

**Factoral and Periodical Analysis
of the Price Level : Case of Korea**

Heetaik Chung



발 간 사

현재 한국경제가 겪고 있는 자율화, 개방화의 과정은 한국경제가 보다 성숙되고 선진화되기 위하여 필수적으로 거쳐야만 하는 절차라고 생각된다. 이러한 자율화, 개방화가 자발적으로 시작되지 않았다 하더라도 긍정적인 면에서 이를 적극적으로 수용하는 것이 바람직하다. 이를 위해서는 발상의 전환이 필요하며, 거시경제 분야에 있어서 이제는 개방거시경제의 입장에서 경제를 분석하여야 하고 제반 경제정책도 이러한 기반에서 수립되어야 한다.

가격변수는 시장경제에 있어서 자원을 효율적으로 배분하여 주는 지표로서의 역할을 하는 변수이다. 한국은 그동안 고성장기에 있어서 물가의 상승폭이 컸고 최근에 와서 물가가 안정되는 추세이다. 물가를 보다 안정적으로 유지하기 위해서는 이에 대한 보다 폭넓은 연구가 요구된다.

이 연구에서는 1970년 이후의 기간에 있어서 물가가 각 요인들에 의하여 어떻게 영향을 받았는가를 분석하고 구조변화가 있었던 80년대 이후에 물가의 행태가 어떻게 변화하였는가를 살펴보았다.

이 연구를 수행해 주신 거시경제연구실의 정희택 연구위원의 노고에 감사드리며, 이 연구의 내용은 연구자의 사견이며 한국경제연구원의 공식적인 견해가 아님을 밝혀둔다.

1996년 6월
한국경제연구원
원장 조석래

ABSTRACT

This research aims at explaining the behavior of price level for the period between 1970 and 1994 in Korea. We used semi-structural Vector Autoregressive model with 5 variables. In this model there are two groups of variables. In one group, variables are identified using identifying restriction derived from a conceptual model as in a structural VAR model. The other variables are identified by imposing Wold causal chain as in traditional VAR model. That is why we call this as semi-structural VAR model.

The variables used in this research are price index for imported raw material(PMIRM), gross domestic product(GDP), nominal wage for all industries(WAGE), money supply(M₂), and consumer price index(CPI).

To investigate the change in the pattern of price movement we divide the sample period into two - before and after 1983. The result obtained from this research is as follows.

- (1) The effect of PMIRM to CPI becomes significantly smaller for the period between 1983 and 1994.
- (2) The decrease in CPI due to increase in aggregate supply factor appears earlier and sustains shorter in the period between 1983 and 1994. But the increase in CPI due to increase in income resulting from the increase in the aggregate supply is greater for the same period.

(3) The effect of nominal wage to CPI is smaller for the period between 1983 and 1994.

(4) For the period between 1983 and 1994, the effect of M_2 to CPI appears earlier and slightly bigger. But the whole effect of M_2 to CPI becomes much smaller.

(5) The effect of CPI's own shock is bigger and stays longer for the period between 1983 and 1994.

Variance decomposition shows that for the period between 1983 and 1994, contribution to the variance of one step ahead forecast error of CPI is in the order of WAGE, GDP, PMIRM, and M_2 for the immediate and short periods. For the longer periods contribution to the variance of one step ahead forecast error of CPI is in the order of GDP, M_2 , WAGE, and PMIRM.

The policy implication drawn from this paper is as follows. First, increase in CPI due to increase in M_2 appears earlier and slightly bigger for the period between 1983 and 1994. But the whole effect of M_2 to CPI is much smaller for the same period. Policy makers should allow this in settling up the monetary policy.

Secondly, the decrease in CPI due to favorable supply shock appears earlier and stays shorter for the period between 1983 and 1994. And the subsequent effect - increase in CPI due to increase in income resulting from favorable supply shock - is bigger.

Thirdly, the effect of nominal wage to CPI becomes smaller for the period between 1983 and 1994. But the contribution of nominal wage to the variance of CPI is bigger than the other variables especially in the short periods.

목 차

제1장 서론 / 17

제2장 자료분석 / 19

제3장 분석방법 / 29

제4장 물가의 요인별 분석 / 31

1. 충격반응곡선 / 32
2. 분산분해 / 48

제5장 물가의 요인에 대한 사후적 분석 / 52

제6장 요약 및 정책적 시사점 / 58

참고문헌 / 61

부록 / 63

표·그림 목차

- <표 1> 각요소 1% 증가시 CPI의 증가율(1971-1995) / 47
- <표 2> 각요소 1% 증가시 CPI의 증가율(1983-1995) / 47
- <표 3> 각요소의 분산의 CPI의 분산에 대한 기여도(1971-1995) / 51
- <표 4> 각요소의 분산의 CPI의 분산에 대한 기여도(1983-1995) / 51

- <그림 1> 소비자물가지수 / 20
- <그림 2> 소비자물가지수 전기대비증가율 / 20
- <그림 3> 소비자물가지수 전년동기대비증가율 / 21
- <그림 4> 수입중간재지수 / 21
- <그림 5> 수입중간재지수 전기대비증가율 / 22
- <그림 6> 수입중간재지수 전년동기대비증가율 / 22
- <그림 7> 전산업명목임금 / 23
- <그림 8> 전산업명목임금 전기대비증가율 / 23
- <그림 9> 전산업명목임금 전년동기대비증가율 / 24
- <그림 10> 통화량 / 25
- <그림 11> 통화량 전기대비증가율 / 25
- <그림 12> 통화량 전년동기대비증가율 / 26
- <그림 13> 실질국내총생산 / 27

- <그림 14> 실질국내총생산 전기대비증가율 / 27
- <그림 15> 실질국내총생산 전년동기대비증가율 / 28
- <그림 16> 충격반응곡선(1971-1995) / 33
- <그림 17> 충격반응곡선(1983-1995) / 35
- <그림 18> 충격반응곡선(1971-1981) / 37
- <그림 19> 수입중간재지수 충격에 의한 CPI의 반응곡선(1971-1995) / 40
- <그림 20> 수입중간재지수 충격에 의한 CPI의 반응곡선(1983-1995) / 40
- <그림 21> 실질국내총생산 충격에 의한 CPI의 반응곡선(1971-1995) / 42
- <그림 22> 실질국내총생산 충격에 의한 CPI의 반응곡선(1983-1995) / 42
- <그림 23> 전산업명목임금 충격에 의한 CPI의 반응곡선(1971-1995) / 43
- <그림 24> 전산업명목임금 충격에 의한 CPI의 반응곡선(1983-1995) / 43
- <그림 25> M_2 충격에 의한 CPI의 반응곡선(1971-1995) / 44
- <그림 26> M_2 충격에 의한 CPI의 반응곡선(1983-1995) / 45
- <그림 27> 소비자물가지수 충격에 의한 CPI의 반응곡선(1971-1995) / 46
- <그림 28> 소비자물가지수 충격에 의한 CPI의 반응곡선(1983-1995) / 46
- <그림 29> 실제 계산된 이노베이션(수입원자재가격지수) / 53
- <그림 30> 실제 계산된 이노베이션(실질국내총생산) / 53
- <그림 31> 실제 계산된 이노베이션(전산업명목임금) / 53
- <그림 32> 실제 계산된 이노베이션(M_2) / 54
- <그림 33> 실제 계산된 이노베이션(소비자물가지수) / 54
- <그림 34> 수입중간재지수에 의한 물가변화(1971-1995) / 55
- <그림 35> 실질국내총생산에 의한 물가변화(1971-1995) / 55

<그림 36> 전산업명목임금에 의한 물가변화(1971-1995) / 56

<그림 37> 통화량에 의한 물가변화(1971-1995) / 57

<그림 38> 물가고유요인에 의한 물가변화(1971-1995) / 57

CONTENTS

I . Introduction / 17

II . Data Analysis / 19

III . Methodology / 29

IV . Factoral Analysis of the Price Level / 31

1. Impulse-Response Curve / 32

2. Variance Decomposition / 48

**V . Historical Decomposition of the
Price Level / 52**

VI . Summary / 58

References / 61

Appendix / 63

제1장 서론

거시경제이론에 의하면 가격 혹은 물가는 생산량과 함께 총수요와 총공급에 의하여 결정된다. 총수요가 증가하면 총수요곡선이 우측으로 이동하여 물가가 상승하고 생산량도 같이 증가한다. 총공급이 증가하면 총수요곡선이 우측으로 이동하여 생산량은 증가하고 물가는 하락한다. 이렇게 물가와 생산량과 총수요와 총공급의 관계는 경제이론에 의하여 간단 명료하게 설명되지만, 현실경제에 있어서는 그 사정이 다르다. 우선 총수요와 총공급은 실제 데이터에서 관측되지 않는다. 그리고 총수요와 총공급을 결정짓는 요인들이 항상 변화하고 이들의 상호작용에 의하여 물가가 결정되므로 실제로 물가가 총공급이나 총수요 혹은 총수요와 총공급을 결정짓는 요인들에 의하여 각각 얼마만큼 영향을 받는지 알아내기가 어렵다. 계량경제학적 용어를 빌자면 식별의 문제가 존재한다.

이 연구에서는 1970년 이후에 있어서 수입원자재가격지수(PMIRM), 전산업명목임금(WAGE), 통화량(M_2), 실질국내총생산(GDP)의 변수들을 이용하여 물가가 각 요인들에 의하여 어떻게 영향을 받았는가를 밝히고자 한다. 위의 변수들은 각각 해외부문, 노동시장부문, 통화부문, 공급부문을 직접 혹은 간접적으로 나타낸다. 물가를 나타내는 변수로서는 소비자물가지수(CPI)를 이용하였다.

방법론에 있어서는 벡터자기회귀모형Vector Autoregressive Model을 이용하였다. 벡터자기회귀모형은 축약모형이므로 앞에서 언급한 식별의 문제를 가지고 있다. 구조적 벡터자기회귀모형Structural Vector Autoregressive Model은 이론적 모형으로부터 도출된 제약을 식별 제약identifying restriction으로 이용하여 모형내의 변수들의 잔차항들로부터 구조적인 의미가 있는 서로 독립적인 충격들로 식별한다. 이 연

구에서는 일부분의 변수는 개념적인 모형에 의한 제약에 의하여 식별을 하였고 나머지 변수는 전통적인 벡터자기회귀모형에서와 마찬가지로 월드인과고리Wold causal chain에 의하여 식별하는 준구조적 벡터자기회귀모형Semi structural Vector Autoregressive Model¹⁾을 이용하였다.

80년대를 전후로 하여 한국경제에 있어서 구조변화가 있었던 것으로 인식되고 있다. 이러한 구조변화는 물가에도 여실히 나타난다. 다음장에 있는 소비자물가지수의 그래프를 보면 1983년을 전후하여 그 움직임의 양상이 뚜렷이 달라짐을 알 수 있다.

이 연구에서는 1970년 이후 기간에 있어서 물가가 각 요인들에 의하여 어떻게 영향을 받았는가를 분석하였다. 또한 물가의 행태가 어떻게 변화하였는가를 살펴보기 위하여 1983년 이전과 이후로 기간을 나누어 물가의 행태를 분석하였다.

이 논문의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 이 논문에 이용된 자료들에 대하여 비전문가적인 시각에서 자료들의 특성을 관찰하였다. 3장에서는 이 연구에 이용된 분석방법에 대하여 설명하였다. 4장에서는 충격반응곡선과 분산분해에 의하여 물가가 각 요인들에 의하여 어떻게 영향을 받았는가에 대하여 분석하였다. 5장에서는 1970년 이후의 기간에 있어서 각 변수에 실제로 있었던 예측 오차를 계산하여 물가가 이들에 의하여 어떻게 영향을 받았는가를 분석하였다.

1) 이 연구에서 이용된 모형은 편의상 준구조적 벡터자기회귀모형Semi-structural Vector Autoregressive Model으로 부르기로 한다.

제2장 자료분석

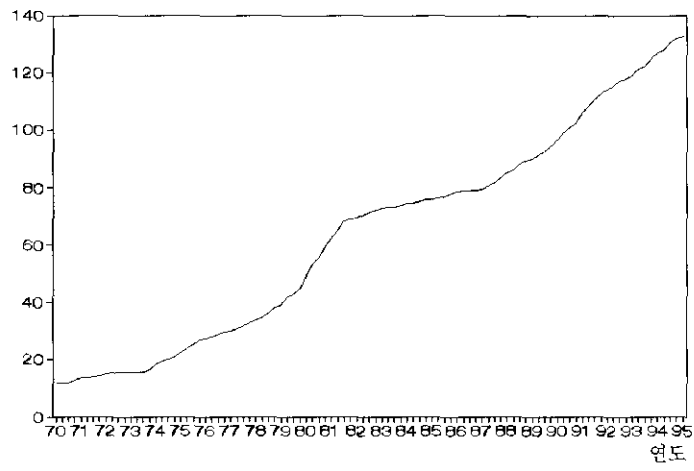
물가의 요인에 대한 분석에 있어서 소비자물가지수(CPI), 수입원자재가격지수(PMIRM), 전산업명목임금(WAGE), 통화량(M_2), 실질국내총생산(GDP)의 5변수가 이용되었다. 이외에도 환율과 같은 변수가 포함될 수 있으나 원화의 대미달러환율은 70년대와 80년대에 고정되어 있었기 때문에 모형에 포함시키지 않았다. 그러나 환율을 포함한 해외부분이 물가에 미치는 영향은 수입원자재가격지수에 의하여 반영되어 있다. 또한 명목임금보다는 실질임금이 노동시장을 더 잘 반영하는 변수이나 물가에 미치는 영향을 분석하기에는 명목임금이 더 적합하므로 명목임금을 이용하였다.

