

외환 위기와 한국 잠재성장률*

배진호**

본 연구는 1997년의 외환위기가 한국의 성장 잠재력에 미친 영향을 분석하기 위해 잠재성장률의 시간 추이를 은닉인자모형(Unobserved Components Model)을 통해 추정한다. 기존 연구와 달리, 본 연구는 잠재성장률 시간 변동성의 정도를 결정짓는 계수를 편의 없이 추정하여 올바른 통계적 추론을 하며, 국내 총생산 증가율 자료에 존재하는 심각한 이분산을 고려하여 자료가 가지고 있는 정보를 효율적으로 이용한다. 1970~2004년 기간의 국내총생산 증가율 자료의 분석으로부터 얻은 결과는 다음과 같다. 첫째, 외환위기가 잠재성장률의 시간 변동성을 증가시켰다는 강한 증거가 발견되었다. 둘째, 외환위기 이후의 잠재성장률은 외환위기 당시의 것보다 낮으며 이는 외환위기가 유발한 구조적 변화가 성장 잠재력을 상당히 저하시켰음을 암시한다. 셋째, 약 3.7%로 추정되는 외환위기 이후 잠재성장률 평균은 정책당국이나 민간 연구기관들이 잠재성장률 추정치를 높게 잡는 경향이 있음을 나타낸다.

핵심용어 : 잠재성장률, 외환위기, 은닉인자모형

JEL Classifications: O4

I. 서론

1997년에 발생한 외환위기는 한국경제에 여러모로 상당한 영향을 미쳤다는 것이 주지의 사실이다. 그 중 거시경제학자들과 경제정책 입안자들의 관심을 끄는 것은 외환위기가 잠재 성장률에 어떻게 영향을 미쳤는 지이다. 이 외환위기로 인해 한국 경제의 장기 성장 잠재력이 심각하게 훼손되었다면 그 이후에 나타난 낮

* 귀중한 조언을 해 주신 익명의 심사위원들과 김창진교수님께 깊이 감사 드립니다. 이 논문은 2004학년도 영남대학교 학술연구조성비 지원에 의하여 연구되었음.

** 영남대학교 경제금융학부, Tel: 053-810-2715, E-mail: jinhby@yumail.ac.kr

투고일: 2005. 5. 13 심사일: 2005. 5. 17 최종심사완료일: 2005. 7. 26

은 성장 기조는 상당 기간 지속될 것이다. 반면 지난 번의 외환위기가 일시적인 영향만 미쳤다면 비록 과거와 같은 연 7% 내지 8%의 고도 성장은 아니더라도 머지않은 장래에 저성장 기조에서 벗어나리라 전망된다. 정책 당국이 장기 성장 전망에 기초하여 정책기조의 설정이나 경제운용의 방향을 결정한다는 점을 고려할 때 1997년의 외환위기가 한국경제의 성장률에 미친 영향이 일시적인 지 아니면 영구적인 지 여부와 영구적이었다면 그 이후의 잠재성장률은 어떤 움직임을 가지는 지에 대한 분석은 중요한 의미를 가진다 하겠다.

일반적으로 외환위기는 성장률에 미치는 영향이 일시적이라는 것이 최근의 연구들에 의한 발견이다. Barro(2001)는 1997년에 외환위기를 겪었던 동아시아 국가들이 비록 위기 이전의 성장 경로로 되돌아갈 지 여부는 뚜렷하지 않지만 1965년과 2000년 사이에 세계에서 발생한 모든 외환위기의 분석을 통해 외환위기는 전형적으로 성장률에 미치는 효과가 5년 이상 지속되지 않는다고 주장하였다. Park and Lee(2003)는 유사한 자료 분석을 통해 1997년의 동아시아 외환위기의 조정과정이 전형적인 외환위기 조정과정과 많이 다르지 않고 정성적 분석을 통해 평균적으로 외환위기는 잠재성장률에 직접적인 영향을 주지 않음을 보였다.¹⁾

하지만 이들 연구들의 결론은 1997년의 아시아 외환위기뿐만 아니라 과거 발생했던 모든 외환위기의 분석으로부터 나온 것이어서 한국으로 일반화하기에는 무리가 없지 않다. 따라서 본 연구는 이들 연구와는 달리 논의의 초점을 1997년의 외환위기와 한국경제 성장률로 제한하고 잠재성장률의 변화 추이 분석을 통해 외환위기가 잠재성장률에 미친 영향을 분석하고자 한다.

잠재성장률은 그 성격상 알려져 있지 않기 때문에 실제 성장률이나 관련된 자료들을 이용하여 추정하여야 하며 연구목적에 따라 서로 다른 추정 방법이 문헌에서 제시되어 사용되어 왔다. 본 연구에서는 잠재성장률의 시간에 따른 변화를 시계열 분석방법 특히 은닉인자모형(unobserved components model)을 통해 직접 추정하고자 한다.²⁾ 이 모형은 우리에게 관찰되는 실제 성장률을 관찰되지 않은 두 요소, 즉 비정상적(nonstationary)인 영구적인 요소와 정상적(stationary)인 일시적인 요소로 분해하는 특징을 갖고 있다. 여기서 영구적인 요소는 공급충격에 의해 변동하는 잠재성장률로 해석되고 실제 성장률과 잠재성장률의 차이는 수요충격에

1) 외환위기가 국내총생산(GDP)의 수준 변수에 장기적인 영향을 미치는지에 대한 연구로는 Cerra and Saxena(2003)가 있다.

2) 잠재 국내총생산에 대한 정의는 유일하지 않다. 정의에 대한 자세는 논의는 장동구(1997)를 참조하기 바람.

의해 영향을 받는 일시적인(순환적인) 성장률로 해석된다.

이 모형을 이용하여 한국의 잠재 국내총생산(여기서부터 GDP)을 추정한 국내 연구로는 이병완(1994), 장동구(1997), 김치호·문소상(2000)이 있다.³⁾ 본 연구는 이들 연구와 중요한 한 가지 차이점을 가지며 이들 연구들이 가지고 있는 몇 가지 한계점을 극복한다. 중요한 차이점은 이들 연구들은 GDP 수준 변수에 대해 이 모형을 적용한 반면 본 연구는 GDP 증가율에 대해 이 모형을 적용한다. 이러한 차이는 잠재성장률이 움직이는 방식에 대한 관점의 차이를 반영하는 것으로 전자의 경우는 잠재성장률이 하나의 상수와 백색잡음의 합, 후자의 경우에는 잠재성장률이 시간이 지남에 따라 느리게 변동함을 의미한다. 잠재성장률이 시간에 따라 움직이는 방식은 알려져 있지 않지만 만약 움직인다면 천천히 움직인다고 보는 것이 보다 합리적인 것이다. 사실 Clark(1987)에서와 같이 GDP 수준 변수에 대한 은닉인자모형에서도 잠재성장률을 천천히 움직이는 과정으로 모형화할 수 있다. 영구적인 요소(잠재 GDP)에 있는 drift는 잠재성장률로 해석되는 데 이 drift가 랜덤 워크를 따른다고 가정함으로써 가능하다. 그러나 이 경우 그 drift에 오는 충격의 분산이 거의 0에 가깝다는 결과가 Clark(1987)에서 발견되었다. 국내 문헌 중에는 김치호·문소상(2000)이 유사한 결론에 도달한 바 있다. 그런데 여기에는 drift에 오는 충격의 분산을 올바르게 추정하지 못하여 그릇된 통계적 추론을 하였을 가능성이 존재한다. 그 이유는 다음과 같다. 사실 잠재성장률은 시간에 따라 변동하더라도 그 변동의 폭은 그리 크지 않을 것이다. 이는 잠재성장률에 오는 충격의 분산이 아주 작다는 것을 의미한다. 이 경우 칼만 필터(Kalman filter)를 이용한 그 분산의 최우 추정량은 0으로의 하향 편의(downward bias)를 가진다는 것이 잘 알려져 있다. 따라서 그 분산이 0이 아니더라도 연구자들은 0이라는 그릇된 결론을 내릴 수 있다. GDP 수준 변수가 아닌 본 연구에서와 같이 GDP 증가율 자체에 대한 은닉인자모형의 적용 및 분석은 이러한 문제로부터 자유로울 수 있다. 우리의 관심이 되는 분산을 편의 없이 추정하게 해 주는 중앙값불편추정법(median unbiased estimation)이 Stock and Watson(1998)에 의해 개발돼 있기 때문이다. 본 연구는 이 방법을 통해 그 계수에 대한 올바른 추론을 수행하고자 한다.

