

구조적 재정수지의 추정

고영선 — 본원 연구위원

필자는 본 논문의 초고를 읽고 훌륭한 논평을 주신 익명의 두 검토자에게 감사를 드린다.

ABSTRACT

The structural balance is obtained by neutralizing the impact of economic cycles on the actual balance. It is often used as an indicator of the long-term stability of government finance and as a measure of fiscal stance. Many countries nowadays produce and report the estimates of their structural balances regularly, and the IMF recently advised the Korean government to adopt this practice for better fiscal transparency.

This paper surveys the methodologies employed by the OECD secretariat and the IMF to estimate structural balances and apply them to the Korean data. It then computes the fiscal impulse indicator (FI) and suggests a decomposition of FI into the changes in structural expenditures and revenues. In addition, primary and operational balances are estimated.

The estimated series of structural balances, one by the OECD methodology and the other by the IMF, show no sizable difference from each other. These series also follow the actual series of budget balance quite closely. The latter characteristic stems from two factors, namely the rather small GDP gap and the rather small size of the tax revenue as a share of GDP.

The impulse indicator estimated for the last three decades indicates that the fiscal stance in Korea contributed to smoothing the economic cycles in about half of the times. In particular, the fiscal tightening in the early 1980s to reduce inflation resulted in a pro-cyclical movement in fiscal stance as did the expansionary policy in the early 1990s. The overall performance, however, is not bad when compared with those of other countries.

I. 구조적 재정수지의 의미

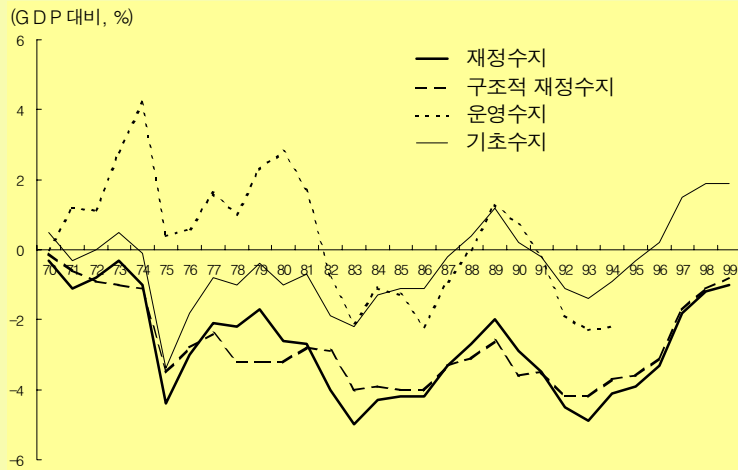
주지하는 바와 같이 재정수지는 경기변동에 민감하게 반응한다. 경기가 호황국면에 있을 때에는 그렇지 않을 때보다 조세수입이 증가하고 실업급여 등이 감소하여 재정수지가 개선되며, 반대로 경기가 침체국면에 있을 때에는 그렇지 않을 때보다 조세수입이 감소하고 실업급여 등이 증가하여 재정수지가 악화된다. 따라서 재정수지 그 자체만 가지고는 현재의 재정정책기조에 대한 적절한 판단을 내리기는 어렵다. 예를 들어, 일시적인 경기침체로 인해 재정적자가 발생하였다고 하여 재정정책이 확장적으로 운영되고 있다거나 재정운영이 불건전하게 이루어지고 있다고 말할 수는 없다. 또 반대로 일시적인 경기호황으로 인해 대규모 재정흑자가 발생하였다고 하여 재정정책이 긴축적으로 운영되고 있다거나 재정운영이 건전하게 이루어지고 있다고 말할 수는 없다.

재정정책의 기조와 재정운영의 건전성을 판단하기 위해서는 재정수지 가운데 경기변동에 기인하는 부분만큼을 제외하고 살펴볼 필요가 있다. 재정수지 가운데 경기변동에 따른 수입 및 지출의 자동적인 증감 부분을 제외하였을 때 얻어지는 재정수지를 구조적 재정수지(structural budget balance)라 한다.

[그림 1]은 G7 국가의 재정수지와 구조적 재정수지를 보여준다.¹⁾

1) [그림 1]에는 구조적 재정수지와 더불어 기초수지 및 운영수지도 제시되어

[그림 1] G7 국가의 재정수지



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

구조적 재정수지는 경기상황에 따라 재정수지를 상회하기도 하고 하회하기도 하면서 재정수지보다는 작은 변동폭을 보여 온 것으로 나타나 있다. 이는 물론 경기요인에 따른 재정수지의 변화분이 제거되었기 때문이다.

구조적 재정수지는 재정정책의 기조나 재정운영의 건전성을 판단하는 기준이 된다. 먼저 재정정책의 기조와 관련하여 구조적 재정수지는 재정정책의 확장기조와 긴축기조를 판단하는 지표가 될 수 있다. 즉, 구조적 재정수지가 흑자를 보일 때에는 재정이 경제 전체의 총수요를

있다. 이에 대해서는 다음에 설명하기로 한다.

감소시키기 위해 긴축기조를 견지하고 있다고 판단하게 된다. 그리고 반대로 재정수지가 적자를 보일 때에는 재정이 총수요를 증가시키기 위해 확장기조를 견지하고 있다고 판단하게 된다. 또한 구조적 재정수지가 전년에 비해 증가할 때에는 재정정책이 전년에 비해 긴축적으로 운영되고 있다고 판단하며, 반대로 전년에 비해 감소할 때에는 재정정책이 전년에 비해 확장적으로 운영되고 있다고 판단하게 된다.²⁾

다음으로 구조적 재정수지는 재정운영의 건전성에 대해서도 시사점을 제공할 수 있다. 예를 들어, 전체 재정수지가 적자를 보이고 있다 하더라도 구조적 재정수지가 흑자를 보일 때에는 재정이 건전성 측면에서 큰 문제가 없다고 판단하게 된다. 만일 구조적 재정수지 흑자가 앞으로도 유지된다면 경기가 회복되었을 때 전체 재정수지는 흑자로 전환될 것이며, 경기국면 전반에 걸쳐서는 평균적으로 흑자가 나타날 것이기 때문이다. 그리고 반대로 전체 재정수지가 흑자를 보이더라도 구조적 재정수지가 적자를 보일 때에는 재정이 건전성 측면에서 문제의 소지를 안고 있다고 판단하게 된다.

대부분의 나라에서는 구조적 재정수지를 추정하여 국민들에게 공표하고 있다(U.S. Government[2000], HM Treasury[1998] 등). 또한 IMF와 OECD에서도 주기적으로 각국의 구조적 재정수지를 추정하여 발표하고 있다(IMF[2001a], OECD[2001]). 이는 전체 재정수지만으로는 재정정책에 대한 충분한 정보가 제공되기 어렵기 때문이다. 반면 우리나라의 경우 정부가 공식적·주기적으로 구조적 재정수지를 추정·발표하고 있지는 않으며, 지금까지 일부 연구자(문형표[1991] 등)가 일시적인 추정결과를 발표하였을 뿐이다. 최근 IMF가 우리나라의 재정투명

2) IMF의 재정충격지수(Fiscal Impulse Indicator; FI)는 이러한 목적에서 작성된다. 이에 대해서는 아래에서 자세히 설명하기로 한다.

성 개선을 위한 권고사항 중의 하나로서 구조적 재정수지의 추정·공표를 제시한 바 있다(IMF[2001b]).³⁾ 따라서 우리나라에서도 구조적 재정수지의 추정방법론을 정립하고 이를 활용하여 구조적 재정수지를 매년 추정·발표할 필요성이 매우 높다고 판단된다.

물론 구조적 재정수지를 추정하는 데에는 여러 가지 어려움이 따른다. 이러한 어려움은 개념상의 어려움과 실행상의 어려움으로 구분하여 볼 수 있다. 먼저 개념적 측면에서 구조적 재정수지는 매우 단순한 것처럼 보이지만 실제로는 그리 단순한 개념이 아니다. 이것은 재정수지 가운데 어느 만큼을 경기변동에 기인한 것으로 보아야 하며, 어느 만큼을 정부의 정책적 요인에 기인한 것으로 보아야 하는가를 판단하기가 쉽지 않기 때문이다.

예를 들어, 다음과 같은 두 경우를 생각해 보자. 첫째 경우는 조세수입이 경기변동에 대해 별달리 반응하지 않기 때문에 정부가 경기변동에 대처하여 매년 세율을 변화시키는 경우이다.⁴⁾ 이 경우 구조적 재정수지는 세율변화에 따른 조세수입의 변화분만큼 매년 변하게 된다. 그리고 둘째 경우는 조세수입이 스스로 경기변동에 충분히 신축적으로 반응하고 있고, 이에 따라 정부가 굳이 매년 세율을 변화시킬 필요를 느끼지 않고 있는 경우이다.⁵⁾ 이 경우 구조적 재정수지는 매년 별로 변하지 않으면서도 전체 재정수지는 첫 번째 경우와 비슷한 폭으로 변할

3) The budget should report information on the structural or cyclically adjusted balances ... (p.13).

4) 극단적인 예로서 인두세의 경우 세수는 경기변동과 무관하게 결정될 것이다.

5) 예를 들어, 소득세의 한계세율이 매우 누진적인 모습을 띠고 있고, 평균적인 소득상승에 대해 소득구간(income bracket)이 자동적으로 조절되지 않는다면 경기변동에 대한 소득세 수입의 민감도는 높게 나타날 것이다.

수 있다. 이 두 경우에 재정이 경제에 미치는 영향은 별로 다르지 않지만 구조적 재정수지는 전혀 다른 모습을 보이게 된다. 그리고 구조적 재정수지만을 통해 재정정책의 기조나 재정운영의 건전성을 비교하면 잘못된 결론에 도달할 수 있다.

개념적 측면에서 구조적 재정수지에 대해 제기되는 또 다른 비판은 구조적 재정수지만으로 재정이 거시경제에 미치는 영향을 파악할 수는 없다는 것이다. 이는 재정수입과 재정지출이 경제에 미치는 영향이 각각 다르기 때문이다. 일례로 단순한 IS-LM모형에서는 재정지출과 재정수입이 같은 금액만큼 증가할 때 재정수지는 변하지 않지만 총수요는 재정지출만큼 증가하게 된다.⁶⁾ 사실 이 문제는 구조적 재정수지에 국한된 문제가 아니라 모든 종류의 재정수지에 적용되는 문제이다.

구조적 재정수지를 추정하는 과정에서 발생하는 실행상의 어려움은 개념상의 어려움보다 더 크다. 구조적 재정수지를 계산하기 위해서는 먼저 국내총생산(GDP) 가운데 경기변동에 따른 변화분을 제외할 필요가 있다. 이러한 변화분을 제외하였을 때의 GDP를 통상 잠재GDP(potential GDP)라 부른다. 그리고 GDP에 대한 수입탄력성 및 지출탄력성을 고려하여 잠재GDP상에서의 수입과 지출을 계산하여 그 차이로써 구조적 재정수지를 구하게 된다.

잠재GDP는 관측 가능한 변수가 아니기 때문에 다양한 통계적 기법을 적용하여 이를 추정하게 된다. 문제는 적용되는 기법이나 추정기간 등에 따라 추정된 잠재GDP가 크게 달라질 수 있다는 것이다. 달리 표현하면 잠재GDP 추정치의 신뢰구간이 일반적으로 매우 넓다는 것이다. 이에 더하여 수입탄력성 및 지출탄력성의 추정과정에서도 오차가

6) 구조적 재정수지의 개념과 관련된 제반 논의는 Mackenzie(1989), Blanchard(1990) 등을 참조하라.

발생하므로, 최종적으로 도출되는 구조적 재정수지는 상당한 추정오차를 포함하고 있을 수밖에 없다. 따라서 실제 정책기조의 평가 등에 구조적 재정수지를 사용할 때에는 이 점을 염두에 두어야 할 것이다.

이러한 여러 가지 문제점에도 불구하고 구조적 재정수지는 그 유용성이 높다고 판단되기 때문에 현재에도 널리 사용되고 있다. 따라서 가능한 한 추정오차를 줄일 수 있도록 추정방법을 지속적으로 보완·개발해야 할 것이다. 아래에서는 먼저 II장에서 OECD와 IMF의 구조적 재정수지 추정방법을 살펴본 후에, III장에서 우리나라의 구조적 재정수지를 추정하기로 한다. IV장에서는 구조적 재정수지 이외에 재정정책기조를 판단하는 유용한 지표로 사용되고 있는 기초수지와 운영수지를 논의한다. V장은 요약 및 결론으로 이루어져 있다. 부록에서는 잠재GDP의 추정방법을 자세히 논의한다.

II. OECD와 IMF의 구조적 재정수지 추정방법

1. OECD의 추정방법

OECD의 구조적 재정수지 추정방법은 Muller and Price(1984), Price and Muller(1984), Giorno et al.(1995), OECD(1999), van den Noord(2000) 등에 설명되어 있다. 이 가운데 초기의 논문들과 후기의 논문들은 잠재GDP의 추정이나 구조적 재정수지의 추정 등에 있어 다소 다른 방법을 사용하고 있다. 아래에서는 가능한 한 최근의 방법론을 중심으로 설명을 제공하고자 한다.

먼저 잠재GDP의 추정에 있어 Giorno et al.(1995)는 생산함수방식을 택하고 있다. 즉, Y 를 민간부문 GDP⁷⁾라 하고, N 을 민간부문 고용, K 를 민간부문 자본스톡, E 를 총요소생산성, α 를 평균 노동분배율(labor share)이라 하고, 소문자는 로그값들을 의미한다고 할 때, 민간부문의 생산함수는 다음과 같이 정해진다.

$$(1) \log Y = \alpha \log N + (1 - \alpha) \log K + \log E.$$

$$(2) y = \alpha n + (1 - \alpha)k + e.$$

α 를 외생적으로 결정한 후, 식 (2)로부터 e 를 계산하고, 여기에 Hodrick-Prescott 필터를 적용하여 e 의 추세값 e^* 를 구한다. 그리고 e^* 및 잠재고용량 n^* 를 식 (2)에 대입하여 식 (3)과 같이 민간부문 잠재GDP의 로그값 y^* 를 구한다.

$$(3) y^* = \alpha n^* + (1 - \alpha)k + e^*.$$

여기에서 n^* 는 다음 식 (4)에 따라 계산된다.

$$(4) N^* = LFS(1 - NAWRU) - EG.$$

식 (4)에서 LFS 는 평탄화된 경제활동인구(근로연령인구 \times 추세적 경제활동참가율), $NAWRU$ 는 임금상승을 가속화시키지 않는 실업률(non-accelerating wage rate of unemployment), EG 는 정부부문의 고용량을 의미한다.

7) 이때 Y 는 실질GDP를 의미한다. 이하의 논의에서 Y 가 실질GDP를 의미하는지 아니면 경상GDP를 의미하는지는 문맥에 따라 분명할 것이므로 굳이 이를 그때그때 밝히지 않도록 한다.

NAWRU는 다음 식 (5)에 기초하여 추정한다.

$$(5) \Delta^2 \log W = -\gamma(U - NAWRU), \quad \gamma > 0.$$

식 (5)에 따르면 U (실제 실업률)가 $NAWRU$ 보다 클 때에는 $\Delta \log W$ (임금상승률)가 감소하며, 반대로 U 가 $NAWRU$ 보다 작을 때에는 $\Delta \log W$ 가 증가하고, U 가 $NAWRU$ 와 같을 때에는 $\Delta \log W$ 가 변하지 않게 된다. 식 (5)에서 계수 γ 는 먼저 $NAWRU$ 가 상수라는 가정하에 다음 식 (6)을 통해 추정된다.

$$(6) \gamma = -\Delta^3 \log W / \Delta U.$$

그리고 이렇게 구한 γ 를 식 (5)에 대입하여 다음 식 (7)과 같이 $NAWRU$ 를 추정한다.

$$(7) NAWRU = U - (\Delta U / \Delta^3 \log W) \times \Delta^2 \log W.$$

마지막으로 $NAWRU$ 의 값들을 살펴보고 지나치게 크거나 작은 값들을 자의적으로 조정하여 최종적으로 $NAWRU$ 의 추정값을 제시한다.⁸⁾

민간부문과 정부부문을 포함하는 경제 전체의 잠재GDP는 민간부문의 잠재GDP에 정부부문의 잠재GDP를 더하여 구한다. 정부부문의

8) 물론 $NAWRU$ 를 통하지 않고 다른 방법을 통해 잠재고용량을 추정할 수도 있다. OECD의 최근 보고서(Richardson et al.[2000])는 $NAWRU$ 가 아닌 $NAIRU$ (non-accelerating inflation rate of unemployment)의 추정방법을 제시하고 있다. 이에 대해서는 <부록>에서 설명하기로 한다. 현재 OECD에서 잠재GDP를 추정할 때 과거와 같이 $NAWRU$ 를 사용하고 있는지 아니면 $NAIRU$ 를 사용하고 있는지는 불확실하다.

잠재GDP는 정부부문의 실제 부가가치 생산액과 같다고 가정한다.

이와 같이 잠재GDP를 구한 후에는 이를 활용하여 구조적 재정수지를 계산하게 된다. 구조적 재정수지 B^* 는 세목별 구조적 조세수입 T_i^* 의 합에서 구조적 경상지출 G^* 및 자본지출 CS 를 뺀으로써 구해진다.

$$(8) B^* = \sum T_i^* - G^* - CS.$$

구조적 조세수입 및 구조적 경상지출은 잠재GDP에 각각의 탄력성을 적용하여 추정한다.

$$(9) \frac{T_i^*}{T_i} = \left[\frac{Y^*}{Y} \right]^{\alpha_i}, \quad \frac{G^*}{G} = \left[\frac{Y^*}{Y} \right]^{\beta}.$$

조세탄력성 α_i 는 법인세, 개인소득세, 간접세, 사회보장세의 네 가지 조세항목에 대해 각각 다음과 같은 방법으로 구한다. 먼저 개인소득세와 사회보장세의 GDP 탄력성을 구하기 위해서는 소득계층별 세율 및 소득분포에 관한 자료로부터 총소득에 대한 탄력성을 구한 후에, GDP에 대한 고용 및 임금의 탄력성을 곱하여 구한다. 법인세 및 간접세의 경우에는 Chouraqui et al.(1990)의 결과를 그대로 사용하였는데, Chouraqui et al.(1990)는 OECD의 거시경제모형(INTERLINK)을 통해 탄력성을 추정하였다.

지출탄력성 β 도 유사한 방식으로 구한다. 즉, 오쿤계수(Okun coefficient)의 역수로서 GDP에 대한 실업률의 탄력성을 구하고, 여기에 실업률에 대한 실업급여의 탄력성과 실업급여가 전체 경상지출에서 차지하는 비중을 구하여 β 를 구한다.

