

정부의 부채지급능력과 물가

심 상 달 (본원 선임연구위원)

홍 기 석 (본원 연구위원)

* 본고의 주제는 1995년 11월 Christopher Sims 교수의 한국은행 강의 내용에서 도출되었다. 한국금융연구원의 차백인 박사와 본원의 신인석 박사의 논평에 감사한다. 실증분석을 함에 있어 Eviews로 impulse response를 쉽게 계산할 수 있는 방법이 있음을 소개해준 본원의 강인봉 박사와 OECD 및 우리나라의 재정데이터베이스를 공유해 준 고영선 박사, 그리고 자료정리와 컴퓨터작업을 도와준 본원의 성명기·홍성철 주임연구원에게도 감사한다.

◇ 요약 ◇

1997년 외환위기 이후 우리나라의 정부부채는 급속히 증가하여 왔다. 일반적으로 재정적자 및 정부부채의 증가는 여러 가지 거시경제적 부작용을 초래할 것으로 예상된다. 본 연구의 목적은 그중에서 특히 재정악화의 결과 물가상승이 유발될 가능성을 실증적으로 살펴보는 것이다. 정부의 예산제약을 고려하면 재정악화는 궁극적으로 미래의 재정수지 흑자나 물가상승을 통하여 해소될 수밖에 없다. 재정주의적 물가결정이론은 바로 이러한 점에 착안하여 재정이 물가의 결정에 대하여 중요한 역할을 할 수 있음을 강조한다. 즉, 미래의 정부기초수지에 대한 예상이 일정하다면 물가는 궁극적으로 통화가 아니라 재정에 의하여 결정된다는 것이다. 그러나 반대로 미래의 통화정책에 대한 예상이 일정하다면 현재의 재정적자는 미래의 재정흑자를 유발할 뿐이며 물가에는 영향을 미치지 못할 것이다. 따라서 실제로 재정악화가 얼마나 물가상승을 유발할 것인가는 실증적으로 결정될 수밖에 없다.

기존의 OECD 국가들에 대한 실증분석에 의하면 재정수지는 통화량이나 물가에 대하여 뚜렷한 영향을 미치지 않는 것으로 나타난다. 그러나 기존의 실증분석들은 대부분 미래의 재정수지에 대한 예상을 제대로 고려하지 않고 있으므로, 이러한 결과가 재정주의적 물가결정이론에 대한 정확한 검정을 제공하는 것이라고 볼 수는 없다. 본 연구에서는 이러한 문제의식하에 선진국과 개도국의 자료를 이용하여 재정주의적 물가결정이론의 타당성을 재검토해보고자 한다. 먼저 선진국에 대해서는 VAR모형의 충격반응(Impulse Response)을 이용하여 재정수지에 대한 예상을 직접 고려함으로써 앞서 설명한 편차의 가능성을 줄일 수 있을 것으로 예상된다. 한편 개도국의 경우에는 일반적으로 재정규율이 낮을 것으로 예상되므로 미래의 재정수지에 대한 명시적인 고려가 없이도 재정적자 및 정부부채의 확대가 물가 및 통화량에 미치는 관계가 비교적 용이하게 관찰될 수 있을 것으로 예상할 수 있다.

본 연구의 실증결과에 의하면, 먼저 비교적 재정규율이 강할 것으로 예상되는 OECD 국가들에서는 기존의 실증분석결과와 마찬가지로 정부부채의 증가가 주로 그 이후의 기초수지의 개선을 통하여 보전되며 물가에는 큰 영향을 미치지 않는 것으로 나타난다. 그러나 OECD 국가들 가운데에서도 재정규율이 비교적 약한 나라들에서는 부채 증가 후 기초수지에 뚜렷한 변화가 관찰되지 않으며 따라서 물가가 상승하는 것으로 나타난다. 또한 재정규율이 일반적으로 약한 개도국들에서는 예상대로 부채수준이 높은 국가일수록 물가상승률이 높게 나타난다. 특히 개도국에서 GDP 대비 정부부채가 10%포인트 증가할 경우 물가상승률은 장기적으로 약 1.5~2%포인트 확대되는 것으로 추정된다. 이러한 결과는 정부부채에 일정한 상한이 존재함을 시사하는 것으로서, 대체로 재정주의적 견해와 일치하는 것으로 판단된다. 따라서 우리나라에서도 만일 정부부채의 증가추세가 지속된다면 결국은 일반 국민의 조세부담이 증가하거나 아니면 물가상승이 유발될 수밖에 없을 것이다.

I. 서 론

외환위기 이후 우리나라의 정부부채는 급격히 증가하여 왔다. 외환위기 이후 이미 1차 금융구조조정을 위하여 109조원 규모의 공적자금이 투입되었으며 추가적인 구조조정을 위하여 앞으로도 50조원 이상이 더 조달될 전망이다. 또한 인구고령화가 진행되는 가운데 각종 사회보장제도가 확대되고 있으며, 남북경협에 따른 지출도 확대될 전망이어서 장기적으로도 재정부담이 커질 가능성이 높다. 반면 우리 경제의 성장잠재력은 점차 하락할 것이라는 것이 대부분의 의견이다. 이처럼 재정지출에 대한 수요가 급속히 늘어나는 가운데 성장률이 둔화된다면 결국은 국민의 재정부담이 커질 수밖에 없다. 그럼 구체적으로 국민의 재정부담은 얼마나 커질 것이며 어떠한 형태로 발생할 것인가?

만일 정부부채가 증가하더라도 그에 대한 이자율이 경제성장률보다 낮다면 국민의 부담은 더 커지지 않을 수 있다. 이자지급을 위하여 또다시 채권을 발행하더라도 경제규모가 더 빨리 커진다면 국민의 조세부담률은 그대로 유지될 수 있는 것이다. 그러나 현실적으로 이러한 Ponzi Game이 적용될 수 없다면, 정부부채의 증가는 결국 미래의 재정긴축이나 물가상승으로 귀착될 수밖에 없다. 세율 인상이나 정부지출 삭감을 통한 재정긴축은 정부부채를 직접적으로 감소시킬 수 있으며, 물가상승은 명목 정부부채의 실질가치를 하락시킴으로써 재정부담을 간접적으로 감소시킬 수 있다. 우리나라의 경우 이 두 가지 가운데 어떤 경로를 통하여 정부부채의 문제에 대처하게 될까?

우리나라의 재정은 외환위기 이전까지는 비교적 건전한 상태를 유지하여 왔다. 따라서 정부부채의 증가가 국민들에게 어떻게 귀속될 것인가에 대한 충분한 논의가 이루어지지 않았다. 본 논문에서는 재정주의적 물가결정이론(The Fiscal Theory of Price Determination)에 기초하여 정부부채가 물가상승으로 연결될 수 있는 가능성을 살펴봄으로써, 향후 우리나라의 재정부담의 귀착에 대한 시사점을 얻어내고자 한다.

재정주의적 물가결정이론은 물가의 결정에 있어서 통화정책이 아니라 재정정책의 역할을 강조한다. 즉, 재정적자와 정부부채가 확대될수록 정부의 실질채무부담을 줄이기 위하여 물가상승이 유발될 가능성이 높다고 보는 것이다. 그러나 재정주의적 견해가 정부부채의 증가는 항상 물가상승으로 연결된다고 주장하는 것은 아니다. 정확하게 말하면 정부부채의 증가가 물가에 어떠한 영향을 미칠지는 미래의 재정수지에 대한 예상에 의존한다. 즉, 현재에 정부부채가 증가하더라도 미래에 재정흑자가 늘어날 것으로 예상된다면 물가가 오르지 않을 수 있으며, 반대로 재정흑자가 늘어날 것을 기대할 수 없는 경우에는 물가가 오르게 되는 것이다. 따라서 재정주의적 견해는 현재의 정부 부채 수준과 미래의 기초수지흑자에 의해 뒷받침되는 부채지급능력과의 관계를 중심으로 물가의 결정을 설명한다고 볼 수 있다.

재정주의적 견해에 대한 기존의 실증분석은 대부분 이러한 미래의 재정수지에 대한 예상을 고려하지 않은 채 단지 재정적자나 정부부채의 증가가 통화증가나 물가상승으로 연결되는지의 여부에 초점을 맞추어 왔다. 따라서 기존의 대부분의 실증분석결과, 즉 재정변수가 물가 및 통화량에 대하여 유의한 영향을 미치지 못한다는 결과는 바로 미래의 기초수지에 대한 예상이 고려되지 않았기 때문에 얻어진 것일 수 있다. 특히 기존의 실증분석

이 대상으로 하고 있는 선진국의 경우 현재의 재정적자 확대가 미래의 재정흑자를 통하여 재정 자체적으로 해소될 여지가 상대적으로 많다고 볼 수 있으므로, 미래의 재정수지에 대한 예상을 무시함에 따른 편차가 상당히 중요할 수 있는 것이다.

본 논문에서는 이러한 문제의식하에 선진국과 개도국의 자료를 이용하여 재정주의의 타당성을 재검토해보고자 한다. 먼저 선진국에 대해서는 VAR모형의 충격반응(Impulse Response)을 이용하여 재정수지에 대한 예상을 직접 고려함으로써 앞서 설명한 편차의 가능성을 줄일 수 있을 것으로 기대된다. 한편 개도국의 경우에는 일반적으로 재정규율이 낮을 것으로 예상되므로 미래의 재정수지에 대한 명시적인 고려가 없이도 재정적자 및 정부부채의 확대가 물가 및 통화량에 미치는 관계가 비교적 용이하게 관찰될 수 있을 것으로 기대된다.

본 논문의 실증결과를 미리 요약하면 다음과 같다. 먼저 비교적 재정규율이 강할 것으로 예상되는 OECD 국가들에서는 기존의 실증분석결과와 마찬가지로 정부부채의 증가가 주로 그 이후의 기초수지의 개선을 통하여 보전되며 따라서 물가는 크게 변화하지 않는 것으로 나타난다. 그러나 OECD 국가들 가운데에서도 재정규율이 보다 느슨한 나라들에서는 부채 증가 후 기초수지에 뚜렷한 변화가 없었으며 따라서 물가가 상승하는 것으로 나타난다. 또한 재정규율이 일반적으로 약한 개도국들에서는 예상대로 부채수준이 높은 국가일수록 물가상승률이 높게 나타난다. 이러한 결과는 대체로 재정주의적 견해와 일치하는 것으로 판단된다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. II장에서는 재정정책과 물가간의 관계를 나타내는 재정주의적 물가결정이론을 간략히 소개한다. 그리고 III장에서는 OECD 국가와 개도국의 자료를 이용한

실증분석결과를 보고한다. 마지막으로 IV장은 결론 및 시사점이다.

II. 재정주의적 물가결정 이론

1. 물가결정에 관한 다양한 견해

통화주의자들은 물가수준이 장기적으로 특정 정부부채(본원통화)의 명목잔고와 그 부채의 서비스에 대한 수요의 상대적 크기에 의해서 결정된다고 인식한다.¹⁾ 한편 케인지언들은 이러한 통화주의적 견해에 반하여 단기적으로 비통화적인 요인이 물가에 미칠 수 있는 영향력의 중요성을 강조한다. 이들 두 가지 견해를 종합하자면 재정정책은 단기적으로는 세금, 지출 및 적자를 통해 물가에 영향을 미칠 수 있지만 장기적으로는 아무런 영향을 미치지 못한다고 정리할 수 있다.

그러나 재정주의적 견해는 재정정책이 장기적으로도 물가의 결정에 중요한 영향을 미칠 수 있다고 주장한다. 만일 일반대중이 미래에 대하여 합리적 예상을 가진다고 가정하면, 정부의 채무상환능력 유지를 위한 제약조건(Solvency Constraint)을 적절히 고려함으로써 재정정책이 장기적으로도 물가를 결정하는 데 중심적인 역할을 함을 보일 수 있다는 것이다. 나아가 이 견해는 물가결정에 있어 금융정책과 재정정책 중 하나를 선택해야 한다

1) 현대 통화주의자들은 이러한 메커니즘이 작동하는 주기는 아주 짧아서 재정정책은 단기적으로도 물가나 생산의 결정에 별 영향을 미치지 못한다고 생각하고 있다.

면 금융정책보다는 재정정책을 선택하는 것이 더 효과적일 수도 있다고 주장한다. 이러한 견해는 최근에 Sims(1988, 1994, 1995), Shim(1984), 심상달(1988), Leeper(1991), Woodford(1994, 1995) 등에 의하여 소개되고 있다.

물가결정에 대한 여러 견해들간의 이러한 차이는 다음의 3가지 식에 의하여 보다 분명히 나타낼 수 있다.

$$P = vM/Y \quad (1)$$

$$\frac{P_t}{P_{t-1}} = \alpha \cdot (Y - \bar{Y})^\beta \quad (2)$$

$$P = \frac{\rho B}{\tau} \quad (3)$$

식 (1)은 통화주의적 교환방정식인데, 물가수준 P 는 통화량 M 과 실질통화잔고에 대한 수요에 의해서 결정됨을 나타낸다. 여기에서 통화잔고의 수요는 생산량 Y 와 비례하는 것으로 가정된다. 한편 식 (2)는 케인지언 모형으로서 소위 필립스 커브로 해석될 수 있다. 마지막으로 식 (3)은 정부의 지급능력(Solvency Constraint)을 나타내는 식으로서 물가수준이 정부부채의 명목잔고 B 와 정부 기초수지의 흑자(세입과 이자지급액을 제외한 세출과의 차이)를 실질이자율 ρ 로 할인한 현재가치와의 비율로 결정됨을 보여주고 있다. 이 가운데에서 재정주의적 견해를 나타내는 식 (3)을 좀 더 자세히 살펴보기로 하자.