한편 앞에서 제시된 국내 연구들은 한국 실질 GDP 자료에 존재할 수 있는 심각한 변동성의 변화를 고려하지 않아 자료가 포함하고 있는 잠재성장률이나 잠재 GDP에 대한 중요한 정보를 효율적으로 사용하지 않고 있다. 예를 들면, 석유파동

3) 이들 연구들은 생산함수접근법에 의해서도 잠재 GDP를 추정하였다. 생산함수접근법으로 분석한 또 다른 연구로는 한진희 외(2002)와 문형표(2004) 등이 있다.

이나 외환위기 때는 평소 보다 GDP는 훨씬 심한 변동성을 보이는 경향이 있다. 이렇게 변동성이 심한 시기의 자료들은 상대적으로 적은 정보를 함유하고 있으므로 낮은 가중치를 주고 분석을 하는 것이 효율적인 추정치를 얻는 방법일 것이다. 따라서 본 연구는 이분산을 고려하고 잠재성장률을 추정하고자 한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. II절에서는 은닉인자모형과 분석 방법에 대해서 설명한다. III절에서는 본 연구의 실증 분석결과를 설명하고 마지막 절에서는 연구 결과를 요약하고 시사점을 제시한다.

II. 연구 내용 및 방법

1. 모형 설정

잠재성장률을 추정하기 위해 이용되는 은닉인자모형은 다음과 같다.

$$y_t = g_t + z_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

$$g_t = g_{t-1} + u_t, \quad u_t \sim N(0, \sigma_u^2) \quad (2)$$

$$\phi(L)z_t = v_t \quad (3)$$

$$v_t | I_{t-1} \sim N(0, h_{v,t}) \quad (4)$$

$$h_{v,t} = \tilde{\omega}_v + \alpha_v v_{t-1}^2 + \beta_v h_{v,t-1} \quad (5)$$

여기서 y_t 는 기간 t 의 GDP증가율을 나타내며 g_t 와 z_t 의 합으로 이루어져 있다. g_t 는 랜덤 워크(random walk)을 따라 움직인다고 가정한다. 시간상 비상관된 충격 u_t 는 g_t 에 영구적인 효과를 미치므로 g_t 는 GDP 증가율에 존재하는 영구적인 움직임, 즉 잠재성장률 또는 장기성장률로 해석된다. $\phi(L)=0$ 의 해는 단위 원 바깥에 존재한다고 가정한다. 따라서 충격 v_t 가 z_t 에 미치는 효과는 일시적이고 z_t 는 GDP 증가율에 존재하는 일시적인 움직임을 나타낸다.

만약 GDP 증가율이 랜덤 워크 요소를 가진다면, GDP수준 변수가 I(2)임을 의미한다. 하지만 <그림 1>4)에 나타나 있는 바와 같이 1970년부터 2004년까지의 실질 GDP 증가율 자료는 육안으로 보기에 정상적인 것처럼 보인다. 또한 이 자료에 통상적인 단위근 검정을 적용하면 단위근이 있다는 귀무가설이 기각된다. 위와 유

4) 그림은 III절에 있음.

사한 분석 틀을 미국 잠재성장률 분석에 적용한 Stock and Watson(1998)은 이러한 기각이 위 모형과 모순되지 않음을 설명하고 있다. GDP 증가율에 랜덤 워크 존재하더라도 그 크기는 아주 작을 것이다. 아주 작은 랜덤 워크는 Δg 의 분산이 작다는 것을 의미하며 이는 위 모형에서 Δy 가 이동평균(Moving Average, MA) 항에 1에 거의 가까운 근을 갖는다는 것을 의미한다. 이동평균(Moving Average, MA) 항에 거의 단위근이 있을 때는 자기회귀(Autoregressive, AR) 항에 대한 통상적인 단위근 검정에서는 자기회귀 단위근이 있다는 귀무가설이 기각될 가능성이 상당히 높다는 것이 잘 밝혀져 있다.

일시적 성장률에 대한 충격 v_t 가 동분산을 가진다고 가정하면 즉 $v_t \sim N(0, \sigma_v^2)$ 이면 위 모형은 Stock and Watson(1998)에서 미국 GDP 증가율 분석에 사용된 것과 같다. 본 연구에서는 이 가정을 완화하여 GDP 증가율 자료에 존재하는 변동성의 변화를 고려할 수 있도록 v_t 에 이분산을 가정한다.⁵⁾ 사실 <그림 1>에서 보여지는 바와 같이 석유파동이나 외환위기 때는 평소보다 훨씬 심한 변동성이 GDP 증가율 자료에 나타난다. 만약 실질 GDP 증가율 자료에 존재하는 이러한 심각한 변동성의 변화를 고려하지 않는 경우 자료가 포함하고 있는 잠재성장률에 대한 중요한 정보가 효율적으로 사용되지 않을 가능성이 크다. 이분산의 구체적인 형태로는 식 (5)에 소개된 Bollerslev(1986)의 일반화된 자기회귀 조건부 이분산(Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, GARCH)모형을 사용할 것이다.

오차항 u_t 의 표준편차인 σ_u 는 잠재성장률의 시간에 따른 변화의 정도를 결정짓는 역할을 한다. 만약 $\sigma_u=0$ 이면 잠재성장률은 시간에 따라 변하지 않는 일정한 값을 가질 것이다. 반면 σ_u 이 0은 아니지만 작은 값을 가지면 잠재성장률은 시간에 따라 천천히 움직일 것이다. 따라서 가설 $\sigma_u=0$ 에 대한 검정 및 σ_u 의 점 추정은 본 연구의 핵심이라는 것을 알 수 있다. σ_u 를 추정하는데 있어서 본 연구는 Stock and Watson(1998)이 개발하였고 다음 항에 제시된 중앙값불편추정법을 사용한다. 널리 알려진 칼만 필터를 통한 최우 추정법을 사용하지 않는 이유는, σ_u 의 실제 값이 아주 작을 때 σ_u 의 최우 추정량에는 심각한 하향 편의(downward bias)가 존재하기 때문이다(Sargan and Bhargava(1983)과 Shephard and Harvey (1990)). σ_u 의 최우 추정량이 0에서 점 질량(point mass)을 갖는 경향은 실제 σ_u

5) 본 연구는 잠재성장률이 시간에 따라 많은 변화를 갖는다고 보기 어려우므로 영구적인 성장률 요소에 대한 충격 u_t 에는 이분산을 적용하지 않는다. 실제 u_t 에 GARCH를 적용하였을 때 GARCH 방정식에 있는 모수들은 모두 0으로 추정되었다.