G7 국가의 조세탄력성 및 지출탄력성에 대한 최종적인 추정결과

는 <표 1>과 같다. 법인세의 탄력성은 모든 국가에서 2.0 이상의 높은 수치를 보이고 있으며, 개인소득세의 탄력성은 대부분 1.0 이상이고, 간접세의 탄력성은 모두 1.0이고, 사회보장세의 탄력성은 대부분 1.0 이하이다. 그리고 지출탄력성은 절대값이 매우 작아 재정지출은 경기변동에 그리 민감하게 반응하지 않음을 알 수 있다.

<표 1> G7 국가의 조세탄력성 및 지출탄력성

	법인세	개인소득세	간접세	사회보장세	지출
미 국	2.5	1.1	1.0	0.8	-0.1
일 본	3.7	1.2	1.0	0.6	-0.1
독 일	2.5	0.9	1.0	0.7	-0.2
프 랑 스	3.0	1.4	1.0	0.7	-0.1
이탈리아	2.9	0.4	1.0	0.3	0.0
영 국	4.5	1.3	1.0	1.0	-0.1
캐 나 다	2.4	1.0	1.0	0.8	-0.3

자료 : Giorno et al.(1995).

최근 OECD(1999)는 탄력성을 전면적으로 다시 추정하였다. 기본적인 추정방식은 위와 동일하나, 보다 정교한 방법으로 각종 탄력성을 고려하여 최종적인 조세탄력성을 구하고 있다. 예를 들어, 법인세의 경우 Z 를 법인소득이라 하고 W 를 평균임금, N 을 근로자수라 할 때 탄력성은 다음과 같이 구한다.

$$\begin{aligned}
 (10) \quad \frac{\partial T}{\partial Y} \times \frac{Y}{T} &= \frac{\partial Z}{\partial Y} \times \frac{Y}{Z} = \frac{\partial(Y-WN)}{\partial Y} \times \frac{Y}{Z} \\
 &= \left[1 - \left(1 - \frac{Y}{Z} \right) \times \left(\frac{\partial N}{\partial Y} \times \frac{Y}{Z} \right) \times \left(1 + \frac{\partial W}{\partial N} \times \frac{N}{W} \right) \right] \times \frac{Y}{Z}.
 \end{aligned}$$

이렇게 구한 조세탄력성은 앞의 조세탄력성과 큰 차이를 보인다. <표 2>에서 법인세의 탄력성은 2.0 내외의 수준을 보이고 있으며 독일의 경우 0.8, 영국의 경우 0.6으로 매우 낮게 나타난다. 개인소득세의 경우에도 탄력성이 전반적으로 크게 낮아졌다.

<표 2> G7 국가의 조세탄력성 및 지출탄력성

	법인세	개인소득세	간접세	사회보장세	지출
미 국	1.8	0.6	0.9	0.6	-0.1
일 본	2.1	0.4	0.5	0.3	-0.1
독 일	0.8	1.3	1.0	1.0	-0.1
프 랑 스	1.8	0.6	0.7	0.5	-0.3
이탈리아	1.4	0.8	1.3	0.6	-0.1
영 국	0.6	1.4	1.1	1.2	-0.2
캐 나 다	1.0	1.2	0.7	0.9	-0.2

자료: OECD(1999).

이처럼 추정방식에 따라 탄력성이 크게 달라진다는 것은 앞 장에서 논의한 바와 같이 구조적 재정수지 추정치의 신뢰도를 낮추는 요인이 된다.

2. IMF의 추정방법

IMF에서 사용하고 있는 구조적 재정수지 추정방식은 OECD의 방식보다 훨씬 간단하나 몇 가지 비현실적인 가정에 기초하고 있다. IMF 방식에서는 먼저 기준연도(base year)를 설정한다. 기준연도는 실제

GDP와 잠재GDP가 유사한 수준에 있었던 해이다. 그리고 실제 재정수지로부터 '경기중립적 재정수지(cyclically neutral budget)'를 구하기 위해 두 가지 가정을 세운다. 첫째 가정은 실제GDP에 대한 조세수입의 탄력성이 일(1)이라는 것이며, 둘째 가정은 잠재GDP에 대한 재정지출의 탄력성이 일(1)이라는 것이다.

이러한 가정하에서 경기중립적 재정수지 B^n 는 다음과 같이 정의된다.

$$(11) \quad B^n = t_o Y - g_o Y^*.$$

여기에서 t_o 는 기준연도의 세수/GDP 비율 (T_o/Y_o), g_o 는 기준연도의 지출/GDP 비율 (G_o/Y_o)을 의미한다. 식 (11)에 따르면 조세수입이 실제GDP에 정비례하여 늘어나면 이를 경기중립적이라고 판단하게 된다. 마찬가지로 재정지출이 잠재GDP에 정비례하여 늘어나면 이를 경기중립적이라고 판단하게 된다.

이제 실제 재정수지 B 와 경기중립적 재정수지 B^n 사이의 차이를 다음 식 (12)에 따라 FIS로 정의하자.

$$(12) \quad B = B^n - FIS.$$

FIS는 재정기조지표(a measure of fiscal stance)로 사용된다. 즉, 조세수입이 GDP보다 더 빠른 속도로 늘어나 $B > B^n$, 즉 $FIS < 0$ 이 되면 그 원인이 어디에 있든지 상관하지 않고(예를 들어, 물가상승 때문인지 아니면 세율인상 때문인지를 불문하고) 이를 긴축적이라고 판단한다. 반대로 조세수입이 GDP보다 느리게 늘어나면 이를 확장적이라고 판단한다. 마찬가지로 재정지출이 잠재GDP보다 더 빠른 속도로

늘어나면 이를 확장적이라고 판단하며, 잠재GDP보다 느리게 늘어나면 이를 긴축적이라고 판단한다.

여기에서 긴축적·확장적이라는 것은 기준연도에 비해 긴축적·확장적이라는 의미이다. 기준연도의 경우 FIS 는 영(0)이 된다. 그리고 기준연도 이외의 연도에 있어 FIS 가 양(+)이라는 것은 그 해의 재정기조가 기준연도에 비해 확장적임을 나타내며, 음(-)이라는 것은 긴축적임을 나타낸다.

FIS 는 OECD 방식으로 계산되는 구조적 재정수지와 개념상 유사하다. 그러나 OECD 방식에서는 실제GDP와 잠재GDP가 유사한 해에도 구조적 재정수지가 양(+) 또는 음(-)의 값을 가질 수 있는 반면 FIS 는 기준연도에 항상 영(0)의 값을 갖는다는 차이가 있다. 또 식 (11)에서 보듯이 정의상 FIS 는 재정수지(B)와 반대방향으로 움직이고 재정적자($-B$)와 같은 방향으로 움직이는 경향을 가진다. 이에 반해 구조적 재정수지는 재정수지와 같은 방향으로 움직이는 경향을 가진다.

그러나 이보다 더 중요한 차이점은 OECD의 경우 재정장애를 구조적 재정수지에 포함시키는 반면 IMF에서는 이를 FIS 에 포함시키지 않는다는 데 있다(Schinasi[1986]). 다음 식 (13)은 실제 재정수지를 세 개의 항목으로 구분하여 보여준다.

$$(13) \quad B = (t_o Y^* - g_o Y^*) - t_o(Y^* - Y) - FIS.$$

식 (13) 우변의 첫째 항은 실제GDP가 잠재GDP와 같았을 경우의 재정수지이다. 이는 흔히 '재정장애(fiscal drag)'라 불린다. 예를 들어, $t_o > g_o$ 이고, 기준연도에 $B_o = T_o - G_o = t_o Y_o^* - g_o Y_o^* > 0$ 만큼의 흑자가 발생했다고 하자. 그러면 경제가 잠재성장률에 따라 성장함에

따라 $t_o Y^* - g_o Y^*$ 은 점점 더 큰 값이 된다. 즉, 조세정책이나 지출정책에 변화가 없음에도 불구하고 경제성장에 따라 재정수지는 커지게 된다.⁹⁾ 또 반대로 $t_o < g_o$ 라면 경제성장에 따라 재정수지는 작아지는 경향을 보이게 된다. 따라서 재정장애는 경제성장에 따라 자동적으로 발생하는 재정수지의 변화를 나타낸다.

식 (13) 우변의 둘째 항은 실제GDP가 잠재GDP와 다르기 때문에 발생하는 재정수지, 즉 경기요인에 의한 재정수지이다. 예를 들어, 실제GDP가 잠재GDP보다 크다면 $-t_o(Y^* - Y) > 0$ 이 되어 재정수지가 증가하게 된다.¹⁰⁾

OECD에서는 실제GDP와 잠재GDP 사이의 차이에 기인하는 조세수입과 재정지출의 변화분만을 전체 재정수지에서 차감하여 구조적 재정수지를 계산하므로 재정장애가 구조적 재정수지에 포함된다. 즉, 재정장애가 정부의 정책적 의지에 따라 결정된다고 보는 것이다. 반면 IMF에서는 재정장애가 정책적 의지와는 무관하게 결정되는 것으로 간주한다.

한편 실제로 FIS를 계산할 때 IMF는 실업급여를 FIS에서 제외하고 있다. 실업급여를 UIB 라 하고, $g_o^A = (G_o - UIB_o)/Y_o$ 라 정의하자. 그러면 식 (13)은 다음 식 (14)와 같이 변형되는데, IMF는 식 (14)를 이용하여 FIS를 계산하고 있다.

9) '재정장애'라는 이름은 이처럼 재정이 정책기조의 변화 없이도 총수요를 감축시키는 역할을 하는 데에 따라 붙여진 것으로 생각된다.

10) 식 (13)에서는 조세수입 측면만을 고려하여 경기요인에 의한 재정수지를 구하고 있으나 다음에 설명하듯이 실제로는 실업급여 등 지출 측면도 고려하여 FIS를 계산하고 있다.

$$(14) B = (t_o Y^* - g_o^A Y^*) - [t_o(Y^* - Y) + UIB] - FIS.$$

식 (14) 우변의 각 항이 갖는 의미는 앞서와 동일하다. 단지 조세 수입뿐 아니라 재정지출 측면에서도 경기요인을 고려하기 위해 실업급여를 식에 포함시켰을 뿐이다.

IMF에서는 FIS보다 재정충격지수 *FI*(fiscal impulse)를 더 많이 활용하고 있다. *FI*는 전년도의 *FIS*와 금년도의 *FIS* 사이의 차이를 의미한다. 많은 경우 *FI*는 식 (15)와 같이 GDP 대비로 표현된다.

$$(15) FI = \Delta(FIS/Y).$$

*FI*가 영(0)이라는 것은 전년도에 비해 재정기조가 중립적임을 의미한다. 그리고 *FI*가 양(+)이라는 것은 전년도에 비해 재정기조가 확장적임을 의미하며, *FI*가 음(-)이라는 것은 전년도에 비해 재정기조가 긴축적임을 의미한다. *FI*를 사용하는 이유는 재정정책이 거시경제에 미치는 영향을 파악하기 위해서 재정수지의 절대수준보다 전년도와의 차이를 살펴보는 것이 더 적합하다는 데 있다. 이는 조세수입과 재정지출 두 변수의 절대값보다는 각각의 전년도 대비 증가율을 살펴보는 것이 더 적절한 것과 마찬가지이다.¹¹⁾

이러한 IMF의 방식은 앞서도 언급하였지만 매우 단순하다는 장점을 지닌다. *FI* 또는 *FIS*를 계산하기 위해서는 잠재GDP에 대한 추정치만 필요하며, OECD 방식에서와 같이 각종 탄력성에 대한 추정치가 필요하지 않다. 물론 이는 IMF 방식의 단점이기도 하다. 즉, IMF 방식에서는 조세탄력성 및 지출탄력성이 일(1)이라고 가정하고 있는데, 이

11) *FI* 및 *FIS*에 대한 그 외의 논의는 Chand(1992), Schinasi and Lutz(1991) 등을 참조하라.

러한 가정은 비현실적인 것이다. 이처럼 가정함에 따라 IMF 방식에서는 조세탄력성 및 지출탄력성이 일(1)과 다름으로 인해 발생하는 조세 수입 및 재정지출의 변화가 모두 재정기조의 변화로 파악된다(Heller et al.[1986], p.4).

그러나 실제로 재정충격지수 FI 를 계산해 보면 OECD 방식과 IMF 방식은 큰 차이를 보이지 않는 것으로 보고된다(Schinasi[1986]).¹²⁾ 즉, 조세탄력성 및 지출탄력성이 일(1)이라는 가정은 FI 의 추정결과에 별다른 영향을 미치지 않는다는 것이다. 우리나라의 경우에도 그러한지는 다음 장에서 살펴보기로 한다.

마지막으로 IMF의 잠재GDP 추정방식을 살펴보기로 하자. IMF에서 잠재GDP의 추정은 각 나라마다 다른 방식을 택하고 있다. 이는 잠재GDP의 추정과 관련한 업무가 국가별 담당자(country desk)에게 맡겨져 있기 때문이다. 그러나 전반적으로 가장 많이 택하고 있는 방식은 생산함수방식인 것으로 보고되고 있다. 그리고 생산함수방식에 필요한 자본스톡 등의 자료가 마련되어 있지 않은 나라에서는 Hodrick-Prescott 필터를 활용하고 있는 것으로 알려져 있다(de Masi[1997], Hagemann[1999]).

3. 그 외의 추정방법

OECD와 IMF 외에 각국 정부는 자체적으로 자국의 구조적 재정수지를 추정·발표하기도 한다. 이하에서는 미국과 영국의 예를 살펴보기로 한다.¹³⁾

12) OECD 방식에서 재정충격지수는 구조적 재정수지의 차분변수로 구해진다.

13) 그 외 유럽집행위원회(European Commission)의 구조적 재정수지 추정방법

미국에서는 구조적 재정수지를 高수준고용 재정수지(high-employment budget balance) 또는 기준재정수지(standardized budget balance)라 부르고 있다. 구조적 재정수지의 추정은 20여년 전 de Leeuw et al.(1980)에 의해 방법론이 정립된 이후 지금까지도 의회예산국(CBO)과 연방준비이사회(Fed) 등에서 이 방법론을 사용하고 있다 (CBO[2001], Cohen and Follette[2000]).

미국의 구조적 재정수지 추정방법은 기본적으로 각 세목별 세입기반(tax base)이 GDP에서 차지하는 비중과, 세입기반에 대한 조세수입의 탄력성을 기초로 하고 있다. 예를 들어, 개인소득세의 경우 탄력성은 다음 식 (16)에 따라 계산된다.

$$(16) \quad E_{personal} = [E_n \times ngap + E_y \times ygap \times (1 + ngap)] / [ngap + ygap \times (1 + ngap)] \times E_{agi}.$$

여기에서 $E_{personal}$ 은 개인소득세 탄력성, $ngap$ 은 신고건수의 갭(gap), $ygap$ 은 신고건수당 조정총소득(adjusted gross income; AGI)의 갭, E_n 은 신고건수 변화에 대한 개인소득세의 탄력성, E_y 는 신고건수당 AGI의 변화에 대한 개인소득세의 탄력성, 그리고 E_{agi} 는 국민소득계정 기준 개인소득에 대한 AGI의 탄력성을 의미한다.

이처럼 미국의 구조적 재정수지 추정방법은 매우 복잡한 형태를 띠고 있기 때문에 실제로 이를 계산함에 있어 상당한 시간과 비용을 요구하며, 이는 이 방법의 단점 중의 하나로 지적되고 있다(Heller et al.[1986], p. 9).

미국의 구조적 재정수지 추정방법과 대비되는 것은 영국의 구조적

에 대해서는 Heller et al.(1986)를 참조하라.

재정수지 추정방법이다. 영국의 경우에는 매우 간단한 방법을 택하고 있다. 먼저 잠재GDP의 추정에 있어서는 복잡한 계량모형을 사용하지 않고 단순히 경기중점(mid-cycle)과 그 다음 경기중점의 GDP를 연결하여 추세선을 구하고 이를 잠재GDP로 설정하고 있다. 경기중점의 판단은 제조업 가동률 등 각종 경제지표를 바탕으로 주관적인 방법으로 이루어진다. 영국 재무부는 이러한 방법이 순수한 통계적 방법보다 훨씬 광범위한 정보(설문조사자료 등)를 활용한다는 측면에서 장점을 가진다고 밝히고 있다(HM Treasury[1998]).

영국에서는 구조적 재정수지를 추정하는 데 있어서도 재정수입과 재정지출, 그리고 재정수지를 GDP 갭에 회귀분석하는 방식을 사용하고 있다. 예를 들어, 경기변동조정 경상적자(CA net borrowing)는 금년의 GDP 갭(OG) 및 전년의 GDP 갭(OG_{-1})과 다음과 같은 관계를 갖는 것으로 추정된다.

$$(17) \text{ CA net borrowing} = \text{net borrowing} + 0.40 \text{ OG} + 0.30 \text{ OG}_{-1}.$$

위에서 설명한 OECD나 미국의 구조적 재정수지 추정방법에 비해 영국의 방법은 매우 간단하다는 장점을 가진다. 반면 어느 방법이 더 정확한 추정치를 낳는지에 대해서는 어느 누구도 확실한 판단을 내릴 수 없다. 잠재GDP나 구조적 재정수지는 기본적으로 관찰 불가능한 변수들이기 때문이다. 따라서 우리나라의 경우에도 구조적 재정수지 추정방법을 개발할 때에는 이러한 점을 고려할 필요가 있다고 생각된다.

Ⅲ. 구조적 재정수지의 추정

1. 잠재GDP의 추정

본고에서 잠재GDP는 Blanchard and Quah(1992)의 방법을 응용한 김준일·조동철(2000)의 방법에 따라 잠재GDP를 추정하였다. 잠재GDP의 추정방식에는 여러 가지가 있다. 김준일·조동철(2000)의 방법은 이 가운데 하나로서, 다른 방법에 비해 여러 가지 장점을 가진다.

그 장점으로서는, 첫째 추정에 필요한 자료가 실질GDP 및 GDP 디플레이터의 두 가지뿐이기 때문에 자본스톡, NAIRU(non-accelerating inflation rate of unemployment) 등 여타 변수를 추정할 필요가 없다는 것을 들 수 있다. 이러한 여타 변수들은 그 추정과정에서 오차가 발생하여 잠재GDP 추정치의 오차범위를 넓힌다. 둘째, 김준일·조동철(2000)의 방법은 추정결과의 안정성도 높은 편이다. 무엇보다도 표본기간의 종료시점이 변함에 따라 잠재GDP의 추정치가 별로 변하지 않는다는 특징을 갖는다. 예컨대, 경제위기 이후의 기간을 표본에 포함시키든 포함시키지 않든 경제위기 이전 기간의 잠재GDP는 유사하게 추정된다. 또한 모형의 구체적 형태(specification)에도 별달리 영향을 받지 않기 때문에 연구자의 주관적 판단이 개입할 여지가 크지 않다. 셋째, 추정방법이 비교적 간편하다. 이에 따라 신속하게 잠재GDP를 추정할 수 있다.