2. 정부의 지급능력과 물가

인플레이션은 ‘언제 어디서나 정부의 채무지불능력의 문제’라고 보는 재정주의적 견해를 이해하기 위해서는 정부의 예산제약에 대한 보다 상세한 고찰이 필요하다. 경제 내에 이자가 지급되

지 않는 통화 M 과 1기간으로 끝나는 정부채권의 두 가지 정부 채권이 있는 경우 매 기간의 정부예산제약은 다음과 같다.

$$\frac{B_t + M_t}{P_t} + \tau_t = \frac{(1 + r_{t-1})B_{t-1} + M_{t-1}}{P_t} \quad (4)$$

여기에서 γ 은 명목금리이다. 분석의 단순화를 위해서 γ 과 τ 를 고정시키고 M 과 P 가 모두 π -1의 율로 꾸준히 증가한다고 가정하자. 그러면 식 (4)와 정부채무가 조실질이자율(Gross Real Interest Rate) $1 + \rho = \frac{(1 + r)P_{t-1}}{P_t} = \frac{1 + r}{\pi}$ 과 같거나 더 빠른 율로 영구히 증가할 수 없다는 가정으로부터 다음의 식 (5)를 구할 수 있다.

$$\mathfrak{b} = \frac{\tau + \frac{(\pi - 1)h}{\pi}}{\rho} \quad (5)$$

여기에서 \mathfrak{b} 와 h 는 각각 B/P 와 M/P 이다. 이를 다시 정리하면 식 (3)의 변형인 다음 식이 얻어진다.

$$P = \frac{\rho B}{\tau + \frac{(\pi - 1)h}{\pi}} \quad (6)$$

이를 식 (3)과 비교해보면 화폐주조수입이 새로운 수입원으로 분모에 들어가 있다는 점이 다르다. 물론 식 (5)와 (6)은 이자율과 세율, 정부지출, 인플레이션이 일정하다는 가정하에 도출된 아주 단순한 식이다. 그러나 식 (5)와 (6)은 정부채무의 실질가치 \mathfrak{b} 가 미래의 이자지급에 상응하는 기본수지흑자의 흐름에 의해 뒷받침되어야 함을 분명히 보여주고 있다.

한편 π 와 γ 이 변화할 수 있다고 가정하는 경우에도 본질적

으로 동일한 결과가 도출된다. 이 경우 식 (4)에서 다음을 얻을 수 있다.

$$\frac{B_t}{P_t} = \sum_{n=0}^{\infty} \left(\prod_{j=0}^n \delta_{t+j} \right) \left(\tau_{t+s+1} - \frac{M_{t+s+1}}{P_{t+s+1}} + \frac{M_{s+s}}{P_{t+s+1}} \right) \quad (5')$$

여기에서 $\delta = \frac{1}{1+\rho} = \frac{\pi}{1+r}$ 이다. B_t 와 P_t 가 모두 t 기에 알려져 있으므로 식 (5')의 좌우변에 t 기에 이용 가능한 정보를 이용한 조건부 기대치 $E_t[\cdot]$ 를 취하면 다음 식이 얻어진다.

$$\frac{B_t}{P_t} = E_t \left[\sum_{n=0}^{\infty} \left(\prod_{j=0}^n \delta_{t+j} \right) \left(\tau_{t+s+1} - \frac{M_{t+s+1}}{P_{t+s+1}} + \frac{M_{s+s}}{P_{t+s+1}} \right) \right] \quad (6')$$

즉, 미래에 세금이나 화폐주조수입이 증대될 기대가 없이 금기의 B 가 증가한다면, 이차지급액의 흐름이 실질 기초수지 흑자와 상응하도록 현재의 물가 P 와 미래의 이자율 r , 그리고 물가 상승률 π 의 기대치들이 조정되어야 하는 것이다. 그러나 물가 상승률이 낮고 본원통화 h 가 정부채권 B 에 비해 작을 경우, 식 (6) 또는 식 (6')에서 화폐주조수입이 기여하는 바는 작을 것이다.²⁾

물가가 식 (6) 또는 식 (6')을 만족시키기 위하여 조정되는 메커니즘을 Woodford(1995)는 다음과 같이 설명하였다. “현재 정부의 명목부채액이 늘어나거나 미래 어떤 기간의 예상되는 실질 재정적자가 늘어나는 것은 기존의 물가수준이 유지되는 것과 모순이 되게 된다. 왜냐하면 이 둘 중의 하나가 바뀔에도 물가의 경로에 변화가 없다면 가계들은 그들의 예산범위(Budget Set)가

2) 조정의 많은 부분이 미래의 실질이자율의 변화를 통하여 이루어지는 것은 재정정책이 실질균형에 큰 영향을 미치는 케인지언의 테두리 안에서만 가능하다.

확대된 것으로 생각할 것이기 때문이다. 그리고 그들은 미래에 소비를 늘릴 것을 계획함과 아울러 즉시 더 많이 소비하려고 할 것이고 이에 따라 현재와 미래의 수요조차가 발생하게 된다. 그리고 이 결과 물가가 올라가는데, 물가는 이들의 순외적자산의 가치에 발생하는 자본손실이 이들이 추정하는 자신들의 부의 가치를 경제가 공급할 수 있는 상품의 양을 구입할 수 있도록 하는 수준으로 낮출 만큼 오르게 된다. 가격결정은 Patinkin(1965)의 분석에서와 같이 물가수준의 변화에 따른 부의 효과(wealth effect)에 의존한다. 그러나 Patinkin의 실질잔고효과(real balance effect)의 분석과 대조가 되는 것은, 여기에서 문제의 효과는 본원통화의 가치보다는 순 외부자산의 가치에 의존한다는 점이다.”

이러한 재정주의적 견해를 지지하는 사례는 많이 있다. Sargent(1982)는 1차 대전 후 초인플레이션을 경험한 국가들이 재정이 건전해진 후에는 본원통화가 증대되는 가운데에서도 물가안정을 실현할 수 있었음을 강조하고 있다. 또한 최근 외환위기를 경험한 나라들이 공통적으로 심각한 재정적자를 나타내면서 이들 정부의 부채(대외 및 대내부채) 상환능력이 의심을 받게 됨에 따라 투자자들이 이들의 자산을 투매하는 과정에서 환율 및 물가의 급상승을 경험하게 되는 것도 재정주의적 물가동학과 일치한다고 볼 수 있다. 한편 미국은 1990년대 초에 지출통제 등 향후의 재정적자 감축을 위한 예산통제법(Budget Enforcement Act)을 제정하였고, 또한 「클린턴」 대통령 취임 후 재정적자 감축을 제1차적인 경제정책 목표로 설정하여 추후 5년간 5,000억달러가 넘는 재정적자를 감축시키기 위한 종합프로그램을 입법하였다. 그 결과 미국은 인플레이션 하락과 고성장을 동시에 달성할 수 있었으며 이러한 경기호황은 다시 재정을 더욱 개선시키

는 선순환을 낳았다.

Ⅲ. 실증분석결과

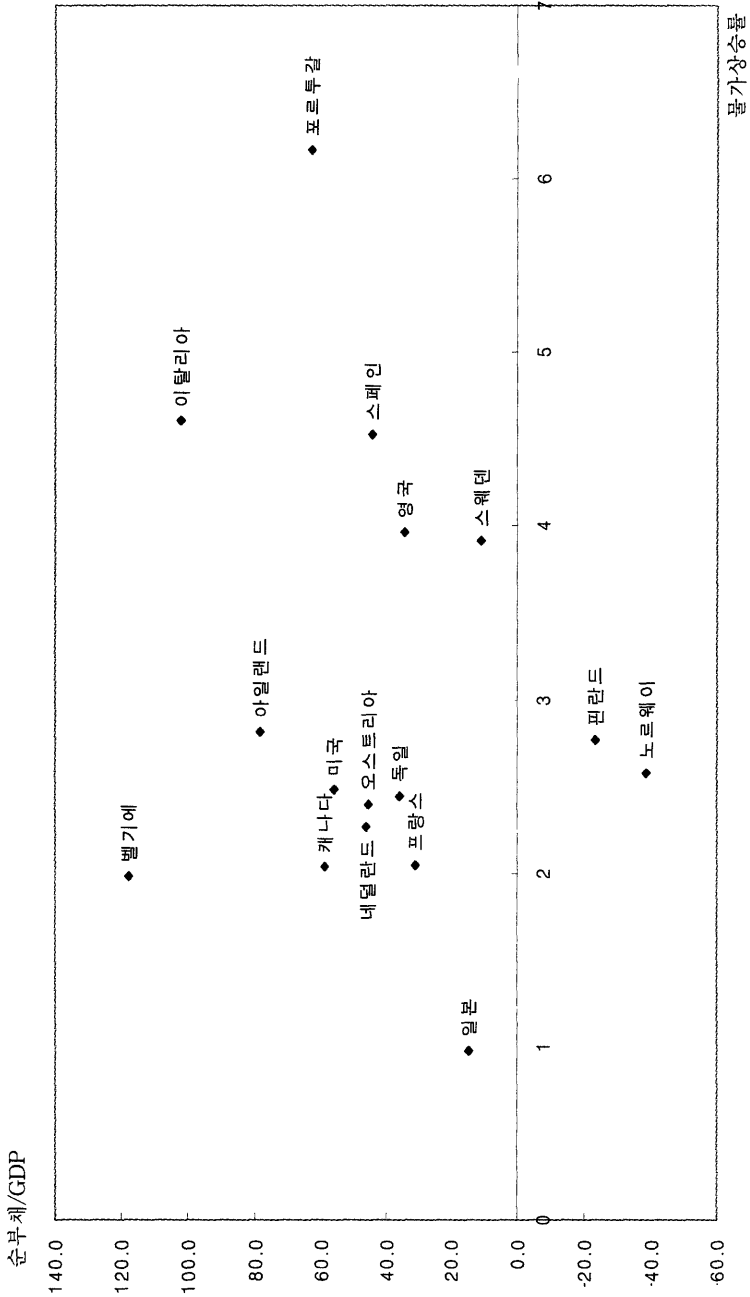
1. 기존의 연구결과

재정적자와 통화 및 물가상승률 사이의 관계에 대해서는 이미 상당히 많은 실증연구가 있어 왔는데, 대부분의 연구들은 개별 OECD 국가의 시계열자료를 이용하여 재정적자의 확대가 통화량의 확대를 초래하는가를 살펴보았다. 특히 Dwyer(1982), Plosser(1982), Dewald(1983), Evans(1985) 등이 재정적자와 통화량 간의 관계를 살펴보았으나, 대부분의 축약형 추정에서는 아무런 관계가 발견되지 않았고 구조식 추정의 결과는 부과되는 제약에 따라 크게 달라지는 것으로 나타났다.

이러한 결과는 OECD 국가들을 횡단면적으로 볼 때에도 발견되는데, [그림 1]을 보면 GDP 대비 재정적자 비율이 높은 나라나 정부순부채 비율이 높은 나라가 반드시 더 높은 물가상승률을 기록하고 있지는 않은 것으로 나타난다. 한편 우리나라의 경우에도 황성현(1992)의 회귀분석결과에 의하면 재정적자는 물가상승률을 설명하는 주요한 변수로 나타나지만, 고영선(2000)에서는 재정적자비율 또는 이의 시차변수들이 많은 경우 물가상승률이나 통화량 증가율에 대하여 통계적으로 유의한 효과를 가지지 못하는 것으로 나타난다.

이러한 결과에 기초하여 지금까지 대부분의 학자들은 재정적자 및 정부부채의 증가가 물가상승에 대하여 가질 수 있는 부정

[그림 1] OECD 국가들의 90년대 평균 순부채(GDP 대비)와 물가상승률



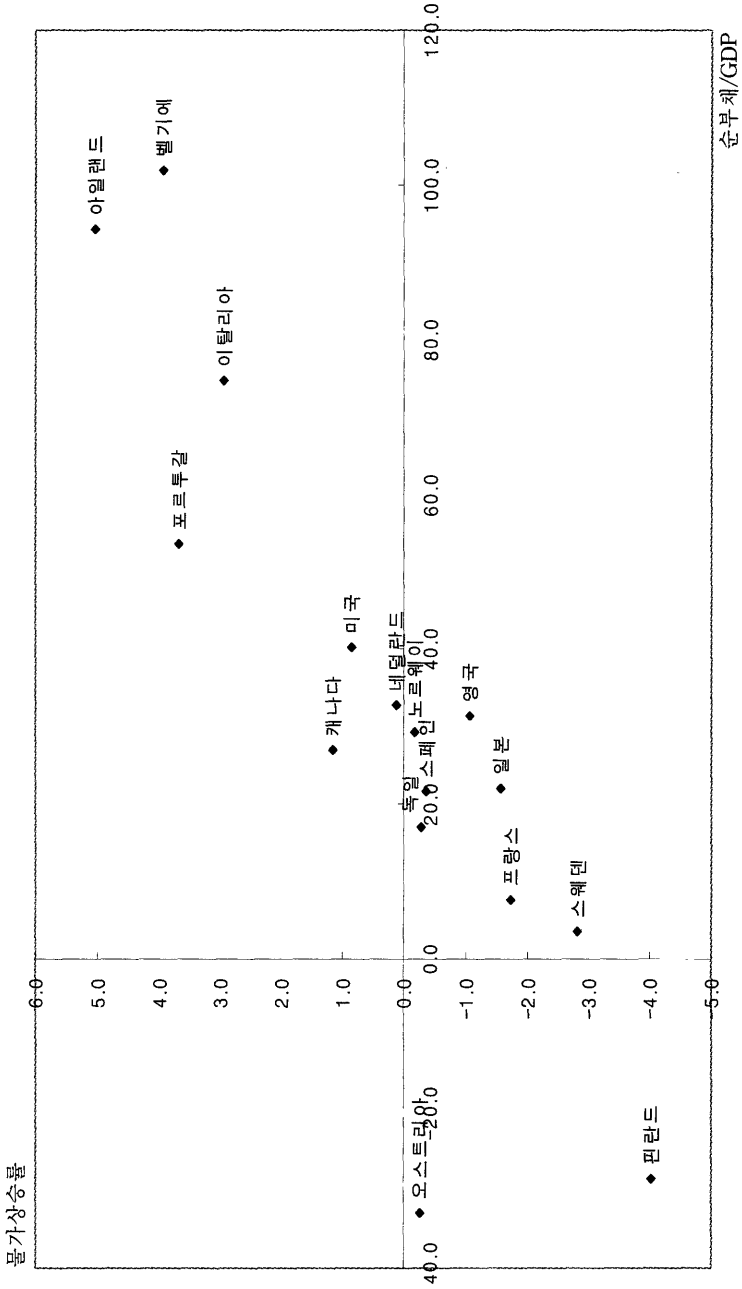
적인 영향이 그리 크지 않다고 간주해 왔다. 이처럼 재정적자의 부정적인 측면에 대한 일반적인 믿음이 과장된 것일 수 있다는 견해는 비단 재정적자와 물가의 관계에만 그치지 않는다. 예를 들어 Elmendorf and Mankiw(1998)는 미국의 정부부채가 GDP의 수준이나 분배 등에 대하여 장기적으로 그리 큰 파급효과를 가질 정도의 수준은 아니라고 추정하고 있다. 심지어 Ball, Elmendorf, and Mankiw(1998)는 과거의 정부채권 이자율과 경제성장률을 고려할 때 정부부채에 대한 이자를 새로운 정부부채의 발행을 통해 조달하는 소위 Ponzi Game도 성공할 확률이 높다고 주장한다.³⁾