본격적인 분석에 앞서서 이 변수들에 대하여 기본적인 아이디어를 얻기 위하여 비전문가의 시각에서 각 변수들의 그래프를 살펴보았다. <그림 1>에서 <그림 15>까지에는 위에서 열거한 변수들의 수준과 전기대비증가율 그리고 전년동기대비증가율이 나타나 있다.²⁾ 전년동기대비증가율의 그래프는 한국에 있어서 이 지표가 많이 이용되고 있기 때문에 제시하였고 이에 대한 분석은 하지 않았다.

<그림 1>과 <그림 2>에는 소비자 물가지수와 그 소비자물가지수의 전기대비증가율이 나타나 있다. 소비자물가지수는 제1차 석유파동 직후인 1974년 1사분기와 제2차 석유파동 직후인 1980년 1사분기에 정점을 나타낸다. 또한 1982년을 경계로 그 증가율이 1982년 이전에 비하여 평균적으로 낮아졌고 그 변동폭도 작아졌다.

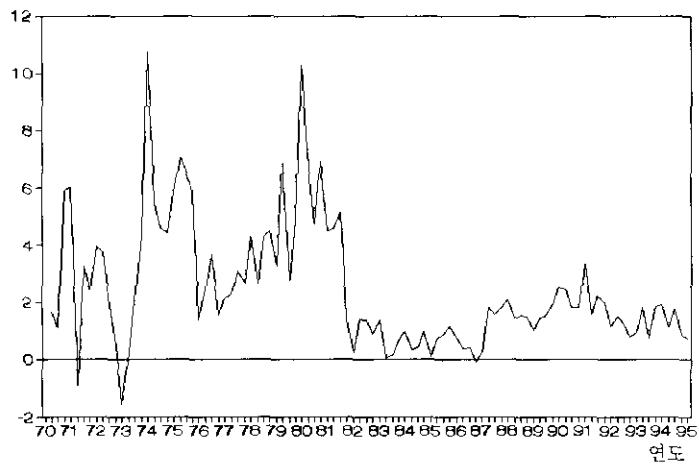
2) 전년동기대비증가율은 전기대비증가율에 비해 정보의 손실이 크고 복잡한 시계열 상관을 나타내는 등의 계량경제학적인 문제를 내포하고 있다. 그러나 심각한 계절성이 존재하는 경우 계절성을 없애기 위하여 전년동기대비증가율이 이용되고 있으나, 한국의 경우에 있어서는 전년동기대비증가율이 가지고 있는 문제점에 비하여 너무 많이 이용되고 있는 것 같다.

<그림 1> 소비자물가지수

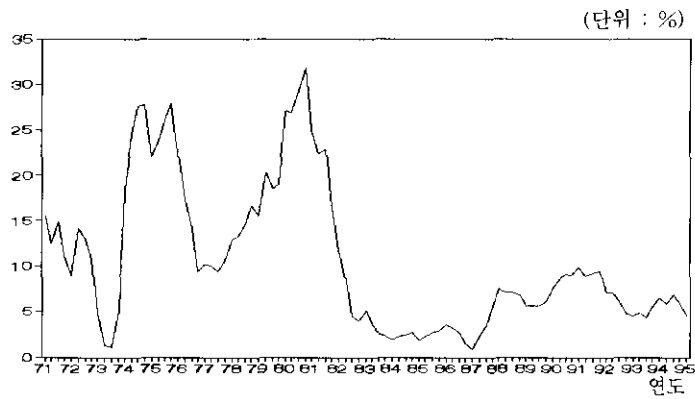


<그림 2> 소비자물가지수 전기대비증가율

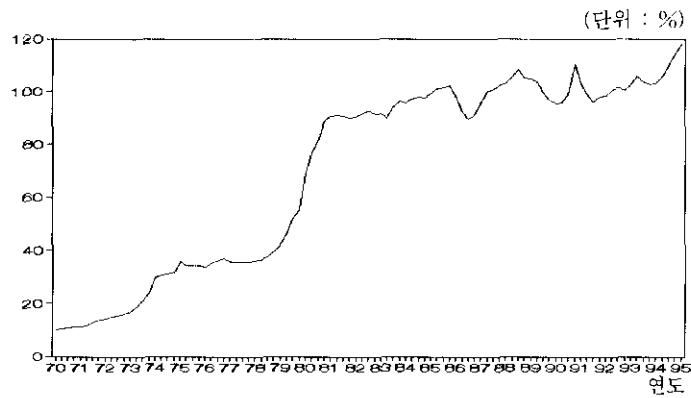
(단위 : %)



<그림 3> 소비자물가지수 전년동기대비증가율



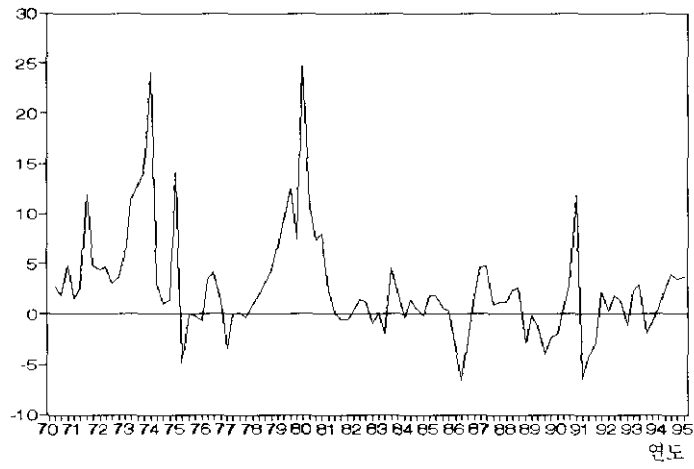
<그림 4> 수입중간재지수



<그림 4>에서 볼 수 있듯이 수입원자재가격지수는 1979년과 1980년에 그 수준이 현격히 상승하였다. 그리고 <그림 5>에서 볼 수 있듯이 1974년 1사분기와 1980년 1사분기에 그 증가율에 있어서 정점을 보이고 있다. 이는 소비자물가지수의 증가율과 일치한다.

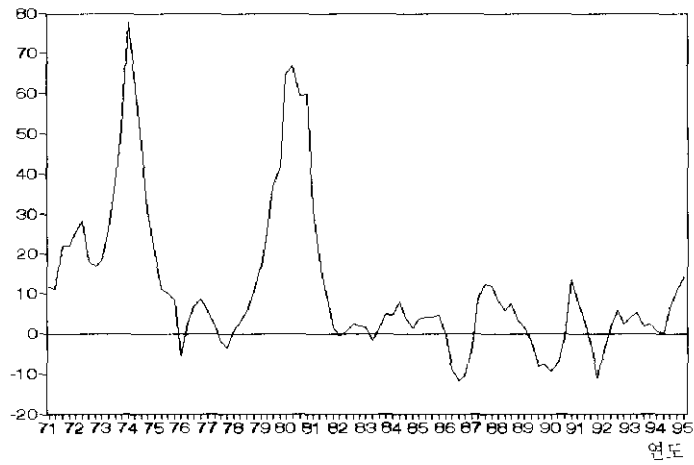
<그림 5> 수입중간재지수 전기대비증가율

(단위 : %)



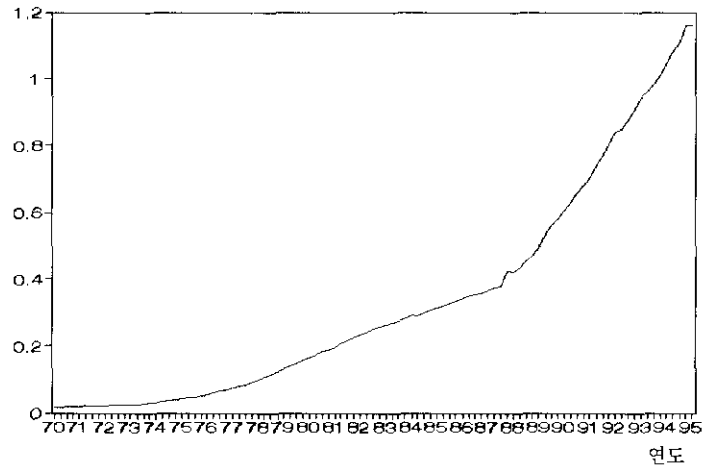
<그림 6> 수입중간재지수 전년동기대비증가율

(단위 : %)



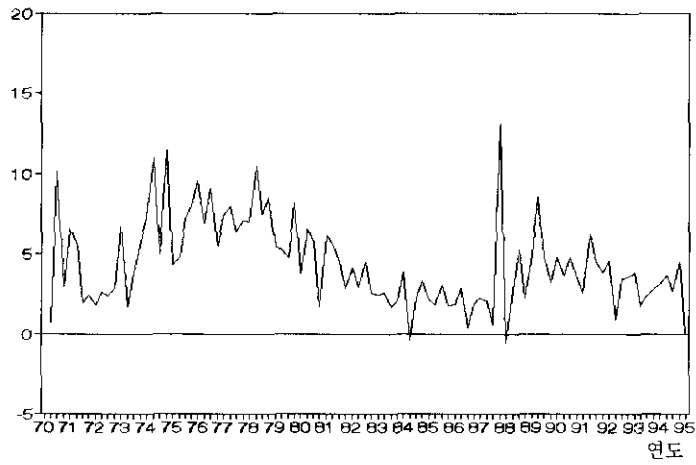
<그림 7> 전산업명목임금

(단위 : 백만원)



<그림 8> 전산업명목임금 전기대비증가율

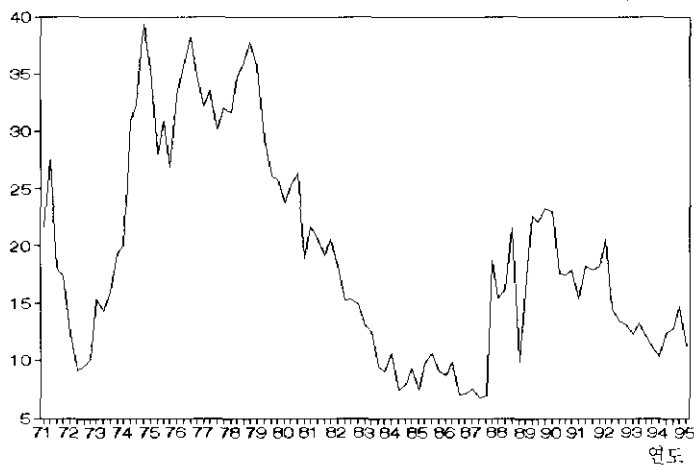
(단위 : %)



명목임금은 <그림 7>에 나타나 있듯이 1988년 1사분기 이후 이전보다 빠르게 성장한 것처럼 보인다. 그러나 전기대비증가율을 보면 <그림 8>에 있는 바와 같이 1988년 1사분기에만 높은 증가율을 보일 뿐 평균증가율은 1975년부터 1980년까지의 기간에 비하여 낮다.³⁾

<그림 9> 전산업명목임금 전년동기대비증가율

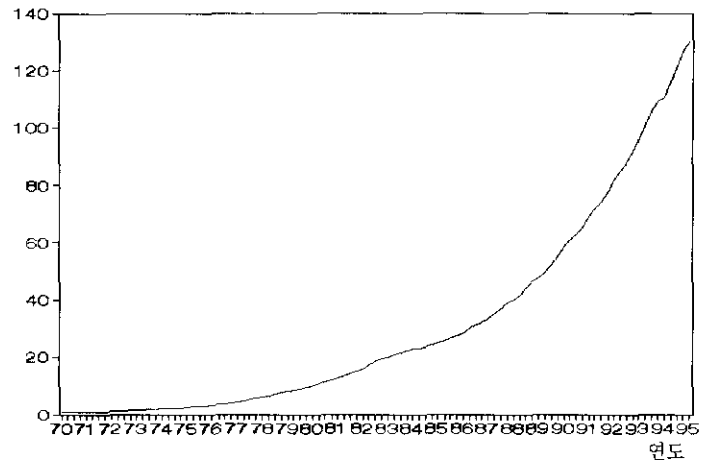
(단위 : %)



3) 흔히 어떤 변수의 증가율은 그 곡선의 기울기를 보고 읽어낼 수 있다. 즉, 세로축에 있는 변수 Y가 가로축에 있는 변수 X의 함수인 경우 X의 증가에 따른 Y의 증가율은 곡선의 기울기로 나타낼 수 있다. <그림 5>에 있어서 가로축이 시간을 나타내는 변수이고 세로축이 명목임금을 나타내는 변수인데, 명목임금이 시간의 함수가 아니기 때문에 곡선의 기울기는 주어진 기간(1사분기) 동안에 명목임금의 증가분만을 나타낼 뿐 지난 분기에 명목임금의 수준까지 고려한 명목임금의 증가율을 나타내지는 않는다.