가 0이 아닐지라도 연구자들로 하여금 $\sigma_u=0$ 이라는 잘못된 결론에 이르게 하는 문제를 야기할 수 있다.

귀무가설 $\sigma_u=0$ 이 기각되는 경우에 다음의 관심은 외환위기 이후에 잠재성장률의 하락이 있었는지, 있었다면 얼마만큼 하락하였는지, 최근의 잠재성장률은 얼마인지 등이 될 것이다. 이러한 이슈들을 살펴보기 위해서는 잠재성장률의 시간 추이를 추정할 필요가 있고 칼만 필터 기법을 통한 최우 추정법이 이용되어야 한다. 그런데 v_t 자체에 GARCH를 고려하는 경우 칼만 필터 기법을 이용한 최우 추정법이 작동하지 않아 추정이 불가능하다는 것이 잘 알려져 있다(Kim and Nelson (1999)). 이 문제를 피하기 위해 Harvey, Ruiz and Sentana(1992)에서와 같이 v_t 를 다음과 같이 재정의한다.

$$v_t = \varepsilon_t + \varepsilon_t^*, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (6)$$

그리고 아래와 같이 충격 ε_t^* 에 GARCH 효과를 도입한다.

$$\varepsilon_t^* | I_{t-1} \sim N(0, h_t), \quad (7)$$

여기서

$$h_t = \tilde{\omega} + \alpha \varepsilon_{t-1}^{*2} + \beta h_{t-1} \quad (8)$$

즉 시점 t 에서 얻을 수 있는 모든 정보 즉 I_{t-1} 가 주어지 있을 때 오차항 ε_t^* 의 분산은 지난 기($t-1$)의 오차항의 제곱과 지난 기의 조건부 분산에 의해 결정된다.

위에서 지적하였듯이 최우 추정에 있어서 σ_u 의 실제 값이 아주 작을 때 σ_u 의 최우 추정량에는 심각한 하향 편향(downward bias)이 존재하므로 σ_u 는 추정하지 않고 중앙값불편추정치로 주어진 것으로 가정하고 진행할 것이다. 아래에서는 중앙값불편추정법에 대해 논의한다.

2. 중앙값불편추정법(Median Unbiased Estimation)

Stock and Watson(1998)에서 제시된 방법을 설명하기 위해 우선 u_t 를 다음과 같이 재정의한다.

$$u_t = \frac{\lambda}{T} n_t, \quad n_t \sim N(0, \sigma_n^2) \quad (9)$$

위 식은

$$\sigma_u = \frac{\lambda}{T} \sigma_n \tag{10}$$

을 의미하므로 λ 의 추정치를 이용하여 σ_u 를 추정할 수 있다. Stock and Watson은 모수들의 identification을 위해 다음과 같은 정규화를 도입하였다.

$$\sigma_n = \frac{\sigma_v}{\Phi(1)} \tag{11}$$

여기서 $\sigma_v = \sigma_\varepsilon + \frac{\tilde{\omega}}{1-\alpha-\beta}$ 이다. 이 정규화 하에서 λ 는 v_t 의 장기 표준편차(long-run standard deviation)에 대한 Δg 의 장기 표준편차의 비율에 T 를 곱한 것과 같아진다.

Stock and Watson 방법의 핵심은 대 표본(large sample)에서 중앙값 불편성(median unbiasedness)을 갖는 λ 의 추정량을 도출하는 것으로 요약될 수 있다.⁶⁾ 연구자들은 $\lambda=0$ 이라는 귀무가설에 관심을 가지고 있다. Stock and Watson은 이 귀무가설의 검정을 위해 사용되는 검정 통계량의 극한 분포(limiting distribution)를 이론적으로 도출하였다. 이 분포의 중요한 성질은 식 (11)과 같은 합리적인 정규화 하에서 이 분포가 단지 λ 에만 의존한다는 점이다. 따라서 분포의 중앙값은 λ 의 함수이다. 중앙값을 m 으로 둘 때 $m=f(\lambda)$ 이다. 만약 이 함수가 λ 에 대해 단조 증가하고 연속적이면 이것의 역함수 $\lambda=f^{-1}(m)$ 가 존재한다. Stock and Watson은 다양한 λ 에 대해 이 역함수를 도출해 놓았다. 따라서 우리가 구한 표본 검정 통계량을 이 역함수에 대입하면 λ 의 추정량 $\hat{\lambda}$ 를 얻을 수 있는데 이 추정량은 실제 λ 보다 클 확률과 작을 확률이 똑 같다는 성질 즉

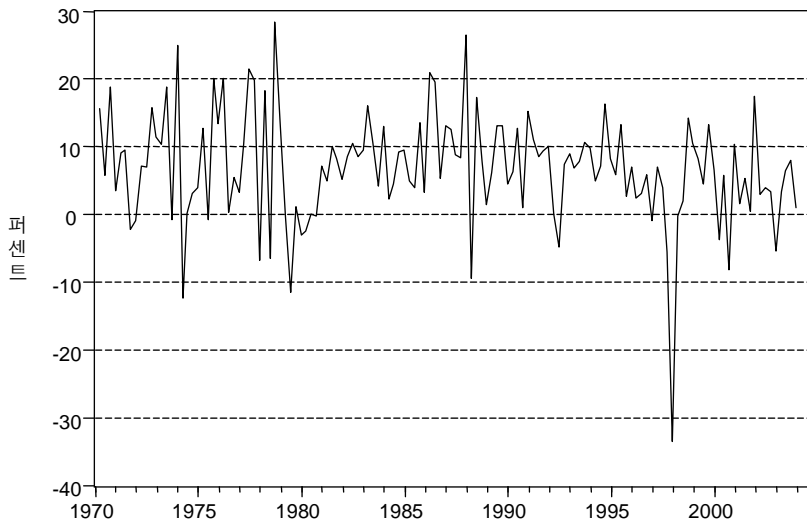
$$\Pr(\hat{\lambda} > \lambda) = \Pr(\hat{\lambda} < \lambda) = 0.5 \tag{12}$$

을 가지므로 중앙값불편추정량이 된다. 사용되는 검정 통계량은 다음의 4가지 즉 Nyblom(1989)의 L -통계량, Andrews and Ploberger(1994)의 mean Wald(MW) 통계량과 exponential Wald(EW) 통계량, 그리고 Quandt(1960)의 우도비율(QLR) 통계량이다. 표본 검정 통계량을 구하는 과정은 부록에 서술되어 있다.

6) Stock and Watson(1998)은 단변수 모형에 대해 개발해 놓았음을 밝혀 둔다.

Ⅲ. 실증 분석결과

본 연구는 분기별 한국 국내 총소득을 분석한다. 연 단위로 표시된 GDP 증가율을 구하기 위해 GDP 자료를 전기 대비 로그 차분한 뒤 400을 곱하였다. 즉 $y_t = \Delta \ln(GDP_t) \times 400$. GDP 자료는 2000년 가격 기준의 실질 변수이며 계절변동은 조정되었다. 자료의 기간은 1970년 2사분기부터 2004년 1사분기까지이다.⁷⁾ 이 자료의 출처는 한국은행 경제통계시스템이다. 아카이케 정보 기준(AIC)에 의한 $\phi(L)$ 의 차수는 2로 나타났다.⁸⁾ 이 자료는 <그림 1>에 그려져 있다.



주) GDP 자료는 2000년 가격 기준의 실질 변수이며 계절변동은 조정되었다. 자료의 기간은 1970년 2사분기부터 2004년 1사분기까지이다. 출처는 한국은행 경제통계시스템이다.

