變數가 生成되면서 파생되는 오차항이 제공하는 정보를 이용할 수 없다. 그런데 그 관계식에 포함된 獨立變數가 완전히 外生的(strongly exogenous)이지 않는 한 그 정보의 사용은 추정을 개선할 수 있다. Phillips-Loretan(1991)은 이를 이용하는 방법으로 독립변수의 1次差分의 過去項(lags)뿐 아니라 未來項(leads)까지 포함시키는 方案을 제시하였는바, 이는 추정표본수가 많으면 Johansen方法과 같은 여러 개의 관계식을 동시에 추정하는 方法과 같게 된다. Johansen方法은 여러 개의 관계식을 동시에 추정함으로써 각 변수들간의 正準相關關係(canonical correlation)를 最大化하는 과정으로도 이해할 수 있다.

〈表 2〉 Johansen 檢證方法의 限界値

有意度 / $p-r$	λmax 檢證			固有和檢證		
	10%	5%	2.5%	10%	5%	2.5%
1	6.691	8.083	9.658	6.691	8.083	9.658
2	12.783	14.595	16.403	15.583	17.844	19.611
3	18.959	21.279	23.362	28.436	31.256	34.062

註 : Johansen-Juselius의 Table A2에 의함.
λmax 檢證統計値는 $-T\ ln(1-\lambda_{r+1})$
固有和檢證統計値는 $-T\sum_{i=r+1}^{p} l_n(1-\lambda_i)$로 각각 정의됨.
λ_i는 추정된 固有値이며 $\lambda_1>\cdots>\lambda_p$임.

本 硏究에서는 우선 위 II章의 式 (A)가 線型函數라고 가정하고 式 (1)에서 X를 $(\frac{M2}{P},\ y,\ R_d-\pi_e)'$로 가정하였는데 Johansen 방법에 의한 β의 추정결과는 〈表 3〉에 제시되어 있다. π_e는 t期에 예상하는 $(t-2)$期부터 $(t+2)$期까지의 豫想인플레率을 나타내나 이를 추정하지 않고 事後的으로 실현된 實際인플레率을 사용하였다[10].

〈表 3〉에서는 소득변수로는 y(實質GNP)를 사용하고 機會費用變數로는 $R_d-\pi_e$(π_e는 實績値로서 $(t-2)$期부터 $(t+2)$期까지의 實際인플레率임), R_d-R_b(R_b는 會社債流通收益率), R_b, R_d, π_e 등을 사용하여 보았다. 또한 $R_d-\pi_e$에서 π_e 대신에 π_1, π_3, π_4 등을 사용하여 보았는데 여기서 π_1은 $(t-3)$期부터 $(t+1)$期까지의 實際인플레率을, π_3는 $(t-1)$期부터 $(t+3)$期까지의 實際인플레率을, π_4는 t期부터 $(t+4)$期까지의 實際인플레率을 각각 나타낸다.

式 (a)부터 式 (d)까지 推定을 해본 결과 共積分關係式이 2개 이상이라는 증거는 나타나지 않고 있으나 式 (e)부터 式 (g)까지는 두번째 共積分關係式의 존재 가능성이 미약하나마 나타나고 있다.

우선 式 (a)를 보면 固有和統計値는 10%에 가까운 유의도를 나타내고 있으며 λmax 統計値는 2.5%의 유의도로 共積分關係式이 1개가 존재한다는 증거를 나타내고 있다. 또한 y에 대한 係數推定値는 1.0에 매우 가까울 뿐더러 Johansen方法에 따라 χ^2검증을 해보면 $\chi^2(1)=0.001$로 나타나 1.0이라는 가설을 기각하지 않는 것으로 드러났다. 더구나 共積分關係式이 2개는 분명히 아니나, 2개라고 가정할 경우에도 $\chi^2(2)=2.286$으로 나타나 $(\frac{M2}{P},\ y)$간의 관계가 어떻게 보아도 單位彈力値를 가진다고 할 수 있어 式 (a)는 유통속도와 기회비용간의 關係式으로 요약될 수 있음이 드러났다.

그런데 $R_d-\pi_e$에 2分期後의 인플레率인 π_e을 사용하는 대신에 1分期後(式 (b)), 3分期後(式 (c)) 혹은 4分期後 (式 (d)) 등의 인

10) 〈表 3〉 및 〈表 4〉의 추정에 있어서 각 변수는 추세치를 가진다는 가정하에 추정하였음. 즉 Johansen이 핀란드資料에 대해 추정한 方法을 사용하였는데 이에 따라 상수항은 式 (1)의 X벡터에 포함되지 않았으며 따라서 아래 式 (3)에서도 따로 계산하지 않았다.

