

# 通貨의 實質產出量 및 인플레이션과의 關係

朴 東 淳

## 〈目 次〉

- I. 序 論
- II. 通貨와 實物經濟間的 關係에  
대한 既存의 研究
- III. 通貨乘數와 實質產出量 및  
本源通貨와 인플레이션간의 關係
- IV. 實證分析
- V. 要約 및 結論  
參考文獻

## I. 서 론

通貨가 實質產出量에 影響을 미치는 가의 여부는 특히 정책당국자들의 입장에서 매우 관심있는 문제이다. 중앙은행은 本源通貨 또는 支給準備金の 조절을 통해서 通貨를 관리할 수 있는데 만약 通貨가 實質產出量에 影響을 미친다면 중앙은행은 通貨를 조절함으로써 實質產出量에 影響을 줄 수 있을 것이고, 반대로 통화공급이 實質產出量에 전혀 影響을 주지 못한다면 경기 부양을 위한 통화공급정책은 단지 인플레이션만을 야기시키게 될 것이기 때문이다.

실제로 대부분의 巨視經濟理論도 通貨의 움직임이 實質產出量の 움직임에 선행하고, 이들 사이에 밀접한 관계가 있음을 밝힘에 따라 通貨가 實質產出量에 미치는 影響에 대한 실증분석이 광범위하게 이루어져 왔다. 通貨가 實

\* 한국은행 국제부 조사역. 본고는 한국은행의 공식 견해와는 무관하다. 유익한 논평을 해주신 유병삼 교수님과 익명의 심사위원께 감사드린다.

實產出量과 안정적이고 밀접한 관계를 유지하기 위해서는 통화수요함수가 안정적이어야 한다. 그러나 금리자유화의 진전, 통화에 분류되지 않는 새로운 금융상품의 출현 및 통화정책의 변화 등에 기인하여 통화수요 함수가 불안정해짐에 따라 通貨의 實物經濟에 대한 예측능력이 저하될 가능성이 커졌다. 최근의 연구에서는 利率이 실물경제의 활동에 관한 유용한 정보를 보유하고 있기 때문에 通貨에 비해 實質產出量과 보다 밀접한 관계를 보인 것으로 나타나고 있기도 하다.

한편 通貨와 實質產出量은 밀접한 관계에 있는 반면에 本源通貨는 實質產出量과의 관계가 유의하지 않다는 이론 및 실증분석이 이루어지게 됨에 따라 通貨中心의 通貨政策의 유용성 여부에 대한 의문이 제기되었다. 通貨는 內部通貨로서의 派生通貨와 外部通貨로서의 本源通貨로 구성되어 있는데 이들은 거래기능에 있어서는 동일하지만 그 형성배경 및 성격이 相異하기 때문에 實質產出量과의 관계가 달리 나타난다. 즉 파생통화는 주로 투자수요에 의해 형성됨에 따라 實質產出量과 상관관계에 있는 반면에 本源通貨는 중앙은행의 의사결정에 의존함에 따라 實質產出量과 직접적인 관계가 없다. 이러한 사실로부터 중앙은행이 인위적으로 경기를 부양하기 위해 本源通貨를 통해 通貨를 증가시키는 경우 實質產出量은 거의 변하지 않는 가운데 인플레이션만 상승할 위험성이 있게 된다는 점이 지적될 수 있게 된다.

本稿의 목적은 實物衝擊이 實質產出量에, 그리고 通貨乘數의 변동을 통해 총통화에 함께 영향을 미치는데, 總通貨가 먼저 반응하고 實質產出量이 나중에 반응함에 따라 總通貨는 장래의 實質產出量과 因果關係가 아닌 相關關係에 있음을 밝히고자 하는데 있다. 이와 함께 실증분석에서는 總通貨를 本源通貨와 通貨乘數로 구분하여 각각의 實質產出量과 인플레이션과의 관계에 대해서 分散分解 方法을 이용하여 本源通貨는 인플레이션과, 通貨乘數는 實質產出量과 상대적으로 보다 밀접한 관계에 있어서 실물경제에 대한 총통화의 두 결정요인의 역할이 상이하게 나타나는 가의 여부를 살펴보고자 한다.

## II. 通貨와 實物經濟間의 關係에 대한 既存의 研究

금융당국이 채택하는 通貨政策의 중간목표변수로서의 通貨는 實物經濟와 밀접히 관련되어 있고, 通貨의 움직임이 實物經濟의 움직임에 선행한다는

견해에 따라 通貨가 實物經濟에 미치는 영향에 대한 효과분석이 광범위하게 이루어져 왔으며, 대부분의 거시경제이론은 通貨가 장래의 實物經濟와 관련되어 있음을 밝힌 바 있다. 通貨와 實質產出量の 관계를 체계화한 사람은 Friedman과 Schwartz(1963)이며<sup>1)</sup> 그 이후에 이루어진 通貨와 實質產出量간의 관계에 대한 實證分析結果들을 보면<sup>2)</sup>, 먼저 Stock과 Watson(1989a)은 이자율이 포함된 네 변수 VAR모형을 통하여 通貨가 實物을 잘 설명할 수 있음을 주장하였으며, Christiano와 Ljungqvist(1988)는 産業生産指數를 이용하여 유사한 결론을 내린 바 있다. 그리고 Becketti와 Morris(1992)는 美 聯準의 통화공급정책의 변화시기를 제외한 기간에 대한 實證分析에서 通貨가 장래의 實質產出量에 관한 유용한 정보를 제공함을 보였다. 위 주장들에 의하면 만약 通貨가 外生的으로 결정되는 경우에는 實物經濟의 조정에 通貨를 사용할 수 있다는 결론이 도출될 수 있을 것이다.

그런데 通貨와 實質產出量간의 관계가 安定的이고 體系的이어서 두 변수간의 관계가 밀접하기 위해서는 通貨需要函數가 안정적이어야 한다. 그러나 金融市場與件의 變化로 인한 통화수요의 구조변화에 따라 實物經濟에 대한 通貨의 예측력이 저하될 수 있다. 즉 通貨需要는 예금금리의 자유화 및 通貨에 포함되지 않는 새로운 금융상품의 출현에 의해 영향을 받게 되며 각각의 경우 그 효과는 달리 나타난다.

먼저 금융자유화가 진전되어 예금금리에 대한 규제가 완화되었을 경우, 예금금리는 시장금리와 일정한 차이를 두고 수요와 공급에 따라 보다 자유

1) Friedman과 Schwartz(1963)는 通貨와 經濟活動간의 關係는 통화변동의 발생원인이 通貨供給인지 또는 通貨需要인지에 따라 달리 나타남을 주장하였다. 예를 들어 通貨需要의 증가와 通貨供給의 증가는 利率을 통하여 實物經濟에 각각 否定的 또는 肯定的 效果를 미친다. 1970년대 후반에 이르러서는 실물에 영향을 미치는 것이 예상된 통화인가 또는 예상치 못한 통화인가에 대한 논쟁이 있었다. Barro(1977, 1978)는 예상치 못한 통화가 실물에 영향을 미친다고 주장한 반면에, Gordon(1982)과 Mishkin(1982)은 그 반대의 주장을 했다.

2) 통화와 GNP간의 관계에 대한 실증분석결과는 다른 추정기간, 추정모형에 이자율변수의 포함여부 및 어떤 이자율변수를 쓰느냐의 선택, 그리고 실질이자율(Litterman과 Weiss(1985), Manchester(1989)) 또는 명목이자율의 사용(Sims(1980)), 月別, 分期別, 또는 年間 데이터, 水準變數 또는 差分變數의 사용 그리고 DS모형 또는 TS모형에 의한 데이터의 수정 등에 따라 달리 나타날 수 있다.

롭게 움직이게 된다.<sup>3)</sup> 그래서 시장금리의 변화에 따른 예금의 변화는 예금금리에 대한 규제가 철폐된 후에 상대적으로 작아지며 결국 通貨需要는 시장이자율에 非彈力的이 된다.

