

# 韓國에서의 價格變數와 數量變數의 調整役割에 관한 實證的 研究

金 俊

본고는 한국에 있어서 여러 가지 유형의 임금 및 가격경직성, 그리고 총수요의 변동에 따르는 가격변수와 수량변수의 조정역할 등을 추정하고 있다. 추정모형으로는 Gordon (1990)의 연간모형 및 이를 변형한 분기모형이 이용되며, 그 자료는 1970년부터 1991년까지이다. 추정결과를 보면 명목 GNP의 변화는 연간의 경우에는 34:66, 분기의 경우에는 86:14 정도로 산출과 물가의 변화로 나누어지는 것으로 나타나고 있다. 그리고 Chow 검정결과에 의하면 명목임금의 변화행태에는 별다른 구조적 차이가 없으나, 물가 및 실질임금의 변화행태에는 특히 1980년 이전과 1981년 이후를 경계로 뚜렷한 구조적 차이가 존재하는 것으로 나타나고 있다.

## 1. 머 리 말

1930년대의 경제위기에 대응하여 탄생한 케인즈경제학의 핵심은 임금과 가격이 완전고용을 달성할 수 있을 만큼 충분히 조정되지 않기 때문에 총수요의 변동은 물가수준의 변화로 신속히 반영되는 대신 산출 및 경제활동에 대한 지속적인 영향으로 나타난다는 것이다. 다시 말해 임금과 가격은 본질적으로 경직적이므로 총수요의 변동에 따르는 거시경제의 조정과정에서 그 주된 조정역할은 고용, 산출 등의 數量變數(quantity variable)가 담당할 수밖에 없다는 것이다. 이처럼 케인즈경제학에 있어서 경제의 변동은 임금과 가격의 경직성을 그 출발점으로 삼고 있다.

물론 이러한 케인즈경제학의 지주인 임금과 가격의 경직성에 대해 아무런 비판도 없는 것은 아니다. 그 중에서도 특히 새古典學派 巨擘經濟學(new classical macroeconomics)의 공격은 그것이 거시경제적 사고의 혁명적 발상답게 매우 신랄하다. 이에 의하면 케인즈경제학이 주장하는 임금 및 가격의 경직성과 그에 따른 시장청산의 실패 등에는 公理的으로 받아들일 수 있는 이론적 배경이 아무 것도 없다는 것이다. 그러므로 거시경제모형에 있어 이러한 현상의 역할은 기껏해야 임기응변적 가정에 지나지 못한 것으로서, 이후부터는 거시경제학의 영역에서 마땅히 폐기되어야 한다는 것이다.

그러나 이와 같은 비판은 이제 한걸음 물러나야 할 때가 되었다. 왜냐 하면 1970년대의 이론적 고사위기에 대응하여 1980년대 이후에 등장한 새케인즈學派 經濟學(new Keynesian economics)은 새고전학과 마찬가지로 경제의 변동을 균형에 입각하여 설명할 뿐 아니라 가격과 기업의 합리성에 기반을 둔 엄밀한 미시적 기초도 갖추고 있기 때문이다.<sup>(1)</sup> 이러한 새케인즈학과 경제학의 요체는 경제주체의 합리적 선택과 행동이 비용없이 조정될 수 없다는 것이다. 그리고 그 핵심요소는 명목변수의 완전하고도 즉각적인 조정을 저해하는 메뉴費用(menu cost)과 같은 조그마한 장애요인 및 이러한 장애요인으로 하여금 커다란 名目硬直性(nominal rigidity)에 이르게 하는 노동, 생산물, 그리고 신용시장 등에 있어서의 實質硬直性(real rigidity)이다.

경제학은 다른 여러 과학과 마찬가지로 공리적 원리로부터의 추론과 경험적 관찰로부터의 추정의 결합이다. 설정된 일련의 상황으로부터 귀결되는 결과에 대한 엄밀하고도 논리적인 사고가 경제이론의 중추를 구성한다. 그러나 경제적 사고의 첫째 목적은 대부분 우리가 살며 일하고, 또 그 과일을 소비하는 세계의 구체적 상황에 대한 이해를 얻는 데에 있다. 그러므로 우리가 품담고 있는 세계에 대한 관찰은 어떠한 일련의 상황 및 결과(우리는 이를 보통 모형이라 부른다)가 연구 및 적용의 가치를 가진 것인가를 식별하는 하나의 방법을 제공해 준다. 다시 말해 모형이 가지는 구체적 함의가 관찰된 경제적 현상과 일치하는가의 여부에 따라 그 모형을 계속 확장·정치화시켜 나갈 것인가, 아니면 관찰된 사실에 보다 부합할 수 있는 새로운 모형을 모색할 것인가가 결정되는 것이다.

이러한 면에서 볼 때, 한국의 경제적 상황에 있어서 케인즈경제학의 핵심인 임금과 가격의 경직성이 어느 정도 확인·적용될 수 있는가에 대한 경험적 추정작업의 필요성은 더 이상의 설명이 없이도 명백하다. 그럼에도 불구하고 한국에 있어 임금과 가격의 경직성 및 가격변수와 수량변수 사이의 상대적 조정역할에 대한 실증적 연구는 아직까지 찾아보기 어렵다.

본고는 이와 같은 배경과 문제의식 하에 한국에 있어서 여러 가지 유형의 임금 및 가격 경직성, 그리고 총수요의 변동에 따르는 가격변수와 수량변수의 조정역할 등을 추정하고자 한다. 이러한 실증분석을 통하여 우리는 새케인즈학과 경제학의 미시적 기초와 그 거시적 함의인 數量調整(quantity adjustment)의 적용가능성을 어느 정도 타진할 수 있을 것이다. 나아가 본고는 이러한 분석과정에서 한국에 있어서 총수요관리의 유용성 및 그 한계에 대한 정책적 함의도 모색하고자 한다. 이를 통하여 우리는 거시경제정책의 바람직한 운용방

(1) 새케인즈학과 경제학에 관해서는 존고(1994, 1995) 참조.

향에 대한 조언을 얻을 수 있을 것이다.

## 2. 推定模型과 資料

### 2.1. 年間模型

Gordon(1990)에 의하면 임금과 가격의 경직성에는 다음과 같은 세 유형이 있다.

첫째, 變化率(rate of change) 또는 磁氣履歷(hysteresis) 效果로서, 이는 초과수요변화에 대한 물가 또는 임금의 조정정도를 나타낸다.

둘째, 水準(level) 또는 필립스曲線(Phillips curve) 效果로서, 이는 초과수요수준에 대한 물가 또는 임금의 반응을 나타낸다.

세째, 慣性(inertia) 또는 時系列相關(serial correlation) 效果로서, 이는 과거의 인플레이션이 현재의 물가 또는 임금변화에 미치는 영향을 나타낸다.

이와 같은 Gordon의 논의에 의할 때, 총수요변동에 따르는 물가와 산출의 조정역할 및 임금과 가격의 경직성은 물가, 산출, 그리고 총수요 사이의 항등관계에다 세 유형의 경직성을 결합한 구조방정식을 이용하여 다음과 같이 추정할 수 있다.<sup>(2)</sup>

먼저 정의상 명목 GNP의 자연대수( $Y$ )는 GNP 디플레이터의 자연대수( $P$ )와 실질 GNP의 자연대수( $Q$ )로 나누어진다.<sup>(3)</sup>

$$(2.1) \quad Y \equiv P + Q$$

식 (2.1)을 이용하여 시간에 대한 도함수를 구한 후, 명목 GNP, GNP 디플레이터, 그리고 실질 GNP 등의 단위시간당 변화(%)를 각각  $y$ ,  $p$ , 그리고  $q$  등으로 나타내면 식 (2.2)와 같다.

$$(2.2) \quad y \equiv p + q$$

식 (2.2)는 명목 GNP의 어떠한 변화도 물가수준의 변화와 실질 GNP의 변화로 정확히 나누어짐을 의미한다.

다음으로 식 (2.2)의 양변으로부터 실질 GNP의 추세, 즉 長期均衡 또는 自然成長率( $q^*$ )

(2) Gordon 모형을 포함하여 임금과 가격의 경직성 및 조정역할추정에 관한 국내외의 기존연구에 대해서는 줄고(1993, pp. 42~65) 참조.

(3) Gordon은 정부정책 및 기업과 가계의 지출 등에 의해 결정되는 외생적 총수요변수로 명목 GNP를 이용하고 있다. 이는 명목 GNP를 외생적 랜덤워크(random walk)라 가정한 Lucas(1973)를 따른 것으로, 이렇게 외생적 총수요변수로 통화 대신 명목 GNP를 사용함으로써 통화유통속도의 분석이라는 수고를 덜 수 있다.

을 차감하면 아래와 같은 식 (2.3)의 결과를 얻는다.

$$(2.3) \quad \begin{aligned} y - q^* &\equiv p + (q - q^*) \\ \hat{y} &\equiv \hat{p} + \hat{q} \end{aligned}$$

여기서 명목 GNP 성장률과 실질 GNP의 추세성장률 사이의 격차( $\hat{y}$ )를 超過 또는 趨勢調整(excess or trend-adjusted) 명목 GNP성장으로, 그리고 실질 GNP성장률과 그 추세성장률 사이의 격차( $\hat{q}$ )를 초과 또는 추세조정 실질 GNP성장으로 각각 부르기로 하자.

