通貨·物價·名目賃金의 長短期 動學에 관한 硏究

全 聖 寅

本稿에서는 實質GNP, 總通貨, GNP디플레이터, 全産業名目賃金으로 구성된 체계에서의 構造的 벡터自己回歸模型을 추정하였다. 構造的 要因으로는 總需要(DEMAND), 總通貨(SUPPLY), 安定化政策(STBLZTN), 그리고 賃金衝擊(WAGE)을 추정, 복원하였다. 模型內의 모든 變數는 單位根을 하나씩 보유하고 있고, 4변수간에 共積分이 존재함도 확인되었다. 構造要因을 복원한 뒤에는 이를 이용하여 衝擊反應分析을 행해 각 요인의 동태적인 효과를 살펴보았다. 추정결과는 대체적으로 표준적인 케인즈模型과 부합하였으나 때때로 韓國經濟에만 독특한 현상도 발견되었다.

Ⅰ. 問題의 提起

벡터自己回歸模型(Vector Autoregressive Model: VAR)은 經濟變數에 관한 별다른 事前的 믿음(prior belief)이나 특별한 經濟理論에 근거함이 없이도 각 經濟變數를 잘 예측할 수 있다는 점에서 크게 각광받아 왔다. 그러나 1980년대에 들어서면서 VAR의 문제점을 지적하는 견해들이 속속 발표되기 시작하였다. 이 견해들은 대략 다음과 같이 요약해 볼 수 있다[1].

첫째는, 單位根(unit roots)의 존재이다. Nelson and Plosser(1982) 이후 대부분의 巨視經濟變數에는 적어도 하나의 單位根이 존재한다는 주장이 강하게 제기되었다. 우리나라의 경우에도 Choi(1991)는 계절조정된 分期別資料를 이용한 결과 대부분의 巨視經濟變數들에 單位根이 존재함을 보였다. 이처럼 단위근이 존재할 경우에는 통상적인 VAR模型을 추정하여 얻은 추정치는 非標準的인 漸近分布(nonstandard asymptotic distribution)를 함이 잘 알려져 있다. 따라서 이 경우에는 통상의 t-통계량 등이 아무런 의미를 갖지 못하게

筆者 : 弘益大學校 經濟學科 助敎授

* 本稿의 작성과정에서 여러모로 훌륭한 조언을 주신 朴元巖, 朴佑奎, 白雄基 박사님께 감사를 드리며, 원고정리에 수고해 주신 金世鍾 硏究員, 韓英美 硏究助員께도 감사드린다. 그리고 재정적인 지원을 아끼지 않은 韓國開發硏究院側에도 감사드린다. 물론 모든 誤謬는 필자에 귀속된다.

1) 물론 경제정책의 효과를 예측하는 데 있어 계량경제학적인 模型을 무분별하게 이용하는 데 대한 대표적이고 일반적인 비판으로는 소위 "루카스의 비판"(Lucas critique)이 있다. 이에 관해서는 Lucas(1976) 참조.

된다.

둘째는, 共積分(co-integration)의 존재이다. 經濟變數間에 單位根이 존재할 경우 통상적인 해결책은 差分變數(differenced variables)를 이용하는 것이다. 그러나 Engle and Granger (1987)는 만일 共積分이 존재할 경우에 1차차분된 변수로 구성되는 VAR模型은 존재하지 않음을 보였다. 따라서 이때에는 共積分에서 얻어진 誤差項을 적절히 이용하는 새로운 VAR模型을 구성하여야 한다.

이상은 모두 적절한 模型設定과 관련된 비판들이었다. 그러나 Blanchard and Quah (1989)는 또 다른 시각에서 VAR模型에 대한 비판을 제기하였다. 통상적으로 模型의 動學的 性格을 보이기 위해서는 소위 衝擊反應分析(impulse-response analysis)이 쓰인다. 그런데 추정에 사용되는 模型은 縮約型(reduced form)임에도 불구하고 直交化(orthogonalization)되지 않은 誤差項을 이용하거나 혹은 자의적인 直交化를 가정하는 것이 고작이었다. 자의적인 直交化의 대표적인 예로는 Choleski 直交化의 방법을 들 수 있다[2]. 이에 반해 Blanchard and Quah(1989)는 構造的 벡터自己回歸模型(structural VAR)을 제안하였다. 構造的 VAR에서는 적당한 識別條件下에서 構造的 誤差項을 식별하고 이를 근거로 하여 模型의 특성을 분석하는 것이다.

本稿에서는 위에 열거한 비판에 유의하면서 우리나라의 대표적인 거시변수인 實質GNP, 總通貨, GNP디플레이터, 그리고 全産業 名目賃金의 巨視的 特性을 분석하였다.

우선 單位根檢定에서는 實質GNP의 경우에는 약간 모호하지만 모든 변수에 하나의 單位根이 존재함을 확인하였다. 그리고 共積分의 검정에서는 名目變數만으로는 共積分이 존재하지 않으나 實質GNP가 포함되는 경우에는 하나의 共積分이 존재함을 보였다. 마지막으로 單位根과 共積分을 감안한 構造的 VAR模型을 식별하여 總需要(DEMAND), 總供給(SUPPLY), 安定化政策(STBLZTN), 그리고 賃金(WAGE)이라는 4개의 構造的 誤差項을 추정·분석하였다.

本稿를 통해 얻어진 결론은 다음과 같다. 첫째로, 우리나라에서 貨幣의 中立性(neutrality of money)에 대한 증거는 희박할 가능성이 있다는 점이다. 이는 名目變數間에 共積分이 존재하지 않는다는 사실에서 연유한다. 이 점에 대해서는 앞으로 보다 다각도에서 접근해 보는 것이 요청된다.

둘째로, 추정된 4개의 構造的 誤差項은 오일쇼크, 1980년대 초반의 經濟安定化政策, 3低效果, 그리고 최근의 급격한 賃金上昇을 비교적 잘 설명해 주었다.

셋째로, 總需要衝擊(DEMAND shock)의 경우에 物價와 賃金이 모두 上昇하였으나 賃金이 궁극적으로 더욱 上昇하여 實質賃金 역시 상승하는 특성이 있었다. 이는 貨幣의 中立性과 관련하여 볼 때 통상적인 中立性命題와는 배치되는 결론이다. 實質賃金上昇의 원인이 新技術의 습득에 의한 勞動生産性의 向上(일종의 learning by doing) 때문인지 아니면 활발한 勞動運動의 결과인지에 대해서는 보다 심도있는 고찰이 요구된다.

넷째로, 본고에서 명명한 經濟安定化政策이라는 충격은 특히 초기에 實質賃金을 감소시

2) 全聖寅(1991)은 우리나라의 경우 Choleski 直交化를 사용하는 데 따르는 문제점을 비슷한 맥락에서 지적하였다.

키는 것으로 나타났다. 그러나 장기적으로는 物價安定에 힘입어 實質賃金은 오히려 安定化政策의 시행전보다 상승하였다.

다섯째로, 賃金上昇衝擊은 궁극적으로 物價를 상승시켜 오히려 實質賃金을 하락시키는 역효과를 가져오는 것으로 나타났다. 이는 무분별한 賃金上昇壓力이 결코 근로자에게도 이익이 되지 않음을 보여주고 있다.

本稿의 構成은 다음과 같다. 第2章에서는 적절한 VAR모형을 설정하기 위한 기초작업으로서 單位根檢定과 共積分檢定이 행해진다. 第3章에서는 構造的 VAR모형을 식별한 후, 이를 근거로 하여 각종의 動學分析이 이루어진다. 마지막으로 第4章에서는 이제까지의 논의를 요약한 후 經濟的 含意를 검토하였다.

II. 적절한 벡터自己回歸模型의 摸索

單位根과 共積分의 가능성이 존재하는 상황에서 적절한 벡터自己回歸模型(VAR)을 설정하는 것은 그리 쉬운 일은 아니다. 왜냐하면 單位根 및 共積分의 존재에 관한 기존의 실증검정방법이 언제나 명쾌한 결론을 가져다 주지 않기 때문이다. 이는 한국경제에 대해서도 큰 예외는 아니다. 따라서 단순히 검정통계량의 수치를 기각역에 기계적으로 대응시키는 것 이외에 얻어진 결론이 경제적 상식에 부합하는지 검토해 보는 작업은 필수적이다.

1. 資料의 性格

本稿에서 이용된 資料는 모두 대표적인 巨視時系列이다. 우선 産出量變數로는 實質GNP를, 그리고 流動性變數로는 平殘基準 總通貨(M2)를 선택하였다. 또한 物價變數로는 GNP디플레이터, 그리고 名目賃金變數로는 全産業 名目賃金을 이용하였다. 實質GNP와 GNP디플레이터는 분기별자료이고, 그 외의 名目變數는 월별자료를 분기평균하여 사용하였다. 위에 제시한 변수 이외에 通貨量(M1), 消費者物價指數(CPI), 製造業名目賃金도 이용하여 보았으나 결과에 질적인 차이는 발견할 수 없었다.

변수의 선정보다 좀더 중요한 문제로는 계절조정의 여부를 들 수 있다. 우리나라의 경우 공식적으로 발표되는 계절조정자료는 失業率 등 극소수에 불과하고 대부분의 자료는 계절조정이 되어 있지 않은 자료이다. 계절성의 문제를 해결하기 위해 일반적으로 사용되는 방법으로는 X-11 ARIMA로 계절조정을 하는 방법과 同期對比增加率을 이용하는 방법 등 두가지가 널리 쓰이고 있다. 그러나 어느 방법도 본 연구에 적용하기에는 타당하지 못하다. 우선 同期對比增加率의 경우를 살펴보면 이 방법은 일종의 差分(differencing)이므로 원래의 時系列에 單位根이 있는 경우에만 사용이 가능하다. 그런데 이런 방식으로 差分된 변수에는 몇기동안의 衝擊(innovation)이 모두 혼재되어 있다. 예를 들어 분기별 자료의 경우에는 t-3기부터 t기까지의 衝擊이 모두 同期對比增加率에 포함되어 있는 것이다. 本稿에서는 각 기간에서의 衝擊을 정확히 계산하는 것이 아주 긴요하므로 同期對比增加率을 이용할 수 없다.

X-11 ARIMA로 계절조정을 하는 것 역시 그리 바람직한 것은 아니다. 이 방법은 연구자가 정확히 인식하지 못하는 가운데 과거의

衝擊들을 처리하는 과정에서 과거의 충격과 미래의 충격을 혼합함으로써 계열상관을 왜곡시킬 우려가 있기 때문이다. 뿐만 아니라 적어도 제한된 표본에 있어서 X-11 ARIMA는 시계열을 분기별로 평준화시키는 경향이 있어 좀더 單位根의 존재를 받아들이는 방향으로 偏倚가 있는 것처럼 여겨진다. 이는 물론 표본의 수가 증가하게 되면 자연스럽게 없어지는 현상이지만 100개미만의 표본이 통상적인 우리의 경우에는 유의해야 할 점인 것으로 여겨진다.

따라서 本稿에서는 매우 원시적이기는 하지만 단순한 계절조정더미(seasonal dummies)를 사용하는 것으로 계절조정을 대신하였다. 이 방법은 X-11 ARIMA처럼 정교하지는 않으나 적어도 각 분기별로 발생한 충격을 왜곡시키지 않는다는 장점이 있다. 모든 자료는 1970 : I부터 1990 : IV까지 이용되었다. 증가율의 경우에는 前分期對比增加率이 이용되었다.

2. 單位根의 問題

單位根의 존재를 검정하는 전통적인 방법은 Dickey and Fuller(1979)에서 사용된 ADF (Augmented Dickey-Fuller)검정법이다. 그러나 1980년대 들어 여러가지 새로운 검정법이 많이 출현하였다. Phillips and Perron (1988)은 일반적인 계열상관을 갖는 誤差項에도 적용될 수 있는 單位根檢定法을 제시하였다. 또한 Stock and Watson(1988)이 제시한 共積分檢定法 역시 쉽게 단일변수의 單位根檢定에 응용될 수 있다[3]. 本稿에서는 위의 세가지 방법을 이용하여 單位根을 검정하였다. 사용된 자료가 계절비조정자료이므로 각 검정마다 기존의 회귀식에 계절조정더미를 추가하여 검정하였다. 또한 추세항의 존재가 單位根檢定에 영향을 미치므로 각 검정에는 추세항을 넣은 것과 그렇지 않은 것으로 구분하여 검정하였다. 사용된 時差는 2,4,6,8의 네가지 경우였다. 時差가 2이거나 8일 경우에는 추정치가 불안정한 경향을 보였다. 時差가 4 혹은 6인 경우에는 커다란 質的差異를 발견할 수 없었다.

