

1990년대 이후 한국경제의 성장: 수요 및 공급 측 요인의 문제

허 석 균

(한국개발연구원 연구위원)

The Economic Growth of Korea Since 1990 :
Contributing Factors from Demand and Supply Sides

Seok-Kyun Hur

(Fellow, Korea Development Institute)

* 허석균: (e-mail) shur@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 49 Hoegiro, Dongdaemun-gu, Seoul, Korea

- Key Word: 구조적 벡터자기회귀분석법(Structural Vector Auto Regression), 장기제약식(Long-run Restrictions), 고정 및 변동 환율제(Fixed vs. Flexible Exchange Rate System), 통화총량제 대 물가안정목표제 (Monetary Aggregate Targetion vs. Inflation Targetion)
- JEL code: E32, E60
- Received: 2008. 5. 23 • Referee Process Started: 2008. 5. 26
- Referee Reports Completed: 2009. 1. 14

ABSTRACT

This study stems from a question, “How should we understand the pattern of the Korean economy after the 1990s?” Among various analytic methods applicable, this study chooses a Structural Vector Autoregression (SVAR) with long-run restrictions, identifies diverse impacts that gave rise to the current status of the Korean economy, and differentiates relative contributions of those impacts. To that end, SVAR is applied to four economic models; Blanchard and Quah (1989)’s 2-variable model, its 3-variable extensions, and the two other New Keynesian type linear models modified from Stock and Watson (2002). Especially, the latter two models are devised to reflect the recent transitions in the determination of foreign exchange rate (from a fixed rate regime to a flexible rate one) as well as the monetary policy rule (from aggregate targeting to inflation targeting).

When organizing the assumed results in the form of impulse response and forecasting error variance decomposition, two common denominators are found as follows.

First, changes in the rate of economic growth are mainly attributable to the impact on productivity, and such trend has grown strong since the 2000s, which indicates that Korea’s economic growth since the 2000s has been closely associated with its potential growth rate.

Second, the magnitude or consistency of impact responses tends to have subsided since the 2000s. Given Korea’s high dependence on trade, it is possible that low interest rates, low inflation, steady growth, and the economic emergence of China as a world player have helped secure capital and demand for export and import, which therefore might reduced the impact of each sector on overall economic status.

Despite the fact that a diverse mixture of models and impacts has been used for analysis, always two common findings are observed in the result. Therefore, it can be concluded that the decreased rate of economic growth of Korea since 2000 appears to be on the same track as the decrease in Korea’s potential growth rate.

The contents of this paper are constructed as follows: The second section observes the recent trend of the economic development of Korea and related Korean articles, which might help in clearly defining the scope and analytic methodology of this study. The third section provides an analysis model to be used in this study, which is Structural VAR as mentioned above. Variables used, estimation equations, and identification conditions of impacts are explained. The fourth section reports estimation results derived by the previously introduced model, and the fifth section concludes.

ABSTRACT

본 연구는 1990년대 이후의 한국경제의 성장패턴을 이해하기 위한 노력의 일환이다. 이를 위해, 본 연구에서는 Blanchard and Quah(1989)가 제시한 바와 같이 장기계약식하의 구조적 벡터자기회귀추정법(Structural Vector Auto Regression: SVAR)에 의거하여 우리나라의 경제를 오늘에 이르게 한 다양한 충격들을 식별하고 각각의 상대적 기여도를 구분하고자 하였다. 보다 구체적으로는 Blanchard and Quah의 2-변수 모형과 이를 확장한 3-변수 모형, 그리고 New Keynesian류의 선형모형을 변형시킨 두 개의 모형을 분석하였다. 특히, 후자의 두 모형은 1997년 외환위기 이후 있었던 외환시장체제(고정환율제도에서 변동환율제도)와 통화정책기조(통화총량제에서 물가목표제)의 변화를 반영하도록 구성되었다는 점에서 의의를 갖는다.

이러한 각 모형으로부터의 추정 결과를 충격반응 및 예측오차분해 분석의 형식으로 정리·비교한 결과 다음과 같은 두 가지 공통점을 발견할 수 있었다.

첫째, 경제성장률의 변동은 생산성의 충격에 주로 기인하며, 이와 같은 경향은 2000년대 이후 더 강해진 것으로 보인다. 이는 2000년대 이후 우리 경제의 성장이 잠재성장률과 밀접한 관계를 갖고 있음을 시사한다.

둘째, 2000년대 이후 충격반응의 크기나 지속성이 전반적으로 줄어드는 경향이 있다. 무역의존도가 높은 우리 경제상황에 비추어 2000년대의 전 세계적인 저금리, 저인플레이션 및 견실한 성장세, 그리고 중국경제의 부상이 자본 및 수출·수입 수요의 안정적인 확보를 도모하여 특히 각 부문 충격이 경제에 미치는 영향을 반감시켰을 개연성이 있다.

분석에 사용된 모형과 식별에 사용된 충격의 다양한 조합에도 불구하고 위의 두 가지 패턴은 일관되게 관측되고 있음에 비추어 볼 때, 2000년 이후 우려되고 있는 우리나라의 경제성장률 저하 현상은 잠재성장률 하락에 주로 기인하는 것으로 판단된다.

1. 서론

본 연구는 ‘1990년대 이후의 한국경제의 성장패턴을 어떻게 이해해야 하는가?’ 하는 물음에서 비롯되었다. 물론 여기에 대한 답을 찾기 위해서는 다양한 방식의 분석기법이 적용 가능할 것이나, 본 연구에서는 Blanchard and Quah(1989)가 제시한 장기계약식하의 구조적 벡터자기회귀분석법(Structural Vector Auto Regression: SVAR)에 기초하여 수요 측 요인과 공급 측 요인을 구분하고 이를 통해 1990년대 이후의 한국경제 성장의 부침(浮沈)을 설명하고자 한다.

구체적으로 본 연구에서는 Blanchard and Quah(1989)에서와 같이 공급 측 요인은 영구충격(permanent shock)으로, 수요 측 요인은 일시충격(temporary shock)으로 구분한 후, 다양한 식별조건을 동원하여 분석 결과를 도출하는 방식을 취한다. 다만, Blanchard and Quah(1989)에 예시된 것에 비하여 복잡한 모형을 선택하고 이를 근거로 분석대상 변수를 추가함으로써 수요 측 요인과 공급 측 요인에 대해 보다 체계적인 논의가 가능하도록 할 계획이다. 본 연구는 이와 같은 1990년대 이후의 성장을 수요부문의 충격과 공급부문의 충격으로 분해하는 시도를 통하

여 경제정책이 성장에 얼마나 기여하였고, 동 기간에 있었던 부문시장별 충격이 거시경제 전체에 어떠한 파급효과를 초래했는가를 명시적으로 평가할 수 있는 기회를 제공할 것으로 예상된다.

2007년 현재를 기준으로 1990년대 이후의 한국경제를 살펴보면, 1997년 4분기에 있었던 외환위기를 전후로 경제시스템에 커다란 변화가 있었으며, 그중 가장 중요한 두 가지가 변동환율제 및 물가안정목표제(inflation targeting)의 도입이다. 외환위기 이후 있었던 경제 전반의 구조조정작업 역시 향후의 경제성장에 상당한 영향을 미쳤을 것은 불문가지이나, 변동환율제와 물가안정목표제의 도입이 미친 영향을 무시하기는 어려울 것이다. 본 연구에서는 단기간에 진행되었던 한국경제의 환경 및 제도의 이 같은 변화상을 반영한 확률적 선형 차분 연립방정식 체계를 소개하고, 이를 근거로 경제성장 속도의 변화를 설명하고자 한다. 즉, 기술진보에 따른 생산성 증대, 소비 및 투자함수의 변동에 따른 수요 변화, 그리고 오일 파동과 같은 외부 충격 등이 1990년대 이후 우리나라 경제성장에 미친 영향 및 상대적 기여도를 추정하는 작업이 본 연구의 구체적인 목적이다.

본 연구는 아래와 같은 순서로 구성된다. 먼저, 제II장에서는 한국경제의 최근 성장 추이 및 이와 관련한 국내문헌을 살펴본다. 이를 통해 본 연구의 연구범위와

분석방법론에 관하여 보다 정확한 정의가 가능해질 것이다. 제Ⅲ장에서는 본 연구에서 사용될 분석모형을 제시한다. 이미 밝힌 바와 같이 본 연구는 장기제약식하의 구조적 VAR(Structural VAR, 이하 SVAR)을 사용한다. 따라서 사용변수 및 추정식 그리고 충격의 식별조건을 설명하는 데 지면을 사용할 것이다. 다음으로 제Ⅳ장에서는 앞 장에서 소개한 모형을 이용하여 우리나라 거시 시계열 자료를 분석한 결과를 제시한다. 그리고 제Ⅴ장에서는 이상의 논의를 정리한다.

II. 최근 우리 경제의 성장 추세: 현상과 논의

본 장에서는 우리 경제의 성장추세를 살펴보고 이에 관한 최근 논의를 정리한다. 한국경제의 성장을 연구한 선행 연구들이 많이 존재하지만, 그중에서도 주로 본 연구에서 사용된 것과 같은 SVAR을

방법론으로 사용한 문헌을 중심으로 소개한다.

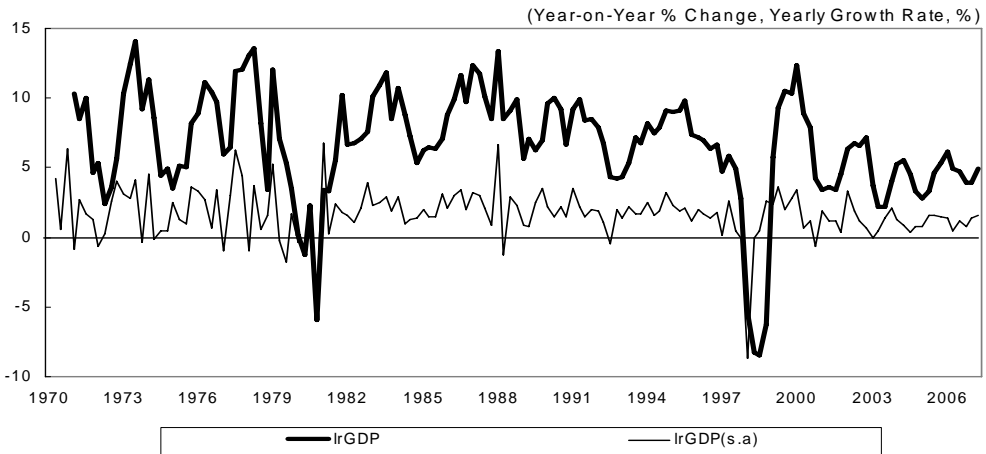
1. 한국의 성장을 추세: 현상

1960년대부터 시작된 한국경제의 고성장 추세는 완만하게 둔화되는 추세를 보이고 있다. 특히, 1997년 외환위기 이전보다 낮아진 경제성장률은 인구구조의 빠른 고령화와 맞물려 잠재성장률의 둔화추세를 시사하는 것으로 우려되는 실정이다. <Table 1>에서 보는 바와 같이 분기별 실질GDP 성장률은 1970년대의 평균 8.1%에서 2000년대에는 평균 5.0%까지 점차 떨어지는 모습이다. 반면, 경기의 변동성을 나타내는 실질GDP 성장률의 표준편차는 1970년대 3.4%에서 1990년대에는 4.8%로 상승하였다가 다시 2000년대에는 2.1%로 낮아지는 모습이다. 1990년대의 변동성이 가장 높은 수준에 이르렀던 것은 1997년 4분기에 있었던 외환위기의 영향이 컸기 때문이다 (Figure 1 참조). 또한 외환위기를 전후로

<Table 1> Averages and Standard Deviations of Real GDP Growth Rate
(1971 1Q~2007 2Q)

	(Year-on-Year % Change)				
	1971~1979	1980~1989	1990~1999	2000~2007.2/4	Total
Average	8.1	7.4	6.0	5.0	6.7
S.D.	3.4	3.8	4.8	2.1	3.9

[Figure 1] Trends of Real GDP Growth Rate (with or without Treatment of Seasonality)



경기변동성이 감소하는 모습을 보이는 것은 1990년대 말부터 2000년대 초·중반까지 유지되었던 전 세계적인 저금리 현상과 무관하지 않아 보인다.

이렇게 볼 때, (적어도 1990년대 이후의) 우리 경제의 성장 추세를 이해함에 있어서 외환위기와 그로 인한 우리 경제 각 부문의 변화, 그리고 이를 둘러싼 세계경제 환경의 변화를 파악하는 것이 관건임을 쉽게 짐작할 수 있다. 구체적으로 외환위기 이후 있었던 여러 변화 중 가장 중요한 것¹⁾으로 꼽을 수 있는 것이 금융

시장의 구조조정, 통화정책의 물가안정 목표제(inflation targeting), 그리고 변동환율제도(floating exchange rate)의 도입 등이다.

특히, 금융시장의 구조조정은 가계의 유동성 제약을 완화²⁾하고, 간접금융 중심의 기업 자금조달 패턴을 직접금융 쪽으로 유도하는 방향으로 작용하였다. 또한 외환위기 이후 일정 기간 유지된 전 세계적인 저금리 현상 및 안정적 성장세는 때마침 우리나라에 도입된 물가안정 목표제(inflation targeting) 및 변동환율제

1) 이와 같은 일련의 변화들이 외환위기의 발생과 인과관계를 가질 수도 있으며, 단순히 연대기적인 선후에 불과할 수도 있다는 점에 주목하여야 한다. 하지만 논의의 진행을 위해서 두 관계의 구분이 반드시 필요치는 않은바, 여기에서는 주의를 환기하는 정도에서 멈추도록 한다.
 2) 외환위기 이후 관찰된 가계의 유동성 제약 완화는 은행과 같은 금융기관이 위험부담이 큰 기업금융에서 상대적으로 위험이 작고 수익성이 높은 소비자 금융으로 대출의 중심을 옮긴 것과 직접적으로 관련이 있다(Hur and Sung[2003]). 또한 기업(특히, 대기업) 측에서도 자산 대비 부채비율을 낮추려는 내·외적 요구에 따라 직접금융시장이나 보유현금을 통한 자금조달에 주력하게 되고, 이에 은행의 남은 대출여력이 소비자 금융 쪽으로 경쟁적으로 몰리게 된 것도 이와 무관하지 않다.

