

勞 動 經 濟 論 集  
 第29卷(3), 2006. 12, pp. 49~74  
 © 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

## 저(低)인플레이션하의 임금과 물가의 관계에 대한 연구

이현창\*

외환위기 이후 한국경제의 특징으로 전반적인 성장을 하락과 경기변동 단기화, 낮은 수준의 인플레이션을 꼽을 수 있다. 본 연구는 최근 저인플레이션 상황에서의 임금결정행태 변화에 초점을 맞추어 임금과 물가의 관계가 어떻게 변화하였는지 분석하였다. 1983~2005년 기간 중 단위노동비용과 소비자물가 자료에 기초하여 공적분 불안정성(cointegration instability) 검정을 수행한 결과, 외환위기 및 물가안정목표제의 도입을 전후하여 두 변수가 서로 영향을 미치는 패턴이 변화한 것을 확인할 수 있었다. 외환위기 이전 기간에는 가격충격이 발생하는 경우 단기간에 임금수준에 반영되고, 임금충격은 장기적인 조정 과정을 통해 물가에 반영되는 비대칭적인 관계에 있었던 것으로 분석되었다. 또한, 실질임금은 장기적으로 일정수준을 유지하였다. 반면, 물가안정목표제의 도입 이후 기간에는 임금과 물가 두 변수간의 설명력이 낮아졌으며 임금-물가 악순환(wage-price spiral) 구조의 연결고리가 약화된 것이 물가안정의 중요한 요인이었음을 확인할 수 있었다.

— 주제어 : 임금, 물가, 공적분

### I. 머리말

1998년 4월, 물가안정을 한국은행의 유일한 정책 목표로 제시한 한국은행법이 시행된

\* 한국은행 금융경제연구원 거시경제연구실(hyunchang78@bok.or.kr).

이후 물가안정목표제의 이론적 배경과 그 성과에 대한 연구 결과들이 다수 발표되었다. 특히, Levin, Natalucci, and Piger(2004)는 한국을 포함하여 물가안정목표제를 도입한 국가의 경우 경제 주체들의 기대인플레이션(expected inflation)이 현재의 물가상승률보다 물가안정목표 수준을 중심으로 형성되면서 인플레이션이 안정된 것으로 평가하였다. 이러한 연구 결과는 인플레이션에 대한 불확실성의 해소를 통해 노동자의 임금인상 요구를 완화함으로써 물가상승 압력을 억제<sup>1)</sup>하려는 한국은행의 정책 의도가 어느 정도 달성됐음을 의미한다. 그러나 임금과 물가수준을 결정하는 경제 주체로서 노동자와 기업의 행태 변화에 기초한 설명은 부족한 것이 현실이다. 본 논문은 임금과 물가의 구조적인 관계가 변화하였는지를 점검하고 그 내용을 살펴보고자 한다.

임금과 물가의 관계는 노·사간 협상력의 상대적 크기와 경제 내 수요충격의 비중과 관련되어 있다. 다른 여건이 일정하다면 노동자의 협상력이 확대될수록 물가상승률이 상승으로 명목임금이 인상되어 실질임금이 증가하게 되고 기업의 협상력이 확대되면 그 반대로 노동비용 대비 가격수준을 올려 높은 마크업률을 추구할 것이다. 한편, 소비 등 수요측면의 충격이 발생한 경우에는 물가변동에 대한 명목임금의 반응 정도가 커야 실질임금이 균형 수준을 유지하게 되고, 유가상승 등 공급 측면의 충격이 우세한 경우에는 연동 정도가 작아야 실질임금이 새로운 균형 수준으로 조정되어 실물부문의 교란이 최소화된다. 이러한 설명은 임금과 물가의 관계가 실물부문의 안정성과 관련되어 있음을 보인다.

임금과 물가의 상호관계를 다룬 기존 연구들은 변수 선택 및 조정, 기간 선정, 사용되는 검정법 등에 따라 상이한 실증분석 결과를 제시하여 두 변수의 관계가 일정하지 않음을 시사한다. 본 연구는 통화정책의 성과 및 시사점을 도출하고자 하는 목적에 맞추어 단위노동비용과 소비자물가지수를 대상 변수로 선택하였으며 공적분 관계의 불안정성(cointegration instability)을 검정하여 구조변화 시점을 추정하고 벡터오차 수정모형(VECM)과 동적 OLS(Dynamic OLS), 완전수정 OLS(Fully Modified OLS) 등의 추정 결과를 비교하였다.

분석 결과 임금과 물가의 관계는 외환위기의 발생과 물가안정목표제의 도입 사이 2년여 기간(1997년 2분기~1999년 1분기)에 변화를 겪은 것으로 추정되었다. 전체 분석기간(1983년 1분기~2005년 4분기) 동안 임금은 전기의 물가상승에 단기적으로 반응하는 한

1) 전성인(2006)은 물가안정목표제 도입의 가장 중요한 이유 중 하나가 근로자의 임금인상 요구에 가장 큰 영향을 미치는 물가수준의 안정이므로 물가지표로서 근원물가보다 소비자물가가 적합하다고 보았다.

편 물가는 장기적인 조정 과정을 통해 임금과의 균형관계를 유지하는 비대칭적인 행태를 보였다. 이러한 모습은 특히 구조변화 이전 기간(1983년 1분기~1997년 1분기)에 뚜렷하게 관찰되었는데 임금수준의 변동에 대하여 물가수준이 장기적으로 조정됨으로써 분석기간 중 기업의 마크업률(mark-up rate)과 노동자의 실질임금이 일정하게 유지된 것으로 분석되었다. 반면, 구조변화 이후 기간(1999년 2분기~2005년 4분기)에는 물가상승이 임금에 반영되는 정도가 낮아짐에 따라 실질임금이 장기적으로 하락하는 추세를 보이고 있다.

이러한 임금과 물가의 결정행태 변화는 구조변화 이후 전체 물가 변동요인 가운데 임금이 차지하는 비중이 축소되었음을 의미한다. 임금인상과 물가상승의 연결고리가 약화된 요인으로는 노동시장의 유연성 확대에 따른 노동자의 협상력 약화와 기타 중간투입재 가격의 상승, 화폐 측면의 수요요란요인 감소 등이 있을 수 있다. 결국, 물가안정목표제의 성과는 수요충격을 억제하려는 정책적 노력뿐 아니라 노동시장의 환경 변화를 포함한 복합적 요인에 의한 것으로 판단할 수 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 임금과 물가의 상호관계에 대한 이론적 논의 및 국내·외 기존 연구를 개관하고, 제III장에서 모형 설정 및 실증분석 결과를 제시한다. 마지막으로 제IV장에서는 결과를 요약하고 시사점을 도출한다.

## II. 임금과 물가의 관계

### 1. 임금과 물가의 관계

총소득 가운데 노동소득이 차지하는 비중을 뜻하는 노동소득분배율( $\nu$ )을 재구성하면 임금과 물가의 관계를 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\nu = \frac{L \cdot w}{P \cdot Y} \Rightarrow w = P \cdot \nu \cdot \left(\frac{Y}{L}\right) \quad (1)$$

즉 노동자 1인당 명목임금( $w$ )은 실질총소득( $Y$ )을 노동자수( $L$ )로 나눈 노동자 1인당

실질소득에 노동소득분배율( $\nu$ )과 물가수준( $P$ )을 곱한 값과 같다. 노동자 1인당 실질소득을 노동생산성( $q$ )으로 해석하고 노동소득분배율이 일정하다는 가정<sup>2)</sup>하에 식 (1)의 양변을 로그 변환후 차분하면

$$\dot{w} = \pi + \dot{q} \quad (\text{or } \dot{w} - \dot{q} = \pi) \quad (2)$$

가 되어 명목임금상승률( $\dot{w}$ )은 물가상승률( $\pi$ )과 노동생산성증가율( $\dot{q}$ )의 합으로 정리된다. 식 (2)의 두 번째 표현에 의하면 노동생산성을 고려한 임금이 물가수준을 결정한다. 케인지안은 임금이 실업률에 영향을 받고, 물가수준은 생산성을 감안한 임금(단위노동비용)과 일정한 마크업률에 의해 결정되므로 결국 노동시장의 불균형이 인플레이션의 원인이라고 보았다. 이는 임금과 물가 두 변수가 노동생산성을 고리로 밀접한 균형관계에 있음을 보인다. 한편, 통화주의자는 확장적 통화정책하에서 초과수요가 발생하여 전반적인 물가수준과 생산요소의 가격이 상승하면 일정한 마크업률을 유지하는 기업에 의해 다시 물가가 상승한다고 주장하여 인플레이션을 화폐적 현상으로 파악하였다.

실제 물가와 임금수준은 일정 수준의 협상력(bargaining power)을 갖는 기업과 노동자에 의해 결정된다. Blanchard(1986)는 기업과 근로자가 자신의 협상력을 이용하여 마크업률 및 실질임금<sup>3)</sup>을 극대화하는 과정을 순차적(staggering) 임금-물가결정모형으로 설명하였다. 기업과 근로자의 협상력이 시장수요에 비례한다고 가정하면 기업이 설정하는 마크업률과 노동자가 받는 실질임금은 시장수요에 대한 증가함수(그림 1의 real

2) 한국의 노동소득분배율은 매년 1%포인트 정도의 변화를 보이고 있다. 김정우(2005)는 노동소득분배율의 추세변화를 설명하기 위해 IMF 외환위기 이후 피용자 비율의 증가 둔화와 실질임금과 노동생산성의 증가를 격차 축소 등을 들고 있다. 한편 Gordon(1988)에 따르면 노동소득분배율 추세의 변화는 임금과 물가 사이의 관계가 변화하였음을 시사한다.