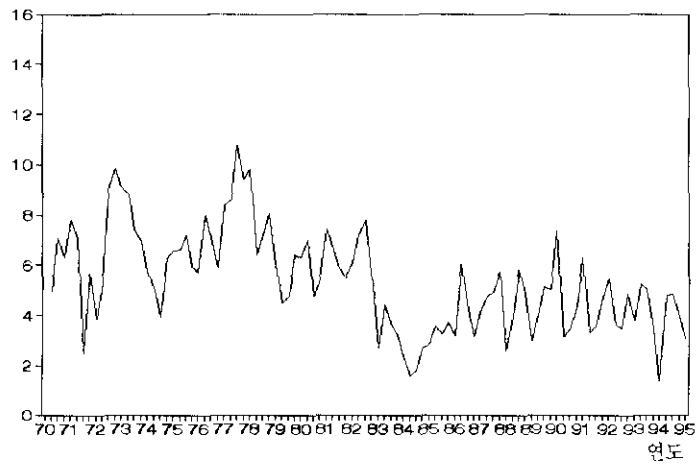
<그림 10> 통화량

(단위 : 조원)



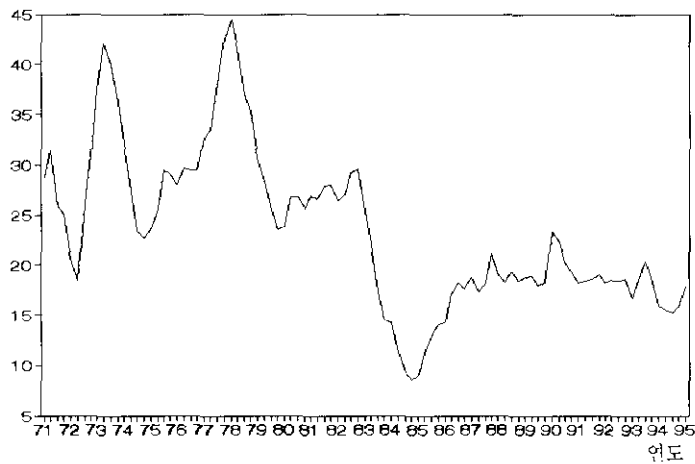
<그림 11> 통화량 전기대비증가율

(단위 : %)



<그림 12> 통화량 전년동기대비증가율

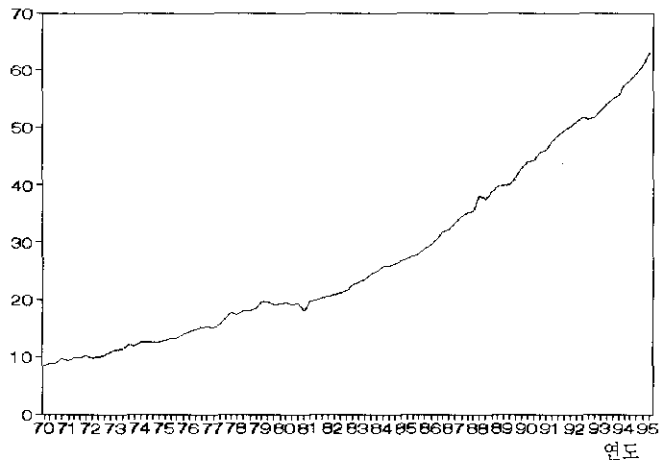
(단위 : %)



<그림 10>과 <그림 11>에는 M_2 와 그 전기대비증가율이 나타나 있다. M_2 는 1984년을 전후로 하여 그 평균증가율이 낮아졌다. 특히 1972년 3사분기에서 1974년 3사분기까지의 지속적인 통화증가율의 감소는 1974년 1사분기에서부터 1975년 2사분기까지의 경기수축기를 선행하고 있으며, 또한 1983년 2사분기에서부터 1984년 2사분기까지의 지속적인 통화증가율의 감소는 1984년 1사분기에서 1985년 3사분기까지의 경기수축기를 선행한다. 이러한 일상적인 관측이 한국에 있어서의 통화정책이 실물경제에 미치는 효과에 대하여 실증적인 증거를 제시한다고 하기에는 보다 구체적이고 체계적인 분석이 필요하다.

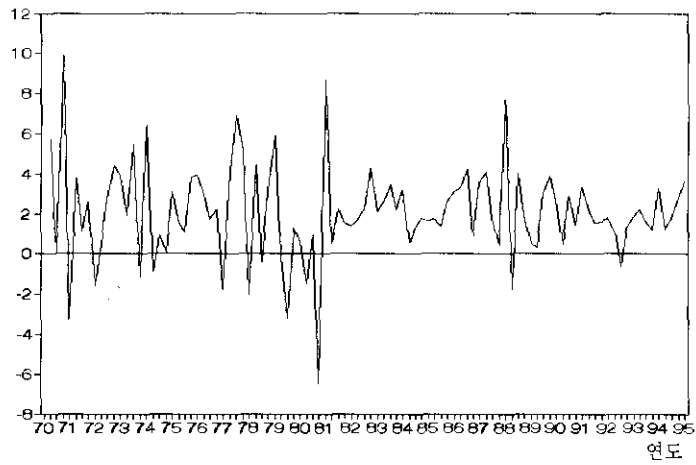
<그림 13> 실질국내총생산

(단위 : 조원)



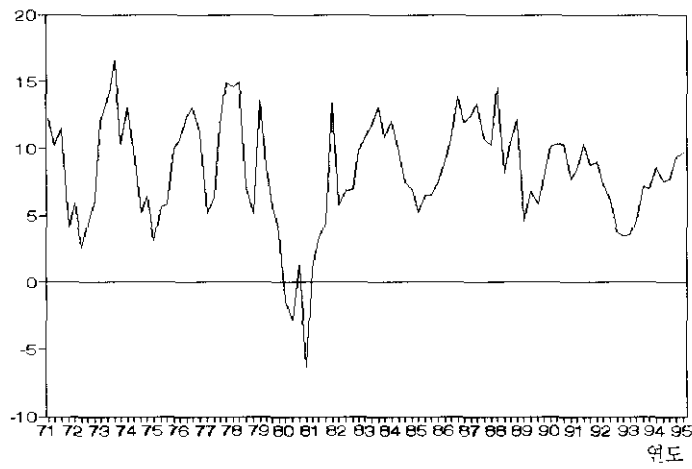
<그림 14> 실질국내총생산 전기대비증가율

(단위 : %)



<그림 15> 실질국내총생산 전년동기대비증가율

(단위 : %)



<그림 13>과 <그림 14>에는 실질국내총생산과 그 증가율이 나타나 있다. <그림 14>에 나타나 있듯이 1981년 이후에 있어서 증가율의 변동폭이 작아짐을 알 수 있다.

제3장 분석방법

각 요인들이 물가에 어떠한 영향을 미치는가를 분석하기 위해서 우리는 소비자물가지수(CPI), 수입원자재가격지수(PMIRM), 전산업 명목임금(WAGE)⁴⁾, 통화량(M_2), 실질국내총생산(GDP)의 5변수로 이루어진 준벡터자기회귀모형을 이용하였다.

이 모형에서 수입원자재가격지수는 외생적인 것으로 주어진다. 이 제약에 의하여 수입원자재 가격지수의 잔차항이 식별된다. 나머지 변수들에는 전통적인 벡터자기회귀모형에서와 같이 월드인과관계고리 Wold Causal Chain를 부과하여 그 잔차항들이 식별이 된다. 이와같이 이 모형에는 구조적 벡터자기회귀모형⁵⁾과 전통적 벡터자기회귀모형이 혼합되어 있다. 이러한 이유에서 이 모형을 준구조적 벡터자기회귀모형이라고 부르기로 한다.

이 연구에서는 수입원자재가격지수가 변수들의 맨 위에 위치하므로 이 모형은 그 형태에 있어서 전통적인 벡터자기회귀모형과 동일하다. 그러나 이 모형에서는 수입원자재가격지수에 대한 제약은 이미 주어져 있으므로 수입원자재가격지수의 위치가 바뀌어도 다른 변수들의 순서가 변하지 않는 한 모형에 의한 분석은 달라지지 않는다.

기존의 벡터자기회귀모형에서는 통화량과 같은 정책변수가 타변수들보다 앞에 놓고 가격변수를 그 다음에 그리고 실물변수를 그 다음에 놓는다. 그러나 이 모형에 있어서 수입원자재가격지수(PMIRM) 이외의 변수들의 순서는 실질국내총생산(GDP), 전산업명목임금 (WAGE), 통화량(M_2), 소비자물가지수(CPI)로 되어 있다.

4) 명목임금보다는 실질임금이 노동시장을 더 잘 반영하나, 이 연구에 있어서는 임금이 물가에 미치는 영향을 분석하고자 하여 명목임금을 이용하였다.
5) 이에 대한 자세한 사항은 부록을 참조하기 바란다.

이 연구에서는 각 변수들이 물가에 미치는 효과를 분석하기 위하여 소비자물가지수(CPI)를 제일 나중에 놓았다. 명목임금이, 공급측면에서의 효과와 명목부문으로부터의 효과를 같이 나타내므로, 공급측면에서부터의 효과를 제외한 임금상승이 물가에 미치는 효과를 분석하기 위하여 전산업명목임금을 실질국내총생산 뒤에 놓았다. 그리고 임금상승이 물가에 미치는 효과를 제외한 통화량이 물가에 미치는 효과를 분석하기 위하여 통화량을 전산업명목임금 뒤에 놓았다.

이 모형에서 모든 변수에는 로그를 취했고 차분을 하지 않았다. 변수중에는 기간에 따라서 단위근의 존재가 달라지는 변수들이 있다. 이 경우에 단위근이 없는 경우에는 차분을 하지 않고 단위근이 있는 경우에는 차분을 취하면 정보의 손실로 인해서 공정한 비교가 되지 않는다. 벡터자기회귀모형에서 변수들이 불안정하더라도 추정된 계수값은 일관성을 가지며 유한한 기간에 있어서는 충격반응곡선을 구할 수 있다.

변수들이 단위근을 가지고 있을 때 공적분의 문제가 발생하게 된다. 벡터자기회귀모형에 있어서는 차분이 아닌 수준을 이용할 경우 공적분을 고려하지 않아도 잘못된 구성에 의한 오차misspecification error가 존재하지 않는다.⁶⁾

6) Campbell & Shiller(1987)

제4장 물가의 요인별 분석

물가가 수입원자재가격지수(PMIRM), 전산업명목임금(WAGE), 통화(M_2), 실질국내총생산(GDP) 등의 변수들에 의하여 어떻게 영향을 받는가. 또한 이러한 변수들이 물가의 변화에 얼마나 기여하는가. 이 장에서는 충격반응곡선(impulse response curve)과 분산분해(variance decomposition)를 이용하여 소비자물가지수에 관하여 분석하고자 한다.

소비자물가지수는 1982년을 전후로 하여 그 행태에 있어서 다른 양상을 보인다. 이 장에서는 1970년부터 1995년까지의 기간을 1983년을 전후로 아래와 같이 나누어 각 기간에 있어서 물가가 각 요인들에 대하여 어떻게 반응하는가와 이러한 요인들이 물가에 미치는 효과가 1983년을 전후로 어떻게 변화하였는가를 살펴보고자 한다.

기간 I : 1971년 1사분기 — 1995년 1사분기

기간 II : 1983년 1사분기 — 1995년 1사분기⁷⁾

기간 III : 1971년 1사분기 — 1981년 4사분기

1983년을 전후로 한 물가행태의 변화는 데이터의 통계적 특성을 고려하여 전구간(기간 I)과 1983년 이후(기간 II)를 비교하였고 기간 III에 대한 분석은 하지 않았다.⁸⁾

7) 모형에서 과거시차가 4개 설정되어 있으므로, 1982년 1사분기에서 4사분기까지는 과거시차로서 기간 II에 포함된다.