〈表 1〉에는 時差가 4인 경우의 單位根檢定의 결과가 요약되어 있다[4].

우선 수준변수의 경우에 總通貨, 物價, 그리고 名目賃金과 같은 名目變數에는 적어도 하나의 단위근이 존재하는 것으로 판명되었다. 이는 Choi(1991)에 의해서도 확인된 바 있고, Nelson and Plosser(1982)에서도 보여졌듯이 다른 나라의 경우에도 보편적으로 받아들여지고 있다. 문제는 實質GNP의 경우이다. 〈表 1〉에 의하면 ADF검정의 경우에는 추세항을 첨가하더라도 實質GNP에는 단위근이 존재하는 것으로 나타났으나 Phillips-Perron검정이나 Stock-Watson검정의 경우에는 모두 추세항이 첨가될 경우 단위근이 존재한다는 가설이 1% 유의수준에서도 기각되었다. Choi(1991)는 계절조정이 된 분기별자료의 경우에 추세항이 첨가되어도 實質GNP

3) 單位根檢定에 관한 구체적인 설명에 관해서는 Choi(1991)를 참조.

4) 구체적으로 Phillips-Perron검정은 RATS의 PPUNIT.SRC를, 그리고 ADF 및 Stock-Watson검정은 RATS의 STOCKWAT.SRC를 이용하였다. 물론 각 프로그램은 계절조정더미를 추가하기 위해 필자가 약간씩 수정하였다. 원하는 독자는 언제든지 필자에게 수정된 프로그램을 요구할 수 있다.

〈表 1〉 單位根檢定 : 時差 = 4

	Phillips-Perron($Z\alpha$)		ADF		Stock-Watson	
	상 수 항	추세첨가	상 수 항	추세첨가	상 수 항	추세첨가
〈수 준〉						
y	-1.31	-66.55	-0.33	-2.19	-0.54	-30.03
m	-0.62	0.23	-2.04	-1.70	-1.05	-2.95
p	-1.22	-0.52	-2.28	-1.67	-2.14	-2.86
w	-0.56	-0.29	-2.59	-2.24	-1.44	-3.98
〈1차차분〉						
dm	-31.48	-42.89	-2.06	-2.87	-29.40	-36.54
dp	-98.72	-95.86	-1.37	-2.06	-79.12	-84.45
dw	-76.78	-74.63	-1.69	-2.57	-65.17	-67.23
유의수준						
1%	-20.6	-29.2	-3.43	-3.96	-20.6	-29.2
5%	-14.1	-21.8	-2.86	-3.41	-14.1	-21.7

註 : H_0 : 해당변수에 단위근이 존재한다.
검정통계량이 유의수준보다 절대값이 더 큰 음수이면 H_0을 기각함.

에는 단위근이 존재하는 것으로 결론지었다. 따라서 實質GNP에 관해서는 엇갈리는 결론이 내려질 수밖에 없다. 本稿에서는 實質GNP에 추세를 첨가할 경우 單位根이 없을지도 모른다는 가능성을 제시하는 것에서 논의를 그치고, 일단은 하나의 單位根을 그대로 가정하였다[5].

수준변수에 單位根이 있을 경우 그 다음 단계는 1차차분변수에 계속 單位根이 있는지의 여부이다. 實質GNP의 경우에는 이미 수준변수 자체가 單位根을 포함하는지 여부가 약간 불확실했기 때문에 〈表 1〉에 1차차분변수의 검정결과를 수록하지 않았다[6]. 名目變數의 경우에는 우선 ADF검정의 경우에는 세 변수 공히 1차차분변수에도 單位根이 있는 것으로 나타났다. 그러나 Phillips-Perron검정이나 Stock-Watson검정의 경우에는 總通貨의 경우에는 한계적으로, 그리고 物價와 名目賃金의 경우에는 아주 강하게 單位根의 존재를 부정하였다. 여기서는 ADF검정이 수준변수나 1차차분변수 모두에 대해서 단위근을 모두 인정하고 있기 때문에 그 검정력을 덜 중시하는 입장을 택하였다. 따라서 Phillips-Perron검정과 Stock-Watson검정의 결과를 더 중시하여 우리나라의 경우에는 명목변수의 1차차분에는 單位根이 존재하지 않는 것으로 결론지었다. 그러나 이 같은 결론은 실질적으로는 그리 명쾌한 것은 아니다. 왜냐하면 名目賃金의 경우에는 單位根이 없다는 결론을 주저없이 받아들일 수 있으나, 總通貨나 物價의 경우에는 약간의 주저함이 있을 수 있기 때문이

5) 實質GNP의 單位根 존재여부는 후술하는 共積分檢定에서도 중요한 의미를 지니게 된다. 후술하는 바와 같이 共積分檢定의 결과는 實質GNP의 單位根存在를 의심하게 하는 여러 징후를 보여주고 있다. 이에 관해서는 第II章 第3節 참조.

6) 실제로 實質GNP의 1차차분변수에 대해 위의 단위근검정을 실시해 보면 단위근의 가설을 강하게 기각하였다.

다[7]. 실제로 全聖寅(1991)에서는 X-11 ARIMA로 계절조정을 할 경우에 總通貨의 1차차분에는 미약하나마 하나의 단위근이 존재하는 것으로 나타났다. 따라서 名目變數의 경우에 비록 本稿에서는 1차차분에 단위근이 없는 것으로 잠정적인 결론을 내렸으나 보다 상세한 연구가 요망되고 있다.

名目變數의 1차차분에 관한 單位根檢定은 그것 자체로 貨幣의 中立性과 중요한 관련을 맺고 있다. 만일 모든 명목변수가 동일하게 1차차분에 단위근이 없다면(혹은 있다면), 이는 貨幣의 中立性과 모순되지 않는다. 그러나 〈表 1〉에서 미약하게나마 나타난 것처럼 만일 總通貨에는 1차차분에 單位根이 존재하는데 名目賃金의 1차차분에는 單位根이 없다면 貨幣의 中立性은 더 이상 성립하기 힘들게 된다[8]. 왜냐하면 이 경우에 貨幣를 주도하는 不安定한 衝擊(nonstationary shock)과 名目賃金을 주도하는 不安定한 충격은 서로 다른 충격일 가능성이 크기 때문이다.

3. 共積分의 問題

앞서 실시한 單位根檢定에 의하면 (y m p w)의 모형은 모두 단 하나의 단위근을 가지고 있는 I(1)시계열일 가능성이 높은 것으로 판명되었다. 이 節에서는 이들 변수전체 혹은 부분집합에 대해 共積分檢定을 실시해 보기로 한다. 위의 모형은 4개의 변수로 구성된 모형이어서 최대한 3개의 서로 獨立인 共積分벡터가 존재할 수 있다. 이런 가능성을 고려할 경우에는 통상적으로 쓰이는 방법처럼 한 변수를 나머지 변수의 현재값에 回歸시킨 후에 그 殘差에 대해 單位根檢定을 행하는 방법을 사용할 수 없다. 왜냐하면 이 방법은 만일 복수의 共積分벡터가 존재할 경우에는 分散이 최소가 되는 共積分벡터의 선형결합만이 추정되기 때문이다. 이를 피하기 위해서는 위의 모형을 하나의 체계로 통합적으로 추정해야 한다. 이때 사용할 수 있는 방법은 Johansen(1988)의 방법과 Stock and Watson(1988)이 있다. Johansen의 방법은 기본적으로 1변수에서의 Dickey and Fuller(1979)의 방법을 다변수로 확장한 것이라고 볼 수 있다. 좀더 구체적으로는 만일 共積分이 존재하면 Engle and Granger(1987)에서 보듯이 소위 誤差修正模型(error correction model)이 존재한다. 이때 誤差修正項은 수준변수의 과거값으로 대치해서 마치 벡터형식으로 된 ADF검정회귀식처럼 표현할 수 있다. 만일 공적분이 존재하면 이때의 계수행렬은 특이행렬(singular matrix)이 되고 이 계수행렬내의 선형독립인 벡터수가 곧 선형독립인 共積分벡터의 수가 된다. Johansen방법의 단점은 그 다음 단계에서 드러난다. 추정된 행렬은 共積分벡터로 생성되는 공간의 2개의 행렬의 곱이다[9]. 따라서 여기에서 共積分벡터를 구해내는 방법은 유일하지 않다. 물론 共積分벡터의 임의의 선

7) 예를 들어 消費者物價指數의 경우에는 Phillips-Perron검정이나 Stock-Watson검정 모두 1차차분에 미약하나마 단위근이 존재할 가능성을 시사하였다.

8) 따라서 本稿에서 모든 명목변수의 1차차분이 공통적으로 단위근을 보유하지 않는 것으로 결론지은 것은 貨幣의 中立性을 초기단계에서 약간 불확실한 검정결과에 의거해 기각하지 않도록 하는 목적도 가지고 있다. 그러나 후술하는 결과에 따르면 그럼에도 불구하고 貨幣의 中立性을 받아들이기는 어려운 것으로 보인다. 이에 대해서는 第3章의 第3節 참조.

9) 즉 Engle and Granger(1987)의 표기에 따르면 $-\gamma\alpha'$이다. 그런데 共積分벡터로 이루어진 행렬은 α이다.

형결합도 역시 共積分벡터이므로 수학적인 의미에서 보면 이는 아무런 문제가 되지 않는다. 그러나 이를 경제학적으로 음미하고 해석하는 데에는 상당한 어려움이 따르게 된다.

이에 반해 Stock and Watson의 방법은 모형내에 존재하는 서로 독립적인 不安定한 確率的 趨勢(nonstationary stochastic trends)의 개수를 추정하는 방법이다. 만일 모형내의 총변수가 n개이고 그 중 k개의 불안정한 확률적 추세가 있다면 共積分벡터의 수는 $n-k$개가 된다. 불안정한 확률적 추세는 단위근을 가지고 있는 추세이므로 이를 1차시차변수에 回歸시키게 되면 그때의 계수행렬은 특성근이 1이 되는 성질을 보이게 된다. 이때 만일 확률추세벡터 중에 단위근을 갖지 않는 안정적 시계열이 있으면 특성근 중에는 그 절대값이 1보다 작은 것이 존재하게 된다[10]. Stock and Watson검정의 핵심은 이 특성근 중에서 절대값이 가장 작은 것의 실수부가 1에서 얼마나 차이가 나는지를 측정하는 것이다. 추정에 쓰이는 불안정적인 확률적 추세는 원래의 변수를 그대로 쓰지 않고 원래 변수로 이루어진 행렬의 특성벡터로 선형결합된 것으로 사용한다. 만일 모형에 共積分이 존재한다면 바로 이 특성벡터가 곧 共積分벡터가 된다. 本稿에서는 Stock and Watson방법을 이용하여 검정을 실시하였다[11].

〈表 2〉에는 共積分檢定의 결과가 수록되어 있다. 우선 주의 깊게 보아야 할 항목은 하단의 계수행렬의 특성근부분이다. Stock-Watson검정의 검정통계량은 바로 이 λ의 실수부가 1에서 얼마나 떨어져 있는가를 검정하는 것이다. 구체적으로는 표본수를 T라고 할 때 $T(\text{real}(\lambda)-1)$이 검정통계량이 된다. 이제 $T=84$(1970 : I~1990 : IV)이므로 가장 절대값이 작은 λ_4에 대해 검정통계량을 적용해 보면 $84\cdot(-1.29)=-108.3$ 이 된다. 이를 Stock and Watson(1988)의 〈表 2〉에 수록된 유의수준과 비교하여 보면 1% 수준에서도 $\lambda_4=1$이라는 가설이 기각됨을 알 수 있다. 따라서 이 모형에는 적어도 1개의 共積分벡터가 존재함을 알 수 있다. 동일한 계산을 λ_3에 대해 적용해 보면 통계량값은 $84\cdot(0.89)=-9.24$가 된다. 이는 10% 수준에서도 기각되지 않는 값이다.