도의 성공적인 정착에 기여하게 된다.

물론 외환위기 이후의 이와 같은 국내 외 환경 변화가 경기변동성의 감소를 가져왔을 개연성은 어느 정도 인정되나, 외환위기 이전부터 진행되어 온 경제성장률의 경향적 저하 현상을 설명하는 문제는 여전히 남는다. 이를 설명하기 위해서는 물가안정목표제(inflation targeting) 및 변동환율제도의 도입 여부뿐 아니라 성장률의 경향적 저하를 초래할 가능성이 있는 여러 충격요인 및 그 전달경로의 존재를 보장하는 경제모형이 다음에서 제시되어야 할 것이다.

2. 관련 문헌 정리

1990년대 이후 우리나라의 경제성장 혹은 경기변동을 설명하기 위한 많은 선행 연구 중에서 본 연구와 같은 SVAR 방식을 사용한 연구를 중심으로 소개한다. 물론 분석 대상이 우리나라의 경제성장 및 경기변동이라는 측면에서 공통점을 가지기는 하나, 사용 자료나 분석 대상 시기가 조금씩 달라 그 결과를 비교하는 것이 그다지 큰 의미를 갖지 못하는 것으로 판단된다. 따라서 분석방법상의 차이를 더 부각하는 방식으로 관련 문헌

을 소개한다. 다음에 소개할 세 개의 선행 연구는 모두 2000년 이후에 나온 것들로서 각각 나름의 특징을 갖고 있다.

먼저, 심재웅(2001)은 Blanchard and Quah(1989)에 입각하여 외환위기 이후 경기변동을 요인별로 분해하는 작업을 실시하였다. 장기계약식을 선택하기 위해 도입한 모형은 이미 장기 누적 충격-반응행렬이 Cholesky 하(또는 상)삼각행렬이 되도록 구성된 상태이며, 해외부문을 고려하지 않았다. 뿐만 아니라 외환위기 이후와 이전의 시기를 구분 짓는 특징 중 하나인 통화총량제 대 물가안정목표제 및 고정(관리)환율제 대 변동환율제의 차이³⁾를 반영하지 않고 있다.

다음으로 김권식(2005)은 해외충격이 국내경기변동에 미치는 효과 분석에 초점을 맞추었다. 따라서 유가, 외환 등의 해외부문 관련 변수들을 경제성장률, 단기이자율, 소비자물가 등과 같은 국내 변수들과 함께 사용한다. 이 경우에는 앞서와 달리 별도의 모형을 설정하고 이로부터 충격식별계약식을 추정한다기보다는 변수들 간의 인과관계에 대한 선험적인 지식을 바탕으로 변수들의 순서를 정하고 장기 누적 충격-반응행렬을 하삼각 Cholesky 행렬로 정의하였다.

3) 통화총량제와 물가안정목표제는 화폐공급합수를 어떤 형태로 놓는가에 따라 차이를 드러낸다. '화폐공급=화폐수요'의 관계를 통해 LM곡선을 도출하는 통화총량제의 경우와는 달리 물가안정목표제하에서는 화폐공급 스케줄이 금리결정에 관한 준칙(예컨대, 테일러 준칙)으로 대체되기 때문이다. 또한 고정환율제의 경우에는 환율의 고정을 위해 국내금리가 해외금리와 일치하는 수준에서 통화공급이 이루어져야 하므로 변동환율제와 비교하여 통화정책의 자율성이 보장되지 않는 특성이 반영되어야 한다.

세 번째로, 오형석(2007) 역시 개방경제하의 B-Q모형을 추정하였다. 세계수입물량, GDP, 소비자물가 등 세 변수를 사용하였으며, 이에 맞추어 국내공급충격, 세계공급충격, 그리고 국내수요충격 등 세 종류의 충격을 도입하였다. 충격식별에 있어서도 앞서와 마찬가지로 모형에 의존하기보다는 선형적인 인식에 근거하여 장기제약식을 부여하였다. 일단, 공급충격은 국내총생산에 장기적인 영향만을 미치고, 수요충격은 일시적인 영향을 미치는 것으로 가정하였다. 그리고 세계공급충격은 세계총생산을 확대시켜 세계수입수요에 장기적인 영향을 미치는 반면, 국내공급충격은 세계수입수요에 일시적인 영향을 미치는 것으로 가정하였다. 이와 같은 가정하에 추정한 결과 외환위기 전후로 세계공급충격의 영향력은 확대되었으며, 국내공급충격의 실물경제에 미치는 영향력은 감소되었고, 국내수요충격의 파급효과는 단기에 크게 증대된 것으로 보고하고 있다.

정리해 보면, 위의 세 연구는 경제모형에 기초하지 않았을 뿐 아니라,⁴⁾ 물가안정목표제 및 변동환율제의 도입과 같은 구체적인 경제환경의 변화를 명시적으로 고려하지 않은 점 등에 비추어 개선의 여지가 있다. 이를 반면교사로 삼아 본 연구에서는 물가안정목표제와 변동환율제

의 도입 및 다양한 충격의 존재를 허용하는 경제모형을 제시하고 이로부터 SVAR 분석을 위한 장기제약식을 도출한다.

III. 분석모형

어떤 의미에서 신고전과 경제성장모형이 제시하는 바와 같이 성장에 따른 성장속도의 둔화는 장기적으로는 피할 수 없는 현실이다. 다만, 문제는 현실의 성장속도 둔화가 일정 부분 이와 같은 장기추세를 따른 흐름으로 설명되는 반면 단기적인 경기변동의 산물일 가능성도 배제할 수 없다는 데 있다. 현재의 경제성장을 장기추세와 단기변동으로 구분하고 상대적인 기여도를 평가하는 방법이 많이 제시되고는 있으나 주로 통계학적인 방법론에 의존하는 실정이다. 이 방법은 시계열 자료의 사용기간이 충분히 확보되기만 하면, 계산작업이 용이하다는 장점이 있다. 반면, 그 결과를 해석함에 있어 경제학적인 의미를 부여하기 어려운 경우가 많다는 단점이 있다.

이 외에도 현실에서 관측되는 경제성장률의 변동을 경제의 각 부문에서 발생하는 충격에 의한 파급효과로 보고 이 전달경로를 추정하는 방식의 작업이 많이

4) 심재용(2001)의 경우 경제모형을 제시하고는 있으나, Cholesky 분해를 위해 충격의 배치를 자의적으로 한 측면이 강하다.

진행되어 왔다. 이 경우에는 논의의 출발점이 단순하나마 경제모형일 수밖에 없어, 앞서 언급한 통계학적 접근법에 비하여 경제학적인 해석이 용이해진다. 하지만 이 경우에는 모형을 어떻게 설계하고 충격을 어떻게 배치하는가에 따라 결과의 완전성(robustness)이 문제가 되는 경우가 많다.

본 연구에서는 후자의 입장을 중심으로 전자의 접근법을 수용하는 방식을 취한다. 이는 본 연구가 Blanchard and Quah (1989)가 제시한 장기제약식하의 SVAR을 선택하는 한편, 경제모형으로부터 장기제약식을 도출하는 접근법을 택하고 있기 때문이다.

물론 경제모형에는 부문별로 혹은 수개의 부문에 동시에 영향을 미치는 충격의 존재를 복수로 상정한다. 그리고 이들 충격은 크게 수요 측 충격과 공급 측 충격으로 대별되는바, 이를 각각 경기변동 혹은 장기성장 추세와 연관시킬 개연성이 충분하다. 이러한 논리의 근거에는 수요 측 충격은 일시적이고, 공급 측 충격은 영구적으로 영향을 미치므로 수요 측 충격은 경기변동에, 공급 측 충격은 장기 성장에 영향을 미친다는 믿음이 깔려 있다. 하지만 Blanchard and Quah(1989)가 인정한 바와 같이 일시적인 공급 측 충격과 장기적인 수요 측 충격의 존재가 가능하므로 수요 측 충격-경기변동, 공급 측 충격-성장 추세의 관계식이 성립한다고

보기는 어렵다. 이와 같은 맥락에서 본 연구가 우리나라 경제성장의 장기 추세와 단기변동을 구분하는 시도와는 거리를 두고 있음을 밝힌다.

1. 충격의 원천 및 전달경로

앞으로 사용될 분석모형에서 반영하여야 할 충격의 원천은 크게 수요 측 요인과 공급 측 요인으로 대별되며, 각각은 다시 국내 요인과 해외 요인으로 나누어진다. 더불어 1990년대 이후 우리 경제가 지나온 과정에서 겪었던 대내외적인 경제환경의 변화 그 자체가 새로운 충격의 원천이 되었을 뿐 아니라 충격의 새로운 전달경로로서 나름의 역할을 수행하였음을 고려하여야 할 것이다.

먼저, 경제환경의 변화에 있어서 특기할 만한 대내적인 변화로는 금융시장의 구조조정, 통화정책의 물가안정목표제(inflation targeting), 그리고 변동환율제도(floating exchange rate)의 도입 등을 들 수 있다. 한편, 대외적인 환경변화로는 전 세계적인 초저금리 현상 및 부동산가격 상승, 그리고 중국경제의 급부상 등을 들 수 있을 것이다.

다음으로, 수요 측과 공급 측 충격요인들은 통상적인 AD-AS 분석의 틀에서 이해할 수 있는 것들이 대부분이다. 이를테면 국내 수요 측 요인으로는 소비, 투자, 정부재정, 통화 및 외환 시장에서의 이상

성 등을 들 수 있으며, 해외부문 수요 측 충격의 원천으로는 교역조건(terms of trade)이나 세계경제성장률 등을 들 수 있다. 반면, 공급 측에 있어서는 대내적으로는 노동, 자본 및 총요소생산성의 변동이, 대외적으로는 원유가를 비롯한 원자재의 가격과 기술진보 등이 충격의 원천으로 지목될 소지가 있다.

다만, 여기서 주목해야 할 점은 이와 같은 구분이 다분히 개념적이며, 현실에서는 잘 구분되지 않는다는 점이다. 예를 들어, 금융시장의 구조조정을 통해 유도된 가계 유동성 제약의 완화 현상이 현실에서는 소비수요의 증가로 나타난다. 또한 국제 경쟁을 통한 기술진보를 대내적 공급 측 충격으로 분류하는 것 역시 바람직해 보이지 않는다. 더구나 기술진보에 따른 새로운 투자수요의 창출을 어떻게 파악하는가의 문제도 발생할 것이다. 그러므로 어느 특정 측면의 변화를 두고 이를 환경의 변화로 볼 것인지 충격의 발생으로 볼 것인지가 불분명할 뿐 아니라, 이를 온전히 대내적 충격인지 내외적 충격인지, 혹은 수요 측 충격인지 공급 측 충격인지 구분하는 것 역시 만만한 작업이 아니다.

한편, 위에서 언급한 제반 요소들을 모두 반영하는 경제모형을 찾기란 굉장히 어려운 일이다. 설사 찾는다고 해도 이를

계산하는 작업 역시 녹록하지 않을 것이다. 이에 본 연구에서는 완벽한 한 개의 모형을 찾는 대신 다음과 같이 불완전하나마 여러 개의 차별화된 모형을 설정하여 각각을 분석하고 그 결과를 비교하는 방식을 택한다.

2. 추정식 및 식별조건

본 연구에서는 Blanchard and Quah (1989)와 Stock and Watson(2002)에서 제시된 두 모형을 기본으로 삼는다. 그리고 이를 바탕으로 분석에 사용될 변수와 충격의 개수를 늘리는 방향으로 확장모형을 제시한다.

먼저, Blanchard and Quah(1989)의 경우에는 원래의 2-변수 2-충격 모형을 3-변수 3-충격 모형으로 확장하는 작업을 수행하였다. 이는 B-Q의 2-변수 모형이 해외부문의 충격에 많이 노출된 우리 경제의 특성을 적절히 반영하지 못할 가능성을 고려하여 취해진 조치이다. 따라서 3-변수 3-충격 모형에서는 기존의 실질GDP 증가율(ΔY_t) 및 실업률(U_t) 외에 물가상승률(π_t)을 분석 대상 변수에 추가하였으며, 이에 따라 수요충격(e_t^d), 생산성충격($e_{1,t}^s$), 그리고 가격충격($e_{3,t}^s$) 등 세 가지 충격을 설정하여 사용하였다.

다음으로, Stock and Watson(2002)에 기

5) 가격충격은 현실의 석유파동이나 급격한 환율변동과 같은 상황을 의미한다. 따라서 그 자체로는 해외부문으로부터 우리 경제가 받게 되는 모든 형태의 충격을 대표하는 속성을 지닌다.

초한 New Keynesian 모형에서는 실질 GDP 증가율(ΔY_t) 및 물가상승률(π_t)을 기본으로 변동환율제 및 물가안정목표제의 도입 여부에 따라 통화증가율(Δm_t) 및 환율변동분(Δe_t)을 빼거나 더한다. 따라서 이 모형은 Blanchard and Quah(1989)나 이를 기초로 확장된 모형에 비하여 현실에 더 가깝다⁶⁾는 장점이 있다.

가. Blanchard and Quah(1989)의 모형(2-변수 2-충격)

B-Q 모형(1989)은 구조적 VAR(SVAR) 체계를 서로 독립적인 여러 충격의 이동 평균(Structural Moving Average Representation)으로 표현한 후, 이를 근거로 충격 반응함수의 장기관계에 대하여 제약식을 부과하는 방식이다.⁷⁾

B-Q는 본인들이 제시한 장기제약식하의 SVAR 추정법에 대한 적용예로서, 다음의 단순한 모형을 제시한다. 원래 이 모형은 Stanley Fisher(1979)에 기초한 것으로 장기 임금계약관계에 따른 임금(혹은 노동시장) 조정과정의 상대적 지체로 인해 경제 내의 주요 거시변수 등에 동

태적인 움직임이 일어날 수 있음에 주목한다.