식 (2.3)을 보면 초과 또는 추세조정 명목 GNP성장( $\hat{y}$ )은 반드시 인플레이션( $\hat{p}$ )과 초과 또는 추세조정 실질 GNP성장( $\hat{q}$ )으로 나누어짐을 알 수 있다. 따라서 물가의 변화가 명목 GNP의 변화와 정확히 일치할 때에만 실질 GNP가 안정적일 수 있으며, 물가가 명목 GNP의 변화에 대해 부분적으로만 조정된다면 실질 GNP는 順景氣的變動을 나타낼 수밖에 없다. 예를 들어 물가변화가 경기변동에 따라 항상 추세조정 명목 GNP성장의 일정 부분( $\alpha$ )으로 유지된다면 추세조정 실질 GNP성장은 그 나머지 부분( $1-\alpha$ )으로 귀착된다.

$$(2.4) \quad \begin{aligned} \hat{p} &= \alpha \hat{y} \\ \hat{q} &\equiv \hat{y} - \hat{p} = (1-\alpha)\hat{y} \end{aligned}$$

우리는 식 (2.4)로부터  $\hat{y}$ 의 변동이 價格硬直性 파라메터  $\alpha$ 와 독립적이라면 가격이 경직적인 경제, 다시 말해  $\alpha$ 의 크기가 비교적 작은 경제에는 보다 큰 실질산출의 변동이 나타날 것이라 결론지을 수 있다.

Gordon의 세 유형의 경직성 중 첫째의 변화율효과를 반영하는 식 (2.4)에다 공급충격의 효과를 고려하고, (4) 또 둘째 및 세째 유형의 경직성인 수준효과와 관성효과를 추가하면 다음의 구조방정식 (2.5)를 얻는다.

$$(2.5) \quad p_t = \lambda p_{t-1} + \alpha \hat{y}_t + \gamma \hat{Q}_t + z_t$$

단,  $\hat{Q}_t$ : 잠재 GNP에 대한 실제 GNP 비율의 자연대수(=  $Q_t - Q_t^*$ ),  $Q_t$ : 실제 실질 GNP의 자연대수,  $Q_t^*$ : 잠재 실질 GNP의 자연대수,  $z_t$ : 공급충격.

이 때 식 (2.5)는 추세조정 명목 GNP성장( $\hat{y} = y - q^*$ )의 정의로부터 유도되는 항등식

$$\hat{Q}_t = \hat{Q}_{t-1} + \hat{y}_t - \hat{p}_t$$

(4) 물가변화에 대응한 통화축의 수용(monetary accommodation)과 같은 정책 피드백(policy feedback) 및 물가변화율의 상하이동은 조제하는 독립적인 공급충격(supply shock)이 동시에 존재한다면 이 양자의 상호작용은 식 (2.4)의 물가조정계수( $\alpha$ )의 추정치에 중대한 영향을 미칠 수 있다.

을 이용하여

$$(2.6a) \quad p_t = [1/(1-\alpha)][\lambda p_{t-1} + (\alpha + \gamma)\hat{Q}_t - \alpha\hat{Q}_{t-1} + z_t]$$

$$(2.6b) \quad p_t = [1/(1-\alpha)][\lambda p_{t-1} + \alpha\hat{q}_t + \gamma\hat{Q}_{t-1} - z_t]$$

또는

$$(2.7a) \quad p_t = [1/(1+\gamma)][\lambda p_{t-1} + (\alpha + \gamma)\hat{y}_t + \gamma\hat{Q}_{t-1} + z_t]$$

$$(2.7b) \quad p_t = [1/(1-\alpha)][\lambda p_{t-1} + (\alpha + \gamma)\hat{q}_t + \gamma\hat{Q}_{t-1} + z_t]$$

등으로 변환할 수 있다.

이와 같은 식 (2.5), (2.6), 그리고 (2.7) 등은 물가조정에 관한 동일한 가설이 여러 가지 형태로 표현될 수 있으며, 또한 명목수요의 변화에 대한 물가변화는 단 하나의 파라메터가 아닌  $\lambda$ ,  $\alpha$ , 그리고  $\gamma$  등 세 파라메터 모두에 의해 결정됨을 보여준다. 이 때 세 유형의 가격경직성은 각각  $\lambda$ 의 비교적 큰 값과  $\alpha$  및  $\gamma$  등의 비교적 작은 값으로 시현된다. 여기서 慣性 파라메터  $\lambda$ 가 큰 값을 가질수록 명목수요의 변화에 대한 조정은 보다 오랜 기간에 걸쳐 지속적으로 이루어진다.

이제 이와 같은 세 유형의 경직성 파라메터  $\lambda$ ,  $\alpha$ , 그리고  $\gamma$  등에 대한 실증적 추정치를 얻기 위한 추정식을 선택하여야 한다. 그런데 供給衝擊과 政策 피이드백이 존재한다면 명목 GNP변화( $\hat{y}$ )를 사용하는 경우에는 조정파라메터  $\alpha$ 가 과대평가되기 쉬운 반면 실질 GNP변화( $\hat{q}$ )를 사용하는 경우에는 과소평가되기 쉽다.<sup>(5)</sup> 따라서  $\hat{y}$ 와  $\hat{q}$ 가 각각 포함된 두 추정식을 이용하여 진정한 파라메터 값의 범위를 포괄하는 것이 가장 바람직하다고 할 수 있다. 이러한 견지에서 본고에서는 설명변수로서  $\hat{y}$ 와  $\hat{q}$ 를 각각 이용하고 있는 식 (2.7a)와 (2.7b) 등의 두 식 모두를 회귀방정식으로 선택하였다.

식 (2.7)의 두 추정식은 종속변수가 물가변화가 아닌 名目賃金變化의 경우에도 그대로 적용될 수 있다.<sup>(6)</sup> 또한 물가변화와 명목임금변화에 있어서 동일한 설명변수의 계수 사이

(5) Gordon(1990, p. 1121)의 <Table 1> 참조.

(6) 마크업 가격설정방식에 의하면 가격은 다음과 같이 결정된다(단,  $P$ : 물가수준,  $W$ : 명목임금,  $L$ : 노동투입량,  $X$ : 실질산출량,  $a$ : 일정 마크업).

$$P = (1+a) WL/X$$

이 식에 자연대수를 취한 후, 시간에 대해 미분하여 정리하면 다음의 식을 얻는다(단,  $c$ : 상수,  $p = dP/P$ : 인플레이션율,  $w = dW/W$ : 임금상승률,  $x = d(X/L)/(X/L)$ : 노동생산성증가율).

$$p = c + w - x$$

이 식은 인플레이션이 임금상승률과 노동생산성의 차이에 의해 결정된다는 것을 보여주고 있다. 따라서 노동생산성의 변화가 직접히 조정된 명목임금의 변화율로써 인플레이션을 대체할 수 있다.

의 차이로써 수요 및 공급교란에 대한 실질임금변화의 반응도 추정할 수 있다.

한편 식 (2.7a)를 이용한 추정결과에서  $a_1$ ,  $a_2$ , 그리고  $a_3$  등이 각각  $\hat{y}_t$ ,  $p_{t-1}$ , 그리고  $\hat{Q}_{t-1}$  등의 계수추정치라면 세 조정파라미터들은 이들로부터 각각  $\gamma = [a_3/(1-a_3)]$ ,  $\alpha = a_1 - \gamma(1-a_1)$ , 그리고  $\lambda = a_2(1+\gamma)$  등으로 구할 수 있다. 또한 식 (2.7b)를 이용한 추정결과에서  $b_1$ ,  $b_2$ , 그리고  $b_3$  등이 각각  $\hat{q}_t$ ,  $p_{t-1}$ , 그리고  $\hat{Q}_{t-1}$  등의 계수추정치라면 세 조정파라미터들은 이들로부터 각각  $\alpha = [(b_1-b_3)/(1+b_1-b_3)]$ ,  $\gamma = b_3(1-\alpha)$ , 그리고  $\lambda = b_2(1-\alpha)$  등으로 구할 수 있다.

그런데 추정결과의 신뢰성을 제고하기 위해서는 계수추정치의 편의를 초래할 수 있는 공급충격 및 정책 피이드백의 문제를 적절히 처리하여야 한다. 이 때 代用變數(proxy variable)를 이용한다면 피설변명수에 대한 그 대응변수의 영향만을 파악할 수 있을 뿐, 정책 피이드백 및 특정 공급충격의 영향은 전혀 반영할 수 없다는 한계가 있다. 반면 더미變數를 이용하는 경우에는 간단하면서도 공급충격에 관한 모든 정보를 활용할 수 있을 뿐만 아니라 특정 공급충격의 누적적 효과도 동시에 추정할 수 있다는 장점이 있다. 따라서 공급충격 및 정책 피이드백의 문제는 더미변수를 이용하여 처리하기로 하였으며, 다음과 같은 두 경우를 선정하였다.

첫째, 1974년의 供給衝擊더미1로서, 이는 1973년 말에 발생하여 1974년 한 해 동안 한국 경제를 강타한 제 1 차 식유파동의 충격을 반영하기 위한 것이다.

둘째, 1980년의 供給衝擊더미2로서, 이는 1979년 초에 발생한 제 2 차 식유파동과 연이어 발생한 가뭄·수해 등의 일기불순, 그리고 10·26 이후 12·12 및 5·17 등으로 이어지는 일련의 사회경제적 충격을 반영하기 위한 것이다.<sup>(7)</sup>

## 2.2. 分期模型

연간모형을 실제로 한국에 적용하는 경우 標本數의 不足이라는 문제를 피할 수 없다. 한국에 있어 각종 통계작성의 여건으로 볼 때, 신뢰성이 높다고 생각되는 시계열자료를 얻을 수 있는 기간은 대체로 1970년대 이후부터라고 할 수 있다. 따라서 이 때부터 20여년에 걸친 연간자료만을 이용한 추정결과는 곧 표본수의 부족이라는 장벽에 부딪힌다.

