

# 외환위기를 전후한 물가 및 산출의 조정역할 변화\*

김 준\*\*

두 모형을 이용한 실증분석 결과, 외환위기 이후 조정기간이 1분기인 경우에는 물가 및 산출의 상대적 조정역할에 거의 변화가 없지만, 조정기간이 4분기인 경우에는 물가의 조정역할은 축소된 반면 산출의 조정역할은 확대되었음을 알 수 있었다. 이는 외환위기 전과 후의 물가 및 산출조정계수 추정치들이 가지는 차이가 통계적으로 어느 정도 유의한가에 대한 Wald 검정결과에 의해서도 확인되었다. 또한 Chow 검정결과는 조정기간에 관계없이 외환위기를 전후하여 물가 및 산출의 조정행태에는 뚜렷한 구조적 변화가 있다는 사실을 보여 주었다.

외환위기를 전후한 물가상승률의 평균 및 명목 GDP성장률의 분산에 대한 동일성 검정 등의 결과는 산출-인플레이션 상충관계에 대해 평균인플레이션을 강조하는 가격조정모형보다는 총수요의 가변성만이 효과를 가진다는 불완전정보모형을 지지하는 것으로 제한적으로나마 판단할 수 있었다.

핵심주제어: 외환위기, 조정역할, 산출-인플레이션 상충관계, 불완전정보모형, 가격조정모형

경제학문헌목록 주제분류: E0, E3

## I. 서 론

1997년 11월에 발생한 우리나라의 외환위기는 해외 채권자들이 국내 금융기관들, 특히 은행들로부터 무차별적으로 자본을 회수하면서 시작되었다. 이런 대규모 자본회수사태로 인해 은행들이 필요한 외화자금을 스스로 조달할 수 없게 되자 정부가 민간부문 외채의 지급을 보증하고, 또 한국은행이 외환보유고에서 긴급자금을 지원하러 나섰다. 그러나 막대한 자금수요를 감당하기에는 턱없이 부족하였고, 따라서 외환보유고는 곧 고갈되었다. 그 결과 한국은행의 환율방어

\* 본 논문수정에 유익한 논평을 해 주신 익명의 심사위원들께 감사드린다.

\*\* 상지대학교 경제학과 교수, 전화: (033) 730-0351, 팩스: (033) 730-0303, E-mail: jkim@sangji.ac.kr

논문투고일: 2009. 7. 5 수정일: 2009. 9. 30 게재확정일: 2009. 10. 5

능력이 무력화되면서 폭발적인 환율상승, 즉 외환위기가 발생하였으며, 이는 그 해 12월 4일 정부가 국제통화기금(IMF)과 양해각서를 체결한 이후까지도 계속되었다. 또한 외환부문의 위기는 기업 및 금융부문의 광범위한 부실로 인해 전반적인 경제위기로 전화하였다. 이처럼 외환위기는 보유외환의 고갈로 시작된 외환부문의 위기가 기업 및 금융부문의 광범위한 부도사태를 야기하며 전반적인 경제위기로 전화된 ‘한국전쟁 이후의 최대 국난’이라 부를 만한 사건이다.<sup>1)</sup>

외환위기의 원인에 대해서는 여러 가지 이론이 제시되어 엇갈리고 있으나, 크게 국내의 구조적 문제가 그 원인이라는 근본요인론(fundamentals)과 단기자본이동이라는 외부 요인이 그 원인이라는 자기실현론(self-fulfilling crisis)으로 구분된다. 전자는 소위 ‘패거리 혹은 정실 자본주의(crony capitalism)’로 일컬어지는 정부와 민간부문 사이의 부적절한 관계인 정경유착과 관치금융, 그리고 재벌체제 등으로 인한 부실의 누적이 초래한 필연적인 결과라는 것이다. 반면 후자는 우리 경제의 근본요인은 기본적으로 건전했음에도 불구하고, 국제금융시장의 불안정과 단기자본의 이동에 무방비로 노출된 결과라는 것이다. 외환위기가 발생했을 때부터의 이런 의견 대립은 사실 지금까지도 해소되지 않은 채 계속되고 있는데, 두 견해의 차이는 주로 외환위기 전의 한국경제를 어떻게 보는가에 달려 있다.

이제 외환위기가 일어난 지도 10년을 훌쩍 넘어섰다. 당시 정부가 외환위기의 해결을 위해 고금리정책, 전반적 구조조정, 그리고 전면적 자본시장 개방이라는 IMF와 미국의 세 가지 요구를 수용한 이래 한국경제에는 많은 변화가 있었다. 특히, 외환위기 이후 추진한 기업, 금융, 정부(공공), 노사관계 등의 4대 부문 개혁은 사실상 경제 전체를 망라한 것이었으며, 또 일정한 성과도 있었다. 우선 기업부문의 부실을 해소하고 재무적 안정성을 제고하였으며, 은행의 재무건전성도 급속히 개선되었다. 또한 정부조직을 개편하고 공기업 민영화와 규제개혁을 추진하였으며, 정리해고제와 파견근로제 등도 법제화되었다.

물론 이런 구조조정과 개방의 부정적 측면들도 결코 무시할 수 없다. 외환위기 이후 나타난 투자부진 및 성장잠재력의 약화, 고용사정의 악화, 소득 및 임금격차와 빈곤의 확대, 그리고 재정상태의 악화 등은 전적으로 외환위기 및 그 해결과정에 기인한다고 말할 수는 없겠지만, 적어도 부분적으로는 관련되어 있다는 것 또한 부인하기 어려운 사실이다. 따라서 IMF와 미국의 요구가 과연 우리에게 적절한 전략이었는가에 대해서는 의문이 제기되기도 한다.

1) 외환위기에 관한 구체적 논의는 고영선 외(2007), 이제민(2007) 등을 참조.

외환위기 이후 10여년의 변화는 거시경제적 성과에서도 잘 나타난다. 먼저 연평균 실질GDP 증가율은 외환위기 전인 1982~1997년의 8.3%에서 외환위기 후인 1998~2008년에는 4.2%로 하락하였다.<sup>2)</sup> 그리고 GDP 디플레이터 상승률은 같은 기간 6.8%에서 1.9%로 급락하였다. 그 결과 명목GDP 증가율도 15.6%에서 6.2%로 절반 이하 수준으로 하락하였다. 이처럼 외환위기 이후에는 상대적 저성장, 저물가의 양상이 뚜렷이 나타나고 있다.

이와 더불어 특히 노동시장에서는 큰 변화가 있었다. 우선 외환위기 이후 전체 임금노동자 대비 임시직의 비중이 2001년의 17%에서 2006년에는 29%로 급증하였다.<sup>3)</sup> 또한 한국의 전 산업 고용조정 속도도 외환위기 전인 1993.1~1996.12의 기간에는 0.372였으나, 외환위기 후인 1999.1~2002.12의 기간에는 0.533으로 높아졌다.<sup>4)</sup> 이러한 노동시장에서의 고용조정 변화로 미루어 볼 때, 이와 밀접한 관계에 있는 산출조정 및 그에 따른 물가조정에도 외환위기를 전후하여 큰 변화가 있었을 것으로 짐작할 수 있다. 그럼에도 불구하고 외환위기 이후의 물가 및 산출의 상대적 조정역할에 대한 연구는 거의 전무한 실정이다.

이와 같은 배경하에서 본 논문은 노동시장 등 한국경제에 엄청난 변화를 가져온 외환위기를 전후하여 물가 및 산출의 상대적 조정역할, 즉 명목총수요의 변동에 따르는 조정과정에서 물가와 산출이 각각 담당하는 조정역할의 크기에 어떠한 변화가 있었는가를 실증적으로 분석하고자 한다. 이 분석은 외환위기 이전과 이후로 구분하여 행한 물가 및 산출 조정계수의 추정, 그리고 양 기간에 걸친 계수추정치 차이의 통계적 유의성과 물가 및 산출 조정행태의 구조적 변화 등에 대한 가설검정을 포함한다. 아울러 총수요의 가변성 및 평균인플레이션에 대한 동일성(equality) 검정 등을 토대로, 산출과 인플레이션 사이의 상충관계(trade-off)에 대한 불완전정보(imperfect information)모형과 가격조정(price adjustment)모형의 현실부합성도 논의한다. 따라서 이들 분석으로부터 우리는 외환위기를 전후한 물가 및 산출의 조정역할 변화에 대한 한층 더 깊은 이해와 나아가 총수요관리에 대한 정책적 함의를 모색할 수 있을 것이다.

