

재정적자가 저축과 물가에 미치는 영향

고 영 선

(본원 연구위원)

* 본고를 읽고 훌륭한 논평을 주신 상명대학교의 백웅기 교수님과 본원의 홍기석 박사님께 감사드린다. 물론 이 분들의 논평에도 불구하고 본고에 남아 있는 모든 오류는 전적으로 필자의 책임이다.

◇ 요 약 ◇

외환위기 이후 재정적자가 급격히 확대되면서 재정적자에 대한 일반인들의 관심이 높아지고 있다.

그러나 재정적자가 거시경제에 구체적으로 어떤 영향을 미치는가에 대한 실증분석은 많지 않은 편이다. 본고는 재정적자가 민간저축률과 물가상승률에 미치는 영향을 살펴보고 있다.

본 논문의 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 저축률과 재정적자 사이에는 리카도 동등가설이 예측하는 것과 같은 관계가 표면적으로 발견된다. 즉, 재정지출이 변하지 않을 때 재정적자의 증가는 민간저축률을 증가시켜 국민경제 전체의 저축률은 크게 변하지 않는다. 둘째, 재정수지가 변하지 않더라도 재정지출의 증가는 민간저축을 감소시킨다. 그리고 재정수지가 변하든 변하지 않든 정부소비나 이전지출의 증가는 국민저축률을 감소시킨다. 셋째, 재정적자는 물가에 별 영향을 주지 않는다.

이 가운데 첫째와 셋째의 결과는 별로 새삼스러운 것이 되지 못한다. 그러나 둘째의 결과는 지금까지 논의되지 않았던 사실을 알려주고 있다. 특히 1980년대 말 이후 GDP 대비 재정규모가 추세적으로 증가하고 있으며, 최근의 외환위기 이후에는 금융구조조정 지원 등에 따라 재정규모가 급격히 증가하고 있고, 장기적으로는 국민연금급여 등 사회보장지출의 증가가 예상됨을 고려할 때, 재정규모 증가를 억제하는 일에 보다 적극적인 노력을 기울일 필요가 있음을 알게 된다.

한편 본고에서는 한국은행의 準재정활동을 고려하지 않았으나, 이를 고려할 때에도 재정수지가 물가상승률에 별다른 영향을 미치지 않는지에 대한 추가적 연구가 필요하다고 판단된다.

I. 서 론

외환위기 이후 재정적자가 급격히 확대되면서 재정적자에 대한 일반인들의 관심이 높아지고 있다. 재정적자의 문제점은 재정운영의 측면과 거시경제적 측면으로 나누어 살펴볼 수 있다. 먼저 재정운영의 측면에서는 재정적자로 인해 국채잔고가 상승하면 이자지출이 증가하여 여타 투자사업에 투입될 자금이 고갈된다. 이자지출은 정책의지와는 상관없이 반드시 예산에 반영되어야 하며, 이러한 의미에서 이자지출은 대표적인 경직성 경비로 꼽힌다.¹⁾ 예를 들어, 미국에서는 이자지출을 사회보장지출과 더불어 의무지출(mandatory spending)로 분류하여 관리하고 있다.²⁾

이자지출의 증가로 인해 국가부채 관리에 있어 악순환이 형성되기도 한다. 이자지출이 증가하면 그만큼 재정적자가 확대되어 국가부채가 누적된다. 그러면 누적된 국가부채에 대한 이자지출이 증가하여 재정적자가 더욱 확대된다. 결국 ‘재정적자 확대 → 국가부채 누적 → 이자지출 증가 → 재정적자 확대’의 악순환이 형성되는 것이다.

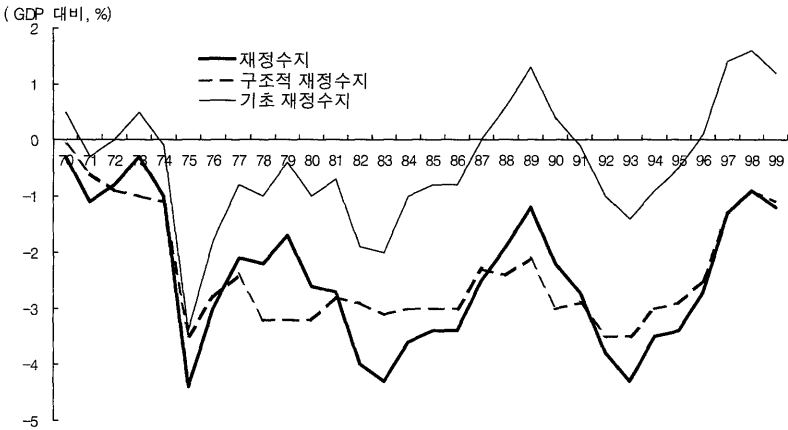
실제로 이러한 예는 선진국의 경우에 찾아볼 수 있다. 선진국

1) 지금까지 학계에서는 경직성 경비로서 흔히 국방비와 공무원 인건비만을 주로 고려하는 경향이 있었으나, 사실 국방비와 인건비는 정책의지에 따라 얼마든지 조절이 가능하므로 경직성 경비라고 보기 어렵다.

2) 이러한 의무지출은 연방정부 예산의 2/3 가량을 차지한다. 국방비를 포함한 나머지 지출은 재량지출(discretionary spending)이라 불린다. 재량지출 가운데 가장 큰 것은 국방비로서 전체 재량지출의 1/2 가량을 차지한다.

들은 1970년대 중반의 석유과동 직후 경기가 악화되자, 이를 수용(accommodate)하고자 재정적자를 급격히 확대시켰다. 그 결과 이자부담이 증가하여 최근에 이르기까지 적자상태를 벗어나지 못하였다. 다음 [그림 1]은 G7 국가의 재정수지를 보여주고 있는데, 이자지출을 제외한 기초재정수지(primary balance)는 경기변동에 따라 흑자를 보이기도 하고 적자를 보이기도 하였으나, 이자지출을 포함한 전체 재정수지는 1990년대 말까지 30여 년 동안 계속 적자상태를 지속하였다.

[그림 1] G7 국가의 일반정부 재정수지



주 : 구조적 재정수지(structural balance) = 자동안정화(automatic stabilizer) 요인을 제거하고 계산한 재정수지. 기초재정수지(primary balance) = 이자지불액을 제외하고 계산한 재정수지.

자료 : 1970~81년은 Tanzi and Fanizza(1995), 1982~99년은 OECD, *OECD Economic Outlook*, 각호.

재정적자는 또한 재정 의 경기안정화 기능을 제약한다. 국가채무를 줄이기 위해 재정정책이 긴축적인 기초를 유지해야 할 경우 재정의 경기안정화 기능은 희생될 수밖에 없다. 예를 들어,

많은 유럽국가들은 경제통화통합(EMU)의 전제조건으로서 국가부채/GDP 비율을 60% 이하로 낮추기 위해 1990년대에 경기침체에도 불구하고 재정긴축을 단행해야 했다.³⁾

재정적자는 이처럼 경직적인 이자지출을 늘리고, 균형재정의 회복을 어렵게 하며, 재정의 경기안정화 기능을 제약하여 재정운영에 큰 부담을 미치게 된다. 그러면 이러한 재정적자가 거시경제에는 어떤 영향을 미치는가?

재정적자가 거시경제에 영향을 미치는 경로는 몇 가지로 나누어 생각해볼 수 있다. 첫째, 재정적자는 국민저축률에 영향을 미치고, 이를 통해 실물투자와 경상수지에 영향을 미친다. 국민저축은 민간저축과 정부저축으로 구성되는데, 재정적자가 늘어나면 정부저축이 감소한다. 만일 정부저축이 감소하는 만큼 민간저축이 증가하지 않는다면 국민저축은 감소하게 된다. 국민저축이 감소하면 실물투자가 감소하거나 경상수지가 악화된다. 이러한 관계는 다음과 같은 간단한 항등식을 통해서도 알 수 있다.

$$(1) Y = C + I + G + NX.$$

$$(2) Y = C + S + T.$$

윗 식에서 Y 는 국민총가처분소득,⁴⁾ C 는 민간소비, I 는 민간투자, G 는 정부소비 (G_C) 및 정부투자 (G_I)의 합계, NX 는 경상

3) 물론 재정의 경기안정화 기능이 실제로 얼마나 유효한 것인가, 또 재정을 통한 경기안정화의 부작용을 고려할 때 과연 이를 추구할 필요가 있는가에 대해서는 의문이 제기될 수 있다. 이에 대해서는 별도의 논의가 필요하다.

4) 국민총가처분소득(gross national disposable income; GNDI)은 국내총생산(GDP)에 해외순수취 요소소득과 해외순수취 경상이전을 포함한 액수를 말한다. GNDI는 저축률과 투자율을 구할 때 그 분모가 되는 변수이다. GNDI와 GDP 간의 차이는 실제로 무시해도 될 만큼 작다. 따라서 이하에서는 Y 를 GNDI를 의미하는 변수로도 사용하고 GDP를 의미하는 변수로도 사용한다.

수지,⁵⁾ S 는 민간저축, T 는 조세수입⁶⁾이다. 식 (1) 및 식 (2)로부터 다음 식 (3)이 도출된다.

$$(3) \quad S + (T - G_C) = I + G_I + NX$$

식 (3)의 좌변은 민간저축(S) 및 정부저축($T - G_C$)의 합계로서 국민저축을 나타낸다. 그리고 우변은 이러한 국민저축이 어떻게 사용되는지를 보여준다. 즉, 경상수지가 흑자($NX > 0$)이면 국민저축이 국내투자($I + G_I$)에 사용되거나 해외투자(NX)에 사용됨을 의미한다. 반면 경상수지가 적자($NX < 0$)이면 국민저축이 국내투자를 충당하기에 부족한 수준임을 의미하고, 그 부족분은 해외저축($-NX$)을 통해 조달되었음을 의미한다.

식 (3)에서 재정수지는 $T - G_C - G_I$ 로 표현된다. 논의의 편의상 G_I 는 고정되어 있다고 가정하고, T 의 감소 또는 G_C 의 증가로 인해 재정수지가 악화되었다고 하자. 그러면 이는 정부저축($T - G_C$)의 감소를 초래한다. 또 이러한 정부저축의 감소에 대하여 민간저축(S)이 아무런 반응을 보이지 않는다고 가정하면 (또는 민간저축이 반응을 보이더라도 정부저축의 감소를 완전히 상쇄할 만큼 증가하지 않는다고 가정하면) 식 (3)의 좌변에 있는 국민저축이 감소하게 된다. 그러면 식 (3)의 우변에 있는 민간투자(I)나 경상수지(NX)가 감소하게 된다. 즉, 재정수지의 악화는 민간투자의 위축이나 경상수지의 악화를 초래한다.

이러한 민간투자의 위축은 국내 자본스톡의 축적을 저해하여

5) Y 를 GNDI로 정의할 때 식 (1)의 NX 는 경상수지(또는 경상계정잉여)가 된다. 반면, Y 를 GDP로 정의하면 식 (1)의 NX 는 순수출(= 재화 및 용역의 수출 - 재화 및 용역의 수입)이 된다.

6) 보다 정확히 말하면 T 는 총재정수입에서 보조금 및 이전지출을 제외한 액수이다.

중장기적으로 성장률을 둔화시킨다. 또 경상수지의 악화는 대외순자산을 감소시키거나 대외순채무를 증가시켜 내국인들에게 귀착되는 가처분소득을 줄인다. 경상수지의 악화는 외환위기의 가능성을 높일 수도 있다. 어느 경우이나 국민저축의 감소는 바람직하지 않은 현상을 초래한다.⁷⁾

재정적자가 거시경제에 미치는 두 번째 영향으로는 물가상승을 지적할 수 있다. 재정적자는 직접적으로 총수요를 부추겨 물가에 영향을 미칠 수 있다. 또 정부가 통화발행을 통해 재정적자를 충당하면 물가상승이 가속화된다. 그리고 재정적자가 당장 화폐화되지는 않고 일시적으로 국채발행 등을 통해 조달되더라도, 국채가 누적되어 지나치게 높은 수준에 달할 경우 정부는 물가상승을 유발하여 국채잔고의 실질가치를 하락시키려는 유혹에 빠질 수 있다.

세 번째로 재정적자는 이자율에 대해서도 영향을 미치는 것으로 보고되고 있다(Orr, Edey, and Kennedy[1995] 등). 재정적자로 인해 국채발행이 증가하면 채권시장에서 구축효과가 발생하여 이자율이 상승한다. 또 전체 자본시장의 관점에서 보더라도 재정적자는 추가적인 자금수요 원천으로 작용함에 따라 실질이자율을 상승시키게 된다. 이자율이 상승하면 실물투자가 감소하거나 경상수지가 악화되어 거시경제에 부정적인 결과가 초래된

7) 물론 저축률의 상승이 무조건적으로 바람직한 것은 아니다. 지나치게 높은 저축률과 지나치게 낮은 소비율은 국민후생을 오히려 감소시킬 수 있다(Cutler, Poterba, Sheiner, and Summers[1990]). 또 자본소득이 과도한 수준에 달해 있어 자본의 한계생산성이 낮을 경우에는 저축을 감소시켜 자본소득을 줄일 필요가 있다. 그러나 일반적으로 현재 선진국에서 국민후생을 감소시킬 만큼 저축률이 높다고 생각되지는 않는다(Akerlof[1990]). 또한 동태적 효율성(dynamic efficiency)을 저해할 만큼 자본소득이 과도한 수준에 있는 것으로 보이지도 않는다(Abel, Mankiw, Summers, and Zeckhauser[1989]). 따라서 선진국보다 자본소득이 부족한 우리나라와 같은 개발도상국에서는 저축률을 높여 자본소득을 확충해 나가는 것이 바람직하다고 판단된다.

다.⁸⁾

재정적자와 민간투자 및 경상수지 간의 관계는 이미 식 (3)에서 보여진 바 있다. 그러나 이는 항등식에 의해 도출된 것이었고, 구체적으로 어떤 경로를 통해 재정적자가 민간투자 및 경상수지에 영향을 미치는가는 알 수 없었다. 위의 논의는 이자율이 이러한 경로를 제공해 줌을 의미한다. 즉, 식 (3)의 등호(=)를 성립시키기 위하여 민간투자와 경상수지가 감소할 때, 이러한 조정은 이자율의 상승을 통해 일어나게 된다.

재정적자가 거시경제에 영향을 미치는 경로 가운데 네 번째로서 재정적자가 세대간의 소득재분배를 악화시킬 수 있다는 점을 지적할 수 있다. 정부가 발행한 국채를 소유하는 것은 현세대이고, 그 상환부담을 지는 것은 후세대이므로 재정적자가 증가하면 후세대에서 현세대로 소득이 이전된다. 즉, 재정적자를 통해 현세대가 소비나 투자를 늘리면 후세대는 그렇지 않을 경우보다 더 많은 조세를 부담해야 하고 이에 따라 소비나 투자를 줄일 수밖에 없다.

물론 후세대는 현세대보다 더 높은 소득수준을 누릴 것이 확실하므로 이러한 세대간 소득재분배는 그리 큰 문제가 되지 않을 수도 있다. 또 재정적자를 통해 사회간접자본 등에 대한 투자가 증대하면 그 편익이 현세대뿐 아니라 후세대에게도 돌아가므

8) 교과서적인 설명에 따르면 이자율이 실물투자와 경상수지에 영향을 미치는 경로는 다음과 같다. 먼저 이자율이 상승하면 투자의 기회비용이 증가하여 투자가 위축된다. 그리고 이자율이 상승하면 국내채권에 대한 해외수요가 증가하여 자본유입이 발생한다. 그러면 국내통화의 가치가 높아져서 수출이 둔화되고 수입이 증대하여 경상수지가 악화된다(Ball and Mankiw [1995], pp.5~6). 수출수요의 변화는 또한 총수요를 위축시키기도 하며, 투자수요에 영향을 미치기도 한다. 이자율이 이처럼 환율변동을 통해 간접적으로 총수요에 미치는 영향은 이자율이 투자변동을 통해 직접적으로 총수요에 미치는 영향보다 더 크다고 생각하는 사람도 있다(Blinder[1991], pp. 219~220).

로 세대간 소득재분배의 순규모가 그리 크지 않을 수도 있다. 그러나 국민연금 등으로 인해 이미 후세대에 상당한 부담이 지워질 것이 확실한 상황에서⁹⁾ 세대간 소득재분배의 문제를 고려의 대상에서 제외하는 것은 바람직하지 않다.

마지막으로 재정적자는 경제위기나 정치·사회적 위기를 초래할 수도 있다. 앞에서 재정적자가 경상수지를 악화시켜 외환위기를 초래할 가능성을 언급하였지만, 그 외에 구체적으로 어떤 경로를 통해 재정적자가 이러한 위기를 초래하는가는 불확실하다. 그러나 일반인들 사이에는 적어도 재정적자가 국가적 위기를 초래할 가능성에 대한 우려가 있는 것이 사실이다. 재정적자 문제에 대한 언론보도에 일반인들이 민감하게 반응하는 이유에 있다고 판단된다.

그러나 본 논문에서는 이러한 여러 가지 거시경제적 영향 가운데 재정적자가 저축과 물가에 미치는 영향에 대해서만 살펴보기로 한다. 그리고 재정적자가 이자율을 상승시키고, 세대간 소득재분배를 악화시키며, 더 나아가 경제위기의 가능성을 높이는 등의 효과는 살펴보지 않기로 한다. 그것은 재정적자가 이자율 상승을 통해 민간투자 및 경상수지에 미치는 효과는 재정적자가 저축률 하락을 통해 이들 변수에 미치는 효과와 동일하며, 이자율이라는 경로보다는 저축률이라는 경로를 통해 재정적자가 민간투자와 경상수지에 미치는 효과를 파악하는 일이 더 쉽기 때문이다.¹⁰⁾ 또 재정적자가 소득재분배를 악화시키고 경제위기의 가능성을 높이는 등의 효과에 대해서는 계량적으로 검증하기 어

9) 국민연금 보험료율이 장기적으로 20% 가까운 수준까지 상승해야만 국민연금의 재정안정성이 확보될 수 있을 것으로 전망된다(안중범[1999]).

10) 특히 이자율에 대한 민간투자의 반응은 매우 약한 것으로 알려져 있다(Easterly and Schmidt-Hebbel[1994], p.16). 또한 우리나라의 경우 시장이자율을 반영하는 적절한 이자율 지표를 찾기 어렵다는 한계도 있다.

렵거나 경제학적으로 판단하기 어려운 부분이 많기 때문이다 (Ball and Mankiw[1995]). 지금까지의 문헌에서도 거시경제적 측면에서 재정적자가 영향을 미치는 변수로서 주로 저축률과 물가만이 거론되어 왔다.¹¹⁾

그러나 물론 이는 소득재분배 악화나 경제위기 가능성 증대 등의 문제가 중요하지 않다는 것을 의미하지는 않는다. 이러한 문제에 대해 향후 본격적인 연구가 진행되어야 할 것이다.

본 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 먼저 II장에서는 리카도 동등가설(Ricardian equivalence hypothesis)을 논의의 틀 (framework)로 삼아 재정수지 및 재정지출규모가 민간저축률에 미치는 영향을 살펴본다. 재정적자가 민간저축 또는 민간소비에 미치는 영향은 민간저축에 관한 기존의 경험적 연구들을 통해 부분적으로 파악된 바 있다. 그러나 이들 연구에서는 재정수지만이 중요한 관심의 대상으로 부각되었고 재정지출규모 자체는 큰 관심의 대상이 되지 못하였다. 이에 따라 재정지출규모를 추정식에서 완전히 배제하거나, 재정지출 가운데 일부만을 추정식에 포함시키는 경우도 있었다.¹²⁾ 반면 본 논문은 민간저축을 결정하는 변수로서 재정수지뿐 아니라 재정지출을 명시적으로 고려하고 있다. 또한, 재정지출을 정부소비, 정부투자, 이전지출 등으로 구분하여 각 변수가 민간저축에 미치는 영향이 다를 가능성을 살펴본다.

재정지출규모를 고려해야 하는 이유는 리카도 동등가설 자체에서 찾을 수 있다. 동 가설에 의하면 민간소비는 정부지출규모

11) 예를 들어 Tanzi and Zee(1997)는 재정적자가 장기적 경제성장에 미치는 영향을 논의함에 있어 저축과 물가상승에 대해서만 언급하고 있다.

12) Kochin(1974)의 모형을 응용한 황성현(1999)의 연구는 전자의 예이고, 정부소비와 이전지출만을 추정식에 포함시킨 이종화·김재필(1997)의 연구는 후자의 예이다.

로부터 영향을 받을 뿐 재정수지로부터는 영향을 받지 않는다. 예를 들어, 정부지출규모가 변하지 않은 상태에서 정부가 세금감면을 통해 민간의 가처분소득을 높이고 재정수지를 악화시킬 경우, 민간소비는 변하지 않으며 높아진 가처분소득은 모두 민간저축의 증가로 나타나게 된다. 반면 재정수지가 변하면서 동시에 재정지출규모도 변한다면 높아진 가처분소득이 일부 또는 전부 민간소비의 증가로 나타날 수 있다. 따라서 리카도 동등가설이 성립하더라도 재정지출규모는 민간저축률에 영향을 미칠 여지가 있다.

II장 3절 및 4절의 결과에 따르면, 실제로 재정지출규모의 증가는 민간저축률을 크게 낮추는 것으로 추정된다. II장의 5절에서는 이러한 저축률의 감소가 국내투자의 감소와 경상수지의 악화로 어떻게 배분되는지 살펴본다. Feldstein and Horioka (1980)에 따르면, 국민저축과 국내투자는 거의 1 대 1의 관계를 갖고 움직인다. 즉, 국민저축률의 감소는 대부분 국내투자율의 하락으로 나타나며, 저축률 감소의 극히 일부만이 경상수지의 악화로 이어진다. 그러나 1980년대 이후의 자료를 사용한 연구결과(Frankel[1989], Feldstein and Bacchetta[1989] 등)에 따르면, 저축과 투자 사이의 상관관계는 최근 들어 약해지는 모습을 보이고 있다. 자본자유화 등의 진전에 따라 투자재원을 해외에서 수입하거나 해외로 수출하는 경향이 커지고 있는 것이다. II장의 5절에서는 우리나라의 경우에 투자와 저축 간에 어떤 관계를 발견할 수 있는지, 이러한 발견이 재정적자와 투자 및 경상수지 간의 관계에 대해 의미하는 바는 무엇인지를 살펴본다.

본고의 III장에서는 재정적자와 물가상승률 간의 관계를 살펴본다. 국내 일부연구(황성현[1995])에서는 재정적자가 물가상승률 초래하는 주요 원인이 된다는 점이 지적되었다. 그러나 미국 등

외국의 연구에서는 재정적자가 물가상승을 초래한다는 주장을 찾아보기 어렵다(Dwyer[1985]). 물론 과거에 일부 국가에서 재정적자로 인해 하이퍼인플레이션(hyperinflation) 현상이 발생한 것은 사실이지만, 적어도 선진국의 경우에 2차대전 이후로 재정적자가 물가상승의 주요인이 되었던 적은 드물다. 이는 각국이 중앙은행의 독립성을 제고함으로써 재정적자가 통화증발로 이어지는 고리를 약화시켰기 때문이다.

Ⅲ장에서는 먼저 황성현(1995)과 유사한 형태의 물가방정식을 추정하고, 재정적자가 어느 정도의 통계적 유의성을 가지고 물가상승률을 설명할 수 있는가를 살펴본다. 그러나 이러한 접근방법은 다소 무원칙적(*ad hoc*)인 측면이 있다는 점을 부인하기 어렵다. 즉, 재정적자가 어떤 경로를 통해 물가상승을 유발하는지에 대한 뚜렷한 이론적 배경이 없이, 단순히 여러 가지 회귀분석을 실시해 보고 그 가운데 가장 마음에 드는 결과를 제시하기 쉽다는 것이다. 따라서 이러한 접근방법보다는 재정적자가 물가에 미치는 구체적인 경로를 상정한 후에 이러한 경로가 과연 작동하고 있는지를 점검해 보는 것이 바람직하다.