이러한 문제를 극복하기 위해서는 분기자료의 이용이 불가피한데, 이 경우 분기자료에

(7) 제 2 차 식유파동이 발생한 1979년도 공급충격으로 선정할 수 있으나, 이는 3월 이후에 발생하여 그 영향의 기간이 1979년 전체에 못 미쳤다. 뿐만 아니라 그것은 어느 정도 예측된 것이었기 때문에 비교적 냉정히 대처할 수 있었다. 그 결과 1979년의 도매 및 소비자물가상승률은 각각 18.6%, 18.2% 등으로, 1981년의 20.4%, 28.5% 등보다도 낮았다. 따라서 1979년은 공급충격에서 제외하였다.

부합하는 모형을 정식화하여야 한다. 따라서 본 연구에서는 기본적으로 연간모형인 Gordon의 모형을 분기모형으로 수정하였다.

우선 분기자료를 이용하는 경우 식 (2.7)에서와 같은 單純한 1階 自己回歸(first-order autoregression)로는 자료에 내포된 동태적 움직임의 포착이 거의 불가능하므로 그 이상의 자기회귀항이 반드시 포함되어야 한다. 이러한 사실을 반영하면 물가변화의 분기모형은 다음과 같이 정식화된다.

$$(2.8a) \quad p_t = [1/(1+r)][\lambda(L)p_{t-1} + (\alpha+r)\hat{y}_t + r\hat{Q}_{t-1} + z_t]$$

$$(2.8b) \quad p_t = [1/(1-\alpha)][\lambda(L)p_{t-1} + (\alpha+r)\hat{q}_t + r\hat{Q}_{t-1} + z_t]$$

단,  $\lambda(L)$ : 時差演算子(lag operator)의 다항식.

식 (2.8)과 같이 분기모형으로 변형하였을 때, 그 설명변수로 상당한 수의 時差(lagged) 인플레이션이 사용된다. 이 경우 적절한 시차의 길이를 어떻게 정하는가 하는 문제가 생기는데, 이러한 문제는 보통 Akaike의 基準 또는 Schwarz의 基準에 의해 해결된다.<sup>(8)</sup> 이 중 Schwarz의 기준이 Akaike의 기준에 비해 같거나 더 짧은 시차를 선택하므로 본 연구에서는 전자의 기준을 따르기로 하였다. 이는 본 연구에서 사용되는 추정방법인 OLS에 비추어 볼 때, 推定의 效率性을 위해서는 될 수 있는 대로 짧은 시차를 선택할 필요가 있기 때문이다.

식 (2.8a)를 이용한 추정결과에서  $c_1$ ,  $c_3$  등이 각각  $\hat{y}_t$ ,  $\hat{Q}_{t-1}$  등의 계수추정치이며,  $\sum c_{2i}$ 가  $p_{t-1}$ 의 시차계수의 합이라면 세 조정파라미터는 이들로부터 각각  $\gamma = [c_3/(1-c_3)]$ ,  $\alpha = c_1 - \gamma(1-c_1)$ ,  $\sum \lambda_i = (1+\gamma)\sum c_{2i}$ , 등으로 구할 수 있다. 또한 식 (2.8b)를 이용한 추정결과에서  $d_1$ ,  $d_3$  등이 각각  $\hat{q}_t$ ,  $\hat{Q}_{t-1}$  등의 계수추정치이며,  $\sum d_{2i}$ 가  $p_{t-1}$ 의 시차계수의 합이라면 세 조정파라미터는 이들로부터 각각  $\alpha = [(d_1-d_3)/(1+d_1-d_3)]$ ,  $\gamma = d_3(1-\alpha)$ ,  $\sum \lambda_i = (1-\alpha)\sum d_{2i}$ , 등으로 구할 수 있다.

분기모형을 이용한 추정에서도 공급충격 및 정책 피이드백의 문제는 연간모형에서와 마찬가지로 더미변수를 이용하기로 하였다.<sup>(9)</sup> 이 경우 공급충격더미1은 1974:1~1974:4의 기간에, 그리고 공급충격더미2는 1980:1~1980:4의 기간에 각각 주어진다.

(8) 추정오차의 자승합(residual sum of squares)을 RSS, K를 설명변수의 수, 그리고 T를 자료의 수라 할 때, Akaike의 기준은  $\log(RSS) + (2K)/T$ 를 극소화하는 반면 Schwarz의 기준은  $\log(RSS) + (K \log T)/T$ 를 극소화하는 시차를 각각 선택한다.

(9) 분기자료를 이용하는 경우 각 분기에 1을 부여함으로써 더미변수 각각의 합은 1이 아니라 4가 된다. 이는 종속변수가 연율(annual rate)로 환산된 분기변화이기 때문이다.

### 2.3. 推定方法

이상과 같은 연간 및 분기모형을 이용할 때, 그 추정방법으로는 通常의 最小自乘法 (ordinary least squares method: OLS)을 적용하기로 하였다. 물론 OLS를 적용하기 위해서는 추정과정에서 몇 가지 가정이 충족되어야 하며, 이러한 가정이 충족되지 않는다면 보다 고차원의 추정기법이 필요하다.

그러나 본 연구에 이용되는 분기자료의 총수는 86개인 반면 Schwarz의 기준에 따른 시차 변수의 수는 뒤에서 보듯이 4개에 지나지 않으며, 또한 추정에 사용되는 대부분의 변수는 自然對數의 一次差分(first difference in logarithm)을 거친 증가율 변수이다. 따라서 이와 같은 점을 고려한다면 고차원의 복잡한 계량기법이 아닌 OLS의 적용만으로도 만족할 만한 결과를 얻을 수 있을 것이다.<sup>(10)</sup>

### 2.4. 資料

본고의 추정에 이용된 자료는 연간의 경우 1970년부터 1991년까지의 22년간에 걸친 것이며, 분기의 경우 1970:1부터 1991:2의 86개 분기에 걸친 것이다.<sup>(11)</sup> 여기서 1970년 이후의 기간을 택한 것은 시계열자료를 얻는 데에 용이하다는 이유도 있지만, 한국의 경우 각종 통계작성의 여건으로 볼 때 신뢰성이 높다고 생각되는 기간이 대체로 이와 일치하기 때문이다. 또한 1991:2까지의 기간에 한정된 것은 신뢰성이 높으면서도 일관성이 있는 잠재 GNP 자료의 구득이 이 때까지만 가능했기 때문이다.

한편 추정에 이용된 자료들의 성격과 처리를 간략히 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 잠재 GNP는 김병화·김윤철(1992)이 추정된 것 중 經常收支均衡의 경우를 상정하여 生産函數接近法에 의해 구한 것을 채택하였다.

둘째, 명목임금의 변화는 제조업부문 상용종업원 월평균임금의 변화에다 동 부문의 노동 생산성변화를 차감해 구하였다. 그리고 제조업부문의 노동생산성은 동 부문의 불변가격기준 부가가치를 해당 취업자수로 나누어 구하였다. 따라서 명목임금의 변화는 製造業部門의 單位勞動費用(unit labor cost)의 변화와 동일하다.

세째, 실질임금의 변화는 제조업부문 상용종업원 월평균임금의 변화에다 동 부문의 노동 생산성변화 및 GNP 디플레이터의 변화를 차감해 구하였다. 따라서 실질임금의 변화는 생

(10) OLS를 적용하기 위해서는 특히 잔차에 계열상관(serial correlation)이 없다는 가정이 충족되어야 한다. 따라서 본 연구에서는 각 추정식의 추정오차가 가질 수 있는 계열상관의 문제를 Durbin-Watson 또는 Durbin의 h 통계량, 그리고 Ljung-Box Q 통계량 등을 이용하여 검토함으로써 추정결과의 신뢰성에 대한 추가적 정보로 활용하기로 하였다.

(11) 잠재 GNP란은 1971:1부터 1991:2까지이다. 한편 1991년의 연간 잠재 GNP는 1991년 상반기의 잠재 GNP 성장률을 하반기에도 적용하여 구하였다.



산성의 변동을 조정한 製造業部門의 勞動所得分配率(labor's income share)의 변화와 동일하다.

네째, 분기자료를 이용하는 경우에 뒤따르는 季節變動의 문제는 원자료 그대로를 사용하되, 季節調整더미(seasonal dummy)를 첨가하여 처리하였다.<sup>(12)</sup>

다섯째, 모든 변화율은 자연대수의 일차차분을 이용하여 근사화한 후 백분율(%)로 환산하였으며, 전분기대비 변화율은 연율로 환산하여 사용하였다. 그리고 산출비율 역시 자연대수 값을 %로 환산하여 사용하였다.

### 3. 推定結果

#### 3.1. 年間模型

연간모형의 추정결과를 <表 1>과 <表 2> 등으로 요약할 수 있다.<sup>(13)</sup> 먼저 <表 1>은 물가, 명목임금, 그리고 실질임금 등의 변화에 있어서의 계수추정치들 각각 한 쌍씩 보여주고 있다. 각 쌍의 좌측 열은 변화율변수로서 추세조정, 즉 초과 명목 GNP성장( $\hat{y}_t$ )을 이용한 식 (2.7a)에 의한 것이며, 우측 열은 변화율변수로서 추세조정, 즉 초과 실질 GNP성장( $\hat{q}_t$ )을 이용한 식 (2.7b)에 의한 것이다.