<1982년 이후 노동소득분배율 추이>

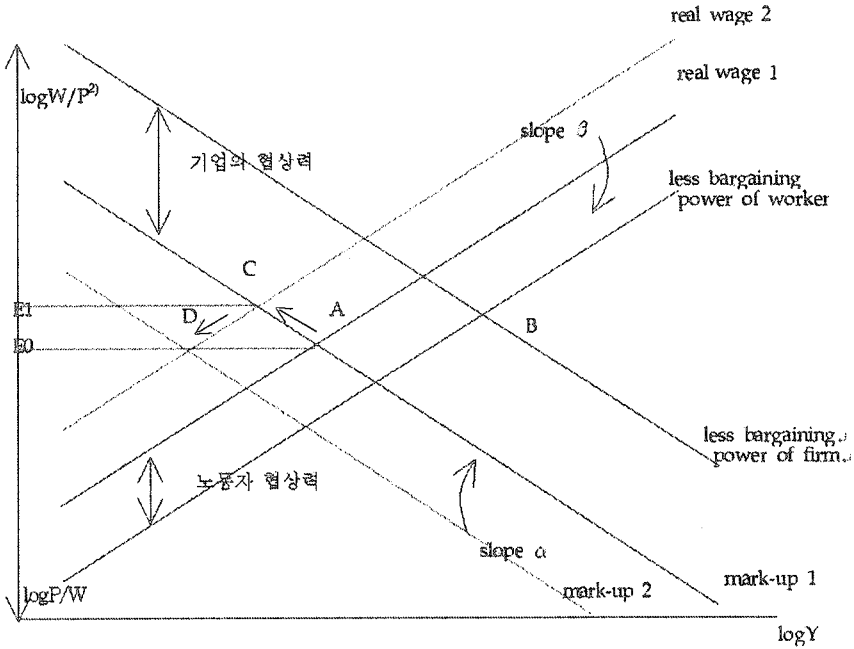
	1982	1987	1992	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
노동소득분배율	51.5	52.7	58.7	62.3	61.9	59.7	58.8	59.4	58.2	59.7	58.8

주: 노동소득분배율 = (피용자보수/요소비용국민소득).

자료: 한국은행, 『국민계정』, 각년도.

3) 생산요소로 노동만 투입되는 경우 기업의 마크업률(mark-up rate)은  $P(\text{생산자물가})/W(\text{명목임금})$ 이고, 근로자가 받는 실질임금은  $W(\text{명목임금})/P(\text{소비자물가})$ 가 되나 생산자물가와 소비자물가가 같은 움직임을 보이는 경우 하나의 물가지수를 이용하여도 결과는 같다.

(그림 1) 임금과 물가의 장기균형관계<sup>1)</sup>



- 주: 1) 실질임금(W/P)은 시장수요와 노동자의 협상력에 따라 결정되며 기업의 마크업률(P/W)은 주어진 생산비용(W)과 시장수요(log Y)에 대응하여 결정됨. 각 궤적의 기울기( $\alpha, \beta$ )는 기업과 노동자의 협상력의 시장수요에 대한 탄력도를 뜻함.
- 2) 마크업률(P/W)과 실질임금(W/P)은 역수의 관계에 있으므로 기업의 마크업 궤적(mark-up locus)은 시장수요가 증가함에 따라 우하향하는 모습을 보임(Blanchard, 1986).

wage 1, mark-up 1)로 표현된다. 인플레이션이나 생산성 향상이 존재하지 않는 경우에 두 궤적이 교차하는 곳(A 점)에서 균형수준(E0)의 마크업률과 실질임금이 결정된다. 또한, 가격결정과 임금협상이 순차적으로 이루어지므로 각 궤적 또한 순차적으로 이동하여 단기적인 상호작용이 발생하게 된다. [그림 1]에서 명목임금이 인상(real wage 1→2)되어 실질임금 수준이 상승(E1)하면 일정 마크업률을 유지하는 기업이 가격을 인상(mark-up 1→2)하여 균형수준(E0)으로 돌아가게 된다(A→C→D).

한편 Emery and Chang(1996), Palley(1999), Mehra(2000)는 경기국면이나 통화정책에 따라 기간을 나누어 분석하는 경우 물가와 임금 사이의 관계가 바뀔을 보였다. 특히 Mehra(2000)는 미국의 사례를 들어 확장적 통화정책으로 초과수요가 발생하였던 1966~83년에는 임금상승이 물가상승으로 이어졌으나(cost push), 1952~65년과 1984~99년

기간에는 기업의 마크업 행태가 위축되어 노동비용의 상승이 물가상승으로 전가되는 정도가 약해져 물가에서 임금으로 이어지는 경로만이 유의함을 보였다. 경제 주체의 협상력 약화로 인한 균형수준의 실질임금 및 마크업률의 변화 과정을 Blanchard(1986)의 도식으로 설명하면 다음과 같다. 실질임금 궤적(real wage 1)과 마크업 궤적(mark-up 1)이 만나는 A점에서 균형이 주어져 있을 때 노동자의 협상력을 약화시키는 외부의 공급충격이 발생하면 마크업률이 상승<sup>4)</sup>(mark-up 1→2)하고 노동자는 기존의 협상력을 유지하지 못하므로 임금을 인상(real wage 1→2)시키지 못하고 점 F에서 균형이 이루어지고 실질임금이 하락하게 된다.

한편, 단체협약의 유효기간이 긴 나라에서는 노동자의 실질구매력을 유지하기 위해 도입된 물가연동제(price indexation)가 물가변동과 임금의 관계를 설명하는 데 유용하다. 계약 시점에 예상하지 못한 물가변동에 대해 임금이 연동되는 정도를 나타내는 임금 물가연동계수는 0과 1 사이의 값을 가지게 된다. 최적의 연동계수는 수요충격과 공급충격 중 어느 것이 우세한가에 의해 결정되는데, 수요충격인 경우에는 완전연동이 유리하고 공급충격인 경우에는 연동계수가 0이어야 거시경제적 안정성을 확보할 수 있다. 즉 완전연동하에서는 실질임금이 경직적이므로 수요충격은 물가수준만을 변화시키고 고용과 생산에는 변동을 초래하지 않으나 공급충격의 경우에는 실질임금이 균형임금으로부터 괴리되어 고용과 생산의 대폭적인 변동을 초래한다. 그러므로 이들 두 가지 형태의 충격이 공존하는 거시경제의 안정을 위해서는 부분연동제를 채택하여야 한다. 한편, 인플레이션이 존재하는 경제에서는 법으로 금하지 않는 경우 인플레이션비용을 줄이기 위한 수단으로 자연적으로 임금의 물가연동이 나타나게 된다.<sup>5)</sup> 이러한 임금연동의 내생성(endogeniety)은 임금연동 수준의 높고 낮음이 경제의 안정성에 영향을 미치기도 하지만 임금연동 수준이 거시경제의 안정에 의해서도 영향받을 수 있음을 뜻한다(Fischer 1977, Simonsen 1983, 김치호·함정호 1992)

4) 기업은 노동 이외의 생산요소를 이용하므로 원자재 등의 비용이 상승하는 경우 기업의 협상력과 독립적으로 본 논문에서 계산되는 마크업률은 상승할 수 있다.

5) 우리나라는 정부정책이나 노·사간 임금계약에서 명시적으로 물가연동제를 채택하고 있지 않으나 임금교섭을 통해 임금인상이 이루어지면 해당 회계연도의 시작 시점부터 소급하여 적용되기 때문에 일종의 시차물가연동이 이루어진다고 볼 수 있다. 김치호·함정호(1992), 김원선(2000), 허식(2002)은 화폐충격과 실물충격이 공존하는 경우 고용과 생산의 안정성을 극대화하는 최적연동계수를 추정하였는데, 김치호·함정호(1992)는 실증분석을 통하여 예상하지 못한 물가변동의 55%가 임금에 연동된다고 추정하였다.

## 2. 기존 연구 개관

임금과 물가의 관계에 대한 연구는 국내·외에서 다양한 실증분석이 진행되어 왔다.<sup>6)</sup> Mehra(1991)는 물가수준이 단위노동비용에 마크업을 더하여 결정된다는 기대가 반영된 필립스 곡선(Expectation Augmented Phillips Curve)의 중심 견해를 공적분 관계로 나타내고자 하였다. 필립스 곡선이 성립한다면 물가와 임금 사이에 장기적인 관계가 존재할 것이라는 가설하에 두 변수간 공적분 관계가 있다는 것은 밝혔으나 물가에서 임금으로만 그랜저-인과(Granger-cause)함을 보여 일정 마크업에 기반한 비용상승 인플레이션(cost push inflation) 견해를 부정하였으며, 임금이 인플레이션 예측변수로서 유용하지 않다는 입장을 보였다. Hess and Schweitzer(2000)는 변수의 예측력 측정(one-year forward prediction test, out-of-sample forecasting of price inflation)에 초점을 두어 임금과 물가의 관계를 파악하고자 하였다. 임금을 시간당 평균수입, 단위노동비용, 생산성을 감안한 시간당 보상 등의 여러 기준으로 나누어 실증분석을 실시한 결과 인플레이션은 최근의 임금 변화와 관계없이 나타날 수 있음을 밝혔다. Palley(1999)는 경기순환에 따라 기간을 구분하여 분석한 결과 물가지표의 선정 및 분석기간에 따라 두 변수 사이의 관계가 달라짐을 보이면서 임금이 통화정책 정보변수로서 유용성이 없다고 주장하였다. 그러나 분석 시계열에 단위근이 존재하고 서로 공적분되어 있는 경우에 그랜저-인과 검정만으로 두 변수간의 장기적인 상호관계를 파악하기엔 부족하다는 지적이 있다.