이하 본 논문의 구성과 내용은 다음과 같다. 서론에 이어 제Ⅱ절에서는 물가 및 산출의 상대적 조정역할을 추정하기 위한 두 모형을 구축하고, 그 추정방법과 자료를 정립한다. 제Ⅲ절에서는 실제 이용되는 시계열자료의 안정성을 검정

2) -6.9%의 성장을 기록한 1998년을 제외하면 외환위기 이후의 연평균성장률은 5.3%이다.

3) 한겨레신문(2009. 7. 4). 경제협력개발기구(OECD)는 2007년 한국을 최근 몇 년간 회원국 가운데 임시직 비율이 가장 빠르게 늘어난 나라로 언급하였다.

4) 노동시장선진화기획단(2004), p. 23.

하고, 두 모형을 이용한 추정결과를 제시한다. 제IV절에서는 앞의 추정결과로부터 계수추정치들의 차이 및 조정행태의 구조적 변화 여부 등을 검정하고, 이를 바탕으로 불완전정보모형과 가격조정모형의 현실부합성에 대한 판단도 시도한다. 마지막 제V절에서는 지금까지의 논의를 요약하고, 그 결론을 제시한다.

## II. 추정모형, 방법 및 자료

### 1. 모형 1

모형 1은 물가와 산출, 그리고 명목총수요 사이의 단순한 항등관계, 즉 명목 GDP의 자연대수( $Y$ )는 항상 GDP 디플레이터의 자연대수( $P$ )와 실질GDP의 자연대수( $Q$ )의 합과 같다는 사실로부터 출발한다. 여기서 명목GDP는 외생적이라 가정한다.

$$Y \equiv P + Q. \quad (1)$$

식 (1)을 이용하여 시간에 대한 도함수를 구한 후, 명목GDP와 GDP 디플레이터, 그리고 실질GDP 등의 단위시간당 변화를 각각  $y$ ,  $p$ , 그리고  $q$  등으로 나타내면 다음과 같다.

$$y \equiv p + q. \quad (2)$$

식 (2)는 명목GDP의 어떠한 변화도 반드시 물가수준의 변화와 실질GDP의 변화로 나누어짐을 의미한다. 따라서 물가의 변화가 명목GDP의 변화와 정확히 일치할 때에만 실질GDP가 안정적일 수 있으며, 물가가 명목GDP의 변화에 대해 부분적으로만 조정된다면 실질GDP는 순경기적(procyclical) 변동을 나타낼 수밖에 없다. 예를 들어, 물가변화가 경기변동에 따라 항상 명목GDP 성장의 일정 부분( $\alpha$ )으로 유지된다면 실질GDP 성장은 그 나머지 부분( $1-\alpha$ )으로 귀착된다.

$$\begin{aligned} p &= \alpha y, \\ q &\equiv y - p = (1 - \alpha)y. \end{aligned} \quad (3)$$

우리는 식 (3)으로부터  $y$ 의 변동이 가격경직성 파라미터  $\alpha$ 와 독립적이라면

가격이 경직적인 경제, 다시 말해  $\alpha$ 의 크기가 비교적 작은 경제에는 보다 큰 실질산출의 변동이 나타날 것이라 예상할 수 있다.

식 (3)에다 과거의 인플레이션이 현재의 물가변화에 미치는 영향을 반영하기 위하여  $p$ 의 시차(lagged)변수를 설명변수로 추가하면 다음과 같은 추정식을 얻는다.

$$p_t = \text{constant} + \rho p_{t-1} + \alpha y_t + u_t. \quad (4)$$

여기서,  $u_t$ : 오차항

여기서 가격경직성 파라미터는 명목총수요의 변동과는 독립적이라 가정한다. 따라서 식 (4)에서  $y_t$ 의 계수  $\alpha$ 는 그 추정치 크기로서 명목총수요의 변화 중 물가의 변화로 나타나는 비율을 측정할 수 있는 물가조정계수가 된다.

그런데 독립적인 공급충격 및 이에 대응한 통화축 수용(monetary accommodation)과 같은 정책 피이드백이 동시에 존재한다면, 이 양자의 상호작용은 물가조정계수  $\alpha$ 의 추정치에 영향을 미칠 수 있다. 따라서 추정결과의 신뢰성을 제고하기 위해서는 공급충격 및 정책 피이드백의 문제를 잘 처리하여야 한다. 그런데 본 논문의 분석대상기간인 1981년 이후에는 1973~1974년의 제1차 석유파동(oil shock)이나 1979년 초에 일어난 제2차 석유파동과 연이어 발생한 가뭄과 수해, 그리고 10·26 이후 12·12, 5·17 등으로 이어지는 일련의 사회경제적 충격 등과 같은 유의미한 공급충격사례는 없다고 할 수 있다.<sup>5)</sup> 그러므로 본 논문의 추정에서는 공급충격과 정책 피이드백의 문제를 해결하기 위한 더미(dummy)변수 등의 도입은 고려하지 아니하였다.

기본적으로 연간 모형인 모형 1을 한국에 그대로 적용하는 경우, 우리는 표본수의 절대적 부족이라는 문제를 피할 수 없다. 특히, 외환위기 이후는 이용가능한 표본의 수가 10개 정도에 불과하다는 높은 장벽에 부딪힌다. 따라서 이러한 문제를 극복하기 위해서는 분기자료의 활용이 불가피한데, 모형 1의 경우는 모든 변수가 변화율이다. 그러므로 모형 1에 분기자료를 적용할 때에는 연간 변화율 대신 전년 동기 대비 변화율을 이용하면 된다. 이 경우 전년 동기 대비 변화율에는  $(t-3)$ 기부터  $t$ 기까지의 모든 충격이 포함되므로,  $\alpha$ 는 4분기간의 조

5) 외환위기 발생 직후인 1998년은 경상수지를 흑자로 전환시켜 외환보유고를 확충하는 한편, 급격한 환율절하를 억제하기 위해 통화 및 재정정책을 긴축기조로 운용함으로써 오히려 국내 총수요를 위축시켰다. 그 결과 물가상승률은 크게 높아지지 않은 반면 실업률은 큰 폭으로 상승하였다. 이런 사실 등에 입각할 때, 외환위기는 공급충격이 아닌 수요충격임이 거의 분명해 보인다. 이준구·이창용(2007), p.435 참조.

정기간에 걸친 물가의 조정역할 정도를 의미한다.

한편, 4분기간의 조정기간에 걸친 물가 및 산출의 조정역할은 후술하는 모형 2에 전년 동기 대비 자료를 적용하여 구할 수도 있다.<sup>6)</sup> 그러나 모형 2의 식 (5)와 식 (6)에다 각각 전년 동기 대비 자료를 적용하여 구한 추정결과는 그 추정식과 추정기간에 상관없이  $Q$  통계량 및 LM 검정통계량의  $p$ 값이 모두 0.000일 정도로 매우 강한 잔차의 계열상관을 나타내었다. 따라서 4분기간의 조정기간에 걸친 물가 및 산출의 조정역할 추정에는 모형 2를 원용하지 아니하였다.

## 2. 모형 2

조정기간이 1분기간인 경우에 물가 및 산출의 조정역할을 추정하기 위해서는 모형 1에 전년 동기 대비 변화율 대신 전분기 대비 변화율을 적용하면 된다. 그러나 이 경우 계수  $\rho$ 의 추정치에 통계적 유의성이 없었으며, 또 결정계수( $R^2$ )도 0.5를 밑도는 등 대체로 설명력이 낮았다. 따라서 1분기간이라는 조정기간에 적합한 추정모형을 새로이 구축하였다.

모형 2는 Ball, Mankiw, and Romer(1988)의 모형을 원용한 것이다. 즉, 실질 GDP를 그 시차변수 및 명목GDP의 변화, 그리고 추세항 등에 회귀시켜 산출과 인플레이션 간의 분할 또는 상충관계를 추정하는 것으로서, 다음과 같이 정식화된다.

$$Q_t = \text{constant} + \lambda Q_{t-1} + \tau \Delta Y_t + \gamma \text{Time} + u_t. \quad (5)$$

여기서,  $Q_t$ : 실질GDP의 자연대수

$Y_t$ : 명목GDP의 자연대수

Time: 추세항(trend)

추정식 (5)는 총수요의 탄력성이 1이며, 총체적 충격은 모두 수요충격이라고 가정하고 있다. 물론 현실경제에는 공급충격이 존재하며, 이의 존재는 계수추정치에 편의를 초래할 수도 있다. 그러므로 보다 신뢰성이 높은 계수추정치를 얻기 위해서는 공급충격에 대한 적절한 조치를 취할 필요가 있다. 그러나 모형 1에서와 마찬가지로 본 논문의 분석대상기간 동안에는 유의미한 공급충격은 없었다고 볼 수 있으며, 따라서 더미변수 등의 도입은 고려하지 아니하였다.

