

# 金融的 衝擊의 巨視經濟的 效果에 대한 分析: 金融實名制의 效果를 중심으로

左 承 喜  
劉 載 均

本稿에서는 다양한 형태의 金融衝擊의 巨視經濟效果를 분석하기 위해, 모든 金融衝擊을 통화의 지불수단으로서의 利用率을 급격하게 변화시킴으로써 貨幣市場에 초과수요나 초과공급을 초래하는 현상으로 이해하고, 동 충격을 流通速度衝擊과 通貨乘數衝擊으로 분리하여 그 규모를 추정할 수 있도록 前者는 은행의 預金回轉率과 現金通貨保有性向에 의해, 後者는 현금통화보유성향과 지급준비보유성향에 의해 설명하는 일반적인 모형을 개발했다.

동 모형을 이용하여 80년대 이후 우리나라의 金融衝擊事例에 대해 분석한 결과는 다음과 같다. 82년 거액어음사기사건과 7·3조치에 의한 實名制豫告措置는 M2를 3% 이상 감소시키는 효과를 초래하였으나, 실제로는 통화당국의 대응으로 오히려 3.0% 수준의 M2가 초과공급된 반면, 1988년의 金融實名制 실시예고와 民間에 의한 1993년 8월 12일의 금융실명제실시예고는 M2를 각각 3.9% 및 4.9% 감소시키는 효과를 초래하여 정부의 通貨供給對應에도 불구하고 결과적으로는 각각 0.8% 및 0.6% 수준의 M2 과소공급을 초래한 것으로 추정되었다. 93년 8월 12일의 금융실명제 전격실시는 개략적으로 7~8%의 M2 통화량감소효과를 초래한 것으로 추정되지만, 실제로는 通貨當局의 신속적 통화공급으로 0.3~0.6% 정도의 M2 초과공급이 이루어진 것으로 추정되었다.

한편 本稿에서는 이와 같이 추정된 사례별 금융충격의 巨視經濟效果 시뮬레이션結果도 같이 보여주고 있다.

## I. 머리말

1993년 8월 12일 전격실시된 金融實名化

措置는 그 조치가 갖는 경제개혁적 의미뿐만 아니라 하나의 실험적 경제조치라는 의미에서 중요한 연구테마를 제공하고 있다. 金融實名化措置를 실시하는 데는 두가지 다른 方法을 생각해 볼 수 있다. 그 하나는 사전에 實名化 실시일자를 미리 예고하는

筆者: 左承喜-本院 先任研究委員

劉載均-本院 主任研究員

\* 草稿를 읽고 유익한 논평을 해준 本院의 柳潤

방법(예고실시)이며, 또 다른 하나는 이번과 같이 실시일자를 예고하지 않고 전격 실시하는 방법(전격실시)이다.<sup>1)</sup> 그런데 이 두 가지 방법은 전혀 다른 경제적 현상을 초래하게 되는데, 前者의 예고실시의 경우는 金融混亂, 後者の 전격실시의 경우는 金融梗塞을 초래하게 된다. 여기서 金融混亂이란 금융부문간 혹은 금융과 비금융권간의 자금의 급격한 이동현상을 의미하며, 金融梗塞이란 금융부문간이나 금융과 비금융부문간의 자금의 흐름이 동결되는 현상을 의미한다. 金融實名制가 사전에 예고되었을 경우에는 금융권으로부터 비실명계좌의 자금의 급속한 이탈로 金融混亂이 야기될 우려가 있는 반면, 전격실시의 경우는 실명을 밝히기를 꺼리는 非實名預金主들이 예금인출 및 이용을 자제할 가능성이 높기 때문에 역으로 비실명계좌의 자금이 동결되는 金融梗塞現象이 나타나게 된다.<sup>2)</sup> 이와 같이 금융적 충격을 초래하게 되는 경제적 조치들은

河, 朴元巖, 金俊逸 박사, 그리고 院內세미나와 韓國金融研究院 세미나에서 많은 유익한 논평을 해준 세미나 참석자들에게 감사드리며, 원고정리를 담당한 林明姬 연구조원에게도 감사를 드린다.

- 1) 여기서 가정하고 있는 實名制의 전격실시란 일정일 혹은 일정시간 이후의 모든 金融去來는 실명으로만 가능하도록 규제하는 조치를 예고 없이 실시하는 경우를 말하는데, 이 경우 반드시 8·12조치와 같은 실명기간의 한정과 인출자금규모에 따른 引出制約 등의 金融去來規制措置 등을 포함할 필요는 없다.
- 2) 金融混亂과 金融梗塞에 대한 정의와 성격 및 사례 등에 대한 상세한 논의는 다음의 第三章을 참조.

대체로 金融混亂 또는 金融梗塞形態의 충격을 야기하는 것이 일반적 현상이라고 할 수 있다.

本稿는 金融實名制와 같은 금융적 충격에 의한 금융혼란과 금융경색의 거시경제적 효과를 분석하기 위한 모형을 구축하고, 이를 이용하여 과거 우리나라가 경험했던 금융적 충격과 최근의 金融實名化措置의 효과를 분석해 보고자 하는 데 그 목적이 있다.

第Ⅱ章에서는 금융적 충격의 일반적 분석 모형을 구축하고 금융혼란과 금융경색의 경제적 성격과 각각의 경우의 분석모형의 운용방법에 대해 논의하고자 한다. 第Ⅲ章에서는 金融梗塞과 金融混亂의 성격을 實例에 비추어 보다 명확히 규명하고, 第Ⅱ章의 모형의 비교정태분석결과에 비추어 이들 金融衝擊의 효과를 서술적이고 직관적인 수준에서 논의해 보고자 한다. 第Ⅳ章에서는 과거, 특히 80년대 이후 우리나라의 금융적 충격의 사례에 대해서 실증적으로 분석하기 위하여 第Ⅱ章에서 구축한 모형을 추정하고 이를 이용하여 각 에피소드에 대한 금융적 충격의 크기와 巨視經濟的 效果를 추정해 보고자 한다. 第Ⅴ章에서는 本稿의 분석결과들을 간략하게 요약하고, 분석과 관련된 몇가지 중요한 이슈들과 금융적 충격에 대한 정책대응의 일반적 원칙에 대해서 논의함으로써 결론에 대신하고자 한다.

## II. 金融的 衝擊의 分析模型

### 1. 金融的 衝擊과 貨幣市場의 超過需要

金融的 衝擊은 金融混亂이라는 형태로 나타나든, 아니면 金融梗塞이라는 형태로 나타나든 궁극적으로는 貨幣市場에 있어서의 초과수요나 혹은 초과공급을 초래하는 것이 일반적인 현상이다. 金融市場內의 모든 거래가 현금이나 아니면 은행에 의해 창출된 예금(혹은 일부의 경우 비은행 금융기관에 의해 창출된 類似預金)을 기초로 해서 이루어지기 때문에, 금융시장에서 경험하게 되는 대부분의 충격은 직접 관련된 해당금융기관의 대차대조표는 물론 궁극적으로는 은행의 대차대조표상의 資産·負債의 재조정 및 그 성격의 변화를 초래하게 될 것이다.<sup>3)</sup>

[圖 1]에서 예시한 바와 같이 금융시장에 참여하는 금융기관들은 크게 預金을 창출할 수 있는 은행과 그렇지 않은 비은행 금융기관으로 분리할 수 있다. 비은행 금융기관들은 은행에 대한 예금을 기초로 일상 金融去

來를 수행하게 된다. 그런데 만일 金融市場에 경제적인 충격이 가해졌을 경우에는 일단 관련 금융기관의 대차대조표상에 변화가 생기게 되며, 이러한 충격은 對銀行圈 예금계정의 변화를 통해 은행권으로 파급되게 된다. 물론 금융적 충격의 성격에 따라서는 직접적으로 은행권 대차대조표의 재조정을 초래하는 경우도 있을 수 있을 것이다.

이와 같이 金融衝擊은 궁극적으로 은행의 預金計座를 통해 파급되는 것이 일반적인 현상이라고 볼 수 있기 때문에, 金融衝擊의 효과에 대한 분석도 결국은 은행대차대조표상의 預金通貨의 수요와 공급 및 그 성격에 미치는 효과를 통해 추적될 수 있을 것이다. 이런 의미에서 金融的 衝擊은 궁극적으로 貨幣市場의 超過需要 및 供給을 통해 경제적 효과를 미치게 된다고 볼 수 있다.

이하에서는 政府의 전형적인 巨視經濟政策인 通貨 및 財政政策에 의해서 초래되는 정책충격이나 혹은 非金融部門에서 발생하는 충격이 아닌, 순수하게 金融部門에서 정부의 통화공급충격 이외의 다양한 金融衝擊에 의해 초래되는 貨幣超過需要壓力的 정도를 추정하기 위한 모형을 구축해 보고자 한다.

논의의 편의상 간단한 수식을 이용하여 모형을 설명해 보기로 하겠다. 우선 貨幣市場의 초과수요함수는 로그형태로 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\ln EDM = \ln M^d - \ln M^s \dots\dots\dots(1)$$

여기서 EDM은 貨幣市場에서의 초과수요

3) 물론 현금에 의한 거래의 경우에 있어서는 최초의 金融衝擊은 은행의 預金通貨와는 무관하게 초래될 수 있겠지만, 여기서는 논의의 편의를 위해 주로 預金銀行이 창출하는 預金通貨에 논의의 초점을 맞추고 있다. 그러나 다음의 모형설정과정에서는 現金通貨를 통한 金融衝擊의 경우도 충분히 감안하고 있다.

[圖 1] 銀行과 非銀行 金融機關 및 私債業者의 貸借對照表

예금은행 B/S		비은행권 B/S (비은행 금융기관, 사채업자 및 일반기업 등)	
지급준비금	예 금	對은행권예금	유 사 예 금
대 출 투 자	차 입 금 자 본 금	투 자	차 입 금 자 본 금

의 정도를 나타내며,  $M^d$ 와  $M^s$ 는 각각 名目通貨需要와 名目通貨供給을 나타낸다. 그런데 통화수요함수는 교환방정식 ' $MV = Y$ '를 이용하면 다음과 같이 유도될 수 있다.

$$\ln M^d = -\ln V + \ln Y \dots\dots\dots(2)$$

여기서  $M$ 은 통화량의 일반적 표현이며,  $V$ 는 통화의 유통속도,  $Y$ 는 명목소득이다.<sup>4)</sup> 한편 우리의 관심은 超過需要가 없는 균형 상태에서 金融市場에 대한 충격으로 균형이 깨지는 과정에 관심이 있기 때문에, 式 (2)를 式 (1)에 대입한 결과식을  $\ln EDM$ 의 일차변화분, 즉  $d \ln EDM$ 식으로 전환하면 다음과 같다.

$$d \ln EDM = -d \ln V + d \ln Y - d \ln M^s \dots\dots\dots(3)$$

그런데 式 (3)에서 우리의 주요관심의 대상

4)  $MV = Y$ 는 일종의 항등식이지만  $V$ 에 대해 일정한 행태함수를 가정하여 式 (2)와 같이 변형하면 通貨需要函數로 전환될 수 있다.

은  $Y$ 의 변화로부터 발생하는 貨幣市場의 초과수요가 아니고,  $Y$ 가 변화하기 이전단계의 최초의 貨幣市場에 대한 충격에 있기 때문에 ' $d \ln Y = 0$ '이라고 가정할 수 있다. 따라서 貨幣市場에 대한 금융적 충격의 크기는 다음과 같이 동 충격에 따른 流通速度의 下落率과 通貨량의 變動率의 합으로 나타낼 수 있게 된다.

$$d \ln EDM = -d \ln V - d \ln M^s \dots\dots(4)$$

式 (4)에 의하면 어떠한 금융적 충격이든 동 충격이 유통속도에 미치는 효과와 通貨供給에 미치는 효과를 추적함으로써 금융적 충격의 크기를 가늠해 볼 수 있다 하겠다.