한편, 이 경제 내에 존재하는 외생적인 충격은 수요부문(e_t^d)과 공급부문(e_t^s) 충격의 두 개로 이루어지며, e_t^d 는 통화량(M_t)을 매개로 총수요부문에, e_t^s 는 θ_t 를⁸⁾ 매개로 총공급 및 총수요, 그리고 물가(혹은 가격) 결정식에 영향을 미치는 것으로 가정한다.⁹⁾

- (1) 총수요곡선(IS 곡선과 LM 곡선의 결합)

$$Y_t = M_t - P_t + a\theta_t$$

- (2) 총공급곡선(규모수익불변(CRS) 생산함수를 가정)

$$Y_t = N_t + \theta_t$$

- (3) 가격 결정식

$$P_t = W_t - \theta_t$$

6) Blanchard and Quah(1989) 자신들도 논문에서 제시된 모형이 예시적인 성격의 것으로 그들이 주장하는 장기제약식하의 SVAR을 설명하기 위한 도구라는 점을 명확히 하였다.
7) 이는 잔차항의 공분산 행렬에 직접적인 제약을 가하는 단기제약하의 SVAR과는 구분되는 방식이다.
8) θ_t 는 생산성 증가와 동일한 의미로 해석할 수 있다. 다만, 통상적으로 생산성 증가 현상이 총공급 증가 및 물가 하락과 관계를 갖는다고 받아들여지지만, 여기서는 총수요와도 관련을 갖는 것으로 가정한다. 이는 생산성 증가에 따른 투자수요의 증가를 반영한 것으로 이해할 수 있다.
9) 이후 사용될 거의 모든 변수들은 실제 값에 자연로그를 취한 형태이다. 이는 별도의 scaling 작업이 필요치 않을 뿐 아니라 일계차분을 취하면 바로 증가율을 얻을 수 있다는 점을 고려한 조치이다.

- (4) 임금 결정식: 금기의 임금은 전기에 결정된 수준을 준수하며, 전기에는 금기의 완전고용을 예상하는 수준에서 임금을 결정한다.

$$W_t = W|_{E_{t-1}[N_t] = \bar{N}}$$

$$= W|_{E_{t-1}[U_t] = 0, U_t \equiv \bar{N} - N_t}$$

한편, 위 식은 다음의 두 식으로 대체될 수 있다.

$$E_{t-1}[W_t] = W_t,$$

$$E_{t-1}[N_t] = \bar{N}$$

- (5) 경제 내의 수요 및 공급 부문의 충격은 다음과 같이 AR(1)을 따른다. 물론 e_t^d 와 e_t^s 는 독립이다.

$$M_t = M_{t-1} + e_t^d,$$

$$\theta_t = \theta_{t-1} + e_t^s$$

먼저, 식 (1)~(3)에 대하여 양변에 t-1기의 정보하에 조건부 기댓값을 구하고, 여기에 식 (4)~(5)를 대입한다.

$$E_{t-1}Y_t = M_{t-1} - E_{t-1}P_t + a\theta_{t-1}$$

$$E_{t-1}Y_t = E_{t-1}N_t + \theta_{t-1} = \bar{N} + \theta_{t-1}$$

$$E_{t-1}P_t = E_{t-1}W_t - \theta_{t-1} = W_t - \theta_{t-1}$$

이렇게 도출된 세 식 중 두 번째와 세 번째를 더하고 첫 번째는 우변의 $E_{t-1}P_t$

를 좌변으로 옮긴 후, 이 두 식의 우변을 등호로 연결하여 명목임금(W_t)과 상승률(ΔW_t)을 찾아낸다.

$$E_{t-1}Y_t + E_{t-1}P_t = M_{t-1} + a\theta_{t-1}$$

$$E_{t-1}Y_t + E_{t-1}P_t = \bar{N} + W_t$$

$$\Rightarrow W_t = M_{t-1} + a\theta_{t-1} - \bar{N},$$

$$\Delta W_t = e_{t-1}^d + ae_{t-1}^s$$

다음으로 W_t 를 식 (3)에 대입하여 물가(P_t) 및 물가상승률(ΔP_t)을 과거 변수 및 충격의 선형함수로 표현한다.

$$P_t = M_{t-1} + a\theta_{t-1} - \theta_t - \bar{N},$$

$$\Delta P_t = e_{t-1}^d + ae_{t-1}^s - e_t^s$$

위의 물가(P_t)의 새로운 표현을 식 (1)에 대입한 후 식 (1)과 (2)의 우변을 등호로 연결하면, 실업률($U_t \equiv \bar{N} - N_t$)을 충격의 선형함수로 표현할 수 있다.

$$U_t = \bar{N} - N_t = -e_t^d - ae_t^s$$

또한 물가(P_t)의 새로운 표현을 식 (1)에 대입한 후 양변을 차분하면 실질GDP 증가율(ΔY_t)을 충격의 선형함수로 표현할 수 있다.

$$\Delta Y_t = e_t^d - e_{t-1}^d + a(e_t^s - e_{t-1}^s) + e_t^s$$

위의 결과를 정리하면, 이 경제의 주요

거시변수¹⁰⁾인 실질GDP 증가율(ΔY_t), 물가상승률($\pi_t \equiv \Delta P_t$), 명목임금상승률(ΔW_t) 및 실업률(U_t)의 움직임은 다음과 같은 외부충격의 선형함수 또는 이동평균형태로 표현된다.

$$\begin{pmatrix} \Delta Y_t \\ \pi_t \\ \Delta W_t \\ U_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & (a+1) \\ 0 & -1 \\ 0 & 0 \\ -1 & -a \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_t^d \\ e_t^s \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} -1 & -a \\ 1 & a \\ 1 & a \\ 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_{t-1}^d \\ e_{t-1}^s \end{pmatrix}$$

한편, 위 SVMAR(Structural Vector Moving Average Representation)에서 우변의 두 번째 계수행렬의 마지막 행이 모두 0의 값을 갖는다는 의미는 수요 측 충격이든 공급 측 충격이든 간에 상관없이 실업률에 미치는 장기적 영향은 0임을 의미한다. 또한 계수행렬을 단순히 합하면, 1행1렬의 계수가 0이 되는데, 이는 수요부문 충격의 장기효과가 0임을 의미한다.

$$\begin{pmatrix} 1 & (a+1) \\ 0 & -1 \\ 0 & 0 \\ -1 & -a \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} -1 & -a \\ 1 & a \\ 1 & a \\ 0 & 0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ 1 & a-1 \\ 1 & a \\ -1 & -a \end{pmatrix}$$

Blanchard and Quah(1989)에서는 위 네 변수 중 실질GDP 증가율과 실업률을 택한 2-변수 SVMAR을 채택하고 이를 미국 자료로 계산한 결과를 보여준다. 반면 본 연구에서는 동일한 모형을 우리나라의 자료를 가지고 분석한다. 이를 통해 실질GDP의 변동과 실업률 수준이 각각 수요부문과 공급부문 충격에 의해 어떤 영향을 받았는지를 동태적으로 살펴본다.

$$\begin{pmatrix} \Delta Y_t \\ U_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & (a+1) \\ -1 & -a \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_t^d \\ e_t^s \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} -1 & -a \\ 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_{t-1}^d \\ e_{t-1}^s \end{pmatrix}$$

나. Blanchard and Quah(1989)의 확장모형(3-변수 3-충격)

본 소절에서는 앞서 살펴본 Blanchard and Quah(1989)의 2-변수 모형을 3-변수로 확장시킨다. 따라서 식별해야 할 충격의 개수도 늘어나게 되는데, 아래에서 소개할 확장모형에서는 수요부문의 충격(e_t^d), 생산성충격(e_t^s), 그리고 가격충격(e_t^π) 등 세 종류를 도입한다.

우선, 수요부문의 충격(e_t^d)과 생산성 충격(e_t^s)은 기존의 2-변수 모형과 동일한 것이다. 다만, 공급 측면의 충격이라고

10) 실업률을 제외하고 수준(level)이 아닌 변화율을 택한 것은 SVAR 분석에 포함될 변수들의 정상성(stationarity)을 유지하기 위해서이다.

블리던 e_t^s 가 여기서는 생산성충격으로 좀더 세분화된 명칭을 부여받게 된 것뿐이다.¹¹⁾ 여기에 석유가격을 비롯한 해외 부문 가격쇼크(e_t^π)를 추가한다. e_t^π 는 가격 결정과정에 직접 작용하며, 이를 통해 간접적으로 총수요 및 고용을 감소시키는 것으로 가정한다.

- (1) 총수요곡선(IS 곡선과 LM 곡선의 결합)

$$Y_t = M_t - P_t + a\theta_{1,t}$$

- (2) 총공급곡선(규모수익불변(CRS) 생산함수를 가정)

$$Y_t = N_t + \theta_{1,t}$$

- (3) 가격 결정식

$$P_t = W_t - \theta_{1,t} + \theta_{2,t}$$

- (4) 임금 결정식

$$\begin{aligned} W_t &= W|_{E_{t-1}[N_t]} = \bar{N} \\ &= W|_{E_{t-1}[U_t]} = 0, \\ U_t &\equiv \bar{N} - N_t \end{aligned}$$

또는

$$\begin{aligned} E_{t-1}[W_t] \\ = W_t, E_{t-1}[N_t] = \bar{N} \end{aligned}$$

- (5) 경제 내의 수요 및 공급 부문의 충격은 다음과 같이 AR(1)을 따른다. 물론 e_t^d , e_t^s 그리고 e_t^π 는 상호 독립이다.

$$\begin{aligned} M_t &= M_{t-1} + e_t^d, \theta_{1,t} \\ &= \theta_{1,t-1} + e_t^s, \theta_{2,t} \\ &= \theta_{2,t-1} + e_t^\pi, \end{aligned}$$

앞서와 마찬가지로 식(1)~(5)를 조작하면 다음의 관계식을 유도할 수 있다.

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= e_t^d + (a+1)e_t^s - e_t^\pi - e_{t-1}^d \\ &\quad - ae_{t-1}^s + e_{t-1}^\pi, \\ \pi_t &= -e_{1,t}^s + e_t^\pi + e_{t-1}^d + ae_{t-1}^s \\ &\quad - e_{t-1}^\pi, \\ \Delta W_t &= e_{t-1}^d + ae_{t-1}^s - e_{t-1}^\pi, \\ U_t &= -e_t^d - ae_t^s + e_t^\pi \end{aligned}$$

위의 결과를 행렬 표현을 이용하여 정리하면, 이 경제의 주요 거시변수¹²⁾인 실질GDP 증가율(ΔY_t), 물가상승률(π_t), 명목임금상승률(ΔW_t) 및 실업률(U_t)의 움직임은 외부충격의 선형함수 또는 이동

11) 이에 따라 2-변수 모형에서 사용된 θ_t 는 $(\theta_{1,t}, \theta_{2,t}, \theta_{3,t})$ 의 셋으로 구분된다.
 12) 실업률을 제외하고 수준(level)이 아닌 변화율을 택한 것은 SVAR분석에 포함될 변수들의 정상성(stationarity)을 유지하기 위해서이다.

평균형태로 표현될 수 있다. 하지만 이 네 변수를 모두 사용하는 SVMAR모형은 과소식별(under-identified)이 되므로 더 이상 논의의 진전이 이루어지기 어렵다.

이에 본 연구에서는 위의 네 변수 중 명목임금상승률(ΔW_t)을 제외한 세 변수를 이용한 SMAR 체계를 분석에 사용한다. 물론 변수의 개수보다 식별해야 할 외부충격의 개수가 클 수 없다는 점을 감안하여 수요충격(e_t^d), 생산성충격(e_t^s), 그리고 가격충격(e_t^π) 등 세 충격을 사용한다. 그 결과 아래와 같이 장기제약식이 도출된다.

$$\begin{bmatrix} \Delta Y_t \\ \pi_t \\ U_t \end{bmatrix} = \begin{pmatrix} (a+1) & 1 & -1 \\ -1 & 0 & 1 \\ -a & -1 & 1 \end{pmatrix} \begin{bmatrix} e_t^s \\ e_t^d \\ e_t^\pi \end{bmatrix} + \begin{pmatrix} -a-1 & 1 \\ a & 1 & -1 \\ 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{bmatrix} e_{t-1}^s \\ e_{t-1}^d \\ e_{t-1}^\pi \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} (a+1) & 1 & -1 \\ -1 & 0 & 1 \\ -a & -1 & 1 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -a-1 & 1 \\ a & 1 & -1 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ a-1 & 1 & 0 \\ -a & -1 & 1 \end{bmatrix}$$

$$C = \begin{bmatrix} NA & 0 & 0 \\ NA & NA & 0 \\ NA & NA & NA \end{bmatrix}$$

이 경우 충격의 완전식별(exact identification)¹³⁾이 가능하며, 각 충격의 장기 효과는 다음과 같다. 먼저, 수요충격(e_t^d)은 국민소득에 일시적인 영향을 미치며, 물가수준 및 실업에는 항구적인 영향을 미친다. 반면, 생산성충격(e_t^s)은 국민소득, 물가, 실업을 모두에 영구적인 영향을 미친다. 그리고 석유파동과 같은 외부가격 충격(e_t^π)은 국민소득 및 물가에는 일시적인, 실업률에는 영구적인 영향을 미치는 것으로 파악된다.

다. 물가안정목표제 및 변동환율체제를 고려한 모형

다음에 소개할 모형은 Stock and Watson (2002)에 소개된 모형을 확장·변형시킨 것으로, 다음의 총공급곡선의 형태에서 알 수 있는 바와 같이 New Keynesian적인 색채를 띤다. 이 경제 내에는 물가안정목표를 근거로 금리정책¹⁴⁾을 시행하는 정부가 존재하며, 구체적으로는 테일러 준칙에 따라 미래의 기대인플레이션과 GDP 갭에 반응하는 것으로 상정한다.

또한 개방경제체제를 가정하는바, 다른 국가와의 재화나 서비스의 교역관계

13) 장기 혹은 단기 제약식을 갖는 SVAR의 충격식별조건은 사용변수가 k 개일 때 $k(k-1)/2$ 이상의 독립적인 제약조건이 존재하는가 여부이다. 제약식의 개수가 정확히 $k(k-1)/2$ 인 경우를 완전식별(exact-identification), 미만인 경우를 과소식별(under-identification), 초과인 경우를 과식별(over-identification)이라고 부른다. 완전식별과 과식별인 경우에 한해 충격의 식별이 가능하며, 특히 과식별인 경우에는 추가적으로 로그우도에 대한 χ^2 -검정을 통해 추가 제약식 도입의 적절성을 따져 보아야 한다(식별조건에 대한 보다 자세한 사항은 Amisano and Giannini[1997]를 참조).