그러나 이러한 기존의 실증결과가 반드시 재정주의적 견해와 모순되는 것은 아니다. 재정주의적 견해에 따르면 정부부채의 증가는 모든 경우에 물가상승을 유발하는 것이 아니라 장래에 기초수지의 흑자가 실현될 수 없을 것으로 예상되는 경우에만 물가상승을 유발할 것이기 때문이다. 따라서 OECD 국가들에서 정부부채와 물가상승 사이에 뚜렷한 관계가 관찰되지 않는 것은 정부부채의 증가가 미래의 재정흑자를 통하여 보전될 수 있을 것이라는 기대가 형성되었기 때문일 수 있다. 실제로 OECD 국가들 중 상당수가 1990년대 이후 GDP 대비 정부부채 비율을 성공적으로 하락시켰는데 [그림 2]부터 [그림 4]까지에서 보듯이 이는 대부분 물가상승이 아니라 재정흑자를 통하여 이루어졌다.⁴⁾ 특히 [그림 2]를 보면 1980년대에 GDP 대비 정부순부채

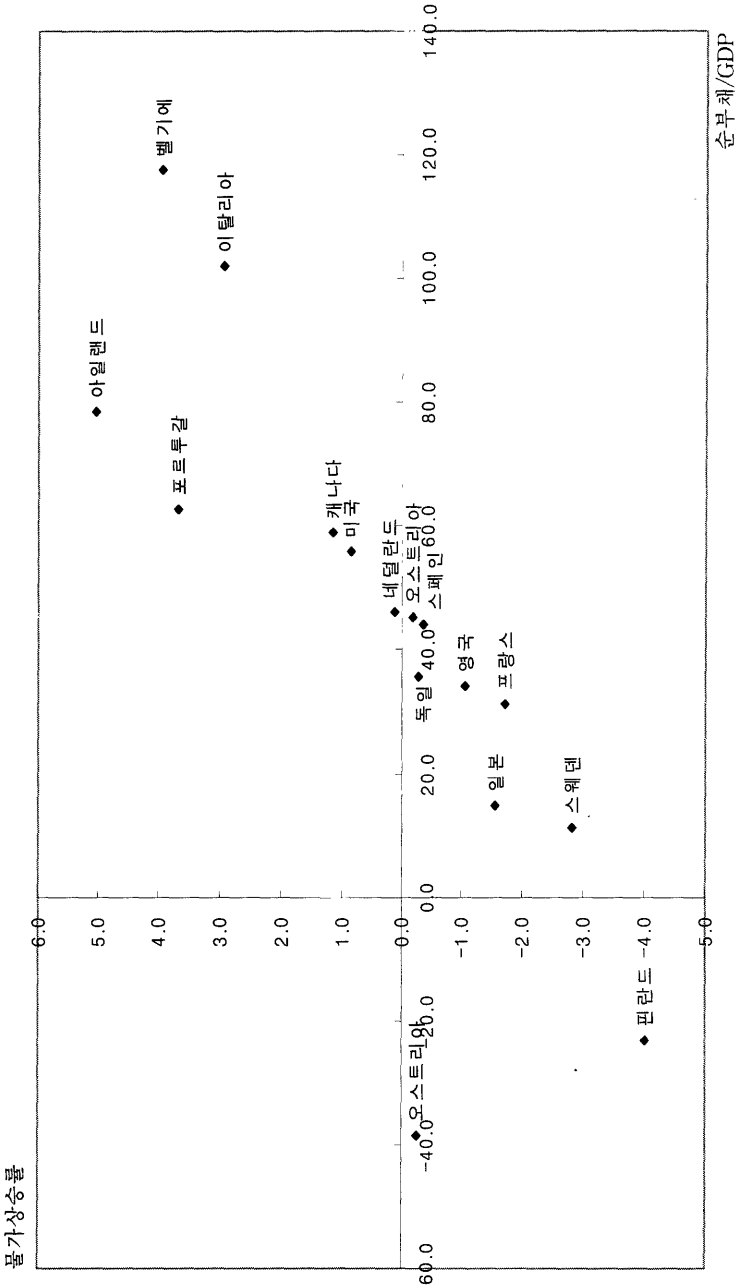
3) 물론 이러한 결론은 과거의 이자율과 성장률이 미래에도 비슷한 식으로 유지될 것이라는 가정하에 그러하다. 그러나 Ball, Elmendorf, and Mankiw(1988)는 시계열분석을 통하여 성장률과 이자율의 상대적인 크기가 반전될 가능성이 약 10%에 불과할 것으로 추정한다.

4) 이러한 노력은 재정정책의 기초가 통일되지 않고는 통화의 가치 안정이 어렵다는 생각에서 비롯된 것으로 기본적으로 재정주의적 견해와 일관된 것이라고 볼 수 있다.

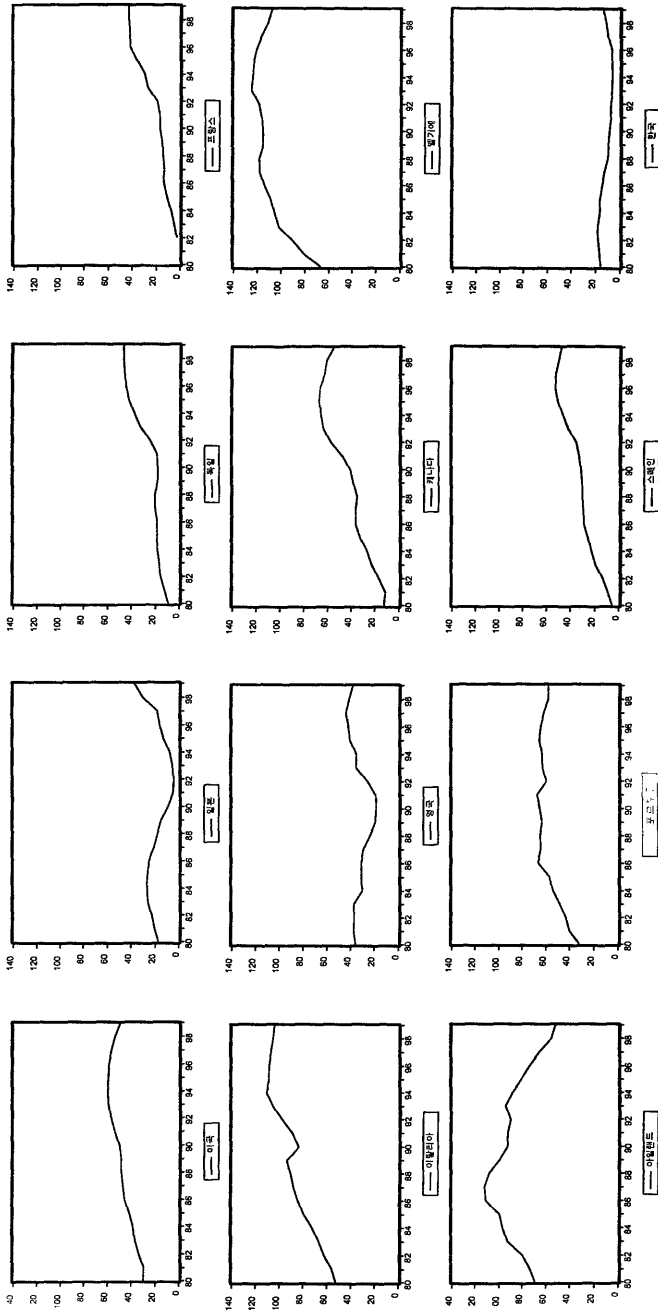
[그림 2] OECD 국가들의 80년대 평균 순부채 규모(GDP 대비)와 90년대의 평균
기초재정수지(GDP 대비)



[그림 3] OECD 국가들의 90년대 평균 순부채 규모(GDP 대비)와 90년대의 평균
기초재정수지(GDP 대비)



[그림 4] GDP 대비 순부채 비율



주 : 한국은 GDP 대비 총부채 비율임.

비율이 높은 나라들일수록 1990년대에 GDP 대비 기초수지 흑자 비율을 높게 달성하였음을 알 수 있다. 여기에서 기초수지라 함은 순이자지급액을 감안하지 아니한 재정수지로서 순세입의 개념에 해당한다.

만일 이러한 재정흑자 노력이 사전적으로 예상되었다면 정부부채의 증가에도 불구하고 물가는 특별히 상승할 이유가 없었을 것이다. 일반적으로 재정정책은 오랜 논의 끝에 결정되기 때문에 재정정책이 장기적으로 어떤 방향으로 진행될 것인지는 미리 예상된다고 볼 수 있다. 예를 들어 미국의 경우 1990년대 초에 예산통제법이 시행된 바 있고, 유럽의 경우 유럽통화 통합을 위하여 통합재정수지의 적자를 연 3% 수준으로 또한 순부채를 GDP 대비 60% 수준으로 낮추기 위하여 장기적으로 노력해 왔음이 사실이다. 따라서 이러한 선진국들에서는 미래의 재정상태에 대한 긍정적인 예상이 정부부채의 실질가치를 안정시키는 데 중요한 역할을 하였을 것으로 기대할 수 있다.

이처럼 엄밀한 의미에서의 재정주의적 견해에 의하면 정부부채의 증가는 향후에 재정흑자가 기대될 수 없는 경우에만 물가 상승을 유발할 것이다. 따라서 정부부채와 물가의 관계는 미래의 재정수지에 대한 예상을 적절히 통제할 경우에만 제대로 관찰될 것으로 기대된다. Shim(1984)은 미국과 주요 공업국의 2차 대전 후 시계열자료를 이용하여 추정한 VAR모형의 충격반응시물레이션을 통하여 물가, 정부부채, 미래의 기초수지흑자에 대한 예상간에 다음과 같은 식이 성립되는가를 검증한 바 있다.

$$\Delta P_t/P \approx \Delta B_t/B - E_t[\Delta S_{t+1}/S] \quad (7)$$

여기에서 $E_t[\Delta S_{t+1}/S]$ 는 향후 기초수지의 변화에 대한 기대치이다. Shim(1984)은 미국의 실질GNP, 명목 정부부채, 물가, 정

부부채에 대한 시장이자율, 실질정부수입, 이자지급액을 제외한 실질정부지출 등을 포함한 6변수 VAR모형의 충격반응 시뮬레이션으로부터 이자율에 충격이 있을 경우를 제외하고는 식 (7)의 좌변과 우변은 같은 부호이며 크기도 통계적으로 같음을 발견하였다.

특히 흥미로운 것은 P 의 상승률과 B 의 상승률은 충격 발생 후 대부분의 기간에 있어서 같은 부호가 아님을 발견하여 미래의 예상을 고려하지 않는 회귀분석에서는 재정정책의 효과가 약하게 나타날 수 있음을 보여주고 있다.⁵⁾

Shim(1984)은 본원통화를 추가한 7변수 VAR모형을 이용한 분석에서도 이와 비슷한 결과를 얻을 수 있었다. 또한 물가의 반응과 본원통화의 반응은 서로 상반된 부호를 갖고 있어 물가에 대한 통화주의자들의 견해와 상치되고 있는데, 이는 미국의 경우 본원통화는 물가의 급격한 변화를 초래하는 다른 충격들의 효과를 완화하는 방향으로 결정되어 왔음을 시사한다. 또한 다른 12개 선진국들의 연간 시계열자료를 이용한 분석에서도 미국에서 보다는 약하나 비슷한 결과를 얻을 수 있었다.

이하에서는 이러한 인식을 바탕으로 1980년 이후의 OECD 국

5) 상기 6변수 시계열모형을 이동평균형식으로 표현하면 다음과 같다.

$$Y(t) = D + \sum_{s=0}^{\infty} C(s) u(t-s)$$

여기에서 D 는 확정적인 부분(deterministic part)이다. $C_{ij}(s)$ 는 $C(s)$ 의 i 번째 행과 j 번째 열의 항목으로서 j 변수에 1만큼의 쇼크가 있을 때 s 期 후의 i 변수의 변화의 기대치를 나타낸다. Shim(1984)은 추정된 벡터자기회귀식이 시사하는 이동평균 표현식의 계수간에 식 (7)의 제약이 성립되는지를 검증하였는데, 기초수지의 현재가치를 계산함에 있어 충격 발생 후 5년 이내의 기간만을 고려한 근사치를 사용하였다. Sargent(1987)는 이동평균 계수상의 교차식간 제약(Cross Equation Restriction)을 이용한 이 테스트방식을 “현재가치로 본 정부재정이 균형을 이룰 때 관찰할 수 있는 시사점(Observable Implications of Present Value Balanced Budget)”으로 발전시켰다.

가와 개발도상국의 자료를 포괄적으로 재검토해보기로 한다.

