

碩士學位論文

구조VAR모형을 이용한 고전적 이분법에
대한 실증분석

-한국 · 미국 · 일본 비교분석-

指導教授 姜起春

濟州大學校 經營大學院

産業經濟學科 經濟學專攻

吳知娟

2004年 12月

구조VAR모형을 이용한 고전적 이분법에 대한 실증분석

-한국·미국·일본 비교분석-

指導教授 姜起春

吳知娟

이 論文을 産業經濟學 碩士學位 論文으로 提出함.

2004년 12월

吳知娟의 産業經濟學 碩士學位論文을 認准함.

委員長 _____ 印

委員 _____ 印

委員 _____ 印

濟州大學校 經營大學院

2004年 12月

목 차

제 1 장 서 론	1
제1절 연구의 의의와 목적	1
제2절 연구의 범위 및 방법	2
제 2 장 실증분석 모형	4
제1절 VAR모형	4
제2절 구조VAR모형	8
제3절 선행연구.....	10
제 3 장 단위근 및 공적분 검정	13
제1절 단위근 검정	13
1. Dickey-Fuller검정	14
2. ADF(Augumented Dickey-Fuller)검정	17
3. Phillips-Perron(PP)검정	18
4. 단위근 검정결과	19
제2절 공적분 검정	20
제 4 장 실증모형의 추정 및 분석	23
제1절 VAR모형	23
1. 인과성 검정	23
2. 중립성 검정	26
3. 충격반응함수	27

4. 예측오차의 분산분해	32
제2절 구조VAR모형	36
1. 모형 설정 및 추정	36
2. 충격반응함수	39
3. 예측오차의 분산분해	44
제3절 IMF 경제체제 전후의 한국경제 구조변화 분석	48
1. 단위근 및 공적분 검정	49
2. 인과성 및 중립성 검정	51
3. 구조VAR모형의 설정 및 추정	53
4. 충격반응함수	55
5. 예측오차의 분산분해	58
제 5 장 요약 및 결론	61
참고문헌	63
ABSTRACT	65

표 목 차

<표3-1> Dickey-Fuller 검정	19
<표3-2> ADF 검정	20
<표3-3> Philips-Perron 검정	20
<표3-4> Engle and Yoo 검정	22
<표3-5> 한국의 인과성검정	24
<표3-6> 미국의 인과성검정	24
<표3-7> 일본의 인과성검정	25
<표3-8> 생산에 대한 통화의 중립성 검정	27
<표4-1> VAR모형의 통화충격에 대한 모형내 변수의 반응계수	28
<표4-2> 한국의 VAR모형 예측오차 분산분해	33
<표4-3> 미국의 VAR모형 예측오차 분산분해	34
<표4-4> 일본의 VAR모형 예측오차 분산분해	35
<표4-5> 한국의 구조VAR모형의 추정결과(차분변수).....	38
<표4-6> 미국의 구조VAR모형의 추정결과(차분변수).....	38
<표4-7> 일본의 구조VAR모형의 추정결과(차분변수).....	39
<표4-8> 구조VAR모형의 통화충격에 대한 모형내 변수의 반응계수(차분변수)	40
<표4-9> 한국의 구조VAR모형 예측오차 분산분해	45
<표4-10> 미국의 구조VAR모형 예측오차 분산분해	46
<표4-11> 일본의 구조VAR모형 예측오차 분산분해	47
<표4-12> IMF전후의 Dickey-Fuller 검정	49

<표4-13> IMF전후의 ADF 검정	49
<표4-14> IMF전후의 Philips-Perron 검정	50
<표4-15> IMF전후의 Engle and Yoo 검정	50
<표4-16> IMF이전의 인과성 검정	51
<표4-17> IMF이후의 인과성 검정	51
<표4-18> IMF전후의 생산에 대한 통화의 중립성 검정	52
<표4-19> IMF이전의 구조VAR모형의 추정결과(차분변수)	54
<표4-20> IMF이후의 구조VAR모형의 추정결과(차분변수)	54
<표4-21> IMF전후의 통화충격에 대한 모형내 변수의 반응계수	55
<표4-22> IMF전후의 예측오차 분산분해	59

그림 목 차

<그림3-1> 각 나라별 인과성 검정	25
<그림4-1> 한국의 VAR모형 충격반응함수(증가율)	29
<그림4-2> 한국의 VAR모형 누적충격반응함수	29
<그림4-3> 미국의 VAR모형 충격반응함수(증가율)	30
<그림4-4> 미국의 VAR모형 누적충격반응함수	30
<그림4-5> 일본의 VAR모형 충격반응함수(증가율)	31
<그림4-6> 일본의 VAR모형 누적충격반응함수	31
<그림4-7> 한국의 구조VAR모형 충격반응함수(증가율).....	41
<그림4-8> 한국의 구조VAR모형 누적충격반응함수	41
<그림4-9> 미국의 구조VAR모형 충격반응함수(증가율)	42
<그림4-10> 미국의 구조VAR모형 누적충격반응함수	42
<그림4-11> 일본의 구조VAR모형 충격반응함수(증가율)	43
<그림4-12> 일본의 구조VAR모형 누적충격반응함수	43
<그림4-13> IMF전후의 인과성 검정	52
<그림4-14> IMF이전의 구조VAR모형 충격반응함수(증가율)	56
<그림4-15> IMF이전의 구조VAR모형 누적충격반응함수	56
<그림4-16> IMF이후의 구조VAR모형 충격반응함수(증가율)	57
<그림4-17> IMF이후의 구조VAR모형 누적충격반응함수	57

第 1 章 序 論

제1절 연구의 의의와 목적

거시경제학은 소득증대, 가격변화, 실업률 등과 같은 경제 전반에 걸친 연구를 하는 분야이다. 거시경제학자들은 경제가 전반적으로 어떻게 운용되는지 설명하고, 거시경제변수들에 관한 자료를 수집하며 이를 설명하기 위한 일반적인 이론을 도출한다. 그리고 경제상황의 향후 발전방향을 예측한다. 이러한 경제이론의 검증 및 예측을 위해서는 경제학의 한 분야인 계량경제학이 중요한 역할을 하는데 이는 각 분야에서 개발된 경제이론이 현실경제를 설명하는 데 적합한 이론인지를 실제 경제자료를 대상으로 분석하는 것이라 할 수 있다. 변수간의 관계를 규명할 수 있는 계량모형이 도출되면, 이를 이용하여 한 변수의 변화가 다른 경제변수에 어떤 영향을 미치는지를 분석할 수 있다.

최근 거시계량경제학(macroeconometric)은 거시경제변수들간의 상호관계가 어떠한지를 밝혀내는 한 분야로서, 변수들간의 원인과 전달과정을 실증분석을 통해 밝힘으로써, 경제정책을 수립하는데 도움을 주고 있다.

이러한 실증분석의 계량모형은 크게 구조모형(structural model)과 시계열 모형(time series model) 등 두 가지로 나뉘어진다. 구조모형은 특정 경제이론에 근거하여 주요 변수간의 함수관계를 설정하고 이를 근거로 경제구조 분석은 경제정책 평가 및 예측을 수행하는데 주로 쓰인다. 그러나 구조모형은 분석가가 어떤 논리를 선호하는가에 따라 모형이 작성되므로 분석가의 선형적 주관이 지나치게 많이 반영된다.¹⁾ 또한 식별문제를 해결하기 위하여 모형 내의 변수들을 내생과 외생변수로 구분하게 되는데, 이 과정 또는 모형작성자의 자의적인 판단 내지 주관에 따라 변수의 구분이 이루어진다는 문제가 있다.²⁾

반면에 시계열모형은 과거 관측치에 내재되어 있는 규칙성을 찾아내어 그 규칙성이 미래에도 지속된다는 가정 하에 예측을 수행한다. 모형작성이 용이하고 예측의 정밀도를 높일 수 있다는 데에서 장점을 찾을 수 있다. 따라서 최근에는 VAR(Vector Auto Regressive)모

1) Lucas, Jr. and T. J. Sargent(1980)의 pp.1~48 참고할 것

2) 외생성(外生性)을 검증하는 방법에 관한 논문은, C.A. Sims,(1980)의 pp.540~552 참고할 것

형이 기존의 구조모형이 갖는 단점을 보완할 수 있는 특성을 갖고 있어 예측에서 활용이 보편화되고 있다. VAR이라는 이름은 시계열벡터(vector)들을 서로 연관시킬 때 모형내의 모든 변수의 과거 관측치들을 이용하므로 형태상 자기회귀(autoregressive)함수의 모양을 갖게 되는 데서 유래한 것이다.

본 논문은 1970년부터 2003년까지 한국을 비롯한 일본, 미국 3개국간의 통화량, 생산, 물가, 이자율 등 거시경제변수들간의 관계, 즉 통화의 중립성, 인과관계, 통화량 변동의 단기효과를 분석해 보는데 그 목적이 있다. 특히 고전학파의 이분법(classical dichotomy)이 각 나라에 적용되는 지에 중점을 두면서 통화공급의 변화가 실질변수에 영향을 미치는지 살펴본다.

제2절 연구의 범위 및 방법

본 논문의 실증분석에 이용된 자료는 한국은 1970년 3분기부터 2003년 3분기, 미국은 1970년 1분기부터 2003년 4분기, 일본은 1970년 1분기부터 2003년 1분기까지의 국내총생산(gdp), 총통화(m3), 소비자물가지수(p), 국공채수익률(r) 등이다. 여기에서 국공채 수익률은 나라마다 대표하는 수익률이 달라서 한국은 3년, 미국 및 일본은 5년을 대표하는 수익률을 선택하였다. 그리고 국공채수익률을 제외한 다른 모든 자료들은 로그변환을 한 뒤 분석에 이용하였으며, 국내총생산(gdp), 총통화(m3)는 X-12-ARIMA를 이용한 계절조정을 하였다.³⁾

본 논문에서 사용된 계량분석의 기법은 VAR모형과 구조VAR모형(Structural)이다. Sims(1980)에 의해 도입된 VAR모형은 기존 구조모형의 식별문제가 너무 자의적(ad hoc)이므로 내생 및 외생변수의 구분을 없애고 자료가 가지고 있는 정보를 최대한 활용하자는 대표적인 시계열모형이다. 이 모형은 방정식의 체계인데 각 방정식은 자기 변수의 시차변수를 포함할 뿐만 아니라 모형 내 모든 다른 변수들의 시차변수까지도 포함한다. 이 모형은 방정식의 규모가 크지 않고 대부분의 경제분석에 쉽게 적용할 수 있는 장점을 가지고 있어 경제 예측 뿐만 아니라, 경제변동의 분석에도 널리 이용되고 있다. 그러나 경제모형에 근거하지

3) 국내총생산(gdp), 총통화(m3), 소비자물가지수(p), 국공채수익률(r)의 데이터는 IMF, International Financial Statistics(IFS), 2004.4.1 자료를 이용하였다.

않는 모형(atheoretical model)이라는 것과 변수의 선정과 변수들간의 동태적인 관계를 나타내는 시차의 수를 정하는 것이 자의적이라는 단점이 있다. 한편, 구조VAR모형은 모형자체가 크지 않고 경제이론이 뒷받침이 된 모형이라는 점에서 경제변동을 분석하는데 유용한 모형으로 최근에 많이 쓰이고 있다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 실증분석 모형에 대한 이론적 고찰과 기존의 선행연구를 살펴보고, 제3장에서는 단위근 및 공적분 통계검정에 대해서 살펴볼 것이다. 거시경제변수들간의 안정성 여부를 먼저 살펴보아야 하는데 각 나라 모두 차분안정(difference stationary)계열 즉 단위근이 있다는 것을 확인할 수 있었고, 불안정 시계열 사이에 안정적인 시계열을 생성하는 선형결합 즉 변수들간의 장기적인 균형관계를 나타내는 공적분은 한국과 미국, 일본에서 모두 공적분이 존재하지 않은 것으로 밝혀졌다. 따라서 차분변수로 전환한 VAR모형이 한국과 미국, 일본의 경우는 적절한 것으로 나타났다. 제4장에서는 VAR 모형 및 구조VAR모형 등 실증모형을 추정하고 분석한다. 먼저 통화의 중립성 및 인과성을 검정해 보았다. 통화의 중립성은 한국과 일본은 성립하지 않는 것으로 밝혀졌다. 5% 유의수준하에서 귀무가설을 기각할 수 있어 즉 통화증가율은 생산증가율의 원인변수가 되는 것으로 나타났다. 그러나 미국에서는 통화의 중립성이 성립하는 것으로 나타났다. 미국은 통화가 생산의 원인변수가 되지 않으며, 즉 통화와 생산에는 인과관계가 없다는 것이 밝혀졌다. 또한 충격반응함수와 오차분산의 분해를 이용하여 각 충격에 대한 거시경제변수들의 동태적인 반응을 살펴보고, 모형 내 변수들의 변동을 설명함에 있어서 통화충격의 중요도를 측정해 보았다. 마지막으로 IMF 경제체제 전후의 한국 경제변동상황에 대해서 살펴보았다. 제5장에서는 본 연구의 연구결과를 요약하고 연구의 한계점 및 향후 연구과제에 대하여 알아본다.

第 2 章 실증분석 모형

제1절 VAR모형

경제규모의 확대와 경제구조 변화 등은 불확실성을 증대시켜 결국 정확한 예측을 점점 더 어렵게 만들고 있다. 따라서 이론적 배경이 다소 약화되더라도 미래에 대한 예측을 보다 정확하게 수행할 수 있는 방법의 필요성이 그 어느 때보다도 절실하게 요청되어 왔다.

전통적인 회귀분석에 의존하는 구조방정식모형은 특정 경제이론에 근거한 주요변수간의 인과관계적 함수관계를 현실에서 관측한 자료를 이용하는 통계적 검증을 거쳐 그 현실타당성 내지 객관타당성을 확인하고, 이를 근거로 경제구조 분석은 물론 경제정책 평가와 미래 예측을 수행하는 데 주로 쓰여왔다. 물론 방정식의 수가 아주 큰 연립방정식모형의 경우에는 구조방정식보다는 유도방정식에 의해 주로 예측이 이루어져 왔고 나아가서는 각 내생변수를 단순히 외생변수만의 함수로만 보는 유도방정식에 해당 내생변수의 과거 시차변수를 동시에 설명변수에 포함시키는 방법이 자주 활용되어 왔다. 그런데 이러한 구조모형은 몇 가지 이유로 미래 예측에 관한 한 점차 그 입지가 약화되어 왔다. 먼저 구조적 변화가 급속히 진행되는 시기에 이를 적절히 고려하여 분석 할 수가 없는 문제가 있다. 구조모형은 각 방정식의 종속변수를 불과 몇 개의 설명변수에 의해 영향을 받으며,⁴⁾ 그것도 고정된 크기(fixed value of the regression coefficients)의 영향을 계속 받는 것으로 이해해야 하는 경직성을 애초부터 갖고 있기 때문이다.⁵⁾ 다음으로 구조모형의 설정은 기본적으로 잘 정의된 경제이론이나 가설 또는 직관에 근거하여 이루어지며, 분석가가 어떤 논리를 선호하는가에 따라 모형이 작성되므로 분석가의 선형적 주관(a priori restriction)이 지나치게 많이 반영된다는 문제가 있다. 또한 구조모형은 일반적으로 식별문제를 해결하기 위하여 모형 내의 변수들을 내생변수와 외생변수로 구분하는데, 이 과정 또는 모형작성자의 자의적인 판단 내지

4) 이는 어느 종속변수에 대해 영향을 줄 수 있는 많은 변수 중 중요하다고 간주된 변수들만 설명변수로 채택함으로써 여타변수는 하등의 영향도 주지 않는 것으로 가정한 셈이되는데, 이는 여타변수의 회귀계수가 마치 “0”이라고 가정한 결과 마찬가지여서 이를 “0의 제약”(zero restriction)이라고도 한다.

5) 가변계수(varying parameter)모형이나 합리적 기대모형 등에 의해 고정계수값 문제가 다소 완화는 될 수 있지만 이를 일일이 고려하여 예측하는 것은 역시 번거로운 과정이다.

주관에 따라 변수의 구분이 이루어진다는 문제가 있다. 결국 이와 같은 경직성과 주관성으로 인해 구조의 변화나 여건변화 자체는 물론 이에 대응하는 경제주체의 행태변화를 적절히 고려할 수 없다는 한계성이 점차 크게 인식되면서 구조방정식에 의한 예측에 큰 회의가 야기되었다.

구조방정식모형에 의한 예측능력에 회의가 일면서 ARIMA모형을 이용한 예측이 크게 주목을 받게 되었고, 이로 인하여 시계열분석이론이 크게 발전하는 계기를 맞기도 하였다. 시계열분석은 어느 한 경제변수에 대한 현재까지의 관측치에 내재되어 있는 규칙성을 찾아내어 그 규칙성이 미래에도 지속된다는 가정하에 예측을 수행하는 방법론이다. 모형작성이 용이하고 예측의 정밀도를 높일 수 있다는 데에서 장점을 찾을 수 있다. 그러나 이 방법론은 변수들 사이의 상호작용을 전혀 무시하는 일변량분석(一變量分析)이라는 문제점을 피할 수 없다.

Litterman과 Sims 등 단기예측을 주목적으로 개발된 VAR모형(Vector Autoregressive model)은 이상과 같은 기존의 두 가지 분석방법이 갖는 단점을 보완할 수 있는 특성을 갖고 있어 최근 들어 예측에서의 활용이 보편화되고 있다. VAR모형은 대체로 다음과 같은 장점을 갖고 있다. 먼저 모형작성자의 선형적 주관을 가급적 배제하여 일반화된 유형의 모형으로 작성된다. 즉, 모형내의 각 변수는 자신의 시차변수와 모형내의 모든 여타 변수의 시차변수들을 동시에 설명변수로 삼는다. 그러므로 이 모형에서는 내생변수와 외생변수의 주관적인 구분이 필요하지 않고 특정 계수를 '0'이라 보는 가정(zero restriction) 또한 불필요하여 특정 이론의 지배를 전혀 받지 않게 되는 것이다. 단지 이 모형작성에서 요구되는 것은 모형 내에 포함시킬 변수들을 선정하는 것 뿐이다. 또한 일반적으로 모형 내에 포함되는 변수가 많지 않아 실제 예측을 수행하는 데 비용과 시간이 많이 절약되고, 또 대규모 모형에서 제기되는 자료의 수집과 변형의 번거로운 문제도 없다. 마지막으로 베이지안추정법을 도입함으로써 최우법(最尤法)을 적용할 수 있는 확률예측 모형이 개발되었고, 지금까지 VAR모형에 의한 예측은 대체적으로 양호한 것으로 평가되고 있다.

반면에 VAR모형은 다음과 같은 문제점도 가지고 있다.⁶⁾ 먼저 모형의 추정이나 분석결과는 결국 모형 내에 어떤 변수를 포함시키느냐에 주로 의존하며, 모형의 도입된 변수의 수가

6) VAR모형이 갖는 문제점을 체계적으로 분석한 논문 중 대표적인 것으로 T. F. Cooley and S. F. LeRoy, "Atheoretical Macroeconometrics: A Critique," *Journal of Monetary Economics*, vol.16(1985), pp.283~388이 있다.

대체적으로 적어 포함시킬 변수의 선정 결과에 따라 추정 및 자료분석 결과가 민감한 변화를 보일 수밖에 없다. 또한 VAR모형은 이론적 근거를 무시한 채 설정되므로 구조모형을 이용할 경우 가능한, 예컨대 정책효과분석이 많은 제약을 받으며 정책변수에 대한 연관효과(feedback effect)를 분석하려는 조건부예측 또한 수월하지 못하며 단순히 비조건부예측만을 주로 시행하는 방법론으로 남을 수밖에 없다.