한편 김준일·조동철(2000)의 방법은 표본기간의 시작시점에 대해

서는 다소 민감하게 반응하는 것으로 나타난다. 이에 따라 본 논문에서는 일차적으로 표본기간을 1970년 1/4분기에서 2000년 4/4분기로 설정하였으나 표본기간을 1975년 1/4분기에서 2000년 4/4분기로 줄였을 경우의 구조적 재정수지 추정결과도 제시하였다. 잠재GDP 추정방법에 대한 자세한 논의는 <부록>에 제시되어 있다.

2. OECD 방법에 따른 추정결과

가. 구조적 수입의 추정

앞에서 살펴본 바와 같이 OECD에서는 각종 탄력성을 고려하여 구조적 수입을 추정하고 있다. 그러나 우리나라의 경우에는 자료의 제약으로 인하여 이러한 방식을 적용하기는 어렵다고 판단된다. 따라서 본고에서는 보다 단순한 방법을 택하였다. 이를 위해 먼저 다음과 같은 오차수정모형(error correction model) 형태의 회귀분석식을 설정하였다.

$$(18) \quad \Delta \log(T) = \alpha + \beta \Delta \log(Y) - \gamma(\log(T_{-1}) - \delta \log(Y_{-1})) + \varepsilon.$$

여기에서 T 는 세수, Y 는 경상GDP이다. 회귀분석을 통해 식 (18)의 계수추정치 $\hat{\alpha}$, $\hat{\beta}$, $\hat{\gamma}$, $\hat{\delta}$ 및 오차항 추정치 $\hat{\varepsilon}$ 를 구한다. 그리고 다음 식 (19)에 따라 구조적 조세수입 T^* 를 계산한다.

$$(19) \quad \Delta \log(T^*) = \hat{\alpha} + \hat{\beta} \Delta \log(Y^*) - \hat{\gamma}(\log(T^*_{-1}) - \hat{\delta} \log(Y^*_{-1})) + \hat{\varepsilon}.$$

식 (19)에서 Y^* 는 잠재 경상GDP이다. 잠재 경상GDP는 앞에서 구한 GDP 갭을 경상GDP(계절조정 이전의 원자료)에 적용하여 구하였다.

실제로 구조적 조세수입을 구할 때에는 두 가지 방법을 사용하였다. 첫째 방법에서는 중앙정부 통합재정 조세수입 전체(사회보장기여금 포함)를 T 로 설정하고 식 (19)를 통해 구조적 조세수입을 구하였다. 그 외 세외수입·자본수입·무상원조에 대해서는 구조적 수입과 실제의 수입이 같다고 가정하였다. 즉, 이들 수입의 경상GDP에 대한 탄력성은 영(0)이라고 가정하였다.

구조적 조세수입을 구하기 위한 둘째 방법에서는 소득세·법인세·부가가치세·특별소비세·관세에 대해 각각 식 (19)를 적용하여 각각의 구조적 조세수입을 구하였다. 단, 법인세의 경우 징세시차를 고려하여 다음 식 (20)과 같이 $\Delta \log(Y_{-1})$ 를 회귀식에 포함시켰다.

$$(20) \quad \Delta \log(T) = \alpha + \beta \Delta \log(Y) + \beta' \Delta \log(Y_{-1}) \\ - \gamma (\log(T_{-1}) - \delta \log(Y_{-1})) + \varepsilon.$$

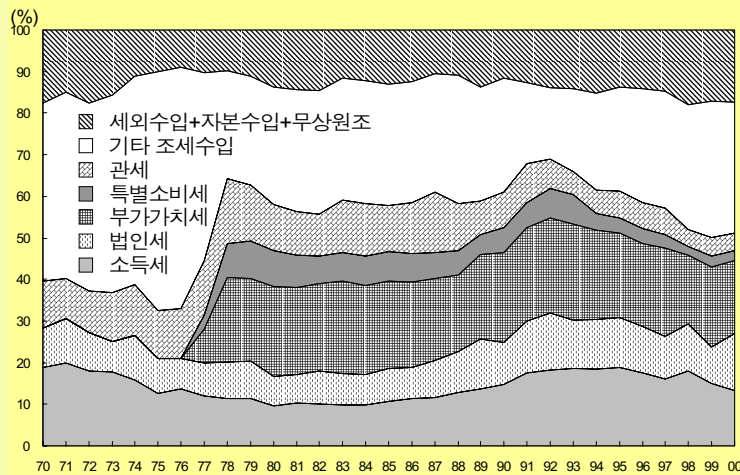
그리고 그 외의 세목(사회보장기여금 등)에 대해서는 경상GDP에 대한 탄력성이 일(1)이라고 가정하였다. 이는 각종 세목의 신설·폐지 및 세율의 변화가 빈번하였기 때문에 식 (35)를 통해 그 외 세목의 조세수입과 경상GDP간에 일정한 관계를 도출하기 어렵다고 판단하였기 때문이다. 예를 들어, 1990년대에 들어와 교통세가 신설되고 그 세율이 수시로 변해 왔으며, 국민연금 기여금의 경우 기여율이 3%에서 9%로 인상되고 제도의 적용범위도 지속적으로 확대되어 왔다. 따라서 회귀 분석 결과 이들 세수와 경상GDP간에 일정한 관계가 있는 것으로 나타

나더라도 이러한 관계는 거짓된 관계일 수 있다. 이는 기본적으로 우리가 단순히 회귀분석에 의해 조세탄력성을 구함에 따라 나타나는 문제점이다. 한편 세외수입·자본수입·무상원조에 대해서는 앞서서와 마찬가지로 탄력성이 영(0)이라고 가정하였다.

1977년에 부가가치세와 특별소비세가 신설된 이후 소득세·법인세·부가가치세·특별소비세·관세는 전체 통합재정 수입의 50~60%를 차지해 왔다(그림 2). 기타 조세수입은 20~30%를 차지해 왔으며, 1990년대에는 국민연금 기여금 증가, 교통세 신설 등에 따라 기타 조세수입의 비중이 늘어나는 추세에 있다. 세외수입·자본수입·무상원조는 10~20%를 차지해 왔다.

<표 3>은 회귀분석 결과를 보여준다. 추정된 계수값들은 대개 1% 수준에서 유의하며, R^2 값들도 대부분 만족스러운 수준에 있다. 통합재

[그림 2] 통합재정 수입의 구성



<표 3> 회귀분석 결과

	통합재정 조세수입	소득세	법인세	부가가치세	특별소비세	관세
α	-0.598 (0.300)**	-2.600 (0.784)***	-8.047 (1.912)***	-3.596 (0.447)***	-1.360 (0.502)***	-1.134 (0.641)**
β	1.123 (0.232)***	1.539 (0.563)***	1.394 (0.539)***	1.386 (0.313)***	2.417 (0.711)***	2.088 (0.665)***
β'			2.025 (0.396)***			
γ	0.235 (0.148)*	0.316 (0.089)***	0.942 (0.230)***	0.897 (0.066)***	0.608 (0.091)***	0.518 (0.125)***
δ	1.060 (0.074)***	1.371 (0.099)***	1.352 (0.051)***	1.058 (0.027)***	0.768 (0.069)***	0.805 (0.095)***
R^2	0.824	0.518	0.541	0.915	0.803	0.596
$D.W.$	1.153	2.539	1.098	1.147	1.707	1.255
표본기간	1974~2000	1978~2000	1978~2000	1978~2000	1978~2000	1978~2000

주: 1) 식 (18) 및 (20)을 추정한 결과.

2) () 안은 Newey-West 異分散性·自己相關調整(heteroskedasticity - autocorrelation consistent) 표준오차.

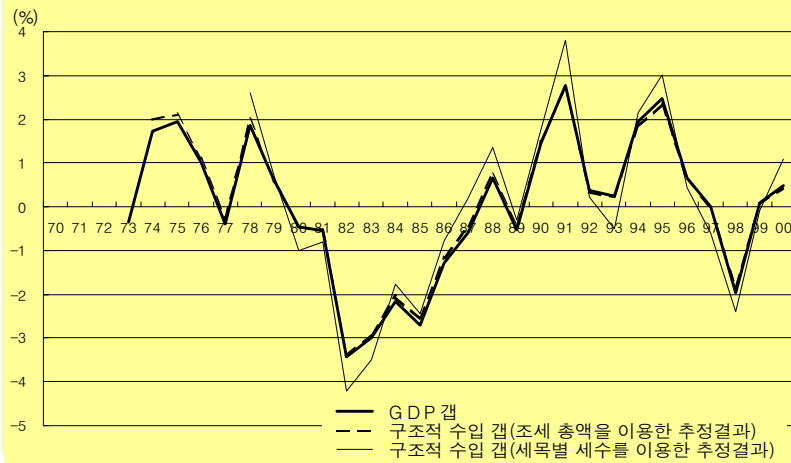
3) *은 10%, **은 5%, ***은 1% 수준에서 유의함을 의미.

정 조세수입의 경우 단기탄력성(β)은 1.12이고, 장기탄력성(δ)은 1.06이다. 소득세의 단기탄력성은 1.54, 장기탄력성은 1.37이다. 법인세의 금년 및 전년도 성장률에 대한 단기탄력성은 각각 1.39 및 2.03으로 추정되었고, 장기탄력성은 1.35이다. 부가가치세의 단기탄력성은 1.39, 장기탄력성은 1.06이고, 특별소비세의 단기탄력성은 2.42, 장기탄력성은 0.77이다. 마지막으로 관세의 단기탄력성은 2.09, 장기탄력성은 0.81로 추정되었다.

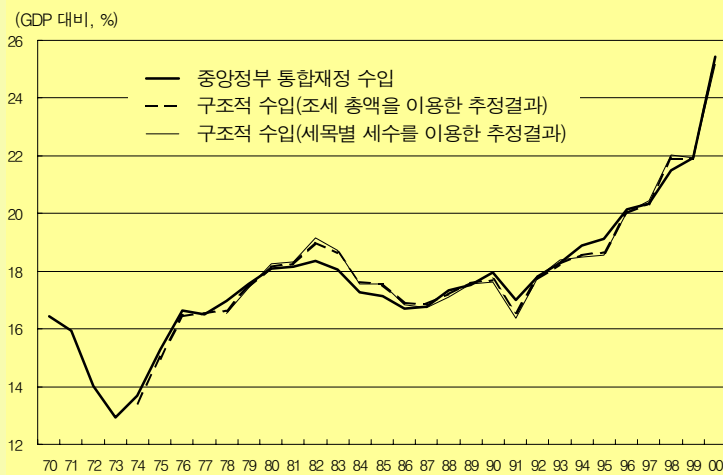
이러한 회귀분석 결과를 바탕으로 구조적 수입을 추정한 결과는 [그림 3] 및 [그림 4]에 제시되어 있다. [그림 3]은 구조적 수입의 갭(실제 수입과 구조적 수입의 차이를 구조적 수입으로 나눈 비율)을 보여준다. 조세 총액을 이용할 경우에는 구조적 수입의 갭이 GDP 갭과 거의 일치하는 모습을 보인다. 이는 <표 3>에서 보듯이 조세 총액의 장단기 GDP 탄력성이 일(1)과 크게 다르지 않기 때문이다. 반면 세목별 세수를 이용할 경우에는 구조적 수입의 갭이 GDP 갭보다 다소 큰 폭으로 움직이는 결과를 얻는다. 이는 세목별 조세수입의 GDP 탄력성이 대개 일(1)보다 큰 것으로 추정된 데 기인한다.

[그림 4]는 중앙정부 통합재정 수입과 구조적 수입의 GDP 대비 비율을 보여준다. GDP 대비 통합재정 수입은 1970년대중 평균 16% 수준에서 1980년대중 평균 18% 수준으로 상승했고 1990년대에 들어와서는

[그림 3] 구조적 수입 갭



[그림 4] 구조적 수입



가파르게 증가하고 있다. 특히 2000년 1년 동안 GDP의 3% 이상 증가하였다. 한편 구조적 수입은 1980년대 초에 실제 통합재정 수입을 상회하였다가 1990년대 초와 중반에는 실제 통합재정 수입을 하회하는 모습을 보이고 있다. 그리고 1998년에는 실제 통합재정 수입을 상회하였다.

그러나 전반적으로 구조적 수입과 실제 통합재정 수입 사이의 차이는 크지 않은 편이다. 차이가 가장 컸던 1982년에도 구조적 수입(세목별 세수 이용)과 실제 통합재정 수입 사이의 차이는 GDP의 0.8%에 불과하다. 이는 GDP 갭이 전반적으로 크지 않은 데에도 기인하지만, GDP 대비 통합재정 수입규모 자체가 크지 않은 데 더 큰 원인이 있다. 구조적 수입의 갭이 아무리 크더라도 통합재정 수입규모 자체가 크지 않다면 GDP 대비로는 구조적 수입과 실제 통합재정 수입 사이의 차이가 작아질 수밖에 없다.

나. 구조적 지출의 추정

구조적 지출을 추정하기 위해서는 경상GDP에 대한 실업급여의 탄력성을 계산해야 한다. 그러나 우리나라의 경우 고용보험이 1995년에 도입되어 실업급여의 역사가 매우 짧고, 더욱이 외환위기를 거치면서 제도가 급격히 변화했기 때문에 시계열분석으로는 실업급여의 탄력성을 계산하기 어려운 문제가 있다. 이에 따라 본고에서는 IMF의 방식을 따라 실제의 통합재정 지출에서 실업급여 전체를 제외한 액수를 구조적 세출로 설정하였다.

실업급여 금액은 <표 4>와 같다. 실업급여 금액은 제도도입 첫 해인 1995년에는 39억원에 불과하였으나 1999년에는 1.7조원으로 증가하였고, 2000년에는 실업률 감소 등으로 인해 약 1조원으로 감소하였다. 이러한 실업급여는 GDP 대비로 아직 극히 미미한 수준에 머물고 있는데, 예를 들어 1999년에도 GDP 대비 실업급여는 0.4%에 불과하였다.

<표 4> 실업급여 추이

(단위:10억원, %)

연 도	실 업 급 여	GDP 대비	중앙정부 통합재정 세출 및 순융자 대비
1995	3.9	0.0	0.0
1996	36.4	0.0	0.0
1997	168.9	0.0	0.2
1998	1,190.7	0.3	1.1
1999	1,696.8	0.4	1.4
2000	994.2	0.2	0.8

따라서 실업급여 전체가 경기적 요인에 기인한다는 가정은 구조적 재정수지의 추정결과에 별다른 영향을 미치지 않는 것으로 보인다. <표 1> 및 <표 2>에 제시된 바와 같이 외국의 경우에도 GDP에 대한 실업급여의 탄력성은 매우 낮아 실업급여가 구조적 재정수지의 추정결과에 큰 영향을 미치지 않고 있다.

다. 구조적 재정수지의 추정

이러한 과정을 거쳐 중앙정부 통합재정의 구조적 수입과 구조적 지출을 구한 후에는, 그 차이로서 중앙정부 통합재정의 구조적 재정수지를 구할 수 있다. 그리고 여기에 다음 식 (21)과 같이 비금융공기업(기업특별회계)의 재정수지를 더하여 공공부문의 구조적 재정수지를 구한다. 즉, 비금융공기업의 재정수지는 경기변동과는 무관하게 결정되는 것으로 가정한다.

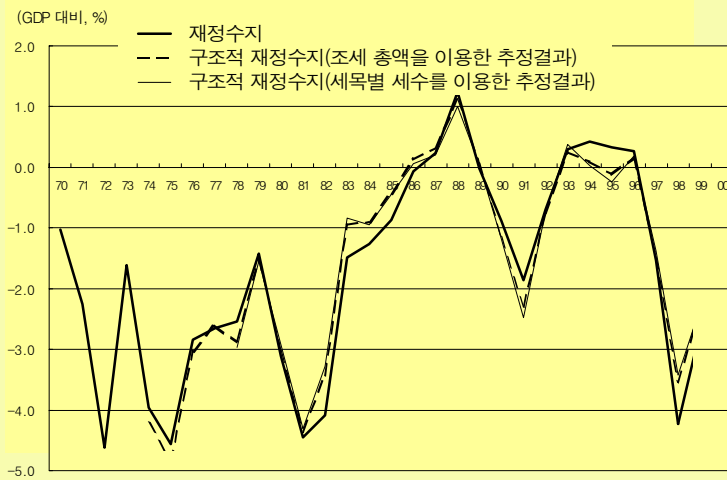
$$(21) \text{ 공공부문 구조적 재정수지} = \text{중앙정부 통합재정 구조적 수입} \\ - \text{중앙정부 통합재정 구조적 지출} + \text{NFC}$$

여기에서 NFC는 비금융공기업의 재정수지를 의미한다.

공공부문의 구조적 재정수지를 추정한 결과는 [그림 5]에 제시되어 있다. 먼저 조세 총액을 이용한 추정결과와 세목별 세수를 이용한 추정결과를 비교해 보면 큰 차이를 발견할 수 없다. 단지 후자의 결과가 경기변동에 다소 더 민감한 것으로 보일 뿐이다.

다음으로 실제 재정수지와 구조적 재정수지를 비교해 보면 전반적으로 실제 재정수지와 구조적 재정수지는 큰 차이를 보이지 않음을 알 수 있다. 이 차이는 앞의 설명에서 짐작할 수 있듯이 대부분 실제 수입과 구조적 수입 사이의 차이에 기인한다. 구조적 지출은 실제 지출과

[그림 5] OECD 방법에 따른 구조적 재정수지
(1970년 이후의 자료 사용)



거의 일치하기 때문이다. 실제 수입과 구조적 수입은 앞에서 살펴보았듯이 크지 않은 편이며, 따라서 실제 재정수지와 구조적 재정수지는 크지 않은 수준에 머물게 된다.

그럼에도 불구하고 구조적 재정수지는 그동안 재정정책의 기초를 파악하는 데 도움을 준다. 특히 1980년대 전반에 걸쳐 구조적 재정수지의 적자폭은 실제 재정수지의 적자폭보다 작았음을 알 수 있는데, 예를 들어 1982년의 경우 GDP 대비 실제 재정수지는 -4.08%였으나 GDP 대비 구조적 재정수지(세목별 세수를 이용한 추정결과)는 -3.27%로서 양자간에는 0.81%p의 차이가 있었다. 구조적 재정수지의 적자폭이 실제 재정수지의 적자폭보다 더 작았다는 것은 당시 우리 경제가 불황을 겪고 있었음을 의미한다. 그럼에도 불구하고 정부는 재정긴축을 단행하

여 구조적 재정수지의 적자폭을 급격히 줄여나갔으며, 1986년에는 마침내 GDP 대비 구조적 재정수지가 0.06%의 흑자를 보이게 되었다. 같은 해 실제 재정수지의 GDP 대비 비율은 -0.07%였다.