<그림 1> 한국의 실질 GDP 전기 대비 성장률(1970 : Q2~2004 : Q1)

1. 잠재성장률 시간 변동성 여부 검정

본 연구는 외환위기가 잠재성장률 변동에 어떤 영향을 미쳤는지 살펴보기 위해 전체 표본 구간과 외환위기 이전 구간에 대해 각각 검정을 실시한다. 검정에 사용되는 각 검정 통계량의 극한 분포로부터 도출된 σ_{μ} 와 λ 의 중앙값불편추정치와 그 모수들의 90% 신뢰구간이 <표 1>에 나타나 있다.⁹⁾ 패널 A에는 1970 : 2Q~1997 :

7) 논문이 쓰여진 시점에서 2000년 기준 실질 GDP는 2004년 1사분기까지 얻을 수 있었다.

8) 1973:3Q부터 2004:1Q 기간의 GDP 증가율에 대해 차수 1부터 12까지 갖는 자기 회귀 모형들을 추정하여 얻은 결과이다. 차수가 2일 때의 AIC는 7.0807로 나타났다.

3Q 기간, 패널 B에는 1970 : 2Q~2004 : 1Q 기간에 대한 검정 결과가 각각 주어져 있다. 각 패널은 GDP 성장률의 일시적인 요소에 조건부 이분산(GARCH)이 존재하지 않는다는 가정 하에서의 결과들과 존재한다는 가정 하에서의 결과들을 보고한다.

<표 1> $H_0: \lambda = 0$ 의 검정, 중앙값 불편 추정치, 그리고 90% 신뢰구간

패널 A : 1970:2Q~1997:3Q

검정 통계량	p -값	$\hat{\lambda}$	λ 의 90% 신뢰구간	$\hat{\sigma}_u$	σ_u 의 90% 신뢰구간
동분산(No GARCH)					
<i>L</i>	0.7600	0.0000	(0.0000-7.6539)	0.0000	(0.0000-0.5240)
<i>MW</i>	0.7650	0.0000	(0.0000-7.7173)	0.0000	(0.0000-0.5283)
<i>EW</i>	0.7900	0.0000	(0.0000-7.3245)	0.0000	(0.0000-0.5014)
<i>QLR</i>	0.9200	0.0000	(0.0000-3.2816)	0.0000	(0.0000-0.2247)
조건부 이분산(GARCH)					
<i>L</i>	0.4750	0.8736	(0.0000-12.999)	0.0728	(0.0000-1.0832)
<i>MW</i>	0.4950	0.1939	(0.0000-12.988)	0.0162	(0.0000-1.0823)
<i>EW</i>	0.5100	0.0000	(0.0000-12.423)	0.0000	(0.0000-1.0353)
<i>QLR</i>	0.6500	0.0000	(0.0000-10.125)	0.0000	(0.0000-0.8437)

패널 B : 1970:2Q~2004:1Q

검정 통계량	p -값	$\hat{\lambda}$	λ 의 90% 신뢰구간	$\hat{\sigma}_u$	σ_u 의 90% 신뢰구간
동분산(No GARCH)					
<i>L</i>	0.0950	6.5756	(0.0000-27.628)	0.4613	(0.0000-1.9381)
<i>MW</i>	0.0800	7.0027	(0.0000-29.154)	0.4912	(0.0000-2.0452)
<i>EW</i>	0.0600	7.3075	(0.0000-27.674)	0.5126	(0.0000-1.9413)
<i>QLR</i>	0.0850	6.6517	(0.0000-25.144)	0.4666	(0.0000-1.7638)
조건부 이분산(GARCH)					
<i>L</i>	0.0200	8.9862	(1.6596-37.641)	0.7610	(0.1405-3.1876)
<i>MW</i>	0.0150	9.4962	(1.7465-38.762)	0.8042	(0.1479-3.2825)
<i>EW</i>	0.0150	9.3685	(2.2003-32.808)	0.7934	(0.1863-2.7784)
<i>QLR</i>	0.0200	8.9551	(2.0885-31.747)	0.7584	(0.1769-2.6885)

먼저 외환위기와 그 이후 기간을 포함하지 않는 자료에 대한 검정 결과를 살펴 보자. 동분산, 조건부 이분산 여부에 관계없이 잠재성장률이 시간에 따라 변하지 않는다는 귀무가설 즉 $H_0: \lambda = 0$ 은 통상적인 유의수준에서 기각되지 않는 것으로 나타났다. 각 검정통계량의 p -값은 모두 0.75(동분산), 0.45(조건부 이분산)보다 크게 나온다. 그리고 동분산의 경우 λ 와 σ_u 의 중앙값불편추정치들은 모두 0이며

9) <표 1>에 있는 결과들은 Mark Watson교수의 홈페이지에 제공되어 있는 Gauss code 를 변형하여 얻었음을 밝혀 둔다. Code를 공유하게 해 준 Watson교수에게 감사 드린다.

이들의 90% 신뢰구간들도 하한 경계(lower bound)가 0으로 나타났다. 조건부 이분산을 고려한 경우에는 λ 와 σ_u 의 중앙값불편추정치가 L -통계량과 MW -통계량에 대해서는 0보다 크게 나타났지만 그 크기는 아주 작은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 외환위기 이전에는 한국의 잠재성장률이 시간에 따라 변동한다는 가설이 통계적으로 유의적이지 않다는 것을 강하게 암시한다.

이제 외환위기 이후 기간을 포함한 자료들에 대한 검정 결과를 살펴 보자. 먼저 동분산 가정 하에서의 결과를 보면 잠재성장률이 시간에 따라 변하지 않는다는 귀무가설 즉 $H_0: \lambda=0$ 은 10% 유의수준에서 기각되는 것으로 나타났다. 각 검정통계량의 p -값은 모두 0.10보다 작게 나온다. 예를 들어 L -통계량에 대한 p -값은 0.095으로 나타났다. $\hat{\lambda}$ 과 식 (10)을 이용하여 구한 잠재성장률 충격의 표준편차 추정치 $\hat{\sigma}_u$ 은 모든 경우에 0보다 큰 값을 갖는 것으로 나타나지만 σ_u 에 대한 90% 신뢰구간의 하한 경계는 모든 경우 0을 포함하는 것으로 나타났다. 조건부 이분산을 고려할 때는 잠재성장률의 시간 변동을 더 강하게 지지하는 결과를 얻는다. 먼저 각 검정통계량에 대한 p -값은 모두 0.05보다 작게 나온다. 예를 들어 L -통계량에 대한 p -값은 0.020으로 나타났다. 따라서 귀무가설 $H_0: \lambda=0$ 은 모든 경우에 있어 5% 유의수준에서 기각된다. 또한 잠재성장률 충격의 표준편차의 추정치 $\hat{\sigma}_u$ 은 모든 경우에 0보다 상당히 큰 0.75에서 0.80사이의 값을 가지며 σ_u 에 대한 90% 신뢰구간에 0이 포함되지 않는 것으로 나타났다. 이분산을 고려하는 것은 자료가 가지고 있는 정보를 더 효율적으로 이용하는 것을 의미하므로 한국의 잠재성장률은 고정되어 있지 않고 시간에 따라 변함을 알 수 있다.

우리는 검정을 통해 외환위기와 그 이후 기간을 포함하지 않았을 때 잠재성장률이 변하지 않는다는 결과를, 이 기간을 포함하였을 때 잠재성장률이 고정되어 있지 않다는 결과를 각각 얻었다. 이러한 결과들이 암시하는 바는 외환위기 시기부터 한국의 성장 잠재력이 악화되어 잠재성장률이 상당히 낮아졌을 것이라는 점이다. 성장 잠재력 악화에 있어 여러 가지 요인들이 복합적으로 작용하였겠지만 외환위기로 인한 한국 경제의 구조적 변화가 상당한 영향을 미쳤을 것이라는 주장에 이의를 제기하기는 어려울 것이다.