## 2. 流通速度模型

通貨의 유통속도는 기본적으로 通貨需要函數의 역함수이다. 보다 구체적으로는, 예컨대 實質通貨需要의 實質所得에 대한 탄력성이 1인 경우에는 통화의 유통속도는 정확

하게 (產出物 單位當) 實質通貨需要函數의 역함수가 된다.<sup>5)</sup>

전형적인 통화수요함수모형은 실질통화 수요를 실질소득( $y$ ), 명목금리( $R$ ), 그리고 기대인플레이율( $\dot{p}^e$ ) 등의 함수로 상정하고 있는데, 통상적인 通貨需要函數模型과 일관되게 유통속도를 함수형태로 나타내면 다음의 식 (5)와 같이 쓸 수 있다.

$$\ln V = V(\ln y, R, \dot{p}^e) \dots\dots\dots(5)$$

5) 이를 보이기 위해 식 (2)를 약간 변형하면 다음과 같이 표현된다.

$$\begin{aligned} \ln V &= -\ln M^d + \ln y + \ln P \\ &= -\ln m^d + \ln y \dots\dots\dots(a) \end{aligned}$$

여기서  $y$ 와  $P$ 는 각각 실질소득과 물가수준을 나타내며,  $m^d$ 는 실질통화수요함수를 나타낸다. 따라서  $m^d$ 의  $y$ 에 대한 탄성치가 1, 즉  $d \ln m^d / d \ln y = 1$ 이면,  $m^d$  함수는  $y$ 에 대해 1次同次函數가 되고, 유통속도함수는 정확하게 產出物 單位當 實質通貨需要函數의 역함수가 된다. 이 경우  $\ln V$ 는  $y$ 에 의해 영향을 받지 않게 된다.  $m^d$ 가  $y$ 에 대해 1次同次函數이면 식 (a)는 다음과 같이 표현된다.

$$\ln V = -\ln(\phi \cdot y) + \ln y = -\ln \phi \dots\dots(b)$$

여기서  $\phi$ 는  $y$ 에 독립적인 산출물 단위당 통화수요함수라고 볼 수 있다.

6)  $V_T$ 와  $V$ 의 차이는  $T$ 에는 附加價值生産을 수반하지 않는 실물이나 금융자산의 단순한 이전거래 등도 포함되기 때문에  $V_T$ 는 경제내의 모든 거래를 실행하기 위해  $M$ 이라는 總支拂手段이 몇번이나 이용되었느냐를 측정하게 되는 반면,  $V$ 는 경제내의 거래 중 附加價値의 창출을 수반하는 거래에 대해서만 정의되기 때문에 전체 거래 중 일부만을 포괄하게 된다. 따라서  $V$ 는  $V_T$ 에 비해 그만큼  $M$ 의 交換의 媒介手段으로서의 이용도를 저평가하는 결과를 초래하게 될 것이다.

그런데 유통속도의 결정모형을 식 (5)와 같이 通貨需要函數의 역함수로서 거시변수, 예컨대 實質所得, 名目金利, 期待인플레이率 등의 함수로 상정할 수도 있으나, 이 경우에는 유통속도를 유통속도의 외생적 변화에 따라 영향을 받게 되는 거시내생변수에 의해서 설명함으로써, 우리의 목적인 외생적 유통속도충격이 이들 거시경제변수에 미치는 효과를 추적하는 데는 한계를 지닌다.

이러한 단점을 극복하기 위해 유통속도를 보다 그 개념에 충실하게 추정할 수 있는 모형을 구축해 보도록 하겠다. 交換方程式을 만일  $MV_T = PT$ (여기서  $T$ 는 일경제내의 모든 거래량의 집계)라고 去來型으로 정의할 경우에는 유통속도  $V_T$ 는 거래유통속도라고 정의되며, 교환의 媒介手段 혹은 支拂手段의 총량( $M$ )이  $T$ 의 거래를 위해 몇번이나 이용되었느냐 하는 정도를 측정하게 된다. 한편 本稿와 같이 교환방정식의 所得型 개념인  $MV = Py$ 를 이용하면  $V$ 는 소득유통속도라고 정의되며, 일경제내의 총부가가치 생산  $y$ 의 거래를 위해 필요한 경제내의 주어진 支拂手段의 총이용도를 측정하게 된다.<sup>6)</sup>

이와 같은 유통속도의 기본개념을 따르면 유통속도를 설명한다는 것은 결국  $M$ 의 이용률을 설명하는 것과 같게 된다. 관례에 따라  $M$ 이 예금과 현금으로 구성된다라고 가정한다면,  $M$ 의 이용률은 예금의 이용률과 현금의 이용률에 의해서 설명될 것이다. 이러한 관계는 預金 및 現金流通速度概念을

이용하면 다음과 같이 표현될 수 있을 것이다.

$$\ln V = \alpha \cdot \ln V_D + (1 - \alpha) \cdot \ln V_C \\ = V(\ln V_D, \ln V_C) \dots\dots\dots(6)$$

여기서  $V_D$ 와  $V_C$ 는 각각 예금의 유통속도와 현금의 유통속도를 나타내며,  $\alpha$ 는 전체 통화 중의 預金通貨의 비중을 나타낸다.<sup>7)</sup> 그러나 현실적으로  $V_D$ 나  $V_C$ 를 관찰할 수 있는 방법이 없기 때문에 다음의 식 (7)의 모형을 상정하였다.

$$\ln V = V(\ln TOR, \ln CR) \dots\dots\dots(7)$$

여기서  $TOR$ 은 소위 預金回轉率을 나타내는데 예금유통속도의 대응변수라고 볼 수 있다.  $TOR$ 은 현실적으로 일정기간에 있어서의 특정예금의 總支給額을 동 예금의 평균잔액으로 나누어 얻어지게 된다. 따라서  $TOR$ 은 예금의 유통속도와 동일한 개념은 아니지만, 예금의 유통속도가 변한다는 것은 결국 예금의 利用率, 즉 예금의 交換의 媒介手段으로서의 기능이 변한다는 것을 의미하기 때문에 같은 방향으로의 預金回轉率의 변화를 수반하게 될 것이다.

$TOR$ 과  $V_D$ 가 1 대 1의 높은 대응관계를 가질 것이냐 하는 것은 결국 실증적 문제이

7) 일반적으로 通貨의 유통속도는 그 구성요소인 預金通貨의 유통속도와 現金通貨의 유통속도의 가중평균값으로 정의할 수 있는데, 식 (6)의 경우는 통상적인 산술평균이 아니라 기하평균, 즉  $V = V_D^\alpha V_C^{1-\alpha}$  관계를 상정하고 있다.

지만, 流通速度概念이  $V_T$ 가 아니고  $V$ 로 交換去來의 범위를 축소할수록 그 연관관계는 낮아지게 될 가능성이 높다 할 것이다. 왜냐하면  $TOR$ 은 경제내의 예금을 이용한 모든 거래와 관련될 가능성이 높은 반면, 실증적으로 이용되는  $V$ 는 단지 附加價值 창출과 관련된 거래에 대해서만 정의되기 때문이다.

다음으로  $CR$ 은 通貨量  $M$  중의 현금통화 비율이다. 현금의 경우는 예금과는 달리 현금의 流通速度( $V_C$ )에 가까운 개념의 변수가 부재하기 때문에  $M$ 의 구성이 달라짐에 따라 유통속도가 어떻게 바뀌는가를 추적할 수밖에 없을 것이다. 즉 現金通貨比率가 증가할 경우, 만일 現金通貨가 預金通貨에 비해 유통속도가 높다면  $M$ 의 유통속도는 증가할 것이며, 반대의 경우는 감소할 것이다. 따라서  $\ln CR$ 의 부호가 어느 방향이나에 따라 預金通貨流通速度에 대한 現金通貨流通速度의 상대적 크기를 가늠해 볼 수 있을 것이다.

그런데 현금이 支拂手段으로서 예금에 비해 더 편리하다고 생각하는 경향이 있기 때문에 현금통화비율의 증대가 현금퇴장을 위한 목적이 아니라면, 일반적으로 유통속도를 상대적으로 높일 것이라고 생각되고 있다. 그러나 이상과 같은 논리는 소액거래의 경우에는 적용될 수 있을지 모르지만 거액 거래를 중개하는 데는 오히려 예금계좌를 이용한 자기앞수표를 매개로 한 거래가 더 편리하기 때문에 이 경우에는 오히려 예금

의 유통속도가 현금에 비해 더 높다고 볼 수도 있다. 따라서 現金通貨比率의 변화가 유통속도를 높이는 데 기여할 것인지의 여부는 사전적으로(a priori) 결론지을 수는 없으며, 결국은 金融制度와 같은 경제적 여건에 따라 영향을 받게 되는 실증적인 문제라고 할 수 있다.

그러면 式 (7)과 式 (5)의 관계는 어떻게 설명할 수 있는가? 式 (5)는 최초에 주어진  $M$ 의 이용률하에서  $M$ 의 증가 등 巨視政策衝擊 및 非金融衝擊에 의해 야기되는 거시변수  $y, P, R$  등의 변화에 수반하여 일어나는  $M$ 의 이용률과 유통속도의 내생적 변화를 설명하고 있는 반면, 式 (7)은  $M$ 이 불변이고 여타 政策衝擊 및 非金融衝擊이 부재하는 상황하에서 금융충격에 의해  $M$ 의 이용률 자체가 변화함에 따라 발생하는 유통속도변화를 설명한다고 볼 수 있다. 두 경우 모두에 있어 궁극적으로는  $M$ 의 이용률이 변하게 되지만 式 (5)의 경우는 內生的 변화라고 할 수 있는 반면, 式 (7)의 경우는  $M$ 의 이용률에 대한 직접적인 충격에 따른 外生的 변화라고 할 수 있을 것이다. 이러한 式 (5)와 (7)의 관계를 [圖 2]에 예시하였는데, 여기서 중요한 점은 경제내의

8) 물론 이미 지적한 바와 같이  $TOR$ 과  $CR$ 이 支拂手段의 利用率의 대용변수이며 유통속도로 소득유통속도를 사용하고 있기 때문에, 실증분석에 있어서는 실제로  $TOR$ 과  $CR$ 의 유통속도설명력은 약화되게 될 것이며, 이에 따라  $y, R$  등 巨視變數가 추가적으로 유의한 설명력을 가질 수도 있을 것이다.

支拂手段의 이용률, 예컨대 예금통화와 현금통화의 利用率이 변화되지 않고서는 지불수단의 유통속도의 변화를 기대하기가 어렵다는 점이다. 따라서 이 경우에는 式 (5)에  $TOR$ 이나  $CR$ 을 설명변수로 추가하거나, 혹은 式 (7)에  $y, P, R$  등을 설명변수로 추가하는 것은 논리적으로 모형설정상의 오류를 범하는 결과를 초래하게 될 가능성이 높다고 할 것이다.<sup>8)</sup> 한편 또 다른 측면에서 보면, 式 (5)는 단지 거시변수들간의 공동움직임을 模型化했다는 점에서 상대적으로 축약형(reduced form)에 가까운 반면, 式 (7)은 한 단계 더 깊은 행태관계를 모형화했다는 점에서 상대적으로 구조식(structural form)에 더 가깝다고 할 수 있을 것이다.

式 (7)의 유통속도결정모형을 따를 경우 金融衝擊이 유통속도에 미치는 충격의 정도는 金融衝擊이 예금회전율이나 현금통화비율에 미치는 효과의 정도를 통해 가늠해 볼 수 있을 것이다.