VAR모형은 n개의 선형회귀방정식으로 구성되는데, 각 방정식은 각 변수들의 현재 관측치를 종속변수로 하고 자신과 여타 변수들의 과거 관측치들을 설명변수로 설정한다. 결국 VAR모형은 모형 내의 모든 변수의 현재 관측치를 내생(内生)변수로, 그리고 모든 시차변수들은 외생(外甥)변수로 간주하고 있는 셈이다. 이러한 모양의 방정식 체계는 동태적 선형연립방정식 형태로 정의된 구조방정식을 유도형 방정식체계로 전환시킨 모습과 같아진다.

$$\begin{aligned}
 (n \times 1)' &= A(L)X_t + e_t \\
 &= \sum_{k=1}^{\infty} A_k X_{t-k} + e_t \\
 &= \sum_{k=1}^l A_k X_{t-k} + e_t \quad (\text{시차를 } l \text{ 로 제한할 경우})
 \end{aligned} \tag{1}$$

원래 VAR 기본모형에서의 시차의 수는 무한대이지만 실제추정이 가능한 l 로 축소하여 추정하게 되는데, 회귀오차가 백색오차에 가까워질 수 있는 선에서 결정한다. 식(1)은 일종의 유도형 방정식이므로 보통최소자승법을 적용할 때 추정량은 일관성과 효율성을 갖게 된다. 그런데 식(1)과 같은 VAR모형을 추정할 경우 이용 가능한 시계열의 길이(관측치수)에 비해 추정해야 할 계수의 수(미지수의 수)가 지나치게 커져서 자유도를 급격하게 떨어뜨리고 나아가서는 예측 자체의 정확도를 크게 떨어뜨리는 결과를 초래한다는 문제를 내포하고 있다.⁷⁾

일단 추정이 성공적으로 이루어지면 추정식을 근거로 예측을 수행하게 되는데, 기본적인

7) 한편 설명변수간의 높은 상관관계가 나타날 공산이 크다는 문제가 예상되는데, 이는 상관관계가 없는 소수의 주성분으로 변환시킴으로써(주성분분석) 다중공선성문제를 해소함과 동시에 자유도의 손실문제를 해결할 수 있다. 뿐만 아니라 주성분분석의 도입으로 VAR모형의 가장 심각한 문제인 변수선택문제에 좋은 해결책이 되어 주기도 한다. 변수선택의 적합성 타진과 새로운 변수선택의 가능성을 아울러 제공해 주기 때문이다.

방법은 일종의 연쇄적 또는 단계적 예측(chain rule of forecasting)의 성격을 갖는다. 즉, 예측식은

$$\begin{aligned}
 X_{t+1} &= \sum_{k=1}^l A_k * X_{t+1-k} + \varepsilon_{t+1} \\
 X_{t+2} &= \sum_{k=1}^l A_k * X_{t+2-k} + \varepsilon_{t+2} \\
 &\vdots \\
 X_{t+h} &= \sum_{k=1}^l A_k * X_{t+h-k} + \varepsilon_{t+h}
 \end{aligned} \tag{2}$$

와 같이 설정하면 구체적인 예측결과는

$$\begin{aligned}
 P_t X_{t+1} &= \sum_{k=1}^l A_k * X_{t+1-k} \\
 P_t X_{t+2} &= \sum_{k=2}^l A_k * X_{t+2-k} + A_1 P_t X_{t+1} \\
 P_t X_{t+3} &= \sum_{k=3}^l A_k * X_{t+3-k} + A_1 P_t X_{t+2} \\
 &\vdots \\
 P_t X_{t+h} &= \sum_{k=h}^l A_k * X_{t+h-k} + \sum_{k=1}^{h-1} A_k P_t X_{t+h-k}
 \end{aligned} \tag{3}$$

식들에서 A_k 대신 추정치인 \widehat{A}_k 를 대입하여 얻게 되며, $P_t X_{t+i}$, $i=1, 2, \dots, k$ 는 i 단계 예측(i -step forecast)이라 칭하는데, 이는 t 기까지 이용 가능한 자료를 바탕으로 $t+i$ 기 이후를 예측한 값이다.

제2절 구조VAR모형

축약형(reduced form) VAR 모형의 경우 외부충격을 대표하는 교란항이 다른 변수의 교란항에 대하여 독립적이지 못하는 경우가 나타날 수 있어 이를 조정할 수 있는 방법을 연구하게 되었고, 그 방법으로 구조VAR모형(Structural VAR Model)이 제안되었다.

구조VAR모형의 특징은 축약형 VAR모형에서는 독립적으로 식별하지 못하였던 내생변수의 충격을 식별할 수 있도록 모형의 당기 구조교란항 계수행렬에 사전적 제약을 주고 당기 구조 계수행렬을 추정하는 것이다. 이러한 추정은 결국 다른 변수들의 충격에 독립적인 충격을 식별해 줌으로써 외생적 충격에 대한 변수들의 동적 반응을 추적 가능하게 해주는 것이다. 물론 이러한 추정을 위해서는 사전적 제약이 필요하고 이는 자칫 추정에 있어서 임의적인 영향력을 제공할 수 있다. 이러한 임의적인 영향력을 배제하기 위해서는 당기간 주고 받는 영향에 대하여 반드시 경제이론에 부합하는 경제적 인과관계를 전제하는 것이 필요하다. 이러한 인과관계에 의한 사전적인 제약은 가능한 임의성의 영향력을 배제할 뿐만 아니라 경제이론에 입각한 충격효과를 추정한다는데 의미를 부여할 수 있다.

구조VAR모형의 일반적인 형태는 다음과 같은 식으로 표현할 수 있다.

$$A(L)y=u \tag{4}$$

여기서 $A(L)$ 은 시차연산자 L 에 대한 다항계수 행렬($n \times n$)을 의미하며, y 는 변수벡터($n \times 1$)이고, u 은 외생적이고 상호 독립적인 구조교란항 벡터($n \times 1$)를 뜻하며, n 은 모형내 변수의 수를 의미한다. 식(4)의 좌변은 경제를 대표하는 변수가 시차구조 안에서 상호 반응하여 움직이는 모습을 나타내는 구조를 보여주고 있으며, 식(4)의 우변은 경제에 의하여 설명할 수 없는 외생적인 충격을 대표한다. 따라서 외생적이고 상호독립적인 충격이 발생할 때, 내생변수의 내부의 반응은 식(4)의 좌변에 의하여 결정될 수 있다. 이러한 일반적 형태는 다음과 같은 기본적인 가정을 전제로 하고 있다.

가정 1 과거의 변수($y(t-s)$)와 당기의 구조교란항($u(t)$) 사이에는 상관관계가 존재하지 않는다.

가정 2 구조교란항 상호간에는 상관관계가 존재하지 않는다.

가정 3 당기의 구조계수 행렬의 ($A_0=A(0)$)은 non-singular이다.

가정 4 A_0 의 대각항은 1이다.

식(4)의 일반적인 행태를 당기와 과거 시차에 해당하는 부분을 분리하여 표현하면 다음과 같은 식(5)를 얻을 수 있다.

$$A_0 = -A^0(L)y + u \quad (5)$$

식(5)는 축약형구조와 유사하나, A_0 의 대각항 이외의 항이 0이 아닐 수 있다는 점에서 차이가 존재한다. 식(5)를 기준으로 축약형구조(reduced form)를 표현하면 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$y = B(L)y + e \quad (6)$$

식(6)에서 A_0 를 앞에 곱하면, 식(5)와 축약형구조식(6)은 다음과 같은 관계가 존재함을 알 수 있다.

$$B(L) = -A_0^{-1}A_0(L) \quad (7)$$

$$A_0 e = u \quad (8)$$

이러한 관계를 이용하면, 외부충격에 대한 변수의 반응을 추정하는데 축약형VAR를 이용할 수 있다. 식(6)의 축약형구조는 e 가 당기의 구조교란항의 관계만을 포함하기 때문에 $y(t-s)$ 와 $u(t)$ 는 직교(orthogonal)조건을 가지게 되고, 따라서 전통적인 VAR 추정을 이용하여 $B(L)$ 의 추정치를 구할 수 있다.

이에 문제는 A_0 를 어떻게 추정하는가 하는 문제로 좁혀지게 되며 A_0 를 이용하면 외부

충격에 대한 경제변수의 동적반응을 추정할 수 있게 된다. A_0 를 추정하기 위해서는 당기의 변수들 간에 어떠한 상호작용이 발생하는가에 대한 사전적인 지식이 필요하며, 이러한 사전적 지식은 경제적 인과관계에 바탕을 두어야 한다. 이러한 사전적 경제관계를 바탕으로 A_0 의 제약을 들 수 있다. 여기서 제약이라 함은 A_0 의 각 항이 추정되어야 하는 계수인지 아닌지를 구분하는 식별가정이 된다. 다시 말해서 A_0 가 포함하는 각 항이 추정되어야 하는 항인지 추정되지 말아야 하는 항인지를 구분하는 것을 의미한다.

A_0 의 사전적인 제약을 바탕으로 A_0 각 항의 추정되어야 할 계수를 다음과 같이 2단계로 추정할 수 있다. 우선 식(6)의 축약형 VAR를 이용하여 $B(L)$ 과 u 의 추정치를 얻을 수 있다. 그리고 u 와 ε 의 관계식인 식(8)을 가지고, 보통최소자승법 또는 수단변수를 이용하여 A_0 의 추정되어야 할 계수항을 추정한다.

이러한 방법으로 추정한 A_0 와 $B(L)$ 의 추정치를 이용하여 식(7)의 관계로부터 A^0 의 추정치를 얻을 수 있고, 이는 식(4)의 구조VAR모형으로부터 변수의 외생적 충격에 대한 경제변수들의 동적인 반응함수를 추정할 수 있다.

제3절 선행연구

VAR모형을 이용하여 경기변동을 분석한 국외의 연구는 무수히 많이 있는데 Todd(1990)가 VAR에 대해 많은 연구들을 검토하고 VAR모형에 대해 상세하게 설명하고 있고, 국내의 연구로는 강기춘(1993)이 다부문 실물경제에 대한 이론의 분석을 VAR모형을 통해 실증분석을 하고 또한 강기춘(1996)은 구조VAR모형을 이용한 고전적 이분법에 대한 실증분석을 하였다. 통화가 실질생산에 영향을 주지 않는다는 고전학파의 실물시장과 화폐시장의 이분법이 한국의 경우에 성립할 수 있는지를 구조VAR모형을 이용하여 실증분석을 시도하였는데 한국경제에서 발견된 특징적인 사실은 1973년부터 1989년까지 실질생산증가율이 통화증가율에 대해 중립적이라는 것이다. 같은 기간동안에 통화공급의 변화가 생산의 수준을 변화시키기는 하나 통화증가율이 실질생산증가율의 원인변수가 된다는 증거는 미약한 것으로 밝

혀졌다. 그리고 충격반응함수와 예측오차의 분산분해는 표본기간동안 통화정책의 무력성을 뒷받침해 주는 것으로 나타났다. 통화증가율의 변화는 경제이론이 예측하는 바와 일치하여 모형내 각 변수의 수준을 변화시켰다. 생산증가율의 충격은 통화의 예측오차분산을 별로 설명하지 못하고 또한 통화증가율의 충격은 실질생산증가율의 변동을 설명하는데 큰 역할을 하지 못하므로 한국경제에 있어서 고전학파의 이분법이 어느 정도 성립한다고 볼 수 있다.

본 논문은 위의 논문을 토대로 하여 실증분석 기간을 1970년대부터 2004년까지 확장을 시켰으며, 같은 기간동안에 미국과 일본의 두 나라도 통화가 실질생산에 영향을 주지 않는지에 대하여 비교해 보았다. 개방경제하에서의 구조VAR모형을 이용한 연구로는 Ahmed, et al(1992), 박재하(1992), 김치호(1993) 등이 있다. Ahmed, et al은 경제이론으로부터 도출된 장기제약만을 가해 구조VAR모형을 추정한 후 세계 공급충격보다는 각국에 고유한 공급충격이 중요하다는 결론을 제시하였다. 김치호는 동시에 제약을 가한 후 구조VAR모형을 수단 변수를 이용해 추정한 후 외생적인 실물공급충격, 명목적인 수요충격 및 해외충격 등이 모두 국내 실질생산의 변동을 초래하여 어느 특정 충격이 그 변동을 주도하지 않는다고 주장하여 어느 특정 경기변동이론으로 한국의 경기변동을 설명하는데 한계가 있다고 주장하였다. 반면에 박재하는 공급충격이 장·단기에 걸쳐 국내 총생산의 변동을 가장 많이 설명하고 해외충격도 시간이 지남에 따라 중요성이 증대되는 반면 수요측 충격은 위 충격들에 비해 상대적으로 설명력이 약하므로 한국의 경우 실증분석의 결과는 실물경기이론을 뒷받침한다고 주장하였다.

구조VAR모형을 이용하여 경기변동의 원인을 밝히고자 하는 연구로는 Blanchard and Quah(1989)가 있는데 그들은 총생산의 단기적인 움직임을 설명하는데 있어 총공급충격보다는 총수요충격이 더욱 중요한 역할을 한다고 주장하였다. Blanchard and Quah가 장기제약을 이용하여 충격을 식별하는 방법을 제안한 후 많은 연구들이 이루어졌다. 먼저 Miho(2000)는 ‘수요충격은 장기적으로 생산에 영향을 주지 않는다’는 Blanchard and Quah가 사용한 제약과 동일한 장기제약을 이용하여 일본의 국내총생산(gdp) 및 물가를 향후 16분기까지 지속적으로 상승시킨 후 균제상태에 도달하는 것으로 나타났으며, 이 때의 효과는 초기효과의 8배 정도에 달했다. 공급충격은 4분기까지 물가를 하락시켰으나 이후 20분기까지 물가를 상승시켜 장기적으로는 물가를 상승시키는 것으로 나타났다. 또한 예측오차의 분산분해 결과 단기 및 장기에 있어 생산의 변동에는 공급충격이, 물가의 변동에는 수요충격

이 중요한 역할을 하는 것으로 나타났다. Gali(1992)는 Blanchard and Quah가 제시한 방법을 보다 발전시켜 공급 및 수요충격을 식별한 후에, 거시이론에 근거하여 다시 수요충격을 화폐수요, 화폐공급 및 IS충격으로 보다 세분화하여 재식별하였다. 그리하여 Gali는 실제로 미국경제가 IS-LM, AD-AS이론에 의해 설명될 수 있음을 주장하였다.

그러나 위의 연구들은 기본적으로 미국과 같은 대국경제에 적용할 수 있는 것으로서 우리나라와 같은 소국 개방경제에 적용하는 데는 한계가 있다. 따라서 이와 같은 문제점을 극복하기 위하여 다수의 국내·외 연구가 이루어졌다. 먼저 대표적인 국내연구로서는 송옥헌(1998)과 김소영(1999) 등이 있다. 송옥헌(1998)은 화폐의 장기중립성과 소규모 개방경제에 관한 가정을 이용하여, 국내 및 해외공급충격, 국내수요충격, 국내 및 해외통화충격을 식별함으로써 교역조건의 변화가 경상수지 및 무역수지에 미치는 영향을 분석하였다. 그러나 국내수요충격과 통화충격이 국내실질소득에 음(-)의 영향을 미치고, 국내 수요충격이 무역수지에 양(+)의 영향을 미치는 등 충격반응함수의 형태가 이론과 부합되지 어려운 결과를 보여줌으로써 식별된 구조적 충격에 대한 의문을 갖게 하였다. 분산분해결과 또한 장기에 있어 공급충격의 설명력이 떨어지고 오히려 수요충격의 설명력이 상승하는 등 모형설정 및 변수선택에 있어 다소 적절성이 결여된 듯한 결과를 보여주었다. 그리고 김소영(1999)의 경우, 국내 산출량에 영향을 미치는 거시경제충격을 통화공급충격, 통화수요충격, 소비자물가충격, 산업생산충격, 미 페더럴펀드 목표금리 충격, 원유가격충격 및 환율충격으로 식별하여 통화정책의 파급효과에 대해서 분석하였다. 분석결과, 물가피클과 환율피클없이 이론에 부합하는 통화정책 충격을 식별하는데 기여하였다.⁸⁾

8) 물가피클(price puzzle)이란 통화긴축시 물가수준이 하락한다는 일반적인 이론과는 달리 특정 구조VAR모형을 사용했을 경우 통화긴축시 물가수준이 상승하는 현상을 말하며, 환율피클(exchange rate puzzle)이란 일반적인 이론모형에서 기대되는 것과는 달리 특정 구조VAR모형하에서 통화긴축시 환율이 평가절하되는 것을 말한다.

第 3 章 단위근 및 공적분 검정

제1절 단위근 검정

안정적 시계열자료와는 달리 불안정 시계열자료는 평균 또는 분산이 시간의 흐름에 따라 달라지는 형태를 나타낸다. 전통적 계량분석에서 사용되는 자료가 안정적(stationary)이라고 가정하였는데 현실적으로 우리가 이용하는 대부분의 시계열자료는 불안정(non-stationary)이라는 실증분석 결과가 최근 많이 제시되고 있다.

이러한 불안정적인 시계열자료에 대해 안정적 시계열자료를 기초로 하는 회귀분석 등 전통적인 계량 이론을 적용하게 되면 변수간에 아무런 상관관계가 없음에도 불구하고 외견상 의미 있는 것처럼 보이는 가성적 회귀(spurious regression)현상이 발생하게 된다. 불안정적 변수간에 회귀분석을 실시할 경우 서로 관련이 없는 경우에도 R^2 의 값이 1에 가깝게 나타나고 F 통계량 및 회귀계수에 대한 t 통계량이 유의적으로 나타나는 현상이 나타나서 이들에 의한 검정에는 오류가 발생할 수 있다는 것이다.⁹⁾ 이때 DW 통계량 값은 매우 낮은 값으로 산출되는 경향이 있어서 계측된 상관현상이 변수간의 연관관계에 의한 것이라기 보다는 변수들의 불안정성 또는 오차항의 정(正)의 자기상관현상에 기인하는 것으로 볼 수 있다.

따라서 흔히 높은 R^2 의 값과 낮은 DW 통계량이 허구적 회귀의 대표적 특징으로 인식되고 있다.¹⁰⁾ 만약 가성적 회귀현상이 발생된 결과를 그대로 받아들여 분석에 이용하게 되면 잘못된 결과를 초래할 수 있다. 즉, 이러한 현상이 나타나는지 여부는 결국 시계열자료가 불안정성을 갖고 있는지의 여부에 달려 있는데, 확률적 추세(stochastic trends)를 갖는 불안정적 시계열은 오차 차분(differencing)에 의해서만 안정적으로 전환될 수 있는바, 시계열이 안

9) 이에 관한 비교적 초기에 시행된 Granger-Newbold(1974)의 연구결과를 보면, 그들이 두 개의 독립적인 불안정적 변수 Y_t 와 X_t 를 $\Delta Y_t=U_t$, $\Delta X_t=V_t$ (단, U_t 와 V_t 는 상호독립적이고 각각 동일 분산을 가지며 자기상관이 존재하지 않음)에 의하여 표본을 생성시키고, 추정식 $Y_t=\alpha+\beta Y_{t-1}+\varepsilon_t$ 에 근거하는 회귀분석을 반복적으로 시행한 후 $\hat{\beta}$ 에 대한 유의성검정을 실시한 결과, 약76%의 모의실험 결과에서 $\hat{\beta}$ 가 유의성이 있는 것처럼 나타났다.

10) Phillips(1986) 논문에서는 통상적인 회귀분석(static regression)에서 $R^2>DW$ 일 때를 허구적 회귀현상이 존재하는 정표로 삼을 수 있다고 하였다.

정적인지 여부는 확률적 차분방정식(stochastic difference equations)의 자기회귀항으로 이루어지는 특성 방정식의 근이 1이라는, 즉 단위근을 갖는가에 달려 있다. 원래 단위근이란 불안정적 시계열을 자기회귀모형 $Y_t = \alpha + \beta Y_{t-1} + \varepsilon_t$ 로 표현했을 때 그 특성근이 1이라는 것으로서 자기회귀모형에서 $\beta=1$ 이라는 사실에 근거하여 붙여진 이름이다.

이에 대한 보다 객관적인 방법으로 단위근을 검정하는 방법에는 최근 Dickey-Fuller검정, Phillips-perron검정이 있다.

1. Dickey-Fuller검정

단위근 검정(Unit Root Test)은 일반회귀분석에서의 검정과 다른 특성을 갖는다. 이는 검정할 회귀계수의 분포가 비표준적인 분포를 갖게 되기 때문이다.¹¹⁾ 우선 다음의 모형을 고려해 보자.

