

現金通貨比率과 通貨量の 變動

河 成 根*

<目 次>

- I. 머리말
- II. 現金通貨比率의 最近推移
- III. 現金通貨比率이 通貨量에 미친 效果
- IV. 現金通貨比率의 變動要因에 관한 實驗的 分析
- V. 맺는말

I. 머 리 말

個人이나 企業의 現金選好度는 通貨供給의 規模를 결정하는 重要な 要因 中の 하나가 된다. 예컨대 만약 一般經濟主體들이 金보다 現金을 더 선호하게 된다면, 우리나라를 위시하여 대다수 國家들이 채택하고 있는 預金銀行의 部分支拂準備金制度下에서는 預金銀行에 유입되는 現金이 줄어들게 되고, 이에 따라 預金銀行 전체의 收益資產과 預金은 다 같이 乘數的으로 감소하게 된다. 한편 現金의 需要가 하락하면 그 반대의 경로를 통해 預金銀行의 收益資產과 預金은 모두 乘數的으로 증가하게 된다. 預金銀行이 發行하는 預金은 通貨量の 주요 구성 요소가 되기 때문에 預金の 變動은 바로 通貨量の 變動을 의미하는 것이다.

現金需要와 通貨供給과의 關係를 보다 明示的으로 나타내기 위하여 現金通貨를 通貨供給量에 대한 比率(이를 現金通貨比率이라 함)로 파악하는 것이 일반적인 경향이다.¹⁾ 이와 같은 現金通貨比率의 개념에 의거할 경우 다음과 같은 傳統的 線型 通貨供給方程式이 設定된다.²⁾

* 延世大學校 經濟學科. 이 論文은 韓國經濟學會의 「國際韓國人經濟學者學術大會」(1984. 8. 20~21, 서울)에서 발표되었던 것을 수정·보완한 것이다.

1) 本稿에서 정의되는 現金 혹은 現金通貨는 예금은행 外部에서 유통되는 現金總額(currency in circulation outside the deposit banks)을 말한다.

2) 전통적 통화공급방정식에 대한 보다 상세한 논의는 Burger[8], Brunner and Meltzer[7], Friedman and Schwartz[11], Jordan[13] 등 참조.

$$M = \frac{1}{c+r(1-c)} B \quad (1)$$

여기서 M 은 現金通貨와 預金の 合計를 나타내는 통화공급총량, B 는 中央銀行의 負債總額인 本源通貨, c 는 現金通貨比率, 그리고 r 은 總預金에 대한 은행의 支拂準備金の 比率, 즉 實際支給準備率을 각각 의미한다.

上記한 通貨供給方程式에 의하면, 통화공급규모는 本源通貨나 銀行의 支給準備率 뿐만 아니라 一般大衆의 現金選好度를 반영하는 現金通貨比率에 의하여 영향을 받는다는 것을 알 수 있다. 특히 식(1)에서 現金通貨比率의 變動幅이 커지면 通貨量의 變動幅도 커진다는 것을 쉽게 알 수 있다.

通貨量의 統制問題와 관련하여 여기서 주목해야 할 사항은 現金通貨比率는 家計나 企業의 資産運用方式 혹은 金融制度 및 慣習에 의하여 決定되는 行態變數 (behavior variable)이며, 政策當局이 直接的으로 統制할 수 있는 政策變數(Policy variable)가 아니라는 점이다. 따라서 이와 같은 측면에서 通貨供給規模는 전적으로 政策當局에 의해 外生的으로 決定되지 않는다는 것이 명백해진다.

1970년대 이후 우리나라를 포함한 대다수 국가들은 정책의 궁극적인 목표를 달성하기 위한 通貨政策의 中間目標變數로서 종래의 金利보다 통화총량을 중시하여 通貨供給을 統制하고 있는 實情이다.³⁾ 이와 같이 通貨供給을 어떤 特定 目標水準으로 조절해 나갈 필요가 있는 상황에서는 通貨供給規模에 영향을 미치는 民間의 行態變數인 現金通貨比率의 움직임을 보다 정확히 分析하고 예측하는 作業이 중요한 政策的 意義를 가지는 것은 당연한 일일 것이다.

최근, 특히 80년대에 들어와서 우리나라에 있어서의 現金通貨比率는 전례없이 크게 변동해 왔다. 이와 같은 큰 變動幅은 通貨量變動에 대한 現金通貨比率의 역할이 증대된 것을 의미하는 것이며, 이에 따라 通貨管理當局은 現金通貨比率의 行態에 대하여 보다 큰 관심을 기울이지 않을 수 없게 되었다. 本稿에서는 이러한 現金通貨比率의 최근 추이를 살펴보고 通貨量變動에 대한 現金通貨比率의 效果를 本源通貨의 效果와 支拂準備率의 效果 등과 對比하여 計量的으로 分析하고, 나아가서 이러한 現金通貨比率의 변동을 야기한 主要要因을 回歸模型을 이용하여 實證적으로 검토하고자 한다. 本研究에 있어서는 現金通貨比率의 定義에 사용되는 通貨量指標는 現行 通貨政策의 中心指標로 採擇되고 있는 總通貨에 限定된다.⁴⁾ 그리고

3) 우리나라를 포함한 주요 각국의 通貨政策體系는 河成根, 韓相燮[3], p.4 참조.