2. 잠재성장률 변동 추이 분석

잠재성장률이 시간에 따라 변한다는 검정 결과 하에서, 과연 한국의 잠재성장률이 시간에 따라 특히 외환위기 이후에 어떻게 변하여 왔는지를 살펴보는 것은 상

당히 흥미 있는 일이라 하겠다. GDP 증가율에서 잠재성장률만을 뽑아내기 위해서는 잠재성장률 충격의 표준편차 σ_u 뿐만 아니라 다른 모든 모수들의 값을 가지고 있어야 한다. 본 연구는 이 목적을 위해서는 칼만 필터 기법에 기초한 최우 추정법을 사용한다.¹⁰⁾ 그런데 잠재성장률 충격의 표준편차 σ_u 의 최우 추정치는 하향 편이가 존재하는 것이 잘 알려져 있으므로 σ_u 는 추정하지 않고 그것의 중앙값 불편 추정치로 주어진 것으로 간주한다. 사용된 중앙값 불편 추정치는 검정통계량 L 로부터 얻은 것이다. 즉 $\sigma_u=0.7610$ 으로 두고 다른 모수들을 최우 추정법으로 추정할 것이다. 이러한 제약하의 최우 추정 외에 비교를 위하여 본 연구는 아무런 제약 없는 추정 즉 σ_u 를 포함한 모든 모수들을 추정하는 것도 수행한다. 추정 결과는 <표 2>에 나타나 있다. 최우 추정법에 의해 추정된 σ_u 의 값은 0.2383으로 중앙값 불편 추정치보다 상당히 작다. 이는 σ_u 의 실제 값이 아주 작을 때 그것의 최우 추정치는 하향 편의를 가진다는 주장의 증거로 볼 수 있다. 따라서 최우 추정치를 사용하여 추정한 잠재성장률의 시간 추이는 그 변화의 정도가 너무 작을 수 있음을 쉽게 추측할 수 있다.

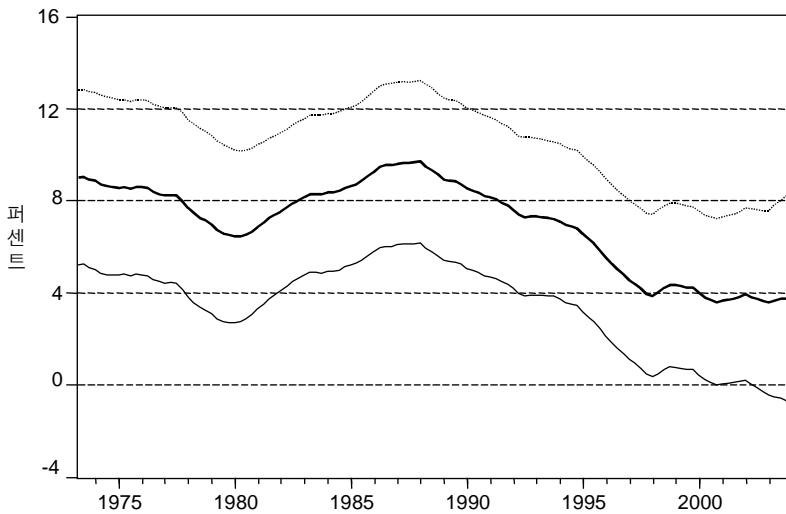
<표 2> 최우 추정법에 의한 모수 추정치

모 수	제약 하 MLE	비 제약 하 MLE
σ_u	0.7610 --	0.2383 (0.1701)
σ_ε^*	0.0194 (1.4381)	0.0008 (0.3621)
$\tilde{\omega}$	30.873 (6.7368)	32.112 (6.1543)
α	0.6292 (0.1983)	0.5849 (0.1769)
β	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)
ϕ_1	-0.0048 (0.4292)	-0.0140 (0.1612)
ϕ_2	0.1524 (0.0941)	0.1488 (0.0836)
로그 우도값	-431.997	-429.90

주) 제약 하 MLE는 σ_u 은 추정하지 않고 중앙값 불편 추정치로 주어진 것으로 가정하고 다른 모수들을 최우추정법으로 추정하는 것, 비 제약 하 MLE는 σ_u 를 포함해 모든 모수들을 최우추정법으로 추정하는 것을 의미한다. 괄호 안의 숫자들은 추정치들의 표준 오차를 나타낸다.

10) 추정 방법에 관한 상세한 내용은 Kim and Nelson(1999)의 III장과 VI장에 제시되어 있음.

<그림 2>는 칼만 평활화(Kalman smoothing) 즉 얻을 수 있는 모든 정보 $I_T = \{y_1 \dots y_T\}$ 를 바탕으로 각 시점의 잠재성장률을 예측한 값 $g_{t|T} = E(g_t | I_T)$, $t=1, \dots, T$ 을 보여준다. 그림의 중앙에 위치한 선이 그것이다. 그 선의 위와 아래에 위치한 선들은 각각 $g_{t|T} \pm 2 \times s.e.(g_{t|T})$ 을 나타낸다. <표 3>에는 여러 가지 기간에 대한 이 추정치들의 평균이 나타나 있다.



주) 가운데 선은 칼만 평활화에 의한 추정치를 나타내고 그 위 아래의 선은 추정치 $\pm 2 \times$ 추정치의 표준오차를 나타낸다.

<그림 2> 한국의 잠재성장률 추이(1970:Q2~2004:Q1)

<표 3> 기간별 잠재성장률 추정치

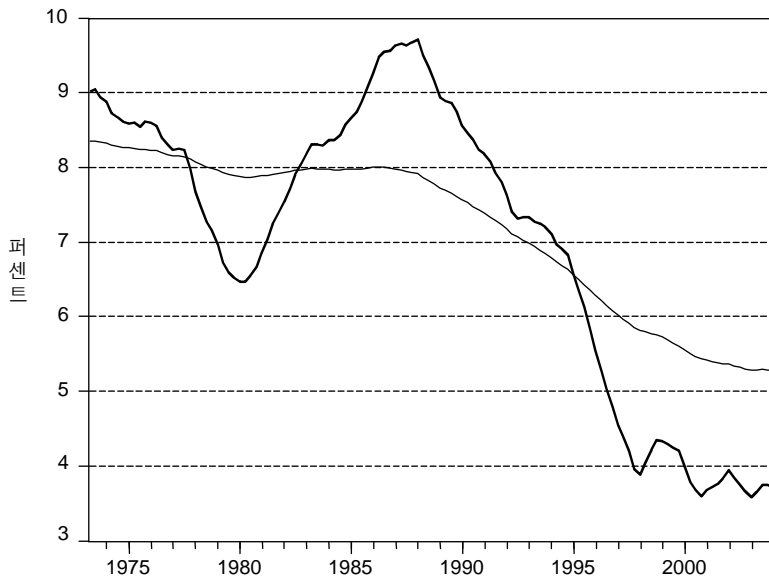
기 간	GDP 증가율	잠재성장률	한진희 외(2002)	윤순봉 외(2004)
1973~1980	6.5913	8.0597		
1981~1985	8.1861	8.0949		
1986~1990	9.6057	9.1605		
1991~1996	7.3795	6.8355		
1997~2000	1.4644	4.1107		
2001~2004	4.4958	3.7404		
1991~1995	7.9445	7.1711	6.8%	
1996~2000	2.0824	4.3201	5.7%	
1990~1995	7.6443	7.3776		7.0%
1996~2003	3.0986	4.1036		5.4%