및 이에 대한 반대급부로 이전되는 외환 거래에 대해 추가적인 정의가 필요하다. 이에 아래에서는 외환시장의 균형조건을 서술하고 IS 곡선의 결정인자로 교역조건¹⁵⁾(q_t)을 포함시킨다.

(1) IS 곡선

$$y_t = \kappa r_t - q_t + \theta_t^d, \\ \theta_t^d \equiv \theta_{t-1}^d + \epsilon_t^d \\ r_t = R_t - \frac{1}{k} \sum_{j=1}^k E_t[\pi_{t+j}], \\ q_t = p_t - (e_t + p_t^f)$$

(2) New Keynesian Phillips 곡선(총공급 곡선)

$$\pi_t = \gamma \sum_{i=0}^{\infty} \delta^i E_t[y_{t+i}^p - y_{t+i}] + \epsilon_t^d + \epsilon_t^e$$

(3) 전방주시형 테일러 준칙(a forward looking Taylor rule)

$$r_t = \beta_{\pi} E_t[\pi_{t+h}] + \beta_y \sum_{j=1}^h E_t[y_{t+j}^p - y_{t+j}]$$

(4) 외환시장의 균형조건

$$R_t = R_t^f + E_t[e_{t+1} - e_t] + \epsilon_t^e$$

식 (1)~(4)에는 상호 독립인 수요 및 환율 충격($\epsilon_t^d, \epsilon_t^e$)과 다섯 가지의 변수($y_t, R_t, \pi_t, E_t[y_{t+i}^p - y_{t+i}], e_t$)가 존재한다.¹⁶⁾ 이와 같은 간극을 메우기 위해, GDP 갭을 생산성충격(ϵ_t^s)을 반영하는 AR(1) 확률과정으로 표현한다.¹⁷⁾

$$X_t \equiv y_t^p - y_t = \rho X_{t-1} + \epsilon_t^s, 0 < \rho < 1 \tag{5}$$

따라서 식 (5)는 정상성으로 인한 충격의 이동평균으로 표현될 수 있다.

14) 정부가 펼치는 경제정책의 또 다른 축인 재정정책은 모형에 포함시키지 않는다. 이는 우리나라의 재정 기조가 ‘세입 내 세출 원칙’을 오랫동안(적어도 1980년대 중반부터는) 지켜왔을 뿐 아니라, 최근 연구 결과에 따르면 우리나라 재정정책이 세입과 세출 양면에서 경기부양에 유효하다고 보기 어렵기 때문이다(Hur[2007]).

15) $q_t = p_t - e_t - p_t^f \Rightarrow \ln Q_t = \frac{\ln P_t}{\ln E_t P_t^f} \Rightarrow Q_t = \frac{P_t}{E_t P_t^f}$.

16) 외국의 금리(R_t^f), 물가(p_t^f) 및 인플레이션(π_t^f)은 외생적으로 주어지는 것으로 가정하며, 이는 소규모 개방경제(a small open economy) 개념에 기초한 것이다.

17) 우리나라 분기자료(1979-2001)를 이용한 필자의 시산에 따르면, Hodrick-Prescott 필터로 계산한 로그실질 GDP의 추세선과 실적치의 차로 정의한 GDP 갭은 정상적인(stationary) AR(1) 과정을 따르는 것으로 나타났다($0 < \rho < 1$).

$$X_t(1 - \rho L) = \epsilon_t^s \Rightarrow X_t = \frac{\epsilon_t^s}{1 - \rho L} = \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \epsilon_{t-j}^s$$

한편, 식 (4)의 외환시장 균형조건은 다음과 같이 변형시켜 환율(e_t)을 대내외 금리차($R_{t-j} - R_{t-j}^f$) 및 환율충격의 누적함수(θ_t^e)로 표현한다.

$$\begin{aligned} e_t &= (R_{t-1} - R_{t-1}^f) + e_{t-1} + \epsilon_t^e \\ &= (R_{t-1} - R_{t-1}^f) + (R_{t-2} - R_{t-2}^f) \\ &\quad + e_{t-2} + \epsilon_{t-1}^e + \epsilon_t^e \\ &= \sum_{j=1}^{\infty} (R_{t-j} - R_{t-j}^f) + \theta_t^e \\ \theta_t^e &\equiv \sum_{j=0}^{\infty} \epsilon_{t-j}^e \end{aligned} \tag{6}$$

이제 서로 독립인 총 3개의 외부충격 ($\epsilon_t^s, \epsilon_t^d, \epsilon_t^e$)으로 실질GDP(y_t), 인플레이션(π_t), 명목금리(R_t), 그리고 환율(e_t) 등 네 가지 주요 거시변수의 움직임을 설명할 수 있다.

먼저, 식 (2) 우변의 첫 번째 항 및 식 (3) 우변의 두 번째 항에 위의 식을 대입하면, 다음의 식을 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned} \pi_t &= \gamma \sum_{i=0}^{\infty} \delta^i E_t [\rho X_{t+i-1} + \epsilon_{t+i}^s] + \epsilon_t^d + \epsilon_t^e \\ &= \gamma \sum_{i=0}^{\infty} \delta^i \rho^i X_t + \epsilon_t^d + \epsilon_t^e = \\ &\quad \gamma \frac{X_t}{1 - \delta \rho} + \epsilon_t^d + \epsilon_t^e \\ &= \frac{\gamma}{1 - \delta \rho} \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \epsilon_{t-j}^s + \epsilon_t^d + \epsilon_t^e, \\ &\quad (0 \leq \delta \rho < 1) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^h E_t [y_{t+i}^p - y_{t+i}] &= \sum_{i=1}^h \rho^i X_t = \\ \rho \frac{1 - \rho^h}{1 - \rho} X_t &= \frac{1 - \rho^h}{1 - \rho} \frac{\gamma \rho}{1 - \delta \rho} \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \epsilon_{t-j}^s \end{aligned}$$

이를 다시 식 (3)에 대입하면, 다음과 같이 실질금리(r_t)를 외부충격의 선형함수로 표현할 수 있다.

$$\begin{aligned} r_t &= \beta_{\pi} E_t [\pi_{t+h}] + \beta_y \sum_{j=1}^h E_t [y_{t+j}^p - y_{t+j}] \\ &= \beta_{\pi} E_t \left[\gamma \frac{X_{t+h}}{1 - \delta \rho} + \epsilon_{t+h}^d + \epsilon_{t+h}^e \right] \\ &\quad + \beta_y \rho \frac{1 - \rho^h}{1 - \rho} X_t \\ &= \beta_{\pi} \frac{\gamma \rho^h}{1 - \delta \rho} X_t + \beta_y \rho \frac{1 - \rho^h}{1 - \rho} X_t \\ &= \left(\beta_{\pi} \frac{\gamma \rho^h}{1 - \delta \rho} + \beta_y \rho \frac{1 - \rho^h}{1 - \rho} \right) X_t \end{aligned}$$

그리고 이 실질금리(r_t)에 대한 표현을 명목금리에 대한 표현으로 변환하고, 이를 새로이 도출된 외환시장 균형조건 식 (6)에 대입하면 다음을 이끌어 낼 수 있다.

$$\begin{aligned} R_t &= r_t + \frac{1}{s} \sum_{j=1}^s E_t [\pi_{t+j}] = A X_t, \\ A &\equiv \beta_{\pi} \frac{\gamma \rho^h}{1 - \delta \rho} + \beta_y \rho \frac{1 - \rho^h}{1 - \rho} \\ &\quad + \frac{1}{s} \frac{\gamma \rho}{1 - \delta \rho} \frac{1 - \rho^s}{1 - \rho} \\ e_t &= \sum_{j=1}^{\infty} (A X_{t-j} - R_{t-j}^f) + \theta_t^e, \\ \theta_t^e &\equiv \sum_{j=0}^{\infty} \phi^j \epsilon_{t-j}^e \end{aligned}$$

끝으로 식 (1)에 위의 관계식을 대입하면, 실질GDP를 다음과 같이 외부충격의 선형함수로 표현할 수 있다.

$$y_t = \kappa r_t - q_t + \theta_t^d = BX_t - q_t + \theta_t^d, \\ B \equiv \kappa \left(\beta_\pi \frac{\gamma \rho^h}{1 - \delta \rho} + \beta_y \rho \frac{1 - \rho^h}{1 - \rho} \right)$$

위 식을 앞서 도출한 세 개의 식과 결합시키면, 상호독립적인 세 개의 외부충격($\epsilon_t^s, \epsilon_t^d, \epsilon_t^e$)의 이동평균형태(moving average representation)로 (y_t, π_t, e_t)를 표현할 수 있게 된다. 하지만 로그실질GDP(y_t)와 환율(e_t)의 경우에는 비정상성(non-stationarity)을 띠기 때문에 수준(level)보다는 일계차분(first order difference)의 형태로 분석에 사용한다. 이에 로그실질GDP 증가율(Δy_t)과 환율변동분(Δe_t)은 다음과 같이 표현된다.

$$\Delta y_t = B\Delta X_t - q_t + q_{t-1} + \theta_t^d - \theta_{t-1}^d \\ = B\Delta X_t - \frac{\gamma}{1 - \delta \rho} X_t - \epsilon_t^e \\ + \Delta e_t + \pi_t^f,$$

$$\Delta X_t = (1 - \rho L)X_t - (1 - \rho)X_{t-1} \\ = \epsilon_t^s - (1 - \rho)X_{t-1} \\ = \epsilon_t^s - \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (1 - \rho) \epsilon_{t-1-j}^s$$

$$\Delta e_t \equiv e_t - e_{t-1} \\ = \sum_{j=1}^{\infty} (A \Delta X_{t-j} - \Delta R_{t-j}^f) \\ + \sum_{j=0}^{\infty} \epsilon_{t-j}^e - \sum_{j=0}^{\infty} \epsilon_{t-j-1}^e$$

지금까지 도출된 ($\Delta y_t, \pi_t, \Delta e_t$)를 행렬형태로 정리하면 다음과 같이 외부충격($\epsilon_t^s, \epsilon_t^d, \epsilon_t^e$) 시계열의 SVMAR 체계로 나타낼 수 있다.¹⁸⁾ 또한 행렬

$$A_\infty \equiv A(1) = \sum_{j=0}^{\infty} A_j \text{의 계수}(A_j \text{는 } 3 \times 3 \text{ 행렬}) \text{에 대한 } 3 (= \frac{k \times (k-1)}{2}, k=3) \text{개의}$$

제약식을 확보할 수 있어 완전식별(exact identification)이 가능함을 알 수 있다.

$$\begin{pmatrix} \Delta y_t \\ \Delta e_t \\ \pi_t \end{pmatrix} = A(L) \begin{pmatrix} \epsilon_t^s \\ \epsilon_t^d \\ \epsilon_t^e \end{pmatrix} = \sum_{j=0}^{\infty} A_j \begin{pmatrix} \epsilon_t^s \\ \epsilon_t^d \\ \epsilon_t^e \end{pmatrix}, \\ A_\infty = \begin{pmatrix} NA & 0 & 0 \\ NA & NA & 0 \\ NA & NA & NA \end{pmatrix}$$

18) 본 연구에서와 같이 I(1)일 가능성이 높은 실질GDP(y_t)와 대미 환율(e_t)에 대하여 일계차분을 취하는 대신 King, Plosser, Stock, and Watson(1991)이 제시한 마와 같이 장기제약으로 공적분관계(cointegration)를 고려하는 Structural Vector Error Correction Model(SVECM)을 채택하는 것도 문제를 푸는 한 가지 방법이다. 하지만 본 연구에서는 논의의 편의 및 통일성을 위해 Blanchard and Quah(1989) 방식대로 그냥 I(1)인 변수에 차분을 취하고 I(0)인 변수와 결합시킨 후 SMAR의 형태에서 장기제약식을 부여하는 방식으로 SVAR 체계를 추정한다. 물론 King et al.(1991)에서 제시한 방법을 따르지 않은 보다 큰 이유는 경제모형에서 부여한 다양한 원천의 충격을 선형적으로 영구충격(permanent shock)과 일시충격(transient shock)으로 구분하고 싶지 않았기 때문이다.

위 장기계약식 행렬 A_∞ 에 따르면, 생산성충격(ϵ_t^s)은 국민소득, 물가수준 및 환율에 대해 영구적인 효과를 지닌다. 다음으로 수요충격(ϵ_t^d)은 물가수준에 대하여 영구적인 영향을 미치는 반면, 국민소득 및 환율에 대하여 일시적인 영향을 미친다. 세 번째로 환율충격(ϵ_t^e)은 환율 자체와 물가에 대하여 영구적인 영향을 미친다.

라. 통화총량제 및 고정환율체제를 고려한 모형

다음에 소개할 모형은 앞 소절의 개방경제체제모형의 통화정책 및 환율결정방식을 변형시킨 것이다. 먼저, 통화당국은 테일러 준칙에 따른 금리정책이 아닌 통화총량을 관리하는 방식을 사용한다. 이는 통화당국이 통화정책의 근거지표로 (기대)물가상승률이나 GDP 갭이 아닌 통화량에 주목하고, 정책수단으로는 이자율이 아니라 통화증가율을 채택하는 상황을 가정한 것이다. 즉, 물가안정목표제가 도입된 1998년 이전의 상황을 묘사하기 위한 것이다.

또한 시장에서 거래되는 외환의 자국화폐 표시가격(환율)은 중앙은행에 의해 정해진 일정 수준에서 유지되는 고정환율제도(a fixed or managed exchange rate system)를 가정한다. 환율이 고정된 상태에서 외환시장(자본수지)의 균형을 유지

하기 위해서는 외국과의 금리차가 0이어야 하며, 통화량은 금리차를 0으로 유지하는 수준으로 항상 조정되어야 한다. 이는 고정환율제도하에서는 통화정책의 자율성이 사라진다는 의미이다. 여하튼 이와 같은 환율결정방식은 1997년 외환위기 이전까지 존재하였으며, 앞의 통화총량제와 마찬가지로 외환위기 이전의 상황을 묘사하는 중요한 요소이다.