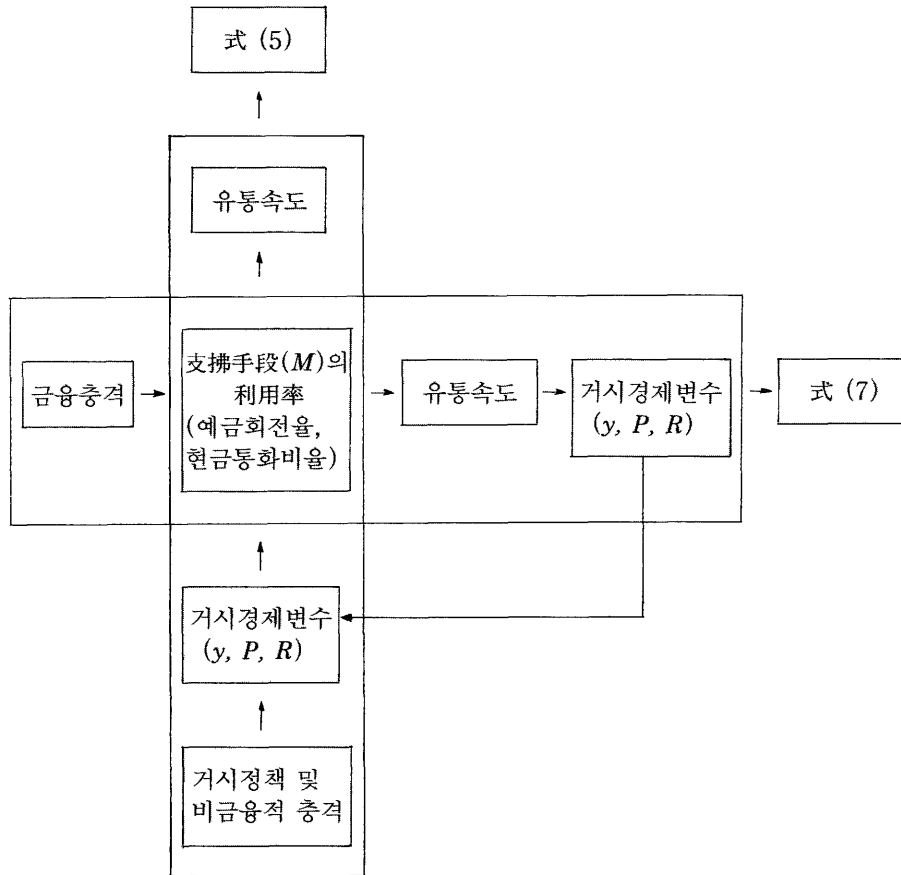
### 3. 通貨供給模型

한편 通貨供給에 미치는 금융충격은 통화승수메커니즘에 의한 통화공급함수를 통해 시현되게 된다. 로그형의 通貨供給函數는 다음과 같이 표현된다.

$$\ln M^s = \ln \{1 / [r + CR(1 - r)]\} + \ln RB \dots\dots\dots(8)$$

여기서  $r$ 은 적정예금지급준비율,  $CR$ 은 통

[圖 2] 流通速度函數의 두가지 類型



화량에 대한 현금통화비율,  $RB$ 는 본원통화이며,  $1/[r + CR(1-r)]$ 은 통상의 통화승수이다.<sup>9)</sup> 式 (8)에서 한가지 흥미로운 점은 통화를 수요하는 민간의 통화보유성향( $CR$ )이 신용창출을 통해 통화공급을 주도하는 은행의 예금지급준비행태( $r$ )와 동등하게 통화공급행태를 결정하는 주요 인자로 작용하고 있다는 점이다. 그런데 式 (8)에서  $RB$

9) 式 (8)의 의미와 그 유도과정 등 통화공급過程에 대한 상세한 논의는 左承喜(1992) 참조.

의 공급은 중앙은행에 의하여 정책적으로 결정되며, 적정지급준비율( $r$ )은 중앙은행이 결정하는 法定支給準備率의 크기와 기타금융여건을 고려하여 예금은행이 결정하게 된다. 그리고  $CR$ 은 民間部門의 거래비용최소화노력의 결과에 의해 결정되게 된다. 따라서 일반적으로 정책변수인  $RB$ 와 法定支給準備率의 변화를 제외하면, 金融衝擊의 통화공급에 대한 영향은 바로 행태변수인  $r$ 과  $CR$ 에 대한 충격을 통해서 나타나게 된다.



따라서 여기서 우리의 관심은 여러가지 금융충격이  $r$ 이나  $CR$ 에 미치는 다양한 효과를 확인하는 작업이 될 것이다.

#### 4. 金融的 衝擊의 分析模型과 應用方式

##### 가. 分析模型 : 綜合

이상의 논의를 기초로 금융적 충격의 성격과 크기를 추정할 수 있는 모형을 구축할 수 있을 것이다. 式 (7)과 (8)을 式 (4)에 대입하면 다음의 式 (9)를 얻게 되며, 이를 약간 변형하면 式 (10)을 얻게 된다.

$$\begin{aligned}
 d \ln EDM &= -dV(\ln TOR, \ln CR) \\
 &\quad -d \ln \{1/[r + CR(1-r)]\} \\
 &\quad -d \ln RB \dots\dots\dots (9)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 d \ln EDM &= -\left(\frac{\partial \ln V}{\partial \ln TOR}\right) \cdot d \ln TOR \\
 &\quad (+) \\
 &\quad -\left(\frac{\partial \ln V}{\partial \ln CR}\right) \cdot d \ln CR \\
 &\quad (?) \\
 &\quad +\left(\frac{r(1-CR)}{r(1-CR)+CR}\right) \cdot d \ln r \\
 &\quad (+) \\
 &\quad +\left(\frac{CR(1-r)}{CR(1-r)+r}\right) \cdot d \ln CR \\
 &\quad (+) \\
 &\quad \dots\dots\dots (10)
 \end{aligned}$$

式 (10)은, 式 (9)에 대해 유통속도함수 式 (7)과 통화공급함수 式 (8)의 도함수를 이용하고 통화정책충격이 부재하다는 가정 하에서 정책변수인  $RB$ 를 불변으로 놓고 유

도된다. 도함수 아래의 부호는 예상부호를 나타낸다. 式 (10)을 이용하면, 다양한 형태의 금융충격이 貨幣市場에 미치는 충격효과를 추정해 낼 수 있을 것이다.

##### 나. 比較靜態分析과 巨視經濟效果 시뮬레이션

式 (10)은 일종의 비교정태분석모형이라고 볼 수 있는데, 이하에서는 金融衝擊에 따른 예금회전을, 현금통화비율, 그리고 적정지급준비율의 변동이 貨幣市場의 超過需要壓力에 미치는 충격효과에 대해서 논의해 보기로 하겠다.

###### 1) 預金回轉率 衝擊

예금회전을( $TOR$ )을 증가(감소)시키는 충격의 경우는  $\partial \ln V / \partial \ln TOR$ 이 正의 값을 가지기 때문에 貨幣市場의 超過需要를 완화(증가)시키는 방향으로 균형을 흐트러뜨리게 된다. 따라서 금융적 충격이 預金回轉率을 1% 증가(감소)시켰을 경우에는  $(\partial \ln V / \partial \ln TOR)\%$ 만큼의 통화의 초과(과소)공급현상이 나타남으로써 경제를 活性化(위축)시키는 결과를 초래하게 된다.

###### 2) 現金通貨保有性向의 變動

現金通貨比率를 변화시키는 금융충격은 두가지 경로를 통해서 貨幣市場의 超過需要壓力에 영향을 미치게 된다. 첫째 경로는 그 효과의 방향은 명확치 않지만 現金通貨比率의 증가에 따른 유통속도의 변화이며, 둘째 경로는 현금통화비율의 증가에 따른 通貨乘數의 감소와 그에 따른 通貨供給량의

감소효과이다. 이 두 효과의 순효과는 대체로 超過需要壓力을 증가시키는 결과를 초래할 것으로 기대되며, 이에 따라 巨視經濟를 위축시키는 방향으로 작용하게 될 것이다.

### 3) 適正支給準備率의 變動

어떤 이유에서든 금융기관들이 適正預金支給準備金을 보다 많이 보유하고자 하는 성향이 발동하게 된다면, 이는 貨幣市場의 超過需要壓力을 높이는 방향으로 작용하게 될 것이다. 물론 이 경우 경제는 위축되는 방향으로 영향을 받게 될 것이다.

### 4) 貨幣市場超過需要壓力의 巨視經濟效果 시뮬레이션

이상과 같이 式 (10)에 의해서 추정되는 貨幣市場에 있어서의 超過需要壓力의 정도는 방향은 반대이지만 대체로 같은 량의 통화량충격으로 간주할 수 있기 때문에 금융적 충격의 巨視經濟效果는 궁극적으로 일정 량의 통화량충격의 巨視經濟效果에 의해서 추정할 수 있다. 따라서 일단 貨幣市場의

超過需要壓力의 정도를 추정한 다음에는 이러한 초과수요압력의 巨視經濟效果를 시뮬레이션할 수 있는 적절한 거시경제모형을 설정하는 것이 필요하다 하겠다. 우리나라의 경우는 이러한 목적에 이용할 수 있는 모형이 적지 않지만, 특히 通貨量 衝擊效果를 보다 상세하게 시뮬레이션할 수 있는 모형이 보다 적절하다고 하겠다. 이러한 모형으로서 는 예컨대 左承喜 외(近刊)의 年間模型을 들 수 있고 白雄基·吳尙勳(1993)의 分期模型도 이용이 가능할 것이다. 第Ⅳ章의 우리나라 금융충격의 사례연구에서는 이 두 모형을 이용한 결과를 모두 보고하도록 하겠다.<sup>10)</sup>

## Ⅲ. 金融梗塞과 金融混亂의 意義

金融衝擊의 한 형태인 金融梗塞은 式 (10)의 모형에 의하면 주로 預金回轉率( $TOR$ )에 대한 급격한 負의 충격으로 정의할 수 있다.

일반적으로 金融資金調達の 어려움을 가지고 자금이 경색되고 있다고 표현하는 경우가 많은데, 금융기관의 與信活動이 둔화 된다는 것은 만일 中央銀行이 긴축적 통화정책을 시행한 경우라면 궁극적으로는 지준 부족에 따른 貸出 및 預金創出의 부진을 의미하거나, 이러한 정책변화가 없는 경우라면 기존 예금의 貸出財源으로서의 기능이 저하되어 자금의 필요성을 보다 더 높게 느

10) 本稿에 있어서 巨視經濟效果 시뮬레이션은 논리적으로 필요한 절차이긴 하지만, 金融衝擊規模에만 관심이 있다면 이 과정은 생략할 수도 있을 것이다. 더구나 巨視經濟模型 선택의 어려움이나 시뮬레이션결과가 선택된 모형은 물론 시뮬레이션기간에 따라 영향을 받는다는 가 하는 문제로 시뮬레이션 연습을 포함하는 것이 오히려 특정 시뮬레이션결과에 대한 불필요한 논란을 초래하게 될 뿐만 아니라 논문의 간결성을 해칠 우려가 없지 않으나, 논문의 구성상 논리적으로 필요한 절차를 다 포괄함으로써 완벽을 기한다는 측면에서 그리고 앞으로의 연구자들에게는 하나의 관련된 정보를 제공한다는 측면에서 실증분석에서는 金融衝擊規模의 추정과 동시에 巨視經濟效果 시뮬레이션結果를 같이 수록하였다.

끼는 수요자에게로 자금이 순조롭게 순환되지 못함을 의미한다. 즉 後者의 경우는 예금의 利用率이 저하되는, 즉 예금을 소유하는 사람이 예금을 인출하거나 그 소유권을 타인에게 이전하는 활동이 부진한 현상을 의미하게 되는데, 이를 金融機關의 貸出側面과 연결해 보면 기존의 대출차입자가 대출을 제때에 상환함으로써 자신의 預金所有權을 은행의 재대출과정을 통해 새로운 차입자에게 이전하는 활동이 부진함을 의미한다. 이렇게 보면 통상의 정책적 요인이 아닌 외생적 요인에 의한 資金梗塞은 예금회전율의 하락으로 기존 예금의 재활용이 부진한 상황을 의미한다 하겠다.

이러한 金融梗塞衝擊의 예로서는 금융기관예금의 인출동결조치, 사금융권활동의 금지 및 동결조치 등을 들 수 있을 것이다. 예금인출의 동결조치는 한마디로 해당 예금의 교환의 媒介機能을 거세한 셈이기 때문에 預金回轉率을 떨어뜨리면서 예금통화의 유통속도를 낮추게 된다. 한편 私金融活動의 금지조치는 궁극적으로 私金融活動을 매개하던 예금의 기능을 정지시키는 것과 같기 때문에 일부 예금에 대한 인출동결조치와 유사한 결과를 초래한다 할 것이다. 그리고 최근 실시된 金融實名化措置도 실명확인 없이는 예금의 인출이 금지되고, 非實名은 물론 實名預金까지도 3千萬원 이상의 순인출에 대해서는 국세청 통보를 의무화함으로써 예금의 동결조치와 유사한 金融梗塞效果를 초래하고 있다 할 것이다. 이 경우도

非實名計座의 예금이 주로 私債市場에서의 금융활동의 매개기능을 수행해 왔을 것이라는 점에서 私金融活動의 억제를 수반하게 될 것이기 때문에 사금융동결조치와도 유사한 효과를 갖는다 하겠다.

