

財政支出이 通貨, 物價 등에 미치는 巨視經濟 效果分析

Macroeconomic Effects of Fiscal Spending on Price, Money

金 誠 恒*

目 次

- I. 序 論
- II. 財政과 物價 및 通貨와의 관계에 대한 理論的 論議
- III. 既存研究
- IV. 實證研究
- V. 動態 實證分析
- VI. 結 論

I. 序 論

우리나라의 재정은 지난 30여년간 거시경제적 목표달성을 뒷받침하는 많은 역할을 해왔다. 그러나 최근 1980년대의 긴축적인 재정운용은 물가안정에는 기여한 반면 사회간접자본 등 각 부문에서 애로요인이 발생하게 하고 민주화의 진전 및 소득향상에 따른 각 계층의 복지요구도 증대되고 있는 실정이다. 이러한 재정수요의 증대에 따른 재정의 정상화는 물가상승, 경기파열, 국제수지적자규모의 증대 등 이른바 '재정팽창' 논란이 제기되고 있다. 이와같은 상황에서 재정지출의 거시경제 효과분석을 통해 적정재정 규모를 검증할 필요가 있다고 하겠다.

그러므로 본 과제의 연구방향은 재정지출이 물가 및 통화에 미치는 영향을 중심으로 재정수 효과에 대한 분석, 재정수지적자 규모의 물가에 대한 영향분석, 재정적자의 화폐화 경로 추적, 통화에 의한 적, 간접적 재정조달에 입각한 재정 및 통화 정책의 상관관계 분석, 재정지출의 구성내역에 따른 경제적 효과분석 등을 살펴보고자 한다.

* 本 研究所 研究員, 경상대학, 부교수, 경제학박사

II. 財政과 物價 및 通貨와의 관계에 대한 理論的 論議

재정의 물가에 대한 영향을 파악하기 위한 재정측면에서의 물가에 대한 설명변수로서 재정지출 증가율, 재정규모의 대 GNP비율, 재정적자규모의 대 GNP비율 등의 변수들을 고려할 수 있다.

재정규모의 절대적 증대 정도를 나타내는 재정지출 증가율은 통상적인 '재정팽창'논의에서 총수요에 대한 압력의 정도를 나타내는 대표적 지표로서 널리 사용되어 왔다. 그러나 총수요에 대한 압력과 그에 따른 물가에의 영향을 나타내기 위한 지표로서 재정지출 증가율을 사용하기 위해서는 동시에 경제전체의 공급능력과 재정지출 증가를 위한 재원조달 방법을 고려해야한다. 물가상승에 대한 압력은 공급에 대한 초과수요의 존재를 통해 나타나며, 통화증발에 의한 재정지출 증가와 조세에 의한 재정지출 증가는 크게 다른 거시경제적 효과를 갖는다.

재정의 물가에 대한 영향을 파악하기 위한 설명변수로서 재정규모의 대 GNP비율은 우선 물가의 변동분이 경상GNP에 의해 제거되어 있고, 경제의 전체적 공급능력을 고려한 상대적 규모란 점에서 설득력을 갖고 있다. 그리고 국채발행이나 통화증발에 의한 재정규모의 상대적 증가 뿐만아니라, 균형재정승수 효과에 의하여 조세징수 증가에 의한 재정규모 확대가 총수요를 증대시킬 수 있으므로 증세에 의한 재정규모 확대 또한 물가에 대한 상승 압력으로 작용할 수 있다.

또한 설명변수로서 재정지출의 증가율 개념은 후에 보는 바와 같이 시계열 자료의 시계열상관관계의 제거와 안정성을 보여주는 자료변환의 의미를 가지므로 증가율 변수도 아울러 고려하고자 한다.

균형재정승수 효과는 정부지출과 조세 징수가 동일액 만큼 증가하여 재정수지에 변동이 없을 때 총수요 또한 동일액 만큼 증가되는 효과를 일컫는다. 즉 단순거시경제모델에서 균형재정승수는 1이다. 단순폐쇄경제(simple closed economy)에서 균형재정승수가 1로 나타남은 다음의 간단한 수식으로 부터도 쉽게 알 수 있다. 민간소비자지출을 C, 민간투자지출을 I, 정부지출을 G라 할 때 총수요는 C, I, G의 합으로 나타내고 시장균형조건하에서 국민소득 Y는

$$Y = C + I + G \quad (2-1)$$

를 만족하게 된다. 다른 한편으로 국민소득 Y는 소비(C), 조세(T) 및 저축(S)으로 배분되는

데 균형조건(2-1)하에서는

$$S-I=G-T \quad (2-2)$$

이 성립한다. 그런데 균형재정승수 효과 분석에서 재정수지의 변동이 없고 민간투자가 고정되어 있는 경우, 균형조건(2-2)는 저축(S)의 변동이 없음을 뜻한다. 이 균형조건에 저축의 정의식 $S=Y-T-C$ 과 민간소비의 일반적 정의식 $C=C(Y-T)$ 을 도입하면, 저축 S는

$$\begin{aligned} S &= Y - T - C(Y - T) \\ &= (1 - C)(Y - T) \end{aligned} \quad (2-3)$$

로 표시되며 저축이 변동되지 않음은 조세(T)가 한 단위 증가할 때 소득도 한 단위 증가하게 됨을 의미한다.

직관적으로 조세와 정부지출이 한 단위씩 증가될 때 이러한 단순모델에서 소득이 한 단위 증가되는 것은 정부지출 한 단위의 증가는 총수요를 한 단위 증가시키지만 조세 한 단위의 증가는 소비함수에서 한계소비성향($C<1$)만큼 민간소비를 감소시켜서 $1-C(>0)$ 의 총수요 증가가 이루어지고 이의 승수효과로 나타난다.

이러한 단순경제모델에서의 결론을 현실에 적용하여, 증세에 의한 재정규모증대가 수요팽창적이므로 물가상승을 유발할 수 있다는 논거로 사용하기 위해서는 최소한 단순경제모델이 갖는 여러가지 가정들의 의미를 검토하여야 한다. 첫째로, 민간투자지출이 이자율의 영향을 받는 경우 화폐시장의 균형조건을 고려하면 균형재정승수는 1보다 작게 된다. 다른 조건이 동일하면 소득의 증대는 화폐에 대한 수요를 증가시키고 이는 이자율의 상승을 가져와서 민간투자가 감소되는 소위 驅逐效果(crowding-out effect)가 발생한다. 여기서 구축효과의 정도는 화폐수요함수의 형태에 영향을 받게 되는데 만일 화폐에 대한 수요가 이자율 변동에 비탄력적일 경우 균형재정승수는 0에 가까운 값을 갖게 된다.

둘째로, 수요가 공급을 결정짓는 단순모델의 메카니즘과는 달리 경제의 공급능력의 변화와 총공급 곡선의 형태에 따라서 수요 증대의 물가와 균형국민소득에 대한 영향이 달라지게 됨에 주목하여야 한다. 총공급 곡선의 위치와 형태를 결정짓는 여러요인들—공급측면의 충격, 노동시장의 구조 및 상태—에 의해서 물가수준이 결정되며, 특히 관련된 재정지출의 증가가 경제의 생산기반 확충이나, 유통비용 절감을 통해서 공급능력을 확대시키는 민간부문에의 외부효과를 발생시키는 경우 보다 장기적인 시각에서 재정지출 증가의 물가에 대한 영향은 전혀 다른 양상을 보일 수 있다.

세째로, 적어도 장기적인 시각에서의 인플레이션은 통화공급의 증대를 뒷받침 되지 않은 한 일어날 수 없다는 통화론자적인 견해(monetarist view)를 고려한다면 조세 증대에 의한 재정지출 증가는 그 자체로는 통화공급을 변동시키지 않으므로 물가상승의 근본 원인이 될 수 없을 것이다.

적자재정 실현에 의한 재정규모의 증대는 조세증대에 의한 재정규모 확대와는 다른 측면의 수요압력을 낳는다. 세출이 세입을 초과하는 재정적자부분은 국채발행등에 의한 차입 또는 통화증발에 의하여 충당되어야 하는데, 통화증발은 물가에 악영향을 미치게 되며 세입에 의한 재정조달은 다음 두가지 측면에서 총수요 증대를 결과하게 된다. 첫째로 민간의 국채보유자는 Barro(1974)타입의 초합리적 소비자의 경우—Ricardian Equivalence정리가 성립 될 경우—를 제외하고는 민간이 느낀 큰 순자산의 증대효과는 동시에 소비지출을 증대시키고 따라서 총수요를 증대시켜서 물가상승의 압력을 낳을 수 있다.

둘째로 재정적자의 화폐화(monetization of public debt)경로에 주목하여야 한다. 재정부문의 수지적자는 명목이자율의 상승을 가져오고 이를 막기 위하여 통화량을 늘리게 되면 이는 결국 재정적자의 화폐화를 의미하며 사후적으로 볼 때 국채에 의한 재정적자의 화폐화는 통화당국이 명목이자율목표(nominal interest rate target)에 집착하거나 경기변동에 대한 이자율의 영향을 더 비중있게 고려할 수록 중요하게 된다.

그러므로 재정적자 규모의 대 GNP비율의 증가는 증세에 의한 재정규모 증가에 비해서 추가적인 총수요압력 요인과 이에 유발되는 통화량 증대의 가능성을 내포하고 있다. 재정적자규모 증대는 총수요 증대효과에 있어 동일한 정도의 구축효과와 공급능력 변동가능성 하에서도 증세에 의한 재정규모증대에 비하여 그 압력이 양적으로 크며, 또한 통화량 증대와 직, 간접적으로 이어질 수 있다는 점에서 후자와 구분된다.