(1) IS 곡선

$$\begin{aligned}
 y_t &= \kappa r_t - q_t + \theta_t^{IS}, \\
 \theta_t^{IS} &\equiv \theta_{t-1}^{IS} + \epsilon_t^{IS}, \\
 r_t &= R_t - \frac{1}{k} \sum_{j=1}^k E_t[\pi_{t+j}], \\
 q_t &= p_t - (e_t + p_t^f), \\
 \pi_t^f &\equiv p_t^f - p_{t-1}^f = S_{f,\pi} X_t^f \\
 X_t^f &\equiv y_t^{f,p} - y_t^f = \rho^f X_{t-1}^f
 \end{aligned}$$

(2) LM 곡선

$$m_t - p_t = y_t + bR_t$$

(1)과 (2)를 결합하여 총수요곡선을 도출한다.

$$\begin{aligned}
 y_t &= \frac{\frac{\kappa}{b}(m_t - p_t) - \frac{\kappa}{k} \sum_{j=1}^k E_t[\pi_{t+j}] - q_t}{(1 + \frac{\kappa}{b})} \\
 + \theta_t^d, \theta_t^d &\equiv \frac{\theta_t^{IS}}{1 + \frac{\kappa}{b}} = \theta_{t-1}^d + \epsilon_t^d
 \end{aligned}$$

(3) New Keynesian Phillips 곡선(총공급 곡선)¹⁹⁾

$$\pi_t = \gamma \sum_{i=0}^{\infty} \delta^i E_t [y_{t+i}^p - y_{t+i}] + (1 + \frac{\kappa}{b}) \epsilon_t^d$$

(4) 외환시장의 균형조건

$$R_t = R_t^f, e_t = e, \\ R_t^f = S_{f,R} X_t^f$$

(5) 통화공급

$$m_t = y_t + bR_t^f + p_t$$

식 (1)~(4)에는 수요충격(ϵ_t^d)과 네 개의 거시변수(y_t, R_t, π_t, m_t)가 존재한다. 앞서와 마찬가지로 충격과 변수 간의 간극을 메우기 위해, GDP 갭은 생산성 충격(ϵ_t^s)을 반영하며, 이에 따라 GDP 갭을 AR(1) 확률과정으로 표현한다.

$$X_t \equiv y_t^p - y_t = \rho X_{t-1} + \epsilon_t^s, 0 < \rho < 1$$

$$X_t(1 - \rho L) = \epsilon_t^s \Rightarrow X_t = \frac{\epsilon_t^s}{1 - \rho L} \\ = \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \epsilon_{t-j}^s$$

이제 공급 및 수요 충격($\epsilon_t^s, \epsilon_t^d$)으로

실질GDP(y_t), 인플레이션(π_t), 명목금리(R_t), 그리고 통화량(m_t) 등 네 가지 주요 거시변수의 움직임을 표현할 수 있다. 먼저, 식 (3) 우변의 두 번째 항에 위 식을 대입하면, 인플레이션(π_t)을 외생충격의 함수로 나타낼 수 있다.

$$\pi_t = \gamma \sum_{i=0}^{\infty} \delta^i E_t [\rho X_{t+i-1} + \epsilon_{t+i}^s] + (1 + \frac{\kappa}{b}) \epsilon_t^d \\ = \gamma \sum_{i=0}^{\infty} \delta^i \rho^i X_t + (1 + \frac{\kappa}{b}) \epsilon_t^d \\ = \gamma \frac{X_t}{1 - \delta \rho} + (1 + \frac{\kappa}{b}) \epsilon_t^d \\ = \frac{\gamma}{1 - \delta \rho} \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \epsilon_{t-j}^s + (1 + \frac{\kappa}{b}) \epsilon_t^d \quad (0 \leq \delta \rho < 1)$$

또한 해외부문의 움직임과 고정환율제도의 특성을 결합하여, 금리(R_t)와 외국인의 인플레이션(π_t^f)을 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$R_t = R_t^f = S_{f,R} X_t^f, \pi_t^f = S_{f,\pi} X_t^f \quad (7)$$

이제 남은 것은 실질GDP(y_t)와 통화량(m_t)으로, 이들은 비정상성을 띠므로 미리 일계차분한 형태를 계산한다. 이를 위해 우선 총수요곡선 및 화폐공급 방정식에 대해 각각 일계차분을 취한다.

19) New Keynesian 총공급곡선의 마지막 항은 수요충격(ϵ_t^d)에 대하여 $(1 + \kappa/b)$ 의 계수를 갖는 것으로 설정된다. 이는 앞서 살펴본 물가안정목표제 및 변동환율제도를 가정한 모형에서와 마찬가지로 총수요곡선과 결합되었을 때, 수요충격이 실질GDP에 미치는 장기효과가 0이 되도록 하기 위해 필요한 조건이다.

$$\begin{aligned}
 \left(1 + \frac{\kappa}{b}\right)\Delta y_t &= \frac{\kappa}{b}(\Delta m_t - \Delta p_t) \\
 &\quad - \frac{\kappa}{k} \sum_{j=1}^k \frac{\gamma}{1 - \rho\delta} \rho^j X_t \\
 &\quad - \left(\frac{\gamma}{1 - \rho\delta} X_t + \left(1 + \frac{\kappa}{b}\right)\epsilon_t^d - S_{f,\pi} X_t^f\right) \\
 &\quad + \left(1 + \frac{\kappa}{b}\right)\epsilon_t^d \\
 \Delta m_t - \Delta p_t &= \Delta y_t + b\Delta R_t^f
 \end{aligned}$$

그런 다음 양자를 결합시키면, 로그실질GDP 증가율(Δy_t)과 통화량 변동률(Δm_t) 역시 외생충격의 이동평균 혹은 선형함수로 표현할 수 있게 된다.

$$\begin{aligned}
 \Delta y_t &= \kappa\Delta R_t^f - \frac{\kappa}{k} \sum_{j=1}^k \frac{\gamma}{1 - \rho\delta} \rho^j \Delta X_t \\
 &\quad - \left(\frac{\gamma}{1 - \rho\delta} X_t - S_{f,\pi} X_t^f\right) \\
 \Delta m_t &= \Delta y_t + b\Delta R_t^f + \pi_t \\
 \Delta q_t &= \frac{\gamma}{1 - \delta\rho} X_t + \left(1 + \frac{\kappa}{b}\right)\epsilon_t^d - \pi_t^f \\
 &= \frac{\gamma}{1 - \delta\rho} X_t + \left(1 + \frac{\kappa}{b}\right)\epsilon_t^d - S_{f,\pi} X_t^f, \\
 \Delta X_t &= (1 - \rho L)X_t - (1 - \rho)X_{t-1} \\
 &= \epsilon_t^s - \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (1 - \rho)\epsilon_{t-1-j}^s,
 \end{aligned}$$

이제 (Δy_t , π_t)를 중심으로 행렬형태로 정리하면 다음과 같이 상호 독립인 외부충격(ϵ_t^s , ϵ_t^d)의 선형함수로 나타낼 수 있다. 아래의 장기계약식 행렬 A_∞ 에 따르면, 생산성충격(ϵ_t^s)은 국민소득에 대해서만 영구적인 효과를 지니는 반면, 수요충격(ϵ_t^d)은 물가수준이나 통화량에 대해

서도 영구적인 효과를 지니게 됨을 의미한다.

$$\begin{aligned}
 \begin{pmatrix} \Delta y_t \\ \pi_t \end{pmatrix} &= A(L) \begin{pmatrix} \epsilon_t^s \\ \epsilon_t^d \end{pmatrix} = \sum_{j=0}^{\infty} A_j \begin{pmatrix} \epsilon_t^s \\ \epsilon_t^d \end{pmatrix}, \\
 A_\infty &= \begin{pmatrix} NA & 0 \\ NA & NA \end{pmatrix}
 \end{aligned}$$

앞서 언급한 바와 같이 고정환율제도 하에서 통화당국은 금리 결정 및 통화량 공급에 있어 부여된 재량권의 행사를 목표 환율을 유지하기 위해 포기할 수밖에 없다. 이와 같은 상황으로 인해 고정환율제도하에서는 환율을 제외한 실질GDP 증가율과 물가상승률로 구성된 2변수 SVAR 모형을 추정한다.

IV. 분석 결과

1. 자료의 특성

본 연구에서 분석에 사용된 실질GDP, 물가, 대미 환율, 통화량, 실업률 등은 한국은행 자료를 기초로 한 것으로 1970년 1분기부터 2007년 2분기까지를 대상 기간으로 한다. 먼저, 본격적인 추정작업에 앞서 시계열 자료의 단위근 존재 여부를 가리기 위한 DF-GLS 검정을 실시한 결과 실질GDP 증가율, 물가상승률,

<Table 2> Unit Root Test Results (DF-GLS)

	Test statistic (DF-GLS)	1% level	5% level	10% level
Δy_t	-2.661	-2.581	-1.943	-1.615
π_t (GDP deflator)	-2.712	-2.581	-1.943	-1.615
Δe_t (₩KOR/\$US)	-6.068	-2.599	-1.946	-1.614
U_t	2.659	-2.581	-1.943	-1.615

<Table 3> Lag Order Selection Criteria for B-Q Model

Variables	LR	FPE	AIC	HQIC	SBIC
$(\Delta y_t, U_t)$	78	33	76	76	76
$(\Delta y_t, \pi_t, U_t)$	79	22	38	38	38

Notes: 1) The covered period is 1970.1q~2007.2q.

2) LR is likelihood ratio test, FPE is final prediction error, AIC is Akaike's information criterion, HQIC is Hannan and Quinn information criterion, and SBIC is Schwartz Bayesian information criterion.

<Table 4> Lag Order Selection Criteria for S-W Model

Periods	Variables	LR	FPE	AIC	HQIC	SBIC
2000. 1/4~2007. 2/4	$(\Delta y_t, \Delta e_t, \pi_t)$	35	2	60	60	60
1991. 1/4~1997. 3/4	$(\Delta y_t, \pi_t)$	48	12	36	36	36

환율변동률 및 실업률 모두에 있어 1% 유의수준에서 단위근 존재를 기각할 수 있었다(Table 2 참조).

다음으로 SVAR 추정작업에서 적용하여야 할 시차를 선택하기 위하여 여러 변수들로 이루어진 다양한 조합의 VAR 체계에 대한 시차검정을 실시하였다. <Table 3>은 Blanchard and Quah(1989) 관련 모형에서 사용되는 변수를 중심으로, <Table

4>는 Stock and Watson(2002) 관련 모형에서 사용되는 변수를 중심으로 시차선택검정을 실시한 결과를 보고한다. 이에 따르면 시차선택기준이 무엇이고 어떤 변수가 추정에 포함되는지에 따라 결과가 들쭉날쭉하거나와 대개의 경우 사용 가능한 시차열에 비해 너무 긴 최적 시차를 제시하고 있다. 따라서 이후 행해질 모든 SVAR 추정에서는 시차를 4로 설정한다.²⁰⁾

2. 충격반응(IR) 및 예측오차분해(FEVD) 분석

본 절에서는 앞서 도출한 장기계약식에 근거하여 해당 SVAR 모형을 추정하고 그 결과를 충격반응함수와 예측오차분해를 통하여 해석한다. 우선 충격반응분석(Impulse Response analysis)은 특정 충격²¹⁾이 특정 변수에 미치는 영향을 시간의 흐름에 따라 측정하는 것이며, 예측오차분해(Forecasting Error Variance Decomposition)는 미래의 어느 시점에서 예상되는 특정 변수의 변동 중 얼마만큼이 특정 충격의 영향에 따른 것인지 충격별로 상대적인 기여도를 측정하는 기법이다. 둘 다 동전의 앞·뒷면과 마찬가지로 VAR 관련 문헌에서 결과를 해석하기 위해 통상적으로 많이 사용되는 방법이다.

가. Blanchard and Quah(1989)의 모형(2-변수 2-충격)

우선 Blanchard and Quah(1989)에서 제시된 모형을 분석한 결과를 소개한다. Blanchard and Quah가 인정하는 바와 같

이 이 모형은 예시적인 성격을 지니는 것으로, 단순하기는 하지만 이를 시발점으로 분석모형을 정치하게 꾸며 나간다는 취지에서 먼저 그 결과를 소개한다.

아래에서는 1970년 1분기부터 2007년 2분기 사이의 기간에 대한 IR과 FEVD 분석 결과를 보여준다. 그리고 필요에 따라 이 전체 기간을 1970년 1분기부터 1979년 4분기까지, 1980년 1분기부터 1989년 4분기까지, 1990년 1분기부터 1999년 4분기까지, 그리고 2000년 1분기부터 2007년 2분기까지의 네 개의 소구간으로 나누고 각각의 분석 결과를 별도로 언급한다.²²⁾ 이와 같이 분석기간을 다양하게 한 것은 1970년 1분기부터 2007년 2분기까지의 기간 동안 있었던 구조적 변화를 처리하기 위한 방편의 하나이다.²³⁾

[Figure 2]는 1970년 1분기부터 2007년 2분기까지의 전체 기간에 대한 충격반응 분석 결과를 보여준다. 이에 따르면, 앞장의 식별조건 유도과정에서 논의한 바와 같이 실질GDP에 대하여 공급 측 충격만이 영구적인 효과를 미치는 것으로 나타났다. 반면, 실업률에 대해서는 수요 측

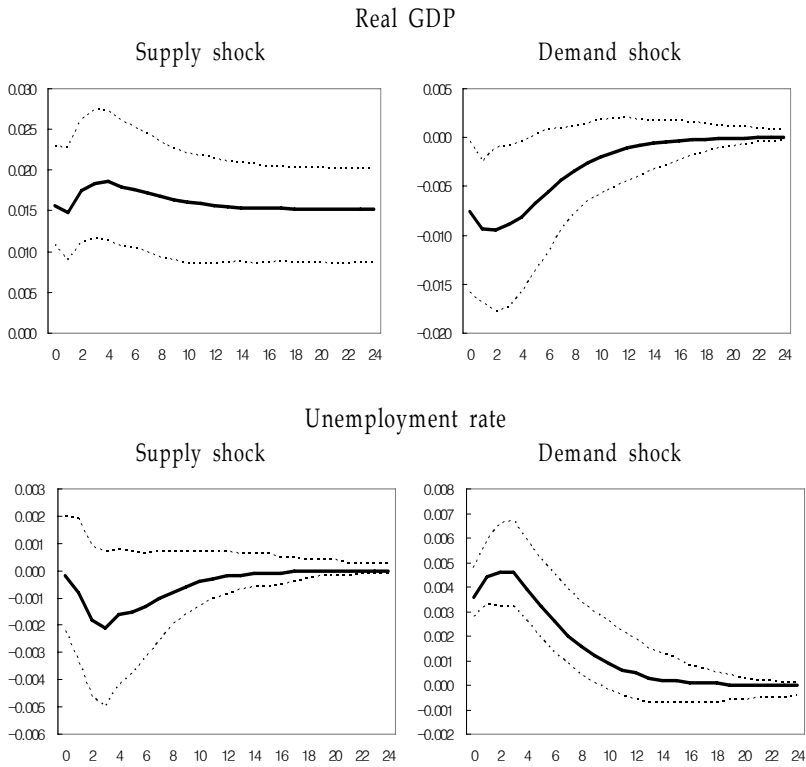
20) 물론 X-12 ARIMA를 이용하여 계절조정을 하였으나 본래 자료가 분기별로 작성된 점도 감안하였다.