한편 通貨에 포함되지 않는 새로운 금융상품의 출현은 그 반대의 효과를 보이는데<sup>4)</sup>, 예를 들어 시장이자율과 유사하게 움직이는 새로운 非通貨金融商品이 개발되었을 경우를 보면 다음과 같다. 시장이자율이 상승할 때 시중 자금은 通貨에 계상되는 기존의 예금으로부터 높은 이자율을 보장하면서 通貨에 계상되지 않는 새로운 非通貨金融商品으로 이동하게 된다. 즉 새로운 非通貨金融商品이 출현하게 되면 通貨需要의 利子率 彈力性이 증가한다.

이와같이 예금금리에 대한 규제의 철폐와 새로운 非通貨金融商品의 개발은 通貨需要에 상반된 영향을 미치는데 현실적으로 예금금리에 대한 규제의 철폐와 非通貨金融商品의 출현은 동시에 나타날 수 있어 이들이 通貨需要에 미치는 종합적인 영향은 一律의일 수 없으므로 通貨需要가 불안정하게 되고 通貨와 實質產出量間의 관계도 또한 불안정하게 된다.

최근 들어 通貨와 實質產出量間의 불안정한 관계는 많은 학자들에 의해 지적되었는데 이들에 의하면 위에서 본 바와 같은 금융시장의 여건변화로 인하여 通貨가 實物經濟에 대한 豫測能力을 상실하여 더 이상 장래 實物經濟의 활동에 대한 유용한 정보를 제공하지 못한다고 주장하였다. VAR 모형을 이용한 實證分析에서 Sims(1980) 그리고 Litterman과 Weiss(1985)는 名目利子率이 장래의 실물경제활동에 관한 유용한 정보를 갖고 있기 때문에

3) 황중철(1993)이 정리한 바에 의하면 우리 나라의 경우에 金利自由化는 1980년대 중반부터 본격화되었다고 볼 수 있다. 구체적으로 1984년 11월 콜시장금리, 無保證會社債 발행금리가 자유화되었으며 1986년 3월에는 CD발행 및 대출금리, 保證付會社債 발행금리, 금융채 발행금리 등이 자유화되었다. 그리고 1988년 12월 금융기관의 대출금리 중 재정자금을 제외한 모든 대출금리와 만기 2년 이상의 정기예금금리가 자유화되었고 시장성 금융상품 및 실적배당금융상품의 금리도 자유화되었으나, 그 후 물가불안, 부동산가격 상승 및 급격한 금리변동 등 국내 경제여건의 변화로 금리안정의 필요성이 커짐에 따라 금리자유화는 큰 진전을 보지 못하였다.

4) 우리나라의 신금융상품의 도입은 80년대 이후에 집중되었는데, M2에 포함되지 않으면서 이자율이 규제되는 신상품은 CMA(84.4), BMF(87.9), 기업금전신탁(87.9), RP매매(82.9), 가계금전신탁(85.3), 노후생활연금신탁(87.1), 근로자주식저축(92.6) 등이 있으며 이자율이 자유로운 신상품으로는 양도성 예금증서(84.6), 상업어음 일반매출(82), 거액 RP매매(88), 거액상업어음 일반매출(91) 등이 있다. 자세한 내용을 위해서는 이광주(1993)를 참조.

實物經濟의 예측능력이 通貨에 비해 우월하다는 사실을 밝혔으며,<sup>5)</sup> Bernanke와 Blinder(1992)는 통화정책수단이 通貨에서 이자율로 변경됨에 따라 美 聯邦銀行金利(Federal Funds Rate)가 기타 이자율을 포함한 다른 어떤 금융변수보다 實物經濟에 큰 영향을 미침을 밝혔다.<sup>6)</sup> Stock과 Watson(1989b), Bernanke(1990) 그리고 Friedman과 Kuttner(1992)는 實物經濟를 가장 잘 설명하는 금융변수로 6개월 Commercial Paper와 Treasury Bill 간의 收益率差異를 제시하였다.<sup>7)</sup> 그리고 Konishi, Ramey와 Granger(1993)는 誤差修正模型을 이용하여 M2 유통속도가 通貨나 이자율 차이(interest spread)등 다른 금융변수들보다 산출량의 움직임을 잘 설명함을 밝혔다.

한편 實質產出量과의 관계분석에서 通貨를 이용하는 방법 이외에 일각에서는 通貨를 내부통화(inside money)와 외부통화(outside money)로 구분하여 각각의 實質產出量 및 인플레이션간의 관계를 살펴보았다. 먼저 Gurley와 Shaw(1960)는 외부통화를 정부에 대한 민간부문의 純資產으로, 내부통화를 예금과 같이 민간부문내 어느 경제주체의 자산이면서 동시에 다른 경제주체의 부채로 정의하였으며, 따라서 외부통화는 민간부문의 純富(net wealth)이므로 富의 効果(wealth effect)를 갖는 반면에 내부통화는 민간부문내에서 서로 상쇄되므로 純富가 아님을 주장하였다.

실제 운영에 있어서는 通貨의 내부통화 및 외부통화의 구분은 諸般 사정에 따라 나라마다 달리 나타나고 있는데 많은 실증분석에서 내부통화로서

- 
- 5) Sims(1980)는 이자율이 장래 경제활동에 관한 새로운 정보를 보유하고 있음을 주장하였다. 예를 들어 현재의 생산성이 주어진 가운데 장래의 생산성이 감소할 것이 예상되면 자본재 가격이 하락하고 이자율은 상승하여 추후에 경제활동이 위축될 것이다. 이렇듯이 어느 외생적인 충격에 대해서 이자율이 실물경제활동보다 먼저 반응하기 때문에 실물경제의 예측에 이자율이 유용하게 쓰여질 수 있다.
- 6) 일부 실증분석에 나타난 바와 같이 이자율이 통화보다 실물경제와 밀접한 관계를 유지하는 것은 1979년에 美 聯準의 통화정책수단이 총통화에서 이자율로 변경된데 기인할 수도 있다. McCallum(1983)에 의하면 이자율이 반응함수(reaction function)를 통해 경제상태의 움직임과 긴밀한 관계를 유지하는 경우에 이자율은 通貨總量보다 나은 하나의 통화정책지표가 될 수 있다. 이런 의미에서 美 聯邦銀行金利가 다른 금리변수보다 실물경제와 보다 밀접한 관계를 가지고 있음을 보일 수 있다. 그러나 우리 나라의 경우에 이자율은 규제금리로서 반응함수식에 따라 신축적으로 움직이지 않았다. 따라서 이자율은 통화정책의 한 지표로 고려되기 어려우며, 총통화만이 통화정책의 유일한 지표로 고려될 수 있다.
- 7) Laurent(1988)는 長期利率은 장, 단기 豫想物價上昇率을 잘 반영하는 대신 단기통화정책의 변화에 상대적으로 예민하지 못함을 주장하였다.

파생통화, 그리고 외부통화로서 본원통화를 사용하고 있다. 이러한 구분을 바탕으로 通貨와 實質產出量 및 인플레이션간의 관계를 살펴보면 다음과 같다. 通貨는 본원통화와 통화승수의 곱 또는 본원통화와 파생통화의 승으로 나타나는데 만약 통화승수가 일정하면 본원통화의 증가율은 파생통화의 증가율과 일치하며 따라서 通貨의 증가율과 일치하게 된다. 이렇듯이 본원통화와 통화의 증가율이 정확하게 일치하는 경우에 이들의 특성이 동일한 경우는 물론이거니와, 다를지라도 實質產出量 및 인플레이션과의 관계분석에 본원통화 또는 通貨 중 어느 변수를 사용하던 간에 동일한 결론을 얻게 되며 따라서 通貨를 공급요인별로 구분할 필요성이 없게 된다.

그러나 von Hagen(1990)이나 박동순(1993)의 연구에서 나타났듯이 통화승수는 현실적으로 일정하지 않을 뿐더러 본원통화와 매우 강한 負의 상관관계에 있다<sup>8)</sup>. 즉 본원통화가 증가하면 통화승수는 명확하게 큰 폭으로 감소하여 본원통화증가율은 통화의 증가율보다 크게 나타났다. 이렇듯이 본원통화의 증가율은 통화의 증가율과는 상이하다는 사실이 밝혀진 가운데 또한 본원통화와 파생통화의 역할이 상이하면 본원통화와 통화의 실물경제에 대한 관계는 각기 다르게 나타날 것이다. 이 때 통화를 공급요인별로 구분하여 각각의 實質產出量 및 인플레이션과의 관계를 분석하는 것이 통화정책의 효과분석에 보다 유용할 것으로 사료된다.