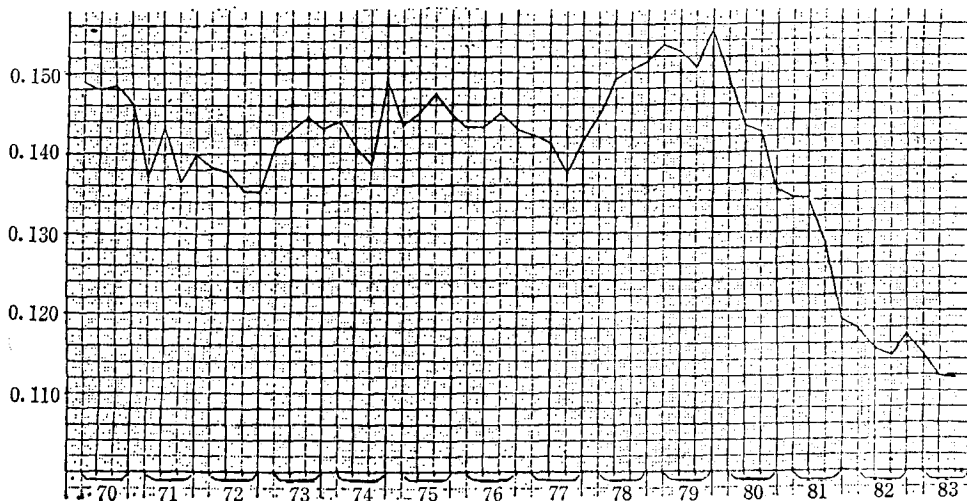
4) 1979년 이후 總通貨(M_2)는 우리나라 通貨政策의 中心指標로 사용되고 있다. 通貨當局은 M_2 를 中心指標로 채택함에 있어 M_2 가 다른 通貨指標보다 國民所得 또는 物價 등 實物經濟와 관련이 깊은 것으로 나타난 실증적 분석에 근거를 둔다는 것을 밝히고 있다

本分析에 사용된 現金通貨, 總通貨 그리고 本源通貨 등 通貨關係資料는 日日殘額을 기준으로 한 分期中 平殘으로 集計된 時系列이다.

II. 現金通貨比率의 最近推移

우리나라의 現金通貨比率는 <그림 1>에서 나타나는 바와 같이 70년대에 있어서는 완만한 上昇 속에 상대적으로 安定勢를 유지하였으나, 80년대에 들어와서는 현저하게 下落하는 현상을 나타내고 있다.⁵⁾ 83년 3/4分期 現在 0.111의 水準에까지 이르고 있다.

<그림 1> 現金通貨比率의 變動推移, 1970~1983



註: 平殘統計를 基準으로 한 季節調整된 時系列임.

<表 1> 現金通貨比率의 變動性

期 間	平 均	平均絶對偏差	標 準 偏 差	變異係數
1971 1/4~1983 3/4	0.1386	0.0086	0.0115	0.0831
1971 1/4~1979 4/4	0.1438	0.0040	0.0053	0.0366
1980 1/4~1983 3/4	0.1260	0.0113	0.0129	0.1020

(한국은행[5]). M_2 의 有用性を 뒷받침하는 최근의 실증적 분석 결과로는 朴在潤, 河成根 [1]을 들 수 있다. 그러나 최근의 다른 研究(韓國開發研究院[4])에서는 협의로 정의되는 指標(M_1 이나 M_1 과 저축, 통지예금의 加重平均한 指標)가 M_2 보다 實物經濟와 더욱 관련이 있다는 實證의 結果가 제시되고 있다.

5) 50년대와 60년대에 있어서 우리나라 現金通貨比率의 變動行態에 관한 分析은 한국은행 [6]과 Kim[15]를 참조.

平均絶對偏差와 變異係數統計値를 근거로 할 때 70년대 이후의 現金通貨比率의 變動性은 상당히 높은水準이며 특히 80년대에 들어와서는 그 變動性이 더욱 높아졌다(〈表 1〉 참조). 全期間(1971년 1/4분기~1983년 3/4분기)을 대상으로 한 現金通貨比率의 平均과 平均絶對偏差를 고려할 경우 다른 要因이 一定하더라도 現金通貨比率의 움직임으로 인하여 通貨量(總通貨基準)은 分期別로 그水準의 「플러스」 6%와 「마이너스」 6%의 範圍로 變動된다고 해석할 수 있다. 그리고 〈表 1〉의 期間別 變異係數(coefficient of variation)는 80년대 現金通貨比率의 變動性이 70년대 그것보다 세 배 가까이 높다는 것을 말해 주고 있다.

앞서 지적한 바와 같이 現金通貨比率는 70년대에 있어서는 완만한 상승추세를 보이고 있는데, 이와 같은 변동형태는 그 기간의 高인플레이션과 高成長에 의하여 어느 정도 설명될 수 있을 것이다. 70년대에 있어서 都實物價上昇率은 연평균 16%에 달했으며 實質成長率은 연평균 9.4%에 이르는 高成長을 기록했었다. 지속적인 高인플레이션은 한편으로는 名目 去來規模의 增大에 따른 現金通貨需要의 増加를 유발하고 다른 한편으로는 銀行預金の 實質收益 減소를 통한 은행예금수요의 하락을 초래하여 결과적으로는 現金通貨比率를 上昇시키는 요인이 될 수 있을 것이다. 또한 高成長의 維持는 商去來의 急速한 擴大를 수반하게 되는데 이러한 商去來의 擴大는 預金通貨보다 去來의 機能이 강한 現金通貨의 需要가 상대적으로 커지게 되어 결과적으로는 높은 實質成長率도 現金通貨比率를 상승시키는 요인이 될 수 있는 것이다.