21) 충격의 크기는 1표준편차로 정의하며, 충격반응함수의 95% 신뢰구간은 bootstrapping을 통하여 계산하였다(1,000번의 반복).

22) 해당 기간별로 시기별로 특정한 사건(이를테면 1970년대 초반~1980년대 초반 사이에 있었던 두 차례의 석유파동이나 1997년도의 외환위기)이 발생하였음을 감안한 시기구분이기도 하다.

23) 물론 특정 기간(이를테면 외환위기 이후 기간)에 대하여 더미변수를 택하는 경우도 있으나, 이는 구조 변화가 관련 경제변수의 수준에 미치는 영향만을 반영할 뿐이며, 그들 간의 함수관계가 바뀌는 상황을 반영하지는 못한다.

[Figure 2] Impulse Response of the 2-variable B-Q Model (1970. 1/4~2007. 2/4)



Note: The dotted lines are 95% confidence intervals.

및 공급 측 충격 모두 일시적인 영향만을 미치는 것으로 나타났다.

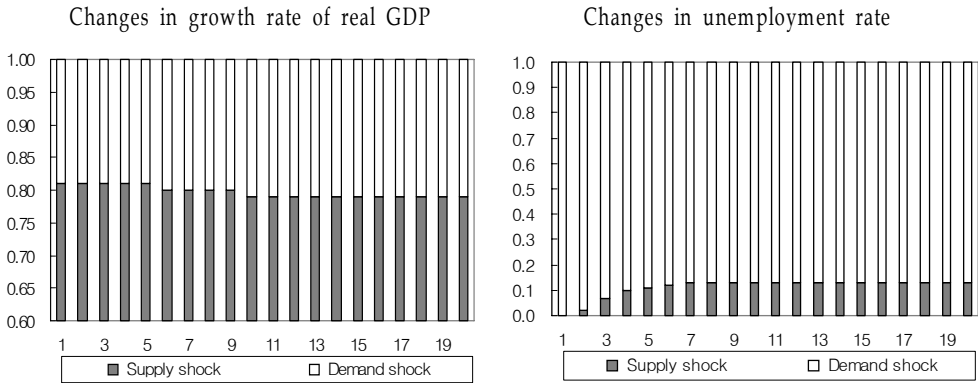
한편, 양(+)의 공급 측 충격은 생산, 고용 및 수요를 동시에 진작하는 효과를 가지므로 실질GDP를 증가시키고, 실업을 일시적으로(20분기 내에서) 감소시키는 모습을 보인다. 또한 통화량 증가로 파악

되는 양(+)의 수요 측 충격은 일시적(초기 20분기 내)이기는 하지만 임금상승으로 인한 실업의 증가 그리고 물가상승에 따른 수요의 감소로 실질GDP를 떨어뜨리는 역할을 수행하는 것으로 나타났다.²⁴⁾

다음으로 [Figure 3]의 FEVD 분석 결과는 경제성장률의 변동(실질GDP 증가율의

24) 수요 측 충격으로 인한 실업을 상승이 유의하게 관측되는 것은 Blanchard and Quah(1989)의 경우와는 정반대의 결과이다. 이는 아마도 우리나라에 있어서는 수요 측 충격이 물가경로를 통해 임금상승을 유도하는 방향으로 작용하는 힘이 강하기 때문으로 추측된다. 한편, 이후 소개할 B-Q 모형에 기초한 3-변수 확장모형에서는 이와 같은 현상이 통계적으로 유의하지는 않은 것으로 나타났다.

[Figure 3] Forecast Error Variance Decomposition of the 2-variable B-Q Model (1970. 1/4~2007. 2/4)



변동)을 설명하는 데 있어서 공급 측 충격이 수요 측 충격에 비해 80 대 20의 비율로 더 큰 기여를 하고 있는 반면, 실업률의 변동에 있어서는 수요 측 충격이 공급 측 충격에 비해 거꾸로 85 대 15의 비로 더 큰 기여를 하는 것으로 나타났다. 이는 경제성장률의 변동에는 추세에 의한 부분과 경기순환에 기인한 부분이 합쳐져 있는 반면, 실업률의 변동은 경기순환의 진폭에 의해 설명되는 부분이 압도적으로 크기 때문으로 보인다.²⁵⁾ 아마도 경제성장률의 변동에서 추세에 의한 부분을 제외한다면, 통상적인 경제이론이 예측하는 바와 같이 경기순환의 두 지표인 경제성장률의 변동과 실업률의 변동

은 공히 수요 측 충격에(Figure 3에서 나타난 것보다는) 더 크게 영향 받는 것으로 나타날 것이다.

이하에서는 1970년 1분기부터 2007년 2분기까지의 전체 대상기간을 대략 10년 단위 4개의 기간으로 나누어 앞서와 동일한 방식으로 수행한 IR 및 FEVD 분석 결과를 제시한다.²⁶⁾

먼저, 1970년 1분기부터 1979년 4분기까지의 기간(이하 제 I 기)을 포함한 결과이다. 전체 기간에 대한 분석과 비교하여, 제 I 기에는 충격반응의 크기가 작아지고 충격의 지속성이 짧아진 모습(20분기→10분기)이다. 또한 예측오차분해 결과에 있어서도 공급 측 충격의 기여도가 줄어든

25) 물론 실업률의 변동도 노동시장을 비롯한 경제구조와 관련을 가지며, 이로 인해 어떤 형태로든 추세선을 따를 수밖에 없다. 하지만 이와 같은 부분도 경제성장률 변동에서 추세로 설명되는 부분에 비하면 비중이 작은 것으로 판단된다.

26) 이하에서 언급할 소구간별 IR 및 FEVD 분석 결과는 별도의 요청이 있는 경우 제공할 계획이다.

모습이며, 특히 성장률 변동에 대한 공급 측 충격의 설명기여도가 6 대 4 정도(이전에는 8 대 2)로 크게 줄어들었다.

이는 제 I 기의 초반과 후반에 있었던 두 차례의 석유파동(oil shocks)과 무관해 보이지 않는다. 물론 이 기간에도 우리 경제가 대체로 고성장세를 유지하였으며, 제1, 2차 석유파동이 상당한 크기(음(-))의 공급 측 충격으로 작용한 것은 사실이다. 하지만 충격반응분석에서 본 바와 같이 당시의 경제시스템은 충격에 대해 상대적으로 덜 민감한 모습을 보이고 있다. 따라서 공급 측면에서 주어진 충격의 크기가 커졌음에도 불구하고 공급 측 요인의 예측오차 기여도는 [Figure 3]과 비교하여 줄어든 모습을 보인 것으로 파악된다.

두 번째로, 1980년 1분기부터 1989년 4분기까지의 기간(이하 제II기)을 대상으로 분석한 결과이다. 제 I 기의 경우와 비교하면, 충격반응의 크기에 있어서는 제 I 기와 비슷한 수준인 반면, 충격의 지속성에 있어서는 [Figure 2]에 훨씬 가까워진 모습이며, 예측오차분해 결과에 있어서도 [Figure 3]과 상당히 비슷한 패턴을 드러내고 있다.

세 번째로, 1990년 1분기부터 1999년 4분기까지의 기간(이하 제III기)을 대상으로 분석한 결과이다. 제 I~II기의 경우와 비교하면, 충격반응의 크기가 증가한 것으로 나타났다. 특히, 공급 측 측면에서

오는 충격에 대한 반응의 크기가 대폭 증가하고, 실업률에 대한 공급 측 충격의 지속성이 늘어난 점(20분기→30분기)은 추가적인 해석을 요하는 대목이다. 또한 예측오차분해 분석 결과 역시 앞서와 달리 공급 측 충격의 설명력은 경제성장률의 변동을 설명함에 있어서는 1970년대 수준(60% 수준)으로 줄어든 반면, 실업률의 변동을 설명하는 데 있어서는 70% 수준까지 크게 오른 것으로 나타났다. 이는 1990년대 후반의 외환위기와 그 파급효과에 기인한 것으로 보인다. 아마도 외환위기 직후에 취해진 긴축정책을 통한 조정과정이 성장률 변동에 대한 수요 측 충격의 설명력을 높이는 역할을 수행하는 한편, 외환위기 이후 붕괴된 신용채널(credit channel)로 인해 충격반응관계가 특히 공급 측 충격의 전달경로에 대하여 강화되었기 때문으로 보인다.

끝으로 2000년 1분기부터 2007년 2분기까지의 기간(이하 제IV기)을 대상으로 분석한 결과이다. 1970~90년대를 아우르는 앞의 세 경우와 비교하여, 충격의 지속기간은 20분기 정도로 비슷하나, 충격반응의 크기는 공급 측 및 수요 측 모두에서 감소하였다. 이는 2000년대 이후 경제성장의 변동성이 줄어든 사실(Table 1 참조)과 관련되어 있는 것으로 판단된다. 한편, 제IV기에 대한 예측오차분해 결과는 [Figure 3]과 비슷한 모습이다.

나. Blanchard and Quah(1989)의 확장모형(3-변수 3-충격)

여기서는 종전의 2-변수 2-충격의 B-Q 모형을 3-변수 3-충격으로 확장하여 추정된 SVAR 결과를 IR 및 FEVD의 형태로 소개한다. 3-변수 모형은 종래의 실질 GDP 성장률 및 실업률에 인플레이션을 추가한 형태이다. 식별 가능한 충격의 최대 개수가 사용변수의 개수인 3을 넘지 못하는 관계로 당초 도입한 수요충격(e_t^d)과 생산성충격(e_t^s)에 석유파동과 같은 가격충격(e_t^{oil})을 추가하였다.

[Figure 4]와 [Figure 5]는 수요충격(e_t^d), 생산성충격(e_t^s), 그리고 가격충격(e_t^p)의 세 요인이 존재하는 경우에 대한 IR 및 FEVD 분석을 1970년 1분기부터 2007년 2분기까지 기간의 자료를 이용하여 수행한 결과를 정리한 것이다. 우선, 분석 대상 전체 기간에 걸친 충격반응분석에 있어서는 생산성충격은 실질GDP에, 수요충격은 물가수준에, 가격충격은 (일시적이거나) 실업률에 가장 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다.²⁷⁾

또한 예측오차분해 결과에 따르면, 실질GDP 증가율, 인플레이션, 그리고 실업률의 변동은 각각 생산성충격, 수요충격, 가격충격에 의해 가장 (상대적으로) 잘 설명되는 것으로 나타났다. 하지만 이 같

은 패턴이 모든 시기에 걸쳐 관측되지는 않는바, 해당 기간에 발생했던 석유파동, 3低 현상, 외환위기 등의 경제환경 변화가 원인일 가능성이 크다.

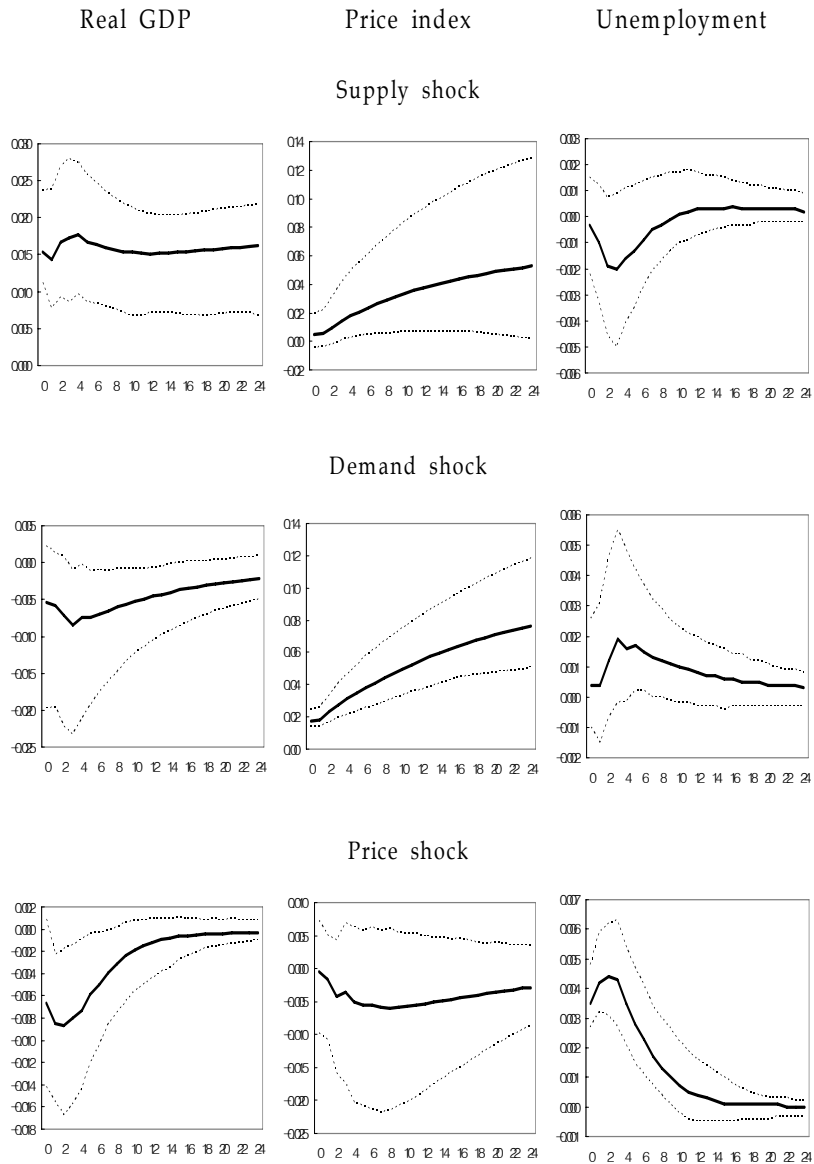
IR 및 FEVD 분석을 앞서와 마찬가지로 네 개의 소구간으로 나누어 살펴보면 시기별로 다양한 모습을 보이지만, 다음과 같이 몇 개의 시각에서 이들 간의 유사점과 차이점을 이해할 수 있다.