이상의 논의를 종합하면 이론적으로 조세에 의한 재정규모의 상대적 증가와 재정적자 규모의 상대적 증가 모두 총수요에 대한 압력으로 작용할 수 있으나 그 내용의 중요성과 경로에는 차이가 있다. 따라서 실제로 재정규모 또는 재정적자 규모가 물가변동에 영향을 미치는지의 여부와 그 내용은 실증적인 분석을 통해 이루어 져야 한다. 여기에서 검증될 수 있는 내용은 1) 재정규모의 상대적 변동이 물가상승률과 상관관계를 갖는지의 여부와 그 내용, 2) 재정적자 규모의 상대적 변동이 물가상승률과 상관관계를 갖는지의 여부와 그 내용, 3) 재정적자 규모가 일정할 때 재정규모 변동이 물가에 미치는 영향과 반대로 재정규모가 일정할 때 재정적자 규모 변동이 물가에 미치는 영향등에 관한 것이다. (Paul Evans(1987, 88)참조).

또한 정부지출은 현대에 와서는 多樣한 機能을 발휘하며, 消費性支出은 민간소비를 代替하여 일부 민간소비증대에 기여하기도 하나, 投資性支出은 총생산물 공급증대를 가져오는 측면이 있다. 그러므로 정부지출의 이와같은 多樣한 要素가 국민소득, 물가, 통화 등에 미치는 상이한 효과를 比較分析하고자 한다. 소비지출은 민간소비를 代替하기도 하며 투자지출은 生產性增大에 기여하는 면이 있어 그 다양한 요소에 따라 효과가 相異하리라 여겨지기 때문이다.

III. 既存研究

이광준, 강지팡(1991)은 재정운용이 소득 물가 민간투자 등 거시경제변수에 미친 영향을 1970—1989년 기간의 분기별자료를 이용하여 VAR모형의 충격반응함수에 의해 실증적으로 분석해 본 결과에 의하면 재정지출(중앙정부 재정지출)을 확대할 경우 실질소득(비농립업실질 GNP)은 단기적(1~7분기)으로 상승(1%증가시 약 0.08%상승)하며 물가(GNP 디플레이터)는 단기적으로 다소 기복을 보이나 장기적(8분기이후)으로는 상승(1%증가시 0.13%증가)하는 것으로 나타났고, 재정지출의 증가는 통화(M_2)증가를 수반하는 것(1%증가시 0.24%증가)으로 나타났으며, 재정적자가 국채발행에 의해 보전되었을 경우 이자율이 오르는 등 (재정지출/경상GNP 및 국채발행비율 1%증가시회사채수익율 1.67%상승)구축효과가 있는 것으로 분석되고 있다. 정해구(1989)도 재정적자는 物價上昇을 초래하여 인플레발생 가능성의 존재함을 보였다.

재정정책이 이자율에 미치는 영향과 관련된 논의는 최근 Evans(1984, 1985, 1987), Barro(1984, 1987), Mankiw(1987), Plosser(1982), Kolluri & Giannaros(1987)등에 의해 이루어져 왔다. Barro(1984)는 미국의 통계자료를 이용하여 전시 정부지출이 평시의 그것에 비해 크게 증가하였음에도 불구하고, 실질이자율은 작게 상승하였음을 보였고, Mankiw(1987)는 내구 및 비내구소비재, 생산자본을 고려한 단순일반균형모형을 설정하여 정부지출의 증가가 동태적으로 실질이자율 하락을 가져올수도 있음을 이론적으로 도출하였다. 그러나 Barro(1987)는 정부지출의 일시적 증대가 영국의 경우 장기이자율을 상승시켜왔지만, 전시 급격한 군비지출증가에 의한 외생적인 적자의 경우에는 이자율에 크게 영향을 미치지 않았음을 보였다. Plosser(1982)는 미국분기자료를 이용하여 정부지출과 실질이자율간에 통계적으로 유의한 陽(+)의 관계가 있음을 보였다. 반면 Evans(1985)는 미국의 통계를 이용하여

재정적자가 명목이자율에 뚜렷한 영향을 주지 않아 양자간의 陽의 상관관계가 존재한다는 증거가 없음을 보였다. 이 결과는 '리카아도' 동등화 가설(Ricardian Equivalence Hypothesis)^o 성립함을 의미한다. 또한 Evans(1987)는 영국, 프랑스, 서독, 캐나다, 일본 등 주요선진 6개국의 통계를 이용하여 비슷한 결과를 보였다. Kolluri & Giannaros(1987)는 재정적자가 단기실질이자율을 일시적으로 억제하는 효과를 가져옴을 미국의 통계를 이용하여 실증적으로 보였다. 이는 예기된 인플레이션의 증가가 이자율에 미치는 부(-)의 효과를 의미하는 Mundell-Tobin effect¹⁾를 지지함을 의미한다. 이와같이 재정정책이 이자율에 미치는 영향은 모형에 따라, 자료에 따라, 전통적 이론에 부합되는 또는 부합되지 않는 서로 상반된 실증적인 결과들을 보여주고 있다. 한편 우리나라의 경우, 金誠恂(1988)은 VAR모형을 이용하여 재정적자의 증가가 乘數效果와 더불어 이자율(회사채 수익율)상승, 투자감소, 소득감소의 일련의 動能的 驅逐效果mechanism^o 時差를 두고 발생함을 보이고 있다.

IV. 實證研究

1. 資料의 性格

1970-1991년 기간의 다음과 같은 年間資料를 사용하였다.

財政支出：공공부문 통합재정의 公共부문 세출및 순융자, 공공부문 재정수지, 중앙정부 세출 및 순융자, 중앙정부 재정수지, 일반회계 기준 재정지출, 공공부문 총자본형성, 중앙정부 총자본형성(이상 모든 자료는 10억원 단위, 出處：재무부, 「韓國의 財政統計」, 각년도).

租稅：공공부문 세입, 중앙정부 세입(이상 모든 자료는 10억원 단위, 출처：재무부, 「한국의 재정통계」, 각년도).

物價：소비자물가상승율(CPI), GNP Deflator상승율(단위：%, 出處：韓國銀行, 「經濟統計年報」, 각년도).

通貨：M2(平殘)증가율(단위：%, 출처：한국은행, 「경제통계년보」, 각년도).

1) 이 효과는 재정지출의 확대가 미래에 대한 기대인플레이션 증가를 가져옴으로서 금융자산에 대한 수요가 증대하여 이자율을 하락케하고 이는 투자증대를 통한 자본형성 그리고 종국에는 소득 증대를 가져온다는 논리이다. Mundell(1963) 및 Tobin(1965) 참조.

所得 : 경상GNP, 1985년 불변가격 GNP증가율, 1985년 불변가격 비농립어업 GNP증가율
(단위 : %, 출처 : 한국은행, 「국민계정」, 각 호).

海外部門 : 무역수지, 경상수지, 수출(FOB통관기준), 수입(FOB 통관기준), 환율(각 통계
100만 달러 단위를 각년도 평균환율로 원화 10억원단위로 환산함, 출처 : 한국은
행, 「경제통계년보」, 각년도).

上記 時系列資料의 安全性(stationarity)를 검정하기위한 單位根 檢定(unit root test)을 Augmented Dickey-Fuller방법을 사용하여 실행하였는바 공공부문 재정지출 증가율이 5% 유의수준하에서 각각 기각됨을 제외하고, 나머지 時系列資料에 대하여는 단위근 존재 가능성을 부정하지 못하였다. 그러나 본 분석에 사용한 회귀식에 대하여 共積分(cointegration)이 存在하는 것으로 검정결과가 나타났다.

2. 財政과 物價와의 關係

먼저 1970-1991년의 연간자료를 이용하여 통상회귀분석(OLS)방법으로 재정지출과 물가와의 관계를 살펴보았다. 회귀분석의 종속변수인 물가상승율은 소비자물가지수(CPI)를 사용하였다. 재정측면에서의 물가에 대한 설명변수로서 재정지출 증가율과 재정규모의 대 GNP비율, 재정적자규모의 대 GNP비율 등의 변수들을 고려하였다. 이 때 재정규모나 재정수지의 개념은 a) 일반회계 기준, b) IMF기준의 중앙정부계정 기준, c) IMF기준의 통합예산계정 기준, d) 한국은행 일반정부계정 기준 등 4가지를 이용하여 각기 다른 개념의 물가에 대한 상대적 설명력을 각기 GNP에 대한 비율과 증가율로서 측정해 보았다. 그 회귀분석 결과 물가상승율의 설명변수로서 통합예산상의 공공부문 및 중앙정부 세출 및 순용자의 증가율 및 대 GNP비율, 일반정부 재정지출 증가율이 각기 다음과 같이 유의하게 나타났다.

$$DP = 2.13 + 0.30 \text{ DGT} + 4.19 \text{ D1} + 11.32 \text{ D2} \quad (1)$$

(1.69) (4.93) * * * (1.47) (5.38)

$$R\bar{b}^2 = 0.87 \text{ D. W.} = 2.22 \text{ s.e.e.} = 0.03$$

단, DP : 물가상승율, DGT : 공공부문 재정지출증가율, D : 더미변수(D1

: 제 1차 석유파동 1974-76년, D2 : 제2차 석유파동 및 정권교체기 1979-81년, * 는 10%, ** 는 5%, *** 는 1% 유의수준임.)