Emery and Chang(1996)은 단위노동비용과 소비자물가지수 간의 공적분 안정성을 검정하여 분석기간에 따라 상이한 장기균형관계가 존재할 수 있음을 보였으며 오차수정모형을 이용하여 물가예측(out-of-sample forecasts of inflation)을 수행한 결과에서는 임금의 설명력이 낮음을 보였다. Mehra(2000)는 약외생성 및 그랜저-인과 검정을 통해 Mehra(1991)에서의 입장을 유지하였으나, 확장적 통화정책 등으로 초과수요가 존재하는 경우에는 마크업을 일정하게 유지하는 기업이 임금상승을 물가에 그대로 반영하게 되므로 임금이 물가예측변수로서 유용하다는 실증분석 결과를 추가하였다.

한편, 최성권·김원철(1989)은 명목임금과 국민총생산 디플레이터(GNP deflator)의 2변수 VAR 모형과 VARMA 모형을 추정하여 계수행렬, 개별모형 임금방정식 분산과의 비교, 분산분해 결과를 바탕으로 물가→임금의 인과관계를 밝힘으로써 수요견인 인플레

6) <표 1>에 주요 연구의 분석방법 및 실증결과를 정리하였다.

이선(demand pull inflation) 가설을 지지하였다. 박우규(1989)는 비용요인과 물가의 관계를 분석하여 임금→물가의 영구적인 인과관계가 있음을 보였으나 물가변동의 특성상 일방적인 인과관계보다는 임금—물가의 순환변동과정(wage price spiral)에 주목할 필요가 있음을 강조하였다. 이것은 물가변동이 임금변동의 원인이라 해도 여건이 변하면 그 반대현상이 사실로 나타날 수 있음을 지적한 것이다. 박우규(1995) 역시 국가의 장기적인 안정성장과 국제경쟁력 강화를 위해서는 임금—물가 두 변수의 동시적 안정을 위한 경제구조 개선이 중요하다고 주장하였다. 김창근(1990)은 산업별 임금을 고려하여 임금—물가 관계에서 산업구조에 따른 영향을 고려하였는데 물가지표(GNP deflator, 소비자물가지수, 도매물가지수)의 선택에 따라 달라지는 임금—물가 관계에서 어느 방향의 인과관계가 더 타당한지 분석하였다. 스펙트럼 분해 결과 우리나라의 현실을 감안한다면 물가(GNP deflator)→임금보다는 임금→물가(소비자물가지수, 도매물가지수) 관계가 더 적합하다는 견해를 제시하였다. 전성인(1992)은 실질GNP, 총통화, GNP deflator, 전산업 명목임금으로 구성된 구조VAR 모형을 추정하여 4변수 사이에 공적분 벡터가 1개 존재함을 밝혔으며, 구조적 오차항(요인)을 식별한 뒤 충격반응함수를 이용하여 명목임금 상승이 물가상승을 유발함을 보였다. 백웅기(1996)는 공급측 요인이 물가에 미치는 영향을 분석하였는데 소비자물가지수와 단위노동비용의 2변수 VAR을 이용하여 임금→물가의 관계를 제시하였다. 예측오차의 분산분해 결과에서는 물가상승이 임금상승을 설명하는 부분보다 임금상승이 물가상승을 설명하는 부분이 크다는 것을 보였으며, 인플레이션을 진정시키기 위해 단위노동비용의 상승을 둔화시켜야 하며 이를 위해 노동생산성 향상이 필요하다고 주장하였다. 그 외 설명변수로서 원화표시 수입단가지수도 고려하였으나 소비자물가지수, 단위노동비용, 원화표시 수입단가지수의 3변수 VAR체계는 설정오류를 가진 오차수정모형이 유도되어 소비자물가지수와 단위노동비용의 동태적 관계를 분석하기에 적절하지 않은 모형으로 판정하였다.

김기화(2000)는 효율적 임금가설의 관점에서 물가와 단위노동비용 간의 오차수정모형을 추정하여 장·단기 인과관계를 분석하였는데 노동비용과 물가의 악순환 현상은 장·단기를 막론하고 존재하지 않으며, 두 변수 간에 존재하는 장기 관계는 물가→임금의 일방적 인과관계를 반영한 것이라고 지적하였다. 허재준(2001)은 임금식과 물가식의 형태를 추정하여 우리나라의 임금 및 물가의 동태적 특성, 명목경직성, 실질경직성 등을 살피고 OECD 주요국의 임금식 및 물가식 특성과 비교하였다. 통상최소자승법(OLS)과 2단계최소자승법(2SLS)을 이용하여 임금식과 물가식을 추정한 후 임금이 물가에 적용(임금←물



〈표 1〉 주요 연구 개관

	임금 및 물가 변수	분석기간	분석방법	장기 균형	인과관계
박우규(1989)	임금: 단위노동비용 물가: CPI, WPI, 비농림수산 GNP Deflator	1973Q1~1988Q4	Engel·Granger 공적 분 검정	O	임금→물가
최성권· 김원철(1989)	임금: 전산업 명목임금 물가: GNP Deflator	1970Q1~1986Q4	VAR, VARMA	—	물가→임금
김창근(1990)	임금: 전산업 및 산업별 평균 명목임금 물가: CPI, WPI, GNP Deflator	1971Q1~1989Q2	공통확률추세 검증 Sims 인과검정 스펙트 럼 분해	X	임금→물가
전성인(1992)	임금: 전산업 명목임금 물가: GNP Deflator	1970Q1~1990Q4	Stock·Watson 공적 분 검정 구조적VAR	O	임금→물가
백용기(1996)	임금: 단위노동비용 물가: CPI	1982Q1~1995Q3	Johansen 공적분 검정 VAR블록 F-인과 충격 반응함수	X	임금→물가
김기화(2000)	임금: 전산업 상용근로자 월 평균 임금, 단위노동비용 물가: CPI	1972Q1~1997Q4	Johansen 공적분 검정 VECM Wald	O	물가 → 임 금(장기) 인과관계 없음(단기)
허재준(2001)	임금: 근로자 1인당 임금, 단 위노동비용 물가: GDP Deflator, 수입물 가지수, CPI	1970~1999	OLS, 2SLS	—	임금↔물가
김종욱· 윤성관(2003)	임금: 산업별 명목임금, 단위 노동비용 물가: CPI	1985Q1~2002Q4	Johansen공적분 검정 Granger 인과 검정, Sims 인과 검정	X	임금↔물가
Mehra(1991)	임금: 비농업 부문 단위노동 비용 물가: Fixed-Weight GNP Deflator	1959Q1~1988Q4	Engel·Granger 공적 분 검정 Granger 인과 검정	O	물가→임금
Emery· Chang(1996)	임금: 단위노동비용 물가: CPI, CPI Core(CPI- food-energy)	1957Q1~1994Q4	DOLS 공적분 검정 Granger 인과 검정	X	물가→임금
Palley(1999)	임금: Gross Average Hourly Earnings 물가: CPI, CPI Core, PPI	1964M1~1997M12	Granger 인과 검정	—	물가변수와 경기상황에 의존
Mehra(2000)	임금: 비농업부문 단위노동 비용지수, 시간당 보상 물가: Chain-weighted GDP Deflator	1952Q1~1999Q2	Engel·Granger 공적 분 검정 약외생성 검정 Granger 인과 검정	O	물가→임금 (항상) 임금→물가 (高인플레 이션)
Hess· Schweitzer (2000)	임금: 시간당 평균수입, 단위 노동비용, 생산성 감안 시간 당보상 물가: 개인소비지출 Deflator	1960Q1~1999Q3	Updated Granger 인과 검정	X	물가→임금

가)하는 속도와 노동비용이 물가에 반영(임금→물가)되는 속도를 추정함으로써 두 변수의 관계를 파악하였는데 우리나라의 임금과 물가는 완전하게 연동되어 있음을 보였다. 김종욱·윤성관(2003)은 기존 연구에서 임금—물가 인과관계가 다양하게 제시되어 일관성이 없음을 보이고 물가가 안정된 기간만을 대상으로 하여 임금—물가 사이에 공적분 관계는 존재하지 않으며 양 방향으로의 단기적인 인과관계가 유의함을 보였다. 또한, 초기의 가격충격이 다 기간에 걸친 상승효과로 물가상승 압력을 확대시킬 수 있으므로 중장기 인플레이션 전망시 물가와 임금의 상호작용을 고려하는 것이 바람직하다고 주장하였다.