잠재성장률의 시간 추이를 요약하면 다음과 같다. 1973년부터 1987~1988년까지 장기성장률은 비록 등락이 있었지만 8%가 넘는 아주 높은 수준이었다. 구체적으로 1973~1980, 1981~1985, 1986~1990 기간에 대해 평균 잠재성장률은 각각 8.1%, 8.1%, 9.2%로 나타났다. 하지만 그 이후 하락하기 시작하여 그 하락 추세는 외환위기 직전까지 이어졌다. 1991~1996 기간 평균 잠재성장률은 약 6.8%로 그 이전보다 약 1.3% 포인트 낮은 것으로 나타났다. 외환위기가 발생했던 1997년 4사분기의 잠재성장률은 3.96%로 추정되었다. 그 이후 약간의 반등이 있었지만 외환위기가 끝난 시점으로 분류되는 2001년 1사분기 이후의 수치는 오히려 외환위기 때보다 낮은 수준을 유지한다. 2001~2004 기간 평균 잠재성장률은 놀랍게도 4%보다 낮은 3.74%로 나타났으며 이 수치는 잠재성장률이 최고점을 기록하는 것으로 나타난 1987~1988년경의 신뢰구간의 하한 경계보다 훨씬 낮다.

이러한 잠재성장률의 시간 추이로부터 몇 가지 중요한 시사점을 찾을 수 있다. 첫째, 외환위기로 인해 한국의 성장 잠재력이 심각하게 훼손되었다는 점이다. 외환위기가 성장 잠재력에 아무런 나쁜 영향을 미치지 않았다면 외환위기 이후의 잠재성장률은 외환위기 당시의 잠재성장률보다 크거나 최소한 작지는 않을 것이다. 그런데 위기를 극복한 시기로 분류되는 기간의 잠재성장률이 위기 당시의 것보다 지속적으로 낮게 나타났다는 점에서 외환 위기로 인해 성장 잠재력이 훼손되었고 그 영향이 지속되었다고 해석해도 무리가 없을 듯 하다. 이 결과는 앞에서 본 검정 결과와 부합한다. 둘째, 비록 본 연구와 똑 같은 추정방법을 사용하지 않았지만 기존의 연구들은 성장 잠재력을 과대평가한 경향이 있다(<표 3> 참조). 한진희 외(2002)에서는 1996~2000기간의 평균 잠재성장률이 5.7% 추정돼 본 연구의 수치인 4.3%보다 약 1.4% 포인트 높은 것으로 나타났다. 1996~2003 기간에 대해 윤순봉 외(2004)에서는 잠재성장률의 평균이 5.4%라고 추정된 반면 본 연구에서는 약 4.1%로 추정되었다. 셋째, 1996년 4사분기 이후 잠재성장률 추정치가 5%보다 높은 시점이 없었다는 점은 상당히 흥미로운 점이다. 우리나라의 잠재성장률이 최근 들어 이전에 비해 현격히 하락하였다는 데는 의견 일치가 이루어진 것이 사실이다. 하지만 그 수치를 둘러싼 논란은 여전히 뜨겁고 그 기준점이 5% 잠재성장률이다. 특히 최근에 정부와 민간 연구 기관들 사이에는 잠재성장률이 5% 이상인지 이하인지에 대해 많은 논쟁이 있어 왔다. 2004년 10월 삼성경제연구소는 우리나라의 잠재성장률이 5%보다 낮은 4.8%이고 2004~2010년까지는 4.0%로 하락할 것이라고 주장하였고 이에 반하여 정부, 구체적으로 기획 예산처는 비관적인 경우 4%이지만 낙관적인 전망을 할 때는 5%이상이고 중간 수준인 5%에 맞추어 국가

재정운용계획을 수립한다고 발표하였다. 잠재성장률이 이미 상당한 기간 전부터 5%보다 낮은 수준에 머물러 왔다는 본 연구의 결과는 정부와 민간 연구소들이, 특히 정부가 잠재성장률을 지나치게 낙관적으로 전망하고 있다는 증거이다.

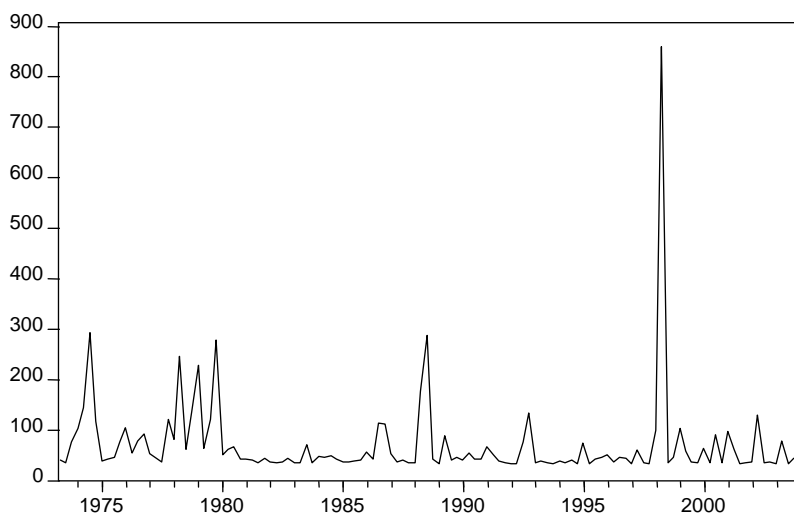
이러한 낙관적 추정은 잠재성장률 충격의 표준편차 σ_u 를 올바르게 추정하지 않을 때 그 결과로 나타날 수 있음을 <그림 3>은 보여 준다. 이 그림에서는 <그림 2>에 그려져 있는 잠재성장률 충격의 표준편차를 중앙값불편추정치 0.7610으로 주어진 것으로 하고 최우 추정법으로 추정한 잠재성장률의 추이(굵은 실선)와 함께 그 충격의 표준편차도 동시에 최우 추정법으로 추정할 때의 잠재성장률의 추이(가는 실선)를 보여 준다. <표 2>에 나타나 있는 바와 같이 잠재성장률 충격의 표준편차의 중앙값 불편 추정치는 그것의 최우 추정치보다 크므로 굵은 실선이 더 큰 변동성을 보여주는 것은 당연하다 하겠다. 주의 깊게 보아야 할 점은 가는 실선의 경우 5%이하로 떨어진 적이 없다는 점이다. 이러한 결과는 정책당국의 “한국의 잠재성장률은 5%보다 높다”는 지속적 주장과 상당히 일맥상통한다는 점에서 흥미롭다.



주) 칼만 평활화를 통한 잠재성장률 추정치를 보여 준다. 굵은 선은 잠재성장률 충격의 분산을 중앙값불편추정치로 두고 추정된 것이고 가는 선은 그러한 제약 없이 추정되었다.