재정적자는 여러 가지 경로를 통해 물가에 영향을 미칠 수 있다. 먼저 재정적자로 인해 총수요가 확대되면 물가가 상승할 수 있다. 또 재정적자를 조달하기 위해 정부가 화폐를 발행하면 물가가 상승하게 된다. 그리고 재정적자가 즉각적으로 화폐화되지 않고 당분간은 국채증가를 통해 조달되더라도, 이로 인해 국채가 누적되면 정부가 어쩔 수 없이 화폐발행에 의존하게 될 가능성도 있다. Ⅲ장에서는 이러한 각 가능성을 점검함으로써 우리나라에서 재정적자가 과연 물가불안을 초래한 중요한 요인이 되었는지 살펴보기로 한다.

Ⅳ장은 요약 및 결론으로 구성되어 있다.

II. 재정적자와 민간저축률

1. 리카도 동등가설

재정적자와 민간저축률 사이의 관계를 논의하는 틀로서 가장 많이 사용되는 것은 리카도 동등가설(Ricardian equivalence hypothesis)이다. Barro(1974)에 의해 개념화된 리카도 동등가설에 따르면 민간은 소비를 결정함에 있어 장래의 재정지출 흐름만을 고려할 뿐이며 재정적자는 고려하지 않는다. 장래 재정지출의 흐름이 변하지 않은 상태에서 정부가 일시적으로 재정적자를 확대하고 그만큼 세금을 덜 거두어들이다더라도 장래에 언젠가는 이를 상쇄하기 위해 세금을 더 많이 거두어들일 수밖에 없다. 따라서 소비자들은 일시적으로 세금이 줄어들었다고 하여 소비를 늘리거나 줄일 이유가 없으며, 일시적 세금의 감소에 따른 가처분소득의 증가는 모두 민간저축의 증대로 나타나게 된다. 이러한 민간저축의 증대는 재정적자로 인한 정부저축의 감소를 상쇄하여 국민경제 전체로 보아 저축수준은 변하지 않게 된다.

이러한 결론은 여러 가지 가정을 전제로 하고 있다. 이러한 가정 가운데 중요한 것으로는 ① 소비자들이 자신뿐 아니라 자손들의 후생을 모두 고려하여 소비와 저축을 결정하고(즉, 무한한 計劃視界를 가지고), ② 조세는 소비자들의 소비 및 투자결정에 영향을 미치지 않으며(즉, 非歪曲的이며), ③ 소비자들은 미래의 소득을 담보로 하여 현재의 소비에 필요한 자금을 무위험자산 수익률로 차입할 수 있다(즉, 자본시장이 완전하다)는 것 등이

뽑힌다.

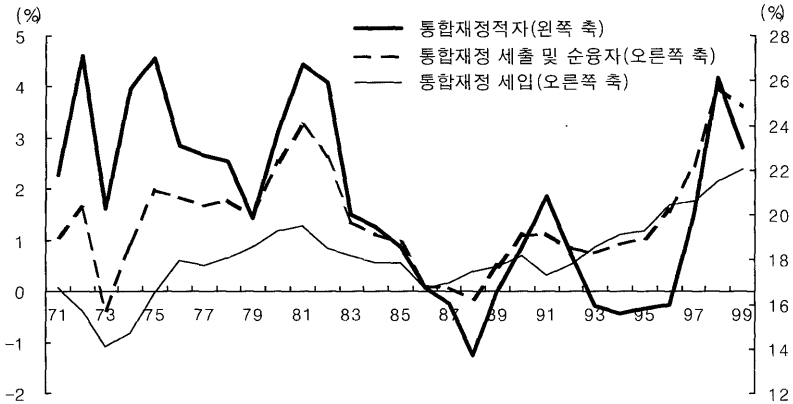
리카도 동등가설에 대한 검정은 지금까지 수없이 진행되어 왔다. 여러 가지 제한적인 가정하에서 도출되는 리카도 동등가설이 현실을 설명하는 데 얼마나 유용한가를 살펴보는 것이 이러한 검정의 목적이다. 리카도 동등가설의 검정에서 사용된 변수로는 실질소비, 이자율, 환율, 통화수요 등이 있으나, 이 가운데 가장 많이 사용된 것은 실질소비이다. 또한 실질소비를 사용한 검정에 있어서는 線型的 소비함수를 추정하는 방식과 오일러(Euler) 방정식을 추정하는 방식 등이 사용되었다.¹³⁾

리카도 동등가설을 검정하기 위한 소비함수나 저축함수의 추정에 있어 주의해야 할 점은 장래의 재정지출규모에 대한 소비자들의 예상을 적절히 파악하여 설명변수에 포함시켜야 한다는 것이다. 만일 재정지출규모를 통제하지 못할 경우 재정적자가 소비나 저축에 미치는 영향이 왜곡되어 나타날 수 있다. 재정적자는 재정지출과 밀접한 관계를 가지고 움직이기 때문이다. 이는 [그림 2]에 잘 나타나 있다.

[그림 2]에서 알 수 있듯이 우리나라의 통합재정적자는 재정지출규모(세출 및 순융자)와 거의 항상 같은 방향으로 움직여왔다. 특히 대규모 재정긴축이 단행된 1982년 이후 1988년까지 재정적자의 급격한 감소는 대부분 재정지출의 급격한 축소에 기인하였다. GDP 대비 재정지출규모는 1981년 24%에서 1988년 16%로 8%포인트 감소하였다. 이에 따라 GDP 대비 재정수지는 -4%의 적자에서 1%의 흑자로 전환되었다. GDP 디플레이터를 이용

13) 리카도 동등가설에 대한 대표적 서베이 논문으로는 Seater(1993), Leiderman and Blejer(1988), Bernheim(1987) 등이 꼽힌다. Seater(1993)는 리카도 동등가설에 대해 동정적인 입장인 반면, Bernheim(1987)은 매우 비판적인 입장을 취하고 있다. 한국의 자료를 사용하여 리카도 동등가설을 검정한 논문으로는 Khalid(1996), 조하현·박광우(1997) 등이 있다.

[그림 2] GDP 대비 통합재정적자와 통합재정규모



하여 당시의 실질 재정지출 증가율을 계산해 보면 1970~82년간 연평균 9.2%에서 1982~88년간 4.2%로 절반 이상 감소하였고, 1983년에는 -3.0%를 기록하기도 하였다.

한편 Bohn(1991)에 따르면, 미국의 경우에 세금감소로 인해 발생한 재정적자의 절반 이상(50~65%)은 지출감소에 의해 해소되며 절반 이하(35~50%)만이 세금증대에 의해 해소된다. 또한 지출증대로 인해 발생한 재정적자의 대부분(65~70%)은 지출축소에 의해 해소되며 나머지(30~35%)는 세수증가에 의해 해소된다. 즉, 세금감소에 기인하든 지출증대에 기인하든 재정적자는 항구적인 지출축소를 예고한다. 지출증대에 기인할 경우 향후의 지출축소폭이 더 커질 뿐이다. 우리나라의 경우에도 유사한 현상이 발견된다(이연호[2000]).

이처럼 재정적자는 현재의 재정지출규모와 높은 상관관계를 가질 뿐 아니라 장래의 재정지출규모와도 높은 상관관계를 가진다. 만일 민간이 이러한 현상을 충분히 인지하고 있다면, 재정적자가 늘어나거나 줄어들 때 민간은 장래의 재정지출규모에 대한

예상을 수정하게 될 것이다. 이러한 민간의 예상을 적절히 반영하지 못하면 소비함수나 저축함수의 추정에 있어 재정적자의 영향력에 대해 잘못된 판단을 내리기 쉽다.

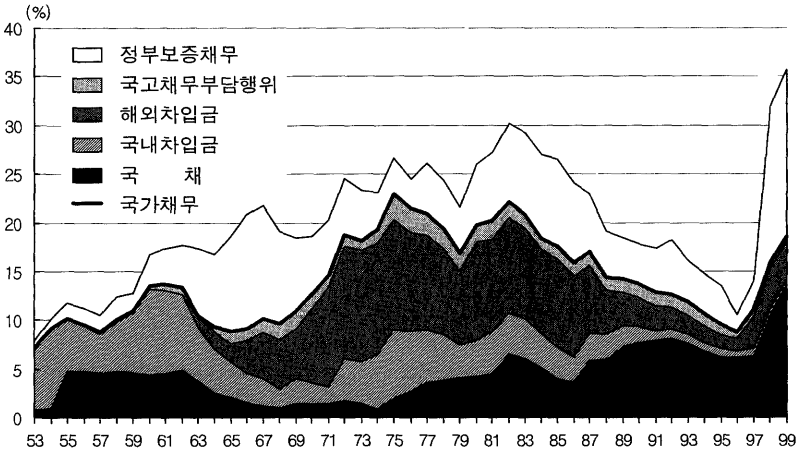
그러나 장래 재정지출규모에 대한 민간의 예상을 정확히 파악하기란 사실상 불가능하다. 과거의 재정지출규모 등 몇 개의 시차변수를 통해 이를 반영할 수도 있으나, 민간의 예상은 이보다 훨씬 광범위한 정보(information set)를 바탕으로 생성된다는 점에서 이러한 방법이 만족스러운 결과를 낼 것으로 기대하기는 어렵다. 특히 우리나라의 경우에 외환위기 이후 지출규모 및 재정적자(그림 2)와 국가부채(그림 3)가 급격히 증가하였으며, 이에 따른 민간예상의 변화를 시차변수들만으로 파악할 수 있을지에 대해 의문이 생긴다.

이러한 문제점은 모든 종류의 리카도 동등가설 검정이 갖는 근본적 한계라 할 수 있다. 더욱이 재정지출규모뿐 아니라 향후의 전반적인 재정정책환경(fiscal regime)에 대한 예상에 따라 민간소비 및 저축이 결정된다고 볼 때, 리카도 동등가설의 검정은 근본적인 한계를 벗어나기 어렵다. 이 점은 Leiderman and Blejer(1988)에 의해 이미 지적된 바 있다.¹⁴⁾

민간이 정책환경의 변화에 대하여 상이한 반응을 보임에 따라 재정정책의 효과도 달라진다는 주장은 다른 맥락에서 최근 일련의 연구를 통해 뒷받침되고 있다(Giavazzi and Pagano[1990,

14) Seater(1993)는 리카도 동등가설 검정의 또 다른 한계를 지적한다. 그것은 근접 동등가설(approximate equivalence)을 대립가설로 하였을 때 리카도 동등가설에 대한 각종의 검정은 검정력(power)이 매우 약하다는 것이다. 근접 동등가설이란 소비자들이 자신의 후생만을 고려하고 후손들의 후생은 고려하지 않은 상태에서 소비와 저축을 결정하더라도 재정적자가 민간 소비에 미치는 영향이 매우 작을 수 있다는 가설이다. 세수감소를 보전하기 위해 국채를 발행했을 때 그 상환부담은 통상적으로 대부분 현세대에 지워지기 때문이다.

[그림 3] 국가부채/GDP 비율



1995], Bertola and Drazen[1993], Alesina and Perotti[1995, 1996], Alesina, Perotti, and Tavares[1998], McDermott and Wescott[1996], Alesina and Ardagna[1998]). 이들 연구의 핵심적인 결론은 국가부채가 높은 수준에 달해 있을 때 정부는 과감한 지출축소, 특히 정부소비나 이전지출의 과감한 축소를 통해 정책환경에 대한 민간의 기대를 변화시킬 수 있으며, 민간의 기대가 변화된다면 재정긴축은 오히려 소비와 투자를 촉진하여 경기회복을 앞당긴다는 것이다.¹⁵⁾ 경기회복은 세입증가를 초래함으

15) 이러한 논리는 소득효과를 통한 민간소비의 증가에 큰 비중을 두고 있다 (Bertola and Drazen[1993], Giavazzi and Pagano[1995]). 즉, 장래 재정지출 규모가 줄어들면 민간이 부담해야 하는 조세부담도 줄어들게 되며, 이에 따라 가처분소득의 현재가치가 증가하여 민간은 소비를 늘리게 된다. 그러나 경험적으로는 성공적인 재정긴축에 있어 민간투자의 역할이 민간소비의 역할보다도 큰 것으로 나타난다(McDermott and Wescott[1996], Alesina and Ardagna[1998]). 이에 따라 다른 경로를 통해 선순환 과정을 설명할 필요성도 제기되는데, 예를 들어 Alesina and Ardagna(1998)는 노동시장의 반응에 주목하고 있다. 즉, 재정지출 축소에 따라 근로소득세가 줄어들면 기업의 인건비부담이 감소하게 된다. 또한 공공부문의 임금상승률 하락이 민

로써 재정긴축이 성공적인 재정건전화로 이어지는 데 도움을 준다. 반면 재정긴축이 주로 세입증대에 의존할 경우 민간의 기대가 변화되지 못하여 재정긴축은 통상적인 경로(케인즈적 경로)를 통해 '경기침체 → 세수감소 → 재정수지 악화 → 재정건전화 실패'의 결과를 낳게 된다.

이러한 근본적인 한계를 고려할 때 리카도 동등가설의 검정에 관한 기존의 각종 경험적 연구가 다양한 결론을 내리고 있다는 사실은 별로 놀라운 것이 되지 못한다. 심지어 한 연구자가 시간이 지남에 따라 과거와 다른 입장을 취하는 경우(Evans[1988, 1993])도 발견된다. 이에 따라 리카도 동등가설이 현실적으로 타당하다고 믿거나, 또는 적어도 현실을 대부분 잘 설명한다고 믿는 사람들이 있는가 하면, 리카도 동등가설을 일고의 가치가 없는 이론으로 치부하는 사람들도 있다.¹⁶⁾

이러한 점을 참고하여 본고에서는 저축률의 결정요인을 추정함에 있어 리카도 동등가설에 입각한 해석을 가능한 한 배제하고자 한다. 단지 리카도 동등가설이 시사하는 바와 같이 재정적자와 재정지출규모가 저축률에 중요한 영향을 미칠 수 있다는 점을 고려하여 재정수지와 지출규모를 저축률의 설명변수로 포함시킬 뿐이다. 이 경우 재정수지와 지출규모의 계수추정치는 표본기간 동안의 민간의 '평균적인' 기대와 반응을 반영하는 것으로 이해되어야 한다. 또한 본고의 추정결과를 통해 리카도 동등

간부문에 파급되어 민간의 임금상승률 하락을 유도하기도 한다. 이로 인해 기업이윤이 증가하고 수출품의 가격경쟁력이 높아져서 민간투자가 촉진될 가능성이 있다. 그러나 이러한 경로에 대한 보다 직접적인 증거가 아직은 부족한 것으로 보인다. 또한 이러한 논의는 노동조합의 영향력이 큰 유럽 국가의 노동시장을 전제로 하고 있다는 점을 지적해 둘 필요가 있다.

16) 예를 들어, Blanchard(1990)에 따르면 "The Ricardian equivalence proposition however constrains credulity. ... The proposition has no claim to be an empirical benchmark(p.16)."

가설을 검증할 수는 없는 것이고, 동 가설에 대한 대략적인 시사점만을 얻을 수 있다는 점을 기억해야 한다.

2. 자 료

홍기석·김준경(1997)에 따르면, 민간저축률의 결정요인으로 가장 중요한 것은 피부양인구비율(전체인구 가운데 15세 미만과 65세 이상의 비율)과 경제성장률이다. 피부양인구비율의 중요성은 생애주기가설(life-cycle hypothesis)에 의해 쉽게 설명된다. 즉, 생애 전체에 걸쳐 소비수준을 일정한 수준에서 유지하기 위해서는 소득이 높은 중연령기에 저축을 하고, 소득이 낮은 저연령기와 고연령기에는 소득을 초과하여 소비한다는 것이다. 이에 따라 인구 가운데 저연령층과 고연령층이 많아지면 저축률이 낮아진다.

경제성장률이 민간저축률에 영향을 미치는 이유도 동일한 맥락에서 이해된다. 경기변동에 따라 일시적으로 성장률이 높아지면 소비자들은 이를 모두 소비하는 것이 아니라 일부를 저축함으로써 불황기에 대비하고자 한다. 즉, 성장률이 높아지면 저축률이 높아지며, 반대로 성장률이 낮아지면 저축률이 낮아진다. 이는 항상소득가설(permanent income hypothesis)로 이론화되어 있다. 항상소득가설은 생애주기가설과 기본적으로 동일한 논리에 기초하고 있으나, 생애주기가설보다 저축률의 단기적인 변동에 초점을 맞추고 있다.

본고에서는 홍기석·김준경(1997)과 다소 다른 변수를 사용하고자 한다. 먼저 피부양인구비율에 있어서는 15세 미만 인구의 비율과 65세 이상 인구의 비율을 구분하여 두 개의 인구변수를 추정식에 포함시킨다. 이 두 인구변수가 민간저축률에 미치는 영

향이 다를 수 있기 때문이다. 15세 미만 인구는 65세 이상 인구에 비해 교육, 결혼, 주택마련 등에 필요한 자금을 추가로 저축할 필요가 있다.¹⁷⁾ 따라서 15세 미만 인구와 65세 이상 인구가 많을수록 저축은 감소하지만, 전자의 경우 후자에 비해 저축을 감소시키는 효과는 작을 것으로 예상된다.

다음으로 홍기석·김준경(1997)이 사용한 경제성장률 대신에 Hodrick-Prescott 필터를 이용해 추정한 GDP 갭을 설명변수로 사용하고자 한다. 항상소득가설에 따르면 소비자들은 소득 가운데 일시적 부분과 항구적인 부분을 구분하여 일시적 부분은 대부분 저축한다. 따라서 성장률 자체보다는 GDP 갭을 사용하는 것이 더 적절할 수 있다. GDP 갭은 경기변동 요인을 포함한 실제 GDP와 경기변동 요인을 제거한 잠재적 GDP 간의 차이므로 GDP 갭을 소비자들이 생각하는 일시적 소득으로 볼 수 있기 때문이다. 물론 GDP 갭을 얼마나 잘 추정할 수 있는가의 문제가 발생한다. 본고에서는 GDP 갭을 추정하는 가장 간단한 방법으로서 Hodrick-Prescott 필터를 사용하고자 한다.¹⁸⁾

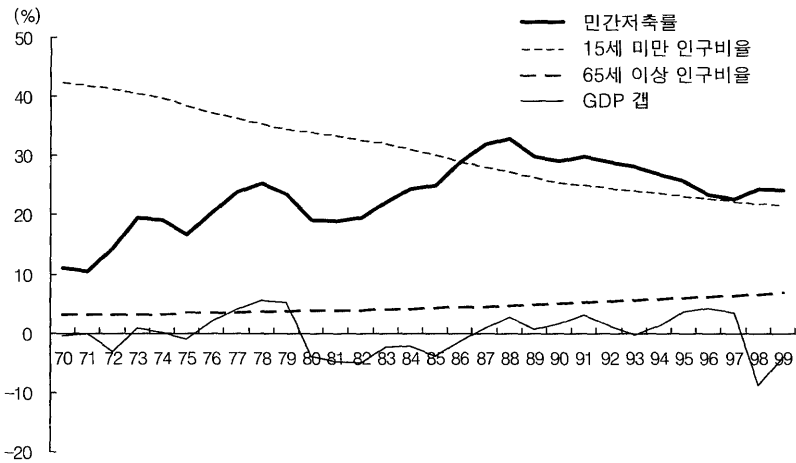
다음 [그림 4]는 민간저축률, 15세 미만 인구의 비율, 65세 이상 인구의 비율, 그리고 Hodrick-Prescott 필터를 사용하여 추정한 GDP 갭을 보여준다.¹⁹⁾ 민간저축률은 1970년(11.1%)부터 1988

17) 물론 이러한 저축은 부모들이 담당한다.

18) HP 필터를 사용할 때의 단점은 표본기간에 따라 GDP 갭의 추정치가 달라진다는 것이다. [그림 4]는 1970~99년의 자료를 사용하여 GDP 갭을 추정한 결과를 보여주는데, 이 경우 GDP 갭이 1990년대에 대부분 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타난다. 반면 표본기간에 1998년과 1999년을 포함시키지 않을 경우에는 대부분 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타난다. 그러나 이러한 차이로 인해 민간저축률 결정요인의 추정결과가 크게 달라지지는 않는 것으로 판단된다.

19) GDP 갭은 실질 GDP의 로그값과 여기에 HP 필터를 적용하여 구한 추세치 사이의 차이로서 정의된다. HP 필터를 적용할 때 파라미터 값(λ)은 100을 사용하였다.

[그림 4] 민간저축률, 인구비율, GDP 갭



년(32.8%)까지 전반적인 상승추세를 보이다가 그 이후 하락하여 1999년에는 24.2%를 보였다. 15세 미만 인구비율은 1970년(42.5%)부터 1999년(21.8%)까지 지속적으로 하락하였다. 반면 65세 이상 인구비율은 1970년(3.1%)부터 1999년(6.8%)까지 지속적으로 상승하였다. GDP 갭은 경기변동에 따라 상승과 하락을 거듭하였다. 1970년대 말에는 양(+)의 값을 보이다가 1980년대 전반에는 음(-)의 값으로 돌아섰으며, 그 이후 양(+)의 값을 유지하다가 1998년에는 음(-)의 값으로 반전되었다.

민간저축률의 단기적 변동은 예상한 바와 같이 GDP 갭과 밀접한 관계를 보이고 있다. 특히 1970년대와 1980년대에는 양자간에 매우 밀접한 관계가 있는 것으로 나타난다. 그러나 1990년대에는 이러한 관계가 다소 불분명해지며, 특히 경제위기 이후인 1998년과 1999년에는 GDP 갭이 감소함에도 불구하고 저축률은 상승하고 있다. 이는 경제여건의 불확실성이 급증함에 따라, 특히 경제위기로 인해 실업률이 급상승함에 따라 예비적 동기

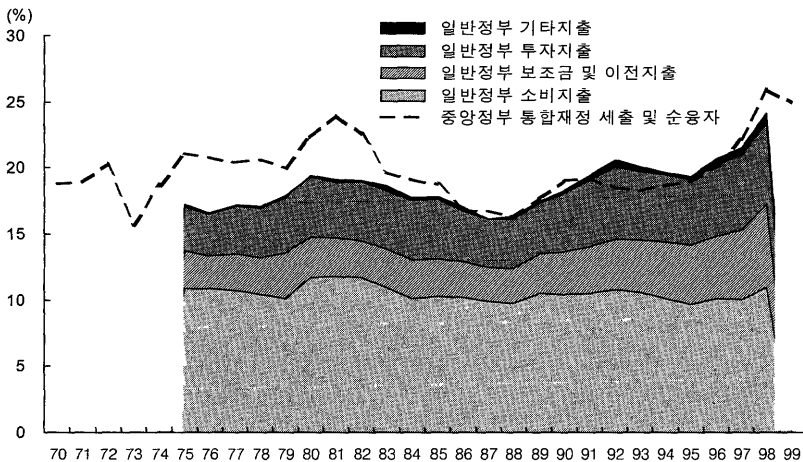
(precautionary motive)에 의한 저축이 증가하였기 때문에 판단된다. 1998년과 1999년은 다소 예외적인 해라고 판단되어 아래에서는 이들 두 연도를 포함시킨 경우와 포함시키지 않은 경우를 구분하여 각각에 대해 추정결과를 보고하기로 한다.

재정지출 자료로는 『국민계정』에 나타난 일반정부(중앙정부·지방정부·사회보장기금의 합계)의 자료와 『한국통합재정수지』에 나타난 중앙정부 통합재정 자료를 사용하였다. 이들 자료는 다음 [그림 5]에 제시되어 있다.

그림에서 보는 바와 같이 국민계정상의 일반정부 자료는 1975~98년의 기간에 국한되어 있다. 반면 중앙정부 통합재정 자료는 1970~99년에 걸쳐 있다.