이상을 종합해 보면 (y m p w)의 모형에는 오직 1개의 共積分벡터가 존재함을 알 수 있다. 그리고 구체적으로 그 共積分벡터는 제2단의 특성벡터 중 가장 작은 특성근에 대응하는 특성벡터가 된다. 이 특성벡터를 살펴보면 우선 명목변수에 딸린 계수들의 합이 $0.27-0.76+0.40=-0.09$로 0에 상당히 가까운 값임을 알 수 있다. 이는 후에 나타나듯이 비록 명목변수간에 명쾌한 貨幣의 中立性이 성립하지는 않지만[12] 實質GNP까지 포함된 더 큰 체계에서 共積分이 존재하기 위해서는 명목변수간의 상호연관성을 최대한 상쇄해야 함을 의미한다. 그리고 이처럼 상호연관성을

10) 일반적으로 벡터回歸式에서 얻어지는 계수행렬은 대칭행렬이 아니므로 특성근은 복소수로 나오게 된다.

11) Stock and Watson의 검정은 일반적인 비대칭행렬의 특성근을 계산해야 하므로 어떤 통계적 프로그램(이를테면 RATS)으로는 불가능하다. 실제 추정에서는 계수행렬까지는 RATS를 이용하였고, 특성근의 계산은 GAUSS를 이용하였다. 계수행렬을 계산하는 RATS프로그램을 원하는 독자는 언제든지 필자에게 요청할 수 있다.

12) 이는 다음의 〈表 3〉에서 보듯이 명목변수 (m p w)만으로 구성된 체계에는 共積分이 없다는 점에서 그러하다.

〈表 2〉 4變數模型 ($y\ m\ p\ w$)의 共積分檢定 : 常數項만 넣은 경우

資料行列($X'X$)의 特性根[1]	27,683.8	49.6	1.31	0.52
資料行列의 特性벡터[2]	-0.52	0.66	0.33	-0.43
	-0.50	-0.54	0.62	0.27
	-0.22	-0.53	-0.30	-0.76
	-0.65	0.07	-0.64	0.40
벡터回歸式의 係數行列(Φ)[3]	0.82	0.20	0.09	0.17
	0.41	0.50	-0.22	-0.41
	-0.17	0.24	1.05	0.16
	0.44	-0.86	-0.46	0.18
係數行列(Φ)의 特性根[4]	$\lambda_1=0.98+0.01i$			
	$\lambda_2=0.98-0.01i$			
	$\lambda_3=0.89$			
	$\lambda_4^{***}=-0.29$			

註 : 1) X행렬은 4변수, 즉 $y\ m\ p\ w$를 포함하는 $T\times4$ 행렬임.
2) 4개의 특성벡터는 列벡터(column vector)로 표기되었으며, 배열순서는 특성근의 순서대로임. 각 특성벡터는 그 절대값이 1이 되도록 정규화된 것임.
3) 이는 벡터회귀식의 계수행렬에 계열상관을 조정하는 조정항으로 수정한 것임. 자세한 방법은 Stock and Watson(1988) 참조.
4) ***는 1% 유의수준에서 $\lambda=1$이라는 가설이 기각됨을 의미함.

배제하고도 남는 確率的 趨勢는 産出量의 趨勢에 의해 상쇄되는 것이다. 이상이 〈表 2〉의 共積分 결과에 대한 잠정적인 해석이다. 그리고 이 경우 共積分된 誤差項인 z_t는

$$z_t=-0.43y_t+0.27m_t-0.76p_t+0.40w_t \quad \cdots\cdots(1)$$

로 주어진다.

다음으로 살펴보아야 할 것은 4개의 변수 ($y\ m\ p\ w$)의 어떤 부분집합에 대해서도 共積分이 존재하는가 하는 점이다. 이 경우 물론 Stock-Watson 검정을 그대로 적용하면 된다. 그런데 우리는 이미 共積分벡터가 최대한 1개밖에 없을 것임을 앞의 〈表 2〉를 통한 논의에서 알 수 있었으므로, 이제는 共積分回歸式의 잔차항에 대한 單位根檢定을 핵심으로 하는 Phillips-Ouliaris검정도 이용할 수 있다[13]. 이 결과는 〈表 3〉에 요약되어 있다.

〈表 3〉에 의하면 Stock-Watson검정이나 Phillips-Ouliaris검정은 모두 질적으로 동일한 결과를 보여주고 있다. 우선 ($m\ p\ w$)의 명목변수만으로 구성된 부분모형에는 공적분이 존재하지 않음을 알 수 있다. 이로써 엄밀한 의미에서의 貨幣의 中立性은 성립하기 어렵게 되었다. 그런데 이보다 훨씬 흥미있는 점은 y가 포함된 나머지 부분모형에는 모두 강하게 공적분의 현상이 발견되었다[14]. 문제는 y가 I(1)변수이어서 單位根을 가지고 있

13) 이에 대해서는 Phillips-Ouliaris(1990) 참조. 여기서는 z_α검정을 이용하였다.
14) 참고로 y가 포함된 2변수 부분모형의 경우에 ($y\ m$)에서 강한 共積分이 발견되었다.

〈表 3〉 4變數模型의 部分集合에 관한 共積分檢定 : 常數項만 넣은 경우

項目 \ 變數	(m p w)	(y p w)	(y m w)	(y m p)
1. S-W검정				
계수행렬의 특성근	$\lambda_1=0.98+0.02i$ $\lambda_2=0.98-0.02i$ $\lambda_3=0.87$	$\lambda_1=0.98+0.02i$ $\lambda_2=0.98-0.02i$ $\lambda_3=0.27$	$\lambda_1=0.99$ $\lambda_2=0.92$ $\lambda_3=0.39$	$\lambda_1=0.98+0.02i$ $\lambda_2=0.98-0.02i$ $\lambda_3=-0.28$
T(real(λ)-1) (1% 유의수준 =-40.2)	-10.92	-61.32***	-51.24***	-107.52***
2. P-O검정($Z\alpha$) (1% 유의수준 =-27.9)	-8.40	-52.73***	-35.13***	-78.18***

註 : ***는 1% 유의수준에서 통계량값이 기각됨을 의미함.

는 한 이들 결과는 서로 모순된다는 점이다. 예를 들어 (y p w)와 (y m w)에 共積分이 있으면, 共積分벡터의 임의의 선형결합도 역시 共積分벡터이므로 이 중 y를 소거한 (m p w)간에도 共積分이 발견되어야 하는 것이다. 따라서 〈表 3〉의 결과가 성립할 수 있는 거의 유일한 가능성은 y가 어떤 형태로든지 安定的인 時系列이어야만 한다. 우리는 第2章의 第2節에서 y에 대한 單位根檢定의 결과 중, 만일 趨勢項을 첨가할 경우 Phillips-Perron 검정이나 Stock-Watson검정은 y에 單位根이 있다는 가설을 기각했음을 알고 있다. 따라서 위의 共積分結果는 이 사실을 다른 각도에서 지지해 주고 있다고도 볼 수 있다. 本稿에서는 일단 이런 가능성을 지적하는 데 그치고 여기서는 (y m p w)라는 전체 모형에 대해 식 (1)과 같은 共積分이 존재함을 이용하여 추후의 논의를 전개하기로 한다.

15) 이를테면 RATS 같은 통계프로그램을 이용할 경우 식 (2)를 추정하기 위해서는 마치 z_{t-1}을 외생변수인 것처럼 취급해야 하는데, 이럴 경우 衝擊反應分析을 하면 v_t가 z_t에 미치는 영향은 계산되지 않는다. 본인이 직접 처음부터 프로그램을 작성하는 경우는 물론 별문제이다.

4. 벡터自己回歸模型의 設定

앞 節의 논의에 의하면 (y m p w)의 모형에는 하나의 共積分벡터가 있는 것으로 나타났다. 이 경우에는 두가지의 벡터自己回歸模型이 가능하다. 이제 $x_t=(y_t\ m_t\ p_t\ w_t)$, α를 共積分벡터라 하고, $z_t=\alpha' x_t$라고 하면 우선 Engle and Granger(1987)에 따라 다음과 같은 誤差修正模型이 존재한다.

$$\underset{4\times1}{\Delta x_t} = \underset{4\times1}{-\gamma}\ \underset{1\times1}{z_{t-1}} + \underset{4\times4}{A(L)} \cdot \underset{4\times1}{\Delta x_t} + \underset{4\times1}{u_t} \cdots (2)$$

$$\underset{1\times1}{z_t} = \underset{1\times4}{\alpha'}\ \underset{4\times1}{x_t} \cdots (3)$$

식 (2)의 추정은 모든 설명변수가 각 식에 동일하므로 각 회귀식을 OLS로 추정하면 된다. 그런데 이처럼 誤差修正模型을 이용할 경우에는 식 (3)의 z_t에 관한 식을 추가로 고려해야 하기 때문에 衝擊反應分析 등을 하는 것이 약간 번거롭게 된다[15].

이를 해결하는 좋은 방법은 Δx_t의 구성요소 중 共積分벡터의 수만큼 임의의 변수를 제거하고 그 대신 z_t를 대입한 변형된 모형을 설정하는 것이다. 우리의 경우에는 공적분벡터가 하나뿐이므로 Δx_t 중 아무 것이나 한 변수를 제거하고 그 대신 z_t를 사용하는 것이다. 이런 변형된 모형은 통상적인 VAR모형과 조금도 다름없이 분석이 가능하다. 本稿에서는 이 방법을 이용하여 구조적 VAR모형을 분석하였다. 구체적으로는 m을 제거하고 그 대신 z_t를 넣어 $(\Delta y\ z\ \Delta p\ \Delta w)$를 이용하였다. 그리고 z_t를 계산함에 있어서는 물론 共積分回歸式을 이용하여 그 殘差項을 z_t로 이용할 수도 있으나 어떤 특정변수를 중심으로 정규화되는 것을 피하기 위해 앞서 사용했던 Stock and Watson의 共積分檢定에서 계산된 특성벡터를 이용하였다. 이 경우 z_t는 식 (1)과 같이 주어진다[16]. 따라서 이용된 모형은

$$\begin{bmatrix}\Delta y\\ z\\ \Delta p\\ \Delta w\end{bmatrix}_t = A(L)\begin{bmatrix}\Delta y\\ z\\ \Delta p\\ \Delta w\end{bmatrix}_{t-1} + v_t \cdots\cdots\cdots\cdots (4)$$

과 같다. 여기서 v_t는 縮約型 誤差項이 된다.

III. 推　　定

이 章에서는 우선 $(\Delta y\ z\ \Delta p\ \Delta w)$로 된 VAR모형의 縮約型을 먼저 추정한 후 적당한 識別條件下에서 構造的 誤差項을 식별한 후 이를 이용하여 衝擊反應分析을 행해 보기로 한다.

1. 縮約型模型의 推定

縮約型模型의 추정결과는 〈表 4〉에 요약되어 있다. 사용된 자료의 기간은 1972 : I부터 1990 : IV까지이며, 時差는 4이다. 差分은 모두 자연대수의 前分期對比增加率이며 외생변수로는 상수항과 계절조정더미가 사용되었다.

우선 각 방정식마다 전체적인 적합도를 보면 Δp 방정식을 제외하고는 대체로 높은 적합도를 나타내었다. 사용된 자료가 계절비조정자료이고, 또 前分期對比增加率을 이용했음을 감안할 때 이 정도의 적합도는 상당히 높은 수준인 것으로 판단된다. 그리고 각 변수블록 역시 Δw 방정식을 제외하고는 높은 설명력을 보였다. 특히 共積分을 고려해서 첨가했던 z_t변수 역시 높은 설명력을 보인 점은 특기할 만하다. 문제는 Δw 방정식이다. 이 방정식은 전체적으로는 상당히 높은 적합도를 가지고 추정되었으나 개개의 변수블록은 커다란 유의성이 없는 것으로 나타났다. 이는 한편으로는 賃金上昇率이 계절성이 매우 강하고, 또 다른 한편으로는 物價變數블록과 賃金變數블록간의 共線性(collinearity) 때문인 것으로 여겨진다.

2. 構造的 誤差項의 識別

구조적 오차항벡터를 ε_t, 그리고 그에 딸린 계수행렬의 時差多項式(lag polynomial)을 $C(L)$이라 하면 Wold정리(Wold Representation Theorem)에 의해 $\Delta x = (\Delta y\ z\ \Delta p\ \Delta w)$

16) 식 (1)은 편의상 共積分벡터의 각 원소를 소수점 이하 둘째자리까지만 표시하였다. 실제의 추정에는 소수점 이하 일곱째자리까지 이용되었다.