〈表 3〉 實質總通貨($M2/P$)需要函數의 共積分關係式[1)]

說明變數[2)]	式 (a)	(b)	(c)	(d)	(e)[4)]	(f)[4)]	(g)[4)]	(h)[4)]	(i)
y	0.999	0.975	1.089	1.077	-0.609 (1.218)	1.254 (1.363)	1.192 (1.435)	1.046 (1.537)	1.278
$R_d-\pi_e$	1.686								
$R_d-\pi_1$		1.781							
$R_d-\pi_3$			1.232						
$R_d-\pi_4$				1.317					
R_d-R_b					29.738 (1.140)				
R_d						-2.067 (2.894)			
R_b							-1.196 (1.713)		
π_e								-1.285 (1.308)	
λmax(3)[3)]	23.87***	18.03	16.08	21.66**	18.68	27.37***	17.38	20.10*	
(2)	3.40	3.07	2.09	3.36	8.96	8.22	11.13	5.29	5.41
固有和(3)	27.56	21.41	18.17	25.02	27.84	35.84***	28.97*	25.38	
(2)	3.69	3.38	2.09	3.36	9.16	8.47	11.59	5.29	5.85

註 : 1) 각 변수의 定義에 관해서는 〈表 1〉의 註 1을 참조.

II章의 式 (A)의 형태, 즉 $\frac{M2}{P}=\beta_1 y+\beta_2(R_d-\pi_e)$를 추정하기 위하여 式 (1)에서 X를 $(\frac{M2}{P}, y, R_d-\pi_e)'$ 등으로, k는 4로 하였음.

2) 각 설명변수는 t期의 값을 나타냄. 예를 들어 y는 y_t를, π_e는 $P_{t+2}-P_{t-2}$, $M2/P$는 $M2_t/P_t$를 나타냄.

3) ( )안의 숫자는 〈表 2〉의 p-r의 값을 나타냄.

4) ( )안의 숫자는 두번째 共積分關聯式을 나타냄.

* 유의도 10% 이내, ** 유의도 5% 이내, *** 유의도 2.5% 이내.

플레率을 각각 사용하였을 경우에는 y에 대한 係數推定値는 크게 변화하지 않으나 검증통계치의 유의도는 저하되는 것으로 나타났다. 따라서 機會費用을 계산하기 위한 豫想인플레率로서 2分期後의 인플레率을 사용하는 것에 무리가 없다 하겠다[11)].

그러나 $R_d-\pi_e$의 代用變數로서 R_d-R_b(R_b는 會社債流通收益率)를 사용하거나(式 (e)), R_d만을 사용할 경우(式 (f)), 혹은 R_b만을 사용할 경우(式 (g))에는 모두 共積分關係式이 존재치 않거나 존재하더라도 係數推定値의 부호가 기대되는 것과 달라 추정된 關係式이 M2 需要函數라고 해석하기 곤란한 것으로 나타나고 있는데 이는 $R_d-\pi_e$가 總通貨需要函數에서의 主要說明變數라는 反證이 된다 하겠다.

R_d-R_b를 사용했을 경우에는 共積分關係式이 존재한다는 증거가 유의하지 않을 뿐 아니라 係數推定値를 보면 첫번째 共積分關係式은 通貨需要函數라고 해석하기 곤란하며 두번째 관계식은 通貨需要函數라고 해석은 가능하나

11) 미국의 경우에는 M2의 機會費用으로 R_d-R_b를 사용하고, R_b는 3個月物 財政證券利子率을 사용하였음. Moore-Porter-Small(1988), Hetzel (1989) 등을 참조.

유의하지 않은 것으로 나타나 R_d-R_b는 $M2/P$需要函數의 機會費用變數로 사용되기에는 적절한 變數가 아닌 것으로 판단된다.

R_d만을 通貨需要函數에 사용했을 경우에는 共積分關係가 1개 존재한다는 뚜렷한 증거는 있으나 R_d에 대한 係數推定値의 부호가 통상 期待되는 것과 반대로 나와 通貨需要函數로 해석하기는 곤란하다고 하겠다.

그런데 두번째 共積分關係式은 通貨需要函數로 해석은 가능하나 유의하지 않음으로써 R_d 역시 R_d만으로는 $M2/P$의 機會費用變數로 사용하는 데는 무리가 있음을 나타낸다.

한편 R_b만을 사용한 式 (g)의 경우에는 固有和統計値를 보면 10%의 유의도로 공적분관계식이 한 개 이상이라는 증거는 나타나고 있으며 첫번째 共積分關係式의 推定値는 通貨需要函數로 해석이 가능한 것으로 나타나고 있다. 또한 共積分關係式의 수효가 한 개라는 가정하에 첫번째 공적분관계식에서 y에 대한 係數推定値가 1.0이라는 가설에 대한 $\chi^2(1)=2.45$여서 역시 流通速度關係式으로 간략화시킬 수 있는 것으로 나타났다. 그러나 λmax 統計値는 11.13으로 나타나 共積分關係式이 두 개라는 증거가 10% 유의도(12.78)에 가까운 유의도로 나타나고 있으며, 共積分式이 두 개라는 가정하에서는 y에 대한 계수추정치가 1.0이라는 가설에 대해서는 $\chi^2(2)=11.73$으로 나타나 R_b가 포함될 경우에는 $(\frac{M2}{P},\ y)$간의 관계가 單位彈力値를 가진다고 할 수는 없는 것으로 나타나 전체적으로 보아 流通速度와 R_b간의 관계로 간략화될 수 없을 것으로 판단된다.

