한국의 貨幣需要函數에 관한 小考

薛 光 彦*

Ⅰ. 머 리 말
Ⅱ. 모델의 설정
Ⅲ. 추정의 결과
Ⅳ. 맺는 말

Ⅰ. 머 리 말

화폐수요와 관련된 이론적 실증적 논의의 대상은 통화에 대한 정의, 화폐수요를 결정하는 설명변수의 선정, 화폐수요의 안정성 등은 이미 잘 알려진 사실이다(Johnson, 1967, 26-27). 이 중에서도 특히 설명변수의 선정은 개발도상국의 화폐수요 함수추정에 있어서 많은 논란의 대상이 되고 있다. 즉, 화폐수요 함수의 설명변수 중에서 예산 제약을 나타내는 규모변수로서, 기대소득(expected income)과 측정된 소득(measured income) 중에서 어느 것이 보다 적절한 변수인가 하는 문제와, 기회비용의 변수로서 이자율과 예상물가 상승율 중 어느 것이 타당한가 하는 문제를 들 수 있다.

이론적으로 보몰—토빈(Baumol-Tobin)의 거래모형이 보다 타당한 화폐수요 이론으로 보는 학자들은 소득과 단기이자율을, 화폐보유의 투기적 동기를 중시 여겨 화폐를 넓은 의미의 자산선택 중의 하나로 보는 경우는 富(wealth)와 장기이자율을 설명변수로 선정하는 경향이 있다. 미국에서의 실증분석 결과들에 따르면, 대체적으로 규모변수로서는 人的富(human capital)를 포함하는 넓은 의미의 總富(total capital)나 그 代用變數로서 사용된 항상소득, 또는 기대소득이 화폐수요를 보다 잘 설명해 주는 것으로 나타나고 있지만(Judd/scadding 1982), 개발도상국에 있어서는 정치, 사회 및 경제적 상황이 유동적이기 때문에 개별 경제주체들이 그들의 경제행위를 결정함에 있어 고려하는 시간의 범위(time horizon)가 짧고 자본시장이 잘 발달되지 않은 상태에 있으므로 화폐의 보유가 주로 거래적 동기에 의한 것으로 간주하여 측정된 소득(measured income)을 규모 변수로 사용하는 것이 보편적이다(Fischer 1982). 기회비용의 변수를 선정함에 있어서는, 이들 국가들이 인플레이션 하에 있으면서도 명목이자율이 정책당국에 의하여 인위적으로 낮게 통제되고 있기 때문에 실제물가상승율이 화폐 보유의 기회비용을 나타내어 주는 보다 적절한 설명변수로 간주되고 있다. 當期의 실제 물가상승율을 화폐수요 함수의 설

* 責任硏究員.

명 변수로 사용한다는 것은, 곧 이들 국가들에 있어서 경제주체들의 인플레이션에 대한 기대가 정태적(static)이라는 것을 암묵적으로 가정하고 있는 것이 된다.

본고에서는 한국의 경우에도 역시 위에서 언급한 바와 같은 가정들이 타당한 것인지를 실증분석을 통하여 검증하고자 한다. 다시 말해서, 화폐수요는 기대소득보다는 當期의 소득수준에 의해 결정된다는 가정이 타당한지 여부와, 인플레이션에 대한 기대가 과연 정태적(static)인지 여부를 적응 기대가설(adaptive expectation hypothesis)을 이용한 모델을 설정하여 검증해 보고자 한다.

Ⅱ. 모델의 설정

먼저 t 期에서의 실질화폐수요(m_t^d)는 t 期의 실질기대소득(y_t^e)과 t 期의 예상물가상승율(WP_t^e)의 함수로 간주하여 아래와 같이 나타낸다.

(1) $$m_t^d = a + b_1 y_t^e + b_2 WP_t^e + u_t$$

여기서 a, b_1, b_2는 추정될 계수

u_t는 攪亂項 (disturbance term)

식 (1)의 기대실질소득(y_t^e)과 예상물가상승율(WP_t^e)은 각각 아래와 같은 적응기대 가설에 의하여 결정된다고 가정한다.