産業研究

$$DP = 0.34 + 0.30 DGT + 0.18 DP_{t-1} + 2.20 D1 + 8.96 D2 \quad (2)$$

(1.69) (5.52) * * * (2.07) (0.79) (4.00)

$$Rbar^2 = 0.89 \text{ D.W.} = 2.51 \text{ s.e.e} = 0.03$$

단, 식(2)의 추정식은 뒤의 동태분석에 사용됨.

회귀분석 결과 식(1)과 (2)를 비교하면 공공부문 재정지출 증가율의 1%포인트의 증가는 물가 상승율에 87-89%의 높은 설명력하에 0.3%의 유의한 영향을 주며, 물가 변수의 시차변수를 회귀식의 설명변수에 추가하였을 때 설명력($Rbar^2$)과 재정변수의 유의도(t-value)가 증가함은 재정변수의 변화가 적어도 1년의 시차를 두고 물가변수에 영향을 미치는 것으로 보여진다.

$$DP = 3.17 + 0.23 DGC + 6.45 D1 + 12.20 D2 \quad (3)$$

(1.90) (2.86) * * (1.72) (4.46)

$$Rbar^2 = 0.78 \text{ D.W.} = 2.27 \text{ s.e.e} = 0.04$$

단, DP : 물가상승율, DGC : 중앙정부 재정지출증가율, D : 더미변수(D1 : 제1차 석유파동 1974-76년, D2 : 제2차 석유파동 및 정권교체기 1979-81년)

$$DPG = 4.22 + 0.32 DGT + 5.11 D1 + 5.98 D2 \quad (4)$$

(2.29) (3.57) * * * (1.22) (1.94)

$$Rbar^2 = 0.72 \text{ D.W.} = 1.09 \text{ s.e.e} = 0.04$$

단, DPG : GNP deflator상승율, DGT : 공공부문 재정지출증가율, D : 더미변수(D1, D2 上同)

$$DPG = 4.44 + 0.30 DGC + 5.64 D1 + 6.09 D2 \quad (5)$$

(2.18) (3.03) * * * (1.23) (1.82)

$$Rbar^2 = 0.69 \text{ D.W.} = 1.40 \text{ s.e.e} = 0.04$$

$$DP = 1.54 + 0.34 GTG + 10.51 D2 \quad (6)$$

(0.92) (5.86) * * * (3.98)

$$Rbar^2 = 0.75 \text{ D.W.} = 2.12 \text{ s.e.e} = 0.04$$

단, GTG : 일반정부 재정지출(한국은행, 「경제통계년보」), 다른 변수는 上同.

상기의 결과를 종합하면, 공히 제 1, 2차 석유파동기간에 대한 더미변수도입이 설명력과

財政支出이 通貨, 物價 등에 미치는 巨視經濟 效果分析

회귀식의 유의도를 높이는 것으로 나타났으며, 공공부문 재정지출 증가율이 1% 상승할 때, 87% 설명력을 가지고 0.3% 소비자물가 상승과 72% 설명력하에 0.32% GNP deflator 상승을 가져오며, 중앙정부 재정지출의 경우 78% 설명력을 가지고 0.23% 상승과 68% 설명력하에서 0.3% GNP deflator 상승을 가져옴을 보여준다. 그러므로 재정지출 증가가 소비자물가 보다 GNP deflator 상승에 상대적으로 보다 큰 영향을 주고 있으며, 중앙정부지출보다 비금융공기업 부문이 물가 상승에 보다 큰 영향을 주고 있는 것으로 보여진다. 또한 일반정부 재정지출 증가율의 1%포인트 상승은 식 (6)에서 보는 바와 같이 소비자 물가상승율을 75% 설명력하 0.34%포인트 증가시키는 것으로 나타나 상기 재정변수 들보다 물가 변수에 보다 큰 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다.

한편 황성현(1992)의 1972-1989년 연간자료를 이용한 OLS(통상회귀분석)추정결과는 재정지출/GNP변수가 소비자물가 상승율에 유의한 영향을 주는 것으로 나타나고 있다.

$$DP = -0.076 + 0.709G/GNP + 0.146D$$

(-0.789) (1.43)* (6.18)

$$* Rbar^2 = 0.77D \quad D.W. = 2.05 \quad s.e.e = 0.042$$

단, DP : 물가상승율, G/GNP : 통합예산 기준 재정지출/경상GNP, D : 더미변수(석유파동 1974-76년 기간은 1, 나머지 기간은 0)

다음 재정적자규모의 대 GNP비율이 물가상승율에 미치는 영향에 대한 OLS분석 결과는 통합예산의 재정적자규모 개념이 설명력이 가장 높았다. 재정적자 상승율이 물가 상승율에 미치는 영향의 분석은 의미가 없으므로 이 분석에서는 제외하였다.

$$DP = 4.82 + 1.47DEF/GNP + 11.23D1 + 13.46D2 \quad (7)$$

(3.46) (2.38)* * (3.83) (4.91)

$$Rbar^2 = 0.76 \quad D.W. = 1.71 \quad s.e.e = 0.06$$

$$DPG = 6.58 + 1.89 DEF/GNP + 11.83D1 + 7.73D2 \quad (8)$$

(3.83) (2.49)* * (3.28) (2.29)

$$Rbar^2 = 0.64 \quad D.W. = 0.90 \quad s.e.e = 0.04$$

$$DP = 5.24 + 1.77 DEF/GNP - 0.10 DP_{t-1} + 11.42D1 + 14.15D2 \quad (9)$$

(3.24) (2.13)* * (-0.55) (3.79) (4.61)

$$Rbar^2 = 0.75 \quad D.W. = 1.58 \quad s.e.e = 0.04$$

단, 상기 회귀식은 뒤에 동태분석에 이용됨.

공공부문 적자규모의 대 GNP의 1%포인트 증대는 76%설명력하에 1.47%포인트의 소비자물가 상승 또는 64% 설명력하 189% GNP deflator상승을 가져와 재정규모 증가시 보다 약 5배 가까이의 물가 상승을 보여주고 있다. 설명변수로 재정지출 증가율 변수를 사용하여 분석한 앞의 결과와 일관되게 재정적자/GNP변수를 설명변수로 사용한 경우에도 동 변수의 증가가 소비자물가 상승율보다 GNP deflator상승율에 보다 큰 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다.

그러므로 물가와 상관관계가 높은 재정변수는 재정규모보다 재정적자 규모의 상대적 크기임을 알 수 있다.

다음 재정적자 규모가 일정할 때 재정규모의 물가에 대한 영향과 반대로 재정규모가 일정할 때 재정적자 규모의 물가에 대한 영향을 보기 위한 OLS분석결과를 보자. 재정규모 증가보다 재정적자의 증가가 물가 상승에 주요하게 영향을 준다는 사실을 보여주고 있다.

$$DPG = 11.76 - 3.88G/GNP + 1.81DEF/GNP + 10.87D1 + 14.28D2 \quad (10)$$

(0.92) (-.55) (2.05) * * (3.55) (4.49)

$$Rbar^2 = 0.75 \quad D.W. = 1.84 \quad s.e. e = 0.04$$

$$DPG = 34.98 - 1.59G/GNP + 3.28DEF/GNP + 10.37D1 + 11.09D2 \quad (11)$$

(2.48) (-1.02) (3.35) * * * (3.06) (3.15)

$$Rbar^2 = 0.70 \quad D.W. = 1.22 \quad s.e. e = 0.05$$

단, 모든 변수는 상기한 바와 같음. G 및 DEF는 통합예산 재정기준임.

이 결과를 보면, 재정적자의 상대적 규모가 일정할 때 상대적 재정규모의 증대는 소비자물가상승율에 대해서 설명력이 없으며($t=0.55$), 반대로 상대적 재정규모가 일정할 때 재정적자의 상대적 규모의 증대는 물가상승율과 양(+)의 상관관계를 갖는 것으로 나타나고 있다. ($t=2.05$, 5% 유의수준하에서 유의함.)또한 동 재정변수의 GNP deflator 상승율에 미치는 영향은 앞의 결과와 마찬가지로 보다 크며, 그 크기도 소비자물가 변수보다 2배 가까이 큰 것으로 나타나고 있다.

그러므로 재정적자의 상대적 크기를 변동시키지 않는 재정규모의 증대는 비인플레이션이나, 반대로 상대적 재정규모 자체가 일정할 지라도 재원조달에 있어 재정적자의 상대적 규모 증대 방법을 채택하는 경우에는 물가에 대한 상승압력을 나타내고 있는 것을 알 수 있다.

$$DP = 1.84 + 0.26GCT + 0.05GIT + 3.58D1 + 10.71D2 \quad (12)$$

(1.44) (4.42) * * * (2.07) * (1.28) (4.64)

$Rbar^2 = 0.88$ D. W. = 2.37 s.e.e = 0.03

단, 재정변수는 통합예산 공공부문 기준의 성장을임.

$$DP = 2.62 + 0.21GCC + 0.06GIC + 5.70D1 + 12.18D2 \quad (13)$$

(2.62) (2.75) * * (1.65) (1.49) (4.48)

$Rbar^2 = 0.79$ D. W. = 2.19 s.e.e = 0.04

단, 재정변수는 통합예산 중앙정부기준의 성장을임.

$$DPG = 3.81 + 0.29GCT + 0.04GIT + 4.62D1 + 6.14D2 \quad (14)$$

(1.94) (3.24) * * * (.90) (1.08) (1.74)

$Rbar^2 = 0.72$ D. W. = 1.13 s.e.e = 0.04

$$DPG = 4.20 + 0.27GCC + 0.04GIC + 5.29D1 + 6.14D2 \quad (15)$$

(1.92) (2.91) * * (.64) (1.11) (1.80)

$Rbar^2 = 0.67$ D.W. = 1.42 s.e.e = 0.05

上記의 結果는 재정지출이 물가 상승에 미치는 영향을 소비지출과 투자지출로 구분하여 회귀분석하였을 때, 양 지출의 외생적 변화의 물가에 미치는 효과가 상이하며, 소비성 지출의 증가가 투자성 지출의 증가보다 크게 유의하게 물가상승에 영향을 주는 것으로 나타나고 있다. 그리고 재정투자지출은 물가상승에 미약하게 영향을 주거나 거의 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 보여진다.