8) 기간 III의 경우 변수들이 통계적으로 불안정함을 보인다. 이는 이 기간에 있어서의 충격반응곡선을 보아도 알 수 있다. 이를 교정하기 위하여 차분을 한 변수들을 이용할 수도 있으나, 전체적인 일관성을 유지하기 위해서 전 구간과 기간 II에 있어서 차분을 취하지 않은 변수들을 이용한 결과를 비교하였다.

1. 충격반응곡선

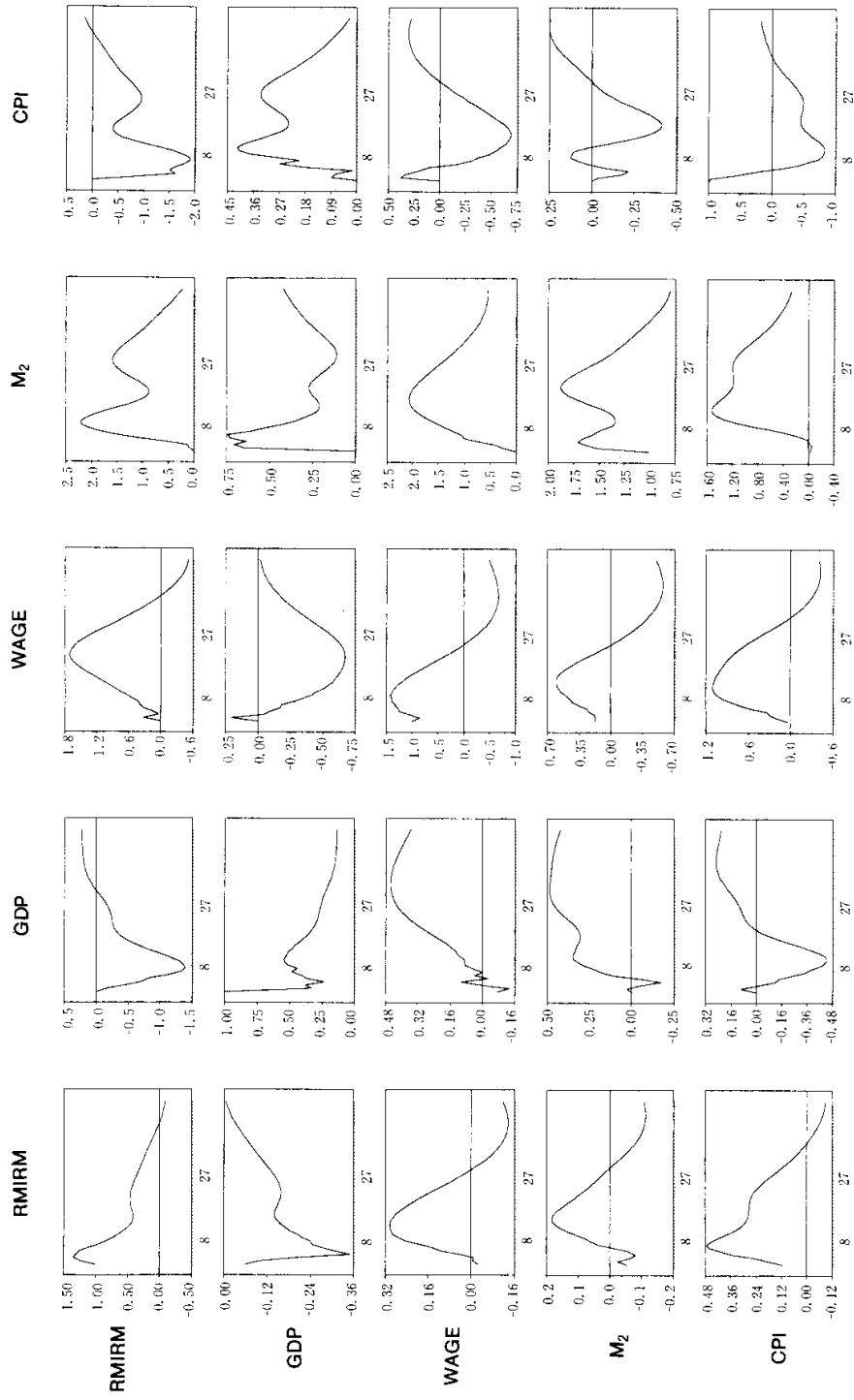
충격반응곡선은 어느 한 변수에 예상치 못한 충격이 주어졌을 때, 즉 각 변수가 1만큼 증가하였을 때 다른 변수가 시간이 흐름에 따라 어떻게 반응하는가를 보여준다. 예를 들면 명목임금에 있어서 예상치 못한 증가에 대하여 물가에 어떻게 반응하는가를 나타내는 곡선이다.⁹⁾ <그림 16>에서부터 <그림 18>까지는 각 기간에 있어서의 충격반응곡선들이 나타나 있다. 각 열에 있는 5개의 그래프는 어느 한 변수에 충격이 주어졌을 때 다른 변수들이 어떻게 반응하는가를 나타낸다. 두 번째 열에 있는 5개의 그래프는 실질국내총생산에 가해진 예상치 못한 충격에 대하여 모형내의 변수들이 어떻게 반응하는가를 나타낸다. 각 행에 있는 5개의 그래프는 각 변수들에 주어진 충격에 대하여 어느 한 변수가 어떻게 반응하는가를 나타낸다. 세 번째 행에 있는 5개의 그래프는 각 변수들에 가해진 충격에 대하여 명목임금이 어떻게 반응하는가를 나타낸다. 따라서 <그림 29>에서 두 번째 열, 세 번째 행에 있는 그래프는 실질국내총생산에 예상치 못한 충격이 가해졌을 때 명목임금이 어떻게 반응하는가를 나타낸다.

이 연구에서는 물가가 모형내의 변수들에 대하여 어떻게 반응하는가를 보고자 하므로, 마지막 열에 있는 그래프들을 기간별로 분석하였고 나머지 그래프들에 대한 분석은 하지 않았다. <그림 19>에서부터 <그림 28>까지는 <그림 16>과 <그림 17>에 있는 마지막 열의 그래프들이 나타나 있다.

9) 모든 변수들에 있어서 원래 변수에 로그를 취하였으므로, 그 반응곡선이 반응하는 행태를 반영할 뿐 그 값 자체에서 현실적인 의미를 찾기는 어렵다.

<그림 16> 충격반응곡선(1971-1995)

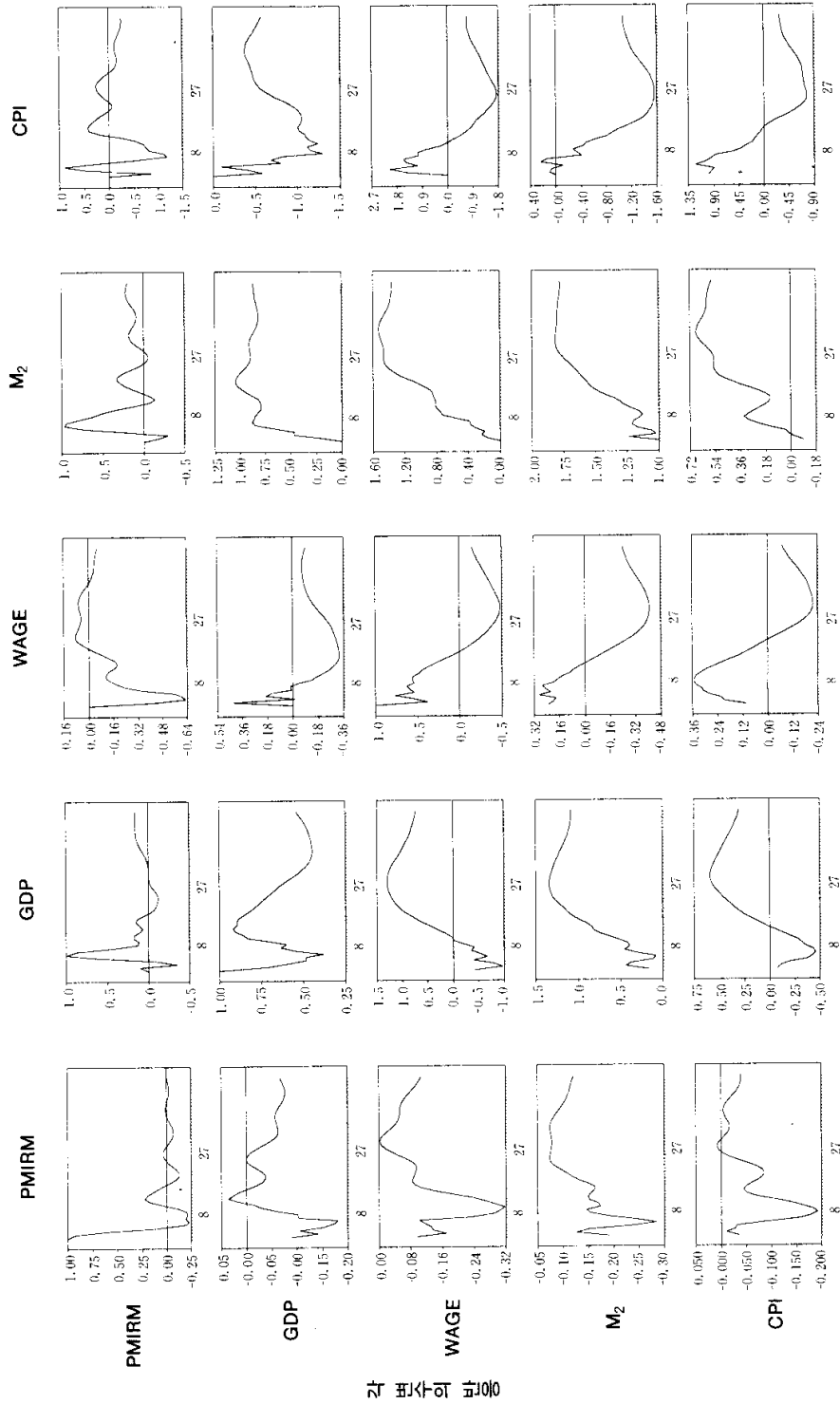
각 변수에 대한 충격



이진원, 김성민

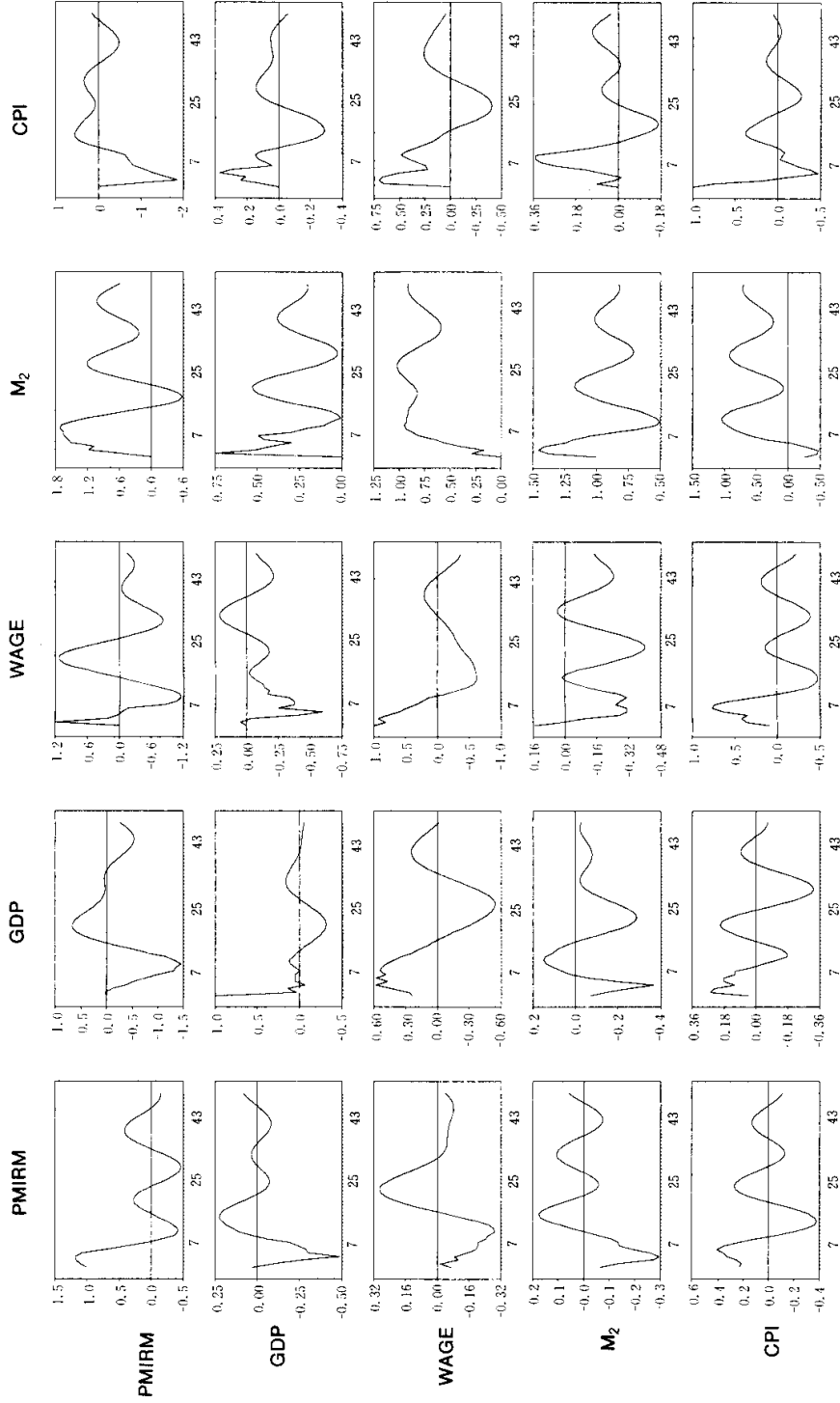
<그림 17> 충격반응곡선(1983-1995)