<表 1>의 물가변화의 추정결과를 보면 신체적으로 모형의 설명력은 상당히 양호하며, 계수추정치도 대부분 1%의 有意水準(significance level) 하에서 통계적 유의성을 가지는 것으로 나타났다. 다만  $\hat{q}_t$ 가 이용된 우측 열에서  $\hat{q}_t$ 의 계수추정치가 예상과는 다른 음(-)으로서 전혀 통계적 유의성을 가지지 못할 뿐만 아니라 상수항이 높은 통계적 유의성과 함께 큰 값으로 나타났다. 따라서 물가변화의 경우 초과 명목 GNP성장에 의해서는 크게 영향을 받으나, 초과 실질 GNP성장에 의해서는 거의 영향을 받지 않는 것으로 볼 수 있다.

그리고  $\hat{y}_t$ 를 이용한 좌측 열의 추정결과에서 알 수 있듯이, 현재의 명목 GNP에 대한 GNP 디플레이터의 탄력성은 약 2/3이어서 명목 GNP의 변화는 첫 해에 34:66 정도의 비율로 산출과 물가의 변화로 나누어지는 것으로 나타났다. 그리고 지난 해의 1% 포인트의 인플레이션을 상승은 올해 0.33~0.65% 포인트의 인플레이션을 상승을 초래하며, 또한 1%의 산출갭(output gap)은 0.20~0.35% 포인트의 인플레이션을 상승효과를 가지는 것

(12) 이 방법은 비록 X-11 ARIMA처럼 정교하지는 않으나, 적어도 각 분기별로 발생한 충격을 왜곡하지 않는다는 장점이 있다.

(13) 모든 자료의 통계적 처리는 RATS(Regression Analysis of Time Series) 버전 3.00b 패키지를 이용하였다.

〈表 1〉 年間模型의 推定結果

변 수	물 가		명 목 인 급		실 질 인 급	
상 수	0.40 (0.35)	4.57 (3.34)	5.37 (1.08)	4.85 (1.40)	4.97 (0.90)	0.28 (0.08)
시차 인플레이션 ( $p_{t-1}$ )	0.33 (3.72)	0.65 (7.06)	0.38 (0.99)	0.77 (3.27)	0.05 (0.12)	0.11 (0.43)
초과명목GNP성장 ( $\hat{y}_t$ )	0.66 (4.70)		0.32 (0.53)		-0.33 (-0.49)	
초과실질GNP성장 ( $\hat{q}_t$ )		-0.13 (-0.35)		1.48 (1.64)		1.61 (1.60)
산 출 비 율 ( $\hat{Q}_{t-1}$ )	0.20 (2.93)	0.35 (3.36)	0.44 (1.47)	0.69 (2.64)	0.24 (0.72)	0.34 (1.18)
공급충격터미 1	3.42 (1.25)	14.29 (5.54)	9.11 (0.76)	11.20 (1.72)	5.69 (0.43)	-3.09 (-0.43)
공급충격터미 2	9.03 (5.30)	4.36 (0.95)	1.91 (0.26)	16.23 (1.40)	-7.11 (-0.86)	11.87 (0.92)
$R^2/\bar{R}^2$	.97/.96	.93/.90	.61/.47	.67/.55	.09/.00	.21/.00
SEE	1.48	2.37	6.49	6.01	7.20	6.68
Durbin-Watson	1.99	2.74	1.83	2.26	1.70	2.45
Durbin's h (S.L)	0.03 (0.98)	-1.82 (0.07)	—	—	—	—
$Q(10)$ (S.L)	7.34 (0.69)	10.72 (0.38)	6.87 (0.74)	7.66 (0.66)	8.65 (0.57)	7.65 (0.66)

註 : 1) 계수추정치 하의 ( ) 안은  $t$  값을 표시.

2) (S.L)은 해당 통계량의 한계유의수준(marginal significance level), 즉 P값(P-value)을 표시.

으로 나타났다. 그리고 명목변화율변수( $p_{t-1}$ ,  $\hat{y}_t$ )의 계수의 합이 1과 거의 일치하는 0.99 (= 0.33+0.66)로 나타남으로써 화폐는 長期的으로 中立的이라는 사실을 강하게 지지하고 있다.

이와 같은 추정결과에서 초과 명목 GNP성장이 첫 해에 물가의 변화로 반영되는 정도를 나타내는 계수 0.66은 총수요관리정책에 대해 한 가지 중요한 사실을 시사하고 있다. 즉 이 계수는 미국의 0.35 및 일본의 0.74 등에 비추어 볼 때 비교적 큰 값으로[Gordon(1990, pp. 1135~1136) 참조], 한국에 있어서 명목가격의 움직임은 상당히 伸縮的이라고 판단할 수 있다. 따라서 이처럼 가격의 움직임이 비교적 신축적인 상황에서는 총수요관리정책은 산출보다는 물가에 큰 영향을 미쳐 그것만으로도 산출의 큰 손실없이 인플레이션의 抑制(disinflation)라는 목표를 달성할 수 있을 것이다. 반면 총수요관리를 통하여 산출의 변동을 조정하려는 정책의도는 소기의 목적을 달성하기가 어려울 것이다. 다시 말해 경기과열기에 있어서는 긴축적 통화·재정정책 또는 조세인상 등을 통한 총수요감소가 산출의 큰 손실없이 물가안정을 가져올 것이나, 경기침체에 있어서는 팽창적 통화·재정정책 또는 조세감면 등을 통한 총수요증대가 산출의 확대보다는 오히려 인플레이션을 초래하기 쉬울

것이다.

다음으로 <表 1>의 명목임금변화의 추정결과를 보면 모형의 설명력이 물가의 경우에 비해 현저히 낮을 뿐만 아니라 계수추정치들의 통계적 유의성도 전반적으로 낮다. 다만  $\hat{q}_t$ 를 이용한 우측 열의 결과 중에서  $p_{t-1}$ 과  $\hat{Q}_{t-1}$ 의 계수추정치만이 각각 1% 및 5%의 유의수준 하에서 통계적 유의성을 가지는 것으로 나타났다. 따라서 명목임금은 초과 명목 GNP성장에 의해서는 별 영향을 받지 않는 반면 초과 실질 GNP성장에 의해서는 비교적 큰 영향을 받는 것으로 판단할 수 있다. 이처럼 상대적으로 높은 설명력을 가진 우측 열의 결과에 의할 때, 1% 포인트의 초과 실질 GNP성장의 증가는 1.48% 포인트의 명목임금변화율의 상승을 초래하는 것으로 나타났다. 그러나 이의 통계적 유의성은 다소 낮았다. 그리고 지난 해의 1% 포인트의 인플레이션을 상승은 올해 0.77% 포인트의 명목임금변화율의 상승을 초래하며, 또한 1%의 산출갭은 0.69% 포인트의 명목임금변화율 상승효과를 가지는 것으로 나타났다. 명목임금 변화행태의 추정결과에 있어 이와 같이 전반적으로 낮은 모형의 설명력은 그 동안 명목임금이 전반적 경제상황과는 별 관련없이 政治的 또는 社會的 雰囲気에 좌우되어 온 사실을 잘 반영하고 있다.

<表 1>의 마지막 두 열은 실질임금변화에 있어서의 수요, 관성, 그리고 공급충격 등의 효과를 나타내고 있다. 이들은 명목임금 및 물가변화의 각 계수 사이의 차이로써도 구할 수 있으나, 통계적 유의성의 척도를 얻기 위해 별도의 추정을 통해 구하였다.

이들의 추정결과를 보면 모형의 설명력이 극히 불량하며, 또한 모든 계수추정치가 10%의 유의수준 하에서도 통계적 유의성을 가지지 못하고 있다. 따라서 계수추정치 각각에 별 다른 의미를 부여해서는 안되며, 대체적인 부호를 보는 데에 만족해야 한다. 여기서 전반적 경기상황을 나타내는 산출비율( $\hat{Q}_{t-1}$ ) 계수의 부호로 볼 때, 실질임금변화는 대체로 順景氣의임을 시사하고 있다.

<表 2>는 <表 1>의 추정결과로부터 가격 및 임금경직성의 세 조정파라미터  $\lambda$ ,  $\alpha$ , 그리고  $r$  등을 구한 결과를 보여주고 있다. 각 파라미터의 좌측 열은 초과 명목 GNP성장( $\hat{y}_t$ )이 포함된 추정식에 의한 것으로, 이 경우 공급충격과 정책 피이드백이 존재한다면 변화율효과 파라미터  $\alpha$ 는 상방편의를 가지기 쉽다. 반면 우측 열은 초과 실질 GNP성장( $\hat{q}_t$ )이 포함된 추정식에 의한 것으로, 이 경우는 반대로  $\alpha$ 가 하방편의를 가지기 쉽다. 그리고 명목임금변화의 각 조정파라미터로부터 물가변화의 해당 조정파라미터를 차감하면 실질임금변화의 暗示的(implied) 조정파라미터를 구할 수 있다.