6) 원자료의 경우 실질GDP의 로그값에 대한 ADF 단위근 검정결과는 추세항의 포함 유무에 따라 각각  $\tau = -1.305(p=0.881)$  및  $\tau = -3.150(p=0.026)$  등으로 엇갈리게 나타났다.

여기서 산출과 인플레이션 간의 분할 파라미터는 명목총수요의 변동과는 독립적이라 가정한다. 따라서 식 (5)에서  $\Delta Y_t$ 의 계수  $\tau$ 는 그 추정치 크기로서 총수요 충격 중 산출의 변화로 나타나는 비율을 측정할 수 있는 산출조정계수가 된다. 즉,  $\tau=1$ 이면 명목GDP의 변화는 모두 산출의 변화로 귀착되며,  $\tau=0$ 이면 명목GDP의 변화는 모두 물가의 변화로 귀착된다.

역시 기본적으로 연간 모형인 모형 2를 이용하여 조정기간이 1분기인 경우의 물가 및 산출 조정역할을 추정하기 위해서는 이제 변화율 변수( $\Delta Y_t$ )로 전년 동기 대비 변화율이 아니라 전분기 대비 변화율을 적용하여야 한다. 이때  $\tau$ 는 1분기간의 조정기간에 걸친 산출의 조정역할 정도를 의미한다.

전분기 대비 변화율을 이용하는 경우, 식 (5)에서와 같이 설명변수로 포함된 단 하나의 시차종속변수로는 분기자료에 내포된 동태적 움직임의 포착이 어려울 수도 있다. 따라서 둘 이상의 시차종속변수가 설명변수로 포함될 수도 있는데, 적절한 시차의 길이를 어떻게 정하느냐의 문제가 생긴다. 이 문제는 보통 Akaike의 정보기준(AIC)이나 Schwarz의 기준(SIC)에 의해 해결된다. 이 둘 중 후자가 전자에 비해 같거나 더 짧은 시차를 선택하므로, 본 논문에서는 후자의 기준을 따르기로 하였다. 이는 본 논문에서 사용되는 추정방법에 비추어 볼 때, 추정의 효율성을 위해서는 될 수 있는 대로 짧은 시차를 선택할 필요가 있기 때문이다.

또한 전분기 대비 변화율을 이용하는 경우, 계절변동의 문제를 적절히 처리하여야 한다. 계절조정은 보통 원자료에 계절조정더미를 첨가하거나 아니면 계절조정자료를 이용해서 해결하는데, 본 논문에서는 기본적으로 X-12 ARIMA 방법에 기초한 계절조정자료를 이용하기로 하였다.<sup>7)</sup>

### 3. 추정방법

모형 1과 2를 이용한 추정방법으로는 통상적 최소자승법(OLS)을 적용하기로 하였다. 이는 추정에 사용되는 대부분의 변수가 변화율변수라는 점을 고려하여, 고차원의 복잡한 계량기법이 아닌 OLS의 적용만으로도 무난한 결과를 얻을 수 있을 것으로 기대되기 때문이다. 물론 OLS에 의한 추정결과는 필요한 경우 일반적률법(generalized method of moments: GMM)에 의한 추정을 추가함으로써 보완하였다. GMM은 교란항의 정확한 분포에 대한 정보를 필요로 하지 않으며,

7) 계절조정의 구체적 내용에 대해서는 자료부분을 참조.

미지의 이분산(heteroscedasticity)이나 자기상관(autocorrelation) 등으로부터 영향을 덜 받는(robust) 매우 일반적인 추정방법이다.

그런데 OLS를 적용하는 데에는 특히 다음의 두 가지 전제조건이 충족되어야 한다. 우선 변수 간에 아무런 상관관계가 없는데도 불구하고 외견상 의미 있는 것처럼 보이는 가성적 회귀현상의 발생가능성을 배제하기 위해서는 시계열자료의 안정성 또는 정상성(stationary)이 확보되어야 한다. 따라서 본 논문에서는 추정작업에 앞서 이용되는 시계열자료의 정상성 여부를 실제 사용변수들에 대한 단위근(unit root) 검정을 통해 먼저 확인하였다.

또한 잔차에 계열상관(serial correlation)이 없다는 가정도 충족되어야 한다. 따라서 본 논문에서는 비록 각 추정식에 설명변수로 포함된 종속변수의 시차변수가 계열상관의 문제를 효과적으로 없앨 것으로 기대되기는 하지만, 그 추정오차가 가질 수 있는 계열상관의 문제는 설명변수로 포함된 종속변수의 시차변수를 고려하여 Durbin-Watson 통계량 대신 Ljung-Box  $Q$  통계량 및 Breusch-Godfrey LM(Lagrange multiplier) 검정을 통해 확인하였다.

한편, 외환위기를 전후하여 물가 및 산출의 상대적 조정역할에 어떠한 변화가 있었는가를 실증적으로 분석하려는 목적에 맞추어, 본 논문은 전체 분석대상 시계열을 외환위기 이전과 이후로 양분하여 각각 추정하였다. 그리고 이 추정결과를 바탕으로, 물가 또는 산출조정계수 추정치가 양 기간에 걸쳐 서로 얼마나 다른가를 Wald 검정을 통해 확인하였다. 또한 양분된 시계열에 대해 Chow 검정을 실시함으로써, 외환위기를 전후하여 물가 및 산출의 조정행태에 구조적 변화가 있었는지도 확인하였다.

#### 4. 자 료

본 논문의 추정에 이용된 자료는 1981:1부터 2008:2까지의 총 110개 분기에 걸친 것이다. 여기서 1981:1 이후로 한정된 것은 1980:4와 1981:1을 전후하여 물가 및 산출조정행태에 뚜렷한 구조적 차이가 존재하기 때문이다. 즉, 줄고(1997)의 분석에 의하면, 1980:4 이전과 1981:1 이후의 양 기간 사이에 물가 또는 산출의 조정행태에 구조적 변화가 없다는 귀무가설은 5% 또는 1% 유의수준에서 모두 기각되었다. 또한 1981:1 이후 시계열의 물가조정계수( $\alpha$ ) 또는 산출조정계수( $\tau$ )가 그 이전 기간을 포함한 전체 시계열(1970:1~1995:4)의 그것과 동일하다는 귀무가설은 모두 10% 유의수준에서 기각되었다. 따라서



물가 및 산출의 조정행태에는 1980년 이전과 1981년 이후를 경계로 뚜렷한 구조적 차이가 존재한다고 판단할 수 있다. 그러므로 외환위기 이전이라 하더라도 1980년까지의 기간은 그 이후의 기간과 하나로 묶을 수 없으며, 본 논문의 분석에서는 제외하였다. 그리고 2008 : 2까지만 반영한 것은 작년 하반기 들어 본격화한 세계 경제위기의 여파도 분석대상에서 배제하기 위해서이다.

본 논문의 분석에 이용된 변수와 자료들의 성격과 처리를 구체적으로 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 명목총수요 및 실질산출은 각각 2000년 기준 경상가격 및 불변가격 GDP이다. 이처럼 2000년 기준 자료를 이용한 것은 현재 2005년 기준 국민소득 통계가 가진 시계열의 단절을 극복하기 위한 부득이한 선택이다.<sup>8)</sup> 둘째, 물가 지수로는 GDP 디플레이터를 사용하였다. 셋째, 모든 변화율은 자연대수의 1차 차분으로 근사화하였다. 넷째, 변화율은 모형 1의 경우에는 원자료의 전년 동기 대비 변화율인 반면, 모형 2의 경우에는 계절조정자료의 전분기 대비 변화율이다. 다섯째, 계절조정자료로는 한국은행이 발표하는 계절변동조정 통계를 이용하였다.<sup>9)</sup>

추정에 이용된 전년 동기 대비 및 전분기 대비 변화율의 주요 통계값은 각각

〈표 1〉 전년 동기 대비 변화율(원자료)

	1981 : 1~1997 : 4		1998 : 1~2008 : 2	
	평균	표준편차	평균	표준편차
명목GDP	0.145	0.032	0.069	0.027
실질GDP	0.080	0.022	0.055	0.023
GDP 디플레이터	0.066	0.021	0.015	0.018

주: 자연대수의 1차 차분으로 근사화.