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{9}$$

여기서 ρ 의 값은 아직 알려져 있지 않으나, ρ 의 값에 따라 Y_t 의 성격이 결정된다. 만약 $|\rho| < 1$ 이면, 이는 통상의 $AR(1)$ 모형으로 간주되어 회귀계수 $\hat{\rho}$ 의 분포는 통상의 t -분포를 따른다.¹²⁾ 만약 $\rho=1$ 이면, 즉 단위근이 존재할 경우에는 $\Delta Y_t = \varepsilon_t$ 로 표시되어 시계열은 1차 차분하여야 비로서 안정적이 되며, 위너과정(Wiener process)으로 표현되어지는 비표준적 분포를 따른다. 이 비표준적 분포에 대한 임계치는 Fuller가 처음으로 모의실험(simulation)을 통하여 통계표로 작성하였다.

따라서 Dickey-Fuller검정은 일단 시계열은 Y_t 가 $AR(1)$ 의 과정으로 표현될 수 있다고 보

11) ρ 의 분포가 왜 비표준적인가는 공적분관계가 있는 시계열의 회귀분석이기 때문이라고 설명할 수 있다. 즉

12) 만약 $|\hat{\rho}| > 1$ 이라면, 1차 차분한 결과는 $Y_t - Y_{t-1} = \Delta Y_t = (\rho - 1)Y_{t-1} + \varepsilon_t$ 로써 표시되고, 우측편의 첫째 항이 여전히 $I(1)$ 이므로 차분한 계열이 안정적이 될 수 없다. 이 때는 $I(2)$ 또는 2이상 차수의 가능성이 있다고 할 수 있으며, 이 때 회귀계수의 $\hat{\rho}$ 분포는 코시(Cauchy)분포를 따른다고 알려져 있다.

고 Y_t 와 Y_{t-1} 의 회귀계수 ρ 가 1과 같은지, 즉 단위근을 갖는지 여부를 검정하는 방법이다.¹³⁾ 그러나 절편과 선형추세의 가능성이 함께 존재하므로 Dickey-Fuller는 다음의 3가지 모형을 상정하고 상황에 따라 적절한 모형을 선정하여 검정할 것을 제안하였다.

$$\text{모형 1-1} \quad Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$\text{모형 1-2} \quad Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$\text{모형 1-3} \quad Y_t = \alpha + \beta t + \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

단, $\varepsilon_t \sim (0, \sigma^2)$ 이며 t 는 선형추세변동을 나타내는 시간변수이다.

Dickey-Fuller는 위의 3가지 식에 의거하여 다음의 검정통계량, τ 비율을 제시하였다.

$$\tau = \frac{\hat{\rho}}{S_{\hat{\rho}}} \quad (\text{단, } S_{\hat{\rho}} \text{는 } \hat{\rho} \text{의 표준오차}) \quad (13)$$

위의 검정통계량은 3가지 모형에 대해 적용될 수 있으며, 귀무가설하에서 이 분포는 브라운운동(Brownian motion)함수 또는 워너과정의 함수로 불리우는 비표준적 분포를 따른다. 즉, 회귀계수 $\hat{\rho}$ 의 분포는 1을 중심으로 한 정규분포를 따르지 않고, 그의 통계량 $\hat{\tau}$ 도 0을 중심으로 대칭이 아니라 부(負)의 값으로 치우친 분포를 갖게된다.

그런데 Dickey-Fuller검정은 일반적으로 검정상의 편의를 위해 위의 세 추정식 대신에 아래와 같은 식을 이용하여 수행된다.

$$\text{모형 2-1} \quad \Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (14)$$

$$\text{모형 2-2} \quad \Delta Y_t = \alpha + \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (15)$$

$$\text{모형 2-3} \quad \Delta Y_t = \alpha + \beta t + \gamma Y_t + \varepsilon_t \quad (16)$$

13) 단위근을 갖는 시계열은 차분에 의해 안정성이 회복된다고 하여 차분안정적(difference stationary)이라 말하는데, 이는 선형추세·계절변동 등 확정적 추세를 제거함으로써 안정성이 회복되는 경우, 즉 추세안정적(trend stationary)인 경우와 구분된다.

이때 귀무가설은 $H_0: \gamma=0$ 이 되며($H_0: \rho=1$ 의 경우 성립되는 가설임), 검정 통계량은 역시 t 검정과 비슷한 유형이지만 비표준적 분포를 따르는 τ 비율이 될 것이다.

$$\tau = \frac{\hat{\gamma}}{S_{\hat{\gamma}}} \quad (17)$$

$S_{\hat{\gamma}}$ 는 $\hat{\gamma}$ 의 표준오차이다. 여기서 한가지 주의할 점은 위의 식들 중에서 어느 것이 적절한지는 일단 세 번째 식에서 추세선에 대한 검정을 거쳐 판정할 수 있다. 이때 검정통계량은

$$\tau = \frac{\hat{\beta}}{S_{\hat{\beta}}} \quad (18)$$

각각으로 막대선 Y_t 에 대해 β 를 추정할 수 있지만, 결국 추세를 무시한 Y_t 와 Y_{t-1} 의 관계를 찾고, 나아가서는 $H_0: \rho=1$ 또는 $H_0: \gamma=0$ 을 기각할 가능성이 희박하게 될 것인바 추세선의 존재 여부는 사전에 철저히 확인되어야 한다. 마찬가지로 논리에 따라 상수항에 대한 유의성 검정을 통하여 모형2-1과 모형2-2 중 어떤 것으로 단위근 검정을 수행하는 것이 적절한지를 사전에 검증할 수 있다. 이상과 같은 과정을 통해 선정될 3가지 모형에서의 Dickey-Fuller검정과정을 보다 구체적으로 살펴보도록 하자.

모형2-1은 추세치나 절편항을 포함하지 않는 가장 단순한 형태로서 귀무가설이 채택되면 표류가 없는 확률보행(random walk no drift)이라고 판정한다. 모형2-2는 절편항을 포함하고 있는데, 귀무가설이 채택되면 표류를 갖는 확률보행(random walk with drift)이라고 판정한다. 그런데 이 모형에서는 표류(절편)의 존재여부와 단위근을 함께 검정할 수 있다.

$$\begin{array}{ll} H_0: \rho=1, \alpha=0 & \text{또는} & H_0: \alpha=\gamma=0 \\ H_A: |\rho| < 1, \alpha \neq 0 & & H_A: \alpha \neq 0 \text{ 또는 } \gamma \neq 0 \end{array}$$

모형2-3은 절편항과 확정적 추세치를 갖는 일반적인 모형으로서 귀무가설이 채택되면 표류와 선형추세를 갖는 확률보행이라고 판정한다. 이 경우에도 표류와 추세의 존재 여부와 단위근을 동시에 검정할 수 있다.

그러나 Dickey-Fuller검정은 처음으로 개발된 단위근 검정이라는 점에 의의를 부여할 수 있으나 오차항이 자기상관(自己相關)을 내포하지 않는다는 비현실적인 가정에 입각하고 있다는 문제점을 안고 있다. 일반적으로 이 가정은 만족되지 못하는 것으로 기대되기 때문에, 자기상관이 존재하는 일반적인 상황을 가정한 단위근 검정방법이 필요하게 된다.

이러한 요구에 부응하여 개발된 검정방안 중 대표적인 것으로 ADF(Augmented Dickey-Fuller)검정과 Philips-Perron검정 등이 있다. 그러나 Dickey-Fuller검정은 자기상관을 고려하는 이들 검정방법들을 개발하는 데 기본이 되고 있다. 즉, 이 방법들은 기본적으로 자기상관의 영향을 추정해 낸 다음 이를 이용하여 검정통계량을 변화시키고 있는데, 결국 이들의 검정통계량의 분포가 Dickey-Fuller검정통계량의 분포와 동일하게 되도록 조정을 가하고 있는 것이다. 여기서 ADF검정과 Philips-Perron검정에 대하여도 살펴보자.

2. ADF(Augmented Dickey-Fuller)검정

단순한 Dickey-Fuller검정의 치명적인 취약점은 시계열 변수가 $AR(1)$ 이고, 오차항 ε_t 는 상호 독립적이며 동일한 (공)분산을 갖는 분포를 갖는다는 가정, 즉 $\varepsilon_t \sim iid$ 에 기초를 두고 있다는 점이다. 일반적으로 추정결과 도출되는 잔차항 ε_t 은 대부분의 자기상관현상을 갖고 있으며, 따라서 일관성 있는 추정량의 도출이 불가능하게 하므로 Dickey-Fuller검정의 유효성에 심각한 회의를 갖게 된다. ADF검정은 이러한 자기상관의 영향을 제거하기 위하여, 위에서 살펴본 3가지 모형의 식에 각각 차분항 $\Delta Y_{t-j}, j=1, \dots, p$ 을 추가시킨 다음 추정할 것을 제안하고 있다. Said-Dickey(1984, 1985)는 이와 같이 차분 추가항을 충분히 추가시켜 주면, 이 때 산출되는 검정통계량은 자기상관의 효과가 제거된 상태에서 도출되는 효과를 가지므로 그의 분포가 Dickey-Fuller검정통계량과 점근적으로 동일하게 된다는 사실을 증명하였다.

$$\text{모형 3-1} \quad \Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (19)$$

$$\text{모형 3-2} \quad \Delta Y_t = \alpha + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (20)$$

$$\text{모형 3-3} \quad \Delta Y_t = \alpha + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (21)$$

ADF검정은 Dickey-Fuller검정과 동일한 방법으로 $\hat{\tau}$ 통계량을 위의 세 모형에 적용하게 되며(이때 ADF통계량은 Dickey-Fuller통계량과 점근적으로 동일한 분포를 가짐) 가설의 설정이나 검정요령 등도 Dickey-Fuller검정의 경우와 같다.

여기서 한가지 유의 할 점은 DF검정이나 ADF검정은 시계열이 순수한 AR과정에 의해 생성되었다는 가정에 입각하여 전개되었다는 점이다. 그러나 Said와 Dickey는 현실적으로 시계열이 MA과정에 의해 생성되었다는 가정하에 단위근검정을 시행할 것을 제안하였다. 물론 ARIMA(p, d, q)모형은 AR(1)으로 전환이 가능하므로 결국 Said-Dickey 검정은 형태상으로는 ADF검정과 같아지며 단지 AR의 차수만이 달라진다는 특성을 갖게 된다.

여하튼 ADF검정법은 적용상의 편리성으로 인해 가장 널리 사용되고 있는 방법이지만, 근래에 들어와서는 그의 검정능력(power of the test)이 취약하다는 비판이 일고 있다. 즉 ADF검정방법은 Type-I 오차의 확률은 작으나 Type-II 오차의 확률이 비교적 크다는 것이 단점으로 지적되고 있다.¹⁴⁾

3. Philips-Perron검정

오차항에 대한 가정, 즉 $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$ 이 충족되지 못하는 보다 포괄적인 상황, 즉 ε_t 가 자기상관은 물론 이분산까지 갖게 되는 경우를 가정하여 단위근 검정을 적용하고자 다시 한번 Dickey-Fuller검정을 수정하게 되는데, 이를 제안한 이름의 첫 자를 따서 PP검정이라 부른다.¹⁵⁾ PP검정은 1차적으로 Dickey-Fuller검정통계량을 추산한 후, 2차 단계에서는 추정된

14) PP검정법은 역으로 자기상관이 심한 경우에 Type-I 오차의 확률이 크고 오히려 Type-II 오차의 확률이 작다고 알려져 있다. 자세한 것은 G.W. Schwert, "Tests for Unit Roots : A Monte Carlo Investigation," *Journal of Business & Economic Statistics*, 7(1989), pp.147~159 를 참조할 것

15) 자세한 것은 P.C.B. Phillips and P. Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrics*, vol.75(1988), no. 2, pp.335~346을 참조할 것

오차항의 분산값을 이용하여 Dickey-Fuller검정통계량을 변환시킴으로써 자기상관 등의 영향을 제거시킨 검정통계량을 창출한 다음 검정을 실시하게 된다.

4. 단위근 검정결과

<표 3-1> - <표 3-3>은 각각 한국, 미국, 일본의 단위근 검정 결과를 보여주고 있다. <표 3-1>은 Dickey-Fuller검정에서의 수준변수와 차분변수의 검정결과를 나타내고 있는데, 모든 자료변수가 수준변수에 하나의 단위근이 있는 것으로 나타났다. 그러나 한국의 경우 물가는 1% 유의수준에서, 그리고 일본의 통화량도 1% 유의수준에서 단위근의 귀무가설을 기각하는 것으로 나타났다. 차분변수에서는 단위근이 모두 없는 안정적인 시계열로 나타났다. <표 3-2>은 ADF검정에서도 수준변수에서는 하나의 단위근이 존재하며 차분변수에서 단위근이 모두 없는 것으로 나타났다. <표 3-3>은 Philips-Perron검정에서의 수준변수와 차분변수를 나타내고 있는데, 모든 자료가 수준변수에서는 하나의 단위근이 있는 것으로 나타났다. 그러나 한국에서 물가는 10% 유의수준하에서 귀무가설을 기각하는 것으로 나타났다. 그리고 차분변수에서는 단위근이 모두 없는 것으로 밝혀졌다.

<표 3-1> Dickey-Fuller검정

	한 국		미 국		일 본	
	수준변수	차분변수	수준변수	차분변수	수준변수	차분변수
생산(gdp)	-2.14	-5.99**	-0.28	-7.78**	-1.29	-5.56**
통화량(m3)	2.79	-5.33**	-2.83	-19.19**	-4.18**	-4.61**
물가(cpi)	-4.38**	-5.27**	0.61	-3.60**	-2.32	-5.92**
이자율(r)	-2.79	-9.55**	-1.55	-8.98**	-2.25	-9.48**

1) +, *, **는 10%, 5%, 1%에서 각각 유의함
 2) 임계치는 Fuller(1976)의 p.371과 p.373에 있다.

<표 3-2> ADF 검정

	한 국		미 국		일 본	
	수준변수	차분변수	수준변수	차분변수	수준변수	차분변수
생산(gdp)	-1.84	-12.60**	-0.89	-11.32**	-1.84	-14.25**
통화량(m3)	0.79	-13.27**	-1.90	-12.15**	-2.66	-11.96**
물가(cpi)	-2.05	-13.61**	-1.24	-14.57**	-2.57	-5.88**
이자율(r)	-2.71	-8.63**	-2.28	-14.11**	-3.42 ⁺	-15.13**

1) +, *, **는 10%, 5%, 1%에서 각각 유의함
 2) 임계치는 Fuller(1976)의 p.371과 p.373에 있다.

<표 3-3> Phillips-Perron 검정

	한 국		미 국		일 본	
	수준변수	차분변수	수준변수	차분변수	수준변수	차분변수
생산(gdp)	-1.98	-6.14**	-0.38	-8.07**	-1.16	-5.57**
통화량(m3)	2.22	-5.62**	-2.26	-24.44**	-3.04	-4.32**
물가(cpi)	-3.34 ⁺	-5.18**	-0.11	-3.34*	-1.81	-6.18**
이자율(r)	-3.03	-9.51**	-1.85	-9.01**	-2.67	-9.65**

1) +, *, **는 10%, 5%, 1%에서 각각 유의함
 2) 임계치는 Fuller(1976)의 p.371과 p.373에 있다.

결론적으로 각 변수들은 수준변수에서는 단위근이 있는 불안정적인 시계열이었지만, 차분 변수에서는 단위근이 없는 안정적인 시계열로 나타났다.

제2절 공적분 검정

개별 시계열자료가 단위근을 갖는 불안정 계열인 경우 전통적 계량분석에서 사용되는 이론을 그대로 적용시키면 가성적 회귀현상 등 여러 가지 문제점이 나타나는데, 대체로 두 시계열간에 회귀분석을 한 결과 높은 결정계수 (R^2)값이 구해진 반면 DW 값은 낮게 나타나는 경우 이러한 문제를 고려해야 한다. 반면 불안정 시계열에 대해서도 회귀분석을 비롯한 전통적 분석이론을 적용할 수 있는 특별한 경우가 나타날 수 있는데, 불안정 시계열 사이에

안정적인 시계열을 생성하는 선형결합이 존재하는 경우가 이에 해당한다. 이 경우 이들 시계열은 공적분 관계에 있다고 하는데, 이러한 공적분의 존재는 일련의 경제변수들이 단기적으로는 상호피리를 보이지만 장기적으로는 일정한 관계를 유지한다는 것을 의미한다.

두 개의 시계열 X_t, Y_t 모두 $I(1)$ 적분계열이고, 두 변수 사이에 안정적인 선형결합 $Y_t - \beta X_t = Z_t$ 이 존재하여 $Z_t \sim I(0)$ 이 되면, 이들 시계열 사이에 공적분 관계가 존재한다고 하고, 이에 의하여 도출되는 안정적인 선형결합 Z_t 를 균형오차(equilibrium error)라 한다.

Engle and Granger(1987)에 의해 도입된 공적분은 다음과 같다. 두 개의 적분 계열 X 와 Y 사이에 공적분 관계가 있는가 하는 것은 변수 Y 를 X 에 대해 회귀분석했을 때, 즉 $Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + Z_t$ 에서 잔차항 Z_t 가 안정적 계열을 이루는가에 의해 결정된다. 여기서 Z_t 가 $I(0)$ 이면 X 와 Y 가 공적분 관계에 있으며, Z_t 가 $I(1)$ 이면 X 와 Y 사이에는 공적분 관계가 없다는 결론을 내릴 수 있다.

Engle-Granger의 2단계 공적분 검정법(Cointegration Test)은 선형 모형에 대한 t-통계량을 이용하기 때문에 이해가 쉽고 간편하여 아직도 자주 사용되고 있다. 그러나 최근 불안정 시계열자료에 대한 분포 이론이 발전함에 따라 검정력(power of test)등 공적분 검정의 적용에 있어 보다 유용한 방법이 많이 개발되었다. 그 중 VAR모형을 이용한 Johansen의 최우도검정법이 가장 널리 사용되고 있다.¹⁶⁾ Engle-Granger는 만일 단위근을 갖는 시계열들이 공적분 관계를 가질 경우 일차 차분된 변수들로 구성되는 VAR모형은 존재할 수 없다는 것을 증명하였다. VAR모형과 같은 다변량(multivariate)모형에서는 완전한 위수(full rank)를 가진 계수행렬이 필요한데 만약 시계열이 공적분 관계가 있음에도 불구하고 이들 변수들의 차분변수로 VAR모형을 만들면 이러한 조건을 만족시키지 못하게 된다. 이때는 차분변수와 수준변수의 복합형태로 표시된 오차수정모형(error correction model)으로 구성해야 한다. 공적분 검정방법에도 여러 가지가 있는데 본 논문에서는 대표적인 검정방법인 Engle and Yoo의 방법으로 검정하였다.

Engle and Yoo의 공적분 검정방법은 다음과 같다. 각각 단위근을 가진 두 변수 Y 와 X

16) S. Johansen, "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control* 12(1988), pp.231~254.

에 대해 제1단계로 $Y = \alpha + \beta X + \varepsilon_t$ 식을 최소자승법으로 추정한 후 제2단계로 잔차항 ε_t 에 대해서 $\Delta\varepsilon_t = \mu + (\rho - 1)\varepsilon_{t-1} + \sum_{j=1}^4 \gamma_j \Delta\varepsilon_{t-j} + e_t$ 식에 대해 주어진 검정통계량의 임계치에 근거하여 단위근 검정을 한다.

<표 3-4>는 공적분 검정의 결과를 보여주고 있다. 한국과 일본의 경우는 Dickey-Fuller 검정과 ADF검정에서의 모두 공적분 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각할 수 없었다. 그러나 미국의 경우는 Dickey-Fuller검정에서는 공적분이 존재하지 않는 것으로 나타났지만 ADF검정에서는 공적분이 존재하는 것으로 나타났다.

<표 3-4> Engle and Yoo 검정

	한 국		미 국		일 본	
	DF검정	ADF검정	DF검정	ADF검정	DF검정	ADF검정
생산(gdp)	-2.68	-3.88 ⁺	-3.88	-3.90 [*]	-1.35	-1.59
통화량(m3)	-1.08	-2.07	-2.70	-2.78	-1.37	-2.07
물가(p)	-2.18	-3.02	-2.85	-3.80 [*]	-1.61	-1.80
이자율(r)	-2.66	-3.16	-3.29	-3.29 ⁺	-2.29	-3.46

1) +, *, **는 10%, 5%, 1%에서 각각 유의함

2) 임계치는 Engle and Yoo(1987)에 있다. Dickey-Fuller검정의 경우(4변수, 100개 자료) 5%, 10% 유의수준에서 임계치는 각각 -4.22, -3.89이며, ADF검정의 경우(4변수, 100개 자료) 5%, 10% 유의수준에서 임계치는 각각 -4.02, -3.71이다.