〈表 4〉 (Δy z Δp Δw)의 縮約型 推定

項目 \ 方程式		Δy	z	Δp	Δw
각 變數블록의	Δy	4.88^{***}	3.51^{**}	2.78^{**}	1.52
F검정통계량[1]	z	3.13^{***}	44.69^{***}	2.64^{***}	0.44
	Δp	2.38^{***}	3.47^{**}	5.82^{***}	1.43
	Δw	2.55^{***}	0.70	1.89^{***}	0.92
각 殘差에 딸린	$v_{\Delta y}$	1.52	-5.09	3.68	5.12
MA계수의 합	v_z	1.85	-9.01	10.80	12.93
(50분기)	$v_{\Delta p}$	1.39	-15.00	9.16	11.30
	$v_{\Delta w}$	-1.41	2.84	-1.41	-1.61
R^2		0.99	0.94	0.75	0.85
DW		2.10	2.11	1.99	2.02
SEE		0.31×10^{-1}	0.20×10^{-1}	0.24×10^{-1}	0.24×10^{-1}
殘差項의 共分散 行列(Σ)		0.73×10^{-3}			
		-0.23×10^{-3}	-0.29×10^{-3}		
		-0.13×10^{-3}	-0.21×10^{-3}	0.44×10^{-3}	
		-0.11×10^{-4}	-0.60×10^{-4}	0.15×10^{-3}	0.42×10^{-3}

註 : 1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계량값이 기각됨을 의미함.

에 대해서 다음의 관계식이 성립한다.

$$\underset{4\times1}{\Delta x} = \underset{4\times4}{C(L)}\ \underset{4\times1}{\varepsilon_t} \quad \cdots\cdots(5)$$

이때 ε_t는 계열상관이 없는 백색오차벡터이다. 뿐만 아니라 ε_t는 構造的 誤差項이기 때문에 서로간에도 같은 기간내에서 상관관계가 없다. ε_t의 각 구성요소오차의 분산을 1로 정규화하면

$$\mathrm{Var}(\varepsilon_t) = \mathrm{I} \quad \cdots\cdots(6)$$

를 얻는다. 이것이 構造的 VAR의 형태이다.

그런데 이 모형과 縮約型 VAR과의 관계는 다음과 같다. C_0행렬을 이용해서 식 (5)를 정규화하면

$$\begin{aligned}\Delta x_t &= (C(L)C_0^{-1})\ (C_0\varepsilon_t)\\ &= B(L)v_t \quad \cdots\cdots(7)\end{aligned}$$

즉 $B(L)=(C(L)C_0^{-1})$, $v_t=C_0\varepsilon_t$가 된다. 따라서 $B_0=\mathrm{I}$가 되고 $\mathrm{Var}(v_t)=C_0C_0'$이 된다. 이제 縮約型模型을 추정하면 $B(L)$과 $\mathrm{Var}(v_t)$에 대한 추정치를 얻게 된다. 이제 $\mathrm{Var}(v_t)=\Sigma$라 하면 다음의 두가지의 관계식을 얻게 된다.

$$B(1)C_0 = C(1) \quad \cdots\cdots(8)$$

$$C_0C_0' = \Sigma \quad \cdots\cdots(9)$$

構造的 模型을 식별하는 것은 곧 C_0행렬을 구하는 것이 된다[17].

17) 위의 식 (8) 및 식 (9)는 $C(L)$행렬에 대해 단기 및 장기제약을 모두 가해야 할 경우에 이용되는 형태이다. 만일 모든 제약이 장기제약뿐이라면 $C(1)$행렬을 먼저 구하고 C_0를 식 (8)에 의해 나중에 구할 수도 있다. 구체적인 방법에 대해서는 Jun(1988b)을 참조.

여기에서 識別(identification)의 문제가 발생하는 이유는 다음과 같다. 우리가 구해내야 하는 변수는 C_0행렬의 각 원소들이므로 4변수모형의 경우 모두 16개가 된다. 그런데 식 (9)는 서로 독립된 16개의 방정식을 제공하지는 못한다. 왜냐하면 잔차항의 공분산행렬인 Σ는 대칭행렬이기 때문이다. 즉 식 (9)가 제공하는 선형독립인 방정식은 모두 10개뿐이며, 따라서 우리는 6개의 추가적인 제약이 있어야 C_0행렬을 구해낼 수 있다[18].

누구도 반대하지 않는 적절한 識別條件을 찾는 것은 불가능에 가깝다. 이 경우 모든 사람의 事前的 믿음을 만족시키려고 노력하는 것보다는 오히려 하나의 일관된 체계에서 나오는 制約을 조직적으로 가하는 것이 더 바람직할 수도 있다. 통상적으로 많이 사용되는 제약조건은 貨幣의 中立性과 (長期에 있어서의) 貨幣供給의 外生性 등이다. 그러나 이런 제약 역시 모든 사람의 마음을 다 흡족하게 해 줄 수 있는 것은 아니다.

현재의 우리 모형에서 적절한 식별조건을 찾는 일은 위에 언급한 것보다 훨씬 어렵다. 우선 貨幣의 中立性이나 貨幣供給의 外生性을 쉽게 한국경제에 대해 가정하기 어렵기 때문이다. 만일 貨幣의 中立性이 성립한다면 통상적인 總需要衝擊은 産出量에 아무런 영향을 미치지 못할 뿐만 아니라, 實質賃金이나 實質貨幣와 같은 다른 실질변수에 대해서도 아무런 영향을 미치지 못하기 때문이다. 그런데 이미 앞의 共積分檢定에서도 얼핏 드러났듯이 貨幣의 中立性이라는 명제의 타당성에 의심이 가므로 이상의 모든 제약을 하나의 構造的 誤差項에 집중시키기는 어렵다. 따라서 여기서는 이 제약들을 한 誤差項에 집중시키지 않고, 다음과 같이 분산시켰다. 구체적으로 總需要衝擊에 대해서는 그것이 産出量에 아무런 長期的 效果가 없다고 가정하였다.

(a1) 總需要衝擊은 産出量에 長期效果가 없다. ($C(1)_{11}=0$)

總需要衝擊(DEMAND) 외에 本稿에서 상정한 構造的 誤差項으로는 總供給(SUPPLY), 安定化政策(STBLZTN), 그리고 賃金上昇衝擊(WAGE) 등이 있다. SUPPLY 衝擊은 한국경제에 있어서 기본적으로 生産性向上과 海外中間財價格의 변동으로 구성된다. 여기서는 SUPPLY가 (+)인 것을 生産性의 하락 혹은 中間財價格의 상승으로 이해하기로 한다. 일반적으로 SUPPLY衝擊이 있으면 産出量은 감소하고 物價와 賃金은 상승하는 소위 스태그플레이션현상이 나타난다. 문제는 實質賃金의 動向이다. 필자는 여기서 최초에는 名目賃金의 반응이 物價의 上昇보다 뒤늦어 實質賃金이 하락하지만 궁극적으로는 名目賃金 역시 같은 폭으로 상승할 것으로 가정하였다.

(a2) 總供給衝擊은 實質賃金에 長期效果가 없다. ($C(1)_{32}=C(1)_{42}$)

(a3) 總供給衝擊은 당해분기에 名目賃金에 아무런 효과를 미치지 못한다. ($C_{0,42}=0$)

이 중 (a3)는 名目賃金의 경직성 혹은 時差效果를 수량화한 것이다. 문제는 (a2)이다. 만일 SUPPLY가 生産性의 向上을 집어

18) 이 경우는 적정식별(just-identification)이기 때문에 이 제약조건에 대한 가설검정은 불가능하다. 제약조건에 대한 가설검정은 過多識別(over-identification)의 경우에만 가능하다.

낼 경우 통상적으로 勞動力이 고정된 경제에서 産出量과 實質賃金은 모두 상승하게 된다. 本稿에서 (a2)를 가정한 이유는 生産性向上의 효과가 雇傭이 고정된 가운데 실질임금을 상승시키는 방향으로 작용하는 것이 아니라 오히려 雇傭의 확대 쪽으로 더 큰 영향을 미친다고 보았기 때문이다. 이는 과거 풍부한 노동력에 기반을 두었던 우리 경제의 발전을 설명하는 데는 상당히 유용한 듯하다. 그러나 1990년대에 들어서면서 더 이상 한국경제가 풍부한 노동력을 자랑하지 못하게 되면서 추후에는 (a2)의 타당성은 감소할 가능성이 있다.

다음은 安定化政策(STBLZTN)에 대해 살펴보자. 언뜻 생각하면 安定化政策은 (一)의 總需要衝擊이라고 생각될 수 있다. 물론 양자에는 많은 동일함이 있다. 그럼에도 불구하고 本稿에서 이를 하나의 構造要因으로 분리시킨 이유는 단순히 需要의 수량적인 조절 이외에 다른 통제를 모두 고려하기 위함에서이다. 이를테면 物價와 賃金에 보이지 않는 가이드라인이 설정되고, 輸入과 輸出에 비경제적인 요인이 작용하며, 銀行貸出 등에 있어 비가격적인 통제가 강화되어 온 것 등이 그것이다. STBLZTN에 대한 가정은 모두 短期에 관한 것이다.

(a4) 安定化政策은 당해분기에 産出量에 영향을 미치지 못한다. ($C_{0,13}=0$)

(a5) 安定化政策은 당해분기에 名目賃金에 영향을 미치지 못한다. ($C_{0,43}=0$)

이는 産出量의 경우에는 政策의 時差性 때문에, 그리고 名目賃金의 경우에는 賃金契約이 통상 당해분기를 뛰어넘는 4분기(1년) 계약임을 반영하는 것이다[19].

마지막 충격은 賃金(WAGE)衝擊이다. 이는 生産性의 증가 없이 나타나는 근로자의 賃金引上要求라고 해석해 볼 수 있다. 이 경우 적어도 최초에 實質賃金은 상승한다. 궁극적으로는 物價 역시 상승하기 때문에 무어라 확정짓기가 어렵다. 따라서 本稿에서는 단기효과를 제약하였다. 구체적으로는 物價가 賃金의 外生的 上昇이라는 충격에 적응하는 데에는 時差가 있다고 보았다.

(a6) 賃金衝擊은 당해분기에 物價에 영향을 미치지 못한다. ($C_{0,34}=0$)

이상의 6가지 識別條件을 이용하여 構造的 模型을 추정한 결과는 다음 節에서 다루기로 한다.

3. 構造的 벡터自己回歸模型의 分析

〈表 5〉에는 식 (8)과 식 (9)를 이용해 복원한 C_0행렬과 $C(1)$행렬이 제시되어 있다. 이에 대한 설명은 나중에 衝擊反應分析에서 함께 다루기로 하고, 여기서는 우선 C_0행렬을 이용해 構造的 誤差項의 과거 실현값을 재현해 보기로 한다. 앞 節에서 우리는 構造的 誤差 ε_t와 縮約型 誤差 v_t간에

$$v_t = C_0 \varepsilon_t \quad \cdots\cdots (10)$$

혹은

$$\varepsilon_t = C_0^{-1} v_t \quad \cdots\cdots (10)'$$

19) 임금의 경우, 임시직 노동자의 賃金이 전체임금보다 조정속도가 빠를 경우 이를 어떻게 적절히 처리하는가가 문제가 될 수 있다. 本稿에서는 설사 만일 임시직 노동자의 賃金이 비중이 크고, 조정속도 역시 빠르다 해도 이는 일단 産出量의 가시적인 감소에 의해 직접적인 영향을 받는다고 보았다.

〈表 5〉 復元된 短期係數行列(C_0)과 長期係數行列($C(1)$)[1]

$$C_0 = \begin{bmatrix} 0.011 & -0.020 & [0] & -0.014 \\ -0.004 & 0.002 & -0.013 & 0.010 \\ 0.009 & 0.011 & 0.015 & [0] \\ 0.016 & [0] & [0] & 0.013 \end{bmatrix}$$

$$C(1) = \begin{bmatrix} [0] & -0.011 & -0.004 & -0.022 \\ -0.115 & -0.088 & -0.101 & 0.022 \\ 0.060 & [0.054] & -0.008 & 0.034 \\ 0.084 & [0.054] & -0.005 & 0.031 \end{bmatrix}$$

註 : 1) [ ] 안에 있는 값은 식별조건에 의해 제약된 값을 나타냄.

