

M2의 豫測力 弱化와 政策目標의 不安定性

-1980년 以後 우리나라 通貨信用政策에 관한 研究-

辛 仁 錫

(本院 招聘研究員)

* 본 논문의 집필과정 및 초고단계에서 많은 조언을 해주신 유윤하 박사, 홍기석 박사, 그리고 거시경제팀의 여러 박사들과, 자료준비를 위하여 수고해주신 성명기 연구원, 홍성철 연구원, 유덕현 연구원께 감사드린다. 원고정리를 도와주신 문영란 연구조원께도 심심한 감사를 드린다.

◇ 要 約 ◇

80년 이후 최근까지의 우리나라 통화정책과 관련하여 세 가지 질문을 던지고 그에 대한 답을 찾고자 하는 것이 본 논문의 목적이다. 첫번째 질문은, '중간표적으로 이용되어온 M2의 물가와 산출량에 대한 예측력은 어떻게 변화여왔는가' 하는 것이다. 본 논문에서는 Granger인과성 검정과 VAR을 이용한 예측오차분산분해를 통하여 시간의 흐름과 함께 M2의 예측력이 약화되어왔음을 보일 것이다. 두번째 질문은, '그렇다면 그 원인은 무엇인가' 하는 것이다. 본 논문에서는 통화수요함수의 장기적 안정성에 대한 공적분 검정을 통하여 90년까지의 표본에서 발견되던 안정성에 대한 증거가 96년까지의 표본에서는 사라짐을 보이고, 이같은 통화수요함수의 안정성 상실을 M2의 예측력 약화의 원인인 것으로 해석할 것이다. 본 논문의 마지막 질문은, 'M2타깃팅의 실제 운영이 인플레이션 및 성장률 안정과 일관되게 추진되어왔는가' 하는 것이다. 본 논문에서는 통화정책의 반응함수 추정을 통하여 80년 이후 우리나라의 통화정책이 기간에 따라 정책목표가 변화되어왔음을 보일 것이다. 85년 이전에는 인플레이션의 안정이 추구되었으나 86년에서 92년까지의 기간에는 경기부양이 중점적으로 추구되었던 것으로 보이고, 최근에 이르러서는 인플레이션 안정과 성장률 안정이 비교적 균형되게 추구하고 있는 것으로 평가된다.

I. 머리말

이 논문은 80년 이후 최근까지의 우리나라 통화신용정책(이하 '통화정책'으로 약칭)을 연구대상으로 한다. 동 기간의 통화정책에 관하여 두 가지 사실이 널리 알려져 있다. 첫째, 한국은행은 매년 M2의 증가율 목표를 발표하며 M2증가율을 통화정책의 중심지표로 이용하여왔다는 점; 둘째, 그러나 발표된 M2증가율 목표는 대부분 지켜지지 않았다는 점이다. 이 사실들에 주목하며 세 가지 질문을 던지고 그에 대한 답을 실증적인 방법을 이용하여 찾고자 하는 것이 본 논문의 목적이다.

첫째 질문은, '中間標的으로 이용되어온 M2의 통화정책의 최종목표변수인 물가와 총산출량에 대한 예측력은 어떠하였는가' 하는 것이다. 본 논문에서는 Granger인과성검정과 VAR모형으로부터의 예측오차분산분해 분석을 통하여 이 질문에 대한 답을 찾고 부정적인 결론을 내릴 것이다. 즉 M2는 시간의 흐름과 함께 실질GDP와 물가에 대한 선행성 및 두 변수의 변동에 대한 설명능력을 상실한 것으로 보인다.

둘째 질문은, '그렇다면 그 원인은 무엇인가' 하는 것이다. 본 논문에서는 통화수요함수의 장기적 안정성에 대한 공적분 검정을 통하여 90년까지의 표본에서 발견되던 안정성에 대한 증거가 96년까지의 표본에서는 사라짐을 보이고, 이같은 통화수요함수의 안정성 상실을 M2의 예측력 상실의 원인인 것으로 해석할 것이다.

사실 이상의 에피소드는 전세계적으로 볼 때 새로운 것은 결코 아니다. 70년대 중반 이후 중간표적변수로 각광을 받으며 등

장했던 M1, M2 등의 통화량지표는 등장과 거의 동시에 최종변수에 대한 예측능력 상실의 문제로 퇴장을 당하는 榮辱(?)의 교차를 맛보았는데, 소위 Goodhart의 법칙으로 통칭되는 이 현상이 우리나라에서도 발생한 것으로 보인다. 또한 그같은 예측력 상실의 원인이 통화수요함수의 안정성 상실이라는 점도 이미 외국에서 누차 지적된 시나리오의 再演이었다고 생각된다.¹⁾

새로울 수 있는 것은 그럼에도 불구하고 계속 M2를 중심지표로 한 증가율 목표가 발표되어왔다는 점과 그 목표는 좀처럼 지켜지지 않았다는 사실이다. 이로부터 세번째 질문을 도출해내기 위해서 선진국 중 유일하게 통화량 타깃팅을 계속하고 있는 것으로 알려져 있는 독일의 경우를 잠시 살펴보자. 독일의 통화정책당국인 Bundesbank는 1974년 이후 매년 목표통화증가율을 발표하고 그에 따라 통화정책을 운영해온 것으로 알려져 있다. 그러나 1979년부터 1994년까지의 16년의 기간을 대상으로 할 때, 독일의 실제 통화증가율이 목표범위내에서 운영되어온 것은 8번에 지나지 않았다.²⁾ 이에 대하여 Von Hagen(1995)은 비록 Bundesbank가 통화량 타깃팅을 추구해온 것으로 알려져 있으나 실상에 있어서는 인플레이션 타깃팅이 최종의 준칙이었고 통화량 타깃팅은 이 최종 준칙과 어긋나지 않는 범위내에서 지켜졌다고 주장하였다. 또한 Clarida and Gertler(1996)는 Bundesbank의 통화정책이 미국 Fed.의 통화정책과 같이 'Taylor 공식', 즉 超短期 이자율을 인플레이션과 실질GDP증가율이 목표로부터 이탈하는 것을 상쇄하는 쪽으로 변동시키는 정책공식(policy rule)에 의하여 설명될 수 있음을 보였다. 요컨대 통화량 타깃팅이 공

1) 그같은 연구로서 미국자료를 이용한 가장 최근의 것을 제시하면 Friedman and Kuttner(1996)가 있다.

2) 이는 Von Hagen(1995)에 의한 것이다.

표한 통화공급목표를 맞추기 위해 경직적으로 운영되어온 것이 아니라, 최종목표인 인플레이션 안정을 염두에 두고 신축적으로 운영되어왔음이 새로이 발견되고 있는 것이다. 즉 통화량이 중간 표적보다는 정보변수(information variable)로 사용되어온 것이다.

본 논문의 세번째 질문은, '그렇다면 80년대 이후 우리나라의 통화정책도 독일의 통화정책과 같이 정보변수전략으로 운영되어 왔는가' 하는 것이다. 즉 가장 호의적으로 해석하여, 우리나라의 경우 物量變數인 통화량이 예측능력을 상실해감에도 불구하고 통화정책의 중심지표로서 통화량을 고집할 수밖에 없었던 이유가 있었다고 가정해보자. 사실 이같은 가정이 무리가 아닐 수 있는 근거도 있었다고 생각된다. 첫째, 우리나라의 경우 금융시장의 미성숙으로 인하여 物量變數를 대신하여 이자율 등 가격변수를 통화정책의 중심지표로 사용하기에는 어려움이 있었다고 볼 수 있다. 둘째, 더불어 한국은행이 목표통화증가율을 발표해온 데에는 일반대중이나 재정당국에 대해 신호를 주기 위한 일종의 전략적 동기(strategic motive)가 있었을 수도 있다. 이러한 가능성을 인정한 가운데 제기되는 의문은, 통화당국에 의한 'M2타깃팅의 실제 운영이 과연 통화정책의 최종 목표여야 할 인플레이션 및 성장률 안정과 일관된 것이었는가' 하는 것이고, 이것이 바로 上記한 세번째 질문이다.

이 질문에 대하여 본 논문에서는 통화정책의 반응함수(reaction function)의 추정을 이용하여 답을 찾고자 시도한다. 이해를 돕기 위하여 그 결과를 먼저 보고하면, 80년대 이후 우리나라의 통화정책은 기간에 따라 정책목표가 변화되어온 것으로 보인다. 85년 이전에는 인플레이션 안정이 추구되었으나 86년에서 92년까지의 기간에는 경기부양에 정책목표가 있었던 것으로 보이고, 93년 이후 최근까지는 인플레이션 안정과 경기안정이 비교적 균

형되게 추구되고 있는 것으로 평가된다.

통화정책의 운영개선과 관련하여 인플레이션과 실질GDP에 대한 예측력을 상실해가는 M2를 중심지표로 삼았다는 사실보다는 정책운영의 초점이 비교적 단기간에 빈번히 변화되어왔다는 점, 그리고 적어도 일정 기간에 있어서는 경기안정, 특히 경기부양에 정책운영의 주안점이 놓여 있었다는 점을 우선적으로 강조하고 싶은 것이 필자의 입장이다. 목표함수가 주어진 상태에서 최적의 정책방식을 찾아내는 것은 중요한 일이다. 그러나 만일 목표함수가 잘못 설정되어 있다고 한다면, 最適解에 대한 논의의 의의는 반감될 수밖에 없을 것이기 때문이다. 그러므로 통화정책의 목표함수를 결정하는 정책당국의 선호체계를 점검하고, 바람직하다고 여겨지는 선호체계에 의해 과거 통화정책이 지배되지 못한 원인을 찾아내어 제도적으로 是正이 가능하다면 바뀌나가는 노력이 가장 중요한 과제라고 생각된다. 이와 관련한 정책시사점의 논의는 논문 말미에서 다시 이어질 것이다.

이하의 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 제Ⅱ장에서는 M2의 물가와 총산출량에 대한 예측력이 시계열상 어떻게 변화여왔는지를 Granger因果性 검정과 VAR모형하의 豫測誤差分散分解를 이용하여 검토한다. 제Ⅲ장에서는 통화수요함수의 장기적 안정성 여부를 共積分 검정을 이용하여 검토한다. 제Ⅳ장에서는 실제 수행된 통화정책의 목표가 어디에 두어져 있었는지를 분석한다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 논문을 요약하고 정책시사점에 대해 논의하였다.

M2의 명목국민소득에 대한 예측력 상실에 대한 기존의 연구로서는 金治鎬(1995)가 있다. 그는 90년대 들어 M2의 유통속도 변화가 급격해졌음을 지적하고 83~88년과 89~94년의 두 표본기간에 대응하는 M2와 각종 실물 및 물가변수의 2변수 VAR모

형을 추정하고 추정된 모형으로부터 예측오차분산분해를 계산하여, 後期의 표본에서 M2의 실물변수에 대한 예측력이 약해졌음을 지적하였다. 그의 연구에 비한 본 논문의 추가적인 기여는, 보다 포괄적인 계량방법(Granger인과 검정, 공적분 검정)을 사용하였고 여타 가능한 반론을 검토한 뒤 결론을 도출하였다는 데에 있다고 할 수 있다. 한편 80년대 이후 통화정책의 반응함수에 대한 기존 연구는 (놀랍게도) 쉽게 찾아지지 않았다. 따라서 본 논문은 이에 대한 새로운 연구로서 의의가 있다고 생각된다.

II. 質問 1 — M2의 물가 및 산출량에 대한 예측 능력은 어떠하였는가?

어느 경제변수가 통화정책의 중심지표로 선정되기 위해서는 어떠한 특성을 지녀야 하는가? 통화정책을 포함한 거시정책의 궁극적 목표는 국가경제내 경제주체의 후생수준과 밀접한 관계가 있다고 믿어지는 실질GDP와 물가를 안정적 수준으로 유지하는 데에 있다. 그러나 통화당국의 정책집행을 통하여 조정된 정책변수가 최종목표인 위의 두 변수에 영향을 미치는 데에는 상당한 시차가 존재하는 것으로 알려져 있는바, 이에 통화정책의 실제적인 운영상 중간지표가 필요하게 된다. 즉 현재의 통화정책이 최종목표변수에 대해 어떠한 효과를 초래할 것인지를 신호하여주는 역할을 수행해줄 변수가 필요한 것이고, 중간지표가 바로 그 변수인 것이다. 따라서 중간지표의 역할이 이러한 이상, 당연히 최종목표변수인 실질GDP와 물가에 대해 그 변수가 소유하고 있는 예측능력이 중간지표로 선정된 변수가 지녀야 할 특성이

된다.

그렇다면, 우리나라에 있어 M2의 실질GDP 및 물가에 대한 예측능력은 어떻게 변하여왔는가? 이 질문에 답하기 위하여, 이 논문에서는 이같은 성격의 질문에 일반적으로 이용되는 두 가지 방법을 사용하였다. 첫번째 방법은, 실질GDP 및 물가에 대한 M2의 Granger因果性(Granger causality)을 검정하는 것이다. M2의 因果性 검정은 과거의 M2에 대한 정보가 미래의 실질GDP와 물가를 예측하는 데 있어서 얼마나 유용한지를 검정하는 것으로서, M2의 두 변수에 대한 예측능력을 검정하는 가장 손쉬운 방법이다.

두번째 방법은, 실질GDP 및 물가변수를 포함하는 VAR모형을 추정하고, 추정된 모형에서 나오는 豫測誤差分散分解(Forecasting Error Variance Decomposition)를 바탕으로 M2의 실질GDP와 물가에 대한 예측능력을 평가하는 것이다. 만일 M2의 두 변수에 대한 예측능력이 우수하다면, 실제의 실질GDP치와 물가치 중 추정된 VAR모형으로 예측되지 못한 예측오차의 많은 부분은 예측되지 못한 M2에 기인한 것이어야 한다고 추리할 수 있는데, 예측오차분산분해를 두번째 검정방법으로 사용하는 이유가 여기에 있다.

1. 資料의 性格

가. 資 料

실질GDP(y)는 1990년 불변가격에 의해 산출된 자료이며, 물가수준(p)은 그에 대응되는 GDP디플레이터를 사용하였고, 이자율(r)은 3년 만기 회사채유통수익률을 사용하였다. M2(m)는 평

잔자료를 이용하였다. 이자율을 제외한 모든 자료는 X11기법에 의하여 계절조정되었고, 또 이자율을 제외하고는 모두 로그변환되었다. 자료는 분기별 자료로서, 기간은 1972년 3/4분기부터 1996년 4/4분기까지이다.³⁾

나. 檢定戰略 — 회전 추정

본절에서 목표로 하는 것은 M2의 예측력이 시계열상 어떻게 변화해왔는지를 검토하는 것이다. 이를 위하여, 추정에 사용되는 표본의 크기를 15년으로 고정시키고 표본의 始點을 1期씩 이동시키는 회전 추정(rolling regression)을 채택하였다. 구체적으로 1972년 3/4분기를 始點으로 하는 15년짜리 표본을 처음으로 하고, 1982년 1/4분기를 시점으로 하는 같은 크기의 표본을 마지막으로 하는 모두 39개의 회전표본들(rolling samples)이 이용되었다.