한국, 미국, 일본은 생산, 통화량, 물가 및 이자율의 4변수간에 공적분 관계가 없는 것으로 결론짓고, 이들 변수의 차분된 변수로 구성된 VAR모형을 사용하였다.

第 4 章 실증모형의 추정 및 분석

제1절 VAR모형

1. 인과성 검정

Granger(1969)가 예측오차를 이용하여 인과(causality)라는 개념을 제시하였는데, 만약 Y 의 과거정보만 가지고 Y 를 예측할 때 보다 X 와 Y 의 과거정보를 이용하여 Y 에 대한 예측을 더욱 잘 할 수 있으면 X 는 Y 의 원인변수가 된다고 보았다. 즉, X 의 과거 정보를 가지고 Y 에 대한 예측오차를 줄일 수 있으면 X 는 Y 의 원인변수라고 본다. Granger 인과검정방법(Granger Causality)은 Y 의 시차변수 및 X 의 시차변수로 회귀식을 추정하여 X 의 시차변수들의 회귀계수의 통계적 유의성에 대한 결합검정(joint test)을 한다. 생산, 이자율, 통화, 물가 등 4개 변수로 구성된 VAR모형에서 생산을 나타내는 다음의 식을 보도록 하자.

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1(L)\Delta Y_{t-1} + \beta_2(L)\Delta R_{t-1} + \beta_3(L)\Delta M_{t-1} + \beta_4(L)\Delta P_{t-1} + e_{yt} \quad (22)$$

단, $\beta_i(L)(i=1, \dots, 4)$ 은 시차다항식 행렬이다.¹⁷⁾

통화의 생산에 대한 인과성 검정은 $\beta_{3j}(j=1, \dots, 4)$ 가 동시에 0이라는 귀무가설을 결합검정인 F-검정을 통해 보는 것이다. 귀무가설을 기각하면 통화는 생산의 원인변수가 되며 귀무가설을 기각하지 못하면 통화는 생산의 원인변수가 되지 못한다. 생산에 대한 다른 변수의 인과성 검정도 같은 방법으로 하면 된다. VAR모형의 경우 출레스키분해(Choleski decomposition)로 오차항을 직교화시킴에 있어 변수의 순서가 중요하게 되는데 이러한 인과성 검정의 결과는 변수의 순서에 대해 하나의 단서를 제공해 줄 수 있다.

17) 여기서의 시차를 4로 하였다.

시차를 4로한 인과성 검정의 결과는 <표 3-5> - <표 3-7>에 나타나 있다. 한국과 일본의 경우는 통화증가율은 생산증가율의 원인변수가 되는 것으로 밝혀졌다. 그러나 미국의 경우는 통화증가율이 생산증가율의 원인변수가 되지 않는 것으로 나타났다. 또한 세 나라 모두 생산증가율은 통화증가율의 원인변수가 되지 않는 것으로 밝혀졌다. 그리고 한국의 경우는 통화증가율과 이자율은 물가상승률에 원인변수가 되는 것으로 나타났으며, 생산증가율은 이자율에 원인변수가 되는 것으로 밝혀졌다. 미국의 경우는 통화증가율이 물가상승률과 이자율에 원인변수가 되며, 이자율은 생산증가율의 원인변수가 되고, 생산증가율은 물가상승률에 원인변수가 되는 것으로 밝혀졌다. 일본의 경우는 생산증가율과 통화증가율, 이자율이 물가상승률에 원인변수가 되며, 물가상승률은 생산증가율의 원인변수가 되는 것으로 나타났다. 그 외에는 변수들 모두 서로 원인변수가 되지 않는 것으로 밝혀졌는데 <그림 3-1>에서 이러한 결과를 요약하고 있다.

<표 3-5> 한국의 인과성검정

결과변수	원 인 변 수			
	생산(y)	통화(m)	물가(p)	이자율(r)
생산(y)		5.30789(0.00061)**	1.30541(0.27269)	1.33085(0.26323)
통화(m)	0.35662(0.83893)		1.37062(0.24901)	1.00314(0.40931)
물가(p)	1.74407(0.14567)	3.99379(0.00465)**		3.61351(0.00838)**
이자율(r)	3.8267(0.00602)**	1.36351(0.25150)	1.70018(0.15532)	

1) +, *, **는 10%, 5%, 1% 수준에서 각각 유의함을 나타낸다.
 2) 숫자는 F-통계량의 값, 괄호안의 숫자는 유의수준을 나타낸다.

<표 3-6> 미국의 인과성검정

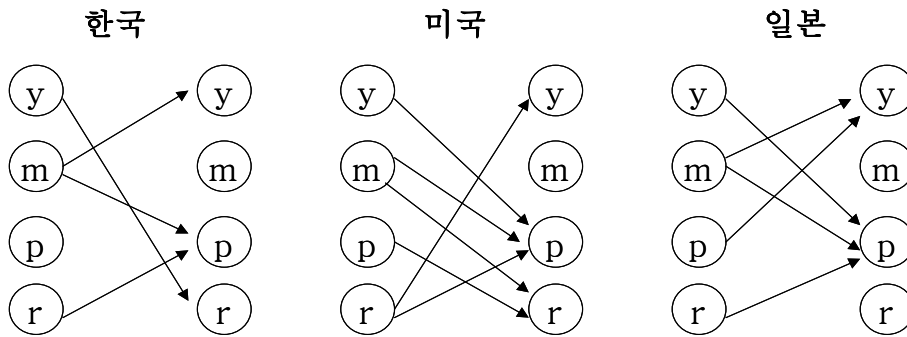
결과변수	원 인 변 수			
	생산(y)	통화(m)	물가(p)	이자율(r)
생산(y)		0.3385(0.85155)	1.2594(0.28972)	2.05377(0.09104) ⁺
통화(m)	1.40892(0.23501)		0.80512(0.52419)	1.28191(0.28083)
물가(p)	3.20536(0.01532)*	3.51482(0.00942)**		3.08914(0.01838)*
이자율(r)	1.54032(0.19474)	2.09229(0.08588) ⁺	2.81744(0.02811)*	

1) +, *, **는 10%, 5%, 1% 수준에서 각각 유의함을 나타낸다.
 2) 숫자는 F-통계량의 값, 괄호안의 숫자는 유의수준을 나타낸다.

<표 3-7> 일본의 인과성검정

결과변수	원인변수			
	생산(y)	통화(m)	물가(p)	이자율(r)
생산(y)		7.00026(0.00004)**	3.18564(0.01588)*	0.34126(0.84963)
통화(m)	0.64204(0.63356)		0.99242(0.41453)	1.68647(0.15761)
물가(p)	7.8047(0.00001)**	4.02778(0.00424)**		2.54405(0.04311)*
이자율(r)	0.97915(0.42170)	0.79357(0.53160)	0.51893(0.72196)	

1) +, *, **는 10%, 5%, 1% 수준에서 각각 유의함을 나타낸다.
 2) 숫자는 F-통계량의 값, 괄호안의 숫자는 유의수준을 나타낸다.



<그림 3-1> 각 나라별 인과성 검정

따라서 한국과 일본의 경우는 통화정책의 운영지표로 통화증가율을 통제하는 것은 생산증가율을 변화시키는데 효과가 있는 것으로 나타난 반면, 미국에서는 효과가 없는 것으로 나타났다. 그리고 다른 변수에서 통화로의 인과관계는 세 나라 모두 성립하지 않았다. 또한 본 논문에서 제약이 가해지지 않은 VAR모형의 변수의 순서는 인과성 검정의 결론에 따라 한국과 일본은 통화증가율, 이자율, 생산증가율, 물가상승률의 순서로 하였고, 미국은 통화증가율, 생산증가율, 이자율, 물가상승률의 순서로 하였다.

2. 중립성 검정

중립성검정(neutrality test)이란 어떤 변수가 다른 변수에 대한 그 변수의 장기적인 영향이 없다는 것을 의미한다. 위의 식(22)에서 생산에 대한 통화(화폐)의 중립성이 성립한다는 것은 다음의 식(23)이 성립하는 것이다.

$$\beta_3(1) = \sum_{i=1}^4 \beta_{3i} = 0 \quad (23)$$

식(23)의 모수 $\beta_3(L)$ 은 다음의 식(24)와 같이 재구성할 수 있다.

$$\beta_3(L) = \beta_3(1) + \beta_3^*(L)(1-L) \quad (24)$$

단, $\beta_{3i} = -\sum_{j=i+1}^4 \beta_{3j}$ ($i=1,2,3,4$)이다.

식(24)를 이용하면 식(22)는 다음의 식(25)와 같이 된다.

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & \beta_0 + \beta_1(L) \Delta y_{t-1} + \beta_2(L) \Delta r_{t-1} + \beta_3(1) \Delta m_{t-1} + \beta_3^*(L) \Delta^2 m_{t-1} \\ & + \beta_4(L) \Delta p_{t-1} + e y_t \end{aligned} \quad (25)$$

따라서 화폐의 중립성 검정은 회귀계수 $\beta_3(1)$ 에 대한 통계적 검정을 하면 된다. <표 3-8>은 중립성 검정의 결과를 나타내고 있다. 한국과 일본의 경우는 5% 유의수준하에서 귀무가설을 기각하여 중립성이 성립하지 않는다고 나타났다. 그러나 미국의 경우는 귀무가설을 기각하지 못하여 통화의 중립성이 성립하였다.

즉, 한국과 일본의 경우는 통화는 생산에 장기적으로 영향을 주지만, 미국의 경우는 통화는 생산에 장기적으로 영향을 주지 않는 것으로 나타났다.

<표 3-8> 생산에 대한 통화의 중립성 검증

통화의 중립성	생 산		
	한 국	미 국	일 본
	2.88(0.0063)**	0.40(0.6888)	5.03(0.0000)**

1) +, *, **는 10%, 5%, 1% 수준에서 각각 유의함을 나타낸다.
 2) 숫자는 회귀계수의 값, 괄호 안의 숫자는 유의수준을 나타낸다.

3. 충격반응함수

경제에 충격이 주어졌을 때 그 충격이 경제 내 다른 부문으로 어떻게 파급되어 가는 지를 나타내 주는 파급경로가 경기변동에 있어서 중요한 연구대상의 하나였다. 경제에 각 충격들이 모형내 각 변수에 어떤 영향을 미치는 지를 충격반응함수(impulse response function)를 이용하여 알아보고자 한다. 충격반응함수란 경제에 예상치 못한 변화(충격)가 주어졌을 때 모형내의 모든 변수들이 시간이 흐름에 따라 어떻게 각 충격에 반응하는 가를 나타내주는 것이다. 충격반응함수와 예측오차의 분산분해를 위해서는 서로 독립(직교)인 오차항으로 표시되어야 하기 때문에 잔차항의 동시적 상관관계를 명시적으로 나타내어야 한다. 가장 많이 사용되는 오차항의 분해방법은 오차항을 순차적으로 나열(recursive ordering)하여 서로 독립된 오차항을 만드는 방법인 출레스키(Choleski)분해방법이다. 출레스키 방법으로 오차항을 분해한다는 것은 다음의 식(26)~식(29)를 추정한다는 것을 말한다.

$$e_{mt} = u_{mt} \tag{26}$$

$$e_{rt} = \beta_1 u_{mt} + u_{rt} \tag{27}$$

$$e_{yt} = \beta_2 u_{mt} + \beta_3 u_{rt} + u_{yt} \tag{28}$$

$$e_{pt} = \beta_4 u_{mt} + \beta_5 u_{rt} + \beta_6 u_{yt} + u_{pt} \tag{29}$$

단, $u_{mt}, u_{rt}, u_{yt}, u_{pt}$ 는 서로 독립인 교란항이다.

그러나 대부분의 경제이론은 위와 같은 순차적인 방정식 체계(recursive system of equations)보다는 구조적인 방정식 체계(structural system of equations)를 나타내 주기 때

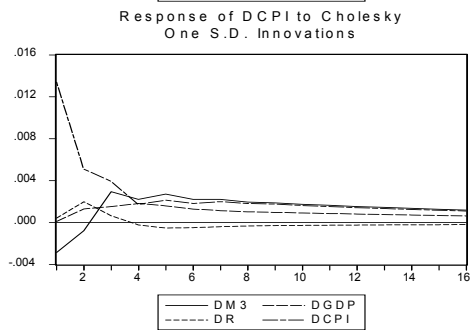
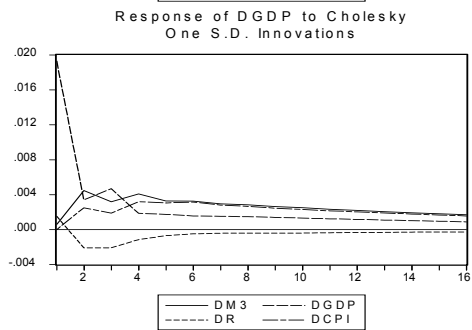
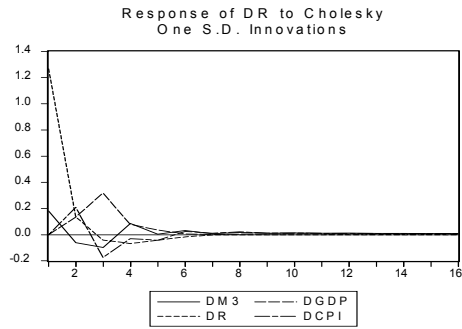
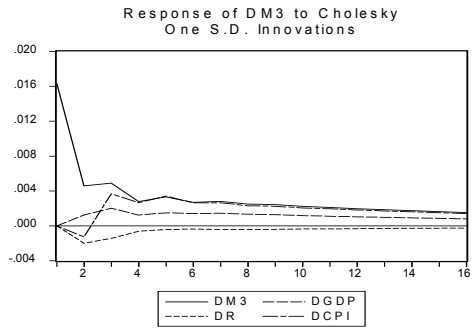
문에 VAR모형은 이론에 근거하지 않은 자의적인 체계라는 비판을 받고 있다.¹⁸⁾

VAR모형에 의한 한국, 미국, 일본의 충격반응함수의 결과는 <표 4-1>에서 나타나고 있다. 통화충격에 대한 모형내 차분변수의 반응계수를 나타내고 있다. 차분변수에서의 충격반응함수에 따르면 통화증가율에 표준편차 1 크기만큼 충격이 발생하면 16분기 이후에서는 한국의 이자율은 0.000244크기만큼 감소하고, 생산은 0.000808만큼 증가하고, 물가는 0.001419만큼 증가한다. 일본도 한국과 마찬가지로 16분기 이후 이자율은 0.000467만큼 감소하고, 생산은 0.000221만큼 증가하고, 물가는 0.000304만큼 증가한다. 그러나 미국은 시간의 흐름에 따라 16분기 이후에는 이자율과 생산, 물가 모두 감소하는 것으로 나타났다.

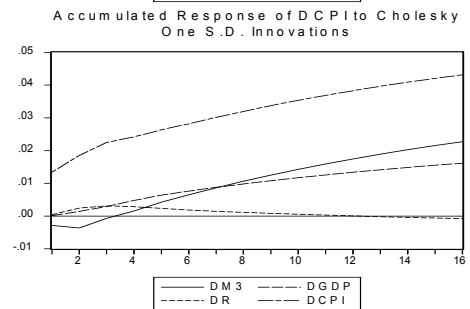
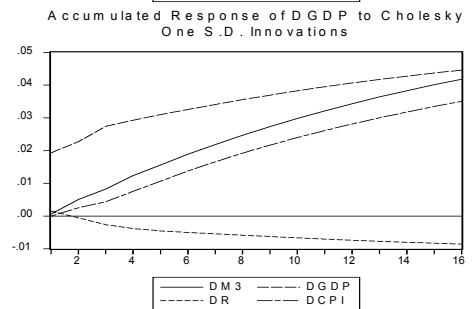
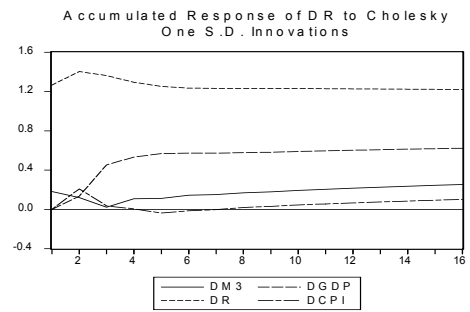
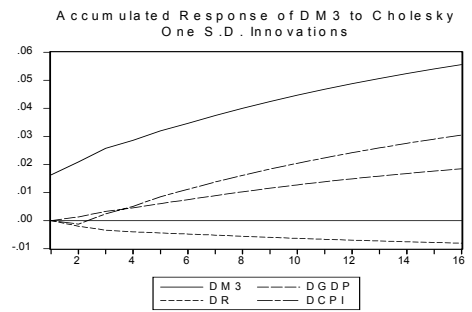
<표 4-1> VAR 모형의 통화충격에 대한 모형내 변수의 반응계수

분기후	한 국			미 국			일 본		
	이자율	생산	물가	이자율	생산	물가	이자율	생산	물가
2	-0.001992	0.001264	-0.001263	-0.006031	0.007747	0.006149	-0.001232	0.000402	0.000785
4	-0.000600	0.001241	0.002662	-0.001249	-0.001015	0.001847	-0.001361	0.000263	0.000721
6	-0.000352	0.001412	0.002626	-0.0000698	-0.000186	-0.000761	-0.001128	0.000286	0.000581
8	-0.000393	0.001351	0.002308	0.0000498	0.0000451	0.0000295	-0.000914	0.000295	0.000486
10	-0.000361	0.001188	0.002061	-0.0000332	-0.0000555	-0.0000321	-0.000755	0.000285	0.000424
12	-0.000315	0.001043	0.001828	-0.0000305	-0.0000366	-0.0000563	-0.000635	0.000267	0.000378
14	-0.000277	0.000919	0.001612	-0.0000747	-0.0000265	-0.0000361	-0.000542	0.000245	0.000339
16	-0.000244	0.000808	0.001419	-0.0000163	-0.0000216	-0.0000289	-0.000467	0.000221	0.000304

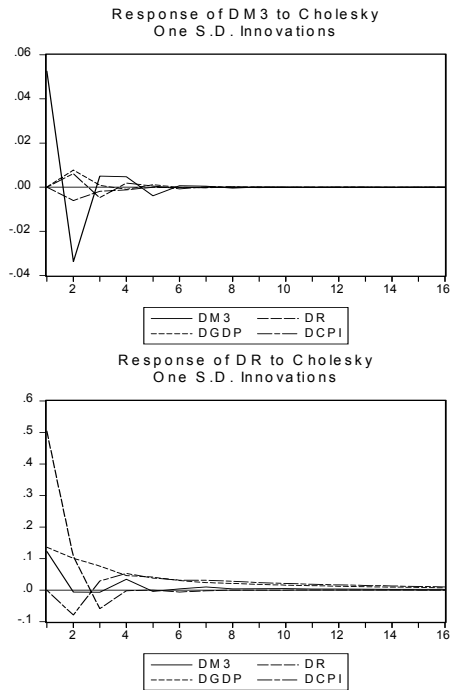
18) Cooley & LeRoy(1985)와 Leamer(1985)는 이러한 문제점을 지적하면서 제약이 가해지지 않은 VAR모형은 경제이론에 근거하지 않은 모형(atheoretical model)이라고 비판하였으며 Spencer(1989)와 Todd(1990)도 VAR모형을 이용하여 경제적으로 의미가 있는 해석을 하기 위해서는 분석의 결과가 모형내 변수의 순서(orderings of variable)에 영향을 받지 않아야 한다고 하였다.