반면 1990~92년 기간중에는 경기호황에도 불구하고 확장적 재정정책이 실시되었다. 1991년의 경우 GDP 대비 실제 재정수지는 -1.86%였으며 구조적 재정수지는 -2.48%였고 양자간의 차이는 0.62%p였다. 이러한 확장적 재정정책은 당시 경기진폭을 더 크게 만들었을 가능성이 있다.

그 후 1994년과 1995년에는 GDP 대비 실제 재정수지가 0.4% 내외의 흑자를 보였으나 경기적 요인을 제외할 때에는 균형 또는 소규모 적자상태에 있었던 것으로 판단된다. GDP 대비 구조적 재정수지는 1994년 0.03%, 1995년 -0.23%였다.

외환위기를 전후한 1997~99년 기간중에는 구조적 재정수지가 실제 재정수지를 상회하고 있다. 1998년의 경우 GDP 대비 구조적 재정수지는 -3.42%, 실제 재정수지는 -4.22%로서 구조적 재정수지가 실제 재정수지를 0.80%p만큼 상회하였다. 이는 실제 재정적자 4.22% 가운데 0.80%p만이 경기적 요인에 기인함을 의미한다. 나머지는 공급 측면의 충격에 기인한 잠재GDP의 하락에 대처하여 재정지출 증가율을 둔화시키지 못한 결과 발생한 재정적자이다. 1998년 통합재정 수입은 3.5% 증가한 데 반해 지출은 15.1% 증가하였다(표 5).

물론 당시의 심각한 경기상황을 고려하면 지출증가율을 급격히 낮추는 것은 바람직하지 못한 선택이었을 것이다. 정부는 경기가 회복되기 시작한 1999년부터 지출증가율을 낮추어 나감으로써 2000년에는 재정흑자를 달성하였다. 지출증가율은 1999년 4.8%, 2000년 6.9%였으며, 이에 따라 GDP 대비 구조적 재정수지는 각각 -2.34%, 0.99%로 개선

<표 5> 통합재정 추이

(단위 : 조원, %)

	1996	1997	1998	1999	2000	2001 (예산)
통합재정수지 (GDP 대비)	1.1 (0.3)	-7.0 (-1.5)	-18.8 (-4.2)	-13.1 (-2.7)	6.5 (1.3)	-0.4 (-0.1)
지 출 (증 가 율) (GDP 대비)	84.4 (18.0) (20.2)	100.3 (18.8) (22.1)	115.4 (15.1) (26.0)	121.0 (4.8) (25.1)	129.3 (6.9) (25.0)	142.5 (10.2) (25.7)
수 입 (증 가 율) (GDP 대비)	85.5 (17.5) (20.4)	93.4 (9.2) (20.6)	96.7 (3.5) (21.8)	107.8 (11.6) (22.3)	135.8 (26.0) (26.3)	142.1 (4.6) (25.6)

되었다.

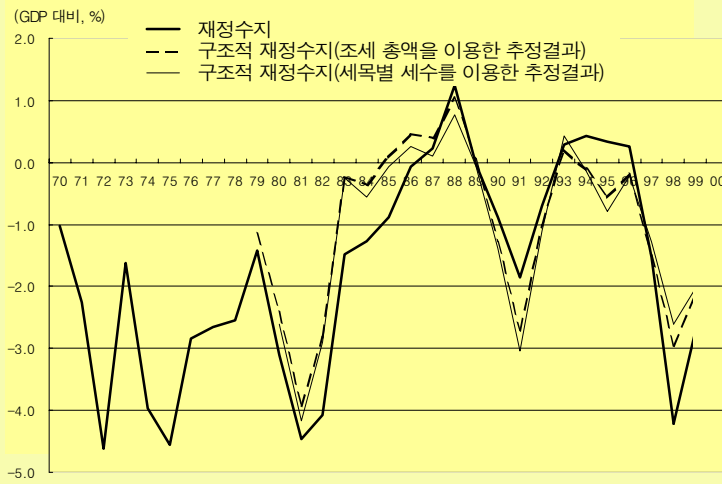
한편 1975년 이후의 자료를 사용하여 잠재GDP를 추정하고, 이를 기초로 구조적 재정수지를 계산한 결과는 [그림 6]에 제시되어 있다. [그림 5]와 비교해 보면 구조적 재정수지와 실제 재정수지 사이의 차이가 더 커짐을 알 수 있다. 이는 물론 1970년 이후의 자료를 사용할 때보다 GDP 갭의 변동폭이 더 커졌기 때문이다.

2. IMF 방법에 따른 추정결과

가. FIS 및 구조적 재정수지

IMF 방법에 따라 구조적 재정수지를 추정할 때에는 먼저 기준연도를 선택해야 한다. 본고에서는 기준연도로 1997년을 선택하였다. 그리고 FIS는 비금융공기업 부문의 재정수지를 고려하여 다음 식 (22)와 같

[그림 6] OECD 방법에 따른 구조적 재정수지
(1975년 이후의 자료 사용)



이 계산하였다.

$$(22) \quad FIS = -(B + NFC) + (t_o Y^* - g_o^A Y^*) \\ - [t_o (Y^* - Y) + UIB].$$

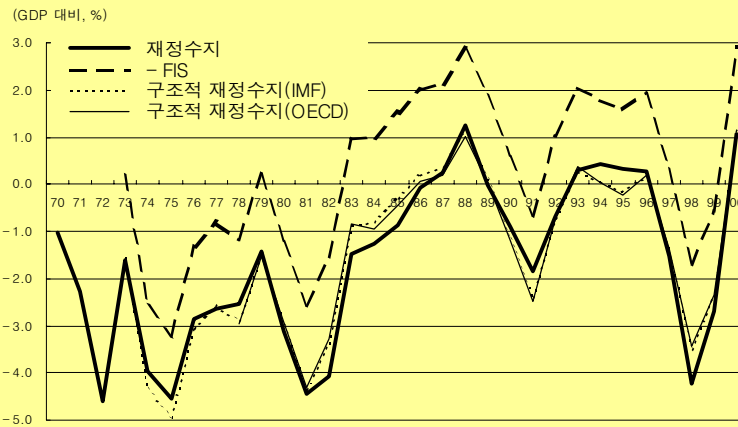
식 (22)에서 NFC 를 제외한 모든 변수는 중앙정부 통합재정 기준의 변수들이다. 또 Y^* 는 1970년 이후의 자료를 사용한 잠재GDP 추정결과에 기초하고 있다.

IMF 방법에 따른 구조적 재정수지는 식 (23)과 같이 $-FIS$ 에 재정장애, 즉 식 (22)의 $(t_o Y^* - g_o^A Y^*)$ 를 더하여 구한다.

(23) IMF 방법에 따른 구조적 재정수지 = $-FIS +$ 재정장애.

[그림 7]은 IMF 방법에 따라 계산한 FIS 및 구조적 재정수지를 보여주며, 이와 비교하기 위해 OECD 방법에 따라 계산한 구조적 재정수지를 함께 제시하고 있다. 이에 따르면 $-FIS$ 는 전반적으로 OECD 방법에 따른 구조적 재정수지와 같은 방향으로 움직이고 있으나 그보다는 높은 수준을 보이고 있다. 이러한 차이는 주로 재정장애에 기인한다. 식 (23)에 따라 계산한 IMF 방식의 구조적 재정수지는 OECD 방식의 구조적 재정수지와 거의 일치한다. 따라서 앞에서 설명하였듯이 OECD 방식과 IMF 방식은 우리나라의 경우에도 유사한 구조적 재정수지 추정 결과를 낳게 된다. OECD 방법의 단점, 즉 IMF 방법에 비해 계산이 복잡하다는 점을 고려할 때, 앞으로 IMF 방법을 활용하는 것이 바람직하

[그림 7] IMF 방법에 따른 구조적 재정수지



주: 구조적 재정수지(OECD)는 세목별 세수를 이용한 추정결과임.

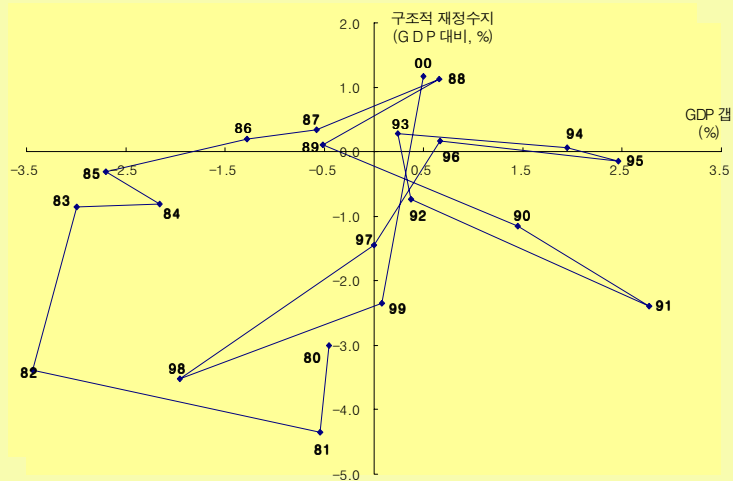
다고 생각된다.

물론 본고에서는 여러 가지 단순한 가정하에 OECD 방법을 활용하였으므로 이러한 비교가 적절치 않을 수 있다. 따라서 OECD 방법을 거의 그대로 적용할 경우에도 유사한 결과가 도출되는지를 계속 검증해 나가야 할 것이다.

나. FI와 재정정책의 기초

[그림 8]은 GDP 갭과 구조적 재정수지의 상관관계를 보여준다. [그림 8]에서 우상향 또는 좌하향하는 움직임은 재정이 경기안정화에 기여하고 있음을 의미하며, 우하향 또는 좌상향하는 움직임은 재정이 경기안정화를 저해하고 있음을 의미한다. 예를 들어, 1998년에는 GDP 갭이 감소할 때 구조적 재정수지는 적자폭이 확대됨에 따라 재정이 경

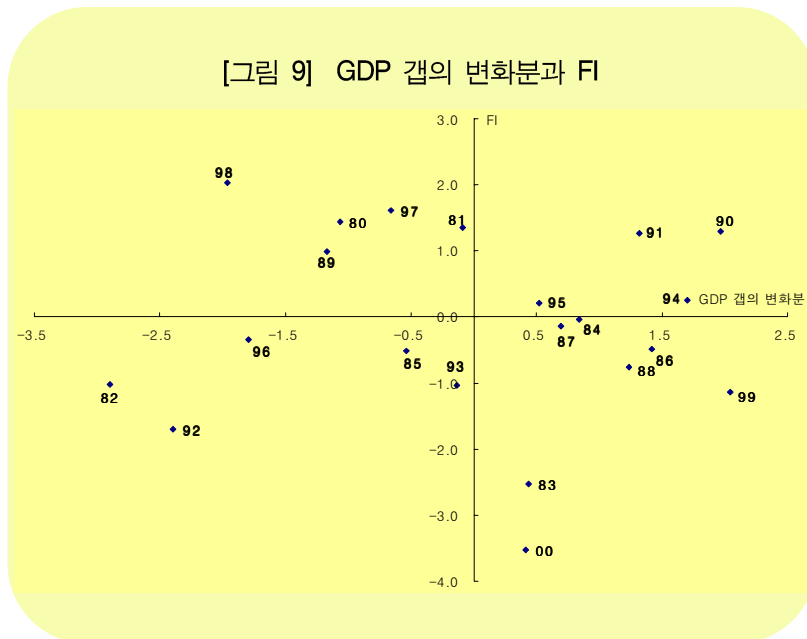
[그림 8] GDP 갭과 구조적 재정수지



기안정화에 기여하였다. 또 1999년에는 GDP 갭이 증가할 때 구조적 재정수지는 적자폭이 감소하여 재정이 경기안정화에 기여하였다. 2000년에도 마찬가지이다. 반면 1990년에는 GDP 갭이 증가할 때 구조적 재정수지가 양(+)에서 음(-)으로 반전하여 경기안정화를 저해하였으며, 이러한 경향은 1991년에 심화되었다. 또 1992년에는 GDP 갭이 감소하는데도 구조적 재정수지는 증가하여 역시 경기안정화를 저해하였다.

특정 연도의 재정정책이 경기안정화에 기여하였는가 아닌가를 판단하기 위해 보다 쉽게 사용할 수 있는 지표는 FI이다. [그림 9]는 GDP 갭의 변화분(Δ GDP 갭)과 FI 사이의 관계를 보여준다. [그림 9]에서 1/4분면에 있는 점들은 GDP 갭이 증가할 때 FI가 양(+)인, 즉 전년도에 비해 재정정책이 확장적으로 운영된 해들을 나타낸다. 이는 재정이

[그림 9] GDP 갭의 변화분과 FI



경기안정화를 저해한 해라고 말할 수 있다. 마찬가지로 3/4분면에 있는 점들 역시 재정이 경기안정화를 저해한 해를 나타낸다. 반면 2/4분면 및 4/4분면에 있는 점들은 재정이 경기안정화에 기여한 해를 나타낸다.

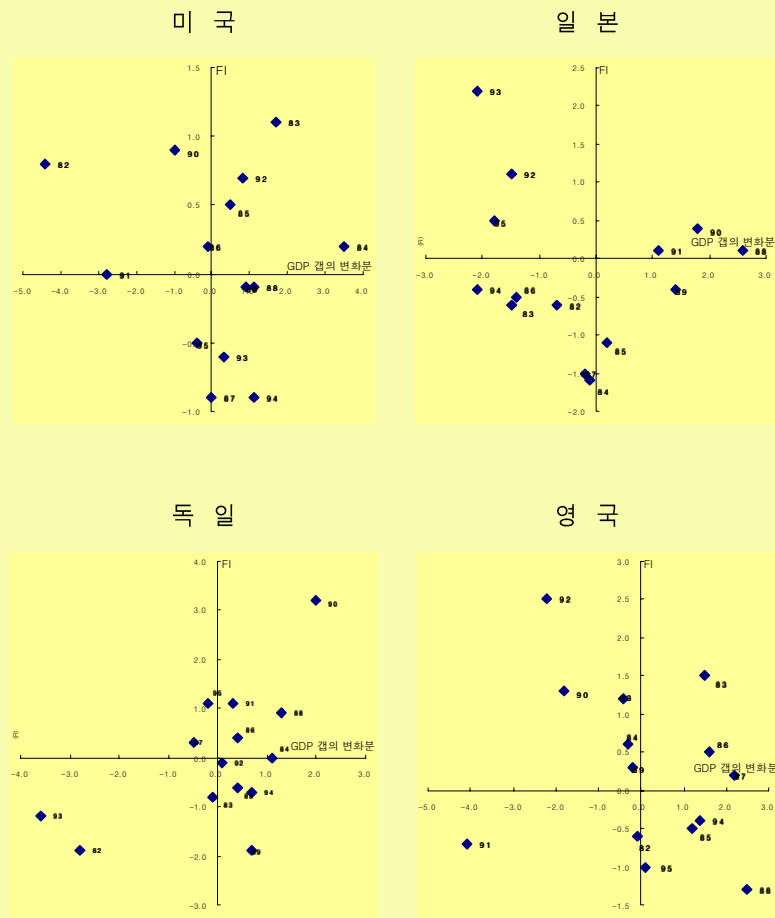
[그림 9]에서 1/4분면 및 3/4분면에 있는 점들은 모두 9개이고 2/4분면 및 4/4분면에 있는 점들은 모두 12개이다. 따라서 1980~2000년의 21년 동안 재정이 경기안정화에 적극적으로 기여하지 못한 경우는 43%에 이른다. 그러나 이 가운데 x-축 및 y-축 근처의 경계선상에 있는 점들은 통계적으로 유의하지 못할 수 있다. 이들을 제외할 경우 1982년과 1990~93년은 경기안정화 측면에서 재정이 분명히 바람직하지 못하게 운영되었던 해라고 말할 수 있다.

물론 FI 및 구조적 재정수지는 재정이 경제에 미치는 영향을 보여주는 여러 지표들 가운데 하나에 불과하며, 그 자체로서 충분하고 완벽한 정보를 제공하지는 못한다. 또 반드시 단기적인 경기조절만을 염두에 두고 재정을 운영할 수는 없다. 예를 들어, 1980년대 초의 재정긴축은 경기안정화를 저해하는 것이었으나 불가안정 및 재정건전성 확보를 위해 불가피한 선택이었다. 외국의 경우(그림 10)를 살펴보더라도 대개 재정정책이 경기조절에 긍정적인 역할만을 한 것은 아니라는 사실을 발견할 수 있다.

다. FI의 분해

FI는 재정정책이 확장적인지 긴축적인지를 판단할 수 있는 근거를 제시한다. 그러나 이러한 정책기조가 지출 측면에 주로 기인한 것인지 아니면 수입 측면에 주로 기인한 것인지를 말해 주지는 못한다. 예를 들어, FI가 양(+)으로 나타났다면, 이 가운데 어느 만큼이 구조적 지출의 증가에 기인한 것이고 어느 만큼이 구조적 수입의 감소에 기인한

[그림 10] 외국의 재정정책기조



주: FI는 GDP대비 구조적 재정수지의 차이로 계산
 자료: OECD, *OECD Economic Outlook*, 1996. 12.

것인지를 알 필요가 있다.

이를 위해 식 (22)로부터 다음 식 (24)를 도출한다.

$$(24) \quad FIS = (G - UIB - g_o^A Y^*) - (T - t_o Y) - NFC.$$

그리고 식 (24)의 양변을 Y^* 로 나누어 식 (25)를 도출한다. 식 (25)에서 각 변수는 해당하는 대문자 변수를 Y^* 로 나눈 값을 의미한다.

$$(25) \quad fis^* = (g^* - uib^* - g_o^A) - (t^* - t_o y^*) - nfc^*.$$

마지막으로 FI^* 는 fis^* 의 차분변수로 정의한다.

$$(26) \quad FI^* \equiv \Delta fis^* = (\Delta g^* - \Delta uib^*) - (\Delta t^* - t_o \Delta y^*) - \Delta nfc^*.$$

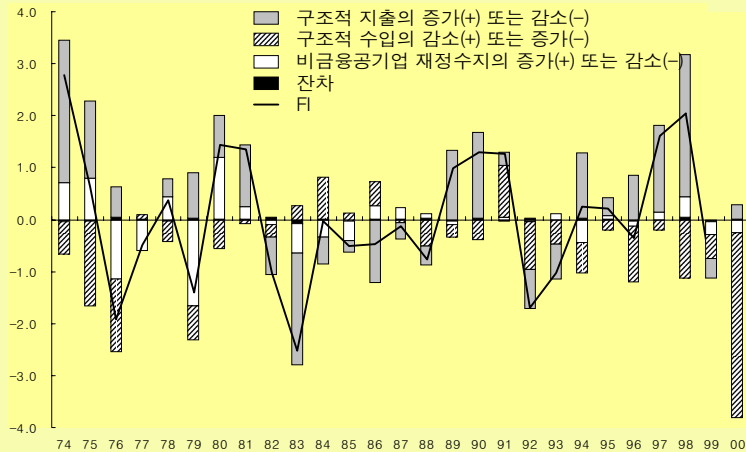
식 (26)에서 우변의 첫째 항($\Delta g^* - \Delta uib^*$)은 구조적 지출의 증가를, 둘째 항($\Delta t^* - t_o \Delta y^*$)은 구조적 수입의 증가를 나타낸다. 물론 FI^* 는 FI 와 다르다. 양자간의 차이는 FIS 를 실제GDP(Y)로 나누었는가 아니면 잠재GDP(Y^*)로 나누었는가에 있다. 그러나 실제로 그 차이는 크지 않다. 구체적으로 FI 는 다음과 같이 분해된다.

$$(27) \quad FI = (\Delta g^* - \Delta uib^*) - (\Delta t^* - t_o \Delta y^*) + \Delta nfc^* + (FI - FI^*).$$

식 (27)에서 $(FI - FI^*)$ 는 잔차를 의미한다.