의 관계가 성립함을 알고 있다. 이제 식 (10)을 이용해 복원된 각 構造要因을 도시하면 [圖 1]과 같다[20].

우선 DEMAND충격의 경우 2번의 (+)의 충격과 1번의 (−)의 충격이 눈에 띈다. 1975년의 충격은 제1차 석유파동 이후의 경기회복에 큰 기여를 한 것으로 보인다. 또 하나의 (+)의 충격은 1988년의 3低好況과 올림픽特需를 반영하고 있다. 한편 대표적인 (−)의 충격은 1980년 후반의 정치적·사회적 격변기에 발생한 것으로 추정되었다.

SUPPLY충격의 경우 제1차 및 제2차의 석유파동과 1980년의 정치적 변혁기를 모두 집어내고 있다. 한편 원자재값의 안정에 부분적으로 기인한 1987년의 3低好況 역시 잘 지적하고 있다[21].

STBLZTN충격(安定化政策)의 경우에는 3번의 긴축정책과 2번의 확장정책이 눈에 띈다. 우선 1973년초의 확장정책은 곧 이어 도래한 제1차 석유파동에 대응하기 위해 자료상으로 볼 때 20년 역사상 가장 강력한 안정화정책으로 연결되었다. 다음의 안정화정책은 1982년부터 시작된 5共의 物價安定政策이다. 그후 특별한 정책적인 충격이 없다가 1989년 후반의 확장기가 도래하고 이는 곧 1990년의 긴축정책과 연결되었다. 그러나 90년의 긴축정책은 강도면에서 역대 3회의 긴축정책 중에서는 비교적 약한 것이었음이 추정 결과로 나타났다[22].

WAGE충격의 경우 1986년까지는 이렇다 할 충격은 보이지 않았다. 1987년 중반 들어 최초의 그리고 가장 강렬한 충격이 도래하였다. 이는 당시의 활발했던 노동운동의 결과였던 것으로 짐작된다. 두번째의 충격은 1989년에 도래하였다. 그러나 1990년 들어 임금충격은 다시 그 전의 수준으로 돌아오게 되었다[23].

다음으로는 4개의 構造的 衝擊이 각 변수의 단기 및 장기에서의 움직임을 얼마나 잘 설명해 줄 수 있는지 알아보기 위해 豫測誤差分散分解(forecasting error variance decomposition)를 해보기로 한다. 이 결과는 〈表 6〉에 실려 있다.

우선 Δy 방정식을 보면 초기의 변동은 거의 SUPPLY충격에 의해 주도됨을 알 수 있다. 처음 1년동안 Δy를 주도하는 충격은 압도적으로 SUPPLY이다. SUPPLY충격의 영

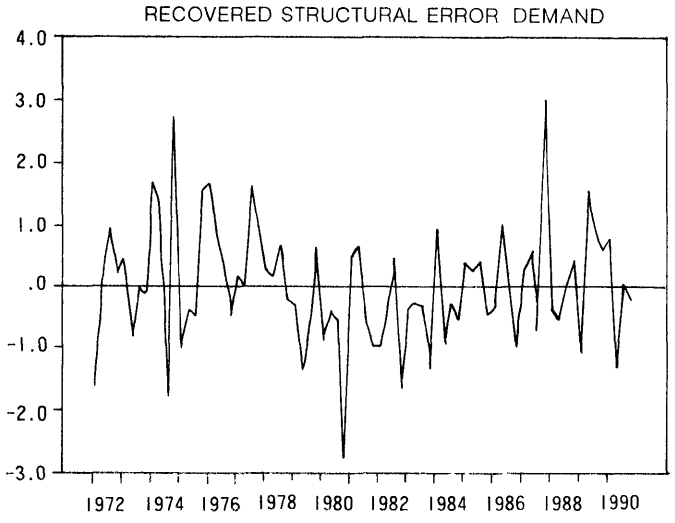
20) [圖 1]은 백색오차(white noise)에 대한 그림이므로 통상의 거시변수의 수준이나 증가율을 도시한 것보다 훨씬 변동이 심하다. 따라서 표준편차의 2배구간(즉 ±2.0) 밖에 위치한 실현을 중심으로 논의를 전개하기로 한다.

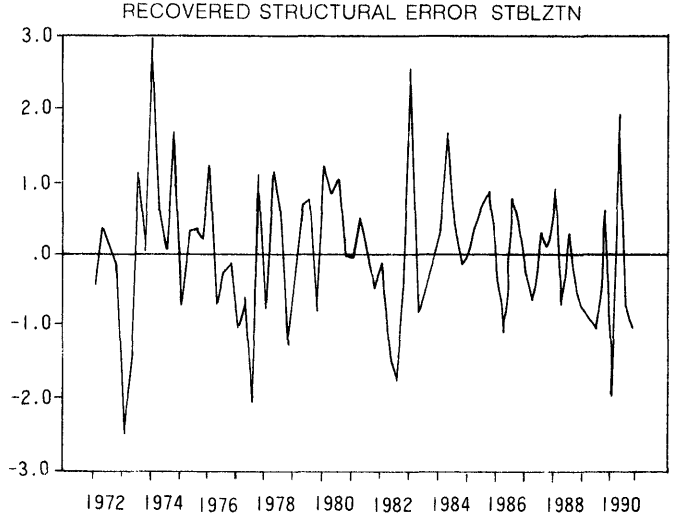
21) 이런 의미에서 1987년의 3低好況은 DEMAND와 SUPPLY가 혼합된 충격이었다.

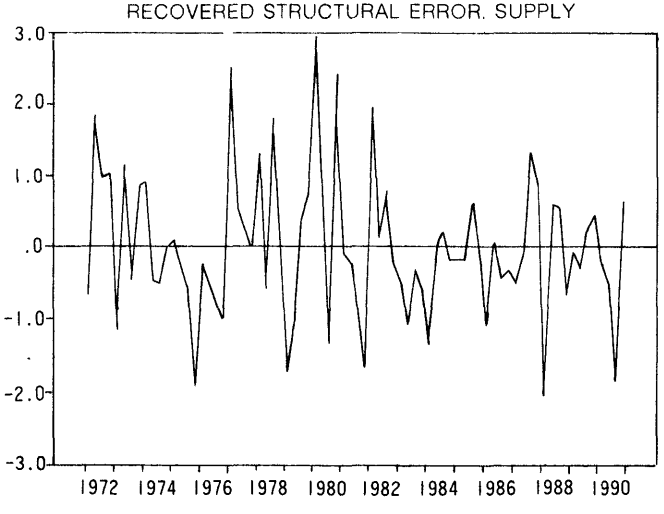
22) 1990년의 경우 실제로 실현된 경제성과로 본 경우에는 분명 호황국면이라고 볼 수 있으나 물가와 임금정책측면에서는 경제안정화를 위한 정부의 개입이 시작되었다.

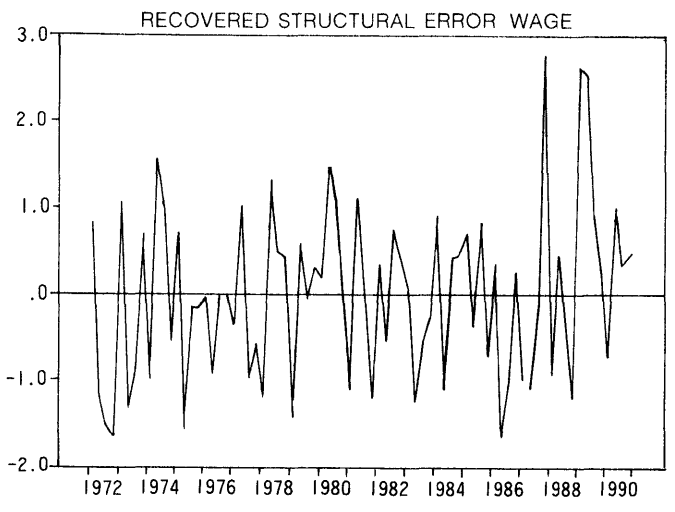
23) 이런 측면에서 볼 때 1987~89년의 名目賃金上昇은 WAGE충격에 의한 것이나, 그 이후의 名目賃金上昇은 時差效果와 物價上昇에 기인한 동반상승인 것으로 결론지을 수 있다.

[圖 I] 構造的 誤差項의 推移









〈表 6〉 構造的 誤差項에 의한 豫測誤差分散分解[1)]

변수 / 오차 분기수	Δy				z			
	D	S	ST	W	D	S	ST	W
1	16.5	56.1	[0.0]	27.4	6.0	1.6	60.5	32.0
2	13.0	55.1	10.6	21.3	4.8	1.8	66.2	27.3
3	12.6	56.0	10.7	20.6	4.2	1.9	69.9	24.1
4	12.6	50.4	10.9	21.5	4.7	1.6	69.7	24.0
8	12.0	50.4	11.4	26.2	6.0	2.5	69.0	22.5
12	13.5	47.1	12.1	27.3	9.1	4.7	65.7	20.6
20	16.7	42.7	13.1	27.5	15.8	9.6	56.9	17.8
40	20.2	38.5	14.3	27.0	20.8	13.1	49.0	17.1
50	21.0	37.6	14.5	26.9	20.9	13.2	48.7	17.2

변수 / 오차 분기수	Δp				Δw			
	D	S	ST	W	D	S	ST	W
1	20.4	30.0	49.6	[0.0]	59.4	[0.0]	[0.0]	40.6
2	24.4	28.5	46.2	1.0	57.3	1.3	0.8	40.6
3	33.7	25.0	40.0	1.3	56.0	3.0	2.4	38.6
4	33.4	24.7	40.3	1.7	55.4	9.0	2.1	33.5
8	37.9	26.3	31.6	4.2	53.2	14.3	2.7	29.9
12	37.9	28.2	27.8	6.2	52.2	17.0	2.8	28.1
20	36.1	29.9	25.3	8.7	51.0	19.7	2.8	26.6
40	34.1	30.9	24.3	10.7	49.1	21.0	3.6	26.3
50	33.9	31.1	24.1	11.0	48.9	21.1	3.7	26.4

註 : 1) 오차 중 *D, S, ST, W*는 각각 DEMAND, SUPPLY, STBLZTN, 그리고 WAGE임.

향은 시간이 흐름에 따라 점차 감소하지만 계속 가장 중요한 충격으로 남는다. 이상에서 과거의 한국경제는 외부의 공급조건 변화에 매우 민감하게 반응하는 구조였음을 알 수 있다. 두번째로 중요한 요인은 WAGE충격이었다.

다음 *z*방정식을 보면 거의 20분기, 즉 5년 동안 STBLZTN충격(安定化政策)이 주도하고 있음을 알 수 있다. *z*변수가 공적분에 의해 형성된 誤差項임을 감안해 볼 때 정부의 安定化政策에 의해 각 변수간의 장기적 균형이 파괴되고 이것이 *z*변수에 영향을 미치는 것이라고 해석해 볼 수 있다.

物價上昇率方程式을 보면 최초에는 STBLZTN충격이 주도적이나 DEMAND충격 역시 상당한 비중을 차지함을 알 수 있다[24)]. 그러나 점차 장기로 감에 따라 STBLZTN의 영향력은

24) 이런 관점에서 우리의 경우 DEMAND충격이 産出量의 증가에 일시적이나마 미치는 영향은 매우 미미한 반면, 物價에 미치는 영향은 단기에서도 무시할 수 없는 것이라고 여겨진다.

감소하고 그 대신 SUPPLY충격의 비중이 증가함을 알 수 있다.

마지막으로 賃金方程式을 보면 초기 1년동안은 DEMAND충격의 영향이 압도적이고 WAGE의 충격 역시 무시할 수 없는 것으로 나타났다. 이러한 경향은 시간이 흘러도 그 절대적 크기는 감소하지만 비슷한 패턴을 유지하는 것으로 나타났다. 다만 SUPPLY충격이 점차 영향력을 증가시키고 있다.

마지막으로 4개의 構造要因에 의한 衝擊反應分析을 시도해 보기로 한다. 〈附錄〉에는 4개의 構造要因이 y, m, w, p 및 $m-p$, 그리고 $w-p$의 水準에 미치는 영향의 시간경로가 도시되어 있다[25].