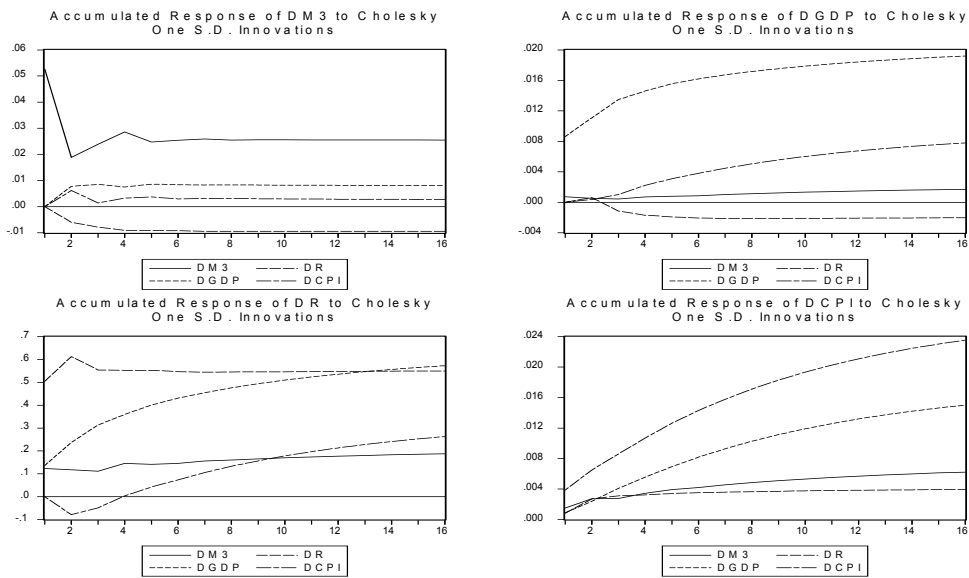
<그림 4-1> 한국의 VAR모형 충격반응함수(증가율)



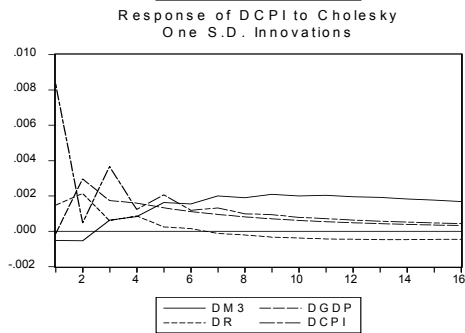
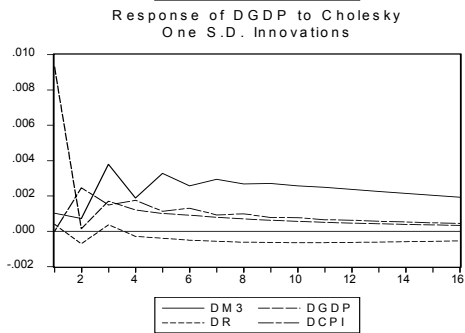
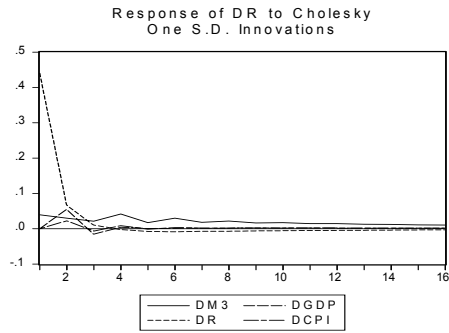
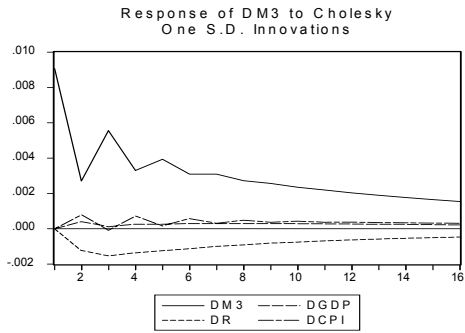
<그림 4-2> 한국의 VAR모형 누적충격반응함수



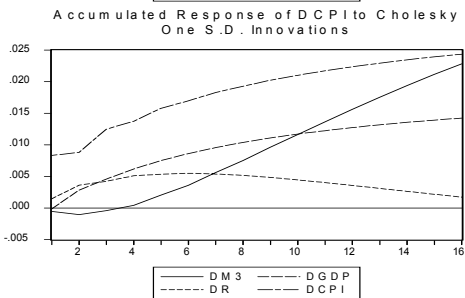
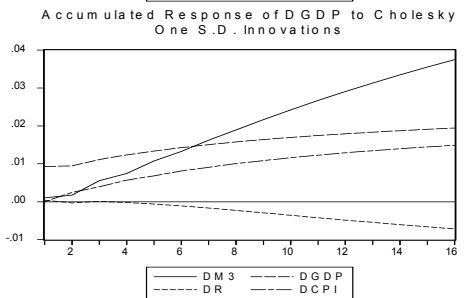
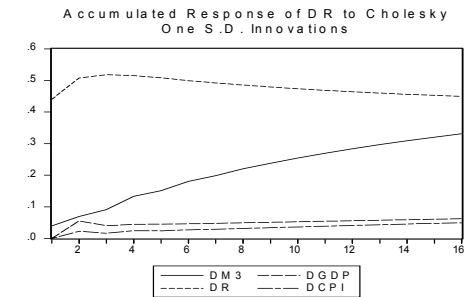
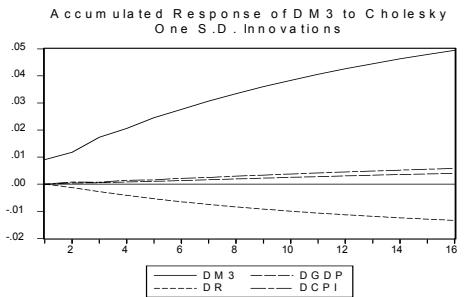
<그림 4-3> 미국의 VAR모형 충격반응함수(증가율)



<그림 4-4> 미국의 VAR모형 누적충격반응함수



<그림 4-5> 일본의 VAR모형 충격반응함수(증가율)



<그림 4-6> 일본의 VAR모형 누적충격반응함수

따라서 각 나라별 충격반응함수를 보면 한국과 일본은 통화충격이 발생하면 장기적으로 이자율은 감소하는 것으로 나타났고, 생산과 물가는 장기적으로 증가하는 것으로 나타났다. IS-LM모형하에서 경제이론이 예측하는 바와 일치한다. 그러나 미국에서는 이자율과 생산, 물가는 장기적으로 감소하고 것으로 나타나 경제이론이 예측하는 바와는 일치하지 않았다.

4. 예측오차의 분산분해

예측오차의 분산분해(forecasting error variance decompositions)란 한 변수의 변화를 설명함에 있어 모형내 각 충격이 설명하는 비율로 표시한 것이다. 따라서 예측오차의 분산분해를 이용하면 한 변수의 변화를 설명함에 있어 모형내 각 충격의 상대적 중요도를 측정할 수 있다. 통화의 변화로 측정되는 경제변동을 모형내 각 충격이 각각 어느 정도 설명하는지는 통화의 분산분해를 보면 된다.¹⁹⁾ <표4-2> - <표4-4>는 각각 한국, 미국, 일본의 예측오차의 분산분해 결과를 보여주고 있다. 각각의 표에서는 두 가지를 나타내고 있는데 첫 번째는 통화에 대한 예측오차의 분산이 모형내 다른 변수에 의해 설명되어지는 비율이다. 두 번째는 통화가 모형내 다른 변수의 예측오차분산을 설명하는 비율을 나타내고 있다. 먼저 한국의 경우를 보면 차분변수를 사용하였을 경우 통화에 대한 예측오차의 분산이 모형내 이자율과 생산에 의해 설명되어지는 비율은 작았지만, 물가일 경우는 다소 증가하였다. 그러나 수준변수에서는 통화에 대한 예측오차의 분산이 모형내 생산일 경우에는 19%까지 다소 증가하였다. 또한 차분변수를 사용하였을 경우 이자율은 통화충격에 설명되어지는 비율이 작게 나타났지만, 생산과 물가는 18%까지 다소 증가하였다. 미국의 경우에는 차분변수를 사용하였을 경우 통화에 대한 예측오차의 분산이 모형내 이자율, 생산 및 물가에 의해 설명되어지는 비율은 극히 작게 나타났다. 또한 차분변수를 사용하였을 경우 이자율, 생산, 물가 역시 통화충격에 의해 설명되어지는 비율은 상대적으로 작게 나타났다. 마지막으로 일본의 경우에는 차분변수를 사용하였을 경우 통화에 대한 예측오차의 분산이 모형내 이자율, 생산, 물가는 극히 작게 나타났다. 그리고 차분변수를 사용하였을 경우 통화충격에 의해 설명되어

19) 구조VAR모형을 이용하여 경기변동의 원인을 밝히고자 하는 연구들은 VAR모형의 분석기법중의 하나인 예측오차분산분해를 이용하여 충격의 중요성을 측정한다. Blanchard and Quah(1989)는 총생산의 단기적인 움직임을 설명하는데 있어 총공급 충격보다는 총수요 충격이 더욱 중요한 역할을 한다고 주장하였다. Shapiro and Watson(1988)은 외생적인 노동공급의 교란이 미국 경기변동에 영향을 주는 가장 중요한 요인이라고 주장하였다.

지는 비율이 이자율은 작게 나타났지만, 물가는 25%로써 증가하였고, 생산은 16분기 후에 44%까지 증가함으로써 통화증가율의 충격은 실질생산증가율의 변동을 설명하는데 큰 역할을 하는 것으로 나타났다.

<표 4-2> 한국의 VAR모형 예측오차 분산분해

(A) 통화의 예측오차 분산의 모형내 변수에 의한 설명비율

분 기 후	한 국 (차 분 변 수)			
	통 화	이 자 율	생 산	물 가
2	97.56300	1.360771	0.543591	0.542639
4	89.88838	1.795044	2.040273	6.276306
6	85.11714	1.682894	2.897174	10.30279
8	82.29770	1.634406	3.610684	12.45720
10	80.42201	1.610962	4.100577	13.86645
12	79.10253	1.594082	4.439715	14.86367
14	78.15041	1.581610	4.684169	15.58381
16	77.45131	1.572465	4.863944	16.11228

(B) 모형내 변수의 예측오차 분산의 통화에 의한 설명비율

분 기 후	한 국 (차 분 변 수)		
	이 자 율	생 산	물 가
2	2.117498	4.860013	3.959125
4	2.830047	9.639148	8.648401
6	2.875271	12.79600	12.19091
8	2.892336	14.91083	14.32066
10	2.907477	16.39945	15.75992
12	2.920494	17.46121	16.78828
14	2.930703	18.23242	17.53786
16	2.938618	18.80163	18.09204

<표 4-3> 미국의 VAR모형 예측오차 분산분해

(A) 통화의 예측오차 분산의 모형내 변수에 의한 설명비율

분 기 후	미 국 (차 분 변 수)			
	통 화	생 산	이 자 율	물 가
2	96.67501	1.486851	0.901348	0.936791
4	95.95105	1.497322	1.002585	1.549042
6	95.91958	1.519883	0.998532	1.562003
8	95.91725	1.520235	1.000049	1.562466
10	95.91649	1.520392	1.000066	1.563047
12	95.91633	1.520442	1.000065	1.563167
14	95.91622	1.520482	1.000064	1.563234
16	95.91615	1.520506	1.000064	1.563281

(B) 모형내 변수의 예측오차 분산의 통화에 의한 설명비율

분 기 후	미 국 (차 분 변 수)		
	생 산	이 자 율	물 가
2	0.692591	4.804871	11.43692
4	0.678953	4.937749	8.891663
6	0.672747	4.871163	7.841544
8	0.703721	4.865629	7.388162
10	0.718318	4.856244	7.122662
12	0.727797	4.849959	6.976147
14	0.733888	4.846526	6.890789
16	0.737597	4.844376	6.839673

<표 4-4> 일본의 VAR모형 예측오차 분산분해

(A) 통화의 예측오차 분산의 모형내 변수에 의한 설명비율

분 기 후	일 본 (차 분 변 수)			
	통 화	이 자 율	생 산	물 가
2	97.49395	1.657116	0.175921	0.673014
4	94.84715	4.148013	0.177045	0.827791
6	93.72931	5.128570	0.237410	0.904706
8	93.12813	5.576859	0.305140	0.989873
10	92.74482	5.809689	0.367116	1.078370
12	92.47993	5.941934	0.419601	1.158540
14	92.28942	6.022473	0.462303	1.225800
16	92.14928	6.074383	0.496280	1.280054

(B) 모형내 변수의 예측오차 분산의 통화에 의한 설명비율

분 기 후	일 본 (차 분 변 수)		
	이 자 율	생 산	물 가
2	1.208064	1.679235	0.635757
4	2.271113	15.94333	1.509506
6	2.830187	25.40762	5.479254
8	3.203272	32.04309	10.70170
10	3.470676	36.79444	15.67351
12	3.666335	40.22216	19.83583
14	3.811470	42.71628	23.12842
16	3.920394	44.54838	25.66876

결과적으로 충격반응함수와 예측오차의 분산분해는 한국과 일본에서는 통화증가율의 변화는 경제이론이 예측하는 바와 일치하여 모형내 각 변수의 수준을 변화시켰다. 통화증가율에 있어서 충격이 발생하면 생산증가율과 물가상승률은 점차 증가하다가 감소하는 순환현상을 보였다. 그리고 한국과 일본경제에서는 생산증가율의 충격은 다소 증가하였고, 또한 통화증가율의 충격은 실질생산증가율의 변동을 설명하는데 큰 역할을 하는 것으로 나타나 두 나라에서 고전학파의 이분법이 성립하지 않는 것으로 나타났다.

제2절 구조VAR모형

1. 모형 설정 및 추정

4변수로 구성된 모형을 IS-LM모형 하에서 다음과 같이 이론적으로 구성할 수 있다. 먼저 화폐시장에서 통화공급은 생산과 물가에 영향을 받으며 화폐수요는 이자율에만 영향을 받는 것으로 가정하자. 생산물시장에서 생산물에 대한 수요는 이자율 및 물가에 영향을 받으며 생산물의 공급은 가격에 의해 결정된다고 하자. 여기서 편의상 화폐수요방정식은 이자율로, 생산물공급 방정식은 물가로 각각 나타내었다. 이러한 가정하에서 식(30)~식(33)의 모형을 설정할 수 있다. 20)

$$e_{mt} = \beta_1 e_{yt} + \beta_2 e_{pt} + u_{mt} \quad (\text{화폐공급}) \quad (30)$$

$$e_{rt} = \beta_3 e_{mt} + u_{rt} \quad (\text{화폐수요}) \quad (31)$$

$$e_{yt} = \beta_4 e_{rt} + \beta_5 e_{pt} + u_{yt} \quad (\text{생산물수요}) \quad (32)$$

$$e_{pt} = \beta_6 e_{yt} + u_{pt} \quad (\text{생산물공급}) \quad (33)$$

앞서 실증분석 모형에서 언급한 바와 같이 식(6)을 먼저 축약형 VAR로 추정하여 $B(L)$ 과 u 의 추정치를 구하고, 사전적인 제약을 통하여 식별한 당기구조계수행렬(A_0)을 가지고

20) 여기서는 강기훈(1996)의 단기제약을 그대로 따랐다.

식(8)의 구조교란벡터와 축약형 교란벡터와의 관계를 이용하여 당기구조계수행렬(A_0)을 추정한다. 이러한 당기구조계수행렬의 추정치를 이용하여 식(7)의 관계식으로부터 과거시차 구조계수행렬(A^0)의 추정치를 구할 수 있으며, 이는 식(5)의 설정을 가능하게 하여 외생적인 충격(ϵ)에 대하여 거시경제의 반응함수를 도출할 수 있게 된다.

구조VAR모형의 추정방법은 여러 가지가 있으나 많이 쓰이는 방법은 수단변수 추정방법과 모멘트(moments)를 이용한 추정방법이 있다. 모멘트를 이용한 추정방법은 제약을 가한 후 표본에서 계산된 분산-공분산행렬과 제약과 가해진 오차항의 구조가 예측하는 분산-공분산행렬의 차이를 최소화시키는 모수를 연립으로 찾는 방법이다.

<표4-5> - <표4-7>은 구조VAR모형의 추정된 결과를 각 나라별로 보여주고 있다. 먼저 <표4-5>는 한국의 구조VAR모형의 추정결과를 나타내고 있다. 통화공급방정식을 포함하여 모든 방정식에서 추정계수는 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 통화공급은 생산의 변화와 물가의 변화가 모두 양(+의 관계가 있는 것으로 나타났다. 화폐수요는 이자율과 음(-)의 방향으로 움직이는 것으로 나타났으며, 생산물에 대한 수요는 이자율과 물가는 반대방향으로 움직였다. 생산물공급에서는 물가와 같은 방향으로 움직였다. <표4-6>에 나타난 바와 같이 미국의 경우는 생산물수요방정식을 제외하고는 모든 방정식에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 통화공급은 생산의 변화와 같은 방향으로 움직였으며, 통화공급과 물가도 양(+의 관계가 있는 것으로 나타났다. 화폐수요는 이자율과 반대방향으로 움직이고, 생산물에 대한 공급은 물가와 같은 방향으로 움직였다. 그러나 생산물의 수요는 이자율과는 반대방향으로 움직였지만,, 물가에서는 추정계수가 통계적으로 유의하지 않아 이론과는 다른 방향으로 움직이는 것으로 나타났다. <표4-7>에서 나타난 바와 같이 일본에서는 미국에서와 마찬가지로 생산물수요방정식을 제외하고는 모든 방정식에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 통화공급은 생산의 변화와 같은 방향으로 움직이고, 물가와도 양(+의 관계가 있는 것으로 나타났다. 화폐수요는 이자율과 반대방향으로 움직이고, 생산물에 대한 공급은 물가와 같은 방향으로 움직였다. 그러나 생산물에 대한 수요에서는 이자율과는 반대방향으로 움직였지만, 물가에서는 추정계수가 통계적으로 유의하지 않아 양(+의 관계가 있는 것으로 나타났다.

<표 4-5> 한국의 구조VAR모형의 추정결과(차분변수)

$$\begin{aligned}
 e_{mt} &= 0.017056 e_{yt} + 0.252614 e_{pt} + u_{mt} \\
 &\quad (2.222) \quad (2.332) \\
 e_{rt} &= -11.51596 e_{mt} + u_{rt} \\
 &\quad (-3.566) \\
 e_{yt} &= -0.001398 e_{rt} - 0.5806884 e_{pt} + u_{yt} \\
 &\quad (-3.840) \quad (-3.316) \\
 e_{pt} &= 0.295317 e_{yt} + u_{pt} \\
 &\quad (3.320) \\
 \sigma^2_m &= 0.015931, \quad \sigma^2_r = 1.266037 \\
 &\quad (15.360) \quad (15.362) \\
 \sigma^2_y &= 0.020899, \quad \sigma^2_p = 0.014836 \\
 &\quad (2.135) \quad (2.147)
 \end{aligned}$$

- 1) 4변수는 m 은 통화량, r 은 이자율, y 는 생산, p 는 물가
 2) 괄호안의 값은 t 값을 나타낸다.

<표 4-6> 미국의 구조VAR모형의 추정결과(차분변수)

$$\begin{aligned}
 e_{mt} &= 0.304915 e_{yt} + 0.647554 e_{pt} + u_{mt} \\
 &\quad (1.731) \quad (1.741) \\
 e_{rt} &= -1.562959 e_{mt} + u_{rt} \\
 &\quad (-3.468) \\
 e_{yt} &= -0.008914 e_{rt} + 1.595800 e_{pt} + u_{yt} \\
 &\quad (-3.530) \quad (1.532) \\
 e_{pt} &= 0.386671 e_{yt} + u_{pt} \\
 &\quad (2.954) \\
 \sigma^2_m &= 0.015327, \quad \sigma^2_y = 0.010435 \\
 &\quad (16.179) \quad (4.833) \\
 \sigma^2_r &= 0.528492, \quad \sigma^2_p = 0.004341 \\
 &\quad (15.971) \quad (6.980)
 \end{aligned}$$

- 1) 4변수는 m 은 통화량, r 은 이자율, y 는 생산, p 는 물가
 2) 괄호안의 값은 t 값을 나타낸다.