3. 財政이 通貨에 미치는 影響

재정적자와 물가간의 구체적 연결고리로서, 국채발행과 純富 增大效果로 인한 민간소비의 증대, 통화에 의한 직·간접적 재원조달 및 재정적자의 화폐화(monetization of public debt)과정을 생각할 수 있다. 재정적자의 화폐화 경로는 명목이자율 목표하에서의 재정부문과 통화부문의 체계적인 연관의 한 형태로 이해될 수 있으므로 통화당국인 중앙은행의 독립성이 강한 나라에서도 통화당국의 주요 목표의 하나인 명목이자율 안정화과정에서 재정적자의 화폐화가 이루어 질 수 있다. 이 분야에 관한 연구로는 Barro(1977), Hamberger & Zwick(1981), Allen & Smith(1983)등의 화폐반응함수 추정방법(money reaction function frame-

work)을 들 수 있다.

우리나라 경제의 통화변수와 재정변수와의 관계를 회귀분석한 황성현(1992)의 연구결과를 살펴보면, Barro(1977)의 추정방법은 우리나라 경제의 총통화(M_2)증가율 설명에 유의하지 않으며 정상적 수준이상의 실질정부지출증대가 총통화증가율에 미치는 영향도 유의하지 않게 나타났고, Hamburger & Zwick(1981), Allen & Smith(1983), Joines(1985)등의 방법에 따라 정상적 수준이상의 실질정부 지출변수 대신 통합예산 기준 재정적자규모의 대 GNP비율을 이용하였을 때, 그 계수가 유의하게 나타났다. 그리고 실업률 변수는 유의하지 않아 제외하였다.

$$\text{총통화증가율}_t = 14.74 + 0.21\text{총통화증가율}_{t-1} \quad (16)$$

$$(3.72) \quad (1.17)$$

$$+ 2.24 \sum \text{재정적자} (\text{통합재정상의 공공부문 수지개념}) / \text{경상 GNP}$$

$$(2.04)^*$$

$$Rbar^2 = 0.29 \quad D.W. = 1.22 \quad s.e.e = 0.06$$

단, \sum 표시는 0기와 1기의 합성 추정치(sum of coefficients)임.

상기의 결과는 통합재정상의 공공부문 재정적자의 증대가 적어도 1년의 시차에 걸쳐 통화량 증대에 유의한 영향을 미치고 있음을 보여주고 있다. 또한 이 회귀식은 시차 종속변수가 설명변수에 부가되어 있으므로 Durbinh statistic을 사용하여 1차 시계열 상관 검증을 할 필요가 있으나 이 검정통계량의 계산상에 음의 제곱근이 나타나 대신 다음과 같은 추정식을 이용하여 시계열 상관 검증을 실시하였다.

$$e_t = 2.01 + 0.54e_{t-1} - 0.11\text{총통화증가율}_{t-1}$$

$$(0.23) \quad (1.11) \quad (-0.25)$$

$$+ 0.05\text{재정적자} (\text{일반회계상의 수지개념}) / \text{경상 GNP}$$

$$(0.05)$$

단, e 는 앞 추정식의 잔차변수임.

그 결과 시차 잔차변수 e_{t-1} 의 t 값이 유의하지않아 시계열 상관 존재에 대한 가설이 기각됨을 볼 수 있다.

$$\text{총통화증가율}_t = 13.91 + 0.35\text{총통화증가율}_{t-1}$$

$$(3.35) \quad (1.85)$$

$$+1.81 \sum \text{재정적자} (\text{통합재정상의 중앙정부 수지개념}) / \text{경상 GNP}(1.17)$$

$$Rbar^2 = 0.24 \quad D.W. = 0.80 \quad s.e.e = 0.07$$

그러나 중앙정부 적자 증대는 통화부문에 유의한 영향을 나타내지 않았다.

이 결과 통합재정상의 공공부문 재정수지개념이 총통화 증가율 변동설명에 유용하며 재정적자의 대 GNP비율이 1%포인트 증가시 총통화증가율이 224%포인트 증가됨을 알 수 있다.

4. 財政이 所得에 미치는 影響

재정정책의 유효성은 재정변수의 국민소득에 미치는 영향의 크기에 달려 있으며, 그 추정결과는 다음과 같다..

$$DGNP = 14.00 - 0.97DEF/GNP - 0.11DGNP_{t-1} - 6.48D2 \quad (17)$$

$$(6.61) (-2.99) * * (-0.57) (-3.21)$$

$$Rbar^2 = 0.45 \quad D.W. = 1.91 \quad s.e.e = 0.06$$

단, DGNP : 비농립어업 GNP성장율, 기타는 前과 같음.

$$DGNP = 7.75 - 0.22DGT + 0.38DTT + 0.70DGNP_{t-1} \quad (18)$$

$$(4.34) (-3.95) * * * (4.15) (0.50)$$

$$-5.53D1 - 8.16D2$$

$$(-1.84) (-4.28)$$

$$Rbar^2 = 0.68 \quad D.W. = 2.66 \quad s.e.e = 0.02$$

단, DTT : 통합예산 공공부문 기준의 세입(조세)성장율임.

기타는 前과 같음.

$$DGNP = 5.14 - 0.08GCT + 0.14GIT + 0.14DGNP_{t-1} \quad (19)$$

$$(5.14) (-1.64) * (1.46) (0.72)$$

$$-7.19 D2$$

$$(-2.91)$$

$$Rbar^2 = 0.37 \quad D.W. = 2.30 \quad s.e.e = 0.03$$

단, 기호는 前과 같음.

재정변수의 GNP성장율에 미치는 영향은 재정지출의 증가, 재정적자 모두 구축효과를 나

타내고 있으며, 재정지출을 소비지출과 투자지출로 나누어 추정한 결과 투자지출은 부양효과가 있는 반면, 소비지출은 구축효과가 있는 것으로 나타났다(이 추정회귀식은 모두 뒤에 동태분석에 사용됨).

5. 財政赤字의 政府支出內譯에 따른 效果

재정적자가 국민경제에 미치는 효과에 대한 최근의 研究傾向은 財政支出의 構成內譯에 따라 상이한 효과를 가져옴을 분석하고 있다. 우선 재정지출이 有效需要調節에 효과가 있다고 믿는 케인즈學派의 견해를 살펴보면, 국공채발행으로 조달된 재원이 政府消費로만 지출되면 有效需要의 增大에 의해 所得(즉 GNP)가 증가하고 이는 租稅收入의 增大, 輸入增加를 가져온다. 한편 총수요압력의 증대에 의해 物價가 上昇하며, 이에 따라 輸出이 減少하고 따라서 輸出減少, 輸入增加는 經常收支의 惡化를 초래할 것이다. 만약 이 재원이 모두 政府投資로 支出되면 上記의 效果외에 資本스톡의 增加에 의한 효과가 추가되어 潛在GNP의 증가를 초래하므로 이는 物價下落, 輸出증대의 效果를 가져온다. 따라서 政府消費로 支出된 경우에 비해 租稅收入과 輸入에 대한 효과는 동일하나 물가와 수출 및 경상수지에 미치는 영향은 어느방향의 영향력이 큰가에 따라 정반대의 결과를 나타낼 수도 있다.

통화발행의 경우에는 상기의 메카니즘외에 政府信用의 증가로 인한 총통화증가가 물가에 미치는 영향이 추가되며, 稅收의한 조달의 경우에는 稅收증대가 가치분소득을 감소시켜 민간소비의 감소, 국민소득의 감소로 이어지는 과정을 부가하여야 한다. 그러나 新古典學派나 리카디안들은 위 견해와 상당히 다른 견해를 가져 소득에 미치는 영향이 신고전학파는 일시적 정부지출의 증대의 경우 단기적으로는 미미한 영향을, 장기적으로는 영향이 없고, 항구적 지출 증대의 경우에는 민간부문을 구축하고 이자율, 물가 상승을 초래한다고 보며, 리카디안은 영향이 전혀 없다고 보고 있다.