π_e만을 사용한 式 (h)의 경우에는 λmax 統計値가 10%의 유의도로 共積分關係式이 한 개라는 증거를 나타내고 있다. 이 경우에는 式 (g)의 경우에서처럼 通貨需要函數로 해석할 수 있음은 물론 y에 대한 계수추정치가 單位彈力値를 가진다는 가설에 대해 $\chi^2(1)=0.55$로 나타나 流通速度와 π_e간의 관계식으로 간략화될 수 있는 가능성을 나타내었다. 그러나 비록 증거가 약하기는 하나 共積分關係式이 2개라고 가정했을 경우에는 $\chi^2(2)=4.6$으로 나타나 10% 유의도인 $\chi^2(2)=4.61$에 가까운 것으로 나타나, π_e가 포함될 경우 $(\frac{M2}{P},\ y)$는 1 : 1의 관계로 간략화될 수 없을 것이라는 다소의 증거를 나타내고 있다 하겠다.

한편 기회비용변수를 사용하지 않고 $M2/P$와 y간(式 (i))만을 살펴보면 共積分關係가 존재하지 않는 것으로 나타나 $\frac{M2}{P}$, y, $(R_d-\pi_e)$간 (式 (a))에 존재하였던 共積分關係가 實質總通貨와 所得 혹은 去來變數의 代用變數인 y간의 관계에 의해 주도되지 않고 式 (a)에서와 같이 機會費用인 $R_d-\pi_e$가 포함되어야 하는 것으로 나타났다[12].

이상의 추정결과 및 해석을 확인해 보기 위해서 <表 4>에서는 X를 $(V,\ R_d-\pi_e)'$, $(V,\ R_d-R_b)'$, $(V,\ \pi_e)'$, $(V, R_d)'$, $(V,\ R_b)'$ 등으로 각각 정의하여 共積分關係式을 추정해 보았다.

<表 4>는 전반적으로 <表 3>에서 얻은 결과를 확인해 주고 있는데 式 (j)에서만 共積分關係가 발견되고 있다. 이는 <表 3>의 式 (a)에서 $M2/P$에 대한 y의 係數推定値가 1.0이라는 가설을 χ^2검증이 기각하지 않았던 점과

12) $M2/P$와 y간에 共積分關係가 존재하지 않는다는 점은 朴佑奎(1988)가 Engle-Granger의 방법을 사용하여 얻은 결과와 일치한다.

〈表 4〉 流通速度의 共積分關係式[1)]

說明變數[2)]	式 (j)	(k)	(l)	(m)	(n)
R_d-π_e	-1.634				
R_d-R_b		-3.461			
R_d			6.859		
R_b				1.944	
π_e					1.355
λmax[3)]	16.90***	3.52	4.63	3.24	13.05*
固有和	18.32**	4.30	6.12	4.52	13.84

註 : 1) 式 (1)에서 k는 4로 사용하였음.
2) 〈表 3〉의 註 2를 참조.
3) λmax 및 固有和統計値는 〈表 2〉의 p-r=2 일 경우를 나타냄.

일치한다 하겠다.

한편 式 (k)~(m)에서는 모두 共積分關係가 나타나지 않고 있는데 이는 이미 式(e)~(g)의 推定에서 예상한 바와 같다. 특히 R_b를 機會費用變數로 사용한 式 (g)에서 $\frac{M2}{P}$ 需要函數로 해석 가능한 첫번째 共積分關係式이 존재하며, $\frac{M2}{P}$에 대한 y의 係數推定値가 1.0이라는 가설을 기각할 수 없는 것으로 나타났는데도 불구하고 流通速度와 R_b간에 共積分關係가 존재하지 않는 것으로 나타난 것은 흥미있다 하겠다. 이는 앞서 설명한 바와 같이 두번째 共積分關係式이 존재한다는 상당한 증거가 존재하며, 이 경우에는 y에 대한 係數推定値가 1.0이라는 가설이 기각되기 때문으로 판단된다.