우선 DEMAND충격의 경우는 단기에 産出量에 (+)의 영향을 미친다. 장기효과는 추정과정에서 이미 0으로 제약된 바 그대로이다. 한편 物價, 名目賃金, 그리고 總通貨에는 모두 장기적으로 (+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 여기까지는 모두 표준적인 결론이다. 문제는 實質貨幣와 實質賃金이다. 만일 貨幣의 中立性, 나아가 總需要衝擊에 대한 광의의 中立性이 성립한다면 이 두 실질변수의 장기값은 모두 DEMAND충격과 무관해야 한다. 그러나 추정된 결과는 그렇지 않다. 實質貨幣의 장기수준은 감소하고 또 實質賃金의 장기수준은 증가하는 것으로 나타났다. 즉 추정의 결과는 産出量에 대한 장기효과를 0으로 제약하더라도 다른 실질변수에 있어서 中立性의 명제와 배치되는 것이다.

그렇다면 이에 대해 어떠한 설명이 가능할 것인가? 우선 實質貨幣의 감소에 관해서는 인플레이션의 효과를 떠올릴 수 있다. 物價가 上昇하는 과정에서 만일 경직적인 인플레이션 기대가 형성된다면 이는 名目利子率을 상승시키고 實質貨幣에 대한 需要를 감소시킬 것이다. 문제는 物價의 상승이 멈추고 균제상태에 진입한 이후에도 인플레이션의 기대가 지속될 것인가 하는 점이다. 추정된 결과에 의하면 인플레이션에 대한 기대가 애초의 수준으로 하락하는 데에는 오랜 시간이 소요됨을 보여주고 있다. 좀더 어려운 문제는 實質賃金의 동향이다. 전형적인 케인즈이론의 경우 實質賃金은 需要衝擊에 대하여 반경기적(counter-cyclical)으로 움직여야 한다. 그러나 추정된 결과는 정반대로 장·단기 모든 기간에 걸쳐 강하게 순경기적(procyclical)임을 보여주고 있다. 이에 관한 실증적 분석은 우리나라의 경우 뚜렷한 결론이 나지는 않을 듯하다. 미국의 경우에는 적어도 단기의 경우에 實質賃金은 초과근로에 따른 급여상승으로 인해 産出量과 같은 방향으로 움직인다. 그러나 우리의 경우 적어도 80년대 중반까지는 노동공급의 제약이 그리 크지 않았기 때문에 초과수요에 직면한 기업이 장기에서까지 초과근로에 의해 生産을 늘렸을 것으로 보기는 어려운 측면이 있다. 필자는 오히려 초과수요에 의해 生産設備가 확충되고 노동력의 질이 훈련을 통해 향상됨으로써 勞動生産性이 파생적으로 향상된 것으로 해석하고 싶다. 그러나 이에 대해서는 좀더 심층적인 연구가 요망된다.

SUPPLY충격의 경우 예상대로 産出量은 감소하고, 物價, 名目賃金은 모두 상승한다. 흥미있는 것은 이 과정에서 總通貨 역시 상승

25) 원래의 모형인 (Δy z Δp Δw)는 모두 安定的 時系列이므로 정의상 장기효과는 언제나 0이다. 따라서 도시된 모든 변수는 差分되기 이전인 水準變數의 시간경로이다.

한다는 것이다. 이는 과거 정부가 별도의 安定化政策을 쓰지 않는 경우, 통상적으로 해외에서의 SUPPLY충격에 대해서 緊縮政策(leaning against the wind)을 쓰기보다는 확장정책(accommodation policy)으로 대응해 왔음을 보여주는 증거라 하겠다. 그러나 확장의 정도는 비교적 소극적이어서 實質貨幣는 초기에만 약간 증가하고 장기적으로 큰 변동은 없는 것으로 나타났다. 한편 實質賃金은 초기의 時差 때문에 감소하지만 궁극적으로는 제약에 의해 원래의 수준으로 복귀한다.

다음은 安定化政策, 즉 STBLZTN 충격의 경우를 살펴보자. 安定化政策이 시행되면 우선 産出量은 단기적으로 감소하지만 조금씩 시간이 지남에 따라 회복되는 것으로 나타났다. 특이한 것은 物價와 名目賃金의 조정과정이다. 物價의 경우 정책의 초기에는 오히려 높은 수준을 유지하다가 시간이 제법 흐른 뒤에야 비로소 감소함을 보여주고 있다. 궁극적으로 物價가 하락하고, 또 이 같은 조정에 시일이 걸린다는 점 자체는 그리 놀랄 만한 것은 아니다. 문제는 정책시행의 초기에 物價가 일시적으로 상승한다는 점이다.

이에 대해서는 두가지의 해석이 가능하다. 우선은 안정화정책이 거의 언제나 物價上昇期에 입안되고 집행된다는 점이다. 따라서 최초의 물가상승은 이 정책 때문에 발생한 것이 아니고, 다만 당시의 상황을 잡아낸 것뿐이라고 볼 수 있다. 두번째의 가능성은 合理的 期待論에 의한 것이다. 이에 의하면 만일 정부 일각에서 安定化政策이 검토되고 있다는 뉴스에 의해 경제당사자는 즉각(실제로 정책이 집행되기도 전에) 반응하게 된다. 따라서 후일의 광범위한 가격통제를 예상할 경우 경제주체는 미리 가격을 인상하게 된다. 이상의 두가지 가능성 중 어느 것이 더 현실을 잘 설명하는 것인지에 관해서는 명확히 결론을 내리기는 힘들다. 이는 事例研究(case study) 등에 의해 보완되어야 할 것이다[26].

한편 名目賃金 역시 物價가 상승함에 따라 초기에 시차를 두고 약간 상승하지만 점차 시일이 흐름에 따라 역시 하락하게 된다. 재미있는 점은 實質賃金의 경우 최초에는 物價의 상승에 의해 감소하지만 궁극적인 物價의 안정은 實質賃金을 상승시킨다는 점이다[27]. 總通貨의 시간경로 역시 음미해 볼 만하다. 實質貨幣는 安定化政策의 초기에 크게 감소하지만 명목변수인 總通貨는 초기에 약간 감소하다가 정책시행의 중반부에는 약간 반등하는 경향을 보인다. 이는 앞에서도 한번 언급하였듯이 物價의 상승을 追認(즉 accommodating)하는 현상으로 해석된다.

마지막으로 WAGE충격의 경우를 보면 産出量은 감소하고, 物價와 名目賃金은 모두 上昇한다. 특기할 만한 점은 總通貨의 경로이다. 賃金上昇에 기인한 인플레이션에 대응하기 위해 초기에는 貨幣量이 감소하지만 궁극적인 物價上昇은 貨幣의 증가를 유발하게 된다. 마지막으로 實質賃金의 경로를 보면 초기에는 높은 實質賃金이 가능하지만 시간이 흐

---

26) 朴元巖 박사는 이 현상에 대해 또 다른 해석을 제시하였다. 한국의 경우 대부분의 기업들이 무시할 수 없을 정도의 금융부채를 지고 있으므로, 긴축정책에 의해 利子率이 상승하면 金融費用이 상승하게 되어 이것이 정책집행의 초기에 物價의 上昇要因으로 작용한다는 것이다. 이를 Patman 效果라고 한다.

27) 이런 점에서 STBLZTN충격은 반드시 (−)의 DEMAND충격과 같지는 않다. (−)의 DEMAND 충격에서 實質賃金은 감소할 것이다.

름에 따라 物價의 상승에 의해 대부분이 손실되고 궁극적으로는 오히려 産出量의 감소에 따른 勞動需要의 감소로 인해 實質賃金이 애초의 수준보다 감소하는 것으로 나타났다[28].

이제까지 構造的 VAR의 여러 결과를 살펴보았다. 다음 章에서는 이제까지의 논의를 요약·정리한다.

IV. 要約 및 經濟的 含意

本稿에서는 産出量, 總通貨, 物價, 그리고 名目賃金과 같은 대표적인 巨視時系列을 중심으로 이에 대한 각 構造要因의 영향을 검토해 보았다. 이제까지의 결론을 요약하면 다음과 같다.

우선 單位根檢定과 共積分檢定을 통해 모형에 나타나는 대부분의 經濟變數에 單位根이 존재하고 또한 1개의 共積分이 존재함을 보였다. 다만 産出量의 경우에 반드시 單位根이 존재한다고 보기에는 어려운 증거들이 간혹 나타났다.

둘째, 식별된 構造要因은 과거의 우리 경제의 경험을 비교적 잘 지적했다. 이에 의하면 지난 20년동안 우리 경제에 영향을 미쳤던 중요한 충격으로는 제1차 및 제2차 석유파동, 1980년의 정치적 변혁, 1982년 이후의 物價安定政策, 그리고 1987년의 賃金上昇과 3低效果 등을 들 수 있다.

셋째, 貨幣의 中立性은 우리 경제에서 확실한 증거를 찾을 수 없었다. 오히려 추정된 결과에 의하면 中立性에 명백히 위배되는 결론들도 있었다.

한편 이제까지의 논의에서 나타난 經濟的 含意는 다음과 같다.

첫째, 우리나라의 경우에 總需要衝擊은 實質賃金에 正(+)의 효과를 미치는 것으로 나타났다. 만일 이것이 生産設備의 개선이나, 교육·훈련 등에 의한 生産性의 파생적 향상에 기인할 경우 우리는 總需要管理政策을 다시 생각해 볼 필요가 있다. 즉 적어도 우리나라의 1970~80년대는 總需要의 증가가 단지 物價만을 자극하는 피상적인 효과만을 경제에 미친 것이 아니라 구체적으로 잘 집계되지는 않지만 生産의 실질적 여건을 변화시켰던 것으로 볼 수 있다.

둘째, 安定化政策의 경우 이를 통해 物價와 名目賃金을 하락시키는 데에는 상당한 시일이 소요된다는 점이다. 그리고 이러한 物價安定은 産出量의 감소라는 고통 없이는 이룰 수 없다는 점이 드러났다. 그리고 安定化政策이 예견될 경우 오히려 단기적으로 物價가 상승할 가능성도 제기되었다.

마지막으로, 生産性의 증가를 수반하지 않는 名目賃金의 상승은 産出量을 감소시키고 物價를 상승시키는 부작용을 가져올 뿐만 아니라 궁극적으로는 實質賃金을 하락시켜 근로자의 실질적 삶의 질을 향상시키는 데에도 역효과를 가져오는 것으로 나타났다.

本稿에서는 그러나 결론보다는 더 많은 의문과 연구과제를 제기하였다. 우선 모형의 識別에 사용된 識別條件의 타당성 문제이다. 특히 總供給衝擊이 實質賃金에 장기적인 영향을 미치지 못한다는 가정은 상당히 비표준적인 가정임에 틀림없다. 따라서 본고에서 사용되

28) 이런 의미에서 WAGE충격은 비슷한 결과를 가져오는 SUPPLY충격과 구별된다.

었던 識別條件과 다른 條件下에서는 얼마든지 다른 결론을 얻을 수 있음에 유의해야 한다.

그러고 識別條件을 그대로 받아들인다고 하더라도 추가적인 연구가 필요한 부분이 역시 존재한다. 구체적으로는 産出量의 單位根 존재여부와 같은 계량적인 문제 이외에 實質賃金이 왜 장기적으로도 産出量과 같이 움직이는지, 또 安定化政策의 초기에 엿보이는 物價의 上昇이 과연 合理的 期待論에 따른 행동인지 등의 문제는 매우 흥미있고 또 경제정책적인 시사점도 크다. 이에 대해서는 후일의 연구를 기대한다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

全聖寅, 「名目賃金의 推定과 관련된 諸模型의 比較硏究」, 『KDI 分期別 經濟展望』, 韓國開發硏究院, 1991 봄호.

Blanchard, O. and Danny Quah, "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances", *AER*, 74, 1989, pp.655~673.

Choi, In, "Univariate Properties of the Korean Economic Time Series," mimeo, Korea Development Institute and the Ohio State University, Aug. 1991.

Dickey, D. and Wayne Fuller, "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *JASA*, 74, 1979, pp.427~431.

Engle, R. and C. Granger, "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *EMA*, 55-2, 1987, pp.251~276.

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

Jun, Sung-In, "Neutrality of Money, Wage Rigidity and Co-integration," mimeo, MIT, May 1988a.