이상의 논의를 종합해 볼 때 財政赤字의 巨視經濟的 效果에 대해서는 일치된 결론을 내릴 수가 없는 실정이다. 다만 리카디안들의 견해는 너무나 제약적인 가정에 기초하고 있으므로 현실성이 없다는 점을 참작한다면, 대체로 短期的인 國民所得의 增大와 物價上昇의 效果가 있다고 결론 지을 수 있다. 이에 대한 경제적 효과와 그 크기에 대한 더 명확한 결론을 실증분석을 통해서만 내릴수 있겠다. 柳潤河(1991)의 實證研究를 통해 이를 살펴보면, 1) 政府支出의 形能에 따라서는 消費性支出이나 投資性支出이 모두 短期에 있어서 總需要壓力을 增大시켜 生產과 雇傭을 늘리고 物價를 올리며 國際收支를 惡化시키는 것으로

나타났고, 단, 정부투자지출의 경우 장기적으로는 國內生產潛在力を 擴充시킴으로써 物價壓力을 相殺시키고 生產增大를 돋는 효과를 가지는 것으로 나타났다. 2)財政支出의 財源調達方法에 따른 효과를 보면, 추가적 재정지출의 景氣擴大的 効果는 그 지출이 通貨增發을 통해 조달되었을 때 가장 크고 다음으로 國債發行에 의한 調達, 稅收에 의한 調達의 順을 나타냈다. 이 중 특히 통화증발에 의한 조달은 단기적으로 물가에 미치는 효과가 다른 두 가지의 조달방법에 비해 2~3배를 뛰어 아니라 생산잠재력확대에 따른 투자성지출의 물가안정효과도 반감시키는 경향이 있다. 이에 따라 통화증발조달은 최소 3년여에 걸쳐 국제수지를 악화시키는 효과를 갖는 것으로 나타났다. 3)海外部門通貨의 不胎化(sterilization)정도에 따른 효과에 있어서는 통화당국이 國內信用만을 규제하고 해외부문통화의 움직임에 따라 국내총유동성이 自動調節되도록 허용하는 경우 재정지출의 국내경기 확대효과는 생산, 고용의 경우 1년, 물가는 1년~1년반, 국제수지는 2년 사이에 그 대부분의 조정이 완료되어 長期均衡水準에 도달하였다. 그러나 통화당국이 통화총량에 주목하여 不胎化政策을 추구할 경우에는 물가상승압력의 장기화, 국제수지의 장기적 악화가 초래될 우려가 있는 것으로 나타났다. 예를 들어 1991년도 일반회계 27조원의 10%인 2조 7천억원을 국채발행에 의해 추가로 조달할 때, 해외부문통화의 不胎化를 가정하는 경우, 이 액수가 全額 政府消費로 지출되면 1차년도에 국민총생산은 1.84%증가하고 고용은 0.47%증가하며 그 다음해는 각각 0.26%감소하고, 0.99% 증가의 효과를 가져온 후 점차 장기균형에 도달하는 것으로 나타났다. 여기서 국민소득이 2,3차년도에 감소하는 것은 첫 해의 과잉반응(overshoot)에 대한 반작용 때문이라 여겨진다. 한편 이 액수가 全額 社會間接資本投資와 같은 政府投資支出로 지출되면, 1차년도에 國民總生產은 1.76%증가하고, 雇傭은 0.45%증가하는 것으로 타났으며, 그 다음해에는 각각 0.23%감소하고, 0.07%증가하였다가 대략 6차년도 이후 長期均衡에 到達함을 보이고 있다. 한편 같은 액수(일반회계의 10%)가 전액 정부소비로 지출될 경우 도매물가는 첫해에 0.92%, 다음해에 0.11%로 상승하였다가 점차 장기균형에 접근하고 있으며, 全額을 社會間接資本投資과 같은 政府投資로支出되면 都賣物價는 당해년도에 0.85%증가한 후, 다음해에는 0.04%, 3차년도에 0.46%감소하여 장기균형에 접근함을 보이고 있다.

또한 金誠恂(1990, 91)의 실증결과는 정부투자지출의 민간소비, 민간투자, 소득에의 陽(+)의 효과로 나타나, 우리나라의 경우에 민간자본과 공공자본간의 補完性이 높으며, 정부투자지출의 증가는 민간자본의 한계생산성을 높이는 外部效果(external effect)가 존재함을 보여주고 있다. 또한 政府消費支出의 民間投資 및 所得에 유의한 影響을 주지 않거나, 더미

변수를 도입할 때 陰(一)의 유의한 영향을 주는 것으로 나타나고 있다. 정부소지지출의 민간소비에의 영향은 부분구축으로 나타나고 있어 兩者間에 部分的 代替性이 存在한다고 볼 수 있다. 따라서 總政府支出이 民間消費, 民間投資 및 GDP에의 影響도 有意하지 않게 나타나고 있다.

이와같은 사실은 상기의 추정결과식 (12)–(15)및 (19)에서 나타난 새로운 결과도 이를 지지함을 보여주고 있다.

V. 動能 實證分析

재정변수가 물가, 통화, 소득에 미치는 영향을 동태적으로 분석하기 위해 충격반응함수 (impulse response function)를 도입하였다. 기존의 VAR모형은 통상 VAR형을 일정한 조건하에서 MA형으로 변환시켜 정책변수의 예측오차에 1.0표준오차 만큼의 외생적 충격을 가했을 때 그 시간의 흐름에 따른 각 변수의 반응을 살펴보는 방법을 채용하고 있다. 그러나 VAR체계에 충격반응함수를 도입하는 경우 재정지출이나 재정적자의 외생적 충격이 그 체계내에 상호작용에 의한 내생화로 맞물려 돌아가게 된다. 따라서 그 결과가 순수 외생적 변화에 대한 반응으로 보기 어려울 수 있다.

그러므로 정책변수의 순수외생적 변화에 대한 반응을 보기위해 앞의 추정결과가 유의한 시차 종속변수를 포함한 OLS추정식에 다음과 같은 충격을 가하여 동태적 반응을 살펴보는 방법을 사용하였다.

$$G_t = 0.0 + u_t \quad \dots \quad \text{var}(u) = 1.0$$

$$DEF_t = 0.0 + v_t \quad \dots \quad \text{var}(v) = 1.0$$

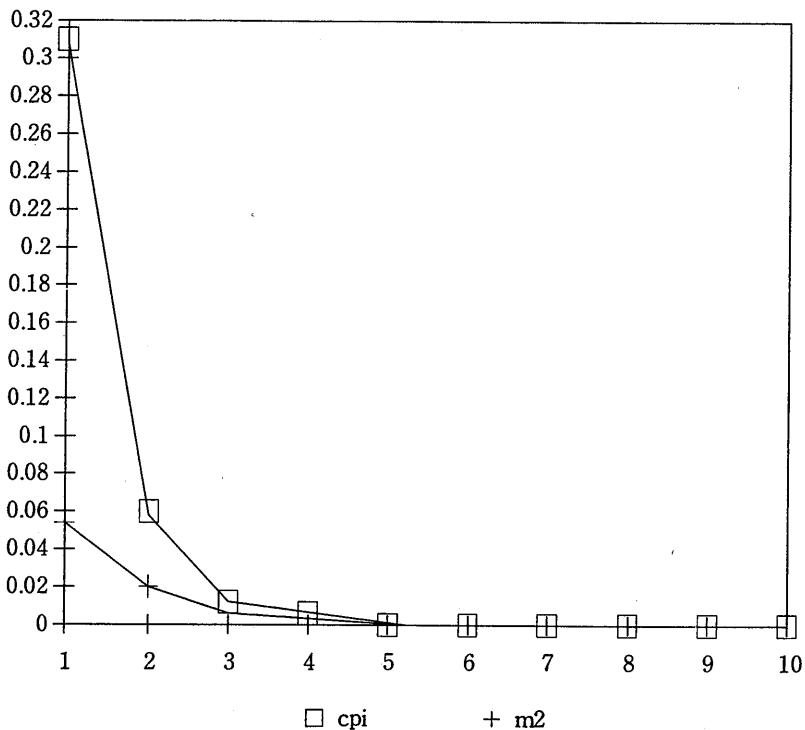
自己回歸形能(autoregressive representation)인 방정식들을 OLS추정후 이를 일정조건하에서 逆變換(inverse transformation)하여 移動平均形能(moving average representation)로 표현했을 때 그 계수가 衝擊反應을 나타낸다.²⁾ 그러므로 정책변수에 1.0% 만큼 크기의 외생적 충격을 주어, 그 충격에 대한 내생변수의 반응을 장기간에 걸쳐 관찰함으로써 그 정책변수에 대한

2) Impulse Response Functions 및 Dynamic Multiplier에 관해서는 Doan & Litterman(1981), ch. 12 또는 Pindyk and Rubinfeld(1986), ch. 13 등 참조. 또한 역변환 할 수 있는 조건(stationary condition) 및 ARR과 MAR간의 변환관계에 대해서는 Greenberg & Webster(1983), pp. 74–95참조.

財政支出이 通貨, 物價 등에 미치는 巨視經濟 效果分析

민간활동의 반응을 동태적으로 분석할 수 있다. 그러므로 定常狀態에 도달할 때까지의 반응계수를 합하여 累積反應을 구할 수 있다.