(2) $$y_t^e = \beta_1[y_t + (1-\beta_1)y_{t-1} + (1-\beta_1)y_{t-2} + \cdots + (1-\beta_1)^k y_{t-k} + \cdots]$$

(3) $$WP_t^e = \beta_2[WP_t + (1-\beta_2)WP_{t-2} + (1-\beta_2)WP_{t-2} + \cdots + (1-\beta_2)^k WP_{t-k} + \cdots]$$ [1]

단, $0 < \beta_1,\ \beta_2 < 1$

여기서 y_t와 WP_t는 각각 t 期의 실질소득과 實際물가상승율을 의미한다.

만약 β_1과 β_2가 각각 1에 가까운 값을 가질 경우에는 경제주체들의 기대가 정태적(static)인 것을 의미하므로, 식 (1)의 화폐수요 함수식은 개발도상국의 화폐수요 함수형태로서 흔히 사용되는 다음과 같은 식 (1)′이 된다.

(1)′ $$m_t^d = a + b_1 y_t + b_2 WP_t + u_t$$

따라서, 우리들의 목적은 과연 β_1과 β_2가 1에 근사한 값을 갖는지를 추정을 통하여 확인하는 것이라 할 수 있다.

그런데, 우리가 화폐수요 함수식을 추정할 때는 각종 통계자료상에 나타나고 있는 통화량(M1 또는 M2)을 사용하게 되는데 이 통계상에 나타난 통화량이란 것은 실지로 공급된 통화공급량이지 수요량이 아니라는 문제가 있다. 그래서, 우리는 암묵적으로 화폐시장에서는 즉각적인 균형이 이루어진다고 가정하거나, 아니면 단기적으로 볼 때 원하는 화폐수요량이 화폐공급량에 의하여 부분적으로만 충족된다는 가정을 설정하게 된다. 후자의 경우가 보다 현실적인 가정이라고 간주하여 다음과 같은 부분조정가설(partial adjustment hypothesis)을 우리의 모델에 추가시키기로 한다[2].

(4) $$m_t = \alpha m_t^d + (1-\alpha) m_{t-1}$$

여기서 m_t는 t 期의 화폐공급량,

α는 조정계수.

이제 우리가 추정을 위하여 설정한 모델은 다음과 같이 표시할 수 있다.

[1] 인플레이션에 대한 적응가설 모형으로는 $WP_t^e = WP^e_{t-1} + \beta(WP_{t-1} - WP^e_{t-1})$의 형태가 사용되기도 하지만, 여기서는 J. D. Adekunle(1968)가 사용한 형태인 식 (3)과 같은 형식을 사용하였다.

[2] 부분조정가설에 대한 논의는 Laidler(1977, 1985) · Siebke(1985) ; 그리고 Hetzel(1984)를 참조.

(1) $m_t^d = a + b_1 y_t^e + b_2 WP_t^e + u_t$

(2) $y_t^e = \beta_1[y_t + (1-\beta_1) y_{t-1} + (1-\beta_1)^2 y_{t-2} + \cdots + (1-\beta_1)^k y_{t-k} + \cdots]$

(3) $WP_t^e = \beta_2[WP_t + (1-\beta_2) WP_{t-1} + (1-\beta_2)^2 WP_{t-2} + \cdots + (1-\beta_2)^k WP_{t-k} + \cdots]$

(4) $m_t = \alpha m_t^d + (1-\alpha) m_{t-1}$

모델내에 사용된 모든 변수는 자연대수(natural log)를 취한 형태들이다.

추정을 위하여 다음과 같은 유도 과정을 거쳐 추정식(reduced form)을 구하기로 한다.