그러나 어떠한 경우에 있어서든 金融梗塞現象을 초래하는 금융충격은 궁극적으로 유통속도를 하락시킴으로써 경제를 압박하는 요인으로 작용하게 될 것이다.

한편 金融混亂은 式 (10)의 모형에 의하면 주로 현금통화비율의 급격한 변동으로 정의할 수 있다. 통상적으로 金融混亂이라고 할 경우 이는 금융부문내의 서로 다른 금융권간 혹은 경제내의 金融 및 非金融部門間의 급격한 자금이동(이체)현상을 의미한다고 하겠다.

그런데 이러한 금융혼란현상은 모든 경우 궁극적으로 銀行預金の 변동을 초래하게 된다. 금융권에서의 資金離脫은 해당 금융기관의 수신, 나아가서 최종적으로는 은행권의 預金減少를 초래하게 된다(圖 1 참조). 한편 금융권 서로간의 資金移動, 예컨대 은행권으로부터의 預金引出을 통해 자금이 비은행권으로 이동하는 경우는 은행권 예금의 급격한 감소를 초래하게 될 것이다. 그러나 이렇게 이동하는 자금은 現金保有 및 利用性向의 영구적인 변동이 수반되지 않는 한 결과적으로는 은행권의 예금으로 회귀하게 되기 때문에 金融混亂의 진정한 의미는 단기간의 급격한 資金移動으로 인한 일시적인 혼란상태에서 찾아야 할 것이다.

이와 같이 단기간내에 급격한 資金移動을 초래함으로써 金融混亂을 초래하는 예로서는 1930년대 美國 大恐慌 당시 경험한 예금 인출사태(bank run)를 들 수 있다. 한편 최근 실명제를 예상한 93년 上半期中에 나타난 현금보유성향의 증대도 이러한 예의 하나가 될 수 있을 것이다.

그러나 어떤 경우든 급격한 現金化 혹은 現金保有性向의 급격한 증가로 나타나는 金融混亂의 경우는 화폐시장의 超過需要壓力을 강화함으로써 경제에는 景氣鈍化要因으로 작용하게 된다.

이러한 金融梗塞과 金融混亂現象과 관련하여 한가지 특이한 금융현상은 증권시장의 活況과 暴落現象이라 할 수 있을 것이다. 證券市場의 변동은 궁극적으로 내생적 현상으로서 實物經濟의 호·불황에 따라 증권시장도 호·불황을 나타내게 될 것이라는 것이 일반적인 인식이 아닌가 생각된다. 이러한 경우는 정부가 經濟의 活性化를 위한 정책 이외에 證市의 호·불황에 직접적이고 단기적으로 대응할 이유도 없을 것이며, 그 효과도 크지 않을 것이다. 그런데 증권시장은 단기적으로 實物經濟의 움직임과는 무관하게 여러가지 풍문에 의해서도 쉽게 영향을 받는 경향이 있기 때문에, 그리고 그것

도 급격한 변동을 보이기 때문에 정책적 관심의 대상이 될 수밖에 없다.

그러면 증권시장의 호·불황은 어떠한 금융적 성격을 갖는 현상인가? 本稿의 모형에 의하면 증권시장의 급격한 변동은 금융경색과 금융혼란의 이중적 성격을 갖는 금융현상이라고 볼 수 있을 것이다. 즉 예컨대 증권시장의 폭락은 預金回轉率의 급격한 하락을 초래하거나 단기적인 現金通貨比率의 급격한 증가를 초래하는 金融現象으로 해석할 수 있다. 預金回轉率이 하락할 것이라는 시각은 증권시장의 去來活動을 뒷받침하는 예금의 회전율이 그렇지 않은 일반 金融 및 實物去來를 증대하는 예금의 회전율에 비해 높을 것이라는 인식에 기초하고 있다. 이 경우에는 증권시장에서 이탈하는 자금이 현금화됨이 없이 은행권의 예금으로 남아 있다는 하더라도 그 예금의 기능이 달라짐으로써 그 回轉率이 낮아지게 되기 때문에 금융경색현상을 초래하게 된다. 한편 現金通貨比率가 증가할 것이라는 시각은 증권시장에서 이탈하는 자금이 현금화 형태를 취하게 될 경우를 상정하고 있는데, 이 경우 단기적으로는 金融混亂現象을 초래하게 될 것이다. 그러나 어느 경우든, 즉 금융경색현상을 초래하든 금융혼란현상을 초래하든 증권시장의 폭락은 貨幣市場의 급격한 超過需要壓力을 초래하게 될 것으로 판단된다.<sup>11)</sup>

이상에서 논의한 금융경색과 금융혼란의 성격 및 그 예와 대체적인 경제적 효과의 방향 등은 <表 1>에 요약하였다.

11) 證券市場의 폭락에 따른 貨幣市場의 超過需要壓力現象은 또 다른 측면에서 보면 증권시장에서 증권을 처분하거나 새로운 증권의 발행을 통해 자금을 조달하려는 資金需要者들의 기대가 쉽게 충족되지 못하게 되는 현상에 의해서도 이해될 수 있을 것이다.

〈表 1〉 金融梗塞과 金融混亂의 性格 및 效果

	定 義	實 例	金融衝擊의 性 格	貨幣市場의 超過需要壓力	經濟的 效果
金融梗塞	예금통화회전율의 급격한 하락	-예금인출 동결 -사채시장 동결 -금융실명제의 전격실시 -증권시장의 폭락	예금회전율의 급격한 하락→ 통화유통속도의 급격한 하락	급격한 화폐시장의 초과수요 압력 증대	-경기둔화 · 성장둔화 · 물가하락
金融混亂	현금인출수요의 증가에 따른 현금통화비율의 급격한 증가, 혹은 급격한 金融仲介機能의 약화(disintermediation)	-은행예금인출수요의 급증(bank run) -금융실명제의 예고실시 -증권시장의 폭락	현금통화비율의 급증→은행의 지준 부족→ 통화공급의 급격한 감소	급격한 화폐시장의 초과수요 압력 증대	-경기둔화 · 성장둔화 · 물가하락

#### IV. 實證分析

##### 1. 流通速度函數의 推定

第Ⅱ章에서 구축한 모형의 실증적 응용을 위해서는 무엇보다도 式 (7)로 표현되는 流通速度函數를 추정하는 것이 필요한데 유통속도함수의 형태를 결정하는 데는 다음과 같은 몇가지 고려가 불가피하다 하겠다.

첫째로, 유통속도와 그 설명변수로서의 預金回轉率은 貨幣市場에 대한 충격을 흡수하는 일종의 완충장치로서의 기능을 수행하기 때문에 式 (7)의 추정과정에서 이러한 측면이 감안되지 않으면 안된다.

우선 유통속도의 완충장치로서의 기능은 그 역함수인 貨幣需要函數의 성격을 통해 이해할 수 있을 것이다. Carr and Darby (1981)는 通貨需要가 화폐시장에 대한 충격완화기능을 한다고 보고, 특히 기대되지 않은 通貨供給의 증가는 단기에 있어서는 거의 전부가 通貨需要의 증가를 통해 흡수되었다가 서서히 시차를 두고 지출되기 때문에 결과적으로 通貨政策의 효과가 서서히 시차를 두고 나타나게 된다는 가설을 제시하고, 美國 등의 선진국 자료를 이용해서 검증하였으며, 左承喜(1986)는 같은 가설을 韓國에 적용하였는데 모든 경우 이러한 가설이 받아들여지고 있다.

이러한 가설을 “緩衝的 通貨需要函數”(shock absorber money demand)이론이라고 부르는데, 동 가설을 뒷받침하는 보다

더 근본적인 개념이 바로 유통속도의 완충 장치로서의 기능이라고 할 수 있다. 즉, 유통속도는 通貨供給의 증가충격에 대해서는 일시 그 속도가 떨어짐으로써 충격을 잠정적으로 흡수했다가 서서히 정상속도를 회복하는 과정에서 通貨供給增加의 확장적 효과가 시차를 가지고 나타나게 된다. 완충적 통화수요함수가설이 지지된다는 사실은 바로 이러한 유통속도의 기능이 작용하고 있음을 반증하는 증거로 받아들일 수 있을 것이다.<sup>12)</sup>

이러한 시각에서 보면 단기적으로는 資金梗塞이 발생하면 오히려 유통속도는 증가하는 경향이 있는 반면, 通貨供給의 확대를 통해 資金供給이 증가하게 되면 오히려 유통속도가 하락하는 경향을 보이게 될 것이다. 그러나 이러한 단기적 현상으로서의 유통속도의 衝擊吸收機能은 本稿의 모형이 假說化하고 있는 金融梗塞을 수반하는 유통속도하락현상과는 서로 상충되는 것처럼 보일 수도 있다. 그러나 前者의 충격흡수기능에 대한 가설은 通貨供給衝擊의 효과에 대한 가설인 반면, 本稿의 모형은 반대로 通貨需

要衝擊을 假說化하고 있기 때문에 서로 상충된다기보다는 서로 다른 측면을 강조한다고 보아야 할 것이다. 따라서 式 (7)의 모형을 추정함에 있어서는, 이와 같이 유통속도가 通貨需要側面의 행태를 반영할 뿐만 아니라 통화공급에 의해서도 영향을 받는 점을 감안하기 위해 通貨供給衝擊(innovation)變數를 설명변수로 사용함으로써 通貨供給에 따른 유통속도변화효과를 통제하여야 할 것이다.<sup>13)</sup> 다음의 式 (11)이 유통속도변화에서 通貨供給衝擊效果를 제거하기 위한 추정식이다.

한편 預金回轉率도 유통속도와 마찬가지로 金融市場에 대한 공급충격을 단기적으로 그리고 잠정적으로 흡수하는 기능을 하는 것으로 알려지고 있다. 즉 中央銀行의 緊縮政策에 의해 자금시장에 초과수요가 발생하게 될 경우, 일반적으로 예금회전율이 증가함으로써 단기적으로 이러한 충격을 일부 완화시켜 주는 기능을 하게 된다. 통계적으로 예금회전율은 일정기간에 있어서의 특정 예금의 總支給額을 동 예금의 平均殘額으로 나누어서 얻어지는데, 만일 資金供給이 축소되어 資金市場에 초과수요압력이 나타나게 되면 상식적으로 예금의 利用率이 높아지면서 지급액은 증가하는 반면 平均殘額은 감소하는 경향이 나타나게 될 것이며, 이에 따라 예금회전율이 증가하게 될 것이다. 따라서 이러한 通貨(資金)供給衝擊에 따른 예금회전율의 변동효과를 통제하지 않고서는 정책변화 이외의 순수한 金融衝擊에 따른

12) Darby(1979)는 일찍이 유통속도의 일시적 충격흡수장치로서의 기능을 假說化하고 이를 기초로 通貨政策의 巨視經濟效果를 분석하고 있다. 특히 그의 6, 7장을 참조할 것.

13) 緩衝的 通貨需要函數模型에 대한 연구들은 대체로 통화공급충격을 감안하기 위해 기대되지 않는 通貨供給變數(unexpected money supply, 혹은 money innovation)를 통화수요함수의 설명변수로 이용하고 있다. 이에 대해서는 左承喜(1986) 참조.

예금회전율의 변동과 그에 따른 유통속도 변화효과를 분리해 내기가 어렵다 하겠다. 따라서 式 (7)에서 설명변수로 사용되는 예금회전율은 이러한 通貨供給衝擊效果를 제거한 값을 사용하여야 할 것이다. 다음의 式 (12)가 이를 위한 추정식이다.

같은 맥락에서 民間部門의 현금통화보유성향도 通貨供給衝擊으로 인해 일시적으로 장기균형에서 벗어나는 현상을 보일 가능성이 없지 않다 하겠다. 民間의 現金通貨保有性向은 궁극적으로는 통화승수를 결정하고 나아가 通貨供給量에 영향을 미치게 되지만, 현금보유성향 자체 또한 現金通貨需要行態를 반영하는 것이기 때문에 緩衝的 通貨需要函數와 마찬가지로 通貨供給衝擊에 의해 영향을 받는다고 보아야 할 것이다. 다음의 式 (13)이 현금통화비율에서 通貨供給衝擊效果를 제거하기 위한 추정식이다.