80년대에 있어서의 現金通貨比率의 뚜렷한 下落現象은 「인플레이션」의 완화, 成長速度의 鈍化 그리고 金融制度의 變化 등에 연유된 것 같다. 이 기간에 있어서는 인플레이션은 현저하게 하락하였으며(1981~83년의 기간중 연평균 도매물가상승율은 8.4%에 그침) 성장율도 70년대에 비하여 상당히 둔화되었다(1981~83년의 기간중 연평균 實質成長率은 7.0% 정도임). 家計手票制度의 擴散, 信用「카드」의 보급 그리고 金融機關 店舖數의 擴大 등과 같은 80년대의 金融制度의 變化는 一般大衆의 銀行利用度를 증가시켰으며, 이에 따른 一般大衆의 銀行預金保有性向의 증대는 現金通貨比率를 下落시키는 데 크게 기여한 것으로 보인다. 〈表 2〉와 〈表 3〉은 80

〈表 2〉 家計手票 利用推移

(단위: 천명, 억원)

	81	82	83
加入者數	357	751	837
利用金額(月平均)	227	1,002	1,362
家計綜合預金殘額	303	915	1,044

〈表 3〉信用「카드」의 利用推移 (단위: 천명, 억원, %)

	77	79	80	82	83
加入者數(末現在)	50	120	307	1,143	1,326
利用金額(月年均: A)	1.9	8.8	26.3	152.0	232.3
現金通貨(年殘: B)	6,821	13,112	15,346	20,463	23,539
A/B	0.03	0.07	0.17	0.74	1.0

〈表 4〉金融機關 店舖數의 擴大推移 (단위: %)

	72~79	80~83
年 平 均 增 加 率	3.9	6.7

註: 金融機關店舖數는 預金銀行의 國內店舖數를 말함.

년대에 있어서 家計手票와 信用「카드」의 利用이 얼마나 급격하게 확대되었는가를 말해주고 있다. 그리고 〈表 4〉에 의하면 80년대의 金融機關 店舖數 增加率은 70년대보다 현저하게 높아졌다는 것을 알 수 있다.

III. 現金通貨比率이 通貨量에 미친 效果

앞 부분에서 最近 現金通貨比率의 變動幅이 상당히 높아졌다는 것을 알 수 있었다. 여기에서는 現金通貨比率의 變動이 通貨量의 變動에 얼마 만큼 영향을 미쳤는지를 計量的으로 測定해 보고자 한다.

通貨乘數關係式과 「테일러 씨리즈」 分析方法(Taylor series analysis)을 應用하면 本源通貨, 現金通貨比率, 必要支給準備率, 그리고 超過支給準備率이 總通貨의 變動率에 미친 效果를 각각 다음과 같은 算式에 의하여 計測할 수 있다(각 算式的 具體的 說明과 導出過程은 〈附錄〉 참조).

總通貨 變化率에 대한 本源通貨 寄與度の 算式:

$$\frac{\Delta M_{Bt}}{M_{t-1}} = \frac{B_{t-1}}{M_{t-1}} \cdot \Delta m + \frac{\Delta B_t \cdot \Delta m_t}{2M_{t-1}}$$

總通貨 變化率에 대한 現金通貨比率 寄與度の 算式:

$$\frac{\Delta M_{Ct}}{M_{t-1}} = \frac{1}{2M_{t-1}} \left[\left(\frac{\partial m}{\partial c} \right)_{r_{t-1}, c_{t-1}} + \left(\frac{\partial m}{\partial c} \right)_{r_t, c_t} \right] \cdot \left(B_t + \frac{\Delta B_t}{2} \right) \cdot \Delta c_t$$

總通貨 變化率에 대한 必要支準備率 寄與度の 算式:

$$\frac{\Delta M_{r_{qt}}}{M_{t-1}} = \frac{1}{2M_{t-1}} \left[\left(\frac{\partial m}{\partial r} \right)_{r_{t-1}, c_{t-1}} + \left(\frac{\partial m}{\partial r} \right)_{r_t, c_t} \right] \cdot \left(B_t + \frac{\Delta B_t}{2} \right) \cdot \Delta r_{qt}$$

總通貨 變動率에 대한 超過支準備率 寄與度の 算式:

$$\frac{\Delta M_{r_{et}}}{M_{t-1}} = \frac{1}{2M_{t-1}} \left[\left(\frac{\partial m}{\partial r} \right)_{r_{t-1}, c_{t-1}} + \left(\frac{\partial m}{\partial r} \right)_{r_t, c_t} \right] \cdot \left(B_t + \frac{\Delta B_t}{2} \right) \cdot \Delta r_{et}$$

以上の算式을 1970년 2/4분기에서 1983년 3/4분기까지의 기간의 계절조정된 資料에 적용시킨 결과는 <表 5>와 같다.

이 結果에 의하여 總通貨 變化率에 가장 크게 기여한 要因은 本源通貨이며 그 다음으로 必要支準率, 現金通貨比率 그리고 超過支準率의 순서로 나타나고 있다. 總通貨의 變化率(이 기간중 年평균 26.0%)을 本源通貨, 必要支準率, 現金通貨比率 그리고 超過支準率別로 그 寄與度를 分離하여 이를 平均—부호를 무시한 平

<表 5> 總通貨變動率에 대한 本源通貨, 現金通貨比率, 必要 및 超過支準率의 寄與度

	70			71			
	Ⅱ	Ⅲ	Ⅳ	Ⅰ	Ⅱ	Ⅲ	Ⅳ
\dot{M}	11.4	28.9	30.5	34.3	19.9	10.2	28.0
$\Delta M_{Bt}/M_{t-1}$	-6.5	28.5	38.6	1.8	10.0	3.8	5.9
$\Delta M_{mt}/M_{t-1}$	17.8	0.3	-8.1	32.5	9.8	6.3	22.1
$\Delta M_{ct}/M_{t-1}$	15.2	-3.8	-9.1	9.9	8.8	3.9	-17.2
$\Delta M_{rt}/M_{t-1}$	2.7	4.3	0.9	22.7	1.1	2.2	39.3
$\Delta M_{rqt}/M_{t-1}$	0.5	0.9	0.9	33.2	-0.7	1.6	40.0
$\Delta M_{ret}/M_{t-1}$	2.2	3.4	—	-10.5	1.8	0.7	-0.7