각 변수에 대한 충격



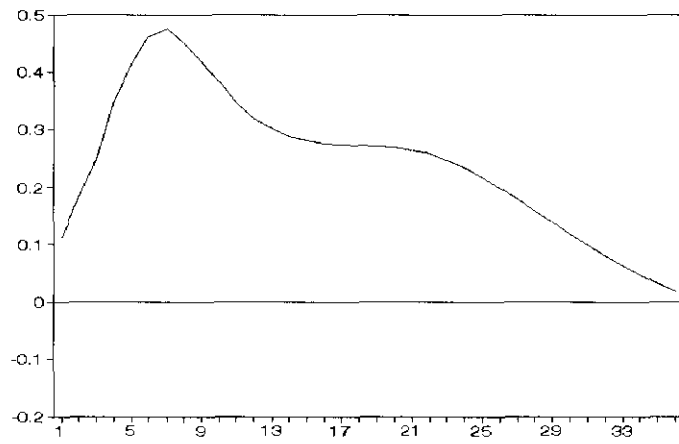
<그림 18> 충격반응곡선(1971-1981)

각 변수에 대한 충격

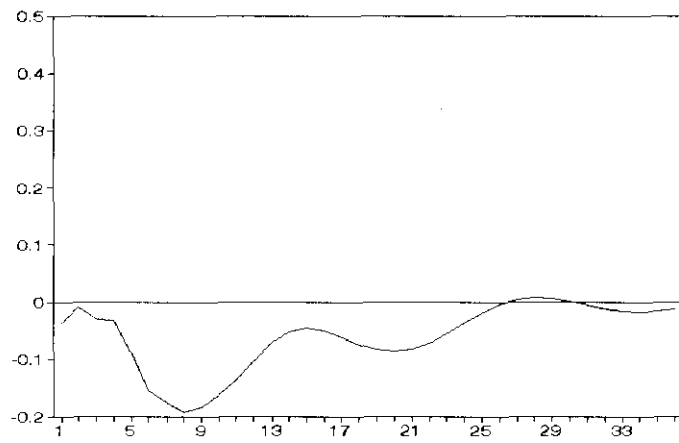


<그림 19>와 <그림 20>은 수입원자재가격지수에 있어서 1만큼의 예상치 못한 증가가 있었을 때 소비자물가지수가 시간의 흐름에 따라 어떻게 반응하는가를 나타낸다. 기간 I의 경우 수입원자재가격지수가 1기에 1만큼 증가하였을 때 소비자물가지수는 1기에는 0.11만큼 증가하고 그 이후로 계속 증가하여 7기에 정점을 보인다. 그 이후에는 감소한다. 전반적으로 수입원자재가격지수의 증가에 의하여 소비자물가지수는 양의 반응을 보인다. <그림 20>에 나타나 있는 바와 같이 기간 II에 있어서 소비자물가지수는 1기에 -0.04만큼의 반응을 보이고 2, 3기에 비슷한 수준에 머무르다 4기부터 감소하여 8기에 저점을 보인다. 기간 II에서의 반응은 기간 I에서 보다 서서히 반응하며 또한 전체적으로 음의 반응을 보인다. 그러나 기간 I에 비하여 반응하는 크기가 작다. 1983년 이후로 오면서 소비자물가지수가 수입원자재가격지수에 대하여 반응하는 정도가 작아졌고 또한 그 반응하는 방향이 양에서 음으로 바뀌었다. 이는 수입원자재가격지수에 바로 반응하지 않고 수입원자재가격지수의 상승으로 인한 생산감소에 의하여 소비자물가지수가 감소하는 것으로 생각된다.

<그림 19> 수입중간재지수 충격에 의한 CPI의 반응곡선(1971-1995)



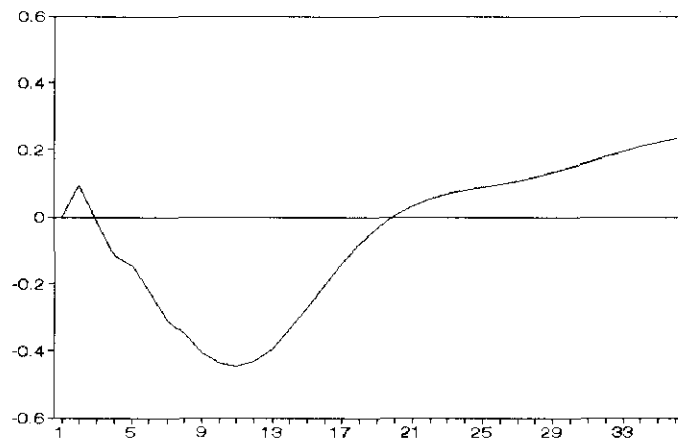
<그림 20> 수입중간재지수 충격에 의한 CPI의 반응곡선(1983-1995)



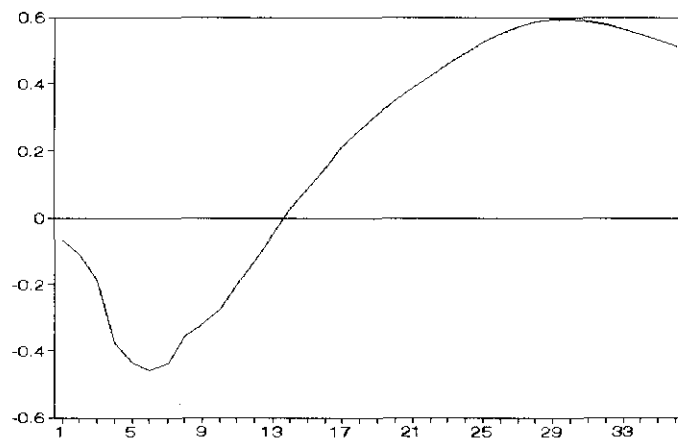
<그림 21>과 <그림 22>는 실질국내총생산에 1만큼의 예상치 못한 증가가 있었을 때 소비자물가지수가 시간의 흐름에 따라 어떻게 반응하는가를 나타낸다. 기간 I의 경우 소비자물가지수는 초기에 약간의 양의 반응을 보이다 3기부터 음의 반응을 보이며 감소하여 11기에 저점을 보인다. 그 이후에는 증가하여 20기에는 양의 반응을 보인다. 기간 II에 있어서는 1기에 -0.07 로 바로 음의 반응을 보이고 그 이후에 계속 감소하여 6기에 저점을 보인다. 그 이후에는 증가하여 14기에는 양의 반응을 보인다. 실질국내총생산의 증가에 의하여 소비자물가지수는 감소하다가 시간이 지나면서 소득의 증가로 인한 수요증대로 인하여 소비자물가지수가 증가하게 된다. 1983년 이후로 오면서 실질국내총생산의 증가에 대한 소비자물가지수의 감소가 빠르게 나타나고 또한 소득증대로 인한 소비자물가지수의 증가도 이전보다 일찍 시작된다.

<그림 23>과 <그림 24>는 명목임금의 증가에 대한 소비자물가지수의 반응을 나타낸다. 기간 I에 있어서 명목임금의 증가에 의하여 소비자물가지수는 1기에 미미하나 양의 반응을 보이고 그 이후로 증가하여 13기에 정점을 보이며 그 후 감소한다. 기간 II에 있어서 소비자물가지수는 1기에 양의 반응을 보이고 8기에 정점에 다다른다. 그 이후에 기간 I보다 빠른 속도로 감소한다. 전반적으로 소비자물가지수는 기간 II에 있어서 기간 I보다 빠르게 반응한다. 그러나 전체적인 반응의 폭은 기간 II에 있어서 기간 I에서 보다 훨씬 작다.

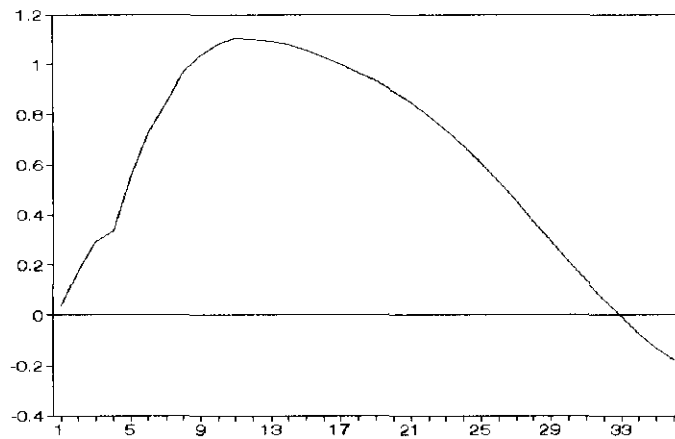
<그림 21> 실질국내총생산 충격에 의한 CPI의 반응곡선(1971-1995)



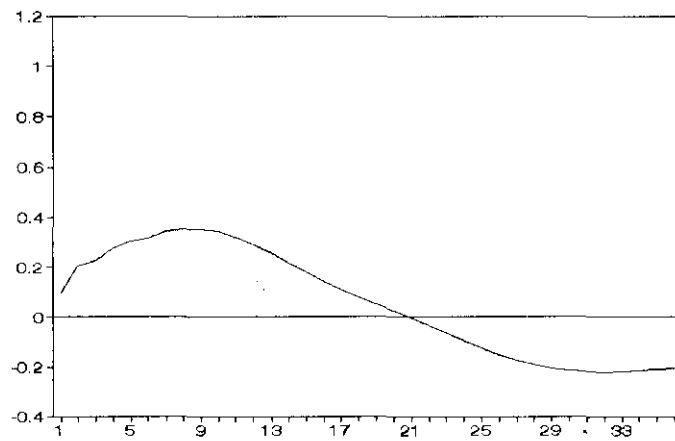
<그림 22> 실질국내총생산 충격에 의한 CPI의 반응곡선(1983-1995)



<그림 23> 전산업명목임금 충격에 의한 CPI의 반응곡선(1971-1995)

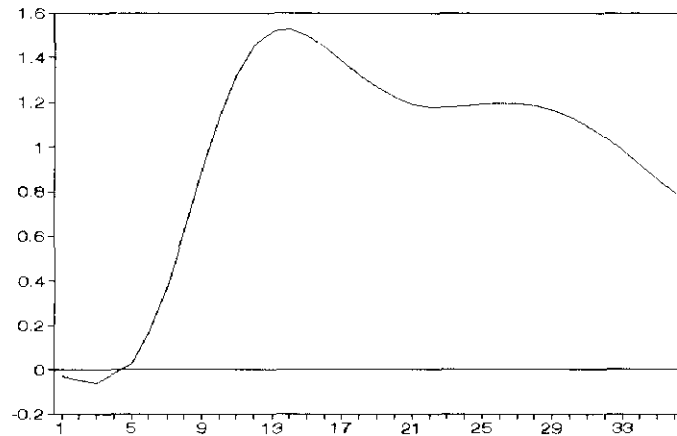


<그림 24> 전산업명목임금 충격에 의한 CPI의 반응곡선(1983-1995)

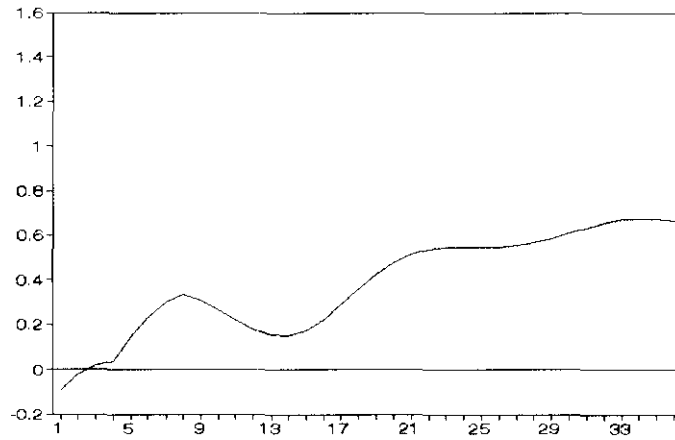


<그림 25>와 <그림 26>은 M_2 의 증가에 대한 소비자물가지수의 반응을 나타낸다. 기간 I에 있어서 M_2 가 1단위 증가하였을 때 소비자물가지수는 초기에는 거의 0에 가까운 음의 반응을 보이다가 5기에서부터 양의 반응을 보이며 증가하여 14기에 정점을 나타낸다. 그리고 그 이후에 감소한다. 기간 II에 있어서는 1기에 음의 반응을 보이고 그 이후로 증가하여 8기에 정점을 보인다. 그 이후에 감소하여 14기에 저점을 보이고 다시 증가하여 34기에 다시 정점을 보인다. 기간 I과 기간 II를 비교하면 기간 II에 있어서 M_2 의 충격에 의한 소비자물가지수의 반응이 기간 I에서보다 빨리 나타난다. 그러나 M_2 의 충격에 의한 소비자물가지수의 전반적인 반응폭은 기간 II에 있어서 더 작게 나타난다.