<表 2>를 보면 명목임금변화의 변화율효과 파라미터에 있어 우측의 것이 좌측의 것보다

〈表 2〉年間模型의 調整파라메터 推定結果

구 분	관 성 효 과( $\lambda$ )		변화율효과( $\alpha$ )		수 준 효 과( $\gamma$ )	
물 가 변 화	0.41	1.24	0.57	-0.90	0.25	0.66
명목임금변화	0.68	0.43	-0.21	0.44	0.78	0.39
실질임금변화	0.27	-0.81	-0.78	1.34	0.53	-0.27

더 클 뿐만 아니라 또한 실질임금변화에 있어서 모든 조정파라메터의 부호가 서로 상반되어 있다. 이와 같은 결과는 〈表 1〉의 물가변화의  $\hat{q}_t$  계수추정치 및 명목임금변화에 있어  $\hat{y}_t$  가 이용된 좌측 열의 모든 계수추정치가 통계적 유의성을 결여하고 있는 데에 기인하는 것이다. 이러한 경우에는 각 조정파라메터의 判斷基準으로  $\hat{y}_t$  및  $\hat{q}_t$  를 각각 이용한 두 추정치의 평균값을 선택하는 것이 결코 최선일 수 없다. 왜냐 하면 통계적 유의성이 높은 추정치를 그렇지 못한 추정치와 평균한다면 그 값은 진정한 파라메터의 값으로부터 오히려 더 멀어지기 때문이다. 따라서 물가변화의 경우에는 좌측 열의 것을, 그리고 명목임금변화의 경우에는 우측 열의 것을 각각 선택하는 것이 진정한 파라메터 값에 보다 가까울 것이다.

물가변화에 있어서의 조정파라메터를 좌측 열의 것으로 판단할 때, 그 크기는 변화율, 관성, 그리고 수준효과 등의 순으로 나타났다. 그리고 명목임금변화에 있어서의 조정파라메터를 우측 열의 것으로 판단할 때, 세 효과의 파라메터는 서로 비슷한 크기로 나타났다. 마지막으로 실질임금변화에 있어서의 조정파라메터는 좌우 열의 부호가 서로 상반되게 나타남으로써 일정한 작용방향에 대한 신뢰를 가질 수 없었다.

### 3.2. 分期模型

자료의 부족이라는 연간모형의 한계를 극복하기 위한 분기모형에서, 먼저 설명변수로 이용되는  $p_t$ 의 시차변수들의 수는 Schwarz의 기준에 따라  $p_{t-1}$ 으로부터  $p_{t-4}$ 까지의 4개로 결정되었다.

분기모형의 추정결과는 〈表 3〉과 〈表 4〉 등에 요약되어 있다. 먼저 〈表 3〉은 계절더미를 첨가하여 물가, 명목임금, 그리고 실질임금 등의 변화를 추정한 결과를 보여주고 있다.

우선 〈表 3〉의 물가변화의 추정결과를 보면  $\hat{q}_t$ 를 제외한 모든 계수추정치가 비교적 높은 통계적 유의성을 지니고 있으며, 연간모형의 계수추정치와 대체로 그 크기도 서로 비슷하다. 다만  $\hat{y}_t$ 를 이용한 추정결과 중 변화율효과는 연간모형에 비해 현저히 작은 반면 수준효과는 현저히 크게 나타났다.

이와 같은 현상은 연간에 비해 調整期間이 짧은 분기의 경우에는 현재의 명목총수요의 변동( $\hat{y}_t$ )에 대해서는 충분히 반응하지 못하는 반면 지난 기의 산출수준( $\hat{Q}_{t-1}$ )에는 크게 의

〈表 3〉 分期模型의 推定結果

변 수	물 가		명 목 임 금		실 질 임 금	
상 수	16.99 (3.07)	4.26 (0.66)	-54.45 (-4.73)	-52.09 (-4.19)	-71.44 (-5.35)	-56.36 (-3.71)
시차 인플레이션 ( $p_{t-1}, \dots, p_{t-4}$ )	0.35 (2.32)	0.45 (2.75)	0.85 (2.70)	0.75 (2.36)	0.50 (1.36)	0.30 (0.77)
초과명목GNP성장 ( $\hat{y}_t$ )	0.14 (3.66)		-0.21 (-2.62)		-0.36 (-3.78)	
초과실질GNP성장 ( $\hat{q}_t$ )		0.02 (0.45)		-0.19 (-2.07)		-0.21 (-1.89)
산 출 비 율 ( $\hat{Q}_{t-1}$ )	0.57 (3.33)	0.31 (1.55)	0.64 (1.81)	0.65 (1.71)	0.07 (0.18)	0.34 (0.74)
공급충격더미 1	17.23 (3.35)	20.81 (3.78)	5.67 (0.53)	1.11 (0.10)	-11.56 (-0.93)	-19.70 (-1.51)
공급충격더미 2	12.65 (2.47)	9.70 (1.70)	-10.46 (-0.98)	-11.46 (-1.04)	-23.12 (-1.88)	-21.16 (-1.57)
계 절 더 미 2	-5.25 (-0.66)	9.01 (1.05)	68.72 (4.19)	63.64 (3.83)	73.96 (3.89)	54.63 (2.69)
계 절 더 미 3	-9.21 (-1.43)	1.07 (0.15)	102.69 (7.68)	99.98 (7.25)	111.89 (7.22)	98.91 (5.87)
계 절 더 미 4	-22.68 (-2.52)	0.45 (0.04)	79.34 (4.24)	73.60 (3.70)	102.02 (4.70)	73.15 (3.01)
$R^2 / \bar{R}^2$	.75/.71	.70/.66	.77/.73	.76/.72	.81/.79	.79/.75
SEE	9.15	9.99	19.01	19.34	22.05	23.62
Durbin-Watson	2.29	2.26	2.29	2.28	2.36	2.28
Durbin's h (S.L)	-1.72 (0.09)	-1.70 (0.09)	-	-	-	-
Q(27) (S.L)	35.14 (0.14)	31.44 (0.25)	22.06 (0.73)	22.30 (0.72)	24.82 (0.58)	26.36 (0.50)

註: 1) 〈表 1〉과 동일.

2) 시차 인플레이션의 계수는  $p_{t-1}, \dots, p_{t-4}$  등의 계수의 합을 표시.

존하기 때문으로 보인다. 따라서 기간이 짧을수록 명목총수요의 변동은 물가보다는 產出의變動으로 대부분 귀결되는데, 명목 GNP의 변화는 첫 분기에 86:14 정도의 비율로 산출과 물가의 변화로 나누어지는 것으로 나타났다. 여기서  $\hat{y}_t$ 의 계수추정치 0.14는 연간모형에서의 계수추정치 0.66의 1/4인 0.165와 거의 일치한다. 이는 명목총수요충격 및 그에 따른 조정기간이 연간의 1/4에 지나지 않는 분기에는 물가의 조정정도도 연간의 약 1/4 수준에 그치고 있다는 것을 의미한다. 따라서 분기모형의 0.14와 연간모형의 0.66은 거의 同一한結果라고 볼 수 있다. 그리고 연간모형에서와 마찬가지로 물가변화에 있어서  $\hat{q}_t$ 의 영향은 거의 없는 것으로 나타났다. 이러한 변화율효과와 아울러 지난 4분기 동안의 매 분기별 1% 포인트의 인플레이션을 상승은 현재 분기에 0.35~0.45% 포인트의 인플레이션을 상승을 초래하며, 1%의 산출갭은 0.31~0.57% 포인트의 인플레이션을 상승효과를 가지는 것으로 나타났다.

〈表 4〉 分期模型的 調整파라메터 推定結果

	관성 효과( $\lambda$ )		변화율효과( $\alpha$ )		수준 효과( $\gamma$ )	
물가 변화	0.82	0.63	-0.98	-0.40	1.31	0.43
명목임금변화	2.38	4.59	-2.38	-5.12	1.79	3.98
실질임금변화	1.56	3.96	-1.40	-4.72	0.48	3.55

다음으로 〈表 3〉의 명목임금변화의 추정결과를 보면 우선 인간모형과는 달리 모형의 설명력에 있어 변화율변수로서 명목 또는 실질 GNP의 사용여부에 따른 차이가 거의 없다. 또한 계수추정치들이 5% 또는 10% 유의수준 이하의 비교적 양호한 통계적 유의성을 가지고 있으며, 그 크기도 변화율효과를 제외하고는 연간모형에서와 대체로 비슷하다.

그러나 여기에는 두 가지 특기할 만한 사항이 있다. 첫째 연간모형에서 비록 그 통계적 유의성이 10%의 유의수준에 채 미치지지는 못하지만, 매우 큰 정(+ )의 효과를 나타내었던 초과 실질 GNP성장( $\hat{q}_t$ )이 분기모형에서는 높은 통계적 유의성과 함께 상당한 크기의 부(-)의 효과를 가지는 것으로 반전된 점이다. 둘째 연간모형에서 비록 통계적 유의성은 거의 없지만 역시 정(+ )의 효과를 나타내었던 초과 명목 GNP성장( $\hat{y}_t$ )도 분기모형에서는 높은 통계적 유의성과 함께 그 효과의 방향이 부(-)로 반전된 점이다. 이처럼 변화율효과는 모두 부(-)로 반전되어 1% 포인트의 초과 명목 또는 실질 GNP성장의 증가는 0.19~0.21% 포인트의 명목임금변화율의 감소를 초래하는 것으로 나타났다.

한편 지난 4분기 동안 매 분기별 1% 포인트의 인플레이션을 상승은 현재 분기에 0.75~0.85% 포인트의 명목임금변화율의 상승을 초래하며, 1%의 산출갭은 0.64~0.65% 포인트의 명목임금변화율 상승효과를 가지는 것으로 나타났다.