	72				73			
	Ⅰ	Ⅱ	Ⅲ	Ⅳ	Ⅰ	Ⅱ	Ⅲ	Ⅳ
\dot{M}	18.9	12.6	35.7	44.9	40.5	26.2	29.2	32.5
$\Delta M_{Bt}/M_{t-1}$	2.4	11.1	43.4	65.8	70.3	25.2	57.1	39.4
$\Delta M_{mt}/M_{t-1}$	16.5	23.7	-7.6	-20.9	-29.9	1.0	-27.9	-6.9
$\Delta M_{ct}/M_{t-1}$	1.8	19.8	-1.7	-13.5	-8.8	15.8	-7.1	-8.6
$\Delta M_{rt}/M_{t-1}$	14.7	3.9	-6.0	-7.4	-21.1	-14.9	-20.8	-1.7
$\Delta M_{rqt}/M_{t-1}$	20.2	-0.5	-0.5	-6.0	-19.6	-24.1	-22.2	—
$\Delta M_{ret}/M_{t-1}$	-5.5	4.4	-5.5	-1.4	-1.5	9.2	1.4	1.6

	74				75			
	Ⅰ	Ⅱ	Ⅲ	Ⅳ	Ⅰ	Ⅱ	Ⅲ	Ⅳ
\dot{M}	27.7	10.7	15.8	29.2	32.2	16.5	29.1	27.1
$\Delta M_{Bt}/M_{t-1}$	30.6	-11.5	-4.1	42.2	48.0	7.1	66.2	24.0
$\Delta M_{mt}/M_{t-1}$	-2.9	22.2	19.9	-12.9	-15.8	9.4	-37.1	3.1
$\Delta M_{ct}/M_{t-1}$	-2.1	19.2	-2.7	-23.7	5.6	14.5	-7.5	-6.3
$\Delta M_{rt}/M_{t-1}$	-0.6	3.0	22.6	10.8	-21.4	-5.1	-29.7	9.3
$\Delta M_{rqt}/M_{t-1}$	-0.3	0.7	25.1	12.2	-24.0	2.3	-12.2	-0.2
$\Delta M_{ret}/M_{t-1}$	-0.3	2.3	-2.5	-1.4	2.6	-7.5	-17.5	9.5

	76				77			
	I	II	III	IV	I	II	III	IV
\dot{M}	29.9	20.8	29.0	26.6	41.5	22.9	43.5	40.6
$\Delta M_{Bt}/M_{t-1}$	24.2	4.0	38.6	34.9	37.8	9.2	38.4	63.8
$\Delta M_{mt}/M_{t-1}$	5.7	16.9	-9.6	-8.3	3.7	13.7	5.1	-23.2
$\Delta M_{ct}/M_{t-1}$	0.6	14.5	-5.8	-7.4	0.1	14.8	0.6	-14.4
$\Delta M_{rt}/M_{t-1}$	5.2	2.4	-3.9	-0.9	3.6	-1.1	4.5	-8.8
$\Delta M_{rqt}/M_{t-1}$	-1.0	3.6	1.8	0.2	-0.5	0.3	0.9	-0.2
$\Delta M_{ret}/M_{t-1}$	6.2	-1.2	-5.7	-1.1	4.2	1.4	3.7	-8.6

	78				79			
	I	II	III	IV	I	II	III	IV
\dot{M}	47.9	14.3	28.7	35.5	32.2	6.7	19.3	29.4
$\Delta M_{Bt}/M_{t-1}$	57.0	39.4	49.1	21.6	29.9	-8.2	18.4	45.4
$\Delta M_{mt}/M_{t-1}$	-9.0	-25.1	-20.4	13.9	2.3	14.9	0.9	-5.9
$\Delta M_{ct}/M_{t-1}$	-3.6	7.6	-3.6	-9.5	-2.4	12.7	-0.7	-3.7
$\Delta M_{rt}/M_{t-1}$	-5.4	-32.8	-16.8	23.4	4.8	2.3	1.5	-2.2
$\Delta M_{rqt}/M_{t-1}$	-7.3	-22.2	-1.0	1.8	-0.1	0.7	1.1	0.1
$\Delta M_{ret}/M_{t-1}$	1.8	-10.5	-15.8	21.6	4.9	1.7	0.4	-2.3

	80				81			
	I	II	III	IV	I	II	III	IV
\dot{M}	32.5	16.9	19.5	25.7	35.4	16.7	24.7	25.8
$\Delta M_{Bt}/M_{t-1}$	-63.4	-14.2	12.9	-4.8	37.5	-1.8	-2.5	-1.1
$\Delta M_{mt}/M_{t-1}$	95.9	31.2	6.6	30.5	-2.1	18.6	87.2	26.9
$\Delta M_{ct}/M_{t-1}$	7.2	22.8	-2.4	-1.5	1.9	16.8	5.7	5.9
$\Delta M_{rt}/M_{t-1}$	91.3	8.5	9.0	32.1	-4.0	1.8	83.5	21.1
$\Delta M_{rqt}/M_{t-1}$	96.4	1.6	7.1	25.5	-0.4	—	89.1	20.1
$\Delta M_{ret}/M_{t-1}$	-5.1	6.8	1.9	6.6	-3.6	1.7	-5.7	1.0

	82				83			平均 ¹⁾
	I	II	III	IV	I	II	III	
\dot{M}	28.2	19.5	33.5	26.4	12.9	9.3	17.4	26.0
$\Delta M_{Bt}/M_{t-1}$	2.5	1.9	58.7	49.4	9.7	-14.9	18.5	28.1
$\Delta M_{mt}/M_{t-1}$	25.7	17.6	-25.3	-23.0	3.2	24.2	-1.1	17.8
$\Delta M_{ct}/M_{t-1}$	1.6	28.5	-3.4	-20.2	5.4	25.4	-5.3	9.1
$\Delta M_{rt}/M_{t-1}$	24.1	-10.9	-21.9	-2.8	-2.3	-1.1	4.1	13.0
$\Delta M_{rqt}/M_{t-1}$	21.0	-22.1	-22.0	0.3	0.4	0.2	0.4	11.1
$\Delta M_{ret}/M_{t-1}$	3.1	11.2	0.1	-3.0	-2.7	-1.4	3.8	4.5

註: 1) 符號를 무시한 平均.