<그림 25> M_2 충격에 의한 CPI의 반응곡선(1971-1995)

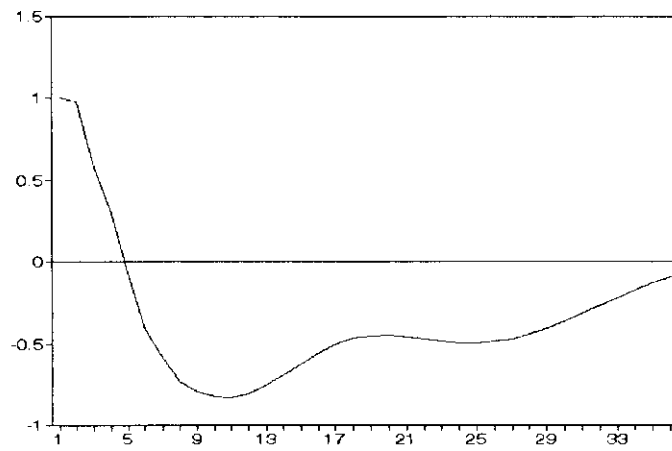


<그림 26> M₂ 충격에 의한 CPI의 반응곡선(1983-1995)

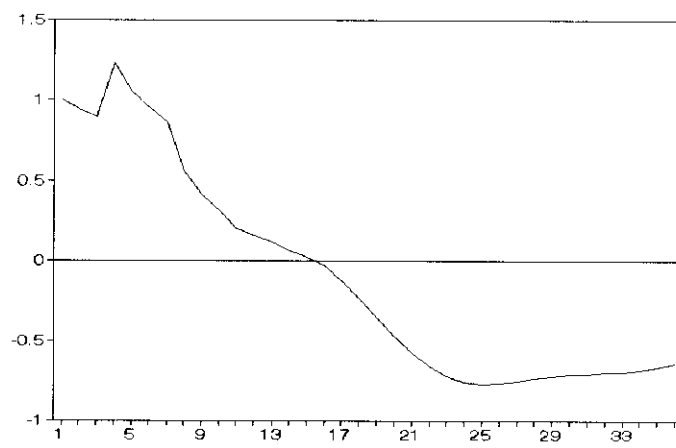


소비자물가지수 자체의 충격에 의한 소비자물가지수의 반응은 <그림 27>과 <그림 28>에 나타나 있다. 기간 I 과 기간 II에 있어서의 반응이 비슷한 패턴을 보이거나 기간 II에 있어서의 반응이 기간 I에 비해 지속적이다.

<그림 27> 소비자물가지수 충격에 의한 CPI의 반응곡선(1971-1995)



<그림 28> 소비자물가지수 충격에 의한 CPI의 반응곡선(1983-1995)



<표 1>과 <표 2>에는 각 변수에 1%만큼의 충격이 가해졌을 때 소비자물가지수는 시간의 흐름에 따라 어떻게 변화하는가가 나타나 있다.

<표 1> 각요소 1% 증가시 CPI의 증가율(1971-1995)

(단위 : %)

PERIOD	PMIRM	GDP	WAGE	M _t	CPI ¹⁾
1	0.11	0.00	0.04	-0.03	1.00
2	0.07	0.09	0.14	-0.02	-0.03
3	0.07	-0.10	0.12	-0.01	-0.40
4	0.10	-0.10	0.04	0.04	0.28
8	-0.02	0.04	0.12	0.24	-0.14
16	0.00	0.07	-0.03	0.05	0.07
32	-0.02	0.02	-0.07	-0.05	0.05

1) 이 열은 CPI 자체요인에 의한 CPI의 변동을 나타냄.

<표 2> 각요소 1% 증가시 CPI의 증가율(1983-1995)

(단위 : %)

PERIOD	PMIRM	GDP	WAGE	M _t	CPI ¹⁾
1	-0.04	-0.07	0.10	-0.09	1.00
2	0.03	-0.04	0.10	0.07	-0.05
3	-0.02	-0.08	0.02	0.04	-0.05
4	0.00	-0.19	0.05	0.02	0.33
8	0.01	0.08	0.01	0.24	0.14
16	0.00	0.06	-0.04	-0.05	0.07
32	0.00	-0.01	0.00	0.02	0.00

1) 이 열은 CPI 자체요인에 의한 CPI의 변동을 나타냄.

2. 분산분해

여기에서는 소비자물가지수의 움직임 설명하는 데 있어서 각 변수들이 얼마만큼 기여하는가를 살펴보고자 한다. 이에 대해서는 분산분해(error decomposition)에 의하여 살펴보고자 한다. 분산분해는 소비자물가지수의 예측오차의 분산이 각 변수들의 이노베이션의 분산에 의하여 얼마나 설명되는가를 나타낸다. 즉, 소비자물가지수에 있어서 예측되지 못하는 부분이 각 변수들에 의하여 혹은 각 변수들에 있어서 예상치 못한 부분들에 의하여 얼마만큼 설명되는가 하는 것이다. <표 3>과 <표 4>에는 기간 I 과 기간 II에 있어서 소비자물가지수의 분산에 대한 각 변수의 분산의 기여도가 나타나 있다.

기간 I 에 있어서는 해외중간재지수의 이노베이션의 분산은 1기 소비자물가지수의 이노베이션의 분산의 12%를 설명하고 2기에는 19%를 설명한다. 6기에 54%를 설명하고 그 이후에는 그 비중이 감소하여 장기에 있어서는 20% 정도를 설명한다. 기간 II에 있어서는 해외중간재지수의 이노베이션의 분산이 소비자물가지수의 이노베이션의 분산을 1기에 5%를 설명하고 2기에는 2%, 4기에는 1.7% 설명한다. 그 이후에 그 비중이 증가하여 5기에는 4%, 6기에는 9% 그리고 12기에 20.6%로 그 비중이 극대에 달하고 그 이후에 감소하여 장기에 있어서는 7% 정도의 비중을 나타낸다. 기간 I 과 기간 II를 비교하면 수입원자재가격지수가 소비자물가지수의 이노베이션의 분산에서 차지하는 비중은 기간 II에 있어서 현격히 감소하였음을 알 수 있다.

실질국내총생산이 이노베이션이 소비자물가지수의 이노베이션의 분산에서 차지하는 비중은 기간 I 에 있어서 1기에는 0.0%, 2기에는 0.7%이고 서서히 증가하여 13기에는 4.03%로 극대값을 나타내고 그 이후에 서서히 감소하여 장기에는 3% 정도의 비중을 보인다. 기간 II에 있어서는 1기에 3%, 2기에 4.6%의 비중을 나타내다가 3기부터 급

격히 증가하여 4기에는 17.8%, 5기에는 23%의 비중을 나타낸다. 그 이후에는 약간 감소하였다가 서서히 증가하여 장기에는 37%정도의 비중을 보인다. 기간 I 과 기간 II를 비교하면 장기와 단기에 있어서 실질국내총생산의 이노베이션이 소비자물가지수의 이노베이션의 분산에서 차지하는 비중은 기간 II에 있어서 현격히 증가하였다.

명목임금의 경우에 있어서는 그 이노베이션의 분산이 소비자물가지수의 분산에 기여하는 비중이 기간 I 에 있어서 1기에서부터 8기까지는 급격히 증가하다가 9기에서부터 서서히 증가하여 장기에 있어서는 37% 정도의 비중을 차지한다. 기간 II에 있어서는 1기에 12.6%, 2기에 28%로 급격히 증가하고 그 이후에는 서서히 증가한다. 기간 I 과 비교하면 9기에 그 비중이 기간 I 보다 작아지고 장기에 있어서는 18%의 비중을 보인다. 기간 II에 있어서 기간 I 에 비하여 8기까지는 큰 비중을 차지하다가 9기 이후로 가면서 그 비중이 작아진다.

M_2 의 경우에 그 이노베이션의 분산이 소비자물가지수의 이노베이션의 분산에서 차지하는 비중은 기간 I 에 있어서 1기에는 0.07%이고 2기에서 6기까지는 0.1%에서 0.3%까지 머무르다가 7기부터 증가하여 11기에는 10%의 비중을 나타내고, 그 이후에 서서히 증가하여 장기에 있어서는 31% 정도의 비중을 보인다. 기간 II에 있어서는 1기에 2.6%, 2기에 1.2%의 비중을 보이며 감소하여 4기에는 0.5%로 저점을 보이다가 그 이후에 8기까지 증가하고 9기부터 18기까지는 4내지 5%대에 머무른다. 그리고 장기에 있어서 27% 정도의 비중을 나타낸다. 기간 I 과 기간 II를 비교하면 8기 이전에는 M_2 의 이노베이션의 분산이 소비자물가지수의 이노베이션의 분산을 설명하는 정도가 기간 II에 있어서 기간 I 에서보다 더 크고, 9기 이후에 있어서는 기간 I 에서보다 더 작다.

기간 I 과 기간 II의 분산분해에 의한 결과를 요약하면, 1983년 이

후로 오면서 소비자물가지수의 움직임을 설명하는 데 있어서 수입원자재가격지수가 차지하는 비중은 그 이전에 비하여 현격히 줄었고, 실질국내총생산이 차지하는 비중은 현격히 늘었다. 명목임금과 M_2 는 8기 이전에는 1983년 이후에 그 이전에 비하여 증가하였고, 9기 이후에는 감소하였다.

기간 I 에 있어서 소비자물가지수의 이노베이션의 분산에 대한 각 변수의 기여도는 대략 8기 이전에는 수입원자재가격지수, 명목임금, M_2 , 실질국내총생산의 순이고, 9기 이후부터 20기까지는 명목임금, 수입원자재가격지수, M_2 , 실질국내총생산의 순이며, 그 이후에는 명목임금, M_2 , 수입원자재가격지수, 실질국내총생산의 순이다.

기간 II 에 있어서는 24기 이전에는 명목임금, 실질국내총생산, 수입원자재가격지수, M_2 의 순이고 장기에 있어서는 실질국내총생산, M_2 , 명목임금, 수입원자재가격지수의 순이다.

기간 II 에서 보면 12기까지에 있어서는 명목임금의 이노베이션에 의하여 설명되는 부분이 가장 크고 그 다음이 실질국내총생산의 이노베이션에 의하여 설명되는 부분이다. 장기에 있어서는 실질국내총생산에 의하여 설명되는 부분이 가장 크고 그 다음이 M_2 이다.

각 변수들이 소비자물가지수의 이노베이션의 분산에서 차지하는 상대적 비중은 1983년 이후로 오면서 실질국내총생산의 비중이 현격히 증가하였다. 또한 4기 이내에 있어서는 명목임금의 비중이 크게 증가하였고, 수입원자재가격지수의 비중이 크게 감소하였다.