이에 따라 많은 학자들은 실물경제와의 관계분석에서 通貨를 사용하는 것은 적합치 않음을 지적하고, 通貨를 공급요인별로 나누어 이들의 實質產出

8) 年間 通貨乘數의 變化는 다음과 같다.

年間 通貨乘數의 變化推移

년도	통화승수	년도	통화승수	년도	통화승수
74	3.17	81	5.59	88	5.03
75	2.92	82	5.20	89	4.57
76	2.92	83	5.60	90	4.97
77	2.84	84	5.82	91	5.13
78	2.83	85	6.61	92	5.13
79	2.85	86	6.74		
80	3.86	87	5.39		

그리고 74-80년간의 평균통화승수는 3.06이었고, 81-92년간의 평균통화승수는 5.52이다.

量 및 인플레이션과의 관계를 분석한 바 있다. 구체적으로 Black(1970,72)은 내부통화는 實質產出量과, 외부통화는 인플레이션과 상관관계가 있음을 주장하였다. Fama(1980)에 의하면 민간부문은 통화자산으로 현금과 예금을 보유하는데 예금은 금융중개기능을 수행하는 예금은행을 통해 다른 개인 및 기업의 투자를 위해 대출되는 등 實質產出量과 관련이 있는 반면에 외부통화인 현금은 인플레이션에 영향을 준다. Lacker(1988)는 예상된 실물충격 또는 예상된 통화충격이 발생한 경우에 과거의 내부통화는 현재의 實質產出量과 正의 상관관계에 있음을 주장하였다. 그리고 Freeman(1986)은 Sargent와 Wallace(1982)의 모형을 이용한 분석에서 내부통화와 외부통화는 거래기능에 있어서는 동일하지만 그 형성배경은 相異하기 때문에 이들의 實質產出量과의 관계가 달리 나타남을 밝혔는데, 즉 내부통화는 주로 투자 수요에 의해 형성됨에 따라 實質產出量과 상관관계에 있는 반면에 중앙은행에 의해 통제되는 외부통화는 實質產出量과 관계가 없음을 밝혔다. 또한 Freeman(1992)은 通貨를 본원통화와 통화승수로 구분한 후 본원통화는 인플레이션과 통화승수는 實質產出量과 직접적인 관계가 있음을 밝히는 등 외부통화와 내부통화의 특성이 다름을 주장하였다. 나아가 통화와 實質產出量의 관계에 근거하여 외부통화와 내부통화를 동일시하는 통화정책을 수행하는 경우, 이에 따른 위험성을 지적하였다.

이외에 많은 실증분석에서 또한 본원통화 보다는 파생통화 또는 통화승수가 實質產出量과 보다 밀접한 것으로 나타났는데, Cagan(1965)은 實質產出量이 통화의 공급결정요인 중 내부통화와 밀접하게 관련되어 있음을 보였다. King과 Plosser(1984)는 금융서비스인 예금은 중간생산물로서 실물경제와 직접적인 관계를 가짐을 주장하고 예금이 實質產出量과 밀접한 관계를 보인 데 기인하여 通貨는 實質產出量과 유의한 관계에 있음을 밝혔다. 그리고 Manchester(1989)는 VAR모형을 이용하여 본원통화보다는 통화승수가 실질GNP와 보다 밀접하였음을 보이고 이는 실물은 실물에 의해 영향을 받는다는 실물경기변동이론(real business cycle theory)을 뒷받침한다고 주장한 바 있다.

위에서 내부통화는 시장기능에 의해 움직이는 내생변수이기 때문에 내부통화와 實質產出量 또는 通貨 및 實質產出量은 인과관계가 아닌 단순한 상

관관계에 있게 된다. 우리 나라의 경우를 살펴보면 통화와 이자율간의 관계가 미약한데 이는 그동안 이자율이 규제되어 왔기 때문인 것으로 생각된다. 그리고 만성적인 자금의 초과수요를 반영하여 투자는 이자율 보다는 다른 요인에 의해 이루어지는 경향이 있다. 따라서 통화와 實質產出量간의 관계가 通貨가 이자율을 통해 實質產出量에 영향을 주는 인과관계이기 보다는 단지 상관관계일 뿐이라는 주장이 더욱 설득력 있게 보인다.

### Ⅲ. 通貨乘數와 實質產出量 및 本源通貨와 인플레이션간의 關係

通貨가 實質產出量에 영향을 미치는 가의 여부는 학문적 관심사일 뿐만 아니라 특히 정책당국의 매우 실질적인 관심사항으로 된다는 점은 앞서 지적된 바와 같다. 이는 중앙은행의 통화공급이 實質產出量에 전혀 영향을 주지 못하는 경우 경기부양을 위한 通貨政策은 단지 인플레이션만을 야기시킬 뿐이라는 점 때문이다.

그러나 이러한 관심은 通貨의 實質產出量에 대한 일방적인 영향만을 대상으로 한 것이며, 여기에는 實質產出量의 通貨에 대한 영향 또는 實物衝擊이 通貨 및 實質產出量에 각각 영향을 미쳐 通貨와 實質產出量은 단지 상관관계만을 보인다는 점이 추가로 고려되어야 한다. 여기에서는 실물충격이 通貨 및 實質產出量에 영향을 미침을 중점적으로 분석하면서 Freeman(1986, 1992)의 모형을 이용하여 본원통화와 파생통화는 그 형성과정 및 성격이 상이한 데 기인하여 본원통화는 인플레이션과 그리고 파생통화 또는 통화승수는 實質產出量과 일정한 관계에 있음을 살펴보고자 한다.<sup>9)</sup>

通貨와 實質產出量간의 관계를 살펴보기 위해서 먼저 通貨供給의 決定要因을 보면,

$$(1) \quad M = \text{민간보유현금} + \text{예금}$$

9) 통화승수와 파생통화간의 관계를 살펴보기 위해 단순한 통화승수식을 고려하면

$$y = (1 + \frac{x}{z})$$

여기서  $y$ 는 통화승수,  $x$ 는 파생통화, 그리고  $z$ 는 본원통화이다. 위 식을  $x$ 에 대해 미분하면  $dy = \frac{1}{z} dx$ . 이렇듯  $z$ 가 주어진 가운데 통화승수와 파생통화는 크기는 다르지만 동일한 방향으로 움직이고 있다.



$$\begin{aligned}
 &= \text{민간보유현금} + \text{지급준비금} + \text{파생통화} \\
 &= \text{본원통화} + \text{파생통화} \\
 &= \left(1 + \frac{\text{파생통화}}{\text{본원통화}}\right) \cdot \text{본원통화}
 \end{aligned}$$

Sargent와 Wallace(1982)등에 의하면 통화공급식에서의 파생통화는 상당 부분이 기업 또는 개인에게 대출되어 투자에 이용되어 實質產出量과 직접적인 관계에 있다. 식 (1)에 의하면 通貨供給은 本源通貨와 通貨乘數의 크기에 의존하는데 本源通貨는 중앙은행에 의해 통제되며, 通貨乘數( $1 + \text{派生通貨} / \text{本源通貨}$ )는 법정지급준비율, 초과지급준비율 및 현금통화비율 등에 의해 영향을 받는다. 현금통화비율의 변화가 통화승수를 거쳐 통화에 영향을 미치는 경로를 살펴보면 다음과 같다. 식 (1)과 같이 민간부문의 통화자산은 현금과 예금의 합으로 구성되는데, 예를 들어 이자율이 하락하여 경제주체들이 예금보다는 상대적으로 현금을 선호하는 경우 파생통화는 감소하여 通貨乘數는 작아지고 따라서 通貨가 감소한다. 기호를 사용하여 식 (1)을 다시 쓰면 다음과 같다.

$$(2) \quad \text{派生通貨} = P \cdot H$$

여기서 P는 일반물가수준이고 H는 實質派生通貨이다. 그리고

$$(3) \quad \text{本源通貨} = P \cdot Q$$

여기서 Q는 實質本源通貨需要이다.