_____, "A Malthusian Explanation of the Population Dynamics in England: A Structural VAR Approach," mimeo, MIT, Oct. 1988b.

Kim, Change Geun, "A Monetary Interpretation of Output Fluctuations," mimeo, Daewoo Research Institute, Sep. 1990.

Lucas, R., "Econometric Policy Evaluation: A Critique," *JME*, Supplement, 1976.

Nelson, C.R. and Charles Plosser, "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series," *JME*, 10, 1982, pp.139~162.

Phillips, P.C.B., "Time Series Regression with a Unit Root," *EMA*, 55, 1987, pp. 277~301.

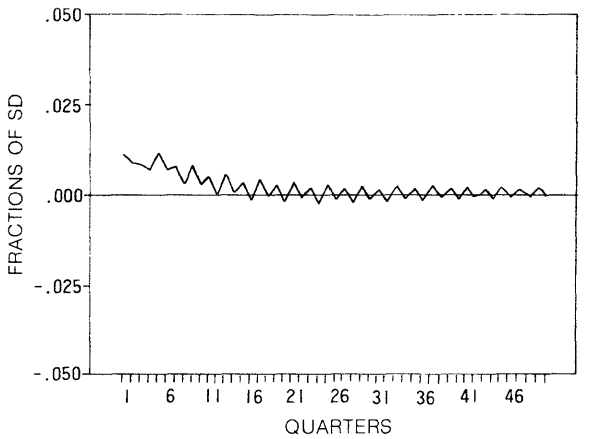
_____ and S. Ouliaris, "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration," *EMA*, 58, 1990, pp. 165~193.

_____ and P. Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, 74, 1988, pp.535~547.

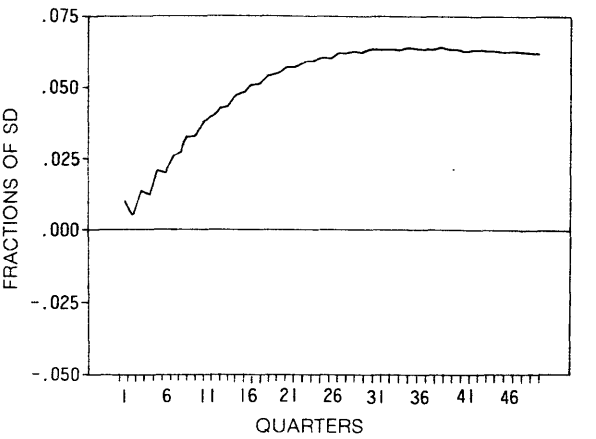
Stock, J.H. and Mark Watson, "Testing for Common Trends," *JASA*, 83, 1988, pp. 1097~1107.

〈附錄〉 構造的 誤差項의 衝擊反應分析

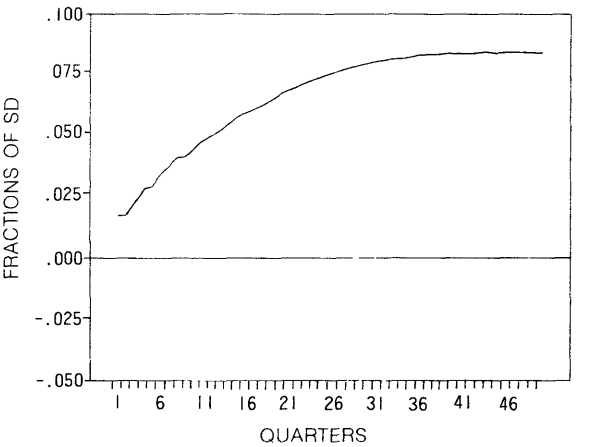
RESPONSE OF OUTPUT TO INNOVATION OF DEMAND



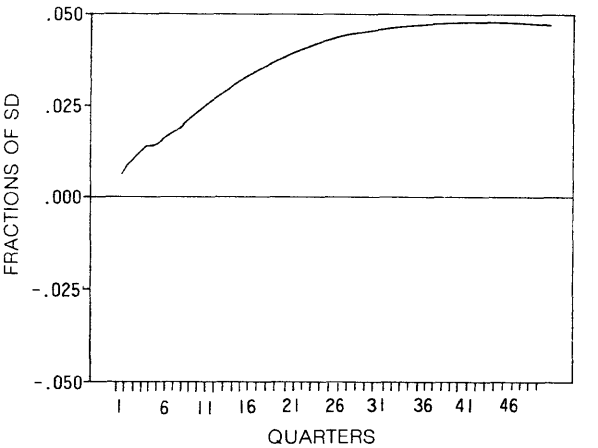
RESPONSE OF PRICE TO INNOVATION OF DEMAND



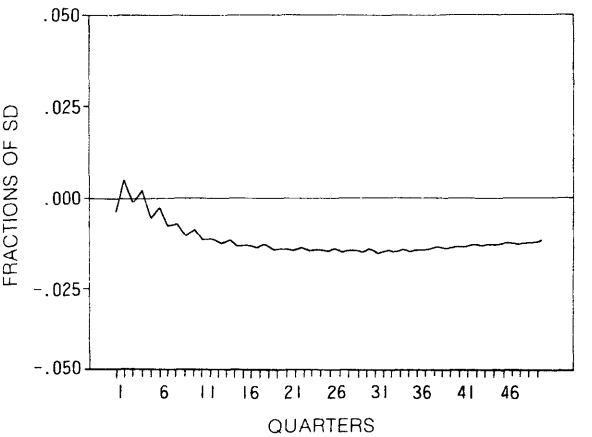
RESPONSE OF N-WAGE TO INNOVATION OF DEMAND



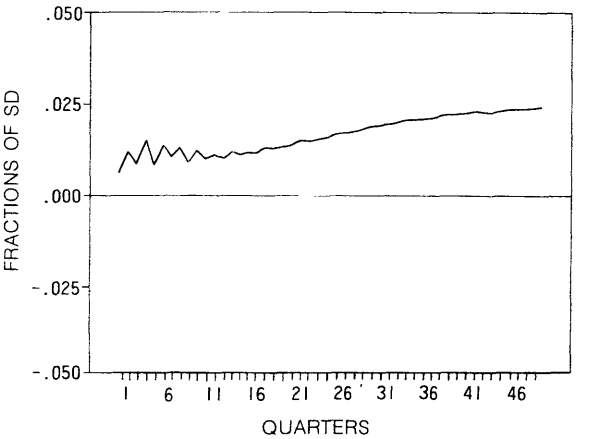
RESPONSE OF M2 TO INNOVATION OF DEMAND



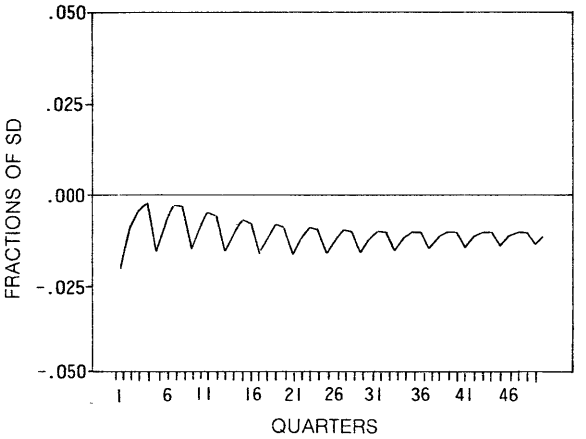
RESPONSE OF REAL-M TO INNOVATION OF DEMAND



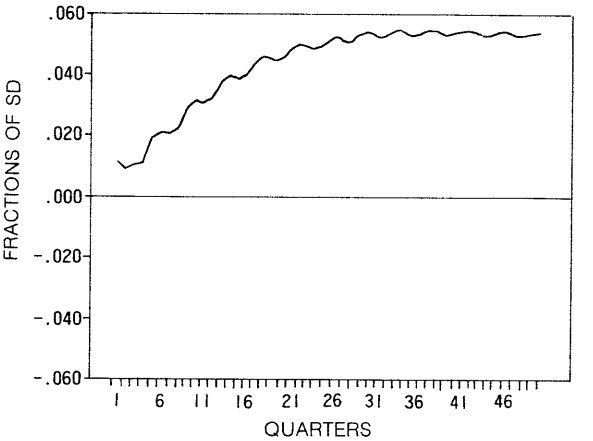
RESPONSE OF REAL-W TO INNOVATION OF DEMAND



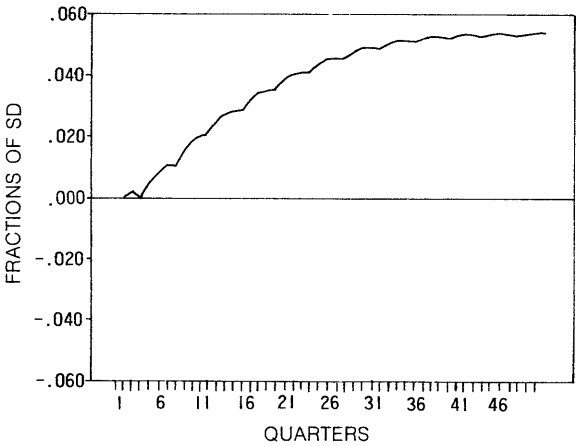
RESPONSE OF OUTPUT TO INNOVATION OF SUPPLY



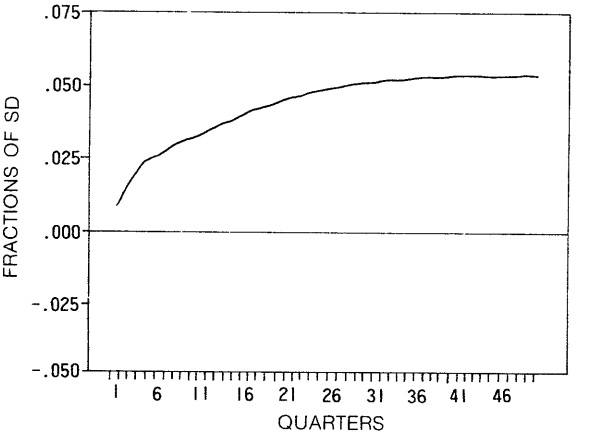
RESPONSE OF PRICE TO INNOVATION OF SUPPLY



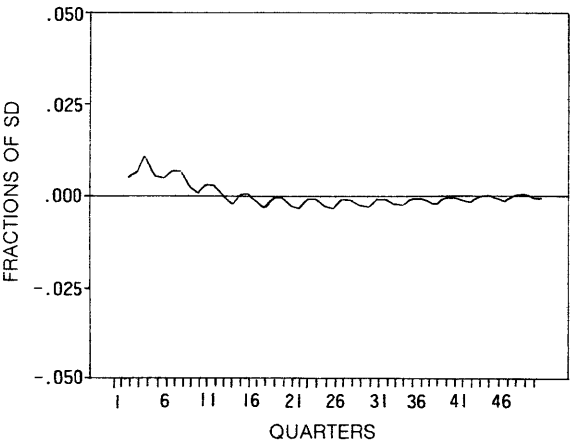
RESPONSE OF N-WAGE TO INNOVATION OF SUPPLY



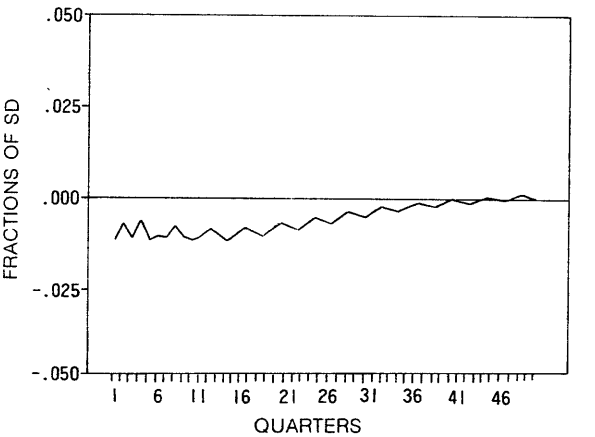
RESPONSE OF M2 TO INNOVATION OF SUPPLY



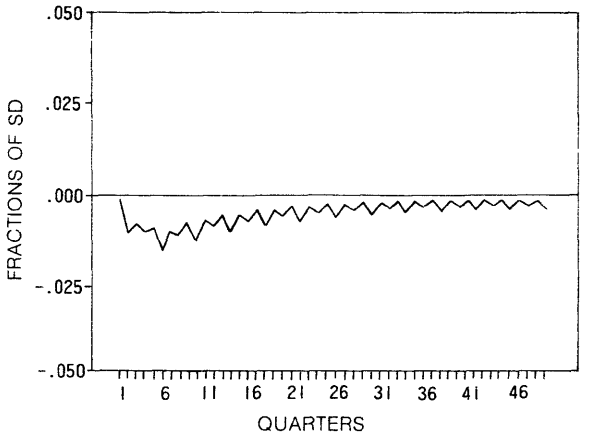
RESPONSE OF REAL-M TO INNOVATION OF SUPPLY