〈그림 1〉 responses to gt-shock

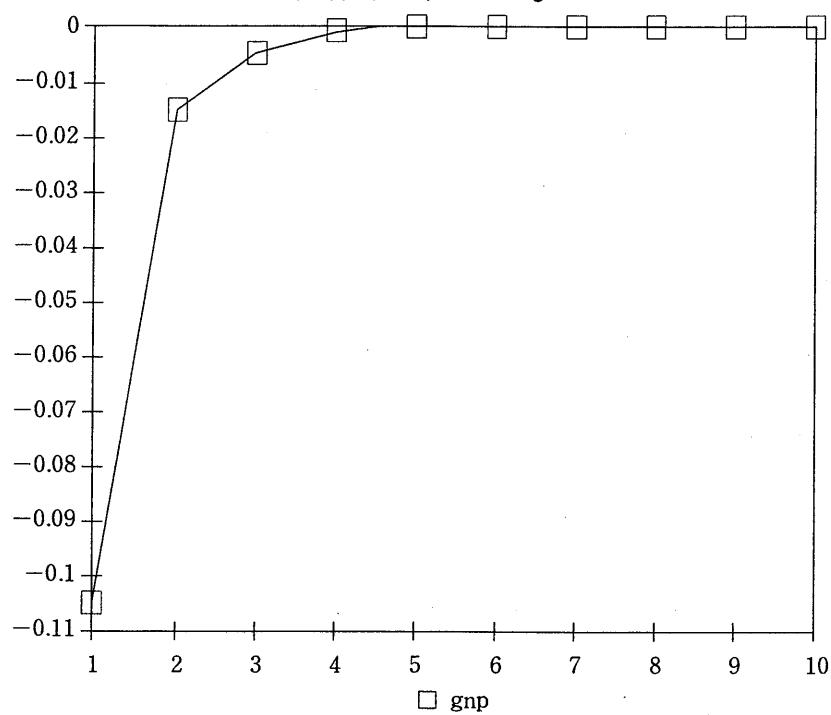


그 추정결과를 圖示하면 [그림 1]—[그림 8]과 같다. 1) 總政府支出 上昇率이 외생적으로 1%증가하였을 때, 물가 상승율 및 총통화 상승율에 미친 반응을 살펴보면, [그림 1]에서 보는 바와 같이 양 변수 다 초기에는 큰 증가를 보이나 차츰 하락하여 대략 3년후에는 定常狀態(stationary state)에 도달하는 추이를 보이고 있으며 그 누적반응은 物價 0.38, 通貨 0.08로서 물가에 미치는 영향이 상대적으로 크게 나타나고 있다.

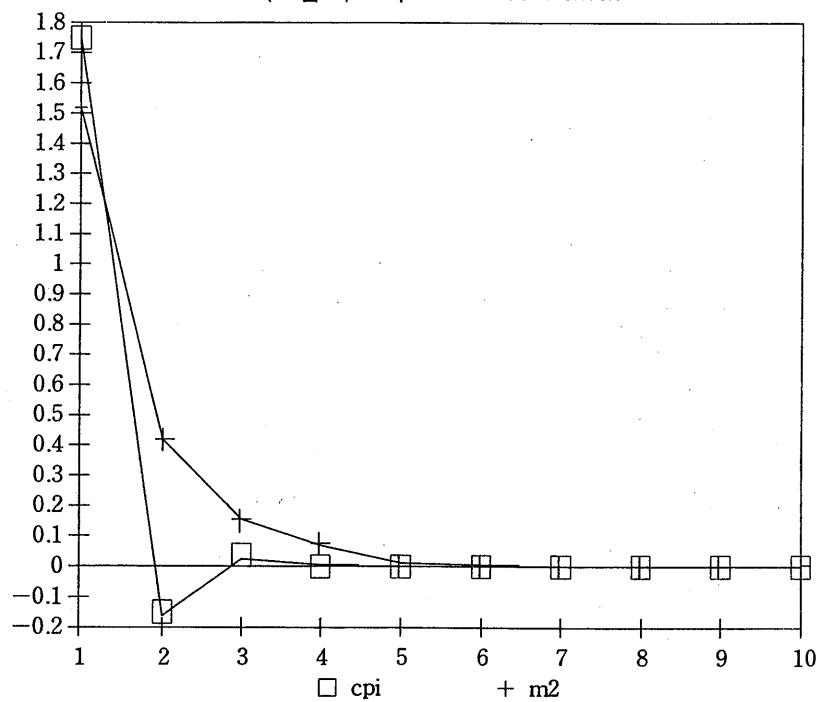
[그림 2]는 앞과 동일한 외생적 충격이 非農林漁業 GNP上昇率에 미치는 반응을 나타내며, 초기에는 구축효과를 나타내다 3년 후에 장기균형상태에 도달하는 추이를 보이고 있으며, 그 누적반응은 -0.12로 장기적으로도 部分驅逐을 보이고 있다.

産業研究

〈그림 2〉 responses to gt shock

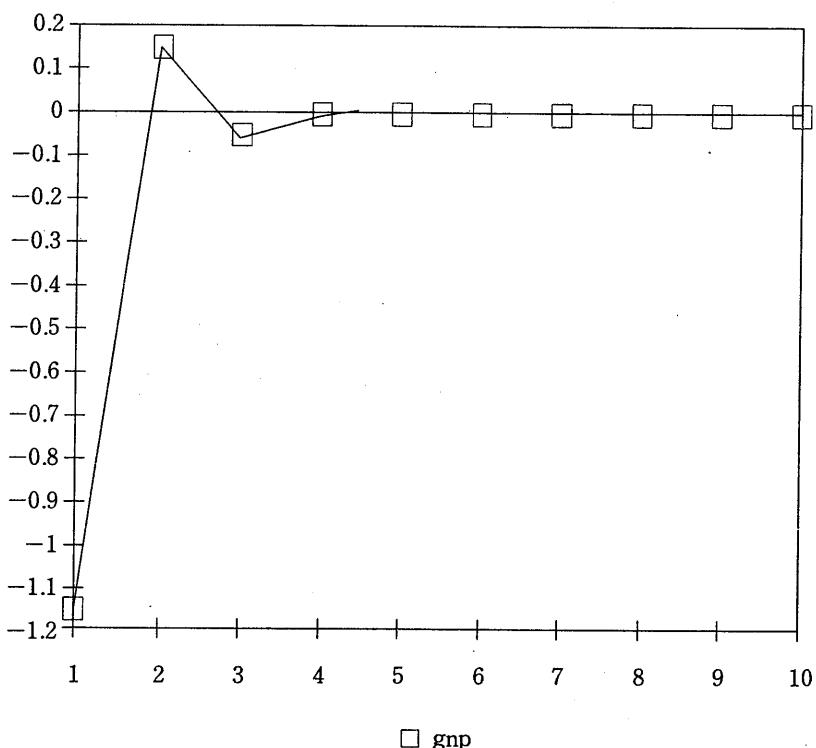


〈그림 3〉 responses to deftr shock



2) 財政赤字의 對 經常GNP 比率이 외생적으로 1%증가하였을 때, 물가 상승률 및 총통화 상승률에 미친 반응을 살펴보면, [그림 3]에서 보는 바와 같이 양 변수 다 초기에는 큰 증가를 보이나 차츰 조정기를 거치면서 하락하여 대략 4년후에는 定常狀態(stationary state)에 도달하는 추이를 보이고 있으며 그 누적반응은 物價 1.61, 通貨 2.11로서 통화에 미치는 영향이 물가의 그 것보다 상대적으로 크게 나타나고 있다.

[그림 4] responses to deftr shock



[그림 4]는 동일한 외생적충격이 非農林漁業 GNP上昇率에 미치는 반응을 나타내며, 초기에도 큰 驅逐效果(crowding-out effect)를 나타내다 조정기를 거치면서 3년 후에 장기균형상태에 도달하는 추이를 보이고 있으며, 그 누적반응은 -1.01로 장기적으로도 큰 구축현상을 보이고 있다.

3) 총정부지출을 소비지출과 투자지출로 구분하여 각기 그 상승률이 외생적으로 1%증가하였을 때, 물가 상승률 및 총통화 및 상승률에 미친 반응을 살펴보면, 財政消費支出의增加의 경우 [그림 5]에서 보는 바와 같이 물가및 통화 양 변수 다 초기에는 큰 증가를 보

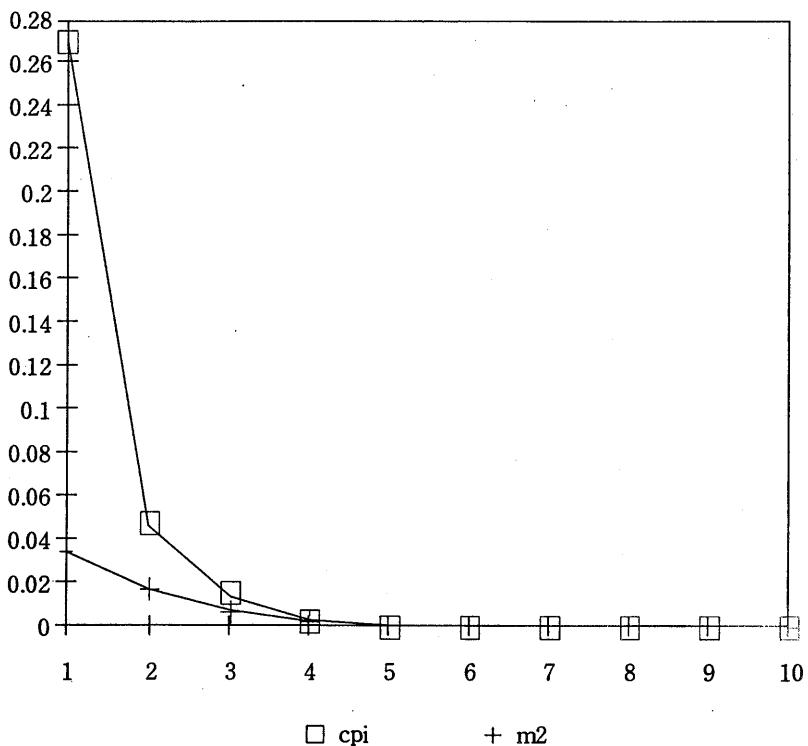
產 業 研 究

이나 차츰 하락하여 대략 3년후에는 定常狀能(stationary state)에 도달하는 추이를 보이고 있으며 그 누적반응은 物價 0.32, 通貨 0.05로서 물가에 미치는 영향이 상대적으로 크게 나타나고 있다.