2. 선진국의 경우

선진국의 경우를 분석하기 위해서는 G7 국가를 포함한 12개 OECD 국가에 대하여 1980년 이후 1999년까지의 연간 시계열 자료를 이용하여 정부순부채(SLGNFL), GDP 대비 기초수지흑자(NDL), 물가(SLPCP), 장기이자율(INT) 및 실질GDP(SLGDP)의 5변수 VAR모형을 추정하였다. 정부순부채, 물가 및 실질GDP는 로그값이 사용되었다. 연간자료를 사용한 결과 관측치의 수가 20개 이내이므로 자유도의 문제를 고려하여 시차변수는 1개로 제한하였다.⁶⁾

[그림 5]와 [그림 6]에는 정부순부채의 예측오차의 표준편차에 해당하는 충격이 발생한 경우의 충격반응이 나타나 있다. 단 이때의 충격은 예측오차간의 공분산을 반영하여 정부순부채만이 아니라 다른 변수들에 대해서도 발생한 것으로 가정된다. 그림에서 실선은 충격반응의 기대치를 나타내며 그 위아래의 두 점선은 몬테칼로 방식(Monte Carlo Integration Methods)으로 추정된 95%의 신뢰구간을 나타낸다. 한편 기초수지흑자의 반응은 정부순부채의 증가에 따른 미래의 기초수지의 변화에 대한 기대치를 나타낸다고 볼 수 있다. 그림에서 일차적인 관심사는 충격 발생시의 물가의 반응과 충격 발생 이후의 기초수지흑자의 반응이다. 왜냐하면 재정주의적 견해는 미래의 기초수지흑자에 변화가 없다면 충격 발생과 더불어 물가가 즉시 오르고 반대로 장기

6) 관측치가 20개에 불과한 연간자료를 사용하기 때문에 시차변수를 늘림에 따른 자유도의 문제(Overparameterization)를 극복하기 위해서는 Doan, Litterman, and Sims(1984)의 베이지안 사전제약(Bayesian Prior)을 부과하고 표본구간의 예측오차를 최소화하는 시차를 선택할 수 있다.

적으로 기초수지흑자가 확대될 것으로 예상된다면 물가가 오르지 않을 것임을 시사하기 때문이다.

가. 기초수지가 증가하는 경우

[그림 5]의 원편 상단에는 독일의 충격반응이 나타나 있다. 충격 발생 후 첫 번째 해에는 순부채가 늘어나므로 기초수지흑자는 감소하는 모습을 보인다. 보다 흥미로운 것은 물가의 움직임이다. 물가는 첫 해에는 거의 변화가 없다가 둘째 해 이후부터는 오히려 떨어진다. 그런데 기초수지흑자가 두 번째 해부터 6년까지 5년간 증가하는 것을 감안할 때 이러한 물가의 반응은 식 (5)와 일관된다고 할 수 있다. 즉, 현재 재정적자와 정부부채가 늘더라도 미래의 기초수지흑자가 예상되므로 물가는 증가하지 않을 수 있는 것이다. 그리고 그림에는 나타나 있지 않지만 미래의 기초수지흑자에 별 변동을 초래하지 않거나 기초수지를 감소시키는 경향이 있는 다른 충격이 발생한 경우에는 순부채와 물가가 대체로 정의 상관관계를 갖고 움직이는 것을 발견할 수 있었다.

정부의 순부채가 증가한 후에 기초수지흑자가 증가하는 패턴은 영국, 프랑스, 캐나다, 아일랜드 등에서도 관찰된다. 이러한 나라들에서 물가는 충격 발생에도 불구하고 별 움직임을 보이지 않거나(영국, 프랑스) 오히려 감소한다(캐나다). 이들 국가들은 모두 순부채 비율이 비교적 높지 않거나 부채비율이 1990년대 후반으로 가면서 개선된 나라들로서 사후적으로 판단해 볼 때 재정의 규율이 있다고 믿어지는 나라들이다.

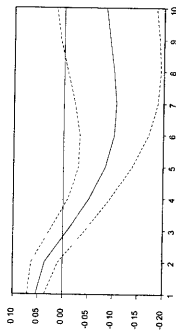
나. 기초수지가 변동하지 않는 경우

반면 순부채가 증가한 후 기초수지가 크게 변동하지 않은 이탈리아(그림 5 오른쪽 하단)와 스페인(그림 6 왼쪽 상단)에서는 순부채가 증가한 즉시 물가가 올랐다. 이 국가들은 OECD 국가 중 상대적으로 부채비율이 높거나 물가상승률이 높은 나라들이다. 이는 재정규율이 낮거나 통화정책이 안정적으로 운영되지 않을 경우에는 재정적자가 실제로 물가상승을 유발할 수 있음을 보여주는 것으로 해석된다. 또한 기존의 실증결과들이 재정과 물가 사이의 뚜렷한 관계를 발견하지 못한 것은 상대적으로 재정규율이 높은 나라들이 분석의 대상으로 사용되었기 때문이었음을 시사한다. 단 이들 국가에서도 물가의 반응은 그 크기가 순부채에 비하여 작을 뿐 아니라 신뢰구간을 감안할 때 통계적 유의성도 그리 크지는 않다는 점은 추후에 다시 고려될 필요가 있을 것이다.

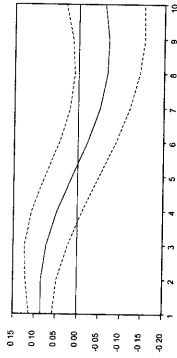
한편 반응 패턴이 재정주의적 견해의 예측과 일치하지 않는 나라들도 발견되는데, 예를 들면 포르투갈에서는 순부채가 증가한 후에 기초수지가 상당폭 증가되었음에도 불구하고 물가가 오른 것으로 나타났다. 또한 일본과 한국은 순부채가 증가한 후 기초수지가 3년 동안 증가하지 못하였음에도 불구하고 물가가 오르지 않았으며, 벨기에는 오히려 감소하였다. 추측컨대 이러한 결과가 얻어지는 이유는 이 3개 국가들의 자본시장의 발달정도가 앞의 국가들보다 떨어지거나 재정자료의 투명성이 낮기 때문이라고 생각된다. 미래에 대한 예상에 따라 현재의 물가가 즉각적으로 반응하기 위해서는 자본시장이 발달되고 가격에 대한 규제가 없는 등 자본시장의 효율성이 전제되어야 하기 때문이다. 한편 미국의 경우는 [그림 6]의 오른쪽 하단에서 보듯이 반응

[그림 5] 5변수 VAR모형(1980~99)의 정부순부채 충격에 대한 반응
 첫째패널 : 정부순부채, 둘째패널 : GDP 대비 기초수지, 셋째패널 : 물가

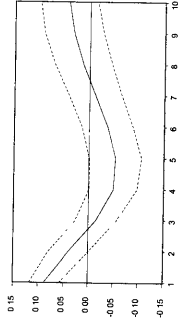
<독일>



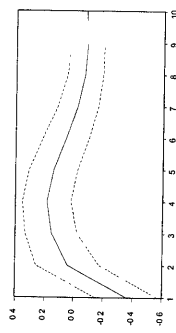
<영국>



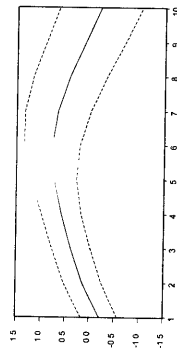
<프랑스>



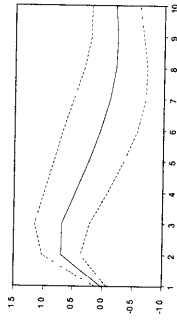
<독일>



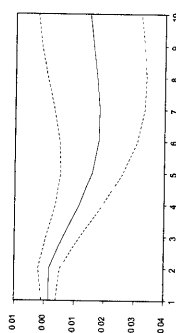
<영국>



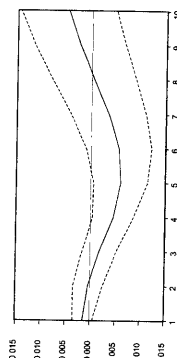
<프랑스>



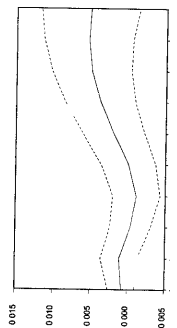
<독일>



<영국>

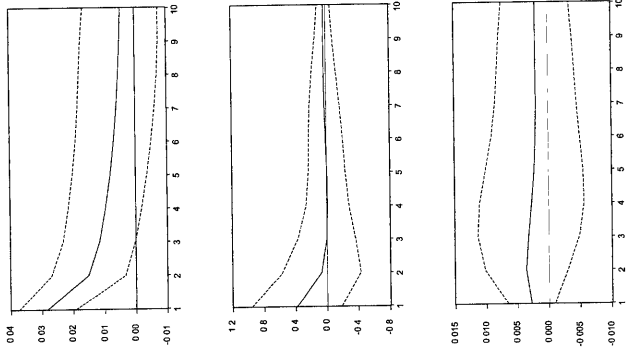


<프랑스>

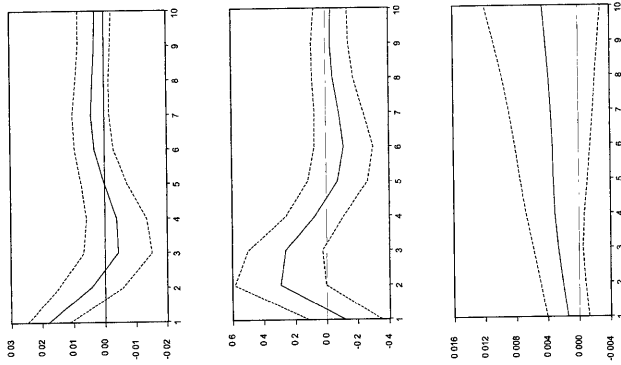


[그림 5]의 계속

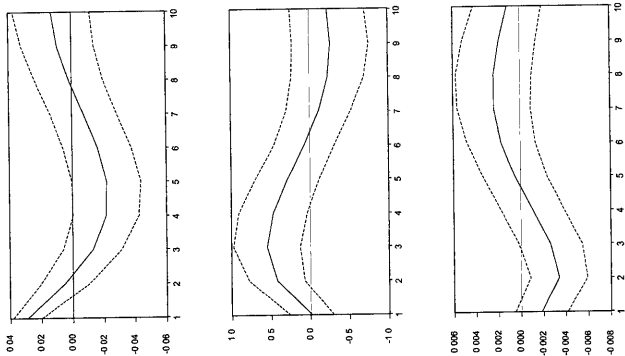
<이탈리아>



<아일랜드>

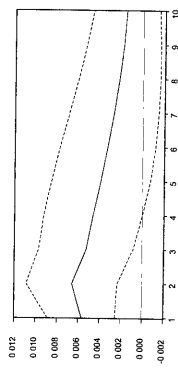
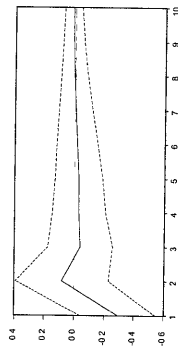
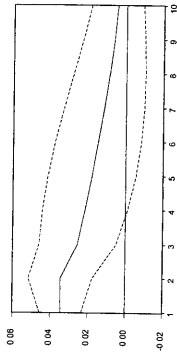


<캐나다>

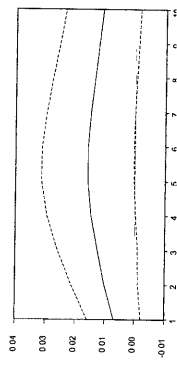
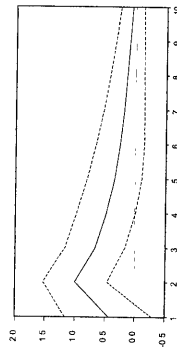
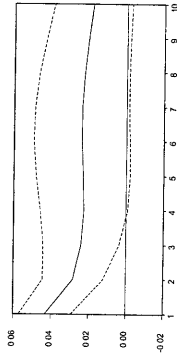


[그림 6] 5변수 VAR모형(1980~99)의 정부순부채 충격에 대한 반응
 첫째패널: 정부순부채, 둘째패널: GDP 대비 기초수지, 셋째패널: 물가

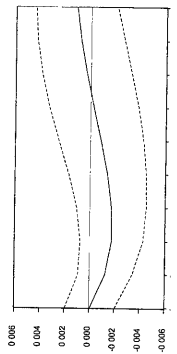
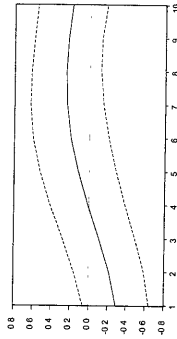
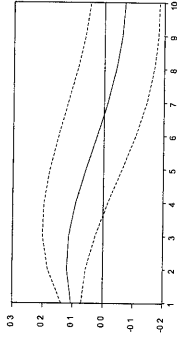
<스페인>



<포르투갈>

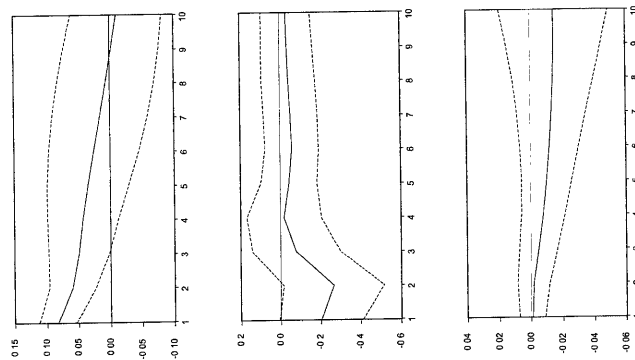


<일 본>

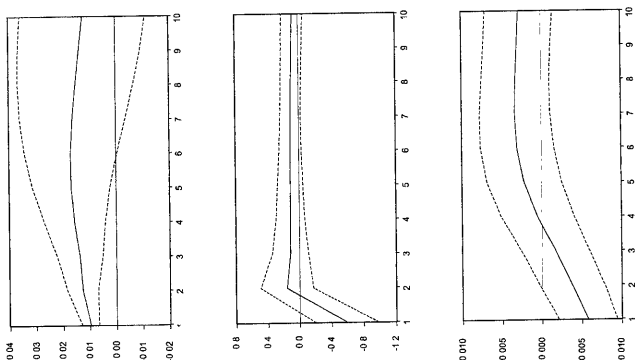


[그림 6]의 계속

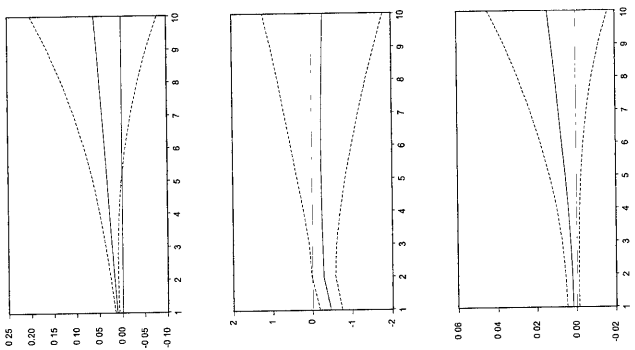
<한 국>



<벨기에>



<미 국>



패턴이 확산적이며 Nonstationarity의 문제를 가진 것으로 나타나 결과의 해석을 유보할 수밖에 없다.⁷⁾

이상의 결과를 요약하면, 물가에 영향을 주는 것은 단순한 정부부채의 수준이 아니라 미래의 재정정책의 방향과 정부의 이자 부담능력에 대한 예상이라고 할 수 있다. 재정적자나 정부부채가 그리 크지 않고 또한 재정에 규율이 있다고 기대될 경우에는 재정적자와 정부부채가 일시적으로 증가되더라도 미래의 재정흑자를 통하여 장기적으로 균형을 회복할 여지가 있으나, 재정적자나 정부부채가 일정수준을 초과할 경우에는 재정 자체적으로 균형을 회복하는 것이 어려워질 수 있는 것이다.