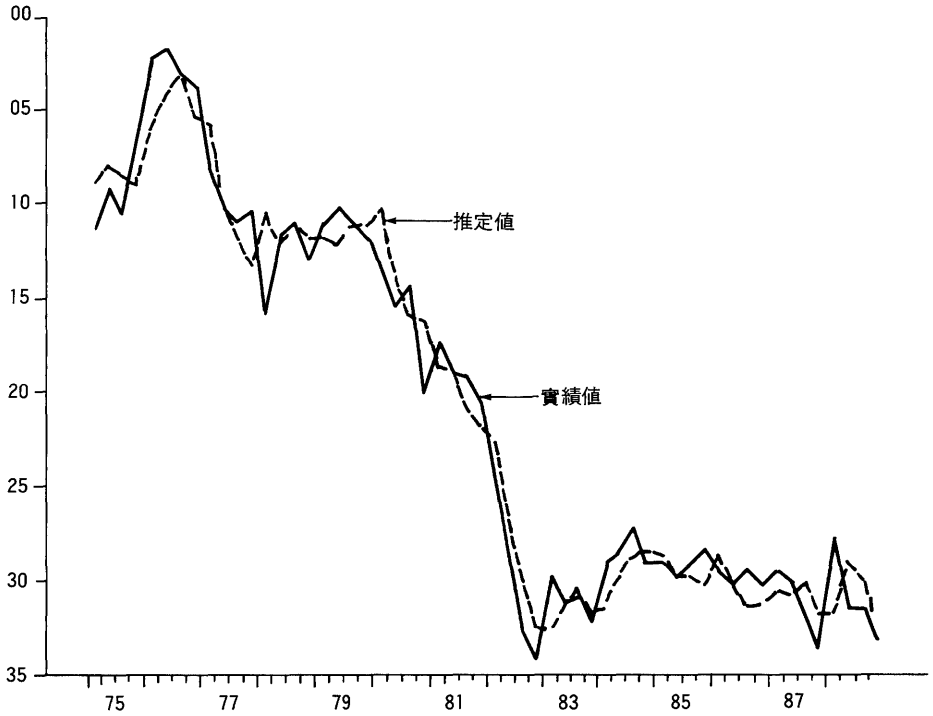
반면에 π_e만을 사용한 式 (n)의 경우에는 위에서와는 달리 流通速度와 π_e간에 共積分關係式이 존재한다는 증거가 λmax 統計値의 경우 10%의 유의도로 나타나고 있다.

〈表 3〉과 〈表 4〉를 종합하여 판단해 보면 機會費用變數로 (R_d-π_e)를 사용했을 경우에는 장기적으로 안정적인 $M2/P$需要函數가 존재하고, 流通速度와 (R_d-π_e)간에도 장기적으로 안정적인 균형관계가 나타났다. 그러나 機會費用變數로 R_d-R_b 혹은 R_d를 사용했을 경우에는 장기적으로 안정적인 總通貨需要函數나 流通速度關係式이 존재하지 않았다. 한편 R_b를 機會費用變數로 사용했을 경우에는 y에 대한 單位彈力値를 가지는 通貨需要函數가 존재한다는 증거가 나타남에도 불구하고 流通速度와 機會費用間에 共積分關係가 존재하지 않았다. 또한 π_e를 機會費用變數로 사용했을 경우에는 장기적으로 안정적인 通貨需要函數와 流通速度關係式이 존재한다는 證據가 다소 약하게 나타나는 것으로 드러났다. 결론적으로 M2通貨需要函數 및 流通速度를 설명하는 機會費用變數로는 (R_d-π_e)를 사용하는 것이 가장 적절하다고 판단된다. 한편 會社債流通收益率을 M2通貨需要函數 내지 流通速度를 설명하기 위한 機會費用變數로 사용하기에는 주의를 요한다 하겠다[13)].

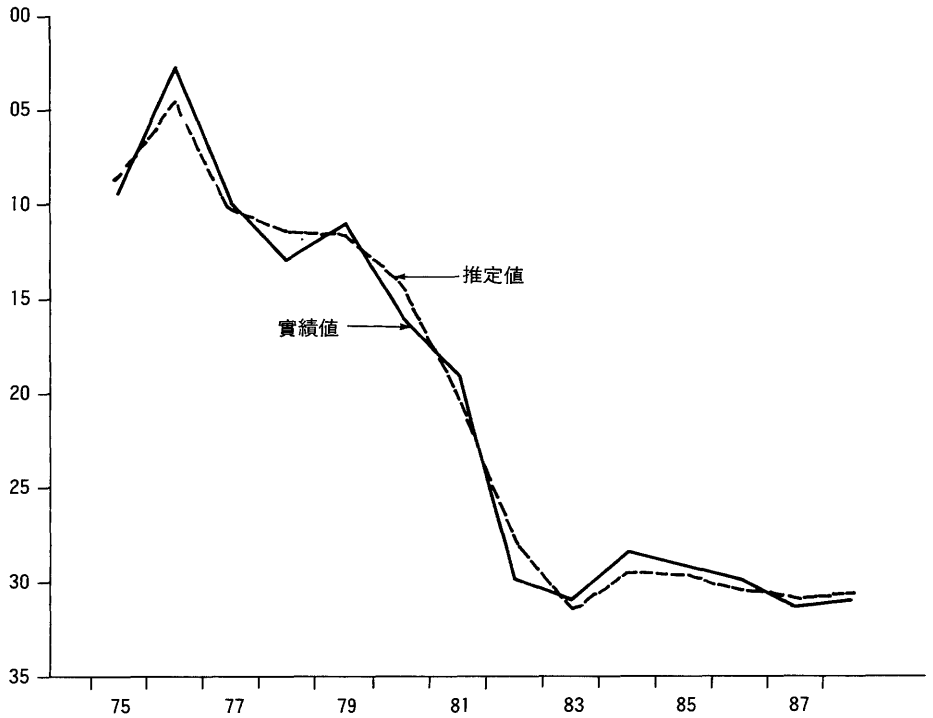
한편 式 (j)에서 共積分關係式이 하나라는 제약조건을 추정과정에 사용할 경우의 誤差修正模型은 아래 式 (2)의 첫번째 관계식과 같