均一할 경우 각각 28.1%, 11.1%, 9.1% 그리고 4.5%로 산출되었다(表 5)의 마지막 列을 참조).

여기서 주목해야 할 것은 現金通貨比率의 寄與度는 通貨政策運用의 結果라고 할 수 있는 本源通貨나 必要支準率의 寄與度보다는 작으나 그水準은 상당하다는 점이다. 특히 같은 行態變數라고 볼 수 있는 超過支準率의 寄與도와 비교할 때 現金通貨比率는 超過支準率보다 總通貨의 變動에 훨씬 많은 영향을 주고 있다는 것이 밝혀지고 있다.⁶⁾ 이것은 우리나라에 있어서 通貨量의 變動은 金融機關보다는 一般家計나 企業의 資產運用行態에 의하여 더욱 큰 영향을 받고 있다는 것을 의미한다.⁷⁾ 通貨供給의 變動에 있어서 支準率보다 現金通貨比率의 역할이 더 크다는 것은 다른 나라 경우의 실증적 분석에 있어서도 나타나고 있다(Cagan [9]).

IV. 現金通貨比率의 變動要因에 관한 實證的 分析

지금까지 우리나라에 있어서 그 간 現金通貨比率는 상당히 높은水準의 變動性を 가지며, 이에 따라 現金通貨比率의 變動이 通貨供給의 變動에 적지 않은 영향을 미치고 있다는 것이 밝혀졌다. 이제 本稿의 마지막 부분으로 우리나라의 現金通貨比率가 어떤 要因에 의하여 그 간 變動되어 왔는가를 실증적으로 검토해 보고자 한다.

우리나라 現金通貨比率의 主要決定要因을 실증적으로 分析하기 전에 먼저 現金通貨比率에 영향을 미치는 一般的 要因을 要約하여 언급할 필요가 있을 것이다.

現金通貨比率는 去來規模, 金利 등과 같은 經濟的 要因 외에 制度的・社會政治的 要因에 의해서도 영향을 받아 복합적으로 決定된다고 볼 수 있다.⁸⁾ 주요 경제적 요인으로 小賣去來의 規模, 豫想物價上昇率, 現金保有에 대한 機會費用—예컨대 預金金利, 民間 富의 蓄積程度 등을 들 수 있다. 制度的 要因에는 金融機關의 發達程度, 手票去來制度의 發達程度, 貨幣化(monetization)의 進度 등이 포함된다. 그리고 그 외의 主要 要因으로는 租稅制度(특히 所得稅制度), 不法의 暗市場去來

6) 이와 같이 通貨量의 變動이 초과기준율보다 現金通貨比率에 의하여 보다 큰 영향을 받는다는 사실은 월간「데이터」를 사용했을 경우에도 입증된다는 것이 筆者의 다른 研究(河成根[2])에서 제시되고 있다.

7) 우리나라에 있어서는 規制金利 등으로 은행대출에 대한 만성적인 초과수요가 존재해 오고 있기 때문에 실제 은행의 超過支準은 最少水準으로 유지될 수 밖에 없는 경우가 많았다. 이러한 측면이 通貨量變動에 있어서의 超過支準率의 역할을 制約시키는 原因이 되었다고 볼 수 있다.

8) 現金通貨比率의 決定要因에 관한 代表的 研究結果는 Cagan[9], Macesich[16], Khazzoom[14], Hess[12] 등을 들 수 있다.

의 頻度, 所得分配構造의 變化, 社會의 信用秩序確立程度, 社會政治的 安定度 등을 들 수 있을 것이다.

우리나라에 있어서도 現金通貨比率은 앞서 열거한 여러 經濟的 및 制度的・社會政治的 要因에 의하여 복합적으로 영향을 받아 왔다고 볼 수 있다. 그러나 어떤 요인들이 現金通貨比率의 變動을 주도하였는가를 실증적으로 究明하는 데는 여러 가지 資料上 어려움(특히 制度的・社會政治的 要因을 計量化하는 것은 거의 不可能하다)이 따르고 있다.

주어진 資料上 制約下에서 現金通貨比率의 決定要因을 실증적으로 분석해 보기 위하여 다음과 같은 回歸模型을 설정하였다.

$$\ln c = \alpha_0 + \alpha_1 \ln i + \alpha_2 \pi + \alpha_3 \ln y + \alpha_4 \ln N + \alpha_5 \ln c_{-1} + u$$