다. 資料의 定常性 : 單位根 문제

M2의 선행성 검정은 F -통계량의 이용을 요하는데, 이 통계량의 이용이 정당하기 위해서는 추정에 사용될 시계열 자료들이 정상적(stationary)이라는 전제가 필요하다. 따라서 추정에 사용될 4개 변수가 단위근을 가지고 있는지를 우선적으로 검토하여야 하는데, 이를 위하여 ADF(Augmented Dickey-Fuller)검정법과 Phillips-Perron검정법을 사용하였다. ADF검정의 경우 Akaike 기준(Akaike information criterion)을 이용하여 최적 시차수를 정하였고, Phillips-Perron검정의 경우 오차항의 分散 계산에 필요한 시차수를 임의적으로 4로 정하였다.⁴⁾

3) 자료의 始點은 입수가 가능한 이자율자료의 시점에 의해 결정되었다.

4) 그러나 얻어진 결과가 時差 선택에 민감한 것으로 보이지는 않는다.

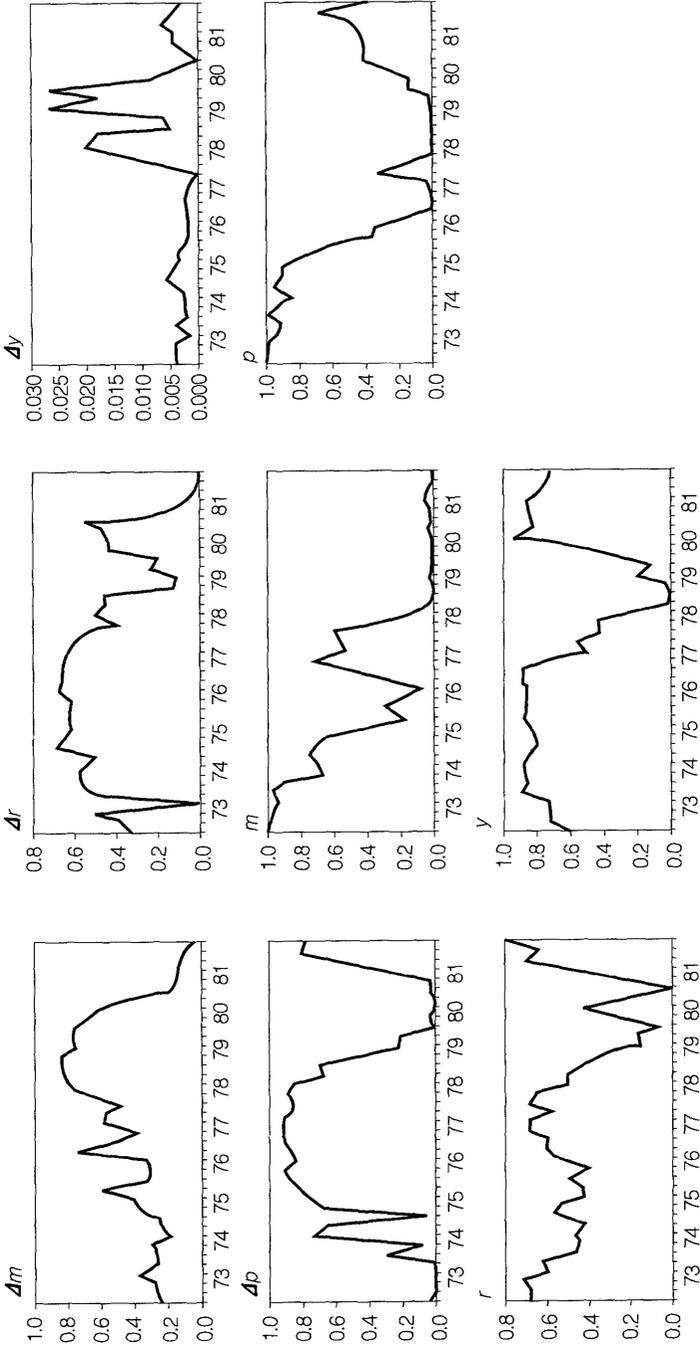
두 검정법을 각 변수의 水準變數와 1次差分變數에 적용하여 각 39개 표본을 가지고 단위근을 검정하였는데, 그 결과를 요약한 것이 [그림 1]과 [그림 2]이다. 두 그림은 적어도 하나의 단위근이 존재한다는 歸無假說에 대한 p -값을 圖示한 것이다. 우선 ADF검정에 의한 결과를 살펴보면, 수준변수의 경우 일부 표본을 제외하면 모든 변수들에 대해 단위근이 존재한다는 가설을 기각할 수 없는 것으로 나타났고, 이같은 결과는 실질GDP를 제외하면 1차차분변수에 대해서도 동일하게 나타났다. 그러나 Phillips-Perron검정에 의한 결과를 보면, 수준변수에 대해서는 단위근이 전표본, 모든 변수에 걸쳐 존재하는 것으로 나타났지만, 1차차분변수에 대해서는 그같은 귀무가설이 기각되는 것으로 나타났다.⁵⁾

일반적으로 Phillips-Perron검정이 ADF검정에 비하여 檢定力이 우월하다는 일반적인 연구결과—예컨대 Phillips and Perron (1988)—가 있는데, 여기서 얻어진 결과도 이러한 연구결과와 대체로 일치하는 방향으로 나타난 것으로 생각된다.⁶⁾ 따라서 Phillips-Perron검정의 결과에 근거하여 주어진 네 변수가 수준변수에 대하여 1개의 단위근을 가지고 있다는 가정을 전체 표본에 적용하기로 하였다.

5) ADF테스트에 있어서는 두 경우 모두에 대해 추세항을 포함하였고, Phillips-Perron테스트의 경우에는 1차차분변수에 대해서는 추세항 없이 테스트하였다. 즉 ADF테스트의 경우 추세항이 포함되었을 경우에도 1차차분변수에 단위근이 존재한다는 가설이 많은 표본에서 받아들여졌다.

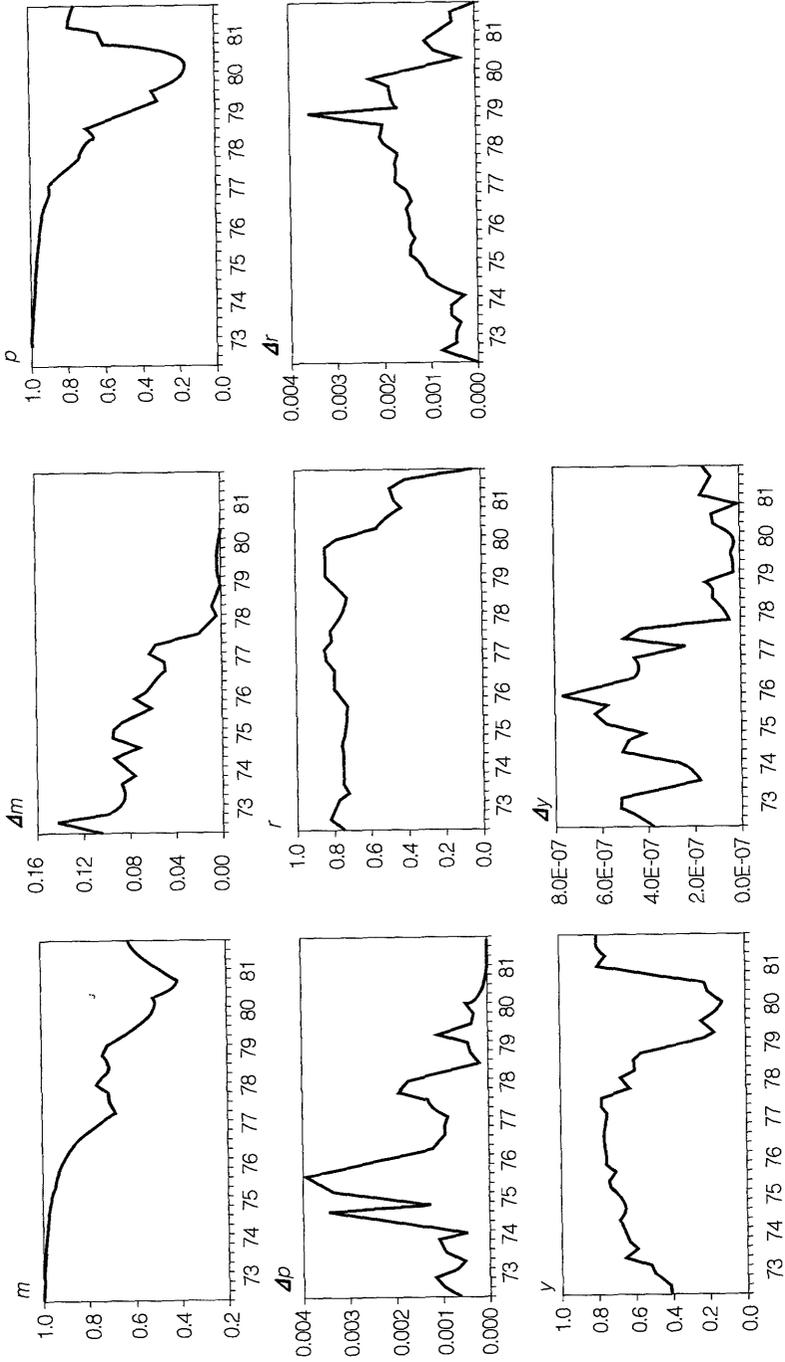
6) 우리나라 자료를 사용하여 본고에서와 비슷한 결과를 얻은 연구로서는 全聖仁(1992), 柳潤河(1994) 등이 있다.

[그림 1] Augmented Dicky-Fuller 單位根 검정



주 : m 은 M2평균, p 는 GDP디플레이터, y 는 실질GDP, r 은 회사채이자율을 의미하며 각 변수에 Δ 가 붙은 것은差分變數임을 의미함(그림 2에서도 같음). 수평축의 時點은 각각 39개 표본의 始點에 대응하며 이하 그림들에서도 마찬가지임.

[그림 2] Phillips-Perron 單位根 검정



2. M2의 물가 및 실질GDP에 대한 Granger因果性(Granger causality) 검정

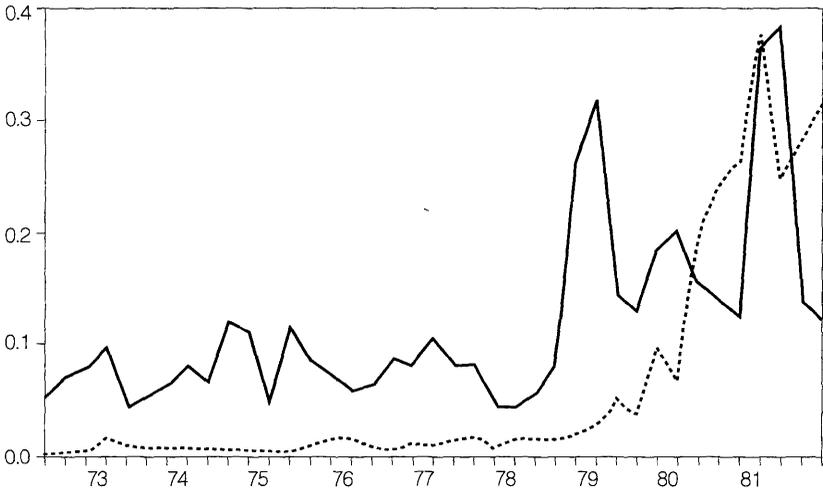
자료변수들이 단위근을 갖고 있다는 위의 결과를 반영하여, Granger因果性 검정을 위한 모형추정에는 1차차분변수들을 사용하였다. 구체적으로 추정된 모형은 아래와 같다.

$$\begin{aligned}\Delta y_t &= \sum_{i=1}^4 a_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^4 b_i \Delta p_{t-i} + \sum_{i=1}^4 c_i \Delta r_{t-i} + \sum_{i=0}^4 d_i \Delta m_{t-i} + u_t \\ \Delta p_t &= \sum_{i=1}^4 \alpha_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \beta_i \Delta p_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \gamma_i \Delta r_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \delta_i \Delta m_{t-i} + v_t\end{aligned}$$

설정된 이 모형이 정확하기 위해서는, 사실 주어진 네 변수간에 共積分關係가 존재하는지의 여부를 먼저 검토하는 것이 순서일 것이다. 즉 만일 공적분관계가 존재한다면 정확한 모형은 誤差修正(error correction)모형일 것이고, 결과적으로 위에 주어진 두 식은 자료생성과정(data generating process)을 부정확하게 설정한 셈이 된다. 그러나 다음 章에서 보듯이 70년대 중반 이전이 始點인 표본을 제외한 나머지 표본에서는 공적분관계의 존재에 대한 증거가 취약하므로 이 문제가 검정결과로부터 도출될 결론을 크게 저해하지는 않을 것으로 생각된다. 또 다음 절에서의 예측오차분산분해 검정에서는 공적분관계의 존재가능성도 고려하여, 본절에서의 결과와 보완되도록 할 것이다.

위의 모형을 이용하여 검정된 귀무가설은 두 식에서 M2의 차분변수에 대한 계수치는 모두 零이라는 것이다. 이 귀무가설에 대한 39개 샘플로부터의 검정결과는 [그림 3]에 요약되어 있다. [그림 3]은 주어진 귀무가설에 대한 F -통계량을 계산하여 그에 대한 p -값을 圖示한 것이다. 그림에서 명백히 드러나듯이, M2의 물가와 실질GDP에 대한 예측력은 70년대 자료를 주로 한 샘플

[그림 3] Granger 因果性 검정(4개의 시차변수 포함)



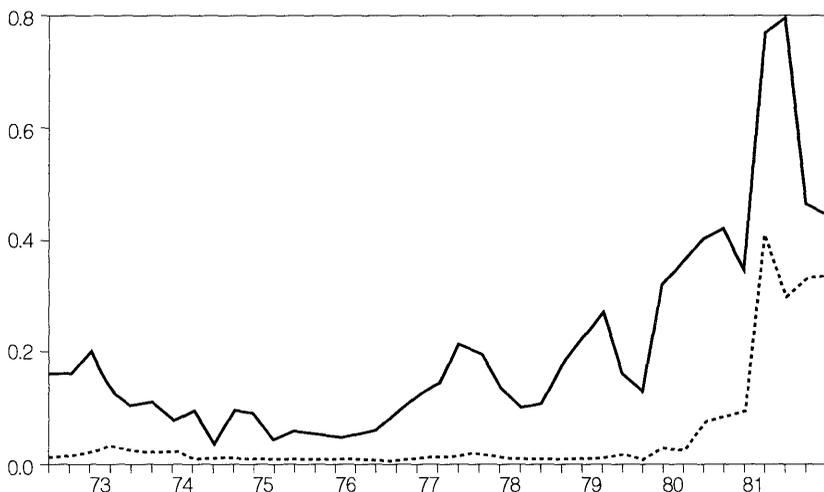
주 : 實線은 “통화가 물가에 대해 Granger인과관계가 없다”는 귀무가설에 대한 p-값이고, 點線은 “통화가 실질GDP에 대해 Granger인과관계가 없다”는 귀무가설에 대한 p-값임(그림 4도 같음).