[그림 11]은 이러한 방식으로 FI 를 분해한 결과를 보여준다. 먼저 1980년대의 재정긴축은 주로 구조적 지출의 감소에 기인함을 알 수 있다. 1982년부터 1988년까지 $(\Delta g^* - \Delta uib^*)$ 은 지속적으로 음(-)의 값을 나타내었다. 반면 $-(\Delta t^* - t_o \Delta y^*)$ 은 대체로 양(+)의 값을 나타내

[그림 11] FI의 분해



었다. 즉, 구조적 수입은 대체로 감소하는 모습을 보여 재정긴축에 별달리 도움을 주지 못하였다.

그 다음으로 위에서 재정정책이 경기안정화를 저해하였던 것으로 나타난 1990~96년 기간을 살펴보면, 1990년과 1991년에는 구조적 지출이 증가하였고 1992년과 1993년에는 구조적 지출이 감소하였으며, 1994년 이후에는 다시 구조적 지출이 증가하였다. 이는 당시 GDP 갭이 1990년과 1991년에는 증가하고 1992년과 1993년에는 감소하였으며 1994년과 1995년에는 증가하는 패턴과 일치한다. 1996년의 경우에만 GDP 갭이 감소하는 데 반해 구조적 지출이 증가하였을 뿐이다. 그러나 1996년에도 구조적 지출의 증가는 구조적 수입의 증가를 상쇄할 만큼 크지 못하여 전반적으로 FI는 음(-)의 값을 보이고 있다. 따라서 당시의 세출정책은 경기조절의 관점에서 적절하지 못하였다. 세입 측면에서도

1991~93년과 1996년의 정책은 적절하지 못하였던 것으로 판단된다.

한편 1997년과 1998년의 정책기조는 적극적인 지출확대를 통한 경기부양으로 요약될 수 있다. 또 1998년에는 부족한 세수를 보충하기 위한 세입확대에도 초점이 맞추어졌다. 1999년에는 지출·수입 양 측면에서 재정긴축이 추진되었다. 2000년에는 지출 측면에서는 다소간의 확장기조가 나타났으나 수입 측면에서는 큰 폭의 긴축이 실시되었다.

이처럼 FI를 지출 측면과 수입 측면으로 구분해보면 정책기조를 평가하기 위한 보다 많은 정보를 얻을 수 있다.

라. 분기별 구조적 재정수지와 FI

IMF 방법으로 구조적 재정수지를 구할 경우 분기별 분석도 가능하다. OECD 방법으로도 물론 분기별 구조적 재정수지를 구할 수 있으나, 우리나라의 경우 분기별 통합재정 자료가 1994년 이후로 한정되어 있고, 그동안 외환위기를 겪으면서 시계열이 불안정한 모습을 보여 앞서와 같은 세입함수를 추정하는 일이 어렵다. 이에 반해 IMF 방법에서는 세입함수를 추정할 필요가 없기 때문에 분기별 구조적 재정수지를 쉽게 구할 수 있다.

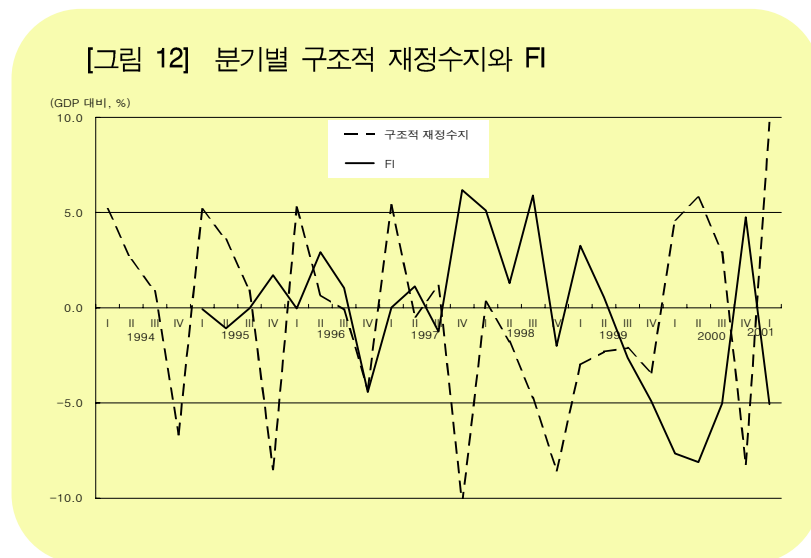
분기별 구조적 재정수지를 구할 때 기준연도는 앞서와 마찬가지로 1997년을 선택하였다. 1997년의 각 분기에 대해 t_o 및 g_o 를 구하고, 이를 식 (24)에 대입하여 분기별 FIS를 구하게 된다. 단, 실업급여의 분기별 자료가 없고 중앙정부와 비금융공기업 재정수지가 분리되어 발표되지 않으므로 식 (24)에서 $g_o^A = g_o$, $UIB = 0$, $NFC = 0$ 으로 상정하고 모든 계산은 공공부문의 지출과 수입을 기준으로 실시하였다.

[그림 12]는 이러한 방법으로 계산한 분기별 구조적 재정수지를 보

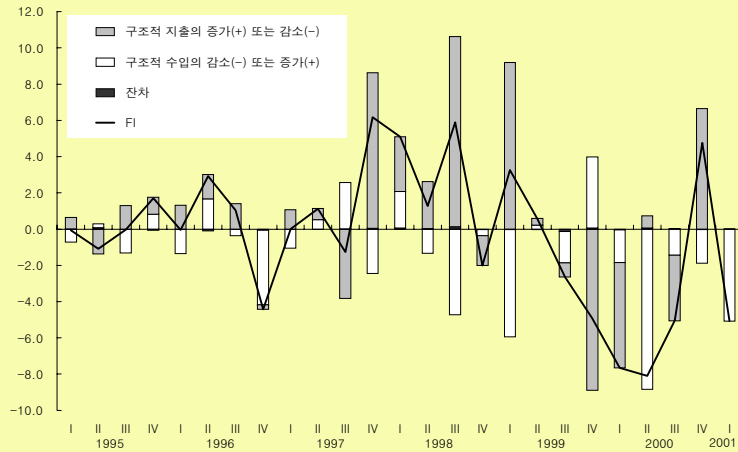
여준다. 여기에 나타난 분기별 구조적 재정수지는 계절성(seasonality)이 매우 강하다. 특히 1/4분기에는 분기 GDP 대비 5% 정도의 흑자를 보이다가 흑자규모가 점차 줄어들어 4/4분기에는 분기 GDP 대비 -5% 미만의 적자를 보이는 경향이 있다.

1998년에는 이러한 계절성이 유지되고는 있으나 각 분기의 재정수지가 1997년 이전보다 전반적으로 낮은 수준을 보이고 있다. 그 후 1999년에는 재정 조기집행의 영향으로 계절성이 거의 나타나지 않고 재정수지가 거의 평탄한 모습을 보이고 있다. 2000년 이후에는 계절성이 다시 조금씩 나타나고 있다.

[그림 12]에는 분기별 FI도 제시되어 있다. FI를 구할 때에는 금년의 FIS에서 전년 동 분기의 FIS를 빼는 방식을 택하였다. [그림 12]에 따르면 1997년 4/4분기부터 1998년 3/4분기까지 FI는 5.0 내외의 높은 수준을 유지하여 당시의 적극적인 경기부양 노력을 반영하고 있다. 그



[그림 13] 분기별 FI의 분해



러나 1999년 3/4분기부터 2000년 3/4분기까지는 긴축기조로 선화하였으며 2000년 4/4분기에 잠시 확장기조를 보인 후 2001년 1/4분기에는 다시 큰 폭의 긴축기조를 보였다.

[그림 13]은 분기별 FI를 지출 측면과 수입 측면으로 분해한 결과를 보여준다. 이 그림에 따르면 1997년 4/4분기부터 1998년 3/4분기까지의 확장기조는 대개 구조적 지출의 증대에 기인한 것임을 알 수 있다. 마찬가지로 1999년 3/4분기부터 2000년 3/4분기까지의 긴축기조는 2000년 2/4분기를 제외하고는 구조적 지출의 감소에 기인한다. 또 2000년 4/4분기의 확장기조는 구조적 지출의 확대에 기인하며 2001년 1/4분기의 긴축기조는 모두 구조적 수입의 증대에 기인한다.

IV. 기초수지와 운영수지

1. 기초수지

구조적 재정수지 외에 재정정책기조를 파악하는 데 유용하게 쓰이고 있는 재정수지의 개념으로 기초수지(primary balance)가 있다. 이는 재정수지에 이자지출을 더한 것이다. 이자지출이 큰 경우 기초수지와 재정수지는 큰 차이를 보일 수 있다. [그림 1]에 제시된 G7 국가의 경우가 그러하다. 이들 나라에서 재정수지는 1975년 이후 지속적으로 적자를 보였으나 1980년대 후반 이후 기초수지는 경기변동에 따라 양(+) 또는 음(-)의 값을 보이고 있다. 따라서 이자부담만 아니었다면 이들 나라는 경기순환국면 전체에 걸쳐 평균적으로 균형재정을 유지하였을 것이다.

기초수지는 여러 측면에서 적절한 재정정책의 방향에 대한 시사점을 제공한다. 첫째, 재정정책의 지속 가능성(sustainability)과 관련해서는, 재정적자를 경험하고 있더라도 기초수지가 균형상태에 있다면 그리고 국채 이자율이 경상성장률과 같다면 국가채무/GDP 비율이 안정될 수 있다. 이 경우 국가채무 증가율은 이자율과 같고, 이는 경상GDP 증가율과 같기 때문이다. 반면 국채 이자율이 경상성장률보다 높다면 그 차이만큼 기초수지 흑자를 유지해야 국가채무/GDP 비율을 안정시킬 수 있다. 둘째, 재정정책의 기조와 관련해서는, 이자율이 급격히 변할 경우 지출변화분을 고려에서 제외시킨 기초수지를 살펴봄으로써 재

정정책의 기초를 보다 명확히 파악할 수 있게 된다. 즉, 위에서 설명한 구조적 재정수지 계산방법을 기초수지에 적용시켜 '구조적 기초수지'를 살펴보는 것이 '구조적 재정수지'를 살펴보는 것보다 유익할 수 있다.

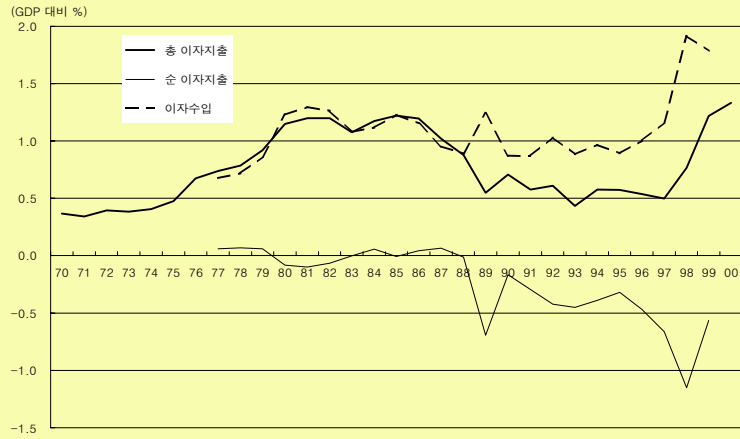
이자지출을 더할 때 총이자지출을 더할 수도 있고 순이자지출을 더할 수도 있다. 또 그 중간형태로서 이자수입 가운데 정책용자에 대한 이자수입을 제외한 나머지 투자자산(예를 들어, 국민연금기금이 보유하고 있는 민간주식이나 채권)에 대한 이자수입만을 고려하여 순이자지출을 계산할 수도 있다. 이 가운데 총이자지출보다는 순이자지출이 더 적절한 개념으로 생각되지만, 순수한 형태의 순이자지출과 위에서 설명한 중간형태의 순이자지출 가운데 어느 것이 더 적절한지는 불확실하다.

그러나 우리나라의 경우에 중간형태의 순이자지출을 계산할 수 있는 자료가 마련되어 있지 않아 이런 고민은 상당 부분 불필요한 것으로 보인다. 본고에서는 총이자지출과 (순수한 형태의) 순이자지출 두 가지를 사용하여 기초수지를 구하였다.

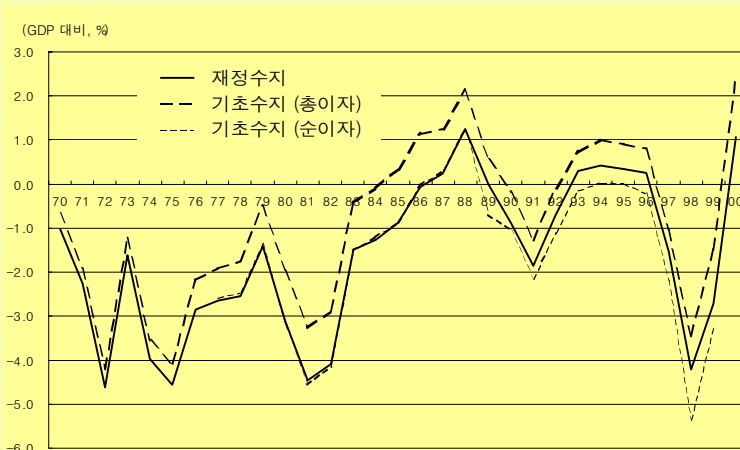
[그림 14]는 GDP 대비 이자지출 및 수입을 보여준다. 총이자지출은 1980년대 중후반까지 GDP 대비 1% 이상의 수준을 보이다가 1980년대 말과 1990년대에는 0.5%를 약간 상회하는 수준으로 하락하였으며 1998년 이후에는 그 이전 수준으로 다시 증가하고 있다. 이자수입은 1990년대 중반까지 GDP의 1% 정도에 머물다가 1998년 이후에는 급격히 증가하고 있다. 그리고 순이자지출은 거의 영(0)에 가까운 수준을 유지하다가 1990년대에 들어와 음(-)의 값을 보이고 있다.

이러한 이자지출을 재정수지에서 더하여 구한 기초수지는 [그림 15]에 제시되어 있다. 먼저 총이자지출을 사용하여 구한 기초수지는 재

[그림 14] 이자지출 및 수입



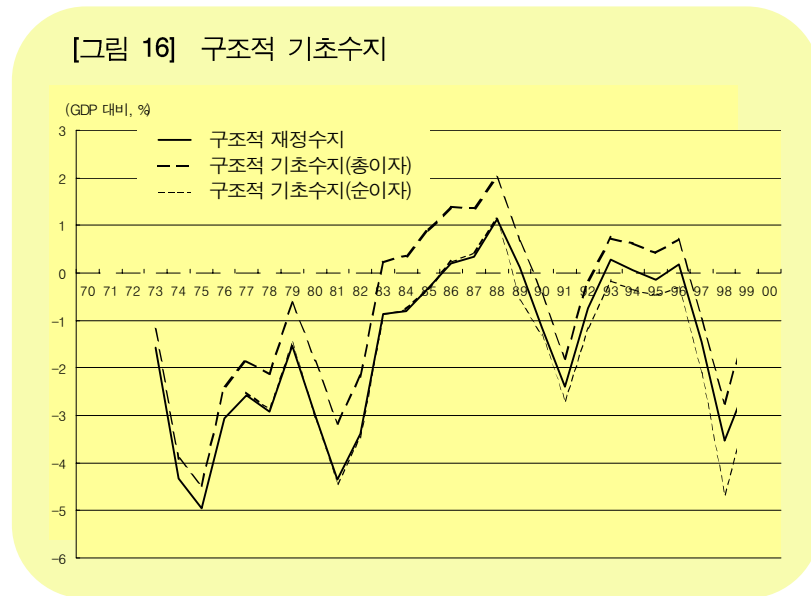
[그림 15] 기초수지



정수지보다 높은 수준에 있다. 예를 들어 1998년의 경우 GDP 대비 재정지출은 -4.22%이나 기초수지는 -3.46%이다. 그리고 2000년의 경우에는 각각 1.08%와 2.41%이다. 반면 순이자지출을 사용하여 구한 기초수지는 재정수지와 비슷하거나 이보다 낮은 수준을 보이고 있다.

구조적 기초수지는 다음과 같은 방식으로 계산한다. 먼저 총이자지출을 IP , 이자수입을 IR 로 표기하고, $g_o^B = (G_o - IP_o - UIB_o) / Y_o$, $t_o^B = (T_o - IR_o) / Y_o$ 라 정의하자. 그러면 총이자지출을 사용한 구조적 기초수지는 식 (14)를 변형한 식 (28)에 의해 계산되며, 순이자지출을 이용한 구조적 기초수지는 식 (29)에 의해 계산된다. 물론 식 (22)와 같은 방법으로 비금융공기업의 재정수지를 계산에 반영한다.¹⁴⁾ [그림

[그림 16] 구조적 기초수지



14) 그러나 실제로 이러한 과정을 거쳐 구조적 기초수지를 구하지 않고, 보다 단순하게 앞에서 구한 구조적 재정수지에 총이자지출 또는 순이자지출을 더하여 구조적 기초수지를 구할 수도 있다. 그 결과는 거의 동일하다.