다음으로 現金通貨比率의 유통속도에 대한 효과는 이미 지적한 바와 같이 그 효과가 불분명한 면이 있지만, 현금보유성향의 증대가 유통목적이 아닌 예비적 동기나 퇴장적 목적인 경우에 있어서는 오히려 유통속도의 하락을 초래할 가능성이 높다 하겠다. 예컨대 지난 88년 10월에 90년 1월부터 金融實名制를 실시할 계획이 발표되었다가 89년 12월에 동 계획이 취소되기까지의 기간과 93년 8월 12일의 金融實名制 실시 이전인 상반기중에는 현금통화비율이 증가하는 추세가 관찰되었는데, 이들 경우에 있어 현금의 인출은 실명제 실시를 우려한 퇴장

성 인출이었을 가능성이 높다는 점에서 現金通貨比率의 증대가 유통속도의 하락을 초래했을 것으로 판단된다. 이러한 효과를 감안하기 위해 式 (7)의 추정식인 다음의 式 (14)에서는 實名制 실시예고 및 이전기간을 1로 하는 實名制더미를 현금통화비율에 곱한 새로운 변수를 추가적인 설명변수로 사용하였다.

이상의 논의를 감안한 유통속도결정모형을 우리나라의 자료를 이용해서 추정한 결과는 다음과 같다.

$$\ln V_t = -0.1121 - 0.6068 \cdot \ln \hat{M}_t \\ (-4.2697) \quad (-1.5091) \\ -0.0056 \cdot t \dots\dots\dots(11) \\ (-9.5415)$$

$$D.W. = 0.4621, \quad \bar{R}^2 = 0.7508$$

$$\ln TOR_t = 1.1181 - 2.1926 \cdot \ln \hat{M}_t \\ (11.3028) \quad (-1.4431) \\ +0.0173 \cdot t + 0.076 \cdot ED \dots\dots(12) \\ (7.7745) \quad (1.6665)$$

$$D.W. = 0.8414, \quad \bar{R}^2 = 0.697$$

$$\ln CR_t = 2.3878 + 0.5085 \cdot \ln \hat{M}_t \\ (69.9616) \quad (0.9729) \\ -0.0044 \cdot t \dots\dots\dots(13) \\ (-5.7592)$$

$$D.W. = 1.492, \quad \bar{R}^2 = 0.5207$$

$$\ln V_t = -0.2286 + 0.1356 \cdot \ln TOR_t \\ (-0.8956) \quad (3.8224) \\ -0.011 \cdot \ln CR_t \\ (-0.101) \\ -0.0142 \cdot D \cdot \ln CR_t \dots\dots\dots(14) \\ (-3.8672)$$

$$D.W. = 1.5022, \quad \bar{R}^2 = 0.4986$$

추정계수 밑의 ( ) 안의 숫자는  $t$ 값이며, 추정기간은 1986년 1/4~1993년 3/4분기이다. 식 (11), (12)와 (13)은 유통속도와 예금회전을 및 현금통화비율에서 통화공급 충격효과와 추세치를 제거하기 위한 식이며,  $\ln \hat{M}_t$ 은 通貨供給衝擊變數이다. 여기서  $V_t$ 는 이미 계절변동이 조정된 변수이며,  $TOR_t$ 와  $CR_t$ 는 계절변동이 없는 것으로 관찰되었다.<sup>14)</sup> 그리고 식 (14)는 식 (7)의 추정식으로서 계절변동, 추세치, 그리고 통화공급 충격효과를 모두 제거한 유통속도( $\ln V_t$ )를 추세치와 통화공급충격효과를 제거한 預金回轉率( $\ln TOR_t$ )과 現金通貨比率( $\ln CR_t$ )로 설명하고 있다. 식 (12)의  $ED$ 변수는 선거기간을 1로 하는 더미변수로서, 선거기간 중의 선거자금사용에 따른 金融行態의 일시적 변화를 감안하기 위한 것이다. 그런데 선거기간중에는 預金回轉率은 다소 증가하는 것으로 나타나고 있으나, 유통속도나 현금보유 및 이용성향은 큰 영향을 받지 않는 것으로 나타났다. 한편 식 (14)에서 더미변수  $D$ 는 1988년 4/4~1989년 4/4분기와 1993년 1/4~3/4분기를 1로 하는 변수로서  $D \cdot \ln CR_t$ 는 實名制를 예상한 현금보유성향의 증대효과를 감안하기 위한 변수이다.

한편 식 (11), (12)와 (13)에서 사용한

14) 사용된  $V_t$ 의 자료는 명목GNP를  $M2$ 로 나누어서 얻어지게 되는데, 사전에  $X-11$  ARI MA 모형을 이용하여  $M2$ 와 명목GNP 계열에서 계절변동효과를 제거하였다.

통화공급충격변수  $\ln \hat{M}_t$ 은 다음의 식 (15)의 예측오차를 사용하였다.

$$\begin{aligned} & (1-0.685 L^4)(1-L) \ln M_t \\ & (7.2668) \\ & = 0.0135 + (1-0.3304 L)\epsilon_t \dots \dots \dots (15) \\ & (2.823) \quad (2.4925) \end{aligned}$$

여기서  $L$ 은 lag operator, 추정계수 밑의 ( ) 안의 숫자는  $t$ 값이며, 추정기간은 1980년 2/4~1993년 3/4분기이다. 사용된 通貨量은 분기별  $M2$  平殘값이다.

이상의 추정결과를 보면, 通貨供給衝擊의 효과는 流通速度와 預金回轉率에 대해 기대했던 負의 효과를 미치기는 하지만 그 유의성이 다소 낮고, 現金通貨比率에 대해서는 正의 효과를 미치지만 그 유의성은 훨씬 더 낮다. 그러나 동 변수는 단지 정책충격의 효과를 제거하기 위한 것이기 때문에 다소 유의성이 낮다 하더라도 큰 문제는 없다 하겠다.

다음으로 식 (14)의 추정결과는 기대했던 대로 회전을 正의 유의한 효과를 미치고 있으며, 그 彈性値는 0.14 수준으로 회전을 1%의 증가(감소)가 유통속도 0.14%의 증가(감소)를 초래하는 것으로 관찰된다. 그리고 現金通貨比率은 유통속도에 유의한 효과를 미치지 못하는 것으로 관찰되고 있어 현금과 예금간의 통화구성상의 변화만에 의해서는 유통속도가 크게 영향을 받지 않는 것으로 판단된다. 그러나 實名制 예고 및 실시전 기간에 있어서의 現金通貨



비율의 증가는 기대한 대로 유통속도를 낮추는 것으로 관찰되고 있다. 따라서 다음의 사례분석에서는 설명제 관련기간에 있어서의 現金通貨比率의 증가는 유통속도감소효과를 초래하는 퇴장성 보유의 증가로 상정하기로 하겠다. 마지막으로 식 (14)의  $\bar{R}^2$ 가 다소 낮기는 하지만 사용변수들이 추세치, 계절변동, 그리고 通貨供給衝擊을 모두 제

거한 변수들이라는 점에서 그렇게 큰 문제는 없다 할 것이다.<sup>15)</sup>

## 2. 通貨乘數衝擊의 推定

金融衝擊이 通貨供給에 미치는 영향은 이미 지적한 바와 같이 주로 현금통화보유성향의 변동이나 은행의 지급준비보유성향의 변동을 통해서 나타나게 된다. 그런데 은행의 支給準備保有量은 주로 법정지급준비율에 의해서 영향을 받게 되며, 특히 우리나라와 같이 金利規制下에서 超過資金需要가 상존하는 경우는 은행이 법정지준을 충족하기도 어렵기 때문에 超過支準이 미미한 수준을 보이고 있어 法定支準率이 절대적인 은행지급준비성향의 결정요인으로 작용하게 된다. 따라서 정부의 통화정책변수인 法定支準率의 변동을 통한 통화승수의 변화를 제외하면, 금융충격의 통화공급에의 영향은 民間의 현금보유성향에 대한 영향을 통해 나타나게 된다.

식 (8)의 첫항인 통화승수식을 다시 쓰면 다음과 같다.

$$k = 1 / [r + CR(1 - r)] \dots \dots \dots (16)$$

여기서  $k$ 는 통화승수를 나타낸다. 이를 현금통화비율  $CR$ 의 변화에 대한  $k$ 의 탄성치 형태로 변형하면 다음과 같다.

$$d \ln k = - \left[ \frac{CR(1-r)}{r + CR(1-r)} \right] \cdot d \ln CR \dots \dots \dots (17)$$

15) 註 8)에서 언급한 바와 같이 식 (14)에서  $y$ ,  $R$  등의 거시변수가 추가적인 설명력을 가질 수도 있을 것이다. 이를 점검해 보기 위해 다음과 같은 식을 추정해 보았다.

$$\begin{aligned} \ln \bar{V}_t = & -4.259 + 0.0844 \cdot \ln \bar{TOR}_t - 0.0021 \\ & (-4.1093) (2.4412) \quad (-0.024) \\ & \cdot \ln \bar{CR}_t - 0.0144 \cdot D \cdot \ln \bar{CR}_t + 0.4338 \\ & (-4.3262) \quad (3.9831) \\ & \cdot \ln y - 0.0008 \cdot RUM \dots \dots \dots (a) \\ & (-0.5845) \end{aligned}$$

$$D.W. = 1.3907, \quad \bar{R}^2 = 0.6803$$

$$\begin{aligned} \ln \bar{V}_t = & -3.2419 + 0.0419 \cdot \ln \bar{TOR}_t + 0.0369 \\ & (-3.5047) (1.4587) \quad (0.4973) \\ & \cdot \ln \bar{CR}_t - 0.0116 \cdot D \cdot \ln \bar{CR}_t + 0.3117 \\ & (-4.5867) \quad (3.1464) \\ & \cdot \ln y + 0.0046 \cdot YCB \dots \dots \dots (b) \\ & (3.2839) \end{aligned}$$

$$D.W. = 1.9454, \quad \bar{R}^2 = 0.7736$$

기간 : 1986년 1/4 ~ 1993년 3/4분기

$\ln y$  : 계절 및 추세효과를 제거한 로그 실질GNP

$YCB$  : 3년만기 회사채수익률

$RUM$  : 사채이자율

이 결과에 의하면 거시변수들을 추가로 사용할 경우  $\ln \bar{TOR}_t$ 의 계수가 다소 낮아지는 경향이 있으며, 특히 식 (b)의 경우는 유의성도 크게 낮아지고 있다. 따라서 앞의 第II章에서 지적한 바와 같이 예금회전율과 현금통화비율 등의 구조변수와  $y$ ,  $R$  등 거시변수를 동시에 사용할 경우 모형설정의 오류(misspecification) 문제가 야기될 뿐만 아니라 예금회전율이나 현금통화비율의 변동이 갖는 독자적 정보의 추출 및 이용이 어렵게 된다고 할 수 있을 것이다.

여기서 式 (16)은 式 (10)의 마지막 항을 다시 쓴 것에 불과하다. 현금통화비율(CR)에 대한 통화승수( $k$ )의 탄성치  $\frac{CR(1-r)}{r+CR(1-r)}$ 은 금융충격 이전의 CR값과 정책변화 이전의  $r$ 값에 의해서 평가되어야 한다. 여기서  $r$ 은 은행의 실제지급준비율(=총지급준비금/총예금)을 사용했는데 실제로 法定支給準備率과 크게 다르지 않다.

### 3. 過去事例 研究

우리나라는 6·25 이후 여러 번의 金融衝擊을 경험하였는데, 크게는 1962년 6월 9일의 貨幣改革과 預金引出凍結措置, 1972년의 8·3조치, 82년 5월의 거액어음사건과 7월 3일의 實名制 도입계획 발표 및 그후 실시연기, 88년 7월의 실명제 제도입계획발표와 89년 12월의 취소, 그리고 93년 8월 12일의 實名制 실시 등을 들 수 있을 것이다. 본 연구에서는 이 중 자료가 보다 충실한 기간인 80년대의 金融衝擊을 중심으로 사례분석을 시도해 보고자 한다.