<표 3> 각요소의 분산의 CPI의 분산에 대한 기여도(1971-1995)

(단위 : %)

PERIOD	PMIRM	GDP	WAGE	M ₂	CPI
1	11.98	0.00	0.32	0.07	87.63
2	19.39	0.70	3.50	0.12	76.35
3	30.83	0.48	8.48	0.17	60.04
4	45.11	0.81	11.28	0.13	42.68
8	48.75	2.66	31.37	2.50	14.74
16	26.17	3.58	40.48	19.93	9.85
32	21.60	2.40	38.41	29.40	8.19

<표 4> 각요소의 분산의 CPI의 분산에 대한 기여도(1983-1995)

(단위 : %)

PERIOD	PMIRM	GDP	WAGE	M ₂	CPI
1	4.71	3.07	12.60	2.64	76.98
2	2.22	4.62	28.13	1.24	63.80
3	2.16	8.56	33.28	0.77	55.23
4	1.73	17.80	32.35	0.50	47.64
8	16.25	24.12	31.94	3.82	23.87
16	20.27	19.54	39.28	5.47	15.65
32	10.52	35.74	21.85	19.09	12.80

제5장 물가의 요인에 대한 사후적 분석

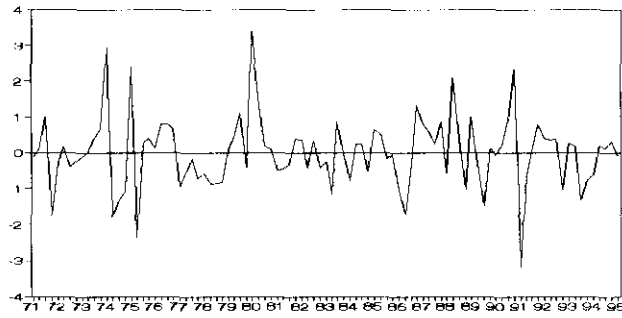
한국에 있어서 수입원자재가격지수, 실질국내총생산, 명목임금, M_2 가 소비자물가지수에 실제로 어떠한 영향을 주었는가. 이 장에서는 1971년에서 1995년까지의 기간에 있어서 각 변수에 있는 실제 이노베이션을 계산하여 이 이노베이션들이 소비자물가지수에 어떠한 영향을 미쳤는가를 밝히고자 한다. 즉, 어떤 시점에 있었던 실제 충격에 의하여 소비자물가지수는 충격반응곡선을 따라 반응한다. 이 경우에 충격반응곡선의 크기는 실제 이노베이션의 크기에 따라 달라진다. 이 장에서는 매 기에 충격이 반복적으로 주어졌을 때, 그리고 그 주어진 충격의 크기가 실제 이노베이션과 같을 때 그 누적된 효과를 분석하고자 한다.

이를 위해서는 우선 각 변수들에 있어서의 서로 독립적인 이노베이션을 계산하여야 하며 이는 추정된 벡터자기회귀모형에 있어서의 잔차항들로부터 구해진다.¹⁰⁾ <그림 29>에서부터 <그림 33>까지는 실제 계산된 이노베이션들이 나타나 있다. 도표에 나타나 있는 바와 같이 실제 계산된 이노베이션은 앞에서 보여진 실제 데이터의 전년대비 증가율과 그 움직임에 있어서 대략적으로 비슷하다.¹¹⁾

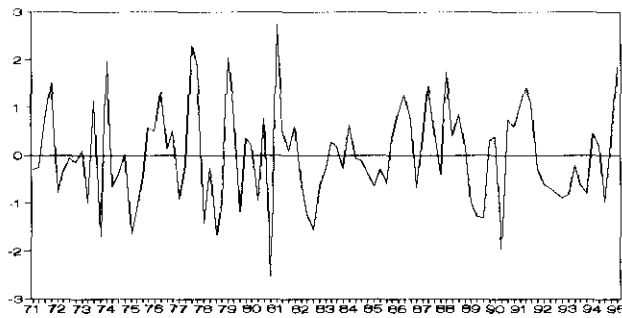
10) 벡터자기회귀모형의 잔차항들의 분산행렬의 총래스키 분해행렬의 역행렬을 실제 계산된 잔차항들에 곱하면 서로 독립적인 잔차항들이 구해진다.

11) 실제 계산된 이노베이션의 움직임은 실제 데이터의 선기대비증가율의 움직임과 대략적으로 비슷하다. 그러나 GDP에 있어서 1990년 2사분기에서와 같이 실제 데이터에서는 나타나 있지 않은 큰 음의 변화가 있는 경우도 있다. 그러나 여기에서 보여진 이노베이션은 실제 추정된 잔차항들을 서로 독립적이 되도록 변화시켜준 것이므로 실제 데이터와는 차이가 있을 수 있다. 또한 모형의 구조에 따라 차이가 있을 수 있기 때문에 이러한 실제 이노베이션 자체만으로 실제 데이터에서는 보여지지 않은 것을 찾기는 어렵다.

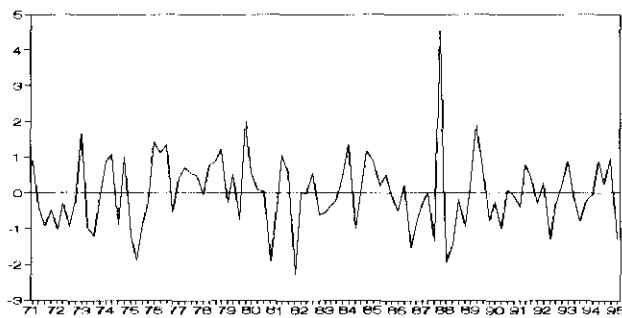
<그림 29> 실제 계산된 이노베이션(수입원자재가격지수)



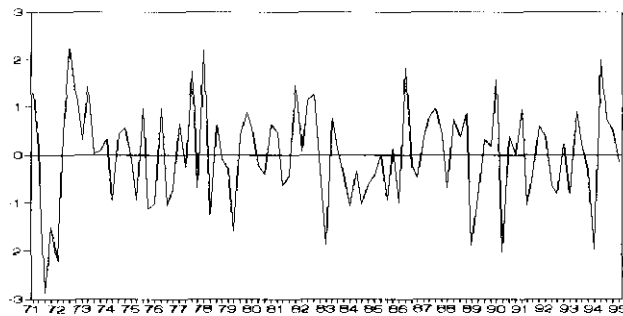
<그림 30> 실제 계산된 이노베이션(실질국내총생산)



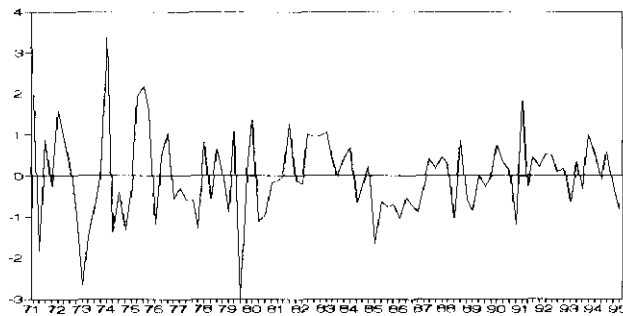
<그림 31> 실제 계산된 이노베이션(전산업명목임금)



<그림 32> 실제 계산된 이노베이션(M_2)



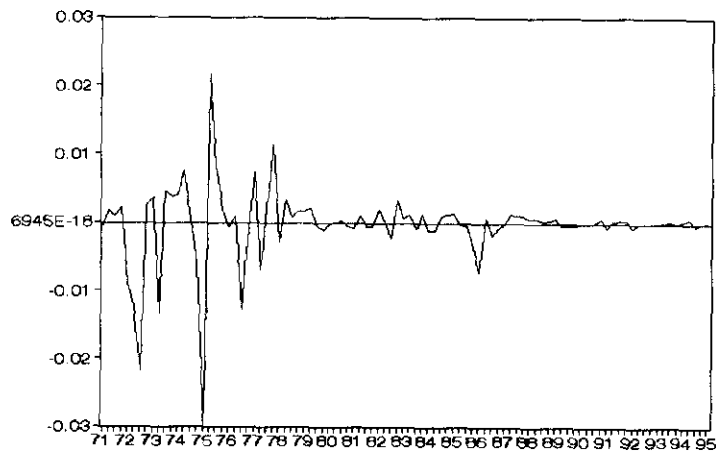
<그림 33> 실제 계산된 이노베이션(소비자물가지수)



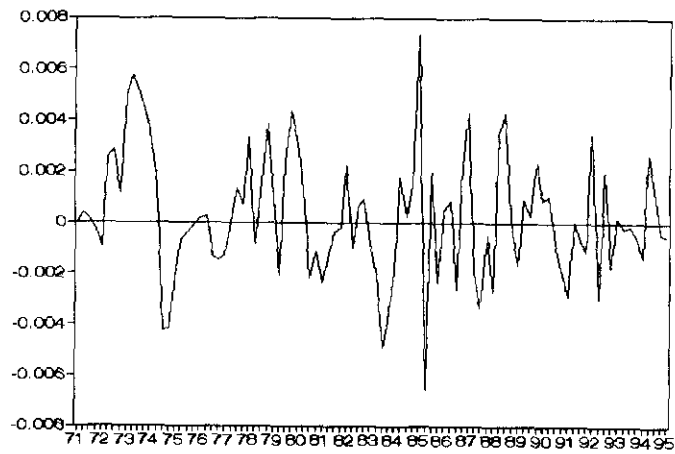
<그림 34>부터 <그림 38>까지는 각 요인들에 의한 소비자물가지수의 역사적 분해가 나타나 있다. 2장에서 관찰한 바와 같이 소비자물가지수는 1982년 이후로 오면서 그 변화의 정도가 작아진다. 따라서 역사적 분해도 그 형태가 기본적으로는 1982년 이후로 오면서 그 변화의 정도가 작아진다. 도표들에 있어서 이러한 점이 고려되어야 한다.

<그림 34>에는 수입원자재가격지수에 의한 소비자물가지수의 역사적 분해가 나타나 있다. 1983년 이후로 오면서 수입원자재가격지수에 의한 소비자물가지수의 변화 정도가 크게 작아짐을 볼 수 있다.

<그림 34> 수입중간재지수에 의한 물가변화(1971-1995)



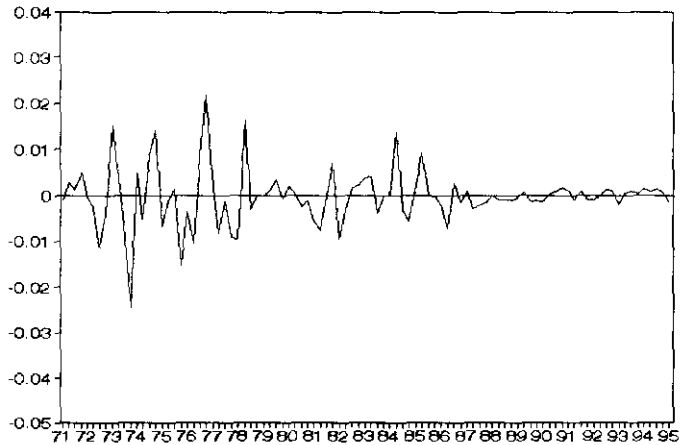
<그림 35> 실질국내총생산에 의한 물가변화(1971-1995)



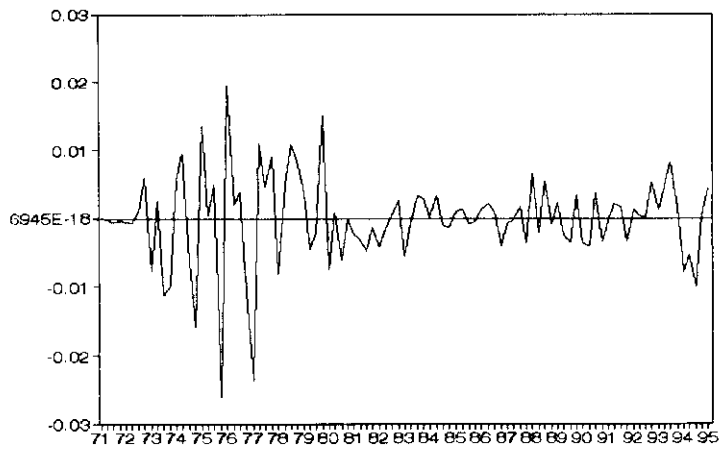
<그림 35>에 나타나 있듯이 실질국내총생산에 의한 소비자물가지수의 변화는 1982년 이후로 오면서 그 이전과 비슷하거나 오히려 커진 것같이 보인다. 소비자물가지수의 변화가 1982년 이후로 작아졌다는 점을 감안하면 1982년 이후로 오면서 실질국내총생산에 의한 소비자물가지수의 변화 정도가 확실히 커졌음을 알 수 있다.

명목임금에 의한 소비자물가지수의 변화는 <그림 36>에 나타나 있듯이 후기로 오면서 작아지고 있으나 그 감소하는 정도는 수입원자재가격지수의 경우처럼 크지는 않다. 이러한 형태의 변화는 <그림 37>에 있는 M_2 의 경우에 있어서도 비슷하다.

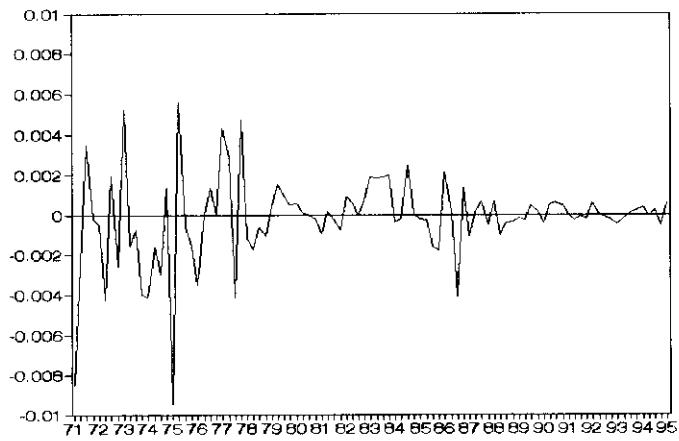
<그림 36> 전산업명목임금에 의한 물가변화(1971-1995)



<그림 37> 통화량에 의한 물가변화(1971-1995)



<그림 38> 물가고유요인에 의한 물가변화(1971-1995)



제6장 요약 및 정책적 시사점

이 연구에서는 1970년 이후의 물가에 대하여 각 요인들이 미치는 영향을 준구조적 벡터자기회귀모형을 이용하여 분석하였다. 이용된 변수들은 해외원자재가격지수, 실질국내총생산, 전산업명목임금과 M_2 이고, 물가변수로는 소비자물가지수를 이용하였다. 1970년 이후에 물가의 행태 변화를 살펴보기 위하여 1970년 이후의 전기간과 1983년 이후를 비교하였다.