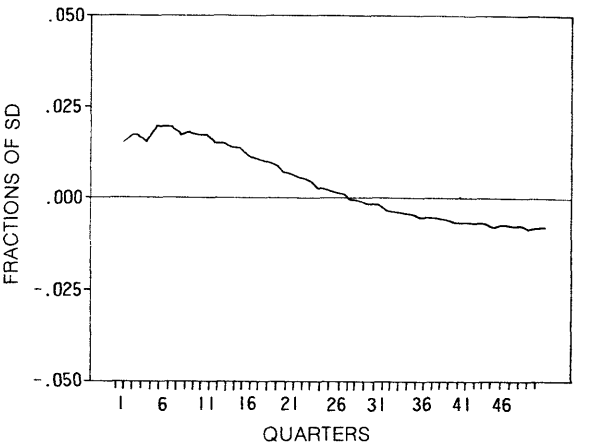
RESPONSE OF REAL-W TO INNOVATION OF SUPPLY



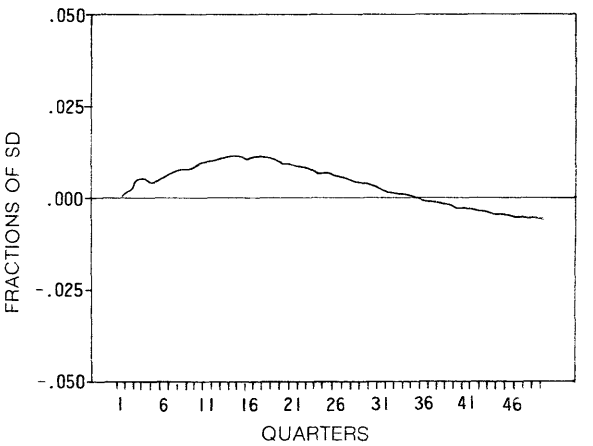
RESPONSE OF OUTPUT TO INNOVATION OF STBLZTN



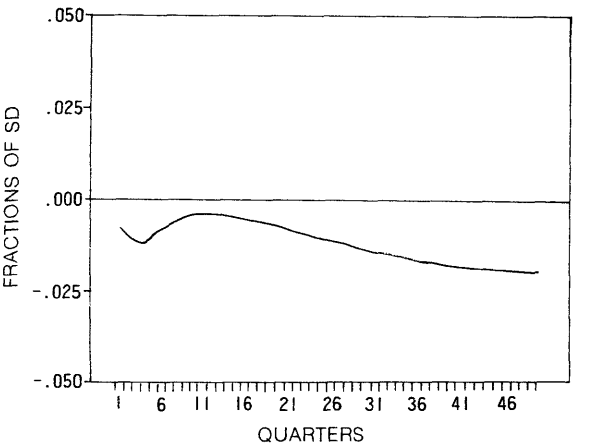
RESPONSE OF PRICE TO INNOVATION OF STBLZTN



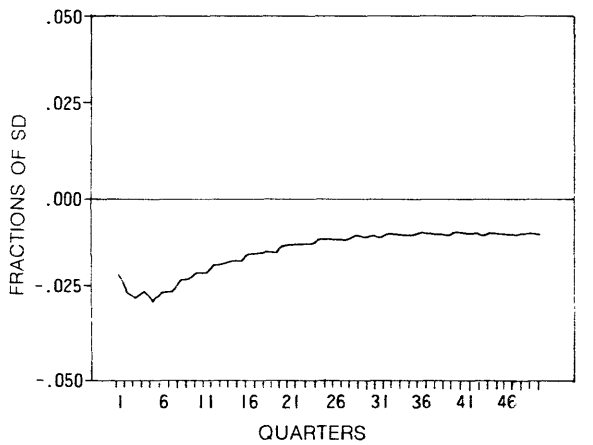
RESPONSE OF N-WAGE TO INNOVATION OF STBLZTN



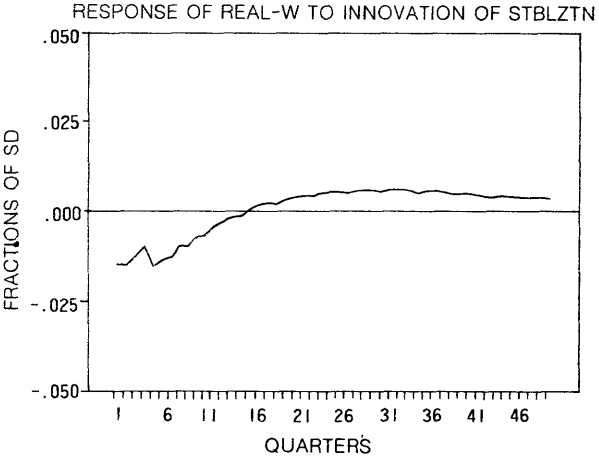
RESPONSE OF M2 TO INNOVATION OF STBLZTN

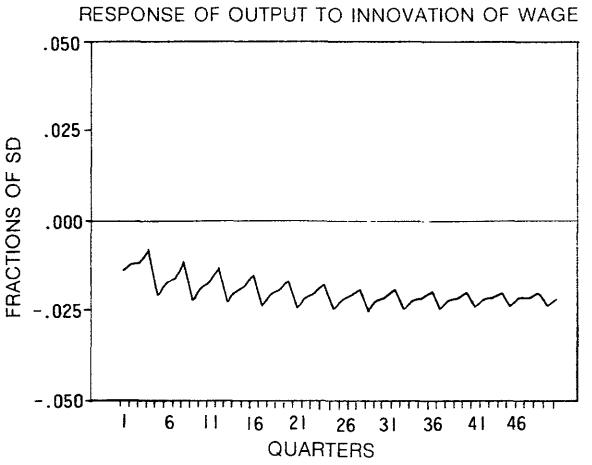


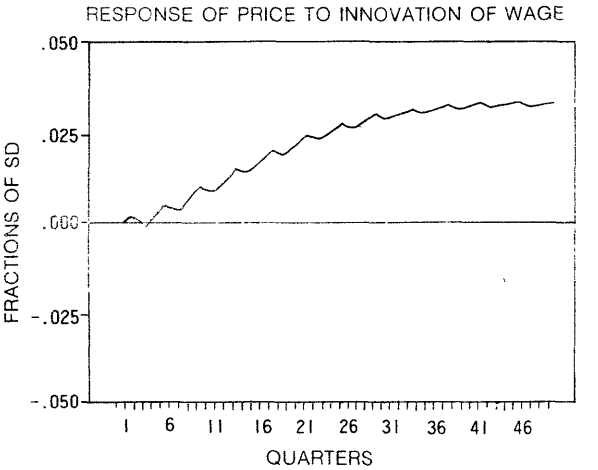
RESPONSE OF REAL-M TO INNOVATION OF STBLZTN

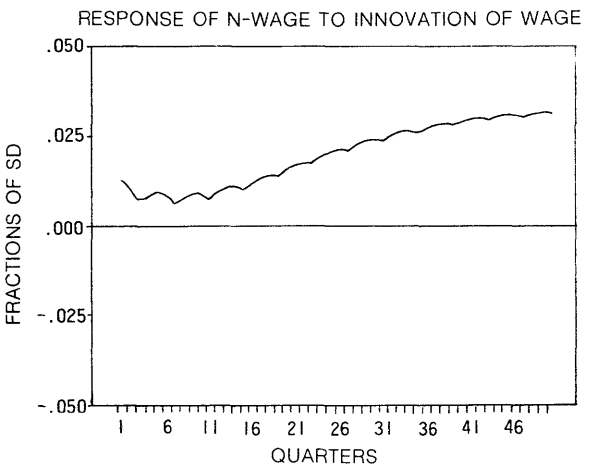


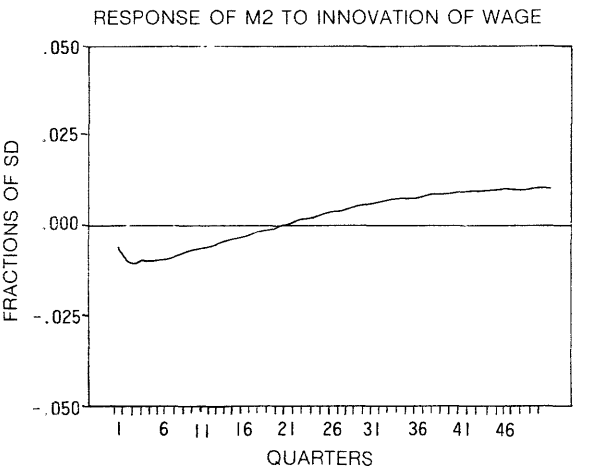
RESPONSE OF REAL-W TO INNOVATION OF STBLZTN

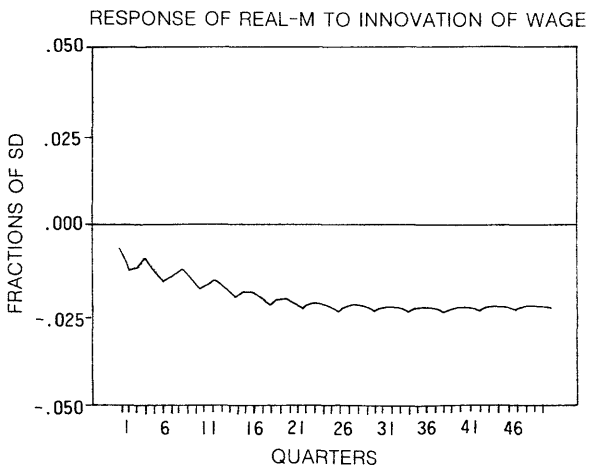


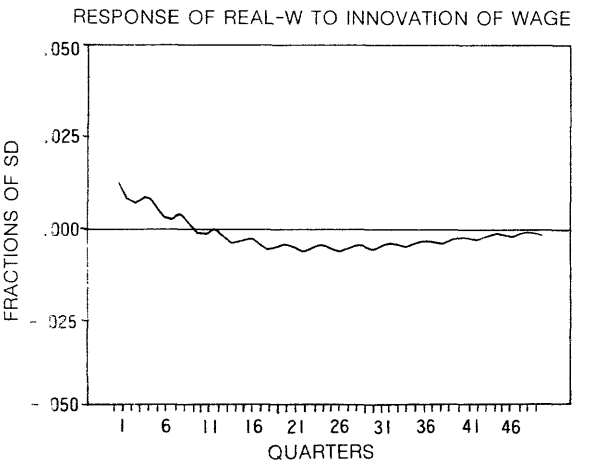

RESPONSE OF OUTPUT TO INNOVATION OF WAGE
FRACTIONS OF SD
.050
.025
.000
-.025
-.050
1 6 11 16 21 26 31 36 41 46
QUARTERS


RESPONSE OF PRICE TO INNOVATION OF WAGE
FRACTIONS OF SD
.050
.025
.000
-.025
-.050
1 6 11 16 21 26 31 36 41 46
QUARTERS


RESPONSE OF N-WAGE TO INNOVATION OF WAGE
FRACTIONS OF SD
.050
.025
.000
-.025
-.050
1 6 11 16 21 26 31 36 41 46
QUARTERS


RESPONSE OF M2 TO INNOVATION OF WAGE
FRACTIONS OF SD
.050
.025
.000
-.025
-.050
1 6 11 16 21 26 31 36 41 46
QUARTERS


RESPONSE OF REAL-M TO INNOVATION OF WAGE
FRACTIONS OF SD
.050
.025
.000
-.025
-.050
1 6 11 16 21 26 31 36 41 46
QUARTERS


RESPONSE OF REAL-W TO INNOVATION OF WAGE
FRACTIONS OF SD
.050
.025
.000
-.025
-.050
1 6 11 16 21 26 31 36 41 46
QUARTERS