에서는 有意한 것으로 나타나고 있으나 80년대와 90년대 자료를 주로 한 샘플에서는 有意성을 찾아볼 수가 없다. 이 결과는 추정 에 포함된 時差變數를 늘린다 해도 달라지지 않는데, 시차를 4에서 8로 연장한 모형에서의 결과를 도시한 것이 [그림 4]이다.

그러므로 Granger因果性 검정에 의할 때, M2는 실질GDP와 물가에 대하여 70년대에는 有意한 예측력을 지니고 있었으나 근래에 이르러서는 예측력을 상실하였다고 결론지을 수 있겠다.⁷⁾

7) Stock and Watson(1989)에 따르면, 미국의 경우 1차차분된 통화총량은 실질GDP에 대하여 Granger인과관계를 가지지 않으나 추세선이 제거된 통화 증가율은 유의한 Granger인과관계를 지닌다고 한다. 또 이에 근거하여 그들은 통화에 고정된 요인(deterministic part)이 있을 경우, 그 요인을 제거한 뒤 검정이 이루어져야 정확한 결과를 얻을 수 있다고 주장하였다. [그림 1]에서 보듯이 최근 표본의 경우 추세선을 제거한 M2는 정상적일 가능성이 큰 것으로 생각되고, 따라서 Stock and Watson의 비판을 염두에 둘 필요가 있는 것으로 판단된다. 그러나 그들의 제안에 따라 모형을 변경한 뒤 행해진 Granger인과성 검정에서도 원래의 결과와 크게 다른 결과가 얻어지지 않았으므로, 그 결과를 따로 보고하지는 않기로 한다.

[그림 4] Granger因果性 검정(8개의 시차변수 포함)



3. 豫測誤差分散分解 검정

예측오차분산의 분해를 이용하여 M2의 예측력을 검정하기 위하여 우선 사용된 VAR모형은 위의 Granger인과성 검정에서와 같이 (Δy , Δp , Δm , Δr)의 네 차분변수를 포함하는 것이다.⁸⁾ 분산분해를 위하여 필요한 예측오차의 직교화(orthogonalize)는 일반적으로 사용되는 Choleski분해에 의하였고, 이때 (Δy , Δp , Δm , Δr)의 순서가 적용되었다. 즉 Δy 및 Δp 에 대한 수계의 충격이 Δm 에 영향을 줄 수 있도록 하여 통화의 내생적 변동을 허용하였고, M2의 예측력에 유리한 결과가 나올 수 있도록 이자율을 M2 다음에 배치하였다.⁹⁾

한편 VAR모형에서 추정된 예측오차분산분해가 일반적으로

8) 時差變數 역시 종전과 같이 4개까지 포함하였다.

9) 본 논문의 초고단계에서 M2가 통화당국에 의하여 직접 관리되어왔다는 점을 들어 Δm 이 Δy , Δp 의 앞에 배치되어야 한다는 비판이 있었다. 그러나 (Δm , Δy , Δp , Δr)의 순서에 의한 예측오차분산분해결과도 본문에 보고된 것과 큰 차이가 없었음을 밝혀둔다.

추정오차가 크다는 약점을 감안하여, 500회 Monte-Carlo시뮬레이션을 통하여 얻어진 평균값과 표준편차를 같이 보고하는 방식을 택하였다.¹⁰⁾

이렇게 얻어진 예측오차분산의 분해 결과가 [그림 5]와 [그림 6]이다. 두 그림은 1년뒤 실질GDP증가율과 물가상승률에 대한 VAR모형의 예측오차 중에서 M2증가율의 충격에 기인한 비율을 圖示한 것이다.¹¹⁾ M2의 예측력에 대해 두 그림이 시사하는 바는 앞의 Granger인과성 검정과 동일하다. 즉 M2의 예측력은 표본이 최근의 것으로 이동되면서 점차 낮아지고 있는 것으로 보인다. 특히 70년대 후반 이후를 始點으로 하는 표본들에서는 M2의 예측오차분산에 대한 기여가 零이라는 가설이 5% 臨界値下에서 기각될 수 없음을 알 수 있다.

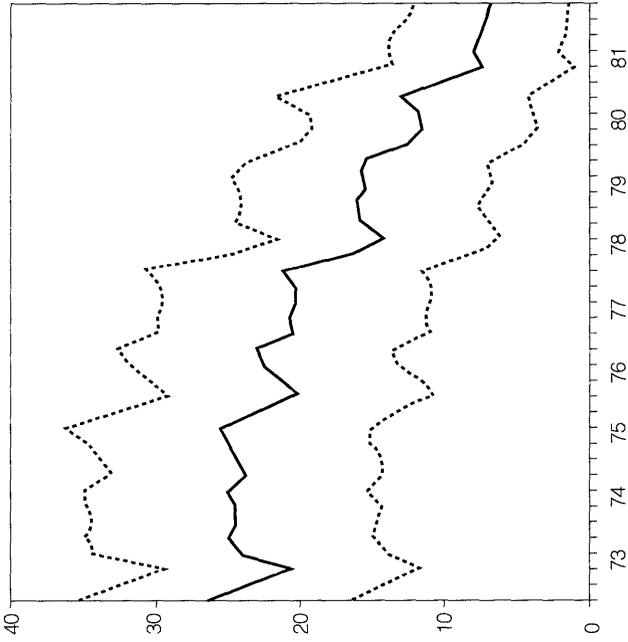
사실 앞 절의 Granger인과성 검정 결과가 주어진 상태에서, 동일한 차분변수 자료를 사용한 예측오차분산분해의 결과가 이와 같이 얻어진 것은 예상된 것이라고도 할 수 있다. 따라서 다른 각도에서의 검정을 목표로 한다면, 앞 절에서와는 다른 정보 집합을 이용해보는 것이 바람직할 것이다. 이러한 추론하에 생각해볼 수 있는 것은 차분변수 대신 (y, p, m, r)의 수준변수를 사용하여 동일한 예측오차분산분해를 시행해보는 것이다. 수준변수를 사용하는 것의 장점은 만일 네 변수간에 共積分關係가 있는 경우, 차분변수에 기초한 VAR모형은 誤設定된(misspecified) 것이지만 수준변수에 기초한 모형은 실제의 자료생성과정과 일관되어 오설정의 오류가 없다는 점이다.¹²⁾

10) 이하 보고한 모든 예측오차분산분해는 같은 방식으로 계산하였다.

11) 예측기간을 늘려 2년뒤로 잡은 경우에도 결과는 보고한 것과 대동소이하였다.

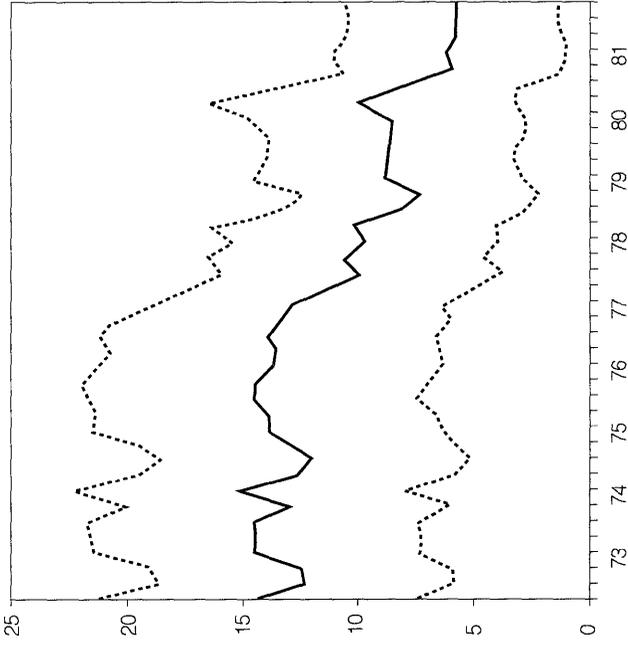
12) 이에 대한 자세한 설명은 Hamilton(1994), 19장 참조. 한편 이같은 장점과는 달리, 네 변수들이 단위근을 가지고 있기 때문에 수준변수를 이용한 추정치는 차분변수를 이용한 추정치에 비해 부정확할 가능성이 크다는 단점이 있음은 물론이다.

[그림 5] Δm 의 Δp 의 豫測誤差分散에 대한
寄與度 (차분변수VAR)



주 : 實線은 1년뒤 예측치에 대한 오차의 분산이며, 點線은 Monte-Carlo시뮬레이션에 의해 계산된 표준편차를 加減한 것임. 이는 그림 6, 7, 8에 대해서도 같음.

[그림 6] Δm 의 Δp 의 豫測誤差分散에 대한
寄與度 (차분변수VAR)



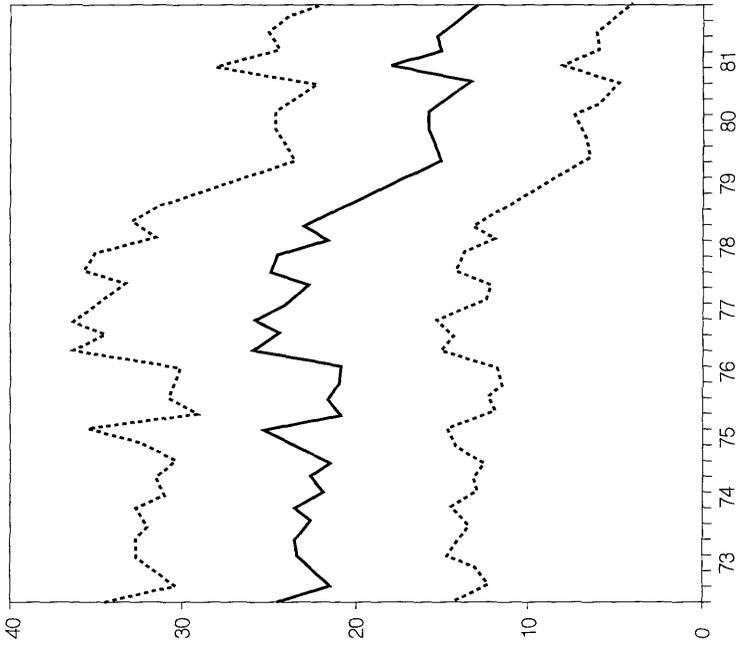
[그림 7]과 [그림 8]은, 이같은 근거하에 수준변수를 이용하여 추정된 VAR로부터 생성된 예측오차분산에서 M2의 기여율을 계산하여 圖示한 것이다. 두 그림을 앞의 [그림 5, 6]과 대비하여 검토해보면, y 에 대해서는 두 VAR로부터의 결과가 비슷하게 나타나고 있으나, p 에 대해서는 수준변수VAR의 경우 전표본에 걸쳐 M2충격의 기여율에 큰 변화가 없는 가운데 통계적으로 有意하지 않은 것으로 나타나고 있다.

수준변수를 사용한 무제약VAR(unrestricted VAR)에서 p 의 예측오차분산에 대한 통화충격의 기여율이 미미하게 산출되는 것은 드문 일이 아닌 것으로 생각된다. Sims(1980)는 1958~76년 기간의 독일 자료를 이용한 6변수VAR에서 p 의 예측오차분산의 대부분이 p 자신에 대한 충격으로 설명되고 있고 통화충격은 대단히 미미함을 보고하고 있다.¹³⁾ 최근 Cochrane(1994)은 1959년에서 92년까지의 미국자료를 이용한 3변수VAR모형을 기반으로 같은 결과를 보고하고 있다.¹⁴⁾ 아마도 가장 공고하게 받아들여지고 있는 거시경제이론의 公理인 화폐의 중립성을 상기할 때 액면 그대로 받아들이기가 대단히 어려운 이 결과는 無制約 수준변수VAR 및 Choleski분해에 근거한 통화충격의 算出이 과연 진정한 '통화충격'을 포착하는가 하는 문제를 제기하는 것으로 생각된다. 이러한 문제가 느껴질 때, 최근의 연구경향은 異論의 여지가 없다고 여겨지는 經濟理論에 기반한 최소한의 構造制約(structural restriction)을 가하든가, 통화정책의 조작관행에 대한 지식에 의거하여 制約을 가하면서 진정한 통화충격의 判別을 시도하는 것이다.¹⁵⁾ 그러나 이와 같은 본격적인 통화충격의

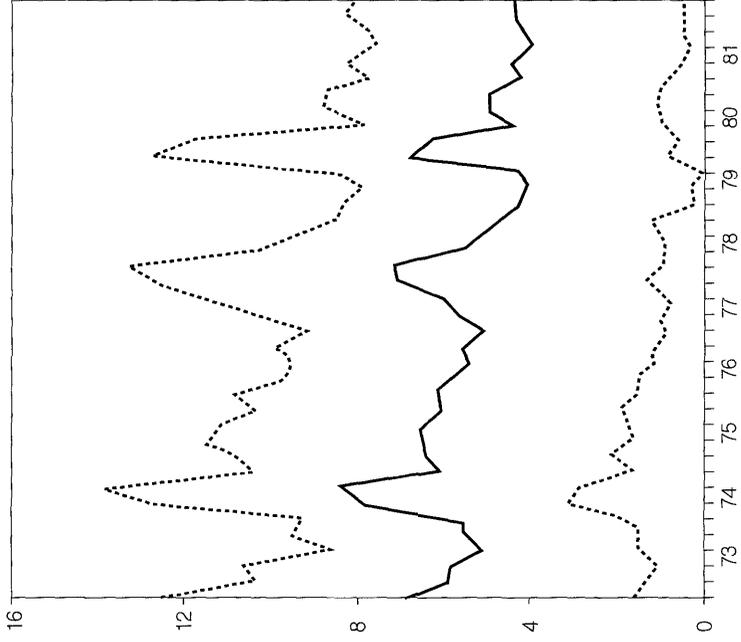
13) 구체적인 수치는 다음과 같다. 예측기간 3년에 대하여 통화충격의 기여율은 3%, p 충격의 기여율은 76%였다.

14) 구체적인 수치는, 3년 예측기간에 대하여 통화충격의 기여율은 3%, p 자신에 대한 충격의 기여율은 73%이다.

[그림 7] m 의 y 의 豫測誤差分散에 대한
寄與度(수준변수VAR)



[그림 8] m 의 p 의 豫測誤差分散에 대한
寄與度(수준변수VAR)



판별과 분석은 다음 기회로 미루고, 본고에서는 최소한의 통계학적 제약을 수준변수VAR모형에 가하여 추가적인 분산분해를 시도해보는 것으로 이 節의 VAR모형을 이용한 분석을 마무리하겠다.