마지막으로 〈表 3〉의 실질임금변화의 추정결과를 보면 변화율효과의 계수추정치만이 비교적 높은 통계적 유의성을 가질 뿐, 나머지 모든 계수추정치는 통계적 유의성을 거의 가지지 못하고 있다. 따라서 분기모형에서는 연간모형에서와는 다른 뚜렷한 부(-)의 변화율효과가 있음을 확인하는 데에 그치고, 나머지 변수들의 대체적인 부호를 보는 데에 만족해야 한다. 여기서 산출비율( $\hat{Q}_{t-1}$ ) 계수의 부호로 볼 때, 실질임금변화는 연간모형에서와 마찬가지로 대체로 순경기적임을 시사하고 있다.

〈表 4〉는 〈表 3〉의 추정결과로부터 도출한 세 조정파라메터를 보여주고 있는데, 〈表 4〉도 〈表 2〉의 경우와 마찬가지로 그 신뢰성에 있어 어느 정도 한계가 있을 수밖에 없다. 따라서 이 경우 역시 설명변수로서  $\hat{y}_t$  및  $\hat{q}_t$ 를 각각 이용하여 구한 두 추정치의 평균값을 최선의 판단기준으로 선택하기보다는 오히려 각 조정파라메터들의 대체적인 크기를 파악하

는 것이 더 바람직할 것이다.

〈表 4〉의 조정파라미터 추정결과를 대략적으로 살펴보면 물가 및 명목임금변화의 경우 부(-)의 변화율효과 파라미터에 비해 관성효과 및 수준효과 파라미터는 양(+)으로서 훨씬 크다. 먼저 물가변화의 경우 상대적으로 유의성이 높게 나타난  $\hat{y}_t$ 를 이용한 결과를 보면 분기가 연간에 비하여  $\alpha$ 는 작은 반면  $\lambda$ 와  $\gamma$ 는 더 크다. 다음으로 명목임금변화의 경우  $\hat{y}_t$  및  $\hat{q}_t$ 를 이용한 두 결과 모두 역시 분기가 연간에 비하여  $\alpha$ 는 작은 반면  $\lambda$ 와  $\gamma$ 는 더 크다. 이러한 사실은 연간에 비해 훨씬 짧은 분기 동안에는 물가 및 명목임금변화가 현재의 초과수요의 변화에는 신속히 반영하지 못하는 반면 지난 기의 산출수준 및 관성에는 크게 의존하는 것으로 나타난 〈表 3〉의 추정결과를 반영하고 있다.

한편 실질임금변화의 경우 연간모형과는 달리 逆景氣의인 변화율효과와 順景氣의인 수준효과가 동시에 일관되게 작용하고 있음을 알 수 있다.

## 4. 構造的 變化의 推定

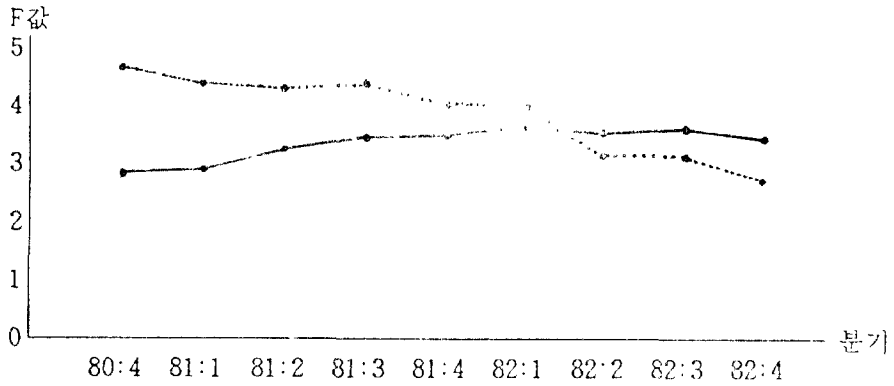
### 4.1. Chow 檢定과 時代區分

한국경제에 있어 1970년대와 1980년대 사이에는 일반적으로 상당한 구조적 차이가 존재한다고 알려져 있다. 이러한 한국경제의 특성을 고려할 때, 분석대상 시계열(1970:1~1991:2)을 일관하여 회귀분석할 경우 同時系列의 安定性이 우려될 수 있다. 또한 과거 20여년간 물가 및 임금변화의 행태에 있어서 어떠한 구조적 변화가 있었는지를 알아보기 위해서도 시계열 구분의 필요성이 강하게 대두된다. 따라서 본 연구에서는 분기자료를 이용한 Chow 검정을 통해 構造的 變化與否를 추정하고, 또 그 결과에 의한 時代區分을 시도하였다.<sup>(14)</sup>

한국경제의 성격변화를 감안하여 전체 시계열을 양분한다면 대체로 1980:4부터 1982:4 사이의 각 분기를 전후하여 이루어질 수 있을 것이다. 이처럼 양분하였을 때, 그에 따른 물가 및 임금변화의 Chow 검정결과는 〈그림 1〉부터 〈그림 3〉까지와 같다.

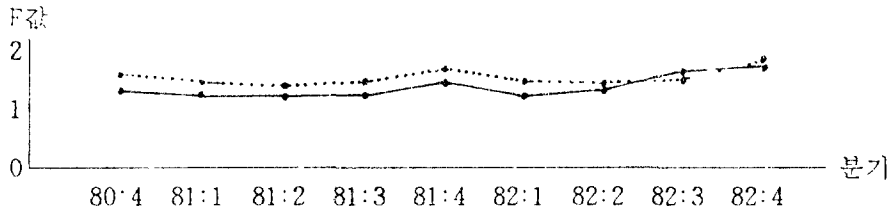
〈그림 1〉의 물가변화를 보면 F값은 4.55와 2.67 사이에 있으며, 그 한계유의수준은 0.0001과 0.0093의 범위에 걸쳐 있다. 이는 구조적 차이가 없다는 귀무가설이 1%의 유의수준 하

(14) Chow 검정은 터미변수를 사용하여 행할 수도 있다. 그러나 이에는 상수 내지 변수에 어떻게 터미변수를 고려할 것이냐는 문제가 제기될 수 있으며, 또한 시대적 구분이 본 연구에 의미가 있음을 고려하여 여기서는 양분법을 사용하였다.



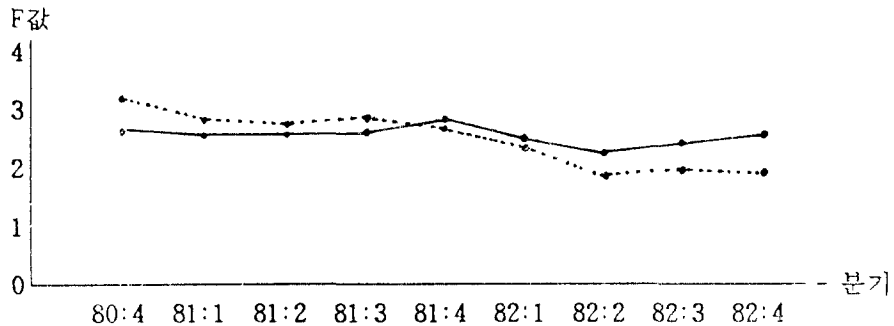
- 註 : 1) F값은 Chow 검정통계량인  $F(10, 59)$ 의 값을 표시.  
 2) 실선은 설명변수로  $\hat{y}_i$ 가 이용된 경우의 F값을 표시.  
 3) 점선은 설명변수로  $\hat{q}_i$ 가 이용된 경우의 F값을 표시.  
 4) 분기는 해당 분기까지와 그 이후로 양분하였음을 표시.

〈그림 1〉 物價變化의 Chow 檢定結果



- 註 : 1) 〈그림 1〉과 동일.

〈그림 2〉 名目賃金變化의 Chow 檢定結果



- 註 : 1) 〈그림 1〉과 동일.

〈그림 3〉 實質賃金變化의 Chow 檢定結果

에서도 전부 기각됨을 의미한다. 따라서 物價變化行態에는 1980년대 초를 전후하여 매우 큰 구조적 변화가 있었다고 추정할 수 있다. 여기서 설명변수로서  $\hat{y}_i$ 를 이용할 때에는 1982:1 이전과 1982:2 이후 또는 1982:3 이전과 1982:4 이후로 양분한 경우에, 그리고 설명변수로



서  $\hat{q}_t$ 를 이용할 때에는 1980:4 이전과 1981:1 이후로 양분한 경우에 그 구조적 차이가 가장 뚜렷한 것으로 나타났다.