식 (2)와 식 (3)에서 $(1-\beta_1)$과 $(1-\beta_2)$를 각각 λ_1과 λ_2로 표기하고, 時差造作因子(lag operator)인 L을 사용하여 식 (2)와 식 (3)을 고쳐쓰면 다음과 같이 나타낼 수 있다[3].

(2)′ $$y_t^e = \beta_1[y_t + \lambda_1 L y_t + \lambda_1^2 L^2 y_t + \cdots + \lambda_1^k L^k y_t + \cdots] = \beta_1[1 + \lambda_1 L + \lambda_1^2 L^2 + \cdots + \lambda_1^k L^k + \cdots] y_t = \frac{\beta_1}{(1-\lambda_1 L)} y_t$$

(3)′ $$WP_t^e = \beta_2[WP_t + \lambda_2 L WP_t + \lambda_2^2 L^2 WP_t + \cdots + \lambda_2^k L^k WP_t + \cdots] = \beta_2[1 + \lambda_2 L + \lambda_2^2 L^2 + \cdots + \lambda_2^k L^k + \cdots] WP_t = \frac{\beta_2}{(1-\lambda_2 L)} WP_t$$

식 (2)′과 식 (3)′을 식 (1)에 대입하면,

(5) $$m_t^d = a + b_1 \frac{\beta_1}{(1-\lambda_1 L)} y_t + b_2 \frac{\beta_2}{(1-\lambda_2 L)} WP_t + u_t$$

식 (5)를 다시 식 (4)에 대입하면,

(6) $$m_t = \alpha a + \alpha b_1 \frac{\beta_1}{(1-\lambda L)} y_t + \alpha b_2 \frac{\beta_2}{(1-\lambda_2 L)} WP_t + (1-\alpha) m_{t-1} + \alpha u_t$$

식 (6)의 양변에 $(1-\lambda_1 L)(1-\lambda_2 L)$을 곱하면,

(7) $$(1-\lambda_1 L)(1-\lambda_2 L) m_t = \alpha a (1-\lambda_1 L)(1-\lambda_2 L) + \alpha b_1 \beta_1 (1-\lambda_2 L) y_t + \alpha b_2 \beta_2 (1-\lambda_1 L) WP_t + (1-\alpha)(1-\lambda_1 L)(1-\lambda_2 L) m_{t-1} + \alpha (1-\lambda_1 L)(1-\lambda_2 L) u_t$$

여기서 식 (7)의 좌우 양변을 전개한 후 時差造作因子인 L의 성질을 이용하여 식 (7)을 고쳐쓰면 다음과 같다.

(8) $$m_t - \lambda_1 m_{t-1} - \lambda_2 m_{t-1} + \lambda_1 \lambda_2 m_{t-2} = \alpha a (1-\lambda_1)(1-\lambda_2) + \alpha b_1 \beta_1 y_t - \alpha b_1 \beta_1 \lambda_2 y_{t-1} + \alpha b_2 \beta_2 WP_t - \alpha b_2 \beta_2 \lambda_1 WP_{t-1} + (1-\alpha) m_{t-1} - (1-\alpha)(\lambda_1 + \lambda_2) m_{t-2} + (1-\alpha) \lambda_1 \lambda_2 m_{t-3} + \alpha u_t - \alpha(\lambda_1 + \lambda_2) u_{t-1} + \alpha \lambda_1 \lambda_2 u_{t-2}$$

식 (8)에서 λ_1과 λ_2 대신에 각각 $(1-\beta_1)$과 $(1-\beta_2)$를 대입한 후, m_t에 대하여 정리하면 아래와 같은 추정식을 얻게 된다.