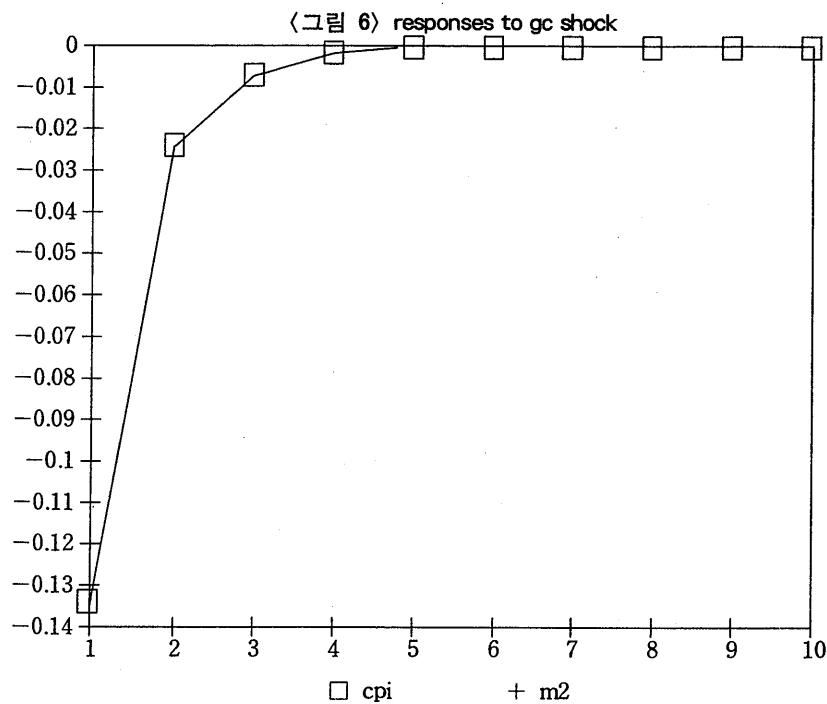
[그림 6]은 동일한 외생적 충격이 非農林漁業 GNP上昇率에 미치는 반응을 나타내며, 초기에는 구축효과를 나타내다 3년 후에 장기균형상태에 도달하는 추이를 보이고 있으며, 그 누적반응은 -0.16 으로 장기적으로도 부분구축을 보이고 있다.

한편 政府投資支出 上昇率이 외생적으로 1%증가하였을 때, 물가 상승율 및 총통화 상승율에 미친 반응을 살펴보면, [그림 7]에서 보는 바와 같이 양 변수 다 초기에는 큰 증가를 보이나 차츰 하락하여 대략 3~4년후에는 定常狀能(stationary state)에 도달하는 추이를 보이고 있으며 그 누적반응은 物價 0.05, 通貨 0.03로서 물가에 미치는 영향이 상대적으로 크게 나타나고 있으나 소비지출이 물가 및 통화에 미치는 영향보다 작다.

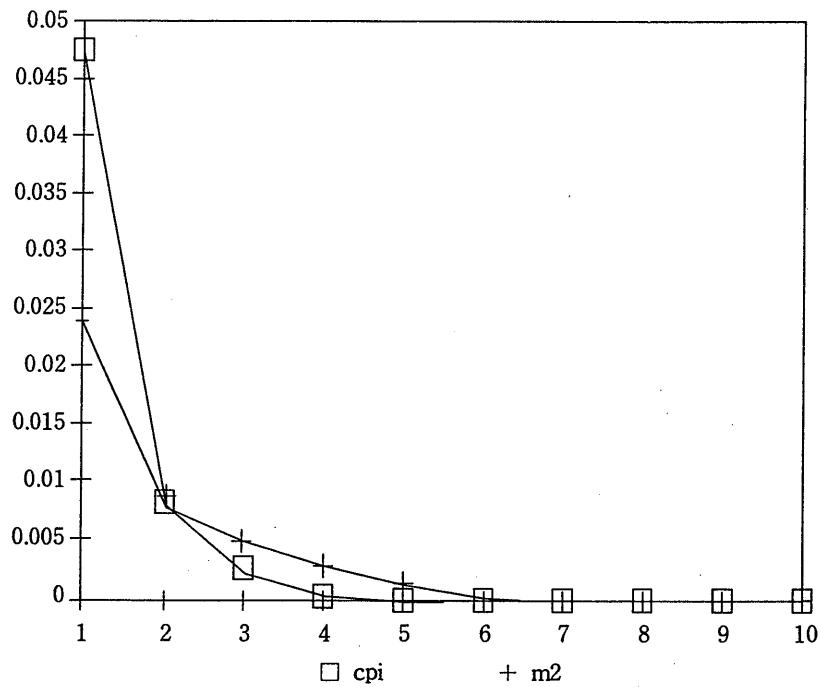
〈그림 5〉 responses to gc shock



財政支出의 通貨, 物價 등에 미치는 巨視經濟 效果分析



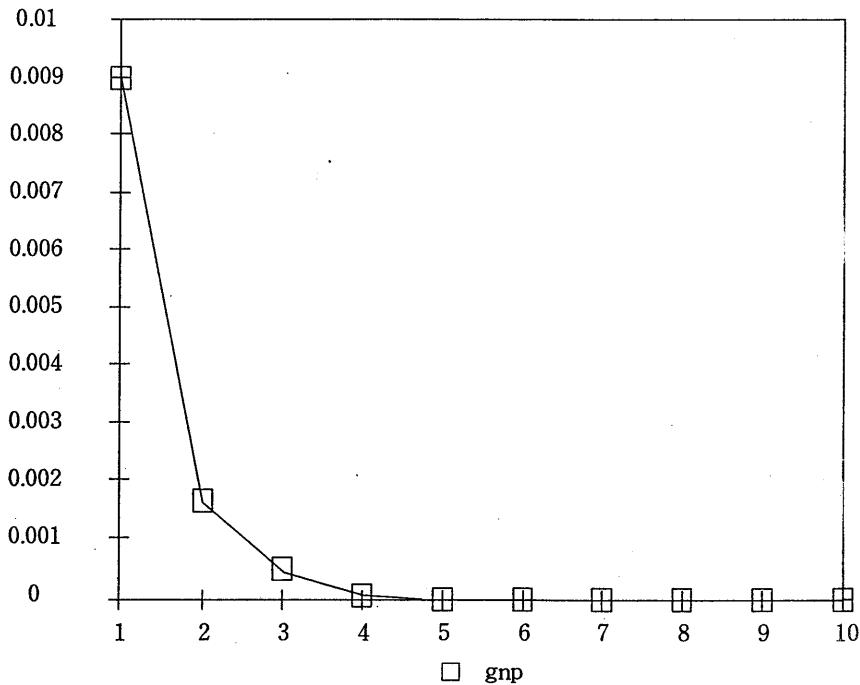
(그림 7) responses to gi shock



[그림 8]은 동일한 외생적 충격이 비농립어업 GNP상승율에 미치는 반응을 나타내며, 초기에 浮揚效果(crowding-in effect)를 나타내다 3년 후에 장기균형상태에 도달하는 추이를 보이고 있으며, 그 누적반응은 0.01로 장기적으로도 부양효과를 보이고 있다.

4) 장기의 결과를 종합하면, 그 9년 동안의 누적반응은 정부지출 상승시 물가 0.38, 총통화 0.08, 실질소득 -0.12로 나타났으며, 재정적자/GNP증가시 물가 1.61, 총통화 2.11, 소득 -1.01로 정부지출 증가율 상승시보다 물가 및 통화에 미치는 영향이 크게 나타났으며, 소득에 미치는 구축효과도 크게 나타났다. 한편 총정부지출을 소비지출과 투자지출로 구분하여 동일한 분석을 하여 본 결과 정부소비지출 증가시 물가 0.32, 통화 0.05, 소득 -0.16, 정부투자지출 증가시 물가 0.06, 통화 0.04, 소득 0.01로 나타남으로써 소비성지출이 물가 및 통화에 미치는 영향이 상대적으로 보다 큰 것으로 나타났고 소득에 미치는 영향은 소비지출은 구축효과, 투자지출은 부양효과를 보임으로써 서로 상반된 영향을 보여 주고 있다. 그리고 총정부지출의 소득에의 영향이 구축효과를 보인 것은 소비지출의 비중이 압도적으로 높아(대략 65-76%)그러한 결과를 보인 것으로 해석된다. 그러므로 재정정책의 경제적 효과를 평가하는 데 있어서, 정부지출의 구성내역에 따른 구분이 상당히 중요함을 示唆한다 하겠다.

〈그림 8〉 responses to gi shock



VI. 結 論

(1) 재정의 물가에 대한 영향을 파악하기 위한 재정측면의 설명변수로서 재정지출 증가율과 더불어 경제전체의 공급능력과 재원조달 방법에 대한 고려한 총수요에 대한 압력의 정도를 나타내는 지표로서 경상 GNP대비 재정적자 변수를 사용할 수 있다. 간단한 거시경제모형을 이용하여 이러한 재정변수가 물가, 통화, 소득에 미치는 영향을 분석할 수 있다. 조세징수 증가에 의한 재정규모의 증대는 균형재정승수 효과를 통해서 총수요를 증대시킬 수 있는데, 이 때 그 실제효과는 구축효과의 정도와 경제의 공급능력의 변화, 그리고 보다 장기적인 시각에서 통화량의 변화 가능성 등에 영향을 받게 된다. 적자재정 실현에 의한 재정규모 증대는 총수요에 대한 추가적 압력과 더불어 통화량에 직, 간접적으로 영향을 미칠 수 있다는 점에서 전전재정 기조하의 재정규모 증대와 구분된다. 통화당국의 명목이자율 목표 설정은 재정적자의 화폐화를 유발할 수 있다.