8) 한국은행은 2009년 3월 27일 2005년 기준 경상가격 및 불변가격 GDP를 공표한 바 있다. 그러나 이에 의하면 불변가격 GDP는 2000년 이후 계열의 것만 발표되었으며, 경상가격 GDP도 2000년을 기점으로 시계열의 단절이 발생하고 있다. 즉, 2000년 이후의 경상가격 GDP는 2005년 지수기준년을 기준으로 한 것인 반면, 그 이전의 것은 2000년 지수기준년을 기준으로 한 것이다. 이처럼 지수기준년 개편시에 명목국민소득에도 변동이 있게 되는 것은 그 포괄범위 및 추계방법의 변경뿐만 아니라, 신서비스업 등 경제구조의 변화를 감안하여 경제규모를 조정함으로써 경제현실 반영도를 제고하기 때문이다. 따라서 본 논문에서는 이러한 점을 고려하여 시계열의 단절이 없는 2000년 기준의 국민소득 자료를 이용하였다.

9) 한국은행은 미국 상무부 센서스국에서 개발한 이동평균형 계절조정 프로그램인 'X-12-ARIMA'를 바탕으로 하여 한국의 현실에 맞게 수정한 'BOK-X-12-ARIMA'를 자체 개발하고, 이를 적용하여 1997년부터 계절변동조정 통계를 작성하고 있다.

〈표 2〉 전분기 대비 변화율(계절조정 자료)

	1981 : 1 ~ 1997 : 4		1998 : 1 ~ 2008 : 2	
	평균	표준편차	평균	표준편차
명목GDP	0.037	0.014	0.017	0.015
실질GDP	0.020	0.010	0.013	0.010
GDP 디플레이터	0.017	0.009	0.003	0.010

주: 자연대수의 1차 차분으로 근사화.

〈표 1〉과 〈표 2〉에 정리되어 있다.

### III. 추정결과

#### 1. 단위근 검정

불안정적 시계열자료에 대해 OLS를 적용하게 되면 변수 간에 아무런 상관관계가 없는데도 불구하고 외견상 의미 있는 것처럼 보이는 높은 유의성의 회귀식이 추정되는 이른바 가성적 혹은 허구적 회귀현상이 초래될 수 있다. 만약 가성적 회귀현상이 발생한 결과를 그대로 받아 들여 분석에 이용하게 되면 잘못된 결론을 도출할 수 있다. 따라서 먼저 시계열자료에 대해 전통적인 회귀분석 방법인 OLS를 적용할 수 있는지 사전에 점검하는 작업이 필요하다.

주어진 시계열자료가 확률보행(random walk) 과정을 따르는가를 판단하는 보다 객관적인 방법으로는 단위근검정법이 있는데, 본 논문에서는 Dickey-Fuller(DF) 접근법에다 시차변수를 추가한 모형을 이용하여 단위근의 존재 여부를 검정하는 방법인 ADF(Augmented DF) 검정을 활용하기로 하였다. 검정통계량인  $t$  통계량은 단위근을 가진다는 귀무가설하에서 계산된 tau 통계량이다.

본 논문의 ADF 검정에서는 외생변수로 상수항만 포함하는 경우 및 상수항과 선형 추세를 모두 포함하는 경우 등 두 검정모형을 설정하기로 하였다. 그리고 시차의 길이는 SIC를 최소화하도록 자동선택하였다.

실제 사용변수에 대한 ADF 검정결과는 다음과 같으며, 〈표 3〉에 정리되어 있다.

첫째, GDP 디플레이터의 전년 동기 대비 변화율( $p$ )은 외생변수로 상수항만

〈표 3〉 ADF 단위근 검정결과

	상수항만 포함	상수항 및 선형 추세 포함
$\rho$	-3.264(0.019) $R^2/\text{adj. } R^2=0.094/0.085$	-3.866(0.017) $R^2/\text{adj. } R^2=0.131/0.105$
$y$	-2.621(0.092) $R^2/\text{adj. } R^2=0.063/0.053$	-3.931(0.014) $R^2/\text{adj. } R^2=0.138/0.112$
$Q$	-2.607(0.095) $R^2/\text{adj. } R^2=0.147/0.131$	-1.251(0.894) $R^2/\text{adj. } R^2=0.153/0.128$
$\Delta Y$	-6.539(0.000) $R^2/\text{adj. } R^2=0.287/0.281$	-7.727(0.000) $R^2/\text{adj. } R^2=0.364/0.352$

주: 검정통계량은 tau 통계량이며, ( ) 안은  $p$  값.

포함되는 경우 및 상수항과 선형 추세 둘 다 포함되는 경우 모두 5% 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설은 기각된다.

둘째, 명목 GDP의 전년 동기 대비 변화율( $y$ )은 두 경우에 각각 10% 및 5% 유의수준에서 기각된다.

셋째, 계절조정 실질GDP의 로그값( $Q$ )은 상수항만 포함되는 경우에는 10% 유의수준에서 기각되나, 상수항과 추세 둘 다 포함되는 경우에는 기각되지 않는다.

넷째, 계절조정 명목GDP의 전분기 대비 변화율( $\Delta Y$ )은 두 경우 모두 1% 유의수준에서 기각된다.

이러한 검정결과에서 알 수 있듯이, 계절조정 실질GDP의 로그값( $Q$ )을 제외한 세 변수의 자료에는 대체로 단위근이 존재하지 않는다고 판단할 수 있다. 그러나 계절조정 실질GDP의 로그값( $Q$ ) 자료에는 단위근의 존재가 일부 의심된다. 따라서 모형 2의 경우 실질GDP가 추세안정적(trend-stationary)임을 가정한 식 (5)에 더하여, 다음과 같은 차분안정적(difference-stationary)인 식 (6)에 의한 추정을 추가함으로써 추정결과의 신뢰성을 보완하기로 하였다.<sup>10)</sup>

$$\Delta Q_t = \text{constant} + \tau \Delta Y_t + u_t. \tag{6}$$

10) 실질GDP의 추세제거문제에 대해 Nelson and Plosser(1982)와 Campbell and Mankiw(1987) 등은 차분을 통해 실질GDP 시계열의 안정성을 확보할 수 있다고 주장하는 반면, McCallum(1986)과 Clark(1987) 그리고 Diebold and Rudebusch(1989) 등은 확정적(deterministic) 추세변수를 이용하여 실질GDP의 추세를 제거할 수 있다고 반박하고 있다. 김준원(1998) 참조.

## 2. 모형 1의 추정결과

모형 1에 의한 추정결과는 <표 4>에 정리되어 있다. 먼저 Q 통계량 및 LM 검정에 의거할 때, 잔차에 계열상관이 존재하지 않는다는 귀무가설은 5% 유의 수준에서 기각되지 않는다. 그리고 상수를 제외한 모든 계수추정치가 높은 통계적 유의성을 가지고 있다. 추정결과의 주요 내용은 다음과 같다.

첫째, 전기의 1% 포인트의 인플레이션을 상승은 외환위기 이전과 이후에 각각 0.41% 포인트와 0.57% 포인트의 인플레이션을 상승을 초래하였다.

둘째, 명목GDP의 변동은 외환위기 이전과 이후에 각각 32%와 21%가 물가의 변화로 귀착되었으며, 나머지 68%와 79%는 산출의 변화로 귀착되었다.

셋째, 앞의 두 사실로부터 외환위기 이전과 이후를 비교할 때, 물가변화의 관성(persistence)은 증가한 반면 신축성(flexibility)은 감소하여 조정기간이 4분기간 인 경우 물가와 산출의 상대적 조정역할은 32 : 68에서 21 : 79로 변화하였음을 알 수 있다. 이는 외환위기 이후 명목총수요 변동에 따른 물가의 조정역할은 축소된 반면, 산출의 조정역할은 확대된 것을 의미한다.

넷째, 외환위기 이후 산출의 상대적 조정역할이 증대된 것은 같은 시기 고용조정이 확대된 현상과도 일맥상통해 보인다. 즉, 앞에서 언급한 바와 같이 외환위기 이후에는 노동시장 유연화의 대표적인 근거의 하나인 임시직 비중이 급증하였으며, 또한 임금제도의 유연화에 비해 고용조정속도는 OECD 회원국 중 1위에 달할 정도로 매우 높다는 사실 등은 외환위기 이후 산출의 조정역할이 확대된 것과 어느 정도 관련이 있을 것으로 보인다.<sup>11)</sup>

한편, 전년 동기 대비 자료에 있을 수 있는 계열상관문제를 고려하여 GMM에 의한 추정도 추가로 실시하였으며, 그 결과는 <표 4-1>에 정리되어 있다. OLS 및 GMM에 의한 추정결과는 대체로 대동소이하며, 특히 물가조정계수( $\alpha$ ) 추정치의 유의미한 차이는 발견되지 아니하였다. 따라서 본 논문에서 선택한 추정방법인 OLS에 의한 추정결과의 신뢰성을 확인할 수 있다.