(9) $$m_t = c_0 + c_1 y_t + c_2 y_{t-1} + c_3 WP_t + c_4 WP_{t-1} + c_5 m_{t-1} + c_6 m_{t-2} + c_7 m_{t-3} + V_t$$

단, $c_0 = \alpha a \beta_1 \beta_2$

$c_1 = \alpha b_1 \beta_1$

$c_2 = -\alpha b_1 \beta_1 (1-\beta_2)$

$c_3 = \alpha b_2 \beta_2$

$c_4 = -(1-\beta_1) \alpha b_2 \beta_2$

$c_5 = 3 - \alpha - \beta_1 - \beta_2$

$c_6 = -[(1-\alpha)(1-\beta_1)$

[3] 時差造作因子(Lay operator) L은 다음과 같이 정의된다.
$LX_t = X_{t-1}$
$L^k X_t = X_{t-k}$
Lag operator에 대해서는 Sargent(1979, 171) 참조.

$$+(1-\alpha)(1-\beta_2)$$
$$+(1-\beta_1)(1-\beta_2)]$$
$$c_7=(1-\alpha)(1-\beta_1)(1-\beta_2)$$
$$V_t=\alpha u_t-\alpha(2-\beta_1-\beta_2)u_{t-1}$$
$$+\alpha(1-\beta_1)(1-\beta_2)u_{t-2}$$

유도된 추정식 (9)에서 자기상관의 문제(problem of autocorrelated disturbances)를 제거하기 위하여 V_t를 다음과 같이 가정하기로 한다. 즉,

$$V_t=\rho V_{t-1}+\varepsilon_t$$

여기서 ρ는 autoregressive coefficient,
ε_t는 nonautocorrelated error term with zero mean을 나타낸다.

식 (9)를 $t-1$ 期에서의 형태로 표현하면,

$$(10)\qquad m_{t-1}=c_0+c_1y_{t-1}+c_2y_{t-2}+c_3WP_{t-1}+c_4WP_{t-2}+c_5m_{t-2}+c_6m_{t-3}+c_7m_{t-4}+V_{t-1}$$

이제 식 (10)에 ρ를 곱한 후 식 (9)에서 빼면, 우리가 추정을 위하여 사용할 추정식 (11)을 얻을 수 있다[4].

$$(11)\qquad m_t=d_0+d_1y_t+d_2y_{t-1}+d_3y_{t-2}+d_4WP_t+d_5WP_{t-1}+d_6P_{t-2}+d_7m_{t-1}+d_8m_{t-2}+d_9m_{t-3}+d_{10}m_{t-4}+\varepsilon_t$$

단, $d_0=\alpha a\beta_1\beta_2\ (1-\rho)$

$$d_1=\alpha b_1\beta_1$$
$$d_2=-\alpha b_1\beta_1[\rho+(1-\beta_2)]$$
$$d_3=\alpha b_1\beta_1(1-\beta_2)\rho$$
$$d_4=\alpha b_2\beta_2$$
$$d_5=-\alpha b_2\beta_2[\rho+(1-\beta_1)]$$
$$d_6=\alpha(1-\beta_1)b_2\beta_2\rho$$
$$d_7=(3-\alpha-\beta_1-\beta_2+\rho)$$
$$d_8=\rho[(1-\beta_1)(1-\beta_2)$$
$$+(1-\alpha)(1-\beta_1)+(1-\alpha)(1-\beta_2)]$$
$$d_9=\rho[(1-\beta_1)(1-\beta_2)$$
$$+(1-\alpha)(1-\beta_1)+(1-\alpha)(1-\beta_2)]$$
$$+(1-\alpha)(1-\beta_1)(1-\beta_2)$$
$$d_{10}=-(1-\alpha)(1-\beta_1)(1-\beta_2)\rho$$

[4] 이와 유사한 방법에 의한 화폐수요 함수의 추정은 Feige (1967)에 의해 행해진 바 있다.

Ⅲ. 추정의 결과

앞에서 유도된 식 (11)을 비선형 2단추정법(nonlinear two-stage estimation)에 의하여 추정한 각 파라메트(β_1, β_2, α, b_1, b_2, a, ρ)의 값과 표준오차(standard error)가 〈表 1〉에 나타나 있다. 추정을 위하여 사용된 데이타는 1970년부터 1986년까지의 각 분기별 GNP, 도매물가지수, 통화 및 총통화(M1, M2) 등이다.