일반정부 총지출의 GDP 대비 비율은 1975년부터 1982년까지 상승하다가 그 후 1988년까지 감소추세를 보였고, 그 이후에는 다시 상승하여 1998년에는 24.2%에 달했다. 1998년의 항목별

[그림 5] GDP 대비 재정지출



GDP 대비 지출규모는 소비지출 11.0%, 보조금 및 이전지출 6.3%, 투자지출 6.1%, 기타지출 0.8% 등이다.²⁰⁾ 중앙정부 통합재정 세출 및 순융자의 변화 역시 일반정부의 총지출 변화와 유사한 패턴을 보이고 있다. 1975~85년 중에는 중앙정부 지출이 일반정부 지출보다 규모가 크고 등락폭도 컸지만, 그 이후에는 양자가 비슷한 규모와 등락폭을 보이고 있다.²¹⁾ 국민계정으로부터 일반정부 자료를 어떻게 도출하였는지는 <부록>에 설명되어 있다.

[그림 6]은 일반정부 저축투자차액과 중앙정부 통합재정수지를 보여준다. 일반정부 저축투자차액은 전반적으로 양(+)²²⁾의 값을 갖는 반면 중앙정부 통합재정수지는 전반적으로 음(-)의 값을 갖는다. 그러나 양자는 매우 유사한 방향으로 움직이고 있다.

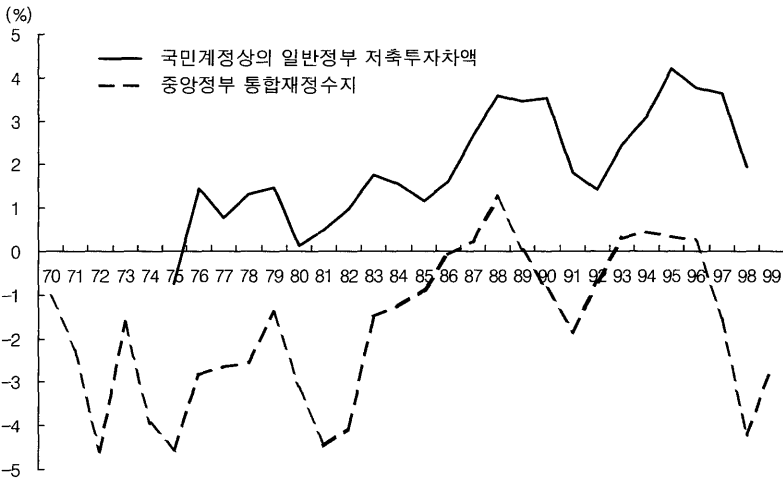
이들 사이의 차이는 회계방식의 차이, 감가상각의 포함 여부, 융자금 및 금융활동의 포함 여부 등에 기인한다(표 1). 이 가운데 융자금의 포함 여부가 가장 큰 영향을 미치고 있다. 국민계정에서는 정책목적의 융자라도 보전재원으로 분류하고 있으나, 통합재정에서는 이를 재정지출에 포함시킨다. 따라서 저축투자차액

20) [그림 5]는 또한 1980년대 초중반의 재정긴축기간(1982~88년)과 1980년대 말부터 최근까지의 재정확장기간(1988~98년) 동안 각각 어떤 부분의 지출 항목이 크게 감소 또는 증가하였는지를 보여준다. 1982~88년간 GDP 대비 총지출은 -2.8%포인트 감소하였는데, 이는 대부분 소비지출의 감소(-1.9%포인트)에 기인하고 투자지출(-0.7%포인트), 보조금 및 이전지출(-0.2%포인트), 기타지출(0.0%포인트)의 기여도는 작은 편이다. 반면 1988~98년간 GDP 대비 총지출은 5.2%포인트 증가하였는데, 이 가운데 보조금 및 이전지출(2.6%포인트) 및 투자지출(1.9%포인트)의 증가가 대부분을 차지하고 소비지출(0.3%포인트), 기타지출(0.3%포인트)의 기여도는 작은 편이다.

21) 중앙정부 통합재정의 지출규모가 국민계정의 일반정부 지출규모보다 클 수 있는 이유는 중앙정부 지출에 지방정부 등에 대한 경상 및 자본이전이 포함되기 때문이다. 일반정부의 지출을 계산할 때에는 이러한 정부간 이전 지출을 상계하여 포함시키지 않는다. 또한 통합재정 지출규모에는 순융자가 포함되나 국민계정 지출규모에는 융자가 포함되지 않는다.

은 통합재정수지보다 순융자만큼 더 커지게 된다. 실제로 통합재정수지에 통합재정 순융자를 합한 액수는 국민계정상 중앙정부

[그림 6] GDP 대비 재정수지

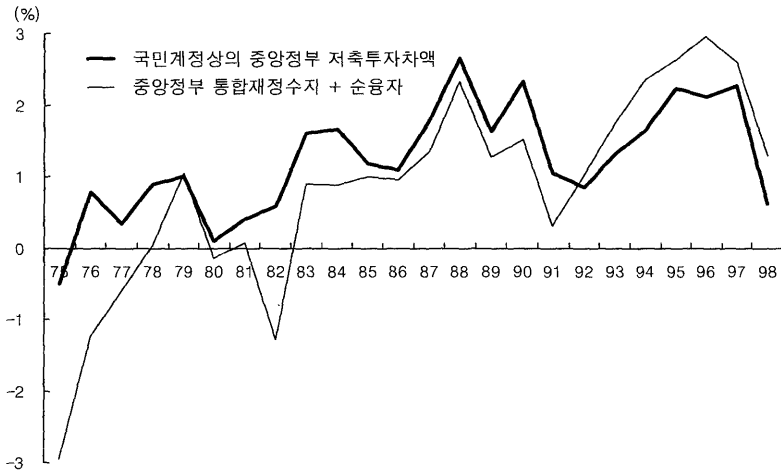


<표 1> 국민계정과 통합재정의 차이점

구 분	국 민 계 정	통 합 재 정
거래기준	발생주의	현금주의
생산과정 이용	감가상각 포함	감가상각 불포함
조세의 분류	생산과정, 시장가격 형성영향에 따라 분류	기준성격에 따라 분류
용 자 금	정책목적의 용자라도 보전재원으로 분류	정책목적용자는 용자활동(지출)으로 분류
금융활동분류	정부가 수행하는 금융활동은 정부로 분류	정부가 수행하는 금융활동은 금융기관부문으로 분류

자료: 재정경제부, 『한국통합재정수지』, 1999.

[그림 7] GDP 대비 중앙정부 재정수지



의 저축투자차액과 매우 비슷하다(그림 7).

3. 추정식과 추정결과

기본 추정식은 다음 식 (4)와 같다.²²⁾ 식 (4)에서 S/Y 는 민간 저축률(국민총가처분소득 대비 민간저축), $DEP15$ 는 15세 미만 인구의 비율, $DEP65$ 는 65세 이상 인구의 비율, GAP 은 실질 GDP 갭, BAL/Y 는 경상GDP 대비 재정수지(국민계정상의 일반 정부 저축투자차액 또는 중앙정부 통합재정수지), XPN/Y 는 경상GDP 대비 재정지출(국민계정상의 일반정부 총지출 또는 중앙 정부 통합재정 세출 및 순융자)이다.²³⁾

22) 식 (4)의 형태는 Hutchison(1992)이 사용한 회귀식과 유사하다.

23) XPN 은 식 (1)의 G 와 다른 변수이다. G 는 정부소비와 정부투자만을 포함하는 데 반해 XPN 은 정부소비, 정부투자, 그리고 보조금 및 이전지출을 포함한다.

$$(4) S/Y = a_0 + a_1 DEP15 + a_2 DEP65 + a_3 GAP \\ + a_4 BAL/Y + a_5 XPN/Y + \varepsilon.$$

앞에서 논의한 바와 같이 생애주기가설과 항상소득가설에 의하면 $a_1 < 0$, $a_2 < 0$, $a_3 > 0$ 이 되어야 한다. 또 리카도 동등가설에 의하면 $a_4 = -1$ 이 되어야 한다.

그러나 a_5 의 부호에 대해서는 선형적으로 말할 수 없다. 재정지출의 증가는 현재 또는 향후의 조세부담 증가를 초래하므로 소득효과만을 보면 재정지출이 증가할 때 소비는 감소하고 저축은 증가해야 한다. 그러나 재정지출이 민간소비와 보완적 성격이 있는 경우, 예를 들어 고속도로의 건설이 민간의 여행수요를 증가시키는 경우 재정지출의 증가는 민간소비의 증가를 초래할 수 있다. 반면 재정지출이 민간소비와 대체적인 관계에 있는 경우 재정지출의 증가는 민간소비의 감소를 초래할 것이다. 이러한 소득효과·보완효과·대체효과의 상대적 크기에 따라 a_5 의 부호와 크기가 결정된다.

식 (4)에서 민간저축률은 재정수지와 재정지출이 각각 어떻게 변하는가에 따라, 그리고 a_4 및 a_5 의 크기에 따라 다양한 형태로 변하게 된다.

첫째, 재정지출은 변하지 않고 재정수지만이 변할 경우(즉, 재정수입만이 변할 경우) 이것이 민간저축에 미치는 효과는 a_4 에 의해 포착된다. 예를 들어, 동일한 지출수준하에서 GDP 대비 조세수입이 1%포인트 감소하고 그만큼 국채발행이 확대되어 BAL/Y 이 1%포인트 감소할 경우, 민간저축률은 $-a_4$ %포인트만큼 변한다. 따라서 정부저축률과 민간저축률을 합한 국민저축률은 $(-1 - a_4)$ %포인트만큼 변한다. 예를 들어, 리카도 동등가설

이 의미하는 바와 같이 $a_4 = -1$ 이라면 국민저축률은 변하지 않게 된다.

둘째, 재정지출 확대와 더불어 조세수입도 확대되어 재정수지가 변하지 않을 경우, 그 효과는 a_5 에 의해 포착된다. 예를 들어, 재정지출과 조세수입이 각각 GDP 대비로 1%포인트 증가하면, 민간저축률은 a_5 %포인트만큼 변하게 된다. 그리고 국민저축률은 재정지출의 확대가 어떤 형태로 나타나는가에 따라 달라진다. 만일 재정지출의 확대가 소비지출이나 보조금 및 이전지출의 확대로 나타난다면 정부저축은 변하지 않으므로 국민저축률은 민간저축률과 같이 a_5 %포인트만큼 변하게 된다. 반면 투자지출만이 증가했을 때는 정부저축률이 1%포인트 상승하므로 국민저축률은 $(1 + a_5)$ %포인트만큼 변하게 된다.

셋째, 조세수입은 고정되어 있고 재정지출이 확대되어 재정수지가 악화되는 경우 이것이 민간저축에 미치는 효과는 $a_5 - a_4$ 에 의해 포착된다. 예를 들어, GDP 대비 재정지출이 1%포인트 증가하여 BAL/Y 이 1%포인트 감소할 경우, 민간저축률은 $(a_5 - a_4)$ %포인트만큼 변하게 된다. 만일 $a_5 < a_4$ 라면 민간저축률은 감소하며, 반대로 $a_5 > a_4$ 라면 민간저축률은 증가한다. 또한, 국민저축률의 변화를 살펴보면 재정지출의 확대가 소비지출이나 보조금 및 이전지출의 확대로 나타날 경우, 정부저축이 1%포인트만큼 감소하여 국민저축률은 모두 $(-1 + a_5 - a_4)$ %포인트만큼 감소한다. 반면 투자지출만이 증가했을 때는 정부저축에 변함이 없으므로 국민저축률은 $(a_5 - a_4)$ %포인트만큼 변하게 된다.

이러한 관계는 <표 2>에 정리되어 있다.

한편 식 (4)에서 XPN 은 정부소비, 정부투자, 보조금 및 이전지출, 기타 재정지출을 포함하는 변수이다. 재정지출 확대에 대

<표 2> 재정수지 및 재정지출 변화에 따른 저축률의 변화

(단위: %포인트)

	재정지출 불변	GDP 대비 재정지출 1%포인트 증가	
		소비지출 또는 보조금 및 이전지출	투자지출
재정수지 불변	0	a_5	a_5
	0	a_5	$1 + a_5$
GDP 대비 재정수지 1%포인트 감소	$-a_4$	$a_5 - a_4$	$a_5 - a_4$
	$-1 - a_4$	$-1 + a_5 - a_4$	$a_5 - a_4$

주 : 각 欄의 윗 부분은 민간저축률의 변화율, 아랫 부분은 국민저축률의 변화를 나타냄.

한 민간의 반응은 재정지출의 종류에 따라 달라질 수 있다. 예를 들어 정부투자는 국민경제의 생산성을 증가시키므로 정부투자가 확대되었을 때 민간은 향후 소득증대를 기대하여 소비를 증가시키고 저축을 감소시킬 수 있다. 즉, 정부투자는 정부소비나 보조금 및 이전지출보다 저축감소 효과가 더 클 수 있다. 이러한 점을 고려하여 식 (4)와 더불어 다음 식 (5)를 추정하고자 한다.

$$\begin{aligned}
 (5) \quad S/Y &= a_0 + a_1 DEP15 + a_2 DEP65 + a_3 GAP \\
 &+ a_4 BAL/Y + a_6 G_C/Y + a_7 G_T/Y \\
 &+ a_8 G_I/Y + a_9 G_O/Y + \varepsilon.
 \end{aligned}$$

식 (5)에서 G_C/Y 는 정부소비, G_T/Y 는 보조금 및 이전지출, G_I/Y 는 정부투자, G_O/Y 는 기타 정부지출이다. 모든 지출변수는 GDP 대비로 계산되었다.

<표 3>은 식 (4)와 식 (5)를 추정한 결과이다. 먼저 1열과 2열에는 $DEP15$, $DEP65$, GAP 만을 회귀식에 포함시킬 경우의 추

정결과가 제시되어 있다. 1열은 1970~97년의 자료를 사용한 것이고, 2열은 여기에 1998년과 1999년의 자료를 추가한 것이다. 1열에서는 모든 변수들의 계수추정치가 통계적으로 유의하게 나타난 반면, 2열에서는 *GAP*의 계수추정치가 유의하지 않게 나타났다으며 추정치의 절대값도 감소하였다.²⁴⁾ 또 예상한 바와 같이 *DEP15* 보다는 *DEP65*가 민간저축률을 감소시키는 효과가 더 큰 것으로 나타났다. 이러한 차이는 통계적으로 유의한 것으로 판단된다. R^2 값은 1열의 경우 0.93, 2열의 경우 0.84로서 비교적 높게 나타난다.²⁵⁾

3열과 4열은 국민계정자료를 사용하여 식 (4)를 추정한 결과를 보여준다. *BAL/Y*의 계수추정치는 3열에서 -1.177, 4열에서 -1.265로서 통계적으로 유의하다. 또 이 계수값이 -1이라는 귀무가설은 기각되지 못한다. 따라서 재정지출이 변하지 않고 재정적자만이 확대되었을 때, 민간저축이 그에 상응하는 만큼 증가하여 국민저축률은 별로 변하지 않을 것임을 알 수 있다. 한편 *XPN/Y*의 계수추정치는 3열에서 -1.556, 4열에서 -1.723으로서 통계적으로 유의하다. 또 *BAL/Y*의 계수추정치보다 절대값이 다소 크다. 따라서 재정지출이 늘어나면서 그만큼 재정적자도 늘

24) 이는 앞서 설명한 것처럼 1998년과 1999년에 경기가 큰 폭으로 하강하였음에도 불구하고 저축률이 상승하였기 때문이며, HP 필터의 끝점문제(end-point problem)에 기인하는 것이 아니다. <표 3>의 1열은 1970~97년 자료를 사용하여 GDP 갭을 구하고, 이를 사용하여 1970~97년의 자료에 대해 회귀분석을 실시한 결과를 보여준다. 한편 1970~99년의 자료를 사용하여 GDP 갭을 구하고, 이를 사용하여 1970~97년의 자료에 대해 회귀분석을 실시하더라도 그 결과는 크게 다르지 않다. *GAP*의 계수추정치는 이 경우 0.725(표준오차 0.137)로서 <표 3>의 1열에서와 같이 1% 수준에서 유의하다.

25) 한편 <표 3>의 모든 열에서 *D.W.* 통계량의 값이 매우 낮게 나타나, 잔차항의 자기상관이 상당히 큰 것으로 판단된다. 이에 따라 Newey and West(1987)의 異分散性·自己相關調整(heteroskedasticity and autocorrelation consistent) 표준오차를 사용하여 계수의 통계적 유의성을 검증하였다. 시차는 표본의 길이에 따라 2년 또는 3년을 선택하였다.

〈표 3〉 민간저축률 (S/Y)의 결정요인

열	1	2	3	4	5
재정자료			국민계정	국민계정	국민계정
표본기간	1970~97	1970~99	1975~97	1975~98	1975~88
<i>DEP</i> 15	-2.077 (0.213) ^{***}	-1.864 (0.293) ^{***}	-1.830 (0.127) ^{***}	-1.611 (0.359) ^{***}	-1.780 (0.404) ^{***}
<i>DEP</i> 65	-9.435 (1.316) ^{***}	-7.805 (1.905) ^{***}	-4.687 (0.896) ^{***}	-2.854 (2.834)	-5.664 (3.800) [*]
<i>GAP</i>	0.731 (0.106) ^{***}	0.327 (0.254)	0.617 (0.064) ^{***}	0.213 (0.256)	0.581 (0.103) ^{***}
<i>BAL/Y</i>			-1.177 (0.297) ^{***}	-1.265 (0.665) ^{**}	-0.669 (0.235) ^{***}
<i>XPN/Y</i>			-1.556 (0.214) ^{***}	-1.723 (0.577) ^{***}	-1.626 (0.222) ^{***}
<i>G_C/Y</i>					
<i>G_T/Y</i>					
<i>G_I/Y</i>					
<i>G_O/Y</i>					
R^2	0.93	0.84	0.97	0.83	0.99
<i>S.E.E.</i>	0.02	0.02	0.01	0.02	0.07
<i>D.W.</i>	0.91	0.77	1.69	1.09	2.39

〈표 3〉의 계속

열	6	7	8	9	10
재정자료	통합재정	통합재정	통합재정	국민계정	국민계정
표본기간	1970~97	1970~99	1970~88	1975~97	1975~98
<i>DEP</i> 15	-2.054 (0.142) ^{***}	-1.810 (0.275) ^{***}	-2.399 (0.556) ^{***}	-1.551 (0.317) ^{***}	-2.712 (0.692) ^{***}
<i>DEP</i> 65	-8.425 (0.719) ^{***}	-6.320 (1.892) ^{***}	-11.144 (5.675) ^{**}	-2.730 (2.187)	-10.652 (4.676) ^{**}
<i>GAP</i>	0.632 (0.103) ^{***}	0.278 (0.275)	0.757 (0.095) ^{***}	0.660 (0.087) ^{***}	0.402 (0.193) [*]
<i>BAL/Y</i>	-0.918 (0.365) ^{***}	-1.066 (0.345) ^{***}	-1.313 (0.295) ^{***}	-1.110 (0.365) ^{***}	-1.833 (0.833) ^{**}
<i>XPN/Y</i>	-0.995 (0.180) ^{***}	-0.925 (0.329) ^{***}	-1.194 (0.150) ^{***}		
<i>G_C/Y</i>				-1.329 (0.516) ^{**}	-1.488 (1.191)
<i>G_T/Y</i>				-2.581 (1.367) ^{**}	3.141 (2.483)
<i>G_I/Y</i>				-1.446 (1.059) [*]	-5.463 (2.081) ^{***}
<i>G_O/Y</i>				-0.072 (1.963)	2.317 (4.266)
<i>R</i> ²	0.97	0.87	0.98	0.98	0.87
<i>S.E.E.</i>	0.01	0.02	0.01	0.01	0.02
<i>D.W.</i>	1.55	0.83	2.27	1.69	1.41

주 : 1) 본문의 식 (4) 및 식 (5)를 추정한 결과로서, 상수항 추정치는 보고하지 않음.

2) () 안은 Newey and West(1987)의 異分散性·自己相關調整(heteroskedasticity and autocorrelation) 표준오차.

3) ***은 1%, **는 5%, *는 10% 수준에서 유의함을 의미.

어날 경우, 민간저축률은 다소 감소하는 것으로 나타난다. 그러나 XPN/Y 와 BAL/Y 의 계수추정치 사이의 차이는 통계적으로 별로 유의하지 않다.²⁶⁾

5열은 1988년까지의 자료만을 사용하여 추정한 결과이다. 1988년은 두 가지 측면에서 중요한 의미를 갖는다. 첫째는 [그림 4]와 [그림 5]를 비교해 보면 알 수 있듯이 1988년을 기점으로 민간저축률은 하락추세에 들어선 반면 GDP 대비 재정지출은 상승추세에 들어섰다는 것이다. 따라서 3열이나 4열에서 보는 것처럼 민간저축률이 재정지출에 대해 음(-)의 반응을 나타내는 현상은 1988년 이후의 자료에 주로 기인한 것일 수 있다. 이 가능성을 점검해 보는 것이 5열의 목적 가운데 하나이다. 1988년까지의 자료만을 사용하는 둘째 이유는 1988년에 국민연금제도가 도입되었다는 사실을 고려하기 위함이다. 연금제도가 민간저축률에 미치는 영향에 대해서는 Feldstein(1974) 이후 많은 논란이 지속되어 왔다. 1988년 이전의 자료만을 사용한다면 이러한 논란을 피할 수 있을 것으로 생각된다.²⁷⁾

5열의 추정결과는 3열 및 4열과 크게 다르지 않다. 단지 BAL/Y 의 계수추정치가 약 1/2로 감소하고, 통계적 유의성이 1% 수준에서 5% 수준으로 약간 감소하였을 뿐이다. 따라서 3열과 4열의 결과가 1988년 이후의 현상에 주로 기인하였거나, 국민연금제도가 추정결과에 영향을 미쳤을 가능성은 매우 작다고 판단된다.

26) $H_1: a_5 - a_4 < 0$ 이라는 대립가설에 대해 $H_0: a_5 - a_4 = 0$ 이라는 귀무가설을 검정해보면 3열의 경우 10% 수준에서 기각될 뿐이며 4열에서는 10% 수준에서도 기각되지 못한다.

27) 물론 1988년 이전에도 군인연금, 공무원연금, 사립학교교직원연금이 시행되고 있었으나, 그 대상이 일부 직역에 한정되어 있기 때문에 이러한 직역 연금이 전체 민간저축률에 미치는 영향이 있었다더라도 그 정도는 크지 않았을 것으로 판단된다.

6열과 7열은 통합재정자료를 사용하여 식 (4)를 추정한 결과이다. 추정결과는 3열 및 4열과 크게 다르지 않다. 단지 BAL/Y 과 XPN/Y 의 계수추정치의 절대값이 약간 낮아지고 있으며, 이들간의 차이도 줄어들고 있다. 8열은 5열에서와 같이 1988년까지의 자료만을 사용하여 회귀분석을 실시한 결과인데, 여기에서도 추정결과는 6열 및 7열과 크게 다르지 않다.

9열과 10열은 국민계정자료를 사용하여 식 (5)를 추정한 결과를 보여준다. 9열에서 G_T 의 계수추정치는 다른 지출변수들(G_C/Y , G_T/Y , G_O/Y)의 계수추정치와 큰 차이를 보이지 않는다. 실제로 이들 4개 변수의 계수가 서로 같다는 귀무가설은 통상적인 유의수준에서 기각되지 않는다.²⁸⁾ 10열에서도 9열과 마찬가지로 4개 계수의 값이 서로 같다는 귀무가설은 통상적인 유의수준에서 기각되지 않는다.²⁹⁾ 따라서 재정지출을 항목별로 구분하여 저축률에 미치는 영향을 파악할 필요는 많지 않아 보인다.³⁰⁾

이제 4열의 결과를 기준으로 <표 2>를 다시 정리해 보면 <표 4>와 같다. <표 4>에 나타난 국민저축률의 변화를 살펴보면, 재정지출이 불변일 경우에는 재정수지가 변하더라도 국민저축률은 별로 변하지 않음을 알 수 있다. 즉, 재정지출이 불변이면서 GDP 대비 재정수지가 1%포인트 감소할 때 국민저축률은 0.265%포인트 증가하나, 이는 통계적으로 유의하지 않다.