3. 개도국의 경우

개도국 가운데에는 잘 알려진 바와 같이 과거 재정적자나 정부부채의 수준이 상당히 높은 경우가 종종 있었다. 또한 개도국에서는 세제의 미비 등으로 인하여 재정악화를 재정 자체적으로 해결하기가 상대적으로 어려운 경우가 많다. 따라서 개도국의 재정악화는 상당부분 통화발행 및 물가상승을 통하여 보전되었을 것이라는 것이 일반적인 믿음이다. 아래에서는 개도국의 과거자료를 이용하여 과연 이러한 믿음이 얼마나 타당한 것인가를 살펴보고자 한다.

먼저 식 (4)를 다시 살펴보면, 식 (4)는 정부지출이 일정하다는 암묵적인 가정하에 정부지출을 고려하지 않고 있으나 정부지출을 고려할 경우에도 기본적인 논리에는 변함이 없다. 정부지출을 추가하여 식 (4)를 다시 쓰면 다음과 같다.

7) 충격반응이 수렴하지 않는 이러한 문제를 극복하기 위해서도 베이지안 사전제약(Bayesian Prior)를 사용하는 것이 필요하다.

$$\frac{M_t - M_{t-1}}{P_t Y_t} = \frac{r_{t-1} B_{t-1} + G_t - \tau_t P_t}{P_t Y_t} + \frac{B_{t-1}}{P_t Y_t} - \frac{B_t}{P_t Y_t} \quad (4')$$

식 (4')에서 G_t 는 정부지출을 나타내며 따라서 우변의 첫 번째 항은 재정적자를 가리킨다. 이제 식 (4')의 의미를 살펴보면 식 (4')는 다른 조건들이 일정할 때 금기의 재정적자가 클수록 그리고 초기부채의 크기가 클수록 통화량의 증가도 크게 발생할 것임을 시사한다. 즉, 어떤 나라의 현재 재정적자의 수준이 높거나 혹은 과거의 재정적자의 누적 값인 부채수준이 높을 경우 통화량을 늘릴 유인이 발생함을 보여준다. 한편 식 (4')의 마지막 항은 재정적자와 초기부채가 일정할 경우 기말의 부채수준이 높게 결정될수록 그만큼 통화량은 증가하지 않아도 됨을 보여준다. 재정적자가 일정한 경우 부채의 추가발행은 통화량을 감소시키는 효과만을 가지는 것이다.

식 (4')에서 주의할 것은 재정적자 및 정부부채와 통화량 및 물가 사이에는 매 기간마다 양의 상관관계가 존재할 필요는 없다는 점이다. 그 이유는, 첫째 재정적자나 초기부채가 큰 경우에도 금기의 부채발행을 늘림으로써 기말의 부채수준을 높일 수 있다면 통화량의 증가율에는 변화가 없을 수도 있기 때문이다. 따라서 분기별 혹은 연간자료와 같이 고빈도(High Frequency) 자료를 사용할 경우에는 식 (4')의 타당성 여부와 상관없이 통화량과 재정변수 사이에 뚜렷한 상관관계를 발견하지 못할 수도 있다. 그러나 금기의 부채발행을 늘릴 경우 이는 곧 다음 기의 초기부채수준(식 (4') 우변의 두 번째 항)을 높이게 되므로, 장기적으로는 재정적자나 초기부채가 통화량의 발행을 확대시키는 효과를 가질 것으로 기대할 수 있다. 둘째, 금기의 부채발행을 늘릴 경우에도 다음 기의 세수확대나 지출삭감을 통하여 재정적

자를 줄일 수 있다면 통화량의 증가율이 변화하지 않을 수 있다 앞에서 언급하였듯이 대부분의 선진국에서 재정과 통화량 사이에 뚜렷한 상관관계가 발견되지 않은 것은 아마도 이러한 조정이 가능하였기 때문이라고 할 수 있을 것이다. 그러나 만일 미래의 재정적자를 축소할 수 있는 여지가 크지 않다면 금기의 부채 발행 또한 제한적일 수밖에 없다. 극단적인 예로 모든 나라에서 궁극적으로 부담할 수 있는 실질부채의 잔고가 일정하다고 가정한다면, 식 (4')의 마지막 항(금기 말의 부채잔고)은 장기적으로는 고정되어야 할 것이다. 즉, 현실적으로 금기의 초기부채가 클수록 금기 말의 부채도 따라서 커질 가능성이 높으나 그 증가폭은 초기부채의 증가를 완전히 상쇄할 정도는 아닐 것이다. 따라서 다른 조건들이 일정할 경우 초기부채의 크기가 클수록 초기부채와 기말부채의 차이도 클 것으로 기대된다.

이상의 논의에 따라 본장에서는 어떤 경제의 초기부채수준이 높을수록 그리고 재정적자가 클수록 과연 불가상승률 및 통화량 증가율이 높은가를 살펴보겠다. 그런데 개도국의 자료를 이용하여 실증분석을 할 경우 가장 큰 문제점은 자료가 부정확하거나 예외적인 관측치들이 존재할 수 있다는 점이다. 재정관련 변수들의 경우 국가마다 정의가 동일하지 않으며 대부분의 나라에 있어서 중앙정부만을 다루고 있으므로 측정오차(Measurement Error)의 문제가 심각할 수 있다. 또한 극단적인 값을 가지는 몇몇 국가들 때문에 전체 실증분석결과가 크게 좌우될 우려도 있다. 이 외에도 개도국 자료에서는 변수별로 관측치가 존재하지 않는 나라가 많으므로 여러 변수들을 동시에 고려하는 다중회귀 분석과 같은 방법을 사용할 경우 관측치수가 지나치게 작아지는 부작용도 있다. 이러한 자료상의 제약을 최소화하기 위하여 본장에서는 표본을 크게 두 그룹으로 나눈 다음 각 변수별로 두 그

룹간의 평균의 차이를 살펴보는 방법을 주로 사용하기로 한다. 보다 구체적으로는 재정적자 및 정부부채가 높은 그룹과 낮은 그룹 간에 물가상승률과 통화량증가율이 차이를 나타내는가를 살펴보겠다.⁸⁾ 회귀분석은 그 뒤에 일종의 민감도 분석으로서 추가적으로 수행하기로 한다.

가. 분석방법

개도국의 경우에는 여러 가지 자료상의 문제점들이 많으므로 앞에서 사용한 VAR과 같은 방법을 사용하기가 어렵다. 따라서 여기에서는 모든 가능한 관찰치를 사용하는 대신 각 나라별로 1980년대와 1990년대의 평균치들만을 사용하기로 한다. 이처럼 장기 평균치를 사용할 경우 개별 관측치에 수반되는 측정오차의 문제를 줄일 수 있을 것으로 기대된다.

여기서 사용되는 자료는 1980년부터 1997년까지의 약 100여 개 개도국에 대한 연간자료이다. 1980년 이전의 자료를 사용하지 않은 이유는 정부부채가 급격히 확대된 것이 1980년 이후부터이기 때문이다. 앞에서 설명한 대로 정부부채가 그리 크지 않을 때에는 재정적자가 화폐화할 가능성이 그리 크지 않을 것으로 예상된다. 단, 아래에서 다시 설명하겠지만 내생성의 문제를 피하기 위하여 시차값을 사용하는 경우에는 1970년대의 값도 부분적으로 사용하기로 한다. 한편 표본에 사용된 100여 개 국가는 자료가 존재하는 국가를 가능한 한 모두 포괄한 것이다. 사용되는 재정관련 변수는 중앙정부의 재정적자와 총부채인데, 재정적자는 통합수지상의 적자이며 부채는 외채를 포함하는 개념으로서 순

8) 회귀분석 대신 표본평균을 사용하는 이러한 방법은 개도국의 외환위기를 분석하는 연구들에서 많이 사용된 바 있다(예를 들면 Kaminsky and Reinhart[1999]).

부채가 아닌 총부채이다.⁹⁾ 재정적자와 총부채는 모두 GDP 대비 비율로 주어진다. 한편 물가지표로는 소비자물가 상승률을, 그리고 통화량의 지표로는 본원통화를 사용한다. 본원통화는 IMF의 International Financial Statistics(IFS)로부터 그리고 여타 변수들은 World Bank의 World Development Indicator(WDI)로부터 추출하였다.¹⁰⁾ 변수마다 없는 값(Missing Values)들이 많이 있으므로 실제로 사용 가능한 나라의 수는 약 50여 개이다. 이상 IFS와 WDI에서 직접적으로 입수 가능한 변수들 외에 본장에서는 또한 재정적자의 화폐화를 나타내는 한 지표로서 각 나라마다 재정적자와 본원통화 증가율의 상관관계를 계산하여 사용하기로 한다. 재정적자가 일정기간의 시차를 두고 본원통화에 영향을 미칠 경우 재정적자의 시차값과 본원통화 증가율 사이에 더 높은 상관관계가 관찰될 수 있으나 실제로 자료를 분석하면 동기간의 상관관계가 가장 높은 것으로 나타난다. 따라서 여기서는 동기간의 상관관계만을 사용하기로 한다.

그런데 앞에서 설명한 대로 재정변수와 물가 간의 관계는 장기적으로만 관찰될 것으로 예상되므로, 본장에서는 연간자료를 그대로 사용하는 대신 국가별로 1980년대와 1990년대를 각각 하나씩 묶어서 그 평균값을 사용하기로 한다. 따라서 초기부채의 값으로는 1980년대의 경우 1980년의 값을 그리고 1990년대의 경우 1990년의 값을 사용하며, 재정적자의 값으로는 1980년대의 경우 1980년대 평균값을 그리고 1990년대의 경우 1990년대 평균값을 사용한다. 물가상승률과 통화량증가율도 동일한 식으로 연대

9) 엄밀하게 말하면 앞의 선진국의 경우와 마찬가지로 순부채를 사용하는 것이 바람직할 것이나 개도국의 경우 순부채 자료를 구할 수 없었다.

10) 재정적자는 World Development Indicator 중에서 overall budget deficit을 의미하며, 부채는 central government debt를 의미한다.

별 평균값을 사용한다. 한편 재정적자의 화폐화를 나타내는 지표 (재정적자와 본원통화 간의 상관관계)는 정의상 각 국가별로 모든 연도에 대하여 동일하다.

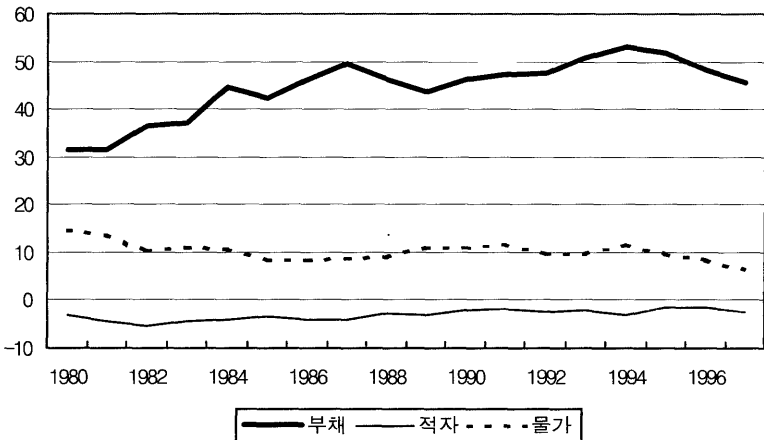
나. 분석결과

(1) 재정적자 및 부채의 추이

본격적인 분석에 앞서서 먼저 재정적자와 정부부채가 시기별로 어떻게 변화하여 왔는가를 살펴보면 [그림 7]과 같다.