먼저 우리들의 주요 관심사인 β_1과 β_2를 살펴보자. β_1의 추정치를 보면 M1과 M2의 경우 각각 0.5831과 0.3971로서 두 경우 모두 1의 근사치가 아님을 쉽게 알 수 있다[5]. 이는 곧 우리나라의 경우 화폐수요를 결정하는 규모변수(scale variable)로서는 當期의 측정된 실질소득(mea-

表 1 파라메타 추정결과, 1970~86

	M1		M2	
	추 정 치	표준오차	추 정 치	표준오차
β_1	0.5831*	0.2603	0.3971**	0.0936
β_2	0.3691**	0.1327	0.7385**	0.0674
α	0.5067*	0.2231	0.2052**	0.048
b_1	0.7995**	0.0953	0.9723**	0.058
b_2	−3.9772*	1.5639	−6.6138**	1.2914
a	0.1122	0.4466	0.6950*	0.2841
ρ	−0.7572**	0.0929	−0.7565**	0.0904

*: 5% 수준에서 有意性.
**: 1% 수준에서 有意性.

[5] 5%의 유의수준에서 검증해 본 결과 1과는 有意할 만큼 현저히 다른 것으로 판명되었다 (significantly different from 1).

sured real income) 보다는 실질기대소득(expected real income)이 보다 적절한 규모변수로 선택되어야 함을 의미한다. 한편, 인플레이션에 대한 기대가 정태적 (static)한 것인지를 나타내는 β_2의 추정치를 보면 M1의 경우 0.3691, M2의 경우 0.7385로서, 두 경우 모두 5%의 유의수준에서 1과는 유의할 만큼 현저히 다른 것으로 판정되었다, 따라서, 여타 개발도상국의 화폐수요 함수의 추정에서 일반적으로 사용되고 있는 가설, 즉 경제 주체들의 인플레이션에 대한 기대가 정태적(static)이라는 가설은 한국의 경우 설득력이 없다고 볼수 있다.

경제주체가 원하는 화폐수요량이 當期의 화폐공급량에 의하여 어느 정도 빨리 충족되는가를 나타내는 조정계수 α의 값을 보면, M2의 경우가 0.2052로 M1의 0.5067보다 작은 것으로 나타나고 있다(즉, 조정속도가 늦다). 이는 M2가 이자소득을 가져다 주는 저축성 예금을 포함하고 있으므로, 경제주체가 규모변수나 기회비용의 변수가 변동할 때, 이에 상응하여 자신의 자산선택을 조정함으로써 발생하는 비용이 M1의 경우보다 크다는 것을 간접적으로 시사해 주는 것으로 해석할 수 있다.

실질기대소득에 대한 화폐수요의 탄력성을 나타내는 b_1의 값은 M1의 경우 0.7995, M2의 경우 0.9723으로 각각 나타나고 있다. 이는 대부분의 선진국가들보다 약간 낮은 수준이다[6]. 한편 협의의 통화인 M1의 소득탄력성이 1보다 작은 0.7995인 것으로 미루어 보아 우리나라의 경우 화폐수요에 있어서 규모의 경제가 존재하지 않는 것으로 해석할 수 있다. 또한 M2의 경우 탄력성이 0.9723인 것은 프리드만(M. Friedman)에 의해 주장된 사치재가설(luxusgood hypothesis)이 입증되지 않고 있음을 뜻한다.