13) 黃三鎭·羅相旭(1990)은 M2需要函數가 82년을 기점으로 구조적으로 변화하였는데 그 이전에는 市場利子率과 M2의 자체이자율간의 격차로 설명되고 그 이후에는 不動產價格 및 不動產去來, 非銀行金融機關의 受信金利 등이 추가적인 主要變數라고 하였다. 이러한 주장 역시 본고의 결과와 배치되지 않는데 不動產價格 등의 추가변수들이 인플레기대를 나타내는 변수들이라 할 수 있기 때문이다. 그런데 金在天외(1989)에서는 M2流通速度를 추정함에 있어 예상물가상승률이 有意하지 않게 나타났는데 이는 함께 포함된 국공채수익률 등이 豫想物價上昇率의 움직임을 상당부분 반영하기 때문인 것으로 판단된다. 한편 河成根(1984)은 市場利子率의 중요성을 지적하였다.

〔圖 3〕 M2流通速度의 推定(分期)



〔圖 4〕 M2流通速度의 推定(年間)



으며 이를 사용하여 유통속도를 추정한 것은 [圖 3]에, 그리고 이를 年間時系列로 환산한 것은 [圖 4]와 같은데 流通速度의 설명변수로 機會費用만을 사용했는데도 불구하고 流通速度를 매우 잘 설명하고 있는 것으로 나타났다.

$$\begin{pmatrix} \Delta V \\ \Delta(R_d-\pi_e) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -0.406 & -0.243 \\ 0.06 & -0.099 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta V_{-1} \\ \Delta(R_d-\pi_e)_{-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} -0.151 & -0.379 \\ -0.038 & -0.188 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta V_{-2} \\ \Delta(R_d-\pi_e)_{-2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} -0.142 & -0.339 \\ -0.054 & -0.158 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta V_{-3} \\ \Delta(R_d-\pi_e)_{-3} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} -0.2455 \\ -0.1175 \end{pmatrix} (1.0 \quad 1.6373) \begin{pmatrix} V_{-4} \\ (R_d-\pi_e)_{-4} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} -0.0628 \\ -0.0239 \end{pmatrix} \quad \cdots\cdots (2)$$

$\Pi = \begin{pmatrix} -0.2455 & -0.4011 \\ -0.1175 & -0.1919 \end{pmatrix}$, Π는 II章의 式 (1)에서 정의된 바와 같음[14].

(2)의 첫번째 式은 V와 $(R_d-\pi_e)$간에 아래와 같은 長期均衡關係가 존재함을 의미한다.

$$V = 常數 + 1.6337(\pi_e - R_d) \quad \cdots\cdots (3)$$

14) 계절조정더미는 추정과정에는 포함되었으나 여기서는 보고하지 않았음. 또한 이 경우 $\Pi = \alpha\beta'$에서 2×1벡터인 α의 두번째항이 零이라는 제약조건을 검증해 보면 $\chi^2(1) = 3.11$으로서 5% 유의도인 3.84에는 미치지 못하나, 10% 유의도인 2.71보다는 크게 나타나, 미약하나마 α는 零이 아니라는 증거를 나타내는 것으로 해석할 수 있다. 즉 $(R_d-\pi_e)$時系列의 생성에 V와 $(R_d-\pi_e)$간의 共積分關係가 다소간의 역할을 하는 것으로 해석할 수도 있겠다.

15) 年率 10%의 π_e는 0.1로 계산되었음. V는 流通速度의 로그値로 생각할 수 있음.

16) 式 (2) 및 式 (3)이 의미하는 것은 貨幣數量式에 의해 流通速度가 定義되기 때문에 예를 들어 成長이 갑자기 鈍化된다거나 通貨供給이 갑자기 增加하는 등의 이유로 流通速度가 단기적으로는 급락할 수 있으나, 長期的으로는 π_e와 R_d의 격차에 의한 式 (3)의 관계로 수렴되어 가며, 그 과정에서 式 (2)와 같은 오차수정모형을 따라서 변화한다는 것임.

윗式은 예를 들어 π_e가 年率 10.0%에서 1%포인트 상향조정된다면 流通速度는 長期的으로 1.6337% 증가한다는 것이다[15]. 또한 π_e가 R_d보다 큰 상태에서 갑자기 通貨가 급증하여 流通速度가 하락하였다 하더라도 궁극적으로는 流通速度가 式 (3)에 의해 증가하려면 일시적으로는 流通速度의 增加率은 급등(overshooting)할 수밖에 없음을 의미한다[16]. 이 경우에 通貨當局이 과거의 유통속도의 하락추세를 감안하여 通貨供給目標値를 잡게 되면 과도한 통화공급의 우려가 있게 된다. 결국 화폐수량식을 사용하여 通貨供給目標値를 결정하려 할 경우 유통속도의 변동요인인 豫想인플레率과 受信金利水準間의 차이를 고려하여야 한다.