그러나 소비지출 또는 보조금 및 이전지출이 증가하여 재정지

28) 이 귀무가설을 검정하기 위한 F -통계량의 값은 0.72이고, p -값은 0.56이다.

29) 이 귀무가설을 검정하기 위한 F -통계량의 값은 1.51이고, p -값은 0.25이다.

30) 이러한 결과는 표본기간이 짧기 때문일 수 있다. 9열과 10열에서 추정되는 계수는 상수항을 포함하여 9개인데, 표본수는 9열의 경우 23개, 10열의 경우 24개에 불과하다.

〈표 4〉 재정수지 및 재정지출 변화에 따른 저축률의 변화

(단위 : %포인트)

	재정지출 불변	GDP 대비 재정지출 1%포인트 증가	
		소비지출 또는 보조금 및 이천지출	투자지출
재정수지 불변	0	-1.723 (0.577) ^{***}	-1.723 (0.577) ^{***}
	0	-1.723 (0.577) ^{***}	-0.723 (0.577)
GDP 대비 재정수지 1%포인트 감소	1.265 (0.665) ^{**}	-0.458 (0.498)	-0.458 (0.498)
	0.265 (0.665)	-1.458 (0.498) ^{***}	-0.458 (0.498)

주 : 1) 〈표 3〉의 4월을 기준으로 작성.

2) 각 欄의 윗 부분은 민간저축률의 변화를, 아랫 부분은 국민저축률의 변화를 나타냄.

3) () 안은 〈표 3〉으로부터 계산된 표준오차이며, ***은 1%, **는 5% 수준에서 유의함을 의미.

출이 증가할 경우에는 국민저축률이 감소하는 모습이 발견된다. 이 경우 국민저축률은 1.723%포인트(재정수지가 불변일 경우) 또는 1.458%포인트(GDP 대비 재정수지가 1%포인트 감소할 경우) 감소한다. 이러한 감소폭은 통계적으로 유의하다. 또한 재정지출 증가가 투자지출의 증가로 나타나는 경우에도 국민저축률이 0.723%포인트(재정수지가 불변일 경우) 또는 0.458%포인트(GDP 대비 재정수지가 1%포인트 감소할 경우) 감소하나, 이는 통계적으로 유의하지 않다.

이를 종합해 볼 때, 재정지출의 증가와 더불어 재정적자가 확대될 경우 국민저축률이 하락할 가능성이 높다고 판단된다. 또한 재정적자의 확대를 수반하지 않더라도 재정지출의 증가는 그 자체로서 국민저축률의 하락을 초래하게 된다. 이러한 국민저축률

의 하락은 민간투자를 감소시키거나 경상수지를 악화시켜 거시 경제에 어려움을 초래한다. 다음 절에서는 이러한 결론을 내리기에 앞서 <표 3>의 추정결과가 변수들이 가진 단위근(unit root)으로 인해 왜곡되었을 가능성을 점검하기로 한다.

4. 공적분방정식의 추정

<부표>에는 본 논문에서 사용된 주요 변수들의 단위근 검정 결과가 제시되어 있다. 이에 따르면 <표 3>에 나타난 모든 변수들은 단위근을 가지고 있는 것으로 보인다. 단위근이 존재한다면 단순회귀분석으로는 변수들간의 관계를 적절히 파악할 수 없다.³¹⁾

<표 5>는 Johansen(1991)의 방법을 통해 공적분방정식(cointegrating equation)의 개수와 방정식의 계수들을 추정한 결과를 보여준다. 예를 들어 1열의 경우 다음 식 (6)과 같이 추정된 공적분방정식을 보여준다.

$$\begin{aligned}
 (6) \quad S/Y + 1.146 \text{ DEP15} + 3.439 \text{ DEP65} - 0.562 \text{ GAP} \\
 (0.490)^{***} \quad (2.458)^* \quad (0.111)^{***} \\
 + 1.110 \text{ BAL}/Y + 5.036 \text{ XPN}/Y + \text{상수항} = 0. \\
 (0.454)^{***} \quad (1.174)^{***}
 \end{aligned}$$

식 (6)에서 S/Y 를 제외한 다른 변수들을 등호의 우변으로 보

31) 물론 이들 변수가 단위근을 가질 가능성에 대해 회의적인 견해를 가질 수도 있다. 예를 들어, BAL/Y 가 단위근을 갖는다는 것은 재정수지가 일단 균형을 벗어나면 균형을 다시 회복할 확률이 거의 없다는 것을 의미하나, 이는 현실적으로 믿기 어렵다. 또 모든 단위근 검정은 단위근으로부터의 미세한 이탈(예를 들어 근이 1.0이 아니라 0.99일 경우)에 대해 검정력이 거의 영(0)에 가깝기 때문에 단위근 검정에 대해 어떠한 의미나 신뢰도 부여할 수 없다고 말하는 사람도 있다(Christiano and Eichenbaum[1989]).

〈표 5〉 민간저축률 (S/Y)의 공적분방정식

열	1	2	3	4	5
재정자료	국민계정	국민계정	통합재정	통합재정	통합재정
시차수	0	1	0	1	2
<i>DEP</i> 15	-1.146 (0.490) ^{***}	-1.896 (0.235) ^{***}	1.611 (2.613)	-1.562 (0.176) ^{***}	-1.707 (0.079) ^{***}
<i>DEP</i> 65	-3.439 (2.458) [*]	-4.056 (1.988) ^{**}	36.015 (30.575)	-11.438 (1.102) ^{***}	-8.525 (0.580) ^{***}
<i>GAP</i>	0.562 (0.111) ^{***}	0.410 (0.126) ^{***}	-0.477 (0.711)	0.404 (0.084) ^{***}	0.664 (0.038) ^{***}
<i>BAL/Y</i>	-1.110 (0.454) ^{***}	-5.668 (1.203) ^{***}	4.409 (2.868) [*]	0.889 (0.330) ^{***}	-0.120 (0.113)
<i>XPN/Y</i>	-5.036 (1.174) ^{***}	-2.483 (0.415) ^{***}	2.488 (1.550) [*]	-0.220 (0.166) [*]	-0.693 (0.058) ^{***}
공적분방정식 의 개수 ¹⁾	3	5	2	4	6
표본수	23	22	29	28	27
<i>AIC</i> ²⁾	8.87	5.96	11.79	9.35	8.67
<i>SIC</i> ³⁾	9.51	8.39	12.40	11.67	12.75

주: 1) 5% 유의수준에서 기각되지 못하는 최소한의 공적분방정식 개수.

2) Akaike Information Criteria.

3) Schwarz Information Criteria.

낸 후 이들 변수들의 계수추정치를 정리한 것이 1열이다.

1열과 2열은 국민계정상의 재정자료를 사용한 결과이고, 3열·4열·5열은 통합재정상의 재정자료를 사용한 결과이다. 추정과정에서 시차는 자료가 허락하는 범위까지 사용하였다. 그러나 표본기간이 길지 않아 국민계정의 경우 시차는 0년 및 1년, 통합재정의 경우 시차는 0년·1년·2년만을 사용할 수 있었다.

〈표 5〉에 따르면 *DEP15*, *DEP65*, *GAP*의 계수추정치는 〈표 3〉의 결과와 크게 다르지 않다.³²⁾ 단, 3열의 경우에만 다소 의외의 추정결과를 제시하고 있다. 3열에서 *DEP15*와 *DEP65*의 계수추정치는 예상과 달리 양(+)의 부호를 가지며, *GAP*의 계수추정치는 음(-)의 부호를 가진다. 따라서 3열은 그리 믿을 만한 추정결과가 되지 못한다고 판단된다.

한편 *BAL/Y* 및 *XPN/Y*의 계수추정치는 〈표 3〉에서와는 다소 다른 모습을 띤다. 3열은 논외로 하더라도, 특히 4열에서 *BAL/Y*의 계수추정치는 부호가 양(+)으로서 1% 수준에서 유의하게 나타난다. 또 5열에서는 *BAL/Y*의 계수추정치가 음(-)의 부호를 가지나 통계적 유의성을 잃고 있다. 3열의 추정결과를 포함하여 이러한 문제점은 표본수가 너무 적기 때문에 나타나는 현상으로 생각된다.

그러나 〈표 5〉의 추정결과는 전반적으로 〈표 3〉의 결과를 부정할 수 있을 정도는 되지 못한다고 판단된다. 따라서 본고에서는 〈표 3〉의 계수추정치를 받아들여기로 한다. 그리고 다음 절에서는 국민저축률이 하락할 때 민간투자가 얼마나 감소하고 경상수지가 얼마나 악화되는지 살펴보기로 한다.

5. 저축률과 경상수지

저축률이 낮아졌을 때 투자가 얼마만큼 감소하고 경상수지가 얼마만큼 악화되는가를 살펴본 대표적인 연구로서 Feldstein and

32) 물론 〈표 3〉의 계수추정치와 〈표 5〉의 계수추정치는 그 의미가 크게 다르다. 〈표 3〉에서는 계수추정치가 각 독립변수가 종속변수에 미치는 영향을 나타낸다. 그러나 〈표 5〉에서는 독립변수 및 종속변수가 별달리 존재하지 않으며, 변수들이 서로 영향을 미치며 함께 변화해갈 때 계수추정치는 이들간의 장기적 관계를 나타낸다.

Horioka(1980)의 연구가 있다. 이들은 1960~74년의 자료를 사용하여 다음 식 (7)에 따라 국가간 횡단면 회귀분석을 실시했다.

$$(7) \quad \bar{I}/Y = b_0 + b_1 \bar{S}/Y + \varepsilon.$$

식 (7)에서 \bar{I} 는 총투자(식 (3) 우변의 $I + G_I$), \bar{S} 는 총저축(식 (3) 좌변의 $S + (T - G_C)$)이다. 식 (7)에 따르면 총저축률이 1%포인트 증가(또는 감소)할 때 총투자율은 b_1 %포인트 증가(또는 감소)한다. 그리고 국민총가처분소득 대비 경상수지는 $(1 - b_1)$ %포인트 증가(또는 감소)한다.

Feldstein and Horioka(1980)의 연구결과에 따르면 b_0 는 영(0)에 가까운 수이고 b_1 은 1에 가까운 수로 추정된다. 예를 들어, 1960~74년의 기간 중 국가별 평균 총저축률과 평균 총투자율을 사용하여 횡단면 회귀분석을 실시할 경우 b_0 의 추정치는 0.035(표준오차 0.018), b_1 의 추정치는 0.887(표준오차 0.074)이 된다.

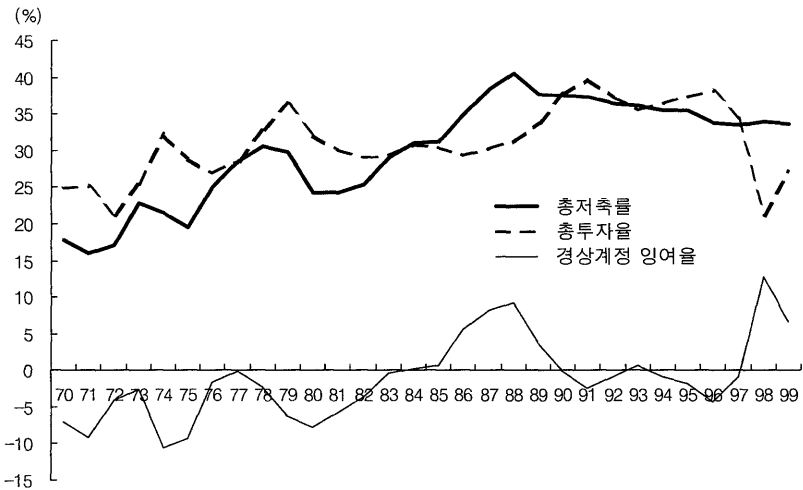
이러한 결과는 저축률 증가(또는 감소)가 대부분 투자율 증가(또는 감소)로 이어지며, 경상수지에는 별다른 영향을 미치지 않는다는 것을 의미한다. 또 이는 국내투자가 대부분 국내저축에 의해 조달되며, 해외저축에 의해 조달되는 부분은 매우 작다는 것을 의미한다. 즉, 국가간 자본이동은 국가간 투자율의 차이를 해소하는 데 별달리 기여하지 못한다는 것이다. 따라서 재정지출 및 재정적자로 인해 국내저축이 감소하였을 때, 이는 대부분 국내투자의 감소를 초래하며 경상수지를 악화시키는 효과는 크지 않다.

이처럼 국가간 자본이동이 국가간 저축률의 차이를 해소하는 데 별달리 기여하지 못하는 것은 해외투자에 수반되는 외환위험, 국가위험 등 여러 가지 요소에 기인한다(Frankel[1989]). 또 자본

이동에 대한 규제에도 기인한다. 특히 Feldstein and Horioka (1980)가 사용한 자료는 자본이동에 대한 규제가 비교적 많았던 1974년까지의 자료에 국한되어 있었으므로 이로 인해 국내투자와 국내저축 간의 상관관계가 높은 것으로 나타날 수 있다. 실제로 보다 최근의 자료를 사용한 Frankel(1989)과 Feldstein and Bacchetta(1989)의 연구결과에 따르면, 시간이 지남에 따라 국내투자와 국내저축 간의 상관관계가 약화되는 모습이 나타나고 있다.

우리나라의 경우에 경상수지는 큰 폭의 변화를 거듭해왔다[그림 8]. 1970년대부터 1980년대 초까지는 적자가 지속되었으나, 1980년대 후반의 3低 호황기에는 큰 폭의 흑자를 시현하였으며, 그 후 1990년대에는 다시 적자로 돌아섰다. 1997년 말의 외환위기 이후에는 국내수요의 급격한 위축과 환율급등으로 인해 사상 초유의 흑자가 나타나기도 하였다.

[그림 8] 총저축률, 총투자율, 경상계정 잉여율



그러나 전반적으로 우리나라에서는 경상수지 적자가 주류를 이루었다. [그림 8]에서 보듯이 1970~99년의 30년간 경상계정잉여가 양(+)이었던 해는 9개 연도에 불과하고 나머지 21개 연도에서는 경상계정잉여가 음(-)을 기록하였다. 특히 경제개발 초기인 1970년대에는 국내저축이 부족한 상황에서 공공과 민간의 투자재원을 마련하기 위해 정부가 적극적으로 해외자금을 조달하였고,³³⁾ 이로 인해 경상수지가 적자를 지속하였다. 총저축률은 1980년대 중반 이후 민간저축률의 상승과 재정건전성 강화에 따라 30% 이상으로 높아졌으나 자본자유화의 진전과 함께 민간의 해외자금 조달이 쉬워지면서 3저 호황기와 경제위기 직후를 제외하고는 경상수지가 적자상태를 유지하였다.

이러한 상황을 고려할 때 Feldstein and Horioka(1980)의 연구 결과와는 달리 우리나라에서는 저축률과 투자율 사이의 관계가 그리 밀접하지 않을 것으로 예상할 수 있다. 이를 검증하고자 우리나라의 총저축률 및 총투자율 시계열자료를 이용하여 식 (7)을 회귀분석한 결과가 <표 6>에 제시되어 있다.³⁴⁾

표의 1열은 단순회귀분석(Ordinary Least Squares; OLS)에 의해 총투자율 (\bar{I}/Y)을 총저축률 (\bar{S}/Y)에 대해 회귀분석한 결과이다. 1열의 경우 총저축률의 계수추정치($\hat{\beta}_1$)는 0.425이다. 따라서 저축률이 감소하였을 때 절반 정도는 투자의 감소로 나타나고 절반 정도는 경상수지의 악화로 나타난다고 말할 수 있다.

33) 이는 앞의 [그림 3]에서 국가채무 가운데 해외차입금이 매우 높은 비중을 차지하고 있는 것으로부터도 짐작할 수 있다. 경제개발 초기 해외재원(차입금, 무상공여금 등)의 역할에 대해서는 Cho and Kim(1997)을 참조할 것.

34) 우리나라의 저축-투자 간의 상관관계를 분석한 기존의 연구로는 김명직·박대근(1996)이 있다. 이들은 저축변수와 투자변수 간에 공적분관계가 존재하지 않는다는 Johansen 검정결과를 바탕으로 차분변수에 대해 유사한 회귀분석을 실시하였다. 이들의 추정결과는 본고와 크게 다르지 않다.

<표 6> Feldstein-Horioka 방정식의 추정결과

열	1	2	3	4	5
추정방법	OLS	2SLS	2SLS	2SLS	2SLS
자료변환	원래자료	GDP 겹	HP 필터	GDP 겹	HP 필터
표본기간	1970~99	1970~99	1970~99	1970~99	1970~99
\hat{b}_0	0.184 (0.029)***	0.000 (0.008)	0.173 (0.010)***	0.000 (0.007)	0.162 (0.010)***
\hat{b}_1	0.425 (0.115)***	0.451 (0.090)***	0.460 (0.039)***	0.405 (0.094)***	0.410 (0.041)***
R^2	0.37	0.30	0.89	0.25	0.72
S.E.E.	0.04	0.03	0.01	0.03	0.02
D.W.	0.94	0.88	0.18	0.88	0.54

주 : 1) 1~3열은 본문의 식 (7)을 추정한 결과이며, 4~5열은 본문의 식 (9)를 추정한 결과임.

- 2) 1열은 원래의 저축률과 투자율 자료를 그대로 사용하여 회귀분석한 결과이며, 2열과 4열은 저축률과 투자율을 각각 GDP 겹에 회귀분석하여 잔차항을 구한 후 잔차항들을 사용하여 회귀분석한 결과이고, 3열과 5열은 저축률과 투자율에 대해 Hodrick-Prescott 필터를 적용하여 추세치를 구한 후 추세치를 사용하여 회귀분석한 결과임.
- 3) ()안의 수는 Newey and West(1987)의 異分散性·自己相關調整 (heteroskedasticity and autocorrelation consistent) 표준오차이며, ***은 1% 수준에서 유의함을 의미.

그러나 1열의 회귀분석은 계량경제학적 관점에서 몇 가지 문제점을 내포하고 있다. 첫째, 총투자율과 총저축률은 상호 작용을 미치며 동시적으로 결정되는 변수이므로 동시성(simultaneity)의 문제가 발생한다. 따라서 단순회귀분석이 아닌 2단계 회귀분석(Two-Stage Least Squares; 2SLS)에 의해 식 (7)을 추정해야 한다.

둘째, 저축률과 투자율은 경기상황에 따라 같은 방향으로 움직이는 성향이 있다. 즉, 저축률이 투자율에 직접적으로 아무런

영향을 미치지 않는다 하더라도, 경기가 좋아지면 저축률도 올라가고 투자율도 올라가기 때문에 마치 저축률이 투자율을 높이는 것처럼 추정결과가 나타날 수 있다. 따라서 경기요인을 적절히 제거한 후에 양자간의 관계를 추정해야 한다.

경기요인을 제거하기 위한 방법으로 두 가지를 고려하였다. 첫째는 저축률과 투자율을 각각 앞에서 정의한 *GAP*에 회귀분석한 후 그 잔차항을 사용하여 식 (7)을 추정하는 것이다. 이 잔차항들은 저축률과 투자율에서 경기적 요인을 제거한 추세적 변화만을 반영하게 된다. Frankel(1989) 역시 유사한 방법을 사용하였다. 둘째는 저축률과 투자율에 대해 각각 Hodrick-Prescott 필터를 적용하여 추세치를 구하는 것이다. 그리고 이 추세치를 사용하여 식 (7)을 추정하게 된다.

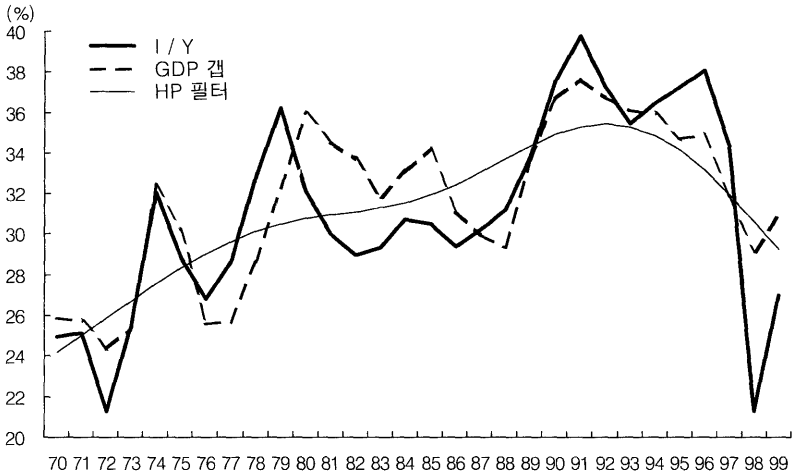
[그림 9]와 [그림 10]은 이러한 방법을 통해 경기요인을 제거한 투자율과 저축률을 각각 보여준다. 그림에서 보듯이 GDP 갭을 사용했을 때보다 HP 필터를 사용했을 때 투자율과 저축률이 훨씬 부드러운 모습을 띠고 있다.³⁵⁾

<표 6>의 2열과 3열은 각각 GDP 갭과 HP 필터를 이용하여 저축률과 투자율 자료를 변환한 후에 식 (7)을 추정한 결과를 보여준다. 추정방법으로는 2SLS를 사용하였으며 도구변수(instruments)로는 *DEP15*와 *DEP65*를 사용하였다. 어느 경우에도 저축률의 계수추정치는 0.5 정도의 값을 보이고 있다.³⁶⁾

35) HP 필터에서 파라미터 값(λ)으로는 100을 사용하였다.

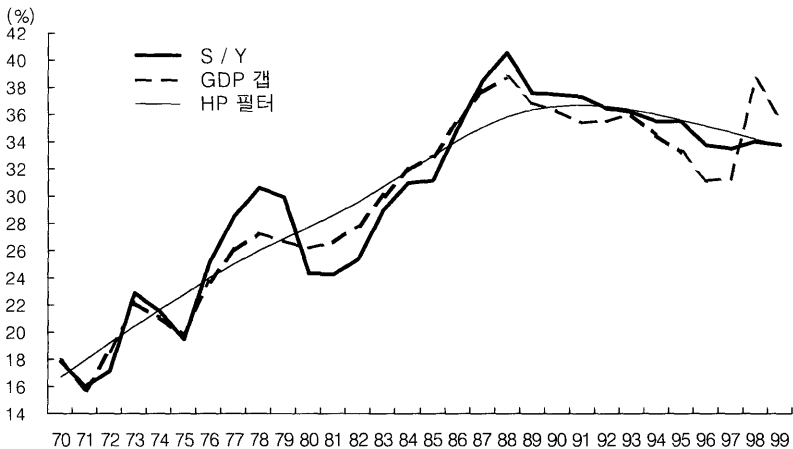
36) GDP 갭을 이용하여 경기요인을 제거한 투자율과 저축률은 잔차항의 특성상 평균값이 각각 영(0)이 된다. 이에 따라 <표 5>의 2열과 4열에서 종속변수와 독립변수는 평균값이 모두 영(0)이 되며, 상수항의 추정치는 영(0)이 된다. [그림 9]와 [그림 10]에서는 GDP 갭을 통해 계산된 투자율과 저축률 추세치의 평균값이 영(0)이 되지 않는 것으로 나타나지만, 이는 비교의 편의상 그 평균값이 HP 필터를 통해 계산된 투자율과 저축률 추세치의 평균값과 같아지도록 조정하였기 때문이다.

[그림 9] 경기요인을 제거한 투자율



주 : 'I/Y'는 원래의 투자율 자료, 'GDP 갭'은 원래의 투자율을 GDP 갭에 회귀분석하여 경기적 요인을 제거한 투자율 자료, 'HP 필터'는 HP 필터를 사용하여 경기적 요인을 제거한 투자율 자료를 의미.

[그림 10] 경기요인을 제거한 저축률



주 : 'S/Y'는 원래의 저축률 자료, 'GDP 갭'은 원래의 저축률을 GDP 갭에 회귀분석하여 경기적 요인을 제거한 저축률 자료, 'HP 필터'는 HP 필터를 사용하여 경기적 요인을 제거한 저축률 자료를 의미.