예상물가상승율에 대한 화폐수요의 탄력성을 나타내는 b_2의 경우는 아래와 같은 이유로 인하여, 추정된 값 −3.9772와 −6.6138을 수정할 필요가 있다. 즉, 실제로 각 파라메타의 값을 추정하기 위해서는 도매물가상승율의 자연대수 값을 나타내는 WP_t에 $\ln(P_t-P_{t-1}/P_{t-1})$이 사용되어야 하는 것이 원칙이다. 그러나, 추정대상 기간인 1970년부터 1986년 사이에는 도매물가상승율이 마이너스인 경우가 있어서 이들의 로그(log) 값을 취할 수 없는 문제가 발생하였기 때문에 이를 해결하는 한 방법으로서 $\ln(P_t-P_{t-1}/P_{t-1})$대신에 $WP_t=\ln(P_t/P_{t-1})$을 사용하였다. 따라서, 추정된 b_2의 값 −3.9772와 −6.6138에다 $(P_t-P_{t-1})/P_t$의 全期間 平均値를 곱하여 예상 물가상승율에 대한 화폐수요의 탄력성을 구한 결과, M1의 경우 −0.1122, M2의 경우 −0.1842로 각각 나타났다[7]. 이 결과에 의하면, 우리나라의 화폐수요는 예상물가상승율의 변화에 대해 비탄력

[6] 주요 선진국의 화폐수요 함수 추정결과에 대해서는 Butter/Fase(1981)과 Fase/Kuné (1975)를 참조.

[7] b_2에 $\frac{P_t-P_{t-1}}{P_t}$를 곱한 이유는 다음과 같다. 모델에 의해 구한 탄력치 b_2는 $\frac{d\ln m_t^d}{d\ln(P_t/P_{t-1})}$ 이므로, 이를 다시 고쳐 쓰면,

$$\frac{d\ln m_t^d}{d\ln(P_t/P_{t-1})}=\frac{d\ln m_t^d}{d\ln\left(\frac{P_t-P_{t-1}}{P_{t-1}}\right)}\cdot\frac{d\ln\left(\frac{P_t-P_{t-1}}{P_{t-1}}\right)}{d\ln(P_t/P_{t-1})} \quad \cdots ①$$

①식의 우변 첫째항은 우리가 구하고자 하는 예상물가상승율에 대한 화폐수요의 탄력성을 의미한다. 이를 ε로 표기하면 식 ①은 다음과 같이 고쳐쓸 수 있다.

$$\begin{aligned}
b_2&=\varepsilon\cdot\frac{d\ln\left(\frac{P_t-P_{t-1}}{P_{t-1}}\right)}{d\ln(P_t/P_{t-1})}\\
&=\varepsilon\cdot\frac{d\ln\left(\frac{P_t-P_{t-1}}{P_{t-1}}\right)}{dP_{t-1}}\cdot\frac{dP_{t-1}}{d\ln(P_t/P_{t-1})}\\
&=\varepsilon\cdot\frac{P_{t-1}}{P_t-P_{t-1}}\cdot\frac{-P_t}{(P_{t-1})^2}\cdot\frac{dP_{t-1}}{d\ln(P_t/P_{t-1})}\\
&=\varepsilon\cdot\frac{P_{t-1}}{P_t-P_{t-1}}\cdot\frac{-P_t}{(P_{t-1})^2}\cdot\frac{P_t}{P_{t-1}}\cdot\frac{(P_{t-1})^2}{-P_t}\\
&=\varepsilon\cdot\frac{P_t}{P_t-P_{t-1}}
\end{aligned}$$

따라서 $\varepsilon=b_2\cdot\frac{P_t-P_{t-1}}{P_t}$가 된다.

적인 것을 알 수 있다.

한편 우리 나라의 물가안정 기조가 정착된 것이 1983년부터라고 간주할 때, 1983년 이후부터는 실질이자율이 양의 값을 가진다고 볼 수 있으므로, 우리가 추정에 사용한 예상물가상승율이 1983년 이후부터는 기회비용의 변수로서 설득력이 약하다는 점을 감안하여, 1970년부터 1982년까지의 데이타만을 사용하여 추정해 본 결과 예상물가상승율에 대한 화폐수요의 탄력성이 약간 높게 나타난 것을 제외하고는 앞에서의 추정결과와 별다른 차이점은 발견할 수 없었다.