다음으로 <그림 2>의 명목임금변화를 보면 F값은 1.67과 1.22 사이에 있으며, 그 한계유의수준은 0.11과 0.30의 범위에 걸쳐 있다. 이는 구조적 차이가 없다는 귀무가설이 10%의 유의수준 하에서도 기각되지 않음을 의미한다. 따라서 名目賃金の 變化行態에는 구조적 변화가 거의 없었다고 추정할 수 있다. 여기서 1982:4 이전과 1983:1 이후로 양분한 경우의 Chow 검정통계량이 가장 크게 나타났는데, 이로 미루어 볼 때 1980년대 후반으로 갈수록 그 이전과는 다른 명목임금의 변화행태가 출현하는 경향이 있음을 짐작할 수 있다.<sup>(15)</sup>

마지막으로 <그림 3>의 실질임금변화를 보면 F값은 3.12와 1.88 사이에 있으며, 그 한계유의수준은 0.003과 0.066의 범위에 걸쳐 있다. 이는 구조적 차이가 없다는 귀무가설이 1% 또는 5%의 유의수준 하에서 대체로 기각됨을 의미한다. 따라서 實質賃金の 變化行態에는 1980년대 초를 전후하여 비교적 뚜렷한 구조적 변화가 있었다고 추정할 수 있다. 여기서 설명변수로서  $\hat{y}_t$ 를 이용할 때에는 1981:4 이전과 1982:1 이후로 양분한 경우에, 그리고 설명변수로서  $\hat{q}_t$ 를 이용할 때에는 1980:4 이전과 1981:1 이후로 양분한 경우에 그 구조적 차이가 가장 뚜렷한 것으로 나타났다. 이러한 구조적 차이는 물가 및 명목임금의 변화행태에 관한 앞의 검정결과에 비추어 볼 때, 주로 물가변화행태상의 구조적 변화에 기인하는 것으로 보인다.

#### 4.2. 1980:4 以前과 1981:1 以後의 推定結果

물가 및 실질임금의 변화행태에 시대에 따른 구조적 차이가 존재한다는 것이 확인된 이상 그 정도가 가장 뚜렷한 1980:4 이전 및 1981:1 이후로 양분된 시계열을 이용한 추정이 반드시 필요하며, 이러한 추정결과는 <表 5> 및 <表 6>에 각각 요약되어 있다.

먼저 물가변화의 추정결과를 보면 1980:4 이전의 경우에는 뚜렷한 정(+ )의 효과를 가진  $\hat{y}_t$ 를 제외하고는 나머지 모든 계수추정치가 별 통계적 유의성을 가지지 못하고 있다. 이러한 결과는 두 차례에 걸친 석유파동, 10·26 이후 12·12 및 5·17로 이어지는 일련의 정치사회적 격동 등이 시기의 不安定한 經濟狀況을 반영한다고 볼 수 있다. 반면 1981:1 이후의 경우에는 시차 인플레이션 및 산출비율의 계수추정치가 높은 통계적 유의성을 가짐으로써

(15) 1987년 하반기 이후의 노사관계에서는 노동운동이 활발해지면서 물가 내지 생계비가 임금결정에 큰 영향을 미치는 등 임금결정구조의 패턴이 1970년대 및 1980년대 전반기와는 크게 다른 새로운 양상을 보여주고 있다. 이러한 새로운 양상과 관련한 임금변화행태상의 구조적 변화여부에 대한 분석은 표본수의 제약(1987:3~1991:2의 기간에 대해 분기모형을 적용하는 경우 자유도는 6에 불과하다)으로 인해 본 연구에서는 시도되지 않았지만, 앞으로는 검토되어야 할 필요성이 있을 것이다.

〈表 5〉 分期模型的 推定結果(1970:1~1980:4)

변 수	문 가		명 목 임 금		실 질 임 금	
상 수	61.91 (3.29)	39.34 (1.72)	-107.42 (-2.42)	-108.25 (-2.14)	-169.33 (-3.39)	-147.60 (-2.50)
시차 인플레이션 ( $p_{t-1}, \dots, p_{t-4}$ )	-0.30 (-0.86)	-0.52 (-1.43)	1.67 (2.04)	1.80 (2.23)	1.96 (2.13)	2.33 (2.46)
초과명목GNP성장 ( $\hat{y}_t$ )	0.22 (2.29)		-0.21 (-0.95)		-0.43 (-1.71)	
초과실질GNP성장 ( $\hat{q}_t$ )		-0.08 (-0.73)		-0.13 (-0.52)		-0.05 (-0.16)
산 출 비 율 ( $\hat{Q}_{t-1}$ )	0.14 (0.21)	-0.91 (-1.32)	1.88 (1.22)	2.28 (1.50)	1.75 (1.00)	3.19 (1.79)
공급충격더미 1	14.73 (2.42)	20.91 (3.46)	5.55 (0.39)	0.73 (0.05)	-9.18 (-0.57)	-20.17 (-1.29)
공급충격더미 2	10.00 (1.29)	-1.68 (-0.20)	-0.52 (-0.03)	2.56 (0.13)	-10.53 (-0.51)	4.24 (0.19)
계 절 더 미 2	-48.26 (-1.52)	-17.67 (-0.50)	119.88 (1.60)	115.33 (1.47)	168.14 (2.00)	132.99 (1.45)
계 절 더 미 3	-52.24 (-2.37)	-29.69 (-1.16)	150.05 (2.88)	149.34 (2.64)	202.29 (3.45)	179.03 (2.70)
계 절 더 미 4	-71.16 (-2.63)	-13.39 (-0.41)	138.39 (2.17)	126.61 (1.75)	209.55 (2.91)	140.00 (1.66)
$R^2/\bar{R}^2$	.83/.76	.80/.72	.81/.73	.81/.73	.87/.82	.86/.80
SEE	9.46	10.24	22.34	22.60	25.14	26.45
Durbin-Watson	1.88	1.82	2.23	2.20	2.26	2.13
Durbin's h (S.L)	0.00 (1.00)	0.00 (1.00)	-	-	-	-
Q(18) (S.L)	13.52 (0.76)	11.12 (0.89)	17.51 (0.49)	16.88 (0.53)	15.74 (0.61)	16.22 (0.58)

註: 1) 〈表 3〉과 동일.

2) Durbin's h값이 0.00인 것은 이 검정법이 적용될 수 없음을 의미.

慣性 및 水準效果는 매우 뚜렷해졌다. 그러나  $\hat{y}_t$ 의 변화율효과는 음(-)으로 바뀌었을 뿐만 아니라 별 통계적 유의성도 가지지 못하고 있다. 또한 1980:4 이전에는 별 통계적 유의성을 가지지 못했던  $\hat{q}_t$ 가 1981:1 이후에는 매우 높은 통계적 유의성과 함께 예상과는 다른 상당한 크기의 부(-)의 효과를 나타내고 있다. 이러한 결과에서 볼 때, 물가변화에 있어 1980:4 이전에는  $\hat{y}_t$ 가 뚜렷한 역할을 수행하였으나, 1981:1 이후에는  $\hat{y}_t$ 는 별 역할을 하지 못하는 반면  $\hat{q}_t$ 가 뚜렷한 역할을 수행하고 있다고 판단된다. 그리고 일반적 예상과는 달리 적어도 1981:1 이후의 분기에서는 초과 실질 GNP성장이 오히려 물가를 단기적으로 하락시키는 작용을 하는 것으로 보인다.

다음으로 명목임금변화의 추정결과를 보면 1980:4 이전의 慣性效果를 제외하고는 두 기간 모두 대부분의 계수추정치가 통계적 유의성을 가지지 못하고 있다. 이러한 경우 전과 마찬가지로 변수들의 대체적인 부호를 보는 데 만족해야 하는데, 각 변수들의 효과의 방향

〈表 6〉 分期模型의 推定結果(1981:1~1991:2)

변 수	불 가		명 목 임 금		실 질 임 금	
상 수	-11.95 (-1.20)	-26.75 (-3.78)	-42.33 (-1.98)	-50.52 (-2.86)	-30.38 (-1.50)	-23.78 (-1.37)
사 차 인플레이션 ( $p_{t-1}, \dots, p_{t-4}$ )	0.54 (2.22)	0.47 (2.31)	0.33 (0.63)	0.23 (0.46)	-0.21 (-0.43)	-0.23 (-0.48)
초과명목GNP성장 ( $\hat{p}_t$ )	-0.10 (-1.12)		-0.16 (-0.89)		-0.07 (-0.38)	
초과실질GNP성장 ( $\hat{q}_t$ )		-0.23 (-3.94)		-0.24 (-1.62)		-0.01 (-0.04)
산 출 비 율 ( $\hat{Q}_{t-1}$ )	0.45 (2.71)	0.30 (2.04)	0.64 (1.80)	0.50 (1.39)	0.19 (0.56)	0.21 (0.58)
계 절 더 미 2	26.38 (2.00)	42.58 (4.74)	65.68 (2.32)	73.43 (3.27)	39.31 (1.46)	30.85 (1.40)
계 절 더 미 3	21.85 (1.84)	36.78 (4.52)	92.90 (3.66)	100.26 (4.93)	71.05 (2.94)	63.48 (3.19)
계 절 더 미 4	25.04 (1.51)	49.43 (4.34)	58.18 (1.63)	71.19 (2.50)	33.14 (0.98)	21.76 (0.78)
$R^2/\bar{R}^2$	.72/.65	.81/.75	.80/.75	.81/.76	.87/.83	.87/.83
SEE	6.86	5.74	14.72	14.32	13.99	14.03
Durbin-Watson	2.30	2.29	1.89	1.82	1.49	1.47
Durbin's h (S.L)	-1.42 (0.15)	-1.19 (0.23)	-	-	-	-
Q(18) (S.L)	14.24 (0.71)	15.62 (0.62)	14.42 (0.70)	12.99 (0.79)	11.79 (0.86)	12.30 (0.83)

註: 1) 〈表 3〉과 동일.

은 1980:4 이전이나 1981:1 이후나 모두 동일하다. 따라서 명목 임금의 변화행태를 시대적으로 구분하는 경우 각 시기의 관성, 변화율, 그리고 수준효과 등이 잘 포착되지 않을 뿐만 아니라 Chow 검정결과에서 나타난 바와 같이 시대적 구분에 따른 구조적 차이도 거의 발견할 수 없다.