11) 한국노동연구원은 2005년 각국의 제조업부문 고용조정속도를 추정한 결과에서 한국은 조사대상 60개국 중 9위이고 OECD 회원국 중에서는 1위로서, 고용조정 필요인원의 대략 70%가 당해연도에 조정되는 것으로 분석하였다. 그리고 이처럼 노동시장의 규제수준에 비하여 고용조정속도가 상대적으로 높은 것은 우리 기업들이 수요변화에 대해 임금조정보다는 고용조정 위주로 대응하고 있기 때문이라고 판단했다. 이인재·이연정(2005) 참조.

〈표 4〉 모형 1의 추정결과

	1981 : 1~1997 : 4	1998 : 1~2008 : 2
$c$	-0.009(-1.308)	-0.007(-1.308)
$\rho_{t-1}$	0.413(5.109)	0.572(5.968)
$y_t$	0.323(6.122)	0.207(3.091)
$R^2/\text{adj. } R^2$	0.688/0.677	0.604/0.581
$Q$	2.121(0.145)	2.229(0.135)
LM	3.817(0.051)	3.198(0.074)

주: 1) 계수추정치 뒤의 ( ) 안은  $t$  값.

2)  $Q$  통계량과 LM 검정은 1계 자기상관을 가정한 것으로 ( ) 안은  $p$  값.

〈표 4-1〉 GMM에 의한 모형 1의 추정결과

	1981 : 1~1997 : 4	1998 : 1~2008 : 2
$c$	-0.020(-2.785)	-0.007(-1.154)
$\rho_{t-1}$	0.488(5.118)	0.586(13.137)
$y_t$	0.364(5.548)	0.222(2.335)
$R^2/\text{adj. } R^2$	0.672/0.661	0.602/0.579
$Q$	1.254(0.263)	2.213(0.137)

주: 1) 계수추정치 뒤의 ( ) 안은  $t$  값.

2)  $Q$  통계량은 1계 자기상관을 가정한 것으로 ( ) 안은  $p$  값.

### 3. 모형 2의 추정결과

모형 2에 의한 추정결과는 〈표 5〉에 정리되어 있다. 먼저 SIC에 의해 적정 시차의 길이를 검토한 결과 외환위기 이전에는 2인 반면, 그 이후에는 1로 나타났다. 본 논문에서는 이 중 짧은 시차인 1을 선택하여 양 기간에 대해 공통으로 적용하기로 하였다. 이는 본 논문에서 사용되는 추정방법인 OLS에 비추어 볼 때, 추정의 효율성을 위해서는 보다 짧은 시차를 선택할 필요가 있기 때문이다.

$Q$  통계량 및 LM 검정에 의거할 때, 잔차에 계열상관이 존재하지 않는다는 귀무가설은 10% 유의수준에서도 기각되지 않는다. 또한 일부 상수 및 추세항을 제외하고는 계수추정치가 모두 매우 높은 통계적 유의성을 가지고 있다. 추정결과의 주요 내용은 다음과 같다.

〈표 5〉 모형 2의 추정결과

	1981 : 1~1997 : 4	1998 : 1~2008 : 2
$c$	0.272(0.785)	1.624(3.073)
$Q_{t-1}$	0.974(29.502)	0.862(19.124)
$\Delta y_t$	0.490(8.831)	0.520(8.111)
Time	0.000(0.674)	0.002(2.755)
$R^2/\text{adj. } R^2$	0.99/0.99	0.99/0.99
$Q$	0.765(0.382)	0.458(0.499)
LM	0.940(0.332)	0.565(0.452)

주: 1) 계수추정치 뒤의 ( ) 안은  $t$  값.

2)  $Q$  통계량과 LM 검정은 1계 자기상관을 가정한 것으로 ( ) 안은  $p$  값.

첫째, 전분기 1%의 실질성장은 외환위기 이전과 이후에 각각 0.97%와 0.86%의 실질성장을 유발하였다.

둘째, 명목GDP의 변동은 외환위기 이전과 이후에 각각 49%와 52%가 산출의 변화로 귀착되었으며, 나머지 51%와 48%는 물가의 변화로 귀착되었다.

셋째, 앞의 두 사실로부터 외환위기 이전과 이후를 비교할 때, 실질산출의 관성은 감소한 반면 산출변화의 신속성에는 거의 차이가 없어 조정기간이 1분기 간인 경우 외환위기를 전후한 물가와 산출의 상대적 조정역할은 51 : 49에서 48 : 52로 거의 변화가 없음을 알 수 있다.<sup>12)</sup> 이처럼 외환위기를 전후하여 산출 조정계수  $\tau$  추정치에 변화가 거의 없는 것은 1분기간이라는 짧은 조정기간은 4분기간이라는 상대적으로 긴 조정기간과는 달리 물가 혹은 산출조정계수의 변화가 분명히 나타나기에는 그 기간이 충분하지 않기 때문으로 판단된다. 만약 모형 2에 연간 자료를 적용하여 조정기간을 연장시킨다면, 모형 1의 경우에서와 마찬가지로 외환위기 이후 산출조정이 확대되었다는 결론을 얻을 수 있다.<sup>13)</sup>

12) 모형 1에 전분기 대비 변화율을 적용하는 경우에도 물가조정계수  $\alpha$ 의 추정치는 외환위기 이전과 이후에 각각 0.457( $t=7.731$ )과 0.426( $t=4.930$ )으로 나타나는 등 변화가 거의 없었다. 이때 모형 1의  $\alpha$  추정치와 모형 2의  $\tau$  추정치의 합은 외환위기 이전과 이후에 각각 0.947(=0.457+0.490)과 0.946(=0.426+0.520)으로서, 그 이론적 수치인 1과 대체로 일치한다.

13) 추정식 (6)에 연간자료를 적용하는 경우,  $\tau$ 의 추정치는 외환위기 이전과 이후에 각각 0.535( $t=5.549$ )와 0.818( $t=3.251$ )로 나타난다. 이처럼 조정기간이 연간으로 길어진다면, 외환위기를 전후하여 산출조정계수  $\tau$ 의 추정치의 크기도 증가하는 변화가 있었음을 분명히 알 수 있다.

〈표 6〉 추정식 (6)의 추정결과

	1981 : 1~1997 : 4	1998 : 1~2008 : 2
$c$	0.001(0.509)	0.005(2.834)
$\Delta y_t$	0.505(9.200)	0.515(7.070)
$R^2/\text{adj. } R^2$	0.566/0.559	0.562/0.550
$Q$	0.246(0.620)	2.449(0.118)
LM	0.297(0.586)	2.669(0.102)

주: 1) 계수추정치 뒤의 ( ) 안은  $t$  값.

2)  $Q$  통계량과 LM 검정은 1계 자기상관을 가정한 것으로 ( ) 안은  $p$  값.

넷째, 모형 2의 추정결과를 모형 1의 그것과 비교해 보면, 조정기간이 1분기 간인 경우가 4분기간인 경우에 비해 명목GDP의 변동 중 물가의 변화로 나타나는 정도는 더 큰 반면 산출의 변화로 나타나는 정도는 더 작다는 사실을 알 수 있다. 이는 명목총수요 변동에 따르는 조정과정에서 물가의 조정은 상대적으로 신속히 이루어지는 반면 산출의 조정은 더디게 이루어지므로, 조정기간이 짧을 수록 물가가 산출에 비해 더 큰 조정역할을 담당할 수밖에 없기 때문으로 보인다.

한편, 추정식 (6)에 의한 보완적 추정결과는 〈표 6〉에 정리되어 있다. 이 역시 잔차에 계열상관이 존재하지 않는다는 귀무가설은 10% 유의수준에서도 기각되지 않으며, 일부 상수를 제외하고는 계수추정치가 모두 매우 높은 통계적 유의성을 가지고 있다. 여기서  $\tau$ 의 추정치를 보면 외환위기 이전과 이후에 각각 0.505와 0.515로 나타나는데, 이는 모형 2의 추정결과와 거의 동일함을 알 수 있다.