수준변수VAR의 장점이 존재 가능한 공적분관계와의 일관성이라면, 보다 우월한 추정전략은 그와 같은 공적분관계를 명시적으로 모형에 도입한 誤差修正(error-correction)모형을 추정대상으로 하는 것이다.¹⁶⁾ 오차수정모형의 추정에는 Engle and Granger (1987)의 2단계 추정량(two-step estimator)을 이용하였다. 즉 공적분식을 먼저 최소자승법에 의하여 추정하고, 거기에서 추정된 잔차항을 오차수정모형의 추정에 사용하였다. 특히 추정된 공적분식은 實質通貨에 대한 수요함수이고, 1972:III~1996:IV의 전체 표본을 이용하였다.¹⁷⁾

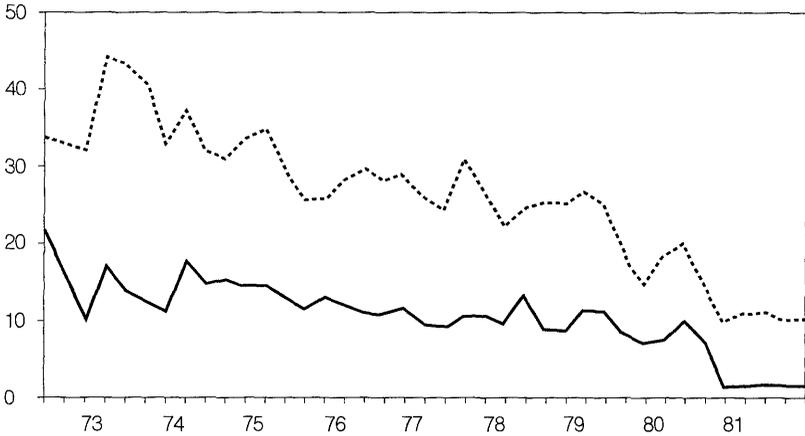
추정된 오차수정모형에서 계산된 2년 예측오차분산에 대한 M2충격의 기여율은 [그림 9]에 도시하였다. [그림 9]에서 y의 분산분해 중 M2충격의 기여율을 보면, 최근 표본으로 오면서 그 기여율이 하락하는 모습이 좀더 명확해지고 있는 것 외에 [그림 7]과 크게 다른 패턴을 제시하지는 않는다. 한편 물가의 경우 예측오차분산에 대한 M2충격의 기여율이 여전히 낮게 추정되었지만 최근 표본에서 기여율이 하락하는 패턴만은 분명히 나타나고

15) 前者의 대표적인 예로서는 화폐의 長期中立制約을 이용한 Gali(1992)가 있고, 後者의 예로서는 Leeper and Gordon(1994)과 Bernanke and Mihov (1995)가 있다.

16) 예측오차의 비교를 통하여 오차수정모형의 무제약VAR에 대한 우월성을 보인 연구로는 Engle and Yoo(1987) 참조.

17) 추정된 결과는 다음과 같다. $m-p = -5.88 + 1.16 \times y - 0.68 \times r$. 한편 R^2 는 0.99로서 추정오차의 크기는 작은 것으로 생각된다(Banerjee et al.[1986]은 추정오차의 크기가 $(1-R^2)$ 에 비례함을 보이고 있다). 한편 추정된 오차수정모형에는 각 변수들에 대하여 4개의 시차를 허용하였고 1期 시차의 오차를 포함하였다.

[그림 9] m 의 y 및 p 의 豫測誤差分散에 대한 寄與度
(오차수정모형)



주 : 實線은 y 에 대한 기여도, 點線은 p 에 대한 기여도임.

있다.

4. 小 結

이상의 Granger인과성 검정과 예측오차분산분해검정에 근거할 때, M2가 물가와 실질GDP에 대해 지니는 예측력은 시간의 흐름과 함께 약화되었다고 결론지을 수 있겠다. 이제 다음 장에서는 그같은 추이를 가져온 원인이 무엇이었는지에 대해 검토하고자 한다.

III. 質問 2—M2의 예측력 상실의 원인 : 통화 수요함수는 안정적이었는가?

통화총량을 중간표적으로 사용할 때, 결국 그 이론적 근거가 되는 것은 $MV=PY$ 의 통화량 공식이다. 주지하고 있는 바와 같이 사후적으로는 항등식인 이 공식이 사전적으로는 통화수요함수로 이해될 수 있다. 따라서 어떤 특정 통화총량을 중간목표로 사용하기 위해서는 이 통화수요함수가 장기적으로 안정적이어야 한다는 전제가 충족될 필요가 있다.

본장의 첫번째 목표는 통화수요함수의 안정성 여부를 검토함으로써 이 전제의 성립 여부를 살펴보는 것이다. 이해의 증진을 위하여 결론부터 제시하면, 통화수요함수의 안정성 가설은 90년까지의 표본(1972~90)에서는 성립한다는 약한 증거가 발견되나 90년대의 자료가 추가될 때에는 기각된다. 이같은 안정성의 변천을 앞 장에서 결론지은 M2의 예측력 상실의 근거로서 주장하려는 것이 본장의 두번째 목표이다.

1. 檢定方法

검정방법은 $(m-p, y, r)$ 의 세 변수간에 공적분관계가 존재하는지를 검정함으로써 통화수요함수의 안정성을 검토하는, 현재 알려져 있는 가장 일반적인 방법을 따랐다. 또 공적분 검정에는 최우추정법에 기초한 Johansen의 Trace통계량 검정을 이용하였다.

Johansen 검정법의 사용과 관련해서는 최근 두 가지 유의점들이 제기되고 있다. 첫째, 공적분관계가 존재하지 않는다는 귀무

가설이 사실임에도, 小標本下에서 귀무가설이 과도하게 기각되는 경향이 있다는 점(size distortion의 문제), 둘째 오차항간 시계열 상관관이 있을 때 검정결과가 왜곡이 심하다는 점(시계열상관의 문제) 등이 그것이다.¹⁸⁾ 전자에 대해서는 통계량을 自由度에 의해 교정하는 것이 개선방안으로 제시되고 있고, 후자에 대해서는 통계량 산출에 이용되는 VAR모형의 時差 선정이 오차항간 시계열이 제거될 수 있도록 적절히 정해져야 함이 강조되고 있다. 이러한 연구성과를 반영하여 이하에서는 모두 자유도 교정이 이루어진 통계량만을 보고하였고, 또한 bootstrapped 시뮬레이션을 이용하여 robustness 검토를 하였다. 또, 다음 절에서는 1972:Ⅲ~1996:Ⅳ의 전체 표본과 1972:Ⅲ~1990:Ⅳ의 부분 표본에 대한 Johansen공적분 검정이 행해질 것인데, 이때 포함될 時差는 Breusch-Godfrey의 近似 F 검정법을 이용하여 오차항의 시계열 상관 여부를 검토하여 결정하였다.¹⁹⁾ 두 표본에서 얻어진 시차는 12였다.

2. 通貨需要函數의 안정성 검정

전체 표본에 대한 Johansen 검정결과는 <표 1>에 보고되어 있다. 주어진 표는 전체기간을 표본으로 할 때, $(m-p, y, r)$ 간에 공적분관계가 존재한다고 보기가 힘들다는 것을 알려준다. 공적분 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설은 16% 유의수준에서나 기각될 수 있고, bootstrapped 시뮬레이션에 의한 p -값은 더욱더 비관적이다.²⁰⁾ 게다가 추정된 공적분 벡터는 이론과는 어긋나게

18) Miyao(1996), Cheung and Lai(1993) 등 참조.

19) Cheung and Lai(1993)는 일반적인 Akaike 또는 Schwarz 기준을 이용한 시차선택이 부적절할 수 있음을 시사하고 있다.

20) 시행된 bootstrapped 시뮬레이션의 횟수는 2,000회이다.

〈표 1〉 Johansen 共積分 검정²¹⁾

| | 1972: III ~ 1990: IV | 1972: III ~ 1996: IV |
|-----------------------|----------------------|----------------------|
| Johansen(trace) 통계량 | 37.90 | 26.40 |
| (p -값) | (0.008) | (0.16) |
| (p -값) b | (0.18) | (0.62) |
| 공적분 벡터($m-p, y, r$) | (1.00, -1.23, 0.26) | (1.00, -1.34, -1.25) |

주 : 1) 공적분관계가 존재하지 않는다는 귀무가설에 대한 검정임.

2) (p -값) b 는 bootstrapped 시뮬레이션에서 나온 결과임.

陰의 이자율 계수를 가지고 있다.

M2의 유통속도를 도시하여보면 90년대 이후 유통속도의 가파른 하락이 특징적인데, 이같은 특징이 통화수요함수의 안정성 상실과 관련이 있을 수 있다는 전제하에 1972:III~1990:IV의 표본에 대해서 다시 공적분 검정을 해보았다. 그 결과가 〈표 1〉에 보고되어 있는데, 과연 이 표본에서는 공적분관계의 존재에 대해서 어느 정도의 증거가 찾아짐을 알 수 있다. bootstrapped 시뮬레이션에 의거할 때에는 18%의 유의수준에서, Osterwald-Lenum 표에 의할 때에는 1%의 유의수준에서 공적분관계가 없다는 귀무가설이 기각된다. 또한 추정된 공적분 벡터의 계수들도 이론과 일관되는 부호를 보이고 있다.

이상을 종합할 때, 1972~96년의 이용 가능한 최대 표본에 대해서는 ($m-p, y, r$) 변수간에 공적분관계가 존재하지 않으며, 이같은 통화수요함수의 불안정성은 90년대 이후의 자료가 추가됨에 따라 기인되었을 가능성이 크다고 결론지을 수 있겠다.²²⁾

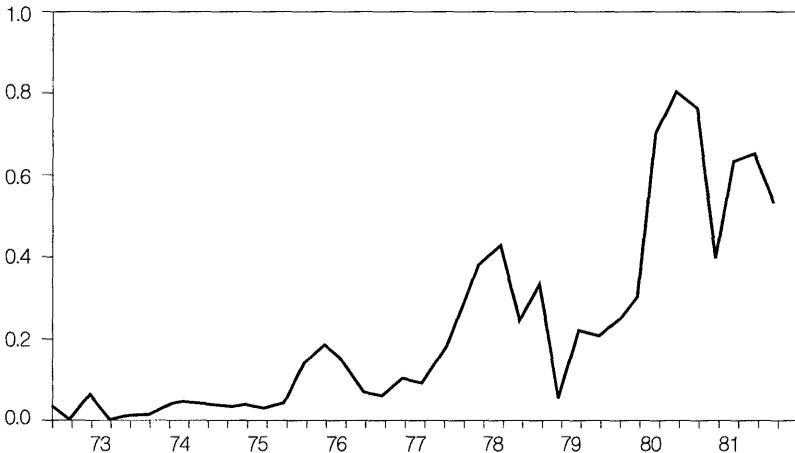
21) 상수항이 공적분식에 허용되었고, 각 시계열에는 추세항의 존재가 허용되었다. 즉 Osterwald and Lenum(1992)에서 〈표 1〉의 케이스 1에 해당하며 p -값의 계산은 이 표에 근거하였다(정확하게는 이 방식을 사용한 TSP프로그램에 의하였음). 한편 표에 보고된 공적분 벡터는 가장 큰 eigenvalue에 대응하는 추정치이다.

22) 통화수요의 안정성에 대한 기존 연구로서는 柳潤河(1994)가 있다. 그는 1972:III~1993:III의 표본과 5의 시차길이를 사용하여 공적분관계가 존재한

3. 通貨需要函數의 安定성 상실이 M2의 豫측력 상실의 원인

위의 결론과 최근 표본에서 발견되는 M2의 실질GDP와 물가에 대한 예측력 상실이라는 앞 장의 결론을 결합할 때 자연스럽게 떠오르는 發想은, 통화수요함수의 안정성 상실이 M2의 예측력 상실의 원인이라는 것이다. 변수들간 공적분관계의 존재가 그 변수들간 Granger인과관계 존재의 충분조건이라는 점을 고려할 때, 이 발상은 더욱 힘을 얻는다.²³⁾ [그림 10]은 이같은 발상이 傍證에 의하여 뒷받침됨을 보여준다. 이 그림은 앞 장에서 이용한 39개 표본을 가지고 공적분관계가 존재하지 않는다는 귀무가설에 대한 Johansen통계량을 산출하여 그에 대한 p -값을 도시한 것이다.²⁴⁾ p -값이 최근 표본에 이르러 크게 상승하고 있음이 그

[그림 10] 通貨需要函數의 安定성 檢正(共積分關係가 없다는 歸無假說에 대한 p -값)



다고 결론짓고 있다. 그가 사용한 검정법은 본고에서와 같은 Johansen검정법이다.

23) Stock and Watson(1988) 참조.

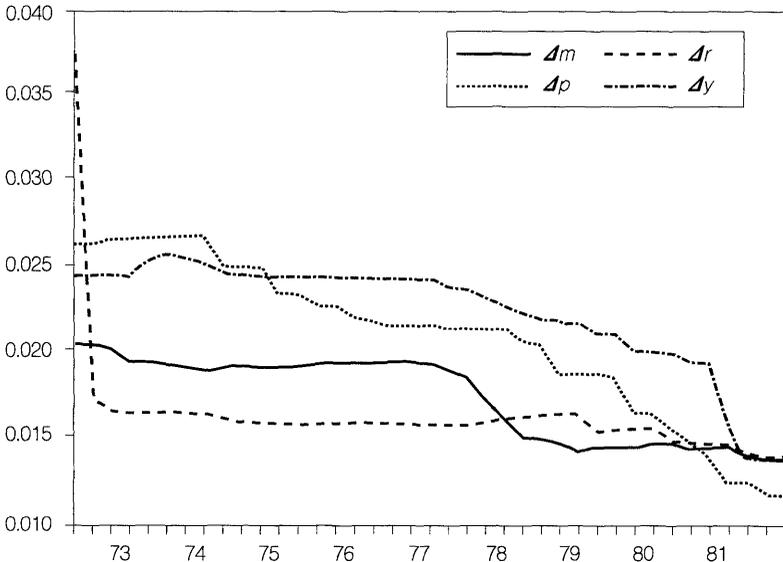
24) 표본크기를 고려하여 시차길이는 임의적으로 6으로 결정하였다.

림에서 명백히 나타나고 있다.

그러나 [그림 10]이 다분히 설득적이기는 하나, 통화수요함수의 안정성 상실을 앞 장의 Granger인과성 검정과 예측오차분산 분해 등의 결과에 대한 원인으로 최종 결론짓기 위해서는 다른 가능성의 존재 여부가 검토되어야 할 것이다. [그림 11]은 첫 번째의 '다른 가능성'을 보여준다. (Δy , Δp , Δm , Δr) 네 변수의 각 39개 표본에서의 표준편차를 도시한 것인데, 주목하고자 하는 것은 70년대 후반을 始點으로 하는 표본에서 나타나는 현저한 Δm 분산의 하락이다. 즉 생각해볼 수 있는 것은 M2증가율의 분산하락이 M2의 예측력 상실을 결과한 것은 아닌가 하는 것이다. 예컨대, 극단적으로 Friedman의 k 퍼센트룰과 같이 정책당국이 통화공급증가율을 일정하게 유지할 경우 M2와 두 변수들간에는 아무런 상관관계가 발견되지 않을 것이기 때문이다.