마지막으로 실질임금변화의 추정결과를 보면 명목임금변화의 경우와 마찬가지로 1980:4 이전의 관성효과를 제외하고는 대부분의 계수추정치가 별 통계적 유의성을 가지지 못하고 있다. 따라서 변수들의 대체적인 부호만을 살펴볼 때, 변화율 및 수준효과의 방향은 동일하나, 관성효과의 방향은 서로 반대이다. 그러므로 실질임금의 변화행태에는 Chow 검정결과에서 나타난 바와 같이 구조적 변화가 다소 있었다고 볼 수 있다. 한편 산출비율( $\hat{Q}_{t-1}$ ) 계수의 부호로 볼 때, 실질임금변화는 1980:4 이전이나 1981:1 이후나 대체로 순경기적임을 시사하고 있다.

이상과 같은 양분된 시계열의 추정결과로부터 도출한 세 조정 파라메터의 추정치는 〈表 7〉과 〈表 8〉에 각각 요약되어 있다.

〈表 7〉 分期模型的 調整파라메터 推定結果(1970:1~1980:4)

구 분	관 성 효 과( $\lambda$ )		변화율효과( $\alpha$ )		수 준 효 과( $\gamma$ )	
물 가 변 화	-0.35	-0.29	0.09	0.45	0.16	-0.50
명목임금변화	-1.89	-1.28	2.37	1.71	-2.13	-1.62
실질임금변화	-1.54	-0.99	2.28	1.26	-2.29	-1.12

〈表 8〉 分期模型的 調整파라메터 推定結果(1981:1~1991:2)

구 분	관 성 효 과( $\lambda$ )		변화율효과( $\alpha$ )		수 준 효 과( $\gamma$ )	
물 가 변 화	0.98	0.99	-1.00	-1.13	0.82	0.63
명목임금변화	0.91	0.90	-2.26	-2.91	1.80	1.97
실질임금변화	-0.07	-0.09	-1.26	-1.78	0.98	1.34

〈表 7〉과 〈表 8〉 등은 모두 통계적 유의성이 낮은 계수들이 포함된 추정결과로부터 구한 것이므로 그 신뢰성에 있어 한계가 있을 수밖에 없다. 따라서 각 조정파라메터의 구체적 크기에 비중을 두기보다는 대체적인 추세의 파악에 그치는 것이 오히려 더 바람직할 것이다.

1981:1 이후의 〈表 8〉은 1980:4 이전의 〈表 7〉에 비해 다소 안정된 모습을 보여주고 있다. 이는 물가 및 명목임금변화의 변화율효과 파라메터에 있어 좌측의 것이 우측의 것보다 클 뿐만 아니라 각 파라메터의 두 추정치가 아주 유사하게 나타나는 현상으로부터도 알 수 있다. 이러한 현상은 1981:1 이후 한국경제가 安定基調로 전환됨에 따라 물가 및 임금변화에 있어서의 세 가지 효과도 비교적 안정된 모습으로 나타나기 때문으로 볼 수 있다.

### 5. 맺 음 말

세계인즈학과 경제학에 있어서도 여전히 그 핵심인 임금과 가격의 경직성이 한국에 있어서 타당성을 인정받기 위해서는 그것이 우리의 경험적 증거에 의해 확인되어야 한다. 따라서 본 연구는 세계인즈학과 경제학의 適用可能性을 타진하는 작업의 일환으로 한국의 경우 임금과 가격은 어느 정도 경직적이며, 그 결과 명목 GNP의 변화는 어떠한 비율로 물가와 산출의 변화로 나누어지는가를 추정하였다.

먼저 年間模型的 推定結果를 보면 물가변화는 초과 명목 GNP성장에 의해서는 크게 영향을 받으나, 초과 실질 GNP성장에 의해서는 거의 영향을 받지 않는 것으로 나타났다. 반면 명목임금(단위노동비용)의 변화는 이와는 정반대의 양상을 보여주었다. 그리고 명목 GNP

의 변화는 첫 해에 약 34:66 정도의 비율로 산출과 물가의 변화로 나누어지는 것으로 나타났다. 한편 실질임금(노동소득분배율)의 변화는 대체로 순경기적임을 시사하였다.

다음으로 分期模型의 推定結果를 보면 물가변화의 경우 연간모형과 대체로 비슷하였으나, 명목 GNP의 변화는 첫 분기에 약 86:14 정도의 비율로 산출과 물가의 변화로 나누어지는 것으로 나타났다. 이로써 연간에 비해 조정기간이 짧은 분기 동안에는 총수요변동이 대부분 산출의 변화로 귀결됨을 알 수 있다. 그리고 명목임금변화의 경우도 연간모형과 대체로 비슷하였으나, 변화율효과가 모두 부(-)로 반전된 점이 특기할 만하였다. 또한 실질임금 변화는 연간모형에서와 마찬가지로 순경기적임을 시사하였다.

한편 본 연구는 韓國經濟의 時代的 特性과 관련하여 Chow 검정을 통해 그 구조적 변화 여부를 추정하였다. Chow 검정결과에 의하면 명목임금의 변화행태에는 별다른 구조적 차이가 없었으나, 물가 및 실질임금의 변화행태에는 특히 1980년 이전과 1981년 이후를 경계로 뚜렷한 구조적 차이가 존재하는 것으로 나타났다. 그리고 이러한 구조적 차이는 Chow 검정결과에 따라 전체 시계열을 1980:4 이전과 1981:1 이후로 양분하여 추정한 결과에서도 확인될 수 있었다.

이러한 추정결과는 거시경제정책, 특히 總需要管理政策의 效果에 대해 하나의 중요한 사실을 시사하고 있다. 물가수준이 경직적인 경우 총수요의 변동은 실질산출에 영향을 미친다. 따라서 수요측 요인에 의한 산출변동은 총수요의 안정적 운용 또는 가격신축성의 제고 등의 방법에 의해 경감될 수 있다. 그런데 한국의 연간모형 추정결과에서 드러난 바와 같이 초과 명목 GNP 성장이 첫 해에 물가의 변화로 반영되는 정도를 나타내는 계수 0.66은 가격의 움직임이 상당히 신축적임을 나타내고 있다. 이와 같은 상황에서는 총수요관리정책은 산출보다는 물가에 큰 영향을 미치 그것만으로도 산출의 큰 손실없이 인플레이션을 억제할 수 있을 것이다. 그러나 그것으로써 산출의 변동을 조정하려는 정책의도는 소기의 목적을 달성하기가 어려울 것이다.

이상과 같은 연구결과는 한국에 있어 새케인즈학과 경제학의 적용가능성에 대해 어느 정도의 실마리를 던져주고 있다. 새케인즈학과 경제학에 의하면 임금 및 가격의 경직성으로 인하여 총수요의 변동은 물가보다는 내부분 산출의 변화로 나타나야 한다. 그런데 우리의 경우 총수요의 변동은 대부분 물가의 변화로 나타나고 있다. 이와 같은 사실에서 볼 때, 한국에 있어 새케인즈학과 경제학의 예측은 설득력이 약하다. 따라서 새케인즈학과 경제학이 제시하는 정책적 처방도 그대로 수용하기보다는 우리의 상황에 비추어 신중하게 재검토해야 할 필요가 있다. 아울러 새케인즈학과 경제학이 제시하는 미시적 기초가 한국의 시장상

황과는 조화될 수 없는 것인가에 대한 산업조직론적 연구도 다각적으로 이루어져야 한다.

본 연구는 임금 및 가격의 경직성, 그리고 명목 GNP의 변화가 어떠한 비율로 물가와 산출의 변화로 나누어지는가 등 거시경제의 공급측면만을 분석함으로써 수요측면은 전적으로 무시하였다. 그런데 한국경제의 거시적 행태를 보다 정확히 파악하고, 또 새케인즈학과 경제학의 적용가능성을 보다 엄밀히 타진하기 위해서는 본 연구와 같은 공급측면의 분석에다 需要側面의 分析이 보태어져야 한다. 이러한 면에서 볼 때, 특히 총수요변동의 한 원천이자 통화정책의 파급경로인 신용할당, 그리고 가격경직성 파라미터의 변화가 총수요의 분산에 미치는 피이드백효과 등에 대한 실증분석이 반드시 수반되어야 한다. 따라서 이는 본 연구의 한계이자 앞으로의 과제로 남는다.

尙志大學校 經濟學科 副教授

220-702 강원도 원주시 우산동

전화 : (0371) 730-0237

팩시 : (0371) 45-2433

### 參 考 文 獻

- 金炳和·金潤喆(1992): “우리 나라 潛在 GNP의 推定,” 한국은행 『조사통계월보』 2.
- 金 俊(1993): “韓國에서의 價格變數와 數量變數의 調整役割에 관한 研究,” 서울대학교 대학원 경제학박사학위논문.
- \_\_\_\_\_ (1994): “새케인즈學派 經濟學의 微視的 基礎,” 상지대학교 『논문집』 15, 45-67.
- \_\_\_\_\_ (1995): “새케인즈學派의 價格硬直性和 產出變動에 관한 研究,” 상지대학교 『논문집』 16, 71-94.
- Gordon, R.J.(1990): “What is New-Keynesian Economics?,” *Journal of Economic Literature*, 28, Sept., 1115-71.
- Lucas, R.E. Jr.(1973): “Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs,” *American Economic Review*, 63, June, 326-334.