식(2)과 식(3)을 이용하여 식(1)을 다시 써 보면 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 (1)' \quad M &= P \cdot Q + P \cdot H = \left(1 + \frac{P \cdot H}{P \cdot Q}\right) \cdot P \cdot Q \\
 &= \left(1 + \frac{H}{Q}\right) \cdot \text{본원통화}
 \end{aligned}$$

아래에서는 實物衝擊이 발생하였을 때 이에 대한 實質產出量과 通貨의 반응을 살펴보기로 한다. 예를 들어 향후에 생산성이 감소할 것이라는 부정적

실물충격이 발생한 경우에 제일 먼저 나타나는 반응은 현시점의 投資減少일 것이다. 이 때 直接金融의 감소 뿐만 아니라 은행 등으로부터의 대출을 통한 間接金融 또한 감소하며, 이러한 투자의 감소로 인하여 일정한 시간이 지난 뒤에는 實質產出量이 감소하게 될 것이다.

다음에 실물부문의 부정적 충격이 通貨供給에 미치는 효과를 보기로 하자. 本源通貨는 중앙은행에 의해 外生的으로 결정되므로 영향을 받지 않는다. 그러나 실물부문의 부정적 충격으로 인한 투자의 감소가 일어나 間接金融의 수요가 감소하게 되면 은행은 즉시 必要支給準備金을 초과하여 보다는 많은 지급준비금을 적립하게 되거나 또는 예금이자율의 하락을 통해서 예금의 감소를 유도할 것이다. 이 때 支給準備金과 民間保有現金의 수요, 즉 本源通貨의 수요가 증가하므로 通貨乘數가 작아지고 결국에는 通貨가 減少한다.

위의 내용은 요약컨대 實物部門에서의 부정적 충격이 발생한 경우에 支給準備金과 民間保有現金의 증가는 상대적으로 빨리 발생하여 通貨乘數의 감소를 통해 通貨의 減少가 먼저 나타나는 반면에 투자변화는 상당한 시차를 두고 實質產出量에 영향을 미치므로 實質產出量의 減少는 나중에 나타나게 된다. 이와같이 通貨는 實質產出量과 같은 방향으로 움직이지만 이의 변화는 實質產出量의 변화보다 먼저 발생한다. 그리하여 통계적 방법에 의존하여 通貨와 實質產出量간의 관계를 분석하게 되면 이들 사이에는 실제로 단지 相關關係만 있는데도 불구하고 마치 因果關係가 있는 것처럼 나타날 수 있다.<sup>10)</sup> 다음에 通貨가 인플레이션에 미치는 영향을 간단하게 살펴보면 다음과 같다. Gurley와 Shaw(1960)에 의하면 민간부문의 외부통화는 민간부문의 純富이어서 富의 效果를 갖는 반면에 내부통화는 富의 效果가 없다. 따라서 외부통화로서의 본원통화만이 인플레이션에 영향을 미치는데 식 (3)을 이용해서 이러한 과정을 살펴보기로 하자.

$$(3)' \quad P = \frac{\text{本원통화}}{Q}$$

10) Cowles등의 경제학자들에 의하면  $x$ 가 外生變數이고  $y$ 가 内生變數인 경우에만  $x$ 는  $y$ 를 Granger-cause 할 수 있다.

중앙은행이 일시적으로 本源通貨를 일정비율 증가시킨 가운데 증가된 通貨가 모든 사람들에게 통화보유비율에 따라 골고루 나누어지는 경우에 소득 재분배는 일어나지 않는다. 이는 순수하게 名目的인 變化이어서 경제주체들은 전과 똑같은 實質預金, 實質民間保有現金, 實質支給準備金 등을 보유하게 되어 實質生産量에는 아무런 변화가 없으며 단지 물가만 본원통화의 증가비율만큼 상승하게 된다.

요약하면 派生通貨는 대출을 통해 투자되는 부분이어서 實物經濟와 직접적인 관계에 있는 반면에 중앙은행에 의해 조절되는 本源通貨는 實物經濟와 직접적인 관계가 없다. 이러한 사실은 通貨政策과 實物經濟間의 관계분석에는 보다 세밀한 주의가 필요함을 시사하는 것으로 本源通貨와 派生通貨를 마치 동일한 성격의 通貨인 것처럼 인식하여 諸 經濟變數間의 관계분석에 通貨를 기계적으로 이용하는 것에 대한 위험성을 지적하는 것이다. 통화와 실질산출량간의 표면적인 상관관계에 의존하여 중앙은행이 인위적으로 경기를 부양하기 위해 本源通貨를 통해 通貨를 증가시키는 경우 實質產出量은 변하지 않는 가운데 인플레이션만 상승할 것이다.

#### IV. 實證分析

##### 1. 데이터

通貨의 實質產出量 및 인플레이션과의 관계를 분석하기 위해서 본고는 總通貨(M2), 本源通貨 및 通貨乘數, 産業生産指數, 消費者物價指數(CPI), 그리고 會社債收益率의 月別 資料를 이용하였다.<sup>11)</sup> 通貨의 實質產出量과의 관계를 분석할 때, 實質產出량의 代用變數로 통상 GNP가 널리 사용되나 이의 단점은 分期別 資料만 이용가능하고 月別 資料가 존재하지 않는다는 것이다. 이에 따라 實物經濟의 대용변수로 GNP대신 産業生産指數를 사용하였다. 그런데 산업생산지수는 GNP와 유사한 방향으로 움직이나 변동폭이 상대적으로 크기 때문에 이를 GNP와 방향뿐만 아니라 크기가 유사하도록 수

11) 대부분의 VAR모형분석은 分期別 데이터를 이용하고 있는데 月別 데이터를 이용하여 분석을 한 학자로는 Sims(1980), Eichenbaum과 Singleton(1986), Stock과 Watson(1989a), Friedman과 Kuttner(1990) 그리고 Bernanke와 Blinder(1992) 등이 있다.

정하여 사용할 필요성이 있다.<sup>12)</sup> 그리고 잘 알려진 바와 같이 通貨乘數는 중앙은행에 의해 통제되는 법정지급준비율은 포함하고 있는데 정확한 관계분석을 위해서는 通貨乘數에서 外生的 要因인 法定支給準備率의 변화분을 제거하여 通貨乘數를 내생화시켜야 한다.<sup>13)</sup> 이러한 점에서 본고는 通貨乘數를 수정하여 추정에 이용하였다.<sup>14)</sup>

總通貨(M2), 本源通貨, 消費者物價指數, 修正된 產業生產指數 및 修正된 通貨乘數는 X-11 ARIMA에 의해 季節調節되었으며, 나머지 변수인 會社債收益率은 季節調節되지 않은 原系列이며 그리고 모든 時系列은 로그화하여 추정에 이용하였다. 끝으로 82년을 전후해서 대부분의 거시경제변수들이 다른 움직임을 보여 推定期間으로 82년 4월부터 92년 12월을 택하였다.<sup>15)</sup>

- 12) San Francisco 聯準은 속도성 및 정확성 提高를 위해 GNP를 月別로 예측하고 있는데 이를 위해 산업생산지수 등을 수정하여 사용하고 있다. 產業生產指數를 수정하는 방법은 여러 방법이 있을 수 있으나, 방향 및 크기에 있어 GNP와 유사하게 움직이도록 하기 위해 본고는 산업생산지수를 다음과 같이 간단히 수정하였다.

$$y = 2.635 + .295X + .158y_{-1} + .223y_{+1} + \epsilon_t$$

$$(2.920) \quad (5.018) \quad (1.460) \quad (2.253)$$

$$R^2/\bar{R}^2 = .782/.765$$

여기서  $y$ 는 GNP의 前年同期比 增加率,  $X$ 는 產業生產指數의 前年同月比 分期平均, 그리고 ( )안은  $t$ 값을 나타냄. 위 식에서  $y$ 의 推定値가 수정된 산업생산지수이다.