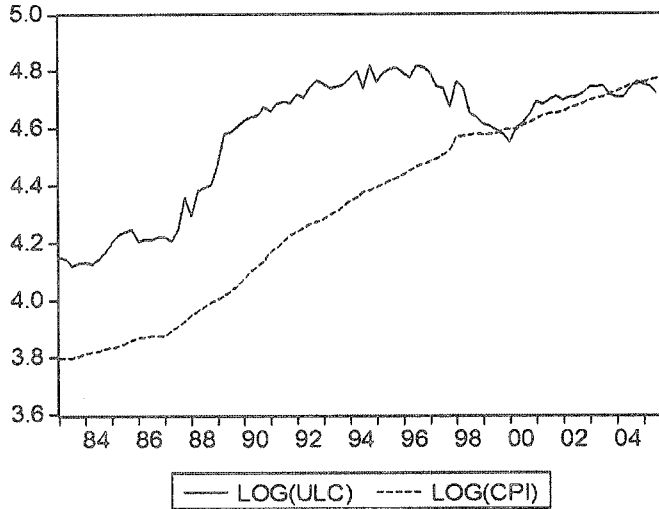
### III. 모형 및 실증분석

#### 1. 자료 및 분석기간

본 연구에서는 제조업 단위노동비용(Unit Labor Cost: ULC)<sup>7)</sup>과 소비자물가지수(Consumer Price Index: CPI)의 관계를 살펴보고자 한다. 노동소득분배율의 정의식에서 도출된 것과 같이 노동소득분배율의 변화가 없는 상황에서 물가변동은 생산성을 고려한 명목임금의 움직임으로 설명될 수 있기 때문이다. 또한, 노동생산성과 함께 노동자의 유보임금이 꾸준히 증가하는 상황에서 물가수준 대비 임금의 상승 혹은 하락을 거시경제적 안정성의 측면에서 평가하기 위해서는 생산성 증가를 감안하여야 한다. 물가지수로는

7) 임금지표로 사용되는 단위노동비용은 명목임금/노동생산성의 산식으로 계산되므로 명목임금 및 노동생산성을 어떻게 정의하느냐에 따라 분석결과 및 해석이 달라질 수 있다. 통상 서비스업 및 전산업의 단위노동비용으로 계산되는 임금 및 생산성지표들은 사업체조사과 가계조사의 표본이 서로 상이하고 서비스업의 경우 생산성에 대한 일관된 지표를 얻기 어렵다는 한계가 있다. 본 연구에서는 노동부의 『매월노동통계조사』에서 상용근로자 기준 10인 이상(1999년 이후 5인 이상)의 사업체를 대상으로 조사하는 명목임금과 산업생산지수에 기반한 물적 노동생산성지수를 이용하여 비교적 시장수요 상황에 영향을 받지 않는 단위노동비용(한국생산성본부)을 고려하였다. 변수 선정과 관련하여 허재준(2001)은 한국 경제의 임금식 추정에 생산성 변수를 포함시키는 경우 실업률 및 여타 가격 변수들의 설명력이 낮아지고 생산성 변수 자체의 유의성도 낮으므로 불안정한 추정이 된다고 보았다. 반면, 박우규(1989), 김치호(1991), 김기화(2000), 김종욱·윤성관(2003) 등 대다수 연구들은 노동생산성이나 자본-노동비율, 단위노동비용 등을 분석의 대상으로 삼고 있다.

(그림 2) 임금과 물가 추이(1983~2005년)



자료: 한국은행·한국생산성본부.

소비자물가지수가 통화정책에 의한 통제 가능성과 경제 주체들의 향후 행동에 미치는 영향력의 측면(전성인 2006)에서 가장 적절한 것으로 평가된다. 분석기간은 물가지수 등의 경제변수가 안정적 움직임을 보이는 1983년 1분기<sup>8)</sup>부터 2005년 4분기까지로 하였다.

(그림 2)의 임금과 물가 추이<sup>9)</sup>를 보면 전반적으로 같은 움직임을 보이고 있으나 임금의 경우 1988년 중에 가파르게 상승하였다가 외환위기 기간 중에 다시 하락하여 2000년 이후 안정적인 관계를 유지하는 것으로 보인다. <표 2>에서와 같이 평균임금상승률은 물가상승률에 비해 낮은 편이지만 변동성은 임금상승률이 더 높으며 임금과 물가 모두 물가안정목표제 도입 이후 증가율이 낮아지고 변동성도 작아진 것으로 보인다.

두 변수의 안정성(stationarity)을 확인하기 위해 전체 기간과 물가안정목표제 도입 이전 기간에 대하여 단위근 검정을 수행하였다. 단위근이 존재한다는 귀무가설(ADF: Augmented Dickey-Fuller, Phillips-Perron)<sup>10)</sup>과 존재하지 않는다는 귀무가설(KPSS:

8) 원유가격과 환율, 금리의 급격한 상승으로 1980년 실질국내총생산은 -3.7% 감소하였으며 소비자물가는 1980~83년 기간 중 각각 28.7%, 21.4%, 7.1%, 3.5%의 상승률을 기록하였다.

9) 본 논문에서 임금(단위노동비용)과 물가(소비자물가지수)는 모두 가격지수이며, 2000년 100의 값을 갖는 원계열을 계절조정(X12)한 다음 로그변환하였다.

10) Phillips-Perron검정은 각 시계열에 대해 Augmented Dickey-Fuller 검정과 같은 결과를 내었으나 표에는 수록하지 않았다.

〈표 2〉 물가안정목표제 도입 전·후의 임금과 물가상승률

(단위: %)

	1983q1 ~ 2005q4	1983q1 ~ 1999q2	1999q2 ~ 2005q4
ULC	0.63 (3.42)	1.03 (3.48)	0.41 (2.15)
CPI	1.09 (0.76)	1.23 (0.67)	0.75 (0.45)

주: 분기평균증가율( $\sqrt{\text{표본분산}}$ )

〈표 3〉 임금(ULC)과 물가(CPI)의 단위근 검정

		1983q1 ~ 2005q4		1983q1 ~ 1999q1	
		ADF	KPSS	ADF	KPSS
ULC	수준(Level)	-0.985 (0.941)	0.276	-0.812 (0.999)	0.218
	차분( $\Delta$ )	-10.634 (0.000)	0.363	-9.307 (0.000)	0.453
CPI	수준(Level)	-0.260 (0.991)	0.255	-2.278 (0.440)	0.139
	차분( $\Delta$ )	-6.345 (0.000)	0.277	-5.165 (0.000)	0.277

주: 1) ( )안은 P-value.

- 2)  $\Delta X_t = a + bT + \sum_{s=1}^k C_s \Delta X_{t-s} + U_t$  ( $k=2,3,4$ ;  $X=ULC, CPI$ )의 추정결과 단위노동비용과 소비자 물가지수 모두  $\beta$ 는 0이라는 귀무가설을 기각하지 못한 반면,  $a$ 의 추정값은 0이라는 귀무가설을 기각하였음. 따라서 두 변수 모두 수준변수에 대하여는 절편과 추세를 포함하고, 차분변수에 대해서는 절편만을 포함한 단위근 검정을 수행하였음.
- 3) KPSS Test는 시계열이 안정적이라는 귀무가설을 검정하며 추세를 포함한 검정의 1%, 5%, 10% 임계값은 각각 0.216, 0.146, 0.119이고, 절편만을 포함한 검정의 경우 각각 0.739, 0.463, 0.347임.

Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin)을 각각 검정한 결과(표 3) 수준변수는 단위근을 가지는 것으로 판단되며 1차 차분변수는 단위근을 갖지 않는 안정적인 시계열로 나타났다.

## 2. 분석모형

앞에서 살펴본 두 변수에 대한 이론적 논의와 시계열 속성은 임금과 물가의 장기 균형관계에 대한 가능성을 시사한다. 두 시계열의 관계는 기대가 반영된 필립스곡선<sup>11)</sup>(Gordon 1985, Stockton and Glassman 1987, Mehra 2000)의 물가식과 임금식으로 설명

11) Stockton and Glassman(1987)은 물가예측 모형으로서 합리적 기대방정식(Rational Expectation Equation with Instantaneous Market Clearing), 통화주의 방정식(Monetarist Equation), 기대가 반영된 필립스곡선(Expectations-Augmented Phillips Curve)을 비교하여 기대가 반영된 필립스곡선을 이용한 예측모형이 가장 우월함을 보였다.

할 수 있다.

$$\Delta p_t = h_0 + h_1 \Delta(w - q)_t + h_2 x_t + h_3 s p_t \quad (3)$$

$$\Delta(w - q)_t = k_0 + k_1 \Delta p_t^e + k_2 x_t + k_3 s w_t \quad (4)$$

$$\Delta p_t^e = \sum_{j=1}^n \lambda_j \Delta p_{t-j} \quad (5)$$

모든 변수는 로그 값으로  $p$ ,  $w$ 는 물가수준과 명목임금이고,  $q$ 는 노동생산성,  $x$ 는 수요압력,  $p^e$ 는 기대물가수준,  $sp$ ,  $sw$ 는 각각 물가식과 임금식에 영향을 미치는 공급충격이다. 물가식 (3)에서 시장수요 및 공급충격이 주어져 있을 때 단위노동비용이 물가수준을 결정하게 됨을 알 수 있다. 한편, 임금식 (4)에 의하면 다른 조건이 일정할 때 기대인플레이션에 의해 임금이 결정되고 식 (5)에서 기대인플레이션은 과거인플레이션에 의해 결정되므로 식 (4)와 (5)는 임금이 과거 물가수준에 의존함을 뜻한다.