한편 식 (7)에서 종속변수는 총투자율(민간투자율과 정부투자율의 합)인데, 이보다는 민간투자율을 종속변수로 두는 것이 더 적절할 수 있다. 식 (3)을 변형하면

$$(8) \quad S + (T - G_C) - G_I = I + NX$$

가 된다. 식 (8)은 총저축($\bar{S} = S + (T - G_C)$) 가운데 정부투자(G_I)에 소요된 재원을 제외한 나머지($\bar{S} - G_I$)가 민간투자(I)와 경상수지(NX)에 각각 배분됨을 보여준다. 구체적으로 각각에 얼마나 배분되는가를 알아보기 위해서는 다음 식 (9)를 추정하면 된다.

$$(9) \quad I/Y = b_0 + b_1(\bar{S} - G_I)/Y + \epsilon.$$

〈표 6〉의 4열과 5열은 식 (9)를 추정한 결과를 보여준다. 여기에서 도구변수로는 $DEP15$, $DEP65$, 그리고 G_I 를 사용하였다. 4열과 5열에서도 b_1 은 약 0.5로 추정된다.

이상의 결과는 재정적자로 인해 국민저축률이 1%포인트 감소했을 때 민간투자율이 약 0.5%포인트, GDP 대비 경상수지가 약 0.5%포인트 감소함을 보여준다. 따라서 재정지출의 증가나 재정적자의 증가로 인해 국민저축률이 감소했을 때, 그 절반 정도는 민간투자의 위축으로 나타나며 나머지 절반 정도는 경상수지의 악화로 나타난다고 말할 수 있다.³⁷⁾

37) 한편 앞에서 언급한 논문들에 따르면, 외국의 경우 자본자유화의 진전 등에 따라 b_1 의 추정치가 작아지는 모습을 보이고 있다. 우리나라에서도 이러한 현상이 나타나는지 알아보기 위하여 표본기간을 달리하여 식을 추정해 보았다. 또 b_1 이 시간추세를 보인다는 가정하에 식을 추정해 보았다. 어느 경우에도 b_1 이 시간의 흐름에 따라 작아진다는 가설을 뒷받침하는 결과를 얻을 수 없었다.

Ⅲ. 재정적자와 물가

1. 물가방정식의 추정

서론에서 설명한 바와 같이 물가상승은 재정적자가 거시경제에 미치는 영향 가운데 중요한 것 가운데 하나로 꼽히고 있다. 일반인들 사이에는 정부의 방만한 재정운용이 물가상승을 초래한다는 믿음이 널리 퍼져 있는 것으로 보인다.³⁸⁾ 실제로 1차대전 이후 독일 등 극도의 물가불안을 경험한 나라에서 재정적자는 하이퍼인플레이션(hyperinflation)을 촉발한 원인이었으며, 이들 나라에서 재정정책기조의 변화는 물가가 급격히 안정될 수 있는 기틀을 제공하였다(Sargent[1982]). 또 황성현(1995)의 회귀분석 결과에 따르면, 우리나라에서 재정적자는 물가상승률을 설명하는 주요한 변수로 나타난다.

그러나 2차대전 이후 대부분의 선진국에서 재정적자가 물가불안의 직접적 원인으로 작용한 경우는 찾아보기 어렵다. 이는 무엇보다도 재정적자가 통화증발로 이어질 수 있는 고리가 크게 약화되었기 때문이다. 재정적자의 화폐화가 초래하는 위험성을

38) Shiller(1996)에 따르면, 미국의 일반인들을 대상으로 물가상승을 초래하는 원인에 대해 물었을 때, 약 100명의 사람 가운데 17명은 구체적이지는 않았지만 ‘정부’를 물가상승의 원인으로 지목하였고 7명은 ‘재정적자’를 원인으로 지목하였다. King and Plosser(1985)는 저자 중의 한 명이 이웃사람으로부터 들은 말을 적고 있다. “레이건 행정부 때 발생한 대규모 재정적자의 분계점은 재정적자가 반드시 조만간 물가상승률을 더 높이고 고급리시대를 다시 불러올 것이라는 데 있다. 정부가 자신의 지출을 감당하지 못하고 종이조각으로 된 부채(paper liabilities)를 찍어대면 물가가 올라갈 수밖에 없다”고 그 이웃은 말하였다고 한다.

충분히 인식한 대부분의 나라에서는 재정적자가 발생하더라도 이를 본원통화의 발행을 통해 조달하기보다는 국채 등 여타 수단을 통해 조달하는 관행을 확립하였다. 우리나라의 경우에도 1970년대에 재정적자가 상당한 수준에 달했으나 다음에 설명하듯이 상당부분은 국채발행이나 국내외 차입을 통해 조달했다.

이런 측면에서 황성현(1995)의 회귀분석 결과를 액면 그대로 받아들이기는 쉽지 않다. 무엇보다도 그의 회귀분석은 몇 가지 문제점을 내포하고 있다.

첫째, 금년의 물가상승률(종속변수)을 금년의 경상GDP 대비 재정적자(독립변수)에 대해 회귀분석할 때 이 두 변수 사이에 동시성(simultaneity)의 문제가 발생할 수 있다는 점을 고려하지 못하였다. 재정적자는 물가에도 영향을 미칠 수 있지만, 반대로 물가가 재정적자에도 영향을 미치기 때문이다. 예를 들어 누진적인 조세구조하에서는 물가상승률 이상으로 조세수입이 증가하는 반면 세출은 예산상 현금기준으로 고정되어 있어 물가가 상승하더라도 세출은 증가하지 않는다. 따라서 물가상승은 GDP 대비 재정적자를 줄이는 경향이 있다. 이러한 동시성의 문제를 감안하기 위해서는 OLS가 아닌 2SLS의 방법을 사용해야 한다.

둘째, 〈부표〉에서 보는 바와 같이 물가상승률, GDP 대비 재정적자 등의 변수는 단위근(unit root)을 가질 가능성이 있다. 이 경우 황성현(1995)이 실시한 바와 같은 수준변수(level)들을 사용한 회귀분석은 왜곡된 추정결과를 낳는다. 따라서 단위근의 존재 가능성을 적절히 고려해야 한다.

셋째, 회귀방정식에 포함되는 독립변수의 형태를 구체적으로 어떻게 설정할 것인지에 대해 보다 자세히 논의할 필요가 있다. 물가상승률에 영향을 미치는 재정변수로서 황성현(1995)은 GDP 대비 재정적자를 사용하였다. 그러나 II장의 결과가 시사하는 바

와 같이 리카도 동등가설이 현실적으로 성립한다면, 총수요에 영향을 미치는 변수는 재정적자가 아닌 재정지출이다. 따라서 회귀분석에서 재정적자보다는 재정지출이 더 적절한 독립변수일 수 있다.³⁹⁾

또 리카도 동등가설이 성립하지 않는다 하더라도, 재정적자 수준변수가 물가상승률에 영향을 미치는 것인지, 아니면 재정적자의 차분변수가 물가상승률에 영향을 미치는 것인지 불확실하다. 예를 들어, 작년에 대규모 재정적자가 발생하여 총수요가 늘어나고 물가가 상승했다고 하자. 그리고 올해에도 대규모 재정적자가 발생했지만 그 수준이 작년과 동일하다고 하자. 그러면 재정적자의 영향이 이미 작년의 물가에 모두 반영되었고 올해에는 재정적자로 인한 물가상승이 없다고 보는 것이 옳을 수 있다.

만일 이처럼 판단된다면 재정적자의 수준변수가 아닌 차분변수를 회귀분석에 사용해야 한다. 실제로 IMF는 재정기조(fiscal stance)가 거시경제에 미치는 영향을 파악하기 위해 구조적 재정수지의 '변화분'을 살펴보고 있는데, 이 변화분은 구체적으로 재정충격지수(fiscal impulse indicator)로 표현된다.⁴⁰⁾

회귀분석에 포함되어야 할 변수로서 재정수지가 적절한 것인지 아니면 재정지출이 적절한 것인지, 또 수준변수가 적절한 것인지 아니면 차분변수가 적절한 것인지를 판단하기 위해서 다양한 회귀분석을 실시한 후 그 결과를 비교하는 방법을 택할 수도

39) 물론 황성현(1995)은 재정지출/GDP 비율의 수준변수를 독립변수에 포함시켜 그 유의성을 검정하였으며, 이 변수는 물가상승률을 설명하는 데 별다른 도움을 주지 못한다고 결론짓고 있다. 그러나 물가상승률에 영향을 미치는 변수는 재정지출/GDP의 수준변수가 아닌 그 차분변수, 또는 재정지출 증가율이라고 판단된다. 즉, 재정지출의 절대적 수준이 높다고 하여 물가상승률이 항상 높을 것으로 기대하기보다는, 절대적 수준은 낮더라도 재정지출이 전년에 비해 증가하였을 때 총수요가 촉진되어 물가상승률이 높아질 것으로 기대하는 것이 타당하다.

40) IMF의 재정충격지수에 대한 논의는 Chand(1992) 등을 참조.

있다. 그러나 한편으로는 회귀분석에 포함되어야 할 독립변수로서 재정변수뿐 아니라 통화변수, 해외물가 등 많은 변수가 있고, 다른 한편으로 표본기간은 짧게 한정되어 있는 상황에서 이러한 접근방법은 통계적 유의성이 높은 결론을 주지 못할 가능성이 있다. 또 이 방법은 자칫 자료조작(data mining)으로 이어질 수 있다. 어느 경우에도 추정결과에 대한 신뢰도가 낮아지는 문제점이 발생한다.

따라서 이러한 접근방법보다는 뚜렷한 이론적 근거하에 특정한 가설의 검정을 목표로 회귀분석을 실시하는 것이 바람직하다고 생각된다. 본장에서는 이런 관점에서 재정적자가 총수요를 통해 물가상승에 영향을 미치는 경로와, 화폐화를 통해 물가상승에 영향을 미치는 경로를 살펴보고자 한다. 그러나 이에 앞서 황성현(1995)과 같이 재정적자의 수준변수가 물가상승률에 영향을 미친다고 상정했을 때, 이들간의 관계가 얼마나 안정적으로 나타나는가를 점검해 보기로 한다.

〈표 7〉은 황성현(1995)과 유사한 방법으로 회귀분석을 실시한 결과이다. 회귀분석에서 종속변수는 소비자물가상승률(π)이며, 독립변수는 수입물가상승률(π^F), 평잔기준 본원통화증가율 또는 총통화증가율(m), GDP 대비 재정수지(BAL/Y)⁴¹⁾ 및 이들 변수의 시차변수로 설정하였다. 모든 상승률과 증가율은 로그증가율로 구하였으며 추정방법으로는 2SLS를 사용하였다.⁴²⁾ 물론 물가에 영향을 미치는 설명변수로서 이것들 외에 종속변수의 시차변수나 GDP 갭, 실질성장률 등을 추가로 고려할 수 있다.

41) 이하에서 재정수지는 중앙정부 통합재정수지를 사용하였다. 일반정부 저축 투자차액을 사용하였을 경우에도 유사한 결과가 도출된다.

42) 도구변수로는 회귀분석에 포함된 모든 변수의 1년 및 2년 시차변수(π^F 의 경우 0년 시차변수, m 의 경우 3년 시차변수까지 포함)와 GDP 대비 재정지출 및 GDP 디플레이터 기준 실질지출증가율의 1년 및 2년 시차변수를 사용하였다.

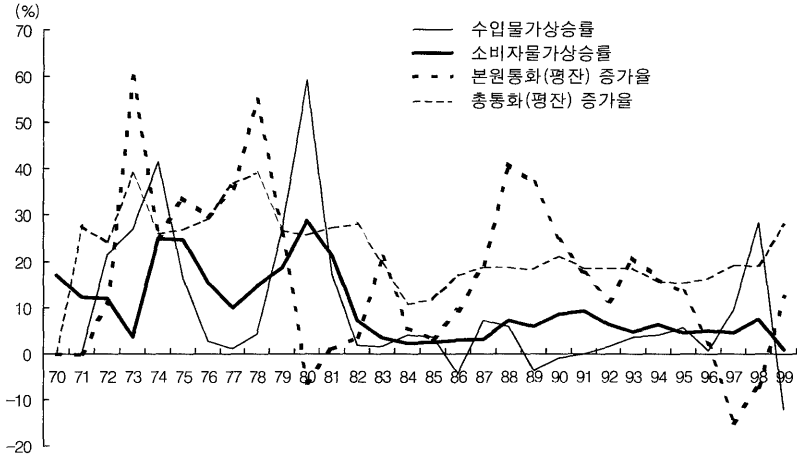
〈표 7〉 소비자물가상승률(π)에 대한 회귀분석 결과

열	1	2	3	4	5	6
통화변수	본원통화	본원통화	본원통화	총통화	총통화	총통화
표본기간	1975~99	1975~96	1982~99	1974~99	1974~96	1982~99
π^F	0.263 (0.033)***	0.304 (0.022)***	0.222 (0.056)***	0.251 (0.072)***	0.173 (0.063)***	-0.017 (0.144)
π^F_{-1}	0.179 (0.022)***	0.160 (0.030)***	0.034 (0.081)	0.306 (0.167)**	0.196 (0.074)***	0.034 (0.150)
m	0.087 (0.034)**	0.113 (0.024)**	0.060 (0.039)*	0.014 (0.006)**	-0.053 (0.125)	0.006 (0.003)**
m_{-1}	0.085 (0.031)**	0.063 (0.030)**	0.121 (0.046)**	0.040 (0.012)***	0.067 (0.103)	0.006 (0.008)
m_{-2}	0.092 (0.026)***	0.071 (0.021)***	-0.005 (0.046)	0.016 (0.005)***	0.182 (0.100)**	0.011 (0.005)**
m_{-3}	0.083 (0.020)***	0.083 (0.017)***	0.096 (0.023)***	0.493 (0.243)**	0.490 (0.134)***	0.054 (0.116)
(BAL/Y)	-0.448 (0.403)	-0.516 (0.339)*	-0.202 (0.451)	4.616 (3.263)*	3.388 (0.825)***	-0.153 (1.366)
$(BAL/Y)_{-1}$	-0.332 (0.416)	-0.521 (0.283)**	-0.811 (0.626)	-2.021 (1.490)*	-0.916 (0.757)	-0.606 (0.537)
$(BAL/Y)_{-2}$	0.193 (0.195)	0.444 (0.130)***	0.696 (0.322)**	0.390 (0.733)	0.385 (0.742)	1.189 (0.481)**
R^2	0.97	0.99	0.90	0.90	0.90	0.67
S.E.E.	0.01	0.01	0.01	0.03	0.03	0.02
D.W.	2.55	2.98	2.53	2.14	2.14	1.59

주: 1) () 안의 수는 Newey and West(1987)의 異分散性·自己相關調整 (heteroskedasticity and autocorrelation consistent) 표준오차.

2) ***은 1% 수준, **은 5% 수준, *은 10% 수준에서 유의함을 의미.

[그림 11] 물가상승률과 통화증가율



그러나 실험결과 어느 변수도 물가에 별다른 영향을 미치지 못하는 것으로 나타나 이들 변수를 설명변수에서 제외하였다.

<표 7>의 1~3열은 m 이 본원통화증가율인 경우를, 4~6열은 m 이 총통화증가율인 경우를 나타낸다. 각열마다 표본기간에 차이가 있는데, 1열과 4열의 경우 가능한 모든 연도를 표본기간에 포함시켰으며, 2열과 5열은 1996년 이전의 연도만을 표본기간에 포함시켰고, 3열과 6열은 물가가 본격적인 안정추세에 들어선 1982년 이후의 연도만을 표본기간에 포함시켰다. [그림 11]은 <표 7>에서 사용된 일부 변수들을 보여주고 있다.

<표 7>에 따르면, GDP 대비 재정수지는 물가상승률을 설명하는 데 전반적으로 별다른 도움을 주지 못하는 것으로 보인다. 또한, 재정수지의 계수가 음(-)이라는 가설, 즉 재정적자가 물가상승률을 높인다는 가설은 2열에서만 미약하게 입증되고 있을 뿐이다. 특히 4열과 5열에서는 BAL/Y 의 계수추정치가 양(+)으로서 각각 10% 및 1% 수준에서 유의하며 절대값도 크게 나타

나 오히려 재정적자가 물가상승률을 낮춘다는 결론을 유도하고 있다.

이러한 결과를 놓고 볼 때 황성현(1995)의 주장과 같이 “통화량 변수는 일반적으로 생각하는 것보다는 물가에 대해 중요한 설명변수가 아니며, 통합재정수지 변수는 통상적인 인식보다 물가에 미치는 영향 정도가 크다(p.112)”고 말하기는 어렵다고 생각된다. <표 7>에서 통화량 변수들은 재정수지 변수들과 달리 통계적 유의성을 대부분 확보하고 있고, 그 부호도 이론적 설명에 부합하는 양(+)이기 때문이다.

특히 총통화보다는 본원통화가 물가상승률과 더 밀접한 관계를 보이고 있다. 총통화를 사용한 4~6월의 결과를 살펴보면 4월에서는 4개의 통화변수 모두가 통계적 유의성을 가지나 5월에서는 2개(m_2, m_{-3})만이 통계적 유의성을 가지고, 6월에서도 2개(m, m_{-2})만이 통계적 유의성을 가진다. 반면, 본원통화를 사용한 1~3월의 결과를 살펴보면 1월과 2월에서는 4개의 통화변수 모두가 통계적 유의성을 가지고, 3월에서는 3개의 통화변수가 통계적 유의성을 가진다. 또 계수추정치도 상당히 안정적인 모습을 보이고 있다. 황성현(1995)의 경우 총통화만을 사용하여 회귀분석을 실시하였다.

한편 <부표>에서 보는 바와 같이 <표 7>에 사용된 변수들이 대부분 단위근을 가짐으로 인해 <표 7>의 결과가 왜곡되었을 가능성이 있다. 변수들이 단위근을 가질 때 이들간의 관계는 공적분방정식(cointegrating equation)으로 나타낼 수 있다.

<표 8>은 Johansen 검정을 통해 $\pi, \pi^F, m, BAL/Y$ 사이에 공적분관계가 존재하는지를 검정하고, 공적분방정식을 추정한 결과를 보여준다. 예를 들어, 1월은 다음 식 (10)의 공적분방정식을 나타낸다.

〈표 8〉 소비자물가상승률(π)의 공적분방정식

열	1	2	3	4
통화변수	본원통화	본원통화	본원통화	본원통화
시차수	0	1	2	3
π^F	0.480 (0.076)***	0.573 (0.044)***	0.599 (0.021)	0.645 (0.007)***
m	0.322 (0.060)***	0.342 (0.030)***	0.355 (0.011)***	0.312 (0.004)***
BAL/Y	0.029 (0.533)	-0.056 (0.266)	0.109 (0.120)	0.158 (0.038)***
공적분 방정식의 개수 ¹⁾	1	1	1	3
표본수	27	26	25	24
AIC ²⁾ SIC ³⁾	-12.87 -12.44	-14.30 -13.09	-15.20 -13.20	-17.95 -15.15

열	5	6	7	8
통화변수	총통화	총통화	총통화	총통화
시차수	0	1	2	3
π^F	0.075 (0.105)	0.181 (0.080)**	0.364 (0.442)	0.858 (0.213)***
m	0.079 (0.019)***	0.062 (0.011)***	2.568 (2.561)	0.190 (0.221)
BAL/Y	-3.125 (0.760)***	-2.338 (0.539)***	15.558 (18.289)	-0.961 (0.920)
공적분 방정식의 개수 ¹⁾	2	1	3	4
표본수	27	26	25	24
AIC ²⁾ SIC ³⁾	-7.49 -7.06	-7.94 -6.73	-9.55 -7.55	-10.08 -7.29

주 : 1) 5% 유의수준에서 기각되지 못하는 최소한의 공적분방정식 개수.

2) Akaike Information Criteria.

3) Schwarz Information Criteria.

$$(10) \quad \pi - 0.480 \pi^F - 0.322 m - 0.029 BAL/Y + \text{상수항} = 0.$$

$$(0.076)^{***} \quad (0.060)^{***} \quad (0.533)$$

공적분검정에 있어서는 시차수를 0년에서부터 자료가 허용하는 범위인 3년까지로 설정하였다.

<표 8>의 1~4열은 본원통화를 사용한 경우, 5~8열은 총통화를 사용한 경우의 결과이다. 1~4열의 경우 π^F 및 m 의 계수추정치는 대개 양(+)으로서 통계적 유의성을 갖는다. 또 그 절대값도 안정적인 모습을 보인다. 반면 BAL/Y 의 계수추정치는 통계적 유의성이 없거나(1~3열), 있더라도 부호가 기대와 달리 양(+)으로 나타난다(4열). 따라서 재정수지가 물가상승률과 공적분관계를 갖고 있지는 않다고 판단된다.

그러나 총통화를 사용한 5~8열에서는 1~4열과는 상당히 다른 결론이 도출된다. π^F 및 m 의 계수추정치는 각각 두 열에서만 통계적 유의성을 가지며, 그 절대값도 불안정하게 변하고 있다. 그리고 BAL/Y 의 계수추정치는 5열과 6열에서 음(-)으로서 통계적 유의성을 갖는다. 따라서 총통화를 사용할 경우에는 재정수지가 물가상승률과 공적분관계를 갖고 있지 않다고 강하게 주장하기는 어려운 것으로 판단된다.

한편, 재정수지가 물가상승률과 공적분관계를 갖고 있지 않더라도 단기적으로 재정수지는 물가상승률에 영향을 미칠 가능성이 있다. 즉, 장기적으로는 재정수지가 물가상승률에 아무런 영향을 미치지 못하더라도, 단기적 또는 일시적으로 영향을 미칠 가능성을 배제할 수는 없다. 이러한 가능성을 점검하기 위해서는 오차수정모형(error correction model)을 추정할 필요가 있다.

<표 9>는 오차수정모형을 추정한 결과를 보여준다.

<표 9>에서 종속변수는 물가상승률의 차분변수($\Delta\pi$)이며,

<표 9> 소비자물가상승률의 차분변수($\Delta\pi$)에 대한 회귀분석결과

열	1	2	3	4	5	6
통화변수	본원통화	본원통화	본원통화	총통화	총통화	총통화
표본기간	1976~99	1976~96	1982~99	1975~99	1975~96	1982~99
$\Delta\pi_{-1}$				0.256 (0.101)**	0.248 (0.082)***	-0.027 (0.098)
$\Delta\pi^F$	0.228 (0.028)***	0.244 (0.049)***	0.086 (0.080)	0.288 (0.038)***	0.281 (0.032)***	-0.084 (0.115)
$\Delta\pi^F_{-1}$	0.122 (0.035)***	0.122 (0.036)***	0.091 (0.034)**			
Δm	0.067 (0.045)*	0.080 (0.052)*	0.076 (0.047)*			
$\Delta(BAL/Y)$	-0.521 (0.346)*	-0.543 (0.452)	-0.811 (0.473)*	0.068 (1.357)	-1.098 (0.920)	0.221 (0.635)
π_{-1}	-0.389 (0.107)***	-0.396 (0.120)***	-0.473 (0.100)***	-0.393 (0.145)***	-0.519 (0.141)***	-0.456 (0.071)***
π^F_{-1}	0.180 (0.080)**	0.192 (0.092)**	-0.068 (0.162)	0.197 (0.079)**	0.164 (0.078)**	-0.213 (0.227)
m_{-1}	0.145 (0.041)***	0.138 (0.045)***	0.077 (0.032)**	0.005 (0.007)	0.030 (0.033)	-0.010 (0.003)***
(BAL/Y)				0.050 (0.915)	-0.598 (0.739)	1.031 (0.525)**
R^2	0.91	0.90	0.91	0.75	0.78	0.88
$S.E.E.$	0.02	0.02	0.01	0.03	0.03	0.02
$D.W.$	2.84	2.77	3.26	2.23	2.45	2.70

주: 1) 상수항 추정치는 보고하지 않음.
 2) () 안은 Newey and West(1987)의 異分散性·自己相關調整(heteroskedasticity and autocorrelation consistent) 표준오차.
 3) ***은 1%, **는 5%, *는 10% 수준에서 유의함을 의미.