[그림 7]은 각 연도별로 표본국가들의 중위값(median)을 구한 것이다. 평균값 대신 중위값을 사용한 이유는 극단적인 관측치들의 영향을 줄이기 위해서이나, 평균값을 사용한 경우에도 비슷한 추이가 관찰된다. [그림 7]에 의하면 GDP 대비 정부부채의 비율은 일반적으로 모든 개도국에서 지속적으로 상승해 왔으며 1997년 현재 약 50% 수준을 유지하고 있는 것으로 보인다. 반면 GDP 대비 재정적자의 비율과 물가상승률은 뚜렷한 추세를 나타

[그림 7] 재정적자 및 정부부채의 추이



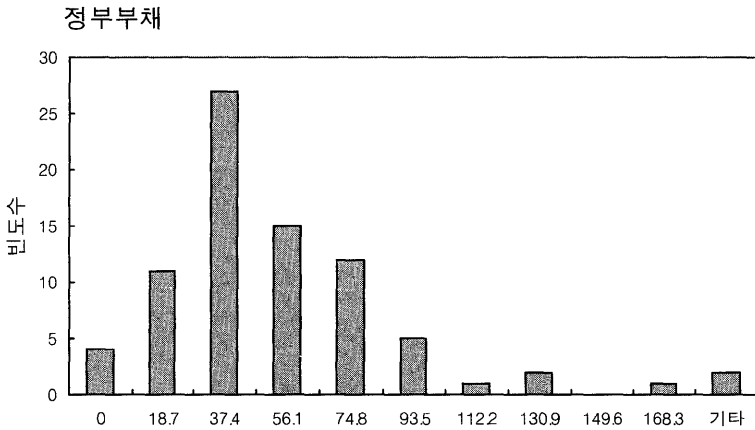
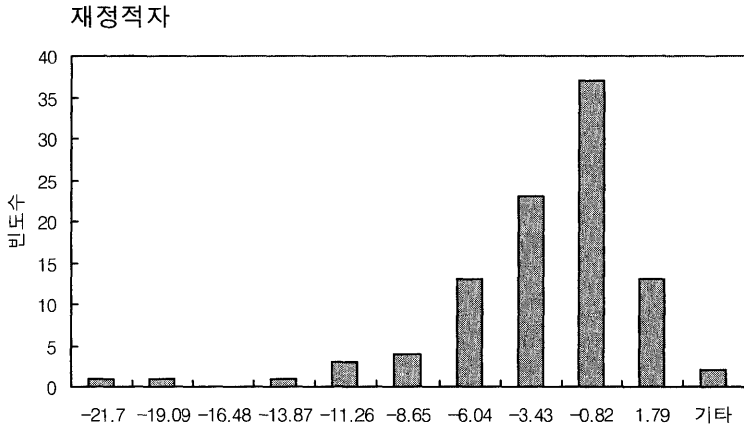
내지 않고 있다. 식 (4')에 비추어 [그림 7]을 해석하면, 정부부채의 증가(식 (4') 우변의 마지막 두 항의 차이)가 일정한 속도를 유지함에 따라 재정적자와 물가상승률이 모두 일정한 값을 유지하였다는 설명이 가능하다. 만일 정부부채의 증가가 앞으로 무한히 일정한 속도를 유지할 수 있다면 [그림 7]의 추세는 계속될 수 있을 것이다. 그러나 GDP 대비 정부부채의 비율에 일정한 상한이 존재한다면 식 (4') 우변의 마지막 두 항의 차이는 점차 증가할 것이며, 이는 궁극적으로 재정적자의 감소나 아니면 물가의 상승을 통해서 조정되어야 할 것이다.

[그림 7]에 의하면 표본 전체적으로는 아직 정부부채의 증가가 물가상승률의 확대를 유발한 것으로 보이지는 않는다. 그러나 평균적으로는 그렇다 하더라도 개별 국가간에는 재정 상태에 따라 물가상승률의 차이가 존재할 수 있다. 실제로 [그림 8]을 보면 국가별로 재정적자와 정부부채의 크기에는 상당한 차이가 있음을 알 수 있다. 이처럼 국가간 변이가 클 경우 재정상태에 따라 물가상승률이 체계적인 차이를 나타낼 것으로 기대해 볼 수 있다.

(2) 단순평균비교

이제 재정상태와 물가상승률 간에 체계적인 관계가 존재하는가를 살펴보기 위하여, 각 나라별로 1980년대와 1990년대의 정부부채 및 재정적자를 계산한 다음 그 값이 해당 연대의 표본 중위값보다 더 높으면 재정이 불건전한 상태인 것으로 그리고 중위값보다 더 낮으면 재정이 건전한 상태인 것으로 분류하기로 한다. 단, 식 (4')에 의하면 물가상승률의 결정에 있어서 중요한 것은 초기부채와 금기 중의 재정적자이므로 정부부채의 경우에는 각 연대의 초기값을 그리고 재정적자의 경우에는 연대 평균

[그림 8] 재정적자 및 정부부채의 횡단면 분포



값을 사용한다. 따라서 각 나라별로 1980년대와 1990년대의 두 개 관측치가 사용되며 두 연대의 재정상태에 대한 평가는 서로 다를 수도 있다. 또한 중위값을 사용하여 나라들을 분류하였으므로 재정이 건전한 나라와 그렇지 않은 나라의 수는 거의 동일하게 된다.

그런데 여기서 주의할 것은 내생성의 문제가 발생할 수 있다는 점이다. 내생성의 문제가 발생할 수 있는 이유로는 적어도 두 가지를 들 수 있는데, 첫째, 재정적자의 연대 평균값을 사용하기 때문이다. 즉, 같은 기간 중의 재정적자와 물가상승률을 고려할 경우 재정적자가 물가상승을 유발하는지 아니면 반대로 물가상승이 재정적자를 유발하는지를 구분하기 어려운 것이다. 물론 이론적으로 볼 때 물가상승률이 높다고 해서 왜 재정적자가 더 커져야 하는지는 분명치 않으나, 이러한 내생성의 가능성이 있을 때에는 시차변수를 사용하는 방법을 생각해볼 수 있다. 따라서 본장에서는 앞의 두 가지 분류방법에 더하여 추가적으로 금기가 아닌 이전 10년 동안의 재정적자를 기준으로 하여 국가들을 분류해보기로 한다. 둘째, 물가상승과 재정변수가 모두 제3의 변수에 의해서 결정되는 경우에도 내생성의 문제가 발생한다. 만일 그 제3의 변수가 정치적 성숙도와 같이 각 나라별로 고정되어 있다면 시차값을 사용하더라도 내생성의 문제가 해결되지 않는다. 이때에는 국가고정효과를 제거하기 위하여 모든 변수를 각 국가별 평균으로부터의 편차로 정의하는 방법을 사용할 수 있다. 평균으로부터의 편차를 사용한 결과도 아래에서 보고하기로 하겠다.

<표 1>에는 일단 내생성의 문제를 무시하고 두 집단간의 물가상승률 및 여타 관련변수들을 단순히 비교한 결과가 나타나 있다. 먼저 물가상승률을 보면 정부부채를 기준으로 하건 재정적자를 기준으로 하건 재정이 불건전한 나라의 물가상승률이 더 높음을 알 수 있다. 또한 이러한 패턴은 평균값과 중위값 모두에서 관찰되고 있으므로 이 결과가 몇몇 극단적인 관측치에 의해서 발생한 것은 아니라고 할 수 있다. 한편 본원통화 증가율과 재정적자의 화폐화지수를 보더라도 유사한 결과가 관찰된다. 화

화폐지수는 앞에서 설명한 대로 국가별 재정적자와 본원통화 증가율 간의 상관관계로 정의된다. 그런데 재정적자는 음의 값으로 표기되므로 재정적자의 화폐화가 심할수록 상관관계는 더 낮은 값을 가지게 된다.

다음으로 재정적자의 시차값을 사용하여 재정상태를 분류한 결과가 <표 2>에 나타나 있다. 즉 <표 2>는 1970년대(1980년대)에 재정적자가 높았던 나라와 그렇지 않았던 나라간에 1980년대(1990년대)의 물가상승률이 실제로 얼마나 서로 다른가를 보여준다. <표 2>의 결과는 <표 1>의 결과와 크게 다르지 않은데, 이는 재정적자의 국가별 차이가 연도와 상관없이 상당히 지

<표 1> 재정건전도에 따른 그룹별 물가상승률의 비교

정부부채 기준

	재 정 건 전				재 정 불 건 전			
	중위값	평 균	표준편차	관측치수	중위값	평 균	표준편차	관측치수
물가상승률	8.59	18.47	24.28	32	10.12	21.03	29.97	33
통화량 증가율	12.07	16.31	16.12	35	15.70	28.47	55.59	36
화폐화지수	0.00	-0.03	0.34	36	-0.18	-0.13	0.28	36

재정적자 기준

	재 정 건 전				재 정 불 건 전			
	중위값	평 균	표준편차	관측치수	중위값	평 균	표준편차	관측치수
물가상승률	10.12	17.05	20.01	75	11.29	25.80	38.31	68
통화량 증가율	14.04	20.32	19.65	77	15.38	28.19	48.64	75
화폐화지수	-0.04	-0.04	0.37	75	-0.11	-0.10	0.38	75

〈표 2〉 내생성의 문제 : 시차값을 사용한 경우

	재 정 건 전				재 정 불 건 전			
	중위값	평 균	표준편차	관측치수	중위값	평 균	표준편차	관측치수
물가상승률	10.44	18.27	25.08	78	11.25	22.53	31.89	74
통화량 증가율	13.35	19.37	24.64	83	14.90	25.64	43.70	79
화폐화지수	-0.03	-0.05	0.37	80	-0.13	-0.09	0.36	79

〈표 3〉 내생성의 문제 : 국가고정효과를 제거한 경우

정부부채 기준

	재 정 건 전				재 정 불 건 전			
	중간값	평 균	표준편차	관측치수	중간값	평 균	표준편차	관측치수
물가상승률	-1.11	-0.86	6.03	32	0.49	2.47	11.03	33
통화량 증가율	-2.94	-2.34	7.79	35	-0.08	4.89	35.36	36

재정적자 기준

	재 정 건 전				재 정 불 건 전			
	중간값	평 균	표준편차	관측치수	중간값	평 균	표준편차	관측치수
물가상승률	-0.81	0.06	11.33	74	0.36	2.34	11.97	69
통화량 증가율	-1.93	-2.42	11.93	76	0.25	4.45	26.31	76

속적임을 암시한다. 즉, 1970년대(1980년대)에 재정적자가 높았던 나라는 1980년대(1990년대)에도 여전히 다른 나라에 비해 높은 재정적자를 유지하는 경향이 있는 것으로 보인다.

마지막으로 〈표 3〉에는 국가고정효과를 제거하기 위하여 모

은 변수를 국가별 평균으로부터의 편차로 정의한 경우의 결과가 나타나 있다. <표 3>을 보면 재정이 건전한 경우에는 물가상승률이나 통화량 증가율이 대체로 음의 값을 가지고 그 반대의 경우에는 대체로 양의 값을 가짐을 알 수 있다. 즉, 한 나라 안에서 재정이 상대적으로 더 불건전한 시기에는 물가상승률이나 통화량증가율이 더 높게 나타나는 것이다. 화폐화지수는 앞에서 설명된 대로 각 나라별로 일정하므로 평균으로부터의 편차가 정의되지 않는다.

이상의 결과를 요약하면, 재정적자 및 정부부채는 물가 및 통화량에 대하여 식 (4')가 시사하는 바와 대체로 일치하는 효과를 가지는 것으로 나타난다. 기존의 OECD 자료를 이용한 분석에서는 이러한 재정변수의 효과가 관찰되지 않았으나, 이는 OECD 국가의 경우 재정악화를 향후의 세수 확대나 정부지출 삭감 등을 통하여 재정 자체적으로 해결하려는 노력이 수반되었기 때문인 것으로 보인다. 그러나 대부분의 개도국과 같이 세수기반이 취약한 경우에는 재정악화에 대한 손쉬운 해결방안으로서 통화발행에 부분적으로 의존할 요인이 있을 것이다. <표 1>부터 <표 3>까지의 결과는 이러한 예상과 대체로 일치한다.

(3) 횡단면 회귀분석

여기서는 일반적인 회귀분석의 방법을 통해서도 비슷한 결과가 얻어지는가를 확인해보기로 한다. 단 앞에서도 언급되었듯이 개도국의 재정 및 물가자료에는 측정오차와 극단적인 outlier 등의 문제가 있으므로 일반적인 회귀분석을 통하여 얻어진 자료에 큰 비중을 두기는 어렵다. 극단적인 outlier들을 일단 제거한 다음 분석을 할 수도 있을 것이나, 실제로 Stata를 이용하여 outlier를 제거한 결과 지나치게 많은 변수들이 탈락되었다. 따라

서 이하에서는 <표 1>부터 <표 3>까지에 사용된 자료를 그대로 사용하기로 한다.

먼저 <표 1>에 상응하는 방정식들을 추정한 결과가 <표 4>에 나타나 있다. 종속변수로는 물가상승률, 통화량증가율, 그리고 화폐화지수가 사용되며 설명변수로는 GDP 대비 재정적자와 정부부채의 비율이 사용된다. <표 1>에서와 마찬가지로 모든 종속변수와 재정적자는 1980년대와 1990년대의 평균으로 주어지며 정부부채는 각 연대의 초기값으로 주어진다. 한편 <표 1>에서 국가들의 재정상태를 분류할 때 각 연대별 중위값을 기준으로 사용하였으므로, 그에 상응하는 추정을 위하여 기간 더미를 또한 추가적인 설명변수로 사용한다. 그러나 기간 더미는 대부분의 경우 유의하지 않은 것으로 추정되었으며 또한 본장의 주요 관심이 아니므로 표에는 나타나 있지 않다. <표 4>의 결과를 보면 대체로 <표 1>과 일치하는데 정부부채와 재정적자는 모두 예상되는 부호를 가지며 또한 대부분의 경우 유의하게 추정된다. 물가상승률과 통화량증가율에 대한 재정적자의 계수가 음수인 이유는 재정흑자는 양수로 그리고 재정적자는 음수로 표기되기 때문이다. 한편 화폐화지수는 앞에서 설명된 대로 값이 작을수록 재정의 화폐화 정도가 심함을 의미하므로 정부부채와 재정적자의 계수가 다른 두 종속변수의 경우와 반대의 부호를 가진다.

<표 4>의 결과는 통계적으로만이 아니라 경제적으로도 유의하다고 할 수 있다. 예를 들어 열 (1)과 (3)의 추정결과에 의하면 GDP 대비 정부부채의 비율이 10%포인트 증가할 경우 장기적으로 물가상승률은 약 1.5~2%포인트 상승하게 됨을 의미한다. 즉, 10%포인트의 부채상승 중 약 8~8.5%는 재정긴축 혹은 추가차입을 통하여 충당되고 나머지는 통화량확대 및 물가상승을 통하여 조정됨을 의미한다.