IV. 結　論

1990년부터 지속되어 온 物價不安이 쉽게 완화될 기미를 보이지 않음에 따라 通貨量(nominal anchor)規制의 중요성이 다시 제기되고 있다. 그러나 80년대 초반 이후 M2를 중심지표로 선정하여 M2의 供給을 直接規制하면서 동시에 각종 受信金利의 조정이 경제여건의 변화를 신속히 반영하지 못하는 등의 이유로 M2가 전체 수신에서 차지하는 비중이 크게 저하되었다. 또한 금년 하반기부터 일부 投資金融會社의 銀行으로의 전환, 金利自由化의 추진 등 金融與件이 상당히 변화될 전망이어서 M2指標의 불안정마저 우려되고 있는 실정이다. 따라서 인플레억제를 위한 通貨量抑制政策의 중요성과 함께 金融與件의 변화에 따른 M2指標의 불안정요인을 조화시켜 적절

한 通貨金融政策方案을 定立해 나가는 것이 主要政策課題라 하겠다.

그런데 1970년대 중반부터 최근까지 우리의 金融構造는 質的으로나 量的으로나 커다란 변화를 겪었으며, 이러한 변화는 앞으로 예상되는 변화 못지 않게 커다란 것이라 할 수도 있다. 따라서 장기적으로 안정적인 M2通貨需要函數가 최근까지 존재하여 왔다면, 앞으로 금융변혁으로 M2需要函數가 반드시 불안정해질 것이라고 미리 단정할 필요는 없게 된다. 本稿에서는 M2의 장기적인 趨勢變化를 설명할 수 있는 요인이 존재하는가의 여부를 밝혀내고 이에 따른 정책시사점을 도출하였다.

本稿의 硏究結果에 의하면 첫째로 實質M2와 實質GNP 및 기회비용변수(豫想인플레率에서 M2의 가중평균수신금리를 뺀 것)간에는 실질 M2수요함수로 해석 가능한 장기적 균형(共積分)관계가 존재하며, 實質M2를 설명하기 위해서는 실질GNP 외에도 機會費用變數가 반드시 필요한 것으로 드러났다. 또한 이 경우 實質M2需要函數는 M2流通速度와 機會費用間의 正의 장기적 균형관계로 간략화될 수 있는 것으로 나타났다. 둘째로 機會費用變數로서 會社債流通收益率에서 M2加重平均受信金利를 뺀 것을 사용해 보면 實質M2의 장기추세 혹은 流通速度의 長期趨勢를 설명할 수 없는 것으로 나타났다. 또한 機會費用變數로 회사채유통수익률만을 사용했을 경우에는 通貨需要函數로 해석 가능하며 實質所得에 대한 계수추정치가 단위탄력치를 가지는 長期均衡關係가 나타나지만 두번째 공적분관계식이 존재한다는 가능성이 미약하게 나타나고 있으며 이로 인해 M2流通速度와 會社債流通收益率間의 共積分關係는 존재하지 않는 것으로 나타났다. 결국 회사채유통수익률은 實質M2의 변동을 설명하기 위해 사용하는 데는 부적절하거나 혹은 많은 주의를 요한다 하겠다.

이상의 硏究結果는 우리 경제에 대한 아래와 같은 상황판단 내지는 정책시사점을 제공해 준다 하겠다. 우선 美國 등에서 市場金利가 機會費用을 산출하기 위한 변수로 사용되는 것과는 달리, 우리나라의 대표적인 市場金利指標인 會社債流通收益率이 機會費用을 산출하기 위한 變數로 사용될 수 없다는 점은 그간의 폭넓은 金利規制에 기인하는 것으로 판단된다. 또한 第2金融圈의 金利變動을 반영한다고 볼 수 있는 會社債流通收益率이 M2의 機會費用變數로 사용될 수 없었다는 점은 第1金融圈과 第2金融圈間의 금리연계가 이루어지지 않았다는 것을 의미하며 이는 金利規制의 당연한 결과이기도 하겠으나 한편으로는 第1金融圈과 第2金融圈間의 인위적인 분할, 정책당국자의 개입 혹은 金融市場의 미성숙 등으로 인하여 자금의 흐름이 각 金融圈間에 원활히 이루어지지 않고 있다는 점을 시사하기도 하는 것이다. 정책입안자의 측면에서 해석해 보자면, 인플레의 變動은 M2를 主要手段으로 하는 通貨政策의 관심 및 반응의 대상이 되나, 市場金利 혹은 會社債收益率의 變動은 그 대상이 되지 않거나, 혹은 通貨政策의 수행에서의 主要情報로 인식되고 있지 않다는 것을 의미한다[17].

17) 결국 金利自由化 및 金融市場의 自律化 및 金融革新 등이 폭넓게 진전되어야 각 금융권간의 資金循環이 원활해지고, 각종 금리가 市場情報를 적절히 제공하게 되어 유효한 通貨金融政策의 정책수단 내지는 정보제공기능을 하게 된다고도 할 수 있겠다.