첫째, 두 차례의 석유파동을 겪었던 1970년대(제 I 기)를 분석한 IR 결과에 따르면, 물가를 제외하고는 충격반응의 크기 및 지속성이 전반적으로 줄어드는 것으로 나타났는바, 이는 앞서 2-변수 B-Q 모형과 일치되는 결과이다. 한편, FEVD 분석 결과에 따르면, 실질GDP 증가율의 변동과 실업률의 변동을 설명하는 데 있어 가격충격의 기여도가 가장 큰 것으로 나타나, 석유파동이 당시 우리 경제에 미쳤던 영향을 가늠케 하고 있다.

둘째, 제2차 석유파동의 후폭풍 및 정정불안으로 부진하게 출발했다가 속칭 3低 현상(低유가, 低금리, 低환율)의 여파로 호황을 구가하던 제II기(1980년대)에 대한 IR 및 FEVD 분석 결과인데, 1970년대와 비교하여 충격반응의 크기 및 지속성(persistence)이 증가한 것과 예측오차분해에서 실질 GDP 성장률 변동에 대한 가격충격의 기여분이 다른 충격에 비하여

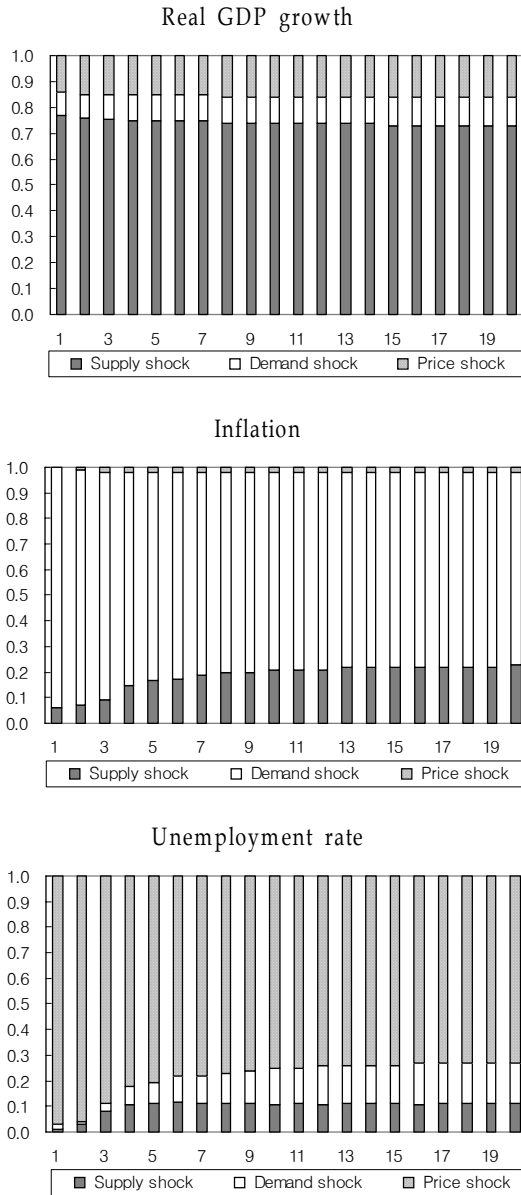
27) 이 같은 결과는 전체 기간을 네 개의 소구간으로 나눈 경우에도 대체적으로 확인되었다.

[Figure 4] Impulse Response of the 3-variable B-Q Model (1970. 1/4~2007. 2/4)



Note: The dotted lines are 95% confidence intervals.

[Figure 5] Forecast Error Variance Decomposition of the 2-variable B-Q Model
(1970. 1/4~2007. 2/4)



크게 나타난 점이 주목된다. 이는 3低 호황의 구성요소들이 대부분 가격충격에 해당하는 것과 궤를 같이한다.

셋째, 제Ⅲ기(1990년대)에 대한 IR 및 FEVD 분석 결과를 해석함에 있어 우선 염두에 두어야 할 것은 이 기간의 후반부에 해당하는 1997년 4분기에 외환위기가 발생했다는 사실이다. 우선 충격반응의 경우 물가를 제외한 실질GDP 및 실업률의 반응의 크기가 이전에 비해 커졌다. 특히, 생산성충격에 대한 실업률의 반응이 훨씬 민감해진 것으로 나타났는데, 이는 외환위기 이후 취해진 급격한 기업구조조정이 경기침체에 따른 실업률의 민감도를 상승시켰기 때문으로 해석된다. 한편, 이 기간에 대한 예측오차분해 결과는 이전 시기에 비하여 각 충격요인의 상대적 기여도 차이가 많이 줄어든 모습을 보여주고 있다.

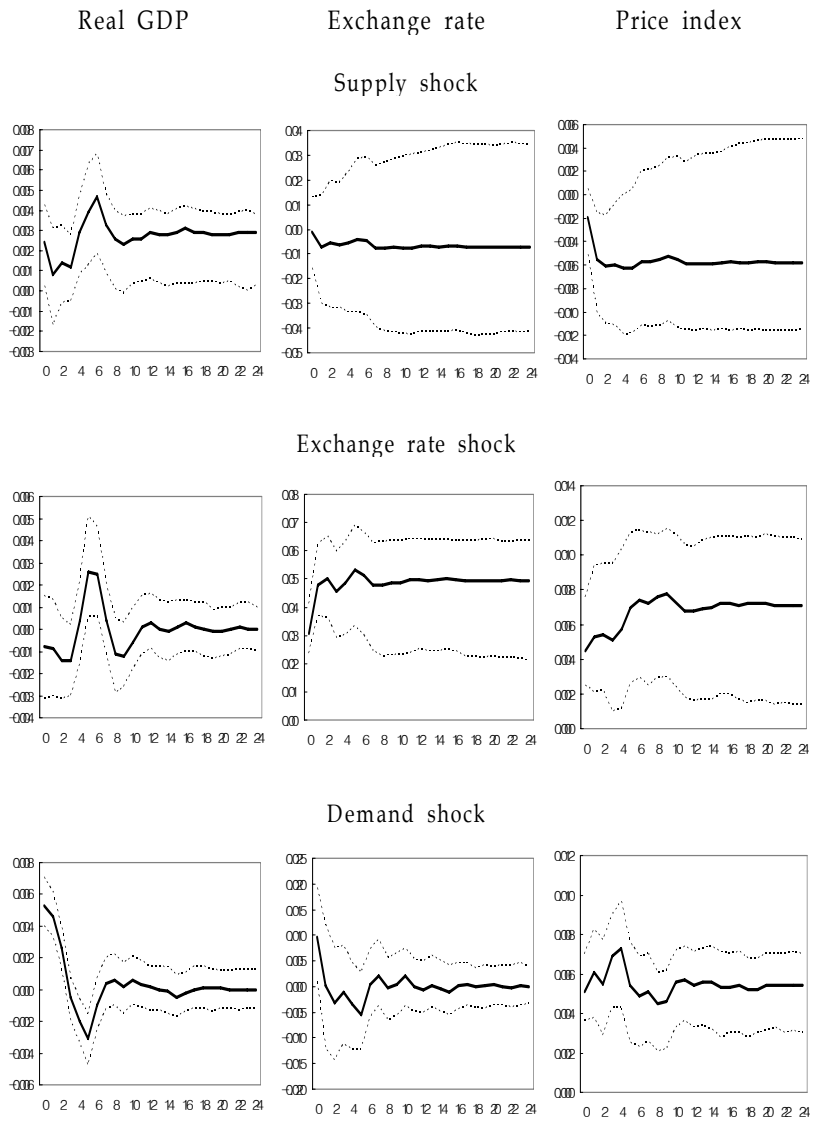
넷째, 제Ⅳ기(2000년대)에 대한 분석 결과에서 가장 두드러지는 점은, 충격반응이 이전 시기(제Ⅱ기와 Ⅲ기)와 비교할 때 반응의 크기가 작아졌을 뿐 아니라 지속성에 있어서도 짧아졌다는(20분기 내외) 것이다. 이 같은 사실은 2000년대 이후 경기변동의 진폭이 완화되었다는 [Figure 1]의 관찰과 일치하는 것으로 판단된다. 한편, 예측오차분산분해 결과에서는 이전에 비해 생산성충격이 실질 경제성장률 변동에 기여하는 비중이 크게 증가하였음을 보여준다.

다. 물가안정목표제 및 변동환율 체제를 고려한 모형

앞서 B-Q 모형이 외환시장(혹은 해외 부문)과 통화정책 결정방식에 대해 명시적인 가정을 하지 못한 것에 대한 보완책으로 Stock and Watson(2002)류의 New Keynesian 선형모형을 채택하였다. 외환 위기를 전후로 환율결정방식은 고정에서 변동환율체제로, 통화정책은 총통화관리제에서 물가안정목표제로 전환되었음은 주지의 사실이다. 이를 반영하여, 본 소절에서는 물가안정목표제 및 변동환율체제를 고려한 SVAR 모형을 분석한다. 다만, 외환위기 및 그 이후의 회복과정이 결과에 미칠 영향을 배제하기 위하여 2000년 1분기부터 2007년 2분기까지의 자료를 분석에 사용한다.

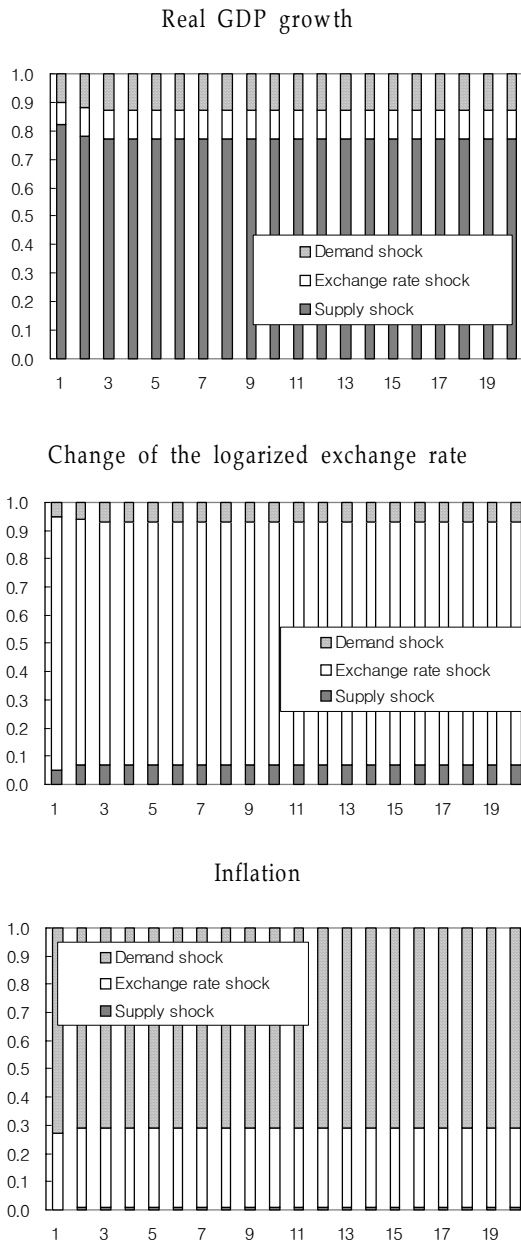
실질GDP 성장률(Δy_t), 물가상승률(π_t), 그리고 대미 환율 변동률(Δe_t)이 분석 대상 변수로 주어진 장기제약식하의 SVAR 모형을 추정한 결과가 [Figure 6]과 [Figure 7]에 정리되어 있다. 먼저 충격반응분석 결과에 따르면, 생산성충격은 실질GDP에, 수요충격은 물가에, 그리고 환율충격은 환율 자체 및 물가에 상대적으로 큰 영향을 미치는 것으로 보인다. 한편, 충격반응은 완전히 사라지기까지 30분기 정도의 시간이 소요되나, 대략 20분기 이후에는 영향력의 대부분을 상실하는 것으로 보인다.

[Figure 6] Impulse Responses (2000. 1/4~2007. 2/4)



Note: The dotted lines are 95% confidence intervals.

[Figure 7] Forecast Error Variance Decomposition (2000. 1/4~2007. 2/4)



다음으로 예측오차분해 결과에 따르면, 실질GDP 증가율, 환율변동률, 인플레이션의 변동을 설명하는 데 있어 각각 생산성충격, 환율충격, 수요충격의 기여도가 가장 크다는 것을 알 수 있다. 이와 같은 결과는 실물부문과 화폐부문의 상호 독립성이 어느 정도 인정된다는 방증으로 해석된다. 특히, 대미 환율의 경우 다른 부문의 충격(수요충격이나 공급충격)에 비해 자체 충격(환율충격)의 설명력이 절대적인데, 이는 대미 환율이 국내 요인보다는 해외 요인에 의해 좌우되는 경향이 강함을 확인시켜 주는 것이다.

라. 통화총량제 및 고정환율체제를 고려한 확장모형

이번에는 총통화관리제 및 고정환율체제하의 SVAR 모형을 분석한다. 따라서 분석 대상 기간으로 외환위기 이전의 총통화관리제 및 고정환율체제가 유지되었던 기간을 택한다. 다만, 앞서 소개한 물가안정목표제 및 변동환율체제를 고려한 모형과의 균형을 유지하기 위해 분석기간은 1988년 1분기부터 외환위기 직전인 1997년 3분기까지로 잡는다.