이 가능성의 진위여부를 판별하기 위해서 두 개의 새로운 표

[그림 11] (Δy , Δp , Δm , Δr)의 標準偏差



본을 추출하였다. 하나는 83: I ~ 90: IV까지의 표본이고, 다른 하나는 83: I ~ 96: IV까지의 표본이다. [그림 11]에서 Δm 의 표준편차가 1970년대말 이후를 始點으로 하는 표본들에서 현저하게 하락하는 것은 우리나라에서 M2의 증가율이 80년대 초반에 큰 폭으로 하락하였기 때문이다. 이 지식을 이용하여 M2증가율이 하락한 뒤인 80년대 이후만의 표본을 대상으로 M2의 예측력을 검정하기 위하여 위의 두 표본을 추출한 것이다. 두 표본에 대한 Granger인과성 검정 결과를 보고한 것이 <표 2>이다. 표본이 상대적으로 小標本임을 감안하여 <표 2>에서의 Granger인과성 검정에서는 (y, p, m) 의 세 변수만을 이용하였다. <표 2>에 의하면 두 표본 모두에서 M2의 실질GDP에 대한 예측력은 비슷하게 낮게 나타나고 있으나, 물가에 대한 예측력은 90년대 자료가 포함된 두번째 표본에서 현저하게 하락하고 있음을 알 수 있다. 만일 M2의 分散 하락이 Granger인과성 검정 결과에 의미 있는 영향을 미친다면, 추측하건대 그것은 실질GDP에 대한 검정일 가능성이 클 것이다. 왜냐하면 M2의 分散 하락은 p 의 分散 하락을 동반할 것이지만, y 의 분산이 동반하락할 가능성은 희박하기 때문이다.²⁵⁾ 이렇게 볼 때 <표 2>에서 실질GDP에 대한 M2의 예측력이 두 표본 모두에서 약하게 나타나고 있는 것은 80년대 초반 이후 M2의 변동폭이 작아졌기 때문인 것으로 보이나, 물가에 대한 예측력의 변화는 M2의 변동폭 축소로는 설명될 수 없다고

<표 2> Granger因果關係 검정

| | 1983: I ~ 1990: IV | 1983: I ~ 1996: IV |
|-------------------|--------------------|--------------------|
| $m \rightarrow y$ | 0.23 | 0.24 |
| $m \rightarrow p$ | 0.12 | 0.51 |

주: 보고된 수치는 귀무가설에 대한 p -값임.

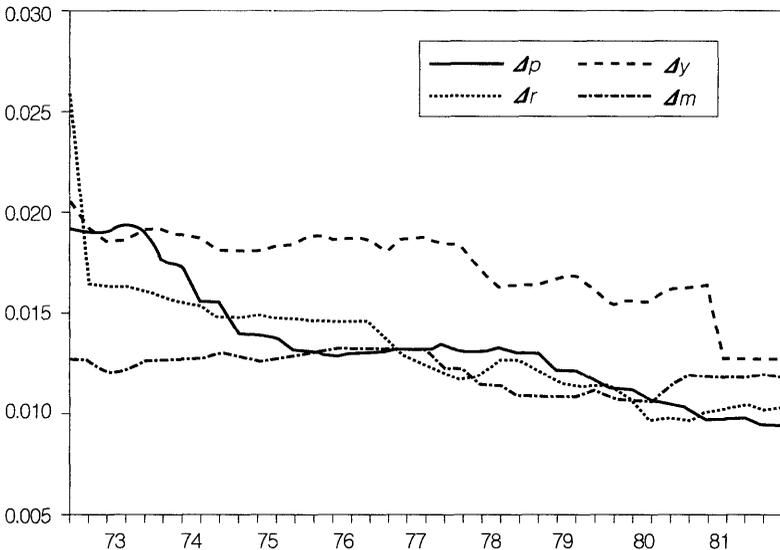
25) 이는 통화의 장기적 중립성을 달리 표현한 것에 불과하다.

여겨진다.

한편 VAR모형에서의 예측오차분산분해와 관련해서도 비슷한 가능성이 존재하는지에 대한 의문이 있을 수 있는데, [그림 12]는 그 가능성이 없음을 보여준다. 이 그림은 Choleski 직교분해된 M2증가율의 표준편차의 크기가 39개의 전표본에 걸쳐 절대적으로는 큰 변화가 없고 상대적으로는 오히려 조금씩 증가해왔음을 알려준다.

두번째 '다른 가능성'은 80년대 이후 통화당국이 인플레이션과 성장률의 움직임에 체계적으로 대응하여 M2증가율을 변동시켰을 가능성이다. 만일 M2증가율이 인플레이션 및 성장률과 함수적인 관계하에 정해졌다면, M2증가율은 계량적 외생성(econometric exogeneity)을 상실하게 될 것이고 인플레이션과 성장률에 대하여 Granger인과관계가 없는 검정결과를 초래할 것이다.²⁶⁾ 그

[그림 12] 直交變換된 殘差의 標準偏差



26) 이 가능성은 Kareken and Solow(1963) 이후 여러 맥락에서 누차 지적되어

러나 이 가능성의 경우, 설사 그것을 사실로 인정한다 하더라도, '과연 통화정책이 인플레이션 및 성장을 안정을 추구한 것이었는가'라는 본 논문의 세번째 질문으로 자연스레 이어질 것이므로 더 이상의 논의는 불필요하다고 생각된다.

4. 小 結

통화수요함수의 안정성을 공적분관계의 존재 여부로 검정하였을 때, 90년까지의 표본에서는 안정성에 대해서 약한 증거가 있으나 96년까지 표본을 확장할 경우 그 증거는 사라진다. 이같은 통화수요함수의 안정성 상실이 M2의 실질GDP와 물가에 대한 예측력 상실의 원인이었던 것으로 생각된다.

IV. 質問 3 — 통화정책이 인플레이션과 성장을 안정을 추구하였는가?

통화수요함수의 안정성 상실로 인하여 M2의 실질GDP와 물가에 대한 예측력이 사라졌다는 것이 지금까지의 논의였다. 특히 II장의 공적분 검정은 이같은 현상이 늦어도 90년대 들어서는 뚜렷해졌음을 시사한다. 그렇다면 이상의 논의가 통화정책에 대해 지니는 의미는 무엇인가? 즉 이어져야 할 다음 질문은 무엇인가? 사고의 흐름상 M2를 대체할 인플레이션 등 최종목표변수에 대한 보다 우수한 指標(indicator)가 존재했는지, 또 M2를 대

은 것이다. 한편 계량적 외생성과 Granger인과성의 동일성에 대해서는 Sims(1972) 참조.

체하여 사용될 수 있는 보다 우수한 정책도구변수(operational variable)가 존재했는지 등이 될 수도 있을 것이다. 그러나 本稿에서는 이들 질문 대신, '그러면 M2 중심의 통화정책이 인플레이션과 성장률 안정 달성이라는 최종 목표에는 충실하였는지'를 묻고자 한다. 만일 이 질문에 대한 답이 긍정적인 것이라면 우리나라의 통화정책에 대해서 일단은 호의적인 평가가 내려져야 할 것이며, 소위 'M2중심 통화정책의 문제점'은 '보다 우수한 미래 인플레이션의 指標 및 정책도구 개발의 필요성'이라는 技術的인 성격의 것으로 귀착될 것이다. 그러나 만일 위 질문에 대한 답이 부정적이라 한다면, 정책당국자의 근본적인 정책전략의 오류가 과거 10餘年間 통화정책의 첫번째 문제점으로서 지적되어야 할 것이다.

1. 情報變數로서의 통화

통화수요함수가 안정성을 상실한 가운데, 통화량을 중심지표로 사용하는 통화정책은 최종목표인 인플레이션과 성장률 안정을 위하여 어떤 방식으로 운용될 수 있을까? 첫째는, Friedman식의 k 퍼센트룰을 채택하는 방식이 있을 수 있다. 즉 통화증가율을 事前的으로 정하고, 물가 및 실질GDP의 움직임과는 관계없이 事前的으로 정해진 이 통화증가율을 지켜나가는 방식이다. 즉 말 그대로의 중간목표전략을 고수하는 경우이다(편의상 이하 ' k 퍼센트 전략'으로 지칭하기로 한다).

두번째는, 통화량을 '情報變數'로 이용하며 적극적으로 인플레이션과 성장률의 안정을 추구하는 방식이다. 즉 事前的으로 설정된 통화증가율의 경로를 기계적으로 고수하는 대신, 실제 통화증가율의 목표치로부터의 이탈이 초래될 때 그 이탈이 (예컨대 통

화수요충격과 같이) 인플레이션 압력의 증대가 아니라는 추가적 정보가 있을 경우에는 실제 통화증가율의 설정된 궤도로부터의 이탈을 용인하는 방식이다(편의상 이하 '정보변수전략'으로 지칭하기로 한다).²⁷⁾

간단한 式을 이용하면, 상기한 두 경우를 좀더 알기 쉽게 설명할 수 있고 더불어 두 가지 전략을 비교·비판하는 것도 쉬워진다.

$$\sigma_x^2 = \sigma_\eta^2 + \sigma_m^2 + 2\rho_{\eta m}\sigma_\eta\sigma_m$$

단순화하여 한 경제의 내생변수를 x 라 하고 정책변수인 통화증가율을 m 이라 하자. 내생변수 x 는 확률적 요인 η 의 영향을 받는다고 하면, x 의 분산은 위와 같이 표시된다. 이제 정책당국자는 η 에 대해 불완전한 정보만을 가지고 있다고 가정해보자.²⁸⁾ 이때 x 의 분산을 최소화하는 것이 정책목표라고 하면, 상기한 두 가지 방법은 주어진 式下에 각기 다음과 같이 해석될 수 있다: 1) (k 퍼센트를) η 의 추정을 포기하고 통화증가율을 상수로 유지하여 σ_x^2 를 σ_η^2 와 같게 유지하는 전략, 2) (정보변수전략) 주어진 정보하에 η 를 추정 한 뒤, 그에 맞추어 통화를 공급함으로써 σ_x^2 를 σ_η^2 이하로 하락시키기를 시도하는 전략.

만일 정책당국자가 정확하게 η 를 추정해낼 수 있고 동시에 통

27) 통화정책의 분석에 처음으로 '정보변수'의 개념을 도입한 것은 Karenken et al.(1973)이다. 그들의 모델에 의하면, 정책당국이 최종 목표변수의 實際値를 알기까지는 일정한 時差가 존재한다. 따라서 오늘의 정책집행을 위해서는 현재 관측 가능한 다른 변수들을 이용하여 최종 목표변수의 움직임을 예측할 수밖에 없다. 이때 예측에 이용되는 변수들이 바로 정보변수이다. 모델하에서 정책당국은 그때그때 주어진 실제치에 대한 지식하에 정보변수의 향후 경로를 계산한다. 그러나 그 경로는 새로운 지식이 얻어짐에 따라 끊임없이 수정된다.

28) x 를 명목소득으로, η 를 유통속도로 해석하면 주어진 가정은 통화수요함수의 불안정성으로 정책당국자가 유통속도에 대하여 불완전한 정보를 가지고 있는 경우가 될 것이다.

화증가율을 조정하여 ρ_{nm} 이 -1이 되도록 유지할 수 있다면, 정보변수전략으로 零의 σ_x^2 를 달성하는 것이 가능하고 따라서 정보변수전략이 k 퍼센트를에 대해 우월하다고 할 것이다. 그러나 두 조건 모두 경험적으로 성립여부가 결정될 수 있는 것이고 이론적으로 판단될 수 있는 것은 아니므로, 상기한 두 방법 중 어느 방법이 우월한지는 이론적으로 대답할 수 있는 성질의 것이 아니다. 요컨대 정책당국이 실제로 얼마만한 정확성을 갖고 내생변수의 움직임을 포착해낼 수 있는지 그리고 통화정책은 어느 정도의 효과를 내생변수에 미칠 수 있는지 등의 통화정책과 연관된 전통적인 논의들이 그 대답에 관련된다.

하지만 두 전략간의 우월성에 대한 답이 어떠한 최근 10여 년동안 우리나라의 통화정책에 있어 k 퍼센트를이 채택되었을 가능성은 쉽게 배제될 수 있는 것으로 생각된다. 1980년 이래 M2증가율 목표가 한국은행에 의하여 발표되어왔지만, 실제 M2증가율이 목표치 범위내로 유지된 것은 <표 3>에 보이듯이 1996년에 이르기까지 모두 5번에 불과하였기 때문이다.

그러므로 남는 가능성은 '정보변수전략'이 사용되었는가 하는 것이다. 사실 M2증가율이 사전적으로 설정된 목표치로부터 이탈되는 것이 빈번히 용인되었다는 위의 지적은 역으로 정보변수전략의 사용가능성을 크게 하는 것으로 볼 수도 있다. 즉 한국은행이 M2증가율을 최종목표변수인 물가상승률과 실질소득증가율에 대한 정보변수로서 사용하며 최종목표변수의 움직임에 대한 추가적인 정보가 없는 상황에서는 M2증가율을 목표치에 맞추어 운용하였으나 새로운 정보가 얻어짐에 따라 신속적인 통화공급을 추구하였다는 논변이 가능하기 때문이다. 구체적으로 앞 장에서 논의한 대로 통화수요함수의 불안정성이 증대되는 상황에서, 통화수요함수의 계수치에 대한 현재의 지식하에 사전적인 M2증

〈표 3〉 M2 增加率 목표치 및 실제치(1980~96)¹⁾

(단위 : %)

| | 목표치 | 실제치 |
|------|-------------------------------------|------|
| 1980 | 20.0 | 26.9 |
| 1981 | 25.0 | 25.0 |
| 1982 | 20.0~22.0 | 27.0 |
| 1983 | 18.0~20.0 | 14.7 |
| 1984 | 11.0~13.0 | 8.9 |
| 1985 | 9.5 | 13.9 |
| 1986 | 12.0~14.0 (16.0~18.0) ²⁾ | 17.3 |
| 1987 | 15.0~18.0 | 22.5 |
| 1988 | 15.0~18.0 | 18.8 |
| 1989 | 15.0~18.0 | 18.4 |
| 1990 | 15.0~19.0 | 21.2 |
| 1991 | 17.0~19.0 | 18.3 |
| 1992 | 18.5 | 18.5 |
| 1993 | 13.0~17.0 | 17.4 |
| 1994 | 14.0~17.0 | 17.7 |
| 1995 | 12.0~16.0 | 13.7 |
| 1996 | 11.5~15.5 | 17.8 |

주 : 1) 1980~82년은 12月末殘기준, 1983~87년은 12月平殘기준, 1988~90년은 年平均殘기준, 그 이후는 12月末殘기준임.

2) 1986년의 원래 목표치는 12.0~14.0%였으나 동년 하반기에 상향 조정하였음.

자료 : 韓國銀行, 『調査統計月報』, 各年 1月號(1989~96년). 1989년 이전은 한국은행으로부터 구두 전달.

가을을 설정하고 새로운 지식이 얻어지지 않는 한 그 증가율을 지켜나가지만 통화수요함수의 변화가 감지되면 그에 따라 M2공급도 변화시키는 정책이 추진되었을 수 있다는 논변이다.

실제로 변화하는 M2유통속도의 추정은 80년대 중반 이후 한국은행내에서 주요한 연구과제였던 것으로 보인다.²⁹⁾ 또한 한국은행은 목표M2증가율을 설정하는 데 있어서 유통속도하락률을

29) 예컨대, 河成根(1984), 金在天·許在晟·金基峯(1989) 등이 있었다.