두 변수 사이의 장기 관계는 공적분 검정을 통해 밝혀질 수 있으나 단순히 임금과 물가의 공적분 관계는 제 3의 변수에 의한 것일 수 있고, 한 변수가 다른 변수에 일반적으로 연동된 것일 수 있다. Engle, Hendry, and Richard(1983), Mehra(2000)는 공적분 관계에 있는 변수들을 균형관계로부터 영향을 받지 않는(weakly exogeneous) 것과 영향을 받는 것으로 구분하여 시계열간의 인과관계를 분석하였다.<sup>12)</sup> 약외생성(weak exogeneity) 검정은 다음과 같이 수행할 수 있다.

$$(w - q)_t = a_0 + a_1 p_t + U_t \quad (6)$$

$$\Delta p_t = b_0 + \lambda_1 U_{t-1} + \sum_{j=1}^s b_{1j} \Delta p_{t-j} + \epsilon_{1t} \quad (7)$$

$$\Delta(w - q)_t = c_0 + \lambda_2 U_{t-1} + \sum_{j=1}^s c_{1j} \Delta(w - q)_{t-j} + \epsilon_{2t} \quad (8)$$

임금과 물가가 식 (6)과 같은 장기 관계에 있을 때, 전기의 잔차항( $U_{t-1}$ )을 포함한 물가식과 임금식 (7), (8)을 추정하여 계수( $\lambda_1$ ,  $\lambda_2$ )의 유의성과 부호, 크기에 따라 물가

12) Engle and Granger(1987)에 따르면 두 변수간 공적분 관계가 존재하는 경우 최소한 한 방향으로의 그랜저-인과 관계가 존재한다.

가 임금에 연동되는지, 임금이 물가에 연동되는지 혹은 서로 영향을 주고받는 관계인지 판단할 수 있다.  $\lambda_1$ 이 0의 값을 갖는다면 물가는 임금과의 장기 관계에 영향을 받지 않으므로 식 (6)은 물가→임금의 경로만이 존재하는 장기 임금식이 되고, 마찬가지로  $\lambda_2$ 가 0의 값을 갖는다면 식 (6)은 장기 물가식이 된다.

앞서 설명한 공적분과 약의생성 검정은 임금과 물가 사이의 장기 관계에 초점을 맞추고 있다. 두 변수가 장기적으로 일정한 관계를 유지하는지 여부와 독립적으로 각 변수의 단기적인 변동이 다른 변수에 영향을 미치는지의 여부 또한 임금과 물가 관계의 한 측면이다.

$$\Delta p_t = b_0 + \lambda_1 U_{t-1} + \sum_{j=1}^s b_{1j} \Delta p_{t-j} + \sum_{j=1}^s b_{2j} \Delta(w-q)_{t-j} + \epsilon_{1t} \quad (9)$$

$$\Delta(w-q)_t = c_0 + \lambda_2 U_{t-1} + \sum_{j=1}^s c_{1j} \Delta(w-q)_{t-j} + \sum_{j=1}^s c_{2j} \Delta p_{t-j} + \epsilon_{2t} \quad (10)$$

식 (9)와 (10)의  $b_{2j}$ ,  $c_{2j}$  ( $j=1,2,\dots,s$ )가 모두 유의한 값을 갖는다면 장기 관계와 독립적으로 임금과 물가 간에 연쇄상호작용(wage-price spiral)이 존재한다고 판단할 수 있으며, 모든  $b_{2j}$ 와  $\lambda_1$ 의 값이 0이라는 귀무가설을 기각한다면 임금은 물가에 그랜저-인과<sup>13)</sup>하고 모든  $c_{2j}$ 와  $\lambda_2$ 의 값이 0이 아니면 물가는 임금에 그랜저-인과한다.

### 3. 분석 결과

<표 4>에 임금과 물가의 공적분 관계에 대한 검정 통계량을 정리하였다. Trace와 Maximum Eigenvalue 검정 모두 전체 기간과 물가안정목표제의 도입 이전 기간에 대해 공적분 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하였다.<sup>14)</sup> 그러나 물가안정목표제 이

13) Engle and Granger(1987)에 따르면 공적분된 변수는 오차수정모형이 존재하므로 인과검정에도 오차수정항이 포함되어야 하나 그랜저-인과 검정은 단순히 두 시계열 정보간의 선형성을 확인하는 것에 불과하다. 본 연구는 임금과 물가 관계의 구조변화와 그 내용을 파악하는 데 중점을 두고 있으며, 임금과 물가 간의 인과관계를 파악하기 위해서는 추가적으로 충격반응함수나 분산분해를 살펴보는 것이 필요하다.

14) Johansen(1991)의 벡터오차수정모형(VECM)을 통해 검정하였으며, 모든 분석 기간에 대해 SC(Schwarz information criterion)를 제외한 모든 검정통계량(LR: sequential modified LR test statistic; FPE: Final prediction error; AIC: Akaike information criterion; HQ: Hannan-Quinn information criterion)에서 최적 시차로 2가 계산되었다. 많은 사업체에서

〈표 4〉 공적분 검정 결과

	$k^1)$	Trace Test	Maximum Eigenvalue Test
1983q1 ~ 2005q4	2	30.728***	26.244***
1983q1 ~ 1999q1	2	24.443**	15.758*

주: 1) 시차는 기간별 공적분 검정 통계량이 Trace와 Max-Eigen Test 모두에서 가장 유의한 값을 갖도록 선택하였음.

2) \*\*\*, \*\*, \* 는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준(Johansen, 1991).

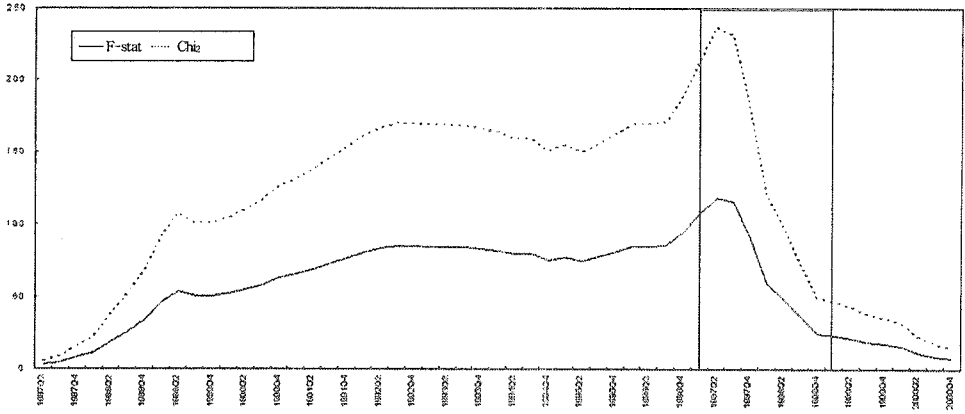
전 기간을 대상으로 한 검정에서 검정통계량의 유의성이 상대적으로 낮은 수준을 보여 물가안정목표제의 도입 이전 기간에 두 변수 사이의 공적분 관계가 변화하였을 가능성을 보인다.<sup>15)</sup>

Stock and Watson(1993), Emery and Chang(1996)의 안정성 검정을 이용하여 임금과 물가간 공적분 관계가 불안정해지는 시점을 추정하였다. [그림 3]에서 구조변화의 유의성을 가리키는  $F$ ,  $\chi^2$ 통계량이 모두 1997년 2~3/4분기에 급격히 상승하였다가 물가안정목표제가 도입된 1998년 4/4분기 이후 하락하여 안정되는 것을 볼 수 있다.<sup>16)</sup> 이 결과는 물가안정목표제의 도입 이전인 외환위기 기간<sup>17)</sup> 중에 임금과 물가의 관계가 변화하였으며 이후 물가안정목표제의 도입과 시기를 같이하여 두 변수의 관계가 다시 안정되었음을 시사한다. 그러나 Stock and Watson(1993)은 단일방정식 체계에서의 공적분 안정성을 검정하고 가설검정을 위한 임계값은 제시하지 못하는 한계가 있다. Hansen and

새로운 근로계약이 적용되는 시점부터 임금교섭이 시작되어 1,2분기 후에 임금인상률이 결정되면 기초까지 소급하여 적용되는 관행에 기인하는 것으로 보인다. 한편 외환위기 기간 중 1997년 4분기, 1998년 1,2분기의 더미변수는 모형의 적합도를 개선시키는 효과가 있는 것으로 나타났으나 더미변수를 포함시키거나 제거하는 것이 임금과 물가의 공적분 관계에는 영향을 미치지 못하였다.

- 15) Stock and Watson(1993), 백용기(1996), Mehra(2000) 등은 부분 기간(sub periods) 동안 서로 다른 공적분 관계가 존재하더라도 전체 기간에 시계열간의 공적분 관계가 유의하게 존재하는 경우를 보인다.
- 16) Hansen(1992)은 FM estimators(Fully Modified estimators)를 통해 공적분 관계의 불안정성을 검정하는 F 통계량을 제안하였다. 본 연구에서 사용된 1983~2005년 중 단위노동비용과 소비자물가지수의 관계를 분석한 결과 1988년, 1991~92년, 1994년, 1998~99년에 불안정성이 컸던 것으로 추정되었다.
- 17) 홍승재·강규호(2004)는 주요 경제변수들의 시계열 속성을 분석하여 1997년 10월부터 1999년 2월까지의 기간 중에 물가와 환율, 금리 등 우리나라의 경제구조가 변화하였음을 보였다.