<표 4-7> 일본의 구조VAR모형의 추정결과(차분변수)

$$\begin{aligned}
 e_{mt} &= 0.132304 e_{yt} + 0.215496 e_{pt} + u_{mt} \\
 &\quad (2.530) \quad (2.149) \\
 e_{rt} &= -8.565425 e_{mt} + u_{rt} \\
 &\quad (-1.853) \\
 e_{yt} &= -0.103106 e_{rt} + 24.83620 e_{pt} + u_{yt} \\
 &\quad (-2.114) \quad (0.114) \\
 e_{pt} &= 11.24628 e_{yt} + u_{pt} \\
 &\quad (2.197) \\
 \sigma^2_m &= 0.008808, \quad \sigma^2_r = 0.442389 \\
 &\quad (15.974) \quad (15.969) \\
 \sigma^2_y &= 0.199344, \quad \sigma^2_p = 0.102823 \\
 &\quad (2.114) \quad (2.198)
 \end{aligned}$$

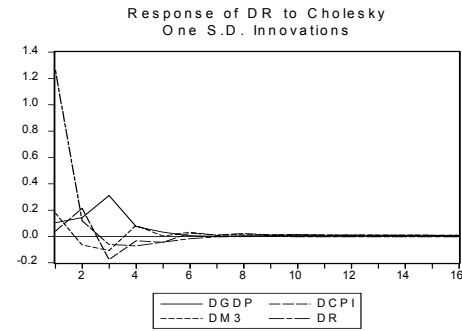
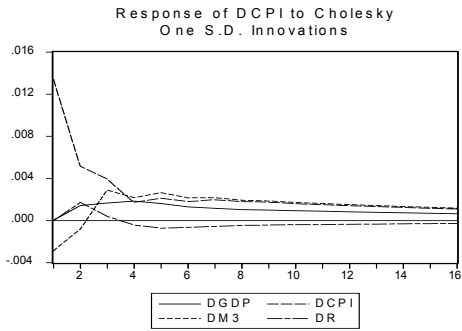
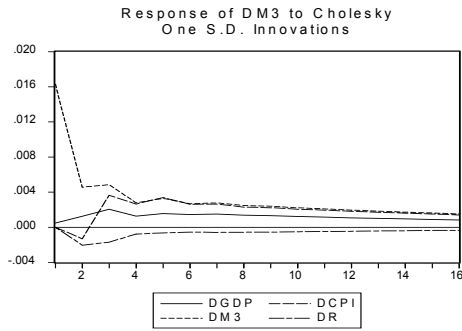
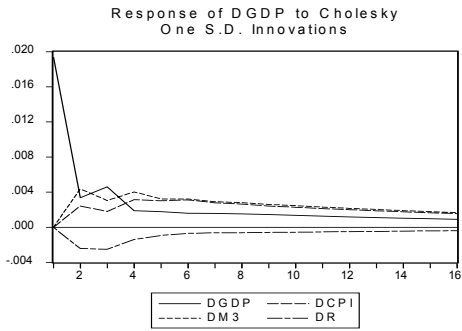
- 1) 4변수는 m 은 통화량, r 은 이자율, y 는 생산, p 는 물가
 2) 괄호안의 값은 t 값을 나타낸다.

2. 충격반응함수

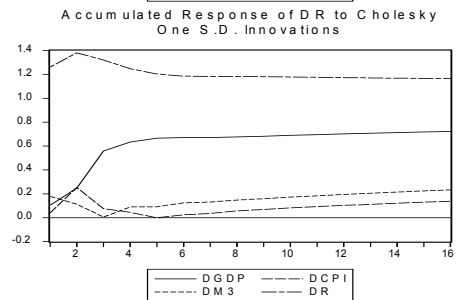
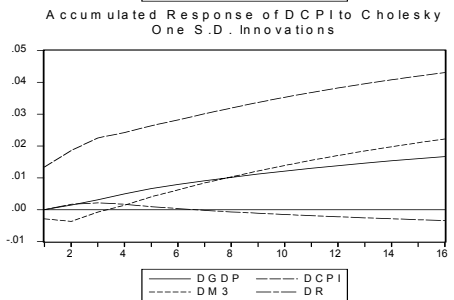
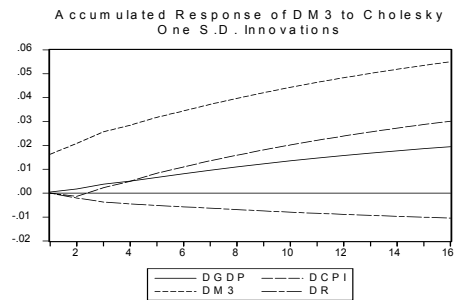
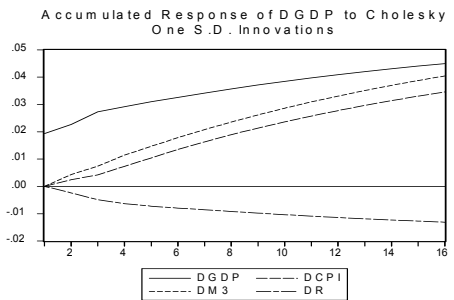
구조VAR모형에 의한 충격반응함수를 살펴보자. 표<4-8>은 통화충격에 대한 모형내 차분변수의 반응계수를 나타내고 있다. 또한 <그림 4-7> - <그림 4-12>는 한국, 미국, 일본의 충격반응을 보여주고 있다. 구조VAR모형의 차분변수에서의 충격반응함수에 따르면 한국의 경우는 통화에 표준편차 1 크기의 예상치 못한 충격이 발생하면 16분기 후에는 생산은 0.000834크기만큼 증가하고, 물가는 표준편차 0.0014086크기만큼 증가하며, 이자율은 0.000351크기만큼 감소한다. 그러나 미국의 경우는 통화에 표준편차 1 크기의 예상치 못한 충격이 발생하면 16분기 후에 생산은 장기적으로 0.0000225크기만큼 감소하고, 물가도 0.000286크기만큼 감소한다. 이자율은 표준편차 0.000442크기만큼 감소하는 것으로 나타났다. 일본의 경우는 통화에 표준편차 1 크기의 예상치 못한 충격이 발생하면 생산은 장기적으로 0.000369크기만큼 증가하고, 물가는 표준편차 0.000215크기만큼 증가하며, 이자율은 0.000523크기만큼 감소한다.

<표 4-8> 구조VAR모형의 통화충격에 대한 모형내 변수의 반응계수(차분변수)

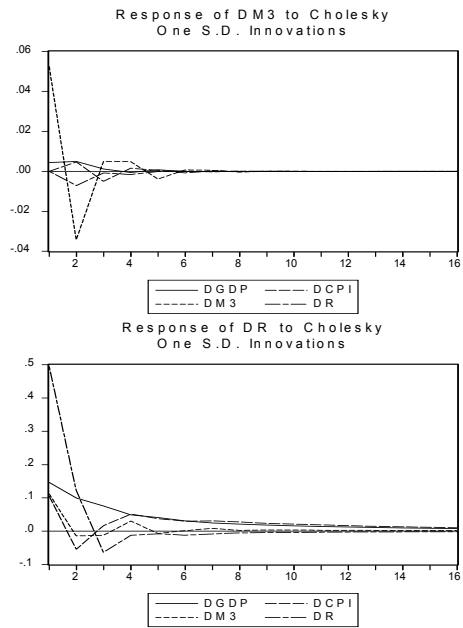
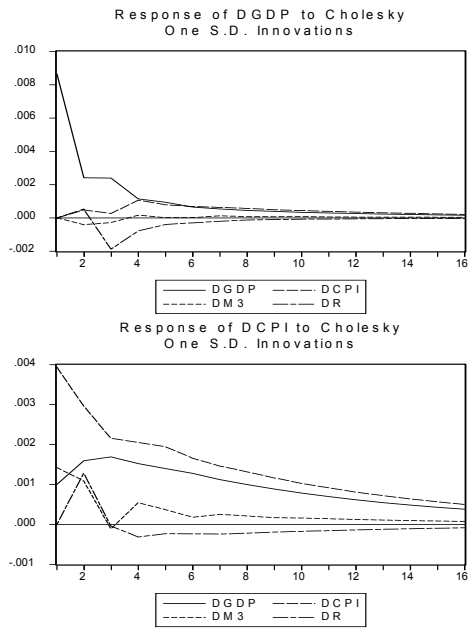
분기후	한 국			미 국			일 본		
	이자율	생산	물가	이자율	생산	물가	이자율	생산	물가
2	-0.002044	0.001244	-0.001327	-0.007179	0.004906	0.004759	-0.001367	0.000642	0.000553
4	-0.000779	0.001275	0.002639	-0.001606	-0.000616	0.001547	-0.001477	0.000565	0.000468
6	-0.000544	0.001463	0.002610	0.0000901	-0.000127	-0.000759	-0.001223	0.000575	0.000371
8	-0.000570	0.001392	0.002291	0.0000481	0.0000961	0.0000133	-0.000997	0.000552	0.000315
10	-0.000517	0.001225	0.002046	-0.0000258	-0.0000526	-0.0000383	-0.000829	0.000510	0.000282
12	-0.000453	0.001076	0.001815	0.0000114	-0.0000367	-0.0000552	-0.000703	0.000462	0.000258
14	-0.000398	0.000947	0.001600	0.0000678	-0.0000274	-0.0000355	-0.000603	0.000414	0.000236
16	-0.000351	0.000834	0.001408	0.0000442	-0.000022	-0.0000286	-0.000523	0.000369	0.000215



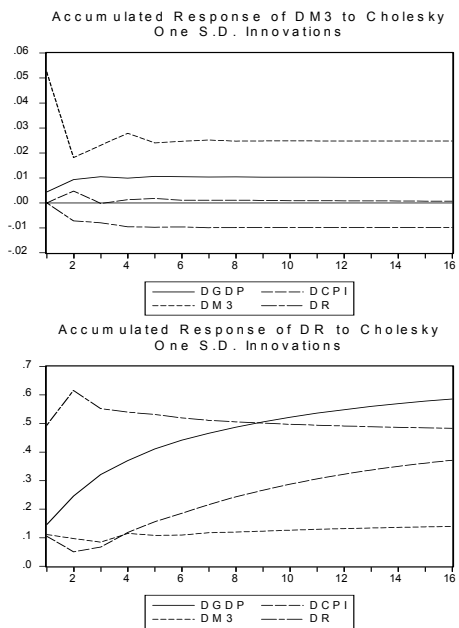
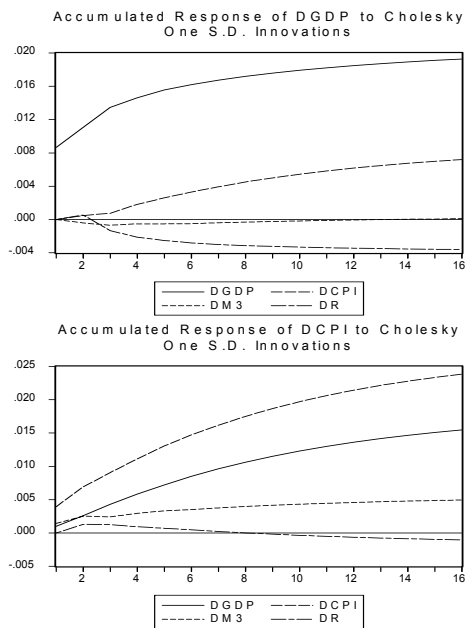
<그림 4-7> 한국의 구조VAR모형 충격반응함수(증가율)



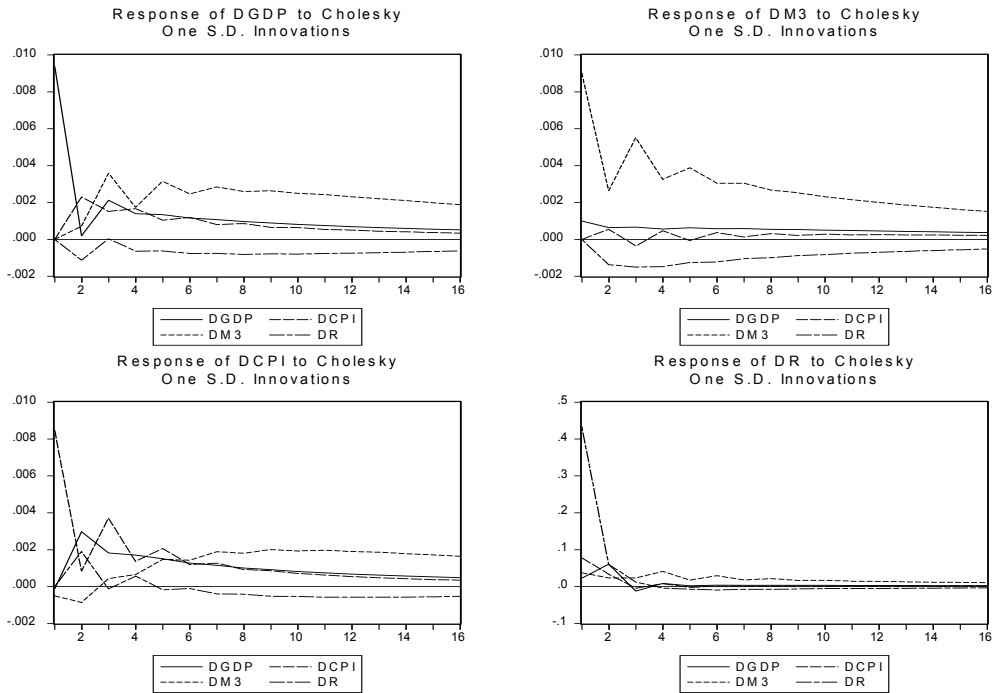
<그림 4-8> 한국의 구조VAR모형 누적충격반응함수



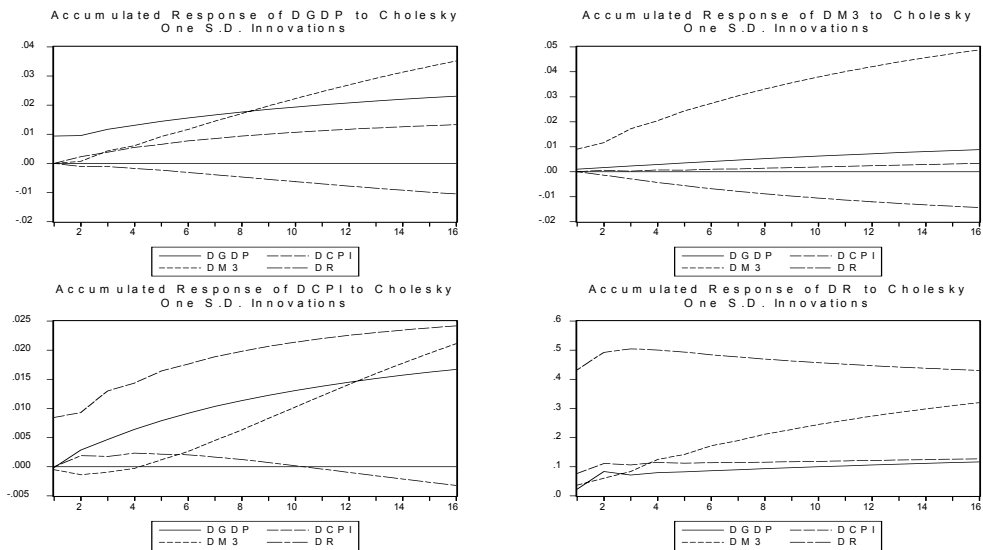
<그림 4-9> 미국의 구조VAR모형 충격반응함수(증가율)



<그림 4-10> 미국의 구조VAR모형 누적충격반응함수



<그림 4-11> 일본의 구조VAR모형 충격반응함수(증가율)



<그림 4-12> 일본의 구조VAR모형 누적충격반응함수

3. 예측오차의 분산분해

구조VAR모형의 각 나라별 예측오차의 분산분해는 각각 <표4-9> - <표4-11>에 나타나 있다. VAR모형에서의 예측오차의 분산분해 결과에서와 마찬가지로 우선 예측오차 분산분해의 결과는 두 가지로 각각 보여주고 있는데, 첫 번째는 통화에 대한 예측오차의 분산이 모형내 다른 변수에 의해 설명되어 지는 비율이다. 한국에서는 차분변수를 사용하였을 경우 통화에 대한 예측오차의 분산이 모형내 이자율과 생산에 의해 설명되어 지는 비율은 극히 작다. 물가의 비율은 다소 증가하는 추세를 보였다. 그러나 미국과 일본의 경우는 차분변수를 사용하였을 경우 통화에 대한 예측오차의 분산이 모형내 이자율, 물가, 생산에 의해 설명되어지는 비율은 극히 작게 나타났다. 두 번째는 통화가 모형내 다른 변수의 예측오차분산을 설명하는 비율을 나타내고 있는데 차분변수를 사용하였을 경우 한국은 통화충격에 의해 설명되어지는 비율이 이자율의 경우는 상대적으로 작게 나타난 반면, 생산일 경우는 18%로 증가하였고, 물가도 17%로 증가하였다. 반면에 미국은 이자율, 물가, 생산의 예측오차분산이 통화충격에 의해 설명되어지는 비율 모두 상대적으로 작게 나타났다. 일본의 경우는 통화충격에 의해 설명되어지는 비율이 이자율은 상대적으로 작게 나타난 반면, 생산의 비율은 40%까지 증가함으로써 통화충격이 생산변동에 큰 영향을 미치는 것을 볼 수 있다. 물가도 23%로 증가하였다.

<표 4-9> 한국의 구조VAR모형 예측오차 분산분해

(A) 통화의 예측오차 분산의 모형내 변수에 의한 설명비율

분 기 후	한 국			
	통 화	이 자 율	생 산	물 가
2	97.36655	1.422175	0.611435	0.599836
4	89.49960	2.160233	2.157252	6.182911
6	84.63258	2.113220	3.087900	10.16630
8	81.74119	2.118907	3.848901	12.29100
10	79.81640	2.136056	4.368773	13.67877
12	78.46275	2.147392	4.728896	14.66096
14	77.48601	2.155142	4.988574	15.37030
16	76.75881	2.160859	5.179488	15.89084

(B) 모형내 변수의 예측오차 분산의 통화에 의한 설명비율

분 기 후	한 국		
	이 자 율	생 산	물 가
2	2.084918	4.562835	3.998204
4	2.883545	9.115373	8.474875
6	2.927820	12.19598	11.88019
8	2.944605	14.25665	13.93825
10	2.959222	15.70572	15.32874
12	2.971761	16.73941	16.32177
14	2.981607	17.49030	17.04558
16	2.989242	18.04452	17.58072

<표 4-10> 미국의 구조VAR모형 예측오차 분산분해

(A) 통화의 예측오차 분산의 모형내 변수에 의한 설명비율

분 기 후	미 국			
	통 화	이 자 율	생 산	물 가
2	97.08888	1.276985	1.072982	0.561154
4	96.35291	1.330220	1.095459	1.221408
6	96.33459	1.325308	1.104870	1.235228
8	96.33249	1.327154	1.104996	1.235361
10	96.33176	1.327187	1.105132	1.235930
12	96.33158	1.327188	1.105189	1.236044
14	96.33147	1.327188	1.105231	1.236110
16	96.33140	1.327189	1.105257	1.236156

(B) 모형내 변수의 예측오차 분산의 통화에 의한 설명비율

분 기 후	미 국		
	이 자 율	생 산	물 가
2	3.983737	0.205572	9.817840
4	4.114620	0.290712	7.468501
6	4.067518	0.282937	6.416865
8	4.054550	0.299315	5.951715
10	4.042165	0.306682	5.687326
12	4.034205	0.311626	5.540617
14	4.029631	0.314864	5.455095
16	4.026788	0.316829	5.403917

<표 4-11> 일본의 구조VAR모형 예측오차 분산분해

(A) 통화의 예측오차 분산의 모형내 변수에 의한 설명비율

분 기 후	일 본			
	통 화	이 자 율	생 산	물 가
2	96.09695	2.040222	1.529341	0.333482
4	93.40461	4.561115	1.562638	0.471634
6	92.14824	5.634236	1.740811	0.476715
8	91.43038	6.170940	1.909131	0.489548
10	90.95567	6.475352	2.050547	0.518429
12	90.62043	6.662777	2.164503	0.552294
14	90.37610	6.785207	2.254421	0.584275
16	90.19482	6.868834	2.324578	0.611771

(B) 모형내 변수의 예측오차 분산의 통화에 의한 설명비율

분 기 후	일 본		
	이 자 율	생 산	물 가
2	0.950676	0.538262	1.163351
4	2.020447	13.36833	1.480934
6	2.571088	22.27473	4.735268
8	2.935414	28.63648	9.411963
10	3.195241	33.25278	14.02102
12	3.384632	36.61346	17.95106
14	3.524723	39.07394	21.09438
16	3.629650	40.88896	23.53664

따라서 구조VAR모형의 충격반응함수와 예측오차의 분산분해는 한국과 일본에서는 통화증가율의 변화는 경제이론이 예측하는 바와 일치하여 모형내 각 변수의 수준을 변화시켰다. 통화증가율에 있어서 충격이 발생하면 생산증가율과 물가상승률은 점차 증가하였고, 이자율은 점차 감소하는 경향을 보였다. 그리고 한국과 일본경제에서는 생산증가율의 충격은 다소 증가하였고, 또한 통화증가율의 충격은 실질생산증가율의 변동을 설명하는데 어느 정도 역할을 하는 것으로 나타났다. 그러나 미국의 경우는 생산증가율의 충격은 통화의 예측오차분산을 별로 설명하지 못하고 또한 통화증가율의 충격은 실질생산증가율의 변동을 설명하는데 큰 역할을 하지 못하였다. 그러므로 한국과 일본에서의 두 나라에서 고전학파의 이분법이 성립하지 않는 것으로 나타난 반면, 미국에서는 고전학파의 이분법이 어느 정도 성립한다고 볼 수 있다.