명시적으로 고려하는 소위 EC방식을 사용하여왔다. 즉 적어도 표면적인 관측에 의해서는 한국은행이 유통속도에 대한 현재의 지식을 이용하여 목표M2증가율을 정하였으나, 실제의 정책집행에 있어서는 유통속도변화에 대한 새로운 지식이 얻어지면 그에 따라 M2증가율을 변동시키는 신축적인 통화정책을 지향하였다는 가설을 부정할 수 있는 증거는 보이지 않는다.

그러면, 과연 80년대 이후 우리나라의 통화정책이 독일의 경우와 같이 M2타깃팅을 정보변수전략으로서 신축적으로 운용하며 궁극적으로는 인플레이션과 성장률 안정을 추구하여왔는가? 다음節에서는 이에 대해 계량적인 방법으로 답을 찾고자 한다.

2. 通貨政策 反應函數의 추정

가. 反應函數의 설정

본장의 주어진 질문에 대한 답을 계량적인 방법으로 찾기 위해서는 통화정책의 반응함수(reaction function)를 추정하는 것이 필요한데, 통화정책의 목표가 인플레이션과 실질GDP성장률의 안정이라고 할 때, 아래와 같은 통화정책의 반응함수를 상정할 수 있다.

$$\Delta m_t - \Delta m^* = \alpha(E_t \pi_{t+4} - \pi^*) + \beta(E_t \Delta y_{t+4} - \Delta y^*) + \varepsilon_t \quad (4-1)$$

설정된 반응함수는 다음과 같은 두 가지 전제에 근거한 것이다: 첫째, 통화당국의 정책도구는 M2였다. 둘째, 통화당국은 1년 뒤의 인플레이션율과 성장률을 감안하여 현재의 통화증가율을 결정한다. 이상의 두 가지 전제 중에서 두번째 전제는 큰 무리 없이 받아들여질 수 있을 것으로 생각된다. 통화당국이 염두에 두고 있는 통화정책의 시차가 정확히 1년인지의 여부는 논란이

될 수 있겠으나, 대략 1년여일 것으로 생각되고 또한 약간의 오차가 있다 해도 그것이 최종 계량 결과에 미치는 영향은 심각하지 않을 것이기 때문이다.³⁰⁾

보다 중요한, 또한 논란의 여지가 있을 수 있는 전제는 M2가 통화정책의 도구변수(operational tool)라는 첫번째 가정일 것이다. 이 전제가 타당하기 위해서는 통화당국이 M2를 자신의 정책 목표에 따라 통제할 수 있었다는 조건의 성립이 필요하다. 예컨대, 超短期金利가 도구변수로 사용되고 통화량은 내생적으로 결정되도록 되어 있는 선진국의 경우라면(즉 통화량이 '간접 관리'되고 있는 경우라면) 이 조건은 성립될 수 없게 된다. 그러나 과거 우리나라 통화정책의 주요 특징으로서 빈번히 지적되어온 점의 하나는 M2가 통화당국에 의하여 '直接 管理'되고 있다는 것이었다. 즉 통화당국은 자신이 생각하는 적절한 통화증가율을 달성하기 위하여 지불준비율의 조정은 물론 창구지도, 대출한도 규제, (규제된 발행금리하에서의) 통화안정증권 발행 등의 수단을 이용하여 M2 증가율을 직접 통제하여왔다는 것이 통화정책을 관찰해온 평자들의 일반적인 논평이었다. 본 논문에서 M2증가율을 정책당국에 의하여 외생적으로 통제되어온 도구변수로 채택한 所以는 이러한 논평의 타당성을 긍정적으로 판단하였기 때문이다.³¹⁾

나. 反應函數의 추정(1)

주어진 반응함수식 (4-1)을 추정하기 위해서는 長期 인플레이션, 성장률 및 통화증가율 목표 그리고 미래 인플레이션과 성장

30) 이는 계량모형에서 산출될 $t+4$ 기의 예측치와 $t+4+x$ (x 는 작은 양수)기의 예측치간에 큰 차이가 있지는 않을 것이라는 의미이다.

31) 따라서 이하의 계량분석의 타당성 여부가 이러한 도구변수의 선택에 관한 판단의 타당성 여부에 결정적으로 의존함은 물론이다.

률의 예상치가 필요하다. 정책당국자가 이들 수치를 발표하지 않는 이상, 이들 수치 역시 추정할 수밖에 없는데 이는 어떤 형태든 구조모형 건설을 필요로 한다.

본 논문에서는 가장 간단한 구조모형이라고 할 수 있는 VAR 모형을 이용하여 인플레이션 및 성장률의 예측치와 장기균형치를 계산하는 방법을 채택하였다. VAR모형에는 小規模 開放經濟인 우리나라 경제의 특성을 감안하여 실질GDP, GDP디플레이터, 原油價, 실질실효환율, M2, 3년만기 회사채 이자율 등 6개 변수를 포함하였다. 표본기간은 M2가 중간표적으로 사용되기 시작한 1980년 I 분기부터 1996년 IV분기까지로 하였고, 同 期間의 모든 변수에 단위근이 존재한다는 가설이 기각되지 않으므로 1차차분된 자료를 사용하였다.³²⁾

6변수 VAR로부터 추정된 인플레이션갭($E_t \pi_{t+4} - \pi^*$)과 성장률갭($E_t \Delta y_{t+4} - \Delta y^*$)을 이용하여 式 (4-1)을 추정한 결과를 보고한 것이 <표 4>이다.³³⁾

<표 4>에서 우선 관심의 대상인 인플레이션갭과 성장률갭에 대한 계수(α , β)의 추정치를 보면 α 는 통계적 유의성이 전혀 없는 가운데 零에 가깝게 추정되어서, 적어도 全期間을 표본으로 할 때에는 통화정책이 인플레이션 안정을 추구하였다는 증거가 희박함을 시사한다. 반면 β 는 통계적으로 유의하게 陰의 값을 취하는 것으로 추정되어 이 기간의 통화정책이 성장률 안정 또는 경기안정에 主眼이 있었다는 인상을 준다.

그러나 <표 4>의 결과를 가지고 바로 1980년 이후 통화정책이 물가안정보다는 경기안정 위주로 운영되었다고 최종 결론을 내

32) 이자율을 제외하고는 1차차분되기 전에 먼저 로그변환을 취하는 통상적인 자료처리를 행하였다.

33) 추정된 장기균형치는 분기별 인플레이션율, 성장률, 통화증가율이 각각 0.0145, 0.02, 0.0399였다.

〈표 4〉 반응함수식 (4-1)의 推定 結果(표본기간 : 1980: I ~ 1996: IV)

| 추정계수 | 추정치 | t-값 | D-W 통계량 | \bar{R}^2 |
|--------------------|-------|--------|------------|-------------|
| Deviation($t-1$) | 0.54 | 3.04 | 2.11 | 0.21 |
| 인플레이션갭 | 0.02 | 0.07 | | |
| 성장률갭 | -0.88 | -2.59* | | |

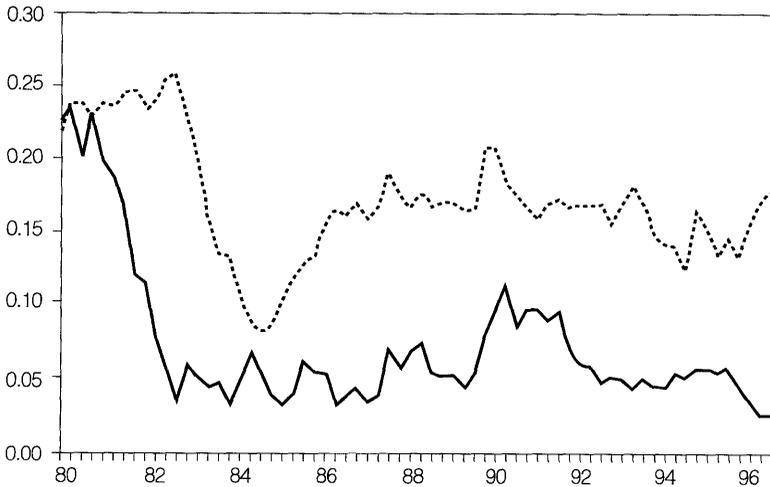
주 : 1) Deviation($t-1$)은 前期의 증속변수를 의미함.

2) *는 5% 유의수준에서 유의함을 의미함.

리는 것은 다소 성급할 수 있다. 왜냐하면 同 期間中 통화정책상의 구조변화가 있었을 가능성을 배제할 수 없기 때문이다. 주어진 기간에서의 구조변화의 가능성을 검토하기 위하여 [그림 13]에 이 기간의 M2증가율과 인플레이션율을 도시하였다. 주어진 그림에서 인플레이션율의 추이를 먼저 살펴보면 80년의 高인플레이션期, 81~82년간의 급속한 디스인플레이션期, 그리고 83년 이후 4~9% 내에서의 상대적 안정기로 全期間이 대략 구분될 수 있음을 알 수 있다. 따라서 인플레이션 추이에 근거할 때 83년을 前後하여 구조변화가 있었을 가능성이 있다고 볼 수도 있을 것이다.

하지만 M2증가율의 추이를 보면 구조변화가 있었을 가능성이 있는 시점은 83년보다는 86년인 것으로 보인다. 上記한 인플레이션율 추이가 통화정책상의 구조변화를 의미하는 것으로 해석되기 위해서는, 장기적인 인플레이션의 추이는 통화정책의 産物이라는 전제가 필요하다. 經濟原論에 따른다면 이 전제는 당연히 성립해야 하는 것이지만 적어도 80년대 초반에 우리나라에서 단행된 디스인플레이션에 있어서는 경우가 달랐던 것으로 보인다. [그림 13]에서 명백하듯이 인플레이션율의 하락이 시작된 81년에 M2증가율은 상승하고 있었고 디스인플레이션이 완료된 83년

[그림 13] 인플레이션 및 M2증가율 추이(1980~96)

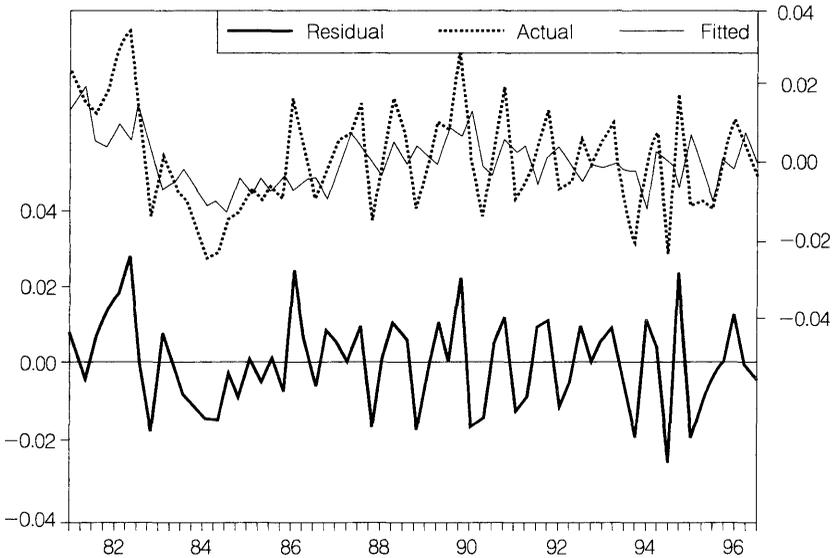


주 : 實線은 M2증가율, 點線은 인플레이션率에 대응함.

에 이르러서야 비로소 M2증가율의 하락이 시작되었기 때문이다. 아마도 한국적 상황하에서 81년 이래 임금상승률 억제 등 소득 정책에 의하여 디스인플레이션이 추진되었고 통화정책은 오히려 80~82년중에는 경기부양적으로 운영되었을 가능성이 농후한 것으로 보인다. 이 기간의 디스인플레이션 정책의 실체와 그 功過가 무엇이었는지는 그 자체로서 흥미있는 연구과제이겠으나, 통화정책의 구조변화시점과 관련해서 시사하는 것은 구조변화가 있었을 경우 그 시점의 판단은 인플레이션率의 추이에 의해서가 아니라 M2증가율의 추이에 의해야 할 것이라는 점이라고 생각된다.

M2증가율을 기준으로 할 때 [그림 13]은 83~85년간의 통화증가율 하락기, 86년 이후의 안정기로 전기간이 대략 구분될 수 있음을 보여준다. 또 만일 보다 세분을 시도한다면 86년에서 96년까지의 기간이 93년을 기점으로 다시 한번 나누어질 수도 있

[그림 14] 추정된 반응함수식 (4-1)의 殘差



을 것이다. 86년, 93년을 통화정책의 구조변화기로 해석하는 것은 <표 3>에서 보인 한국은행의 M2증가율 목표치 추이에 의거할 때에도 그럴듯한 것으로 보인다. 목표치 추이를 보면 83~85년중의 현저한 하락, 86~92년중의 안정, 93년 이후의 상대적인 하락이 명백하기 때문이다. 또 하나의 방증은 <표 4>의 추정에서 도출되는 殘差의 추이이다. [그림 14]는 이들 잔차를 도시한 것인데, 83~85년간에 잔차가 陰의 값을 취하면서 시계열상관되어 있음을 볼 수 있다. 또한 93년 이후에 이르러 잔차의 값이 상대적으로 커지는 것을 관찰할 수 있다.

그러므로 이상의 논의에 근거할 때 86년과 93년을 구조변화기로 상정하고 이를 감안하여 통화정책의 반응함수를 추정하는 것이 보다 정확한 결론을 도출하기 위해 필요하다고 생각된다.

다. 反應函數의 추정(2) — 構造變化를 고려한 추정

〈표 5〉는 앞의 小節에서 논의한 구조변화시점을 고려하여 통화정책의 반응함수를 再推定한 결과를 보고한 것이다. 각 기간별로 추정결과를 해석해보면 아래와 같다.³⁴⁾

먼저 85년 이전의 표본에 대한 추정결과를 보면 우선 종속변수의 시차변수에 대한 계수치가 크면서도 대단히 有意하게 추정되어 이 기간에 M2증가율에 상당한 변화가 있었음을 반영하고 있다. 다음으로 주목되는 것은 인플레이션에 대한 계수가 절대치가 크고 有意하게 추정되고 있다는 것이다. 여기서 주의해야 할 점은 추정치가 陽의 값을 갖고 있지만 이것이 정책당국이 인플레이션 安定에 관심이 없었음을 의미하는 것은 아니라는 점이다. [그림 15]는 인플레이션갭을 도시한 것인데, 85년 이전의 인플레이션갭은 대부분 陰의 값을 갖고 있음을 알려준다. 그러므로 인플레이션갭에 대한 陽의 추정치는 이 기간의(특히 83년 이후) 통화정책이 강력한 디스인플레이션政策을 추구하였음을 의미하는 것으로 해석해야 할 것이다.