Ⅳ. 맺는 말

본고에서는 개발도상국의 화폐수요를 추정함에 있어서 일반적으로 통용되고 있는 가설, 즉 실질기대소득보다는 측정된 실질소득이 보다 적합한 규모변수이며, 경제주체의 인플레이션에 대한 기대는 정태적(static)이라는 가설이 한국의 경우에도 타당한지를 검증해 보았다. 우리들의 모델에 의하면 위와같은 가설은 입증되지 않는 것으로 나타났다.

그러나, 우리가 설정한 모델은 적응기대가설(adaptiv expectation hypothesis)과 부분조정가설(partial adjustment hypothesis 또는 reale Anpassungshypothese)을 전제로 한 극히 제한된 것으로서 추정된 결과를 근거로 하여 어떤 확정적인 결론을 내리는 데는 신중을 기할 필요가 있다. 왜냐하면, 우리가 사용한 적응가설모델은 과거의 실질소득이나 實際物價上昇率에 부여되는 加重値가 일정한 率로 체감하는 일종의 幾何學的 時差體系(geometrically distributed lag scheme)를 이루고 있다고 가정하고 있기 때문에, 만약 경제주체들의 豫想이 과거의 경험에만 의존하지 않거나, 설혹 과거경험에 의존한다고 하더라도 그 가중치가 幾何學的 時差體系를 갖지 않는 경우에는 추정치가 달라질 수도 있기 때문이다. 또한 우리가 사용한 부분조정가설의 형태에 대해서도 여러가지 비판이 있다는 점을 고려할 때(Laidler 1977, 1985), 우리나라의 화폐수요함수에 대하여 또 다른 형태의 모형을 설정하여 추정하고 이들 결과를 상호 비교, 검토해 볼필요가 있을 것으로 사료된다.

參 考 文 獻

Adekunle, J. D., *The Demand for Money: Edidence from Developed and Less Developed Economies*, in: IMF Staff paper, Vol. 15(1968), pp. 220-266.

den Butter, F. A. G. /Fase, M. M. G., *The Demand for Money in EEC Countries*, in: Journal of Monetary Economics, Vol. 8, 1981, pp. 201-230.

Fase, M. M. G. /Kuné, J. B., *The Demand for Money in Thirteen European and Non-European Countries: A Tabular Survey*, in: Kredit und Kapital, 8. Jg. 1975, pp. 410-419.

Feige, E. L. : *Expectations and Adjustments in the Monetary Sector*, in: American Economic Review, Paper and Proceedings, May 1967, pp. 462-473

Fischer, B. : *Liberalisierung der Finanzmärkte und Wirtschaftliches Wachstum in Entwicklungsländern*, Kieler Studien, Nr. 172, Tübingen 1982.

Hetzel, R. L. : *Estimating Money Demand Functions*, in: Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 16, 1984, pp. 185-193.

Johnson, H. G. : *Beiträge zur Geldtheorie und Geldpolitik*, Untersuchungen über das Spar-, Giro- und Kreditwesen, Schriften des Instituts fürdas Spar-, Giro- und Kreditwesen an der Universität Bonn, Bd. 18., Berlin 1969.

Judd, P. J. /Scadding, J. L., *The Search for a Stable Money Demand Function—A Survey of*

the Post—1973 Literature, in: Journal of Economic Literature, Vol. 20, 1982, pp. 993-1023.

Laidler, D. E. W., *The Demand for Money—Theories and Evidence*, 2nd, ed. New York 1977.

_____, *The Demand for Money—Theories*, Evidence and Problems, 3rd. ed. New York 1985.

Sargent, T. J., *Macroeconomic Theory*, New York, u. a. 1979.

Siebke, J., Geldnachfrage, in: Thieme, H. J. (Hrsg.) Geldtheorie, Baden-Baden 1985, pp. 41-70.