<표 4> 회귀분석 결과

종속변수	물가상승률		통화량 증가율		화폐화지수	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
정부부채	0.20 (2.24)		0.16 (1.45)		-0.002 (-1.88)	
재정적자		-1.82 (-2.95)		-1.38 (-2.39)		0.012 (2.01)
R^2	0.08	0.06	0.03	0.04	0.07	0.03

<표 5> 기타 회귀분석 결과

종속변수	물 가 상 승 률				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
정부부채	0.17 (1.90)			0.06 (1.96)	
재정적자		-1.45 (-2.31)			-0.66 (-1.55)
재정적자 시차 값			-0.84 (-1.54)		
성 장 률	-2.68 (-2.14)	-2.69 (-2.56)			
R^2	0.15	0.10	0.02	0.06	0.03

<표 5>에는 <표 4>를 조금씩 변형하여 추정한 결과가 나타나 있다. 그런데 종속변수를 물가상승률이 아닌 다른 변수들로 사용한 경우에는 추정결과가 상대적으로 덜 유의하게 나타나므로, <표 5>에는 물가상승률에 대한 결과만이 보고되어 있다. 먼저 열 (1)과 (2)에는 실질GDP 성장률이 설명변수로 추가되어 있는데, 이는 식 (4')의 좌변이 엄밀하게는 물가상승률이 아니라

명목GDP 성장률이기 때문이다. 따라서 물가상승률만을 좌변에 둘 경우 실질성장률의 마이너스 값이 우변에 포함되어야 한다. 열 (1)과 (2)에 의하면 실질성장률이 추가되는 경우에도 물가상승률에 대한 정부부채와 재정적자의 계수는 비교적 안정적으로 유지되는 것으로 나타난다. 또한 실질성장률의 계수가 유의하게 음의 값을 가지는 것으로 추정되는데 이 또한 예상과 일치하는 부분이다. 단 성장률과 물가상승률 간의 음의 상관관계는 성장률과 같은 다른 분야에서도 이미 널리 알려진 결과이며, 소위 내생성의 문제 때문에 두 변수 중 어느 것이 다른 것을 유발하는지는 분명하지 않다.

한편 열 (3)에서는 내생성의 문제를 줄이기 위하여 재정적자의 이전 10년간 평균값을 사용하였으며 열 (4)와 (5)에서는 모든 변수를 국가별 평균으로부터의 편차로 정의하였다. 추정결과를 보면 부호는 예상과 일치하나 대부분 통계적으로 유의하지는 않게 나타난다.

IV. 결론 및 시사점

본 연구에서는 재정적자 및 정부부채의 확대에 따른 거시경제적 부작용을 재정주의적 물가결정이론을 중심으로 살펴보았다. 재정주의적 물가결정이론이란 정부부채가 증가할 경우 향후 정부의 기초수지에 대한 예상에 따라 물가상승이 유발될 수 있다는 견해이다.

1980년 이후의 주요 선진국의 시계열자료를 이용하여 추정한 VAR모형의 충격반응패턴에 의하면 독일, 영국, 프랑스 등 선진

국에서 순부채의 증가는 물가상승이 아니라 기초수지흑자의 증대로 연결된 것으로 나타났다. 재정규율이 있다고 믿어지는 나라들에서 발견되는 이러한 결과는 미래의 기초수지의 변화를 감안하지 아니한 과거의 실증연구들이 재정적자 및 정부부채와 물가 및 통화량 간의 상관관계를 제대로 발견하지 못한 이유를 이해하는 데 도움을 줄 수 있는 것으로 판단된다. 특히 본 논문의 결과에 의하면 선진국 중에서도 재정의 규율이 상대적으로 느슨한 이탈리아와 스페인 등에서는 정부부채의 증가 후 물가가 상승하는 패턴을 보이고 있는데, 이러한 움직임은 기본적으로 재정주의적 견해와 일치하는 것으로 보인다.

또한 개도국에 대한 횡단면분석에서는 재정적자와 물가 사이에서 보다 직접적인 상관관계를 발견할 수 있었다. 이는 개도국의 경우 재정적자의 누적을 재정 자체적으로 해결할 수 있는 능력이 상대적으로 부족함에 따라 부분적으로나마 통화발행에 의존하였기 때문인 것으로 해석된다. 본 연구의 추정결과에 의하면 개도국에서 GDP 대비 정부부채가 10%포인트 증가할 경우 물가상승률은 장기적으로 약 1.5~2%포인트 확대되는 것으로 나타난다.

그러나 본 논문의 실증분석은 몇 가지 한계를 가지고 있다. 첫째, 본 논문에서는 충격반응의 패턴이 재정주의적 견해와 대체적으로 일치함을 관찰하였을 뿐, 재정주의적 견해가 시사하는 반응식상의 제약을 정식으로 검정한 것이 아니며 또한 추정된 결과의 표준오차가 상당히 크므로 이에 기초하여 강한 주장을 내리기에는 어려운 점이 있다. 둘째, 어떤 요인이 재정건전화 또는 재정규율에 대한 믿음을 형성하는지에 대해서 보다 명확한 기준이 설정될 필요가 있을 것이다. 이는 향후의 연구에서 추가로 다루어져야 할 것이나 아마도 유럽국가들의 통화통합을 위한 조약 체결, 미국의 중장기지출에 대한 예산통제법안의 제정, 중앙은행

의 독립성 등 구체적으로 정부를 구속하는 법적 조치가 재정규율에 대한 믿음을 확보하는 확실한 후보가 아닌가 생각된다. 또한 최근의 우리나라와 관련하여서는 시장규율의 확립정도도 중요할 것으로 보인다. 어떠한 이유에서든지 정부에 의한 사적부채의 탕감은 재정부담을 확대시킬 것이기 때문이다. 구조개혁의 궁극적인 목적은 재정지출을 유발하는 요인들을 해소하고 중장기적으로 재정수입의 원천이 되는 성장 잠재력을 높이기 위한 것이므로, 정부의 구조개혁의 수행능력과 의지가 재정수지에 대한 예상을 결정하는 데 중요한 변수가 될 것이다.

이러한 분석의 한계에도 불구하고 본 논문의 결과는 일단 정부부채에 일정한 상한이 존재함을 시사하는 것으로 보인다. 만일 Ponzi Game이 가능하다면 정부부채는 어떤 값이든지 취할 수 있을 것이며 따라서 물가상승이나 재정흑자를 통하여 정부의 실질부채부담을 줄이려고 노력할 필요도 없을 것이다. 그러나 OECD 국가들은 직접적인 재정개혁을 통하여 정부부채를 삭감하려는 노력을 기울여 왔으며 개도국들은 부분적으로 물가상승을 통하여 실질부채부담에 대응하여 왔다. 이러한 사실은 곧 Ponzi Game의 가능성이 현실적으로 크지 않음을 시사하는 것으로 판단된다. 우리나라의 GDP 대비 국가채무의 비율은 아직은 다른 나라에 비해 낮은 편이나 외환위기 이후 급속히 증가하는 추세에 있다(표 6 참조). 특히 정부지불보증 채무나 통안증권 등을 포함할 경우에는 정부부채의 규모 자체도 아주 낮다고 할 수만은 없는 수준이다. 더욱이 구조적 적자요인과 공적자금의 계속적인 사용 등으로 정부부채는 앞으로도 계속 증가할 가능성이 높은 것으로 보인다. 만일 이러한 정부부채의 증가추세가 지속된다면 결국은 국민의 조세부담이 증가하거나 아니면 물가상승이 유발될 수밖에 없을 것이다.

〈표 6〉 우리나라 국가채무의 추이

(단위 : 조원, %, 연말 기준)

	1985	1990	1992	1994	1995	1996	1997	1998	1999
국가채무	14.2 (17.5)	24.5 (13.7)	31.0 (12.6)	34.4 (10.6)	35.6 (9.4)	36.8 (8.8)	50.5 (11.1)	71.4 (16.1)	89.7 (18.5)
총국채 ¹⁾	21.5 (26.4)	31.7 (17.7)	44.7 (18.2)	47.8 (14.8)	50.7 (13.4)	44.4 (10.6)	63.5 (14.0)	143.4 (32.3)	171.2 (35.4)
통화안정증권	0.5 (0.6)	15.2 (8.5)	20.3 (8.3)	25.3 (7.8)	25.8 (6.8)	25.0 (6.0)	23.5 (5.2)	45.7 (10.3)	51.5 (10.6)
총국가부채 ²⁾	22.0 (27.1)	44.8 (25.1)	60.3 (24.5)	70.4 (21.8)	74.4 (19.7)	67.4 (16.1)	79.1 (17.4)	175.5 (39.5)	215.3 (44.5)

주 : 1) 정부보증부담행위 포함.

2) 중앙은행 보유 국채 및 정부보증 유가증권 제외.

3) () 안의 수치는 GDP 대비 비율.

자료 : 재경부, 『재정통화금융』, 각호 ; 한국은행, 『조사통계월보』, 각호.

▷ 참고문헌 ◁

고영선, 「재정적자가 저축과 물가에 미치는 영향」, 『KDI정책연구』, 2000. I · II, 2000.

_____, 「재정건전성 조기회복을 위한 대책」, 『KDI 경제전망』, 제16권 제3호, 1999.

김준경 · 문우식 · 김세현, 「통화의 공급경로가 인플레이션에 미치는 영향: 현재 한국은행 대출정책에 미치는 시사점」, 『한국개발연구』, 제15권 제4호, 한국개발연구원, 1993 겨울.

김준일 · 신인석 · 임원혁, 「경제구조조정:평가 및 향후 과제」, 심포지엄자료, 2000. 12. 8.

- 대외경제정책연구원, 「미 경제 장기호황의 원인분석과 향후 전망 및 세계경제의 불안요인 평가」, 1999. 5.
- 심상달, 「동태적 정부예산제약과 물가」, 『한국개발연구』, 제10권 제1호, 한국개발연구원, 1988 봄.
- 황성현, 「재정·통화정책의 적정관계에 대한 고찰: 재정우위 모델에 의한 실증적 분석」, 『KDI정책연구』, 제13권 제4호, 1991. 12.
- _____, 「재정정책의 거시경제적 효과에 대한 실증적 연구(I)」, KDI정책연구자료 92-06, 1992. 1.
- Aiyagari, R. and M. Gertler, "The Backing of Government Debt and Monetarism," *Journal of Monetary Economics* 16, 1985, pp.19~44.
- Ball, Elmendorf, and Mankiw, "The Deficit Gamble," *Journal of Money, Credit, and Banking* 30(4), Nov. 1998, pp.699~720.
- Dewald, William G., "Federal Deficits and Real Interest Rates: Theory and Evidence," *Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review* 68, Jan. 1983, pp.20~29.
- Doan, T., R. Litterman, and C.A. Sims, "Forecasting and Conditional Projection Using Realistic Prior Distributions," *Econometric Reviews*, Vol. 3, 1984, pp.1~100.
- Dwyer, Gerald P., "Inflation and Government Deficits," *Economic Inquiry* 20, July 1982, pp.315~329.
- Elmendorf, Douglas W. and N. Gregory Mankiw, "Government Debt," NBER Working Paper Series No. 6470, March 1998.
- Evans, Paul, "Do Large Deficits Produce High Interest Rates?"

- American Economic Review* 75, March 1985, pp.68~87.
- Kaminsky, Garciela L. and Carmen M. Reinhart, "The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems," *American Economic Review* 89, June 1999.
- Leeper, Eric M., "Equilibria Under 'Active' and 'Passive' Monetary and Fiscal Policies," *Journal of Monetary Economics* 27, February 1991, pp.129~147.
- OECD, "Economic Surveys: United States," 1998-1999.
- _____, "Economic Surveys: Republic of Korea," 1999.
- Patinkin, Don, *Money, Interest and Prices*, 2d. ed., New York: Harper and Row, 1965.
- _____, "Money and Wealth: A Review Article," *Journal of Economic Literature* 7, 1969, pp.1140~1160.
- Plosser, Charles I., "Government Financing Decisions and Asset Returns," *Journal of Monetary Economics* 9, May 1982, pp.325~352.
- Sargent, T.J. and N. Wallace, "Some Unpleasant Monetarist Arithmetic," *Quarterly Review of the Minneapolis Federal Reserve Bank*, Fall 1981, pp.1~17.
- Sargent, Thomas J., "The Ends of Four Big Inflations," Robert E. Hall(ed), *Inflation: Causes and Effects*, The University of Chicago Press, 1982.
- _____, *Macroeconomic Theory*, 2nd edition, Academic Press, 1987.
- Shim, Sangdal, "Inflation and the Government Budget Constraint: International Evidence," University of Minnesota Ph.D.

thesis, 1984.

Sims, C.A. "Identifying Policy Effects," in Ralph Bryant et al. (eds.), *Empirical Macroeconomics for Interdependent Economies*, Washington, DC: Brookings, 1988, pp.305~321.

_____, "A Simple Model for Study of the Determination of the Price Level and the Interaction of Monetary and Fiscal Policy," *Economic Theory* 4, 1994, pp.381~399.

_____, "Inflation as a Fiscal Phenomenon: A New Look at the Interaction of Monetary and Fiscal Policy," Unpublished lecture note, 1995.

Stiglitz, Joseph "The Korean Miracle, Growth, Crisis and Recovery Accomplishments of the Past, Challenges of the Future," Keynote Speech at International Conference on Economic Crisis and Restructuring in Korea, December 1999.

United States Government Printing Office, Washington, "Economic Report of the President," 1999. 2.

Wood, M. Optinum, "Quarterly Theory of Money," in Freedman B. Harnof(ed.), *Handbook of Monetary Economics*, Vol. II, Amsterdam : North Holland, 1990.

Woodford, M., "Monetary Policy and Price Level Determinacy in a Cash-in-advance Economy," *Economic Theory* 4, 1994, pp.345~380.

_____, "Price-level Determinacy without Control of a Monetary Aggregate Carnegie-Rochester-Conference-Series-on-Public Policy, 43(0), December 1995, pp.1~16.