M2유통속도의 움직임이 예상인플레율에서 M2가중평균수신금리를 뺀 것과 正의 장기적 균형관계를 가져왔다는 것은 加重平均受信金利의 개념을 사용한다면 M2의 움직임이 향후의 金融革新에 의해 불안정해지고 이에 따라 유효한 政策變數 내지는 정보제공기능을 상실할 것이라고 미리 판단할 필요가 없다는 것이다.

또한 貨幣數量式을 사용하여 M2通貨供給目標値를 설정할 경우 豫想成長率 및 인플레率뿐 아니라 기회비용, 즉 예상인플레율과 M2受信金利間의 격차도 고려해야 한다는 것을 시사한다. 예를 들어 機會費用의 움직임을 고려할 때 유통속도의 長期趨勢가 과거 수년간의 하향추세치에서 벗어나 상향될 것으로 판단된다면 이는 기존의 通貨·金利政策의 기조변환이 요구되는 것으로 해석할 수 있겠다. 특히 최근과 같이 受信金利가 고정되어 있는 상황에서 豫想인플레率이 受信金利를 상회할 경우 유통속도는 결국에는 상승하게 되며, 이는 같은 量의 통화라도 과거보다는 經常GNP 내지는 物價를 부추기게 되어 通貨供給의 효율성은 크게 저하된다[18].

이러한 결과는 우리나라와 같이 金利가 自由化되어 있지 않은 경우에는 政策當局者가 豫想인플레率의 變動을 감안하여 受信金利를 수시로 조정해 주어야 함을 의미한다. 즉 美國과 같은 先進國에서는 市場金利가 豫想인플레의 變動을 반영할 뿐 아니라, 市場金利가 변할 경우 시차를 두고 銀行圈의 受信金利도 조정되기 때문에 금융긴축으로 인해 市場金利가 上昇할 경우 全金融圈의 여수신금리가 모두 상향조정되고[19], 豫想인플레率과 受信金利間의 차이가 시간을 두고 해소된다. 그러나 受信金利가 自由化되어 있지 않은 우리나라의 경우에는 정책당국자가 受信金利를 豫想인플레率의 變動에 따라 탄력적으로 조정하지 않는다면 受信金利와 豫想인플레率과의 차이가 해소되기가 어려우며 그 경우 流通速度의 급변을 초래하게 된다. 流通速度의 급변은 通貨政策樹立의 어려움과 함께 實物經濟에의 불확실성을 증대시키게 된다. 그러므로 金利自由化가 되어 있지 않거나 혹은 一部 金利에 대해서만 自由化를 실시할 경우에도, 자유화되지 않은 受信金利 등에 대해서는 수시로 現實化를 병행해 나가야 한다.

또한 實物經濟의 변화가 아닌 단자사 업종전환과 같은 金融的 要因에 의해서 M2공급확대요인이 발생한다면, 受信金利의 상향조정을 병행하여 M2需要의 增加要因을 발생시킴으로써 자연스럽게 M2供給擴大를 유도하여야 할 것이다. 결국 金利自由化가 되기 이전이거나 一部 金利만 자유화될 경우에도 通貨政策運用에 있어서 金利의 수준 내지 조정가능성이 함께 고려되는 등 金利政策의 중요성이 제고되어야 한다.

18) 朴佑奎(1991)에 의하면 예상인플레率이 높을수록 通貨供給이 성장에 미치는 寄與度(탄성치)는 낮아지고 物價에 미치는 寄與度는 높아진다. 또한 이와 관련하여 Dewald(1988) 및 Gavin-Dewald(1989)는 經常GNP의 변화를 通貨의 변화만으로 설명하려는 St. Louis流의 通貨論者의 關係式은 流通速度의 변화를 무시하게 되므로 豫想인플레率이 높을 때는 經常GNP를 過小推定하게 된다고 지적한 바 있다. 이는 豫想인플레率이 높을 때는 通貨供給의 增加는 과거에 비해서 높은 經常GNP 내지는 物價上昇을 유발할 수 있음을 나타내는 것이다. St. Louis流의 式에 관해서는 Jordan(1986)과 Jordan의 논문이 실린 *Review*誌의 다른 논문들을 참조. 盧成泰·司空恩德(1988)은 이를 우리나라에 적용하였음.

19) Moore-Porter-Small(1988) 참조.

▷ 參 考 文 獻 ◁

金在天・許在晟・金基夆,「通貨流通速度의 構造的 變動」,『調査統計月報』, 韓國銀行, 1989. 12.

南相祐,「費用 및 通貨側面의 인플레進行過程」,『韓國開發硏究』, 第3卷 第4號, 韓國開發硏究院, 1981.

盧成泰・司空恩德,「St. Louis模型과 通貨政策의 波及效果」,『韓國開發硏究』, 第10卷 第1號, 韓國開發硏究院, 1988.