16]은 구조적 기초수지를 구한 결과이다.

$$(28) \quad B = (t_o Y^* - g_o^B Y^*) - [t_o (Y^* - Y) + IP + UIB] - FIS.$$

$$(29) \quad B = (t_o^B Y^* - g_o^B Y^*) - [t_o^B (Y^* - Y) + IP - IR + UIB] - FIS.$$

2. 운영수지

재정수지는 통상적으로 현금주의에 의해 계산된다. 즉, 현금수입에서 현금지출을 차감하여 재정수지를 구하는데, 현금수입이 현금지출을 초과하여 재정수지가 흑자가 되면 부채의 원금상환이 이루어진다. 즉, 원금잔고가 감소하게 된다. 그러나 이러한 계산방식은 물가상승으로 인한 부채 실질가치의 변화를 정확히 파악할 수 없다는 한계를 지닌다. 물가상승은 정부부채의 실질가치를 감소시키는 효과를 낳는다. 따라서 엄밀히 말하여 물가상승으로 인한 정부부채 실질가치의 감소는 정부의 수입으로 간주해야 하며, 그만큼 재정수지를 조정해 주어야 한다.¹⁵⁾

예를 들어, 재정적자를 모두 국채발행으로 보전하는 경우를 생각해 보자. 국채잔고를 D 로 표시하고 물가수준을 P , 물가상승률을 π 로 표시할 때 국채잔고의 증감과 국채잔고 실질가치의 증감은 다음과 같다.

$$(30) \quad G - T = \Delta D.$$

$$(31) \quad \Delta \frac{D}{P} = \frac{\Delta D}{P} - \pi \frac{D}{P}.$$

15) 환율이나 이자율의 변화에 따른 정부부채의 실질가치 변화에 대해서도 마찬가지로의 논리를 적용할 수 있다.

식 (31)은 국채잔고의 실질가치 변화가 재정적자의 실질가치 ($\Delta D/P$)에서 물가상승률과 국채잔고 실질가치를 곱한 금액($\pi D/P$)을 뺀 금액과 같음을 의미한다. 따라서 물가상승으로 인한 정부부채 실질가치의 감소를 재정수지에 반영하기 위해서는 통상적인 재정적자 (ΔD)에서 물가상승률과 국채잔고를 곱한 금액(πD)을 빼주어야 한다. 이러한 조정을 통해 계산되는 수지를 운영수지(operational balance)라고 부른다. 통상적인 재정수지를 B 라 하고 운영수지를 B' 이라 할 때, B' 은 다음과 같이 계산된다.¹⁶⁾

$$(32) \quad B' = B + \pi D.$$

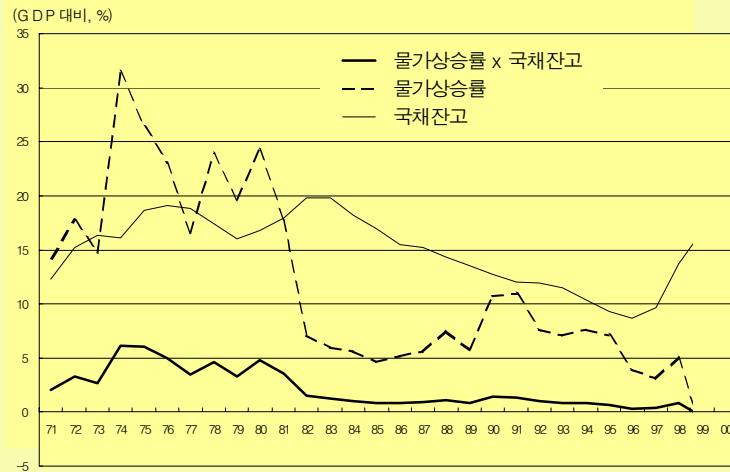
운영수지에 대해서도 구조적 운영수지를 구할 수 있다. 이를 위해 먼저 $t_o^C = (T_o + \pi_o D_o)/Y_o$ 로 정의하고, 다음 식 (33)을 이용하여 구조적 운영수지를 계산한다.

$$(33) \quad B = (t_o^C Y^* - g_o^A Y^*) - [t_o^C (Y^* - Y) + \pi D + UIB] - FIS.$$

[그림 17]은 πD , π , D 의 값을 보여준다. π 는 GDP 디플레이터 상승률을 사용하였으며, D 는 전년도 말과 금년도 말 부채잔고의 평균치를 사용하였다. π 는 1980년대 초까지 20~30%의 높은 수준을 보이다가 그 후 급격히 안정되어 5~10% 수준에 머물렀고, 1999년과 2000

16) 물론 물가상승은 국채잔고의 실질가치에 영향을 미칠 뿐 아니라 조세수입이나 재정지출에도 영향을 미친다. 예를 들어, 소득세 과세구간이 변하지 않는다면 물가상승으로 인해 더 많은 사람들이 더 높은 과세구간으로 이동하게 되어 물가상승률 이상으로 더 많은 소득세를 납부하게 된다. 또 물가상승으로 인해 이자율이 높아지면 이자지출도 증가한다. 미국의 경우 de Leeuw and Holloway(1982)는 이러한 요인들을 모두 고려하여 물가상승조정 재정수지를 계산하고 있다.

[그림 17] 물가상승률 및 부채잔고

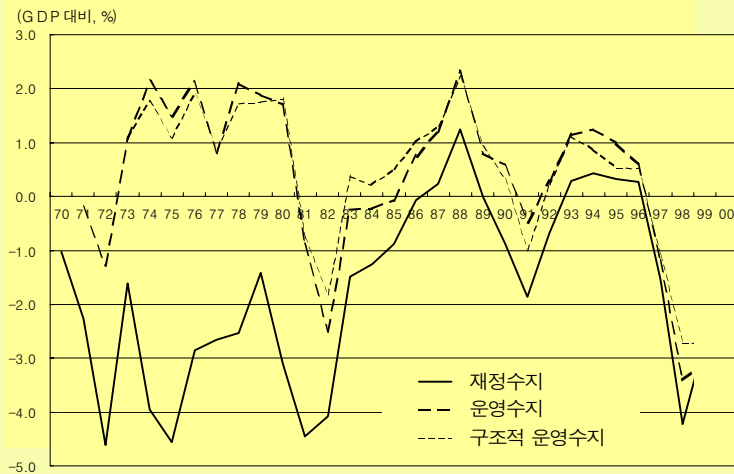


년에는 음(-)의 값을 보이기도 하였다.

GDP 대비 부채잔고는 1980년대 초 이후 계속 낮아지는 추세를 보이다가 외환위기 이후 급증하고 있다. 이에 따라 GDP 대비 πD 는 1980년대 초까지 5% 내외의 높은 수준에 있다가 그 후 1% 내외로 줄어들었으며, 1999년과 2000년에는 음(-)의 값을 보이고 있다.

이러한 자료를 사용하여 운영수지 및 구조적 운영수지를 계산한 결과는 [그림 18]에 제시되어 있다. 이에 따르면, GDP 대비 재정수지는 1970년대중 적자상태에 있었으나 운영수지는 대개 흑자상태에 있었다. 이는 당시의 높은 물가상승률로 인해 정부가 실질부채의 감소를 경험하였고, 이러한 감소폭이 재정적자폭보다 컸음을 의미한다. 그 후 1980년대에 와서는 재정수지와 운영수지 사이의 차이가 크게 줄어들었으며, 외환위기 이전까지 전반적으로 흑자상태에 있었던 것으로 보인다. 그

[그림 18] 운영수지



리고 1999년과 2000년에는 물가상승률이 음(-)이 됨에 따라 운영수지가 재정수지를 하회하고 있다.

V. 요약 및 결론

본고에서는 OECD 및 IMF의 방식을 활용하여 우리나라의 구조적 재정수지를 추정하였다. 구조적 재정수지를 추정하기 위해서는 먼저 잠재GDP를 추정해야 하는데, 본고에서는 Blanchard and Quah(1989)의 2변수 구조VAR모형을 사용하였다. 이 모형은 생산함수방식 등 다른 방식에 비해 여러 가지 장점을 지닌다. 특히 표본의 종료시점이 변

하더라도 잠재GDP의 추정치가 거의 변하지 않으며, 구체적인 모형의 형태에 대한 연구자의 자의적인 판단이 개입할 여지가 거의 없고, 자본스톡 등 추정이 어렵거나 발표시차가 긴 자료를 요구하지 않으며, 비교적 계산이 간단하다는 점에서 다른 방식에 비해 우월하다.

이러한 잠재GDP 추정결과를 바탕으로 구조적 재정수지를 추정한 결과, OECD 방법과 IMF의 방법은 큰 차이를 보이지 않는다는 결론을 얻었다. 또한 재정수지 가운데 경기적 요인에 기인한 부분은 크지 않은 것으로 보이는데, 이는 우리나라의 조세수입규모가 다른 나라에 비해 작은 데 기인하는 것으로 판단된다. 경상GDP에 대한 조세수입의 탄력성은 비교적 높은 편이나, 조세수입규모 자체가 작기 때문에 GDP 대비 조세수입의 변화폭이 작고, 따라서 경기적 요인에 의한 재정수지의 변동폭이 작은 것이다.

IMF의 FI 지표를 기초로 분석해보면 경기조절 측면에서 우리나라의 재정정책이 외국에 비해 특별히 잘못되어 왔다고 말하기 어렵다. 그러나 1982년과 1990~93년에는 경기안정화를 저해하는 모습이 뚜렷이 나타나는데, 1980년대 초의 재정긴축은 당시 물가를 안정시키기 위해 불가피한 측면이 있었다. 반면 1990년대 초의 재정운영은 합당한 이유를 찾기 어려운 것으로 보인다.

본고에서는 또한 분기별 FI 지표를 계산하고 1990년대 후반의 분기별 재정정책기조도 분석해 보았다. 이와 더불어 기초수지 및 운영수지를 계산하여 이차지출 및 물가상승이 재정수지에 미치는 영향도 계량적으로 추정하였다. 이러한 각종 지표는 향후 재정정책기조의 설정에 있어 유익하게 사용될 것으로 기대된다.

향후 연구과제로는 다음과 같은 두 가지를 들 수 있다. 첫째, 사회보장기금, 특히 국민연금의 재정수지를 제외한 경우의 구조적 재정수

지를 계산할 필요가 있다. 국민연금의 수입과 지출은 국민연금법에 따라 이루어지는 것이기 때문에 단기적으로 정부의 정책의지와 상관없이 결정된다. 따라서 구조적 재정수지를 구할 때에는 이들을 제외하는 것이 바람직하다. 그러나 현재 정부가 발표하는 자료에는 국민연금 등 사회보장기금의 수입 및 지출규모가 수록되어 있지 않아 이러한 계산이 불가능하다. 앞으로 관련자료가 정리되는 대로 이를 계산해 볼 필요가 있다.

둘째, 구조적 재정수지와 거시경제변수 사이의 관계를 탐구해볼 필요가 있다. 처음에 밝힌 바와 같이 구조적 재정수지는 두 가지 목적, 즉 재정정책의 기초를 판단하고 재정운영의 건전성을 평가하는 데 사용된다. 이 가운데 재정정책기조를 판단하는 데 있어 구조적 재정수지가 유용한 개념이 되기 위해서는 구조적 재정수지나 FI 지표가 성장률 등의 경제지표에 미치는 영향이 밝혀져야 한다. 예컨대, FI 지표가 1%의 값을 보일 때 성장률은 몇 % 증가하는지에 대한 추정치를 계산할 필요가 있다. 또 본 논문에서 사용한 FI의 분해방법을 사용하여 구조적 재정지출 증가분 및 구조적 재정수입 증가분에 대한 성장률의 탄성치도 계산할 필요가 있다. 향후 이러한 방향으로 후속연구가 이루어지기를 기대한다.

● 참고 문헌 ●

김준일·조동철, 『GDP - Gap 추정을 통한 경기진단』, 한국개발연구원, 2000. 10.

- 김치호 · 문소상, 「잠재GDP 및 인플레이션 압력 측정결과」, 『경제분석』, 한국은행 금융경제연구소, 제6권 제1호, 2000. I, pp.1~32.
- 문형표, 「구조적 재정수지분석에 의한 재정운영의 평가」, 『한국개발연구』, 제13권 제3호, 1991 가을, pp.31~53.
- 신관호, 「한국의 실업률 변화와 자연실업률」, 김대일 · 안주엽 · 양준모 · 신관호, 『경제위기와 실업구조 변화』, 한국노동연구원 연구보고서 99-11, 1999, pp.97~132.
- 장동구, 「잠재GDP 추정과 생산갭의 인플레이션 지표로서의 유용성 검토」, 『경제분석』, 한국은행 금융경제연구소, 제3권 제4호, 1997. 11, pp.123~150.
- Blanchard, Olivier Jean, "Suggestions for a New Set of Fiscal Indicators," *OECD Department of Economics and Statistics Working Papers*, No. 79, April 1990.
- _____ and Danny Quah, "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances," *American Economic Review*, Vol. 79, No. 4, September 1989, pp.655~673.
- Blanchard, Olivier Jean and Lawrence F. Katz, "What We Know and Do Not Know About the Natural Rate of Unemployment," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 11, No. 1, Winter 1997, pp.51~72.
- Chand, Sheetal K., "Fiscal Impulse and Their Fiscal Impact," *IMF Working Paper*, WP/92/38, May 1992.
- Chouraqui, Jean-Claude, Robert P. Hagemann, and Nicola Sartor, "Indicators of Fiscal Policy: A Reassessment," *OECD Department of Economics and Statistics Working Papers*, No. 78, April 1990.
- Cohen, Darrel and Glenn Follette, "The Automatic Fiscal Stabilizers:

- Quietly Doing Their Thing," *Economic Policy Review*, Vol. 6, No. 1, Federal Reserve Bank of New York, April 2000, pp.35~68.
- de Leeuw, Frank, Thomas M. Holloway, Darwin G. Johnson, David S. McClain, and Charles A. Waite, "The High-Employment Budget: New Estimates, 1955-80," *Survey of Current Business*, Vol. 60, November 1980, pp.13~43.
- de Leeuw, Frank and Thomas M. Holloway, "The High-Employment Budget; Revised Estimates and Automatic Inflation Effects," *Survey of Current Business*, Vol. 62, April 1982, pp.21~33.
- de Masi, Paula R., "IMF Estimates of Potential Output: Theory and Practice," *IMF Working Paper*, WP/97/177, December 1997.
- Dupasquier, Chantal, Alain Guay, and Pierre St-Amant, "A Survey of Alternative Methodologies for Estimating Potential Output and the Output Gap," *Journal of Macroeconomics*, Summer 1999, Vol. 21, No. 3, pp.577~595.
- Galbraith, James K., "Time to Ditch the NAIRU," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 11, No. 1, Winter 1997, pp. 93~108.
- Giorno, Claude, Pete Richardson, Deborah Roseveare, and Paul van den Noord, "Potential Output, Output Gaps and Structural Budget Balances," *OECD Economic Studies*, No. 24, 1995/ I, pp.167~209.
- Hagemann, Robert, "The Structural Budget Balance: The IMF's Methodology," *IMF Working Paper*, WP/99/95, July 1999.
- Heller, Peter S., Richard D. Haas, and Ahsan S. Mansur, "A Review of the Fiscal Impulse Measure," *IMF Occasional Paper*, No. 44, May 1986.
- HM Treasury, "Fiscal Policy: Public Finances and the Cycle," 1998.

- IMF, *World Economic Outlook: Fiscal Policy and Macroeconomic Stability*, May 2000.[2000a].
- _____, *Republic of Korea: Report on the Observance of Standards and Codes Fiscal Transparency Module*, 2001.1.19.[2000b]
- Kuttner, Kenneth N., "Estimating Potential Output as a Latent Variable," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 12, No. 3, July 1994, pp.361~368.
- Mackenzie, G. A., "Are All Summary Indicators of the Stance of Fiscal Policy Misleading?," *IMF Staff Papers*, Vol. 36, No. 4, December 1989, pp.743~770.
- Muller, Patrice and Robert W. Price, "Structural Budget Indicators and the Interpretation of Fiscal Policy Stance in OECD Economies," *OECD Economic Studies*, No. 3, Autumn 1984.
- OECD, "Automatic Fiscal Stabilisers," ECO/CPE/WP1(99)12, September 29, 1999.
- _____, *OECD Economic Outlook*, June 2001.
- Price, Robert W. and Patrice Muller, "Structural Budget Deficits and Fiscal Stance," *OECD Economics and Statistics Department Working Papers*, No. 15, July 1984.
- Richardson, Pete, Laurence Boone, Claude Giorno, Mara Meacci, Davide Rae, and David Turner, "The Concept, Policy Use and Measurement of Structural Unemployment: Estimating a Time Varying NAIRU across 21 OECD Countries," ECO/WKP(2000)23, June 29, 2000.
- Rogerson, Richard, "Theory Ahead of Language in the Economics of Unemployment," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 11, No. 1,

Winter 1997, pp.73~92.

Schinasi, Garry J., "International Comparisons of Fiscal Policy: The OECD and the IMF Measures of Fiscal Impulse," *International Finance Discussion Papers*, Federal Reserve Board, No. 274, February 1986.

_____ and Mark S. Lutz, "Fiscal Impulse," *IMF Working Paper*, WP/91/91, September 1991.

St-Amant, Pierre and Simon van Norden, "Measurement of the Output Gap: A Discussion of Recent Research at the Bank of Canada," *Technical Report*, No. 79, Bank of Canada, August 1997.

Staiger, Douglas, James H. Stock, and Mark W. Watson, "The NAIRU, Unemployment and Monetary Policy," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 11, No. 1, winter 1997, pp.33~49.

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

U.S. Congressional Budget Office, "The Standardized Budget: Details of the Projections," April 2001.

U.S. Government, *Analytical Perspectives, Budget of the United States Government, Fiscal Year 2001*, 2000.

van den Noord, Paul, "The Size and Role of Automatic Fiscal Stabilizers in the 1990s and beyond," *Economics Department Working Papers*, No. 230, ECO/WKP(2000)3, January 27, 2000.

<부록> 잠재 GDP의 추정

1. 잠재 GDP 추정방법

가. 생산함수방식

잠재GDP 추정방법으로는 생산함수방식, HP(Hodrick-Prescott) 필터방식, 은닉인자모형(latent variable model)방식, 구조VAR모형(structural vector autoregressive model)방식 등이 있다. 이들 가운데 가장 많이 활용되는 것은 아마도 생산함수방식일 것이다. 생산함수방식은 이론적 기반이 확고할 뿐 아니라 잠재GDP에 영향을 미치는 변수들(노동, 자본 등)을 명시적으로 고려하기 때문에 장래의 노동, 자본 등에 대한 예측치가 주어지면 생산함수방식을 통해 장래의 잠재GDP 예측도 가능하다는 장점을 가진다.

생산함수방식에 대해서는 위에서 OECD의 구조적 재정수지 추정 방법과 관련하여 설명한 바 있다. 이러한 생산함수방식을 통해 잠재GDP를 추정하기 위해서는 먼저 두 가지 사항에 대한 결정을 내려야 한다. 첫째는 잠재GDP에 영향을 미치는 투입물로서 어떤 변수들을 설정할 것인가 하는 문제이다. OECD의 경우에는 노동과 자본만을 투입물에 포함시키고, 잔여항으로서 총요소생산성을 고려하였다. 그러나 다른 연구자들은 노동과 자본 외에 다른 변수들을 투입물에 추가하기도 하는데, 예를 들어 우리나라의 경우에 김치호·문소상(2000)은 연구개

발스톡을 추가하였으며, 장동구(1997)는 연구개발스톡 및 수입액을 추가하였다.