독립변수는 표의 맨 왼쪽 열에 나타나 있는 변수들이다. 독립변수들 가운데 π_{-1} , π^F_{-1} , m_{-1} , $(BAL/Y)_{-1}$ 은 오차수정항(공적분방정식)을 나타낸다. 예를 들어, 1열에서 오차수정항은 다음 식 (11)과 같이 표현된다.

$$(11) \quad -0.389 \pi_{-1} + 0.180 \pi^F_{-1} + 0.145 m_{-1} \\ = -0.389 (\pi_{-1} - 0.463 \pi^F_{-1} - 0.373 m_{-1}).$$

식 (11) 우변의 괄호 안에 있는 부분이 π , π^F , m 간의 공적분방정식이고 괄호 앞의 계수 -0.389 는 오차수정속도이다.

본원통화를 사용할 경우(1~3열)에는 <표 8>의 결과를 반영하여 π_{-1} , π^F_{-1} , m_{-1} 만을 오차수정항에 포함시켰고 총통화를 사용할 경우(4~8열)에는 $(BAL/Y)_{-1}$ 도 오차수정항에 포함시켰다.

먼저 본원통화를 사용하였을 경우(1~3열)의 결과를 살펴보면, $\Delta(BAL/Y)$ 의 계수추정치는 음(-)으로서 통계적 유의성이 크지 않다. 즉, 2열에서는 통계적 유의성이 없으며, 1열과 3열에서는 10% 수준에서만 유의하다. 따라서 재정적자는 장기뿐 아니라 단기에 있어서도 물가상승률에 별다른 영향을 미치지 않는 것으로 보인다.

총통화를 사용하였을 경우(4~6열)에는 $\Delta(BAL/Y)$ 의 계수추정치가 어느 열에서나 통계적으로 유의하지 않을 뿐 아니라, 4열과 6열에서는 부호가 양(+)으로 나타나고 있다. 따라서 재정적자가 물가상승률에 단기적으로 별다른 영향을 미치지 않는다는 결론이 보다 확실해진다. 또 변수들간의 장기적 관계를 나타내는 오차수정항에서도 $(BAL/Y)_{-1}$ 의 계수추정치는 유의하지 않거나 (4열 및 5열) 유의하더라도 부호가 양(+)으로 나타난다(6열). 이

를 통해 볼 때 <표 8>의 5~8열에 제시된 추정결과는 별로 믿을 만한 것이 못 된다고 생각된다.

이상의 논의를 종합해보면, 재정수지는 장기적으로 물가상승률에 별다른 영향을 미치지 못할 뿐 아니라, 단기적으로도 그 영향은 매우 제한되어 있다고 판단된다. 단기적인 영향에 대한 유일한 근거는 <표 9>의 1~3열에 제시된 $\Delta(BAL/Y)$ 의 계수추정치일 뿐이다. 필자는 $\Delta(BAL/Y)$ 의 시차변수도 회귀식에 포함시켜 계수를 추정해 보았으나 어느 경우에도 통계적으로 유의한 추정치를 얻지 못하였다.

그러나 물가방정식에 포함되는 재정변수의 형태가 적절히 설정되지 못하였을 가능성을 배제할 수는 없다. 위의 결론은 기본적으로 황성현(1995)과 유사한 형태의 물가방정식을 설정하였을 때 얻어지는 결론이다. 다른 형태의 물가방정식은 다른 결론을 낳을 수도 있다. 그러나 이 모든 경우를 일일이 점검하는 일은 쉽지 않기 때문에 보다 구조적으로 문제에 접근할 필요가 있다. 즉, 이론적 관점에서 재정적자가 물가에 영향을 미치는 경로는 어떤 것들이 있으며, 이러한 경로가 이론에서 말하는 것처럼 작동하고 있는가를 살펴보아야 한다. 다음 절부터는 이러한 문제들을 다루어보도록 한다.

2. 총수요 확대를 통한 물가상승

서론에서 설명한 바와 같이 재정적자는 여러 경로를 통해 물가에 영향을 미칠 수 있다. 이는 크게 화폐적 경로와 총수요 경로로 구분된다. 이 가운데 가장 많이 논의되는 것은 화폐적 경로, 즉, 재정적자가 화폐화(monetize)되어 물가상승을 초래하는 경우이다. 이러한 화폐적 경로에 대해서는 다음 절에서 논의하도

록 하고 본절에서는 총수요 경로만을 간단히 논의해 보자.

재정변수들이 총수요 변화를 통해 물가에 영향을 미칠 가능성은 충분히 있다. 그러나 II장의 결과에 의하면 총수요에 영향을 미치는 것은 재정수지보다는 재정지출이라고 보는 것이 타당하다. 예를 들어, 식 (4)에 따르면 재정수지의 변화(ΔBAL)와 재정지출의 변화(ΔXPN)에 따라 민간저축(S)은 다음과 같이 변하게 된다.

$$(12) \quad \Delta S = a_4 \Delta BAL + a_5 \Delta XPN.$$

그러면 식 (2)에 따라 민간소비(C)는 다음과 같이 변하게 된다.

$$(13) \quad \Delta C = -\Delta S - \Delta T.$$

그리고 식 (1)에 따라 총수요(Y)는 다음과 같이 변한다.

$$(14) \quad \Delta Y = \Delta C + \Delta G.$$

이제 총재정수입을 R 로 정의하면 $BAL = R - XPN$ 이 된다. 또 T 의 정의상⁴³⁾ $T = R - G_T$ 가 된다. 그리고 ΔG_0 가 영(0)에 가깝다면 $XPN = G + G_T$ 가 된다. 식 (12), (13), (14) 및 이러한 정의식을 이용하면 다음 식 (15)와 (16)을 도출할 수 있다.

$$(15) \quad \Delta Y = -(1+a_4)\Delta R + (1+a_4-a_5)\Delta XPN.$$

$$(16) \quad \Delta Y = -(1+a_4)\Delta BAL - a_5\Delta XPN.$$

식 (15)와 (16)은 총재정지출·총재정수입·재정수지가 총수요에 어떻게 영향을 미치는가를 보여준다. 예를 들어, <표 3>의 4

43) 각주 6 참조.

열에 나타난 추정결과에 의하면 식 (15)와 (16)은 각각 다음 식 (15') 및 (16')과 같아진다.

$$(15') \quad \Delta Y = 0.265 \Delta R + 1.458 \Delta XPN.$$

(0.665) (0.498)***

$$(16') \quad \Delta Y = 0.265 \Delta BAL + 1.723 \Delta XPN.$$

(0.665) (0.577)***

식 (15') 및 (16')에 따르면 총수요는 재정수입이나 재정수지의 변화에는 별로 반응을 보이지 않는 반면 재정지출의 변화에는 상당히 큰 반응을 보이게 된다. 따라서 재정지출 증가율은 총수요 경로를 통해 물가에 영향을 미칠 것으로 기대할 수 있다.

그러나 재정지출 증가율을 설명변수로 하여 <표 7>과 같은 회귀분석을 실시해 보면 재정지출 증가율의 계수는 별로 유의하지 않게 나타난다.⁴⁴⁾ 이는 일반적으로 총수요와 물가 사이의 관계가 명확하지 않다는 데 원인이 있는 것으로 보인다. 앞에서 언급하였듯이 총수요를 측정하는 지표로서 실질성장률과 GDP 갭을 <표 7>의 설명변수에 추가하여 회귀분석을 실시해 보면, 이들 변수들은 물가를 설명하는 데 별로 도움이 되지 않는다는 결론을 얻게 된다. 실제로 물가상승률과 이들 두 변수들 사이의 상관계수는 1971~99년 중 각각 -0.302 및 -0.007로서 총수요가 증가하면 물가상승률은 오히려 하락하는 모습이 나타난다. 따라서 재정지출 증가는 총수요 확대를 통해 물가상승에 영향을 미칠 것으로 기대되지만, 이러한 관계를 경험적으로 파악하기는 쉽지 않은 것으로 보인다.^{45) 46)}

44) 회귀분석 결과는 지면관계상 보고하지 않기로 한다.

45) 이와 반대로 Coe and McDermott(1997)은 한국을 포함한 아시아 국가들에 있어 GDP 갭이 물가상승을 설명하는 중요한 변수라고 주장한다. 이들의 주장에 대한 추가적인 검토가 필요한 것으로 보인다.

46) 이러한 총수요 경로를 화폐적 경로에 대비하여 非화폐적 경로라고 부를

3. 화폐화를 통한 물가상승

재정적자가 화폐적 경로를 통해 물가상승을 초래하는가를 파악하기 위해서는 먼저 재정적자가 화폐화되는 경향이 있는가를 파악해야 한다. 재정적자의 화폐화에 대해서는 미국의 경우를 중심으로 많은 연구가 진행되어 왔다. 이러한 연구는 크게 두 가지 방법론을 택하고 있다(Dwyer[1985]). 하나는 중앙은행의 반응함수(reaction function)를 추정하는 것이다. 재정적자가 화폐화되기 위해서는 재정적자가 증가할 때 중앙은행이 통화량을 증가시키는 모습을 보여야 한다. 재정적자를 비롯한 여러 변수에 대해 중앙은행이 어떤 반응을 보이는가를 살펴보는 것이 이러한 종류의 연구들이 선택하고 있는 방법론이다. 그리고 다른 하나의 방법론은 구조적인 모형을 가정하지 않고 벡터자기회귀분석(vector autoregression)을 통해 통화량이 과거 몇 년간의 재정적자와 어떤 관계를 갖는가를 살펴보는 것이다.

첫 번째 방법론은 모형의 구조에 따라 추정결과가 많이 달라지는 단점이 있다. 두 번째 방법론은 이러한 단점을 피할 수 있으나 회귀식에 다수의 설명변수가 포함됨에 따라 추정결과의 통계적 신뢰성이 약해지는 단점이 있다. 특히 표본수가 적을 때에는 두 번째 방법론을 사용하기 어렵다. 이러한 두 가지 방법론에

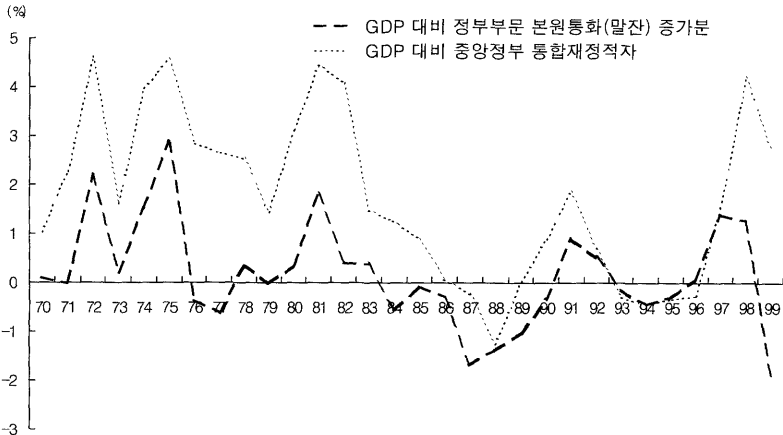
때, 비화폐적 경로에는 총수요 경로 외에 Dwyer(1982)가 제시하는 경로를 포함시킬 수 있다. 만일 정부가 부채의 실질가치를 일정 수준에 유지하는 정책을 추구한다면, 그리고 실질이자율이 물가상승률과 무관하게 결정된다면 재정적자와 물가상승률 사이에는 양(+)의 상관관계가 존재할 수 있다. 그러나 이 가설이 전제하듯이 실제로 정부가 실질부채를 일정 수준에 유지하려 노력하고 있는지는 의심스러운 부분이 많다. 정부는 단지 물가상승에 따른 추가적인 이자부담만을 적자에 반영하는 것이 아니라, 단기적인 경기변동에 대응하여 기초재정수지(primary balance)를 탄력적으로 조정하기 때문이다. 또 대부분의 국가에서 실질부채는 1980년대 이후 추세적으로 증가하는 모습을 보이고 있다.

따른 각종 연구결과를 정리한 Dwyer(1985)는 전반적으로 재정적자가 통화량에 미치는 영향이 크지 않다고 결론짓고 있다.

[그림 12]는 우리나라의 재정적자와 정부부문 본원통화(말잔) 증가분 사이의 관계를 보여준다. 여기에서 정부부문 본원통화란 정부가 자금부족분을 한국은행으로부터 차입함에 따라 발행된 (또는 초과수입분을 한국은행에 예치함에 따라 환수된) 본원통화를 의미한다. 그림에 따르면 정부부문 본원통화 증가분은 중앙정부 통합재정적자와 밀접한 관계를 가진다. 재정적자가 늘어나면 정부부문 본원통화 증가분이 늘어나고, 재정적자가 감소하면 정부부문 본원통화 증가분이 줄어드는 모습이 1970년대부터 일관되게 나타난다.

그러나 재정적자가 모두 본원통화 증가로 나타난 것은 아니다. 재정적자는 한국은행 차입뿐 아니라 국채발행 등을 통해 조달되므로 보통 재정적자의 일부만이 본원통화 증가로 나타나게 된다. [그림 12]에서도 재정적자가 높은 수준에 달했던 1980년

[그림 12] 재정적자와 정부부문 본원통화 증가

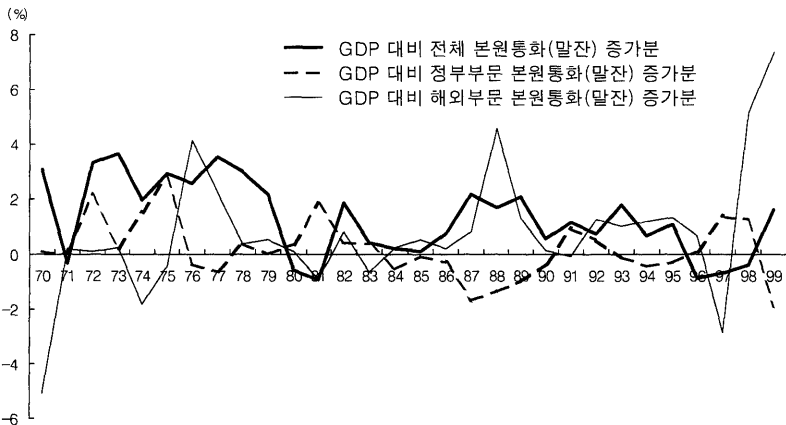


대 전반까지의 기간과 1998년 및 1999년을 살펴보면 재정적자가 정부부문 본원통화 증가분보다 항상 많았음을 알 수 있다. 반면 재정수지가 어느 정도 균형을 유지한 기간, 즉 1980년대 후반부터 1997년까지는 국채발행 등 여타 자금조달수단에 의존할 필요가 크지 않았으므로 재정적자가 정부부문 본원통화 증가에 대부분 그대로 반영되고 있다.

한편 [그림 13]에 따르면 본원통화의 증가는 정부부문보다 해외부문으로부터 더 큰 영향을 받는 것으로 보인다. 특히 1987~89년이나 1999년의 경우에는 대규모의 경상수지 흑자가 본원통화로 전환되면서 해외부문의 본원통화가 크게 증가하였다. 해외부문 본원통화 증가분은 1988년에 GDP의 5%에 달했으며 1999년에는 7%에 달하였다. 한국은행은 통화안정증권 발행 등을 통해 해외부문 본원통화 증가를 상당 부분 흡수하였으나 이들 기간 중 전체 본원통화 증가분은 GDP의 2% 내외에 달하였다.

이들 기간 중 정부부문은 해외부문의 영향력을 감소시키는 역

[그림 13] 정부부문과 해외부문의 본원통화 증가



할도 수행하였다. 수출증대로 인해 경상수지가 개선되면 해외부문의 본원통화가 증가한다. 동시에 수출증대로 인해 국내경기가 활성화됨에 따라 재정적자가 줄어들어 정부부문의 본원통화가 감소한다. 이러한 정부부문 본원통화의 감소는 해외부문 본원통화의 증가를 부분적으로 상쇄하여 전체 본원통화 증가를 완화시킨다.

이러한 점을 고려할 때 재정적자가 본원통화 증가를 통해 물가상승을 가속화시켰을 가능성은 크지 않았을 것으로 추측된다. 특히 물가안정을 위해 정부가 적극적으로 통화증가율 억제를 도모하였던 1980년대 초 이후에는 해외부문이나 정부부문의 본원통화 증가가 통화안정증권의 발행이나 여타 부문의 본원통화 감소를 통해 상당 부분 중화되는 모습이 나타난다.

한국은행이 해외부문과 정부부문의 본원통화 변화에 대응하여 전체 본원통화를 어떻게 관리해 왔는가를 살펴보기 위해 한국은행의 반응함수를 추정해 보았다. 즉, 위에서 언급한 두 가지 방법론 가운데 첫 번째 방법론을 택하여 재정적자가 통화량에 어떤 영향을 미치는가를 살펴보았다. 두 번째 방법론은 표본기간이 비교적 짧아 적절한 방법론이 되지 못한다고 판단되었기 때문이다.

한국은행의 반응함수는 다음 식 (17)과 같은 형태를 취한다.

$$(17) \Delta B/B_{-1} = c_0 + c_1 \bar{y} + c_2 \bar{\pi} + c_3 D + c_4 \Delta B^F/B_{-1} \\ + c_5 \Delta B^G/B_{-1} + \varepsilon.$$

여기에서 \bar{y} 는 전년도에 예상한 금년도의 실질성장률, $\bar{\pi}$ 는 전년도에 예상한 금년도의 물가상승률, D 는 더미변수(1980년까지 1, 1981년 이후 0)이다. 또 B 는 본원통화(말잔), B^F 는 해외부문 본원통화(말잔), B^G 는 정부부문 본원통화(말잔)이다. 따라서

$\Delta B/B_{-1}$ 는 전년도 말 본원통화 대비 금년도 본원통화 증가분을 의미하며,⁴⁷⁾ 마찬가지로 $\Delta B^F/B_{-1}$ 는 전년도 말 본원통화 대비 금년도 해외부문 본원통화 증가분, $\Delta B^G/B_{-1}$ 는 전년도 말 본원통화 대비 금년도 정부부문 본원통화 증가분을 의미한다.

식 (17)에서 \bar{y} 와 $\bar{\pi}$ 는 y (실질성장률)와 π (물가상승률)를 각종 시차변수에 대해 회귀분석한 후, 추정된 회귀분석식을 바탕으로 계산되었다. 회귀분석에 포함된 시차변수는 식 (17)의 종속변수 및 설명변수의 1년 및 2년 시차변수와 GDP 대비 본원통화잔고 (B/Y)의 1년 시차변수이다. 만일 $c_3 = c_4 = c_5 = 0$ 이라고 가정한다면 식 (17)은 이들 시차변수를 도구변수로 사용하여 $\Delta B/B_{-1}$ 를 \bar{y} 와 $\bar{\pi}$ 에 대해 2SLS를 통해 회귀분석하는 식이라고 해석될 수 있다.⁴⁸⁾

더미변수 D 는 1980년대 이전과 그 이후의 통화정책기조를 반영하기 위한 것이다. 1980년대 이후에는 그 이전에 비해 물가안정이 중요한 정책목표로 부각되었으며 이에 따라 1981년 이후 통화증가율이 대폭 감소하였다. 따라서 D 의 계수는 양(+)⁴⁹⁾의 수가 될 것으로 기대된다.

실제 식 (17)을 회귀분석할 때에는 여타 변수들, 예를 들어 회사채수익률도 설명변수로 포함시켜 보았다. 그러나 이들 변수들은 통계적 유의성이 부족하여 최종적으로 회귀분석에서 제외시켰다. 다음 <표 10>은 식 (17)을 추정한 결과를 보여준다.

47) 다시 말하여 식 (17)의 $\Delta B/B_{-1}$ 는 말잔기준 본원통화 퍼센트증가율이며, <표 7> 1~3열의 m 은 평잔기준 본원통화 로그증가율이다.

48) 따라서 식 (17)의 결과는 관측기간 단위와는 무관하게 실질성장률이나 물가상승률에 대해 본원통화가 어떻게 반응하는가를 나타낸다고 볼 수 있다. 실제로 한국은행은 연간 단위로 통화량을 조절하기보다는 연중 수시로 통화량을 조절할 것이다. 그 경우에도 식 (17)의 추정결과를 해석하는 데에는 별다른 무리가 없다고 판단된다.

〈표 10〉 중앙은행의 반응함수

열	1	2	3	4
표본기간	1973~99	1981~97	1973~99	1981~97
\bar{y}	2.815 (0.563)***	2.832 (1.013)***	2.495 (1.035)**	1.169 (0.755)*
$\bar{\pi}$	-0.997 (0.420)**	-1.006 (0.492)**	-0.781 (0.638)	-0.650 (0.653)
D	0.217 (0.027)***		0.204 (0.035)***	
$\Delta B^F / B_{-1}$			-0.089 (0.257)	-0.255 (0.410)
$\Delta B^G / B_{-1}$			0.032 (0.037)	0.160 (0.216)
R^2	0.56	0.43	0.57	0.54
$S.E.E.$	0.11	0.12	0.11	0.11
$D.W.$	2.27	2.28	2.24	2.43

주: 1) 식 (17)을 회귀분석한 결과.

2) () 안의 수는 Newey and West(1987)의 異分散性·自己相關調整(heteroskedasticity and autocorrelation consistent) 표준오차.

3) ***은 1% 수준, **은 5% 수준, *은 10% 수준에서 유의함을 의미.

〈표 10〉의 1열에 따르면 중앙은행은 실질성장률이 높을 것으로 예상되면 통화증가율을 높이고, 물가상승률이 높을 것으로 예상되면 통화증가율을 낮추는 것으로 나타난다. 특히 예상 물가상승률이 1%포인트 높아질 경우 통화증가율은 1%포인트 정도 낮춤으로써 매우 적극적으로 물가억제를 도모했던 것으로 보인다. 표본기간을 1980년대 이후 외환위기 이전 기간으로 국한한 2열에서도 이러한 관계는 안정적으로 나타난다.

한편 3열과 4열에 따르면 본원통화는 해외부문이나 정부부문의 본원통화 증가에 대해 거의 아무런 반응을 보이지 않았음을

알게 된다. 즉, 중앙은행은 통안증권 발행 등을 통해 외생적인 본원통화 증가를 대부분 불태화(sterilize)했던 것이다. 이러한 결과는 앞서 [그림 13]을 통해 설명하였듯이 정부부문 본원통화 증가가 전체 본원통화 증가에 별다른 영향을 미치지 않았음을 의미한다.

물론 이것이 재정적자가 본원통화에 별다른 영향을 미치지 않았음을 의미하지는 않는다. 재정적자가 일시적으로 그 해의 본원통화 증가에는 영향을 미치지 않더라도, 이로 인해 국가채무가 증가하면 몇 년 후에 정부는 통화증발을 통해 국가채무의 실질 가치를 낮추려 노력할 수 있다. 이 경우 재정적자는 당년도에 통화증발을 초래하지 않더라도 몇 년 후에 통화증발을 유도하게 된다. 이는 Sargent and Wallace(1981) 등이 이야기하는 재정우위현상(fiscal dominance)이 발생할 경우이다.

이러한 가능성을 점검해본 결과는 <표 11> 과 <표 12>에 제시되어 있다. <표 11>은 식 (17)에서 $\Delta B^F/B_{-1}$ 와 $\Delta B^G/B_{-1}$ 를 설명변수에서 제외하고 재정적자의 9개 시차변수(BAL/Y_{-1} , $(BAL/Y)_{-2}$, ..., $(BAL/Y)_{-9}$)를 설명변수에 포함시켜 추정한 결과를 보여준다. 표의 1열은 9개의 시차변수를 모두 포함시킨 것이며, 2열 이하는 3개씩 포함시킨 것이다. 시차변수들의 계수가 모두 영(0)이라는 귀무가설에 대한 F -검정 결과는 표의 하단에 기록되어 있다.

<표 11>에 따르면 시차변수들의 계수가 모두 영(0)이라는 귀무가설은 어느 경우에도 기각되지 않는다. F -통계량의 p -값은 0.7~0.8의 구간에 있으며, 이는 통상적인 유의수준을 훨씬 넘는 것이다. 따라서 재정우위현상이 발생하고 있다고는 판단되지 않는다.