- 13) 중앙은행은 再割引率 政策, 公開市場操作과 더불어 法定支給準備率을 변경함으로써 금융기관의 貸出創出能力을 조절하고 있다. 여기서 통화승수의 중요한 구성요인중 하나인 법정지급준비율은 시장기능에 의해 움직이기 보다는 통화당국에 의해 정책적으로 결정되는데 이러한 외생적 변형은 통화승수의 분석에 하나의 교란요인이 되어 결국 추정의 정확성을 저하시킬 가능성이 있다. 이러한 문제를 해결하기 위한 합리적인 방법으로는 법정지급준비율의 변경에 따른 RAM(reserve adjustment magnitude)을 계산하여 이를 중앙은행에 의한 통제되는 본원통화에 포함시켜 통화승수를 다시 구하는 것이다.
- 14) 통화승수를 정확히 수정하기 위해서는 Burger와 Rasche(1977)의 방법을 이용하는 것이 이상적이다. 그러나 우리 나라에서와 같이 예금의 종류가 다양하고 법정지급준비율의 변화가 비교적 빈번하게 일어난 경우에 Burger와 Rasche의 방법에 의한 통화승수의 수정에는 상당한 시일이 소요되며 또한 預金種類別로 日別 데이터의 이용이 매우 어려워 통화승수의 정확한 수정은 어렵다. 이러한 가운데 본고의 목적은 통화승수 자체의 분석이 아니라 통화승수와 諸 經濟變數間의 관계분석에 있기 때문에 통화승수를 다음과 같이 간단하게 수정하여 사용하였다.
- 법정지급준비율의 변화가 발생하면 이후에 통화승수는 상승 또는 하락할 것이다. 본고는 이점에 착안하여 법정지급준비율이 변화된 시점을 기준으로 상승분 또는 하락분을 제거하였다. 구체적으로 법정지급준비율의 변화가 발생한 전달과 다음 달의 통화승수변화분의 평균을 법정지급준비율이 변화된 달의 통화승수의 변화로 가정하고 이에 상응하여 통화승수를 수정하였다.
- 15) 우리 나라의 主要巨視經濟變數들은 80년대 초를 기점으로 하여 다른 움직임을 보이는 등 經濟構造에 變化가 있었음을 보여주는데 分期別 자료를 이용하여 이를 살펴보면 다

## 2. 分散分解

通貨의 實質產出量 및 인플레이션과의 關係를 살펴보기 위해 分散分解(variance decomposition)를 사용하였다. 分散分解는 특히 어느 변수의 움직임에 대한 다른 변수의 기여도를 파악하는 데에 유용하다. 잘 알려진 바와 같이 分散分解를 구하기 위한 VAR모형의 설정에서 고려되어야 할 점은 변수의 선택과 순서(ordering)이며 어느 변수를 VAR모형에 포함시킬 것인가의 여부는 構造模型에 의존하고 時差의 選擇과 變數의 順序는 통계적 검증에 의해 결정된다. 外生性의 정도에 따라 정해지는 각 변수의 순서는 VAR모형의 계수의 추정에는 영향을 주지 않으나 分散分解의 결과에는 영향을 줄 수 있다.

分散分解를 구하기 위한 典型的인 縮約型 VAR모형은 다음과 같다.

$$(4) X_t = \sum_{i=1}^n \pi_i X_{t-i} + u_t, \quad E(u_t u_t') = \Sigma$$

각 방정식의 殘差項,  $u_t$ , 은 같은 시점에서 상호간에 상관되어 있을 가능성이 있기 때문에  $\Sigma$ 의 非對角(off-diagonal)요소의 값은 “0”이 아니다.

음과 같다.

	단위 : %			
	75. I ~ 82. I		82. II ~ 92. IV	
	평 균	분 산	평 균	분 산
소비자물가상승률	18.87	44.28	5.13	6.90
회사채수익률	23.24	13.99	15.01	3.64
실질GNP 성장률	7.10	38.20	9.62	12.25
산업생산지수증가율	15.67	96.69	10.96	45.55

	단위 : %			
	75. I ~ 83. I		83. II ~ 92. IV	
	평 균	분 산	평 균	분 산
M2증가율	29.92	29.70	13.16	12.60

\* 前年 同期對比

위 표들에 의하면 80년대 초를 기점으로 그 이전에는 소비자물가 상승률, 회사채 수익률, M2증가율은 높게, GNP성장률은 상대적으로 낮게 나타났고 동 기간중 각 巨視經濟變數들의 변동폭, 즉 分散은 매우 컸다. 반면에 80년대초 이후에는 소비자물가 상승률, M2증가율, 회사채 수익률은 낮게, GNP성장률은 비교적 높게 나타났고 분산은 상대적으로 작아 상당히 안정적이었음을 알 수 있다.

이 때 어느 변수의 다른 변수에 대한 설명력을 정확하게 추정하기 위해서는 VAR모형의 殘差項을 직교화(orthogonalization)를 할 필요성이 있는데 殘差項의 직교화를 위한 하나의 방법으로 Choleski分解方法을 이용하였다.<sup>16)</sup> 한편 Manchester(1989)는 實證分析에서 分散分解의 信賴區間(confidence interval)이 상대적으로 크기 때문에 分散分解의 해석에 신중해야 함을 주장한 바 있다.

本稿는 定常性(stationarity)을 보이는 一次差分된 데이터를 이용하여 總通貨, 會社債收益率, 產業生産指數 및 消費者物價指數가 포함된 네 변수 VAR모형을 추정하였다.<sup>17)</sup> 그리고 總通貨가 實質產出量 및 인플레이션에 미치는 영향을 보다 자세히 분석하기 위해 總通貨를 本源通貨와 本源通貨乘數로 구분하여 아래와 같이 다섯 변수 VAR 모형을 추정하였다.

$$[\Delta R, \Delta BM, \Delta CPI, \Delta IPI, \Delta MM]$$

여기서 R은 會社債收益率, BM은 本源通貨, CPI는 消費者物價指數, IPI는 產業生産指數 그리고 MM은 通貨乘數이다. 위 다섯 변수 VAR모형은 時差 12를 사용하여 추정되었으며 추세를 제거함에 따른 추정결과의 변화를 살펴보기 위해 다음과 같이 추정하였다.<sup>18)</sup> 예를 들어 產業生産指數 推定식은

16) VAR모형의 殘差項을 직교화하기 위한 정확한 방법은 존재하지 않으며 일반적으로 Choleski분해방법이 널리 쓰이고 있다. Choleski분해방법에 의한 VAR모형의 잔차항의 직교화는 아래의 두가지 가정에 의해 이루어진다. 첫째, 構造模型에서의 잔차항은 系列相關性 및 같은 시점에서 방정식 상호간에 상관되어 있지 않다. 둘째, VAR모형은 過小識別(under-identified) 또는 適正識別(just-identified)되어 있다.

그러나 현실적으로 각 변수는 제3의 충격에 의해 각기 영향을 받을 수 있어 구조모형의 잔차항은 서로간 동시에 상관되어 있을 가능성이 있을 수 있으며 또한 VAR모형은 過多識別(over-identified)되기 쉽다. 既存 VAR모형의 이러한 단점을 보완하기 위해 Bernanke(1986)는 構造 VAR(Structural VAR)을 추정하였으며 최근에 일부 학자들은 베이지안(Bayesian) VAR모형을 이용한 바 있다.

17) 水準變數 및 趨勢가 제거된 변수를 이용한 VAR모형의 추정결과는 변수의 順序 및 時差의 選擇, 推定期間에 따라 매우 다르게 나타나고, 그 값이 수렴하지 않는 등 매우 불안정한 모습을 보이므로 본고에서는 보다 신빙성 있는 결과의 도출을 위해 안정성을 보이는 差分變數를 이용하여 VAR모형을 推定하였다.