朴佑奎,「總通貨(M2)規制의 影響과 中心通貨指標의 再定立」,『韓國開發硏究』, 第9卷 第4號, 韓國開發硏究院, 1987.

_____,「現行中心通貨指標(M2) 및 그 運用方法의 變更必要性」,『KDI 分期別 經濟展望』, 第7卷 第3號, 韓國開發硏究院, 1988.

_____,「潛在GNP 및 通貨에 의한 物價上昇壓力의 推定」,『韓國開發硏究』, 第11卷 第2號, 韓國開發硏究院, 1989a.

_____,「單位勞動費用과 物價」,『韓國開發硏究』, 第11卷 第4號, 韓國開發硏究院, 1989b.

_____,「物價不安 및 資金難의 解消를 위한 金利政策」,『KDI 分期別經濟展望』 第10卷 第2號, 韓國開發硏究院, 1991.

河成根,「우리나라 通貨流通速度의 變動要因分析」,『調査月報』, 韓國銀行, 1984. 3.

黃三鎭・羅相旭,「金融環境變化와 通貨需要의 構造變動」,『調査統計月報』, 韓國銀行, 1990. 8.

Bordo, Michael and Lars Jonung, "The Long-run Behavior of the Velocity of Circulation: The International Evidence," Cambridge University Press, Cambridge, 1987.

Dewald, William, "Monetarism is Dead: Long Live the Quantity Theory," *Review,* FRB of St.Louis, July/August 1988.

Engle, Robert and Byung Sam Yoo, "Forecasting and Testing in Cointegrated Systems," *Journal of Econometrics*, 1987, pp. 143~159.

Engle, Robert and C.W.J. Granger, "Cointegration and Error Correction : Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, March 1987, pp. 251~236.

Fuller, Wayne, *Introduction to Statistical Time Series*, John Wiley & Sons, Inc., 1976.

Gavin, William and William Dewald, "The Effect of Disinflationary Policies on Monetary Velocity," *Cato Journal,* Spring/Summer 1989.

Goldfeld, Stephen, "The Case of the Missing Money," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1976.

Gould, J.P., M. H. Miller, C. R. Nelson, and C.W. Upton, "The Stochastic Properties of Velocity and the Quantity Theory of Money," *Journal of Monetary Economics*, 1978.

Hall, S.G., S.G.B. Henry, and J.B. Wilcox, "The Long-run Determination of the UK Monetary Aggregates," Discussion Paper, Bank of England, August 1989.

Hallman, Jeffery, Richard Porter, and David Small, "M2 Per Unit of Potential GNP as an Indicator of Inflation : A Reduced Form Approach," Board of Governors of the Federal Reserve System, October 1988.

Hamilton, James, "The Long-run Behavior of the Velocity of Circulation : A Review Essay," *Journal of Monetary Economics,* 1989.

Heller, Robert, "Implementing Monetary Policy," *Federal Reserve Bulletin,* Board of Governors of the Federal Reserve System, July 1988.

Hetzel, Robert, "M2 and Monetary Policy," *Economic Review*, FRB of Richmond, September/October 1989.

Hoffman, Dennis and Robert Rasche, "Long Run Income and Interest Elasticities of Money Demand in the United States," National Bureau of Economic Research WP#2349, April 1989a.

_____, "The Demand for Money in the U.S. During the Great Depression : Estimates and Comparison with the Post War Experience," National Bureau of Economic Research WP#3217, December 1989b.

Johansen, Soren, "Likelihood Based Inference on Cointegration, Theory and Applications," Lecture notes for a course on cointegration held at the Seminario Estivo di Econometrica, CIDE, Italy, 1989.

_____ and Katarina Juselius, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-with Application to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1990, pp.169 ~210.

Jordan, Jerry, "The Andersen-Jordan Approach after Nearly 20 Years," *Review*, FRB of St. Louis, October 1986.

Judd, John and Brian Motley, "The Great Velocity Decline of 1982-83: A Comparative Analysis of M1 and M2, *Economic Review*, FRB of San Francisco, Summer 1984.

Lucas, Robert E. Jr., "Money Demand in the United States : A Quantitative Review," Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy, 1988.

Meltzer, Allan, "The Demand for Money : The Evidence from the Time Series," *Journal of Political Economy*, 1963.

Moore, George, Richard Porter, and David Small, "Modelling the Disaggregated Demands for M2 and M1 in the 1980's : The U.S. Experience," mimeo, Federal Reserve Board, 1988.

Phillips, Peter C.B. and Mico Loretan, "Estimating Long-run Economic Equilibria," *Review of Economic Studies*, Forthcoming 1991.

Poole, William, "Monetary Policy Lessons of Recent Inflation and Disinflation," *Journal of Economic Perspectives*, Summer 1988.

Roley, Vance, "Money Demand Predict Ability," *Journal of Money, Credit, and Banking,* November 1985, Part 2.

Small, David and Richard Porter, "Understanding the Behavior of M2 and V2," *Federal Reserve Bulletin*, Board of Governors of the Federal Reserve System, April 1989.