1983년 이후로 오면서 해외원자재가격지수가 물가에 미치는 영향은 현저히 작아졌다. 실질국내총생산이 물가에 미치는 영향에 있어서 공급증가로 인한 물가하락효과는 1983년 이후로 오면서 더 신속히 나타나고 그 지속기간은 짧아졌다. 그리고 공급증가로 인한 소득증대에 의해서 나타나는 물가의 상승 효과는 1983년 이전에 비하여 신속히 나타나고 그 효과의 크기는 커졌다. 명목임금이 물가에 미치는 효과는 그 크기가 1983년 이후로 오면서 작아졌다. M_2 가 물가에 미치는 효과는 1983년 이후로 오면서 단기에 있어서는 그 효과가 약간 커졌으나 전반적인 효과는 현격히 작아졌다.

물가변수의 분산에 대한 각변수의 기여도는 1970년 이후의 전기간에 대하여 8번째 사분기까지는 수입원자재가격지수, 명목임금, M_2 , 실질국내총생산의 순서로 그 기여도가 작아지고 장기에 있어서는 명목임금, M_2 , 수입원자재가격지수, 실질국내총생산의 순으로 그 기여도가 작아진다. 1983년 이후의 기간에는 물가에 대한 각 변수의 기여도가 8번째 사분기까지는 명목임금, 실질국내총생산, 수입원자재가격지수, M_2 의 순서로 작아지고, 장기에 있어서는 실질국내총생산, M_2 , 명목임금, 수입원자재가격지수의 순서로 그 기여도가 작아진다.

이 연구에서는 1970년 이후의 기간에 대하여 실제 이노베이션을

계산하여 이 기간 동안 실제 이노베이션에 의하여 물가가 어떻게 영향을 받았는가에 대하여 살펴보았다.

이 연구에 의하여 얻을 수 있는 정책에 관한 시사점은 다음과 같다.

첫째로, M_2 의 증가에 의한 물가의 상승 효과는 1983년 이후로 오면서 그 이전에 비하여 신속하게 나타나지만 전기간에 걸친 효과는 작아졌다. 통화정책에 있어서 단기적인 효과에만 치중하기 보다는 전기간에 걸친 효과를 고려하여야 한다.

둘째로, 명목임금이 물가에 미치는 효과가 1983년 이후로 오면서 작아졌다. 그러나 1983년 이후에 있어서 명목임금은 물가의 변동을 설명하는 데 단기에 있어서 다른 변수들에 비하여 상대적으로 기여도가 큰 변수이다.

셋째로, 공급증가에 의한 물가의 하락 효과는 1983년 이후로 오면서 신속하게 나타나게 되었고 그 지속기간은 짧아졌다. 그리고 물가 하락 이후 공급증가로 인한 소득증대에 의한 물가의 상승 효과는 커졌다.

넷째로, 해외원자재가격지수가 물가에 미치는 효과는 1983년 이후로 오면서 그 크기가 작아지고 그 효과의 방향도 달라졌다. 이것이 의미하는 바로는 1983년 이후에는 해외원자재가격지수가 물가에 미치는 영향이 별로 없다고 할 수 있다.

참고문헌

- 유병삼, “수요 및 공급교란이 한국경제에 미치는 영향”, 「금융경제연구」, 제39호, 한국은행, 1992. 2.
한국은행, 조사통계월보, 각호.
- Blanchard, Olivier J., “A Traditional Interpretation of Macroeconomic Fluctuations,” *American Economic Review*, December, 1989, 1146-1164.
- Blanchard, Olivier J. and Danny Quah, “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances,” *American Economic Review*, September 1989, 655-673.
- Campbell, John Y., and Robert Shiller, “Cointegration and Tests of Present Value Models,” *Journal of Political Economy*, 1987, 1062-1088.
- Shapiro, Matthew D. and Mark W. Watson, “Sources of Business Cycle Fluctuations,” *NBER Macroeconomics Annual*, 1988, 111-156.
- Sims, Christopher A., “Macroeconomics and Reality,” *Econometrica*, January 1980, 1-49.
- Sims, Christopher A., “Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?,” *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Winter 1986, 2-16.
- Sims, Christopher A., James H. Stock and Mark W. Watson, “Inference in Linear Time Series Models with Unit Roots,” *Econometrica*, January, 1990, 113-144.

부 록

구조적 벡터자기회귀모형¹²⁾

구조적 벡터자기회귀모형에 있어서 경제이론에 의한 제약이 어떻게 벡터자기회귀모형에 대한 식별제약으로 이용되는가는 다음과 같다.

경제이론에 의하여 짜여진 구조모형이 <식 1>과 같이 주어졌다고 가정하자.

$$\sum_{s=0}^{\infty} C(s)Y(t-s) = \varepsilon(t), \quad \text{var}(\varepsilon) = I \cdots \cdots \cdots \text{<식 1>}$$

<식 1>은 행태방정식으로서 총수요방정식, 총공급방정식, 화폐수요방정식 등을 의미하고, $C(s)$ 는 그 계수들이다. $\varepsilon(t)$ 는 현실경제에 있어서의 의미가 부여된 잔차항(행태적 잔차항)들로서 총수요충격이나 총공급충격, 해외요인에 의한 충격 등을 의미한다. 우리는 $\varepsilon(t)$ 들 사이에 있어서 서로 상관관계가 존재하지 않고 또한 시계열상관관계가 존재하지 않는다고 가정한다.

벡터자기회귀모형은 <식 2>와 같이 주어졌다고 가정하자.

$$Y(t) = \sum_{s=1}^{\infty} A(s)Y(t-s) + u(t), \quad \text{var}(u) = \Omega \cdots \cdots \cdots \text{<식 2>}$$

<식 2>는 축약모형이고 $u(t)$ 들은 각 회귀방정식의 잔차항들로서

12) 이에 관한 자세한 것은 Sims(1986)에 나타나 있음.

그 자체로서 현실적인 의미를 가지지 않는다. <식 2>의 계수들과 마찬가지로 $u(t)$ 도 식별이 되어 있지 않다. $u(t)$ 에 있어서 시계열 상관관계가 존재하지 않는다고 가정된다. <식 2>를 변형하여 <식 3>과 같은 충격반응식을 구할 수 있고, 이로부터 충격반응곡선을 구할 수 있다.

$$Y(t) = \sum_{s=1}^m G(s)u(t-s) + H(m)Y(t-m) \cdots \cdots \cdots \text{<식 3>}$$

<식 3>에서 $H(m)$ 은 과거시차 m 의 위치에 의하여 그 형태가 달라지나, $G(s)$ 는 과거시차 s 에 의하여 그 형태가 결정될 뿐 m 에는 의존하지 않는다. $G(s)$ 의 i 번째 행과 j 번째 열에 있는 요소인 $G_{ij}(s)$ 는 j 번째 변수의 잔차항 $u_j(t)$ 의 충격에 의한 i 번째 변수의 반응을 나타낸다.¹³⁾

<식 1>의 행태적 잔차항 $\varepsilon(t)$ 들을 벡터자기회귀모형에서의 잔차항 $u(t)$ 들로부터 구하고자 한다. 즉 $\varepsilon(t)$ 를 변수 $Y(t)$ 로부터 구해내고자 한다. 앞에서 우리는 $u(t)$ 와 $\varepsilon(t)$ 에 있어서 시계열상관이 존재하지 않는다고 가정하였다. 그러므로 <식 1>과 <식 2>에 의하여 $u(t)$ 와 $\varepsilon(t)$ 는 <식 4>와 같이 연결되어 있음을 알게 된다. 즉, $u(t)$ 는 <식 2>에 의하여 표시된 $Y(t)$ 의 현재에 있어서의 잔차항이고 $\varepsilon(t)$ 는 <식 1>에 의하여 표시된 $Y(t)$ 의 현재에 있어서의 잔차항이다.

$$C(0)u(t) = \varepsilon(t) \cdots \cdots \cdots \text{<식 4>}$$

따라서 $u(t)$ 는 $u(t) = C(0)^{-1}\varepsilon(t)$ 와 같이 나타내어질 수 있다. 이제

13) G 는 변수 Y 가 안정적stationary이어야만 계산될 수 있다고 일반적으로 알고 있으나, m 기까지의 유한한 기간에 있어서는 G 가 Y 의 통계적 성격에 관계없이 언제나 계산되어질 수 있다.

<식 3>에 있는 $u(t)$ 를 $C(0)^{-1}\epsilon(t)$ 로 바꾸면 $\epsilon(t)$ 의 충격에 의한 $Y(t)$ 의 반응식을 <식 5>와 같이 구할 수 있다. 이 때 $\epsilon(t)$ 의 충격에 의한 $Y(t)$ 의 반응은 $G(s)C(0)^{-1}$ 로 나타난다.

$$Y(t) = \sum_{s=1}^m G(s)C(0)^{-1}\epsilon(t-s) + H(m)Y(t-m) \dots \dots \dots \text{<식 5>}$$

<식 4>에 의하여 $u(t)$ 와 $\epsilon(t)$ 의 분산행렬은 <식 6>과 같은 관계를 가지고 있고 이로부터 우리는 $C(0)$ 를 계산할 수 있다.

$$C(0)\Omega C(0)' = 1 \dots \dots \dots \text{<식 6>}$$

그러나 Ω 에 의하여 결정되는 파라미터의 개수는 $C(0)$ 에 있는 파라미터의 갯수보다 적다. 예를 들어 $Y(t)$ 가 5개의 변수로 구성되어 있을 때 Ω 에 의하여 결정되는 파라미터의 개수는 15개이고 $C(0)$ 에 있는 파라미터의 개수는 25개이므로, $C(0)$ 를 구하기 위해서는 적어도 10개 이상의 식별조건이 추가적으로 있어야 한다.

기존의 벡터자기회귀모형에서는 월드 인과관계 구조Wold causal chain structure를 이용하여 $C(0)$ 를 구했다. 이것은 잔차항 $u(t)$ 의 분산행렬인 Ω 의 콜레스키분해치가 D 라고 할 때 D^{-1} 로서 $C(0)$ 를 구하는 것이다. 이 때 $C(0)$ 는 아래삼각행렬lower triangular matrix이 된다. 이 방법의 문제점은 Y 에 있는 변수들의 순서에 따라 $C(0)$ 가 달라지고 따라서 충격반응곡선의 모양도 달라지게 된다.

구조적 벡터자기회귀모형은 식별조건을 이론적인 모형에서 도출하는 것이다. 심스Sims(1986)가 제시한 방법은 구조모형에 있는 변수들의 현재값의 파라미터들을 이용하여 $C(0)$ 에 있는 요소들에 직접 제약을 가하는 것이다. 즉, 5 변수인 경우에 $C(0)$ 에 있는 요소들 중에서 10개가 0이라는 제약을 가하는 것이다. 앞에서 언급한 콜레스키분해에

의한 방법은 이 방법의 특수한 경우라고 할 수 있다. 그러나 이 방법에서는 $C(0)$ 의 요소들 중에서 0의 위치가 구조모형에 의해서 결정되기 때문에 변수들의 순서에 의존하지 않는다. 블랑샤드와 콰Blanchard and Quah(1989)는 어느 특정한 변수가 어떤 구조적 충격에 의하여 장기에 있어서 영향을 받지 않는다는 제약을 이용하여 $C(0)$ 를 식별하였다. 이것은 i 번째 변수가 그 변수의 차분치로 주어지고 j 번째 행태교란항에 의한 충격구조 즉, 모든 s 에 있어서 $C_{ij}(s)$ 의 합이 0이 된다는 것을 의미한다.

이 연구에서는 몇 개의 변수에 대하여서는 구조적인 제약조건을 부과하였고, 나머지의 변수들은 전통적인 벡터자기회귀모형에서와 같이 하삼각행렬을 부과하였다. 말하자면 준구조적 벡터자기회귀모형이라 일컬을 수 있으리라 생각된다. 즉, 구조적인 제약이 가해진 변수는 $Y(t)$ 벡터 내에서의 위치에 의존하지 않으나 나머지 변수들은 $Y(t)$ 벡터 내의 위치에 따라 그 제약이 달라지게 된다.