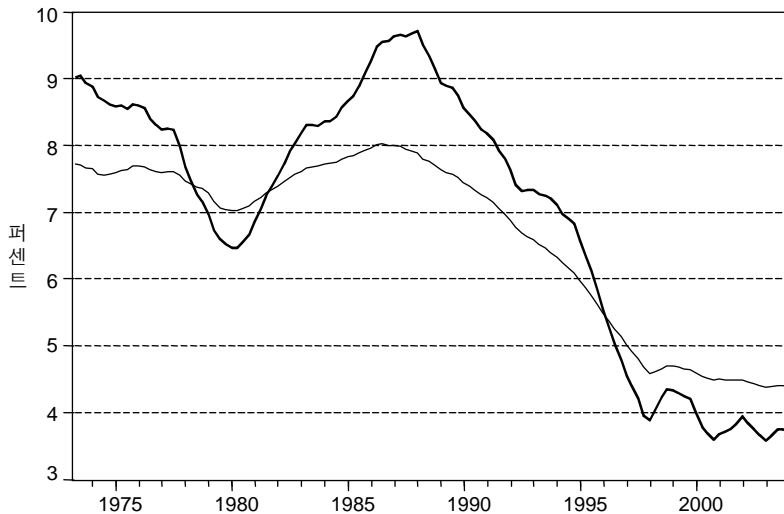
<그림 3> 잠재성장률 충격의 분산 추정방법이 잠재성장률 추이에 미치는 영향

마지막으로 일시적인 성장률에 있는 조건부 이분산이 잠재성장률 시간 추이에 영향을 미치는 것으로 보인다. 식 (8)에서 지난 기 충격의 제곱에 대한 모수 α 의 추정치는 0.6292이며 이것의 표준오차는 0.1983로 나타나 통계적으로 유의한 GARCH 효과가 일시적인 요소에 존재하는 것으로 나타났다. <그림 4>는 일시적 성장률에 존재하는 조건부 분산 추정치의 시간에 따른 추이를 보여 준다. 외환 위기 시기의 조건부 분산은 비 위기 시기의 약 20배에 달함을 알 수 있다.



<그림 4> 일시적 성장률에 존재하는 조건부 분산의 시간 추이

이러한 이분산이 잠재성장률에 미친 효과는 <그림 5>에 잘 나타나 있다. 이 그림에서 굵은 선은 일시적인 요소에 조건부 이분산이 있을 때 잠재성장률 충격의 표준편차를 중앙값 불편 추정치($\sigma_u=0.7610$)로 두고 최우추정법으로 잠재성장률의 시간 추이를 추정한 것으로 <그림 2>의 중간 선, <그림 3>의 굵은 선과 같다. 가는 선은 일시적인 요소가 동분산을 따른다는 가정 하에서 잠재성장률의 변동성이 $\sigma_u=0.7610$ 로 주어진다면 추정되는 잠재성장률의 시간 추이를 보여준다. 외환위기 이전에는 이분산을 고려하지 않을 때의 잠재성장률이 고려한 경우의 것보다 낮다. 하지만 외환위기 이후에는 그 반대로 이분산을 고려하지 않을 때 잠재성장률이 약 0.6% 포인트 정도 높은 것으로 추정됨을 알 수 있다.



주) 굵은 선은 이분산 하에서의 추정치를 나타내며 <그림 3>의 굵은 선과 같다. 가는 선은 동분산 하에서의 추정치를 나타낸다.

<그림 5> 일시적인 성장률의 조건부 이분산에 대한 가정이 잠재성장률에 미치는 영향

IV. 결 론

본 연구에서는 한국 국내총생산 잠재성장률의 시간에 따른 변화를 시계열분석 방법 특히 은닉인자모형(Unobserved Components Model)을 통해 직접 추정한다. 이에 있어 기존의 연구를 두 가지 점에서 개선한다. 우선, 잠재성장률이 시간에 따라 변하는 정도를 결정짓는 계수를 편의 없이 추정하고 올바른 통계적 추론을 한다. 그리고 한국 GDP 증가율 자료에 존재하는 심각한 변동성의 변화를 고려하여 자료가 가지고 있는 정보를 효율적으로 이용한 추정치를 도출한다. 1970년 2사분기부터 2004년 1사분기까지의 한국 GDP 증가율 자료의 분석으로부터 얻은 주요 결과와 시사점은 다음과 같다.

첫째, 은닉인자모형의 틀 안에서 잠재성장률이 시간에 따라 변하는 정도를 결정짓는 계수를 추정한 결과 외환위기와 그 이후 기간을 포함하지 않는 자료에 대해서는 잠재성장률이 시간에 따라 변하지 않는다고 나타난 반면 외환위기를 포함한 전체 표본 기간에 대해서는 잠재성장률의 시간 변동성의 증거가 강하게 나타났다. 둘째, 외환위기 이후의 잠재성장률은 그 이전에 비해 상당히 낮아진 것으로 나타

났다. 이는 외환위기 이후 낮아진 잠재성장률이 반영되어 잠재성장률이 시간에 따라 변하지 않는다는 가설이 기각되었음을 암시한다. 또한 이는 외환위기로 인해 한국의 성장 잠재력이 훼손 받았다는 간접적인 증거로 해석될 수 있으며 한국 경제가 단시일 내에 저성장 기조에서 벗어나기 어려울 것이라는 것을 암시한다. 셋째, 외환위기 이후 잠재성장률의 평균 추정치는 약 3.7% 정도로 나타났고 이 추정치는 정책당국이나 민간 연구기관들이 잠재성장률 추정치를 높게 잡는 경향이 있음을 암시한다. 위의 결과들은 편의를 유발하지 않는 추정 방법인 중앙값 불편 추정법을 사용하여 얻었고 GDP 증가율에 존재하는 이분산을 고려하여 정보를 효율적으로 사용하여 얻은 첫 번째 결과라는 점에서 큰 의의가 있다 하겠다.

[참고문헌]

- 김치호·문소상(2000), “잠재 GDP 및 인플레이션 압력 측정결과,” 한국은행 금융경제연구소, 『경제분석』, 제6권 제1호, 1-26.
- 문형표·김동석·박창균(2004), “인구고령화와 거시경제,” 한국개발연구원 보고서.
- 윤순봉·황인성·김은환·유석진·최인철(2004), “한국경제의 진단,” 삼성경제연구소 경제제도약을 위한 10대 긴급제언 심포지엄.
- 이병완(1994), “칼만필터를 이용한 우리나라의 잠재적 GDP추정과 경기변동의 추이에 관한 연구,” 『경제학연구』, 제42집 제2호, 63-95.
- 장동구(1997), “잠재GDP 추정과 생산갭의 인플레이션 지표로서의 유용성 검토,” 한국은행 금융경제연구소, 『경제분석』, 제3권 제4호, 123-150.
- 한진희·최경수·김동석·임경목(2002), “한국경제의 잠재성장률 전망 : 2003~2012,” 한국개발연구원 보고서.
- Andrews, D. W. and W. Ploberger(1994), “Optimal Tests When a Nuisance Parameter is Present Only Under the Alternative,” *Econometrica*, 62, 1383-1414.
- Barro, J. B.(2001), “Economic Growth in East Asia Before and After the Financial Crisis,” NBER working paper no. 8330.
- Bollerslev, T.(1986), “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity,” *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.

- Cerra, V. and S. C. Saxena(2003), "Did Output Recover from the Asian Crisis?," IMF working paper.
- Clark, P. K.(1987), "The Cyclical Component of U.S. Economic Activity," *Quarterly Journal of Economics*, 102, 797-814.
- Harvey, A. C., E. Ruiz and E. Sentana(1992), "Unobserved Component Time Series Models with ARCH Disturbances," *Journal of Econometrics*, 52, 129-157.
- Kim, C. J. and C. R. Nelson(1999), *State-space models with regime switching*, MIT press, Cambridge, MA.
- Nyblom, J.(1989), "Testing for the Constancy of Parameters Over Time," *Journal of the American Statistical Association*, 78, 856-864.
- Park, Y. C. and J. W. Lee(2003), *Recovery and Sustainability in East Asia, in Managing Currency Crises in Emerging Markets*, Dooley M. and J. Frankel eds., Chicago IL, The University of Chicago Press.
- Quandt, R. E.(1960), "Tests for the Hypothesis That a Linear Regression System Obeys Two Separate Regimes," *Journal of the American Statistical Association*, 55, 324-330.
- Sargan, J. D. and A. Bhargava(1983), "Maximum Likelihood Estimation of Regression Models With First-Order Moving Average Errors When the Root Lies on the Unit Circle," *Econometrica*, 51, 799-820.
- Shephard, N. G. and A. C. Harvey(1990), "On the Probability of Estimating a Deterministic Component in the Local Level Model," *Journal of Time Series Analysis*, 11, 339-347.
- Stock, J. H. and M. W. Watson(1998), "Median Unbiased Estimation of Coefficient Variance in a Time-Varying Parameter Model," *Journal of the American Statistical Association*, 93, 349-358.