18) VAR모형의 시차선택에 여러 방법이 사용될 수 있으나 이들은 매우恣意的이다. 따라서 통상 月別 데이터를 이용할 때 많은 학자들은 時差 12를 택하고 있어 本稿 또한 시차 12를 이용하여 다섯 변수 VAR모형을 추정하였다.

$$(5) \Delta IPI = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{12} \alpha_i \Delta R_{-i} + \sum_{i=1}^{12} \beta_i \Delta BM_{-i} + \sum_{i=1}^{12} \gamma_i \Delta CPI_{-i} \\ + \sum_{i=1}^{12} \delta_i \Delta IPI_{-i} + \sum_{i=1}^{12} \theta_i \Delta MM_{-i} + f(t) + \varepsilon_t$$

먼저 네 변수 VAR모형의 추정결과를 보면 다음과 같다. 회사채수익률이 歐美의 연구결과에 비해 外生性이 상당히 높은데, 이는 회사채수익률이 시장기능에 의해 움직이기보다는 정책당국에 의해 상당히 규제되어 왔기 때문인 것으로 사료된다.<sup>19)</sup> 그리고 네 변수 VAR모형의 추정결과는 변수의 순서를 달리하거나 혹은 추세(t 및 t<sup>2</sup>)의 포함여부에 거의 영향을 받지 않았다.<sup>20)</sup> 추세가 포함되지 않은 네 변수 VAR모형의 추정결과인 <표 2-1>은 k개월 추정구간에서 목표변수에 대한 각 변수의 기여도를 보여 주고 있는데, 48개월 추정구간에서 總通貨는 消費者物價指數의 10% 정도를, 그리고 產業生產指數의 31% 정도를 설명하고 있다. 이렇듯이 통화는 산업생산지수와 밀접한 관계를 보인 반면에 소비자물가지수와는 밀접하지 않았다.

다섯 변수 VAR모형의 추정결과 또한 변수의 순서를 달리하거나 혹은 추세(t 및 t<sup>2</sup>)의 포함여부에 거의 영향을 받지 않았다. <표 3-1>에 의하면 48개월 추정구간에서 소비자물가의 약 45%는 자기 자신에 의해 설명되고 있으며, 나머지 중 15%는 本源通貨에 의해, 그리고 8%는 本源通貨乘數에 의해 설명되고 있다. 이는 總通貨의 決定要因 중에서 本源通貨乘數보다는 本源通貨가 인플레이션과 보다 밀접함을 의미한다.

產業生產指數에 대해서는 상반된 결과를 보이고 있는데 本源通貨는 產業生產指數의 48개월 예측오차의 15%, 그리고 通貨乘數는 이보다 약간 높은 21% 정도를 설명하고 있다.

위 결과를 요약하면 다섯 변수 VAR모형의 48개월 추정구간에서 本源通貨는 消費者物價指數와 產業生產指數를 각각 15% 정도 설명하고 있으며 通貨乘數는 消費者物價指數의 8%, 產業生產指數의 21%를 설명하고 있다. 이와같이 本源通貨는 消費者物價指數를, 그리고 通貨乘數는 產業生產指數를

19) 歐美의 실증분석결과에 의하면 네 변수 또는 다섯 변수 VAR모형에서 이자율의 外生性이 가장 낮게 나타났다.

20) VAR모형의 추정결과가 변수의 순서에 거의 영향을 받지 않는 점으로 미루어 보아 Choleski방법에 의한 VAR모형의 잔차항의 직교화가 비교적 잘 이루어진 것으로 보인다.

보다 잘 설명하고 있다. 이와 함께 總通貨中 本源通貨의 構成比重이 상대적으로 작음에 따라 總通貨의 消費者物價指數와 產業生産指數에 대한 설명력은 각각 10% 및 31%로 나타났다.

그러나 歐美의 연구결과에 비해 產業生産指數에 대한 本源通貨의 설명력은 높게, 通貨乘數의 설명력은 낮게 나타나고 있는데 實物景氣變動理論의 입장에서 이를 설명하면 다음과 같다.<sup>21)</sup> 먼저 產業生産指數에 대한 本源通貨의 설명력이 비교적 크게 나온 이유를 개략적으로 살펴보면, 우리나라는 최근까지 상당히 높은 經濟成長率을 유지하여 왔기 때문에 투자유발요인이 항상 내재되어 있어 만성적인 자금의 超過需要에 처해 있었다고 볼 수 있다. 이러한 상황에서 주로 本源通貨의 증가를 통해 이루어지는 政策金融은 생산활동과 관련이 있으며 따라서 통계적 기법에 의해 두 변수를 분석하게 되면 本源通貨는 實質產出量의 움직임을 상당부분 설명하는 것처럼 나타날 수 있다.<sup>22)</sup>

다음에 產業生産指數에 대한 通貨乘數의 설명력이 歐美의 연구결과에 비해 작게 나온 이유로서는 本稿의 추정결과에서 알 수 있듯이 이자율은 상당히 규제되어 온 관계로 다섯 변수 VAR모형에서 外生性이 가장 높음에 따라 市場에 需給의 변화에 매우 非彈力的으로 움직여 왔기 때문이다. 따라서 이자율의 함수인 通貨乘數는 실물의 변화에 충분히 반응하기가 어려워져 實質產出量에 대한 通貨乘數의 설명력이 비교적 낮은 것으로 사료된다. 위 사실로부터 추론할 수 있는 하나의 가능성은 금리자유화가 본격적으로 이루어진 가운데 총통화의 공급이 본원통화의 조절보다는 통화승수의 변화를 통해 이루어지게 되는 경우에 통화승수는 인플레이션에 상대적으로 영향을 적게 미치므로 인플레이션에 대한 총통화의 영향은 금리자유화 이전에 비해 줄어들 수 있다는 점이다. 나아가 특히 경기수축기에 투자유발요인이 감소하여 자금수요가 미미한데도 불구하고 중앙은행이 투자촉진을 유도하기 위해 본

21) 分期別 資料를 이용한 Manchester(1989)의 결과에 의하면 16分期 推定區間에서 GNP에 대한 통화승수의 설명력은 28%, 본원통화의 설명력은 10%로 나타났다.

22) 물론 投資誘發要因이 없으면 본원통화는 실질산출량과 관련이 없으며 이는 단편적이지만 최근의 경제상황을 살펴봄으로써 추론할 수 있다. 즉 1993년에 신경계계획의 일환으로 본원통화를 통해 통화는 상당히 공급되었는데도 불구하고 투자유발요인의 부족으로 투자가 이루어지지 않아 본원통화는 실질산출량과 관련이 없는 것으로 보인다.



원통화의 증가를 통해 총통화공급을 인위적으로 확대하게 되면 실질산출량은 경미하게 증가하는 반면에 인플레이션은 보다 큰 폭으로 상승할 수 있다.

〈表 1〉單位根 檢定 : 82.4-92.12

	수 준		차 분	
	DF	ADF	DF	ADF
총통화	2.271	2.218	-10.969	-3.541
본원통화승수	-1.403	-1.340	-12.799	-4.868
본원통화	.705	.512	-14.192	-3.967
소비자물가지수	2.129	2.331	-13.189	-4.478
산업생산지수	-1.072	-1.400	-22.652	-6.365
회사채수익률	-1.317	-1.569	-8.284	-5.467

〈表 2-1〉分散分解 : 82.4-92.12

	k	총통화	회사채 수익률	CPI	산업생산 지 수
총 통 화	1	100.00	.00	.00	.00
	12	81.76	7.20	7.29	3.75
	24	77.37	10.17	7.63	4.83
	36	75.97	11.02	7.60	5.40
	48	75.55	11.18	7.61	5.66
회 사 채 수 익 률	1	2.95	97.05	.00	.00
	12	10.46	73.08	10.12	6.33
	24	10.49	68.18	11.76	9.57
	36	10.78	66.80	11.80	10.62
	48	10.86	66.21	11.92	11.02
CPI	1	3.33	.06	96.62	.00
	12	4.95	16.19	73.64	5.22
	24	8.62	20.54	63.92	6.92
	36	9.45	21.40	61.32	7.82
	48	9.78	21.51	60.29	8.41
산 업 생 산 지 수	1	.94	1.58	2.36	95.13
	12	23.01	8.06	8.86	60.06
	24	28.87	7.88	7.84	55.40
	36	30.20	7.98	7.57	54.25
	48	30.60	7.92	7.42	54.06