실질GDP 성장률(Δy_t) 및 물가상승률

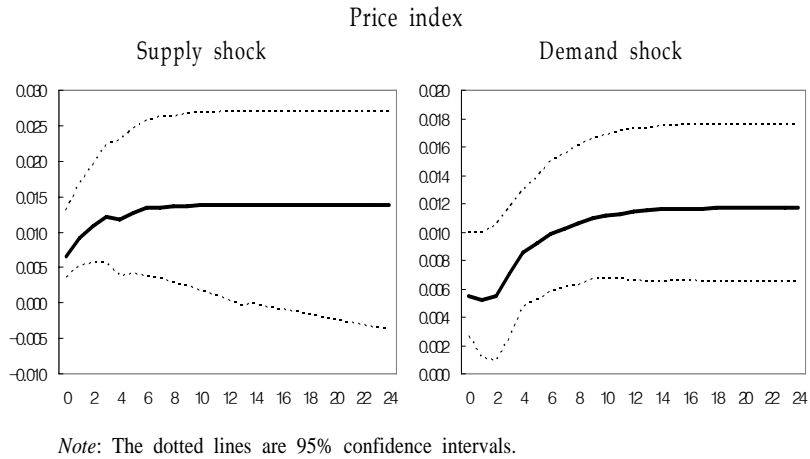
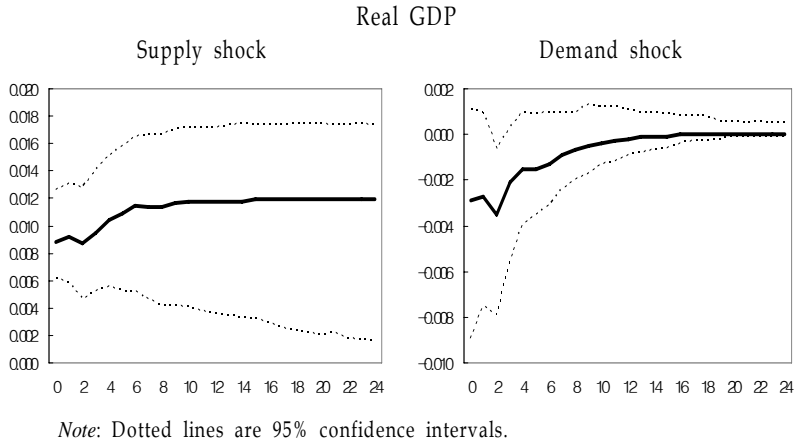
(π_t)을 이용하여 주어진 장기제약식하의 SVAR 모형을 추정된 결과가 [Figure 8]과 [Figure 9]에 정리되어 있다. 먼저 충격반응분석 결과에 따르면, 실질GDP와 물가 모두 공급충격에 상대적으로 큰 반응을 보이는 것으로 나타났다. 다만, 공급충격이 물가에 미치는 영향에 있어 통계적 유의성이 인정되는 기간의 길이가 12분기 정도로 수요충격이 유의하게 영향을 미치는 기간에 비해 짧은 것으로 나타났다. 한편, 충격반응은 완전히 사라지기까지 30~40분기 정도의 시간이 소요되는 것으로 보인다.

다음으로 예측오차분해 결과는 실질GDP 증가율의 변동을 설명하는 데 있어 생산성충격의 기여도가 가장 컸던 반면, 물가상승률에 대해서는 수요충격이 상대적으로 더 큰 설명력을 갖는 것으로 나타났다.

한편, 위의 결과를 앞서 소개한 물가안정목표제 및 변동환율체제를 고려한 SVAR 모형의 결과와 비교²⁸⁾해 보면 다음과 같은 점이 두드러진다. 우선, 1990년대(외환위기 이전)와 비교하여 2000년대(외환위기 이후)에는 전반적으로 충격반응의 크기가 작은 편이다. 요인별로는 1990년대에는 공급충격, 2000년대에는

28) 물론 물가안정목표제 및 변동환율체제를 고려한 SVAR 모형의 경우 ($\Delta y_t, \pi_t, \Delta e_t$)의 세 변수를 사용한 반면 통화총량제 및 고정환율체제를 고려한 SVAR 모형의 경우에는 ($\Delta y_t, \pi_t$)의 두 변수를 사용한 관계로 양자 간의 1 대 1 비교가 가능하지 않다. 하지만 여기서는 양자 간의 차이를 감안하여 공통되는 분석 결과를 중심으로 비교를 시도하며, 이전의 B-Q 2-변수, 3-변수 모형의 소구간별 분석결과를 동원하여 그 해석을 돕는다.

[Figure 8] Impulse Responses (1988. 1/4~1997. 3/4)



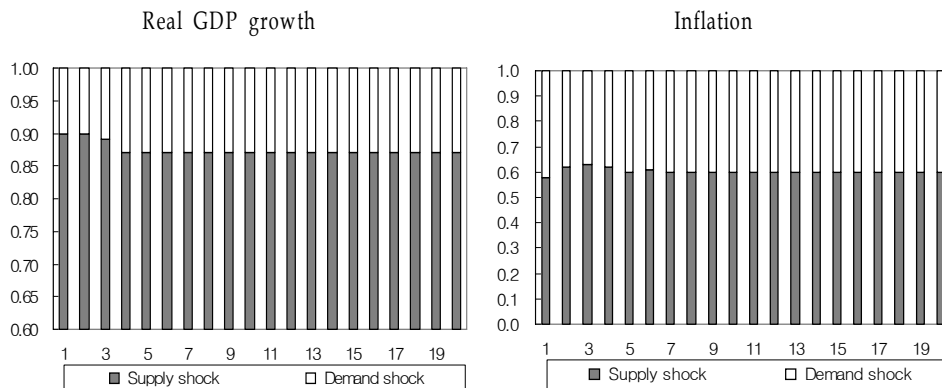
수요충격이 미치는 파장의 크기가 상대적으로 두드러진다.

또한 예측오차분해 결과에 따르면, 2000년대에는 물가상승의 대부분이 수요충격(70%)에 의해 설명되는 반면 실질 GDP 성장률은 주로 공급충격(80%)에 의해 설명된다. 이는 1990년대에는 물가상

승의 40%만이 수요충격에 의해 설명되고 실질GDP 성장률의 87%가 공급충격에 의해 설명되었던 것과 사뭇 달라진 모습이다.

그중 특히 앞서 소개한 B-Q 2-변수 및 3-변수 모형의 경우와는 달리 실질GDP 성장률의 변동을 설명하는 데 있어 공급

[Figure 9] Forecast Error Variance Decomposition (1988. 1/4~1997. 3/4)



부문 충격의 기여도가 1990년대에 비해 2000년대에 들어 다소 떨어진 모습을 보이는바, 이에 대해서는 다음과 같은 추가적인 해석이 가능하다. 우선, 양자 간 설명력의 차이가 그리 크지 않아(80% 대 87%) 실질GDP 성장률 변동을 설명하는데 있어 2000년대에 들어 공급부문 충격의 기여도가 낮아졌다고 주장하기 어려워 보인다. 둘째, 2000년대의 분석에서 사용된 대미 환율이 1990년대를 분석하는 모형에서는 사용되지 않아, 1990년대 환율충격²⁹⁾의 많은 부분이 공급충격으로 인식되었던 것으로 보인다. 셋째, 대미 환율 대신 통화량 증분(Δm_t)을 추가한 3-변수 SVAR을 1990년대 자료에 적용·추정한 결과, 실질GDP 성장률 변동에 대한 공급충격의 기여도가 종전에 비해

10% 정도 낮아졌으며, 이는 2000년대에 비해 낮은 수준이다.

V. 결 론

한 경제의 성장을 끝없이 발생하는 다양한 충격에 대한 누적 반응의 산물이라고 정의할 때, 본 연구에서는 우리나라의 경제를 오늘에 이르게 한 다양한 충격들을 식별하고 각각의 상대적 기여도를 구분하고자 하였다. 이를 위해 Blanchard and Quah(1989)가 제시한 바와 같이 장기 제약식을 사용하는 SVAR을 네 개의 경제모형에 적용하였는바, 여기에는 B-Q (1989)의 2-변수 모형과 이를 확장한 3-변

29) 변동환율제도하에서처럼 환율이 매 시간 변하는 것은 아니지만, 고정환율제도하에서도 환율은 오랜 기간 한 수준에 고정되어 있는 것은 아니며, 때때로 통화당국에 의해 조정된다. 이때 발생하는 환율 변동이 1990년대를 추정한 2-변수 모형에서는 공급 측 충격으로 인식되었을 가능성이 높다.

수 모형, 그리고 Stock and Watson(2002)에 기초하여 외환시장체제와 통화정책을 기준으로 확대·변형한 New Keynesian류의 두 모형이 포함된다.³⁰⁾

먼저, B-Q(1989)의 2-변수 모형은 비교를 위한 기준 사례(benchmark)로 선정되었으며, B-Q의 3-변수 확장모형은 한국경제를 분석함에 있어 충격변수를 추가하는 방식의 시도가 어떤 의미를 갖는지 살펴보기 위해 선택되었다. 그리고 뒤이은 두 개의 New Keynesian 모형은 1997년 외환위기 이후에 있었던 외환가격결정체제(고정환율제도→변동환율제도)와 통화정책기조(통화충량제→물가안정목표제)의 변동을 반영하여, 경제시스템 변화에 따라 충격전달경로(shock transmission channels)가 바뀌었을 가능성을 점검하는 차원에서 선택되었다.³¹⁾

일단 각 모형에서 분석 대상 변수를 여러 충격의 선형함수로 표현하고, 이로부터 도출된 장기제약식을 부여하여 SVAR모형을 추정하였다. 그 결과를 충격반응 및 예측오차분해의 형식으로 정리·비교한 결과 다음과 같은 두 가지 공통점을 발견할 수 있었다.

첫째, 경제성장률의 변동은 생산성의 충격에 주로 기인하며, 이와 같은 경향은

2000년대 이후 더 강해진 것으로 보인다. 이는 2000년대 이후 우리 경제의 성장이 잠재성장률과 밀접한 관계를 갖고 있음을 시사한다.

둘째, 2000년대 이후 충격반응의 크기나 지속성이 전반적으로 줄어드는 경향이 있다. 무역의존도가 높은 우리 경제상황에 비추어 볼 때 2000년대의 전 세계적인 저금리, 저인플레이션 및 견실한 성장세, 그리고 중국경제의 부상이 자본 및 수출·수입 수요의 안정적인 확보를 도모하여, 특히 각 부문 충격이 경제에 미치는 영향을 반감시켰을 개연성이 있다.

분석에 사용된 모형과 식별에 사용된 충격의 다양한 조합에도 불구하고 위의 두 가지 패턴은 일관되게 관측된다. 특히, 자료의 제약을 감안하여 시차를 1로 줄인 추정 결과에서도 이 두 가지 패턴은 지지되는 것으로 나타났다.³²⁾ 이와 같은 결과에 비추어 볼 때, 2000년 이후 우려되고 있는 우리나라의 경제성장률 저하 현상은 잠재성장률 하락과 궤적을 같이 하는 것으로 판단된다.

한편, 이 두 현상의 배후에는 물가안정 목표제 및 변동환율제도의 도입과 같은 시장친화적인 정책환경 변화로 인해 각 부문 충격이 경제에 미치는 영향력이 감

30) Blanchard and Quah(1989)류의 두 모형은 폐쇄경제를 가정하였으며, 통화정책에 대한 어떤 설명도 담고 있지 않다. 반면, New Keynesian류의 두 모형은 개방경제는 물론 특정 통화정책 기조를 가정한다.

31) 이 점을 지적해 주신 익명의 검토자에게 감사드린다.

32) 공간을 절약하기 위해 1의 시차를 부여한 경우의 SVAR 추정 결과는 보고하지 않는다.

소하거나 충격 자체가 줄어들었을 가능성이 자리하고 있다. 특히, 공급부문 충격과 비교할 때 수요부문 충격의 상대적인 크기 및 경제에 미치는 영향력이 감소한 것으로 판단된다. 더불어 미국 연방

준비은행 주도의 초저금리정책이 전 세계적인 공조³³⁾하에 상당히 성공적으로 수행된 점(적어도 2000년대 전반기까지는)도 이와 같은 현상에 기여한 것으로 보인다.

33) 중국경제의 부상이 이와 같은 초저금리 기조를 지지해 준 측면이 있었음을 간과할 수 없을 것이다.

참 고 문 헌

(In Korean)

- Kim, Kwon Sik, "Impacts of Foreign Shocks on Domestic Macroeconomic Fluctuations," Policy References, No. 05-06, KIEP, 2005.
- Shim, Jae Woong, "외환위기 이후 경기변동의 요인별 분해와 시사점," 연구보고서, LGERI, 2001.
- Oh, Hyoung-Seok, "Structural Break in Potential Growth and Business Cycle after Korean Currency Crisis," Working Paper, Vol. 21 No. 1, Bank of Korea, 2007.

(In English)

- Amisano, G. and C. Giannini, *Topics in Structural VAR Econometrics*, 2nd ed., Heidelberg, Springer, 1997.
- Blanchard, O. J. and D. Quah, "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances," *American Economic Review*, Vol. 79, 1989, pp.655~673.
- Blanchard, O. J. and R. Perotti, "An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 117, 2002, pp.1329~1368.
- Christiano, L., M. Eichenbaum, and C. Evans, "Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?" *Handbook of Macroeconomics* 1A, 1999, pp.65~148.
- Hamilton, J., *Time Series Analysis*, Princeton, 1994.
- Hur, S., "Measuring the Effectiveness of Fiscal Policies in Korea," in T. Ito and A. Rose(eds.), *Fiscal Policy and Management in East Asia*, Ch. 3 in NBER-EASE series #16, Univ. of Chicago Press, 2007.
- Hur, S. and T. Sung, *The Impact of Lifting Liquidity Constraints on the Distributions of Consumption, Assets and Debts*, KDI Policy Study 2003-03, 2003.
- King R., C. Plosser, J. Stock, and M. Watson, "Stochastic Trends and Economic Fluctuations," *American Economic Review*, Vol. 81, 1991, pp.819~840.
- Leeper, A., C. Sims, and T. Zha, "What Does Monetary Policy Do?" *Brookings Papers on Economic Activity*, 1996.
- Lippi, M. and L. Reichlin, "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances: Comment," *American Economic Review*, Vol. 83, 1993, pp.644~652.
- McCallum, B., *Monetary Economics: Theory and Policy*, Maxwell McMillan, 1989.
- Rothenberg, T. and J. Stock, "Inference in a Nearly Integrated Autoregressive Model with Non-normal Innovations," *Journal of Econometrics*, 1997, pp.269~286.
- Stock, J. and M. Watson, "Has the Business Cycle Changed and Why?" NBER Macroeconomics Annual 2002, pp.159~218.