<표 11> 재정우위모형의 검정(재정수지의 시차변수를 사용)

열	1	2	3	4
표본기간	1979~99	1973~99	1976~99	1979~99
\bar{y}	2.966 (0.539)***	2.995 (0.577)***	3.045 (0.504)***	3.002 (0.403)***
$\bar{\pi}$	-1.113 (0.917)	-1.026 (0.524)**	-1.213 (0.398)***	-1.113 (0.714)*
D	0.167 (0.155)	0.211 (0.058)***	0.194 (0.031)***	0.150 (0.134)
$(BAL/Y)_{-1}$	0.843 (2.066)	-1.878 (1.242)*		
$(BAL/Y)_{-2}$	-4.015 (4.120)	1.853 (2.059)		
$(BAL/Y)_{-3}$	7.931 (3.658)**	-0.683 (1.802)		
$(BAL/Y)_{-4}$	-7.804 (5.201)*		-1.958 (1.665)	
$(BAL/Y)_{-5}$	4.628 (5.667)		2.081 (1.938)	
$(BAL/Y)_{-6}$	-0.355 (2.794)		-0.533 (1.123)	
$(BAL/Y)_{-7}$	-2.271 (2.005)			-2.210 (1.706)
$(BAL/Y)_{-8}$	1.437 (4.703)			1.278 (3.394)
$(BAL/Y)_{-9}$	-0.754 (2.511)			0.227 (2.755)
R^2	0.70	0.59	0.61	0.55
$S.E.E.$	0.13	0.11	0.20	0.12
$D.W.$	1.99	2.28	2.26	2.27
F -통계량 (p -값)	0.56 (0.80)	0.44 (0.73)	0.44 (0.73)	0.40 (0.76)

주 : 1) F -통계량은 시차변수들의 계수가 모두 영(0)이라는 귀무가설에 대한 검정통계량.

2) () 안의 수는 Newey and West(1987)의 異分散性·自己相關調整(heteroskedasticity and autocorrelation consistent) 표준오차이며, ***은 1% 수준, **은 5% 수준, *은 10% 수준에서 유의함을 의미.

〈표 12〉 재정우위모형의 검정(국가부채 및 이자지출 변수를 사용)

열	1	2	3	4	5
채무변수 (<i>DEBT</i>)	국가부채	국가부채 + 보증채무	국가부채 - 해외부채		
이자율변수 (<i>INT</i>)				총이자	순이자
표본기간	1973~99	1973~99	1973~99	1973~99	1977~98
\bar{y}	2.788 (0.536) ^{***}	2.887 (0.658) ^{***}	2.631 (0.619) ^{***}	0.810 (0.630) ^{***}	2.631 (0.410) ^{***}
$\bar{\pi}$	-0.977 (0.494) ^{**}	-0.919 (0.551) [*]	-0.978 (0.489) ^{**}	-1.018 (0.406) ^{**}	-1.234 (0.447) ^{***}
<i>D</i>	0.192 (0.046) ^{***}	0.204 (0.040) ^{***}	0.218 (0.037) ^{***}	0.214 (0.028) ^{***}	0.182 (0.041) ^{***}
<i>DEBT</i>	0.005 (0.006)	0.002 (0.004)	0.012 (0.009) [*]		
<i>INT</i>				-0.031 (0.071)	0.062 (0.055)
R^2	0.57	0.57	0.58	0.57	0.55
<i>S.E.E.</i>	0.11	0.11	0.11	0.11	0.11
<i>D.W.</i>	2.23	2.25	2.17	2.28	2.33

주: 1) () 안의 수는 Newey and West(1987)의 異分散性·自己相關調整(heteroskedasticity and autocorrelation consistent) 표준오차.

2) ***은 1% 수준, **은 5% 수준, *은 10% 수준에서 유의함을 의미.

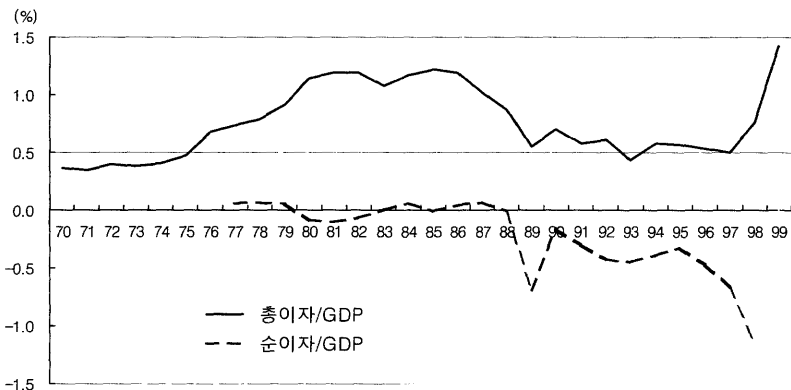
〈표 12〉에서는 재정수지의 시차변수 대신 국가부채/GDP 비율과 이자지출/GDP 비율을 사용하여 재정우위모형을 검정하였다. 즉, 국가부채가 높은 수준에 있거나 이자지출이 많으면, 통화증발을 통해 국가부채와 이자지출의 실질가치를 낮추려는 유인이 작용한다는 것이다. 여기에서 국가부채로는 세 가지 변수를 고려하였다. 첫째는 통상적인 국가부채이고, 둘째는 국가부채에

보증채무를 합한 것이며, 셋째는 국가부채 가운데 해외부채를 제외한 것이다. 해외부채를 제외한 것은 통화증발로 물가가 상승하더라도 그만큼 환율이 절하된다면 해외채무의 실질가치는 변하지 않을 것으로 기대되기 때문이다.

이자지출도 총이자지출과 순이자지출의 두 가지 변수를 고려하였다. 이들 이자지출자료는 통합재정 세출 및 세입의 경제적 분류로부터 구하였다. GDP 대비 총이자 및 순이자지출은 [그림 14]에 제시되어 있다.

〈표 12〉의 *DEBT*는 위에서처럼 다양하게 정의된 국가부채/GDP 비율을 나타내며, *INT*는 이자지출/GDP 비율을 나타낸다. 〈표 12〉의 결과에 따르면 국가부채 및 이자지출은 본원통화 증가에 별다른 영향을 미치지 않았던 것으로 보인다. 국내채무(3월)의 경우에만 미약하게 통화증발과 연관되어 있을 뿐이다. 그러나 이 경우에도 계수추정치의 절대값은 0.01에 불과하여 GDP 대비 국가부채가 1%포인트 증가할 때 통화증가율은 0.01%포인트 증가함을 시사하고 있다.

[그림 14] 총이자지출 및 순이자지출



본절의 논의를 종합하면, 재정적자는 단기적으로나 장기적으로 본원통화의 증가를 초래하는 요인이 되지는 않았다고 보인다. 이러한 결과는 미국 등 선진국의 경험과 일치하는 것이다.

IV. 요약 및 결론

본 논문의 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 저축률과 재정적자 사이에는 리카도 동등가설이 예측하는 것과 같은 관계가 표면적으로 발견된다. 즉, 재정지출이 변하지 않을 때 재정적자의 증가는 민간저축률을 증가시켜 국민경제 전체의 저축률은 크게 변하지 않는다. 둘째, 재정수지가 변하지 않더라도 재정지출의 증가는 민간저축을 감소시킨다. 그리고 재정수지가 변하든 변하지 않든 정부소비나 이전지출의 증가는 국민저축률을 감소시킨다. 셋째, 재정적자는 물가에 별 영향을 주지 않는다.

이 가운데 첫째와 셋째의 결과는 별로 새삼스러운 것이 되지 못한다. 그러나 둘째 결과는 지금까지 논의되지 않았던 사실을 알려주고 있다. 특히, 재정수지가 변하지 않더라도 재정지출의 증가가 민간저축을 감소시킨다는 사실은 향후 재정정책을 수립함에 있어 중요한 시사점을 제공한다. 특히 [그림 2]와 [그림 5]에 나타난 바와 같이 1980년대 말 이후 GDP 대비 재정규모가 추세적으로 증가하고 있으며, 최근의 외환위기 이후에는 금융구조조정 지원 등에 따라 재정규모가 급격히 증가하고 있음에 비추어, 재정규모 증가를 억제하는 일에 보다 적극적인 노력을 기울일 필요가 있음을 알게 된다.

재정수지가 변하지 않더라도 재정지출의 증가가 민간저축을

감소시키는 이유를 보다 구체적으로 살펴보자. 이제 식 (13)을 변형하면 다음 식 (18)과 같은 관계가 도출된다.

$$(18) \quad \Delta C = -(1+a_4)\Delta R + (a_4-a_5)\Delta G \\ + (1+a_4-a_5)\Delta G_T.$$

우리의 주된 관심사는 정부소비나 정부투자의 증가에 있으므로 $\Delta R = \Delta G$, $\Delta G_T = 0$ 인 경우를 생각해 보자. 즉, 정부소비나 정부투자가 증가하면서 세입도 동일한 규모로 증가하여 재정수지에는 변함이 없는 경우를 생각해 보자. 그러면 식 (18)은 다음과 같이 변형된다.

$$(19) \quad \Delta C = -(1+a_5)\Delta G = 0.723\Delta G. \\ (0.577)$$

식 (19)가 의미하는 바는 이 경우 민간소비가 별달리 증가하지 않는다는 것이다. ΔG 에 대한 ΔC 의 탄성치는 0.723이지만 이 추정치의 통계적 유의도가 매우 낮기 때문이다. 소득효과·보완효과·대체효과가 모두 거의 작용하지 않거나, 작용하더라도 이들 효과가 서로를 상쇄하여 민간소비는 지출증가에 대해 별다른 반응을 보이지 않고 있다.

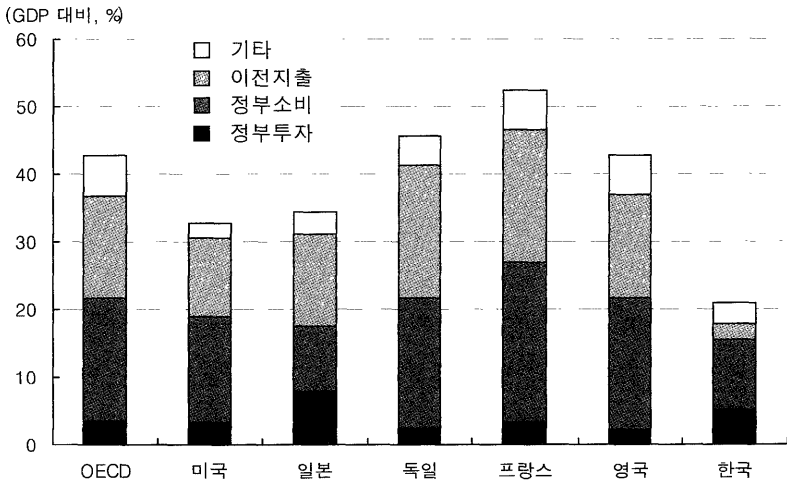
이처럼 민간소비가 지출증가에 대해 별 반응을 보이지 않는 반면, 재정지출 증가와 동일한 액수의 재정수입 증가가 발생하였다면, 이는 민간저축이 그만큼 감소하였음을 의미한다. 즉, 민간은 주어진 소득 가운데 소비는 변화시키지 않고 저축을 줄여 세금을 납부하였다는 것이다. 따라서 재정수지는 변하지 않았지만 민간저축은 줄어들게 된다.

재정규모가 민간저축률에 큰 영향을 미친다는 사실은 우리나라에 국한되지 않는다. Hutchison(1992)은 미국, 일본, 영국 등

주요 선진국에 대해 본 논문과 유사한 분석을 실시하였는데, 그 역시 본 논문과 유사한 결론을 내리고 있다. 이러한 논의를 통해 보면 향후 재정정책의 주요 과제는 단순히 재정적자를 해소하여 균형재정을 회복하는 데 있지 않고, 최근 들어 급속히 팽창하고 있는 재정규모를 가능한 한 빠른 시일 내에 안정적인 수준으로 낮추는 데 있다고 판단된다.

흔히 우리나라의 재정규모는 선진국에 비해 작은 편이므로 크게 우려할 바가 아니라는 말을 많이 듣는다. 그러나 사회복지지출이 주종을 이루는 이전지출 및 보조금을 제외하고 정부의 순수한 투자 및 소비지출만을 살펴보면, 외국에 비해 우리나라의 재정규모가 그리 작은 것은 아니라는 사실을 알게 된다.

[그림 15] 각국의 일반정부 재정지출 규모



주: 1) 1990~99년의 평균값.

2) OECD는 단순평균.

3) 기타는 이차지급, 토지매입, 감가상각(△) 등을 포함.

자료: OECD, *OECD Economic Outlook: Statistics on Microcomputer Diskette* No. 67, 2000. 6.

1990~99년 우리나라의 GDP 대비 정부투자지출은 평균 5.1%로서 미국(3.3%)이나 OECD 평균(3.4%)의 두 배 가까운 수준에 달한다(그림 15). GDP 대비 정부소비지출은 10.3%로서 미국(15.6%)이나 OECD 평균(18.2%)의 1/2~2/3에 불과하지만, 이는 우리나라의 공무원수가 외국보다 훨씬 적기 때문으로 보인다(표 13). 정부소비지출은 주로 공무원 인건비로 이루어지는데, 우리나라의 공무원수(지방공무원 포함)는 취업자 대비 6~7%로서 10%를 훨씬 상회하는 외국보다 매우 낮은 수준에 머물러 있다.

더욱이 향후 2008년부터 국민연금의 완전노령연금이 지급되면 재정지출은 급속히 늘어나는 추세에 들어설 것이다. 이에 따라 우리나라의 재정규모는 급격히 팽창하게 될 것이며, 본 논문의

〈표 13〉 공공부문 인력 비교

	(%)							
	미국 ¹⁾	일본 ¹⁾	독일 ²⁾	프랑스 ³⁾	이탈리아	영국 ³⁾	캐나다 ³⁾	한국 ³⁾
전체 취업인구에 대한 비율	15.8	6.4	17.4	23.3	13.8	16.1	18.1	6.6
교육 및 의료부문 인력을 제외한 경우의 비율	-	-	-	19.5 ⁴⁾	6.0	12.3	10.3	4.8 ⁴⁾
연 도	1992	1993	1993	1992	1993	1994	1993	1998

- 주 : 1) 우편부문 정부사업 포함.
- 2) 우편 및 통신부문 정부사업 포함.
- 3) 모든 공기업 및 산하단체 임직원 포함.
- 4) 교육부문만 제외.

자료 : OECD, *Public Management Developments: Update 1995*, 1995.
 OECD, *Labour Force Statistics 1976-1996*, 1997.
 행정자치부, 『통계연보』, 1998.
 기획예산위원회, 「국민과 함께 하는 국가경영혁신」, 대통령 보고자료, 1998
 4. 13.

결과를 믿는다면 저축률은 현재보다 크게 낮아질 것이다. 이러한 저축률 하락을 방지하기 위해서는 국민연금제도의 개선을 통해 연금급여수준을 낮추는 한편, 그 외의 재정지출도 늘어나는 것을 가급적 억제해야 할 것이다.

그러나 이는 재정규모를 무조건 줄여야 한다는 것을 의미하지는 않는다는 점을 분명히 해둘 필요가 있다. 국방, 치안, 사법, 경쟁촉진, 금융감독 등 정부의 고유기능을 수행하기 위한 재정지출은 불가피하며, 이런 재정지출이 제대로 이루어지지 않으면 안정적 경제성장이나 사회발전이 불가능하게 된다. 지출축소라는 대의명분에 밀려 필수적인 재정소요마저 무시해버리면 득보다 失이 훨씬 더 크게 나타날 것이다.

재정지출 총량의 증가를 억제하면서도 필수적인 분야에 충분한 지원이 제공되도록 하기 위해서는 예산의 배분적 효율성 (allocative efficiency)을 높일 수 있는 장치를 마련해야 한다. 특히 GDP 대비 비율이 외국보다 높은 투자지출의 효율성을 높이는 일이 매우 중요하다고 생각된다. 투자지출은 단위사업의 규모가 매우 큰 것이 특징이며, 이에 따라 조금만 투자가 잘못 이루어져도 상당한 낭비가 발생하게 된다. 지금까지 재정긴축시에는 주로 소비지출이 축소되었고, 재정팽창시에는 주로 투자지출이 확대되었으나,⁴⁹⁾ 향후에는 이러한 전략을 재고할 필요가 있다.

한편 본 논문의 결과가 재정적자에 대해 아무것도 우려할 필요가 없음을 의미하지는 않는다는 점을 강조하고자 한다. [그림 2]에서 보았듯이 재정적자는 재정지출을 적절히 통제하지 못할 때 흔히 발생한다. 대규모 재정적자가 존재한다는 것은 재정지출

49) 각주 20 참조.

이 과도한 수준으로 확대되었다는 것을 의미할 가능성이 높다. 따라서 재정지출의 축소를 통한 재정적자의 해소에 많은 노력을 기울여야 할 것이다.

또한 본 논문에 따르면 지금까지 재정적자는 불가상승을 초래할 주요인이 되지 않았던 것으로 나타난다. 그러나 향후에도 재정적자가 불가상승을 초래하지 않을 것이라는 보장은 없다. 특히 재정적자가 화폐화되어 본원통화의 증가를 초래할 경우 이는 불가상승을 초래할 것이 분명하다. <표 7> 과 <표 8> 에 따르면 본원통화 증가율이 1%포인트 상승할 경우 불가상승률은 0.3~0.4%포인트 정도 상승한다. 본 논문의 결과는 단지 지금까지는 재정적자가 화폐화되는 모습이 나타나지 않았다는 것뿐이며, 앞으로도 그럴 것이라고는 장담할 수 없다.

또한, 재정수지의 개념이 적절히 정의되지 못하였을 가능성을 고려해야 한다. 본 논문에서 불가상승률과 관련하여 사용한 재정수지변수는 통합재정수지인데, 이보다는 한국은행의 準재정활동(quasi-fiscal activities)을 포괄하는 광의의 재정수지를 사용할 필요가 있다. 즉, 한국은행의 정책금융을 통해 제공된 중소기업 등에 대한 지원을 재정활동의 일부라고 파악하고, 이를 고려할 때의 재정수지를 계산한 후, 이를 기초로 재정수지가 통화공급 및 물가에 미친 영향을 살펴볼 경우 추정결과가 상당히 달라질 수 있다. 이에 대한 추가적 연구가 요구된다.⁵⁰⁾

재정적자의 또 다른 문제점은 서론에서 논의한 바와 같이 재정운용상 여러 가지 어려움을 유발한다는 것이다. 재정적자가 누적되어 이자부담이 증가하면, 그 자체 재정규모를 증가시키는 요

50) 한국은행의 準재정활동에 관한 기존 연구로는 이홍모·김종욱(1994) 등이 있다. 準재정활동의 정의 및 측정방법에 대해서는 Mackenzie and Stella (1996)를 참조할 것.

인으로 작용할 뿐 아니라 정부의 고유기능을 수행하는 데 필요한 재원을 축소시킴으로써 예산의 배분적 효율성을 저해하게 된다. 재정적자의 가장 큰 부작용은 바로 여기에 있다고 생각된다.

전년도의 급속한 경기회복을 반영하여 올해 세입이 급증하고 있고, 이로 인해 균형재정 회복시점이 예상보다 빨라질 전망이다. 올해에 균형을 회복할 가능성도 높아 보인다. 그러나 중장기 재정여건은 매우 불확실하다. 즉, 재정이 일시적으로 균형에 달한 후 다시 대규모 적자로 돌아설 가능성을 배제할 수 없다. 중장기적으로 재정건전성을 유지하고 국가부채/GDP 비율을 안정적인 수준으로 낮추기 위해서는 전체 재정지출 규모에 대한 총량적 제약을 도입하는 한편, 재정지출의 성과를 합리적으로 평가하고 우선순위를 조정할 수 있는 체제를 구축하며, 재정운용의 투명성을 제고하는 일이 무엇보다 중요하다고 생각된다(고영선 [2000]).

▷ 참고 문헌 ◁

- 고영선, 「재정건전성 조기회복을 위한 과제」, KDI정책포럼 제 153호, 2000. 10. 4.
- 기획예산위원회, 「국민과 함께 하는 국가경영혁신」, 대통령 보고 자료, 1998. 4. 13.
- 김명직·박대근, 「한국의 자본자유화와 자본이동성」, 『한국경제의 분석』, 제3권 제2호, 한국경제의 분석패널, 1996, pp. 86~117.
- 안중범, 「연금제도의 문제점과 개선방안」, 『1999년도 추계학술대

- 회 발표논문집], 한국재정학회, 1999. 11, pp.177~208.
- 이연호, 「한국의 기간간 정부예산제약에 대한 검정과 재정적자 조달방법」, 한국경제의 분석패널 제24차 회의 발표논문, 2000. 6. 30.
- 이종화·김재필, 「정부정책과 저축: 국가간 패널자료 및 한국의 시계열자료 분석」, 『한국경제의 분석』, 제3권 제2호, 한국경제의 분석패널, 1997, pp.144~192.
- 이흥모·김종욱, 「중앙은행의 준재정활동」, 『조사통계월보』, 1994년 6월호, 한국은행, pp.8~29.
- 재정경제부, 『한국통합재정수지』, 1999.
- 조하현·박광우, 「리카르도 불변정리와 재정정책의 효과」, 『한국경제의 분석』, 제3권 제2호, 한국경제의 분석 패널, 1997, pp.203~262.
- 행정자치부, 『통계연보』, 1998.
- 홍기석·김준경, 「우리나라 저축률의 결정요인」, 『KDI 정책연구』, 제19권 제4호, 1997·IV, pp.3~46.
- 황성현, 「재정·금융의 역할정립과 보완성 제고방안」, 『KDI 정책연구』, 제17권 제4호, 1995 겨울, pp.97~130.
- 황성현, 「한국의 재정수지 분석」, 『공공경제』, 제4권 제1호, 1999, pp.77~97.
- Abel, Andrew B., N. Gregory Mankiw, Lawrence H. Summers, and Richard J. Zeckhauser, "Assessing Dynamic Efficiency: Theory and Evidence," *Review of Economic Studies*, Vol. 56, 1989, pp.1~20.
- Akerlof, George A, "Comment," *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 1, 1990, pp.57~67.
- Alesina, Alberto and Silvia Ardagna, "Tales of Fiscal

- Adjustment,” *Economic Policy*, No. 27, 1998, pp.489~545.
- Alesina, Alberto and Roberto Perotti, “Fiscal Expansions and Adjustments in OECD Countries,” *Economic Policy*, No. 21, October 1995, pp.207~248.
- Alesina, Aiberto and Roberto Perotti, “Fiscal Adjustments in OECD Countries: Composition and Macroeconomic Effects,” *NBER Working Paper Series*, No. 5730, August 1996.
- Alesina, Alberto, Roberto Perotti, and José Tavares, “The Political Economy of Fiscal Adjustments,” *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 1, 1998, pp. 197~248.
- Ball, Lawrence and N. Gregory Mankiw, “What Do Budget Deficits Do?” *NBER Working Paper Series*, No. 5263, September 1995.
- Barro, “Are Government Bonds Net Worth?” *Journal of Political Economy*, Vol. 81, No. 6, 1974, pp.1095~1117.
- Bernheim, B. Douglas, “Ricardian Equivalence: An Evaluation of Theory and Evidence,” *NBER Macroeconomics Annual*, 1987, pp.263~304.
- Bertola, Giuseppe and Allan Drazen, “Trigger Points and Budget Cuts: Explaining the Effects of Fiscal Austerity,” *American Economic Review*, Vol. 83, No. 1, March 1993.
- Blanchard, Olivier Jean, “Suggestions for a New Set of Fiscal Indicators,” *OECD Department of Economics and Statistics Working Papers*, No. 79, April 1990.