이하에서는 式 (14)에 의한 流通速度衝擊과 式 (16)에 의한 通貨乘數衝擊을 사례별로 시산한 다음 式 (10)에 의해 전체충격을 추정하고, 당시 실제로 공급된 M2의 양과 비교하여 貨幣市場에 있어서의 순초과수요압력을 산출하였는데 이들 결과는 <表 2>에 요약하였다. 이 경우 유통속도충격을 추정하기 위해 필요한 預金回轉率과 現金通貨

比率의 변동에 대한 추정치는 각각 式 (12)와 (13)을 이용하여 趨勢效果和 通貨供給衝擊效果를 제거한 자료를 기초로 하여 추정하였으며, 실제 M2 공급량변화도 1980년 2/4~1993년 3/4분기까지의 자료를 이용하여 趨勢와 季節變動效果를 제거한 M2 분기별 자료를 기초로 하여 추정하였다.

그리고 貨幣市場의 초과수요압력이 거시경제에 미치는 효과를 추정하기 위해 필요한 M2의 1% 충격의 巨視經濟效果시뮬레이션 결과는 左承喜 외(近刊)와 白雄基·吳尙勳(1993)에서 인용하였는데, 그 내용은 <表 3>에 요약하였다. 그런데 金融衝擊은 일반적으로 지속적이고 영구적인 충격이라기보다는 일시적 충격에 가깝다고 판단되기 때문에 M2 충격시뮬레이션결과도 단일충격의 경우에 대해서만 인용하였다. 그리고 <表 3>의 시뮬레이션결과를 이용하여, <表 2>에 시산된 각 사례별 超過貨幣需要壓力의 거시경제효과를 추정한 결과는 <表 4>에 요약하였다.

#### 가. 82년 巨額어음事件과 7·3措置

우선 82년 4월말경부터 서서히 드러나기 시작한 거액어음사건은 2/4분기 이후 사채시장을 마비시키는 결과를 가져왔기 때문에 金融梗塞現象을 초래하게 되었으며, 연이어 7월 3일에는 83년 1월부터 金融去來實名制를 실시한다는 발표가 있었는데, 이러한 實名制의 사전예고는 비실명예금주들의 현금퇴장을 위한 현금인출수요를 유발시킴으로

〈表 2〉 80년대 우리나라 金融衝擊規模의 推定

(단위 : %)

	유통속도충격 <sup>1)</sup>			통화 공급 충격 <sup>1)</sup>	총금융 충격	정책대응 통화 공급 <sup>2)</sup>	초과수요 압력 <sup>3)</sup>
	회전율 (A)	현금 통화 비율 <sup>4)</sup> (B)	계 (A+B)	통화승 수충격 (C)	(A+B+C)	M2 증가율 (D)	(A+B+D)
82년 7·3조치 <sup>5)</sup> (실명제 실시예고)	-2.02	-0.02	-2.04	-1.2	-3.24	5.04	3.0
탄성치	0.136	-0.014		0.76			
변화율	-14.88	1.57		1.57			
88년 (금융실명제 실시예고) <sup>6)</sup>	-1.53	-0.05	-1.58	-2.33	-3.91	0.78	-0.80
탄성치	0.136	-0.014		0.65			
변화율	-11.25	3.59		3.59			
93년 (금융실명제 실시예건) <sup>7)</sup>	-0.33	-0.11	-0.44	-4.43	-4.88	-0.17	-0.61
탄성치	0.136	-0.014		0.55			
변화율	-2.42	8.07		8.07			

註 : 1) 금융충격규모는 탄성치×변화율로 추정.

2) 정책대응 통화공급은 1980년 2/4~1993년 3/4분기까지의 자료를 이용하여 추세와 계절변동효과를 제거한 M2증가율임.

3) 양수(+)는 초과공급, 음수(-)는 초과수요.

4) 기간중의 현금통화비율의 증가는 퇴장성 현금보유 증가로 가정.

5) 82년 7·3조치의 충격규모는 82년 1/4, 2/4분기대비 82년 3/4, 4/4분기중의 변화를 가지고 추정. 회전율은 시중은행 요구불예금회전율 이용.

6) 88년 금융실명제 실시예고의 충격규모는 88년 2/4, 3/4분기대비 88년 4/4분기부터 89년 4/4분기중의 변화를 가지고 추정.

7) 93년 금융실명제 실시예건의 충격규모는 92년 3/4, 4/4분기대비 93년 1/4, 2/4분기중의 변화를 가지고 추정.

〈表 3〉 韓國經濟의 巨視模型의 M2 1% 增加時 單一衝擊 政策效果 分析例  
(단위: %)

	GNP	GNP디플레이터
연간거시모형 <sup>1)</sup>		
1년	0.189	0.018
2년	0.081	0.096
분기거시모형 <sup>2)</sup> (KDIQ92)		
1분기	0.30	0.00
2분기	0.30	0.08
3분기	0.28	0.09
4분기	0.27	0.11
5분기	0.37	0.12
6분기	0.34	0.15
7분기	0.35	0.17
8분기	0.33	0.20

資料: 1) 左承喜·黃晟鉉·李善愛(近刊).

2) 白雄基·吳尙勳(1993).

써 金融混亂現象이 야기되었던 것으로 판단된다. 그러나 이러한 혼란은 1982년 12월 31일에 金融實名去來에 관한 법률이 제정되면서 실명거래 개시날짜를 1986년 1월 1일 이후 대통령령이 정하는 날로 연기시킴으로써 일단락되었다고 볼 수 있을 것이다. 따라서 預金回轉率과 現金通貨比率에 대한 충격은 82년 상반기 대비 하반기중의 변화를 가지고 측정하였으며, 이들 변화에 따른 유통속도하락률과 통화승수하락률의 합을 貨幣市場에 대한 總金融衝擊으로 定義하였다.

〈表 2〉에 의하면 당시의 충격은 金融梗塞效果에 의해 유통속도를 2.04% 하락시키고 현금통화비율의 증가에 따른 승수하락으로 M2를 1.2% 하락시켜, 총 3.24%의 통화량

감소와 같은 충격을 초래한 것으로 시산되고 있다. 그러나 당시 M2는 통화승수의 하락을 다 보상하고서도 추가로 5.04%의 증가를 시현하여 2.04%의 유통속도하락효과를 감안해서 볼 때 실제로는 3.0%의 超過供給을 시현하였던 것으로 시산되고 있다. 이에 따르면 당시에는 金融衝擊에 의해 초래된 超過需要壓力을 충족하고도 남은 통화공급이 이루어졌으며, 이에 따라 〈表 4〉에 요약한 바와 같이 景氣活性化效果가 있었던 것으로 평가된다.

그러나 이 결과의 신뢰성에 대해서는 한 가지 유의해야 할 점이 있다. 式 (14)의 추정에는 예금은행 總예금회전율이 사용되었는데 동 자료가 1986년 이전에는 可用하지 않아 실제분석에서는 1982년 당시의 기간은 포함되지 않았다. 그래서 당시에 가용했던 시중은행 요구불예금회전율을 이용하여 시산한 예금회전율의 변동과 당시의 현금통화비율의 변동을 1986년 이후의 자료를 이용해서 추정된 모형에서 얻어진 탄성치에 적용하여 金融衝擊을 시산할 수밖에 없었다. 따라서 이 결과는 단지 개략적인 추정치로 보아야 할 것이다.

#### 나. 88년 實名制 再實施發表와 89년의 延期

1988년 10월에는 1983년 1월 1일 金融實名法の 제정과 동시에 연기되었던 金融實名制를 1990년 1월 1일부터 실시한다는 발표가 있었으나 1년여가 지난 89년 12월에는 89년중 경험했던 景氣鈍化 등의 경제적 어

〈表 4〉 80년대 우리나라의 主要 金融措置의 巨視經濟效果 시뮬레이션結果<sup>1)</sup>

(단위: %)

	82년 7·3조치 (실명제 실시예고) (M2 초과공급:3.0)		88년의 금융실명제 실시예고 (M2 초과수요:0.80)		93년 금융실명제 실시예견 (M2 초과수요:0.61)	
	GNP	GNP 디플레이터	GNP	GNP 디플레이터	GNP	GNP 디플레이터
연간거시모형						
1년	0.567	0.054	-0.149	-0.065	-0.115	-0.011
2년	0.243	0.288	-0.014	-0.077	-0.049	-0.059
분기거시모형 (KDIQ92)						
1분기	0.9	0.00	-0.24	0.000	-0.183	0.000
2분기	0.9	0.24	-0.24	-0.064	-0.183	-0.049
3분기	0.84	0.27	-0.224	-0.072	-0.171	-0.055
4분기	0.81	0.33	-0.216	-0.088	-0.165	-0.067
5분기	1.11	0.36	-0.296	-0.096	-0.226	-0.073
6분기	1.02	0.45	-0.272	-0.12	-0.207	-0.092
7분기	1.05	0.51	-0.28	-0.136	-0.214	-0.104
8분기	0.99	0.60	-0.264	-0.16	-0.201	-0.122
실 적 치 <sup>2)</sup>	1.012	-5.430	-2.377	-1.676	1.597	-2.601

註: 1) 거시경제효과는 〈表 2〉의 초과수요압력 규모추정치를 〈表 3〉의 시뮬레이션결과에 곱(乘)하여 얻어짐.

2) 실적치는 비교시점의 전년동기대비 증가율에서 기준시점의 전년동기대비 증가율을 차감한 수치임.

려움을 이유로 實名制 실시를 다시 연기하게 되었다. 따라서 실시를 예고했던 1988년 10월에서 다시 연기를 선언한 1989년 12월 사이의 기간은 1982년 7·3조치에서 1982년말까지와 같은 金融衝擊下에 있었다고 볼 수 있다. 그러나 동 기간이 1년 이상에 걸쳐 있었기 때문에 분기별 충격규모, 특히 현금퇴장을 위한 현금통화보유성향의 증대 효과는 상대적으로 작았던 것으로 관찰되고 있다. 한편 동 기간중의 예금회전율도 상당

폭 하락하고 있는데, 실명제 사전예고만으로 비실명예금계좌가 동결되거나 예금사용을 주저하게 될 이유는 없지만, 역시 사회적 분위기 등이 비실명예금주들의 資金運用에 무언의 제약이 되었을 것으로 판단된다.

이에 따라 당시의 總金融衝擊은 1.58%의 流通速度下落效果와 2.33%의 통화승수감소 효과를 합한 3.91%의 超過需要壓力을 초래한 반면, 정부의 M2 공급은 통화승수감소분을 상쇄하고도 0.78% 증가에 이르러, 결

과적으로는 0.8% 수준의 純超過需要效果가 나타나게 되었다. 이에 따르면 당시에는 通貨政策이 긴축적 효과를 야기하는 방향으로 운용되었으며, 그 결과 <表 4>에 추정된 바와 같은 景氣鈍化效果가 있었던 것으로 해석될 수 있을 것이다. 아마도 1989년에 경험한 景氣後退 또한 일부 이러한 通貨緊縮效果에 의해 야기되었다고 할 수 있다.

#### 다. 93년 8월 12일의 金融實名制 實施 以前期間

93년 2월 25일 신정부가 들어서면서부터 신정부의 개혁적 성향 때문에 조만간 實名制가 실시될 것이라는 기대가 팽배하여 사전예고가 없었음에도 불구하고, 現金保有性向이 증대하는 등 실명제 실시예고에 따른 金融混亂과 유사한 상황이 전개되었다. 이에 따라 93년 상반기중의 현금통화비율은 92년 하반기에 비해 분기평균 8% 이상 증가하였다. 한편 이 경우에는 預金回轉率이 하락해야 할 특별한 이유가 없는데도 예금회전율이 2.4% 정도 하락한 것으로 관찰되고 있는데, 이는 아마도 신정부 출범 이후의 改革 및 司正霧圍氣 속에서 거액 비실명예금주들이 다소간 심리적으로 위축되었기

때문이 아닌가 생각된다.

이에 따라 93년 上半期中에는 92년 下半期에 비해 0.44%의 유통속도하락을 경험하였으며, 여기에서  $M2$  通貨供給은 오히려 0.17% 하락하여 貨幣市場의 초과수요압력은 0.61% 증가한 것으로 나타나고 있다. 이에 의하면 93년 상반기중의 우리 경제는 「新경제 100일계획」 등의 經濟活性化措置에도 불구하고 지난해 하반기에 비해 緊縮的 通貨供給下에 놓여 있었던 것으로 평가되며, 아마도 이에 따른 景氣鈍化效果도 상반기중의 경기회복을 지연시킨 요인 중의 하나가 아닌가 사료된다.