#### IV. Wald 및 Chow 검정과 상충관계에 대한 시사점

##### 1. Wald 검정

회귀계수에 대한 가설검정의 하나인 Wald 검정은 추정된 계수에 대한 제약을 평가하며, 귀무가설( $H_0$ )에 의해 정의된 계수제약(coefficient restriction)을 두지 않은 비제약 회귀분석에 기초하여 검정통계량을 계산한다. 이 같은 검정통

〈표 7〉 Wald 검정결과

		외환위기 이전의 계수 =외환위기 이후의 추정치	외환위기 이후의 계수 =외환위기 이전의 추정치
모형 1	$\rho$	3.885(0.053) 3.885(0.049)	2.760(0.106) 2.760(0.097)
	$\alpha$	4.799(0.032) 4.799(0.029)	2.968(0.094) 2.968(0.085)
모형 2	$\lambda$	11.561(0.001) 11.561(0.001)	6.206(0.017) 6.206(0.013)
	$\tau$	0.296(0.589) 0.296(0.587)	0.221(0.641) 0.221(0.638)
추정식 (6)의 $\tau$		0.034(0.855) 0.034(0.854)	0.019(0.891) 0.019(0.890)

주: 검정통계량은 위와 아래 각각  $F$  통계량과  $\chi^2$  통계량이며, ( ) 안은  $p$  값.

계량은 비제약 추정치가  $H_0$ 하의 제약을 얼마나 밀접하게 만족시키는가를 측정한다.<sup>14)</sup>

Wald 통계량( $W$ )은 귀무가설하에서 그 제약의 수  $q$ 가 자유도인 점근적  $\chi^2(q)$  분포를 따르는데, 만일 오차가 독립적이며 동질적(identical)인 정규분포를 한다면 정확히 유한표본(finite sample)  $F(=W/q)$  통계량을 가지게 된다. 이때 계수에 대한 제약이 단 하나의 선형제약이라면,  $\chi^2$  및  $F$  검정통계량은 동일하다.

외환위기 전과 후의 물가 및 산출 조정계수 추정치들이 가지는 차이가 통계적으로 어느 정도 유의적인가를 알아보기 위해 행한 Wald 검정결과는 〈표 7〉에 정리되어 있는데, 그 주요 내용은 다음과 같다.

모형 1의 경우, 외환위기 이전의  $\rho$ 가 외환위기 이후의 그 추정치 0.572와 같다는 귀무가설 및 외환위기 이후의  $\rho$ 가 외환위기 이전의 그 추정치 0.413과 같다는 귀무가설은, 보다 일반적인  $\chi^2$  검정통계량을 기준으로 할 때 각각 5%와 10% 유의수준에서 기각된다. 그리고 외환위기 이전의  $\alpha$ 가 외환위기 이후의 그 추정치 0.207과 같다는 귀무가설 및 외환위기 이후의  $\alpha$ 가 외환위기 이전의 그 추정치 0.323과 같다는 귀무가설 역시 각각 5%와 10% 유의수준에서 기각된다.

모형 2의 경우, 외환위기 이전의  $\lambda$ 가 외환위기 이후의 그 추정치 0.862와 같

14) 비선형 제약의 경우, Wald 검정은 그 제약을 정식화하는 방식에 따라 검정결과가 달라질 수도 있다는 약점이 있다. 그러나 본 논문에서의 계수제약은 모두 선형이므로 이 문제로 부터 자유롭다.



다는 귀무가설 및 외환위기 이후의  $\lambda$ 가 외환위기 이전의 그 추정치 0.974와 같다는 귀무가설은 각각 1%와 5% 유의수준에서 기각된다. 반면 외환위기 이전의  $\tau$ 가 외환위기 이후의 그 추정치 0.520과 같다는 귀무가설 및 외환위기 이후의  $\tau$ 가 외환위기 이전의 그 추정치 0.490과 같다는 귀무가설은 모두 10% 유의수준에서도 기각되지 않는다.

추정식 (6)에 의한 경우, 외환위기 이전의  $\tau$ 가 외환위기 이후의 그 추정치 0.515와 같다는 귀무가설 및 외환위기 이후의  $\tau$ 가 외환위기 이전의 그 추정치 0.505와 같다는 귀무가설 역시 모두 10% 유의수준에서도 기각되지 않는다.

이러한 검정결과에 의할 때, 4분기간의 물가조정계수  $\alpha$ 는 외환위기 이후에 그 크기가 대체로 감소한 반면, 1분기간의 산출조정계수  $\tau$ 는 그 크기에 변화가 없다고 판단할 수 있다. 따라서 조정기간이 1분기간인 경우에는 외환위기 이전과 이후에 물가 및 산출의 조정역할에 변화가 없지만, 조정기간이 4분기간인 경우에는 물가의 조정역할은 축소된 반면 산출의 조정역할은 확대되었음을 알 수 있다. 이처럼 조정기간에 따라 외환위기를 전후한 물가 및 산출의 상대적 조정역할 변화에 차이가 나는 것은 조정기간이 비교적 긴 4분기간의 경우는 물가 혹은 산출 조정계수의 변화가 비교적 뚜렷이 나타나기에 충분한 반면, 조정기간이 비교적 짧은 1분기간의 경우는 그 변화가 분명히 나타나기에는 충분하지 않기 때문으로 보인다.

## 2. Chow 검정

Chow 검정은 추정모형의 파라미터들이 여러 소표본에서도 안정적인가를 검정하는 한 방법으로서, 분할점(breakpoint) 검정과 예측(forecast) 검정의 두 가지가 있다.<sup>15)</sup> 두 검정법 모두 귀무가설은 구조적 변화가 없다는 것이며, 검정통계량으로는  $F$  통계량과 로그 우도비(log likelihood ratio: LR) 통계량 등이 이용된다.  $F$  통계량은 오차가 독립적이고 동질적인 정규분포를 한다면 정확히 유효표본  $F$  분포를 가지며,  $LR$  통계량은 귀무가설하에서 점근적  $\chi^2$  분포를 가진다.

외환위기를 전후한 물가 및 산출 조정행태의 구조적 변화 여부에 대한 Chow 검정결과는 <표 8>에 정리되어 있는데, 그 주요 내용은 다음과 같다.

먼저 모형 1의 경우, 외환위기 이전과 이후에 물가 및 산출의 조정행태에 구

15) 드물기는 하지만 두 Chow 검정이 서로 상반되는 결과를 나타낼 가능성도 배제할 수 없다. 따라서 본 논문에서는 두 검정결과를 모두 제시하였다.

〈표 8〉 Chow 검정결과

	분할점 검정	예측 검정
모형 1	3.596(0.016)	2.047(0.005)
	10.860(0.013)	93.346(0.000)
모형 2	8.194(0.000)	3.360(0.000)
	30.633(0.000)	128.142(0.000)
추정식 (6)	6.985(0.001)	3.710(0.000)
	13.615(0.001)	133.304(0.000)

주: 검정통계량은 위와 아래 각각  $F$  통계량과  $LR$  통계량이며, ( ) 안은  $p$  값.

조적 변화가 없다는 귀무가설은 분할점 검정과 예측 검정에서 각각 5%와 1% 유의수준에서 기각된다.

모형 2의 경우, 구조적 변화가 없다는 귀무가설은 두 검정 모두 1% 유의수준에서 기각된다. 마찬가지로 추정식 (6)에 의한 경우에도 구조적 변화가 없다는 귀무가설은 역시 두 검정 모두 1% 유의수준에서 기각된다.

이러한 검정결과에 의할 때, 물가 및 산출의 조정행태에는 그 조정기간이 4 분기인가 1분기인가에 관계없이 외환위기 이전과 이후에 뚜렷한 구조적 변화가 있었다고 판단할 수 있다. 따라서 외환위기는 물가와 산출조정이라는 거시경제적 행태에도 큰 영향을 미쳤음을 알 수 있다.

### 3. 산출-인플레이션 상충관계에 대한 시사점

앞의 추정 및 검정결과로부터 우리는 4분기간의 물가조정계수  $\alpha$ 는 외환위기 이후에 그 크기가 대체로 감소한 반면, 1분기간의 산출조정계수  $\tau$ 는 그 크기에 변화가 없다고 결론지을 수 있다. 그렇다면 이런 결론은 총수요의 변동에 따르는 물가 및 산출의 조정에 대한 새고전학과(new classical school)의 불완전정보 모형과 새케인즈학과(new Keynesian school)의 가격조정모형 중 어느 것을 지지하는 것일까.

Lucas(1973) 등은 평균인플레이션과는 무관하게 명목GNP의 표준편차나 분산으로 측정된 총수요의 가변성이 클수록 산출-인플레이션 상충관계에서 산출이 차지하는 비중이 작아 필립스곡선의 기울기는 급하다고 예측하고 있다. 즉, 각 생산자들은 상대가격의 변화에 따라 산출량을 조정하는데, 총수요의 변동이 클수록 상대가격의 변화를 추출해 내기 어렵기 때문에 명목충격의 산출효과는 작

다는 것이다.