생산함수방식에 있어 결정해야 할 두 번째 사항은 이러한 투입물들을 어떻게 추정할 것인가 하는 문제이다. 예를 들어, 자본스톡이나 연구개발스톡에 대한 공인된 자료가 발표되지 않는 상황에서, 연구자는 이 변수들을 스스로 직접 추정할 수밖에 없는 경우가 많다. 이 과정에서 상당한 오차가 발생할 수 있음을 인식해야 한다. 특히 눈에 보이지 않는 변수인 연구개발스톡을 추정하는 일은 매우 어렵고 위험하다고 생각된다.

일단 이들 투입물을 추정하여 생산함수를 추정한 후에는, 이렇게 추정된 생산함수를 활용하여 잠재GDP를 추정해야 하는데, 이때 투입물의 값을 어떻게 설정할 것인가도 문제가 된다. 즉, 잠재GDP 수준에서 노동, 자본 등의 변수들이 어떤 값을 가졌을 것인가를 추정해야 한다. 이 가운데 노동에 대해 살펴보면, OECD는 NAWRU(Giorno et al.[1995]) 또는 NAIRU(Richardson et al.[2000])를 사용하고 있다. NAWRU에 대해서는 위에서 설명하였으므로 NAIRU에 대해서만 간단히 설명하기로 한다.

잠재GDP와 마찬가지로 NAIRU 역시 여러 가지 다양한 방법으로 추정될 수 있다. 이 가운데 OECD(Richardson et al.[2000])에서 택하고 있는 방법을 살펴보면, 이는 다음과 같은 필립스 곡선(Phillips curve) 방정식을 추정하는 것으로 요약된다.

$$(A1) \quad \Delta\pi_t = \alpha(L)\Delta\pi_{t-1} - \beta(U_t - U_t^*) - \theta(L)\Delta U_t + \gamma(L)z_t + \varepsilon_t.$$

$$(A2) \quad \Delta U_t^* = v_t, \text{ 또는 } \Delta U_t^* = \phi\Delta U_{t-1}^* + v_t.$$

여기에서 π 는 물가상승률, U^* 는 NAIRU, z 는 물가상승률에 일시적 영향을 미치는 공급 측면의 변수들이며, $\alpha(L)$, $\theta(L)$, $\gamma(L)$ 는 시차연산자(L)에 대한 다항식이고, ε_t 및 v_t 는 오차항이다. 식 (A1)과 식 (A2)는 칼만 필터(Kalman filter) 또는 다변수 HP 필터(Hodrick-Prescott Multivariate filter) 방식으로 추정한다.¹⁾

칼만 필터, 다변수 HP 필터, 또는 다른 어떤 방식을 택하든 NAIRU의 추정오차는 상당히 큰 것으로 알려져 있다. 예를 들어, Staiger et al.(1997)는 95% 신뢰구간이 최소한 2%p에 달한다고 주장한다. 이처럼 추정오차가 크기 때문에 NAIRU를 사용하여 정책입안 및 결정에 사용하는 것은 바람직하지 않다는 견해가 제시되기도 한다 (Galbraith[1997], Rogerson[1997], Blanchard and Katz[1997]).

나. 은닉인자모형

NAIRU의 추정은 생산함수방식에 있어 핵심적인 위치를 차지한다. 실제 실업률과 NAIRU 사이의 차이는 실제GDP와 잠재GDP 사이의 차이를 설명하는 데 결정적인 역할을 하기 때문이다.²⁾ 극단적으로 표현하면 생산함수방식은 잠재GDP 추정의 문제를 NAIRU 추정의 문제로 치환한 것에 불과하다고도 말할 수 있다. 그러나 식 (A1)과 식 (A2)를 잘 살펴보면 NAIRU를 추정하지 않고 동일한 방법을 통해 바로 잠재

- 1) 다변수 HP 필터에 대해서는 St-Amant and van Norden(1997)을 참조하라. 이들은 그 외에도 여러 가지 잠재GDP 추정방식을 소개하고 있으며, 김치호·문소상(2000)은 이를 요약·정리하고 있다.
- 2) 앞에서 설명한 것처럼 OECD에서는 추정된 생산함수로부터 잠재GDP를 도출할 때 노동면수는 NAIRU에 따라 계산된 잠재 고용량으로 대체하고 자본스톡은 실제 자본스톡을 그대로 쓴다. 또 김치호·문소상(2000)은 자본스톡마저 NAIRU를 활용하여 계산한 '자연자본가동률'로 조정하여 쓰고 있다.

GDP를 추정할 수도 있음을 알 수 있다. 즉, 식 (A1)과 식 (A2)에서 U 및 U^* 대신 Y 와 Y^* 를 대입하여 Y^* 를 추정할 수 있는 것이다. 이는 NAIRU라는 중간단계를 거치지 않고 직접 잠재GDP를 추정할 수 있게 해준다.

Kuttner(1994)가 처음 제시한 은닉인자모형은 이러한 관점에 기초하고 있다. 김치호·문소상(2000)은 다음과 같은 형태의 은닉인자모형을 추정하였다.

$$(A3) \quad \pi_t = \alpha_o + \alpha(L)\pi_{t-1} + \beta(L)(y_{t-1} - y_{t-1}^*) \\ + \theta_1 \Delta y_{t-1} + \delta(L)\varepsilon_t.$$

$$(A4) \quad \Delta y_t^* = d_y + v_t.$$

여기에서 y 와 y^* 는 각각 Y 와 Y^* 의 로그값이며, α_o , θ_1 , d_y 는 상수이고, $\alpha(L)$, $\beta(L)$, $\gamma(L)$, $\delta(L)$, ε_t , v_t 는 식 (A1) 및 식 (A2)에서와 마찬가지로 시차연산자에 대한 다항식으로 정의된다.

어떤 연구자들은 은닉인자모형에 물가와 GDP 외에 다른 변수들을 추가하기도 한다. 예를 들어, 장동구(1997)는 가동률을 모형에 추가하였는데, 그는 물가상승률이 실제GDP와 잠재GDP의 차이($y_t - y_t^*$)뿐 아니라 실제 가동률과 잠재 가동률의 차이에도 의존하며, 가동률의 차분변수는 실제GDP와 잠재GDP의 차이에 의존한다는 가정하에 잠재GDP와 잠재 가동률을 동시에 추정하였다. 또 신관호(1999)는 실업률과 임금상승률을 모형에 추가하여 잠재GDP와 NAIRU를 추정하였다.

은닉인자모형으로부터 얻어지는 잠재GDP 추정치의 신뢰구간은 매우 넓은 것으로 알려져 있다(Kuttner[1994]). 즉, 추정치의 정확도가 높지 않다는 것이다. 사실 이 문제는 앞에서 설명한 생산함수방식이나

다음에 설명할 구조VAR모형에 공통적으로 적용되는 문제이다. 따라서 각 추정방식이 서로 다른 추정결과를 낳았을 때, 추정결과 사이의 차이는 통계적으로 크지 않을 수 있다는 점을 인식해야 한다.

다. 구조 VAR 모형

은닉인자모형에서 잠재GDP는 흔히 임의보행(random walk)을 보이는 것으로 가정된다. 식 (A4)가 바로 이를 나타낸다. 그러나 이러한 가정은 비현실적일 수 있다. 특히 잠재GDP가 기술발전 등 공급 측면의 충격으로부터 영향을 받고, 이러한 공급측면의 충격이 시차를 나타내며 잠재GDP에 영향을 준다면, 잠재GDP는 비정상적(non-stationary)일 수는 있어도 임의보행보다는 훨씬 복잡한 특성을 지니게 된다.

구조VAR모형은 은닉인자모형의 이러한 단점을 극복할 수 있는 모형이다. 구조VAR모형에서는 먼저 GDP 및 이와 관련이 깊은 변수들로 벡터 z_t 를 구성한다. z_t 는 k 개의 원소를 가지며, 첫 번째 원소는 $y(= \log(Y))$ 이다. 이제 Δz_t 가 아래 식 (A5)와 같이 확률적 속성이 없는 확정적 추세(deterministic trend) $\tau(t)$ 와 시차변수 $B(L)\Delta z_t$ 및 교란항 μ_t 로 구성된다고 가정하자.

$$(A5) \quad \Delta z_t = \tau(t) + B(L)\Delta z_t + \mu_t = \tau(t) + \sum_{i=0}^{\infty} B_i \Delta z_{t-i} + \mu_t.$$

식 (A5)에서 B_o 은 대각원소들이 영(0)인 행렬이며, μ_t 는 다음과 같은 성질을 갖는다.

$$(A6) \quad E(\mu_t) = 0, \quad E(\mu_t \mu_t') = \Omega. \\ = \text{diag}\{\omega_1, \dots, \omega_k\}, \quad E(\mu_t \mu_s') = 0 \quad (t \neq s).$$

식 (A5)의 구조방정식을 회귀분석에 의한 추정이 가능한 축약형 (reduced form)으로 바꾸면 이는 다음과 같이 표기될 수 있다.

$$(A7) \quad \Delta z_t = \tilde{\tau}(t) + C(L) \Delta z_t + \varepsilon_t \\ = \tilde{\tau}(t) + \sum_{i=1}^{\infty} C_i \Delta z_{t-i} + \varepsilon_t.$$

여기에서

$$(A8) \quad \tilde{\tau}(t) = (I - B_o)^{-1} \tau(t), \quad C_i = (I - B_o)^{-1} B_i, \\ \varepsilon_t = (I - B_o)^{-1} \mu_t.$$

이다. 또한 $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Sigma$ 이라 하면 Σ 와 Ω 는 다음과 같은 관계를 갖는다.

$$(A9) \quad \Omega = (I - B_o) \Sigma (I - B_o)'$$

만일 B_o 의 값이 정해져 있다면 식 (A7)을 통해 추정된 C_i 의 값을 사용하여 식 (A8)에 따라 $B_i (i \geq 1)$ 의 값을 추정할 수 있다. 따라서 구조방정식의 추정은 결국 B_o 및 Ω 의 추정으로 압축된다.

z_t 안에 k 개의 변수가 포함되어 있다면 B_o 에는 $(k^2 - k)$ 개의 미지수가 포함되어 있다. 또 식 (A6)에서 보듯이 Ω 안에는 k 개의 미지수가 포함되어 있다. 따라서 모두 k^2 개의 미지수를 추정해야 한다. 반면 Σ 를 통해 추정할 수 있는 모수는 $(k^2 + k)/2$ 개에 불과하므로 $(k^2 - k)/2$ 개의 추가적인 제약이 있어야만 구조방정식의 계수를 추정할 수 있다.

이러한 추가적인 제약을 구하기 위해 식 (A7)을 다음과 같이 변형한다.

$$(A10) \quad \Delta z_t = \hat{\tau}(t) + \Gamma(L)\mu_t = \hat{\tau}(t) + \sum_{i=0}^{\infty} \Gamma_i \mu_{t-i}.$$

여기에서 $\hat{\tau}(t)$ 와 $\Gamma(L)$ 은 다음과 같이 정의된다.

$$(A11) \quad \hat{\tau}(t) = [I - C(L)]^{-1} \hat{\tau}(t), \quad \Gamma(L) = [I - C(L)]^{-1} (I - B_o)^{-1}.$$

식 (A10)에서 $\Gamma(1) (= \sum_{i=0}^{\infty} \Gamma_i)$ 는 μ_t 가 z_t 의 각 변수에 미치는 장기적 영향을 나타낸다. 예를 들어, z_t 의 첫 번째 원소인 y_t 에 대해 살펴보자. Γ_i 의 (g, h) 원소를 Γ_i^{gh} 라 표현하고, μ_t 의 h 번째 원소를 μ_t^h 라 표현하며, $\hat{\tau}(t)$ 를 잠시 무시하기로 하면, μ_t 는 Δy_t 와 다음과 같은 관계를 갖는다.

$$(A12) \quad \Delta y_t = \sum_{i=0}^{\infty} \Gamma_i^{11} \mu_{t-i}^1 + \dots + \sum_{i=0}^{\infty} \Gamma_i^{1k} \mu_{t-i}^k.$$

따라서 μ_t^h 가 한 단위($\mu_t^h = 1$)만큼 변할 때 이는 y_t 를 단기적으로는 Γ_0^{1h} 만큼 변화시키며 장기적으로는 $\sum_{i=0}^{\infty} \Gamma_i^{1h}$ 만큼 변화시킨다.

구조방정식에 대한 추가적 제약은 다음과 같은 방식으로 부과한다. 즉, μ_t^1 은 y_t 에 대해 장기적인 영향을 미치지만 $(\mu_t^2, \dots, \mu_t^k)$ 는 장기적인 영향을 미치지 않는다고 가정한다. 다시 말해

$$(A13) \quad \sum_{i=0}^{\infty} \Gamma_i^{12} = \dots = \sum_{i=0}^{\infty} \Gamma_i^{1k} = 0$$

이다. 식 (A13)은 $(k-1)$ 개의 제약조건을 내포하고 있다.

마찬가지로 (μ_t^1, μ_t^2) 는 z_t^2 (z_t 의 두 번째 원소)에 대해 장기적인 영향을 미치지만 $(\mu_t^3, \dots, \mu_t^k)$ 는 장기적인 영향을 미치지 않는다고 가정한다. 다시 말해

$$(A14) \quad \sum_{i=0}^{\infty} \Gamma_i^{23} = \dots = \sum_{i=0}^{\infty} \Gamma_i^{2k} = 0$$

이다. 식 (A14)은 $(k-2)$ 개의 제약조건을 내포하고 있다.

이런 방식으로 $(\mu_t^3, \dots, \mu_t^k)$ 에 대해서도 유사한 가정을 세우면, 모두 $(k^2 - k)/2$ 개의 제약조건을 얻을 수 있다. 이러한 제약조건은 간단히 말하여 $\Gamma(1) (= [I - C(1)]^{-1}(I - B_0)^{-1})$ 이 하방삼각형 행렬 (lower triangular matrix), 즉 대각선 위의 원소가 모두 영(0)인 행렬임을 의미한다.

이러한 제약조건이 의미하는 바를 이해하기 위해 $k=2$ 이고 $z_t^2 = p$ 인 경우를 생각해 보자. 여기에서 p 는 물가의 로그값이고 $\Delta p = \pi$ (물가상승률)이다. 이때 μ_t^1 는 공급 측면의 충격, μ_t^2 는 수요 측면의 충격으로 해석된다. 즉, 공급 측면의 충격은 GDP에 대해 항구적인 영향을 미치지만 수요 측면의 충격은 일시적인 영향을 미칠 뿐이다. 반면 두 충격은 모두 물가에 대해 항구적인 영향을 미칠 수 있다. 이러한 가정은 장기적으로 필립스 곡선이 수직선이라는 이론에 기초하고 있다.

$k > 2$ 인 경우에는 이처럼 명확한 해석을 내리기 어렵다. 그러나 개념적으로 이러한 논의를 $k > 2$ 인 경우로 확장하는 일은 얼마든지 가

능하다. 어느 경우든 이하에서는 μ_t 의 첫 번째 원소를 공급 측면의 충격, 나머지 원소들을 수요 측면의 충격이라 부르기로 한다.

이러한 추가적인 제약조건을 통해 미지수들을 모두 구하고 나면, 이들을 식 (A8)에 대입하여 μ_t 의 추정치를 구할 수 있다. 그리고 μ_t 의 원소들 가운데 첫 번째 원소(공급 측면의 충격)는 그대로 두고 나머지 원소들은 모두 영(0)으로 치환한다. 이를 $\mu_t^* = [\mu_t^1, 0, \dots, 0]'$ 라 하면, μ_t^* 를 다시 식 (A5)에 대입하여 순차적으로 Δz_t^* 를 계산한다. 이렇게 계산된 Δz_t^* 의 첫 번째 원소 Δy_t^* 를 누적하여 y_t^* 를 얻을 수 있다. 여기에서 y_t^* 는 공급 측면의 충격만을 반영하고 있으므로 이를 잠재GDP로 정의한다.

식 (A12)의 표현을 빌리면 Δy_t^* 는 다음과 같이 나타내어진다.

$$(A15) \quad \Delta y_t^* = \sum_{i=0}^{\infty} \Gamma_i^{11} \mu_{t-i}^1.$$

따라서 y_t^* 는 비정상적(non-stationary)이기는 하나 임의보행은 아닌 시계열이다.

St-Amant and van Norden(1997)는 구조VAR모형을 캐나다 자료에 적용하여 잠재GDP를 추정하였다. 또 Dupasquier et al.(1999)는 이를 미국 자료에 적용하고 있다. 이들은 z_t 에 포함되는 변수로서 실질 GDP, 물가, 실업률, 그리고 금리를 고려하였다. 이들은 이렇게 구해진 잠재GDP의 추정치가 다른 방식으로 구해진 추정치보다 실제 경기순환 주기에 근접하는 특성을 가지는 것으로 보고하고 있다. 반면 잠재GDP 추정치의 신뢰구간이 매우 넓어 추정치의 신뢰도가 높지 않다는 것을 단점으로 지적하고 있다.

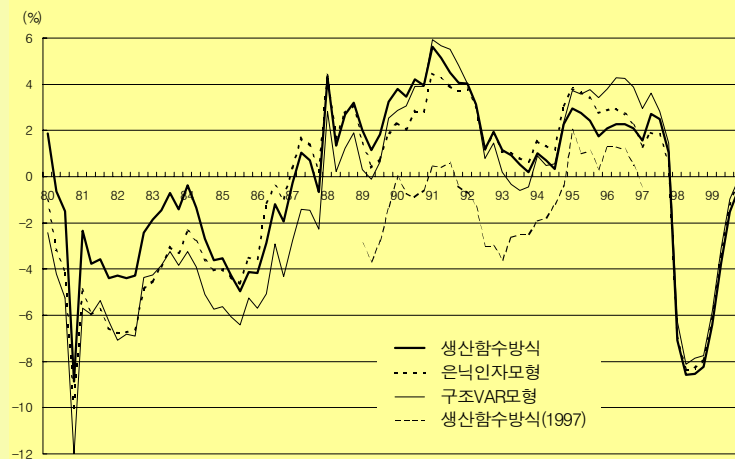
2. 우리나라의 잠재 GDP

가. 기존의 추정결과와 모형간의 비교

우리나라의 잠재GDP를 추정한 비교적 최근의 논문으로는 한국은행의 김치호·문소상(2000)을 들 수 있다. 이들은 앞에서 설명한 세 가지 방법으로 잠재GDP를 추정하였는데, 생산함수방식의 경우에는 노동, 자본, 연구개발스톡의 세 변수를 사용하였으며, 은닉인자모형의 경우에는 GDP와 물가를 사용하였고, 구조VAR모형의 경우에는 GDP, 물가상승률(CPI), 실업률, 그리고 금리를 사용하였다.