단, c : 現金通貨比率

i : 預金銀行의 平均預金利率〔當座預金, 普通預金, 別段預金, 定期預金, 通知預金, 定期積金 및 貯蓄預金의 加重平均(規模에 의한 加重平均)金利〕

π : 豫想物價上昇率(前期對比 도매물가상승율의 1分期 時差變數를 代用變數로 사용)

y : 1人當 實質國民所得

N : 1人當 預金銀行 店舖數

c_{-1} : c 의 1分期 時差變數

α_0 : 常數

$\alpha_1, \dots, \alpha_5$: 係數

u : 교란항

預金金利은 現金에 대한 機會費用으로서 역할을 기대할 수 있어 그것이 上昇하면 預金資産保有에 대한 誘因(incentive)이 증대되어 現金通貨比率의 減少를 예상할 수 있다. 따라서 α_1 은 負의 부호를 가질 것으로 선형적으로 기대된다. 또한 豫想物價上昇率의 增加는 앞서 지적한 바와 같이 한편으로는 實物去來의 增加에 따른 現金需要의 增加를 낳고, 다른 한편으로는 銀行預金保有誘因을 弱화시켜 결과적으로는 現金通貨比率의 增加를 초래할 수 있으므로 豫想物價上昇率의 係數는 正의 부호를 가짐으로 기대된다. 한편 1人當 實質所得水準은 經濟의 去來規模를 나타내는 變數로 보아 그 係數의 부호도 正으로 나타날 것으로 예상할 수 있다. 그리고 一人當 銀行店舖數는 經濟主體의 銀行利用度를 나타내는 하나의 擬制變數로 간주될 수 있으므로 銀行店舖數의 增加 즉 銀行利用의 增加는 現金通貨比率의 減少를 초래할 수 있는데, 이에 따라 α_4 의 부호는 負의 값을 가질 것으로 事前的으로 기

대된다. 模型에 있어 時差獨立變數가 說明變數로 포함된 것은 現金通貨比率에 대해 部分調整「메카니즘」(partial adjustment mechanism)을 전제했기 때문이다. 따라서 時差變數의 係數는 1보다 작고 0보다 큰 값을 가질 것으로 예상된다.

1975년 1/4分期에서 1983년 3/4分期까지를 標本期間으로 하여 推定한 模型의 係數와 主要 統計는 다음과 같다.

$$\begin{array}{ll} \hat{\alpha}_0 = -0.4722 & \hat{\alpha}_3 = 0.1536 \\ (-1.3) & (3.1) \\ \hat{\alpha}_1 = -0.0645 & \hat{\alpha}_4 = -0.2934 \\ (-2.9) & (-3.2) \\ \hat{\alpha}_2 = 0.0035 & \hat{\alpha}_5 = 0.9652 \\ (2.2) & (11.0) \\ R^2 = 0.951 & D.W. = 2.47 \end{array}$$

단, ()안은 t 값

위의 推定結果에서 設定된 모든 說明變數의 推定係數는 다 함께 先驗的으로 기대된 부호를 가지고 있으며, 또한 각 係數의 統計的 有意性도 상당한 수준이라는 것을 알 수 있다. 決定係數(R^2)에 의거할 경우, 模型에 포함된 說明變數는 표본기간 중의 現金通貨比率의 움직임의 약 96%를 설명하고 있다고 추정할 수 있다. 한편 時差從屬變數의 係數로부터 調整速度를 산출해 볼 수 있는데, 이에 의하면 우리나라에 있어서의 現金通貨比率의 調整速度는 상당히 낮은 것으로 나타나고 있다.

V. 맺 는 말

지금까지 通貨政策運用上 중요한 意義를 가지는 現金通貨比率을 그 最近推移와 變動要因을 중심으로 살펴 보았으며, 다른 한편으로는 現金通貨比率의 變動이 通貨量의 變動에 미치는 效果를 計測하였다.

本稿의 分析結果를 요약하여 정리하면 다음과 같다.

첫째, 現金通貨比率은 70년대에 있어서는 약간의 상승추세를 보였으나 80년대에 이르러 현저하게 下落하는 行態를 보였다. 특히 80년대의 前例없는 급격한 下落行態는 「인플레이션」의 완화, 成長速度의 鈍化 등과 같은 經濟的 要因 외에 家計手票와 信用卡의 보급 등과 같은 制度的 要因에 의하여 상당히 영향을 받은 것으로 간주된다.

둘째, 平均絕對偏差와 變異係數의 統計에 의하면 우리나라의 現金通貨比率의 變動性은 상당히 높은 水準이라는 것을 알 수 있었다. 現金通貨比率의 높은 變動性

은 現金通貨比率이 通貨供給의 變動에 미치는 效果가 적지 않다는 것을 의미한다. 總通貨(M_2)의 變化率에 대한 本源通貨, 必要支準率, 現金通貨比率 그리고 超過支準率의 寄與度を 計量的으로 측정한 결과, 現金通貨比率의 寄與도는 通貨當局의 政策運用結果라고 할 수 있는 本源通貨나 必要支準率의 寄與度보다는 작지만 超過支準率의 寄與度보다는 월등히 크다는 것이 例示되었다.

셋째, 回歸模型에 의한 實證的 分析 결과 우리나라에 있어서 現金通貨比率變動의 많은 부분이 預金利率, 豫想物價上昇率, 1人當 實質所得, 銀行利用度の 擬制變數인 1人當 銀行店舖數 등에 의하여 說明될 수 있다는 것이 밝혀졌다.

本稿에서 가장 명확하게 제시될 수 있는 「메세지」(message)는 우리나라의 現金通貨比率變動性は 상당히 높으며, 이에 따라 그것이 통화량변동에 미치는 영향이 적지 않다는 점이다. 그러므로 우리나라 통화당국은 通貨管理를 效率的으로 수행하기 위해서 現金通貨比率의 行態를 보다 면밀히 주시하고 가능한 한 정확히 예측해 나갈 필요성을 가지게 된다. 이와 같은 측면을 감안한다면 現金通貨比率의 決定要因에 대하여서는 앞으로 보다 深度있는 많은 연구가 進행되어야 한다는 것을 알 수 있을 것이다. 특히 向後 研究는 現金通貨比率의 非行態의 決定要因을 더욱 精교하게 計量化시키는 作業에 주력해야 할 것으로 생각된다. 그리고 한편으로는 本稿에서는 分期模型에 限定하였지만 短期的 通貨管理에 직접 응용할 수 있는 月間 혹은 半月間 模型의 開發도 중요한 向後 研究課題로 삼아야 될 것이다.