제3절 IMF 경제체제 전후의 한국경제 구조변화 분석

우리나라의 경제는 1997년말 외환위기 직후 주가폭락, 환율 급등, 기업 및 금융기관 대량 퇴출 등으로 1960년대 이후 최악의 불황을 경험하였다. 특히 IMF 사태 이후 우리나라의 주식시장이 외국인들에게 완전개방 되었으며 외국인들의 국내부동산 취득이 자유로워지면서 주식투자 자금 및 부동산투자 자금이 대량으로 국내에 유입되었고, 원화 환율 안정을 위한 정부 및 한국은행이 외환시장에 개입하여 외환보유고 증가에 힘을 썼다.

IMF 프로그램이 시행되면서 외환유동성 확보와 대외신인도 제고가 가능했으나 경제의 양극화, 대량실업, 산업기반 약화 등 부작용도 발생하였다.

우리나라 경제는 IMF 사태의 여파로 광범위하고 단절적인 변화를 겪게 되었다. 고도성장을 지탱해 온 기존 시스템이 부정되고 새로운 경제시스템이 모색되고 있으며, 이 과정에서 크고 작은 시행착오들이 발생하였다. 지난 IMF이후의 변화가 과거 40년간의 변화를 압도하고 있다.

IMF 전후의 우리나라 경제가 어떻게 구조변화를 보이는지 살펴보기 위해 1997년 4사분기를 기준으로 하여 1973년 3분기~1997년 3분기, 1997년 4분기~2003년 3분기 두 기간으로 나누어 통화량(m3), 생산(gdp), 물가(p), 이자율(r) 등 거시경제변수들간의 관계를 분석해 보

았다. 여기에서도 앞에서 실증분석을 한 것과 마찬가지로 고전파의 이분법(classical dichotomy)이 적용이 되는 지에 중점을 둘 것이다.

1. 단위근 및 공적분 검정

실증분석에 이용된 자료는 앞서 분석한 한국의 자료를 이용하였다. 단위근 검정에 있어서는 검정방법은 Dickey-Fuller검정, ADF검정, Phillips-Perron 검정을 이용하였다. 그 결과 수준변수에서는 단위근(unit root)이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하여 1차 차분(first difference)을 실시하였으며 차분 결과 네 변수 모두에 대해 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각할 수 있었다.

<표 4-12> IMF 전후의 Dickey-Fuller검정

	IMF 이전		IMF 이후	
	수준변수	차분변수	수준변수	차분변수
생산(gdp)	-3.291260 ⁺	-6.427614 ⁺⁺	-3.739251 ⁺	-3.281562 [*]
통화량(m3)	0.654055	-7.002220 ⁺⁺	-1.637287	-4.283567 ⁺⁺
물가(cpi)	-3.540488 ⁺	-4.733676 ⁺⁺	-3.447964 ⁺	-8.895409 ⁺⁺
이자율(r)	-2.448423	-9.067369 ⁺⁺	-2.048875	-4.215363 ⁺⁺

1) +, *, **는 10%, 5%, 1%에서 각각 유의함
 2) 임계치는 Fuller(1976)의 p.371과 p.373에 있다.

<표 4-13> IMF전후의 ADF 검정

	IMF이전		IMF이후	
	수준변수	차분변수	수준변수	차분변수
생산(gdp)	-3.121953	-12.25767 ^{**}	-2.838282	-4.494273 ^{**}
통화량(m3)	-0.374445	-12.48994 ^{**}	-3.812366 [*]	-9.731786 ^{**}
물가(cpi)	-1.951448	-12.10130 ^{**}	-2.941398	-6.402184 ^{**}
이자율(r)	-2.509246	-10.17603 ^{**}	-2.967727	-5.058126 ^{**}

1) +, *, **는 10%, 5%, 1%에서 각각 유의함
 2) 임계치는 Fuller(1976)의 p.371과 p.373에 있다.

<표 4-14> IMF전후의 Phillips-Perron 검정

	IMF이전		IMF이후	
	수준변수	차분변수	수준변수	차분변수
생산(gdp)	-3.228295	-6.826331**	-3.606772*	-3.284099*
통화량(m3)	0.397140	-7.350857**	-2.050246	-4.347280**
물가(cpi)	-2.754964	-4.675012**	-3.825876*	-8.192425**
이자율(r)	-2.667312	-9.076960**	-1.888412	-4.189025**

1) +, *, **는 10%, 5%, 1%에서 각각 유의함
 2) 임계치는 Fuller(1976)의 p.371과 p.373에 있다.

따라서 IMF 전후 모두 수준변수에서는 하나의 단위근이 있는 불안정적인 시계열이었지만 차분변수는 단위근이 없는 안정적인 시계열임이 밝혀졌다.

또한 경제변수들 간에 공적분(cointegration)관계가 존재함에도 불구하고 단순히 차분을 통해 안정계열로 전환한 후, VAR모형을 추정하게 되면 경제변수들이 내포하고 있는 장기적인 균형관계(long-run equilibrium)에 대한 중요한 정보를 상실하게 된다. 따라서 VAR모형 추정에 앞서 경제변수들 간에 공적분 관계가 존재하는지를 검정해야 한다. 여기에서도 역시 Engle and Yoo 검정을 통하여 공적분 검정을 실시한 결과, <표4-15>에서 보는 바와 같이 경제변수들 간에 공적분 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각할 수 없었다.

<표 4-15> IMF전후의 Engle and Yoo 공적분 검정

	IMF이전		IMF이후	
	DF검정	ADF검정	DF검정	ADF검정
생산(gdp)	-2.404294	-3.077575	-2.599963	-2.631593
통화량(m3)	-2.653763	-3.691376	-2.549478	-2.385181
물가(cpi)	-2.029386	-2.785759	-3.088293	-2.819360
이자율(r)	-2.404294	-3.077575	-2.240444	-1.699863

1) +, *, **는 10%, 5%, 1%에서 각각 유의함
 2) 임계치는 Engle and Yoo(1987)에 있다. Dickey-Fuller검정의 경우(4변수, 100개 자료) 5%, 10% 유의수준에서 임계치는 각각 -4.22, -3.89이며, ADF검정의 경우(4변수, 100개 자료) 5%, 10% 유의수준에서 임계치는 각각 -4.02, -3.71이다.

결론적으로 IMF 전후의 시계열 모두 장기적인 균형관계가 이루어지지 않아 차분된 변수로 구성된 VAR모형을 사용할 수 있게 되었다.

2. 인과성 및 중립성 검정

인과성 검정에 있어서는 Granger(1969)의 인과성 검정을 이용하였으며, 그 결과 <표 4-16>, <표4-17>과 같이 나타났다. IMF이전에는 5% 유의수준에서 통화증가율은 생산증가율의 원인변수가 되는 것으로 밝혀졌다. 그러나 IMF이후에는 통화증가율이 생산증가율의 원인변수가 되지 않는 것으로 나타났다. 또한 IMF전후 모두 생산증가율은 통화량 증가율의 원인변수가 되지 않는 것으로 밝혀졌다. 그리고 IMF이전에는 5% 유의수준하에서 통화증가율은 물가상승률의 원인변수가 되는 것으로 나타났으며, 이자율도 물가상승률에 원인변수가 되는 것으로 밝혀졌다. IMF이후에는 10% 유의수준하에서 생산증가율이 이자율에 원인변수가 되는 것으로 밝혀졌고, 물가상승률은 생산증가율의 원인변수가 되는 것으로 나타났다.

<표 4-16> IMF 이전 인과성검정

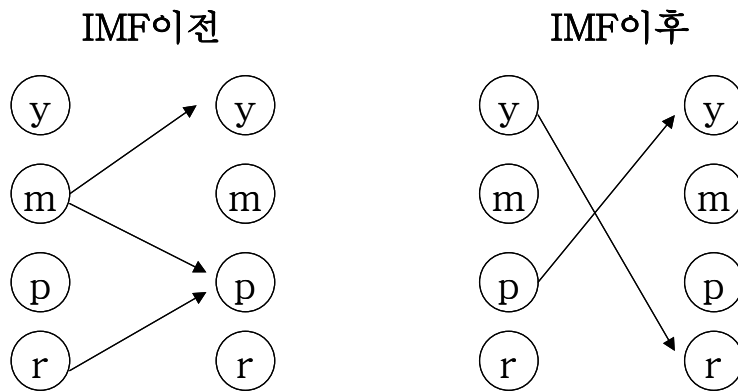
결과변수	원인변수			
	생산(y)	통화(m)	물가(p)	이자율(r)
생산(y)		3.56678(0.00981)**	2.00821(0.10083)	0.22227(0.92529)
통화(m)	0.39229(0.81362)		1.00984(0.40720)	0.58227(0.67632)
물가(p)	1.23273(0.30335)	4.24426(0.00356)**		3.13607(0.01874)*
이자율(r)	1.68679(0.16079)	1.32517(0.26743)	1.14504(0.34119)	

- 1) +, *, **는 10%, 5%, 1% 수준에서 각각 유의함을 나타낸다.
2) 숫자는 F-통계량의 값, 괄호안의 숫자는 유의수준을 나타낸다.

<표 4-17> IMF 이후 인과성검정

결과변수	원인변수			
	생산(y)	통화(m)	물가(p)	이자율(r)
생산(y)		1.37127(0.31123)	3.13412(0.06505) ⁺	0.88261(0.50821)
통화(m)	0.47173(0.75579)		1.08607(0.50821)	1.52713(0.26701)
물가(p)	2.31059(0.12894)	0.24503(0.90621)		2.20448(0.14167)
이자율(r)	3.10169(0.06672) ⁺	0.73568(0.58836)	2.00295(0.17007)	

- 1) +, *, **는 10%, 5%, 1% 수준에서 각각 유의함을 나타낸다.
2) 숫자는 F-통계량의 값, 괄호안의 숫자는 유의수준을 나타낸다.



<그림 4-13> IMF 전후의 인과성 검정

따라서 IMF이전에는 통화정책의 운영지표로 통화증가율은 통제하는 것은 생산증가율을 변화시키는데 효과가 있는 것으로 나타난 반면, IMF이후에는 효과가 없는 것으로 나타났다.

중립성 검정은 <표4-18>에 그 결과가 나와있다. IMF이전에는 10%유의수준에서 귀무가설을 기각할 수 있어 통화의 중립성이 성립하지 않는 것으로 나타났다. 그러나 IMF이후에는 통화의 중립성이 성립하였다.

<표 4-18> IMF 전후의 생산에 대한 통화의 중립성 검정

통화의 중립성	생 산	
	IMF이전	IMF이후
	1.84(0.0705) ⁺	-0.49(0.6737)

1) +, *, **는 10%, 5%, 1% 수준에서 각각 유의함을 나타낸다.
 2) 숫자는 회귀계수의 값을, 괄호 안의 숫자는 유의수준을 나타낸다.

따라서 IMF이전에는 통화는 생산에 장기적으로 영향을 주는 것으로 나타났다. IMF이후에는 통화는 생산에 장기적으로 영향을 주지 않는 것으로 나타났다.

3. 구조VAR모형의 설정 및 추정

화폐시장에서 통화공급은 생산과 물가에 영향을 받으며 화폐수요는 이자율에만 영향을 받는 것으로 가정하고, 생산물시장에서 생산물에 대한 수요는 이자율 및 물가에 영향을 받으며 생산물의 공급은 가격에 의해 결정된다고 하자. 여기서 화폐수요방정식은 이자율로, 생산물공급 방정식은 물가로 각각 나타내었다. 이러한 가정하에서 식(34)~식(37)의 모형을 설정할 수 있다.

$$e_{mt} = \beta_1 e_{yt} + \beta_2 e_{pt} + \mu_{mt} \quad (\text{화폐공급}) \quad (34)$$

$$e_{rt} = \beta_3 e_{mt} + \mu_{rt} \quad (\text{화폐수요}) \quad (35)$$

$$e_{yt} = \beta_4 e_{rt} + \beta_5 e_{pt} + \mu_{yt} \quad (\text{생산물수요}) \quad (36)$$

$$e_{pt} = \beta_6 e_{yt} + \mu_{pt} \quad (\text{생산물공급}) \quad (37)$$

IMF전후의 구조VAR모형의 추정결과는 각각 <표4-19> 및 <표4-20>에 나타나 있다. IMF이전에는 통화공급방정식을 포함하여 모든 방정식에서 추정계수는 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 통화공급은 생산의 변화와 같은 방향으로 움직이고, 통화공급과 물가는 양(+)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 화폐수요가 이자율은 반대방향으로 움직이는 것으로 나타났으며, 생산물에 대한 수요는 이자율과 물가 모두 반대방향으로 움직였다. 생산물공급에서는 물가와 같은 방향으로 움직였다. 그리고 <표4-20>에 나와있는 IMF이후도 구조VAR모형 역시 추정계수는 통계적으로 유의한 것으로 밝혀졌다. 통화공급은 생산과 물가의 변화와 같은 방향으로 움직이고, 화폐수요는 이자율과 반대방향으로 움직이는 것으로 나타났으며, 생산물에 대한 수요에서는 이자율과 물가 역시 반대방향으로 움직였다. 생산물공급에서는 물가와 같은 방향으로 움직였다.

<표 4-19> IMF이전의 구조VAR모형의 추정결과(차분변수)

$$\begin{aligned}
 e_{mt} &= 0.042091 e_{yt} + 0.155735 e_{pt} + u_{mt} \\
 &\quad (2.478) \quad (2.200) \\
 e_{rt} &= -8.256032 e_{mt} + u_{rt} \\
 &\quad (-1.920) \\
 e_{yt} &= -0.003387 e_{rt} - 0.971850 e_{pt} + u_{yt} \\
 &\quad (-2.603) \quad (-1.890) \\
 e_{pt} &= 0.439734 e_{yt} + u_{pt} \\
 &\quad (1.857) \\
 \sigma^2_m &= 0.015261, \quad \sigma^2_r = 1.281447 \\
 &\quad (13.559) \quad (13.558) \\
 \sigma^2_y &= 0.021529, \quad \sigma^2_p = 0.014891 \\
 &\quad (2.903) \quad (2.793)
 \end{aligned}$$

- 1) 4변수는 m 은 통화량, r 은 이자율, y 는 생산, p 는 물가
- 2) 괄호안의 값은 t 값을 나타낸다.

<표 4-20> IMF이후의 구조VAR모형의 추정결과(차분변수)

$$\begin{aligned}
 e_{mt} &= 0.550616 e_{yt} + 0.224691 e_{pt} + u_{mt} \\
 &\quad (1.825) \quad (2.476) \\
 e_{rt} &= -23.57375 e_{mt} + u_{rt} \\
 &\quad (-1.806) \\
 e_{yt} &= -0.008272 e_{rt} - 0.832451 e_{pt} + u_{yt} \\
 &\quad (-2.339) \quad (-2.134) \\
 e_{pt} &= 0.154618 e_{yt} + u_{pt} \\
 &\quad (2.745) \\
 \sigma^2_m &= 0.011441, \quad \sigma^2_r = 0.990583 \\
 &\quad (6.146) \quad (5.213) \\
 \sigma^2_y &= 0.010977, \quad \sigma^2_p = 0.006198 \\
 &\quad (5.349) \quad (4.701)
 \end{aligned}$$

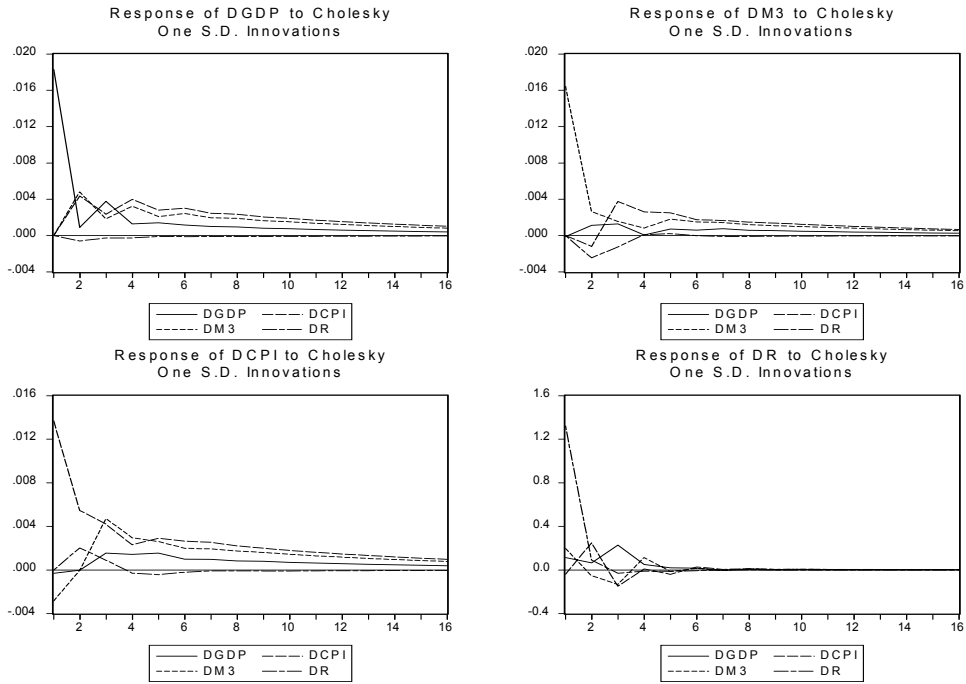
- 1) 4변수는 m 은 통화량, r 은 이자율, y 는 생산, p 는 물가
- 2) 괄호안의 값은 t 값을 나타낸다.

4. 충격반응함수

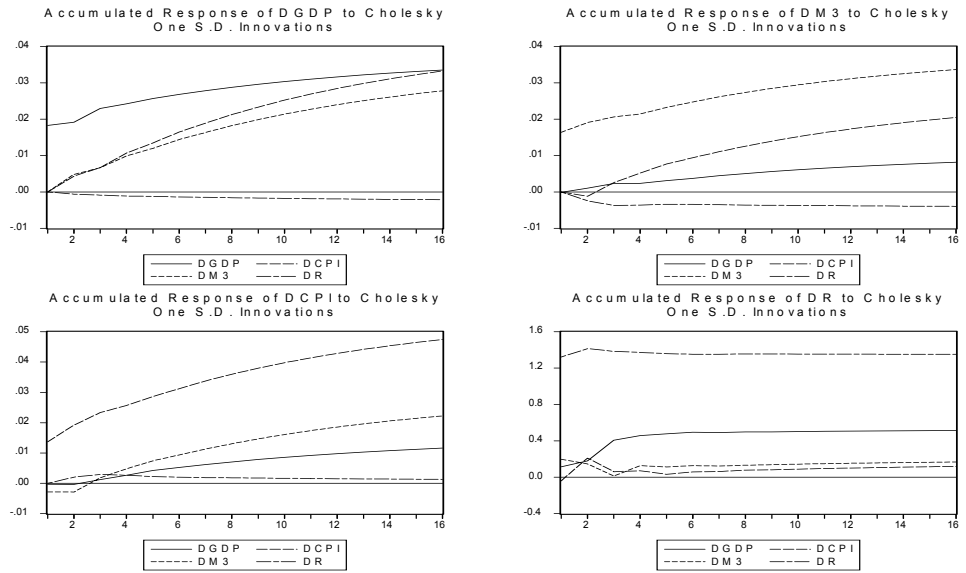
IMF전후의 충격반응함수의 결과는 각각 <표4-21>에 나타나 있다. 그리고 <그림 4-14> - <그림4-17>는 각 변수에 대한 IMF전후의 충격반응을 보여주고 있다. 차분변수에서의 충격반응함수에 따르면 IMF이전에는 통화에 표준편차 1 크기의 예상치 못한 충격이 발생하면 16분기 후에는 생산은 0.000266크기만큼 증가하고, 물가는 표준편차 0.000672크기만큼 증가하며, 이자율은 0.000313크기만큼 감소하는 것으로 나타났다. 그런데 IMF이후 충격반응함수의 반응계수는 생산은 감소하다가 증가하는 순환현상을 보이고, 이자율과 물가는 증가하다가 감소하는 순환현상을 보였다.