〈表 2-2〉 分散分解(t) : 82.4-92.12

	k	총통화	회사채 수익률	CPI	산업생산 지 수
총 통 화	1	100.00	.00	.00	.00
	12	81.00	7.90	6.84	4.25
	24	77.92	9.33	7.58	5.17
	36	77.13	9.61	7.73	5.53
	48	76.91	9.65	7.74	5.70
회 사 채 수 익 률	1	2.13	97.87	.00	.00
	12	10.82	73.49	12.00	3.70
	24	11.06	69.58	13.58	5.78
	36	11.60	68.49	13.36	6.55
	48	11.87	68.05	13.13	6.95
CPI	1	2.11	.018	97.71	.00
	12	3.79	16.86	74.19	5.16
	24	8.02	19.82	64.93	7.23
	36	9.23	20.32	62.84	7.60
	48	9.70	20.62	61.66	8.02
산업생산 지 수	1	.09	.98	1.23	97.71
	12	25.03	7.45	7.76	59.85
	24	31.44	7.39	7.23	53.93
	36	31.86	7.47	7.07	52.60
	48	33.33	7.39	6.88	52.39

〈表 2-3〉 分散分解(t, t<sup>2</sup>) : 82.4-92.12

	k	총통화	회사채 수익률	CPI	산업생산 지 수
총 통 화	1	100.00	.00	.00	.00
	12	81.67	7.30	6.89	4.15
	24	78.71	8.76	7.48	5.05
	36	77.90	9.05	7.63	5.42
	48	77.65	9.10	7.66	5.60
회 사 채 수 익 률	1	3.50	96.50	.00	.00
	12	11.90	70.93	13.81	3.36
	24	12.90	66.15	15.85	5.10
	36	13.23	64.93	16.11	5.72
	48	13.37	64.46	16.13	6.04
CPI	1	2.00	.16	97.84	.00
	12	3.48	14.37	76.99	5.17
	24	7.77	16.90	68.17	7.15
	36	8.82	16.84	66.86	7.47
	48	9.22	16.80	66.10	7.88
산업생산 지 수	1	.22	.50	1.26	98.02
	12	24.42	7.73	7.58	60.27
	24	31.02	7.62	7.17	54.20
	36	32.63	7.60	6.96	52.82
	48	33.21	7.48	6.75	52.56

〈表 3-1〉 分散分解 : 82.4-92.12

	k	회사채 수익률	본원통화	CPI	산업생산 지 수	통화승수
회 사 채 수 익 률	1	100.00	.00	.00	.00	.00
	12	64.67	6.65	4.39	14.16	10.13
	24	55.20	10.35	6.00	18.57	9.88
	36	52.05	10.14	6.81	20.06	10.93
	48	50.36	10.06	6.94	20.61	12.02
본 원 통 화	1	.22	99.78	.00	.00	.00
	12	6.73	61.66	14.07	6.42	11.12
	24	7.99	53.20	16.98	9.55	12.29
	36	8.14	50.60	17.37	11.11	12.79
	48	8.29	49.27	17.67	11.42	13.35
CPI	1	1.10	2.17	96.72	.00	.00
	12	11.07	12.21	64.78	4.79	7.16
	24	15.69	15.21	50.72	11.97	6.41
	36	15.74	15.57	46.88	14.62	7.19
	48	15.40	15.23	45.29	16.19	7.90
산 업 생 산 지 수	1	1.82	2.78	.09	95.31	.00
	12	8.56	17.34	13.49	47.82	12.78
	24	8.84	16.90	11.25	43.82	19.19
	36	10.15	15.29	10.93	42.85	20.78
	48	10.77	15.02	11.05	42.20	20.96
통 화 승 수	1	2.01	51.49	.20	.14	46.17
	12	12.07	36.01	10.78	6.31	34.83
	24	15.36	29.81	11.74	9.93	33.16
	36	15.43	27.99	12.25	11.92	32.41
	48	15.70	27.19	12.03	12.16	32.92

〈表 3-2〉 分散分解(t) : 82.4-92.12

	k	회사채 수익률	본원통화	CPI	산업생산 지 수	통화승수
회 사 채 수 익 률	1	100.00	.00	.00	.00	.00
	12	64.62	7.57	5.69	12.69	9.43
	24	54.90	12.19	6.32	17.46	9.14
	36	50.95	13.05	6.21	20.10	9.69
	48	48.35	13.06	5.93	22.16	10.50
본 원 통 화	1	.30	99.70	.00	.00	.00
	12	6.63	61.75	13.76	7.23	10.63
	24	7.84	53.58	16.76	9.37	12.46
	36	8.11	51.46	16.91	10.35	13.16
	48	8.36	50.32	17.14	10.76	13.42
CPI	1	.77	1.68	97.54	.00	.00
	12	11.99	11.34	63.48	5.67	7.52
	24	16.50	14.48	50.79	11.52	6.71
	36	16.77	15.36	47.21	12.83	7.83
	48	16.65	15.45	45.67	14.18	8.06

	k	회사채 수익률	본원통화	CPI	산업생산 지 수	통화승수
산업 생산 지 수	1	1.48	2.34	.01	96.18	.00
	12	8.75	17.20	13.27	47.71	13.07
	24	9.02	16.99	11.13	43.46	19.41
	36	10.37	15.44	10.62	42.62	20.96
	48	11.06	15.25	10.57	41.94	21.17
통 화 승 수	1	1.98	52.10	.07	.06	45.79
	12	12.16	36.36	10.19	6.24	35.04
	24	15.77	30.11	11.00	9.55	35.57
	36	15.99	28.43	11.24	11.58	32.77
	48	16.29	27.65	11.00	11.99	33.06

〈表 3-3〉 分散分解(t, t<sup>2</sup>): 82.4-92.12

	k	회사채 수익률	본원통화	CPI	산업생산 지 수	통화승수
회 사 채 수 익 률	1	100.00	.00	.00	.00	.00
	12	67.07	5.69	6.75	10.18	10.31
	24	58.50	10.25	7.65	13.08	10.53
	36	57.14	10.43	7.90	13.84	10.69
	48	56.23	10.58	7.90	14.40	10.89
본 원 통 화	1	.28	99.72	.00	.00	.00
	12	6.90	63.34	14.53	4.71	10.52
	24	8.21	55.98	17.93	5.70	12.19
	36	8.60	54.61	18.35	5.98	12.46
	48	8.86	53.74	18.73	6.16	12.51
CPI	1	.75	2.02	97.22	.00	.00
	12	11.67	11.40	63.99	5.28	7.67
	24	16.49	14.38	52.67	9.43	7.02
	36	17.13	15.09	50.30	9.55	7.93
	48	17.24	15.16	49.65	10.07	7.88
산 업 생 산 지 수	1	1.47	4.40	.17	93.96	.00
	12	9.30	18.37	13.70	46.01	12.63
	24	9.51	18.39	11.60	41.68	18.82
	36	11.10	16.65	10.93	40.94	20.38
	48	11.99	16.31	10.78	40.34	20.57
통 화 승 수	1	1.95	51.63	.08	.10	46.24
	12	12.33	36.50	10.52	5.36	35.29
	24	16.17	30.58	11.45	7.86	33.94
	36	16.57	29.18	11.88	9.24	33.12
	48	16.95	28.48	11.71	9.40	33.46

## V. 要約 및 結論

通貨는 實質產出量과 일정한 관계에 있다는 이론 및 실증분석결과와 더불어 이는 내부통화가 실질산출량과 밀접한 관계를 보인 데에 기인한다는 주장이 제기된 바 있다. 즉 통화는 크게 중앙은행에 의해 통제되는 外部通貨로서의 本源通貨와 內部通貨로서의 派生通貨로 구분되는데 파생통화는 실질산출량과, 본원통화는 인플레이션과 보다 밀접한 관계를 가지는 것으로 다른 나라의 경우에서 實證分析된 바 있다. 위의 사실이 우리 나라의 경우에 있어서는 어떠한 가를 규명하기 위해 本稿는 總通貨와 實質生産量 및 인플레이션과의 관계를 먼저 살펴보고, 다음에 본원통화와 파생통화의 실질산출량 및 인플레이션간의 관계를 분석하여 두 변수의 역할이 상이한가의 여부를 검정하였다. 이를 위해서 分散分解 方法을 이용하였다.