반면 BMR(1988) 등은 명목충격이 실질효과를 가지는 것은 가격이 자주 변경되지 않기 때문이라는 전제하에, 명목충격의 실질효과는 총수요의 가변성뿐만 아니라 물가상승률의 평균값에도 의존한다고 주장하고 있다. 즉, 평균인플레이션이 높을수록 기업은 가격을 보다 자주 조정할 것이므로, 명목충격의 실질효과는 보다 작아질 것으로 예측한다.

이처럼 불완전정보모형은 경제주체가 직면하는 불확실성에 영향을 주는 것은 확률변수의 분산뿐이므로 평균인플레이션은 산출과 인플레이션 간의 상충관계에 아무런 효과도 가지지 않는다고 주장하는 반면, 가격조정모형은 총수요 변동의 분산보다는 오히려 평균인플레이션과 단기필립스곡선의 기울기 사이에 더 큰 연관성이 있다고 주장함으로써 첨예한 대조를 이루고 있다. 이와 같이 첨예하게 대립하는 두 주장 중 어느 것이 우리의 현실과 부합하는가는 결국 총수요의 가변성 및 평균인플레이션에 관한 자료로부터 판단할 수밖에 없으며, 따라서 평균 및 분산에 대한 동일성 검정 등의 분석을 시도하였다.

복수표본의 평균에 대한 동일성 검정통계량은 독립적이며 동질적인 정규분포의 평균이 동일하다는 귀무가설하에서  $F$  분포를 따르는데, 만약 표본의 수가 둘이라면 단순히  $F$  통계량의 제곱근은  $t$  통계량이 된다. 반면 분산의 동일성에 대한 검정에는  $F$  검정, Siegel-Tukey 검정, Bartlett 검정, Levene 검정, 그리고 Brown-Forsythe 검정 등 여러 가지 방법이 있는데, 그 결과의 편차도 상당히 심하다. 따라서 분산에 대해서는 단일표본의 분산에 대한 단순가설검정도 부분적으로 활용하였는데, 그 검정통계량은 귀무가설 및 정규분포 가정하에서  $\chi^2$  분포를 따른다.

먼저  $\alpha$ 와 관련하여 앞의 <표 1>의 전년 동기 대비 변화율을 보면 명목GDP 성장률의 분산은 외환위기 이전과 이후에 각각 0.1021%와 0.0721%로 나타났다. 그리고 GDP 디플레이터 상승률의 평균은 각각 6.6%와 1.5%로 나타났다. 여기서 알 수 있듯이, 명목GDP 성장률의 분산은 외환위기 이후에 약 30% 감소한 반면 GDP 디플레이터 상승률의 평균은 외환위기 이후에 크게 감소하여 1/4 수준 아래로 하락하였다.

명목GDP 성장률의 분산이 외환위기 이전과 이후에 서로 같다는 귀무가설하의 동일성 검정결과는 검정방법에 따라 그  $p$ 값이 0.006에서 0.245에 이를 정도로 편차가 심하다. 그러나 단순가설검정에 의하면 외환위기 이전의 명목GDP 성장률의 분산이 그 이후의 0.0721%와 같다는 귀무가설은 5% 유의수준에서

기각된다( $\chi^2=89.233$ ,  $p=0.017$ ). 그리고 외환위기 이후의 분산이 그 이전의 0.1021%와 같다는 귀무가설은 10% 유의수준에서 기각된다( $\chi^2=26.115$ ,  $p=0.091$ ). 반면 GDP 디플레이터 상승률의 평균이 외환위기 이전과 이후에 서로 같다는 귀무가설은 동일성 검정결과 1% 유의수준에서 기각된다( $F=158.69$ ,  $p=0.000$  또는  $t=12.597$ ,  $p=0.000$ ).

이처럼 전년 동기 대비 변화율의 경우 외환위기 이후 명목충격의 가변성과 평균인플레이션 등이 모두 유의적으로 감소하였다. 따라서  $\alpha$  추정치의 크기가 외환위기 이후에 감소한 원인이 명목충격의 변동성이 줄어든 것에 있는지, 아니면 평균인플레이션의 하락에 있는지는 불분명하다. 즉,  $\alpha$ 만으로는 평균인플레이션은 산출과 인플레이션 간의 상충관계에 아무런 영향을 미치지 않아 명목충격의 실질효과는 총수요의 가변성에만 반비례한다는 불완전정보모형의 예측과, 평균인플레이션은 총수요의 가변성으로 설명되어지는 것 이상으로 명목충격의 실질효과에 유의적인 음의 효과를 가진다는 가격조정모형의 예측 중 어느 것과 부합하는지 판단할 수 없다.

다음으로  $\tau$ 와 관련하여 <표 2>의 전분기 대비 변화율을 보면 명목GDP 성장률의 분산은 외환위기 이전과 이후에 각각 0.02%와 0.0225%로 나타났다. 그리고 GDP 디플레이터 상승률의 평균은 각각 1.7%와 0.3%로 나타났다. 여기서 알 수 있듯이, 명목GDP 성장률의 분산은 외환위기 이전과 이후에 거의 변화가 없는 반면, GDP 디플레이터 상승률의 평균은 외환위기 이후에 크게 감소하여 1/5 수준 아래로 하락하였다.

명목GDP 성장률의 분산이 외환위기 이전과 이후에 서로 같다는 귀무가설하의 동일성 검정결과는 검정방법에 따라 그  $p$ 값이 0.168에서 0.808 사이로, 귀무가설은 모두 10% 유의수준에서도 기각되지 않는다. 반면 GDP 디플레이터 상승률의 평균이 외환위기 이전과 이후에 서로 같다는 귀무가설은 동일성 검정결과 1% 유의수준에서 기각된다( $F=51.035$ ,  $p=0.000$  또는  $t=7.144$ ,  $p=0.000$ ).

이처럼 전분기 대비 변화율의 경우 외환위기 이후에도 명목충격의 가변성에는 유의적 변화가 없으나, 평균인플레이션은 크게 하락하였다. 따라서  $\tau$  추정치가 외환위기 이후에도 변화가 없는 것은 명목충격의 변동성에 변화가 없었기 때문이라는 불완전정보모형의 예측과 부합한다. 그러나 평균인플레이션이 크게 하락하였음에도 불구하고  $\tau$  추정치에 변화가 없다는 것은 가격조정모형의 예측과는 부합하지 않는다. 즉, 가격조정모형의 예측대로라면 명목충격의 가변성에 유의적 변화가 없음에도 불구하고 외환위기 이후에는 평균인플레이션이 크게

하락하였으므로  $\tau$  추정치의 유의미한 증가가 있어야 하는데, 검정결과는 그렇지 못하기 때문이다.<sup>16)</sup>

그러므로 이상의 분석을 토대로 할 때, 적어도 외환위기를 전후한 우리의 경험은 산출과 인플레이션 간의 상충관계에 대해 평균인플레이션이 큰 효과를 가진다는 가격조정모형보다는, 평균인플레이션은 아무런 영향도 미치지 않으며 총수요의 가변성만이 효과를 가진다는 불완전정보모형을 지지하는 것으로 판단할 수 있다.<sup>17)</sup> 물론 이러한 판단은 제한적으로 해석되어야 한다. 그것은 분석대상기간이 외환위기 전후의 양 기간에만 국한된 것일 뿐만 아니라, 판단의 근거가 되는 추정결과도 그 조정기간이 1분기인 경우에 한정된 것이기 때문이다. 따라서 지나친 확신보다는 하나의 단초를 제공하는 것으로 보아야 할 것이다.

## V. 요약 및 결론

10여 년 전 발생한 외환위기는 우리 경제에 많은 변화를 가져왔다. 이러한 변화는 거시경제적 성과와 노동시장에서도 잘 나타나는데, 외환위기 이후에는 상대적 저성장 저물가 및 고용조정 확대 양상이 뚜렷이 나타나고 있다.

본 논문은 외환위기를 전후하여 물가 및 산출의 상대적 조정역할, 즉 명목총수요의 변동에 따르는 조정과정에서 물가와 산출이 각각 담당하는 조정역할의 크기에 어떠한 변화가 있었는가를 실증적으로 분석하였다. 이 분석은 외환위기 이전과 이후로 구분하여 행한 물가 및 산출 조정행태의 추정, 그리고 추정된 계수의 차이나 구조적 변화 등에 대한 검정을 포함하고 있다. 아울러 산출-인플레이션 상충관계에 대한 불완전정보모형과 가격조정모형의 두 대립적 주장의 현실부합성도 논의하였다.