#### 4. 93년 8월 12일의 金融實名制 導入의 巨視經濟效果

93년 8월 12일 전격 실시된 金融實名化措置는 비실명계좌의 실명확인 없는 인출을 금지하고, 순인출 3千萬원 이상의 국제청통보와 자금출처조사 가능성을 열어 놓음으로써 일종의 預金凍結과 유사한 효과를 초래하였으며,<sup>16)</sup> 實名制 실시 이전은 물론 이후에 인출된 예금이 현금형태로 보유되고 있어 여전히 現金通貨比率이 높은 수준을 유지하고 있다. 따라서 이번의 실명제 실시의 金融衝擊은 예금회전율이 저하됨으로써 생기는 資金梗塞現象과 現金通貨保有性向의 증가현상이라고 할 수 있는데 결국 金融梗塞과 金融混亂의 양면을 다 가지고 있다 할 것이다. 따라서 金融實名制 도입의 경제적

16) 9월 24일에는 국제청에 통보된 예금관련 정보를 과세목적으로 사용치 않을 것임을 밝히고, 實名低利長期債券의 구입시 자금출처조사를 면제하는 등의 實名制의 後續補完措置가 발표되었으나, 기본적으로 실명확인 없는 預金引出禁止規定이 적용되는 한에는 預金凍結措置와 유사한 결과를 초래하게 된다.

효과를 예측하기 위해서는 預金回轉率의 하락 정도와 현금통화비율의 증가 정도를 파악하는 일이 무엇보다도 중요하다 하겠다.

金融實名制 導入에 따른 金融衝擊의 분석 대상기간은 93년 8~9월이며, 衝擊規模는 93년 1~7월대비 8~9월중의 변화를 가지고 추정하였다. 金融衝擊規模의 추정을 위해서는 우선 預金回轉率과 現金通貨比率의 변화를 추세효과와 통화공급충격효과를 제거한 자료를 이용하여 추정하여야 하는데, 비교기간이 93년 1~7월과 8~9월이기 때문에 통상적인 분기비교가 불가능하여 式 (12)와 (13)에 의한 각각의 93년 3/4분기 추정치를 그대로 이용할 수가 없다 하겠다. 따라서 여기서는 預金回轉率과 現金通貨比率 각각의 93년 1~7월대비 8~9월중의 실제변화율에서 趨勢變化와 通貨供給衝擊效果를 차감하는 방법을 이용하였다. 이 경우 추세변화에 대해서는 2期の 변화를 감안하였다. 그러나 통화공급충격의 경우는 분기 모형인 式 (15)를 이용해서 1~7월대비 8~9월의 변화를 추정할 수가 없다 하겠다. 그러므로 편의상 式 (15)에 의한 93년 3/4분기 通貨供給衝擊推定值(0.9% 수준)를 1~7월대비 8~9월중의 충격규모로 그대로 사용한 경우(case 1)와, 이러한 추정방법상의 문제와 式 (12)와 (13)에서 통화공급충격효과추정치의 有意性이 다소 낮다는 점을 감안하여 통화공급충격효과를 무시한 경우(case 2)로 나누어 분석해 보았다.

이러한 방법에 따라 式 (12)를 이용하면

예금회전율에 대한 충격은 다음과 같이 추정된다.

$$\begin{aligned} \overline{d \ln TOR}_t &= d \ln TOR_t + 2.193 \cdot d \ln \hat{M}_t \\ &\quad - 0.0173 \cdot t \\ &= -0.0789 + 2.193 \times 0.009 \\ &\quad - 0.0173 \times 2 \\ &= -0.0933 : \text{case 1} \\ &= -0.0789 - 0.0173 \times 2 \\ &= -0.113 : \text{case 2} \\ &\quad \dots\dots\dots(12') \end{aligned}$$

한편 현금통화비율에 대한 충격은 式 (13)을 이용하면 다음과 같이 추정된다.

$$\begin{aligned} \overline{d \ln CR}_t &= d \ln CR_t - 0.5085 \cdot d \ln \hat{M}_t \\ &\quad + 0.0044 \cdot t \\ &= 0.1086 - 0.5085 \times 0.009 \\ &\quad + 0.0044 \times 2 \\ &= 0.1128 : \text{case 1} \\ &= 0.1086 + 0.0044 \times 2 \\ &= 0.1174 : \text{case 2} \\ &\quad \dots\dots\dots(13') \end{aligned}$$

이들 추정치와 式 (14)를 이용하여 추정한 93년 1~7월대비 8~9월중의 유통속도 충격추정치는 <表 5>에 요약하였는데 實名制로 인한 유통속도하락률은 case 1의 경우는 -1.38%, case 2의 경우 -1.66%에 이르는 것으로 추정되었다. 그리고 모든 경우 式 (14)에서 現金通貨比率의 효과를 감안함에 있어서 현금통화비율의 증대는 거래용보다는 퇴장성향이 큰 것으로 상정하였다.

〈表 5〉 8월 12일 導入된 金融實名制의 金融衝擊規模 推定

(단위 : %)

	유통속도충격 <sup>1)</sup>			통화 공급 충격 <sup>1)</sup>	총금융 충격	정책대응 통화 공급	초과수요 압력 <sup>2)</sup>
	회전율 (A)	현금 통화 비율 <sup>3)</sup> (B)	계 (A+B)	통화승 수충격 (C)	(A+B+C)	M2 증가율 <sup>4)</sup> (D)	(A+B+D)
case 1 <sup>5)</sup>	-1.27	-0.11	-1.38	-6.20	-7.58	1.97	0.59
탄성치 변화율	0.136 -9.33	-0.014 11.28		0.55 11.57			
case 2 <sup>6)</sup>	-1.54	-0.02	-1.66	-6.46	-8.12	1.97	0.31
탄성치 변화율	0.136 -11.3	-0.014 11.74		0.55 11.74			

註 : 1) 금융충격규모는 탄성치×변화율로 추정.

2) 양수(+)이면 초과공급을 나타냄.

3) 현금통화비율의 증가는 퇴장성 현금보유증가로 가정.

4) M2 증가율은 1986년 1월~1993년 9월까지의 자료를 이용하여 추세 및 계절변동효과를 제거한 M2 월별자료의 93년 1~7월대비 8~9월의 증가율임.

5) case 1은 통화공급충격 및 추세효과를 제거한 예금회전율 및 현금통화비율의 변화율을 사용.

· 예금회전율에 대한 충격=예금회전율의 93년 1~7월대비 8~9월중 실제변화율(-0.0789)+통화공급충격탄성치(2.193) × 93년 3/4분기중 통화공급충격(0.009) - 추세탄성치(0.0173) × 분기(2) = -0.0933(式 12')의 case 1 참조).

· 현금통화비율에 대한 충격 = 현금통화비율의 93년 1~7월대비 8~9월중 실제변화율(0.1086) - 통화공급충격탄성치(0.5085) × 93년 3/4분기중 통화공급충격(0.009) + 추세탄성치(0.0044) × 분기(2)=0.1128(式 13')의 case 1 참조).

6) case 2는 통화공급충격을 무시하고 추세효과만을 제거한 예금회전율 및 현금통화비율의 변화율을 사용.

· 예금회전율에 대한 충격 = 예금회전율의 93년 1~7월대비 8~9월중 실제변화율(-0.0789) - 추세탄성치(0.0173) × 분기(2) = 0.113(式 12')의 case 2 참조)

· 현금통화비율에 대한 충격 = 현금통화비율의 93년 1~7월대비 8~9월중 실제변화율(0.1086) + 추세탄성치(0.0044) × 분기(2) = 0.1174(式 13')의 case 2 참조).

한편 통화공급충격규모는 case 1의 경우 현금통화비율이 11.28% 증가함으로써 6.2%의 M2 통화량 감소효과를, case 2의 경우는 현금통화비율이 11.74% 증가함으로써 6.46%의 M2 통화량감소효과를 초래했던 것으로 추정된다.

이에 따라 총금융충격규모는 case 1의 경우 7.58%, case 2의 경우 8.12%의 M2 공급감소효과가 있었던 것으로 추정된다. 그러나 실제 M2 통화공급은 93년 1~7월대비 8~9월중 6%대의 통화공급충격을 중화시키고도 추가로 1.97% 증가함으로써, 여



〈表 6〉 8월 12일 導入된 金融實名制의 巨視經濟效果 推定

(단위 : %)

	case 1		case 2	
	M2 초과공급:0.59		M2 초과공급:0.31	
	GNP	GNP 디플레이터	GNP	GNP 디플레이터
연간거시모형				
1년	0.112	0.011	0.059	0.006
2년	0.048	0.057	0.025	0.030
분기거시모형 (KDIQ92)				
1분기	0.117	0.000	0.093	0.000
2분기	0.117	0.047	0.093	0.025
3분기	0.165	0.053	0.087	0.028
4분기	0.159	0.065	0.084	0.034
5분기	0.218	0.071	0.115	0.037
6분기	0.201	0.089	0.105	0.047
7분기	0.207	0.100	0.109	0.053
8분기	0.195	0.118	0.102	0.062

註 : 거시경제효과는 〈表 5〉의 초과수요압력 규모추정치를 〈表 3〉의 시뮬레이션결과에 곱(乘)하여 얻어짐.

기에다 유통속도충격규모를 감안해서 볼 때 case 1의 경우는 0.59%, case 2의 경우는 0.31%에 이르는 유동성 초과공급이 이루어진 것으로 추정된다. 여기서 실제 M2 공급량은 1986년 1월~1993년 9월까지의 자료를 이용하여 추세 및 계절변동효과를 제거한 M2 월별자료를 이용해서 추정하였다.

한편 이상의 case별 금융충격규모추정치를 기초로 한 巨視經濟效果는 〈表 6〉에 요약하였다.

이상의 결과에 의하면, 8·12金融實名制는 7~8% 수준의 M2 감소효과에 해당하는 높은 금융충격을 초래했음에도 불구하고,

통화당국의 신속적인 통화공급대응으로 실제로는 0.3~0.6% 수준의 초과유동성을 공급한 것으로 추정된다. 이러한 신속적 通貨供給對應은 일부 物價不安要因으로 작용할 우려도 없지는 않지만, 당시 實名制와 관련하여 제기되었던 中小企業의 연쇄도산가능성 등과 같은 여러가지 불확실성을 감안할 때 다소 여유있는 대응이 불가피했다는 점에서 적절한 정책대응이었던 것으로 평가된다.

## V. 要約 및 結論

本稿는 다양한 형태의 金融衝擊의 巨視經濟效果를 분석하기 위해, 모든 金融衝擊을 통화의 구성요소인 예금과 현금의 교환의 媒介手段으로서의 기능과 그 상대적 규모를 급격하게 큰 폭으로 변화시키는 현상으로 이해하고, 동 충격을 流通速度衝擊과 通貨乘數衝擊으로 분리하여 그 규모를 예측할 수 있는 일반적인 모형을 개발하였다. 그리고 동 모형을 우리나라의 자료를 이용하여 추정하고 이 결과를 이용하여 80년대 우리나라의 金融衝擊事例와 93년 8월 12일에 전격 실시된 金融實名制의 巨視經濟效果를 추정하였다.

本稿의 분석모형은 유통속도를 통상적인 通貨需要函數模型과는 달리 은행의 預金回轉率과 現金通貨保有性向에 의해 설명함으로써 金融衝擊이 이들 행태변수에 미치는 충격을 통해 유통속도충격을 추정하고, 통화승수는 전통적인 모형들과 같이 현금통화 보유성향과 지급준비보유성향에 의해 설명하였다. 따라서 本稿의 분석과 관련해서 무엇보다도 중요한 변수는 銀行預金回轉率과 現金通貨比率이라고 할 수 있으며, 金融衝擊效果의 분석은 결국 이들 변수에 대한 충격규모를 추정하는 작업으로 압축되게 된다.

그리고 편의상 예금회전율을 급격히 저하시키는 金融衝擊을 金融梗塞, 현금통화비율을 급격히 상승시키는 충격을 金融混亂이라고 정의하였다.