추정결과에 의하면 48개월 추정구간에서 소비자물가의 15% 정도는 本源通貨에 의해 그리고 8% 정도는 通貨乘數에 의해 설명되고 있다. 이는 通貨乘數 보다는 本源通貨가 인플레이션과 보다 밀접한 관계에 있음을 의미하는 것이다. 産業生産指數에 대해서는 반대로 本源通貨는 産業生産指數의 48개월 예측오차의 15% 정도, 그리고 通貨乘數는 이보다 약간 높은 21% 정도를 설명하고 있어 通貨乘數가 本源通貨에 비해 産業生産指數를 보다 잘 설명하고 있음을 알 수 있다. 이와 함께 總通貨 중 本源通貨 構成比重이 상대적으로 작음을 반영하여 總通貨의 消費者物價指數와 産業生産指數에 대한 설명력은 각각 10% 및 31%로 나타났다.

그러나 歐美의 연구결과에 비해 産業生産指數에 대한 本源通貨의 설명력은 높고, 通貨乘數의 설명력은 낮게 나타나는데 그 원인을 개략적으로 살펴보면 다음과 같다. 높은 경제성장으로 인한 자금의 만성적인 초과수요가 항상 존재하는 가운데 本源通貨의 증가를 통한 政策金融은 바로 생산활동으로 이어진다고 볼 수 있어 産業生産指數에 대한 本源通貨의 설명력이 비교적 높은 것으로 보인다. 그리고 産業生産指數에 대한 通貨乘數의 설명력이 기존의 연구결과에 비해 작게 나타나는 이유로서는 이자율이 그동안 규제되어 온 관계로 시장수급의 변화에 대하여 非彈力的으로 움직여왔기 때문에 이자율의 함수인 通貨乘數가 실물의 변화에 충분히 반응치 못했던 점을 들 수 있을 것으로 보인다.

요약하면 分散分解의 주장에서 대체로 通貨乘數는 産業生産指數와, 本源通貨는 消費者物價指數와 각각 상대적으로 밀접한 관계가 있음을 보여 두변수의 역할이 동일하지 않음이 밝혀졌다. 이러한 사실은 通貨政策과 實物經濟間의 관계분석에 보다 세심한 주의가 필요함을 시사하는 것으로 本源通貨와 派生通貨를 동일한 성격의 통화인 것처럼 인식하여 諸 經濟變數間의 관계분석에 통화공급요인별 대신 總通貨를 이용하는 것에 대한 위험성을 지적해 주는 것이다.

한편 本稿의 실증분석결과로부터 추론할 수 있는 하나의 가능성은 通貨乘數는 인플레이션에 상대적으로 영향을 적게 미치므로 금리가 보다 자유화되어 본원통화의 조작보다는 통화승수의 변화를 통해 총통화공급의 조절이 이루어지면 총통화의 인플레이션에 대한 영향은 금리자유화 이전에 비해 줄어들 수 있다는 점이다.

### 參考文獻

1. 박동순(1993), “半月別 通貨乘數模型의 推定”, 韓國銀行.
2. 이광주(1993), “新商品導入이 通貨量에 미치는 影響”, 韓國銀行, 金融經濟研究, 第67號.
3. 황중철(1993), “資金循環表를 利用한 個人部門의 資産運用行態 分析”, 韓國銀行, 조사통계월보, 6월호
4. Barro, R.J.(1977), “Unexpected Money Growth and Unemployment in the United States”, American Economic Review, 67, pp. 101—15.
5. Barro, R.J.(1978), “Unexpected Money, Output, and the Price Level in the United States”, Journal of Political Economy, 86, pp. 549—80.
6. Beckett, S. and C. Morris(1992), “Does Money still Forecast Economic Activity”, Federal Reserve Bank of Kansas City, Economic Review, pp. 65—77.
7. Bernanke, B.S.(1990), “On the Predictive Power of Interest Rates and Interest Rate Spread”, New England Economic Review, Nov./Dec., pp. 51—68.
8. Bernanke, B.S. and A.S. Blinder(1992), “The Federal Funds Rate and the

- Channels of Monetary Transmission”, American Economic Review, 82. pp. 901—21.
9. Black, F.(1970), “Banking and Interest Rates in a World without Money”, ch.1 in : Fischer Black(1987), Business Cycles and Equilibrium, (Basil Blackwell, Oxford).
10. Black, F.(1972), “Active and Positive Monetary Policy in a Neo—Classical Model”, Journal of Finance, 27, pp. 801—14.
11. Burger. A.E. and R.H. Rasche(1977), “Revision of the Monetary Base”, Federal Reserve Bank of St. Louis, Review, July, pp. 13—25.
12. Cagan, P.(1965), Determinants and Effects of Change in the U.S. Money Stock, 1875—1960, New York : National Bureau of Economic Research.
13. Christiano, L.J. and L. Ljungqvist(1988), “Money Does Granger—Cause Output in the Bivariate Output—Money Relation”, Journal of Monetary Economics, 22, pp. 217—36.
14. Eichenbaum, M. and K. J. Singleton(1986), “Do Equilibrium Real Business Cycle Theories Explain Post—War U.S. Business Cycles?” in NBER Macroeconomics Annual, pp. 91—134.
15. Fama, E.(1980), “Banking in the Theory of Finance”, Journal of Monetary Economics, 6, pp. 39—57.
16. Freeman, S.(1986), “Inside Money, Monetary Contractions, and Welfare”, Canadian Journal of Economics, 19, pp. 87—98.
17. Freeman, S. (1992), “Money and Output : Correlation and Causality?” Federal Reserve Bank of Dallas, Economic Review, Third Quarter, pp. 1—7.
18. Friedman, B.M. and K.N. Kuttner(1990), “Another Look at the Evidence on Money—Income Causality”, Federal Reserve Bank of Chicago, WP—90—17.
19. Friedman, B.M. and K.N. Kuttner(1992), “Money, Income, Prices, and Interest Rates”, American Economic Review, 82, pp.472—92.
20. Friedman, M. and A. Schwartz(1963), “Money and Business Cycles”, Review of Economics and Statistics, 45, pp. 32—64.
21. Gordon, R.J.(1982), “Price Inertia and Policy Ineffectiveness in the United States, 1890—1980”, Journal of Political Economy, 90, pp. 1087—1117.

22. Gurley, J. and E. Shaw(1960), "Money in a Theory of Finance", Washington, D.C., Brookings Institution.
23. von Hagen, J.(1990), "Operating Targets and Information Variables in Money Multiplier Forecasting," Weltwirtschaftliches—Archiv, 126, pp. 643—61.
24. King, R.G. and C.I. Plosser(1984), "Money, Credit, and Prices in a Real Business Cycle", American Economic Review, 74, pp. 363—80.
25. Konishi, T., V.A. Ramey and C.W.J. Granger(1993), "Stochastic Trends and Short—Run Relationships between Financial Variables and Real Activity", NBER Working Paper, no. 4275.
26. Lacker, J.M.(1988), "Inside Money and Real Output", Economics Letters, 28, pp. 9—14.
27. Litterman, R.B. and L.M. Weiss(1985), "Money, Real Interest Rates and Output : A Reinterpretation of U.S. Postwar Data", Econometrica, 53, pp. 129—56.
28. Laurent, R.D.(1988), "An Interest—Based Indicator of Monetary Policy", Economic Perspective, 12, pp. 3—14.
29. Manchester, J.(1989), "How Money Affects Real Output", Journal of Money, Credit and Banking, 21, pp. 16—32.
30. McCallum, B.T.(1983), "A Reconsideration of Sims' Evidence Concerning Monetarism", Economics Letters, 13, pp. 167—71.
31. Mishkin, F.S.(1982), "Does Anticipated Monetary Policy Matter? An Econometric Investigation", 90, pp. 22—51.
32. Sargent, T. and N. Wallace(1982), "The Real Bills Doctrine vs. the Quantity Theory : an Reconsideration", Journal of Political Economy, 90, pp. 1212—36.
33. Sims, C.(1980), "Comparison of Interwar and Postwar Business Cycles Monetarism Reconsidered", American Economic Review, 70, pp. 250—57.
34. Stock, J.M. and M.W. Watson(1989a), "Interpreting the Evidence on Money —Income Causality", Journal of Econometrics, 40, pp. 161—81.
35. Stock, J.M. and M.W. Watson(1989b), "New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators", NBER Annals.