한편 86년 이후 96년까지의 기간에 대한 추정결과를 보면, 이

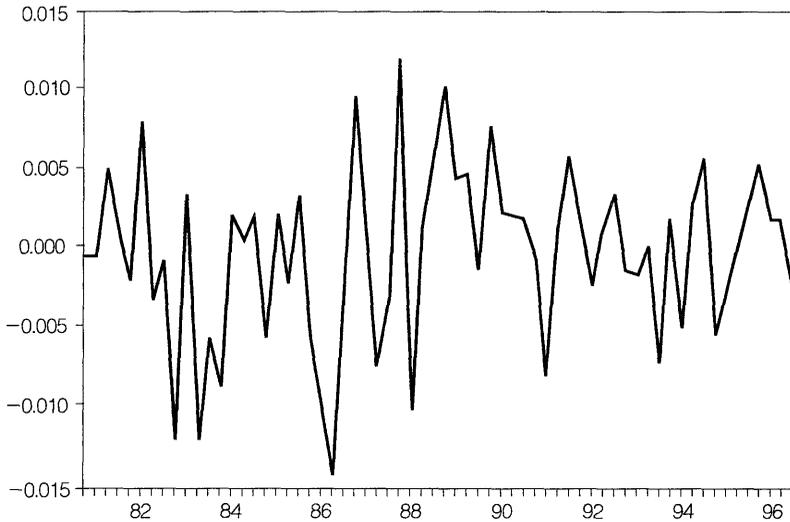
〈표 5〉 반응함수식 (4-1)의 推定 결과

| | 80: I ~ 85: IV | 86: I ~ 96: IV | 86: I ~ 92: IV | 93: I ~ 96: IV |
|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| Deviation(-1) | 0.73**(6.44) | - | - | - |
| 인플레이션갭 | 1.24**(3.24) | -0.25(-0.82) | -0.13(-0.38) | -0.98(-1.22) |
| 성장률갭 | 0.61(1.09) | -0.55*(-1.80) | -0.49(-1.35) | -0.88(-1.38) |
| D-W 통계량 | 1.80 | 1.98 | 1.91 | 1.68 |
| R ² | 0.82 | 0.06 | -0.01 | 0.16 |

주 : *은 유의수준 10%, **은 유의수준 5%에서 유의함을 의미함.

34) 모든 기간에 대하여 상수항을 포함하여 장기균형치의 변동이 허용된 형태로 반응함수를 추정해보았으나 모든 경우에 상수항이 유의한 값을 갖지 않는 결과가 나왔으므로 상수항이 포함되지 않은 결과만을 보고하였다.

[그림 15] 인플레이션갭



기간의 경우 물가안정보다는 경기안정에 정책운영목표가 있었던 것으로 생각된다. 인플레이션갭에 대한 계수의 추정치는 비록 陰의 값을 취하고 있으나 통계적 유의성이 없고 성장률 갭에 대한 계수의 추정치만이 有意하게 나타나고 있기 때문이다.

그러나 86년 이후의 기간을 93년을 기점으로 해서 二分하여 추정한 결과를 보면 경기안정에 優位가 두어진 것으로 나온 결과가 86년에서 92년까지의 표본이 지니는 특성에 의한 것임을 알 수 있다. 93년 이후의 小標本에서는 인플레이션갭 및 성장률갭에 대한 계수 모두가 한계적이거나 有意하면서 절대치도 비교적 크게 추정되었기 때문이다.

특히 86~92년 기간의 통화정책에 대하여 특기해야 할 사항은 政策運營의 非對稱性이다. <표 6>은 성장률갭에 대하여 호황 Dummy 변수 및 불황 Dummy 변수를 곱한 뒤 통화정책의 반응 함수를 다시 추정한 결과를 보고한 것이다.³⁵⁾

〈표 6〉 $\Delta m_t - \Delta m^* = \alpha \times \text{호황Dummy} \times (E_t \Delta y_{t+4} - \Delta y^*) + \beta \times \text{불황Dummy} \times (E_t \Delta y_{t+4} - \Delta y^*) + \epsilon_t$ 의 추정

| | 86: I ~ 96: IV | 86: I ~ 92: I |
|----------------|----------------|---------------|
| 호황Dummy × 성장률꺾 | -0.33 (-0.78) | -0.18 (-0.38) |
| 불황Dummy × 성장률꺾 | -0.75*(-1.68) | -0.84*(-1.60) |
| D-W 통계량 | 2.03 | 2.04 |
| R ² | 0.05 | 0.01 |

주: *은 10% 유의수준에서 유의함을 의미함.

〈표 6〉에 따르면 불황기에 대한 계수치가 호황기에 대한 계수치에 비해 絶對值도 클 뿐 아니라 有意하게 추정되었음을 보여준다. 요컨대 정책당국이 경기침체기에는 경기부양을 목적으로 팽창적인 정책운동을 추구하였으나, 반대로 경기호황기에 과열을 막기 위하여 긴축을 추구하는 對稱的인 정책운영은 미미하였음을 알려준다.

3. 小 結

이상의 반응함수 추정 결과에 의거한 통화정책 운영에 대한 평가는 아래와 같다. 구조변화의 가능성을 고려하지 않고 80년 이후 96년까지의 全期間을 대상으로 할 경우, 통화정책은 물가안정보다는 경기안정 위주로 운영된 것으로 나타난다. 그러나 구조변화를 고려할 경우 기간에 따라 정책운영이 달라져온 것으로 보인다. 85년 이전의 정책운영은 물가안정을 목적으로 시행되었으나, 86년에서 92년까지의 정책운영은 경기안정, 특히 경기부양에 초점이 있었던 것으로 보인다. 한편 93년 이후에는 정책이 경

35) 〈표 5〉에서 통계적 유의성이 없는 것으로 드러난 인플레이션꺾은 추정에서 제외하였다. 한편 '호황' 및 '불황'의 구분은 성장률꺾의 陽·陰에 의거하였다.

기안정과 물가안정을 동시에 고려하여 시행되어온 것으로 생각된다.

V. 結論 및 政策示唆點

1. 要約 및 未備點

(1) 1980년 이후 통화정책의 중간목표로 설정되어온 M2는 시간의 흐름과 함께 실질GDP 및 물가에 대한 예측력을 상실하였다. 이는 Granger인과관계 검정과 VAR모형으로부터의 예측오차 분산분해를 통하여 검증되었다.

(2) 이같은 예측력의 상실은 M2 통화수요함수의 안정성 상실의 결과인 것으로 보인다. 통화수요함수의 안정성 상실은 공적분 검정에 의하여 검증되었다.³⁶⁾

(3) 1980년 이후의 통화정책의 초점은 기간에 따라 변화가 있었던 것으로 보인다. 85년 이전은 인플레이션 안정에 목적이 있었고, 86년에서 92년까지는 인플레이션 안정보다는 경기부양 우선이었던 것으로 보인다. 93년 이후 정책운영의 초점은 물가안정과 경기안정에 비교적 균형되게 두어지고 있는 것으로 보인다. 이같은 결론은 통화정책의 반응함수검정을 통하여 검증되었다.

(4) 그러나 本稿는 다음과 같은 미비점이 있음을 인정하지 않을 수 없다. 첫째, 반응함수의 추정에 있어서 M2를 통화정책의

36) 그러나 본 논문에서는 이러한 통화수요함수의 안정성 상실의 원인에 대해서는 논의하지 않았다. 이에 대해서는 향후 추가적인 연구가 필요하다고 생각된다.

도구변수로 가정한 것이 最適의 선택인지에 대한 추가적인 검토가 있어야 할 것이다.³⁷⁾ 둘째, 반응함수의 추정이 사실상 一式模型을 이용한 일종의 制限情報最尤推定(Limited Maximum Likelihood Estimation)에 의존하였는데, 보다 우수한 방법은 물론 구조모형을 이용한 完全情報最尤推定(Full Maximum Likelihood Estimation)일 것이다. 本稿에서는 신뢰성 있는 구조모형을 찾는 것이 쉽지 않다는 이유로 一式模型을 이용하였으나 최종적으로는 우수한 구조모형을 건설(specify)하고 이를 이용하여 반응함수를 추정하여야 할 것이다.

2. 政策示唆點

(1) M2의 예측력 상실은 통화정책의 최종목표변수인 인플레이션과 실질GDP의 움직임에 대한 새로운 指標(indicator)와 정책도구(operational tool)의 개발이 필요함을 시사한다. 이런 점에서 올해 들어 한국은행이 MCT를 추가적인 지표변수로 공표한 것은 일단 바람직스러운 것으로 평가된다. 그러나 본고에서도 확인되었듯이 M2 등의 통화량변수가 물가 및 실질GDP에 대한 예측력을 상실하게 되는 원인이 통화수요함수의 안정성 상실에 있다는 점이 더불어 중시되어야 할 것이다. 선진국의 경험을 염두에 둘 때 특정 통화량에 대한 수요함수의 불안정성은 금융부문의 제도변화에 의한 금융상품간 대체성 증대에 기인하는 것으로 생각되는데, 금융자유화가 진전되고 있는 우리의 실정을 상기할

37) 통화정책의 도구변수를 판별해내는 일은 비록 어렵기는 하지만 통화정책과 관련된 많은 질문에 계량적인 방법을 동원하여 답을 찾아낼 수 있는 강력한 수단을 제공해주는 큰 편익이 있는 작업이다. 미국의 경우 이에 대한 활발한 연구가 있음을 볼 수 있는데(예컨대 Bernanke and Mihov[1995] 참조), 우리나라에서는 상대적으로 연구실적이 미미한 것으로 생각된다.

때 통화량변수가 물가변수 및 실물변수와 안정적 관계를 장기적으로 유지하는 것은 어떤 통화량을 선택하든 기대하기 힘들 것으로 예상된다. 따라서 우리나라에서도 이제는 中間標的 전략의 효용성을 심각히 再考할 시점이 되었다고 생각된다.

(2) 그러나 본고가 제시하는 결과 중에서 보다 무게있게 읽혀져야 할 점은 80년대 이후 통화정책의 운영이 정책목표의 측면에서 볼 때 비교적 자주 변동되어왔다는 사실과, 특히 80년대 중반 이후 상당기간의 정책운영이 인플레이션 안정보다는 경기부양을 목적으로 한 것이었다는 두 가지 사항이어야 할 것이다.

정책운영목표가 비교적 빈번히 변경되어왔다는 첫번째 사실은 대단히 우려되는 현상으로 인식되어야 할 것이다. 통화정책이 목표하는 효과를 적은 비용으로 효율적으로 달성하는 데 있어서 경제주체들의 期待(expectation)가 발휘하는 역할의 절대적인 중요성은 최근 통화정책에 대한 論議의 핵심이 되고 있다. 경제주체들의 기대가 정책목표 달성에 따르는 비용을 최소화하는 쪽으로 형성되기 위해서는 무엇보다도 정책당국의 信賴性이 확보되어야 한다는 것이 이들 논의의 주요 논점으로 지적되고 있는데, 신뢰성의 형성에 있어서는 정책당국이 천명한 정책목표를 안정적으로 추구하는 모습을 경제주체들에게 보이는 것이 절실히 필요하다는 점이 발견되고 있다. 따라서 우리나라의 정책당국도 정해진 목표를 근본적인 변동 이유가 없는 한 성실하게 추구하는 정책관행을 확립하여야 할 것이다.

한편 이때 그 목표는 인플레이션 안정에 두어져야 할 것이다. 통화정책에 대한 많은 논의가 있어왔지만, 통화정책의 최우선 목표가 인플레이션 안정에 두어져야 한다는 점에는 異論의 여지가 없는 것으로 생각된다. 비록 本稿에서 우리나라 거시경제구조에 있어서의 최적의 인플레이션과 성장률에 대한 통화정책의 반응

비중³⁸⁾에 대한 논의가 있었던 것은 아니지만, 이러한 현재의 學界의 견해를 받아들일 때 우리나라 통화정책 역시 정책의 중심이 인플레이션 안정에 두어져야 할 것으로 생각되며, 따라서 인플레이션 안정이 추구하고 있는 최근의 정책경향이 추세로서 자리잡아야 할 것이다.

(3) 中間標的 전략의 유용성이 상실되었을 가능성이 크다는 사실과 인플레이션 우선의 정책운영이 안정적으로 정착될 필요가 있다는 사실을 결합할 때, 우리나라에서 최근 널리 논의되고 있는 인플레이션 타깃팅의 도입이 가져올 수 있는 잠재적 便益은 매우 크다고 생각된다. 인플레이션 타깃팅에 대해 많은 논의가 진행되고 있지만, 이 제도의 핵심은 인플레이션 안정이라는 최종목표에 대해 통화당국의 拘束性을 제고하고 정책과정의 투명성을 높여 최종적으로는 통화정책의 신뢰도(credibility)를 향상시키는 데 있다고 생각된다.³⁹⁾ 따라서 인플레이션 타깃팅은 제도변화를 수반하는 것이 일반적이는데, 최근의 금융개혁 논의는 이러한 점(장기적인 거시경제 안정을 위한 장치를 마련한다는 점)에서 매우 중요한 의의를 지니고 있다고 보이며 차질없이 추진되어야 할 것이다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

金在天·許在晟·金基峯, 「통화유통속도의 구조적 변동」, 『調査統計月報』, 韓國銀行, 1989.

38) 즉 반응함수에 있어서 인플레이션과 성장률에 대한 계수치.

39) 인플레이션 타깃팅에 대한 우수한 참고논문으로는 Bernanke and Mishkin (1997) 참조.

金治鎬, 「金融環境 變化와 通貨政策」, 『經濟分析』, 제1권 제2호, 韓國銀行, 1995.

柳潤河, 「通貨需要函數의 長期的 安定性 檢定」, 『韓國開發研究』, 제16권 제3호, 韓國開發研究院, 1994.

全聖仁, 「通貨·物價·名目賃金の 長短期 動學에 관한 研究」, 『韓國開發研究』, 제14권 제1호, 韓國開發研究院, 1992.

河成根, 「우리나라 通貨流通速度的 變動要因分析」, 『調査統計月報』, 韓國銀行, 1984.

Banerjee, A., J. J. Dolado, D. F. Hendry, and G. W. Smith, "Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics Through Static Models : Some Monte Carlo Evidence," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 48, 1986, pp. 253~277.

Bernanke, Ben S. and Ilian Mihov, "Measuring Monetary Policy," Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper 95-09, 1995.

Bernanke, Ben S. and F. Mishikin, "Inflation Targeting : A New Framework for Monetary Policy," NBER Working Paper No. 5893, 1997.

Cheung, Yin-Wong and K. S. Lai, "Finite-Sample Sizes of Johansen's Likelihood Ratio Tests for Cointegration," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 55, 1993, pp. 313~328.

Clarida, Richard and Mark Gertler, "How the Bundesbank Conducts Monetary Policy," NBER Working Paper No. 5581. 1996.