[그림 A1]에 있는 네 가지 선 가운데 위의 세 가지는 김치호·문소

[그림 A1] 한국은행의 GDP 갭 추정치



자료: 김치호·문소상(2000), 장동구(1997).

상(2000)이 추정한 GDP 갭을 보여준다. 여기에서 보듯이 세 가지 추정 방식은 유사한 결과를 낳고 있다. 특히 1998년에는 세 가지 방식 모두 GDP 갭을 -8% 정도로 추정하고 있다. 김치호·문소상(2000)은 이 세 가지 방식 가운데 생산함수방식을 가장 선호하고 있는데, 이는 생산함수에 의한 추정치가 경제적 충격이나 경기변동에 비교적 둔감하기 때문이다.

김치호·문소상(2000)이 무엇을 근거로 생산함수에 의한 추정치가 경제적 충격이나 경기변동에 비교적 둔감하다는 결론을 얻고 있는지는 불명확하다. 또 앞서 설명한 것처럼 각 추정방식은 많은 추정오차를 내포하고 있기 때문에 [그림 A1]에서 보듯이 추정결과가 서로 비슷하다면 굳이 생산함수방식을 선호할 이유도 없다고 생각된다. 그보다는 자료의 신속한 획득 가능성, 추정의 간편성 등에 더 큰 비중을 두어 세 방식을 비교해야 할 것이다. 또한 추정결과가 표본기간에 따라 크게 달라지는지도 살펴보아야 할 것이다.

마지막 논점과 관련하여 김치호·문소상(2000)과 장동구(1997)를 비교해볼 필요가 있다. 장동구(1997)는 김치호·문소상(2000)과 유사한 방법으로 1970년 1/4분기부터 1997년 1/4분기까지의 자료를 사용하여 잠재GDP를 추정하였다. 김치호·문소상(2000)의 표본기간은 1976년 1/4분기~1999년 4/4분기이다. [그림 A1]의 맨 아래 선은 생산함수방식에 기초한 장동구(1997)의 추정결과인데, 이는 김치호·문소상(2000)의 결과와 큰 차이를 보인다. 특히 김치호·문소상(2000)의 경우 생산함수방식으로 추정한 GDP 갭이 1980년대 이후 외환위기 이전까지 계속 양(+)의 값을 갖는 데 반해 장동구(1997)의 경우 양(+)의 값보다는 음(-)의 값을 더 많이 갖고 있다.

생산함수방식의 보다 큰 문제점은 NAIRU, 자본스톡, 연구개발스

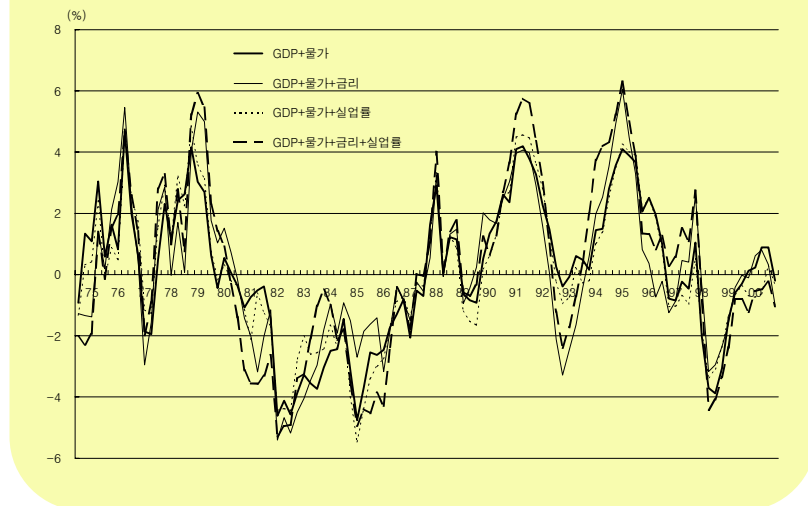
독 등의 추정에 따른 불확실성이 매우 크고 추정에 상당한 시간과 비용이 요구된다는 점이다. 또한 잠재수준의 자본스톡 및 연구개발스톡을 추정할 때 김치호·문소상(2000)은 실제 실업률과 NAIRU 사이의 차이에 따라 자본스톡 및 연구개발스톡을 조정하여 잠재수준의 자본스톡 및 연구개발스톡을 계산하고 있는데, 이러한 조정방법의 타당성에 대해서도 의문이 제기될 수 있다. OECD(Giorno et al.[1995])에서는 노동과 자본만을 고려한 상황에서 본문의 식 (2)를 통해 e 를 추정된 후 이를 평탄화(smoothing)하여 e^* 를 구하고 이를 잠재수준의 총요소생산성으로 파악하고 있다.

은닉인자모형의 경우에는 NAIRU, 자본스톡 등을 추정하는 데 따르는 문제가 발생하지 않는다. 그러나 여기에서는 모형을 구체적으로 어떻게 설정하는가에 따라 잠재GDP 추정치가 크게 달라지는 문제가 발생한다. [그림 A1]에는 제시되지 않았으나 장동구(1997)의 은닉인자모형 추정결과를 살펴보면 이는 김치호·문소상(2000)의 추정결과와 매우 큰 차이를 보인다. 이러한 차이는 주로 모형의 형태가 다르기 때문으로 추측된다. 앞에서 언급하였듯이 김치호·문소상(2000)은 GDP와 물가만을 모형 속에 포함시키고 있으나 장동구(1997)는 가동률도 포함시키고 있다.

은닉인자모형과 마찬가지로 구조VAR모형에서는 NAIRU, 자본스톡 등을 추정할 필요가 없다. 또한 구조VAR모형은 모형의 구체적 형태에 따라 잠재GDP의 추정결과가 크게 달라지는 문제도 상대적으로 심각하지 않다. [그림 A2]는 네 가지 구조VAR모형의 GDP 값 추정결과를 보여준다.³⁾ 첫 번째 선은 GDP와 물가의 두 변수만으로 구조VAR모

3) 본 모형의 추정에 필요한 GAUSS 프로그램을 제공해주신 김준일·조동철 박사께 감사드린다. 추정모형의 형태 및 결과는 아래에서 자세히 보고하기

[그림 A2] 여러 가지 구조 VAR 모형의 GDP 갭 추정결과



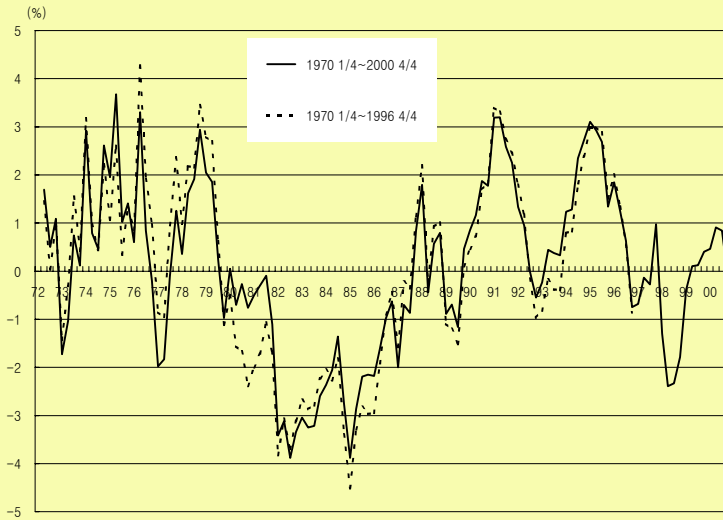
형을 구성하여 GDP 갭을 추정한 결과이다. 그리고 나머지 선들은 금리와 실업률을 추가하여 추정한 결과이다. 여기에서 보는 바와 같이 새로운 변수를 추가하더라도 GDP 갭의 추정결과는 크게 달라지지 않는다.⁴⁾ 이런 측면에서 구조VAR모형은 은닉인자모형보다 우월하다.

구조VAR모형은 또한 표본기간에 따라 표본 종료시점 부근의 잠재 GDP 추정결과가 달라지는 문제도 비교적 작다. 시간이 흐름에 따라 표본이 추가되면서 종료시점 부근의 잠재GDP 추정결과가 크게 달라지는 문제는 특히 HP 필터의 경우 중요한 결함으로 지적되고 있는데(St-Amant and von Norden[1997]), [그림 A1]에서 보듯이 생산함수방식에서도 이러한 문제가 발생할 수 있다. [그림 A3]은 GDP와 물가만으로

로 한다.

4) 첫째 선과 나머지 세 선 사이의 상관계수는 각각 0.88, 0.97, 0.88이다.

[그림 A3] 표본 종료시점 변화에 따른 추정결과 변화

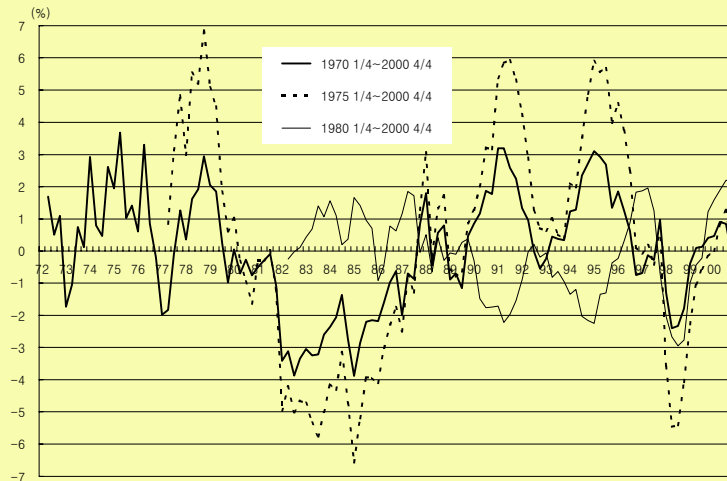


구조VAR모형을 구성한 후, 1970년 1/4분기~2000년 4/4분기 및 1970년 1/4분기~1996년 4/4분기의 표본을 각각 사용하여 GDP 갭을 추정한 결과를 보여준다. 여기에서 보듯이 일부 기간(1980~81년)을 제외하고는 두 추정결과가 별로 다르지 않다.

구조VAR모형을 사용하여 GDP 갭을 추정한 논문으로는 김준일·조동철(2000)을 들 수 있다. 이들은 GDP와 물가(GDP 디플레이터)를 사용하여 GDP 갭을 추정하였는데, 추정결과가 대체로 지금까지의 경기 상황을 잘 반영하고 있는 것으로 결론을 내리고 있다.

그러나 구조VAR모형 역시 불완전한 측면이 있는데, 이것은 표본 기간의 시작시점을 바꿈에 따라 잠재GDP 추정결과가 크게 달라진다는 것이다. [그림 A4]는 [그림 A3]의 모형을 그대로 사용하되 표본 시작시

[그림 A4] 표본 시작시점 변화에 따른 추정결과 변화



점을 1970년 1/4분기, 1975년 1/4분기, 1980년 1/4분기로 달리 하였을 때의 GDP 갭 추정결과를 보여준다. 이 가운데 첫째와 둘째 선을 비교하면 표본 시작시점을 1970년 1/4분기에서 1975년 1/4분기로 5년 연기함에 따라 GDP 갭이 유사한 방향으로 움직이기는 하나 절대값이 전반적으로 두 배 가량 증가하는 모습을 발견할 수 있다. 또 1980년 1/4분기로 다시 5년 연기하면 GDP 갭의 방향조차 크게 변하는 모습을 발견하게 된다.

이 가운데 마지막 결과는 표본기간이 너무 짧음에 따라 나타나는 현상으로 추측된다. 그러나 둘째 결과는 이런 식으로 간단히 무시해 버리기는 어려운 측면이 있다. 특히 둘째 결과에서는 1998년 2/4분기의 GDP 갭이 -5.5%로 나타나 -2.4%에 불과한 첫째 결과보다 직관적으로

더 그럴듯해 보이기도 한다.

첫째 결과와 둘째 결과 가운데 어느 것이 더 타당한지를 판단할 수 있는 객관적 기준을 찾기는 어렵다. 따라서 일단 가장 긴 표본기간을 사용하는 첫째 결과를 사용하기로 한다. 그러나 아래에서는 둘째 결과를 사용할 때 구조적 재정수지 등이 얼마나 많이 변하는가도 수시로 점검할 것이다.

나. 2변수 구조VAR모형 추정결과

본고의 2변수 구조VAR은 김준일·조동철(2000)의 모형에 기초하고 있다. 즉, $\Delta z = [\Delta y \ \pi]'$ 이며, 여기에서 Δy 는 실질 GDP의 로그 값의 차분, 그리고 π 는 GDP 디플레이터의 로그 증가율이다. 실질 GDP는 한국은행에서 발표하는 계절조정치이며, π 는 한국은행에서 발표하는 계절조정 실질GDP 및 명목GDP로부터 계산하였다. 식 (A5) 및 식 (A7)의 시차수는 8분기로 하였다. 또한 $\tau(t)$ 는 시간 (t)에 대한 1차 선형함수로 상정하였다.

식 (A5)의 B_0 를 $B_0 = \begin{bmatrix} 0 & b_{12} \\ b_{21} & 0 \end{bmatrix}$ 로 표시할 때, 김준일·조동철(2000)이 설명하는 바와 같이 b_{12} 및 $(1/b_{21})$ 는 각각 (단기)총공급곡선 및 총수요곡선의 기울기를 나타낸다. $\tau(t)$ 및 시차변수들을 무시하면 식 (A5)는 식 (A16)과 같이 표현될 수 있기 때문이다.

$$(A16) \quad \Delta y = b_{12}\pi + \mu_t^1 \quad (\text{총공급곡선})$$

$$\Delta y = (1/b_{21})\pi - (1/b_{21})\mu_t^2 \quad (\text{총수요곡선})$$

b_{12} , b_{21} , ω_1 , ω_2 의 추정치는 <표 A1>과 같다. 표본기간은 1970

<표 A1> 모형추정결과

	계수추정치	90% 신뢰구간	
		왼쪽 끝	오른쪽 끝
b_{12}	0.867	0.004	3.318
b_{21}	-0.984	-1.981	-0.347
ω_1	0.029	0.017	0.073
ω_2	0.022	0.016	0.033

년 1/4분기에서 2000년 4/4분기까지이다. 추정치의 신뢰구간은 Bootstrap 방법을 이용하여 3,000회의 시뮬레이션을 통해 구하였다.

<표 A1>에 따르면 b_{12} 및 $(1/b_{21})$ 는 기대하는 바와 같이 각각 양(+)의 값 및 음(-)의 값을 가진다. 그리고 <표 A1>의 신뢰구간을 고려할 때 이러한 추정치는 대체로 유의한 것으로 판단된다.

b_{12} , b_{21} , ω_1 , ω_2 의 추정값을 계산할 때 김준일·조동철(2000)은 GAUSS 프로그램을 사용하여 수치적 해(numerical solution)를 구하였으나 2변수 구조VAR모형에서는 다음 식 (A17)과 같은 분석적 해(analytical solution)가 가능하다. 따라서 GAUSS 프로그램을 사용하지 않더라도 Eviews와 같은 기초적 통계패키지를 통해 모형을 추정하고 잠재 GDP를 계산할 수 있다.

$$\begin{aligned}
 (A17) \quad b_{12} &= g_{12}/g_{22}, \\
 b_{21} &= (\sigma_{12} - b_{12}\sigma_{22})/(\sigma_{11} - b_{12}\sigma_{12}) \\
 \omega_1 &= (\sigma_{11} - 2b_{12}\sigma_{12} + b_{12}^2\sigma_{22})^{1/2},
 \end{aligned}$$

$$\omega_2 = (\sigma_{22} - 2b_{21}\sigma_{12} + b_{21}^2\sigma_{11})^{1/2}.$$

여기에서 g_{ij} 는 행렬 $I - C(1)$ 의 (i, j) 원소이며, σ_{ij} 는 행렬 Σ 의 (i, j) 원소이다. $C(1)$ 및 Σ 는 식 (A7)을 회귀분석하여 추정한다. 식 (A7)의 회귀분석 결과는 <표 A2>와 같다.

2변수 구조VAR모형에 의한 GDP 갭 추정치는 이미 [그림 A2]~[그림 A4]에 제시된 바 있다. [그림 A5]는 이러한 추정치의 90% 신뢰구간을 보여준다. 신뢰구간은 Bootstrap 방법을 이용하여 3,000회의 시뮬레이션을 통해 구하였다. 이 그림에서 보듯이 신뢰구간이 상당히 넓은 편이어서 추정치의 정확도가 그리 높지 못하다. 그러나 앞서 설명하였듯이 구조VAR모형뿐 아니라 여타 모형 역시 추정치의 정확도가 높지 못하다는 문제점을 가지고 있다. 반면 구조VAR모형은 추정이 간편하다는 큰 장점을 가질 뿐 아니라 김준일·조동철(2000)이 보여주듯 지금까지 총수요의 변화를 비교적 잘 설명하고 있으므로 본고에서는 이를 사용하기로 한다.

<표 A2> 축약형 방정식의 추정결과

독립변수	종 속 변 수			
	Δy_t		π_t	
	계수추정치	표준오차	계수추정치	표준오차
Δy_{t-1}	-0.029*	0.106	0.154*	0.110
Δy_{t-2}	0.147	0.104	0.094	0.108
Δy_{t-3}	-0.103	0.106	0.050	0.110
Δy_{t-4}	-0.116	0.104	0.091	0.108
Δy_{t-5}	0.092	0.104	0.128	0.108
Δy_{t-6}	0.016*	0.102	-0.155*	0.106
Δy_{t-7}	-0.229**	0.101	0.102	0.105
Δy_{t-8}	-0.147	0.104	0.194**	0.108
π_{t-1}	-0.196	0.102	0.109	0.106
π_{t-2}	0.019	0.103	0.132	0.107
π_{t-3}	-0.111	0.101	0.023	0.105
π_{t-4}	-0.062	0.100	0.074	0.104
π_{t-5}	0.170*	0.099	0.144*	0.103
π_{t-6}	-0.036	0.103	0.060	0.107
π_{t-7}	-0.074	0.100	0.062	0.104
π_{t-8}	-0.014	0.098	0.041	0.101
상수항	0.047***	0.013	0.007	0.014
$10^{-3} \times t$	-0.234*	0.101	-0.162*	0.104
R^2	0.179		0.501	
F-검정 (p-값)	1.241	(0.249)	5.735	(0.000)

주: *는 10% 수준, **는 5% 수준, ***는 10% 수준에서 유의함을 의미.

[그림 A5] GDP 갭 추정치의 90% 신뢰구간