附錄：通貨量 變動에 대한 本源通貨, 現金通貨比率 및 支準率 變動의 效果

通貨量과 本源通貨, 通貨乘數間에는 다음과 같은 關係式이 成立하므로 通貨量の 變動(ΔM_t)은 通貨乘數의 變動에 의해 惹起된 部分(ΔM_{m_t})과 本源通貨의 變動에 의하여 惹起된 部分(ΔM_{B_t})으로 區分될 수 있다.

$$M = m \cdot B \quad (1)$$

단, M : 通貨量(M_2)

m : 通貨乘數

B : 本源通貨

그런데 M 을 時間(t)에 관한 多項式 函數로 보면 다음과 같은 테일러 씨리즈(Taylor series)形態로 나타낼 수 있다.

$$M_t = M_{t-1} + \frac{dM_{t-1}}{dt} + \frac{1}{2!} \frac{d^2 M_{t-1}}{dt^2} + \frac{1}{3!} \frac{d^3 M_{t-1}}{dt^3} \quad (2)$$

그러나 M_t 는 식(2)의 2次까지의 3項目로 충분히 近似化시킬 수 있다는 前提와 $M=m \cdot B$ 이라는 變數關係式을 감안하면 식(2)는 다음과 같이 整理된다.

$$M_t = M_{t-1} + \left[B_{t-1} \frac{dm_{t-1}}{dt} + m_{t-1} \frac{dB_{t-1}}{dt} \right] + \frac{1}{2} \left[\frac{B_{t-1}}{dt^2} d^2 m_{t-1} + \frac{m_{t-1}}{dt^2} d^2 B_{t-1} + \frac{2dm_{t-1}}{dt^2} dB_{t-1} \right] \quad (3)$$

여기서 $\frac{d^2 m_{t-1}}{dt^2}$ 과 $\frac{d^2 B_{t-1}}{dt^2}$ 는 무시할 수 있을 정도로 작으므로 0으로 處理할 수 있다.

따라서 식(3)은 다시 다음과 같이 整理할 수 있다.

$$M_t = M_{t-1} + B_{t-1} \frac{dm_{t-1}}{dt} + m_{t-1} \frac{dB_{t-1}}{dt} + \frac{dm_{t-1} \cdot dB_{t-1}}{dt^2} \quad (4)$$

$$\text{즉, } dM_t = M_t - M_{t-1} = B_{t-1} \frac{dm_{t-1}}{dt} + m_{t-1} \frac{dB_{t-1}}{dt} + \frac{dm_{t-1} \cdot dB_{t-1}}{dt^2} \quad (5)$$

또는,

$$\Delta M_t = B_{t-1} \Delta m_t + m_{t-1} \Delta B_t + \Delta m_t \Delta B_t \quad (6)$$

식(6)의 右邊 첫 項($B_{t-1} \cdot \Delta m_t$)은 m 效果(ΔM_m)이며, 둘째 項($m_{t-1} \cdot \Delta B_t$)은 B 效果(ΔM_B), 그리고 마지막 項($\Delta m_t \cdot \Delta B_t$)은 m 과 B 의 相互作用效果이다.

여기서 m 과 B 의 相互作用效果를 2등분하여 m 효과 및 B 효과로 분리시킬 수 있다.

$$\Delta M_m = B_{t-1} \cdot \Delta m_t + \frac{1}{2} \Delta m_t \cdot \Delta B_t \quad (7)$$

$$\Delta M_B = m_{t-1} \cdot \Delta B_t + \frac{1}{2} \Delta m_t \cdot \Delta B_t \quad (8)$$

한편 通貨乘數(m)는 현금통화비율(c)과 支給準備率(r)의 函數이므로, 이를 現金通貨比率과 支準備率의 變動에 의한 部分으로 區分할 수 있다.

즉, c 와 r 을 時間(t)에 대한 函數로 보면 m 을 다음과 같은 2次 테일러 多項式 時系列形態로 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} \Delta m = & \frac{\partial m}{\partial c} \Delta c + \frac{\partial m}{\partial r} \Delta r + \frac{\partial^2 m}{\partial c \cdot \partial r} \Delta c \cdot \Delta r + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 m}{\partial c^2} (\Delta c)^2 \\ & + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 m}{\partial r^2} (\Delta r)^2 \end{aligned} \quad (9)$$

식(8)의 마지막 세 項은 0에 近接하므로 제외시킬 수 있다.

따라서,

$$\Delta m = \frac{\partial m}{\partial c} \Delta c + \frac{\partial m}{\partial r} \Delta r \quad (10)$$

그러나 식(10)에서 m 에 대한 c 와 r 의 미분값을 다음과 같이 變形시킴으로써 식(8)에 보다 더 近接시킬 수 있다.

$$\Delta m = \frac{1}{2} \left[\left(\frac{\partial m}{\partial c} \right)_{r_{t-1}, c_{t-1}} + \left(\frac{\partial m}{\partial c} \right)_{r_t, c_t} \right] \Delta c + \frac{1}{2} \left[\left(\frac{\partial m}{\partial r} \right)_{r_{t-1}, c_{t-1}} + \left(\frac{\partial m}{\partial r} \right)_{r_t, c_t} \right] \Delta r \quad (11)$$

식(10)의 양변에 $(B_{t-1} + \frac{1}{2} \Delta B_t)$ 를 곱해주면 通貨量變化에 대한 m 효과가 된다.