우리나라 자료를 이용한 실증분석결과는 대체로 이론적 분석모형을 지지하고 있는 것으로 나타나고 있는데, 銀行預金回轉率은  $M2$  流通速度에 유의하게 탄성치 0.14 수준의 正의 효과를 미치는 것으로 추정된 반면, 現金通貨의 예금통화에 대한 상대적 比率의 효과는 그 유의성이 너무 낮은 것으로 추정되었다.

이 결과를 이용한 우리나라 金融衝擊의 사례분석결과(表 2 참조)에 의하면, 82년 거액어음사기사건과 7·3조치에 의한 實名制 豫告措置는  $M2$ 를 3% 이상 감소시키는 효과를 초래하였으나, 이에 대한 정부의 통화공급대응으로 실제로는 3.0% 수준의  $M2$ 가 초과공급된 것으로 추정되었다. 그리고 1988년의 金融實名制 실시예고와 1993년 8월 12일의 금융실명제 실시예건으로  $M2$ 가 각각 3.91% 및 4.88% 감소되는 효과가 초래되었으며, 이에 대한 정부대응에도 불구하고 실제로 각각 0.8% 및 0.61% 수준의  $M2$ 가 과소공급된 것으로 추정되었다. 아마도 1989년의 景氣鈍化와 1993년 상반기의 景氣回復勢 둔화도 일부 이러한 通貨緊縮效果가 반영된 결과가 아닌가 사료된다.

다음으로 93년 8월 12일의 금융실명제의 전격실시는 金融梗塞現象은 물론 金融實名制 예상에 따른 現金保有性向의 증가현상이

지속됨에 따른 金融混亂現象을 모두 초래했던 것으로 관찰된다. 추정결과에 의하면 實名制에 따른 通貨충격은 대체로 7~8%의  $M2$  통화량감소에 해당하는 것으로 나타나지만, 실제로는 通貨當局의 신축적 통화공급으로 0.3~0.6% 정도의  $M2$  초과공급이 이루어진 것으로 추정된다. 최근 특히 93년 3/4분기중 경제의 회복속도가 빨라지고 있는 것으로 관찰되고 있는데, 여기에는 이러한 實名制 導入에 따른 적절한 정책대응의 영향도 없지 않을 것으로 판단된다.

이하에서는 本稿의 분석과 관련된 몇가지 중요한 이슈와 금융충격에 대한 일반적 政策對應方向에 대해서 논의함으로써 결론에 대신하기로 하겠다.

우선 貨幣市場의 초과수요압력으로 측정된 최초의 금융충격의 크기와 최종적으로 나타나는 巨視經濟效果, 즉 名目所得變動率이 서로 다르다는 점이 강조되어야 할 것이다.  $MV \equiv Py$ 라는 항등식에 의하면  $MV$ 에 대한 충격은 그대로  $Py$ 로 전파될 것으로 오해하기 쉬우나, 사실은 거시변수인  $P, y$ 가 충격에 의해 변함에 따라 유통속도  $V$ 가 내생적으로 변함으로써 최초의 충격을 일부 흡수하는 기능을 수행하기 때문에 최초의  $MV$ 에 대한 충격보다 최종균형하의 名目所得( $Py$ )의 변화는 작아지는 경향이 있다. 예컨대 金融衝擊에 의해 유통속도가 하락하는 경우 이는 소득을 감소시키고 금리를 인상시키는 효과를 초래하게 되는데, 이에 따라 流通速度(通貨需要)가 내생적으로 다시 증

가(감소)하게 됨으로써 최초의 충격을 일부 흡수하게 된다. 따라서 최종균형에서 나타나는  $MV$ 나  $Py$ 의 변화는 최초의  $MV$ 에 대한 충격보다 작아지게 된다. 역으로 외생적으로 유통속도를 증가시키는 충격이 있을 경우에도 마찬가지로 名目所得에 대한 陽의 충격에 따라 유통속도가 내생적으로 감소함으로써 충격을 완화시키게 되기 때문에 역시  $MV$ 나  $Py$ 의 균형에서의 변화는 최초의 충격보다 작아지게 된다.

다음으로 本稿에서의 실증분석은 금융충격을 일시적 충격으로 파악해서 분석했지만, 93년 8월 12일 도입된 金融實名制의 경우는 궁극적으로 비실명예금계좌를 이용한 私債市場의 활동을 크게 위축시킬 것으로 기대되기 때문에 私金融活動을 公金融圈에서 효과적으로 흡수하지 못할 경우 유통속도의 영구적인 하락도 가능할 것으로 판단된다. 왜냐하면 私債市場을 뒷받침하던 비실명예금의 회전율이 여타 예금의 회전율보다 높을 것으로 기대되기 때문에 사채시장이 공공금융권보다는 資金仲介機能面에서 보다 효율적인데, 이러한 사채시장을 공공금융권이 효과적으로 대체하지 못할 경우 예금통화의 유통속도가 영구적으로 하락하게 되는 효과를 초래할 것이기 때문이다. 그러나 실증분석(式 (11)과 式 (12) 참조)을 통해 보인 바와 같이 유통속도나 예금회전율은 경제가 金融衝擊에 의해 긴축적 국면에 있을 때는 완충장치와 같이 오히려 증가함으로써 일시적으로 충격을 흡수하는 역할을 하기도 하

기 때문에 이러한 측면을 감안해야 할 것이다. 따라서 현재 경험하고 있는 유통속도하락이 그대로 영구화되기보다는 일부는 이러한 완충기능에 따라 회복되기도 하고, 일부는 公金融圈의 資金仲介機能 效率化에 따라 회복될 것으로 보이나, 金融實名制에 따른 예금이용성향의 저해요인이 획기적으로 제거되지 않는 한 당분간 완전한 회복은 어려울 것으로 판단된다.

한편 現金通貨比率의 경우도 지금까지 非實名預金으로 중개되던 私金融活動이 위축되기는 하겠지만 어느 경제에나 어느 정도의 私金融需要는 있기 마련이며, 이들 거래가 이제부터는 현금에 의해서 중개되어야

17) 이는 반드시 옳은 주장은 아닐지도 모른다. 충격의 성격과 크기에 대한 인지가 용이하다고 해서 정책이 반드시 적절히 처방될 것으로 기대할 수는 없기 때문이다. 예컨대 Friedman and Schwartz(1963)는 1930년대 美國의 大恐慌은 증권시장의 폭락과 銀行預金引出事態에 따른 금융충격이 通貨供給量을 감소시키는 효과, 즉 통화승수의 큰 폭의 하락을 초래했음에도 불구하고 미국 中央銀行(FRB)이 적절히 대응하지 못하여 1929~33년간 M1이 27%, M2가 33% 하락함으로써 야기되었다고 보고 있다. 당시 자료를 보면 1929~33년간 M2 중 예금/현금 비율은 53.6% 감소하고, M2 預金/支準 비율은 36.9% 감소하여 M2 통화승수가 42.1% 감소했는데도 중앙은행의 本源通貨供給은 15.5% 증가에 그쳐 결과적으로 M2를 33%까지 하락하도록 방치한 것으로 관찰되고 있다. 물론 이러한 Friedman and Schwartz의 화폐적 충격에 의한 대공황 발생설에 대하여 외생적 支出需要(autonomous spending) 감소에 의한 공황발생설을 주창하는 학자도 없지 않다. 後者에 대해서는 Temin(1976)을 참조.

하기 때문에 그만큼 民間의 現金通貨保有比率이 영구적으로 증가하게 될 것이다.

마지막으로 金融衝擊에 대한 정책대응과 관련해서는, 우선 金融衝擊은 貨幣市場에 대한 超過需要壓力을 통해 영향을 미치게 되기 때문에 무엇보다도 通貨供給을 적절히 조절함으로써 초과수요압력을 완화시켜 나가는 것이 필수적이라 할 것이다. 그런데 M2 승수에 대한 충격은 쉽게 인지될 수 있기 때문에 쉽게 대응할 수 있을 뿐만 아니라,<sup>17)</sup> 우리나라와 같이 M2 목표관리정책을 쓰는 경우에는 기준율의 조절을 통해 승수 자체를 변화시키거나 아니면 本源通貨를 조절함으로써 M2 목표가 제대로 관리되는 한 쉽게 대응할 수 있는 이점이 있다.

그러나 유통속도하락은 쉽게 인지되지 않기 때문에 대응에 어려움이 따르게 되는데, 이 경우는 충격이 가라앉을 때까지는 통화 목표관리보다 금리지표를 정책지침으로 하여 金利安定政策을 취하는 것이 현실적인 대안이 될 수 있을 것이다. 왜냐하면 유통속도의 하락으로 M2지표의 질이 변했기 때문에 기존의 通貨供給目標을 지킨다는 것이 오히려 경제에 부담이 될 뿐 아니라, 경제내의 금리의 움직임은 궁극적으로 有效通貨量(M·V)의 움직임에 의해 영향을 받게 되므로 결과적으로 유통속도의 변화를 반영하게 될 것이기 때문이다.

그리고 金融梗塞이든 金融混亂이든 금융충격을 큰 무리 없이 소화해 내기 위해서는 금리의 價格機能이 제대로 작동되어야만 한

다. 따라서 8·12金融實名制 충격을 완화하기 위해서는 물론 앞으로 발생할지도 모를 金融衝擊에 대비해서도 하루빨리 金利自由化를 실시해야 할 것으로 판단된다. 특히 金利自由化는 金融仲介機能을 活性化시킴으로써 유통속도를 높이는 역할을 하기 때문에 金融梗塞現象과 그에 따른 市場金利의 상승압력을 완화시키는 데 기여하게 될 것으로 판단된다.

특히 8·12金融實名制에 대응한 通貨金融政策方向과 관련해서는 단기적으로는 通貨供給을 확대하는 것이 무엇보다도 중요하지만, 實名制衝擊에 따른 유통속도 및 통화승수의 영구적 혹은 중장기적 하락가능성을 감안할 때 그만큼의 중장기적인 通貨供給目標의 상향조정도 불가피할 것으로 판단된다. 그러나 이와 같이 實名制에 따른 단기

적인 충격과 중장기적인 구조적 변화에 대해서는 신속적인 通貨供給을 통해 적극적으로 대응하여야 하겠지만, 實名制가 정착되고 資金梗塞現象이 완화되는 추세에 따라 점차 通貨供給을 적정수준으로 정상화시켜나가는 것이 物價安定을 위해 무엇보다도 중요하다 할 것이다. 그리고 金利自由化를 통한 金融梗塞現象의 완화와 金利政策의 活性化를 도모하는 외에도 公金融圈이 私金融市場을 효과적으로 그리고 효율적으로 대체할 수 있는 방안을 강구하는 것이 유통속도의 영구적인 하락을 최소화하고, 과거 私金融에 의존하던 零細中小企業들이 계속적으로 金融惠澤을 받을 수 있도록 함으로써 實名制에 따른 實物經濟의 위축가능성을 최소화하는 길이 될 것이다.

## ▷ 參 考 文 獻 ◁

白雄基·吳尙勳, 「韓國의 巨視經濟 分期模型:KDIQ92」, 『韓國開發研究』, 第15卷 第1號, 1993 봄.

左承喜, 「通貨供給衝擊과 短期通貨需要: 緩衝的 通貨需要函數에 대한 分析」, 『韓國開發研究』, 第8卷 第3號, 1986 가을.

——, 「꺾기」의 經濟學과 通貨量 效果分析」, 『韓國開發研究』, 第14卷 第1號, 1992 봄.

左承喜·黃晟鉉·李善愛, 「韓國經濟의 年間巨視模型과 政策效果分析」, 『韓國開發研究』, 近刊.

Carr, Jack and Michael R. Darby, "The Role of Money Supply Shocks in the Short-Run Demand for Money," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 8, 1981, pp.183~199.

Darby, Michael R., *Intermediate Mac-*

*roeconomics*, McGraw-Hill Kogakusha, Ltd., 1979.

Friedman, Milton and Anna Jacobson Schwartz, *A Monetary History of the United States, 1867~1960*, Princeton

*University Press, 1963.*

*Temin, Peter, Did Monetary Forces Cause the Great Depression?* W. W. Norton & Company, 1976.