(2) 1970—91년의 우리나라 경제를 대상으로 한 실증분석 결과, 물가상승률과 재정적자 규모의 대GNP비율은 유의성이 뚜렷한 正의 상관관계를 보였으며, 물가상승률과 재정규모의 대GNP비율간의 상관관계는 상대적으로 미약하였다. 특히 이 두가지 재정변수를 동시에 포함시킨 회귀분석 결과, 상대적 재정규모가 일정할 때 상대적 재정적자 규모의 증대는 물가상승을 유발하지만, 상대적 재정적자 규모가 일정할 때 상대적 재정규모의 증대는 물가상승에 영향이 없는 것으로 나타났다. 이러한 회귀분석에서 일반회계기준, 중앙정부 세출기준(IMF방식), 통합예산 기준(IMF방식), 일반정부 기준 등 4가지의 재정수지 개념을 이용한 결과, 물가변동을 설명하는 데 있어서 통합예산 수지 개념을 사용할 때 가장 높은 설명력을 얻을 수 있었다. 통합예산상의 재정적자의 대 GNP비율이 1%포인트 증가할 때 소비자 물가지수는 1.47%포인트 증가하는 결과를 얻어 재정규모 증가시 보다 약 5배의 물가상승을 보여주고 있다.

그러므로 물가와 상관관계가 높은 재정변수는 재정규모보다 재정적자 규모의 상대적 크기임을 알 수 있다. 이러한 실증분석 결과는 통합예산상의 '세입내 세출'이라는 전전 재정 기조하에서의 재정규모 증대는 물가에의 영향을 최소화 할수 있음을 示唆하고 있다.

(3) 재정적자의 화폐화는 재정적자 규모증대가 물가에 미치는 영향을 파악하는 데 있어 중요한 부분을 차지하고 있다. 여기서는 Barro타입의 화폐반응함수를 추정하였는데, 그 결과 통합재정상의 공공부문 재정수지개념이 총통화 증가율 변동설명에 유용하며 재정적자의 대 GNP비율이 1%포인트 증가시 적어도 1년의 시차에 걸쳐 총통화증가율이 224%포인트 증가됨을 알 수 있다.

(4) 財政政策이 利子率變化를 통해 投資, 所得에 미치는 間接驅逐效果의 mechanism^{o)} 存在한다는 點을 발견할 수 있다.

(5) 재정지출의 구성내역에 따른 경제적 효과를 살펴보면, 재정지출의 增加는 소비성지출이나 투자성지출이 모두 短期에 있어 總需要壓力을 增大시켜 生產과 雇傭을 늘리나 物價를 上昇시키며 國際收支를 惡化시키는 것으로 나타나고 있다. 그러나 政府投資支出을 增大시키는 경우 장기적으로는 國內生產潛在力を 擴充시킴으로써 物價壓力을 相殺시키고 生產增大를 돋는 浮揚效果를 가지는 것으로 판단된다.

〈參考文獻〉

- * 經濟企劃院 豫算室, 「財政關係統計集」, 1992 4월.
- * 金誠恂, "우리나라에 있어서 財政政策이 利子率, 投資 및 所得에 미치는 效果에 관한 研究(1975-87년)", 제 22차 학술대회 논문집, 한국국제경제학회, 1988.
- * _____, "우리나라에 있어서 財政政策의 驅逐效果 및 乘數效果에 관한 實證的一研究", 檀國大 제23집, 1989.
- * _____, "일반균형모형을 이용한 재정지출의 경제적 효과분석", 財政論集 제 5집, 韓國財政學會, 1991.
- * _____, "An Empirical Study on Government Consumption and Investment Spending Effects in Korea", vol. 14, Industrial Studies, 1991.
- * _____, 「主要國의 國公債 관련 制度現況과 우리 財政運用上의 國公債導入 및 活用方案」, 經濟企劃部 豫算室 學術研究用役結果報告書, 韓國財政研究會의 3人 共著, 1991.

財政支出의 通貨, 物價 등에 미치는 巨視經濟 效果分析

- * _____, "A Study on the Differential Effects if Goverment Consumption and Investment Spending", 定期學術大會論文, 韓國經濟學會, 1992.
- * 柳潤河, "財政支出의 巨視經濟效果", 「KDI分期別經濟展望」 제 10권 제 1호 한국개발연구원, 1991. 2
- * 李啓植, "貯蓄의 代替性과 財政政策의 有効性", 「韓國開發研究」, 제 10권 제 2호, 한국개발연구원, 1988.
- * 李光俊, 姜智光, "財政의 運用推移와 經濟的 效果分析", 「조사통계월보」, 한국은행, 1991년 6월.
- * 李之舜, "公共支出과 經濟活動", 「經濟論集」, 제 27권 제 4호, 서울大 經濟研究所, 1988.
- * 財務部, 「韓國의 財政統計」, 各年度.
- * _____, 「財政金融統計」, 各月號.
- * 丁海龜, "財政赤字의 國債補鎮效果와 國債의 適正規模에 관한 研究", 박사학위논문, 고려대학교 대학원, 1989년 7월.
- * 韓國銀行, "우리나라 財政構造의 變動推移", 「조사통계월보」, 7월, 1988.
- * _____, 「經濟統計年報」, 各 年度.
- * 韓昇洙, 「韓國의 赤字財政研究」, 研究叢書 17, 韓國經濟研究院, 1984.
- * 黃晟鉉, "財政·通貨政策의 適正關係에 대한 考察: 財政優位모델에 의한 實證的 分析", 「한국개발연구」, 제 13권 제 3호, 1991 가을, 한국개발연구원.
- * _____, 「財政政策의 巨視經濟的 效果에 대한 實證的 研究(I)」, 정책연구자료 92-06, 1992년 1월, 한국개발연구원.
- * Allen, Stuart D. and Michael D. Smith, "Government Borrowing and Monetary Accomodation", Journal of Monetary Economics, vol 12, 1983, pp. 605-616.
- * Aschauer, D. A., "Fiscal Policy and Aggregate Demand", American Economic Review, March 1985, pp. 117-127.
- * _____, "Does Public Capital crowd out Private Capital?", Journal of Monetary Economics, vol 24, 1989, pp. 171-188.
- * Bailey, Martin J., National Income and the Price Level : A Study in Macroeconomic Theory,

産業研究

New York : McGraw-Hill, 1971.

- * Barro, Robert J., "On the Determination of Public Debt", JPE, vol. 87 no. 5, 1979, pp. 940-971.
- * _____, "Output Effect of Government Purchases", Journal of Political Economy, Vol. 89 no. 6, 1981, pp. 1086-1121.
- * _____, Macroeconomics, John Wiley & Sons, Inc., 1984.
- * _____, "The Ricardian Approach to Budget Deficits", Journal of Economic Perspectives, Spring, 1989, pp. 37-54.
- * Bernheim, B. D., "A Neoclassical Perspective on Budget Deficits," The Journal of Economic Perspectives, Spring 1989, pp. 55-72.
- * Chrystal K. A. and D. L. Thornton, "The Macroeconomic Effects of Deficits Spending : A Review", Federal Reserve Bank of St. Louis Quarterly Review, Nov/Dec, 1988, pp. 48-60.
- * De Leeuw, Frank and Edward Gramlich, "The Federal Reserve-MIT Econometric Model," Federal Reserve Bulletin, January 1968.
- * Doan, Thomas and Robert B. Litterman, RATS, User's Manual, VAR Econometrics, 1981, 86.
- * Evans, Paul, "Do Large Deficits Produce High Interest Rates?", AER, vol. 75, no. 1, May 1985, pp. 68-87.
- * _____, "Interest Rate and Expected Future Budget Deficits in the U. S.". JPE, vol. 95, no. 1, May 1987, pp. 34-58.
- * _____, "The Effects of Fiscal Policy in Korea", International Economic Journal, vol. 2, no. 2, 1988.
- * Feldstein, M, "Government Deficits and Aggregate Demand", JME, vol. 8, Jan. 1991, pp. 1-20.
- * Friedman, B., "Crowding Out or Crowding In?—Economic Consequences of Financing Government Deficits", BPEA, 1978 : 3, pp. 594-654.
- * Joines, D. H., "Deficits and Monetary Growth in the United States : 1872-1983," JME, vol. 16, 1985, pp. 329-351.
- * Kim, Seong-suhn, "General Equilibrium Approach to Government Spending Effect", The Korean Economic Review, vol. 7, no. 2, The Korean Economic Association, Winter 1991.

財政支出의 通貨, 物價 등에 미치는 巨視經濟 效果分析

- * Kolluri, B. R. and D. S. Giannaros, "Budget Deficits and Short-Term Real Interest Rate Forecasting", *Journal of Macroeconomics*, vol. 9, no. 1, Winter 1987, pp. 109-125.
- * Mankiw, N. G., "Government Purchases and Real Interest Rate", *JPE*, vol. 95, no. 2, 1987a, pp. 407-419.
- _____, "The Optimal Collection of Seigniorage", *Journal of Monetary Economics* 20, 1987b, pp. 324-341.
- * Mundell, R. A. Inflation and Real Interest *Journal of Political Economy*, June 1963, pp. 280-283.
- * Shapiro, M. D. and M. W. Watson, "Sources of Business Cycle Fluctuations", NBER Working Paper #2589, May 1988.
- * Tobin, James, "Money and Economic Growth", *Econometrica* vol. 33 no. 4, Oct. 1965.