- Blinder, Allen S., "Is the National Debt Really—I Mean, Really—a Burden?" in James M. Rock(ed.), *Debt and the Twin Deficits Debate*, Bristlecone Books, Mayfield Publishing Company, 1991, pp.209~225.
- Bohn, Henning, "Budget Balance through Revenue or Spending Adjustments?" *Journal of Monetary Economics*, Vol. 27, 1991, pp.333~359.
- Chand, Sheetal K., "Fiscal Impulses and Their Fiscal Impact," *IMF Working Paper*, WP/92/38, May 1992.
- Cho, Yoon Je and Joon Kyung Kim, *Credit Policies and the Industrialization of Korea*, KDI Reseach Monograph 9701, Korea Development Institute, 1997.
- Christiano, Lawrence J. and Martin Eichenbaum, "Unit Roots in Real GNP: Do We Know, and Do We Care?" *NBER Working Paper Series*, No. 3130, October 1989.
- Coe, David T., and C. John McDermott, "Does the Gap Model Work in Asia?" *IMF Staff Papers*, Vol. 44, No. 1, March 1997, pp.59~80.
- Cutler, David M., James M. Poterba, Louise M. Sheiner, and Lawrence H. Summers, "An Aging Society: Opportunity or Challenge?" *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 1, 1990, pp.1~56.
- Dwyer, Gerald P. Jr., "Inflation and Government Deficits," *Economic Inquiry*, Vol. 20, July 1982, pp. 315~329.
- Dwyer, Gerald P. Jr., "Federal Deficits, Interest Rates and Monetary Policy," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 17, November 1985, Part 2, pp.655~681.

Easterly, William and Klaus Schmidt-Hebbel, "Fiscal Adjustment and Macroeconomic Performance: A Synthesis," in William Easterly, Carlos Alfredo Rodríguez, and Klaus Schmidt-Hebbel(eds.), *Public Sector Deficits and Macroeconomic Performance*, Oxford University Press, 1994, pp.15~78.

Evans, Paul, "Are Consumers Ricardian? Evidence for the United States," *Journal of Political Economy*, Vol. 96, No. 5, October 1988, pp.983~1004.

Evans, Paul, "Consumers Are Not Ricardian: Evidence from Nineteen Countries," *Economic Inquiry*, Vol. 35, October 1993, pp.534~548.

Feldstein, Martin, "Social Security, Induced Retirement, and Aggregate Capital Accumulation," *Journal of Political Economy*, Vol. 82, No. 5, September/October, 1974, pp. 505~927.

Feldstein, Martin and Phillippe Bacchetta, "National Saving and International Investment," *NBER Working Paper Series*, No. 3164, November 1989.

Feldstein, Martin and Charles Horioka, "Domestic Saving and International Capital Flows," *Economic Journal*, Vol. 90, June 1980, pp.314~329.

Frankel, Jeffrey A., "Quantifying International Capital Mobility in the 1980s," *NBER Working Paper Series*, No. 2856, February 1989.

Giavazzi, Francesco and Marco Pagano, "Can Severe Fiscal Contractions Be Expansionary?: Tales of Two Small

European Countries,” *NBER Macroeconomics Annual*, 1990, pp.75~111.

Giavazzi, Francesco and Marco Pagano, “Non-Keynesian Effects of Fiscal Policy Changes: International Evidence and the Swedish Experience,” *NBER Working Paper Series*, No. 5332, November 1995.

Hutchison, Michael M., “Budget Policy and the Decline of National Saving Revisited,” *BIS Economic Papers*, No. 33, March 1992.

Johansen, Soren, “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrated Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models,” *Econometrica*, Vol. 59, 1991, pp.1551~1580.

Khalid, Ahmed M., “Ricardian Equivalence: Empirical Evidence from Developing Economies,” *Journal of Development Economics*, Vol. 51, 1996, pp.413~432.

King, Robert G. and Charles I. Plosser, “Money, Deficits, and Inflation,” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 22, 1985, pp.147~196.

Kochin, Levis A., “Are Future Taxes Anticipated by Consumers?” *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 6, 1974, pp.385~394.

Landon, Stuart and Bradford G. Reid, “Government Deficits and Money Growth,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 72, No. 4, 1990, pp.382~389.

Leiderman, Leonard and Mario I. Blejer, “Modeling and Testing Ricardian Equivalence,” *IMF Staff Papers*, Vol. 35, No. 1, March 1988, pp.1~35.

- Mackenzie, G. A. and Peter Stella, "Quasi-Fiscal Operations of Public Financial Institutions," *IMF Occasional Paper*, No. 142, October 1996.
- McDermott, C. John and Robert F. Wescott, "An Empirical Analysis of Fiscal Adjustments," *IMF Staff Papers*, Vol. 43, No. 4, December 1996, pp.725~753.
- Newey, Whitney and Kenneth West, "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, Vol. 55, pp.703~708.
- OECD, *OECD Economic Outlook: Statistics on Microcomputer Diskette*, No. 67, 2000. 6.
- OECD, *Labor Force Statistics 1976-1996*, 1997.
- OECD, *Public Management Developments: Update 1995*, 1995
- OECD, *OECD Economic Outlook*, 각호.
- Orr, Adrian, Malcolm Edey, and Michael Kennedy, "Real Long-Term Interest Rates: The Evidence from Pooled-Time-Series," *OECD Economic Studies*, No. 25, 1995/II, pp.75~107.
- Sargent, Thomas J., "The Ends of Four Big Inflations," in Robert E. Hall(ed.), *Inflation: Causes and Effects*, Chicago: University of Chicago Press, 1982, pp.41~97.
- Sargent, Thomas J. and Neil Wallace, "Some Unpleasant Monetarist Arithmetic," *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Fall 1981, pp.1~17.
- Seater John, J., "Ricardian Equivalence," *Journal of Economic Literature*, Vol. 31, March 1993, pp.142~190.

Shiller, Robert J., "Why Do People Dislike Inflation?," *NBER Working Paper Series*, No. 5539, April 1996.

Tanzi, Vito and Domenico Fanizza, "Fiscal Deficit and Public Debt in Industrial Countries, 1970-1994," *IMF Working Paper*, WP/95/49, December 1995.

Tanzi, Vito and Howell H. Zee, "Fiscal Policy and Long-Run Growth," *IMF Staff Papers*, Vol. 44, No. 2, June 1997, pp.179~209.

〈부록〉 일반정부 재정지출의 계산

[그림 6]에서 일반정부 지출은 다음과 같이 계산되었다. 먼저 국민계정의 ‘일반정부의 부문별 소득거래’에는 중앙정부·지방정부·사회보장기금별로 경상수취와 경상지급이 제시되어 있다. 각각은 다음과 같이 구성된다.

- 경상수취 = 재산소득(수취) + 간접세 + 직접세 + 징수요금 및
별과금 + 사회보장부담금 + 일반정부 부문간 경상이전(수취)
+ 기타 경상이전(수취)
- 경상지급 = 최종소비지출 + 재산소득(지급) + 보조금 + 사회
보장수혜금 + 사회부조금 + 일반정부 부문간 경상이전(지급)
+ 기타 경상이전(지급) + 저축
- 경상수취 = 경상지급

그리고 ‘일반정부의 부문별 자본 및 금융거래’에는 총자본조달과 총자본형성이 제시되어 있다. 각각은 다음과 같이 구성된다.

- 총자본조달 = 저축 + 고정자본소모 + 일반정부 부문간 순자
본이전 + 기타 순자본이전
- 총자본형성 = 총고정자본형성 + 재고증가 + 토지 순구입 +
무형자산 순구입 + 저축투자차액
- 총자본조달 = 총자본형성

이러한 각 항목을 조합하여 다음과 같이 재정지출을 정의하였다.

- 국민계정상의 총재정지출 = (최종소비지출 + 재산소득(지
급) + 보조금 + 사회보장수혜금 + 사회부조금 + 일반정부 부
문간 경상이전(지급) + 기타 경상이전(지급) - 일반정부 부

문간 경상이전(수취)¹⁾) + (총고정자본형성 + 재고증가 + 토지
순구입 + 무형자산 순구입) - (고정자본소모 + 일반정부 부문간
순자본이전 + 기타 순자본이전)

이와 같이 총재정지출을 정의할 때 국민계정상 재정수지에 해당
하는 변수인 저축투자차액(net lending)은 다음과 같이 계산된다.

- 저축투자차액 = 경상수취 - 일반정부 부문간 경상이전(수취) - 총재정지출

따라서 총재정수입은 다음과 같이 자연스럽게 정의될 수 있다.

- 총재정수입 = 경상수취 - 일반정부 부문간 경상이전(수취)

[그림 6]의 일반정부 소비지출, 투자지출, 보조금 및 이전지출,
기타지출은 다음과 같이 정의된다.

- 일반정부 소비지출 = 최종소비지출
- 일반정부 보조금 및 이전지출 = 보조금 + 사회보장수혜금 + 사회부조금 + 기타 경상이전(지급) - 기타 순자본이전
- 일반정부 투자지출 = 총고정자본형성
- 일반정부 기타지출 = 총지출 - 소비지출 - 보조금 및 이전지출 - 투자지출 = 재산소득(지급) + 재고증가 + 토지 순구입 + 무형자산 순구입 - 고정자본소모²⁾

1) 일반정부 부문간 경상이전(지급)과 일반정부 부문간 경상이전(수취)은 중앙정부·지방정부·사회보장기금을 합할 경우 동일한 액수가 되므로 이 식에서 상쇄된다.

2) 재산소득(지급), 토지 순구입, 무형자산 순구입은 개념상 이전지출에 해당하므로 '기타지출'이 아닌 '보조금 및 이전지출'에 포함시키는 것이 합당할 수 있다. 그러나 산업지원 성격의 보조금과 사회보장적 성격의 이전지출만을 '보조금 및 이전지출'에 포함시키고자 하는 목적에서 이들을 '기타지출'로 분류하였다. 마찬가지로 재고증가와 고정자본소모를 '투자지출'에 포함시키지 않고 '기타지출'에 포함시켰다.

〈부표〉 단위근검정

시차변수의 수	0	1	2	3	4
S/Y	-1.49	-1.68	-1.63	-1.55	-1.53
GAP	-2.85	-2.95	-2.92	-2.82	-2.72
$DEP15$	1.64	0.85	0.56	0.50	0.59
$DEP65$	0.55	0.62	0.69	0.93	1.06
BAL/Y (국민계정)	-2.88	-3.07	-3.08	-2.90	-2.65
BAL/Y (통합계정)	-2.73	-2.83	-2.83	-2.83	-2.78
XPN/GDP (국민계정)	-0.39	-0.81	-1.03	-1.04	-0.87
XPN/GDP (통합계정)	-1.51	-1.64	-1.62	-1.62	-1.63
π	-3.02	-3.12	-3.03	-2.90	-2.82
π^F	-3.45*	-3.53*	-3.41*	-3.28*	-3.15
m (본원통화)	-3.39*	-3.50*	-3.50*	-3.44*	-3.39*
m (총통화)	-5.64***	-5.64***	-5.61***	-5.86***	-5.96***
$\Delta(S/Y)$	-3.84**	-3.96**	-3.85**	-3.73**	-3.70**
ΔGAP	-5.59***	-5.59***	-5.61***	-5.69***	-5.81***
$\Delta DEP15$	-1.97	-2.06	-2.14	-2.09	-1.99
$\Delta DEP65$	-5.54***	-5.51***	-5.51***	-5.52***	-5.55***
$\Delta(BAL/Y)$ (국민계정)	-4.42**	-4.44**	-4.43**	-4.43**	-4.52***
$\Delta(BAL/Y)$ (통합계정)	-5.58***	-5.59***	-5.65***	-5.70***	-5.83***
$\Delta(XPN/GDP)$ (국민계정)	-2.57	-2.58	-2.66	-2.68	-2.54
$\Delta(XPN/GDP)$ (통합계정)	-5.06***	-5.06***	-5.05***	-5.05***	-5.06***
$\Delta\pi$	-5.06***	-5.05***	-5.07***	-5.20***	-5.40***
$\Delta\pi^F$	-4.32**	-4.29**	-4.09**	-3.97**	-3.94**
Δm (본원통화)	-6.02***	-5.94***	-6.04***	-6.34***	-6.88***
Δm (총통화)	-7.94***	-8.25***	-9.34***	-10.54***	-11.41***

주: 1) 검정식에 상수항과 시간추세를 포함시켰을 때의 Phillips-Perron 단위근 검정 결과.

2) ***는 1%, **는 5%, *는 10%의 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각됨을 의미.

■ 논 평

백 응 기

(상명대학교)

이 논문은 재정적자가 저축률과 물가에 미치는 영향을 실증연구를 통해 파악함으로써 우리나라 재정정책의 방향을 검토했다는 점에서 의의가 있다. 재정적자의 확대는 민간저축의 증가를 수반하지 않는 한 국민저축을 감소시킨다. 그 결과 민간투자가 위축됨으로써 성장의 잠재력이 잠식될 뿐 아니라, 경상수지의 악화를 초래함으로써 경제불안의 근본적인 원인이 되기도 한다. 또한, 재정적자는 경기확장 효과가 있기 때문에 물가를 상승시키며, 재정적자가 통화량 증발로 재원이 보전되는 경우에는 물가상승의 직접적인 원인이 될 수도 있다. 그러나 지금까지 우리나라에서는 이 문제를 경제이론에 기초하여 체계적으로 분석한 논문이 별로 없었다. 논평자는 이러한 점에서 저자의 연구가 후속 연구를 촉진시키는 데 기여할 것이라고 생각한다.

저자는 거시재정 분야에서 주로 사용하고 있는 기본이론과 자료의 성격을 잘 파악하고 있기 때문에 연구에 도입한 기본가정과 접근방법은 전반적으로 타당한 것으로 생각한다. 그러나 논평자는 모형의 정식화 및 추정에서 저자와 견해를 달리하는 부분들이 있다. 저자는 다중회귀모형을 연구에 사용하였으나 재정적자가 거시경제에 미치는 영향을 국민경제 전체적으로 파악하는 데에는 모형의 한계가 있을 것으로 보인다. 이러한 주제를 분석하기 위해서는 다중회귀모형보다는 연립방정식 체계로 구성된 거시경제 계량모형이 더 적절하지 않을까 생각한다. 또한, 동일

주제에 접근하기 위한 다른 방법으로는 VAR의 일종인 구조적 벡터자기회귀모형에 기초한 충격반응함수분석이 있다. 총지출, 재정수입, 국민소득, 민간저축, 물가 등의 거시경제변수가 포함되어 있는 구조적 벡터자기회귀모형을 작성한 후 시나리오별로 재정수입과 총지출에 충격을 주어 분석한 결과를 저자의 결과와 비교하는 것도 의미있을 것이라고 생각한다.

이 논문에는 리카르도 동등정리를 비롯한 몇 가지 이론이 등장하고 있으며, 저자는 이에 관한 실증분석을 시행하였다. 리카르도 동등정리에 관하여 저자는 조하현·박광우(1997)와 같은 기존연구와 거의 동일한 결과를 얻었지만 재정적자가 물가에 미치는 영향에 관해서는 황성현(1995) 등의 기존 연구와는 다른 결론을 얻었다. 동일한 문제에 관하여 서로 다른 실증분석결과가 얻어지는 것은 흔히 발생하는 일이라고 할 수 있으나 실증분석 결과의 차이를 단순히 수리적·계량적 차원에서 비교하는 수준에 그치기보다는 좀더 직관적인 설명이 추가되었으면 좋다고 생각한다. 재정적자가 물가에 미치는 영향을 분석하는 부분이 이에 해당된다.

이 논문은 기획예산처의 공무원들에게 예산운용에 관하여 시사하는 바가 매우 크다. 지금까지는 많은 경우에 예산을 기획할 때 재정적자 규모만 중시되는 경향이 있었다. 그러나 이 논문에서 저자는 재정수지가 변하지 않더라도 재정지출의 증가가 민간저축을 감소시키기 때문에 재정정책을 수립함에 있어서 재정규모를 억제하는 일에 보다 적극적인 노력을 기울여야 한다고 말한다. 우리나라는 1960년대의 경제개발계획부터 최근에 이르기까지 정부 주도의 산업정책을 구사해왔다. 또한, 예산에는 포함되지 않으나 정부는 투자기관을 통해서도 준재정에 해당하는 사업을 많이 벌여왔다. 이와 같은 정부투자와 소비의 증가는 궁극적

으로 민간저축을 위축시키고 투자부진의 원인을 제공한다. 더욱이 저자의 지적처럼 향후 국민연금의 완전노령임금이 지급되는 시점이 되기 전에 재정적자뿐 아니라 재정규모 자체도 축소시킴으로써 민간저축의 위축을 방지해야 하는 일이 무엇보다 시급한 것일 것이다.

홍 기 석

(본원 연구위원)

이 연구는 재정지출 및 재정적자가 거시경제적으로 어떠한 파급효과를 가지는가를 저축률과 물가에 초점을 맞추어 살펴보고 있다. 보다 구체적으로는 과거 우리나라의 자료를 이용하여 재정적자가 저축률과 물가에 어떠한 영향을 미쳤는가를 실증적으로 분석하고 있다. 우리나라의 재정적자와 저축률 및 물가에 관한 연구는 과거에도 이루어진 적이 있으나, 이 연구는 보다 포괄적이고 다양한 추정방법을 사용함으로써 기존의 결과들을 비판적·종합적으로 재정리하고 있는 것으로 보인다.

이 연구의 추정결과에 의하면, 우리나라의 경우 재정적자 및 정부지출은 저축률에 대하여 이론과 대체로 일치하는 방향으로 영향을 미친 것으로 나타난다. 정부지출이 일정한 경우 재정적자의 증가는 민간저축률을 거의 동일한 크기만큼 감소시키며, 재정적자가 일정한 경우 정부지출의 증가 또한 민간저축률을 감소시키는데, 이는 기본적으로 소비자 선택이론이나 리카르도 동등성 가설과 일치하는 것이다. 한편, 재정적자가 물가 및 통화량에 미치는 영향은 유의하지 않은 것으로 추정되는데, 이 또한 외국을 대상으로 한 기존의 실증연구 결과와 일치한다. 물론 이 연구의 결과가 모두 기존의 결과를 재확인한 것만은 아니다. 예를 들면,

재정지출을 저축률의 추가적인 결정요인으로 고려한 것은 새로운 시도이며, 또한 실제로 우리나라의 자료에서 재정적자와 물가간에 뚜렷한 관계가 존재하지 않음을 보인 것도 새로운 결과라고 할 수 있다.

그러나 이 연구의 결과가 이론적 예상이나 기존의 연구결과와 대체로 일치함을 고려할 때, 보다 중요한 것은 이 연구의 결과를 제대로 해석하는 것이라고 할 수 있다. 이런 점에서 몇 가지의 문점을 제시하면 다음과 같다. 첫째, 이 연구의 서론이나 결론을 보면 재정적자의 부정적 측면으로서 저축률 하락과 그에 따른 투자감소가 지적되고 있는데, 이 연구의 실증결과가 과연 그러한 문제의식과 직접적으로 연결될 수 있는지는 분명하지 않다. 왜냐하면 본 연구의 결과는 변수들간의 추세적인 관계가 아니라 단기적인 관계를 나타내는 것일 가능성이 많기 때문이다. 먼저 민간저축률의 추정식 (4)의 경우 재정수지의 계수 a_4 는 재정지출이 일정하게 유지되면서 재정수지가 변화할 때의 저축률의 변화를 나타내므로 소위 리카르도 동등성 가설에 따라 -1의 값을 가질 것으로 기대된다. 만일 재정지출이 추가적인 설명변수로 포함되지 않았다면 재정수지의 계수의 의미가 불분명해질 수 있으나, 식 (4)에서는 재정지출을 통제하고 있으므로 a_4 의 의미가 분명하다고 할 수 있다(물론 엄밀하게는 금기의 재정지출만이 아니라 장래의 재정지출에 대한 예상도 통제되어야 한다). 실제로 추정결과를 보더라도 a_4 는 -1과 매우 가까운 값을 취하고 있다. 그러나 재정지출의 계수 a_5 의 의미는 분명하지 않다. 왜냐하면 재정수지가 일정하게 유지되면서 재정지출이 확대되는 경우(즉 재정지출과 재정수입이 동시에 늘어나는 경우), 민간소비의 반응은 금기의 재정지출확대가 일시적인 것이냐 아니면 추세적인 것이냐에 따라 달라질 것이기 때문이다. 만일 지출확대가 일시적인

것이라면 소비자들의 항상소득에는 별 영향이 없을 것이므로 소비자들은 민간저축의 감소를 통해 조세추가분을 지불할 것이다. 그러나 만일 지출확대가 추세적인 것이라면 소비자들은 앞으로 매기 지불해야 할 조세만큼 항상소득이 감소한 것으로 판단하여 금기의 소비를 줄일 것이며 그 결과 민간저축률도 변화하지 않을 것이다. 우리나라의 과거자료를 이용하여 식 (4)를 추정할 경우 a_5 는 아마도 이 두 가지 가능성 중에 후자를 반영할 가능성이 높을 것으로 추측된다. 왜냐하면 과거 우리나라의 GDP 대비 재정지출 규모는 비교적 안정적으로 유지되어 왔으며 따라서 재정지출의 변화는 일시적인 경우가 대부분이었기 때문이다(실제로 추정결과를 보더라도 a_5 는 마이너스 값을 취하고 있다). 그런데 이러한 단기적 관계에 기초하여 최근의 재정지출의 급격한 추세적 확대가 저축률을 하락시킬 수 있다고 결론지을 수 있을까. 어느 경제든 재정지출의 규모는 해마다 변동할 수 있으며 그에 따라 민간저축률이 반응하는 것도 당연할 것이다. 만일 저자의 관심이 보다 추세적이고 중장기적인 재정지출 확대에 대한 것이라면 a_5 에 기초한 결론은 부적절한 것일 수 있다. 반대로 최근의 지출확대가 기본적으로 일시적인 것이라면 애초에 별다른 우려의 대상이 아닐 것이다.

둘째, 비슷한 이유로 227쪽의 “국민저축률의 하락은 민간투자를 감소시키거나 경상수지를 악화시켜 거시경제에 어려움을 초래한다.”는 언급도 이 연구의 실증결과와는 직접적인 관계를 가지지 않을 수 있다. 장기적으로 국민저축률이 하락하여 그 결과 투자와 경상수지가 악화되는 것은 거시경제적으로 심각한 문제일 수 있으나, 단기적으로 저축률이 하락하여 그에 따라 투자와 경상수지가 변화하는 것은 오히려 소비자의 합리적 선택의 결과로 볼 수 있는 것이다. 실제로 <표 6>에 의하면 저축률과 투자

율의 추세를 제거한 경우에도 비슷한 추정치가 얻어지므로 이 연구의 추정결과가 단기적인 관계를 반영하는 것일 가능성이 높아 보인다. 어떤 충격으로 인하여 소득이 감소하였음에도 그 충격이 일시적인 것이라면 소비자들은 소비를 일정하게 유지하려고 할 것이며 그 결과 투자감소와 경상수지 악화가 초래될 수 있다. 그러나 이러한 소비자의 반응이 거시경제적으로 어려움을 초래할 이유는 없을 것이다.

셋째, 재정적자 혹은 재정지출 확대에 따른 저축률의 하락이 투자를 감소시킬 수 있다는 주장을 강하게 하기 위해서는, 투자가 저축률에 대하여 어떻게 반응하는가를 보는 대신 보다 직접적으로 투자가 재정적자에 대하여 어떻게 반응하는가를 살펴보는 것이 더 자연스럽지 않을까. 왜냐하면 저축률의 변화는 꼭 재정변수에 의해서만 발생하는 것은 아니므로 저축률의 일반적인 변화가 투자에 어떤 영향을 미치는가를 보는 것이 반드시 재정적자가 투자에 어떤 영향을 미치는가를 바로 의미하는 것은 아닐 수 있기 때문이다.

이상의 지적은 어디까지나 이 연구의 추정결과를 어떻게 해석할 것인가에 대한 검토자의 의견이며, 따라서 결코 이 연구의 실증결과 자체의 문제점을 의미하는 것은 아니다. 이 연구의 결과들은 그 자체로서 매우 흥미있고 중요하다고 판단된다. 다만 그 결과를 해석하고 시사점을 도출하는 것은 또 다른 문제라고 할 것이다.