(그림 3) Stock and Watson 공적분 안정성 검정



주:  $(w_t - a_t) = a + \beta p_t + (\theta + \delta p_t)1(t > \tau) + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta p_{t-i} + \varepsilon_t$  식에서 각  $t$ 에 대해  $(\theta + \delta p_t)$ 가 모두 0이라는 귀무가설에 대한  $F$  통계량과  $\chi^2$  통계량으로,  $\tau$ 는 가능한 구조변화 시점이며,  $1(t > \tau)$ 는 ( ) 안의 조건이 만족되는 경우 1의 값을 갖고 그 외에는 0의 값을 갖는 indicator function임.

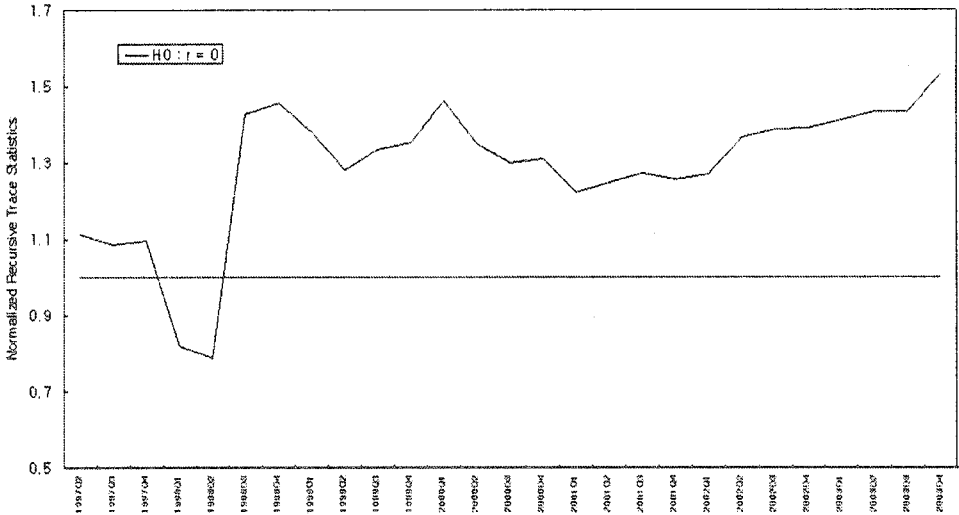
Johansen(1993, 1999)은 공적분된 VAR 체계에서의 안정성을 검정하는 방법을 제안하였다.<sup>18)</sup> Johansen(1991)에 따라 분석기간의 일부 구간( $t = 1, \dots, T_0$ )에 대하여 전체 모수와 Trace 통계량을 추정하고  $T_0$ 를 전체 분석기간  $T$ 까지 늘려가면서 이 과정을 반복한다. 이렇게 얻은 Trace 통계량을 Mackinnon, Haug, and Michelis(1999)로부터 구한 0.05% 유의수준의 임계값으로 나누어 (그림 4)와 같이 표준화한다. 실선은 Rank가 0이라는 귀무가설에 대한 통계량으로 1보다 큰 값을 가지면 95% 신뢰수준으로 귀무가설을 기각한다. (그림 4)에 따르면 1998년 1/4분기와 2/4분기에 임금과 물가의 공적분 위수(rank)에 변화가 있었으며 이는 외환위기 이후 임금과 물가의 장기 관계에 구조변화를 발생하였음을 뜻한다.

공적분 관계의 구조변화를 고려하여 전체 기간과 물가안정목표제의 도입 이전 기간, 외환위기 이전 기간을 대상으로 각각에 대해 공적분 벡터를 추정하여 <표 6>에 정리하였다. 전체 분석 기간(1983~2005년)에 대해서는 벡터오차수정모형(VECM)과 동적OLS

18) Hansen and Johansen(1999)은 cointegration rank와 cointegration space for a given cointegration rank, individual elements of cointegrating vectors의 안정성을 검정하는 방법 세 가지를 각각 제시하였다. 본 논문에서는 Diamandis and Kouretas(1995)을 따라 Hansen and Johansen(1993)의 'Rank test'를 이용하여 임금과 물가 간 장기 관계의 구조변화 시점을 추정하였다.



(그림 4) Hansen and Johansen 공적분 안정성 검정



주: Recursive Estimation of Trace Statistics in 'Z-representation'(Hansen and Johansen, 1999).

(Dynamic OLS), 완전수정 OLS(Fully Modified OLS)에서 서로 비슷한 공적분 벡터가 추정되었다. 또한 외환위기 이전 기간(1983년 1사분기~1997년 1사분기)에는 각 분석방법들이 유사한 결과(임금물가연동계수 0.94~0.97)<sup>19)</sup>를 내었으나 외환위기 기간을 포함하면 추정방법에 따라 상이한 연동계수값(0.62~0.90)<sup>20)</sup>이 계산되었다. 이처럼 외환위기 기간을 포함하는 경우 추정방법에 따라 공적분 벡터가 바뀌는 것은 앞의 공적분 안정성 검정에서 확인한 바와 같이 해당 기간 중 임금과 물가의 장기 관계가 변화하였을 가능성을 뒷받침한다. 한편, 1997년 2사분기 이후와 1999년 2사분기 이후 2005년까지의 자료를 이용하여 공적분 관계를 추정한 결과 물가항의 계수가 각각 0.63, 0.39(VECM)와 0.50, 0.79(DOLS), 0.54, 0.80(FMOLS)으로 추정되어 1보다 작은 값을 가지는 것으로 분석되었다. 즉 구조변화 이전에는 물가와 임금이 같은 비율로 상승하였으나 구조변화 이후에는 임금인상 폭이 물가상승률보다 낮아 실질임금이 하락 추세를 보이고 있다. 실질

19) 연동계수가 1이라는 귀무가설을 기각하지 못하였다. 한편, 임금과 물가 모두 로그 값이므로 물가항의 계수는 물가상승에 대한 임금의 탄력도 혹은 임금과 물가의 장기연동계수로 해석할 수 있다. 앞서 설명한 물가연동제하의 임금물가연동계수와 달리 물가→임금의 인과 경로는 알 수 없으며 단지 장기적인 '연동' 수준을 의미한다.

20) VECM과 DOLS 추정에 외환위기 기간에 대하여 더미 변수를 포함시키지 않고 추정한 경우에는 각각 0.80과 0.79의 연동계수가 계산되어 각 추정방법들 사이의 차이가 줄어들지만 FMOLS 추정결과(0.62)와의 차이는 여전히 크다.

〈표 6〉 임금과 물가의 공적분 벡터

	전체 기간	외환위기 이전	물가안정목표제 이전
	1983q1 ~ 2005q4	1983q1 ~ 1997q1	1983q1 ~ 1999q1
VECM <sup>1)</sup>	W-0.63P-1.52 (0.08) (0.35)	W-0.94P-0.46 (0.08) (0.31)	W-0.90P-0.57 (0.09) (0.34)
DOLS <sup>1)2)</sup>	W-0.63P-1.67 (0.03) (0.13)	W-0.97P-0.37 (0.03) (0.12)	W-0.86P-0.80 (0.04) (0.15)
FMOLS <sup>3)</sup>	W-0.62P-1.93 (0.07) (0.31)	W-0.95P-0.62 (0.06) (0.25)	W-0.62P-1.95 (0.12) (0.48)

주: ( )안은 S.E.

- 1) 1997년 4분기와 1998년 1, 2분기에 대하여 더미변수를 포함.
- 2) lag와 lead를 각각 2로 두었음.
- 3) Bruce E. Hansen이 제공하는 Gauss Code([http://www.ssc.wisc.edu/~bhansen/progs/progs\\_subject.htm](http://www.ssc.wisc.edu/~bhansen/progs/progs_subject.htm))이름.

임금의 하락은 앞에서 살펴본 바와 같이 수요충격에 비해 부의 공급충격이 커지거나 노동자의 협상력이 약화되었을 가능성을 제기한다.

〈표 7〉에 임금과 물가의 약외생성 및 단기적인 파급효과에 대한 분석결과를 정리하였다. 1983~97년 기간 중 임금과 물가의 장기 관계에서 계산된 오차수정항( $U_{t-1}$ )은 물가식에서 유의한 추정 결과를 보이나 임금식에서의 유의성은 낮다. 반면 전 기간 및 1999~2005년 기간에는 물가와 임금식 모두에서 오차수정항의 유의성이 높게(-0.10\*\*(0.04)) 추정되었다. 이는 임금식에서 전기 물가상승의 설명력이 낮아진 것(1997년 2/4분기 이전 2.23 → 1999년 2/4분기 이후 0.93)과 함께 임금결정행태의 변화를 시사한다.

보다 자세히 보면, 구조변화 이전 임금식에서 물가상승률에 비해 오차수정항의 설명력이 낮게 추정된 것은 노·사간 임금교섭 과정에서 물가상승분 이상의 명목임금 인상을 추구하였기 때문으로 풀이할 수 있다. 그러나 장기적으로는 임금과 물가수준이 같은 비율로 증가하여 실질임금은 일정 수준을 유지하였으며 이는 노동자 및 기업의 협상력이 상호 대등한 관계에 있었다고 해석할 수 있겠다.