<부표 1>

<특 일>

Impulse Response to One S.D. innovation of 5 Variables' VAR

Period	Response of SNGNFL		Response of NLD		Response of NLD	
	to SLGNFL	to SLGDP	to SLGNFL	to SLGDP	to SLGNFL	to SLGDP
1	0.053584 (0.00869)	0 0	-0.358732 (0.10524)	0 0	-0.001521 (0.00121)	0 0
2	0.036248 (0.01347)	0.010206 (0.0034)	0.041607 (0.10843)	-0.067292 (0.03107)	-0.00158 (0.00184)	0.001877 (0.00043)
3	-0.009162 (0.01775)	0.022227 (0.00559)	0.153259 (0.08883)	-0.078063 (0.02808)	-0.006168 (0.00282)	0.003883 (0.00082)
4	-0.052231 (0.02115)	0.030273 (0.00685)	0.185597 (0.0826)	-0.043577 (0.02599)	-0.011502 (0.00394)	0.005109 (0.0012)
5	-0.084606 (0.02697)	0.032139 (0.00835)	0.14086 (0.08323)	-0.001509 (0.0247)	-0.015718 (0.00521)	0.005343 (0.00153)
6	-0.102067 (0.03459)	0.029445 (0.01019)	0.057458 (0.07916)	0.026554 (0.02401)	-0.01791 (0.00648)	0.004895 (0.00183)
7	-0.105858 (0.04164)	0.024998 (0.01194)	-0.020969 (0.06949)	0.035808 (0.02228)	-0.018185 (0.00755)	0.004206 (0.00207)
8	-0.10083 (0.04678)	0.021014 (0.01303)	-0.069573 (0.06066)	0.031428 (0.01949)	-0.017241 (0.00828)	0.003603 (0.00221)
9	-0.092423 (0.04962)	0.0185 (0.01316)	-0.085142 (0.05533)	0.021472 (0.01672)	-0.015869 (0.00862)	0.003228 (0.00222)
10	-0.084555 (0.05016)	0.017435 (0.0125)	-0.077872 (0.05091)	0.01228 (0.01503)	-0.014626 (0.00864)	0.003068 (0.00214)

주 : () 안은 Monte Carlo Integration 방식으로 계산된 standard errors임.

<부표 2>

<이 탈 리 아>

Impulse Response to One S.D. innovation of 5 Variables' VAR

Period	Response of SNGNFL		Response of NLD		Response of NLD	
	to SLGNFL	to SLGDP	to SLGNFL	to SLGDP	to SLGNFL	to SLGDP
1	0.028149 (0.00457)	0 0	0.381364 (0.28543)	0 0	0.002796 (-0.00189)	0 0
2	0.015172 (0.00589)	0.001364 (0.0018)	0.070243 (0.25207)	0.150128 (0.08433)	0.003617 (0.0033)	0.001415 (0.00058)
3	0.011695 (0.00577)	0.002822 (0.0024)	0.002299 (0.18494)	0.189818 (0.0952)	0.003254 (0.00407)	0.003268 (0.00131)
4	0.009762 (0.00584)	0.004489 (0.00273)	-0.010171 (0.13801)	0.163004 (0.08075)	0.002719 (0.00419)	0.004686 (0.00183)
5	0.008225 (0.00593)	0.005779 (0.00285)	-0.004141 (0.11811)	0.102762 (0.06143)	0.002292 (0.00339)	0.005293 (0.00199)
6	0.006988 (0.00602)	0.006329 (0.00277)	0.008011 (0.10902)	0.037656 (0.05795)	0.002047 (0.00353)	0.005094 (0.00186)
7	0.006055 (0.00613)	0.006109 (0.0026)	0.019414 (0.09622)	-0.012695 (0.06766)	0.001964 (0.00326)	0.004329 (0.00162)
8	0.005384 (0.00623)	0.005324 (0.00244)	0.026367 (0.07716)	-0.039648 (0.07281)	0.001977 (0.00309)	0.003325 (0.00149)
9	0.0049 (0.00621)	0.004279 (0.00238)	0.027863 (0.05648)	-0.044072 (0.06718)	0.002015 (0.00292)	0.002369 (0.00151)
10	0.00452 (0.00603)	0.003255 (0.00236)	0.024861 (0.04004)	-0.032792 (0.05396)	0.002021 (0.00269)	0.001644 (0.00154)

주 : () 안은 Monte Carlo Integration 방식으로 계산된 standard errors임.

Impulse Response to One S.D. innovation of 5 Variables' VAR

Period	Response of SNGNFL		Response of NLD		Response of NLD	
	to SLGNFL	to SLGDP	to SLGNFL	to SLGDP	to SLGNFL	to SLGDP
1	0.034443 (0.00559)	0 0	-0.290669 (0.12655)	0 0	0.005687 (0.00159)	0 0
2	0.034599 (0.00856)	-0.000281 (0.00531)	0.081285 (0.15534)	0.434755 (0.11493)	0.006593 (0.00215)	0.002994 (0.00133)
3	0.025467 (0.01027)	-0.00592 (0.00773)	-0.039839 (0.108)	0.109085 (0.11765)	0.005275 (0.00222)	0.00327 (0.00188)
4	0.021599 (0.01138)	0.000953 (0.00969)	-0.029684 (0.08841)	0.007115 (0.10238)	0.004628 (0.00231)	0.004641 (0.00231)
5	0.017947 (0.01178)	0.008915 (0.01144)	-0.028122 (0.0792)	-0.073656 (0.09672)	0.003927 (0.00233)	0.005576 (0.00261)
6	0.014692 (0.01154)	0.015737 (0.01256)	-0.016246 (0.06824)	-0.102582 (0.09337)	0.003294 (0.00225)	0.006052 (0.00274)
7	0.011608 (0.01077)	0.019755 (0.01294)	-0.004554 (0.05574)	-0.101001 (0.08898)	0.002721 (0.00211)	0.00602 (0.00272)
8	0.008835 (0.00961)	0.020854 (0.01265)	0.005116 (0.04429)	-0.080325 (0.08315)	0.002237 (0.00193)	0.005599 (0.0026)
9	0.006502 (0.00827)	0.01959 (0.01188)	0.011313 (0.0352)	-0.052 (0.07545)	0.001853 (0.00173)	0.004941 (0.00241)
10	0.004693 (0.00694)	0.016828 (0.01084)	0.014047 (0.02884)	-0.024038 (0.06685)	0.001569 (0.00155)	0.004198 (0.0022)

주 : () 안은 Monte Carlo Integration 방식으로 계산된 standard errors임.

■ 논 평

차 백 인

(한국금융연구원)

이 논문은 선진국과 개발도상국의 자료를 이용하여 ‘정부부채 수준이 높거나 정부의 재정긴축 의지가 실현될 가능성이 낮을 경우 재정확대가 불가상승을 유발한다’는 재정우위론을 선진국 그룹에 대해서는 자기회귀(Vector Autoregression: VAR) 모형을 이용하여, 그리고 개발도상국 그룹에 대해서는 단일방정식 모형을 이용하여 분석하고 있다.

선진국에 대한 분석의 가장 중요한 결과는 재정규율이 있다고 기대되는 경우 재정적자와 정부부채의 일시적 증가가 물가에 별 영향을 주지 않는다는 것이다. 이는 실제 ‘어떤 요인이 재정규율을 형성하게 하는가’라는 중요한 문제를 제기할 수 있다. 즉, 재정규율은 과연 어떻게 정의되는가, 특정 국가에서 그렇게 정의된 재정규율의 존재 여부를 어떤 방법론을 통해 알 수 있는가, 정의된 재정규율이 있기만 하면 무조건 그런 기대가 형성되는가, 정의된 재정규율이 존재하지 않더라도 다른 요인에 의해 그런 기대가 형성되는가 등의 문제가 제기될 수 있다.

저자들이 사용한 실증모형은 본 주제에 대해 매우 유효한 모형으로 판단된다. 그러나 이 논문의 가장 중요한 결론의 타당성이 모형에 대한 일부 부과조건 및 결과의 통계적 유의성으로 인해 다소 의심받을 수 있는 가능성이 있다. 우선 선진국의 경우로서 분석결과의 중요한 부분이 이탈리아의 경우인데, 이탈리아는 포르투갈의 경우와 달리 순부채 충격에 대한 물가 반응이 그다

지 크지 않을 뿐 아니라 횡축, 즉 0을 포함한 구간(band) 내에 있어 “순부채가 증가한 즉시 물가가 올랐다.”는 저자들의 다소 강력한 주장에 대해 증거력이 부족한 면이 있다. 개도국의 경우에도 가장 중요한 결과 중의 하나가 <표 4>의 물가상승률 방정식에서의 정부부채의 계수인데 R^2 가 0.08에 불과하다. 이는 일반적인 경제자료를 이용한 회귀분석의 경우와 비교하면 극히 낮은 수치인데 개도국에 대한 저자들의 주장을 뒷받침하기에 부족한 면이 있다.

실증분석의 모형과 관련해서는 다음과 같은 문제점들이 지적될 수 있다.

우선 선진국에 대한 VAR모형은 20년간의 연간자료를 사용함에 따라 심각한 자유도(degrees of freedom) 문제에 직면하고 있는데, 이러한 상황하에서는 저자들이 사용한 방법처럼 시차검증 없이 시차를 1로 고정시킬 것이 아니라 베이지안 사전제약(Bayesian prior)을 사용하는 것이 더 좋은 방법이다. Bayesian prior를 쓸 경우 자유도는 (표본의 개수 - 설명변수의 개수)에서 (표본의 개수 - 결정변수(deterministic variable)의 개수)로 늘어나므로 over-parameterization 문제를 쉽게 해결할 수 있는 장점이 있다. 아울러 베이지안 사전제약을 사용할 경우 [그림 5]와 [그림 6]보다 더 완만한(smooth) 충격반응함수를 얻을 수 있다.

한편 선진국 VAR모형에서 기초수지의 예상이 중요성을 가지므로 실질GDP가 포함되는 것은 의미가 있다 할지라도 장기이자율은 이 연구의 목적상 별로 필요가 없어 보이는데 이를 제외한 4변수 VAR을 고려해 볼 수 있을 것이다. 이 연구에서는 장기이자율을 포함하였으므로 물가의 반응으로부터 사후의 실질이자율이 변화하는지, 즉 채권시장이 어느 정도 효율적인지에 대한 설명이 추가될 수 있을 것이다.

아울러 개도국의 경우 자료수집의 문제상 선진국 경우와 달리 외채를 포함한 총부채를 사용했으며, 재정적자와 총부채에 대해 수준값(level) 대신 GDP 대비 비율을 사용했는데, 결과의 의미가 선진국의 경우와 달라질 것이다.

전체적으로 본 연구는 재정우위론에 대한 기존의 다양한 (그리고 상충되는 결론을 제시하고 있는) 문헌들에 대해 대세를 결정지을 만한 획기적인 증거를 제시하고 있지는 못하지만 우리나라 정부부채 문제에 대한 일반적인 인식이 높아지는 환경 속에서 대단히 시의적절한 연구라고 판단된다. 우리나라의 경우 어느 기준으로 보나 향후 재정부담이 더욱 커질 것으로 예상되므로, 관련 연구를 통해 우리나라 정부부채와 향후 재정기초에 대한 예상 및 재정정책 방향에 대한 정책제언이 있기를 기대한다.

신 인 석

(본원 연구위원)

중앙은행이 발권력을 지니게 된 이래 통화규율과 재정규율은 동전의 양면이 되어 왔다. 또한, 그 결과 양대 거시정책의 규율을 어떻게 얻어낼 것인가 하는 문제는 거시경제학의 가장 오래되고 중요한 주제로 자리를 잡아왔다. 특히 실천적 측면에서 의미를 지니온 문제는 재정규율과 통화규율의 상대적 중요성이다. 한편에서는 재정규율에 대한 경제주체의 신뢰를 확립하지 않고는 통화규율이 달성될 수 없음을 주장한다. 이 논문에서 소개하고 있는 재정주의적 견해가 바로 그것이다.

실체에 있어서의 역사전개는 재정주의적 견해보다는 통화규율을 우선적으로 세우는 쪽이었다고 생각된다. 중앙은행의 독립성 확보의 바람직함은 이제 모든 정치권에서 받아들이고 있고 이에

따른 법제적 변화는 재정규율 확립을 위한 제도적 장치의 마련보다 광범위하게 진행되고 있다. 또한 80년대에서 90년대 초반 기록적인 정부부채의 증가에도 불구하고 인플레이션을 잡는 데 성공한 미국 Fed의 경험은 많은 사람들에게 통화규율의 독자적 달성의 가능성마저 시사하였던 것으로 생각된다. 그러나 ‘과연 그러한가?’ 이 논문의 깊은 문제의식은 여기에 있는 것으로 읽힌다. 기본적으로 정당하고 우리나라의 최근 거시추이를 감안할 때 시의적절한 문제의식이라고 평가된다.

이와 같은 문제의식하에 이 논문은 다음의 두 가지 실증적 발견을 제시한다. 첫째, OECD 국가들의 경험에 의거할 때 재정의 건전성과 물가안정은 결국 같은 방향으로 움직여 온 것으로 보인다. 둘째, 개발도상국 자료에 의거할 때 상대적으로 재정규율이 약하다고 생각되는 나라의 경우 재정건전성의 추가적인 약화는 물가안정을 저해하는 것으로 보인다. 그리고 이상은 재정규율에 대한 신뢰가 없이는 물가안정 달성이 어려움을 시사하는 것으로 저자들은 해석하고 있다.

이러한 실증분석과 관련하여 평가는 기본적으로는 저자들의 해석에 동의하면서, 몇 가지 아쉬운 점을 지적하고자 한다. 첫째, OECD 국가자료 분석의 경우 20년에 걸친 연간자료가 VAR로 분석되고 있어 계량적인 문제점이 있지 않은가 의구심이 있다. 몇몇 충격반응함수의 모습을 보면 안정성(Stationarity)이 결여된 듯한 느낌이 있으며, 이는 추정치들의 일치성(Consistency)을 의심하게 한다. 둘째, 개도국들의 경우 재정건전성과 물가가 상관관계를 보이고 있으나 이것이 과연 재정규율에 대한 신뢰부족에 기인한 것인지 아니면 단순히 재정규율의 부족과 통화규율의 부족이 동시에 나타나고 있어서인지 주어진 분석만으로는 판단하기가 어렵다. 즉, 재정규율 미흡의 통화규율 미흡으로의 인

과관계가 검증된 것으로 보기는 어렵다는 생각이다.

물가안정은 경제주체의 예상에 의존하며 그래서 정책당국에 대한 신뢰가 핵심이다. 그러므로 사실 문제가 되는 것은 재정규율의 중요성 자체보다도 재정규율에 대한 신뢰를 얻기 위해서는 어떠한 장치가 필요한가 또는 과연 통화규율 확립을 위한 장치(중앙은행의 독립성 등) 이외에 추가적인 재정규율 확보를 위한 장치가 필요한가에 대한 답일 것이다. 이 논문은 아직 여기에는 미치지 못하고 있으나, 결국 재정수지의 건전화와 물가안정이 병행되었다는 점의 발견은 그 자체로 시사하는 바가 많다고 평가된다.