먼저 물가와 산출, 그리고 명목총수요 사이의 단순한 항등관계로부터 구한

16) 앞의 주 13)에서 보듯이, 추정식 (6)에 연간 변화율을 적용하는 경우 외환위기를 전후하여  $\tau$ 의 추정치는 분명히 증가하였다. 이때 연간 명목GDP 성장률의 표준편차는 0.028에서 0.020으로 유의적으로 감소하였다( $\chi^2=30.227$ ,  $p=0.011$ ;  $\chi^2=4.404$ ,  $p=0.117$ ).

17) 만약 공급충격까지 포함한다면 명목GDP 성장률의 분산보다는 인플레이션의 분산이 총체적 충격의 가변성에 대한 더 적절한 척도가 된다. 즉, 명목GDP 성장률의 분산은 수요충격의 분산만을 반영하는 반면, 인플레이션의 분산은 수요충격과 공급충격 모두의 분산을 반영할 수 있다. 따라서 명목GDP 성장률의 분산을 인플레이션의 분산으로 대체하여 분석해 보았는데, 그 결과도 다소 약하긴 하지만 가격조정모형보다는 불완전정보모형의 가설이 여전히 우세함을 보여 주었다.

모형 1의 추정결과에서, 조정기간이 4분기인 경우 외환위기를 전후하여 물가와 산출의 상대적 조정역할이 32 : 68에서 21 : 79로 변화하였음을 알 수 있었다. 이는 외환위기 이후 명목총수요의 변동에 따르는 물가의 조정역할은 축소된 반면, 산출의 조정역할은 확대된 것을 의미한다. 이처럼 외환위기 이후 산출의 조정역할이 확대된 것은 고용조정의 확대현상과도 일맥상통하는 것으로 생각된다.

다음으로 BMR(1988)을 원용한 모형 2의 추정결과에서, 조정기간이 1분기인 경우 외환위기를 전후한 물가와 산출의 상대적 조정역할이 51 : 49에서 48 : 52로 거의 변화가 없음을 알 수 있었다. 이는 1분기인 짧은 조정기간은 4분기인 긴 조정기간과는 달리 물가 혹은 산출조정계수의 변화가 분명히 나타나기에는 그 기간이 충분하지 않기 때문으로 보인다. 또한 조정기간이 1분기인 경우가 4분기인 경우에 비해 명목GDP의 변동 중 물가의 변화로 나타나는 정도는 더 큰 반면 산출의 변화로 나타나는 정도는 더 작는데, 이는 조정기간이 짧을수록 그 조정이 상대적으로 신속히 이루어지는 물가가 산출에 비해 더 큰 조정역할을 담당할 수밖에 없기 때문으로 보인다.

이와 같은 추정결과를 바탕으로 하여, 외환위기 전과 후의 물가 및 산출조정계수 추정치들이 가지는 차이가 통계적으로 어느 정도 유의한가를 알아보기 위해 행한 Wald 검정의 결과는 4분기간의 물가조정계수( $\alpha$ )는 외환위기를 전후하여 그 크기가 대체로 감소한 반면, 1분기간의 산출조정계수( $\tau$ )는 그 크기에 변화가 없다는 사실을 보여 주었다. 따라서 조정기간이 1분기인 경우에는 물가 및 산출의 상대적 조정역할에 거의 변화가 없지만, 조정기간이 4분기인 경우에는 외환위기 이후 물가의 조정역할은 축소된 반면 산출의 조정역할은 확대되었음을 분명히 알 수 있다.

또한 구조적 변화 여부에 대한 Chow 검정결과는 그 조정기간에 관계없이 외환위기를 전후하여 물가 및 산출의 조정행태에는 뚜렷한 구조적 변화가 있다는 사실을 보여 주었다. 따라서 외환위기는 물가와 산출조정이라는 거시경제적 행태에도 큰 영향을 미쳤음을 확인할 수 있다.

아울러 본 논문은 이상의 추정 및 검정결과가 산출-인플레이션 상충관계와 관련하여 새고전학파의 불완전정보모형과 새케인즈학파의 가격조정모형 중 어느 것을 지지하는가에 대한 분석도 시도하였다. 불완전정보모형은 경제주체가 직면하는 불확실성에 영향을 주는 것은 확률변수의 분산뿐이므로 평균인플레이션은 아무런 효과도 가지지 않는다고 주장하는 반면, 가격조정모형은 총수요 변동의 분산보다는 오히려 평균인플레이션과 단기필립스곡선의 기울기 사이에

더 큰 연관성이 있다고 주장함으로써 침예한 대조를 이루고 있다,

이처럼 침예하게 대립하는 두 주장 중 어느 것이 우리의 현실과 부합하는가를 가리기 위해 물가상승률의 평균 및 명목 GDP 성장률의 분산에 대한 동일성 검정 등을 실시하였다. 그 결과 비록 제한적이기는 하나 외환위기를 전후한 우리의 경험은 평균인플레이션이 큰 효과를 가진다는 가격조정모형보다는, 평균인플레이션은 아무런 영향도 미치지 않으며 총수요의 가변성만이 효과를 가진다는 불완전정보모형을 지지하는 것으로 판단할 수 있었다.

본 논문은 외환위기 이후 물가의 조정역할은 줄어든 반면 산출의 조정역할은 늘어남으로써 외환위기 이전에 비해 총수요의 변동이 물가보다는 산출에 더 큰 영향을 미친다는 사실을 잘 보여 주고 있다. 따라서 총수요관리를 통해 인플레이션을 조정하려는 정책의도는 소기의 목적을 달성하기 어려우며, 산출의 변동 폭을 줄이기 위해서는 총수요의 안정적 운용이 필요하다 할 것이다.

## 참 고 문 헌

- 고영선 외, 『경제위기 10년: 평가와 과제』, 한국개발연구원, 2007.
- 김 준, 「한국의 총수요변동과 물가 및 산출 조정분석」, 『경제발전연구』 제3권, 1997. 12, 273~290.
- 김준원, 「산출량과 인플레이션 간의 상충관계에 관한 재검토」, 『금융연구』 제12권 제2호, 1998. 12, 31~56.
- 노동시장선진화기획단, 『노동시장의 유연안정성 제고방안』, 2004.
- 이인재·이연정, 「한국의 노동시장은 경직적인가?」, 『노동리뷰』 2005년 3월호, 한국노동연구원, 2005, 14~23.
- 이제민, 「한국의 외환위기—원인, 해결과정과 결과—」, 『경제발전연구』 제13권 제2호, 2007. 12, 1~43.
- 이준구·이창용, 『경제학 들어가기』 제2판, 법문사, 2007.
- 한겨레신문, 2009. 7. 4.
- Ball, Laurence, N. Gregory Mankiw, and David Romer, “The New Keynesian Economics and the Output-Inflation Tradeoff,” *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 19, 1988, 1~65.
- Campbell, John Y. and N. Gregory Mankiw, “Are Output Fluctuations Transitory?”

*Quarterly Journal of Economics*, Vol. 102, 1987, 857~880.

Clark, Peter K., "The Cyclical Component of US Economic Activity," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 102, 1987, 797~814.

Diebold, Francis X. and Glenn D. Rudebusch, "Long Memory and Persistence in Aggregate Output," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 24, 1989, 189~209.

Lucas, Robert E., "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs," *American Economic Review*, Vol. 63, 1973, 326~334.

McCallum, Bennett T., "On 'Real' and 'Sticky-Price' Theories of the Business Cycle," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 17, 1986, 397~414.

Nelson, Charles R. and Charles Plosser, "Trends and Random Walks in Economic Time Series," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 10, 1982, 139~162.



[Abstract]

## Changes in the Adjustment Role of Prices and Output before and after Korean Foreign Exchange Crisis

Joon Kim

Empirical results by two models conclude there is no change in the adjustment role of prices and output in case of 1 quarter adjustment period, but there is a significant change in case of 4 quarter adjustment period before and after Korean foreign exchange crisis in 1997. Wald test results show that there are statistically relevant differences in some estimated adjustment coefficients, and Chow test results show that there is a structural change in the adjustment behavior of prices and output before and after the crisis.

The results of equality test based on the two groups of average inflation and the variance of nominal aggregate demand growth provide support for imperfect information model that differences in the output-inflation tradeoff are related to differences in the variability of aggregate demand only, and no support for price adjustment model that the trade-off is strongly affected by the average rate of inflation.

**Keywords:** Korean foreign exchange crisis, adjustment role, output-inflation trade-off, imperfect information model, price adjustment model

**JEL Classification:** E0, E3