반면, 구조변화 이후에는 실질임금의 하락추세를 반영하는 오차수정항이 임금식에서 높은 설명력을 보이고 있다. 이는 위에서 언급한 바와 같이 일정 부분 노동자의 협상력 약화가 실질임금의 하락이라는 형태로 노·사간 임금결정에 반영되었을 가능성을 시사한다. 기업은 시기에 관계없이 노동비용 상승을 물가 상승으로 전가하는 행태를 보이고 있다. 한편 위의 공적분 벡터 추정에서 확인한 마크업률의 상승은 기업의 상대적인 협상력 상승에 기인한 면도 있겠으나 구조변화 이후 물가식의 적합도가 낮아진 것( $R^2: 0.47$

〈표 7〉 벡터오차수정모형 추정결과

	1983q1~2005q4 <sup>2)</sup>		1983q1~1997q1		1999q2~2005q4	
	D(W)	D(P)	D(W)	D(P)	D(W)	D(P)
$U_{t-1}$ <sup>1)</sup>	-0.039* (0.023)	0.020*** (0.003)	-0.091 (0.066)	0.040*** (0.010)	-0.116** (0.051)	0.045*** (0.012)
$D(W_{t-1})$	-0.051 (0.104)	0.040** (0.017)	-0.149 (0.146)	0.017 (0.023)	0.155 (0.182)	0.062 (0.042)
$D(W_{t-2})$	0.007 (0.104)	0.017 (0.017)	0.051 (0.140)	0.007 (0.022)	0.046 (0.197)	-0.014 (0.045)
$D(P_{t-1})$	2.371*** (0.616)	0.261** (0.103)	2.235** (0.845)	0.260* (0.133)	0.963 (0.841)	-0.008 (0.193)
$D(P_{t-2})$	-0.405 (0.523)	-0.020 (0.087)	0.154 (0.889)	0.051 (0.140)	2.189** (0.824)	-0.119 (0.189)
$R^2$	0.26	0.57	0.17	0.47	0.17	0.09
Wald <sup>3)</sup>	0.00	0.05	0.02	0.75	0.04	0.26

주: 1) 앞의 공적분 관계에서 계산된 오차항.

2) 전체 분석기간에 대하여 추정된 모형은 1997년 4/4분기와 1998년 1/4, 2/4분기의 더미변수를 포함.

3) 임금식에 포함된 물가의 시차변수들이 모두 0이라는 귀무가설의 P-value, 물가식의 경우는 임금식의 시차변수.

4) \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 계수가 0이라는 귀무가설을 기각함.

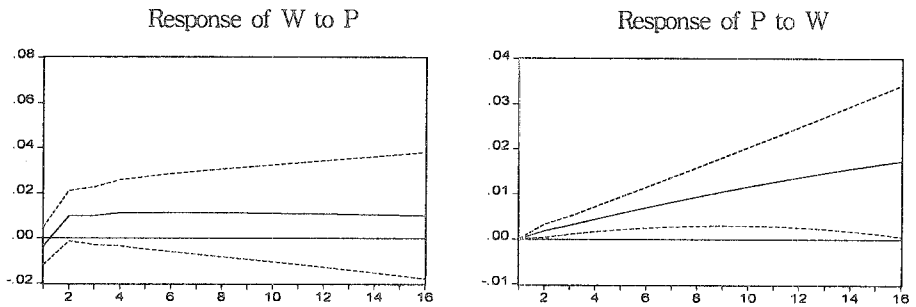
→ 0.09)으로 미루어 원자재나 환율 등의 외부적인 가격충격이 증가한 데서 비롯된 것으로 판단된다.

임금인상이 물가 상승으로 이어지는 단기적인 파급효과는 유의하지 않으나 물가 상승은 임금식과 물가식 모두에서 높은 설명력을 보이고 있음을 확인할 수 있다. 한편 전기의 물가 상승이 물가에 미치는 영향은 1999~2005년 기간에 음의 값을 갖고 유의성이 없는 것으로 추정되었다. 이는 임금—물가 관계의 구조변화 이후 인플레이션 자체의 지속성이 약화된 데서 비롯된 것으로 판단된다.

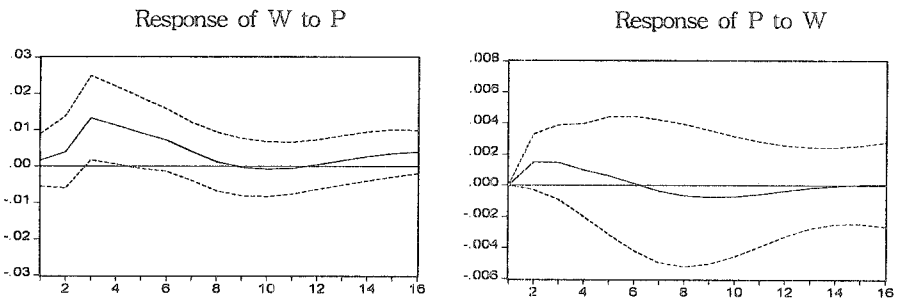
앞서 언급한 것과 같이 변수간 장·단기 관계를 추정하는 오차수정모형은 그랜저—인과 검정의 일종으로서 변수 사이의 동학관계를 파악하는 것은 용이하나 엄밀한 의미의 인과관계를 드러내는 데는 한계가 있다. 가하지 않은 VAR 모형에서의 직교화된 충격반응함수(Impulse Response Function)와 분산분해(Variance Decomposition)를 통해 임금과 물가 사이의 인과관계를 살펴보았다. 변수 순서는 앞의 분석 결과를 반영하여 단기적인 물가충격이 임금에 영향을 준다는 점을 고려하였다. [그림 5a]에 따르면 구조변화 이

전에는 임금충격이 장기적으로 물가수준에 영향을 주고 물가충격이 임금에 미치는 영향은 뚜렷하지 않은 것으로 나타나, 오차수정모형에서의 분석 결과를 지지하는 것으로 보인다. 이후 기간에는 물가충격에 대해 임금이 단기적으로만 유의하게 반응하는 것으로 분석되었고 임금충격에 대해 물가수준은 유의한 반응을 보이지 않는 것으로 나타나 구조변화 이후 임금과 물가의 연결고리가 약화되었음을 보인다. (그림 5b)의 분산분해 결과에서도 구조변화 이후 물가의 장기변동성 가운데 임금에 의해 설명되는 부분이 크게 줄어들었음을 확인할 수 있다.

(그림 5a) 구조변화 전·후의 충격반응함수



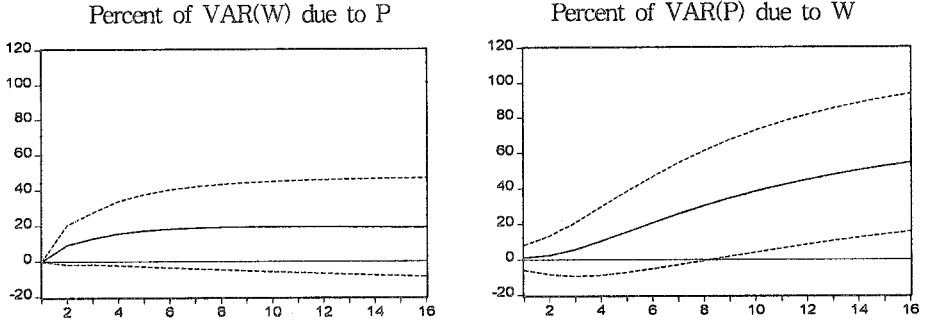
(1998년 1/4분기 ~ 1997년 1/4분기)



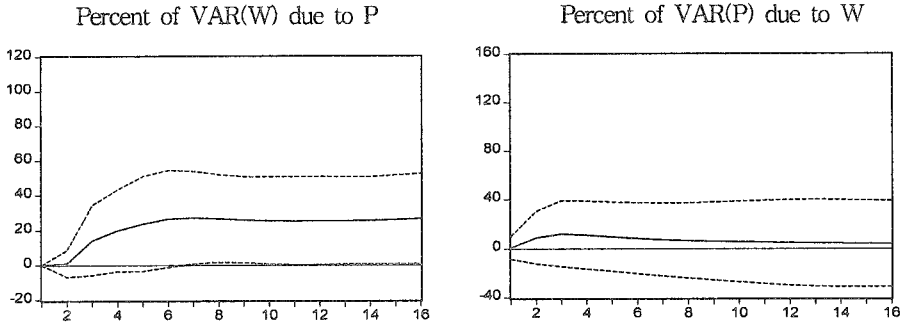
(1999년 2/4분기 ~ 2005년 4/4분기)

주: Impulse Response to 1 S.D. Shock  $\pm$  2 S.E.

(그림 5b) 구조변화 전·후의 분산분해



(1998년 1/4분기 ~ 1997년 1/4분기)



(1999년 2/4분기 ~ 2005년 4/4분기)

주: Variance Decomposition  $\pm$  2 S.E.

#### IV. 결 론

본 논문은 임금과 물가의 관계가 동태적으로 변화하는 양상을 검토하였다. 최근 연구 결과는 물가상승률 목표 수준을 명시적으로 밝히는 정책이 경제 내부의 물가상승 압력을 통제하는 데 효과적임을 보이고 있다. 그러나 인플레이션과 경제적 안정의 중요한 경로인 임금과 물가의 상호관계가 어떻게 변화하였는지에 대한 연구는 미흡한 실정이다. 물가안정목표제의 정책 의도가 달성되었다면 공급충격에 비해 경제 내 수요충격의 비중이 감소하여 장기적으로 물가변동에서 임금의 비중은 감소할 것이다. 또한, 외환위기 이

후 전반적인 실업률 증가와 노동시장 유연화는 노동자의 협상력이 약화되어 실질임금이 하락하였을 가능성을 제기한다.