<부 록>

본 부록에서는 Stock and Watson(1998)에 소개된 실현 가능한 일반화된 최소 제곱법(feasible GLS)에 기초하여 표본 검정 통계량을 구하는 절차를 본 논문에서와 같이 조건부 이분산이 있는 경우로 확장하여 제시한다. 먼저 귀무가설 ($\sigma_u=0$) 하에서는 잠재성장률이 시간에 따라 변하지 않으므로 $g_t = g_{t-1} = g$ 이고 모형은 다음과 같을 것이다.

$$y_t = g + z_t \tag{A1}$$

$$\Phi(L)z_t = v_t, \tag{A2}$$

$$v_t | I_{t-1} \sim N(0, h_{v,t}) \tag{A3}$$

$$h_{v,t} = \tilde{\omega}_v + \alpha_v v_{t-1}^2 + \beta_v h_{v,t-1} \tag{A4}$$

- i) y_t 를 상수항에 대해 최소 제곱법(OLS)으로 회귀하여 그 잔차 \hat{z}_t 를 얻는다.
- ii) $\Phi(L)$ 의 차수를 p 로 가정하고 회귀식 $\hat{z}_t = \phi_1 \hat{z}_{t-1} + \dots + \phi_p \hat{z}_{t-p} + v_t$ 을 OLS로 추정하여 $\hat{\Phi}(L)$ 과 잔차 \hat{v}_t 를 구한다.
- iii) ii)에서 얻은 잔차 \hat{v}_t 에 대해 GARCH(1,1) 모형을 적용하여 최우 추정법으로 추정하여 조건부 이분산 $\hat{h}_{v,t}$ 를 얻는다.
- iv-a) (A1)의 양변에 $\Phi(L)$ 을 곱하여

$$\hat{\Phi}(L)y_t = g\hat{\Phi}(1) + v_t \tag{A5}$$

을 얻고 $\hat{\Phi}(L)y_t = \tilde{y}_t$ 를 $\bar{X}_t = 1$ 에 대해 OLS 회귀한다. Stock and Watson (1998)에서와 같이 v_t 가 동분산을 가져 고전적 가정을 만족하면 추정량은 GLS 추정량이 된다. Stock and Watson(1998)은 이 GLS 추정량과 GLS 잔차를 검정 통계량을 얻는데 사용하였다.

조건부 이분산을 고려하는 본 논문에서는 iv-a)를 iv-b)가 대체한다. 핵심은 GLS의 정신을 좇아 표준화의 과정을 추가하는 것이다.

- iv-b) (A5)의 양변을 $\frac{1}{\sqrt{\hat{h}_{v,t}}}$ 로 곱하여

$$\frac{\hat{\Phi}(L)y_t}{\sqrt{\hat{h}_{v,t}}} = \frac{g\hat{\Phi}(1)}{\sqrt{\hat{h}_{v,t}}} + \frac{v_t}{\sqrt{\hat{h}_{v,t}}} \tag{A6}$$

을 도출한다. 여기서 오차항 $\frac{v_t}{\sqrt{\hat{h}_{v,t}}}$ 는 동분산이며 고전적 가정을 만족한다. 그리

고 $\tilde{y}_t^* \equiv \frac{\hat{\Phi}(L)y_t}{\sqrt{\hat{h}_{v,t}}}$ 를 $\tilde{y}_t^* \equiv \frac{\hat{\Phi}(1)y_t}{\sqrt{\hat{h}_{v,t}}}$ 에 대해 OLS로 회귀하여 GLS 추정량 $\tilde{g}^* =$

$$\frac{\sum_{t=1}^T \tilde{y}_t^* \tilde{X}_t^*}{\sum_{t=1}^T \tilde{X}_t^{*2}}, \text{ GLS 잔차 } \tilde{z}_t^* = \tilde{y}_t^* - \tilde{g}^* \tilde{X}_t^*, \quad \tilde{V} = (T^{-1} \sum_{t=1}^T h_{v,t}^{-1/2} h_{v,t}^{-1/2}) \tilde{\sigma}_z^2$$

를 얻는다. 여기서 $\tilde{\sigma}_z^2 = (T-1)^{-1} \sum_{t=1}^T \tilde{z}_t^{*2}$ 이다.

v) iv-b)에서 도출된 것을 사용하여 아래의 검정 통계량을 구한다.

- Nyblom(1989)의 L -통계량 :

$$L = T^{-1} \sum_{t=1}^T \xi(t/T)' \tilde{V}^{-1} \xi(t/T)$$

여기서 $\xi(s) = T^{-1/2} \sum_{t=1}^{\lfloor Ts \rfloor} \tilde{X}_t^* \tilde{z}_t^*$, $0 \leq s \leq 1$, $\lfloor Ts \rfloor$ 는 Ts 보다 작은 가장 큰 정수를 나타낸다.

- Sequential GLS Chow F -통계량 :

$$F(s) = (SSR_{1,T} - SSR_{1,\lfloor Ts \rfloor} - SSR_{\lfloor Ts \rfloor+1,T}) \div [(SSR_{1,\lfloor Ts \rfloor} - SSR_{\lfloor Ts \rfloor+1,T}) / (T-1)]$$

여기서 SSR_{t_1,t_2} 는 $t_1 \leq t \leq t_2$ 기간에 대해 \tilde{y}_t^* 를 \tilde{X}_t^* 를 회귀하여 얻은 잔차항의 제곱합을 나타낸다. 이 F -통계량으로부터 다음의 세 검정 통계량이 도출된다.

- Quandt(1960)의 우도비율(QLR) 통계량 :

$$QLR = \sup_{s \in (s_0, s_1)} F(s)$$

- Andrews and Ploberger(1994)의 mean Wald(MW) 통계량과 exponential Wald(EW) 통계량 :

$$MW = \int_{s_0}^{s_1} F(r) dr$$

$$EW = \ln \left\{ \int_{s_0}^{s_1} \exp\left(\frac{1}{2} F(r)\right) dr \right\}$$

[Abstract]

Currency Crisis and Potential Growth Rate of Korea

Jinho Bae

To investigate how Korea's potential to grow has been affected by the 1997 currency crisis, this paper estimates its potential growth rates over time, using an unobserved components model. Unlike existing studies, the model accounts for heteroskedasticity to make an efficient use of information contained in GDP growth rates, and the parameter determining the extent of time variation in potential growth rates is estimated free of bias. For 1970~2004, (1) there is strong evidence that the potential growth rates become more variable due to the crisis, (2) the estimates of post-crisis potential growth rates are lower than those of crisis period, suggesting that the crisis has had an adverse impact on Korea's potential to grow, and (3) the average of post-2000 potential growth rate estimates is about 3.7%, indicating that policy authorities and private research institutes have been too optimistic about Korea's potential to grow.

Keywords: Potential Growth, Currency Crisis, Unobserved Components Model