- Cochrane, John H., "Shocks," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 41, 1994, pp. 295~364.
- Engle, Robert F. and Clive W. J. Granger, "Co-integration and Error Correction : Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, Vol. 55, 1987, pp. 251~276.
- Friedman, Benjamin and Kenneth Kuttner, "A Price Target for U.S. Monetary Policy? Lessons from the Experience with Money Growth Targets," *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1, 1996, pp. 77~125.
- Gali, Jordi, "How Well Does the IS-LM Model Fit Postwar U. S. Data," *Quarterly Journal of Economics*, 1992, pp. 709~738.
- Hamilton, James D., *Time Series Analysis*, Princeton University Press, 1994.
- Kareken, John H., Thomas Munich, and Neil Wallace, "Optimal Open Market Strategy : The Use of Information Variables," *American Economic Review*, Vol. 63, 1973, pp. 156~172.
- Kareken, John H. and Robert M. Solow, "Lags in Monetary Policy," *Stabilization Policies, Commission on Money and Credit*, 1993, pp. 14~96.
- Leeper, Eric and David Gordon, "The Dynamic Impacts of Monetary Policy : An Exercise in Tentative Identification," *Journal of Political Economy*, Vol. 102, 1994, pp. 1228~1247.
- Miyao, Ryuzo, "Does a Cointegrating M2 Demand Relation Really Exist in the United States," *Journal of Money*,

- Credit, and Banking*, Vol. 28, 1996.
- Osterwald-Lenum, M., "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics : Four Cases," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1992, pp. 461~472.
- Phillips, Peter C. B. and Pierre Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, Vol. 75, 1988, pp. 335~346.
- Sims, Christopher A., "Money, Income, and Causality," *American Economic Review*, Vol. 62, 1972, pp. 540~552.
- _____, "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, Vol. 48, 1980.
- Stock, James H. and Mark W. Watson, "Variable Trends in Economic Time Series," *Journal of Economic Perspective*, Vol. 2, 1988, pp. 147~174.
- _____, "Interpreting the Evidence on Money-Income Causality," *Journal of Econometrics*, Vol. 40, 1989, pp. 161~181.
- Von Hagen, Jurgen, "Inflation and Monetary Targeting in Germany," L. Leiderman and L.E.O. Svensson(eds.), *Inflation Targets*, CEPR Press, 1995.

■ 論 評

金 哲 洙

(숙명여대 교수)

이 논문은 한국은행이 매년 M2의 증가율을 통화정책의 중심 지표로 이용했음에도 불구하고 그 목표는 대부분 지켜지지 않았다는 점에 주목하여 우리나라의 통화정책을 분석하였다. 첫째, 중간표적으로 이용되어온 M2가 물가수준과 실질GDP에 대해 지니는 예측력은 Granger인과성 검정과 예측오차분산분해 검정에 근거할 때 시간의 흐름과 함께 약화되었다는 결론을 내렸다. 둘째, M2의 물가수준과 실질GDP에 대한 예측력 상실의 원인은 통화수요함수의 공적분 관계의 상실로 통화수요함수의 안정성 상실에 기인했다. 셋째, M2 중심의 통화정책 인플레이션과 성장을 안정달성이라는 최종 목표에 충실하였는지 검토하였다. 85년 이전에는 인플레이션 안정이 목적이었고, 86년에서 92년까지는 인플레이션 안정보다는 경기안정에 정책목표가 있었다고 결론짓고 있다. 특히 통화정책의 경기대응은 비대칭적이었다. 경기침체 시에는 경기부양을 위하여 팽창적인 정책운영이 행해진 반면, 경기호황기에는 과열을 막기 위하여 긴축통화정책을 사용 안한 것으로 발견됐다. 그러므로 저자는 우리의 통화정책이 경기부양에 정책운영의 주안점이 놓여 있었다고 강조하고 있다. 최근 93년 이후에는 물가안정과 경기안정에 균형된 초점이 두어지고 있다고 검증했다. 이렇게 우리나라의 과거 통화정책을 경제안정이라는 관점에서 재평가하는 데 있어서 이 논문은 중요한 공헌을 했다고 생각된다. 평자의 분수를 모르고 더욱 완벽한 논문이 되도

록 몇 가지 문제를 제기하고자 한다.

이 논문이 통화정책의 최종 목표가 인플레이션 및 성장률의 안정이라고 공식 (4-1)에서 가정하는 것은 문제가 있다. 첫째, 이 가정은 한국은행이 경기부양에 중점을 두었다는 이 논문의 결론과 부합하지 못한 듯하다. 특히 경기침체시에는 경기부양을 위하여 팽창적인 정책운영이 행해진 반면, 경기호황기에는 과열을 막기 위하여 긴축통화정책을 사용 안한 것으로 보면 통화당국의 목표는 경기안정보다는 경기촉진이 주목표라고 생각된다. 그렇다면 통화정책의 최종 목표가 인플레이션 및 성장률 안정이라는 가정은 재고할 필요가 있고, 공식 (4-1)에서 통화정책의 반응함수를 미래시점의 인플레이션과 성장률의 장기목표치로부터의 이탈 정도를 고려하여 현재 통화증가율을 조정한다는 가정을 재고할 필요가 있다. 통화당국이 어떤 반응함수를 이용하여 통화량을 결정하는지를 구조적 모형에서 추정하여 분석할 필요가 있다.

둘째, 공식 (4-1)에서 인플레이션과 성장률의 장기목표치를 상수로 가정한 것이 문제가 될 수 있다. 80년대의 고물가 시대의 경기목표치가 90년대의 저물가 시대의 장기목표치와 다를 가능성이 있다. 이 가정은 Lucas critique의 대상이 된 부분이다. 또한 장기 인플레이션 목표치(π^*)는 과연 陽인지 검토해봐야 된다. 지나치게 높은 성장률은 결국 경기과열로 인플레이션을 유발하여 우리 경제에 해롭다고 볼 수 있다. 반면에 인플레이션은 작으면 작을수록 좋다. 물론 최적의 인플레이션이 0%이나 또는 약간의 인플레이션이 오히려 더욱 바람직하냐의 논쟁은 학계에서 논쟁중이지만, 적어도 우리나라의 인플레이션은 그런 수준을 넘었으며, 항상 더욱 인플레이션을 낮추는 것이 바람직하다고 볼 수 있다. $\pi^* > 0$ 이라면 인플레이션 예상치가 π^* 보다 작더라도 팽창정

책을 쓰는 것을 물가안정정책이라고 공식 (4-1)에서 정의하는 것은 문제다. 그렇다면 $\pi^*=0$ 이라고 모형 설정을 하는 것이 타당할 것 같다. 축약형 VAR에 기초한 추정에서 저자는 π^* 를 5.8%로 사용했는데, 이 이하의 인플레이션은 국민후생의 관점에서 보면 오히려 더욱 바람직한 인플레이션으로 봐야 될 것이다. 만일 인플레이션 예상치가 4%라면 통화당국은 성공적인 통화정책에 자축을 해야지 물가안정을 위하여 팽창정책을 쓸 필요는 없을 것이다.

셋째, <표 5>에 의하면 85년 이전에는 인플레이션갭의 계수가 유의하게 陽이다. 저자는 이것이 정책당국이 인플레이션 안정에 관심이 없었음을 의미하는 것이 아니라고 주장한다. 85년 이전의 인플레이션갭은 대부분 陰의 값을 갖고 있어 통화정책이 강력한 디스인플레이션 정책을 추구한 것으로 해석하기 때문이다. 이것 역시 통화당국이 물가를 장기목표치에 안정시키기보다는 물가를 하락시키는 것을 추구한 것이라고 생각된다. 즉, 인플레이션갭이 陰·陽에 관계없이 통화당국은 물가하락을 추구했다는 결론이다. 역시 공식 (4-1)이 통화정책의 반응함수로서 적절하지 못하다는 것을 시사한다.

넷째, 이 논문이 각 변수의 장기목표치를 추정하는 데 있어서 6변수 VAR으로부터 산출되는 장기균형치를 사용한 것은 문제가 될 수 있다. <표 3>에 의하면 1980~96년간 M2의 실제치가 목표치를 10년간 초과한 반면 실제치가 목표치 이하인 경우는 겨우 2년간이다. 이것은 통화당국이 팽창정책 bias가 있음을 시사한다. 실제치와 목표치가 비슷할 경우는 적절하지만, <표 3>이 보여주는 것처럼 실제치가 목표치를 대부분 초과하는 경우에는 실제치의 장기균형치부터 목표치를 infer하는 것은 무리인 것 같다. signal extraction 같은 방법으로 목표치를 추정해야 될 것

이다.

저자는 80년대 이후의 통화정책의 운영이 정책목표의 측면에서 볼 때 비교적 자주 변동되어 우려하고 있다. 1985년 이전에는 물가안정을, 86년에서 92년까지는 경기안정을, 그리고 93년 이후에는 경기안정과 물가안정을 동시에 목표로 했다고 주장하고 있다. 그러나 <표 5>에 의하면 86년부터 96년을 86~92년과 93~96년으로 이분하여 분석할 경우 모든 계수가 유의하지 못하여 통화정책이 물가안정·경기안정이라는 최종목표에 충실하지 못했다고 결론을 내려야 된다. 또한 86~96년과 86~92년의 추정결과들이 이렇게 차이가 나는 것은 모형이 적절하게 설정되지 못했는지 급격한 구조변경이 일어났다는 것을 시사하는데 이 점에 관해서 추가적 검토가 필요하다. 계수가 유의하지 못한 것은 결국 통화정책의 목표를 잘 설명하지 못했다는 점을 시사한다.

향후 추가적인 연구로서는 첫째, 한국은행이 매년 M2의 증가율을 통화정책의 중심지표로 이용했음에도 불구하고, 그 목표는 대부분 지켜지지 않았다는 것이 우리 후생에 어떤 영향을 미쳤는지 검토할 필요가 있다. 구체적으로는 만약 한국은행이 M2의 증가율 목표를 지켰더라면 인플레이션 및 성장률에 어떤 영향을 미쳤을 것인지 구조적 모형에서 시뮬레이션을 시도하여 한국은행의 실제 통화정책이 어느 정도 적절했는지 평가할 수 있을 것이다. 즉, 목표를 지켰을 경우 우리나라 후생이 더욱 증가한다면 통화정책이 정치적·단기적 이득에 의하여 실행된 것을 시사하며, 현재 논의중인 한국은행 독립강화가 절실할 것이다. 반면 실제 통화정책이 우리 후생을 더욱 증가시켰다면, 우리 통화정책은 합리적·효율적으로 시행된 것을 의미할 수도 있다.

둘째, 모든 정부정책을 우리의 후생 극대화라는 관점에서 살펴보면 통화정책의 welfare 비교가 가능하다. 많은 논문에서 이 논

문처럼 microfoundation에 근거한 모형 없이 구조적 모형에서 정부정책을 평가하는 것이 관행으로 되어 있으나, 그것은 ad hoc 밖에 될 수 없다는 한계를 갖는다. 궁극적으로는 microfoundation에 근거한 welfare 비교가 필요하다. 또한 통화정책의 최종 목표에 관해서는 여러 가설이 있다. 물가안정, 소득안정, 투자안정, 순수출안정, 실업안정, 임금안정, 환율안정, 이자율안정, 소득분배, 경제성장률 향상 등등의 관점에서 우리의 통화정책을 평가하는 것도 의의가 있을 것 같다.

마지막으로, 이 논문의 정책시사점에서 추가할 것은 통화정책의 최우선 목표가 인플레이션 안정에 두어져야 한다는 학계의 일반적 견해에 비추어볼 때 우리나라 통화정책이 인플레이션 안정보다 경기부양을 지양했다는 것은 우리 통화정책이 실패했다고도 평가할 수 있다.

柳 潤 河

(본원 연구위원)

(1) 전반적인 검토의견

본 논문은 1970년대 이후 최근까지 우리나라 통화정책의 집행과 관련되어 있는 통화의 예측력문제, 통화수요함수의 안정성문제 등에 관한 포괄적 검토 및 해석을 시도하고 있는 우수한 논문이라고 생각된다.

논문의 전체적 구성과 관련하여 한 가지 논평을 가하자면, 본 논문에서 사용 또는 추정되고 있는 모형이 한 개가 아니고 여러 개라서 다소 혼란스러운 느낌을 준다는 점이다. 논문의 성격상 세 가지 질문을 제기하고 각각에 대하여 계량적 검증을 시도하

는 것이기 때문에, 각각의 질문에 대하여 가장 적합한 답을 제공해줄 수 있는 모형을 선택하는 과정에서 비롯된 것이라고 할 수도 있을 것이다. 그러나 몇 가지 모형은 하나로 통합할 수 있을 것으로 생각된다. 즉, 논문 중에 ① 간단한 Granger Causality 검정을 위한 모형, ② ΔY , ΔP , Δm , Δr 로 구성된 VAR 모형, ③ 수준변수 VAR, ④ 오차수정모형, ⑤ Johansen식 오차수정모형, ⑥ 간단한 정책반응함수모형, ⑦ 구조적 VAR 모형 등이 시도되고 있다. 이중 VAR 모형과 관련된 것들은 어느 한 모형으로 통일하고 그 모형 내에서 다양한 검증을 시도해볼 수 있을 것으로 판단된다.

단위근 검정이나 공적분 검정을 위해서는 가능한 한 긴 기간의 시계열 자료가 요청되나 본 논문에서 사용된 기간의 자료들은 너무 짧은 것이 아닌가 하는 느낌이 있다.

(2) 세부적 내용에 대한 검토의견과 개선방향

단위근 검정결과를 보고하고 있는 [그림 1]과 [그림 2]의 M , P , R , Y 와 DM , DP , DR , DY 의 notation을 통일하고 배열순서도 통일하는 것이 좋을 듯하다. 차분변수의 경우 한 곳에서는 ΔM 으로, 다른 곳에서는 $M1$ 으로 표기되어 있으며 배열순서도 뒤섞여 있다.

Granger Causality Test에서 앞서 말한 대로 모형의 통일이 이루어지면 $M \rightarrow \left(\begin{smallmatrix} y \\ p \end{smallmatrix} \right) \rightarrow M$ 까지의 Causality 검정도 한꺼번에 할 수 있을 것이며, 이 경우 4절 이하의 결과를 해석하는 데 도움이 될 수 있을 것이다.

이미 앞에서 지적했으나 Granger 검정에서는 y , p 의 단일 방정식을 설정하고, 예측오차분산분석을 위해서는 VAR을 따로 설정했는데, 왜 하나의 VAR모형 내에서 양분석을 동시에 실시하지

않는지 분명치 않다. 특별한 사유가 있으면 설명을 하는 것이 좋을 듯하다.

오차수정모형에 있어서도 본질적으로 동일한 것을 한 곳에서는 Engle-Granger-Yoo의 2단계추정법을, 공적분분석에서는 Johansen법을 따로 사용할 이유는 없을 것 같다. 앞서의 예측오차분석도 모두를 몰아서 한 모형 내에서 처리할 수 있지 않을까 한다. 또 공적분과 관련된 사항에 대해서는 저자의 입장이 불분명하다. 만일 공적분이 존재하지 않는다면 p.158의 ECM모형은 성립하지 않는다고 보아야 할 것이다.

Granger Causality 분석에서는 80년대 이후 p 값이 갑자기 jump하여 마치 Structural Break가 있는 것처럼 나타나고 있으나 [그림 5], [그림 6]에서는 변화가 매우 gradual한 것처럼 나타나고 있어 양자를 어떻게 설명하는가의 의문이 있다.