$$\begin{aligned} \Delta m \left(B_{t-1} + \frac{1}{2} \Delta B_t \right) &= \frac{1}{2} \left[\left(\frac{\partial m}{\partial c} \right)_{r_{t-1}, c_{t-1}} + \left(\frac{\partial m}{\partial c} \right)_{r_t, c_t} \right] \left[B_{t-1} + \frac{1}{2} \Delta B_t \right] \Delta c \\ &+ \frac{1}{2} \left[\left(\frac{\partial m}{\partial r} \right)_{r_{t-1}, c_{t-1}} + \left(\frac{\partial m}{\partial r} \right)_{r_t, c_t} \right] \left[B_{t-1} + \frac{1}{2} \Delta B_t \right] \Delta r \end{aligned} \quad (12)$$

식(11)의 좌변 項目은 m 효과(ΔM_m , 식(7) 참조)이며, 우변의 첫째 項은 c 효과(ΔM_c), 둘째 項은 r 효과(ΔM_r)가 된다.

한편 r 은 필요지준율(r_q)과 초과지준율(r_e)의 單純합이 되므로, r_q 및 r_e 의 效果는 각각 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$r_q \text{의 效果} : \frac{1}{2} \left[\left(\frac{\partial m}{\partial r} \right)_{r_{t-1}, c_{t-1}} + \left(\frac{\partial m}{\partial r} \right)_{r_t, c_t} \right] \left[B_{t-1} + \frac{1}{2} \Delta B_t \right] \Delta r_q \quad (13)$$

$$r_e \text{의 效果} : \frac{1}{2} \left[\left(\frac{\partial m}{\partial r} \right)_{r_{t-1}, c_{t-1}} + \left(\frac{\partial m}{\partial r} \right)_{r_t, c_t} \right] \left[B_t + \frac{1}{2} \Delta B_t \right] \Delta r_e \quad (14)$$

參 考 文 獻

- [1] 朴在潤·河成根, 「各種通貨指標에 관한 實證의 分析」, 한국은행, 『조사월보』, 1982년 2월.
- [2] 河成根, 「通貨乘數의 變動行態와 豫測可能性」, 한국은행, 『조사통계월보』, 1983년 6월.
- [3] 河成根, 韓相燮, 「우리나라 通貨流通速度의 變動要因分析」, 한국은행, 『조사통계월보』, 1984년 3월.
- [4] 韓國開發研究院, 「中心通貨指標의 選定」, 『KDI分期別 經濟展望』, 1982. 5.
- [5] 韓國銀行, 「通貨供給 메카니즘 解説」, 未刊行資料, 1984. 4.
- [6] 韓國銀行, 「우리나라 現金通貨比率의 推移分析」, 『조사월보』, 1974년 12월.
- [7] Brunner, Karl and Allan Meltzer, "Liquidity Traps for Money, Bank Credit and Interest Rates, *Journal of Political Economy*, Jan./Feb. 1968.
- [8] Burger, Albert, *The Money Supply Process*, Belmont, California, Wadsworth

Publishing Co., 1971, Ch. 3-5.

- [9] Cagan, Phillip, "The Demand for Currency Relative to the Total Money Supply," *Journal of Political Economy*, September 1958.
- [10] Cagan, Phillip, *Determinants and Effects of Changes in the Stock of Money, 1875~1960*, New York, Columbia University Press, 1965.
- [11] Friedman, Milton and Anna Schwartz, *A Monetary History of the United States, 1867~1960*, Princeton, Princeton University Press, 1963.
- [12] Hess, Alan C., "An Explanation of Short-Run Fluctuations in the Ratio of Currency to Demand Deposits," *Journal of Money, Credit and Banking*, August 1971.
- [13] Jordan, Jerry L., "Elements of Money Stock Determination," St. Louis Federal Reserve Bank, *Review*, October 1969.
- [14] Khazzoom, J. Daniel, *The Currency Ratio in Developing Countries*, Frederick A. Praeger Publishers, 1966.
- [15] Kim, In Kie, "The Currency Ratio: Case Study of Korea," *Journal of Economic Development*, April 1975.
- [16] Macesich, George, "Demand for Currency and Taxation in Canada," *Southern Economic Journal*, July 1962.

Currency Ratio and Money Supply in Korea

Sung Keun Ha*

Summary

Recently, the currency ratio in Korea has unprecedentedly experienced a drastic change. In this paper an attempt is made to examine such recent behavior of the currency ratio, to quantitatively measure the effect of changes in the currency ratio on changes in money supply, and to analyse empirically determinants of the currency ratio using a multiple regression model. Currency ratio as defined in this paper is the ratio of currency in circulation outside the deposit banks to broad money (M_2), which has been regarded as the most important monetary aggregate by the Korean monetary authority.

Major findings of this study can be summarized as follows:

First, while the currency ratio slowly increased for the period of the 1970s, it rapidly decreased entering the 1980s. Especially a recent decrease in the currency ratio seems to be due to a decrease in the inflation rate, a slowdown in economic growth, and diffusion of checking accounts and credit cards, etc.

Second, according to statistics of average absolute deviation and the coefficient of variation, the variability of the currency ratio is found to be substantial. Although both the effect of changes in the reserve base and the effect of changes in the required reserve ratio on changes in money stock which are results of policy action are greater than the effect of changes in currency ratio on changes in money stock, the size of the latter can never be regarded as insignificant. It is found that the effect of changes in currency ratio on changes in money stock substantially exceed the effect of changes in the excess reserve ratio on changes in money stock.

Third, regression analysis on the determinants of the currency ratio in Korea

* Department of Economics, Yonsei University.

indicates that a large portion of the fluctuation of the currency ratio could be explained by interest rates on bank deposits, expected inflation rates, per capita real income, and per capita number of deposit banks.