분석 결과 1997년 외환위기에 이은 노동시장의 환경변화와 1999년 물가안정목표제 도입 이후 화폐 측면의 수요교란 요인 축소는 임금과 물가 사이의 장기 관계를 변화시킨 것으로 보인다. 추정된 구조변화 시점(1997~99년)으로 기간을 나누어 본 결과 1983년부터 1997년까지 기간에 임금은 전기의 물가 상승에 유의하게 반응하는 가운데 물가는 임금과의 장기 관계를 유지하도록 조정되어 결국 실질임금은 일정 수준을 유지하였다. 반면, 구조변화 이후 기간으로 추정되는 1999년부터 2005년까지 기간에서는 물가변동의 임금이 대한 설명력이 낮아지고 실질임금의 하락 추세가 뚜렷해지게 되었다.

두 변수 사이의 연결고리 약화로 요약되는 이러한 임금결정행태 및 임금과 물가 관계의 변화는 경제내 수요교란의 비중 축소와 노동자의 협상력 약화를 시사한다.<sup>21)</sup> 결국, 최근의 물가안정은 수요충격을 최소화하려는 정책적 노력뿐 아니라 노동시장 및 제도적 변화에 의한 것으로 판단할 수 있다. 그러므로 장기적 물가안정을 유지하기 위해서는 신중한 통화정책을 통하여 수요 측면에서의 충격요인을 최대한 억제하고 노·사 관계의 다양한 변화 요인에 유의해야 함을 알 수 있다.

## 참고문헌

- 김기화. 「임금·물가·생산성의 순환적 특성과 고비용 논쟁」. 『경제학연구』 48집 3호 (2000. 4): 235-266.
- 김정우. 「노동소득분배율의 변동추이와 의미」. 『월간 노동리뷰』. 한국노동연구원, (2005. 5): 55-65.
- 김원선. 「물가임금연동제가 경기변동에 미치는 영향」. 『경영경제연구』 23권 1호, (2000. 6): 75-94.
- 김종욱·윤성관. 「임금과 물가간 상호작용이 물가상승압력의 확대에 미치는 영향」. 『조사

21) 한편, 임금이 물가변동에 불완전하게 연동(명목경직성)하는 경우 확장적 통화정책은 실질임금의 하락을 통해 단기적인 경기확장을 가능케 한다. 그러나 현재의 임금-물가 관계는 결국 신뢰도 있는 통화정책의 수립·집행을 통하여 얻어진 것이므로 단기적인 경기부양을 위해 통화정책을 사용하는 경우 소기의 정책목표를 달성할 수 없게 된다.

- 통계월보』. 한국은행, (2003. 12): 23-46.
- 김창근. 「임금-물가간의 인과관계 재검토」. 『금융경제연구』 3권 4호, (1990): 69-98.
- 김치호. 「우리나라의 노동시장 모형」. 『조사통계월보』. 한국은행, (1991. 11): 19-47.
- 김치호·함정호. 「임금물가연동의 거시경제적 효과」. 『금융경제연구』 제44호, 한국은행 금융경제연구원, (1992. 8)
- 박우규. 「임금과 물가의 구조적 안정」. 『KDI 정책포럼』 75호, 한국개발연구원, (1995): 1-8.
- \_\_\_\_\_. 「단위노동비용과 물가」. 『한국개발연구』 11권 4호, (1989. 겨울): 23-38.
- 백웅기. 「인플레이션과 단위노동비용간의 동태적 구조」. 『한국 물가변동구조의 분석과 정책대응』, pp. 25-62. 한국개발연구원, 1996.
- 전성인. 「한국의 물가안정목표제 운용경험과 정책과제」. 『금융경제연구』 제241호, 한국은행 금융경제연구원, (2006. 1).
- \_\_\_\_\_. 「통화·물가·명목임금의 장단기 동학에 관한 연구」. 『한국개발연구』 14권 1호, (1992. 봄): 37-60.
- 최성권·김원철. 「한국에서의 명목임금과 물가간의 인과관계」. 1988년 정기학술대회, 한국경제학회, 1989.
- 허 식. 「효율성임금과 물가연동간의 관계: 두 부문 거시모형 접근방식」. 『응용경제』 4권 1호, 한국응용경제학회, (2002. 6): 51-65.
- 허재준. 「임금식과 생산성변수의 역할」. 2001년 경제학 공동 학술대회 발표자료, 한국금융학회, 2001.
- 홍승제·강규호. 「마코프-스위칭 GARCH모형을 이용한 외환위기 전후 경제레짐 변화시점 추정」. 『금융경제연구』 제172호, 한국은행 금융경제연구원, (2004. 1).
- Blanchard, Olivier J. "The Wage Price Spiral." *The Quarterly Journal of Economics* 101 (3) (August 1986): 543-566.
- Diamandis, Panayiotis F., and Kouretas, Georgios P. "Cointegration and Market Efficiency: a Time Series Analysis of the Greek Drachma." *Applied Economics Letters* 2 (8) (August 1995): 271-277.
- Emery, Kenneth M., and Chang, Chih-Ping. "Do Wages Help Predict Inflation?." *Economic Review*. Federal Reserve Bank of Dallas, (First Quarter, 1996): 2-9.
- Engle, Robert F., Hendry, David F., and Richard, Jean-Francois. "Exogeneity."

- Econometrica*. 51 (2) (March 1983): 277-304.
- Engle, Robert F., and Granger, Clive W. J. "Co-integration and Error-Correction: Representation, Estimation, and Testing." *Econometrica* 55 (2) (March 1987): 251-276.
- Fischer, S. "Wage Indexation and Macroeconomic Stability." In *Stabilization of the Domestic and International Economy*, edited by Karl Brunner and Allan H. Meltzer, pp. 107-148. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 5, 1977.
- Gordon, Robert F. "The Role of Wages in the Inflation Process." *The American Economic Review* 78 (2) (May 1988): 276-283.
- \_\_\_\_\_. "Understanding Inflation in the 1980s." *Brookings Papers on Economic Activity* 1 (1985): 263-299.
- Hansen, Bruce E. "Tests for Parameter Instability in Regressions With I(1) Processes." *Journal of Business and Economic Statistics* 10 (3) (September 1992): 45-59.
- Hansen, Henrik and Johansen, S. "Some Tests For Parameter Constancy in Cointegrated VAR-models." *Econometrics Journal* 2 (2) (December 1999): 306-333.
- \_\_\_\_\_. "Recursive Estimation in Cointegrated Var-models." Working Paper, Institute of Mathematical Statistics, University of Copenhagen, 1993.
- Hess, Gregory D., and Schweitzer, Mark E. "Does Wage Inflation Cause Price Inflation?." *Policy Discussion Papers*. Federal Reserve Bank of Cleveland, 2000.
- Johansen, S. "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models." *Econometrica* 59 (6) (November 1991): 1551-1580.
- Levin, Andrew T., Natalucci, Fabio M., and Piger, Jeremy M. "The Macroeconomic Effects of Inflation Targeting." *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 86 (1) (2004): 51-86.
- Mackinnon, James G., Haug, Alfred A., and Michelis, Leo. "Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests For Cointegration." *Journal of Applied Econometrics* 14 (5) (September 1999): 563-577.
- Mehra, Yash. "Wage-Price Dynamics: Are They Consistent with Cost Push?" *Economic Quarterly* 86 (3), Federal Reserve Bank of Richmond, 2000.



- \_\_\_\_\_. "Wage Growth and the Inflation Process: An Empirical Note." *American Economic Review* 81 (4) (September 1991): 931-937.
- Palley, Thomas I. "The U.S. Inflation Process: Does Nominal Wage Inflation Cause Price Inflation, Vice-versa, or Neither?" *Review of Radical Political Economics* 31 (3) (Summer 1999): 12-19.
- Simonsen, M. H. "Indexation : Current Theory and the Brazilian Experience." In *Inflation, Debt and Indexation*. edited by Rudiger Dornbusch and M. H. Simonsen, pp. 99-102. Cambridge, Mass.: The MIT Press, 1983.
- Stock, James H., and Watson, M. DW. "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems." *Econometrica* 61 (4) (July 1993): 783-820.
- Stockton, David J., and Glassman James E. "An Evaluation on the Forecast Performance of Alternative Models of Inflation." *Review of Economics and Statistics* 69 (1) (February 1987): 108-117.

abstract

---

## The Relation between Wage and Price Under Low Inflation Rate

Hyun Chang Yi<sup>\*</sup>

Even though the foreign currency crisis in 1997 and the introduction of Inflation Targeting(IT) have been considered as key factors for current low inflation, there have been few attempts to explain what is the contribution of the dynamics of wage and price to the low inflation. This study is to analyze the relation between wage and price especially focusing on how it through the economic events using cointegration instability tests. The result shows that the short and long-run relation between two variables have changed through the period of 1997 ~ 1999. In the first subperiod, wage tended to respond immediately to inflation shocks, whereas price responded to wage shocks in a long-run. Moreover, the cointegration coefficient of price was equal to 1. In the second subperiod, however, the dynamics from price to wage has been weakened and the real wage has declined apparently. These findings mean that the workers have failed to raise their wage at the rate of inflation, that is, the so-called wage-price spiral was broken for the second subperiod. The implication of this study is that the relatively weak bargaining power of workers, or the condition of labor market, is one of the primary factors of the current low inflation.

Key Words: Wage, Price, Cointegration