<표 4-21> IMF 전후의 통화충격에 대한 모형내 변수의 반응계수

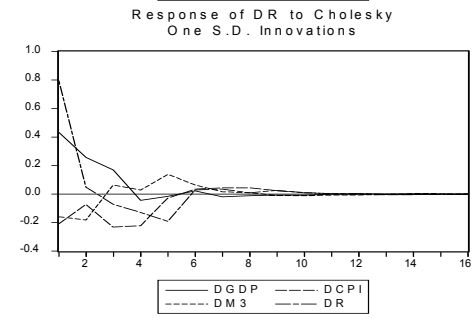
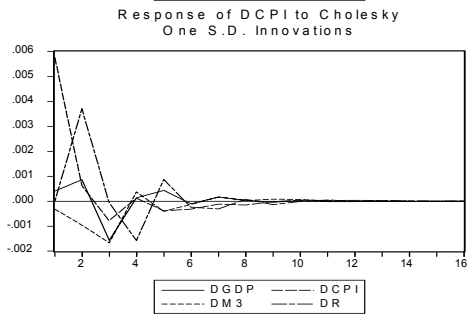
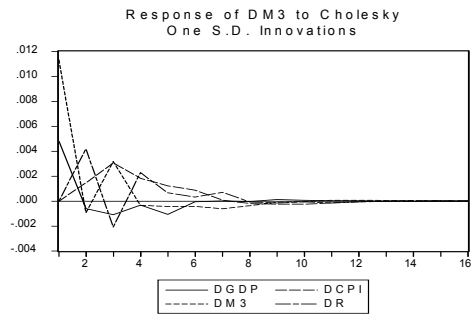
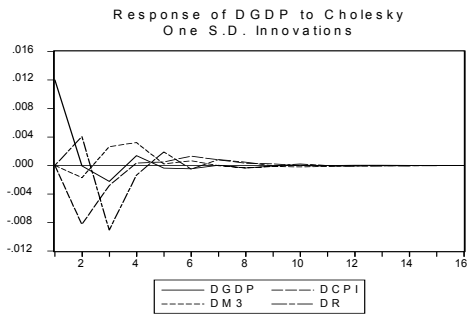
분 기 후	IMF 이전			IMF 이후		
	이자율	생산	물가	이자율	생산	물가
2	-0.002450	0.001124	-0.001195	0.004186	-0.000605	0.001462
4	0.000101	0.0000744	0.002619	0.002287	-0.000327	0.001827
6	-0.0000126	0.000608	0.001746	0.000319	-0.0000531	0.000874
8	-0.0000958	0.000586	0.001480	-0.0000673	-0.0000362	-0.000195
10	-0.0000555	0.000479	0.001239	-0.0000645	0.000073	-0.000252
12	-0.0000467	0.000399	0.001008	-0.0000608	0.0000362	-0.0000564
14	-0.0000386	0.000326	0.000823	-0.0000106	-0.0000816	0.0000246
16	-0.0000313	0.000266	0.000672	0.0000151	-0.0000928	0.0000228



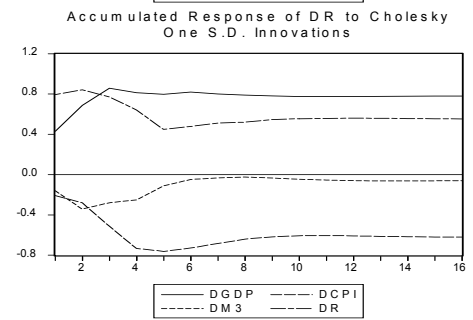
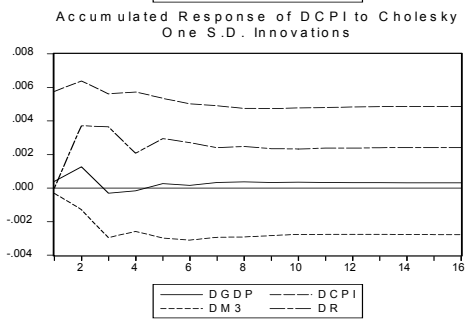
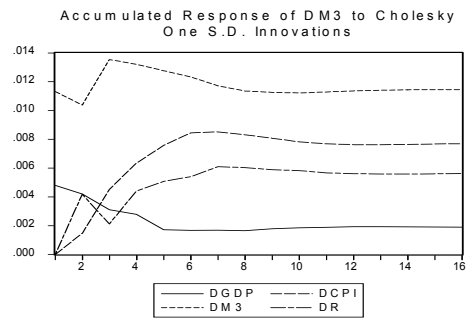
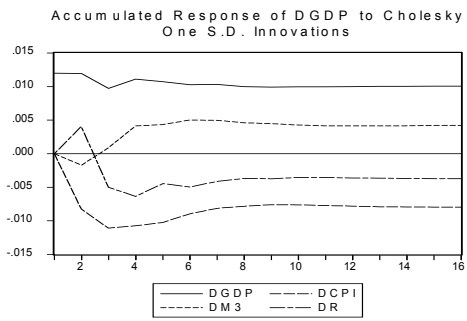
<그림 4-14> IMF 이전의 구조VAR모형 충격반응함수(증가율)



<그림 4-15> IMF 이전의 구조VAR모형 누적충격반응함수



<그림 4-16> IMF 이후의 구조VAR모형 충격반응함수(증가율)



<그림 4-17> IMF 이후의 구조VAR모형 누적충격반응함수

5. 예측오차의 분산분해

<표4-22>는 IMF 전후의 예측오차 분산분해의 결과를 각각 보여주고 있다. 우선 여기에서도 예측오차 분산분해의 결과는 두 가지로 각각 보여주고 있는데, 첫 번째는 통화에 대한 예측오차의 분산이 모형내 다른 변수에 의해 설명되어 지는 비율이다. IMF이전의 경우에는 차분변수를 사용하였을 경우 통화에 대한 예측오차의 분산이 모형내 이자율과 생산에 의해 설명되어 지는 비율은 극히 작다. 물가는 12의 비율로 다소 증가하였다. 두 번째는 통화가 모형내 다른 변수의 예측오차분산을 설명하는 비율을 나타내고 있는데 차분변수를 사용하였을 경우 IMF이전에는 통화충격에 의해 설명되어지는 비율이 이자율의 경우는 3%의 비율로서 상대적으로 작게 나타났다. 그리고 생산의 비율은 12%까지 증가함으로써 통화충격이 생산변동에 영향을 미치는 것을 볼 수 있다. 물가는 18%로 증가하였다.

IMF이후는 차분변수를 사용하였을 경우 통화에 대한 예측오차의 분산이 모형내 이자율과 생산, 물가에 설명되어지는 비율은 점차 증가하였다. 두 번째는 통화가 모형내 다른 변수의 예측오차분산을 설명하는 비율을 나타내고 있는데 차분변수를 사용하였을 경우 통화충격에 의해 설명되어지는 비율이 이자율, 생산, 물가 모두 작게 나타났다.

<표 4-22> IMF 전후의 예측오차 분산분해

(A) 통화의 예측오차 분산의 모형내 변수에 의한 설명비율

분 기 후	IMF 이전				IMF 이후			
	통 화	이자율	생 산	물 가	통 화	이자율	생 산	물 가
2	96.95154	2.102353	0.446049	0.500059	74.94770	10.19597	13.61294	1.243382
4	89.49584	2.418611	0.938646	7.146906	67.61549	13.15940	12.01026	7.214851
6	86.87831	2.315997	1.167105	9.638584	66.40018	13.15225	12.29964	8.147937
8	85.50072	2.257818	1.405262	10.83620	66.31010	13.32358	12.23887	8.127450
10	84.60036	2.219822	1.537261	11.64256	66.25760	13.32479	12.23838	8.179233
12	84.02452	2.195165	1.621868	12.15845	66.24319	13.33304	12.23615	8.187616
14	83.64944	2.179155	1.677190	12.49421	66.24341	13.33291	12.23592	8.187763
16	83.40286	2.168629	1.713440	12.71507	66.24282	13.33298	12.23586	8.188335

(B) 모형내 변수의 예측오차 분산의 통화에 의한 설명비율

분 기 후	IMF 이전			IMF 이후		
	이 자 율	생 산	물 가	이 자 율	생 산	물 가
2	2.236376	6.123269	3.523557	5.913632	1.281255	2.083477
4	3.654855	8.619924	13.51344	5.505474	5.811172	6.855630
6	3.667934	10.28101	15.61043	7.132352	5.839545	6.983874
8	3.673491	11.36606	16.69727	7.124105	5.846353	7.008594
10	3.676576	12.04835	17.39858	7.133748	5.859912	7.023644
12	3.678477	12.48444	17.83026	7.141013	5.863635	7.023095
14	3.679793	12.76647	18.10604	7.141172	5.863570	7.023265
16	3.680685	12.95047	18.28507	7.141260	5.863860	7.023351

따라서 IMF 전후 기간동안 구조VAR모형의 충격반응함수와 예측오차의 분산분해에 대해서 알아보았다. 통화증가율에 있어서 충격이 발생하면 생산증가율과 물가상승률은 점차 증가하였고, 이자율은 점차 감소하는 경향을 보였다. 그리고 IMF이전에는 생산증가율의 충격은 다소 증가하였고, 또한 통화증가율의 충격은 실질생산증가율의 변동을 설명하는데 어느 정도 역할을 하는 것으로 나타났다. 그러나 IMF이후에는 생산증가율의 충격은 통화의 예측오차분산을 별로 설명하지 못하고 또한 통화증가율의 충격은 실질생산증가율의 변동을 설명하는데 큰 역할을 하지 못하였다. 그러므로 IMF이전에는 고전학파의 이분법이 성립하지 않는 것으로 나타난 반면, IMF이후에는 고전학파의 이분법이 어느 정도 성립한다고 볼 수 있다.

第 5 章 要約 및 結論

본 논문은 통화가 실질생산에 영향을 주지 않는다는 고전학파의 실물시장과 화폐시장의 이분법이 한국, 미국, 일본 세 나라의 경우에 성립할 수 있는지를 살펴보았다. 그리고 각 나라의 거시경제충격들이 경제변동에 미치는 영향 즉 충격의 파급경로 및 중요도 등을 살펴보고자 하였다. 이를 위해서 분석에 사용된 모형은 최근 거시계량경제학 분야에서 널리 사용되고 있는 VAR모형과 관찰할 수 없으나 경제적으로 의미를 갖는 구조교란요인들이 포함된 경우에 적합한 구조VAR모형을 이용하였다. 그리고 통화의 인과성 및 중립성검정, 생산과 통화충격에 대한 반응함수, 생산변동이 통화충격에 의해 설명되는 비율 등을 살펴보았다.

한국과 일본경제는 실질생산증가율이 통화증가율에 대해 통화의 중립성이 성립하지 않는 것으로 밝혀졌지만, 미국경제에서는 통화의 중립성이 성립하는 것으로 밝혀졌다. 한국과 일본은 같은 기간동안에 통화공급의 변화가 생산의 수준을 변화시켜 통화증가율이 실질생산증가율의 원인변수가 되는 것으로 나타났다. 그러나 미국은 역시 통화증가율이 생산증가율의 원인변수가 되지 않았다.

또한 충격반응함수와 예측오차의 분산분해에서는 표본기간동안 VAR모형에서와 구조VAR모형에서의 통화증가율의 변화는 경제이론이 예측하는 바와 일치하였다. 한국과 미국, 일본은 통화증가율에 있어서 충격이 발생하면 생산과 물가는 점차 증가하다가 순환현상을 보이며 감소한다. 이자율은 점차 감소하는 형태를 보였다. 예측오차의 분산분해에 있어서 한국의 경우는 생산증가율의 충격이 통화의 예측오차분산을 설명하는데 기여를 하고, 통화증가율이 충격이 발생하면 생산증가율은 점차 증가하는 추세를 보인다. 통화증가율의 충격이 실질생산증가율의 변동을 설명하는 데 어느 정도 기여를 한다고 볼 수 있다. 일본의 경우에도 한국과 마찬가지로 통화증가율의 충격이 실질생산증가율의 변동을 설명하는데 큰 역할을 한다고 보여진다. 그러나 미국의 경우는 생산증가율의 충격은 통화의 예측오차분산을 설명하는데 별로 기여를 하지 못하고, 통화증가율의 충격 역시 실질생산증가율을 변동시키는데 큰 역할을 하지 못하였다. 통화정책의 무력성을 뒷받침해주고 있다. 따라서 한국과 일본은 고전학파의 이분법이 성립하지 않은 반면, 미국에서는 고전학파의 이분법이 성립한다고 보여진다.

그리고 한국의 IMF 전후의 변화를 보게되면 IMF 이전에는 10%유의수준하에서 귀무가설을 기각하여 통화의 중립성이 성립하지 않았다. 그러나 IMF 이후에는 통화의 중립성이 성립하였다. IMF 이전에는 통화공급의 변화가 생산의 수준을 변화시켜 통화증가율이 실질생산증가율의 원인변수가 되는 것으로 나타났다. 생산증가율의 충격이 발생하면 통화증가율은 점차 증가하고, 통화증가율이 충격이 발생하면 생산증가율도 점차 증가한다. 통화증가율의 충격이 실질생산증가율의 변동을 설명하는 데 어느 정도 기여한다고 볼 수 있다. 즉 IMF 이전에는 고전학파의 이분법이 성립하지 않았다. 그러나 IMF 이후에는 충격반응함수와 예측오차의 분산분해는 표본기간동안 통화정책의 무력성을 뒷받침해주는 것으로 나타났다. 생산증가율의 충격은 통화의 예측오차분산을 별로 설명하지 못하고 또한 통화증가율의 충격은 실질생산증가율의 변동을 설명하는 데 큰 역할을 하지 못하므로 IMF 이후에는 고전학파의 이분법이 어느 정도 성립한다고 볼 수 있다.

마지막으로 본 논문에서 개선 또는 보완되어야 할 점은 다음과 같다. 첫째는 구조VAR모형을 식별하기 위하여 가해지는 단기제약의 경제이론적 뒷받침이다. 본 논문에 사용된 제약하에서는 큰 무리가 없는 듯이 보이지만, 경제이론적 모형의 설정하에서 단기제약을 유도해 낼 수 있으면 한다. 둘째는 향후 거시경제변수들 사이에 공적분 관계가 있는 경우 차분 변수를 이용하면 두 변수 사이의 장기적인 관계에 대한 정보를 잃어버리게 되는데, 이러한 경우 오차수정모형을 이용해 장기적 균형관계에 대한 정보와 단기적 움직임을 동시에 파악할 수 있는지를 살펴보는 것도 큰 의미가 있다고 할 수 있겠다.

참 고 문 헌

1. 국내문헌

- 강기춘, “다부문 실물경기이론에 대한 실증분석-1970년 1월부터 1992년 12월까지의 한국자료를 이용”, 「논문집(인문·사회과학편)」 제37집, 제주대학교, 1993,
- 강기춘, “구조VAR모형을 이용한 고전적 이분법에 대한 실증분석”, 사회발전연구 제12권, 제주대학교 지역사회발전연구소, 1996
- 김소영, “소규모 개방경제에서의 통화정책 충격의 영향: 한국경제의 경우”, 한국은행, 「경제분석」 제5권 제4호, 1999
- 김치호, “소규모 개방경제의 거시경제적 충격과 경기변동”, 1993년도 한국경제학회 학술대회 발표논문, 1993
- 박재하, “한국의 거시경제변동요인”, 한국금융연구원 창립 1주년 기념 국제심포지움 발표논문, 1992
- 송옥현, “한국의 교역조건과 무역수지-구조적 벡터자기회귀모형을 이용한 분석”, 한국은행 「경제분석」 제4권 제2호, 1998

2. 국외문헌

- Ahmed, S., B. Ickes, P.Wang & B.S. Yoo, , “International Business Cycles”, *American Economic Review* 83, 1993, pp.335-359
- Blanchard, O. J. and D. Quah, “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances”, *American Economic Review* 79, 1989, pp.635-673
- Cooley, T. and S. LeRoy, “Atheoretical Macroeconometrics : A Critique ”, *Journal of Monetary Economics* 16, 1985, pp.283-308
- Engle R. F. and C. W. J. Granger, “Co-Intergration and Error Correction : Representation, Estimation, and Testing”, *Econometrics* 55, 1987, pp.251-276
- Engle, R. F. and B. S. Yoo, “Forecasting and Testing in Cointegration Systems”,

- Journal of Econometrics* 35, 1987, pp.143-159
- Gali, J., "How well Does the IS-LM Model Fit Postwar U.S. Data" , *Quarterly Journal of Economics* 107, 1992, pp.709-738
- Granger C. W. J., "Investing Causal Realtions by Econometric Models and Cross-Spectral Models" , *Econometrics* 37, 1969, pp.424-438
- Granger C. W. J. and W. K. Newbold, "Spurious Regressions in Econometrics" , *Journal of Econometrics* 2, 1974, pp.111-120
- G.W. Schwert, "Tests for Unit Roots : A Monte Carlo Investigation," *Journal of Business & Economic Statistics*, 7, 1989, pp.147~159
- Johansen, S. "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 1988, pp.231~254.
- Lucas, Jr. and T. J. Sargent, "After Keynesian Macroeconomics," *FRB of Minneapolis Quarterly Review* 3, 1980, pp.1~16
- Miho, "Identifying Aggregate Demand and Aggregate Supply Components of Inflation Rate : A Structural VAR Analysis for Japan" , *IMES Discussion Paper Series*, No. ,2001-E-9, 2001
- Shapiro, M. D. & M. W. Waston, "Sources of Business Cycle Fluctuations" , *NBER Macroeconomics Annual* 3, 1988, pp.111-148
- Sims, C. A., "Money, Income, and Causality," *American Economic Review*, vol.62, 1962, pp.540~552
- Sims, C. A., "Macroeconomics and Reality" , *Econometrics* 48, 1980, pp.1-48
- Phillps, P. C., "Understanding Spurious Regressions in Econometrics" , *Journal of Econometrics* 33, 1986, pp.311-340
- Phillps, P. C.. and P. Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression" , *Biometrika* 75, 1988, pp.335-346
- Todd, R., "Vector Autoregression Evidence on Monetarism : Another Look at the Robustness Debate" , *QuarterlyReviess, Federal Reserve Bank of Minneapolis*, 1990, pp.19-37

ABSTRACT

An Empirical Analysis of Classical Dichotomy
using Structural VAR Model

-A comparative analysis of Korea, USA and Japan-

Ji-Yeon Oh

Department of Industrial Economics

Graduate School of Business Administration

Cheju National University

Supervised by Professor Gi-Choon Kang

The purpose of this thesis is to analyze the relationship among macroeconomic variables such as money supply, production, price, interest rates in Korea, the U.S.A., and Japan during the period of 1970 to 2003. In other words, this thesis is to analyze the neutrality of money, causal relationship among economic variables, and the effect of money supply. Especially, it is to investigate whether classical dichotomy is applicable to each of the three countries, i.e., it is to figure out whether money supply changes affect the real economic variable in the economy.

The econometric method used in this thesis are the Vector Auto Regressive model and the Structural Vector Auto Regressive model.

An empirical analysis shows that the classical dichotomy does not hold in Korea and Japan, while it does hold in the United States.

This thesis also examines the structural changes of Korean economy before and after the foreign currency crisis in 1997. It turns out that the classical dichotomy does not hold before the foreign currency crisis while it does hold

after that. The impulse response function and the forecasting error variance decomposition show that monetary policy was ineffective after the foreign currency crisis. In sum, there was a structural change in the Korean economy.